Title	教育研究における連関モデルの利用について
Author(s)	小島, 秀夫 / 篠原, 清夫
Citation	茨城大学教育実践研究(16): 189-197
Issue Date	1997
URL	http://hdl.handle.net/10109/12374
Rights	

茨城大学教育実践研究16（1997），189－197

教育研究における連関モデルの利用について

小　島　秀　夫[*]・篠　原　清　夫[**]

（1997年4月30日受理）

Using Association Models in Educational Research

Hideo Kojima and Sugao Shinohara

キー・ワード：log-multiplicative model，社会調査データ，クロス表

社会調査データではカテゴリーに順序のあるデータを分析することがしばしばあるが，カテゴリーに対して機械的に数値を与え分析することが日常的になされている。こうした操作に対しては批判がなされてきているが，どのような数値をカテゴリーに与えればよいのかといった方法が存在していなかった。本研究は log－multiplicative model を使用して得た数値と機械的な数値を与えた場合で，データ解析の結果にどのような差異が現われるのかを検討する。実際の調査データを使用して分析した結果では両者に実質的な大きな差は存在しないことが明らかにされた。

問　　題

社会調査においては，次のような質問をすることがしばしばある。[1]

問32　あなたは，職場で周囲の人が何を考えているのかよく分らないために，自分の考えを述べるのに消極的になることがありますか。それともありませんか。

1　よくある	2　たまにある	3　あまりない	4　まったくない

そして分析では，多くの場合には「よくある」に4点，「たまにある」に3点，「あまりない」に2点，「まったくない」に1点が与えられ，相関係数などが計算されるのが普通である。しかしながら，このように機械的にそれぞれの回答に対して点数を与えることについては批判的な見解が出されている。たとえば，林知己夫は次のように述べている。[2]

こういう質問文式の発想そのものが一般の人たちにはないのである。発想にないことが尋ねられ

* 茨城大学教育学部　** 常磐大学人間科学部

るので，回答は真の声となるかどうか問題である。一応ここはそのままにして回答をとったときの物差しはあくまでも該当項目に反応したということであって，満足，どちらともいえない，不満足が，いわゆる物差しのように等間隔の数量的表現をもつものではない。さらにこれらが１次元的なもので，どちらともいえないが満足と不満足の中間にあることさえも疑問である。さらに，わからない，無答，その他——その他はそれ以外のどこかへ当てはめられないものである——はどう考えたらよいかも考えなくてはならない。いわばこうした基礎的なことの処理も社会現象を取り扱うとき忘れてはならない重大時である。かつそうした物差しを作るとき満足に３，どちらともいえぬに２，不満足に１を与え，その他，わからぬ，無答には２を与える(どちらともいえぬと同じにする)という数量化が行われていたが——いまも無反省に数量化ではこうしたことが行われている——まったく根拠がない。

こうした批判に立って，質的変数を質的変数のまま処理するという発想で林の数量化理論が作り出された。[3] 無批判に選択肢に対して3,2,1といった数値を与えることに対する疑問は社会調査の初心者でもいだく疑問であるが，その問題を解決するための方法が見つからないために，今日においても回答に無反省に機械的に4,3,2,1といった数値を与えている。一方，データ解析においては相関係数をはじめとし，回帰分析や因子分析は重要な分析手法であり，分析手法としては定型化されているといえる。そしてほとんどの場合，それぞれの反応項目に対して機械的に数値が与えられるのが普通である。したがって，もしそれぞれのカテゴリーが等間隔になっていない場合には，相関係数や因子分析の結果は誤りとなる。本稿では，社会調査でよく使用される順序のあるカテゴリーにどういった数値を与えるのが適切であるかを示し，実際に機械的に数値を与えた場合とそうでない場合とではどのような差が観察されるのかについてみてみることとする。最初に分析に使用されるモデルについて，要点のみを説明しておくこととする。

