

職業移動の性差に関する研究

—機会格差の特徴と趨勢の推定*¹—

白川 俊之

(東京大学)

【論文要旨】

本論文では、世代間移動の機会格差について、性別による相違に注目しながら、検討を行っている。基本的な検討課題は、第1に職業移動の構造に見られる性差の源泉をできる限り具体的に特定すること、そして第2に職業階層の世代間閉鎖性が男性、女性のそれぞれにおいて長期的にいかなる変容を遂げたかを突き止めることである。既存研究の多くは、男性に比して女性は階層の開放性が高いとしているが、その理由を考察し、父職と母職の両方の影響を考慮に入れ、職業移動において性差が出現しやすい側面を明確化することが、1つ目の課題における争点となる。他方、格差の趨勢に関しては、産業社会の進展とともに世代間の流動性が高まるとする従来の有力仮説と異なり、女性の場合は階層再生産の強化も含めた多様な変化を予測できることが、既存研究の議論からは示唆される。

性別、父職、母職、現職を顕在変数にもつ4元表に対し、対数乗法連関モデルを当てはめると、父職に加え母職の情報も用いた方が、データの構造をより適切に再現する期待セル度数が得られる。父親と本人の間の非移動は、男性の方が女性よりも大きく、階層再生産の度合いが強いことが分かる。しかし、母職 - 現職の非移動については、特徴的な性差が見られず、また階層間の移動が行われる際の機会格差は、男性よりもむしろ女性でやや大きいことが明らかとなる。多項ロジスティック回帰モデルを用いて、職業移動の時代的变化を調べると、女性については初職就職年にとまなう母職の影響の後退と、父職の影響の増幅など、複雑な変化が検出される。それとは対照的に、男性の場合、多くのモデルは格差の無変化を支持し、職業移動の構造的安定性が最新のSSM調査の結果を加えた分析でも確認される。これらの分析結果は、父母双方の情報を用いることにより、職業移動の性差に関して、従来の知見とは異なる特徴を導きだせること、階層再生産の長期的な変化は男女による違いが大きく、社会移動の構造にどのような性差が見られるかを論じる際に、時間的变化の影響に十分注意する必要があることを示している。

キーワード：世代間移動、ジェンダー、父母階層、趨勢分析

1. 研究目的

日本社会において、女性の就業化が進行していることは周知の事実といえるだろう。その動きは非農林業において顕著に見られ、総務省の『労働力調査』によれば農林業を除く女性の就業者数は1960年代後半から近年にかけて、1200万人以上増加している(図1)。非農林業の就業者に占める女性比率も1991年には40%を超え、今なお上昇を続けている。社会の開放性を問うことは階層研究では最も基本的な課題の1つだが、職業的地位に注目すれば、そ

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

の相当な部分を今では女性が占めている。このような現況において、就業者の間で生じている機会の不平等を展望するには、女性を社会移動の過程に位置付けた分析を行うことが、当然必要とされる。

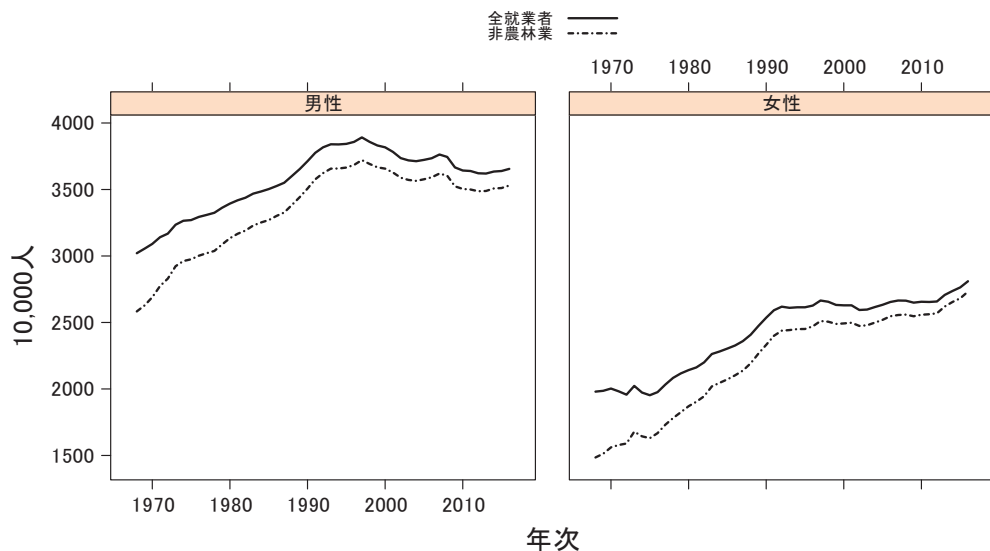


図 1 就業者数の時系列変化

女性を社会移動の文脈で取り上げた初期の研究に、安田(1971)を挙げることができる。安田は結婚に伴う出身階層から夫の階層への地位の変化を女性にとっての社会移動と見なし、男性の世代間移動と比較して、流動性が高いことを報告している。他方、今田(1990)は男女の地位達成過程を比較し、女性の初職と現職に対する出身階層要因の影響は、男性と比べて弱いことを指摘している。安田と今田では女性における社会移動の捉え方は非常に異なっているが、男性よりも女性の方が出身背景の拘束が弱いという認識は、両者に共通する。男性と比べた場合、女性では階層再生産が生じにくく、移動機会が開放的であることは、最近の実証研究でも強調されている(三輪 2015)。

社会移動に関する研究では、機会構造のレベルやパターンを記述するとともに、それらの時間的な変動を検証することが重要な争点とされてきた。これに関して、男性の場合は、社会的地位の流動性は、時間的に安定しており、趨勢的な変動は認められないと報告されることが一般的となっている(原・盛山 1999; 石田 2008; 石田・三輪 2009, 2011)。一方、女性については研究の蓄積が少なく、男性の結果ほど一貫した傾向は示されていない。今田(1990)によれば、母職と本人職との間の移動機会の格差は、出身コーホート間で有意に変化していない。父親と本人の職業を用いて、調査時点間の比較を行った橋本(1997)も、流動性の変化を否定する結論を示している。しかし、鹿又(2008b)は女性の社会移動の変化に関して、安定的持続、増大および減少、そして増減の曲線の変化など、階層によって異なる趨勢が描かれ

ることを指摘している。

本稿は、以上の議論と関連する次の2点について、改めて検討を加えることを目的とする。基本的な課題は、第1に社会移動の特徴に見られる性差の源泉を明確化すること、第2に社会階層の閉鎖性が長期的に変動する過程を、男女間で比較することである。1つ目の争点については、すでに多くの先行研究が、社会移動の機会には明瞭な性差が存在することを報告している。しかしながら、移動機会における不平等はいくつかの異なる観点から定式化することができ、不平等のさまざまな要素を区別した際、どのような側面に関して顕著な性差が認められるかについて、検討されるべき余地が小さくない。2つ目の争点を課題として挙げたことについて付言すれば、SSM調査の個票に女性が加えられた時期は男性よりも30年遅く、長期的な変化を検討するうえで不可欠なデータが、十分に整備されていなかった。そのため、新たに得られた調査結果を用いて、女性の社会移動の趨勢に関する研究の蓄積に貢献することは、きわめて重要な作業だと考えられる。鹿又(2008b)は女性の社会移動が階層により複雑な時間的変化を示すと指摘したが、本稿では出身階層の測定の修正が、移動機会の趨勢に関し、異なる知見をもたらすという視座から、検討をすすめていく。

2. 先行研究のレビュー

2.1 社会移動の性差

先行研究によれば、社会移動の構造は性別によって異なるとされているが、男女を共通の枠組で分析し、両者の間の差異を直接データで確かめた分析は、実は多くない²。そのような検討を行った数少ない研究が、白波瀬(1999)と三輪(2015)である。白波瀬は1985年SSM調査の結果から得られた世代間移動表³を対数線型モデルで分析し、相対移動のパターンが男女間で一定とするCommon social fluidity (CSF)モデルにより、データの基本的な特徴は捉えられると報告している。これに対して、三輪は2005年SSM調査のデータを用いて、CSFモデルよりも制約の弱いUniform difference (UNIDIFF)モデルを検討し、相対移動のパターンは男女間で共通だが、そのレベルには性差があり、階層の開放性は女性の方が大きいとしている。

女性は男性と比較して、社会移動が生じやすい原因を、安田(1971)は生家との関連の希薄さに求めている。安田は男性の場合でも長男に比べ、親の庇護を受けにくい次三男は流動性が高いことを指摘し、同様の理由で女性も出自からの影響が弱いと考察している。これは、女性が次三男とともに、家業や資産の継承において、恵まれない状況に置かれていることを意味する。橋本(1989)は、生産諸手段を所有する資本家層では、女性が私有財産の相続対象

² 今田(1990)は地位達成モデルを利用し、男女間の比較を行い、1節で紹介したような分析結果を報告している。ただし、パス係数の性差(有意差)の検定はされていないと思われる。

³ 出身階層は父職によって、到達階層は回答者の現職によって操作的に定義されている(白波瀬 1999)。階層の操作化の基準は、三輪(2015)に関しても同様である。

から除外されているため、親の所属階層から自由になりやすいと述べている。上記の三輪(2015)では、地位の継承や教育投資に関し、深刻な女性差別が存在することが、移動構造の男女差の背景として示唆されると総括されている。

流動性の高さに差異が見られることに、就業構造の男女差も影響を与えている。父親の職業を出身階層と見なせば、女性の社会移動には、世代間の地位の変化と職業の男女差に起因する構造移動の両方が含まれることになる(今田 1990; 橋本 1997)。性別による職域分離の存在は、父親の仕事とは異なる職種に、女性が就業しやすい状況を生み出す。具体的には、女性は下層専門職や事務職など、特定の職種に集中して就業する傾向が見られ、職業の階層的な広がり小さい。女性の間でも父親の職業は多様だが、自身が労働市場で就くことが可能な職種が限られているため、世代間の階層移動が頻繁に行われる(Gundert & Mayer 2012)。このように、職業の性的分離は、出身階層の影響が女性において低下する要因の1つに数えられている(鹿又 2008b)。

2.2 社会移動の分析視座に関する批判的検討

以上の議論から分かるように、社会移動の構造に何らかの性差が生じていることは、複数の研究が指摘しており、そうした差異を説明する理論的な枠組も提示されている。しかし、男性との対比で、階層の再生産が弱いことが、女性の社会移動の特徴とする評価を定めるには、さらに確認や検討を行うべき事柄が残されている。

性別職域分離の存在が、女性に対して父親の階層とは異なる職種への移動を促すとされているが、そうした分離現象自体を、移動分析の文脈と接続させることで、興味深い視点が得られる。女性の社会移動は父親と母親の両方の就業から影響を受けると考えられている(Jonsson et al. 2009)。父職と母職が一致しないケースでは、本人が母親と同じ仕事に就くことを志向すれば、父親と異なる階層に至る確率がきわめて高くなる。父職で出身階層を捉えた際、女性の移動表は男性のそれと比較して「ノイズ」が生じやすい構造は、母職という隠された要因の影響が大きいことにより説明され得る。世代間移動の分析で母親の地位が取り上げられることは例外的にしかなかったが、家庭で所有される社会的資源の増加に対する母職の貢献について、Beller (2009)が要所を押さえた議論を展開している。Bellerによれば、父職によって社会的出自を捉える伝統的な階層測定では、母親がどのような職業に就いていようと、その地位は世代間移動の過程で効果を生じないことが仮定されている。しかし、このような仮定は多くの問題を含む。父親と母親の職業の組み合わせが一方は管理と専門、他方は管理と非熟練マニュアルとなる2つの家族では、母職の差を反映し、前者の方がより有利な階層状況に置かれていると推察される。それにもかかわらず、父職のみに目を向ける限り、両家族は管理という同質的な階層として測定されることになる。さらに、Jonssonらが述べるように、女性の職業選択が母職の影響を強く受けているとすれば、それが専門か、非熟練マ

マニュアルかという違いは、社会移動の結果に対して重大なインプリケーションをもつと考えてしかるべきだろう。

ここまで、父職によって測定されてきた出身階層と女性の到達階層との間で、移動が起こりやすくなる理由について、考察を行った。1 つ注意が必要なのは、地位の非移動だけが社会的機会の閉鎖性をあらわすわけではないこと、つまり階層間の移動が起こっているときにも、出身階層による拘束が働いているということである⁴。例えば、父職が管理となる階層と、それが熟練マニュアルとなる階層では、性別職域分離の存在と「適職」就業に対するプレッシャーなどから、女性が父親と同じ職業に就く見込みは大きくはないと考えられる。そうだとすれば、双方の階層からは多数の女性が、他の階層へと流出する。その際、流出先の階層と出身階層との間に関連が見られることが予測される。管理層の出身者に関しては、家庭の教育資源を利用し、高等学歴を得て、専門や事務の仕事に就くという仮説的な移動経路を敷設することができる。一方、同様の経路で地位の移動を行うケースは、熟練マニュアル層では、教育資源の不足が理由となり、相対的に減少するだろう。要するに、管理と熟練マニュアルでは、社会移動が生じた際に、どのような階層に到達するかが、系統的に変化することである。そこで、このような移動者の中での機会格差にも、男女差が存在するか否かが問題となる。移動構造の差異が、主として父親と本人の職業構成の違いと、男性を優先する物理的な資産相続の過程に由来しているとすれば、出身と同じ階層に留まる傾向が、とりわけ父職との非移動の場合に、女性では低いとする仮説が導かれる。それに加えて、教育投資を媒介とするような、社会的地位の間接的な移転の戦略においても、女性が不利な扱いを受けているなら、出身と異なる階層への彼女たちの移動は、生家の属性とは独立した事象として生じていることが少なくないと仮説的に推論できる。

本項での議論では、社会移動の男女比較に関して、母職の影響を考慮し、さらに地位の継承と移動者間の障壁の両方の側面から、機会の閉鎖性を見ていく必要があることが確認された。今田(1990)は女性本人とその母親の職業結合を検討し、「ゆるやかな階層再生産力レジーム」を析出している⁵。Beller (2009)は父親と母親の双方の地位を考慮した方が、アメリカの社会移動の構造を適切に捉えられること、加えて若年男性における移動機会の閉鎖化という、父職だけで出身階層を測定したときとは、異なる趨勢的変動が姿を見せることを報告している。三輪(2011)は Beller と同様の問題意識にもとづき、世代間移動の国際研究をすすめ、女性に関しては、父母双方の階層を用いた場合、日本と韓国、そして台湾の間で、流動性のレベルとパターンに違いが見出されることを示している。今田、Beller、そして三輪の論考は移

⁴ 実際、白波瀬(1999)、三輪(2015)で検討されているのは父職と現職との連関の構造や大きさに性差が認められるかということであり、両者が同一となるケースだけが問題とされているわけではない。

⁵ 農業を除けば、親と同じ職業に本人が留まる傾向がそれほど強くはなく、地位の間の移動を阻むハイアラーキカルな障壁を明瞭にもつ男性とは、移動レジームが異なるとされる。

