

## 日本人女性の婚姻動向における年齢・時代・コホートの効果と 出生動向との関連（1985-2005年）

ウチダ ヒロユキ オダギリヨウイチ オオタケ カズオ コバヤシ ジュン  
内田 博之\* 小田切陽一<sup>2</sup>\* 大竹 一男\* 小林 順\*

**目的** 日本人女性の婚姻動向に及ぼす年齢、時代およびコホートの効果を age-period-cohort (APC) 分析によって明らかにし、出生動向における3効果の変化パターンとの比較を行って関連性について明らかにする。

**方法** 婚姻動向のコホート分析には1985年から2005年の期間の19歳から38歳の母の年齢別婚姻数と各歳別日本人女子推計人口（人口推計年報）を使用して標準コホート表を作成した。これにベイズ型 APC 分析を適用して、婚姻動向に与えた年齢効果、時代効果、コホート効果を分離して推定した。同期間の同じ対象における出生動向の APC 分析の結果と比較するために、得られた各効果の推定値を正規化することで各効果の変化のパターンを比較した。

**結果** 日本人女性の婚姻動向に対する年齢、時代、コホート効果のうち、年齢効果がもっとも大きく、25歳で効果が最大となった。時代効果は1997年以降、増大トレンドを示していたが、他の2効果と比べて相対的に小さかった。コホート効果は年齢効果に次いで大きく、1966年生まれを変曲点として、それ以降のコホートでの低減トレンドが、1982年生まれのコホートを変曲点として増大トレンドに転じていた。婚姻と出生に対する3効果の変化パターンの比較では、年齢効果が最大となる年齢は婚姻の場合が25歳、出生が28歳であり、婚姻の方が出生よりも若齢で効果が最大となっていた。時代効果は、婚姻、出生ともに1991年まで低減トレンドを示したが、婚姻では1997年から、出生では1992年から増大トレンドに転換していた。コホート効果は、出生の場合には、1961年生まれを変曲点とした低減トレンドへの転換と1977年生まれを変曲点とした増大トレンドへの転換が認められたのに対して、婚姻では、トレンドの転換はそれぞれ1966年生まれを変曲点とした低減トレンドへの転換と1982年生まれを変曲点とした増大トレンドに転じていた。

**結論** 婚姻動向に対して、3効果のうち年齢効果がもっとも大きく、時代効果は1997年以降に増大トレンドに転じていたがその効果は僅少であった。一方、1966年生まれ以降、低減してきたコホート効果は、1982年生まれを変曲点として増大トレンドに転じていた。

婚姻動向と出生動向の3効果の変化パターンの比較からは、年齢効果は婚姻が出生よりも3歳若齢で効果が最大を示したが、時代効果では、出生の方が婚姻よりも5年先行してトレンドの転換が起きており、コホート効果では、出生の方が婚姻よりも5年後年生まれのコホートでトレンドの転換が起きていたことが明らかになった。

**Key words** : 婚姻, 出生, ベイズ型 age-period-cohort 分析, 少子化

### 1 緒 言

わが国の出生率低下の原因としては、婚姻の動向に関する要因として、婚姻率・有配偶者割合の低

下、晩婚化および婚姻内出生率の高さ<sup>1-5)</sup>、医療および医療政策と関連する要因として、晩産化による妊孕性低下、不妊治療の成績の低さ、母体の栄養状態の低さ、母子医療の不備および小児科診療所の不足<sup>6-9)</sup>、社会経済的要因として、女性の高学歴化、女性の就労の増加、女性の仕事と家庭の両立困難、育児・教育費の高騰、住宅費の上昇、家族と子供に対する意識の変化<sup>10-12)</sup>などが挙げられている。これらの研究より、出生率低下の原因は種々挙げられ

\* 城西大学薬学部医療栄養学科病態解析学講座

<sup>2</sup>\* 山梨県立大学看護学部健康科学・公衆衛生学  
連絡先：〒350-0295 埼玉県坂戸市けやき台 1-1  
城西大学薬学部医療栄養学科病態解析学講座  
内田博之

るが、婚姻率の低下や晩婚化がより直接的な要因として重要であることを示している。また、わが国においては婚外子の割合が1.9% (2005年)<sup>13)</sup>と低いことから、婚姻動向と出生動向には密接な関連が観察されるものと考えられる。

