

Title	階層移動のイベントヒストリー分析：離散時間多項ロジット
Sub Title	An event history analysis on social mobility : discrete-time multinomial logit
Author	鹿又, 伸夫(Kanomata, Nobuo)
Publisher	三田哲學會
Publication year	2018
Jtitle	哲學 (Philosophy). No.140 (2018. 3) ,p.1- 23
JaLC DOI	
Abstract	<p>Discrete-time logit model as one type of event history analysis has become applied in the studies on social stratification and mobility. However, in these studies the hazard probability and the coefficient estimated about one occupational category of occurred event are not comparable with those about another occupational category of event, because the definitions of survival which means nonoccurrence of the event are different each other. This paper proposes a discretetime multinomial logit model which estimates comparable hazardprobabilities and coefficients based on the same definition of survival.</p> <p>The effect of coefficient estimated in logit models has been interpreted and explained as increased or decreased ratio of probability by odds ratio. However, another interpretation and evaluation would appear when the effect of coefficient is interpreted by the criterion of increased or decreased difference of probability. The latter half of this paper examines the difference between when interpreting coefficients by odds ratio and when by increased or decreased difference of probability, using the result of data analysis. The examination shows that the two criterions of interpretation bring different evaluations about the effects of coefficients.</p>
Notes	特集：人間科学#寄稿論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00150430-00000140-0001

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

階層移動のイベントヒストリー分析： 離散時間多項ロジット

— 鹿 又 伸 夫* —

An Event History Analysis on Social Mobility: Discrete-time Multinomial Logit

Nobuo Kanomata

Discrete-time logit model as one type of event history analysis has become applied in the studies on social stratification and mobility. However, in these studies the hazard probability and the coefficient estimated about one occupational category of occurred event are not comparable with those about another occupational category of event, because the definitions of survival which means nonoccurrence of the event are different each other. This paper proposes a discrete-time multinomial logit model which estimates comparable hazard probabilities and coefficients based on the same definition of survival.

The effect of coefficient estimated in logit models has been interpreted and explained as increased or decreased *ratio* of probability by odds ratio. However, another interpretation and evaluation would appear when the effect of coefficient is interpreted by the criterion of increased or decreased *difference* of probability. The latter half of this paper examines the difference between when interpreting coefficients by odds ratio and when by increased or decreased difference of probability, using the result of data analysis. The examination shows that the two criteria of interpretation bring different evaluations about the effects of coefficients.

Key words: social mobility, event history analysis, multinomial logit

* 慶應義塾大学文学部人間科学専攻

1. 階層研究とイベントヒストリー分析

社会階層の研究では、階層移動にイベントヒストリー分析を適用する研究が多くなってきた。そうしたイベントヒストリー分析では、職歴を利用したパーソン-ピリオド・データを使用するため、リスクセットという対象選定はあるが、調査時まで回答者本人が就いたすべての職業を対象範囲に含めることができる。従来の移動表分析や地位達成分析では、本人の職業階層が初職、調査時現職、40歳時の職などと特定された職業に限定されていた。それにくらべると、時代的時期や年齢などの時間的経過にともなう階層移動の変化をより精確に捉えることができる。なおイベントヒストリー分析の詳細については、Tuma and Hannan (1984), Blossfeld *et al.* (1988), Yamaguchi (1991), Allison (2014)などを参照されたい。

階層移動への応用は、イベントヒストリー分析の中でもとくに離散時間ロジットが使われている。たとえば、上層ホワイトカラーと非熟練ブルーカラーへの移動についての石田 (2008)、上層ホワイトへの移動についての石田・三輪 (2011)、自営業への参入についての竹ノ下 (2011)、自営業からの退出を扱った竹ノ下 (2014) などがある。

離散時間ロジットでは、イベントの生起と非生起の二値変数をもちいて、イベントが生起するハザード確率（の対数オッズ）を推定する。ハザード確率は、時間 t_i の前までイベントが生起しないという条件のもとで、時間 t_i にイベントが生起する確率である。離散時間ロジットでは、継続時間（特定された始点からの経過時間）を投入する基底ハザード関数が設定され、ハザード確率（の対数オッズ）に対する各変数の効果を係数として推定する¹⁾。

しかし、階層移動に離散時間ロジットを適用した研究には、2つの問題がある。その第1は、イベントヒストリー分析で生存と呼ばれる「イベントの非生起」の外延と内包にかかわる問題である。第2は、投入した変数の係数があらかず効果についての解釈と説明にかんする問題である。以下

では、まずこれらの問題を説明し、次いで第1の問題を解消するための離散時間多項ロジット（競合リスク）モデルを提示し、調査データによる分析例をしめす。さらにその分析結果をもちいて、係数の効果にかんする第2の問題を検討する。本稿は方法論的議論に目的があるので、階層移動の実質的問題については最小限の言及にとどめる。また既存研究やデータ分析は男性を対象とした階層移動に焦点をあて、転職や離職については扱わない。

階層移動に離散時間ロジットを応用した既存研究では、階層移動のイベント生起が本人の前年の職業から「特定の職業」への変化とされている。これに対して本稿で提示する離散時間多項ロジットのイベント生起は、本人の前年職から「他の職業」へという変化である。これらの職業の変化は使用される職業分類上の変化で、前年職からの世代内移動の生起でもある。しかし、後述のデータ分析では世代内移動を離学時の職業からの移動として扱うので、用語の混乱を避けるため、イベント生起について世代内移動ではなく、到達イベントまたは到達と表記する。なお世代間移動は、親の職業と、到達イベントによって到達した職業との間の移動をさす。

1-1. 非生起の外延と内包

石田（2008）は、離学時に就職した後の職歴において上層ホワイトカラー（専門と管理）に到達するイベント、非熟練ブルーカラーに到達するイベントについてそれぞれ別個に離散時間ロジットを適用した。そして上層ホワイトと非熟練ブルーの世代間継承について、1995年以前にイベント生起で到達した場合よりも、1996～2005年時期に到達した場合の方が強まっていて階層固定化がみられると指摘した。

