

ポスト退職期の労働市場と非正規雇用 *¹

太郎丸 博
(京都大学)

【論文要旨】

本稿では従業上の地位の世代内移動率がどのように年齢によってどのように異なるのか検討した。特にポスト退職期の労働市場とそれ以前の年齢のそれとの間にどのような相違があるのか調べた。その結果、男女で移動率の違いが最も大きくなるのは 40 歳前後のころで、その後は縮小し、60 歳ごろまでにはほとんどなくなってしまふ。それに伴い男が正規雇用、女が非正規雇用といった職域分離もポスト退職期にはほとんど存在しない。また自営の開鎖性はポスト退職期にもほとんど変化しない。無職への流出率は 60 歳ごろまでは非正規雇用のほうが正規雇用よりも高いが、60 歳以降には逆転する。

キーワード：世代内移動、性別職域分離、第一次／第二次労働市場

1. 問題：ポスト退職期の労働市場

近年の老齢年金受給開始年齢の段階的な引き上げにともない、60～69 歳の労働力率が増加している（図 1）。就業者全体に占める 60 歳以上の比率も高齢化に伴い次第に上昇し、2016 年には女性が 18.5%、男性が 21.1% に達している（労働力調査 2016 年平均）。世代間移動の研究では「主な」職業が問題になるため、60 歳以上になった後の職業は考慮する必要はあまりないだろうが、労働市場が研究対象となる場合、すでに無視できない規模に達していると思われる。

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

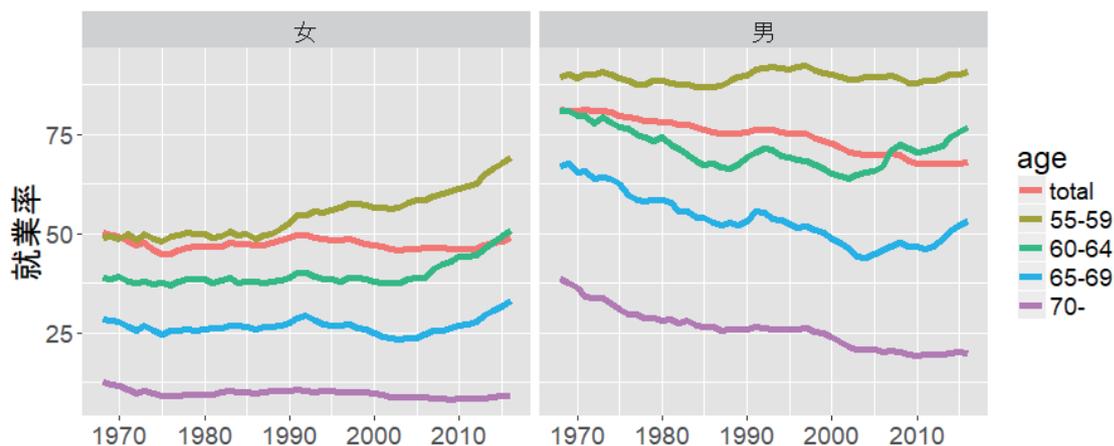


図1 年齢別就業率 1968-2016 (労働力調査)

出典：労働力調査 各年平均

そのためこの年齢層の労働市場との関わりを、それよりも若い年齢層と比較して、その特徴を明らかにする必要があるだろう。60歳以上の労働市場については様々な角度からアプローチすることができるだろうが、この報告書では従業上の地位の変化（以下では「地位移動」と略記）について記述していく。60歳以上が階層論であり注目されてこなかった理由は、日本企業の多くが60歳定年制を導入していたからであると思われるが、老齢年金受給開始年齢の引き上げにともなって継続雇用制度や定年延長が多くの企業で導入され始めている。このような60歳以降の雇用の継続は雇用主に対して法的に義務付けられており、2012年以降段階的に雇用継続年数は引き上げられている。ただし、同一企業による雇用が継続していれば職種や従業上の地位、賃金などが変化することは法律上認められている。賃金抑制のために60歳以上の従業員を嘱託といった従業上の地位に移動させる企業もあるため、ポスト退職期の従業上の地位の変化は、労働市場の研究では確認しておくべき重要なポイントであると考えられる。このような定年制度の影響はほとんど正規雇用に限られると考えられるので、特に正規雇用からの流出率に注目する。

老齢年金受給開始年齢や定年の引き上げのような制度上の変化がポスト退職期の労働市場をどう変えたのかは興味深い問題であるが、今回は取り上げない。この論文では地位移動の性質が、年齢によってどう異なるのかを中心に検討していく。ちなみに年金受給開始年齢が60歳よりも上に引き上げられ始めたのは、男性は1941年生まれの人から、女性は1946年生まれの人からなので、これらの人たちは2015年時点では男性は74歳、女性は69歳である。つまり、2015年のサンプルはほとんど年金受給開始年齢引き上げの影響を受けているコーホートである。

なお、この論文では55歳以降を便宜的に「ポスト退職期」と呼ぶ。一般的な定年退職の時期は60歳であったわけだが、男女とも50歳代の半ばになると少しずつ就業率が下がる

のが一般的であるので、このように区切ることにする。

1.1 ポスト退職期の地位移動

この節ではポスト退職期の従業上の地位の変化について、既存の研究成果を踏まえて検証すべき仮説をいくつか示す。まず自営業はポスト退職期に入っても働き続ける確率が相対的に高く、従業上の地位の変化が少ないことは広く知られている。農業にせよその他の産業にせよ自営は一般に流入率も流出率も低いことが知られており、これはポスト退職期においても基本的には変わりがないと考えられる。ただ若い層に比べたとき、自営への流入率や流出率がどのように異なるのかは必ずしも明らかではない。無職への流出がポスト退職期になると増えるのは自明であるが、他の従業上の地位との間の移動率がどう変化するかについては本稿で確認したい。

また、一部の経営者等を除けば、貯蓄や年金が充実している人ほど（その他の条件が同じならば）労働市場から退出しやすいということも専門家の間では周知の事実であろう。つまり、高階層のほうが労働市場から退出しやすい傾向があるわけで、これは壮年期の男性とはっきり異なる。それゆえ、正規労働者と非正規労働者を比べればポスト退職期には正規雇用のほうが労働市場から退出しやすいだろう。すでに述べたように 60 歳定年制をとっている企業は 2015 年時点でも多く、嘱託等に身分を変えさせることで雇用を継続する企業も少なくないので、こういった正規労働者の退出率の高さは 60 歳時に特に高まるだろう。これはほとんど自明であるが、正規雇用から非正規雇用や自営への移動率が、ポスト退職期に高まるのかどうかは確認しておきたいポイントである。

ポスト退職期に無業者が仕事を見つけて働き始めることも当然あるが、体力や健康状態、適当な仕事が見つからない、働かなくても生活はできる、等々の理由から非労働力化していくので、無職から有職への移動は逆向きの移動に比べると顕著に少ないだろう。これもあたりまえである。

1.2 ポスト退職期の非正規雇用の性質

若年層の非正規雇用に関しては、

- 正規雇用と比べて低賃金で雇用不安定
- 正規雇用への移動率は逆向き（正規から非正規へ）の移動率に比べて顕著に低い（移動の半透過性）
- 女性、低学歴が多い

といった性質が確認されてきたが、このような性質はポスト退職期においても継続しているのだろうか。60 歳以降も正規雇用を継続できたとしても、賃金の低下は避けられないこと

が多いただろうし、65歳以降も正規雇用にとどまれる人はわずかであろうから、正規雇用と非正規雇用の間の格差はポスト退職期（というよりも60歳以降）に縮まると予測される。移動率の非対称性については不明であり、特に積極的に加齢による変化は予測できない。この点はポスト退職期の労働市場の性質を知るうえで重要と思われるので、学歴も統制したうえでイベント・ヒストリー分析で確認する。

また、すでに述べたようにポスト退職期の無職への移動率が従業上の地位によってどう異なるのかも、重要な点であると考えられるので、特にイベント・ヒストリー分析で確認する。

2. データと分析法

データはSSM2015の25歳以上の有効サンプルを用いる。24歳以下を分析から除くのは、この年齢は大学や大学院に就学中の人がいるし、学校から仕事への移行はこの研究の関心事ではないからである。分析は、現職を使ったクロスセクショナルな分析と職歴データを使った疑似パネル分析の両方を行う。以下の絶対移動率と相対移動率の推定では、推定が不安定になりがちな70歳以上のパーソン・イヤーを除外することがある。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。同ファイルを2015年SSM調査研究会にて共有するにあたり、保田氏に感謝の意を表す。

従業上の地位は以下のように分類する。「正規雇用」は常雇、「非正規雇用」は臨時、パート、派遣、嘱託等、「自営」は、自営業主、家族従業者、内職で、農業を含むすべての産業を一括して扱う。「無職」は現職に関しては「仕事を探している無職」と「仕事を探していない無職」を合わせて一つのカテゴリにしている。職歴ではこういった区別をして尋ねていないので、「無職」と答えた者がそのまま「無職」にカテゴリ化されている。

