



Title	度数データの分析 : 世代間mover-stayerモデルの場合
Author(s)	西田, 春彦
Citation	大阪大学人間科学部紀要. 1980, 6, p. 275-299
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/4160
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

度数データの分析

一世代間 mover-stayer モデルの場合一

西 田 春 彦

度数データの分析

—世代間 mover-stayer モデルの場合—

社会調査では、調査結果の整理の段階で、手順として度数分布表が屢々つくられる。度数分布表は1調査項目について作成されるだけでなく、2項目を組合せたクロス表あるいは相関表、3項目以上を組合せた多重クロス表をつくることも多い。ここでは社会階層の研究でみられる職業移動表の分析法として提案されている世代間 mover-stayer モデルの性質を、その適用を通して考えてみたい。これには、ただ職業移動の分析法としてだけでなく、1回のパネル調査あるいはそれに準じた形式でのクロス表がよくつくられているので、その分析にこのモデルが使えるかどうか知りたいということと、カテゴリ・データを数量化せずに度数のままで分析するモデルの検討という意味も含まれている。

1. 世代間 mover-stayer のモデル

1.1 序

mover-stayer モデルの最初の形式は、Blumen, I. 達によって 1955 年に示された¹⁾。彼らは、1947～49年の12四半期にわたる産業間労働移動を記述する確率モデルを求め、マルコフ連鎖モデルを最初使用したが、このモデルのもとでは労働移動表（ t 時点と $t+1$ 時点間での産業カテゴリ——農林漁業、軽工業、商業等との移動を示すクロス表）における主対角要素の推定値は実測値を下まわり、この差は時点の経過とともに大きくなった。

彼らは次のようにしてその差を縮めた。対象者たちは、各産業カテゴリごとにそれに定着する人々 (stayers) と、それから離れ他のカテゴリに移動する人々 (movers) に分かれ、定着者は移動することなく、移動者はマルコフ連鎖モデルに従うとする。したがって、移動者はある産業カテゴリに継続して所属することもあり得るが、移動表全体はマルコフ連鎖モデルでは説明できない。彼らのモデルはふつう BKM モデルと呼ばれ、これに類似するモデルは疑似マルコフモデル (pseudo Markovian model) ともいわれる。

BKM モデルは世代内 mover-stayer モデルであり、同一の対象者のパネルデータが数多く得られて、はじめてパラメータを推定することができる。Blumen らは米国老齢保険局の記録を用いて、11回の移動表をつくり、8時点を経過すると、移動者の推移確率行列は均衡行列に達するとした。BKM モデルのパラメータ推定法はこの均衡行列を利用するところにその特色がある²⁾。

ところが、このような多数回のパネルデータを得ることは容易ではない。むしろ、1回とか2回程度のパネル調査とか、あるいは1時点の調査で、以前のある時点と現在の時点で問題とするものの変化をたずねる方式でデータを集めることが多い。日本の社会階層と社会移動の調査（SSM 調査と呼ばれることが多い）では、対象者に本人の職業と父の職業を面接で同時に訊ねて父と子の間の職業移動データを得ている³⁾。父子間の職業移動では時点の間隔が長期になり、実際にも多数回のパネル調査を行いたい。

このように移動表の少ない世代間移動の分析についても、定着者と移動者が存在するとして、BKM モデルと同様のモデルを使用しようという考え方があり、これが世代間 mover-stayer モデルである。世代内 mover-stayer モデルでは均衡行列を利用したが、世代間 mover-stayer モデルでは移動者について完全移動の仮定を用いる。完全移動とは、父の職業とは独立に子は自分の職業に就くということである。この世代間 mover-stayer モデルは、L. A. Goodman (1961, 1965, 1968, 1969 a, b), H. White (1963, 1970), R. Boudon (1973, 1975) の提案するそれぞれちがったモデルに分けられる⁴⁾。

1.2 3種類のモデル

まず、上記の3種類のモデルの特色を述べ、その後、L. A. Goodman と H. White のモデルの適用例を示そう。

1.2.1 Goodman モデル

Goodman の世代間職業移動の基本的な考え方では、定着者は父の職業と同じ職業に就いて他の職業に移動せず、移動者は父と同じ職業に就くことはない。次の記号を用いることにする。 N をサンプルの総数、 n_{ij} は父の職業が i で子の職業が j なるものの実測度数、 m_{ij} は移動者であって父の職業 i で子の職業 j であるものの度数、 M は移動者の総数とする。職業のカテゴリは K 個とする。

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^k n_{ij} &= n_{i.} & \sum_{i=1}^k m_{i.} &= \sum_{j=1}^k m_{.j} = M \\ \sum_{i=1}^k n_{ij} &= n_{.j} & \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k n_{ij} &= N \\ \sum_{j=1}^k m_{ij} &= m_{i.} \quad (i \neq j) & i, j &= 1, 2, \dots, K. \\ \sum_{i=1}^k m_{ij} &= m_{.j} \quad (i \neq j) \end{aligned}$$

移動者の移動は完全移動に従うとする。つまり、父の職業と子の職業の関係は独立であるから、移動者の移動表の (i, j) cell は

$$(1) \quad m_{ij} = m_{i.} m_{.j} / M \quad i, j = 1, 2, \dots, K.$$

しかし、Goodman モデルでは、定義により m_{ii} は 0 である。したがって、 (i, i) cell が

0 であるような不完全クロス表に式 (1) を拡張することを考える。すべての (i, j) cell が必しも 0 でないときに、式 (1) の関係が成り立つとき、父の職業と子の職業の関係は準独立 (quasi-independence) であるという。準独立のもとでの cell の推定値は Deming-Stephan 法によって得られる⁵⁾。さて、Goodman のモデルでは父と子の間の職業移動の推移行列の (i, i) cell と (i, j) cell は、

$$(2) \quad p_{ii} = n_{ii}/n_{i.}$$

$$(3) \quad p_{ij} = m_{ij}/n_{i.} = m_{i.} m_{.j}/M n_{i.} = (n_{i.} - n_{ii})(n_{.j} - n_{jj})/M n_{i.}$$

$$(4) \quad M = N - \sum_{i=1}^k n_{ii} \quad i, j = 1, 2, \dots, K.$$

である。彼のモデルは基本的には図 1 のようになる。彼のモデルでは職業 i に定着者がいなくて、代りに対応する移動者の m_{ii} が 0 ではないこともあり得る。

図 1 Goodman のモデル

		子					定着者					移動者				
		1	2		K	計	1	2		K	計	1	2		K	計
父	1	n_{11}	n_{12}		n_{1k}	$n_{1.}$	n_{11}				n_{11}	0	m_{12}		m_{1k}	$m_{1.}$
	2	n_{21}	n_{22}		n_{2k}	$n_{2.}$		n_{22}			n_{22}	m_{21}	0		m_{2k}	$m_{2.}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	K	n_{k1}	n_{k2}		n_{kk}	$n_{k.}$				n_{kk}	n_{kk}	m_{k1}	m_{k2}		0	$m_{k.}$
	計	$n_{.1}$	$n_{.2}$		$n_{.k}$	N	n_{11}	n_{22}		n_{kk}	N-M	$m_{.1}$	$m_{.2}$		$m_{.k}$	M