その分析では、上層ホワイト到達の「非生起」に、前年職から職業分類上で変化がない場合とともに、上層ホワイト以外の職業に変化した場合も含まれている。他方で非熟練ブルー到達の「非生起」には、前年職から変

化がない場合と非熟練ブルー以外の職業に変化した場合が含まれている。上層ホワイトと非熟練ブルーのそれぞれに到達するハザード確率は、たがいに異なる非生起事象にもとづくもので、同等ではない。離散時間ロジットはパーソン-ピリオド・データに二値ロジット（ロジスティック回帰）を適用するものなので、二値ロジットにたとえていえば従属変数の基準カテゴリーがたがいに異なる。したがって、上層ホワイト到達と非熟練ブルー到達の各分析における係数は単純に比較できない。それぞれの係数は、異なる基準つまり非生起の異なる外延にもとづく係数である。さらに、「職業の変化がない場合」と「特定された職業以外の職業に到達した場合」をあわせた事象が、同一の非生起として一括できる確率事象なのか、という非生起の内包についての疑問も浮かぶ。

林・佐藤（2011）は、職歴の中での正規雇用から非正規雇用への到達、そして非正規から正規への到達をそれぞれ分析している。ここでも2つの分析での非生起が異なる。一方の非正規への到達では、リスクセットが前年の正規雇用従事者で、非生起には正規雇用内で前年職からの変化がない場合とある場合が含まれる。他方の正規への到達では、リスクセットが前年の非正規職従事者であり、（非正規雇用内の異質性を問題にしなければ）非生起は同一事象である。リスクセットと非生起がたがいに異なるため、2つの分析間でハザード確率や係数の高低を単純に比較できない。また、非正規到達の分析での非生起（正規雇用内で職業の変化がない場合とある場合）を確率事象として捉えて良いのかという内包についての疑問も残る。

複数の特定職業に到達するイベントに対する離散時間ロジット分析を別々におこなった場合、同一研究内で同一のリスクセットや職業分類であっても、非生起の外延は異なる。複数の分析間でハザード確率が異なる基準（非生起の外延）にもとづいて推定されるので、係数を同一基準から比較できない。階層移動研究で中心的に議論されてきた世代間継承を到達職業別に分析しても、その係数の大小から世代間継承の強弱を比較できな

い、また、非生起を確率事象として捉えられるのかという内包への疑問は、1つの職業への到達イベントだけを扱う離散時間ロジットをおこなう研究についても共通する。

1-2. 係数効果の解釈・説明

離散時間ロジットに投入した変数の係数は、オッズ比として提示することも多い。以下で係数は対数オッズ比をさすものとするが、係数の解釈と説明はオッズ比からおこなうことが一般的である。たとえば、1.500 という係数であれば、その真数4.482 ($=e^{1.500}$) がハザード確率を約4.48倍高める効果だとされる。この効果はハザード確率に対する比、つまり確率の比である。

ところが、常松(2018)が二値ロジットについて指摘したのと同様に、係数の効果を確率値の増減した差としてみた場合には、確率の比としてみた場合とかなり違った解釈と説明になりやすい。例えば係数が1.500で、基底ハザード確率が0.001と0.020の場合を比較すると、確率の比としての効果は4.482倍で一定である。しかし、確率の増減差としてみると前者は0.003 ($=0.001 \times 4.482 - 0.001$)の増分だが、後者は0.070 ($=0.020 \times 4.482 - 0.020$)の増分となる。前者では確率の増分が0.3%なので、あまり効果がないという評価になるだろう。他方で後者は、増分が7%なので明らかに増大効果である。確率の増減差としてみた係数効果の大小は、ハザード確率の大きさに依存する。

係数の効果をオッズ比から確率の比として解釈、説明することは間違いではない。しかし、確率の比としての効果だけで、係数が確率をどれだけ増加、減少させるかという情報がないと、偏った評価、判断を導く可能性がある。たとえば、ある職業の世代間継承(親の職業とイベント生起によって到達した職業とが同一の場合)の係数が1.500の場合、オッズ比によって確率を約4.48倍高める効果は、この職業の世代間継承そして世代

間再生産の傾向が強いという評価を導くだろう。しかし、その職業の基底ハザード確率が0.001であれば、確率の増減差は0.3%と小さく、世代間再生産の傾向は大きいとはいえない。要するに、オッズ比によって確率の比から係数の効果を解釈するだけだと、情報不足による偏った評価をしてしまいかねない。こうした点について、後述の3.では実際のデータ分析結果にもとづいて、確率の比としての効果と確率の増減差としてみた効果を対比して検討する。

2. 階層移動の離散時間多項ロジット・モデル

本稿で提示する離散時間多項ロジット・モデルでは、非生起を職業分類上で前年の職業から変化がない「持続」として、生起は前年職からの変化で到達した職業別のイベント（多項）とする。職業分類は非正規と無職をそれぞれカテゴリーとして含むものとするので、リスクセットに雇用状態および職業に除外対象がない（ただし在学中は除外）。そのため、変化のない持続状態が一義的な非生起事象であり、非生起の外延と内包にかんする問題と疑問を解消する²⁾。また、到達先が異なる職業についての係数の比較可能性を確保できる。

提示するモデルでは世代間継承と、離学時職業からの世代内移動を組み入れる³⁾。職業分類に非正規雇用と無職を含むので、既存研究でほとんど扱われてこなかった非正規と無職の世代間継承傾向を扱える。また各職業の世代内再帰の傾向（職歴の中で離学時と同じ職業にもどる傾向）を検討できる。次にデータについて説明し、モデルを提示する。

2-1. パーソン-ピリオド・データ

「2005年社会階層と社会移動全国調査（SSM調査）」の男性票データを使用して、年単位のパーソン-ピリオド・データを作成した。離学時職業の後の職歴で前年と同じ職業の場合を「持続（非生起） $j=0$ 」、前年の職

