

平成 30 年度厚生労働行政推進調査事業費補助金
(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))
「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」

高齢者における所得分布と公的年金¹

研究分担者 四方理人(関西学院大学 総合政策学部 准教授)
研究分担者 渡辺久里子(国立社会保障・人口問題研究所 企画部 研究員)

1. はじめに

本研究では、高齢者の所得格差の変動要因についての考察を行う。おもに、高齢者の就労収入、年金収入といった所得要素変化と高齢者の世帯構造の変化が高齢者の所得格差に与える影響について考察を行う。現在においては、公的年金が高齢者の生活を支える主な収入となっている。所得比例の被用者年金が拡大することで、高齢者の所得格差が拡大する可能性がある一方、自営業等所得格差の大きい働き方が減少することで所得格差が縮小する可能性もある。

先行研究によれば、高齢者の所得格差は、主に就労収入によって格差拡大を引き起こされていることが示されている(小島 2001、Yamada 2007)。また公的年金については、国民年金は所得格差をわずかに縮小しているが、厚生年金や共済年金が所得格差を徐々に広げていることなども指摘されている(Yamada 2007)。また、高齢者の収入ではなく同居する家族の収入の影響については、各時点においては家族収入が所得格差を生む(大きな)要因であったが、近年における家族収入のシェアの縮小は、所得格差を縮小させることが示されている(田中・四方・駒村 2013、四方・田中 2015)。その一方、年金収入は各時点での所得格差を生む要因としては小さいが、時点間において年金収入内での格差拡大が観察されるため、高齢者の所得格差を拡大させているとされる(田中・四方・駒村 2013、四方・田中 2015)。

一方、高齢者の所得格差は世帯構造の変化の影響も受けると考えられる。1990 年代から 2000 年代の日本社会においては、人口の高齢化だけでなく、世帯構造の変化も大きく、65 歳以上の者のいる世帯に占める三世帯世帯の割合は 1990 年 39.5%から 2010 年 16.2%となった(厚生労働省『国民生活基礎調査』)。Shirahase(2015)は、三世帯同居の減少などの世帯構造の変化そのものは所得格差を拡大させるが、各世帯類型内で所得格差が縮小することで高齢者全体としての所得格差が縮小していることを明らかにした。

しかしながら、これまでの先行研究では、所得格差の寄与度分解が単一の変数のみで分析されており、複数の要因がどの程度高齢者の所得格差に影響を与えているかについて十分に検討されてこなかった。そこで、本研究では、回帰分析ベースの所得格差の寄与度分解を行うことで、所得要素や世帯構造の変化

¹ 本研究は、平成 30 年度厚生労働行政推進調査事業費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査(H30-政策-指定-008)」の助成により実施された。また、総務省「全国消費実態調査」および厚生労働省「国民生活基礎調査」、「老齢年金受給者実態調査」の調査票情報の提供を受け、独自集計したものである。調査票情報の提供においてご協力頂いた関係者各位に深く御礼申し上げます。なお、本研究は筆者らの所属機関の見解を示すものではなく、また全ての誤りは筆者らに帰する。

が所得格差に与える影響をそれぞれ秤量することを目的とする。

2. 使用データ

本稿では、厚生労働省「国民生活基礎調査」(以下、「国生」という)の個票データを用いる。「国生」は、世帯の所得・貯蓄の状況、社会保険の加入状況、介護状況、健康状況等について毎年実施されている調査統計であり、3年に1度大規模調査が行われる。大規模調査年においては、世帯票と健康票は約27万7千世帯(世帯員約68万8千人)、介護票は介護保険法の要介護者及び要支援者の約6千人、所得票・貯蓄票は約5万世帯(世帯員約12万5千人)が調査されている²。

本稿では、1998年、2004年、2010年、2016年の大規模調査年における世帯票と所得・貯蓄票を統合したデータを用いる。これにより、日本が経済不況に陥った1990年後半から公的年金の実質的な給付額の引き下げが行われた2010年代後半までの状況を分析することができる。

本稿の分析で用いた世帯の可処分所得の定義は、次の通りである。

可処分所得 = 稼働所得 (= 雇用者所得 + 事業所得 + 農耕・畜産所得 + 家内労働所得) + 財産所得 + 社会保障給付金 (= 公的年金・恩給 + 雇用保険 + 児童手当等 + その他の社会保障給付) + 仕送り + 企業年金・個人年金等 + その他の所得 - 税・社会保険料 (= 所得税 + 住民税 + 社会保険料 + 固定資産税)