コホート分析は、時代変化に伴った社会事象の変化を年齢、時代とコホート(世代)の視点から分析する手法であり、少子化過程における出生や婚姻動向の構造的な分析のためには非常に重要である。近年の出生動向のコホート分析を行った著者らの先行論文<sup>14)</sup>では、1961年生まれ以降のコホート効果の低減トレンドが1977年生まれ以降で増大トレンドへの転換が認められており、出産力の増大に繋がるコホート効果が観察されている。さらに、出生動向を分析する上での世代特徴の把握は、今後の少子化対策を考えるためには重要であり、世代の出生動向を予測するには婚姻動向の世代影響を明らかにするコホート分析の必要性のあることが述べられている。

婚姻動向や出生動向などの一定期間の年齢別の時系列データから、その変動に関係すると考えられる年齢、時代、コホートの各要因の影響を分離して、影響の大きさ(効果)を推定する方法の一つにベイズ型 age-period-cohort (APC) 分析がある。従来の APC 分析では、年齢、時代、コホートの3要因を分離して推定することが困難であった「識別問題」が解決されていなかったが<sup>15,16)</sup>、ベイズ型 APC 分析の開発によって各要因の効果を推定することが可能となった<sup>15,17,18)</sup>。本分析法は、疾病死亡や自殺などの動向を対象としたコホート影響の解明などを目的とした医療保健分野の研究に使用されはじめており、公衆衛生学上の重要な知見が提供されている<sup>14,19~21)</sup>。

本研究は、従来の出生コホート分析では分離できなかった、年齢、時代、コホートの3つの時間要素を分離して評価できる APC 分析の特徴を活かし、日本人女性の婚姻動向に及ぼしてきたこれら3要素の影響が出生動向への3要素の影響とどのように関連しているかを明らかにすることを目的として1985年から2005年の日本人女性の婚姻動向について APC 分析を行った。年齢、時代およびコホート効果のそれぞれの時間断面における変化パターンをトレンドの方向(増大あるいは低減)とその変曲点の位置として、同時期の同対象で得られた出生動向の各効果の変化パターンとの重ね合わせによって比較を行い、3要素の婚姻と出生に与えた影響の相違を詳細に確認し、その関連を記述した。

## II 研究方法

### 1. 婚姻数と人口の資料

婚姻数は、1985~2005年の人口動態統計<sup>22)</sup>から母の年齢別(19歳~38歳)の婚姻数(初婚と再婚)を使用した。また、女子人口は同期間の各歳別推計人口(総務省統計局)<sup>23,24)</sup>を使用した。観察対象となったコホートは1947年から1986年の期間の各年生まれの40コホートであり、標準コホート表を表1に示した。この表は、21年間(時代)における19~38歳の20年齢区分(年齢)の時代進行に伴った年齢進行を示し、表中の番号は同一の出生コホートの割り当てられたコホート番号を表している。本研究における婚姻動向の観察期間と年齢階級は、出生動向との比較を目的としたことから先行研究と同様とした。19歳から38歳までの出生数は総出生数の約96%を含んでいる<sup>14)</sup>。

### 2. ベイズ型 APC 分析

ベイズ型 APC 分析には Knorr-Held と Rainer<sup>25)</sup>の階層ベイズ型コホートモデルを用い、年齢、時代、コホートの各要因の影響を分離して各要因の影響の大きさ(効果)を推定した。本法は、式-1に示すように年齢、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の和として表されるモデルである。この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漸進的变化を付加条件として各パラメータを推定し、さらに事後推定値の線形部分を解釈の対象から除外することにより、パラメータの識別性に妥当性をもたせている。

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

ここで、 $\beta_0$  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のパラメータをさす。

分析には、Schmid と Knorr-Held により作製されたマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法に基づいた解析ソフトウェアである BAMP (Bayesian Age-Period-Cohort Modeling and Prediction) を使用した<sup>26)</sup>。BAMP では事前分布の平滑化に RW1 と RW2 の2種類のランダムウォーク法が適用できるが、本研究では3要因の識別が可能な RW1 を使用した<sup>26,27)</sup>。モデルの適合性については、適合度 (good of fitness) の評価指標となるデビアンズ値を算出し、3要因 (APC) モデルのデビアンズ値 (415.5) が他の単要因モデル (A, P, C), 2要因モデル (AP, AC, PC) のデビアンズ値と比べて最も小さく、適合度が高いことを確認して3要因モデルを採択した。

表1 標準コホート表 (年齢×時代表)

	1985年	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
19歳	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
20	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39
21	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
22	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37
23	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
24	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
25	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
26	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33
27	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
28	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
29	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
30	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29
31	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28
32	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
33	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
34	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
35	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
36	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
37	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
38	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21