業から変化して到達した職業 j ($j=1, 2, \dots, J$) を到達イベント（生起）とした。職業分類は、SSM 職業分類にもとづきながら、専門、管理、大企業ホワイトカラー [大 W]、小企業ホワイトカラー [小 W]、自営（従業員数 30 人未満で家族従業者を含む）、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（臨時雇用・パート・アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託）、無職の 10 分類とした。大企業は従業員 300 人以上、小企業は 300 人未満とした。[] 内は図表でもちいる略記である。職業と表記するときは非正規雇用と無職を含むものとする。

前年からの変化は職業分類上の変化で、転職をともしない場合もある。逆に転職をしていても、職業分類上の変化がなければ持続になる。継続時間は前の到達イベント生起からの経過年とした。1 回目の到達イベントは、離学時職業からの職業変化で、この場合の経過年は離学時からの経過年である。2 回目以降の到達イベントの経過年は、その 1 回前の到達イベントからの経過年である。離学時の職業のまま職業の変化がなければ、到達イベントはなく、対象者が調査時の年齢になるまで各年の持続が続き、それ以降は右センサー（観測打ち切り）される。また離学前で在学中は左センサーとした。

2-2. 離散時間多項ロジット・モデル

離散時間多項ロジットは、条件付き多項ロジット（conditional multinomial logit）を適用して推定した。そのモデルは (1) 式でしめされる。左辺は、継続時間 t_i において職業 j に到達するイベントが生起するハザード確率 $h_j(t_i)$ のロジット（対数オッズ）である。 $h_0(t_i)$ はどの職業への到達イベントも継続時間 t_i まで生起しない確率である。 λ_{ji} は基底ハザード関数である。 x_m は職業変数（親職業と離学時職業）以外の m 個の独立変数で、 b_{jm} はその係数である。

$$\ln \frac{h_j(t_i)}{h_0(t_i)} = \lambda_{ji} + \sum_l \gamma_{jl} + \sum_l \mu_l \theta_{jkl} + \sum_m b_{jm} x_m \quad (1)$$

γ_{jl} は l 種類の職業変数それぞれについて、職業 k ($k=1, 2, \dots, K$. ただし $J=K$) と到達職業 j が同一の場合 ($j=k$) の係数である。親の職業 ($l=1$) についての γ_{j1} は、世代間継承つまり親と同じ職業に到達する傾向をあらわす係数である。離学時職業 ($l=2$) についての γ_{j2} は、離学時の職業から他の職業に移った後に離学時と同じ職業 j にもどる世代内再帰の傾向をあらわす係数である。

$\mu_l \theta_{jkl}$ は、世代間の継承をのぞく移動の傾向、また世代内の再帰をのぞく移動の傾向をあらわす ($j \neq k$)。 θ_{jkl} は移動パターンで、 μ_l はその移動パターンがどれほど強く現れるかをあらわす関連度 (association parameter) である。 θ_{jkl} は、まず対数乗形モデルの 1 種である Row and Column II モデル (以下では RCII と略記) を到達イベントだけのオブザベーションに適用して推定し、その推定値をパーソン・ピリオド・データに移動パターン変数として投入して (1) 式のモデルで分析した。

具体的には、まず親職業と到達職業そして離学時職業と到達職業という 2 つの組合せについて、それぞれ RCII で正規化された順序的スコア φ_j と σ_k を推定した⁴⁾。この推定では 16 歳から 59 歳までの到達イベントのオブザベーションを対象としたが、その結果と φ_j と σ_k の推定値は付表に示した。次に、それぞれの職業の各組合せに対応する θ_{jk} ($=\varphi_j \sigma_k$) を移動パターン変数として投入した。その係数が関連度 μ_l である。ただし、移動パターン変数は、世代間の継承をのぞく移動の組合せだけ、また世代内の再帰をのぞく移動の組合せだけに設定し、継承と再帰の γ_{jl} はデータから直接に推定した。

RCII は、世代間移動表 (親職業 \times 本人職業のクロス表) について開発され (Goodman 1979a, 1979b, 1984)、多項ロジットへの応用もされ、多くの

研究で使用されている (Ganzeboom, Luijkx and Treiman 1989; Sørensen 1992; Wong 1994; Hendrickx and Ganzeboom 1998; Gerber and Hout, 2004; Wu and Treiman 2007; 鹿又 2008a, 2008b; Beller 2009; 平尾・太郎丸 2011. など). しかし, パーソン-ピリオド・データにそのまま適用しても, その係数はイベント生起 (ハザード確率) に対する効果にならない. そこで上記のようにまず移動パターンを構成するスコアを推定して, その推定値をもちいて移動パターンの変数化をおこなった. 到達イベントだけのオブザベーション内での移動パターンつまり移動傾向の相対的格差は, パーソン-ピリオド・データであってもその中に含まれる到達だけのオブザベーション内では保たれるからである.

3. 分析結果と係数の解釈

時代的な対象時期を 1966~2005 年として, 回答者が 16 歳から 39 歳までのオブザベーションを分析した. 継続時間は, 前の到達イベントからの経過年数とその 2 乗 (経過年²/10) とした. その他に到達が生起した暦年における本人年齢 [(年齢-15)²/10] とその 2 乗 [(年齢-40)²/100], 到達が生起した暦年の時期区分 (1966~75 年, 1976~85 年, 1986~95 年, 1996~2005 年の 4 区分), 親職業 (各職業の継承 γ_{j1} と移動パターン θ_{jk1}), 離学時職業 (各職業の再帰 γ_{j2} と移動パターン θ_{jk2}) を投入した結果が表 1 である.

