

(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  $\eta^2$  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」)。

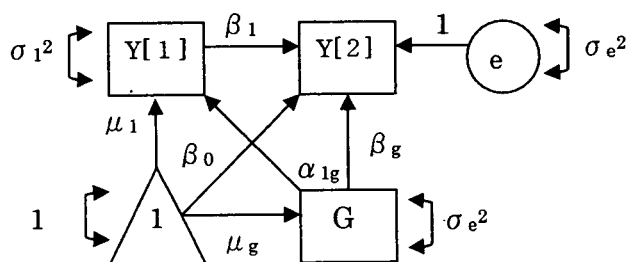
もし、マクロ変数Gがダミー変数 (0,1) である場合、以下ようになる。

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

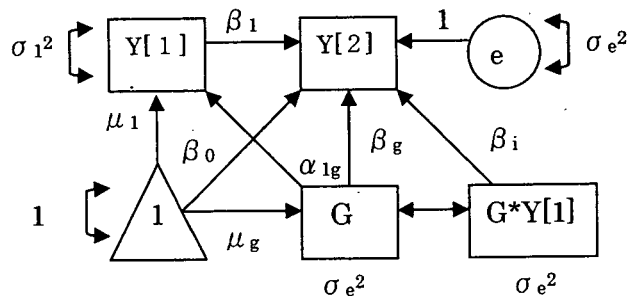
$$Y[2]_n [ :G_n=1 ] = \beta_0 + \beta_1 Y[1]_n + \beta_g 1_n + e_n \quad (3.2b)$$

ここでG=0である場合、 $\beta_0$ は切片、 $\beta_1$ は傾きを表す。そしてG=1である場合、 $\beta_g$ 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。

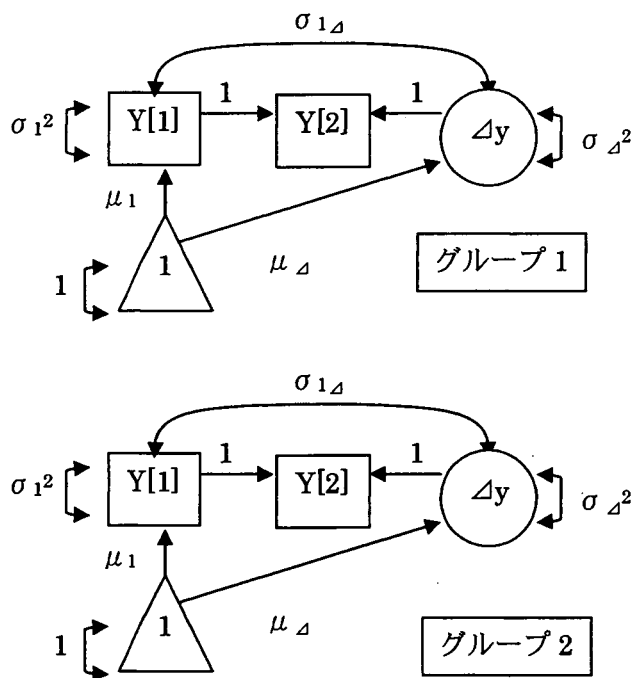


さらに、所属集団の情報とY[1]との交互作用項G\*Y[1]を加えることで、所属集団の傾きの変化を示すことができる ( $\beta_i$ )。



### 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  $\sigma^2$ 、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。

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

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

$\gamma$  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  $\gamma_{00}$  と傾き  $\gamma_{10}$  の両方が文脈で変動することを示し、全体平均効果は  $\gamma_{00}$  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。

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

$\tau$ 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、 $\gamma$ 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			
結婚意欲：第1回調査	度数	パーセント	有効パーセント
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	度数	パーセント	有効パーセント
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	度数	パーセント	有効パーセント
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	度数	パーセント	有効パーセント
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	度数	パーセント	有効パーセント
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	度数	パーセント	有効パーセント
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	
両親との同居	度数	パーセント	有効パーセント
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*})} {MKSTEP({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_}
                    {covariate-{n } _}
                    {MEAN
                    {MEAN
[COMPARE [({factor})] [REFCAT({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*
           {covstruct})] ]
[/REGNCT - varname]
[/REPEATED - varname[*varname*_] | SUBJECT(varname[*varname*_])
            [COVTYPE({DIAG*
            {covstruct})] ]
[/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 $(0.965/0.022)=43.012$ で1/5程度、地域間の相関は $(0.022/(0.965+0.022))=0.02$ 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