注 表中の数字(1~40)はコホート番号を表し、各コホートの生誕年(西暦)を以下に示す。

1:1947年    5:1951年    10:1956年    15:1961年  
 20:1966年    25:1971年    30:1976年    35:1981年  
 40:1986年

ベイズ型 APC 分析の結果は、年齢効果、時代効果、コホート効果の各時間断面における事後推定値をグラフとして表した。この図において事後推定値が+方向へ変化している場合は、当該効果が増大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示す。また、各効果の各々のレンジ幅(最大値と最小値の差)は効果の相対的な大きさを表す。そこで、婚姻動向の APC 分析の結果から、各効果の変化パターンを、出生動向の変化パターンと比較し、各効果の増減トレンドの変曲点を比較する目的から、式-2に示すように各効果の推定値を、最大最小法を用いて、-1~+1の範囲に正規化した。

$$X = (a - \text{Min}) \times \frac{2}{\text{Max} - \text{Min}} - 1 \quad (\text{式-2})$$

ここで、aは事後推定値、Minは推定値の最小値、Maxは推定値の最大値をあらわす。

この比較に用いた出生動向の事後推定値は、本研究と同時期の同じ対象における出生動向についてベ

イズ型 APC 分析を行った先行研究のデータを使用した<sup>14)</sup>。

### III 研究結果

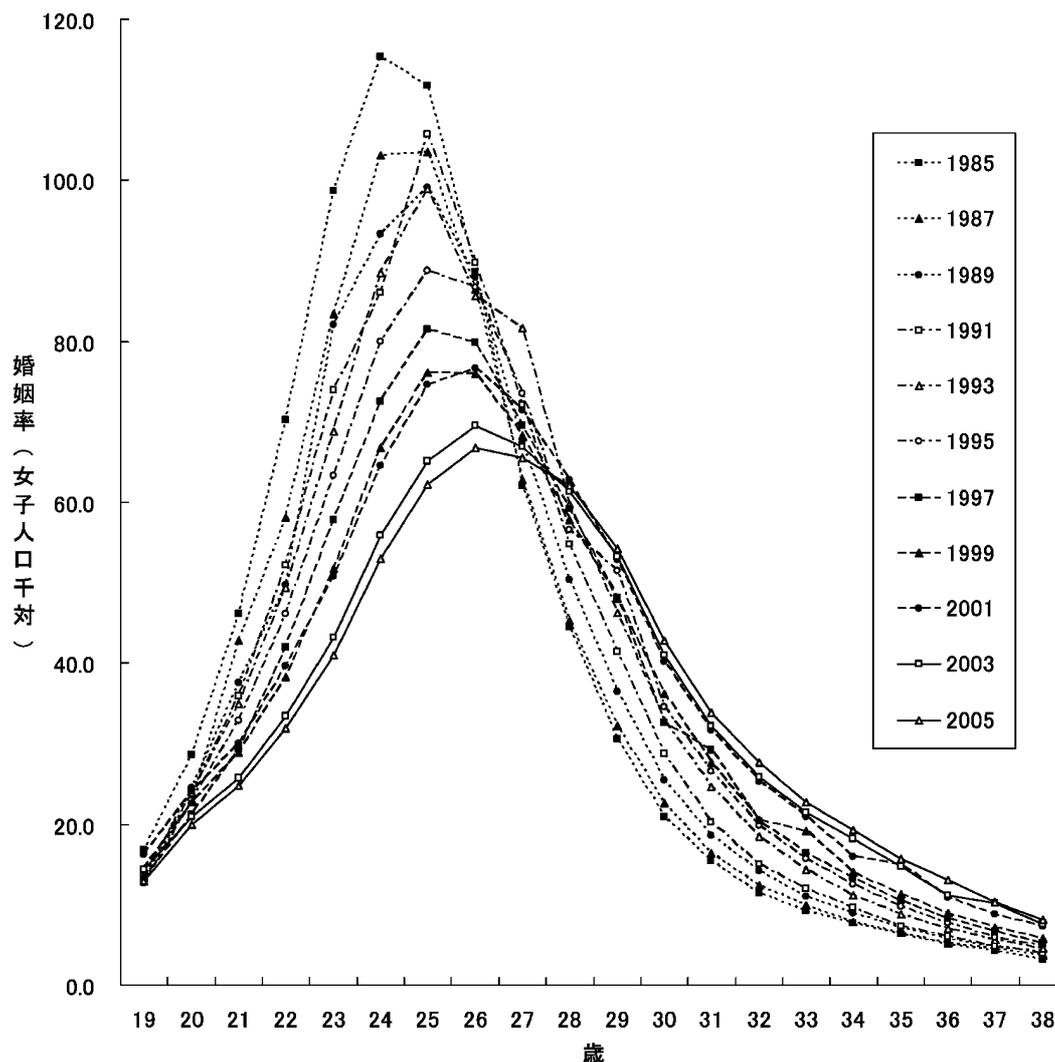
