

世代内移動類型と学歴の関連に着目した

メリトクラシー仮説の検討

胡中孟徳

(東京大学大学院)

【論文要旨】

本研究は、世代内移動類型と学歴の関連とその趨勢に着目して、戦後日本社会における学歴と地位達成の関連の変化を検討することである。

脱工業化や知識社会化により、高等教育機関が地位配分の決定的な機構となるという Daniel Bell の予測がある。その予測をもとにすれば、高等教育が地位配分の役割を強めると、学歴と職業との関連が強まること、専門的な職業で一貫しているキャリアが増加すること、初職からの上昇移動型の世代内移動が減少することが予測される。こうした予測の検証は、世代内移動類型に着目して、メリトクラシー化の進展について吟味するものであるといえ、そのような研究には Bukodi et al.(2016)の研究などがあるが日本のデータで検証されたことはない。

分析の手順としては、系列分析の手法を適用して世代内移動類型を抽出し、移動類型の構成比率のコーホート間比較や、学歴と移動類型の関連の変化について吟味した。得られた結果は、近年のコーホートで専門的な職業で一貫している類型が強まるという点で知識社会化は進展しているといえるものの、上昇移動や学歴と移動類型の関連の趨勢にかんして明瞭な傾向は確認できず、メリトクラシー化が進展しているとはいいがたい結果が得られた。出身階層と世代内移動類型の関連も一貫して確認できることを考えれば、Bell らの楽観的な予測に反して知識社会化が進んでもメリトクラシー化は進展するわけではないと結論づけられる。

キーワード：メリトクラシー仮説、世代内移動、系列分析

1. はじめに

教育と社会階層に着目した研究は、「学歴メリトクラシー仮説」の検討を繰り返し行ってきた(近藤 1990, 1997 など)。ここで、「学歴メリトクラシー仮説」とは、近代化にともない地位配分の原理が属性主義から業績主義へと移行してきたという仮説であり、そのような仮説を検討する研究において着目されてきたのは、出身階層と教育達成の関連、教育達成と初職の関連、あるいは、教育達成と現職の関連の趨勢である。具体的には、出身階層が教育達成を規定するような関連が弱まる趨勢、教育達成が到達階層を規定するような関連が強まる趨勢、それに伴って出身階層と到達階層の直接的な関連が弱まる趨勢が確認されるかといった点から検討されてきた。そうした研究群の分析結果は、細かな違いは適当に無視すれば、出

身階層と教育達成の関連は長期的にみて維持されており（荒牧 2000, 近藤・古田 2009）、教育を介した移動経路の拡大こそ生じているものの、依然として無視できない出身階層と到達階層の直接的な関連が維持されている（近藤 1990, 1997）という結果が得られていると考えてよいだろう。

そして、これらの研究が着目する出身階層、教育達成、到達階層はさまざまな操作化の方法がありうると考えられる。到達階層に限定すれば、基本的には、本人の初職や現職という一時点の情報のみを用いている。その意味で、従来の研究は世代間移動の観点から学歴メリトクラシー仮説を検証してきており、明示的に、世代内移動の観点を取り入れることは少なかったと考えられる。

本研究では、世代間移動の視点も維持しながら、世代内移動についての分析視角を加えることで、学歴メリトクラシー仮説を吟味してみたい。「学歴メリトクラシー仮説」の検証を意図する場合に、観察可能な含意を引き出せるのは世代間移動に限定されるものではないと考えられる。本研究では、世代内移動に着目するかたちでも観察可能な含意を引き出すことは十分に可能であるとみなして議論をすすめる。このような立場は、Bukodi et al. (2016) の研究上の立場を踏襲するものであるが、世代内移動に着目した研究において、「学歴メリトクラシー」とのかかわりが明示的なかたちで議論されることは少ない。世代内移動に着目することで、「学歴メリトクラシー仮説」の検討に対して、より多角的な視点を提供してみたいというのが本研究の目的である。

2. 先行研究の検討

2.1 世代内移動に着目した学歴メリトクラシー仮説の検証

学歴と世代内移動の関連の検討は、イギリスのデータを用いて Bukodi et al. (2016) がすでに検討を加えている。Bukodi et al. (2016) は、Daniel Bell による社会変動にかんする予測のうち、世代内移動にかんするものを検証している。Bell (1972, 1973=1975) の予測では、脱工業社会はメリトクラシーの性格を強めてゆき、それにより、とくに大学が地位配分の決定的な機構となる。その結果、学歴と初職のマッチングが強化され、世代内移動でのマッチング（上昇移動類型）が減少すると予測される。Bukodi et al. (2016) は、学歴と到達階層の関連の強化と世代内移動の減少という予測を British Cohort Study を用いて検証し、その結果、専門・管理で一貫している類型は増加するものの、上昇移動類型にかんして変動はないこと、ED 関連、OE 関連に大きな変化がないことを示し、それらの結果をもとに、Bell の予測に対しては、おおむね否定的な結論を導いている。

ここであらかじめ断っておきたいのは、本研究は、Bukodi et al. (2016) の研究視角や方法に大きく依拠するものの、Bell の議論を全面的に仮想敵とみなすことはしない、ということである。この点について論じる際に、Bukodi et al. (2016) の著者の一人である Goldthorpe の

キャリアにかんする太郎丸（2002）の評価を踏まえておくことは有用であると考えられる。

太郎丸は、社会階層論とマイクロ・マクロ・リンクの接続可能性を模索する議論のなかで、Goldthorpe の研究の問題構成が、マクロな階層構造のみに着目するものから、マイクロなプロセスにも着目するものへと変化したことを紹介している。マイクロなプロセスに着目する以前の Goldthorpe の研究は、産業主義とマルクス主義から予測される社会移動のありようが経験的データとは適合しないことを示すものであったという（太郎丸 2002: 508-9）。

翻って、あらためて Bell に対しての評価を確認するならば、一般には新保守主義的な主張を展開してきた論者と理解されることが多い（清水 2011: i-iii）。また、Bell の脱工業化の議論に対しても、Bukodi et al. (2016) は楽観主義的な予測であるとの評価をしており、一般的にも、楽観主義的であるという批判がなされることが多い（清水 2011: 175）。これらを踏まえれば、おそらくは Bukodi et al. (2016) にとって、Bell の脱工業化の議論は、楽観的な産業化論者ないし、その更新版として理解されるものと考えすることはさほど不自然ではないと思われる¹。

そのように考えると、政治的な側面やサービス化の進展など論点が多岐に及ぶ Bell の脱工業化にかんする議論を直接的に仮想敵とみるよりは、知識社会化にともなう大学の地位配分機構としての役割の高まりと、世代内移動にかんする変化という論点に限定した議論を行うことが建設的だろう。

