

世帯形成の変容が所得格差に及ぼす影響

福井 唯嗣

要 旨

近年、経済状態の格差が以前よりも強く認識されるようになる一方で、世帯規模を縮小するような世帯形成の変容が進んでいる。本稿では、個人レベルでの所得格差の推移と世帯レベルでの所得格差を比較し、その間にある世帯形成による所得保障の働きとその変化について疑似パネルデータを基に考察した。

男性については、個人レベルでの所得格差が比較的高いライフサイクルの初期と高齢期に、同居によって個人所得が世帯所得に占める割合を小さくすることで穴埋めしているというはっきりとした特徴が観察された。

1900年代生まれ男性と1970年代生まれ男性において個人所得格差を世帯形成によって穴埋めしているという特徴が確認された。前者は社会保障制度が未発達時代に現役期を過ごした世代であり、高齢期に直面する個人レベルの所得格差を子ども世代との同居によってカバーしていると理解される。後者はバブル崩壊後の不況期にライフサイクルをスタートさせた世代であり、個人レベルの所得格差を親世代との同居によってカバーしていたものと思われる。

キーワード：個人所得、世帯所得、所得格差、世帯形成、疑似パネルデータ

1 序 論

失われた20年ともいわれるバブル崩壊後の不況長期化の中で、経済状態の格差が以前よりも強く認識されるようになってきている。それとほぼ同時期に、晩婚化や非婚、少子化、高齢夫婦世帯や高齢単身世帯の増加など、世帯規模を縮小するような世帯形成の変容が進んでいる。

日本における所得格差の問題への関心は、橘木（1998）を契機として高まり、多くの研究の蓄積により、所得不平等化の主たる原因は高齢化によるものであること（大竹・齊藤〔1999〕等）、世帯規模の縮小も見かけ上の所得不平等化に影響を及ぼしていること（寺崎〔2002〕、大竹〔2005〕等）、特に若年世代の所得不平等が拡大傾向にあること（西村〔2006〕等）といった定型化された事実が形成されている。そうした所得格差に関する研究の中に、個人所得と世帯所得の關係に着目するものがある。

個人所得と世帯所得の関連性について考察する一連の研究は、世帯所得の平等化における妻の労働所得の役割について考察するものと、親子の同別居といった家族構造と所得格差の関係について考察するものに大別される。前者については、海外では Cancian and Reed (1998) 等、わが国では安部・大石 (2006) がある。安部・大石 (2006) は、夫の稼働所得の不平等度の拡大を妻の稼働所得の不平等度の低下が相殺しており、世帯所得の不平等度の拡大は小幅な上昇にとどまることを指摘している。後者については府川 (2006) があり、高齢者にとっては子ども世代との同居が所得不平等度を縮小する保障機能として機能していることが示されている。こうした一連の研究がとくに精力的に進められた 1990 年代終わりから 2000 年代前半以降も日本の景気低迷は継続し、貧困層の拡大という問題が深刻化してきている。さらに、それと並行して単身世帯の増加、とくに若年層における未婚率の上昇という、世帯形成に関する新たな傾向が生まれている。

結婚や親世代・子世代等との同居は、個人レベルでの所得の不確実性をヘッジするという所得保障機能をもつことが知られている¹⁾。所得を得ることのできる世帯員がもともと複数いる世帯では、個人所得が低下したときには他の世帯員の所得によってそれを補うことで、世帯レベルでの所得の低下を抑えることができる。また、個別に生計を立てていた世帯に所得を低下させる事態が生じた場合には、他の親族世帯と新たに同居することで世帯レベルでの所得の低下を軽減できる。その結果、世帯所得のレベルで観察される所得不平等度は個人所得のレベルで観察される所得の不平等度よりも小さいのが通常である。

世帯形成による所得保障については、安部・大石 (2006) や Cancian and Reed (1998)、Pencavel (2006) が分析対象としているような夫婦の稼働状況の調整によるものが最も大きいと思われるが、それ以外にも、社会に出た直後の所得が不安定な時期における親世代との同居や、高齢期における子供世代との同居なども含まれる。本稿の第一の目的は、そうした広い意味での世帯の所得保障機能がどの程度働いてきたかについて明らかにすることにある。また、世帯の中で担う役割についての男女差は、世帯形成による所得保障の機能の活用の仕方にも男女間の違いをもたらすと考えられる。世帯形成による所得保障についての男女間での意味合いの違いを考察することが、本稿の第二の目的である。

本稿の分析で使用するのは、岩本 (2000) により『国民生活基礎調査』(旧厚生省) の個票データより作成された 1986 年から 1995 年までの 10 年分の疑似パネルデータである。同データでは、各調査年について出生年を区分とするコーホート別の集計量が提供されている。同データでは、世帯主の生年別、個人の生年別、男女それぞれの個人生年別の 4 種類の疑似パネル系列が利用可能となっている。そのうち、本稿で使用するのは、男女それぞれの個人生年別に集計された再分配前の個人所得及び世帯所得に関する集計量である²⁾。

同データに収録されている調査年は、バブル崩壊後の不況に長期化の兆しが見え始め、若年層の雇

用が深刻な状況におかれる一方で、若年層の晩婚化・非婚化が統計に表れ始めた時期にあたっている。すなわち、同データに収録されている若いコーホートは、所得格差の拡大を経験するとともに、世帯形成による所得保障の活用の仕方に変化が表れてきた世代である。世帯形成の変化が世帯の所得保障にどのような影響を及ぼしていたか否かを考察するのが本稿の第三の目的である。

本稿の構成は次のとおりである。第2節は個人所得および世帯所得の対数所得分散についての疑似パネルデータをもとに、個人所得格差と世帯所得格差の関係において観察される事実を確認する。第3節は世帯所得格差を複数の要因に分解する Pencavel (2006) の手法に依拠して作成された集計量により、各要因の推移についてコーホート別集計量の推移に基づいて考察する。第4節は要因分解により生成された集計量の特徴をより明らかにするためコーホート分析をおこない、ライフサイクルにおける各要因の変動パターンと、世代間における格差について検討する。第5節は本稿の分析により得られた知見について整理する。

2 個人所得格差と世帯所得格差

次節以降のより本格的な分析をはじめの前提として、個人レベルでの所得不平等度と世帯レベルでの所得不平等度との関係について、個人年齢別の対数所得分散をもとに確認しておく。

図1は、1910年生まれから1970年生まれまでの5年刻みの各男性コーホートについて、23歳時点から85歳時点までの各個人年齢における本人所得の自然対数値の分散（以下、対数個人所得分散）

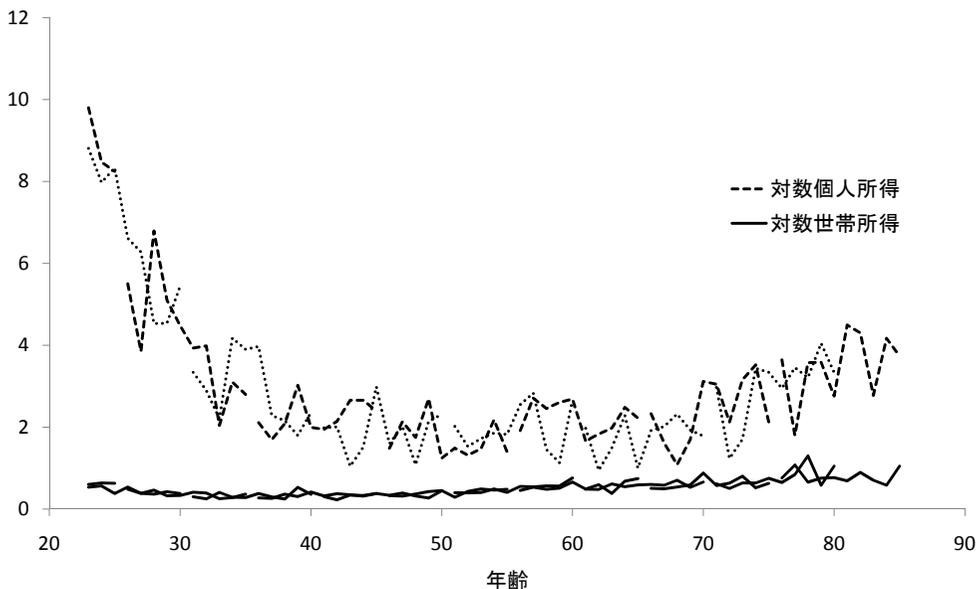


図1 個人年齢別対数所得分散の推移（男性）

および世帯所得の自然対数値の分散（以下、対数世帯所得分散）をプロットしたものである³⁾。例えば、図の中で最も古い1910年生まれコーホートについては76歳時点から85歳時点までの各歳時点の集計量であり、最も新しい1970年生まれコーホートについては23歳時点から25歳時点までの各歳時点の集計量である。

コーホートによりばらつきはあるものの、対数個人所得分散はライフサイクルの初期で最も高い値を示し、40歳前後までに急激に低下する。その後はおおむね横ばいに推移したのち、60歳前後から徐々に上昇している。それに対して、対数世帯所得分散は20歳代から40歳前後までに緩やかに低下したのち今度は緩やかな上昇に転じ、60歳以降の値は20歳代前半の値を下回っていることが図から読み取れる。

また、図から観察される対数個人所得分散がつねに対数世帯所得分散を上回っているという事実は、個人レベルでの所得格差は、結婚や親世代・子世代との同居などといった世帯形成によって軽減され、世帯レベルでの所得格差は相対的に小さく、かつ、そのライフサイクルにおける推移も相対的に安定的であることを示している。

図2は、1910年生まれから1970年生まれまでの5年刻みの各女性コーホートについて、図1と同じ集計量をプロットしたものである。対数世帯所得分散については、40歳前後まで低下しそののち上昇するという、男性の場合と同様の推移を示しており、高齢期の世帯所得格差が若年期よりも高まっていることも確認される。若年期には比較的近い世代同士で所帯をもって人生を送る個人が大多数で

