

Figure 12: Number of Patients in a leading U.S. Hospital by Procedure

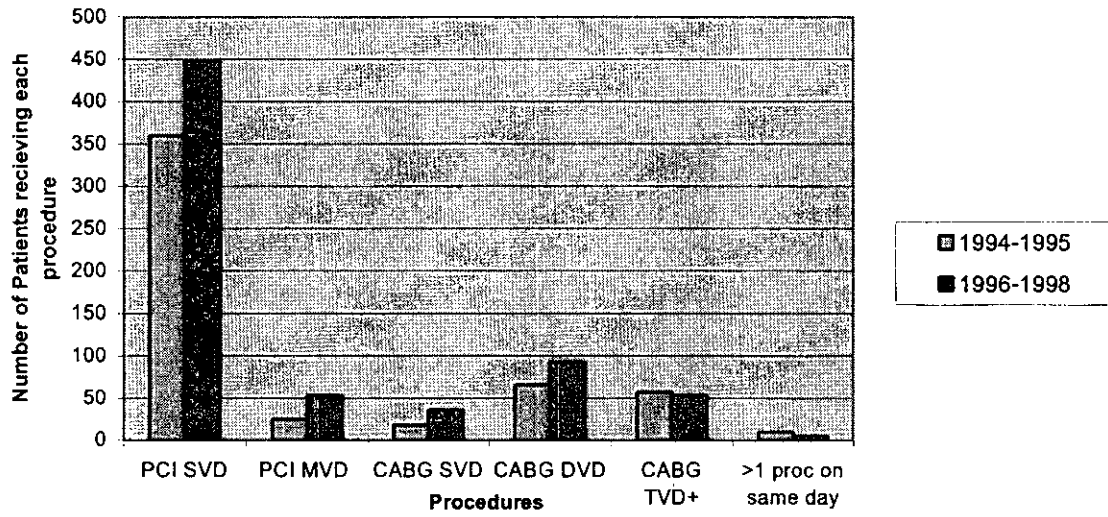


Table 3: Sample Size by Cohort for a leading U.S. Hospital

	1994-1995						1996-1998					
	PCI SVD	PCI MVD	CABG SVD	CABG DVD	CABG TVD or more	More than one procedure on the same day	PCI SVD	PCI MVD	CABG SVD	CABG DVD	CABG TVD or more	More than one procedure on the same day
Males <65	240	19	14	50	36	9	85	5	5	24	13	1
Males 65-74	196	16	13	29	34	5	217	24	20	49	45	2
Males 75+	132	9	4	17	34	2	180	30	17	47	29	1
Females <65	67	5	5	17	9	3	19	3	3	5	3	1
Females 65-74	82	7	6	16	6	4	116	9	9	22	5	1
Females 75+	79	4	3	16	8	1	133	11	7	19	16	2
Total	360	25	18	66	57	10	448	53	36	93	53	5

References

- Bittl, J.A. "Advances in Coronary Angioplasty," *New England Journal of Medicine*, 1996 335(17): 1290-302.
- Braunwald, E. *Textbook of Cardiovascular Medicine*, 1996. Philadelphia: Saunders.
- Cutler, D.M., and M. McClellan. "Technological Changes in Medicare," in D. Wise ed., *Inquiries in the Economics of Aging*, 1998. Chicago: University of Chicago Press.
- Heidenreich, P. and M. McClellan, "Changes in Outcomes of Acute Myocardial Infarction: Literature Review and Synthesis," Stanford University manuscript, 1998.
- Luft, H.S., D.W. Farnick, D.H. Mark, D.J. Peltzman, C.S. Phibbs, E. Lichtenberg, and S.J. McPhee. "Does Quality Influence Choice of Hospital?" *Journal of the American Medical Association*, 1990 263(21): 2899-906.
- McClellan M., B.J. McNeil, and J.P. Newhouse. "Does More Intensive Treatment of Acute Myocardial Infarction Reduce Mortality? Analysis Using Instrumental Variables," *Journal of the American Medical Association* 1994 272(11): 859-866.
- McClellan M., and J.P. Newhouse. "The marginal costs and benefits of medical technology," *Journal of Econometrics*, 1997 77(1): 39-64.
- McClellan M. and H. Noguchi. "Technological Change in Heart-Disease Treatment: Does High Tech Mean Low Value?" *American Economic Review*, 1998 88(2): 90-6.

