

夫婦所得の格差に対する妻の所得の寄与度の国際比較[†]

浜田 浩児

(独立行政法人 労働政策研究・研修機構 労働政策研究所 副所長)

1. はじめに

夫婦の稼得所得の世帯間分布に対する妻の稼得所得の影響については、夫の所得が上昇すると妻の就業確率が低下するというダグラス・有沢の法則の妥当性等の観点から関心が寄せられ、日本について高山・有田（1996）、小原（2001）、大石（2003）、樋口他（2003）、安部（2005）等、米国についてBurtless（1999）等で分析が行われている。また、夫婦だけでなく世帯全体の所得の不平等度に対する妻の稼得所得の寄与度に関しては、日本について総務省統計局（2002）、浜田（2003、2005）等、米国についてCancian他（1998）等で計測されている。しかし、これらでは、夫婦の稼得所得の世帯間不平等度に対する妻の稼得所得の寄与度は計測されていない。

この寄与度等に関しては、浜田（2007b）で日本について計測したところであるが、本稿では、これと同様の手法により、米国、韓国についても計測し、日本との比較を行った。すなわち、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」と米国、韓国のパネル調査の個票に基づき、1999年で30～40歳の有配偶女性に関し、各国の夫婦の稼得所得の世帯間格差について、相対分散（平方変動係数）等の不平等度による要因分解を行い、妻の稼得所得の寄与度や夫の稼得所得との交差項、相互効果等を計測した。また、この計測は、年次所得ではなく、パネルデータの特性を生かして、より長期間（5年間）を通した所得について行い、所得格差の固定性も反映した所得分布

が把握できるようにした。これに基づき、各国の間で所得格差や妻の稼得所得の寄与度等を比較した。

以下、第2節で基礎データ、第3節で不平等度について述べ、第4節で所得5分位階層別の比較、第5節で所得格差や妻の稼得所得の寄与度等の比較を行う。最後に、第6節で結論を述べる。

2. 基礎データと所得の範囲

(1) 日本

日本の所得データは、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、その対象範囲である、1999年で30～40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）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。高山・有田（1996）、小原（2001）、安部（2005）等でも、稼得所得（労働所得）に注目して、夫婦の所得分布に対する妻の所得の影響が分析されている。

また、稼得所得は年次そのままではなく、パネルデータの特性を生かして、1990年代後半（1995～1999年）を通した所得の年額（年数で除したもの）とし、所得格差の固定性も反映した所得分布が把握できるようにした。所得分布については、年次間で所得順位の入替わりが少ない等の格差の固定性も重要である。

さらに、妻の稼得所得については、有業・無業という就業状態間の所得格差も分析した。無業者は継続して無業の者とした。

(2) 米国

米国の所得データは、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、(1)の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。「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7,000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。

また、日本の場合と同様に、稼得所得は年次そのままではなく、パネルデータの特性を生かして、1990年代後半（1995～1999年）を通した所得の年額（年数で除したもの）とした。さらに、妻の稼得所得については、有業・無業という就業状態間の所得格差も分析した。

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。

(3) 韓国

韓国の所得データは、Employment Research Center, Korea Labor Institute「Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS)」の個票に基づいている。このパネル調査では対象者の年齢が限られてはいないが、(1)の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。

また、日本の場合と同様に、稼得所得は年次そのままではなく、パネルデータの特性を生かして、1998～2002年を通した所得の年額（年数で除したもの）とした。さらに、妻の稼得所得について

は、有業・無業という就業状態間の所得格差も分析した。

3. 不平等度

夫婦の稼得所得の世帯間格差について、不平等度による要因分解を行い、妻の稼得所得の寄与度や夫の稼得所得との相互効果を計測した。

この要因分解を行うためには、不平等度がこれらの構成要素に分解できるような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、不平等度は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、相対分散（平方変動係数）を用いた。

夫婦稼得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 : i 番目の世帯の夫婦稼得所得、 w_u : 同全世帯平均、 n : 世帯数)