3-1. 確率の比としての効果

ここでは対数オッズ比としての係数の真数つまりオッズ比から, ハザード確率に対する効果を解釈する. 世代間継承の係数 γ_{j1} が有意で大きいのは, 専門 1.091, 自営 0.906, 無職 0.745, 管理 0.614 で (いずれも $p < 0.01$) という順になっている. 専門や管理の継承傾向が強いことはこれまでも指摘されてきたが, 無職の継承傾向が比較的強いことは注目される. 専門

表1 離散時間多項ロジットの分析結果

	到達職業							無職		
	専門	管理	大W	小W	自営	大B	小B		農業	非正規
切片	-1.975	-7.600**	-3.080	-1.905	-4.576**	-5.191**	-3.266**	-7.876**	-9.217**	-3.765**
経過年 ¹⁾	-0.338**	0.128*	-0.125	-0.194**	0.030	-0.052	-0.179**	-0.115	-0.172**	-0.140**
経過年2乗 ²⁾	0.112*	-0.059*	0.032	0.069*	-0.023	0.003	0.052*	0.016	0.036	0.056*
年齢 ³⁾	-1.986	1.220*	-1.123	-1.624*	-0.324	-0.377	-0.593	0.122	1.432**	-0.981
年齢2乗 ⁴⁾	-1.005*	0.130	-0.162	-0.393	-0.018	0.234	0.030	0.371	0.859**	-0.138
到達時期 (ref. = 1966~75年)										
1976~85年	0.997	-0.263	0.248	0.381	-0.287	-0.259	0.127	0.339	1.055**	0.319
1986~95年	1.746**	-0.202	0.325	0.565**	-0.061	-0.010	0.116	0.195	1.424**	0.537*
1996~05年	2.115**	-0.498*	-0.213	0.448*	-0.337	-0.179	0.208	0.541	1.994**	1.071**
世代間継承 γ_1	1.091**	0.614**	-0.248	0.348	0.906**	0.214	0.481	1.649	0.184	0.745**
世代間移動関連速度 μ_1	1.601**									
世代内再帰 γ_2	-0.147	-0.352	-0.788**	-0.129	-0.916*	-0.215	0.061	0.621	0.886**	1.181**
世代内移動関連速度 μ_2	3.901**									
対数尤度					-10421.6					
χ^2 (尤度比統計量)					1279.5					
df (自由度)					92					
R^2 (擬似決定係数) ⁵⁾					0.058					
N of observations					36919					
N of events					1792					

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

1) 前到達からの経過年 2) 前到達からの経過年2乗 / 10
 3) (各年における年齢-15) / 10 4) (各年における年齢-40) / 100 5) McFadden の pseudo- R^2

の継承は親が専門だと専門に到達する確率が約 2.98 倍 ($=e^{1.091}$) 高く、無職の継承は親が無職だと無職に到達する確率が約 2.11 倍 ($=e^{0.745}$) 高いことを意味する。農業の継承は有意ではないが、親が農業だと農業に到達する確率が約 5.2 倍 ($=e^{1.649}$) 高くなる。

世代内再帰の係数 γ_2 では、大企業ホワイトが -0.788 ($p < 0.01$)、自営が -0.916 ($p < 0.05$) で有意な負の値で、離学時にこれらに就職した場合、その後の職歴の中でそれぞれにもどらない傾向をあらわす。その効果は、これらの職業に到達する確率をそれぞれ約 0.45 倍 ($=e^{-0.788}$) と約 0.40 倍 ($=e^{-0.916}$) にする。他方で、非正規と無職の再帰の係数はそれぞれ 0.886 と 1.181 で有意な正の値である (いずれも $p < 0.01$)。離学時に非正規だと非正規に到達する確率を 2.43 倍 ($=e^{0.886}$) 高め、離学時に無職だと無職に到達する確率を 3.26 倍 ($=e^{1.181}$) 高める。離学時に非正規雇用に就労すると、その後の職歴の中で他の職業を経た後に再び非正規に就労する傾向がある。また離学時に無職になると、職歴の中でまた無職にもどる傾向がある。

世代間の継承をのぞく移動そして世代内の再帰をのぞく移動の傾向は、関連度 μ_l と移動パターン θ_{jkl} の積であらわされる。表 2 のパネル A には世代間の移動傾向 ($\mu_l \theta_{jkl}$) を、パネル B には世代内の移動傾向 ($\mu_2 \theta_{jk2}$) をオッズ比としてしめた。世代間継承 γ_{j1} と世代内再帰 γ_{j2} も同じくオッズ比として記載した。空白のセルは、該当する到達イベントが観測されなかったので、移動傾向を推定していない。

世代間と世代内の移動傾向についての検討は省くが、対数オッズ比の絶対値で効果の大小をみると、世代間の移動傾向よりも世代内の移動傾向の方が大きく、傾向としてより強い。これは、世代間の移動の関連度 μ_1 が 1.601、世代内の移動の関連度 μ_2 が 3.901 で (表 1)、後者の方が大きく推定されたからである⁵⁾。

階層移動のイベントストーリー分析

表2 世代間継承・移動と世代内再帰・移動

A. 世代間の継承と移動（オッズ比）

親職業	到達職業									
	専門	管理	大 W	小 W	自営	大 B	小 B	農業	非正規	無職
専門	2.978	1.420	1.081	1.088	0.954	0.923	0.736	0.705	0.910	0.950
管理	1.407	1.847	1.066	1.072	0.962	0.936	0.778		0.925	0.959
大 W	1.463	1.378	0.781	1.080	0.958	0.929	0.755		0.917	0.954
小 W	0.917	0.929	0.984	1.416	1.010	1.017	1.066	1.076	1.020	1.011
自営	1.024	1.020	1.004	1.005	2.474	0.995	0.983	0.980	0.995	0.997
大 B	0.910	0.924	0.983	0.981	1.011	1.238	1.072	1.082	1.022	1.012
小 B	0.649	0.695	0.922	0.916	1.050	1.087	1.618	1.437	1.103	1.054
農業	0.697	0.737	0.934	0.929	1.042	1.073	1.306	5.203	1.086	1.045
非正規	0.810	0.838	0.961	0.958	1.024	1.042	1.168		1.202	1.026
無職	1.024	1.020	1.004	1.005	0.997	0.995	0.983		0.995	2.106

