

山梨県の少子化構造に関する研究

—出生と婚姻の動向に対する年齢・時代・世代効果—

山梨県の少子化構造に関する研究

—出生と婚姻の動向に対する年齢・時代・世代効果—

研究代表者

山梨県立大学看護学部

小田切陽一

共同研究者

県立大看護学部

高橋美保子

中北保健所

神津 弥生

中北支所

竹田 美穂

富士吉田市

赤池 洋子

甲斐市

渡辺 勇弥

城西大学薬学部

内田 博之

目 次

I . 緒言	1
II . 研究の目的	2
III . 資料と分析方法	3
IV . 結果	5
V . 考察	11
VI . まとめ（少子化対策にむけて）	20
参考文献	22
付録 BAMP の概要・イニシャルファイルの設定	23
BAMP マニュアル（転載）	

I. 緒言

わが国の平成 17 年の合計特殊出生率は、前年度をさらに下回る 1.25 を記録し、第二次ベビーブーム以降の低下をさらに更新した。山梨県においても昭和 45 年には 2.20 であったものが昭和 50 年に 1.98、昭和 60 年に 1.85、平成 2 年に 1.62、平成 7 年に 1.60、平成 12 年に 1.51、平成 16 年には 1.36 と低下傾向に歯止めはかからず深刻な少子化傾向が継続している。山梨県の少子化対策に対する取り組みとしては、平成 9 年から 7 年間の「やまなしエンゼルプラン」によって施設設備等の環境整備が行われ、さらに平成 15 年の少子化対策基本法と次世代育成支援対策法の制定を受けて設置された少子化対策推進本部においても、行動計画の策定や少子化対策に係わる意識啓発事業などが展開されてきたが、出生率の低下に歯止めは掛かっていない。

出生動向の推移は、「出産」という事象がライフステージの比較的限られた時期に集中しておこる、換言すると、強く「年齢」の影響を受けていると考えられることから、女性の高学歴化や社会進出等による婚姻年齢の高年齢化（晩婚化）やさらには世代の結婚や出産に対する意識変化等の影響も受ける中で、出生率の低下に大きく影響してきたことはよく知られている。しかしながら、出生動向のように時系列で捉えられるある社会事象の変化には、時代進行に伴って生じる影響として、「年齢」の影響だけでなく、世代間で共通した影響である「時代」影響に加え、さらには生まれ育った時代環境を反映した他の世代とは区別できる「世代」に特有の影響が混在していると考えられている。さらに、これらの要因の作用の大きさの違いによって将来の動向は大きく影響を受けることになる。少子化の動向を見極め、有効な対策を樹立してゆくためには、出生動向（あるいは出産動向）に及ぼす年齢、時代、世代の影響を明らかにしてその構造を解明することが重要であると考ええる。

こうした世代の影響に着目した解析は、コホート分析とよばれ、旧来の出生コホート分析の手法としては、世代ごとの年齢－出生率曲線を重ね合わせて、同年齢における出生率の差をコホート効果として読み取る、いわば図示的な解析手法が一般的に用いられてきたが、こうした方法では、時系列変化に潜在する時代、年齢、コホートの影響が混交した中で、コホート効果だけを抽出することは困難である。近年、欧米を中心に年齢、時代、コホートの 3 要因の効果を数学的手法によって分解し、個々

の要因の大きさを識別して評価する Age-Period-Cohort (APC) 分析モデルが提唱されてきた。しかしながら基本的にはコホート分析において時系列変化の構成要素である年齢、時代、コホートの各変数は相互に一次従属の関係にあるため、数学モデルにおいても識別して各変数の固有の効果を抽出することには困難があった。しかしながら近年、こうした時系列の変化を構成する年齢、時代および世代の各要素を、ベイズ定理による推計手法によって各々の変数の固有の影響を明らかにする研究が開発され、死亡動向の分析にも活用されるようになってきた^{1~5)}。研究代表者らのグループにおいてもこのベイズ型 Age-Period-Cohort 分析を使用して、高齢者の主要死因別の死亡動向や日本の自殺動向について研究を実施し、こうした死亡動向が世代によって強く影響を受けており、死亡リスクの高い世代（ハイリスク世代）が存在することを明らかにしてきた（ユニバーサル財団研究助成報告書 2005、日本衛生学雑誌 60(2), 301)。さらに、我々は先行研究において、1985 年から 2003 年までのわが国の出生動向（出生率および出生順位別出生率）と出生動向に大きく影響すると考えられる婚姻動向（婚姻率）の世代効果について検討し、世代効果としては 1960 年生まれ以降のコホートでの低減トレンドが、1977 年生まれ以降のコホートで底打ちとなり以降のコホートで上昇トレンドに転じていることから、近年の出生率の低下に対しては、世代の影響としては歯止めがかかろうとしている状況が認められることや、出生動向の世代効果が婚姻動向の世代効果を強く反映していることを明らかにしている（日本公衆衛生学雑誌 53(10), 279, 2006、平成 17 年度山梨県立看護大学共同研究成果報告書 2006）。

II. 研究の目的

出産は、ライフステージの比較的限られた年齢層に集中して認められる事象であるため、出生動向が「年齢影響」を強く受けていることは容易に想像できる。しかしながら、出生動向は、年齢影響以外にも、出産にかかわる母の年齢層の全体に共通して影響を及ぼすと考えられる「時代影響」、そして生まれ世代に特有の影響である「世代影響」が混交している性質のものである。本研究では、従来の手法ではその識別が不可能であった年齢、時代、コホートの 3 要素の影響を分離して評価する目的から、ベイズ定理に基づく Age-Period-Cohort 分析を用いて、山梨県の 1980 年から 2004 年までの出生動向について分析し、この間の出生動向がどのように年齢・時代・世代の影響を受けてきたのかを明らかにし、

山梨県の少子化対策にむけた施策を考えてゆく上での示唆を得ることを目的とした。さらにベイズ推計では、将来予測を可能とするため、2005年から2024年までの20年間を予測期間として山梨県の出生数の推計値を得ることを目的とした。

Ⅲ．資料と分析方法

出生数、婚姻数と人口：APC分析には、山梨県衛生統計年報より1980～2004年の25年間の母の5歳年齢階級別（15歳～19歳から40歳～44歳）の出生数および、同年齢階級別の出生順位別出生数と婚姻数を使用した。人口には1980年～2004年の都道府県別推計女子人口（総務省統計局）を使用した。出生数の将来推計は予測期間を2004～2024年の20年間として、都道府県別将来推計人口の山梨県値（社会保障・人口問題研究所2002年1月推計）を使用した。

APC分析：Age-Period-Cohort分析にはKnorr-Held and Rainer (2001)による階層ベイズ型コホート分析を用いた。本法は、年齢、時代およびコホートの各効果および総平均効果の各パラメータから構成されるモデルにゼロ和制約および各パラメータの変化を最小とする条件を付加して各効果のパラメータを推定することにより識別性に妥当性をもたせたものである。本法では、事象の発生時点(j)と年齢(i)における事象確率を π_{ij} とすると、そのロジット変換 $\eta_{ij} = \log \pi_{ij} / (1 - \pi_{ij})$ を各効果の線形和として表現したものとなり、下式で表される。

$$(式) \quad \eta_{ij} = \beta_0 + \beta_i A + \beta_j P + \beta_k C, \quad i=1, \dots, I; \quad j=1, \dots, J$$

ここで、 β_0 は総平均効果、 $\beta_i A$ は第*i*年齢の年齢効果、 $\beta_j P$ は第*j*時点の時代効果、 $\beta_k C$ は第*k*コホートのコホート効果である。

計算には、本法に対応したマルコフ連鎖モンテカルロ(MCMC)法による解析プログラムであるBAMP (Bayesian Age-period-cohort Modelling and Prediction)を使用した。BAMPの詳細とアルゴリズムはKnorr-Held and Rainer (2001)に詳述されている。本研究では、モデルの適合性について検討するため、年齢(A)、時代(P)、コホート(C)の3要因モデル(APC)の他、2要因モデル(AP, AC, PC)、1要因モデル(A, P, C)についてデビアンズ値を算出し、3要因モデル(APC)のデビアンズ値が最小もしくは最小のデビアンズ値との差がないことを確認して3要因モデル(APC)

モデル)を適用した。本研究で分析対象となったコホート(母の出生年コホート)は、1980年から2004年までの出生動向(実績)についての分析では、1936年～1940年生まれ(中央年が1938年生まれ)から1985年～1989年生まれ(中央年が1987年生まれ)までの各年生まれの計50コホートである(Table 1)。また、2005年から2024年までの将来推計の解析においては、将来推計人口が5年毎の推計値として公表されていることから、5年を期間とするコホートとして1936年～1944年生まれ(中央年が1940年生まれ)から、2001年～2009年生まれ(中央年が2005年)までの14のコホートが解析の対象となった(Table 2)。

出生に関するAPC分析では、総出生の動向を対象とした分析と第1子、第2子、第3子以上と分類した出生順位別出生の動向についても分析した。出生数の将来推計には、BAMPの予測モジュールを使用し、年齢階級別女子推計人口(中位数)をベースとした場合の年齢階級別出生数と総出生数を推計した。

Table 1 Standard cohort table for the APC-analysis of birth rate or marriage rate from 1980 to 2004 in Yamanashi prefecture

	1980	1985	1990	1995	2000	2004
15～19	26	31	36	41	46	50
20～24	21	26	31	36	41	45
25～29	16	21	26	31	36	40
30～34	11	16	21	26	31	35
35～39	6	11	16	21	26	30
40～44	1	6	11	16	21	25
cohort No	birth yr.(median yr)					
1	1936-1940(1938)					
10	1945-1949(1947)					
20	1955-1959(1957)					
30	1965-1969(1967)					
40	1975-1979(1977)					
50	1985-1989(1987)					

Table 2 Standard cohort table for the APC-analysis of birth rate from 1980 to 2024 in Yamanashi prefecture. After 2005 is set up for the prediction period.