である。同様に、夫、妻それぞれの稼得所得の相対分散 v_x^2 、 v_y^2 は、

$$v_x^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (x_i - x_u)^2 / x_u^2, v_y^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (y_i - y_u)^2 / y_u^2$$

(x_i, y_i : i 番目の世帯の夫、妻それぞれの稼得所得、 x_u, y_u : 同全世帯平均)

となる。

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、夫婦の稼得所得の格差は、夫、妻それぞれの稼得所得の格差による分解ができる。すなわち、

$$v^2 = (x_u/w_u)^2 v_x^2 + (y_u/w_u)^2 v_y^2 + 2(x_u/w_u)(y_u/w_u) v_x v_y r_{xy}$$

(r_{xy} : 夫、妻の稼得所得の相関係数)

となり、夫婦の稼得所得の格差は、夫、妻それぞれの稼得所得の格差にその構成比に基づくウェイトを乗じた寄与度と、両者の交差項 $v_x v_y r_{xy}$ にウェイトを乗じた相互効果に分解できる。

さらに、Shorrocks (1980) のように、相対分散で所得格差の構成集団による分解もできるか

ら、妻の稼得所得の格差は、有業者内の格差と有・無業者間の格差による分解ができる（無業者の稼得所得は0であるから無業者内の格差はない）。すなわち、

$$v_y^2 = 1/(n_a/n) \{ 1/n_a \sum_{i=1}^{n_a} (y_i - y_a)^2 / y_a^2 + 1/n \{ n_a (y_a - y_u)^2 + n_b y_u^2 \} / y_u^2$$

(n_a, n_b : 有業者、無業者の数、 y_a : 有業者の平均稼得所得、無業者の所得0より $y_a/y_u = n/n_a$)

となり、妻の稼得所得の格差は、第1項のように有業者内の格差にウェイト（有業者率 n_a/n の逆数）を乗じた寄与度と第2項の有・無業者間の格差に分解できる。

また、妻の稼得所得と夫の稼得所得との関係については、ジニ係数に基づき、所得順位の一致度も計測した。豊田 (2005a, 2005b) のように、準ジニ係数（集中係数）は、所得順位の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、夫の稼得所得の順位 $s(x)$ による妻の稼得所得の準ジニ係数 $C(y|s(x))$ のそのジニ係数 $G(y)$ に対する比率は、妻の稼得所得の夫の稼得所得に対する所得順位の一致度とみなせる。すなわち、

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

($r(s(x),y), r(s(y),y)$: 夫、妻の稼得所得の順位と妻の稼得所得との相関係数)

である¹⁾。この一致度は、妻の所得順位が夫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。

4. 所得5分位階層別の結果

図表-1は、日本、米国、韓国に関し、1999年で30～40歳の女性について、1990年代後半（1995～1999年、ただし韓国は1998～2002年）を通した夫婦の稼得所得の年額（各期の年数で除したものの）の5分位階層別に見た夫と妻の稼得所得を比較したものである。各国とも、夫婦の稼得所得が高いほど、夫、妻とも稼得所得が高くなっており、高所得の世帯で妻の稼得所得が低いというこ

図表-1 5分位別の夫婦稼得所得

		第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	平均
日本(万円)	夫婦	383	519	631	766	1067	675
	夫	352	483	564	687	806	579
	妻	31	36	68	79	261	96
米国(百ドル)	夫婦	283	455	567	729	1303	669
	夫	203	336	381	509	935	474
	妻	79	120	186	220	367	195
韓国(十万ウォン)	夫婦	86	131	164	208	345	187
	夫	70	111	139	174	271	153
	妻	16	20	25	34	74	34

(平均を100とする各分位の指数) (倍率)

		第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	第5/第1
日本	夫婦	57	77	94	114	158	2.78
	夫	61	83	97	119	139	2.29
	妻	33	37	71	83	273	8.29
米国	夫婦	42	68	85	109	195	4.61
	夫	43	71	80	107	197	4.60
	妻	41	61	96	113	188	4.62
韓国	夫婦	46	70	88	111	184	4.01
	夫	46	73	91	114	177	3.87
	妻	47	59	74	100	218	4.63

