

Age-Period-Cohortモデルによる 日本人中高年の損失寿命に関する分析

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 日本人中高年（40～64歳）の早期死亡による損失寿命の過去35年間の推移に対する年齢、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することを目的とした。

方法 1960年から1994年までの全死因と主要死因（悪性新生物、心疾患、脳血管疾患、不慮の事故、自殺）の5年齢階級（40～44歳から60～64歳）のYPLL率を5年ごとの7期間について男女別に算出し、コホート表を作成した。それぞれのコホート表についてベイズ型Age-Period-Cohort分析を適用することにより、3要因（年齢、時代、コホート）の効果を分離して推定し、各要因の損失寿命に与える影響について考察した。

結果 全死因の損失寿命に対し、男性では後年生まれのコホートほど効果が減少する出生年代の影響が顕著であった。さらに50～54歳を最大とし、60～64歳で大きく低下する年齢の影響も認められた。これとは対照的に、女性では年齢やコホートの影響は小さく、むしろ時代進行に伴って一貫した減少を示した時代の影響が大きかった。死因別の分析結果では、脳血管疾患の損失寿命に対しては、男女ともに時代の影響が顕著であり、加えて、男性では1916～1925年生まれを底としたV字状のコホートの影響が認められ、このコホート効果は同じ循環器疾患である心疾患の場合と類似していた。悪性新生物では、男性において50歳代における年齢影響が大きく、また、1921～1930年生まれ以降の効果減少を特徴としたコホートの影響を認めたが、女性では、3要因の影響は明瞭でなかった。不慮の事故についても、男性でのみ、年齢と時代の影響が強く認められたほか、1926～1935年生まれをピークとしたコホートの影響も認められた。自殺では、男女に共通して、年齢効果が相対的に大きく、若齢側の影響が大きかった。加えて、男性では1980～84年をピークとした時代の影響、さらには1916～1925年生まれから1936～1945年生まれにかけての効果の増大を特徴としたコホートの影響が認められた。

結論 ベイズ型コホート分析によって、日本人中高年の早期死亡による損失寿命の推移に対する年齢、時代および同年代出生コホートの影響が明らかにされた。とくに男性の場合、全死因の損失寿命に対してだけでなく、主要死因別の損失寿命に対しても同年代出生コホートの影響が明らかになった。一方、女性ではコホートの影響は小さく、むしろ全死因と脳血管疾患死亡の損失寿命に対する時代の影響が特徴として把握された。

キーワード 損失生存可能年数 (YPLL), 損失寿命, ベイズ型年齢-時代-コホート分析, 日本人中高年, 早期死亡

I はじめに

中高年の死亡は、早期死亡 (premature

death) として社会経済的損失が大きいことから、その対策は公衆衛生学的課題として重要である。損失生存可能年数 (years of potential

* 1 山梨県立看護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

life lost: YPLL) はある一定の生存目標年齢を定め、その年齢に到達せずに死亡した場合について、目標年齢と死亡時年齢の差 (損失寿命) を合計した値であり、早期死亡を対象とした解析を行う上で注目されている指標である¹⁾⁻⁵⁾。本研究は、ベイズ型Age-Period-Cohort分析によって日本人中高年 (40~64歳) の全死因と主要死因 (悪性新生物, 心疾患, 脳血管疾患, 不慮の事故, 自殺) による損失寿命について、1960年から1994年までの35年間のYPLL率の推移に対する年齢、時代およびコホートの影響について明らかにすることを目的とした。

II 資料および方法

YPLL率の算出に用いた死亡数は、1960年から1994年までの人口動態統計の性・死因・年齢

表1 同年代出生コホートの年齢×時代表

	1960~64年	1965~69	1970~74	1975~79	1980~84	1985~89	1990~94
40~44歳	5	6	7	8	9	10	11
45~49	4	5	6	7	8	9	10
50~54	3	4	5	6	7	8	9
55~59	2	3	4	5	6	7	8
60~64	1	2	3	4	5	6	7

