

# 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

オダギリ ヨウイチ ウチダ ヒロユキ  
小田切 陽一\* 1 内田 博之\* 2

**目的** ベイズ型 age-period-cohort (APC) 分析を使用して、1985年から2005年の期間の日本人女性(19~38歳)による出生動向に対する年齢、時代およびコホート(同年代出生コホート)の影響について明らかにし、さらに2006年から2018年までの出生数を推計することを目的とした。

**方法** 1985年から2005年までの人口動態調査によって得られた19歳から38歳の母の年齢別出生数と出生順位別出生数(第1子、第2子および第3子以上の合計)および人口推計年報に記載された各歳別日本人女子推計人口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、出生動向に与える年齢、時代、コホートの各変数についてそれらの影響の大きさ(効果)を推定した。さらに、2006年から2018年の期間の当該年齢層の日本人女性の出生数について推計した。

**結果** 日本人女性の総出生の動向に対しては、3効果のうち年齢効果が最も大きく、28歳で出生への効果が最大であった。時代効果は1992年を変曲点として低減トレンド(トレンドは各効果の変化の方向性を指す)から増大トレンドへの転換が認められたが、効果の大きさは他の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、1961年生まれ以降のコホートにおける低減トレンドが、1977年生まれを変曲点として、以降のコホートでは増大トレンドに転じていた。出生順位別の出生動向に対する分析結果においても年齢効果が最も大きく、効果が最大となる年齢は第1子で26歳、第2子で29歳、第3子以上では31歳であった。時代効果は他の2要因と比べて小さく、出生動向への影響は小さかった。コホート効果は、第1子の場合には1963年生まれ、第2子では1959年生まれ、第3子以上では1957年生まれ以降のコホートでの低減トレンドが、第1子と第2子の場合には1977年生まれ、第3子以上の場合には1973年生まれを変曲点として増大トレンドに転じていた。2006年から2018年の期間の年間出生数は、2005年の出生数102.2万人(実測値)から減少を続けて、2018年には約81.0万人(95%信用区間: 54.1~118.8万人)にまで減少すると推計された。

**キーワード** 出生、ベイズ型 age-period-cohort 分析、日本人女性、少子化

## はじめに

わが国の2005年の合計特殊出生率は、前年の1.29をさらに下回り、第2次ベビーブーム以降の低下をさらに更新して1.26を記録した。また出生数の減少と死亡数の増加は人口の自然増加

を抑制し、人口は減少時代に突入した。わが国では1995年度から「エンゼルプラン」、2000年度から「新エンゼルプラン」を展開し、また2003年には少子化社会対策基本法、次世代育成支援対策推進法が制定され、2004年の少子化社会対策大綱の策定を受けた実施計画として、

\* 1 山梨県立大学看護学部健康科学・公衆衛生学教授 \* 2 城西大学薬学部病態解析学講座講師

2005年度からは「子ども・子育て応援プラン」に基づき少子化対策が進められてきた。しかしながら、合計特殊出生率の低下からみる限りにおいて、少子化に歯止めはかかっていない状況といえる。ここでいう合計特殊出生率は期間合計特殊出生率であり、通常は1年間の15歳から49歳の女性の年齢別出生率の合計を指し、国や地域における出産力を示す指標として重要である。一方で、出産が女性のライフステージの比較的限られた年齢層に集中して観察される事象であることを踏まえると、出産のピークに該当する世代は、他の世代と比べて合計特殊出生率に対する寄与は大きく、したがって世代間での出産動向の差異を評価することが重要である。そのような理由から同一世代（コホート）の15歳から49歳までの出生率を過去から累積したコホート合計特殊出生率が算出されるが、出産年齢を終えた50歳になるまで、当該世代の出産力を正確に評価することができないという欠点がある。

Age-period-cohort（以下、APC分析）は、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が潜在していることを前提として、各要因の影響の大きさ（効

果）を推定しようとする方法であるが、従来は、これらの効果を分離して推定することが困難であった。この「識別問題」<sup>1)2)</sup>の解決を図るものとしてベイズ型APC分析が開発され<sup>1)3)4)</sup>、これまでに保健分野では、死亡動向におけるコホート影響の解明などを目的とした研究に使用されている<sup>5)-7)</sup>。本研究では、このベイズ型APC分析の特長である年齢、時代、コホートの各パラメータの識別性に注目して、日本人女性による出生動向に対するコホートの影響について、年齢、時代影響との関連において明らかにし、さらに出生数の将来推計を目的とした。

