

# 職業経歴の影響にみる高齢層の経済格差

## —所得と資産の規定要因に関する男女比較から<sup>1</sup>—

麦山 亮太

(東京大学大学院)

### 【論文要旨】

本稿の目的は、現役期の職業経歴が高齢期の経済状況に与える影響を検討することを通じて、いかなる過程のもとで高齢層における経済的格差が生じるのかを明らかにすることにある。高齢層の経済状況を捉えるため、職業経歴を1時点の状態でなく縦断的な情報（最長従業先での就業年数、従業上の地位、企業規模、40歳時の職種、就業中断経験の有無）を用いて操作化したうえで、個人所得、等価世帯所得、純資産の3つを従属変数とする分析を行い、その結果を男女で比較しながら議論する。分析には2015年SSM調査データを使用する。得られた結果は以下のとおりである。職業経歴は男女とも高齢期の個人所得に対して無視できない影響をおよぼしており、とくに女性の多様な職業経歴は女性内部の個人所得の格差と結びついている。一方で世帯レベルの経済水準を表す世帯所得および純資産に対しては、男性の場合は職業経歴との関連がなおみられるが、女性の場合はこの関連は男性とくらべると弱い。女性においては個人所得が低い水準に抑えられ、世帯レベルの所得や資産に対する自身の所得の寄与が小さいために、職業経歴の影響は男性ほど顕在化していない。性別役割分業と労働市場における男女間格差を背景とした男女で異なる職業経歴が、高齢期における経済的格差の現れ方をも男女で異なるものとしている。

キーワード：職業経歴，高齢期の経済格差，所得と資産，ジェンダー

---

<sup>1</sup> 本研究はJSPS科研費特別推進研究事業（課題番号JP25000001）に伴う成果の一つであり、2015年SSM調査データの使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。分析に用いたデータは2017年2月27日版（バージョン070）のデータである。

本研究の内容は2016年11月4日のIARU Aging, Longevity, and Health Initiative Graduate Student Conference and Committee Meetings, 計4回にわたるSSM研究会テーマ別部会（労働市場1）、2017年11月5日の第90回日本社会学会大会にて報告し、いずれも参加者の方々より多くの有益なコメントをいただいた。さらに本研究の内容に関して白波瀬佐和子先生、黒川すみれさん、多重代入法の使用に関して豊永耕平さんより、それぞれ有益なご指摘をいただいた。以上、記して感謝申し上げます。

## 1. 序論

日本は先進産業諸国のなかでも最も急激な高齢化を経験した国の1つである。1965年には6.3%であった65歳以上人口の割合は50年を経た2015年には27.3%にまで増加し(総務省「国勢調査」)、今後もさらにこの趨勢は継続していくと予想される。高齢人口の増加は、主として現役期の職業的地位にもとづいて社会の階層構造を捉えてきた社会階層研究の枠組みに含まれない人びとが増えてきていることを意味する。さらに1980年代以降の所得格差のトレンドに対しては高齢人口の増加および高齢層内の格差が大きく関わっており(大竹 2005; 小塩 2006; 白波瀬・竹内 2009)、今や高齢層は社会全体の格差や階層構造を問ううえで無視できないインパクトをもつ存在となっている。

近年は社会学およびその周辺領域でも高齢層の格差に焦点を当てる研究が現れてきた。ここでの重要な点は、高齢者が享受する経済水準は、属する世帯の構成によって大きく異なるということである(清家・山田 2004; 白波瀬 2009; 岩井 2011)。現役期に行われた世帯形成という過去のライフコース上の経験が、高齢期の経済的な格差として現れるのである。高齢期はそれまでに蓄積した社会的・経済的な有利さ/不利さが発露するライフステージであるといえ、このことは不利の累積(cumulative disadvantage)として老年学の分野で指摘されてきた(Cristal and Shea 1990; O’Rand 1996; Dannefer 2003)。高齢層における格差の生成過程を明らかにするにあたっては、現役期のライフコースを考慮に入れることが重要である。高齢層における格差を生む現役期のライフコースの一側面として見逃してはならないのは、現役期の職業経歴(キャリア)である。人びとは労働を通して賃金などの経済的報酬を受け取る。労働市場における地位の経歴である過去の職業経歴には、労働市場から得られる経済的報酬が反映される。労働市場における地位はたんにその時点の経済水準を左右するのみならず、多くの退職金や企業年金を受給したり、年金支払いを安定して継続できるという点で、将来の経済的見込みにも影響する。それだけでなく多くの経済的報酬を得ている者は、貯蓄や投資によって将来のために資源を投入することもできる。このように労働市場から得られる報酬は、現役期のみならず労働市場から引退した(しつつある)高齢層の経済水準にとっても少なからぬ影響を残すだろう。

現役期の職業経歴が高齢層の経済水準に与える影響を検討するにあたり、ジェンダーの視点を欠くことはできない。従来より日本では性別役割分業が極めて強く、男性は世帯の主たる稼ぎ手として就業し、女性は世帯の経済水準を考慮に入れて断続的に就業する、というパターンが一般的であった。職業経歴の違いが経済水準の違いに直結するのは主として男性であると想定され、職業経歴と高齢期の経済水準の関連を扱った研究も男性のみを対象としてきた<sup>2</sup>(清家・山田 1998; 野呂 2001; 木村 2002)。では、女性にとって現役期の職業

---

<sup>2</sup> 職業経歴と高齢層の経済水準の関連に関する研究が男性のみを対象にしがちであるという点は欧米における研究にも共通している(Crystal et al. 1992; McLaughlin and Jensen 2000;

経歴は高齢期の経済水準を左右していないのか。もし男性とは異なりその影響が小さいとするならば、それはなぜか。これらは経験的に検討されるべき問いであるとともに、今後高齢となる人びとの間にはいかなる格差が生まれ得るのかを考察するうえで重要である。

高齢層は労働市場からの引退期にあたり、労働市場における地位をもたない不就業者が多くなる。労働市場において地位をもたない人びとの階層をいかにして測定すべきかは、主として女性の階層測定の問題として扱われてきた（盛山 1994; Sørensen 1994; Szélenyi 1994）。ここでの1つの結論は、個人レベルの測定と世帯レベルの測定は同一でなく、それぞれ階層の別の側面を捉えており、両者を考慮に入れることで階層生成の過程をよりよく理解できるということである（Sørensen 1994; DiPrete 2002; 脇田 2013）。すなわち、職業経歴が高齢期の個人レベルの所得に影響するとしても、それが世帯レベルの経済水準に直結するかどうかは即断できない。職業経歴は世帯レベルの所得や資産にまで影響するのか、またここにはジェンダーによる差があるのか。高齢層の格差を捉えるにあたっては、個人レベルと世帯レベルの指標を明示的に分析に組み入れることが不可欠である。

そこで本稿の目的は、現役期の職業経歴が高齢層の経済水準、とくに所得（個人所得および世帯所得）と資産に与える影響を男女を比較しながら検討することを通じて、職業経歴がいかに高齢層における経済的格差を生じさせているのか、そのプロセスを明らかにすることにある。本稿では、職業経歴を操作化するにあたって単一の指標でなく、縦断的な性質をともなう複数の指標を取り上げる。これまでの研究は、たとえばある年齢時の職業や最長職など過去の1時点の状態のみをもって現役期の職業経歴を代表させるという方法をとってきた（清家・山田 1998; 野呂 2001; 木村 2002）。しかし職業経歴は仕事の系列(sequence of jobs)によって表されるものであり（Spilerman 1977）、1時点の状態にとどまらない時間的な側面を含んだ概念である。人びとはキャリア形成の過程で職業を変えたり、従業先を変えたり、あるいは一時的に就業をやめたりする。このような職業経歴の多面性を考慮に入れることで、高齢層における格差がいかなるキャリアの帰結として生じているのかを明らかにできる。本稿では職業経歴を最長従業先における勤続年数、40歳時職種、最長従業先の従業上の地位および企業規模、就業中断の有無という複数の指標により代表させ、これらが個人レベルの経済水準を表す個人所得、および、世帯レベルの経済水準を表す世帯所得および資産に与える影響を検討する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では高齢層の経済状況および現役期の職業経歴を捉えるために本稿ではいかなる指標を用いるか、さらに男女を比較する際の着眼点について述べる。第3節では分析に用いるデータおよび変数について述べる。第4節では分析の結

---

McNamara 2007)。なお女性について職業経歴と年金受給の関連を扱った研究としては Ginn and Arber (1996)、男女それぞれについて年金受給額を推定した Johnson et al. (2002) などが挙げられる。

果を提示する。第5節では分析で得られた結果をまとめ、議論を展開する。

## 2. 分析枠組み

### 2.1. 職業経歴をいかに操作化するか

労働市場からの引退期にあたる高齢層の多くは、キャリアを歩み終えた人びととして位置づけられる。彼（女）らの職業経歴はいかに記述すればよいだろうか。本稿では、日本におけるキャリア形成をめぐる文脈を考慮しながら、複数の指標を利用することで職業経歴の特徴を析出するという方法をとる。具体的には、以下の4つの側面に着目して操作化を行う。第1に、長期にわたる勤続である。日本の雇用慣行の特徴の1つは、ときに「終身雇用」とまで言われるほどの国際的にみても長い勤続年数にある（小池 1999）。日本の生活保障システムは基本的にこの長期雇用のもとで組み立てられてきたとされる（大沢 2007）<sup>3</sup>。長期にわたり同じ企業に勤め続ける、あるいは、自営業を続けられるということはキャリアの安定性を示すものとして重要であり、高齢期の経済水準にも無視できない影響をあたえるだろう。実際、被雇用者については勤続年数が長いほど退職金や企業年金額は増加する（宮澤 2010）。また自営業者にとっても長期にわたる事業継続は将来に向けての貯蓄や投資、追加での年金加入を促すと考えられる。

