慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	カテゴリカル地位達成分析にむけて：初職達成分析の試み
Sub Title	An Attempt of the Status Attainrnent Analysis Using Categorical Data: The First Job Attainment
Author	鹿又, 伸夫(Kanomata, Nobuo)
Publisher	慶應義塾大学法学研究会
Publication year	2004
Jtitle	法學研究：法律・政治・社会 (Journal of law, politics, and sociology). Vol.77, No.1 (2004. 1) ,p.540(39)- 560(19)
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	川合隆男教授退職記念号
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00224504-20040128-0540

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

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.

法学研究 77 巻 1 号（2004：1）

カテゴリカル地位達成分析にむけて

――初職達成分析の試み――

鹿　又　伸　夫

1．地位達成分析と世代間移動表分析
2．データと変数
3．ロジスティック回帰による分析
4．考察

1．地位達成分析と世代間移動表分析

親子 2 世代の階層移動にかんする実証的研究は、社会階層と社会移動の領域において数多く発表されてきた。それは、世代間移動に現れる機会不平等が、この領域のもっとも重要な研究課題として研究者の関心を集めてきたからである。

ブラウとダンカン（Blau and Duncan 1967）以後に活発化した地位達成分析では、パス解析（重回帰分析）を応用することで、それまで別個に扱っていた世代間移動と世代内移動を同時に分析するようになった。そうした分析で、たとえば本人（被調査者である子世代）の現職（調査時点の職業）を従属変数にする場合、独立変数として父親の教育や職業、本人の教育や初職などを投入するモデルが採用された。これは、他の独立変数の影響を統制したうえで、それぞれの階層的地位の影響を分析できることを意味していた。

地位達成研究では、職業階層的地位として、職業威信スコアや SEI（社会経済的地位指標）という量的変数が使用された。しかし、ハウザー（Hauser 1978, 1980）によるログリニア応用モデルやゴールドソープ（Goldthorpe

1980）の研究以後、1980年代から現在まで、地位達成分析にかわり、世代間移動表を分析することが主流になってきた。そして、FJH 命題（Featherman, Jones and Hauser 1975）の国際比較による検証がさかんにおこわれるようになってきた（代表的な研究として、Grusky and Hauser 1984; Ganzeboom *et al*. 1989; Erikson and Goldthorpe 1992. など）。FJH 命題とは、「世代間移動における相対的移動つまり機会不平等のパターンは産業社会において共通している」という仮説である。

ところが、こうした最近の主流になっている研究では、地位達成分析で導入された「他の独立変数の影響を統制したうえでの階層的地位の影響」という視点が、国際比較研究の活況の中でかき消されるようになってきた。なぜなら、そうした研究で分析の対象としているのは、父親の職業階層と本人の現職階層だけから作成された世代間移動表だからである。そこで、本稿では、移動表分析で使用されるカテゴリカルな階層変数をもちいながら、地位達成分析のように複数種類の階層的地位を独立変数として投入し、それらの影響を分析する方法を試みる。とりあげるのは初職達成で、分析はロジスティック回帰の応用モデルによっておこなう。その分析では、従属変数に初職階層を、独立変数に父親の職業階層や本人の学歴などを投入する。

こうしたカテゴリー変数をもちいて地位達成分析に準じた分析をおこなうのは、量的変数を使った地位達成分析のもつ制約を克服するためである。その第 1 の制約とは、量的変数をもちいるので、線形的な影響関係しか分析できないことである。たとえば、SSM 調査データをもちいた研究でも、父親の職業階層的地位（威信スコア）が高ければ、そして本人の教育年数が多ければ、初職の階層的地位が高くなる、という影響関係が確認されている（富永 1979; 鹿又 1990. など）。しかし、たとえば、父職業階層がホワイトカラーでも被雇用の場合と自営の場合で、どちらが初職階層への影響が強いのかはわからない。また、本人の大学レベルの学歴が初職階層におよぼす影響をとりあげると、被雇用のホワイトカラーになりやすくする効果と、自営のホワイトカラーになりやすくする効果のどちらが強いのかもわからない。

第 2 の制約は、従来の地位達成分析でもちいてきた重回帰分析では、階層

的地位の影響関係にみられる時間的変化を分析しにくいことである。その重回帰分析で、威信変数や教育年数にくわえて、たとえばこれらと出生年（出生コーホートをあらわす量的変数）を乗じた交互作用変数を投入すると、共線性が起きて回帰係数が不安定になりやすい。そのため、地位達成構造の時間的変化を分析しようとする研究は、調査時点別の比較を多用してきた。しかし、こうした時点比較では、コーホート効果および年齢効果による変化がないと仮定し、時点間にみられた相違のすべてを時代効果だとみなしてしまう。

本稿でもちいるロジスティック回帰でも共線性は起きるが、重回帰分析にくらべればはるかに起きにくい。また、初職達成に分析を限定することで、時間的変化をあらわす変数として出生コーホートにかんする変数だけを投入するだけでよい。同じ年に出生した者が初職につく時点は、約10年くらいまでの幅はあるだろうが、ほぼ同じ時点に就職したとみなせるので、時代効果や年齢効果を統制する必要はないからである。なお、以下では職業階層を階層と表記する。

2．データと変数

データは1955年から1995年まで10年おきに 5 回実施された SSM 調査の男性を合併してもちいた（分析対象のサンプルは、1886～1974年出生の11,777サンプル）。職業階層分類は、**表 1** のように、上層ホワイトカラー、雇用ホワイトカラー、自営ホワイトカラー、雇用ブルーカラー、自営ブルーカラー、農業の 6 分類を使用した。これらの分類について、表 3 ～ 4 や図 2 ～ 5 では、それぞれ「上層 W」「雇用 W」「自営 W」「雇用 B」「自営 B」「農業」と略記した。

