









暮らし向き K (5 段階) からなる 2 カテゴリーの潜在クラスを 1 つ抽出して用いる。潜在クラスを用いることによって、2 つの変数の組合せからなる潜在的に階層の高い群と低い群を定義し、デザイン行列の行変数として利用する<sup>(4)</sup>。

学歴 Y は、個人が高校を卒業した直後に進学した教育機関を 7 つに分類したものをを用いる。具体的には、(国公立大学 A, 国公立大学 B, 私立大学 A, 私立大学 B, 短期大学, 専門学校, 非進学) の 7 分類である。国立大学と私立大学は、入試難易度や社会的威信の高い大学群をそれぞれ A とし<sup>(5)</sup>、それ以外を B とした (荒牧 2008)。また、世代間での高等教育進学率の影響を統制するため、回答者の出生年 C を 4 つ (1935~50 年生まれ=1, 1951~60 年生まれ=2, 1961~70 年生まれ=3, 1971~95 年生まれ=4) に区分し、交互作用[CY]を投入する。出生コーホートと進学率の関係を示すと図 1 のようになる。第 1 世代は男女ともに進学率が低かった世代、第 2 世代は男性を中心に進学率が急激に上昇した世代、第 3 世代は男女ともに進学率が平原化した世代、第 4 世代は再び進学率が上昇し、女子の進学が 4 年制大学にシフトしていった世代である。これらは、学歴分断線の世代間変化の検討にも用いる。高校卒業後のトランジションがない中卒者および高等専門学校進学者を除き、サンプルサイズは男性で 4,001, 女性は 4,830 である。

### 3.3 デザイン行列

以上の基本モデルに対し、階層[X]×学歴[Y]に対して、複数のデザイン行列を用意し、それぞれの当てはまりの良さを BIC 基準で検討する。デザイン行列は例えば以下のようなものを用いる。行は階層、列は学歴を示している。

X	Y	国立 A	国立 B	私立 A	私立 B	短大	専門	非進学
階層 1	$\left[ \begin{array}{ccc} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{array} \right]$	1	1	1	1	2	2	0
階層 2		0	0	0	0	0	0	0

式(1)

この行列では階層 1 の国公立大学、私立大学に同じ番号 1 が割り当てられ、短大と専門学校にも同じ番号 2 が割り当てられている。これが示すのは、国公立を含めた 4 年制大学への進学に対して共通の階層効果を設定し、これとは別に短大・専門学校に共通の階層効果を設定するということである。このように、同じ数字が割り当てられた箇所は同じカテゴリに含まれ、同じパラメータ (階層効果) が推定される。式 1 の行列を用いるということは、「4

<sup>(4)</sup> 潜在クラスを用いた階層の抽出では、いくつのカテゴリを設定することが最も妥当なのかを、適合度によって検討することも可能であるが、本論の目的からは逸れるため最もシンプルな分割である 2 カテゴリーとした。潜在クラスの次元数およびカテゴリ数を固定すると、多くの変数を加えて階層を定義することは大きなメリットを持たないため、これまでの研究で共通して用いられ、使用するデータに完備されている 2 変数を用いる。

<sup>(5)</sup> 大学 A とカテゴライズした大学名は以下のとおりである。国公立 A は、北海道、東北、筑波、千葉、東京、東京外国語、一橋、横浜国立、東京工業、金沢、名古屋、京都、大阪、大阪外国語、神戸、岡山、広島、九州、熊本、東京都立、横浜市立、大阪市立、大阪府立、神戸市立外国語の 24 大学。私立 A は、青山学院、学習院、慶應義塾、国際基督教、上智、立教、早稲田、同志社、立命館、関西、関西学院の 11 大学。ともに全 4 年制大学の医・歯・薬学系学科を含む。

年制大／短大専門／非進学」というような2つの学歴分断線を仮定することと同じである。このように、同じ番号に同じ大きさの階層効果を設定することで、7つの学歴分類をそれより簡素なカテゴリに分類し、階層による学歴の分断線として最も適切なものを探索していく。