学歴は短大、高専、専門学校をあわせて「短大」と呼び、四年制大学と大学院をあわせて「大学」とし、学歴なしは「中学」に統合している。それゆえ、学歴変数は「中学」「高校」「短大」「大学」の4カテゴリからなる。表1は用いるクロスセクショナルなデータの記述統計である。

表 1 クロスセクショナルなデータの記述統計

性別	現在年齢	学歴	現職従業上の地位
男:3421	Min. :25.00	中学: 994	正規 :2236
女:4047	1st Qu.:42.00	高校:3152	自営 :1143
	Median :55.00	短大:1558	非正規:1536
	Mean :54.36	大学:1764	無職 :2553
	3rd Qu.:67.00		
	Max. :80.00		

2.1 分析法

従業上の地位と性別、学歴の関連が年齢によってどう変わるかは、単純に現職の従業上の地位を従属変数にし、年齢と性別、学歴を独立変数にした多項ロジット・モデルで検討する。年齢と性別、年齢と学歴の交互作用を検討することで、年齢による違いを調べる。

世代内の絶対移動率と相対移動率

年齢によって世代内地位移動率がどのように変化するかについては、職歴データを使って絶対移動率と相対移動率を計算する。本稿における絶対移動率とは、 a 歳時の従業上の地位と $a+1$ 歳時の従業上の地位のクロス表（男女別）の行パーセントを指す ($a = 25, 26, \dots, 69$)。すなわち、 a 歳時の従業上の地位が i で、 $a+1$ 歳時の従業上の地位が j のセル度数を n_{ij} と表記し、 a 歳時の従業上の地位が i の人の総数（周辺度数）を $n_{i\cdot}$ とすると、絶対移動率は

$$\frac{n_{ij}}{n_{i\cdot}}$$

である。これを文脈によっては流出率と呼ぶこともある。また、主対角線上 ($i = j$) の行パーセントは移動したのではなく、滞留した者の比率なので、特に絶対滞留率と呼ぶ。なお、離散時間イベント・ヒストリー・モデルはこの絶対移動率の対数を独立変数の値から予測するモデルであり、絶対移動率の記述とよく似た分析法である。

相対移動率とは、 a 歳時の従業上の地位と $a+1$ 歳時の従業上の地位のクロス表（男女別）に対数線形モデルの飽和モデルをあてはめたときの、交互作用パラメータの推定値のことである ($a = 25, 26, \dots, 69$)。すなわち、このクロス表の i 行、 j 列のセル度数を n_{ij} 、その期待度数を $E(n_{ij})$ 、とすると、

$$\log E(n_{ij}) = \lambda + \lambda_i + \lambda_j + \lambda_{ij}$$

$$\sum_i \lambda_i = \sum_j \lambda_j = \sum_i \lambda_{ij} = \sum_j \lambda_{ij} = 0$$

と飽和モデルは表すことができる。このモデルにおける λ_{ij} （これを階層的対数線形モデルでは交互作用パラメータという）が相対移動率である。ただし、 $i=j$ の場合は同じ従業上の地位に滞留する傾向を示すので、相対滞留率と呼ぶことにする。相対移動率や相対滞留率は世代「間」移動の分析で用いられる指標であって、世代「内」移動の分析では見かけないが、参考のために計算しておく。

絶対移動／滞留率も相対滞留／移動率も信頼区間を計算することはできるが、パラメータは独立に分布していないので、プロットしてもかえってミスリーディングであると判断して、記載を差し控えている。また、絶対移動率や相対移動率の計算は 25～70 歳のあいだに関して計算する。これは 71 歳以上のサンプルが少なく、無職に偏っており、移動も少ないためである。

以上のように、 a 歳時と $a+1$ 歳時の従業上の地位の関係だけを見るというアプローチを本稿はとる。これはマルコフ過程とよく似た仮定にもとづいている。つまり、 $a-1$ 歳時以前の従業上の地位は $a+1$ 歳時の従業上の地位を考えるうえで無視するという仮定である。このような仮定が正しいかどうかは別途詳細に検討する必要があるが、60 歳前後の従業上の相対地位移動率を予備的に分析した際には、マルコフ性の仮定は満たされるという結果が得られている。すなわち、 $a-1$ 歳、 a 歳、 $a+1$ 歳時の従業上の地位の三重クロス表をつくり、階層的対数線形モデルを当てはめると、 $[a-1$ 歳時地位: a 歳時地位] $[a$ 歳時地位: $a+1$ 歳時地位]の関連を仮定した条件付き独立モデルのあてはまりが最もよく、 a 歳時の従業上の地位を統制すると、 $a-1$ 歳時の従業上の地位と $a+1$ 歳時の従業上の地位の関係はほとんど有意にならなかった。

イベント・ヒストリー分析

特に興味のある正規雇用から非正規雇用への移動、非正規雇用から正規雇用への移動、そして有職から無職への移動についてはイベント・ヒストリー分析を行う。離散時間モデルを用い、25 歳～80 歳までのパーソン・イヤー・データを用いる。正規雇用から非正規雇用への移動については、前年に正規雇用であったものがリスクセットに入り、当年に非正規雇用へ移動した場合、イベントが生じたものとみなす。無職や自営への移動はセンサーされたものとみなし、25 歳以降に正規雇用へ移動した人も、リスクセットに入れている。それゆえ、同じ人が複数回正規から非正規への移動を経験する可能性がある。有効サンプルのうち 29 人が 2 回正規雇用から非正規雇用への移動を経験しているが、有効サンプルの 0.6% であるので、マルチレベル・モデルは使わず、普通のロジット・モデルで推定している。ちなみに予備的分析でマルチレベル・モデルを当てはめたが、切片のランダム効果の個人間分散がゼロになってしまうので、普通のロジット・モデルとほぼ同じ推定結果になった。非正規雇用から正規雇用への移動についてもまったく同様に処理している。

有職から無職への移動も同様に分析しているが、この移動を複数回経験しているのは、611人で有効サンプルの9%である。これは必ずしも無視できないので、マルチレベル・モデルのような誤差相関を仮定したモデルでの推定が必要であるが、計算に時間がかかりすぎたり、収束しなかったりしたため、今回は通常のロジット・モデルで推定している。そのため、標準誤差が過少に推定されている可能性があるが、何とか収束したモデル（分析結果の節で述べるモデル1）に関して通常のロジット・モデルとマルチレベル・ロジットモデルの係数とその標準誤差を比較したところ、ほぼすべての係数は3%以内の違いであった。非正規雇用ダミーと性別の交互作用効果だけが4割ほどの変化があったが（前者の係数が-0.076、後者は-0.131）、どちらも有意ではなく無視しうるだろう。標準誤差の大きさは2～16%ほど通常のロジット・モデルのほうが小さく、平均で7%ほど過少に推定していた。

3. クロスセクショナルな分析の結果

現職の従業上の地位の比率を調査時点の年齢別、男女別に計算してプロットした結果が図2である。どの従業上の地位に関しても30～55歳で比率の男女差が大きくなり、それ以下と以上の年齢で男女差が縮まるように見える。この傾向は、自営と無職に関してはわずかなものであるが、正規雇用と非正規雇用に関してはかなりはっきりしている。男が正規雇用、女が非正規雇用といった分業は、ポスト退職期にはほとんどなくなってしまうことがわかるだろう。

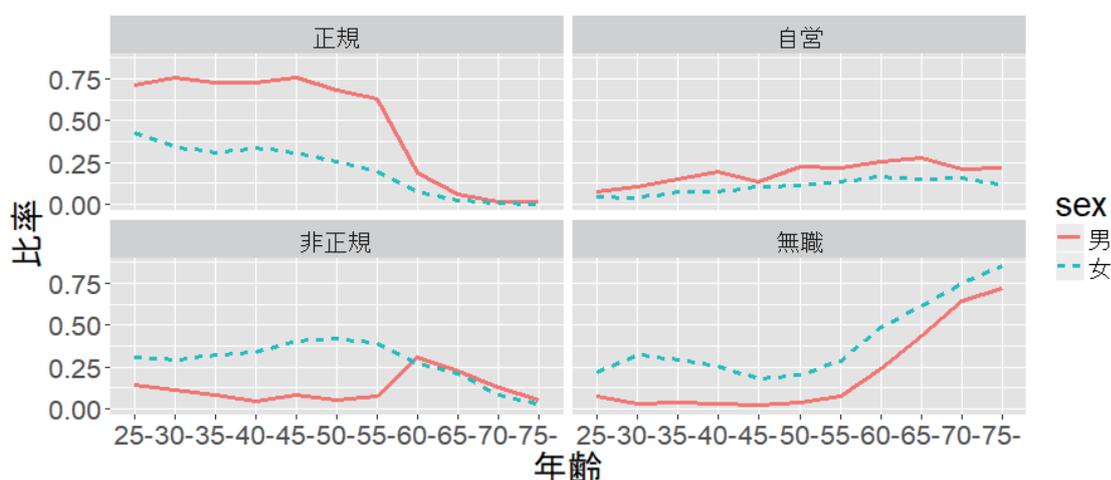


図2 現職従業上の地位の比率（男女、5歳刻み年齢別）

図3は学歴による従業上の地位の差が年齢によってどう変化するか示したものである。サンプル・サイズがじゅうぶんでないため、比率の推定が不安定になってしまっているのがわかる。高学歴者のほうが正規雇用率が高く、非正規雇用率は低い、といった傾向が見えな