また等価可処分所得は、可処分所得を世帯人員数の平方根で除した金額である。なお、稼働所得について、5000万円を超える収入のサンプルは除外した。

3. 国民生活基礎調査による年金の把握

ところで、世帯の所得の状況は、統計調査によって異なることが指摘されている³。そこで、本稿において「国生」を用いた分析をするにあたって、「国生」においてどの程度高齢者世帯の所得、特に公的年金額の把握ができているのか、厚生労働省「年金制度基礎調査(老齢年金受給者実態調査)平成24年」(以下、「受給者調査」という)と総務省「平成21年全国消費実態調査」(以下、「全消」という)を用いてまず確認をしたい。

「受給者調査」は、老齢年金(国民年金、厚生年金など)を受給している人における、生活状況、就業状況、世帯状況などを総合的に把握し、年金生活の中で年金が果たしている役割を捉えることを目的に実施されている。老齢年金額は、基礎年金番号に基づき、日本年金機構が支給額を入力するため、過少報告や無回答といった調査統計における問題が起きず、正確な老齢年金額を把握することができる。ただし、老齢年金は4年に2回、遺族年金と障害年金はそれぞれ4年に1回ずつ順番に調査が行われるため、3つの年金を合計した公的年金支給総額を確認することはできない。本稿で用いる2012年の「受給者調査」のサンプルサイズは、約13,000である。

「全消」は、世帯の収支、資産、耐久消費財等について総合的に行われている5年毎の調査であり、サンプルはおよそ6万世帯(うち単身世帯が5千世帯)である。世帯所得と車の保有等を含めた資産が分かる大規模公的データは「全消」のみである。

表1は、3調査における個人総所得額の比較である。「受給者調査」には、公的年金がゼロである者は

² 2019年大規模調査年における調査対象数である。

³ 大沢(2014)、佐野他(2015)、内閣府・総務省・厚生労働省(2016)、渡辺・四方(2018)など。

含まれていないため、「受給者調査」との比較においては「国生」と「全消」を用いる。また、「受給者調査」には障害年金と遺族年金が含まれていないことを考えると、「国生」と「全消」は「受給者調査」よりも大きくなると想定される。

男性の場合、「受給者調査」における個人総所得が最も低く、続いて「国生」、「全消」となっており、特に「全消」との差は約40万円と乖離が大きい。女性の場合、「受給者調査」と「国生」はほぼ同程度であるが、65～69歳においては「受給者調査」が20万円ほど大きくなっている。「受給者調査」には、遺族年金が含まれていないことを考慮すると、「国生」は高齢女性の所得記入額が過少となっており、それは所得記入割合の低さからも指摘できるであろう。

表1 個人総所得の男女別年齢別の比較

	個人総所得(万円/年)					所得記入割合	
	国生	国生	受給者調査	全消	全消	国生	全消
男性							
65-69	333.8	347.2	334.9	375.6	374.1	88.1%	90.3%
70-74	286.7	301.1	283.9	316.7	320.2	92.6%	91.9%
75-79	255.6	273.9	280.2	279.9	294.7	90.6%	90.2%
80+	232.6	255.1	240.0	249.8	274.6	83.0%	84.4%
年齢計	282.4	299.4	287.2	319.7	327.6	88.5%	89.8%
女性							
65-69	138.0	136.8	156.4	135.7	145.8	63.8%	85.6%
70-74	135.3	132.3	130.3	128.0	139.4	64.7%	85.4%
75-79	140.6	124.8	128.7	119.9	138.1	61.3%	81.1%
80+	143.9	143.6	128.1	104.6	132.4	58.5%	74.2%
年齢計	139.6	135.3	135.4	123.4	139.8	61.9%	81.9%

注：国生 および全消 は、公的年金がゼロである者も含み、国生 と全消 は公的年金がゼロである者を除いた結果である。

出所：筆者ら作成。

続いて、表2から3調査における公的年金額の比較を行えば、「国生」と「受給者調査」はほぼ同水準となっており、「全消」が高くなっていることが分かる。年金制度別にみると、男女ともに基礎年金・国民年金と厚生年金において「受給者調査」より「国生」の方が高くなっているもしくは同程度の水準になっている。