動表の解析に母階層を変数として繰り入れた重要な試みだが、分析対象が女性のみであることや、性別比較に必ずしも研究の主眼が置かれていないことから、母親の地位の効果が男女間でどのように異なるかは、十分に解明されていない。その点を中心に先行研究の取り組みを前進させること、さらに上述した非移動効果と移動傾向の連関パターンを峻別することを念頭に置き、次節で分析方針の説明を行う。なお、2 つ目の課題として挙げている時間的変化の検証については、男女の社会移動の特徴が明確に示された後、改めて分析に必要な手続きを検討し、仮説的予測を整理する。

3. 社会移動の分析

3.1 データと変数

実証分析には、1985年から2015年までの4回分のSSM調査のデータを利用する。ただし、母親の地位に関する設問が女性票にしか入っていない1985年の調査では、男性は欠損値として処理し、分析からは除外した。分析対象は調査時点で64歳以下の有職者とし、65歳以上、無職、職業不詳の回答者は、すべて欠損値に指定した。64歳以下に限定する理由は、定年退職とその後の再就職が含まれる高齢期の影響が、世代間移動の構造に混入することを防ぐためである。サンプルの年齢を64歳までとする基準は過去の研究でも採用されており(石田・三輪 2009)、階層移動を検討するうえで、このような上限の設定は妥当な選択だと考えられる。

ここでは、Jonsson et al. (2009)が世代間移動の国際比較で使用している職業分類にしたがって、階層カテゴリを構成した。具体的には、法律家、医師、研究者、技師などの「古典的専門(専門1)」、「管理」、初中等教師、ソーシャル・ワーカー、保健準専門職、芸術家などの「その他の専門(専門2)」、「所有者」、「販売」、「事務」、自動車整備工、建設作業員などの「技能工」、食料品製造工、採掘作業員などの「下層マニュアル」、美容師、外食サービス労働者などの「サービス」、「第1次セクター(農業)」の10階層を区別した。これらのカテゴリは、SSM調査の職業小分類とEGP階級分類⁶を組み合わせることで作成された⁷。前節で検討したように、移動構造の性差の源泉として、職業の性的分離が問題となり得るため、就業構造の男女差を適切に捉えられる細かい分類の方が、今回の分析目的には適している。Jonssonらの職業分類は、そのような要求を満たす。例えば、専門1や管理に含まれるような、最も社会経済

⁶ SSM職業小分類コードからEGP分類を構成するやり方は、竹ノ下らの議論を参考にした(竹ノ下ほか 2007)。

⁷ 途中の過程を詳しく記すと、SSM調査の職業小分類コードとこれらの階層10分類との間に直接的な対応関係がないため、第1段階としてより詳細な82カテゴリからなるマイクロ階層分類(Jonsson et al. 2009)を作成している。マイクロ階層分類もまた、SSM職業小分類コードのみにもとづき、操作的に定義することは難しい。そこで、変換時のヘルプ・コードとしてEGP階級分類が参照されている。第2段階で、このマイクロ階層分類を10カテゴリにリコードし直したものが、Jonssonらの階層10分類である。

的地位が高い職業⁸は、女性割合が非常に小さいことが知られている(Gundert & Mayer 2012; 山口 2017)。さらに、生産諸手段を相続させる過程で女性を排除してきたと想定される所有者と農業を、他の階層から切り離す必要があり、この点でも、問題なく対応がなされている。通常よく適用されている職業階層では、こうした諸条件をクリアさせるのが意外と難しかったので⁹、本稿は上記の 10 階層を区分し、男女間の比較を行うことにした。

表 1 職業階層 10 分類と相対度数 (%)

	出身階層		到達階層	
	父職	母職	男性	女性
専門 1	3.30	0.18	6.66	1.57
管理	13.95	1.27	19.83	4.32
専門 2	4.58	4.81	8.36	15.92
所有者	7.70	2.17	4.34	2.04
販売	2.47	8.34	4.44	9.94
事務	6.40	9.68	7.61	26.19
技能工	23.10	8.81	24.85	9.48
下層 マニュアル	9.45	8.63	7.27	9.26
サービス	9.07	8.52	12.98	16.53
農業	19.98	18.48	3.65	4.74
無職	—	29.11	—	—
合計	100.00	100.00	100.00	100.00
N	14598	15274	6217	6369

表 1 に、到達階層と出身階層の分布をパーセントで示した。到達階層は本人の調査時点の職業、出身階層¹⁰は父親と母親の職業によって操作的に定義した。変数の操作化に際して注意されるべきは、母親の地位に関してのみ、11 番目のカテゴリとして無職を追加したことである。母親が無職のものを欠損値として扱うと、分析可能なサンプルの数が大きく減ってしまい、両親の影響を同時に見ていくような分析が、非常にやりにくくなる。そうした事態を避けるために、ここでは無職も 1 つの層として扱い、分析対象としてデータに含めることにした¹¹。母無職を階層の 1 つと見なし、母親、父親、本人の 3 者の地位を同時集計したデー

⁸ ただし、上層ノンマニュアル層としてひとまとめにされることが多い専門と管理も、社会的流動性の観点から階層間の距離を評価した場合には、序列性に相違が見られることが指摘されている(Gerber & Hout 2004; 鹿又 2008a)。

⁹ SSM 職業 8 分類は自営層が区別できず、総合 8 分類の方は専門以外のノンマニュアル層は自営でなければ、職種ではなく企業規模を基準に大企業または中小企業の被雇用者に分けられている。EGP 分類は自営とそれ以外の区別、熟練ないし非熟練のマニュアル層の区別はあるが、専門と管理は区別されずに、上層ないし下層のいずれかのサービス階級に分類されている。

¹⁰ 出身階層の有効ケース数(N)が大きくなっているのは、男性と女性のサンプルを合わせた数字だからであり、エラーやミスなどによるものではない。

¹¹ 多様な理由で無職に至っていると思われる人々を、本文で示したような理由から 1 つの集団に落とし込んでも、世代間移動へのその影響に関して、命題のレベルで実質的な知見が得

タを分析する方針は、先行研究でも採用されている(Beller 2009; 三輪 2011)。

3.2 分析に使用する統計モデル

社会移動の研究では、絶対移動と相対移動という2種類の移動を分けて議論することが常となっているが、本稿で主に検討するのは、後者の相対移動の方である。社会全体の産業化の進行を反映し、親世代に比べて、子世代では農業人口が大きく縮小する¹²。それに伴い、農家の子弟は相当数が他の階層、例えばノンマニュアル層へと流出し、親と異なる階層に所属していくことになる。しかし、このような移動の事実が起こっているからといって、社会的な機会が平等化したとは一概にはいえない。他の階層の子弟と比べることで、農業の出身者がノンマニュアル層に——ここでの例では——到達する見込みを、相対的な指標と照らして評価できる¹³。そこに差異が認められれば、ノンマニュアル層に到達したり、それとは別の不利な地位に陥るリスクを回避したりできる機会に、階層差が残されている証拠と見なされる。したがって、階層の閉鎖性や流動性を適切に捉えるには、観察され得る現象としての移動のみならず、移動機会の相対的な格差に注視することが求められるのである(Jonsson 1993)。

相対移動を検討する際に、よく用いられるのが対数線型モデルと対数乗法モデルである。これらのモデルは、クロス集計表の対数変換されたセル度数を、複数の要因(変数)の主効果や要因同士の相互作用効果から推計し、推計結果が標本データに十分適合しているかを、尤度比統計量を用いて検定する。2つのモデルの差異は相互作用効果の設定の仕方であり、対数乗法モデルの1つで、Goodman (1979)が開発した Row and Column effect model II (RC-II)では、出身階層と到達階層との連関が仮定される際、それぞれのカテゴリに対して、一次元的な距離スケールが与えられる。相対移動のパターンは、階層間の距離の遠近によって直接的に示され、さらに距離とは別に連関の強さ自体が1つの値で表現されるため、RC-IIモデルは対数線型モデルよりも、推定値の意味が平明であり、解釈がしやすいという特徴をもっている¹⁴。

$$\log F_{ij} = \lambda + \lambda_i^F + \lambda_j^D + \mu\sigma_i\phi_j \quad (1)$$

父親と本人の職業を用いて作成した2元表にRC-IIモデルを適用するならば、 i 行 j 列のセルの推計度数は、式(1)のようにあらわされる。右辺の第1項から第3項は順に総平均、父親

られるとはあまり期待できないだろう。これは、どこまでもサンプル・サイズの確保を優先させた、便宜的な措置である。何がベストな判断となるかは目的次第だともいえるが、母親だけでなく、父親と本人の状態としても、無職の位置付けをさらに検討することは、今後に残された課題である。

¹² 表1を見れば分かるように、SSM調査の結果にも明らかにこの影響があらわれている。

¹³ オッズ比、相違比などがそれにあたる。

¹⁴ Beller (2009)は母親、父親、本人の3者間の移動表を検討する際、対数乗法モデルを用いる理由として、この利点に言及している。

の主効果、現職の主効果を意味し、全体の人数および各要因の周辺度数を統制する目的で、モデルに含まれている。最後の項の σ_i は行の距離スケールで、推定されたパラメータにしたがい、父職のカテゴリの序列化が行われる。同様に、現職のカテゴリの序列性が列の距離スケール ϕ_j によって推定される。そして、順序化された父職と現職との全般的連関の強さが、連関パラメータ μ によって要約される。 μ は回帰係数と同じように、値が大きいほど、関係が強いと解釈することができる。したがって μ, σ_i, ϕ_j の積が大きければ、父職 i と現職 j ($i \neq j$) との間で出身 - 到達連関が強く¹⁵、 i とそれ以外の層では j に到達するチャンスにおいて、甚だしい格差が生まれていることを意味する。

RC-II モデルは序列的布置が近い職業同士の間で、移動が生起しやすいと仮定している。このシンプルさが RC-II モデルがもつ強みの 1 つだが、一方で限界も見られる。階層間の序列性を距離スケールによって数量化する工程では、社会的地位の非一貫性(今田・原 1979)との関係が懸念される。職業は複合的な地位指標であり、一次元的なスケールによって各職業が置かれている階層状況を把握することには、疑問視する向きも少なくない。さらに、職業階層が量的には順序付けできない性質の基準でセグメント化されていれば、序列的な距離が近いからといって、簡単に移動ができるとは考えにくい。そうした理由により、移動表の分析では垂直的な地位の変化以外にも、さまざまな職業結合の様式が検討されてきたが、ここでは世代間移動のパターンを特徴付ける重要な要素として、非移動傾向の影響に注目する。それは、他の階層に移動していくより、出身階層に留まる比率が高い傾向を指し、それぞれの階層が異なった地位継承の度合を呈することで出現する連関パターンだとされている(石田 2008)。式(1)に世代間継承の効果を追加したモデルは、次のように記述できる。

$$\log F_{ij} = \lambda + \lambda_i^F + \lambda_j^D + d_i + \mu\sigma_i\phi_j \quad (2)$$

添え字 i が付いていることから分かるように、非移動の効果 d_i は階層ごとに異なる。 d_i は移動表の対角セルにおける密度をあらわしており、正の値ならば、出身とは異なる階層への移行が起こりにくいことを意味する。連関パラメータと非移動効果を組み合わせた式(2)のようなモデルの推定は、移動表分析では標準的に行われている(Gerber & Hout 2004; Jonsson et al. 2009; 平尾・太郎丸 2011)。

対数乗法モデルに関する基本的な説明は以上のとおりだが、実際の分析で使用されるのは次の式(3)のモデルである。

$$\log F_{ghij} = \lambda + \lambda_g^S + \lambda_h^M + \lambda_i^F + \lambda_j^D + \lambda_{gh}^{SM} + \lambda_{gi}^{SF} + \lambda_{hi}^{MF} + \lambda_{ghi}^{SMF} + \lambda_{gj}^{SD} + d_h + d_i + \mu\sigma_{hi}\phi_j \quad (3)$$

これまでと大きく異なる点が 2 つあり、回答者が男女で区別されている。それから、到達階層への影響が調べられる要因として、母親の職業が追加されている。式(3)は性別、母職、父

¹⁵ $i = j$ の場合、これらの積は階層 i における非移動効果の強さをあらわす(鹿又 2008b)。

職、現職によって構成される4元表に、対数乗法モデルを適用した格好となっている。新たに加えられた効果のうち、 λ で記される項はすべて調整や統制を目的とするパラメータである。そこにおいて母職と父職との連関や、性別による現職の分布の違いなどが統制されている。右辺の第11項以降が世代間移動とかかわるパラメータで、 d_h が母職の非移動傾向を、 d_i が父職の非移動傾向をあらわす。連関パラメータ μ と現職の距離スケール ϕ_j の定義ならびに値の解釈の仕方は式(1)と同様である。 σ_{hi} は出身階層の距離スケールだが、値の算出に母職と父職の両方の情報を用いる点が式(1)と異なる。対数乗法モデルは変数間の連関に特殊な制約を簡単にかけるため、出身階層の影響の仕方に関する仮定や推論を柔軟にパラメータの設定に持ち込むことができる。比較的単純な条件として、母職の距離スケール σ_h と父職の距離スケール σ_i をそれぞれデータから求め、両者を合計して出身階層の相対的布置を測定するという方法がある。数式では $\sigma_{hi} = \sigma_h + \sigma_i$ とあらわされ、現職への所属に対し、父母双方の職業が独立に影響を及ぼす構成となっている。母職と父職のカテゴリを σ_{hi} に反映させるやり方には、これ以外にもいろいろと工夫を凝らすことができる。それらの詳細は以下の分析において、観察されたデータとの適合度を見ながら議論していくことにしたい。分析では、先に4元表を用いて、母職が到達階層への移動に対し、どのような働きかけをしているかを確認する。その後で、世代間継承と移動における出身 - 到達格差、および出身階層の測定が導く差異という複数の切り口から、男女間の相違に焦点をあて、移動構造の特徴をさらに掘り下げて検討していく。

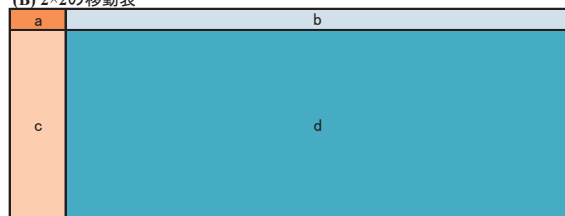
3.3 世代間移動における母職・父職の影響の推定

対数乗法モデルを用いた分析に入る前に、父親、母親のそれぞれと本人との2元世代間移動表をもとに、男性と女性の移動構造の特徴を概観しておこう。相対移動のチャンスを知るには、オッズ比を用いることが簡便かつ効果的な方法の1つである。職業階層を2値に統合したうえで、移動表を書き直し、カテゴリごとに求めたオッズ比 $(a/b)/(c/d)$ を、図2にプロットしている¹⁶。男性は父階層と到達階層との連関が大きく、専門的な職業と所有者、農業においてとくに強い階層の閉鎖性が見られる。これらの閉鎖的なカテゴリのうち、専門2と所有者は、母親の情報で出身階層を測ったときのオッズ比が小さく、父職との関係

