

令和4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))

「公的年金制度の所得保障機能・所得再分配機能に関する検討に資する研究 (21AA2008)」

日本における労働所得移動¹

研究分担者 四方理人(関西学院大学准教授)

1. はじめに

本研究は、1970年代後半から2010年代にかけての世代内の労働所得移動について分析を行う。世代内所得移動とは、生涯のある2時点間における個人の所得の変化である(Jantti and Jenkins 2013)。そのため、労働所得移動については、同一個人の所得を複数時点で把握する必要がある。本研究では、1970年代中頃以降の年金保険料の業務データを用いることで、日本における長期の世代内労働所得移動を明らかにする。

1980年代以降、英米ほどではないものの日本でも所得格差が拡大傾向にある(Moriguchi and Saez 2008)。また、賃金格差についても2000年代以降、男性で拡大しつつある(Lise et al., 2014; Yamada and Kawaguchi, 2015)。

このように、所得格差や賃金格差の拡大が生じているが、各時点における所得格差だけでなく、生涯所得や生涯賃金の格差も拡大しているといえるだろうか。所得移動が大きい場合は、1時点における所得格差が大きくとも、生涯でみた所得格差は大きくない可能性がある。その一方、1時点の所得格差が小さくとも、所得移動がほとんどない場合は、生涯における所得格差は大きいものとなる。したがって、賃金や所得の格差拡大が、生涯所得や生涯賃金の格差拡大を引き起こしているのかについては、個人の所得移動をみる必要がある。そこで、本稿では、長期の世代内の労働所得移動の分析を行うことで、所得移動が固定化し、生涯でみた格差がより大きくなったのか、それとも労働所得移動が増加することで、所得格差や賃金格差の拡大が相殺されたかを検証する。

日本における世代内所得移動の研究は、短い観察期間であるもののパネルデータを用いた研究が存在し、世帯所得や労働収入について、1990年代から2000年代前半にかけて、階層間の固定性が高まっているとされる研究がある(太田・坂口 2007 など)。その一方、『所得再分配調査』(厚生労働省)を用い、2年前の所得に基づいて課される住民税の情報と前年所得の情報から所得階層間移動について分析を行った大竹・小原(2010)は、1990年代の所得の階層間移動は安定的に推移しているとしている。

ただし、これらの研究では、同一個人を長期間追うことができず、労働市場における格差

¹ 本研究は、令和3年度厚生労働行政推進調査事業補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「公的年金制度の所得保障機能・所得再分配機能に関する検討に資する研究(代表者:山田篤裕)」の一環として実施された。使用データである年金局保有の「匿名年金情報」は当該事業の一環として調査票情報の利用が認められた。調査票情報提供にご協力いただいた関係者各位に深く御礼申し上げます。なお本稿の分析で示される数値は独自集計したものであり、公表されている数値と必ずしも一致しない。

がライフコースのどのタイミングで生じているのか、また、その格差は固定的かそれとも流動的なものであるのかという点が明らかにされていない。

海外の研究では、社会保険の業務データを用いて長期的な個人収入の階層間移動(mobility)について研究が行われてきた²。アメリカやドイツの例では、戦後において労働所得の階層間移動は長期的に安定していることが示されている(Kopczuk et al. 2010, Bönke et al. 2015)。そこで、日本においても年金記録データから賃金の長期的な階層間移動を把握できるのではないかと考え、年金記録データによる分析を行う。

2. 分析手法

労働所得移動の分析手法として、主に Shorrocks (1978)の手法による分析を行う。

まず、長期所得の格差と短期所得の格差は、以下の関係で書き表すことができる。

「長期所得格差=短期所得格差×(1-移動性)」

これは、長期所得の格差は、短期所得の格差より小さくなることと、個人の所得移動は、長期所得の格差を減少させることを意味する。

そこから、所得移動の移動性指標と硬直性指標を以下のように定義する。まず、個人の所得を z_t とし、個人における K 期間の平均所得を $\bar{z} = \sum_t z_{it} / K$ とおく。そして、任意の格差指標を $G(z)$ とする。本稿では、ジニ係数を格差指標 $G(\cdot)$ に用いる。ここで、長期所得と短期所得の関係は、

$$G(\bar{z}) \leq \sum_{t=1}^K G(z_t) / K$$

とおくことができる。すなわち、 K 期間の長期所得の格差は、短期所得の格差の K 期間の平均より小さい。このとき、Shorrocks の硬直性指標(R)は、

$$R = \frac{G(\bar{z})}{\sum_{t=1}^K G(z_t) / K}$$

と定義される。そして、移動性指標(M)は、 $M=1-R$ と表すことができる。ここで、全ての個人の所得が期間を通じて変化しない場合において、 $M=0$ となる。ただし、移動性指標は、間接的な指標であり、そのものの解釈はできない。

以下では、5年間の平均収入のジニ係数と各年のジニ係数の5年間の平均を比較し、長期の収入により、短期の収入に由来する格差がどの程度平準化されるかを見ることで、所得移動を測る。

また、この硬直性使用と移動性指標のほかにも、所得移動の分析として、スピアマンの順位相関と各年の同一世代内の収入から五分位階級を作成し、所得移動についてクロス表を用いて分析する。当該年の収入と1年後、5年後、10年後、15年後、20年後との収入についてのスピアマンの順位相関係数を示すことで、短期と長期の所得移動の変動について考察を行う。順位相関係数が高くなるほど所得移動が生じにくく、移動性が低下していると考えられることができる。

² 世代内所得移動についての包括的なレビューとして Jantti and Jenkins (2013)がある。同論文は、世代内所得移動だけでなく世代間所得移動についても統一的な観点から整理している。

3. 使用データ

本研究の使用データは、年金局から提供を受けた「匿名年金情報」である。同データは、匿名化された2016年時点の厚生年金の被保険者(厚年一般)について1/51で抽出したものである。同データからは、2016年時点における、これまでの厚生年金加入者の性別と生年月と過去の標準報酬を把握することができる。そのため、2016年時点で厚生年金を受給している者や死亡している者も含まれることになる。ただし、公務員や自営業の者など厚生年金に加入経験がないものは含まれない。また、厚生年金に加入経験がある者であっても、公務員等の共済年金、農林年金、船員年金に加入している期間の標準報酬は含まれない。なお、厚生年金基金加入者も含まれる。したがって、公務員を除く、労働時間が週30時間以上の雇用労働者の大半がカバーされると考えられる。2016年時点までのデータを用いる理由は、2016年10月以降、厚生年金の適用拡大により大企業に働く週20時間以上の労働者も加入することになったため、それ以降短時間労働者の一部が入ってくることによる影響を避けるためである。

本データから把握できる標準報酬は、年金受給額を算定のために用いられる再評価率ごとの期間区分における累計額で把握される³。この期間区分は、表1にあるよう、4月から翌年3月の年度区分とは異なる場合がある。例えば、69年と71年は24か月分、76年と88年は20か月分の合計の収入となる。なお、1991年4月以降は4月から翌年3月の年度の区分と一致する。

ここで、この標準報酬の累計から月当たりの月収を求めるが、各個人の期間別の加入期間は分からないため、各期間の累計額をその月数で割ったものを月収とする。この月収は、各年の月当たりの平均収入と考えることができるが、各期間内に少しの月数しか被保険者期間がない場合、月当たりの収入は低くなってしまふ。各年の期間が異なっているため、月数の多い期間は、低い月収が多く出現する可能性が高い。この問題については、後述のボトムコーディングで対応する。なお、各期間の開始年を表記の年次としている。

表1 標準報酬の累積額が把握される月数

もう一つの本データの標準報酬から月収を把握する上での問題として、保険料が課せられる上限が存在する点がある。この標準報酬の上限は、賃金の上昇に合わせて期間により変更される。図1は、各年における月収が標準報酬の上限に達する個人の割合である。1975年以前では、上限に達する割合が10%を超える期間が多く、その期間については労働所得移動の分析を行う上で注意が必要となる。そのため以下の分析では、基本的には1970年代中頃以降のデータについて図表で示す。

³ 標準報酬には、通勤手当や残業手当も含まれるが賞与は含まれない。2003年以降、賞与も社会保険料が課される対象となった。補論において賞与についても、12で割り月当たりに変換し、月収に加えたデータについての分析を行う。

図1 標準報酬の上限に達する割合

これらのデータの問題に対処するため、トップコーディングとボトムコーディングを行う。トップコーディングとしては、標準報酬月額の上限に達する月収は、パレート分布を仮定し、当該年の『賃金構造基本調査』（厚生労働省）の公表データからの分布と一致するように乱数を当てはめた⁴。同調査の「一般労働者」の「所定内給与」において、各年の標準報酬月額の上限を超える分布からパレート係数を求めた。この「一般労働者」は民間企業のフルタイム労働者であり、使用データの厚生年金加入者の属性とおおむね一致する。

また、期間ごとの累積額を期間の月数で割った月収については、短期間の厚生年金の加入により低い収入になる場合が考えられる。特に、各年の期間で月数が異なっているため、その期間が長い年では、低い収入のものが現れやすいと考えられる。標準報酬には月ごとに下限が存在し、それ以下の収入は全てその月額となる。この標準報酬の下限を用いてボトムコーディングを行うこともできるが、政策的に決定されるため、毎年下限が恣意的なものとなる。そこで、各年の『賃金構造基本調査』の下位 1%の月収を線形補間により求め、その値を下限としてそれ以下の月収を除外した。この下限は、1968 年以降、標準報酬の下限を超えている。したがって、標準報酬各期間において短期間しか加入していない個人の多くが入ってこないと考えられる。