大学・短大への「進学／非進学」の分断線を最重視しこれにのみ焦点を当てた吉川(2006)は、このデザイン行列の1行目に[1 1 1 1 1 0 0]というパターンを仮定したことと同義である。同様に、4年制大学と短大を区別したIshida(2007)は[1 1 1 1 2 0 0]、大学に設置主体の別および質的差異を認めた荒牧(2008)ならば[1 2 1 3 4 4 0]の構造をそれぞれ仮定したことと一致する。

デザイン行列は、4年制大学に関するパターンと短大・専門学校に関するパターンに分割して作成する。まず、4年制大学に関するパターンは、国公立と私立の間に階層差があるか、銘柄大と非銘柄大の間に階層差があるかを組み合わせて、[1 1 1 1],[1 1 2 2],[1 2 1 2],[1 2 1 3]の4つのパターンを用いる。短大、専門学校に関しては、短大と専門学校の間に階層差があるか、短大・専門学校と非進学の間には階層差があるか、短大と4年制大学の間に階層差があるかを検討するため[0 0],[1 0],[1 1],[2 0],[2 2],[2 3]の7パターンを用意する。ここでの数字は4年制大学のパターンが[1 1 1 1]であったときの短大専門のパターンを示す。すなわち1は4年制大学のパターン分けのうち私大Bが属すカテゴリに含まれることを意味し、2は私大Bカテゴリ+1、3は私大Bカテゴリ+2を意味する。0は非進学カテゴリと同等であることを意味する。4年制大学4パターン×短大専門7パターンの組合せに加えて、Nullモデル[0 0 0 0 0 0 0](進学に階層差が一切ない)と飽和モデル[1 2 3 4 5 6 0](すべての進学先に異なる固有の階層効果)を加えた30のデザイン行列(表2)を用いた対数線形モデルの結果のうち、最も当てはまりがよいものを探索していく。

表2 検討する分化のパターン

パターン	対応する先行研究							パターン	対応する先行研究								
	国 A	国 B	私 A	私 B	短 大	専 門	非 進 学		国 A	国 B	私 A	私 B	短 大	専 門	非 進 学		
Null	0	0	0	0	0	0	0	無効果									
11	1	1	1	1	0	0	0		31	1	2	1	2	0	0	0	尾嶋(1990)
12	1	1	1	1	1	0	0	吉川(2006)	32	1	2	1	2	2	0	0	
13	1	1	1	1	2	0	0	Ishida(2007)	33	1	2	1	2	3	0	0	鹿又(2014)
14	1	1	1	1	1	1	0		34	1	2	1	2	2	2	0	
15	1	1	1	1	1	2	0		35	1	2	1	2	2	3	0	
16	1	1	1	1	2	2	0		36	1	2	1	2	3	3	0	
17	1	1	1	1	2	3	0		37	1	2	1	2	3	4	0	濱中・米澤(2011)
21	1	1	2	2	0	0	0		41	1	2	1	3	0	0	0	
22	1	1	2	2	2	0	0		42	1	2	1	3	3	0	0	
23	1	1	2	2	3	0	0		43	1	2	1	3	4	0	0	
24	1	1	2	2	2	2	0		44	1	2	1	3	3	3	0	
25	1	1	2	2	2	3	0		45	1	2	1	3	3	4	0	
26	1	1	2	2	3	3	0		46	1	2	1	3	4	4	0	荒牧(2008)
27	1	1	2	2	3	4	0	荒牧(2008)	47	1	2	1	3	4	5	0	
(注) 式1の行列のうち1行目のみを表示								full	1	2	3	4	5	6	0		

## 4. 分析結果

### 4.1 学歴分断線

表3が各モデルの推定したパラメータの数とBICである<sup>(6)</sup>。これを見ると男性ではモデル36(国公立A/国公立B/短大専門/非進学)の4分類、女性はモデル17(国私立AB/短大/専門/非進学)の4分類において最もよい適合度を示した。男女それぞれの最適モデルと隣接するモデル<sup>(7)</sup>の適合度 $L^2$ を表4に示した。ともに隣接する下位モデル(制約の強いモデル)からは適合度が有意に改善し、上位モデル(独自推定パラメータを増やし制約を緩和したモデル)および飽和モデルとの適合度の差は小さく、十分に適合的なモデルといつてよい。

