

# 所得格差の固定性の計測

浜田 浩児

(財団法人 家計経済研究所 研究部長)

## 1. はじめに

所得格差については、横断的にみた年次所得の格差だけでなく、縦断的にみて年次間で所得順位の入れ替わりが少ない等の格差の固定性も、長期間を通じた所得の格差の観点から重要な問題である。所得格差の固定性の把握には個人々人を継続調査したパネルデータが必要であるが、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」のデータの蓄積に伴い、これを用いた格差の固定性の分析が樋口他(2003)、坂口(2003)、太田・坂口(2004)で行われている。しかし、これらは、所得5分位階層間の移動割合や同一階層にとどまっている割合(残留率)をみたものであり、階層内の移動まで対象とした格差の固定性の総合的な指標が計測されているわけではない。

そこで、本稿では、豊田(2005a, 2005b)による所得順位の一致の程度を表す指標を所得格差の固定性の指標として用い、「消費生活に関するパネル調査」の個票により、2004年で35～45歳の有配偶女性の夫婦等について、稼得所得の格差の固定性を計測した。また、パネルデータの特性を生かして、年次でなく1990年代後半、2000年代前半それぞれを通じた所得の格差について、相対分散(平方変動係数)による要因分解を行い、長期間を通じた所得の格差に対する固定性の寄与度も計測した。これらに基づき、同一の世代(コホート)や同年齢階層について、所得格差の固定性、その長期間の所得格差に対する寄与等の変化をより新しい時点まで分析した。

以下、第2節で所得格差の固定性の指標等の分析手法について述べ、第3節で所得5分位階層別の残留率、第4節で固定性指標等の計測結果、第5節で長期間の所得格差に対する固定性の寄与度等の計測結果を示す。最後に、第6節で結論を述べる。

## 2. 分析手法

### (1) 基礎データと所得の範囲

本稿の所得データは、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の個票に基づいている。このため、その調査対象である2004年に35～45歳の女性のパネルの中で、有配偶継続の者(対象期間中継続して有配偶であった女性)の夫婦を対象としている。「消費生活に関するパネル調査」は、1993年に24～34歳の若年層の女性を全国規模で抽出し、留置法で毎年行われており、妻(本人)と夫について、前年の勤め先収入、事業収入、財産収入、社会保障給付等の年収や税金・社会保険料の年額が調査されている。継続サンプル数は約900であるが、このうち、有配偶継続で本稿の推計に必要な所得のデータが揃っているのは、約300サンプルである。

所得の概念は統計等によってさまざまであるが、国際基準であるSNA(国民経済計算)によって、第1次所得、可処分所得等の客観的な概念定義がなされている。第1次所得は、勤め先収入、事業収入、財産収入(支払を控除した純額)等、生産に貢献した結果として受け取る所得であり、可処

図表-1 所得5分位階層別の対前年残留率  
(夫稼得所得)

暦年	第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	5分位平均
1996	72	44	46	54	76	58
1997	75	54	49	57	79	63
1998	70	61	54	67	79	66
1999	80	57	54	61	81	67
2000	79	61	52	62	79	67
2001	72	46	56	64	84	64
2002	75	54	56	64	79	66
2003	75	61	59	70	84	70
2004	80	64	52	66	87	70
96~99平均	75	54	51	60	79	64
01~04平均	76	56	56	66	83	67

暦年	第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	5分位平均
1996	72	51	56	57	77	63
1997	72	56	56	66	84	67
1998	74	56	49	61	79	64
1999	74	51	51	62	82	64
2000	77	56	54	62	79	66
2001	74	51	61	64	76	65
2002	79	61	64	66	84	71
2003	75	62	54	64	84	68
2004	75	62	59	77	89	72
96~99平均	73	53	53	61	81	64
01~04平均	76	59	59	68	83	69

注: 対象は2004年に35~45歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は306である

分所得は、第1次所得に現金による社会保障給付、仕送り(支払を控除した純額)を加え、税金・社会保険料を控除する等、現金による経常移転の受払を加えたものである。

しかし、「消費生活に関するパネル調査」では、仕送りの受取は得られるが支払(年額)は把握できず、税金・社会保険料についても無回答が多い。さらに、財産収入も受取は得られるが利子等の支払は把握できず、第1次所得に含めるべき持ち家の帰属家賃も得られない。このため、同調査では第1次所得や可処分所得によることができないことから、所得の範囲は、勤め先収入と事業収入を合わせた稼得所得とした。