#### 1. 年齢別婚姻率の年次比較

1985年から2005年までの年齢別婚姻率を図1に示した。婚姻率の推移は、1985年から2005年にかけて、27歳以下では減少傾向を示すが、28歳以上では上昇傾向を示した。とくに、22歳から25歳までの婚姻率の減少が大きく、28歳から31歳までの婚姻率の上昇が大きい。

#### 2. 婚姻動向に対する年齢、時代およびコホート効果

1985年から2005年までの日本人女性の婚姻動向に対する年齢効果、時代効果およびコホート効果を図2に示した。3効果のうち年齢効果がもっとも大きく(レンジ幅2.66)、25歳で婚姻への効果が最大であった。時代効果は1991年まで低減し、その後1997年から増大トレンドに転換していたが、効果の大き

図1 年齢別婚姻率の年次比較



注1 婚姻率は、母の年齢別婚姻数を女子人口で除して算出している。

さ（レンジ幅0.21）は他の2効果と比べて相対的に小さかった。コホート効果は年齢効果に次いで大きく（レンジ幅0.863）、1966年生まれ（No. 20）以降のコホートにおける低減トレンドが、1982年生まれ（No. 36）を変曲点として、以降のコホートでは増大トレンドに転じていた。

### 3. 婚姻動向と出生動向の年齢、時代、コホート効果のトレンド比較

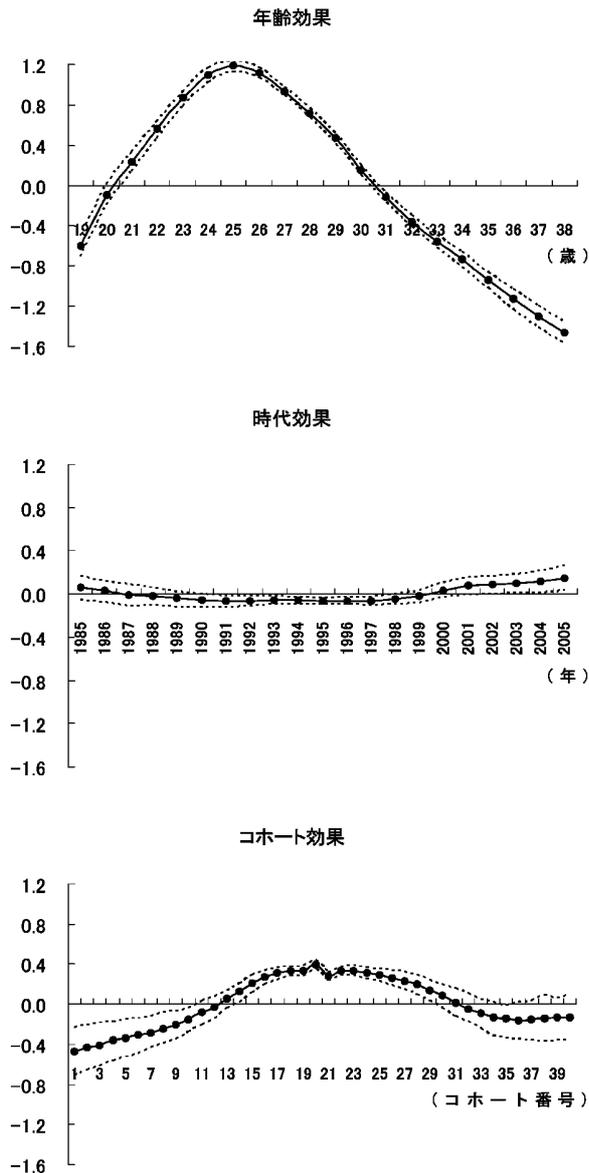
婚姻と出生動向における年齢効果、時代効果、コホート効果の変化パターンを比較し、それらの結果を図3に示した。婚姻と出生に対する各効果のパターンの比較において、年齢効果が最大となる年齢は婚姻では25歳、出生では28歳であり、出生に比べ3歳若齢で婚姻における効果は最大を示した。時代効果は、婚姻、出生ともに1991年まで低減したが、婚姻では1997年から、出生では1992年から増大トレンドに転換が認められ、出生における増大トレンド