### 資料および方法

#### (1) 出生数と人口の資料

APC分析に使用した出生数は、1985～2005年の人口動態統計<sup>8)</sup>から母の年齢別（19～38歳）の出生数と出生順位別出生数（第1子、第2子および第3子以上の合計）を使用した。女子人口は同期間の各歳別推計人口（総務省統計局<sup>9)10)</sup>を使用した。出生数の将来推計は予測期間を2006～2018年の13年間として、この期間の将来推計女子人口（年齢各歳別の中位推計人口<sup>1)</sup>）を使用した。

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	10	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（同年代出生コホート）の生誕年（西暦）を以下に示す。1：1947，5：1951，10：1956，15：1961，20：1966，25：1971，30：1976，35：1981，40：1986

(2) APC 分析

ベイズ型 APC 分析には Knorr-Held and Rainer (2001)<sup>2)</sup>の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(下式)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の条件を付加して各効果の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って各効果の識別性に妥当性をもたせたものである。

$$i_j = \mu_0 + \mu_i A + \mu_j P + \mu_k C, \\ i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J \quad (\text{式})$$

ここで、 $\mu_0$ は総平均効果、 $\mu_i A$ は第*i*年齢の年齢効果、 $\mu_j P$ は第*j*時点の時代効果、 $\mu_k C$ は第*k*コホートのコホート効果のパラメータを指す。

計算には、本法に対応したマルコフ連鎖モンテカルロ(MCMC)法に基づいた解析ソフトウェアであるBAMP<sup>13)</sup>を使用した。BAMPでは2種類のランダムウォーク法(RW1とRW2)が年齢、時代、コホートの事前分布の平滑化に適用できるが、本研究では3要因の識別を可能とするRW1を採用した。モデルの適合性については、あらかじめ年齢(A)、時代(P)、コホート(C)の各パラメータを組み込んだ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)を適用した場合のモデルの適合度評価の指標となるデビアンズ値を算出し、3要因モデルのデビアンズ値が最小もしくは最小となるモデルのデビアンズ値と大きな差がないことを確認して3要因(APC)モデルを採択した。

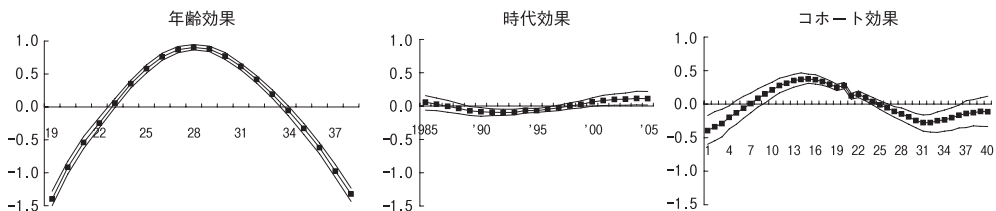
本研究の観察対象となったコホートは、1947年から1986年の期間の各年生まれの40コホートである(表1)。出生数の将来推計には、BAMPに付帯する予測プログラムのうち、人口データが与えられた場合の事象数の推定値を出力として得る方法によって、2006年から2018年の期間の19歳から38歳の推計女子人口に対する出生数の中央値を95%の信用区間とともに推定した。

結 果

(1) 総出生の動向に対する年齢、時代、コホート効果

1985年から2005年までの期間の総出生の動向に対するAPC分析の結果を図1に示した。図の縦軸値は年齢、時代、コホートの各パラメータの事後推定値であり、各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、当該効果が生出生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、低減に作用するトレンドにあることを示す。3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。総出生の動向に対しては、年齢効果が最も大きく、28歳をピークとして若齢になるほど、また高齢になるほど効果は低減した。時代効果は1985年から1992年にかけての低減トレンドが、1992年を変曲点として増大トレンドに転じていたが、効果の大きさは年齢効果やコホート効果と比較すると小さかった。コホート効果は、年齢効果に次いで総出生の動向への影響が大きく、コホートNo.15(1961年生

図1 総出生に対する年齢・時代・コホート効果



注 1) 図中 線は中央値、上下の線は95%信用区間の上下限を示す。  
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指す。