Log－multiplicative model

本稿の分析に使用されるモデルは log－multiplicative model（ℓmm）[4] である。いま，カテゴリーに順序がある行Ｉ（ｉ＝１，２，…ｉ）と列Ｊ（ｊ＝１，２，…ｊ）から構成されるクロス表がある場合に，ℓmmは以下のように表わされる。

$$F_{ij} = \tau\ \tau^{R}_{i}\tau^{C}_{j}e^{\phi\mu i \upsilon j} \qquad (1)$$

F_{ij}は期待度数であり，τは総平均，τ^{R}_{j}は行効果，τ^{C}_{j}は列効果，ｅは自然対数の底，μ_iは行のカテゴリー・スコア，υ_jは列のカテゴリー・スコアである。ϕは行と列の内的関連(intrinsic association)の強さを示すものである。$\phi=0$の時には(1)式は独立モデルとなる。

本稿の目的のために重要なのは(1)式のμ_iとυ_jのスコアそれ自体ではなく，スコア間の比である。この点を明らかにするために，行のカテゴリー・スコア（$\mu_1, \mu_2, \cdots \mu i$）のみについて考えてみることとする。$\mu_2$と$\mu_1$の間の距離を$d_1=\mu_2-\mu_1$とし，$\mu_2$と$\mu_3$の間の距離を$d_2=\mu_3-\mu_2$とした場合に，その比は$d=d_2/d_1$となる。もしここである定数aを$\mu i$から引いた場合，すなわち$\mu^{*}_{i}=\mu i\text{-}a$の時にもdの値は変らない。この場合には$\phi$の値は変化しない。しかしながら$\mu i$の

値を，$\mu_i^*=(\mu i-a)/b$のように変えた場合にはμ_1^*とμ_2^*間の距離は$\mu_2^*-\mu_1^*=d_1/b\neq d_1=\mu_2-\mu_1$となり，$\mu_2^*$と$\mu_3^*$の距離は$\mu_3^*-\mu_2^*=d_2/b\neq d_2=\mu_3-\mu_2$となり，距離は等しくならない。一方，距離の比は$(d_2/b)(d_1/b)=d_2/d_1=d$となり，カテゴリー・スコアを変えても同じである。

ここで(1)式のモデルの意味をより明らかにするために，以下のようにオッズ比を定義しよう。

$$\theta_{ij}=(F_{ij}F_{i+1,j+1})/(F_{i,j+1}F_{i+1,j})(i=1,2\cdots I-1;j=1,2,\cdots J-1) \qquad (2)$$

このθ_{ij}はクロス表の中の行iとi+1，列jとj+1によって構成されるオッズ比であり，F_{ij}はセルijの期待度数を示している。したがって，クロス表全体の情報は$(I-1)\times(J-1)$のオッズ比によって表わすことが可能である。

(1)式を(2)式に代入し対数をとると，(2)式は

$$\log\theta_{ij}=\phi(\mu_{i+1}-\mu_i)(\upsilon_{j+1}-\upsilon_j) \quad (i=1,2\cdots I-1;j=1,2\cdots J-1) \qquad (3)$$

となる。したがってμ_iとμ_{i+1}は行カテゴリーiとi+1間の距離を示しているといえる。同様に，υ_jとυ_{j+1}は列カテゴリーjとj+1間の距離を示している。Lmm便利な特徴の1つは行カテゴリーや列カテゴリーを入れかえてもモデルの適合度に変化はないということがある。このことは以下のことを意味している。(a)行カテゴリーあるいは列カテゴリーを入れかえた場合にもχ^2値は変化しない。(b)カテゴリーを入れかえた場合にもϕの絶対値に変化はみられない。(c)カテゴリーを入れかえた場合にも，行や列のカテゴリー間の相対的な位置に変化はみられない。以下ではℓmmを使用した実例についてみてみることとする。なお，ℓmmの社会調査への応用はCloggによって最初に行われたが，実際のデータへの適応についてはまだ研究の余地があることが指摘されている。[5]

使用例1

表1　高校別にみた楽しさ

楽しさ	高校				
	A校	B校	C校	E校	F校
非常に楽しい	102	30	27	18	17
いくらか楽しい	162	154	146	78	92
あまり楽しくない	40	74	97	52	57
ぜんぜん楽しくない	8	40	46	17	19