くもないが、あまりはっきりとしたものではなく、学歴による比率の差が年齢によって変化しているかどうかは、判然としない。

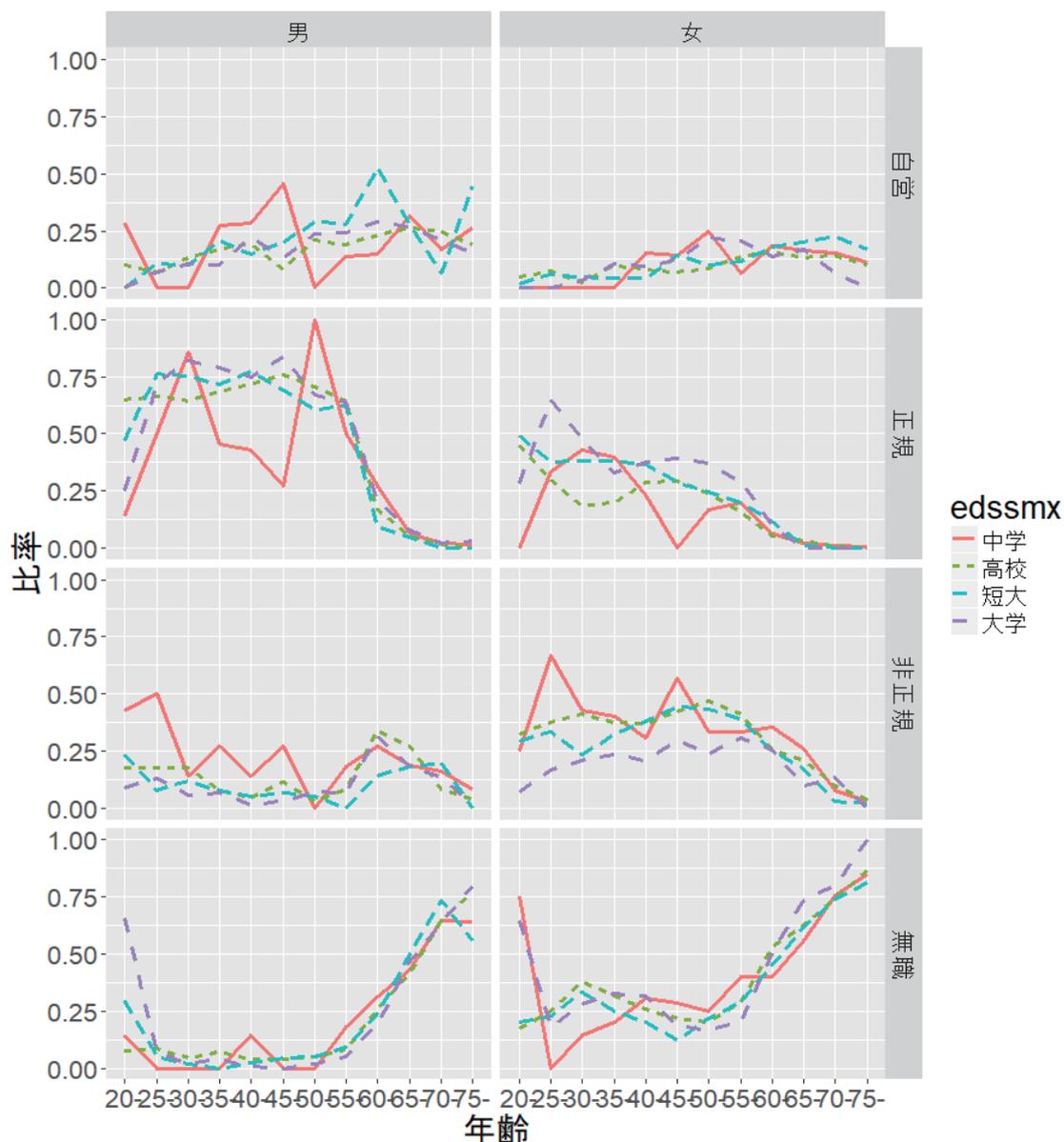


図3 現在年齢（5歳刻み）による現職従業上の地位の違い（学歴・男女別）

次に現職の従業上の地位を従属変数とし（正規雇用が基準カテゴリ）、以下のような多項ロジット・モデルを推定した。

- モデル 1: 年齢（45歳でセンタリングして、係数を見やすくするために10で割った）、年齢二乗、女性ダミー、学歴ダミー（中学が基準カテゴリ）を独立変数としたモデル。

- モデル 2: モデル 1 に「女性ダミーと年齢」、「女性ダミーと年齢二乗」の交互作用効果を追加したモデル。
- モデル 3: モデル 2 に、「学歴ダミーと年齢」、「学歴ダミーと年齢二乗」の交互作用効果を追加したモデル。

これらのモデルの適合度を示したのが表 2 である。これを見ると AIC はモデル 3 が最小であるが、BIC はモデル 2 が最小であり、見方によって最適なモデルが異なるといえる。ただ学歴と年齢の交互作用はそれほど大きなものではなさそうである。ちなみに性別と学歴の交互作用も予備的分析で検討したが、まったく有意ではなかったなので、その結果は割愛した。

表 2 多項ロジット・モデルの適合度

	逸脱度	パラメータ数	AIC	BIC
モデル 1	15881.1	21	15923.1	16068.4
モデル 2	15722.3	27	15776.3	15963.1
モデル 3	15669.0	45	15759.0	16070.3

モデル 1 のパラメータ推定値を示したのが、表 3 である。女性ダミーの係数がすべてプラスの有意な値をとっているので、女性は基準カテゴリである正規雇用になりにくい、という結果である。女性は特に無職と非正規になりやすい。年齢と年齢の二乗がすべて正の有意な値を示しており、自営、非正規、無職には 45 歳よりも少し前（係数から計算すると自営が 33 歳、非正規が 36 歳、無職が 40 歳）がもっともなりにくく、それよりも若いほど、あるいは高齢であるほどなりやすい。逆に言えば、正規雇用はその年齢層に最もなりやすく、それよりも若い人や高齢の人はなりにくい、という結果である。

表 3 現職従業上の地位の多項ロジット分析（正規雇用が基準、モデル 1 の推定結果）

	自営	非正規	無職
切片	-1.57 *** (0.17)	-1.44 *** (0.17)	-2.49 *** (0.17)
女性ダミー	0.71 *** (0.09)	1.86 *** (0.08)	2.12 *** (0.08)
年齢/10-4.5	0.61 *** (0.04)	0.43 *** (0.04)	0.55 *** (0.04)
(年齢/10-4.5) ²	0.34 *** (0.03)	0.26 *** (0.02)	0.56 *** (0.02)
高校（中学が基準）	-0.28 (0.17)	-0.19 (0.17)	-0.07 (0.16)
短大	-0.27 (0.18)	-0.48 ** (0.18)	-0.36 * (0.18)
大学	-0.49 ** (0.17)	-0.89 *** (0.17)	-0.46 ** (0.17)
N	7468	7468	7468

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

モデル 2 の性別と年齢の交互作用の詳細は図 3 から明らかであるので結果の検討は省略し、モデル 3 から予測される学歴による従業上の地位の違いを見てみよう（図 4）。年齢の二次曲線で予測しているため、年齢の最小値と最大値のあたりで近似が不正確になっている可能性がある（二次曲線への近似が十分でない場合、そういうことが起こりうる）。それゆえ、75 歳以上に関しては予測値を示していない（モデルの推定には 25～80 歳すべての有効サンプルを使っている）。

この図を見ると無職の比率は学歴による差があまりないことがわかる。ただし、25～35 歳の女性の無職率は中学でやや低い傾向がある。いっぽうで正規雇用と非正規雇用の比率は壮年期においては学歴の差がある程度ある（高学歴者ほど正規雇用になりやすく、非正規雇用になりにくい）ものの、それはポスト退職期に縮小することがわかる。興味深いのは自営で、男女とも若いころは低学歴者のほうが自営の比率が高い傾向があるが、50～65 歳ごろにはそれが逆転し、むしろ高学歴者に自営の比率が高い。経営者・役員も企業規模にかかわらず自営に含めているので、高齢・高学歴の経営者の存在によって、このような結果になっているのかもしれない。

