



RIETI Discussion Paper Series 19-J-028

賃金プロフィールのフラット化と若年労働者の早期離職

村田 啓子
首都大学東京

堀 雅博
一橋大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<https://www.rieti.go.jp/jp/>

賃金プロファイルのフラット化と若年労働者の早期離職[†]

村田 啓子（首都大学東京） 堀 雅博（一橋大学）

要 旨

経済成長の減速や少子高齢化など、我が国における雇用を取り巻く環境には大きな変化がみられる。年功賃金や長期雇用からなる「日本的雇用慣行」は日本の経済成長を促す重要な仕組みの一つとみなされてきたが、環境変化が進む中でその雇用慣行にも変化が生じている。本研究では、年功賃金と長期雇用の制度的補完性に着目し、賃金プロファイルのフラット化が雇用労働者の早期離職を加速させている可能性を実証的に分析した。「ねんきん定期便」から得られる個人の長期にわたる賃金履歴情報に基づいて構築したパネルデータ（「くらしと仕事に関するインターネット調査（LOSEF）」個票）を活用した分析を行った結果、賃金プロファイルのフラット化により雇用労働者の早期離職が促されていることを示唆する結果が得られた。また、その関係は日本的雇用慣行のコアの部分である大企業大卒雇用者に限定した場合でも同様に確認できる。こうした結果は、今後、賃金プロファイルの一層のフラット化が進むような場合、若年雇用労働者の早期離職率はさらに高まり、日本的雇用の下にある労働者のシェアの低下が続く可能性を示唆している。

Keywords: 日本的雇用慣行、早期離職、賃金プロファイル、生涯所得

JEL classification codes: J31, J63, J24, J01

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

[†]本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「労働市場制度改革」の成果の一部である。本稿の分析にあたり「くらしと仕事に関する調査」の個票データを高山憲之氏及び稲垣誠一氏から貸与頂いた。また、経済産業研究所「労働市場改革研究会」セミナーにおいて鶴光太郎氏、大竹文雄氏、大湾秀雄氏はじめ出席メンバーの方々から、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会において矢野誠所長、森川正之副所長はじめ出席者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者に帰属する。

1. はじめに

経済成長の減速や少子高齢化など、日本における雇用を取り巻く環境には大きな変化がみられる。年功賃金や長期雇用からなる「日本的雇用慣行」は日本の経済成長を促す重要な仕組みの一つとみなされてきたが、環境変化が進む中で「日本的雇用慣行」にも変化が生じていることが近年指摘されるようになった。本論文は、こうした日本的雇用慣行の変化の象徴とも言える賃金プロファイルのフラット化と若年の早期離職行動に着目した分析を行う。

日本的雇用慣行に関する先駆的な研究であるHashimoto and Raisian (1985)やMincer and Higuchi (1988)は、日本の勤労者の賃金プロファイルは米国のそれとの相対で急こう配であると同時に、日本では長期雇用者の割合が高くなっていることを報告している。その後の研究では、年功賃金に関しては、日米比較に主眼を置いた研究 (Abe 2000) や、賃金プロファイルのフラット化の有無や賃金プロファイルの傾きをもたらす要因 (景気要因等外部労働市場要因、生産性・企業内高齢化等企业内要因など) を解明しようとする研究 (Clark and Ogawa 1992; Ohkusa and Ohta 1994; 三谷 1997; Ariga, Brunello and Ohkusa 2000; 都留・阿部・久保 2003; 三谷 2005; 赤羽・中村 2008; 川口 2011) の蓄積が進んだ。一方で、長期雇用については、同一企業への継続就業期間や残存率などの指標を用いた分析により、いわゆる日本的雇用の核となる中高年層に変化はなく長期雇用は安定的という結論を導くのが一般的であった (Chuma 1998, Kato 2001, Shimizutani and Yokoyama 2009, Kambayashi and Kato 2011)。

こうした中であって、Hamaaki et al. (2012) は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の個票データ (1989年～2008年) を用いた分析を通じ、新卒で同じ企業に継続勤務する勤労者の賃金プロファイルの傾きが、大卒大企業男性雇用者においても、特に40歳代後半以降顕著にフラット化していることを明らかにした。同時に、大卒大企業男性雇用者の残存率も特に若年層において低下しており、日本的雇用慣行が後退している可能性を指摘している。それ以降、より最近の研究では、Yamada and Kawaguchi (2015)が1990年代以降賃金プロファイルのフラット化を指摘している他、Kawaguchi and Ueno (2013)は、総務省「就業構造基本調査」の個票データをコホート別に分析し、最近のコホートほど在職年数は短くなってきており、その傾向は性別・業種・企業規模に関わらず生じていると論じている等、日本的雇用の変化を指摘する論文が散見されるようになっている¹。

Hamaaki et al. (2012)を始めとする日本的雇用の変化に関する研究は、賃金プロファイル及び長期雇用双方の長期的な変化に注目している点で興味深い、その背景にあるメ

¹ 加藤・神林 (2016) は、勤続年数の減少傾向は若い世代での短期勤続者の増加によるもので、長期勤続者に着目した場合は長期雇用に依然変化が見られないとし、日本的雇用慣行は安定しているとしている。

カニズムについてのフォーマルな実証分析にはなっていない。Hamaaki et al. (2012)が提示している理論モデルが想定しているように、年功賃金と長期雇用の間の制度的補完性が重要であるとすれば、賃金プロファイルのフラット化は、被雇用者側からみると、長期雇用（すなわち一旦就職した企業に継続雇用されること）のメリットの低下を意味するため、賃金プロファイルのフラット化が顕著な分野（例：業種、職業）で雇用期間の短期化がみられるはずである。ただ、その検証にはある程度長期間にわたる（長期勤務した場合に稼得できる生涯賃金が推定できる程度の）賃金データが必要となる。Hamaaki et al. (2012)では、こうしたデータの制約もあり、賃金プロファイルのフラット化と長期雇用の縮小が並行的に進んでいることを確認するに止まり、賃金プロファイルのフラット化が雇用期間の短縮（早期離職率の高まり）の要因となっているか否かについてのフォーマルな検証までは行えていなかった。

日本的雇用慣行の変化は、年功賃金と長期雇用という、企業と個人（被雇用者）の間の長期間の契約関係の有り様に現れる現象であり、それを個人単位のデータで検証するためには、個人の生涯を通じた就労（雇用）状況、賃金情報を蓄積したデータ（長期パネルデータ）が必要になる。だが、日本では、家計を対象としたパネル調査が開始されてからの日がまだ浅く、それらの調査から個人の生涯所得を推測できるレベルの情報を入手することは出来なかった。こうした困難の下で稲垣（2012）が、「ねんきん定期便」から得られる（行政記録）情報を調査回答者に転記させることで個人の職歴・賃金履歴の長期パネルデータを構築する方法を考案し、それが拡張されて利用可能となったのが「くらしと仕事に関する調査（LOSEF）：2011年」である（高山・稲垣・小塩, 2012）。白石・藤井・高山（2013）はこのデータセット(2011年調査)に含まれる新卒後に正規雇用された個人を対象として若年者の早期離職行動を分析し、近年若者の早期離職が増加していること、また就職前年の有効求人倍率が高い場合ほど、早期離職率は低くなること等を明らかにした²。ただ、彼らの分析では、日本的雇用慣行の変化という視点から最重要と考えられる賃金プロファイルのフラット化と早期離職との関係は分析されておらず、その意味で、我々の問題意識に答えるものにはなっていない。

本論文では、以上の理解を踏まえ、Hamaaki et al. (2012)等の先行研究では十分に扱えてこなかった課題（年功賃金制と長期雇用の相互補完性の実証分析）に取り組む。具体的には、「くらしと仕事に関する調査：2011年、2012年、2013年」（以下、LOSEFデータ：2011-2013年）を利用し、新卒時に正規雇用された男性を対象に分析を行った。男性雇用者に限定したのは、本論文の中心課題である日本的雇用が適用されてきたのは、専ら男性雇用者であると考えたことによる。彼らの離職行動を世代別に観察した上で、賃金プロファイル及び離職率の変化の状況（有・無）等を各種属性別（企業規模・業種・学歴）

² 更に、Fujii, Shiraishi, & Takayama (2018)は、早期離職が離職した個人のその後（賃金等の就業・経済状況、また健康状態）に与える影響を分析し、早期離職が個人のその後負の影響を及ぼしていたことを報告している。

に検討し、特に賃金プロファイルのフラット化が進んでいる分野・属性で早期離職率の上昇が顕著に観察されているか否かを検討した。Hamaaki et al. (2012)他の理論モデルが示唆するように、賃金プロファイルのフラット化が長期雇用に止まるインセンティブを低下させるとすれば、早期離職は賃金プロファイルのフラット化が顕著な分野においてよりはっきり進行しているはずである。

本稿で得られた結果をかいつまんで述べると、まず第一に、新卒男性正規雇用の(早期)離職率は後の時代に入職した個人である程、高まっていく傾向がみられた。次に、賃金プロファイルの変化と新卒から5年残存率の変化を属性(企業規模・業種・学歴)別に見た結果、80年代半ば以降に入職した世代で両者の間に概ね正の相関(賃金プロファイルのフラット化が大きいと残存率低下も加速する関係)がある。第三に、離職確率について、考え得る要因を説明変数としたプロビット推定を行った結果、他の属性変数をコントロールしても、賃金プロファイルのフラット化は早期離職と正の関係を有していることが分かった。このことは、今後、もし更に賃金プロファイルのフラット化が進めば、若年の早期離職率は更に高まり、我が国における日本的雇用の特徴を有する雇用下にある個人の割合は低下していくであろうことを示唆している。