資料出所：『高校生の社会意識に関する調査研究』茨城県立社会教育研修センター，1986年，10頁の表より作成

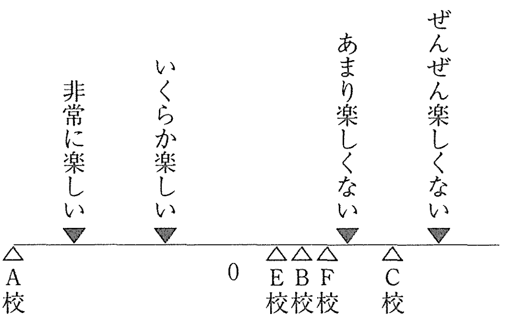

図1　ℓmmによる表1の分析結果の図示$(\times10^{-1})$

表１は高校生を対象とした調査[6] で，学校に来ることが楽しいかどうかを学校別にみたクロス表である。Ａ校は進学校，Ｂ校は中間校，Ｃ校は世間的に評判があまり高くない普通校，Ｅ校は工業高校，そしてＦ校は商業高校である。ここで学校間格差はどのようなものかを明らかにしてみることとする。ただし，ここでは学校に来る楽しさという点からみたものであり，入学試験の成績などでみたものではないことに注意する必要がある。表１に示されたデータに対して ℓ mmを使用した結果では自由度が６であるのに対してL^2は4.45となり，うまくデータに適合していることが明らかにされる。[7] パラメータ μiの値は $\mu_1=-0.718$，$\mu_2=-0.164$，$\mu_3=0.256$，$\mu_4=0.625$であり，υ_jの値は $\upsilon_1=-0.855$，$\upsilon_2=0.174$，$\upsilon_3=0.345$，$\upsilon_4=0.169$，$\upsilon_5=0.195$となった。これらのパラメータ値を図示した結果が図１に示されている。[8]

図１から次のようなことが明らかにされる。学校に来る楽しさはＡ校において高く（Ａ校は｢非常に楽しい」の近くに位置している），それ以外の高校は「あまり楽しくない」の近くに位置している。ここで高校間格差についてみると，図１の左からＡ校（進学校），ついでＥ校（工業高校），Ｂ校（中間校），Ｆ校（商業高校）そしてＣ校（世間的に評価のあまり高くない高校）となっており，世間でよくいわれる普・商・工・農といった高校間格差とはなっていないことが明らかになる。高校間の距離についてみると，Ａ校とＢ校間の距離（1.059）はＢ校とＣ校間の距離（0.171）の6.19（1.059／0.171）倍であることが明かとなる。一方 μiの値に注目すると，$\mu_4-\mu_3=0.369$，$\mu_3-\mu_2=0.490$，$\mu_2-\mu_1=0.882$となり，カテゴリー間が等間隔となっていないことが分る。このように ℓ mmを使用することによって，学校間格差を明らかにすることが可能である。

使　用　例　2

使用例１では行のカテゴリー（楽しさ）が等間隔とはなっていないことが明らかにされた。ここでは機械的にカテゴリーに対して4,3,2,1等の数値を与えた場合と ℓ mmによって得られた数値を使用した場合とでは，結果的に相関係数などの数値にどのような差が現われるのかについて検討してみることとする。データとして使用される項目は，高校教師のストレスを測定するのに使用した項目である[9] 。調査では高校教師のストレスを測定するために，｢あなたは，以下のような気分になることがどの程度ありますか。それぞれについて答えて下さい。」と質問し，それぞれについて「よくある」｢たまにある」｢あまりない」｢まったくない」の選択肢の中から１つを選択してもらった。質問された項目は，①疲れやすい，②安眠できない，③憂うつな気分になる，④イライラする，⑤ばく然と不安になる，⑥生徒との接触がわずらわしい，⑦同僚と顔をあわせたくない，⑧生徒の親との接触がわずらわしい，⑨授業のとき気が重い，⑩勤務が苦痛だ，の10項目である。ここではこれらの項目を行にとり，列に選択肢をとったクロス表（10×４）に対して ℓ mmを使用した。その結果，自由度は16であるのに対しL^2は52.48であり，統計的には有意であるが，サンプル数の大きさを考慮すれば，データにうまく適合しているといえる。パラメータ υ_iは，υ_1（まったくない）$=-0.648$，υ_2（あまりない）$=-0.261$，υ_3（たまにある）$=0.235$，υ_4（よくある）$=0.674$となった。したがって $\upsilon_4-\upsilon_3=0.435$，$\upsilon_3-\upsilon_2=0.496$，$\upsilon_2-\upsilon_1=0.387$となり，$\upsilon_1$（まったくない）と υ_2（あまりない）間の距離が他と比較して，やや小さくなっていることが明らかにされる。