B. 世代内の再帰と移動（オッズ比）

離学時 職業	到達職業									
	専門	管理	大 W	小 W	自営	大 B	小 B	農業	非正規	無職
専門	0.863	2.368	1.442	1.054	0.757	0.777	0.551		0.942	0.918
管理		0.937	2.229	1.122			0.271			
大 W	1.296	1.867	0.455	1.039	0.817	0.833	0.649	0.768	0.957	0.940
小 W	0.954	0.893	0.953	0.879	1.037	1.034	1.081	1.049	1.008	1.011
自営		0.572	0.789	0.967	0.400	1.178	1.473	1.268	1.040	1.057
大 B	0.924	0.826	0.922	0.988	1.064	0.806	1.141	1.084	1.013	1.019
小 B	0.655	0.362	0.650	0.940	1.389	1.346	1.063	1.538	1.073	1.106
農業	0.780	0.550	0.776	0.964	1.214	1.191	1.513	1.860	1.043	1.061
非正規	0.823	0.626	0.820	0.972	1.163	1.147	1.382	1.219	2.426	1.047
無職	0.837		0.833	0.974	1.149		1.346	1.199	1.030	3.258

注) 空白のセルは該当する到達イベントがなかったので推定していない。

3-2. 確率の増減差としての効果

ここでは係数の効果を確率の増減差として解釈してみる。世代間と世代内の移動傾向はその組合せが多いので、取りあげるのは世代間継承と世代内再帰だけとする。時間（経過年、年齢、到達時期）によって確率の増減差は変化するので、経過年と年齢から推定した到達の確率が大きい場合と

小さい場合を選び、それらを到達時期別に比較することにした。前者は経過年が1年で18歳の場合で、後者は経過年が15年で39歳の場合として、到達時期別に世代間継承と世代内再帰の係数が確率を増減させる差を検討した。以下では、前者を「若年」の場合、後者を「壮年」の場合と必要に応じて略記する。

2つの場合の選定は、経過年から推定した到達確率（基底ハザード関数から推定したハザード確率）、そして年齢から推定した到達確率によっておこなった。経過年から推定した到達確率は、各職業を全体としてみると、離学した翌年に最大でそれから次第に減少し、経過13～16年でもっとも小さかった。経過15年で小企業ホワイトは0.035、大企業ホワイトは0.013だが、他はすべて0.01以下である。経過16年以降は、小企業ホワイト、専門、無職の到達確率が上昇していた。これにくらべて年齢から推定した到達確率は全体的に小さく、16歳で最大でそれから次第に減少し、39歳では各職業で0.01以下だった。これらからハザード確率が大きいのは若年で経過年が少ない場合で、確率が小さいのは年齢が高く経過年が多い場合と判断された。前者の若年の場合については、到達イベント数が16歳で2、17歳で17と少なかったので（18歳時では30）、誇張になる危険を避けるために18歳とした⁶⁾。他方の壮年の場合は、経過年が20年以上になるのは中卒、高卒の学歴に限定されるので、15年経過とした⁷⁾。

図1aは経過年が1年で18歳の若年の場合、図1bは経過年15年で39歳の壮年の場合について、切片、経過年、年齢、到達時期から推定したハザード確率である。若年では小企業ブルー到達の確率が高く、非正規到達の確率が後の到達時期ほど高まっている。他方で壮年では、管理到達の確率が他から突出して高い。

図2aは経過1年で18歳の若年について、世代間継承の係数 γ_j がハザード確率の値を増減させた差を到達時期別にしめした。小企業ブルー継承が0.02（2%）程度、自営と農業の継承が0.01（1%）程度の増加差となっ

階層移動のイベントヒストリー分析

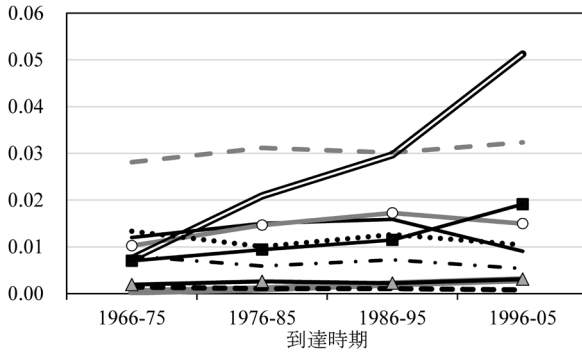


図 1a 経過年 1 年, 18 歳の場合:
到達時期別の推定ハザード確率

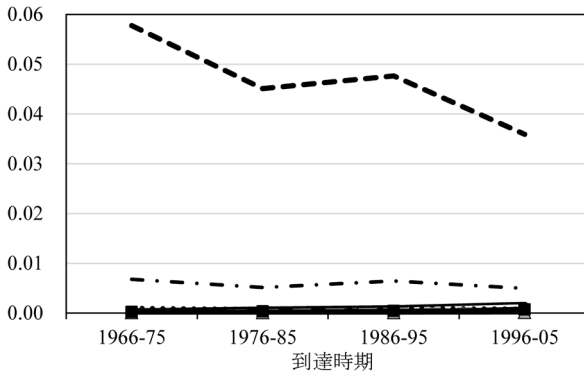


図 1b 経過年 15 年, 39 歳の場合:
到達時期別の推定ハザード確率

ており、他より大きい。また、無職の継承が 1966~75 年の到達で 0.008 (0.8%) から 1996~2005 年の到達で約 0.02 (2%) へと、時期が後になるほど増分が大きくなっている。その他はほとんど 0.005 (0.5%) 以内の増減差である。

