

夫婦間の所得の組み合わせの変化が所得格差に与える影響

森 剛志

はじめに

- 1 データ
- 2 女性の働き方別平均年収の変化
- 3 従来計測法
- 4 Burtless (1999) の新しい計測法
- 5 計測尺度
- 6 個人所得の限界効果と組み合わせ効果の計測

まとめ

はじめに

近年、世帯間の所得格差について多くの研究者が関心をよせている。跡田・橋木(1985)では各所得源泉の不平等度への影響と職業別所得格差の比較を行ない、所得源泉では財産所得、職業別では自営業が所得格差に大きな影響を及ぼしていることを示している。また、大竹・斎藤(1999)では、人口の高齢化が所得格差拡大に最も大きな影響力をもつことを明らかにしている。こうした精力的な所得格差の研究が行なわれているにもかかわらず、いまだ日本では、妻と夫の所得の組み合わせに焦点をあてた分析は行なわれていない。女性が働き続ける、あるいは出産によりいったん退職しても、再び働きだすか否かは、世帯間格差に大きな影響を与えるのだろうか。川口(2001)では、女性が結婚・出産退職後、再就職する場合、正社員として再就職することは難しく、賃金は大きく低下することが示されている。それでは、女性の再就業は世帯所得を上昇するのにそれほど大きな影響力を持たないのだろうか。

Burtless(1999)は、1979年-1996年の間に米国の世帯総所得に占める夫の所得の割合が低下し、代わりに妻の所得の割合が増加したことに着目し、この間の世帯別に見た所得格差拡大の原因を分析した。その結果、この間の世帯あたり所得格差の拡大に最も大きな影響を与えているのは、世帯構成員の所得の組み合わせの効果(以下、組み合わせ効果と呼ぶ)であることを発見した。Martin Fournier(1999)も、Burtless(1999)と同じ計測法を用いて、台湾における近年の世帯所得格差の拡大には、世帯構成員の所得の組み合わせが最も大きな影響を与えていることを明らかにしてい

る。本稿の目的は、日本における近年の所得格差拡大に、夫婦間の所得の組み合わせの変化がいかなる影響を与えたかを明らかにすることにある。

従来、所得格差を議論する際、ほとんどの研究者が注目してきたのは世帯主たる夫の所得であった。夫と妻の所得の組み合わせが、高所得・高所得世帯と低所得・低所得世帯では格差は拡大するであろう。さらに高所得共働き世帯と低所得片働き世帯ではさらに格差は拡大すると考えられる。日本の格差分析において、このような夫婦所得の組み合わせによる効果を計測した研究は筆者の知り得る限りでは存在しない。この夫婦間所得の組み合わせの影響をBurtless (1999)⁽¹⁾の提示した新しい計測法で分析する。Burtless (1999)では、計測法についてほとんど具体的な説明がなされていない。本稿ではこの計測法について具体的に説明する。今後の格差分析に貢献できるものと信じる。

1 データ

本稿で使用しているデータは『消費生活に関するパネル調査』(家計経済研究所)⁽²⁾である。このデータは、同一の個人、同一の世帯を複数年にわたって追跡調査したパネルデータである。

パネルデータについては、ISR (University of Michigan Institute for Social Research) が1968年から実施したPSID (Panel Study of Income Dynamics) が代表的な大規模パネル調査である。これは1984年開始のドイツ、スウェーデンのパネルデータや、1985年のルクセンブルク、1991年開始のイギリスのパネルデータにも大きな影響を与えた。日本でもパネルデータに対する関心は近年高まりつつある。永井・濱本・岩田 (1998)、重川・樋口 (1999)、濱本・永井・木村 (2000)、溝口・樋口 (2000) は、海外のパネルデータを紹介したものの代表であろう。欧米では個人の経済活動を分析する際にパネルデータを用いるのが一般化している。本稿で用いるパネルデータは、こうした近年の潮流のなかで、1993年より家計経済研究所によって作成されたものである。欧米に比べ我が国ではこれまで本格的な全国規模のパネル調査は行われてこなかった。本稿で用いるデータは、その意味では非常に貴重なデータである。ただ、このデータは調査開始から現時点まで数年しか経過していないことから調査期間が短いことと、調査の対象者が若年の女性世帯に限られていることが弱点である。しかしながら本稿は、女性の所得変動が著しい結婚・出産および再就職を経験する時期における家計の所得格差の変化に関心がある。そのため、いくつかの欠点はあるものの、本データで本稿の目的はおおよそ満たされると信じる。

そもそも、経済学での分析ではデータの利用制約の点から、異なった個人の行動を比較検討し、そこから刺激に対する行動の違いを類推するという手法が取られてきた。あるいは異なる個人でありながらも性別、年齢など、ある程度の属性の類似性があれば、あたかも同一の個人であるかのよう