また、稼得所得は1992年~2004年の年次データが得られるが、年次だけではなく、パネルデータの特徴を生かして、1990年代後半(1995~1999年)、2000年代前半(2000~2004年)それぞれを通じた所得も計算し、長期間を通じた所得分布が把握できるようにした。

## (2) 所得格差の固定性と寄与度の指標

所得格差の固定性の指標として、以下のような所得格差の固定度を計測する。

豊田(2005a, 2005b)のように、準ジニ係数(集中係数)は、所得順位の一一致の程度を表す指標とジニ係数の積に分解される。したがって、前年(またはさらに前の年)の稼得所得 $x$ の順位 $s(x)$ による当年の稼得所得 $y$ の準ジニ係数 $C(y|s(x))$ のそのジニ係数 $G(y)$ に対する比率は、当年所得の前年所得に対する所得順位の固定度とみなせる。すなわち、

$$C(y|s(x))/G(y) = r(s(x),y)/r(s(y),y)$$

[ $r(s(x),y), r(s(y),y)$ :前年、当年の稼得所得の順位と当年の稼得所得との相関係数]である<sup>1)</sup>。この固定度は、当年の所得順位が前年の所得順位から乖離するほど小さく、両者の所得順位が完全に一致する場合に1、完全に逆の場合に-1となる。

また、パネルデータの特徴を生かして、年次ではなく1990年代後半、2000年代前半それぞれを通じた所得の格差について要因分解を行い、長期間を通じた所得の格差に対する固定性の寄与度を計測する。

この要因分解を行うためには、不平等度が所得格差の固定性等の構成要素に分解できるものでなければならない。また、稼得所得は0になることがあるため、格差の尺度は0についても定義できなければならない。

こうした観点から、不平等度としては、相対分

図表-2 所得格差の固定度  
(夫稼得所得)

暦年	対前年	対2年前	対3年前	対4年前
1996	0.714	0.714	0.659	0.638
1997	0.782	0.739	0.625	0.606
1998	0.732	0.858	0.705	0.692
1999	0.843	0.811	0.789	0.759
2000	0.858	0.813	0.751	0.749
2001	0.831	0.841	0.785	0.717
2002	0.860	0.808	0.786	0.795
2003	0.817	0.655	0.618	0.613
2004	0.882	0.844	0.762	0.726
96~99平均	0.768	0.781	0.695	0.674
01~04平均	0.847	0.787	0.738	0.712

(夫婦稼得所得)

暦年	対前年	対2年前	対3年前	対4年前
1996	0.769	0.755	0.696	0.589
1997	0.837	0.818	0.746	0.718
1998	0.787	0.872	0.763	0.729
1999	0.850	0.824	0.787	0.763
2000	0.867	0.829	0.788	0.762
2001	0.823	0.848	0.800	0.753
2002	0.874	0.833	0.822	0.834
2003	0.889	0.752	0.727	0.726
2004	0.891	0.856	0.778	0.756
96~99平均	0.811	0.817	0.748	0.700
01~04平均	0.869	0.822	0.782	0.767

注: 対象は2004年に35~45歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は306である

散(平方変動係数)を用いた。1990年代後半、2000年代前半それぞれを通した所得の相対分散は変動係数 $v$ の2乗、すなわち、

$$v^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (w_i - w_u)^2 / w_u^2$$

[ $w_i$ : 第*i*世帯の各期の所得、 $w_u$ : 同全世帯平均、 $n$ : 世帯数]である。

Shorrocks (1982) のように、相対分散で所得格差の所得構成要素による分解ができるから、各期の所得の格差は、年次所得の格差と所得格差の固定性による分解ができる。すなわち、

$$\begin{aligned} v^2 &= 1/n \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{t=1}^T (x_{it} - x_{ut}) \right\}^2 / w_u^2 \\ &= \sum_{t=1}^T \left\{ 1/n \sum_{i=1}^n (x_{it} - x_{ut})^2 \right\} / w_u^2 \\ &\quad + 2 \sum_{t=2}^T \sum_{s < t} \left\{ 1/n \sum_{i=1}^n (x_{it} - x_{ut})(x_{is} - x_{us}) \right\} / w_u^2 \end{aligned}$$

