

職歴データにもとづく稼得歴の推定

—職業経歴のトータルな把握と高齢者間格差の説明の試み¹—

有田 伸
(東京大学)

【論文要旨】

SSM 調査の特長の 1 つに、対象者の職歴について詳細な情報を有している点がある。本稿では「ひとびとの社会経済的な地位はその個人の全体的な職業経歴によって規定される」との想定のもと、SSM 調査データの詳細な職歴データに基づいて「稼得歴」を推定することで、個人の職業経歴をトータルに把握し、それによって高齢者の社会経済的格差を説明することを試みる。具体的に述べれば、本稿の具体的な作業は、(1)現職情報と現在個人所得を用いた所得関数の推定、(2)パーソンイヤーデータ化した職歴情報に所得関数を適用することによる稼得歴の推定、(3)個々人の稼得歴をもちいた高齢者の社会経済的地位の説明である。2015 年 SSM 調査データをもちいて 65 歳以上男性の稼得歴を推定し、それをもとに、重回帰分析によって高齢者の主観的階層評価、所有総資産額、月平均支出の説明を試みたところ、各年齢時点の推定所得額の合算値を独立変数とするモデルの説明力は、学歴や、特定年齢時点の職業威信スコア・SSM 総合職業分類を独立変数とするモデルの説明力よりも概して高い。これらの結果から、多次元的な階層秩序を持つ日本社会において、個人の職業とその履歴を総合的に捕捉し得る稼得歴は、高齢者の、あるいはより一般的に、ひとびとの社会経済的地位を説明する上で、有効なアプローチの 1 つであると結論付けられる。

キーワード：稼得歴の推定、所得関数、職歴データの活用、高齢化社会における格差

1. はじめに

SSM 調査の特長の 1 つに、対象者の職歴をごく詳細に尋ねている点がある。ひとびとが社会階層上においてどのような位置を占めるかは、その個人の職業経歴全体、すなわち過去から現在に至るまでどのような仕事に就いてきたかによって大きく左右されると考えられる。そうであれば、SSM 調査の職歴情報をもちいることで、ひとびとの間の社会経済的な格差の相当程度が説明されるものと期待できる。しかし、データが複雑であることもあり、職歴データに含まれるすべての変数を利用し、個人の職業経歴をトータルに把握しようとする試み、あるいはそれによってその後のひとびとの社会経済的地位を説明しようとする試みは必ずし

¹ 本研究は JSPS 科研費特別推進研究事業（課題番号 25000001）に伴う成果の一つであり、本データ使用にあたっては 2015 年 SSM 調査データ管理委員会の許可を得た。ssm2015 データについては、2017 年 2 月 27 日版（バージョン 070）のデータを用いた。また、パーソンイヤーデータの作成に際し、保田時男氏による SSM2015 person-year data 変換 SPSS シンタックス（v070 データ用 ver.2.0）を利用した。保田氏に感謝の意を表す。

も十分に行われてきたとはいえない。そこで本稿では、「稼得歴の推定」という方法を通じてひとびとの職業経歴のトータルな把握に取り組み、推定された稼得歴によってひとびとの社会経済的格差を説明することを試みる。

本稿では、特に高齢者の社会経済的な地位・状況の説明に焦点をあてる。少子高齢化の進行とともに、日本社会では高齢者内部の格差や貧困の問題に多くの関心が集まっている（藤田 2015 など）。社会階層研究においても高齢者の階層状況について研究が重ねられているが（岩井 2001 など）、社会階層研究が伝統的に採用してきた「現在の職業」に基づく社会経済的地位の捕捉は、退職者の多い高齢者層には十分に適さない。このような問題に対する解決策の1つは、木村（2002）において試みられているように、「過去の主な職業」に依拠することであろうが、幸い SSM 調査では、過去のすべての職業についての詳細な情報が得られている。これらの情報を利用すれば、さらに高い精度で高齢者の社会経済的地位の捕捉が可能になるものと期待される。

2015 年 SSM 調査データは、このような課題に取り組む上で特に有用である。従来の SSM 調査の対象年齢が 20 歳から 69 歳までであったのに対し、少子高齢化社会における格差問題に焦点を当てた 2015 年 SSM 調査は、これを 20 歳から 79 歳までとしている。このような対象年齢の引き上げと全体的な対象サンプル自体の増加によって、職業キャリアをほぼ終えたと考えられる高齢者サンプルが以前の SSM 調査に比べて豊富に含まれることになる。実際、2015 年データ中の 65 歳以上のサンプル数は、男性で 1,133 ケース、女性で 1,252 ケースと、2005 年データ（男性：370 ケース、女性：402 ケース）の 3 倍以上となっている。このような豊富な高齢者サンプルの存在は、トータルな職業経歴のより精緻な分析を可能としてくれるであろう。以上の問題意識に基づき、本稿では、SSM 調査データの詳細な職歴情報をもちいてひとびとの「稼得歴」を推定することで、個人の職業経歴をトータルに把握し、それによる高齢者の社会経済的な地位・状況の説明を試みる。

2. 職歴を用いた稼得歴の推定

2.1 稼得歴推定という方法

冒頭でも述べた通り、SSM 調査は対象者の職歴を詳細に尋ねている点が特長であり、これまでの SSM 調査プロジェクトでも、職歴データを活用した研究が数多くなされている。本稿もその1つとして位置づけられるが、本稿では複雑な職歴データを各時点の「推定所得」に還元し、それによって職業履歴の把握を試みている点が独自の特徴と言える。この点について少し説明を加えておこう。

職歴データは、過去から現在までに就いたすべての仕事と勤め先に関して、従業上の地位、職種、産業、企業規模、役職を入職・離職年齢と共に尋ね、データ化したものである。このように職歴データは「多次元の職業条件×時間軸」というやや複雑な構造となっているため、

このすべてをそのまま分析対象とするのは難しい。このため実際には、対象を少数（多くの場合1つないし2つ）の変数に絞り、その時系列的な変化/非変化を分析したり、あるいは特定の年齢時点における職業のみを分析対象としたりするのが一般的である。もちろんこれらの分析においては、それぞれの目的に応じて見合ったアプローチが選択されているといえるが、本稿のように、職業経歴全体を総合的に把握し、それによって現在の地位や状況を説明しようとする場合、対象とする変数や期間/時点の限定は、本来ならば捉えられていたはずの職業経歴上の何らかの特徴を見落としてしまうおそれもある。SSM調査では、せつかく多次元的な職業条件をすべての仕事・勤め先について尋ねているのであるから、これらの情報を余すことなく利用し、ひとびとの職業経歴をトータルに把握することはできないだろうか。

このような関心から本稿では、個人の職歴における各時点の多次元的な職業条件を、それぞれの時点の「推定所得」という1変数に還元する、という方法で、ひとびとの職業経歴のトータルな把握を試みる。具体的には、まずSSM調査の職歴情報に含まれる職業条件（ならびに時間不変の変数）に基づく所得関数を、現職に関する情報と現在の個人所得を利用して推定する。さらに、ひとびとの職歴データをパーソンイヤードータ化した上で、得られた所得関数をそれに適用することで、各年齢時の職業条件から当該時点の所得を推定する。

このような作業は、世代間での所得移動傾向を分析するために、父の職業情報から父の所得を推定した佐藤・吉田（2007）やLefranc, Ojima, and Yoshida（2014）の試みを、本人の過去の各年齢時点の職業に関して行うものといえる。また石田（2011）は、SSM総合職業分類のそれぞれのカテゴリーに関して所得推移関数を推定し、それを適用することで若年層の予想生涯所得の格差の計測を行っているが、対比的にいえば、本稿の分析は対象者がすでに到達している時点の詳細な職歴データをもちいて、事後的な生涯所得の推定を行うものと位置づけられる。もちろん、政府の所得・課税情報を研究目的で利用できたり、大規模、かつ長期間のパネル調査が実施されている国では、個々人の生涯所得の直接捕捉が可能となり、職歴データに基づく所得推定の必要はないが²、それがかなわない現時点の日本社会では、このようなアプローチがほぼ唯一の方法となる。

