

脆弱な地位と社会移動

——多連関モデルによる分析——

鹿 又 伸 夫

1. 社会階層研究と脆弱な地位
2. 影響メカニズムと初期キャリア：方法的課題
3. 変数測定および非正規と無職の概観
4. 二段階推定による多連関モデル
5. 分析結果
6. おわりに

1. 社会階層研究と脆弱な地位

格差や不平等を一時点からではなく、世代間移動および世代内移動などの時間経過をとまなう地位移動からとらえる社会移動研究は、階層的な不平等の実証的な研究のなかで中核的な位置をしめてきた。社会移動研究は、分析手法の違い、そしてそれに連動する研究の枠組と目標によって2つのアプローチに大別できる。1つは職業階層的地位をカテゴリー変数として扱う移動表(クロス表)研究であり、機会の不平等、つまり想定される完全な機会均等(完全移動)から実態がどれだけ乖離しているかをあらわす機会格差に焦点をあてる。もう1つは、職業階層的地位を量的変数として扱う地位達成研究(status attainment research)であり、親世代の教育や職業など出身家庭の地位から子ども世代の地位に到達するまでの影響メカニズム、つまり移動の過程における影響関係を解明しようとする。

ところが近年になって、これらのアプローチでもちいられてきた研究枠組や分析方法の限界が顕在化してきた。それは、所得格差拡大と貧困層増加、

失業や非正規雇用そして若年世代における不安定就労の増大などの新たな格差拡大と不平等の問題が、日本を含む各国で現れてきたためである。これらの問題は、不安定就労と貧困に陥りやすい非正規雇用と無職という脆弱な（vulnerable）地位状況に典型的に出現してきた。しかし、移動表研究でも地位達成研究でも、非正規雇用と無職を研究の射程外においてきた。

移動表研究では、非正規雇用を他と区別されたカテゴリーとせず、労働市場外の無職を分析対象としてこなかった。地位達成研究でも、労働市場内での就業に限定され、かつ正規か非正規かが識別されない職業威信スコア（もしくは社会経済的地位指標）を使用するので、無職は分析対象外だった。つまり、いずれのアプローチでも、階層的な不平等を明らかにすべき社会移動研究が、その非正規と無職の軽視と除外によって、新たな不平等問題を研究視野から排除するという皮肉な研究状況を生みだしてきたのである。

非正規と無職を他から区別した階層的地位として位置づけた場合、これらにかんして社会移動の研究としては次のような研究課題を検討すべきだろう。出身階層・学歴などから非正規・無職への到達格差が他の階層的地位への到達格差とどれほど違うのか、非正規や無職に到達する移動における影響メカニズムに特徴的なものがあるのか、職業キャリアのなかで正規雇用への移動が閉ざされて非正規・無職に滞留する傾向がどれほど強いのか、そして家計の不安定性と貧困にどれほど陥りやすいのか、といった諸課題である。また非正規雇用や無職が若年世代でとくに増大してきたことは、上記の諸課題がとくに若い出生コホートでの到達格差および影響メカニズムの変容、滞留傾向と不安定就労・貧困の顕在化といったコホート間での変化にかんする問題にまで展開されるべきことを意味している。

また非正規や無職の軽視や除外は、女性の社会移動にかんする研究を停滞させてきた。日本では、パート労働や専業主婦がとくに多いという女性の特徴的な実態にもとづき、これらの地位を含めた階層的移動を分析した研究は数少ない¹⁾。既婚（あるいはパートナーがいる）女性は、配偶者所得または世帯所得が高いために就労しないことや、子育て期かつ／または家計補助のためにパート就労をすることが多い。そのため、非正規と無職はかならずしも

脆弱な地位とはいえないかもしれない。しかし、配偶者がリストラされる、失業する、死亡する、あるいは配偶者と離別するといった場合を想定すると、不安定就労や貧困といった生活の危機に陥りやすいという意味で、女性にとっても非正規と無職は少なくとも潜在的に脆弱な地位である。実際、母子世帯は貧困に陥りやすいとされる²⁾。男性と同様に女性においても非正規と無職を研究対象範囲内に位置づけることは、これらの地位状況そして社会移動における機会格差や影響メカニズムについての男女間相違を解明するうえで必要である。

2. 影響メカニズムと初期キャリア：方法的課題

社会移動研究では、1980年代後半以降に対数線型モデルを適用した移動表研究が多くなった。1990年代以降は移動表の調査時点間やコーホート間の比較あるいは国際比較が活発化し、近年の研究動向では、移動表研究が社会移動研究を代表する研究スタイルであるかのような印象をあたえるようになってきた。対数線型モデルや対数乗型モデルを使う移動表研究では、親世代と同一の階層的地位を子世代が継承する非移動傾向、そして親世代と違う地位へ移動する移動傾向の強弱を、(対数) オッズ比つまり機会格差として推定する。この点から、地位達成研究にはない次の3つの特長が派生し、それらによって移動表研究が活発化したといえるだろう。

第1は、職業威信スコアのように職業的地位の一次元性を仮定する必要がないことである。地位達成研究の分析では、威信スコアなどの一次元尺度によって職業的地位を測定し、親子二世代間の地位関連の強さを一括して(平均的な効果として)推定するので、個別階層の非移動傾向や、出身階層と到達階層の組合せごとの移動傾向の強さを推定することはできない。

第2は、第1点とも重複するが、出身階層から到達階層への非移動傾向を分析できることである。移動表をもちいた既存研究では、移動傾向にくらべて非移動傾向が強いことを例外なく報告している。移動表研究の立場からいえば、非移動傾向の強さを捨象してしまう地位達成研究は、世代間での階層

再生産をもたらす地位継承という重要なメカニズムを無視するものである。

第3は、出身階層と到達階層の関連について推定されるパラメータ値が、たとえば調査時点や国別調査の影響を統制した後の機会格差をあらわすことである。このため、変化の分析や比較分析をしやすい。これにたいして、地位達成研究でもちいられてきた既存手法（重回帰分析など）は、たとえば高学歴化が進展している場合にそのマクロな変動効果を統制しきれないため、変化および比較の分析に問題があるとされる³⁾。

ところが、こうした長所にもかかわらず、移動表研究の隆盛は深刻な犠牲を払うものだった。それは、地位達成研究にみられた移動における影響媒介メカニズムの解明を放擲してしまったことである。多変量を同時に分析する地位達成分析（パス解析）によって社会学内にとどまらない強い影響を与えたブラウとダンカン（Blau and Duncan 1968）は、親の地位→本人教育→初職→現職という地位達成過程における影響関係を明らかにした。そして、職業的地位達成において親の地位の影響よりも本人教育の影響が大きく、アメリカ社会では属性原理よりも業績原理が優越していることを指摘した。日本でも、富永健一（1979）は、アメリカとよく似た影響関係がある一方で、日本では現職にたいして本人教育よりも初職の影響が大きく、本人教育→初職→現職という地位達成のメインルートが特徴的だと指摘した。