図表-3 所得格差の固定度(同年齢階層)  
(夫稼得所得)

暦年	対前年	対2年前	対3年前	対4年前
96~99平均	0.714	0.745	0.635	0.622
01~04平均	0.887	0.807	0.747	0.724

(夫婦稼得所得)

暦年	対前年	対2年前	対3年前	対4年前
96~99平均	0.777	0.797	0.708	0.668
01~04平均	0.880	0.798	0.742	0.732

注: それぞれ1999年、2004年に35~40歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は各197、137である。

[ $x_{it}$ : 第*i*世帯の*t*年次の所得、 $x_{ut}$ : 同全世帯平均、 $T$ : 各期の年数]

となり、各期の所得の格差は、第1項の年次格差の寄与度と、所得格差の固定性を反映した第2項の年次間の相互効果に分解できる。

### 3. 所得5分位階層別の残留率

図表-1は、同一の世代(2004年で35~45歳の女性のコーホート)について、夫と夫婦の稼得所得の5分位階層別にみた残留率(前年と同一階層にとどまっている割合)である。夫の残留率は、各分位とも1990年代後半より2000年代前半のほうが高く、所得階層の固定化がうかがえる。これは夫婦についても同様であり、夫の稼得所得のウェイトが大きいため、その動向が夫婦の稼得所得に反映されていると考えられる。

図表-1は、樋口他(2003)、坂口(2003)、太田・坂口(2004)よりも3年新しい時点まで対象としているが、これらの先行研究で示された所得階層の固定化する動きが同様にみられる。なお、これらの先行研究では夫婦以外の世帯員の所得等も含まれ、坂口(2003)においてはさらに世帯規模を考慮しているが、夫婦の稼得所得以外の所得のウェイトが小さいこと等から、同様の特徴を示している。

### 4. 所得格差の固定度

#### (1) 同世代の固定度の動向

所得格差の固定度(前述2.(2))により、3.

図表-4 長期間の所得格差に対する固定性の寄与  
(夫婦稼得所得)

暦年	年次格差寄与度	格差の固定性の寄与 (年次間の相互効果)				5年間の所得格差
		対前年	対2年前	対3年前	対4年前	
1995	0.004					
1996	0.008	0.007				
1997	0.011	0.008	0.007			
1998	0.008	0.008	0.014	0.007		
1999	0.011	0.010	0.009	0.009	0.008	
95～99計	0.042	0.088				0.129
2000	0.006					
2001	0.008	0.011				
2002	0.007	0.012	0.011			
2003	0.012	0.015	0.012	0.010		
2004	0.010	0.019	0.014	0.012	0.011	
00～04計	0.043	0.126				0.170

  

暦年	年次格差寄与度	格差の固定性の寄与 (年次間の相互効果)				5年間の所得格差
		対前年	対2年前	対3年前	対4年前	
1995	0.004					
1996	0.008	0.008				
1997	0.010	0.009	0.009			
1998	0.008	0.009	0.014	0.008		
1999	0.010	0.011	0.010	0.010	0.009	
95～99計	0.040	0.098				0.138
2000	0.006					
2001	0.008	0.011				
2002	0.007	0.012	0.011			
2003	0.011	0.014	0.012	0.011		
2004	0.009	0.017	0.013	0.012	0.011	
00～04計	0.040	0.124				0.164

注: 対象は2004年に35～45歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は306である

のような所得階層間だけでなく、階層内の移動まで対象とした総合的な格差の固定性が捉えられる。図表-2は、図表-1と同じく同一の世代(2004年で35～45歳の女性のコーホート)についての夫と夫婦の所得格差の固定度であり、前年からだけでなく2年前～4年前からの固定度も計測した。