男女別に最適モデルを見ていく。まず最適なモデルにおいて抽出された潜在的クラスの特徴を図2~5に示す。これを見ると、構成割合、および父職、父学歴、暮らし向きの条件付き応答確率ともに、男女で大きな差はない。クラス1の条件付き応答確率は、職業では専門・管理・事務を中心としたホワイトカラー職、学歴では高卒以上、暮らし向きは豊か・やや豊かで大きい。一方クラス2の条件付き応答確率は対照的に、ブルーカラー、中学以下、やや貧しい・貧しい層が多く割合を占めている。ここから、クラス1が比較的利益な階層、クラス2が不利な階層というような2クラスで構成されるとみなせる。そのほかのモデルに関しても、細かな数値の違いはあるが、構成割合、条件付き応答確率ともに大きく異なる潜在クラスは抽出されなかった。

次に階層による進学格差を確認する。最適なモデルでは、男性では、国公立と私立の別は階層に影響を受けておらず、重要なのはA群に進学するかB群に進学するかである。また、短大と専門学校は階層的には同じ区分に属している。推定されたパラメータを図6で確認する。図6は、階層1(有利な階層)の各高等教育機関への進学確率の対数オッズ比(非進学基準)である。これを見ると、4年制A群、4年制B群、短大専門の順に大きくなっており(いずれも統計的に有意)、学歴の区分に対して傾斜的な階層効果が存在することがわかる。一方女性は、4年制大学の内部的な分化構造には階層の影響力はなく、非4年制大学の中で明確な階層差がある。女性の場合は短大が主な高等教育のチャネルであったことから、短大進学に関しては4年制大学とも専門学校とも異なる、独自の階層的な意味を持っていることがうかがえる。パラメータを見ると(図7)、男性とは区分は違うものの、順序的な階層効果が

<sup>(6)</sup> 推定は $\ell$ EM1.0を用いて行った。ここで用いた指標に関して、

$$BIC = L^2 - df \times \log N, \quad L^2 = 2 \sum_i n_i \log \left( \frac{n_i}{\hat{n}_i} \right)$$

である。ここで、 $df, N, n_i, \hat{n}_i$ は、それぞれ推定に用いなかった自由度、総度数、分割表のセル*i*における観測度数、および同期待度数である。

<sup>(7)</sup> モデル36の包含関係は、 $11 \subset (31,16) \subset 36$  また、 $14 \subset (16,34) \subset 36 \subset (37,46) \subset 47$  となっている。このうち、1つの制約を追加または外すことによって36と同等になる16, 31, 34, 46, 37を「隣接するモデル」として適合度検定を行った。女性に関しても同じロジックで17との隣接モデルを定義している。

表3 パターンごとの適合度

パターン	国 A	国 B	私 A	私 B	短大	専門	非進	#par	BIC 男性	BIC 女性
Null	0	0	0	0	0	0	0	57	-23299.887	-23785.306
11	1	1	1	1	0	0	0	58	-23915.384	-24137.557
12	1	1	1	1	1	0	0	58	-23889.570	-24395.525
13	1	1	1	1	2	0	0	59	-23911.441	-24419.802
14	1	1	1	1	1	1	0	58	-23878.858	-24280.418
15	1	1	1	1	1	2	0	59	-23930.704	-24450.582
16	1	1	1	1	2	2	0	59	-23960.212	-24403.239
17	1	1	1	1	2	3	0	60	-23952.367	-24475.814
21	1	1	2	2	0	0	0	59	-23907.191	-24129.338
22	1	1	2	2	2	0	0	59	-23882.603	-24393.101
23	1	1	2	2	3	0	0	60	-23903.250	-24411.328
24	1	1	2	2	2	2	0	59	-23877.670	-24301.225
25	1	1	2	2	2	3	0	60	-23923.667	-24447.887
26	1	1	2	2	3	3	0	60	-23952.009	-24394.771
27	1	1	2	2	3	4	0	61	-23944.162	-24467.331
31	1	2	1	2	0	0	0	59	-23917.952	-24132.757
32	1	2	1	2	2	0	0	59	-23897.477	-24399.572
33	1	2	1	2	3	0	0	60	-23914.057	-24414.113
34	1	2	1	2	2	2	0	59	-23898.611	-24307.702
35	1	2	1	2	2	3	0	60	-23938.466	-24454.417
36	1	2	1	2	3	3	0	60	-23962.800	-24397.604
37	1	2	1	2	3	4	0	61	-23954.917	-24469.948
41	1	2	1	3	0	0	0	60	-23909.800	-24124.982
42	1	2	1	3	3	0	0	60	-23889.293	-24397.097
43	1	2	1	3	4	0	0	61	-23905.902	-24405.864
44	1	2	1	3	3	3	0	60	-23892.961	-24323.807
45	1	2	1	3	3	4	0	61	-23930.253	-24451.711
46	1	2	1	3	4	4	0	61	-23954.678	-24389.357
47	1	2	1	3	4	5	0	62	-23946.797	-24461.614
Full	1	2	3	4	5	6	0	63	-23938.627	-24454.057