(1) Burtless (1999) は、世帯所得に占める夫以外世帯構成員の所得の割合が1979年から1996年にかけて米国で上昇したことに焦点をあてている。

(2) 我が国の格差分析を行なうにあたって、女性30歳代までの世帯だけに限られるというデータ上の制約に問題があることは否定できないであろう。

に見たてて、行動を分析するという手法が常であった。しかし、これらはやはり2次的な分析法に留まってしまう。パネルデータを用いる最大の利点は、環境の変化に対し同一の個人がどのような行動の変化を示すかを知ることができる点にある。環境の変化が著しい昨今の日本の現状分析をする上で、こうした利点を生かすべく本稿でもパネルデータを利用した。

世帯年収に関する記述統計量は「図表 - 1」の通りである。

図表 - 1 世帯年収に関する記述統計量

	平均値	最小値	最大値	標準偏差
(パネル1)				
全体	468.2066	1	2520	250.1256
24-29歳	397.9009	1	2520	223.6636
30-34歳	555.4118	15	2000	255.0556
夫	477.7411	0	2400	209.3304
妻	218.6894	0	750	135.4115
(パネル6)				
全体	587.1934	1	4207	337.3871
29-34歳	525.0713	1	4207	317.6896
35-39歳	663.8693	19	3840	346.782
夫	572.622	0	4109	301.0643
妻	215.3587	0	774	170.5299

2 女性の働き方別平均年収の変化

本節では、女性の働き方別（「無職」、「パート・アルバイト」、「常雇用」）平均年収と世帯平均年収の変化をみる。「ダグラス=有沢の法則」があてはまっていれば、女性が「無職」の世帯の世帯平均年収は他の世帯に比べて高いと考えられる。

活用しているデータは『消費生活に関するパネル調査』（家計経済研究所）である。調査の初年度（1993年）に回答を寄せた24歳から34歳の女性1500人の世帯について調査している。本稿では1993年（パネル1）と1998年（パネル6）を使って分析している。そのため、初年度24歳から34歳であった女性の世帯はパネル6では29歳から39歳の世帯へと変化している。

日本女性の年齢別労働力率は、結婚・出産時に低下し、子供の成長とともに増加するM字型になっている。駿河・西本（2001）では、M字の谷にあたるのが30-34歳であることを示したうえで、その後再就職する場合、再就職のタイミングがあることを明らかにしている。そのタイミングとは、末子が小学校低学年になるまでである。末子が小学校高学年になると再就職しにくくなる。川口（2001）でも、同様の結果を示しており、結婚・出産により女性就業率は大きく低下するが、その後回復し、就業率の回復は末子が小学校低学年で頭打ちになっている。ただし、川口（2001）では、女性が結婚・出産後、再就職する場合、正社員として再就職することは難しく、非正社員として再就職すること、大企業ではなく、中小の零細企業に再就職することが多いことを示している。そのため、再就職する女性の賃金は大きく低下することが示されている。

こうした先行研究の結果を踏まえ、本稿でも女性が35歳未満と35歳以上（パネル6）の世帯に分けて、妻の個人平均年収と世帯平均年収を働き方別に算出した。初年度1993年時点のデータでは女性35歳以上のサンプルがない。そのため、1998年のデータを使って、調査開始の1993年のデータと比較している。結果は「図表 - 2」と「図表 - 3」のとおりであった。

まず、「図表 - 2」をみると、24-29歳のグループ、30-34歳のグループ、どちらも個人平均年収では「無職」が最も低い。これに対して24-29歳のグループでは世帯平均年収は他のグループより

も高く、30-34歳のグループでも「常雇用」グループの次に高い。これは「無職」グループの夫の平均年収が他のグループを圧倒して高いことを示している。この傾向は女性が34歳になるまで変わらない。

次に「図表 - 3」をみってみる。ここで、29-34歳のグループと35-39歳のグループは、それぞれ1993年時点で24-29歳のグループと30-34歳のグループである。初年度から5年経ったパネル6の結果からは、パネル1の結果と際立って異なる事実が浮かび上がっている。それは35-39歳のグループで「パート・アルバイト」グループの世帯平均年収が「無職」のそれを上回っていることである。また、30-34歳の時点ではそれほど大きな差は認められなかったが、35-39歳の時点では「常雇用」の世帯平均年収と「無職」のそれとを比べると、明らかに「常雇用」の世帯平均年収

の方が高くなっている。つまり、有配偶女性35歳以上の世帯では、共働き世帯の方が片働き世帯の平均年収よりも高いと言えそうである。ただし、パネル6でもパネル1同様「無職」の個人所得は極めて低水準であり、世帯平均年収と個人平均年収の差は他のグループよりもはるかに大きい。これは「無職」有配偶女性世帯の夫の平均年収が他のグループのそれを圧倒していることを示している。