第2に、到達職種（occupation）である。職種は労働市場における社会経済的地位を示す基本的な単位である（Blau and Duncan 1967; Hauser and Warren 1997）。人びとはキャリアのなかでさまざまに職種を変えていき、年齢が上がり中年期になるにつれてその変化は低調となっていく（原 1979; 渡辺・佐藤 1999; 勇上 2011）。若年期に職種が変わりやすいということは、キャリアのはじめに転職（企業間移動）によって適職選択を行うということに加えて、とりわけ日本では企業内での職務転換が頻繁に行われること（今田・平田 1995; 小池 1999）を反映している。また企業内では管理職への昇進が比較的遅い年齢段階で行われることも知られている（小池 1991; 今田・平田 1995; Ishida et al. 2002）。さらに女性の場合は断続的な就業を行うということもあり、無業となることも含めて主たる職種が何であったかを考える必要がある。以上が意味するのは、個人の到達職種は若年期での職種ではなく、比較的遅い年齢段階での職種から判断しなければならないということである。

第3に、自営であったか被雇用であったかの違いである。公的年金制度において国民年金（1階部分）のみに加入する自営業者に対して、被雇用者は報酬比例の厚生年金保険に加入する（小塩 2013: 第4章）。高齢期の所得において年金所得の占める割合は高く（白波瀬 2005）、年金制度における違いは高齢期の経済格差に直結すると考えられるため、まず自営／

---

<sup>3</sup> ただし実際には長期雇用は大企業の男性正社員という限られた層にのみ当てはまる特徴に過ぎないということは指摘しておかなければならない（稲上 1999）。

被雇用の別が高齢期の経済格差といかに関連しているかを検討する必要がある。

ここで注意すべきは、被雇用者内も同質ではないという点である。とりわけ企業規模は被雇用者内の重要な違いである。日本においては古くから規模の大きな企業では小さな企業と比べて賃金水準が高く、これをもって労働市場の二重構造と称されてきた（尾高 1984）。加えて企業規模が大きいほど退職金や企業年金が生涯賃金に占める割合も大きくなる傾向にある（宮澤 2010）。以上により、同じ被雇用者のなかでも、企業規模によって高齢期の経済水準は大きく異なってくるとみられる。

最後に、就業の中断を経験したか否かである。就業を中断することは、既婚女性を補助的労働者へと移行させる（白波瀬 2000）のみならず、男性にとっても貧困リスクを高める契機である（森山 2012）。就業中断を経験することはその後の労働市場における地位獲得も長期的に不利となる（麦山 2017）。長期雇用の裏側として、いったん就業を中断した者はその後安定的な仕事を見つけにくいという関係があり、その影響は現役期のキャリア形成のみならず高齢期の経済水準にも影響をおよぼすと考えられる。

## 2.2. 高齢期の経済状況を捉えるための指標

労働市場から引退した、あるいは引退しつつある者が大半を占める高齢期において、その時点での労働市場における地位は階層を捉えるうえで適切ではない。そこで本稿では高齢層の経済水準を捉えるための指標として個人所得、等価世帯所得、純資産の3つの指標を取り上げる。先行研究においても、職業経歴と高齢期の経済水準の関係はまず当該個人の享受する所得あるいは年金受給額に焦点が当てられてきた（清家・山田 1998; 野呂 2001; 木村 2002）。職業経歴は個人に付随するものであるため、当該個人が高齢期に享受する所得、たとえば公的年金の報酬比例部分や企業年金、その他の個人所得に対してもっとも直接的に影響するだろう。

しかし、職業経歴が高齢期の個人所得に影響するとしても、個人の享受する生活水準にまでその影響が届くとは限らない。なぜなら個人の享受する経済水準は同じ世帯に所属する者の得る所得や、世帯レベルでプールされている経済的資源によって左右されるからである。すなわち、個人所得が少ないとしても、同じ世帯に所属する者が十分な所得を得ており、またその結果として多くの資源を蓄積し得ていれば、個人の生活水準は引き上げられる。そこで取り上げる第2の指標が、等価世帯所得である。これは世帯サイズを考慮したうえで所得から個人が享受する生活水準を表すものと解釈できる。以下、断りのない限り等価世帯所得を指してたんに世帯所得と表記する。

第3の指標が純資産である。純資産とは保有する資産総額より負債額を減じたものである。資産は所得の減少に対する緩衝材としてはたらしき（Spilerman 2000）、個人の生活水準を維持させる役割を果たす。とくに所得が減少する高齢期にあっては、資産は重要な消費の源泉と

なる (Henretta and Campbell 1978). 本稿では資産を世帯に属するものと捉え<sup>4</sup>, 職業経歴が高齢期の資産蓄積にいかなる影響をおよぼしているかを検討する.

### 3. 方法

#### 3.1 データと分析対象

分析には 2015 年 SSM 調査データを使用する. 本調査は 2014 年末時点で 20–79 歳の日本国籍をもつ男女を母集団とし, 2015 年 SSM 調査研究会により実施された. 標本抽出は全国 800 地点からの層化 2 段無作為抽出により, 調査は 2015 年 1 月 31 日から 7 月 26 日にかけて行われた. 有効回収数は 7817, 有効回収率は 50.1%であった.

分析対象は調査時点で 60–80 歳の男女 (男性 1517, 女性 1680) である<sup>5</sup>. ただし, 1 度も就業経験がなく職業経歴をもたない者, さらに個人所得または等価世帯所得 (後述) が 1500 万円以上のケースは外れ値として分析から除外する. 以上により分析に用いるサンプルサイズは男性 1499, 女性 1614 となる.

#### 3.2 変数

従属変数について述べる. 個人所得は, 個人年収に関する質問の回答区間の中点をとって連続変数とみなした値より, 臨時的収入の寄与を除いた値を使用する<sup>6</sup>. 等価世帯所得も同様に世帯年収に関する質問を連続変数としたうえで, 世帯人数の平方根で除した値を使用する. 純資産は, 総資産および借入金額の回答区間の中点をとって連続変数とみなしたうえで, 総資産から借入金額を減じた値である. ただし, 選択肢は 1 億円以上でトップコーディングがなされているため, これを選択した回答者の資産額は 1.4 億円とみなす<sup>7</sup>.

---

<sup>4</sup> 資産が世帯内の人員に等しく配分されず, 世帯内で不平等に配分されると捉える見方もある. しかし本稿で用いる調査データでは個人の資産所有額を尋ねていないため今回はこれを扱うことはしない.

<sup>5</sup> 本稿の関心となる母集団は高齢層全体であるため, 無業者のみ, あるいは有業者のみに分析を絞ることはせず, いずれも分析の対象に含む.

<sup>6</sup> 2015 年 SSM 調査データでは, 個人収入の内訳について, 6 つの項目それぞれの合計が 100% になるように, その割合を尋ねている. そのうちの 1 つに「臨時的収入 (退職金・不動産売買など)」という項目がある. 臨時的収入を含む場合, 個人所得の値は回答者の享受する安定的な所得とはかけ離れたものとなるおそれがある. そこでこの項目に 1%以上の値を回答した場合はその値を個人所得から減じる. 例えば, 個人年収を尋ねる質問への回答で「1000 万円位 (950~1,050 万円未満)」を選択し, 年収の内訳を尋ねる質問に「臨時的収入 (退職金・不動産売買など)」が 70%と回答している者の個人所得は,  $1000 - 1000 \times 70 = 300$ 万円と定義される.

<sup>7</sup> 2015 年 SSM 調査では, 「あなたのご家族 [生計をともししている家族] で所有している資産は, 時価でどのくらいになりますか. おおよそで結構ですので, ローンなどの借金額を引かず, …… (ウ) 全ての資産 (合計) のそれぞれについてもっとも近いと思われる番号に○をつけてください」という質問によって総資産額を尋ねている. さらに, 「あなたのご家族 [生

本稿で重要な職業経歴を表す4つの変数について述べる。第1に、長期雇用・長期勤務の影響を捉えるため、最長従業先での就業年数を用いる。しかし、就業年数は初職を開始した年齢によって異なってくる。そこで本稿では、初職開始から60歳までの期間のうち最長従業先での従業年数が占める割合（以下、最長従業先割合）の変数を作成する。これは以下のとおり定義される。

$$\text{最長従業先割合} = \frac{\text{60歳までの最長従業先での就業年数}}{\text{初職開始から60歳までの年数}}$$

たとえば、18歳に1つめの従業先に勤めはじめ、24歳で2つめの従業先に転職した後、そのまま60歳に到達したケースであれば、最長従業先割合は $(60 - 24) / (60 - 18) = 0.857$ となる。定義により、最長従業先割合の最大値は1、最小値は0となり、初職からずっと同じ従業先に勤めていた場合に1をとり、多くの従業先に勤めたり長い無業期間があるほど値は下がっていく。この指標は人によって異なる初職開始からの期間を揃えたうえで同じ従業先に勤め続けた期間を評価できるという利点をもつ<sup>8</sup>。

第2に、到達職種を表す変数として40歳時点の職種を用いる。到達職種を表す時点として40歳を採用するのは、2.1で論じたとおり、到達職種が確定するのは比較的遅い年齢段階であるためである<sup>9</sup>。SSM職業大分類にもとづき、専門管理、事務販売、熟練、半非熟練、農業、さらに無業（内職を含む）を加えた6カテゴリを使用する。

第3に現役期の従業上の地位および従業先規模を表すため、最長従業先における従業上の地位および従業先規模（以下、最長従業先規模と表記）を用いる。これは、初職開始から60歳までの間に最も長く働いた従業先における従業上の地位および従業先の従業員数を組み合わせ、自営（家族従業を含む）、被雇用1-29人、被雇用30-299人、被雇用300-999人、被雇用1000人以上、被雇用官公庁の6カテゴリを作成する<sup>10</sup>。被雇用でかつ従業員数を「わからない」と回答した場合は欠損とする。同じ従業先に勤務しながら自営から被雇用、または被雇用から自営に転換した場合は、より新しい（年齢が高い）ほうの従業上の地位を採用することとする。

最後に就業中断の有無を捉えるために、初職開始から60歳までに3ヶ月以上の無業期間を

---

計をともにしている家族]全体で、住宅ローンなどこれから返済しなければならない残額はありますか」という質問によって負債額を尋ねている。前者の回答の値から後者の回答の値を減じることによって純資産額を算出している。

<sup>8</sup> ただし長く同じ従業先に勤めるといったとき、男性の場合は多くの場合若い年齢で最長従業先が確定するのに対して、女性は結婚・出産期の就業中断が多く含まれるため、最長従業先が確定するのはより遅い年齢となる。このように男女で変数のもつ意味が若干異なってくる点は解釈に際して注意が必要である。