本稿の次節以下の構成は次の通り。まず、次節で、本研究の理論的背景となる年功賃金と長期雇用の制度的補完性及びHamaaki (2012)のモデルを紹介する。第3節では本稿で利用するデータの概要を説明する。第4節で実証分析を行い、第5節は結語である。

2. 年功賃金と長期雇用の制度的補完関係

内部労働市場の理論研究では、しばしば、複数の雇用慣行間の相互補完性が強調されている(Milgrom and Roberts 1992)。日本的雇用慣行の下では、年功賃金と長期雇用は互いの存在が制度の維持・存続に不可欠であると考えられている(Itoh 1994; 青木・奥野 1996)。Hamaaki et al. (2012)は、企業特殊的人的資本を仮定した上で、長期雇用と年功賃金の相互依存性(制度的補完性)を記述する簡単な理論モデルを提示している。これによると、まず、企業(経営者)が雇用者に対し、第一期(若年期)に技術的訓練を行い、訓練の成果で生産性が向上した場合その一部を還元することで、継続勤務した雇用者の第二期(高齢期)の賃金はその分上昇する形の契約を提示する。雇用者の受け取る第一期の賃金は訓練費用分だけ減少することになるが、来期における雇用及び生産性向上成果としての賃金上昇が保証されるメリットが勝るので、雇用者はこの契約(オファー)を受け入れる。この契約の下では、第二期まで企業に残った雇用者の賃金プロファイルは右肩上がり(年功賃金)になる。訓練を受けた雇用者は、来期に全てがその企業にとどまるとは限らず、たとえば家族の事情などにより転職する場合もありうるが、第二期に保証される賃金は転職で得られる市場賃金よりも高くなるため、転職するものは少なくなる(長期雇用)。繰り返しゲームの設定で考えれば、第一期の年功賃金コミ

ットメントを履行しないコストが大きくなるため、企業側が雇用者を裏切ることはなく、約束された賃金は支払われる。

Hamaaki et al. (2012)のモデルからは、更に、日本の経済成長（生産性）の鈍化や人口増加率の減少が賃金プロファイルのフラット化、更には長期雇用比率の低下につながる可能性が示唆されている。経済成長率が低下する状況の下では、技術的訓練の対価として雇用者に約束した将来の賃金上昇を履行することが容易ではなくなる。賃金プロファイルがフラット化すると、雇用者が企業に継続勤務するインセンティブは低下し、離職の増加をもたらす。Hamaaki et al. (2012)では、この理論的な推論をベースに、「賃金構造基本統計調査」の個票データを用いた事実検証を行い、賃金プロファイル（年功賃金）がフラット化する一方で、卒業後就職した企業に継続勤務している勤労者の比率が若年期において低下（残存率低下）していることを明らかにした。低成長・少子高齢化の下、年功賃金の約束の履行が難しくなった企業が転職が容易ではない中高年層の賃金を抑制した結果、若い労働者は同一企業で継続勤務しても賃金上昇が期待し難いことを認識するようになり、長期雇用の下に止まるインセンティブが低下しているというわけである。

とはいえ、Hamaaki et al. (2012)の分析は、詳細なデータに基づくものとは言え、賃金プロファイルのフラット化と若年期における残存率低下を、それぞれ事実として確認することに止まっており、両制度間の相互補完性を因果関係として検証するフォーマルな分析までは踏み込めていない。次節以下では、LOSEF データ（2011-2013年）から構築された個人の職歴・賃金履歴の長期パネルデータを活用し、賃金プロファイルのフラット化と若年労働者の早期離職行動の因果関係を明らかにする実証分析を行う。

3. 利用データ及び分析指標の概要

3. 1 データ

稲垣（2012）は、年金加入者（被保険者）に2009年以降送付されるようになった「ねんきん定期便」を活用することにより、数十年にわたる個人の賃金履歴情報を含む長期パネルデータを構築する手法を提案した。「ねんきん定期便」は、被保険者に自身の公的年金の詳細をわかりやすい形で把握してもらうとともに年金制度の理解を深めることを意図するものであり、そこには、日本年金機構（旧社会保険庁）が保有する詳細な行政情報として、厚生年金加入期間における給与所得者の職歴や標準報酬月額推移履歴などが含まれている。給与所得者に行政情報へのアクセス機会を与えることにより、「ねんきん定期便」は意図せずして個人が過去数十年にわたり自分がいくら稼得したかを正確に思い出させる機会を生み出したといえる。この稲垣（2012）の考え方を応用・拡張し、約6000人の長期パネルデータを構築したのが「くらしと仕事に関する調

査(LOSEF)：2011年」である。回答者はインターネット調査会社に登録している30歳代～50歳代(1951年生まれから1981年生まれ)の公的年金加入者である。質問項目は「ねんきん定期便」から得られる行政データ(年金加入履歴、賃金履歴等)に加えて、回顧パネル調査(転職状況、結婚、出産、両親との同別居等)、及び現時点におけるくらしと仕事の状況等多岐に及んでいる。つづく2012年、2013年に対象者の年齢層を変えて同様の調査が行われたことにより、20歳代～60歳代(1941年から1992年生まれ)までの回答者をカバーするデータセットとなった³。

本稿ではLOSEFデータ(2011-2013年)から構築可能な長期パネルデータを活用し、標準報酬月額の情報から得られる厚生年金の第2号保険者のうち、新卒時点において正規雇用で就職した男性に焦点をおいて分析を行った。調査会社に登録したモニターを対象としたインターネット調査であることなどから回答者の全国的な代表性は損なわれているものの、本研究の目的である日本的雇用慣行の典型的な給与所得者にみられた年功賃金及び長期雇用の変化を捉える上では問題は少ないものと考えられる⁴。回答者が最初に就職した時点から調査時点に至る迄のほぼ完全な賃金履歴情報が補足されていることから、長期パネルデータが限られている日本において、個々の勤労者が生涯を通じて実際に受け取った賃金プロファイルを知る上では、他に例をみない理想的なデータとなっている。

表1は、本研究で分析対象となった新卒で正規雇用職を得た男性標本データの基本統計量を示している。利用した「くらしと仕事に関する調査(LOSEF)」の回答者が全国平均と比べ大卒者比率が高いこともあり、対象となった者は大卒者の比率が75%と高く、初職の企業規模も1000人以上の企業が50%超と大企業比率が高くなっている。初年の賃金は、消費者物価指数で実質化した入職年4月における標準報酬月額であり、平均17万8千円である。3年以内に離職した者は16%(自己都合離職者は9%)にとどまるが、5年以内で3割弱(同15%)、10年以内では5割弱(同23%)となっている⁵。

3. 2 分析に用いる2つの指標：残存率と賃金プロファイル

³ 高山・稲垣・小塩(2012)は2011年調査についての詳細な報告を行っている。2011～2013年調査の調査対象年齢有効サンプル数などは、付表1参照。

⁴ 神林(2012)は、「くらしと仕事に関する調査(LOSEF)：2011年」のパネルデータから得られる離職率を厚生労働省「雇用動向調査」と比較し、正規労働者に偏りがあることなどを考慮した上で対応する一般労働者と比較すると集計値にほとんど差がなくなる等の結果から、全体としては同調査は政府統計と類似しており、日本の転職行動をよく代表しているとしている。

⁵ 同調査では、離職した職について離職した理由を尋ねており、倒産や解雇などによる離職者を除いた離職者についてみることができる。離職理由の選択肢は「1. 倒産・整理解雇・希望退職への応募」「2. 定年・出向(嘱託等として再雇用された場合を含む)」、「3. 普通解雇」「4. 契約期間満了」「5. 結婚・出産・育児など」「6. 親の介護など」「7. その他(自己都合など)」であり、ここでは自己都合離職として、7を選択した者を用いている。

白石・藤井・高山 (2013) は、LOSEF データ (2011 年) から得られる 30 歳代及び 40 歳代の初職正規男性雇用者 (計 801 サンプル) を用い、各年代を対象に初職から離職までの生存関数の Kaplan-Meier 推定値を導出し、若い世代の方が入職以降 5 年間を通して残存率が低い (早期離職率が高い) という結果を得ている⁶。そこで、まず、2012 年及び 2013 年調査も含めた拡張データセットを用いて同様の分析を行った。ただし、より長期の世代に亘る個人の離職情報が得られることを活かし、入職年を基準に世代は 4 つに分けて分析を行い、その場合でも、最近の世代ほど早期離職率が高まるという、白石・藤井・高山 (2013) と整合的な結果が確認された (図 1)。すなわち、5 年残存率を例にとると、最も古い 1961 年～1972 年に入職した世代では 5 年目 (60 ヶ月目) 残存率が 77%であったが、1973 年～1984 年入職世代では 75%、1985 年～1996 年入職世代では 64%と低下がみられ、1997 年～2008 年では 56%となっている (図 1 ①)。こうした変化が高学歴者や大企業雇用者にも起こっているかをみたところ、対象者を大卒者に限定した場合、さらに大卒大企業 (1000 人以上) に限定した場合でも、最近の世代になるほど早期離職する傾向は同様に観察された (図 1 ②③)。

