

戦後日本の地域間格差の動向*

谷 沢 弘 毅

(1) 問題の所在

本稿は、戦後日本における地域間所得格差(以下、地域間格差という¹⁾)の動向を既存統計を使用して定量的に分析することを目的としている。従来、地域間格差の計測値は、地域開発政策(あるいは国土政策)の必要性を確認するバロメーターとして、全国総合開発計画等の策定にあたって注目されてきた。

ところがその時系列分析は、①地域所得統計が過去数次にわたって改定され、長期遡及統計が未整備であったこと²⁾、②要因分解の可能な計測方法が適切に使用されなかったこと等により、統一的にはおこなわれてこなかった。しかし①に関しては、最近にいたり新SNAの表象形式にあわせた長期遡及推計が1965年度まで試みられるなど、ようやく地域別の所得に関する統計の整備が進みつつある。また②については、過去の研究から地域間格差をしめす指標のうちジニ係数や変動係数等が要因分解することが可能である。すなわちジニ係数は所得要素による分解が可能である。いま m 個の所得要素がある場合、地域間格差(G)を以下のように要因分解することができる³⁾。

$$G = \sum_{i=1}^m W_i \cdot \bar{G}_i$$

ここで i は所得要素名、 W_i は第 i 番目の所得要素の合計額が総所得に占める割合、 \bar{G}_i は擬ジニ係数(i の分布を所得総額の順位に並べてジニ係数と同様の計測をおこなった数値)を示している。 $W_i \cdot \bar{G}_i$ を加重擬ジニ係数と呼ぶと、地域間格差は加重擬ジニ係数により所得要素別要因に分解できる。一方、変動係数は構成集団による分解が可能である。いま n 個の集団が

ある場合、変動係数(より正確には変動係数の2乗を2で除した値; T)を以下のように要因分解することができる⁴⁾。

$$T = T_b + \sum_{j=1}^n W_j \cdot T_j$$

ここで j は集団名、 T_b は集団間(between-group)の格差、 T_j は j 集団内(within-group)の格差、 W_j は第 j 番目の集団に対するウェイトを示す。地域間格差は、集団間格差要因と各集団内格差要因($W_j \cdot T_j$)に分解できる。

以上のように近年、地域間格差の動向とその構造変化を真正面からとらえる分析が可能となったにもかかわらず、現状ではそのような試みは行われていないように思われる。そこで本稿は、まず従来の業績をサーベイした上で、地域所得統計と世帯所得統計の2種類の統計によって、地域別計数の入手可能な1960年代中央以降について地域間格差の動向を検討することにした。

(2) 従来の業績のサーベイ

戦後における地域間格差の実証研究を概観すると、分析対象期間から主に3つの時期に分けることができる。

まず第1の時期は、1950年代から60年代前半である。この時期の研究として篠原(1964)、西岡(1966)、伊藤(1967)等があげられる。とくに篠原(1964)は、人口を固定した変動係数が50年以降10年間を通してほぼ変化しなかったことに関心を示した。そしてこの理由として比較的後進の県(または非工業県)同士、あるいは比較的先進の県(または工業県)同士ではそれぞれ格差縮小傾向がみられたが、先進県と後進県相互の間では格差拡大傾向が見られたため結果的

に相殺して変化がなかったと論じた。また地域間格差に大きな影響を与える製造業の純付加価値生産性格差は、58年時点で産業構造差(40%)、規模構造差(25%)、その他の要因(35%)で構成されていると指摘した。いずれも地域間格差を産業構造論の視点より分析した点で、以後の研究方向を確定することとなった。他方、伊藤(1967)は60年代の格差縮小の要因として、①低所得県から高所得県への人口移動、②財源調整制度の実施、③地域開発金融の実施、④米の価格支持政策、をあげている。このうち財源調整制度の効果については、還流率という概念を提示して低所得県ほど財政トランスファーが高いことを示しており、ユニークな分析となっている。

第2の時期は、1970年代の格差縮小期である。代表的な研究として、田原ほか(1977)、榎本(1980)、安東(1981)、同(1986)、経済審議会(1981)、綿貫(1984)等があげられる。このうち安東は、全国を経済の発展段階から独自の3地域に分類した上で、1人当たり県民所得を就業率と所得生産性に分解して格差変動の寄与度を比較した。その結果、当時期の格差縮小には所得生産性の格差縮小が大きく寄与していると指摘した。また地方圏で非世帯主(特に女子)の就業率の上昇がおこったことも格差縮小をもたらしたとした。このうち生産性格差を地域間格差の要因に求める分析手法(以下、生産性アプローチという)は、榎本(1980)、綿貫(1984)、鈴木(1989)等でも同様におこなわれている。もっとも生産性アプローチでは、生産性格差の縮小が具体的にどの産業により達成されたかの明確な指摘がなされていない点が問題である。また坂下(坂下(1987)、同(1988)、同(1989))は、各地域の要素賦存比率が地域間の(平均)所得格差を決定するという命題を提示した上で、地域間格差の発生要因を生産性アプローチに求める議論は単なる同義反復にすぎないと主張した。

さらに第3番目の時期として、80年代があげられる。この時期を扱った研究は、オイル・ショック以降の低成長下で地域間格差が再び拡大に転じたことに注目しておこなわれた。経済企

画庁(1986)、同(1987)、同(1990)、鈴木(1989)等があげられる。このうち80年代における格差拡大の要因については、経済企画庁(1987)に代表されるように、①第3次産業が東京圏を中心に成長していることから首都圏の雇用吸収力が上昇している上に、こうした産業を中心に賃金格差が拡大していること、②電気機械、自動車等の機械工業や情報関連サービスなどの成長産業の偏在、③本社機能、金融サービス機能等の東京への集中、④公共投資の抑制等、を上げているものが多い。これらの要因のうち①、②が生産面、③が分配面、④が支出面を重視しているが、それぞれの要因がどの程度地域間格差に影響を与えているかについては言及されていない。また経済企画庁(1990)のように、地域間格差をその構成地域に分解して、東京圏の極集中傾向を確認している分析も見受けられる。

以上に紹介した時系列分析の特徴を要約すると、①地域所得統計による分析が過半を占め、世帯所得統計を使用した研究がほとんどないこと、②地域所得統計では分配面の分析が中心であり、経済循環の視点にもとづく生産面・支出面の分析が少ないこと、③それぞれの要因が格差水準およびその変化にどの程度影響してきたか厳密な意味での定量分析を試みていないこと、等があげられる。これらの点から現在までのところ、戦後日本における地域間格差の変動要因に対する十分な解答は未だ出ていない。

(3) 地域所得統計による格差の動向

(3-1) 県民所得の格差

まず経済企画庁『県民経済計算』を用いて、地域間格差の計測でよく利用される1人当たり県民所得の動向を検討しておきたい。本稿では、新SNA形式に対応している65年度以降に関して、都道府県別の名目値による地域間格差(以下、県間格差という)を対象とした⁵⁾。

県民所得を雇用者所得・企業所得・財産所得の3大項目に分割して、その加重擬ジニ係数を計測した。表1にみられるように、ジニ係数に占める各加重擬ジニ係数の割合は86年度現在、雇用者所得の格差が県間格差の大半(65%)を占