以上の分析を行う本稿の分析は、職歴データをまるごと利用するための方法を提示する、という試論的な意義を持つほか、次のような特徴を持つ。第1に、本稿の分析は「どのような就業機会を得るかによって個人の所得が異なってくる」という前提に立っている点で、ポジションとしての「地位」を社会分析の中心に据える社会学的アプローチに依拠している（有田 2016）。逆の見方をすれば、本分析はそれぞれに結びつけられた所得という一元的基準に基づいて、ひとびとの就いている就業機会、ならびにその履歴を評価していることにもなる。

² たとえばGuvonen et al（2017）は、米国社会保障局の所得台帳から抽出されたサンプルデータを用いて、ひとびとの実際の生涯所得を直接捕捉している。ただし、すべての生涯期間の所得を直接捕捉し得た研究事例は他にあまりなく、何らかの推定に依拠するものが生涯所得研究の多くを占める。

このような分析は、職業経歴自体の分類や比較/評価のための新たな方法を提供してくれるかもしれない。

第2に、本分析は職歴データに含まれる各職業条件の名義的な差異——たとえば「パート・アルバイト」と「派遣社員」の違い——をそのまままったく異なるものとして扱うのでも、（ある程度恣意的に）合併してしまうのでもなく、所得の多寡という観点から相互の位置づけを行った上で分析にもちいる。職歴データに含まれる職業条件（従業上の地位、職種、産業、企業規模、役職）はすべてカテゴリカルな変数であるが、実際には、これらをそのまま扱うのではなく、いくつかのカテゴリにまとめ直して分析に用いる場合も多い。しかし、そのための統一的な基準は確立されておらず、それぞれの研究者が独自に判断を行う場合がほとんどであるといえる。これに対して本分析では、可能な限りもとのカテゴリを生かした形で所得関数の推定とその適用を行うことで、推定所得という次元上において互いに近いカテゴリは近いものとして、互いに遠いカテゴリは遠いものとして扱われることになる³。

2.2 推定の手順

本稿の具体的な分析は、(1)現職情報を用いた対数個人所得関数の推定、(2)パーソンイヤーデータ化した職歴情報（15～65歳）に上記所得関数を適用することによる各年齢時の所得推定、(3)上記稼得歴を独立変数としたひとびと（主に高齢者）の社会経済的地位・状況の説明、の3つからなる。個人の職業経歴をトータルに把握するという目的から、本稿の主な分析対象は職業キャリアがほぼ終了したと考えられる65歳以上とし、またこれらのコーホートにおいては結婚・出産後の女性の継続就業が一般的ではなかったことから、今回の分析では男性のみを対象としている。

なお、今回の分析では「時点間で所得関数の形状は変わらない」という比較的強い仮定を置いた上で、2015年SSM調査データの現職・現在所得情報をもちいて所得関数を推定し、それを過去の時点の職歴情報にあてはめ、各時点の所得を推定する。正確な稼得歴の推定のためには、過去のSSMデータやその他の時系列的な統計データを用い、時点別に異なる所得関数を推定し、それを職歴データに適用するという方法も考えられる。しかし過去のSSMデータや他の統計データの質問項目やそのカテゴリは、2015年SSM調査の職歴データのそれとは必ずしも一致しないため、過去のデータをもちいて推定した所得関数を2015年SSM調査の職歴データに適用させるには困難が多い。このため本稿の分析では、やむを得ず上記の仮定を置き、あくまで2015年SSM調査データのみをもちいて所得関数を推定し、こうし

³ もちろん、職業分類や産業分類のように、もともとのカテゴリが非常に細かく、各カテゴリに関して分析に必要なサンプルが確保できないものに関しては、本分析でもカテゴリ間の類似性に基づき適宜合併を行っている。また、以上の特徴を持つ本分析は、あくまで「推定所得」という限られた観点に基づいた職歴分析である点には留意の必要がある。

て得られた（時点間で不変の）所得関数を各時点の職歴情報に適用することとする⁴。

3. 所得関数の推定とその適用

3.1 所得関数の推定

本節では、所得関数の推定、ならびに推定された所得関数の職歴データへの適用を行う。まず所得関数の推定は、2015年SSM調査データの調査時点における個人所得、ならびに現職情報（正確には、現職となる職歴最終職情報）と学歴に基づいて行う。個人所得は階級中央値の自然対数値を用い、これを従属変数とする回帰分析を行う。独立変数として用いるのは、本人の従業上の地位、職種、産業、企業規模、役職、経験年数（初職入職後年数）、勤続年数（現在の勤め先への入職後年数）、ならびに学歴である。これらのうち、経験年数と勤続年数は量的変数としてモデルに組み入れ、その他はカテゴリー変数として、それぞれのカテゴリーに対応するダミー変数をモデルに組み入れる（表1参照）。また、これらの変数については、モデルの頑強性も考慮しつつ、主効果のほか、以下の交互作用項および2乗項をモデルに組み入れた。

学歴×経験年数、学歴×経験年数2乗、従業上の地位×勤続年数、職種×勤続年数、
産業×勤続年数、企業規模×勤続年数、経験年数2乗、勤続年数2乗

表1 所得推定に用いられたカテゴリー変数

学歴(最高学歴:5分類)	高卒未満、高卒、短大高専卒、大学卒、大学院修了
従業上の地位(7分類)	経営者役員、常時雇用一般従業者、パートアルバイト、派遣社員、契約社員嘱託・臨時雇用、自営業主自由業者、家族従業者
職種(13分類)	専門技術、管理、事務、販売、サービス、保安、農林漁業、運輸通信、金属機械・窯業土石金属材料化学製品製造、その他の製品製造、運転電気作業、建設・採掘作業、労務作業
産業(13産業)	農林業・漁業、建設業・鉱業砕石業砂利採取業、電気ガス熱供給業水道業、製造業、情報通信業、運輸業郵便業、金融業保険業・不動産業物品賃貸業、学術研究専門技術サービス業、宿泊業飲食サービス業・生活関連サービス業娯楽業、教育学習支援業、医療福祉、その他サービス業・分類不能・産業不明
企業規模(11分類)	1人、2～4人、5～9人、10～29人、30～99人、100～299人、300～499人、500～999人、1000人以上、官公庁、規模不明
役職(6分類)	役職なし・不明、監督班長等、係長、課長、部長、社長役員

稼得歴を推定する年齢範囲と合わせ、所得関数推定の対象は2015年の調査時点で65歳以

⁴ このため、本稿の分析は、2015年時点における就業機会と所得との結び付きを前提とした上での就業機会の評価という性格を帯びる。ただし、SSM調査データをもちいた分析に限っても、所得に対して職業や年齢、学歴等がもたらす効果は時点間で異なることが示されており（鹿又 2001, 2008; 吉田 2005）、時点間での所得関数の形状の相違をどのように扱うかが今後の大きな課題である。

下の男性サンプルとし、個人所得のある有職者に限定した（N=2,056）。このモデルのパラメータ数は101となり、決定係数は0.516であった。65歳以下の男性有職所得者の対数個人所得の分散の半分以上がこのモデルによって説明される計算となり、このような決定係数の水準は、佐藤・吉田（2007）等におけるそれと比べても遜色ないものと評価できる。

ここで推定した所得関数における各変数の効果を簡単に確認しておこう。表1に示したように、それぞれの職業条件と学歴はカテゴリー変数として扱っており、各カテゴリーに対応するダミー変数をそれぞれモデルに投入している。このため、個々のダミー変数の係数推定値を見ただけでは、複数のダミー変数によって構成される各職業条件（と学歴）が、個人の所得に対してどれほど強い効果を持っているのかを、相互に比較することはできない。