再構成した。このデータを用いて、第1回調査と第4回調査の差を統計的に検定するほか、共分散構造を（今回は）ラグ1の自己回帰AR1を用いたモデルを作成した。自己回帰は、各サンプルが第1回と第4回の結婚意欲が強い相関を持つことを示す共分散構造である。

分析モデルは、男女混合モデルの誤差共分散行列を非構造化共分散行列とラグ1の自己回帰の共分散行列を用いたモデルと、男女別でラグ1の自己回帰の共分散行列を用いたモデルの推定を行っている。

反復測定モデルの結果の解釈では、まず第1回調査と第4回調査で統計的に差があるかどうかの検定（固定効果のSSタイプⅢ検定）を行う。SS（Sum of Squares：平方和）のタイプⅢは、すべての効果がモデルに同時投入され、ある効果の平方和は全効果を投入したモデルからその効果を取り除いたときの平方和の減少分として示され、ある効果がそれ以外を統制した状態での効果を示す。固定効果のSSタイプⅢ検定はモデル9から12のいずれのモデルでも統計的に有意であることが示され、2時点の結婚意欲は同じであるという帰無仮説を棄却することができる。

男女混合モデルでは、ランダム効果の誤差共分散行列を非構造化共分散行列とラグ1の自己回帰AR1を用いている。非構造化共分散行列を用いたモデル9は、UN(1,1)は切片の分散0.349を示し、UN(2,2)は傾きの分散0.208、UN(2,1)は結婚意欲と地区番号との共分散0.105を示す。いずれの分散・共分散は統計的に有意である。自己回帰の誤差共分散構造を用いたモデル10は、ラグ1の自己回帰AR1ロー(rho)が0.367で統計的に有意となっている。男女別モデルについては、男性のラグ1の自己回帰AR1ロー(rho)は統計的に有意ではなく、モデルにおける自己回帰の誤差共分散構造は有効ではないということが示されている。

ミクロ水準及びマクロ水準の推定値のおおよその傾向については、反復測定を行わないモデルと同じであった。反復モデルにおいては、反復して測定される従属変数の時間経過による差の検定と、時間経過の影響を考慮できる自己回帰ARの誤差共分散構造の変動をみることができる。

ここまで、マルチレベルモデルを結婚意欲の地域差を例に分析を行ってきたが、地域差の影響は小さいものであった。人口学的、社会経済学的な要因についてはある程度の結果を得ることができたが、地域差については変数のハンドリングが不十分であることは否めない。地区番号で示される地域というものの特徴が明確でない点が多くを占める。また、先にも記したが、従属変数が5段階をそのまま使用することの是非もある。いくつか測定上の問題点はあると考えられるが、基礎的なマルチレベルモデルの運用方法については紹介できた。マルチレベルモデルは誤差共分散の設定をはじめとして、柔軟なモデルが作成できることに特徴があり、パネルデータを分析するためのモデル運用上の幅が広がるものとする。