夫の稼得所得の固定度は、3.で述べた残留率(前年と同一階層にとどまっている割合)と同様に、1990年代後半より2000年代前半のほうが高く、格差が固定化する動きがみられる。これは夫婦についても同様であり、ウェイトの大きい夫の稼得所得の動向が反映されている。

(2) 同年齢階層における固定度の変化

同世代について(1)で述べた所得格差の固定

度の上昇については、対象者が加齢に伴って安定した職業に就くようになる可能性等の影響が考えられる。そこで、こうした影響を除くべく、1999年と2004年の同年齢階層(35～40歳の女性とその夫)について、所得格差の固定度の変化をみたものが、図表-3である。

(1)の同世代の場合と同様に、夫、夫婦の稼得所得とも、固定度は1990年代後半より2000年代前半のほうが高く、加齢による影響を除いても、格差が固定化する動きがみられる。

5. 長期間の所得格差に対する固定性の寄与

(1) 同世代の所得格差の動向と固定性

図表-4は、図表-2と同じく同一の世代(2004年で35～45歳の女性のコーホート)について、2.(2)で述べたように相対分散(平方変動係数)を用いて、1990年代後半、2000年代前半それぞれを通した所得の格差を、年次格差の寄与度と、所得格差の固定性を反映した年次間の相互効果に分解したものである。

夫、夫婦の稼得所得とも、1990年代後半より2000年代前半を通した所得の格差のほうが大きく、長期間の所得格差が拡大している<sup>2)</sup>。これに対する年次間の相互効果をみると、前年とだけでなく2年前～4年前との相互効果でも、1990年代後半より2000年代前半のほうが大きく、長期間の所得格差に対する固定性の寄与が高まっている。また、年次所得の格差の寄与度も高まっているが、その程度は年次間の相互効果の高まりに比べ

図表-5 長期間の所得格差に対する固定性の寄与（同年齢階層）  
（夫稼得所得）

暦年	年次格差 寄与度	格差の固定性の寄与（年次間の相互効果）				5年間の 所得格差
		対前年	対2年前	対3年前	対4年前	
1995	0.003					
1996	0.009	0.005				
1997	0.012	0.006	0.006			
1998	0.008	0.006	0.015	0.006		
1999	0.011	0.009	0.008	0.008	0.007	
95～99計	0.043	0.076				0.119
2000	0.009					
2001	0.008	0.015				
2002	0.009	0.016	0.015			
2003	0.017	0.021	0.016	0.015		
2004	0.016	0.030	0.020	0.017	0.017	
00～04計	0.059	0.182				0.241

（夫婦稼得所得）

暦年	年次格差 寄与度	格差の固定性の寄与（年次間の相互効果）				5年間の 所得格差
		対前年	対2年前	対3年前	対4年前	
1995	0.004					
1996	0.008	0.007				
1997	0.010	0.008	0.008			
1998	0.007	0.007	0.014	0.007		
1999	0.009	0.009	0.009	0.008	0.008	
95～99計	0.039	0.084				0.123
2000	0.007					
2001	0.007	0.012				
2002	0.007	0.013	0.012			
2003	0.013	0.017	0.014	0.012		
2004	0.013	0.023	0.016	0.014	0.014	
00～04計	0.048	0.149				0.196

注: それぞれ1999年、2004年に35～40歳の女性（有配偶継続）の夫婦でサンプル数は各197、137である

通した所得の格差を、年次格差の寄与度と年次間の相互効果に分解し、これらの変化をみたものが、図表-5である。

（1）の同世代の場合と同様に、夫、夫婦の稼得所得とも、1990年代後半より2000年代前半を通した所得の格差のほうが大きく、長期間の所得格差が拡大している<sup>4)</sup>。これに対する年次間の相互効果も、1990年代後半より2000年代前半のほうが大きく、長期間の所得格差に対する固定性の寄与が高まっている。年次所得の格差の寄与度が高まっているものの、その程度は年次間の相互効果の高まりに比べて小さい点も、同世代の場合と同様である。