への時代効果の転換は婚姻の場合と比べて5年先行して起きていた。コホート効果は、出生では1961年生まれ（No. 15）を変曲点として以降のコホートで低減トレンドを示し、1977年生まれ（No. 31）を変曲点とし増大トレンドに転じていた。一方、婚姻では1966年生まれ（No. 20）を変曲点として以降のコホートで低減トレンドを示し、1982年生まれ（No. 36）を変曲点として増大トレンドに転じていた。婚姻動向と出生動向におけるコホート効果の変化パターンは類似していたが、婚姻のトレンドの転換を示したコホートは、出生の場合よりも5年後年生まれのコホートで起きていたことが示された。

## IV 考 察

社会医学の分野で、とくに危惧される問題の一つに出生率の低下がある。少子化が進み若年労働力人口が減少し続けると、経済状況の悪化を招き、その

図2 婚姻動向に対する年齢・時代・コホート効果



注1 図中●付き線はメディアン，上下の点線は95%信用区間の上下限を示す。

注2 コホート効果の図中の番号は表1に示したコホート番号をさす。

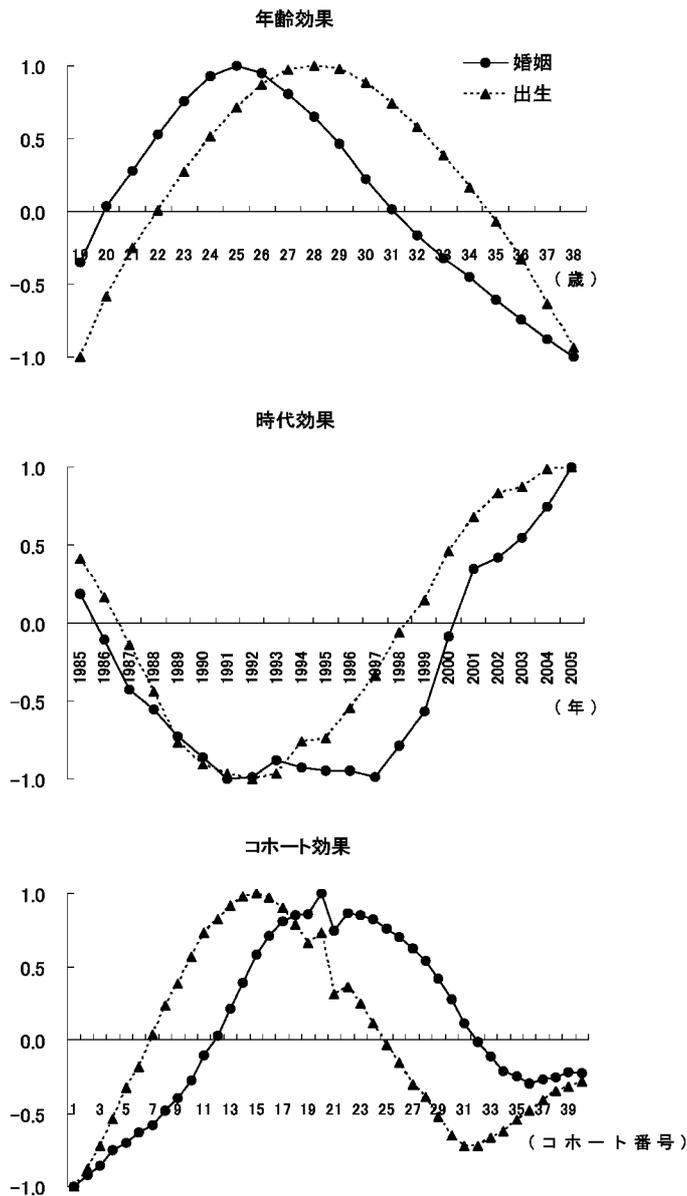
結果として年金，介護，医療等の社会保障制度に大きな荷重がかかり破綻するおそれがある。出生率の低下原因については，市区町村別の出生率の水準および変化のパターン解析<sup>1)</sup>，出生コホート別の出生動向に関する要因解析<sup>2)</sup>，出生力パターンの比較分析とその要因解析<sup>5)</sup>，少子化の要因と社会経済的要因の解析<sup>12)</sup>，少子化社会における出産意欲の要因解析<sup>11)</sup>など多くの研究が多角的に行われている。今日までの出生率の低下原因についての研究報告は，出生率，婚姻率などの年次推移を観察し，各種要因と合わせて記述するものであり，年齢の影響，時代の影響およびコホートの影響を分離し考察したものではなかった。そのために，近年の少子化の過程を婚