以上のクロスセクショナルな分析からは、性別による正規雇用率や非正規雇用率の差は、壮年期に比べてポスト退職期で小さく、ほとんど存在しないことがわかる。学歴による正規雇用率や非正規雇用率の差も同様に壮年期に比べてポスト退職期で小さい傾向が見られるが、それほど大きな違いではない。

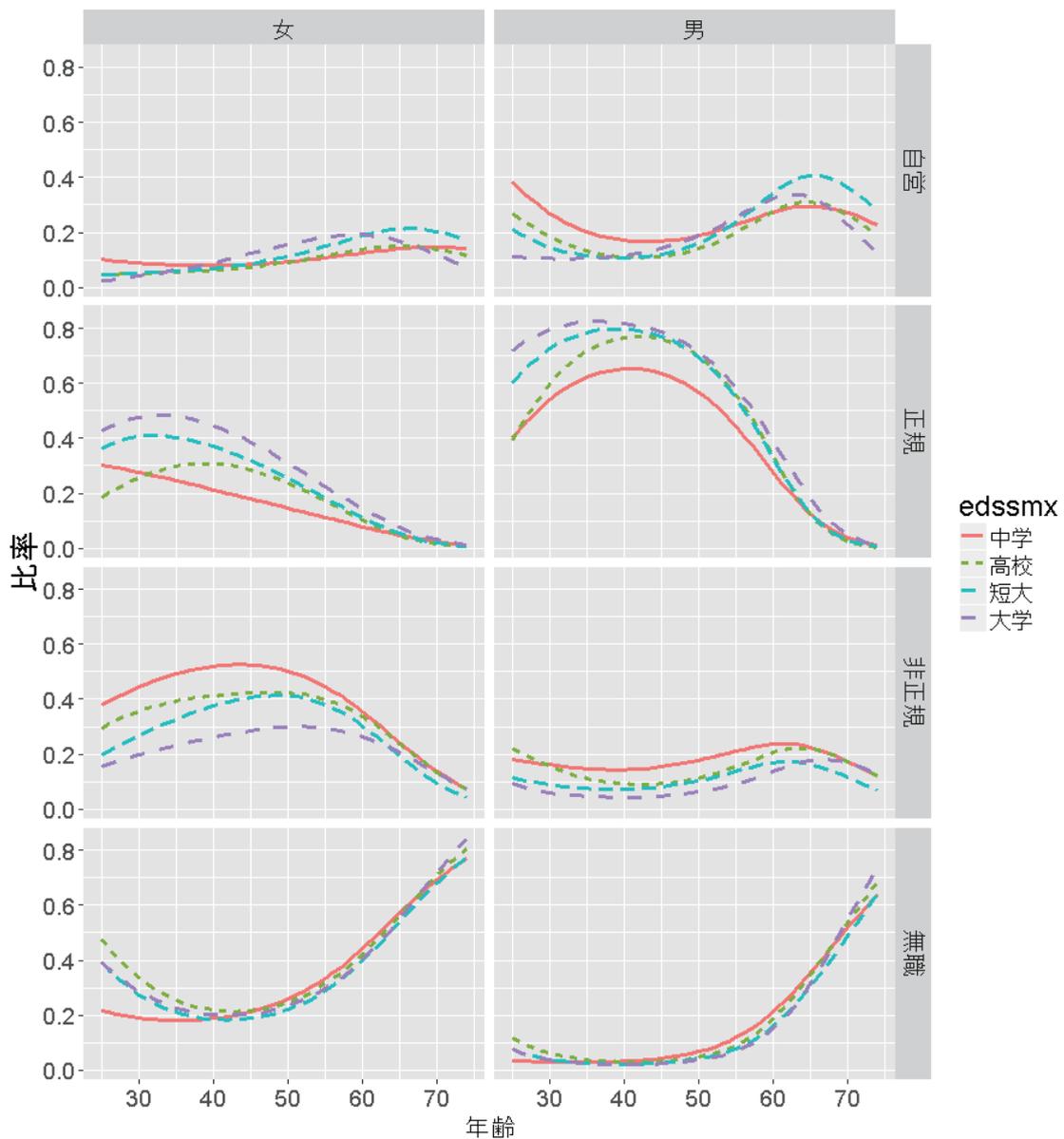


図4 モデル3から予測される現職従業上の地位の比率

4. 職歴の分析結果

4.1 絶対地位移動率

次に職歴データを使って、年齢によって従業上の地位間の世代内絶対移動率がどのように変化するのを見てみよう。図5は、まず、各従業上の地位の絶対滞留率の年齢による違いを、男女別に示したものである。まず、移動率が大きく波動しているのがわかるが、これは疑似パネル・データを使っていることに起因していると思われる。すなわち、ある年に移

動すると、翌年にすぐまた移動するということはまれであるので、たまたまある年齢で移動率が高いと翌年は低くなる、という傾向が生じるのであろう。また、回顧データであるので、節目にあたる5の倍数の年齢（35歳、40歳、等々）で明らかに絶対滞留率が下がる（つまり移動率が上がる）傾向が生じている。

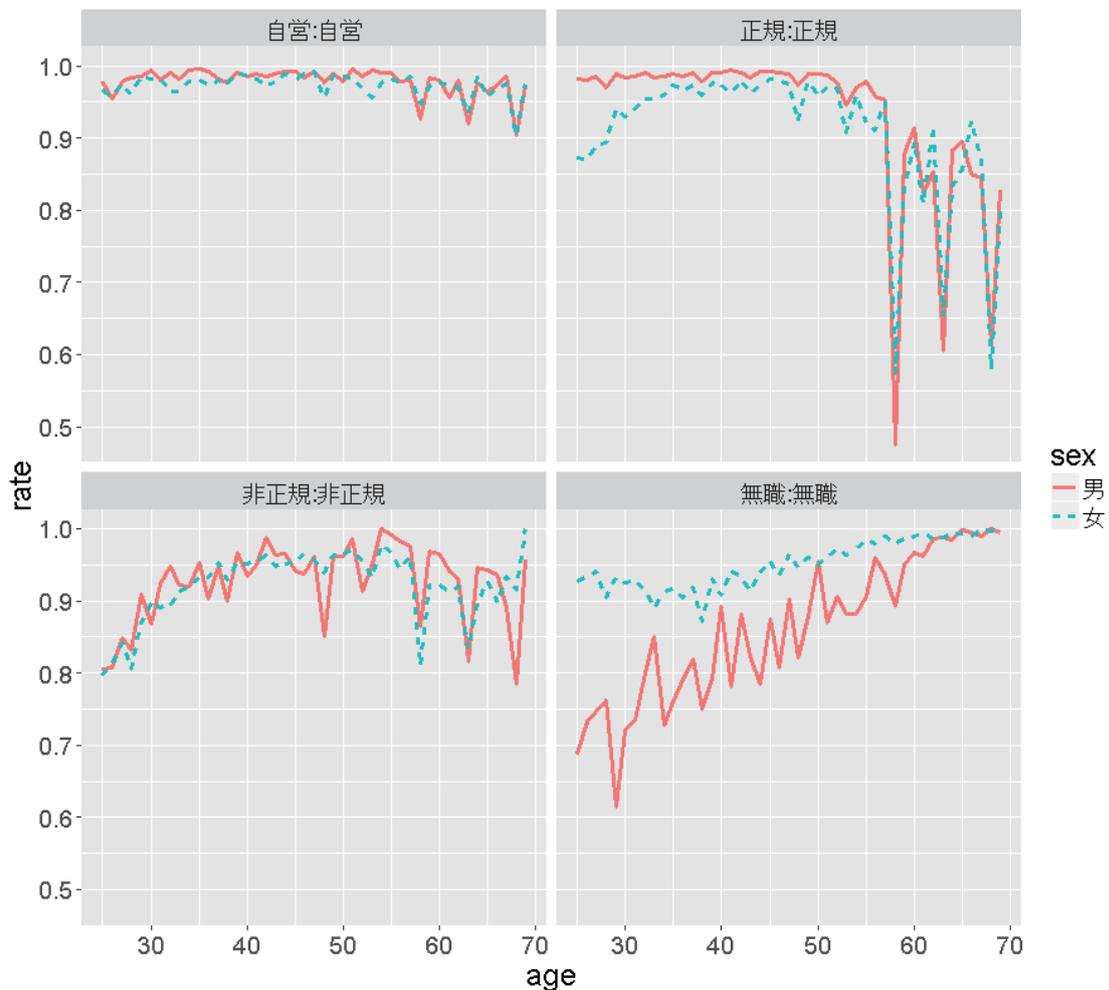


図5 年齢による絶対滞留率の推移（男女別、従業上の地位別）

自営の滞留率は95～100%でほぼ安定しており、60歳以降95%を下回ることが何度かあるが、それでも90%以上で、先行研究通りの安定性である。

正規雇用の絶対滞留率は、60歳ごろまではほぼ100%であり、50歳ごろから徐々に減少し、その後、60歳、65歳、70歳になるときに大きく減少している。これは記憶違いのバイアスとは考えにくいので（回答者は最大でも80歳なのでそれほど昔の話を答えているので