各変数は、下記のように作成した。分析結果をしめす表 3 では、ダミー変数には変数名の後に「^{d}」とつけた。交互作用変数は、2 つの変数を乗じて作成し、「×」の前後にそれらの変数名をしめした。時間の経過にかかわる変数は、出生コーホートにかんする「出生年、出生年 2 乗」である。これらをコーホート変数と呼ぶことにする。

表1　階層6分類

	SSM職業8分類	従業上の地位	企業規模
上層ホワイトカラー	専門		
	管理	経営者	30人以上
	管理	被雇用	30人以上
雇用ホワイトカラー	管理	被雇用	30人未満
	事務・販売	被雇用	
自営ホワイトカラー	管理	経営者または自営	30人未満
	事務・販売	経営者または自営	30人未満
雇用ブルーカラー	熟練・半熟練・非熟練	被雇用	
自営ブルーカラー	熟練・半熟練・非熟練	経営者または自営	30人未満
農　業	農業		

初職階層（従属変数）：本人の初職時の階層について、各階層カテゴリーに該当する場合1、該当しない場合0をあたえたダミー変数を6つ作成した。

出生年と出生年2乗：出生年の数値（西暦年）のままだとその回帰係数がきわめて小さくなってしまうので、実際の出生年から1885を引いて、SSM調査でもっとも古い年の出生者が数値1となる出生順序に変換し、それを10で割った。

父階層：本人の階層と同様に、各階層カテゴリーに該当する場合1、該当しない場合0をあたえたダミー変数を6つ作成した。

本人学歴：本人が高等学歴、中等学歴について該当する場合1、該当しない場合0をあたえたダミー変数を2つ作成した。高等学歴変数を「高等^{d}」、中等学歴変数を「中等^{d}」と表記する。高等学歴は旧制の高等学校・専門学校・大学・大学院そして新制の短期大学・大学、中等学歴は旧制の中学校・実業学校・師範学校そして新制の高等学校などである。これら2変数を同時に投入した場合の基準カテゴリーは義務学歴であり、旧制の尋常小学校・高等小学校、新制の中学校である。

3．ロジスティック回帰による分析

3.1 モデル

ここでもちいる分析モデルは、(1) 式でしめされるロジスティック回帰の応用モデルである[1)]。従属変数として初職階層にかんするダミー変数を投入するが、正確にはモデルの予測値は出現確率 P_h のロジット ϕ_h である。この P_h は、従属変数として投入されるダミー変数が 1 の値をとる現象についての、個票 h における出現確率である。予測値 ϕ_h は、従属変数がたとえば初職上層ホワイトカラー（階層 i）をしめすダミー変数のとき、その初職上層ホワイトの分布比率のロジット（以下では分布比率ロジットと記す）についての予測値といえる。

$$\phi_h = ln\frac{P_h}{1-P_h} = \beta_0 + \sum_k \beta^T{}_k x^T{}_{hk} + \sum_l \beta^S{}_l x^S{}_{hl} \qquad (1)$$

β_0 は定数である。K 個の独立変数 $x^T{}_{hk}$ は、従属変数の分布変動効果をあらわすコーホート変数を投入する。L 個の独立変数 $x^S{}_{hl}$ は、従属変数と同じ階層 i をあらわす父階層のダミー変数、本人の高等学歴と中等学歴のダミー変数、およびこれらとコーホート変数の交互作用変数である。x^T を「分布変動変数」、x^S を「階層変数」と呼ぶことにする。$\beta^T{}_k$ と $\beta^S{}_l$ は、それらに対応する回帰係数である。これらの回帰係数は、従属変数と独立変数の関連の強さをあらわす対数オッズ比の推定値である。

分布変動変数 x^T として投入されたコーホート変数の回帰係数は、従属変数である初職階層 i の分布が、コーホートとともにどのように変化しているかをあらわす[2)]。他方で、階層変数 x^S には、上記のように階層 i の父階層、本人の高等学歴と中等学歴、そしてこれらとコーホート変数を乗じた交互作用変数を投入する。その各回帰係数は、これら各変数と初職階層 i の関連の強さおよびその変化をあらわす。

3.2 分析方法

従属変数として各初職階層のダミー変数をもちいるので、分析は階層別に

表2　コーホート・グループ

コーホート（出生年）	サンプル数
1886-89	64
1890-99	341
1900-09	742
1910-19	1244
1920-29	2185
1930-39	2689
1940-49	2258
1950-59	1442
1960-69	603
1970-74	209
計	11777

それら6つのダミー変数について別個におこなった。その分析は、各階層について次の手順で進めた。まず第1段階では、分布変動変数として「出生年」と「出生年2乗」を投入した[3)]。そして、**表2**にしめすコーホート・グループ別に各初職階層の分布比率ロジットを計算し、そのロジットとモデルの予測値をグラフ化して比較し、モデルの適合を確認した。

第2段階では、上の変数に加えて、「父階層」、「父階層×出生年」の2変数を追加投入した。この父階層は、従属変数と同じカテゴリーをあらわす父階層ダミー変数である。たとえば、初職上層ホワイトのダミー変数を従属変数とする分析では、同じ上層ホワイトの父階層ダミー変数を投入する。このとき、父階層と初職階層のコーホート・グループ別移動表から計算した対数オッズ比のプロット図を作成し、その変化が曲線的に見える場合は、「父階層×出生年2乗」も追加投入した。しかし、この変数が有意になった階層はなかった。

第3段階では、第2段階で追加投入した変数で有意にならなかったものを除外し、さらに本人の「高等学歴」「高等学歴×出生年」「中等学歴」「中等学歴×出生年」の各変数を追加投入した。また、第2段階と同じように、本人学歴と初職階層のコーホート・グループ別クロス表から計算した対数オッズ比のプロット図を作成し、その変化が曲線的に見える場合は、「出生年2乗」との交互作用変数も追加投入した。しかし、この交互作用変数で有意になったのは、自営ホワイトの分析での「高等学歴×出生年2乗」だけであった。