2.2 SSM 調査による世代内移動の研究

職歴データの分析は、そのデータの扱いの難しさから、社会階層論において世代内移動研究の重要性の認識に比してあまり蓄積されてこなかったと考えられる。

とはいえ、原（1979）、盛山ら（1990）、渡邊・佐藤（1999）、渡邊（2011）などの研究は SSM データを用いた世代内移動の研究として蓄積されている。これらの研究では何らかのかたちで類型化や移動パターンの抽出が試みられる。類型化の方法はそれぞれの研究で異なるものの、結果として得られるパターンは比較的似通っている。細かな違いは捨象すれば、おおむね以下のようにまとめることができる。まず、専門が他の職業から独立する傾向が強い。また、事務をはじめとするホワイトから途中で管理に上昇移動するパターンも見られる。移動の起こりやすさからみた場合に、販売とブルー、ブルーと農業の間に、職業カテゴリ間の親和性がみられる。同時に、同一の職業にとどまる傾向も確認される。本研究においても、これらの先行研究で明らかにされてきた職歴パターンを参考にしつつ、世代内移動類型につ

¹ Bell（1973=1975）自身は、自らをポスト・マルクス主義者に位置づけている。産業化論とマルクス主義的な階級論に対立させて捉える立場は、比較的広く見られるように思われるが、アメリカ社会に深く根ざしながら、マルクスの分析を肯定的に引き受ける Bell の議論は、その中間的なものとも理解できる。本稿の射程を大きく超えるが、Bell の議論に着目した社会階層論研究という方向性はあるのかもしれない。

いて検討する。

また、石田（2013）は、世代内移動研究の関心を人的資本論に着目する立場に代表される、個人に注目するアプローチと、労働市場の二重構造論に代表される、構造に注目するアプローチに大別して整理している。本研究は Bell の予測の検証という側面も持っている。石田（2013）の整理をもとにすれば、Bell の予測は、教育の拡大により人的資本を蓄積した個人が増え、世代内移動のありようが変化するというものである。Bell の議論を念頭におくことから、本研究は個人に着目するアプローチに分類される。

職歴の研究には通常分類されないと思われるが、地位達成モデル系の研究は、ライフコースに沿った地位の関連をみるという問題設定のもと、初職と現職の関連を検討している。藤田（1979）や原（1979）の分析では、教育達成が初職と関連を持ち、初職が現職や30歳時職業と関連を持つというかたちで、教育、初職、その後の職業の関連が示されてきた。本研究においては、初職と現職の関連をみるというよりは、それらをひとまとまりの類型として扱うというアプローチをとるため、直接的に両者の関連をみることはない。ただし、初職がその後のキャリアを規定する直接的な要因となるならば、その結果も部分的に Bell の予測の反証となる。したがって、初職の規模を加えた補足的な分析（注8）も行う。

3. RQ, データ・変数と方法

3.1 RQ と方法

2 節までの検討から、本研究が問うべき課題は以下のように設定できる。

RQ: 日本においても、Bell が想定したように、脱工業化に伴い学歴と初職のマッチングが強固になり、それに伴う世代内移動の減少が生じているか

この RQ に答えるために、本研究では以下のような手順を踏む。まず、職歴データから世代内移動類型を構成する。ここでは、系列分析の手法を適用することで、職歴の期間と職歴が遷移するタイミングを同時に考慮した類型を構成する。つづいて、得られた類型の世代間での増減の程度を確認する。これにより、社会の脱工業化に伴い世代内移動の減少が生じているかを検討する。さらに、学歴と世代内移動類型、出身階層と世代内移動類型の関連とその趨勢について分析し、学歴と世代内移動類型の関連、出身階層と世代内移動類型の関連が世代によって変化してきたといえるのかを検討する。

ここで、類型を構成するために用いる方法について説明する。本研究では、職歴データの分析方法として用いられる方法のひとつである最適マッチング (Optimal Matching) の発展的な方法とされる Dynamic Hamming Distance 法 (以下では、DHD と表記する) を使用する。

まず、最適マッチング分析について説明する。最適マッチングは、複数の状態が連続的に

生じている系列データ (sequence data) の分析に用いられる手法であり、もともとは生物学などで塩基配列のパターンの分析などで使用されていたが、社会科学においても適用されるようになった方法である。先に言及した渡邊 (2011)、香川 (2011) などで、すでに SSM データの職歴分析に適用されている。

最適マッチング分析の詳細については、Lesnard (2010) などが解説を加えているが、ここではその基本的アイデアを紹介する。最適マッチング分析では、異なる系列データ間の類似度 (非類似度) を求める。その際、2 つの異なる系列を一致させる操作を行い、その操作コストの大きさをもって系列間の非類似度とする。したがって、非類似度が小さいほど 2 つの系列は似た傾向にある。系列を一致させるための操作は、挿入、削除、置換の 3 つがあり、それぞれの操作に対してコストを設定することで系列間の非類似度を計算できる。各系列間の非類似度は、ありうる一致のための操作のうち、もっとも小さい値が採用される。以上の過程で得られた各系列間の距離をもとに、通常のクラスター分析を行い、個々の系列をグループ化することで系列の類型を抽出することができる。

Lesnard (2010) は、コストの設定とその社会科学的な意味について検討を加えたうえで DHD という方法を提起している。Lesnard (2010) によれば、挿入・削除の操作を認めることは、同じ系列の状態が異なる時点で生じているような場合などに、時間の同時性が保持されず、どの時点でその状態が生じているかを考慮するためには挿入・削除の作業を認めるべきではないことになる。タイミングを考慮したいならば、挿入・削除を使わずに、置換の操作によって 1 つ 1 つを置き換える作業によって系列を一致させることで、時間の同時性を保持すべきだというのが Lesnard (2010) の主張である。

本研究では、世代内移動の発生に着目するべく、同じ状態にあるとしてもタイミングが違えば異なる状況にあると評価しやすい DHD が適切な方法であると考えられる²。系列分析には R の TraMineR パッケージ (Gabadinho et al. 2011) を用いた。

また、ケース間の距離を計算したあとは、通常のクラスター分析を行う。ここでは、Ward 法を採用して分類を行った。

3.2 データ・変数

本研究において分析に使用するデータは、「社会階層と社会移動全国調査 (SSM 調査)」の

² 分析の目的に適合的であるという理由とは別に、OM と比べて DHD のほうが計算負荷が軽いという利点も指摘しておきたい。かつて OM が社会科学において適用が検討されはじめた 1980 年代後半においては、計算の負荷の大きさから、ケース数や職歴などのイベント数もあまり多くはできないという方法的限界があった。近年では、コンピュータの情報処理能力の飛躍的な向上から OM においても分析可能なケース数は増加している。とはいえ、挿入・削除の操作を認めない DHD のほうが計算にかかる時間は短い。今回のデータで探索的に検討した段階では OM においても計算は可能であったが、より大きなケース数・イベント数のデータでは計算結果が得られない可能性もある。