1.2.2 White モデル

White, H. は Goodman の移動者の定義をゆるめる。定着者の定義は Goodman のモデルと同じく移動はしない。図 1 のように定着者の行列は (i, i) cell 以外は構造的に 0 である。移動者は完全移動にしたがう。移動者としての子は父と同じ職業に調査時点で就いていることはあり得る。先の記号を使うと、

$$(5) \quad m_{ij} = m_{i.} m_{.j}/M \quad i, j = 1, 2, \dots, K$$

である。 m_{ii} は White のモデルでは 0 ではない。父子とも同じ職業に就く定着者の大きさを

$$s_{ii} \quad (i = 1, 2, \dots, K)$$

とすると、

$$(6) \quad n_{i.} = s_{ii} + m_{i.} = n_{ii} - m_{ii} + m_{i.} \quad i = 1, 2, \dots, K.$$

$$(7) \quad n_{.j} = n_{jj} - m_{jj} + m_{.j} \quad j = 1, 2, \dots, K.$$

$$(8) \quad m_{.j} = n_{.j} - s_{jj} = n_{.j} - (n_{jj} - m_{jj})$$

式 (5) と式 (6) から、

$$(9) \quad n_{ii} = (n_{i.} - m_{i.}) + m_{ii} = n_{i.} - m_{i.} + m_{i.}(n_{i.} - n_{i.} + m_{i.})/M$$

$$(10) \quad n_{ij} = m_{ij} = m_{i.}(n_{.j} - n_{jj} + m_{jj})/M$$

ここで

図3 Boudon のモデル

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{c} \text{子} \\ \text{父} \end{array} \begin{array}{c} 1 \quad 2 \quad \dots \quad K \quad \text{計} \\ \left(\begin{array}{cccc} n_{11} & n_{12} & \dots & n_{1k} \\ n_{21} & n_{22} & \dots & n_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ n_{k1} & n_{k2} & \dots & n_{kk} \end{array} \right) \begin{array}{c} n_{1\cdot} \\ n_{2\cdot} \\ \vdots \\ n_{k\cdot} \end{array} \end{array} = \begin{array}{c} \text{潜在クラス 1} \\ \left(\begin{array}{cccc} m_{11}^1 & m_{12}^1 & \dots & m_{1k}^1 \\ m_{21}^1 & m_{22}^1 & \dots & m_{2k}^1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{k1}^1 & m_{k2}^1 & \dots & m_{kk}^1 \end{array} \right) \begin{array}{c} m_{1\cdot}^1 \\ m_{2\cdot}^1 \\ \vdots \\ m_{k\cdot}^1 \end{array} \end{array} + \dots + \begin{array}{c} \text{潜在クラス } g \\ \left(\begin{array}{cccc} m_{11}^g & m_{12}^g & \dots & m_{1k}^g \\ m_{21}^g & m_{22}^g & \dots & m_{2k}^g \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{k1}^g & m_{k2}^g & \dots & m_{kk}^g \end{array} \right) \begin{array}{c} m_{1\cdot}^g \\ m_{2\cdot}^g \\ \vdots \\ m_{k\cdot}^g \end{array} \end{array} \\
 \text{計} \quad n_{\cdot 1} \quad n_{\cdot 2} \quad \dots \quad n_{\cdot k} \quad N \quad m_{\cdot 1}^1 \quad m_{\cdot 2}^1 \quad \dots \quad m_{\cdot k}^1 \quad M_1 \quad m_{\cdot 1}^g \quad m_{\cdot 2}^g \quad \dots \quad m_{\cdot k}^g \quad M_g
 \end{array}$$

ルは職業移動の推移確率行列を定着者と移動者のそれに分解するのだが、世代間移動のBKMモデルと全く同じ形式をとっている。

1.2.3 Boudon モデル

Boudon, R は定着者も移動者もそれぞれ移動するし、継続して父と同じ職業につくことがあるとする。定着者、移動者という名称は、この場合適当ではない。むしろ潜在クラス1, 2とよぶ方がよい。Boudon は図3のように、父子間の移動表を g 個の潜在クラスの移動表に分解する。添字の記号 α は第 α 潜在クラスをあらわし、 m_{ij}^α , $m_{i\cdot}^\alpha$, $m_{\cdot j}^\alpha$, M_α は第 α 潜在クラスの m_{ij} , $m_{i\cdot}$, $m_{\cdot j}$, M を示す。 $\alpha=1, 2, \dots, g$ 。したがって、

$$\sum_{j=1}^k m_{i\cdot}^\alpha = m_{i\cdot}^\alpha, \quad \sum_{i=1}^k m_{ij}^\alpha = m_{\cdot j}^\alpha, \quad \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k m_{ij}^\alpha = M_\alpha, \quad \sum_{i=1}^k m_{i\cdot}^\alpha = \sum_{j=1}^k m_{\cdot j}^\alpha = M_\alpha,$$

$$\sum_{\alpha=1}^g m_{ij}^\alpha = n_{ij}, \quad \sum_{\alpha=1}^g m_{i\cdot}^\alpha = n_{i\cdot}, \quad \sum_{\alpha=1}^g m_{\cdot j}^\alpha = n_{\cdot j}, \quad \sum_{\alpha=1}^g M_\alpha = N \quad \alpha=1, 2, \dots, g.$$

の関係がある。各潜在クラスは完全移動に従うとするから、

$$(13) \quad m_{ij}^\alpha = m_{i\cdot}^\alpha \cdot m_{\cdot j}^\alpha / M_\alpha$$

父子間の職業移動の推移行列 $\mathbf{T}=(t_{ij})$ は

$$(14) \quad t_{ij} = \left(\sum_{\alpha=1}^g m_{ij}^\alpha \right) / n_{i\cdot} = \left(\sum_{\alpha=1}^g m_{i\cdot}^\alpha \cdot m_{\cdot j}^\alpha / M_\alpha \right) / n_{i\cdot}$$

になる。このときの対数尤度関数およびその尤度方程式は Boudon, R (1973) に示されている⁸⁾。1個の観測した移動表をいくつかの潜在クラスの移動表に分解できるかという、各潜在クラスの独立なパラメータの数は $(2K-1)$ 個であり、 g 個の潜在クラスでは $(2K-1) \times (g-1)$ 個の独立なパラメータが存在する。独立な観測データは $(K-1)^2$ 個であるから、 $(K-1)^2 \geq (2K-1)(g-1)$ でないとパラメータの推定はできない。 $g \leq K^2 / (2K-1)$ であるから、 $K=3$ では $g=1$, $K=4$ では $g=2$ になる。職業カテゴリが3種類ならば、Boudon モデルでは2潜在クラスに分けることは出来ない。

2. 計 算 例

Boudon のモデルは Goodman と White のモデルをより一般化したものであるが、今回は、Goodman と White のモデルの計算例を示すにとどめたい。世代間のデータ（職業移動）、世代内のデータ（投票行動、意見・イメージ）に対してこれらのモデルを用いた。

2.1 職業移動の例

日本の SSM 調査における父の主な職業と本人（息子）の現職の間のクロス表——世代間職業移動をとりあげる。データは富永健一（1979）が示している1955, 65, 75年の8行8列の職業移動表である。（表 1a, 2a, 3a 参照）

Goodman, White のモデルによる理論値はともにとどのデータにも適合しない。これは職業移動表を定着者と完全移動に従う移動者の表に分解することは適切ではないことを示すのだが、職業を合併して1（専門・管理）、2（事務・販売）、3（熟練・半熟練・非熟練・農業）

表 1a 第1回 SSM 全国調査（1955年20—69才）

父 \ 子	専 門	管 理	事 務	販 売	熟 練	半 熟 練	非 熟 練	農 業	計
専 門	36	4	14	7	8	2	3	8	82
管 理	20	20	27	24	11	11	2	11	126
事 務	9	6	23	12	9	5	3	16	83
販 売	15	14	39	81	17	16	11	15	208
熟 練	6	7	22	13	72	20	6	13	159
半熟練	3	2	5	12	18	19	9	7	75
非熟練	5	3	10	11	21	15	38	25	128
農 業	39	30	76	80	69	52	45	614	1005
計	133	86	216	240	225	140	117	709	1866

表 2a 第2回 SSM 全国調査（1965年20—69才）

父 \ 子	専 門	管 理	事 務	販 売	熟 練	半 熟 練	非 熟 練	農 業	計
専 門	27	10	16	3	6	6	1	2	71
管 理	15	38	30	20	8	4	3	7	125
事 務	13	17	32	17	7	16	6	5	113
販 売	12	36	40	132	22	30	13	6	291
熟 練	8	22	38	41	91	42	22	9	273
半 熟 練	2	2	7	12	13	16	3	2	57
非 熟 練	3	2	11	11	13	26	30	6	102
農 業	38	44	95	101	132	114	60	309	893
計	118	171	269	337	292	254	138	346	1925

表 3a 第3回 SSM 全国調査 (1975年20—69才)

父 \ 子	専	管	事	販	熟	半熟	非熟	農	計
専	44	18	28	8	6	8	1	5	118
管	15	50	45	20	18	17	4	7	176
事	18	25	47	30	24	18	5	7	174
販	16	27	53	77	40	29	9	6	257
熟	18	25	42	31	122	43	17	13	311
半 熟	12	15	21	15	36	33	3	8	143
非 熟	3	5	8	7	26	21	9	3	82
農	44	65	114	92	184	195	58	325	1077
計	170	230	358	280	456	364	106	374	2338

