論文（*Article*）

二項 - ベータ階層ベイズモデルによる児童虐待相談対応率の地域差に関する研究 ~都道府県政令指定都市別による多重比較~

Probabilistic Estimation of Prefectural Corresponding Child Maltreatment Rates by the Binomial-Beta Hierarchical Bayesian Model with Markov Chain Monte Carlo Sampling

李 政 元
Jung Won Lee

This study aims to estimate prefectural corresponding child maltreatment rates of 2005 in Japan and examine variations in regions using the binomial-beta hierarchical Bayesian model with Markov chain Monte Carlo sampling (MCMC). We apply the model to the data reporting prefectural count numbers of correspondences to child maltreatment in 2005 and the population date of children aged 19 or younger in 2005. The results reveal that the model provides better estimates for prefectural corresponding child maltreatment rates. Urban regions tend to have higher estimates than rural areas.

キーワード：児童虐待相談対応率、地域差、階層ベイズ推定、マルコフ連鎖モンテカルロ法

Key Words ：Corresponding child maltreatment rate, regional difference hierarchical Beyesian estimation, Markov chain Monte Carlo sampling

I. はじめに

全国の児童相談所が児童虐待事案について相談対応件数（以下、断わりのない限り単に対応件数とする）は、厚生労働省が統計を取り始めた平成2年には1,101件であったものが平成22年では速報値で55,152件とおよそ50倍以上の上昇を記録した（厚生労働省 2011）。児童虐待が確率的に安定して発生する現象であるとすれば対応数は平衡状態に収束するはずであるが、今のところその兆しは見えていない。あるいは、児童虐待の実際の発生件数（対応件数＋暗数）に大きな変動はない、すなわち確率的に安定している現象であるものの、日本における児童虐待の発見･相談･対応体制が年々精緻化しているため相談対応件数が増えていると考えられる。

社会福祉および医療公衆衛生では地域（例えば、都道府県、市町村、医療福祉関連機関所管区）ごとに、調査を通じて各地域の医療福祉問題を明らかにするために地域診断を行う。疫学では地域集積性、すなわち地域診断において関心ある疾病リスクの高低が地域ごとに異なるのかを検討する。仮にある地域のリスクが他地域に比して高いとすれば、その地域を重点的に調査し、その原因・要員を特定し対策を講じるのである。

では、児童虐待現象の対応率には地域差はあるのであろうか。児童虐待という社会病理の地域差の検証には実践・研究領域の別を問わず大きな注意・関心が向けられてよい。しかしながら、日本ではこの問題に関する研究の蓄積は乏しいのが現

状である。

その理由として、地域別データの標本サイズは概して小さく統計解析に耐えないことが多い。例えば、2010年度現在の47都道府県と19政令指定都市を合わせても標本サイズは66にとどまり、一時点における地域別の統計的検定による比較はもちろん不可であるとともに、66の地域を「都市」と「地方」に分類し対応数（あるいは対応率）を比較検討することも特定の統計分布を仮定しないノンパラメトッリク手法以外には困難である。

しかし、ノンパラメトッリク手法は、一時点の対応率の発生確率を教えてはくれるものの、対応率についてはどのような分布に従うかを教えてはくれないのである。しかし、こうした地域データ分析の困難は近年、ベイズ統計学ならびにマルコフ連鎖モンテカルロ法（以下、MCMC法とする）の発展により解消されつつある。疫学領域では階層ベイズモデリングにより疾病罹患率などの地域差検証が行われている。

そこで、本研究では平成17年度に全国の児童相談所が児童虐待対応件数の都道府県および政令指定都市別（以下、断りのない限り単に地域別とする）のデータと、平成17年に実施された国勢調査のデータに二次分析を施し、地域別の児童虐待対応率は二項分布に従うか否かを検討することとした。なお、二項分布に従わない場合には、階層ベイズ推定を用いて地域別に児童虐待対応率を同時推定し地域別に事後分布を求め点推定によりデータとの適合を検討する。都市と地方によって対応率が異なるかについても検討する。