表1 県民所得における県間格差の動向

					(参考)		
	県民所得 (ジニ)	雇用者所得 (擬ジニ)	企業所得 (擬ジニ)	財産所得 (擬ジニ)	春季賃上 げ率(%)	貯蓄残高 (ジニ)	土地資産 (ジニ)
1965年度	0.1432	0.1780	0.0564	0.2593	10.60	0.0924	—
66	0.1402	0.1692	0.0672	0.2467	10.60	0.1288	—
67	0.1359	0.1619	0.0734	0.2349	12.50	0.0749	—
68	0.1354	0.1544	0.0874	0.2250	13.60	0.0761	—
69	0.1387	0.1502	0.1037	0.2194	15.80	0.0693	0.1672
70	0.1389	0.1463	0.1089	0.2233	18.50	0.0502	0.1735
71	0.1315	0.1359	0.1021	0.2123	16.90	0.0715	0.1828
72	0.1304	0.1316	0.1104	0.2037	15.30	0.0651	0.2056
73	0.1235	0.1223	0.1110	0.1887	20.10	0.0759	0.2056
74	0.1024	0.1097	0.0655	0.1704	32.90	0.0743	0.1836
75	0.0919	0.1027	0.0384	0.1555	13.10	0.0587	0.1660
76	0.0892	0.0986	0.0428	0.1479	8.80	0.0607	0.1564
77	0.0904	0.0971	0.0558	0.1412	8.80	0.0327	0.1525
78	0.0868	0.0912	0.0652	0.1276	5.90	0.0495	0.1542
79	0.0830	0.0861	0.0630	0.1274	6.00	0.0344	0.1676
80	0.0881	0.0895	0.0735	0.1199	6.74	0.0513	0.1737
81	0.0922	0.0917	0.0835	0.1161	7.68	0.0318	0.1671
82	0.0957	0.0962	0.0885	0.1095	7.01	0.0358	0.1607
83	0.0982	0.0993	0.0932	0.1014	4.40	0.0311	0.1571
84	0.0973	0.0995	0.0849	0.1106	4.46	0.0404	0.1551
85	0.1011	0.0987	0.1012	0.1191	5.03	0.0457	0.1735
86	0.1034	0.0979	0.1053	0.1387	4.55	0.0543	0.2577
86年度の加重擬ジニ 同、構成比(%)	0.1034 100.00	0.0671 64.89	0.0232 22.44	0.0131 12.67	3.56 4.43	0.0509 0.0473	—

(資料) 県民所得は、経済企画庁『長期週及推計：県民経済計算報告(昭和40～49年度)』同『県民経済計算年報；平成元年版』。春季賃上げ率は、労働省労政局調べの数字を採用。貯蓄残高は総務庁『貯蓄動向調査』。土地資産は経済企画庁『昭和55年基準改訂；国民経済計算報告』同『国民経済計算年報；平成元年版』における家計部門(個人企業を含む)の土地と森林の合計を採用。なお貯蓄残高と土地資産のジニ係数の計測にあたって使用した非農家世帯数は、本文を参照のこと。

めていることがわかった。次に3要素の擬ジニ係数を計測すると、雇用者所得の擬ジニ係数は、1965年度以降79年度まで一環して縮小傾向にあったが、近年は逆に拡大傾向となっている。第1次オイル・ショック以前の高度成長の下では、労働需給の逼迫から地方圏の賃金が都市圏以上に上昇して、格差を縮小させていった。この縮小傾向が労働需給の緩和した第1次オイル・ショック以降も第2次オイル・ショック時まで続いていた。

これに対して企業所得の擬ジニ係数は、65～73年度まではほぼ拡大傾向にあったが、第1次オイル・ショックにより大幅に低下し、76年以降に再び拡大傾向となっている。また65年度当時、財産所得・雇用者所得と比較すると企業所得の擬ジニ係数は相当低い水準にあったが、近年はほぼ同水準まで上昇しており、その動向

が注目される。オイル・ショック期を除くと高度成長期から今日にいたるまで一貫して企業所得の格差が拡大傾向にあったことはきわめて興味ある事実である。地方圏に工場、都市圏に本社部門といった企業内(あるいは企業グループ内)の地域間分業が進んだこと、また地方圏の企業が都市圏の企業によって系列化されつつあることが、企業所得を都市圏に集中させ企業所得の格差拡大をもたらしたと考えられる⁶⁾。

財産所得の擬ジニ係数は、65年度当時、上述の3要素中最も高水準であったが、その後83年度までは格差が縮小した。しかし84年度以降は拡大に転じている。近年、格差を拡大させている背景には、金融資産の積みまし、利子・配当の増加をもたらしたことや、地価高騰にともなって大都市在住の持家世帯における地代・帰属家賃が大幅に増加したこと等の事情が

表2 県民所得の県間格差における項目別寄与度 (単位: %)

	1965~73年度	1973~74年度	1974~79年度	1979~86年度
県民所得	▲13.72	▲17.14	▲18.96	24.62
雇用者所得	▲22.52	▲1.21	▲12.34	12.12
企業所得	13.03	▲15.70	▲1.62	7.81
民間法人企業	9.55	▲12.55	▲5.36	8.24
公的企業	1.31	▲0.80	2.83	▲2.06
個人企業	2.18	▲2.35	0.91	1.63
財産所得	▲4.24	▲0.22	▲5.00	4.68
家計	▲2.72	▲0.24	▲0.52	11.20
その他	▲1.52	0.02	▲4.47	▲6.52

(注) 1. 財産所得のその他とは、一般政府+対家計民間非営利団体の合計である。

2. ジニ係数を使用した場合の寄与度は、以下の式により算出した。

$$\text{寄与度}(C) = (100/G_s) \cdot (A - A_s)$$

ただし

$$C = \begin{bmatrix} \text{県民所得の寄与度} \\ \text{第1要素の寄与度} \\ \vdots \\ \text{第}m\text{要素の寄与度} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} G \\ W_1 \cdot \bar{C}_1 \\ \vdots \\ W_m \cdot \bar{C}_m \end{bmatrix} \quad A_s = \begin{bmatrix} G_s \\ W_{1s} \cdot \bar{C}_{1s} \\ \vdots \\ W_{ms} \cdot \bar{C}_{ms} \end{bmatrix}$$

添え字 s のついた記号は基準年次、 s のつかない記号は対象年次を示す。

その他の記号の意味は、本文を参照されたい。

あった(表1の参考欄をみよ)。

以上の観察結果より戦後における県間格差の動きは、65~73年度、74~79年度、80~86年度の3つの時期に分けて考えることが適切である。なおジニ係数の変動を要因分解した表2よると、65~73年度の縮小は雇用者所得、73~74年度の縮小は企業所得、74~79年度の拡大は雇用者所得、79~86年度の拡大は雇用者所得と企業所得がそれぞれ大きな影響を与えていたことがわかる。

ところで第1次オイル・ショック以降について、雇用者所得と企業所得の動きを企業行動の視点から検討してみよう。周知のとおりオイル・ショック直後は需要量が減少したにもかかわらず、74年の32.9%といった高率の春闘賃上げが実施された。これが都市圏の企業所得を相対的に減少させ、地域間格差の大幅な縮小につながった。このような高率の賃上げも、76年以降はそれ以前の2桁から1桁へと大きく低下してきた。しかし先に雇用者所得の擬ジニ係数の動きでみたように、都市圏と地方圏とのあいだの賃金格差は第1次オイル・ショック後も引き続き縮小していったため、再び雇用者所得を牽引力として格差が縮小していた。ところが

80年代に入ってから低成長下で、労働市場の需給緩和が地方圏で都市圏より先行した。これが80年代に県間格差の拡大をもたらしたのである。

(3-2) 県内総生産の格差

本節では、安東(1981)等が使用した生産性アプローチで分析できなかった産業別の寄与度を検討する。このため労働生産性の概念に近似した指標として『県民経済計算』の1人当り県内総生産を使用して、その変動をみていくこととする⁷⁾。

まず表3のように、1人当り県内総生産のジニ係数によって県間格差を計測してみた。この結果、①県民所得の場合と比較して、県内総生産のジニ係数のほうが常に高い水準にあること、②両指標ともほぼ一致した方向に動いているが、70年度から79年度にかけての低下は県内総生産で計測した方が穏やかであり、第1次オイル・ショック直後の大幅な格差縮小が県内総生産ではみられないことが特徴としてあげられる。なおジニ係数に占める各加重擬ジニ係数の割合をみると、86年度現在、第3次産業が71%となっており、県内総生産の格差の大半は第3次産業の格差によって説明できる。