1985年調査・1995年調査・2005年調査・2015年調査の合併データを用いた。分析対象は、各調査時点で40歳までの男性のうち、31歳時点で就業の経験がないケースを除いた6008ケースとなっている。それゆえ、1985年調査では、1915～1944年生まれの男性が分析対象となり、2015年調査では1935～1975年生まれまで分析対象に含まれる。

分析における従属変数は、世代内移動類型を用いる。世代内移動類型は、SSM8分類を基調とする専門、管理、事務、販売、熟練、半非熟練、農業、無職・就業前の8カテゴリ³を15-40歳の各年齢時点の職歴とし、それらの変数をもとに得られる7つの世代内移動類型を使用する。

独立変数は、出生コーホート、本人教育、出身階層の3つを用いる。出生コーホートは、10年刻みとし、1915-24年生、1925-34年生、1935-44年生、1945-54年生、1955-64年生、1965-75年生の6カテゴリに分類したうえで、古いコーホートと新しいコーホートでケース数が少なくなったため、1915-34年生、1935-44年生、1945-54年生、1955-75年生に統合しなおした。本人教育は、通った経験がある学校のうち、もっとも高い水準の学歴をもとに作成した初等学歴、中等学歴、高等学歴の3段階の変数である⁴。出身階層は、父職のSSM8分類をもとに、専門・管理、ホワイト、ブルー、農業の4カテゴリに分類した。旧制学歴のコーホー

表1 分析に用いた変数の度数分布

変数	カテゴリ	度数	変数	カテゴリ	度数
教育	初等	1405	世代内移動類型	事務	1148
	中等	3048		専門	726
	高等	1555		熟練	1268
父職	専門・管理	809		半非熟練	1383
				販売	912
				W→管理	201
				農業	370
出生コーホート	ホワイト	1261			
	ブルー	2087			
	農業	1851			
	15-34年生	848			
	35-44年生	1892			
	45-54年生	1619			
	55-75年生	1649			

(注) 世代内移動類型は、4.1での分析の結果得られる変数である。

³ 原(1979)では、ホワイトから自営に参入するパターンやブルーから自営に参入するパターンがみられる。こうした点を踏まえれば、自営か否か、また総合8分類のように企業規模を区別した職歴のほうが適切と考えることもできる。探索的にそれらの分類を含めた分析も行ったが、あまりよい分類が得られなかったため、今回のカテゴリを用いることとした。

⁴ 新制学歴では、中学校を「初等」に、高校、短大、高専を「中等」に、大学、大学院を「高等」とした。旧制学歴については、尋常小学校、高等小学校を「初等」に、中学校・実業学校・師範学校、高校・高専を「中等」、大学を「高等」とした。

トを含んでいるなど、コーホート間の比較を困難にする面もあるが、本人教育や出身階層については比較のおおまかな分類を使用することでその困難を回避できると考えている。

4. 分析

4.1 世代内移動類型の構成

まずは、分析に使用する世代内移動類型を構成する。事前の探索的な分析から、類型数を検討した結果、7類型が解釈可能性の面で適切と考えられる結果が得られたので、7類型を採用することとした⁵。

本研究で分析に使用する類型の特徴を表2、図1、図2に示す。表2は、各類型がその職業についている期間を示したものである。図1は各類型に含まれるケースが、ケースごとに1行にならんでいる図である。図2はケースの情報に関係なく、各時点での各状態の分布を図として示したものである。図1、図2については積極的に言及しないが、類型の解釈の手助けとして示しておく。それぞれの類型の説明の前に全体的な傾向を確認する。表2に示したように、いずれの類型も従事している期間が最長となる職業の違いがもっとも際立った特徴となっている。類型の名前も基本的には最長職業をもとにしている。

類型ごとに特徴を確認していくと、「事務」は、基本的には事務の期間が長い類型である。事務に入る前や途中で販売やブルーカラーを経験している個人もおり、一部に後半に管理に上昇するものも混ざっているが、半数以上の類型は職歴としては事務しか経験しておらず、無職などによる中断もない。「専門」では、専門として過ごす期間が長いこと、それと関連して就業前の無職期間が長いことがわかる。これは、専門職の多くが教育期間を通じて得られ

表2 世代内移動類型の特徴

	管理	専門	事務	販売	熟練	半非熟練	農業	無職	遷移回数
事務	0.39	0.25	17.93	1.17	0.53	0.44	0.17	5.11	1.72
専門	0.17	17.20	0.44	0.31	0.24	0.31	0.07	7.27	1.48
熟練	0.06	0.06	0.44	0.73	20.93	0.74	0.27	2.77	1.68
半非熟練	0.21	0.07	0.73	0.54	2.54	18.36	0.83	2.72	2.10
販売	0.06	0.19	0.86	16.91	1.36	1.47	0.19	4.97	2.02
W→管理	11.03	0.72	3.32	3.00	1.16	0.64	0.11	6.02	2.47
農業	0.02	0.01	0.29	0.30	0.52	1.00	21.39	2.47	1.53

(注) 単位は年。ただし、遷移回数は、各類型が分析に用いた職業カテゴリ間で経験した遷移回数の平均を示した。

⁵ ここで使用する移動類型は、移動を経験しておらず一貫したキャリアを特徴とする類型のほうが多い。その意味では「非移動類型」というほうが正しいのかもしれないが、原(1979)などの先行研究でも専門職で一貫したキャリアも移動パターンに含めていたことから、移動類型という表現を用いることとした。