II. 研究方法

変数

対応率θは（2.1）式の通り、単純に児童相談所の対応件数rを19歳未満の人口nで除したものと定義する。なお、地域別の発生確率θ_iについては同様に各都道府県の児童相談所の対応件数r_iを各都道府県の19歳未満の人口n_iで除したものと定義する（2.2）。

$$\theta = \frac{r}{n} \tag{2.1}$$

$$\theta_i = \frac{r_i}{n_i} \tag{2.2}$$

データと倫理的配慮

分析には、2005年に全国の児童相談所が児童虐待事案について実際に対応した件数の都道府県別および政令指定都市別のデータ（厚生労働省 2006）（但し、平成17年度、堺市、横須賀市、そして金沢市の3都市については対応件数が報告されていない）と直近で実施された2005年国勢調査から都道府県および政令指定都市別に0歳から19歳未満人口データを使用した（総務省 2006）。なお、両データは既に一般に広く公開されており、データから個人や団体（都道府県および政令指定都市を除く）が特定されることはない。

分析方法

本研究は次の手順に従い、2つの分析法を用いる。まず、（2.1）式に示した通り、2005年度全国の児童虐待相談対応件数r=34,472を2005年度の全国の0歳から19歳未満の児童数n=28,106,919で除したものを対応率θとし、児童虐待発生件数の統計モデルを（2.3）式の通り、二項分布を仮定し、2005年度の地域別の対応件数r_iがこのモデル適合するか否かχ^2検定を施し検討する。

$$\binom{n_i}{r_i}\theta^{r_i}(1-\theta)^{n_i - r_i} \tag{2.3}$$

帰無仮説である「対応件数は二項分布に従う」が棄却されない場合、すなわち、対応件数r_iが二項分布に従うという仮定が認められる場合には都道府県ごとに対応件数の生起確率p_iを算出し、有意水準5%のもと都道府県ごとの発生確率θ_iは「平均より低い」、「平均と差がない」、そして「平均より

高い」と判断することとする。

次に、地域別の対応件数r_iが対応率θを定数とする二項分布モデルに従わないことが判明した場合には、地域別の対応率（$\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_i$）を確率変数として捉え、対応件数$r_i$は地域ごとには二項分布に従うと仮定し、$\theta_i$の事前分布をベータ分布とした二項 - ベータ階層ベイズモデルにMCMC法による推定を行う。

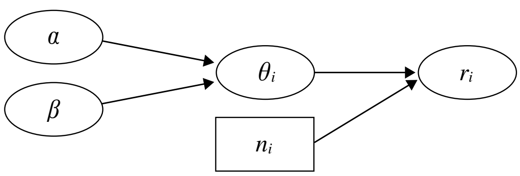

図1 対応件数r_iと対応率θ_iの二項ベータ階層モデル

なお、各変数はそれぞれ、

$$r_i \sim Bin(\theta_i, n_i)$$
$$\theta_i \sim Beta(\alpha, \beta)$$
$$\alpha \sim Exp(0.01)$$
$$\beta \sim Exp(0.01)$$

の通り、r_iは二項分布に、θ_iはベータ分布に、αとβは指数関数にそれぞれ従う（～は従うという意味である）と仮定する。つまり、r_iの確率関数は、

$$f(r_i | n_i, \theta_i) = \binom{n_i}{r_i} \theta_i^{r_i} (1-\theta_i)^{n_i - r_i} \qquad (2.4)$$

観測データ$X_n\{x_1, x_1, \cdots, x_n\}$がパラメータ$\theta$の二項分布から独立に得られた場合には、この尤度関数に関する自然共役事前分布は（2.5）の通り、パラメータがαとβのベータ分布であることが知られている（e.g. 安道 2010; 中妻 2007; Spiegelhalter et al. 2004）[1]。

$$g(\theta | \alpha, \beta) = \frac{1}{Beta(\alpha, \beta)} \theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}, 0 \le \theta \le 1 \qquad (2.5)$$