の3カテゴリをつくり、この3カテゴリ間の移動表を作成すると、1955、65年ともモデルによる理論値と実測度数はよく一致し、1975 年もそれらの値は一致しないとはいえない。(表 1 b, 1 c, 2 b, 2 c, 3 b, 3 c, 4 a, 4 b, 4 c, 5 a, 5 b, 5 c, 6 a, 6 b, 6 c 参照)

表 1b Goodman モデルの移動者 (1955年)

父 \ 子	専	管	事	販	熟	半熟	非熟	農	計	定着者
専	0	3.4	9.4	8.4	7.7	5.8	3.9	7.4	46.0	36
管	10.4	0	21.1	18.8	17.2	13.1	8.9	16.5	106.0	20
事	6.7	4.9	0	12.2	11.2	8.5	5.7	10.7	59.9	23
販	13.9	10.1	28.3	0	23.1	17.6	11.9	22.1	127.0	81
熟	9.4	6.8	19.1	17.0	0	11.9	8.0	14.9	87.1	72
半 熟	5.8	4.2	11.8	10.5	9.6	0	4.9	9.2	56.0	19
非 熟	8.9	6.4	18.2	16.2	14.8	11.3	0	14.2	90.0	38
農	41.9	30.2	85.1	75.9	69.4	52.8	35.7	0	391.0	614
計	97.0	66.0	193.0	159.0	153.0	121.0	79.0	95.0	963.0	903

$$\chi^2=96.794, df=41, \chi^2_{0.99}(41)=63.7$$

表 1c White モデルの移動者 (1955年)

父 \ 子	専	管	事	販	熟	半熟	非熟	農	計	定着者	mi.
専	5	3	9	9	8	6	4	7	51	31	50.631
管	10	8	21	19	17	13	9	17	114	12	113.510
事	7	5	14	12	11	9	5	11	74	9	73.714
販	14	10	29	25	23	17	12	22	152	56	152.247
熟	9	7	19	17	16	12	8	15	103	56	102.559
半熟	6	4	12	10	10	7	5	9	63	12	63.311
非熟	9	7	18	16	15	11	8	14	98	30	97.609
農	42	30	85	76	69	53	36	66	457	548	457.499
計	102	74	208	184	169	128	87	161	1112	754	1111.080

$$\chi^2=96.794, df=41, \chi^2_{0.99}(41)=63.7$$

表2b Goodman モデルの移動者 (1965年)

父 \ 子	専	管	事	販	熟	半熟	非熟	農	計	定着者
専	0	4.8	8.6	8.0	8.1	8.4	3.9	2.2	44.0	27
管	6.5	0	17.7	16.5	16.6	17.2	7.9	4.6	87.0	38
事	6.7	10.2	0	16.9	16.9	17.5	8.1	4.7	81.0	32
販	12.9	19.6	35.0	0	32.8	33.9	15.7	9.1	159.0	132
熟	14.8	22.5	40.1	37.4	0	38.8	18.0	10.4	183.0	91
半熟	3.4	5.1	9.1	8.5	8.5	0	4.1	2.4	40.1	16
非熟	5.3	8.0	14.3	13.4	13.4	13.9	0	3.7	72.0	30
農	41.4	62.8	112.0	104.4	104.8	108.4	50.3	0	584.1	309
計	91.0	133.0	236.8	204.1	201.1	238.1	238.0	39.1	1250.2	675

$$\chi^2=135.028, df=41, \chi^2_{0.99}(41)=63.7$$

表2c White モデルの移動者 (1965年)

父 \ 子	専	管	事	販	熟	半熟	非熟	農	計	定着者	<i>m_i</i>
専	3	5	9	8	8	8	4	2	47	24	47.184
管	7	10	18	16	16	17	8	5	97	28	96.926
事	7	11	18	16	16	18	8	5	99	14	99.119
販	13	19	35	33	33	34	16	9	192	99	191.629
熟	15	22	40	38	38	39	18	10	220	53	219.517
半熟	3	5	9	9	9	9	4	2	50	7	49.809
非熟	5	8	14	13	14	14	6	4	78	24	78.431
農	41	63	112	105	105	108	50	29	613	280	612.980
計	94	143	255	238	239	247	114	66	1396	529	1395.595

$$\chi^2=135.028, df=41, \chi^2_{0.99}(41)=63.7$$

表3b Goodman モデルの移動表 (1975年)

父 \ 子	専	管	事	販	熟	半熟	非熟	農	計	定着者
専	0	8.5	14.8	10.0	16.8	15.6	4.4	3.8	73.9	44
管	10.2	0	26.3	17.8	29.7	27.6	7.8	6.7	126.1	50
事	11.3	16.7	0	19.6	32.8	30.6	8.6	7.4	127.0	47
販	14.8	22.0	38.3	0	43.3	40.3	11.4	9.7	179.8	77
熟	17.3	25.6	44.6	30.0	0	46.9	13.3	11.3	189.0	122
半熟	9.9	14.6	25.5	17.1	28.8	0	7.6	6.5	110.0	33
非熟	5.6	8.2	14.4	9.7	16.3	15.2	0	3.6	73.0	9
農	57.0	84.3	147.1	98.9	166.2	154.7	43.8	0	752.0	325
計	126.1	179.9	310.0	203.1	334.9	330.9	96.9	49.0	1630.8	707

$$\chi^2=153.472, df=41, \chi^2_{0.99}(41)=63.7$$

表 3c White モデルの移動者 (1975年)

父 \ 子	専	管	事	販	熟	半熟	非熟	農	計	定着者	mi.
専	6	8	15	10	17	16	4	4	80	38	79.756
管	10	15	26	18	30	27	8	7	141	35	141.075
事	11	17	29	19	33	31	9	7	156	18	156.075
販	15	22	38	26	43	41	11	10	206	51	205.791
熟	17	26	45	30	50	47	13	11	239	72	239.415
半熟	10	15	26	17	29	26	8	6	137	6	136.817
非熟	6	8	14	10	16	15	4	4	77	5	77.288
農	57	84	147	99	166	155	44	37	789	288	789.325
計	132	195	340	229	384	358	101	86	1825	513	1825.542

$$x^2=153.472, df=41, x^2_{0.99}(41)=63.7$$

表 4a 1955年職業移動表

父 \ 子	1	2	3	計
1	80	72	56	208
2	44	155	92	291
3	95	229	1043	1367
計	219	456	1191	1866

表 4b 1955年 Goodman モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	0	70.6	57.4	128
2	45.4	0	90.6	136
3	93.6	230.4	0	324
計	139	301	148	588
定着者	80	155	1043	1278

$$x^2=0.148, df=1, x^2_{0.5}(1)=0.455$$

表 4c 1955年 White モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	28.71	70.64	57.36	156.71
2	45.36	111.61	90.64	247.61
3	93.64	230.36	187.08	511.08
計	167.71	412.61	335.08	915.40
定着者	51.29	43.39	855.92	950.60

$$x^2=0.148, df=1, x^2_{0.5}(1)=0.455$$

表 5a 1965年職業移動表

父 \ 子	1	2	3	計
1	90	69	37	196
2	78	221	105	404
3	121	316	888	1325
計	289	606	1030	1925

表 5b 1965年 Goodman モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	0	69.5	36.5	106
2	77.5	0	105.5	183
3	121.5	315.5	0	437
計	199	385	142	726
定着者	90	221	888	1199

$$x^2=0.021, df=1, x^2_{0.25}(1)=0.102$$

表 5c 1965年 White モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	26.78	69.52	36.48	132.78
2	77.48	201.13	105.52	384.13
3	121.52	315.48	165.52	602.52
計	225.78	586.13	307.52	1119.43
定着者	63.22	19.87	722.48	805.57

$$x^2=0.021, df=1, x^2_{0.25}(1)=0.102$$

表 6a 1975年職業移動表

父 \ 子	1	2	3	計
1	127	101	66	294
2	86	207	138	431
3	187	330	1096	1613
計	400	638	1300	2338