表2　相関係数

項　目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1)疲れ	1.000	.422	464	.444	.311	.319	.272	.227	.327	.395
(2)安眠	.419	1.000	.477	.405	.398	.311	.369	.211	.274	.354
(3)憂うつ	.468	.472	1.000	.592	.557	.410	.411	.269	.462	.455
(4)イライラ	.442	.400	.586	1.000	.442	.428	.340	.288	.436	.382
(5)不安	.310	.391	.552	.437	1.000	.406	.449	.317	.401	.448
(6)生徒	.320	.305	.403	.425	.394	1.000	.416	.506	.511	.493
(7)同僚	.274	.363	.403	.337	.441	.411	1.000	.432	.338	.532
(8)生徒の親	.232	.205	.262	.282	.309	.489	.419	1.000	.377	.402
(9)授業	.328	.263	.456	.432	.396	.505	.326	.367	1.000	.574
(10)勤務	.393	.344	.447	.383	.435	.483	.522	.396	.561	1.000

右上：4,3,2,1を与えた場合　　左下：υ_jの値を与えた場合

表3　因子分析結果(バリマックス回転後の因子負荷量)

項　目	υ_jの場合		4,3,2,1の場合	
	第1因子	第2因子	第1因子	第2因子
(1)疲れ	.704	.162	.149	.712
(2)安眠	.732	.127	.140	.730
(3)憂うつ	.772	.298	.307	.769
(4)イライラ	.702	.296	.294	.706
(5)不安	.559	.423	.435	.556
(6)生徒	.262	.732	.738	.262
(7)同僚	.310	.630	.641	.306
(8)生徒の親	.016	.792	.798	.017
(9)授業	.337	.643	.644	.343
(10)勤務	.363	.686	.687	.370
固有値	4.599	1.095	4.651	1.101

では，このυ_jの値を使用した場合と，「よくある」「たまにある」「あまりない」「まったくない」にそれぞれ4,3,2,1を与えた場合ではどのような差が認められるであろうか。ここではこの点について検討してみよう。そのために2種類の数値を使用して求めた相関係数と因子分析の結果についてみてみることとする。

表2の右上には4,3,2,1を与えた場合の相関係数が，そして左下にはυ_jの値を与えた場合の相関係数がそれぞれ示されている。それぞれ対応する相関係数を比較してみると，差がほとんど存在していないことが明らかにされる。相関係数の差が0.1を超えるものはない。したがって，ここでは4,3,2,1と機械的に数値を与えても問題はないといえる。さらに分析を進めてみよう。表3には因子分析の結果が示されている。ここでも4,3,2,1という数字を与えた場合とυ_jの数値を与えた場合では，どちらの場合も2因子が抽出され，かつ固有値もほぼ等しいことが明らかにされる。唯一大きな差は，4,3,2,1を使用した場合には第1因子が対人的ストレス，第2因子が精神的ストレス因子となっているのに対し，υ_jの数値を使用した場合には第1因子が精神的ストレス，第2因子が対人的ストレスとなっているという差が認められるが，抽出される因子自体には変化は認められない。また，個々の因子負荷量を比較してみてもほとんど同じであり大きな差は存在しない。