最終段階では、第3段階で有意にならなかった変数の中でWald統計量が小さいものから除外し、有意性が残った変数のみを採用した。こうした段階的手法をとったのは、共線性を避けるためである。「出生年」「出生年2

乗」そしてこれらとの交互作用変数を投入するので、共線性が起きる可能性があった。そのため、段階的に変数を追加し、追加による回帰係数の変化に注意したのである。採用された各モデルの各変数は、他の変数を追加および削除しても大きな変化はなく安定していた。

3.3 階層別の分析結果

階層別に採用したモデルを**表 3** にしめした。表中の「父階層」は、従属変数の初職階層 i と同じ階層をあらわす父階層ダミー変数である。表中の回帰係数は、その絶対値が大きいほど関連が強いことをあらわす。つまり、プラスであれば、当該の初職階層 i になりやすい効果をしめす。マイナスであれば、なりにくい効果をしめす。絶対値が大きいほど、それらの効果が強いことをしめす。

これらの効果は、基準カテゴリーとの格差をあらわしてることに注意され

表 3　ロジスティック回帰の分析結果（数値は回帰係数　$N=10.379$）

	従属変数(本人初職階層)					
独立変数	上層 W^d	雇用 W^d	自営 W^d	雇用 B^d	自営 B^d	農業^d
定数 β_0	-3.565***	-1.929***	-3.062***	-2.393***	-3.031***	-1.834***
出生年	-.507***	-.068***	-.358***	.475***	-.083***	.181**
出生年 2 乗	.040***					-.071***
父階層^d	1.375***	.602***	2.343***	2.440***	2.540***	2.512***
父階層^d ×出生年	-.103**		.149**	-.268**		
高等^d	4.145***	1.195***	-2.984**		-.919**	-4.034***
高等^d ×出生年		.165***	1.149**	-.461**		.349***
高等^d ×出生年 2 乗			-.092**			
中等^d	2.303***	1.576***	.583***			-1.438***
中等^d ×出生年				-.152***	-.257**	.140***
$-2LL$	4662.17	10452.82	2399.73	11670.40	3637.82	7124.44
model x^2	1791.57	1335.68	741.16	1754.81	795.51	3605.99
p (*d.f.*)	.000(6)	.000(5)	.000(7)	.000(5)	.000(4)	.000(7)
R^2	.342	.178	.264	.214	.212	.455

$-2LL$：モデルの対数尤度　*model* x^2：適合度改善　*d.f.*：自由度　p：有意水準
R^2：Nagelkerke の R^2　***1%水準　**5%水準　*10%水準(Wald 検定)

たい。高等および中等学歴の効果は、義務教育にくらべて初職階層 i になりやすい（にくい）効果をあらわす。初職階層 i の分析における父階層の効果は、階層 i の出身者が、他階層の出身者にくらべて、初職でその階層 i になりやすい傾向をあらわす。たとえば、上層ホワイトの分析における父階層の効果は、上層ホワイトの出身者が他の出身者よりも、初職で上層ホワイトになりやすい地位継承効果をあらわす。

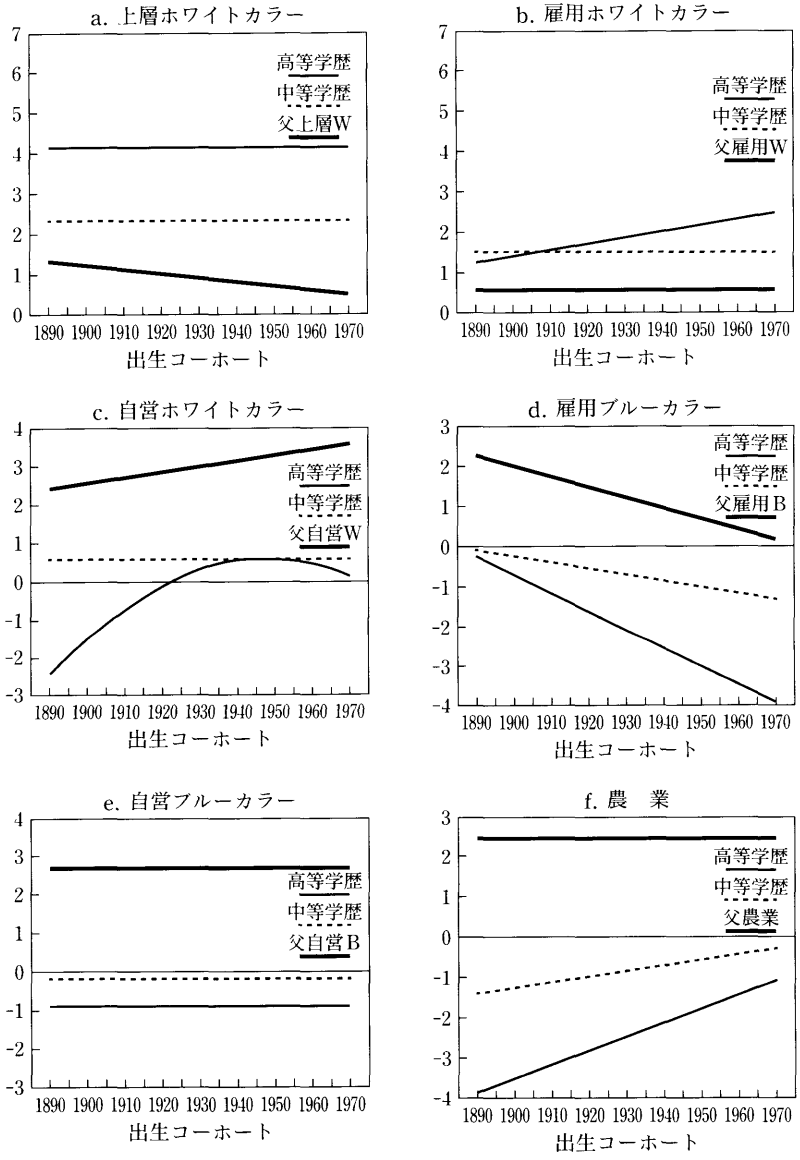
これらの効果の変化を見やすくグラフにしたのが、図1.a～f である。図１は、階層別の分析結果について、父階層、高等学歴、中等学歴の各変数が初職階層におよぼす効果（回帰係数の数値）を該当する出生コーホートに配置したものである。