表4 適合度の検定

		$L^2$	#par	vs	( $L^2$ )	$\Delta L^2$	$\Delta df$	p
男性	36 最適モデル	3400.0941	60	--		--	--	--
				16	3410.9765	10.8824	1	.001
				31	3453.237	53.1429	1	.000
				34	3472.5779	72.4838	1	.000
	37 上位モデル	3399.6831	61	36		0.4110	1	.521
	46 上位モデル	3399.9224	61	36		0.1717	1	.679
f Full モデル	3399.3849	63	36		0.7092	3	.871	
女性	17 最適モデル	3508.2895	60	--		--	--	--
				13	3572.7836	64.4941	1	.000
				15	3542.0039	33.7144	1	.000
				16	3589.3473	81.0578	1	.000
	27 上位モデル	3508.2894	61	17		0.0001	1	.992
	37 上位モデル	3505.6724	61	17		2.6171	1	.106
f Full モデル	3504.5984	63	17		3.6911	3	.297	

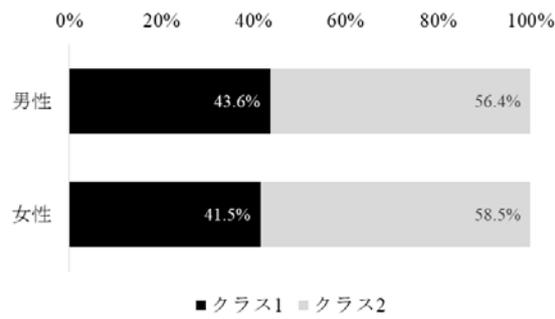


図2 潜在的階層変数の構成比

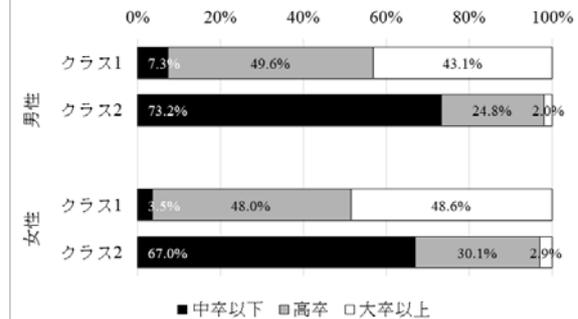


図3 階層ごとの父学歴の条件付き応答確率

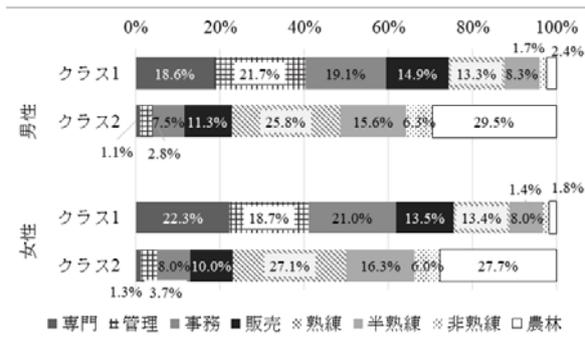


図4 階層ごとの父職の条件付き応答確率

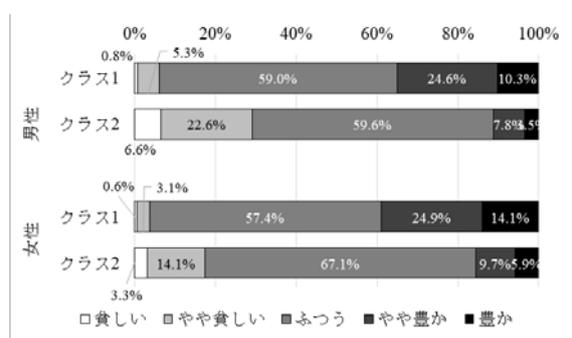


図5 階層ごとの暮らし向き応答確率

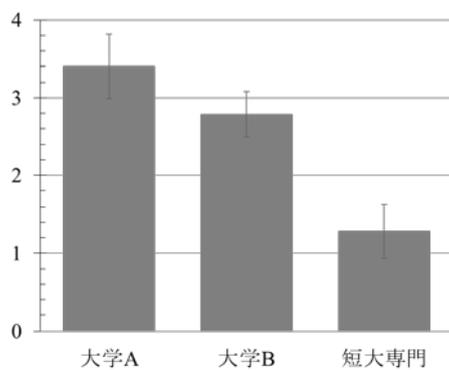


図6 階層効果 (男性)

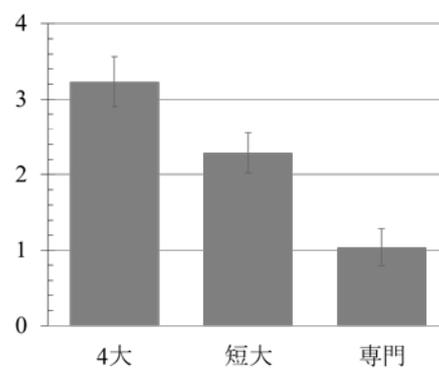