て小さい<sup>3)</sup>。

## （2）同年齢階層における所得格差の変化と固定性

同世代について（1）で述べたような、長期間の所得格差の拡大やそれに対する固定性の寄与の高まりには、加齢による影響が含まれている可能性がある。たとえば、大竹・齊藤（1999）、総務省（2002）、浜田（2003）等に示されているように、所得格差には加齢とともに拡大する面がある。また、対象者が加齢とともに安定した職業に就くようになり、所得格差が固定化する可能性も考えられる。そこで、こうした影響を除くべく、1999年と2004年の同年齢階層（35～40歳の女性とその夫）について、相対分散（平方変動係数）を用いて、1990年代後半、2000年代前半それぞれを

## 6. まとめ

本稿では、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の個票により、2004年で35～45歳の有配偶女性の夫婦等について、稼得所得（勤め先収入および事業収入）の格差の固定性を計測した。また、パネルデータの特性を生かして、年次でなく1990年代後半、2000年代前半それぞれを通した所得の格差について、相対分散（平方変動係数）による要因分解を行い、長期間を通じた所得の格差に対する固定性の寄与度（年次間の相互効果）も計測した。これらに基づき、同一の世代（コーホート）や同年齢階層について、所得格差の固定性、その長期間の所得格差に対する寄与等の変化を分析した。

図表-6 所得5分位階層別の対前年残留率の国際比較  
(夫稼得所得)

		(%)					
	暦年	第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	5分位平均
日本	1996	72	44	46	54	76	58
	1997	75	54	49	57	79	63
	1998	70	61	54	67	79	66
	1999	80	57	54	61	81	67
	96~99平均	75	54	51	60	79	64
米国	1996	65	58	62	64	87	67
	1997	64	52	57	63	87	65
	1998	72	61	58	69	87	69
	1999	72	55	56	64	86	67
	96~99平均	68	57	58	65	87	67
韓国	1999	50	42	38	38	58	45
	2000	57	37	34	40	68	47
	2001	51	42	34	43	65	47
	2002	49	35	33	35	64	43
	99~02平均	52	39	35	39	64	46

		(%)					
	暦年	第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	5分位平均
日本	1996	72	51	56	57	77	63
	1997	72	56	56	66	84	67
	1998	74	56	49	61	79	64
	1999	74	51	51	62	82	64
	96~99平均	73	53	53	61	81	64
米国	1996	76	55	55	61	82	66
	1997	73	57	54	59	82	65
	1998	73	64	63	65	82	69
	1999	65	49	51	55	76	59
	96~99平均	72	56	56	60	81	65
韓国	1999	45	36	40	32	61	43
	2000	56	35	32	34	65	44
	2001	48	40	41	40	66	47
	2002	59	39	30	43	68	48
	99~02平均	52	38	36	37	65	46

注: 対象は1999年に30~40歳の女性(有配偶継続)の夫婦で、サンプル数は、日本306、米国417、韓国804である

分析結果に関し、同一の世代についての所得格差の前年~4年前からの固定度の動向をみると、夫、夫婦の稼得所得の固定度は1990年代後半より2000年代前半のほうが高く、格差が固定化する動きがみられる。また、1990年代後半より2000年代前半を通じた所得の格差のほうが大きく、長期間を通じた所得格差が拡大しているとともに、これに対する固定性の寄与も高まっている<sup>5)</sup>。また、年次所得の格差の寄与度も高まっているものの、その程度は小さい。これらの点は、加齢による影響を除くべく同年齢階層について比較しても、同様の結果となっている。

以上のように、所得格差の固定性が強まり、長期間の所得格差の拡大に寄与している。

### (補論) 米国、韓国との比較

本論で述べた所得5分位階層別の残留率(前年と同一階層にとどまっている割合)、所得格差の固定度(所得順位的一致の程度)、長期間を通じた所得の格差に対する固定性の寄与度(年次間の相互効果)に基づき、所得格差の固定性について米国、韓国と比較した。比較は、1990年代後半(1995~1999年、ただし韓国は1998~2002年)に関し、同一の世代(1999年で30~40歳の女性のコーホート)で、夫と夫婦の稼得所得について行った。