表2 公的年金額の男女別年齢別比較

	男性					女性					
	国生	国生	受給者調査	全消	全消	国生	国生	受給者調査	全消	全消	
年金計(万円/年)						年金計(万円/年)					
65-69	160.6	182.9	194.6	182.6	202.4	65-69	59.2	91.2	99.8	87.3	102.1
70-74	173.3	187.7	193.4	193.9	211.0	70-74	66.5	102.8	104.7	93.2	109.1
75-79	182.1	201.0	202.3	197.4	218.8	75-79	68.4	108.8	108.3	94.5	116.5
80+	166.9	199.2	183.4	177.5	210.2	80+	68.9	113.9	114.7	83.5	112.6
年齢計	169.8	191.6	193.3	187.8	209.3	年齢計	65.6	103.8	107.6	89.2	108.8
基礎年金・国民年金(万円/年)						基礎年金・国民年金(万円/年)					
65-69	51.7	65.2	68.5			65-69	39.0	64.2	63.9		
70-74	58.3	68.2	68.5			70-74	42.1	66.7	64.6		
75-79	58.0	68.1	67.4			75-79	41.2	68.7	62.6		
80+	50.4	67.1	62.7			80+	36.8	65.0	52.1		
年齢計	54.3	67.2	65.8			年齢計	39.6	66.0	58.9		
厚生年金(万円/年)						厚生年金(万円/年)					
65-69	177.0	189.8	190.3			65-69	68.5	96.2	99.7		
70-74	186.5	195.0	195.7			70-74	80.3	116.6	108.8		
75-79	196.3	211.9	208.0			75-79	81.1	120.6	119.6		
80+	180.6	208.3	195.9			80+	84.9	131.6	136.6		
年齢計	184.3	199.1	196.6			年齢計	77.8	113.8	116.5		
その他共済年金等(万円/年)						その他共済年金等(万円/年)					
65-69	213.9	226.6	274.5			65-69	116.7	165.1	199.0		
70-74	240.6	248.6	263.1			70-74	129.1	183.6	201.6		
75-79	250.3	259.1	296.8			75-79	133.0	187.0	215.4		
80+	241.0	266.0	296.5			80+	104.3	163.6	190.4		
年齢計	236.1	250.5	282.1			年齢計	115.4	171.6	198.5		
年金が個人所得に占める割合						年金が個人所得に占める割合					
65-69	63.6%	69.6%	58.1%	48.6%	54.1%	65-69	64.9%	81.0%	63.8%	64.3%	70.0%
70-74	76.8%	79.8%	68.1%	61.2%	65.9%	70-74	71.5%	89.4%	80.3%	72.8%	78.3%
75-79	83.1%	87.0%	72.2%	70.5%	74.2%	75-79	72.5%	93.9%	84.2%	78.8%	84.3%
80+	81.7%	89.6%	76.4%	71.0%	76.6%	80+	67.0%	89.8%	89.5%	79.9%	85.0%
年齢計	75.1%	80.3%	67.3%	58.8%	63.9%	年齢計	68.6%	88.0%	79.5%	72.2%	77.8%

注1：国生 および全消 は、公的年金がゼロである者も含み、国生 と全消 は公的年金がゼロである者を除いた結果である。

注2：「全消」では、どの年金を受給しているかは調査されていない。

出所：筆者ら作成。

表3から、さらに世帯類型別にみると、単身女性の場合、2階含めた年金額が「国生」では「受給者調査」よりも低くなっていることが分かる。高齢単身の女性は、夫と死別した場合、遺族厚生年金を受給していることが多いと思われるが、遺族年金を含まない「受給者調査」よりも「国生」が低いことは、すなわち「国生」における単身女性の年金額が過少となっていることを意味すると考えられる。

以上のことをまとめると、「国生」は高齢者の年金額を一定程度補足できているが、高齢女性については過少となっているといえる。

表3 単身世帯における男女別年齢別年金額の比較

	基礎年金・国民年金(万円/年)			厚生年金(万円/年)			その他共済年金等(万円/年)			合計(万円/年)		
	国生	国生	受給者調査	国生	国生	受給者調査	国生	国生	受給者調査	国生	国生	受給者調査
男性												
65-69	55.4	62.7	79.0	144.1	151.5	153.8	204.1	213.4	244.5	121.1	142.6	163.0
70-74	51.5	55.8	64.1	178.7	180.2	166.4	234.6	234.6	224.0	154.9	169.1	165.9
75-79	63.9	66.1	63.9	176.7	183.3	197.0	227.8	227.8	317.0	151.4	170.6	186.9
80+	61.7	63.2	54.9	199.6	201.8	190.6	288.1	288.1	278.2	189.3	201.0	185.2
合計	58.1	62.1	60.3	172.5	177.1	174.2	253.3	255.2	263.5	153.9	171.3	174.7
女性												
65-69	55.7	60.0	58.8	121.2	123.3	122.7	180.9	186.1	204.8	112.9	120.8	126.3
70-74	61.7	67.1	57.3	130.9	132.4	139.7	184.2	184.2	215.7	118.5	126.1	144.9
75-79	62.3	64.7	58.5	137.8	139.8	143.9	193.0	193.0	225.2	124.7	133.6	138.2
80+	61.2	62.1	51.2	151.2	151.2	150.7	186.3	188.0	211.9	139.0	141.5	136.2
合計	60.7	63.5	53.8	136.9	138.2	142.4	186.9	188.3	213.9	126.5	132.7	136.5