そして、ベイズの定理よりθ_iの事後分布は、

$$h(\theta_i | r_i, n_i, \alpha, \beta) \propto g(\theta_i | \alpha + r_i, \beta + n_i - r_i) \qquad (2.8)$$

となり、θ_iのベイズ推定値$\hat{\theta}_i$は、

$$\hat{\theta}_i = \frac{\alpha + r_i}{(\alpha + \beta + n_i)}$$

となる。この事後分布から不変分布に収束したと判断されるまでMCMCによるサンプリングによりベイズ推定値$\hat{\theta}_i$を得ることとする[2]。MCMCサンプリングにはWinBugs（Lunn et al. 2000）を使用した。なお、階層ベイズモデルによる発生件数r_iの点推定値は、

$$\hat{r}_i = E[\hat{\theta}_i] n_i$$

の通り、対応率$\hat{\theta}_i$の事後分布の平均値に地域別の児童数n_iを乗じ算出することとする。

次に、対応率$\hat{\theta}_i$の地域別の地域差を検討するため、地域別の推定対応率$\hat{\theta}_i$の95%信用区間が期待値$E[\hat{\theta}_i]$を含むか否かを検討することとした。

注

1） 期待値$E(\theta)$と分散$\mathrm{Var}(\theta)$は、それぞれ次式の通りである。

$$E(\theta) = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}, \ \mathrm{Var}(\theta) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$$

ベータ関数は、次式の通りである。

$$Beta(\alpha, \beta) = \int_0^{\mathrm{t}} t^{\alpha-1}(1-t)^{\beta-1} dt = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$$

2） どのような初期分布からでも推移を繰り返すことで不変分布に収束させることができるエルゴード的MCMCという。エルゴード的とは、(Ω, F, P)を完備な確率空間とし、$\{T_t\}$を確率空間上の流れとする時、時間平均が空間平均に一致するような次の三つの特徴（命題）が成り立つ場合をいう（十時 1971）：

（1） $\{T_t\}$－不変な可測集合の測度は0か1である。

（2） $\{T_t\}$－不変な可測関数はほとんど至るところで収束する。

（3） 任意の可積分な関数fに対して

$$\lim_{t\to\infty} \frac{1}{\mathrm{t}} \int_0^{\mathrm{t}} f(T_s\omega) ds = \int_\Omega f \, dP$$

III. 結果

(2.1)式に都道府県政令指定都市ごとに対応件数r_iを0歳から19歳未満の児童数n_iを代入し、地域別の対応件数の理論値を算出し(表3.1)、これらを用いて対応件数r_iが(2.1)式の全体モデル(二項分布)に適合しているか否かχ^2検定を施し検討したところ、$\chi^2(60)=6299.738$(p値=.000)と対応件数r_iのモデルに対して適合しないことが判明した。つまり、対応件数r_iの変動は全体モデルである二項分布に従わないことが示された。よって、全体モデルをもとに地域別の対応件数r_iの生起確率p_iを算出し地域差を検討することは適切ではないことが示された。