ここで、家計間の所得格差は個人所得（ここでは特に夫の個人所得）によるのか、夫と妻の所得の組み合わせ効果によるのかをBurtless（1999）の提示した新しい計測法で分析する。もし、夫の個人所得が家計間の所得格差に与える影響が最も大きいという結論が得られれば、妻と夫の所得の組み合わせに関わりなく（つまり、妻の所得の高低に拘わらず）、稼働能力のある男性と結婚することが女性にとって、高所得家計を築くために最も重要な選択肢であると考えられる。そこで、データに基づいて実際の計算を行なう前に、次節ではBurtless（1999）以前に所得格差分析で用いられていた計測法を考察し、4節でBurtless（1999）で提示された新しい計測法を紹介する。

3 従来の計測法

所得格差はどのような点に着目すればよいのか。この疑問に答えるべく多くの研究者が格差分析に取り組んできた。それは所得格差を所得源泉別（雇用所得、利子所得、事業所得など）、職業別、年齢階層別に分けて分析するといったグループ分けによるものが潮流であった。従来の所得要素分解の概念は一般に次のようなものである。

図表 - 2 有配偶女性の働き方別にみた個人平均年収と世帯平均年収

（パネル1）		無 職	パート・アルバイト	常雇用
24-29歳	個人年収	53.70	122.93	286.66
	世帯年収	441.86	340.35	357.30
30-34歳	個人年収	23.15	99.24	308.80
	世帯年収	546.79	519.93	597.59

出典：『消費生活に関するパネル調査』（家計経済研究所）1993年から作成。

有効標本数：1035（全体）、575（24-29歳）、460（30-34歳）

図表 - 3 有配偶女性の働き方別にみた個人平均年収と世帯平均年収

（パネル6）		無 職	パート・アルバイト	常雇用
29-34歳	個人年収	33.64	126.29	343.82
	世帯年収	545.36	479.04	543.68
35-39歳	個人年収	24.41	110.41	367.77
	世帯年収	641.56	656.99	706.16

出典：『消費生活に関するパネル調査』（家計経済研究所）1998年から作成。

有効標本数：1035（全体）、575（29-34歳）、460（35-39歳）

総所得 Y が N 個の所得要素により成り立っているとき、

$$Y = \sum_{k=1}^N Y_k$$

となる。 I を所得格差の尺度とし、 N 個の所得要素の格差貢献度を S_k とすると、

(a) S_k は k 番目の所得要素の分布 $\{Y_k\}$ とその所得要素の総所得に対する相対的割合 y_k との関係である。

$$(b) I = \sum_{k=1}^N S_k (\{Y_k\}, y_k)$$

ここで、所得格差 I は各所得要素の貢献度 S_k の総和であることがわかる。しかし、実際の格差分析を行なうに際して、Shorrocks (1982) によって一般化された以下の 6 つの条件が多くの問題を引き起こした。

Shorrocks (1982) によって提示された 6 つの条件

総所得 Y が N 個の所得要素から成り立つとき、所得格差尺度 I とそれぞれの所得要素の格差貢献度 S_k ($K=1, \dots, N$) について、次のような条件を満たす。

条件 1 : I は連続的で対称的な格差尺度である。

条件 2 : (連続性と対称性)

(a) S_k は Y_k において連続的である。

(b) S_k はいかなる所得要素の並び方にも影響されない。

条件 3 : (分解水準に対する独立性)

S_k は他の所得要素 Y_j ($j \neq k$) がどのようにグループ分けされていようとも不変である。

条件 4 : (分解一貫性)

S_k は個人 (個人所得や家計所得) の並び方について影響を受けない。

条件 5 : (基準化)

所得要素が平等に分布しているとき、その貢献度はゼロである。

条件 6 : (対称性)

いかなる 2 つの所得要素分解についても、もし Y_1 が単純な並び替えによって Y_2 から導き出されたものならば、 $S_1 = S_2$ である。

以上の条件を Shorrocks (1982) は提示した。しかし、この条件は所得要素分解に際して、所得要素間の相互の影響をどのように配分すればよいかについて、あまりにも強い条件を課したものであった。実際、Shorrocks (1982) はいかなる所得格差尺度を用いるに際しても無数の分解条件が必要になることを示し、さらなる条件付けの必要性を強調している。さらに Shorrocks (1982) は次の定理を証明している。

定理：所得格差分解についての 6 つの条件のもとで、いかなる所得格差尺度 (I) についても、以下の格差分解が成り立つ。

$$\frac{S_k(Y_k, Y)}{I(Y)} = \frac{\text{Cov}(Y_k, Y)}{\text{Var}(Y)}$$

この結果はあまりにも強いものである。なぜなら k 番目の所得要素に配分される格差貢献度の割合は、所得格差尺度の選定に無関係であるということの意味するからである。本稿では後に、所得格差尺度として相対分散、ジニ係数、タイル尺度の3つの尺度を用いるが、尺度の選定によって格差配分は異なることがわかる。Shorrocks (1982) によって提示された分解方法の最大の欠点は、所得要素の相対的貢献度は、所得格差尺度の選定に無関係であるという点である。Shorrocksの定理は実際に計測をおこなうのにあたって困難を伴うものである。これは所得要素間の相関関係の取り扱いと深く関わっている。実際、2時点間に所得の変化が生じた場合、各所得要素ごとの格差貢献度の変化を計測するとき、以下の3点の取り扱いが非常に困難になる。