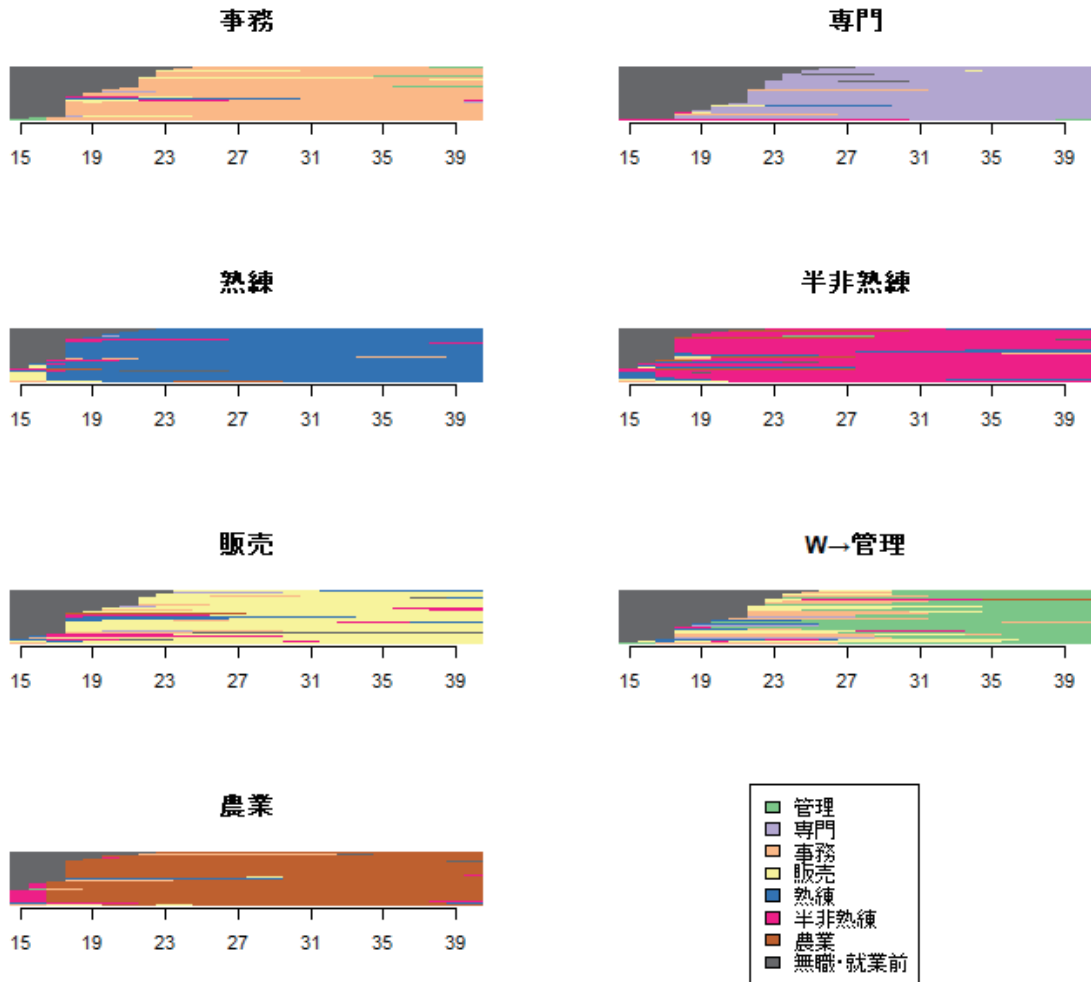


図1 世代内移動類型の特徴

ることを反映していると考えられる。また、遷移回数が少ないこともこの類型の特徴であり、全体の70%以上が専門以外の職業を経験していない点からも、専門セクターの独立性という特徴が反映されている（渡邊 2011: 183-4）。「熟練」では、熟練の期間が長く遷移回数も少ない傾向にある。熟練以外の職業を経験している場合には、半非熟練を経験しているケースが比較的多く見られる。「半非熟練」では、熟練や販売、事務が職歴の途中や最後に入るケースも見られ、また、農業からの参入も比較的多く見られる点も特徴的といえる。また、遷移回数も多くなっており、その他の類型と比べた場合に職歴の安定性はやや低いとみることができる。「販売」では、販売が中心を占めるが、「半非熟練」などと同様に、熟練、半非熟練、事務も混在しており、遷移回数も多くなっている。「W→管理」では、平均としてみると管理が最長職歴であるが、キャリアの途中から管理に参入する層が多く、遷移回数も最も多くなっている。管理になる前の職業は、主に販売と事務などのホワイトカラーである。「農業」では、農業が長期にわたっており、他の類型の最長職業と比較しても、この類型で最長である