	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-04	2005-09	2010-14	2015-19	2020-24
15~19	6	7	8	9	10	11	12	13	14
20~24	5	6	7	8	9	10	11	12	13
25~29	4	5	6	7	8	9	10	11	12
30~34	3	4	5	6	7	8	9	10	11
35~39	2	3	4	5	6	7	8	9	10
40~44	1	2	3	4	5	6	7	8	9
cohort No.	birth yr.								
1	1936-1944(1940)		6	1961-1969(1965)		11	1986-1994(1990)		
2	1941-1949(1945)		7	1966-1974(1970)		12	1991-1999(1995)		
3	1946-1954(1950)		8	1971-1979(1975)		13	1996-2004(2000)		
4	1951-1959(1955)		9	1976-1984(1980)		14	2001-2009(2005)		
5	1956-1964(1960)		10	1981-1989(1985)					

IV. 結果

1. 1980 年から 2004 年の出生動向に関する APC 分析の結果

1-1. 総出生を対象とした解析結果

1980 年から 2004 年の母の年齢階級別出生数および年齢別女子推計人口を基にした出生動向についての APC 分析の結果を Fig. 1 に示した。APC 分析の結果は、年齢、時代およびコホートの各々のパラメーター値を縦軸として、それぞれのパラメータの時間断面における増減する効果の大きさを表している。パラメータ値が＋方向へ変化している場合は、当該効果が出生率の増大に作用するトレンドにあり、逆に－方向へ変化している場合には、低減するトレンドにあることを意味している。さらに 3 効果の各々のレンジ幅（効果の最大と最小の差）の大小は 3 効果の相対的な大きさを表している。

Fig. 1 に示したように、この期間の出生動向は、年齢、時代、コホートの 3 効果の中では、年齢効果の影響を最も強く受けており、25～29 歳に年齢効果のピークを有し、次に 30～34 歳、20～24 歳、35～39 歳の順に大きく、15～19 歳と 40～44 歳での効果は小さかった。時代効果は、1980 年以降大きな変化が認められず、出生動向への影響は僅少であった。一方、コホート効果は、年齢効果に次いで出生動向への影響が大きく、コホート No. 39(生年の中央年が 1976 年生まれ)を低減トレンドの底として以降のコホートで上昇トレンドに転じており、とくに No. 44(1981 年生まれ)以降のコホートにおいて出生動向が増大方向へ強く世代影響

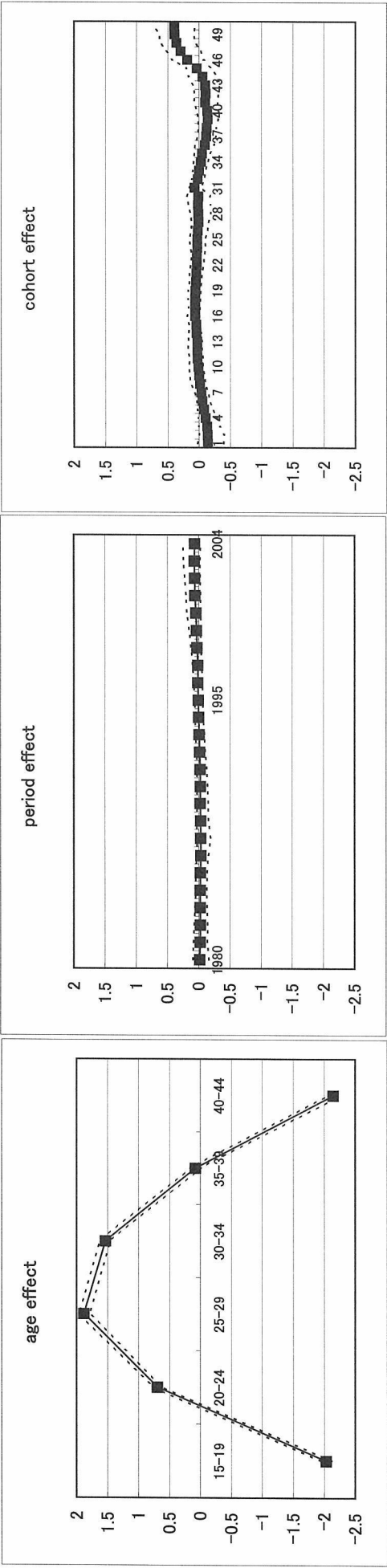


Fig. 1 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of total baby during 1985–2004 in Yamanashi. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals. Numbers in cohort effects indicate cohort number shown in cohort table.

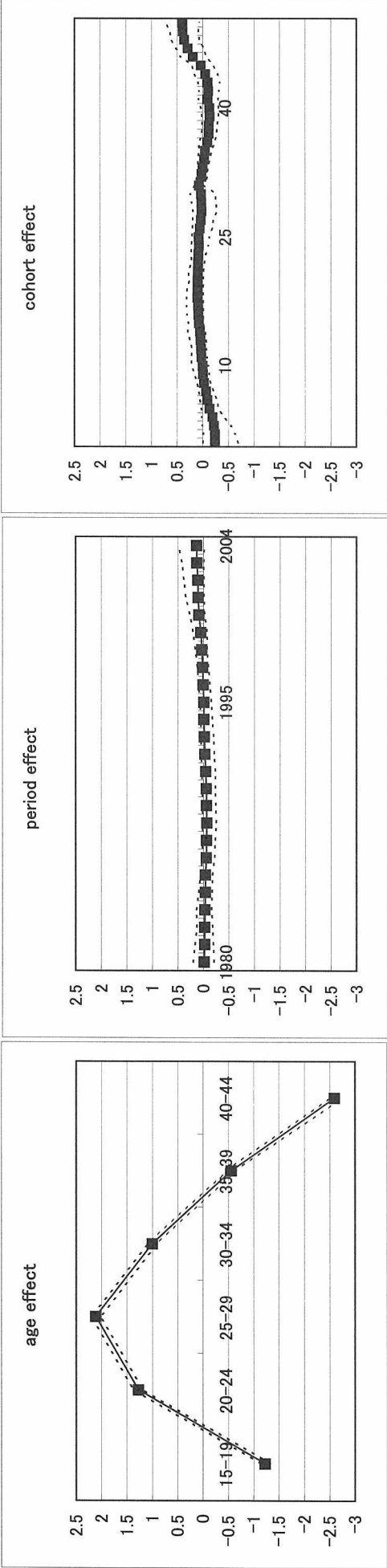


Fig. 2 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of first baby during 1985–2004 in Yamanashi. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals. Numbers in cohort effects indicate cohort number shown in cohort table.

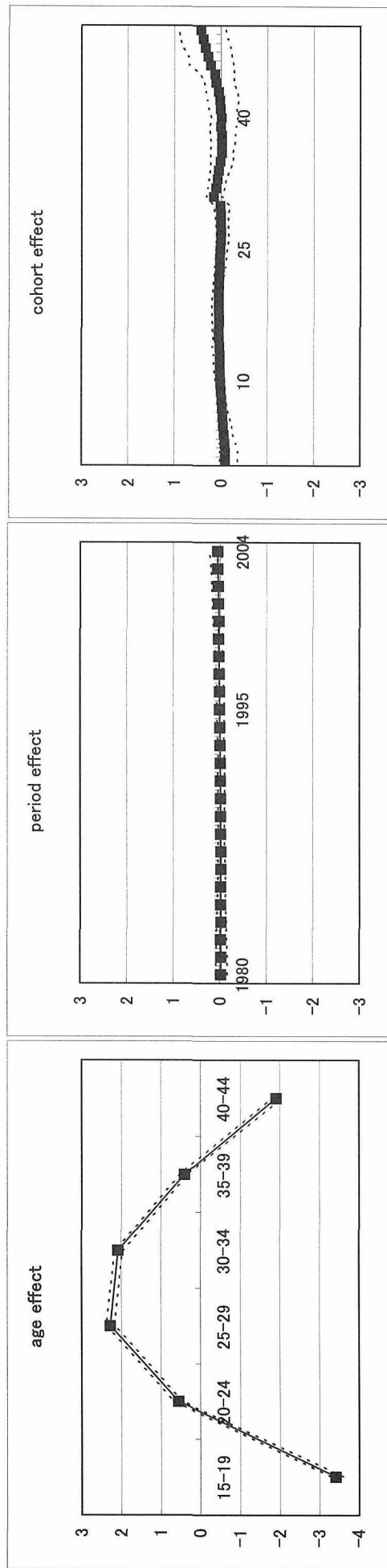


Fig. 3 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of second baby during 1985-2004 in Yamanashi. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals. Numbers in cohort effects indicate cohort number shown in cohort table.

