

国立大学教授へのキャリアパス
ー 国立大学間異動と昇格の実態に関する分析 ー

2010年2月

文部科学省 科学技術政策研究所

第2研究グループ

細坪 護拳

本 Discussion Paper は、所内での討論に用いるとともに、関係の方々からのご意見を頂くことを目的に作成したものである。

また、本 Discussion Paper の内容は、執筆者個人の見解に基づいてまとめられたものであり、機関の公式の見解を示すものではないことに留意されたい。

なお、本 Discussion Paper の引用を行う際には、出典を明記願いたい。

Career-passes to Faculty Professors in National Universities of Japan

– The analysis of actual state of inter-national university transferring and promotion –

February 2010

Moritaka Hosotsubo

2nd Theory-Oriented Research Group

National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP)

Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT)

Japan

目 次

【概要】	2
1. はじめに	5
2. 職員録と政府統計の比較	5
(1) 職位別・観測時点別比較	5
(2) 年齢階層別・観測時点別比較	7
3. 4つの群の国立大学教授数	9
(1) コンセプト	9
(2) 群別教授数の推移・比較	10
4. 断面的時間傾向分析	17
(1) 他機関からの異動教授	17
(2) 自大学からの昇格教授	23
(3) 第三・四群からの第一・二群への寄与	30
5. クロス表分析－断面を超えて	31
(1) 教授就任者に関するクロス表	32
(2) 準独立性の検定	54
(3) 対数線形モデル	56
6. まとめ	73
7. 謝辞	77

国立大学教授へのキャリアパス ー国立大学間異動と昇格の実態に関する分析ー

【概要】

1. 研究目的

この Discussion paper(以下「本 DP」という)は、「全国大学職員録」(廣潤社)等を活用して、1988-2008 年までの 9 時点 21 年間の国立大学教員情報のデータベース(HM-DB)を構築し、これにより国立大学教員が教授に就任する際の直前直後の状態を把握・分析し、国立大学教員の異動メカニズムの一端を知ることを目的とする。

2. 前提と条件ー国立大学群の設定とデータベースの特性

教授、助教授・准教授及び講師の3職位では、どの観測時点においても、HM-DB での人数は学校基本調査とよく整合している。一方、助手・助教では、観測時点におけるばらつきが大きい。このことから、HM-DB は国立大学教員の異動に関する研究実施が可能であると考えられる。また、当所での論文分析の結果から、国立大学を国内論文数シェアにより以下の四群に分けた。

第一群(論文シェア 5%～、4 大学):大阪大学(大阪外国語大学含む)、京都大学、東京大学、東北大学
第二群(論文シェア 1～5%、10 大学):岡山大学、金沢大学、九州大学(九州芸術工科大学含む)等
第三群(論文シェア 0.5～1%、17 大学):愛媛大学、鹿児島大学、岐阜大学、熊本大学、群馬大学、静岡大学等
第四群(論文シェア～0.5%、55 大学):愛知教育大学、秋田大学、旭川医科大学、茨城大学、岩手大学等
(大学名は 50 音順。群の内訳の詳細は本文3. (1)参照)

これらの群を当所の「大学等における科学技術・学術活動実態調査報告」(2005・2006 年時点、以下「大学把握調査」という)と比較すると、HM-DB では第一群(教授総数 4,000 人)及び第二群教授数(同 6,000 人)は概ね正確に把握されている。一方、第三群(同 5,000 人)の熊本大学及び新潟大学、並びに第四群(同 7,000 人)の大分大学及び宮崎大学では HM-DB における教授把握数が少ない。

また、大学把握調査と HM-DB から各群の教授総数は増加傾向にある。

3. 分析と結論

分析対象因子の表記を①教授就任先機関、②教授就任元機関、③出身機関、④観測時点、⑤教授就任時の昇格の有無、と整理する。

(1) 自大学から昇格して教授に就任した者の動向

HM-DB から自校から昇格して教授に就任した人数とその出身機関別内訳の時間傾向を調べた。また、2. から各群の教授総数が増えているために、それに伴って自大学からの昇格教授数の増加に至った可能性がある。そこで、前記の昇格教授就任数を各群の教授総数で割ることにより全体傾向を均(なら)すと、各群の動向は図表1になる。

就任先	2006-2008 年平均 全内部昇格者数	全内部昇格 就任数割合(1)	(1)のうち自校出身 (2006-2008 年平均 自校出身人数)	(1)のうち他の出身群
第一群	223	減 参考 P 値=0.01	減 (143) 参考 P 値=0.00	第三群からは増 参考 P 値=0.02
第二群	256	減 参考 P 値=0.00	減 (110) 参考 P 値=0.00	第一群からは減 参考 P 値=0.00
第三群	316	ー	ー (56)	第一群からは減 参考 P 値=0.04
第四群	429	ー	ー (68)	第一・二群からは減 参考 P 値 ₍₁₋₂₎ =0.00, 参考 P 値 ₍₂₋₃₎ =0.01

図表 1 教授就任先群に対する出身群別の内部昇格教授就任者数割合の動向(ーは増減傾向なし)

図表1をまとめると、第一・二群では内部昇格して教授に就任する人数の割合は減っており、そのうちの自校出身者数割合も減っている。一方、第二・三・四群では第一群出身者数割合が減っている。これらのことから、**国立大学教授就任に対する、第一群国立大学出身であることの影響力は下がってきた**と考えられる。

なお、このうち、第三・四群の大学の出身者で、第一・二群の大学で昇格して教授に就任した人数に注目すると、大学の規模(教授総数)に比してその割合が高い(1.0%以上)第三・四群の大学は次のとおり。

第三群:東京医科歯科大学

第四群:東京芸術大学、東京外国語大学、一橋大学、お茶の水女子大学、奈良女子大学
これらは第三・四群において第一・二群教授の出身大学としての寄与が特に大きい。

(2) 他機関から異動して教授に就任した者の動向

他機関(就任先の群と同じでもよい)から異動して、ある群の教授に就任した(昇格の有無は問わない)人数の時間傾向を調べた。また、(1)と同じく、この異動教授就任数を各群の教授総数で割ることにより全体傾向を均(なら)すと、各群の動向は図表2になる。

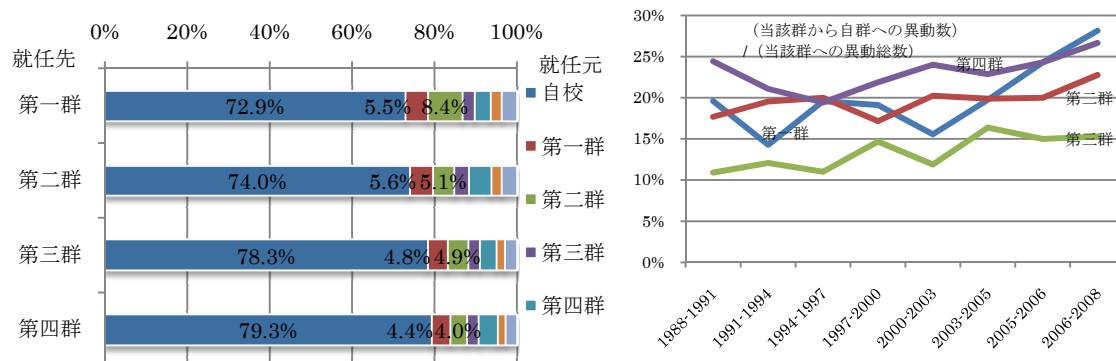
就任先	2006-2008 年平均 全異動教授就任者数	全異動教授 就任数割合(1)	(1)のうち就任元群
第一群	110	-	-
第二群	86	-	-
第三群	87	-	-
第四群	93	減 参考 P 値=0.03	第一・二群からは減 参考 P 値 _(一) =0.01, 参考 P 値 _(二) =0.03

図表2 教授就任先群に対する就任元群別の異動教授就任者数割合の動向(一は増減傾向なし)

図表2をまとめると、第一・二群から第四群国立大学の教授に就任する人数の割合は減っており、次項(3)のような異動のブロック化が進んでいる可能性が示唆される。

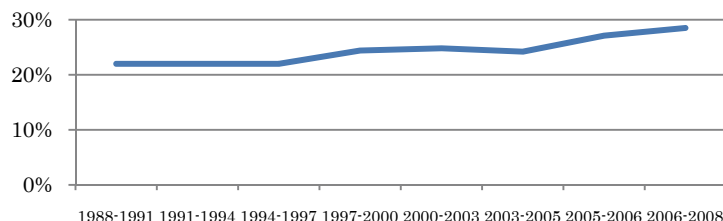
(3) 異動のブロック化傾向—クロス表分析

「②教授就任元機関×①教授就任先機関×④観測時点」から**第一・二・三・四群の順番に自校昇格者割合が高くなっている**(図表3左)とともに、自校昇格者以外の異動者数に関しては、**年々、同一群からの異動数が増えている**ようである(図表3右)



図表3 教授就任先に対する就任元の内訳(左、全観測時点平均値)、並びにある群への異動総数に対する自群(自校昇格を除く)からの異動数の割合(右、参考 P 値_(一)=0.10、参考 P 値_(二)=0.08、参考 P 値_(三)=0.02、参考 P 値_(四)=0.19)

図表 3 右をまとめると、国立大学教授就任に伴う異動全体のうち同一群(≒類似性の高い大学間)での異動の割合(図表 4)は増加しており、異動がブロック化していることが分かる。これは上記(2)の結論とも符合する。



図表 4 国立大学教授就任に伴う異動のうち自校昇格を除く同一群内の異動の割合 (参考 P 値=0.00)

(4) 第一・二群就任教授の出身機関群の変化の傾向

「③出身機関×①教授就任先機関×④観測時点」の分析の結果、全ての観測時点において、第一群国立大学教授就任における第二群出身者の割合は約 10%であり、第二群国立大学教授就任における第三・四群出身者の合計割合も約 10%である。加えて、これらの割合は年々増加傾向にある。

(5) (3)(4)の変化の傾向とその影響力ー対数線形モデル分析

①～⑤の因子を統合的に分析し、5つの因子間の関係を説明する統計モデル(説明力約 91%)を求めた。そのモデルから、教授就任に関する「観測時点以外の4つの因子間の関係」は観測時点の影響を受けないことが分かった。

また、観測値と上記統計モデルの当てはめ値との残差を調べた結果、残差中に(3)及び(4)の傾向が確認された。これらのことから、前記の異動のブロック化現象並びに第一・二群就任教授の出身機関群の変化は、変化の傾向は明確であるものの、その影響力はまだ大きなものではないことが判明した。

1. はじめに

我が国において、国立大学は重要な高等教育機関であると同時に、枢要な研究開発機関の一翼を担ってきた。同時に、主に研究及び教育を目的として、運営費交付金や科学研究費補助金等の様々な競争的資金など多額の国費が投入されてきたことも周知のとおりである¹⁾。

昨今の動向では、2004年(平成16年)に国立大学は法人化され、その運営の自主性が強化された。一方、毎年の運営費交付金の削減など、厳しい環境にも置かれつつある。こうして、大学自体がより競争的な環境に置かれるようになり、それは大学の構成員である大学教員の在り方にも影響を及ぼしつつあることが考えられる。

一方、例えば、政府の研究開発投資の在り方を考える場合も、大学教員を支配するメカニズム、つまり彼らの世界の常識—それは彼らが当然に知っていて(分野によって違う^{2,3,4,5)}とも聞く)、知ってほしいと思っていることも、そうでないことも含めて—を把握しなければ、それは最適にはなしえないと考えられる。

そこで、本 DP では国立大学の教授に就任する直前直後のデータに着目して、主にそのメカニズムや状況などを調べるものである。

調査のための資料としては主に「全国大学職員録」を使用する。本 DP に至るもう一つの経緯として、筆者が「全国大学職員録」(廣潤社、以下「職員録」という)を手にとったのは 2006 年度末(平成 18 年)だった。予備調査の結果⁷⁾、職員録は政府統計と比べても高い網羅性を示し、一流の質を有する研究資料であることが分かった。また、毎年刊行されていることから時点間が接続できればパネルデータとして活用できる可能性もある。しかし、昭和 30 年頃から刊行されてきた職員録はこの年が最後となり、出版社も 2007 年 3 月に廃業となった。その廃業寸前に、同社の全面的な協力を得て、同社が保有していたバックナンバーほぼ全種を購入することができた。

本 DP では主に統計学的見地により分析を実施している。そのため、所の内外を問わず、大学教員研究に携わってきた方々⁶⁾の中には、本 DP に対して少なからず異議を感じる方々もいらっしゃるかもしれない。

それらの方々からも是非忌憚のない御意見を伺いたい。そして、必要に応じて、本 DP を加筆修正し、研究の質の向上に努めていきたいと考える。

2. 職員録と政府統計の比較

(1) 職位別・観測時点別比較

まず、国立大学教員について職員録のサーベイ調査を行う。1. に述べたとおり、職員録の網羅率は高いことが分かっていたが、教員属性別・観測時点別の掲載情報の偏りについて確認する必要がある。そのためには確認する基準が必要である。ここでは、文部科学省が実施する基幹統計である学校基本調査の調査結果を活用した。

職員録の情報は観測時点として国公立大学 8 時点(1988,1991,1994,1997,2000,2003,

2005,2006 年)・私立大学7時点(1988,1991,1994,1997,2000,2003,2006)を電子化するとともに、データクレンジング済みのものを使用した。そのため、昨今、同一教員が複数の肩書を兼任・併任する場合には、主務と思しき職務に統一した。その他、時点間の接続などを実施するに当たって様々な処理を実施した^{7,8,9}。その上で、2008 年分に「文部科学省・国立大学法人等職員録」(財団法人文教協会)の情報を追加し、更にデータクレンジングを行い、これをデータベース化した。以降、これを簡単のため HM-DB と呼称する。

以上の処理を実施した上で職位別・観測時点別に比較したものが図表1である。

	1988 年			1991 年			1994 年			1997 年		
	学校基本調査	職員録		学校基本調査	職員録		学校基本調査	職員録		学校基本調査	職員録	
教授	15,768	15,929	101%	16,849	17,122	102%	18,067	18,550	103%	19,412	19,920	103%
助教授	14,206	14,391	101%	14,761	15,015	102%	15,420	15,705	102%	16,022	16,376	102%
講師	5,126	4,889	95%	5,316	5,061	95%	5,351	5,103	95%	5,471	5,233	96%
助手	17,497	13,365	76%	17,222	13,568	79%	17,689	14,742	83%	17,792	15,600	88%
合計	52,597	48,574	92%	54,148	50,766	94%	56,527	54,100	96%	58,697	57,129	97%
	2000 年			2003 年			2005 年			2006 年		
	学校基本調査	職員録		学校基本調査	職員録		学校基本調査	職員録		学校基本調査	職員録	
教授	20,463	20,729	101%	21,240	21,534	101%	21,821	21,813	100%	21,928	21,801	99%
助教授	16,717	16,855	101%	17,229	17,425	101%	17,486	17,363	99%	17,569	17,473	99%
講師	5,466	5,157	94%	5,216	4,867	93%	4,995	4,577	92%	4,825	4,578	95%
助手	17,797	16,131	91%	16,917	15,557	92%	16,304	13,905	85%	16,047	14,100	88%
合計	60,443	58,872	97%	60,602	59,383	98%	60,606	57,658	95%	60,369	57,952	96%
	2008 年											
	学校基本調査	職員録										
教授	21,867	22,265	102%									
准教授	17,626	17,555	100%									
講師	4,673	4,573	98%									
助教	15,759	13,184	84%									
助手	746	559	75%									
合計	60,671	58,136	96%									

図表 1 学校基本調査と HM-DB における職位別・観測時点別国立大学教員数

図表1から、学校基本調査と HM-DB の掲載数値を見ると、職員録の HM-DB では助手や講師といった比較的低い職位の教員の把握率が低いように思われる。

これを科学的に裏付けるため、学校基本調査の計数値を信頼性の高いデータとし、職員録による HM-DB の計数値を観測値と考えると、各観測時点の計数値に対して自由度 3 (2008 年のみ 4)のカイ二乗検定を使用できることが分かる。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年
カイ2乗検定統計量	401.5	335.6	229.5	138.4	72.41	59.79	135.8	83.53	206.7
自由度	3	3	3	3	3	3	3	3	4
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 2 各観測時点の職位別国立大学教員数のカイ二乗検定統計量(図表1から作成)

この検定結果(図表 2)から、2003 年前後は比較的よい一致を見せているものの、全ての時点において、学校基本調査と HM-DB の構成には差があることが分かった(0.1%有意)。つまり、助手や講師が全ての観測時点で少ないことが分かる。

この背景には、もともと職員録は専門家を検索するための冊子として出版・販売されてきたことがあると思われる。職員録の初期の時代、即ち戦後間もない時期には、助手や講師はほとんど載っていないようだ。それから、専門分野の多様化などを経て、助手や講師も掲載するようになってきたが、もともと載せていなかった長い歴史もあり、最近でも教授や准教授(助教授)の掲載率には及ばなかったものと思われる。

それでは、それぞれの職位について観測時点別の変動はあるのだろうか。上記と同様の方法で調べた。ただし、この場合は観測時点間で職位を連結する必要がある。2008 年には新職位になっていることに注意が必要である。そこで、教授及び講師はそのまま接続、准教授は助教授と接続、2008 年の助教及び助手は 2006 年までの助手と接続することとする。職位の順序、観測値などからこれが概ね妥当と考えられる。

	教授	助教授・ 准教授	講師	助手・助教
カイ2乗検定統計量	9.490	8.093	6.230	238.3
自由度	8	8	8	8
P 値	0.303	0.424	0.621	0.000

図表 3 各職位の観測時点別国立大学教員数のカイ二乗検定統計量(図表1から作成)

こうして、検定した結果が図表3である。教授、助教授・准教授、及び講師の3職位では観測時点によって掲載率は変わらない。一方、助手・助教は異なり、観測時点によるばらつきが大きい。したがって、若手研究者も多いと思われる助手・助教の職位の扱いには慎重を期する必要がある。

(2) 年齢階層別・観測時点別比較

次に、年齢階層と観測時点の関係を調べる。国立大学教員の年齢階層の構成については、文部科学省の基幹統計である学校教員統計調査に記載がある。しかし、毎年実施される学校基本調査と異なり、学校教員統計は3年に一度であり、本研究の観測時点と一致しない。そのため、内挿して推計値を求めた(図表4)。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年 (外挿)
25 歳未満	172	158	138	102	81	48	28	23	13
25 歳～30 歳未満	2,851	2,847	2,691	2,532	2,036	1,527	1,295	1,202	1,016
30 歳～35 歳未満	7,622	8,088	8,445	8,131	7,775	7,129	6,579	6,312	5,778
35 歳～40 歳未満	9,336	9,094	9,873	10,551	10,599	10,319	10,262	10,317	10,427
40 歳～45 歳未満	8,823	8,958	8,819	9,289	10,057	10,711	10,848	10,784	10,656
45 歳～50 歳未満	8,104	8,290	8,579	8,483	8,377	8,946	9,477	9,736	10,254
50 歳～55 歳未満	6,037	6,828	7,906	8,209	8,659	8,202	7,962	8,069	8,283
55 歳～60 歳未満	6,006	5,945	6,093	7,314	7,770	8,161	8,383	8,386	8,392

60 歳～65 歳未満	3,659	4,225	4,490	4,467	4,977	5,952	6,322	6,336	6,364
65 歳以上	230	235	287	309	319	337	393	444	546
計	52,839	54,668	57,320	59,386	60,650	61,331	61,550	61,608	61,729
平均年齢(歳)	44.4	44.6	44.8	45.2	45.6	46.2	46.6	46.7	46.9

図表 4 年齢階層別・観測時点別国立大学の本務教員数(学校教員統計調査(文部科学省)からの推計)

一方、職員録の HM-DB による年齢階層別・観測時点別の国立大学教員数は図表 5 のようになる。この両者を比較してみよう。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年 (外挿)
25 歳未満	235	183	143	112	96	57	5	4	1
25 歳～30 歳未満	2,890	2,833	2,822	2,713	2,464	1,520	638	455	78
30 歳～35 歳未満	6,362	6,948	7,552	7,627	7,087	6,261	4,199	3,351	1,445
35 歳～40 歳未満	8,135	7,915	8,667	9,622	9,867	9,120	7,590	6,800	5,124
40 歳～45 歳未満	8,037	8,594	8,127	8,574	9,226	9,701	9,222	8,863	7,361
45 歳～50 歳未満	7,365	8,072	8,161	8,822	7,990	8,343	8,350	8,445	8,145
50 歳～55 歳未満	5,767	6,160	7,885	7,808	8,283	8,176	7,388	7,359	7,160
55 歳～60 歳未満	5,851	5,964	5,698	6,742	8,026	7,791	7,951	8,045	7,352
60 歳～65 歳未満	3,014	3,489	4,081	3,946	3,922	5,162	5,408	5,209	5,279
65 歳以上	83	147	165	228	237	240	265	218	267
計	47,739	50,305	53,301	56,194	57,198	56,371	51,016	48,749	42,212
平均年齢(歳)	43.9	44.2	44.4	44.5	44.9	45.9	47.1	47.6	49.0

図表 5 HM-DB による年齢階層別・観測時点別国立大学教員数

比較の前に図表 4 と図表 5 からまず気付くことは、図表 5 の合計数が図表 4 より少ないことである。これは、職員録は任意の記述なので全ての掲載教員の年齢は分からないためである。年齢の分からない教員はカウントしていない。

その点を踏まえて、年齢階層の構成に偏りがあるのかどうかを調べる。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年
カイ二乗検定統計量	159.3	124.2	89.9	90.5	193.7	74.1	515.7	1,001.5	2,849.5
自由度	9	9	9	9	9	9	9	9	9
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 6 各観測時点の年齢階層別国立大学教員数のカイ二乗検定統計量(図表 4 及び図表 5 から作成)

すると、図表 6 のようになり、1994 年や 2003 年に比較的良好一致を見せるものの、両者の年齢階層の構成は異なる(0.1%有意)ことが分かる。図表 4 及び図表 5 から年齢不明者が 1 割～2 割程度いることからこの不一致は止むを得ないものとも考えられる。

一方、各年齢階層における観測時点の効果はあるのだろうか。図表 7 の結果から、各年齢階層は基幹統計と HM-DB とは異なることが分かる。ただし、25 歳未満と 50 歳以上では比較的良好一致傾向を見せる。

	25 歳未 満	25 歳～ 30 歳未 満	30 歳～ 35 歳未 満	35 歳～ 40 歳未 満	40 歳～ 45 歳未 満	45 歳～ 50 歳未 満	50 歳～ 55 歳未 満	55 歳～ 60 歳未 満	60 歳～ 65 歳未 満	65 歳以 上
カイ2乗検 定統計量	50.64	1345	2492	1366	352.5	211.6	67.18	67.84	33.72	48.07
自由度	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 7 各年齢階層の観測時点別国立大学教員数のカイ二乗検定統計量(図表 4 及び図表 5 から作成)

以上から、HM-DB の特徴である下記の2点を活用する。

- ・ 観測時点と職位について、教授、助教授・准教授及び講師の3職位では観測時点によって HM-DB の掲載率は変わらない。一方、助手・助教は異なり、観測時点によるばらつきが大きい。
- ・ 観測時点と年齢階層について、HM-DB の年齢階層は基幹統計のそれと一致しない。しかし、25 歳未満と 50 歳以上では比較的よい一致傾向を見せる。

本 DP では、国立大学の教授就任の直前直後の状態を研究することで、国立大学教員のメカニズムの一端を掴む手掛かりとしたい。

3. 4つの群の国立大学教授数

(1) コンセプト

次に、86 の国立大学(2009 年 11 月時点)をいくつかのグループに分けることを考える。これは前回の分析⁹⁾でも実施したが、それには理由がある。というのは、国立大学には総合大学(附属病院の有無)、単科大学、大学院大学など様々な設置形態があり、86 の国立大学を適切に 1 位から 86 位まで順序付けることは極めて難しいからである。

前回の分析では運営費交付金や競争的資金、本務教員数を構成変数として主成分分析を実施し第一主成分得点により3群に分割した。

今回の分析では、諸般の事情により上記のアプローチをとらず、当所における論文分析の結果¹⁰⁾を活用する。即ち、

第一群(論文シェア 5%～、4 大学): 東北大学、東京大学、大阪大学(大阪外国語大学含む)、京都大学

第二群(論文シェア 1～5%、10 大学): 東京工業大学、名古屋大学、北海道大学、九州大学(九州芸術工科大学含む)、筑波大学(図書館情報大学含む)、千葉大学、神戸大学(神戸商船大学含む)、広島大学、金沢大学、岡山大学

第三群(論文シェア 0.5～1%、17 大学): 名古屋工業大学、東京農工大学、静岡大学、三重大学、信州大学、富山大学(富山医科薬科大学含む)、山口大学、岐阜大学、新潟大学、東京医科歯科大学、横浜国立大学、熊本大学、群馬大学、長崎大学、山形大学、愛媛大学、鹿児島大学

第四群(論文シェア～0.5%、55 大学):お茶の水女子大学、愛知教育大学、旭川医科大学、一橋大学、茨城大学、宇都宮大学、岩手大学、宮崎大学(宮崎医科大学含む)、宮城教育大学、京都教育大学、京都工芸繊維大学、九州工業大学、弘前大学、香川大学(香川医科大学含む)、高知大学(高知医科大学含む)、佐賀大学(佐賀医科大学含む)、埼玉大学、山梨大学(山梨医科大学含む)、滋賀医科大学、滋賀大学、鹿屋体育大学、室蘭工業大学、秋田大学、小樽商科大学、上越教育大学、政策研究大学院大学、総合研究大学院大学、帯広畜産大学、大阪教育大学、大分大学(大分医科大学含む)、筑波技術大学(筑波技術短期大学を含む)、長岡技術科学大学、鳥取大学、電気通信大学、島根大学(島根医科大学含む)、東京海洋大学(東京水産・商船大学含む)、東京外国語大学、東京学芸大学、東京芸術大学、徳島大学、奈良教育大学、奈良女子大学、奈良先端科学技術大学院大学、浜松医科大学、福井大学(福井医科大学含む)、福岡教育大学、福島大学、兵庫教育大学、豊橋技術科学大学、北海道教育大学、北見工業大学、北陸先端科学技術大学院大学、鳴門教育大学、琉球大学、和歌山大学

という構成で検討することとする。この群の分割の科学的根拠及び妥当性については参考文献 10.を参照されたい。

(2) 群別教授総数の推移・比較

さて、国立大学を4つの群に分割した。次の課題はこの4群の教授数が HM-DB において適切に把握されているかどうかを調べることである。そのためには観測値である HM-DB 以外に、信頼性の高いデータが必要となる。しかし、基幹統計や一般統計などの政府統計では集計値のみであり、個別の大学の値までは分らない。そこで、2006 年 10 月から当所において実施されている「大学等における科学技術・学術活動実態調査報告」(以下「大学把握調査」とする)^{11,12}の掲載情報—具体的には現在公表されている 2005 年と 2006 年の教授数—を活用する。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年	総計
東京大学	884	939	1038	1110	1175	1200	1255	1246	1436	10283
大学把握調査	—	—	—	—	—	—	1248	1250	—	—
京都大学	706	743	833	883	942	969	1002	1023	1052	8153
大学把握調査	—	—	—	—	—	—	993	989	—	—
東北大学	557	559	630	679	726	792	797	786	792	6318
大学把握調査	—	—	—	—	—	—	835	827	—	—
大阪大学(大阪外国語大学含む)	572	620	665	761	754	815	849	851	978	6865
大学把握調査	—	—	—	—	—	—	837	836	—	—
第一群合計	2719	2861	3166	3433	3597	3776	3903	3906	4258	31619
大学把握調査合計	—	—	—	—	—	—	3913	3902	—	—

図表 8 HM-DB と大学把握調査による第一群国立大学教授数の推移

すると、第一群の国立大学教授数の推移は図表 8 に示すようになる。第一群の大学は総合大学であり、教授数 1,000 名前後の大規模大学である。信頼度の高い観測値となる大学把

握調査の数値を活用できるのは 2005 年と 2006 年なので、この2時点に関して、これまでと同様にカイ二乗検定を実施した(図表 9)。

	2005 年	2006 年
カイ二乗検定統計量	1.018	1.754
自由度	3	3
P 値	0.797	0.625

図表 9 HM-DB と大学把握調査による第一群国立大学教授数のカイ二乗検定統計量(図表 8 から作成)

その結果、HM-DB の第一群国立大学教授数は大学把握調査のその人数を適切に反映しているといえる。この場合、信頼度の高い観測値となる大学把握調査が2時点しかないため、大学別に調べることにはあまり意義が乏しいように思われるため、本 DP では省略する。

次に第二群の国立大学を調べる。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年	総計
東京工業大学	236	292	316	347	379	398	383	389	510	3250
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	375	385	-	-
名古屋大学	450	458	516	580	630	645	670	665	647	5261
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	652	659	-	-
北海道大学	528	548	620	663	702	705	764	779	743	6052
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	746	762	-	-
九州大学(九州芸術工科大学含む)	536	557	613	647	730	749	771	765	720	6088
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	739	747	-	-
筑波大学(図書館情報大学含む)	490	522	564	559	552	583	734	693	663	5360
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	587	576	-	-
千葉大学	360	376	402	413	438	446	466	464	452	3817
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	453	453	-	-
神戸大学(神戸商船大学含む)	414	411	450	525	547	584	594	597	568	4690
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	575	588	-	-
広島大学	477	510	520	575	586	601	607	604	575	5055
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	592	599	-	-
金沢大学	302	319	321	382	386	395	394	405	399	3303
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	390	392	-	-
岡山大学	347	378	388	408	444	458	458	448	441	3770
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	465	463	-	-
第二群合計	4140	4371	4710	5099	5394	5564	5841	5809	5718	46646
大学把握調査合計	-	-	-	-	-	-	5574	5624	-	-

図表 10 HM-DB と大学把握調査による第二群国立大学教授数の推移

第二群の国立大学には単科大学も含まれるものの、第一群に次いで大規模な大学が多い。第一群と同様に、図表 10 に対してカイ二乗検定を実施すると図表 11 のようになり、その結果は HM-DB の第二群国立大学教授数は大学把握調査のその人数を適切に反映しているといえる。

	2005 年	2006 年
カイ2乗検定統計量	12.096	8.926
自由度	9	9
P 値	0.208	0.444

図表 11 HM-DB と大学把握調査による第二群国立大学教授数のカイ二乗検定統計量(図表 10 から作成)