表5 結婚意欲に対する地域差のマルチレベルモデル：反復測定モデル

統計量	独立変数	男女混合モデル		男性	女性
		モデル	モデル9(UN)	モデル10(ARI)	モデル11(ARI)
		B	B	B	B
固定効果	【ミクロ水準】				
	年齢 (ref.29-32歳)				
	23-25歳	0.162 **	0.160 **	0.102 **	0.192 **
	26-28歳	0.083 **	0.085 **	0.074 *	0.084 *
	33-37歳	-0.187 **	-0.186 **	-0.087 **	-0.315 **
	性別 (ref.女性)				
	最終学歴 (ref.高校)				
	中学	-0.171 **	-0.171 **	-0.103 +	-0.264 **
	専門学校	0.048 +	0.050 *	0.045	0.054
	短大・高専	0.118 **	0.115 **	0.017	0.083 *
	大学／大学院	0.075 **	0.072 **	0.089 **	0.067 *
	就業形態 (ref.正規の職員・従業員)				
	自営業／会社役員	-0.061 +	-0.057	-0.015	-0.163 *
	パート／アルバイト	-0.168 **	-0.168 **	-0.216 **	-0.139 **
	派遣／契約社員	-0.066 *	-0.062 *	-0.199 **	-0.015
	不詳	-0.071	-0.063	0.001	-0.133
	両親との同別居 (REF.両親と別居／死別)				
	両親と同居	0.010	0.011	-0.011	0.017
	片親と同居 (片親別居／死別)	-0.086 **	-0.090 **	-0.082 *	-0.103 *
	収入 (対数化)	0.108 **	0.111 **	0.087 **	0.135 **
【マクロ水準】					
地区番号平均値	0.739 **	0.704 **	0.690 **	0.693 **	
切片	0.472 **	0.587 **	0.735 **	0.558 **	
ランダム効果	反復測定 UN(1,1)	0.349 **			
	UN(2,1)	0.105 **			
	UN(2,2)	0.208 **			
	切片 [被験者 = id] 分散	0.272			
	Index1 [被験者 = id] 分散	0.272			
	反復測定 ARI 対角		0.172 **	0.247 **	0.158 **
	ARI ρ-		0.367 **	0.069	0.428 **
	切片 [被験者 = id] 分散		0.327 **	0.287	0.344 **
Index1 [被験者 = id] 分散		0.272	0.248	0.276	
SSタイプIII検定 (F値)	85.288 **	48.087 **	33.536 **	49.062 **	
情報量基準	-2 制限された対数尤度	40048.6	40214.7	21155.6	18995.1
	赤池情報基準 (AIC)	40058.6	40222.7	21163.6	19003.1
	Hurvich and Tsai 基準 (AICC)	40058.6	40222.7	21163.6	19003.1
	Bozdogan 基準 (CAIC)	40101.9	40257.4	21195.7	19034.8
	Schwarz's Bayesian 基準 (BIC)	40096.9	40253.4	21191.7	19030.8

有意水準: \*\* 0.01, \* 0.05, + 0.10

## 参考文献

- Douglas A. Luke, 2004. "MULTILEVEL MODELING", Sage Publications, Inc.
- Goldstein Harvey, 1999. "Multilevel Statistical Models", London: Institute of Education, Multilevel Model Project, April 1999. <http://www.amoldpublishers.com/support/goldstein.htm>.
- Kreft Ita and Jan de Leeuw, 1998. "Introducing Multilevel Modeling", 小野寺孝義編訳, 2006. 『基礎から学ぶマルチレベルモデル 入り組んだ文脈から新たな理論を創出するための統計手法』, ナカニシヤ出版.
- McArdle J. John and Fumiaki Hamagami, 2006. "Structural Equation Modeling in Longitudinal Research", Longitudinal Research Institute Workshop.
- Leyland, A. H., 2004. "A review of multilevel modeling in SPSS". <http://www.mlwin.com/softrev/reviewsspss.pdf>
- Painter, J., 2006. "Designing Multilevel Models Using SPSS 11.5 Mixed Model." <http://www.unc.edu/~painter/>



### 3 中高年縦断調査における標本設計と 分析方法の検討

## (1) 中高年縦断調査における標本設計と分析方法の検討

石井 太

### 1. はじめに

厚生労働省統計情報部において現在実施されている「中高年縦断調査」は、平成 17 年 10 月末時点で 50～59 歳であった男女を対象とし、健康・就業・社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に把握することを目的とした統計調査である。そもそも本調査は、「統計行政の新たな展開方向」において、「中高年齢者についても、既存の調査と併せ、その行動の変化や事象間の関連性などについて把握することにより、より詳細な分析が可能となるよう、データの整備・充実を図ることが求められている」という問題意識が提示されたことを踏まえて企画・立案されたものであり、本調査の結果分析手法の充実は、調査企画本来の主旨に沿うとともに、調査体系においても重要な位置を占めるものであるといえる。