図1.a の上層ホワイトをみると、高等学歴と中等学歴が初職上層ホワイトになりやすい効果をもち、前者の効果が後者よりも強いことが確認される。そしてこれらの効果は出生時点によって変わっておらず、一定である。上層ホワイトの父階層も、初職上層ホワイトになりやすくする効果をもつが、学歴効果にくらべると弱い。また、その効果は若いコーホートほど弱まっている。

図1.b の雇用ホワイトも、上層ホワイトと似ている。高等学歴と中等学歴の者そして雇用ホワイト出身者が、初職で雇用ホワイトになりやすい。しかし、上層ホワイトとの相違もある。それは、これらの効果が上層ホワイトよりも小さいことである。また、高等学歴の効果が若いコーホートほど強まり、父階層の効果が一定になっていることである。高等学歴の効果は、1910年代出生まで中等学歴の効果とほぼ同じ水準である。これは、中等学歴の者も高等学歴の者も少なかった時代には、雇用ホワイトへのなりやすさでは、中等学歴も高等学歴もほとんど違いがなく、高学歴化が進展することによって、中等学歴にたいする高等学歴の優位性が高まってきたことをしめす。

これらにくらべると、図１.c～f の自営ホワイト、雇用ブルー、自営ブルー、農業では、高等学歴の効果が、逆方向に作用している。高等学歴の効果は、ほとんどがマイナスになっていて、高等学歴をもつ者がこれらの階層になりにくいことをしめしている。つまり、高等学歴は上層ホワイトカラーと

図 1　各階層の変数効果


a. 上層ホワイトカラー
高等学歴
中等学歴
父上層W
b. 雇用ホワイトカラー
高等学歴
中等学歴
父雇用W
c. 自営ホワイトカラー
高等学歴
中等学歴
父自営W
d. 雇用ブルーカラー
高等学歴
中等学歴
父雇用B
e. 自営ブルーカラー
高等学歴
中等学歴
父自営B
f. 農　業
高等学歴
中等学歴
父農業
1890 1900 1910 1920 1930 1940 1950 1960 1970
出生コーホート

雇用ホワイトになりやすくさせるが、その他にはなりにくくさせている。

また、上層および雇用ホワイトカラーでの父階層の継承効果は、学歴の効果よりも小さかったが、これら4階層では、概して強い。雇用ブルーの父階層効果は、若いコーホートほど急激に低下している。そのため、父階層の継承効果が強いまま持続しているのは、自営層と農業である。

これら4階層では、中等学歴の効果は、高等学歴と父階層の効果よりも小さい。中等学歴の効果をあらわす線は、高等学歴と父階層の効果をあらわす2つの線のあいだにあり、0により近い位置にある。

これら4階層における父階層と学歴の効果の変化をみると、次の諸点を指摘できる。第1に、自営ホワイトでは、若いコーホートになるほど父階層の継承効果が直線的に強まる一方で、高等学歴の効果が1950年代出生をピークとして曲線的に変化している。後者は、高等学歴をもつ者が自営ホワイトになりにくかったのが、急激にその傾向を弱めたことを意味している。つまり、学歴効果は弱まってきた一方で、父階層効果が強まってきたのである。第2に、雇用ブルーでは、コーホートにしたがって、高等学歴と中等学歴が雇用ブルーになりにくくする傾向が（とくに前者で）一貫して強まってきた。また、父階層の継承効果も一貫して低下して、もっとも若いコーホートではほぼ0に近い。つまり、父階層の影響がほとんど消失するまで弱まってきた一方で、学歴効果が強まってきたのである。ところが、第3に自営ブルーでは、学歴の効果と父階層の効果はともに時間的変化をしておらず、学歴効果が小さいまま、そして父階層の継承効果が強いまま持続している。第4に、農業では、父階層の継承効果は強いまま持続してきたが、若いコーホートほど高等学歴と中等学歴の効果は（特に前者が）弱まってきた。

これらから、自営層および農業では、若いコーホートほど、父階層の効果が強いままかさらに強まり、学歴効果が弱いままか低減してきた、といえる。これにたいして雇用ブルーでは、これらとは逆に父階層効果が弱まり、学歴効果が強まってきたのである。学歴効果が強く、父階層効果が弱いのは上層および雇用ホワイトカラーの特徴であった。雇用ブルーの特徴は、この上層および雇用ホワイトに近づいてきたのである。ただし、その学歴効果は、こ

れらとは反対に、高等および中等学歴の者がなりにくい（義務学歴の者がなりやすい）傾向をしめしている。

3.4 学歴効果と父階層効果

初職階層への影響を各学歴と父階層にわけて整理したのが、図 2 ～図 5 である。図 2 は、各初職階層にたいする高等学歴の効果をしめしている。図 3 は、同じく中等学歴の効果である。これらは表 3 の回帰係数をしめしている。図 4 は、表 3 の分析とは別個におこなってえられた、各初職階層にたいする義務学歴の効果である。この義務学歴の効果は、高等学歴および中等学歴の 2 つのダミー変数にかえて、義務学歴ダミー変数を使用してえたものである。