表3 県内総生産における県間格差の動向

	県内総生産 (ジニ)	第1次産業 (擬ジニ)	第2次産業 (擬ジニ)	第3次産業				婦属利子 (擬ジニ)
				製造業 (擬ジニ)	卸・小売業 (擬ジニ)	サービス業 (擬ジニ)		
1965年度	0.1733	▲0.2806	0.2662	0.3123	0.1915	0.2447	0.2286	0.3291
66	0.1717	▲0.2866	0.2598	0.3064	0.1902	0.2415	0.2288	0.3111
67	0.1667	▲0.2874	0.2487	0.2937	0.1864	0.2378	0.2176	0.2894
68	0.1644	▲0.2929	0.2364	0.2797	0.1838	0.2350	0.2022	0.2823
69	0.1673	▲0.2956	0.2337	0.2752	0.1824	0.2338	0.2064	0.2795
70	0.1655	▲0.3059	0.2196	0.2575	0.1823	0.2337	0.2079	0.2773
71	0.1576	▲0.3071	0.2082	0.2468	0.1752	0.2250	0.1995	0.2885
72	0.1540	▲0.3232	0.1919	0.2306	0.1792	0.2298	0.1984	0.2794
73	0.1473	▲0.3248	0.1696	0.2057	0.1799	0.2343	0.1923	0.2670
74	0.1389	▲0.2956	0.1590	0.1887	0.1704	0.2265	0.1908	0.2563
75	0.1348	▲0.3026	0.1517	0.1829	0.1699	0.2199	0.1967	0.2493
76	0.1329	▲0.3013	0.1493	0.1804	0.1637	0.2105	0.1970	0.2306
77	0.1335	▲0.2857	0.1440	0.1757	0.1647	0.2190	0.1994	0.2208
78	0.1328	▲0.2837	0.1442	0.1753	0.1581	0.2091	0.1978	0.1786
79	0.1307	▲0.2956	0.1465	0.1795	0.1499	0.1894	0.1878	0.1522
80	0.1337	▲0.2984	0.1515	0.1825	0.1489	0.1986	0.1887	0.1738
81	0.1358	▲0.2971	0.1534	0.1863	0.1502	0.1997	0.1942	0.1865
82	0.1373	▲0.2968	0.1498	0.1832	0.1535	0.2068	0.1967	0.1742
83	0.1406	▲0.2959	0.1627	0.1924	0.1504	0.2024	0.1942	0.1695
84	0.1408	▲0.2942	0.1618	0.1885	0.1515	0.2052	0.1887	0.1815
85	0.1450	▲0.2959	0.1695	0.1944	0.1538	0.2138	0.1854	0.2020
86	0.1477	▲0.2948	0.1694	0.1916	0.1607	0.2245	0.1839	0.2603
86年度の加重擬ジニ 同、構成比(%)	0.1477 100.00	▲0.0080 ▲5.42	0.0615 41.64	0.0537 36.36	0.1043 70.62	0.0346 23.43	0.0300 20.31	▲0.0101 ▲6.84

(資料) 経済企画庁『長期測及推計：県民経済計算報告』，同『県民経済計算年報(平成元年版)』

表4 県内総生産の県間格差における業種別寄与度 (単位：%)

	1965~73年度	1973~74年度	1974~79年度	1979~86年度
県内総生産	▲14.97	▲5.75	▲5.85	13.02
第1次産業	5.32	0.74	2.25	2.96
第2次産業	▲20.24	▲5.53	▲4.38	3.44
鉱業	0.67	0.20	▲0.06	0.31
製造業	▲17.56	▲5.87	▲2.81	0.98
建設業	▲3.34	0.14	▲1.51	2.15
第3次産業	▲1.84	▲0.90	▲7.43	10.39
卸・小売業	1.22	▲0.05	▲7.31	2.67
金融保険業	▲1.65	0.33	▲1.02	2.94
サービス業	▲0.10	0.75	1.74	2.83
政府サービス	▲0.96	0.55	0.62	▲0.31
その他	▲0.36	▲2.48	▲1.46	2.26
婦属利子	1.79	▲0.06	3.71	▲3.78

(注) 第3次産業のその他とは、電気・ガス・水道業、不動産業、運輸・通信業、対家計民間非営利サービスの合計である。

次に業種別の擬ジニ係数の動向をみると、第1次産業は常にマイナスの値をとっていることが特徴となっている。これは概して1人当たり県

内総生産額の小さな地方圏ほど第1次産業の生産額が大きく、いわば第1次産業が地方圏に偏在しているためである。擬ジニ係数は65年度

以降73年度まで、ほぼ一貫して上昇したが、その後77年度まで低下に転じ、78年度以降は再び穏やかながら上昇した。

これに対して第2次および第3次産業の擬ジニ係数は、第1次産業と反対に一貫してプラスの値を示している。第2次産業には65年度時点にきわめて大きな県間格差が存在したが、その後急速に縮小し73年度にいたり第3次産業の格差より小さくなった。また第2次産業の格差は77年にボトムとなり、以降はおおむね拡大に転じているのに対し、第3次産業の場合は第2次産業より穏やかに格差が縮小し、ボトムの時期も80年度となっている。このように第2次産業が第3次産業より先行してボトムの時期がきた点は、各地域において第2次産業がいずれもリーディング・インダストリーとしての役割をいち早く担うようになったことを示している。特に第2次産業のうち製造業の格差をみると、70年代後半まで縮小傾向がづいてきた。この縮小の要因として地方圏における工場の活発な新増設が考えられる。しかし80年代には、製造業の生産調整が地方圏において都市圏より先行して行なわれてきたこと等から拡大に転じている。第3次産業では、卸・小売業が70年代後半は格差縮小となっていたが、80年代は格差拡大となっている。これに対してサービス業は、拡大したり縮小したりと、他の業種と異なった不規則な動きとなっている。

県内総生産のジニ係数の変化を要因分解した結果(表4)によると、65~73年度および73~74年度の格差縮小はいずれも製造業を中心とした第2次産業、74~79年度の格差縮小および79~86年度の格差拡大は、第3次産業がそれぞれ少なからぬ影響を与えていたことがわかる。第1次オイル・ショック直後までの格差縮小は第2次産業の所得上昇によって達成された。これに対して74年度以降は、むしろ第3次産業の影響が強くており、低成長下で進行したサービス経済化が格差への影響度を強めている。特に80年代に入ってから第3次産業が大きな影響を与えており、経済企画庁(1987)のように電気機械、自動車等の機械産業が影響を与えて

いるという指摘は事実と反している。

(3-3) 県内総支出の格差

次に1人当たり所得格差がなぜ発生しているのかを、域内の需要構造から検討しよう。県内総生産に一致する『県民経済計算』の県内総支出を使って、その1人当たり金額の県間格差を分析することとする。なお県内総支出の内訳は、県内総生産によってその水準を決めた後、各支出項目を積み上げて推計するが、この総額が県内総生産と一致しない場合には、「統計上の不突合」という項目を設けて調整している。このため各項目の精度がきわめて低くなっており⁸⁾、以下の分析はあくまで推論の域をでていない。

まず支出項目別の県間格差を擬ジニ係数によって計測してみた(表5)。86年度現在の計数を比較すると、①移出入他・民間企業設備・民間住宅・民間消費支出・公的資本形成・在庫品増加の順番となっており、移出入他の格差がきわめて大きい、②移出入他とマイナス項目の公的資本形成・在庫品増加を除外すると、投資的支出が消費支出より格差が大きい、などの特徴がある。また時系列の動きをみると、移出入他は60年代後半から70年代前半にかけて縮小したが、オイル・ショックにともなって大きく上昇し、以後は再び縮小傾向にある。その他の項目は、民間住宅・民間企業設備・民間消費支出・公的資本形成がいずれも65年度以降格差縮小となったあとで、80年代にいたり拡大に転じている。このうち特に公的資本形成は、75年度まではプラス、76年度以降はマイナスと明確にわかれている。マイナスということは、総じて都市圏より地方圏のほうが人口1人当たりの公共投資額が大きいことをあらわしている。なお公的資本形成には土地の取得費用が計上されておらず、実際の公共事業費とは一致しない。しかし公共投資において地方圏を優遇する方向を明確に打ち出した時期は、おおむね70年代後半であるといえよう。また在庫品増加は景気変動に敏感に対応する支出項目であり、年度によって大きく変化している。