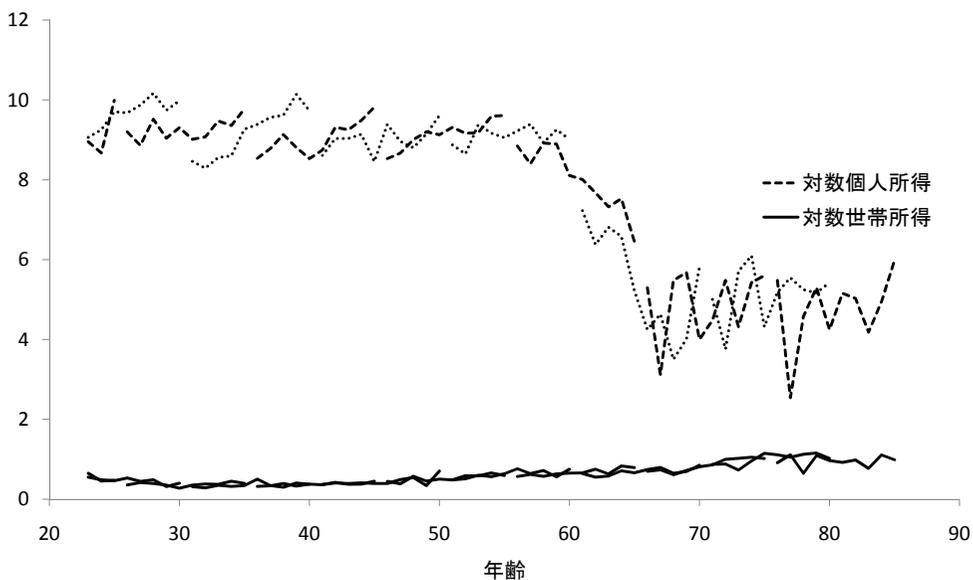


図2 個人年齢別対数所得分散の推移（女性）

あることを考えると、各年齢における世帯所得格差が男女とも同様の推移を示すことについては十分納得できる事実である⁴⁾。

それに対して、対数個人所得分散の大きさとその推移については、男女間で大きな違いがみられる。女性の個人所得格差は20歳代から50歳代までおおむね高い水準で安定的で、60歳をすぎてから急激に低下している。また、男性の場合、60歳代後半から80歳代にかけて分散の大きさが2程度から4程度へと上昇していくのに対して、女性の場合は60歳代後半以降、4程度で安定的に推移している。

さらに、図1と図2の比較から観察されるのは、男性では20歳代、女性では20歳代から30歳代にかけて、同一年齢であっても新しいコーホートほど個人所得分散が高まっているように見えるという事実である。本稿で使用しているデータの後半年は、バブル崩壊後の長期不況が始まった時期にあたり、若者世代の所得格差の拡大が始まったとされる当時の状況を反映している可能性を考慮に入れる必要があることを示している。

次節では、以上のような観察事実を踏まえ、世帯形成や就業に関する選択によって個人レベルでの所得不平等がどの程度軽減されているかについて考察する。

3 分析の枠組み

個人所得格差と世帯所得格差の関係について分析する上で本稿が依拠するのは、Pencavel (2006) において用いられた手法である。Pencavel (2006) は1968年から2001年までの Current Populations Survey を用いて1910年代前半生まれから1970年代前半生まれまでの5歳刻みの妻の生年別コーホート別にデータを集計し、世帯所得の不平等度における夫の所得と妻の所得の関わりについて要因分解により分析している。より具体的には、世帯所得の変動係数の対数値を、夫の所得の変動係数の対数値、世帯所得に占める夫の所得の比率、夫の所得と妻の所得の共分散項に分解し、世帯所得の不平等度の拡大原因について考察している。

本稿で用いるデータは夫婦それぞれの所得のデータではなく、個人所得と世帯所得のデータであるため、Pencavel (2006) と全く同じ要因分解をおこなうことはできない。しかしながら、基本的な要因分解の方法はPencavel (2006) の方法とほぼ同様である。以下では、Pencavel (2006) の方法を応用した本稿の分析の枠組みについて述べる。

c 年生まれの人 i の a 歳時点での個人所得を $y_i(a, c)$ 、個人 i が属する世帯における本人以外の世帯員の所得を $f_i(a, c)$ 、個人 i が属する世帯の総所得を $Y_i(a, c)$ とする⁵⁾。定義上、

$$Y_i(a, c) = y_i(a, c) + f_i(a, c) \quad (1)$$

が成り立つ。 c 年生まれの人々の世帯所得の分散は、(1)式より、

$$\text{var } Y_i(a, c) = \text{var } y_i(a, c) + \text{var } f_i(a, c) + 2\text{cov}(y_i(a, c), f_i(a, c)) \quad (2)$$

と表される。ここで、 $\sigma_x(a, c)$ を変数 $x(a, c)$ の標準偏差と定義し、個人所得と他の世帯員の所得との相関係数を $r(a, c)$ と表すとして(2)式を書き換えることで、

$$\sigma_Y^2(a, c) = \sigma_y^2(a, c) [1 + \theta^2(a, c) + 2r(a, c)\theta(a, c)] \quad (3)$$

を得る。ただし、他の世帯員の所得の標準偏差の個人所得の標準偏差に対する比率を $\theta(a, c)$ ($\equiv \sigma_f(a, c)/\sigma_y(a, c)$) とおいている。さらに、 $\mu_x(a, c)$ を変数 $x(a, c)$ の平均値と定義し、(3)式の両辺を平均世帯所得の2乗で除して若干の変形を施すと、

$$\left(\frac{\sigma_Y(a, c)}{\mu_Y(a, c)}\right)^2 = \left(\frac{\sigma_y(a, c)}{\mu_y(a, c)}\right)^2 \left(\frac{\mu_y(a, c)}{\mu_Y(a, c)}\right)^2 [1 + \theta^2(a, c) + 2r(a, c)\theta(a, c)] \quad (4)$$

となる。(4)式の左辺は世帯所得の変動係数の2乗、右辺第1項は個人所得の変動係数の2乗、右辺第2項は平均個人所得の平均世帯所得に対する比率（以下、個人所得比率と呼ぶ）の2乗である。世帯所得の変動係数を $V(a, c)$ 、個人所得の変動係数を $\nu(a, c)$ 、個人所得比率を $\omega(a, c)$ と定義した上で(4)式の自然対数をとることで、

$$\ln V(a, c) = \ln \nu(a, c) + \ln \omega(a, c) + K(a, c) \quad (5)$$

を得る。ただし、 $K(a, c) \equiv 0.5 \ln [1 + \theta^2(a, c) + 2r(a, c)\theta(a, c)]$ とおいている。以下、便宜的に $K(a, c)$ を共分散項と呼ぶ。

この後の考察のため、共分散項がもつ性質についてここで明らかにしておく。共分散項と個人所得の標準偏差との関係を見る。共分散項を個人所得の標準偏差で微分すると、

$$\frac{\partial K(a, c)}{\partial \sigma_y(a, c)} = -\frac{\theta(a, c) + r(a, c)}{1 + \theta^2(a, c) + 2r(a, c)\theta(a, c)} \frac{\sigma_f(a, c)}{\sigma_y^2(a, c)} \quad (6)$$

となる。符号は $\theta(a, c)$ と $r(a, c)$ の大小関係に依存する。使用しているデータに違いはあるが Pencavel (2006) では $\theta(a, c)$ はゼロより十分大きい正の値を、 $r(a, c)$ はゼロに近い正の値をとり、 $\theta(a, c) > r(a, c)$ であると報告されている。それに従えば、個人所得の標準偏差の上昇は共分散項の低下をもたらすと考えらえる。

共分散項と他の世帯員の所得の標準偏差との関係は、共分散項と個人所得の標準偏差の関係と対照

的である。すなわち、

$$\frac{\partial K(a, c)}{\partial \sigma_f(a, c)} = \frac{\theta(a, c) + r(a, c)}{1 + \theta^2(a, c) + 2r(a, c)\theta(a, c)} \frac{1}{\sigma_y(a, c)} \quad (7)$$

より、 $\theta(a, c) > r(a, c)$ である限り、他の世帯員の所得の標準偏差の上昇は共分散項の上昇をもたらすことが確認される。

個人所得と他の世帯員の所得の相関係数は、定義上マイナス1から1の範囲の値をとる。また、 $\theta(a, c)$ の分子である他の世帯員の所得の標準偏差は、調査対象すべてが単身世帯でない限り正の値をとる（ゼロではない）ので、共分散項を相関係数で微分した値は正、すなわち、

$$\frac{\partial K(a, c)}{\partial r(a, c)} = \frac{0.5\theta(a, c)}{1 + \theta^2(a, c) + 2r(a, c)\theta(a, c)} > 0 \quad (8)$$

である。つまり、個人所得と他の世帯員の所得の相関係数の上昇は共分散項の上昇をもたらす。しかし、Pencavel (2006) で $r(a, c)$ はゼロに近い正の値をとるとされている。それに従えば、個人所得と他の世帯員の所得の相関係数の変化が共分散項に及ぼす影響はごくごく小さく、共分散項の変動は個人所得の標準偏差と他の世帯員の所得の標準偏差の変動でほぼ説明されると考えられる。本稿の考察では、個人所得と他の世帯員の所得の相関係数が共分散項に与える影響は無視できるものとする⁶⁾。

(5)式に見られるように、世帯所得の変動係数の自然対数値は、個人所得の変動係数の自然対数値、個人所得比率の自然対数値、共分散項の3つに分解できる。次節では、これらの集計量が性別、コーホート別、年齢別にどのような推移をたどっていたか、グラフを用いて考察する。