注1：国生 および全消 は、公的年金がゼロである者も含み、国生 と全消 は公的年金がゼロである者を除いた結果である。

注2：「全消」では、どの年金を受給しているかは調査されていない。

出所：筆者ら作成。

4. 分析手法

所得格差の寄与度分解は、2種類の方法に大別できる。1つは、全体集団の格差を部分集団の格差と部分集団の構成割合に分解する方法であり、もう1つは、世帯所得の格差を所得源により分解する方法である。前者の方法を用いた高齢者の所得格差についての先行研究として、Shirahase(2015)などの研究がある。

一方、所得源による寄与度分解は、世帯所得の格差を、就労収入、社会保障給付、財産所得などさまざまな所得源により要因分解する方法である。この方法を用いた高齢者の所得格差についての研究には、Yamada (2007)、田中・四方・駒村(2013)、四方・田中(2015)がある。

本研究では、この二つの分析手法のほかに、回帰モデルによる所得格差の寄与度分解を行う。この分析手法を用いる場合、多変量を扱うことができ、世帯構造の変数と同時に所得要素の変数も所得格差の寄与度分解として分析することが可能となる。

世帯類型による分解

家族構造の変化が高齢者の所得格差に与える影響をみるため、格差指標として平均対数偏差(Mean Log Deviation :MLD)を用いた。MLDは、属性による格差の分解が容易であるため、多くの研究で用いられている。ここでは、2時点間のMLDの変化分について、グループのシェア、グループ内格差、グループ間格差の変化に寄与度分解を行う。具体的な分析手法は、Mookherjee and Shorrocks(1982)およびJenkins(1995)により定式化された方法を用いた。可処分所得を y_k 、全人口を n 、第 k グループの人口を n_k とし、全人口の平均所得を μ 、第 k グループの平均所得を μ_k とし、以下のように定義する。

$v_k \equiv n_k / n$: 第 k グループの割合

$\lambda_k \equiv \mu_k / \mu$: 第 k グループの所得の全体の平均との相対所得

$\theta_k \equiv \sum_k \mu_k$: 第 k グループの合計所得の合計総所得に占めるシェア

ここで平均対数偏差(MLD)は、

$$(1) I_0 = (1/n) \sum_i \log(\mu / y_i)$$

と定義でき、以下のように書き換えることができる。

$$(2) I_0 = \sum_k v_k I_{0k} + \sum_k v_k \log(1/\lambda_k)$$

(2)は、グループ内格差とグループ間格差による格差指標の分解である。そして、 I_0 について、時点 t と $t+1$ の間での階差を ΔI_0 すると(3)式が得られる。

$$(3) \Delta I_0 \equiv I_0(t+1) - I_0(t) = \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k - \sum_k \overline{[\log(\lambda_k)]} \Delta v_k - \sum_k \bar{v}_k \Delta \log(\lambda_k) \\ \approx \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k + \sum_k \left[\bar{\lambda}_k - \overline{[\log(\lambda_k)]} \right] \Delta v_k + \sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log(\mu_k)$$

term A

term B

term C

term D

(3)は、 I_0 を、各グループ内での格差の寄与度(term A)と、各グループのシェアの変化分(term B と term C)および、各グループの相対所得の変化分(term D)に寄与度分解したものである。なお、

$\bar{v}_k = (v_{kt} + v_{kt+1})/2$ 、 $\bar{\lambda}_k = (\lambda_{kt} + \lambda_{kt+1})/2$ 、 $\overline{[\log(\lambda_k)]} = [\log(\lambda_{kt}) + \log(\lambda_{kt+1})]/2$ 、 $\bar{I}_{0k} = (I_{0kt} + I_{0kt+1})/2$ 、である。

所得要素による分解

次に、所得要素による所得格差の寄与度分解の分析手法として、Shorrocks(1982)、Jenkins(1995)による変動係数の寄与度分解を行う。この手法は、各所得源における格差指標の合計が、所得全体での格差を示したため、解釈が容易である。

ここで、 i 番目の個人の所得源を y_{fi} とし、可処分所得を y_i とし、 σ を y_i の標準偏差と定義する。

$$(4) \quad y_i = \sum_f y_{fi}$$

すなわち、各所得源 y_{fi} の合計が可処分所得となる。

そして、Shorrocks(1982)は、各所得源を合計した可処分所得の格差に対して、各所得源の「寄与率」を「分解ルール(the decomposition rule)」もしくは「相対要素格差ウェイト(the relative factor inequality weights)」として一般化した。第 f 要素の所得の「寄与率」は、

$$(5) \quad s_f = \frac{\text{cov}(y_f, y)}{s^2(y)} = \rho_f \frac{\sigma_f}{\sigma}$$