図 2 の高等学歴と図 3 の中等学歴は、よく似たパターンをしめしている。それは第 1 に、これらの学歴がホワイトカラーになりやすくする効果をもっていることである。その効果の強さは、上層ホワイト、雇用ホワイト、自営ホワイトの順になっている。第 2 に、これらの学歴がブルーカラーおよび農業になりにくくする効果をもっていることである。そして、その効果は、若いコーホートほど、雇用ブルーで強まり、農業で弱まっている。第 3 に、これらの効果は、高等学歴のほうが中等学歴よりもはるかに強い。第 4 に、高等学歴と中等学歴の相違は、第 3 点めをのぞくと、雇用ホワイトと自営ホワイトになりやすくする高等学歴の効果に、若いコーホートほど強くなる変化があったことだけである。

図 4 の義務学歴の効果は、図 2 および図 3 の上下を反転させた形状になっている。それは、上の諸点と逆の傾向をしめしている。義務学歴は、ブルーカラーと農業になりやすくする効果、そしてホワイトカラーになりにくくする効果をもっている。変化については、農業になりやすい効果が弱まり、雇用ブルーになりやすい効果が強まっている。

他方で、図 5 は各初職階層への父階層の効果（回帰係数）をしめしている。自営ブルーと農業では、父階層の継承効果（初職が父親と同じ階層になる効果）が強いまま一定に持続している。自営ホワイトは、古いコーホートでは上の 2 階層と同じ水準であったが、コーホートにしたがって強まっている。

図2　各初職階層への高等学歴の効果

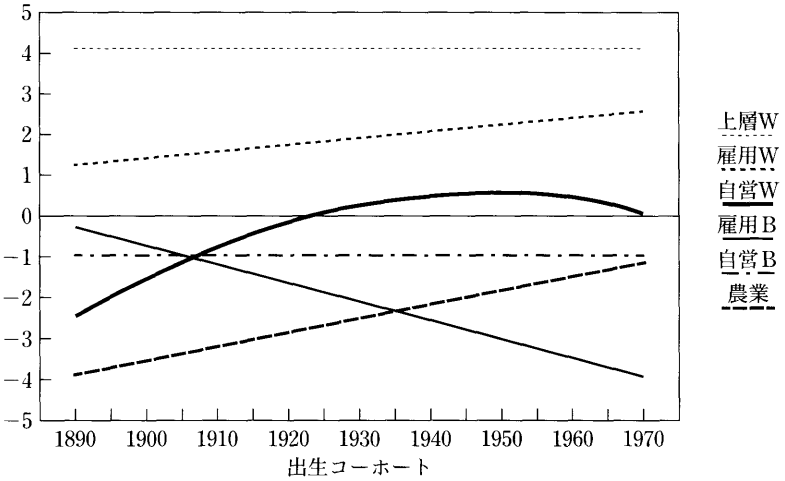


図3　各初職階層への中等学歴の効果

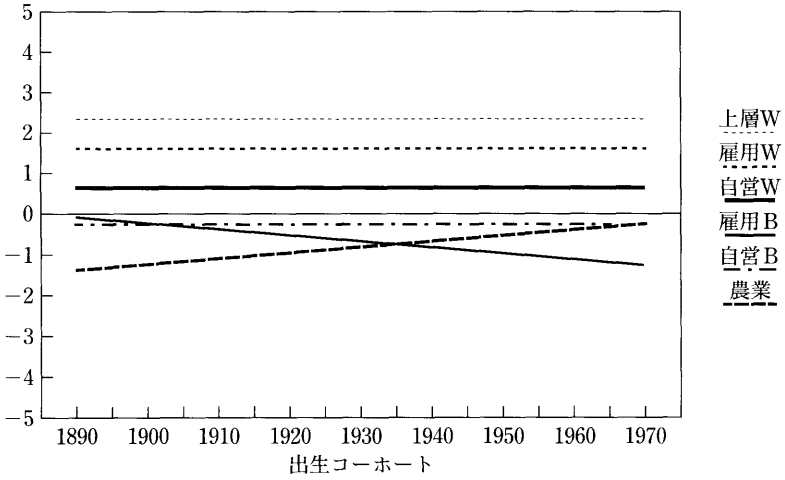


図 4　各初職階層への義務学歴の効果

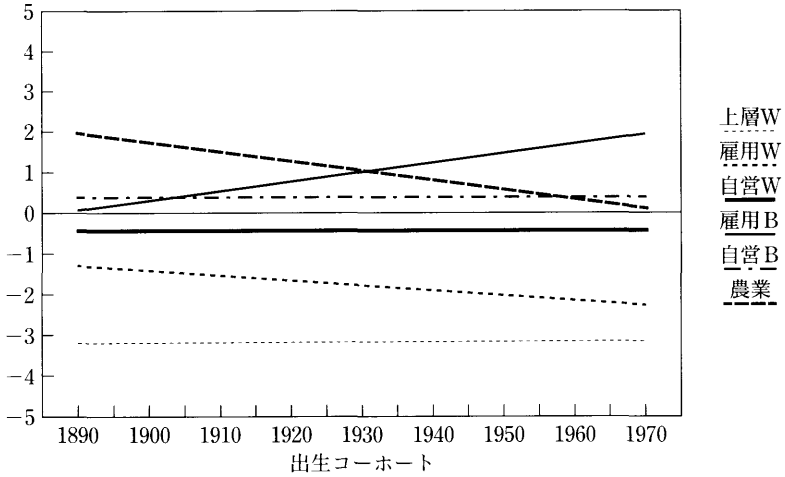
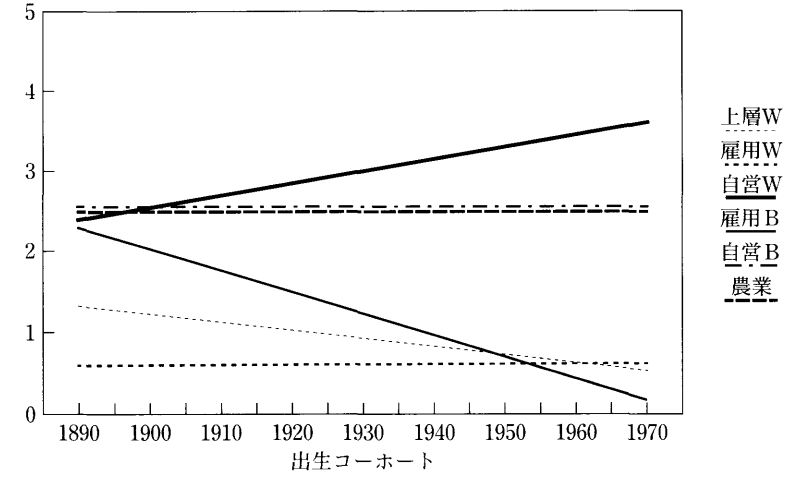


