

贈与・遺産格差の計測 ——所得格差と比較した動向

浜田 浩児

(財団法人 家計経済研究所 研究部長)

1. はじめに

親からの贈与・遺産は、補論のように資産と関係が深く、下野 (1991)、高山・有田 (1996)、橘木 (1998)、浜田 (1998) 等において、資産格差との関連で贈与・遺産の分析がなされている。「消費生活に関するパネル調査」(財団法人家計経済研究所) に基づくものとしても、浜田 (2005) において資産格差と贈与・遺産の関連が分析されているが、所得格差と比較した贈与・遺産格差の分析は行われていない。

そこで、本稿では、贈与・遺産格差について、所得格差と比較した分析を行う (ただし、贈与・遺産は過去から蓄積された資産の移転であるのに対し、所得は年々の経常的なものであるため、パネルデータの特性を生かして、過去からの累積所得を用いる)。すなわち、本稿では、パネルデータ (「消費生活に関するパネル調査」) に基づき、2005年で36～46歳の有配偶女性とその夫に関し、親からの贈与・遺産の格差について、相対分散 (平方変動係数) 等の不平等度による計測を行い、稼得所得の格差と比較した。これに基づき、同一の世代 (コホート) について2005年と2000年の間の動向をみるとともに、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けようになるといったライフステージ要因の影響を除くべく、同年齢階層 (36～40歳の女性) についても両年を比較した。

また、相対分散による贈与・遺産格差の要因分解を行い、夫婦の贈与・遺産の世帯間格差に対する夫、妻それぞれの親からの贈与・遺産の

寄与度等を求めるとともに、贈与・遺産の格差を贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解した。

以下、第2節で分析手法について述べ、第3節で贈与・遺産の格差の計測、第4節でその所得格差との比較等を行う。最後に、第5節で結論を述べる。

2. 分析手法

(1) 基礎データ

本稿の贈与・遺産および所得のデータは、財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」のパネルデータの個票に基づいている。このため、その対象範囲である、2005年に36～46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、双方の親からの贈与・遺産、前年の年収等が調査されている。2005年までの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贈与・遺産や所得のデータが揃っているのは、約200サンプルである。また、調査1年目の1993年については、2年目以降と調査項目がかなり異なるため、除外した。

所得については、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項目となっている。しかし、財産収入の支払や仕送りの支払（年額）が把握できず、税金・社会保険料についても無回答が多いため、財産収入等について支払を控除した純額が得られない。このため、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、贈与・遺産は、過去から蓄積された資産の移転（資本移転）であるため、それに合わせて、稼得所得も、パネルデータの特徴を生かして過去からの累積値を用いた¹⁾。対象年次は過去10年程度であるが、36～46歳という年齢層から過去の稼得所得のかかなりの部分が把握できると考えられる。

(2) 不平等度

夫婦の贈与・遺産の世帯間格差について、不平等度による要因分解を行い、夫、妻の親からの贈与・遺産の寄与度等を計測するとともに、稼得所得の格差との対比や相関をみた。

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、贈与・遺産や稼得所得は0の場合があるため、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、相対分散（平方変動係数）を用いた。夫婦の贈与・遺産の相対分散は変動係数 v の2乗、すなわち、

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

(z_i : i 番目の世帯の贈与・遺産、 z_u : 同全世帯平均、 n : 世帯数)

である。同様に、夫、妻それぞれの贈与・遺産の相対分散 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、妻それぞれの贈与・遺産、 x_u , y_u : 同全世帯平均) となる。

Shorrocks (1982) のように、相対分散で格

差の構成要素による分解ができるから、夫婦の贈与・遺産の世帯間格差は、夫、妻それぞれの贈与・遺産の格差による分解ができる。すなわち、

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

(r_{xy} : 夫、妻の贈与・遺産の相関係数)

となり、夫婦の贈与・遺産の格差は、夫、妻それぞれの贈与・遺産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、相対分散で贈与・遺産の構成集団による分解もできるから、夫婦の贈与・遺産の格差は、贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差による分解ができる（贈与・遺産の無い集団内の格差はない）。すなわち、

$$V = (z_a/z_u) \{1/n_a \sum_{i=1}^{n_a} (z_i - z_a)^2 / z_a^2\} + 1/n \{n_a (z_a - z_u)^2 + n_b z_u^2\} / z_u^2$$

(n_a , n_b : 贈与・遺産の有る夫婦、無い夫婦の数、 z_a : 贈与・遺産の有る夫婦の贈与・遺産の平均、贈与・遺産の無い夫婦の贈与・遺産は0より $n/n_a = z_a/z_u$)