ここでは、それぞれの職業条件（と学歴）に関するダミー変数群を追加することによる決定係数の増分に注目することで、それぞれの効果の大きさを比較してみよう。その際、有田（2011）で行ったのと同様に、モデルに最初に追加する時と最後に追加する時の増分に注目する。前者は、他の変数との交絡効果や、他の変数を通じた媒介効果もすべて含めた総効果であり、後者はそれらをすべて除いた純粋な独自効果を表す。なおモデル内での変数の階層性を考慮し、最初に追加する際は、経験年数/勤続年数との交互作用項は含めず、主効果のみを追加し、最後に追加する際は、主効果とともに経験年数/勤続年数との交互作用項も同時に追加する。

表2 各変数追加時の決定係数増分（ ΔR^2 ）

	学歴	従業上の地位	職種	産業	企業規模	役職
最初に追加時:主効果のみ	0.075	0.233	0.201	0.098	0.170	0.214
最後に追加時:主効果+経験年数(2次含む)/継続年数との交互作用	0.014	0.058	0.021	0.007	0.035	0.025

表2は、これらの決定係数の増分を示したものである。もちろん各変数のカテゴリー数自体が異なっていることには留意する必要があるが、この表によれば、概して従業上の地位（雇用形態の違いを含む）の効果が大きく、これに加えて職種、企業規模、役職が個人の所得水準に比較的大きな影響を及ぼしているといえる⁵。これに比べれば、学歴と産業の効果はそれほど大きくない。特に最後に追加した場合の産業の効果は小さい。産業の違いは、職種や企業規模等、他の職業条件の違いと深く相関していることもこの一因であろう。

3.2 パーソニヤーデータへの所得関数の適用

⁵ 個人所得に対する役職の効果の大きさは鹿又（2001）でも指摘されている。個人の詳細な役職の履歴を尋ねた調査はSSM調査のほかに少なく、SSM調査データをもちいて所得、ならびに稼得歴の推定を行う意義は小さくないだろう。

次に、以上で推定した所得関数を、職歴データに適用し、個人の稼得歴を推定する。まず個人の職歴をパーソンイヤーデータ化し、各年齢時点の職業を特定した後、その職業（および学歴）情報を所得関数に投入することで、各年齢時の対数個人所得を推定し、その後真数に戻す⁶。関数の適用による所得の推定は有職時点に限定し、無職時点の推定所得は0とする。図1は、このようにして求めた65歳以上男性の15歳から65歳までの各年齢時点の平均推定所得額（および±1標準偏差）を、この期間の職歴情報に漏れのない1,091ケースに関して示したものである。この図によれば、平均推定所得は50代前半のピークにいたるまで徐々に増加した後、少しずつ減少し、60代に入ってさらに急激に低下している。また、これらの推定所得を個人別にすべて足し合わせた推定所得合計額は、平均1億9078万円（最低5853万円、最高3億9258万円）、標準偏差が5728万円となっている。本稿では退職金に関しては別途の分析を行っていないが、それを足し合わせれば、この値が各個人の生涯勤労所得と一致する計算となる。

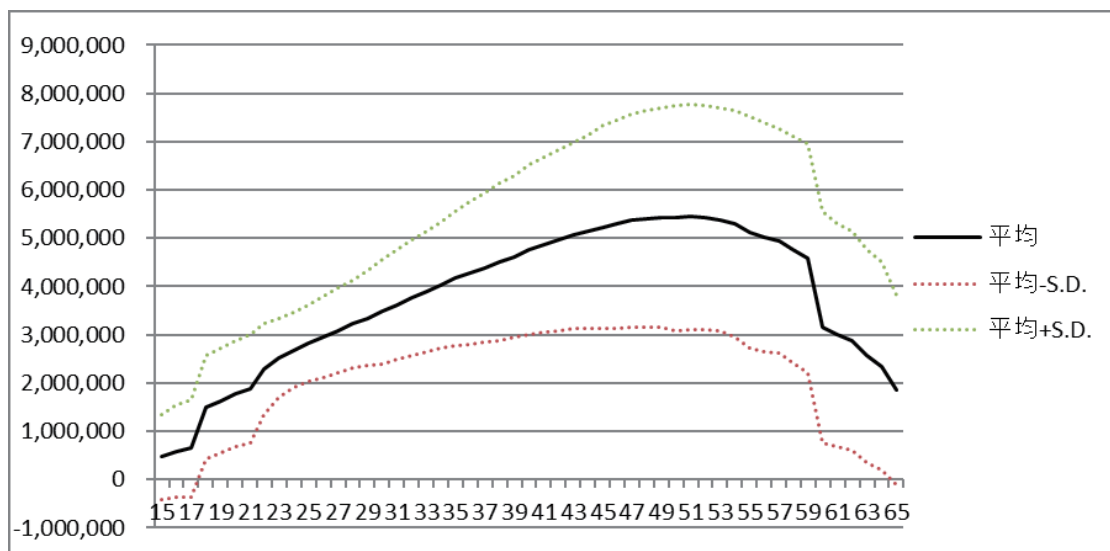


図1 65歳以上男性の各年齢時点平均推定所得 (N=1,091)

図1のグラフからは、18歳、22歳、60歳時点で、平均推定所得額にそれぞれ大きな増減があることがわかる。もちろんこれは、この年齢時点での入職および退職者が多いため、無職時に0の値をとる推定所得の平均額もその前後で大きく変動してしまうことによる。このような無職者の増減による変動を統制するため、各年齢時点における有職者（推定所得が0でない対象者）に限って平均推定所得を示したものが図2である。これによれば、若年時点でのグラフのジグザグはほぼ消えているが、60歳時点では依然所得が大きく低下している。

⁶ 過去の年齢時点の職業情報に基づき所得の推定を行うため、本稿で推定されているのは基本的に「勤労所得」となる。なお、勤続年数算出シNTAXの骨子を[補遺]に示している。

これは、多くの企業や組織においての退職年齢である 60 歳時点でひとびとの仕事が大きく変化すること——おそらく多くの場合、正社員から嘱託等の非正規職へと転じること——を示すものであろう。

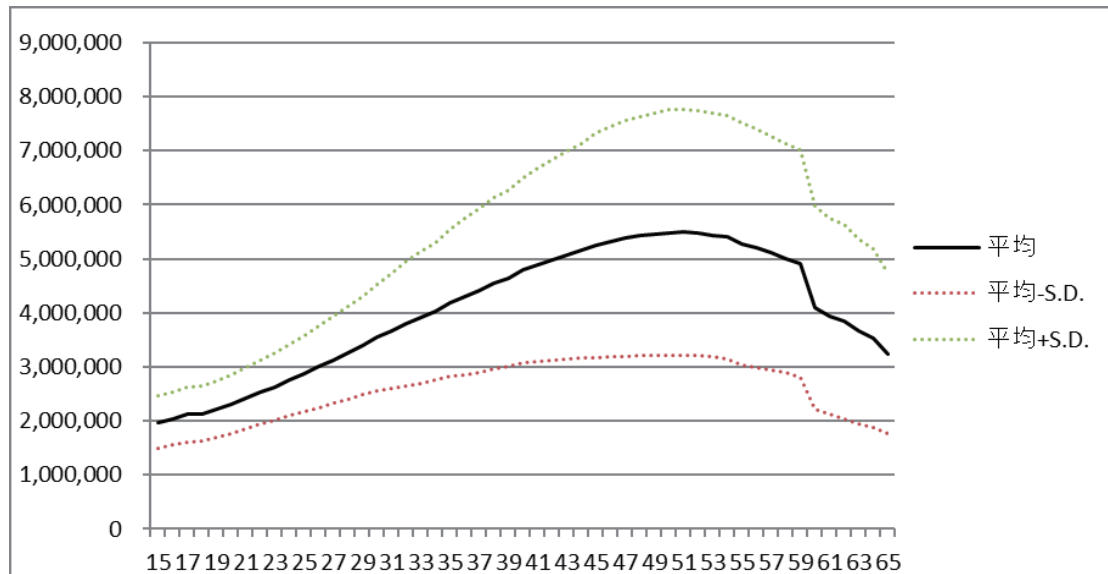


図2 65歳以上男性の各年齢時点平均推定所得（有職時点に限定）

4. 稼得歴を用いた高齢者の社会経済的地位の説明

4.1 方法

ここからは、以上で推定した稼得歴情報を用いて、高齢者の社会経済的地位の説明を試みる。ここでは説明対象とするのは、(1)主観的階層評価、(2)総資産額、(3)月平均生活費支出の3つである。主観的階層評価は高齢者の社会的な地位指標の1つであり、総資産額と月平均生活費支出はそれぞれストックとフローの面での経済的状況の指標とみなすことができる。主観的階層評価は自らの社会における位置を10段階で尋ねたものであり、元の値を反転させ、高い値ほど高い地位を示す形としている。総資産額は金融資産や不動産をすべて含めた世帯所有の総資産金額（階級中央値）であり、また月平均生活費支出は、特別な支出を除いた、世帯の1か月あたり生活費支出金額である。表3には、以降の回帰分析の対象となるケースに限ってこれらの変数の平均値と標準偏差を示している。