(A) 10×10の移動表

1, 1	1, 2	1, 3	1, 4	1, 5	1, 6	1, 7	1, 8	1, 9	1, 10
2, 1	2, 2	2, 3	2, 4	2, 5	2, 6	2, 7	2, 8	2, 9	2, 10
3, 1	3, 2	3, 3	3, 4	3, 5	3, 6	3, 7	3, 8	3, 9	3, 10
4, 1	4, 2	4, 3	4, 4	4, 5	4, 6	4, 7	4, 8	4, 9	4, 10
5, 1	5, 2	5, 3	5, 4	5, 5	5, 6	5, 7	5, 8	5, 9	5, 10
6, 1	6, 2	6, 3	6, 4	6, 5	6, 6	6, 7	6, 8	6, 9	6, 10
7, 1	7, 2	7, 3	7, 4	7, 5	7, 6	7, 7	7, 8	7, 9	7, 10
8, 1	8, 2	8, 3	8, 4	8, 5	8, 6	8, 7	8, 8	8, 9	8, 10
9, 1	9, 2	9, 3	9, 4	9, 5	9, 6	9, 7	9, 8	9, 9	9, 10
10, 1	10, 2	10, 3	10, 4	10, 5	10, 6	10, 7	10, 8	10, 9	10, 10

(B) 2×2の移動表



¹⁶ 図2のオッズ比は階層 h, i において生起する非移動の場合の出身 - 到達格差の大小を捉えている。

を見た方が、高い移動障壁を確認しやすいことが分かる。女性は専門1と農業のオッズ比が突出して大きく、他の職業とは段違いに閉鎖的な階層となっている。専門1と販売は父職ではなく母職を用いて移動表を作成したとき、現職との連関が明確に強くなる。しかし、それ以外の階層では、父母の職業のいずれを用いたとしても、世代間の閉鎖性に関して得られる結論は大きく変わらない。総じて図2からは父親と本人の職業との結合が男性で強く、それ以外の関係性、すなわち母親と男性の間の出身 - 到達格差、父親および母親と女性の間の出身 - 到達格差は、類似した傾向を示すことが見て取れる。

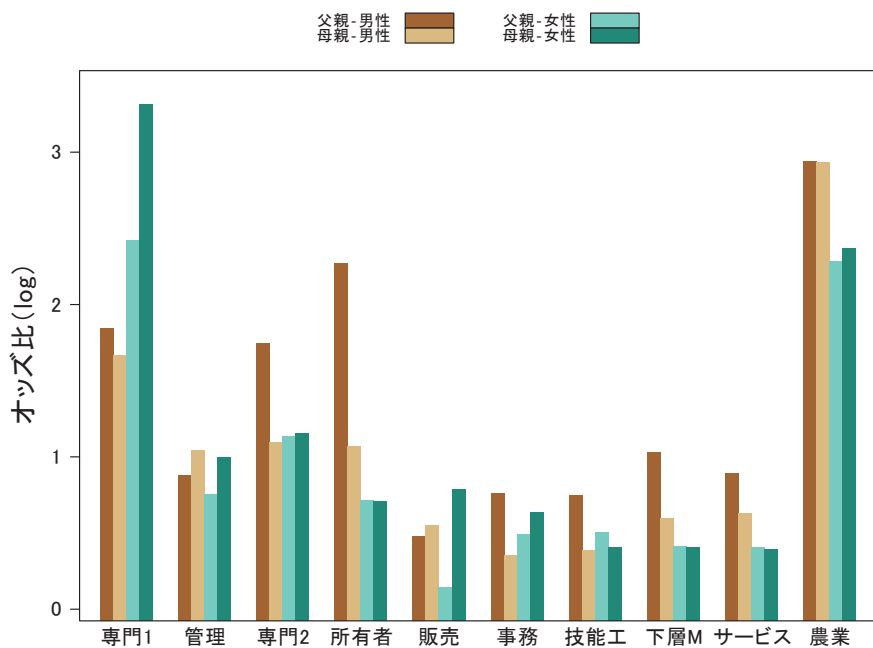


図2 職業カテゴリーのオッズ比

性別、父職、母職、現職を顕在変数にもつ4元表を、対数乗法モデルで解析した結果が、表2に整理されている。モデル1は独立モデルで、現職への所属に対し、他の変数は効果を示さないことが仮定されている。情報量基準を参考に、1人の親の情報を用いて移動機会の不平等を解析したモデル2以降5までの適合度を吟味すると、以下のことが分かる。父職の情報だけを用いて非移動効果と連関パラメータを設定するモデル2と、母職の情報だけにもとづいてそれらのパラメータを設定するモデル3では、前者の方が相対移動の機会構造をよく説明することができる。しかし、完全に父親の情報のみから出身階層を測定するよりも、父母の職業を比較し、序列が上位だと見なし得るいずれかの地位を用いて世代間移動を分析する¹⁷方が(モデル4)、データに対して高い適合度を示す推計結果が得られる。

¹⁷ Erikson (1984)が提案したこの方法は、優位者選択アプローチという呼び方で知られ、階層研究では分析に適用する例が多く見られる(Jackson et al. 2012; Bukodi & Goldthorpe 2013)。先

表 2 対数乗法モデルによる分析結果

	L^2	df	BIC	AIC	p
Independence Model					
1. 母階層, 父階層は無効化	14109.9	2170	-5981.2	9769.9	0.000
One-Parent Measures					
2. 父階層単独の効果 ^a を仮定	2359.1	1935	-15556.2	-1510.9	0.000
3. 母階層単独の効果 ^a を仮定	2977.9	1934	-14928.2	-890.1	0.000
4. 高地位優越 ^b	2282.4	1935	-15632.9	-1587.6	0.000
5. 低地位優越 ^c	2482.8	1935	-15432.5	-1387.2	0.000
Joint-Parent Measures					
6. 父階層の効果 ^a に加え母非移動	2131.1	1925	-15691.7	-1718.9	0.001
7. 父非移動に加え母, 父の出身 - 到達連関 ^d	2179.4	1924	-15634.0	-1668.6	0.000
8. 母階層と父階層の効果 ^e を仮定	2049.0	1914	-15671.9	-1779.0	0.028
9. 有利者と不利者の効果 ^f を仮定	2051.4	1915	-15678.7	-1778.6	0.015
10. 母階層と父階層の効果 ^g を仮定($\sigma_h = \sigma_i$)	2111.3	1924	-15702.2	-1736.7	0.002

Note: モデル 2 から 10 までは相互作用効果 λ_{gh}^{SM} , λ_{gi}^{SF} , λ_{gj}^{SD} , λ_{hi}^{MF} , λ_{ghi}^{SMF} を統制. $N=10494$.

$BIC = L^2 - df \times (\ln N)$. $AIC = L^2 - df \times 2$.

- a 非移動効果と連関パラメータを設定.
- b 非移動と連関は有利なカテゴリの値を選択.
- c 非移動と連関は不利なカテゴリの値を選択.
- d 出身階層の距離スケールは $\sigma_{hi} = \sigma_h + \sigma_i$.
- e 母階層, 父階層の非移動と連関を設定. 出身階層の距離スケールは $\sigma_{hi} = \sigma_h + \sigma_i$.
- f モデル 4, 5 の非移動効果と連関パラメータを同時に推定に使用.
- g 母階層, 父階層の非移動と連関を設定. 出身階層の距離スケールは $\sigma_{hi} = \text{mean } \sigma_h, \sigma_i$.

モデル 6 から 10 では、本人の階層所属に対し、父親と母親の職業が同時に影響を及ぼし得ることが考慮されている。それらのモデルが示す適合度は、先に検討した諸モデルよりも、大幅に望ましい。BIC で比較すると、すべてのモデルのなかで、モデル 10 が最も望ましいモデルだと評価できる。モデル 10 は $\sigma_h = \sigma_i$ と置き、合算して式(3)の σ_{hi} を構成している¹⁸。これは母職と父職の距離スケールが等しい、すなわち父母それぞれの階層カテゴリの布置と間隔が同じとする制約が加えられていることを意味する。出身 - 到達連関のパターンとレベルにおいて母職と父職が同一の効果をもつと仮定している点が、このモデルの特徴である。AIC を基準とすれば、モデル 10 よりも制約が少ないモデル 8 は数値が小さく、良好な結果を

行研究での手続きを参考に、ここでは専門 1、専門 2、管理、所有者、農業、事務、販売、技能工、サービス、下層マニュアルの順に地位が高いと想定し、母親が無職のときは、常に父親の職業を用いて、回答者の階層的なバックグラウンドを測定することにした。

¹⁸ 推定は次のような手順で行った。まず、表 2 のモデル 8 を推定し、母職と父職の距離スケールをデータから計算した。次に、職業カテゴリごとにそれらの平均値を求め、母職と父職についてスケールの同一性が満たされるウェイトを設計した。そこで作成されたウェイトを、RC-II モデルのパラメータを推定した。なお、母職の無職に関しては、対応する父職のカテゴリが存在しないため、モデル 8 から得られたスケールの推定値を無職層のウェイトとして、モデル 10 の無職の効果の推定を行った。

示している。モデル 8 はモデル 10 とは異なり、行の距離スケールの推定で、母職と父職のパラメータが等しいという制約が設定されていない。それゆえ、 σ_h と σ_i が独自の効果として推定され、 σ_{hi} を構成する材料に用いられている。母職と父職の影響を、スケールの分布の違いまで含めて見ていくのであれば、モデル 8 が最終的に選択されるモデルとなる¹⁹。一方、より少ないパラメータで移動表の潜在的な構造を簡潔に表現したければ、モデル 10 にもとづいて出身階層の影響を読み解くのが適当だと結論される。

3.4 性別による差異の検討

世代間移動を検討するうえで、父職だけを出身階層の指標とするより、父母双方が独立した影響を及ぼす構造を想定して分析を行う方が、データがよく説明されることを確認した。Beller (2009) や三輪(2011) が指摘するように、このような結果は出身階層を父親の情報のみで測定するアプローチが、階層の本来の閉鎖性を捉えきれていないことを示す。しかし、ここまでの分析では、性別は出身と到達における所属階層の分布などを調整するために、モデル内で一方的に統制されているだけで、移動構造に変異をもたらす役割が考慮されていない。つまり前項で行った分析は全体として見れば CSF モデルの範囲内にあり、出身階層から受ける影響が男女間で等しいと仮定している。CSF モデルを修正し、出身 - 到達移動機会格差の構造が性別によって可変的であることを許容したモデルは、式(4)で示される。

$$\log F_{ghij} = \lambda + \lambda_g^S + \lambda_h^M + \lambda_i^F + \lambda_j^D + \lambda_{gh}^{SM} + \lambda_{gi}^{SF} + \lambda_{hi}^{MF} + \lambda_{ghi}^{SMF} + \lambda_{gj}^{SD} + (1 + \delta_g^S S_g) d_h + (1 + \eta_g^S S_g) d_i + (1 + \gamma_g^S S_g) \mu \sigma_{hi} \phi_j \quad (4)$$

S_g は男性を 0、女性を 1 とするダミー変数であり、 $S_g = 1$ のときに出身階層の影響が δ^S 、 η^S 、 γ^S の推定値に応じて変化するように、分析モデルが拡張されている。式(4)は特殊な UNIDIFF モデルで、Simple heterogeneous RC モデルという呼び方がされている(Wong 2010)。Simple heterogeneous RC モデルは UNIDIFF モデルと同様、変数効果のパターンはグループ間で一定だが、そのレベルは異なり得ることを仮定する。 δ^S は、母職の非移動傾向の強さが女性では、男性の推定値 d_h に $(1 + \delta^S)$ を乗じた数値で示されることを意味する。父職の非移動傾向 d_i と関連パラメータ μ に関し、男性を基準として推定した効果を 1 として、女性のそれが何倍の大きさになっているかが η^S と γ^S で示される。 $\delta^S = \eta^S = \gamma^S = 0$ という帰無仮説を棄却できなければ、上記のモデルは式(3)と同一の編成となり、その場合は CSF モデルが支持される。すなわち、出身階層の影響には性別との相互作用効果が存在しないと、データ分析の結果をもとに判断することになる。

表 3 の A では出身階層の指標として父職のみを用いた場合、性別によってその影響にどの

¹⁹ モデル 9 もまた、モデル 8 と同程度の高い適合度を示す。しかし、両親の職業を用いて出身階層を測定するという意味では、モデル 8 の方がより直接的で、分析結果の解釈も容易である(Beller 2009)。

ような違いが見られるかが調べられている。モデル 1 が CSF モデルを、モデル 2 から 4 までは男女間の相違を仮定した Simple heterogeneous RC モデルをあらわす。モデル 2 と 3 ではそれぞれ非移動傾向 d_i と連関パラメータ μ について、レベルが異質と見なす仮説がテストされる。性別との高次の相互作用効果を設定しないパラメータは、表 3 では $\gamma^S = 0$ などと表記し、当該要因に関して CSF の制約が維持されていることを示すようにしている。モデル 4 がここでは最も制約の少ないモデルで、 d_i と μ のいずれの強さも女性と男性では異なることを仮定している。Simple heterogeneous RC モデルと CSF モデルを対比させた結果からは、 d_i のレベルにだけ、性差が生じているということが出来る。モデル 1 と 2 の間では尤度比統計量 L^2 が有意に減少しているが、そのような適合度の改善がモデル 3 との間には認められない。モデル 4 はモデル 1 に比して、良好な適合度を示している。しかし、モデル 2 との L^2 の差は非常にわずかであり、それらのモデル間の対比²⁰からも、 μ の強さが一定だとする制約は、ここでの比較分析において無理なく受け入れることができる。

表 3 相対移動の構造に関する性別比較の結果

	L^2	df	BIC	p	
				Model	vs. CSF
A. Father-Only					
1. Common social fluidity	2359.1	1935	-15556.2	0.000	
2. Heterogeneous d_i and $\gamma^S = 0$	2318.5	1934	-15587.5	0.000	0.000
3. Heterogeneous μ and $\eta^S = 0$	2357.1	1934	-15549.0	0.000	0.154
4. Heterogeneous d_i and μ	2318.3	1933	-15578.5	0.000	0.000
B. Mother + Father					
5. Common social fluidity	2049.0	1914	-15671.9	0.028	
6. Heterogeneous d_i and $\delta^S = \gamma^S = 0$	2003.4	1913	-15708.2	0.074	0.000
7. Heterogeneous d_h and d_i and $\gamma^S = 0$	2003.0	1912	-15699.4	0.072	0.000
8. Heterogeneous d_i and μ and $\delta^S = 0$	1998.1	1912	-15704.3	0.083	0.000
9. Heterogeneous d_h , d_i and μ	1998.0	1911	-15695.1	0.081	0.000
C. Equal Mother + Father					
10. Common social fluidity	2111.3	1924	-15702.2	0.002	
11. Heterogeneous d_i and $\delta^S = \gamma^S = 0$	2059.8	1923	-15744.4	0.015	0.000
12. Heterogeneous d_h and d_i and $\gamma^S = 0$	2059.3	1922	-15735.6	0.015	0.000
13. Heterogeneous d_i and μ and $\delta^S = 0$	2053.3	1922	-15741.7	0.019	0.000
14. Heterogeneous d_h , d_i and μ	2053.1	1921	-15732.6	0.018	0.000

Note : Father-Only, Mother + Father, Equal Mother + Father のパネルの CSF モデルは、それぞれ表 2 のモデル 2, 8, 10 の結果を再掲。N=10494.