姻動向と出生動向の変化としてとらえ，変化の過程を年齢，時代，コホートの影響に分けて構造的に明らかにすることが必要である。とくに世代間の婚姻，出生動向の差異や変化について明らかにすることは重要であると考えられ，人口動態統計特殊報告による「出生に関する統計」においても，コホート合計特殊出生率や世代別初婚率に関する解析がなされ，晩産傾向や晩婚化の影響が明らかにされている<sup>2)</sup>。しかしながら，これらの解析では世代ごとの累積出生率や婚姻率を求める必要があることから当該世代が婚姻期や出産期を終えないと正確な評価ができない欠点があり，現在の少子化に対する示唆を得るには十分ではない。一方でAPC分析は，現在に至るまでの既存データの解析によって世代影響を明らかにすることができ，出生動向や婚姻動向の分析には最適な手法のひとつであると考えられる。本研究では，国内はもとより海外においても研究例がない婚姻と出生動向の同時分析を行い，各効果の時間断面における変化のパターンを重ねあわせることで，その関連を記述しようとするもので，貴重な情報を提供するものと考えられる。

年齢別婚姻率の年次比較から婚姻動向は27歳以下で減少し，28歳以上で増加していることがわかる。このことはいわゆる晩婚化をあらわしている。しかし，これらの推移が表す晩婚化は，単に婚姻年齢が高齢側にずれたという「年齢影響」としてのみ捉えることはできず，婚姻年齢にあたる女性をとりまく社会環境（高学歴化や社会進出，医療の進展，少子化対策による環境整備など）の変化が幅広い年齢層に与える「時代影響」や，特定の出生コホートを中心として強く影響した「コホート影響」を合わせた総合的な効果として現れていると考えられる。本研究では，婚姻動向の背景に年齢影響，時代影響およびコホート影響があることを前提にして，それらの影響をAPC分析によって分離することで，婚姻動向の構造についての各要因の影響を明らかにすることを目的とした。

婚姻動向に関するAPC分析の結果は，婚姻が年齢の影響を強く受けていることを示しており，25歳をピークとして若齢側も高齢側でも効果が減少する逆U字型の効果曲線を示した。年齢効果の平均値(0.0)を基準に考えると，20歳未満と31歳以降では平均値よりも効果は小さくこのことは，婚姻が比較的限られた年齢層に集中した事象であり，とくに30歳代での婚姻への年齢効果は小さいことが示された。またコホート効果では，1966年生まれから1982年生まれまでのコホートでの効果の低減が認められ，この世代が，晩婚化・未婚化の進行に寄与して

図3 婚姻動向と出生動向の年齢・時代・コホート効果のトレンド比較



注1 図中●付き実線は婚姻，▲付き点線は出生を示す。

注2 コホート効果の図中の番号は表1に示したコホート番号をさす。

注3 各効果のトレンド変化のパターンを婚姻と出生で比較するために最大値と最小値により-1~+1の範囲に正規化を行った。

きたことがわかる。しかしながら、1982年生まれ以降のコホートでは、効果の下げ止まりがみられ、この世代では未婚化に歯止めが掛かっていることを意味している。若年コホートにおいてのコホート効果の下げ止まりは、嫡出第1子出生数のうち妊娠期間よりも結婚期間の方が短い（婚前妊娠）割合が若年者で増加し<sup>28)</sup>、妊娠後の婚姻も増加している<sup>29)</sup>こと、そして2000年には婚姻件数がミレニウム婚で大きく増えた<sup>30)</sup>こと等が影響している可能性がある。また、1990年代に施策として展開された少子化対策の効果が、若年コホートの意識に変化を与え、未婚化に歯止めの効果が表れた可能性も考えられる。一

方、婚姻に対する時代効果は1997年以降に増大トレンドに転じていたが、他の2効果と比べて婚姻への影響は小さく、観察期間における時代進行が婚姻に対しては大きく影響しなかったことが明らかになった。

婚姻動向と出生動向の年齢、時代、コホート効果の変化パターンの比較より、年齢効果については、婚姻への効果が最大となる年齢は出生の場合と比べて3年若齢であったが、類似した変化のパターンを示していたことから、婚姻動向と出生動向が関連しており、婚姻の動向がその後の出生動向に影響していることが推察された。一方、時代効果については