注: 1) 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

図表-2 夫の稼得所得5分位別の妻の稼得所得

		第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	平均
日本(万円)	夫	335	455	552	658	890	579
	妻	110	61	113	125	70	96
米国(百ドル)	夫	177	293	385	505	1002	474
	妻	156	210	180	206	221	195
韓国(十万ウォン)	夫	59	105	136	175	290	153
	妻	47	28	31	33	30	34

(平均を100とする各分位の指数) (倍率)

		第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	第5/第1
日本	夫	58	79	95	114	154	2.66
	妻	115	63	118	131	73	0.63
米国	夫	37	62	81	107	212	5.65
	妻	80	108	93	106	113	1.41
韓国	夫	39	69	89	114	190	4.92
	妻	138	82	91	97	88	0.64

注: 1) 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

図表-3 夫の稼得所得に対する妻の稼得所得の階層一致率

(%)

	第1分位	第2分位	第3分位	第4分位	第5分位	平均
日本(1995~99年)	5	23	13	20	11	14
米国(1995~99年)	19	14	30	17	29	22
韓国(1998~02年)	9	12	23	15	17	15

注: 1) 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

とはない。また、平均を100とする各分位の指数を見ると、夫婦の稼得所得の世帯間格差は、米国が大きく、次いで韓国であり、日本は相対的に小さい。日本は、夫の稼得所得の格差も米国、韓国より小さいが、妻の稼得所得の格差は米国、韓国よりも大きい。

夫と妻の稼得所得の関係を見ると、図表-2のようになっている。図表-2は、やはり1990年代後半を通じた夫の稼得所得の年額の5分位階層別に見た妻の稼得所得である。日本では、妻の稼得所得は、夫の稼得所得第1分位のほうが第5分位より高いものの、第4分位で最も高くなっている。韓国では、妻の稼得所得は、夫の稼得所得第1分位で最も高いものの、第2~5分位で大した差はない。米国では、妻の稼得所得は、逆に夫の稼得所得第1分位で最も低いが、やはり第2~5分位で大差はない。このように、各国とも、夫の稼得所得が高いと妻の稼得所得が低いとはいえない。

図表-3で、夫の所得階層に対する妻の所得階層の一致率を見ると、日本では、第2~4分位で無相関に近い2割程度で、第1、第5分位はさらに

図表-4 夫婦稼得所得の格差の分解

	夫婦 相対分散	寄与度			構成比		夫 相対分散	妻 相対分散	交差項	妻と夫の 相関係数
		夫	妻	相互効果	夫	妻				
日本(1995～99年)	0.138	0.095	0.048	-0.005	0.858	0.142	0.129	2.393	-0.021	-0.038
米国(1995～99年)	0.490	0.346	0.112	0.031	0.709	0.291	0.690	1.324	0.075	0.078
韓国(1998～02年)	0.364	0.298	0.070	-0.003	0.819	0.181	0.444	2.124	-0.009	-0.010

注: 1) 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
 2) 夫、妻の寄与度=それぞれの構成比の2乗×相対分散
 3) 相互効果の寄与度=2×夫の構成比×妻の構成比×交差項

図表-5 妻の稼得所得格差の就業状態別分解

	妻 相対分散	有業内 寄与度	有・無業間 寄与度	有業者率 (%)
日本(1995～99年)	2.393	1.879	0.515	66.0
米国(1995～99年)	1.324	1.233	0.092	91.6
韓国(1998～02年)	2.124	1.493	0.631	61.3

注: 1) 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
 2) 無業: 期間中継続して無業の者、有業: それ以外

低い。米国では、第5分位で3割近く、逆に夫、妻とも高所得の組み合わせがややうかがえるが、5分位平均ではやはり無相関に近い2割程度である。韓国では、第3～5分位で無相関に近い2割程度で、第1、第2分位はさらに低い。このように、各国とも、夫と妻の稼得所得の関連は弱いようである。