<sup>9</sup> 50歳時点の職種を用いてもほぼ同様の結果が得られることを確認した。

<sup>10</sup> 自営業者の従業員数は「わからない」を除くと男性では98%、女性では97%が1-29人であった。したがって大企業の経営者といった自営業とは言い難いような者はほとんど含まれていないと判断できる。

経験したことがあるかどうかを示す2値変数を使用する。ただし学校関連の理由により離職して無業となった場合には、就業中断経験ありとはみなさないこととする。

その他の統制変数について述べる。年齢は調査時点の年齢から60を引いた値を用い、2次の項までを考慮する。出身階層は本人15歳時点での父親の所属階級により定義する。ここで使用する分類は職種、従業上の地位、企業規模を組み合わせて作成されたSSM総合8分類(原・盛山 1999)に父不在・無職を追加した指標であり、父専門、父大ホワイト、父中小ホワイト、父自営ホワイト、父大ブルー、父中小ブルー、父自営、父農業、父不在・無職の9カテゴリからなる。学歴は中学、高校、短大高専、大学大学院の4カテゴリを使用する。婚姻状態は未婚、初婚、再婚、離別、死別の5カテゴリを用いる<sup>11</sup>。出身階層、学歴、婚姻状態はいずれも職業経歴および高齢期の経済状況に影響しうる交絡変数であり、これらを統制したうえで職業経歴独自の効果がみられるかどうか为本稿の関心となる。さらに調査時点の従業上の地位として、役員・正規雇用、パート・アルバイト・臨時雇用、派遣・契約・嘱託、自営・家族従業、内職・無業の5カテゴリを使用する。この変数は現役期の職業経歴の効果が高齢期における就業を促す/抑制するという経路から生じているのか、それともそれ以外の経路によるのかを判断するために用いる。以上、用いる変数の記述統計量については表1に示した。

### 3.2 分析手法

分析にはOLS回帰分析を用いる。今回使用する従属変数はいずれも右に歪んだ変数であるため、分析に当たっては自然対数をとることでこれらを正規分布に近づける。個人所得、等価世帯所得には0.1を加えて自然対数をとる。純資産は負の値を含み最小値は-34.75であるため、34.85を加えて自然対数をとる。

また表1に示すとおり用いるデータには欠損が多く含まれ、とくに女性の純資産に至っては実に半数以上が欠損値となっている。これらを単純にリストワイズ削除してしまうことで、推定される係数のバイアスが大きくなるおそれがある。そこで用いるすべての変数について多重代入法(Van Buuren 2012)を用いて欠損値の補正を行った。代入は表1に記された全て

---

<sup>11</sup> 本稿の主眼ではないが、配偶者の稼得能力によっても所得や資産の多寡は異なってくると考えられる。そこで、初婚カテゴリを配偶者学歴によってさらに4分割(初婚・配偶者中学、初婚・配偶者高校、初婚・配偶者高等教育、初婚・配偶者学歴不明)したうえで、本稿の関心である職業経歴の効果が変化するかどうかを確かめた。分析の結果、配偶者学歴を分けた場合でも、得られる結論に大きな違いが生じないことを確認した。

なお配偶者学歴を考慮した場合の結果の概要は以下のとおり。女性の場合、配偶者学歴が高等教育の場合と比較すると配偶者学歴が中学または高校の場合は個人所得が高く、一方で世帯所得および純資産は少ない傾向があった。男性の場合、配偶者学歴が中学または高校の場合は配偶者学歴が大学の場合と比較すると純資産が少ない傾向があるが、個人所得と世帯所得については配偶者学歴の効果は観察できなかった。詳細な結果については筆者問い合わせのこと。

の変数を使用した多変量正規回帰により行い、反復回数は20回に設定した。

表 1 分析に用いる変数の記述統計量

	男性			女性		
	N	Mean	SD	N	Mean	SD
個人所得	1363	3.08	2.07	1488	1.35	1.17
対数個人所得	1363	0.96	0.70	1488	0.06	0.88
等価世帯所得	1150	2.97	1.82	1079	2.77	1.75
対数等価世帯所得	1150	0.96	0.59	1079	0.89	0.57
純資産	978	28.65	3.05	789	29.01	32.51
対数純資産	978	4.05	0.44	789	4.05	0.49
年齢 - 60	1499	8.99	5.55	1614	9.18	5.84
出身階層	1319			1375		
父専門 (%)	79	5.99		71	5.16	
父大ホワイト (%)	124	9.40		125	9.09	
父中小ホワイト (%)	44	3.34		35	2.55	
父自営ホワイト (%)	105	7.96		96	6.98	
父大ブルー (%)	85	6.44		85	6.18	
父中小ブルー (%)	134	10.16		118	8.58	
父自営ブルー (%)	143	10.84		166	12.07	
父農業 (%)	418	31.69		463	33.67	
父無業・不在 (%)	187	14.18		216	15.71	
学歴	1498			1609		
中学 (%)	359	23.97		485	30.14	
高校 (%)	734	49.00		906	56.31	
短大高専 (%)	23	1.54		127	7.89	
大学大学院 (%)	382	25.50		91	5.66	
婚姻状態	1499			1612		
未婚 (%)	74	4.94		47	2.92	
初婚 (%)	1240	82.72		1110	68.86	
再婚 (%)	44	2.94		34	2.11	
離別 (%)	65	4.34		96	5.96	
死別 (%)	76	5.07		325	20.16	
最長従業先割合	1499	0.76	0.22	1614	0.46	0.29
40歳時職業	1496			1598		
専門管理 (%)	229	15.31		124	7.76	
事務販売 (%)	502	33.56		513	32.10	
熟練 (%)	361	24.13		178	11.14	
半非熟練 (%)	333	22.26		217	13.58	
農業 (%)	54	3.61		78	4.88	
無業 (%)	17	1.14		488	30.54	
最長勤務先企業	1473			1486		
自営 (%)	252	17.11		372	25.03	
被雇用 1-29 人 (%)	281	19.08		392	26.38	
被雇用 30-299 人 (%)	291	19.76		312	21.00	
被雇用 300-999 人 (%)	120	8.15		84	5.65	
被雇用 1000 人- (%)	350	23.76		194	13.06	
被雇用官公庁 (%)	179	12.15		132	8.88	
就業中断経験の有無	1499			1614		
なし (%)	1272	84.86		357	22.12	
あり (%)	227	15.14		1257	77.88	
従業上の地位	1496			1611		
役員・正規雇用 (%)	198	13.24		78	4.84	
パート・アルバイト・臨時 (%)	141	9.43		213	13.22	
派遣・契約・嘱託 (%)	142	9.49		42	2.61	
自営・家族従業 (%)	266	17.78		201	12.48	
内職・無業 (%)	749	50.07		1077	66.85	
N	1499			1614		

## 4. 分析結果

### 4.1 従属変数の分布

職業経歴と経済水準との関連を検討する前に、今回使用する従属変数の分布を確認しておく。表 1 より、個人所得の平均は男性 308 万円、女性 135 万円と、2 倍以上の開きがある。ただし等価世帯所得は男性 297 万円、女性 277 万円と、そこまで大きな違いはない。さらに純資産の平均は男性 2865 万円、女性 2901 万円であり、欠損の問題や回答区間の粗さから厳密な測定とはいええないものの、およそ 3000 万ほどの資産を保有している。

さらに所得と資産ではそのばらつきの度合いが大きく異なることを指摘しておかねばならない。単位の異なるデータのばらつきを比較するには変動係数をみるのが適切である。変動係数を計算すると、男性 0.67、女性 0.87、等価世帯所得の変動係数は男性 0.61、女性 0.63 であるのに対して、純資産の変動係数は男性 1.15、女性 1.12 とかなり高い。また女性の個人所得のばらつきが大きいという点にも注意が必要である。

このことは分布の形状からも確認できる。3 つの従属変数の分布を示すヒストグラムを示したのが図 1 である。個人所得と等価世帯所得の分布はよく知られているとおり右に歪んでおり、対数正規分布に近い形状を示している。純資産は所得よりもさらに偏った分布を示す。男性ではおよそ 15%、女性でおよそ 20%は、300 万未満の資産しか有しておらず、保有資産における格差はかなり大きい。

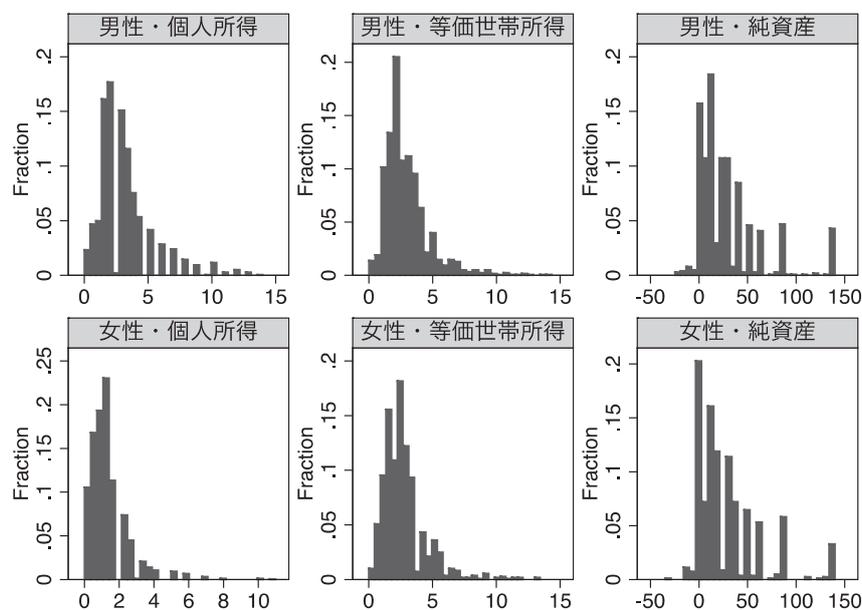
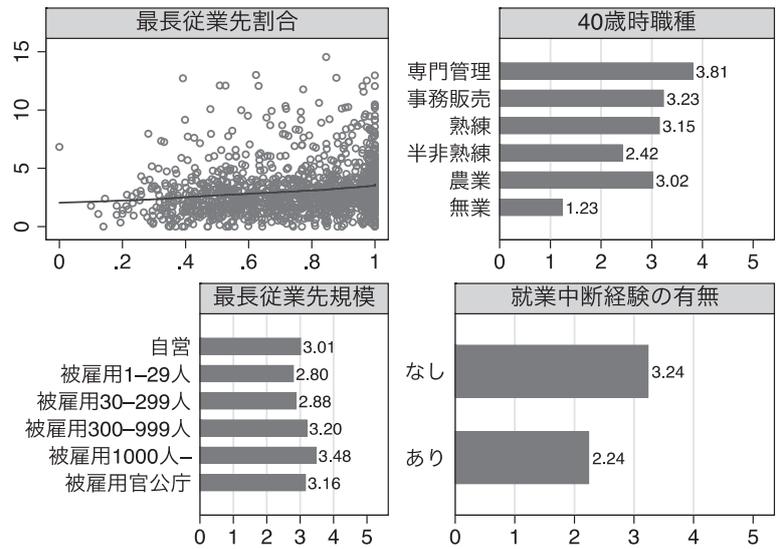