移動表研究で使用される対数線型モデルなどでは、実際に投入できるのは多くても4変数程度であるため⁴⁾、移動の影響媒介メカニズムの分析はきわめて困難である。移動表の比較研究では、国別や調査時点などの統制変数をのぞけば、出身職業階層(O)と到達職業階層(D)だけを扱うOD分析が典型的である（たとえばErikson and Goldthorpe 1992; Breen *ed.* 2004）。変数が多くても、出身と到達に本人の学歴(E)を加えたOED分析などにとどまりやすい（たとえばIshida *et al.* 1995）。

非正規と無職という地位を移動研究に導入するには、これらを含むカテゴリー変数を使用しなければならない。また移動における影響メカニズムを分析するには、多変量を投入しなければならない。しかし、移動表研究で使われてきた統計モデルでは、後者ができない。この方法的困難を克服するのは、

カテゴリー変数をもちいた対数線型モデルのような分析をしながら、かつ多変量が投入できるモデルである。多変量には、カテゴリー変数も量的変数も投入できるモデルが望ましい。簡潔に言えば、移動表分析と地位達成分析それぞれの長所をあわせもつ分析手法である。

非正規と無職を移動研究に導入する際のもう 1 つの方法的課題は、初職と初期キャリアの違いにある。既存研究では、教育達成後（最終学歴獲得後）の階層的地位として、はじめて就業した職業を「初職」として使用してきた。しかし、この初職は、かならずしも学校教育を終了した直後の地位ではない。たとえば女性で、学校を終了して以降ずっと無職で、子育てが一段落した後、に就業した場合でも初職とされる。若い世代における非正規や無職での滞留、あるいはこれらへ（これから）の移動について検討するには、学校教育を終了した直後の就業状態つまり無職も含めた初期キャリアにおける職業達成を対象としなければならない。

本稿の意図は、上述の方法的課題を克服したうえで、1 節で述べた研究課題に挑戦するための研究枠組と分析方法を提示することにある。そのため、研究課題についてはそのすべてを検証するものとはなっていない。他方で、非正規と無職を研究対象として明示的に位置づける研究枠組と分析方法は、新たな不平等の出現に社会移動がどのような役割をはたしたのかという問題だけを扱うのではない。社会移動における影響メカニズムそしてその男女間相違、影響メカニズムの若年世代における変容など、既存研究の蓄積の延長上にある諸課題の検討もめざすものである。

以下では、日本における社会移動研究で中心的に使用されてきた「社会階層と社会移動全国調査」（以降は SSM 調査と略記する）の 1995 年と 2005 年実施データをもちいて、次節でまず変数の測定にかんして説明しながら非正規と無職について概観し、4 節で新たな分析方法として多連関モデルを提起し、5 節でその分析結果をしめす。

3. 変数測定および非正規と無職の概観

職業にかんする本人の階層的地位については、既存研究で通常使われてきた労働市場内での就業に限定した職業分類ではなく、そこから非正規を分離し、また無職を追加した就業階層10分類をもちいる⁵⁾。この分類に含まれるのは、専門、管理、大企業ホワイトカラー（図表では大Wと略記、以下同様）、小企業ホワイトカラー（小W）、自営、大企業ブルーカラー（大B）、小企業ブルーカラー（小B）、農業、非正規雇用、無職である。非正規雇用には、派遣社員、契約社員、嘱託、臨時雇用、パート、アルバイトが含まれる。

非正規と無職を移動研究に導入する際の方法的課題の1つとして、初期キャリアにおける職業達成を対象としなければならないことをあげた。初期キャリア達成は、学校教育終了直後の就業状態について上の就業階層10分類を適用し、学校教育を終了後4年経過しても就業していない場合を無職とした。以下では、この初期キャリアでの達成を初期職業と呼ぶことにする。

図1は、1995年と2005年の時点別そして男女別にみた、現職（調査時点）の就業階層分類ごとの比率で、退職者が多くなる60歳以上をのぞく20～59歳を対象にしている⁶⁾。1995年から2005年にかけて、非正規は男性で1.8%から6.5%へ、女性で23.3%から32.7%へ、無職は男性で3.0%から5.3%へ、女性で34.1%から28.1%へ変化しており、10年間の変化が大きい。男性では非正規と無職が増加し、女性では非正規が大きく増大し無職が減少している。男性の非正規と無職は無視できない比率になってきており、女性の非正規と無職は1995年時点でも多いが、10年間の変化幅が大きい。図2は、無職をのぞく就業者について、時点別かつ男女別にみた各就業階層の平均年間所得だが、非正規雇用の所得がもっとも低く、非正規の増大が所得格差の拡大を促したことを疑わせる⁷⁾。

図3は、男女別かつ出生コーホート別にみた初期職業の比率をしめしたものである。男性では、無職はそれほど変動していないが、非正規雇用が1960年出生以降で増加し始め、1975年出生以降で急増している。女性では、1944年出生までの世代で無職が多かったが、戦後生まれで急激に無職が減少し、

図1 就業階層(非正規・無職含む)の比率:
1995年と2005年の男女(20-59歳)

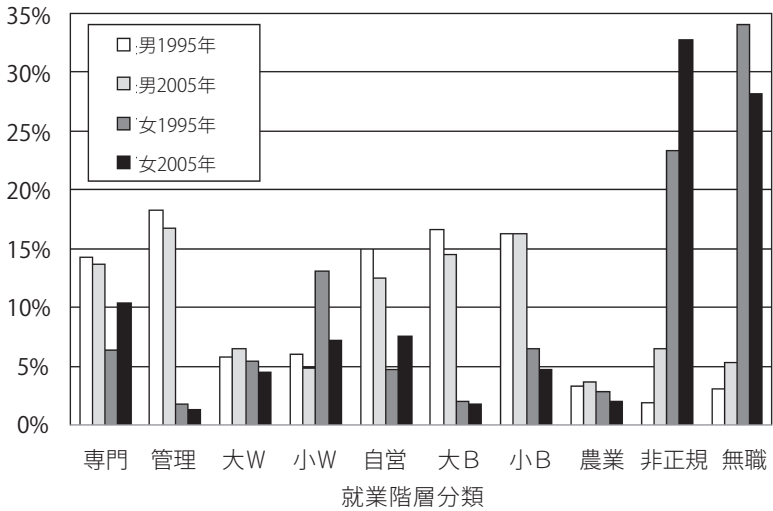


図2 就業階層別の年間所得平均:
1995年と2005年の男女(20-59歳)