はない)、制度的に(つまり雇い主によって)この年齢で雇用が打ち切られているのか、区切りの良い年齢で自発的に移動しているのであると思われる。女性の正規雇用への滞留率は、ほぼ男性と同じような傾向を示す。20歳時には女性のほうがずっと滞留率が低い(約85%)ものの、年齢が上になるほど滞留率は上がり、30台には男性と2,3ポイントの差にまで迫り、その後は男性とほぼ同じである。

非正規雇用の絶対滞留率は男女差がほとんどない。年齢に関しては20歳時には80%ほどの滞留率であるが、その後上昇し、40歳には95%に到達している。60歳以降は滞留率が減少していき、正規雇用と同様に60歳、65歳、70歳時に大きく下がっている。

無職の滞留率は年齢とともに上昇している。男性のほうが滞留率が低いが、20歳時には25ポイントあった男女差は(女性は90%、男性は65%の滞留率)、年齢とともに減少し、60歳をこえるころにはほぼなくなっている。

次に絶対移動率を示したのが図6である。非常に小さな移動率の変化に意味がある場合もあるので、縦軸は対数目盛にしてある。自営からは正規雇用に対しても非正規雇用に対しても0.1~1%の確率で同程度に流出しており(1行目の1,2列目のパネル)、正規には男性、非正規には女性のほうが流出する傾向が見られる。正規雇用へも非正規雇用へも50歳以上あたりからやや絶対移動率の減少がみられる。

正規雇用から自営、正規雇用から非正規雇用への絶対移動率(2行目の1,2列目のパネル)をみると、やはり男性は自営への移動率が女性よりも高く、非正規雇用への移動率が女性よりも低い。自営への移動率は1%前後で年齢による違いがほとんどわからないのに対して、非正規雇用への絶対移動率は、男性は50歳ごろ、女性は60歳あたりから上昇しており、60歳時と65歳時には一時的に10%をこえている。このようにポスト退職期に非正規雇用への移動が増える傾向が見られる。

非正規雇用から自営、非正規雇用から正規雇用への移動率を見ると(3行目の1,2列目のパネル)、女性よりは男性のほうが高く、年齢が上であるほど絶対移動率は低くなっている。ただ、50歳ぐらいまでは正規雇用への移動率のほうが高く、20代前半の男性ならば10%をこえている。

無職からの、そして無職への移動を見ると(4行目と3列目のパネル)、どの従業上の地位に対しても、無職からの移動は年齢が上になるほど低い傾向にあり、無職への移動は男性の場合は50歳ごろから上昇し、女性の場合は45歳ごろに底打ちするようなU字型のカーブになっていることがわかる。

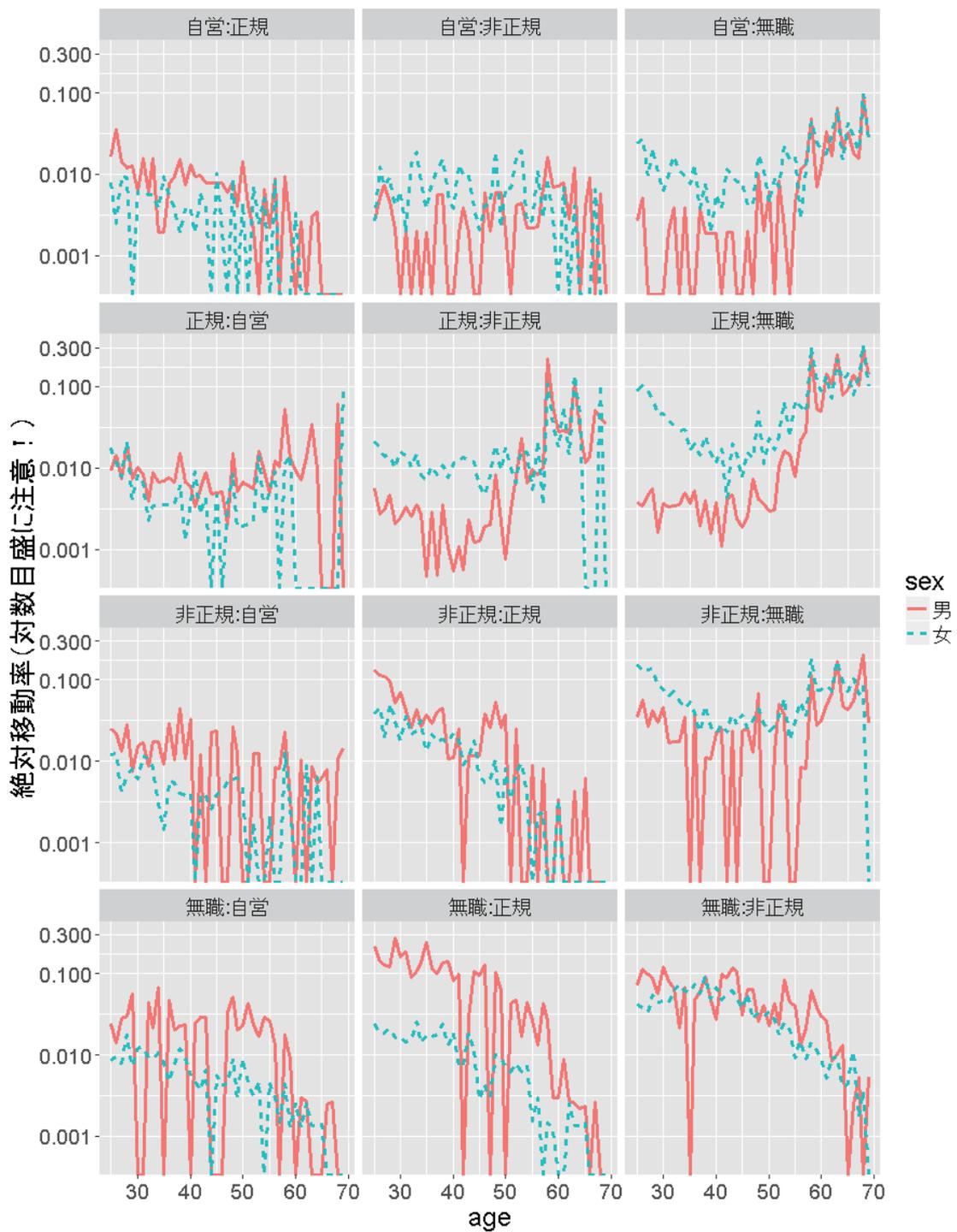


図6 年齢による絶対移動率の推移（男女別、移動元・移動先別）

4.2 相対地位移動率

次に相対滞留率を示したのが図7である。自営の相対滞留率は男女とも40代ないしは50代あたりから上昇する傾向がある。これは自営の絶対滞留率は年齢によって変わらないが、自営への流入は年齢とともに減る傾向がある（図6の1列目2～4行目のパネルを参照）からである。正規雇用の相対滞留率も性別にかかわらず年齢とともに上昇している。これは、正規雇用の絶対滞留率は50歳以降減少していたものの、正規雇用への流入がそれ以上に減少していることによる。非正規雇用の相対滞留率を見ると、男性の場合年齢による違いはあまり見られないが、女性の場合は上昇傾向である。これも女性の非正規への滞留率が50歳以降若干低下しているものの、流入がそれ以上に低下しているということであろう。無職に関しては若干男性のほうが相対滞留率が高く、60～65歳あたりで男女とも滞留率が下がる。