表 6b 1975年 Goodman モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	0	94.6	72.4	167
2	92.4	0	131.6	224
3	180.6	336.4	0	517
計	273	431	204	908
定着者	127	207	1096	1430

$$x^2=2.090, df=1, x^2_{0.9}(1)=2.71$$

表 6c 1975年 White モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	50.80	94.62	72.38	217.80
2	92.38	172.05	131.62	396.05
3	180.60	336.38	257.33	774.33
計	323.80	603.05	461.33	1388.18
定着者	76.20	34.95	838.67	949.82

$$x^2=2.090, df=1, x^2_{0.9}(1)=2.71$$

合併した職業はむしろ同等な職業とみなし、合併した職業の間での移動は同じ職業内での移動であって職業間移動としない扱いになっている。表 4 b, 4 c, 5 b, 5 c, 6 b, 6 c からすれば、年度とともに、定着者の割合 ($\sum s_{ii}$)/ N の減少、換言すれば移動者の割合の増加がみられ、(熟練・半熟練・非熟練・農業) のカテゴリには、定着者が他のカテゴリより多く、5割以上の割合で存在する。Goodman モデルと White モデルによるちがいで特徴的なことは、カテゴリの定着者の割合 ($s_{ii}/n_{i.}$) が、(事務販売) のカテゴリにおいて Goodman モデルでは 5 割前後あるのに対し、White モデルでは 15 % 位から 5 % 程度まであって、その割合の大きさが相当にちがう点である。(表 7 参照)

表 7 3 カテゴリ職業移動分析結果 (定着者の割合)

モデル	Goodman モデル			White モデル		
年 次	1955	1965	1975	1955	1965	1975
職ゴ* 業リ カ テ	1	0.385	0.459	0.432	0.247	0.323
	2	0.533	0.547	0.480	0.149	0.049
	3	0.763	0.670	0.679	0.626	0.545
全 体**		0.685	0.623	0.612	0.509	0.418
計 算 式	* $n_{ii}/n_{i.}$, * $(\sum n_{ii})/N$			* $s_{ii}/n_{i.}$, * $(\sum s_{ii})/N$		

この 3 カテゴリの計算は、もとの移動表を合併して、モデルにあうようなデータをつくり得たということを示しており、モデルに合うデータを解析すると上記の結果を得たということにはかならない。これはこれで一つの情報を得たのだが、もとの職業分類を合併することですてた情報もあるわけで、これらのモデルのどちらが実情によく合っているかはすぐにはいえない。なお、(専門・管理)、(事務・販売)、(熟練・半熟練・非熟練)、(農業) の 4 カテゴリの場合、上記 2 モデルは適合しないことは知られている¹⁰⁾。

Upton, G. J. G. は log linear モデルを用いて、mover-stayer モデルの理論値を求める方法を述べている¹¹⁾。移動者は完全移動に従うが、Goodman モデルでは主対角要素以外の (i , j) cell は準独立である。(i , j) cell の推定値 f_{ij} の対数は、準独立の仮定によれば、父 (A) と子 (B) という要因の影響および一般平均 (μ) に分解される。すなわち、父の効果を μ_i^A 、子の効果を μ_j^B と書けば、

$$(15) \quad \log f_{ij} = \mu + \mu_i^A + \mu_j^B.$$

この f_{ij} には Deming-Stephan 法で推定した値を用いる。この f_{ij} からパラメータ μ , μ_i^A , μ_j^B を推定する。この推定したパラメータ (ハ印をつけて表示する) を用いて、 m_{ii} は

$$(16) \quad \log m_{ii} = \hat{\mu} + \hat{\mu}_i^A + \hat{\mu}_i^B$$

として表現出来る。定着者 s_{ii} は実測度数 n_{ii} から m_{ii} を減じて、

$$(17) \quad s_{ii} = n_{ii} - m_{ii}$$

である。Goodman モデルのもとでは (i, i) cell は 0 であるから、 m_{ii} を推定する必要はない。Upton のように、移動者のパラメータによってのみ説明しうる (i, j) cell のデータを利用するのは一案で、 (i, j) cell の、準独立（準完全移動といいなおせる）による理論度数から、 $m_{i.}$ 、 $m_{.j}$ にそれぞれ該当する μ_i^A 、 μ_j^B を得れば、White 流のモデルのすべての cell の、移動者の理論値を得ることは可能である。log-linear モデルではないが、Upton と同様な趣旨の他の計算法を、3.3 で述べよう。

2.2 投票行動の例

例1. 投票行動についてパネル調査がしばしば試みられている。西平重喜 (1979) の支持政党の変化の例をとり上げてみよう¹²⁾。

その例では、全国で1339人の同じ人について、半年間隔で支持政党を2回訊ね、前後の回答をクロス表として示している。表 8 a 参照。西平は、支持政党についての個人の意見は不安定であり、半年位の間に6～7割が同じ答をすること、全く逆の答（保守から革新、革新から保守）にかわるものは1割以下であることを述べている。表8aの (i, j) cell に 0 の記入値があるが、これは構造的に(先験的に)零であるとはいいい切れないから、全度数に 0.5 を加える修正をした後、計算を行った。この表は、前回は上側に、今回は横側になるようにクロスされていて、職業移動表とはちがった配置になっているが、パラメータの推定結果はかわらない。どちらのモデルもこのデータに適合しているとはいえない。

例 2. Upton, G. J. G. が、mover-stayer モデルの例として用いた英国の投票行動のパネルデータ¹³⁾に、Goodman と White のモデルを適用した結果が、表 9 a, 9 b, 10 a, 10 b である。表 9 a, 9 b はデータに 0 があるので、サンプルの大きさによってその 0 は生じたとみなして、全度数に 0.5 を加えてある。(表 9 a, 9 b, 10 a, 10 b 参照)

Goodman と White のモデルは、それぞれこれらのデータにあてはまると考えられる。定着者の相対的大きさ (Goodman モデルのときは $\sum n_{ii}/N$, White モデルのときは $\sum s_{ii}/$

表 8 a 支持政党の変化 (全国, 1967年, 西平重喜, 1979より)

前調査 \ 後調査	自民党	社会党	民社党	公明党	共産党	ない	無回答	計
自民党	450	22	17	2	0	33	22	546
社会党	29	260	7	4	0	27	10	337
民社党	2	10	40	2	0	4	4	62
公明党	3	8	0	30	0	2	0	43
共産党	1	3	0	0	11	2	0	17
ない	76	39	18	6	5	115	21	280
無回答	14	9	0	0	0	17	14	54
計	575	351	82	44	16	200	71	1339

表 8 b 支持政党の変化—Goodman のモデルの移動者の推定結果

前調査 後調査	自民党	社会党	民社党	公明党	共産党	ない	無回答	計
自民党	0	28.3	11.7	4.3	2.0	36.3	16.3	99.0
社会党	30.0	0	8.3	3.1	1.4	25.7	11.5	80.0
民社党	8.2	5.5	0	0.8	0.4	7.0	3.1	25.0
公明党	4.9	3.3	1.4	0	0.2	4.2	1.9	16.0
共産党	2.7	1.8	0.8	0.3	0	2.3	1.1	9.0
ない	67.7	45.3	18.8	7.0	3.2	0	26.1	168.0
無回答	14.6	9.7	4.0	1.5	0.7	12.5	0	43.0
計	128.0	94.0	45.0	17.0	8.0	88.0	60.0	440.0
定着者	450.5	260.5	40.5	30.5	11.5	115.5	14.5	923.5

$$x^2=47.42, df=29, x^2_{0.975}(29)=45.72$$

表 8 c 支持政党の変化—White のモデルの移動者の推定結果

前調査 後調査	自民党	社会党	民社党	公明党	共産党	ない	無回答	計
自民党	42.30	28.33	11.74	4.35	2.02	36.27	16.30	141.30
社会党	29.95	20.06	8.31	3.08	1.43	25.68	11.54	100.06
民社党	8.16	5.47	2.27	0.84	0.39	7.00	3.14	27.27
公明党	4.94	3.31	1.37	0.51	0.24	4.24	1.90	16.51
共産党	2.73	1.83	0.76	0.28	0.13	2.34	1.05	9.13
ない	67.66	45.32	18.78	6.96	3.23	58.01	26.06	226.01
無回答	14.55	9.75	4.04	1.50	0.69	12.47	5.61	48.61
計	170.30	114.06	47.27	17.51	8.13	146.01	65.61	568.89
定着者	408.20	240.44	38.23	29.99	11.37	57.49	8.89	794.61