4. 分析結果①:ジニ係数と Shorroks 指標

図2は、25～60歳の労働者における労働所得のジニ係数を男女別に1976年から2016年まで示している。まず、男性のジニ係数については、1970年代から1980年代前半にかけて上昇した後に1980年代後半から1990年代前半にかけて低下し、その後1990年代中頃から2000年代中頃にかけて再び上昇している。1990年代中頃から2010年代中頃にかけてのジニ係数の上昇幅は、10%以上となっている。

一方、女性については、男性と同様1980年代後半から1990年代前半にジニ係数が低下するが、男性とは異なり1990年代後半ではほとんど上昇せず、2000年代後半以降再び低下する。結果として、1990年初頭から2010年代中頃にかけてジニ係数が10%以上低下している。

そして、男女計では、1980年代後半から1990年代前半にかけて低下し、その後やや上昇するものの、2000年代後半から再び低下し、1990年代前半と2010年代中頃のジニ係数がほぼ同じ水準となっている。したがって、1990年代前半まで男女のジニ係数の動きは同様であったが、その後、男性のジニ係数は上昇する一方、女性のジニ係数は低下した結果、男女計でのジニ係数は上昇しなかったといえる。

図2 男女別ジニ係数の推移:25～60歳

⁴ パレート分布を仮定した収入の当てはめについては、Piketty and Saez (2003)を参考にした。同様の方法は、Kopczuk et al. (2010), Bönke et al. (2015)でも用いられている。

図3は、男女計の労働所得のジニ係数を年齢別にみたものである。いずれの年次においても年齢が上がるにつれ、収入格差が拡大していることがみてとれる。そして、どの年齢層でも1980年代末から1990年代中頃にかけて労働所得格差が縮小し、その後再び拡大する。ただし、2000年代中頃から一定化もしくは縮小する。

次に、男性の労働所得の年齢別ジニ係数をみたものが図4となる。ここでも、年齢が上がるにつれ収入格差が拡大する。1980年代まで55~60歳の年齢グループにおいて大きな収入格差が存在したが、1980年代末から1990年代前半にかけて、その格差が大きく縮小した。定年が55歳から60歳に引き上げられた影響であろう。そして、1990年代後半から2000年代前半にかけて、どの年齢層でも格差が拡大傾向にある。

図3 年齢別ジニ係数の推移:男女計

図4 年齢別ジニ係数の推移:男性

図5は、5年の移動平均をとった労働所得のジニ係数と各年の労働所得のジニ係数である。各年の労働所得のジニ係数は、5年の移動平均である。t期の労働所得の5年平均は、t-2期からt+2の月収を合計し、5で割ったものであり、期間内に月収が観察されない期がある観察対象は除かれる。なお、5期平均の労働所得であるが、1989年以前は、各期の月数が異なっているため5年の平均とは限らない。また、各年の月収は、Kopczuk et al. (2010)と同様に、各年の平均値で割ることで指標化している。同図では、全労働者と男性のみの系列を載せており、各年収入のジニ係数も、5年平均収入と同じ観察対象としているため、全労働者と男性労働者のそれぞれにおいて、5年平均収入のジニ係数より各年収入のジニ係数が大きい。これは、Shorrocks(1978)が示すとおりである。

まず、全労働者の5年平均収入のジニ係数は、1970年代後半から80年代前半にかけて上昇した後、やや低下し、1990年代中頃から再び上昇する。その後、2000年代後半に一定化する。全労働者の各年のジニ係数の動きも同様である。

男性労働者の5年平均収入のジニ係数は、全労働者と同様に1970年代後半から80年代前半にかけて上昇した後、やや低下し、1990年代中頃から再び上昇する。ただし、男性労働者は全労働者とは異なり2000年代後半以降も、ジニ係数は上昇し続ける。これは、その間女性労働者の収入格差が低下したことによると考えられる。

図6は、図5の値から算出したShorrocksの硬直性指標である。5年平均収入のジニ係数を各年のジニ係数の5年平均で割ったものである。この硬直性指標は、全労働者と男性労働者ともに1970年代に上昇し、その後一定に推移している。これは、1980年代以降、移動性が低い水準で推移していることを意味する。ただし、男性については硬直性指標が近年やや上昇しており、より移動性が低下している可能性がある。

図5 5年の移動平均のジニ係数と各年の労働所得のジニ係数:25~60歳

図6 硬直性指標:25~60歳

図7は、全労働者における年齢別にみた5年平均収入のジニ係数と各年収入のジニ係数である。どの年齢においても、5期間平均の収入のジニ係数は、1980年年代から1990年代にかけて安定的に推移している。そして、2000年代以降やや上昇している。25~60歳では、1970年代後半から1980年代前半にかけてジニ係数が上昇していたが、年齢別にみると観察されない。

図8は、先ほどの図から算出した、年齢別にみた全労働者のShorrocksの硬直性指標である。25~29歳では、硬直性指数は比較的低い値で推移しており、ほかの年齢層より移動性が高いといえる。年齢が高くなるにつれ、その指標は高くなるが、30代後半以降ほとんど同じ水準となる。したがって、年齢が高くなるほど移動性が低下するが、35歳以降移動性が一定化しているといえる。時系列の推移は、どの年齢層でも1980年代以降安定的に推移している。

図7 年齢別5年の移動平均のジニ係数と各年の労働所得のジニ係数:男女計

図8 年齢別硬直性指標:男女計

図9は、男性労働者における年齢別の5年平均収入のジニ係数と各年収入のジニ係数である。年齢が上がるにつれジニ係数が上昇する。45~49歳と50~54歳では、1970年代後半から1990年代前半にかけて収入格差がやや低下する。そのほかの年齢では、1970年代後半に格差が縮小するもののその後は、1990年代前半まで一定化している。そして、1990年代後半以降、どの年齢層でもジニ係数が上昇傾向となる。各年の収入のジニ係数も同様である。図7の25~60歳では、全労働者と男性労働者ともに1970年代後半から1980年代前半にかけて格差が拡大していたが、年齢別にみるとその格差拡大は観察されない。

図10は、男性の年齢別の5年平均収入のジニ係数を各年のジニ係数の5年平均で割った硬直性指数である。全労働者と同様に、男性においても年齢が上がると移動性が低下する。30代後半以降、その指標の水準は高い値で年齢による差はなくなる。ただし、1990年代以降、50~54歳の指標は40代の指標より低くなっている。50代は40代よりも移動性が高い。時系列の変化として、1980年前後で、25~29歳を除き、硬直性指標が上昇する。また、2000年代後半以降25~29歳で硬直性指標がやや高くなる。若年層で移動性が低下している可能性がある。

図9 年齢別5年の移動平均のジニ係数と各年の労働所得のジニ係数:男性

図10 年齢別硬直性指標:男性

図5から男女計および男性における25~60歳の年齢計のジニ係数は、1970年代後半から1980年代前半にかけて上昇したが、年齢別のジニ係数においてそのような拡大は観察されない。これは、1970年代から80年代前半にかけて年齢別の賃金格差が拡大したことによると考えられる。

図 11 は、25～29 歳を基準とした年齢別の平均収入の推移である。30 代後半から 50 代後半の平均賃金が 1970 年代後半から 1980 年代中頃にかけて相対的に大きく上昇し、若年層と中年層での格差が拡大している。したがって、年齢内格差は拡大していないが、年齢間格差が拡大したことが、年齢計でみた格差拡大の要因であろう。また、2000 年代後半以降、30 代から 40 代における平均賃金が低下傾向にある。その期間は、どの年齢層でも年齢内格差は拡大していたが、年齢間格差は縮小している。男性においては、2000 年代後半以降も年齢計の収入格差が拡大しており、年齢間格差より年齢内格差の影響が強いと考えられる。

また、男性の年齢計でみた硬直性指標が 1970 年代後半から 1980 年代前半について上昇している(図 6)。これも年齢間格差の拡大が一つの要因であると考えられるが、その期間、25～29 歳以外の年齢層における硬直性指標が上昇しており、実質的な労働移動の低下が生じていたと考えられる(図 10)。そして、2000 年代後半以降において、20～29 歳における硬直性指標が上昇していることがみてとれる(図 10)。

図 11 年齢別平均賃:25～29 歳の平均賃金を1とする

5 分析結果②:順位相関

図 12 は、スピアマンの順位相関係数を 1 期後、5 期後、10 期後、15 期後、20 期後の期間ごとに載せている⁵。全労働者も男性労働者も、1 期後との順位相関係数は、1980 年代までは上下に変動するが、1990 年代以降は安定的に推移している。1980 年代までの変動は、年次により月数が異なっていることが原因の可能性はある。男女計の 5 期後との順位相関は、1970 年代後半から 1980 年代前半まで上昇した後に低下し、1990 年代後半以降再び上昇に転じるが変動の幅自体は小さい。男性の 5 期後との順位相関は、1976 年の 0.75 から 1985 年の 0.80 まで上昇している。この 1970 年代後半における男性における 5 期後との順位相関の上昇は、1 期後や 10 期後では観察されない。また、男性における 5 期後との順位相関係数は、90 年代中頃から 2010 年代初頭にかけて 0.05 程度上昇した。10 年後との順位相関は、男女計、男性ともに 1990 年代前半に低下した後、1990 年代後半以降上昇傾向にある。15 年ごとの順位相関も同様であるが、これらの傾向は男性労働者で顕著である。