本調査は、平成 17 年度に第 1 回調査、平成 18 年度に第 2 回調査が実施された状況であり、縦断調査の利点を活用した分析を行うことのできる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、政府統計として中高年者を対象としたこのような大規模縦断調査を行った経験はこれまでないことから、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十分に研究しておくことは、将来の調査結果の活用に加え、今後実施される調査企画の立案に対しても重要な示唆を与え得るものであるといえる。

本年度においては、本格的分析方法の検討への足がかりとして、中高年縦断調査の標本設計について整理を行うとともに、標本の代表性の問題に関連し、サンプリングデザインの考慮が分析に与える影響等に関する問題点の例に関して考察を行った。

### 2. 中高年縦断調査の標本設計について

現在行われている 3 つの縦断調査はどれも標本調査であり、調査の開始時点においては無作為抽出による標本抽出が行われている。このうち、出生児縦断調査のみは、1 年間の出生児から出生日を特定して標本を抽出する一種の集落抽出法によっているが、成年者縦断調査及び中高年縦断調査は、国民生活基礎調査の調査地区から地区を無作為抽出することにより標本抽出が行われている。

中高年縦断調査は、具体的には以下のように標本抽出が行われている(図 1)。まず、平成 16 年国民生活基礎調査世帯票として、国勢調査の調査地区約 90 万地区から、都道府県別に定められた地区数に基づき、5,280 地区が層化抽出されている。さらに、この世帯票

の地区から、都道府県別に定められた地区数に基づいて2,515地区が標本抽出される。したがって、中高年縦断調査は世帯票の一部の地区について調査が行われる「二相抽出法」の形をとっていることとなる。