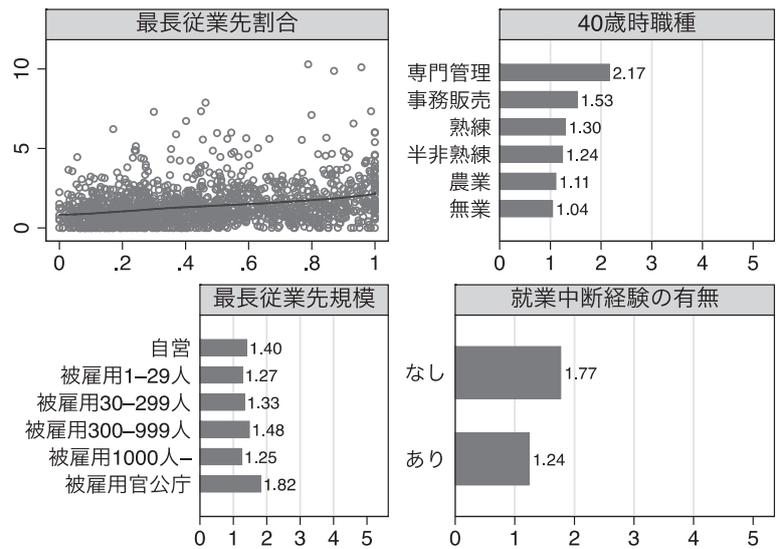
図 1 性別・従属変数の分布

注) 縦軸は割合、横軸は金額を表す。金額の単位はいずれも 100 万円。

## 4.2 個人所得の分析



[A] 男性



[B] 女性

図 2 性別・現役期の職業経歴の特徴別・個人所得の違い

注) 最長従業先割合は連続変数であるので、個人所得との散布図をプロットした。散布図の横軸は最長従業先割合の値を、縦軸は個人所得の値を示す。プロットにあたっては点の位置が被り全体の傾向がみえにくくなることを防ぐため各点にはゆらぎ (jitter) を加え、さらに Lowess 平滑化曲線を描いている。棒グラフの高さは個人所得の平均値を示す。所得の単位はいずれも 100 万円である。

まず職業経歴によって個人所得がどの程度異なっているのかをみる。図 2 は最長従業先割合、40 歳時職種、最長従業先規模、就業中断経験の有無ごとに個人所得の多寡を比較したも

のであり、[A]は男性に関する集計結果を、[B]は女性に関する集計結果を示す。まず最長従業員先割合と個人所得の関連は、男女とも、値が高いほど個人所得も高いという関係になっている。ついで40歳時職種をみると、男女とも専門は最も個人所得が高く、無業で最も低い。専門管理の個人所得の平均値は男性で381万円、女性で217万円であり、次に高い事務販売と比較しても60万円近い差がある。ただし表1より40歳時点で専門管理である男性は約15%であるのに対して女性のそれは約8%であり、現役期に専門管理の地位に到達する女性は少ない。男性については専門管理職以外の職種間にも格差があり、とくに半非熟練（男性の約22%）は242万円と他と比べてやや個人所得が低く、無業（男性の約1%）の場合は123万円と顕著に低い。最長従業員先規模に関しては、男性では被雇用の場合は従業員数が多くなるほど所得が高い傾向があり、官公庁は被雇用300-999人とほぼ同じ水準である。自営業者は被雇用の中小企業勤務者とほぼ同じ水準となっている。女性の場合最も所得が高いのは被雇用の官公庁である。最後に就業中断経験の有無で比較すると、男性では100万円近く、女性では50万円近く、就業中断経験のない者のほうが平均的に所得は高い。ただし表1で確認できるとおり、就業中断経験のある女性では約78%ときわめて高いのに対して男性は約15%にとどまっている点には注意を要する。

他の変数を統制したうえでなお職業経歴に独自の効果は確認されるだろうか。ここでは3つのモデルを推定する。Model 1は統制変数である年齢、出身階層、学歴、婚姻状態のみを統制したモデルである。このモデルとの比較で職業経歴の効果の大きさを評価していく。Model 2はModel 1に加えて職業経歴を表す4つの変数、最長従業員先割合、40歳時職種、最長従業員先規模、および就業中断経験ありダミーを投入する。最後にModel 3では調査時点の従業員上の地位を投入する。職業経歴の効果が高齢期の就業を促すことによって生じているのか、それとも高齢期の就業とは独立して影響しているのかを検討することがここでの関心である。

表2がOLS回帰分析の推定結果である。Model 1をみると、男性については学歴や婚姻状態に回収されない出身階層の効果が確認される。父親が中小または自営のブルーカラー、あるいは農業の場合には高齢期に至っても所得が低い。学歴に関しては男女とも大学卒は最も所得が高く、中学卒は最も低い。婚姻状態に関しては男性の場合は未婚・離別・死別であると既婚者にくらべて個人所得が低い、女性では逆に未婚・離別・死別であると個人所得が高い<sup>12</sup>。

---

<sup>12</sup> 婚姻状態の解釈について触れておく。男性は非正規雇用や無業、中小企業勤務など労働市場における地位が低いほど結婚に至りにくく（麦山 2017）、また離婚に至りやすい（加藤 2005）ことで知られる。加えて、結婚は管理職への移動など男性の地位達成を有利にするという側面もある（麦山 2016）。ここでは以上の2つのメカニズムを区別することはできないが、男性にとって未婚や離別、死別が経済的な不利を反映していると読むことができる。一方で女性は、未婚や離別の場合には配偶者に頼らず自分で稼がなければならず、既婚者にくらべて

表 2 対数個人所得への OLS 回帰分析

	男性			女性		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
年齢 - 60	.004 (.012)	.003 (.012)	.046*** (.011)	.101*** (.014)	.107*** (.014)	.133*** (.013)
(年齢 - 60) <sup>2</sup>	-.001 (.001)	-.001 (.001)	-.002*** (.001)	-.004*** (.001)	-.004*** (.001)	-.004*** (.001)
出身階層 (ref: 父専門)						
父大ホワイト	-.127 (.096)	-.142 (.096)	-.067 (.087)	-.122 (.128)	-.027 (.124)	-.073 (.113)
父中小ホワイト	.007 (.127)	.012 (.126)	-.089 (.116)	.029 (.175)	.093 (.168)	.029 (.157)
父自営ホワイト	-.199 (.103)	-.188 (.103)	-.175 (.096)	-.042 (.145)	-.054 (.143)	-.110 (.127)
父大ブルー	-.166 (.106)	-.198 (.103)	-.117 (.098)	.039 (.142)	.102 (.134)	.089 (.123)
父中小ブルー	-.217* (.097)	-.207* (.094)	-.176* (.087)	-.001 (.136)	-.044 (.131)	-.005 (.120)
父自営ブルー	-.266** (.096)	-.252** (.095)	-.173 (.088)	.044 (.126)	.064 (.120)	.064 (.111)
父農業	-.185* (.085)	-.174* (.084)	-.137 (.078)	.041 (.115)	.041 (.110)	.006 (.100)
父無業・不在	-.170 (.092)	-.142 (.089)	-.089 (.082)	.088 (.126)	.070 (.122)	.043 (.110)
学歴 (ref: 大学大学院)						
中学	-.433*** (.056)	-.308*** (.062)	-.243*** (.057)	-.495*** (.105)	-.244* (.109)	-.285** (.099)
高校	-.201*** (.046)	-.132** (.048)	-.093* (.044)	-.299** (.096)	-.069 (.099)	-.120 (.091)
短大高専	.014 (.142)	.017 (.138)	.067 (.127)	-.323** (.118)	-.106 (.116)	-.163 (.106)
婚姻状態 (ref: 既婚)						
未婚	-.695*** (.082)	-.544*** (.082)	-.407*** (.076)	.629*** (.125)	.334** (.120)	.392*** (.109)
再婚	-.073 (.103)	-.019 (.101)	-.025 (.093)	-.212 (.149)	-.166 (.142)	-.216 (.130)
離別	-.434*** (.090)	-.290** (.089)	-.250** (.083)	.472*** (.090)	.400*** (.086)	.349*** (.078)
死別	-.266** (.081)	-.257** (.079)	-.231** (.073)	.400*** (.056)	.397*** (.053)	.412*** (.049)
最長従業先割合		.152 (.089)	.206* (.083)		.901*** (.112)	.631*** (.104)
40 歳時職種 (ref: 専門管理)						
事務販売		-.079 (.055)	-.069 (.051)		-.167 (.088)	-.147 (.080)
熟練		-.019 (.066)	-.053 (.061)		-.219* (.103)	-.212* (.094)
半非熟練		-.219** (.067)	-.207*** (.062)		-.217* (.099)	-.167 (.091)
農業		-.158 (.113)	-.210* (.105)		-.421** (.141)	-.450*** (.131)
無業		-.404* (.179)	-.296 (.166)		-.283** (.098)	-.231* (.089)
最長従業先規模 (ref: 被雇用 1000 人-)						
自営		-.170** (.061)	-.343*** (.061)		-.183* (.078)	-.327*** (.076)
被雇用 1-29 人		-.151** (.058)	-.299*** (.055)		-.071 (.072)	-.166* (.066)
被雇用 30-299 人		-.177*** (.053)	-.268*** (.049)		.011 (.075)	-.041 (.069)
被雇用 300-999 人		-.066 (.068)	-.140* (.063)		.110 (.103)	.071 (.095)
被雇用官公庁		-.180** (.061)	-.203*** (.056)		.043 (.096)	.146 (.087)
就業中断経験あり		-.332*** (.050)	-.241*** (.047)		-.021 (.062)	.008 (.057)
調査時従業上の地位 (ref: 経営者・正規雇用)						
パート・アルバイト・臨時雇用			-.587*** (.069)			-.577*** (.101)
派遣・契約・嘱託			-.300*** (.069)			-.461** (.144)
自営・家族従業			-.356*** (.066)			-.560*** (.115)
内職・無業			-.797*** (.055)			-1.228*** (.093)
Constant	1.446*** (.092)	1.514*** (.132)	1.750*** (.126)	-.200 (.140)	-.573** (.191)	.404* (.198)
N	1499	1499	1499	1614	1614	1614
R <sup>2</sup>	.150	.213	.338	.122	.229	.370
Adj. R <sup>2</sup>	.140	.197	.323	.113	.215	.356