次に第三群の国立大学を調べる。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年	総計
愛媛大学	231	253	265	306	307	315	289	292	299	2557
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	301	295	-	-
横浜国立大学	224	240	255	246	281	302	322	313	295	2478
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	306	308	-	-
岐阜大学	182	211	232	254	268	287	297	295	287	2313
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	295	295	-	-
熊本大学	263	271	270	286	302	321	206	210	332	2461
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	340	345	-	-
群馬大学	165	178	195	218	215	235	243	237	228	1914
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	233	231	-	-
三重大学	222	242	252	251	261	260	258	253	257	2256
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	256	248	-	-
山形大学	213	241	254	289	280	290	287	290	290	2434
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	283	282	-	-
山口大学	233	261	269	301	315	329	356	353	349	2766
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	341	342	-	-
鹿児島大学	286	305	334	329	365	385	394	385	422	3205
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	388	389	-	-
信州大学	258	290	307	326	347	375	394	389	364	3050
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	382	382	-	-
新潟大学	323	326	366	416	252	259	230	242	389	2803
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	428	308	-	-
静岡大学	259	295	301	345	347	356	374	369	360	3006
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	371	372	-	-
長崎大学	223	238	261	268	291	312	309	310	306	2518
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	299	305	-	-
東京医科歯科大学	93	109	114	131	154	157	145	140	132	1175
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	149	150	-	-
東京農工大学	135	137	147	147	164	171	183	189	178	1451
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	177	185	-	-
富山大学(富山医 科薬科大学含む)	210	229	259	279	280	294	253	308	336	2448
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	279	311	-	-
名古屋工業大学	117	121	127	135	133	156	163	156	146	1254
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	153	155	-	-
第三群合計	3637	3947	4208	4527	4562	4804	4703	4731	4970	40089
大学把握調査合計	-	-	-	-	-	-	4981	4903	-	-

図表 12 HM-DB と大学把握調査による第三群国立大学教授数の推移

これまでと同じく、図表 12 の第三群に対しても同様にカイ二乗検定を行うと、図表 13 のようになる。

	2005 年	2006 年
カイ2乗検定統計量	87.94	38.71
自由度	16	16
P 値	0.000	0.001

図表 13 HM-DB と大学把握調査による第三群国立大学教授数のカイ二乗検定統計量(図表 12 から作成)

2006 年については有意水準 0.1%では微妙な状況だが、2005 年は大学把握調査の信頼度の高い観測値と HM-DB による観測値とに明らかな乖離があることが分かる。第三群を構成する大学を個別に見るとすぐ分かるが、HM-DB における新潟大学と熊本大学の教授数を十分に把握できていないことが原因である。

これらの両大学は 2006 年版に教員データを職員録に掲載しておらず、新潟大学は 2000 年版からデータを出していない(なお、その間、教員数がゼロになっていないのはデータクレンジングの一環として、データを時点間で補間しているためである)。民間企業が実施する職員録への協力は任意かつ自由意思であるため、両大学の責になるものでは全くない。しかし、現時点の HM-DB のデータ分析に当たっては留意しなければならない。

両大学を除いた場合、カイ二乗検定統計量は大幅に減少し P 値はほぼ 1 になる、即ち、両者はよく合っている(図表 14)。

	2005 年	2006 年
カイ2乗検定統計量	3.033	0.912
自由度	14	14
P 値	0.999	1.000

図表 14 HM-DBと大学把握調査による第三群国立大学(新潟大学及び熊本大学を除く)教授数のカイ二乗検定統計量(図表 12 から作成)

なお、「現時点の」HM-DB のデータ分析では留意が必要と述べたのは、改善の可能性が残されているためである。2004 年版の職員録では熊本大学の情報が含まれる。同職員録では新潟大学の情報は含まれないが、2003、2004、2005、2006 年と連続データが揃えば、相当数が絞り込まれるものと考えられる。

最後に、第四群の国立大学の教授数の推移を見てみる。

	1988 年	1991 年	1994 年	1997 年	2000 年	2003 年	2005 年	2006 年	2008 年	総計
北海道教育大学	170	179	204	223	222	212	229	224	206	1869
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	203	217	-	-
室蘭工業大学	67	75	76	80	82	81	85	84	79	709
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	79	80	-	-
小樽商科大学	32	36	42	57	64	63	63	64	68	489
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	62	65	-	-
帯広畜産大学	45	47	51	52	58	60	60	64	55	492
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	64	65	-	-
旭川医科大学	39	39	32	36	46	50	52	52	54	400
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	50	50	-	-
北見工業大学	30	37	45	57	59	60	57	56	51	452

大学把握調査	-	-	-	-	-	-	54	54	-	-
弘前大学	161	179	195	190	213	237	250	235	216	1876
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	242	231	-	-
岩手大学	162	166	187	194	192	195	190	204	204	1694
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	189	200	-	-
宮城教育大学	71	74	68	75	78	79	78	75	63	661
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	77	76	-	-
秋田大学	122	127	135	147	171	170	175	174	161	1382
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	170	170	-	-
福島大学	110	126	133	130	124	126	142	142	134	1167
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	134	135	-	-
茨城大学	215	221	250	267	264	262	268	271	243	2261
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	265	270	-	-
筑波技術大学(筑波 技術短期大学を含 む)	1	2	7	4	1	5	2	62	59	143
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	-	64	-	-
宇都宮大学	140	144	162	172	173	185	189	179	164	1508
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	190	179	-	-
埼玉大学	186	204	233	252	258	241	237	246	234	2091
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	241	246	-	-
東京外国語大学	88	85	94	98	107	107	120	115	118	932
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	111	113	-	-
東京学芸大学	144	153	159	164	175	182	189	179	180	1525
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	180	182	-	-
東京芸術大学	77	86	86	89	95	101	112	103	112	861
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	106	102	-	-
東京海洋大学(東京 水産・商船大学含む)	96	100	109	108	106	105	104	102	103	933
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	102	100	-	-
お茶の水女子大学	75	87	97	96	105	113	118	113	115	919
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	113	108	-	-
電気通信大学	96	114	137	128	143	148	131	131	125	1153
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	120	120	-	-
一橋大学	148	172	174	179	203	211	229	228	203	1747
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	220	220	-	-
長岡技術科学大学	60	66	67	74	75	79	77	73	80	651
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	78	74	-	-
上越教育大学	57	62	75	71	72	76	71	67	72	623
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	67	67	-	-
山梨大学(山梨医科 大学含む)	143	155	160	176	182	187	191	182	186	1562
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	187	187	-	-
政策研究大学院大学					12	38	37	43	43	173
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	33	33	-	-
総合研究大学院大学			14	6	10	8	3	7	8	56
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	3	8	-	-
福井大学(福井医科 大学含む)	143	151	163	167	188	190	185	189	189	1565
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	192	188	-	-
浜松医科大学	36	41	40	56	56	58	53	53	57	450
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	53	53	-	-
愛知教育大学	132	143	151	155	154	150	155	154	153	1347
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	150	147	-	-
豊橋技術科学大学	61	64	68	77	75	73	76	77	74	645
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	78	76	-	-
滋賀大学	74	91	104	110	116	119	124	122	130	990
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	122	119	-	-
滋賀医科大学	36	40	42	43	49	56	58	60	52	436
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	57	59	-	-

京都教育大学	56	68	72	79	66	69	68	68	64	610
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	64	63	-	-
京都工芸繊維大学	96	106	117	112	117	118	122	124	132	1044
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	120	123	-	-
大阪教育大学	135	133	145	149	154	160	156	154	145	1331
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	152	152	-	-
兵庫教育大学	69	85	82	85	81	86	85	87	86	746
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	82	86	-	-
奈良教育大学	63	66	62	64	66	62	65	63	65	576
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	63	60	-	-
奈良女子大学	74	81	90	96	106	100	100	104	98	849
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	100	104	-	-
和歌山大学	70	78	88	113	122	126	135	136	145	1013
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	130	130	-	-
北陸先端科学技術大学院大学			28	35	41	49	51	48	53	305
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	51	47	-	-
奈良先端科学技術大学院大学			32	43	53	53	58	62	57	358
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	61	61	-	-
鳥取大学	180	201	223	213	231	231	227	221	220	1947
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	226	220	-	-
島根大学(島根医科大学含む)	179	209	208	240	249	251	258	246	253	2093
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	257	247	-	-
徳島大学	188	214	223	242	249	267	282	269	277	2211
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	281	268	-	-
鳴門教育大学	72	74	78	71	74	84	81	76	72	682
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	79	76	-	-
香川大学(香川医科大学含む)	195	198	206	217	249	257	263	259	252	2096
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	258	257	-	-
高知大学(高知医科大学含む)	179	195	195	201	218	230	216	215	222	1871
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	227	217	-	-
福岡教育大学	94	111	101	103	112	116	114	110	108	969
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	107	108	-	-
九州工業大学	99	132	132	140	140	149	148	146	153	1239
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	146	142	-	-
佐賀大学(佐賀医科大学含む)	170	186	199	233	236	241	241	240	212	1958
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	239	240	-	-
大分大学(大分医科大学含む)	134	147	164	178	182	188	124	128	194	1439
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	198	192	-	-
宮崎大学(宮崎医科大学含む)	129	144	170	191	178	193	131	132	185	1453
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	199	198	-	-
鹿屋体育大学	19	18	22	25	25	23	27	25	28	212
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	28	25	-	-
琉球大学	215	231	269	298	299	310	304	312	307	2545
大学把握調査	-	-	-	-	-	-	299	309	-	-
第四群合計	5433	5943	6466	6861	7176	7390	7366	7355	7319	61309
大学把握調査合計	-	-	-	-	-	-	7359	7383	-	-

図表 15 HM-DB と大学把握調査による第四群国立大学教授数の推移

第四群の大学は小規模な大学が多いとともに、それを構成する大学数が 55 と他の三群と比べて非常に多いことが特徴的である。そのため、これまでと同様にカイ二乗検定を行うと(図

表 16)、信頼度の高い観測値である大学把握調査と観測値である HM-DB には大きな乖離は見られない結果となる。

しかし、第四群を構成する個別の大学を見ると、大分大学、宮崎大学の両大学に対する HM-DB の把握は十分ではないようだ。第三群と第四群の検定結果の違いは構成大学数、即ち自由度に起因する。したがって、「群としては」第四群の国立大学教授数は特に問題ないが、大学を個別に見るときには注意が必要である。

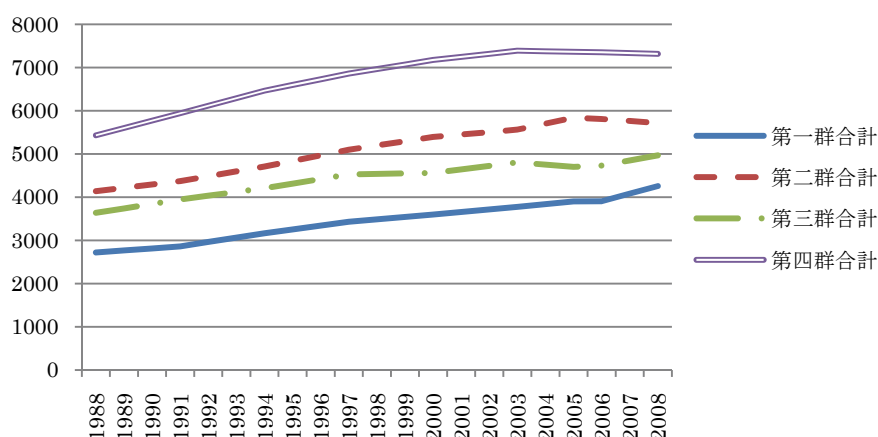
	2005 年	2006 年
カイ2乗検定統計量	38.83	29.62
自由度	54	54
P 値	0.940	0.997

図表 16 HM-DB と大学把握調査による第四群国立大学教授数のカイ二乗検定統計量(図表 15 から作成)

逆に考えれば、第三群の構成大学数を適切に増加させれば、「群として」検定統計量が棄却されないようすることもできよう。しかしそれは本 DP の研究目的に鑑みると本末転倒である。

以上、4つの群内の教授数の大学把握調査による信頼度の高い観測値と HM-DB による観測値という観点から比較してきた。

本節の最後に、各群内の教授総数の傾向を調べた(図表 17)。各群の設定には、論文数分析を使用したため、教授数については最も少ない第一群と最も多い第四群との間には2倍近く差がある。一方、各群ともその教授総数は増加傾向にある。その単回帰の回帰係数の有意性検定では、全ての群で両側 0.1% 有意である。



図表17 各群内の教授総数の推移(単位:人、図表 8、図表 10、図表 12 及び図表 15 から作成)

4. 断面的時間傾向分析

前章までのサーベイの結果を踏まえて、本章では国立大学の教授就任にかかる2つの側面、つまり、他機関から異動して教授に就任したケース、自大学内で昇格して教授に就任したケースの2つについて、群別にそれらの時間傾向を分析してみよう。

(1) 他機関からの異動教授

他機関からの異動教授について群別に調べる。まず、第一群の国立大学に対して他機関から異動して、教授に就任したケースの数の調べた(図表 18)。この図表の行は異動元となる機関であり、列は観測時点である。この表で公的研究機関とは、大学共同利用機関法人、大学校、独立行政法人、国立試験研究機関(施設等機関含む)、公益法人(国・地方所管)などである。

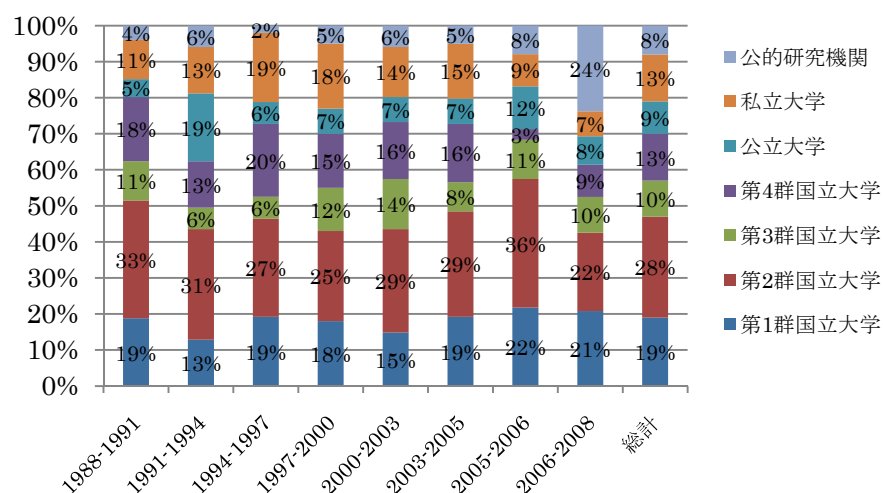
ここで重要なことは、あくまで異動していることのみが前提であり、例えば、助教授などからの「昇格」は要件としていないことに注意が必要である。つまり、単純に異動のみを見ている。

	1988- 1991 (3年間 平均値)	1991- 1994 (3年間 平均値)	1994- 1997 (3年間 平均値)	1997- 2000 (3年間 平均値)	2000- 2003 (3年間 平均値)	2003- 2005 (2年間 平均値)	2005- 2006 (1年間 観測値)	2006- 2008 (2年間 平均値)	総計	参考 P 値
第一群国立大学	10	10	16	14	11	16	17	24	117	0.03
第二群国立大学	18	22	23	20	22	24	27	24	179	0.03
第三群国立大学	6	4	5	10	10	7	8	11	61	0.05
第四群国立大学	9	9	16	12	12	14	2	10	84	0.58
公立大学	3	13	5	5	5	6	9	9	55	0.72
私立大学	6	9	16	14	10	13	7	8	82	0.95
公的研究機関	2	4	2	4	5	4	6	27	54	0.12
総計	53	72	84	79	75	83	76	110	632	0.04

図表 18 他機関から第一群国立大学への異動教授数の推移(HM-DB から作成)

図表 18 の右端のP値とは、観測時点で単回帰した回帰係数の有意性検定の両側P値である。青色の網掛部分が5%有意であることを示す。しかし、図表 18 では、この正規単回帰モデルの前提条件である、観測誤差が正規分布に従うこと、等分散性などが担保されない。そのため、以降も含めて、P値は参考情報として捉えられたい。図表 18 では、第一群国立大学への異動教授総数は増加しており、そのうち、第一群、第二群、第三群の国立大学からの異動教授数が増加している(5%有意)。

一方、各観測時点における構成を調べる必要もあるだろう。図表 18 の各観測時点における割合(百分率)を計算し、その傾向を調べた(図表 19)。



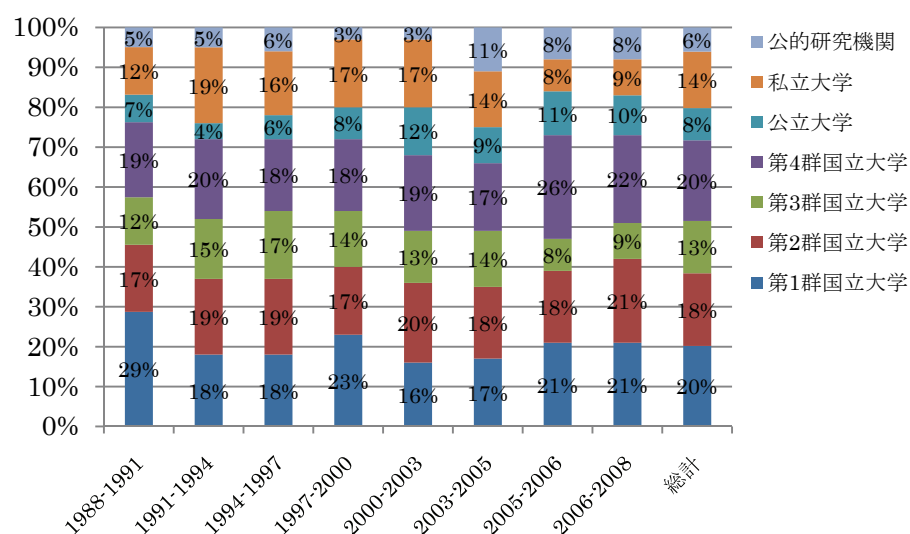
図表 19 他機関から第一群国立大学への異動教授数の割合の推移(図表 18 から作成)

その結果、第一群国立大学への異動教授という観点からでは、特定の群からの寄与の増加・減少傾向は見当たらなかった。

以上の第一群国立大学への異動教授数の分析と同等の分析を他群の国立大学に対しても実施する。第二群の国立大学への異動について調べると(図表 20、図表 21)、公立大学からの異動教授数とその割合が増加していることが分かる(5%有意)。と言っても、人数及び割合自体が1割以下と小さいため、偶然の可能性も残るものの、昨今の我が国の公立大学を取り巻く厳しい情勢¹を鑑みると、必然性を擁する事態である可能性も大いにある。いずれ公立大学についても調査が必要となるだろう。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008	総計	参考P値
第一群国立大学	23	17	19	24	19	21	22	18	162	0.86
第二群国立大学	14	17	19	18	22	22	19	18	148	0.08
第三群国立大学	10	14	17	15	15	17	8	8	103	0.52
第四群国立大学	15	19	18	20	22	21	27	19	160	0.06
公立大学	5	3	6	9	13	11	11	9	68	0.03
私立大学	10	17	16	18	20	18	8	8	113	0.60
公的研究機関	4	5	6	4	4	14	8	7	51	0.15
総計	81	92	101	107	114	122	103	86	806	0.27

図表 20 他機関から第二群国立大学への異動教授数の推移(HM-DB から作成)



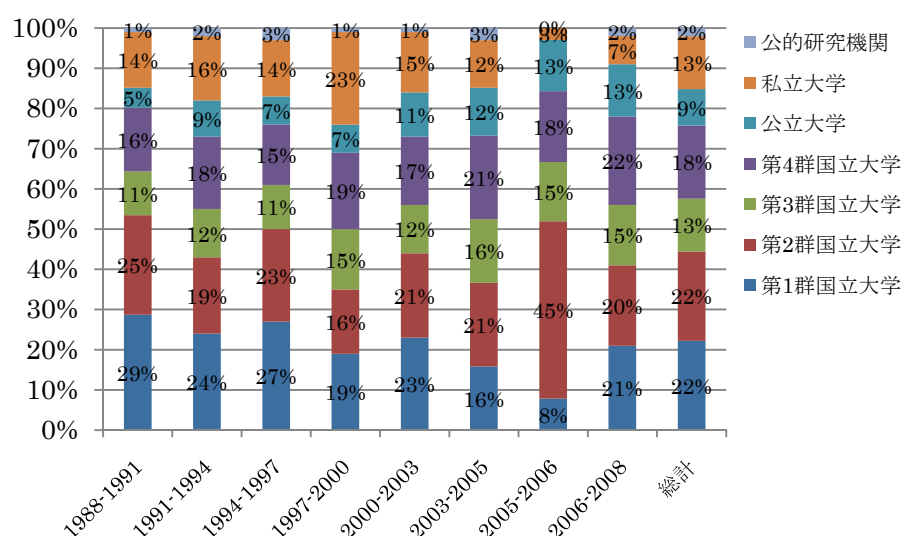
図表 21 他機関から第二群国立大学への異動教授数の割合の推移(図表 20 から作成)

次に第三群の国立大学教授への異動数を調べる(図表 22、図表 23)。その傾向は、第二群の国立大学への異動とやや類似しており、異動数では公立大学の増加傾向が有意であり、構成割合の変化を調べると、公立大学の増加傾向は強い。しかし、これは増加が大きいことを意味しない。公立大学からの異動数自体は小さいものの、第二群で同じ傾向が見られたことといい、公立大学の状況に異変が生じていることは確かだろう。

また、第一群国立大学からの異動教員数の割合は減少しているとともに、第三群国立大学からの異動教員数の割合は増加している(5%有意)。この動向の背景に関しては、これだけでは分からないが、異動教員の属性などを用いて明らかにする必要がある。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008	総計	参考P値
第一群国立大学	17	15	20	14	16	10	3	19	113	0.28
第二群国立大学	15	12	17	12	14	13	18	17	117	0.37
第三群国立大学	6	7	8	10	8	10	6	13	69	0.20
第四群国立大学	9	11	11	13	12	13	7	19	96	0.37
公立大学	3	5	5	5	7	7	5	11	49	0.04
私立大学	8	10	11	17	10	7	1	7	70	0.28
公的研究機関	0	1	2	1	1	2	0	2	9	0.74
総計	58	62	75	71	68	60	40	87	521	0.88

図表 22 他機関から第三群国立大学への異動教授数の推移(HM-DB から作成)

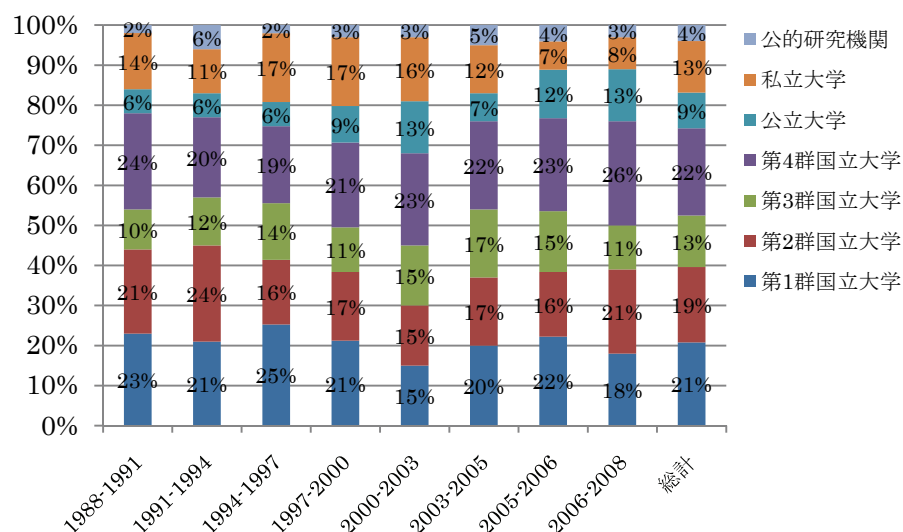


図表 23 他機関から第三群国立大学への異動教授数の割合の推移(図表 22 から作成)

最後に第四群国立大学への異動教員数を調べる。異動教員数ではどの群からでも一貫した傾向は見られなかった(図表 24)が、割合の推移を見ると、公立大学からの異動教授が増加している(5%有意、図表 25)。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008	総計	参考 P 値
第一群国立大学	20	26	28	26	16	16	16	17	165	0.07
第二群国立大学	19	30	18	21	16	14	12	19	149	0.12
第三群国立大学	9	15	16	14	16	14	11	11	104	0.86
第四群国立大学	21	25	21	26	25	18	17	24	176	0.53
公立大学	6	8	6	12	13	6	9	12	72	0.21
私立大学	12	13	19	21	17	10	5	8	104	0.23
公的研究機関	1	8	3	4	3	4	3	3	29	0.66
総計	89	125	109	125	106	81	73	93	799	0.23

図表 24 他機関から第四群国立大学への異動教授数の推移(HM-DB から作成)



図表 25 他機関から第四群国立大学への異動教授数の割合の推移(図表 24 から作成)

以上、国立大学の4つの群それぞれへの異動教員が所属していた機関別に時間的な変動を調べた。この結果から、最も示唆に富むのは公立大学から国立大学への異動数・異動割合の増加だろう。

本DPが4つの群の国立大学の分析に対して焦点を合わせていること、筆者自身の研究リソースの問題などから、公立大学に関する分析は現時点ではこれ以上深く実施できない。一方、公立大学に関しては2007年以降のデータが入手できないという厳しい問題もあり、今後の課題である。

しかし、以上の分析では不十分であるという見方もできる。図表 17 と、図表 18、図表 20、図表 22、図表 24 を比べると、異動教授就任数やある観測時点間における異動教授就任数の構成よりも、当該観測時点間における「教授総数に対する異動教授就任数の割合」の方が重要な意味を有する。なぜならば、異動教授就任数の増加は、受入れ口となる教授総数の増加の結果かもしれないからである。仮にそうであれば、上記の解釈は変わることになるだろう。逆に、異動教授就任数の傾向が教授総数の傾向以上であれば、それは「他大学から異動して教授に就任する」ケースが強い意味を有することになるだろう。

そこで、図表 17 と、図表 18、図表 20、図表 22、図表 24 から、他機関から当該群国立大学への異動教授数を当該群の教授数で割ると、図表 26、図表 27、図表 28、図表 29 のようになる。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
第一群国立大学	0.36%	0.32%	0.48%	0.41%	0.30%	0.40%	0.44%	0.58%	0.42%
第二群国立大学	0.63%	0.73%	0.70%	0.56%	0.59%	0.63%	0.69%	0.59%	0.64%
第三群国立大学	0.20%	0.14%	0.15%	0.28%	0.28%	0.18%	0.20%	0.26%	0.22%
第四群国立大学	0.33%	0.30%	0.50%	0.34%	0.33%	0.35%	0.05%	0.23%	0.30%
公立大学	0.10%	0.44%	0.16%	0.15%	0.14%	0.16%	0.23%	0.21%	0.20%
私立大学	0.20%	0.31%	0.48%	0.40%	0.28%	0.33%	0.18%	0.18%	0.29%
公的研究機関	0.08%	0.13%	0.06%	0.11%	0.13%	0.10%	0.15%	0.65%	0.19%
総計の比	1.91%	2.38%	2.54%	2.25%	2.04%	2.15%	1.95%	2.69%	2.24%

図表 26 (他機関から第一群国立大学への異動教授数)/(第一群国立大学教授総数)の推移(図表 17 及び図表 18 から作成)

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
第一群国立大学	0.55%	0.37%	0.38%	0.46%	0.34%	0.37%	0.38%	0.31%	0.39%
第二群国立大学	0.32%	0.37%	0.39%	0.34%	0.41%	0.38%	0.33%	0.31%	0.36%
第三群国立大学	0.23%	0.31%	0.35%	0.29%	0.27%	0.29%	0.14%	0.14%	0.25%
第四群国立大学	0.36%	0.41%	0.37%	0.37%	0.40%	0.36%	0.46%	0.33%	0.38%
公立大学	0.13%	0.07%	0.13%	0.17%	0.24%	0.19%	0.19%	0.15%	0.16%
私立大学	0.23%	0.38%	0.32%	0.34%	0.36%	0.31%	0.14%	0.13%	0.27%
公的研究機関	0.09%	0.10%	0.12%	0.07%	0.07%	0.24%	0.14%	0.12%	0.12%
総計の比	1.91%	2.02%	2.06%	2.03%	2.09%	2.13%	1.77%	1.49%	1.93%

図表 27 (他機関から第二群国立大学への異動教授数)/(第二群国立大学教授総数)の推移(図表 17 及び図表 20 から作成)

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
第一群国立大学	0.44%	0.37%	0.47%	0.30%	0.34%	0.20%	0.06%	0.38%	0.31%
第二群国立大学	0.39%	0.29%	0.39%	0.26%	0.31%	0.26%	0.38%	0.35%	0.33%
第三群国立大学	0.17%	0.18%	0.18%	0.23%	0.17%	0.20%	0.13%	0.27%	0.19%
第四群国立大学	0.25%	0.28%	0.26%	0.29%	0.25%	0.26%	0.15%	0.39%	0.27%
公立大学	0.08%	0.13%	0.12%	0.10%	0.16%	0.15%	0.11%	0.23%	0.14%
私立大学	0.21%	0.25%	0.24%	0.37%	0.21%	0.15%	0.02%	0.13%	0.20%
公的研究機関	0.01%	0.03%	0.05%	0.01%	0.02%	0.03%	0.00%	0.04%	0.02%
総計の比	1.54%	1.52%	1.71%	1.56%	1.46%	1.25%	0.85%	1.79%	1.46%

図表 28 (他機関から第三群国立大学への異動教授数)/(第三群国立大学教授総数)の推移(図表 17 及び図表 22 から作成)

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
第一群国立大学	0.36%	0.42%	0.42%	0.38%	0.22%	0.22%	0.22%	0.23%	0.30%
第二群国立大学	0.33%	0.48%	0.27%	0.30%	0.22%	0.19%	0.16%	0.26%	0.27%
第三群国立大学	0.16%	0.24%	0.24%	0.19%	0.22%	0.18%	0.15%	0.14%	0.19%
第四群国立大学	0.38%	0.40%	0.31%	0.38%	0.34%	0.24%	0.23%	0.33%	0.32%
公立大学	0.10%	0.13%	0.09%	0.17%	0.18%	0.08%	0.12%	0.16%	0.13%
私立大学	0.21%	0.21%	0.28%	0.30%	0.23%	0.13%	0.07%	0.10%	0.19%
公的研究機関	0.02%	0.13%	0.04%	0.06%	0.04%	0.05%	0.04%	0.03%	0.05%
総計の比	1.56%	2.01%	1.64%	1.78%	1.45%	1.09%	0.99%	1.26%	1.45%