となり、贈与・遺産の格差は、贈与・遺産の有る集団内の格差にその平均値比（贈与・遺産の有る集団の平均の全体平均に対する比率）に基づくウェイトを乗じた寄与度と、贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解できる。このような格差の分解は、夫、妻それぞれの贈与・遺産の格差についても、同様に行える。

また、贈与・遺産と稼得所得との格差の対比は両者の平均値の比を考慮して行う。両者の相関に関しては、上記の交差項や相互効果を両者について計測する。

3. 贈与・遺産格差の状況と要因分解

図表-1 は、同一の世代（2005年で36～46歳

図表-1 贈与・遺産の格差の分解 (2005年)

	夫婦		寄与度			構成比		夫の親 相対分散	妻の親 相対分散	交差項	相関係数
	平均(万円)	相対分散	夫の親	妻の親	相互効果	夫の親	妻の親				
2005年	132	16.888	16.215	0.405	0.268	0.831	0.169	23.469	14.221	0.955	0.052

注: 1) 対象は2005年に36~46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

注: 2) 夫の親、妻の親の寄与度=それぞれの構成比の2乗×相対分散

注: 3) 相互効果の寄与度=2×夫の親の構成比×妻の親の構成比×交差項

図表-2 贈与・遺産の有無による格差の分解 (2005年)

	贈与・遺産		贈与・遺産有の集団内			同有無間	遺産有の
	平均(万円)	相対分散	寄与度	平均(万円)	相対分散	寄与度	割合
双方の親 2005年	132	16.888	13.411	590	2.995	3.477	22.3%
夫の親 2005年	110	23.469	15.926	879	1.986	7.543	12.5%
妻の親 2005年	22	14.221	12.316	182	1.510	1.905	12.3%

注: 1) 対象は2005年に36~46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

注: 2) 寄与度=贈与・遺産有の平均/全体の平均×相対分散

注: 3) 双方の親からの贈与・遺産有: 少なくとも夫婦どちらかの親からの贈与・遺産がある場合

の女性のコーホート)について、相対分散に基づき、2005年における夫婦の贈与・遺産の世帯間格差と夫、妻の親からの贈与・遺産の寄与度等を計算したものである。

贈与・遺産の格差(相対分散16.888)への寄与を見ると、夫の親からの贈与・遺産の寄与度が16.215とほとんどを占め、妻の親からの贈与・遺産の寄与度は0.405にすぎない。これは構成比の差によるところが大きく、格差は、夫の親からの贈与・遺産が23.469、妻の親からの贈与・遺産が14.221で、寄与度ほど著しい差はない。また、両者の相関係数は小さく、関連は薄いと考えられ、交差項、相互効果も小さい。

次に、図表-2は、やはり相対分散に基づき、贈与・遺産の格差を、贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解したものである(贈与・遺産の無い集団については、贈与・遺産は0であるから集団内の格差はない)。双方の親の少なくともどちらかから贈与・遺産がある夫婦は22%と割合が低い一方、その贈与・遺産の平均は590万円であり、贈与・遺産がない夫婦との差は大きい。しかし、贈与・遺産の有る夫婦の中でも格差があり、贈与・遺産の格差に対する寄与度は、贈与・遺産の有る集団・無い集団の間よりも、贈与・遺産の有る集団内の格差のほうが大きい。この点は、夫、妻の親からの

贈与・遺産についても同様である。なお、贈与・遺産は、夫の親からのほうが妻の親からよりも多い。

なお、贈与・遺産の無い夫婦も含めた平均遺産は132万円であり、高山・有田(1996)、橘木(1998)等で平均遺産が1000万円を超えているのに比べてかなり小さい。これについては、高山・有田(1996)では1992年の郵政省郵政研究所「家計における金融資産選択に関する調査」、橘木(1998)では1990年の同調査によっており、地価がピークに近い時期を対象としていること、本稿の対象が36~46歳でまだ贈与・遺産を受け取っていない者が多く含まれることの影響が考えられる。

4. 所得格差と比較した贈与・遺産格差の動向

図表-3、4は、贈与・遺産の格差の動向を稼得所得(累積)の格差との比較でみたものである。ただし、贈与・遺産格差が変わらなくても、稼得所得に比べて贈与・遺産の水準が大きくなれば、稼得所得の格差に比べて贈与・遺産の格差の問題が深刻になる。このため、贈与・遺産の対稼得所得比を反映させて、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産の格差を計算し、稼得所得の格差と比較した。また、稼得

図表-3 贈与・遺産と累積稼得所得の格差の対比(同世代)