²⁰ モデル 2 と 4 はいずれも非移動傾向のレベルに性差が仮定されており、連関パラメータのレベルにも性差を認めるか否かという点が、両者の違いとしてあらわれている。したがってモデル 4 の適合度がモデル 2 のそれを有意に上回っていれば、連関パラメータのレベルが女性と男性では異なるとする根拠が示されたということになる。表 3 では省略しているが、2 つのモデルの間で尤度比統計量の数値を比較すると、df の差が 1 に対し、 L^2 の差は 0.25 となり、モデル 2 と 4 には適合度の差が見られないとする仮説は、有意水準を 10% としても、データによって棄却することができない。

B では母親の情報を加えた出身階層の測定を用いて、A と同様の手続きにしたがい、男女間の相違を検討している。B の各モデルを相互に比較していくと、基本的には A で行った分析とよく似た結論が導かれる。モデル 6 から 9 では、モデル 5 と比較し、データへの適合度が有意に改善されている。そして、それらのモデルのなかでは、 d_i のレベルにのみ性差が認められるとするモデル 6 の当てはまり具合が、相対的によいとされる。モデル 6 が選択されるという結果は、世代間移動において、父親の職業を継承する傾向の強さが、女性と男性では大きく異なっていることを意味する。ただし、注意を要する点として A ではモデル 2 と比肩し得る望ましさを示すモデルは皆無だったのに対し、ここではモデル 8 が *BIC* でモデル 6 に次ぎ、相対的に良好な数値を示している。モデル 6 では相対移動のレベル μ が男女間で共通だと仮定されているが、モデル 8 はこの仮定を採用していない。相対移動のレベルが一定と見なせるか否かは、モデル 6 と 8 の尤度比の差を利用してテストすることができる。実際にそれを行うと $L^2 = 5.3$ 、 $df = 1$ と計算され、性別によって μ の値に有意な差が生じていることが明らかとなる。

このように、出身階層の測り方を変更することで、A と B では μ の大きさの男女差について得られる結論が変わってくる。父職の影響だけを見た場合、 μ には差がないとするモデルが、データによって支持される。しかし、そこに母親の情報を加えて世代間の階層移動を再構成すると、それまでと異なる様子があらわれ、相対移動のレベルが男女間で類似しているわけではないことが判明する。母階層の影響を付加したとき、こうした違いが見出されるという結果は、母親と本人との間の出身 - 到達関連の強さが、性別によって実質的に異なっていることを示唆する。C は出身階層の相対的布置を推定する際に、母職と父職の距離スケールの同一性を仮定し、B の各モデルと対応するモデルをデータに適用した結果を示している。*BIC* で比較したときのモデルの望ましさが、全体的に B の各モデルを上回っているが、男女間の相違については、同じ結論が得られる。*BIC* を基準とすれば、 d_i のレベルにのみ性差を仮定するモデル 11 が、ここでは最も望ましい。他方、尤度比の差の検定により、モデル同士を対比させれば、相対移動のレベルにも有意な違いが生じていることがうかがえる ($L^2 = 6.5$ 、 $df = 1$ 、モデル 11 と 13 の比較)。モデル 13 では父母の階層の影響が儉約的に推定されているため、解釈がしやすいだけでなく、移動構造の性差に関しても、過不足なくパラメータが設定されている。そこで、以下ではモデル 13 を基本モデルとして個々の推定値の解釈と、男女間の比較に関する議論を行っていく。

表 4 出身 - 到達連関の基幹部分

出身階層	到達階層									
	専門 1	管理	専門 2	所有者	販売	事務	技能工	下層 M	サービス	農業
専門 1	0.112	0.025	0.049	-0.003	0.014	0.027	-0.068	-0.070	-0.032	-0.055
管理	0.016	0.003	0.007	-0.000	0.002	0.004	-0.010	-0.010	-0.004	-0.008
専門 2	0.029	0.006	0.013	-0.001	0.003	0.007	-0.017	-0.018	-0.008	-0.014
所有者	-0.004	-0.001	-0.002	0.000	-0.000	-0.001	0.002	0.002	0.001	0.002
販売	-0.007	-0.002	-0.003	0.000	-0.001	-0.002	0.005	0.005	0.002	0.004
事務	0.012	0.003	0.005	-0.000	0.002	0.003	-0.008	-0.008	-0.004	-0.006
技能工	-0.024	-0.005	-0.010	0.001	-0.003	-0.006	0.014	0.015	0.007	0.012
下層マニュアル	-0.044	-0.010	-0.019	0.001	-0.005	-0.011	0.027	0.027	0.012	0.022
サービス	-0.025	-0.006	-0.011	0.001	-0.003	-0.006	0.015	0.016	0.007	0.012
農業	-0.049	-0.011	-0.021	0.001	-0.006	-0.012	0.030	0.030	0.014	0.024
無職	-0.034	-0.007	-0.015	0.001	-0.004	-0.008	0.020	0.021	0.009	0.016

モデル 13 から得られた σ_{hi} と ϕ_j の推定値を使用し、出身 - 到達連関のパターンを移動表に見立てて整理したのが、上掲の表 4 である。そこでは父職の影響を統制したうえで、母職と現職との間にどのような結びつきが生じているかが示されている。ただし、無職以外は母職と父職の距離スケールに等質性が仮定されているため、専門 1 から農業までの各行については、父職の効果を用いたとしても、母職を用いたときと同一の連関パターンが特定化される。さらに、表 4 では男女に共通して見られる基幹的な移動構造だけが捉えられている。表中の数値が正の値であれば、その行と列の組み合わせでは、世代間の階層移動が起こりやすい。逆に負の値は、そのセルに対応する出身階層と到達階層との間で、世代間移動が行われにくいことを意味する。移動機会の格差としては、次のような特徴を指摘できる。専門 1 の出身者が到達階層において、専門 1 に留まり続ける傾向が強く、他階層に流出する場合は、移動先が専門 2、管理、事務などのノンマニュアル層に制限されている。逆方向の移動、すなわち専門 1 に他階層から流入する動きを見ても、下層マニュアルや農業の子弟には、その門戸が固く閉ざされている。それと似た傾向が、専門 1 ほどは顕著ではないが、専門 2 においても確認できる。下層マニュアルの出身者は、自身の階層に滞留しない場合は、技能工と農業に移動するケースが多い。農業の出身者の到達階層が技能工または下層マニュアルとなる傾向が、比較的明瞭にあらわれている。無職の影響に関しては、到達階層の分布が農業や下層マニュアルとサービスの間くらいに布置していることから、父親の階層が統制されれば、出身階層としての母無職は移動という点では、相対的に低いカテゴリに属しているといえる。

表 4 には上述のような相対移動のパターンが要約されているが、実質的な機会格差の大小は、連関パラメータ μ との積を計算した数値で検討しなければならない。さらに対角線上のセル($h, i = j$)に該当するケースでは、母職と父職の世代間継承の効果 d_h, d_i が加算される。ここまでの検討で、 d_i にきわめて大きな、そして μ にもいくらか性差が認められることが分かっている。したがって、移動障壁の強さを見積もる際には、男女間でそれらのパラメータが

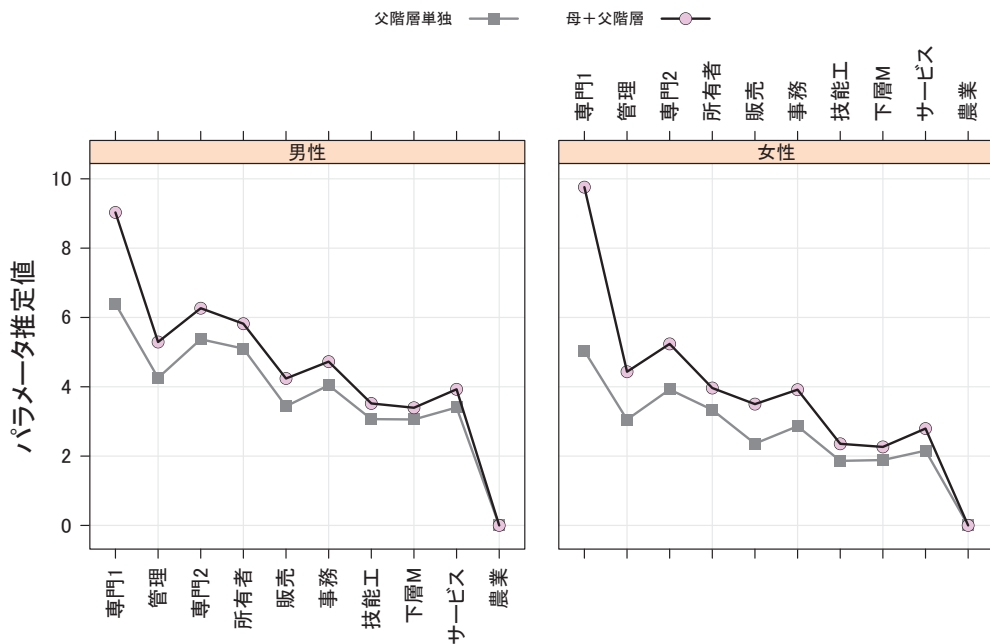


図 3 採択モデルから推計される出身 - 到達移動機会格差

相違していることも加味する必要がある。図 3 は、どちらの性別でも階層の閉鎖性が強い農業と、それ以外の階層との間で見られる移動機会の格差をオッズ比であらわし、グラフ化したものである。オッズ比は両親の階層の非移動の効果 d_h, d_i に、出身 - 到達連関 $\mu\sigma_{hi}\phi_j (h, i = j)$ を加えた推計値から算出し、女性の場合は男性の数値との偏差をあらわすパラメータを、 d_i と μ に乗じている。図には、父階層の影響のみを仮定したモデルから推計されるオッズ比を、合わせて記載している。オッズ比はすべて正の値を示す。具体的には母親と父親の両方が管理であれば、それらがいずれも農業である場合と比べて、到達階層で農業に移動するよりも、管理に留まる傾向が男性で 198.6 倍(= $e^{5.291}$)、女性で 84.3 倍(= $e^{4.434}$)強いといった移動障壁が築かれていることを指摘できる。全体的に男性の方が女性よりも、グラフの位置が高く、地位の開放性が低い。とりわけ、所有者では、その傾向が明確にあらわれている。男性の移動表を基準としたとき、女性では父職 - 現職の非移動のレベルが約 0.44 倍と、かなり小さいことがこうした差異をもたらしている。一方、連関パラメータは女性では $\mu = 16.272$ 、男性では $\mu = 12.828$ という推計値を示し、前者の間で機会の不平等がより大きいことを伝えている。 μ の差異は先に言及した父職の非移動効果 d_i に見られる男女間の違いを、すべてではないが打ち消す方向に作用する。実際、父職の効果だけを取り出したモデル²¹と比較し、父母の職業を同時に利用して相対移動を捉えたモデルでは、機会構造の性差がやや縮小している。

²¹ 表 3 のモデル 2 から得られた推定値を利用し、オッズ比を求めている。そこでは、 μ の値が男女間で相違しているとは仮定されていない。

σ_{hi} の値が高い²²ノンマニュアル層の職業で、そのような性差の減少が比較的是っきりと見られる。とくに専門 1 では父母双方の階層からの影響を考慮した後は、女性の方が男性よりも大きな機会格差にさらされている様子を確認できる。

それでは、社会移動の構造に性差を生じさせる要因として、2 節で整理した仮説的推論は、以上のような分析結果を適切に説明しているといえるだろうか。父親と本人の職業構成の違いと、男性を優先する物理的な資産相続の慣行によって、父職 - 現職の再生産傾向が女性では弱められていると、仮説的に期待された。就業構造の性的分離が大きく、男性割合が高い職業では、多くの女性が父階層とは異なる職種に移動していると考えられる。そのような階層に専門 1、管理、所有者、技能工が該当する。ここで挙げた階層のなかで、所有者と技能工は世代間非移動が、女性は男性よりも小さい(図 2 を参照)。しかし、専門 1 と管理では、そうした男女差が認められない。それ以外の階層では、専門 2 において女性の数値が男性よりも小さい傾向が、顕著にあらわれている。専門 2 では女性が就業者の 7 割近くを占める。このように、性的分離の度合と非移動の大小とは必ずしも対応していないことが分かる。予測の当否としては、性別職域分離の影響で、女性が父親と同じ仕事に就きにくいことが、階層再生産を低下させているという仮説は、データと矛盾する部分が多く、今回の結果からは支持できないと判断される。

次に、男性優先の資産相続の影響について検討する。所有者では男性の非移動が非常に大きく、それに比べて明らかに女性では小さい。これは、当該の階層において、経済活動の過程で、店舗や工場などが男性の子どもに優先的に移譲されているとする予測と、整合的な結果である。農地の相続を前提とする農業でも、さして強くはないが予測と符合する男女間の差異を読み取ることができる。生産諸手段の相続に関する推論から導かれた仮説は、おおむね支持され、先行研究の知見とも一致する(鹿又 2008b)。ただし、農業の継承については予測と矛盾しない結果が得られているものの、非移動のレベルは両方の性別で強く、資産相続の過程で女性が排除されているといい切れるかには、少し留意する必要がある。女性では、農業の非移動に暦年変化が見られるとされ、時期によっては男性よりもやや数値が大きい(鹿又 2008b)。非移動の男女差が農業では、所有者ほど鮮明ではない背景に、前者に関しては、時間的に安定した傾向を析出しにくいことが関係していると考えられる。

女性の社会移動については、それが母親の就業に強く影響されているため、主として父親から影響を受ける男性とは異質な構造となりやすいことが予測された。母職の世代間継承については、期待されたような結果はデータには少しもあらわれていない。女性にとって、母職と父職の非移動効果は同程度の強さを示し、特別、前者が大きな影響を与えているわけではない。それから、より重要なこととして、女性において観察されるのと同程度のレベルの母

²² ここで値が高いというのは、行の距離スケールが 0 (全階層の平均)から離れた値を示し、かつ農業や下層マニュアルとは符号の向きが逆になっているという意味である。