共同研究3

「所得分配に関する国際比較研究」

(平成11～13年度)

厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業

「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」

共同研究 3 : 「所得分配に関する国際比較研究」

所得格差の変動の構造分析－家族変動と社会保障の観点から－*

寺 崎 康 博

(東京理科大学経営学部)

2002 年 3 月 31 日

* 本稿で使用した個票データは厚生科学研究補助金政策科学推進研究事業「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」の「共同研究 3:所得分配に関する国際比較研究」において目的外使用申請を行い、厚生労働省大臣官房統計情報部長の承認を得たものである(統発第 117 号、平成 13 年 4 月 3 日)。

1. はじめに

本論文はわが国の 1990 年代における所得格差の変動要因を家族変動と社会保障という観点から統計的に明らかにし、近年における格差拡大をめぐる議論の整理を行うことを目的とする。1990 年代から所得格差の拡大が指摘され、その事実認識ならびに要因について各層から様々な意見が出されてきた。その契機は、橋木(1997)による「わが国の所得格差は拡大し、現在では格差の水準は欧米並みになった」という主張であった。世帯ベースにおける格差指標が示す不平等化は実態に沿ったものとする見方と、それは高齢化にともなう構造的なもので、深刻な問題ではないとする見方に分れている。これらの見解の要点とそれぞれの問題点は『日本労働研究雑誌』42 巻 7 号 (2000 年) に詳しく取り上げられ、舟岡 (2001) はこれらの問題点の整理と格差の要因分析を行い、同居世帯の減少が格差の拡大の背景にあることを指摘している。ここでは、これらの先行研究では未解決の問題を中心課題として、近年の所得格差の構造を世帯の多様化の観点から再検討を行う。特に、以下の 5 点については分析手法や基礎資料の違い等により評価が分かれていると思われるので、平成元年と平成 10 年の「国民生活基礎調査」(厚生労働省)を利用して再検討を行う。なお、平成元年の調査は 1988 年の所得、平成 10 年の調査は 1997 年の所得を対象としている。

- (1) 各種統計資料の比較検討が行われた (日本労働研究雑誌 2000 年 7 月号)
- (2) 不平等化はしているが年齢構造の変化 (高齢化の進行) によるもので新たに不平等をもたらす要因が働いたものではない (大竹 (2000))。
- (3) 不平等化はしているが、90 年代ではそれほど大きくはなく、平等化を感じる人も多い (梅溪 (2000))。
- (4) 厚生労働省のデータは不平等を大きめに出す傾向がある。特に、学生単身世帯比率が高めに推定されており、除くべきである (舟岡 (2001))。
- (5) 近年の不平等化は高齢者の子との同居の減少という同居状況の急速な変化によるものである (舟岡 (2001))。

また、家族の持つ生活保障機能に着目して、所得格差の構造についても明らかにする。上記の 5 つの問題については、(1) と (4) の問題は計測問題に関連しているので、次節で検討し、(2)、(3) および (5) の問題は格差の拡大をもたらす要因の分析と関連しているので、3 節以後で取り扱うことにする。

2 計測問題

2.1 ジニ係数の推計問題

まず、技術的な問題から始めることにする。統計調査による定義の違いや推計方法、さらには非標本誤差についてはすでに梅溪(2000)で議論されているので、ここでは格差指標の推計問題、特にジニ係数の推計問題を取り扱う。なお、格差の指標には多数のものがああり、その解説書も多いが、最近の研究状況については Silber(1999)を参照すればよいであろう。一般に、マイクロデータから計算される場合と4分位統計表や十分位統計表に集約されたデータから計算する場合とでは後者の方が過小に推計されるという点はよく知られた性質であり、国連のガイドラインでは十分位統計表から計算したものを比較の基準とすべきであるとされていた(例えば、寺崎(1990)を参照)。少なくとも、両者を混在した比較は避けるべきであろう。

しかし、最近ではマイクロデータによる計算も珍しくない。マイクロデータによる計算では集計乗数と呼ばれる抽出率の逆数に比例したウェイトを持つデータが多く、SAS等の統計ソフトウェアを使用して十分位統計表やジニ係数を求める場合に計算上の工夫が必要になる。例えば、十分位統計表はSASのrankプロシジャを使用すれば容易に作成できるが、集計乗数がある場合にそのまま使用すると正確な十分位統計表が得られない。また、ジニ係数を求める代表的な3つの計算式のいずれも同値な関係式であるが、集計乗数がある場合には計算手順による違いが出る可能性があるため、注意が必要である。実際、同じマイクロデータを使用していると思われる場合でも異なったジニ係数の値が報告されている。

ジニ係数はよく使用されるので、ここで少し解説をしておく。代表的な3種の計算式は以下の通りである。

所得データを $\{y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n\}$ とすると、 y_k までの累積世帯比率 pcf_k は $\frac{k}{n}$ 、累積所得

比率 pci_k は $pci_k = \frac{\sum_{i=1}^k y_i}{\sum_{i=1}^n y_i}$ によって与えられる。また、平均所得 M は $M = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}$ である。この時、

ローレンツ曲線の面積から計算される式(面積法と呼ぶことにする)は、

$$Gini = 1 - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (pci_k + pci_{k-1})$$

となる。最近では統計ソフトウェアによって求める場合には、次の式がよく使用される。

$$Gini = \frac{2 \times Cov(y, pcf)}{M}$$

ここで、 $Cov(y, pcf)$ は所得と累積世帯比率との共分散を表すので、「共分散法」と呼ぶことにする。また、ジニの平均差に基づく式は、

$$Gini = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2M \times n^2}$$

である。この他に、順序統計量による計算式も存在するが、ここでは省略する。実際の計算では、面積法か共分散法のいずれかが利用されることが多い。問題はウェートのないデータでは両者は同値であるが、ウェートを持つ場合には必ずしも同じ値にはならないことである。