	累積所得 相対分散	所得ベースの格差		贈与・遺産 対所得比	贈与・遺産 相対分散	累積所得 との交差項	同左 相関係数
		贈与・遺産	相互効果				
夫婦 2000年 (双方の親)	0.126	0.031	0.016	0.034	26.736	0.232	0.126
夫婦 2005年	0.129	0.024	0.006	0.038	16.888	0.081	0.055
夫 2000年 (夫の親)	0.129	0.034	0.023	0.026	50.304	0.447	0.175
夫 2005年	0.135	0.029	0.008	0.035	23.469	0.118	0.066
妻 2000年 (妻の親)	2.370	0.264	0.041	0.102	25.207	0.202	0.026
妻 2005年	1.885	0.041	0.026	0.054	14.221	0.244	0.047

注: 1) 対象は2005年に36~46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

注: 2) 所得ベースの贈与・遺産格差=贈与・遺産の対所得比の2乗×相対分散

注: 3) 相互効果=2×贈与・遺産の対所得比×交差項

図表-4 贈与・遺産と累積稼得所得の格差の対比(同年齢階層)

	累積所得 相対分散	所得ベースの格差		贈与・遺産 対所得比	贈与・遺産 相対分散	累積所得 との交差項	同左 相関係数
		贈与・遺産	相互効果				
夫婦 2000年 (双方の親)	0.111	0.051	0.030	0.043	27.832	0.350	0.199
夫婦 2005年	0.184	0.074	0.016	0.066	16.859	0.119	0.068
夫 2000年 (夫の親)	0.120	0.062	0.043	0.039	39.859	0.546	0.250
夫 2005年	0.215	0.090	0.028	0.067	19.850	0.206	0.100
妻 2000年 (妻の親)	2.084	0.086	-0.066	0.072	16.507	-0.456	-0.078
妻 2005年	2.272	0.055	0.123	0.055	18.143	1.115	0.174

注: 1) 対象は36~40歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は2000年93、2005年81である

注: 2) 所得ベースの贈与・遺産格差=贈与・遺産の対所得比の2乗×相対分散

注: 3) 相互効果=2×贈与・遺産の対所得比×交差項

所得の多い者が贈与・遺産も多ければ格差が増幅されることになるが、この観点から、両者の相関もみた。

(1) 同世代の格差の動向

図表-3は、同一の世代(2005年で36~46歳の有配偶女性とその夫のコーホート)について、相対分散に基づき、2000年、2005年における贈与・遺産の格差を稼得所得(累積)の格差との比較でみたものである。

夫婦、夫、妻の親からの贈与・遺産とも、相対分散は稼得所得よりはるかに大きいものの、贈与・遺産の対稼得所得比がわずかなため、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産格差は小さい。この格差の動向をみると、贈与・遺産の相対分散の動向を反映して、夫婦、夫、妻の親からの贈与・遺産とも、2000年の各0.031、0.034、0.264から2005年の各0.024、0.029、0.041に低下している。ただし、これには、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けるといったライフステージ要因の影響も考えられる。また、贈与・遺産と稼得所得の相関係数は、

正ではあるが小さい²⁾。

なお、夫婦の稼得所得の世帯間格差は、ウェイトの大きい夫の稼得所得の格差が拡大したことから、2000年の0.126から2005年の0.129へ拡大している。ただし、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。一方、妻の稼得所得の格差は縮小しているが、これには、子の成長に伴う妻の就業増加の影響が考えられる。

(2) 同年齢階層における格差の変化

(1)のように、同世代(コーホート)の贈与・遺産格差の動向については、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けるといったライフステージ要因の影響も考えられる。そこで、このような加齢による影響を除くべく、2000年と2005年の同年齢階層(36~40歳の女性とその夫)について、相対分散に基づき、贈与・遺産の格差を稼得所得の格差との比較でみたものが、図表-4である。

稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈

与・遺産格差の動向をみると、夫婦、夫の親からの贈与・遺産については、2000年の各0.051、0.062から2005年の各0.074、0.090へと、同世代の場合とは逆に格差が高まっている。これは、贈与・遺産の相対分散は低下したものの、贈与・遺産の増加によりその対所得比が上昇したためである。この贈与・遺産の増加については、少子化に伴い後の世代のほうが親からの配分が高まっている可能性等が考えられる。一方、妻の親からの贈与・遺産については、相対分散は上昇したものの、贈与・遺産の対所得比の低下により、所得ベースの贈与・遺産格差が2000年の0.086から2005年の0.055に低下している。また、贈与・遺産と稼得所得の相関係数はやはり小さい。