表3.1　都道府県政令指定都市別対応件数と二項分布による理論値

都道府県	対応件数	理論値	都道府県	対応件数	理論値	都道府県	対応件数	理論値
北海道	617	1239.84	静岡県	504	889.594	熊本県	295	449.533
青森県	293	337.13	愛知県	800	1775.1	大分県	426	277.964
岩手県	277	322.45	三重県	533	445.96	宮崎県	181	284.113
宮城県	555	567.817	滋賀県	645	358.596	鹿児島県	144	430.696
秋田県	133	242.13	京都府	267	599.353	沖縄県	451	422.046
山形県	130	281.921	大阪府	3885	2022.2	札幌市	245	414.763
福島県	157	518.496	兵庫県	762	1328.99	仙台市	369	249.041
茨城県	585	715.015	奈良県	531	339.476	さいたま市	308	281.204
栃木県	542	481.01	和歌山県	293	240.378	千葉市	257	211.188
群馬県	472	484.275	鳥取県	99	143.518	横浜市	1231	797.048
埼玉県	1843	1658.46	島根県	98	169.691	川崎市	477	286.933
千葉県	1238	1377.24	岡山県	829	466.264	静岡市	264	159.789
東京都	3146	2436.84	広島県	874	677.092	名古屋市	603	494.947
神奈川県	1744	1973.5	山口県	197	330.808	京都市	365	315.254
新潟県	526	559.377	徳島県	200	180.287	大阪市	747	533.391
富山県	248	246.474	香川県	400	232.177	神戸市	221	343.596
石川県	211	279.344	愛媛県	311	335.85	広島市	356	282.774
福井県	163	200.312	高知県	164	173.47	北九州市	408	223.54
山梨県	253	215.407	福岡県	864	1208.12	福岡市	302	331.746
長野県	599	516.918	佐賀県	85	222.341	$\chi^2(60)=6229.738$, p値＝.000		
岐阜県	470	512.061	長崎県	279	364.227			

次に、表3.2にα、β、$\hat{\theta}_i$のベイズ推定値とその標準偏差、MC誤差、95%信用区間、中央値、そして対応件数r_iと発生件数のベイズ推定値$\hat{r}_i$の適合度を検討したχ^2検定の結果を示した。

階層ベイズモデルで推定された地域別の推定対応率$\hat{\theta}_i$に地域別の児童数n_iを乗じた推定対応件数$\hat{r}_i$が実際の対応件数r_iと適合しているかを検討したところ、$\chi^2(60)=0.242$でp値＝1.000となりベイズ推定値は対応件数r_iに対して適合していることが示された。

表3.2　ベイズ推定値と実測値とのx^2検定の結果

都道府県	変数	平均	標準偏差	MC誤差	2.50%	中央値	97.5%	推定値
北海道	$\hat{\theta}_1$	0.0006115	0.0000246	0.0000001	0.0005641	0.0006111	0.0006604	618.405
青森県	$\hat{\theta}_2$	0.0010680	0.0000622	0.0000003	0.0009502	0.0010670	0.0011940	293.683
岩手県	$\hat{\theta}_3$	0.0010560	0.0000634	0.0000003	0.0009350	0.0010550	0.0011830	277.739
宮城県	$\hat{\theta}_4$	0.0011990	0.0000510	0.0000002	0.0011010	0.0011980	0.0013010	555.312
秋田県	$\hat{\theta}_5$	0.0006800	0.0000580	0.0000002	0.0005715	0.0006781	0.0007984	134.297
山形県	$\hat{\theta}_6$	0.0005721	0.0000496	0.0000002	0.0004799	0.0005706	0.0006732	131.556
福島県	$\hat{\theta}_7$	0.0003756	0.0000297	0.0000001	0.0003195	0.0003747	0.0004358	158.848
茨城県	$\hat{\theta}_8$	0.0010040	0.0000414	0.0000002	0.0009247	0.0010040	0.0010870	585.543
栃木県	$\hat{\theta}_9$	0.0013820	0.0000591	0.0000003	0.0012680	0.0013810	0.0015000	542.215