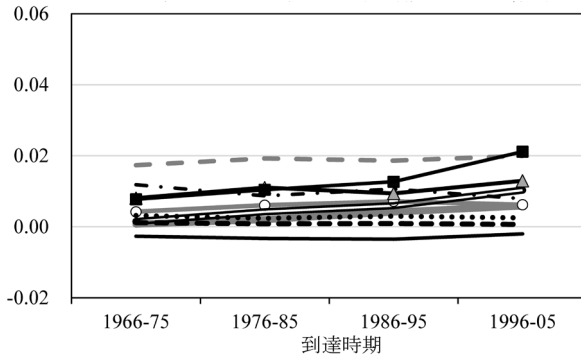


図 2a 経過年 1 年, 18 歳の場合:
到達時期別ハザード確率の世代間継承による増減差

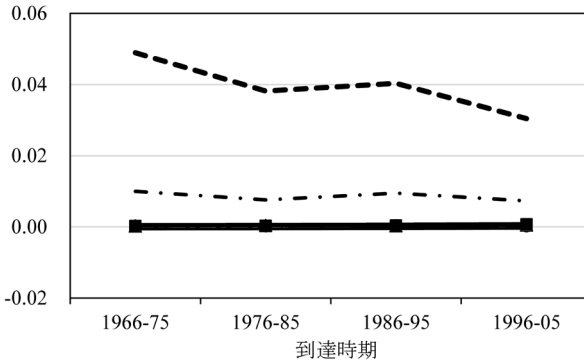


図 2b 経過年 15 年, 39 歳の場合:
到達時期別ハザード確率の世代間継承による増減差

図 2b の経過 15 年で 39 歳の壮年では、管理継承だけが大きい増分で時期が後になるほど増分の減少（4.4%から 2.7%へ）がみられる。自営継承は小さい増分（1%程度）で、その他はほとんど増減差がない。

世代間継承の係数が有意で大きかったのは専門、自営、無職、管理など

で、それらの効果を確率の比から解釈すると、確率をそれぞれ 2.98 倍、2.47 倍、2.11、1.85 倍高めるものだった。しかし、確率の増減差として効果をみると、若年と壮年で異なり、増減差の大きいのは若年での小企業ブルー継承、自営と農業の継承、無職の継承、そして壮年での管理継承であり、大きさの順序も確率の比でみた場合と違う。とくに小企業ブルー継承は有意な係数でなかったが、若年で到達時期にかかわらず一貫して大きい増分効果である。有意な係数で確率の比が大きかった専門継承は、確率の増減差をほとんどもたらさない。また若年での無職継承と壮年での管理継承のように、到達時期による増減差に変化もみられる。

世代間継承と同様に世代内再帰による確率の増減差を、到達時期別に経過年が 1 年で 18 歳の図 3a と、経過年 15 年で 39 歳の図 3b にしめた。前者の若年の場合では、非生起と無職の再帰による増分拡大が際だっている。非正規再帰は、1966~75 年到達の 0.011 (1.1%) から 1996~05 年到達の 0.073 (約 7.3%) まで増分が大きくなっている。同様に無職の再帰も 0.016 (1.6%) から 1996~05 年到達の 0.043 (約 4.3%) まで増分が増えている。これらは、離学時に非正規雇用そして無職だと、その後の職業の中でそれぞれにもどる確率が、時期が最近に近づくほど、高まったことをしめす。非生起と無職をのぞく職業では再帰による増減差はほとんどなく、離学時の職業がその後の同じ職業への到達にほとんど影響しない。

図 3b の壮年の場合は、自営と管理の再帰が確率を減少させており、管理の減分は時期が後になるほど 0.015 (1.5%) から 0.009 (0.9%) へと小さくなる傾向がみられる。これは、離学時に管理に就くと、他の職業を経てその後に再び管理に就くことは起きにくいことだったが、その起きにくさがやや緩んできたことを示唆する (ただし減分の縮小が小さく、係数も有意も有意でなかったので、明確な傾向とはいえない)。これらをのぞいた離学時の職業は、同じ職業への到達にほとんど影響しない。

世代内再帰の係数が有意だったのは大企業ホワイト、自営、非正規、無

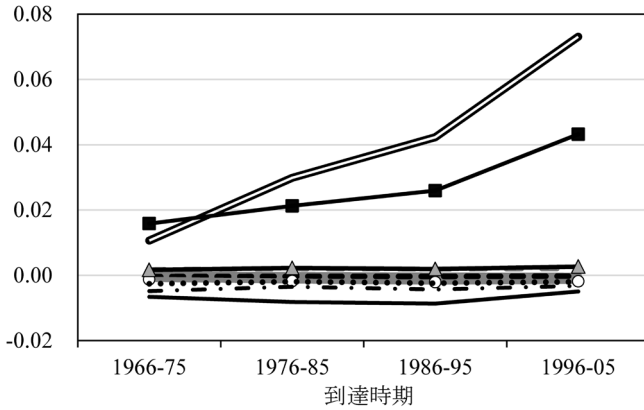


図 3a 経過年 1 年, 18 歳の場合:
到達時期別ハザード確率の世代内再帰による増減差

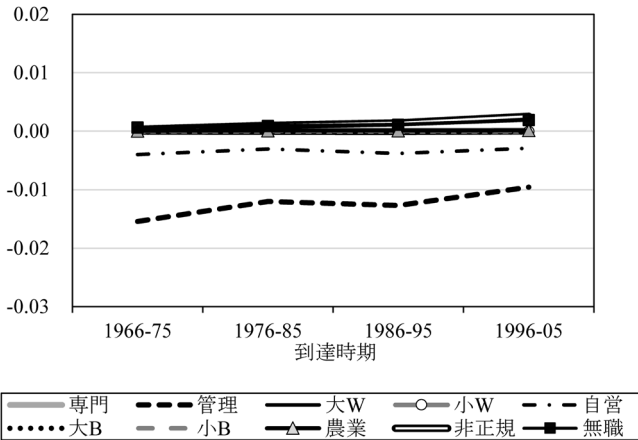


図 3b 経過年 15 年, 39 歳の場合:
到達時期別ハザード確率の世代内再帰による増減差

職だった。それらの効果は、確率の比として解釈すると、確率をそれぞれ約 0.45 倍, 0.40 倍, 2.43 倍, 3.26 倍にするものだった。しかし、確率値の増減差としてみると、世代内再帰（離学時職業）の効果は、若年の非生起