$$x^2=47.42, df=29, x^2_{0.975}(29)=45.72$$

表 9 a 1964—1966年投票行動 Goodman モデル

1964 \ 1966	保守党	労働党	自由党	棄権	計
保守党	0	6.3	3.1	5.1	14.5
労働党	5.1	0	2.4	4.0	11.5
自由党	8.1	8.0	0	6.4	22.5
棄権	2.2	2.2	1.1	0	5.5
計	15.5	16.5	6.5	15.5	54.0
定着者	63.5	72.5	25.5	5.5	167.0

$$x^2=2.596, df=5, \\ x^2_{0.25}(5)=2.67$$

表 9 b 1964—1966年投票行動—White モデル

1964 \ 1966	保守党	労働党	自由党	棄権	計
保守党	6.50	6.35	3.05	5.10	21.00
労働党	5.10	4.98	2.39	4.00	16.48
自由党	8.15	7.96	3.82	6.39	26.32
棄権	2.25	2.20	1.06	1.76	7.26
計	22.00	21.48	10.32	17.26	71.06
定着者	57.00	67.52	21.68	3.74	149.94

$$x^2=2.596, df=5, \\ x^2_{0.25}(5)=2.67$$

N) は、どちらのモデルも年次の経過とともに減少し、両方のモデルの政党別定着者の相対的大きさの順位および変化の傾向も似ている。モデルの性質上、当然ながら、White モデルの定着者数は Goodman のモデルのそれより少なく、定着者の相対的大きさも小さくなる。これは次の表にまとめられる。(表11参照)

表10a 1966—1970年投票行動 Goodman モデル

1970 1966 \	保守党	労働党	自由党	棄権	計
保守党	0	2.4	2.8	5.3	10.5
労働党	14.7	0	4.8	9.1	28.5
自由党	9.8	2.7	0	6.1	18.5
棄権	9.1	2.5	2.9	0	14.5
計	33.5	7.5	10.5	20.5	72.0
定着者	68.5	60.5	13.5	6.5	149.0

$$\chi^2=5.685, df=5,$$

$$\chi^2_{0.7}(5)=6.06$$

表10b 1966—1970年投票行動—White モデル

1970 1966 \	保守党	労働党	自由党	棄権	計
保守党	8.62	2.35	2.80	5.35	19.12
労働党	14.65	4.00	4.76	9.09	32.50
自由党	9.77	2.67	3.17	6.06	21.67
棄権	9.08	2.48	2.95	5.63	20.13
計	42.12	11.50	13.67	26.13	93.42
定着者	59.88	56.50	10.33	0.87	127.58

$$\chi^2=5.685, df=5,$$

$$\chi^2_{0.7}(5)=6.06$$

表11 英国の投票行動計算結果（定着者）

モ デ ル		Goodman モデル		White モデル	
年 次		1964—66	1966—70	1964—66	1966—70
1 定着者の相対的大きさ		0.756	0.674	0.678	0.575
2 各党別定着者数の相対的大きさ	保守党	0.814	0.867	0.731	0.758
	労働党	0.863	0.680	0.803	0.635
	自由党	0.531	0.422	0.452	0.322
	棄権	0.500	0.310	0.340	0.004
1 の 計 算		$\sum n_{ii}/N$		$\sum s_{ii}/N$	
2 の 計 算		$n_{ii}/n_{i.}$		$s_{ii}/n_{i.}$	

2.3 イメージ・意見の例

例1. Butler and Stokes (1975) は、父の支持政党と本人の支持政党にかんするイメージのクロス表を示している。イメージの範囲で、父の影響が本人の支持政党に対して存在するのか。本人の支持政党は本人が考える父の支持政党から独立なのだろうか。多分父から独立でない人々（父が支持したと思う政党をひきつづき支持しようとする人々—定着者）と、イメージのなかの父の支持政党とは離れて自分の支持政党を自分でえらぶ人々（移動者）がいるであろう。（表 12 a, 12 b 参照）

ところが Butler らのクロス表に、Goodman と White のモデルを適用したところ、これらのモデルによる理論値はデータの値にあわないことが分った。これは、父と子の支持政党の関係は準独立ではないことを示している。(i, j) cell は、どちらのモデルもすべて移動者なのだが、準独立ではないということは、(i, j) cell の度数は父と子の間に何らかの交互作用を考えるべきことを暗示している。先の log-linear モデルでいえば、交互作用を μ_{ij}^{AB} と書くと、

$$\log f_{ij} = \mu + \mu_i^A + \mu_j^B + \mu_{ij}^{AB}$$

表12a 父の支持政党と本人(子)の支持政党イメージ—Goodman モデル

父 \ 子	1 労働党	2 保守党	3 自由党	4 その他	計
1 労働党	0	52.3	20.5	15.2	88.0
2 保守党	92.6	0	16.9	12.5	122.0
3 自由党	76.3	35.4	0	10.3	122.0
4 その他	212.1	98.3	38.6	0	349.0
計	381.0	186.0	76.0	38.0	681.0
定着者	375.0	116.0	28.0	29.0	548

$$\chi^2=15.28, df=5, \chi^2_{0.99}(5)=15.08$$

表12b 父の支持政党と本人(子)の支持政党イメージ—White モデル

父 \ 子	1 労働党	2 保守党	3 自由党	4 その他	計
1 労働党	112.71	52.27	20.52	15.21	200.71
2 保守党	92.64	42.96	16.87	12.50	164.96
3 自由党	76.31	35.39	13.90	10.30	135.90
4 その他	212.05	98.34	38.61	28.61	377.61
計	493.71	228.96	89.90	66.61	879.18
定着者	262.29	73.04	14.10	0.39	349.82

$$\chi^2=15.28, df=5, \chi^2_{0.99}(5)=15.08$$

のように (i, j) cell の度数を表現でき、そしてこの μ_{ij}^{AB} が有意であることを示唆している。mover-stayer モデルでは、その基本的な完全移動の考え方から、 (i, j) cell に交互作用は含んでいない。

例2. Butler and Stokes (1975) は、産業の固有化についてのパネル調査のクロス表を示している。(表 13 a, 13 b 参照)

このデータには、Goodman と White のモデルは適合しない。これらのモデルが適合するというのは、もとのクロス表を、前回の意見をそのまま持続させている人々(定着者)と前回の意見には拘束されず今回の意見を決める人々(移動者)に分けることが出来るということである。移動者つまり意見を変化させる人々では、前回の意見と今回の意見の関係は統計的に独立であると考えることが出来るが、Goodman モデルでは準独立という条件を導入する。

これは、主対角要素上の cell を除いた残りの (i, j) cell と (il) , (hj) , (hl) の各 cell のそれぞれの移動者の理論度数 m_{ij} , m_{il} , m_{hj} , m_{hl} の間に

$$(18) \quad m_{ij} = \frac{m_{il} m_{hj}}{m_{hl}} \quad \begin{array}{l} i \neq j \neq l \neq h, \\ i, j, l, h = 1, 2, \dots, K. \end{array}$$

の関係がなり立つということである¹⁶⁾。

表13a 産業の国有化について—Goodman モデルの移動者

1963年 \ 1964年	1	2	3	4	5	計
	大いに進めよ	もっと進めよ	これで十分	もっと少なく	意見なし	
1 大いに進めよ	0	20.8	65.5	20.3	11.4	118.0
2 もっと進めよ	9.4	0	83.3	25.8	14.5	133.0
3 これで十分	27.4	76.6	0	74.8	42.2	221.0
4 もっと少なく	13.6	37.9	119.7	0	20.9	192.0
5 意見なし	9.6	26.8	84.5	26.1	0	147.0
計	60.0	162.0	353.0	147.0	89.0	811.0
定着者	44.0	88.0	309.0	133.0	88.0	662.0

$$\chi^2=78.51, df=11, \chi^2_{0.999}(11)=31.26$$

表13b 産業の国有化について—White モデルの移動者

1963年 \ 1964年	1	2	3	4	5	計
	大いに進めよ	もっと進めよ	これで十分	もっと少なく	意見なし	
1 大いに進めよ	7.43	20.75	65.54	20.28	11.43	125.43
2 もっと進めよ	9.44	26.37	83.28	25.76	14.52	159.37
3 これで十分	27.42	76.59	241.86	74.82	42.18	462.86
4 もっと少なく	13.57	37.90	119.67	37.02	20.87	229.02
5 意見なし	9.58	26.76	84.51	26.14	14.74	161.74
計	67.43	188.37	594.86	184.02	103.74	1138.42
定着者	36.57	61.63	67.14	95.98	73.26	334.58

$$\chi^2=78.51, df=11, \chi^2_{0.999}(11)=31.26$$

White モデルでは、移動者のすべての cell の度数は

$$(19) \quad m_{ij} = \frac{m_{i.} m_{.j}}{M} \quad i, j = 1, 2, \dots, K.$$

$$M = \sum_{i=1}^k m_{i.} = \sum_{j=1}^k m_{.j}, \quad m_{i.} = \sum_{j=1}^k m_{ij}, \quad m_{.j} = \sum_{i=1}^k m_{ij}$$