図7 階層効果 (女性)

確認されるのは共通している。

男性と女性では異なる区分が検出された。日本の戦後教育制度は男女共学を一つの理念としてきたが、高等教育に関しては、男性は主として4年制大学へ進学し、4年制大学へ進学する女性は一定数いるものの主な高等教育を短期大学が担ってきた。「教育機会の階層差」は性別によって異なる様相を呈している。

#### 4.2 学歴分断線変動の検討

ここまでの分析は、教育機会の分断構造が戦後世代で一貫しているという仮定のもとでの分析である。先に示したように、戦後の高等教育機会は4年制大学への進学率の上昇、女性の

4 大シフトなど、量的にも質的にも大きな変容を遂げて推移してきた。この長期的な趨勢に対して、格差の大きさが緩やかに減少してきた（近藤・古田 2011）、短大への階層差が顕著な世代があった（Ishida 2007）、質的格差の大きさは変化していない（荒牧 2000）等の知見が報告されている。世代間での格差の大きさの変動に関しては多くの蓄積があるものの、それらはすべて学歴の境界が世代を通じて位置にあることを仮定している。教育機会の量的・質的な構造変動に伴い、高等教育機関の内部分化の意味づけが変容しているという可能性も考えられる（中澤 2010）。

最適な分類が戦後世代通じて変化しているのか安定しているのかを検討するため、階層 X、進学先 Y、に加えコーホート C の交互作用[XYC]にデザイン行列を設定して分析する。式(2)がデザイン行列の例である。

C	X	Y	国立	国立	私立	私立	短大	専門	非進学
			A	B	A	B			
世代 1	階層 1	┌	1	1	1	1	1	1	0
	階層 2		0	0	0	0	0	0	0
世代 2	階層 1	└	2	2	2	2	2	2	0
	階層 2		0	0	0	0	0	0	0
世代 3	階層 1	┌	3	4	3	4	5	5	0
	階層 2		0	0	0	0	0	0	0
世代 4	階層 1	└	6	4	6	4	5	5	0
	階層 2		0	0	0	0	0	0	0

式(2)

