

図2 検定統計量の密度関数の比較

分離比推定形式による推定量 (Separate Ratio) においても、理論値とのずれはややあるものの、無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合 (Simple Random) のずれほどには大きくなく、標本設計を考慮せずに検定統計量を作成したことが影響を与えていることがわかる。表2はいくつかの p-value に対応する検定統計量の点を示したものであるが、ここからも Simple Random と Theoretical の乖離が最も大きいことがわかる。

	75%	50%	25%	10%	5%
Theoretical	5.899	8.343	11.389	14.684	16.919
Simple Random	6.082	8.708	11.900	15.391	17.787
Compound Ratio	5.940	8.411	11.471	14.936	17.178
Separate Ratio	6.047	8.508	11.657	15.216	17.537

表2 検定統計量の p-value に対応する点

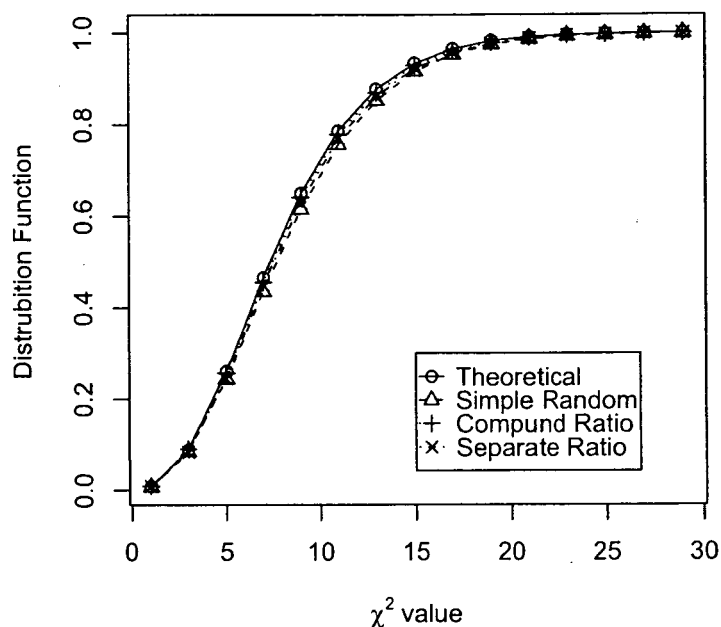


図3 検定統計量の分布関数の比較

4. おわりに

本研究においては、実際の中高年縦断調査のデータを用い、集落抽出法など実際の標本抽出法を考慮し、標本からの分散・共分散行列の推定を行った上で、カイ二乗検定を行うとともに、統計量の分布について考察を行った。

昨年度の考察において、一般論として、成年者縦断調査など国民生活基礎調査を親標本とした調査のサンプリングデザインでは、有限母集団修正が小さいことなどから、サンプルを無限母集団からの単純無作為標本とみなすことにそれほど大きい問題はないと考えられ、また、出生児縦断調査や成年者縦断調査ではウエイトの問題もほとんど影響しないことから、カイ二乗検定などの分析に与える影響は限定的なものであると考えられる一方で、中高年縦断調査ではややウエイトによる影響が想定されること、また、分析レベルが細かくなってきた場合にはサンプリングデザインが分析結果に与える影響を考慮しなければならなくなる可能性もあり、これらの定量的な影響を予め把握しておくことは基礎的な研究として継続していく必要があることを指摘した。

本年度の研究結果は、この点について、一定の定量的分析を与えることができたものとする。すなわち、年齢分布の適合度に関するカイ二乗検定については、中高年縦断調査

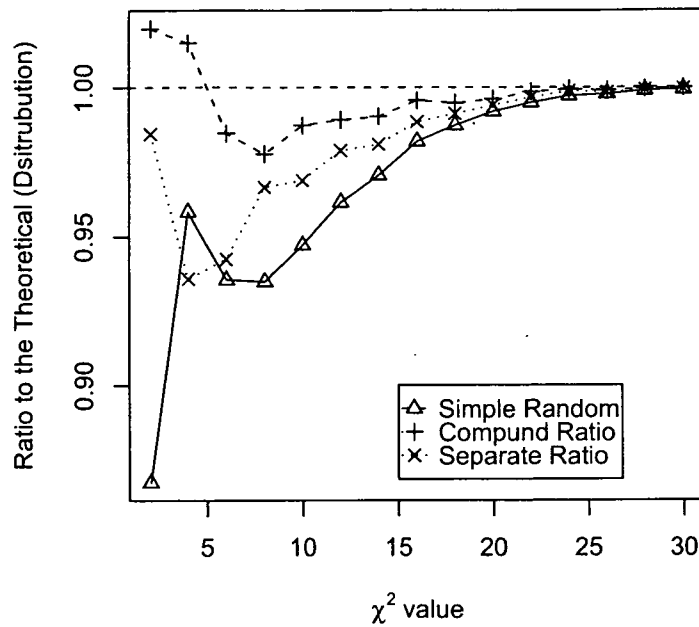


図4 検定統計量の分布関数の理論値に対する割合

においてサンプルを無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合においても、一般的な検定統計量の分布と理論的なカイ二乗分布との乖離は、それほど大きなものではないということが観察された。しかしながら、その一方で、その影響は完全に無視できるというわけではない。サンプルを無限母集団からの単純無作為標本とみなした場合の検定統計量の分布は、有限母集団からの標本抽出と考慮した検定統計量の分布に比べ、理論的なカイ二乗分布との乖離はより大きいものであることが観察され、細かい分析を行うなど、検定統計量の小さな違いを重視しなければならないケースにおいては、その影響が無視できなくなることもあり得ると考えられる。このような場合については、本研究で検討を行った、有限母集団からの標本抽出と考慮した検定統計量を用いて検討を行うことが望ましいと言えよう。また、その場合、本研究において見た通り、推定方法によってもその検定統計量が異なることから、推定方法に見合った検定統計量を用いることが求められる。

中高年縦断調査は他の縦断調査に比べてその歴史がまだ浅く、十分なデータ蓄積には未だ至っていない状況ではあるものの、今後データが蓄積されてきた状態を想定し、高齢者の状況等に関して縦断調査というメリットを活かした分析手法を予め研究しておくことは、本調査結果を政策に利用していく上でも重要な課題である。このような観点から、本

研究においては、中高年縦断調査におけるカイ二乗検定に焦点を当てて分析手法の検討を行ってきたが、これ以外の分析手法について、同様の考察を行っていくことも今後必要であると考えられる。また、本研究で対象とした、年齢分布以外の分析対象についても、実データに基づく定量的評価を行い、さらなる検討を続けていくことも重要であろう。これらについては、今後の研究課題として引き続き取り組む必要があるものと考えられる。

参考文献

- Holt, D., A. Scott, and P. Ewings (1980) "Chi-squared Test with Survey Data", *Journal of Royal Statistical Society A*, Vol. 143, No. 3, pp. 303–320.
- 石井太 (2004) 『よくわかる標本調査法 第2部標本設計理論編』, (財) 厚生統計協会.