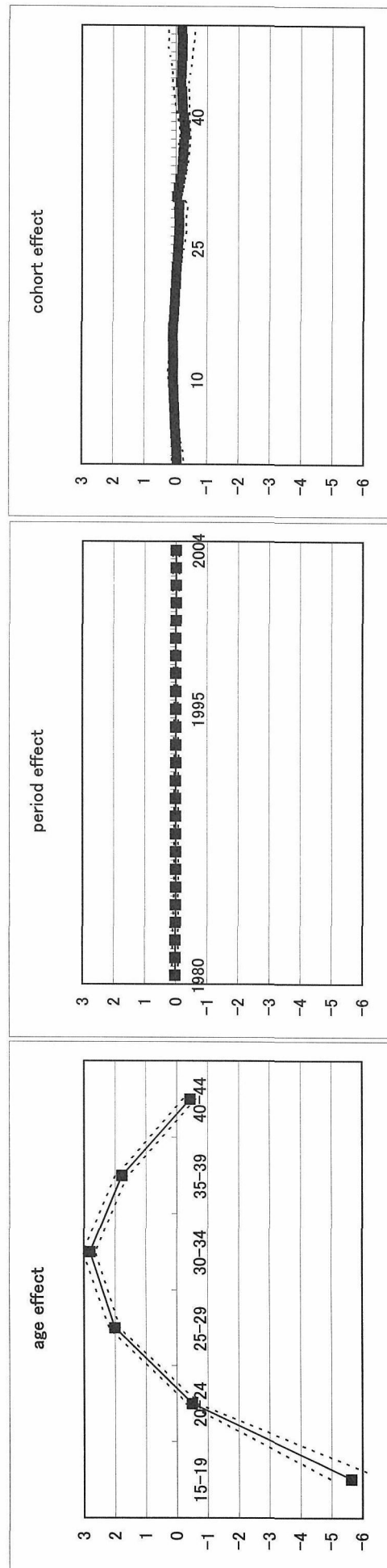


Fig. 4 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of more than third baby during 1985-2004 in Yamanashi. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals. Numbers in cohort effects indicate cohort number shown in cohort table.

を受けていることが示された。

1-2. 第1子出生動向を対象とした解析結果

第1子の出生動向を対象とした APC 分析の結果を Fig. 2 に示した。年齢効果は、25～29 歳で最も効果が大きく、次に 20～24 歳、30～34 歳と続き、15～19 歳と 35～39 歳以上ではその効果は小さかった。時代効果は総出生と同様に効果は僅少であった。コホート効果についてはコホート No. 40(1975 年生まれ)を低減トレンドの底として以降のコホートで上昇トレンドに転じており、とくに No. 44(1981 年生まれ)以降のコホートにおいて出生動向が増大方向へ強く世代影響を受けていることが示された。

1-3. 第2子出生動向を対象とした解析結果

第2子の出生動向を対象とした APC 分析の結果を Fig. 3 に示した。年齢効果は、25～29 歳と 30～34 歳で同程度に効果が大きく、ついで 20～24 歳と 35～39 歳での効果が同程度であったが、15～19 歳と 40～44 歳では効果は小さかった。時代効果は僅少であった。コホート効果については No. 38(1975 年生まれ)を変曲点として以降のコホートで増大トレンドを示していたが、その効果は総出生、第1子と比較すると小さかった。

1-3. 第3子以降出生動向を対象とした解析結果

第3子以降の出生動向を対象とした APC 分析の結果を Fig. 4 に示した。年齢効果は、30～34 歳で最も効果が大きく、ついで 25～29 歳と 30～34 歳で同程度の効果を示し、20～24 歳以下と 40～44 歳では効果は小さかった。時代効果は僅少であった。コホート効果については No. 38(1975 年生まれ)を底として低減トレンドが下げ止まっていたが、総出生や第1子・2子で認められた以降のコホートでの増大トレンドへの転換は明瞭ではなかった。

2. 出生動向の予測と出生数の推計

2005～2024 年の期間を予測期間として、ベイズ推計による出生動向の予測と出生数の推計を行った。Fig. 5 には 1980～2004 年までの山梨県における母の年齢階級別出生数(実績値)と予測期間の推計値を示した。これらの推計値は各年齢階級の 5 年間ごとの出生総数として推計されて

いる。この推計結果より、実測値で大きく出生数が減少してきた 25～29 歳では、2000～2004 年の実測値の 14394 人から 2005～2009 年以降 2010～2014 年まで増加傾向を示し、2010～2014 年の同年齢階級の出生数は 17790 人と推計され、これは 2000～2004 年の実測値の約 23.6%増加にあたる。しかしながら、2015～2019 年以降再び減少し、2020～2024 年の出生数は 15691 人と推計された。20～24 歳においても 2000～2004 年の実測値の 4828 人から 2005～2009 年には 6498 人と約 34.6%増の出生数増加が推計されたが、2010～2014 年以降は約 5400～5800 人で横ばいとなることが推測された。一方で 1980～1984 年以降、14000 人台で推移してきた 30～34 歳の出生数は、2005～2009 年以降 2010～2014 年まで減少するが、2015～2019 年にかけては一たん増加し、2020～2024 年には再び減少傾向となると推測された。また 35～39 歳においては 1980～1984 年以降緩やかに増加してきた出生数は、2005～2009 年には減少し、以降約 3200～4000 人で横ばいに推移することが推計された。

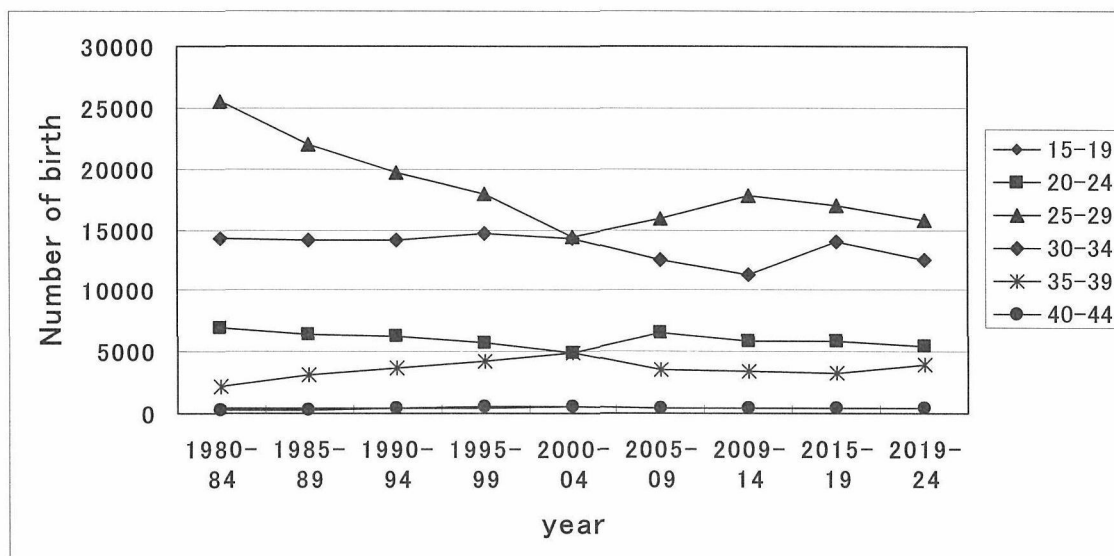


Figure 5 Birth rate during 1980-2024 in Yamanashi prefecture. Values after 2005 are estimated by the APC-projection analysis.

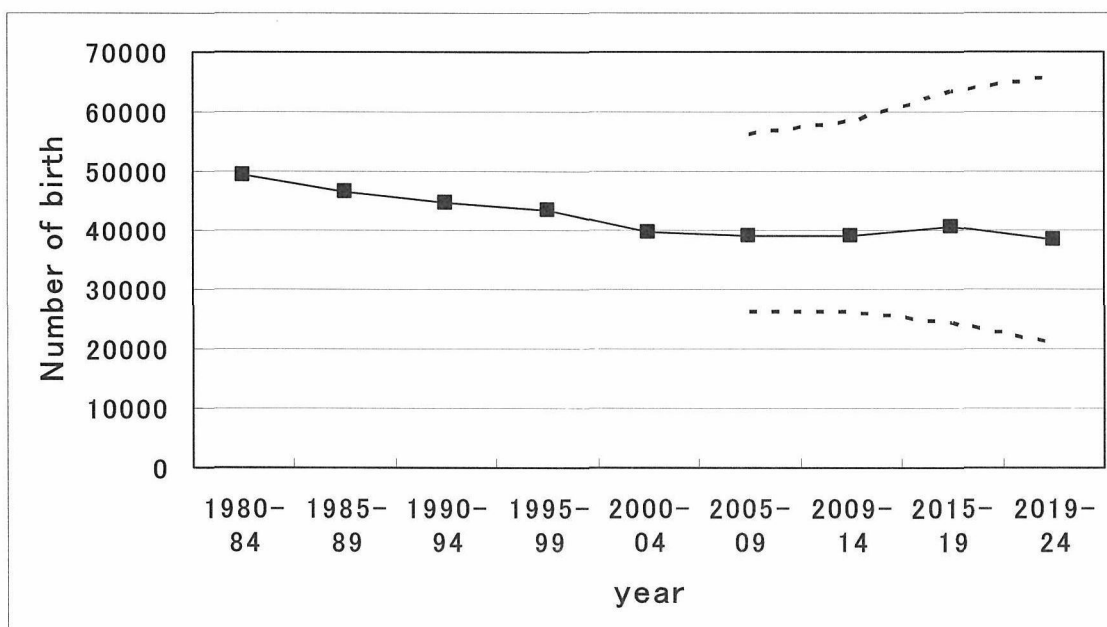


Figure 6 Change in total number of birth in 15-44 yr old in Yamanashi prefecture. Values after 2005 are estimated by the Bayesian APC-projection analysis. Broken lines indicate upper and lower limits of 95% credible interval.