各所得要素内の格差の変化

総所得に占める各所得要素の相対的割合の変化

所得要素間の相関関係の変化

これらは密接不可分に関係しているため、他の2つを固定して1つについてだけ測定するということは従来の方法では不可能である。とりわけ、所得要素間の相互関係の変化を格差配分するには無数の配分方法があることをShorrocks (1982) も示している。次節で紹介するBurtless (1999) の計測法は、従来の方法では不可能であった問題（特に、所得要素間の相互関係の配分問題）を明らかにした点で画期的な計測法と言えよう。

4 Burtless (1999) の新しい計測法

(1) 一般化したBurtless (1999) の計測法

前節でも述べたように、2時点間に所得の変化が生じた場合、起こり得る3つの変化のうち、他の2つを固定化して、ある所得要素の格差貢献度の変化だけを計測することは従来の方法では不可能である。なぜなら、3つは密接に関係しているからである。

確かに、2時点間に所得変化がおこり、各所得要素も変化したとすれば、各所得要素間の「統計的な」相関関係を一定にすることは不可能であろう。Burtless (1999) の計測法の新しさは、「統計的な」相関の代わりに「順位による」相関を用いることで、各所得要素間の相関を一定に保つことに成功した点にある。

Burtless (1999) の計測法を説明するのに際し、いま、2時点で所得が変化した場合（「図表 - 4」）を想定する。ここでは、各個人の総所得における所得要素と各所得要素内における順位（ラ

図表 - 4 2時点における所得の変化（架空のデータ）

Date t						Date t'					
所得(y_1)	ランク(y_1)	所得(y_2)	ランク(y_2)	所得(y_3)	ランク(y_3)	所得(y_1')	ランク(y_1')	所得(y_2')	ランク(y_2')	所得(y_3')	ランク(y_3')
y_{n1}	$n1$	y_{n2}	$n2$	y_{n3}	$n3$	y_{11}'	11	y_{12}'	12	y_{13}'	13
y_{m1}	$m1$	y_{m2}	$m2$	y_{m3}	$m3$	y_{k1}'	$k1$	y_{k2}'	$k2$	y_{k3}'	$k3$
.
.
(平均) μ						(平均) μ'					

ンク) が示されてある。総所得の平均値は μ から μ' に変化している。もちろん、ここでは所得要素は3つしか提示されていないが、所得要素がN個の一般的な場合でもBurtless (1999) が適用できる。その場合、「図表 - 4」の第1行目の個人を例にすると、 Y (総所得) = $y_{n1} + y_{n2} + \dots + y_{nN}$ となる。

Burtless (1999) では、所得格差への貢献度を特定化するために、2つの効果に焦点を絞っている。1つ目は、ある所得要素の限界的格差貢献度の計測である。2つ目は、所得要素間の相関の限界的格差貢献度の計測である。前者では、計測を行うにあたって、計測を行う所得要素以外の所得要素の分布と各所得要素間の相関を共に固定している。後者では、各所得要素の分布を固定化させて「相関」の変化のみに焦点をあてて計測をおこなっている。そこで順にみていくことにする。

まずはじめに、ある所得要素（ここでは、 y_1 ）の所得分布の変化の限界的影響をみる。この計測を行うために作成したのが「図表 - 5」である。これは、所得要素 y_1 以外の所得要素とその順位については、初期時点 (Date t) の通りである。また、所得要素 y_1

についての順位についても初期時点の通りとしてある。ただし、 y_1 だけが、初期時点の順位と同順位のものを変化後 (Date t') の所得要素 y_1' から選び出さなくてはならない。つまり、第1行目の個人では、Date t' 時点の所得要素 y_1' から n_1 番の順位の所得要素 y_{n1}' を選び出すことになる。ただし、総所得の平均値の変化も考慮し、「図表 - 5」のとおり $y_{n1} (= y_{n1}' \cdot \mu / \mu')$ が入ることとなる。他の個人についても同様のやり方で所得要素 (y_1) の列は埋められる。こうして、ある所得要素の限界的影響を計測している。