注) 多変量正規回帰による多重代入法を用いた推定結果である。括弧内は標準誤差を示す。  
\* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

Model 2 では職業経歴を表す変数群を投入した。最長従業先割合についてみると、男女と所得が高くなっているのだろう。死別の場合は遺族年金を受け取ることなどが所得の増加に寄与しているとみられる。

も長く同じ従業先に勤めているほど所得は高い傾向にあるが、男性については有意でない。他の変数を統制したうえで男性では最長従業先割合が 0.1 高いと所得が 1.5% ( $\exp(.152 \times .1) - 1 = .015$ ) 高いのに対して、女性では 9.4% ( $\exp(.901 \times .1) - 1 = .094$ ) も高い。職種について、男性は半非熟練が専門管理と比べて有意に所得が低く、無業に至ってはさらに低い。他の男性が職業的地位を確立しているなかで無業であったことは、高齢期の個人所得にとっても大きなペナルティとなっている。女性では専門管理とそれ以外の職種との間に大きな格差がある点が男性とは異なる。女性の場合、専門管理職の中身はほぼすべて専門職である<sup>13</sup>。女性にとって専門職は他の職種とくらべると安定的なキャリアを歩むチャンスが相対的に開かれており、このことが高齢期の個人所得の違いにつながっている。最長従業先規模をみると、男性では従業員 1000 人以上の被雇用者とくらべて、自営、従業員 299 人以下の被雇用、および官公庁に勤務していた場合に 14-17%程度所得が低い。大企業に勤める者は高齢となっても相対的に多くの所得を得ていることがうかがえる。一方で女性においては従業先規模は自営を除いて有意でなく、他の変数を統制した場合、被雇用者内には目立った格差が確認されない。最後に就業中断経験は男性にとってのみ大きな負の効果をもつ。一度でも就業を中断した経験を持つ場合、高齢期の個人所得は約 28% ( $\exp(-.332) - 1 = -.282$ ) 少ない。結婚・育児などをきっかけとして多くが就業を中断する女性とくらべて就業中断が例外的とされる男性にとって無業となることのインパクトはきわめて大きく、高齢期に至ってもその影響が残る。

Model 2 の $R^2$ 値は Model 1 と比較すると男女とも決定係数は大きく上昇しており、職業経歴を考慮することで高齢期の経済格差をよりよく説明できることが示される。決定係数の上昇は、男性で約 6% ( $.213 - .150 = 0.063$ )、女性で約 11% ( $.229 - .122 = .107$ ) である。女性において職業経歴が個人所得を説明する程度がかなり高いという事実は、女性の職業経歴が男性のそれとくらべてより複雑であることを反映している<sup>14</sup>。女性の職業経歴の複雑さは、女性内での個人所得の格差をもたらしている。

最後に Model 3 では調査時点の従業上の地位を統制することで、調査時点の働きかたに左右されない過去の職業経歴の影響が残るかをみる。Model 2 とくらべると、たとえば自営、被雇用中小企業の係数は負に大きくなっている。これはすなわち、現役期に自営あるいは小企業で働いていた者は高齢期にも就業を続けており、それによって高齢期の個人所得を補填

---

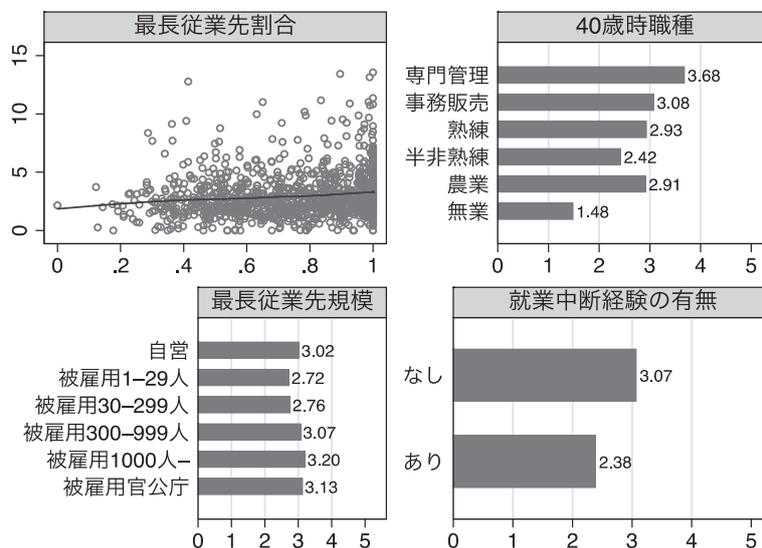
<sup>13</sup> 40 歳時に専門管理職であった者の内訳を確認すると、男性は 69% (158 ケース) が専門職、31% (71 ケース) が管理職であるのに対して、女性は 95% (118 ケース) が専門職、5% (6 ケース) が管理職であるにすぎない。

<sup>14</sup> とりわけこれは最長従業先割合の分布に典型的に現れている。男性ではこの値が 1 をとる、すなわち初職入職後から 60 歳まで継続して同じ従業先に勤務している者が全体の約 25% を占める一方で、女性では約 5% に過ぎない。図 2[B]の散布図にも示されるように、女性においては 0 から 1 まで幅広く分布しており、女性の職業経歴の複雑さを反映している。

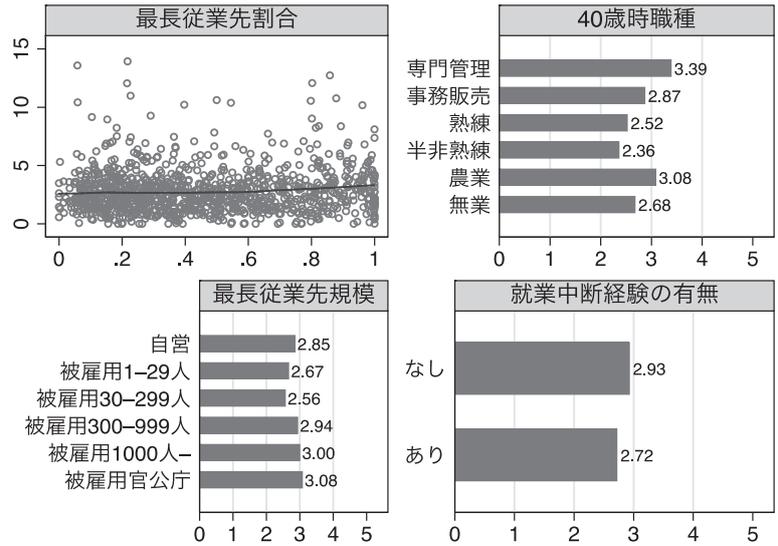
しているということを意味している。Model 2 で有意であった係数の多くは変わらず有意であり、現役期の職業経歴は高齢期の就業を促す／抑制するという経路によらず高齢期の経済水準に影響している。

### 4.3 等価世帯所得の分析

ついで等価世帯所得について見てみよう。図3は図2と同様に現役期の職業経歴に関する変数ごとに等価世帯所得がどの程度異なっているかを見たものである。まず最長従業先割合と所得の関連についてみると先ほどと同様に正の関連がみられるものの、女性に関しては正の関連はあまり強くない。40歳時職種については、専門管理職が最も高い所得を得ていることは先ほどと同じである。また男性についてはやはり半非熟練の所得は低く、無業はさらに低い。無業者の等価所得でみて平均148万円という値は、2015年時点の貧困線は等価可処分所得でみて122万円であることをふまえれば、40歳時に無業であった男性（男性サンプルのうち約1%）のうち相対的貧困にさらされている者がかなりの割合で存在するであろうことを示唆している。さらに最長従業先規模をみると、男女とも、被雇用者の中で無視できない格差がある。従業員299人以下の中小企業に勤務していた者は、300人以上または官公庁で勤務していた者とくらべて30-50万円程度等価世帯所得が低い。最後に就業中断経験の有無と所得との関連をみると、男性ではやはり就業中断経験を持つ者は70万円近く所得が低いのに対して、女性ではその差は20万円程度にとどまっている。



[A] 男性



[B] 女性

図 3 性別・現役期の職業経歴の特徴別・等価世帯所得の違い

注) 最長従業先割合は連続変数であるので、個人所得との散布図をプロットした。散布図の横軸は最長従業先割合の値を、縦軸は等価世帯所得の値を示す。プロットにあたっては点の位置が被り全体の傾向がみえにくくなることを防ぐため各点にはゆらぎ (jitter) を加え、さらに Lowess 平滑化曲線を描いている。棒グラフの高さは等価世帯所得の平均値を示す。所得の単位はいずれも 100 万円である。

では、表 3 の多変量解析の結果を確認しよう。前項の個人所得の分析と同様に、男女それぞれについて 3 つのモデルを立てて順番に変数を追加している。Model 1 は年齢、出身階層、学歴、婚姻状態を投入したモデルである。出身階層については女性の父大ブルーのみが正に有意な値を示しているほかは目立った傾向はみられない。学歴は個人所得の分析と同様に低いほど所得も低い。婚姻状態の効果はとくに女性について先ほどの個人所得の分析とは逆に、未婚、離別、死別であると所得が低くなるという結果となっている。配偶者がいない場合、就業や遺族年金などを通して個人所得は高くなっているものの、世帯レベルで見たときには相対的に不利であり、高齢で配偶者をもたない女性は経済的に苦しい状況に置かれやすい。