簡単な例を示す。所得を{10,10,20,20,40}とする。平均は $M = 20$ である。この時、面積法では $1 - \frac{3.6}{5} = 0.28$ となる。共分散は2.8であるので、共分散法では $\frac{2 \times 2.8}{20} = 0.28$ となり、

両者は等しい。この所得分布を、ウェート付きで表すことができる。すなわち、10が40%、20が40%、40を20%と表すことができる。面積法では

$$1 - \{0.2 \times 0.4 + (0.2 + 0.6) \times 0.4 + (0.6 + 1.0) \times 0.2\} = 1 - 0.72 = 0.28$$

となり、値は変わらない。しかし、共分散法では累積世帯比率の平均が0.68となるので、共分散は

$$\begin{aligned} & (10 - 20)(0.4 - 0.68) \times 0.4 + (20 - 20)(0.8 - 0.68) \times 0.4 + (40 - 20)(1.0 - 0.68) \times 0.2 \\ & = 1.12 + 0 + 1.28 = 2.4 \end{aligned}$$

となり、2.8とは異なる値になる。従って、ジニ係数も0.24となる。

表1は本論文で使用した「国民生活基礎調査」による結果を比較したものである。十分位データとマイクロデータでは前者が小さな値をとるが、その大きさは0.01前後である。マイクロデータを対象にした面積法と共分散法の違いはあまり大きくはないが、1988年では0.0008、1997年では-0.0002の違いがある。ウェート付きであっても、1つのデータが等ウェートになるようにして計算すれば、いずれの方法も同じ値になるので、共分散法を使用する場合には計算方法に注意を払う方がよい。

2.2 学生世帯を除いた全世帯の所得格差

舟岡論文では、「国民生活基礎調査」と「全国消費実態調査」（総務省）の所得分布を比較して、前者には単身の学生世帯が含まれており、結果として所得格差を大きくしていることが指摘されている。単身の学生世帯は親からの仕送りが所得の大部分を占めており、長期休暇には帰省もするので所得格差の計測からは「除くべきである」という点には根拠がある。ここでは、ジニ係数をどの程度変更するかを確認する。

まず、表2は単身者のうち、学生である比率が各年齢階層にどのくらい存在するかを示したものである。1988年では単身者における学生世帯の比率は1988年では9.3%、1997年では11.51%であり、2%以上の増加が見られる。これを年齢階級別に見ると、22歳以下ではそれぞれ、60.9%、71.9%となり、大きな比率を占める。1988年では22歳以下の仕事を持つ単身世帯の平均所得は174万円であるが、学生世帯は129万円で、85%は仕送りである（表3）。1997年にはそれぞれ193万円、131万円、80%となっており、親に依存していることが確認できる。

学生の単身世帯を除いて所得格差を計測した結果は表4に示されている。まず、学生を除いても格差の縮小はわずかである。ジニ係数の値が1988年で0.003、1997年では0.007縮小する。しかし、1997年の縮小率は1988年と比較すると2倍以上であり、単身者における学生世帯の増加の影響が現れている。1997年は単身世帯自体が増加しているので、その影響は小さくはなく、格差の拡大幅をわずかであるが緩和することになる。

3 所得格差の拡大の実態とその要因

3.1 世帯の変動の実態

学生の単身世帯を除いたとしても世帯所得の格差は1990年代はほぼ一貫して拡大したという結果は事実である。この結果をもたらした要因に関する主要な仮説は、最初に述べたように、(1)高齢化、(2)同居世帯の減少、さらに(3)年功を重視する賃金制度から実績を重視する賃金制度への移行等市場重視型経済を反映した結果というものである。これらのいずれも拡大要因として働いていると思われるが、その数量的評価が必要である。また、実感では格差が縮小している層が存在するという点も検討が必要である。

まず、さまざまな世帯属性の構成がこの10年間でどの程度変化したか、さらにその世帯属性別に見た所得格差がどの程度変化したかを見ることによって格差の拡大をもたらした

た要因がどの属性と結びついているのかを明らかにする。いわば、データから格差の要因を発見しようとする探索的接近法である。価値判断が入り込みやすい格差問題を分析する場合には可能な限り客観的な分析が必要とされるので、特に有効な接近法といえる。同様な接近法は「全国消費実態調査」に基づいて、1984年から1994年にかけての変化について分析した舟岡（2001）によっても採用されている。ここでは1988年から1997年にかけての変化を「国民生活基礎調査」を利用して行うものである。

表5は世帯属性別に見た世帯比率の変化を整理したものである。大きな変化を示した属性は以下の通りである。

- (1) 世帯人員数は1人、2人世帯が合わせて10%増加し、4人以上世帯がその分減少している。
- (2) 有業人員数では0人の世帯が7%増加している。
- (3) 世帯構造では夫婦と未婚の子の世帯が7%減少し、さらに三世帯世帯が4%減少し、単身世帯と夫婦のみの世帯が合わせて10%増加している。
- (4) 世帯主年齢階級別では65歳以上が7.6%増加し、38-46歳の階級が7%減少している。
- (5) 世帯主の職業では専門職が7%増加し、事務職と労務作業者が合わせて12%減少している。
- (6) その他の世帯業態、世帯種、世帯類型、および世帯主の性別には大きな変化は見られない。