図 12 スピアマンの順位相関係数:25～60 歳

図 13 は、男性労働者における年齢別にみた、1 年後、4 年後、10 年後、15 年後、20 年後のそれぞれの収入との順位相関である。1 年後との順位相関は、どの年齢層においても、1980 年代までは上下に変動するものの、1990 年代以降、安定的に推移している。ただし、25～29 歳では 2000 年代後半に上昇している。この 20 代後半における移動性の低下は、図 10 の硬直性指標の結果と

⁵ 各年後に当該年が存在しない場合、期間にその年が含まれる年次の月収を用いた。

整合的である。

5年後との順位相関は、35～39歳と40～44歳を除き、1970年代後半から1980年代前半に上昇する。その後、5年ごとの順位相関は、いずれの年齢層でも、1990年代にやや低下し、2000年代前後から上昇する。10年後との順位相関については、いずれの年齢層でも1970年代と1980年代では、上昇傾向になく、35歳以上の年齢層ではやや低下傾向となる。そして、いずれの年齢層でも、1990年代前半に低下し、その後上昇傾向に転じる。15年後と20年後の順位相関は、35歳以上では1990年代前半まで低下傾向にあり、その後上昇傾向に転じる。

以上の年齢別の順位相関から、1期後との順位相関は、25～29歳において2000年代後半以降に上昇するが、5期後や10期後との順位相関は、2000年代前半以降に、いずれの年齢層でも上昇している。硬直性指標で観察された1970年代後半から1980年代前半にかけての上昇は、順位相関では5期後との相関係数においてのみ観察される。

図13 男性の年齢別順位相関係数

6. 分析結果③:収入5分位階級による分析

本節では、男性について収入の五分位階級のクロス表を用いて分析を行う。起点の年に25～49歳の男性について収入の五分位階級と5年後の30～54歳の男性の収入五分位階級とのクロス表を作成する⁶。ここで、期間については、1978年と1983年、1986年と1991年、1992年と1997年、1998年と2003年、2004年と2009年、2010年と2015年の組合せに設定している。1978年と1983年、1986年と1991年に設定した理由は、いずれの年も4月から翌年3月の12か月の累積の標準報酬から月収を作成することができるためである。

表2は、起点となる年の五分位階級ごとに100%となるクロス表である。カッコ内は、5年後も厚生年金被保険者である残存率である。まず、いずれの期間においても第I五分位もしくは第II五分位から最も収入の高い第V五分位に移る割合は、2%以下となっている。第I五分位に残留する割合は6割程度であり、第II五分位に残留する割合は40～50%となっている。そして、第V五分位に残留する割合は70～80%程度と高く、また、2010～2015年においてその割合が最も高い。表には示していないがこの第V五分位にとどまる割合は近年上昇しており、2005～2010年では77.5%、2006～2011年では77.7%、2007～2012年では78.1%、2008～2013年では78.6%、2009～2014年では79.4%、2011～2016年では79.5となっている。

同様に、第IV五分位にとどまる割合も1998～2003年の50.7%から2010～2015年の55.2%に上昇している。第I五分位から第III五分位では、同一階級にとどまる割合は系統だって上昇しておらず、収入上位階級において残留する割合が高まっているが、収入下位階級ではその割合は高まっていない。

⁶ 各収入に0～1の一様分布となる変数を加え0.5を引くことで、各五分位の値に対し、同一の収入の者が複数いる場合、ランダムに階級に振り分けるようにしている。そのため、各階級の人数は同じになっている。

また、5年後に厚生年金被保険者にとどまっている残存率が、低い収入階層ほど低い割合になっていることも特徴的である。特に、第Ⅰ五分位では、残存率が低く、8割程度と第Ⅴ五分位より15%ほど低くなっている。特に、1998～2003年の残存率が75%と低い値になっている。したがって、低収入の労働者ほど、失業や無業もしくは短時間労働や自営業といった比較的収入の低い就業形態に移りやすいことが考えられる。

表 2 5年後とのクロス表:起点となる年に25～49歳の男性

次に、図14は、収入五分位階級別、5年後の収入の増加分である。各年の月収を消費者物価指数により2016年を基準とした金額に修正している。図からは、いずれの年においても最も収入階層の低い第Ⅰ五分位において5年間の収入の増加分が大きいことがみてとれる。これは、第Ⅰ五分位に比較的若く、その後の収入が高くなりやすい者が多く含まれていることが理由であると考えられる。しかしながら、表2でみたように第Ⅰ五分位は5年後の残存率が低いこともその理由となるだろう。第Ⅰ五分位の労働者は、失業や非正規雇用等の短時間労働への移行により多く抜けるため、残存した者だけでみると平均的な収入の増加分が大きくなっている可能性もある。

年次の推移をみると、バブル経済期と重なる1986～1991年にどの階級でも収入の増加分が大きく、第Ⅴ五分位の増加分も大きかったが、1992～1997年では大きく低下し第Ⅴ五分位の増加分が最も低くなる。また、第Ⅴ五分位の増加分は2010～2015年において再び大きく低下した。第Ⅱ五分位から第Ⅳ五分位については、徐々に増加分が小さくなっている。

図 14 収入五分位階級別、5年後の収入の増加分:起点となる年に25～49歳の男性

7. 結論

本研究は、厚生年金の標準報酬のデータから1970年代後半から2010年代にかけての世代内の労働所得移動について分析を行った。まず、各年のジニ係数の推計を行い、1990年代後半以降、男性の労働所得の格差が拡大する一方、女性の労働所得の格差は縮小し、結果として、労働者全体では労働所得の格差は安定していることを明らかにした。この結果は、賃金構造基本統計調査を用いた先行研究と同様である。

次に、長期所得の格差について、5年間平均の労働所得のジニ係数を求めた。男性の長期の労働所得の格差は、1980年代、1990年代と安定的であったが、2000年代以降拡大傾向になる。この5年平均所得のジニ係数と毎年の所得のジニ係数の比から求めた所得の硬直性指標から、1970年代に移動性が低下し、その後安定することが示される。ただし、男性の特に20代後半において、2010年代に硬直性指標が高まり、所得の移動性が低下傾向となる。

2時点の労働所得の順位相関を推計した結果、1年後の所得との順位相関は、安定的に推移してきたが、10年後もしくは15年後との順位相関は1990年代にやや低下し、2000年代に再度上昇した。長期的な所得の移動性が低下傾向にある。特に、20代後半の男性では、10年後だけで

なく、5年後や1年後との順位相関も近年上昇傾向にあった。したがって、2000年代以降、男性の労働所得の格差拡大に伴い、移動性も低下しているといえる。

最後に、男性の労働所得の五分位階級について、5年後の時点における五分位階級とのクロス表分析を行った結果、所得上位層の第V五分位と第IV五分位において、1990年代後半から徐々に同一階級内の残留率が高まっていることが分かった。これらも、2000年代に労働所得の流動性が低下していることと整合的である。ただし、第V五分位の労働所得の伸びは小さく、絶対的な意味で世代内格差が拡大しているとはいえないだろう。

以上、2000年代以降、男性の労働所得の格差拡大が生じているが、その間労働所得移動は増加せず、2000年代後半以降、移動性が低下している。したがって、単年でみた労働所得の格差拡大は、長期的な労働所得移動の増加により相殺されておらず、男性における労働所得の格差は、実質的に拡大しているといえる。

参考文献

大竹文雄・小原美紀(2010)「所得格差」樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会, pp.253—285.

太田清・坂口尚文(2007)「所得階層・格差は固定化してきているか」『季刊家計経済研究』No.75, pp.71-82.

浜田浩児(2007)「所得格差の固定性の計測」『季刊家計経済研究』No.73, pp.86-94.

Bönke, T., Corneo, G., & Lüthen, H. (2015). Lifetime Earnings Inequality in Germany. *Journal of Labor Economics*, 33(1), 171–208. <https://doi.org/10.1086/677559>

Cervini-Plá, M., & Ramos, X. (2012). Long-Term Earnings Inequality, Earnings Instability and Temporary Employment in Spain: 1993–2000. *British Journal of Industrial Relations*, 50(4), 714–736. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2011.00871.x>

Gottschalk, P. (1997). Inequality, Income Growth, and Mobility: The Basic Facts. *Journal of Economic Perspectives*, 11(2), 21–40. <https://doi.org/10.1257/jep.11.2.21>

Jäntti, M., & Jenkins, S. P. (2015). Chapter 10—Income Mobility. In A. B. Atkinson & F. Bourguignon (Eds.), *Handbook of Income Distribution* (Vol. 2, pp. 807–935). Elsevier.