表 3 対数世帯所得への OLS 回帰分析

	男性			女性		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
年齢 - 60	-.005 (.011)	-.006 (.011)	.019 (.011)	-.009 (.010)	-.008 (.010)	-.000 (.010)
(年齢 - 60) <sup>2</sup>	-.000 (.001)	-.000 (.001)	-.001 (.001)	-.001 (.001)	.000 (.001)	.000 (.001)
出身階層 (ref: 父専門)						
父大ホワイト	-.104 (.093)	-.111 (.093)	-.064 (.090)	.115 (.088)	.137 (.089)	.126 (.087)
父中小ホワイト	.222 (.118)	.218 (.118)	.156 (.115)	.074 (.117)	.100 (.117)	.088 (.114)
父自営ホワイト	-.061 (.094)	-.056 (.095)	-.047 (.092)	.127 (.104)	.133 (.105)	.118 (.102)
父大ブルー	-.005 (.100)	-.011 (.099)	.042 (.097)	.217* (.097)	.232* (.096)	.233* (.094)
父中小ブルー	-.089 (.089)	-.063 (.088)	-.040 (.085)	-.023 (.094)	-.025 (.095)	-.017 (.093)
父自営ブルー	-.162 (.085)	-.153 (.086)	-.101 (.083)	.065 (.092)	.074 (.091)	.079 (.089)
父農業	-.062 (.081)	-.043 (.083)	-.018 (.080)	.089 (.078)	.092 (.078)	.077 (.075)
父無業・不在	-.054 (.085)	-.027 (.084)	.009 (.082)	.075 (.091)	.077 (.091)	.067 (.089)
学歴 (ref: 大学大学院)						
中学	-.423*** (.050)	-.320*** (.056)	-.283*** (.054)	-.358*** (.075)	-.300*** (.085)	-.314*** (.083)
高校	-.226*** (.040)	-.166*** (.043)	-.144*** (.042)	-.142* (.071)	-.095 (.078)	-.114 (.077)
短大高専	-.059 (.130)	-.062 (.128)	-.037 (.123)	.076 (.088)	.117 (.092)	.087 (.090)
婚姻状態 (ref: 既婚)						
未婚	-.479*** (.073)	-.372*** (.073)	-.288*** (.072)	-.316*** (.089)	-.392*** (.089)	-.365*** (.087)
再婚	-.020 (.091)	.039 (.090)	.036 (.087)	-.154 (.104)	-.128 (.105)	-.151 (.102)
離別	-.315*** (.081)	-.219** (.082)	-.197* (.080)	-.356*** (.074)	-.376*** (.075)	-.372*** (.072)
死別	-.164* (.075)	-.157* (.074)	-.142* (.072)	-.350*** (.047)	-.346*** (.047)	-.333*** (.046)
最長従業先割合		.174* (.082)	.206* (.080)		.209* (.086)	.087 (.087)
40 歳時職種 (ref: 専門管理)						
事務販売		-.090 (.050)	-.084 (.048)		-.015 (.067)	-.006 (.066)
熟練		-.084 (.058)	-.105 (.056)		-.083 (.080)	-.077 (.079)
半非熟練		-.212*** (.059)	-.204*** (.057)		-.086 (.080)	-.054 (.079)
農業		-.150 (.099)	-.182 (.096)		-.049 (.113)	-.103 (.112)
無業		-.519** (.159)	-.451** (.154)		-.061 (.079)	-.045 (.078)
最長従業先規模 (ref: 被雇用 1000 人-)						
自営		-.053 (.052)	-.162** (.057)		-.106 (.072)	-.225** (.079)
被雇用 1-29 人		-.094 (.053)	-.189*** (.052)		-.052 (.056)	-.083 (.057)
被雇用 30-299 人		-.158*** (.047)	-.217*** (.045)		-.031 (.059)	-.047 (.058)
被雇用 300-999 人		-.087 (.061)	-.134* (.059)		.097 (.093)	.091 (.092)
被雇用官公庁		-.141* (.056)	-.156** (.055)		-.051 (.073)	-.009 (.071)
就業中断経験あり		-.141** (.048)	-.085 (.047)		-.026 (.049)	-.012 (.048)
調査時従業上の地位 (ref: 経営者・正規雇用)						
パート・アルバイト・臨時雇用			-.352*** (.064)			-.250** (.084)
派遣・契約・嘱託			-.231*** (.063)			-.280* (.119)
自営・家族従業			-.230*** (.063)			-.005 (.094)
内職・無業			-.502*** (.052)			-.415*** (.079)
Constant	1.339*** (.084)	1.353*** (.123)	1.515*** (.121)	1.146*** (.100)	1.105*** (.148)	1.450*** (.158)
N	1499	1499	1499	1614	1614	1614
R <sup>2</sup>	.142	.187	.253	.166	.187	.236
Adj. R <sup>2</sup>	.132	.171	.237	.157	.172	.220

注) 多変量正規回帰による多重代入法を用いた推定結果である。括弧内は標準誤差を示す。  
\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

職業経歴に関する変数群を追加した Model 2 の結果を確認しよう。男性は、長く同じ勤務先に勤め続け、かつ就業を中断しない場合に世帯所得が高い。女性でも最長従業先割合の係数は正で有意となる。個人所得の分析でみたときと同様、男性に関しては半非熟練・無業で所得が低く、中小企業勤務・官公庁勤務であると所得が低い。先ほどとの違いは、自営が世帯所得ではさほど不利とはいえないことである。一方で女性は個人所得の分析では明瞭であった職種間の違いはほとんどみられず、また最長従業先規模、就業中断経験のいずれも有意な値を示さない。概して、男性の職業経歴は男性自身の個人所得のみならず世帯所得の多寡をも左右し、高齢期に享受する世帯レベルの経済水準を左右する要因となっている一方で、女性に関しては自身の職業経歴が高齢期に享受する世帯レベルの経済水準を左右する程度は限定的である。

このことは職業経歴により説明される分散の程度を比較することからも明らかとなる。Model 1 と Model 2 の  $R^2$  の値を比較すると、男性では約 5% ( $.187 - .142 = .045$ ) その値が増加しているのに対して、女性のそれは約 2% ( $.187 - .166 = .021$ ) にとどまる。すなわち、女性自身の職業経歴は世帯レベルの経済水準をさほど左右していない。

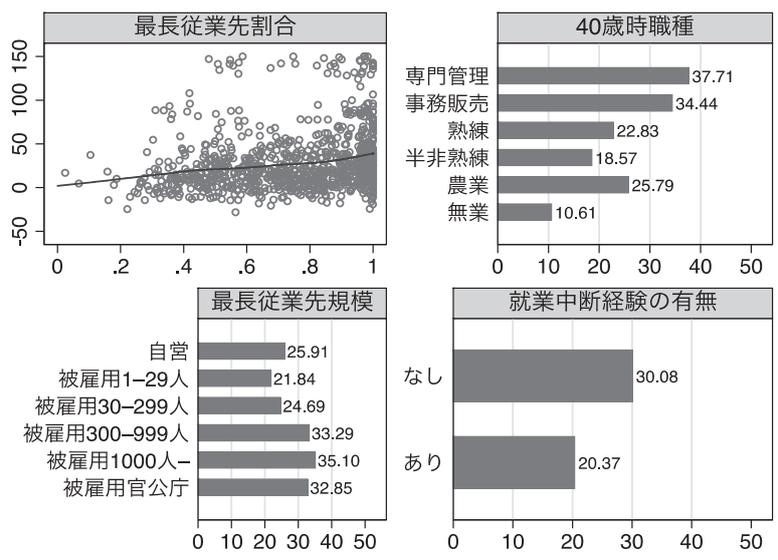
最後に Model 3 をみてもここまでみてきた結果に大きな違いはない。男性については自営や被雇用中小企業勤務の係数が負に大きくなっており、高齢期に就業することで所得水準を改善させている。女性では最長従業先割合の係数が小さくなり有意でなくなっている。調査時点で自営家族従業または経営者・正規雇用の女性は最長従業先割合の値も高く（結果は省略）、これが最長従業先割合の係数の変化をもたらしている。

#### 4.4 純資産の分析

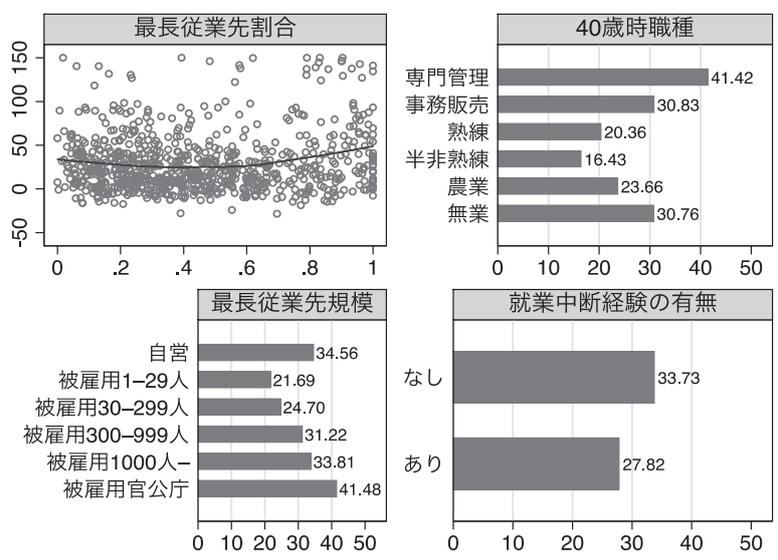
最後に純資産についての分析結果を示す。まず図 4 から職業経歴と純資産の 2 変量関係を確認する。全体として確認される傾向は前項の等価世帯所得の分析の図 3 で確認した傾向とおおむね一致しており、職業経歴による高齢期の経済水準の違いは世帯所得で捉えられるフローと純資産で捉えられるストックの両方で確認できる。先ほどまでと異なる傾向と以下の 2 点が指摘できる。第 1 に、40 歳時職種について、半非熟練だけでなく、熟練の資産もホワイトカラーとくらべて少ない。第 2 に、女性において無業の資産がかなり高い水準にある。これは女性における就業選択は夫の経済力の関係を受けながらなされるということを踏まえると、既婚女性は夫の就業によって十分な資産の蓄積を見込めるために、現役期に就業の必要性が小さいということかもしれない<sup>15</sup>。

---

<sup>15</sup> ただし表 1 の記述統計および図 1 の分布で確認したように純資産の分散は所得とくらべてもかなり大きいため、平均値の比較はさほど頑健な格差を表しているわけではない点に注意が必要である。