職 - 現職の再生産は、男性の間でも生じている。その点を踏まえても、母職との間での同型的な階層再生産が、男性に比して父職の継承効果を弱めるような構造を、女性の移動表にもたらず要因とはなっていないことを指摘できよう。一方、母職の役割を出身 - 到達連関で評価すれば、非移動効果とは異なる結論が導かれる。父職だけが到達階層に影響を及ぼすと仮定してモデルを推定した際には、相対移動のレベルは男女間で共通していると見なしても、適切にデータを説明することができた。これに対して、母職と現職との間にも連関を仮定した場合、 L^2 の差を利用してモデル間の適合度を比較した結果、相対移動のレベルが男性と女性で相違していることが確認された。このように相対移動のレベルに関しては、出身階層の測定を修正することで、得られる結論が実質的に変わってくる。出身 - 到達連関として捉えられる母職の影響が、男女の間で異なることが、こうした変化を生みだしていると推察される。そして、 μ の推定値は、そうした出身 - 到達連関は女性の方が男性よりも大きいことを示す。それゆえ、表4に整理されたような階層移動の傾向が女性の間で強く、母職 - 現職の序列的な対応関係がより密接だと解釈できる。そのような強い移動傾向が、父階層とは異なる職種への移動を促し、父職 - 現職の再生産を低い水準に留めていると考えられる。さらに、 μ の差異に関する分析結果、およびそれにもとづく一連の考察は、出身と異なる階層への女性の移動が、親の社会的地位からは比較的自由に行われているとする推論を、明確に退けるものとなっている。

4. 社会的流動性の変化

4.1 移動表における共変量の統制

社会的流動性の長期的な趨勢を検討するためには、何らかの手段を用いて、移動表において時間変数の影響を統制することが必要となる。それを遂行するために、以下ではクロス集計表を分析対象とはせず、個人データを使用し、多項ロジスティック回帰モデルを推定する。そうした方法を採用する理由は、多項ロジスティック回帰モデルの方が移動表分析よりも、多数の追加的な統制変数の同時投入や、カテゴリの数が非常に多い共変量の影響統制が、容易に行えるからである。さらに、出身階層と時間変数との相互作用効果の設定および推計結果の解釈が過度に複雑化することを避けるため、これ以降は、対象者を男女別に分けたうえで、社会移動の長期的な変動過程を検討する。

多項ロジスティック回帰モデルは、到達階層において j が選択される確率 π_j に対して、説明変数が及ぼす非線型の効果を推計することを目標としている。通常、目的変数は J を基準カテゴリとするロジットの形式で示され、説明変数との関係も線型の関数によって表現される。1つ1つの説明変数に対して、 $J-1$ 個の係数が推定され、それによって、応答カテゴリが J ではなく j となることに、どのような効果を有しているかが読み解かれる。本稿では多項ロジスティック回帰モデルを条件付きロジット・モデルとして扱うことで、出身階層の影

響に対しては、移動表における RC-II モデルなどと同等の制約を設定する。多項ロジスティック回帰モデルの分析結果は、条件付きロジット・モデルによって完全に再現することができる²³。そのうえ、条件付きロジット・モデルは、モデリングの自在性が非常に高く、移動表分析と同様に、変数同士の関係性のパターンを柔軟に指定しやすい。条件付きロジット・モデルは、Breen (1994)や Dessens et al. (2003)などに、移動表分析との接続に関する詳細な解説があり、最近では、そうした手法を世代間移動の検討に適用する例が多くなっている (Hendrickx & Ganzeboom 1998; 鹿又 2008a, 2008b)。式(5)が、 K 個の共変量と π_j との関係を統制し、出身 - 到達移動機会格差は前節での検討と同じように、連関パラメータと世代間継承で捕捉した条件付きロジット・モデルである。

$$\log \frac{\pi_j}{\pi_j} = \alpha_j + d_h + d_i + \mu\sigma_{hi}\phi_j + \sum_{k=1}^K \beta_{jk}X_k \quad (5)$$

α_j と X_k が多項ロジスティック回帰モデルの切片項と個人レベルの共変量に相当し、到達階層 j のロジットに対する k 番目の共変量の効果は、回帰係数 β_{jk} によって捉えられる。 d_h 、 d_i が母職と父職の非移動の強さを、そして $\mu\sigma_{hi}\phi_j$ が RC-II モデルの要素をあらわす。これらのパラメータがもつ意味は、式(3)などと等しい。式(5)では、各共変量が到達階層に対して与える影響を把握するために、 $J-1$ 個のパラメータが使用されている。これは、多項ロジスティック回帰モデルでは、一般的な変数効果の推計の仕方だが、Hendrickx & Ganzeboom (1998)はより儉約的かつ理論的にも解釈が容易な Stereotype ordered regression (SOR)モデルの制約を、一部の変数に導入することを提案している。SOR モデルは複数の X_k の効果に共通するパターンを要約するために、目的変数の距離スケールを利用する。そこにおいては、 X_k の効果の強さが各リグレッサーについて 1 つの β_k で示され、現職の距離スケール ϕ_j の数値にしたがって到達階層ごとに異なる効果のパターンが検討される。式(6)は、共変量の効果に SOR モデルの制約を課した条件付きロジット・モデルを示す。

$$\log \frac{\pi_j}{\pi_j} = \alpha_j + d_h + d_i + \mu\sigma_{hi}\phi_j + \phi_j \sum_{k=1}^K \beta_k X_k \quad (6)$$

X_k がとり得る値の最大値と最小値の間で、そして現職のスケール ϕ_j が最も高い階層と最も低い階層の間で、 j のロジットに対して示される変数効果 β_k のレベルが最も大きくなる。SOR モデルは RC-II モデルと結果の解釈の仕方が似ているが、 X_k の変数値が既知とされている点

²³ 条件付きロジット・モデルと多項ロジスティック回帰モデルは、離散的な目的変数に対して、説明変数がどのような影響を与えているかを推計する点で、類似する部分が多い。両者の相違は、多項ロジスティック回帰モデルでは回答者の個人属性のみの影響が調べられるのに対して、条件付きロジット・モデルでは選択肢に附帯する属性も説明要因として分析に用いられるという部分に見出される (Hoffman & Duncan 1988)。条件付きロジット・モデルを適用する際、個人属性だけを説明要因として推定式に投入すれば、多項ロジスティック回帰モデルを利用可能なプログラムで分析した場合と、等しい計算結果が得られる。

では、対数線型モデルの列効果モデルとより関係が近いといえる(Agresti 2010)。

$$\begin{aligned} \log(\pi_j/\pi_j) = & \alpha_j + d_h + d_i + d_{01}X_3 + d_{02}X_4 + d_{03}X_3 + d_{04}X_4 \\ & + \beta_{j1}X_3 + \sigma_{hi}\phi_j(\mu_0 + \mu_1X_3 + \mu_2X_4) \\ & + \phi_j(\beta_2X_2 + \beta_3X_2X_3 + \beta_4X_2X_4 + \beta_5X_4 + \beta_6X_4^2) \end{aligned} \quad (7)$$

式(7)は Hendrickx & Ganzeboom (1998)がオランダの成人男性に関して、相対移動の趨勢を吟味した際に使用したモデルをあらわしている。ただし、式(7)では今回の目的とデータの構造に合わせて、Hendrickx らが用いたモデルに変更が加えられている。変更点は母職の非移動効果 d_h がモデルに含められていることと、出身階層の距離スケールに σ_i ではなく σ_{hi} が用いられていることである。また、Hendrickx らは男性のデータのみを扱っているが、本稿は女性についても分析を行う。共変量として用いられている変数は X_2 : 本人教育年数、 X_3 : 初職就職年、 X_4 : 就労年数である。教育年数は、本人が通学した経験をもつ最も高い学校の段階に、修了までに必要な標準的年限を与えるという方式で作成した。初職就職年は $X_3 = \text{本人出生年} + \text{教育年数} + 6$ として、就労年数は $X_4 = \text{本人年齢} - \text{教育年数} - 6$ として、近似値を算出した(Hendrickx & Ganzeboom 1998)。時間に伴う世代間非移動の変化は、個別階層ごとの傾向としてではなく、階層全体にかかわる全般的非移動にねらいを定めて検討する(Hendrickx & Ganzeboom 1998; 鹿又 2008a)。 $d_{01}X_3$ と $d_{02}X_4$ は、母職 - 現職の全般的非移動が、初職就職年と就労年数にしたがって変化する様子を捉えている。父職 - 現職の全般非移動について、それと同じ相互作用効果を設定した項が $d_{03}X_3$ と $d_{04}X_4$ である。そして、 μ_0 が出身 - 到達連関の主効果を、 μ_1X_3 と μ_2X_4 はその強さが初職就職年と就労年数によって相違する効果をあらわす。初職就職年の主効果 β_{j1} の推計には、制約のない多項ロジスティック回帰モデルが使用されている。これは、最初に就職した年が現在に近づくほど、現職で高い階層に到達しやすいというような効果を、初職就職年が示すとは期待できないためだとされている(Hendrickx & Ganzeboom 1998)。添え字 j が付いていない β_2 から β_6 までの係数が、SOR モデルの制約をあらわす。教育年数など、SOR モデルの制約が課される変数は、到達階層との関係の強さが、 ϕ_j によって示される順序的数値にしたがって規則的に変化する。

Hendrickx & Ganzeboom (1998)が提示した予測によれば、社会が産業化するにつれて、出身階層と到達階層との結びつきが低下する。そのような流動性の高まりは、技術的、経済的に発展した産業社会では、近代的な労働者の育成という社会的要求に応えるために教育の機会が拡大し、それが本人教育効果を経由した出身 - 到達格差を弱める方向に作用すること、効率性が重視される自由市場経済においては、社会的地位の配分原理として、教育達成のような到達的要因が、階層的背景のような帰属的要因に優越することなどによって促されるとされている²⁴。Hendrickx らは、異なる産業化の度合を示す複数の調査時点から得られたデータ

²⁴ Hendrickx & Ganzeboom (1998)の議論は、基本的には、産業化論(Blau & Duncan 1967; Treiman 1970)の立場を確認するものとなっている。

を用いて、上記の予測を、到達階層に対する父職の影響が、初職に就いた年が遅い男性の間では弱いという、時間的な変異にかかわる作業仮説をとおして検証している。他方、検討を加えられるのが現職への移動であるという理由から、到達階層のロジットに対して、人的資本の蓄積が及ぼす影響にも配慮がなされる。Hendrickxらは、就労期間中に個人は人的資本を獲得し、より高い地位へと移動していくので、出身階層と本人教育は就業キャリアの開始期の地位を最も強く規定し、就労年数の増加とともに、それらの影響が減少していくと予測する。全般的非移動ならびに出身 - 到達連関と就労年数との相互作用効果、そしてSORモデルの制約が課された $\beta_4 X_2 X_4$ の教育変数効果は、そのような意図にもとづいて、式(7)に含められている。

分析手法と理論的予測に関する以上の議論の踏まえ、社会的流動性が長期的に変動する過程を、性別比較の観点から明らかにすることが、本節で取り組む課題である。男性の世代間移動に関して、Hendrickx & Ganzeboom (1998)が予測した変化を、出身 - 到達格差の動向を見ていくうえでの基本仮説として、女性のデータにも適用するというのは、可能な立場の1つだろう。それとは別の立場として、女性において、出身 - 到達格差は拡大も縮小もしないと予測することもできる。日本の男性に関する世代間移動の研究の多くが、機会格差の変化を否定する結論を示している(原・盛山 1999; 原 2002; 石田 2008; 石田・三輪 2009, 2011)。そうした知見をもとに推論される単純な予測が、女性の階層移動についても、男性と同様に機会構造が硬直的であり、社会的流動性が一定の水準で推移しているというものである(鹿又 2008b)。一方、すでに確認したように、女性の社会移動には、男性とは異なる構造が生じている。そのため、趨勢的变化に関して、男性とは異なるメカニズムが働いていることが考えられる。今田(1990)によれば、女性の間で地位の開放性がどのように変わり得るかは、社会進出との関係を念頭に置いて探究されなければならない。女性の地位達成は、男性よりも狭い階層空間で行われており、具体的には就業している職種のバリエーションが少ないことや、世代内下降移動が多いことなどが特徴としてあらわれている(今田 1990)。今田は、男性よりも女性の方が地位の開放性が高いことにも、後者が置かれている階層空間の狭さが影響していると見て「階層再生産するだけの職業機会が女性には開かれてこなかった」と主張している(今田 1990: 57)。そうだとすれば、社会進出の帰結として、女性がより開かれた階層空間へと移行することは、階層再生産のレジームを変える可能性を秘めている。女性の階層空間が開かれていくと同時に、移動レジームが男性のそれへと近づけば、現職への出身背景の影響が強まり、機会の不平等が増大することが予測される。鹿又(2008b)は、女性の出身 - 到達格差を男性よりも小さくさせる複数の要因を提示し、それらの要因のなかでも息子を優先させる資産相続の慣行と就業の性的分離は、世代間移動の構造において男女間の共通性が高まることを予測する根拠にもなり得ると指摘している。鹿又の議論にしたがえば、家族と雇用の領域で男女がより平等に扱われるようになることで、女性の階層再生産を小さくさせ

ていた、男性優先の資産相続と性別職域分離の効果が消失する。資産相続、職業選択などにおいて女性が直面していた不利が緩和されれば、男女の地位達成が同等な構造へと近づくと期待されるので、女性の間で出身 - 到達格差が拡大するという変化予測を導くことができる。

要約すれば、男性について予測される変化とすでに報告されている計量的実態からの類推、さらに性特殊的な変動を生じさせる要因に関する諸説の整理によって、女性の社会移動における機会格差の趨勢に関しては、平等化、不変、不平等の拡大という3つの競合的な仮説を設定できるということである。第3の予測とかかわる今田(1990)の考察は、母親と女性の間での職業の移動を対象に、そこでの変化を展望したものとして受け取れる。一方、鹿又(2008b)において、それは父職 - 現職の非移動の増加傾向を予測する仮説として提示されている。前節で検討した結果では、所有者と農業の非移動は、男性より女性の数値が小さいことが確認されている。ゆえに、鹿又が指摘するような社会変化の影響を受け、それらの階層で世代間継承の男女差が縮小に向かうというのは、起こり得る変化だと考えられる。また、非移動効果の男女間の大小に注意して、階層カテゴリの全体を見渡せば、就業の性的分離という要因から、一貫して説明できるような傾向は生じていなかった。とはいえ、少数の職種への就業集中が女性の職業選択の範囲を狭め、階層的な出自とは直接的に結びつかない地位への移行を助長していることまでが全面的に否定されたわけではない。そうした就業集中の傾向が低下すれば、現職への女性の移動に関して、出身階層によって説明される余地が増加するという可能性は多分に残されている。したがって、母職 - 現職の非移動²⁵、そして父職 - 現職の非移動の漸次的増幅が見られるか否かは、女性の社会進出が階層構造にもたらず帰結を理解するために、確認されるべき問題だと位置付けることができる。

他方、出身 - 到達連関については、非移動と同様の増加基調だけではなく、それとは反対に減少傾向が見られると予測することも可能だと考えられる。母親、父親の両方の情報を用いて出身階層の序列性を計測した場合、出身 - 到達連関のレベルは女性の方が男性よりも大きいことが知られた。仮に、女性の開かれた階層空間への進出が、有利な階層の出身者から優先的に行われるとすれば、移動機会の格差がさらに増加していくことが想像される。これに対して、階層空間が開かれていく途上で、すでに述べたように世代間継承が強まるという変化が生まれるなら、そこでの効果の増分には、移動傾向に見られる強い階層の影響を削ぎ落とす機能が附帯しているかもしれない。その場合は、非移動の傾向とは異なり、出身 - 到達連関に関しては、女性内の階層差が低下することが予測される。