<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59428-0.00011-4>

- Kopczuk, W., Saez, E., & Song, J. (2010). Earnings Inequality and Mobility in the United States: Evidence from Social Security Data Since 1937*. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 91–128. <https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.1.91>
- Lise, J., Sudo, N., Suzuki, M., Yamada, K., & Yamada, T. (2014). Wage, income and consumption inequality in Japan, 1981–2008: From boom to lost decades. *Review of Economic Dynamics*, 17(4), 582–612. <https://doi.org/10.1016/j.red.2014.01.001>
- Moriguchi, C., & Saez, E. (2008). The Evolution of Income Concentration in Japan, 1886–2005: Evidence from Income Tax Statistics. *Review of Economics and Statistics*, 90(4), 713–734. <https://doi.org/10.1162/rest.90.4.713>
- Piketty, T., & Saez, E. (2003). Income Inequality in the United States, 1913–1998*. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 1–41. <https://doi.org/10.1162/00335530360535135>
- Seckler, M. (2022). Increasing Inequality in Long-Term Earnings: A Tale of Educational Upgrading and Changing Employment Patterns. *Review of Income and Wealth*, 68(3), 617–652. <https://doi.org/10.1111/roiw.12511>
- Shorrocks, Anthony F.(1978). Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 19, 376–93.
- Yamada, K., & Kawaguchi, D. (2015). The changing and unchanged nature of inequality and seniority in

Japan. *The Journal of Economic Inequality*, 13(1), 129–153. <https://doi.org/10.1007/s10888-014->

9295-6

補論 標準報酬データの検討

本稿では、厚生年金の業務データから長期的な収入格差と世代内格差について検討を行っている。月収データとして期間ごとの標準報酬の累計額をその期間の月数で割ったものを用いているが、標準報酬には上限があるためその上限に達した収入については、「賃金構造基本調査」から求めたパレート分布に一致するように乱数を当てはめた。ただし、1976年より前は、その上限に達する割合が10%を超える年が多く、本稿では基本的に1976年からのデータを用いる。ここでは、その妥当性について検討するため、パレート分布の当てはめを行わず、標準報酬の上限をそのまま用いたジニ係数との比較を行う。

図A1は、1960年から2016年までの男性のジニ係数である。男性を用いた理由は、女性より収入が高く、より標準報酬の上限の扱いに敏感になるためである。図の点線が標準報酬の上限をそのまま用いたジニ係数であり、実線がパレート分布を当てはめたジニ係数である。まず、25～60歳については、パレート分布を用いた実線では、1960年から1970年代中頃にかけてジニ係数が大きく低下している。しかしながら、点線で示される標準報酬の上限をそのまま用いた25～60歳のジニ係数は、1960年代においてパレート分布を用いたものより著しく低い水準になるだけでなく、数年で大きく変動するものになっており、実際の賃金分布の変動と大きくずれていると考えられる。ただし、パレート分布を当てはめることにより、どの程度実態に近づくかについては、判断が難しい。そして、1970年代中頃以降は、上限額をそのまま用いたジニ係数の変動は小さくなり、パレート分布を用いたものと並行して変動していることがみてとれる。どちらのジニ係数においても、1990年代後から2000年代後半にかけてジニ係数が拡大している。

年齢別にみるとパレート分布を当てはめた場合、1960年代においても55～60歳のジニ係数がほかの年齢層よりも高いが、標準報酬の上限をそのまま用いた場合の50～60歳のジニ係数は、ほかの年齢層とほとんど変わらない。標準報酬の上限をそのまま用いると、格差の水準も低く、月収の変動も不自然なものになるだけでなく、年齢別の格差さえ捉えられていないといえるだろう。なお、収入が比較的低い25～29歳のジニ係数は、1970年代以降、パレート分布を当てはめたものと上限をそのまま用いたものとおおむね一致している。

このように、標準報酬データは、元の上限を用いた場合の格差の水準と変動が1970年代前半まで明らかに不自然な動きをするが、上限にパレート分布を当てはめた場合、その不自然さは修正される。しかしながら、その当てはめによりどの程度実態を捉えているか不明であるため、パレート分布を当てはめた場合と上限をそのまま用いた場合でジニ係数の動きがおおむね一致しはじめる1976年からの数値を本稿では掲載している。

図A1 標準報酬の上限に対する対応別のジニ係数の推移:男性、1960～2016年

次に、2003年まで厚生年金の保険料が賞与(ボーナス)に対して課されなかったため、2002年までの収入において賞与を把握することができない問題がある。大企業の賃金体系では、賞与が大きいことが知られており、日本の賃金格差については、賞与が大きく寄与すると考えられるため、賞

与を考慮しないと格差が過小に推計されることになる。そこで、標準報酬について、月収とは別に賞与も把握できるようになった 2003 年以降のデータを用いて、月収のみのデータとジニ係数および順位相関にどの程度差が存在するかについて検討する。なお、1 回の賞与につき 150 万円が保険料の課される上限となるが、年に複数回の賞与が支払われる場合があるため、年間賞与が上限を超えているかどうかは正確に知ることはできない。そのため、賞与についてのトップコーディングを行わない値となる。

図 A2 は、賞与を含む場合と月収のみの場合の男性のジニ係数を比較したものである。実線は、年間の標準報酬を 12 で割った月収のジニ係数であり、点線はその月収に年間の賞与を 12 で割った月当たり賞与を加えた賞与込みの月収のジニ係数を示す。どの年齢層においても、月収のみより賞与込みのジニ係数が大きくなっており、月収のみのジニ係数は賞与を含む年間収入のジニ係数より過少評価となる。25～60 歳のジニ係数を比較すると、賞与込みのジニ係数は、月収のみの場合より、0.02 ほど高い水準となっている。この差は、各年でほぼ一定であり、同じ動きをしている。したがって、全年齢層でみた場合、月収のみの収入であっても、ジニ係数の変動の評価については問題が小さいと考えられる。しかしながら、25～29 歳では、2003 年の月収のみと賞与込みのジニ係数の差が 0.021 であったが、2016 年にはその差が 0.029 まで広がっており、月収のみの場合は収入格差の拡大の幅も過小に推計することになる。45～49 歳については、月収のみと賞与込みのジニ係数の差は安定しており、同じ動きになっているが、55～59 歳については、2003 年より 2016 年におけるその差が大きくなっている。

図 A2 賞与を含む場合と月収のみの場合のジニ係数の比較:男性

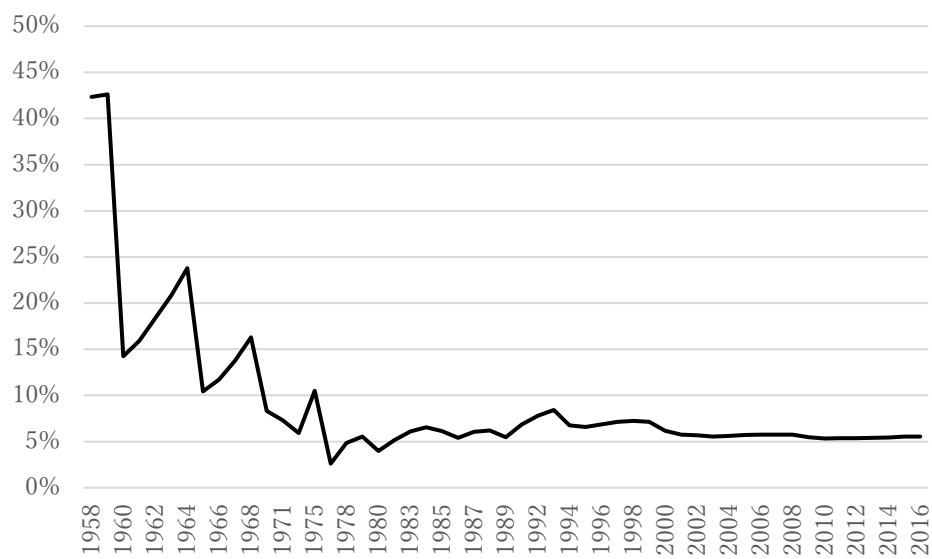
最後に、月収のみの収入と賞与込みの収入についてそれぞれ 1 年後の収入との順位相関係数をとったものが図 A3 となる。図 A2 と同じく、実線が月収のみの収入で、点線が賞与込みの収入の順位相関係数である。月収のみと比べて賞与込みのほうが、1 年後の収入との相関が強くなる。賞与込みのほうが、収入の移動性が低くなる。年齢別にみると順位相関係数が最も高い 45～49 歳では賞与込みと月収のみの差がほとんどないが、順位相関係数が最も低い 25～29 歳については、その差が大きいことがみてとれる。まだ、どの年齢層でも賞与込みと月収のみの順位相関係数の差は安定しており、収入移動の変動については、月収のみであっても捉えられていると考えられる。

図 A3 賞与を含む収入についての 1 年後との順位相関

表 1 標準報酬の累積額が把握される月数

開始年	月	終了年	月	月数
1967	4	1968	3	12
1968	4	1969	10	19
1969	11	1971	10	24
1971	11	1973	10	24
1973	11	1975	3	17
1975	4	1976	7	16
1976	8	1978	3	20
1978	4	1979	3	12
1979	4	1980	9	18
1980	10	1982	3	18
1982	4	1983	3	12
1983	4	1984	3	12
1984	4	1985	9	18
1985	10	1986	3	6
1986	4	1987	3	12
1987	4	1988	3	12
1988	4	1989	11	20
1989	12	1991	3	16