以降、15歳から65歳時までの職歴データに漏れのない65歳以上の男性を対象として、これらの変数を被説明変数とした回帰分析を行い、個人の稼得歴によってこれらの散らばりがどの程度説明されるのかを検討する。その際、「線」としての個人の稼得歴を、回帰モデルにどのような形で組み込むかが問題となる。本節では、まず前にも挙げた推定所得の単純合計額を説明変数とした分析を行い、その後、年齢時点に応じてウェイト付けした合計額を用いた分析を行う。またここでは、職業を持たない高齢者の社会経済的地位・状況の説明におい

てもちいられることの多い学歴・年齢を説明変数としたモデルの推定も行い、稼得歴を説明変数としたモデルとの比較を行う。

表3 説明対象変数の基礎集計（65歳までの職歴に漏れのない65歳以上男性）

	ケース数	平均	標準偏差
主観的階層評価(10段階:反転)	1069	5.40	1.60
総資産額(千万円)	713	2.98	3.07
月平均支出額(万円)	966	21.46	13.10

4.2 推定所得の単純合計額を用いた分析

表4は、これらを被説明変数とした回帰分析結果を示したものである。まず(a)主観的階層意識についてみると、年齢と学歴のみによるモデル1に比べ、推定所得の単純合計額を含めたモデル2では決定係数がかなり大きい。高齢者の主観的な階層意識は、それぞれの対象者が、どれほどの所得を得てきたか、あるいはどれほど所得面で条件の良い仕事に就いてきたかによって規定されることを示している。またこれらをすべて組み込んだモデル3の決定係数は、モデル2よりも若干上昇するが、高卒、短大・高専卒ダミー変数の効果は統計的に有意なものではなく、もともとの学歴効果のうちのかなりの部分は、学歴と推定所得（仕事）との結びつきによって生じていたものと判断できる。

(b)総資産額の分析結果もほぼこれと同様の結果を示しており、年齢と学歴のみを組み入れたモデル1よりも、推定所得合計のみを組み入れたモデル2の方が大きく、推定所得の合計額により、高齢者の総資産額の散らばりの12%が説明されることがわかる⁷。一方、(c)月平均支出額の場合は、年齢・学歴のみによるモデル1と、推定所得合計額のみによるモデル2とで決定係数に大きな違いがなく、むしろモデル2において若干低い。月平均支出は、本モデルでは考慮していない現在の就業状況や、世帯規模・同居家族の就業状況なども大きく関係しているためではないかと推測される。またいずれの場合も、BICはモデル2において最も小さい。

以上の分析から、高齢者の社会経済的地位・状況に対して、過去の職歴から推定した個人の所得の合計額は一定の説明力を持つものと結論付けられよう。特に、総資産額や現在の社会的な地位評価に対して、これまでの稼得歴は大きな影響を及ぼしているといえるだろう。

⁷ このモデルに、支出に関する変数を加えれば、モデルの説明力はさらに大きくなるものと予想される。

表4 推定所得の合計額を用いた回帰分析（65歳までの職歴に漏れのない65歳以上男性）

(a)主観的階層意識				(b)総資産額			
	model 1	model 2	model 3		model 1	model 2	model 3
定数	4.632 ***	4.044 ***	3.773 ***	定数	-2.080	-0.649 ***	-3.943 *
年齢	0.006		0.005	年齢	0.054 *		0.047
学歴(ref.=高卒未満)				学歴(ref.=高卒未満)			
高卒	0.355 **		0.213	高卒	1.164 ***		0.770 **
短大・高専卒	0.905 *		0.517	短大・高専卒	3.102 ***		2.103 **
大卒以上	0.871 ***		0.398 **	大卒以上	2.365 ***		1.077 **
推定所得合計(千万円)		0.071 ***	0.058 ***	推定所得合計(千万円)		0.185 ***	0.150 ***
N	1069	1069	1069	N	713	713	713
R2	.039	.065	.071	R2	.086	.122	.141
adj. R2	.036	.064	.067	adj. R2	.081	.120	.135
AIC	4001.8	3967.5	3967.9	AIC	3569.2	3534.8	3526.7
BIC	4026.7	3977.4	3997.8	BIC	3592.1	3544.0	3554.1

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

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

(c)月平均支出額

	model 1	model 2	model 3
定数	22.092 **	11.946 ***	17.290 *
年齢	-0.061		-0.064
学歴(ref.=高卒未満)			
高卒	3.730 ***		2.947 **
短大・高専卒	4.758		2.695
大卒以上	8.220 ***		5.686 ***
推定所得合計(千万円)		0.493 ***	0.313 ***
N	966	966	966
R2	.053	.047	.066
adj. R2	.049	.046	.062
AIC	7668.8	7669.0	7656.7
BIC	7693.2	7678.7	7686.0

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

4.3 年齢別ウェイト付け合計額を用いた分析

以上のセクションでは、個人の稼得歴が高齢者の社会経済的地位・状況に及ぼす影響を検討する上で、各年齢時点の推定所得をすべて合計し、その効果を推定した。この分析は、それぞれの年齢時点の推定所得が及ぼす効果の大きさは、年齢時点に関わらず一定である、との仮定の上に立つ。しかし各年齢時点の推定所得が及ぼす効果の大きさは、年齢時点によって相互に異なる可能性も否定できない。たとえば「高齢者の社会経済的地位に対しては、若年期の所得よりも、壮年期以降の所得の方が大きな影響を及ぼす」といった可能性がその例である。仮にこれが正しい場合、年齢時点間での効果の大きさの違いを適切に考慮することによって、高齢者の社会経済的地位に対する個人の稼得歴の説明力は一層高まるであろう。

さらにはこれにより、高齢者の社会経済的地位の形成メカニズムをより明確な形で理解することも可能となるだろう。

では、以上のような年齢時点間での推定所得の効果の大きさの違いを、どのようにモデルに組み込めばよいであろうか。一般的に考えればこれは、個人 i の年齢 t における推定所得 x_{it} が被説明変数 y_i に及ぼす効果に、各年齢毎のウェイト (w_t) が付いている状況と考えられる。これを、ここでの分析に即して数式で表せば式(1)のようになる。推定所得の単純合計額をもちいた前の分析は、このウェイト w_t が年齢 t の関数ではなく、単なる定数であるケースといえる。

$$y_i = a_0 + a_1 \sum_{t=15}^{65} w_t x_{it} \quad (1)$$

年齢時点毎のウェイト w_t は、量的変数としての年齢に応じて連続的に変化するものと仮定する。ここでは年齢 t の一次式の場合と、年齢 t の二次式である場合について考える。たとえばウェイトが年齢 t の二次式の場合、以下の式(2)を、式(1)に代入すると式(3)を得る。この式(3)に基づけば、このモデルの推定は y_i を $\sum x_{it}$ や $\sum tx_{it}$ 、 $\sum t^2x_{it}$ に回帰させればよいことになる⁸。これにしたがい、以下では「各年齢時点の推定所得の合計額」のほか、「各年齢時点の推定所得と年齢の積の総和」「各年齢時点の推定所得と年齢二乗の積の総和」を計算した上で、これらの変数をさらにモデルに追加し、推定を行う。なおその際、年齢は40歳を基準に中心化する。

$$w_t = b_0 + b_1 t + b_2 t^2 \quad (2)$$

$$y_i = a_0 + a_1 b_0 \sum_{t=15}^{65} x_{it} + a_1 b_1 \sum_{t=15}^{65} tx_{it} + a_1 b_2 \sum_{t=15}^{65} t^2 x_{it} \quad (3)$$