3 パネル調査の統計分析モデル：マルチレベルモデルと適用例

鎌田 健司

1. はじめに

本稿では、パネル調査の統計分析手法としてマルチレベルモデル (Multilevel Model) を取り上げる。マルチレベルモデルは、それ自体が固有の分析手法として成り立っているのではなく、回帰分析などの分析に新たな視点を与えるモデルの 1 つである。そのため、イベントヒストリー分析や共分散構造分析において用いることが可能である。一分析モデルなので、パネル分析に特化した分析手法というわけではないが、適用できる分析手法が多いことに特長がある。

マルチレベルモデルは、ミクロ水準であるミクロデータ (個票データ) にマクロ水準である所属集団などの「階層的にネストされたデータ」(Kreft and Leeuw 1998, 小野寺編訳 2006) を組み込んで分析するモデルである。「階層的に異なった水準 (レベル) で測定された変数を含む解析モデル」(同上) ということからマルチレベルモデルと呼ばれる。ただし、想定される変数間の連関や仮説設定、データ構造によって、成長曲線モデル (Growth Curve Model), 階層線形モデル (Hierarchical Linear Model), 一般化線形混合モデル (Generalized linear mixed model) などとも呼ばれる。

マルチレベルモデルは、「各々の文脈に対して別々 (第 1 水準) の線形モデルを当てはめ、(中略) モデルは第 2 水準に組み込まれ、第 1 水準の回帰係数は第 2 水準の説明変数で回帰される」(同上) ものとして係数は解釈されるモデルであるということが出来る。例えば、地域要因 (マクロ水準) を個人要因 (ミクロ水準) と同時に推定する場合、地域要因の影響はその地域に所属するすべての個人に共通する性質として地域要因と個人要因は相関をもつため、最小二乗法 (OLS) の仮定である変動項の独立を満たすことができなくなる。これにより、推定値の標準誤差は実際よりも小さく推定されるため、独立変数の係数は統計的に有意になりやすくなるという誤差が生じる。マルチレベルモデルによって推定することによって、地域要因によって個人要因の従属変数への影響が異なる場合に、前述の誤差の問題点を解決することができる。

具体的には、最も単純なマルチレベル分析においては、従属変数の地域差を加味した分析を行う場合、マクロレベルの数値をミクロレベルの所属指標の平均値で代替することによってマクロ要因とミクロ要因の推定値を分離して推定することができる。

マルチレベルモデルの適用上の制約については、マクロ水準のカテゴリー数が少なく、カテゴリーに含まれるミクロ水準のサンプルが極端に多い場合はマクロ要因とミクロ要因の推定値の分離が困難になるという点である (Goldstein 1999)。

2. データ構造

マルチレベルモデルが適用可能なデータ構造は以下の2つがある (Painter 2006)。1つは対象サンプルを1レコードとし、マイクロ要因とマクロ要因に関する変数を列挙する方法で図となっている (Multiple-Variable Structure : MV 構造)。もう1つは、繰り返し従属変数が集計されるデータにおいて、集計ごとにレコードが追加されるデータ構造で図となっている。対象サンプルの ID 変数を用いて管理する方法である (Multiple-Recode Structure : MR 構造)。基本的なマルチレベルモデルにおいては MV 構造のデータを用いて推定することができ、MR 構造のデータはイベントヒストリー分析を行う場合など時間経過やタイミングを考慮する場合に適用することができる。

図1 データ構造 : (a) MV 構造, (b) MR 構造 (Painter 2006, pp. 2-3)

(a) Multiple-Variable 構造					(b) Multiple-Recode 構造		
ID	Var1	Var2	Var3	Group	ID	Var X	Order
1	12	45	34	A	1	12	1
2	23	43	34	B	1	45	2
3	31	54	45	C	1	34	3
4	13	42	31	A	2	23	1
5	26	40	38	B	2	43	2
6	27	49	44	C	2	34	3
					3	31	1
					3	54	2
					3	45	3

3. マルチレベルモデルの基本概念

ここでは、マルチレベルモデルに用いる基本概念を簡単にまとめる。

3-1. 文脈モデル contextual model (Kreft and Leeuw 1998, 小野寺編訳 2006, p.7, 19-30)

文脈モデルはマルチレベルモデルの最単純モデルの1つである、2つのタイプの変数を含む回帰モデルである。2つのタイプとは、マイクロ水準の変数とマクロ水準を平均や中央値のように集計した文脈変数を示す。集計された文脈変数を含む回帰分析を文脈モデルという。低水準の変数と、集計されたり、全体として測定されたりした高水準の特徴を含むすべての線形回帰モデルである。

文脈モデルの線形モデルは以下の通りである。

$$y_{ij} = a + bx_{ij} + cz_j + e_{ij} \quad (1.1)$$

(1.1) 式において、 y は従属変数であり、 x はミクロ水準の説明変数、 z はマクロ水準の説明変数、 i は各サンプル、 j はマクロ水準の文脈変数、 e は攪乱要因であり、等分散で独立していると仮定される。

以下は、(1.1) 式のミクロ水準とマクロ水準を分離して表現した式群である。

$$y_{ij}=a+bx_{ij}+e_{ij} \quad (1.2a)$$

$$y_{ij}=a+cz_j \quad (1.2b)$$

(1.2b)式はマクロ水準に対する回帰モデルであり、(1.1) 式が変動切片モデル (varying intercept models) であることを示している。(1.2a) 式の切片と(1.2b) 式の切片は異なり、ミクロ水準とマクロ水準の関係を特定することを示している。