図 1 標準報酬の上限に達する割合



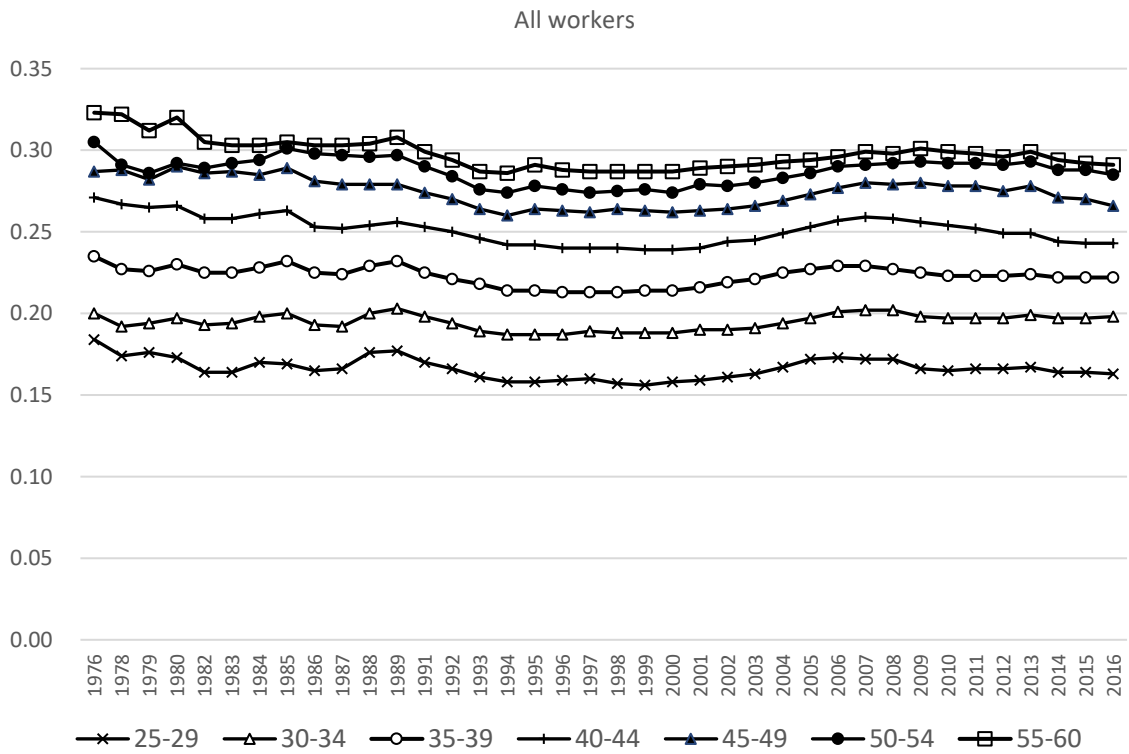
出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図2 男女別ジニ係数の推移:25~60歳



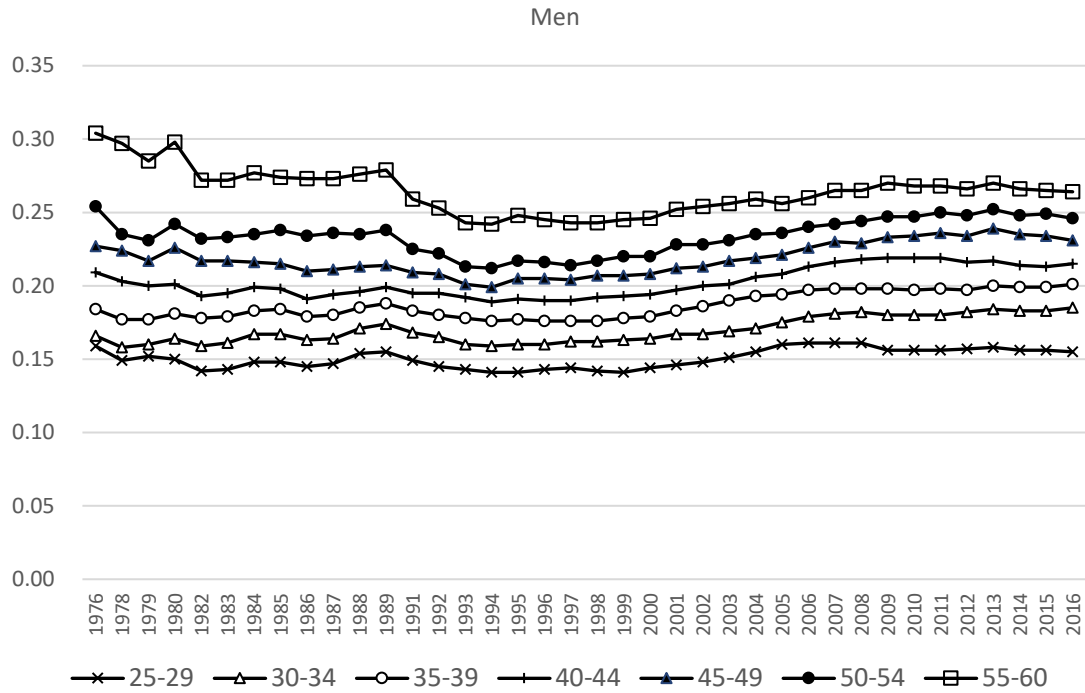
出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図3 年齢別ジニ係数の推移:男女計



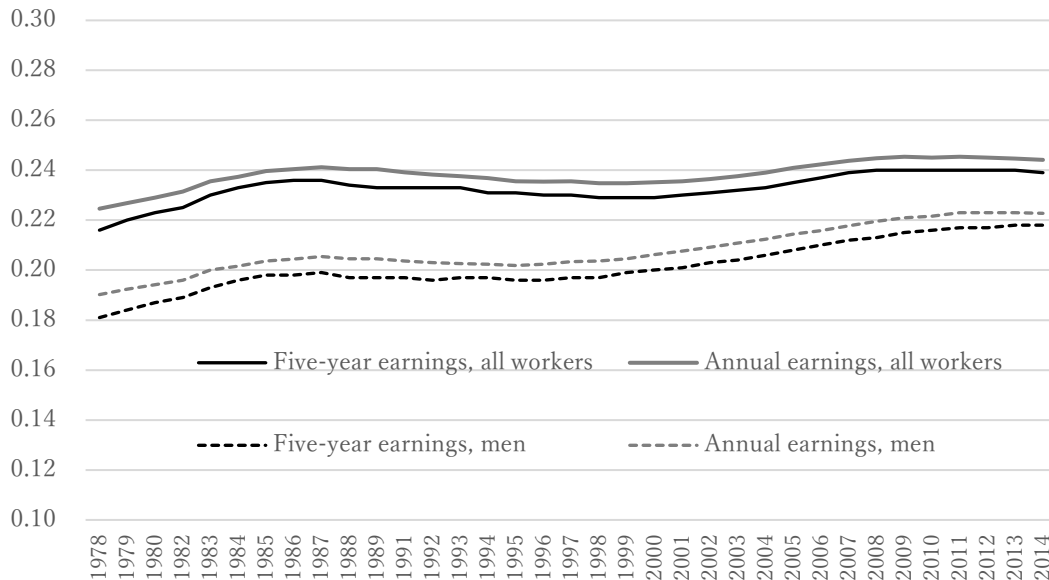
出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図4 年齢別ジニ係数の推移:男性



出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図5 5年の移動平均のジニ係数と各年の労働所得のジニ係数:25~60歳



注:5年平均収入のジニ係数は、 $\bar{z} = (z_{it-2} + z_{it-1} + z_{it} + z_{it+1} + z_{it+2})/5$ とした、 \bar{z} のジニ係数 $G(\bar{z})$ である。

各年のジニ係数は、各年のジニ係数の5年の移動平均($\sum_{t=z-2}^{t=z+2} G(z_t) / 5$)である。

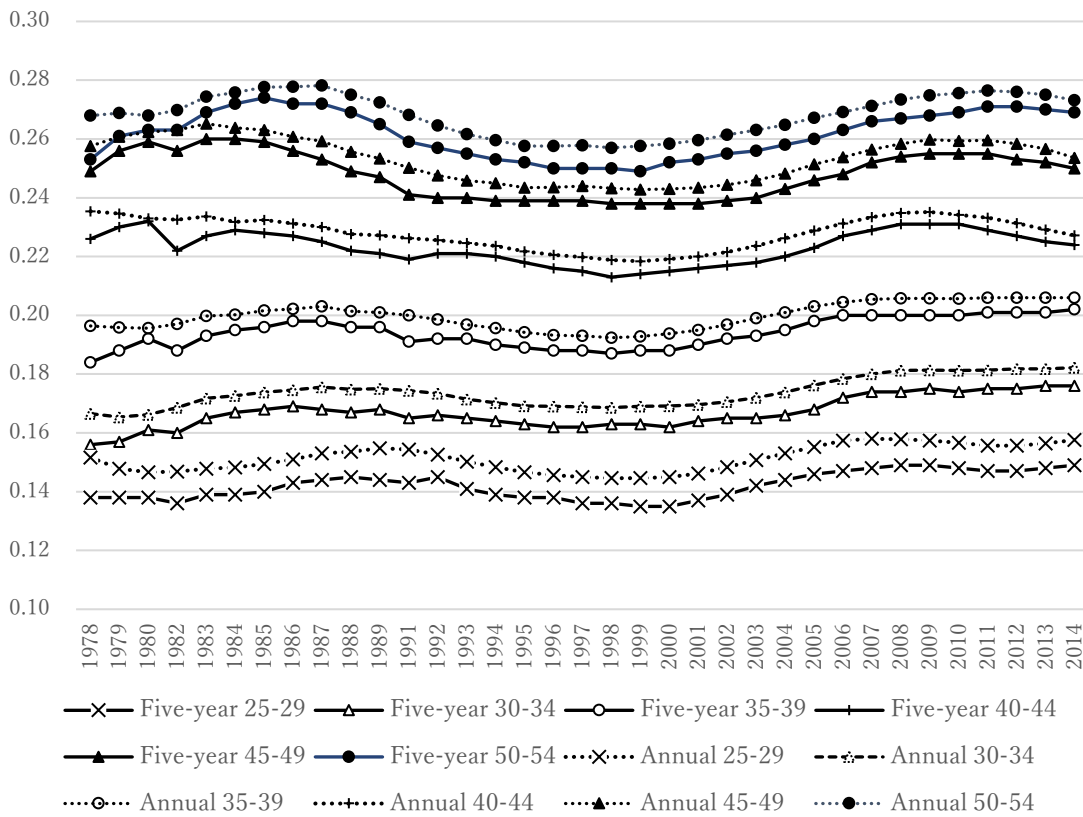
出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図6 硬直性指標:25~60歳