式(2)のようなデザイン行列を用いることで、世代ごとの学歴分断線のパターンと大きさの変化を仮定できる。式 (2) の例では、世代 1 と世代 2 では分断線が進学／非進学にあるのは共通だが、異なる番号を指定することで、格差の大きさのみが変化していることを仮定している。世代 2 と世代 3 では、パターンが完全に異なる。世代 2 では仮定していない質的格差が生じ、いずれのパラメータの大きさも世代 2 とは違うという仮定である。世代 3 と世代 4 では分化のパターンは同じだが、一部（国公立 A）だけ番号が変わり、パラメータの大きさの変化を許容する。

世代ごとに先に示したパターンのすべてを検討するのは煩雑が増すため、ここではいくつかの要素にしばって検討する。先と同様に、4 年制大学と短大専門のブロックに分けて、変化のパターンに対する仮説を検討していく。まず、4 年制大学に関しては、男性で見られた質的格差が世代を通じて拡大または縮小しているのか（していないのか）の検討を行う。具体的には、第 1 世代（1935~50 年生）から順番に、各年代の 4 年制大学に関するパターンの部分行列 [1 2 1 2] をそれぞれ [1 1 1 1],[2 2 2 2],[1 4 1 4],[4 2 4 2],[4 4 4 4],[4 5 4 5]と差し替え、異なる部分行列を仮定した際に適合度の改善があるかを確認する（ここで部分行列の成分を 3 ではなく 4 または 5 としているのは、短大専門のセル 3 とは異なる区分を識別するためである）。モデルが改善された組合せがあればそれを採用し、続いて第 2 世代の部分行列を変化させる。第 2 世代の部分行列にモデル





## 5. 考察・まとめ

本論では、出身家庭背景による高等教育機会の格差に関して、格差の大きさの変化ではなく、格差の現れ方に注目して、高等教育機会のどこに分断線があるのかを検討した。高等教育は複線化、多様化しており、進学機会をたった一つの分断線で捉えることには難がある。本論の分析は、階層間格差という観点から見て、高等教育機会というものがどのように捉えられるのかを検討し、階層によるバリアを見出すものである。分析からは、男女でそれぞれ異なる複数の学歴分断線が存在し、その形も世代を通じて変化していることが明らかとなった。それぞれの特徴を一言で示すなら、男性では進学率上昇期以降における質的格差、女性では短大と大学の分離である。

大学に進むか否かという分断線は男女ともに世代を超えて大きな意味を持っている（吉川2006）。しかし一方で、質的差異や、短大と大学の違いも、出身階層によって無視できない影響を受けており、一点に集約できるというモデルは単純化に過ぎるといえよう。荻谷(1995)は「有力大学」は、私立の六年生一貫校の普及とはかかわりなく、戦後教育スタートのかなり早い時期から、特定の階層出身者の「寡占」状態にあった」（荻谷 1995:70）として私立一貫校の普及による格差拡大説を退け、また近藤(2000)は高等教育内部の格差が拡大傾向にあるとしている。（分析対象や方法が異なるため一概には結論付けられないが）本論の結果はこれらの知見とそれぞれ部分的に異なる結果となった。質的格差は戦後一定の姿をとっていたわけでも線形的な拡大を示したわけでもなく、高等教育機会の拡大に伴って姿を変えてきた。さらに若年世代における高等教育の内部分化も性別により異なる姿を示している。男性では4年制大学内部の質的格差が顕著になる一方で、女性の格差は4年制大学か、それ以外か、という点に集約されていく。ただし4年制大学以外の高等教育機関に関する格差も無くなることはなく、依然として進学機会格差として認識されうる。

最後に本論の課題と展望について述べる。本論での結論には、「今回用いた変数によると」という留保がつく。今回の分析では、出身階層を示す潜在変数に対してあらかじめ2カテゴリ1次元という制約をかけた。この制約の正当性は今後検討していかなければならない。顕在変数に関しても母学歴や家族構成など別の階層変数を用いれば意味の異なる別の潜在クラスが抽出されるため、結果の頑健性に不安が残る。また、質的差異を示すために用いた大学分類もアド・ホックなものであり、これ以外の分類方法によってより階層との関係が鮮明に描き出されるという可能性も否定できない。階層の次元、カテゴリ数、また大学分類を細かくしていくと、巨大なクロス表を検討することになり、可能なデザイン行列のパターンも膨れ上がるため、これらの限界を超えてより詳細な分析を行うためには、あらかじめ既存の理論仮説に基づいたデザイン行列を用意しなければならない。