図表 29 (他機関から第四群国立大学への異動教授数)/(第四群国立大学教授総数)の推移(図表 17 及び図表 24 から作成)

図表 26～図表 29 に示される割合に対して、これまでどおり観測時点に対する正規単回帰分析を行った。この場合、誤差の正規分布や等分散性の前提を求められ、それらを満たすことはできないため、参考値になる。この方法から、図表 26～図表 29 のうち以下の3つのケースで傾向が 5%水準で有意だった(図表 26～図表 29 における茶色網掛部分に相当)。

- ・ (第一群国立大学から第四群国立大学への異動教授数)/(第四群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.01
- ・ (第二群国立大学から第四群国立大学への異動教授数)/(第四群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.03
- ・ (他機関から第四群国立大学への異動教授数) / (第四群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.03

図表 17 に示されるように、各群の教授総数が増加する中、それを上回って増加することは相当特殊な背景を必要とするだろう。一方、減少傾向を示す群は傾向が強化されることとなる。以上のことから、第四群に対する第一・二群、そして他機関全てからの異動教授数の減少は、前述した観測値の傾向よりも強いものであると考えられる。

さらに、この割合は、他大学から異動して教授に就任したか否かの 2 値応答の割合とも捉えられることから、ロジットモデルのロジスティック回帰分析を実施することが考えられる。そこで、図表 26、図表 27、図表 28、図表 29 における各群並びに各群の時間傾向を分析したが、有意な傾向は一つもなかった。

(2) 自大学からの昇格教授

前節では自校からの昇格を除く、他機関からの異動による教授就任に限定していた。本節では、前節の逆、即ち、自校からの昇格により教授に就任した人数の群別の推移を見てみよう。それに併せて、出身(最終学歴)も調べることで、その観測時点別の構成割合(百分率)も示す。そして、前節と同様に、時間傾向を単回帰で近似し、その回帰係数の有意性検定の参考P値を表の右端に付ける。

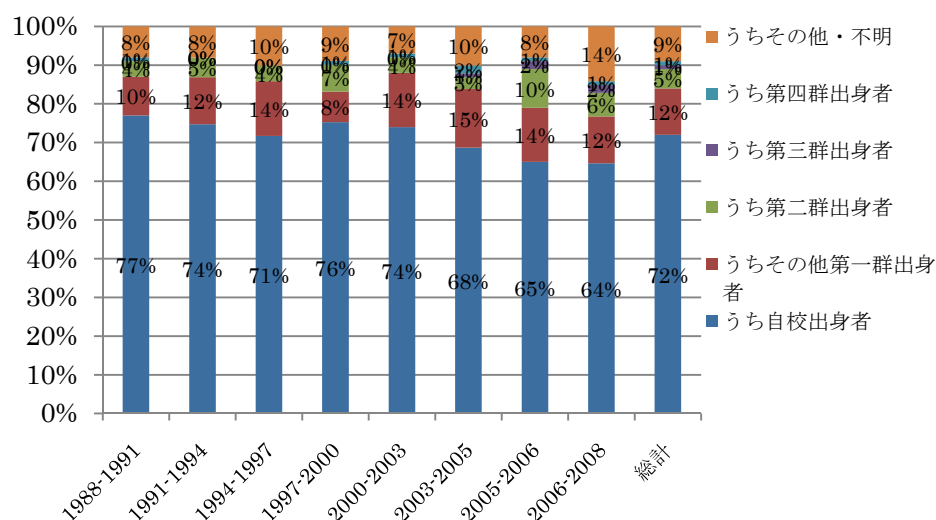
第一群の国立大学から見てみよう。第一群の内部昇格による教授就任は観測時点の 9 つの合計で 1,500 名を越えており、他機関からの異動者数約 600 名(図表 18)の約 2.5 倍となっている。更にそれに占める自校出身者は7～8割となっており、高いインブリーディングを示している。しかし、観測値からでは内部昇格と言えど、第三・四群の国立大学出身者が増加傾向を示しており、その傾向は割合にしても有意である(5%有意)。また、内部昇格における自校出身者の割合は有意に減少している(5%有意)。

なお、正規単回帰モデルに関する問題は前述の(1)と同じように発生するため、このP値も参考情報として理解されたい。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計	参考 P 値
全内部昇格数	181	212	217	183	176	187	175	223	1,555	0.90
うち自校出身者	140	156	154	139	130	128	113	143	1,103	0.11
うちその他第一群 出身者	17	26	30	14	24	29	24	28	191	0.39
うち第二群出身者	8	11	9	12	6	7	18	14	86	0.34
うち第三群出身者	0	1	1	0	1	2	4	4	11	0.02
うち第四群出身者	1	1	1	1	2	4	2	3	15	0.02
うちその他・不明	15	18	22	17	13	19	14	32	149	0.41

図表 30 第一群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身の推移(HM-DB から作成)

特に 2000 年以降の内部昇格における自校出身者の割合は減少の一途である。これは総合科学技術会議の発足時期とも一致し、インブリーディングの減少を提唱した科学技術政策の効果である可能性がある。



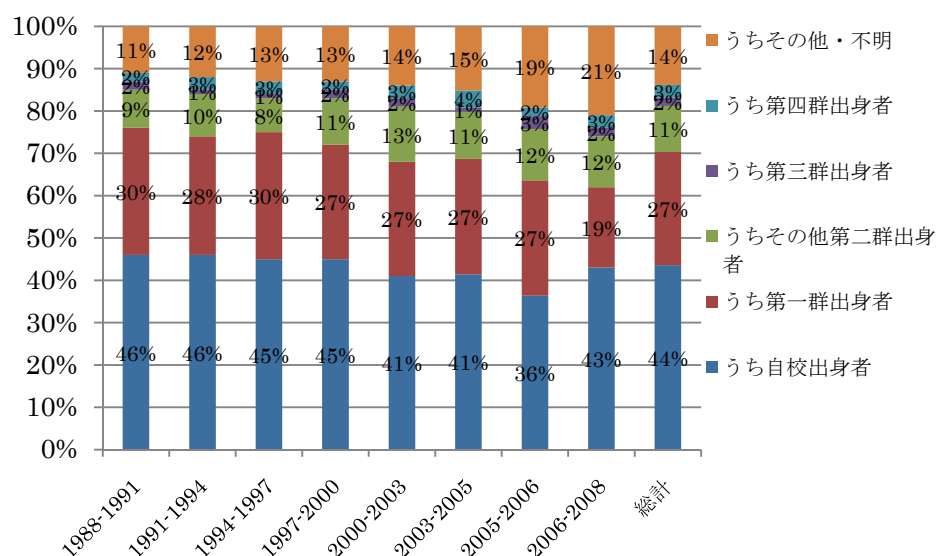
図表 31 第一群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身割合の推移(図表 30 から作成)

次に第二群の国立大学の状況を調べる。第二群の内部昇格の変化は第一群のそれよりやや分かりにくい(図表 32、図表 33)。自校出身者の観測値及びその割合が有意に減少している一方、その減少分を補っているのは「その他・不明」の群である。この中には公立大学や私立大学などが含まれる(出身なので、独立行政法人や国立試験研究機関、公益法人などはない)。これを公立大学・私立大学に分解することは理論的に不可能ではないが、現時点の研究リソースでは不可能なので、今回は見送る。

加えて、第一群国立大学の出身者数(と割合。割合に関しては5%有意に僅かに届かない)が減少する一方、その他第二群国立大学の出身者割合(と人数。人数に関しては5%有意に少し届かない)が増加していることが分かる。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計	参考 P 値
全内部昇格数	273	290	298	267	242	271	255	256	2,151	0.08
うち自校出身者	125	133	135	121	100	112	93	110	928	0.02
うち第一群出身者	83	81	89	71	65	74	69	49	581	0.02
うちその他第二群 出身者	25	30	25	28	32	30	30	31	230	0.06
うち第三群出身者	5	4	3	5	5	3	8	5	39	0.55
うち第四群出身者	4	9	8	7	6	12	6	7	58	0.56
うちその他・不明	31	34	37	35	33	41	49	55	314	0.02

図表 32 第二群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身の推移(HM-DB から作成)

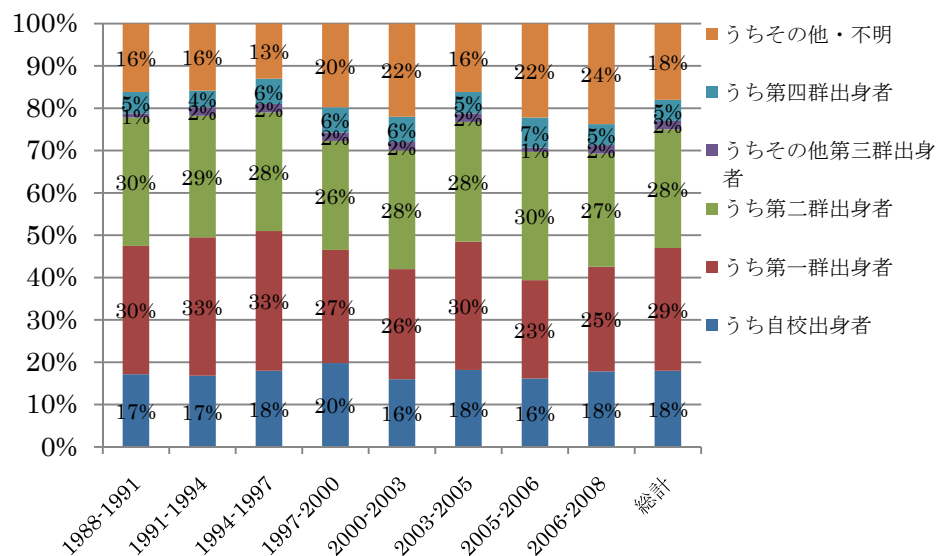


図表 33 第二群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身割合の推移(図表 32 から作成)

続けて第三群の国立大学の状況を調べる。第三群の国立大学教授への内部昇格にはあまり明確な傾向はない。HM-DB からの観測値では特段増減の傾向は見られない(図表 34)。出身割合では、第一群の国立大学出身者の割合が減少する一方、出身がその他・不明である割合が増加している。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計	参考 P 値
全内部昇格数	240	236	243	224	209	206	175	316	1,849	0.98
うち自校出身者	42	40	44	44	33	37	28	56	324	0.92
うち第一群出身者	72	77	80	60	55	62	41	78	525	0.23
うち第二群出身者	72	68	68	57	58	59	53	86	521	0.79
うちその他第三群 出身者	3	5	4	5	4	5	2	5	34	0.95
うち第四群出身者	13	9	15	13	13	11	13	16	103	0.41
うちその他・不明	38	37	31	45	45	34	38	75	342	0.21

図表 34 第三群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身の推移(HM-DB から作成)



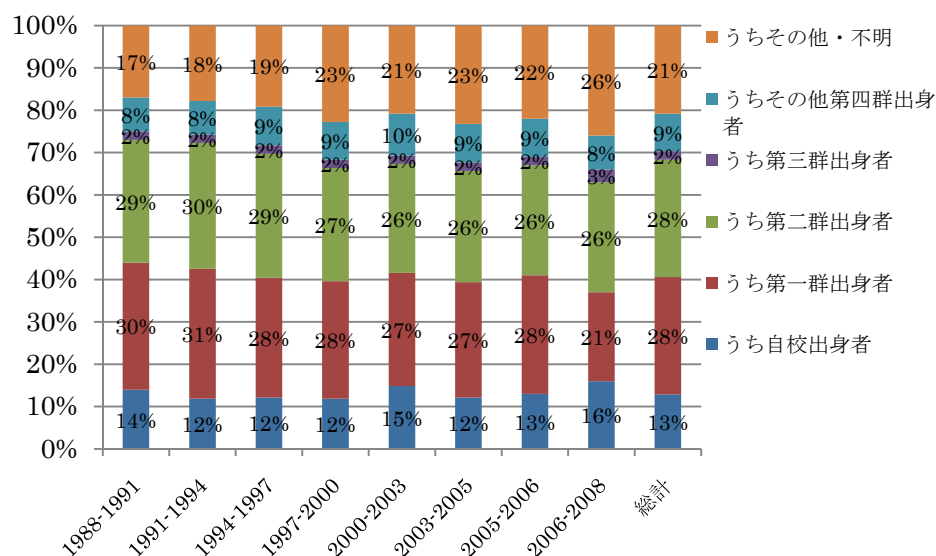
図表 35 第三群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身割合の推移(図表 34 から作成)

最後に、第四群の国立大学について調べる。HM-DB による第四群国立大学の内部昇格者では、第一群国立大学出身者数が減少する一方、自校出身者ではないその他の第四群国立大学の出身者数及びその他・不明者数が増加している(図表 36、5%有意)。

また、割合では、第一群国立大学出身者とともに第二群国立大学出身者の割合が減少し、その他・不明者の割合が増加している(図表 37)。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計	参考 P 値
全内部昇格数	363	360	379	358	340	362	359	429	2,950	0.42
うち自校出身者	49	43	45	44	49	44	45	68	387	0.30
うち第一群出身者	107	112	108	99	92	100	102	91	811	0.02
うち第二群出身者	107	107	110	95	89	96	94	110	807	0.32
うち第三群出身者	8	7	9	8	6	9	7	15	68	0.34
うちその他第四群出身者	30	29	33	31	34	31	33	36	257	0.05
うちその他・不明	62	63	73	81	70	84	78	110	620	0.02

図表 36 第四群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身の推移(HM-DB から作成)



図表 37 第四群国立大学の内部昇格による教授就任数の出身割合の推移(図表 36 から作成)

以上の結果を簡単にまとめると、以下のようになる。

- 1) 第一・二群国立大学の内部昇格教授数では、自校出身者の割合が減少している。
- 2) 第一群国立大学では、第三・四群出身者の人数と割合が増加している。
- 3) 第二群国立大学では、その他の第二群出身者、及びその他・不明者の人数と割合が増加する一方、第一群出身者の人数と割合が減少している。
- 4) 第三群国立大学では、第一群出身者の割合が減少するとともに、その他・不明者の割合が増加している。
- 5) 第四群国立大学では、第一群出身者の人数と割合が減少するとともに、その他・不明者の人数と割合が増加している。また、第二群出身者の割合も減少している。

以上から、第一群以外では第一群出身者の人数や割合が減少している一方、第一・二群では自校出身者の割合が低下していることから、第一群出身者が昔よりも国立大学教員以外の職に就くようになってきているように思われる。また、第一群以外ではその他・不明者の人数や割合が増加しており、今後この内訳を分解する必要があるだろう。

加えて(1)と同様に、図表 17、図表 30、図表 32、図表 34、図表 36 から、当該観測時点間における「教授総数に対する群内の内部昇格教授就任者数の割合」を調べる。(1)と同じく、内部昇格者数の増加は、受入れ口となる教授総数の増加の結果かもしれないからである。仮にそうであれば、上記の解釈は変わることになるだろう。逆に、内部昇格者数の傾向が教授総数の傾向以上であれば、内部昇格の影響が強いことを示す。

そこで、図表 17 と、図表 30、図表 32、図表 34、図表 36 から、各群における内部昇格による教授就任数を当該群の教授数で割ると、図表 38、図表 39、図表 40、図表 41 となる。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
全内部昇格数	6.49%	7.04%	6.58%	5.21%	4.77%	4.87%	4.48%	5.46%	5.53%
うち自校出身者	5.02%	5.18%	4.67%	3.95%	3.53%	3.33%	2.89%	3.50%	3.92%
うちその他第一群出身者	0.61%	0.86%	0.91%	0.40%	0.65%	0.76%	0.61%	0.69%	0.68%
うち第二群出身者	0.29%	0.37%	0.27%	0.34%	0.16%	0.18%	0.46%	0.34%	0.31%
うち第三群出身者	0.00%	0.03%	0.03%	0.00%	0.03%	0.05%	0.10%	0.10%	0.04%
うち第四群出身者	0.04%	0.03%	0.03%	0.03%	0.05%	0.10%	0.05%	0.07%	0.05%
うちその他・不明	0.54%	0.60%	0.67%	0.48%	0.35%	0.49%	0.36%	0.78%	0.53%

図表 38 (第一群国立大学の内部昇格教授就任数)/(第一群国立大学教授総数)の推移
(図表 17 及び図表 30 から作成)

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
全内部昇格数	6.42%	6.39%	6.08%	5.09%	4.42%	4.75%	4.38%	4.44%	5.16%
うち自校出身者	2.94%	2.93%	2.75%	2.31%	1.83%	1.96%	1.60%	1.91%	2.22%
うち第一群出身者	1.95%	1.78%	1.81%	1.35%	1.19%	1.30%	1.18%	0.85%	1.39%
うちその他第二群出身者	0.59%	0.66%	0.51%	0.53%	0.58%	0.53%	0.52%	0.54%	0.55%
うち第三群出身者	0.12%	0.09%	0.06%	0.10%	0.09%	0.05%	0.14%	0.09%	0.09%
うち第四群出身者	0.09%	0.20%	0.16%	0.13%	0.11%	0.21%	0.10%	0.12%	0.14%
うちその他・不明	0.73%	0.75%	0.75%	0.67%	0.60%	0.72%	0.84%	0.95%	0.75%

図表 39 (第二群国立大学の内部昇格教授就任数)/(第二群国立大学教授総数)の推移
(図表 17 及び図表 32 から作成)

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
全内部昇格数	6.33%	5.79%	5.56%	4.93%	4.46%	4.33%	3.71%	6.51%	5.17%
うち自校出身者	1.11%	0.98%	1.01%	0.97%	0.70%	0.78%	0.59%	1.15%	0.91%
うち第一群出身者	1.90%	1.89%	1.83%	1.32%	1.17%	1.30%	0.87%	1.61%	1.47%
うち第二群出身者	1.90%	1.67%	1.56%	1.25%	1.24%	1.24%	1.12%	1.77%	1.46%
うちその他第三群出身者	0.08%	0.12%	0.09%	0.11%	0.09%	0.11%	0.04%	0.10%	0.10%
うち第四群出身者	0.34%	0.22%	0.34%	0.29%	0.28%	0.23%	0.28%	0.33%	0.29%
うちその他・不明	1.00%	0.91%	0.71%	0.99%	0.96%	0.72%	0.81%	1.55%	0.96%

図表 40 (第三群国立大学の内部昇格教授就任数)/(第三群国立大学教授総数)の推移
(図表 17 及び図表 34 から作成)

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008	総計の比
全内部昇格数	6.38%	5.80%	5.69%	5.10%	4.67%	4.91%	4.88%	5.85%	5.37%
うち自校出身者	0.86%	0.69%	0.68%	0.63%	0.67%	0.60%	0.61%	0.93%	0.70%
うち第一群出身者	1.88%	1.81%	1.62%	1.41%	1.26%	1.36%	1.39%	1.24%	1.48%
うち第二群出身者	1.88%	1.72%	1.65%	1.35%	1.22%	1.30%	1.28%	1.50%	1.47%
うち第三群出身者	0.14%	0.11%	0.14%	0.11%	0.08%	0.12%	0.10%	0.20%	0.12%
うちその他第四群出身者	0.53%	0.47%	0.50%	0.44%	0.47%	0.42%	0.45%	0.49%	0.47%
うちその他・不明	1.09%	1.02%	1.10%	1.15%	0.96%	1.14%	1.06%	1.50%	1.13%

図表 41 (第四群国立大学の内部昇格教授就任数)/(第四群国立大学教授総数)の推移
(図表 17 及び図表 36 から作成)

(1)と同様に、図表 38～図表 41 に示される割合に対して、これまでどおり観測時点の正規単回帰分析を行った。この場合も、誤差の正規分布や等分散性の前提を満たすことはできないため、P 値は参考値となる。この方法から、図表 38～図表 41 のうち以下の 9 つのケースで傾向が 5%水準で有意だった(該当箇所は図表 38～図表 41 の茶色網掛部分)。

- ・ (第一群国立大学の内部昇格教授就任数)/(第一群国立大学教授総数):
減少傾向。参考 P 値=0.01
- ・ (第一群国立大学の内部昇格教授就任数のうち自校出身者)/(第一群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.00
- ・ (第一群国立大学の内部昇格教授就任数のうち第三群出身者)/(第一群国立大学教授総数):増加傾向。参考 P 値=0.02
- ・ (第二群国立大学の内部昇格教授就任数)/(第二群国立大学教授総数):
減少傾向。参考 P 値=0.00
- ・ (第二群国立大学の内部昇格教授就任数のうち自校出身者)/(第二群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.00
- ・ (第二群国立大学の内部昇格教授就任数のうち第一群出身者)/(第二群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.00
- ・ (第三群国立大学の内部昇格教授就任数のうち第一群出身者)/(第三群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.04
- ・ (第四群国立大学の内部昇格教授就任数のうち第一群出身者)/(第四群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.00
- ・ (第四群国立大学の内部昇格教授就任数のうち第二群出身者)/(第四群国立大学教授総数):減少傾向。参考 P 値=0.01

図表 17 に示されるように、各群の教授総数が増加する中、それを上回って増加することは相当特殊な背景を必要とするだろう。その中で、上記 9 つのうち唯一増加傾向を示した(第一群国立大学の内部昇格教授就任者のうち第三群出身者)は大きな増加傾向と考えられる。一方、減少傾向を示す群は傾向が強化されることとなる。

さらに、(1)と同様に、この割合を(種々の内部昇格による教授就任数)と(そうでない教授数)との 2 値応答とも捉えられることから、ロジットモデルのロジスティック回帰分析を実施した。そこで、図表 38、図表 39、図表 40、図表 41 における各群並びに各群の時間傾向を分析したが、有意なものは一つもなかった。これには(1)と同じ 2 つの原因が考えられる。

以上をまとめると次のようになる。

- 1) 第一・二群国立大学では、内部昇格教授数及びその自校出身者の割合が減少している。
- 2) 第一群国立大学の内部昇格教授では、第三群出身者の割合が増加している。
- 3) 第二・三群国立大学の内部昇格教授では、第一群出身者の割合が減少している。
- 4) 第四群国立大学の内部昇格教授では、第一・二群出身者の割合が減少している。

(3) 第三・四群からの第一・二群への寄与

上記(2)の結果では、出身大学も各群に分類していたが、国立大学ごとの状況が判明する。しかし、86 の大学をそれぞれ分析するのは細かい上、前述したとおり大学の性格(総合大学(附属病院有無)、単科大学、大学院大学など)も異なるので、一律的な比較は科学的にはあまり意味を持たない。

一方、政策的な文脈では、第三・四群国立大学のうち、具体的にどのような大学を出身して、第一・二群の大学に異動するのかを知りたいというニーズが存在する。

本節では、そうした政策的ニーズを汲み、前節で実施した内部昇格者の出身別分析を少し別の視点から捉えなおすこととする。つまり、出身元となるデータを第三・四群の国立大学に限定するとともに、「群」の分類を外す、つまり大学別とする。第三群には 17、第四群には 55、合計 72 の国立大学が含まれるため、HM-DM の観測値も上記(2)よりさらに細切れになり、よりスパースなデータとなり、おそらく統計学的にも意味を持たなくなる。そのような事態を避けるため、時系列的には扱わず、1988 年から 2008 年までの 21 年間における 9 つの観測時点の累計値を使用する。教授就任先の第一・二群については「群」を解かない。

そして、観測値は第三群又は第四群に属するある大学を出身して、第一群又は第二群の国立大学教授の就任数だが、これだけでは大規模な大学ほど大きくなる。そのため、当該大学の 1988 年から 2008 年までの 21 年間における 9 つの観測時点の教授数の累積値で割ることとする。

以上の分析の結果、当該大学から第一群又は第二群の国立大学の教授に就任した人数が、当該大学の教授数の 1%以上の大学を図表 42 及び図表 43 に示す。なお、この 1%という基準に特段の意味はない。

	東京医科歯科大学
第一群内部昇格	3
第二群内部昇格	17
内部昇格合計	20
累積教授数	1175
内部昇格合計 /累積教授数	1.70%

図表 42 第一群又は第二群国立大学教授に就任した人数が教授数の 1%以上の大学(第三群、HM-DB より作成)

	東京芸術大学	東京外国語大学	一橋大学	お茶の水女子大学	奈良女子大学
第一群内部昇格	1	10	6	2	1
第二群内部昇格	24	15	28	10	8
内部昇格合計	25	25	34	12	9
累積教授数	861	932	1747	919	849
内部昇格合計 /累積教授数	2.90%	2.68%	1.95%	1.31%	1.06%

図表 43 第一群又は第二群国立大学教授に就任した人数が教授数の 1%以上の大学(第四群、HM-DB より作成)

図表 42 から、第三群では東京医科歯科大学が第一群又は第二群国立大学の教授に就任する割合が高い。

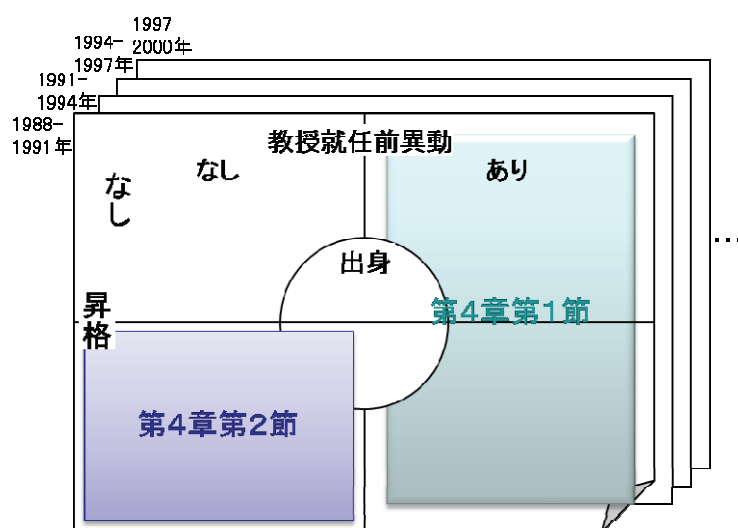
また、図表 43 から、第四群では東京芸術大学が最も第一群又は第二群国立大学の教授に就任する割合が高い。それに次いで東京外国語大学、一橋大学、お茶の水女子大学、奈良女子大学と続く。東京芸術大学は国立大学では数少ない芸術分野を対象とする大学であり、旧東京教育大学である筑波大学への異動が多いようである。

他の大学も特徴的だが、逆に考えると、特に内部昇格が累積教授数の 1%を超えるような大学の多くは、そもそも当該大学に割り当てられている「群」に相応しいのかどうかにも疑問がある。直観的に、東京医科歯科大学や一橋大学、お茶の水女子大学、奈良女子大学が「この群」に割り振られることが果たして適切なのかという疑問は残る。

更に考察すると、大学の群への分類・群化には、この問題が常につきまとう。万人が納得し得るような分類を作成することは容易ではない。この問題においてよく顕在化するのは規模の問題である。大学にも一種の規模の経済が働くように思われる。仮にそれを考慮するとしても、大きな大学のパフォーマンスと小さな大学のパフォーマンスの比較には相当な困難を伴う。図表 42 及び図表 43 は以上のような観点も含めて御覧いただきたい。

5. クロス表分析－断面を超えて

さて、前章まで様々な観点から国立大学の教授就任に関する情報を整理し、分析してきた。しかし、実はこれらだけでは断面的な情報の寄せ集めに過ぎない。そのイメージを示したものが図表 44 である。実際にはこれに加えて、教授就任先となる4群の国立大学群が存在する。



図表 44 第4章における分析対象のイメージ

以上の分析結果及びそのイメージ図である図表 44 など整理すると、

- 1) 教授就任前異動がなく、同時に昇格がない場合、本DPが目的とする「教授就任」の状況が実現することは実際上ありえない。したがって図表 44 の左上のセルは構造的ゼロ(先験的ゼロともいう)となる。
- 2) 前章の断面的分析から課題として残されたものは以下のとおり。
 - ① 「4. (1)他機関からの異動教授」の分析では、昇格の有無及び出身について検討されていない。
 - ② 「4. (1)他機関からの異動教授」及び「4. (2)自大学からの昇格教授」間の関係が検討されていない。
- 3) 以上のことから、本DPが目的とする国立大学4群への教授就任状況を調べるためには、以下の事項に関する観測値を把握し、統合的に検討する必要がある。
 - ① 教授就任先である4群の国立大学
 - ② 教授就任元機関(4群の国立大学、公立大学、私立大学、公的研究機関、その他・不明など)
 - ③ 出身機関(現時点では、4群の国立大学、その他・不明など)
 - ④ 観測時点
 - ⑤ 教授就任時の昇格の有無

他にも、教授就任者の世代、専門分野、異動に伴う大学間距離、大学が所在する都道府県などが考えられるが、これらを考慮すると筆者に与えられた研究リソースを大幅に凌駕するため、本DPでは上記の5因子に限定する。

となる。

そこで、本章の次節からでは、前章とは異なるアプローチで分析を行う。具体的にはカテゴリカルデータ分析の手法の一部を活用して因子間の関係を見ることとする。

(1) 教授就任者に関するクロス表

本節では、本章冒頭の3)に示す5つの変量のうち、いくつかの変量に対して時系列のクロス表を構成し、分析する。直観的には就任先機関に対してまず影響を及ぼしそうなのは就任元機関、又は出身機関だろう。そのような観点から、以下の2つのケースを考える。

- 1) ②就任元機関×①就任先機関×④観測時点
- 2) ③出身機関 ×①就任先機関×④観測時点

時系列的な因果関係を考えれば、③出身機関→②就任元機関→①就任先機関なのだから、これに④観測時点を加えて、4因子の分析をすればよいのだが、いきなりこのような分析をすると、データが莫大になり取扱いが大変になるため、順序を踏んで議論を進める。

さらに上記1)及び2)の検討を進める前に、①就任先機関及び②就任元機関並びに③出身機関のカテゴリーを第一群から第四群の国立大学までとし、簡潔かつ同一で確実性の高いものに設定する。こうすることで、①～③のカテゴリーの不統一が解消され、後に実施する検定も実施しやすくなる。

① 「②就任元機関×①就任先機関×④観測時点」のクロス表

まず、上記 1)のクロス表を図表 45 に示す。

1988-1991					1991-1994					1994-1997					1997-2000					
	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計
第一群	175	22	16	19	231	203	16	15	23	257	211	18	20	26	275	180	23	12	24	238
第二群	16	255	13	17	301	21	271	9	27	328	20	277	15	17	329	18	249	10	16	293
第三群	5	9	207	8	230	4	13	204	13	234	5	16	219	14	253	9	14	187	12	222
第四群	9	14	8	318	349	8	15	10	317	350	15	17	8	322	362	11	16	12	297	336
總計	205	300	244	362	1,111	236	316	238	380	1,169	251	327	263	378	1,220	218	301	221	350	1,090