次に、ある所得要素（ここでも y_1 ）の順位変化による所得要素間の相関変化の効果を見る。この計測を行うために作成したのが「図表 - 6」である。これは、所得要素 y_1 以外の所得要素とその順位については、初期時点 (Date t) の通りである。また、所得要素 y_1 の順位については変化後 (Date t') の通りである。ただし、 y_1 だけが、変化後の順位と同順位のもを初期時点 (Date t) の所得要素 y_1 から選び出さなくてはならない。つまり、第1行目の個人ではDate t 時点の所得要素 y_1 から l_1 番の順位の所得要素 y_{l1} を選び出すことになる。他の個人についても同様のやり方で所得要素 (y_1) の列は埋められる。こうして、ある所得要素の限界的影響を計測している。この場合、所得要素はすべて初期時点のものを使用しているため、総所得の平均値の変化は考慮する必要がない。こうして、ある所得要素の順位変化に伴う限界的効果を計測することができる。以上の方法は、所得要素が n 個の場合でも一般性を失わない。続いて具体的な数値を用いた例を示しておく。

図表 - 5 所得の限界効果 (ランク固定)

所得(y_1)	ランク(y_1)	所得(y_2)	ランク(y_2)	所得(y_3)	ランク(y_3)
y_{n1}	$n1$	y_{n2}	$n2$	y_{n3}	$n3$
y_{m1}	$m1$	y_{m2}	$m2$	y_{m3}	$m3$
.
.

$$\text{ただし、} y_{n1} = y_{n1}' \cdot \frac{\mu}{\mu'}$$

$$y_{m1} = y_{m1}' \cdot \frac{\mu}{\mu'}$$

図表 - 6 組み合わせ効果 (個人所得固定)

所得(y_1)	ランク(y_1)	所得(y_2)	ランク(y_2)	所得(y_3)	ランク(y_3)
y_{n1}	$n1$	y_{n2}	$n2$	y_{n3}	$n3$
y_{m1}	$m1$	y_{m2}	$m2$	y_{m3}	$m3$
.
.

(2) 数値で示すBurtless (1999) の計測法

Burtless (1999) は、1979年 1996年の間に米国の世帯総所得に占める夫の所得の割合が低下し、代わりに妻の所得の割合が増加したことに着目し、この間の世帯別に見た所得格差拡大の原因を分析している。その分析で用いたのが先に説明した一般的な計測法である。ここでは具体的な数値を用いて説明する。ここでは筆者が作成した架空のデータ⁽³⁾を用いて説明することにする。今後の所得格差分析の研究に貢献できるものであると信ずる。「図表 - 7」は、筆者が作成した架空の個人・家計所得データである。

図表 - 7 2時点における個人・家計所得の変化(架空のデータ)

Date t_1					Date t_2				
所得(y_1)	ランク(y_1)	所得(y_2)	ランク(y_2)	総所得($y_1 + y_2$)	所得(y_1)	ランク(y_1)	所得(y_2)	ランク(y_2)	総所得($y_1 + y_2$)
12	2	7	1	19	17	3	8	1	25
5	1	15	2	20	13	2	15	2	28
23	3	28	3	51	10	1	27	3	37
(平均) 13.3		(平均) 16.7		(平均) 30	(平均) 13.3		(平均) 16.7		(平均) 30

Date t_1 では、世帯総所得 ($y_1 + y_2$) が世帯構成員 (ここでは2人) の所得 (y_1 と y_2) の合計として表されている。さらに、世帯構成員の所得の順位もランクづけされている。例えば、いま各世帯構成員は夫と妻だけであり、それぞれの所得は y_1 と y_2 の2列で表されているとする。その社会全体の夫の所得だけで比較した時の順位がランク (y_1) で示されている。第一行目の世帯では世帯総所得は19であり、夫と妻の所得はそれぞれ、12と7であり、順位はそれぞれ2番目と1番目である。これらの世帯の世帯総所得と世帯構成員の所得と順位がDate t_2 では、「図表 - 7」に表された通りになったとする。つまり、第一行目の世帯はDate t_2 では、世帯総所得は25であり、夫と妻の所得はそれぞれ、17と8であり、順位はそれぞれ3番目と1番目に変化している。このときの個人所得の限界効果と組み合わせ効果はどのようにして計測すればよいのか。

Burtless (1999) では、本来各世帯構成員の間の相関係数を固定して所得が変化したときの限界効果を計測すべきであるとしながらも、相関係数を固定する⁽⁴⁾のはほとんど不可能なことから、順位⁽⁵⁾を固定することで計測することを提唱している。「図表 - 8」では、その場合の個人所得 (ここでは y_1) の限界効果の計測方法を表している。まず、 y_2 の所得および順位はDate t_1 のときのままにしておく。さらに y_1 の順位についてもDate t_1 のときと同じにする。ただ、個人所得についてのみDate t_2 のときのデータを用いる。つまり、1行目であれば、 y_1 グループのDate t_2 の