なお県内総支出のジニ係数に占める各支出項目別の加重擬ジニ係数の割合をみると、移出入

表5 県内総支出における県間格差の動向

	県内総支出 (ジニ)	最終消費支出		総固定資本形成				在庫品増加 (擬ジニ)	移出入他 (擬ジニ)	(参考) 調整係数 (単位:%)
		(擬ジニ)	民間消費 (擬ジニ)	(擬ジニ)	民間住宅 (擬ジニ)	民間企業設 備(擬ジニ)	公的資本形 成(擬ジニ)			
1965年度	0.1733	0.0970	0.1087	0.1264	0.1271	0.1376	0.1056	0.1275	3.0714	17.37
66	0.1717	0.0926	0.1043	0.1130	0.0845	0.1323	0.0967	0.2060	1.9674	18.35
67	0.1667	0.0856	0.0958	0.1142	0.0897	0.1363	0.0884	0.1878	1.7526	18.48
68	0.1644	0.0769	0.0871	0.1146	0.1100	0.1361	0.0729	0.1633	1.5583	17.64
69	0.1673	0.0717	0.0827	0.1166	0.1252	0.1324	0.0733	0.1926	1.5251	17.10
70	0.1655	0.0691	0.0794	0.1020	0.1353	0.1215	0.0309	0.2211	1.3565	16.07
71	0.1576	0.0644	0.0742	0.0861	0.0965	0.1135	0.0267	0.1270	1.5454	16.56
72	0.1540	0.0672	0.0759	0.0788	0.0952	0.1059	0.0200	0.1879	1.2429	15.32
73	0.1473	0.0573	0.0654	0.0629	0.0342	0.1047	0.0061	0.2097	1.4386	16.16
74	0.1389	0.0499	0.0555	0.0527	▲0.0065	0.0938	0.0246	0.0907	2.5431	26.28
75	0.1348	0.0411	0.0440	0.0379	0.0061	0.0743	0.0059	▲0.0859	1.9203	31.82
76	0.1329	0.0434	0.0455	0.0273	0.0213	0.0615	▲0.0212	▲0.0074	1.6309	32.88
77	0.1335	0.0448	0.0461	0.0290	0.0338	0.0686	▲0.0308	0.0447	1.4948	32.28
78	0.1328	0.0438	0.0451	0.0185	0.0187	0.0741	▲0.0549	0.0479	1.3705	34.64
79	0.1307	0.0427	0.0442	0.0189	0.0198	0.0831	▲0.0725	▲0.0148	1.5790	36.50
80	0.1337	0.0410	0.0427	0.0196	0.0171	0.0846	▲0.0758	0.0916	1.4729	34.11
81	0.1358	0.0424	0.0445	0.0253	0.0278	0.0922	▲0.0771	0.2254	1.2352	32.11
82	0.1373	0.0418	0.0431	0.0299	0.0198	0.1002	▲0.0739	0.2080	1.2473	30.30
83	0.1406	0.0408	0.0423	0.0402	0.0437	0.1020	▲0.0622	▲0.2095	1.0188	30.16
84	0.1408	0.0398	0.0408	0.0460	0.0531	0.1104	▲0.0771	0.1487	0.9635	30.89
85	0.1450	0.0438	0.0456	0.0574	0.0690	0.1195	▲0.0817	0.3571	0.9126	30.28
86	0.1477	0.0463	0.0485	0.0682	0.0727	0.1331	▲0.0699	▲0.3937	0.8742	29.99
86年度の加重擬ジニ同構成比(%)	0.1477	0.0291	0.0260	0.0178	0.0036	0.0189	▲0.0048	0.0010	0.0999	—
	100.00	19.70	17.60	12.05	2.44	12.80	▲3.25	0.68	67.64	—

(注) 移出入他とは、移出、移入(控除)、統計上の不突合の合計である。

(資料) 経済企画庁『長期週及統計；県民経済計算報告』同『県民経済計算年報』

表6 県内総支出の県間格差における項目別寄与度 (単位:%)

	1965~73年度	1973~74年度	1974~79年度	1979~86年度
県内総支出	▲14.97	▲5.75	▲5.85	13.02
最終消費支出	▲17.88	▲1.01	▲2.08	1.80
民間消費支出	▲17.21	▲1.73	▲3.14	1.86
政府消費支出	▲0.66	0.71	1.07	▲0.06
総固定資本形成	▲10.47	▲2.95	▲8.09	9.40
民間住宅	▲2.49	▲2.12	1.32	1.73
民間企業設備	▲2.75	▲1.98	▲3.06	6.27
公的資本形成	▲5.23	1.14	▲6.35	1.40
在庫品増加	5.97	▲6.02	▲3.92	1.01
移出入他	7.39	4.23	8.23	0.80

他が68%と大半を占めており、県内総支出の格差は移出入他が大きな影響力を持っている。

県内総支出のジニ係数の変動を要因分解してみると(表6)、65~73年度の縮小は民間消費支出、73~74年度の縮小は在庫品増加、74~79年度の縮小は公的資本形成、79~86年度の拡大は

民間企業設備が、それぞれジニ係数の少なからぬ変動を引き起こしていたことがわかる。65~73年度に民間消費支出が大きく影響した背景には同時期に雇用者所得の格差が縮小していたこと、79~86年度に民間企業設備が大きく影響した背景には同時期に企業所得の格差が拡大

表7 勤労者世帯の圏域間格差の動向

	実収入 (ジニ)	経常収入 (擬ジニ)	勤労者世帯の圏域間格差の動向			その他収入 (擬ジニ)	特別収入 (擬ジニ)
			勤め先収入 (擬ジニ)	世帯主収入 (擬ジニ)	非世帯主収入 (擬ジニ)		
1963年	0.0597	0.0588	0.0573	0.0640	0.0054	0.0896	0.0953
64	0.0576	—	—	—	—	—	—
65	0.0431	—	—	—	—	—	—
66	0.0430	—	—	—	—	—	—
67	0.0503	0.0516	0.0495	0.0566	▲0.0074	0.0999	▲0.0066
68	0.0282	0.0272	0.0260	0.0336	▲0.0356	0.0551	0.0709
69	0.0238	0.0234	0.0215	0.0215	0.0218	0.0648	0.0409
70	0.0281	0.0269	0.0243	0.0288	▲0.0144	0.0820	0.0783
71	0.0241	0.0235	0.0204	0.0230	▲0.0019	0.0994	0.0464
72	0.0268	0.0270	0.0253	0.0256	0.0227	0.0709	0.0196
73	0.0269	0.0261	0.0250	0.0233	0.0392	0.0554	0.0590
74	0.0231	0.0225	0.0218	0.0189	0.0464	0.0420	0.0477
75	0.0199	0.0202	0.0189	0.0067	0.1190	0.0584	0.0093
76	0.0189	0.0186	0.0182	0.0187	0.0138	0.0292	0.0320
77	0.0216	0.0213	0.0205	0.0087	0.1137	0.0416	0.0339
78	0.0258	0.0251	0.0254	0.0158	0.1031	0.0156	0.0520
79	0.0158	0.0162	0.0163	0.0202	▲0.0167	0.0153	0.0012
80	0.0203	0.0204	0.0196	0.0183	0.0298	0.0467	0.0149
81	0.0210	0.0215	0.0209	0.0219	0.0127	0.0417	▲0.0034
82	0.0159	0.0169	0.0157	0.0230	▲0.0377	0.0548	▲0.0242
83	0.0209	0.0221	0.0220	0.0233	0.0130	0.0246	▲0.0289
84	0.0318	0.0324	0.0317	0.0328	0.0237	0.0558	0.0084
85	0.0402	0.0399	0.0402	0.0398	0.0430	0.0324	0.0509
86	0.0361	0.0360	0.0346	0.0348	0.0329	0.0723	0.0441
87	0.0357	0.0351	0.0352	0.0364	0.0266	0.0342	0.0618
88	0.0388	0.0393	0.0403	0.0413	0.0331	0.0130	0.0152
88年の加重擬ジニ 同、構成比(%)	0.0388 100.00	0.0384 98.97	0.0379 97.68	0.0340 87.63	0.0040 10.31	0.0005 1.29	0.0003 0.77

(注) 1. 1964～66年は、集計方法を一部変更しているため、項目別の計測が不可能となっている。

2. その他収入とは、事業・内職収入と他の経常収入の合計である。

(資料) 総務庁『家計調査年報』、農林統計協会『農家経済年統計1』、農家経済調査(全国・地域別)『農水省『農家経済調査報告』

していたこと、等の事情があったことをそれぞれ指摘できよう。このうち80年代に入ってから地域間格差の拡大に関して経済企画庁(1987)は公共投資の影響を指摘しているが、これも事実と反している。

ところで県内総支出は県内総生産に一致する概念であるため、県内総支出のジニ係数も県民所得のそれより常に高い水準にある。格差水準が県内概念と県民概念とで異なるのは、基本的には①企業部門における企業所得の地域間調整、②公的部門による公共投資の分配、③公的部門による年金等の社会福祉政策による調整、の3通りの調整メカニズムがあるからである。このうち②と③は、財政トランスファーである⁹⁾。このような地域間での調整メカニズムの大きさ