図2 第1子の出生に対する年齢・時代・コホート効果

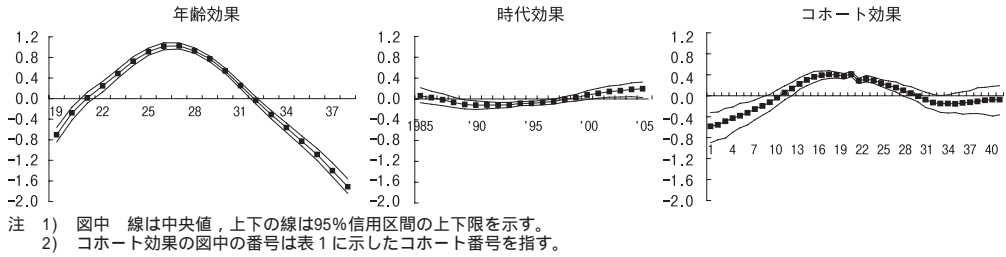


図3 第2子の出生に対する年齢・時代・コホート効果

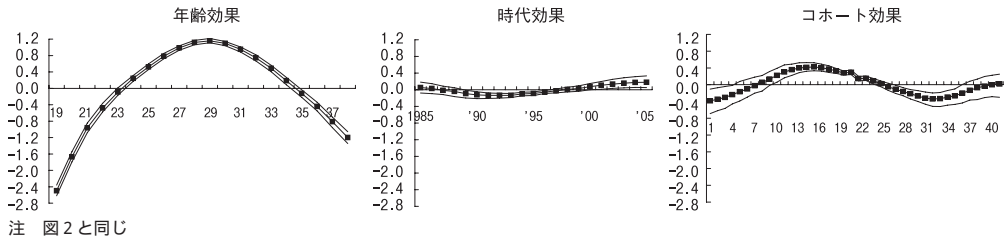
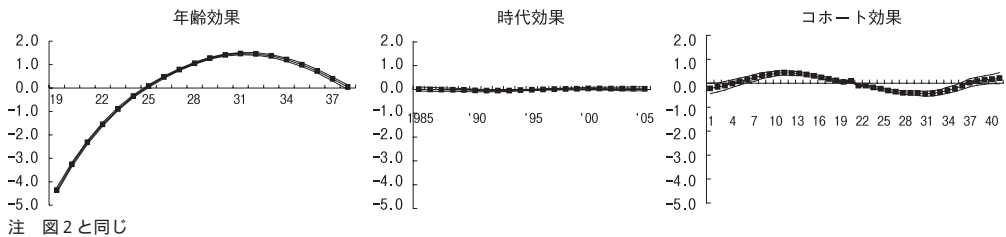


図4 第3子以上の出生に対する年齢・時代・コホート効果



まれ)以降のコホートでの低減トレンドが、コホート No.31 (1977年生まれ)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。

(2) 出生順位別出生の動向に対する年齢、時代、コホート効果

1985年から2005年までの期間の出生動向を出生順位別(第1子、第2子、第3子以上)に分けてAPC分析を行った。第1子についてのAPC分析の結果を図2に示した。年齢効果が最も大きく、26歳をピークとして若齢になるほど、また高齢になるほど効果は低減し、特に高齢側での効果が小さかった。時代効果は他の2効果と比較して小さかった。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.17 (1963年生まれ)を変曲点として以降のコホートでは低減トレンドにあったが、コホート No.34 (1980年生まれ)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。

第2子についてのAPC分析の結果を図3に示した。年齢効果が最も大きく、29歳をピークとして若齢になるほど、また高齢になるほど効果は低減し、特に若齢側での効果が小さかった。時代効果は他の2効果と比較して小さかった。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.15 (1961年生まれ)を変曲点として以降のコホートでは低減トレンドにあったが、コホート No.31 (1977年生まれ)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。

第3子以上の出生についての APC 分析の結果を図4に示した。年齢効果が最も大きく、31歳をピークとして若齢になるほど、また高齢になるほど効果は低減し、特に若齢側での効果が小さかった。時代効果は他の2効果と比較して小さかった。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.11 (1957年生まれ) までのコホート効果の増大と以降の効果の低減を認めたと、コホート No.30 (1976年生まれ) 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。

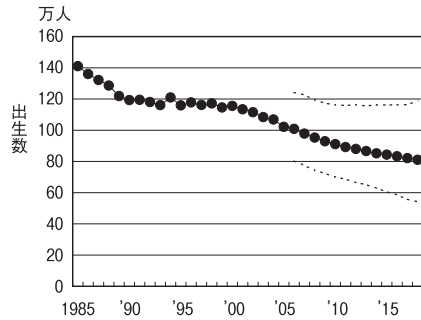
### (3) 出生数の将来推計

2006年～2018年までの予測期間の、19歳から38歳の日本人女性による出生数の推計結果について1985～2005年の出生数(実測値)と合わせて図5に示した。予測期間の年間推計出生数の中央値は2005年の実測値である約102.2万人から減少し、2011年には約89.2万人、2018年には約81.0万人(95%信用区間:54.1万人-118.8万人)にまで減少すると推計された。