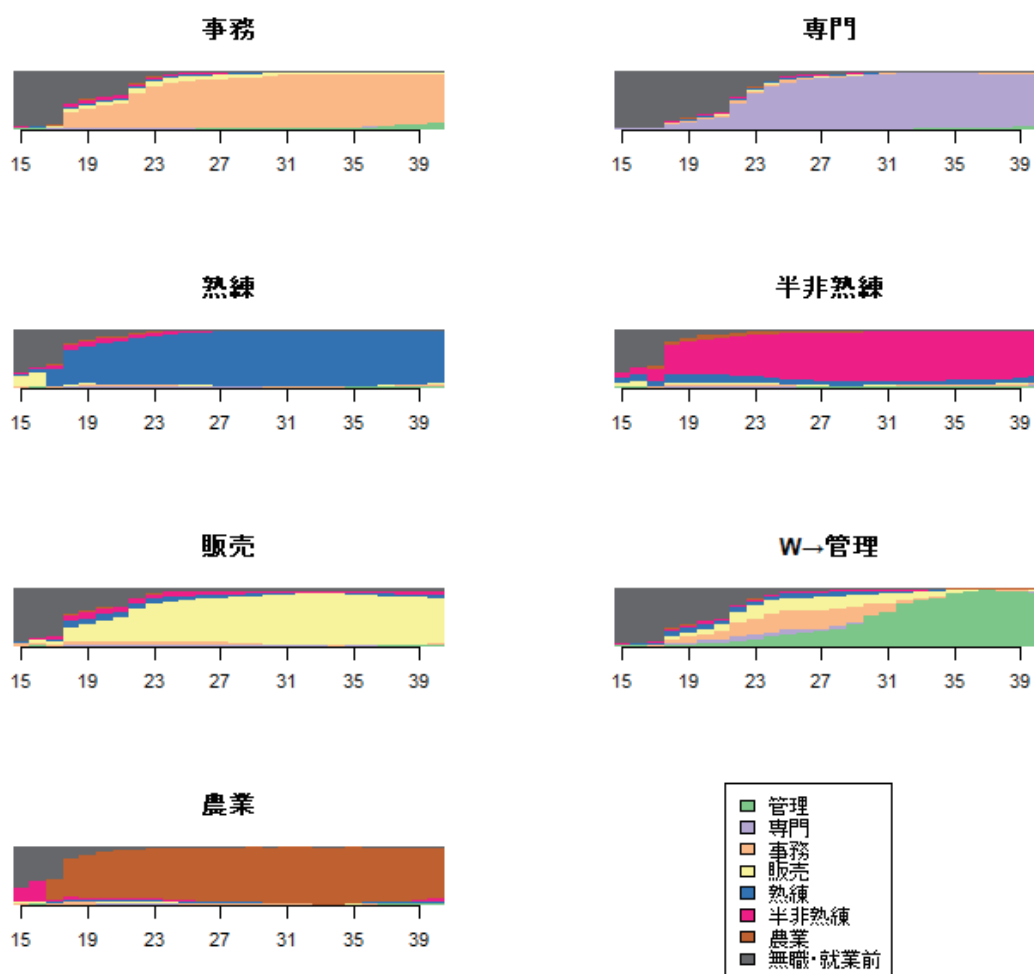


図2 世代内移動類型の特徴（年齢別の職業構成比率）

農業の期間は一番長い。他の職業を経験しているケースが少ない点や、遷移回数が少ない点からも一貫性が高い類型といえよう。

4.2 コーホート間での世代内移動類型の構成比率の推移

ここでは、コーホート間で世代内移動類型の構成比率が変化したかを検討する。主に着目すべきは、「専門」「W→管理」類型の増減である。

表3は、コーホートごとに世代内移動類型の構成比率を比較するクロス表である。このクロス表から読み取れる変化を確認していく。まず、本研究でもっとも着目すべき点としては、「専門」と「W→管理」の動向であった。「専門」は15-34年生コーホートから45-54年生コーホートにかけては大きな増減がないが、55-75年生コーホート以降において増加が見てとれる。「W→管理」に着目すると、15-34年生から35-44年生にかけては大きな変動がないも

のの、その後のコーホートにかけて減少傾向にあることがわかる⁶。

その他の類型に着目すると、「農業」の構成比率は15-34年生から35-44年生にかけて半分以上に減少し、そのあとも一貫して減少している。「事務」と「販売」のホワイトカラーは増加傾向にあること、「熟練」「半非熟練」については、古いコーホートで熟練の増加していること、35-44年生まれか45-54年生まれにピークが来ることが看取できるが、近年にかけては減少傾向にあることがわかる。

コーホート間での類型の構成比率を比較した結果からは、「専門」と「W→管理」の構成比率について脱工業化とそれに伴う世代内での上昇移動の減少という予測に妥当する結果が得られたといえよう。

表3 コーホートごとの世代内移動類型の構成比率

	事務	専門	熟練	半非熟練	販売	W→管理	農業	合計 (ケース数)
15-34年生	16.6	10.1	16.7	24.4	10.8	4.5	16.7	100.0 (848)
35-44年生	17.8	9.0	22.2	25.5	14.6	4.4	6.5	100.0 (1892)
45-54年生	20.0	10.7	24.1	22.4	16.2	2.8	3.8	100.0 (1619)
55-75年生	21.1	17.9	19.2	20.1	17.0	2.1	2.6	100.0 (1649)

(注) 値は行%。 $\chi^2 = 341.17$ ($df = 18$) $p < 0.01$ 。

4.3 ED 連関と OD 連関の検討, その変化

さきほど、世代内移動類型の構成比率の変化、すなわち、変数の分布の変化からは Bell の仮説を支持する結果が得られた。他方、学歴と世代内移動類型の関連、出身階層と世代内移動類型の関連とそれらの変化、すなわち、変数間の関連とその変化についても Bell の予測の射程は及んでいる。そこで、世代内移動類型を従属変数とした二項ロジットモデル⁷の検討から予測の妥当性について吟味する。具体的には、学歴と類型の関連が強まっているか、出身階層と類型の関連が弱まっているかについて、学歴とコーホートの交互作用、出身階層とコーホートの交互作用を投入することでモデルが改善されるか、また、学歴や出身階層と世代

⁶ 管理職への昇進時期が遅くなっているとすれば、40歳時点までの職歴に限定しているために40歳以降に上昇移動をした場合に、センサリングのため上昇が観察されなかったという可能性を考えることもできる。そこで、50歳までの職歴を延長した場合も同様に減少が生じているかを確認した。その結果、15-34年生コーホートから55-65年コーホート(50歳まで職歴を延長したため、41歳以降の職歴を持たない66年生まれ以降は分析から除かれている)にかけて、「W→管理」類型の構成比率は、7.0%、5.4%、4.1%、3.9%の順に減少傾向がある。

⁷ 従属変数をすべての類型とした多項ロジットモデルのほうがより適切な方法であると考えられるが、多項ロジットモデルにおいては、やや数が少ない類型が存在するため推定ができなかった。そのため、本分析では各類型を従属変数にする二項ロジットモデルを行うこととした。

内移動類型の関連に変化が生じているかを分析する。

表4は、世代内移動類型を従属変数とした二項ロジットモデルの結果をまとめたものである。本人教育の影響と、父職の影響に注目しながら結果を確認すると、「事務」には、本人教育が初等である場合と比べて中等、高等であるほうがなりやすいことがわかる。父職の影響は統計的に有意な差は見られない。「専門」へのなりやすきは、本人教育が中等、高等であるほうがなりやすい。とくに高等において係数がかなり大きくなっていることも確認できる。父職は専門・管理を基準としたときにすべての係数が統計的に有意となっており、父職の影響も強固であることがわかる。「熟練」「非半熟練」はいずれもブルーカラーを中心とするキャリアであるが、いずれも教育段階が低いほどその類型になりやすい傾向がある。また、父職についても影響が確認でき、父職がブルーであるといずれの類型にもなりやすく、父職が農業であると熟練になりやすいことがわかる。「販売」は、本人教育の影響が見られるとともに、父職がホワイトカラーであることが正の係数に、父職が農業であることが負の係数となっている。「W→管理」は、教育段階が高いほど係数が大きく、中等、高等でこの類型になりやすい。また、父職の影響を見ても、専門・管理を基準としたときには、ホワイト、ブルー、農業の係数はいずれも負で統計的に有意となっており、専門・管理出身であるところの類型に

表4 世代内移動類型を従属変数とした二項ロジットモデル

	事務	専門	熟練	半非熟練	販売	W→管理	農業
切片	-3.080 ** [0.183]	-4.396 ** [0.429]	-1.645 ** [0.168]	-0.887 ** [0.150]	-2.332 ** [0.168]	-3.379 ** [0.322]	-3.589 ** [0.470]
本人教育 (ref. 初等)							
中等	2.001 ** [0.152]	2.790 ** [0.419]	-0.754 ** [0.080]	-0.645 ** [0.076]	0.427 ** [0.109]	1.010 ** [0.284]	-0.180 [0.128]
高等	2.528 ** [0.163]	4.604 ** [0.421]	-2.089 ** [0.132]	-2.584 ** [0.147]	0.341 ** [0.129]	1.908 ** [0.299]	-1.368 ** [0.310]
出生コーホート (ref. 15-34年生)							
35-44年生	-0.237 * [0.117]	-0.637 ** [0.159]	0.552 ** [0.112]	0.256 * [0.100]	0.246 † [0.131]	-0.262 [0.207]	-0.919 ** [0.143]
45-54年生	-0.314 ** [0.120]	-0.699 ** [0.160]	0.848 ** [0.117]	0.262 * [0.108]	0.300 * [0.135]	-0.899 ** [0.235]	-1.320 ** [0.174]
55-75年生	-0.443 ** [0.121]	-0.352 * [0.153]	0.737 ** [0.126]	0.357 ** [0.115]	0.278 * [0.138]	-1.399 ** [0.252]	-1.031 ** [0.205]
父職 (ref. 専門・管理)							
ホワイト	0.151 [0.107]	-0.528 ** [0.118]	0.135 [0.158]	-0.088 [0.146]	0.723 ** [0.120]	-0.415 * [0.195]	0.162 [0.545]
ブルー	-0.040 [0.107]	-0.697 ** [0.121]	0.857 ** [0.145]	0.438 ** [0.134]	-0.194 [0.127]	-0.746 ** [0.211]	0.089 [0.510]
農業	0.004 [0.114]	-0.703 ** [0.141]	0.360 * [0.150]	0.110 [0.137]	-0.296 * [0.134]	-0.952 ** [0.237]	3.026 ** [0.462]
AIC	5443.865	3479.878	5647.777	5858.822	4950.852	1626.229	2058.136
BIC	5504.172	3540.185	5708.084	5919.13	5011.160	1686.536	2118.444
Log Likelihood	-2712.932	-1730.939	-2814.888	-2920.411	-2466.426	-804.114	-1020.068