²⁵ 父職の非移動だけではなく母職の非移動でも効果の増加が見込まれるのは、雇用の平等化に伴う性的分離の縮小は、母親の就業行動にも影響を与えると想定されるためである。今田(1990)は、狭い階層空間から開かれた空間への移行が、女性本人と母親の双方において経験されることを指摘している。

4.2 推定結果

表 5 統制変数の記述統計量

	女性			男性		
	Min.	Max.	Mean	Min.	Max.	Mean
1985 年	0	1	0.14	0 ^a	0 ^a	0.00 ^a
1995 年	0	1	0.27	0	1	0.32
2005 年	0	1	0.28	0	1	0.33
2015 年	0	1	0.31	0	1	0.35
教育年数	6	18	12.41	6	18	13.13
初職就職年	1933	2017	1977	1943	2017	1980
就労年数	0	52	25.91	0	52	25.72

Note : a 1985 年調査の男性のデータは、すべて欠損値として処理。

統制変数として用意した共変量の基本的な情報²⁶を表 5 に、条件付き多項ロジット・モデルの分析結果を表 6 に示している。世代間の階層移動の趨勢は、女性と男性の分析を、別々に行っている。それぞれ、モデル 1 から 6 では、父職だけを出身階層の指標として、分析に使用した。これに対して、モデル 7 から 12 では、母親と父親の情報を同時に用いて、出身階層を測定するアプローチを採用した。ここでは(a)、(b)で指示した 2 つの方針に沿って時間的な変化を調べている。(a)と(b)は、時間変数の操作化の仕方に違いがあり、前者では調査年を示すダミー変数 X_{1t} が、他方、後者では前項において説明した初職就職年と就労年数が、趨勢の分析に利用されている。 X_{1t} は 1985 年を基準カテゴリとしている。そのため、時間による変異としては、出身 - 到達格差の大きさが 1985 年と他の各調査年では、どのように違うかに注意が向けられる²⁷。さらに、時点間の変化については、出身 - 到達格差が 1985 年から 2015 年にかけて、単線的に増加ないし減少すると仮定したモデルを検討し、初職就職年などの効果と比較できるようにした。表 6 の直線趨勢という表記がそれを指している。該当するモデルでは、調査年と他の変数との交差項を設定する際に、 X_{1t} が量的変数 X_1 に変更されている。 X_1 は 4 つの調査時点に対し、古い方を 0 として単純に 1 ずつ増加する量的数値を割り当てた変数である。移動機会の格差の変化は、調査時点に特有の傾向が示されているというより、出生コーホートの入れ替わりによって説明できる部分が大きいことが指摘されている(Breen & Luijkx 2007)。それを受けて、鹿又(2008a)は、Hendrickx & Ganzeboom (1998)のモデルを参

²⁶ 分析では到達階層 j のロジットについて、典型的なプロファイルを描きやすくするために、教育年数、初職就職年、就労年数は性別ごとに平均値で中心化したうえで、多項ロジット・モデルの推定に使用した。さらに、初職就職年と就労年数は、推計結果として示される係数から、ある程度の時間幅で生じている変化が知られるようにするために、それらの変数の単位が 1 年ごとではなく、5 年刻みの間隔となるように値の再割り当てを行った。

²⁷ 男性については、1995 年を基準(後述する量的変数では起点)として、3 つの調査時点の間で比較が行われている。

表 6 条件付きロジット・モデルによる分析結果

	Log likelihood	df	AIC	擬似 R^2
I. 女性				
Father-Only				
1. 共変量非統制	-10535.0	5298	21109.6	0.0325
(a)調査時点間の変化				
2. 調査時点統制	-9933.3	5270	19962.5	0.0878
3. 調査時点間変化	-9916.0	5261	19946.0	0.0894
4. 調査時点間直線趨勢	-9930.4	5267	19962.9	0.0880
(b)初職就職年と就労年数による変化				
5. 初職就職年&就労年数統制	-9898.8	5286	19861.7	0.0909
6. 初職就職年&就労年数変化	-9884.0	5280	19844.1	0.0923
Equal Mother + Father ($\sigma_h = \sigma_i$)				
7. 共変量非統制	-10417.0	5288	20894.1	0.0433
(a)調査時点間の変化				
8. 調査時点統制	-9868.6	5260	19853.2	0.0937
9. 調査時点間変化	-9849.9	5248	19839.8	0.0954
10. 調査時点間直線趨勢	-9862.5	5256	19849.0	0.0943
(b)初職就職年と就労年数による変化				
11. 初職就職年&就労年数統制	-9846.0	5276	19775.9	0.0958
12. 初職就職年&就労年数変化 [式(7)]	-9821.0	5268	19742.0	0.0981
II. 男性				
Father-Only				
1. 共変量非統制	-10128.0	5098	20296.9	0.0599
(a)調査時点間の変化				
2. 調査時点統制	-9501.4	5079	19080.8	0.1181
3. 調査時点間変化	-9496.8	5073	19083.6	0.1185
4. 調査時点間直線趨勢	-9500.6	5076	19085.2	0.1182
(b)初職就職年と就労年数による変化				
5. 初職就職年&就労年数統制	-9354.3	5086	18772.6	0.1317
6. 初職就職年&就労年数変化	-9353.8	5080	18783.7	0.1318
Equal Mother + Father ($\sigma_h = \sigma_i$)				
7. 共変量非統制	-10092.0	5088	20244.1	0.0632
(a)調査時点間の変化				
8. 調査時点統制	-9470.4	5069	19038.7	0.1210
9. 調査時点間変化	-9460.0	5061	19033.9	0.1219
10. 調査時点間直線趨勢	-9469.1	5065	19044.3	0.1211
(b)初職就職年と就労年数による変化				
11. 初職就職年&就労年数統制	-9321.8	5076	18727.5	0.1348
12. 初職就職年&就労年数変化 [式(7)]	-9318.8	5068	18737.6	0.1350

Note: モデル 1, 7 以外では(a), (b)で指示した時間変数とともに本人教育変数を統制. 変化とは, 時間変数の値の違いに応じて, 現職ロジット j に対する出身階層と本人教育の効果が異なるという仮定を意味する. 擬似 $R^2 = 1 - LL_M/LL_0$ (McFadden R^2). LL_M は各モデルの対数尤度, LL_0 は説明変数を含まないモデルの対数尤度. $N=5318$ (女性), 5118 (男性).

考に、ライフコース移動モデルを提示した。ライフコース移動モデルは、調査時点比較では見過ごされがちな、コーホート効果のような緩やかで複雑な変化を的確に取りだせるアプローチだとされている。これらの議論を踏まえるなら、男性はもとより、女性を対象とした社

会移動の趨勢分析では、(b)の各モデルを用いた方が、(a)で指定された各モデルにしたがって比較をすすめるよりも、良好な説明力が得られると期待することができる。

女性の分析結果は、現職への移動に関して、期待したような変化が起こっていることを示唆している。*AIC* と疑似 R^2 を見ていくと、出身階層を構成する要因として父職だけを取り上げたモデルでは、(b)の各モデルが示す適合度が、(a)の各モデルから得られる数値よりも、良好な結果となっている。(a)の各モデルのなかではモデル 3 が相対的に望ましい適合度を示している。したがって、出身 - 到達格差と教育変数効果のいずれか、もしくはその両方に、調査時点による変化が生じているといえる。モデル 4 とデータとの適合性が低いことは、それらの効果が時点間で直線的に変化するという見方を否定している。他方、(b)のモデル 5 と 6 の比較では、後者の方がデータに対する予測の精度が高く、社会移動の機会格差と本人学歴に備わる地位規定力が、初職就職年の違いと就労年数の増加によって、単調に変化してきたことを予期させる結果が示されている。

さらに、母親の情報を加えて出身階層を測定したモデルは、以上で検討した諸モデルと比較して、全体的に *AIC* と疑似 R^2 に関して、良好な数値が推計されている。時間変数を統制する条件が等しければ、母階層の影響を考慮することで、例外なくモデルの *AIC* と疑似 R^2 が改善するという規則性が認められる。(a)の各モデルと(b)の各モデルの間での優劣の対比、そして(a)、(b)のそれぞれの内部での相対的な適合度の比較という基準で、モデルの選択をすすめていくと、最終的にモデル 12 がここでは最も望ましいモデルとして採択される。モデル 12 は初職就職年と就労年数の影響を主効果として含み、そのうえ、それらとともに出身階層と本人教育の影響が変化する過程を、複数の相互作用効果で補足できるように指定されている。時間にかかわる変化項を削除したモデル 11 よりも、こちらのモデルが支持されているので、女性の出身 - 到達格差の動向に関して、不変性を予測する仮説はデータと一致しない。モデル同士の比較からは、社会移動の趨勢としては、初職の就職時期と就労期間の長さに影響されながら、機会の不平等に何らかの変化が生じているといえることができる。

一方、男性については、表 6 の分析結果から、父階層と同時に、母階層の情報も使用して出身階層を測定した方が、世代間移動を適切に捉えられることが、改めて確認される。時間変数の影響を見るうえでは、調査時点を使用したモデルよりも、初職就職年と就労年数を使用したモデルの方が、望ましい結果が得られている。ただし、それは到達階層のロジットを予測するという意味での望ましさに限られる。出身階層と教育年数の影響の時間的な変化に関しては、多くの場合、変化を仮定しない方が、データに対してモデルの当てはまり具合がよいとする推計結果が示されている。とくに、出身 - 到達格差の大小が時間とともに直線的に変化するという仮定は、どのような時間変数を用いられているかということと関係なく、データに対してモデルがもつ予測力を高めるような役目をまったく果たさない。このような

表 7 初職就職年と就労年数による変化を仮定したモデルのパラメータ推定値：女性

	モデル 7			モデル 11			モデル 12		
	Estimate	t-value		Estimate	t-value		Estimate	t-value	
母職非移動 d_h									
専門 1	1.120	1.412		1.408	1.804	+	1.452	1.784	+
管理	0.633	1.539		0.659	1.596		0.608	1.471	
専門 2	0.395	2.823	**	0.343	2.379	*	0.262	1.727	+
所有者	0.480	0.915		0.512	0.967		0.514	0.967	
販売	0.688	5.238	**	0.719	5.441	**	0.680	5.096	**
事務	0.264	2.703	**	0.213	2.137	*	0.132	1.240	
技能工	0.229	1.604		0.239	1.631		0.258	1.759	+
下層マニュアル	-0.005	-0.032		0.038	0.243		0.073	0.463	
サービス	0.261	2.087	*	0.283	2.221	*	0.263	2.030	*
農業	1.315	6.275	**	1.051	5.471	**	1.099	5.456	**
母職非移動の変化									
全般的非移動 by 初職就職年							-0.047	-2.087	*
全般的非移動 by 就労年数							-0.120	-4.403	**
父職非移動 d_i									
専門 1	0.897	3.294	**	1.221	4.397	**	1.264	4.468	**
管理	0.472	2.923	**	0.478	2.948	**	0.494	3.033	**
専門 2	0.523	3.598	**	0.434	2.903	**	0.410	2.670	**
所有者	0.641	2.237	*	0.549	1.895	+	0.606	2.076	*
販売	-0.061	-0.212		-0.030	-0.104		-0.068	-0.234	
事務	0.167	1.377		0.212	1.723	+	0.202	1.630	
技能工	0.337	3.208	**	0.328	3.026	**	0.352	3.208	**
下層マニュアル	0.008	0.053		0.009	0.057		0.046	0.301	
サービス	0.240	2.022	*	0.251	2.080	*	0.225	1.844	+
農業	0.790	3.779	**	0.721	3.758	**	0.813	4.046	**
父職非移動の変化									
全般的非移動 by 初職就職年							0.059	2.743	**
全般的非移動 by 就労年数							0.058	2.128	*
出身 - 到達関連 μ とその変化									
関連パラメータ	14.290	16.136	**	4.967	5.144	**	5.033	5.199	**
関連パラメータ by 初職就職年							-1.098	-2.522	*
関連パラメータ by 就労年数							-0.557	-0.993	
教育変数効果とその変化									
教育年数				0.971	22.200	**	0.981	21.886	**
教育年数 by 初職就職年							-0.020	-1.155	
教育年数 by 就労年数							-0.087	-3.579	**
就労年数				0.209	5.971	**	0.289	5.635	**
就労年数 2 乗				0.007	0.754		0.026	2.444	*

Note : ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$.

スペースの省略のため、切片項と初職就職年の主効果については、パラメータ推定値の記載を省略。

分析結果は、男性の世代間移動の趨勢に関して、時間の経過に沿って機会の不平等が単調に変化するような動きが生じているとはいいたくないことを示している。

女性について、最終的に望ましいと判断されたモデル 12 のパラメータ推定値を、表 7 に記

表 8 初職就職年と就労年数による変化を仮定したモデルのパラメータ推定値：男性

	モデル 7		モデル 11			モデル 12	
	Estimate	t-value	Estimate	t-value		Estimate	t-value
母職非移動 d_h							
専門 1	-0.576	-0.783	-0.149	-0.205		-0.217	-0.295
管理	0.682	2.652 **	0.830	3.111 **		0.791	2.974 **
専門 2	0.157	0.822	0.059	0.300		-0.040	-0.192
所有者	0.387	1.148	0.454	1.326		0.485	1.416
販売	0.460	2.284 *	0.373	1.823 +		0.266	1.246
事務	0.133	0.831	0.083	0.512		0.001	0.008
技能工	0.175	1.497	0.125	1.022		0.098	0.794
下層マニュアル	0.170	1.025	0.133	0.794		0.127	0.757
サービス	0.513	3.974 **	0.533	4.042 **		0.481	3.544 **
農業	1.276	4.986 **	1.282	5.069 **		1.337	5.287 **
母職非移動の変化							
全般的非移動 by 初職就職年						0.042	1.370
全般的非移動 by 就労年数						0.004	0.104
父職非移動 d_i							
専門 1	0.220	1.050	0.509	2.334 *		0.524	2.379 *
管理	0.550	6.128 **	0.549	5.906 **		0.546	5.847 **
専門 2	1.181	7.502 **	1.027	6.285 **		1.046	6.326 **
所有者	2.062	14.055 **	2.080	13.817 **		2.061	13.572 **
販売	0.200	0.535	-0.116	-0.304		-0.098	-0.256
事務	0.471	2.816 **	0.478	2.831 **		0.487	2.870 **
技能工	0.491	6.571 **	0.332	4.211 **		0.343	4.310 **
下層マニュアル	0.538	3.638 **	0.596	3.978 **		0.602	4.010 **
サービス	0.548	4.365 **	0.587	4.605 **		0.606	4.723 **
農業	1.539	5.769 **	1.534	5.776 **		1.486	5.605 **
父職非移動の変化							
全般的非移動 by 初職就職年						-0.004	-0.168
全般的非移動 by 就労年数						0.003	0.121
出身 - 到達関連 μ とその変化							
関連パラメータ	13.352	16.332 **	5.483	5.784 **		5.836	5.920 **
関連パラメータ by 初職就職年						-0.721	-1.436
関連パラメータ by 就労年数						-0.455	-0.757
教育変数効果とその変化							
教育年数			0.924	29.129 **		0.919	28.442 **
教育年数 by 初職就職年						0.009	0.570
教育年数 by 就労年数						0.007	0.388
就労年数			0.124	3.192 **		0.156	2.701 **
就労年数 2 乗			0.038	3.968 **		0.038	3.645 **

Note : ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$.