使 用 例 3

表４　標準化残差

項　　目	非常に不　満	やや不満	やや満足	非常に満　足
(1)同　　僚	-1.96	-1.98	2.64	-1.64
(2)収　　入	-1.50	2.00	-1.47	1.83
(3)校　　長	-2.01	0.04	1.19	-1.40
(4)社会的地位	-2.40	-1.28	3.02	-3.43
(5)通勤時間	9.51	3.94	-6.51	3.15
(6)勤 務 校	2.82	0.76	-2.87	3.72
(7)親	-5.02	-2.54	5.26	-4.53
(8)仕事の量	-2.01	1.04	0.23	-0.84
(9)施　　設	4.42	-1.50	-2.32	7.23

使用例２では，機械的に数値を与えた場合でもυ_jの値を使用した場合でも相関係数や因子分析の結果はほぼ同じであることが明らかにされた。ここではℓmmをυ_jを求めるために使用するのではなくℓmmにうまく適合していない項目を発見することによって，より同質的な項目を発見する方法を明らかにしてみることとする。ここで使用されるデータは使用例２と同じ調査で得られたものである。調査では高校教師の満足度を調べるために，「あなたは，以下のそれぞれの事柄について，どの程度満足していますか。それぞれについて答えて下さい。」と質問し，それぞれの項目に対して「非常に満足」「やや満足」「やや不満」「非常に不満」の中から１つを選択してもらった。質問された項目は，①同僚との人間関係，②現在の収入，③校長や教頭などの管理者との人間関係，④教師の社会的地位，⑤通勤時間の長さ⑥現在の勤務校の社会的評価，⑦生徒の親との人間関係，⑧学校での仕事の量，⑨現在の勤務校の施設・設備の９項目である。分析では，これらの９項目を行にとり，満足度を列にとったクロス表（９×４）に対してℓmmを使用した。その結果，自由度は14でありL^2は381.82となり，このモデルはデータにうまく適合していないことが明らかにされた。しかしながら，υ_jについてみると，υ_1（非常に不満）$=-0.510$，υ_2（やや不満）$=-0.314$，υ_3（やや満足）$=0.025$，υ_4（非常に満足）$=0.799$となった。このようにモデルがデータに適合していない場合には標準化残差(standardized residuals)を求め，不適合なセルを発見することが通常とられる方法である。標準化残差は$d_{ij}=(f_{ij}-F_{ij})/\sqrt{F_{ij}}$（$f_{ij}$は観測度数，$F_{ij}$は期待度数）と定義され，$d_{ij}$の絶対値が２以上が不適合なセルであり，特別な扱いが必要となる。

表４に標準化残差が示されているが，ここで項目(5)通勤時間，(6)生徒の親，(9)施設・設備の３項目において絶対値が大きくなっていることが理解できる。したがって，これら３項目は特別な扱いが必要となる。これら３項目は満足度を測定するのには適切でない項目かもしれない。この３項目を除去し残りの６項目を使用してℓmmを使用した結果では，自由度が８であるのに対しL^2は60.13となり適合度は大きく改善された。この場合にはυ_1（非常に不満）$=-0.576$，υ_2（やや不満）$=-0.339$，υ_3（やや満足）$=0.200$，υ_4（非常に満足）$=0.715$となり，υ_1とυ_2の距離が他の場合よりもやや小さいけれども，ほぼ等間隔になっているといえる。また，９項目を使用した場合と６項目を使用した場合ではυ_jの値にそれほど大きな変化がないことが注目される。

Ｌmm使用し，求められた標準化残差を利用して不適切な項目を排除していくことの妥当性を別の方法でも検証してみよう。そのためにここではクロンバックのα係数を求めてみることとする。α係数は尺度の内的一貫性を示す係数であり，値が１に近いほど良いとされる。９項目を使用した場

合のα係数は0.65であるが，３項目を除去し６項目を使用した場合のα係数は0.61となり，値は0.04しか低下していない。このことは，除外された３項目が満足感を測定するための有効な指標とはなっていないことを意味する。このように，ℓmmを使用することによって尺度を構成する項目の選択を行うことが可能と考えられる[10)]。