[A] 男性



[B] 女性

図 4 性別・現役期の職業経歴の特徴別・純資産の違い

注) 最長従業先割合は連続変数であるので、個人所得との散布図をプロットした。散布図の横軸は最長従業先割合の値を、縦軸は純資産の値を示す。プロットにあたっては点の位置が被り全体の傾向がみえにくくなることを防ぐため各点にはゆらぎ (jitter) を加え、さらに Lowess 平滑化曲線を描いている。棒グラフの高さは純資産の平均値を示す。資産の単位はいずれも 100 万円である。

多変量解析でも以上の傾向は確認されるだろうか。表 4 には、対数純資産を従属変数とする回帰分析の結果を示した。やはりこれまでと同様に男女それぞれについて 3 つのモデルを推定している。Model 1 の結果を簡単に確認しよう。出身階層については男性では有意な影響は確認されないが、女性では父親が自営ホワイトであると資産が多い。さらに低学歴と初

婚以外の場合に純資産が低い傾向が読み取れる。ただし男女とも再婚，女性については未婚も係数は負であるが，標準誤差が大きく有意とはなっていない。

職業経歴を投入した Model 2 をみると，男女とも，同じ従業先に勤めている期間が短いほど，資産が少ない傾向がある。男性については熟練，半非熟練が他と比べて資産が少なく，被雇用で 299 人以下の企業または官公庁に勤務していると，被雇用大企業の場合と比べて資産が少ない。一方で女性をみると，半非熟練であると有意に資産が少ない。就業中断経験については男女とも有意な影響は見出されない。先ほどまでと同様に Model 2 と Model 1 の決定係数をくらべると，男性では  $R^2$  値が約 6% 上昇している ( $.179 - .124 = .055$ ) のに対して女性の上昇は 4% 程度である ( $.225 - .182 = .043$ )。女性において職業経歴が高齢期の資産を左右する程度は男性のそれよりもやや小さいといえる。最後に Model 3 をみても，職業経歴の効果に大きな変化はないことが確認できる。

#### 4.5. なぜ女性では職業経歴と世帯所得・資産との関連が弱いのか？

男性では現役期の職業経歴と高齢期の世帯所得および資産との間に少なからぬ関連がみられたのに対して，女性では世帯所得や資産との関連は男性ほどには強くなかった。この事実は，世帯への経済貢献という部分で女性の果たす役割があまり大きくないことを反映しているとみられる<sup>16</sup>。これを簡単に確かめるため，表 5 には，今回使用した 3 つの従属変数間の相関係数行列を示した。個人所得と等価世帯所得，個人所得と純資産の相関係数はいずれも男性よりも女性のほうが低く，女性にとって自身の所得の多寡と自身の享受する生活水準の対応は強いとはいえない。このことが，職業経歴と高齢期の個人所得との対応関係は男性と同様に確認されるにもかかわらず，世帯所得および純資産への影響については確認されないという結果をもたらしているといえよう。少なくとも今回の分析対象となったコーホートにおいて，女性が現役期のキャリアを通じて高齢期に享受する所得は，世帯レベルの経済水準を左右するには至っていない。

---

<sup>16</sup> 言うまでもなく，結婚している場合の女性の多くは家事育児の負担を引き受けることによって男性の賃労働を下支えし，間接的に世帯の経済水準に貢献していることは忘れてはならない。

表 4 純資産への OLS 回帰分析

	男性			女性		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
年齢 - 60	.012 (.009)	.011 (.009)	.009 (.009)	.023 (.012)	.024* (.011)	.021 (.011)
(年齢 - 60) <sup>2</sup>	-.000 (.000)	-.000 (.000)	-.000 (.000)	-.001 (.001)	-.001 (.001)	-.001 (.001)
出身階層 (ref: 父専門)						
父大ホワイト	-.016 (.075)	-.017 (.076)	-.025 (.077)	.215 (.114)	.240* (.113)	.248* (.113)
父中小ホワイト	.077 (.099)	.073 (.097)	.080 (.096)	.166 (.149)	.222 (.150)	.235 (.151)
父自営ホワイト	-.043 (.069)	-.027 (.071)	-.026 (.070)	.380** (.128)	.411** (.128)	.416** (.127)
父大ブルー	.087 (.076)	.085 (.075)	.074 (.075)	.068 (.117)	.090 (.115)	.098 (.114)
父中小ブルー	.093 (.076)	.120 (.076)	.121 (.075)	.034 (.120)	.058 (.118)	.053 (.119)
父自営ブルー	.012 (.068)	.027 (.068)	.021 (.068)	.162 (.141)	.188 (.140)	.196 (.139)
父農業	.052 (.067)	.076 (.069)	.076 (.068)	.113 (.108)	.149 (.109)	.149 (.108)
父無業・不在	.030 (.067)	.057 (.066)	.057 (.066)	.036 (.120)	.054 (.120)	.054 (.118)
学歴 (ref: 大学大学院)						
中学	-.369*** (.041)	-.238*** (.050)	-.237*** (.050)	-.514*** (.077)	-.384*** (.086)	-.381*** (.085)
高校	-.206*** (.032)	-.144*** (.035)	-.142*** (.035)	-.293*** (.064)	-.198*** (.074)	-.197*** (.073)
短大高専	-.091 (.098)	-.072 (.098)	-.082 (.097)	-.049 (.079)	.019 (.086)	.010 (.086)
婚姻状態 (ref: 既婚)						
未婚	-.244*** (.064)	-.177** (.063)	-.193** (.064)	-.162 (.106)	-.210 (.111)	-.207 (.111)
再婚	-.129 (.074)	-.080 (.073)	-.084 (.073)	-.115 (.131)	-.060 (.132)	-.065 (.131)
離別	-.218** (.066)	-.146* (.065)	-.155* (.065)	-.314*** (.059)	-.309*** (.058)	-.283*** (.059)
死別	-.154* (.066)	-.159* (.066)	-.165* (.066)	-.146*** (.042)	-.140** (.042)	-.130** (.042)
最長従業先割合		.297*** (.070)	.274*** (.070)		.291** (.105)	.269* (.108)
40 歳時職種 (ref: 専門管理)						
事務販売		.000 (.042)	.006 (.041)		-.058 (.059)	-.053 (.059)
熟練		-.118* (.049)	-.108* (.048)		-.122 (.075)	-.114 (.076)
半非熟練		-.153** (.051)	-.143** (.050)		-.190* (.074)	-.171* (.075)
農業		-.117 (.108)	-.100 (.107)		-.204 (.115)	-.246* (.116)
無業		-.021 (.126)	-.035 (.125)		-.002 (.075)	-.003 (.076)
最長従業先規模 (ref: 被雇用 1000 人-)						
自営		-.063 (.050)	-.033 (.057)		-.078 (.066)	-.143* (.066)
被雇用 1-29 人		-.093* (.045)	-.098* (.046)		-.132** (.048)	-.128** (.049)
被雇用 30-299 人		-.089* (.043)	-.082 (.043)		-.055 (.055)	-.054 (.056)
被雇用 300-999 人		-.058 (.055)	-.045 (.056)		.042 (.075)	.047 (.076)
被雇用官公庁		-.157*** (.043)	-.155*** (.042)		-.014 (.085)	-.011 (.085)
就業中断経験あり		-.055 (.048)	-.063 (.049)		.053 (.052)	.056 (.051)
調査時従業上の地位 (ref: 経営者・正規雇用)						
パート・アルバイト・臨時雇用			-.142* (.057)			-.096 (.079)
派遣・契約・嘱託			-.085 (.053)			-.125 (.115)
自営・家族従業			-.073 (.054)			.179 (.105)
内職・無業			.010 (.041)			.023 (.074)
Constant	4.146*** (.066)	3.989*** (.101)	4.046*** (.103)	4.163*** (.119)	3.993*** (.165)	4.000*** (.169)
N	1499	1499	1499	1614	1614	1614
R <sup>2</sup>	.124	.179	.191	.182	.225	.243
Adj. R <sup>2</sup>	.114	.162	.173	.174	.211	.227

注) 多変量正規回帰による多重代入法を用いた推定結果である。括弧内は標準誤差を示す。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

表 5 従属変数の相関係数行列

	[A] 男性			[B] 女性		
	個人所得	等価世帯所得	純資産	個人所得	等価世帯所得	純資産
個人所得		.746	.282	個人所得		.172
等価世帯所得	.766		.351	等価世帯所得	.320	.345
純資産	.272	.320		純資産	.117	.350

注) 多重代入法で生成したサンプルをもとに計算した Pearson の積率相関係数。右上は対数変換後の値で計算した値を、左下は対数変換前の値で計算した値を表す。値はすべて 5% 水準で有意。

## 5. 結論

急激な人口の高齢化のなかで、社会階層研究において高齢者を扱うことの重要性はますます高まっている。本稿の目的は、現役期の職業経歴が高齢期の経済状況に与える影響を男女を比較しながら検討し、高齢層における経済的格差の生成過程の一端を解明することにあつた。分析の結果、個人所得に関していえば、職業経歴は男女とも多くの分散を説明する要因であつた。男性については現役期に半非熟練・無業であると、自営・被雇用の中小企業や官公庁勤務であると個人所得が少ない。女性の場合は専門職とそれ以外の職種の格差が目立つほか、同じ従業先に長く勤め続けたかどうか個人所得の多寡を大きく左右する。さらに強調すべきは、女性において職業経歴が個人所得を説明する度合いがより大きい。女性の職業経歴は、長い就業中断を挟んだり、複数の従業先を移動するなど、ほとんどの者が就業を中断せず高齢となるまで働き続け、一度も従業先を変えないこともめずらしくない男性のそれと比べて多様である。こうした職業経歴の多様性が高齢女性内の個人所得の格差とリンクしている。

一方で世帯所得および純資産の分析の結果に目を転じると、個人所得とは異なる職業経歴との関係がみえてきた。男性においては職種のほかに長期勤続、さらに大企業などの安定的な従業先での勤務が世帯所得と資産のいずれにも影響する要因となっており、高齢期に至ってもなお、安定的なキャリアを歩む者とそうでない者との間に格差がある。男性にとっては長期にわたって同じ企業に勤め続けることが標準的なキャリアとされ、ここから逸脱することは世帯レベルの生活水準にも負の影響を残す。一方で女性の場合は、自身の職業経歴が世帯所得あるいは資産の格差を説明する程度は男性と比べると概して小さく、世帯レベルの経済水準を大きく揺るがすまでには至っていない。