#### (1) 基礎データ

米国については、Institute for Social Research, University of Michigan「Panel Study of Income Dynamics (PSID)」の個票に基づいている。このパネル調査では対象者の年齢が限られてはいないが、日本の場合に合わせて、1999年で30~40歳の女性(2004年で35~45歳となる女性)のパネルの中で有配偶継続の者を対象としている。「Panel Study of Income Dynamics (PSID)」は、1968年に調査が開始され、妻と夫について、前年の稼得所得が得られる。これには雇用者だけでなく自営業者の所得も含まれており、日本の場合と同様に、勤め先収入および事業

図表-7 所得格差の固定度の国際比較  
(夫稼得所得)

	暦年	対前年	対2年前	対3年前	対4年前
日本	1996	0.714	0.714	0.659	0.638
	1997	0.782	0.739	0.625	0.606
	1998	0.732	0.858	0.705	0.692
	1999	0.843	0.811	0.789	0.759
	96～99平均	0.768	0.781	0.695	0.674
米国	1996	0.921	0.849	0.819	0.750
	1997	0.873	0.839	0.779	0.748
	1998	0.904	0.906	0.873	0.799
	1999	0.862	0.789	0.793	0.763
	96～99平均	0.890	0.846	0.816	0.765
韓国	1999	0.551			
	2000	0.716			
	2001	0.570			
	2002	0.681			
	99～02平均	0.630			

(夫婦稼得所得)

	暦年	対前年	対2年前	対3年前	対4年前
日本	1996	0.769	0.755	0.696	0.589
	1997	0.837	0.818	0.746	0.718
	1998	0.787	0.872	0.763	0.729
	1999	0.850	0.824	0.787	0.763
	96～99平均	0.811	0.817	0.748	0.700
米国	1996	0.921	0.872	0.851	0.804
	1997	0.892	0.870	0.832	0.803
	1998	0.913	0.899	0.866	0.827
	1999	0.828	0.784	0.781	0.772
	96～99平均	0.889	0.856	0.833	0.802
韓国	1999	0.570			
	2000	0.693			
	2001	0.577			
	2002	0.686			
	99～02平均	0.632			

注: 対象は1999年に30～40歳の女性(有配偶継続)の夫婦で、サンプル数は、日本306、米国417、韓国804である

収入に対応すると考えられる。PSIDの調査は1997年までは毎年行われ、その後は隔年の調査となっているが、稼得所得等は遡って尋ねているため、毎年のものが得られる。サンプル数は7000程度であるが、1999年で30～40歳の女性で有配偶継続の者のうち、本稿の推計に必要な所得のデータが揃っているのは、約400サンプルである。

なお、米国のパネルデータにはU.S. Bureau of Labor Statistics「National Longitudinal Surveys (NLS)」もあるが、対象者の年齢が限られ日本と対応する年齢層が得られないこと、調査が毎年行われているのは1994年まででその後は隔

年の調査となっていること等から、NLSは用いなかった。

また、韓国については、Employment Research Center, Korea Labor Institute「Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS)」の個票に基づいている。このパネル調査でも対象者の年齢が限られてはいないが、やはり日本の場合に合わせて、1999年で30～40歳の女性のパネルの中で有配偶継続の者を対象としている。「Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS)」は、1998年に調査が開始され、妻と夫について、勤め先収入および事業収入が得られるため、その合計として稼得所得を求めた。ただし、勤め先収入は税引き後の額である。KLIPSの継続サンプル数は約11,000であるが、1999年で30～40歳の女性

で有配偶継続の者のうち、本稿の推計に必要な所得のデータが揃っているのは、約800サンプルである。

## (2) 比較結果

図表-6は、日本、米国、韓国について、夫と夫婦の稼得所得の5分位階層別にみた残留率を比較したものである。日本における夫の残留率は、おおむね米国より低いが、韓国より高い。また、夫婦の残留率は、米国と同程度であり、韓国より高い<sup>6)・7)</sup>。

こうした所得階層別の分析に対し、図表-7は、

図表-8 長期間の所得格差に対する固定性の寄与の国際比較  
(夫稼得所得)