次に、同じデータセットから得られる個人の賃金情報 (標準報酬月額) を用いて、初職で継続勤務した新卒正規男性雇用者の賃金プロファイルの傾き (入職年の賃金を 1 とした場合、就職 5 年目から 30 年目にかけての賃金が、初年と比べ実質で平均何倍になったか) をみると、傾きは最近の世代ほど低下がみられる (図 2 ①)。例えば、1961 年～72 年入職世代では、新卒正規初職で働き続けると 20 年目には 4.3 倍、30 年目には 5.2 倍と上昇していたが、1973 年～84 年入職世代では同 3.2 倍、3.8 倍と低下している。図 2 ②は、参考として、これら世代別賃金プロファイルに対応する個人群から求めた入職以降の残存率であるが、図 1 で得られた結果と同様最近の世代ほど早期離職する傾向がみられる。図 2 の①及び②を比較すれば、新卒正規男性を対象とした場合、賃金プロファイルの傾きの低下と早期離職が同時進行していることがわかる。

Hamaaki et al. (2012)他の理論モデルが示唆するように、賃金プロファイルのフラット化が、被雇用者側から見た長期雇用 (企業に継続雇用されること) のメリット (それを選択するインセンティブ) を薄れさせるのであれば、賃金プロファイルの傾きのフラット化が進んでいる領域で離職率が高まるはずである。そこで、賃金プロファイルと離職率の関係をさらにみるため、賃金プロファイルの傾きと 5 年残存率を、個人の属性 (企業規模・業種・学歴) 別に比較する散布図を世代別に作成した (図 3)。横軸の賃金プロファイルの傾きは、新卒時から勤務している企業に今後も継続勤務した場合に想定される生涯賃金を考慮した賃金プロファイルの代理変数として、「今後 20 年間にわたりその属性に該当する勤労者が得られる標準的な賃金/5 年目までの稼得賃金 (それぞれ実質

⁶ Kaplan-Meier 推定法は、生存分析に用いられる手法の一つであり、STATA の sts graph コードを用いて計算した。図 1 で用いた世代区分については、後述する賃金プロファイルに関する分析の先行研究である岩本・堀 (2012) を参考にしている。

現在価値」を利用している（詳細は次節及び補論参照）。とくに高卒者については対象となる標本数が限られていることもあり、ここで得られる属性別結果から一般的な結論を導くことは適切性に劣る面もあろうが、得られるデータから判断する限りにおいては、1973年入職以降の世代では、期待される賃金プロファイルの傾きが急だと残存率が高い（早期離職は低い）という右上がりの傾向（正の相関）がみられるようになっている。

次に、賃金プロファイルのフラット化が進んでいる領域で離職率が加速化しているかをみるために、図3で得られた結果について、勤務先企業の業種別・規模別・学歴別に世代毎の変化（差分）をみた（図4）。他の条件を一定とした場合、もし賃金のフラット化が残存率の低下（離職率の上昇）をもたらしているとすれば、両者の間には正の相関がみられるであろう。図4では全ての属性群が第2または第3象限に位置しており、賃金プロファイルのフラット化は分析対象となった全ての属性群で進行したことがわかる。より最近の世代でみられた変化（1973年—84年に入職したグループから1985年—96年に入職したグループにみられる変化）では、右上がりの傾向（正の相関）が観察される（図4b）。

ただし、新卒正規男性について3,000弱の標本数が得られるとはいえ、図3及び図4は、これら各属性群に当てはまる世代毎の各セルの標本数が100に満たない属性グループも多く、特に図4のように、同じ属性とはいえ異なる個人の世代別平均値の変化（差分）により両期間における変化をみるためには3,000標本数でも限界があることは否めない。そこで、次節ではこれら個人の属性による相違をコントロールし分析を行うために計量的な手法により検証する。

4 実証分析

4.1 賃金プロファイルの傾きと早期離職行動

白石・藤井・高山（2013）は、初職正規雇用者が5年以内に離職する確率を以下の比例ハザードモデルにより推定している⁷。離職するまでの期間が比例ハザードモデルで表されると仮定すると

$$h(t/X) = h_0(t) \exp(X_{ii}\beta) \quad (1)$$

⁷ 入職時点における雇用情勢等が日本における雇用者の早期離職（または勤続年数）に及ぼす影響に着目した実証分析としては、大竹・猪木（1997）、黒澤・玄田（2001）、Genda and Kurosawa(2001)、有賀（2007）、白石・藤井・高山（2013）、小林（2016）などがある。最近の若年雇用者の離職状況についての実態調査としては、労働政策研究・研修機構（2017）がある。大湾（2017）は若年層の離職が入職時の景況に影響を受けるかについて個々の企業によりその効果が異なる例を挙げ、企業特殊的訓練等により年功賃金を高めることにより離職を抑制する考え方を平易に解説している。

ここで、 $h(t|X)$ は t 時点のハザード関数であり、 t 時点まで初職に従事していたことを所与としたとき、次の瞬間に離職する確率を表している。ある個人が初職に従事している期間を T とすると、ハザード関数は、

$$h(t|X) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | X \geq t, X)}{\Delta t} \quad (2)$$

となる。 X_{it} ($= x_{1,it}, \dots, x_{K,it}$) は、 K 個の説明変数を含むベクトルであり、個人が学校を卒業する 1 年前のマクロ経済状態を表す変数 X^M (卒業前年の有効求人倍率)、時間で変化しない個人属性 X^I (学歴、入職時点での両親との同居等)、初職の性質を示す変数 X^{FJ} (企業規模、職種等) からなる。

白石・藤井・高山 (2013) は、初職正規から離職する確率に有意に影響を及ぼす変数として、企業規模 (1000 人以上) や職種 (専門職および管理職) などがあり、それら属性をコントロールしても、卒業前年の有効求人倍率が高く、初年度の賃金が低い場合、雇用者の早期離職率は抑制されるとの結果を得ている。彼らの結果は日本の労働市場における早期離職の特徴やその要因を考察する上で示唆に富んでいるが、その関心は主として勤務先を含めた個々人の属性及び景気循環要因におかれている。

本稿では、白石・藤井・高山 (2013) の分析を参考にしつつ、離職について以下のプロビットモデルにしたがうと仮定する⁸。

$$\begin{aligned} P(D_i^s = 1 | X) &= \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 X_i^{Wprofile} + \gamma_2 X_i^M + \gamma_3 X_i^{FJ} + \gamma_4 X_i^I + u_i) \\ u_i &\sim N(0, 1) \\ E[u|X] &= 0 \end{aligned} \quad (3)$$

D_i^s は、個人 i が初職から期間 s で離職する場合 1、そうでない場合 0 となるダミー変数、 $X_i^{Wprofile}$ 、 X_i^M 、 X_i^{FJ} 、 X_i^I はそれぞれ個人 i の「賃金プロファイルの傾き」、マクロ経済変数 (卒業前年の有効求人倍率)、初職の属性変数 (企業規模、業種、職種、初任給)、その他個人属性変数 (学歴、新卒入職時の両親との同居の有無、新卒入職時の居住地域)、 u_i は誤差項である。「賃金プロファイルの傾き」は、個人 i にとって「今後期待される生涯賃金の割引現在価値/既に稼得した賃金の割引現在価値」で求めた。個人 i (被雇用者) が今後の賃金上昇をそれほど期待できないと思えば当該企業に継続勤務するインセンティブの低下を通じ離職増加をもたらすはずであり、その効果を検証するためである。賃金プロファイルの傾き指標は LOSEF データを用いて別途試算した (詳細は補論参照)。

⁸ 比例ハザード関数でなくプロビットで推定したのは、以下でみるように説明変数に賃金プロファイルの傾きを含めた分析も行ったためである。

4. 2 結果

まず最初に $X_i^{Wprofile}$ (賃金プロファイルの傾き) を説明変数に含めずに (3) 式を推定した (表 2)。対象は新卒正規男性雇用者で、自発的離職者以外の離職者は除いている。企業規模ダミー (5000 人以上の企業を基準) の係数は正で有意となり、勤め先の企業規模が小さいと早期離職が高くなる傾向がみられる。卒業前年の有効求人倍率は負 (4 年目以降では統計的に有意) の結果が得られ、卒業前年の有効求人倍率が低いと早期離職率が高まる。これらは多くの先行研究で得られた結果と同様であり、後者は雇用情勢が悪いときに就職選択したことによるミスマッチを示唆している。職種はブルーカラーで離職率が高い傾向がみられ、業種は「その他非製造業」が 2-3 年目及び 6-10 年目で正に有意となっている。これらの結果は LOSEF (2011 年) 個票を用いた白石・藤井・高山 (2013) で得られた結果とも概ね整合的である⁹。

表 2 の右側 (4) ~ (6) は、説明変数に賃金プロファイルの傾きを含めた推定を次のステップで行う準備として、初職の勤務先の対象業種のうち「その他非製造業」を除いた標本 (表 2 では便宜的に「4 業種」と表示) を用いて、表 2 の左側 (1) ~ (3) 同様の推定を行った結果である¹⁰。それら標本を除くことにより標本数は減少することになるが、結果から導かれる特徴はほとんど変わらなかった。