ミクロ水準とマクロ水準が階層的にネストされたデータにおいて、観測変数の分散と共分散をグループ間行列とグループ内行列に分割することができる。

分散については以下のように分解できる。

$$V_T(x)=V_B(x)+V_w(x) \quad (2.1a)$$

$$V_T(y)=V_B(y)+V_w(y) \quad (2.1b)$$

V_T は全分散、 V_B はグループ間分散、 V_w はグループ内分散を示す。共分散を同様に示すと、

$$C_T(x,y)=C_B(x,y)+C_w(x,y) \quad (2.2)$$

回帰係数の分解については、それぞれ共分散と分散の割合で以下のように示される。

$$b_T \doteq C_T(x,y)/V_T(x) \quad (2.3a)$$

$$b_B \doteq C_B(x,y)/V_B(x) \quad (2.3b)$$

$$b_w \doteq C_w(x,y)/V_w(x) \quad (2.3c)$$

これらの係数は、次のように定義される相関比 η^2 と関連している。相関比はある変数のグループ間変動の全体に占める割合を示すことができる。

$$\eta^2(x) \doteq V_B(x)/V_T(x) \quad (2.4a)$$

$$\eta^2(y) \doteq V_B(y)/V_T(y) \quad (2.4b)$$

相関比を1から除すと、グループ内変動の全体に占める割合を求めることができる。

$$1 - \eta^2(x) = V_w(x) / V_T(x) \quad (2.5a)$$

$$1 - \eta^2(y) = V_w(y) / V_T(y) \quad (2.5b)$$

回帰分析において、回帰係数の最適推定量は b_T である。そこに、マクロ要因の文脈変数を用いた場合、以下のように重み付けを行うことで、マクロ要因を含んだ最適推定量となる。

$$b_T = \eta^2(x) + (1 - \eta^2(x)) b_w \quad (2.6)$$

したがって、(1.1)式におけるミクロ要因の傾きである b の最良推定値は b_w であり、マクロ要因の傾きである c の最良推定値は $b_B - b_w$ となる。

$$y_{ij} = a + bx_{ij} + cz_j + e_{ij} \quad (1.1) \text{再掲}$$

文脈モデルは、マクロ水準のグループ間、グループ内の変動を用いてミクロ水準の推定値を求めているが、マクロ水準のグループ平均とミクロ水準の個別の値の相関によって多重共線性を生じさせるという問題点がある。

3-2. 共分散構造分析を用いたマルチレベルモデル (McArdle and Hamagami 2006)

共分散構造分析を用いたマルチレベルモデルはマクロ水準の変数をダミー変数でコード化したモデルである。このモデルを用いるこのモデルではミクロ水準の効果は無視され、マクロ水準の効果が主な要因として分析される。McArdle and Hamagami(2006)より共分散分析におけるマクロレベルモデルの説明を以下に引用する。以下のモデルはパネルデータを用いた場合の自己回帰モデルにマクロ要因を加えたモデルとなっている。

マクロ水準（ここでは所属集団の情報）を加えたモデルは以下のようなになる ($n=1$ to N)。

$$Y[2]_n = \beta_0 + \beta_1 Y[1]_n + \beta_g G_n + e_n \quad (3.1)$$

ここで、 G は2値変数である。

(ある集団に「所属している」または「所属していない」)。

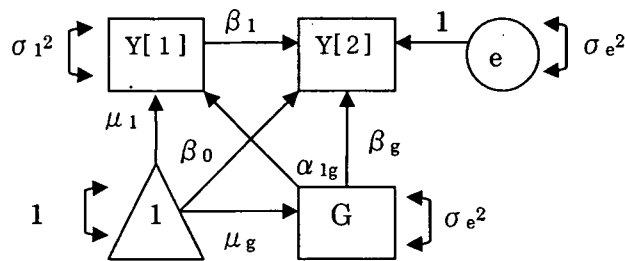
もし、マクロ変数Gがダミー変数 (0,1) である場合、以下のようになる。

$$Y[2]_n [G_n=0] = \beta_0 + \beta_1 Y[1]_n + \beta_g 0_n + e_n \quad (3.2a)$$

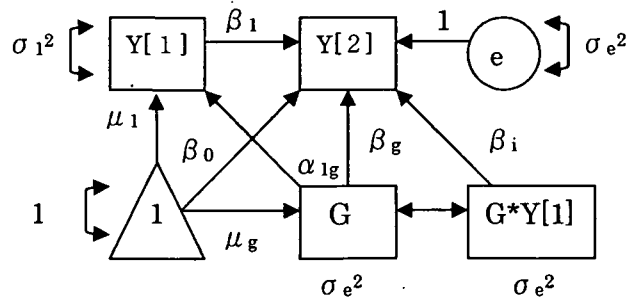
$$Y[2]_n [G_n=1] = \beta_0 + \beta_1 Y[1]_n + \beta_g 1_n + e_n \quad (3.2b)$$