(3) このデータは筆者がこの分析方法の説明のためだけに作った架空のものである。

(4) 相関係数を固定するかわりに、順位を固定していることから、rank-correlationとも呼ばれる (Martin Fournier (1999))。

(5) 同順位になる場合を排除するため、Date t_1 における順位は、ある列の所得が同値になったときは、総所得の順位に従い順位づけをおこなうというルールづけが必要になる。実際の計算をおこなうとき、本稿では、Date t_1 における、総所得、その他世帯構成員の所得を含めた総所得の順に順位づけは従うとした。また、Date t_2 については、Date t_1 のときの各列の順位づけに従うとした。これで、ほとんどの同順位の問題を解消している。

ときの2番目の所得は13なので、13とする。こうして、総所得も算出する。y₂の個人所得の限界効果を求めるのも同じ方法で行なうことができる。

次に組み合わせ効果の計測である。「図表 - 9」は個人所得を固定したときの組み合わせ効果の計測方法を示している。まず、個人所得の限界効果のとき同様、y₂の所得および順位はDate t₁のときのままにしておく。次にy₁の順位については、Date t₂のときのをを用いる。そうした上で、その順位にあ

ったy₁の所得をDate t₁のときのy₁の中から選び出す。つまり、1行目であれば、y₁グループのDate t₁のときの3番目の所得は23なので、23とする。こうして、総所得も算出する。y₂の順位変化に伴う組み合わせ効果も同様の手順で求めることになるが、ここでは世帯構成員が2人なので、結果は同じになる⁽⁶⁾。

いままでの説明で、Burtless (1999) で提唱された新しい計測法は理解できたと思う。次節では、実際の日本のデータを用いて計測する前に、計測の際に用いる計測尺度について簡単な説明をしておくことにする。

5 計測尺度

所得格差を分析する際、常に問題になるのが、どの尺度を用いて計測したかということである。そこで本稿ではそのような問題が起こらないためにも、跡田・橋木 (1985) にならい、相対分散、ジニ係数、タイル尺度、の3つの尺度を用いて計測する。ここでは、相対分散、ジニ係数、タイル尺度について、簡易な説明をしておく。

相対分散

Yを総所得と所得分布ベクトル $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ とし、 $V^2(Y)$ をYの分散とすると、相対分散は次のようにあらわされる。

$$V(Y) = \frac{V^2(Y)}{\mu}$$

ただし、 μ は総所得の平均である。

ジニ係数

いま各家計の総所得が y_1, y_2, \dots, y_n と順に並んでいるとすると、ジニ係数は次のよう

$$G(Y) = \frac{2}{n^2 \mu} \cdot \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2} \right) y_i$$

図表 - 8 個人所得の限界効果 (ランク固定)

所得(y ₁)	ランク(y ₁)	所得(y ₂)	ランク(y ₂)	総所得(y ₁ +y ₂)
13	2	7	1	20
10	1	15	2	25
17	3	28	3	45

図表 - 9 組み合わせ効果 (個人所得固定)

所得(y ₁)	ランク(y ₁)	所得(y ₂)	ランク(y ₂)	総所得(y ₁ +y ₂)
23	3	7	1	30
12	2	15	2	27
5	1	28	3	33

(6) 実際に計算すると理解できる。「図表 - 10」 - 「図表 - 18」で組み合わせ効果がそれぞれ1つずつつかないのはそのためである。

タイル尺度

タイル尺度は次のようにあらわされる。

$$T(Y) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right)$$

以上が、相対分散、ジニ係数、タイル尺度の定義である。次節では、この3つの尺度を用いて世帯間の所得格差の変化を計測した。

6 個人所得の限界効果と組み合わせ効果の計測

4(2)で行なったBurtless(1999)の新しい計測法の説明では各世帯の構成員は2人であった。ここでも、世帯総所得を妻と夫の年収の合計として定義し、その他の世帯員の与える影響については考慮しない⁽⁷⁾。用いるデータは、『消費生活に関するパネル調査』(家計経済研究所)の1993年(パネル1)と1998年(パネル6)である。

所得格差を分析する際、常に問題になるのが、どの尺度を用いて計測したかということである。本稿ではそのような問題が起こらないために、相対分散、ジニ係数、タイル尺度の3つの尺度を用いて計測した。まず、相対分散に基づいて計算した結果から見ていくことにする。結果は「図表-10」のようになった。1993年時点(パネル1)の有配偶女性世帯全体の相対分散は0.287であったのが、1998年時点(パネル6)では0.332に拡大している。そして、個人所得効果と組み合わせ効果を比較すると、組み合わせ効果の変化分は0.049と最も大きい。つまり、個人の所得格差拡大の効果よりも、妻と夫の所得の組み合わせ効果の方が大きいというわけである。たとえ稼働能力のある夫であっても、片働き世帯よりも共働き世帯の方が高所得家計を築くのに適していると言える。先に述べた「図表-3」の結果とも整合的な結論を得られたと言える。ただし、所得効果についてみると、妻の所得効果の変化分は0.032とある程度大きい。これは対象サンプルが20歳代から30歳代の有配偶女性世帯であり、就職、退職、再就職という所得変動の激しい時期を反映しているためであると考えられる。「図表-11」と「図表-12」はパネル6時点での年齢が29-34歳の女性世帯と35-39歳の女性世帯にわけて、同様の計測を行なったものである。ここではそれぞれのライフステージを反映した結果が得られている。まず「図表-11」では、組み