を計測するため、本稿では調整係数(県内総支出のジニ係数－県民所得のジニ係数)÷県内総支出のジニ係数という指標を作成した¹⁰⁾。その動きを表5でみると、73年度までは17%前後であったが、74年度に26%まで大きく上昇した。その後も上昇を続け79年度には37%に達している。しかし80年度以降調整係数の値は徐々に低下しており、86年度には30%になっている。

(4) 世帯所得統計による格差の動向

(4-1) 勤労者世帯内の格差

地域所得統計を利用すると地域別の経済力格差を検討することはできるものの、家計の立場から所得格差の実態を把握することは難しい。

そこで、つぎに世帯ベースの所得統計をまず、総務庁『家計調査』に求め、それを利用しながら勤労者世帯内の所得格差を計測してみたい。もっとも『家計調査』でいかなる所得を採用すべきかは議論を要するが、本稿では課税前の所得である実収入を採用することにする。地域別の勤労者世帯数は、『国勢調査』の2人以上普通世帯数から『農業調査』の農家世帯数を引いた数字を代用した¹¹⁾。また地域区分は、9地域(北海道、東北、関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州)であり、このデータが入手できる63年より格差(以下では、この格差を県間格差と区別するため圏域間格差という)を計測した。

まず実収入のジニ係数の動きをみると、表7のように63年から68年にかけて急激に低下したあと、79年まで緩やかに低下し、その後一転して上昇傾向となっている。特に67年から68年にかけての低下は、第1次オイル・ショック前後の73年から74年にかけての低下を大きく上回っているなど、1人当たり県民所得と比較すると不規則な動きを示している。この理由は、上記のとおり勤労者世帯数が5年ごとの『国勢調査』から推計されており世帯数の数字の精度が低いことに求められよう。また『家計調査』がその標本数を1ヶ月に1/6ずつ入れ替える変則的な標本抽出方法を採用していることが影響している可能性もある。なお86年時点における実収入格差の水準は0.0361であり、県民所得の圏域間格差(ジニ係数で0.0727)や雇用者所得の圏域間格差(擬ジニ係数で0.0756)と比較して低くなっている。これは『家計調査』の調査対象がわずか8,000世帯であり、かつ比較的中・高所得者層に片寄っていることと無縁ではないだろう¹²⁾。

88年における所得要素別の擬ジニ係数の水準をみると、世帯主収入・非世帯主収入・特別収入・その他収入の順で大きくなっている。もっとも時系列の動きをみると、非世帯主収入・その他収入・特別収入の擬ジニ係数は年により大きく変動し、いわば景気変動に敏感なのに対して、世帯主収入の擬ジニ係数は比較的安定していることが特徴となっている。特に世帯主収

表8 勤労者世帯の圏域間格差における所得要素別寄与度 (単位: %)

	1963~69年	1969~79年	1979~88年
実収入	▲60.25	▲33.25	144.72
経常収入	▲58.27	▲29.23	142.77
勤め先収入	▲55.89	▲19.91	143.01
世帯主収入	▲58.41	▲4.04	107.26
非世帯主収入	2.53	▲15.88	35.74
その他収入	▲2.38	▲9.31	▲0.23
特別収入	▲1.98	▲4.02	1.99

(注) その他収入とは、事業・内職収入と他の経常収入の合計である。

入は、63年以降70年代中頃まで一貫して格差縮小傾向にあったが、それ以降は拡大に転じており、県民所得の雇用者所得と比較すると、数年先行して拡大傾向があらわれている。

実収入のジニ係数に占める各項目の加重擬ジニ係数の割合をみると、88年現在、ジニ係数の約63%が世帯主収入、27%が非世帯主収入となっており、勤め先収入(特に世帯主収入)が実収入の圏域間格差に大きな影響を与えていることがわかる。このため実収入のジニ係数の変動要因を探ると、表8のように63~69年の格差縮小および79~88年の格差拡大には世帯主収入、69~79年の格差縮小には非世帯主収入がそれぞれ大きく寄与していた。もっとも79~88年には、世帯主収入に加えて非世帯主収入が格差拡大の方向に作用したことが目立つ。これは第1次オイル・ショック以降の産業構造調整の下で、地方圏が都市圏に先行して主婦の雇用調整を実施したことや、都市圏においてサービス経済化にともなう主婦の雇用機会が相対的に増大していることが影響していたと考えられる。要するに『県民経済計算』における雇用者所得の格差は近年拡大したが、それには世帯主収入に加え非世帯主収入が影響していたといえよう。

(4-2) 農家世帯内の格差

農家世帯内の格差に限ると、農水省『農家経済調査』を利用することができる。当調査は62年度に調査戸数を5,500戸から15,200戸へと大幅に増加し、比較可能性を高める改定をおこなった。本稿では計測期間を63年度からとする。所得指標として何を採用すべきかも問題となる。

表9 農家世帯における圏域間格差の動向

	農家総所得 (ジニ)	農業所得 (擬ジニ)	農外所得 (擬ジニ)	移転所得 (擬ジニ)
1963年度	0.0589	0.0472	0.0816	0.0013
64	0.0530	0.0164	0.1022	▲0.0292
65	0.0412	0.0023	0.0779	0.0376
66	0.0436	▲0.0264	0.1156	0.0065
67	0.0532	0.0268	0.0898	▲0.0003
68	0.0580	0.0481	0.0810	▲0.0118
69	0.0566	▲0.0189	0.1252	▲0.0072
70	0.0664	0.0156	0.1116	▲0.0042
71	0.0652	▲0.0367	0.1320	▲0.0331
72	0.0619	▲0.0069	0.1076	0.0022
73	0.0561	0.0142	0.0894	0.0003
74	0.0687	▲0.0077	0.1007	0.0814
75	0.0633	▲0.0153	0.0996	0.0743
76	0.0570	0.0018	0.0902	0.0230
77	0.0517	0.0054	0.0916	▲0.0353
78	0.0575	▲0.0129	0.0964	0.0131
79	0.0587	▲0.0227	0.0999	0.0059
80	0.0596	0.0005	0.1003	▲0.0249
81	0.0594	▲0.0461	0.1148	▲0.0404
82	0.0627	▲0.0913	0.1176	▲0.0015
83	0.0717	▲0.0645	0.1219	0.0135
84	0.0623	▲0.1030	0.1233	▲0.0074
85	0.0753	▲0.0929	0.1260	0.0370
86	0.0708	▲0.1061	0.1270	0.0158
87	0.0769	▲0.0893	0.1233	0.0338
87年度の加重擬ジニ 同、構成比(%)	0.0769 100.00	▲0.0115 ▲14.95	0.0812 105.59	0.0072 9.36

(資料) 農林統計協会『農家経済果年統計1. 農家経済調査(全国・地域別)』, 農水省『農家経済調査報告』

本稿では、勤労者世帯の実収入に対応した所得の概念として、農家総所得を採用する。この所得は実収入と同様に課税前の所得であり、持家の帰属家賃や現物消費を含まない現金収入である。農家世帯数は、5年毎に実施される『農業センサス』と、その中間年におこなわれる『農業調査』から利用できる。両数字を時系列で比較すると、総じて全数調査である『農業センサス』の方が、標本調査である『農業調査』より大きい。本稿では、時系列の動きに注目するため『農業調査』を利用し、『農業センサス』の実施年の数字は前後の年から線形補間して推計した¹³⁾。

まず農家総所得のジニ係数によって圏域間格差の水準を表9でみると、一般的に勤労者世帯のジニ係数より高く、農家世帯の所得格差が勤労者世帯のそれより大きいことがわかる。また

時系列の動きは、77年度をボトムとしてそれ以降は、勤労者世帯より明瞭に格差が拡大していることが確認できる。

次に農家総所得を農業所得・農外所得・移転所得の3つに分類して、その擬ジニ係数の動向をみよう。まず農業所得は、80年度までおおむねプラスとマイナスの水準を繰り返していたのに対し、81年度以降は▲0.09前後に転じ、格差の水準も大きくなっている。このような農業所得の変化がいかなる理由によって起こったのかをみるため、農業粗収益の圏域間格差をジニ係数により計測してみた¹⁴⁾。その結果、表10のように81年度から87年度にかけて、農業粗収益のジニ係数が約13%増大していた。そしてこの増分を要因分解してみると、稲作の粗収益が地域間格差を拡大させており、反対に野菜、果樹等の粗収益が格差を縮小させていることが