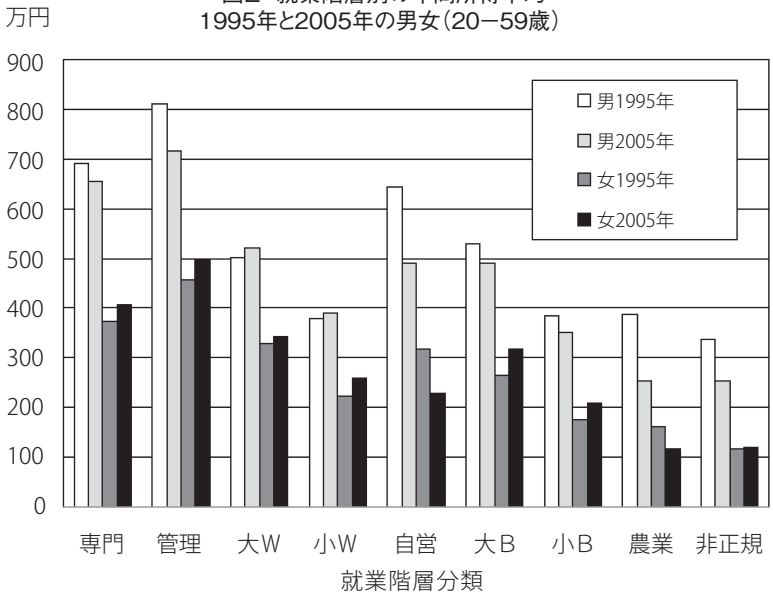
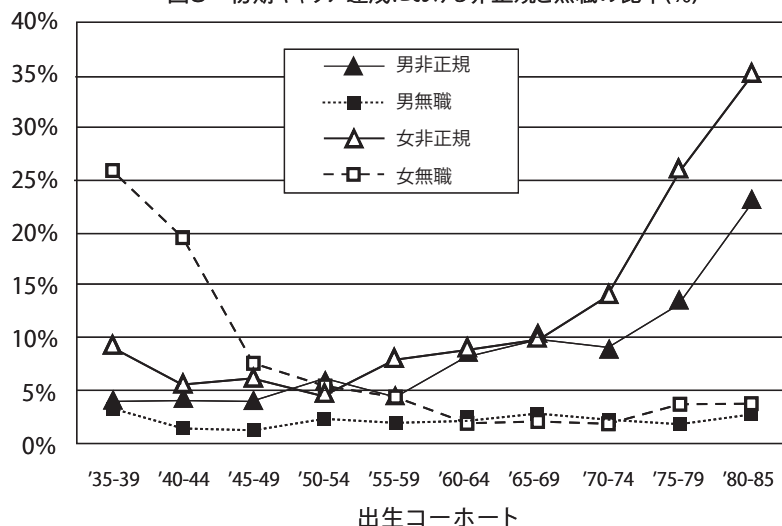


図3 初期キャリア達成における非正規と無職の比率(%)



その後は非正規が1955年出生以降で増加し始めて1970年出生以降で急激に拡大している。

これらは、男性では就労年齢内に限定しても非正規と無職が増加して無視しがたい比率をしめるようになったこと、女性では非正規の増加と無職の減少が10年間で急激に進んだこと、そして非正規雇用の脆弱な経済的基盤と若い世代での急増を再確認させる。

次節以降では、非正規と無職を含んだ各就業階層に到達する移動における影響メカニズムを分析するが、その分析は地位達成研究で古典的ともいえる基本モデルに準拠する。つまり、本人学歴、初期職業、現職をそれぞれ従属変数として、複数の独立変数を投入した分析をおこなう。地位達成研究にならって、これらの各分析を教育達成、初期達成、現職達成と呼ぶことにする。

これらの分析で使用する他の変数は、出生年、年齢、性別（女性を1とするダミー変数）の基本的統制変数、親の職業階層と学歴、回答者本人の学歴、有配偶者（有配偶者を1とするダミー変数）である。学歴は中学・高校・短大・大学の4分類で、親学歴は両親の高い方を採用し、父親の学歴が非該当

の場合は母学歴とした。親職業は父親の主な職業にかんする 8 分類で、父親が不在・無職・不明の場合は母親の職業を採用した。親職業の分類は、正規・非正規を区分せず、無職を含まない。本人の就業階層分類と違う分類を使用したのは、父親の職業での非正規と無職がきわめて少なかったからである⁸⁾。

統計モデルの種類以外で地位達成研究の基本モデルと異なるのは、時間的変化と性別相違の統制をモデル内でおこなうことと、現職達成で有配偶者変数を追加したことである。時間的変化の統制は、教育達成と初期達成では出生年、現職達成では出生年と年齢をもちいた。現職達成で出生年と年齢をもちいた統制をおこなうのは、従来多用されてきた調査時点による統制（による時点比較）にくらべて、観測データにはるかに良く適合するためである（鹿又2008b）。分析は1935年以降に出生した男女を対象として、また現職達成の分析では調査時点で55歳までに限定した。1995年調査B票は初期職業を特定できないため、初職達成と現職達成ではこの回答者を対象から除外した。その結果、分析対象となったのは教育達成が7,463人、初期達成が5,779人、現職達成が4,056人だった。

4. 二段階推定による多連関モデル

分析でもちいるのは、次式が多連関モデルである。

$$\ln \frac{\pi_j}{\pi_*} = \alpha_j + \sum_p \beta_{pj} X_{pj} + \sum_q r_{qi} + \sum_{q,r} r_{qir} X_{qr} + \sum_s \mu_s \sigma_{skg} \varphi_{sjg} + \sum_{s,t} \mu_{st} \sigma_{skg} \varphi_{sjg} X_{st} + \sum_l \theta_l \varphi_{tjg} Y_l + \sum_{l,u} \theta_{lu} \varphi_{tjg} X_{lu} Y_{lu}$$

このモデルは、従属変数の基準カテゴリー(*)にたいするカテゴリー*j*のロジットを予測する。 α_j は切片を、 X は出生年、年齢、女性（ダミー変数）の統制変数およびこれらの積による交互作用変数をあらわす。 β_{pj} は*p*番目変数*X*の効果パラメータである。 r_{qi} は*q*番目職業階層変数（親職業階層と本人就業階層）のカテゴリー*i*の非移動パラメータ（ただし親子間非移動では*i* ≤ 8）、 r_{qir} はこの非移動*i*と*r*番目の*X*の交互作用パラメータである。 σ_{skg} は*s*番目