と無職，そして壮年の管理と自営にみられるだけで，増減差の大きさの順序は確率の比でみた場合と異なる．大企業ホワイトは係数が有意だったにもかかわらず，確率の増減差をもたらす効果はあまりない（若年で0.9%以下，壮年で0.04%以下の減分）．他方で係数が有意でなかった管理は壮年で比較的に大きな減分となっている．また，若年での非生起と無職では，確率の増減差に顕著な時期の変化がみられた．

4. 考察

確率の増減差としてみた係数効果は，確率の比としてみた場合とは様相が異なるものになる．確率の比としてみた効果はつねに一定だが，増減差としての効果は時間的に一定ではない．確率の比としての解釈は一定の解釈と評価を導く．これに対して，確率の増減差として効果は，時間変数が複数だったり投入変数が多かたりすると，たとえば上記の若年の場合と壮年の場合として検討したように，限定した場合で提示せざるをえない．こうした場合，確率の増減差の全体像を把握しにくい．また，どのような場合を設定するかという恣意性が混入する危険がある．

しかし，係数の効果を確率の比として解釈することだけで十分というわけではない．第1に，確率の比そして増減差としての効果の解釈は，実質的な研究課題が格差の大きさだとすると，異なる評価につながる．世代間継承の係数（の絶対値）が大きかったのは農業と専門で，確率の比としても大きかったが（約5.20倍と2.98倍），確率の増減差としての効果はあまりないものだった．検討結果は省いたが，管理継承は経過年が多くなるほど，そして年齢が高まるほど，確率の増分を大きくしていた．その管理継承をのぞく世代間継承の増減差効果は，若年で経過年が少ない時期に大きいものの，それ以降ではほとんどないに等しくなる．一方の確率の比からは大きな格差があるという評価に結びつく．他方の確率の増減差からは，年齢と経過年による一時的な格差はあるが，その後は管理継承をのぞいて

きわめて小さいという評価に結びつく。

第2に、確率の比そして増減差としての効果の解釈は、効果の時間的変化について異なる評価を導く。ある変数の確率の比としての効果は、その変数が時間変数の交互作用変数でなければ、時間的に一定である。他方で、確率の増減差としての効果は時間的に一定とは限らない。経過年からみると、各職業の継承は経過年が少ないほど、そして年齢が若いほど増減差を大きくしていた。また、若年での無職の世代間継承、壮年での管理継承、若年での非正規と無職の世代内再帰などでは、増減差に到達時期の変化がみられた。ここでも格差の大きさが実質的課題だとすると、一般的におこなわれる解釈では、世代間継承の効果（親の職業による影響）と世代内再帰の効果（離学時職業の影響）に変化がないとされる。しかし、増減差からみて、年齢が高まるほど管理継承の効果が増大する変化や、若年での非生起と無職の世代内再帰の効果が最近に近づくほど高まってきた変化などは、現実とかけ離れているといえない。

変数効果を確率の比として解釈することも、確率の増減差として解釈することも、どちらも誤りとはいえない。確率の比として一般的におこなわれてきた解釈は、恣意性を排除して一定の評価を導くという根拠とともに、簡便な方法だという理由から採用されてきたように思える。しかし、それ以上の検討もしないのであれば、変数効果が確率値をどれだけ増減させるかという情報に蓋を閉じてしまう点で、危険な結論にいたる可能性を排除できない。

付記：データ使用は2005年社会階層と社会移動全国調査委員会の許諾を受けている。本研究はJSPS科研費15K03821の助成および平成29年度慶應義塾大学特別研究費による。

注

¹⁾ 上記の階層移動の研究では、年齢や到達時期などの時間変数は投入されてい

るが、継続時間にあたる時間変数が投入されていない。前年職から特定の職業への変化と定義された到達イベントは職歴の中で繰り返されることがあり、生起イベントに含まれている。繰り返された到達イベントについての継続時間は、年齢や到達時期では特定できない。継続時間を特定せずに推定した確率は、ハザード確率ではなく、時間 t_i の前までに生起しているか否かにかかわらず、時間 t_i において生起事象が出現する確率である。

²⁾ ただし、職業分類上での前年職からの変化を確率事象と捉えられるかという疑問を完全に払拭することはできない。無職は就業している場合と明確に区別できるので問題なく、非正規もその外延と内包が明確で時代の変化もなければ問題ないだろう。しかし、ある職業分類とそれと異なる他の職業分類で、一方での前年職からの変化ありが他方での変化なしの持続に、逆に一方での持続が他方での変化ありになる場合がある。この問題は、研究で使用するカテゴリー分類が確率事象を成立させるものか、という根源的問題をはらんでいる。

³⁾ 世代内移動を前年職からの移動として、前年職を投入することはできない。職業別到達イベント生起と非生起を前年職からの変化の有無によって定義するので、「生起・非生起」と前年職がたがいに独立した事象ではないからである。前年職を投入するとして、前年職と「非生起・職業別生起」の組合せを考えると（クロス表のように表してみると）、ある前年職とそれと同じ職業の生起の組合せは、論理的にありえず、すべて観測数がゼロになる依存関係が現れる。離散時間ロジットをもちいた既存研究で前年職を投入するものもあるが、原理は同じである。この場合、生起を前年職から特定職業への変化と定義するので、前年職と「非生起・特定職業への到達イベント生起」の組合せを考えると、前年職と生起で到達した職業とが同じ職業の組合せは定義から観測数がゼロになる。いずれにしても、前年職からの変化をイベント生起と定義するかぎり、従属変数としての「生起・非生起」と独立変数としての前年職は独立した事象にならない。

⁴⁾ 正規化された φ_j と σ_k は、世代間の移動または世代内の移動が多い職業どうしが正または負で絶対値が大きくなるように推定される。移動パターン $\varphi_j \sigma_k$ は、 $\sum_j \varphi_j \sigma_k = \sum_k \varphi_j \sigma_k = 0$ となるように正規化されるので、移動が相対的に多いか少ないかを表す尺度である。