スペースの省略のため、切片項と初職就職年の主効果については、パラメータ推定値の記載を省略。

載している。そこでは、参考までに時間変数などの影響を統制していないモデル 7 とそれらの主効果の影響のみを統制したモデル 11 の結果も、並べて記している。男性についても同様のモデルを取り上げ、パラメータ推定値を示したのが表 8 である。モデル選択の結果を踏まえるなら、男性の場合はモデル 12 の効果パラメータを記載することは冗長との見方も可能だ

が、機会格差の動向について女性の結果と比較できるようにするために、詳細な推計結果を報告するというのも無益な行為ではないと考えられる。その機会格差の動向という点で、男性では出身階層の影響に、統計的に有意といえるような変化が生じていないことを指摘できる。今回の分析では、出身 - 到達格差を作り出す環境として複数の要素が峻別されているが、そのいずれを見ても、初職就職年との変化項に関して、有意な検定結果が得られていない。そこから引きだされる含意は、異なる出身背景の男性が到達階層へと移行するチャンスと関係して、長期の間、階層の閉鎖性が一定のレベルで維持されてきたというものである。さらに、そのような出身 - 到達格差の強さには、就労年数に伴う変化がほとんど見られない。就労年数の主効果は、人的資本の蓄積に応じて個人がより優位な階層へと選抜されていく過程を捉えているけれども、そこで発生する世代内移動は出身階層による格差を變形させるようには機能していない。要するに、男性の場合は、初職に就いた時期や就職後に経過した時間の長さが違っていても、社会的流動性のレベルが同程度で、格差の変化は剔出されない。男性の階層移動の趨勢は、何よりもその時間的な安定性によって特徴付けられるといえる。

それに対して、女性を対象とした分析では、時間変数との交差項を設定したパラメータの一部に、有意な推計値が示されている。流動性の変化と関係してくるものとしては、父職の非移動傾向が、初職就職年が遅いほど、全般的に強くなっていることを指摘できる。そして、これとは対照的に、母職 - 現職の全般的非移動では、初職に就職した年が後になるにつれて、効果が低下する様子が見られている。出身 - 到達連関の強さも時間とともに変化しており、母職の非移動傾向と同様に、初職就職年が後になるほど、機会格差が低下する傾向を読み取れる。連関パラメータ μ の推定値が、就職年が遅くなるにつれて弱まっていることは、女性の間での移動傾向の特殊性に言及した際に提出した、階層差低下の変化予測と一致する。一方、全般的非移動の増減の基調が父職と母職で異なるという推計結果は、前項で示した機会不変、平等化、格差拡大のいずれの仮説的予測によっても、一貫した説明を行うことが難しい²⁸。さらに父職と母職の両方で、全般的非移動が就労年数にしたがって変化している点に注目されたい。就労年数は、初職就職年を始点として算出されるが、当然、高年者は若年者

²⁸ 母職の非移動についてはすぐ後で述べるように、就労年数に伴う変化も確認されている。したがって、母職の効果の時間的変化は、Hendrickx & Ganzeboom (1998)が提示した予測と一致する。しかし、Hendrickx らの仮説は、もとは男性の出身 - 到達格差の変化を予測するために立てられたもので、女性のサンプルと母職にかかわる変数は分析に使用されてさえない。ただし、そのこと自体は、大きな問題ではない。父親と男性との関係について予測される現象が、母親と女性との関係においても成り立つと仮定すれば、Hendrickx らの仮説は一般的な理論として、男女の両方について、社会移動の時間的変化を説明する立場の1つとして、応用することが可能だからである。実際、本稿ではそのような立場から、女性における機会の平等化の予測を行っている。今回の分析結果から、Hendrickx らの仮説を支持できない最大の理由は、父職の効果に関して仮説と合致する結果がまったく見られていないという点である。Hendrickx らの仮説を支えている理論では母職と父職が異なる方向へと変化するようなパターンを、整合的に説明することができないのである。

よりも、現時点での就労期間が長くなる。全般的非移動に関して、就労年数に伴う変化項に有意な係数が示されるということは、若い世代と高年の世代を比較した場合、移動機会の格差がどちらでより大きいかは、初職開始から、どの程度の時間が経過した段階を取り上げるかによって、解釈が変わり得る可能性を示唆している。

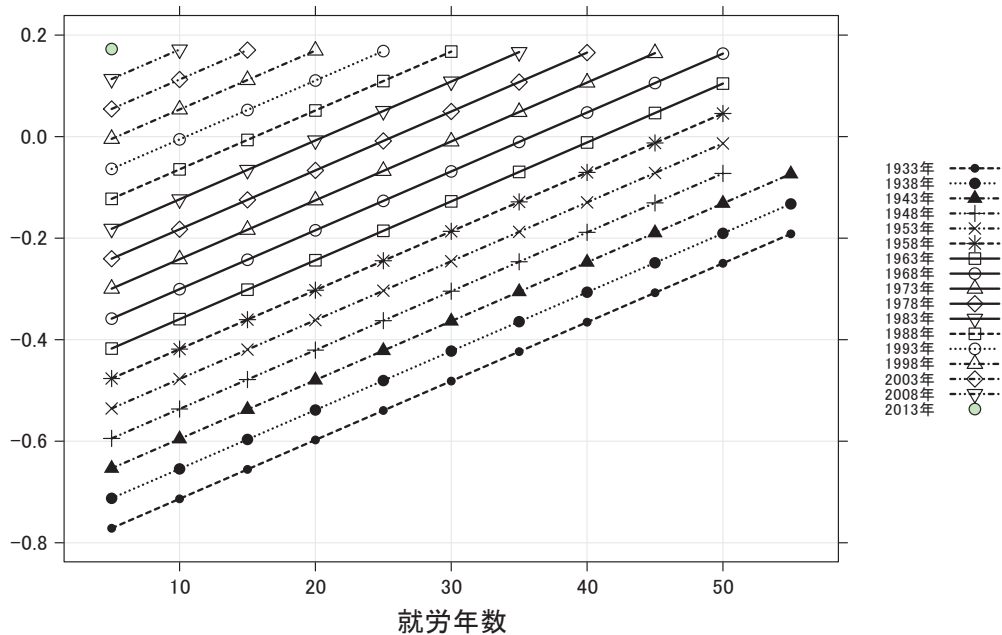


図 4 就職年コーホート別、父職全般的非移動の就労年数に伴う変化：女性

図 4 では、女性において、父職の非移動傾向が就労期間中にどのように変化したかが、初職に就いた時期ごとに、長さが異なる直線で示されている。初職就職年が 2013 年のものと 1933 年のものとは、就職後 5 年の時点で、全般的非移動の強さに約 1 の違いが生じている。非常に大きな差のように思えるが、若年層で移動機会の格差が著しく拡大していると結論付けるのは、早計だといわねばならない。非移動は就労年数が多くなると増大するが、初職に就いてからの時間があまり経過していない若い世代は、そこでの変化が現職への移動に及ぼす影響を強く受けるような段階に、まだ到達していない。図 4 は、最も若い世代で見られる初職就職時の機会格差と、1968 年に初職に就いた世代が、50 年の就労を経験した段階でさらされる非移動のレベルが、計算上は一致することを明らかにしている。このように、就労年数にしたがう非移動の増大傾向に目を向ければ、初職に就いた年が早いか遅いかでは、機会の不平等の程度はそう大きくは変わらないと、以上の検討からは評価される。符号の向きは異なるが、母職非移動についても同様のパターンがあらわれているため(図は省略)、表 7 の数値に示されているほどには、若い世代で世代間継承が減少していないことを確認できる。

ただし、就労年数が 50 年を超えるようなケースは古い世代でもそれほど多くないし、年齢

としても定年退職の時期が迫ってくる段階なので、図の右端の方にばかり注目することにも、問題がないとはいえない。就労年数の平均値が女性では約 26 年となっているので、その辺りで生じている格差を現実に近いレベルと想定し、就職した年の違いがもたらす変化の検討をもう少し続けることにしたい。なお、就職年コーホートに関して、最も古い年に近いところでは、人数が少ない。そこで、ここでの比較では、1948 年と 1988 年に初職に就いた世代を取り上げることにした。表 7 のモデル 12 の列に記載されている父職非移動 d_i の係数は、初職就職年と就労年数が平均値と等しいときに、個別階層に対して推計される世代間継承のレベルを示している。式(7)により、非移動傾向の効果は全体としては $d_i + d_{03}X_3 + d_{04}X_4$ と設定されている。そこから全般的非移動の変化にかかわる交差項の部分を取りだしてプロットしたのが前掲の図 4 である。ゆえに、初職就職年と就労年数の特定の組み合わせに該当するパラメータを図 4 のなかから見つけ、それを d_i に加算すれば、実際に生じている非移動の強さが、時間の流れに沿ってどのように変容してきたかを階層ごとに数値で示すことができる。1948 年コーホートで、初職就職 30 年後の場合は、 d_i の係数から 0.3 を減じた数値が非移動のおおよその推定値となる。それをすると、事務、技能工、サービスなどでは、父職との間で世代間継承は行われていないといえるレベルにまで非移動が減少する。そして所有者、専門 2 など、男性において大きな数値が示されているカテゴリでは、男女間の相違がいつそう目立つようになる。次に、1988 年コーホートで、30 年の就労経験を積んだ段階では、非移動の大きさについては d_i に 0.2 を加えることによって、見積もりが示される。その場合、管理と技能工は、女性の方がやや数値が大きくなる(男性のモデル 11 の結果と比較)。専門 2、事務、サービスなどでも数値が 0.5 前後となり、男性には及ばないが、一定程度、階層再生産が生じていると見なせる。女性同士を比べた場合は、若いコーホートではどの階層の出身者にも 0.5 のプラスの d_i が付与され、性内格差が拡大する。絶対的に見て、これが大きな数字かどうかは結論しにくいだが、男性の非移動でも半数程度は 0.5 付近ないしそれ未満となっていることを踏まえるなら、階層の閉鎖性にとって、一律で 0.5 の増分は無視できない変化だと考えられる。そして、すでに指摘したように、このような変化に伴って、女性の出身 - 到達格差の大きさが、男性において生じているレベルへと近づき、部分的にはそれを凌ぐ動きもでてきているのである。

父職の非移動傾向については、以上のように、女性において、それが就職年コーホートの交替と就労経験の増加とともに、強まる動きを見せることを指摘した。仕事に就いた時期の違いや、就労期間の長さに応じて、場合によっては、かなり強い非移動の効果があらわれ得ることについて、数値例を示しながら、議論をすすめてきた。一方、女性の階層移動の趨勢は、このような階層差の固定化や、社会的流動性の低下を示唆するような動きだけを特徴としているわけではないことを、今回の分析結果から確認しておく必要があるだろう。すでに述べたように、仮説的な議論によって十分予測できなかった点として、母職の非移動の強さが、

初職就職年が遅いほど、さらに就労経験が増えるほど、低下する傾向が示された。これは、父職の非移動で見られたのとは、正反対の変化である。若い世代や、就労年数が長くなっていく高年齢の段階では、父階層を継承する度合いが強まっている一方で、母階層との関係で見れば、むしろ社会の開放性の方が高まっているのである。女性の移動分析の推計結果では、母職と父職の非移動は、似たような強さを示すので、それらが時間とともに、相反する方向へと変化した場合、両親の影響を合計した世代間継承の量的な規模は、結局は一定のレベルで推移するということが帰結されるのかもしれない。それから、非移動から区別される移動傾向における機会格差が、初職に就いた年代が遅い若い人々の間で、縮小していた。こちらは就労年数に伴う有意な変化は検出されず、高年層から若年層にかけて、就職した年の違いにより、図5に示すような μ の直線的な減少の軌道が描かれるのみである。ゆえに、若い世代で μ が小さくなっていることは、移動傾向において機会格差の水準が低下している兆しとして、素直に解釈できる。 μ について認められる変化は、仮説的な議論を行った際に示した低下基調に関する予測と一致した。移動傾向における出身階層の影響は古い世代では非常に強く、1973年に初職に就職した世代で、変化がない男性と同水準にまで下がり、それ以降も格差の低下が続いている。こうした知見が得られていることから、女性において、その階層移動に関して、機会格差の拡大や再生産傾向の強化が進行していると結論するのは、性急に過ぎるといえるだろう。

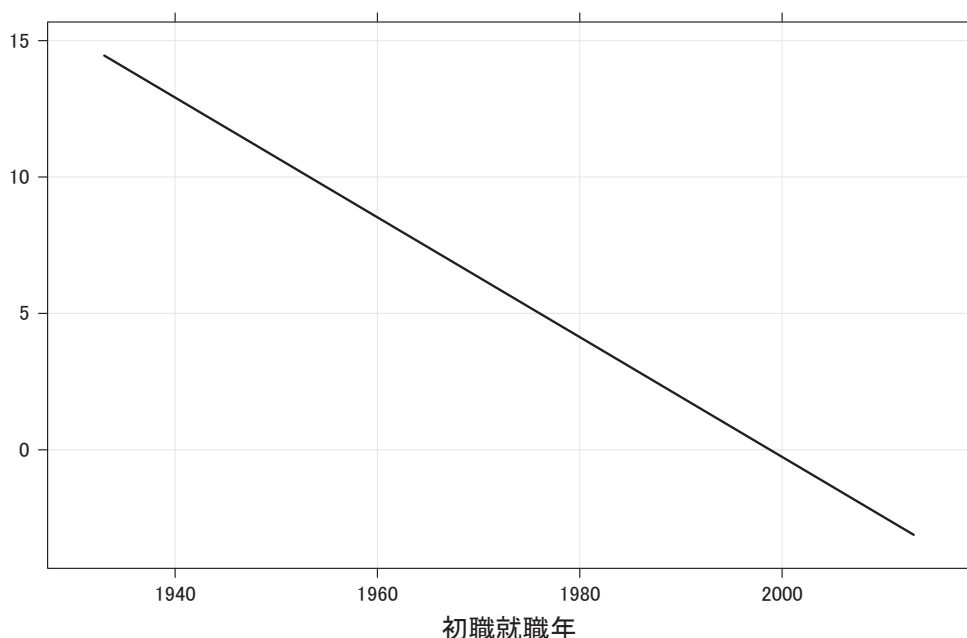


図5 連関パラメータ μ の初職就職年に伴う変化：女性

5. まとめと今後の課題

階層移動の構造の男女差について第1にいえることは、父職の非移動が女性では小さいというものである。非移動の大きさが女性では、基準とされた男性の推計値の0.44倍ほどであった。非移動が小さい理由として、男性優先の資産相続、就業の性的分離、母階層からの影響の強さが挙げられた。男性優先の資産相続に関しては仮説と矛盾しない傾向がデータにあらわれていたが、就業の性的分離に関しては分析結果を整合的に説明しないと判断された。母階層からの影響の強さは、非移動について支持されず、移動傾向について仮説と一致する分析結果が得られた。すなわち、出身階層の測定において母職と父職を同時に用いたときのみ、相対移動のレベルに性差が検出され、そこから母親と本人の間の職業移動の機会の不平等が女性でより大きいことが示された。