カテゴリカル独立変数のカテゴリ k の男女別 (g) スケール、 φ_{sig} はその s 番目変数にたいする従属変数カテゴリ j の男女別スケールである。 φ_{ijg} は t 番目の量的独立変数 Y にたいする従属変数カテゴリ j の男女別スケールである（本稿での Y は有配偶者変数だけである）。最後の項は、 t 番目 Y と u 番目 X の交互作用効果をあらわす。 μ_s 、 μ_{st} 、 θ_i 、 θ_{im} はそれぞれ関連度パラメータである。なお、親子の学歴変数の対にかんする非移動パラメータも設定可能だが、予備分析の結果、冗長なパラメータで不必要だったため設定しない。

このモデルの特徴は、カテゴリカル従属変数と各独立変数間の関連をそれぞれ連関（association）であらわすことである。連関は、カテゴリカル独立変数の場合は「関連度 $\mu \times$ 独立変数スケール $\sigma \times$ 従属変数スケール φ 」、量的独立変数の場合は「関連度 $\theta \times$ 量的独立変数値 $Y \times$ 従属変数スケール φ 」という積である⁹⁾。スケールは、各変数のカテゴリ特性を順序的数値として推定するもので、このスケール値（カテゴリ特性）によって変数間関連のパターンが作りだされる。ただし、各変数のカテゴリ配列を前もって順序的にする必要はない。各スケールはカテゴリ間の等間隔性を仮定せず、正規化した数値をもちいる¹⁰⁾。関連度は、スケールもしくはスケールどうしの積であらわされる関連パターンによる変数間関連の強弱をしめす。

カテゴリカル独立変数との連関は対数乗型モデルの一種であるグッドマン（Goodman 1979a, 1979b）の RCII（quasi Row and Column model II）の制約を、量的独立変数との連関はステレオタイプ順序回帰（Stereotype Ordered Regression、以下では SOR と略記する）の制約をもちいる（Anderson 1984; DiPrete 1990 などを参照）。これらの制約には、カテゴリ間で等間隔でないスケールという上記の仮定が含まれている。しかし、切片 α_j と統制変数効果 β_{pj} については制約をとくに加えていない¹¹⁾。

推定は条件付き多項ロジット（multinomial conditional logit）に上記の制約を加えておこなったが、従属変数と独立変数のスケールはそれらの変数対ごとに、かつ性別によって異なると仮定した。この仮定を設定したのは、たとえば親職業と現職、初期職業と現職の変数対では、一方の変数が同じ現職であっても、変数間関連パターンがたがいに異なることが想定されるからで

ある。また、たとえば現職と有配偶者変数の関連パターンが男女で異なることが想定されるからである。この仮定にもとづく複数種類のスケールを同時に推定できないため、二段階の推定をおこなった。まず第一段階で、男女別かつ変数対ごとに（1 独立変数だけの投入によって）、スケール σ , φ を RCII または SOR 制約によって推定した。次の第二段階で、これらのスケール値を同時に投入して関連度 μ と θ および非移動 γ などのパラメータを推定した。この方法でえられた結果の適合度（対数尤度）は、従属変数のスケール φ がどの独立変数にたいしても同一だと仮定したモデル（SOR 制約モデル）、またスケールが男女間で同一だと仮定したモデルなどよりも、極端な違いではなかったが、良好だった。

順序性をもったスケールによって変数間パターンをあらわすので、その関連パターンにたいする変数の効果特性については一次元性を仮定することになる。しかし、カテゴリカル独立変数の場合、変数対の 2 変数のスケールがたがいに異なると仮定する RCII の制約にしたがうので、たとえば初期職業と現職のように同一分類の変数であっても、変数間関連パターンは一次的ではない。量的独立変数の場合は、その効果の大小が変数値の大小に依存する点では一次的だが、効果パターンは従属変数側のスケール φ に左右される。またスケールを変数対ごとかつ男女ごとに推定するので、同一変数がしめす関連パターンは、それが従属変数であっても独立変数であっても、対になる変数によって、そして性別によって異なる。

しかしながら、第一段階の推定において、学歴変数のスケールは他の学歴・就業階層変数にたいしてほぼ近似する値となった。推定されたスケール値は男女別をあわせて 12 種類で、学歴別の平均と標準偏差を表 1 にしめた

表 1 学歴スケールの平均と標準偏差

	平均	標準偏差
大学	0.610	0.069
短大	0.254	0.096
高校	-0.138	0.054
中学	-0.726	0.036

が、標準偏差がきわめて小さい。これは、学歴（の4分類）が他の学歴・就業階層変数にたいして一定の順序的な効果特性をもつことを意味する。このため、第二段階の推定では親・本人の学歴について、どの変数対においても表1のスケール平均値を投入した。

5. 分析結果

各達成にかんする個別のモデルを比較した結果を表2にしめした¹²⁾。各達成の1番目のモデルA0、B0、C0での「時間・女性効果統制」という表記は、従属変数（ロジット）の時間的変化、男女の相違、そして男女で異なる時間的変化を統制していることをあらわす。これは、時間変数（出生年と年齢）と女性変数Gによるさまざまな効果を比較して¹³⁾、BICとAICによってもっとも望ましいと選択された項の組合せを投入していることを意味す

表2 地位達成のモデル比較

モ デ ル	対数尤度	χ^2_L	df	R^2_L	BIC	AIC
教育達成 (N=7463)						
A0. 時間・女性効果統制 + P + O	-6701	7290	20	0.352	13580	13441
A1. A0 + (P + O)*C + (P + O)*G	-6681	7329	24	0.354	13577	13411
A2. A0 + (P + O)*G	-6681	7329	22	0.354	13559	13407
初期達成 (N=5779)						
B0. 時間・女性効果統制 + P + Im + O + E	-9991	6630	65	0.249	20546	20113
B1. B0 + (P + O)*G + E*G*C	-9956	6701	70	0.252	20518	20051
B2. B0 + (P + E)*G	-9958	6697	67	0.252	20497	20051
現職達成 (N=4056)						
C0. 時間・女性効果統制+P+Im+O+E+Cim+F	-6223	6232	103	0.334	13302	12652
C1. C0 + O*G + Cim*A + F*G*A + S*(G + A)	-5995	6688	120	0.358	12987	12230
C2. C0 + (Cim + F)*A + S*(G + A)	-5999	6681	117	0.358	12969	12231

P: 親学歴, O: 親職業, Im: 世代間非移動, E: 本人学歴, F: 初期職業, Cim: 世代内非移動, G: 女性, C: 出生年 [= (西暦出生年 - 1935) / 10], A: 年齢 [= (調査時年齢 - 20) / 10], S: 有配偶者ダミー, P, O, E, F, S は各変数の連関の投入をあらわす。また高次の項の表記はより低次の項を含む。 χ^2_L : 尤度比統計量, df: 自由度, R^2_L : 擬似決定係数, BIC と AIC: 情報量基準。