	暦年	年次格差 寄与度	格差の固定性の寄与 (年次間の相互効果)				5年間の 所得格差
			対前年	対2年前	対3年前	対4年前	
日本	1995	0.004					
	1996	0.008	0.007				
	1997	0.011	0.008	0.007			
	1998	0.008	0.008	0.014	0.007		
	1999	0.011	0.010	0.009	0.009	0.008	
	95～99計	0.042	0.088				
米国	1995	0.017					
	1996	0.024	0.037				
	1997	0.025	0.043	0.035			
	1998	0.041	0.057	0.054	0.042		
	1999	0.066	0.087	0.060	0.058	0.044	
	95～99計	0.173	0.517				
韓国	1998	0.022					
	1999	0.016	0.019				
	2000	0.025	0.024	0.017			
	2001	0.038	0.025	0.022	0.022		
	2002	0.065	0.047	0.041	0.031	0.029	
	98～02計	0.166	0.277				

(夫婦稼得所得)

	暦年	年次格差 寄与度	格差の固定性の寄与 (年次間の相互効果)				5年間の 所得格差
			対前年	対2年前	対3年前	対4年前	
日本	1995	0.004					
	1996	0.008	0.008				
	1997	0.010	0.009	0.009			
	1998	0.008	0.009	0.014	0.008		
	1999	0.010	0.011	0.010	0.010	0.009	
	95～99計	0.040	0.098				
米国	1995	0.015					
	1996	0.017	0.030				
	1997	0.018	0.033	0.030			
	1998	0.026	0.040	0.038	0.033		
	1999	0.041	0.054	0.041	0.039	0.034	
	95～99計	0.117	0.372				
韓国	1998	0.017					
	1999	0.012	0.016				
	2000	0.019	0.018	0.015			
	2001	0.031	0.021	0.019	0.018		
	2002	0.051	0.040	0.033	0.028	0.026	
	98～02計	0.130	0.234				

注: 対象は1999年に30～40歳の女性(有配偶継続)の夫婦で、サンプル数は、日本306、米国417、韓国804である

度についても、同様に日本は米国より低くなっている。一方、韓国については5年分の所得データしか得られないため、前年からの固定度のみの比較であるが、夫、夫婦の所得格差の固定度とも、日本は韓国より高い。

また、図表-8は、長期間を通じた所得の格差に対する固定性の寄与度を比較したものであり、日本、米国、韓国の1990年代後半(韓国は1998～2002年)を通じた所得の格差について、本論2.(2)で述べたように相対分散(平方変動係数)を用いて、年次格差の寄与度と、所得格差の固定性を反映した年次間の相互効果に分解した。所得格差の固定性の寄与度(年次間の相互効果)は、夫、夫婦とも、米国が大きく、次いで韓国であり、日本は相対的に小さい。

以上のように、所得格差の固定性について、日本は米国より低いといえ、韓国に対しては、所得格差の固定度は大きいものの、長期間の所得格差に対する固定性の寄与

度は小さい。ただし、本論で述べたように、より近年の2000年代前半には、ここで比較した1990年代後半よりも、日本の所得格差の固定性は強まり、その長期間の所得格差に対する寄与度も高まっている。

所得格差の固定度(本論2.(2))により、所得階層間だけでなく階層内の移動まで対象とした総合的な格差の固定性を比較したものである。日本における夫の所得格差の固定度は、前年からだけでなく2年前～4年前からの固定度でも、米国より低い。これを反映して、夫婦の所得格差の固定

注

1) i 番目の世帯の前年、当年の稼得所得  $x_i, y_i$  の順位を  $s(x)_i, s(y)_i$  で表すと、前年の稼得所得の順位による当年の稼得所得の準ジニ係数  $C(y|s(x))$ 、そのジニ係数  $G(y)$  は、

$$C(y|s(x)) = 2 / (n^2 y_u) \sum_{i=1}^n s(x)_i (y_i - y_u),$$

$$G(y) = 2 / (n^2 y_u) \sum_{i=1}^n s(y)_i (y_i - y_u) \text{ となる } (y_u \text{ は当年稼得所得の平均}) \text{ から、}$$

$$C(y|s(x)) / G(y) = 1 / n \sum_{i=1}^n s(x)_i (y_i - y_u) / \{ 1 / n \sum_{i=1}^n s(y)_i (y_i - y_u) \}$$