ここでG=0である場合、 β_0 は切片、 β_1 は傾きを表す。そしてG=1である場合、 β_g は切片における変化を示す。

これをパス図で示すと以下のようになる。

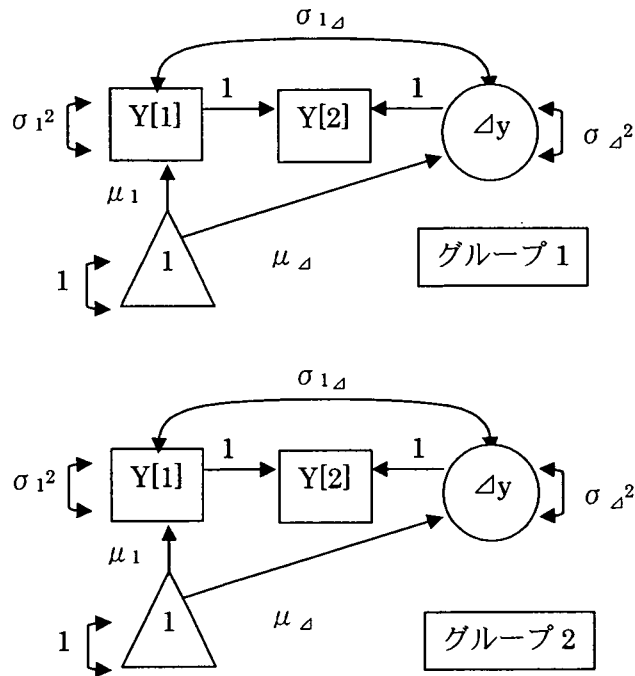


さらに、所属集団の情報とY[1]との交互作用項G*Y[1]を加えることで、所属集団の傾きの変化を示すことができる (β_i)。



3-3. 複数の所属集団の情報を加えたモデル

これまでは、所属集団が1つで所属しているか否かのダミーのケースを考慮したが、実際は2つ以上の集団が存在するのが一般的である。このような場合のモデルを取り上げる。もし集団数が少ないとき ($G < 10$) は名義尺度 (nominal categories) のカテゴリーとして扱う。その上で、集団間に差があるかどうかの検定を行い、差が存在する場合は共分散や平均を集団に属する個票に当てはめマルチレベルモデルを構築する方法や、集団ごとにモデルを分けて別々に推定する方法がある。



3-4. 級内相関 (Intra-class correlation)

級内相関は個人の依存性の程度とマクロ水準のグループの等質性の指標である。級内相関の変動は、誤差分散の変動に影響を与える。誤差分散はモデルに含まれていないすべての変数の効果および測定誤差を示している。級内相関がある場合、線形モデルが前提とする観測値の独立性という仮定は成り立たず、統計的有意性の判断における第一種の過誤の確率が大きくなる。すなわち、サンプル数が大きくなるに従い、有意になる確率が高まる。

3-5. ランダム係数モデル (Kreft and Leeuw 1998, 小野寺編訳 2006, p.35-49)

ランダム(変量)係数とは、変数が確率変動を持つという意味であり、それぞれの変数が平均と分散を持っていることを示している。それに対して、固定係数は測定誤差が含まれない定数のことを示している。線形回帰モデルにおいては、回帰直線を規定するパラメータは切片と傾きであるが、これらの係数は固定されている。マルチレベルモデルでは、第1水準の回帰モデルの係数はランダムであると仮定する。

階層線形モデルを用いた分析では、推定値に違いがあっても、統計的に推定値の違いを検定することはできない。ランダム係数を得ることで、推定値の違いを検証できるところが、このモデルの特長である。さらに階層線形モデルではカテゴリーレベルの切片・傾きの共分散を検証することで、両者の関係を考察することができる。一例えば、切片と傾きが正の相関関係にあれば、切片が高い所属集団や地域であるほど、ある変数の効果が従属変数に影響しやすいと推定できる。

ランダム係数モデルにおいて、各々の係数が各々の分散を持ち、それによりマクロ水準は独自性を有するようになる。このマクロ水準の独自性は全体の直線からの偏差として変換され、その偏差は事後平均を算出するのに使用される。事後平均は、モデルの全体解に各々のマクロ水準に特有なOLS解を加えたものを元に算出される。

ランダム係数モデルの基本モデルは以下の通りである。

$$y_{ij}=a+bx_{ij}+e_{ij} \quad (4.1)$$

ここで係数 (y,a,b,e) はランダム係数である。また e_{ij} は攪乱項であり、期待値=0、分散は σ^2 、すべての e_{ij} は互いに独立である。ランダム係数モデルでは、変数をランダムか固定かを任意に選択することができる。ランダム係数モデルの係数は分散を持った主効果として推定され、分散は全体的な主効果からの偏差として示される。

次に、マクロ水準の回帰式は、ランダム係数の切片の特徴を母集団全体の値と誤差の合計だとみなし、以下の式で表す。

$$a_j=\gamma_{00}+u_{0j} \quad (4.2a)$$

$$b_j=\gamma_{10}+u_{1j} \quad (4.2b)$$

γ の添え字の1字目がミクロ水準の変数を、2字目がマクロ水準の変数の回帰に及ぼす効果を示す。添え字の0は切片を意味し、1は値を持つことを示している。マクロ水準の誤差 u_{0j} と u_{1j} は、切片 γ_{00} と傾き γ_{10} の両方が文脈で変動することを示し、全体平均効果は γ_{00} である。マクロ誤差項である u_{0j} は、全体平均からの各文脈の偏差の指標となっている。

ここで、 u_{0j} は分散 T_{00} を持ち、 u_{1j} は分散 T_{11} を持っている。さらに、 u_{0j} と u_{1j} は共分散を持っている。以下は、1つのランダムな切片と1つのランダムな傾きを持つランダム係数モデルの分散成分を要約したものである。

$$\text{行列 } T = \begin{matrix} & \begin{matrix} u_{0j} & u_{1j} \end{matrix} \\ \begin{matrix} u_{0j} \\ u_{0j} \end{matrix} & \begin{pmatrix} T_{00} & T_{01} \\ T_{10} & T_{11} \end{pmatrix} \end{matrix} \quad (4.3)$$

τ は各マクロ水準が全体の直線からどの程度異なっているかを示すパラメータである。(4.2a)、(4.2b)を(4.1)に代入すると、

$$y_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + (\gamma_{10} + u_{1j}) x_{ij} + e_{ij} \quad (4.4)$$

展開すると、
$$y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10} x_{ij} + (u_{0j} + u_{1j} x_{ij} + e_{ij}) \quad (4.5)$$

各文脈の独自性は、マクロ水準の誤差 (u) で表され、それは全体的な解からの逸脱度を示している。ランダム係数モデルの分析結果は、1つの回帰直線で示される。直線パラメータにおいて、 γ は固定効果を示し、ランダム効果またはマクロ分散は u_{0j} と $u_{1j} x_{ij}$ である。もしこの分散が 0 から統計的に有意に異なっている場合、マクロ水準の文脈効果があると判断することができる。

3-6. 縦断調査を用いたマルチレベルモデル (Douglas 2004)