非移動傾向と出身 - 到達連関を加算した総合的な出身 - 到達移動機会格差は、男性に比して女性では明確に小さいとは断言できない。女性が父親とは異なる階層へと移行しやすいことについては、確度の高い推定結果が得られた。しかし、世代間で同一の階層を継承することは相対移動として捉え得る不平等構造の1つの側面でしかない。加えて、相対移動の過程では父親だけでなく、母親が重要な役割を果たしている。非対角部で起こる出身 - 到達連関を捉えるうえで、母階層は父階層とおおむね同等の効果を示すことが、すでに先行研究で報告されている(Beller 2009; 三輪 2011)。本稿では、さらに出身 - 到達連関における移動傾向が母親と女性の間で、より強い対応関係に置かれていることを明らかにした。母職の影響を考慮した後は、出身 - 到達移動機会格差に関して、序列が高い階層で男女間の相違が小さく、最上位の専門1では女性の方が閉鎖的で、移動障壁が高くなっていた。そうした変異が別出されたのは、母職と女性の現職との間で、きわめて強い移動傾向が働くからである。母職 - 現職の距離が相対的に近い職業の組み合わせの間で、頻繁に移動が行われることは、女性が父親の職業とは異なる階層に到達しやすい現象とも関係していると推察される。父職との階層の持続性が明確な男性とは違った環境で、女性もまた、強い移動機会の不平等にさらされている様子が、SSM調査のデータ分析から見えてきたというのが、1つ目の問いに対して、本稿が提示する回答である。

さらに本稿では社会的流動性の趨勢についても性別比較をすすめ、以下に挙げるような事実を発見した。男性では、社会移動の機会構造に関して、時間的な変動が認められなかった。他方、女性では、父職の非移動の全体的な増大、母職の非移動の縮小、出身 - 到達連関で見られる機会格差の低下などが長期的に生じていることが示された。時間的な変化について、女性のデータで見られた特徴は、父職の非移動傾向の増大と移動傾向における出身階層の影響の低下に関しては、事前に用意した仮説的予測と重なる点もあった。しかし、母職の影響にあらわれている動向などは、仮説的予測で想定していたメカニズムから、一貫して論理的に説明できる結果ではなかった。

男性において、階層移動の構造が変化していないというデータが得られたことは、驚くべき結果とはいえない。これまで、日本社会で男性を対象に行われた研究では、社会的地位の流動性が一定のレベルで推移しており、傾向的な変動が認められないということが、何度も指摘されてきた。そのような、社会移動の構造的安定性が、今回の分析において再び確認されたということである。ただし、今回の分析では、母職の変数を追加して検討をした点が、国内の既存研究における趨勢分析のやり方とは異なっていた。その結果、移動機会の構造の時間への耐性は出身階層測定 of 修正によっても変更を受け付けず、一定の流動性という結論を変えるには至らなかった。この点は、アメリカにおいて趨勢の比較を試みた Beller (2009) の研究とは、得られた知見が異なっている。なぜ、このような日米間の違いが見られたかにはこれ以上立ち入らないでおくが、もしもこれが各社会における制度的要因や母親の役割の変化に関する何らかの差異を反映した結果だとすれば、本格的な比較分析をすることで、さらに興味深い知見が導かれる可能性があるといえよう。

女性の場合は、得られた分析結果を事前に想定していたような枠組で説明することができず、また明らかにされた事実そのものがかなり込み入っている。したがって、それらをもとに格差の流動化や固定化のような、時間的変化に関する簡潔な見解を述べることは難しい。しかしながら、相対移動の複数の要素において、有意な時間的変化が検出されたこと自体は重要だと考えられる。そうした変化のなかから、ここでは父職の非移動に関して明らかにされた事実にもとづき、移動機会の現在までの動向を要約し、将来の展望を示すことにしたい。父職の非移動は初職就職年に伴い変化し、若い世代で影響が強まっていた。就職年コーホートによって影響にどの程度の差がでていくかは、想定する世代の幅によって変わってくるが、0.5 から 0.7 くらいにはなると考えてよいだろう。表 7、8 の女性、そして男性における非移動効果 d_i を見れば分かるように、この 0.6 前後の追加効果の有無は、けっして小さいとはいえない。非移動の影響が見られないに等しい状況から、実質的な格差があらわれ得るレベルまでの変動が生じている。したがって相対移動、とりわけ父職の非移動の強さが男女間で相違しているか否かという問いへの回答は、注目しているサンプルが含んでいるコーホート次第で異なり得る。それは、同時に、女性の相対移動のレベルについて議論する際には、時間的変化への視点がきわめて重要だということを意味している。ただし、1 点だけ注意を促しておくが、ここで指摘したような格差の拡大は、現時点ではそれほど顕在化していない可能性が考えられる。女性では、非移動の大きさが就労年数に伴って変化していた。そして、就労経験の蓄積が、非移動の効果を増加の方向へと変形させる効果が示されていた。この変化項の影響と、加齢効果とコーホート効果の絡み合いが生じさせる複雑さにより、若い世代では非移動の大きさは、古い世代とそれほど変わらないことも、可能な解釈の 1 つとして示された。仮に、就労年数にしたがう変化が、今回推定された効果のまま、今後も維持されるとすれば、現在の若年層が就労経験を積むなかで、非移動の効果がかなり強いものへと変わっ

ていこう。そうした傾向が果たして現実の社会にあらわれるのか、引き続き注意して見ていく必要があるといえる。

上述の就労年数による変化が、なぜ Hendrickx & Ganzeboom (1998)によって予測されたような減少の傾向ではなく、それとは逆の増大の基調としてあらわれたかは、今後の研究において説明される必要があるだろう。それには2つの可能性が考えられる。1つは、ライフステージの変化によって生じる出産や育児などを経た後での再就業の際に、父親のもつ社会的ネットワークの効果が生じるという可能性である。もう1つは、父職の非移動の効果を強く受ける層が、長期間、有業者として観察対象のサンプルに残っているという可能性である。こうした点について確認を行うために、さらにはSSM調査で得られている詳細な情報をより有効に活用するためにも、今後は職歴データを使用した分析に取り組む必要があると考えられる。職歴情報を生かせば、労働市場への参入と退出という観点から、本人の無職も分析モデルに取り込むことが可能だろう。そのような分析によって、女性の社会移動の構造に関する男性との相違、さまざまな世代の間での変化、さらにライフコースに伴う変容などについて、よりいっそう多くのことを明らかにできると期待される。

謝辞

統計分析の方法について、藤原翔氏(東京大学)から、さまざまなアドバイスをいただきました。また、本稿の執筆過程で多数の方々から有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

[文献]

- Agresti, A. 2010. *Analysis of Ordinal Categorical Data*, 2nd ed., John Wiley & Sons.
- Beller, E. 2009. "Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-first Century: Why Mothers Matter," *American Sociological Review*, 74(4): 507-28.
- Blau, Peter M., & Otis D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*, Wiley.
- Breen, R. 1994. "Individual Level Models for Mobility Tables and Other Cross-Classifications," *Sociological Methods & Research*, 23(2): 147-73.
- Breen, R. & R. Luijkx. 2007. "Social Mobility and Education: A Comparative Analysis of Period and Cohort Trends in Britain and Germany," S. Scherer, R. Pollak, G. Otte, & M. Gangl eds., *From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*, Campus Verlag, 102-24.
- Bukodi, E. & J. H. Goldthorpe. 2013. "Decomposing 'Social Origins': The Effects of Parents' Class, Status, and Education on the Educational Attainment of Their Children," *European Sociological Review*, 29(5): 1024-39.

- Dessens, J. A. G., W. Jansen, H. B. G. Ganzeboom, and P. G. M. van der Heijden. 2003. "Patterns and Trends in Occupational Attainment of First Jobs in the Netherlands, 1930-1995: Ordinary Least Squares Regression versus Conditional Multinomial Logistic Regression," *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 166(1): 63-84.
- Erikson, R. 1984. "Social Class of Men, Women and Families," *Sociology*, 18(4): 500-14.
- Gerber, T. P. & M. Hout. 2004. "Tightening Up: Declining Class Mobility during Russia's Market Transition," *American Sociological Review*, 69(5): 677-703.
- Goodman, L. A. 1979. "Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables," *American Journal of Sociology*, 84(4): 804-819.
- Gundert, S. & K. U. Mayer. 2012. "Gender Segregation in Training and Social Mobility of Women in West Germany," *European Sociological Review*, 28(1): 59-81.
- 原純輔. 2002. 「産業化と階層流動性」原純輔編著『講座・社会変動 5 流動化と社会格差』ミネルヴァ書房, 18-53.
- 原純輔・盛山和夫. 1999. 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 橋本健二. 1989. 「女性の階級分析：家族と連接化する階級所属」岡本英雄編『1985 年社会階層と社会移動全国調査報告書 4 女性と社会階層』1985 年社会階層と社会移動全国調査委員会, 179-96.
- 橋本健二. 1997. 「ジェンダーと階層構造：理論内在的セクシズムの問題」『教育社会学研究』61: 55-76.
- Hendrickx J. & H. B. G. Ganzeboom. 1998. "Occupational Status Attainment in the Netherlands, 1920-1990: A Multinomial Logistic Analysis," *European Sociological Review*, 14(4):387-403.
- 平尾一朗・太郎丸博. 2011. 「世代間移動レジームにおける非正規雇用の位置」『理論と方法』26(2): 355-70.
- Hoffman, S. D. & G. J. Duncan. 1988. "Multinomial and Conditional Logit Discrete-Choice Models in Demography," *Demography*, 25(3): 415-27.
- 今田幸子. 1990. 「地位達成過程：閉ざされた階層空間」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造 4 女性と社会階層』東京大学出版会, 39-62.
- 今田高俊・原純輔. 1979. 「社会的地位の一貫性と非一貫性」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 161-197.
- 石田浩. 2008. 「社会移動の国際比較と趨勢」直井優・藤田英典編『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 221-56.
- 石田浩・三輪哲. 2009. 「階層移動から見た日本社会：長期的趨勢と国際比較」『社会学評論』59(4): 648-62.
- 石田浩・三輪哲. 2011. 「社会移動の趨勢と比較」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, 3-19.
- Jackson, M., J. O. Jonsson, & F. Rudolph. 2012. "Ethnic Inequality in Choice-driven Education Systems: A Longitudinal Study of Performance and Choice in England and Sweden," *Sociology of Education*, 85(2): 158-78.
- Jonsson, J. O. 1993. "Education, Social Mobility, and Social Reproduction in Sweden: Patterns and Changes," *International Journal of Sociology*, 23(1): 3-30.
- Jonsson, J. O., D. B. Grusky, M. Di Carlo, R. Pollak, & M. C. Brinton. 2009. "Microclass Mobility: Social Reproduction in Four Countries," *American Journal of Sociology*, 114(4): 977-1036.
- 鹿又伸夫. 2008a. 「社会移動の変化と軌跡：ライフコース移動アプローチ」直井優・藤田英典編『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 39-76.
- 鹿又伸夫. 2008b. 「世代間移動の性別比較：職歴データによる推定」『理論と方法』23(2): 65-83.
- 三輪哲. 2011. 「世代間移動における出身階層測定の再検討：対数乗法連関モデルによる 2005SSM 調査データの分析」『社会学評論』62(3): 266-283.
- 三輪哲. 2015. 「階層移動の男女差に関する国際比較研究：今なお残る機会の不平等」筒井淳也・神林博史・長松奈美江・渡邊大輔・藤原翔編『計量社会学入門：社会データをよむ』世界思想社, 103-15.
- 白波瀬佐和子. 1999. 「世代間移動の男女比較：国際比較の視点から」『社会学評論』50(1): 41-58.
- 竹ノ下弘久・田辺俊介・鹿又伸夫. 2007. 「階層移動の国際比較に向けての階層カテゴリーの構成：SSM 職業小分類の EGP 分類への変換とその方法」『人文論集』58(2): 17-42.
- Treiman, D. J. 1970. "Industrialization and Social Stratification," E. O. Laumann ed., *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, Bobbs-Merrill, 207-34.
- Wong, R. S.-K. 2010. *Association Models*, Sage.
- 山口一男. 2017. 『働き方の男女不平等：理論と実証分析』日本経済新聞出版社.
- 安田三郎. 1971. 『社会移動の研究』東京大学出版会.

Gender Comparison of Intergenerational Occupational

Mobility:

An Analysis of Mechanisms and Trends^{*}

Toshiyuki Shirakawa

(Institute of Social Science, The University of Tokyo)

Abstract

This article performs a gender comparison of occupational mobility focusing on the influence of mother's occupation, in addition to that of father's occupation. Previous research suggests that there are explicit gender differences in opportunity disparities—societal openness is much higher among women than among men. We examine whether incorporating mother's occupation into the analysis of intergenerational mobility alters findings about differences in societal openness between women and men. In addition, we analyze long-term trends in occupational mobility among women and men. Traditional sociological theory assumes that social fluidity increases with industrialization. However, other expected temporal changes in disparity among women can be derived from past research. These provide various predictions, including on increased rigidity of social reproduction. Our analysis applied a log-multiplicative row and column model to a 4-way table of sex, mother's occupation, father's occupation, and respondent's occupation. Results reveal that models that have both mother's and father's characteristics as origin measures fit observed data better than father-only models. Father-respondent immobility is weaker for women than for men, as reported by much past research. However, the propensity to mother-respondent immobility is almost the same for women and men. The strength of flows between different occupations is also nearly equal between women and men, or may be somewhat higher for women. We employed a multinomial logistic (MNL) regression model to incorporate individual level covariates such as education into the study of intergenerational mobility. By respecifying the MNL model as a conditional logit model, log-linear parameters can be straightforwardly incorporated into the regression framework. The regression analyses indicate that many significant temporal trends are discerned for women labor-market participants. For example, propensity to father-respondent immobility increases with entry year; however, the effect of mother-respondent immobility becomes less

^{*} The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001.

important for later entrants in the labor market. In contrast to results among women, the trends in relative occupational mobility show overall stability among men, which is consistent with the thesis of constant social fluidity.

Keywords: intergenerational social mobility, mothers' and fathers' occupation, gender, trends in social fluidity