2000-2003					2003-2005					2005-2006					2006-2008					
	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計
第一群	173	18	14	13	219	179	20	9	16	224	177	18	3	16	214	210	13	13	13	249
第二群	20	229	12	14	275	22	248	10	11	290	20	224	15	11	270	22	215	14	16	266
第三群	10	12	172	12	207	6	11	180	10	206	8	7	142	9	166	6	6	251	9	271
第四群	11	18	9	287	325	11	19	10	291	331	2	22	6	293	323	6	15	15	336	372
總計	214	278	207	327	1,026	218	297	208	327	1,049	207	271	166	329	973	243	248	293	374	1,157

図表 45 ②就任元機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成)

図表 45 の各観測時点について、カイ二乗統計量を使用した独立性検定を実施したところ、全ての観測時点で就任先と就任元との独立性の帰無仮説は棄却される(図表 46)。図表 45 の観測値から、対角成分、特に自校昇格者数が非常に大きいためと考えられる。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
カイ二乗検定統計量	2181	2256	2275	1991	1870	2037	1913	2378
自由度	9	9	9	9	9	9	9	9
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 46 図表 45 の就任元機関と就任先機関との独立性検定結果

現に調整残差分析¹³を行っても、対角成分に非常に大きな正の効果が発現し、非対角成分では負になる。加えて、第二群と第四群間の調整残差はほぼ常に-10 以下となっており、これらの群間の異動は周辺度数から計算される期待値より盛んではない。

1988-1991					1991-1994					1994-1997					1997-2000				
第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	25.2	-6.78	-6.28	-8.88	26.59	-8.5	-6.55	-9.09	26.11	-8.68	-6.49	-8.74	24.21	-7.03	-6.68	-8.24			
第二群	-6.88	26.4	-8.61	-11.7	-7.32	26.8	-9.34	-11.1	-7.56	27.43	-8.72	-11.9	-6.93	25.59	-8.35	-11.4			
第三群	-7.14	-8.79	28.05	-10.6	-7.92	-8.26	28.45	-9.84	-8.29	-8.28	28.21	-9.91	-6.66	-8.03	26.6	-9.51			
第四群	-9.23	-11.7	-10.7	28.19	-9.96	-11.4	-9.77	27.71	-9.18	-11.3	-10.6	28.35	-9.2	-11.3	-9.21	26.61			

2000-2003					2003-2005					2005-2006					2006-2008				
第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	23.81	-7.01	-5.66	-9.21	24.67	-7.23	-6.68	-8.82	24.86	-7.18	-6.89	-9.22	27.65	-7.02	-8.21	-10.3			
第二群	-6.45	24.44	-7.59	-11.1	-6.56	25.41	-8.3	-11.8	-6.55	23.77	-5.91	-12.2	-5.88	26.85	-8.55	-10.5			
第三群	-6.29	-7.64	25.21	-8.94	-7.02	-8.22	27.07	-9.16	-5.69	-7.46	25.76	-8.49	-8.68	-8.9	29.07	-11.7			
第四群	-9.39	-10.5	-9.52	26.43	-9.43	-11.1	-9.26	26.97	-11.1	-10.3	-8.89	26.45	-11.1	-9.93	-11.4	29.07			

図表 47 図表 45 の調整残差分析結果(茶色網掛部分は調整残差が 20 以上の場合。青色網掛部分は調整残差が-10 以下の場合)

これらの結果から、次のことが課題として追加的に考えられるようになる。

- 対角成分が大きいということから、各観測時点のクロス表について、

- ・ 行列間が対称かどうか、即ち群間の異動人数が対称かどうかを調べる対称性^{14,15}、
- ・ 行周辺確率と列周辺確率が等しいかどうか、即ち、ある群からの異動人数とその群への異動人数が等しいかどうかを調べる周辺等質性

に関する検定の問題意識が提起される。

- b) 対角成分の取り扱いについて、そもそも自校昇格者(「出身」と区別するための表現である)を除けばどうなるか。さらに、対角成分を強制的にゼロとしたらどうなるか¹⁴。

以上の課題の議論を進めよう。まず、上記 a)の最初のポイントに関して、対称性に関する検定を実施する。その結果を図表 48 に示す。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008
カイ二乗統計量	10.87	19.34	14.22	6.267	2.197	3.388	20.44	12.47
P 値	0.093	0.004	0.027	0.394	0.901	0.759	0.002	0.052
自由度	6	6	6	6	6	6	6	6
尤度比統計量	12.43	23.06	17.12	7.589	3.953	3.023	10.38	12.14
P 値	0.053	0.001	0.009	0.270	0.683	0.806	0.110	0.059

図表 48 図表 45 の対称性に関する検定結果(茶色網掛部分は尤度比統計量の P 値が 0.1 を超える場合。青色網掛部分は同 P 値が 0.05 を超える場合)

図表 48 における尤度比統計量とは、帰無仮説の下で χ^2 分布に従い、カイ二乗統計量とほぼ同様に扱うことができる(自由度も同じ)。検定対象となるクロス表の特性によってどちらを使用するのがより好ましいなどとされているが、ここでは念のため両方とも計算した。

この結果から、1997 年付近から 2005 年まで対称性の帰無仮説が棄却されない。具体的に言うと、図表 45 のこの期間の行と列が対称であるといえる。

この結果は興味深い。なぜならば、この時期は 2004 年の国立大学の法人化という大きな変化の直前時期に起きているように思われるためである。改めて 2004 年のデータがないことが惜しまれるとともに、更なる現象の解明が必要だろう。

次に、周辺等質性に関する検定を行う。これは対称性検定ほど厳しい基準ではなく(厳密には対称性を包含するわけではない)、周辺度数の対称性を調べるものである。その検定結果を図表 49 に示す。その結果、図表 48 とほぼ同様に、1997 年から 2006 年まで周辺等質性の帰無仮説が棄却されない。

一つ気になることは、2005 年以降も対称性や周辺等質性は維持されるのかという点である。図表 48 では 2005-2006 年の観測時点では対称性はカイ二乗統計量では有意水準 1% でも棄却されないが、尤度比統計量では棄却される。また、この時点は唯一の一年間刻みの観測時点であり、他の観測時点の間隔のように平滑化されない。また、2006 年以降も対称性はある程度維持されていることもあり、対称性や周辺等質性が 2005 年以降に失われたと判断するにはまだ早計だろう。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008
カイニ乗統計量	10.35	12.22	6.722	5.15	0.227	0.878	1.009	9.328
自由度	3	3	3	3	3	3	3	3
P 値	0.016	0.007	0.081	0.161	0.973	0.831	0.799	0.025

図表 49 図表 45 の周辺等質性に関する検定結果(茶色網掛部分は P 値が 0.1 を超える場合。青色網掛部分は P 値が 0.05 を超える場合)

次に前記の b)に関して、もともとのデータとなる図表 45 から自校昇格者を除いたクロス表に関して同じように分析してみよう。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	9	22	16	19	65	9	16	15	23	63		15	18	20	26	80		13	23	12	24	72	
第二群	16	13	13	17	59	21	15	9	27	72		20	16	15	17	69		18	16	10	16	61	
第三群	5	9	6	8	28	4	13	5	13	35		5	16	7	14	41		9	14	8	12	43	
第四群	9	14	8	17	48	8	15	10	20	53		15	17	8	15	56		11	16	12	20	58	
総計	39	58	43	61	200	41	59	39	83	223		56	67	51	72	246		51	69	42	72	234	

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	10	18	14	13	56	11	20	9	16	56		16	18	3	16	53		19	13	13	13	58	
第二群	20	20	12	14	67	22	18	10	11	60		20	18	15	11	64		22	14	14	16	65	
第三群	10	12	8	12	43	6	11	7	10	33		8	7	5	9	29		6	6	10	9	30	
第四群	11	18	9	17	55	11	19	10	13	53		2	22	6	12	42		6	15	15	17	53	
総計	51	69	43	57	220	50	67	36	49	201		46	65	29	48	188		52	47	52	55	205	

図表 50 ②就任元機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成。自校昇格者除く)

まず、図表 50 の各観測時点について、カイニ乗統計量を使用した独立性検定を実施したところ、2005-2006 年の観測時点以外では就任先と就任元との独立性の帰無仮説は棄却されない(図表 51)。これは、自校昇格者を除けば、ほとんどの観測時点において異動元と異動先の国立大学群間に特別な関係が存在しないことを意味する。逆に言えば、それだけ自校昇格者の動向が分析に対して大きく影響を及ぼしてきたと言える。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008
カイニ乗検定統計量	6.202	11.83	11.45	3.83	5.935	6.88	22.96	10.59
自由度	9	9	9	9	9	9	9	9
P 値	0.719	0.223	0.246	0.922	0.746	0.650	0.006	0.305

図表 51 図表 50 の就任元機関と就任先機関との独立性検定結果(茶色網掛部分は P 値が 0.1 を超える場合)

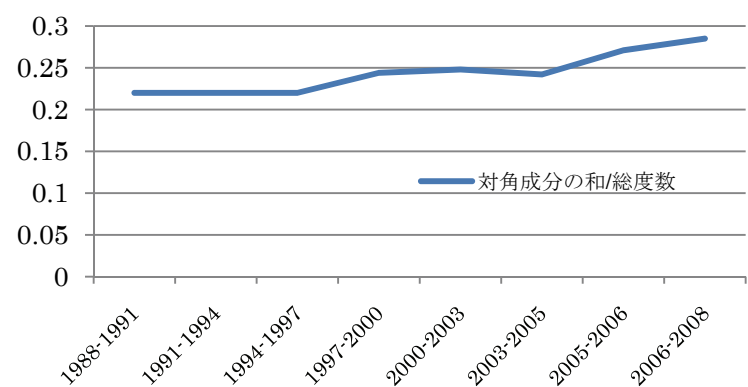
それでは、どの群間の異動が特徴的に多い、若しくは少ないのか。調整残差分析を行うと(図表 52)、全ての観測時点において第二群から第一群への異動教授が他の群間の異動よりも多いといえる。逆方向の場合はそうではない。あとは、2005 年以降、第四群から第一群への異動教授は他の群間よりも少ない。第二群から第四群も強い傾向ではないが、少なくなっている。これまでの分析結果とこの調整残差分析の結果を見ると、第二群→第一群教授就

任のケースを除き、他の群間の異動教授は少なく、「異動の群内ブロック化」の傾向が強くなっているように思われる。

	1988-1991				1991-1994				1994-1997				1997-2000			
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	-1.5	0.964	0.655	-0.25	-1.16	-0.26	1.552	-0.05	-0.89	-1.24	1.275	0.894	-0.9	0.581	-0.41	0.567
第二群	1.824	-1.47	0.302	-0.39	2.84	-1.33	-1.34	-0.01	1.621	-0.76	0.378	-1.08	1.697	-0.54	-0.21	-0.81
第三群	-0.22	0.561	-0.16	-0.22	-1.34	1.53	-0.39	-0.02	-1.91	1.81	-0.66	0.582	-0.15	0.365	0.151	-0.35
第四群	-0.12	0.05	-0.91	0.87	-0.74	0.431	0.159	0.079	0.961	0.59	-1.23	-0.36	-0.63	-0.4	0.505	0.535
	2000-2003				2003-2005				2005-2006				2006-2008			
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	-1.21	0.301	1.357	-0.38	-0.99	0.534	-0.34	0.711	1.143	-0.11	-2.32	0.918	1.399	-0.07	-0.52	-0.8
第二群	1.666	-0.28	-0.25	-1.09	2.442	-0.73	-0.42	-1.27	1.554	-1.34	2.185	-1.89	1.776	-0.46	-0.76	-0.56
第三群	0.158	-0.38	-0.28	0.504	-0.95	-0.18	0.577	0.636	0.425	-1.28	0.294	0.739	-0.73	-0.65	0.895	0.458
第四群	-0.7	0.337	-0.84	1.071	-0.73	0.371	0.296	0.063	-3.37	2.753	-0.23	0.513	-2.73	1.081	0.62	1.051

図表 52 図表 50 の調整残差分析結果(茶色網掛部分は調整残差が 1.5 以上の場合。青色網掛部分は調整残差が-1.5 以下の場合)

その証拠の一つとして、自校昇格者を除く図表 50 の各観測時点の対角成分の和を総度数で割ったものの推移(図表 53)を見ると、明確な増加傾向を示す。図表の右端の P 値とは、この数値を単回帰した際の回帰係数の有意性の P 値である。



	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008	参考 P 値
対角成分の和/総度数	0.220	0.220	0.220	0.244	0.248	0.242	0.271	0.285	0.0027

図表 53 図表 50 の各観測時点の対角成分の和を総度数で割ったものの推移

対称性に関する検定では、対角成分は考慮しないため、図表 48 と同一の結果になる。また、周辺等質性に関する検定でも図表 49 と全く同じ結果になる。

引き続き、対角成分を構造的にゼロとした場合のクロス表について検討する。これは、自校昇格者だけでなく、自群からの異動も除外した、完全に異なる群間を異動して教授に就任した人数だけを見ようとしているモデルに相当する。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	0	22	16	19	56	0	16	15	23	54	0	18	20	26	64	0	23	12	24	59			
第二群	16	0	13	17	46	21	0	9	27	57	20	0	15	17	52	18	0	10	16	45			
第三群	5	9	0	8	22	4	13	0	13	30	5	16	0	14	34	9	14	0	12	35			
第四群	9	14	8	0	31	8	15	10	0	33	15	17	8	0	41	11	16	12	0	39			
総計	30	45	37	44	156	33	44	34	63	174	40	51	44	57	192	38	53	34	53	177			

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	0	18	14	13	46	0	20	9	16	45	0	18	3	16	37	0	13	13	13	39			
第二群	20	0	12	14	47	22	0	10	11	42	20	0	15	11	46	22	0	14	16	51			
第三群	10	12	0	12	35	6	11	0	10	26	8	7	0	9	24	6	6	0	9	21			
第四群	11	18	9	0	38	11	19	10	0	40	2	22	6	0	30	6	15	15	0	36			
総計	42	49	35	40	166	39	49	29	36	152	30	47	24	36	137	34	34	42	38	147			

図表 54 ②就任元機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成。対角成分除く)

そこで、まず上述の図表 50 の場合と同様に、図表 54 の各観測時点について、カイ二乗統計量を使用した就任先と就任元との独立性検定を実施したいところだが、図表 54 のように構造的なゼロを含むクロス表の期待値は通常のように周辺度数から計算することは不適切である。というのは、周辺度数からの計算では、先験的にゼロとしている対角成分に対してもゼロでない期待値が算出される。これは観測値を構造的にゼロとしているのだから、対角成分の期待値はゼロでなければおかしい。

そこで、このような場合、期待値として、疑似独立性の仮説の下、「繰り返し比例当てはめ法」※で算出した期待値を使用する。具体的な計算方法については参考文献 14.15.を御覧いただきたい。この計算法により得られた期待値を図表 55 に示す。

※ この場合、観測時点毎に求めているため、就任先と就任元の2因子のクロス表となる。ここで繰り返し数 k による行(就任元) i × 列(就任先) j の期待値を $E_{ij}^{(k)}$ 、観察度数を n_{ij} と表すと、

$$E_{ij}^{(0)} = 1(i \neq j), E_{ii}^{(0)} = 0, E_{ij}^{(1)} = \frac{E_{ij}^{(0)}}{E_{i \cdot}^{(0)}} \times n_{i \cdot}, E_{ij}^{(2)} = \frac{E_{ij}^{(1)}}{E_{\cdot j}^{(1)}} \times n_{\cdot j}, \dots \text{(前2式を繰り返す)}$$

なお、観測時点や他の変数を追加して多変量で計算することも可能である。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	0	23	15	19	56	0	22	13	27	63	0	26	17	24	68	0	27	13	23	63			
第二群	15	0	14	18	46	16	0	12	25	54	20	0	16	23	59	19	0	12	21	52			
第三群	6	9	0	7	22	7	9	0	11	26	8	10	0	9	28	8	10	0	9	27			
第四群	9	13	9	0	31	10	13	8	0	31	12	15	10	0	37	12	16	8	0	35			
総計	30	45	37	44	156	33	44	34	63	174	40	51	44	57	192	38	53	34	53	177			

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	0	25	14	17	56	0	25	11	15	52	0	24	10	15	49	0	17	17	16	50			
第二群	20	0	13	16	49	19	0	11	14	44	15	0	9	14	38	16	0	16	15	47			
第三群	9	10	0	7	25	8	10	0	6	24	6	9	0	6	21	7	7	0	6	20			
第四群	13	14	8	0	35	12	14	7	0	33	9	14	6	0	29	10	10	10	0	30			
総計	42	49	35	40	166	39	49	29	36	152	30	47	24	36	137	34	34	42	38	147			

図表 55 ②就任元機関×①就任先機関×④観測時点の対角成分を構造的ゼロにした期待値のクロス表(図表 54 より作成。観測時点毎に算出)

こうして得られた期待値から就任先と就任元との独立性検定を行う。もう一つ気をつけるべきことはゼロと置いたセルの数だけ自由度が減少することである。検定の結果(図表 56)、独立性の帰無仮説が棄却される観測時点が多い一方、棄却されないケースもあった。概ね全体的に、2005 年までは独立性の帰無仮説が棄却される傾向にある一つまり就任元と就任先が独立一ようである。

このようにあまり傾向が明確にならない理由として、観測度数の少なさに起因する観測値の揺れが考えられる。大きな人数を占めていた対角成分を完全に除去したため、30 以下の度数のセル、特に一桁前半の度数を有するセルも少なくない。収録数数万人規模の HM-DB といえども、1～2人の精度を要求するにはさすがに限界がある。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008
カイ二乗検定統計量	0.667	10.41	13.18	6.916	10.11	8.184	25.82	12.85
自由度	5	5	5	5	5	5	5	5
P 値	0.985	0.064	0.022	0.227	0.072	0.146	0.000	0.025

図表 56 図表 54 の就任元機関と就任先機関との独立性検定結果(茶色網掛部分は P 値が 0.1 を超える場合)

引き続き、図表 54 の観測値と図表 55 の期待値を用いて調整残差分析を行った(図表 57)。独立性検定の傾向以上に、調整残差分析の傾向ではばらつきが大きい。ここから特段の傾向を判断して情報を抽出するのは大きな困難が伴うが、概ね次のような傾向があろう。

- ・ 第一群からの異動は、第二群への異動は期待値と比べて小さい。半数の観測時点で -1.5 以下であり、残りも全て負である。
- ・ 第二群からの異動は、最近の傾向として第一群への異動が期待値と比べて大きい。
- ・ 第三群からの異動は、昔は第二群への異動が期待値と比べて大きかったが、最近では第四群への異動が期待値と比べて大きくなっている。
- ・ 第四群からの異動は、第三群への異動が期待値と比べて大きく、第一群への異動は期待値と比べて小さくなっている。

1988-1991				1991-1994				1994-1997				1997-2000					
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	
第一群		0	-0.36	0.359	0.07	0	-1.91	0.594	-1.1	0	-2.27	0.95	0.575	0	-1.05	-0.64	0.408
第二群	0.447		0	-0.15	-0.3	1.684	0	-1.34	0.406	0.166	0	-0.33	-1.79	-0.19	0	-0.79	-1.45
第三群	-0.55	0.192		0	0.322	-1.42	1.826	0	1.035	-1.55	2.438	0	1.781	0.559	1.349	0	1.574
第四群	-0.07	0.261	-0.24		0	-0.77	0.8	0.834	0	1.09	0.695	-0.74	0	-0.23	0.156	1.749	0
2000-2003				2003-2005				2005-2006				2006-2008					
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	
第一群		0	-1.84	0.102	-1.22	0	-1.41	-0.91	0.002	0	-1.729	-2.73	0.175	0	-1.29	-1.25	-1.06
第二群	-0.03		0	-0.29	-0.66	0.822	0	-0.43	-1.23	1.916	0	2.756	-1.3	1.766	0	-0.59	0.157
第三群	0.812	1.146		0	2.848	-0.85	0.353	0	1.775	0.941	-1.018	0	1.55	-0.4	-0.53	0	1.355
第四群	-0.64	1.382	0.223		0	-0.3	1.499	1.713	0	-3.03	3.046	0.238	0	-1.73	2.131	2.313	0

図表 57 図表 54 の調整残差分析結果(茶色網掛部分は調整残差が 1.5 以上の場合。青色網掛部分は調整残差が -1.5 以下の場合)

以上のように、総じて、各群において近い群への異動が大きくなっており、離れた群への異動は小さくなっている傾向にある。これは前述した各群のブロック化現象と一致する。

なお、対角成分が効いてくる対称性検定や周辺等質性検定に関しても対角成分構造的ゼロモデルで改めて実施する意味はないので省略する。

② 「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」のクロス表

以上では②就任元機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表をざっと分析した。次に、冒頭の 2)に示した ③出身機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(図表 58)を分析しよう。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	189	116	96	144	545	216	112	100	155	583	232	123	107	147	610	192	108	81	136	517			
第二群	14	172	87	128	401	17	189	78	140	423	17	190	88	135	430	23	178	71	123	395			
第三群	1	5	49	12	67	2	6	49	13	70	1	6	53	16	76	2	7	54	15	78			
第四群	1	6	12	78	97	1	9	11	72	94	1	9	14	80	104	1	8	16	75	100			
総計	205	300	244	362	1,111	236	316	238	380	1,169	251	327	263	378	1,220	218	301	221	350	1,090			

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	195	102	74	117	488	196	107	76	124	502	171	97	53	129	450	209	72	100	113	493			
第二群	14	158	75	113	360	15	171	70	116	372	29	155	68	109	361	24	159	108	132	423			
第三群	2	8	44	14	68	2	5	48	12	66	5	10	31	13	59	5	7	67	21	100			
第四群	3	9	15	83	110	5	14	16	76	110	2	9	14	78	103	5	11	18	108	142			
総計	214	278	207	327	1,026	218	297	208	327	1,049	207	271	166	329	973	243	248	293	374	1,157			

図表 58 ③出身機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成)

まず、これに対して、カイ二乗統計量を用いた就任先と出身との独立性に関する検定を実施すると、全ての観測時点において独立性の帰無仮説は棄却されない。つまり全ての時点で出身と就任先は独立ではない。それは図表 58 のクロス表を直接見ても予測できる。明らかに対角成分の右上側の度数の大きい、偏りの大きなクロス表となっている。これは、出身者の多くが第一群又は第二群に集中していることを意味する。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
カイ二乗検定統計量	387.7	407.8	439.1	385.9	382.5	384.3	276.6	456.7
自由度	9	9	9	9	9	9	9	9
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 59 図表 58 の出身機関と就任先機関との独立性検定結果

次に調整残差分析を行う。調整残差分析とは周辺度数から計算される期待値(構造的ゼロの場合は計算方法が異なる)と観測値との差分であり、簡単に言えば完全独立な理想的な状態からの観測値のズレを計測する手法である。

そのようなことから、図表 60 に示されるように対角成分の調整残差が大きいということは、各群とも学内昇格者又は群内の異動者が多いことを意味する。特に、観測時点で終始一貫して第二群出身で第一群の教授に就任する人数が期待値よりもはるかに少ないことは興味深い。

1988-1991				1991-1994				1994-1997				1997-2000				
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	13.67	-4.17	-3.47	-4.3	14.37	-5.92	-2.75	-4.33	15.14	-5.29	-3.36	-5.17	13.43	-4.72	-3.63	-3.84
第二群	-9.67	8.967	-0.19	-0.31	-10.4	10.21	-1.27	0.286	-10.7	10.12	-0.7	0.239	-8.86	9.693	-1.42	-0.47
第三群	-3.69	-3.62	10.42	-2.73	-3.82	-3.67	10.74	-2.48	-4.28	-3.92	10.68	-2	-3.99	-3.74	11.06	-2.53
第四群	-4.63	-4.83	-2.31	10.45	-4.8	-3.95	-2.07	9.636	-5.17	-4.45	-2.02	10.58	-4.9	-4.62	-1.22	9.675
2000-2003				2003-2005				2005-2006				2006-2008				
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	14.37	-4.22	-3.86	-5.19	13.95	-4.77	-3.71	-4.38	11.83	-4.06	-4.06	-3.15	15.41	-4.94	-3.42	-5.91
第二群	-9.84	8.978	0.339	-0.26	-9.88	9.462	-0.67	0.027	-7.75	8.062	1.131	-1.83	-9.7	10.11	0.167	-0.57
第三群	-3.77	-2.94	9.467	-2.06	-3.66	-3.86	10.98	-2.49	-2.48	-1.93	7.475	-1.97	-4.11	-3.68	10.04	-2.52
第四群	-4.97	-4.66	-1.91	10.42	-4.43	-3.94	-1.6	9.075	-5.07	-4.58	-0.99	9.51	-5.46	-4.24	-3.69	11.91

図表 60 図表 58 の調整残差分析結果 (茶色網掛部分は調整残差が7 以上の場合。青色網掛部分は調整残差が-7 以下の場合)

次に対称性検定と周辺等質性検定を実施する。しかし、図表 58 のクロス表を見て分かるように、全ての観測時点において対称性検定も周辺等質性検定もその帰無仮説は棄却されない。つまり、対称性も周辺等質性もともに認められないということになる。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
カイニ乗統計量	498.1	494	513.2	416	383.9	385.9	327.5	398.8
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
自由度	6	6	6	6	6	6	6	6
尤度比統計量	628.8	619.1	645.2	514.4	464.8	463.4	392.1	477.8
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 60 図表 58 の対称性に関する検定結果

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
カイニ乗統計量	467.7	468.9	485.1	398.9	361.8	362.7	317	387.8
自由度	3	3	3	3	3	3	3	3
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 61 図表 58 の周辺等質性に関する検定結果

このように、対角成分が大きい上に偏りも大きいクロス表をただただ見ただけで、有益な情報を引き出すことは容易ではない。

そこで、就任元の分析の場合にも実施したように、出身元に関しても対角成分から自校昇格者を除いたクロス表を作成し(図表 62)分析してみよう。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	25	116	96	144	381	41	112	100	155	408		49	123	107	147	426		32	108	81	136	357	
第二群	14	35	87	128	264	17	40	78	140	275		17	36	88	135	276		23	44	71	123	261	
第三群	1	5	4	12	22	2	6	7	13	27		1	6	8	16	30		2	7	8	15	32	
第四群	1	6	12	28	47	1	9	11	30	51		1	9	14	35	59		1	8	16	31	56	
総計	41	162	200	312	714	61	167	195	337	761		67	173	218	333	791		58	168	175	305	706	
2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	41	102	74	117	333	44	107	76	124	350		37	97	53	129	316		47	72	100	113	330	
第二群	14	45	75	113	247	15	44	70	116	244		29	54	68	109	260		24	37	108	132	301	
第三群	2	8	8	14	32	2	5	7	12	25		5	10	3	13	31		5	7	8	21	41	
第四群	3	9	15	35	62	5	14	16	32	66		2	9	14	34	59		5	11	18	36	70	
総計	60	165	171	278	674	66	169	167	283	685		73	170	138	285	666		81	127	233	302	742	

図表 62 ③出身機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成。自校昇格者除く)

これに対して、カイ二乗統計量を用いた就任先と出身との独立性に関する検定を実施すると、全ての観測時点において独立性の帰無仮説は棄却される(図表 63)。つまり、自校昇格者を除いても、全ての時点で出身と就任先は独立ではない。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
カイ二乗検定統計量	35.95	28.54	47.88	22.75	31.18	26.03	24.15	27.09
自由度	9	9	9	9	9	9	9	9
P 値	0.000	0.001	0.000	0.007	0.000	0.002	0.004	0.001

図表 63 図表 62 の出身機関と就任先機関との独立性検定結果

次に調整残差を見てみよう。図表 64 から、期待値と観測値の乖離が観測時点に一貫して見られるのは、第二群出身者からの第一群教授就任数の多さである。その他に一貫した強い傾向はないものの、近年では第四群出身者からの第一群教授就任数の観測値は期待値より少なくなっている。

	1988-1991				1991-1994				1994-1997				1997-2000			
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	-1.5	0.964	0.655	-0.25	-1.16	-0.26	1.552	-0.05	-0.89	-1.24	1.275	0.894	-0.9	0.581	-0.41	0.567
第二群	1.824	-1.47	0.302	-0.39	2.84	-1.33	-1.34	-0.01	1.621	-0.76	0.378	-1.08	1.697	-0.54	-0.21	-0.81
第三群	-0.22	0.561	-0.16	-0.22	-1.34	1.53	-0.39	-0.02	-1.91	1.81	-0.66	0.582	-0.15	0.365	0.151	-0.35
第四群	-0.12	0.05	-0.91	0.87	-0.74	0.431	0.159	0.079	0.961	0.59	-1.23	-0.36	-0.63	-0.4	0.505	0.535

	2000-2003				2003-2005				2005-2006				2006-2008			
	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	-1.21	0.301	1.357	-0.38	-0.99	0.534	-0.34	0.711	1.143	-0.11	-2.32	0.918	1.399	-0.07	-0.52	-0.8
第二群	1.666	-0.28	-0.25	-1.09	2.442	-0.73	-0.42	-1.27	1.554	-1.34	2.185	-1.89	1.776	-0.46	-0.76	-0.56
第三群	0.158	-0.38	-0.28	0.504	-0.95	-0.18	0.577	0.636	0.425	-1.28	0.294	0.739	-0.73	-0.65	0.895	0.458
第四群	-0.7	0.337	-0.84	1.071	-0.73	0.371	0.296	0.063	-3.37	2.753	-0.23	0.513	-2.73	1.081	0.62	1.051

図表 64 図表 62 の調整残差分析結果(茶色網掛部分は調整残差が 1.5 以上の場合。青色網掛部分は調整残差が-1.5 以下の場合)

対称性検定及び周辺等質性検定に関しては対角成分と関係ないので、図表 60 及び図表 61 と同じ結果になる。

引き続き、対角成分を構造的にゼロとした場合のクロス表(図表 65)についても検討する。これは、自校出身者だけでなく、自群からの出身者も除外した、完全に異なる群間を出身が変わって教授に就任した人数だけを見ようとしている。