5. 所得格差と妻の稼得所得の寄与度

図表-4は、図表-1と同じく、日本、米国、韓国に関し、1999年で30～40歳の女性について、相対分散に基づき、1990年代後半(1995～1999年、ただし韓国は1998～2002年)を通じた所得の年額(各期の年数で除したもの)の格差や妻の稼得所得の寄与度等を比較したものである。

夫婦の稼得所得の世帯間格差は、米国が0.490と大きく、次いで韓国が0.364であり、日本は0.138と相対的に小さい(ただし、変化を見ると、日本の格差は、2000年代前半には0.164へ拡大している)。これについては、ウェイトの大きい夫の稼得所得の格差(相対分散)が米国、韓国よりも小さいことの影響が大きい。妻の稼得所得の寄与度も米国、韓国より小さいが、これはその夫婦所得に占める構成比が小さいためであり、妻の稼得所得の格差自体は米国よりかなり大きく、韓国に比べてもやや大きい。各国とも、妻の稼得所得の格

図表-6 夫婦、夫、妻の稼得所得の格差

	夫婦 ジニ係数	夫 ジニ係数	妻 ジニ係数	妻の対夫 順位一致度
日本(1995～99年)	0.200	0.191	0.696	-0.018
米国(1995～99年)	0.299	0.340	0.504	0.097
韓国(1998～02年)	0.274	0.300	0.676	-0.097

注: 1) 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

差は夫の稼得所得よりはるかに大きく、ウェイトが小さいわりに寄与度が大きい。また、夫と妻の稼得所得の相関係数は、日本と韓国が負であるのに対して米国は正であるが、各国とも小さく、夫の稼得所得が高いと妻の稼得所得が低いというような関連は薄いと考えられ、交差項、相互効果も小さい²⁾。

次に、図表-5は、やはり相対分散に基づき、日本、米国、韓国に関し、妻の稼得所得の格差を就業状態別に分解したものである。有・無業者間の格差は米国よりかなり大きく、有業者内の格差の寄与度についても米国、韓国より大きい(無業者の稼得所得は0であるから無業者内の格差はない)。

また、図表-6は、日本、米国、韓国に関し、ジニ係数に基づいて所得格差を見たものである。相対分散の場合と同様に、夫婦の稼得所得の世帯間格差は、米国が大きく、次いで韓国であり、日本は相対的に小さい(ただし、変化を見ると、日本の格差は、2000年代前半には0.213へ拡大している)。また、夫、妻それぞれの稼得所得の格差や両者の関連も同様になっている。すなわち、夫の稼得所得の格差が米国、韓国よりも小さい一方、妻の稼得所得の格差は米国、韓国よりも大きい。また、夫と妻の稼得所得の順位一致度は、日本と韓国が負であるのに対して米国は正であるが、各国とも小さい。

6. 先行研究との比較

夫婦の稼得所得の世帯間分布に対する妻の稼得所得の影響に関しては、日本について高山・有田(1996)、小原(2001)、大石(2003)、樋口他(2003)、安部(2005)等、米国についてBurtless(1999)等で分析が行われている。

高山・有田(1996)では、1984年の総務庁「全国消費実態調査」に基づき、妻のフルタイムの就業率は夫の収入が多いほど低いが、逆に、フルタイムの妻の賃金は夫の賃金が多いほど高いと述べている。小原(2001)では、1993～1997年の「消費生活に関するパネル調査」に基づき、夫の所得が高いと妻の就業率が低いという関係は弱い一方、夫の所得が高いと妻の所得が高い可能性があるとして述べている。大石(2003)では、1998年の厚生省「国民生活基礎調査」に基づき、妻の所得が中間的な場合に夫の所得が低い一方、妻が比較的低所得でも高所得でも夫の所得は高く、両者は非線形の関係にあると述べている。樋口他(2003)では、1993～2001年の「消費生活に関するパネル調査」に基づき、夫の所得が低いと妻の就業率が高いものの、その賃金は低く、夫の所得格差を埋めきれないと述べている。安部(2005)では、2002年の総務省「就業構造基本調査」に基づき、高所得夫婦がある程度の割合いると述べている。また、Burtless(1999)では、米国において高所得の夫と高所得の妻との組み合わせが増えていると述べている。以上のように、先行研究においても、夫の稼得所得が高いと妻の稼得所得が低いというような関連は薄く、本稿と同様になっている³⁾。