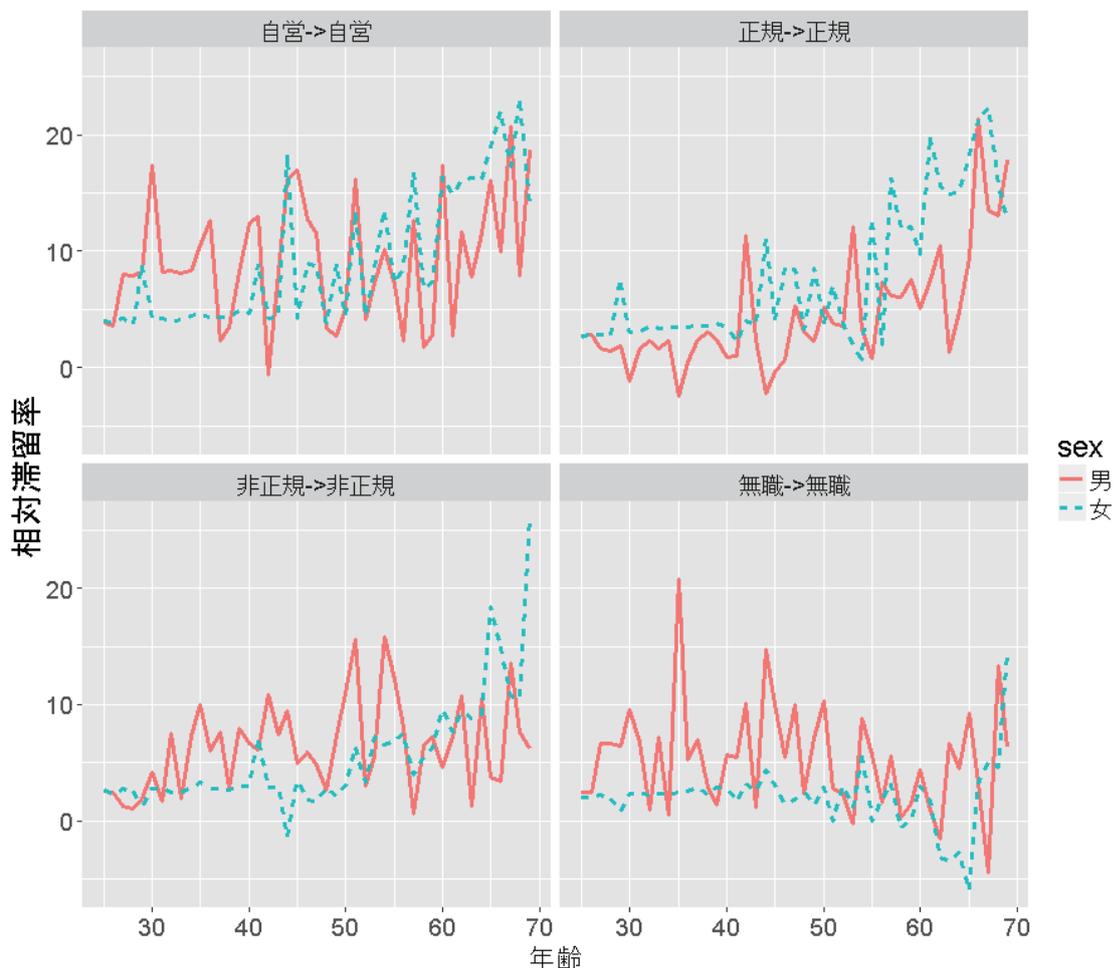


図7 相対滞留率（年齢、男女、従業上の地位別）

相対移動率を示したのが図 8 である。著しく大きな波動が生じているが、これは周辺度数の偏りから推定が不安定になっているせいであろう。特に自営と男性の無職が移動元か移動先の場合に、波動が大きくなっている。相対移動率はゼロより小さければ移動元と移動先が独立の場合よりも移動率が低い、と解釈できる。まず、自営から正規雇用への移動を見ると（一番左上のパネル）、男性の場合は自営から正規雇用への相対移動率がゼロを超えることが頻繁にあるのに対して、女性の場合はゼロを上回ることはほとんどない。波動が大きいですが、加齢に伴って自営から正規雇用への移動率は減少する傾向が見られる。いっぽう自営から非正規雇用や無職への移動（1 行目の 2, 3 列目）は男女ともゼロを超えることはあまりなく、年齢による違いもあまり見られない。ただし、無職への移動率は 60 歳以上で若干増加しているし、非正規や無職への移動率は女性のほうが男性よりもやや高い。

正規雇用から自営への相対移動率（2 行目の 1 列目）はゼロよりは低いことが多く、明確な男女差は見られない。60 歳以上で移動率が下がっている。正規雇用から非正規雇用への相対移動率（2 行目の 2 列目）は男女とも 60 歳まではゆるやかに減少するが、60 歳以上で増加する。男女差ははっきりしない。正規雇用から無職への相対移動率（2 行目の 3 列目）もゼロからマイナス 5 のあいだで波動しているが、男性で 5 以上をとることが何度かある。これはすでに述べたとおり、55 歳以下の男性は無職がほとんどいないせいであろう。これを鑑みると、年齢による変化はあまりないようである。

非正規雇用から自営への移動（3 行目の 1 列目）はめったに起こらず、特に 40 歳以上でそのような傾向が強まるように見えるが、波動が大きすぎてはっきりしない。非正規雇用から正規雇用への移動（3 行目の 2 列目）は 60 歳以降で減少している。非正規雇用から無職への移動（3 行目 3 列目）は、男性の場合数が少なすぎてあまり傾向がわからない。女性に関しては 50 歳以上でゼロを超えており、この頃に特に移動率が高い。無職からの移動はすでに述べたとおり、イベントが少なすぎてはっきりした傾向は読めない。

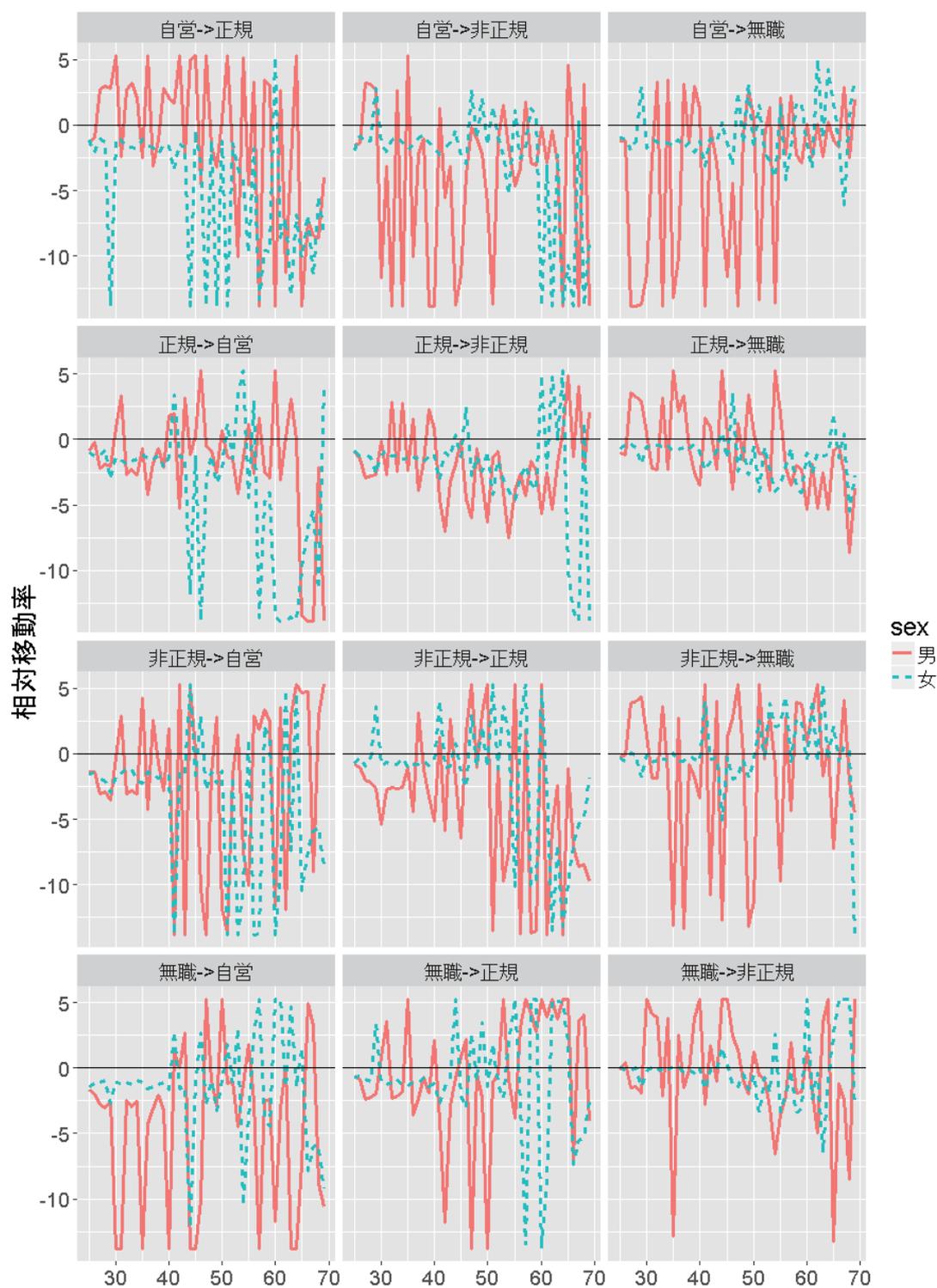


図 8 相対移動率

周辺度数が偏っているために極端に大きな値（95 パーセンタイル = 5.3 以上）や小さな値（5 パーセンタイル = -13.9 未満）が出ている場合は図中に示しきれないので、図中ではそれぞれ 5 パーセンタイル、95 パーセンタイルの値で示してある。

