



RIETI Discussion Paper Series 11-J-026

ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用

川口 大司
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用¹川口大司（一橋大学・経済産業研究所）²

要 旨

この論文ではミンサー型賃金関数を用いて日本の賃金構造を推定しようとする際に留意すべき点をまとめる。賃金構造基本統計調査の2005年から2008年までのマイクロデータを用いた推定の結果、以下の点が留意すべき点としてあげられる。1. 賃金構造は60歳を境に不連続となるため配慮が必要である。2. 被説明変数の賃金率は自然対数変換するのが適切である。3. 学歴は連続変数変換せずダミー変数として取り扱うのが適切である。4. 賃金—潜在経験年数プロファイルは学歴によって異なる。5. 賃金—潜在経験年数プロファイルは2次関数で近似できる。6. 学歴×潜在経験年数グループ内分散は潜在経験年数とともに増加する。不均一分散の存在を考慮すべきである。また、同期間の米国のCurrent Population Survey (CPS) をベンチマークにした比較で、日本の賃金—勤続年数プロファイルは米国のものよりも急傾斜であることが確認された。

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、(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。

¹ 本稿での分析は経済産業研究所における研究プロジェクト「日本の労働市場の基礎研究」の一環として行われ、2010年9月18日の日本経済学会秋季大会にて特別報告された。賃金構造基本統計調査のマイクロデータについては、統計法33条に基づき厚生労働省より提供を受けている。また、科学研究費補助金 若手 (A) 「経済格差の実証的把握と政策的な対応」の補助を受けている。報告の際には阿部修人、市村英彦、樋口美雄の各氏からコメントをいただいた。また、匿名のレフェリーからのコメントが論文の改訂に当たり非常に有益であった。記して深く感謝します。

² 一橋大学大学院経済学研究科准教授、経済産業研究所ファカルティフェロー、東京経済研究センターフェロー、IZA リサーチフェロー

1. はじめに

Jacob Mincer がその影響力のある *Schooling, Experience, and Earnings* を出版してからおよそ 35 年が経過した。その著書において彼は労働者の時間当たり賃金率の自然対数値が教育年数と学卒後経過年数である潜在経験年数の二次関数の線形式で近似できることを人的資本理論より導出し、モデルが米国のデータによく当てはまることを示した。時間当たり賃金率 $wage$ を、教育年数 $educ$ 、潜在経験年数 exp 、観察不能な賃金決定要因の関数 u として示す式：

$$\ln(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + u$$

はミンサー型賃金関数と呼ばれ、世界各国の幅広い時点の賃金分布をよく説明することが知られている。我が国においても著書の出版の前後から Shimada(1974)や貝塚他(1979)によって、その式のデータへの当てはまりがよいことが確認されてきた。

ミンサー型賃金方程式に現在の会社への勤続年数を含めた拡張型ミンサー型賃金関数を日米両国のデータに適用し、勤続年数が賃金を増加させる効果は日本においてより強いことを示す研究が日米の経済学者によって行われてきた(Hashimoto and Raisian (1985), Mincer and Higuchi (1988), Clark and Ogawa (1992), Abe (2000))。また勤続年数によって強く規定される賃金構造より日本の労働市場の特質をあぶりだそうとする研究として石川 (1991)、三谷 (1997)、Ariga, Brunello and Ohkusa (2000)などの研究があげられる。これらの研究は基本的に勤続年数に伴う賃金増加が特定の企業への定着を高め、その企業で評価される企業特殊的な技能の蓄積を促進したとしている。これらの発見は基本的に小池が一連の著作(Koike (1983), 小池 (2005))で強調した日本の企業における労働者の長期の技能蓄積の重要性と整合的であるとともに、その枠組みに入り得た労働者とそうでない一群の労働者の間に分断化された労働市場を認める二重労働市場論にも基礎を与えたといえよう(石川(1991))。

これらの研究はマイクロデータの利用が制限されてきたという歴史的な背景により一部の例外を除いて賃金構造基本統計調査の集計データを用いた実証研究である。集計データを用いてもあまり結果に影響はないだろうことを示唆する Abe (2000) など貴重な研究がおこなわれてきたが、たとえば賃金分散構造の研究など平均値を超えた部分の賃金構造についての研究は限定されてきた。また、米国においては賃金関数の関数形をどのように設定すべきか、あるいは推定された係数をどのように解釈すべきかについて Heckman and Polachek (1974), Murphy and Welch (1990), Lemieux (2006), Heckman, Todd and Lochner (2006) など数多くの研究が蓄積されてきたが、日本の研究では関数形の検討などは十分に行われてこなかった。

長期勤続と急傾斜の賃金プロファイルによって特徴づけられる日本型の雇用慣行は欧米先進国の技術水準に追いつく中で市場で貴重であった熟練労働者を内部育成する必要から発展したという説明が有力であるが、バブル崩壊後の日本の低成長や労働者人口の高齢化といった経済環境の変化の中で、これらの雇用慣行がどのように変化したのか、その検討

が労働経済学者によってなされるようになった（中馬（1997）、Kato(2001)、Ono and Moriguchi(2006)、Abe and Hoshi (2007)、 Jackson (2007)、赤羽・中村（2008）、 Shimizutani and Yokoyama (2008)、Kambayashi and Kato(2009)、Hamaaki et.al. (2010)）。また企業内部の賃金制度の研究を行っている研究者からも人事制度の変化が報告されるようになった。具体的には、労働者の「技能」に対して賃金を支払うという理念のもとに設計された職能資格給から労働者の生産する価値に見合った賃金支払いをしようとする賃金制度改革が成果主義や役割給の導入といった形で行われるようになり賃金—勤続年数プロファイルのフラット化が起こったとされている（都留・阿部・久保（2005）、都留・久保・阿部（2005）、石田・樋口（2009）、石田・富田・三谷(2009)）。

以上のような研究の現状を踏まえ、この論文は以下の二つを明らかにすることを目標にする。ひとつは 2005 年から 2008 年の賃金構造基本統計調査の日本の男性一般労働者のミクロデータを用いてミンサー型賃金関数を推定し、日本のデータを用いた研究を行う際の留意点を指摘する。もうひとつは米国の同期間の賃金構造をベンチマークとして賃金構造の日本的な特徴が今日においても観察されるかを検討する。

先述の通り著者の知る限り Abe (2000)を除くと日本のデータを用いて賃金関数の関数形の検討はほとんど行われてこなかったが、この分析では極めてサンプルサイズが大きい賃金構造基本調査のミクロデータを活用することによって、1年刻みの潜在経験年数—賃金プロファイルをパラメトリックな仮定を置くことなく正確に推定することができた。これによって、ミンサー型賃金関数で通常置かれている関数型の仮定の適切性を議論することができるようになった。また、性別×学歴×1年刻みの潜在経験年数で定義されるグループ内の賃金分散の推定も可能となった。

賃金構造基本調査を用いた実証分析の結果、日本のデータに関してもミンサー型賃金方程式がよく当てはまることが明らかになった。同時にいくつかの点に留意が必要なことも明らかになった。まず日本の賃金構造は定年退職の影響で 60 歳を境に不連続となるため、この不連続性をモデルに反映させるか、分析サンプルを 59 歳以下の労働者に限定するなど対応が必要である。また被説明変数の賃金率は多くの研究で行われているように自然対数変換するのが適切である。学歴については連続変数変換することがあるが、教育年数について対数賃金率が直線的に増加するわけでは必ずしもないので、ダミー変数として取り扱うのが適切である。また賃金—潜在経験年数プロファイルは 2 次関数で近似できるが、賃金—潜在経験年数プロファイルは学歴によって異なる。よって、学歴ごとに異なる賃金—潜在経験年数プロファイルを想定した推定を行うのが適切である。学歴×潜在経験年数グループ内分散は潜在経験年数とともに増加することも明らかになったため、不均一分散の存在を考慮した標準誤差の推定を行うことが適切である。また、同期間の米国の Current Population Survey をベンチマークにした比較で、日本の賃金—勤続年数プロファイルは米国のものよりも急傾斜であることが確認された。

2. データ

この論文では、日本のデータとして賃金構造基本統計調査の 2005 年から 2008 年のミクロデータを用い、米国のデータとして Current Population Survey の 2005 年から 2008 年のミクロデータを用いる。以下でそれぞれのデータとサンプル構築について説明する。

ここで 2005 年以降に限定したのは 2005 年から賃金構造基本統計調査の調査票の形式が一部変更となったため、それほど深刻ではないが、データの接続が一部困難な点が見られる点に配慮したためである。賃金構造基本統計調査は厚生労働省が毎年 7 月に 6 月時点の賃金や労働時間に関する情報を集めるために行う統計調査である。事業所ベースの調査となっており、その構成は事業所票と個人票となっている。どちらも事業所の担当者に回答を求めているが、事業所票では事業所・企業の常用労働者数³と新卒採用者数・初任給が質問されている。個人票は賃金台帳より一定確率で労働者を抽出し、雇用形態（職場での呼称と契約期間で定義）、就業形態（一般・短時間）、6 月の現金給与額（内数として超過労働給与額や手当が聞かれている）、所定内労働時間、所定外労働時間、前年の賞与・期末手当などを含む特別給与額が質問されている。ちなみに賃金台帳は労働基準法により事業所に整備が義務づけられている。調査は常用労働者 5 名以上を雇用する民営並びに公営の事業所を含んでいるが、10 名以上を雇う民営事業所の場合、2008 年の実績で 62302 事業所が対象となり 45010 事業所が回答している。有効回収率はおおよそ 75% である。調査対象事業所数並びに回答数はこの論文の分析対象とする 2005 年から 2008 年にかけて多少の上下はあるがおおよそ変わらない。

ここでは民営事業所で働く男性一般労働者を分析対象とする。一般労働者とは事業所における一般的な所定労働時間が適用される労働者のことである。民営事業所に限った理由はのちに説明する米国のデータとの整合性をとるためである。男性に限定した理由は、女性については就業していない者も多く就業の意思決定をも取り込まないと賃金構造の全体像を描くことが難しいためである。短時間労働者を分析対象としないのは、賃金関数の重要な変数である学歴の情報が取れないためである。表 1 は 2005 年から 2008 年のデータをプールした時の民営事業所で働く男性労働者の雇用形態×就業形態別のクロス表である。1 割弱の短時間労働者が分析から落ちてしまうが、一般労働者の中では期間の定めのない正社員が 9 割を占めるものの、雇用契約期間の定めがある者や非正社員である者がおおよそ 1 割含まれている。分析サンプルには潜在経験年数が 45 年以下の者を含めた。最終的なサンプルサイズはおおよそ 240 万人である。これを以降の分析では用いる。