表5は、このように、各年齢時点の推定所得と年齢・年齢二乗の積の総和を追加したモデルの推定結果を示したものである。以前と同様、分析の対象は65歳までの職歴に漏れのない65歳以上の男性としている。また表中のモデル0は、学歴と推定所得の単純合計額のみを含めた基準モデルである。この表をみると、(a)主観的階層意識、(b)総資産額、(c)月平均支出額のいずれにおいても、新たに追加した推定所得と年齢・年齢二乗の積の総和の係数推定値は

⁸ 以上の数式化に関しては、太郎丸博氏より貴重な助言をいただいた。記して感謝したい。

小さく、統計的にも有意な値とはいえない。このことから、それぞれの年齢時点の推定所得が高齢者の社会経済的地位に及ぼす効果の大きさは年齢時点に関わらず一定であり、高齢者の社会経済的地位は過去の職業経歴全体の影響を受けて形成されるものと考えられよう。

表5 年齢別ウェイト付き推定所得を用いた回帰分析

(a)主観的階層意識				(b)総資産額			
	model 0	model 1	model 2		model 0	model 1	model 2
定数	4.098 ***	4.151 ***	3.956 ***	定数	-0.618	-0.449	-0.291
推定所得合計(千万円)	0.058 ***	0.053 ***	0.034 †	推定所得合計(千万円)	0.151 ***	0.134 ***	0.151 ***
推定所得×年齢合計(千万円)		0.001	-0.001	推定所得×年齢合計(千万円)		0.003	0.005
推定所得×年齢二乗合計(千万円)			0.000	推定所得×年齢二乗合計(千万円)			0.000
学歴(ref.=高卒未満)				学歴(ref.=高卒未満)			
高卒	0.207 †	0.196 †	0.264 *	高卒	0.707 **	0.679 *	0.6303 *
短大・高専卒	0.508	0.510	0.622	短大・高専卒	2.027 *	2.046 *	1.954 *
大卒以上	0.392 *	0.350 *	0.531 **	大卒以上	1.011 **	0.891 *	0.742
N	1069	1069	1069	N	713	713	713
R2	.071	.071	.073	R2	.137	.138	.139
adj. R2	.068	.067	.068	adj. R2	.132	.132	.131
AIC	3966.1	3967.6	3967.3	AIC	3528.2	3529.3	3530.9
BIC	3991.0	3997.5	4002.1	BIC	3551.1	3556.7	3562.9
(c)月平均支出額							
	model 0	model 1	model 2				
定数	12.663 ***	12.020 ***	11.923 ***				
推定所得合計(千万円)	0.313 ***	0.375 ***	0.365 *				
推定所得×年齢合計(千万円)		-0.011	-0.012				
推定所得×年齢二乗合計(千万円)			0.000				
学歴(ref.=高卒未満)							
高卒	3.017 **	3.129 **	3.163 **				
短大・高専卒	2.787	2.731	2.789				
大卒以上	5.767 ***	6.227 ***	6.318 ***				
N	966	966	966				
R2	.066	.067	.067				
adj. R2	.062	.062	.061				
AIC	7655.2	7656.3	7658.3				
BIC	7679.6	7685.6	7692.4				

***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.1

このような結果は、対象者の学歴別に別途行った分析においても同様に認められた。ただし、中卒・高校中退者の総資産額に対してのみ、推定所得と年齢の積の総和に正の有意な効果が認められ、図3に示したように、最近の推定所得ほど、現在の総資産額に強い効果を及ぼしているものと推定されている。しかしこれ以外については、新たに投入した推定所得と年齢、あるいは年齢二乗の積の総和には有意な効果が認められず、各年齢時点の推定所得は、

高齢者の現在の社会経済的地位に対してまんべんなく一定の効果をもたらしているものと結論付けられる。

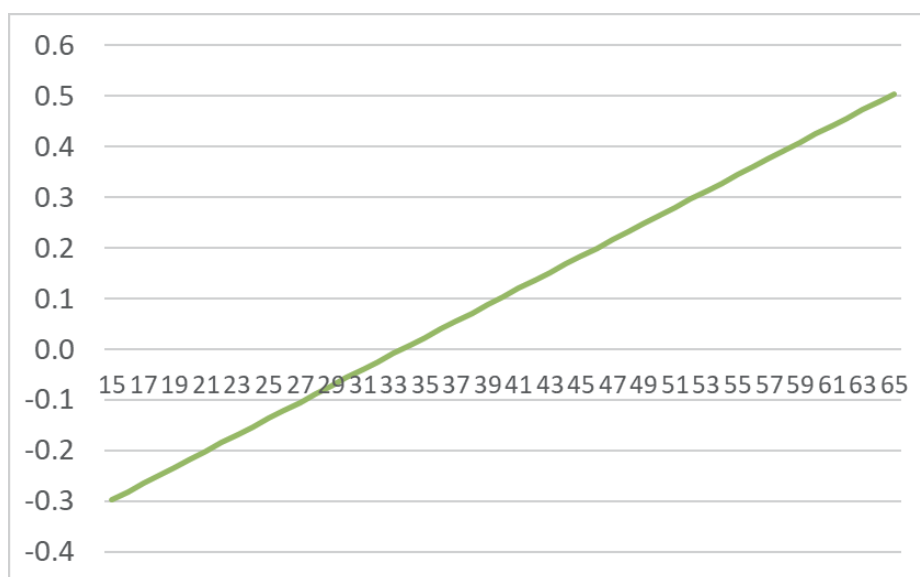


図3 推定所得が総資産額に及ぼす効果の年齢別ウェイト（中卒・高校中退）

4.4 特定年齢時点の推定所得、ならびに他の職業情報に基づくモデルとの比較

本セクションでは、特定年齢時点のみの推定所得、ならびに特定年齢時点の他の職業情報による高齢者の社会経済的地位の説明を試み、その結果をこれまでの推定結果と比較する。

前セクションの分析からは、職歴データに基づき推定した15歳から65歳までの所得の合計額は、高齢者の社会経済的地位に対してそれなりに大きな説明力を持つ一方、中卒・高校中退者の総資産額への影響を除けば、年齢によるウェイト付けは有効ではなく、特定の年齢期の推定所得が特に大きな効果を持ったり、逆に特に小さな効果を持ったりすることはないことが明らかになった。このように年齢時点によって推定所得の効果の大きさに違いがないという結果は、これまで述べてきたように「過去時点の推定所得の水準がまんべんなく現在の社会経済的地位に影響を及ぼしている」ものとまずは解釈されようが、もしかすると、そもそも年齢別推定所得のグラフには、その高低の差こそあれ、形状自体には目立った違いが存在しないために——推定所得が「若年層で特に高いひとびと」や「老年層で特に高いひとびと」といった対象者間の相違が存在しないために——推定所得の合計額は大きな効果を持ったとしても、年齢時点によるウェイト付けは有効ではない、という可能性も考えられる。

仮に、以上のように「年齢別推定所得のグラフの形状自体には対象者間で違いがなく、その高低の水準のみが異なっている」のだとすれば、過去の推定所得が高齢者の社会経済的地位に影響する場合でも、すべての時点の推定所得を考慮する必要はなく、特定時点の推定所得のみで、高齢者の社会経済的地位のかなりの程度が説明されてしまうのかもしれない。こ

のような可能性について検討するため、ここでは主観的階層意識、総資産額、月平均支出額のそれぞれに関して、(キャリアがほぼ固まったと考えられる) 40 歳、および 50 歳時点の推定所得のみによるモデルの推定を行う。