(注) 値は係数、括弧内は標準誤差。N=6008。**p<.01, *p<.05 †p<.10。

表5 コーホート×教育の交互作用を追加した二項ロジットモデル

	事務	専門	熟練	半非熟練	販売	W→管理	農業
切片	-2.631 ** [0.218]	-4.698 ** [0.717]	-1.699 ** [0.181]	-0.782 ** [0.163]	-2.058 ** [0.199]	-3.864 ** [0.531]	-3.448 ** [0.475]
本人教育 (ref. 初等)							
中等	1.542 ** [0.234]	3.241 ** [0.730]	-0.614 ** [0.204]	-0.882 ** [0.180]	0.155 [0.233]	1.648 ** [0.559]	-0.407 † [0.222]
高等	1.729 ** [0.297]	4.727 ** [0.740]	-2.045 ** [0.600]	-2.768 ** [0.598]	-0.881 † [0.457]	2.389 ** [0.588]	-2.358 * [1.031]
出生コーホート (ref. 15-34 年生)							
35-44 年生	-0.988 ** [0.320]	-0.375 [1.002]	0.566 ** [0.144]	0.234 † [0.132]	-0.135 [0.216]	0.623 [0.588]	-0.992 ** [0.189]
45-54 年生	-1.080 * [0.430]	-0.330 [1.227]	0.947 ** [0.166]	0.041 [0.159]	0.007 [0.254]	-1.051 [1.121]	-1.794 ** [0.307]
55-75 年生	-1.604 [1.026]	1.112 [1.232]	0.983 ** [0.266]	-0.133 [0.270]	-0.159 [0.459]	-11.931 [282.263]	-1.273 * [0.552]
父職 (ref. 専門・管理)							
ホワイト	0.137 [0.107]	-0.523 ** [0.118]	0.146 [0.159]	-0.115 [0.147]	0.708 ** [0.120]	-0.425 * [0.194]	0.108 [0.545]
ブルー	-0.048 [0.107]	-0.703 ** [0.122]	0.866 ** [0.145]	0.417 ** [0.134]	-0.200 [0.126]	-0.728 ** [0.210]	0.032 [0.510]
農業	-0.015 [0.114]	-0.690 ** [0.142]	0.369 * [0.150]	0.086 [0.137]	-0.322 * [0.134]	-0.956 ** [0.236]	2.974 ** [0.462]
中等×35-44 年生	0.835 * [0.354]	-0.818 [1.031]	-0.100 [0.236]	0.170 [0.212]	0.499 † [0.285]	-0.906 [0.655]	0.225 [0.297]
高等×35-44 年生	1.063 ** [0.403]	0.114 [1.028]	0.129 [0.641]	-0.596 [0.699]	1.214 * [0.496]	-1.121 † [0.676]	0.387 [1.261]
中等×45-54 年生	0.754 † [0.456]	-0.407 [1.247]	-0.186 [0.247]	0.375 [0.230]	0.287 [0.316]	-0.336 [1.182]	0.691 † [0.393]
高等×45-54 年生	1.204 * [0.492]	-0.251 [1.248]	-0.302 [0.641]	0.751 [0.638]	1.301 * [0.508]	0.361 [1.171]	2.046 † [1.146]
中等×55-75 年生	1.158 [1.037]	-1.519 [1.249]	-0.378 [0.322]	0.688 * [0.314]	0.367 [0.495]	10.136 [282.263]	0.400 [0.608]
高等×55-75 年生	1.554 [1.052]	-1.336 [1.251]	-0.178 [0.662]	0.533 [0.673]	1.514 * [0.632]	10.650 [282.263]	1.128 [1.267]
AIC	5443.646	3477.844	5656.288	5854.363	4948.173	1628.139	2062.641
BIC	5544.158	3578.357	5756.800	5954.875	5048.685	1728.652	2163.154
Log Likelihood	-2706.823	-1723.922	-2813.144	-2912.181	-2459.086	-799.070	-1016.321

(注) 値は係数, 括弧内は標準誤差。N=6008。**p<.01, *p<.05, †p<.10。

なりやすい。「農業」類型については、初等と中等の間に有意な差はないが、本人教育が高等だとこの類型になりにくいことがわかる。また、父職が農業のときにこの類型になりやすく、この層の世襲傾向もかなり強固であることがわかる。

表5は、表4の回帰モデルに出生コーホートと本人教育の交互作用項を加えたモデルの結果である。部分的に係数が非常に大きくなったり、標準誤差が大きくなる係数もある点でモデルが不安定となっている。また、モデルの適合度の面でも従属変数が同じ分析のBICを表4と表5の間で比較するとすべての分析でモデルが改善していない。AICではいくつかの分析でモデルが改善されているが、総合して考えると、交互作用項を投入したモデルは適切と