また、世帯所得の不平等度に対する妻の稼得所得の寄与度に関しては、夫婦だけでなく世帯全体の所得格差についてはあるが、日本について総務省統計局(2002)、浜田(2003, 2005)等、米国についてCancian他(1998)等で計測されている。

総務省統計局(2002)では、全年齢について、稼得所得だけでなく財産所得や年金等も含む全世界帯員計の所得の格差について見ているため、本稿とは対象や概念が異なるが、1999年の「全国消費

実態調査」に基づき、本稿と同様に、相対分散(平方変動係数)等の不平等度による格差の要因分解を行い、妻の勤め先収入の寄与度や世帯所得との相互効果等を計測している。その結果を見ると、妻の勤め先収入は世帯所得に占める構成比が小さいわりに寄与度が大きく格差の水準では夫の勤め先収入より大きいこと、相互効果も小さいこと等、本稿と同様になっている。浜田(2003, 2005)も、稼得所得だけでなく財産所得も含む全世界帯員計の一次所得(SNA概念に基づく、生産に貢献した対価として受け取る所得)の格差について見ているため、本稿とは対象や概念が異なるが、「全国消費実態調査」に基づき、準ジニ係数等の不平等度による格差の要因分解を行い、妻の勤め先収入の寄与度等を計測している。分析結果を見ると、妻の稼得所得の準ジニ係数の水準は夫の稼得所得より大きく、世帯所得に占める構成比が小さいわりに寄与度が大きいことは、本稿と同様である。また、Cancian他(1998)では、米国について、相対分散(平方変動係数)、準ジニ係数等の不平等度による格差の要因分解を行い、世帯所得の格差に対する妻の所得の寄与度等を計測している。その結果を見ると、妻の所得格差の水準が夫より大きいこと、夫と妻の所得の相関係数は正であるが小さいこと等、本稿と同様になっている。

7. 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」と米国、韓国のパネル調査の個票に基づき、1999年で30～40歳の有配偶女性に関し、各国の夫婦の稼得所得(勤め先収入及び事業収入)の世帯間格差について、相対分散(平方変動係数)等の不平等度による要因分解を行い、妻の稼得所得の寄与度や夫の稼得所得との相互効果等を計測した。しかも、この計測は、年次所得ではなく、パネルデータの特性を生かして、より長期間(5年間)を通した所得について行い、所得格差の固定性も反映した所得分布が把握できるようにした。これに基づき、各国の間で所

得格差や妻の稼得所得の寄与度等を比較した。

分析結果を見ると、夫婦の稼得所得の世帯間格差は、米国が大きく、次いで韓国であり、日本は相対的に小さい。これについては、ウェイトの大きい夫の稼得所得の格差が米国、韓国よりも小さいことの影響が大きい。一方、妻の稼得所得の格差は米国、韓国よりも大きい。妻の稼得所得の格差を就業状態別に分解すると、日本の有・無業者間の格差は米国よりかなり大きく、有業者内の格差の寄与度についても米国、韓国より大きい。また、各国とも、妻の稼得所得の格差は夫の稼得所得より大きい。夫と妻の稼得所得の相関係数は、日本と韓国が負であるのに対して米国は正であるが、各国とも小さく、夫の稼得所得が高いと妻の稼得所得が低いというような関連は薄いと考えられ、格差に対する相互効果も小さい。