次に、 $X_i^{Wprofile}$ (賃金プロファイルの傾き) を説明変数に追加し (3) 式を推定した。賃金プロファイルのフラット化は $X_i^{Wprofile}$ を小さくすることから、賃金プロファイルのフラット化により雇用者の早期離職が促されているのであれば、係数 γ_1 の符号は負となることが想定される。結果は、表 3 (1) ~ (3) にあるとおり、係数 γ_1 の符号は負となった。4 - 5 年目に離職、6 - 10 年目に離職した場合 γ_1 は統計的に有意となっており、企業規模、業種、職種、学歴などをコントロールした上でも、賃金プロファイルがフラット化すると離職が早期化する関係が見いだせる。

さらに、対象標本を大卒者に限定した結果が表 3 (4) ~ (6) である。 γ_1 の符号は負となり、賃金プロファイルのフラット化と離職早期化の関係が同様にみられた。さらに日本的雇用慣行の象徴的な存在でもあった大卒大企業雇用者に標本を限定した場合でも、賃金プロファイルの傾きの符号はやはり負という結果が得られた (表 3 (7) ~ (9))。

⁹ 白石・藤井・高山 (2013) は、業種別には製造業ダミーのみを利用し、1971 年~81 年生まれの世代では製造業で早期離職率が低いという結果を得ている。

¹⁰ 賃金プロファイルの傾きを LOSEF データから得られる各年の標準報酬月額を用いて試算するには、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」で公表されている業種別・規模別・学歴別に男性雇用者の当該年のボーナス比率を用いた調整を行っている。製造業、卸・小売業、金融・保険業、建設業以外では長期にわたる当該数値を得ることが困難であったため除外している (詳細は補論参照)。

5. おわりに

本稿では、個々人の長期にわたる賃金履歴パネルデータが構築可能な「くらしと仕事に関するインターネット調査 (LOSEF) : 2011-2013 年」個票から構築された 1961 年以降に入職した雇用者のパネルデータを用いて、日本的雇用慣行の変化の観点から、年功賃金と長期雇用の相互補完性に着目しつつ若年期における離職行動について分析した。まず、第一に、日本的雇用慣行のコアとなる新卒正規大卒男性においても離職が早期化する傾向がみられることが確認された。第二に、賃金プロファイルの変化と新卒から 5 年残存率の変化を属性 (企業規模・業種・学歴) 別にみると、80 年代半ば以降に入職した世代では両者の間に概ね正の傾向 (賃金プロファイルのフラット化が大きいと残存率低下も加速) が観察された。第三に、個人や勤務先企業の属性をコントロールしても、自らの賃金プロファイルのフラット化 (現在までに獲得した賃金に対する将来にわたり獲得できると予想される賃金の比) と早期離職率には負の関係がある。対象者を日本的雇用慣行のコアとなる大卒大企業雇用者に限定してもこの傾向は同様であった。本稿の結果は、今後もし更に賃金プロファイルのフラット化が進めば、若年の早期離職率は更に高まり、我が国における日本的雇用の特徴を有する雇用下にある個人の割合は低下していくであろうことを示唆している。

ただし、本稿の分析では雇用者が賃金プロファイルの傾きを踏まえて業種や企業規模を選択することから生じる内生性の問題が排除されていないことには注意する必要がある。「くらしと仕事に関するインターネット調査 (LOSEF)」では現在の仕事の継続希望やその理由について尋ねた質問はあるが、入職時点でその企業に長期的に勤続する意向の有無に関連する質問は残念ながら尋ねていない。一般に長期雇用希望者 (その会社で継続勤務したいと希望する雇用者) が多いとも言われる大卒大企業男性に限定した推定は行い、その場合でも有意な結果を得ているものの、これ以上の検討は今後の課題としたい。

References:

- Abe, Y. (2000), "A comparison of wage structures in the United States and Japan: Results from cell mean regressions," *Japanese Economic Review*, 51(2), 252-267.
- Ariga, K., Brunello, G., Ohkusa, Y., (2000), *Internal labor markets in Japan*, Cambridge University Press.
- Chuma, H. (1998), "Is Japan's long-term employment system changing?" in Ohashi, I. and Tachibanaki, T. eds. *Internal Labour Markets, Incentives and Employment*, 225-268, Palgrave Macmillan.

- Clark, R. and Ogawa, N. (1992), “Employment tenure and earnings profiles in Japan and the United States: Comment” *American Economic Review*, 82(1), 336-345.
- Fujii, M., Shiraishi, K. & Takayama, N. (2018), “The effects of early job separation on later life outcomes,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 48, 68–84.
- Genda, Y. & Kurosawa, M. (2001), “Transition from school to work in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15 (4), 465-488.
- Hamaaki, J., Hori, M., Maeda, S. & Murata, K. (2012), “Changes in the Japanese employment system in the two lost decades,” *ILR Review*, 65(4), 810-846.
- Hashimoto, M. and Raisian, J. (1985), “Employment tenure and earning profiles in Japan and the United States”, *American Economic Review*, Vol.75, 721-735.
- Itoh, H. (1994), “Japanese human resource management from the viewpoint of incentive theory,” in Masahiko Aoki and Ronald Dore (eds.) , *The Japanese firm: The Sources of Competitive Strength*, Oxford: Oxford University Press, 233-264.
- Kambayashi, R. and Kato, T. (2011), The Japanese employment system after the bubble burst: new evidence. in Hamada, Koichi, Kashyap, Anil K., Weinstein David E. (Eds), *Japan’s Bubble, Deflation and Long-term Stagnation*. MIT Press, Cambridge.
- Kato, T. (2001), “The end of lifetime employment in Japan?: Evidence from national surveys and field research,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15 (4) 489-514.
- Kawaguchi, D. & Ueno, Y. (2013), “Declining long-term employment in Japan” *Journal of the Japanese and International Economies*, 28, 19-36.
- Milgrom, P. and John R. (1992), *Economics, Organization, and Management*, New Jersey: Prentice Hall.
- Mincer, J. and Higuchi, Y. (1988), “Wage structure and labor turnover in the United States and Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 2(2), 97–133.
- Ohkusa, Y. and Ohta, S. (1994), “An empirical study of the wage-tenure profile in Japanese manufacturing.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 8(2), 173-203.
- Shimizutani, S. and Yokoyama, I. (2009), “Japan’s long-term employment practice survived? Developments since the 1990s” *Industrial and Labor Relations Review*, 62(3), 313-326.
- Yamada, K. and Kawaguchi, D. (2015), “The changing and unchanged nature of inequality and seniority in Japan,” *Journal of Economic Inequality*, 13(1), 129-153.
- 赤羽亮・中村二郎「企業別パネルデータによる賃金・勤続プロファイルの実証分析」日本労働研究雑誌、50巻11号、44–60、2008年。
- 青木昌彦・奥野(藤原)正寛『経済システムの比較経済分析』東京大学出版会、1996年。
- 有賀健「新規高卒者の労働市場」林文夫編「経済停滞の原因と制度」勁草書房、2007年。
- 稲垣誠一「1950年生まれの所得格差と就業行動：年金定期便の加入履歴等に関するインターネット調査の概要と分析」日本統計学雑誌、41(2)、2012年。

- 岩本光一郎・堀雅博「年功賃金制の劣化と生涯所得—年金定期便の個人履歴情報に基づく分析」, 『年金と経済』, 31(3), 2012年。
- 神林龍「ねんきん定期便からみた日本の転職行動」, 『年金と経済』, 31(3), 2012年。
- 加藤隆夫・神林龍「1980年代以降の長期雇用慣行の動向」 経済研究、67(4), 2016年。
- 川口大司「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」 RIETI Discussion Paper 11-J-026、2011年。
- 小林徹「新規学卒者の就職先特徴の変化と早期離職の職場要因」 日本労働研究雑誌, No. 668、2016年。
- 黒澤昌子・玄田有史「学校から職場へ—「七・五・三転職」の背景」、日本労働研究雑誌, 490号, 2001年。
- 三谷直紀「企業内賃金構造と労働市場」 勁草書房、1997年。
- 三谷直紀「90年代の賃金構造の変化と人口要因」 国民経済雑誌 191 (2)、13—27、2005年。
- 太田聡一「景気循環と転職行動—1965-94」 中村二郎・中村恵編「日本経済の構造調整と労働市場」 日本評論社、第1章、1999年。
- 大竹文雄・猪木武徳「労働市場における世代効果」 浅子和美・福田慎一・吉野直行編「現代マクロ経済分析—転換期の日本経済」 第10章、東京大学出版会、1997年。
- 大湾秀雄「日本の人事を科学する 因果推論に基づくデータ活用」 日本経済新聞出版社、2017年。
- 労働政策研究・研修機構「若年者の離職常用と離職後のキャリア形成（若年者の能力開発と職場への定着に関する調査）」 JILPI調査シリーズ No.164 2017年。
- 白石浩介・藤井麻由・高山憲之「初職正規男性の早期離職をめぐる一考察」 『年金と経済』, 32(2), 2013年。
- 高山憲之、稲垣誠一、小塩隆士「『くらしと仕事に関する調査：2011年インターネット調査』の概要と調査客体の特徴等について」、CIS Discussion paper series ; No. 551, 一橋大学経済研究所、2012年。
- 都留康・阿部正浩・久保克行「日本企業の報酬構造—企業内人事データによる資格、査定、賃金の実証分析—」 経済研究、54巻3号、264—385、2003年。