表 6 コーホート×出身階層の交互作用を追加した二項ロジットモデル

	事務	専門	熟練	半非熟練	販売	W→管理	農業
切片	-3.012 ** [0.255]	-4.453 ** [0.473]	-2.408 ** [0.515]	-1.027 ** [0.300]	-2.301 ** [0.294]	-3.378 ** [0.392]	-4.300 ** [1.011]
本人教育 (ref. 初等)							
中等	2.005 ** [0.153]	2.830 ** [0.423]	-0.763 ** [0.080]	-0.649 ** [0.077]	0.420 ** [0.111]	1.040 ** [0.287]	-0.174 [0.128]
高等	2.530 ** [0.164]	4.649 ** [0.425]	-2.097 ** [0.132]	-2.580 ** [0.147]	0.344 ** [0.129]	1.931 ** [0.301]	-1.379 ** [0.312]
出生コーホート (ref. 15-34 年生)							
35-44 年生	-0.295 [0.251]	-0.497 † [0.267]	1.782 ** [0.547]	0.378 [0.356]	-0.127 [0.340]	-0.549 [0.357]	-0.582 [1.420]
45-54 年生	-0.481 † [0.270]	-0.659 * [0.280]	1.333 * [0.591]	0.594 [0.388]	0.431 [0.337]	-0.695 † [0.386]	-0.042 [1.423]
55-75 年生	-0.489 † [0.254]	-0.463 † [0.263]	1.327 * [0.577]	0.464 [0.378]	0.410 [0.324]	-1.198 ** [0.396]	0.411 [1.235]
父職 (ref. 専門・管理)							
ホワイト	0.027 [0.297]	-0.616 † [0.360]	0.935 [0.583]	0.191 [0.370]	1.027 ** [0.338]	-0.481 [0.465]	0.347 [1.233]
ブルー	-0.022 [0.297]	-1.394 ** [0.463]	1.946 ** [0.535]	0.855 ** [0.330]	-0.676 † [0.409]	-0.528 [0.469]	1.201 [1.070]
農業	-0.133 [0.269]	-0.259 [0.321]	0.949 † [0.533]	0.062 [0.321]	-0.407 [0.344]	-1.184 * [0.488]	3.733 ** [1.014]
ホワイト×35-44 年生	-0.010 [0.355]	-0.018 [0.427]	-1.439 * [0.634]	-0.109 [0.442]	0.141 [0.407]	0.267 [0.563]	0.770 [1.641]
ホワイト×45-54 年生	0.206 [0.365]	-0.124 [0.432]	-0.421 [0.669]	-0.586 [0.476]	-0.482 [0.406]	0.206 [0.583]	-0.281 [1.693]
ホワイト×55-75 年生	0.227 [0.351]	0.335 [0.407]	-0.544 [0.658]	-0.398 [0.468]	-0.650 † [0.394]	-0.695 [0.679]	-14.366 [323.757]
ブルー×35-44 年生	0.096 [0.348]	0.448 [0.524]	-1.557 ** [0.576]	-0.520 [0.397]	0.805 † [0.470]	0.451 [0.550]	-1.369 [1.575]
ブルー×45-54 年生	0.106 [0.361]	0.801 [0.519]	-0.956 [0.618]	-0.583 [0.426]	0.292 [0.468]	-1.487 * [0.733]	-1.304 [1.535]
ブルー×55-75 年生	-0.165 [0.345]	0.882 † [0.497]	-0.877 [0.603]	-0.386 [0.415]	0.432 [0.453]	-0.745 [0.648]	-2.177 [1.381]
農業×35-44 年生	0.092 [0.324]	-0.689 † [0.407]	-1.073 † [0.573]	0.116 [0.386]	0.521 [0.411]	0.419 [0.591]	-0.331 [1.428]
農業×45-54 年生	0.266 [0.341]	-0.423 [0.409]	-0.136 [0.616]	-0.150 [0.420]	-0.061 [0.415]	-0.221 [0.685]	-1.342 [1.434]
農業×55-75 年生	0.179 [0.344]	-0.590 [0.418]	-0.530 [0.616]	0.246 [0.423]	-0.092 [0.426]	0.930 [0.676]	-1.346 [1.252]
AIC	5455.758	3483.925	5642.306	5863.747	4953.430	1620.998	2062.338
BIC	5576.373	3604.541	5762.921	5984.362	5074.045	1741.613	2182.953
Log Likelihood	-2709.880	-1723.963	-2803.153	-2913.874	-2458.715	-792.499	-1013.169

(注) 値は係数, 括弧内は標準誤差。N=6008。**p<.01, *p<.05 †p<.10。

は考えられない。父職と出生コーホートの間の交互作用を想定した表 6 の場合もほぼ同様の結果が得られており、戦前生まれから 50 年を経ても、到達階層を世代内移動類型として捉えた場合には、OD 連関と ED 連関に大きな変化はないという結果が得られたといえよう。

したがって、表4のコーホートによらず係数が一定とするモデルが適切と考えられるが、あえて交互作用項も解釈するなら、35-44年生や45-54年生で高等教育出身者が「事務」になりやすくなっている点や、35-44年生以降で「販売」になりやすい点など、戦後の高等教育の大衆化を反映して高等教育出身者が特権的な地位を失ってきたことを反映すると考えられる結果となっている。

5. 議論

本研究では、脱工業化に伴って、学歴と初職のマッチングが強固になり、それに伴う世代内移動の減少が生じているか、を検討してきた。ここでは得られた知見をまとめるとともに、最後に本研究の残された課題についても言及する。

第1に、15歳から40歳までの職歴データから系列分析の手法を適用することで構成した世代内移動タイプのコーホート間での増減の検討を行った。その結果、世代内移動を経験したタイプである「W→管理」タイプが減少していること、また、「専門」タイプが増加していることが明らかとなり、この点においては脱工業化に伴う予測が妥当していることが示された。

第2に、Bellの、学歴と世代内移動タイプが強まる、出身階層と世代内移動タイプの関連が弱まるという予測についても検討をおこなった。学歴と世代内移動タイプの関連も、出身階層と世代内移動タイプとの関連のいずれも明確な結びつきが確認された。また、いずれの関連についても、コーホートとの交互作用を認めないモデルのあてはまりがよいことから、これらの関連に時代的な変化はないと考えられる。

Bukodi et al. (2016)は、Bellの仮説が支持されなかった理由に、Bellが見積もっていた以上に父職の影響が一貫していることを挙げているが、日本のデータにおいても同様の傾向が確認できたといえるだろう。産業構造の転換が生じたとしても、即座に学歴と到達階層の関連に変化が生じるわけでもなく、Bell (1972)が予測したような高等教育機関が決定的な地位配分の機構になるという変化が生じるわけでもないことも指摘できる⁸。

以上の結果からは、従来の研究と異なり、到達階層に世代内移動タイプをもちいて分析した場合においても、依然として学歴メリトクラシーといえるような状況に近づいてはいないことが確認された。その意味では、知見としての新規性があるとは言い難いものの、従来とは異なり世代内移動の視点を取り込んだ学歴メリトクラシーの検討としての意義はあると考える。

⁸ この点について、Blau and Duncan (1967)や、彼らの方法を日本のデータに適用した研究(原 1979など)において明らかにされたように、初職がその後のキャリアを規定する程度は強いことが想起される。本研究においても補足的に表4の分析の独立変数に初職の従業先規模を追加した分析も試みた。その結果、ほとんどのタイプについて統計的に有意な結果が得られ、初職がその後のキャリアを大きく規定する結果も確認された。