またここでは、過去の職業経歴が高齢者の社会経済的地位に及ぼす影響は、本当に推定所得を通じて捕捉するのが適切であるのか、あるいは一般的にもちいられてきた職業威信スコアや SSM 総合職業分類といった他の職業基準/情報を通じた捕捉も有効であるのかを判断するため、40 歳、および 50 歳時点の SSM 総合職業 8 分類と職業威信スコアを投入したモデルの推定も行い、その結果を推定所得に基づくモデルの結果と比較する。

表 6 特定年齢時点の推定所得とその他職業情報を用いた回帰分析 (モデル要約)

(a)主観的階層意識

	推定所得合計 (表4 model2)	40歳時 推定所得	50歳時 推定所得	40歳時 総合分類	50歳時 総合分類	40歳時 職業威信	50歳時 職業威信
R2	.065	.048	.059	.045	.063	.021	.033
adj. R2	.064	.047	.058	.038	.056	.019	.032
AIC	3967.5	3986.6	3974.0	4003.3	3983.8	4018.6	4004.5
BIC	3977.4	3996.6	3984.0	4048.1	4028.6	4033.5	4019.4
パラメータ数	2	2	2	9	9	3	3
ケース数	1069	1069	1069	1069	1069	1069	1069

(b)総資産額

	推定所得合計 (表4 model2)	40歳時 推定所得	50歳時 推定所得	40歳時 総合分類	50歳時 総合分類	40歳時 職業威信	50歳時 職業威信
R2	.122	.100	.099	.070	.091	.020	.043
adj. R2	.120	.099	.097	.059	.081	.017	.040
AIC	3534.8	3552.1	3553.3	3589.8	3573.0	3614.7	3598.0
BIC	3544.0	3561.3	3562.4	3630.9	3614.1	3628.4	3611.7
パラメータ数	2	2	2	9	9	3	3
ケース数	713	713	713	713	713	713	713

(c)月平均支出額

	推定所得合計 (表4 model2)	40歳時 推定所得	50歳時 推定所得	40歳時 総合分類	50歳時 総合分類	40歳時 職業威信	50歳時 職業威信
R2	.047	.041	.047	.031	.045	.015	.024
adj. R2	.046	.040	.046	.023	.037	.013	.022
AIC	7669.0	7675.2	7668.9	7698.7	7684.8	7702.7	7693.7
BIC	7678.7	7684.9	7678.7	7742.6	7728.7	7717.3	7708.3
パラメータ数	2	2	2	9	9	3	3
ケース数	966	966	966	966	966	966	966

表 6 はこの結果の要約のみを示したものである。まず左端の「推定所得合計」は前掲表 4 のモデル 2、すなわち推定所得の合計金額のみを組み入れたモデルの推定結果である。その右の 2 列が 40 歳時、ならびに 50 歳時の推定所得 (無職時は 0) を入れたモデルであり、さらにその右の 2 列が、職種のほか、従業上の地位や企業規模も考慮した「SSM 総合職業分類

(8 分類)」をダミー変数化し、無職ダミー変数⁹とともに組み入れたモデルである。また右端の 2 列は 40 歳時、および 50 歳時の職業威信スコア¹⁰、および無職ダミー変数によるモデルの推定結果である。

まず、特定の年齢時点の推定所得のみによるモデルの決定係数は、全年齢時の推定所得を合計して投入したモデルの決定係数よりも、概してやや小さく、総資産額に関して特にその差が目立つ。その一方、月平均支出額に関してはほとんど変わらない。AIC、BIC に関してもこれは同様である。このことから、すべての年齢時点の推定所得を考慮することは、総資産額というストック面での経済状況を説明する上では特に有効であるといえるだろう¹¹。また以上の結果は、対象者の稼得歴のグラフには、その形状自体にもそれなりの相違が存在していることを示唆するものととらえられる。

次に、SSM 総合職業分類や職業威信スコアによる説明との比較であるが、大雑把に言えば、総合職業分類、特に 50 歳時の総合職業分類によるモデルは、特定年齢時点の推定所得によるモデルと似通った決定係数を持つ一方、職業威信スコアによるモデルの決定係数はそれらに比べると一段小さい。これらの結果から、高齢者の社会経済的地位・状況は、それまで就いてきた職種のみならず、従業上の地位や企業規模などによっても大きく規定されているものと結論づけられる。このような結果は、日本社会における職業階層構造の「多次元性」(鹿又 2001; 有田 2016) を反映したものと考えられる。

ただし、SSM 総合職業分類によるモデルの決定係数がそれなりに高いとはいえ、このモデルは特定の年齢時点の総合職業分類をそれぞれダミー変数の形で組み入れたものであり、それらのダミー変数(各職業カテゴリー)が被説明変数に及ぼす効果は自由に定められ得る。このような自由度の違いを考慮した「自由度調整済み決定係数」は、やはり特定年齢時点の推定所得によるモデルの方が概して高く、BIC に関しても同様に小さい。また、ここでは特定年齢時点の SSM 総合職業分類のみを組み入れたモデルの推定を行ったが、SSM 総合職業分類はカテゴリー変数であるために、この変数を職業履歴全体に関して考慮することは現実的には難しい¹²。対象者の多次的な職業の履歴を 1 つの量的変数によって代表させられる指標として、「推定所得合計」は有益であるといえよう。

⁹ 職業不明も含む。以下同様。

¹⁰ 無職にも 0 の値を割り当てた。ただし無職であることの効果は共に組み入れる無職ダミー変数によって別途推定される。

¹¹ もちろんこれは、ストックとしての資産は、過去の所得の蓄積によって築かれるものであるためだろう。

¹² 敢えてそれを行う場合、就業期間中の各総合職業分類への平均所属確率の分布を算出し、それによって高齢者の社会経済的地位の説明を行うなどの方法が考えられる。ただし、その場合も対象者の職業経歴を単一の変数によって代表させることはできない。

5. 稼得歴をもちいた分析の可能性

以上、稼得歴をもちいた高齢者の社会経済的地位の説明を試みてきたが、職歴情報に基づいて推定された個人の稼得歴は、これ以外にも分析の可能性を持つだろう。ここではそのいくつかの可能性についてみていく。

5.1 稼得歴カーブの分類

推定された稼得歴をもちいた分析の方向の1つは、前節でもその可能性を言及したように、対象者間での稼得歴の形状自体をより詳しく検討していくことだろう。ここでは、Nagin の提唱する group-based trajectory model (Nagin 2005) によって、稼得歴カーブの分類を試してみよう。この group-based trajectory model は、時間とともに変化する連続変数を持つ対象者に関して、対象者の下位集団毎に異なる軌跡が存在するものと想定し、それぞれの軌跡を推定する手法である。分析に際しては、対象者の中にいくつの下位集団が存在しているか、またそれぞれの下位集団の軌跡を何次関数と想定するかを分析者が指定し、推定を行う。