	1988-1991					1991-1994					1994-1997					1997-2000				
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計
第一群	0	116	96	144	356	0	112	100	155	367	0	123	107	147	377	0	108	81	136	325
第二群	14	0	87	128	229	17	0	78	140	234	17	0	88	135	240	23	0	71	123	217
第三群	1	5	0	12	18	2	6	0	13	21	1	6	0	16	22	2	7	0	15	24
第四群	1	6	12	0	19	1	9	11	0	21	1	9	14	0	24	1	8	16	0	25
総計	16	128	195	284	623	20	127	189	308	643	19	137	210	298	664	26	123	167	275	591

	2000-2003					2003-2005					2005-2006					2006-2008				
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計
第一群	0	102	74	117	292	0	107	76	124	306	0	97	53	129	279	0	72	100	113	284
第二群	14	0	75	113	201	15	0	70	116	201	29	0	68	109	206	24	0	108	132	264
第三群	2	8	0	14	24	2	5	0	12	19	5	10	0	13	28	5	7	0	21	33
第四群	3	9	15	0	27	5	14	16	0	34	2	9	14	0	25	5	11	18	0	34
総計	19	119	163	243	545	22	126	161	251	559	36	116	135	251	538	34	90	226	266	615

図表 65 ③出身機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成。対角成分除く)

まず、概観して図表 54 と図表 65 の違いは明らかである。図表 65 では図表 54 ほど対角成分は効いていないと思われる。むしろクロス表右上の第一群又は第二群出身者が第四群若しくは第三群教授に就任している効果が大きいだろう。このことも検証するためにこれまでと同様の分析を続ける。

そこで、図表 65 は図表 54 と同様に、構造的なゼロを含むため、カイ二乗統計量を使用した各種検定を実施するためには、疑似独立性の仮説の下、繰返し比例当てはめ法で算出した期待値を使用する。この計算法により得られた期待値を図表 66 に示す。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	0	111	99	146	356	0	110	96	158	365		0	119	107	153	379		0	107	85	141	334	
第二群	14	0	87	128	229	17	0	84	139	240		16	0	94	135	244		22	0	75	124	221	
第三群	1	7	0	10	18	1	7	0	10	19		1	8	0	10	19		2	7	0	9	18	
第四群	1	9	9	0	19	2	9	8	0	19		2	10	9	0	21		2	9	7	0	19	
総計	16	128	195	284	623	20	127	189	308	643		19	137	210	298	664		26	123	167	275	591	

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	0	104	83	125	312	0	109	82	129	320		0	101	69	129	299		0	78	115	137	329	
第二群	16	0	73	110	199	19	0	72	113	204		31	0	60	113	204		29	0	101	120	250	
第三群	1	7	0	8	16	1	7	0	9	17		2	7	0	9	17		2	5	0	9	16	
第四群	2	9	7	0	18	2	9	7	0	18		3	9	6	0	17		3	7	10	0	19	
総計	19	119	163	243	545	22	126	161	251	559		36	116	135	251	538		34	90	226	266	615	

図表 66 ③出身機関×①就任先機関×④観測時点の対角成分を構造的ゼロにした期待値のクロス表(図表 65 より作成。観測時点毎に算出)

こうして得られた期待値から就任先と出身との独立性検定を行う。検定の結果(図表 67)、全ての観測時点において独立性の帰無仮説は棄却される。つまり、独立ではない。

	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
カイ二乗検定統計量	126.8	131.9	137.4	133.8	120.9	128.8	137.5	121.6
自由度	5	5	5	5	5	9	5	5
P値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 67 図表 65 の出身機関と就任先機関との独立性検定結果

調整残差を調べると、図表 68 のとおり、観測時点で一貫して第四群出身者が第三群の教授に就任する件数の観測値が期待値より多い。1997 年以降は逆の傾向も強くなり、第三群出身者が第四群の教授に就任するケースも多いようだ。また、第三群出身者が第一群の教授に就任することも多くなっている。一方、近年では第一群出身者が第三群や第四群の教授に就任する件数は期待値より少ない。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	0	0.892	-0.64	-0.35	0	0.334	-0.59	0	0.581	0.105	-1.01	0	0.147	-0.86	-0.84								
第二群	0.123	0	-0.06	0.003	0.071	0	-1.09	0.097	0.238	0	-0.9	0.079	0.135	0	-0.66	-0.12							
第三群	-0.03	-0.84	0	0.893	0.373	-0.68	0	1.254	-0.19	-0.89	0	2.382	0.269	0.111	0	2.589							
第四群	-0.29	-1.29	1.605	0	-0.51	-0.16	1.312	0	-0.46	-0.54	2.116	0	-0.59	-0.44	3.742	0							

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群	第一群	第二群	第三群	第四群
第一群	0	-0.26	-1.8	-1.49	0	-0.32	-1.21	-0.98	0	-0.603	-3.16	-0.01	0	-1.04	-2.45	-3.72							
第二群	-0.7	0	0.309	0.44	-1.11	0	-0.4	0.41	-0.4	0	1.441	-0.72	-1.26	0	1.182	1.932							
第三群	0.737	0.51	0	2.741	0.515	-0.95	0	1.394	1.883	1.5036	0	2.153	2.02	0.915	0	5.44							
第四群	1.181	0.18	3.477	0	2.47	1.6	3.93	0	-0.61	0.1485	3.959	0	1.37	1.876	3.371	0							

図表 68 図表 65 の調整残差分析結果(茶色網掛部分は調整残差が 1.5 以上の場合。青色網掛部分は調整残差が-1.5 以下の場合)

対称性検定及び周辺等質性検定に関しては対角成分と関係ないので、図表 60 及び図表 61 と同じ結果になる。

③ クロス表における第三・四群国立大学カテゴリー

前述の分析の元となるクロス表(「②就任元機関×①就任先機関×④観測時点」の図表 45、並びに「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」の図表 58)から、第三群国立大学カテゴリーと第四群国立大学カテゴリーが類似していることに気付く。もし、この2群が統計学的に同じ挙動を示していれば、わざわざ2群に分ける必要はないことになる。

それでは、このような場合、統計学の一般的なルールは知らないが、他群(第一・二群国立大学)との関係が同じであれば、同一群と見なせるだろう。そのように考えれば、図表 45 及び図表 58 において、各観測時点における、右上の2×2セル、左下の2×2セルが独立であれば、セルを統合できるだろう。

このように考え、まずは図表 45 の「②就任元機関×①就任先機関×④観測時点」に対してカイ二乗検定を行ったところ、2005-2006 年の観測時点において右上・左下ともに独立性の帰無仮説が棄却される(独立ではない)。また、観測値が少ないこと等からフィッシャーの正確確率検定も併せて行ったところ、同じ場所で独立性の帰無仮説が棄却された。一方、図表 58 の「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」に対してカイ二乗検定を行ったところ、全ての観測時点における、右上2×2セル及び左下2×2セルの独立性の帰無仮説が棄却されない(独立である)。上と同様に、フィッシャーの正確確率検定も行ったところ、同じ結果が得られた。

以上の結果から、図表 45 の「②就任元機関×①就任先機関×④観測時点」において、第三群と第四群を統合するには観測時点の観点から一部問題があるが、図表 58 の「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」では特に問題はないと考えられる。

そこで図表 58 の第三群と第四群を統合し、新第三群と呼称して分析しよう。まず、統合したクロス表を示すと図表 69 のようになる。

	1988-1991				1991-1994				1994-1997				1997-2000			
	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計
第一群	189	116	240	545	216	112	255	583	232	123	255	610	192	108	217	517
第二群	14	172	215	401	17	189	218	423	17	190	223	430	23	178	194	395
新第三群	2	11	151	164	3	15	146	164	2	15	163	180	3	15	160	178
総計	205	300	606	1,111	236	316	618	1,169	251	327	641	1,220	218	301	571	1,090
	2000-2003				2003-2005				2005-2006				2006-2008			
	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計
第一群	195	102	191	488	196	107	200	502	171	97	182	450	209	72	212	493
第二群	14	158	188	360	15	171	186	372	29	155	177	361	24	159	240	423
新第三群	5	17	156	178	7	19	151	176	7	19	136	162	10	18	214	242
総計	214	278	534	1,026	218	297	535	1,049	207	271	495	973	243	248	666	1,157

図表 69 第三群と第四群を統合した「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」のクロス表(図表 58 から作成)

図表 69 は、いわば図表 58 を縮約したものであって、図表 58 の本質的な性格を大きく変えるものではない。したがって、表を見ただけで、対称性も周辺等質性の検定に関する帰無仮説も棄却されないだろうということは容易に推測できる。

そこで、ここでは別のアプローチを試みよう。「出身機関の群から、より上位群の大学教授に就任する割合は、どの出身機関の群でも同じである」を帰無仮説とし検定を考える。まず、図表 69 の出身機関別の構成割合で表すと図表 70 となる。

	1988-1991				1991-1994				1994-1997				1997-2000			
	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計
第一群	34.7%	21.3%	44.0%	100.0%	37.1%	19.3%	43.8%	100.0%	38.1%	20.1%	41.8%	100.0%	37.1%	20.9%	42.0%	100.0%
第二群	3.5%	42.9%	53.7%	100.0%	4.0%	44.6%	51.5%	100.0%	3.9%	44.2%	51.9%	100.0%	5.7%	45.1%	49.1%	100.0%
新第三群	1.2%	6.9%	91.9%	100.0%	1.6%	9.0%	89.4%	100.0%	1.1%	8.3%	90.9%	100.0%	1.9%	8.6%	89.5%	100.0%
総計	18.5%	27.0%	54.6%	100.0%	20.2%	27.0%	52.9%	100.0%	20.6%	26.8%	52.6%	100.0%	20.0%	27.6%	52.4%	100.0%
	2000-2003				2003-2005				2005-2006				2006-2008			
	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計
第一群	40.1%	20.9%	39.2%	100.0%	39.0%	21.3%	39.9%	100.0%	38.0%	21.6%	40.4%	100.0%	42.4%	14.5%	43.0%	100.0%
第二群	3.9%	44.0%	52.3%	100.0%	4.0%	46.0%	50.1%	100.0%	8.0%	42.9%	49.0%	100.0%	5.7%	37.5%	56.8%	100.0%
新第三群	2.8%	9.7%	87.5%	100.0%	4.0%	10.8%	85.5%	100.0%	4.3%	11.7%	84.0%	100.0%	4.1%	7.4%	88.4%	100.0%
総計	20.9%	27.1%	52.0%	100.0%	20.7%	28.3%	51.0%	100.0%	21.3%	27.9%	50.9%	100.0%	21.0%	21.4%	57.6%	100.0%

図表 70 第三群と第四群を統合した「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」のクロス表の出身機関別構成割合の推移(図表 69 から作成。茶色網掛部分が出身機関からより上位の大学に教授として就任したケースを示す。)

上記の帰無仮説を調べるためには、図表 70 の茶色網掛部分に示された割合が各観測時点において等しいとした場合を理論値として、観測値との差に対してカイ二乗検定すればよい※。

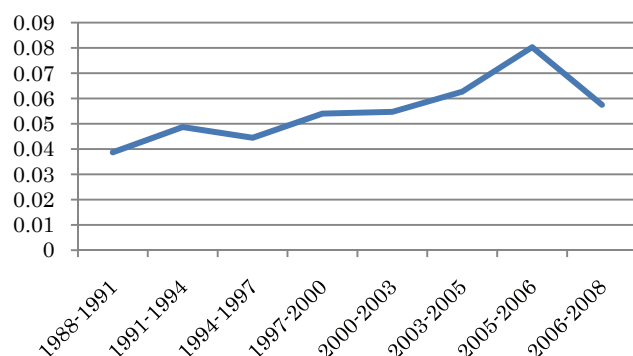
※ 第二群出身で第一群への教授就任者数を $n_{21}^{\text{年}}$ 、新第三群出身で第一群への教授就任者数を $n_{31}^{\text{年}}$ 、新第三群出身で第二群への教授就任者数を $n_{32}^{\text{年}}$ と表すと、上記のカイ二乗検定統計量は、次のようになる。

$$X^2 = \frac{\frac{n_{2\cdot}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{2\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{31}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} \right) - n_{21}^{\text{年}}}{\frac{n_{2\cdot}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{2\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{31}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} \right)} + \frac{\frac{n_{3\cdot}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{2\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{31}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} \right) - n_{31}^{\text{年}}}{\frac{n_{3\cdot}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{2\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{31}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} \right)} + \frac{\frac{n_{3\cdot}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{2\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{31}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} \right) - n_{32}^{\text{年}}}{\frac{n_{3\cdot}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{2\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{31}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{3\cdot}^{\text{年}}} \right)}$$

全ての観測時点について調べたところ、就任先と出身との独立性の帰無仮説は棄却されない。即ち、それぞれの観測時点において、第二群国立大学出身者が第一群国立大学の教授に就任する割合、新第三群国立大学出身者が第一群国立大学の教授に就任する割合、同じく新第三群国立大学出身者が第二群国立大学の教授に就任する割合は等しい。

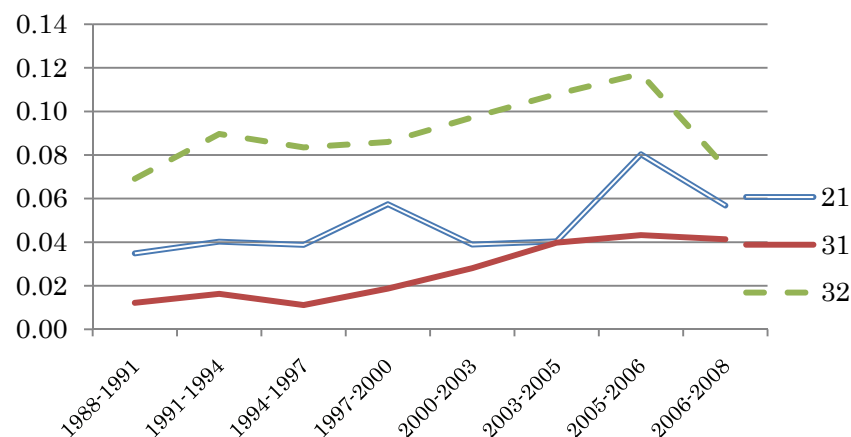
加えて、フィッシャーの正確確率検定を行ったところ、1997-2000 年、2006-2008 年の2つの観測時点のみ、5%有意水準で就任先と出身との独立性を確認できた。

なお、観測時点間のこの割合には違いがある。この出身機関から上位の就任先機関への教授就任割合は年々増加している(図表 71)。



図表 71 出身機関から上位の就任先機関への教授就任割合(図表 70 から作成。参考 P 値 =0.02)

また、その内訳を群別に見ると、図表 72 となる。特に新第三群を出身して第一群の教授に就任する割合は年とともに増加しており、正規単回帰モデルによる参考 P 値は 0.00 となる。



図表 72 群別の出身機関から上位の就任先機関への教授就任割合(図表 70 から作成。参考 P 値: P_{21} 値=0.11、 P_{31} 値=0.00、 P_{32} 値=0.17)

逆に、就任先機関別の構成割合(図表 73)から、「ある出身機関から上位の就任先機関の教授に就任者の合計の割合は、どの就任先機関の群でも同じである」を帰無仮説とする検定を考える。この帰無仮説を調べるためには、図表 73 の茶色網掛部分に示された割合の列和が各観測時点において等しいとした場合を理論値として、観測値との差に対してカイ二乗検定すればよい※。

1988-1991				1991-1994				1994-1997				1997-2000			
第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計
92%	39%	40%	49%	92%	36%	41%	50%	93%	37%	40%	50%	88%	36%	38%	47%
7%	57%	36%	36%	7%	60%	35%	36%	7%	58%	35%	35%	10%	59%	34%	36%
1%	4%	25%	15%	1%	5%	24%	14%	1%	5%	25%	15%	2%	5%	28%	16%
100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

2000-2003				2003-2005				2005-2006				2006-2008			
第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計	第一群	第二群	新第三群	総計
91%	37%	36%	48%	90%	36%	37%	48%	83%	36%	37%	46%	86%	29%	32%	43%
7%	57%	35%	35%	7%	58%	35%	35%	14%	57%	36%	37%	10%	64%	36%	37%
2%	6%	29%	17%	3%	6%	28%	17%	3%	7%	27%	17%	4%	7%	32%	21%
100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

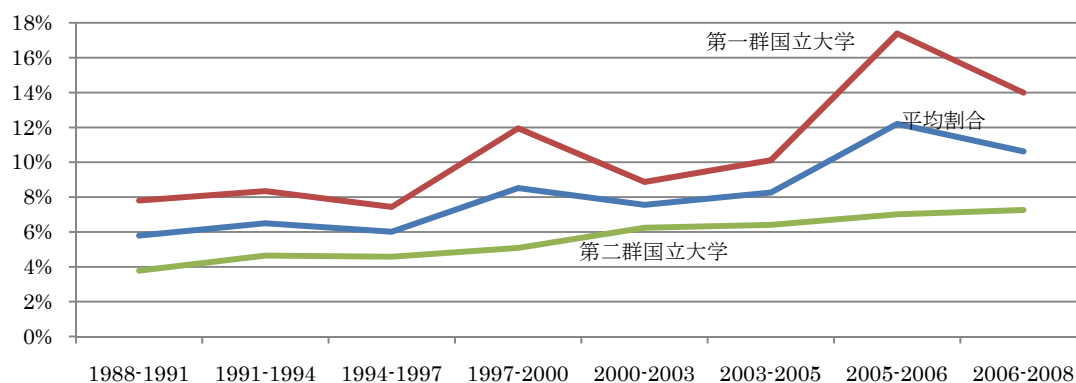
図表 73 第三群と第四群を統合した「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」のクロス表の就任先機関別構成割合の推移(図表 69 から作成。茶色網掛部分が出身機関からより上位の大学に教授として就任したケースを示す。)

※ 第二群出身で第一群への教授就任者数を $n_{21}^{\text{年}}$ 、新第三群出身で第一群への教授就任者数を $n_{31}^{\text{年}}$ 、新第三群出身で第二群への教授就任者数を $n_{32}^{\text{年}}$ と表すと、上記のカイ二乗検定統計量は、次の式となる。

$$X^2 = \frac{\frac{n_{\cdot 1}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} \right) - (n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}})}{\frac{n_{\cdot 1}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} \right)} + \frac{\frac{n_{\cdot 2}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} \right) - n_{32}^{\text{年}}}{\frac{n_{\cdot 2}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} \right)}$$

全ての観測時点を上式で調べたところ、2005-2006 年を除き、就任先群と出身群との独立性の帰無仮説は棄却されない。この結果はフィッシャーの正確確率検定でも同じだった。即ち、2005-2006 年を除いた観測時点において、第一群国立大学教授就任における第二群及び新第三群出身者の割合は、第二群国立大学教授就任における新第三群出身者の割合と等しい。

また、この場合も観測時点間により割合が異なる。この就任先機関に対する下位の群の出身機関からの教授就任割合は年々増加している(図表 74)。



図表 74 就任先機関に対する下位の出身機関からの就任機関別教授就任割合(図表 73 から作成。参考P値_{平均割合}=0.01、参考P値_{第一群}=0.03、参考P値_{第二群}=0.00)

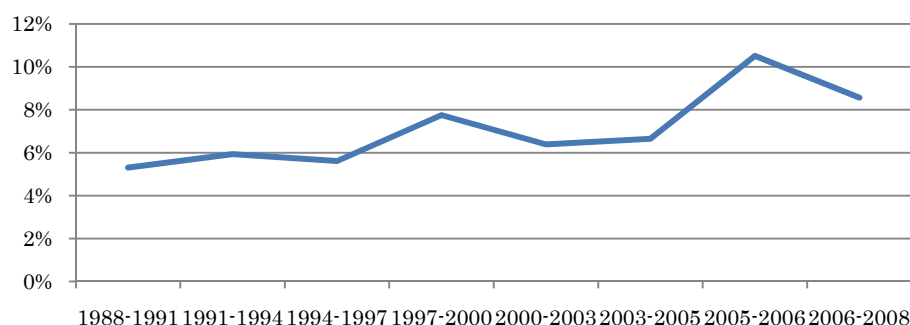
加えて、就任先機関別の構成割合(図表 73)から、「ある出身機関群から直近の上位群の就任先機関教授に就任する者の人数の割合は、どの就任先機関の群でも同じである」を帰無仮説とする検定を考える。この帰無仮説を調べるためには、図表 73 の斜線部分に示された割合が各観測時点で等しいとして理論値を計算し、観測値との差に対してカイ二乗検定すればよい※。

※ 第二群出身で第一群への教授就任者数を $n_{21}^{\text{年}}$ 、新第三群出身で第二群への教授就任者数を $n_{32}^{\text{年}}$ と表すと、上記のカイ二乗検定統計量は次式となる。

$$X^2 = \frac{\frac{n_{\cdot 1}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}} \right) - n_{21}^{\text{年}}}{\frac{n_{\cdot 1}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}} \right)} + \frac{\frac{n_{\cdot 2}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}} \right) - n_{32}^{\text{年}}}{\frac{n_{\cdot 2}^{\text{年}}}{2} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}} \right)}$$

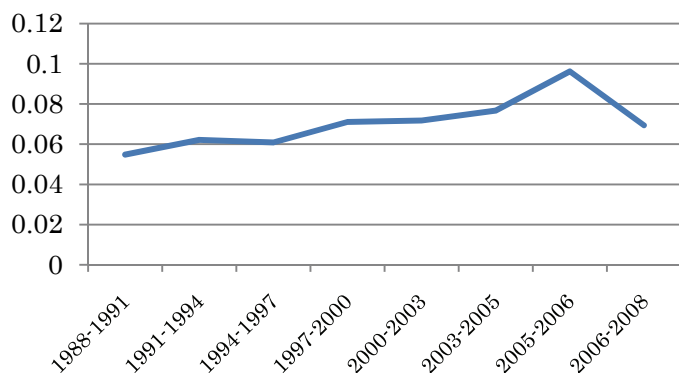
上式で全ての観測時点を調べたところ、全ての観測時点において就任先群と出身群との独立性の帰無仮説は棄却されない。この結果はフィッシャーの正確確率検定でも同じだった。即ち、全ての観測時点において、第一群国立大学教授就任における第二群出身者の割合は、第二群国立大学教授就任における新第三群出身者の割合と等しい。

また、この場合でも観測時点により割合は異なる。この就任先機関に対する直近下位の出身機関群からの教授就任割合は年々増加している(図表 75)。



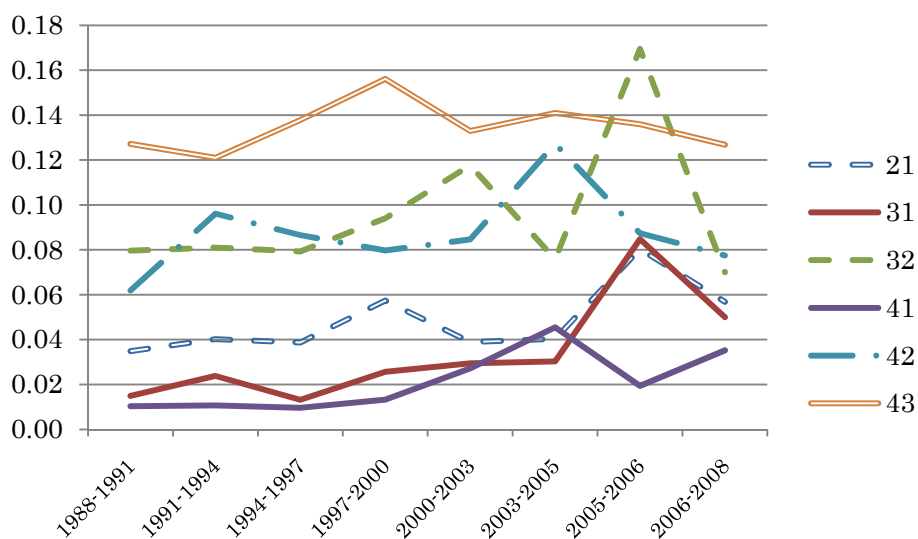
図表 75 就任先機関に対する直近下位の出身機関群からの教授就任割合(図表 73 から作成。参考P値=0.03)

実は、新第三群を形成しなくとも、つまり4群の構成でも上記の議論とほぼ同じ結論が得られる。即ち、第二群出身者が第一群教授へ、第三群出身者が第一群・第二群教授へ、第四群出身者が第一群・第二群・第三群教授へ就任する割合は、それぞれの観測時点で等しい。具体的には、図表 58 に対して、図表 70 のように平均割合を算出して、それぞれの期待度数に対して観測値からカイ二乗検定を行うと、1994-1997 年を除いた観測時点で就任先と出身との独立性の帰無仮説が棄却されない(独立である)。ただし、この方法では、検定対象となるセル数が増加し、自由度が上記の新第三群の場合の2から5へと増加するとともに、いくつかのセルの観測度数がかなり小さくなることから、カイ二乗検定の結果に対する信頼性が新第三群を導入したケースよりも比較的低い。加えて、フィッシャーの正確確率検定も行ったところ、全ての観測時点で就任先と出身との独立性の帰無仮説は棄却された。また、この場合でも出身機関から上位の就任先機関への教授就任割合は年々増加している(図表 76)。



図表 76 出身機関から上位の就任先機関への教授就任割合 (参考 P 値=0.03)

また、図表 76 の内訳を群別に調べると、図表 77 となる。特に新第三群を出身して第一群の教授に就任する割合、並びに第四群を出身して第一群の教授に就任する割合は年とともに増加しており、正規単回帰モデルによる参考 P 値はそれぞれ 0.04、0.03 となる。



図表 77 群別の出身機関から上位の就任先機関への教授就任割合 (参考 P 値: P_{21} 値=0.10、 P_{31} 値=0.04、 P_{32} 値=0.38、 P_{41} 値=0.03、 P_{42} 値=0.37、 P_{43} 値=0.59)

逆に、新第三群の場合と同様に、就任先機関別の構成割合 (図表 78) から、「ある出身機関から上位の就任先機関の教授に就任者の合計の割合は、どの就任先機関の群でも同じである」を帰無仮説とする。この検定を考える。この帰無仮説を調べるためには、図表 78 の茶色網掛部分に示された割合の列和が各観測時点において等しいとした場合を期待値として、観測値との差に対してカイ二乗検定すればよい※。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	92%	39%	39%	40%	49%	92%	36%	42%	41%	50%		93%	37%	41%	39%	50%		88%	36%	37%	39%	47%	
第二群	7%	57%	36%	35%	36%	7%	60%	33%	37%	36%		7%	58%	33%	36%	35%		10%	59%	32%	35%	36%	
第三群	0%	2%	20%	3%	6%	1%	2%	21%	4%	6%		0%	2%	20%	4%	6%		1%	2%	24%	4%	7%	
第四群	0%	2%	5%	21%	9%	0%	3%	5%	19%	8%		0%	3%	5%	21%	9%		1%	3%	7%	22%	9%	
総計	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%		100%	100%	100%	100%	100%		100%	100%	100%	100%	100%	
2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計		第一群	第二群	第三群	第四群	総計	
第一群	91%	37%	36%	36%	48%	90%	36%	37%	38%	48%		83%	36%	32%	39%	46%		86%	29%	34%	30%	43%	
第二群	7%	57%	36%	35%	35%	7%	58%	34%	35%	35%		14%	57%	41%	33%	37%		10%	64%	37%	35%	37%	
第三群	1%	3%	21%	4%	7%	1%	2%	23%	4%	6%		2%	4%	19%	4%	6%		2%	3%	23%	6%	9%	
第四群	1%	3%	7%	26%	11%	2%	5%	7%	23%	10%		1%	3%	8%	24%	11%		2%	4%	6%	29%	12%	
総計	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%		100%	100%	100%	100%	100%		100%	100%	100%	100%	100%	

図表 78 「③出身機関×①就任先機関×④観測時点」のクロス表の就任先機関別構成割合の推移(図表 58 から作成。茶色網掛部分が出身機関からより上位の大学に教授として就任したケースを示す。)

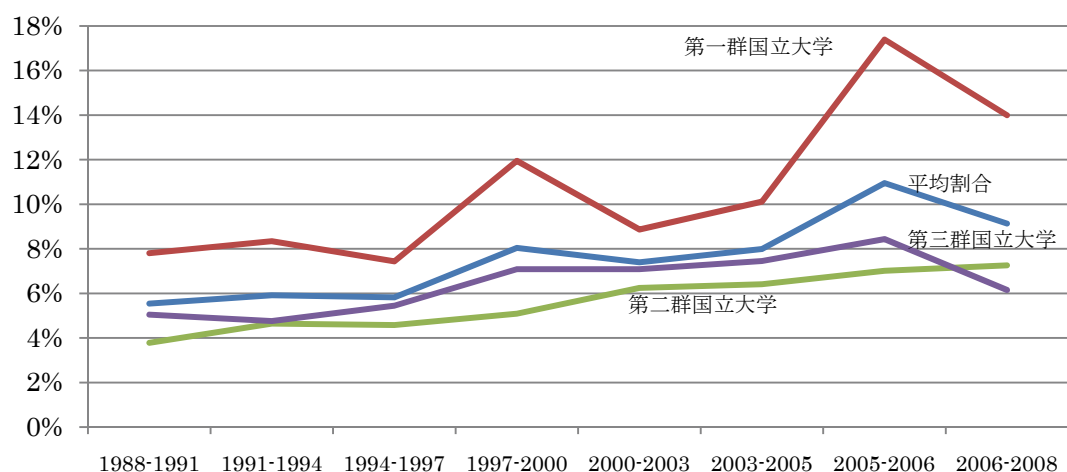
※ 第二群出身で第一群への教授就任者数を $n_{21}^{\text{年}}$ 、第三群出身で第一群への教授就任者数を $n_{31}^{\text{年}}$ 、第三群出身で第二群への教授就任者数を $n_{32}^{\text{年}}$ 、第四群出身で第一群への教授就任者数を $n_{41}^{\text{年}}$ 、第四群出身で第二群への教授就任者数を $n_{42}^{\text{年}}$ 、第四群出身で第三群への教授就任者数を $n_{43}^{\text{年}}$ とすると、上記のカイ二乗検定統計量は、次の式となる。

$$\begin{aligned}
 X^2 = & \frac{\left\{ \frac{n_{\cdot 1}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}} + n_{41}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}} + n_{42}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} + \frac{n_{43}^{\text{年}}}{n_{\cdot 3}^{\text{年}}} \right) - (n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}} + n_{41}^{\text{年}}) \right\}^2}{\frac{n_{\cdot 1}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}} + n_{41}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}} + n_{42}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} + \frac{n_{43}^{\text{年}}}{n_{\cdot 3}^{\text{年}}} \right)} \\
 & + \frac{\left\{ \frac{n_{\cdot 2}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}} + n_{41}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}} + n_{42}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} + \frac{n_{43}^{\text{年}}}{n_{\cdot 3}^{\text{年}}} \right) - (n_{32}^{\text{年}} + n_{42}^{\text{年}}) \right\}^2}{\frac{n_{\cdot 2}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}} + n_{41}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}} + n_{42}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} + \frac{n_{43}^{\text{年}}}{n_{\cdot 3}^{\text{年}}} \right)} \\
 & + \frac{\left\{ \frac{n_{\cdot 3}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}} + n_{41}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}} + n_{42}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} + \frac{n_{43}^{\text{年}}}{n_{\cdot 3}^{\text{年}}} \right) - n_{43}^{\text{年}} \right\}^2}{\frac{n_{\cdot 3}^{\text{年}}}{3} \times \left(\frac{n_{21}^{\text{年}} + n_{31}^{\text{年}} + n_{41}^{\text{年}}}{n_{\cdot 1}^{\text{年}}} + \frac{n_{32}^{\text{年}} + n_{42}^{\text{年}}}{n_{\cdot 2}^{\text{年}}} + \frac{n_{43}^{\text{年}}}{n_{\cdot 3}^{\text{年}}} \right)}
 \end{aligned}$$