## 考 察

出生数の経時的変化には、出産の対象年齢層に当たる女性が、時間の経過に伴って受ける年齢効果(年齢の上昇による出産機会の増加や減少)、時代効果(ある期間の時代変化によって出産の対象年齢層の女性が全体に同じように受ける影響)、そしてコホート効果(生まれ世帯に特徴的な出産傾向)が潜在していると考えられる。この前提に立つと、時代、年齢、コホートの3要因の出生動向への影響を識別して明らかにすることは、少子化の過程を構造的に理解する上から重要である。わが国の出生コホート別の出生動向に関する解析は、「出生に関する統計」として人口動態特殊報告により昭和7年から45年生まれの15歳から49歳までの累積出生率や世代別初婚率に関する解析がなされている<sup>14)</sup>。それによると世代を追うごとの晩産傾向、初婚率のピークとなる年齢の高齢化(晩婚化)

図5 わが国の1985年から2018年までの出生数の推移



- 注 1) 出生数は19歳から38歳女子の出生数(実測)と将来推計値である。2006年以降の値は将来推計人口を基準にした推計値である。  
2) は推計の中央値、破線は95%信用区間を表す。

が認められ、ライフサイクルの変化による晩産化が出生数の減少に結びついているとしている。しかし、このような分析法は世代ごとの累積出生率を求める必要から、出産期を終えるまで当該世代の出産力を正確に評価することができないという欠点がある。一方、APC分析は、継続的に調査されたデータから、データの変動要素として年齢、時代、コホートの各要因の影響を仮定して、これらの各要因の固有の効果を明らかにしようとする分析方法であり、これまでに種々の分析モデルが提案されてきたが、APC分析においては年齢、時代、コホートの各効果を表す変数は相互に従属した関係(一次従属)にあることから一意にパラメータ値を決定することができず、3要因の効果を分離することは困難であり、「識別問題」として議論されてきた<sup>1)2)</sup>。近年、これらの3効果を数学的に分離して推定する方法の1つとしてベイズ型コホート分析が注目されるようになり<sup>1)3)</sup>、各効果が漸進的に変化するパラメータである条件を事前分布に導入することによって「識別問題」を解決したかたちで年齢、時代、コホート効果を解析できるようになった。わが国においても統計数理研究所の中村によってパラメータの漸進的変化の条件を付加し、赤池の情報量基準から最適モデルを選択して3効果を推定するベイズ型コホートモデルが提唱されている<sup>4)</sup>。本研究で用いたBAMPも同様の付加条件とデビアンズ値による最適モデルの選択と事後推定値か

ら線形部分を解釈から除外することで識別問題を解決している。

本研究の結果、わが国の1985年から2005年の期間の出生動向に対する年齢、時代およびコホートの影響は、総出生の動向および出生順位別出生の動向に対しても3要因の中では年齢が最も強く影響し、次にコホートの影響が大きかった。一方で、時代の出生動向への影響は小さかった。年齢影響が他の2要因と比較して相対的に強く出生動向に影響していたことは、女性による出産が観察対象とした19歳から38歳の中でも特定の年齢層に集中していることが影響していると考えられる。出生順位別出生の年齢効果は、効果の平均(0)を基準として考えると、第1子では20歳以下と32歳以上で平均よりも効果は小さく、第2子では23歳以下と35歳以上、第3子以上では24歳以下で平均よりも効果が小さく、出生順位の高い出生では高齢側での年齢効果が高く保たれていた。一方、本研究の結果は、1985年以降のわが国の出生動向に対して、時代影響はほとんど変化がなかったことを示しており、また世代影響としては1977年生まれのコホートを境として若い世代での出生へのトレンドが増大に転じていることが明らかになった。このコホート効果の転換は、出生順位別の出生の場合にも同様に認められた。このことから1977年前後生まれ以降のコホートでは、世代の固有の影響としては出生数が増大する方向への変化が生じていることが明らかであり、こうしたコホート効果の増大トレンドが継続すれば出生数の回復に寄与することが考えられる。実際、1977年生まれ以降のコホートでは、1996年以降2002年の期間に19歳から23歳の各年齢での出生数が前年を上回る状況が継続して認められており、出生数の回復傾向がみられる。

出生数の将来推計の結果は、コホート効果の増大トレンドへの転換にもかかわらず、2006年から2018年の期間の年間出生数の将来推計値(中央値)は減少の一途をたどり、2018年には約21%減少して約81.0万人と推計された。一方、厚生労働省の人口動態統計速報(平成18年12月分)によると2006年の年間出生数は前年を約