分析で用いる時間当たり賃金率は決まって支給する現金給与額に昨年 1 年間の賞与・期末手当等特別給与額の 1/12 を足したものを所定内実労働時間と所定外実労働時間を足した

³ 常用労働者とは雇用契約の期間によって規定される概念である。期限の定めのない労働者、1 か月以上の契約で働く労働者、一か月未満の契約であるものの前 2 カ月それぞれ 18 日以上働いた労働者が含まれる。常用労働者でない労働者は臨時労働者と呼ばれる。

もので割ることで求めた。名目賃金額は消費者物価指数総合を用いて 2005 年の貨幣価値に実質化した。労働者の学歴については (1) 中学、(2) 高校、(3) 高専・短大、(4) 大学・大学院の 4 階層で記録されている。年齢より中卒については 15 を、高卒については 18 を、高専・短大卒については 20 を、大学・大学院卒については 22 を引くことで潜在経験年数を計算した。計算された値が負の値をとった場合には 0 を割り振った。勤続年数については記録されているものを直接用いる。

米国の分析に用いるデータは Current Population Survey (CPS) である。失業率の計算を主要な目的として毎月 5 万世帯を対象に行われる世帯調査である。世帯を代表して一人が世帯構成員の情報を答える。時系列統計量がぶれないように同一世帯を合計 8 か月にわたって調査するサンプリングを用いている。具体的には一つの世帯を 4 か月連続して調査して、8 か月間調査対象とならない期間を設け、また 4 か月調査するという設計となっている。よって、同一世帯が同じ月に 2 年連続で調査対象となることになっている。1 年目の 4 か月目と 2 年目の 4 か月目に当たる世帯が **Outgoing Rotation Group (ORG)** である。以下の分析では NBER が作成している ORG のみを集めた *Merged Outgoing Rotation Groups* ファイルを利用する。ORG に対しては毎月の質問項目に加えて、普段の週当たり労働所得と普段の週当たり労働時間が質問されているため、時間当たり賃金率の計算が可能である。ここでは普段の週当たり労働所得を普段の週当たり労働時間で割ることで時間当たり賃金率を求めた。また都市部労働者の生計費指数である CPI-U を用いて 2005 年の物価水準に実質化した。このほかに性別・人種・ヒスパニックか否かの別・学歴といった情報が記録されている。この研究では民間部門で働く男性白人非ヒスパニックにサンプルを限定した。また日本のデータが短時間労働者を除外している点と整合性をとるために週当たり労働時間が 35 時間未満の労働者を除外した。学歴は階層で聞かれているが、Jaeger (2003) に従い連続変数に変換し 12 年に当たるもの（これには 12 年の教育を受けたものの卒業証書を受け取らなかった者、大学などに 1 年未満通学したものを含む）を高卒、16 年以上に当たるものを大卒・大学院卒として以下の分析では取り扱う。年齢から(教育年数+6)を引くことで潜在経験年数を求めた。この際、計算された潜在経験年数が負になるものは 0 に置き換えた。分析サンプルには潜在経験年数が 45 年以下のものだけを含めた。最終的なサンプルサイズは約 18 万人である。

日本のサンプルサイズ 240 万人に比べて、米国のサンプルサイズはおよそ 7.5% の 18 万人である。母集団分散が同じ時、平均の推定値の標準誤差はサンプルサイズの平方根に反比例するから、米国の推定値の標準誤差は日本の約 3.6 倍となる。加えて日本のデータは賃金台帳からとられている一方で、米国のデータは世帯調査でしかも回答者本人以外には代理回答よりとられているため、米国のデータのほうが測定誤差は有意に大きいことが予想される。標本誤差と非標本誤差双方の要因によって米国の推定のほうが不正確になる点には留意する必要がある。

なお、以下の分析においては集計乗率は用いない。賃金構造基本統計調査にも Current

Population Survey)にも各観察値に集計乗率が付されている。たとえば賃金構造基本調査の乗率はサンプル抽出確率の逆数となっており、一つの標本が母集団の何人を代表しているかを示すものとなっている。これはもちろん各変数の母集団の条件なし特性値を推定する際には有用である。しかし回帰分析とは説明変数ごとの条件付き期待値を推定する作業である。ここで、ある個人がより多くの母集団人口を代表しているからといって、その母集団の被説明変数の期待値をよりよく代表しているとは限らない。たとえば、大卒が高卒に比べて高い確率で標本に選ばれるため高卒の乗率が大卒の2倍であったとしよう。しかし、もしも大卒と高卒が同じサンプルサイズであれば、高卒の平均賃金が大卒の平均賃金よりも正確に推定されるとする理由は特にないと思われる。仮にそのようなことがあるとすれば、母集団における高卒の賃金分散が大卒の賃金分散よりも小さいという不均一分散ゆえであり、乗率の影響ではない。以上の理由により以下の回帰分析では乗率を用いた重みつき回帰分析は行わない。

3. 日米の学歴別賃金—潜在経験年数プロファイル

図1は賃金構造基本統計調査と Current Population Survey から計算される日米の学歴別賃金—潜在経験年数プロファイルである。学歴別に各潜在経験年数グループの平均賃金をプロットしてつないだものである。日米を比較して興味深いのは賃金プロファイルの平坦化のタイミングである。大卒にせよ高卒にせよ、米国の賃金プロファイルは潜在経験年数15年前後で平坦化するのに対して、日本の大卒者の賃金プロファイルが平坦化するのはおよそ25年前後である。高卒労働者に至っては潜在経験年数30年前後まで平坦化しない。

日本の賃金プロファイルの傾きが米国のものよりも急なことは早くも Shimada (1974) において指摘されていたことである。また1970年代や80年代のデータを用いて賃金プロファイルの傾きの日米差を既存の研究は発見してきたが、多くの研究はその差を技能蓄積が日本においてはより継続的に行われることに求めてきた (Hashimoto and Raisian (1985), Mincer and Higuchi (1988))。これについては技能蓄積そのものの観察と、その技能蓄積を動機づけるための職能資格制度と職能給の運用についての事例研究の蓄積がある (小池 (1977)、Koike (1983)、小池・中馬・太田(2001)、楠田 (2004)、田中 (2007)、梅崎 (2008) など)。また技術導入と労働者の技能蓄積が補完的であったことの証拠として Mincer and Higuchi (1988)と Ohkusa and Ohta (1994) は設備投資が盛んであった産業や企業ほど賃金プロファイルが急こう配であることを示している。

長い経済停滞の期間を経た今日でも日本の賃金プロファイルが米国の賃金プロファイルよりも急こう配を持つことは大変興味深いことである。これが、終身雇用、年功賃金、企業別組合によって特徴づけられる日本型雇用システムが米国との比較においてまだその特徴を色濃く残していることによるものなのか、今後の研究がまたれるところである。またこれらの雇用慣行によって人的資本蓄積が速いスピードで行われているかどうか興味深い点であるが、2007年の就業構造基本調査より職業訓練参加についての質問項目も導入さ

れるようになった。これを用いた Ikenaga and Kawaguchi (2010)は日本の正規労働者が長い勤続年数を経たのちにも職場での職業訓練を受ける傾向があることを発見している。

もっとも日本の労働者の賃金プロファイルが米国の賃金プロファイルよりも急であることは在職中の技能蓄積の速度の速さのみに依存するわけではない。右上がりの賃金プロファイルの説明については有力な代替仮説もある。Lazear (1979)は雇用主が生産性プロファイルよりも急な賃金プロファイルを提供することで、労働者から適切な努力を引き出すことができることを主張している。また、Carmichael (1983) は企業特殊的な人的資本が存在するときに、賃金後払い的な特性を持つ職位構造を導入することで非効率な離職や解雇を防ぐことができることを示している。この種の暗黙の契約がある場合、一定の勤続年数を過ぎると賃金が生産性を上回るようになるので、契約の一部として定年退職が含まれたり一定の年齢を超えると支払総額が減る企業年金制度が組み込まれたりする。

日本の労働市場における暗黙の賃金後払い契約の終了時点の存在を示唆するのが図 1 における 60 歳時点での平均賃金の大幅な下落である。大卒労働者にとっては潜在経験年数 38 年、高卒労働者にとっては潜在経験年数 42 年が 60 歳に相当するのでこれらの潜在経験年数に縦棒が引いてある。この時点で大卒労働者も高卒労働者もそれぞれ 4 割前後の賃金下落を経験していることをこの図は示している。日本の労働者の多くは 60 歳の時点で定年退職を経験し、その時点で勤めている会社を退職して転職するか、勤めている会社に残る場合でも一度定年退職をしてその会社に再雇用されるという形態をとることが多い(Clark and Ogawa(1997), 清家・山田 (2004))⁴。そのため、このような大幅な平均賃金下落が起こるものと思われる。Shimizutani and Oshio (2010) が示すように高齢者の就業は定年退職前の仕事に大きく規定されるため、定年退職前と後では働いている労働者は相当異質になっていることが考えられ、この賃金下落を単純に因果関係の意味で解釈することには注意が必要であるが、定年退職をする労働者が多いという事実と合わせて日本の労働市場には賃金後払い的な暗黙契約が広くみられることが示唆される。

ここでの重要な発見は 60 歳前後での平均賃金の非連続性であった。この非連続性を無視して賃金—潜在経験年数プロファイルを連続関数で近似しようとすればプロファイル全体の推定に大きなゆがみをもたらしてしまう。一方で米国のデータにおいては日本において観察されるような平均賃金の非連続性は観察されない。よって米国のデータを用いた賃金関数の推定ではしばしば 65 歳以下をサンプルとした推定が行われるが、日本のデータを用いた賃金関数の推定を行おうとする際には 59 歳以下をサンプルとした分析を行うことが望ましい。

4. ミンサー型賃金関数の関数形

⁴ 分析の対象期間である 2005 年から 2008 年にかけて高齢者雇用安定法は 62 歳 (2006 年) あるいは 63 歳 (2007–2008 年) までの雇用確保を企業に義務付けていた。雇用確保の手段は 1. 定年の引き上げ、2. 継続雇用制度の導入、3. 定年の定め廃止のどれかである。実際に多くの企業は継続雇用制度を導入して法対応を行っている。