山梨県の15～44歳の総出生数の推計値を実測値とともにFig.6に示した。これによると山梨県の15～44歳の出生総数は1980～1984年以降2000～2004年にかけて減少してきたが、2005～2009年以降2020～2024年にかけては、38363人～40715人（1年間あたりに換算すると7673人～8143人）で推移するものと予測された。また、予測期間を含めたAPC分析による世代効果は(Fig.7)、No.10(1981～89年生まれ)のコホートで最も高い世代効果を示して以降、この効果が横ばい状態で継続すると推測されたが、95%信頼区間でみるとこの横ばいの効果は、増大トレンドにも低減トレンドにも向かう可能性を示していた。

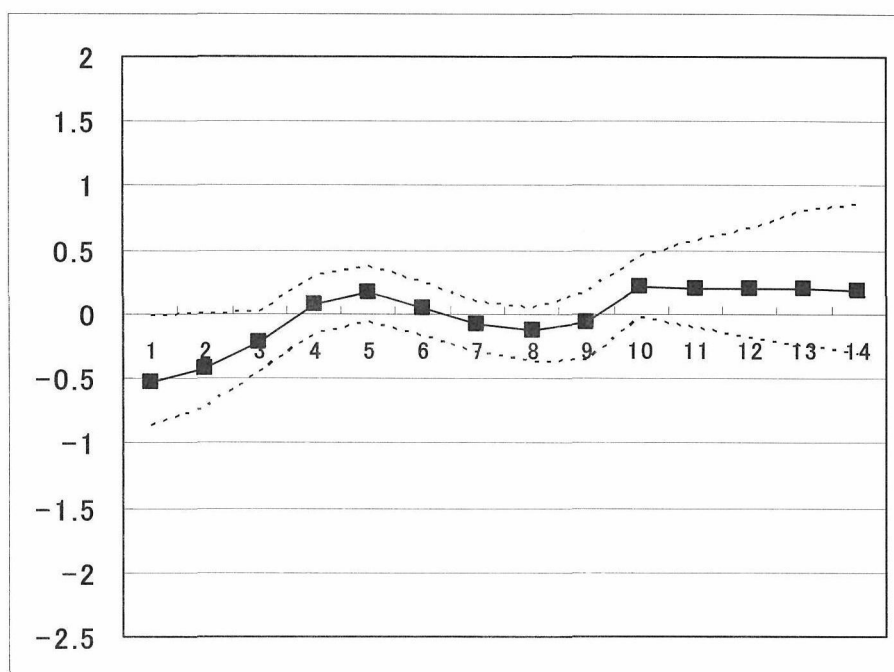


Figure 7 Estimated cohort effect on the birth rate during 1980-2024 in Yamanashi prefecture. Projected birth rates after 2005 are included for the Bayesian APC-projection analysis. Broken lines indicate upper and lower limits of 95% credible interval.

3. 1980 年から 2004 年の婚姻動向に関する APC 分析の結果

1980 年から 2004 年の年齢別婚姻数および年齢別女子推計人口を基にした出生動向についての APC 分析の結果を Fig. 8 に示した。婚姻についても出生動向と同様に年齢の影響を最も強く受けており、25～29 歳をピークとして、次いで 20～24 歳、30～34 歳の順で効果が強く、それ以外の年齢階級では、若齢側でも、高齢側においても婚姻に対する年齢効果は小さかった。時代効果は、1980 年から 2004 年においては婚姻動向への効果は僅少であった。一方、コホート効果は、No. 31（1968 年生まれ）以降に緩やかな低減から横ばいのトレンドを示してきたが、No. 40（1977 年生まれ）以降から上昇トレンドに転じ、婚姻に対するコホート効果が増大傾向に転じ、それが継続していることが明らかになった。

V. 考察

わが国の少子化の動向については、一人の女性が生涯に産む平均児数を表す「合計特殊出生率」の低下を基軸として、社会全体における出産力の低下の視点から論じられる場合が多い。女性の出産がライフステー

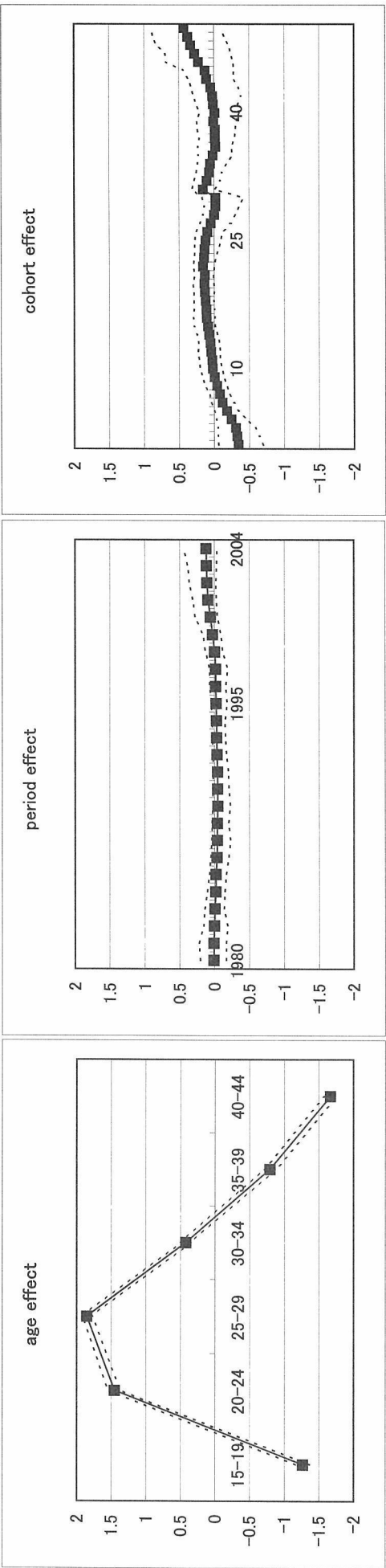


Fig. 8 Estimates of the age, period and cohort effect for the marriage rate of more than third baby during 1985–2004 in Yamanashi. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals. Numbers in cohort effects indicate cohort number shown in cohort table.

ジの比較的限られた時期に集中している点と女性の社会進出など時代背景との関連で理解されることが多いが、世代（母の出生コホート）の出産力の変化をとらえた評価は十分ではない。出生動向をある一定の期間に生まれた人の集団（出生コホート）として観察することで世代による変化を明らかにしようとする出生コホート分析は従来よりみられた。

例えば、厚生労働省大臣官房統計情報部編による出生に関する統計（厚生統計協会）では、昭和 7 年から昭和 45 年生まれの出生コホート別にみた累積出生率（49 歳までの出生数）が算出され、昭和 20 年生まれの女子の累積出生率は 2.10 と最高で、昭和 22 年生まれ女子が 1.81 と最低であることが示され、また、30 歳までの累積出生率では昭和 25 年以降は、ひのえうま（丙午）の影響による昭和 41 年の上昇を除いては一貫して減少していることなどコホートの特徴が明らかにされている。また、昭和 30, 35, 40, 45 年生まれの女子の出生状況の比較では、後年生まれのコホートほど出生率が低下し、かつ晩産化が進行してきたことが示されている。

こうした出生に対するコホート効果に関する分析は、コホートごとの年齢別出生率の重ね合わせた図から読み取ることのできるコホート間の差をコホート効果として捉えたものであり、いわゆる記述的・図示的手法によって得られたものである。一方、近年、社会事象の時系列データの解析に、年齢、時代そしてコホートの影響を数学モデルを利用して分離して、各要因の固有の効果を評価しようとする試みがみられるようになった。コホート表のデータから変化の構造を解き明かすための手法として時代影響、年齢影響、そして世代影響を識別することが重要であるが、これらの要因（変数）は相互に一次従属の関係にあることから、その識別は現実には困難であり、Age-Period-Cohort モデルの「識別問題」としてその解決が求められていた。この識別問題の解決に中村らはパラメータの漸進的変化を条件とし、また赤池の情報量基準(AIC)の最小化による最適モデルの選択によるベイズ型コホートモデルを考案した。本研究で使用したモデル(BAMP)も各パラメータの漸進的変化を条件として、デビアンズ値を最小とする最適モデルの選択によって各要因の効果を分離し、分離された各効果の線形部分を解釈から除外することで識別問題をクリアする立場をとることとした。

我々は先行研究において、全国の 1980～2003 年の出生動向についてベイズ型 Age-period-cohort 分析を行い、年齢・時代・世代の出生動向に与える影響を数学的に分離して、それぞれの要因がどのように影響し

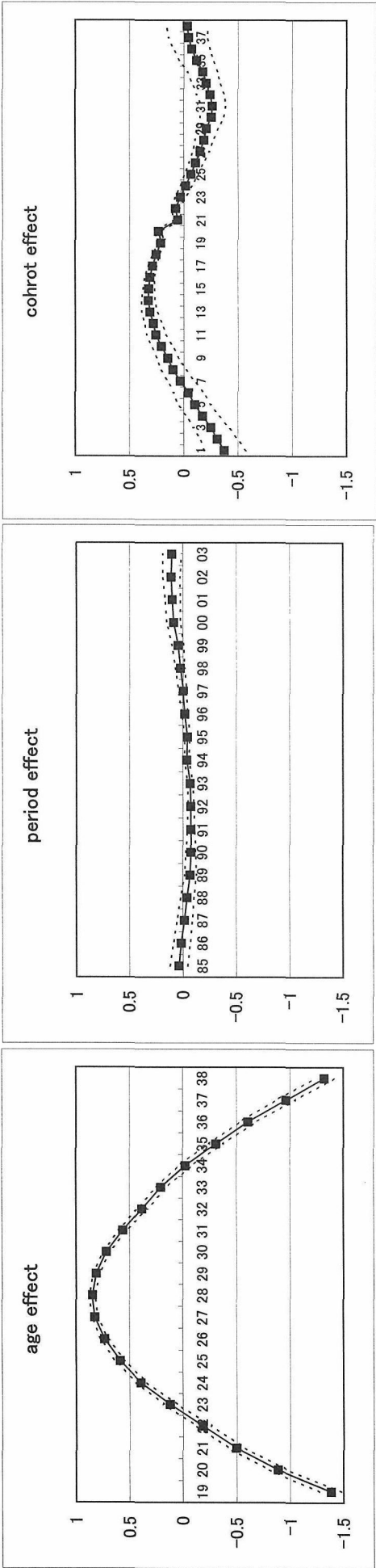


Fig. 9 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of total baby during 1985-2003 in Japan. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals.