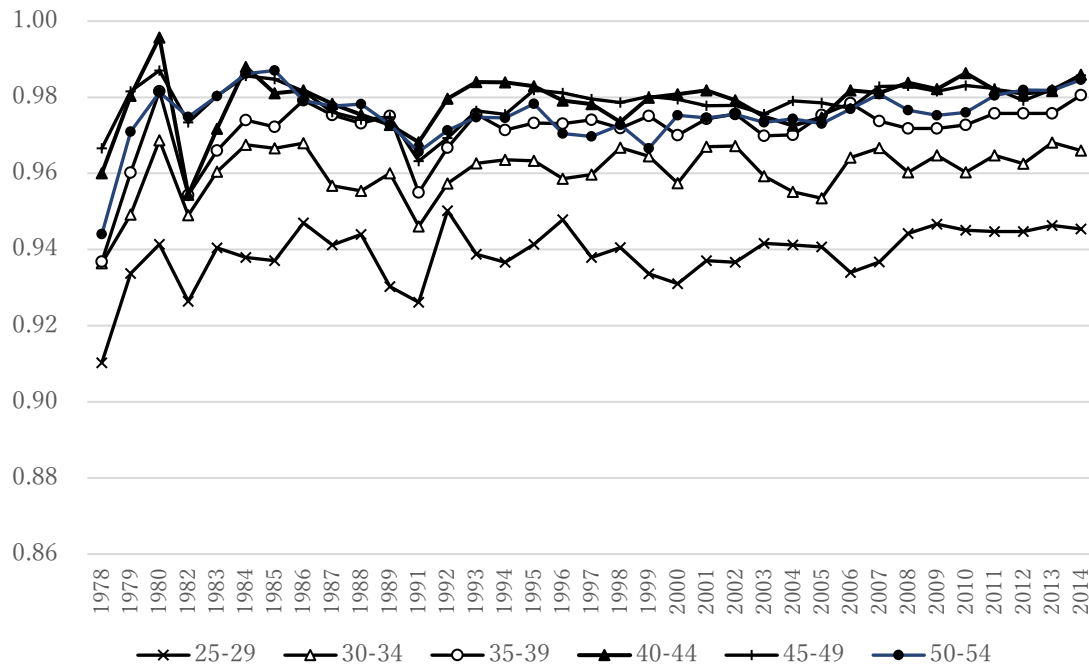
注:図5の値より作成

図7 年齢別5年の移動平均のジニ係数と各年の労働所得のジニ係数:男女計



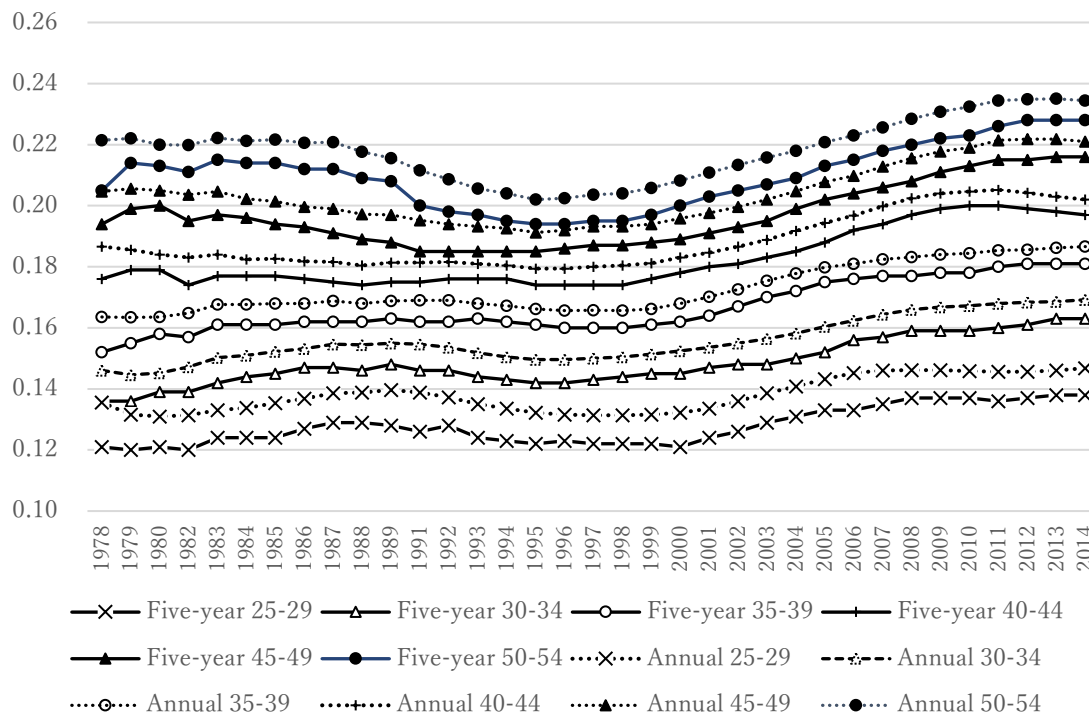
注:図5を参照

図8 年齢別硬直性指標:男女計



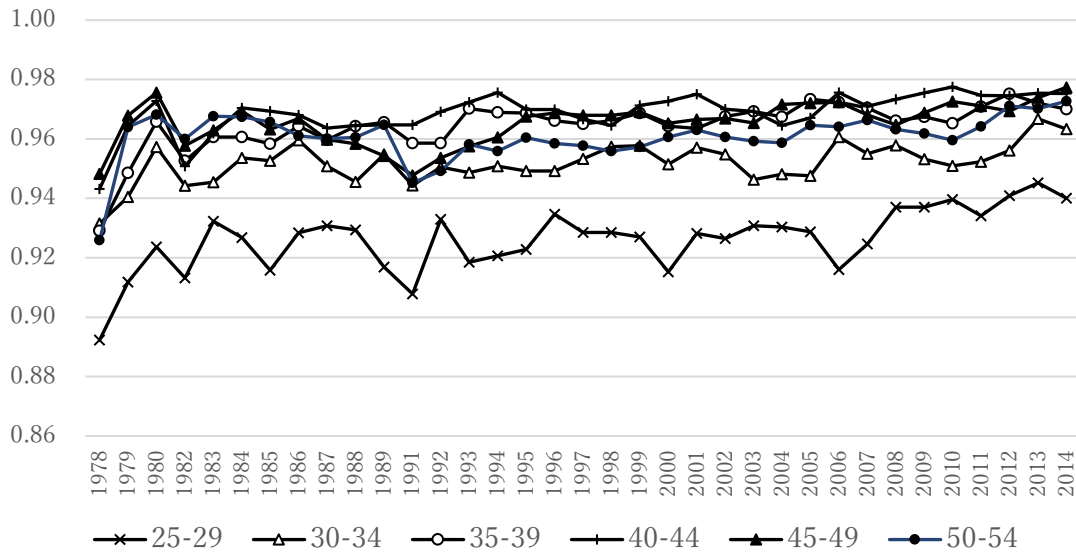
注:図7の値より作成

図9 年齢別5年の移動平均のジニ係数と各年の労働所得のジニ係数:男性



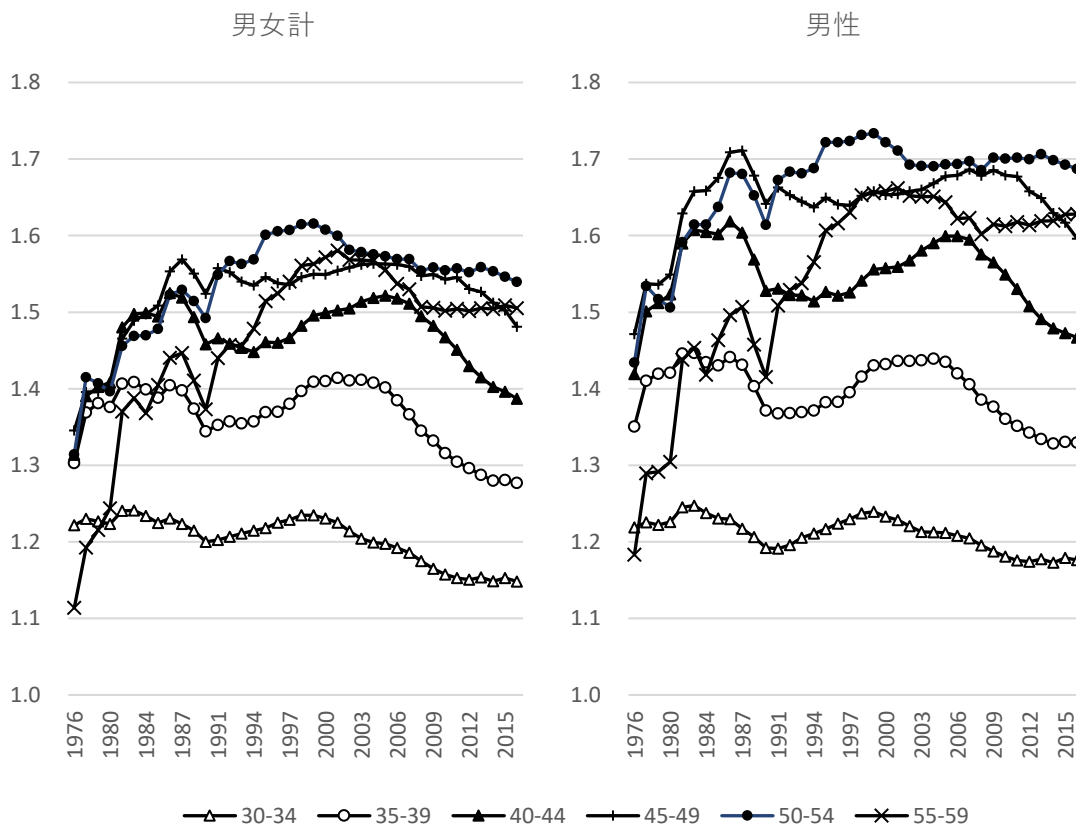
注:図5を参照

図10 年齢別硬直性指標:男性



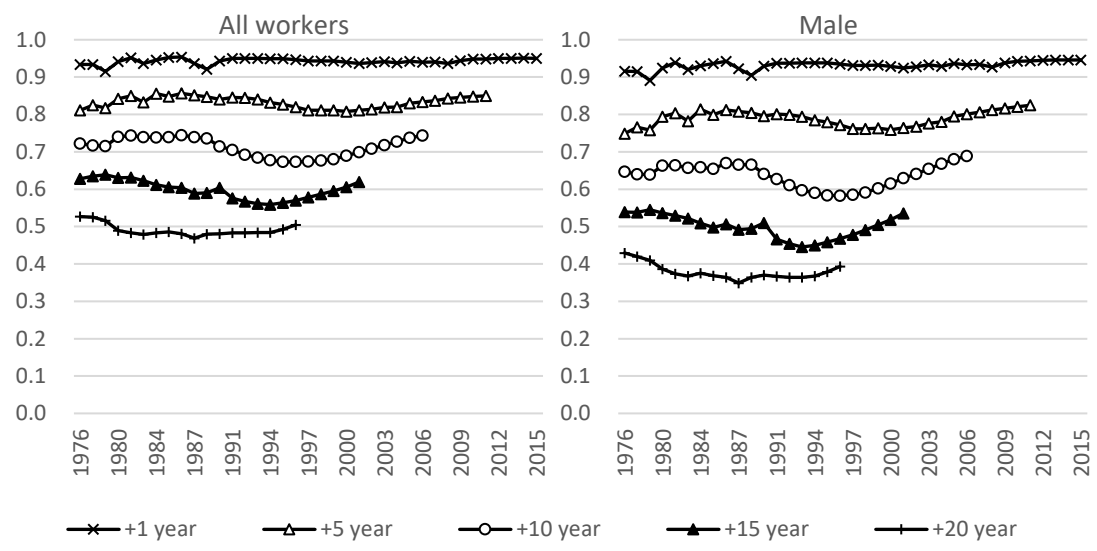
注:図9より作成

図11 年齢別平均賃:25~29歳の平均賃金を1とする



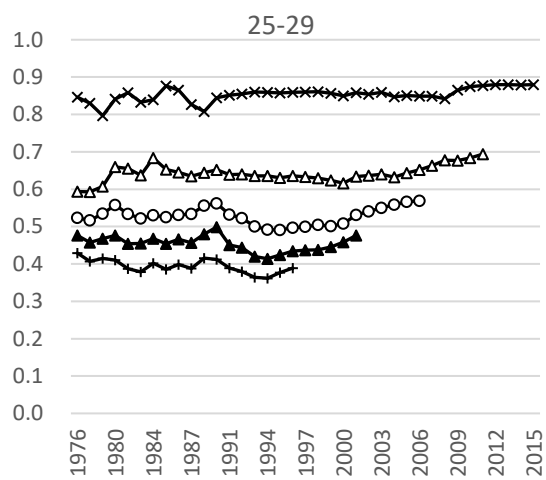
出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図 12 スピアマンの順位相関係数:25～60 歳



出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図 13 男性の年齢別順位相関係数



出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

表2 5年後とのクロス表:起点となる年に25~49歳の男性

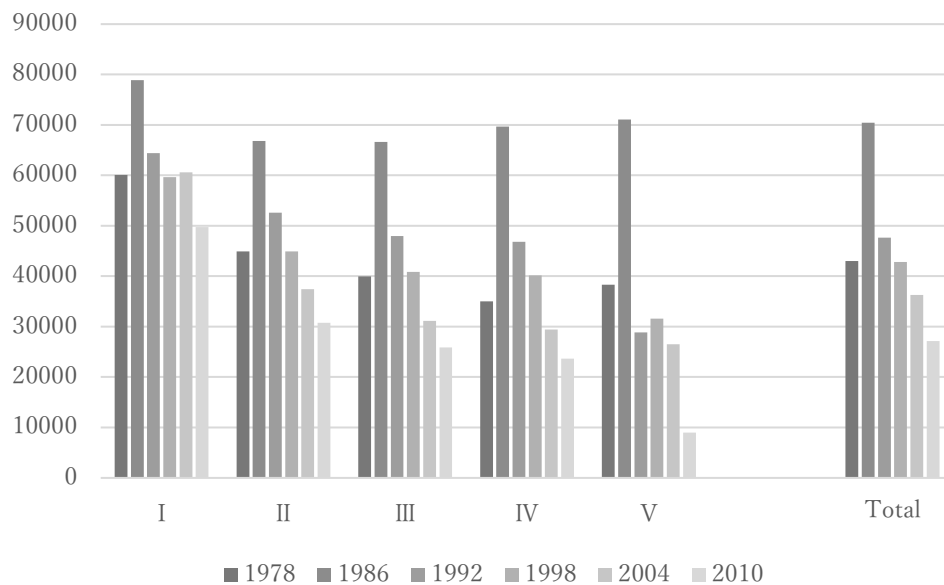
(a)		1983					Survival rate	(b)		1991					Survival rate		
		I	II	III	IV	V				I	II	III	IV	V			
1978	I	59.2	27.0	9.3	3.3	1.2	100	(76.8)	1986	I	59.3	28.4	8.3	2.7	1.4	100	(85.2)
	II	20.3	42.6	27.2	8.3	1.6	100	(88.7)		II	19.4	46.8	25.1	7.0	1.7	100	(92.3)
	III	8.8	18.9	42.4	25.8	4.2	100	(91.9)		III	4.7	21.2	46.0	24.0	4.2	100	(94.3)