4. 1. 被説明変数に対数をとるのは適切か

ミンサー型賃金関数の推定に当たっては被説明変数として時間当たり賃金率の自然対数値を用いることが一般的である。人的資本理論は労働者の生産性の決定について予想をするが、労働者の生産性と対応するのは、測定期間あたりの労働所得ではなくて、時間当たりの賃金率である。また労働者の自発的な選択である労働時間と時間当たり賃金率をかけて定義される測定期間あたりの労働所得を用いることは、人的資本理論には正確には対応しない。以上の理由によって時間当たり賃金率を被説明変数として用いる。

次に自然対数値をとることについてであるが、まず経済理論的に正当化される側面がある。たとえば教育をどれだけ受けるかという問題を動学的な問題として定式化したとする。ここでは教育年数(s)は卒業後の時間当たり賃金率を増加させる効果があると仮定し、労働時間は一定であると仮定すれば、労働所得は教育年数の関数 $y(s)$ として与えられる。将来所得が利率 r で割り引かれ、教育期間中には学費がかからず遺失労働所得のみが教育の機会費用としてかかると考えると、 s 年間の教育を受けた後に無限期間生きる個人の生涯所得は以下のように書ける。

$$\int_s^{\infty} y(s)e^{-rt} dt = y(s) \frac{1}{r} e^{-rs}$$

この生涯所得を最大化するように教育年数が決定されるとすると最適教育年数決定の一階条件は $\frac{y'(s)}{y(s)} = r$ で与えられる。この条件を教育年数 s で積分すると、積分定数を c とした時に $\ln(y) = rs + c$ が得られるので、年間労働所得の自然対数値が教育年数の線形関数となる。労働時間が各個人で一定であるとするので労働所得は時間当たり賃金率に読み替えることができるので、時間当たり賃金率の自然対数値は教育年数の線形関数となる。これが被説明変数に自然対数をとる理論的な正当化である。

被説明変数に自然対数値をとるもう一つの正当化がデータに対しての当てはまりが良いということである。時間当たり賃金率を説明しようとするとき、学校を卒業した後の **On the Job Training** や **Off the Job Training** を通じた人的資本蓄積を反映させるため、学校を卒業した後の年数すなわち潜在経験年数を説明変数に加えることが一般的である。人的資本が学校教育と学卒後の技能蓄積であらわされるとすると、ある労働者の人的資本量は教育年数と潜在経験年数の関数で表すことができる。実際のデータでは教育年数は中卒・高卒・短大高専卒・4大卒以上の4階級、潜在経験年数は分析対象を59歳までに限定すると0年から44年(59歳－中卒時年齢の15歳)の間の離散的な数字をとることになる。よって、 44 (中卒) $+41$ (高卒) $+39$ (短大・高専卒) $+37$ (4大卒) $=161$ の人的資本量別グループを定義することができる。各グループに対応するダミー変数によって定義されるベクトルを x と定義すると、各労働者の人的資本量は x で定義されることになる。この時賃金方程式とは時間当たり賃金率 w が人的資本量 x の関数としてどのように描けるか、すなわち $w = f(x)$ の f の形状を探るという作業になる。

関数 f の形状を仮定に依存せずに探るにはノンパラメトリック回帰を行えばいいわけだが、人的資本量ベクトル x をそのままにしまうと、人的資本別グループごとの平均賃金率が出てくることになり、少数の推定パラメータを用いることで、推定結果と人的資本理論との対応関係を考える作業ができなくなってしまう。そこで、 x に同じ次元の係数ベクトル β をかけて人的資本のスカラー量 $x\beta$ に変換することを考える。これはたとえば高卒で潜在経験年数 20 年のグループと大卒で潜在経験年数 10 年のグループではどちらが人的資本量が多いかを単次元のスカラー量を用いることで表そうとしていることになる。この係数ベクトル β を人的資本量の代理変数である w とベクトル x の関係から推定したいわけだが、推定される係数ベクトル β が賃金率 w の変数変換そのものから影響を受けないように、Lemieux and Fortin (1998) に従いランク回帰を行って係数ベクトル β を推定する。

具体的にはまず各個人の w をその分布全体に占める位置から 100 分位でならべて、その 100 分位での順位が x にどのように依存しているかを順位プロビットによって推定することで係数ベクトル β を得る。賃金率 w を 100 分位での順位に変換した時点で賃金率の測定尺度の情報は消えることになる。順位プロビット推定の結果として人的資本のスカラー量の推定値 $x\hat{\beta}$ が各個人について推計できる。このスカラー量の推定値 $x\hat{\beta}$ の単位が見やすくなるように $x\hat{\beta}$ の平均値を引いて $x\hat{\beta}$ の標準偏差で割ったものを標準化された人的資本指標と呼ぶこととする。

労働者 i の標準化された人的資本指標を z_i と呼ぶことにすると、 $z_i = \frac{x_i\hat{\beta} - \overline{x\hat{\beta}}}{s.d.(x\hat{\beta})}$ である。

次に時間当たり賃金率 w が z にどのように依存するかを明らかにするために w を z にノンパラメトリック回帰する。ノンパラメトリック回帰に当たっては Nadaraya-Watson 推定量:

$$\hat{E}(w|z) = \frac{\sum_{i=1}^N w_i f\left(\frac{z_i - z}{h}\right)}{\sum_{i=1}^N f\left(\frac{z_i - z}{h}\right)}$$

を用いた。ここでカーネル関数 f には Epanechnikov カーネルを用いて、バンド幅 h には 0.2 を選んだ。図 2 は横軸に z の値をとり、縦軸に $\hat{E}(w|z)$ の自然対数値をとったものであるが、ほぼ直線状に並んでおり、時間当たり賃金率の自然対数をとるという変数変換が適切であることを示唆している。また w の自然対数値を z に線形回帰した際の予測値も図に挿入されているが、この直線とのずれもほとんどなく、被説明変数に自然対数をとるという変数変換が適切なものであることが、データの当てはまりの点からも明らかになった。

4. 2. 教育水準の取り扱いはどうに行うべきか

被説明変数を時間当たり賃金率とする賃金方程式の左辺に教育年数を線形の形で導入するのがミンサーによる初期の提案であった。先述のようにこれはある仮定の下での生涯所得最大化の条件と整合的である。これに加えて、労働経済学者がしばしば用いる Current Population Survey における学歴の聞き方が教育年数を聞くものであったという歴史的な理

由もあるかと思われる。一方、日本では賃金構造基本統計調査や就業構造基本調査をはじめとする代表的な政府統計で学歴を中卒、高卒、短大・高専卒、大学・院卒の 4 階層で聞いている。日本の学制に従って中卒は 9 年間、高卒は 12 年間、短大・高専卒は 14 年間、大・院卒は 16 年間の教育を受けた者として各学歴階層を連続変数に変換して推定することが行われるが、その変換が適切かを検討したい。

図 3 は学歴ごとの時間当たり賃金—潜在経験年数プロファイルを描いたものである。賃金関数の右辺に教育年数を潜在経験年数からは線形分離される形で導入するためにはこれらのプロファイルが並行していることが必要であるが、この点はのちに項を改めて検討する。教育年数が線形の形で導入できるためには、それぞれの賃金プロファイルの間隔が各学歴間の教育年数差に比例している必要がある。すなわち中卒高卒間：高卒短大・高専卒間：短大・高専卒大卒間が 3：2：2 となっていることが必要である。しかしながら高専・短大卒のプロファイルは高卒プロファイルと大卒プロファイルの真ん中よりも大分低い場所に位置していることが一見しても明らかであり、学歴を教育年数の連続変数として取り扱うことが不適切であることが明らかになる。

1 年あたりの教育の収益率が一定の値をとるかどうかをより詳細に検討した結果が表 2 である。この表では学歴ごとの対数賃金の平均値の学歴間の差を修学に必要な年数で割ることで 1 年あたりの収益率を計算している。この結果は大学・大学院の 1 年あたりの教育収益率が他の収益率と比べて大きいことを示している。これは大学・大学院卒の階層のなかには大学院を修了している者もあり、修学年数が 4 年を超える者が含まれているということもあるのかもしれない。これらの結果は全般的に 1 年あたりの教育収益率が学歴階層ごとに異なっていることを示唆しており、学歴を教育年数を示す連続変数に変換して賃金関数の説明変数として用いることが適切ではないことを示唆している。各学歴階層に対応するダミー変数を作成し説明変数として用いることがより適切な対応であろう。また教育の収益率が潜在経験年数によって異なることは賃金関数の中で学歴と潜在経験年数が線形分離可能ではないことを示唆している。この点については次節において引き続き検討する。

4. 3. 潜在経験年数の関数形はどのようなものが適切か

ミンサーが当初提案した賃金関数は説明変数に潜在経験年数とその二乗項を含むものであった。これは賃金が潜在経験年数とともに増加するもののその増加率が低減していくことを簡潔にとらえた関数形である。また潜在経験年数—対賃金プロファイルは学歴ごとにおおよそ並行しており、教育年数と潜在経験年数の関数は線形分離可能であるとされた。これらの主張は簡潔な関数形をもたらし、ミンサー型賃金関数が広く応用されることに貢献したことは間違いない。しかしながら図 1 に示したように米国における賃金プロファイルは若年のときに急な傾きをもつものの潜在経験年数が 10 年から 15 年を経るとほぼ水平な形になることを特徴として持っている。そのために潜在経験年数の 2 次関数を当てはめると全般的に平坦なプロファイルが推定されることになり、若年期の急速な賃金の伸びと

その頭打ちがうまく推定できないことになる。この点を **Murphy and Welch(1990)**は主張し、潜在経験年数の 2 次関数の代わりに 4 次関数を用いることでデータへの当てはまりが向上することを示した。