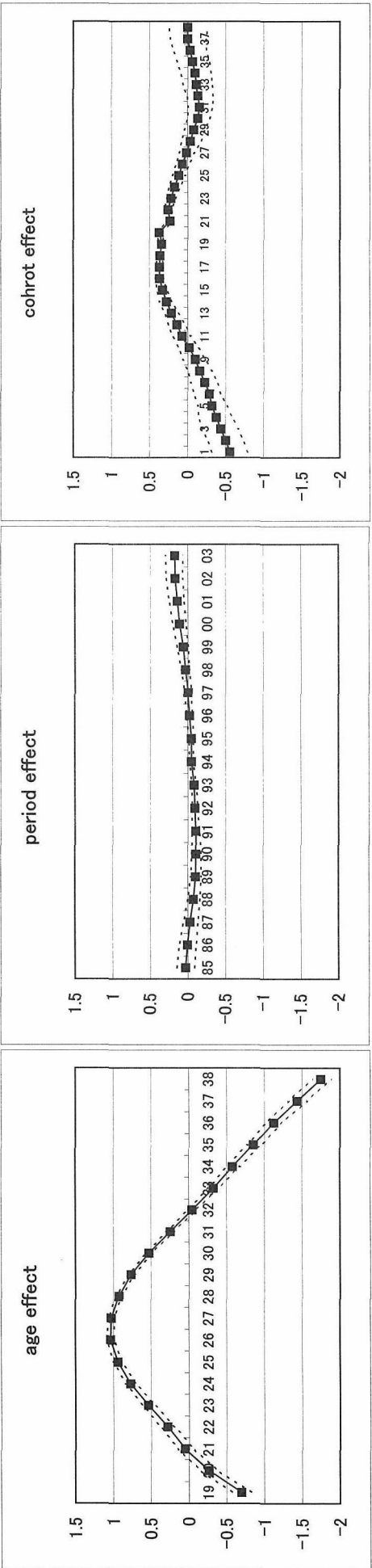


Fig. 10 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of first baby during 1985-2003 in Japan. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals.

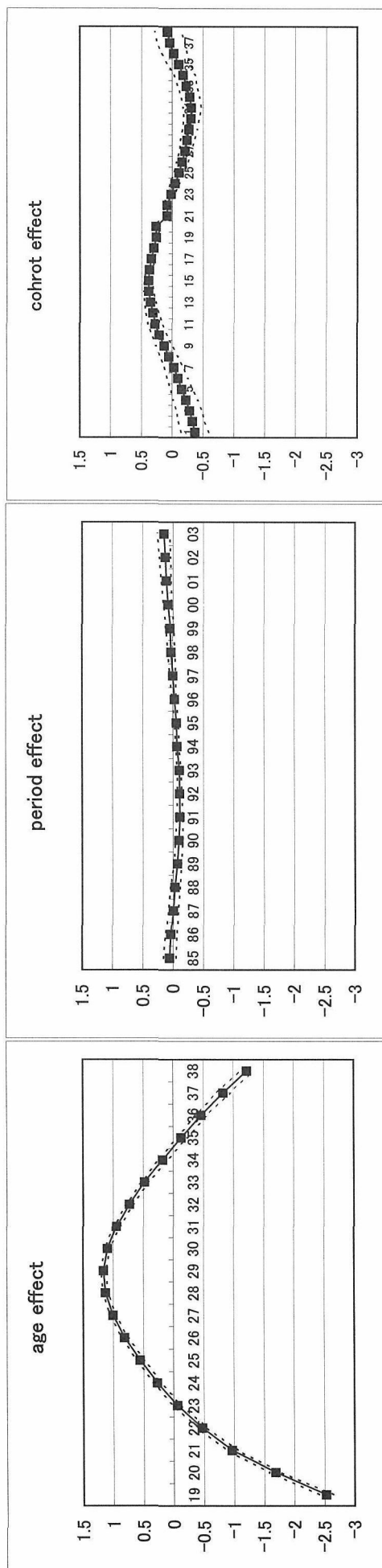


Fig. 11 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of second baby during 1985–2003 in Japan. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals.

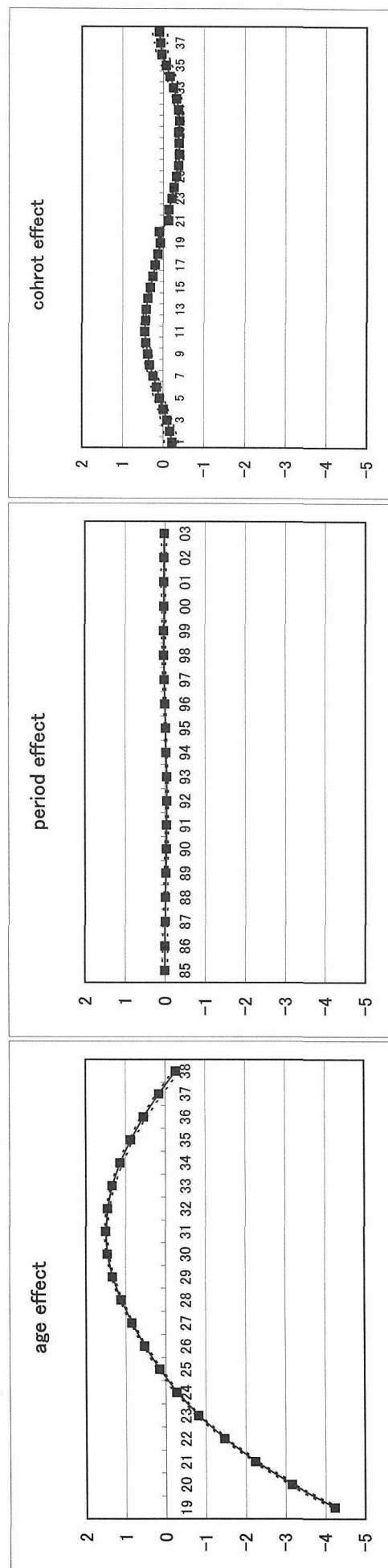


Fig. 12 Estimates of the age, period and cohort effect for the birth rate of third baby during 1985–2003 in Japan. Solid lines with black squares represents estimates of age, period or cohort effect. Broken lines indicates upper or lower limits of 95% credible intervals.

ているかを明らかにした（日本公衆衛生学雑誌 53(10), 279, 2006）。その結果、①わが国のこの観察期間の出生動向は強く年齢の影響を受けており、3 影響の中では最も影響が大きいこと、②時代による影響をほとんど受けていないこと、および③世代効果については、年齢効果に次いで出生動向への影響が大きく、特徴ある世代の影響として、1960 年生まれ以降のコホートから低減トレンドにあったものが、1977 年生まれのコホートを変曲点として、以降のコホートでは出生動向に対して世代効果が増大トレンドに転換していることを明らかにした（Fig. 9～12）。

この研究結果が示す最も重要な点は、2007 年に 30 歳に到達する 1977 年生まれを境として、この世代より若齢側の世代では出生動向に対する効果が増大トレンドに転じている事実である。また、我が国の出生動向に関する将来推計結果からは、世代効果の上昇トレンドが 1983 年生まれまでしか継続せず、それ以降のコホートでは、平均値で見る限りはほぼ横ばいの状態で推移することが示されている。以上の結果は、少子化対策のターゲットを「世代」としてとらえた場合、1977 年生まれから 1983 年生まれが年齢効果のピーク（28 歳）を迎える 2005 年（平成 17 年）から 2011 年（平成 23 年）前後が対策の正念場であると考えられ、この間の世代効果の上昇トレンドを継続・維持できるような世代別の少子化対策が有効であることが示唆された。

本研究は、この全国の解析結果に照らし、山梨県の出生動向における世代効果を解明して少子化対策の施策立案に資する基礎的資料を得ることを目的として企画された。山梨県の少子化の現状については、1980～2005 年までの出生動向についてみると、合計特殊出生率は 1980 年の 1.76 から 2005 年の 1.38 に低下しており、全国水準と比較してやや上回って推移してきたものの一貫した少子化の進行が伺える（Fig. 13）。また出生順位別出生率の変化からは、20 歳台における第 1 子、第 2 子の出生率は低下が顕著であり、一方で 30 歳代での第 1 子、第 2 子と 10 歳台での出生率の増大が認められている（Fig. 14）。こうした母の年齢別出生動向には婚姻の動向が大きく影響しており、妻の平均初婚年齢が 1980 年の 25.0 歳から 2005 年の 28.0 歳へと上昇しており、少子化と密接に関連していることが考える。

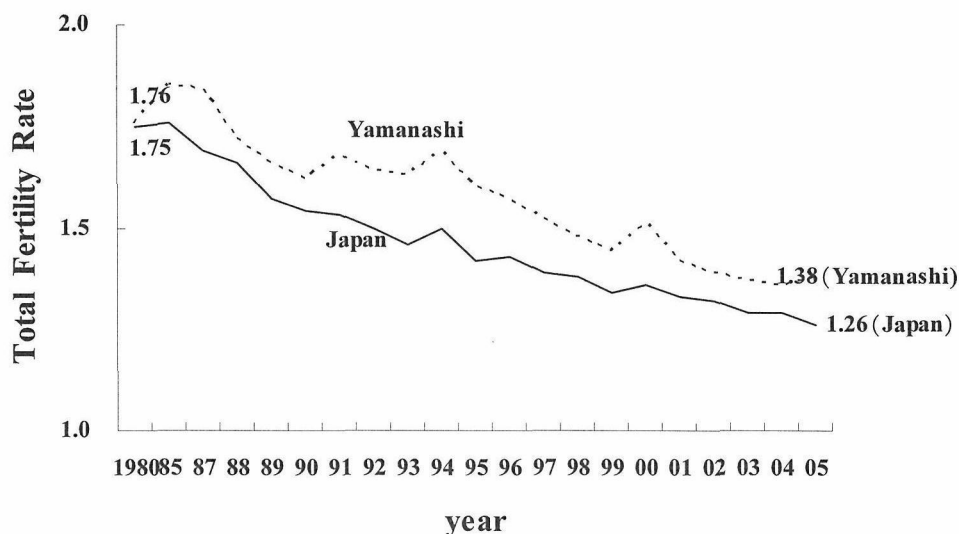


Figure 13 Changes in total fertility rate (TFR) in Yamanashi prefecture and Japan during 1980-2005.