表1 基本統計量

			4業種		4業種(大卒のみ)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
企業規模						
99人以下	0.15	0.36	0.12	0.32	0.08	0.27
100-999人	0.30	0.46	0.27	0.44	0.26	0.44
1000-4999人	0.24	0.43	0.26	0.44	0.29	0.45
5000人以上	0.30	0.46	0.35	0.48	0.37	0.48
業種						
製造業	0.39	0.49	0.58	0.49	0.57	0.50
卸・小売	0.10	0.30	0.15	0.35	0.14	0.35
金融・保険	0.11	0.31	0.16	0.36	0.19	0.39
建設	0.08	0.27	0.12	0.33	0.10	0.30
その他非製造業	0.32	0.47				
職種:ブルーカラー	0.24	0.43	0.25	0.43	0.22	0.41
学歴:高卒以下	0.25	0.44	0.23	0.42		
初年の賃金(実質標準月額、千円)	178.3	59.6	173.3	55.5	183.5	52.6
卒業前年の有効求人倍率	0.88	0.33	0.89	0.33	0.88	0.33
3年以内に離職						
うち自己都合離職	0.09	0.29	0.08	0.27	0.08	0.27
5年以内に離職						
うち自己都合離職	0.15	0.35	0.14	0.34	0.12	0.33
10年以内に離職						
うち自己都合離職	0.23	0.42	0.21	0.41	0.20	0.40
入職時に親と同居	0.55	0.50	0.57	0.49	0.60	0.49
就職時の居住地域						
京浜大都市圏	0.46	0.50	0.46	0.50	0.48	0.50
中京大都市圏	0.15	0.36	0.15	0.36	0.17	0.37
京阪神大都市圏	0.12	0.32	0.11	0.32	0.12	0.32
上記の3大都市圏以外	0.27	0.45	0.28	0.45	0.24	0.43
標本数	2975		1971		1510	

備考)新卒で正規雇用職に就いた男性の初職時点及び離職までの期間に関する情報を示している。4業種は製造・卸小売・金融保険・建設。消費者物価指数(2015年=100)は、1970年以前は持家の帰属家賃を除く総合で逡及した。

表2 初職正規の早期離職の決定要因(1)

				4業種		
	2-3年目 に離職	4-5年目 に離職	6-10年目 に離職	2-3年目 に離職	4-5年目 に離職	6-10年目 に離職
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企業規模 (Re:5000人以上)						
99人以下	0.717*** (0.111)	0.183 (0.142)	0.525*** (0.137)	0.720*** (0.144)	0.310* (0.179)	0.576*** (0.185)
100-999人	0.406*** (0.093)	0.338*** (0.104)	0.488*** (0.103)	0.370*** (0.114)	0.235* (0.126)	0.592*** (0.126)
1000-4999人	0.056 (0.104)	-0.134 (0.121)	0.285*** (0.103)	0.011 (0.123)	-0.182 (0.141)	0.337*** (0.122)
業種 (Re:製造業)						
卸・小売	-0.005 (0.122)	0.027 (0.145)	0.062 (0.141)	-0.021 (0.125)	0.031 (0.149)	0.051 (0.144)
金融・保険	0.008 (0.128)	-0.213 (0.156)	-0.101 (0.134)	-0.000 (0.130)	-0.198 (0.158)	-0.103 (0.137)
建設	-0.094 (0.141)	-0.242 (0.169)	0.092 (0.145)	-0.085 (0.145)	-0.301* (0.176)	0.087 (0.148)
その他非製造業	0.158* (0.083)	-0.034 (0.098)	0.190** (0.094)			
職種						
ブルーカラー	0.410*** (0.077)	0.057 (0.099)	0.243*** (0.094)	0.459*** (0.097)	0.030 (0.122)	0.270** (0.116)
学歴						
高卒以下	0.038 (0.083)	0.302*** (0.098)	0.079 (0.098)	-0.054 (0.114)	0.419*** (0.125)	0.011 (0.131)
卒業前年の有効求人倍率	-0.141 (0.108)	-0.552*** (0.141)	-0.459*** (0.121)	-0.080 (0.136)	-0.597*** (0.175)	-0.416*** (0.147)
初年の賃金	-0.000 (0.001)	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)
入職時に親と同居ダミー	0.082 (0.076)	0.003 (0.089)	0.012 (0.086)	0.085 (0.097)	0.076 (0.112)	0.063 (0.108)
N	2764	2317	1830	1900	1625	1312

(備考) プロビット推定から得られる限界効果。***は1%、**は5%、*は10%有意。4業種は建設・製造・卸小売・金融保険。自己都合以外の離職者については標本から除いている。地域ダミー、定数項は省略。

表3 初職正規の早期離職の決定要因 (2)

	大卒のみ			大卒・大企業のみ					
	2-3年目 に離職	4-5年目 に離職	6-10年 目に離職	2-3年目 に離職	4-5年目 に離職	6-10年 目に離職	2-3年目 に離職	4-5年目 に離職	6-10年目 に離職
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
賃金プロファイルの傾き									
2年目における期待生涯賃金/ 既に受け取った賃金	-0.003 (0.002)			-0.006** (0.003)			-0.011** (0.006)		
3年目における期待生涯賃金/ 既に受け取った賃金		-0.017* (0.009)			-0.016 (0.012)			-0.013 (0.017)	
5年目における期待生涯賃金/ 既に受け取った賃金			-0.085*** (0.021)			-0.113*** (0.025)			-0.077* (0.042)
企業規模 (Re: 5000人以上)									
99人以下	0.641*** (0.160)	0.198 (0.189)	0.325* (0.197)	0.452** (0.198)	0.189 (0.255)	0.166 (0.248)			
100-999人	0.337*** (0.118)	0.177 (0.130)	0.491*** (0.129)	0.314** (0.133)	0.215 (0.154)	0.488*** (0.146)			
1000-4999人	-0.012 (0.125)	-0.218 (0.143)	0.268** (0.124)	-0.133 (0.142)	-0.234 (0.165)	0.255* (0.138)			
業種 (Re: 製造業)									
卸・小売	-0.035 (0.126)	0.011 (0.150)	-0.010 (0.148)	-0.099 (0.149)	-0.046 (0.182)	-0.009 (0.169)	-0.065 (0.320)	-0.013 (0.342)	0.398 (0.351)
金融・保険	0.026 (0.133)	-0.140 (0.161)	-0.033 (0.139)	0.094 (0.141)	-0.196 (0.179)	0.038 (0.149)	0.379* (0.226)	-0.063 (0.255)	0.390 (0.249)
建設	-0.084 (0.145)	-0.300* (0.177)	0.081 (0.149)	-0.163 (0.188)	-0.573** (0.271)	0.163 (0.173)	-0.137 (0.505)		0.809** (0.326)
職種									
ブルーカラー	0.455*** (0.098)	0.024 (0.123)	0.255** (0.118)	0.559*** (0.114)	0.131 (0.152)	0.313** (0.138)	0.612*** (0.222)	0.139 (0.278)	0.038 (0.304)
学歴									
高卒以下	-0.045 (0.115)	0.444*** (0.127)	0.049 (0.134)						
卒業前年の有効求人倍率	-0.046 (0.139)	-0.522*** (0.178)	-0.289* (0.150)	0.023 (0.164)	-0.374* (0.214)	-0.086 (0.171)	0.459* (0.270)	-0.026 (0.310)	-0.472 (0.339)
初年の賃金	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.003)
入職時に親と同居ダミー	0.098 (0.098)	0.087 (0.112)	0.085 (0.108)	-0.020 (0.111)	-0.077 (0.132)	0.066 (0.120)	-0.062 (0.219)	-0.109 (0.238)	0.209 (0.259)
N	1882	1625	1312	1449	1270	1036	551	476	423

(備考) プロビット推定から得られる限界効果。***は1%、**は5%、*は10%有意。賃金プロファイルの傾きは、傾きがフラット化すると小さくなるため、符号が負ということはフラット化と離職には正の関係があることを意味している。自己都合以外の離職者については標本から除いている。地域ダミー、定数項は省略。大企業は従業員5,000人以上の企業。

図1 入職年世代別初職残存率 (Kaplan-Meier survival estimate)