上式により全ての観測時点を調べたところ、全ての観測時点で就任先群と出身群との独立性の帰無仮説は棄却されない。この結果はフィッシャーの正確確率検定でも同じだった。即ち、全ての観測時点において、第一群国立大学教授就任における第二・三・四群出身者の

割合は、第二群国立大学教授就任における第三・四群出身者の割合、並びに第三群国立大学教授就任における第四群出身者の割合と等しい。

また、この場合も観測時点間により割合が異なる。この就任先機関に対する下位の群の出身機関からの教授就任割合は年々増加している(図表 79)。



図表 79 就任先機関に対する下位の出身機関からの就任機関別教授就任割合(図表 78 から作成。参考P値_{平均割合}=0.00、参考P値_{第一群}=0.03、参考P値_{第二群}=0.00、参考P値_{第三群}=0.02)

なお、新第三群を導入した場合と同じく、就任先機関別の構成割合(図表 78)から、「ある出身機関群から直近の上位群の就任先機関教授に就任する者の人数の割合は、どの就任先機関の群でも同じである」を帰無仮説とする検定を考える。この帰無仮説を調べるためには、図表 78 の斜線部分に示された割合が各観測時点で等しいとして理論値を計算し、観測値との差に対してカイ二乗検定すればよい※。ところが、図表 78 を一見して他群の動向と比べて、第三群出身で第二群の教授に就任する者の割合がかなり低いことが分かる。

※ 第二群出身で第一群への教授就任者数を $n_{21}^{\text{年}}$ 、第三群出身で第二群への教授就任者数を $n_{32}^{\text{年}}$ 、第四群出身で第三群への教授就任者数を $n_{43}^{\text{年}}$ 、と表すと、上記のカイ二乗検定統計量は以下のようになる。

$$X^2 = \frac{\frac{n_{\cdot 1}}{3} \times \left(\frac{n_{21}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}}{n_{\cdot 2}} + \frac{n_{43}}{n_{\cdot 3}} \right) - n_{21}}{\frac{n_{\cdot 1}}{3} \times \left(\frac{n_{21}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}}{n_{\cdot 2}} + \frac{n_{43}}{n_{\cdot 3}} \right)} + \frac{\frac{n_{\cdot 2}}{3} \times \left(\frac{n_{21}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}}{n_{\cdot 2}} + \frac{n_{43}}{n_{\cdot 3}} \right) - n_{32}}{\frac{n_{\cdot 2}}{3} \times \left(\frac{n_{21}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}}{n_{\cdot 2}} + \frac{n_{43}}{n_{\cdot 3}} \right)} + \frac{\frac{n_{\cdot 3}}{3} \times \left(\frac{n_{21}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}}{n_{\cdot 2}} + \frac{n_{43}}{n_{\cdot 3}} \right) - n_{43}}{\frac{n_{\cdot 3}}{3} \times \left(\frac{n_{21}}{n_{\cdot 1}} + \frac{n_{32}}{n_{\cdot 2}} + \frac{n_{43}}{n_{\cdot 3}} \right)}$$

上式により全ての観測時点を調べたところ、1997-2000 年、2003-2005 年、2005-2006 年時点を除いた観測時点では、就任先群と出身群との独立性の帰無仮説は棄却されない。この結果はフィッシャーの正確確率検定でも同じだった。調査時点の半数近くで結論が異なることから、仮説検定の結果としては何とも言えないが、第三群を出身して第二群の教授に就任する人数の割合が小さいことがその原因である。

事実、4群でも第三群を出身し第二群への教授就任者を除いた場合、即ち第四群を出身して第三群の教授に就任した者の人数割合と、第二群を出身して第一群の教授に就任した者の人数割合を等しいとした帰無仮説を検定すると、全観測時点で帰無仮説は棄却されない。この結果はフィッシャーの正確確率検定でも同じである。

以上、観測時点及び就任先機関に対して、就任元機関と出身機関とのクロス表をそれぞれ作成し、対角成分を総計・自校昇格者除く・構造的ゼロのそれぞれのケースについて調べ、その特性を概観してきた。その結果、次のことが判明した。

1) 就任元機関について

- 大きな対角成分のために就任先と就任元との独立性検定の帰無仮説は棄却される（独立ではない）。同時に、1997-2005 年において対称性検定の帰無仮説が棄却されず対称性が強く、同時に周辺等質性も有する。
- 対角成分から自校昇格者の人数を除くと、上記とは逆にほとんどの観測時点で就任先と就任元との独立性検定の帰無仮説は棄却されない(独立である)。つまり就任元と就任先機関との関係はない。詳細に調べるために調整残差分析を行うと、第二群から第一群への異動教授の観測値が期待値より大きい。また、2005 年以降、第四群から第一群への異動教授は他の群間よりも少ない。第二群から第四群も強い傾向ではないが、少なくなっている。これまでの分析結果とこの調整残差分析の結果を見ると、第二群→第一群教授就任のケースを除き、他の群間の異動教授は少なく、「異動の群内ブロック化」の傾向が強くなっているように思われる。現に自校昇

格者を除く各観測時点の対角成分の和を総度数で割ったものの推移は、明確な増加傾向を示す。

- 対角成分を構造的にゼロとして、群間の異動のみに着目した観測値を人為的に作る。この場合、繰り返し比例当てはめ法で求めた期待値に対して、就任先と就任元との独立性はほぼ半分程度のケースでしか成立しない。また、調整残差分析から、総じて、各群から近い群への異動が大きくなっており、離れた群への異動は小さくなっている傾向にある。これは前述した各群のブロック化現象と一致する。

2) 出身機関について

- 大きな対角成分及び行列の非対称性の大きさ(第一群又は第二群出身者の第三群若しくは第四群教授就任者数の大きさ)のため、全ての観測時点で就任先と出身との独立性検定の帰無仮説は棄却される。また、調整残差分析の結果、観測時点で一貫して第二群出身で第一群の教授に就任する人数が期待値よりもはるかに少ない。そして、当然ながら、対称性検定も周辺等質性検定の帰無仮説も棄却される。
- 対角成分から自校昇格者の人数を除いても、上記と同様に全ての観測時点で就任先と出身との独立性検定の帰無仮説は棄却される(独立ではない)。調整残差から、観測時点で一貫して第二群出身者からの第一群教授就任数の多いことが分かる。近年では第四群出身者からの第一群教授就任数の観測値は期待値より少なくなっている。特に第二群出身者からの第一群教授就任者の多さは上記の自校昇格者も含むデータとは真逆の傾向を示している。これは突出した対角成分の大きさが他のセルの期待値にも影響を及ぼすためである。
- 対角成分を構造的にゼロとして群間の異動のみに着目したモデルを考えると、この場でも全ての観測時点で就任先と出身との独立性検定の帰無仮説は棄却される(独立ではない)。調整残差から、観測時点で一貫して第四群出身者が第三群の教授に就任する件数の観測値が期待値より多い。1997年以降は逆の傾向も強くなり、第三群出身者が第四群の教授に就任するケースも多いようだ。また、第三群出身者が第一群の教授に就任することも多くなっている。一方、近年では第一群出身者が第三群や第四群の教授に就任する件数は期待値より少ない。

以上から、判明したことは、

- ・ 就任元における自校昇格者、出身機関における自校出身者の効果は大きく、別カテゴリーに分類することが適切だろう。
- ・ クロス表分析の結果から色々分かったものの、因子間の関係を調べるためにはまだ不十分である。現在想定される因子(観測年・出身・就任元・就任先・昇格)でも5因子あり、クロス表では1因子固定2因子分析の3因子までが限界である。ましてやグラフによる断面的分析では基本的に2因子が限界であり、立体・等高線グラフ等を駆使しても3因子が限界である。一方、分析の組合せは ${}_5C_3=10$ 通りあり、前述の5倍の分量である。その上、

因子数は更に増える見込みが大きい。つまりグラフ分析をもちろんのこと、クロス表分析でも限界がある。しかし、グラフ分析やクロス表分析は重要であることには変わりはない。

(2) 準独立性の検定

上記(1)の結論を踏まえ、本節では社会学で使用される準独立モデルを活用する。準独立モデルとは、統計学的には構成因子が互いに同等なレベルまでの交互作用項を有するとするモデルである。ここでは、前節の結論を踏まえ、就任元機関に自校、出身機関に自校出身者のカテゴリーを追加する。

まず就任元機関の場合、データは図表 80 のように整理できる。出身機関の場合は図表 81 のようになる。

	1988-1991					1991-1994					1994-1997					1997-2000				
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計
自校	166	242	202	301	911	194	256	199	297	947	195	260	212	306	974	167	232	179	278	856
第一群	9	22	16	19	65	9	16	15	23	63	15	18	20	26	80	13	23	12	24	72
第二群	16	13	13	17	59	21	15	9	27	72	20	16	15	17	69	18	16	10	16	61
第三群	5	9	6	8	28	4	13	5	13	35	5	16	7	14	41	9	14	8	12	43
第四群	9	14	8	17	48	8	15	10	20	53	15	17	8	15	56	11	16	12	20	58
総計	205	300	244	362	1,111	236	316	238	380	1,169	251	327	263	378	1,220	218	301	221	350	1,090

	2000-2003					2003-2005					2005-2006					2006-2008				
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計
自校	163	209	164	270	805	168	230	173	278	849	161	206	137	281	785	191	201	241	319	952
第一群	10	18	14	13	56	11	20	9	16	56	16	18	3	16	53	19	13	13	13	58
第二群	20	20	12	14	67	22	18	10	11	60	20	18	15	11	64	22	14	14	16	65
第三群	10	12	8	12	43	6	11	7	10	33	8	7	5	9	29	6	6	10	9	30
第四群	11	18	9	17	55	11	19	10	13	53	2	22	6	12	42	6	15	15	17	53
総計	214	278	207	327	1,026	218	297	208	327	1,049	207	271	166	329	973	243	248	293	374	1,157

図表 80 ②就任元機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成。自校昇格者を別のカテゴリーに設置)

	1988-1991					1991-1994					1994-1997					1997-2000				
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計
自校	164	137	45	50	396	175	148	43	43	409	184	155	45	45	429	160	134	46	45	384
第一群	25	116	96	144	381	41	112	100	155	408	49	123	107	147	426	32	108	81	136	357
第二群	14	35	87	128	264	17	40	78	140	275	17	36	88	135	276	23	44	71	123	261
第三群	1	5	4	12	22	2	6	7	13	27	1	6	8	16	30	2	7	8	15	32
第四群	1	6	12	28	47	1	9	11	30	51	1	9	14	35	59	1	8	16	31	56
総計	205	300	244	362	1,111	236	316	238	380	1,169	251	327	263	378	1,220	218	301	221	350	1,090

	2000-2003					2003-2005					2005-2006					2006-2008				
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計
自校	154	113	36	49	352	152	128	41	44	364	134	101	28	44	307	163	122	60	72	416
第一群	41	102	74	117	333	44	107	76	124	350	37	97	53	129	316	47	72	100	113	330
第二群	14	45	75	113	247	15	44	70	116	244	29	54	68	109	260	24	37	108	132	301
第三群	2	8	8	14	32	2	5	7	12	25	5	10	3	13	31	5	7	8	21	41
第四群	3	9	15	35	62	5	14	16	32	66	2	9	14	34	59	5	11	18	36	70
総計	214	278	207	327	1,026	218	297	208	327	1,049	207	271	166	329	973	243	248	293	374	1,157

図表 81 ③出身機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表(HM-DB から作成。自校出身者を別のカテゴリーに設置)

これらに対して準独立モデルが適合するかどうか検証するが、準独立モデルとは後述する対数線形モデルにおける均一連関モデルと同一であり、交互因子間がそれぞれ均一に連関(関連)するモデルである。高次で連関する場合もあるが、本節では因子数3つのモデル(即ち最高3次)のみを考えるため、2次の交互作用項のみである。本節における分析対象に限

定して考えると、例えば上記の図表 80 では、「②就任元機関」と「①就任先機関」、「①就任先機関」と「④観測時点」、「④観測時点」と「②就任元機関」の3つに対してそれぞれ統計学的に交互作用が認められるモデルということになる。

そしてこの場合に期待値を求めるには、前述の構造的ゼロの際に使用した繰り返し比例当てはめ法を使用する(図表 82、図表 83)。

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計			
自校	164	240	203	303	911	186	250	196	315	947	196	255	214	310	974	167	230	177	282	856			
第一群	12	19	14	20	65	13	19	12	19	63	16	24	17	23	80	14	22	14	22	72			
第二群	17	15	12	15	59	22	18	13	18	72	21	17	14	16	69	18	16	11	15	61			
第三群	5	9	6	9	28	6	11	7	11	35	8	13	8	12	41	8	14	8	13	43			
第四群	8	16	9	15	48	9	18	10	17	53	10	18	11	17	56	10	20	10	18	58			
総計	205	300	244	362	1,111	236	316	238	380	1,169	251	327	263	378	1,220	218	301	221	350	1,090			

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計	第一群	第二群	第三群	第四群	総計			
自校	164	212	166	263	805	172	235	171	271	849	162	214	136	272	785	195	199	244	314	952			
第一群	11	17	11	17	56	11	17	11	16	56	11	16	9	17	53	12	14	14	17	58			
第二群	21	17	12	16	67	19	16	11	14	60	20	17	10	17	64	20	13	15	16	65			
第三群	8	13	8	13	43	6	11	6	10	33	6	9	5	9	29	6	8	7	9	30			
第四群	10	18	10	17	55	9	18	9	16	53	8	14	6	14	42	10	14	12	17	53			
総計	214	278	207	327	1,026	218	297	208	327	1,049	207	271	166	329	973	243	248	293	374	1,157			

図表 82 ②就任元機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表の疑似独立性の仮説の下
の期待値(HM-DB から作成。自校昇格者を別のカテゴリーに設置)

1988-1991						1991-1994						1994-1997						1997-2000					
	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計			
自校	151	140	49	55	396	169	141	45	54	409	180	146	49	54	429	157	136	41	49	384			
第一群	35	107	95	144	381	43	118	94	153	408	46	122	105	153	426	38	106	82	131	357			
第二群	16	40	83	125	264	19	43	81	131	275	20	43	87	126	276	18	43	77	123	261			
第三群	2	5	5	11	22	2	6	6	13	27	2	7	7	14	30	3	8	7	15	32			
第四群	2	7	12	26	47	2	8	12	29	51	2	9	15	32	59	2	9	13	31	56			
總計	205	300	244	362	1,111	236	316	238	380	1,169	251	327	263	378	1,220	218	301	221	350	1,090			

2000-2003						2003-2005						2005-2006						2006-2008					
	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計	第一群	第二群	第三群	第四群	總計			
自校	152	120	37	43	352	155	129	37	43	364	139	106	25	37	307	181	119	59	56	415			
第一群	38	99	76	120	333	40	108	79	124	350	40	100	59	117	316	35	76	95	123	330			
第二群	19	41	73	115	247	18	42	71	112	244	22	46	65	127	260	20	37	107	137	301			
第三群	3	8	7	15	32	2	6	5	12	25	3	8	5	15	31	3	7	11	19	41			
第四群	3	10	15	34	62	3	11	16	36	66	3	11	12	34	59	3	9	21	38	70			
總計	214	278	207	327	1,026	218	297	208	327	1,049	207	271	166	329	973	243	248	293	374	1,157			

図表 83 ③出身機関×①就任先機関×④観測時点のクロス表の疑似独立性の仮説の下
の期待値(HM-DB から作成。自校出身者を別のカテゴリーに設置)

検定方法はこれまでと同様カイ二乗検定を使用する(図表 84)。図表 84 から、図表 80 及び図表 81 のクロス表に対して準独立性はともに棄却できない。つまり均一連関モデルが適合する。

	②就任元機関	③出身機関
カイ二乗検定統計量	67.45	67.71
P 値	0.907	0.903
自由度	84	84
尤度比検定統計量	69.25	67.49
P 値	0.877	0.906

図表 84 図表 80(就任元機関と就任先機関)及び図表 81(出身機関と就任先機関)に対する準独立性の検定結果

しかし、以上は因子間の準独立モデル(均一連関モデル)の採否であり、他のモデルの適否は判断しない。つまり、もっと他に適切なモデルがあるかもしれない、という点に関しては何も検討していない。そういう意味では本節の検討は準独立モデルの適用の可否しか見ておらず、いわば消極的な判断法ということになる。つまり、多因子間の最適なモデルを探索する必要がある。

以上の問題意識に立ち、次節では対数線形モデルを導入して分析を行う。

(3) 対数線形モデル

(2)の図表 80(就任先と就任元)及び図表 81(就任先と出身)に対して独立性の検定を実施すると、図表 85 及び図表 86 のようになる。就任元機関に自校のカテゴリーを追加した図表 80 では、2005-2006 年の1点を除く全ての観測時点で就任先と就任元との独立性の帰無仮説が棄却されない(独立である)。一方、出身機関に自校出身のカテゴリーを追加した図表 81 では全ての観測時点で就任先と出身との独立性の帰無仮説が棄却される(独立ではない)。

これは、同じ「自校」といっても意味が全く異なるからであり、内部昇格者が多いこと、第三群や第四群の教授就任者の多くが第一群又は第二群の出身であることなど、就任元と出身元との大きな構造の違いによる。

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008
カイ二乗検定統計量	7.254	14.29	12.88	5.906	11.79	15.63	34.36	16.94
自由度	12	12	12	12	12	12	12	12
P 値	0.840	0.283	0.378	0.921	0.463	0.209	0.001	0.152

図表 85 図表 80 に対する就任元機関と就任先機関との独立性検定結果(茶色網掛部分は P 値が 0.1 を超える場合)

	1988- 1991	1991- 1994	1994- 1997	1997- 2000	2000- 2003	2003- 2005	2005- 2006	2006- 2008
カイ二乗検定統計量	332.5	330.9	349.8	269	250.1	236	200.7	220.8
自由度	12	12	12	12	12	12	12	12
P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

図表 86 図表 81 に対する出身機関と就任先機関との独立性検定結果

一方、これからこれらのデータを一緒にして扱おうと考える。そうすれば、各変量間の独立性は維持できなくなるだろうと予測される。独立でない、ということは、セルの度数は互いの因子の単純積ではなく、「交互作用的因子」が存在すると考えられる。

それを実際に計算するために考え出された方法が対数線形モデルである。まず、あるセルに落ちる確率を p_{ij} 、 i 番目の行の確率を $p_{行i}$ 、 j 番目の列の確率を $p_{列j}$ とすると、行と列が独立の場合、次のように表現できる。

$$p_{ij} = p_{\text{行}i} \times p_{\text{列}j} \cdots \cdots \cdots (1)$$

(1)式の両辺の自然対数をとると、

$$\begin{aligned} \ln p_{ij} &= \ln (p_{\text{行}i} \times p_{\text{列}j}) = \ln p_{\text{行}i} + \ln p_{\text{列}j} = \lambda_{\text{行}i} + \lambda_{\text{列}j} \cdots \cdots \cdots (2) \\ (\lambda_{\text{行}i} &= \ln p_{\text{行}i}, \lambda_{\text{列}j} = \ln p_{\text{列}j}) \end{aligned}$$

となる。しかし、上記のように実際の多くの場合、行と列は独立ではないこと、並びに、 $p_{ij} = \mu_{ij} / N$ (μ_{ij} : 期待度数、 N : 総度数) が成り立つため、(2)式は

$$\begin{aligned} \ln p_{ij} &= \ln (\mu_{ij} / N) = \lambda_{\text{行}i} + \lambda_{\text{列}j} + \lambda_{\text{行列}ij} \\ \Leftrightarrow \ln \mu_{ij} &= \lambda + \lambda_{\text{行}i} + \lambda_{\text{列}j} + \lambda_{\text{行列}ij} \cdots \cdots \cdots (3) \\ (\lambda &= \ln N) \end{aligned}$$

と交互作用項を入れて期待度数とする。(3)式は飽和モデルであり、飽和モデルの母数(パラメーター)の数はセルの数と常に一致する。実際の計算では、 μ_{ij} や $p_{\text{行}i}$ といった母数を知ることとは不可能なので、各種統計量により構成された推定量を使用する。そのように推定された母数には、そのギリシャ文字に $\hat{}$ (ハット)を付けて区別する風習がある。式の解の計算には、最尤法を用いる。また、対数線形モデルの解を求める計算機コードにおいても、対数線形モデルが擁する冗長性の解決のため、大きくANOVA (ANalysis Of VAriance: 分散分析) コー

ディング (Birchの制約式 $\sum_i \lambda_{\text{行}i} = 0$ 等) とダミーコーディング ($\lambda_{\text{行}1} = 0$ などとする) の2つに分かれる。ここでは、後述するがオッズ比による比較分析を行うことから、ANOVAコーディングのプログラムを使用する。

最適なモデルの求め方に関して検討する。例えば、①就任先機関、②就任元機関、③出身機関、④観測時点、の4因子から構成される対数線形モデルを考える。すると、飽和モデルは、

$$\begin{aligned} \ln \mu_{ijkl} &= \lambda_{\phi} + \lambda_{\text{①}(i)} + \lambda_{\text{②}(j)} + \lambda_{\text{③}(k)} + \lambda_{\text{④}(l)} + \lambda_{\text{①:②}(ij)} + \lambda_{\text{②:③}(jk)} + \\ &\lambda_{\text{③:④}(kl)} + \lambda_{\text{①:③}(ik)} + \lambda_{\text{①:④}(il)} + \lambda_{\text{②:④}(jl)} + \lambda_{\text{①:②:③}(ijk)} + \lambda_{\text{②:③:④}(jkl)} + \\ &\lambda_{\text{①:③:④}(ikl)} + \lambda_{\text{①:②:④}(ijl)} + \lambda_{\text{①:②:③:④}(ijkl)} \cdots \cdots \cdots (4) \end{aligned}$$

であり、一方、独立モデルは次のようになる。

$$\ln \mu_{ijkl} = \lambda_{\phi} + \lambda_{\text{①}(i)} + \lambda_{\text{②}(j)} + \lambda_{\text{③}(k)} + \lambda_{\text{④}(l)} \cdots \cdots \cdots (5)$$

上記の4因子では飽和モデルの(4)式と(5)式間の不飽和モデルの式数でも80であり、この程度ならば通常のPCにより網羅的に求めることもできる。ただし、この式数は、3因子では9、4因子では上記のとおり80であるものが、5因子で2,079、6因子では1,114,174、と因子数とともに爆発的に増加する。そのため、変数減少・増加法が必要となる。即ち、対数線形モデルでは、階層構造という性格を活用して、高次項から減少させていき、(若しくは逆に低次項から増加させていき)、AIC若しくはBICが最も小さいなどの判断基準から最適モデルを得るという方法を使う。しかし、これらの方法で得られた最適モデルが実際の現象として解釈が可能かという問題が残る。2次交互作用項を超える項については往々にして解釈可能ではないが、それに対する工夫も考えられている¹⁶。

また、対数線形モデルのモデル決定方法はこれだけでなく、グラフィカル対数線形モデリング¹⁷という方法もある。これは、飽和モデルは最適モデルではないという前提の下(この前提はあまり無理ではない。飽和モデルが最適ということは、因子数やカテゴリー数が元のデータを説明するには不十分であることを示唆するためである)、(最高次-1)の均一連関モデルから、各変量間の関係をグラフの線になぞらえて、ノード(線)を順番に除去していくように計算する方法である。この方法で得られる解は厳密解から少し離れるが、特に因子数の多いモデルを考える際には非常に便利な方法である。しかし、一定以上ノードが減少すると残りの高次の交互作用項が消えにくくなるなど、後述する対数線形モデルの解釈方法であるオッズ比と干渉する場合もあるため、適用に相応しいケースを見極める必要がある。

本DPで取り扱うモデルでは因子数は5と比較的小さいので、網羅計算してAICを直接比較することが可能である。しかし、カテゴリーの設定にも注意が必要である。なぜならば、全てのセルで観測度数が大きい分は問題ないが、セル間の度数の偏りが非常に大きいことなどにより、ゼロ及びゼロに近い度数が多いクロス表には注意が必要だからである。このままで最適モデルを求めても当てはめがよくなることが多い。元のモデルの再現性が低ければ、それが最適モデルでも意味がない。

以上の点を考慮して、対数線形モデル分析を行う。

まず、モデルの計算に使用する因子とそのカテゴリーを整理する(図表87)。

	カテゴリー 1)	カテゴリー 2)	カテゴリー 3)	カテゴリー 4)	カテゴリー 5)	カテゴリー 6)	カテゴリー 7)	カテゴリー 8)
①就任先機関	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学	-	-	-	-
②就任元機関	自校	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学	公立大学	私立大学	-
③出身機関	自校出身	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学	-	-	-
④観測時点	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
⑤昇格の有無	なし	あり	-	-	-	-	-	-

図表87 国立大学教授就任に対する対数線形モデルの因子及びカテゴリー

図表87では、これまでの就任元機関や出身機関に関する分析で使用された「その他・不明」のカテゴリーを外し、計算結果の解釈が可能なものに限定した。また、これまでの分析において内部昇格の場合以外には考慮されていなかった「昇格の有無」を因子として追加した。

対象となるデータに対して図表87に基づくラベリングを行い、低次も含む約3,000式の対数線形モデルの計算を網羅的に行い、AICにより最適モデルを導出した。それと同時に、最適モデルに次いでAICが小さく、かつ最適モデルと階層的関係を有するとともに、最適モデルよりも簡潔なモデル(複雑なモデルを採択する理由はない)に対して ΔG^2 (対数尤度比の差)及び自由度の差を計算し、カイ二乗検定によりモデル間の差の有意性を調べた。その結果、最適モデルと次点解間には有意な差があり、最適モデルの採択が最も合理的であると判断された。

ここで結果的に得られた最適モデルでは最高次が2次交互作用項であり、オッズ比による解釈が可能であるから、以後、この最適モデルを対象に検討する。

図表87の標記を使用して、この最適モデルを式で示すと次のようになる。

$$\ln \mu_{ijklm} = \lambda_{\phi} + \lambda_{①(i)} + \lambda_{②(j)} + \lambda_{③(k)} + \lambda_{④(l)} + \lambda_{⑤(m)} + \lambda_{①:②(i:j)} + \lambda_{②:③(j:k)} + \lambda_{③:⑤(j:m)} + \lambda_{①:③(i:k)} + \lambda_{①:⑤(i:m)} + \lambda_{②:⑤(j:m)} \cdots \cdots (6)$$

非常に興味深いのは、交互作用項に関して、④の観測時点だけが他のどの項とも交絡しない。つまり、図表87の観測時点は他の項の影響を受けずに変動する。逆に観測時点以外の項は他の全ての項との交互作用項を持つ。つまり、図表87の①、②、③及び⑤は互いに密接な関係にある。

次に得られた最適モデルを示す。

定数項	-1.72								
	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学					
①就任先 機関	-0.29	0.24	-0.23	0.28					
	自校	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学	公立大学	私立大学		
②就任元 機関	-5.40	0.55	1.25	1.08	1.44	0.24	0.84		
	自校出身	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学				
③出身機関	0.53	1.38	0.69	-1.43	-1.18				
	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008	
④観測時点	0.00	0.07	0.11	0.01	-0.06	-0.04	-0.14	0.04	
	昇格あり	昇格なし							
⑤昇格の 有無	1.63	-1.63							
		①就任先機関							
		第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学				
②就任元 機関	自校	-0.16	-0.18	0.09	0.26				
	第一群国立大学	0.19	-0.13	-0.05	-0.01				
	第二群国立大学	0.53	-0.07	-0.17	-0.29				
	第三群国立大学	-0.28	0.07	0.11	0.09				

	第四群国立大学	-0.33	0.15	0.05	0.13			
	公立大学	0.19	0.05	-0.15	-0.10			
	私立大学	-0.15	0.11	0.13	-0.08			
		②就任元機関						
		自校	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学	公立大学	私立大学
③出身機関	自校出身	1.04	-0.04	-0.25	-0.23	-0.20	-0.22	-0.10
	第一群国立大学	-0.26	1.42	-0.09	-0.49	-0.41	0.07	-0.24
	第二群国立大学	-0.10	-0.34	0.94	-0.40	-0.06	0.11	-0.14
	第三群国立大学	-0.89	-0.47	-0.40	1.63	-0.24	0.13	0.25
	第四群国立大学	0.22	-0.57	-0.19	-0.51	0.92	-0.08	0.23
		③出身機関						
		自校出身	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学		
⑤昇格の有 無	昇格あり	-0.37	-0.17	-0.01	0.57	-0.01		
	昇格なし	0.37	0.17	0.01	-0.57	0.01		
		①就任先機関						
		第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学			
③出身機関	自校出身	1.40	0.41	-0.71	-1.11			
	第一群国立大学	-0.14	0.17	0.02	-0.05			
	第二群国立大学	-0.42	-0.31	0.40	0.33			
	第三群国立大学	-0.21	-0.08	0.01	0.28			
	第四群国立大学	-0.64	-0.19	0.27	0.55			
		①就任先機関						
		第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学			
⑤昇格の有 無	昇格あり	-0.33	-0.02	0.25	0.10			
	昇格なし	0.33	0.02	-0.25	-0.10			
		②就任元機関						
		自校	第一群 国立大学	第二群 国立大学	第三群 国立大学	第四群 国立大学	公立大学	私立大学
⑤昇格の有 無	昇格あり	8.59	-0.92	-1.23	-1.56	-1.60	-1.53	-1.76
	昇格なし	-8.59	0.92	1.23	1.56	1.60	1.53	1.76