図表-10 家計間(全体)の所得格差の変化(相対分散による)

パネル1 (全体)		0.287	パネル6	0.332	変化分	0.045
(全体)		パネル1	パネル6	変化分		
組み合わせ効果		0.287	0.336	0.049		
所得効果	夫	0.287	0.303	0.016		
	妻	0.287	0.319	0.032		

有効標本数：1035(全体)、575(29-34歳)、460(35-39歳)

図表-11 家計間(29-34歳)の所得格差の変化(相対分散による)

パネル1 29-34歳		0.316	パネル6	0.366	変化分	0.050
29-34歳		パネル1	パネル6	変化分		
組み合わせ効果		0.316	0.387	0.071		
所得効果	夫	0.316	0.279	-0.037		
	妻	0.316	0.414	0.098		

(7) ただし、順位づけの際の同順位問題を解消するためには、その他世帯構成員の所得も考慮している。

合わせ効果の変化分は0.071とある程度大きな値であるが、妻の所得効果の変化分は0.098であり、こちらの方が大きい。これは、35歳未満の時期は女性にとって、所得変動の激しい時期であることを反映しているであろう。逆に、夫の所得効果の変化分は、この時期縮小している。次に「図表 - 12」では、夫の所得効果の変化分が0.051と最も大きな値である。これは男性の所得格差が拡大していく時期であるためであろう。ここで得られた結論は我々の直感と整合的である。ただ、この時期の妻の所得効果は - 0.001と極めて小さい。以上が相対分散に基づいた結果である。

同様の計算をジニ係数、タイル尺度でも行なった。結果は「図表 - 13」から「図表 - 18」に示してある通りである。ジニ係数でも、タイル尺度でも、全体を計測したとき、最も大きな効果を与えているのは組み合わせ効果である。これは相対分散のときと同じである。また24-34歳のグループでは妻の所得効果の影響が相対的に大きく、35-39歳のグループでは夫の所得効果の影響が相対的に大きい。これも相対分散で計算したときの結果と同じである。ただ、24-34歳と35-39歳、どちらのグループの場合でも、家計間の所得格差に最も大きな影響を与えているのは組み合わせ効果である。つまり、相対分散で計算したときを除くと、全体、24-34歳、35-39歳のどのグループで計算しても、最も大きな影響力をもつのは組み合わせ効果である。

以上、本稿で用いたデータに基づくと、1993年から1998年にかけて、日本の所得格差は拡大しており、拡大への影響力は、夫や妻の個人所得の影響力よりも、夫婦間の所得の組み合わせ効果の方が大きな影響力をもつことがわかった。これは、1979年 1996年の間の米国の所得格差拡大の原因を分析したBurtless（1999）の出した結論、さらには、近年の台湾の所得格差拡大の原因を分析した

図表 - 12 家計間（35-39歳）の所得格差の変化（相対分散による）

パネル1 35-39歳		0.211	パネル6 0.273	変化分 0.062
35-39歳		パネル1	パネル6	変化分
組み合わせ効果		0.211	0.225	0.014
所得効果	夫	0.2109	0.261	0.051
	妻	0.2109	0.2101	- 0.001

図表 - 13 家計間（全体）の所得格差の変化（ジニ係数による）

パネル1 (全体)		0.271	パネル6 0.277	変化分 0.006
(全体)		パネル1	パネル6	変化分
組み合わせ効果		0.271	0.307	0.036
所得効果	夫	0.271	0.266	- 0.005
	妻	0.271	0.290	0.019

有効標本数：1035（全体）、575（29-34歳）、460（35-39歳）

図表 - 14 家計間（29-34歳）の所得格差の変化（ジニ係数による）

パネル1 29-34歳		0.2695	パネル6 0.2805	変化分 0.0110
29-34歳		パネル1	パネル6	変化分
組み合わせ効果		0.2695	0.3182	0.049
所得効果	夫	0.2695	0.2455	- 0.024
	妻	0.2695	0.3103	0.041

図表 - 15 家計間（35-39歳）の所得格差の変化（ジニ係数による）

パネル1 35-39歳		0.2363	パネル6 0.2549	変化分 0.0186
35-39歳		パネル1	パネル6	変化分
組み合わせ効果		0.2363	0.2512	0.015
所得効果	夫	0.2363	0.2486	0.012
	妻	0.2363	0.2388	0.003