このように個人所得の分析と世帯所得・純資産の分析の結果を異ならせる原因は、女性においては個人所得が世帯所得・純資産に寄与する程度が限定的であることに求められる。男性においては個人所得の多寡が世帯所得さらには純資産の多寡と関連し、現役期に安定的なキャリアを歩んだかどうかが高齢期の経済水準をも左右する。他方で高齢女性の享受する経済水準にとって、職業経歴の結果として生じる自身の所得は男性と比べると重要ではない。

たしかに職業経歴によって女性内の個人所得には大きな格差が生まれているもの、全体として女性の個人所得は低く抑えられているために、世帯レベルの経済水準にまではその影響は届いていない。世帯における男女の位置の違いが、職業経歴と高齢期の経済水準との関連も異なったものとしている。こうした事実は、一方では女性は職業経歴にかかわらずある程度の生活水準を享受できるということを意味する。しかし他方で、労働市場における男女間の不平等や夫婦間の役割分業を背景に、高齢女性が職業経歴から十分な個人所得を享受できないことが、未婚あるいは離死別によって単身となった高齢女性の貧困に結びつくであろうことを忘れてはならない。

本稿の分析は、1935–55年出生コーホートという急激な産業化と経済成長、夫たる男性が企業に所属しその妻たる女性が家事責任を担う日本型福祉を強く経験した世代を対象とした。しかしながら今後のコーホートでは今回確認された傾向は変わっていくかもしれない。女性の労働市場における地位の向上は、高所得者どうしのカップルを出現させ、女性自身の所得が世帯の経済状況に大きく寄与することを通じて、高齢層における格差を拡大させると予想される。さらに未婚化・非婚化あるいは少子化は世帯の縮小をもたらし、職業経歴がより直接に世帯レベルの経済水準を左右するようになるだろう。今後も継続して職業経歴と高齢層の経済格差の関連を注視していくことがぜひとも必要である。

本稿の分析はこれまで十分に検討がなされていなかった職業経歴の影響を多様な操作化によって捉えるとともに、性別による労働市場の分断に加えて世帯における男女の位置の違いからその結果にジェンダー差が現れることを明らかにした。職業経歴は世帯形成とならんで高齢層の経済格差を生成するにあたり重要な要因であるが、どちらか一方を考慮だけでなく、両者を考慮に入れること、あるいは両者の相互作用を検討することによってより高齢層における格差の生成過程を精確に明らかにすることができるだろう。今後のさらなる研究が望まれる。

#### [文献]

- Blau, Peter Michael and Otis Dudley Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, Free Press.
- Cristal, Stephen and Dennis Shea, 1990, “Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Inequality among Elderly People,” *Gerontologist*, 36(3): 227–47.
- Crystal, Stephen, Dennis Shea, and Shreeram Krishnaswami, 1992, “Educational Attainment, Occupational History, and Stratification: Determinants of Later-life Economic Outcomes,” *Journal of Gerontology*, 47(5): S213–21.
- Dannefer, Dale, 2003, “Cumulative Advantage/Disadvantage and the Life Course: Cross-fertilizing Age and Social Science Theory,” *Journal of gerontology*, 58(6): S327–37.

- DiPrete, Thomas A., 2002, "Life Course Risks, Mobility Regimes, and Mobility Consequences: A Comparison of Sweden, Germany, and the United States," *American Journal of Sociology*, 108(2): 267–309.
- Ginn, Jay and Sara Arber, 1996, "Patterns of Employment, Gender and Pensions: The Effect of Work History on Older Women's Non-state Pensions," *Work, Employment and Society*, 10(3): 469–90.
- 原純輔, 1979, 「職業経歴の分析」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 198–231.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- Hauser, Robert M. and John Robert Warren, 1997, "Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update, and Critique," *Sociological Methodology*, 27(1): 177–298.
- Henretta, John C. and Richard T. Campbell, 1978, "Net Worth as an Aspect of Status," *American Journal of Sociology*, 83(5): 1204–23.
- 稲上毅, 1999, 「総論 日本の産業社会と労働」稲上毅・川喜多喬編『講座社会学6 労働』東京大学出版会, 1–31.
- 今田幸子・平田周一, 1995, 『ホワイトカラーの昇進構造』日本労働研究機構.
- Ishida, Hiroshi, Kuo Hsien Su, and Seymour Spilerman, 2002, "Models of Career Advancement in Organizations," *European Sociological Review*, 18(2): 179–98.
- 岩井八郎, 2011, 「高齢者の社会的地位と格差」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会, 191–206.
- Johnson, Richard W., Usha Sambamoorthi, and Stephen Crystal, 2002, "Gender Differences in Pension Wealth and Their impact on Late-life Inequality," *Annual Review of Gerontology and Geriatrics*, 22: 116–37.
- 加藤彰彦, 2005, 「離婚の要因：家族構造・社会階層・経済成長」熊谷苑子・大久保孝治編『コ－ホート比較による戦後日本の家族変動の研究』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 77–90.
- 木村好美, 2002, 「『過去の職業』による老後の所得格差」『理論と方法』17(2): 151–65.
- 小池和男, 1991, 『大卒ホワイトカラーの人材開発』東洋経済新報社.
- 小池和男, 1999, 『仕事の経済学 [第2版]』東洋経済新報社.
- McLaughlin, Diane K and Leif Jensen, 2000, "Work History and U.S. Elders' Transitions into Poverty," *Gerontologist*, 40(4): 469–79.
- McNamara, Justine M., 2007, "Long-term Disadvantage among Elderly Women: The Effects of Work History," *Social Service Review*, 81(3): 423–52.
- 宮澤健介, 2010, 「税制及び退職金・企業年金制度とその経済学的含意」『日本労働研究雑誌』605: 76–93.
- 森山智彦, 2012, 「職歴・ライフコースが貧困リスクに及ぼす影響——性別による違いに注目

- して」『日本労働研究雑誌』 619: 77–89.
- 麦山亮太, 2016, 「結婚は職業キャリアにいかなる影響を与えるのか? : 無業・管理職への移動に関する男女比較分析」『家族社会学研究』 28(2): 122–35.
- 麦山亮太, 2017, 「キャリアの中断が生み出す格差: 正規雇用獲得への持続的影響に着目して」『社会学評論』 68(2): 248–64.
- 野呂芳明, 2001, 「職業キャリアと高齢期の社会階層」平岡公一編『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会, 111–32.
- 尾高煌之助, 1984, 『労働市場分析: 二重構造論の日本的展開』東洋経済新報社.
- 大沢真理, 2007, 『現代日本の生活保障システム: 座標とゆくえ』岩波書店.
- O’Rand, Angela M, 1996, “The Precious and the Precocious: Understanding Cumulative Disadvantage and Cumulative Advantage over the Life Course,” *Gerontologist*, 36(2): 230–8.
- 小塩隆士, 2006, 「所得格差の推移と再分配政策の効果」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』東京大学出版会, 11–38.
- 小塩隆士, 2013, 『社会保障の経済学 [第4版]』日本評論社.
- 大竹文雄, 2005, 『日本の不平等: 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 清家篤・山田篤裕, 1998, 「Pension Rich の条件」八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革』日本経済新聞社, 99–125.
- 清家篤・山田篤裕, 2004, 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 盛山和夫, 1994, 「階層研究における『女性』問題」『理論と方法』 9(2): 109–26.
- 白波瀬佐和子, 2000, 「女性の就業と階級構造」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 133–55.
- 白波瀬佐和子, 2005, 「高齢社会にみる格差: 高齢層における所得格差と支援ネットワークに着目して」『社会学評論』 56(1): 74–92.
- 白波瀬佐和子, 2009, 『日本の不平等を考える』東京大学出版会.
- 白波瀬佐和子・竹内俊子, 2009, 「人口高齢化と経済格差拡大・再考」『社会学評論』 60(2): 259–78.
- Sørensen, Annemette, 1994, “Women, Family, and Class,” *Annual Review of Sociology*, 20(1): 27–47.
- Spilerman, Seymour, 1977, “Careers, Labor Market Structure, and Socioeconomic Achievement,” *American Journal of Sociology*, 83(3): 551–93.
- Spilerman, Seymour, 2000, “Wealth and Stratification Processes,” *Annual Review of Sociology*, 26: 497–524.
- Szélenyi, Szonja, 1994, “Women and the Class Structure,” David B. Grusky ed., *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*, Westview Press: 577–82.

Van Buuren, Stef, 2012, Flexible Imputation of Missing Data, Chapman & Hall/CRC Press.

脇田彩, 2013, 「現代日本女性にとっての階層再生産 : 2 つの側面による測定の可能性」『社会学評論』 63(4): 585-601.

勇上和史, 2011, 「転職 : 日本における適職選択行動」三谷直樹編『労働供給の経済学』ミネルヴァ書房, 171-94.

渡辺勉・佐藤嘉倫, 1999, 「職歴にみる戦後日本の労働市場」『社会学評論』 50(2): 197-215.

# **The Differential Effect of Job History upon Income and Wealth among Elderly People across Gender in Japan**

**Ryota Mugiyama**  
**(University of Tokyo)**

## **Abstract**

How is the inequality among elderly people created in Japan, a country which has a rapidly aging and gender-unequal society? This article investigates the influences of job history in the early lives of the elderly people upon the individual and household level economic well-being at present and the differences in influence by gender. The job history in their early lives is operationalized as follows: tenure, employment status, size of the firm where they have worked the longest in their early lives, occupation when they were 40 years old, and experience of career interruptions. Using Social Stratification and Mobility Survey in Japan 2015, we analyzed the effect of job history on individual income, equivalent household income, and net wealth between people aged 60 and 80 years. The empirical results are as follows: job history significantly affects not only the elderly individual income but also the household income and net wealth for men. Job history also affects individual income for women, however, the relationships between job history, household income, and net wealth are weaker for women than for men. Lower individual income for women, and therefore lower contribution on household level economic well-being explains these results. Our analyses suggest that gender division of labor and gender inequality among labor market in Japan differentiates the effects of job history in early lives upon elderly individual and household level well-being.

Key words: Job history, inequality among elderly people, income and wealth, gender