本研究では山梨県の出生動向について年齢、時代、コホートの3効果に分離して母の出産力を評価した。その結果、年齢効果が最も強く、25～29歳に出産力のピークを有し、次に30～34歳、20～24歳、35～39歳の順に大きく、15～19歳と40～44歳での効果は小さいことが示された。時代効果については、1980年以降、出生動向への影響は僅少であった。一方、コホート効果は、年齢効果に次いで出生動向への影響が大きく、1974～1978年生まれ（中央年が1976年生まれ）が出産力の低減トレンドの底となり、以降のコホートでは出産力が上昇トレンドに転じていること、とりわけ1979～1983年生まれ（中央年が1981年生まれ）以降のコホートにおいて出産力が増大方向へ転じていることが示された。

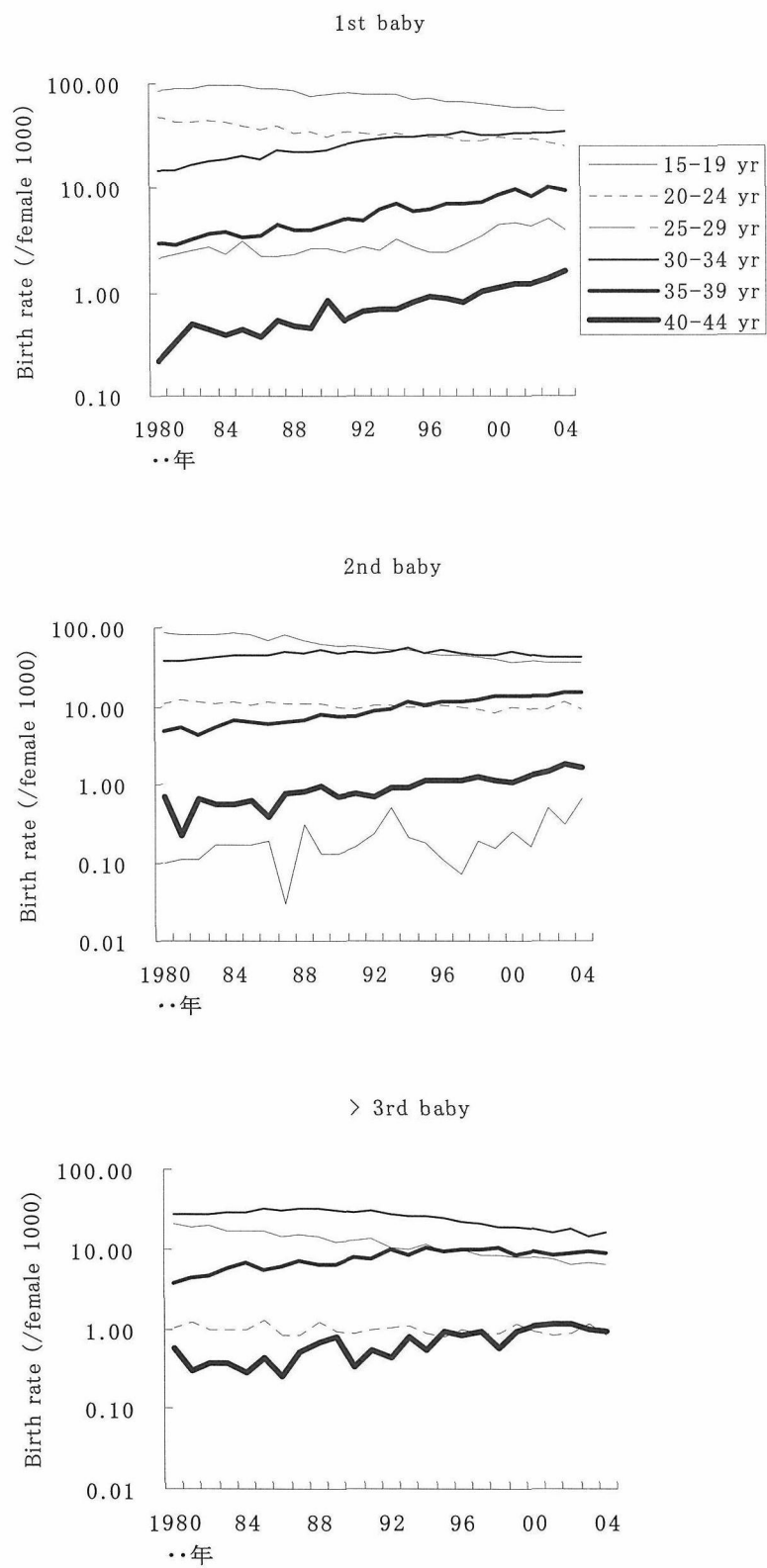


Figure 14 Changes in birth rates by age of mother and birth order in Yamanashi prefecture during 1980-2005.

婚外出生の割合が低率である我が国においては、婚姻動向が出生動向に与える影響は大きく、本研究においても山梨県の出生動向と併せて、同時期の婚姻動向についても Age-period-cohort 分析を行い、婚姻動向の世代影響と出生動向の世代影響の関連についても検討を加えた。その結果、1980 年から 2004 年の婚姻動向に対する年齢、時代、コホートの各影響のうち、出生動向と同様に年齢影響が 3 要因の中では最も強く婚姻の動向に影響しており、そのピークは 25～29 歳であった。時代効果は僅少であったが、コホート効果は、No. 31 (1968 年生まれ) 以降の低減・横ばいトレンドから、No. 40 (1977 年生まれ) を変曲点として上昇トレンドに転じており、このコホート効果は出生動向のコホート効果のパターンとほぼ一致していることが明らかとなった。婚姻動向と出生動向のコホート効果がほぼ重なり合うことは、出生動向のトレンドに影響する要因として婚姻動向が強く関与していることが示唆された。

山梨県の出生数について将来推計を行った。15～44 歳の出生総数は 1980～1984 年以降 2000～2004 年にかけて減少してきたが、2005～2009 年以降 2020～2024 年にかけては、年間あたり 7673 人～8143 人で推移するものと予測され、これまでの出生数の減少傾向には歯止めが掛かるものの、横這いで推移すると推計された。また将来推計における年齢、時代、コホート効果の予測結果 (Fig. 7) は、基本的には、実績値を対象とした APC 分析の結果 (Fig. 1) と類似しており、年齢、時代、コホートの 3 要因の中では、年齢影響が最も大きく、時代影響は僅少であり、加えて特徴的なコホート影響が観察された。すなわち、総出生における年齢効果は 25～29 歳にピークがあり、次に 30～34 歳で高く、この結果は実績値の APC 分析の結果とほぼ同じであった。従って、今後 20 年間の予測期間においても年齢効果のピークに大きな変化が認められないことから、総出生で見ると、晩産化には歯止めがかかった状態で推移することが予測された (ただし、この分析結果は実績値を含めた全てのコホートを対象とした解析であるため、予測期間に出産するコホートに焦点をあてた解析により、年齢効果は高齢側へスライドする可能性は否定できない)。またコホート効果については、1981～89 年生まれ (中央年 1985 年) のコホートで出産力が最も高くなることが予測できたが、以降のコホートでは横ばい状態で推移することが示された。従って 1980 年代生まれまでのコホート効果の増大トレンドをそれ以降のコホートに継承できるか否かが山梨県の将来の出生動向を左右する可能性が示唆

された。

VI まとめ：少子化対策にむけて

山梨県の出生動向における世代影響を明らかにした。その結果、世代影響は、年齢影響に次いで出生動向への影響が大きく、1974～1978 年生まれ（中央年が 1976 年生まれ）以降のコホートでは出産力が上昇トレンドに転じており、とくに 1979～1983 年生まれ（中央年が 1981 年生まれ）以降での出産力が増大方向へ転じていることが明らかにされた。しかしながら将来推計の結果は、この出産力の増大トレンドは 1981～89 年生まれ（中央年 1985 年生まれ）までしか継続せず、1986～94 年生まれ（中央年 1990 年生まれ）以降のコホートでの出産力に対する世代効果は、平均値で見るとこの横ばいの状態が続くことが示唆された。95%信頼区間でみるとこの横ばいの効果は、増大トレンドにも低減トレンドにも向かう可能性があることを示しており、このことより、山梨県の世代視点から見た少子化対策の山場は、1976 年生まれ（中央年）から 1985 年生まれ（中央年）が年齢効果のピーク（25～29 歳）を迎えた（迎える）2001 年（平成 13 年）から 2014 年（平成 26 年）までにあるといえ、この間の世代効果による出産力の増大トレンドをそれ以降の世代に継承できるかどうかにかかっているといえる。