という条件に従うから、式 (18) は成り立つ。したがって、もとのクロス表を定着者と移動者の表に分けるといっても、移動者の表では式 (18) が成り立つようにその表がつくられる必要がある。Goodman モデルと White モデルが適合しないというのは、定着者の定義から、主対角線外の (i, j) cell での理論値が実測度数 m_{ij} と統計的に有意に異なることがあると考えられる。移動者（意見の変化した人々）の前後の実際の意見は独立ではなく、何らかの関連がある可能性を示唆している。

3. 若干の問題点について

3.1 Goodman モデルと White モデルの選択

各モデルのもとでの理論値と実測値の一致の程度は、 χ^2 検定によって判断した。これは尤度比検定を用いることができる。いずれにせよ、Goodman モデルと White モデルの理論値は互に近似しているが、実測度数にこれらの理論値が一致しているといえるとき、どちらのモデルを採択するのがよいだろうか。

移動者はすべてのカテゴリについて移動できると考え得るならば、White モデルを採るのがよいであろう。主対角要素 (i, i) cell に移動者が入ることはない、あるいは特定の (i, j) cell に移動することが構造的に出来ないということが考え得る場合には、Goodman モデルが適切であろう。また、定着者の全サンプルのなかでの割合 $((\sum s_{ii})/N)$ 、各カテゴリでの定着者の割合 $(s_{ii}/n_{i\cdot})$ 、又は $(s_{ii}/n_{\cdot i})$ 、 (i, i) cell 内のそれ (s_{ii}/n_{ii}) などの値も、モデルの選択に参考になるかも知れない。

3.2 完全移動の仮定について (1)

これらのモデルの特色は、移動者は完全移動に従うと仮定するところにある。職業移動に限定して述べると、BKM モデルは、移動者の移動の確率行列を均衡行列にすることで解を得るようにしたが、世代間 mover-stayer モデルでは BKM モデルと同じく移動者の移動の確率行列を均衡行列として利用している。それゆえ、父から子への移動の結果は、子において極限分布に達してしまう。子以後の諸条件がかわらないときには、子の代で終局的な分布に達し、それはそのまま孫以降にひきつがれる。そして子と孫の間の移動表は対称行列になる。それは $n_{ij} = n_{ji}$ ($i, j = 1, 2, \dots, K, i \neq j$) が成り立つということであって、職業 i, j 間で同人数だけ入れかえることになり、これが K 個の職業カテゴリすべてについて成り立つのである。世代間 mover-stayer モデルを、父と子の間だけでなく、子と孫にまで期間を延長してみると、このモデルは移動表を今述べた性質の移動者の移動表と、定着者の対角行列の表に分解していることが分かる。移動者あるいは定着者の解釈にあたって、このような特殊な行列を求めたことに注意しておく必要がある。

この方針をもっと端的にあらわした Boudon, R の潜在クラス g 個への移動表の分解は、1 個の移動表から g 種類の完全移動の行列をつくるのであって、世代がかわっても条件が不変であれば、子から孫への職業移動行列は対称行列になる。 g 個の各々の行列が対称行列になり、 g 個の潜在クラスごとに職業間に対称的な同じ人数の移動が生じる。 $m_{ij}^a = m_{ji}^a$ ($i, j = 1, 2, \dots, K, i \neq j$), $\sum_{a=1}^g m_{ij}^a = \sum_{a=1}^g m_{ji}^a$ であって、全体においても部分的な層(クラス)でも対応する職業間の同数移動が行われる。職業上の地位に空席が生じ、空席を埋めるための移動が g 個のクラス間に起こるというように、潜在的クラス間を移動することをモデルのなかに組みこんではいない。 α クラスの職業 i, j 間で相互に同数移動を行うには、空席があれ

ば必ずそれを埋めること、移動は同一潜在クラス内に限るかどうか、職業 i, j 間の移動が可能なこと、職業 i, j はその地位の数をそれぞれかえないことなどの条件が必要で、現代の全体社会の職業間の関係について、 $n_{ij}=n_{ji}$ が常になり立つとは思われない。

完全移動は移動を観測するときの一つの基準であるといえるが、mover-stayer モデルにあつては、上述のような側面も持っている。

3.3 完全移動の仮定について (2)

完全移動の仮定は今迄の記号を使うと、移動者の移動表の (i, j) cell の度数は、移動総数 M 、周辺度数の $m_{i.}$, $m_{.j}$ から

$$m_{i.}m_{.j}/M$$

で表現できるということであつた。そして、mover-stayer モデルでは (i, j) cell ($i \neq j$) には定着者は存在していない。この (i, j) cell の性質に着目して、データが mover-stayer モデルに従うとすれば、実測度数 n_{ij} をパラメータ $m_{i.}$, $m_{.j}$, M で表現すると、White のモデルのもとでは、

$$(20) \quad n_{ij} = m_{i.}m_{.j}/M \quad i, j = 1, 2, \dots, K. \quad i \neq j$$

$$(21) \quad n_{ii} = s_{ii} + m_{i.}m_{.i}/M = s_{ii} + m_{ii} \quad i = 1, 2, \dots, K.$$

であるから、相互にひとしくない i, j, l について、

$$(22) \quad m_{i.}m_{.i}/M = \frac{n_{ij}n_{li}}{n_{jl}} = \frac{n_{il}n_{ji}}{n_{lj}}$$

の関係が成り立つ。ここで $m_{i.}m_{.i}/M = m_{ii}$ である。したがって、 $m_{i.}m_{.i}$ を求めるには、式 (22) の右辺の 2 つの項の幾何平均をとればよい。

$$(23) \quad m_{i.}m_{.i}/M = \sqrt{\frac{n_{ij}n_{li}}{n_{jl}} \cdot \frac{n_{il}n_{ji}}{n_{lj}}}, \quad i \neq j \neq l.$$

K 個のカテゴリがあるとき、 i にかんする可能な 3 つ組のすべてについて幾何平均を利用して、 $m_{i.}m_{.i}/M$ を求めることが出来る。3 つ組をつくるとき、 m_{jj} が計算にふくまれないようにすればよい。一般的に表現すれば、

$$(24) \quad \log \frac{m_{i.}m_{.i}}{M} = \frac{1}{(K-1)(K-2)} \left(2 \sum_{j=1}^K \log n_{ij} + 2 \sum_{l=1}^K \log n_{li} - \sum_{j=1}^K \sum_{l=1}^K \log n_{jl} \right) \\ i, j, l = 1, 2, \dots, K. \quad i \neq j \neq l.$$

こうして (i, i) cell の移動者数が求まれば、

$$(25) \quad s_{ii} = n_{ii} - m_{i.}m_{.i}/M = n_{ii} - m_{ii} \quad i = 1, 2, \dots, K.$$

として、定着者数を算出できる。

$$(26) \quad m_{i.} = n_{i.} - s_{ii}$$

$$(27) \quad m_{.j} = n_{.j} - s_{jj}$$

$$(28) \quad M = \sum_{i=1}^k m_{i.} = \sum_{j=1}^k m_{.j} \quad i, j = 1, 2, \dots, K.$$