わかった。すなわち81年度以降、食糧管理特別会計の抜本的な改正が実施され、水田再編対策にともなう稲作転換奨励補助金が事実上、大規模農家に集中して投下されたため、米が格差を拡大させた。反面、転作奨励作物としての野菜・果樹等が格差の縮小に寄与したと考えられる。

一方、農外所得の擬ジニ係数は60年代末から70年代初めにかけて0.13の水準にあったが、その後は低下ぎみに推移した。しかし76年度をボトムとして、それ以降は再び上昇している。71年度から73年度にかけての急激な低下は、地方圏での企業立地が活発化し、そのもとで雇用機会が拡大したことによると推察できる。77年度以降格差が拡大した背景には、農外所得のうち大きな割合を占める地元企業における雇用機会が生産調整の実施等により地方圏で縮小してきたという事情があった。また移転所得は、短期(主に6カ月以内)の出稼ぎや国民年金・農業年金・農業補助金および共済金等、所得補填的な要素から構成されている。このため擬ジニ係数の動きをみると、60年代後半から70年代前半、80年代前半にそれぞれマイナスとなり、その他はプラスの数値となるなど、ある程度景

気変動に対応した循環的な変化を示している。

87年度の農家総所得のジニ係数に占める各要素の加重擬ジニ係数の割合(表9の最下行)をみると、農外所得の動向が農家世帯の所得格差に大きな影響を与えていることがわかる。これは、88年度における兼業農家の比率が85.5%、このうち特に第2種兼業農家の割合が71.3%に達していることから理解できよう。なお78年度以降の農家総所得のジニ係数を所得要素に着目して要因分解してみた。その結果によると、農業所得が格差を縮小する方向で作用したものの、農外所得がそれを大きく上回るように格差拡大に作用していた。80年代には、農業自体の生産調整と製造業の生産調整という2つの生産調整が農家世帯に影響していたことになる。

(4-3) 普通世帯内の格差

以上の分析は、あくまでも勤労者世帯・農家世帯それぞれの内部に関する分析であった。ジニ係数を計測する際の順番は1人当たり県民所得の場合と異なっている。各世帯内の分析から、地域政策上有効な含意がいかほど汲み取れるかといった批判的な意見がでることも予想される。

そこで地域間格差の分析をさらに深めるため、総務庁『全国消費実態調査』を利用して、2人以上の普通世帯の地域間格差を計測してみたい。当調査は5年毎にしかおこなわれないものの、標本数が50,000世帯弱ときわめて多く、ほぼ全世帯の地域間格差を計測できる。また『家計調査』『農家経済調査』で見いだされた所得要素別要因、世帯人員別要因を再確認できるほか、新たに世帯主の就業形態別、世帯主の所属産業別、家族形態別、世帯主の年齢階級別の各要因を探ることができる¹⁵⁾。これらの点で従来、地域間格差の分析にあたり当調査が使用されなかったことは不思議である。本稿では79年と84年の2時点を計測し、80年代に発生した格差拡大の要因分解を試みた。なお所得は年間収入、地域区分はこれまでと同じ9区分を採用した。

ジニ係数で計測した結果、①圏域間格差は79年の0.0370から84年の0.0490へと拡大していること、②普通世帯における圏域間格差の水準は農家世帯の格差より低く、勤労者世帯の格差

表10 農業粗収益の圏域間格差の動向

	1981年度	1987年度	加重擬ジニ係数の割合	1981~87年度の変化率の寄与度
	ジニ係数・擬ジニ係数		%	%
農業粗収益	0.1493	0.1688	100.0	13.1
作付収益計	0.1163	0.1490	67.2	19.8
稲作	▲0.0178	0.1376	26.4	33.6
麦作	0.4442	0.4173	4.7	0.5
野菜	0.2362	0.1536	18.8	▲7.5
果樹ほか	0.1834	0.1380	17.2	▲6.9
養蚕	0.4186	0.4041	1.5	▲2.6
畜産計	0.2255	0.2276	30.7	▲3.9
トリ	0.0651	▲0.0655	▲1.4	▲3.9
ブタ	0.2392	0.1446	3.3	▲5.3
ウシ	0.3627	0.3802	23.1	0.8
その他	0.0678	0.1866	5.6	4.4
農業雑収入	0.1742	0.2109	0.7	▲0.2

(資料) 農水省『農家経済調査報告』

表 11 普通世帯における圏域間格差の所得要素別要因分解

		年間収入	勤め先収入	その他収入	事業、内職収入	その他経常収入
擬 ジ ニ	1979年	0.0370	0.0470	0.0073	0.0122	▲0.0036
	1984年	0.0490	0.0715	▲0.0009	0.0089	▲0.0156
加 重 擬 ジ ニ	1979年	0.0370	0.0351	0.0018	0.0021	▲0.0003
		100.0	94.9	4.9	5.7	▲0.8
	1984年	0.0490	0.0492	▲0.0003	0.0017	▲0.0019
		100.0	100.4	▲0.6	3.5	▲3.9
1979～84年の寄与度(%)		32.4	38.1	▲5.7	▲1.1	▲4.3

(注) 加重擬ジニ係数の下段の数値は、構成比(%)を示す。

(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

表 12 普通世帯における圏域間格差の世帯員収入別要因分解

		年間収入	世帯主収入	配偶者収入	他の世帯員収入	現物消費額
擬 ジ ニ	1979年	0.0370	0.0405	0.0041	0.0435	▲0.0148
	1984年	0.0490	0.0575	0.0082	0.0335	▲0.1449
加 重 擬 ジ ニ	1979年	0.0370	0.0331	0.0004	0.0036	▲0.0001
		100.0	89.5	1.1	9.7	▲0.0
	1984年	0.0490	0.0457	0.0008	0.0033	▲0.0009
		100.0	93.3	1.6	6.7	▲0.0
1979～84年の寄与度(%)		32.4	34.1	1.1	▲0.8	0.0

(注) 加重擬ジニ係数の下段の数字は、構成比(%)を示す。

(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

より高いこと、が明らかとなった。次に所得要素別に擬ジニ係数を計測してみると、表11のように勤め先収入の計数が他と比較して大きな値となっているほか、格差のほぼすべてが勤め先収入によって説明される。また79年から84年への格差拡大もほぼ勤め先収入の格差拡大によって発生しており、これらの結果は『家計調査』から得られた結論と一致している。

世帯員収入別に擬ジニ係数を計測してみると、表12のように84年現在、世帯主収入が配偶者以外の世帯員収入・配偶者収入・現物消費額より格差が大きかったほか、現物消費がわずかながらマイナスになっていた。現物消費額がマイナスとなるのは、現物消費の大半を占める農家の自家消費分が低所得地域ほど大きいからである。項目別の加重擬ジニ係数の割合をみると、84年時点では世帯主収入が全体の9割を越しており、年間収入の格差のほぼすべてが世帯主収入によって説明される。79年から84年にか

けての格差拡大も、ほぼすべてが世帯主収入によって影響されていた¹⁶⁾。

また84年の格差を変動係数で計測した上で、世帯主の就業形態別に要因分解してみた。表13のように格差の約6割が自営業世帯、約4割が勤労者世帯で説明することができる。また79年から84年への格差拡大を要因分解した結果(表14)によると、勤労者世帯内の格差が自営業世帯内の格差や就業形態間の格差を大きく上回っていた。

つぎに変動係数を世帯主の所属産業別に要因分解すると、表15に示したように84年現在、第3次産業が57%の説明力を有していた。また79年には農家世帯が調査されていないので、79年から84年への格差拡大を非1次産業に限定して要因分解してみた。表16によると、第3次産業内の格差が42%の説明力をもっていた。第3次産業が格差拡大に一番大きな影響力をもっていた点は、すでに述べた1人当たり県内総生

表 13 普通世帯における圏域間格差の就業形態別要因分解

		全世帯 (T)	就業形態 間格差 (T _b)	就業形態内格差 (W _j ・T _j)			
				勤労者世帯	自営業世帯	無職世帯	
1984年	変動係数の分解	8.097	▲0.051	8.149	3.180	4.789	0.179
	(同, 構成比)	100.0	▲0.6	100.6	39.3	59.1	2.2