$$= \text{Cov}(s(x), y) / \text{Cov}(s(y), y)$$

[ $\text{Cov}(s(x), y), \text{Cov}(s(y), y)$  : 前年、当年の稼得所得の順位と当年の稼得所得との共分散] である。ここで、順位  $s(x)$  と  $s(y)$  の標準偏差は同じであるから、

$$C(y|s(x)) / G(y) = r(s(x), y) / r(s(y), y)$$

となる。

- 2) これはジニ係数でみても同様であり、夫、夫婦の稼得所得のジニ係数は、1990年代後半の各0.191、0.200から、2000年代前半の各0.214、0.213に上昇している。
- 3) 水準としても年次間の相互効果のほうが年次格差の寄与度より大きい、年次格差が5年次分であるのに対して年次間の相互効果が  $5P_2 = 20$  通りあることを考えると、所得格差の固定性のほうが年次格差よりも長期間の所得格差の水準への影響が大きいとはいえない。
- 4) 同世代の場合と同じく、この点はジニ係数でみても同様であり、夫、夫婦の稼得所得のジニ係数は、1990年代後半の各0.180、0.187から、2000年代前半の各0.233、0.215に上昇している。
- 5) 妻の稼得所得の固定度は、下表のように1990年代後半より2000年代前半のほうが高いが、夫、夫婦ほどの上

所得格差の固定度 (妻の稼得所得)

暦年	対前年	対2年前	対3年前	対4年前
1996	0.929	0.895	0.836	0.704
1997	0.954	0.905	0.879	0.833
1998	0.945	0.915	0.865	0.851
1999	0.924	0.859	0.838	0.787
2000	0.925	0.868	0.825	0.797
2001	0.951	0.907	0.855	0.798
2002	0.929	0.912	0.875	0.830
2003	0.936	0.903	0.891	0.860
2004	0.938	0.890	0.878	0.858
96~99平均	0.938	0.893	0.855	0.794
01~04平均	0.939	0.903	0.875	0.836

注:対象は2004年に35~45歳の女性(有配偶継続)でサンプル数は306である

昇傾向はみられない。さらに、妻の長期間の稼得所得の格差に対する固定性の寄与度は、1990年代後半の1.876から2000年代前半の1.431へと逆に低下しており、妻の稼得所得については、格差が固定化する動きがみられるとはいえない。

- 6) ただし、(1) で述べたように、韓国の稼得所得は勤め先収入が税引き後の額であるため、残留率が低めに出ている可能性がある。
- 7) 太田・坂口(2004)では、男性の勤労所得および世帯所得の残留率を欧米と比較し、日本の残留率が高めになっているわけではないと述べている。

文献

青木昌彦, 1979, 『分配理論』筑摩書房。  
 太田清・坂口尚文, 2004, 「所得格差と階層の固定化」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 191-201。  
 大竹文雄・齊藤誠, 1999, 「所得不平等化の背景とその政策的含意: 年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化効果」『季刊社会保障研究』35(1): 65-76。  
 坂口尚文, 2003, 「所得格差の拡大と所得階層固定化の動き」家計経済研究所『家計・仕事・暮らしと女性の現在』国立印刷局, 84-86。  
 総務省統計局, 2002, 『平成11年全国消費実態調査報告』。豊田敬, 2005a, 「不平等解析: ジニ係数と変動係数」『経営志林』41(4): 131-135。  
 ———, 2005b, 「不平等解析: ジニ係数の構成要素分解」『経営志林』42(1): 41-44。  
 樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖, 2003, 「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, 45-83。  
 溝口敏行・高山憲之・寺崎康博, 1978, 「戦後日本の所得分布(II)」『経済研究』29(1): 44-60。  
 浜田浩見, 2003, 『SNA家計勘定の分布統計: 国民経済計算ベースの所得・資産分布』財務省印刷局。  
 Shorrocks, A. F., 1980, "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures," *Econometrica*, 48(3): 613-625。  
 ———, 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, 50(1): 193-211。

はまだ・こうじ 財団法人 家計経済研究所 研究部長。  
 主な著書に『93SNAの基礎』(東洋経済新報社, 2001)。  
 社会保障論・経済統計専攻。(hamada@kakeiken.or.jp)