群馬県	$\hat{\theta}_{10}$	0.0011960	0.0000548	0.0000002	0.0010910	0.0011950	0.0013060	472.425
埼玉県	$\hat{\theta}_{11}$	0.0013630	0.0000317	0.0000001	0.0013010	0.0013620	0.0014250	1843.790
千葉県	$\hat{\theta}_{12}$	0.0011030	0.0000313	0.0000001	0.0010420	0.0011020	0.0011640	1239.065
東京都	$\hat{\theta}_{13}$	0.0015830	0.0000282	0.0000001	0.0015280	0.0015830	0.0016390	3146.426
神奈川県	$\hat{\theta}_{14}$	0.0010840	0.0000259	0.0000001	0.0010340	0.0010830	0.0011350	1744.921
新潟県	$\hat{\theta}_{15}$	0.0011540	0.0000501	0.0000002	0.0010570	0.0011530	0.0012550	526.526
富山県	$\hat{\theta}_{16}$	0.0012350	0.0000784	0.0000004	0.0010860	0.0012330	0.0013930	248.283
石川県	$\hat{\theta}_{17}$	0.0009300	0.0000637	0.0000003	0.0008088	0.0009287	0.0010590	211.901
福井県	$\hat{\theta}_{18}$	0.0010020	0.0000778	0.0000003	0.0008566	0.0010000	0.0011620	163.714
山梨県	$\hat{\theta}_{19}$	0.0014390	0.0000900	0.0000005	0.0012690	0.0014370	0.0016210	252.831
長野県	$\hat{\theta}_{20}$	0.0014210	0.0000578	0.0000003	0.0013090	0.0014200	0.0015370	599.136
岐阜県	$\hat{\theta}_{21}$	0.0011260	0.0000518	0.0000002	0.0010280	0.0011260	0.0012300	470.294
静岡県	$\hat{\theta}_{22}$	0.0006962	0.0000310	0.0000001	0.0006364	0.0006957	0.0007583	505.168
愛知県	$\hat{\theta}_{23}$	0.0005536	0.0000195	0.0000001	0.0005160	0.0005533	0.0005927	801.547
三重県	$\hat{\theta}_{24}$	0.0014650	0.0000635	0.0000003	0.0013420	0.0014640	0.0015920	532.897
滋賀県	$\hat{\theta}_{25}$	0.0022000	0.0000862	0.0000004	0.0020350	0.0021980	0.0023730	643.485
京都府	$\hat{\theta}_{26}$	0.0005495	0.0000335	0.0000002	0.0004858	0.0005489	0.0006168	268.634
大阪府	$\hat{\theta}_{27}$	0.0023540	0.0000376	0.0000002	0.0022810	0.0023540	0.0024290	3882.758
兵庫県	$\hat{\theta}_{28}$	0.0007043	0.0000254	0.0000001	0.0006552	0.0007040	0.0007550	763.463
奈良県	$\hat{\theta}_{29}$	0.0019150	0.0000825	0.0000004	0.0017570	0.0019130	0.0020810	530.258
和歌山県	$\hat{\theta}_{30}$	0.0014930	0.0000867	0.0000004	0.0013290	0.0014910	0.0016680	292.728
鳥取県	$\hat{\theta}_{31}$	0.0008537	0.0000846	0.0000004	0.0006960	0.0008510	0.0010270	99.936
島根県	$\hat{\theta}_{32}$	0.0007171	0.0000717	0.0000003	0.0005847	0.0007143	0.0008647	99.254
岡山県	$\hat{\theta}_{33}$	0.0021760	0.0000755	0.0000004	0.0020300	0.0021750	0.0023260	827.561
広島県	$\hat{\theta}_{34}$	0.0015820	0.0000535	0.0000003	0.0014790	0.0015810	0.0016880	873.702
山口県	$\hat{\theta}_{35}$	0.0007347	0.0000520	0.0000002	0.0006353	0.0007337	0.0008398	198.242