⁵⁾ 世代間の移動の関連度が小さいのは離学時職業（世代内の再帰と移動）を投入していることが主な理由である。離学時職業を削除したモデルでの世代間の移動の関連度 μ_1 は 2.351 ($p < 0.01$) だった。また世代間継承の各係数の絶対値も表 1 のそれよりやや大きいものが多かった。

- 6) 経過年別のイベント数は経過1年で283, 2年で276と経過年が短い方が多く, 1年の経過年を設定しても問題ない。
- 7) 経過年別にみたイベント数は経過15年で49, 年齢別にみたイベント数は39歳で59だった。

文献

- Allison, Paul D. 2014. *Event History and Survival Analysis* (Second Edition). Sage.
- Beller, E. 2009. "Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-first Century: Why Mothers Matter." *American Sociological Review* 74(4): 507-28.
- Blossfeld, Hans-Peter, Alfred Hamerle and Karl U. Mayer. 1988. *Event History Analysis: Statistical Theory and Application in the Social Sciences*. Taylor and Francis.
- Goodman, Leo A. 1979a. "Simple Models for the Analysis of Associations in Cross-Classifications Having Ordered Categories." *Journal of the American Statistical Association* 75: 537-53.
- . 1979b. "Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables." *American Journal of Sociology* 84: 804-19.
- . 1984. *The Analysis of Cross-Classified Data Having Ordered Categories*. Harvard University Press.
- Ganzeboom, Harry B. G., Ruud Luijkx, and Donald. J. Treiman. 1989. "Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective." *Research in Social Stratification and Mobility* 8: 3-84.
- Gerber, T. and M. Hout. 2004. "Tightening Up: Declining Class Mobility during Russia's Market Transition." *American Sociological Review* 69(5): 677-703.
- 林雄亮・佐藤嘉倫. 2011. 「流動化する労働市場と不平等—非正規雇用をめぐる職業キャリアの分析—」 盛山和夫・片瀬一男・神林博史・三輪哲編『日本の社会階層とそのメカニズム 不平等を問い直す』白桃書房: 35-60.
- Hendrickx, John and Harry B. G. Ganzeboom. 1998. "Occupational Status Attainment in the Netherlands, 1920-90: A Multinomial Logit Analysis." *European Sociological Review* 14(4): 387-403.
- 平尾一朗・太郎丸博. 2011. 「世代間移動における非正規雇用の位置」『理論と方法』26(2): 355-70.

- 石田浩. 2008. 「世代間階層継承の趨勢—生存分析によるアプローチ—」『理論と方法』23(2): 41-63.
- 石田浩・三輪哲. 2011. 「上層ホワイトカラーの再生産」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: 21-35.
- 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): 65-83.
- . 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.
- Sørensen, Jesper B. 1992. "Locating Class Cleavages in Inter-generational Mobility: Cross-national Commonalities and Variations in Mobility Patterns." *European Sociological Review* 8(3): 267-81.
- 竹ノ下弘久. 2011. 「労働市場の構造と自営業への移動に関する国際比較」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: 37-51.
- 竹ノ下弘久. 2014. 「自営業の継続と安定化—家族, ジェンダー, 労働市場の観点から」太郎丸浩編『東アジアの労働市場と社会階層』京都大学学術出版会: 169-97.
- Tuma, Nancy B. and Michael T. Hannan. 1984. *Social Dynamics: Models and Methods*. Academic Press.
- 常松淳. 2018. 「統計モデルを通じて何を知るべきか—ロジスティック回帰モデルの係数解釈をめぐって—」『桜文論叢』(日本大学法学部) 96.
- Wong, Sin-kuok Raymond. 1994. "Postwar Mobility Trends in Advanced Industrial Societies." *Research in Social Stratification and Mobility* 13: 121-44.
- Wu, Xiaogang and Donald J. Treiman. 2007. "Inequality and Equality under Chinese Socialism: The Hukou System and Intergenerational Occupational Mobility." *American Journal of Sociology* 113(2): 415-45.
- Yamaguchi, Kazuo. 1991. *Event History Analysis*. Sage.

付表 世代間と世代内の移動パターンを構成する φ_j と σ_k の推定 (切片は省略)¹⁾

移動パターンの種類	世代間移動	世代内移動
φ_j	到達職業	到達職業
専門	0.563	0.279
管理	0.475	0.671
大企業ホワイト	0.106	0.285
小企業ホワイト	0.114	0.041
自営	-0.063	-0.217
大企業ブルー	-0.109	-0.196
小企業ブルー	-0.416	-0.465
農業	-0.473	-0.284
非正規	-0.128	-0.047
無職	-0.069	-0.066
σ_k	親職業	離学時職業
専門	0.462	0.329
管理	0.378	0.721
大企業ホワイト	0.422	0.239
小企業ホワイト	-0.096	-0.043
自営	0.026	-0.214
大企業ブルー	-0.104	-0.073
小企業ブルー	-0.479	-0.388
農業	-0.401	-0.229
非正規	-0.233	-0.179
無職	0.026	-0.164
関連度 μ	2.604 **	5.173 **
γ	世代間継承	世代内再帰
専門	0.556	0.906 **
管理	0.294	-1.932 **
大企業ホワイト	0.103	-0.633 **
小企業ホワイト	0.288	-0.203
自営	0.827 **	0.265
大企業ブルー	0.023	0.175
小企業ブルー	-0.193	-0.787 **
農業	1.452 **	1.594 **
非正規	0.183	0.518 **
無職	0.587 **	
対数尤度	-6174.2	-6098.5
χ^2 (尤度比統計量)	306.5 **	457.9 **
df (自由度)	27	27
R_L^2 (擬似決定係数)	0.024	0.036
N of observations	2910	2910

1) 推定は 15~59 歳の到達オブザベーションを対象におこなった。

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$