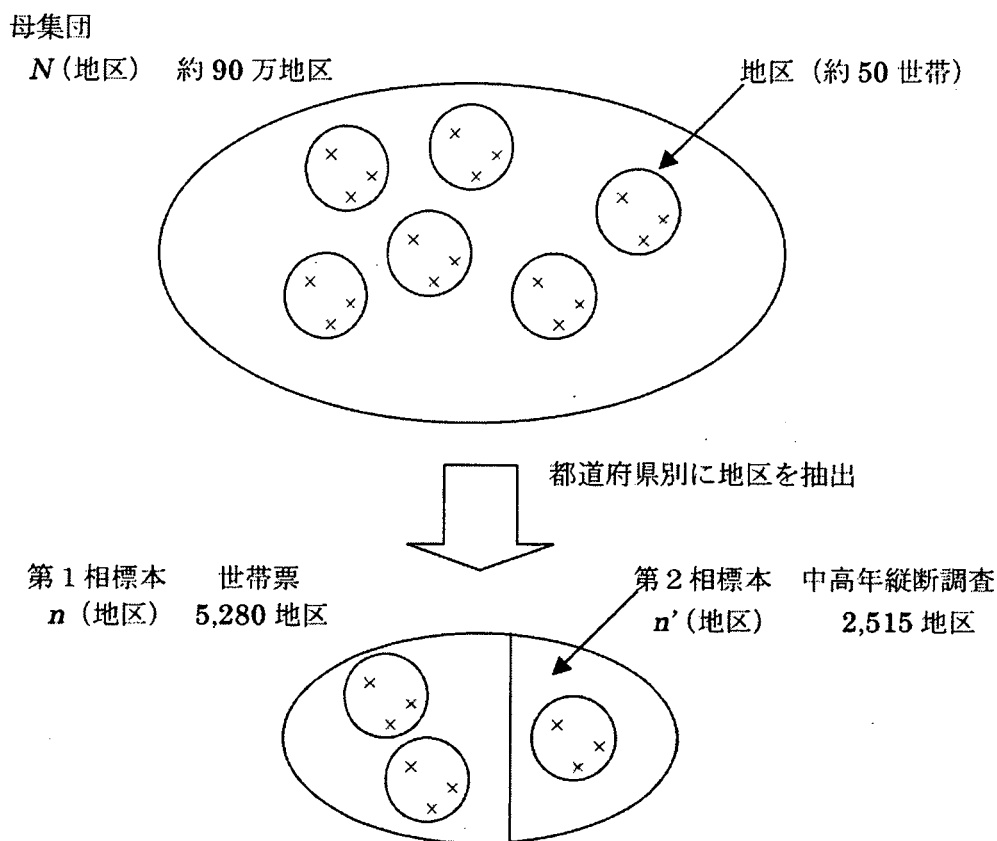


図1 中高年縦断調査の標本抽出

ところで、平成16年国民生活基礎調査は大規模調査年であるため、都道府県別の表章を行うため、各都道府県ごとに一定の地区数を確保する標本設計が行われている。具体的には、図2に示したような地区数であるが、各都道府県別100地区を基本としつつ、東京都及び政令指定都市を持つ道府県では政令指定都市での表章も考慮した地区数設定がなされている。

国民生活基礎調査の世帯票の集計にあたっては、各都道府県ごとに抽出率が異なるというサンプリングデザインを考慮しつつ、都道府県別人口を補助変量とした比推定を行って推定値を作成している。国民生活基礎調査は各種後続調査の親標本となっているが、後続調査においては集計を簡便にする観点から国勢調査の地区数に比例するように国民生活基礎調査より地区を推定し、各都道府県別での抽出率が一定となるように標本抽出を行うことが多い。中高年縦断調査でも基本的にはこのような考え方にに基づき地区数が設定されて

	国勢調査	世帯数	中高年
1 北海道	43,328	135	133
2 青森県	9,407	100	28
3 岩手県	9,411	100	28
4 宮城県	15,082	130	46
5 秋田県	7,247	100	19
6 山形県	7,199	100	20
7 福島県	13,006	100	38
8 茨城県	18,575	100	48
9 栃木県	12,294	100	37
10 群馬県	12,873	100	38
11 埼玉県	47,780	140	138
12 千葉県	42,314	120	118
13 東京都	102,279	220	214
14 神奈川県	64,161	180	176
15 新潟県	15,420	100	43
16 富山県	6,655	100	18
17 石川県	7,857	100	27
18 福井県	4,962	100	14
19 山梨県	5,829	100	20
20 長野県	14,411	100	43
21 岐阜県	13,385	100	37
22 静岡県	23,927	100	64
23 愛知県	48,813	140	137
24 三重県	12,345	100	38
25 滋賀県	8,728	100	25
26 京都府	19,899	110	63
27 大阪府	68,292	170	163
28 兵庫県	38,813	140	132
29 奈良県	9,913	100	32
30 和歌山県	7,395	100	22
31 鳥取県	3,944	100	13
32 島根県	5,191	100	16
33 岡山県	13,279	100	38
34 広島県	21,301	115	66
35 山口県	11,097	100	35
36 徳島県	5,542	100	18
37 香川県	6,860	100	18
38 愛媛県	10,334	100	32
39 高知県	5,921	100	19
40 福岡県	37,008	180	113
41 佐賀県	5,250	100	14
42 長崎県	10,450	100	31
43 熊本県	11,929	100	33
44 大分県	8,692	100	25
45 宮崎県	8,254	100	24
46 鹿児島県	13,433	100	36
47 沖縄県	8,140	100	27
合計	898,023	5,280	2,515

図2 都道府県別地区数

いるが、中高年縦断調査では特に50～59歳の層に焦点を絞って調査を行う観点から、親標本となる平成16年国民生活基礎調査を用いて、都道府県別に1地区あたりの対象者数を算定し、これを用いて平成17年の都道府県全体での対象者数の分布と合うことを基本的な考え方として各都道府県の地区数を設定している。

ところで、本調査では約4万程度の客体に対して調査を行う必要性から、一定の地区数を確保することが求められるが、このときに、親標本である国民生活基礎調査の地区数の上限が問題となるケースが生じる。東京都や大阪府のように、もとの国勢調査地区が多い都道府県では、都道府県別分布を合わせるために必要な国民生活基礎調査の地区数では不足するケースが出てくるのである。この場合には、やや都道府県別の分布を犠牲として他の都道府県から客体を確保することが必要となる。このため、東京都や大阪府など、対象