一方で、山梨県の出生数の推計値（2005～2009 年以降 2020～2024 年にかけては、年間 7673 人～8143 人）は、母となる年齢層の将来推計女子人口の減少が見込まれるために、出生数の大きな改善は見込めないことが示された。従って、出産動向全体を捉えて、若年層を中心とした第 1 子、第 2 子の出産世代に対する対策と同時に、第 2 子、第 3 子の年齢効果のピークである 30～34 歳にあたる世代を対象として、第 2 子以降の出産をしやすくするような環境づくり（子育て支援の充実や職場への復帰を促せる就労条件等の改善など）を進めたり、経済面、精神面においても出産後の子育てがしやすい社会環境の一層の整備を行うことが重要であると考えられる。こうした出産動向の世代影響に着目した特化した対策の充実は、ひき続く世代の婚姻、出生動向にも世代効果を増大させる方向での影響を与えることが期待されると考える。

本研究では出生動向の背景要因については婚姻動向を除いて解析を行っておらず、山梨県の出生動向を規定する要因について現時点において論ずることはできない。しかしながら、一般的に婚内での出生割合が高い我が国においては、婚姻動向がそのまま出生動向の規定要因として

大きく影響している可能性は高く、我々の先行研究の結果もそのことを示唆している。山梨県の場合も、1980年から2004年の婚姻動向に及ぼす年齢、時代および世代効果は出生動向の分析結果とそのパターンが酷似しており、婚姻についても1977年生まれ（中央年）以降に上昇トレンドに転じていることから、出生動向の上昇トレンドが婚姻動向の世代影響と深く関連していることが推察された。

今後の課題として、出生順位別の出生動向についての将来推計や、少産・少子化と関連すると考えられている女性の高学歴化、社会進出等に関わる諸指標の世代効果との関連性などについて解析する課題が残されている。

本研究は、平成18年度山梨県立大学地域研究交流センターの共同研究費を受けて実施された。本研究の成果は、第77回日本衛生学会総会（大阪）において発表した。

謝辞

研究の実施にあたり、膨大なるデータの入力・確認作業に多大な協力をいただいた阿久沢沙綾子さんと小田切暁子さんに謝意を表します。

参考文献

- (1) Clayton D, Schifflers, E.: Models for temporal variation in cancer rates II. Age-period-cohort models, *Stat in Med* 6, 469-481 1987.
- (2) Granizo JJ, Guallar E, Rodriguez-Artalejo F: Age-period-cohort analysis of suicide mortality rates in Spain, 1959-1991. *Int J Epidemiol.* 25, 814-820 1996.
- (3) Knorr-Held L, Rainer E: Projections of lung cancer mortality in West Germany: a case study in Bayesian prediction, *Biostatistics.* 2, 109-129 2001.
- (4) Brennan P, Bray I: Recent trends and future directions for lung cancer mortality in Europe, *Br J Cancer* 87, 43-48 2002.
- (5) Bashir SA, Esteve J: Projecting cancer incidence and mortality using Bayesian age-period-cohort models, *J Epidemiol Biostat.* 6, 287-296 2001.
- (6) 人口動態統計 厚生省（厚生労働省）、大臣官房統計情報部編、昭和60年～平成15年 財団法人厚生統計協会
- (7) 総務省統計局 わが国の推計人口（昭和60年～平成15年）
- (8) 将来推計人口（男女年齢各歳別の推計人口（中位推計）：社会保障・人口問題研究所, 2002年1月推計）
- (9) Knorr-Held L, Rainer E: Projections of lung cancer mortality in West Germany: a case study in Bayesian prediction, *Biostatistics.* 2, 109-129 2001.
- (10) Schmid V, Knorr-Held L: BAMP; Bayesian age-period-cohort modeling and prediction (ver.1.2.3). 2001.

「付録」

以下に本研究において使用したAPC分析プログラム：BAMPの概要と解析のためのイニシャルファイルの設定および出力ファイルの概要とについて付記した。

1. BAMPの概要 (Volker Schmid & Leonhard Knorr-Held 2001より)

BAMP is a software package to analyze incidence or mortality data on the Lexis diagram, using a Bayesian version of an age-period-cohort model. Such models have been described in Berzuini and Clayton (1994), Besag et al. (1995) and Knorr-Held and Rainer (2001). For each pixel in the Lexis diagram (that is for a specific age group and specific period) data must be available on the number of persons under risk (population number) and the number of disease cases (typically cancer incidence or mortality). A hierarchical model is assumed with a binomial model in the 1st-stage:

$$y_{jt} \sim \mathbf{B}(n_{jt}, \pi_{jt})$$
$$\log \left(\frac{\pi_{jt}}{1 - \pi_{jt}} \right) = \xi_{jt} = \mu + \theta_j + \phi_t + \psi_k + Z_{jt}$$

with y_{jt} disease cases, n_{jt} number of cases under risk; age groups $j = 1; \dots; J$, periods $t = 1; \dots; T$.

Random walks of first and second order (RW1 or RW2) are available as smoothing priors for the age, period and cohort parameters. BAMP allows you to reduce the model if appropriate, for example to drop the cohort effect and to analyze an age-period model. Additional unstructured variability is incorporated in the model through additional random effects" for each pixel in the Lexis diagram. Note that there is a nonidentifiability in the likelihood of the APC-model, see Clayton and Schifers (1987). This causes some problems in visualizing and interpreting age, period, and cohort effects. BAMP has several features which are described more detailed in Knorr-Held and Rainer (2001)

2. Initial ファイルの構成および本研究における設定

cases file	Path and name of file with number of disease cases C:\input¥excanc.dat (C:\BAMP¥input¥----)
population file	Path and name of file with population numbers C:\input¥expop.dat (C:\BAMP¥input¥----)
output folder	Path of folder for output files output folder C:\output¥ (C:\BAMP¥output)
temp folder	Path of folder for temporarily files and samples :C:\¥temp¥ (C:\temp)
output file	File for general output; 0 = console
dataorder	1 if data for one period is in a row, 0 if in a column
number of age groups	Number of age groups
number of periods	Number of periods
periods per age group	Number of periods in one age group
predictions	0 = no predictions 1 = predictions 2 = predictions for existing data 3 = predictions for given population data
number of predictions	Number of periods to be predicted
number of iterations	Number of iterations (including burn in)
burn in	Number of iterations for burn in (including tuning)
step	Thinning parameter for MCMC simulation
tuning	Number of iterations for tuning
samples	1 if you wish to get all samples, 0 else
deviance	0 = don't compute deviance 1 = compute deviance 2 = compute deviance also for predicted periods (only if predictions = 2)
age block	0 = don't compute age effect, 1 = use RW 1, 2 = use RW 2
age hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision

age hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision
period block	0 = don't compute period effect, 1 = use RW 1, 2 = use RW 2
period hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision
period hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision
cohort block	0 = don't compute cohort effect, 1 = use RW 1, 2 = use RW 2
cohort hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision
cohort hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision
z hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision of overdispersion parameter
z hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision of overdispersion parameter
quantile 1 to 5	Quantile of output data; -1 no output
period covariate	
period start	for using covariates
cohort covariate	
cohort start	

上記の ini.ファイルにおいて、本研究では、case.file に 1980～2004 年の 15～19 歳から 40～44 歳の年齢階級別出生数を、population.file には出生数に該当する年次・年齢の推計女子人口を使用。予測モデルでは、population.file に 2005～2009 年から 2020～2024 年の将来推計女子人口を追加した。

no. of age group には、6 を設定、no. of period は観察期間数の 5、予測モデルでは予測期間を加えた 9 を設定した。

periods per age group には、コホート表におけるマトリックスの年齢・時代が 1:1 対応であることから 1 に設定した。

prediction には、実測値の分析には予測を入れない 0 を設定し、予測モデルにおいては、将来推計人口を既定値として出生数を推計するために 3 を設定した。

number of prediction には、予測モデルにおいて、予測期間に相当する 4 を設定した。

deviance はモデルの適合性を確認するために、APC,AP,AC,PC,A,P,C の各モデルにおいて 1 を設定して算出し、得られたデビアンズ値が最小、もしくは 3 要因モデル(APC)と大きな差異がないことを確認した。

APC3 要因モデルの場合、age block、period block および cohort block は 1 に設定した。その他超変数などはデフォルトのままとした。

quantile の設定は $1=0.025$, $3=0.5$, $5=0.975$ に設定し、メディアンに対する 95%信頼区間を算出した。

3. output ファイルの構成

本研究では、theta.dat (年齢効果)、phi.dat (時代効果)、psi.dat (コホート効果) より各パラメータのメディアンと 95%信頼区間を得た。さらにはモデル適合性の判断では devianz.dat を、予測モデルのデビアンズ確認では devianz_prog.dat を算出した。さらに予測モデルにおける出生数の算出は、y_pred.dat を算出した。

BAMP

Bayesian Age-Period-Cohort Modelling and Prediction

Volker Schmid

Leonhard Knorr-Held

Department of Statistics
Ludwig-Maximilians-University Munich
Ludwigstr. 33, D-80539 Munich
Germany

Department of Mathematics and Statistics
Fylde College, Lancaster University
Lancaster, LA1 4YF
England, UK

volker@stat.uni-muenchen.de

l.knorr-held@lancaster.ac.uk

Ver. 1.2.3 - 8/28/2001

BAMP is available at

<http://www.stat.uni-muenchen.de/~schmidt/bamp>

Contents

1	License agreement	2
2	General informations	3
3	Starting BAMP	4
4	Input files	5
4.1	.ini file	5
4.2	data files	6
5	Output files	7
6	Deviance and Prediction	8
7	S-Plus- / R- Code for graphical output	9
8	References	10

1 License agreement

The authors of this software grant to any individual or non-commercial organization the right to use and to make an unlimited number of copies of this software. Usage by commercial entities requires a license from the authors. You may not decompile, disassemble, reverse engineer, or modify the software. This includes, but is not limited to modifying/changing any icons, menues, or displays associated with the software. This software cannot be sold without written authorization from the authors. This restriction is not intended to apply for connect time charges, or flat rate connection/download fees for electronic bulletin board services. The authors of this program accept no responsibility for damages resulting from the use of this software and make no warranty on representation, either express or implied, including but not limited to, any implied warranty of merchantability or fitness for a particular purpose. This software is provided as is, and you, its user, assume all risks when using it.