図 1 に示したように日本における賃金—潜在経験年数プロファイルは、米国のものに比べて傾きが急でかつその傾きの低減の速度が遅いことが特徴である。米国のデータに対して 2 次関数の当てはまりを悪くした原因である潜在経験年数 10 年から 15 年以降の賃金の頭打ちがそれほど明確には観察されない。よって、2 次関数を用いた賃金プロファイルの近似はそれほど悪くないことも予想される。図 4 には高卒労働者について対数賃金—潜在経験年数プロファイルを 2 次関数と 4 次関数で当てはめた結果が報告されている。各潜在経験年数ダミー変数への係数から計算された完全にノンパラメトリックなプロファイルも同時に報告されているが、2 次関数で十分に良好な当てはまりを示しており、4 次関数を当てはめてもそれほど当てはまりの向上は得られないことが確認できる。また図 5 は大卒労働者についての対数賃金—潜在経験年数プロファイルを示したものであるが、高卒労働者と同様に 2 次関数の当てはまりは十分によく、4 次関数を利用することによって当てはまりが向上するということは観察されない。高卒、大卒ともに 2 次関数での賃金プロファイルの近似がうまくいくのは米国のように潜在経験年数 10 年から 15 年の間に起こる賃金プロファイルのフラット化が日本ではあまり観察されないということが大きい。

大卒労働者と高卒労働者のそれぞれのサンプルについて賃金プロファイルを推定してきたが、これらの労働者をプールして単一の賃金プロファイルを推定することは適切であろうか。この問いにこたえるために高卒・大卒労働者をプールしたサンプルを用いて、対数賃金を各潜在経験年数ダミー変数並びに各潜在経験年数ダミー変数と大卒ダミー変数の交差項に回帰した。この交差項への係数が各潜在経験年数別の大卒・高卒賃金格差となる。図 6 は交差項への係数を潜在経験年数別にプロットしたものである。この結果によると大卒高卒間賃金格差は最初のうち潜在経験年数が増えるに従って増加し、潜在経験年数 20 年にて最大値を迎え、その後縮小していく。高卒大卒間賃金格差は潜在経験年数によって 2 割程度から 5 割程度までの間で変動していくため、その差は経済学的に考えても有意である。学歴間賃金格差が潜在経験年数に依存する理由としては、高卒労働者と大卒労働者では仕事に就きながらの技能蓄積のスピードが異なることがまず考えられる。加えて世代効果の側面も無視でないであろう。潜在経験年数が 20 年である労働者とは 40 歳前後の労働者であるが、サンプル期間である 2005—2008 年にこの年齢層の労働者は 1965 年から 1968 年前後に生まれた者である。**Kawaguchi and Mori (2008)**が示すようにこの年齢層は大学進学率が低下した世代であり、大卒労働者の高卒労働者に対する相対的な希少性が低下したという可能性も考えられる。

潜在経験年数によって大卒・高卒間の賃金格差が異なるのは、職に就いてからの技能蓄積が学歴によって異なる効果と世代によって大学進学率が複雑に変化することの効果の両方が含まれるが、短期間のクロスセクションデータで両者をそれぞれ識別することは不可

能である。長期間のクロスセクションを用いて世代効果をとらえたうえで大卒と高卒の技能蓄積のスピードの違いを推定する研究は今後の課題である。どちらにせよ、この分析で明らかになったのは大卒と高卒をプールして単一の賃金プロファイルを当てはめようとするのは無理があるということである。

4. 4. 賃金分散と潜在経験年数の関係

ここまでの分析では学歴×潜在経験年数ごとの対数賃金の平均の変化について論じてきた。今日ではそれほど注目されることはないように思われるが、ミンサーはその著書の中で学歴×潜在経験年数ごとの対数賃金の分散についても人的資本理論から予測が得られると論じて著書の 6 章をその実証分析に充てている。

人的資本理論から得られる学歴×潜在経験年数ごとの対数賃金分散に関する予測とは次のようにまとめることができる。労働者は職に就いてから技能蓄積のための投資を行う。この投資にはコストがかかるがその費用は労働者が負担し収益は労働者が得るケースを考える。投資を行っている間は低い賃金支払いを受け入れるという形でコスト負担をする。その一方で若い時期に技能習得に投資を行った者は年をとってから高い賃金を受け取ることによって投資の費用を回収することができる。同一の学歴を持った者の中で、職に就いてからの投資行動に異質性があるとすると、若い投資のコストを支払っている間と、年をとって投資の収益を回収している時期には対数賃金の分散が拡大することになる。そしてその中間の時期には対数賃金の分散が小さくなる時期が来る。この対数賃金の分散が最も小さくなる点をミンサーは追い越し点(*overtaking point*)と呼んだ。

賃金プロファイルの追い越し点が生まれる理屈を 2 人の大卒労働者の例を使って確認しておこう。一人目の労働者は全く技能蓄積への投資をしなかったとする。この労働者の技能は生涯変わらないので賃金プロファイルは水平である。二人目の労働者は技能蓄積を積極的に行うとする。この労働者は若いうちは技能蓄積にかかるコストを低賃金という形で引き受けるので、最初は賃金が低い。しかし技能が上がることで投資量が減って投資コストが減ることが相まって賃金が上がってくる。この二人目の賃金が一人目の賃金を追い越す経験年数が追い越し点である。

実際ミンサーは 1959 年の国勢調査を用いて大卒労働者と高卒労働者について経験年数 10 年前後で学歴×経験年数グループ内の対数所得分散が最小化されることを示し、追い越し点が観察されると主張した。これについてはより近年のデータを用いた Polachek(2006)の研究によっても観察されている。もっとも対数賃金平均に関してのあてはまりに比べれば、対数賃金分散に関してのパターンは相当ぼんやりとしているという印象は否めない。

この学歴×潜在経験年数グループ内の対数賃金分散について日米比較を行ったのが図 7 である。この結果の中で何よりも顕著なのは日本の対数賃金分散が高卒・大卒ともに潜在経験年数に比例してほぼ直線的に増加していくことである。これに対して米国のプロファイルはそれほど明確なパターンが見いだせない。

日米の結果の違いについていくつかの理由が考えられる。まずサンプルサイズの違いである。賃金構造基本統計調査は毎年 170 万人の労働者を抽出している。その一方で Current Population Survey は毎月 5 万世帯を調査しているが、所得が聞かれる可能性があるのは、そのうちの 1/4 の世帯である。年間 60 万世帯の 1/4 なので 15 万世帯が相当するが、当然のことながら働いている人からしか所得データは得られない。結果として、ここで分析の対象となっているサンプルサイズも日本が約 240 万、アメリカが約 18 万である。まずこのサンプルサイズの違いがサンプリング誤差の大きさの違いをもたらしている。さらに賃金構造基本統計調査は事業所に備え付けられた賃金台帳から労働者をランダム抽出することで給与や労働時間の情報がとられている。その一方で Current Population Survey は家計ベースの調査であるため、調査の前の週の週当たりの労働所得と労働時間が聞かれており、そこから時間当たり賃金率が計算されている。この調査の違いを考えればおそらく時間当たり賃金率の測定誤差は日本のほうが小さい⁵。

ミンサーの追い越し点の議論で賃金分散プロファイルが右下がりになる領域が生まれるのは人的資本投資のコスト負担が労働者によってなされるためである。労働市場における摩擦が大きいと一般的人的資本投資も企業負担において行われる (Acemoglu and Pischke (1999))。日本の労働市場は転職が難しく摩擦が大きな労働市場であると考えられるため、日本での分散プロファイルが右上がりになるのは必ずしもミンサーの追い越し点の議論とは矛盾しない。

次にこの賃金分散プロファイルから、賃金決定式の誤差項、すなわち学歴×潜在経験年数グループ内での平均賃金からのかい離、がどのような時系列構造を持っているか検討してみよう。誤差項の確率過程が AR(1)に従っていると仮定すると誤差項の過程は以下の式で書くことができる。

$$u_t = \alpha u_{t-1} + e_t$$

ただしここで e_t は t 期の純粋な賃金変動であり分散は σ_e^2 で一定で u_{t-1} とは無相関であるとする。係数 α は賃金へのショックの永続性を示すことになる。するとその分散は

$$\sigma_t^2 = \alpha^2 \sigma_{t-1}^2 + \sigma_e^2$$

と書くことができる。係数 α の推定に当たっては定常性を仮定するか、生まれ年のコーホートごとの疑似パネルデータが必要であるため、今回の研究では係数 α の推定自体行わない。しなしながら、潜在経験年数とともに分散が直線的に増えていくことは係数 α が 1 に近いことを示唆しており、一時の賃金へのショックが永続的な影響を持つことを示唆している。

この結果は日本企業における賃金決定が、労働者の査定とそれに基づく昇進・昇格に依存して行われており、ストック変数である「能力」に対する賃金支払いを行うことで労働者の技能蓄積へのインセンティブを引き出そうとする職能給の性格を持っているという数多くの先行研究による結果と整合的である (伊藤・照山 (1995)、大竹 (1995)、三谷 (1997)、

⁵ より測定誤差が少ないと思われる対数所得分散の年齢プロファイルは米国のデータにおいても右上がりとなる。Meghir and Pistaferri (2010)のサーベイ論文が参考になる。

三谷 (2002)、大橋・中村 (2004)、楠田 (2004)、小池 (2005)、梅崎 (2008))。

5. 日本の賃金データにミンサー型の賃金関数を適用する際の留意点ならびに含意

ここまでの分析結果をまとめると日本のデータに対してミンサー型賃金関数を当てはめようとする際の注意点は以下のようにまとめられる。

1. サンプルは 59 歳以下の労働者に限定するべきである。
これは 60 歳の定年の前後で賃金プロファイルが非連続になるためであり、連続的な関数を当てはめようとするプロファイルの形状全体がゆがんだ形で推定される。
2. 被説明変数には対数賃金率を用いるのが適切である。
ノンパラメトリックに推定された標準化された人的資本指数と対数賃金率の関係はほぼ線形であった。
3. 教育水準は学歴ダミーの形で推定に導入されるべきである。
1 年あたりの教育の収益率は学歴水準に応じて有意に異なっている。特に大卒者の 1 年あたりの教育の収益率は大きな値で推定される。よって、学歴を連続的な教育年数に換算し賃金方程式の説明変数として線形の形で導入するとバイアスが生まれる。特に大卒労働者の平均賃金は過小推定される可能性が高い。
4. 潜在経験年数－賃金プロファイルの推定に当たっては学歴別に異なるプロファイルが推定されるべきである。
潜在経験年数 20 年までの期間については大卒労働者の賃金の伸び率は高卒労働者のよりも高い。よって大卒・高卒間の賃金格差は潜在経験年数の増加に伴って拡大する。その一方で潜在経験年数 20 年を超える点から大卒労働者の賃金の伸びは鈍るが、高卒労働者の伸びはそれほど鈍らないため、大卒・高卒間の賃金格差は徐々に縮小する。大卒高卒間の賃金格差は潜在経験年数によって 20%から 50%の値を上下し、潜在経験年数プロファイルの学歴別の形状の違いを無視することは適切ではない。ただしこの形状の違いが学歴別の技能蓄積スピードの違いからくるものなのか、世代によって大学進学率が上下することによって大卒者の希少性が世代によって異なることからくるものなのか、より長い期間のクロスセクションデータをプールした分析を行わないとわからない。
5. 学歴別の潜在経験年数－賃金プロファイルの推定に当たっては 2 次関数による近似でもほとんど問題はない。
Murphy and Welch (1990) は米国においては 4 次関数の当てはめが望ましいとしたが、潜在経験年数 15 年前後からのプロファイルの平坦化の影響が大きい。同様の平坦化が見られない日本のプロファイルの推定に当たっては 2 次関数による近似でもほぼ問題はない。