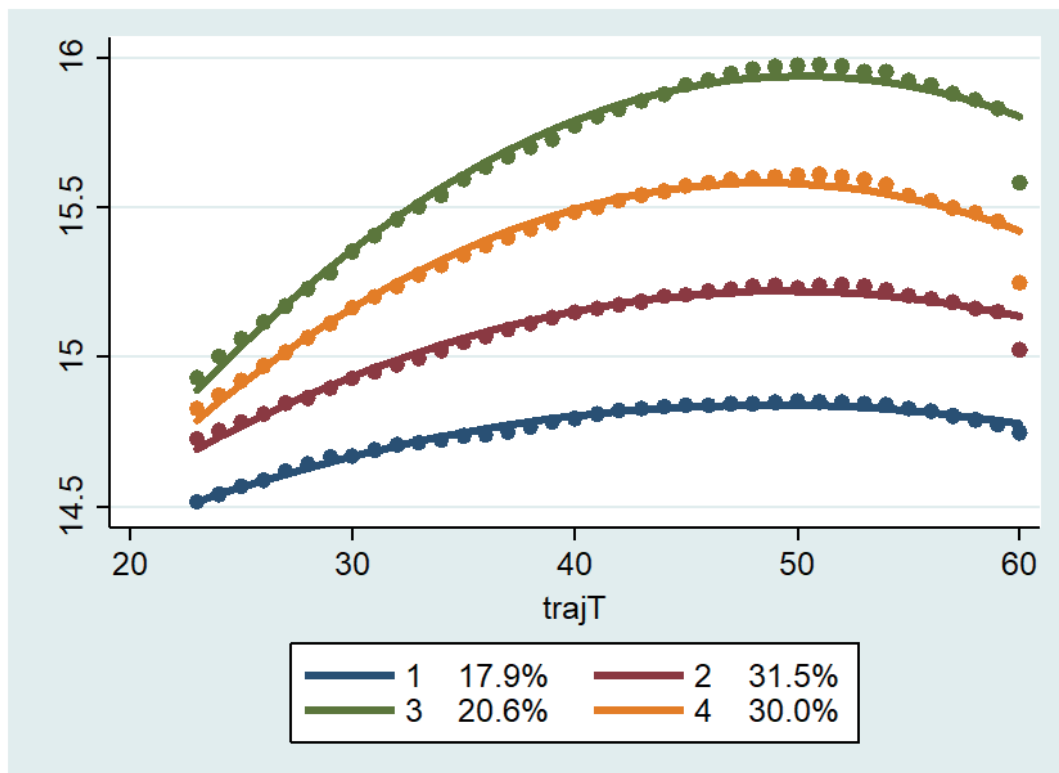


図4 group-based trajectory model の推定結果 (対数所得・4グループモデル)

図4は65歳以上の男性の、23歳から60歳までの対数推定所得に対して、4つの下位集団、ならびにそれぞれの軌跡として2次関数を想定した上で group-based trajectory model を当てはめ、その結果得られた軌跡を図示したものである。このグラフでは、推定された各下位集団

の軌跡（実線）と、各下位集団に所属するものと推定された対象者の実際の平均推定対数所得（点線）がそれぞれ示されている。

このような稼得歴の形状は、そもそもの所得関数をどのような形で設定するか——たとえば経験年数や勤続年数をどのようにモデルに組み入れるか——によって一定程度変わってくる点には留意の必要があるが、それでも推定された4つの稼得歴の軌跡は、いずれも若年期から50歳前後まで上昇し、その後緩やかに下降するという点で共通する。もちろんその伸び幅にはかなりの違いがあるものの、この4グループモデルに基づく限り、所得水準が停滞し続けたり、下降し続けるようなグループは検出されなかった。ここで分析の対象とした65歳以上の世代は、高度経済成長期に職業キャリアを経験したケースが多く、非正規雇用などの就業機会もそれほど多くなかったことが、このような比較的順調な稼得歴が主流となっている背景要因であるのかもしれない。仮にそうであるならば、雇用が不安定化してきた若い世代においては、このモデルにもとづき稼得歴グラフの形状の違いをとらえるような分析が、より重要性を増してくる可能性も大きい。

5.2 稼得歴カーブの世代間比較

上で言及した世代間での職業キャリアの違いを捕捉するためにも、職歴情報を基に推定された稼得歴カーブは利用可能性を持つだろう。たとえば黒田（2017）は、いわゆる「就職氷河期」に学校を卒業し、労働市場に参入した世代は、同じ年齢時期の給与額がより上の世代に比べて明らかに低いという事実を示した。このような、新卒時の景気動向、およびそれを受けての採用状況が、その後も継続的に給与や職業キャリアに影響を及ぼすのか否か、という問題を検討するために、ここでは出生コーホート毎に若年期の稼得歴カーブを比較してみよう。

図5は、1960年代と70年代生まれ男性の23歳から40歳時までの推定所得の平均値を、出生コーホート毎に図示したものである。1960年代前半・後半生まれコーホートは概して「バブル経済期就職世代」と位置づけられ、1970年代前半・後半生まれコーホートは概して「バブル経済崩壊後の時期の就職世代」と位置づけられる。本稿で採用した方法には「就業機会と所得との結び付きには時点間で変化がない」という強い仮定が置かれている点には留意する必要があるものの、バブル経済期就職世代とそれ以降の時期の就職世代との間で稼得歴、あるいは「所得という次元で評価された就業機会の履歴」には何か目立った相違があるのだろうか。

この図を見ると、黄色で示された1960年代前半生まれと、1970年代前半・後半生まれの稼得歴カーブはほぼ平行線を描いており、後者の推定所得は、前者のそれに比べて、どの年齢時点でも年収で20～30万円程度低いことがわかる。1970年代生まれは1960年代前半生まれに比べて平均的に学歴が高く、本来ならばその分推定所得も高く推定されるはずであるが、

1970年代生まれが就いている就業機会は、それを相殺するほどに推定所得の面で不利なものであり、かつその傾向が継続しているといえよう。

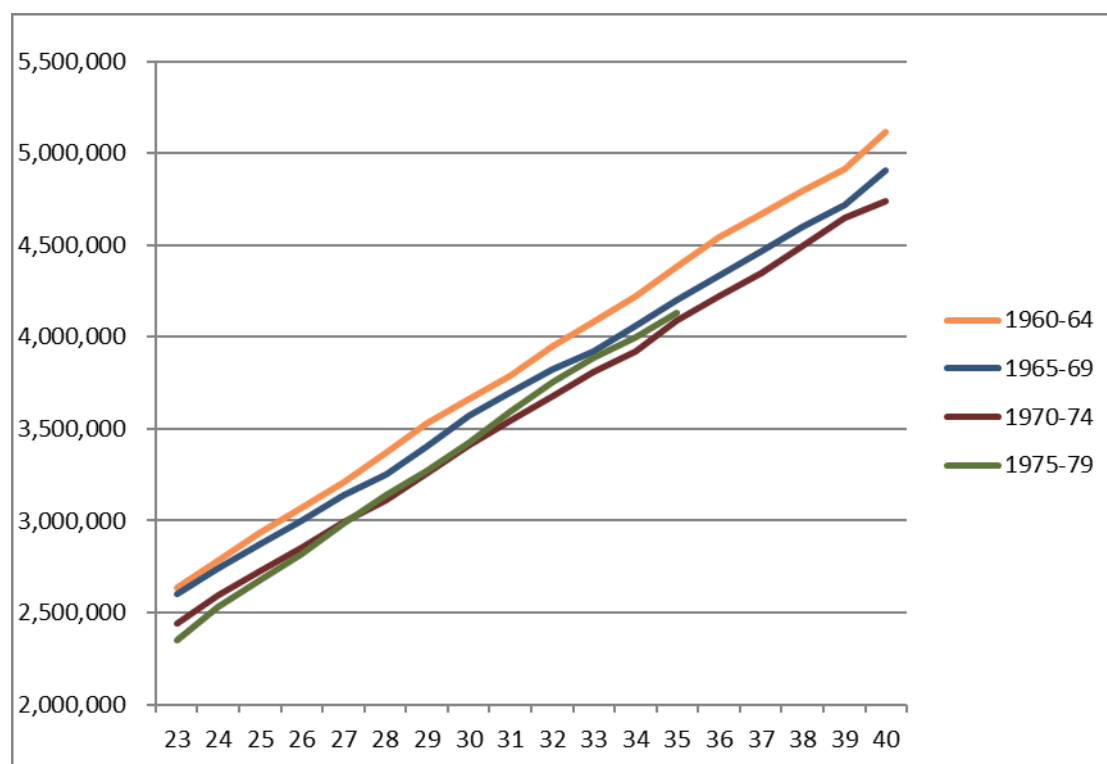


図5 若年期の推定稼得歴カーブの世代間比較（男性のみ）

このように、1960年代前半生まれと、1970年代生まれとでは、就職時点の有利・不利がその後もそのまま継続しているように見える。その一方、1960年代後半生まれは、20代前半ではすぐ上の1960年代前半生まれと同様に恵まれた就業機会を平均的に得ていながら、その後の稼得歴カーブは、1960年代前半生まれのそれから次第に乖離し、1970年代生まれのそれに近づいてきている。これは、バブル経済期の最後に就職した1960年代後半生まれコーホートは、その直前のコーホートに比べて、職業キャリアの過程においてバブル経済崩壊によるネガティブな影響を相対的に受けやすかったことを示唆する。このような出生コーホート間での稼得歴カーブの違いが、具体的にどのような要因によって——雇用形態、企業規模、職種、役職等の分布がどのように変わったことによって——生じているのかについては、さらに詳細な検討を加えていく余地があるだろう。