(注) 変動係数の分解は、実際の数値を1000倍している。
(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

表 14 普通世帯における圏域間格差の就業形態別要因分解

		全世帯 (T)	就業形態 間格差 (T _b)	就業形態内格差 (W _j ・T _j)		
				勤労者世帯	自営業世帯	
1979年	変動係数の分解	4.581	▲1.524	6.105	1.674	4.431
	(同, 構成比)	100.0	▲33.3	133.3	36.5	96.7
1984年	変動係数の分解	6.782	▲1.237	8.018	3.200	4.818
	(同, 構成比)	100.0	▲18.2	118.2	47.2	71.0
1979~84年 の変化	寄与度(%)	48.0	6.2	41.8	33.3	8.4
	寄与率(%)	100.0	13.1	86.9	69.3	17.6

(注) 1. 変動係数の分解は、実際の数値を1000倍している。
2. 変動係数を使用した場合の寄与度は、以下の式によって算出した。
寄与度(C) = (100/T_b)・(A - A_s)

ただし

$$C = \begin{bmatrix} \text{全世帯の寄与度} \\ n \text{ 集団間要素の寄与度} \\ \text{第1集団内要素の寄与度} \\ \vdots \\ \text{第n集団内要素の寄与度} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} T \\ T_b \\ W_1 \cdot T_1 \\ \vdots \\ W_n \cdot T_n \end{bmatrix} \quad A_s = \begin{bmatrix} T_s \\ T_{bs} \\ W_{1s} \cdot T_{1s} \\ \vdots \\ W_{ns} \cdot T_{ns} \end{bmatrix}$$

添え字sのついた記号は1979年、sのつかない記号は1984年を示す。

3. 寄与率とは、全世帯の寄与度を100とした構成比を示す。

(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

産による要因分解の結論と一致している。

他方、変動係数を家族形態別に要因分解すると、表17のように84年現在、核家族内の格差がきわめて大きな要因となっている。79年から84年への格差拡大を家族構成別に要因分解すると、全体の98%を核家族内の格差によって説明できる。

変動係数を世帯主の年齢階級別に要因分解してみると、表18のように84年現在、年齢階級内格差が地域間格差の少なからぬ部分を説明しており、年齢階級間格差はむしろ格差を縮小する方向に強く働いていた。さらに年齢階級内格差を詳しくみると、50歳代が一番大きいほか、比較的高年齢階級ほど格差の説明力が高くなっている。年功賃金体系のもとで新規学卒の労働市場が比較的全国規模で成立しているのに対して、高齢者ほど地域間のモビリティが低下して地域別の労働市場が形成され賃金格差が拡大し

やすいという事情と無縁ではないだろう。なお79年から84年への格差拡大は、ほぼ8割がた50歳代内の格差拡大で説明できる。

(5) 結びに代えて

本稿では、戦後日本における地域間格差の動向を各種の既存統計を加工して検討した。以下、本稿の結果を要約しておこう。まず地域所得統計の分析によると、高度成長期には地方圏での工場立地によって、製造業を中心とした第2次産業の生産が活発化し、これが雇用者所得の上昇をもたらした。地域間格差を縮小させた。さらに第1次オイル・ショックによって第2次産業の生産調整が実施されたもとで、高率の賃上げが企業所得の大幅な縮小をもたらした。これが地域間格差を縮小させた。しかし80年代にはいるとサービス経済化や東京圏への一極集中の進行のもとで、第3次産業を主体とした雇用者所

表 15 普通世帯における圏域間格差の産業別要因分解(全産業)

		全世帯 (T)	産業間 格差 (T_b)	産業内格差 ($W_j \cdot T_j$)				
				第1次産業	鉱業	建設業	製造業	
1984年	変動係数の分解 (同, 構成比)	8.097	▲0.120	8.218	1.177	0.052	0.769	1.636
		100.0	▲1.5	101.5	14.5	0.6	9.5	20.2
		産業内格差				(再掲)産業内格差($W_j \cdot T_j$)		
		卸・小売	サービス	公務	その他	第1次産業	第2次産業	第3次産業
1984年	変動係数の分解 (同, 構成比)	1.024	0.807	0.298	2.455	1.177	2.457	4.584
		12.6	10.0	3.7	30.3	14.5	30.3	56.6

(注) 変動係数の分解は、実際の数値を1000倍している。

(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

表 16 普通世帯における圏域間格差の産業別要因分解(非1次産業)

		全世帯 (T)	産業間 格差 (T_b)	産業内格差 ($W_j \cdot T_j$)			
				鉱業	建設業	製造業	
1979年	変動係数の分解 (同, 構成比)	4.581	▲0.965	5.546	0.023	0.640	1.128
		100.0	▲21.1	121.1	0.5	14.0	24.6
1984年	変動係数の分解 (同, 構成比)	7.340	▲0.220	7.560	0.056	0.825	1.756
		100.0	▲3.0	103.0	0.8	11.2	23.9
1979~84年 の変化	寄与度(%)	60.2	16.2	44.0	0.7	4.0	13.7
	寄与率(%)	100.0	26.9	73.1	1.2	6.6	22.8
		産業内格差				(再掲)産業内格差	
		卸・小売	サービス	公務	その他	第2次産業	第3次産業
1979年	変動係数の分解 (同, 構成比)	1.286	0.513	0.229	1.727	1.791	3.755
		28.1	11.2	5.0	37.7	39.1	82.0
1984年	変動係数の分解 (同, 構成比)	1.100	0.867	0.320	2.636	2.637	4.923
		15.0	11.8	4.4	35.9	35.9	67.1
1979~84年 の変化	寄与度(%)	▲4.1	7.7	2.0	19.8	18.5	25.5
	寄与率(%)	▲6.8	12.8	3.3	32.9	30.7	42.4

(注) 変動係数の分解は、実際の数値を1000倍している。

(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

得の拡大によって地域間格差の拡大へとかわっていった。

このような変化を世帯所得統計によってみると、勤労者世帯では60, 70年代に世帯主収入が大きく影響して地域間格差が縮小したが、80年代には世帯主収入のほか非世帯主収入の影響から格差が拡大してきた。また農家世帯では、80年代に入って米の生産調整が強化されたことから農業所得の地域間格差が拡大したほか、製造業の生産調整が農外所得の地域間格差の拡大をもたらしたため、農家世帯内格差が拡大してきた。さらに2人以上の普通世帯の要因分解によって80年代に入ってから格差拡大の要因を検討すると、所得要素別では勤め先収入、世帯員収入別では世帯主収入、世帯主の就業形態別

では勤労者世帯、世帯主の所属する産業別では第3次産業、家族形態別では核家族、世帯主の年齢階級別では50歳代が、それぞれ格差拡大に大きな説明力をもっていた。

もっとも本稿の分析では、労働力、資本等の生産要素の地域間格差への影響のしかた等を明らかにする理論モデルを欠いているために、所得要素分解以上の、より深い意味においての要因分解はまだなされていないと言わざるをえない。さらに単身者を含む全世帯を対象とした地域間格差の時系列の計測、財政トランスファー(社会福祉制度、財源調整制度、米の価格支持政策等)が地域間格差に与えた影響をさらに突込んで分析すること、単に所得だけでなく資産や消費についても地域間の格差を計測すること、

表 17 普通世帯における圏域間格差の家族形態別要因分解

		全世帯 (T)	家族形態 間格差 (T _b)	家族形態内格差		
				(W _j ・T _j)	核家族	複合家族
1979年	変動係数の分解	4.581	▲0.600	5.180	3.303	1.877
	(同, 構成比)	100.0	▲13.1	113.1	72.1	41.0
1984年	変動係数の分解	8.097	▲0.747	8.844	6.738	2.106
	(同, 構成比)	100.0	▲9.2	109.2	83.2	26.0
1979~84年 の変化	寄与度(%)	76.8	▲3.2	80.0	75.0	5.0
	寄与率(%)	100.0	▲4.2	104.2	97.7	6.5