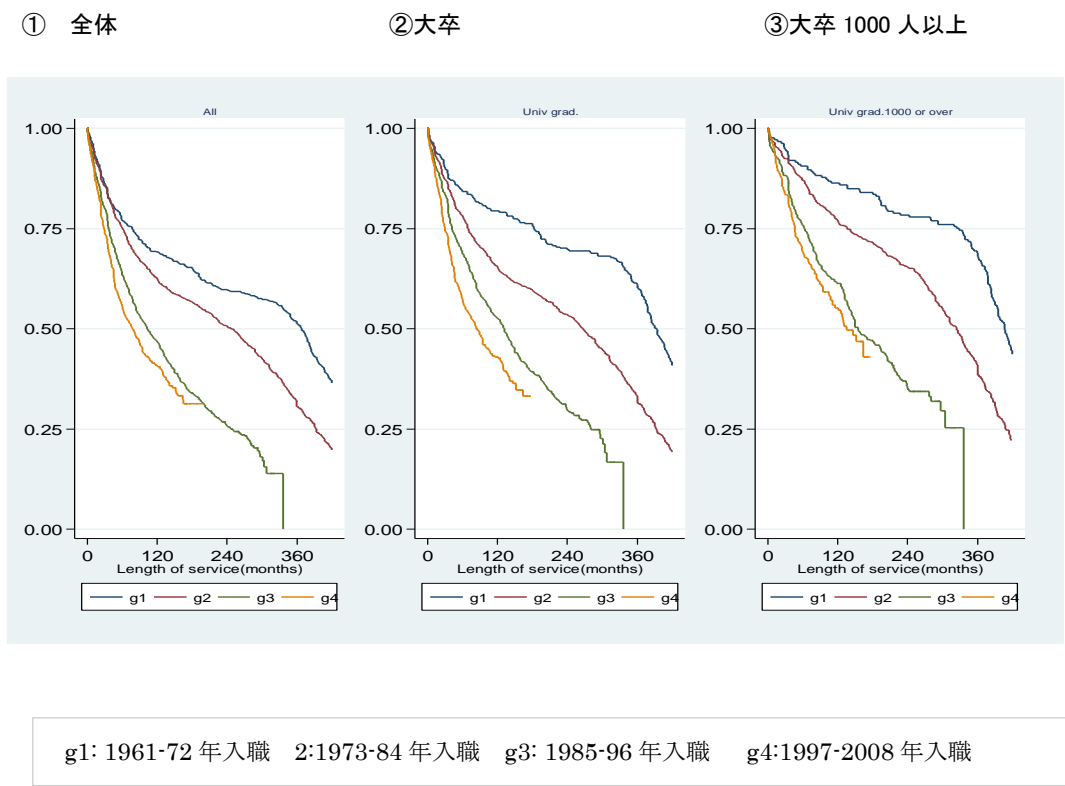


図2 新卒正規の働き続けている者の賃金プロフィールと対応する初職残存率 (男性)

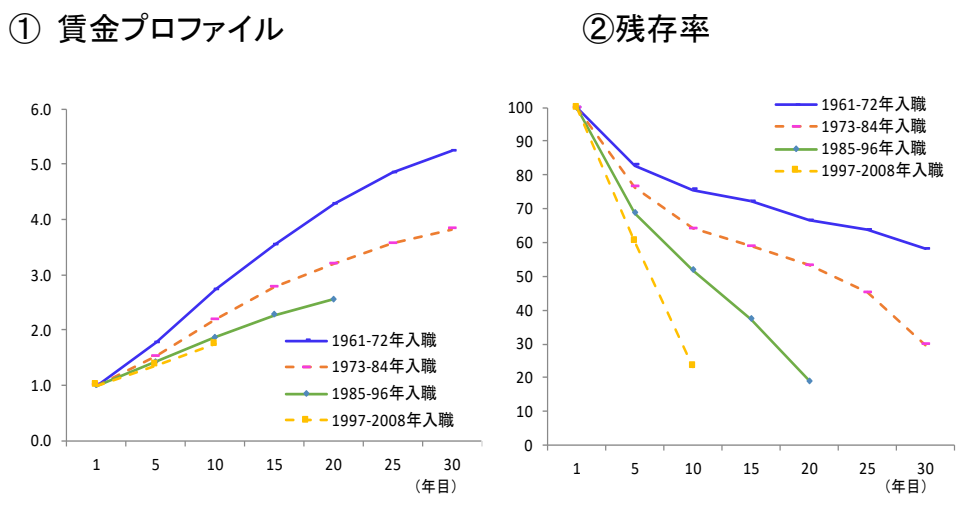
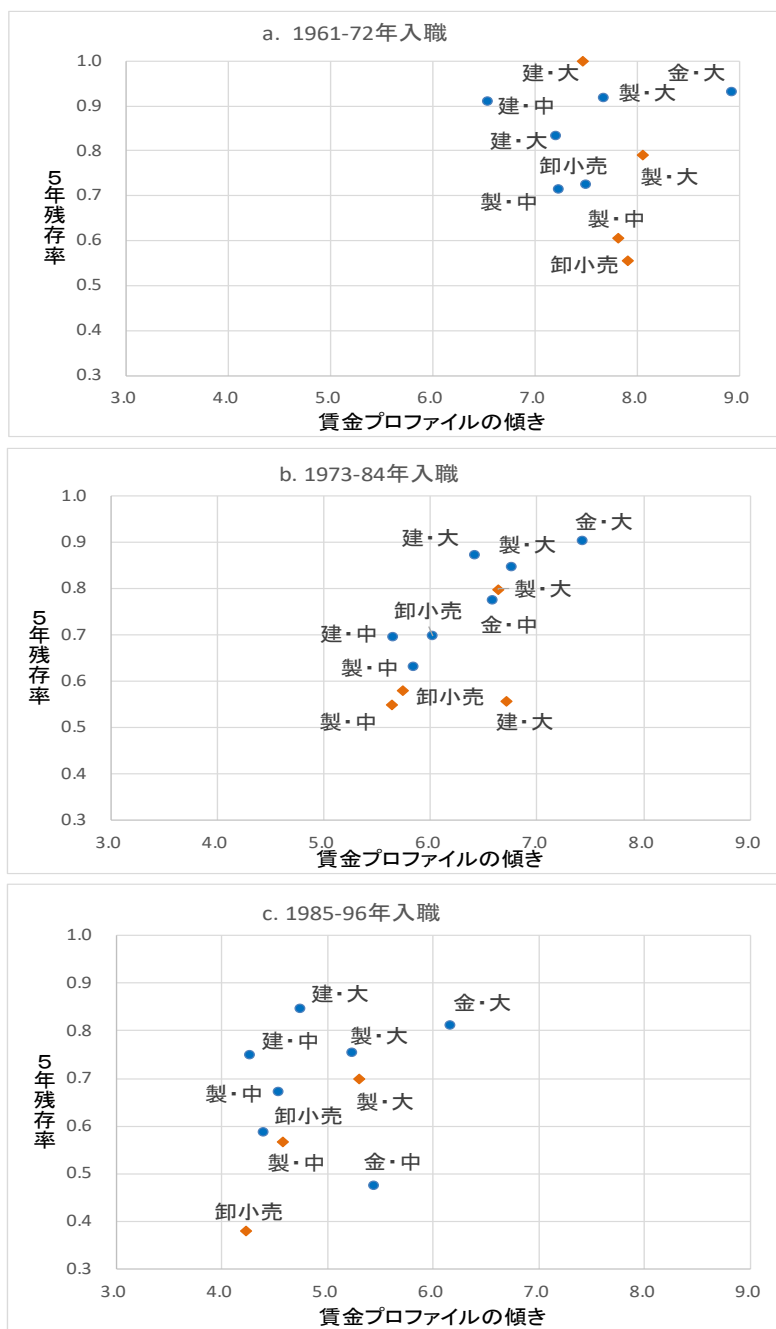


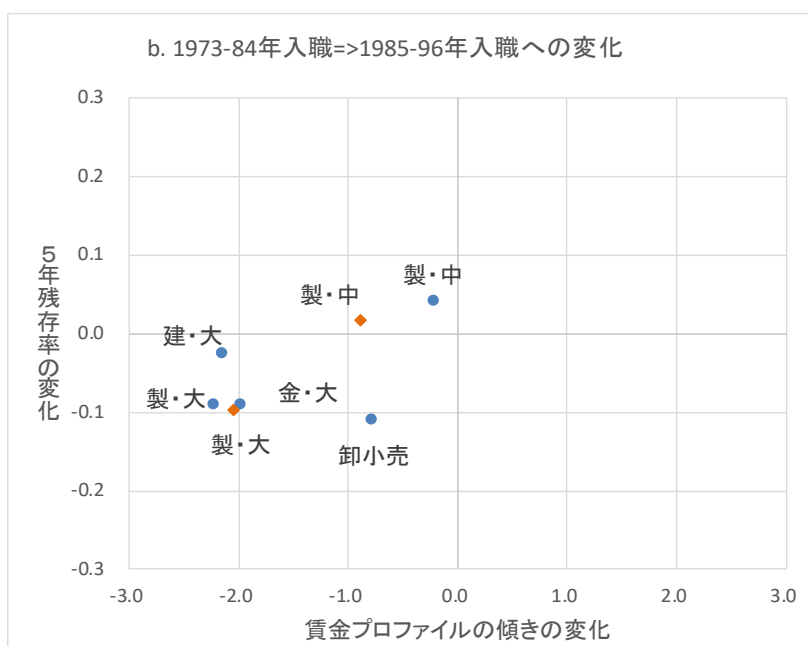
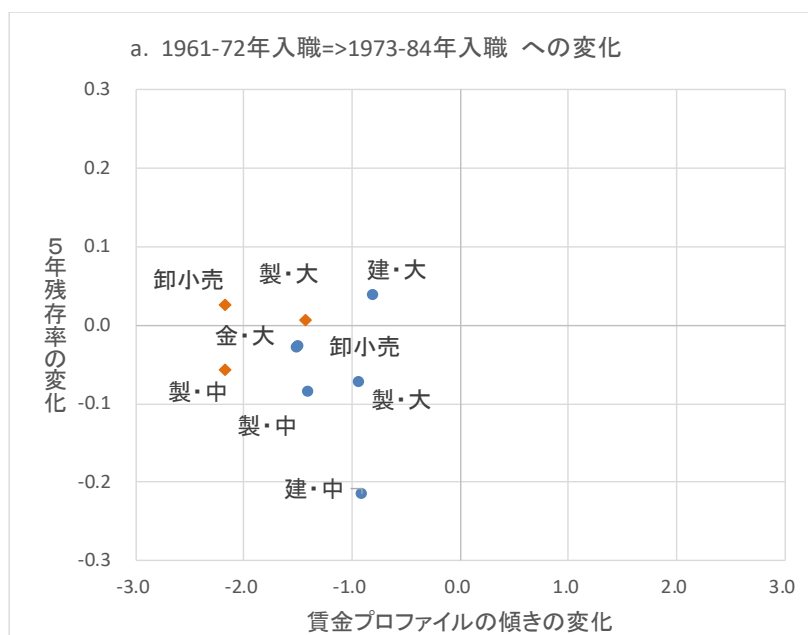
図3 業種別・規模別・学歴別の賃金プロフィールと5年残存率