徳島県	$\hat{\theta}_{36}$	0.0013600	0.0000952	0.0000004	0.0011800	0.0013580	0.0015540	199.992
香川県	$\hat{\theta}_{37}$	0.0021050	0.0001049	0.0000005	0.0019050	0.0021040	0.0023160	398.641
愛媛県	$\hat{\theta}_{38}$	0.0011370	0.0000641	0.0000003	0.0010150	0.0011360	0.0012650	311.470
高知県	$\hat{\theta}_{39}$	0.0011620	0.0000902	0.0000004	0.0009927	0.0011600	0.0013450	164.415
福岡県	$\hat{\theta}_{40}$	0.0008778	0.0000297	0.0000001	0.0008210	0.0008774	0.0009372	864.996
佐賀県	$\hat{\theta}_{41}$	0.0004777	0.0000510	0.0000002	0.0003832	0.0004763	0.0005831	86.633
長崎県	$\hat{\theta}_{42}$	0.0009419	0.0000560	0.0000002	0.0008349	0.0009408	0.0010540	279.825
熊本県	$\hat{\theta}_{43}$	0.0008076	0.0000470	0.0000002	0.0007182	0.0008064	0.0009031	296.119
大分県	$\hat{\theta}_{44}$	0.0018750	0.0000905	0.0000004	0.0017020	0.0018740	0.0020560	425.108
宮崎県	$\hat{\theta}_{45}$	0.0007858	0.0000578	0.0000003	0.0006763	0.0007847	0.0009028	182.101
鹿児島県	$\hat{\theta}_{46}$	0.0004154	0.0000345	0.0000002	0.0003504	0.0004144	0.0004854	145.931
沖縄県	$\hat{\theta}_{47}$	0.0013100	0.0000612	0.0000003	0.0011930	0.0013100	0.0014330	450.962
札幌市	$\hat{\theta}_{48}$	0.0007277	0.0000464	0.0000002	0.0006397	0.0007265	0.0008214	246.185
仙台市	$\hat{\theta}_{49}$	0.0018120	0.0000939	0.0000004	0.0016330	0.0018110	0.0020000	368.077
さいたま市	$\hat{\theta}_{50}$	0.0013440	0.0000760	0.0000004	0.0011980	0.0013420	0.0014960	308.269
千葉市	$\hat{\theta}_{51}$	0.0014900	0.0000924	0.0000004	0.0013150	0.0014880	0.0016770	256.664
横浜市	$\hat{\theta}_{52}$	0.0018910	0.0000538	0.0000002	0.0017880	0.0018910	0.0019980	1229.379
川崎市	$\hat{\theta}_{53}$	0.0020330	0.0000932	0.0000004	0.0018540	0.0020320	0.0022190	475.803
静岡市	$\hat{\theta}_{54}$	0.0020160	0.0001233	0.0000006	0.0017820	0.0020130	0.0022680	262.753
名古屋市	$\hat{\theta}_{55}$	0.0014930	0.0000606	0.0000003	0.0013770	0.0014930	0.0016150	602.738
京都市	$\hat{\theta}_{56}$	0.0014190	0.0000741	0.0000003	0.0012770	0.0014180	0.0015680	364.882
大阪市	$\hat{\theta}_{57}$	0.0017160	0.0000622	0.0000003	0.0015970	0.0017150	0.0018410	746.573
神戸市	$\hat{\theta}_{58}$	0.0007925	0.0000529	0.0000002	0.0006918	0.0007913	0.0008991	222.104
広島市	$\hat{\theta}_{59}$	0.0015420	0.0000814	0.0000004	0.0013870	0.0015410	0.0017040	355.659
北九州市	$\hat{\theta}_{60}$	0.0022290	0.0001106	0.0000005	0.0020180	0.0022280	0.0024510	406.420
福岡市	$\hat{\theta}_{61}$	0.0011180	0.0000639	0.0000003	0.0009963	0.0011160	0.0012460	302.522
--	α	2.579	0.429	0.0056	1.814	2.553	3.497	--
--	β	1850	338.6	4.4	1247	1830	2577	--