6. 賃金関数の推定に当たっては誤差の不均一分散を考慮するべきである。

学歴×潜在経験年数で定義されるグループ内の賃金格差は潜在経験年数とともに増加することが明らかになった。不均一分散の存在は最小二乗推定量の不偏性や一致性に影響を与えるものではないが、均一分散を仮定した下で推定される標準誤差は一致性を持たない。よって不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いるべきである。

なお、不均一分散の形状は潜在経験年数に対してかなりきれいな線形関数であることより、推定誤差分散の平方根の逆数を重みとした重みつき最小二乗推定を行うことによって効率性を得ることができるかもしれない。すなわち若いうちのほうが正確な推定が行えるので、それらの層に重みをかけて賃金関数を推定しようというアイデアである。小標本を用いた推定の際には効率性が得られることは魅力的ではあるが、不均一分散構造の特定化の誤りが賃金関数の係数推定量の一致性をも失わせるというコストも考慮すべきである。

日本のデータを用いた賃金プロファイルの推定を行う際の留意点を指摘してきたが、通常のミンサー型賃金方程式を当てはめた場合にはどのような問題が発生するだろうか。学歴が中卒の場合 9 年、高卒の場合 12 年、高専・短大卒の場合 14 年、大卒・大学院卒の場合 16 年の教育年数に換算し、潜在経験年数について 2 次関数を当てはめた場合の推定結果が以下のとおりである。

$$\ln(\widehat{\text{wage}}) = \frac{1.02}{(0.002)} + \frac{0.10}{(0.0001)} \text{educ} + \frac{0.06}{(0.0001)} \text{exp} - \frac{0.08}{(0.0002)} \frac{\text{exp}^2}{100},$$

$N = 2,316,418, \quad R^2 = 0.34$

かつこ内は誤差の不均一分散に対して頑健な標準誤差である。この推定結果はとても自然な結果のように見える。しかしながら、この推定から得られるプロファイルを描き、学歴×潜在経験年数ごとの平均値と重ねた図 8 をみると、推定の問題が明らかになる。高卒並びに大学・大学院卒の観察値がおおく、これらの観察値に重みがかかりプロファイルが推定されているため、これらのグループへの当てはまりは比較的よいが、潜在経験年数 5 年未満の高卒や潜在経験年数 20 年前後の大卒の平均賃金は過小推定となっている。また中卒については潜在経験年数の短いところと長いところで平均賃金が過小推定となっている。反対に短大・高専卒の平均賃金はほぼすべての潜在経験年数において過大推定される。

賃金関数の推定はある関心のある変数 T (たとえば職業訓練参加や労働組合加入といった変数) が平均賃金にどのような影響を与えているかを推定する際にも用いられる。この論文で利用している賃金構造基本統計調査くらいの標本数があつて、学歴×潜在経験年数で定義したグループ内で賃金と T が独立であれば、グループ内で T=1 と T=0 の条件付き期待値の推定値を計算することで T の平均賃金に与える影響がわかる。しかし T 変数が含まれるデータセットは一般的に標本数が少ないため、このような完全にノンパラメトリックな

推定では標準誤差が大きく、 T が賃金に与える影響が正確に推定できず、精確な統計的推論ができない可能性が高い。そこで T の賃金に対する影響は学歴×潜在経験年数には依存せず一定であると仮定して、パラメトリックモデルが推定されることが多い。仮に真の構造が以下にあらわされるとしよう。

$$\ln(\text{wage}) = f(x) + \gamma T + u$$

ただし x は学歴と潜在経験年数より構成されるベクトルである。この x と T が外生だとすると $E(u|x, T) = 0$ 、 γ は一致推定可能である。

しかし賃金関数が誤って $g(x)$ と特定化されると推定されるモデルは

$$\ln(\text{wage}) = g(x) + \gamma T + f(x) - g(x) + u = g(x) + \gamma T + v$$

となってしまう。ただしあらたな誤差項 v は $v = f(x) - g(x) + u$ と定義される。ここで誤差項 v は x の関数なので $E(v|x, T) = 0$ は成立しない。特に $P(T=1|x)$ が x に依存していると誤差項 v と T は x を媒介にして相関することになる。このとき γ は一致推定されない。

先ほどの図 8 の例を用いてより具体的に論じると、たとえば潜在経験年数 5 年未満の高卒労働者が職業訓練に参加する確率が他のグループより高いとしよう。このグループの平均賃金はそもそも過小推定されているので、仮に職業訓練の賃金への効果がなくてもあたかも職業訓練の賃金効果があるような推定がされてしまう。実際に興味のある変数 T の分布が学歴や潜在経験年数に依存しているケースは多いと考えられる。このような場合、賃金関数の関数形を慎重に選択することは大切だろう。

6. まとめ

ミンサー型の賃金関数を日本のデータにあてはめる際にどのような点に留意すべきかを分析した。賃金構造基本統計調査の 2005 年から 2008 年までのマイクロデータを用いた推定の結果、以下の点が留意すべき点としてあげられる。1. 賃金構造は 60 歳を境に不連続となるため配慮が必要である。2. 被説明変数の賃金率は自然対数変換するのが適切である。3. 学歴は連続変数変換せずダミー変数として取り扱うのが適切である。4. 賃金—潜在経験年数プロファイルは学歴によって異なる。5. 賃金—潜在経験年数プロファイルは 2 次関数で近似できる。6. 学歴×潜在経験年数グループ内分散は潜在経験年数とともに増加する。不均一分散の存在を考慮すべきである。

また、同期間の米国の Current Population Survey をベンチマークにした比較で、日本の賃金—勤続年数プロファイルは米国のものよりも急傾斜であることが確認された。特に潜在経験年数 15 年を超えたところで米国の平均賃金は平坦化するのに対して、日本の大卒労働者の賃金プロファイルが平坦化するのはおおよそ 25 年前後である。高卒労働者に至っては潜在経験年数 30 年前後まで平坦化しない。

この論文では日本の賃金×潜在経験年数プロファイルの傾きが米国よりも急である理由は分析しなかった。日本の労働者の勤続年数はアメリカの労働者の勤続年数よりも長いこと、賃金・勤続年数プロファイルも日本のほうが急こう配であることを 1980 年代のデータ

を用いた Hashimoto and Raisian(1985), Mincer and Higuchi (1988) や Clark and Ogawa(1992) は明らかにしてきた。Current Population Survey の Supplement に含まれる勤続年数の情報を用いて、これらの違いが近年でも観察できるかを検討することは今後の課題である。また仮に急こう配の勤続年数賃金プロファイルが観察されたとすると、それが企業特殊的人的資本への報酬なのか、あるいは企業特殊的人的資本の蓄積を促すための暗黙契約なのか、そうではなくて怠業を抑えるための賃金後払いなのかを検討する必要がある。仮に企業特殊的人的資本投資が重要であれば、そのホールドアップ問題を日本の企業はどのように解消しているのか、Hashimoto (1979)が論じたようにボーナス支払いは企業特殊的人的資本への支払いとしてとらえることができるのか、あるいは Ohashi (1989)や Nakamura and Nakamura (1991)が議論してきた別のメカニズムによるものなのか、疑問は尽きない。小野 (1997) が先鞭をつけたように、賃金構造基本統計調査のマイクロデータが格納する勤続年数、職位、ボーナス支払いなどの情報は日本の労働市場の特性を明かすための材料を私たちに与えてくれる。

最後にこの論文の分析の2つの限界に触れたい。一つは定常性の仮定であり、もうひとつは教育年数の内生性についてである。この論文でも用いたデータは2005年から2008年という比較的短期間のプールされたクロスセクションデータである。このクロスセクションの情報から労働者の生涯にわたる賃金一潜在経験年数プロファイルを推定するために定常性の仮定を置いている。三谷 (2005) や Hamaaki et.al. (2010) が指摘するように日本の賃金一潜在経験年数プロファイルは時代とともに変化しており、この定常性の仮定は強い仮定である。長期間のクロスセクションをプールしてコーホートごとの賃金プロファイルを推定し、その変化を記述することは今後の研究課題である。

また、観察不能な労働者の能力と学歴が相関をもつために、教育の収益率が一致推定されないという内生性の問題は労働経済学において古典的な問題であるが、この論文では学歴の外生性を仮定した分析を行っている。すでに能力の代理変数を用いて内生性を回避しようとする研究が安井・佐野(2009) や佐野・安井(2009)によって行われており、内生性の存在が指摘されている。引き続き義務教育年限の変更や大学の新設などを操作変数として用いた教育収益率の一致推定が今後の研究課題である。