縦断調査を用いたマルチレベルモデルは、繰り返し従属変数が集計される縦断調査において、集計ごとにレコードが追加されるデータである MR 構造 (Multiple-Recode) のデータを用いて分析する。縦断調査を用いる利点は、時間経過に伴う予測値の変化をみることができることである。従来から存在する縦断的データを分析する手法として、繰り返し従属変数が集計されたデータを分析する MANOVA 等があるが、縦断調査が年次でデータが完備 (balanced) していないと推定ができなかった。その点、マルチレベルモデルにおいては不完備 (unbalanced) であっても推定が可能である。これは、イベントヒストリー分析にマクロレベルモデルを適用することによって、センサリングした情報を分析に用いるためである。

縦断調査を用いたマルチレベルモデルの推定は、上記で示した文脈モデルやランダム係数モデルと同様に推定ができるのだが、時間経過を考慮する場合、1点注意すべきことがある。縦断調査を用いない場合のモデルにおいては、一般的に誤差項は正規分布し、独立しているという仮定の上で推定するが、縦断調査においては「誤差項は独立している」とい

う仮定を満たさないことが多い。そのため縦断調査の推定においては代替的な誤差項の共分散構造を選択する必要がある。例えば、最も一般的な誤差項の構造は *unrestricted* または *unstructured* であり、誤差項に関して何も仮定していない。*Unrestricted* の誤差項の共分散構造は、すべてのラグがデータから推定された共分散をもつため、ランダム係数の数が最も多い。そのため、偏差や AIC, BIC といったモデル検定量は、誤差項の共分散構造が同質・対称 (*homogeneous[compound symmetry]*) や自己回帰 (*autoregressive*) である場合よりも小さくなる。こういった性質から、*unrestricted* の誤差項を用いるモデルを、ベースラインモデルとして用いる。誤差項の構造を自由に設定できることによって、共分散構造を一定に保ち、調査時点間のあるパラメータとの相関を求めることができるなど、分析上の自由が増す。

縦断調査を用いる場合、誤差項を自己回帰に設定することが多い。これは、一次の自己回帰 (*first-order autoregressive*) とも呼ばれる。ある時点の誤差項は一次のラグと相関していると仮定する。もしラグと誤差項との相関が.30 であるならば、時点間のラグはすべて.30 であると仮定する。これはラグが大きくなるにつれて、相関が小さくなることを示している。

4. マルチレベルモデルの適用例：結婚意欲の地域差の分析

ここでは、実際にデータを用いてマルチレベルモデルによる推定を行う。使用するデータは「21世紀成年者縦断調査」の第1回と第4回調査である。これは従属変数として設定した結婚意欲という設問を設けているのが第1回と第4回であるためである。結婚意欲は独身男女に対する設問であり、分析対象は第4回調査時点の独身男女 10,704 サンプル（男性 5,656 人、女性 5,048 人）である。独立変数は、ミクロ水準（第1水準）の変数として年齢、性別、学歴、就業形態、収入、親との同居を用いる。マクロ水準（第2水準）の変数は同一の地区番号内の結婚意欲の平均値を用いる。地区番号は2桁の都道府県コードと3桁の平成13年国民生活基礎調査のサンプルコードで示される5桁のコードとなっており、1,593地区にそれぞれ1人から38人が含まれている。マルチレベルモデルを適用するにあたり、マクロ水準のカテゴリー数が少なく、カテゴリーに含まれるミクロ水準のサンプルが極端に多い場合はマクロ要因とミクロ要因の推定値の分離が困難になるという制約があるが (Goldstein 1999)、地区番号を用いたマクロ水準とそこに含まれるサンプル数は許容範囲であると判断した。

分析モデルは、ランダム係数モデルを基本として以下の12のモデルを作成した。第1として、男女を同時に推定した男女混合モデル（モデル1-4,9-10）と男女別に推定する男女別モデル（モデル5-6,11-12）の2つのモデル、第2にマルチレベルモデルを理解するために、1) 独立変数を投入しないモデル（ヌルモデル、男女混合モデルのみ）、2) マクロ水準の変数のみを投入するモデル（マクロ水準モデル、男女混合モデルのみ）、3) ミクロ水準の変

数のみを投入するモデル（ミクロ水準モデル）、4) マクロ水準とミクロ水準を投入するモデル（2水準モデル）、5) 反復測定モデルの5つのモデルを用いた結婚意欲に対する地域差の分析を行う。

4-1. 変数の操作定義

従属変数の結婚意欲は「1. 絶対したい」から「5. 絶対したくない」までの5段階となっている。推定値の読み取りの便宜上、数値を逆転して使用する。ただし5段階尺度の変数を連続変数として用いるべきかどうか、またはコーディング上の問題として、「3. どちらともいえない」を連続尺度として組み込む問題、結婚意欲の分布が「結婚したい」方向へ歪んでいる等の考慮すべき点があるが、ここでは推定値の読み取りの簡便性を考慮して、5段階尺度を用いる。表1には結婚意欲の第1回調査と第2回調査とマクロ水準の変数として地区番号・都道府県別の記述統計を示している。第1回調査の結婚意欲の平均値は3.765、都道府県平均値は3.825、地区番号平均値は3.762となっており、ほぼ同水準となっている。第4回調査の結婚意欲の平均値は3.838、都道府県平均は3.838、地区番号平均は3.837となっている。歪度をみると、結婚意欲は第1回、第4回ともに-0.5から-0.6とやや負の歪みをもっている。地区番号についても同様に負の歪みがみられるが、都道府県については、第1回調査では正の歪み、第4回では歪みが少ない分布となっている。

独立変数の年齢は、分析対象の年齢範囲が23歳から37歳ということで、そのまま実数としては使用せず四分位で4つのカテゴリーに分けている。それぞれ、「1. 23-25歳」、「2. 26-28歳」、「3. 29-32歳」、「4. 33-37歳」である。性別は「1. 男性」、「0. 女性」のダミー変数である。学歴は「1. 中学」、「2. 高校」、「3. 専門学校」、「4. 短大・高専」、「5. 大学/大学院」というコードに値の再割り当てを行っている。就業形態も同様に「1. 自営業/会社役員」、「2. パート/アルバイト」、「3. 派遣/契約社員」、「4. 正規の職員・従業員」、「5. 不詳」とコードし、両親との同別居は「1. 両親と同居」、「2. 片親と同居（片親別居/死別）」、「3. 両親と別居/死別」とコードしている。以上のカテゴリー変数についてのリファレンス・カテゴリーの設定は分析結果の項で示す。所得は第4回調査時のデータを用い、8,700サンプル、平均260.31万円、標準偏差161.18円となっている。収入は対数化してモデルに投入する。変数の度数分布は表2の通りである。