図表88 国立大学教授就任に対する5因子対数線形モデルの最適モデル(ANOVAコーディングによる。茶色網掛部分は構造的ゼロのセル)

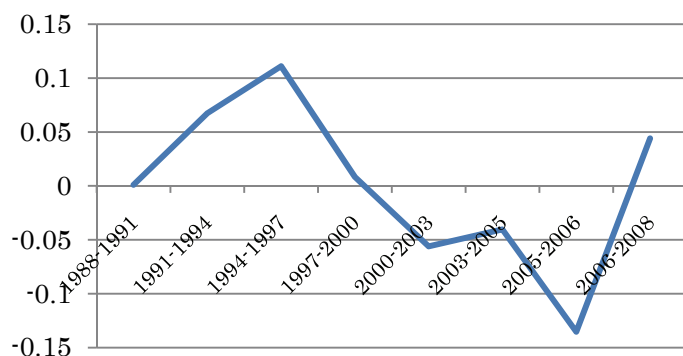
図表87及び図表88から、対数線形モデルによるこの最適モデルには構造的ゼロを包含していることも分かる。具体的には、「②就任元機関」が自校、「⑤昇格の有無」が昇格なし、となっているセルは教授に就任しておらず、図表44の左上の構造的ゼロのセルに相当する。

前述のクロス表分析では構造的ゼロのセルを含むクロス表に関しては特別な措置が必要だが、対数線形モデルでは構造的ゼロのセルは対象外であるため、モデルの推定における理論上の困難は生じない¹⁸⁾。

対数線形モデルの特徴として、通常、最適モデルから得られた解のみを直接見ても状況はあまり分からないことが多い。その理由の一つは、対数線形モデルのパラメータの解釈の際には、そのモデルの最高次の項に注目するものであり、高次の交互作用項を有する因子の主効果のみによる解釈は意味をなさない¹⁶⁾。そして、交互作用項を直接見てもその意味するところは分かりにくい。図表88の場合、主効果として意味があるのは、観測時点の効果(図表89)のみである。

また、対数線形モデルの解が有する冗長性からBirchの制約式などの仮定を置いていること、

その制約式を活用したANOVAコーディングでは、通常、標準誤差(ASE)を算出しないことなどから、解の係数自体の有意性を調べることは稀である。むしろ、解の有意性についてもモデル計算と並行して行われているため、最適モデルを得た段階で既に調べるまでもない、と考えるべきかと思われる。



図表89 最適モデルにおける観測時点の主効果(図表88から作成)

さて、すると如何なる方法で解を調べるべきかということになるが、これを調べるのがオッズ比である。しかし、その前に、この最適モデルによる元のデータの再現性を調べる必要がある。数あるモデルのうち、これが最適であるとしても、再現性が悪ければそもそも使い物にならないためである。

この再現性を調べるための指標として、モデルの当てはめ値と観測値との近さを要約する以下の非類似性指標 (dissimilarity index) Dがある¹⁶。

$$D = \sum |n_i - \hat{\mu}_i| / (2N) \dots \dots \dots (7)$$

この指標は0～1の値をとり、値が小さいほど当てはまりが良い。Dの値が約0.03よりも小さければ、モデルがデータをよく表していることを示す。上記の最適モデルでは、D=0.087となり、最適モデルは観測値の91%以上を説明していると考えられ、一定の評価ができるだろう。

さて、最適モデルの調査が済んだところで、オッズ比による因子間の調査に入る。対数線形モデルのモデルの解釈では解の係数ではなく、当てはめ解から得られたオッズ比を考えるのが普通である。ここで、まずオッズとは、ある事象が起こる確率又は比率を、起こらない確率又は比率で割ったものである¹³。そしてオッズ比とは、本来、a,b,c,dの正方形行列形式の2×2セルの2元クロス表において、 $ad/bc = (a/b)/(c/d) = (a/c)/(b/d) = \dots$ などと定義される。そして、それ以上のセル数、例えば、 $r \times c$ セルの2元クロス表においても、分析対象のセルを抽出した2×2セルの部分表を考えれば、上記の2×2セルのクロス表と同様にオッズ比を計算できる。そして、一般的に $r \times c$ セルの2元クロス表から $(r-1) \times (c-1)$ の独立したオッズ比が計算でき、この独立したオッズ比の相互の積から他のセルの組合せのオッズ比も算出できる。

以上から、図表88における2次交互作用項に関するオッズ比を計算したものが図表90～図

表95である。同時に、オッズ比の自然対数である対数オッズ比は近似的に帰無仮説の下で標準正規分布に従うため、オッズ比の信頼区間を推定することができる。つまり、対数オッズ比の信頼区間が0を挟む(＝オッズ比の信頼区間が1を挟む)ことになれば、帰無仮説は棄却されないことになり、当該オッズ比は意味を持たない。しかし、対数線形モデルのオッズ比に関する上記の有意性検定については、対数オッズ比の標準偏差の簡便な推定値が複数存在して唯一性がないことから、ここでは省略する。

本ケースにおいて、2次交互作用項のみを有する最適モデルのオッズ比を調べることの最大の利点は、図表90～図表95のオッズ比は、それぞれ図表に示された行列以外の他の要因の影響を全く受けない点にある。つまり、観測時点が異なってもこれらのオッズ比は全く変わらない。即ち、2因子の交互作用を「他の因子の影響を考慮する必要なく」調べることができる。このオッズ比の調査こそが、モデル決定に次ぐ、対数線形モデルの真骨頂である。

	自/1	自/2	自/3	自/4	1/2	1/3	1/4	2/3	2/4	3/4
自/1	15.89	2.34	4.51	1.34	0.15	0.28	0.08	1.93	0.57	0.30
自/2	4.35	10.36	5.98	2.43	2.38	1.37	0.56	0.58	0.23	0.41
自/3	2.84	2.64	44.46	1.72	0.93	15.67	0.61	16.86	0.65	0.04
自/4	3.00	3.63	6.70	7.05	1.21	2.24	2.35	1.85	1.94	1.05
自/公	4.93	4.41	9.89	2.63	0.89	2.01	0.53	2.24	0.60	0.27
自/私	3.21	3.02	9.79	3.17	0.94	3.05	0.99	3.25	1.05	0.32
1/2	0.27	4.43	1.33	1.81	16.17	4.84	6.59	0.30	0.41	1.36
1/3	0.18	1.13	9.87	1.28	6.31	55.22	7.16	8.75	1.13	0.13
1/4	0.19	1.55	1.49	5.24	8.23	7.88	27.79	0.96	3.38	3.53
1/公	0.31	1.88	2.19	1.96	6.07	7.07	6.31	1.16	1.04	0.89
1/私	0.20	1.29	2.17	2.36	6.38	10.76	11.69	1.68	1.83	1.09
2/3	0.65	0.25	7.44	0.71	0.39	11.41	1.09	29.23	2.78	0.10
2/4	0.69	0.35	1.12	2.90	0.51	1.63	4.22	3.20	8.29	2.59
2/公	1.13	0.43	1.66	1.08	0.38	1.46	0.96	3.89	2.55	0.66
2/私	0.74	0.29	1.64	1.31	0.39	2.22	1.77	5.63	4.49	0.80
3/4	1.06	1.38	0.15	4.10	1.30	0.14	3.88	0.11	2.98	27.19
3/公	1.74	1.67	0.22	1.53	0.96	0.13	0.88	0.13	0.92	6.88
3/私	1.13	1.14	0.22	1.85	1.01	0.19	1.63	0.19	1.61	8.38
4/公	1.64	1.21	1.48	0.37	0.74	0.90	0.23	1.22	0.31	0.25
4/私	1.07	0.83	1.46	0.45	0.78	1.36	0.42	1.76	0.54	0.31
公/私	0.65	0.68	0.99	1.21	1.05	1.52	1.85	1.45	1.76	1.22

図表90 最適モデル(図表88)の就任元機関(行)及び出身機関(列)に関するオッズ比の表
(茶色網掛部分はオッズ比が25以上のセル)

それでは図表90から順番に見てみよう。基本的に1から大きく離れたオッズ比が特徴的だから、オッズ比の大きい組合せを見る(小さい組合せを見ても構わない)。すると、就任元機関が1/3(＝第一群国立大学/第三群国立大学)、出身機関が1/3(＝第一群国立大学/第三群国立大学)のオッズ比が最も大きく55.22、次いで就任元機関が自/3(＝自校/第三群国立大学)、出身機関が自/3(＝自校/第三群国立大学)のオッズ比が44.46、就任元機関が2/3(＝第二群国立大学/第三群国立大学)、出身機関が2/3(＝第二群国立大学/第三群国立大学)のオッズ比が29.23などとなっている。これらに次いでオッズ比が大きいのは1/4(＝第

一群国立大学/第四群国立大学)及び1/4の27.79、3/4(=第三群国立大学/第四群国立大学)及び3/4の27.19となっている。ここまで紹介すると気付かれると思うが、就任元機関と出身機関に関してオッズ比の高い組合せでは、出身機関と就任元機関の組合せが同じである。

この解釈としては、最も高いオッズ比を例とすると、就任元が第一群国立大学のうち第一群国立大学出身者数に対する第三群国立大学出身者数の比は、就任元が第三群国立大学のうち第一群国立大学出身者数に対する第三群国立大学出身者数の比の、55.22倍ということになる。元となるクロス表から、情報の量を落として直観的に表現すると、第三群国立大学を出身して就任元の第三群国立大学に行く人数は少なく、逆に第一群国立大学を出身して就任元の第一群国立大学に行く人数が多い。これに次ぐ自校出身/第三群国立大学のケースでも同様であり、第三群国立大学を出身して就任元の第三群国立大学に行く人数は少なく、逆に自校を出身して就任元の自校に行く人数が多い。そして、第二群国立大学/第三群国立大学の場合でも、第三群国立大学を出身して就任元の第三群国立大学に行く人数は少なく、逆に第二群国立大学を出身して就任元の第二群国立大学に行く人数が多い。第一群国立大学/第四群国立大学の場合も、第四群国立大学を出身して就任元の第四群国立大学に行く人数は少なく、逆に第一群国立大学を出身して就任元の第一群国立大学に行く人数が多い。最後の第三群国立大学/第四群国立大学でも同様に、第四群国立大学を出身して就任元の第四群国立大学に行く人数は少なく、逆に第三群国立大学を出身して就任元の第三群国立大学に行く人数が多い。

このようなことから、出身機関と就任元機関との間のオッズ比を調べた結果、出身機関と就任元機関の群が同一である場合の人数が多く、その傾向は、第一群・第三群、自校・第三群、第二群・第三群、第一群・第四群、第三群・第四群間の順に顕著である。

	1/2	1/3	1/4	2/3	2/4	3/4
自/1	3.68	9.73	13.56	2.64	3.69	1.39
自/2	3.01	18.60	25.77	6.19	8.58	1.39
自/3	3.07	10.30	19.97	3.36	6.51	1.94
自/4	4.23	20.46	40.23	4.84	9.51	1.97
1/2	0.82	1.91	1.90	2.34	2.33	0.99
1/3	0.83	1.06	1.47	1.27	1.77	1.39
1/4	1.15	2.10	2.97	1.83	2.58	1.41
2/3	1.02	0.55	0.77	0.54	0.76	1.40
2/4	1.41	1.10	1.56	0.78	1.11	1.42
3/4	1.38	1.99	2.01	1.44	1.46	1.01

図表91 最適モデル(図表88)の出身機関(行)及び就任先機関(列)に関するオッズ比の表
(茶色網掛部分はオッズ比が15以上のセル)

次に、図表91から出身機関及び就任先機関間のオッズ比を調べる。この場合は一見して、図表90のように行と列とに対称的な関係はないことが分かる。最も大きなオッズ比は40.23で

あり、この場合、出身機関が自/4＝自校出身/第四群国立大学、就任先機関1/4＝第一群国立大学/第四群国立大学となっている。これを元となるクロス表から、直観的に表現すると、自校を出身して第一群国立大学に就任する人数と、第四群国立大学を出身して第四群国立大学に就任する人数が多いためである。次いで、出身機関が自/2＝自校出身/第二群国立大学、就任先機関1/4＝第一群国立大学/第四群国立大学の場合でオッズ比が25.77、出身機関が自/4＝自校出身/第四群国立大学、就任先機関1/3＝第一群国立大学/第三群国立大学の場合でオッズ比は20.46などとなる。ここで注目すべきは、オッズ比の高いケースの出身機関には必ず自校出身が、就任先機関には第一群国立大学が含まれている。このことは、自校出身者が第一群国立大学に就任する効果が非常に大きなものであることを示している。

	1/2	1/3	1/4	2/3	2/4	3/4
自/1	0.74	0.61	0.54	0.83	0.73	0.88
自/2	0.56	0.39	0.29	0.69	0.52	0.75
自/3	1.44	1.15	0.95	0.80	0.66	0.83
自/4	1.66	1.15	1.04	0.69	0.63	0.91
自/公	0.89	0.55	0.49	0.62	0.56	0.89
自/私	1.31	1.03	0.70	0.78	0.53	0.68
1/2	0.75	0.63	0.54	0.83	0.71	0.85
1/3	1.95	1.88	1.77	0.97	0.91	0.94
1/4	2.23	1.87	1.93	0.84	0.86	1.03
1/公	1.20	0.90	0.92	0.75	0.76	1.01
1/私	1.77	1.67	1.30	0.94	0.73	0.78
2/3	2.58	2.99	3.29	1.16	1.27	1.10
2/4	2.97	2.98	3.58	1.00	1.21	1.20
2/公	1.59	1.44	1.70	0.90	1.07	1.19
2/私	2.35	2.66	2.42	1.13	1.03	0.91
3/4	1.15	1.00	1.09	0.87	0.95	1.09
3/公	0.62	0.48	0.52	0.78	0.84	1.08
3/私	0.91	0.89	0.73	0.98	0.81	0.83
4/公	0.54	0.48	0.48	0.90	0.88	0.98
4/私	0.79	0.89	0.67	1.13	0.85	0.75
公/私	1.48	1.85	1.42	1.25	0.96	0.77

図表92 最適モデル(図表88)の就任元機関(行)及び就任先機関(列)に関するオッズ比の表(茶色網掛部分はオッズ比が2.9以上のセル、青色網掛部分はオッズ比が1/2.9以下のセル)

次いで、図表92から就任元機関及び就任先機関に関するオッズ比を調べる。一目見て分かることは図表92におけるオッズ比は、図表90や図表91と異なり、あまり差がない。二桁のオッズ比は存在せず、最も大きなオッズ比でも3.58である。これは直観的には、第二群国立大学から第一群国立大学に就任する人数の方が、第四群国立大学から第一群国立大学に就任する人数より大きいことを示す。次に大きなオッズ比は3.45であり、自校から第四群国立大

学に就任する人数の方が、第二群国立大学から第四群国立大学に就任する人数より大きいことを示す。次いで大きなオッズ比は3.29であり、第二群国立大学から第一群国立大学に就任する人数の方が、第三群国立大学から第一群国立大学に就任する人数より大きいことを示す。

	昇あり/なし
1/2	1.87
1/3	3.57
1/4	3.86
1/公	3.39
1/私	5.35
2/3	1.91
2/4	2.06
2/公	1.81
2/私	2.86
3/4	1.08
3/公	0.95
3/私	1.50
4/公	0.88
4/私	1.38
公/私	1.58

図表93 最適モデル(図表88)の就任元機関(行)及び昇格の有無(列)に関するオッズ比の表(茶色網掛部分はオッズ比が2.8～6のセル)

そして、図表 93 から就任元機関及び昇格の有無に関するオッズ比を調べる。本図表では自校を就任元に示していない。これは構造的ゼロのためである。そこで、この自校に係る箇所は調査から外し、他の部分を調べる。図表 93～図表 95 では昇格の有無という2値変量を対象にしているため、オッズ比を理解しやすい。図表 93 では、異常値を除いて、第一群国立大学と私立大学間の昇格に関するオッズの差が大きく、5.35 となっている。即ち、私立大学から就任する場合には昇格なし、つまり教授のまま横滑りが多い一方、第一群国立大学では昇格の有無は半々程度である。次いでオッズ比が大きいのは、第一群国立大学と第四群国立大学であり、3.86 である。この場合でも第四群国立大学から就任する場合には昇格なし、つまり教授のまま横滑りが多い。そして、第一群国立大学と第三群国立大学のオッズ比が3.57、第一群国立大学と公立大学のオッズ比が3.39 となっており、前述と同様に、第三群国立大学や公立大学から就任する場合には昇格なし、つまり教授のまま横滑りが多い。

	昇あり/なし
1/2	0.53
1/3	0.21
1/4	0.42
2/3	0.40
2/4	0.79
3/4	1.98

図表94 最適モデル(図表88)の就任先機関(行)及び昇格の有無(列)に関するオッズ比の表(茶色網掛部分はオッズ比が1.9以上のセル、青色網掛部分はオッズ比が1/1.9以下のセル)

図表 94 から就任先機関及び昇格の有無に関するオッズ比を調べる。最も大きなオッズ比は 4.72 であり、就任先が第一群国立大学、第三群国立大学の場合である。これは就任先が第三群国立大学の場合より、第一群国立大学の場合の方が昇格を伴うケースが多いことを示す。次いでオッズ比が大きいのは就任先が第二群国立大学、第三群国立大学の場合であり、オッズ比は 2.51 となる。この場合も、就任先が第三群国立大学の場合より、第二群国立大学の方が昇格を伴うケースが多いことを示す。また、大きなオッズ比は 2.39 となり、これは第一群国立大学と第四群国立大学であり、これも就任先が第四群国立大学の場合より、第一群国立大学の方が昇格を伴うケースが多いことを示す。これらに加えて、第三群国立大学、第四群国立大学間のオッズ比が 1.98 となっている。以上から、全ての就任先群のうち、第三群国立大学就任者が最も昇格を伴わない。

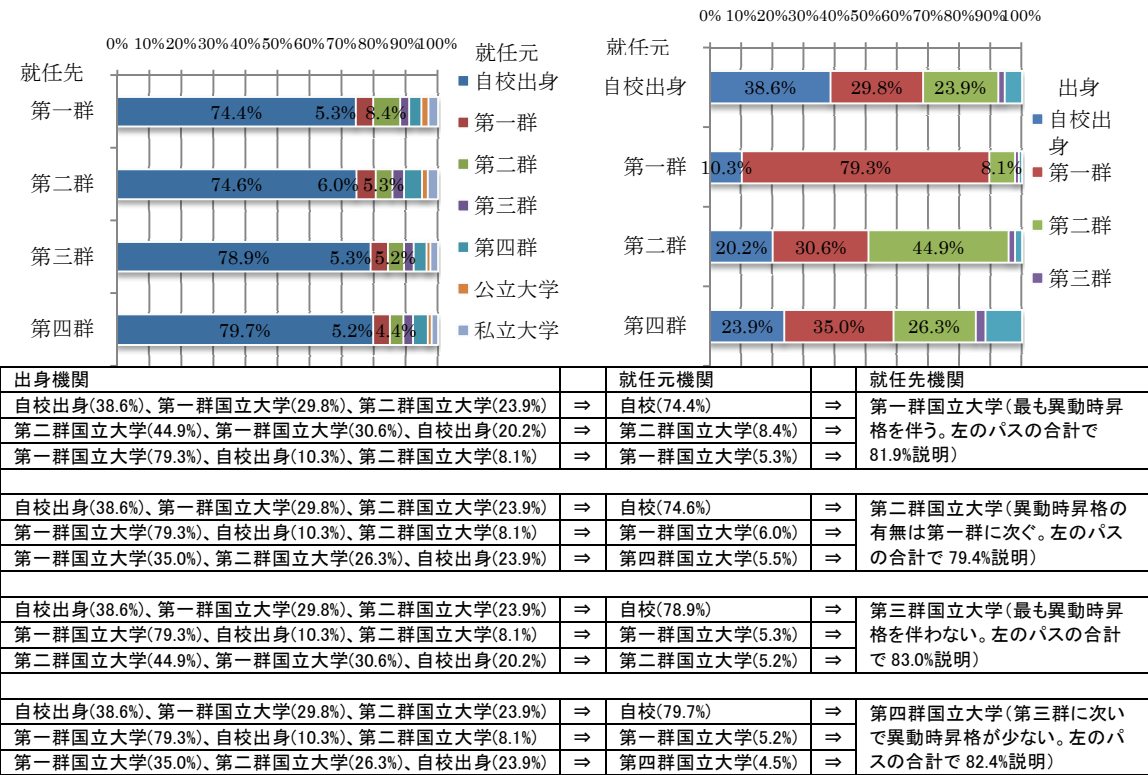
	昇あり/なし
自/1	0.67
自/2	0.49
自/3	0.15
自/4	0.49
1/2	0.73
1/3	0.23
1/4	0.72
2/3	0.31
2/4	0.99
3/4	3.19

図表95 最適モデル(図表88)の出身機関(行)及び昇格の有無(列)に関するオッズ比の表(茶色網掛部分はオッズ比が3以上のセル、青色網掛部分はオッズ比が1/3以下のセル)

最後に、図表 95 から、出身機関及び昇格の有無に関するオッズ比を調べる。最も大きなオッズ比は 6.57 である。このケースは自校出身者と第三群国立大学出身者との間で、前者の方が昇格を伴う割合が大きいことを示す。それに次いで大きなオッズ比は 4.42 であり、ここでは第一群国立大学出身者と第三群国立大学出身者との間で、前者の方が昇格を伴う割合が大きいことを示す。さらに次いで大きなオッズ比は 3.22 であり、ここでは第二群国立大学出

身者と第三群国立大学出身者との間で、前者の方が昇格を伴う割合が大きいことを示す。それに次いでオッズ比は 3.19 であり、第三群国立大学出身者と第四群国立大学出身者との間で、後者の方が昇格を伴う割合が大きいことを示す。つまり、全ての出身群のうち、第三群国立大学出身者が最も昇格を伴わない。

以上の分析結果を更に簡単に理解するため、各群の教授就任に関する典型的なキャリアパスのイメージを図表 96 に示す。就任先の各群に対する就任元機関の上位3群を示し、それとともに、その群に対応する出身機関の上位1群を表したものである。ここで出身機関が上位1群としたのは単に表記上の都合にすぎない。



図表 96 対数線形モデルの当てはめ値による各群の教授就任に対する典型的なキャリアパスのイメージ

図表 96 から、各群とも自校出身者で自校に直前まで所属していた者の教授数が最も多い。また、特に出身機関のバリエーションが自校出身と第一群・第二群国立大学しかない。そして、出身機関・就任元機関それぞれにおいて第三群国立大学が一度も出てこない。一方、第四群国立大学は就任元機関として2回出ていることから、第三群国立大学が一度も出てこないことは群の設定に依るものではないかと考えられる。

対数線形モデル分析の最後に残差分析を行う。前述の(7)式により最適モデルの適合度は約9割超とされた。では、最適モデルで説明されていない残りの1割足らずは何処にあるのか。それを調べるのが残差分析である。計算方法は前述のクロス表分析で行った調整残差の方法と類似している。しかし、対数線形モデルで使用したのは5因子もあり、この残差をクロス表形式にまとめても非常に大規模なクロス表になって見づらいが、無加工に近いデータほど重要であるためここに掲載する(図表 97)。

観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立大学	私立大学
1988-1991(次点以降は有意差が認められた行のみ)	自校出身	第一群	あり	0.22	0.34	0.29	-0.23	0.46	-0.37	-0.08
			なし	0.00	-0.37	0.65	-0.04	-0.04	-0.28	-0.93
		第二群	あり	0.76	0.45	-0.41	0.88	-0.50	-0.69	0.20
			なし	0.00	-0.36	0.17	-0.48	0.01	0.18	-0.40
		第三群	あり	0.16	1.13	0.51	-0.55	-0.10	-0.32	0.95
			なし	0.00	-0.32	0.28	0.01	-0.20	-0.33	-0.60
		第四群	あり	0.24	-0.01	-0.56	0.09	-0.64	-0.32	1.19
			なし	0.00	-0.37	0.20	-0.13	0.02	-0.38	-0.07
	第一群	第一群	あり	-1.13	-1.32	-1.28	-0.64	-0.32	-0.71	-0.62
			なし	0.00	-0.87	-0.47	-0.65	-0.66	-0.75	-0.03
		第二群	あり	1.42	1.16	-0.32	-0.64	-1.16	-0.07	-0.21
			なし	0.00	-0.17	-0.37	0.65	-0.19	-0.78	-0.57
		第三群	あり	0.78	0.67	0.09	0.25	-0.18	-0.16	0.49
			なし	0.00	0.65	1.38	-0.02	0.11	-0.31	0.06
		第四群	あり	0.34	0.82	0.38	0.14	0.75	0.48	0.98
			なし	0.00	-0.19	1.43	-0.83	1.21	-0.72	0.37
	第二群	第一群	あり	-1.13	1.55	-1.29	-0.45	0.49	-0.49	-0.44
			なし	0.00	-0.43	-0.34	-0.02	0.39	-0.09	-0.70
		第二群	あり	-1.04	-0.06	-0.68	-0.48	0.36	0.17	-0.80
			なし	0.00	-0.43	-0.67	-0.01	0.92	-0.68	-0.58
		第三群	あり	0.98	0.05	0.14	-0.54	0.01	-0.46	-0.39
			なし	0.00	-0.44	-0.53	0.38	-0.30	0.48	-0.57
		第四群	あり	0.85	-1.08	0.08	0.00	-0.36	-0.68	-0.15
			なし	0.00	-0.04	-0.82	0.12	-0.78	-0.04	-0.52
	第三群	第一群	あり	-1.19	-0.30	-0.44	0.41	-0.28	-0.25	-0.27
			なし	0.00	-0.11	-0.23	-0.46	1.33	-0.18	-0.24
		第二群	あり	0.67	-0.41	-0.53	-1.24	-0.59	0.48	-0.50
			なし	0.00	-0.12	-0.21	-0.15	-0.33	-0.20	-0.33
		第三群	あり	-0.64	-0.40	-0.48	-0.63	0.09	-0.33	-0.48
			なし	0.00	-0.09	-0.14	0.19	-0.23	-0.13	1.14
		第四群	あり	-0.51	-0.56	-0.08	-0.79	1.02	-0.46	-0.59
			なし	0.00	-0.14	1.37	-0.76	0.53	-0.21	-0.34
	第四群	第一群	あり	-0.72	-0.19	-0.34	-0.15	-0.35	-0.16	-0.19
			なし	0.00	-0.13	-0.32	-0.20	-0.47	-0.20	-0.30
		第二群	あり	-1.10	-0.32	1.62	0.64	-0.46	-0.28	-0.40
			なし	0.00	-0.16	-0.33	-0.32	-0.84	-0.26	-0.47
		第三群	あり	-0.08	-0.37	-0.51	-0.40	-0.56	-0.29	-0.46
			なし	0.00	-0.14	-0.27	-0.29	-0.70	-0.20	0.39
		第四群	あり	-0.36	-0.52	-0.67	0.08	-0.80	-0.40	-0.57
			なし	0.00	-0.23	-0.41	-0.45	-0.28	-0.33	0.54
観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立大学	私立大学
1991-1994	第一群	第一群	なし	0.00	-1.32	0.78	-0.37	-0.46	2.53	-0.65
		第三群		0.00	2.94	-0.04	0.24	0.02	-0.78	0.27
	第三群	第一群		0.00	2.71	-0.24	-0.48	-0.22	1.61	-0.25

		第三群		0.00	-0.09	2.13	-0.50	-0.23	-0.14	1.09
観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立大学	私立大学
1994-1997	自校出身	第一群	あり	0.08	-0.76	-0.10	-0.32	2.94	0.36	3.16
		第二群	なし	0.00	-0.02	-0.75	2.28	0.33	-0.27	0.50
		第三群	第一群	なし	0.00	-0.12	-0.25	-0.49	-0.23	1.57
観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立大学	私立大学
1997-2000	自校出身	第三群	あり	0.53	-0.02	-0.60	-0.55	0.42	-0.32	2.35
		第四群	なし	0.00	-0.38	-0.49	-0.65	0.43	-0.38	2.62
	第二群	第二群	なし	0.00	1.12	0.28	2.00	0.90	0.28	0.13
	第三群	第一群	なし	0.00	2.80	-0.23	0.25	-0.22	-0.18	1.13
	第四群	第一群	あり	-0.73	-0.19	-0.34	-0.15	-0.35	-0.16	3.40
		第二群	なし	0.00	-0.16	-0.33	1.72	-0.84	-0.26	3.08
		第三群	あり	-0.11	0.52	-0.52	-0.40	1.97	-0.29	-0.46
観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立大学	私立大学
2000-2003	第一群	第一群	あり	0.55	-0.30	0.36	-0.09	2.42	0.27	-0.61
			なし	0.00	-1.18	-0.39	2.52	-0.05	-1.03	1.51
	第三群	第二群	なし	0.00	-0.11	-0.20	0.41	2.83	1.53	-0.32
		第三群	あり	0.12	-0.39	-0.46	2.00	0.13	-0.32	0.25
			なし	0.00	-0.08	-0.14	-0.47	-0.22	-0.13	2.62
		第四群	あり	-1.12	0.06	-0.04	2.26	0.63	-0.45	-0.57
			なし	0.00	2.30	-0.20	-0.29	-0.36	-0.21	-0.33
		第四群	第一群	あり	0.30	-0.19	-0.33	-0.15	-0.34	2.05
	第二群		あり	-0.21	-0.31	-0.46	-0.33	-0.02	2.19	0.46
				なし	0.00	2.01	1.77	-0.32	0.81	-0.25
観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立大学	私立大学
2003-2005	自校出身	第三群	あり	-0.40	1.18	-0.59	2.26	0.19	-0.31	0.62
		第一群	なし	0.00	-0.42	-0.28	0.29	2.29	1.85	0.04
	第二群	第二群	なし	0.00	1.96	-0.26	1.06	0.85	0.08	0.18
		第四群	なし	0.00	2.83	-0.67	-0.14	0.33	-0.21	-0.18
		第一群	なし	0.00	-0.11	1.96	-0.45	-0.21	-0.18	-0.24
	第三群	第三群	なし	0.00	-0.09	-0.14	-0.48	-0.22	3.77	-0.24
		第一群	なし	0.00	-0.13	1.30	2.43	-0.46	-0.19	3.17
	第四群	第三群	なし	0.00	-0.14	1.61	-0.28	1.50	2.31	-0.40
観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立大学	私立大学
2005-2006	自校出身	第一群	なし	0.00	1.90	1.33	2.02	-1.96	1.64	-1.28
		第三群	なし	0.00	-0.30	-0.42	-0.54	-0.64	2.97	-0.56
	第一群	第三群	あり	-2.12	-1.66	-0.13	0.73	0.26	-0.84	-1.00
		なし	0.00	-1.25	2.33	-0.94	-1.16	0.71	-1.05	
	第二群	第一群	あり	2.37	2.90	0.98	-0.42	1.20	-0.46	-0.41
		第二群	あり	0.68	4.26	3.45	-0.81	0.55	0.77	-0.75
			なし	0.00	-0.40	0.25	0.53	3.17	-0.64	-0.87
	第三群	第一群	あり	2.48	-0.28	-0.41	1.09	-0.27	-0.24	-0.25
		第二群	あり	2.65	-0.38	-0.50	0.58	-0.55	-0.36	-0.47
		第四群	なし	0.00	-0.13	-0.20	0.69	-0.35	4.85	-0.32
	第四群	第一群	あり	0.17	-0.18	-0.31	-0.14	-0.33	-0.15	-0.17
		第二群	なし	0.00	-0.15	2.96	-0.30	0.49	-0.24	-0.44
		第三群	なし	0.00	-0.13	3.68	-0.27	0.88	-0.19	-0.39
観測時点	出身機関	就任先機関	昇格の有無	就任元機関						
				自校	第一群	第二群	第三群	第四群	公立	私立