横軸： 6年目～20年目の賃金計/1～5年目の賃金計、 縦軸： 5年残存率
(業種及び規模)

製・大： 製造、大企業 製・中： 製造、中堅中小企業 卸小売： 卸小売
金・大： 金融保険、大企業 金・中： 金融保険、中堅中小企業
建・大： 建設、大企業 建・中： 建設、中堅中小企業

図4 業種別・規模別・学歴別の賃金プロファイルの変化と5年残存率の変化



横軸：賃金プロファイルの傾きの変化（=6年目～20年目の賃金計/1～5年目の賃金計の変化幅）

縦軸：5年残存率の変化幅

（業種及び規模）

製・大： 製造、大企業 製・中： 製造、中堅中小企業 卸小売： 卸小売

金・大： 金融保険、大企業

建・大： 建設、大企業 建・中： 建設、中堅中小企業

（学歴） ● 大卒 ◆ 高卒

（備考）図3の結果の差分により計算。いずれか一方のサンプルサイズが5未満となったものは除いている。

補論 賃金プロファイルの勾配の推定

Hamaaki et al. (2012)は、長期雇用と年功賃金の制度的補完性を示唆する判断根拠として、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」個票を用いて、日本の被雇用者は大企業大卒で学卒後同じ企業に継続勤務している男性でも中長期的に賃金プロファイルの傾きがフラット化していることを示す一方で、若年期における残存率が低下しているという観察される事実を示したものの、実際に賃金プロファイルが低下した個々の雇用者において早期離職が高まっているかについての検証はデータの制約もあり行っていない。それらの検証には、個々の雇用者の長期にわたる賃金プロファイルと職業履歴（いつ離職したか）が必要となるためである。本分析では、日本的雇用慣行のコアとなる新卒正規男性に着目し、「くらしと仕事に関するインターネット調査 (LOSEF)」個票から構築可能な長期にわたるパネルデータを用い、個々人の属性をコントロールしつつ賃金プロファイルの傾き（属性別・世代別）を推定することにより、個人の離職の決定に今後その企業で継続勤務することにより受け取る期待生涯賃金（賃金プロファイルの傾き）が影響するか否かを検証することを考えた。

LOSEF データを用いれば、標本に含まれる個々人について、その生涯における賃金履歴が測定可能となることから、特定の個人がそれを予め明確に予測できたか否かはわからないものの、自らの属性を踏まえつつ現在勤めている企業に今後継続勤務した場合に自身の賃金プロファイルが標準的なケースとしてどのような経路を描くかは、属性（勤務先の企業規模や業種、職種、自らの学歴）などからある程度予測することは妥当性があると想定できよう。岩本・堀（2012）は、このような考えにより、LOSEF データ(2011年)個票を用いて、同一属性の個人の集団に着目し、賃金プロファイルと個人属性の関係は線形分離が可能と仮定した上で、以下の回帰式により属性集団毎の賃金プロファイルをクロスセクションデータにより男女別に推定している。

$$\begin{aligned} \left(\frac{w_n}{w_1}\right)_i &= \sum \beta_{n,1,j1} DEdu(j1)_i + \sum \beta_{n,2,j2} DFsize(j2)_i + \sum \beta_{n,3,j3} DFInd(j3)_i \\ &+ \sum \beta_{n,4,j4} DJob(j4)_i + \sum \beta_{n,5,j5} DStatus(j5)_i + \sum \beta_{n,6,j6} DChang(j6)_i \\ &+ \sum \beta_{n,7,j7} DFJyea(j7)_i + u_{n,i} \end{aligned} \tag{A1}$$

左辺の $(w_n/w_1)_i$ は個人*i*の*n*年目の実質標準月額の入職年実質標準月額に対する比で、入職年の標準月額に対しその後各年の標準月額が実質何倍になったかを示す変数、右辺の $DEdu(j1)$, $DFsize(j2)$, $DFInd(j3)$, $Djob(j4)$, $DStatus(j5)$, $Dchange(j6)$, $DFJyear(j7)$ は、それ

ぞれ、個人*i*が属する学歴、勤務先企業規模、業種、職種、勤務状況、転職経験、及び入職年を示すダミー変数である（*j*1~*j*7は各ダミーのカテゴリを示し、*i*が属する各カテゴリにおいて当該ダミー変数=1、それ以外=0となる）。推定にあたっては、世代によるパラメータの変化をある程度許容するとともに得られるサンプルサイズを勘案し、データを（i）入職年が1973年~84年の世代、（ii）同1985年~96年の世代、（iii）同1997年~2008年の世代の3つに分割し男女別に最少二乗法により回帰分析している。その上で、（A1）式のパラメータから得られる属性（*j*）を有する個人の賃金プロファイル（賃金勾配）を用いて、属性（*j*）に対応する生涯所得の割引現在価値を（A2）式で求めている。

$$\text{生涯所得}_j \equiv \sum_{n=1}^{35} \frac{W_{n,j}}{(1+\rho)^{n-1}} \equiv \sum_{n=1}^{35} \frac{B_{n,j}}{(1+\rho)^{n-1}} W_{1,j} \quad (\text{A2})$$

$B_{n,j}$ は（A1）式から得られる属性*J*の*n*年目の賃金勾配、 ρ は割引率である。

本稿では、賃金プロファイルを求めるために以下の（A3）式を推定した。

$$\begin{aligned} \left(\frac{W_n}{W_1}\right)_i &= \sum \beta_{n,1,j1} DEdu(j1)_i + \sum \beta_{n,2,j2} DFsize(j2)_i + \sum \beta_{n,3,j3} DFInd(j3)_i \\ &+ \sum \beta_{n,4,j4} DJob(j4)_i + \sum \beta_{n,5,j5} DFJyea(j5)_i + u_{n,i} \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

（A1）式と異なり勤務状況及び転職ダミーが含まれていないのは、本分析においては、新卒で正規雇用につき当該企業で働き続ける男性雇用者が期待する賃金を推定することが目的であるため、正規雇用継続者に限定して推定を行ったためである。一方で、本稿ではLOSEF 2012年及び2013年データも標本に含めたことから、さらに遡った世代の標本も得られる。そこで、1961年~72年入職のグループを追加した4世代について、それぞれの群に含まれる標本の職歴の長さを踏まえ、最初の2世代については入職後35年目まで、3世代目については25年目まで、4世代目については10年目までを対象としそれぞれの個別年について回帰を行った¹¹。

（A3）式の推定結果のうち、5年目毎の結果を抜粋して示したのが付表2である。企業規模では大企業、業種では金融保険で傾きが高いという結果となり、先行研究や政府統計で観察された結果とも整合的である。表の下方にある定数項のパラメータは、リファレンスグループとなる大卒大企業製造業ホワイトカラーで勤務継続した雇用者の賃

¹¹標準報酬月額には上限値があるため標準報酬月額の上限値を回答した場合には賃金を実際にどの程度高額であったかの情報は得られないが、データの制約からその点については考慮していない。

金勾配に相当するが、どの世代においても勤続年数が上がるにつれて増加していることがわかる一方で、それら係数の大きさは最近になるに従い低下しており、入職年がより最近になるほど賃金プロファイルがフラット化していることが確認できる。

次に、付表2で得られた35年分の各属性の賃金勾配を用いて(A2)式により属性Jの生涯所得を入職年グループ別に計算した。生涯賃金の稼得期間は人によって異なり得るが、ここでは仮に、個人が35年間継続して正規社員として働いた場合を念頭に稼得額の合計を計算している。ただし、推定に用いたデータセットの構成上、(iii)及び(iv)の世代については、35年分の賃金勾配を求めることは不可能である。そこで、これら世代については、それぞれ25年目、12年目までの回帰に止め、以降については岩本・堀(2012)にならい、世代(iii)の26年目以降については、世代(ii)の26年目以降と同率で推移し、世代(iv)の13年目から25年目については世代(iii)の13年目から25年目と同率で、26年目以降については世代(ii)と同率で推移すると仮定した。また、賞与比率が属性(企業規模・業種・学歴)により異なることを考慮し、賃金勾配から導かれる各属性群の平均標準報酬月額をベースに、各年の厚生労働省「賃金構造基本統計調査」から得られる「年間賞与、その他特別給与額」及び「決まって支給する給与額」の比率による調整を行った上で、割引現在価値を計算することにより年収ベースの生涯賃金を求めた。同統計では1970年代以降業種分類の組換えや変更が行われていることから、長期的に公表され入手可能となっている製造業、金融保険業、卸・小売業、建設業雇用者を対象とし、学歴別規模別に調整を行った。割引率は常識的な値に設定して計算する他ないが、ここでは岩本・堀(2012)同様割引を行わず、単純に各年の労働所得を積み上げた($\rho=0$ を仮定)。