図 5　各初職階層への父階層の効果



雇用ホワイトは、低い継承効果を一定に持続している。この雇用ホワイトとくらべると、上層ホワイトの継承効果は、古いコーホートでやや強かったが、もっとも若いコーホートでは雇用ホワイトと同じ水準にまで低下している。雇用ブルーの継承効果は、古いコーホートでは自営層や農業と同程度に強かったが、若いコーホートでは上層および雇用ホワイトの低い水準に近づき、もっとも若い1970年代出生ではほぼ0、つまり完全な機会均等に近い。

学歴と父階層の効果の強さを図2～図4と図5で比較すると、学歴効果の方が強い。もっとも強い学歴効果は、図2の高等学歴の上層ホワイトでその絶対値の最大値が4.145である。絶対値でみるのは、たとえば＋4と－4の相違は効果の方向は逆でも、効果の強さとしては同じだからである。上層ホワイトへの高等学歴効果は4.145で一定だが、これは高等学歴をもつ者が、基準カテゴリー（義務学歴の者）にくらべて、約63倍（$e^{4.145}=63.12$）の比率で上層ホワイトへの初職達成をしやすいことを意味する。他方の図5では、父階層効果の最大値は、1890年出生の約2.5（自営ホワイト・自営ブルー・農業・雇用ブルー）から、自営ホワイトの1970年出生での3.610まで高まっていた。後者の数値は、自営ホワイトの出身者がそれ以外の出身者よりも、約37倍（$e^{3.610}=36.97$）ほど自営ホワイトになりやすいことを意味する。しかし、それ以前はこれよりも最大値は低い。したがって、学歴と父階層が作りだす機会格差の大きさじたいは、前者のほうが大きい。

以上より次の諸点を指摘できる。第1に、父階層の継承効果は、高い水準をもつ階層と低い水準をもつ階層に二極化してきた。高い水準をたもっているのは自営層と農業である。この継承効果が強いのは、これらの職業階層では、店舗・工場・装置・農地などが必須になるために、それらと職業的な世代間継承が並行してなされるためである。これにたいして、継承効果が高かった雇用ブルーが大きく低下し、上層ホワイトもゆるやかに低下してきた。これらに低水準を持続してきた雇用ホワイトを加えた3階層は、きわめて低い水準で収斂するようになってきた。これら3階層は、被雇用層および最上層（専門職と経営管理層）である。

第2に、学歴が初職階層におよぼす効果は、父階層の効果にくらべて強か

った。その効果は、より上位の学歴がホワイトカラーへの初職達成を促進し、ブルーカラーおよび農業への初職達成を抑止するものであった。義務学歴では、逆に、ブルーカラーと農業の初職達成を促し、ホワイトカラーになりにくくしていた。

第 3 に、学歴効果の大きな変化は農業と雇用ブルーに現れていた。より上位の学歴では、農業になりにくい効果を弱め、雇用ブルーになりにくい効果を強めてきた。義務学歴でみれば、農業になりやすい効果が弱まり、雇用ブルーになりやすい効果が強まってきた。つまり、初職で農業になることにかんして学歴は関係なくなる一方で、雇用ブルーになることにかんしては学歴格差が拡大してきたのである。

第 4 に、上の学歴効果の変化によって、父階層の継承効果と同じように、学歴効果も強い効果をもつ階層と弱い効果をもつ階層に二極化してきた。前者は被雇用層および最上層、後者は自営層と農業である。この二極化は、継承効果の二極化と同じ分断をしめしている。

一方の被雇用層および最上層では学歴効果が強く、継承効果が弱い。これらの階層の1970年出生で、学歴効果の絶対値の最大値が（上層ホワイトへの高等学歴の）4.145（$e^{4.145}=63.12$）なのにたいして、継承効果のそれは（雇用ホワイトの）0.602（$e^{0.602}=1.83$）にすぎない。こうした数値から、これら被雇用層および最上層への初職達成は、学歴にほぼ依存してなされており、学歴決定層といえる。

他方で、自営層と農業では学歴効果が弱く、継承効果が強い。1970年出生で、学歴効果の絶対値の最大値が（農業への高等学歴の）1.067（−1.067の絶対値で $e^{-1.067}=0.34$）なのにたいして、継承効果のそれは（自営ホワイトの）3.610（$e^{3.610}=36.97$）になっている。これら自営層と農業への初職達成は、父階層に強く規定されており、父職決定層といえる。