として、周辺度数と移動者の総数を推定する。(26), (27), (28) の $m_{i.}$, $m_{.j}$, M を用いて、完全移動のモデルに従い、移動者の移動表のすべての cell の理論値 m_{ij}^* , $m_{ij}^*(i, j=1, 2, \dots, K)$ を得る。この m_{ii}^* は式 (23) 又は (24) の m_{ii} の推定値とはいくちがうであろうが、完全移動の仮定に従い m_{ii}^* を用いる。すでに求めた s_{ii} はかわらない。このモデルでは $s_{ii} + m_{ii}^*$ が n_{ii} の推定値になる。 m_{ii}^* , m_{ij}^* は式 (18) を満足する。

表14 1955年 White モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	28.53	70.43	57.32	156.28
2	45.27	111.78	90.96	248.01
3	93.48	230.80	187.81	512.09
計	167.28	413.01	336.09	916.38
定着者	51.72	42.99	854.91	949.62

$$\begin{aligned} x^2 &= 0.153, \\ df &= 1, \\ x^2_{0.25}(1) &= 0.102 \end{aligned}$$

表15 1965年 White モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	26.85	69.48	36.62	132.95
2	77.29	200.03	105.40	382.72
3	121.81	315.21	166.11	603.13
計	225.95	584.72	308.13	1118.80
定着者	63.05	21.28	721.87	806.20

$$\begin{aligned} x^2 &= 0.023, \\ df &= 1, \\ x^2_{0.5}(1) &= 0.455 \end{aligned}$$

表16 1975年 White モデル

父 \ 子	1	2	3	計
1	49.85	94.59	71.08	215.52
2	93.23	176.88	132.91	403.02
3	178.44	338.55	254.39	771.38
計	321.52	610.02	458.38	1389.92
定着者	78.48	27.98	841.62	948.08

$$\begin{aligned} x^2 &= 2.216, \\ df &= 1, \\ x^2_{0.9}(1) &= 2.71 \end{aligned}$$

この方式を表 4a, 5a, 6a の SSM 調査職業移動表に適用した結果、表 14, 15, 16 が得られた。従来の White モデルによる計算結果に近いことが分る。その x^2 の値と、各カテゴリにおける定着者の割合 $s_{ii}/n_{i.}$ と $(\sum_{i=1}^3 s_{ii})/N$ をまとめたものが、表 17 である。表 7 の White モデルの結果とよく似ていることがわかるであろう。(i=1, 2, 3)。この計算法による White モデルの理論値は実測度数と一致するといえる。ここでは $m_{ii} (= m_{i.} m_{.i} / M)$ を推定するのに、計算が簡便であることを考えて実測度数 n_{ij} をそのまま使っているが、本来のモデルか

らすれば、準独立の仮定に従って推定した m_{ij} , この論文でいえば Goodman モデルのもとで推定した m_{ij} の値を用いるのがよい。これを試みると, White モデルによる m_{ij} と近似することが分るだろう。

表17 簡便法による White モデルの3カテゴリ職業分析結果(定着者の割合)

年次	1955	1965	1975	計算式
職業カテゴリ	1 0.249	0.322	0.267	s_{ii}/n_i
	2 0.148	0.053	0.065	
	3 0.625	0.545	0.522	
全体	0.509	0.419	0.406	$(\sum s_{ii})/N$

4. 要 約

世代間mover-stayer モデルは, 世代間でも世代内でも同じカテゴリ間のクロス表の形式のデータには, 式の上では適用可能である。父子間職業移動, 投票行動, 意見・イメージの変化のクロス表に適用して, どの程度, データにあてはまるかを調べてみた。モデルが比較的よく適合する場合もあるが, 全くあてはまらない場合もあった。とくに父子間職業移動は, 時間の間隔も長期で, その間に産業の変化もあり, データの集め方や職業分類など整理の仕方にも難しいところがあるから, このようなモデルは適合しない可能性も十分あるが, 特定の職業を合併して3カテゴリをつくると, モデルがあてはまることが知られた。

モデルのパラメータ推定の上で, 完全移動ないし準完全移動(準独立)という仮定が基本的な役割をもっており, 父と子($t, t+1$ 時点間)の関係だけでなく, 子と孫($t+1, t+2$ 時点間)の関係まで上記の仮定を条件がかわらないとして用いると, 職業カテゴリ間に同人数の相互の移動が生ずることになる。これらのモデルのもとでは, これと同様の対称的な動きが, 投票行動, 意見・イメージの変化についても生じ得る。 $t, t+1$ 時点間では, このような対称的な動きは普通は生じない。これはこれらのモデルの特徴である。

応用上の問題点としては, mover-stayer モデルは多くの潜在クラスが存在の可能性があるときも, 2つの潜在クラス(定着者と移動者)のみを仮定していること, 各対象者を定着者と移動者のどちらのクラスに属するのか弁別しないこと, パネルデータについて stayer の相対的大きさがかなり変化することがあり得るが, そのような推定結果をどう説明するのかなど, さまざまである。これらを考えると, このモデルを過度に信頼することをさけるべき

である。

しかし、現在では適用例はごく少しかつ範囲も限られているので、Boudon モデルや log-linear モデルなどを併用し、結果を比較検討すること、各種のタイプのデータに適用例を重ねること、によって、このモデルの特色と限界をより明らかにしたいと筆者は考えている。

注

- 1) Blumen, I., Kogan, M. and McCarthy, P. J., 1955, *The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process*, Cornell Studies in Industrial and Labor Relations, Vol. 6.

移動者が産業 i に、時点 n でいて、 $n+1$ 時点に産業 j にいる確率を m_{ij} とする。定着者は産業 i にあって全時点を通して産業 i に固定する。定着者が産業 i にいる割合を s_i とする。時点 n で産業 i にいて、時点 $n+1$ で産業 i にいる人々の割合 r_{ii} は、定着者の割合 s_i と移動者で産業 i にいつづけたものの割合 $(1-s_i) \times m_{ii}$ の和である。

$$r_{ii} = s_i + (1-s_i)m_{ii}$$

$S = (s_i)$, $M = (m_{ij})$, I を単位行列とし、労働力全体の推移確率行列 $R = (r_{ij})$ と書くと、上の関係を行列で表現すると、

$$R = S + (I - S)M$$

移動者はマルコフ連鎖モデルに従うと仮定して、 t 段階での全体の推移確率行列 $R^{(t)}$ は

$$R^{(t)} = S + (I - S)M^t$$

である。Blumen らの BKM モデルについては原 純輔が解説をしているが、世代間 mover-stayer モデルについては殆ど紹介がない。原 純輔, 1973, マルコフ連鎖と社会移動, 安田三郎編, 「数理社会学」, 東大出版会, 79-114.

- 2) Blumen, I. et al., 1955, op. cit. 111-114. BKM モデルは標本の個人は定着者か移動者かのいずれかであるというモデルである。彼らはこの仮定をいく分ゆるめた考えも示し、移動の過程にポアソン分布を用いた場合を述べている。彼らによると、この考えには過程のすべての人が移動する機会に対し一様な (homogeneous) 集団をつくっているという前提があり、むしろ対象の母集団は、集団間では移動確率はそれぞれちがうが、集団内では同じ移動確率をもつようないくつかの部分集団で出来ていると考える方がよいとする。なお、各部分集団は1つの四半期についてそれぞれ平均移動回数を持っていても、どの四半期でも同じ集団の成員は全部が同じ移動回数を示すということは必しも成立しない。Blumen, I. et al., 1955, op. cit. 138-146. T. Fararo, 1973, *Mathematical Sociology*, Wiley, 452-460. R. K. Leik and B. F. Meeker, 1975, *Mathematical Sociology*, Prentice-Hall, 171-185.
- 3) 日本社会学会調査委員会編, 1958, 日本社会の階層的構造, 有斐閣, 378-383. 本人の現在の職業, 初職, 父の職業 (父の一番長い職業, 対象者本人の就職時の父の職業, 父の社会的地位が一番高いときの職業), 祖父の職業を訊ねている。どのカテゴリでクロス表をつくるかでも父子間の職業移動表はいく分変化するだろう。安田三郎, 1971, 社会移動の研究, 東大出版会, 583, 593. 本人の現職, 初職 (自家農業の手伝及び軍隊を除く), 父の職業 (死亡していたら, 死亡直前の職業) を訊ねている。富永健一編, 1979, 日本の階層構造, 東大出版会, 505-510. 本人の現職・職歴のほか, 本人が15才のときの父の職業, 初めて就職したときの父の職業, 本人が結婚したときの父の職業, 父の主な職業を訊ねている。本論文では, 父の主職と本人 (息子) の現職のクロス表を分析の対象とした。
- 4) Goodman, L. A., 1961, Statistical Methods for a Mover-Stayer Model, *J. Amer. Statistical Assoc.* 56, 841-868.
 Goodman, L. A., 1965, On the Statistical Analysis of Mobility Tables, *Amer. J. Sociol.* 70, 564-585.
 Goodman, L. A., 1968, The Analysis of Cross Classified Data: Independence, Quasi Independence and Interactions in Contingency Tables with or without Missing Entries, *J. Amer. Statistical Assoc.* 68, 1091-1131.
 Goodman, L. A., 1969 a, How to Ransack Social Mobility Tables and Other kinds of Cross Classification Tables, *Amer. J. Sociol.* 75, 1-40.