4.3 正規雇用から非正規雇用への移動のイベント・ヒストリー分析

正規雇用から非正規雇用への移動に関しては、以下のようなモデルを推定した。

- モデル 1: 女性ダミー、年齢（45歳でセンタリングして10で割った値）、年齢二乗、年齢三乗、60歳時ダミー、65歳時ダミー、学歴ダミー、暦年（1995年でセンタリングして10で割った値）を独立変数としたモデル。
- モデル 2: モデル 1に「暦年と女性ダミー」の交互作用を加えたモデル、
- モデル 3: モデル 2に「女性ダミーと年齢」、「女性ダミーと年齢二乗」、「女性ダミーと年齢三乗」、「女性ダミーと60歳時ダミー」、「女性ダミーと65歳時ダミー」の交互作用を加えたモデル。
- モデル 4: モデル 3に「暦年と年齢」、「暦年と年齢二乗」、「暦年と年齢三乗」を加えたモデル。

これらの適合度を示したのが表 4 である。これを見ると、AIC も BIC も最小なのは、モデル 3 である。モデル 3 の係数を見るのは煩雑なので、モデルから予測される絶対移動率を図 9 でプロットし、比較の見やすいモデル 2 のパラメータ推定値を表 5 に示した。

表 5 から見ていこう。高校と短大のダミー以外はすべて有意である。女性ダミーは 1.07 なので、男性よりも $\exp(1.07) = 2.9$ 倍、非正規雇用へ移動しやすいという推定結果である。ただし、これは 1995 年の男女差であって、暦年と女性ダミーの交互作用が -0.46 であるから 2015 年にはその差は $\exp(1.07 - 0.46 \times 2) = 1.2$ 倍まで下がっているという計算である。ただし、2015 年以前に関しては、ポスト退職期の職歴データが十分でないため、時代による変化の推定は歪んでいる可能性もある。年齢の係数を読むのは難渋であるが、三乗項がマイナスで二乗項がプラスであるから、年齢とともに正規雇用から非正規雇用への絶対移動率は、まず下がり、その後上がってまた下がる、という曲線を描く（詳しくは図 9 の一番右のパネルを参照）。また、大学ダミーが -0.38 であるから、中学の $\exp(-0.38) = 0.7$ 倍の移動率である。

表 4 正規から非正規雇用への移動を予測するイベント・ヒストリー・モデルの適合度

	逸脱度	パラメータ数	AIC	BIC
モデル 1	8099.4	11	8121.4	8224.9
モデル 2	8054.3	12	8078.3	8191.2
モデル 3	7946.8	17	7980.8	8140.8
モデル 4	7943.6	20	7983.6	8171.8

表5 モデル2 のパラメータ推定値

切片	-5.89 *** (0.12)
女性ダミー	1.07 *** (0.09)
年齢/10-4.5	0.36 *** (0.07)
(年齢/10-4.5)^2	0.39 *** (0.03)
(年齢/10-4.5)^3	-0.08 *** (0.02)
60歳時ダミー	3.05 *** (0.11)
65歳時ダミー	1.76 *** (0.23)
高校 (中学が基準)	-0.09 (0.11)
短大	-0.09 (0.13)
大学	-0.38 ** (0.12)
(暦年-1995)/10	0.62 *** (0.06)
女 X (暦年-1995)/10	-0.46 *** (0.07)
N	90131

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

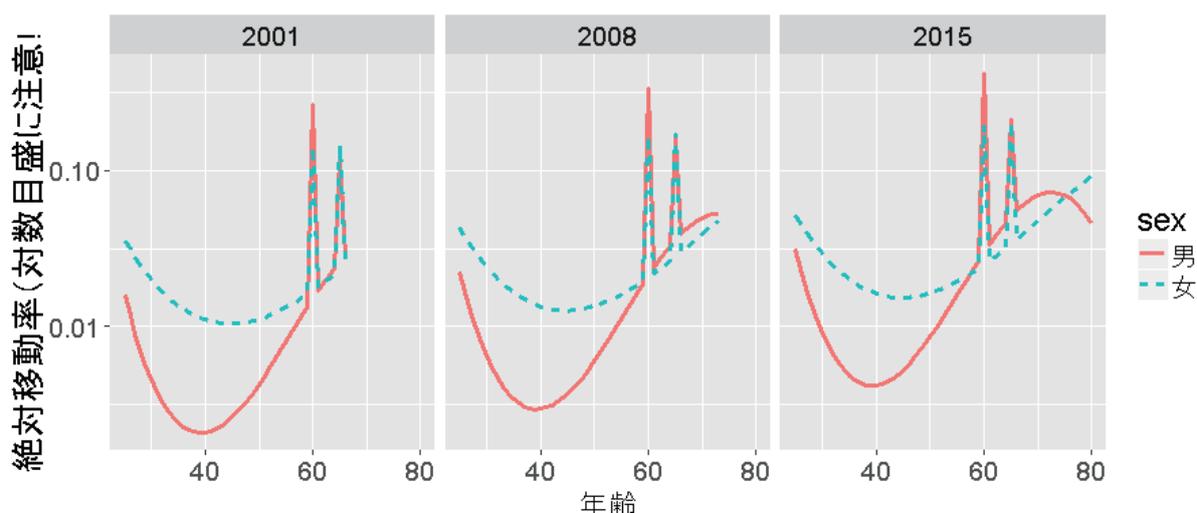


図9 モデル4から予測される正規雇用から非正規雇用への絶対移動率
学歴が高校の場合の予測値

図9は、2001年と2008年、2015年の年齢による移動率の変化の予測値（モデル3）である。年齢と調査年の交互作用効果は有意にならなかったため、カーブの形状は3つのパネルですべて等しくなっている。ただし、調査年と性別の交互作用効果があり、男女差が縮小しているのがわかる。年齢による移動率の変化は図6の2行2列目のパネルの推移とほぼ同じであり、単に折れ線をスムーズにして見やすくしたようなものである。

4.4 非正規雇用から正規雇用への移動のイベント・ヒストリー分析

表6は、非正規雇用から正規雇用への移動のイベント・ヒストリー分析の結果である。予備的分析で交互作用効果はすべての組み合わせで検討したが、すべて有意にならなかった。表6を見ると、女性のほうが、そして年齢が上になるほど移動率は低い。年齢の二乗項は有意ではないので、図6の3行2列目のパネルと同じように線形の変化である。高学歴者のほうが正規雇用へ移動しやすく、暦年による有意な変化は見られない。

4.5 有職から無職への移動のイベント・ヒストリー分析

最後に有職から無職への移動のイベント・ヒストリー分析を行い、以下のモデルを推定した。

- モデル1: これまでの分析と同じように処理した年齢関連変数群（年齢、年齢二乗、年齢三乗、60歳時ダミー、65歳時ダミー）、暦年、性別、学歴ダミー、前年の従業上の地位（正規雇用が基準カテゴリ）、性別と暦年、性別と前年の従業上の地位の交互作用

効果を独立変数としたモデル。

- モデル 2: モデル 1 に性別と年齢関連変数群の交互作用効果を追加したモデル。
- モデル 3: モデル 2 に従業上の地位と年齢関連変数群の交互作用効果を追加したモデル。
- モデル 4: モデル 3 に暦年と年齢関連変数群の交互作用効果を追加したモデル。

表 6 非正規雇用から正規雇用への移動のイベント・ヒストリー分析

切片	-4.03 *** (0.15)
女性ダミー	-0.74 *** (0.10)
年齢/10-4.5	-0.94 *** (0.07)
(年齢/10-4.5)^2	-0.06 (0.05)
高校 (中学が基準)	0.14 (0.15)
短大	0.55 *** (0.16)
大学	0.84 *** (0.17)
(暦年-1995)/10	-0.04 (0.04)
N	27677

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

これらのモデルの適合度を示したのが表 7 である。AIC も BIC もモデル 4 が最小である。なお、その他の独立変数のあいだの交互作用効果も予備的な分析ですべて検討したが、どれも有意ではなかったため、結果は割愛している。モデル 4 は複雑すぎるため、パラメータ推定値は示さず、モデルから予測される有職から無職への絶対移動率を、図 10 に示した。また、個々の変数の主効果を理解するために、モデル 1 のパラメータ推定値を表 8 に示した。

まず、表 8 から見ると、女性のほうが無職へ移動しやすいが、女性ダミーと暦年の交互作用効果は有意で、正規雇用の場合 1995 年には $\exp(1.75) = 5.8$ 倍も女性のほうが無職になりやすかったが、2015 年には $\exp(1.75 - 0.65 * 2) = 1.6$ 倍まで差が狭まっている。年齢の効果は、三乗項がマイナス、二乗項がプラスなので、年齢とともに無職への移動率はまず下がり、その後上がって、再び下がるという関係であるが、詳しくは図 10 を参照されたい。学歴の効果を見ると、中学校に比べると高校、短大、大学は無職になりやすいが、1.2 倍程度の差であり、あまり大きくはない。正規雇用に比べると、自営は無職に移動しにくく、非正規雇用は無職になりやすい。こういった自営の傾向は特に女性で顕著である。