4 世帯所得格差の要因分解

図3に、1910年生まれから1970年生まれまでの5年刻みの男性コーホートについて、世帯所得の変動係数（自然対数値）の推移を示している⁷⁾。対数世帯所得分散（図1）で見た場合よりもより顕著に、40歳代までの変動係数の低下とそれ以降の加齢に伴う変動係数の上昇が確認される。80歳代になると集計量の変動が大きくなっているが、これは標本数の減少によるものと考えられる。一方、コーホート間での変動係数の体系的な違いは、図からはほとんど観察されない。Pencavel (2006) では、若い世代ほど同一年齢での世帯所得の変動係数が上昇していることが確認されている⁸⁾。これは分析対象としている国の違いが大きいためであると考えられる。

図4は、同じく5年刻みの男性コーホートについて、年齢別の個人所得の変動係数（自然対数値）の推移を示したものである。大まかな傾向は世帯所得の変動係数と同じであるが、いくつかの相違点も見られる。まず、個人所得の変動係数の方が世帯所得の変動係数よりも、年齢にかかわらず全体の

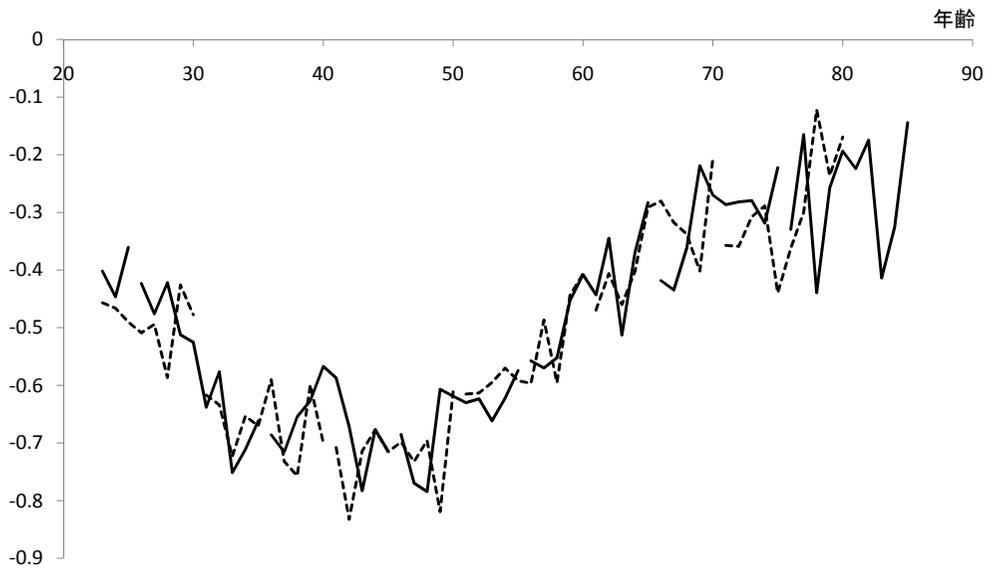


図3 世帯所得の変動係数の推移（男性）

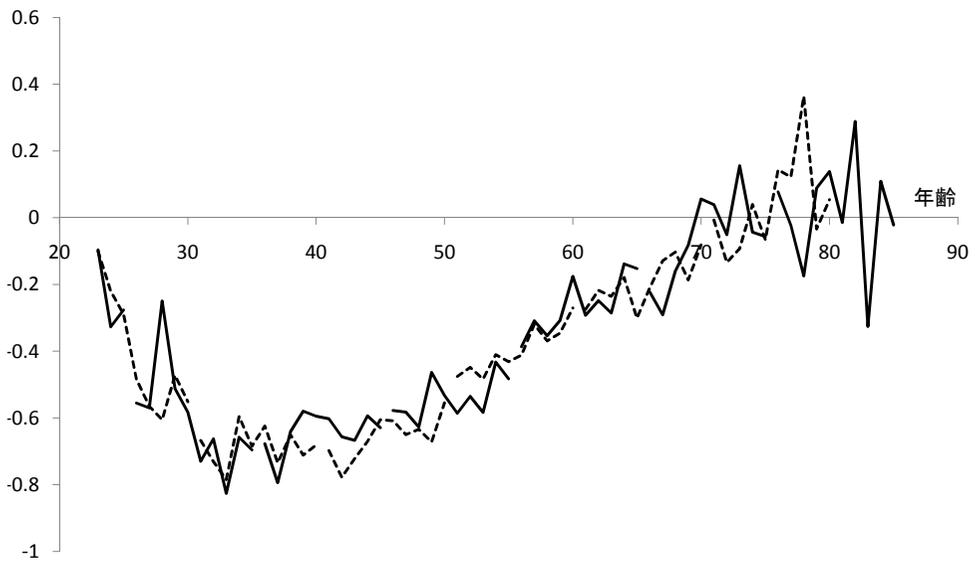


図4 個人所得の変動係数の推移（男性）

水準が高く、とくに若年期と高齢期においてはその乖離が大きくなっていることが読み取れる。次に、個人所得の変動係数が上昇に向かう年代は30歳代であり、世帯所得の変動係数の推移が反転する年代に比べ若干早くなっている。Pencavel (2006) では、若い世代ほど同一年齢での夫の所得の変動係数が上昇していることが確認されているが、本稿で使用しているデータからはそのような特徴は明確には観察されない。世代間における所得構造の違いは米国では大きいですが、日本では少なくとも80年代半ばから90年代半ばまでの時期については、さほど大きくなかったといえる。

上述のとおり、世帯所得の変動係数と個人所得の変動係数の乖離は、個人所得比率と共分散項によって生まれている。引き続き、これらの集計量の推移についても同様にグラフを用いて考察する。

図5は男性コーホートについて、年齢別の個人所得比率（自然対数値）の推移をプロットしたものである。個人所得比率はライフサイクルの初期時点で最も低く、30歳前後までに急激に上昇したのち、40歳代半ばまでは緩やかに上昇を続け、それ以降は低下に転じている。個人所得比率の推移は、標準男性が所属している世帯において稼得源としての役割をどの程度担っているかという特徴を示している。

ライフサイクルの出発時点では他の世帯員、おそらく親世代と同居している割合が高いが、30歳代に入るまでに結婚により新たな世帯を形成し、家計の稼得の中心となるものが多い。50歳代に入ると、子ども世代が成人し、その後新たな世帯を形成するが、引退して高齢期に入ってからしばらくすると子ども世代と同居する者も増えてくる。このような標準的な男性のライフステージの推移を図

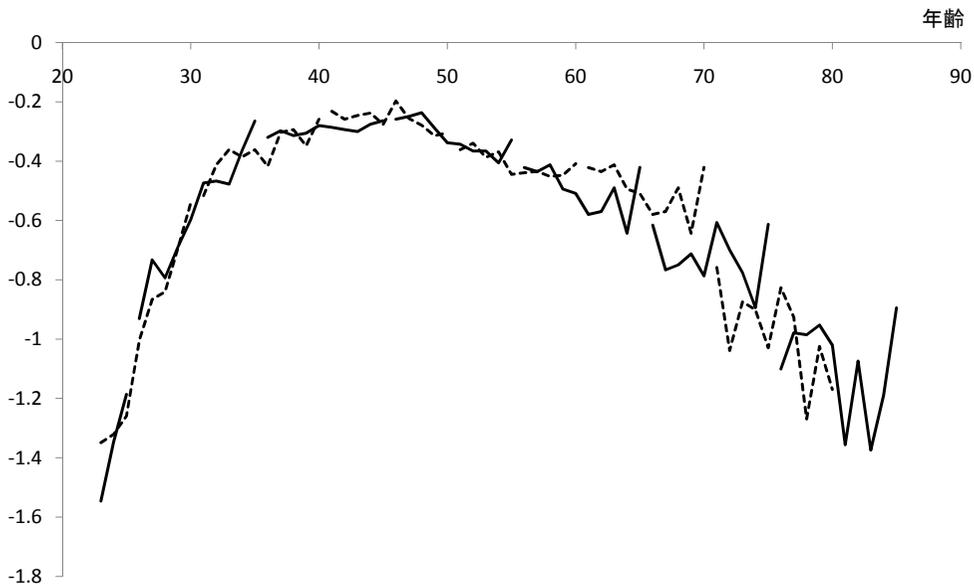


図5 個人所得比率の推移（男性）

から読み取ることができる。

また、コーホート間での個人所得比率の水準の違いが、図の中で高齢期にあたっているコーホートにおいて確認できる。これらの世代では、同一年齢で比較してもより古い世代ほど個人所得比率が低くなっている、すなわち、男性の平均個人所得が世帯所得全体に占める割合は、より古い世代ほど小さくなっているように見える。使用しているデータの調査年は1980年代半ばから1990年代半ばであるから、例えばこの時期に60歳代であったのは1920年生まれ世代であり、80歳代であったのは1900年生まれ世代である。彼らが人生の中心である40歳代を生きたのは、それぞれ、1960年代、1940年代である。高齢期の所得源の多くが年金給付であることと考え合わせると、年金制度が充実する前の時期を生きたか、男性給与所得者が保険料の担い手であり主たる給付対象でもあるような戦後の年金制度が確立した時期を生きたかによるちがいによって、コーホート間の個人所得比率の違いが生まれているものと推察される。

図6に、男性コーホートについての共分散項の推移を示している⁹⁾。60歳代までの大まかな特徴は、個人所得比率のグラフを上下逆転させたものとなっており、ライフサイクルの半ばまでは低下、その後上昇するというパターンが読み取れる。しかしながら、より詳細に検討すると反転のタイミング等に違いがみられる。すなわち、20歳代から30歳代にかけて急激に低下したのち、40歳代でも低下の速さはさほど遅くならず、その後、50歳少し手前から上昇に転じている。図5と図6を比較すると、30歳代から40歳代半ばまでの時期に、特に違いがみられる。また、個人所得比率で見られたような、