$\chi^2(60)=0.242$, p値 = 1.000

続いて、図3.1に$\hat{\theta}_i$の95%信用区間を示す地域別の箱ヒゲ図を、表3.3には都道府県政令指定都市別$\hat{\theta}_i$の95%信用区間が期待値$E[\hat{\theta}_i]$を含むもの、そして含まないものについて高低別に分類したものを示した。

61の都道府県および政令指定都市のうち、1府24県2市（計=27）が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より低く、8県2市（計=10）が期待値$E[\hat{\theta}_i]$と同程度、1都1府12県10市（計=24）が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高いことが判明した。

都市と地方別に期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高い群をみると、政令指定都市については、14の政令指定都市のうち10市の$\hat{\theta}_i$が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高いことが示唆された。また、内田（2009：32）の「都市」の定義に従い、14の政令指定都市に東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、大阪府、兵庫県の一都六県を加えた場合、21都市のうち13都市が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高い群に入ることが明らかになった。

図3.1　都道府県政令指定都市別のベイズ推定95%信用区間

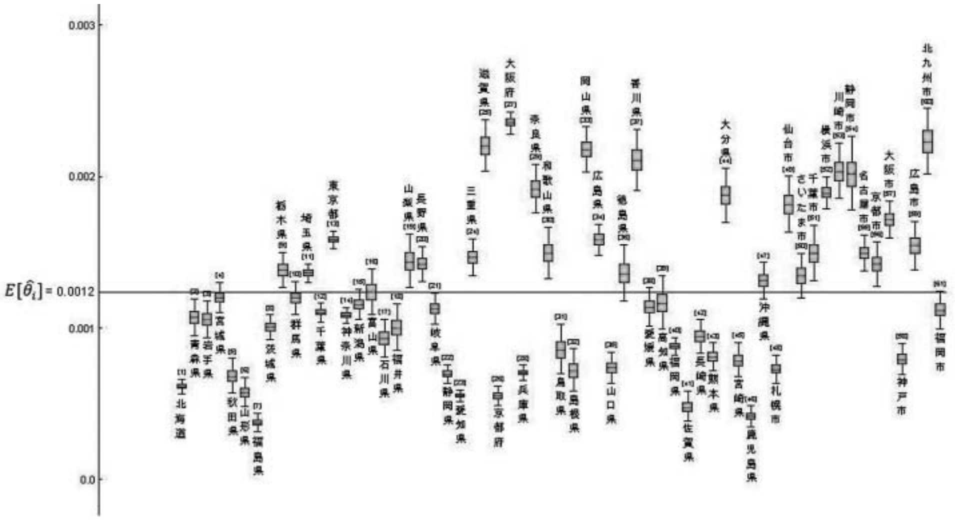

表3.3　期待値$E[\hat{\theta}_i]$によるベイズ推定値$\hat{\theta}_i$の比較

期待値より低：$\hat{\theta}_i < E[\hat{\theta}_i]$	期待値と同じ：$\hat{\theta}_i = E[\hat{\theta}_i]$	期待値より高：$\hat{\theta}_i > E[\hat{\theta}_i]$
北海道 青森県 岩手県	宮城県 群馬県 新潟県	栃木県 埼玉県 東京都
秋田県 山形県 福島県	富山県 徳島県 愛媛県	山梨県 長野県 三重県
茨城県 千葉県 神奈川県	高知県 沖縄県 さいたま市	滋賀県 大阪府 奈良県
石川県 福井県 岐阜県	福岡市	和歌山県 岡山県 広島県
静岡県 愛知県 京都府		香川県 大分県 仙台市
兵庫県 鳥取県 島根県		千葉市 横浜市 川崎市
山口県 福岡県 佐賀県		静岡市 名古屋市 京都市
長崎県 熊本県 宮崎県		大阪市 広島市 北九州市
鹿児島県 札幌市 神戸市		

IV. 考察

分析結果を総合すると、対応率θ_iは地域差が存在することが示唆されているといえる。

まず、地域別の対応件数r_iは全体モデルの二項分布に従わないことが示された。これは、地域別に観測される対応件数（あるいは対応率）の変動は同様の分布に従うのではなく、独自の分布に従うことが示唆された。

次に、階層ベイズモデルで推定された推定対応

件数$\hat{r}_i$が実際の対応件数r_iと適合していること、そして、地域別の推定対応率$\hat{\theta}_i$の95%信用区間の比較検討により、期待値$E[\hat{\theta}_i]$により低い群（1府24県2市）、同程度の群（8県2市）、高い群（1都13県10市）に分類された。

都市と地方については、政令指定都市に限ってみると、14の政令指定都市のうち10都市の推定対応率$\hat{\theta}_i$が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高いことが判明した。政令指定都市のおよそ71.4%が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高いものの、母比率を39.3%（61の地域別政令指定都市のうち期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高い24地域がしめる割合）として14都市のうち10都市以上が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高い群に入る確率を片側二項検定より求めるとおよそ1.53%であり、有意水準5%において全ての政令指定都市が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高い群に収まる割合71.4%は母比率39.3%に対して有意に高いといえる。