使用例4

教育研究においては，たとえば学校間格差などが生徒や教師の行動や意識に大きな影響を与えていることはよく知られており，学校間格差にどのような数値を与えるかが問題となる。ここでは学校間格差が高校教師のストレスにどのような影響を与えているのかを解明する場合に進学校，中間校，非進学校に1,2,3の数値を与え分析した場合と，ℓmmで得られた数値を使用した場合の結果について検討してみることとする。ストレスを測定する項目は使用例２で使用したもので10項目を加算したもので，従属変数となる。ストレスの形成に影響を与えていると考えられるいくつかの項目も学校の種類と同時に独立変数として回帰式に投入する。学校の種類以外の独立変数は「会議などで自分の意見をよく聞いてもらえる」「教育の管理化が進み，自分の思うようなことができなくなるのではないかという不安」，「『一人前』の教師になれるかどうかという不安」，「学校の力では対処できないような問題が多く発生するようになるのではないかという不安」，「学校という世界にいるために，自分の視野が狭くなってしまうのではないかという不安」である。学校の種類は進学校，中間校，非進学校である。

表５　高校×憂うつな気分

高　校	気		分	
	まったくない	あまりない	たまにある	よくある
進学校	21	69	79	7
中間校	10	58	93	15
非進学校	32	130	207	47

表６　ストレスの重回帰分析結果

独立変数	μiの場合		1,2,3の場合	
	偏回帰係数	β係数	偏回帰係数	β係数
(1)学校の種類	1.206	.117	.664	.104
(2)自分の意見	-.683	-.121	-.702	-.125
(3)管理化	.793	.121	.800	.122
(4)「一人前」の教師	1.261	.180	1.251	.179
(5)問題の発生	.816	.123	.799	.120
(6)自分の視野	.370*	.060*	.374*	.061*
(7)人間関係	-1.612	-.201	-1.631	-.204
(8)仕事の量	-1.226	-.159	-1.211	-.157
定数項	24.72	-	23.46	-
R^2	.277	-	.274	-

＊はp＞.05

学校間格差を調べるために表５のようなクロス表を作成し，ℓmmを使用した。行は高校の種類であり，列は「憂うつな気分になること」の頻度である。分析では自由度が２であるのに対しL^2は

1.80となり，ℓmmがうまくデータに適合していることが明らかにされた。μ_iはμ_1(進学校)＝−0.811，μ_2(中間校)＝0.324そしてμ_3(非進学校)＝0.486となった。表６に重回帰分析の結果が示されているが，高校の種類に1,2,3の数値を与えた場合とℓmmの下での数値を与えた場合とでは偏回帰係数，β係数，重決定係数(R^2)はきわめて似ていることが明らかにされる。唯一目につく差は，学校の種類の偏回帰係数が1,2,3の数値を与えた場合には.664であるのに対して，μ_iの数値を使用した場合には1.206となっている点である。しかしながら，この場合もβ係数はほぼ同じ値を示している。したがって，ストレスに対してどの変数の影響が大きいかを明らかにする場合に，偏回帰係数を使用して比較したのでは結果にちがいが出ることになるが，β係数で比較した場合には学校の種類の影響に差は認められないといえる[11]。ここでも，ℓmmの下での数値と機械的に数値を与えた場合では差はみられない。

要約と結論

本稿の目的は，社会調査データ解析におけるℓmmの適用可能性について検討することであった。実際に，ℓmmを使用して求められた数値を使用した場合と機械的に数値を与えた場合とを比較したが，結果的には大きな差は存在していないことが明らかにされた。しかしながら，このことがデータに対していたずらに機械的に数値を与えてよいという保証にはならない。順序のあるデータがどのような性質を持つものなのかをよく吟味する必要があろう。その目的のためにℓmmは有用と判断できる。また，ℓmmが成立しない場合にはどうすればよいかという問題も存在する。そうした場合にはモデルに適合しない項目を使用せず，適合する項目のみを使用することが考えられよう。あるいは，ℓmmが成立しない場合には量的変数として扱うことはせず，質的変数として数量化理論などを使用することが考えられよう。データ解析において実際にℓmmの使用はほとんどなされておらず，多様なデータに対してℓmmが使用されることが期待される。

注

1）この質問は，実際にわれわれが1996年１月に実施した「教師の社会意識と教育意識に関する調査」で使用されたものである。

2）林知己夫『行動計量学序説』(朝倉書店，1993)，p.７．なお，こうした根本的な疑問はわれわれの知る限りではアメリカで出版されている社会調査法や統計学関係の本ではほとんど言及されていないと思われる。

3）数量化理論については次の文献を参照せよ。林知己夫『数量化―理論と方法―』(朝倉書店，1993).