と定義される。第 f 要素の標準偏差を σ_f 、総所得との相関係数を ρ_f としている。そして、この寄与率の合計は 1 となる。

$$(6) \quad \sum_f s_f = 1$$

なお、この寄与率は変動係数により書き換えることができる。変動係数は、 $CV = \frac{\sigma}{\mu}$ であり、第 f 要素の

変動係数を CV_f 、平均を μ_f すると以下となる。

$$(7) \quad s_f = \rho_f \frac{\sigma_f}{\sigma} = \rho_f \frac{\mu_f}{\mu} \frac{CV_f}{CV}$$

ここで、変動係数に対する各所得源の寄与度を S_f ($CV = \sum_f S_f$) とすると、寄与率は以下に定義できる。

$$(8) \quad s_f \equiv S_f / CV$$

そして、 λ_f を第 f 要素が総所得に占めるシェア ($\lambda_f = \mu_f / \mu$) とすると、寄与度は以下に書き換えることができる。

$$(9) \quad S_f = s_f CV = \rho_f \lambda_f CV_f$$

したがって、各所得源の寄与度は、総所得に対する各所得源の相関係数とシェア、および各要素の変動係数の積となる。ここで、変動係数の変化分を

$$(10) \quad \Delta CV \equiv CV(t+1) - CV(t) = \sum_f \Delta S_f$$

とおくことができる。そして、変動係数に対する各要素所得の寄与度を

$$(11) \% \Delta CV \equiv 100 \Delta CV / CV(t) = 100 \sum_f \Delta S_f / CV(t)$$

と表記することで、格差指標に対する寄与度の解釈が容易となる。

多変量解析による分解

Fields(2003)は、線形回帰モデルを格差分解に導入することを定式化した⁴。ここで、左辺に対数をとった線形回帰モデルの推定結果を以下とする。

$$(12) \ln y = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x_1 + \dots + \hat{\alpha}_f x_f + \dots + \hat{\alpha}_k x_k + e$$

$\hat{\alpha}$ は回帰係数、 x は説明変数、 e を残差とする。

Fields(2003)によると、Shorrocks(1982)の分解ルールは、

$$(13) s_f = \frac{\text{cov}(\hat{\alpha}_f x_f, y)}{\hat{\alpha}_f^2 (y)}$$

とあらわすことができる。

s_f は、格差指標によらない説明変数 x_f の「寄与率」を示す。したがって、

任意の格差指標 I について、

$$(14) I = \sum_f s_f I$$

とあらわすことができ、 I と I' の時点間の寄与度は以下となる。

$$(15) I' - I = \sum_f s_f I - s'_f I'$$

5. 分析結果

表 4 は、等価可処分所得でみた本人年齢 65 歳以上の個人の所得格差の推移である。格差指標として、平均対数偏差(MLD)、変動係数(CV)、ジニ係数(GINI)を用いている。いずれの指標においても 1998 年から 2004 年にかけて格差が縮小し、2010 年から 2016 年にかけて再び格差が拡大していることがみとれる。

ただし、1998 年から 2016 年にかけて MLD では格差が大きく縮小しているが、CV では縮小の幅が小さい。MLD は対数をとるため、低所得層での所得分配の変化に感応的である一方、変動係数は平均からの差を 2 乗するという操作を挟むため高所得層での所得分布の変化に感応的であることが理由であろう。

⁴ 以下の分析においては、Fiorio and Jenkins (2007)の Stata のパッケージ ineqrbd を用いている。

すなわち、MLD でみた所得格差が大きく縮小している理由は、比較的 low 所得層での所得の改善により所得格差が、低下していると考えられる。ジニ係数については、比較的中間層の所得分布の影響が受けやすいとされるが、他の指標より安定して推移している。

表 4 65 歳以上の所得格差の推移

	MLD	CV	GINI
1998	0.230	0.746	0.356
2004	0.221	0.706	0.342
2010	0.201	0.710	0.335
2016	0.205	0.738	0.340

出所：筆者ら作成。

表 5 は、高齢者の世帯類型の推移である。1998 年から 2016 年にかけて単身世帯、夫婦世帯、未婚の子と同居の世帯の割合が上昇し、有配偶の子と同居の世帯とその他の世帯の割合が低下している。いわゆる三世帯同居は、有配偶の子と同居の世帯に含まれる。高齢者における核家族化が進んだと言えるだろう。

表 5 高齢者における世帯類型の推移(%)

	単身	夫婦	未婚の子と同居	有配偶の子と同居	その他
1998	12.6	33.1	18.8	20.1	15.4
2004	15.6	41.6	18.5	13.2	11.2
2010	17.1	41.4	22.5	10.5	8.5
2016	18.0	42.2	25.0	7.9	6.9