(1)と(3)は核家族化のさらなる進行と少子化を反映したものであり、(2)と(4)は高齢者の増加により、退職者の世帯が増加した結果を示している。(5)はサービス化、専門化の進んだ経済構造への移行からもたらされたものである。所得格差の計測という点から見ると、1990年代の変化をもたらす要因としてこれらの3点が検討対象になることをあらためて確認したことになる。

3.2 世帯の変動と所得格差の関係

次に、これらの属性の変動が所得格差にをどの程度説明するのかを検討する。属性グループ間に分解可能な格差の指標は、一般に(1)世帯属性構成比率、(2)世帯属性別平均所得、および(3)世帯属性内の格差、の3つの要素の関数となっている。分解可能な格

差係数の一つであるタイル係数は、

総世帯のタイル係数＝属性間タイル係数＋ Σ 属性所得構成比率×属性内タイル係数

という形で分解できる（詳細は寺崎(1980)を参照のこと）。従って、世帯属性間のみで格差全体をどの程度説明できるかをみるには属性間タイル係数の大きさを見るとよい。また、この値の総世帯のタイル係数に対する比率を説明力と呼ぶことにする。

表6はその計測結果である。説明力が一番高い属性は「世帯業態」で25%以上である。世帯業態は被雇用者であれば、会社役員、勤め先規模等に分かれ、自営業者であれば雇人の有無で分かれ、その他の場合では有業者の有無で分かれるので、対象とした世帯属性では有業者数や世帯主の職業とも一部重複する面もあるが、最も詳細に分割される。なお、1988年には農耕世帯というカテゴリーが存在したが、1997年には上記のカテゴリーに吸収され比較可能性が失われている。

その次に説明力の高い属性は有業者数、世帯構造、および世帯人員であり、1988年では20%弱、1997年では24%前後である。世帯主の職業は16～17%である。世帯構造と世帯人員区分では単身世帯が一つのカテゴリーとして存在することが説明力を高くしている。世帯業態、有業者数、および世帯主の年齢区分ではいずれも有業者がいない世帯が一つのカテゴリーとして存在することが説明力を高くしている。これらの観察から「単身世帯」および「有業者のいない世帯」が格差を大きくする要因であることがわかる。この点についての検討は後節で詳しく行う。

この属性間格差の1988年から1997年にかけて変動については以下のことが言える。第一に、世帯人員、有業者数、および世帯構造に関する格差がいずれもタイル係数の値で0.02以上拡大したことである。また、世帯業態、世帯種（保険制度による区分）、および世帯主年齢もタイル係数の値で0.01以上拡大している。第二点として、その他の属性も含めて属性間の格差が拡大していることが一つの特徴として指摘できる。第三として、属性間タイル係数を見る限り年齢間格差は上記の世帯構造に関連する属性と比べると大きな説明要因とはなっていない。これらの事実は「高齢化が今日の所得格差の拡大をもたらす主因である」という見方を支持しないように見える。世帯構造に現れる変化は明らかに高齢化の進行にともなって生じている現象であり、互いに関連している。しかも、高齢化の意味は高齢の世帯が増加することであり、年齢間格差が拡大することとは異なる。むしろ、格差の大きい高齢の世帯の比率が増加することによる格差の拡大を意味している。従って、格差

変動の要因分析として属性の変化を独立的に取り出す方法によって評価すべきである。ここでは大竹・齋藤(1999)が対数分散に応用した方法に準じて、タイル係数の変化を以下のように要因分解して、各属性の変化によってもたらされる格差変動を評価する。すでに指摘したように、タイル係数は(1)属性構成比率、(2)世帯属性別平均所得、および(3)世帯属性内の格差、の3つの要素によって規定されるので、それぞれの要素を一つだけ変更した場合のタイル係数を計算する。例えば、1988年の所得分布を基準として、世帯構造の属性構成比のみが1997年の値に変化した場合のタイル係数を計算する。これをT(1997, 世帯構造, シェア)と表す。同様に、世帯構造別平均所得のみを変更したタイル係数はT(1997, 世帯構造, 属性間所得比率)と表すことができる。また、世帯構造別タイル係数のみを1997年の値に変更したタイル係数はT(1997, 世帯構造, 属性内格差)と表すことができる。実際のタイル係数は1988年についてはT(1988)、1997年についてはT(1997)とすると、タイル係数の変化分T(1997)−T(1988)に対して、それぞれ

$$\{T(1997, \text{世帯構造}, \text{シェア}) - T(1988)\}$$

$$\{T(1997, \text{世帯構造}, \text{属性間所得比率}) - T(1988)\}$$

$$\{T(1997, \text{世帯構造}, \text{属性内格差}) - T(1988)\}$$

がどの程度の大きさであるかを見ることによって、世帯比率(シェア)が変わったことによって生じる変化、属性間所得比率の変化、および属性内格差の変化の影響を評価することができる。それぞれ「シェア効果」、「属性間所得比率拡大効果」、「属性内格差拡大効果」と呼ぶことにする。なお、この分解式には複雑な残余項が存在するので、加えてもタイル係数の変化分T(1997)−T(1988)には一致しない。一般に格差指標の変動に関する分解式にはいくつかのものが提案され、使用されているが必ず残余項が発生する。