こうして得られた生涯賃金の結果は、基本的な特徴は岩本・堀(2012)と同様であるが、生涯賃金(初年度を1としたときの生涯賃金の比率)は、大企業で高く、標本を入職年で前半と後半に分けた場合、大卒者の場合1982年までに入職した人に比べ、それ以降に入職した人は平均値で概ね2-4割程度低下しているという結果が得られた(付表3)。

付表1 「くらしと仕事に関するインターネット調査 (LOSEF)」の概要

	2011年調査	2012年調査	2013年調査
調査対象者の生年度	1950-81	1941-56	青年調査(1978-92) 解雇経験者(1941-92)
有効サンプル数	5,953	2,072	青年調査(2,914) 解雇経験者(1,436)
年金記録	ねんきん定期便	ねんきんネット	ねんきんネット
企業履歴	○	○	○
事業所履歴	×	○	○
標準報酬履歴	各年4月	毎月	毎月

備考) LOSEF 調査資料より抜粋。2011~2013年調査で、一部重複サンプルがある
(2011と2012年の重複サンプルは189、同様に2011と2013年は113、2012と2013
は87、2011~2013は12)。本論文ではそれら重複サンプルは古い方を除外した。

付表2 個人属性賃金プロフィールを構築するための推定結果 (OLS)

	1961-72年入職					1973-84年入職					1985-96年入職				1997-08年入職	
	5年目	10年目	20年目	30年目	35年目	5年目	10年目	20年目	25年目	35年目	5年目	10年目	20年目	25年目	5年目	10年目
企業規模(基準:5000人以上)																
99人以下	-0.13 (0.08)	-0.19 (0.15)	-0.44 (0.29)	-0.54 (0.38)	-0.38 (0.46)	-0.27*** (0.05)	-0.50*** (0.08)	-0.81*** (0.12)	-0.74*** (0.15)	-1.19*** (0.29)	-0.16*** (0.04)	-0.34*** (0.08)	-0.92*** (0.19)	-2.00** (0.71)	-0.23*** (0.05)	-0.48*** (0.11)
100-999人	-0.09* (0.05)	-0.19** (0.09)	-0.44*** (0.16)	-0.28 (0.22)	-0.02 (0.28)	-0.20*** (0.03)	-0.42*** (0.05)	-0.45*** (0.08)	-0.36*** (0.10)	0.00 (0.19)	-0.14*** (0.03)	-0.32*** (0.06)	-0.58*** (0.14)	-0.39 (0.51)	-0.12*** (0.04)	-0.37*** (0.08)
1000-4999人	-0.03 (0.05)	-0.14* (0.08)	-0.21 (0.15)	-0.11 (0.19)	-0.16 (0.23)	-0.07** (0.03)	-0.19*** (0.05)	-0.09 (0.07)	-0.12 (0.08)	-0.31* (0.17)	-0.07** (0.03)	-0.22*** (0.06)	-0.25* (0.14)	-0.15 (0.47)	-0.08** (0.04)	-0.23*** (0.08)
業種(基準:製造業)																
卸・小売	0.03 (0.07)	0.18 (0.12)	0.12 (0.24)	0.15 (0.32)	0.31 (0.50)	-0.08* (0.04)	-0.12* (0.07)	-0.30*** (0.11)	-0.39*** (0.13)	-0.29 (0.30)	-0.06 (0.04)	-0.12 (0.08)	-0.44* (0.23)	0.23 (0.70)	-0.00 (0.06)	0.12 (0.14)
金融・保険	0.15** (0.06)	0.63*** (0.11)	0.79*** (0.20)	0.56** (0.27)	-0.22 (0.39)	0.09** (0.04)	0.38*** (0.06)	0.30*** (0.08)	0.18* (0.10)	0.05 (0.21)	0.10*** (0.04)	0.43*** (0.07)	0.51*** (0.16)	0.93** (0.44)	0.11** (0.06)	0.42*** (0.12)
建設	0.09 (0.07)	0.09 (0.12)	0.14 (0.23)	-0.03 (0.30)	0.36 (0.38)	0.02 (0.04)	-0.04 (0.07)	-0.03 (0.11)	-0.04 (0.14)	0.32 (0.27)	0.06 (0.05)	-0.04 (0.08)	-0.33 (0.25)	-0.14 (0.69)	0.03 (0.06)	0.14 (0.15)
その他非製造業	-0.02 (0.05)	-0.00 (0.08)	0.17 (0.15)	0.29 (0.19)	0.30 (0.24)	0.05 (0.03)	0.08 (0.05)	0.10 (0.08)	0.12 (0.10)	0.36* (0.19)	0.06** (0.03)	0.12** (0.05)	0.20 (0.14)	0.49 (0.50)	0.02 (0.03)	0.09 (0.07)
学歴(基準:大卒以上)																
高卒以下	0.12*** (0.04)	0.11 (0.07)	0.55*** (0.13)	1.07*** (0.18)	1.29*** (0.23)	-0.04 (0.03)	-0.11** (0.05)	0.01 (0.08)	0.18* (0.10)	0.58*** (0.16)	-0.03 (0.03)	-0.09* (0.05)	0.04 (0.14)	-0.33 (0.53)	0.07* (0.04)	0.11 (0.09)
職種																
ブルーカラー	-0.09* (0.05)	-0.11 (0.09)	-0.11 (0.17)	0.00 (0.24)	-0.18 (0.29)	0.00 (0.03)	0.03 (0.05)	-0.09 (0.08)	-0.02 (0.10)	-0.05 (0.18)	-0.01 (0.03)	-0.03 (0.05)	-0.18 (0.13)	0.10 (0.58)	-0.01 (0.04)	-0.11 (0.09)
定数項	1.70*** (0.06)	2.71*** (0.09)	4.03*** (0.17)	4.66*** (0.21)	4.80*** (0.28)	1.58*** (0.04)	2.24*** (0.07)	3.19*** (0.11)	3.57*** (0.12)	3.64*** (0.20)	1.51*** (0.04)	2.08*** (0.07)	2.76*** (0.15)	3.29*** (0.78)	1.42*** (0.04)	1.91*** (0.08)
N	452	394	340	302	222	855	703	563	483	142	663	471	176	32	462	200
R ² -sq	0.15	0.36	0.41	0.54	0.61	0.13	0.21	0.20	0.16	0.35	0.13	0.25	0.34	0.59	0.10	0.22

(備考) 新卒正規雇用男性のうち各年において初職先企業で継続勤務の雇用者を対象。入職年ダミーは省略(入職年ダミーはそれぞれ70年入職、80年入職、90年入職、00年入職を基準)。金融・保険業には不動産も含まれている。

付表3 生涯賃金の試算結果

	入職年 1961-2008年					入職年 1961-1982年					入職年 1983-2008年				
	標本数	平均値	分散	最小値	最大値	標本数	平均値	分散	最小値	最大値	標本数	平均値	分散	最小値	最大値
製造業															
99人以下	65	76.2	24.4	47.6	157.4	26	96.2	25.2	77.6	157.4	39	62.9	11.3	47.6	82.7
100-999人	243	92.7	26.4	56.8	186.2	100	115.5	24.6	94.8	186.2	143	76.7	11.8	56.8	101.4
1000-4999人	249	104.8	31.6	61.5	216.1	129	127.7	25.9	104.3	216.1	120	80.2	13.3	61.5	109.4
5000人以上	371	115.9	34.2	69.2	249.0	198	138.9	30.5	109.8	249.0	173	89.6	11.7	69.2	114.9
卸小売															
99人以下	45	73.3	29.7	49.2	190.4	19	91.4	38.4	67.9	190.4	26	60.1	7.4	49.2	74.2
100-999人	91	84.9	25.3	59.0	193.4	33	107.0	30.1	84.5	193.4	58	72.4	7.8	59.0	90.8
1000-4999人	66	94.5	27.7	62.9	189.0	35	112.0	27.2	93.2	189.0	31	74.7	8.1	62.9	89.2
5000人以上	64	105.0	28.3	72.9	210.7	35	121.8	28.1	98.8	210.7	29	84.7	8.2	72.9	103.4
金融保険															
99人以下	6	88.0	16.2	70.6	106.1	2	106.1	0.0	106.1	106.1	4	78.9	10.4	70.6	94.1
100-999人	62	103.7	15.9	78.5	196.6	27	113.3	17.6	103.2	196.6	35	96.3	9.2	78.5	110.6
1000-4999人	116	118.8	29.0	80.2	238.0	57	136.7	31.3	112.2	238.0	59	101.5	10.2	80.2	117.5
5000人以上	134	127.5	28.1	93.8	244.5	77	140.6	30.3	117.9	244.5	57	109.9	8.8	93.8	123.2
建設															
99人以下	43	80.5	21.4	54.9	185.2	22	90.6	25.1	76.9	185.2	21	69.9	8.1	54.9	81.9
100-999人	58	96.1	25.9	70.7	197.2	23	118.5	28.3	93.5	197.2	35	81.4	7.0	70.7	96.8
1000-4999人	47	108.7	28.0	74.8	209.5	33	119.4	26.5	101.2	209.5	14	83.4	8.2	74.8	106.7
5000人以上	33	125.0	36.1	85.6	215.6	22	140.7	34.6	106.3	215.6	11	93.8	7.3	85.6	112.2

(備考) 初年度を1としたときの生涯賃金の比率(35年目まで)。大卒男性。