出所：筆者ら作成。

このような家族構造の変化が所得格差へ与える影響をみたものが表 6 である。格差指標は、平均対数偏差(MLD)であり、MLD の各期間の変化分をグループ内の MLD の変化分、家族構成のシェアの変化分、グループ間の平均所得の変化分に寄与度分解を行なっている。それぞれ 1000 倍した数値を掲載している。

まず、1998 年から 2004 年については、MLD が 8.9 ポイント低下している。寄与度からは、グループ内格差が-13.0、シェアによる寄与が 6.4 となっており、世帯構造の変化は格差を拡大させる一方、各世帯類型内での所得格差の縮小により全体での所得格差が縮小していることがわかる。

次に、2004 年から 2010 年の変化についても、その格差縮小のほとんどが各世帯類型内での格差縮小によることがわかる。そして、2010 年から 2016 年にかけては、格差が若干拡大しているが、これまで格差縮小に寄与していたグループ平均所得が格差拡大に寄与している。以上の結果として、1998 年から 2016 年にかけては、MLD が 10%以上低下したが、そのほとんどがグループ内格差の縮小によるものであったといえる。

表 6 世帯構造の変化による平均対数偏差(MLD)の寄与度分解

期間	期首の MLD	期末の MLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェアの 変化分	グループ 平均所得
	$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \cdot I_0$	$\% I_0$	term A	term B+C	term D
98-04	229.6	220.6	-8.9	-3.9%	-13.0	6.4	-2.3
04-10	220.6	201.1	-19.5	-8.8%	-15.7	1.9	-5.6
10-16	201.1	204.7	3.6	1.8%	0.5	-0.4	3.4
98-16	229.6	204.7	-24.8	-10.8%	-27.9	6.5	-3.8

注：記号の定義は、(3)式による。

出所：筆者ら作成。

次に、所得要素による寄与度分解をみていこう。表 7 は、各所得要素のシェアの推移である。それぞれ、世帯人員数の平方根で等価化しており、対総所得で示している。高齢者の就労収入のシェアは、1998年から2004年に低下するが、2010年にかけて大きく上昇する。同居する非高齢者の就労収入のシェアは低下傾向にあるが、2010年から2016年にかけてやや上昇に転じている。年金収入は、2010年まで上昇し、2016年に微減している。

表 7 各所得要素の平均値の対総所得比

指標	年	高齢者の就 労収入	非高齢者の 就労収入	年金収入	その他収入	税・社会保険 料	可処分所得
収入の内訳	1998	0.161	0.412	0.361	0.066	-0.132	0.868
	2004	0.126	0.316	0.477	0.082	-0.133	0.867
	2010	0.217	0.174	0.505	0.105	-0.153	0.847
	2016	0.172	0.229	0.496	0.104	-0.158	0.842

出所：筆者ら作成。

では、所得要素の変化が所得格差への影響をみたものが表 8 となる。格差指標は、変動係数(CV)である。各所得要素の寄与度の合計が変動係数と一致する。また、寄与率は期間ごとの変動係数の変化率を示しており、各所得要素の寄与率を合計すると変動係数の変化率となる。

高齢者の就労収入の寄与度は、1998年から2004年に低下し、2004年から2016年に再び高まる。同居の非高齢者の就労収入の寄与度は低下傾向にあり、寄与率でみると、1998年から2016年にかけて-11.18%と最も大きく所得格差の低下に貢献している。年金収入は高齢者の所得に占める割合は高まっており、2004年以降最も高いシェアとなっているが、各年の寄与度は小さいものとなっている。そして、その他収入の寄与度が上昇しており、所得格差を引き上げている。

表 8 所得要素の変化が所得格差へ与える影響

指標	年	高齢者の就 労収入	非高齢者の 就労収入	年金収入	その他収入	税・社会保険 料	所得計
変動係数の 寄与度 (S _f)	1998	0.406	0.387	0.041	0.113	-0.201	0.746
	2004	0.306	0.326	0.077	0.155	-0.157	0.706
	2010	0.401	0.255	0.085	0.206	-0.237	0.710
	2016	0.380	0.304	0.062	0.230	-0.237	0.738
寄与率%	98-04	-13.28%	-8.20%	4.74%	5.52%	5.83%	-5.40%
	04-10	13.44%	-10.04%	1.26%	7.22%	-11.27%	0.59%
	10-16	-3.07%	6.86%	-3.37%	3.44%	0.00%	3.87%
	98-16	-3.48%	-11.18%	2.73%	15.62%	-4.84%	-1.15%

注：S_fは、(9)式、寄与率は(11)式による。

出所：筆者ら作成。

表 9 高齢者の等価可処分所得についての OLS 推計の係数(カッコ内標準誤差)