2 General informations

BAMP is a software package to analyze incidence or mortality data on the Lexis diagram, using a Bayesian version of an age-period-cohort model. Such models have been described in Berzuini and Clayton (1994), Besag et al. (1995) and Knorr-Held and Rainer (2001). For each pixel in the Lexis diagram (that is for a specific age group and specific period) data must be available on the number of persons under risk (population number) and the number of disease cases (typically cancer incidence or mortality). A hierarchical model is assumed with a binomial model in the first-stage:

$$y_{jt} \sim B(n_{jt}, \pi_{jt})$$

$$\log \left(\frac{\pi_{jt}}{1 - \pi_{jt}} \right) = \xi_{jt} = \mu + \theta_j + \phi_t + \psi_k + z_{jt}$$

with y_{jt} disease cases, n_{jt} number of cases under risk; agegroups $j = 1, \dots, J$, periods $t = 1, \dots, T$.

Random walks of first and second order (RW1 or RW2) are available as smoothing priors for the age, period and cohort parameters. BAMP allows you to reduce the model if appropriate, for example to drop the cohort effect and to analyze an age-period model. Additional unstructured variability is incorporated in the model through additional “random effects” for each pixel in the Lexis diagram. Note that there is a nonidentifiability in the likelihood of the APC-model, see Clayton and Schifflers (1987). This causes some problems in visualizing and interpreting age, period, and cohort effects.

BAMP has several features which are described more detailed in Knorr-Held and Rainer (2001):

- The input data do not have to be on the same grid, for example period can be in one year intervals and age group in five year intervals.
- BAMP allows for prediction of the future number of cases

- BAMP allows for a retrospective prediction for model checking purposes

There are some graphical routines available in order to

- plot estimated age, period and cohort effects (only for RW1 model)
- compare observed and fitted rates predict rates
- graphically assess the "significance" of the unstructured parameters. This helps to identify unstructured variation in the data, which cannot be described by the age, period and cohort parameters alone.

BAMP also allows to introduce covariates in the model in order to get a better model fit and better predictions. This feature is currently in progress and will not yet be further mentioned in this manual.

3 Starting BAMP

After you have downloaded and unzipped BAMP, edit the *bamp.ini* file or write your own ini-file (see section 4.1). Start the program by typing

```
bamp ini-file
```

or, if you use *bamp.ini*, just type

```
bamp
```

on the command line.

On window-based OS you can also start BAMP with a double click on the BAMP icon. BAMP then will use the *bamp.ini* file.

4 Input files

4.1 .ini file

All parameters and input files are specified in an .ini file, by default called `bamp.ini`, which contains the following information:

cases file	Path and name of file with number of disease cases
population file	Path and name of file with population numbers
output folder	Path of folder for output files
temp folder	Path of folder for temporarily files and samples
output file	File for general output; 0 = console
dataorder	1 if data for one period is in a row, 0 if in a column (see 4.2)
number of age groups	Number of age groups
number of periods	Number of periods
periods per age group	Number of periods in one age group
predictions	0 = no predictions 1 = predictions 2 = predictions for existing data 3 = predictions for given population data
number of predictions	Number of periods to be predicted
number of iterations	Number of iterations (including burn in)
burn in	Number of iterations for burn in (including tuning)
step	Thinning parameter for MCMC simulation
tuning	Number of iterations for tuning
samples	1 if you wish to get all samples, 0 else

deviance	0 = don't compute deviance 1 = compute deviance 2 = compute deviance also for predicted periods (only if predictions = 2)
age block	0 = don't compute age effect, 1 = use RW 1, 2 = use RW 2
age hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision
age hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision
period block	0 = don't compute period effect, 1 = use RW 1, 2 = use RW 2
period hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision
period hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision
cohort block	0 = don't compute cohort effect, 1 = use RW 1, 2 = use RW 2
cohort hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision
cohort hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision
z hyperpar. a	hyperparameter a for prior of precision of overdispersion parameter
z hyperpar. b	hyperparameter b for prior of precision of overdispersion parameter
quantile 1 to 5	Quantile of output data; -1 no output
period covariate period start cohort covariate cohort start	for using covariates

The .ini file needs at least 33 lines (37 lines if you use covariates). If there are more lines, these will be ignored. The two columns have to be separated by

:

.

4.2 data files

To run the program, two data files are needed, the *cases* file contains the number of disease cases, the *population* file the number of persons under risk. Both files must be in the form of a matrix with T rows and J columns. If you set *dataorder* = 1, the data files will be

transposed (i.e. the files are matrices with J rows and T columns).

If you want to predict rates for existing data ($predictions = 2$) for S periods both files must have $T + S$ rows ($T + S$ columns for $dataorder = 1$). For given population data ($predictions = 3$), the *population file* must have $T + S$ rows ($T + S$ columns for $dataorder = 1$). In all cases, if there are more rows, these will be ignored.

5 Output files

The MCMC algorithm produces samples from the posterior distribution of all unknown parameters. These samples are written to the *temp folder*. After finishing the MCMC run, the program calculates quantiles of the samples from the posterior distribution. These quantiles will be written in the *output folder*. The parameters *quantile 1* to *quantile 5* specify the quantiles, which will be calculated. If you want less than five quantiles, set some parameters to -1 .

The output consists of the following files:

- theta.dat: Quantiles of the age effects; each quantile is a row
- phi.dat: Quantiles of the period effects; each quantile is a row
- psi.dat: Quantiles of the cohort effects; each quantile is a row
- hyper.dat: Quantiles of the precision parameters of age, period and cohort effects followed by the precision of the unstructured “random effects”; (finally c_ϕ and c_ψ when using covariates)
- theta2.dat, phi2.dat, psi2.dat: Quantiles of second differences of the age, period, cohort effects
- z.dat: Quantiles of overdispersion parameters, each block is one quantile of T rows with J columns
- my.dat: Quantiles of the intercept parameter μ

- devianz.dat (if *deviance* > 0): Quantiles of the deviance for the model
- devianz_prog.dat (if *prognosis*=2 and *deviance*=2): Quantiles for the deviance for the predicted periods (each row one period)
- pr.dat: Quantiles of predicted probabilities
- y_pred.dat (if *prognosis*=2,3, see section 6): Quantiles of predicted cases per age groups
- ysum_pred.dat (if *prognosis*=2,3, see section 6): Quantiles of sum of predicted cases
- (beta_phi.dat and beta_psi.dat: when using covariates)

6 Deviance and Prediction

In order to evaluate the model fit, the software routinely calculates the posterior deviance. The deviance is defined as:

$$D = 2 \cdot \sum_{j,t} [l(\hat{y}_{jt}) - l(y_{jt})]$$

with $l(\hat{y}_{jt})$ is the individual log-likelihood of the model and $l(y_{jt})$ the maximum individual log-likelihood achievable. The less the deviance, the better the fit of the model. However, the model fit will typically be good for any model as long as the unstructured parameters are included. To compare the performance of different models, it is better to calculate the predictive deviance, see below.

To get predictions of further death rates, set *predictions* to 1. Set number of predictions to the number of periods for which you want the prognosis. If you have population data for these periods, set *predictions* to 3, the software will then provide predicted cases.

In order to test the model you can also make prediction for existing data. Then the input files must include this data, the matrices have to be of dimension J times $(T+S)$ (cf. section 5). Set *deviance* to 2 and BAMP will calculate the predictive deviance for each of the periods predicted.

7 S-Plus- / R- Code for graphical output

The graphical routines for S-Plus and R

- plot estimated age, period and cohort effects (only for RW1 model)
- compare observed and fitted rates
- predict rates
- assess the "significance" of the unstructured parameters

To use this code, you have to edit the first lines:

startingage	the first age of the first agegroup of the data
startingperiod	the first period of the data
yearsperperiod	how man years are one period
inifile	name of the .ini file

To start, copy the code to the directory where the .ini file is located, change to this directory and type

```
Splus < bamp.splus    resp.    R < bamp.R --nosave
```

The resulting graphic is named *bamp.ps* in the output directory.

8 References

Berzuini, C., Clayton, D. und Bernardinelli, L. (1993): Bayesian inference on the Lexis diagram. *Bull. Internat. Stat. Inst.* **55**, 149-164.

Besag, J.E., P.J. Green, D.M. Higdon and K.L. Mengersen (1995): Bayesian computation and stochastic systems (with discussion). *Statistical Science* **10**, 3-66

Clayton, D. und Schifflers, E. (1987): Models for temporal variation in cancer rates. II: age-period-cohort models. *Stat. in Medicine* **6**, 469-481.

Knorr-Held, L. und Rainer, E. (2001): Prognosis of Lung Cancer Mortality in West Germany: A Case Study in Bayesian Prediction. *Biostatistics* **2**, 109-129.

山梨県立大学地域研究交流センター 2006 年度研究報告書

山梨県の少子化構造に関する研究—出生と婚姻の動向に対する年齢・時代・世代効果—

2007 年 3 月 31 日 発行

編集・ 山梨県立大学地域研究交流センター

発行 山梨県甲府市飯田五丁目 11-1

電話 (055)224-5261 (代)

印刷 (有)オズプリンティング