以上のような課題を含みつつではあるが、本論はこれまであいまいなまま見過ごされてき

た高等教育学歴の捉え方を階層間格差の視点から明確にした。少なくとも、4年制大学をいくくりにしての分析や4年制大学と短大をいくくりにした分析では、重要な分断線が見過ごされてしまう。また、男性と女性では、戦後一貫して異なる学歴分断線が存在しており、まったく別のゲームであった。Lucas (2001) の Effectively Maintained Inequality (EMI) の主要な主張は機会の総量が飽和しても、内部の格差は存在し続けるというものである。これに従えば、高等教育機会が量的に飽和しても、大学・短大・専門学校といった分化、または銘柄大学や非銘柄大学といった分化が存在する限り、相対的な格差は減少しないことになる。本論の分析においても、制度的な分断線(大学/短大/専門学校)は世代を通じてほとんど消失していないが、質的な分断線(大学A/大学B)に関しては必ずしもEMIの予測する結果とはいえない。日本の高等教育進学率は(絶対的な水準で見れば)まだ飽和はしていないため、EMIの命題の是非を直接検討することはできないが、少なくとも、質的な格差は進学率の飽和以前にも生じている現象であり、それは進学率の増加による全体のパイが拡大する中での差異化の効果として確認できる。

上記の課題を解くひとつの展望として、高校に関する同様の分析が考えられる。日本の高校進学率はまさに飽和したとあってよい。同世代のほとんどが高校を卒業する「高卒当然社会」(香川・児玉・相澤 2014) にあって、出身階層による「進学/非進学」の格差が消失し、進学校/非進学校に代表されるような傾斜的な格差が確認され続けていけば、EMIの日本における妥当性も検証できるだろう。

本論は、教育機会のうち、高等教育の進学機会のみを対象にしたものであるが、階層による分化は高等教育より前の段階すなわち高校や中学校段階から始まっているという主張もある(飯田 2007; 濱本 2015)。また、本論の分析では高校を卒業していない人(≒比較的不利な階層にいる人)は対象から除外しているため、階層効果には何らかの選択バイアスがかかっている可能性もある。荒牧(2016)は、教育機会格差の捉え方として、スタートとゴールのみへの注目では不十分であり、個人の教育達成の過程に着目することの重要性を説いている。本論で示した高等教育の分化構造は、個人の教育達成過程の中でどのような意味を持つのか、高等教育以前の移行や分化とあわせて読み解くことで、階層による教育分断の構造をより詳細に解き明かすことが可能になる。

#### [文献]

- 天野郁夫, 1984, 「大学分類の方法」慶伊富長編『大学評価の研究』東京大学出版会: 57-69.  
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格差」近藤博之編『日本の階層システム3 現代日本の教育社会』東京大学出版会: 15-35.  
荒牧草平, 2008, 「教育達成過程における階層差の様態: MTモデルによる階層効果と選抜制度効果の検討」米澤彰純編, 『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』2005SSM調査研究会: 57-79.