以上のように、各国とも、夫の稼得所得が高いと妻の稼得所得が低いというような関連は薄いと考えられるため、夫婦の稼得所得の世帯間格差は、夫、妻それぞれの稼得所得の格差を反映したものになる。日本は、妻の稼得所得の格差が米国、韓国よりも大きいものの、ウェイトの大きい夫の稼得所得の格差が両国よりも小さいことから、夫婦の稼得所得の世帯間格差は相対的に小さい⁴⁾。

† 本論文は財団法人家計経済研究所の調査研究プロジェクト「パネルデータを用いた国際比較」の成果の一部である。

注

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

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

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

となるから、

$$\begin{aligned} C(y|s(x))/G(y) &= 1/n \sum_{i=1}^n s(x)_i (y_i - y_u) / \{ 1/n \sum_{i=1}^n s(y)_i (y_i - y_u) \} \\ &= Cov(s(x), y) / Cov(s(y), y) \end{aligned}$$

$(Cov(s(x), y), Cov(s(y), y))$: 夫、妻の稼得所得の順位と妻の稼得所得との共分散)である。ここで、順位 $s(x)_i$ と $s(y)_i$ 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) 夫と妻の稼得所得の相関係数の有意性を検定すると、下表のように、t値の絶対値は各国とも小さく、有意ではない。

夫と妻の稼得所得の相関係数の有意性検定

	相関係数	t値	P値
日本(1995～99年)	-0.038	-0.658	0.511
米国(1995～99年)	0.078	1.364	0.174
韓国(1998～02年)	-0.010	-0.174	0.862

3) 夫の所得に対する妻の就業率の負の関係、その賃金の正の関係は、弱いながら本稿でもうかがえる。妻の稼得所得の格差と同様、夫と妻の所得格差の交差項 $v_x v_y r_{xy}$ も、妻が有業者内と有・無業者間に分解ができる。すなわち、

$$\begin{aligned} v_x v_y r_{xy} &= (x_a / x_u) \{ 1/n_a \sum_{i=1}^{n_a} (x_i - x_a)(y_i - y_a) / (x_a y_a) \} \\ &+ 1/n \{ n_a (x_a - x_u)(y_a - y_u) - n_b (x_b - x_u) y_u \} / (x_u y_u) \end{aligned}$$

(x_b : 妻が無業者の夫の平均稼得所得)

となる。第2項の有・無業者間の交差項は、日本-0.025、米国-0.048、韓国-0.120と負であり、第1項の有業者内の交差項は、同0.004、0.123、0.111と正になっている。

4) ただし、浜田(2007a)のように、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、日本の格差は拡大している。

文献

青木昌彦, 1979, 『分配理論』筑摩書房。
 安部由起子, 2005, 「夫婦の教育と所得分布に関する一考察」府川哲夫『家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究報告書』, 79-100。
 大石亜希子, 2003, 「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」『季刊社会保障研究』39(3): 286-300。
 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。
 小原美紀, 2001, 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?」『日本労働研究雑誌』493: 15-29。
 総務省統計局, 2002, 『平成11年全国消費実態調査報告書』。
 高山憲之・有田富美子, 1996, 『貯蓄と資産形成 家計資産のマイクロデータ分析』岩波書店。
 橘木俊詔, 1998, 『日本の経済格差』岩波書店。
 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.
- 浜田浩児, 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.
- , 2005, 「1990年代におけるSNAベースの所得・資産分布」『季刊国民経済計算』131: 131-187.
- , 2007a, 「所得格差の固定性の計測」『季刊家計経済研究』73: 86-94.
- , 2007b, 「夫婦所得の世帯間格差に対する妻の所得の寄与度」『生活経済学研究』25: 93-104.
- 樋口美雄・法専允男・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.
- Burtless, G., 1999, "Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the U.S. Income Distribution," *European Economic Review*, 43: 853-865.
- Cancian, M., Reed, D., 1998, "Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality," *The Review of Economics and Statistics*, 80: 73-79.
- 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 独立行政法人 労働政策研究・研修機構 労働政策研究所 副所長。前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@jil.go.jp)