る¹⁴⁾。

モデル A0、B0、C0 では、そうした項に加えて、独立変数の（非移動も含む）主効果項を投入している。表 2 では、その独立変数について、親学歴 P 、親職業 O 、本人学歴 E 、初期職業 F と表記して、それら各変数と従属変数の連関を投入したことをあらわしている。また、 Im は親職業－本人職業（初期職業または現職）間の世代間非移動パラメータ γ 、 Cim は初期職業－現職間の世代内非移動パラメータ γ をあらわしている。

さらにこれらのモデルに、（非移動も含む）独立変数と時間・女性変数との交互作用項を設定したモデルを比較した。この比較では独立変数ごとにそれを含む交互作用項を追加して、AIC と BIC でもっとも望ましい項の組合せを探索した。その結果として各変数について採用された交互作用項を同時に投入したのがモデル A1、B1、C1 である。さらに、これらのモデルから 5 % 水準で有意でない項を、より高次の項から除去してえられたのがモデル A2、B2、C2 である。

表 3 にはこれらのモデルのパラメータ推定値をしめした（ただし α と β は省略した）。これらは、第 1 に、教育達成にたいする親の学歴と職業の格差効果に、そして初期達成にたいする親学歴による格差効果に顕著な男女差があることをしめしている。第 2 に、現職達成にたいする初期職業と有配偶者変数の効果をのぞいて、各達成にたいする親の学歴・職業と本人学歴の格差効果に変化がみられなかった。第 3 に、初期職業から現職までの世代内移動は、親子の世代間移動にくらべて高い非移動 γ と関連度 μ をしめした。前者は地位の持続性が強いことを、後者は特定の組合せで移動する（またはしない）傾向が強くて組合せ間の格差が大きいことを意味する¹⁵⁾。第 4 に、この世代内移動における地位持続性と移動傾向の大きな格差は加齢とともに低下していた。第 5 に、世代内移動にくらべると、職業的世代間移動における非移動傾向と移動傾向は弱かった。

現職達成にたいする初期職業と有配偶者変数の効果に年齢にともなう変化がみられたので、以下では現職達成における格差を職業キャリア中盤にあたる 45 歳時の推定値で代表させてみていくことにする。

表3 採用されたモデルのパラメータ推定値(α と β は省略)

	教育達成(A2)			初職達成(B2)			現職達成(C2)		
	係数		SE	係数		SE	係数		SE
親学歴 μ	1.671	**	0.129	0.459	*	0.218	0.676	**	0.237
親学歴*女性	0.701	**	0.205	0.903	*	0.365			
親職業 μ	2.236	**	0.146	1.279	**	0.228	1.520	**	0.288
親職業*女性	0.791	**	0.239						
世代間非移動 γ									
専門				0.425	**	0.117	0.442	*	0.180
管理				-0.427		0.559	0.390	*	0.163
大 N				0.224		0.158	0.159		0.306
小 N				0.033		0.170	0.272		0.279
自営				1.231	**	0.247	1.232	**	0.125
大 M				0.321	*	0.139	0.173		0.198
小 M				0.151		0.094	0.005		0.151
農業				2.603	**	0.224	1.318	**	0.266
本人学歴 μ				4.701	**	0.222	2.427	**	0.243
本人学歴*女性				3.569	**	0.524			
初期職業 μ							4.504	**	0.772
初期職業*年齢							-0.627	*	0.306
世代内非移動 γ									
専門							3.391	**	0.331
管理							4.796		2.669
大 N							2.651	**	0.348
小 N							2.210	**	0.277
自営							3.261	**	1.152
大 M							2.845	**	0.397
小 M							0.930	**	0.343
農業							4.446	**	1.043
非正規							1.447	**	0.267
無職							2.745	**	0.587
専門*年齢							-0.116		0.151
管理*年齢							-1.047		1.079
大 N*年齢							-0.496	**	0.176
小 N*年齢							-0.523	**	0.132
自営*年齢							-0.569		0.466
大 M*年齢							-0.550	**	0.167
小 M*年齢							-0.173		0.146
農業*年齢							-0.590		0.372
非正規*年齢							-0.714	**	0.151
無職*年齢							-0.690	**	0.224
有配偶者 θ							4.860	**	0.485
有配偶者*年齢							-0.905	**	0.160
有配偶者*女性							-0.819	*	0.363

* 5% 水準で有意

**1% 水準で有意

SE: 標準誤差

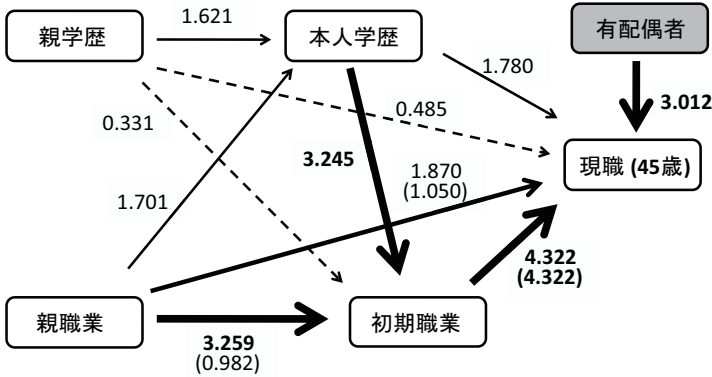
a) 影響メカニズム

表 3 の推定値にもとづいて変数対ごとにみられる最大機会格差を、パスダイアグラムのように、男性について図 4、女性について図 5 でしめした。最大格差（現職達成での格差については 45 歳時）は各変数対における効果のレンジ（最大値－最小値）である。効果レンジを使用したのは、関連度 μ と θ および非移動 r の大小が、各変数対での効果（つまり機会格差）の大きさを直接にはあらわさないためである。なぜなら、独立変数がカテゴリーの場合と連続量の場合で異なる制約形式の連関で推定し、また非移動もこれらと違う制約形式で推定するからである。

矢印につけた数値が最大格差で、大きいほど太い線でしめした。数値は対数なので、たとえば図 4 の親学歴から本人学歴への最大格差をしめす 1.621 は、親学歴の違いによって約 5 倍 ($e^{1.621}=5.058$) の進学格差が推定されたことを意味する。この例では、男性の場合、本人の最終学歴が中学になる傾向が、親が大卒の場合とくらべて親が中卒の場合に約 5 倍強く、これが親と本人の学歴組合せのなかで最大の格差だった。図 5 の女性の本人学歴から初期職業への最大格差は、管理への到達を除外したレンジを記した。これは、管理への到達が 6 人ときわめて少なく、なおかつそのうち 5 人が大卒だったため特異値をしめしたからである。