Martin Fournier (1999) の出した結論と同じである。どちらも近年、夫の所得の世帯所得に占める相対的割合が低下し、代わりに妻の所得の割合が増加したことが、その主要な要因であると指摘している。本稿で得られた結果は、女性の社会進出の進展とともに、「夫は働き、妻は家事に専念する」といった家計構造が崩れつつある近年の我が国の環境変化に対応したものであると考えられる。こうした結果は、経済格差に関して、個人所得間の所得格差よりも、共働き家計と片働き家計間の所得格差に対応した政策対応を促す契機になっていくものであると思う。

まとめ

本稿では、妻と夫の所得の合計で成り立っている世帯所得の格差要因を、Burtless (1999) の提示した新しい計測法を用いて分析した。注目したのは妻と夫、それぞれの所得効果と組み合わせ効果の2つの要因である。格差分析の尺度として、相対分散、ジニ係数、タイル尺度を用いた。計測の結果、組み合わせ効果が最も大きな効果を与えていることがわかった。また、ライフステージごとにみると、30歳代前半までの世帯グループでは、妻の所得効果が相対的に大きな影響力をもつことがわかった。30歳代前半までの時期というのは、女性にとって所得変動の激しい時期であり、それを反映しているためであると考えられる。また、30歳代後半の世帯グループでは、夫の所得効果が相対的に大きな影響力をもっていた。これは、男性の所得格差が拡大していく時期にあたるためであろう。さらに、24-34歳、35-39歳、全体、どのグループでも相対分散で計算した結果を除いて、最も大きな影響力をもつのは組み合わせ効果であった。

これは所得格差拡大の原因を近年のアメリカの例で分析したBurtless (1999) の結果および台湾の例で分析したMartin Fournier (1999) の結果と同じ内容である。彼らは、近年夫の所得の世帯所得に占める相対的低下を指摘している。我が国においても、本稿で得られた結論は近年女性の社会進出の進展に対応したものであると考えられる。本稿は、家計間の所得格差の要因について、妻と夫の所得の組み合わせについて焦点をあてた、我が国で初めての論文である。本稿で得られた結論は、従来、格差分析で焦点を当てられてきた個人所得間の格差分析から、共働き家計と片働き家計

図表 - 16 家計間（全体）の所得格差の変化（タイル尺度による）

パネル1 (全体)		0.129	パネル6 0.140	変化分 0.011
(全体)		パネル1	パネル6	変化分
組み合わせ効果		0.129	0.176	0.048
所得効果	夫	0.129	0.128	- 0.001
	妻	0.129	0.148	0.020

有効標本数：1035 (全体), 575 (29-34歳), 460 (35-39歳)

図表 - 17 家計間（29-34歳）の所得格差の変化（タイル尺度による）

パネル1 29-34歳		0.1329	パネル6 0.1474	変化分 0.0145
29-34歳		パネル1	パネル6	変化分
組み合わせ効果		0.1329	0.1976	0.165
所得効果	夫	0.1329	0.1132	- 0.020
	妻	0.1329	0.1811	0.048

図表 - 18 家計間（35-39歳）の所得格差の変化（タイル尺度による）

パネル1 35-39歳		0.099	パネル6 0.119	変化分 0.020
35-39歳		パネル1	パネル6	変化分
組み合わせ効果		0.0988	0.1157	0.017
所得効果	夫	0.0988	0.1101	0.011
	妻	0.0988	0.0978	- 0.001

間の格差分析へと、分析の視野を広げさせてくれるものになると考える。本稿が格差分析の研究の進展に貢献できるものと信じる。

（もり・たけし 京都大学大学院経済学研究科博士課程）

参考文献

- 跡田直澄・橋木俊詔（1985）「所得源泉別にみた所得分配の不等性」『季刊社会保障研究』第20巻第4号。
- 大竹文雄・斎藤誠（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』第35巻第1号。
- 大竹文雄（2000）「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』No.480，日本労働研究機構，pp.2-11。
- 川口 章（2001）「女性のマリッジ・プレミアム：結婚・出産が就業・賃金に与える影響」『季刊家計経済研究』第51号。
- 重川純子・樋口美雄（1999）「フランス，ルクセンブルクのパネル調査とパネル調査の国際比較プロジェクト」『季刊家計経済研究』第41号。
- 駿河輝和・西本真弓（2001）「既婚女性の再就業に関する実証分析」『季刊家計経済研究』第50号。
- 永井暁子・濱本知寿香・岩田正美（1998）「ドイツ・イギリスのパネル調査」『季刊家計経済研究』第37号。
- 濱本知寿香・永井暁子・木村清美（2000）「スウェーデンのパネル調査」『季刊家計経済研究』第48号。
- 溝口由己・樋口美雄（2000）「オランダ・イギリスのパネル調査」『季刊家計経済研究』第46号。
- Burtless, G. (1999), Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution, *European Economic Review*, 43, pp.853-865.
- Martin Fournier (1999), *Inequality decomposition by factor component*, mimeo.
- Shorrocks, A. F. (1982), Inequality decomposition by factor component, *Econometrica*, vol 50, No.1, January, pp.193-211.