参考文献

- Abe, Masahiro and Takeo Hoshi (2007) "Corporate Governance and Human Resource Management," in *Corporate Governance in: Japan Institutional Change and Organizational Diversity* Edited by Masahiko Aoki, Gregory Jackson, and Hideaki Miyajima. Oxford University Press.
- Abe, Yukiko (2000) "A Comparison of wage structures in the United States and Japan: Results from Cell Mean Regressions," *Japanese Economic Review*, Vol.51 No.2, pp. 252-267.
- Acemoglu, Daron and Jorn-Steffen Pischke (1999) "The Structure of Wages and Investment in General Training," *Journal of Political Economy*, vol. 107, No. 3, pp. 539-572,
- Ariga, Kenn, Gorgio Brunello and Yasushi Ohkusa (2000) *Japanese Internal Labor Market in Transition*, Cambridge University Press.
- Carmichael, Lorne (1983) "Firm-Specific Human Capital and Promotion Ladders," *Bell Journal of Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 251-258.
- Clark, Robert and Naohiro Ogawa (1992) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Comment" *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 336-345.
- Clark, Robert L., and Naohiro Ogawa. (1997) Transitions from career jobs to retirement in Japan. *Industrial Relations*, Vol. 36, pp.255-270.
- Fortin, Nicole M., and Thomas Lemieux. (1998) "Rank Regressions, Wage Distributions, and the Gender Gap." *Journal of Human Resources* , Vol.33, No.3, pp.610-643.
- Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda, and Keiko Murata (2010) "Is the Japanese employment system degenerating? Evidence from the Basic Survey on Wage Structure" ESRI Discussion Paper Series No.232.
- Hashimoto, Masanori (1979) "Bonus Payments, On-The-Job Training and Lifetime Employment in Japan," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, pp. 1086-1104.
- Hashimoto, Masanori and John Raisian (1985), "Employment Tenure and Earning Profiles in Japan and the United States", *American Economic Review*, Vol.75, pp. 721-735.
- Heckman , James J., Lance Lochner and Petra E. Todd (2006)"Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond" in E. Hanushek and F. Welch, eds., *Handbook of the Economics of Education Vol.1*, North Holland: Amsterdam, pp. 307-458
- Heckman, James and Solomon Polacheck (1974) "Empirical evidence on the functional form of the earnings-schooling relationship" *Journal of the American Statistical Association* Vol. 69, No. , pp. 350-354.
- Ikenaga, Toshie and Daiji Kawaguchi (2010) "Labor-Market Attachment and Training Participation" IZA Discussion Paper Series 5081
- Jackson, Gregory (2007) "Employee Participation, Adjustment and Distributional Conflict," in

- Corporate Governance in: Japan Institutional Change and Organizational Diversity* Edited by Masahiko Aoki, Gregory Jackson, and Hideaki Miyajima. Oxford University Press.
- Jaeger, David A. (2003) "Estimating the returns to education using the newest current population survey education questions" *Economics Letters* Vol. 78, pp. 385-394
- Lazear, Edward P (1979) "Why Is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1261-84.
- Murphy , Kevin M. and Finis R. Welch(1990) "Empirical Age-Earnings Profiles," *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 2, pp. 202-29.
- Ohashi, Isao (1989) "On the Determinants of Bonuses and Basic Wages in Large Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, No. 4, pp.451-79.
- Ono, Hiroshi and Chiaki Moriguchi (2006) "Japanese Lifetime Employment: A Century's Perspective," in *Institutional Change in Japan*, edited by Magnus Blomstrom and Sumner La Croix, New York; Routledge.
- Ohkusa, Yasushi and Souichi Ohta (1994) "An Empirical Study of the Wage-Tenure Profile in Japanese Manufacturing." *Journal of the Japanese and Intenational Economies*, Vol.8, No. 2, pp.173-203
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2008) "Stable Wage Distribution in Japan, 1982-2002: A Counter Example for SBTC?" Discussion papers 08020, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- Kambayashi, Ryo and Takao Kato (2009) "The Japanese Employment System after the Bubble Burst: New Evidence" Mimeo.
- Kato, Takao (2001) "The End of Lifetime Employment in Japan? Evidence from National Surveys and Field Research." *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.15, No.4, pp. 489-514.
- Koike, Kazuo (1983) "Internal labor markets: Workers in large firms," In: Shirai, T., Editor, *Contemporary Industrial Relations in Japan*, Univ. of Wisconsin Press, pp. 29–61.
- Lemieux, Thomas (2006) "The "Mincer Equation" thirty years after Schooling, Experience and Earnings" in Shosahana Grossbard Eds. *Jacob Mincer*, Springer.
- Mincer, Jacob A. (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research
- Mincer, Jacob and Yoshio Higuchi (1988), "Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.2, No. 2, pp.97–133.
- Nakamura , Masao and Alice Nakamura (1991) "Risk behavior and the determinants of bonus versus regular pay in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 5, No. 2, pp. 140-159.

- Polachek, Solomon W. (2006) "Proving Mincer Right: Mincer's Overtaking Point and the Lifecycle Earnings Distribution" in Shosahana Grossbard Eds. *Jacob Mincer*.
- Shimada, Haruo (1974) "The Structure of Earnings and Investments in Human Resources: A Comparison Between the United States and Japan," August 1974. Ph.D. Thesis, submitted to Industrial Relations Research Institute, The University of Wisconsin-Madison
- Shimizutani, Satoshi and Izumi Yokoyama (2009) "Japan's Long-Term Employment Practice Survived? Developments Since the 1990s" *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 62, No. 3, pp. 313-326.
- Shimizutani, Satoshi and Takashi Oshio (2010) "New Evidence on Initial Transition from Career Job to Retirement in Japan" *Industrial Relations*, Vol. 49, No. 2, pp. 248-274.
- 赤羽亮・中村二郎 (2008) 「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, pp. 44-60.
- 石川経夫 (1991) 『所得と富』岩波書店.
- 石田光男・樋口純平 (2009) 『人事制度の日米比較』ミネルヴァ書房.
- 石田光男・富田義典・三谷直紀 (2009) 『日本自動車企業の仕事・管理・労使関係』中央経済社.
- 伊藤秀史、照山博司 (1995) 「ホワイトカラーの努力インセンティブ」橘木俊詔、連合総合生活開発研究所編『「昇進」の経済学』東洋経済新報社.
- 梅崎修 (2008) 「賃金制度」仁田道夫・久本憲夫編『日本的雇用システム』ナカニシヤ出版.
- 大竹文雄 (1995) 「査定と勤続年数が昇格に与える影響」『経済研究』第46巻, 第3号,
- 大橋勇雄・中村二郎 (2004) 『労働市場の経済分析』有斐閣.
- 小野 旭 (1997a) . 生え抜き登用の後退と内部労働市場の変質：マイクロ・データによる検証, 『雇用・慣行の変化と女性労働』(中馬宏之, 駿河輝和 編), 3章, 東京大学出版会.
- 貝塚啓明ほか (1979) 勤労者世帯の所得分配の研究：人的資本理論とライフ・ステージ別所得分配 経済企画庁経済研究所研究シリーズ；第34号.
- 楠田 丘 (2004) 『賃金とは何か—戦後日本の人事・賃金制度史』(オーラルヒストリー・シリーズ) 中央経済社.
- 小池和男 (1977) 『職場の労働組合と参加 労使関係の日米比較』東洋経済新報社.
- 小池和男 (2005) 『仕事の経済学 第三版』東洋経済新報社.
- 小池和男・中馬宏之・太田聰一 (2001) 『もの造りの技能 自動車産業の職場で』東洋経済新報社.
- 佐野晋平・安井健悟 (2009) 「日本における教育のリターンの推計」『国民経済雑誌』第200巻, 第5号, pp. 71-86.

- 清家 篤・山田 篤裕 (2004) 『高齢者就業の経済学』 日本経済新聞社.
- 田中真樹 (2007) 「鉄鋼生産職場における技能形成と技能分布」『日本労務学会誌』 第 9 卷, 第 1 号, pp. 31-44.
- 中馬宏之(1997) 「経済環境の変化と中高年層の長勤続化」 中馬 宏之 駿河 輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』 東京大学出版会.
- 都留康・阿部正浩・久保克行(2005) 「日本企業の人事改革--人事データによる成果主義の検証」 『日本労務学会誌』 第 7 卷, 第 2 号, pp. 62-65.
- 都留康・久保克行・阿部正浩(2005) 『日本企業の人事改革--人事データによる成果主義の検証』 東洋経済新報社.
- 安井健吾・佐野晋平(2009) 「教育が賃金にもたらす因果的な効果について--手法のサーベイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』 第 51 卷, 第 7 号, pp. 16-33.
- 三谷直紀(1997) 『企業内賃金構造と労働市場』 神戸大学経済学叢書 勁草書房.
- 三谷直紀 (2002) 「中小企業の賃金制度と賃金構造」 三谷直紀・脇坂明編『マイクロビジネスの経済分析』 東京大学出版会.
- 三谷直紀(2005) 「90 年代の賃金構造の変化と人口要因」『国民経済雑誌』 第 191 卷, 第 2 号, pp. 13-27.