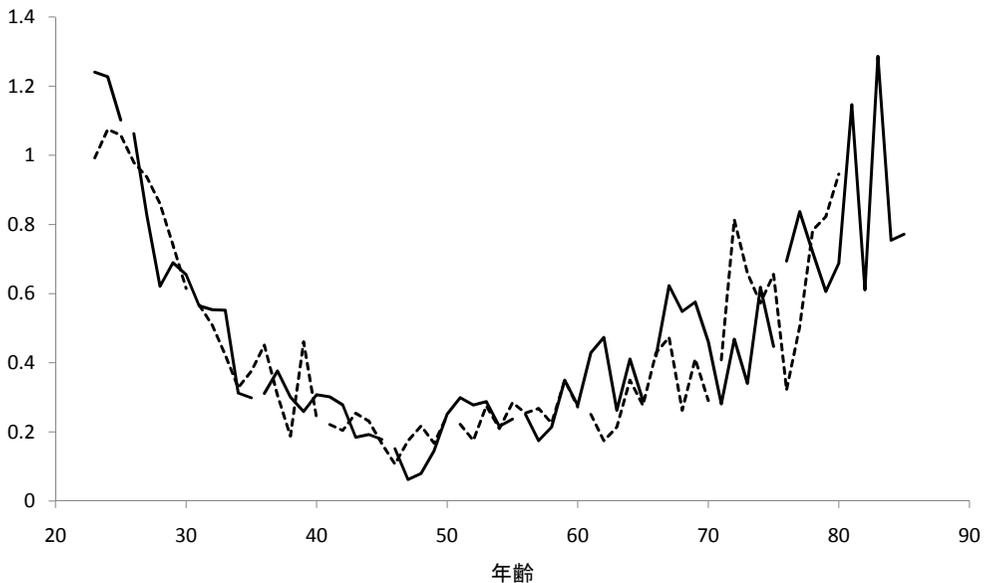


図6 共分散項の推移（男性）

図中の高齢世代におけるコーホート間の共分散項の違いは確認されない。

(6)式および(7)式で見たように、個人所得と他の世帯員の所得の標準偏差は共分散項と正の相関をもち、個人所得の標準偏差は共分散項と負の相関をもつと考えられる。また、補論で検討しているように、50歳代までの男性の個人所得の標準偏差は大きな上昇を見せる。したがって、20歳代から50歳前後までの共分散項の低下の背後には、男性の個人所得の不平等度の拡大の方が大きく影響しているものと推察される。50歳代以降の共分散項の上昇は、個人所得の標準偏差の低下による影響と、他の世帯員の所得の標準偏差の上昇による影響の両方が考えられる。

ここからは、女性コーホートについて、世帯所得の変動係数、個人所得の変動係数、個人所得比率、共分散項の推移を観察していく。世帯における基本的な役割の違いによって、これら4つの集計量の推移にも大きな男女差が確認される。

図7は1910年生まれから1970年生まれの5年刻みのコーホートについて、世帯所得の変動係数(自然対数値)の推移をプロットしたものである。男性の場合(図3)と比較すると、40歳代半ばからの持続的上昇は男女で共通している。一方で、30歳代と40歳代の推移に違いがみられる。男性の場合には世帯所得の変動係数が40歳代半ばまで持続的に低下していたのに対して、女性の場合には30歳代まででライフサイクル初期の低下はとまり、30歳代から40歳代半ばまでにかけてはおおむね横ばいとなっている。これは、結婚というライフイベントの発生時期についての男女差に起因していると推察される。20歳代から30歳代前半までの比較的早い時期に結婚というライフイベントを迎え

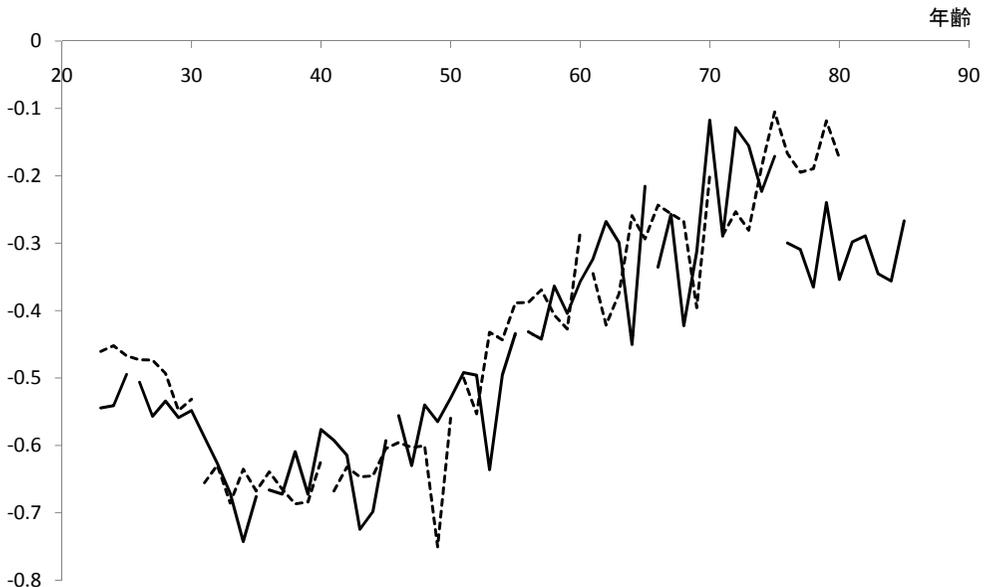


図7 世帯所得の変動係数の推移(女性)

る女性が多いのに対して、男性の場合は40歳を過ぎて結婚という者もあり、相対的に見て男性の方が結婚によるライフスタイルの変化時期にばらつきがある。変動係数で見ると、女性の場合には30歳から40歳代半ばにかけて世帯所得格差が安定する時期を経験することになるが、男性の場合にはライフスタイルが収斂する時期が40歳代半ばごろと遅く、世帯所得格差が安定する時期を経験することなく、その次のライフステージである壮年期における世帯所得格差の拡大を迎えていると理解することができる。

Pencavel (2006) では、ライフサイクルの初期における世帯所得の変動係数の低下は確認されていない。また、Pencavel (2006) で確認されたような同一年齢における集計量のコーホート間の格差は、本稿で使用する集計量からはさほど明確には観察されない。このような違いが出た理由として、異なる国における集計量であるためであることはもちろん考えられるが、それ以外のもっとも大きな原因は、本稿で使用する集計量がすべての個人を標本として含むのに対して、Pencavel (2006) の集計量は夫婦世帯の標本に限ったものであることによると考えられる。

図8は、女性コーホートについての個人所得の変動係数（自然対数値）を示している。個人所得の変動係数はライフサイクルの出発時点では低く、その後30歳前半までに急激に上昇し、その後40歳ごろまでは反対に低下する。その後は60歳手前まで緩やかな上昇に転じたのち、60歳代では再び低下して、70歳を過ぎて安定的になっている。容易に推察できるように、標準的な世帯において所得の主たる稼ぎ手であるかどうか、男性の場合（図4）との明らかな違いをもたらしている。

男性の場合、標準的には主たる稼ぎ手としての役割を担っており、個人所得と世帯所得は密接に連

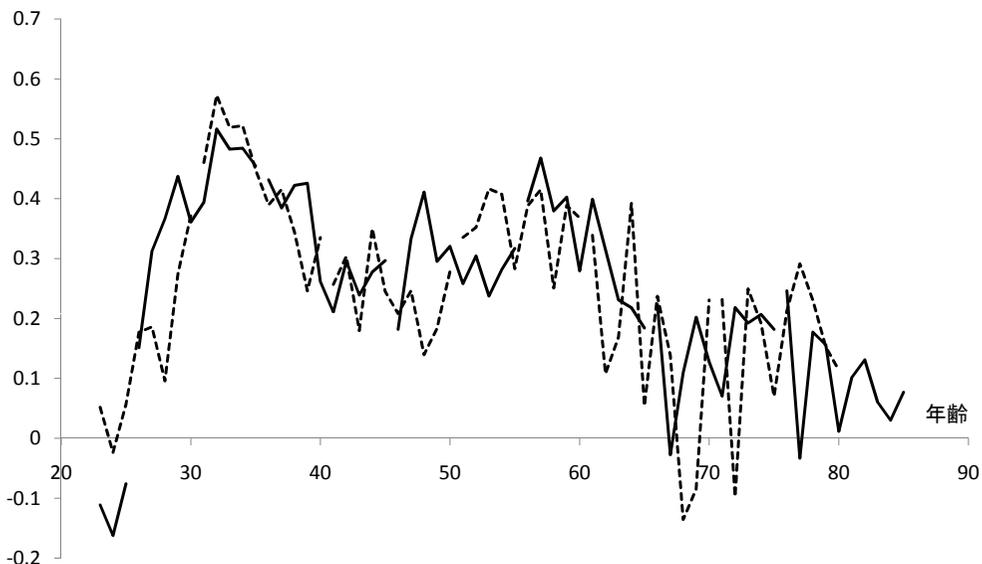


図8 個人所得の変動係数の推移（女性）

動しているため、変動係数の推移においても世帯所得の変動係数（図3）と個人所得の変動係数（図4）はおおむね同様の推移を見せていた。それに対して、女性の場合、副次的稼ぎ手としての役割を担うものが大多数であるため、世帯所得の変動係数と個人所得の変動係数との間には密接な関連はなく、それらの推移は異なったパターンを示すことになる。