6. おわりに

以上本稿では、「ひとびとの社会経済的な地位は個人の職業経歴全体によって規定される」との想定のもと、SSM調査の詳細な職歴データに基づいて個人の稼得歴を推定し、それによる高齢者の社会経済的な格差の説明を試みてきた。本稿の分析結果をふまえれば、個人の職

業経歴をトータルに捕捉するための手段として、個人の稼得歴の推定はそれなりに有効であるといえる。特に、各年齢時点の推定所得をすべて足し合わせた推定所得の合計額は、所得という次元で測定した個人の多次元的な職業の経歴を1つの量的変数で代表させた指標として、個人の学歴、あるいは特定年齢時点の職業威信や総合職業分類と比べても、高齢者の社会経済的な地位・状況、特にストックの側面における経済的状况（たとえば総資産額）を説明する上で有効性を持つ。

このように個人の推定所得が、学歴や過去についていた職業の威信スコア等の他の指標と比べ、高齢者の社会経済的地位・状況に対して大きな説明力を持つ理由の1つは、本稿で言及したように、日本社会における職業階層秩序の「多次元性」に求められるだろう。日本では、従来の社会階層論が注目してきた従業上の地位や職種——あるいはそれと密接な関係を持つ教育水準——のみならず、企業規模や雇用形態といった次元においてもひとびとの間に報酬等の大きな格差が生じている点が特徴と言える。本稿で依拠した推定所得額は、このような多次元的な階層構造におけるひとびとの位置を総合的に把握できるという点で、比較的高い説明力を持ち得ているのではないかと思われる。実際、本稿で推定した所得関数でも——雇用形態の効果は従業上の地位に含まれているため独自の効果を測定してはいないもの——企業規模や役職といった変数は、推定所得を説明する上で、他の変数には還元できない独自の効果をそれなりに持っている。これらの変数は、所得のみならず、非経済的な報酬や社会的な地位評価等にも独自の効果を持つとすれば、それらの変数も包括的に考慮した推定所得は、高齢者の、あるいはより一般的に、ひとびとの社会経済的な地位・状況を捕捉するために、大きな有効性を持つといえよう。

また、非正規雇用の急増など、雇用状況の大きな変化を経験しているより若い世代では、職業経歴の変化やそこにおける格差を包括的に把握するために、稼得歴のカーブ自体の分析も一層有用であると考えられる。もちろん本稿において行った稼得歴の分析には、「就業機会と所得との関連の時点間での変化を適切に考慮に入れる」「退職金の推定も別途行い、生涯所得の実額により近づける」など、多くの課題が残されているものの、SSM 調査が持つ貴重な職歴情報を一層活用し、ひとびとの職業経歴とそこから生じる格差を包括的に把握していくために、稼得歴の推定はアプローチの1つとして可能性を持つだろう。

[補遺]

職歴パーソンイヤーデータにおける勤続年数作成 SPSS シンタックスの骨子

- * 保田時男氏による SSM2015 person-year data 変換 SPSS シンタックスに加えて使用.
- * まず isnyr に関して 777777, 999999, 888888 を指定しておく.
- * その後以下のシンタックスを実行.

```
If (q8_h_1=15) isnyr15=0.  
do repeat
```

```

agex = 16 to 80 /
isn = isn16 isn17 (中略) isn79 isn80 /
lisn = isn15 isn16 (中略) isn78 isn79 /
isnyr = isnyr16 isnyr17 (中略) isnyr79 isnyr80 /
lisnyr = isnyr15 isnyr16 (中略) isnyr78 isnyr79.
/* isn:当該年齢時従業先番号, lisn:1歳前従業先番号.
/* isnyr:当該年齢時勤続年数, lisnyr:1歳前勤続年数.
do if (agex >= q8_h_1 & agex <= q1_2_5 & q8_h_1 ~=99 & isn ~= lisn & isn ~= 99).
/* 当該年齢時の従業先番号(不明以外)が1歳前と一致しない場合は0.
compute isnyr = 0.
end if.
do if (agex >= q8_h_1 & agex <= q1_2_5 & q8_h_1 ~=99 & isn = lisn & isn ~= 99 & lisnyr
~=999999).
/* 当該年齢時の従業先番号(不明以外)が1歳前と一致する場合は1歳前の勤続年数に1年加算.
compute isnyr = lisnyr + 1.
end if.
end repeat.

```

[文献]

- 有田伸. 2011. 「東アジアの社会階層構造比較：報酬・地位の違いを生み出す変数は何か？」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会. 273-287.
- 有田伸. 2016. 『就業機会と報酬格差の社会学：非正規雇用・社会階層の日韓比較』東京大学出版会.
- 藤田孝典. 2015. 『下流老人：一億総老後崩壊の衝撃』朝日新聞出版.
- Guvenen, Faith, Greg Kaplan, Jae Song, and Justin Weidner. 2017. “Lifetime Incomes in the United States over Six Decades,” NBER Working Paper No.23371, National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w23371>
- 石田淳. 2011. 「若年層の予想生涯所得の格差」佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ15 流動性と格差の階層論』2005年SSM調査研究会. 67-82.
- 岩井八郎. 2001. 「高齢者の社会的地位の転換：SSM調査による高年齢層の職歴・所得・家族に関する分析」『理論と方法』16(2): 211-227.
- 鹿又伸夫. 2001. 『機会と結果の不平等—世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房.
- 鹿又伸夫. 2008. 「バブル崩壊後の所得格差と社会階層」佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ15 流動性と格差の階層論』2005年SSM調査研究会. 45-65.
- 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): 151-165.
- 黒田啓太. 2017. 「今も続いている就職氷河期の影響」玄田有史編『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』慶應義塾大学出版会. 51-67.
- Lefranc, Arnaud, Fumiaki Ojima, and Takashi Yoshida. 2014. “Intergenerational earnings mobility in Japan among sons and daughters: levels and trends,” *Journal of Population Economics*, 27(1): 91-134.
- Nagin, Daniel S.. 2005. *Group-Based Modeling of Development*, Harvard University Press.
- 佐藤嘉倫・吉田崇. 2007. 「貧困の世代間連鎖の実証研究：所得移動の観点から」『日本労働研究雑誌』49(6): 75-83.
- 吉田崇. 2005. 「戦後日本の所得分配の趨勢と格差要因の検討」尾嶋史章編『現代日本におけるジェンダーと社会階層に関する総合的研究(科学研究費補助金研究成果報告書)』同志社大学. 41-52.

Estimation of Individual Income History Using Job History Data: Explaining Socioeconomic Inequalities Among the Elderly

Shin Arita

University of Tokyo

Abstract

This study aims to not only estimate individual income history using job history data but also explain socioeconomic inequalities among the elderly based on their estimated income history. The Social Stratification and Mobility (SSM) survey data provide detailed information of respondents' complete job histories. Utilizing this feature, this study estimates elderly individuals' income history and explores its effects on their socioeconomic status, based on the assumption that individuals' status is shaped by their complete career history.

This study comprises the following analyses: (1) estimation of the income function based on the respondents' current income and current job information, (2) estimation of income history by applying the estimated income function to the person-year job history data, and (3) explanation of socioeconomic indexes, such as subjective evaluation of own social status, value of household assets, and household monthly expenditure, for elderly male individuals based on their estimated income history. The results reveal that for elderly individuals' socioeconomic status, the total amount of their estimated income at certain age periods has a typically stronger explanatory power than education, occupational prestige score, and the SSM synthetic job categories of one's job at particular age points. In Japanese society, which has a multi-dimensional stratification system, an estimated income history that comprehensively captures one's job history is an effective approach for explaining variances in elderly individuals' socioeconomic status.

Keywords: estimation of income history, income function, utilization of job history data, inequalities in a aging society