残された課題についても触れておきたい。第1に、本研究では仮説検証型のかたちをとったが、より探索的な方向性も考えられてよい。1985年から2015年までのSSM調査をマージして用いたことにより、分析に含まれる最も古いコーホートでは1915年生まれとなった。戦前生まれのコーホートから50年にわたる変動を検討できるデータであることを考えると、佐藤(2006)がいうような「計量歴史社会学」のようなかたちでSSMデータを歴史資料とみなして探索的・記述的な分析もデータを有効に活用するという観点からは目指すべき方向であろう。第2に、女性を分析対象に加えられなかった点である。女性を分析の対象としなかった最大の理由は、系列分析の結果、女性ではキャリアの途中から管理職に昇進するような特徴を持つ類型が得られなかったためである。しかしながら、系列分析を用いた探索的な検討は、無職化を経験しやすいなどの点で、より個人内の変化が多い女性のキャリア(岡本ら1990, 杉野2001)に対してこそ有効と思われる。第3に、日本社会とBukodi et al. (2016)が対象としたイギリス社会の比較可能性についての留保が必要である。20世紀に入る前に一次産業衰退していたためにイギリスは脱工業化の影響をみるのに最も適しているとしていた。それと比べると日本では戦後の産業構造の変動が大きく、社会移動にかんしても絶対移動の大きな変動と相対移動の安定という特徴が見られてきた(石田2000)。このような点を踏まえれば比較には慎重である必要がある。今後の課題としたい。

〈謝辞〉

本研究はJSPS 科研費特別推進研究事業(課題番号25000001)に伴う成果の一つであり、本データ使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。本研究で使ったデータは、2017年2月27日版(バージョン070)である。本研究の内容は、SSMテーマ別部会(労働市場1)にて報告機会をいただき、参加者の方々より有益なコメントをいただいた。また、系列データの作成に際し、林川友貴氏作成のRのプログラムを使用した。記して感謝申し上げます。

〈引用文献〉

- 荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか: 教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 15-35.
- Bell, D. 1972. *On meritocracy and inequality*. *The Public Interest*, 29-68.
- Bell, D. 1973. *The Coming of Post-Industrial Society*, Basic Books. (=1975, 内田忠夫ほか訳『脱工業社会の到来: 社会予測の1つの試み(上・下)』ダイヤモンド社.)
- Blau, P. M., and O.D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*, Wiley.
- Bukodi, E., Goldthorpe, J. H., Halpin, B. & Waller, L. 2016. Is Education Now Class Destiny? Class Histories across Three British Birth Cohorts. *European Sociological Review*, 32(6), 835-849.

- 藤田英典, 1979, 「社会的地位形成過程における教育の役割」 富永健一編『日本の階層構造』 東京大学出版会, 329-361.
- Gabardinho, A., Ritschard, G., Mueller, N. S. & Studer, M. 2011. Analyzing and visualizing state sequences in R with TraMineR. *Journal of Statistical Software*, 40(4), 1-37.
- 原純輔, 1979, 「職業経歴の分析」 富永健一編『日本の階層構造』 東京大学出版会, 198-231.
- 石田浩, 2000, 「産業社会の中の日本: 社会移動の国際比較と趨勢」『日本の階層システム 1 近代化と社会階層』 東京大学出版会, 219-248.
- 石田賢示, 2013, 「世代内キャリア移動研究の動向: 構造的アプローチによる知見の整理」『東北大学大学院教育学研究科年報』 第 61 集第 2 号, 1-22.
- 香川めい, 2011, 「日本型就職システムの変容と初期キャリア: 『包摂』 から 『選抜』 へ?」 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, 189-203.
- 近藤博之, 1990, 「『学歴メリトクラシー』 の構造」 菊池城司編『現代日本の社会構造 3 教育と社会移動』 東京大学出版会, 185-208.
- 近藤博之, 1997, 「教育と社会移動の趨勢」『行動計量学』 第 24 巻第 1 号, 28-36.
- 近藤博之・古田和久, 2009, 「教育達成の社会経済的格差: 趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』 59(4), 682-698.
- Lesnard, L. 2010. Setting cost in optimal matching to uncover contemporaneous socio-temporal patterns. *Sociological Methods & Research*, 38(3), 389-419.
- 岡本英雄・直井優・岩井八郎, 1990, 「ライフコースとキャリア」『現代日本の社会構造 4 女性と社会階層』 東京大学出版会, 63-89.
- 佐藤香, 2006, 「方法としての計量歴史社会学: 階層・移動研究を中心として」『社会科学研究』 57(3), 5-18.
- 盛山和夫・都築一治・佐藤嘉倫・中村隆, 1990, 「職歴移動の構造: 労働市場の構造とキャリア・パターン」 直井優・盛山和夫編『現代日本の階層構造 1 社会階層の構造と過程』 東京大学出版会, 151-167.
- 清水晋作, 2011, 『公共知識人ダニエル・ベル: 新保守主義とアメリカ社会学』 勁草書房.
- 杉野勇, 2001, 「女性の職歴類型の計量的把握: フルタイム継続女性と専業主婦の比較を中心に」『現代社会研究』 14, 95-114.
- 太郎丸博, 2002, 「社会階層論とミクロ・マクロ・リンク: John H. Goldthorpe の社会移動論と合理的選択理論」『社会学評論』 52(4): 504-521.
- 渡辺勉・佐藤嘉倫, 1999, 「職歴にみる戦後日本の労働市場」『社会学評論』 50(2), 197-215.
- 渡辺勉, 2004, 「職歴パターンの分析: 最適マッチング分析の可能性」『理論と方法』 19(2), 213-234.

渡邊勉, 2011, 「職歴からみる雇用の流動化と固定化: 職業経歴の多様性」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, 173-187.

Association between typologies of class history and educational qualification: A test of education-based meritocracy hypothesis

Takenori Konaka
Graduate Student
The University of Tokyo

Abstract

This paper examines the hypothesis derived from the work of Daniel Bell. It argues that educational qualifications determine the class history of individuals arbitrarily in post-industrial societies. Depending on the hypothesis, we can gain the observable implications that the typologies of professionals increase consistently over the course of their career and the typologies of achieving upward class mobility over the course of their career diminish.

To examine these implications, we apply the dynamic hamming distance techniques of sequence analysis as a basis for constructing typologies of class history. As a result, we find an increase across cohorts in class history characterized by entry into and stability within professional positions. The increase is also associated with high levels of educational attainment and a decline in class history characterized by upward mobility that supports the forecast made by Bell. However, there are quite clear associations between education and the typologies of class history and there is no change in the associations of education and those of class origins between the typologies.

Key words: meritocracy, class history, sequence analysis