図8が見せる女性の個人所得格差の複雑な変動でとくに注目されるのは30歳代と50歳代後半に見られる格差の高まりである。これらのうち、30歳代でのピークについてはすなわち、結婚による新たな世帯の形成が落ち着く30歳代には、結婚や出産等を契機に退職し個人所得がゼロになる者がいる一方で、世帯所得の補助等の理由から仕事をもち稼得を続ける者もいるため、全体としてみた時の個人所得の格差は拡大することになる。

50歳代後半に見られる小さなピークについては明快な解釈は困難ではあるが、その一つの候補として40歳代から50歳代までの時期に見られる個人所得格差の拡大との関連が考えられる。この年齢層は年功的な賃金体系をもつキャリアとそうでないキャリアが併存するところであり、そこでの個人所得格差が徐々に拡大していくことから図に見られるような特徴がもたらされたというのが一つの解釈である。

図8については、対数個人所得分散とは推移のパターンが全く異なっている点についても確認が必要である。図2において、女性の対数個人所得分散は60歳ごろまでおおむね横ばいであった。それに対して個人所得の変動係数が上下しているということは、変動係数の分母である平均所得に正反対の上下動が生じていることを意味している。仮に対数個人所得分散が60歳ごろまでは年齢を通じて一定だと仮定して、図8から平均所得の推移を推察すると、30歳前半までに平均所得が低下し、その後40歳ごろまで反対に上昇、その後は60歳手前まで緩やかな低下に転じる、ということになる。使用しているデータの集計対象には個人所得ゼロのものも含むため、仕事を持たない女性の割合が高まる時期には平均個人所得は低下する。30歳代前半のピークや50歳代後半のピークは労働参加率との関係からも解釈することができる。

図9は女性コーホートについての個人所得比率（自然対数値）の推移である。詳細に見れば30歳前後と60歳前後に谷が、40歳前後と70歳前後に山が見られるがそれほど明確ではない。おおむね横ばいの後、70歳を過ぎてから低下、というのが基本的な特徴であり、男性の場合（図5）に見られた変動とは対照的である。男性の場合はライフステージにより世帯における稼ぎ手としての役割が変化していくのに対して、女性の場合にはそれが常に安定的であるということになる。少なくとも平均的な個人所得比率で見れば、女性が世帯において果たす副次的稼ぎ手としての役割は若年期から高齢期の早い時期までほとんど変化しないということができる。安部・大石（2006）では、妻の稼働所得が夫婦の稼働所得の合計に占めるシェアは加齢とともに拡大することを示しているが、本稿で使用している所得データは稼働所得以外の所得も含めたものであり、他の世帯員の所得には配偶者以外の世

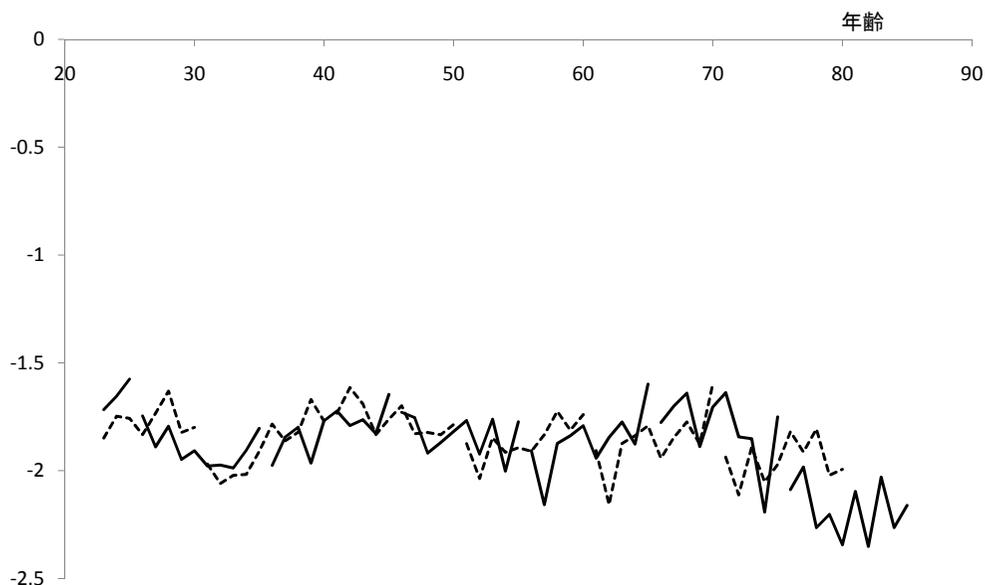


図9 個人所得比率の推移（女性）

帯員の所得も含むため、このような違いが生じたものと考えられる。

もう一つ図9において注目したいのは、一番若い2つのコーホート（1970年生まれ、1965年生まれ）において、同一年齢でも個人所得比率の高まりがみられることである。それ以前の世代ではコーホートの違いによる個人所得比率の差がみられないことから、これら2つの世代においては、世帯の中での稼ぎ手としての役割が強まっているのではないかと推察される。

女性コーホートについての共分散項の推移を図10に示している。推移の大きさは男性の場合（図6）に比べ小さく、個人所得比率との対称的パターンも見られない。むしろ、世帯所得の変動係数（図7）と非常に似通った推移を示している。

補論で検討しているように、女性の個人所得の標準偏差は40歳代半ばまで上昇するので、40歳代までの共分散項の低下はその影響による部分が大きいと解釈できる。女性の個人所得の標準偏差は40歳代半ばから50歳代半ばまでは横ばいとなるため、他の世帯員、とくに夫の個人所得の標準偏差が50歳代半ばまで上昇を続けることが、同時期の共分散項の上昇の背後にあるものと思われる。50歳代半ば以降は、女性の個人所得の標準偏差は低下していくため、夫の個人所得の標準偏差の低下との両方が、共分散項の上昇となって表れているといえる。

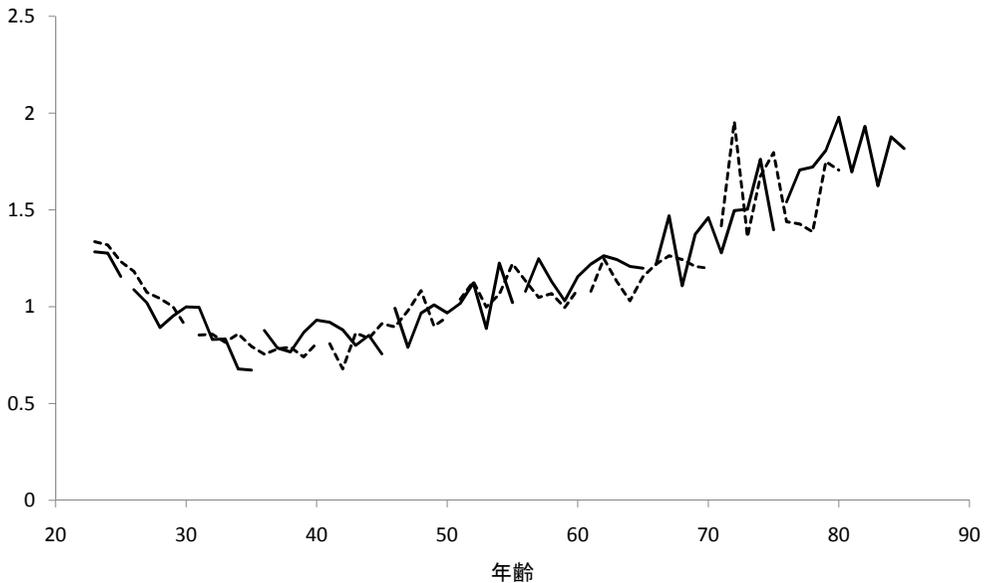


図10 共分散項の推移（女性）

4 コーホート分析による解析

ここまでは、世帯所得の変動係数と、それを分解した個人所得の変動係数、個人所得比率、共分散項の、合計4つの集計量がライフサイクルにおいてどのような推移を示しているかを個別に考察してきた。ここからは、コーホート分析によってこれら4つの集計量の一般的な変動パターンを抽出し、それらの間の関係性についての考察をおこなう。

コーホート分析は、Deaton and Paxson (1994) をはじめとして多くの研究で用いられている手法である。ここまでの一連の図が示すように、疑似パネルデータのプロットから観察される集計量の推移には、年齢の違いによる推移だけでなく、コーホートの違いによる部分や、調査年ごとに共通していると思われる変動が含まれている。疑似パネルデータからデータの一般的変動パターンを把握するために、集計量を年齢効果、コーホート効果、年次効果に分解する手法がコーホート分析である。

コーホート分析では、各生まれ年のコーホートについての各年における集計量を、ある年齢にあれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数（年齢ダミー）、ある生まれ年であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数（生年ダミー）、ある年次の集計量であれば1、それ以外であれば0をとるダミー変数（年次ダミー）に回帰させ、ダミー変数の係数推定値を求めることで、集計量の変動を年齢による部分、生年による部分、年次による部分の3つに分解する。

本稿では、1986年から1995年までの各年における1907年生まれから1971年生まれまでの（23歳から79歳までのいずれかの年齢にあたる）各コーホートについての集計量（標本数569）を、24歳

から79歳までの各歳刻みの年齢ダミー、1960年代生まれを除く1900年代生まれから1970年代生まれまでの10年刻みの生年ダミー、1989年を除く1986年から1995年までの年次ダミー、および定数項に回帰して、各ダミー変数の係数推定値を求めた¹⁰⁾。

図11は、1989年時点の23歳(1960年代生まれ)のライフサイクルにおける世帯所得の変動係数の推移を、個人所得の変動係数、個人所得比率、共分散項の3集計量の推移に要因分解したものである¹¹⁾。図では世帯所得の変動係数を折れ線グラフで、個人所得の変動係数、個人所得比率、共分散項を積み上げ棒グラフで示している。