	IV	2.8	12.9	18.3	47.9	18.0	100	(94.2)		IV	2.2	3.8	23.0	53.2	17.8	100	(95.6)
	V	1.5	1.2	5.4	16.9	75.0	100	(95.4)		V	1.0	0.9	2.0	18.8	77.3	100	(96.8)

(c)		1997					Survival rate	(d)		2003					Survival rate		
		I	II	III	IV	V				I	II	III	IV	V			
1992	I	61.9	27.7	7.1	2.2	1.0	100	(81.9)	1998	I	58.8	29.4	8.3	2.4	1.1	100	(75.2)
	II	19.7	47.8	24.9	6.3	1.3	100	(90.5)		II	20.3	45.7	25.7	6.8	1.5	100	(85.5)
	III	7.1	20.6	46.2	22.4	3.8	100	(92.3)		III	8.5	19.8	44.5	22.8	4.4	100	(88.4)
	IV	3.4	4.4	21.2	53.7	17.2	100	(94.0)		IV	4.6	5.6	20.3	50.7	18.8	100	(90.7)
	V	1.8	1.4	2.9	17.0	76.8	100	(94.8)		V	2.8	1.9	3.5	18.7	73.1	100	(92.2)

(e)		2009					Survival rate	(f)		2015					Survival rate		
		I	II	III	IV	V				I	II	III	IV	V			
2004	I	55.5	29.7	9.9	3.5	1.4	100	(80.3)	2010	I	58.4	29.0	9.0	2.6	1.0	100	(82.9)
	II	18.2	45.2	26.8	7.9	1.9	100	(89.5)		II	16.9	47.4	27.0	7.2	1.4	100	(91.8)
	III	6.9	19.6	44.9	23.8	4.7	100	(92.9)		III	5.5	19.7	46.5	24.3	4.0	100	(94.0)
	IV	3.4	5.0	19.7	52.8	19.2	100	(94.5)		IV	2.7	3.6	20.1	55.2	18.4	100	(95.6)
	V	1.5	1.2	2.8	17.5	77.0	100	(95.4)		V	1.3	1.0	2.1	16.2	79.4	100	(96.5)