計測結果は表7に示すとおりである。主要な特徴として次の3点を指摘できよう。

- (1) 「属性間所得比率拡大効果」はいずれの属性についても20%前後の説明力であり、それほど大きなものではない。
- (2) 「シェア効果」の大きな属性として、世帯主職業、世帯人員、世帯構造、および世帯主年齢があり、80%以上の説明力を持っている。有業者数の説明力も76%あり、高い。
- (3) 「属性内格差拡大効果」の大きな属性は世帯類型、世帯種、および世帯主性別であり、それぞれ50%から80%近くの説明力を持っている。

3つの効果のうち、「属性間所得比率拡大効果」と「属性内格差拡大効果」については所得比率を拡大する要因や属性内の格差が拡大する要因をさらに検討する必要があるが、前者については説明力がそれほど大きくはないので、後節で有業者数に関する検討のところで付随的に触れることにする。後者については格差が拡大しているカテゴリーを見ると、全体の格差の拡大要因が明らかにされると説明がつくと思われるので、これ以上触れない。従って、残りはシェア効果の大きい要因についての解釈である。詳細に検討すると、いずれも属性内格差の大きいカテゴリーの世帯比率が増加していることによってもたらされた結果であることが分かる。しかし、高齢化の進行によって1990年代の格差の拡大がほとんど説明できるとも言えるし、同居世帯の減少という世帯構造の変化こそが格差拡大の主因とも言えるわけである。互いに関連する属性のもたらす結果の見方が異なることを反映したものである。従って、格差の拡大の主因をさらに特定化するにはこれらの属性の組合せを検討する必要がある。

3.3 高齢化と世帯の多様化の所得格差へ与える影響

まず世帯主の年齢階級別と世帯構造の関係から見ていくことにする。表8は1988年における年齢階級別世帯構造別にみた世帯分布と1997年にかけての変化を示したものである。すでに指摘したように、世帯主の年齢では56歳以上が増加し、世帯構造別では単独世帯と夫婦のみの世帯が増加し、その他は減少していた。表8は両者が独立に変動しているのではなく、強い関連があることを示している。すなわち、増加している高齢世帯の世帯構造は単独世帯、夫婦のみの世帯、および夫婦と未婚の子の世帯である。一方、減少している若年世帯は三世代世帯と夫婦と未婚の子となっている。夫婦と未婚の子の世帯は世帯主の年齢によってその増減がはっきり分かれている。

次に、年齢階級別世帯構造別にみた所得格差の状況を示したものが表9である。格差の指標としてタイル係数を使用しているが、ジニ係数でも同様の結果が得られる。表9の1988年から1997年にかけての格差の変化方向を見るとほとんどがマイナスを示している。すなわち、年齢と世帯構造を特定すると、大部分のカテゴリーに関しては所得格差は縮小している。しかし、全体の所得格差は拡大しているのは所得格差の大きい属性の世帯構成比が増加していることによる。この他に属性間の所得比率の拡大も格差を大きくする要因として考えられるが、その効果はそれほど大きくはないことが確かめられる（表は省略）。

実際、前節でそれぞれの属性別に検討した結果によれば所得比率拡大の効果はそれほど大きくはなかったので、妥当な結果といえる。結局、シェア効果が大きいことが2つの属性を組み合わせても言えることが確認できた。統計的にいえば、高齢化によって世帯所得格差の拡大が生じているといっても、世帯構造の変化によってもたらされた結果と言っても、その内実は同じ事であることが確認できたことになる。

世帯主の年齢と世帯人員の関係についても世帯構造と同様の結果が得られる。表 10 はそのことを確認するものであるが、実際、世帯人員 1 人は単独世帯のことであり、2 人世帯の大部分は夫婦のみの世帯である。3 人世帯と 4 人世帯の大部分は夫婦と未婚の子の世帯、5 人以上の世帯の大部分は三世帯世帯とみればほぼ対応がつく。

3.4 年齢構造と所得格差

高齢化は所得格差の大きい年齢階級の増加を意味することを指摘した。実際、タイル係数なり、ジニ係数を世帯主の年齢階級別に並べると 30 歳代以後はそれぞれの年齢階級内の所得格差は一貫して拡大している。20 歳代は前半が単身世帯が大部分で、均質であるが、後半は家族を構成するものが増加し、異質の単位が混在するため全体として格差は大きくなる。30 歳代にはいると大部分が家族を構成するようになって均質化し、所得格差が縮小するようになる。従って、世帯主年齢が 29 歳以上の階級を主として考察の対象とする。