(注) 変動係数の分解は、実際の数値を1000倍している。

(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

表 18 普通世帯における圏域間格差の年齢階級別要因分解

		全世帯 (T)	年齢階級 間格差 (T _b)	年齢階級内格差					
				(W _j ・T _j)	30歳未満	30歳代	40歳代	50歳代	60歳以降
1979年	変動係数の分解	4.581	▲1.197	5.778	0.199	0.755	1.185	1.711	1.927
	(同, 構成比)	100.0	▲26.1	126.1	4.3	16.5	25.9	37.3	42.1
1984年	変動係数の分解	8.097	▲1.301	9.398	0.232	1.100	1.765	4.570	1.731
	(同, 構成比)	100.0	▲16.1	116.1	2.9	13.6	21.8	56.4	21.4
1979~84年 の変化	寄与度(%)	76.8	▲2.2	79.0	0.7	7.5	12.7	62.3	▲4.3
	寄与率(%)	100.0	▲2.9	102.9	0.9	9.8	16.5	81.1	▲5.6

(注) 変動係数の分解は、実際の数値を1000倍している。

(資料) 総務庁『全国消費実態調査』

等も本稿で残された課題としてあげられよう。
これらの分析は別の機会に譲りたい。

(論文受付日1990年10月17日・採用決定日
1991年2月13日, 前・住信基礎研究所)

注

* 本稿をまとめるにあたり編集部より丁寧なコメントをいただいたことに対して、深く感謝の意を表す。なお本稿は、筆者が(株)住信基礎研究所において1988年度に実施した研究(谷沢(1989))を新たに書き直したものである。

1) 地域間の所得不平等に関しては、従来、地域格差、地域間格差、地域所得格差、地域間所得格差、地域間経済格差といったさまざまな名称が使用されてきた。以下では、特に断らないかぎり地域間格差を使用する。

2) 我が国における地域所得統計はSNAの変更に対応して表象形式を変更してきた。このため名称も旧SNAに対応した『県民所得統計』から、新SNAに対応した『県民経済計算』へと変更されている。なお地域所得統計の変遷については、経済企画庁(1988)を参照されたい。

3) ジニ係数の要因分解の方法については、Rao(1969)を参照されたい。

4) 変動係数の要因分解の方法については、豊田(1975)を参照されたい。

5) 今回の計測では、総務庁「消費者物価地域差指数」を使用して、地域間の物価水準の相違を考慮した

実質値の計測もおこなってみた。計測の結果は、地方圏における物価水準の低さを反映して、実質値は名目値より低水準となったが、動きの方向はほぼ名目値と同様となった。このため以下の議論では、作業の繁雑さを避けるため名目値を使用する。

6) 地方圏の企業所得が都市圏へ流出していった点については、谷沢(1989)を参照されたい。いわゆる「支店経済化」と称する現象を経済面からみると、このような状況をいうものと考えられる。支店経済化に関しては、中国新聞社編(1980)が詳しい。

7) もっとも1人当たり県内総生産と労働生産性の一番大きな差は、1人当たり県内総生産が総人口当りの就業者数の割合を考慮していないことである。本稿ではこれを無視したが、椋本(1980)ではこの要因の分析をおこなっているのを参照されたい。

8) この点は、経済企画庁(1988)を参照されたい。

9) 財政トランスファーに関しては、『県民経済計算』において統計数字がないため、このような傍証しかできない。この点については、別の統計を使用して、今後さらに検討する必要がある。

10) このような視点からの研究として、椋本(1980)、鈴木(1989)をあげることができる。

11) 厳密には、世帯数のなかに個人業主世帯が含まれているので、計測結果については慎重に検討する必要がある。

12) この点は、溝口(1974)に指摘されている。

13) 『農家経済調査』における農家の定義は、10アール以上の農地(ただし北海道は30アール以上)を経営するか、年間農産物販売額が10万円以上(1971年に

は5万円以上)の農業所得を得るものとしている。これに対して『農業センサス』『農業調査』における農家の定義は、農地が東日本では10アール以上、西日本では5アール以上を営するか、年間農産物販売額が10万円以上ある世帯であり、両調査の農家の定義は若干異なっている。

14) 農業所得=農業粗収益-農業経営費であるため、厳密には農業粗収益の分析から農業所得の変動を導くには、限界がある。

15) もっとも以下で使用する変動係数の要因分解式は、選択する説明要因が相互に独立であることを前提としている。このため年齢と家族構成・産業・就業形態等は、必ずしも相互に独立ではない点に留意する必要がある。

16) この点は、『家計調査』において非世帯主収入の影響が確認された点と異なっている。

参 考 文 献

[1] 安東誠一(1981)「1960, 70年代における地域所得格差の変動過程」, 国民経済研究協会編『国民経済』第145号, pp. 21~61.

[2] —(1986)『地方の経済学』, 日本経済新聞社.

[3] 中国新聞社編(1980)『ルボ支店経済』, 日本評論社.

[4] 伊藤善市(1967)「地域格差と財政金融」, 藤野正三郎・宇田川璋仁編『経済成長と財政金融政策』, 勁草書房, pp. 201~19.

[5] 経済企画庁調査局(1986)『昭和61年度経済白書』.

[6] —(1987)『円高を乗り越え新たな発展をめざす地域経済』.

[7] 経済企画庁経済研究所国民所得部(1988)『県民経済計算標準方式(昭和63年版)』.

[8] 経済企画庁調査局(1990)『景気拡大が浸透した地域経済』.

[9] 経済審議会地域経済問題研究会地域経済研究グループ(1981)『地域間経済格差の縮小要因につい

て』, 経済企画庁総合計画局.

[10] 溝口敏行(1974)「戦後日本の所得分布と資産分布」『経済研究』第25巻第4号, pp. 345~66.

[11] 西岡久雄(1966)『地域間所得較差の研究』, 古今書院.

[12] Rao, V. M. (1969), "Two Decomposition of Concentration Ratio" *Journal of Royal Statistical Association*, series A, Vol. 132 Part 3, pp. 418~25.

[13] 坂下昇(1987)「地域格差発生要因の国際比較—理論的分析」, 経済企画庁経済研究所国民所得部編『地域所得格差の研究』, pp. 137~72.

[14] —(1988)「産業構造の変化と地域格差」, 経済企画庁経済研究所国民所得部編『地域経済の成長と構造変化—県民所得からみた昭和50年代の歩み—』, pp. 26~35.

[15] —(1989)「産業構造の変化と地域格差」, 経済企画庁経済研究所国民所得部編『季刊国民経済計算』No. 3, pp. 18~38.

[16] 篠原三代平(1964)「産業構造と地域格差—とくに工業発展との関連において—」, 篠原編『地域経済構造の計量的分析』岩波書店, pp. 39~73.

[17] 鈴木多加史(1989)「地域所得格差動向と地域経済」, 鈴木編著『日本の構造転換と地域経済』第7章, ぎょうせい, pp. 159~79.

[18] 田原昭四・鈴木多加史(1977)『地域経済の成長と変貌』, ぎょうせい.

[19] 椋本功(1980)「日本における地域経済の発展とその類型」, 『年報経済学』(広島大学経済学部紀要)第1巻, pp. 3~45.

[20] 豊田敬(1975)「所得分布の不平等度—不平等度の比較と尺度—」, 国民経済研究協会編『国民経済』第134号, pp. 15~41.

[21] 綿貫紳一郎(1984)『所得不平等と地域格差』, 大阪府立大学経済研究叢書.

[22] 谷沢弘毅(1989)『地域間経済格差の実証分析—1970~80年代における地域経済の構造変化と今後の対応—』, (株)住信基礎研究所.

農 業 経 済 研 究 第 63 卷 第 4 号

(発売中)

研究開発投資の社会的最適性……………伊藤 順一
カリフォルニア州における稲の品種改良と生産コストの低減……………加古 敏之

Evaluations of the New Beef Carcass Grade: A Hedonic
Price Approach……………Biing-Hwan Lin
Hiroshi Mori

〈研究ノート〉

山村地域における集落の農家変動要因に関する計量分析……………胡 柏
鰻養殖業の投入構造分析……………大塚 秀雄

〈書評〉

牛山敬二・七戸長生編著『経済構造調整下の北海道農業』……………磯田 宏
暉峻衆三編著『日本資本主義と農業保護政策』……………倉内 宗一
南石晃明著『不確実性と地域農業計画—確率的計画法の理論,
方法および応用—』……………木南 章

B5判・60頁・定価1240円 日本農業経済学会編集・発行/岩波書店発売