世帯所得の変動係数は27歳まで横ばい、その後40歳代まで低下したのち安定的となり、50歳代を迎えた頃上昇に転じている。図3では集計量の散らばりが大きくはっきりしなかった40歳前後の推移が、図11では明確に確認できる。

個人所得の変動係数は30歳代半ばまで低下したのち上昇に転じている。男性についての加齢に伴う個人所得の不平等度の拡大は、夫婦の稼働所得を分析対象とした安部・大石(2006)の帰結とも整合的である。ライフサイクルの初期は個人所得の変動係数の方が世帯所得の変動係数よりも大きく、その後同程度となったのち、30歳代後半からは個人所得の変動係数のみが増加をはじめ、世帯所得の変動係数との乖離が進んでいく様子が図から読み取れる。30歳代後半以降については、個人所得の格差は世帯所得の格差を拡大する方向に寄与しており、加齢に伴いその程度が高まっていくことがわかる。

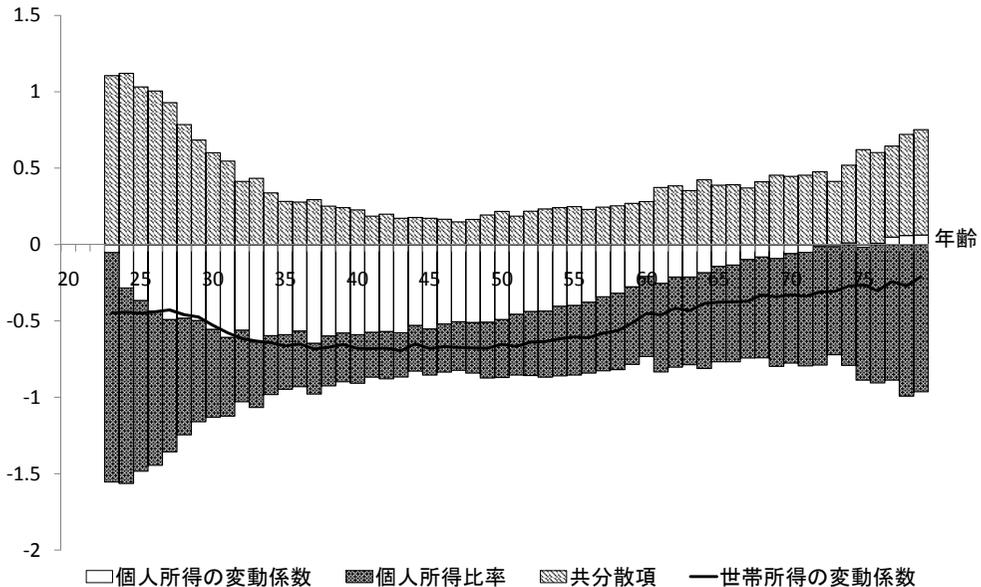


図11 世帯所得分散の要因分解(男性)

個人所得比率は定義上常に負の値をとるが、その絶対値はライフサイクルの初期時点で非常に大きく、それが30歳代半ばまでに絶対値で見て縮小したのち40歳代半ばまで安定的となり、その後は徐々に大きな負の値をとるようになる。図5でも観察された40歳代をピークとする逆U字型の推移は、図11でより明瞭に確認される。40歳代半ばまでの個人所得比率の上昇は世帯所得の格差を拡大する方向に寄与し、50歳代半ば以降の個人所得比率の低下は世帯所得の格差を低下させる方向に寄与している。ライフサイクルの初期と高齢期には家族との同居により、結果として世帯所得の格差を抑えるような行動がとられていると理解される。

共分散項は、ライフサイクルの初期においては個人所得比率の負の値を打ち消すように高いがその後大きく低下し、30歳代半ばから60歳代までは、40歳代後半を底とするごく緩やかなV字型になっている。補論で見たように、夫婦と所得のない子どもによる世帯が多数となる50歳代までの年齢時期には、共分散項の中に含まれる男性の個人所得の標準偏差の上昇による影響が支配的であり、共分散項の低下がもたらされていると思われる。40歳代後半以降の共分散項の緩やかな上昇は、個人所得の標準偏差の低下と他の世帯員の所得の標準偏差の低下とが打ち消しあい、若干前者が支配的であるというように理解される。

図12に示した女性コーホートについての世帯所得分散の要因分解は、図11とは全く異なる特徴を持つ。世帯所得の変動係数ははじめ横ばいののち30歳代半ばまで若干低下するがその後はおおむね安定的で、50歳前後から緩やかな上昇に転じている。男性コーホートに比べ、加齢による変化は緩

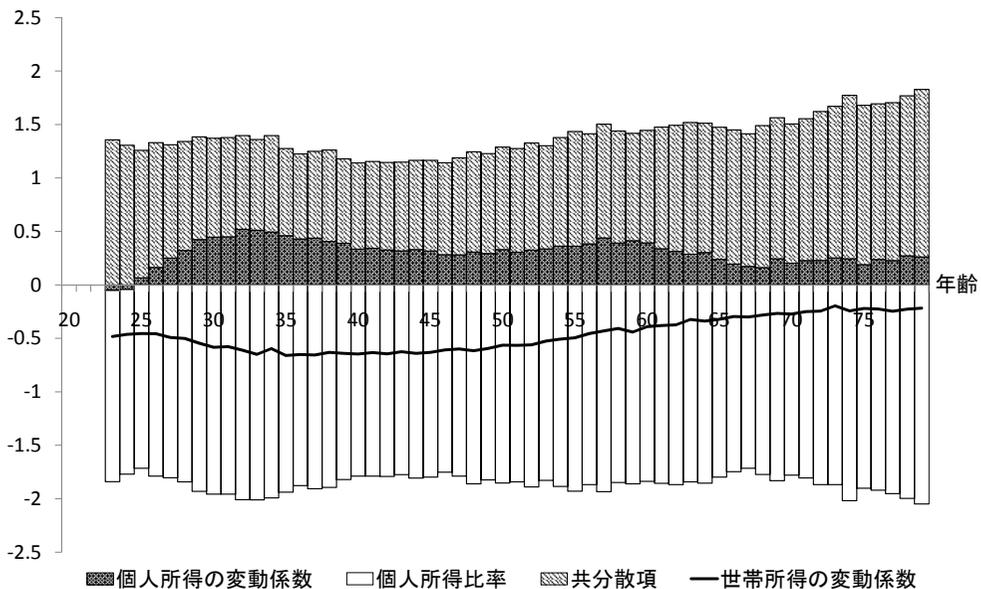


図12 世帯所得分散の要因分解（女性）

やかで、30歳代以降については水準自体も男性コーホートに比べ高い。男性よりも女性の方がより大きな世帯所得格差に直面しているということになる。夫が主たる所得源となっている夫婦世帯がある一方で、母子世帯が低所得に陥るケースが非常に多いことなど、女性の方が世帯所得についてより大きなリスクにさらされている結果であるといえる。

個人所得の変動係数の推移は、30歳代前半と50歳代後半にピークを持つ双方型であり、この2つの時期を中心に世帯所得格差を強める方向に働いている。一方、個人所得比率の推移はおおむね横ばいであるが、30歳代前半に若干の谷があり、この谷がちょうど個人所得の変動係数の山と時期を同じくしている。30歳代前半は、結婚や出産を機にいったん退職、またその後再就業といった意思決定が行われる時期である。個人所得比率の低下の背景には平均的な労働参加率の低下があり、変動係数の高まりの背景には労働参加率の低下による平均個人所得の低下と、就業者非就業者間の個人所得の不平等化があると理解できる。

表1は、男性コーホートの4つの集計量についてコーホート分析により推定された10年刻みの生年ダミーの係数推定値である。以下では、参照世代である1960年代生まれとの比較によって世代ごとに見られる特徴を確認していく。

1900年代生まれについては、個人所得の変動係数が参照世代に比べ18ポイントほど高い一方で、個人所得比率が14ポイントほど、共分散項が7ポイントほど低くなっており、これらが相殺し合って、世帯所得の変動係数はマイナス3ポイントと、参照世代との大きな差は見られなくなっている。1900年代生まれが現役期を過ごしたのは戦前から1960年代までの社会保障制度が現在ほど充実していない時代であり、高齢期に個人のレベルで直面する大きな所得格差を子ども世代との同居によってカバーしていると理解される。

1910年代生まれと1920年代生まれでは、個人所得の変動係数が参照世代よりも2ポイントほど高いという共通した特徴が見られるが、世帯所得の変動係数は1920年代の方が5ポイントほどと明らかに高くなっている。その主たる要因は1910年代生まれの個人所得比率がマイナス6ポイントと低くなっていることにある。使用しているデータにおいて1910年代生まれはおおむね65～85歳、1920年代生まれが55～75歳にあっており、この二つのグループ間で子ども世代との同別居の状況が大きく違うことがその背景にあると推察される。高齢期における子ども世代との同居について、これらの世代を境に大きな変化が生じているといえる。

1930年代生まれと1940年代生まれでは、いずれも個人所得比率が5ポイントほど高くなっているが、個人所得の変動係数は1930年代生まれが1ポイント弱なのに対して1940年代生まれはマイナス4ポイント近くと大きな違いがあり、それが世帯所得の変動係数の違いに表れている。

1950年代生まれについては参照世代との明確な差は確認されない。これらの世代についての所得や世帯の状況はほぼ同様であるものといえる。

表 1 世帯所得分散および各要因のコーホート効果（男性）

出生年代	世帯所得の変動係数	個人所得の変動係数	個人所得比率	共分散項
1900	-0.0300 (0.0582)	0.1799 ** (0.0722)	-0.1372 ** (0.0594)	-0.0727 (0.0993)
1910	0.0047 (0.0461)	0.0174 (0.0571)	-0.0638 (0.0470)	0.0512 (0.0786)
1920	0.0508 (0.0393)	0.0229 (0.0487)	0.0144 (0.0401)	0.0135 (0.0670)
1930	0.0576 * (0.0322)	0.0087 (0.0400)	0.0536 (0.0329)	-0.0047 (0.0550)
1940	0.0204 (0.0248)	-0.0376 (0.0307)	0.0495 * (0.0253)	0.0084 (0.0423)
1950	0.0223 (0.0164)	-0.0058 (0.0203)	0.0175 (0.0167)	0.0106 (0.0279)
1970	0.0515 (0.0313)	0.0802 ** (0.0388)	-0.1175 *** (0.0319)	0.0888 * (0.0533)