図1： 日米の賃金—潜在経験年数プロファイル

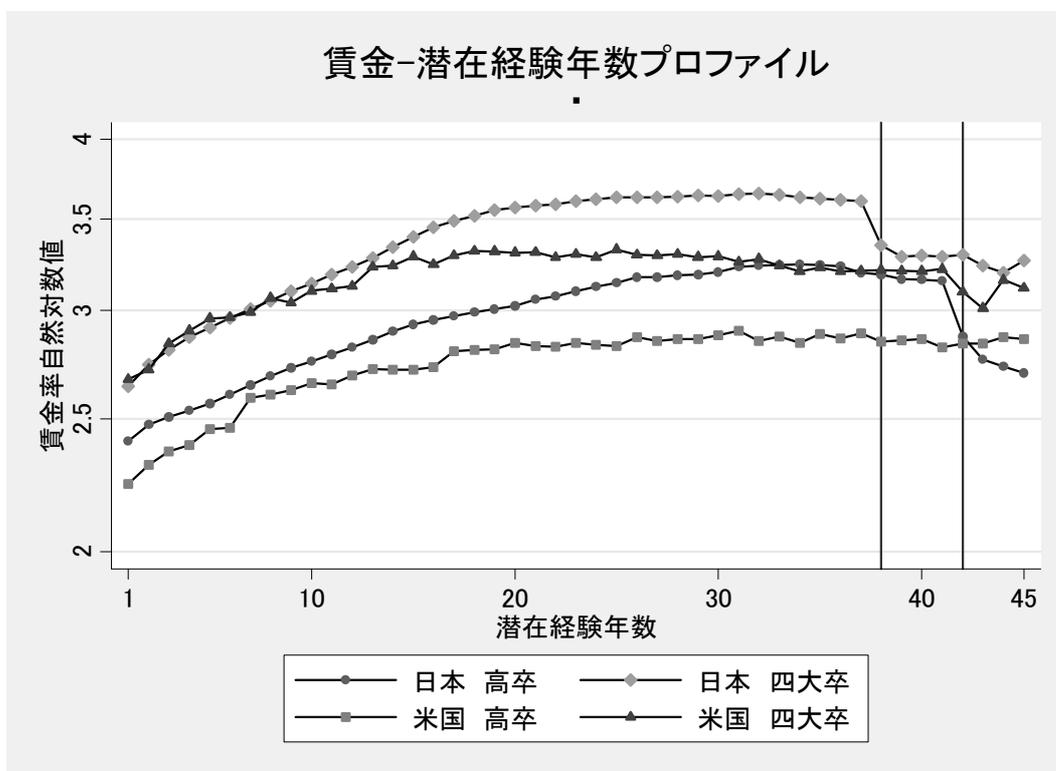


図2： 標準化された人的資本指数と賃金率の関係

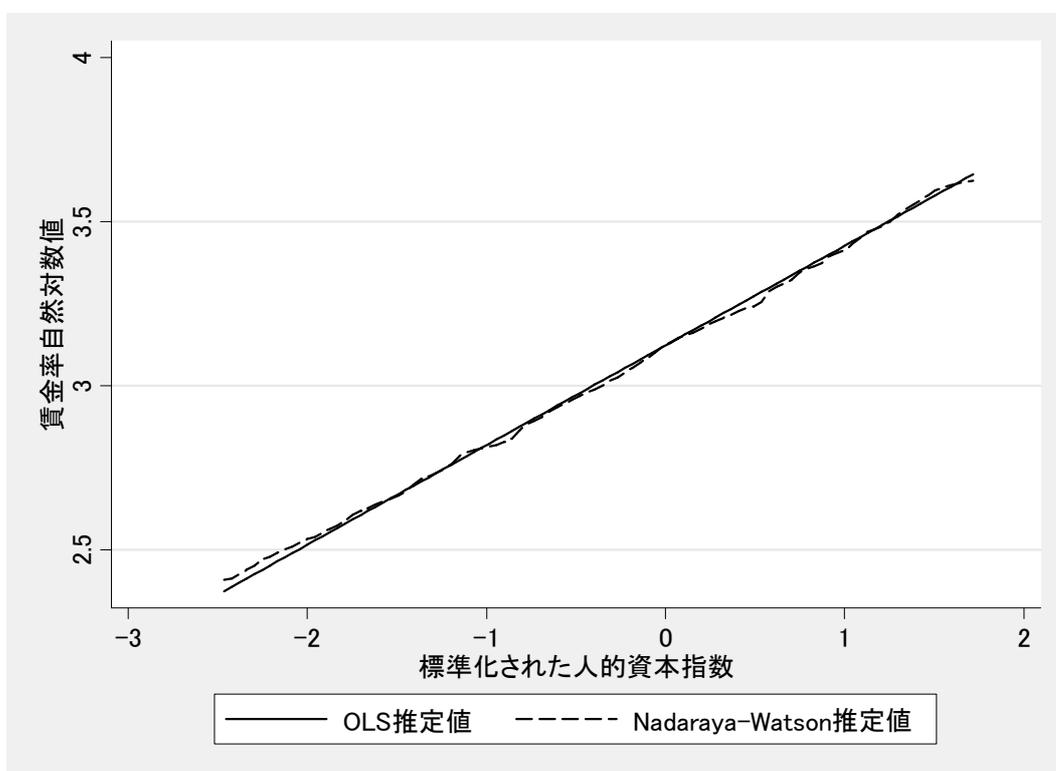


図3： 学歴別賃金—潜在経験年数プロフィール

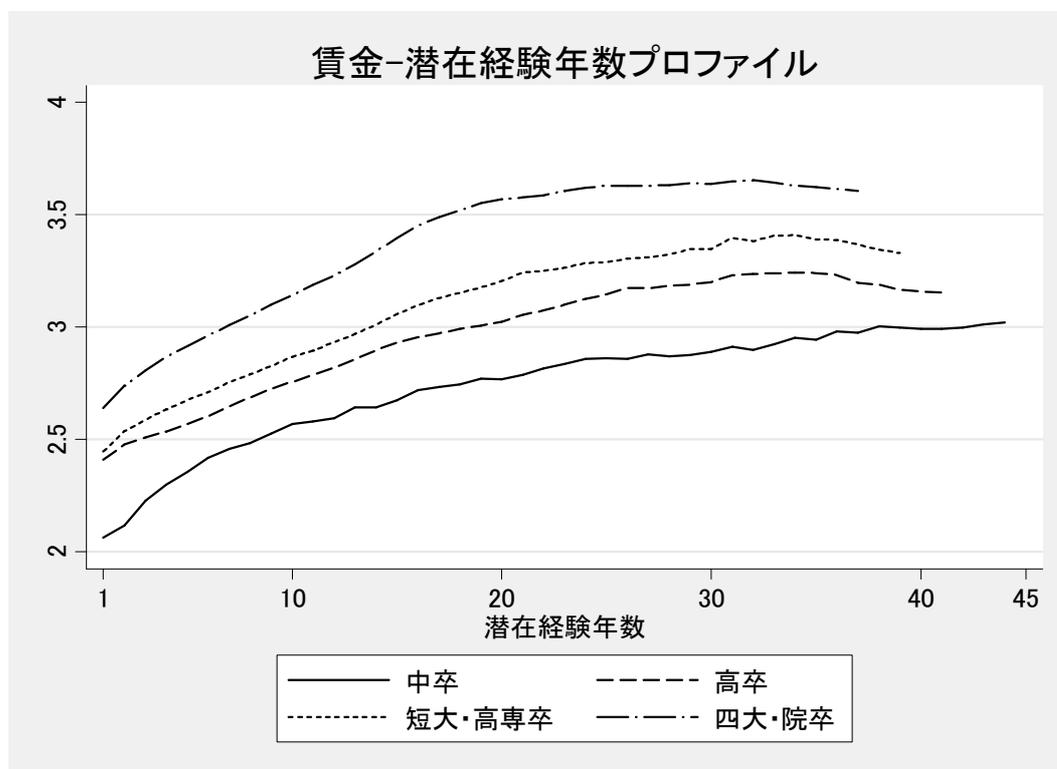


図4： 高卒者 賃金—潜在経験年数プロフィールの関数形

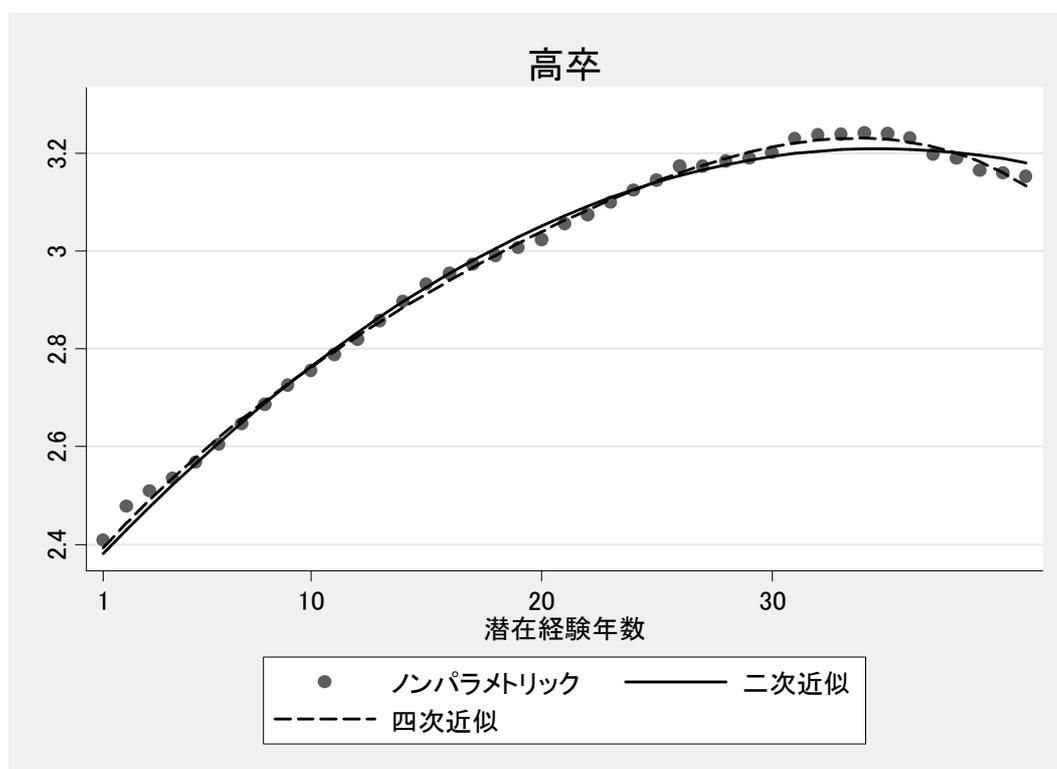


図5：大卒者賃金—潜在経験年数プロファイルの関数形

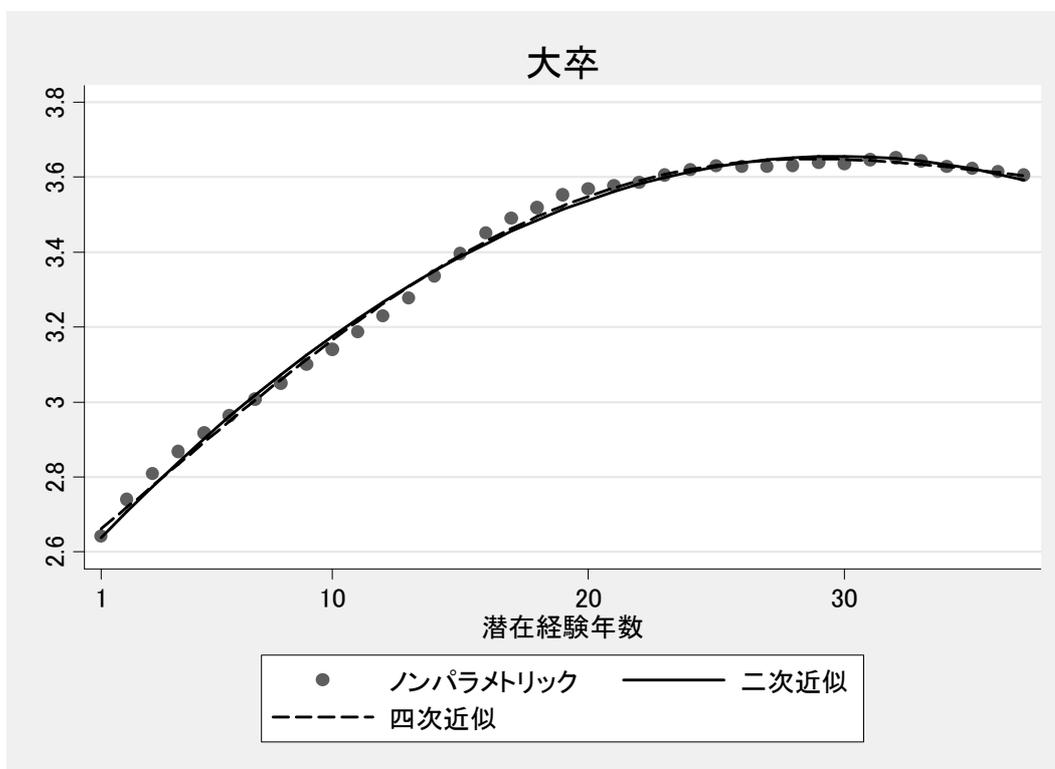


図6：大卒・高卒賃金格差の経験年数プロファイル

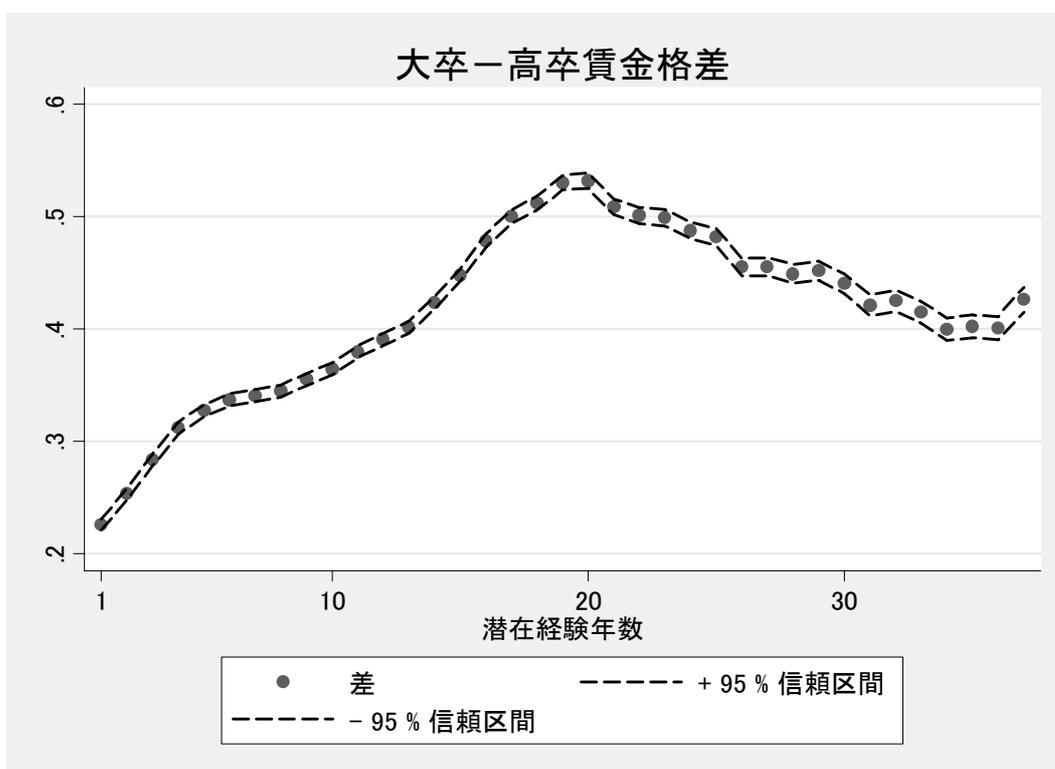


図7： 残差分散－潜在経験年数プロフィール

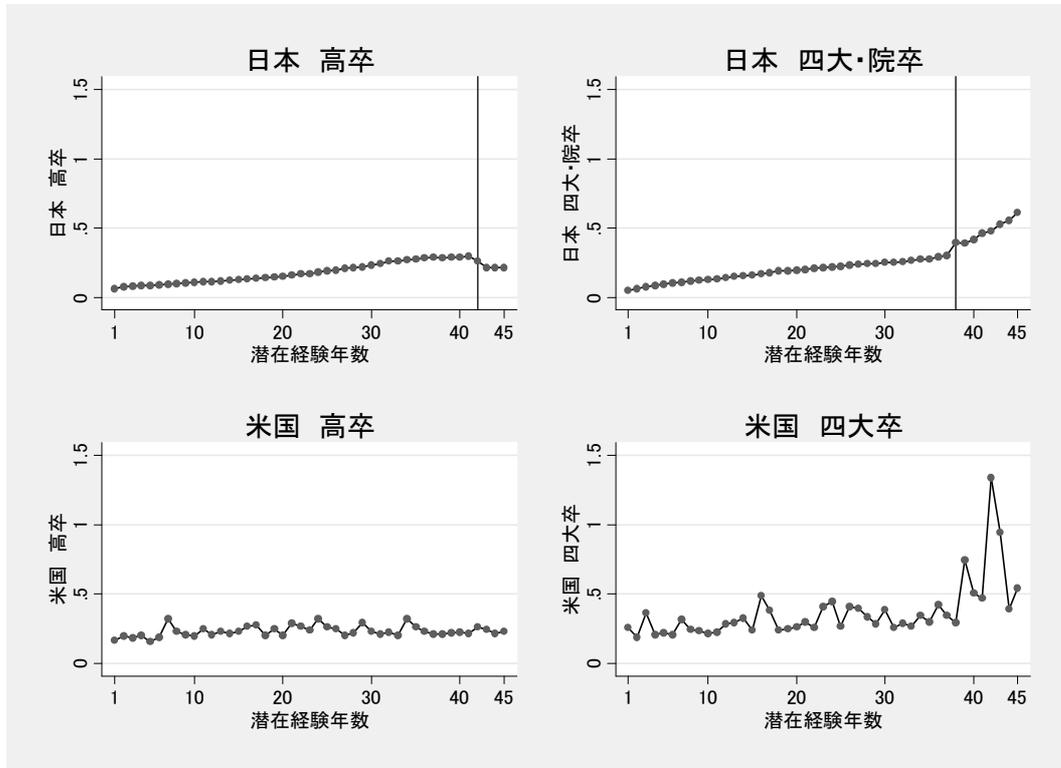


図8： 特定化の誤り

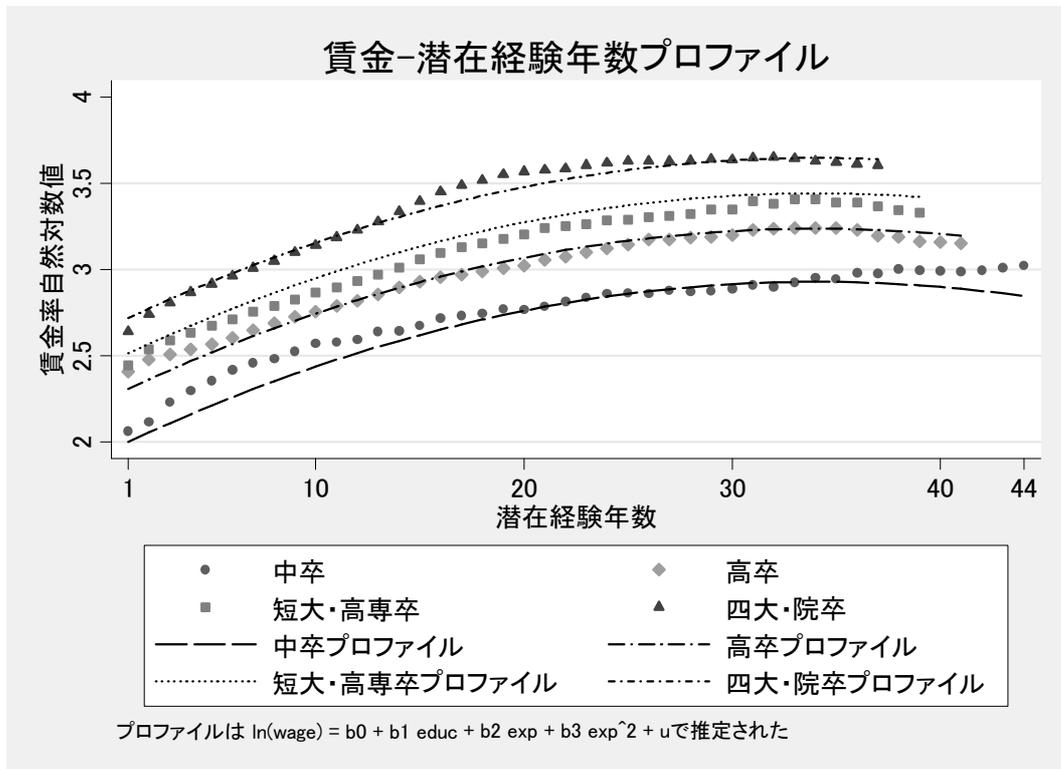


表 1： サンプルから落ちる短時間労働者

	一般労働者	短時間労働者	合計
雇用契約に期間の定めのない正社員	81.18	0.23	81.41
雇用契約に期間の定めのある正社員	1.98	0.09	2.07
雇用契約に期間の定めのない非正社員	2.73	3.97	6.70
雇用契約に期間の定めのある非正社員	4.98	4.83	9.81
合計	90.88	9.12	100

注：賃金構造基本統計調査 2005 年 - 2008 年。民営事業所で働く男性労働者。総標本数は 2,723,405。

表 2： 1 年あたり教育の収益率

	中卒	高卒	短大・高専卒	大・院卒
経験年数 1 年以下	2.06	2.36	2.40	2.60
1 年あたり収益率		0.10	0.02	0.10
		(0.005)	(0.001)	(0.001)
経験年数 10 年	2.57	2.76	2.87	3.14
1 年あたり収益率		0.06	0.06	0.14
		(0.003)	(0.002)	(0.002)
経験年数 20 年	2.77	3.02	3.20	3.57
1 年あたり収益率		0.09	0.09	0.18
		(0.003)	(0.003)	(0.003)
経験年数 30 年	2.89	3.20	3.34	3.63
1 年あたり収益率		0.31	0.15	0.29
		(0.012)	(0.009)	(0.01)

注：かっこ内は標準誤差。