- 荒牧草平, 2016, 『学歴の階層差はなぜ生まれるか』勁草書房.
- Blossfeld, Hans-Peter and Yossi Shavit, 1993, “Persisting Barriers: Change in Educational Opportunities in Thirteen Countries”, Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld eds, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press: 1-23.
- Breen, R. and Jonsson, J. O. 2000, “Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model,” *American Sociological Review*, 65(5): 754-72.
- Breen, R., Luijckx R., Mullar W., and Pollak, R., 2009, “Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries,” *American Journal of Sociology*, 114(5): 1475-521.
- 濱本真一, 2015, 「教育内移動における不平等構造の趨勢：対数乗法層化モデルを用いた階層効果とトラッキングの世代間比較」『社会学年報』44：83-93.
- 濱中義隆・米澤彰純, 2011, 「高等教育の大衆化は何をもたらしたのか？：グレーゾーンとしての「専門学校」」佐藤嘉倫・尾嶋史章(編)『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会：281-95.
- 飯田浩之, 2007, 「中等教育の格差に挑む：高等学校の学校格差をめぐって」『教育社会学研究』80：41-58.
- Ishida, Hiroshi, 2007, “Japan: Educational Expansion and Inequality in Access to Higher Education,” Yossi Shavit, Richard Arum, and Adam Gamoran eds., *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford University Press; 63-86.
- 今田高俊・原純輔, 1979, 「社会的地位の一貫性と非一貫性」富永健一編『日本の階層構造』：61-97.
- Karlson, K. B., 2011, “Multiple Path in educational transitions: A Multinomial Transition Model with Unobserved Heterogeneity,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 29: 323-41.
- 香川めい・児玉英靖・相沢真一, 2014, 『<高卒当然社会>の戦後史：誰でも高校に通える社会は維持できるのか』新曜社.
- 荻谷剛彦, 1995, 『大衆教育社会のゆくえ：学歴主義と平等神話の戦後史』中公新書.
- 鹿又伸夫, 2014, 『何が進学格差を作るのか：社会階層研究の立場から』慶應義塾大学三田哲学会叢書.
- 吉川徹, 2007, 『学歴と格差・不平等：成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- 近藤博之, 2000, 「「知識階層性」の神話」近藤博之編『日本の階層システム 3 現代日本の教育社会』東京大学出版会：221-45.
- 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)：682-98.
- 近藤博之・古田和久, 2011, 「教育達成における階層差の長期的趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子(編)『現代の階層社会 2 階層の移動と構造』東京大学出版会：89-105.
- Lucas, Samuel R, 2001, “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects.” *American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-90.
- Mare, Robert D., 1980, “Social Background and School Continuation Decisions”, *Journal of the American Statistical Association*, 75: 295-305.
- 三輪哲, 2008, 「教育達成過程にみられる出身階層の影響」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動：日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会：225-36.
- 中西祐子, 2000, 「学校ランクと社会移動：トーナメント型社会移動規範が隠すもの」近藤博

- 之編『日本の階層システム3 現代日本の教育社会』東京大学出版会：37-56.
- 中澤渉，2010，「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』61(2)：112-29.
- 尾嶋史章，1990，「教育機会の趨勢分析」菊池城司編『現代日本の階層構造3 教育と社会移動』東京大学出版会：25-55.
- Powers, Daniel A., and Yu Xie, 2008, *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, 2<sup>nd</sup> Edition: Emerald.
- 米澤彰純，2008，「高等教育システムの拡大・文化と教育達成」米澤彰純(編)，『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』，2005SSM調査研究会：113-139.

# **Structure and Change in Japan's Postsecondary Differentials: Using Log-Linear Modeling to Find Qualitative Barriers to Educational Opportunity**

**HAMAMOTO, Shinichi**

**Rikkyo University**

A lot of studies on educational inequality show that family background affects the multinomial distribution of opportunities beyond the postsecondary transition. These studies, however, do not employ unified criteria for the classification of educational institutions. Some studies classify four-year colleges, universities and junior colleges as a single category, while others distinguish between them. This paper aims to find the most appropriate classification of postsecondary education in Japan. Employing empirical analysis, we examine which classification enables us most clearly to recognize the relationship between family background and educational attainment.

Using a log-linear model with latent class analysis, we describe the relationship between social origin and transition to postsecondary education. In this model, we use several design matrices to distinguish and group various postsecondary educational systems.

The results of this analysis show the following. For men, an important distinction is evident between prestigious colleges or universities and non-prestigious ones, and between four-year institutions and two-year ones. A qualitative inequality linked with attendance at four-year colleges and universities clearly exists. The impact of family background is similarly evident in relation to attendance at junior colleges and special training schools. For women, an important distinction is evident between four-year and junior colleges, and between junior colleges and special training schools. To examine levels of change and stability among these patterns of distinction, additional analysis was conducted using a design matrix which explored the interaction between family background, educational attainment, and birth cohort. According to the results of this analysis, qualitative differentials for men occurred only among the younger generation. For women, barriers appeared to form a simple pattern, with the most important distinction in evidence between four-year and two-year institutions.

Key words: educational inequality, qualitative differentials, log linear model