			無						大学	大学
2006-2008	自校出身	第一群	なし	0.00	1.15	-0.01	-0.68	-1.21	-0.79	-2.00
		第三群	あり	2.09	-0.60	1.02	-0.56	0.13	-0.33	2.64
		第四群	あり	2.68	-0.60	1.19	-0.54	0.11	2.71	-0.42
	第一群	第二群	あり	-2.92	-0.70	0.18	-1.04	-1.21	-1.22	-1.29
	第二群	第一群	あり	0.45	2.55	0.61	0.63	-0.62	1.51	0.67
		第三群	あり	2.32	-0.29	0.50	1.44	0.69	0.85	-1.06
	第三群	第二群	なし	0.00	-0.12	2.18	-0.67	-0.33	-0.20	-0.33
		第三群	あり	0.23	2.01	-0.49	-0.81	0.38	1.16	-0.49
		第四群	なし	0.00	3.33	-0.22	-0.78	0.95	-0.22	-0.35
	第四群	第一群	あり	0.60	-0.20	-0.34	-0.15	1.05	2.98	-0.19
			なし	0.00	3.54	-0.32	-0.20	1.59	-0.20	-0.30
		第二群	あり	-0.41	1.23	-0.49	-0.35	2.00	-0.28	-0.41
		第三群	あり	0.46	-0.38	0.43	2.07	0.66	-0.29	-0.47

図表 97 対数線形モデルの最適モデル(図表 88)による当てはめ解と観測値との間の標準残差(茶色網掛部分は有意水準両側 5%の絶対値 1.96 より大きいセル)

図表 97 を見ただけでは、最適モデルによる当てはめ値と観測値との外れ値(有意水準両側 5%に相当する絶対値 1.96 より大きいセル)の分布にどのような法則性があるのか認識できない。一見して唯一分かることは、観測時点 1988-1991 年には一つも外れ値がないことである。次に、このように各因子の変化に対して図表 97 中の 64 の外れ値の分布を調べた(図表 98)。

就任先機関	第一群国立大学	第二群国立大学	第三群国立大学	第四群国立大学
外れ値数	23	15	18	8

就任元機関	自校	第一群国立大学	第二群国立大学	第三群国立大学	第四群国立大学	公立大学	私立大学
外れ値数	8	13	7	9	8	9	10

出身機関	自校出身	第一群国立大学	第二群国立大学	第三群国立大学	第四群国立大学
外れ値数	14	7	11	17	15

昇格の有無	昇格あり	昇格なし
外れ値数	29	35

観測時点	1988-1991	1991-1994	1994-1997	1997-2000	2000-2003	2003-2005	2005-2006	2006-2008
外れ値数	0	4	4	7	10	9	15	15

図表 98 図表 97 における絶対値 1.96 より大きいセルの分布

図表 98 から、就任元機関、出身機関及び昇格の有無と外れ値の分布には関係がないように思われる。一方、就任先機関に関しても第一群や第二群に多いように思われるが、参考とし

て実施したカイ二乗統計量による外れ値数と各変量に対する独立性検定の結果では、カテゴリ数が多いこと(自由度が小さいこと)もあって、帰無仮説は棄却され、特段有意な傾向は見付からなかった。唯一、観測時点と外れ値数との関係では独立性の帰無仮説は棄却されず、観測時点が最近になればなるほど外れ値数が増えている。この傾向に関しては、前述した誤差の正規性や等分散性が保障されない条件下での、正規単回帰モデルを計算した結果でも有意な傾向を示す(P値=0.00)。

以上の結果から、元の観測値に対して、対数線形モデルの最適モデルで再現されない約1割のばらつきは、最近の観測時点に多く見られる。この問題を緩和するために、対数線形モデルの当てはめのための観測値をある観測時点を境に2つに分割することが考えられる。そこで、データを分割して実際に対数線形モデルで分析したところ、観測時点の前半部分(-2000年若しくは-2005年)、つまり過去の部分では現時点と同一のモデルが採択される。一方、後半の、つまり最近の部分(2000年-若しくは2005年-)ではやや異なるモデルが採択されるが、それは①就任先機関と④観測時点の2次交互作用項が追加されるのみであり、5.(1)節までの現象はこのモデルからでは説明できない。更に、観測時点を分割しない最適モデルのAICは約-3,173である一方、2000年で分割した場合の2つの最適モデルのAICの和は約-3,147、同じく2005年で分割した場合のAICの和は約-3,160となり、この3つのケースのうち観測時点を分割しない場合のAICが最も小さい。以上の結果から、観測時点を分割する必要性はないと考えられる。

また、統計検定では有意ではなかったが就任先機関の上位群には比較的外れ値が多そうである。観測時点に関しては、近年ほど観測時点の間隔が狭まっているため、モデルからの外れ値が出やすいという解釈もできる。また、就任先機関に関しても、教授総数や大学数を鑑みても上位群ほど少ない傾向にあるため、個別大学の影響を受けやすいのだろう。

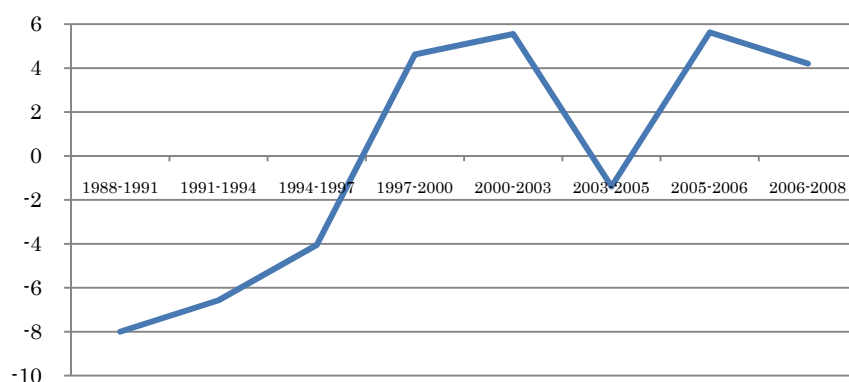
最後に、この約1割のデータを調査した。前記の主に対数線形モデルによる分析結果を整理すると、1988-2008年の21年間の④観測時点9時点における①就任先機関、②就任元機関、③出身機関、⑤昇格の有無の関係は、約91%の説明力の下で、観測時点に影響されない4因子の2次交互作用モデルで説明される。残り約9%では図表98の残差分析から、観測時点に依存する要因が含まれることが推測される。

一方、5.(1)では、②就任元機関×①就任先機関×④観測時点では、自校昇格を除く同一群内異動が増加するブロック化現象、並びに③出身機関×①就任先機関×④観測時点では、就任先群の直下の群からの出身者数の割合が増加していることが判明した。

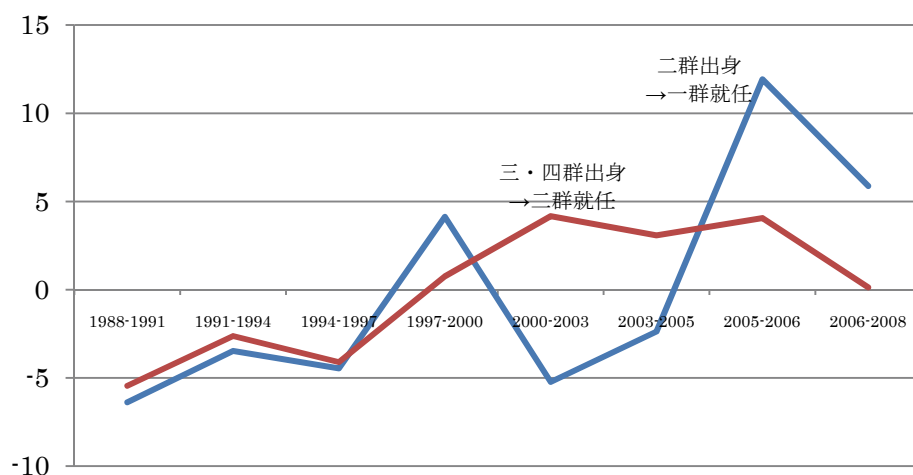
ここでは、5因子分析の立場からでもこれらの現象が観測されるのかどうかを調べる。まず繰り返しているように、対数線形モデルの最適モデルからでは、観測時点により他の4因子の数値は変動するものの、4因子間の関係は変化しない。つまり、上記2点は観測されない。

そこで、観測値と対数線形モデルの最適モデルによる当てはめ値との残差を調べる。まず、②就任元機関×①就任先機関×④観測時点の自校昇格を除く対角成分の変化を調べた

(図表 99)ところ、残差から異動のブロック化現象が確認された。この結果から、異動のブロック化現象は対数線形モデルで説明されない約 9%のばらつきに含まれていると考えられる。また、③出身機関×①就任先機関×④観測時点の就任先群の直下の群からの出身者数の変化も調べた(図表 100)ところ、残差から就任者に対する直下の群からの出身者数の増加傾向が確認された。この結果から、就任者に対する直下の群からの出身者数の増加傾向も対数線形モデルで説明されない約 9%のばらつきに含まれていると考えられる。



図表 99 観測値と対数線形モデルの最適モデルによる当てはめ値との残差における②就任先機関×①就任先機関×④観測時点の自校昇格を除く対角成分の変化



図表 100 観測値と対数線形モデルの最適モデルによる当てはめ値との残差における③出身機関×①就任先機関×④観測時点の就任先群の直下の群からの出身者数の変化

6. まとめ

(1) 研究目的

本 DP は、「全国大学職員録」(廣潤社)等を活用して、1988-2008 年までの 9 時点 21 年間の国立大学教員情報のデータベース(HM-DB)を構築し、これにより国立大学教員が教授に就任する際の直前直後の状態を把握・分析し、国立大学教員の異動メカニズムの一端を知ることが目的とする。

(2) 前提と条件—国立大学群の設定とデータベースの特性

教授、助教授・准教授及び講師の3職位では、どの観測時点においても、HM-DB での人数は学校基本調査とよく整合している。一方、助手・助教では、観測時点におけるばらつきが大きい。このことから、HM-DB は国立大学教員の異動に関する研究実施が可能であると考えられる。また、当所での論文分析の結果から、国立大学を国内論文数シェアにより以下の四群に分けた。

第一群(論文シェア 5%～、4 大学):東北大学、東京大学、大阪大学(大阪外国語大学含む)、京都大学

第二群(論文シェア 1～5%、10 大学):東京工業大学、名古屋大学、北海道大学、九州大学(九州芸術工科大学含む)、筑波大学(図書館情報大学含む)、千葉大学、神戸大学(神戸商船大学含む)、広島大学、金沢大学、岡山大学

第三群(論文シェア 0.5～1%、17 大学):名古屋工業大学、東京農工大学、静岡大学、三重大学、信州大学、富山大学(富山医科薬科大学含む)、山口大学、岐阜大学、新潟大学、東京医科歯科大学、横浜国立大学、熊本大学、群馬大学、長崎大学、山形大学、愛媛大学、鹿児島大学

第四群(論文シェア～0.5%、55 大学):お茶の水女子大学、愛知教育大学、旭川医科大学、一橋大学、茨城大学、宇都宮大学、岩手大学、宮崎大学(宮崎医科大学含む)、宮城教育大学、京都教育大学、京都工芸繊維大学、九州工業大学、弘前大学、香川大学(香川医科大学含む)、高知大学(高知医科大学含む)、佐賀大学(佐賀医科大学含む)、埼玉大学、山梨大学(山梨医科大学含む)、滋賀医科大学、滋賀大学、鹿屋体育大学、室蘭工業大学、秋田大学、小樽商科大学、上越教育大学、政策研究大学院大学、総合研究大学院大学、帯広畜産大学、大阪教育大学、大分大学(大分医科大学含む)、筑波技術大学(筑波技術短期大学を含む)、長岡技術科学大学、鳥取大学、電気通信大学、島根大学(島根医科大学含む)、東京海洋大学(東京水産・商船大学含む)、東京外国語大学、東京学芸大学、東京芸術大学、徳島大学、奈良教育大学、奈良女子大学、奈良先端科学技術大学院大学、浜松医科大学、福井大学(福井医科大学含む)、福岡教育大学、福島大学、兵庫教育大学、豊橋技術科学大学、北海道教育大学、北見工業大学、北陸先端科学技術大学院大学、鳴門教育大学、琉球大学、和歌山大学

これらの群を当所の「大学等における科学技術・学術活動実態調査報告」(2005・2006 年時点、以下「大学把握調査」という)と比較すると、HM-DB では第一群(教授総数 4,000 人)及び第二群教授数(同 6,000 人)は概ね正確に把握されている。一方、第三群(同 5,000 人)の熊本大学及び新潟大学、並びに第四群(同 7,000 人)の大分大学及び宮崎大学では HM-DB における教授把握数が少ない。

また、**大学把握調査と HM-DB から各群の教授総数は増加傾向にある。**

(3) 分析と結論

分析対象因子の表記を①教授就任先機関、②教授就任元機関、③出身機関、④観測時点、⑤教授就任時の昇格の有無、と整理する。

1) 自大学から昇格して教授に就任した者の動向

HM-DB から自校から昇格して教授に就任した人数とその出身機関別内訳の時間傾向を調べた。また、2. から各群の教授総数が増えているために、それに伴って自大学からの昇格教授数の増加に至った可能性がある。そこで、前記の昇格教授就任数を各群の教授総数で割ることにより全体傾向を均(なら)すと、各群の動向は図表101 になる。

就任先	2006-2008 年平均 全内部昇格者数	全内部昇格 就任数割合(1)	(1)のうち自校出身 (2006-2008 年平均 自校出身人数)	(1)のうち他の出身群
第一群	223	減 参考 P 値=0.01	減 (143) 参考 P 値=0.00	第三群からは増 参考 P 値=0.02
第二群	256	減 参考 P 値=0.00	減 (110) 参考 P 値=0.00	第一群からは減 参考 P 値=0.00
第三群	316	—	— (56)	第一群からは減 参考 P 値=0.04
第四群	429	—	— (68)	第一・二群からは減 参考 P 値 _(一) =0.00, 参考 P 値 _(二) =0.01

図表 101 教授就任先群に対する出身群別の内部昇格教授就任者数割合の動向(—は増減傾向なし)

図表 101 をまとめると、第一・二群では内部昇格して教授に就任する人数の割合は減っており、そのうちの自校出身者数割合も減っている。一方、第二・三・四群では第一群出身者数割合が減っている。これらのことから、**国立大学教授就任に対する、第一群国立大学出身であることの影響力は下がってきた**と考えられる。

なお、このうち、第三・四群の大学の出身者で、第一・二群の大学で昇格して教授に就任した人数に注目すると、大学の規模(教授総数)に比してその割合が高い(1.0%以上)第三・四群の大学は次のとおり。

第三群:東京医科歯科大学

第四群:東京芸術大学、東京外国語大学、一橋大学、お茶の水女子大学、奈良女子大学

これらは第三・四群において第一・二群教授の出身大学としての寄与が特に大きい。

2) 他機関から異動して教授に就任した者の動向

他機関(就任先の群と同じでもよい)から異動して、ある群の教授に就任した(昇格の有無は問わない)人数の時間傾向を調べた。また、1)と同じく、この異動教授就任数を各群の教授総数で割ることにより全体傾向を均(なら)すと、各群の動向は図表 102 になる。

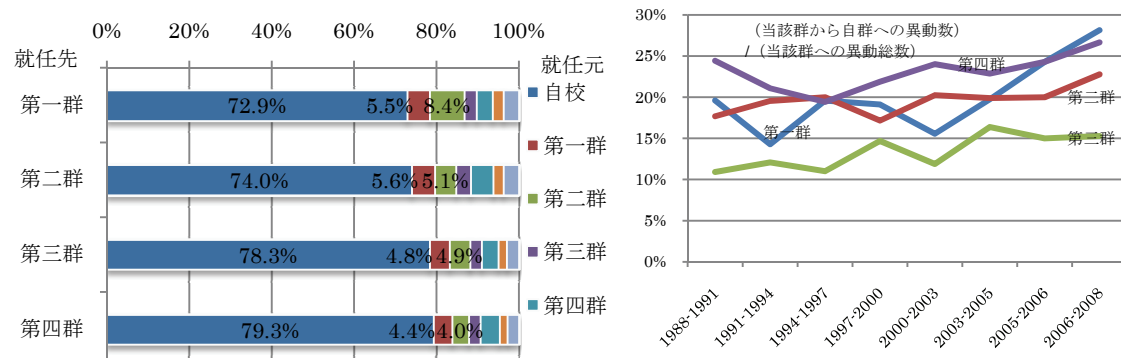
就任先	2006-2008 年平均 全異動教授就任者数	全異動教授 就任数割合(1)	(1)のうち就任元群
第一群	110	-	-
第二群	86	-	-
第三群	87	-	-
第四群	93	減 参考 P 値=0.03	第一・二群からは減 参考 P 値 _(一) =0.01, 参考 P 値 _(二) =0.03

図表 102 教授就任先群に対する就任元群別の異動教授就任者数割合の動向(ーは増減傾向なし)

図表 102 をまとめると、第一・二群から第四群国立大学の教授に就任する人数の割合は減っており、次項3)のような異動のブロック化が進んでいる可能性が示唆される。

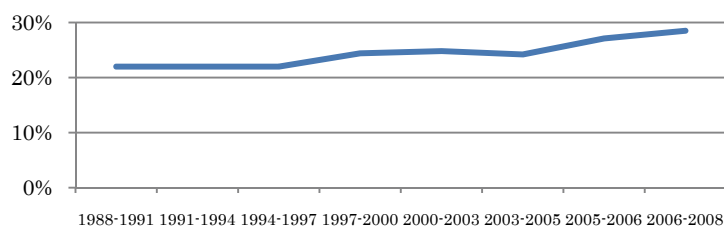
3) 異動のブロック化傾向ークロス表分析

「②教授就任元機関×①教授就任先機関×④観測時点」から**第一・二・三・四群の順番に自校昇格者割合が高くなっている**(図表 3 左)とともに、自校昇格者以外の異動者数に関しては、**年々、同一群からの異動数が増えている**ようである(図表 103 右)



図表 103 教授就任先に対する就任元の内訳(左。全観測時点平均値)、並びにある群への異動総数に対する自群(自校昇格を除く)からの異動数の割合(右、参考 P 値_(一)=0.10、参考 P 値_(二)=0.08、参考 P 値_(三)=0.02、参考 P 値_(四)=0.19)

図表 103 右をまとめると、**国立大学教授就任に伴う異動全体のうち同一群(≒類似性の高い大学間)での異動の割合(図表 104)は増加しており、異動がブロック化している**ことが分かる。これは上記 2) の結論とも符合する。



図表 104 国立大学教授就任に伴う異動のうち自校昇格を除く同一群内の異動の割合 (参考 P 値=0.00)

4) 第一・二群就任教授の出身機関群の変化の傾向

「③出身機関×①教授就任先機関×④観測時点」の分析の結果、**全ての観測時点において、第一群国立大学教授就任における第二群出身者の割合は約 10%であり、第二群国立大学教授就任における第三・四群出身者の合計割合も約 10%である。加えて、これらの割合は年々増加傾向にある。**

5) 3) 4) の変化の傾向とその影響力ー対数線形モデル分析

①～⑤の因子を統合的に分析し、5つの因子間の関係を説明する統計モデル(説明力約 91%)を求めた。そのモデルから、**教授就任に関する「観測時点以外の4つの因子間の関係」は観測時点の影響を受けない**ことが分かった。この上記①～⑤の因子を全て用いた対数線形モデルの AIC による最適モデルでは、21 年間 9 時点の観測時点は他の因子の影響を受けず、教授就任先機関、教授就任元機関、出身機関、並びに教授就任時の昇格の有無の「4因子間の関係」は観測時点によって変わらない(数値は変わる)。つまり、観測時点に応じて、教授就任に関する「他の因子間の関係」は変化しない(数値は変化する)ことが判明した。これは、上記の異動のブロック化傾向などと相反するが、これまでの分析が間違っていたわけではなく、出身と昇格の有無の 2 因子の追加により、他因子、特に自校昇格が大きな影響力を持つようになり、数値的に小さい変動である現象(異動のブロック化現象等)を観察できなくなったためと考えられる。

最後に、最適モデルで説明されない約 9%を知るため標準残差(外れ度合い)を調べた。その結果、この約 9%の分布は5因子のうち観測時点にのみ依存し、最近のデータほど外れ値が多いことが分かった。これは、近年、4因子間の構造が急速に変わっている可能性とともに、観測時点の間隔が近年ほど短いことによる非等分散性のためとも考えられる。上述した異動のブロック化現象や第一・二群就任教授の出身機関群の変化の傾向も、この標準残差の外れ値の動向から見出す可能性は残されている。つまり、元データである観察値と対数線形モデルによる当てはめ値間の差分を詳細に分析することである。

また、観測値と上記統計モデルの当てはめ値との残差を調べた結果、残差中に 3) 及び 4) の傾向が確認された。これらのことから、**前記の異動のブロック化現象並びに第一・二群就任教授の出身機関群の変化は、変化の傾向は明確であるものの、その影響力はまだ大きなものではない**ことが判明した。

具体的な対数線形モデルの計算としては、①～⑤までの因子が ijklm のとき、その観測値がそのセルに含まれる確率を μ_{ijklm} とすると、AIC による最適モデルは次のようになった。

$$\begin{aligned} \ln \mu_{ijklm} = & \lambda_{\phi} + \lambda_{①(i)} + \lambda_{②(j)} + \lambda_{③(k)} + \lambda_{④(l)} + \lambda_{⑤(m)} + \lambda_{①:②(i:j)} + \lambda_{②:③(j:k)} \\ & + \lambda_{③:⑤(j:m)} + \lambda_{①:③(i:k)} + \lambda_{①:⑤(i:m)} + \lambda_{②:⑤(j:m)} \end{aligned}$$

④観測時点は主効果のみだが、その他の①教授就任先機関、②教授就任元機関、③出身機関並びに⑤教授就任時の昇格の有無、の4因子は全て互いに2次の交互作用項を持つ。そしてこの最適モデルは観測値全体の値の約 91%を説明している。最適な対数線形モデルから主に以下のことが判明した。

- ・②×③: 出身機関と就任元機関が同じケースの人数が多い。特に第三群国立大学を出身して第一群国立大学に行く人は少なく、第一群国立大学を出身して就任元の第一群国立大学に行く人数が多い。また、第三群国立大学を出身して就任元の自校に行く人数は少なく、逆に自校を出身して就任元の自校に行く人数が多い。
- ・③×①: 特に自校を出身して第一群国立大学に就任する人数と、第四群国立大学を出身して第四群国立大学に就任する人数が多い。自校出身者が第一群国立大学に就任する効果が非常に大きい。
- ・②×①: 特に第二群国立大学から第一群国立大学に就任する人数の方が、第四群国立大学から第一群国立大学に就任する人数より多い。
- ・②×⑤: 特に私立大学から就任する場合には昇格なし(つまり教授のまま横滑り)が多い一方、第一群国立大学では昇格の有無は半々程度である。次いで、第三群国立大学や公立大学から就任する場合も教授のまま横滑りが多い。
- ・①×⑤: 特に就任先が第一群国立大学の場合より、第三群国立大学の方が昇格を伴わないケースが多い。全ての就任先群のうち、第三群国立大学就任者が最も昇格を伴わない。
- ・③×⑤: 特に自校出身者と第三群国立大学出身者との間で、前者の方が昇格を伴うケースが多い。全ての出身群のうち、第三群国立大学出身者が最も昇格を伴わない。

本 DP では教授就任時に限定した調査を実施したが、教授就任時に関わらず分野依存性の解明など、大学教員のメカニズム解明にはまだ多くの課題が山積している。今後の研究課題としたい。

7. 謝辞

本 DP のとりまとめには、様々な方々の御協力をいただいた。

西井龍映九州大学数理学研究院教授(当所客員研究官)からは、統計学に関する情報提供に留まらず、本研究遂行に当たり多くの御助言をいただいた。

また、桑原輝隆総務研究官と永田晃也第2研究グループ総括主任研究官には、本 DP の研究内容を御提示していただくとともに、本稿を精読して下さり、貴重な御意見をいただいた。ここに謝意を表する。

最後に、本研究は廣潤社に御協力いただいた全国大学職員録のライブラリーがなければ不可能であった。今や廃業した同社とは連絡も取れないが、同社とその元職員の方々の永年の御苦勞、並びに本研究に対する最後の全面的な協力に対して、この場を借りて心からのお礼を申し上げる。

また、筆者の所属組織が国立試験研究機関であるため、本研究で構築・使用するデータベースは「行政機関の保有する個人情報の保護に関する法律」の規定の適用を受ける。筆者は同法の規定に基づき、電子化作業等の外注先に対して電子化された個人情報ファイルの対外漏洩の防止のための措置を求めてきた(同法第9条)。その他の点に関しても筆者は同法の規定を遵守するとともに、文部科学省及び科学技術政策研究所における個人情報保護に関する規程や「政府機関の情報セキュリティ対策のための統一基準」(情報セキュリティ政策会議決定)なども遵守して研究を実施する。本データベースの個人情報保護は廣潤社との約束でもある。

なお、本 DP における主張等の責任は専ら筆者が負うものであり、以上の方々には及ばないことを付け加える。

また、本研究は科学研究費補助金(19710139)の助成を受けたものである。

(参考文献)

1. Discussion Paper No.48「研究開発指標の国際比較可能性に関する考察—『科学技術総合指標』に関する考察と日米の大学に対する政府研究開発支出の比較分析」、文部科学省科学技術政策研究所第2研究グループ、細坪護孝、2008 年 9 月、www.nistep.go.jp/achiev/ftx/jpn/dis048j/idx048j.html
2. Policy Study No.12「忘れられた科学—数学」、文部科学省科学技術政策研究所科学技術動向研究センター、細坪護孝、伊藤裕子、桑原輝隆、2006 年 5 月、www.nistep.go.jp/achiev/ftx/jpn/pol012j/idx012j.html
3. 調査資料 No.131「米国の数学振興政策の考え方と数学研究拠点の状況」、文部科学省科学技術政策研究所科学技術基盤調査研究室 科学技術動向研究センター、細坪護孝、桑原輝隆、2006 年 10 月、www.nistep.go.jp/achiev/ftx/jpn/mat131j/idx131j.html
4. 「数学イノベーション」、文部科学省科学技術政策研究所編著、工業調査会
5. “Survey analysis of Japanese mathematics research”, Moritaka Hosotsubo, Journal of Math-for-Industry vol.1 2009, p.73-80、qir.kyushu-u.ac.jp/dspace/handle/2324/13977
6. 一例として、「日本の大学教授市場」、山野井敦徳編著、玉川大学出版部
7. 「大学教員人材の流動性に関する予備的調査」、文部科学省科学技術政策研究所科学技術基盤調査研究室、細坪護孝、研究・技術計画学会第 22 回年次学術大会講演要旨 2G25、2007 年 10 月、ci.nii.ac.jp/naid/110006560188/ja
8. 「大学教員の流動性究明に向けた統計学的アプローチ」、文部科学省科学技術政策研究所第2研究グループ、細坪護孝、研究・技術計画学会第 24 回年次学術大会講演要旨 2G01、2009 年 10 月、dspace.jaist.ac.jp/dspace/handle/10119/8739
9. 「国立大学教員の流動性計測のためのデータベースの構築とこれによる予備的調査分析」、第2研究グループ 細坪護孝、NISTEP Report No.122「日本の大学に関するシステム分析—日英の大学の研究活動の定量的比較分析と研究環境(特に、研究時間、研究支援)の分析—」付属資料4. p.191-204、2009年3月、www.nistep.go.jp/achiev/ftx/jpn/rep122j/idx122j.html
10. NISTEP Report No.122「日本の大学に関するシステム分析—日英の大学の研究活動の定量的比較分析と研究環境(特に、研究時間、研究支援)の分析—」、p.27、2009 年 3 月

www.nistep.go.jp/achiev/ftx/jpn/rep122j/idx122j.html

11. 調査資料 No.130「平成 18 年度大学等における科学技術・学術活動実態調査報告」、文部科学省科学技術政策研究所科学技術基盤調査研究室、2006 年 10 月
www.nistep.go.jp/achiev/ftx/jpn/mat130j/idx130j.html
12. 調査資料 No.149「大学等における科学技術・学術活動実態調査報告(大学実態調査 2007)」、文部科学省科学技術政策研究所科学技術基盤調査研究室、石橋英二、2007 年 11 月
www.nistep.go.jp/achiev/ftx/jpn/mat149j/idx149j.html
13. 「人文・社会科学のためのカテゴリカル・データ解析入門」、太郎丸博著、ナカニシヤ出版
14. 「質的データの解析ーカイニ乗検定とその展開」、B.S.エヴェリット著、山内光哉監訳、弓野憲一・菱谷晋介訳、新曜社
15. 「アブトン 調査分類データの解析法」、池田央・岡太彬訓訳、朝倉書店
16. 「カテゴリカルデータ解析入門」、Alan Agresti 著、渡邊裕之・菅波秀規・吉田光宏・角野修司・寒水孝司・松永信人訳、サイエンティスト社
17. 「グラフィカルモデリングの実際」、日本品質管理学会・テクノメトリックス研究会編、日科技連
18. 「個票開示問題の研究の現状と課題」、竹村彰通、統計数理(2003)第 51 巻第 2 号 241-260