調査年	1998	2004	2010	2016
高齢者の就労収入	0.774 (0.006)	0.809 (0.008)	0.786 (0.006)	0.755 (0.007)
公的年金額	0.650 (0.015)	0.712 (0.012)	0.718 (0.011)	0.679 (0.013)
夫婦世帯	244.2 (41.3)	168.6 (31.5)	134.9 (28.2)	122.3 (29.3)
未婚の子と同居	1474.3 (44.4)	1256.6 (35.6)	647.2 (31.1)	1007.6 (31.4)
有配偶の子と同居	2404.6 (44.5)	2045.3 (39.2)	1423.6 (37.9)	1724.8 (43.5)
その他の世帯類型	1936.6 (46.6)	1716.1 (40.9)	787.4 (40.9)	1373.1 (45.4)
定数項	604.1 (39.1)	479.5 (30.8)	510.2 (28.2)	557.0 (29.6)
観測数	14,655	13,813	14,355	15,160
修正 R ²	0.5602	0.5395	0.5832	0.522

注：1000 円単位。高齢者の就労収入と公的年金額は、世帯人員数の平方根で等価化している。世帯類型の基準カテゴリーは単身世帯である。

出所：筆者ら作成。

表 9 は、高齢者の等価可処分所得の規定要因についての最小二乗法による係数と標準誤差である。高齢者の就労収入と公的年金額は、等価可処分所得を構成する所得要素である。他の世帯員の収入は、世帯

構造の変化に帰属すると考え、説明変数としては世帯類型の変数のみを用いた。なお、世帯類型のカテゴリ変数の基準カテゴリは単身世帯となっている。記載していないが、すべての説明変数が1%水準で有意な影響となっている。まず、高齢者の就労収入と公的年金額の係数は、毎年安定した係数を示している。世帯類型については、いずれの変数も正の値を示すが、その大きさは近年低下傾向にある。これは、最も所得の低い単身世帯の相対的な所得水準が高まっていることを示唆する。

では、この OLS 推計の結果から寄与度を算出したものが表 10 となる。sf は、「分解ルール」と呼ばれる格差指標にかかわらない各変数の寄与を示す。この sf に格差指標を掛け合わせたものが寄与度となる。ここでは、変動係数(CV)とジニ係数(GINI)による寄与度を示している。そして、各期間の変化については、表の下段に示している。

まず、上段の sf については、高齢者の就労収入の寄与が残差について大きい。表 8 でみたように公的年金は 2016 年において高齢者の収入で最も大きいシェアとなっているが、寄与率は大きくない。そして、世帯構造の寄与度は 1998 年から 2016 年にかけて低下する傾向にあることがみてとれる。

次に、下段の各調査年の変化について、sf と格差指標を掛け合わせた寄与度をみる。1998 年から 2016 年にかけて、高齢者の就労収入は、この間の格差縮小に最も大きく寄与している。その一方、この間の年金収入の変化は、格差を拡大させる方向に寄与している。また、世帯構造の変化も格差も格差を縮小させる方向に寄与している。それぞれの大きさは、高齢者の就労収入の寄与度が、世帯構造の寄与度より大きい。そして、格差を拡大させる要因である年金収入の寄与度は、絶対値でみて世帯構造や高齢者の就労収入の寄与度より小さい。そのため、残差が格差を拡大させる方向で寄与しているものの、高齢者全体での格差は縮小することとなった。

表 10 回帰分析による寄与度分解：格差指標は変動係数(CV)とジニ係数(GINI)

	sf				CV*sf				GINI*sf				
	年	1998	2004	2010	2016	1998	2004	2010	2016	1998	2004	2010	2016
高齢者の就労収入		0.421	0.351	0.444	0.389	0.314	0.248	0.315	0.287	0.150	0.120	0.149	0.132
年金収入		0.036	0.077	0.086	0.057	0.027	0.054	0.061	0.042	0.013	0.026	0.029	0.019
世帯構造		0.104	0.112	0.053	0.077	0.078	0.079	0.038	0.057	0.037	0.038	0.018	0.026
残差		0.440	0.460	0.417	0.478	0.328	0.325	0.296	0.352	0.156	0.157	0.140	0.163
計		1.000	1.000	1.000	1.000	0.746	0.706	0.710	0.738	0.356	0.342	0.335	0.340
	期間	CV*sf				GINI*sf							
		98-04	04-10	10-16	98-16	98-04	04-10	10-16	98-16				
高齢者の就労収入		-0.066	0.067	-0.029	-0.027	-0.030	0.029	-0.017	-0.017				
年金収入		0.028	0.007	-0.020	0.015	0.014	0.003	-0.010	0.007				
世帯構造		0.001	-0.041	0.019	-0.021	0.001	-0.020	0.008	-0.011				
残差		-0.003	-0.029	0.057	0.024	0.001	-0.018	0.023	0.006				
計		-0.040	0.004	0.028	-0.009	-0.014	-0.006	0.005	-0.015				