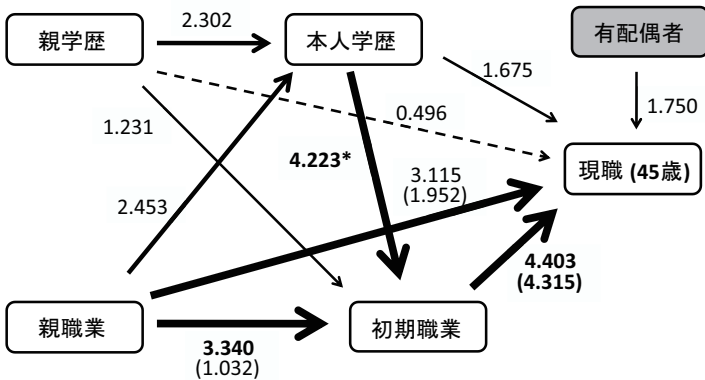
男女いずれについても、親の学歴や職業の影響をうけた本人学歴が初期職業に強く影響しており、世代間移動における本人教育による媒介メカニズムが再確認された。また男女ともに、本人学歴から初期職業へ、そしてその初期職業から現職への強い影響関係、つまり地位達成のメインルートもみられた。しかし、地位達成研究の知見とおおきく異なるのは、「親職業→初期職業」「親職業→現職」の最大機会格差が大きかったことである。これは非移動を導入したために得られた知見であり、「教育の媒介メカニズム」と「達成のメインルート」だけではなく、親からの地位継承も移動の中核的メカニズムであることをしめしている。この点は、地位達成研究が非移動を無視しているという移動表研究からの批判に一定の根拠があることをしめす。ただ

図4 男性の地位達成における最大機会格差
(現職 45歳時)



() 内は農業・自営の非移動をのぞいた場合の最大格差

図5 女性の地位達成における最大機会格差
(現職 45歳時)



* 初期職業で管理到達への格差をのぞいた最大格差

() 内は農業・自営の非移動をのぞいた場合の最大格差

表 4 職業達成における非移動

		専門	管理	大 W	小 W	自営	大 B	小 B	農業	非正規	無職
男	親職→初期	0.620	-0.216	0.316	0.034	1.192	0.404	0.352	2.897		
	親職→現職	0.696	0.561	0.213	0.425	1.231	0.343	0.429	1.516		
	初期→現職 ^{a)}	3.268	2.705	1.666	0.990	1.858	1.611	1.134	3.178	-0.339	1.034
女	親職→初期	0.483	-0.549	0.402	0.031	1.105	0.357	0.305	2.791		
	親職→現職	0.546	1.028	0.408	0.328	1.166	0.205	0.552	2.191		
	初期→現職 ^{a)}	3.091	2.392	2.216	0.908	1.797	1.239	1.264	3.179	-0.345	1.015

注) 親職は親職業、初期は初期職業をしめす。 a) 現職は 45 歳時 の推定値。

し、非移動傾向がとくに強いのは、表 4 の「親職→初期」「親職→現職」の行にしめしたように自営と農業に限られる（この表の非移動の数値は、非移動パラメータ γ と非移動の場合に該当する連関 $\mu\sigma\phi$ を加算して再計算したものである）。自営と農業を除外すると、親職業と初期職業・現職のあいだの最大格差は大幅に減少する。図ではこの除外後の最大格差を（ ）内にしめしたが、本人学歴による格差と比較すると、初期達成では男女ともこれよりも小さくなり、現職達成では男性で小さく、女性でやや上回る程度である。

b) 男女間の相違

影響メカニズムとしては男女に大きな違いはなかったが、最大格差という点では男女に顕著な相違がみられた。親学歴・職業→本人学歴、本人学歴→初期職業、親職業→現職における最大格差は、男性にくらべて女性のほうが明らかに大きい¹⁶⁾。このうち親学歴・職業の出身効果が男性より女性の方で強いことは、既存の知見を覆すものである。既存研究では、職業達成にたいする出身からの影響が女性では男性よりも弱いことが指摘されてきた（今田 1990; 杉野 1998; 橋本 2001; 鹿又 2008a）。分析結果は、どの達成でも、男性よりも女性のほうがより大きな格差にさらされてきたことをしめした。

c) 有配偶者効果：結婚プレミアムと結婚ペナルティ

現職達成で投入した有配偶者変数がもたらす最大格差は、女性よりも男性

表 5 有配偶者変数による現職到達格差(現職 45歳時)

	専門	管理	大 W	小 W	現 自営	職 ^{a)} 大 B	小 B	農業	非正規	無職
男性	0.332	1.004	0.420	0.030	0.275	0.590	-0.141	0.403	-0.904	-2.008
女性	-0.271	0.373	-0.552	-0.496	-0.112	-0.609	-0.319	0.783	0.063	1.141

a) 現職は 45 歳時の推定値。

のほうが大きかった。表 5 に 45 歳時で推定した格差（対数値）をしめした。男性では、配偶者がいない場合に比べて有配偶者が大企業ホワイトカラー、専門そしてとくに管理になりやすく、非正規と無職になりにくいものだった。他方で、同様に女性では、無職や農業になりやすく、大企業のホワイトカラーやブルーカラーになりにくい格差だった。これらは、結婚がもたらす就労帰結の男女差にかんする人的資本論の次のような理論的予測に、表面的には整合するようにみえる。結婚によって男性は、一家の大黒柱としての自覚をもって仕事にはげむようになり、また雇用主が既婚男性を好むため、より良好な就労帰結つまり結婚プレミアムを得る。他方で女性は、結婚による労働市場退出によって人的資本が蓄積されないため、良い就労を得られず結婚ペナルティを受ける（Korenman and Neumark 1991, 1992; Waldfogel 1997; Davies and Pierre 2005; Kalmijn and Luijckx 2005）。

しかし、表 5 の女性の推定値は、とくに無職を増大させる効果がとくに大きく、他の多くが減少効果になっており、結婚ペナルティとは即断しがたい。つまり、有配偶者の無職を結婚プレミアムとペナルティのいずれだといえるかによって評価は変わる。また男性の結婚プレミアムについても、因果的な順序が逆である可能性もある。つまり、良い職に就いているか否かによって結婚が左右されるという関係である。

d) 非正規・無職の移動機会格差

非正規と無職に到達する移動における格差について、表 6 は親と本人の学歴による格差をしめしたものである。これらのなかで格差がとくにみられたのは、本人学歴が高い（低い）ほど、初期達成において男性は非正規に、女