こうした若いコーホートではなく、1890〜1900年代出生の古いコーホートにさかのぼって継承効果と学歴効果をみると、3 つの層に分類できる。第 1 の層は、自営ホワイト、自営ブルー、雇用ブルーである。これらは継承効果が強く、学歴効果が弱かった。これらは初職達成が父階層に強く規定される

点において、1970年出生の父職決定層と同じである。ただし継承効果の最大値は1970年出生のほうが大きくなっている。第2の層は上層ホワイトと雇用ホワイトである。これらは、継承効果が弱く、学歴効果が強い点において、1970年出生の学歴決定層と同じである。ただし、1970年出生のほうが、上層ホワイトの継承効果がより弱く、雇用ホワイトへの高等学歴効果がより強くなっている。第3の層は農業で、父階層と学歴の双方に強く規定されていた。1890年出生をとりあげれば、継承効果が2.512（$e^{2.512}=12.33$）なのにたいして、最大の学歴効果は高等学歴の-3.860（$e^{-3.860}=0.02$）であった。

このように、古いコーホートにみられた第1および第2の層は、1970年出生の父職決定層と学歴決定層と同じ特徴をもっていたが、それぞれ父階層と学歴による規定度がややゆるやかであった。つまり、父職決定層と学歴決定層としての特徴は若いコーホートのほうがより鮮明になってきたのである。そして第3の層は、父階層と学歴の双方に規定されていた農業であった。

4．考察

日本の初職達成は二極化してきた。一方は、学歴効果がほとんどなく、父階層の継承効果によって初職階層が強く規定される父職決定層である。自営ホワイトと自営ブルーはこうした特徴を持続してきた。農業は、強い継承効果を持続しながらも、若いコーホートほど学歴効果を弱めてきており、自営層の特徴に近づいてきた。そしてこれらは、父職決定層としてその特徴を共有するようになった。他方は、父階層の継承効果がほとんどなく、学歴によって初職が強く規定される学歴決定層である。雇用ホワイトはこの特徴を持続してきた。そして、若いコーホートほど、上層ホワイトは継承効果を弱め、雇用ブルーは継承効果を弱めて学歴効果を強めてきた。これらは、学歴決定層として収斂してきた[4)]。

若いコーホートにおける初職達成の構造にかんして簡潔にいえば、だいたい1950年代出生以降では、父階層の継承効果にほぼ規定される自営層および農業の父職決定層、そして学歴にほぼ規定される被雇用層および最上層の学

歴決定層に分断されるようになった、といって良いだろう。

学歴が作りだす機会格差の最大の大きさはほとんど変化していなかったが、父階層のそれは拡大していた。学歴効果では、上層ホワイトの初職達成を促す高等学歴の効果が最大で、一定であった。父階層効果の最大値は、自営ホワイトにみられ、高等学歴のそれよりも小さいものの、若いコーホートほど高まっていた。これらは、学歴と父階層が、程度に多少の相違はあれ、それぞれ同じように初職達成の機会格差を作りだしてきたかのように見える。

しかし、父職決定層と学歴決定層の二極化にいたるまでの各階層の分布変化をみると、日本社会全体としては、まったく異なる様相をしめす。**表 4** は、初職階層の分布変化を出生年代別にみたものである。**図 6** は、この表にもとづいて、1900年代と1960年代出生における初職階層の分布変化を父職決定層、学歴決定層、そして父職・学歴決定層としてまとめて整理したものである[5)]。ただし、前節で述べたように、父職決定層と学歴決定層の特徴は、若いコーホートである1960年代出生のほうが鮮明になっている。雇用ブルーは、その特徴が父職決定層から学歴決定層に移行してきた。農業は、1900年代出生では父階層にも学歴にも影響されていたので父職・学歴決定層として他と区別し、1960年代出生では父職決定層に組み入れた。

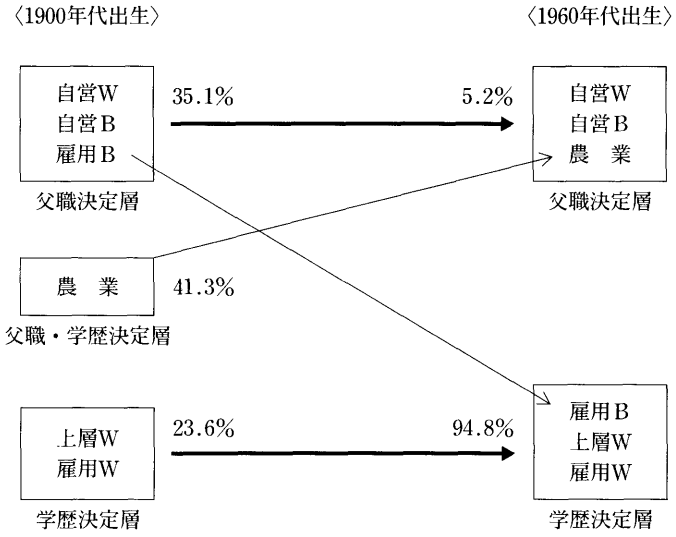
図 6 の父職決定層、父職・学歴決定層、学歴決定層の分布比率をみると、

表 4　初職階層の分布変化

（数値%）

コーホート（出生年）	本人初職階層						計（n）
	上層 W	雇用 W	自営 W	雇用 B	自営 B	農　業	
1886-89	6.3	9.4	7.8	4.7	12.5	59.4	100（ 64）
1890-99	8.5	14.4	5.0	15.6	7.4	49.1	100（ 340）
1900-09	6.6	17.1	5.1	22.3	7.8	41.3	100（ 732）
1910-19	7.0	22.5	4.4	26.8	6.9	32.5	100（1218）
1920-29	10.5	20.9	3.1	35.0	3.9	26.5	100（2138）
1930-39	7.5	24.3	4.0	36.2	6.6	21.3	100（2610）
1940-49	9.3	31.2	2.6	44.2	4.5	8.2	100（2172）
1950-59	12.6	34.1	2.6	41.4	5.5	3.8	100（1330）
1960-69	18.5	33.7	2.1	42.6	1.7	1.3	100（ 519）
1970-74	14.0	36.9	0.0	47.8	1.3	0.0	100（ 157）