(注) 数値は 1960 年代生まれを比較対象とする出生年代ダミーの係数推定値、括弧内の数値は係数推定値の標準偏差である。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で係数推定値が統計的に有意に非ゼロであることを示す。

1970 年代生まれについては、個人所得の変動係数が 8 ポイントほど明らかに高くなっており、それを相殺する形で個人所得比率は 12 ポイントほど低くなっている。使用しているデータでは、1970 年代生まれは 23~25 歳の年齢層にあり、個人所得のレベルでの格差の拡大を、主に親世代との同居によりカバーしていたものと推察される。1970 年代生まれでは、共分散項も参照世代に比べ高く、本人の個人所得格差よりも他の世帯員の所得が高くなっている。これら正負の要因の結果として、世帯所得の変動係数は参照世代よりも 5 ポイントほど高くなっているが、統計上有意な結果ではなくなっているということが分かる。

表 2 は、女性コーホートの各集計量についてコーホート分析の結果から得られた出生年代ダミーの係数推定値である。

1900 年代生まれと 1910 年代生まれについては、個人所得の変動係数が低く共分散項が高いという共通した特徴が見られる。個人所得比率はいずれも負であるが、1900 年代生まれの方がより大きな負の値となっており、1900 年生まれでは世帯所得の変動係数がより低い原因になっている。

1920 年代生まれと 1930 年代生まれについては、個人所得比率はいずれもマイナス 4 ポイント強であり、共分散項もおおむね同程度であるのに対して、明らかに違うのは個人所得の変動係数であり、その結果、世帯所得の変動係数は 1930 年代生まれで非常に高くなっている。

表 2 世帯所得分散および各要因のコーホート効果（女性）

出生年代	世帯所得の変動係数	個人所得の変動係数	個人所得比率	共分散項
1900	-0.0718 (0.0529)	-0.0518 (0.0714)	-0.2297 ** (0.0933)	0.2097 (0.1018)
1910	-0.0166 (0.0419)	-0.0489 (0.0565)	-0.1456 ** (0.0739)	0.1780 (0.0806)
1920	0.0363 (0.0357)	-0.0137 (0.0482)	-0.0422 (0.0629)	0.0922 (0.0687)
1930	0.0584 ** (0.0293)	0.0281 (0.0395)	-0.0444 (0.0517)	0.0747 (0.0564)
1940	0.0177 (0.0225)	-0.0066 (0.0304)	-0.0386 (0.0397)	0.0628 (0.0433)
1950	0.0021 (0.0149)	0.0355 * (0.0201)	-0.0442 * (0.0262)	0.0108 (0.0286)
1970	-0.0312 (0.0284)	-0.0154 (0.0384)	-0.0407 (0.0501)	0.0249 * (0.0547)

(注) 数値は 1960 年代生まれを比較対象とする出生年代ダミーの係数推定値、括弧内の数値は係数推定値の標準偏差である。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で係数推定値が統計的に有意に非ゼロであることを示す。

1940 年代生まれと 1950 年代生まれは個人所得比率がマイナス 4 ポイントと同程度である。これらの世代は戦後制度の下で世帯形成した世代にあたり、世帯における女性の個人所得の平均的役割が定着した世代であると解釈できる。しかしながら、1940 年代生まれで共分散項が高い一方、1950 年代生まれでは個人所得の変動係数が高くなっている。1940 年代生まれ以前では共分散項はより高くなっており、これらの世代においては本人所得がない者が多くその散らばりも小さいのに対して、他の世帯員である配偶者等の所得の散らばりの大きさが高い共分散項として表れていると考えられる。1950 年代生まれについて個人所得の変動係数が高いこととちょうど裏返しの関係となっている。

1970 年代生まれについては、男性の場合に見られたような大きな違いは見られない。個人所得比率はそれ以前の世代と同程度であり、個人所得の変動係数は参照世代と比べごくわずか小さいだけである。共分散項が高くなっている点は男性の場合と共通しており、所得の標準偏差が高い親世代との同居が参照世代に比べ高まっていると推察される。

なお、個人所得比率は 1920 年代生まれから 1970 年代生まれまでおおむねマイナス 4 ポイントと一貫している。戦後期においては、女性が世帯の中で占める役割が固定化しているともいえる。ただし、参照世代である 1960 年代生まれ女性の係数推定値は定義によりゼロであり、この世代だけ個人所得比率が高いといえる。バブル経済の時期に若年期を過ごし、男女雇用機会均等法が成立したこの世代

は、他の世代とは異なる特徴を示しているのかもしれない。

5 結 論

本稿では、1980年代半ばから1990年代半ばにおける男女別年齢各歳別の疑似パネルデータを用いて、個人レベルでの所得格差と世帯レベルでの所得格差との乖離の要因について、とくに世帯形成による所得保障という観点に注目して分析を行った。

第2節では、対数個人所得分散と対数世帯所得分散の比較により、個人レベルでの所得格差は世帯レベルの所得格差に比べはるかに大きいということが確認された。また、ライフサイクルにおける世帯所得分散の推移には男女間で大きな差は見られないのに対して、個人所得分散のライフサイクルにおける推移のパターンには大きな男女差が存在することが分かった。

第3節では、個人レベルでの所得格差が世帯形成によってどのような形でヘッジされているのかを考察した。Pencavel (2006) の手法を応用して、世帯所得の変動係数を個人所得の変動係数、個人所得が世帯所得に占める割合、個人所得と他の世帯員との所得の共分散項の3つの集計量に分解し、そのライフサイクルにおける推移を観察することで、3つの要因が世帯所得の変動係数にどのような影響を及ぼしているかについて考察した。ライフサイクルにおける3つの集計量の推移はやはり男女で大きく異なっており、世帯の中で果たす役割の違いを反映しているものと推察された。

コーホート別集計量のプロットは生年や調査年による散らばりが大きく、同一年齢であっても世代によって集計量に差異がみられる箇所も確認された。より一般的な帰結を導くため、第4節ではコーホート分析により、集計量の変動を加齢による部分、出生年代に共通した部分、調査年に共通した部分に分解し、ライフサイクルにおける各集計量の変動パターンと世帯所得の変動係数の変動パターンの関係、各生年世代に共通して観察される各集計量の差異について考察した。男性については、個人レベルでの所得格差が比較的高いライフサイクルの初期と高齢期に、同居によって個人所得が世帯所得に占める割合を小さくすることで穴埋めしているというはっきりとした特徴が観察された。女性については、30歳代前半において、個人所得比率の低下と個人所得の変動係数の高まりが確認された。この年齢層では副次的な働き手としての役割を担っているかどうかの差が大きくなっていることが背景にあると推察される。

集計量のコーホート間での差異として特徴的なものとして次の二つがあげられる。第一に、1900年代生まれ男性と1970年代生まれ男性において個人所得格差が大きい一方で個人所得比率が小さい点である。前者は社会保障制度が未発達の時代に現役期を過ごした世代であり、高齢期に直面する個人レベルの所得格差を子ども世代との同居によってカバーしていると理解される。後者はバブル崩壊後の不況期にライフサイクルをスタートさせた世代であり、個人レベルの所得格差を親世代との同居によってカバーしていたものと思われる。第二に、1920年代生まれ以降の女性について個人所得比

率は安定的であり、戦後期における女性が働き手として世帯に占める役割は長らく固定化しているとも解釈できる点である。

本稿で使用したデータは1995年までのものであり、それ以降も所得格差の拡大と世帯形成の変容は進んでいるものと考えられる。とくに、単身世帯の増加による所得格差の拡大は、高齢者層だけでなくより若い年齢層にも及んでいることが懸念される。そうした世帯形成の変容は2000年代に入って本格化していると推察されるため、本稿で考察したような世帯形成による所得保障の機能がより低下しているという事実が確認されるようであれば、従来の固定した世帯構造を前提とする社会保障制度のあり方を大きく見直す必要が出てくるものと考えられる。新統計法の施行により、以前よりも政府統計を利用した分析がより行いやすい環境が整いつつある。より最新のデータを基に、所得格差拡大と世帯形成の変容の関連性について考察することが今後の課題である。その際には、経済社会状況の変化がさほど進む前のデータ状況を確認した本稿の分析が変化前と変化後の参照のための基礎資料として活用できよう。