表7 無職への移動を予測するイベント・ヒストリー・モデルの適合度

	逸脱度	パラメータ数	AIC	BIC
モデル1	32173.8	16	32205.8	32365.7
モデル2	31756.2	21	31798.2	32008.1
モデル3	31497.8	31	31559.8	31869.6
モデル4	31395.6	36	31467.6	31827.4

表8 無職への移動のイベント・ヒストリー分析（モデル1）のパラメータ推定値

切片	-5.69 *** (0.07)
女性ダミー	1.75 *** (0.06)
年齢/10-4.5	0.26 *** (0.03)
(年齢/10-4.5)^2	0.45 *** (0.01)
(年齢/10-4.5)^3	-0.08 *** (0.01)
60歳時ダミー	1.98 *** (0.07)
65歳時ダミー	1.20 *** (0.09)
高校（中学が基準）	0.19 *** (0.05)
短大	0.25 *** (0.06)
大学	0.17 ** (0.06)
自営（正規が基準）	-0.88 *** (0.09)
非正規	0.32 *** (0.08)
(暦年-1995)/10	0.52 *** (0.03)
女 X 自営	-0.53 *** (0.11)
女 X 非正規	-0.08 (0.09)
女 X (暦年-1995)/10	-0.65 *** (0.04)
N	161822

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

次に図 10 を見てみよう。これはモデル 4 から予測される無職への移動率を示したものである。年齢の効果は U 字型であり、三次曲線というよりも二次曲線に近い。実は年齢の三乗はモデル 1 とモデル 2 では 0.1%水準で有意だが、モデル 3 とモデル 4 では有意ではない。これは主に、モデル 3 で従業上の地位と年齢の交互作用効果を投入したことで、三乗項の係数が 0.11 から 0.00 まで小さくなってしまったことによる。

このような年齢による移動率のカーブは、従業上の地位、性別、年齢によって異なっている。従業上の地位による違いを見ると、自営がもっとも無職になりやすく、非正規雇用がもっともなりやすいのはすでに確認済みであるが、そのような違いは 35~50 歳ごろに最大になり、その後縮小する。正規雇用と非正規雇用の移動率はポスト退職期には逆転し、むしろ正規雇用のほうが無職になりやすくなっている。性別による無職移動率カーブの違いを見ると、男性よりも女性のほうが無職になりやすいという傾向はあるが、それは 50 歳以降には縮小し、60 歳ごろにはほとんど差がない。最後に暦年によるカーブの形の変化を見ると、まず、60 歳時と 65 歳時に生じる退職のピークが、最近になるほど低くなっているのがわかる。つまり、ポスト退職期の無職への移動率は下がる傾向が見られる。また、40 歳前後のころの男性の無職への移動率が、少しずつ上がっているが、女性に関してはそのような変化は見られない。

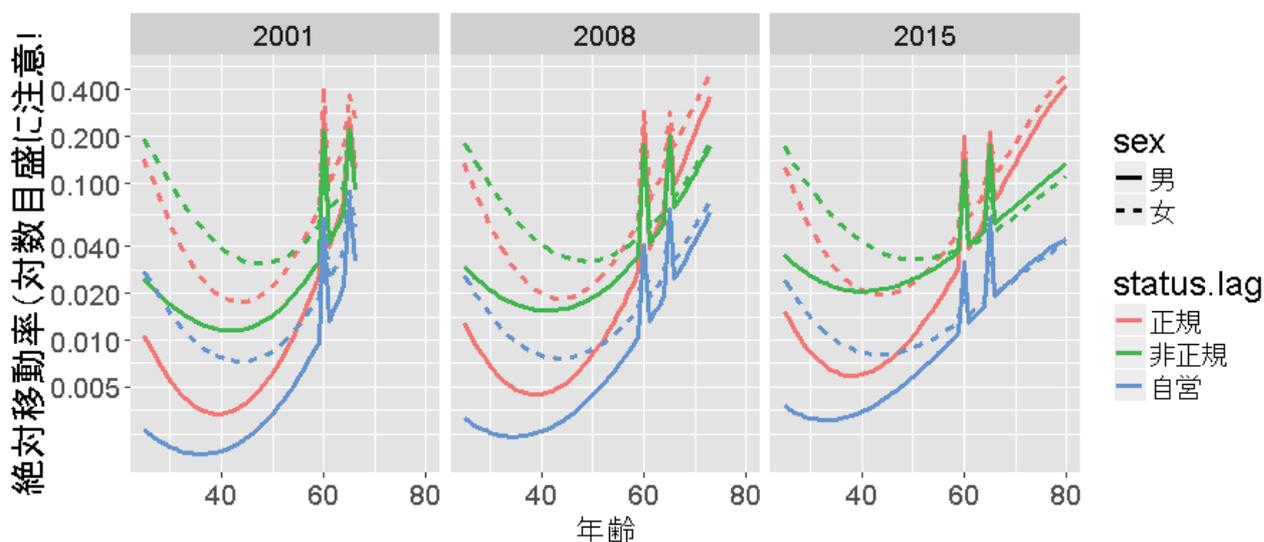


図 10 モデル 4 から予測される無職への絶対移動率
学歴が高校の場合の予測値

5. まとめと議論

自営の閉鎖性は、絶対移動率で見ると、年齢による違いはほとんど見られず、相対移動率で見ると、60 歳以上でやや上がる傾向がみられた。これは絶対移動／滞留率が自営から

の流出率だけを見るものであるのに対して、相対移動／滞留率は自営への流入からも影響を受けるからであろう。つまり、自営からの流出率は年齢によってほとんど変化しないが、流入率は60歳以上で下がっていくということである。

無職から他の従業上の地位への絶対移動率は年齢とともに下がり、男性のほうが高かった。ただこのような男女差は高齢になるほど縮小し、ポスト退職期にはほとんどなくなった。他の従業上の地位から無職への絶対移動率は、女性のほうが高く、年齢とともに上がる傾向があったが、やはり男女差は高齢になるほど縮小し、ポスト退職期にはほとんどなくなった。

正規雇用から非正規雇用への移動は男女とも25歳から40歳ぐらいにかけて減少し、その後70歳ぐらいまで増加して頭打ちになるような曲線を描いている。男性よりも女性のほうが非正規雇用への移動率は高いが、その差はポスト退職期あたりにはほとんどなくなってしまった。非正規雇用から正規雇用への移動率は女性のほうが高く、年齢とともに減少していた。男女差の縮小は有意にならなかった。

これらの結果から、ポスト退職期の労働市場の特徴について何が言えるだろうか。第一に正規雇用から非正規雇用への移動や、有職から無職への移動は、確かに60歳や65歳で一時的に増加するが、男女とも60歳より前から徐々に増加しており、必ずしも明確な断絶があるとは言い切れないということである。逆に非正規雇用から正規雇用への移動も年齢とともに単調に減少しており、ポスト退職期の前後で明確な断絶があるようには見えない。

第二に、正規雇用と非正規雇用の間の移動の半透過性は、ポスト退職期に強まるといえる。正規雇用から非正規雇用への流出率が高まり、逆の移動率は減少するからである。そういった意味では両者の非対称性はポスト退職期に顕著になる。しかし、正規雇用は男性、非正規雇用は女性といった性別分離は、ポスト退職期にはほとんど消滅してしまう。つまりこの年齢で正規雇用として「生存」していれば、女性のほうが無職や非正規雇用に移動しやすいといった差異は存在しないということである。

第三に、学歴と年齢の交互作用効果はクロスセクショナルな分析ではわずかに見られたが、イベント・ヒストリー分析では確認できなかった。クロスセクショナルには、高学歴者のほうが正規雇用になりやすい、という傾向はポスト退職期にはほぼ消滅する。これはもしかしたら、高学歴者のほうが少しだけ無職に移動しやすい、という傾向によって生じているのかもしれないが、高学歴者のほうが非正規雇用には移動しにくく、非正規雇用からは正規雇用に移動しやすいわけで、イベント・ヒストリー分析の結果からはうまく説明がつかない。単純にサンプル・サイズが十分でないためにイベント・ヒストリー分析で学歴と年齢の交互作用効果が検出できないのかもしれないが、無職や自営から正規雇用への移動率も含めて、この点については検討する必要がある。

Nonstandard Employments and Labor Markets in Post-Retirement Stage

Hiroshi Tarohmaru
Kyoto University

Abstract

This paper examines differences of intra-generational mobility rates across ages. We focus on the life stage after retirement, age after 54. The results show that the differences of mobility rates between sexes hit their peak around 40 years old, decreased after that, and disappeared after 60 years old. This lead to the shrinkage of the gender segregation at the post-retirement stage that men are standard employees and women are nonstandard employees. The low mobility rates of self-employed does not chage across ages. Although the mobility rates to unemployed are higher among nonstandard employees than among standard employees during the middle age, it is reversed at the post-retirement stage.

Keywords: intra-generational mobility, gender segregation, primary/secondary labor markets