表1 結婚意欲の記述統計

	度数	平均値	中央値	標準偏差	歪度
結婚意欲：第1回調査	9034	3.765	4.000	1.000	-0.566
都道府県平均_結婚意欲：第1回調査	10704	3.825	3.820	0.085	0.550
地区番号平均_結婚意欲：第1回調査	10573	3.762	3.800	0.434	-0.580
結婚意欲：第4回調査	10440	3.838	4.000	0.993	-0.644
都道府県平均_結婚意欲：第4回調査	10704	3.838	3.840	0.089	-0.020
地区番号平均_結婚意欲：第4回調査	10600	3.837	3.880	0.418	-0.802

表 2 変数の度数分布

N=10,704

		度数	パーセント	有効パーセント
結婚意欲：第1回調査				
1	絶対したくない	237	2.2	2.6
2	あまりしたくない	630	5.9	7.0
3	どちらとも言えない	2513	23.5	27.8
4	なるべくしたい	3292	30.8	36.4
5	絶対したい	2362	22.1	26.1
合計		9034	84.4	100.0
欠損値		1670	15.6	
結婚意欲：第4回調査				
1	絶対したくない	234	2.2	2.2
2	あまりしたくない	723	6.8	6.9
3	どちらとも言えない	2561	23.9	24.5
4	なるべくしたい	3904	36.5	37.4
5	絶対したい	3018	28.2	28.9
合計		10440	97.5	100.0
欠損値		264	2.5	
年齢（四分位）：第4回調査時				
1	23-25歳	2950	27.6	27.6
2	26-28歳	2567	24.0	24.0
3	29-32歳	2755	25.7	25.7
4	33-37歳	2432	22.7	22.7
合計		10704	100.0	100.0
性別				
	女性	5048	47.2	47.2
	男性	5656	52.8	52.8
合計		10704	100.0	100.0
最終学歴：第1回調査時				
1	中学	473	4.4	5.0
2	高校	3279	30.6	34.5
3	専門学校	1675	15.6	17.6
4	短大・高専	1087	10.2	11.4
5	大学/大学院	2993	28.0	31.5
合計		9507	88.8	100.0
欠損値		1197	11.2	
就業形態：第4回調査時				
1	自営業/会社役員	682	6.4	7.3
2	パート/アルバイト	1439	13.4	15.4
3	派遣/契約社員	1247	11.6	13.3
4	正規の職員・従業員	5844	54.6	62.4
5	不詳	151	1.4	1.6
合計		9363	87.5	100.0
欠損値		1341	12.5	
両親との同別居				
1	両親と同居	6705	62.6	69.3
2	片親と同居（片親別居/死別）	1250	11.7	12.9
3	両親と別居/死別	1727	16.1	17.8
合計		9682	90.5	100.0
欠損値		1022	9.5	

4-2. ソフトウェアと SPSS シンタックス

以下は、独身男女の結婚意識の地域差の分析結果を示す。用いたソフトウェアは SPSS である。SPSS では一般化線形混合モデル (Generalized linear mixed model) を用いてマルチレベルモデルの推定を行うことができる。SAS や STATA のプログラム例や使用できるモデルの説明については University of BRISTOL の Centre for Multilevel Modelling (CMM) にて参照できる。CMM の url は <http://www.cmm.bristol.ac.uk/index.shtml> から [multilevel modelling software reviews] を選択する。分析過程は Painter (2006), Leyland (2004), Kreft and Leeuw (1998)・小野寺編訳 (2006) を参考としている。図 2 は SPSS の MIXED コマンドを示している (Leyland 2004)。

「MIXED」コマンドはマルチレベルモデルを含む一般化線形混合モデルを推定することに使用する。因子「BY (factor)」と共変量「WITH (covariate)」を区別して指定することができる。「CRITERIA」コマンドにより、推定時のアルゴリズムを設定することができる。モデルの収束は、Hessian 推定「HCONVERGE」、尤度比「LCONVERGE」、パラメータ推定「PCONVERGE」から選択できる。「EMMEANS」により、各因子に対する限界平均の推定値 (the estimated marginal means) を算出することができる。

「FIXED」コマンドは、因子と共変量の固定効果を示す。推定の反復は「BY」コマンドで示される因子を含んで行うことができる。切片(intercept)は「NOINT」がない限り、デフォルトでモデルに投入される。

「METHOD」コマンドは、最尤推定法 (maximum likelihood) 「ML」か、制限付き最尤推定法 (restricted maximum likelihood) 「REML」(デフォルト) が選択できる。

「PRINT」コマンドは、アウトプットで出力できる表を指定することができる。「CORB と COVB」は固定効果として推定された相関と共分散を出力する。「DESCRIPTIVES」は記述統計を出力し、「G」は「RANDOM」コマンドによってランダム効果が推定できるが、そのランダム効果の共分散を出力する。「SOLUTION」は固定効果とランダム効果の推定値を出力し、「TESTCOV」は共分散パラメータの標準誤差とワルド検定 (Wald tests) が出力できる。

「RANDOM」コマンドはランダム効果を推定する変数を指定する。「INTERCEPT」をサブコマンドで選択することによって、切片のランダム効果を推定し、他の独立変数以外の推定を行うことができる。独立変数を投入することによって、共分散がどのように変動するのかをみるために、第 1 段階として、切片のみを投入したモデル (=ヌルモデル) として出力することがある。

「COVTYPE」コマンドは、共分散構造を指定する。成長モデルや反復モデルなど多くのモデルに対応した共分散を選択することができる (「UN」 unstructured, 「AD1」 first order ante-dependence, 「AR1」 autoregressive, 「DIAG」 diagonal or heterogeneous variances など)。

「REGWGT」コマンドは、残差推定値の重み付けを行う。

「REPEATED」コマンドは、「RANDOM」コマンドと同様に第1水準における共分散構造を特定する。「SUBJECT」のサブコマンドで変数を指定することによって階層構造を特定することができる。