補論 個人所得の標準偏差の推移に関する考察

ここでは、共分散項の推移に関する解釈のために必要となる個人所得の標準偏差の推移について確認する。

図A1は、本論と同様のコーホート分析によって、男女別の個人所得の標準偏差の加齢に伴う推移

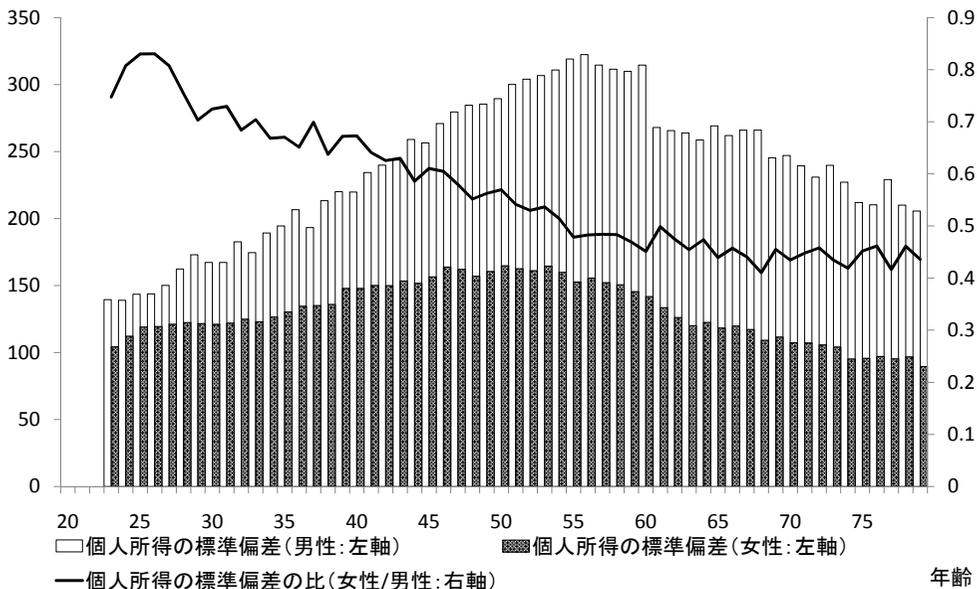


図 A1 個人所得の標準偏差の年齢効果

(年齢効果)を抽出したものである。男性については、個人所得の標準偏差は40歳代半ばまで大きく上昇し、その後はやや緩やかに上昇を続けるが、50歳代半ば以降は低下に転ずる。女性については40歳代半ばまで上昇をつづけるが、その速度は男性の場合よりも緩やかであり、その後横ばいとなるから、50歳代半ば以降は低下していく。図の折れ線は男女の標準偏差の比率をとったものであるが、ライフサイクルのほとんどの期間を通じて比率の低下がみられる。

表1は、コーホート分析によって抽出した個人所得の標準偏差についての世代間での違い(コーホート効果)である。1940年代生まれ以前の女性コーホートについては、明らかに参照世代を含む1950年代生まれ以降よりも低い値となっている。このことは、戦後生まれの世代においては女性の個人所得の標準偏差が大きくなっているということの裏返しである。男性コーホートについては、出生年代によって符号がまちまちで、はっきりした傾向は読み取れない。

ここから、共分散項の推移においては、次のような事実を踏まえておく必要があることがわかる。基本的に夫婦と所得のない子どもによる世帯が中心となる50歳代までの年齢時期には、男性の個人所得の標準偏差の上昇速度が女性よりも早いため、男性コーホートについての共分散項の中に含まれ

表 A1 個人所得の標準偏差のコーホート効果

出生年代	男性	女性
1900	15.38 (21.04)	-18.82 * (10.35)
1910	-19.38 (16.65)	-24.93 *** (8.19)
1920	-14.93 (14.19)	-26.99 *** (6.98)
1930	1.45 (11.65)	-25.34 *** (5.73)
1940	12.21 (8.96)	-14.64 *** (4.40)
1950	13.79 ** (5.91)	-3.01 (2.91)
1970	-19.57 * (11.30)	-4.85 (5.56)

(注) 数値は1960年代生まれを比較対象とする出生年代ダミーの係数推定値、括弧内の数値は係数推定値の標準偏差である。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で係数推定値が統計的に有意に非ゼロであることを示す。

る $\theta(a, c)$ の値は低下していくものと考えられる。同時期の女性コーホートについては、 $\theta(a, c)$ の分子分母の関係が男性とは逆転するため、 $\theta(a, c)$ の値は上昇していくものと考えられる。

60 歳代以降は、所得をもつ子ども世代と同居する個人が現れるようになるため、共分散項と $\theta(a, c)$ との関係については、本稿で使用するデータから明確な特徴を述べることは困難である。

戦後生まれの女性コーホートは、戦前生まれに比べ個人所得の標準偏差は高く、 $\theta(a, c)$ が低い値を示す方向に働く。

注

- 1) 例えば岩本・福井 (2001) は高齢者の親とその子世代の同別居における所得の影響についてクロスセクションデータに基づいて分析し、親世代の所得が低いと同居を選択する傾向があることを実証的に明らかにしている。
- 2) 再分配後の可処分所得については『国民生活基礎調査』では 3 年に 1 度の大規模調査年においてのみ調査が行われている。サンプル数の確保のため、本稿では毎年の集計量が得られる市場所得を分析の対象とした。
- 3) 本稿で使用するデータの出所である『国民生活基礎調査』で調査されている所得は前年所得であるため、本稿で述べている各歳所得とは、実際には 1 歳さかのぼった時点における所得である。また、本稿で用いている所得は、稼働所得だけでなく年金等の社会保障給付も含んでいるため、個人所得格差の性別による違いを解釈する際には、稼働所得が所得の中心となっている若年期と、社会保障給付が所得の中心となる高齢期とに分けて考える必要がある。
- 4) 本稿で使用している集計量は夫婦のみの世帯に限ったものではなく無配偶の個人や親世代・子世代で同居している個人などさまざまな世帯類型にある個人をすべて含めて集計されているため厳密ではない点には注意が必要である。
- 5) Pencavel (2006) では分析対象を夫婦世帯に限定し、世帯稼働所得を夫の稼働所得と妻の稼働所得の和として同様の要因分解をおこなっている。それに対して本稿における分析対象はあらゆる家族構成にあるすべての個人である。個人は就業選択等によって個人所得についての意思決定をおこなうとともに、世帯形成によって他の世帯員の所得についても間接的な意思決定をおこなっている、というのが本稿における個人行動についての想定である。なお、(1)式以下の数式は等価比率所得調整を行うか否かに関わらず成立するが、本稿で使用するデータには世帯所得については等価所得比率調整済み集計量が存在するが個人所得についてはそれが無い。したがって、本稿における分析は等価所得比率調整を行わない集計量に関するものである。
- 6) θ の分母である個人所得の標準偏差の推移についての考察は、共分散項を解釈する一助となる。補論では、個人所得の標準偏差について本論と同様の分析を行っている。
- 7) 図中の実線は 1910 年生まれ以降の 10 年おきのコーホートについての集計量、点線は 1915 年生まれ以降の 10 年おきのコーホートについての集計量である。以下、図 10 まで同様。
- 8) Pencavel (2006) は妻の年齢を基準にした夫婦の稼働所得についての集計量の推移を検討しているので、本稿における集計量の推移と厳密な形では比較することができない点には注意が必要である。

- 9) 本稿で使用する疑似パネルデータには、共分散項を得るために必要な集計量の一部（他の世帯員の所得の標準偏差および個人所得と他の世帯員の所得の相関係数）は収録されていない。したがって、ここでの共分散項は、(5)式の定義に従い、世帯所得の変動係数から個人所得の変動係数および個人所得比率を控除することにより求めている。
- 10) 80歳以降は集計量の散らばりが大きいため、コーホート分析の対象からは外している。また、23歳ダミー、1960年代生まれダミー、1989年ダミーは、一次従属を避けるため説明変数から外している。回帰によって得られる定数項の推定値は1989年時点で23歳であるコーホート（1960年代生まれに含まれるコーホート）の集計量を表すことになる。
- 11) 各集計量の推移は、各集計量についての最小二乗回帰から得られた年齢ダミーの係数推定値を定数項によって調整したものである。

〔参考文献〕

- 安部由起子・大石亜希子、「妻の所得が世帯所得に及ぼす影響」、小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割——』第8章、東京大学出版会、185-209頁、2006年。
- Cancian, M. and D. Reed (1998), 'Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality,' *The Review of Economics and Statistics*, 80 (1), pp. 73-79.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994), 'Intertemporal Choice and Inequality,' *Journal of Political Economy* 102, pp. 437-67.
- 府川哲夫（2006）、「世帯の変化と所得分配」、小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割——』第6章、東京大学出版会、141-184頁。
- 岩本康志（2000）、「ライフサイクルから見た不平等度」、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』第5章、東京大学出版会、75-94頁。
- 岩本康志・福井唯嗣（2001）、「同居選択における所得の影響」、『日本経済研究』No. 42、21-43頁。
- 西村幸満（2006）、「若年の非正規就業と格差——都市規模間格差、学歴間格差、階層間格差の再検証——」、『季刊社会保障研究』第42巻第2号、137-148頁。
- 大竹文雄『日本の不平等』、日本経済新聞社、2005年。
- 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』第35巻第1号、65-76頁。
- Pencavel, J. (2006), 'A Life Cycle Perspective on Changes in Earnings Inequality among Married Men and Wemen,' *The Review of Economics and Statistics*, 88 (2), pp. 232-242.
- 橘木俊詔（1998）、『日本の経済格差』、岩波書店。
- 寺崎康博（2002）、「所得格差の変動の構造分析——家族変動と社会保障の観点から——」、『社会保障の改革動向に関する国際共同研究』（厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業）、147-183頁。

The Influence of the Change in Household Structure on Income Inequality

Tadashi FUKUI

Abstract

In recent years, the inequality in economic conditions has become recognized more seriously. Meanwhile the change in household structure made the family size smaller than before, so that the effect of household formation which moderates income inequality at individual level had become weaker. This paper investigates the connection between individual income inequality and household income inequality to clarify the role of household formation as income security function.

A cohort analysis based on quasi-panel data from mid-1980 to mid-1990 shows that the male in their early twenties and the male aged 60 or more tend to counterbalance individual income inequality by living with their parents or children.

The analysis also suggests that the male born in the 1900's and in the 1970's are exposed to a large inequality in individual income. The former cohort, who spent the main of their life-cycle in the pre-war age, is not covered by an adequate social insurance system. The latter cohort started their life cycle under a depressed macroeconomic situation. Both cohorts seem disposed to form household with their children or parents to secure the household income level.

Keywords: individual income, household income, income inequality, household formation, quasi-panel data