まず、有業者の有無別に所得格差の状況を見ていくことにする。国民生活基礎調査では所得は前年の値であり、現在の就業状況とは 1 年の違いがあるので以下に定義する 1 次所得の有無によって区分した。すなわち、雇用者所得、事業所得等の稼働所得に財産所得を加えたものを 1 次所得と定義し、1 次所得がなく年金や社会保障給付、あるいは仕送りによる世帯を「所得移転世帯」と呼び、有業者無しの世帯にほぼ対応させた。

表 11 はその世帯比率を世帯主年齢別に示すものであり、参考のため有業者無しの世帯比率と対比させてある。所得移転世帯と有業者無しの世帯とは後者が 2~4%ほど水準が高いことを除くと、年齢別のパターンはほぼ同じである。1988 年から 1997 年にかけて所得移転世帯は総数で 4.4%増加し、65 歳以上のところが増加している。ここで注目すべき点は、年齢階級別の増加パターンが所得格差の拡大と符合していることである。表 12 に示すように、所得移転世帯は他の世帯と比較してその所得水準は 20%から 40%にとどまり、格差を拡大する方向に働いていると見ることができる。実際、タイル係数を計算してみる

と表 13 が得られる。まず、年齢別に見ると 56 歳以上の階層から急速にタイル係数が拡大するが、その主たる要因は移転所得世帯の増加によって非移転所得世帯とのグループ間格差が拡大することに求められることがわかる。また、両グループの平均所得格差もわずかであるが拡大している。もちろん、非移転所得世帯についても年齢が高くなるにつれて所得格差が拡大するが、その拡大の度合いは緩やかなものになっている。

表 13 のもう一つの注目点は、移転所得世帯および非移転所得世帯のそれぞれのタイル係数の変化を見るといずれも格差の縮小を示していることである。このような姿は最近の所得格差をめぐる議論の中では必ずしも数量的な証拠として示されてこなかった点であろう。経済がグローバル化し、賃金にも業績主義がより多く取り入れられつつあると言われるが、少なくとも世帯ベースで見るとはっきりとは現れていない。また、「賃金構造基本調査」（厚生労働省）における「所定内給与」に関する十分位係数の推移を見ると、平成元年から平成 10 年まではほとんど変動していないことも、上記の観察事実を支持するものといえる。

ただし、留意点が 2 つある。1 つは 1997 年には失業率は増加傾向にはあったが、深刻化する前であったことである。明らかに、世帯主の失業は所得格差を拡大するはずなので、平成 13 年の調査結果を分析すれば少々異なった結果が出てこよう。もう 1 点は、「移転所得世帯」はいわば、公的保障および家族による私的保障によって生活を支えている世帯であるので、この部分を見視した議論を強調することには注意が必要であろう。ただ、平成 10 年までのデータでは「移転所得世帯」の大部分は退職にともなう現象であるので、この現象自体を避けることは難しい。年金水準は引き下げの方向にあるので、何らかの形で高齢者就労が可能になるような枠組みを考えることも一つの選択肢として挙げられよう。

年齢階級別に世帯主の職業別所得格差を見た結果についても簡単に触れておく。基本的には上記の「移転所得世帯」と「非移転所得世帯」に区分した結果と同様である。「移転所得世帯」がほぼ「無職等の世帯」、「分類不能」、および「不詳」に該当し、職業を 11 の標準職業大分類に割当てることができるものがほぼ「非移転所得世帯」に該当すると考えるといよい。ただし、「非移転所得世帯」については職業が細分化されているので少々煩瑣ではある。表 14 に属性内のタイル係数の変化のみを示す。年齢階級別、職業別に見ると 83 個のセルのうち 44 個は格差が縮小している。また、格差が大きく拡大している属性については一般に世帯比率が小さいので、標本誤差の影響が出ていると考えられる。従って、各

属性内では格差がわずかであるが縮小する傾向が見られると云ってよく、上記の「非移転所得世帯」についての観察とほぼ符合する。

さらに、どの職業についても年齢が高くなるにつれて所得格差が拡大することも確かめられる（表は省略）。また、職業別では「サービス職」、「販売職」、「農業」および「専門職」が所得格差が大きい、「専門職」を除いて世帯比率をいずれも縮小させている職業である。属性間タイル係数は 0988 年の 0.0618 から 1997 年には 0.0731 へと拡大しており、この点も「移転所得世帯」による区分と同様の結果である。いずれにしても高齢化に伴って「無職世帯等」が増加したことが今日の所得格差拡大の主因であるという結論は変更されない。

4 65 歳以上の高年者のいる世帯の世帯構造と所得の変動

これまでの分析では世帯主の年齢に着目して世帯を区分してきた。しかし、格差拡大の主因とされる高齢者は子と同居して暮らす場合も多い。近年では三世代世帯の比率は減少の一途であるが、国際比較からみると同居比率は依然として高い。従って、高齢者（ここでは 65 歳以上とする）のすべてを対象に所得格差の問題を検討することも必要である。まず、高齢者がどのような世帯構造に属しているかを示した表 15 から見ていくことにする。1988 年から 1997 年にかけての変化で著しい点は以下の 3 点である。