注：sfの定義は、本文中(15)式による。

出所：筆者ら作成。

6. おわりに

本研究は、所得要素と世帯構造の変化が高齢者の所得格差に与える影響について考察を行った。まず、本研究の使用データである国民生活基礎調査の所得票における年金額がどの程度正確であるかについて検討を行うため『老齢年金受給者実態調査』との比較検証を行った。その結果、『老齢年金受給者実態調査』で公的年金の給付額が正確に把握できていると考えられる男性の受給額は、国民生活基礎調査の受給者の受給額と近い水準にあることがわかった。

そして、所得格差の寄与度分解として三つの方法により分析を行った。まず、全体集団の格差を部分集団の格差と部分集団の構成割合に分解する方法により、世帯構造の変化が所得格差に与える影響をみた。その結果、三世帯同居等の減少などの世帯類型のシェアの変化そのものは、所得格差を拡大させる方向に寄与していたが、各世帯類型内の所得格差が大幅に低下したため、高齢者全体では、所得格差が縮小していることが示された。

次に、所得要素による寄与度分解の結果、この間大きく所得シェアを拡大させた年金収入が所得格差をやや拡大させているものの、同居する非高齢者の世帯員の就労収入が所得シェアを縮小させることで高齢者内での所得格差が縮小することがみてとれる。

最後に、回帰ベースの寄与度分解から、公的年金の受給額の変化は所得格差を拡大させる方向に寄与しているが、高齢者の就労収入の変化と世帯構造の変化による所得格差縮小の方向への寄与が大きく、全体としての所得格差が縮小していることがわかった。

参考文献

- 大沢真理(2014)『生活保障のガバナンス - ジェンダーとお金の流れで読み解く』有斐閣。
- 小島克久(2001)「高齢者の所得格差」『人口学研究』第 29 号、pp.43-52。
- 佐野晋平・多田隼人・山本学(2015)「世帯調査の方法と調査世帯の性質 世帯構成、年収、学歴に関する比較」『フィナンシャル・レビュー』第 122 号、pp. 4-24
- 四方理人(2009)「所得格差拡大は「みせかけ」か? - 所得格差の所得源泉別寄与度分解(1994 - 2004 年)」『社会政策研究』第 9 号。
- 四方理人(2013)「家族・就労の変化と所得格差」『季刊社会保障研究』第 49 巻第 3 号、pp326-338。
- 四方理人・田中聡一郎(2015)「高齢者の所得格差と低所得問題」西村淳編著『雇用の変容と公的年金』東洋経済新報社。
- 田中聡一郎・四方理人・駒村康平(2013)「高齢者の税・社会保障負担の分析 『全国消費実態調査』の個票データを用いて」『フィナンシャル・レビュー』第 115 号、pp.117-133。
- 内閣府・総務省・厚生労働省(2015)『相対的貧困率等に関する調査分析結果について』
<http://www5.cao.go.jp/keizai3/kakusa/20151218kakusa.pdf>
- 山田篤裕(2000)「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」国立社会保障・人口問題研

- 究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会、第10章。
- 山田篤裕(2002)「引退期所得格差のOECD9カ国における動向 1985-95年-社会保障資源配分の变化および高齢化,世帯・所得構成変化の影響」『季刊社会保障研究』38(3), pp.212-228。
- 山田篤裕(2012)「高齢期における所得格差と貧困」, 橘木俊詔『福祉+格差社会』ミネルヴァ書房、pp.147-164。
- 渡辺久里子・四方理人(2018)「日本における貧困率の推計」駒村康平編著『福祉+貧困』pp. 51-62。
- Fields, G. S. (2003). 'Accounting for income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the United States', *Research in Labor Economics*, Vol. 22, pp. 1-38.
- Fiorio, Carlo and Jenkins, P. Stephen. (2007). Regression-based Inequality Decomposition. Stata Users Group, United Kingdom Stata Users' Group Meetings 2007.
- Jenkins, P. Stephen (1995) "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86", *Economica* 62 (245).
- Mookherjee, Dilip, and Anthony F. Shorrocks. (1982). "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality." *Economic Journal* 92 (368):886-902.
- Shorrocks, Anthony F, (1982) "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica* 50 (1):193-211.
- , (1983) "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes." *Quarterly Journal of Economics* 98 (2):311-26.
- Yamada, Atsuhiko (2007) "Income Distribution of People of Retirement Age in Japan", *Journal of Income Distribution* 16(3-4): 31-54.