- Goodman, L. A., 1969 b, On the Measurement of Social Mobility: an Index of Status Persistence, Amer. Sociol. Rev. 34, 831-850.
 White, H., 1963, Causes and Effect in Social Mobility Tables, Behavioral Sciences 8, 14-27.
 White, H., 1970 a, Chains of Opportunity, Harvard University Press.
 White, H., 1970 b, Stayers and Movers, Amer. J. Sociol. 76, 307-324.
 Boudon, R., 1973, Mathematical Structures of Social Mobility, Elsevier, 54-71, 139-157.
 Boudon, R., 1975, A Model for the Analysis of Mobility Tables, in Blalock, H. M. et al. (eds.), Quantitative Sociology, Academic, 511-527.

- 5) Deming, W. E. and Stephan, F. F., 1940, On a least squares adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known, Ann. Math. Statist. 11, 427-444.

Everitt, B. S., 1977, The Analysis of Contingency Tables, Chapman and Hall, 91-94.

- 6) 尤度方程式については, Boudon, R., 1973, op. cit. 149-150 を参照されたい。ここでの計算は, 第 i カテゴリの定着者数が負のときは, 第 i カテゴリの定着者数を 0 人として計算した。3 行 3 列にまとめた Glass, D. V. の移動表に, White モデルをあてはめると, 中間のカテゴリの定着者数は, 実測度数-移動者推定数つまり $714-766=-52$ となる。このカテゴリの定着者数を 0 とおくと,

$$\begin{array}{cc} \begin{pmatrix} 433 & 0 \\ 0 & 247 \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} 155 & 360 & 194 \\ 332 & 766 & 412 \\ 131 & 303 & 164 \end{pmatrix} \\ \text{定着者は} & \text{移動者は} \\ \text{計} & \begin{matrix} 710 \\ 1510 \\ 597 \\ 618 & 1429 & 770 & 2817 \end{matrix} \end{array}$$

の行列を得る。正の整数で表現しているので, 移動者の行列は完全移動にはなっていない。原 純輔は同じ Glass, D. V. の表から準完全移動モデルによる推定値を計算しているが, 原の表は定着者と移動者の表に分解される得る。Glass, D. V. ed., 1954, Social Mobility in Britain, 183. 原 純輔, 1973, 前掲論文, 表 4.13 (3), 112. なお, White モデルではデータ行列が 3 行 3 列より大きくないと, 独立な cell の数がパラメータの数より多くならない。

- 7) 図 2 の移動者の推移行列について, $1-S_i=\bar{S}_i$, $\bar{\mathbf{S}}=(\bar{S}_i)$ と書くと, $\bar{\mathbf{S}}\mathbf{P}$ の列和は $P_i(\sum_{j=1}^k \bar{S}_j)$ ($i, j=1, 2, \dots, K$) である。 $\sum_{j=1}^k \bar{S}_j$ は定数であって, それを C とおくと, 上記の列和は CP_i ($i=1, 2, \dots, K$) である。したがって, 子の職業の相対的分布は CP_i ($i=1, 2, \dots, K$) であり, それから出発して孫の職業の相対的分布は,

$$\begin{pmatrix} CP_1 & & \\ & CP_2 & \\ & & \ddots \\ 0 & & & CP_k \end{pmatrix} \mathbf{P} = C \begin{pmatrix} P_1^2 & P_1P_2 & \dots & P_1P_k \\ P_1P_2 & P_2^2 & \dots & P_2P_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ P_1P_k & P_2P_k & \dots & P_k^2 \end{pmatrix}$$

となり, 子の職業の分布と孫のそれはひとしくなる。子から孫への推移確率行列は対称行列になっている。

- 8) Boudon, R., 1973, op. cit. 150-152.
 9) 富永健一編, 1979, 前掲書, 53. 同書 207 頁に, 初職-現職間の職業移動 (世代内社会移動) 表が示してある。これ (8 行 8 列) について Goodman と White のモデルをあてはめてみたが, これらのモデルは適合するとはいえない。西田春彦, 1979, パネルデータの一つの解析法について (続), マーケティング・サイエンス, 13, 1-12.
 10) 職業のさまざまな分類が可能であるが, (専門, 管理), (事務, 販売), (熟練, 半熟練, 非熟練), (農業) の 4 カテゴリ移動表では, 白石信子によれば, Goodman と White の両モデルによる理論値は実測度数に一致しない。表 4 b, 4 c, 5 b, 5 c, 6 b, 6 c は白石信子の論文より引用した。白石信子, 1980, 社会移動の数学的モデルの研究 (未刊)。
 11) Upton, G. J. G., 1978, The Analysis of Cross-tabulated Data, Wiley, 123-124. 彼はクロス表の他の解析法として, 潜在構造分析法をあげている。log-linear モデルの立場から社会移動に接近する案は, Harberman, S. J. によって, イギリス, デンマークを例として述べられている。Harberman, S. J., 1974, The analysis of frequency data, Univ. of Chicago Press, 215-228.
 12) 西平重喜, 1979, 統計調査法, 補訂版, 培風館, 8-9. 西平重喜は支持政党について 6 つの調査結

果を次のようにまとめている。* 印は全国調査，他は東京23区での調査。

調査のインターバル	3週間	半年	半年	1年	5年	5年
同じ答%	75	60	69*	51	49*	49*
全く反対の答%	7	7	8*	9	7*	11*

西平重喜，1971，世論調査の誤差と精度，白鳥令編，数量政治分析，ペリかん社，80.

13) Upton, G. J. G., 1978, op. cit. 119, 126.

14) Butler, D. E. and Stokes, D. E., 1975, Political change in Britain, 2nd ed. Macmillan, 281.

15) Butler, D. E. and Stokes, D. E., 1975, op. cit., 175.

16) Bishop, Y. M. M., Fienberg, S. E. and Holland, P. W., 1975, Discrete Multivariate Analysis, MIT Press, 178-182.

附記，計算は大阪大学計算機センターで行った。白石信子君（大阪大学学生）の協力に感謝する。

THE ANALYSIS OF FREQUENCY DATA

—Intergenerational mover-stayer model—

Haruhiko NISHIDA

In this article I show some properties of two intergenerational mover-stayer models with applications. These models are given by H. White and L.A. Goodman, and have the same form as the intragenerational mover-stayer model (BKM model) by I. Blumen et al.(1955). They insist on dividing subjects into two classes, stayers and movers.

Stayers stay at their occupations with probability one. Movers move to their new occupations according to their Markov chain model. When movers can not structually (a priori) move to certain cells of their mobility matrix, namely, they behave under quasiperfect mobility (quasi-independence statistically), we accept Goodman's model; otherwise we would choose White's model based on perfect mobility (statistical indendence between one generation and another one).

We can easily estimate the parameters in White's model, utilizing the estimates of (i, j) cell in Goodman's model, because (i, j) cell contains only parameters of movers. I show both G.J.G. Upton's approach and my simple approach to get the estimates of parameters in White's model.

I apply both Goodman's model and White's one to several cross-tabulations. These models fit to three kinds of 3×3 intergenerational occupational mobility matrices in Japan, and 4×4 voing behavior matrices in Upton's data. These models do not fit to other data in this article. We should make a comparison these models with others—log-linear model and R. Boundon's mover-stayer model.