- (1) 三世代世帯が 12%減少している。
- (2) 夫婦のみ世帯は 6%増加している。
- (3) 世帯主年齢が 65 歳以上の世帯は 58.4%から 69.8%へ増加している。

現在では高齢者の 70%近くが世帯主として世帯を構成して暮らしている。次に、世帯主が 65 歳以上の世帯について所得格差を計測してみる。表 16 はその要約であるが、表 9 と比較してみると以下の 4 点が指摘できよう。

- (1) 全世帯と比較すると 65 歳以上の世帯の所得格差はタイル係数で 0.05 以上高く、格差が大きい。
- (2) 世帯構造間のタイル係数も非常に高く、0.1 前後の値をとる。平均所得の違いも最低の女子の単独世帯から最高の三世代世帯まで 5 倍以上の開きがある。
- (3) 世帯構造別では三世代世帯を除いて、全世帯における所得格差よりも非常に大きい。世帯比率の相対的に大きい夫婦のみの世帯では 1988 年のタイル係数は全世帯のそれと比較して 0.14、1997 年においても 0.05 近く高い。

(4) しかし、1988年から1997年にかけての変化では夫婦と未婚の子の世帯を除いて大幅に格差が縮小している。特に夫婦のみの世帯では0.4534から0.3143に縮小している。

このグループの所得格差が大きいことの要因として、単独世帯、夫婦のみの世帯内での所得格差が大きいことがあげられる。これらの世帯はいずれも有業者がいない世帯が一定の比率で存在するため、大きな所得格差が発生している(表17)。時系列的な変化では、世帯所得で見ると比較的均等な三世帯世帯から格差の大きい夫婦のみの世帯へのシフトがあるため、各世帯構造別では縮小する傾向があるものの、全体としては1988年から1997年にかけて格差が拡大している。以上を要約すると、全世帯について観察された事項が同様に見られ、しかも先鋭的な形で出現していると言える。

5 世帯所得の計測単位

これまでの分析により、高齢化の進行にともなって従来は三世帯世帯の中で生活していた高齢者が子の世帯とは同居をせずに生活をするようになったことが所得格差の拡大のかなりの部分を説明していることが明らかにされた。親が地方に住んでおり、都市に住む子と同居することが難しい場合もあり、すべてが選び取った生活形態ではないにしても、所得が十分ではなくても独立して生活する程度の所得は確保でき、独立して生活する方を選択できるようになったと見るのが現実に近いであろう。このような要因によって所得格差が拡大した場合、格差を縮小する方策を考える必要があるのかについては一考を要する。格差を計測する立場から見ると、現実には何が生じているのかを見極める必要がある。世帯構造の変動を取り去って格差を計測することが求められる。そのための方法としてはいくつか考えられている。

世帯所得の格差を論じる場合には計測単位となる世帯の取扱いが問題となる。一般に世帯規模が大きければ有業人員が多く、世帯所得が大きくなる傾向がある。しかし、世帯を構成する人々が享受する厚生水準は必ずしも世帯所得に比例しているわけではなく、各自が処分可能な所得は世帯員で分ち合うため小さい。従って、世帯人員一人当たり所得であるとか、成人換算した一人当たり所得によって格差を計測するケースが多い。世帯人員の平方根で割算をするというLIS(ルクセンブルク所得研究)方式も最近ではよく使用される。この方法による計測は別項で行われるので、ここでは別の接近法を試みる。

1つは夫婦世帯に着目して、所得格差がどのように変動しているかを見ることである。夫婦世帯であるから、世帯規模の違いは存在しないし、実際夫婦のみの世帯の構成比率も増加している。

もう一つは、世帯を最小の単位に分割して所得格差を計測するものである。欧米と比較すると三世帯世帯のような同居世帯比率が依然として高いことは述べた。世帯ベースで単独世帯の占める割合を見ると20%を越えているが、個人ベースで見れば、1997年では6.4%であり、多くの人々は同居者とともに暮らしている。成人として独立した存在と見られる死別者、離別者、成人の未婚者（以下、「未婚成人等」と表記する）であっても同居者がいる暮らしをしている方が多数派である。しかし、国立社会保障・人口問題研究所(2000)の推計によれば、20年後には現在の欧米の平均水準までに世帯規模が縮小するとされている。ここでは、同居している未婚成人等を独立した単位として見ることにより、彼らの生活状況の一端を明らかにすることを試みる。