表 6 学歴による非正規・無職の到達格差

			非正規への到達		無職への到達	
			初期職業	現職 ^{a)}	初期職業	現職 ^{a)}
男性	親学歴	大学	-0.061	0.002	0.125	0.020
		短大	-0.025	0.001	0.052	0.008
		高校	0.014	0.000	-0.028	-0.005
		中学	0.072	-0.003	-0.148	-0.024
女性	親学歴	大学	0.066	-0.002	0.088	0.039
		短大	0.028	-0.001	0.037	0.016
		高校	-0.015	0.001	-0.020	-0.009
		中学	-0.079	0.003	-0.104	-0.046
男性	本人学歴	大学	-0.865	-0.202	-0.213	-0.232
		短大	-0.360	-0.084	-0.089	-0.097
		高校	0.196	0.046	0.048	0.053
		中学	1.030	0.240	0.253	0.277
女性	本人学歴	大学	0.142	-0.019	-0.618	0.079
		短大	0.059	-0.008	-0.257	0.033
		高校	-0.032	0.004	0.140	-0.018
		中学	-0.169	0.023	0.735	-0.094

a) 現職は45歳の推定値。

性は無職になりにくい（なりやすい）ことである。男性については、上記の点ほどではないが、初期達成での無職到達そして現職達成での非正規および無職への到達にも同じ傾向がみられる。つまり、男性での高学歴は職業達成において非正規や無職への到達を抑止する効果をもち、とくに初期キャリア達成においてそれが顕著である。これにたいして女性の高学歴は、初期キャリア達成での無職到達を抑止する効果しかもたない。他方で、表を省略するが、非正規と無職への到達における親職業による格差はほとんどなかった¹⁷⁾。

非正規と無職への到達に影響するもう1つの格差は、初期職業から現職への世代内移動における非移動と移動の格差で、これらは加齢とともに低下していた。表4（「初期→現職」の行）がしめすように、非正規の非移動は若年時には滞留傾向をしめしたが、年齢とともに低下して40歳以上では非正規のまま滞留しない傾向をあらわす負の値になっていた。それにくらべると、無

職の非移動傾向は、非正規よりも滞留性が強いことをしめす数値だった。また、移動傾向の推定値にかんする表は省略するが、初期職業の非正規と無職から他階層へ、そして他階層から非正規と無職へ移動する傾向はほとんどなかった¹⁸⁾。

非正規雇用と無職へ到達する移動の格差は、親の学歴や職業という出身からの影響はほとんどないが、初期達成で本人学歴が非正規と無職への到達に影響し、初期職業での非正規と無職がそのまま持続する滞留傾向があることをしめた。本人学歴の影響は、高学歴ほど初期キャリアにおける非正規と無職への到達を抑止して、男性では非正規への到達を、女性では無職への到達をとくに抑止するものだった。初期職業から現職までの滞留傾向は加齢とともに弱まるが、非正規よりも無職のほうが強かった。

6. おわりに

非正規と無職を研究対象内に明確に位置づけた社会移動研究の研究枠組、そして移動表研究の隆盛によって忘れられてきた影響メカニズムを分析する新たな手法を提示し、SSM 調査データを使用した分析をおこなってきた。その結果、得られた知見は次のようにまとめられる。

第1に、社会移動における出身から到達までの影響メカニズムは、教育の媒介メカニズムと達成のメインルートだけではなく、親からの地位継承も中核的メカニズムだった。しかし、この地位継承の強さは自営と農業に限定されており、これらを除外した影響メカニズムは地位達成研究の基本モデルにより近い構図を描くものだった。第2に、移動における影響メカニズムに男女間の大きな相違はなかったが、最大格差に男女差があった。男性にくらべて、親の学歴・職業による出身効果そして本人学歴効果の大きい影響経路が多く、女性のほうがより大きな機会格差にさらされてきたことをしめた。第3に、現職達成における有配偶者効果は、男性の結婚プレミアム、女性の結婚ペナルティという人的資本論の予測に整合するようにみえる結果をしめた。第4に、非正規雇用と無職へ到達する移動の格差には、親の学歴や職

業という出身からの影響はほとんどなく、本人学歴が初期達成での非正規と無職への到達に影響し、その初期職業の非正規と無職がそのまま滞留する傾向（ただし加齢とともに減少する傾向）があった。本人学歴の影響は、高学歴ほど初期キャリアにおいて男性では非正規、女性では無職への到達をとくに抑止するものだった。

これらの知見は1節にしめした研究課題の一部に答えるものでしかない。残された研究課題は多い。とくに上述した現職達成にかんする知見は擬似的な結果にすぎないかもしれない。それは、本稿で使用した年齢変数が調査時点の年齢であり、現職達成における格差をその年齢変数をもちいた45歳時の推定値で代表させて検討したためである。つまり、加齢によるとみなした効果変化は、実際の加齢にしたがう変化とは異なるかもしれない。しかし、縦断的調査データもしくは経歴データを利用すれば、実際の加齢そして実際の時間経過にともなう変化を分析することが可能である。

現職達成における有配偶者変数の効果変化も同じ問題をもつ。さらにすでに指摘したように、女性の無職への有配偶者効果を結婚プレミアムとペナルティのいずれと評価できるか、そして結婚と有配偶者効果の因果的順序という問題がある。これらを確かめるには、配偶者選択における学歴や就業階層などの階層的な影響の分析、そして配偶者の地位を学歴、就業階層、所得などからより綿密に統制した移動分析が必要だろう。

この有配偶者効果の問題に現れたように、ここでの分析は追加検討すべき多変量を投入していないので、社会移動における影響メカニズムの解明という点でも課題を残している。しかし、提示した多連関モデルではさらに他の独立変数を追加することが可能であり、この追加によって、より複雑な影響メカニズムを検討できる。本稿は、新たな格差と不平等を社会移動研究の立場から究明するという課題だけでなく、移動における影響メカニズムそしてその男女間相違と変容といった既存研究の延長上にある課題も視野に含めた研究枠組と分析手法を提示するもので、諸課題への挑戦の出発点にすぎない。