また、政令指定都市に一都6県を加えた21都市については、21都市のうち13都市が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高い群に入る確率を片側二項検定より求めるとおよそ3.0%であり、有意水準5%において都市が期待値$E[\hat{\theta}_i]$より高い群に収まる割合66.6%は母比率39.3%に対して有意に高くないとはいえない。つまり、都市は地方に比べ対応率が高くなる傾向にあることが階層ベイズ推定によって示され、これは内田（2009）の先行研究とも一致するものである。

以上を総合すると、児童虐待相談対応率は地域によって高低差が存在することが示されたと考えられる。また、階層ベイズ推定は地域ごとの対応率を一時点で比較し、任意の地域の対応率の高低を判断することの危険性を示している。例えば、推定対応率$\hat{\theta}_i$の平均値が最も高いのは大阪府（$\hat{\theta}_{27}$=0.0023540, 95%信用区間=0.0022810－0.0024290）であるが、北九州市（$\hat{\theta}_{60}$=0.0022290, 95%信用区間=0.0020180－0.0024510）は分散が大きいため、大阪府より対応率が高くなる可能性があるのである。

これは、階層ベイズ推定によって地域ごとに対応率の分布を推定したことにより可能になるのであり、これまでの統計解析では不可能であった。地域ごとに平均対応率およびその分布の様子を知ることで、任意の地域と他の地域の比較が冷静に検討できることは地域診断の精緻化が期待できるといえる。

また、階層ベイズ推定を継続し行うことで、地域ごとに対応率の変化点を見出すことも可能となる。そうすれば、地域ごとにどの時点で虐待に対応率が確率的に有意に変化したかがわかる。その変化点の時点とその時点における地域の特徴を検討できれば、対応率の変動メカニズムを浮き彫りにすることができるかもしれない。

本研究は、階層ベイズ推定により2005年当時の一時点のデータを二次分析し児童虐待相談の対応率の地域差を明らかにしたにすぎない。地域別の児童虐待対応件数と人口動態データが得られる限り、今回のような分析を継続し行わなければ対応率の地域差の実像を明らかにしたとはいえないことが、本研究の今後の課題といえる。

文献

安道知寛(2010)『ベイズ統計モデリング』朝倉書店.

厚生労働省(2011)「児童相談所における児童虐待相談の対応件数」(http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000001jiq1-att/2r9852000001jj3c.pdf).

Lunn, D.J., Thomas, A., Best, N., and Spiegelhalter, D. (2000) WinBUGS -- a Bayesian modelling framework: concepts, structure, and extensibility. Statistics and Computing, 10:325-337.

McCarthy, A.A.(2007) Bayesian methods for ecology. Cambridge University Press.

中妻照雄(2007)『入門ベイズ統計学(ファイナンス・ライブラリー)』朝倉書店.

中村健太郎(2008)「第1章　マルコフ連鎖モンテカルロ法入門」豊田秀樹編(2008)『マルコフ連鎖モンテカルロ法』朝倉書店, 1-21.

Ntzoufras, I.(2009) Bayesian Modeling Using WinBUGS (Wiley Series in Computational Statistics). Willey.

総務省統計局(2006)「平成17年国勢調査」(http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001005118&cycode=0, 2010.3.31).

Spiegelhalter, D.J.,Abrams, K.R., Myles, J.P. (2004) Bayesian Approaches to Clinical Trials and Health-Care Evaluation (Statistics in Practice). Willey.

丹後俊郎・高橋邦彦・横山徹爾(2007)『間疫学への招待―疾病地図と疾病集積性を中心として(医学統計学シリーズ)』朝倉書店.

十時東生(1971)『エルゴード理論入門』共立出版.

内田良(2009)『「児童虐待」へのまなざし：社会現象はどう語られるのか』世界思想社.