32,000人上回る112万2278人であると報告され、出生数の回復傾向が認められている<sup>15)</sup>。この出生数の回復に対して本研究において示唆された1977年生まれ以降のコホートの寄与がどの程度であったかは興味をもたれるところである。またコホート効果の増大トレンドが、将来、どのコホートまで持続するのかなど、世代の出生動向を予測する意味においても婚姻動向の世代効果についての解析は重要であると考えられる。著者らは、日本人女性における1985年から2003年までの期間の婚姻動向を対象としてAPC分析を行い、1965年生まれ以降のコホートで低減トレンドにあったコホート効果が1977年生まれ以降で下げ止まる傾向にあることを明らかにしている<sup>16)</sup>。

本研究の結果は、合計特殊出生率が低下を続けてきた1985年以降のわが国の出生動向において、世代(同年代出生コホート)の影響に着目すると、1977年前後生まれ以降の世代では、出生力の増大方向へのトレンドへの転換が認められ、出生動向を分析する上での世代特徴の把握が、今後の少子化対策を考える上でも重要であることを示唆していると考えられる。

本研究の一部は、第65回日本公衆衛生学会(2006年、富山)において発表した。

#### 謝辞

本研究の実施に当たり、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・加工等に援助を頂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。

#### 文 献

- 1) Berzuini C, Clayton D and Bernardinelli L. Bayesian inference on the Lexis diagram. Bull. Intern. Stat. Inst. 1993; 50: 149-64.
- 2) Clayton D and Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates. II: age-period-cohort models. Stat. in Med. 1987; 6: 469-81.
- 3) Besag JE, Green PJ, Higdon DM and Mengersen

- KL. Bayesian computation and stochastic system (with discussion). *Statistical Sci.* 1995 ; 10 : 3-66 .
- 4 ) Nakamura T. Bayesian cohort models for general cohort table analysis. *Ann. Inst. Statist. Math.* 1986 ; 38 : 353-70 .
- 5 ) Leung GM, Woo PPS, McGhee SM, et al. Age-period-cohort analysis of cervical cancer incidence in Hong Kong from 1972 to 2001 using maximum likelihood and Bayesian methods. *J. Epidemiol. Community Health.* 2006 ; 60 : 712-20 .
- 6 ) Baker A. and Bray I. Bayesian Projections: What are the effects of excluding data from young age groups? *Am. J of Epidemiol.* 2005 ; 162(8) , 798-805 .
- 7 ) Bashir SA. and Estève J. Projecting cancer incidence and mortality using Bayesian age-period-cohort models. *J. Epidemiol. Biostat.* 2001 ; 6(3) , 287-96 .
- 8 ) 人口動態統計 昭和60年～平成17年．厚生（労働）省大臣官房統計情報部編．（財）厚生統計協会．
- 9 ) わが国の推計人口．大正9年～平成12年．総務省統計局人口統計資料 No.76．総務省統計局．
- 10) 人口推計（年報）各年10月1日現在推計人口．平成13年～17年．総務省統計局．
- 11) 日本の将来推計人口 - 平成13年（2001）年～62（2050）年 - . 平成14年1月推計．国立社会保障・人口問題研究所編．（財）厚生統計協会．2002.
- 12) Knorr-Held L and Rainer E. Projections of lung cancer mortality in West Germany: a case study in Bayesian prediction. *Biostatistics.* 2001 ; 2 : 109-29.
- 13) Schmid V and Knorr-Held L. BAMP; Bayesian age-period-cohort modeling and prediction (ver. 1.2.3). <http://www.stat.uni-muenchen.de/~schmidt/bamp>, 2001.
- 14) 出生に関する統計 人口動態統計特殊報告 厚生労働省大臣官房統計情報部編．（財）厚生統計協会．2002.
- 15) 人口動態統計速報（平成18年12月分）．厚生労働省大臣官房統計情報部．2007. 2. 21.
- 16) 内田博之．小田切陽一．わが国の婚姻動向（1985～2003年）に対する世代の影響と将来推計．*日本公衆衛生雑誌.* 2006. 53(10). 279.

### 図説 統計でわかる介護保険2007

介護保険制度の概要及び介護保険関連の主要事項をカラー図表でわかりやすく解説。  
 介護保険関連主要統計表を収載 - 各種時系列データ，介護サービス種類別データ等。  
 都道府県・保険者（市町村）別統計表を収載したCD-ROMを添付。

B5判カラー印刷 331頁 定価 2,400円（税込）

ご注文はお近くの書店へ

財団法人 厚生統計協会 03-3586-3361