6 夫婦のみの世帯の構造と所得格差

3節の分析では高齢化に結びつく世帯構造の変化が1988年から1997年の間に見られる所得格差の拡大要因であり、世帯属性を年齢別に加えて世帯構造別のように特定化すれば所得格差も多くの場合縮小しているというものであった。高齢化が格差拡大の一要素として影響を与えているのは事実であるが、「高齢化」のみで格差の拡大が説明できないことにも注意が必要である。ここでは夫婦のみの世帯をその実例として取り上げる。夫婦のみの世帯は各年齢層に存在するが、1990年代はやはり高齢化が進行し、60歳以上の世帯比率が50%を超えている。夫婦のみの世帯は世帯人員が2人であることを除くと、世帯全般の特徴をかなり備えている。すなわち、表18から明らかなように、世帯主年齢が高くなるにつれて、所得格差は拡大するし、所得の源泉についても夫のみが働く場合や夫婦ともに働く場合等多様な姿が観察される。また、退職すれば年金生活を送ることも一般的である。1997年には全世帯の20%を占めるまでになっている。しかし、タイル係数で見ても、ジニ係数で見ても、高齢化が進行しているにもかかわらず所得格差は縮小している(表19)。それぞれの年齢階層別に見た所得格差が大幅に縮小していることから生じたものである。格差問題のように多面的な要素を持つ場合には単純化しすぎることは避けるべきであるし、全てが格差拡大の方向にあるわけでもないことに留意する必要もあろう。

7 成人夫婦単位

欧米の状況を見ると、核家族化の進行と世帯人員の縮小は避けることのできない傾向のように思われる。究極的には成人に達すれば独立して生計を営む姿を描くことができよう。現実には成人が同居する場合も幾分は残ると思われるが、ここでは所得格差の問題を考える素材として、同居している成人を全て分離した場合の所得格差の状況を描き出してみることにする。基礎統計は以下のようにして作成した。すなわち、成人（夫婦）で世帯主世帯と同居している場合には世帯主世帯から分離して別の世帯を構成すると見なし、成人（夫婦）を単位として世帯を再構成した。この成人夫婦単位に分割する方法は寺崎（2000）で試みられたものであり、具体的な方法は以下の通りである。

『国民生活基礎調査』からは各世帯員の世帯主との続柄、人口学的属性、および所得がわかる。世帯構造別に見ると、「単独世帯」と「夫婦のみの世帯」は分離の対象とはならない。分離の対象となるのは「夫婦と未婚の子」、「片親と未婚の子」、「三世代世帯」および「その他の世帯」である。それぞれについて以下のようにして成人（夫婦）を分離した。

- (1) 「夫婦と未婚の子」、「片親と未婚の子」については、20歳以上の未婚の子をそれぞれ独立世帯とする。
- (2) すべての三世代世帯は夫婦単位で分離される。まず、親の世帯と子の世帯は分離される。
- (3) 夫婦でない場合は単独で1つの世帯とする。
- (4) 三世代世帯で、同居する者が20歳未満であっても婚姻者は独立世帯とする。
- (5) その他世帯についても成人夫婦を単位として分離する。
- (6) その他世帯のうち、未婚の20歳未満の者は世帯主の世帯に帰属する。

計測結果は表20の通りである。現実の世帯数を100とすると、1988年も1997年も分離した結果153に増加する。この傾向は1992年、1995年もほぼ同じである。しかし、世帯構造の分布がおよそ10年の間にかかなり変化し、単独世帯が6%、夫婦のみの世帯が4%増加し、親と未婚の子の世帯は7%も減少した。また三世代世帯も4%減少している。一方、成人が同居しているために分離される世帯の合計は1988年では41%、1997年では40%とそれほど大きくは変わっていない。これは親と未婚の子の世帯では成人が同居している割合が増加したためである。

また、所得の状況については表21に示す通りであり、9年間で21%の名目所得の増加

がある。成人夫婦単位に分離した場合の平均世帯所得の推計値については表 2 2 に示されている。全般的にほぼ同じ伸びを示していることが確かめられる。しかし、分離者のいない世帯の所得水準の伸びは 27%、同じく分離者のいる世帯主世帯の所得水準の伸びは 26% と大きい。分離する世帯の所得水準の伸びはあまり大きくない。特に、「三世代世帯から分離する親」、「その他世帯から分離する親」等高齢者の分離世帯についてそのことがあてはまる。平均所得水準については、明らかに分離した世帯の値は 1988 年で 100 万円未満、1997 年でも 100 万円前後の属性が多く、独立しては生計を営むことのできない水準である。しかし、所得の推計値自体の誤差も大きいので、仕事の状況や健康状況等を詳細に検討していくことが必要である。

表 2 3 はこのようにして求めた成人夫婦単位の所得格差の状況を示したものである。まず、全体として 90 年代にはそれほど所得格差が拡大していないことが確認できる。ただし、タイル係数とジニ係数ではやや異なった傾向を示す。ジニ係数ではやや下がっているが、タイル係数では逆である。いずれにしても、世帯単位で計測される所得格差の拡大という姿とは異なった傾向を示しており、潜在的には所得格差はそれほど大きくは変化していないと見ることができる。もう一点は、寺崎(2000)でも述べたように、世帯の持つ生活保障機能によってジニ係数で見た所得格差が 0.1 も小さくなっていることである。しかし、欧米の趨勢を考慮すると世帯の単位が小さくなることによって所得格差が拡大していくことは避けられないことのように思われる。従って、生活状況に関して政策的な判断を正確に行っていくためには、今後は世帯の中の個人の状況についても正確な情報をとっていくことが求められよう。