出生の増大トレンドへの転換が婚姻に5年先行しており、コホート効果では出生の低減あるいは増大へのトレンドの転換を示したコホートから5歳若齢のコホートにおいて、婚姻が追従したパターンの変化を示していた。新エンゼルプラン等の少子化対策の施策が浸透し、その効果が出産機会の増大に結びついたときに、安心して子供を産み育てることのできる社会環境の整備が実効性を持った社会変化となったので、その変化が、出産に該当するコホートよりも若齢のコホートの婚姻への意識にも影響を与えている可能性が示唆された。

本研究の結果は、出生動向と婚姻動向が婚姻後の出産という時間的な関係、出産機会の増大と関連した婚姻の増加、そして、出生動向の増減と婚姻動向の増減との連動の可能性を示すものと考えられる。以上より、女性が出産しやすい社会環境の整備等が婚姻動向にも影響を与えることを示唆していると考えられる。

本研究は、第66回日本公衆衛生学会総会（2007年、愛媛）において発表した。

本研究の実施にあたり、BAMPの解析条件の設定等でご教示頂いたZurich大学のDr. Leonhard Heldおよび徳島大学工学部の中野美代子先生に謝意を表します。また、データ入力に援助をいただいた阿久沢砂綾子さんに謝意を表します。

(受付 2007.11.28)  
(採用 2008. 5.19)

## 文 献

- 1) 佐々井司. 市区町村別にみた出生率の動向とその変動要因. 人口問題研究 2005; 61(3): 39-49.
- 2) 厚生労働大臣官房統計情報部, 編. 出生に関する統計 人口動態統計特殊報告. 東京: 厚生統計協会, 2002.
- 3) 金子 勇. 少子化克服の方法と課題. 日本小児科医学会会報 2005; (30): 18-23.
- 4) 塩田美津子. きめ細やかな配慮を為政者にお願ひしたい: 分娩手当支給か, その無料化. 産婦人科の世界 2006; 58(9): 833-840.
- 5) 西岡八郎. 先進諸国の出生力パターンの比較分析: パターンの差異とその要因. 厚生 の 指 標 2004; 51(11): 1-9.
- 6) 根津八紘. 高齢不妊. 産婦人科の世界 2006; 58(9): 797-804.
- 7) 松崎利也, 苛原 稔. 日本における不妊治療の現状. 産婦人科治療 2003; 87(1): 108-115.
- 8) 福岡秀興, 杉山 隆, 石田裕美, 他. 児体重を規定する因子としての母体の体重増加量と栄養指標の相関. 平成17年度厚生労働科学研究費補助金(子ども家庭総合研究事業)報告書 若い女性の食生活はこのま

までよいのか? 次世代の健康を考慮に入れた栄養学・予防医学的検討 (主任研究者 吉池信男) 2006; 48-61.

- 9) 松平隆光. 小児保健法への取り組み. 日本小児科医学会会報 2005; (30): 11-17.
- 10) 上野千鶴子. 出生率低下: 誰の問題か?. 人口問題研究 1998; 54(1): 41-62.
- 11) 根本芳子, 星山佳治, 小田島安平, 他. 少子化社会における出産意欲の関連要因の解明に関する研究. 小児保健研究 2004; 63(1): 13-22.
- 12) 小島里織, 上木隆人, 柳川 洋. 少子化の人口学的要因と社会経済的要因の解析. 厚生 の 指 標 2007; 54(2): 7-13.
- 13) 国立社会保障・人口問題研究所. 一般人口統計 人口統計資料集 (2005年度版) <http://www.ipss.go.jp/> 2005年9月30日確認.
- 14) 小田切陽一, 内田博之. 日本人女性の出生動向における年齢・時代・世代影響と出生数の将来推計. 厚生 の 指 標 2007; 54(11): 9-15.
- 15) Berzuini C, Clayton D, Bernardinelli L. Bayesian inference on the Lexis diagram. Bull Intern Stat Inst 1993; 50: 149-164.
- 16) Clayton D, Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates. II: age-period-cohort models. Stat in Med 1987; 6(4): 469-481.
- 17) Besag JE, Green PJ, Higdon DM, et al. Bayesian computation and stochastic system (with discussion). Statistical Sci 1995; 10(1): 3-66.
- 18) Nakamura T. Bayesian cohort models for general cohort table analyses. Ann Inst Statist Math 1986; 38: 353-370.
- 19) Tobias M, Sexton K, Mann S, et al. How low can it go? Projecting ischaemic heart disease mortality in New Zealand to 2015. N Z Med J 2006; 119(1232): U1932.
- 20) Baker A, Bray I. Bayesian projections: what are the effects of excluding data from younger age groups? Am J of Epidemiol 2005; 162(8): 798-805.
- 21) Bashir SA, Esteve J. Projecting cancer incidence and mortality using Bayesian age-period-cohort models. J Epidemiol Biostat 2001; 6(3): 287-296.
- 22) 厚生(労働)省大臣官房統計情報部, 編. 昭和60年～平成17年人口動態統計. 東京: 厚生統計協会.
- 23) 総務省統計局, 編. 人口推計資料 No. 76 我が国の推計人口 大正9年～平成12年. 東京: 日本統計協会, 2003.
- 24) 総務省統計局. 人口推計(年報)各年10月1日現在推計人口 平成13年～17年.
- 25) Knorr-Held L, Rainer E. Projections of lung cancer mortality in West Germany: a case study in Bayesian prediction. Biostat 2001; 2(1): 109-129.
- 26) Schmid VJ, Held L. Bayesian age-period-cohort modeling and prediction-BAMP. J Stat Soft 2007; 21(8): 1-15.
- 27) Sauleau EA, Hennerfeind A, Buemi A, et al. Age, period and cohort effects in Bayesian smoothing of spatial