出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

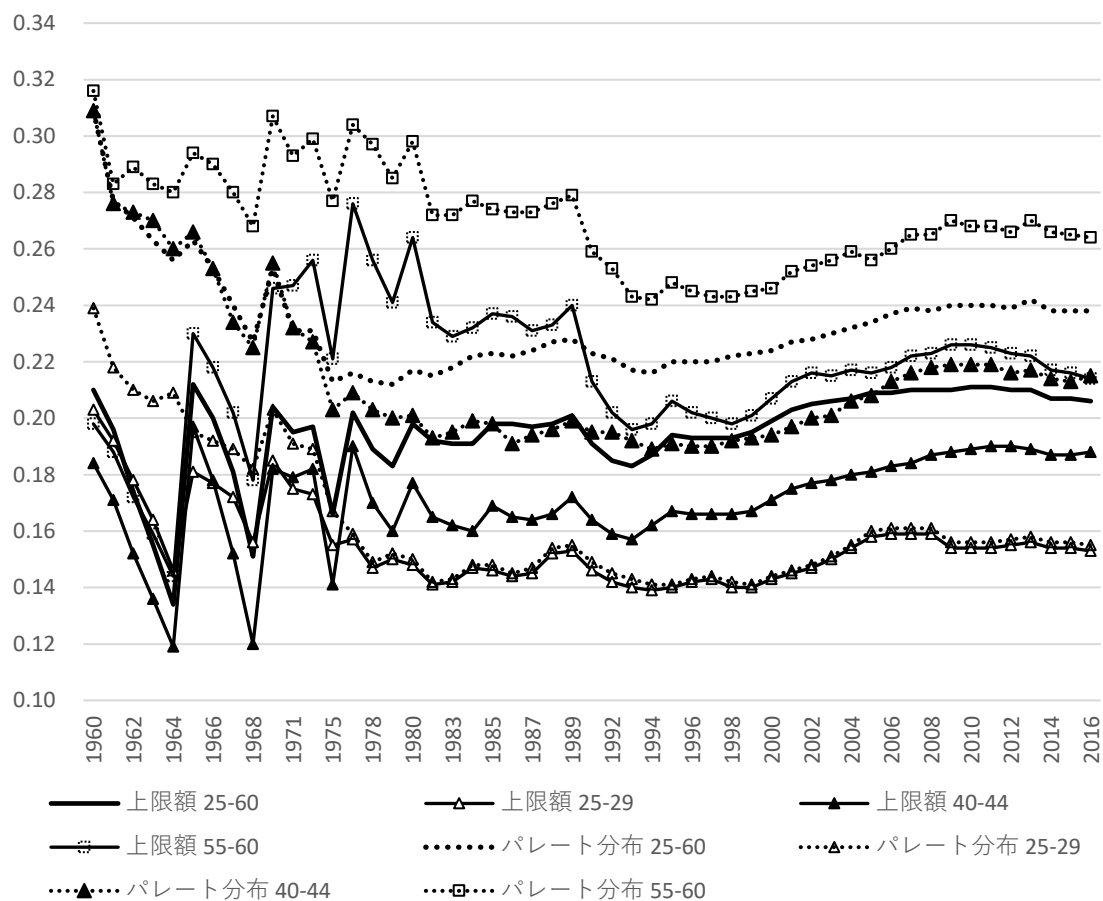
図 14 収入五分位階級別、5年後の収入の増加分:起点となる年に25～49歳の男性



出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

補論

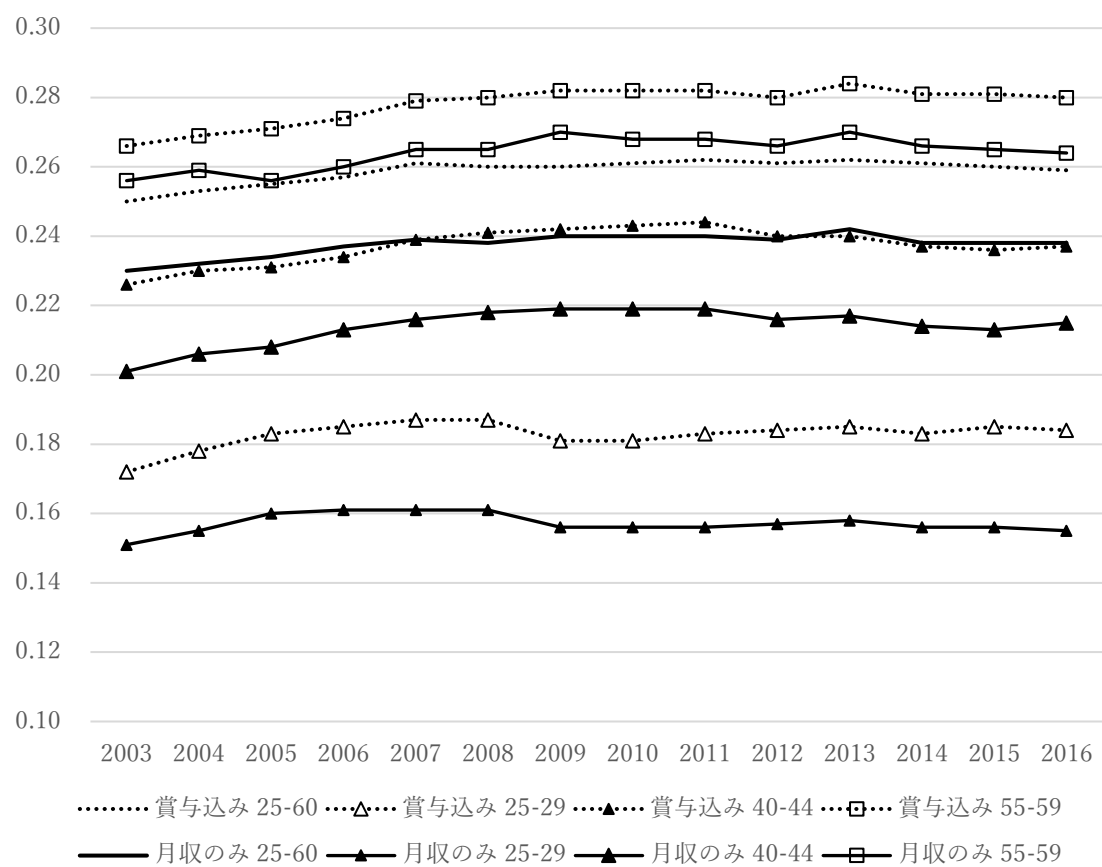
図 A1 標準報酬の上限に対する対応別のジニ係数の推移:男性、1960~2016年



注:点線は、標準報酬の上限額をそのまま用いたジニ係数であり、実線は標準報酬の上限の場合、パレート分布を仮定し、「賃金構造基本調査」から求めたパレート係数を用いて乱数を発生させたジニ係数である。過去に旧公共企業体共済に加入していた場合、標準報酬の上限以上の標準報酬額が入っているが、全て上限額に当てはめ直した。

出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

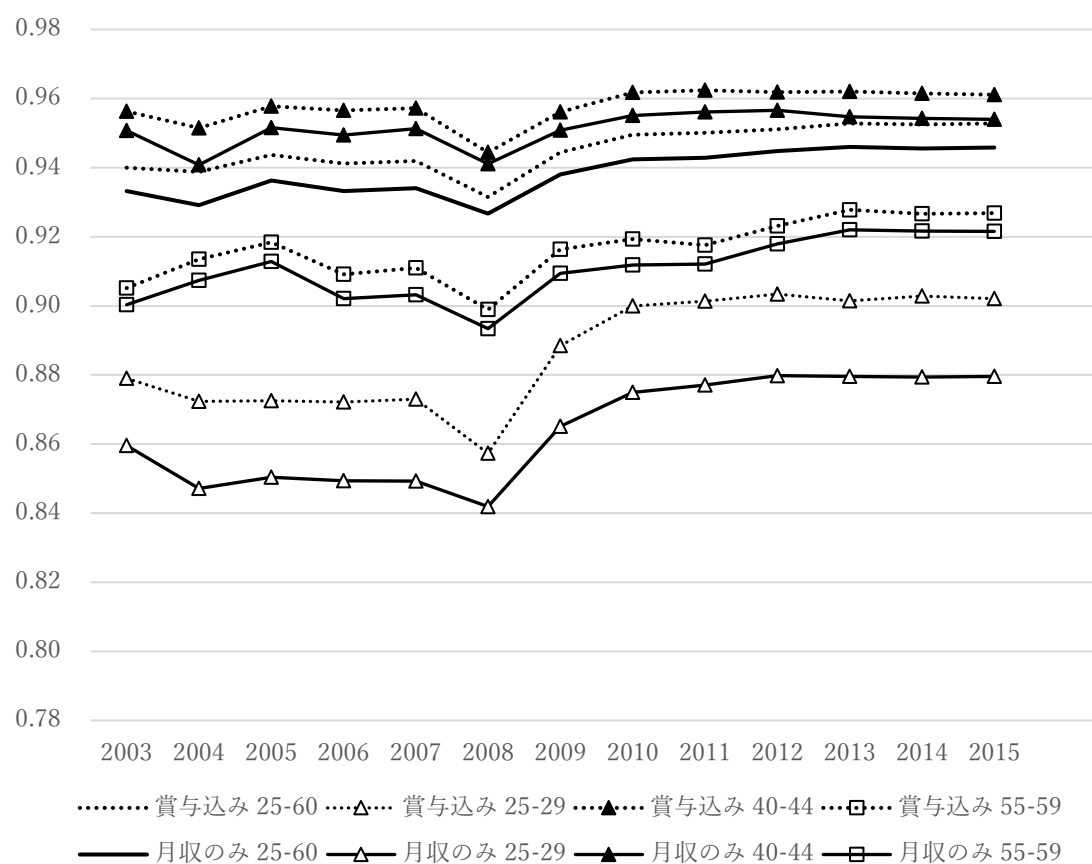
図 A2 賞与を含む場合と月収のみの場合のジニ係数の比較:男性



注:実線は、年間の標準報酬を12で割った月収のジニ係数であり、点線はその月収に年間の賞与を12で割った月当たり賞を加えた賞与込みの月収のジニ係数を示す。

出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

図 A3 賞与を含む収入についての1年後との順位相関:男性



注:実線は、年間の標準報酬を12で割った月収の順位相関であり、点線はその月収に年間の賞与を12で割った月当たり賞与を加えた賞与込みの月収の順位相関を示す。

出所:厚生年金の標準報酬の月換算額より筆者作成