「SAVE」コマンドはモデル推定値を保存する。「FIXPRED」はモデルの固定効果の予測値、「PRED」は固定効果と高水準のランダム効果の予測値、「SEFIXP,SEPREP」は標準誤差を含む予測値、「DFFIXP,DEPREP」は Satterthwaite の自由度の予測値、「RESID」は残差を保存する。

「TEST」コマンドは固定効果とランダム効果を含めたパラメータの線形モデルの帰無仮説を指定することができる。

一般化混合モデルにおける情報量基準は、尤度比-2 log likelihood のほか、赤池情報量基準 AIC(the Akaike information criterion), CAIC(the consistent AIC), ベイジアン情報量基準 BIC(the Bayesian information criterion)などが出力される。

図2 SPSS の MIXED コマンド (SPSS ver. 12)

The syntax of the MIXED command is

```
MIXED dependent variable [BY factor list] [WITH covariate list]
[/CRITERIA = [CIN({95*})] [MKITER({100*})] [MXSTEP({10*})] [SCORING({1*})]
           {n } {n } {n } {n }
           [SINGULAR({1E-12*})]
           {n }
           [{HCONVERGE({0*} {ABSOLUTE*}) } ]
           {n } {RELATIVE }
           {LCONVERGE({0*} {ABSOLUTE*}) }
           {n } {RELATIVE }
           {PCONVERGE({1E-6*} {ABSOLUTE*})}
           {n } {RELATIVE }
[/EMMEANS = TABLES({OVERALL } )]
           {factor }
           {factor*factor_}
[NWITH{covariate={n } {covariate={n }_}]
           {MEAN} {MEAN}
[COMPARE [({factor})] [REPCAT({n } )] [ADJ({LSD* } )] ]
           {FIRST} {BONFERRONI}
           {LAST } {SIDAK }
[/FIXED = [effect [effect_]] [ ] [NOINT] [SSTYPE({1 } )] ] ]
           {3*}
[/METHOD = {ML } ]
           {REML*}
[/MISSING = {EXCLUDE*}]
           {INCLUDE }
[/PRINT = [CORB] [COVB] [CPS] [DESCRIPTIVES] [G] [HISTORY({1*})] [LMATRIX] [R]
           {n }
           [SOLUTION] [TESTCOV] ]
[/RANDOM = effect [effect_]
           [ ] [SUBJECT(varname[*varname[*_]])] [COVTYPE({VC* } )] ] ]
           {covstructf}
[/REMGNT = varname]
[/REPEATED = varname[*varname[*_] ] | SUBJECT(varname[*varname[*_]])
           [COVTYPE({DIAG* } )] ] ]
           {covstructf}
[/SAVE = {tempvar [(name)] [tempvar [(name)]] _] ]
[/TEST({valuelist})-['label'] effect valuelist - [ ] effect valuelist _] [divisor=n]
           [; effect valuelist - [ ] effect valuelist _] [divisor=n] ]
[/TEST({valuelist}) - ['label'] ALL list [ ] list [divisor=n] ]
           [; ALL list [ ] list [divisor=n] ] ]
```

出所：Leyland (2004) p.3-4, SPSS のヘルプ-[topic]-[mixed]でも参照可能

4-3. 分析結果

4-3-1. 男女混合モデル

モデル1はヌルモデル (Null Model / Unconditional Model) の結果である (表3)。ヌルモデルは切片のみ投入したモデルである。独立変数を投入したときの共分散の変動を比較するために推定している。推定値の読み取りについては、固定効果の推定値で切片は3.834となっている。ランダム効果の部分が共分散パラメータの推定値となっているのであるが、残差は個人内の分散を、切片の分散は個人間の分散を示す。モデル1においては、残差は0.965、切片の分散は0.022ということで、個人差に対する地域の説明力は $(0.965/0.022) \Rightarrow 43.012$ で1/5程度、地域間の相関は $(0.022/(0.965+0.022)) \Rightarrow 0.02$ であり、地区番号を用いた地域の結婚意欲に対する変動はほとんどみられないことが示されている。

モデル2はマクロ水準である地区番号平均値のみを独立変数として投入したモデルである。地域の変動を示すランダム効果部分の切片の分散はモデル1の0.022から0.000となり、地区番号平均値を入れたことで地区間の説明力はなくなった。すなわち、地区別の変動はほとんどなく、地区番号平均値変動がほぼ全てを説明しているということである。固定効果の切片のt検定が統計的に有意でないことが示しているように、地区番号平均の結婚意欲の地域差のほとんどを説明していることを示している。

モデル3はミクロ水準である人口学的要因や社会経済的要因を独立変数として投入したモデルである。地域間の変動を考慮したミクロ水準の推定値を示している。地域間の変動はヌルモデルから0.022から0.014に38%の分散の変動をミクロ水準の変動は示している。年齢は29-32歳をリファレンスカテゴリにしたとき、28歳以下は正、33-37歳は負で統計的に有意となっており、30歳前後に比べて20代は結婚意欲が大きいことがわかる。性別は女性の方が男性よりも結婚意欲が高い。学歴は、高校卒に比べて中学卒は負、それ以外は正で統計的に有意であることが示されている。就業形態をみると、正規の職員・従業員に比べてパート/アルバイト、派遣/契約社員は負で統計的に有意である。所得が高いほど結婚意欲が高いことから、不安定な就業形態や低い所得であると結婚意欲がそれ以外に対して低いことが示される。両親との同居については、両親と別居/死別に比べて、両親及び片親と同居しているほど結婚意欲が高いことが示されている。

モデル4では、マクロ水準とミクロ水準を同時に投入したモデルである。共分散の変動はモデル2と同様、地域変動は0.000となった。固定効果の切片は統計的に有意ではなく、地区番号平均値の説明力が大きいことを示している。ミクロ水準の変数については、学歴で専門学校の推定値が統計的に有意でなくなるといった変化がみられる他は、モデル3と同様である。

男女混合モデルを用いた結果、地区番号を用いた地域差という変動は正の変動はみられるが、かなり小さいものであった。これは地域差という変数の作成方法と関係する可能性が多いと考えられる。都市規模など地域という変数に対して特徴づけが必要である。マル