図6　規定要因別にみた階層の分布変化



1900年代から1960年代出生まで、父職決定層が約35%から約5%にまで減少し、学歴決定層が約24%から約95%を占めるまでに増大してきたことがわかる。父階層が作りだす初職達成の機会格差じたいは大きくなってきたが、その格差に規定されて初職達成をした人は5%程度になるまで減少し続けてきたのである。他方で、学歴が作りだす機会格差によって初職達成をした人は95%まで増加してきた。これは、若いコーホートでは、ほとんどの人の初職達成が学歴による選別にしたがうようになったことを意味する。このように、初職達成の圧倒的多数において、学歴に依存した人員配分が父階層の影響による継承を凌駕するようになったのである。

このことは、学歴による人員配分を業績主義とみれば、その業績主義の圧倒的な浸透ということができる。また、学歴をメリットとみなせば、初職達成がメリットクラシーの貫徹にほぼ近づいた、といえるだろう。しかし他方では、学歴にのみ初職達成が決定される悪しき学歴社会が完成されつつある、という評価もできよう。また、父階層継承と学歴選別の2つに人員配分原理

が分断化され、とくに高等教育の恩恵を享受できる人とできない人の格差を作りだしている、とも批判できる。いずれの立場にたつにしても、日本の初職達成においては、学歴に依存した人員配分が決定的な優位性をもつようになってきた。

付記：SSM 調査データの利用にかんしては、1995年 SSM 調査研究会の許可をえている。また、本研究は、平成14-15年度科学研究費補助金基盤研究（C）(2)「現代日本における階層的不平等構造の変動」（課題番号14510216）による研究成果の一部である。

1) ロジスティック回帰については、Pampel（2000）、Jaccard（2001）、Agresti（2002）、Menard（2002）、丹後他（1996）などを参照されたい。.
2) ただし、階層変数として父階層と本人学歴（高等および中等学歴）のダミー変数を投入した場合は、それらの基準カテゴリーすべてに該当する者（具体的には父階層が i 以外で本人が義務学歴の者）についての初職階層 i の分布比率ロジットの変化をあらわす。
3)「出生年」と「出生年２乗」の投入には注意を要した。(1) 式の「$\beta_0 + \Sigma\beta^T{}_k x^T{}_{hk}$」の部分があらわす予測値の該当者は、各分析段階で変わる。第１段階では、(1) 式の「$\Sigma\beta^S{}_l x^S{}_{hl}$」の部分がないので、父階層や学歴に関係のない当該の初職階層 i の分布比率ロジットの予測値である。ところが、後続の段階でさらに独立変数を追加投入すると、たとえば第２段階で父階層 i のダミー変数を追加投入したとすると、「$\beta_0 + \Sigma\beta^T{}_k x^T{}_{hk}$」は階層 i 以外の出身者にかんする同様の予測値になる。こうした変数追加によって、「出生年」と「出生年２乗」の回帰係数の数値が変わって有意になったり、ならなかったりする。このため、すべての段階で「出生年」だけのモデルと、これに「出生年２乗」を加えたモデルを検討した。また、注2) も参照されたい。
4) 父職決定層と学歴決定層というネーミングはやや誇張した表現かもしれない。しかし、被雇用層および最上層への初職達成において、全体としては、継承効果が弱まる趨勢があり、学歴による選別への依存度が増大している。また、自営層と農業への初職達成も、全体としては、学歴効果の低下する趨勢があり、父階層の継承への依存度が増加している。こうした趨勢の方向を強調する意味で、父職決定層と学歴決定層という表現をもちいた。
5) 1890年代と1970年代出生は、表２のようにサンプル数がきわめて少ない。そ

のため、1900年代と1960年代出生のコーホートをもちいた。

［引用文献］

Agresti, A. 2002. *Categorical Data Analysis*(*Second edition*). Hoboken, NJ: Wiley.

Blau, P. M. and O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.

Erikson, R. and J. H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.

Featherman, D. L., F. L. Jones and R. M. Hauser. 1975. "Assumptions of Social Mobility Research in the U. S.: The Case of Occupational Status." *Social Science Research* 4: 329-60.

Ganzeboom, H. B. G., R. Luijkx, and D. J. Treiman. 1989. "Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective." *Research in Social Stratification and Mobility* 8: 3-84.

Goldthorpe, J. H. 1980. *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon Press.

Grusky, D. B. and R. M. Hauser. 1984. "Comparative Social Mobility Revised: Models of Convergence and Divergence in 16 countries." *American Sociological Review* 49: 19-38.

Hauser, R. M. 1978. "A Structural Model of Mobility Table." *Social Forces* 56(3): 919-53.

Hauser, R. M. 1980. "Some Exploratory Methods for Modeling Mobility Tables and Other Cross-Classified Data." *Sociological Methodology 1980*: 412-58.

Jaccard, J. 2001. *Interaction Effects in Logistic Regression*. Thousand Oaks, CA: Sage

鹿又伸夫. 1990.「不平等の趨勢と階層固定化説」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: 151-67.

Menard, S. 2002. *Applied Logistic Regression Analysis*(*Second edition*). Thousand Oaks, CA: Sage

丹後俊郎・山岡和枝・高木晴良. 1996. 『ロジステック回帰分析－SAS を利用した統計解析の実際－』朝倉書店.

Pampel, F. C. 2000. *Logistic Regression: A Primer*. Thousand Oaks, CA:

Sage
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.