4）このℓmmは連関モデル(association models)の１つとして論じられることが多い。論文としては，次のものを参照せよ。L.Goodman，“Simple models for the analysis of association in cross-classifications having ordered categories”，*Journal of the American Statistical Association*，74(1979)，pp.537-552．L.Goodman，“Some useful extensions of the usual correspondence analysis approach and the usual log-linear models approach in the analysis of contingency tables", *International Statistical Review*, 54(1986), pp.243-309. L.Goodman, "Correspondence analysis, association analysis, and generalized nonindependence analysis of contingency tables: Saturated and unsaturated models, and appropriate graphical displays." In: Cuadras, C.M. and C.R.Rao(eds.), *Multivariate Analysis: Future Directions 2*, (Amsterdam: North-Holland, 1993), pp.265-294. L.Goodman, "A single general method for the analysis of cross-classified data: Reconciliation and synthesis of some methods of Pearson, Yule, and Fisher, and also some methods of correspondence analysis and association analysis", *Journal of the American Statistical Association*, 91(1996), pp.408-428. C.C.Clogg, "Some models for the analysis of association in multiway cross-classifications having ordered categories", *Journal of the American Statistical Association*, 74(1982), pp.803-815. C.C.Clogg, "Using association models in sociological research: Some examples", *American Journal of Sociology*, 88(1982), pp.114-134. なお，連関モデル一般については，A.Agresti, C.C.Clogg, E.B.Andersen らの著書が出版されているが，スペースの関係でここでは紹介しないこととする。

5）M.E.Sobel, Clifford Collier Clogg, 1949-1995: A tribute to his life and work. In: Raftery, A.E.(ed.), *Sociological Methodology 26*, (Oxford: Blackwell Publishers, 1996), pp.1-38.

6）この調査については以下の報告書を参照せよ。『高校生の社会意識に関する調査研究』（茨城県立社会教育研修センター，1986)。この調査自体は高校間格差を調べるためになされたものではない。

7）データの適合度はL^2(尤度比統計量)を求めることによって明らかにされる。L^2は$2\Sigma f_{ij} \log(f_{ij}/F_{ij})$と定義される。ここで$f_{ij}$は実測度数，$F_{ij}$は期待度数である。$L^2$は近似的に$\chi^2$分布をすることが知られている。モデルの適合度の有意水準は通常$p = .05$がとられる。

8）Goodmanは行と列のスコアを別に図示することを提案しているが，ここでは比較が簡単なように同時に図示した。なお，この結果とコレスポンデンス・アナリシスの結果ではＢ校・Ｅ校・Ｆ校の位置関係に差が認められた。L.Goodman, "Measures, models, and graphical displays in the analysis of cross-classified data" (with discussion), *Journal of the American Statistical Association*, 86(1991), pp.1085-1138.

9）この点については，次の文献を参照せよ。小島秀夫・中村朋子・篠原清夫「高校教師のストレスの分析」『茨城大学教育学部紀要(人文・社会科学，芸術)』第46号，1997，pp.175-185.

10）実際に尺度構成の際にℓ mmを使用してみないとまだ断定的にはいえない状態である。

11）実際のデータ解析では偏回帰係数を比較するのではなく，β係数を比較するのであるから，誤った結論とはならない。

附記：この論文のアイデアはℓ mmの文献を初めて読んだ頃に形成されたが，さまざまな事情のため今日まで延びてしまった。その間，1995年にC.C.Cloggが他界した。そのことを約１年後に知った。Ｌmmばかりでなく，さまざまな疑問に答えてくれると同時に知的刺激を与えてくれた友人Cloggに感謝したい。