なお、夫婦の稼得所得の世帯間格差が夫の稼得所得の格差を反映して拡大している点は同世代の場合と同様であり、加齢の影響を除いてもこれらの格差は拡大しているといえる。しかし、妻の稼得所得については、同世代の場合とは逆に、格差が拡大している。これについては、同世代の場合のような子の成長に伴う妻の就業増加の影響がないことが要因として考えられる。

5. まとめ

本稿では、パネルデータ（財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」）に基づき、2005年で36～46歳の有配偶女性とその夫に関し、親からの贈与・遺産の格差について、相対分散（平方変動係数）等の不平等度による計測を行い、夫婦の贈与・遺産の世帯間格差に対する夫、妻それぞれの親からの贈与・遺産の寄与度等を求めるとともに、贈与・遺産の格差を贈与・遺産を受けたことの有る集団内の格差と贈与・遺産の有る集団・無い集団の間の格差に分解した。また、贈与・遺産の対稼得所得比を反映させて、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産の格差を計算し、稼得所得（累積）の格差との対比や相関をみた。これに基づき、同一の世代（コーホート）や同年齢階

層（36～40歳の女性）について2005年と2000年を比較した。

分析結果をみると、贈与・遺産の格差に対しては、夫の親からの贈与・遺産の寄与がほとんどを占め、妻の親からの贈与・遺産の寄与は小さい。両者の相関係数、相互効果は小さく、関連は薄いと考えられる。また、贈与・遺産の格差に対する寄与度は、贈与・遺産の有る集団・無い集団の間よりも、贈与・遺産の有る集団内の格差のほうが大きい。

稼得所得との関連では、贈与・遺産の対稼得所得比がわずかなため、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産格差は小さい。また、贈与・遺産と稼得所得の相関も小さい。贈与・遺産格差の動向については、加齢に伴いより多くの者が遺産を受けるといったライフステージ要因の影響を除くべく、2000年と2005年の同年齢階層について、稼得所得の格差に換算した所得ベースの贈与・遺産格差を比較すると、贈与・遺産の対所得比の上昇により格差が高まっている。これは、後の世代のほうが親からの贈与・遺産が増加したためである。

（補論）

贈与・遺産を受けたことの有る夫婦と無い夫婦の2005年における資産等を比較すると、下表のとおりである。

	平均	贈与・遺産有	贈与・遺産無
不動産	480	877	366
金融資産	240	315	218
預金	236	311	215
有価証券	3	4	3
借入	-450	-552	-421
住宅ローン	-428	-520	-402
他のローン	-22	-33	-19
正味資産	270	640	163
贈与・遺産	132	590	0
夫の親から	110	491	0
妻の親から	22	100	0
持家率	0.47	0.64	0.42

注: 1) 対象は2005年に36～46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

注: 2) 持家率は夫または妻が住宅の名義人に含まれる者の割合であり、住宅の名義が親等である場合も含む通常の持家率(総務省「家計調査」等)よりも低い

贈与・遺産の有る夫婦は贈与・遺産の無い夫婦より、正味資産（純資産）が多い。その内訳をみると、贈与・遺産の有る夫婦は不動産が大きく、持家率も高い。一方、金融資産は多いものの、住宅ローンを中心に借入も大きいため、相殺されている。このように、贈与・遺産の有無は、持家等の不動産に反映されている。

注

- 1)ただし、「消費生活に関するパネル調査」では、贈与・遺産は調査時点（10月）、稼得所得は前年の数値を調査しているため、調査対象期間の相違によるタイミングのずれがあるが、累積値では最初と最後の年次への影響のみとなる。
- 2)夫婦の贈与・遺産を累積稼得所得に単回帰させると、下表のように、回帰係数のt値の絶対値は各期とも小さく、有意ではない。

夫婦の贈与・遺産を累積稼得所得に単回帰させた分析結果

	係数	標準誤差	t値	P値
2000年	0.058	0.040	1.464	0.144
2005年	0.024	0.031	0.769	0.443

注: 1) 対象は2005年に36～46歳の女性(有配偶継続)の夫婦でサンプル数は197である

文献

青木昌彦, 1979, 『分配理論』筑摩書房.

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.

下野恵子, 1991, 『資産格差の経済分析』名古屋大学出版会.

総務省統計局, 2002, 『平成11年全国消費実態調査報告』.

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.

橋木俊詔, 1998, 『日本の経済格差』岩波書店.

浜田浩児, 1998, 「日米家計の資産格差と公平性」『郵政研究所月報』116: 105-112.

———, 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, 「資産格差の要因分解」財団法人家計経済研究所『リスクと家計』国立印刷局, 119-139.

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）