チレベルモデルが要求するマクロ水準とサンプル量の兼ね合いから地区番号を地域差として選択したものの、課題が残る。この問題は他のモデルでも同様である。ミクロ水準の人口学的、社会経済的な要因については、おおむね説明が可能な結果がでている。結婚意欲は20代前半で、生活が安定している層で高いことが示されている。

表3 結婚意欲に対する地域差のマルチレベルモデル：男女混合モデル

統計量	モデル	モデル1 B	モデル2 B	モデル3 B	モデル4 B
固定効果	【ミクロ水準】				
	年齢(ref.29-32歳)				
	23-25歳			0.215 **	0.171 **
	26-28歳			0.111 **	0.072 *
	33-37歳			-0.239 **	-0.192 **
	性別(ref.女性)			-0.113 **	-0.096 **
	最終学歴(ref.高校)				
	中学			-0.250 **	-0.153 *
	専門学校			0.074 *	0.036
	短大・高専			0.130 **	0.096 **
	大学／大学院			0.137 **	0.098 **
	就業形態(ref.正規の職員・従業員)				
	自営業／会社役員			-0.058	-0.058
	パート／アルバイト			-0.234 **	-0.175 **
	派遣／契約社員			-0.119 **	-0.106 **
	不詳			-0.113	-0.108
	両親との同別居(REF.両親と別居／死別)				
両親と同居			0.095 **	0.067 **	
片親と同居(片親別居／死別)			0.102 *	0.100 **	
収入(対数化)			0.113 **	0.100 **	
【マクロ水準】					
地区番号平均値			1.000 **	0.912 **	
切片		3.834 **	0.000	3.246 **	-0.167
ランダム効果	残差(個人内の分散)	0.965 **	0.813 **	0.867 **	0.742 **
	切片の分散(個人間の分散)	0.022 **	0.000	0.014 *	0.000
情報量基準	-2 制限された対数尤度	29477.1	27210.8	23327.2	21679.3
	赤池情報基準(AIC)	29481.1	27214.8	23331.2	21683.3
	Bozdogan 基準(CAIC)	29497.6	27231.3	23347.3	21699.4
	Schwarz's Bayesian 基準(BIC)	29495.6	27229.3	23345.3	21697.4

有意水準:** 0.01, * 0.05, + 0.10

4-3-1. 男女別モデル

ここでは男女混合モデルの3, 4を男女別に推定する(表4)。モデル5, 6は男性モデル, モデル7, 8は女性モデルである。

男性モデルについては、ランダム効果の地域差を示す切片の分散が統計的に有意ではなくなり、地域差の変動がみられないことを示している。ミクロ水準の変数群については、男女混合モデルと同様の傾向を示しているが、両親および片親との同居は統計的な有意ではなくなった。モデル6でマクロ水準の地区番号平均値をモデルに投入すると、男女混合モデルと同様、地域差の変動はみられない。これは男女ともにみられる。

女性モデルについては、ランダム効果の地位差の変動は若干みられる。ミクロ水準の変数群については、男性モデル同様におおむね男女混合モデルと傾向は同じであるが、親との同居に関して、片親との別居は両親との別居よりもむしろ結婚意欲が少なくなるという結果がみられた。

表 4 結婚意欲に対する地域差のマルチレベルモデル：男女別モデル

統計量	モデル	男性		女性	
		モデル5 B	モデル6 B	モデル7 B	モデル8 B
固定効果	【ミクロ水準】				
	年齢 (ref.29-32歳)				
	23-25歳	0.136 **	0.122 **	0.265 **	0.197 **
	26-28歳	0.107 *	0.072 *	0.107 **	0.064 +
	33-37歳	-0.106 *	-0.090 *	-0.402 *	-0.319 **
	最終学歴 (ref.高校)				
	中学	-0.200 *	-0.107 +	-0.386 **	-0.273 **
	専門学校	0.061	0.018	0.093 *	0.061
	短大・高専	0.144 +	0.129 +	0.125 **	0.087 *
	大学／大学院	0.142 **	0.109 **	0.132 **	0.086 *
	就業形態 (ref.正規の職員・従業員)				
	自営業／会社役員	-0.064	-0.060	-0.118	-0.123
	パート／アルバイト	-0.266 **	-0.216 **	-0.187 **	-0.130 **
	派遣／契約社員	-0.255 **	-0.211 **	-0.042 +	-0.045
	不詳	0.004	-0.035	-0.255	-0.200
両親との同居 (REF.両親と別居／死別)					
両親と同居	0.024	0.002	0.014	-0.016	
片親と同居 (片親別居／死別)	-0.049	-0.062	-0.094 +	-0.083 +	
収入 (対数化)	0.074 **	0.070 **	0.139 **	0.121 **	
【マクロ水準】					
地区番号平均値		0.890 **		0.918 **	
切片		3.411 **	0.043	3.195 **	-0.209
ランダム効果	残差 (個人内の分散)	0.844 **	0.729 **	0.874 **	0.751 **
	切片の分散 (個人間の分散)	0.013	0.000	0.019 +	0.000
情報量基準	-2 制限された対数尤度	11872.0	11062.4	11437.2	10628.1
	赤池情報基準 (AIC)	11876.0	11066.4	11441.2	10632.1
	Bozdogan 基準 (CAIC)	11890.8	11081.2	11455.9	10646.7
	Schwarz's Bayesian 基準 (BIC)	11888.8	11079.2	11453.9	10644.7

有意水準: ** 0.01, * 0.05, + 0.10

4-3-2. 反復測定モデル

最後に、第 1 回調査と第 4 回調査における結婚意欲の変動を考慮したマルチレベルモデル推定を行う。使用するデータ構造は、繰り返し従属変数が集計されるデータにおいて、集計ごとにレコードが追加されるデータ構造となっている MR 構造である。1 サンプル 1 レコードから従属変数の集計ごとにデータ構造を変換するには、SPSS の[データ]-[再構成]にて作り変えることができる。今回のデータでは、各サンプルが第 1 回の結婚意欲を保持したレコードと第 4 回の結婚意欲を保持したレコードの 2 レコードを保持している状態に