- cancer survival with geoadditive models. *Stat Med* 2007; 26 (1): 212-229.
- 28) 厚生労働大臣官房統計情報部, 編. 出生に関する統計 人口動態統計特殊報告. 東京: 厚生統計協会, 2005.
- 29) 内閣府, 編. 国民生活白書 平成17年版 子育て世代の意識と生活. 東京: 国立印刷局, 2005.
- 30) 厚生労働大臣官房統計情報部, 編. 婚姻に関する統計 人口動態統計特殊報告. 東京: 厚生統計協会, 2006.
-

## Age, period and birth-cohort effects on marriage rates in Japanese women between 1985 and 2005, and comparison of trends of effects between marriage and birth rates

Hiroyuki UCHIDA\*, Youichi ODAGIRI<sup>2\*</sup>, Kazuo OHTAKE\* and Jun KOBAYASHI\*

**Key words** : marriage, birth, Bayesian age-period-cohort analysis, declining birthrate

**Objective** An age-period-cohort (APC) analysis was performed to provide information about age-, period-, and cohort-specific effects on marriage trends in Japanese women. In addition, the relationships of the trends of age-, period-, and cohort-specific effects between marriage and birth were analyzed.

**Methods** We obtained data regarding marriages of Japanese women aged between 19 and 38 years for the period of 1985 to 2005 from the National Vital Statistics. Population data used were for an estimated population, obtained from the Population Estimates Annual Reports. Standard cohort tables comprising marriage and population data were analyzed using a Bayesian APC model to identify age-, period-, and cohort-specific effects on marriage rate trends. Previously obtained data for a similar APC-analysis of birth trends were used to compare the trends in the effects of age, period, and cohort on marriage and birth patterns. For this purpose, the estimated values for each effect were normalized.

**Results** With regard to the marriage trends in Japanese women, the effect of age was the greatest, peaking at the age of 25 years. The period effect increased after 1997; however, its effect was relatively limited as compared to the other effects. The cohort effect, which was greater than the period effect and less than the age effect, on marriage trends showed a decreasing slope for birth cohorts born after 1966 and subsequent increase after 1982.

Comparison of age, period and cohort effects between the trends in marriage and birth rates showed that the age effect distinctly peaked at 25 and 28 years for marriage and births, respectively. The period effect on marriage and birth showed a decreasing trend until 1991 and subsequent increase in 1992 and 1997 for births and marriage, respectively. With regard to the cohort effect on birth rates, a decreasing trend was observed for the birth cohorts after 1961, with increase after 1977. However, with regard to the cohort effect on marriage rates, the decreasing trend observed for birth cohorts after 1966 showed an increase after 1982.

**Conclusion** Among age, period, and birth cohort, age is the most influential factor affecting marriage rates. Period effects appear relatively small, but they increased after 1997. Cohort effects reduced for birth cohorts born after 1966 and subsequently increased after 1982.

Results of the comparison study showed that changing patterns of age, period and cohort effects had very similar influences on the trends for marriage and birth rates. However, a 3-year difference was observed between the peaks of the age effect on the two rates. A time lag of 5 years was observed between the turning point in the trend of period effects for marriage and birth rates. The changing patterns of cohort effects on marriage and birth rates were similar, but the turning point for the marriage pattern occurred in a 5-year younger cohort compared with the birth pattern.

---

\* Department of Clinical Dietetics and Human Nutrition, Division of Pathophysiology, Faculty of Pharmaceutical Science, Josai University

<sup>2\*</sup> Division of Health science and Public Health, Faculty of Nursing, Yamanashi Prefectural University