付記：SSM 調査データの使用は2005年 SSM 調査研究会の許可をえた。

- 1) 無職（専業主婦）への階層的な移動に留意した数少ない研究として、たとえば今田（1990）、杉野（1998）などがある。
- 2) たとえば橋木・浦川（2007）は、等価可処分所得の中央値の半分以下を相対的貧困とした分析で、母子世帯が相対的貧困に陥りやすいことを指摘している。これは、配偶者がいない場合に家計の危機に陥りやすいことを意味している。
- 3) ただし、最近ではマルチレベルモデルの応用が進められてきており、マクロな変動効果を分離した分析が可能になってきている（応用例としてたとえば Kikkawa（2005）を参照）。
- 4) 論理的には投入変数の数が多くても分析可能だが、対数線型モデルにとって推定上の深刻な問題であるゼロセル（度数ゼロのセル）が多くなり、またパラメータ推定値の数が多くなって解釈が難しくなる。このため、実際上は4変数程度が投入できる限界である。
- 5) この就業階層分類は、国際比較研究で頻繁に利用されるエリクソンとゴールドソープの職業階級分類（Erikson and Goldthorpe 1992）をまず作成し（この分類作成の詳細は鹿又他（2008）を参照）、これにもとづきながら「専門と管理」「大企業（従業員300人以上）と小企業（300人未満）」を区別し、さらに「非正規雇用」と「無職」を追加したものである。
- 6) 1995年男性1876人、女性1871人、2005年男性2287人、女性2249人の中の比率である。
- 7) 1995年の所得額は、消費者物価指数によって2005年時点での所得額に調整した。
- 8) 父親の職業で非正規に分類されるのは0.9%、無職に分類されるのは0.1%にすぎなかった。
- 9) 連関という表現は、通常は移動表分析で変数間の関連をパラメータの積としてあらわす場合に使われる。ここでは、量的独立変数の場合の積も含めて連関と表現している。
- 10) スケールの正規化は $\Sigma \sigma_i = \Sigma \phi_j = 0$ かつ $\Sigma \sigma_i^2 = \Sigma \phi_j^2 = 1$ の制約にしたがった。正規化スケールは、その変数対の他方のスケールまたは連続量値との組合せにおいて、双方ともプラスまたはマイナスで絶対値が大きいほど、当該の従属変数カテゴリーに所属する確率を増大させる。
- 11) 統制変数効果 β_{pj} に SOR の制約を加えて節約的にすることも可能だが、従属変数（ロジット）の時間的変化、男女の相違、そして男女で異なる時間的変化の基本的統制が不十分になる場合があるため、この制約を加えていない。

- 12) 表 2 の自由度 df の数値は、第一段階の推定におけるスケール σ , φ のパラメータ数を反映していない。
- 13) 出生年と年齢は、単調増減を仮定するだけでなく、10 年間隔区分、2 乗変数、正弦関数 ($\sin$ および $\cos$) をもちいて検討していた。
- 14) BIC と AIC は適合度と節約性の両者を同時に考慮して個々のモデルの望ましさをしめす情報量基準だが、両者が矛盾する場合は AIC を優先した。ただし、表 2 のモデル C1 と C2 のように AIC がほぼ同値だが BIC が違う場合は BIC を優先した。時間・女性効果の統制で選択したのは、高次の項がより低次の項を含む前提で表現すれば、教育達成では出生年の正弦関数 ($\sin$) と女性ダミーの交互作用項まで、初期達成では出生年 2 乗と女性ダミーの交互作用項までがもっとも望ましいものであった。現職達成では初期達成で投入した項にくわえて年齢 2 乗と女性ダミーの交互作用項までがもっとも望ましかった。
- 15) 男性で特定の組合せで移動する傾向がとくに強かったのは、大企業ホワイトカラーから管理への移動、しない傾向がとくに強かったのは農業から管理への移動だった。女性で移動する傾向がとくに強い組合せはなかったが、移動しない傾向がとくに強かったのは小企業ブルーカラーと農業から大企業ホワイトカラーへの移動だった。
- 16) 親職業から現職への最大格差が大きかったのは、農業の非移動が大きく、小企業ブルーカラーから管理への移動機会が顕著に小さかったためである。
- 17) 男性で親が専門だと初期達成で無職になりやすい傾向が 0.236 だったが、その他はすべて絶対値が 0.2 未満で、半数以上が 0.1 未満だった。
- 18) 移動しにくい傾向がみられたのは、女性で、無職から管理と大企業ホワイトカラーへの移動 (45 歳時で -0.212 と -0.609)、逆に移動しやすい傾向は無職から大企業と小企業のブルーカラーへの移動 (同じく 0.255 と 0.381) だった。しかし、男性も含めてその他は絶対値が 0.2 未満でほとんどが 0.1 未満だった。これらは、女性では、人的資本が蓄積されない無職からホワイトカラー部門の内部労働市場に入っていくことが困難であること、その反面でブルーカラーの労働市場には入りやすいこと示唆している。

文献

- Andersen, J. A., 1984, "Regression and Ordered Categorical Variables." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)* 46:1-30.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: The Free Press.

- Breen, R. (ed.) 2004. *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Davies, R. and G. Pierre. 2005. 'The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-Country Study.' *Labour Economics* 12:469-86.
- DiPrete, T. A., 1990, "Adding Covariates to Loglinear Models for the Study of Social Mobility." *American Sociological Review* 55:757-73.
- Erikson, R. and J. H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Goodman, L. A., 1979a, "Simple Models for the Analysis of Associations in Cross-Classifications Having Ordered Categories." *Journal of the American Statistical Association* 75:537-53.
- Goodman, L. A., 1979b, "Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables." *American Journal of Sociology* 84:804-19.
- 橋本健二. 2001. 『階級社会日本』 青木書店 .
- 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.
- Ishida, H., W. Müller and J. M. Ridge. 1995. "Class Origin, Class Destination, and Education: A Cross-National Study of Ten Industrial Nations." *American Journal of Sociology* 101 (1):145-93.
- Kalmijn, M. and R. Luijkx. 2005. 'Has the Reciprocal Relationship between Employment and Marriage Changed for Men? An Analysis of the Life Histories of Men Born in the Netherlands between 1930 and 1970.' *Population Studies* 59:211-31.
- 鹿又伸夫. 2008a. 「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):65-82.
- 鹿又伸夫. 2008b. 「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・竹ノ下弘久・田辺俊介. 2008. 「SSM 職業分類と国際的階層指標 : ISCO・EGP・SIOP・ISEI への変換」 前田忠彦編 『社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』 2005 年 SSM 調査研究報告書 12:69-94.
- Kikkawa, T. 2005. "Effect of Educational Expansion on Educational Inequality in Post-industrialized Societies: A Cross-cultural Comparison of Japan and the United States of America." *International Journal of Japanese*

- Sociology* 13:101-19.
- Korenman, S. and D. Neumark. 1991. 'Does Marriage Really Make Men More Productive.' *Journal of Human Resources* 26:282-307.
- Korenman, S. and D. Neumark. 1992. 'Marriage, Motherhood, and Wages.' *Journal of Human Resources* 27:233-55.
- 杉野勇. 1998. 「女性の地位形成構造—学歴と職業威信のパス解析による—」 盛山和夫・今田幸子編『女性のキャリア構造とその変化』1995年SSM調査研究報告書 12:53-73.
- 橘木俊詔・浦川邦夫. 2007. 「日本の貧困と労働に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』 563:4-19.
- 富永健一. 1979. 「社会階層と社会移動の趨勢分析」 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会 : 33-87.
- Waldfoegel, J. 1997. 'The Effect of Children on Women's Wages.' *American Sociological Review* 62:209-17.