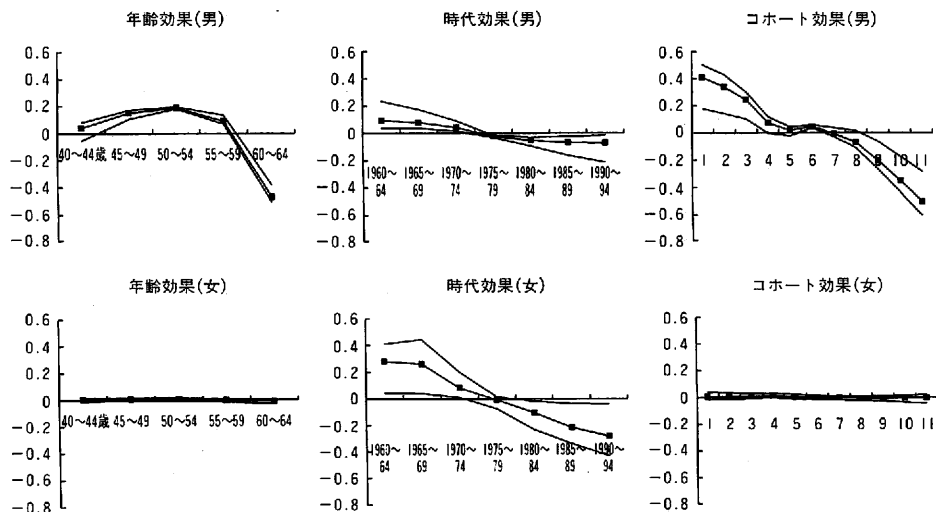
注 表中の数字 (1~11) はコホート番号 (No. 1~No.11) を表し、各コホートの生年の区間と中央年 (西暦) を以下に示す。

1: 1896~1905 (1900) 2: 1901~1910 (1905) 3: 1906~1915 (1910)
4: 1911~1920 (1915) 5: 1916~1925 (1920) 6: 1921~1930 (1925)
7: 1926~1935 (1930) 8: 1931~1940 (1935) 9: 1936~1945 (1940)
10: 1941~1950 (1945) 11: 1946~1955 (1950)

5歳階級別死亡数の40~44歳から60~64歳の各年齢階級の全死因および、早期死亡にかかわる主要死因 (悪性新生物, 心疾患, 脳血管疾患, 不慮の事故, 自殺) の死亡数を用いた⁶⁾。人口数は、1960年から1990年までの5年ごとの国勢調査人口を用いた。YPLL率は1960~64年から1990~94年までの5年ごとの7期間について算出した。算出の方法はRomeder and McWhinnie (1977)¹⁾およびOrtega and Puig (1992)⁷⁾に準じた方法により、生存目標年齢を65歳、各年齢階級の中央年齢 (例えば50~54歳では52歳) を死亡年齢として、その差 (生存目標年齢-死亡年齢) を各年齢階級における損失寿命とし、当該年齢階級における死亡数との積をYPLLとして算出し、その年齢階級の人口で除してYPLL率とした。

Age-Period-Cohort分析はベイズ型コホート分析⁸⁾⁹⁾を用い、マルコフ連鎖モンテカルロ法による解析ソフトウェアBAMP (Bayesian Age-Period-Cohort Modelling and Prediction)¹⁰⁾を使用した (BAMPの詳細とアルゴリズムはKnorr-Held and Rainer (2001)¹¹⁾を参照されたい)。解析にあたり、モデルの適合性を確認するため、年齢、

図1 総死亡のYPLL率についてのコホート分析の結果



注 1) 図中の■印付記録はメディアン、上下の線は75%および25%のパーセンタイルの区間を示す
2) コホート効果の図中横軸の番号は表1に示したコホート番号をさす

時代、コホートの3要因モデルのほか、2要因、1要因モデルを適用した場合のデビアンスを計算し、統計学的に有意差 ($p < 0.01$) のないことを確認して3要因モデルを採用した。要因間の“識別問題”⁸⁾¹²⁾については議論が残されているものの、本研究では事後推定値の非線形成分のみを解釈の対象とすることによって対処した⁹⁾。本研究における対象となった同年代出生コホートは、5年齢階級×7期間に該当する生年の中央年が1900年から1950年の11コホートである(表1)。

Ⅲ 結 果

(1) 総死亡の分析結果

全死因による総死亡のYPLL率に対する分析結果を図1に示した。図中の縦軸値は非線形成分の事後推定値であり、各時間断面における増減効果の大きさを示す。男性の場合、年齢効果は、50～54歳でピークを示し、40～44歳から55～59歳の幅広い年齢階級でプラトー(平坦)で大きな差を認めないが、60～64歳での効果減少が大きかった。コホート効果については、コホートNo.4(1911～1920年生まれ)からNo.8(1931～1940年生まれ)の間では減少が緩慢ではあるが、後年生まれのコホートほど効果減少が認め

られた。時代効果は、年齢効果やコホート効果と比較して相対的に小さかった。一方、女性では年齢効果とコホート効果の非線形成分の推定値は0に近く、影響は小さかった。むしろ時代進行に伴った効果減少を特徴とした時代効果が顕著であった。

(2) 主要死因別死亡の分析結果

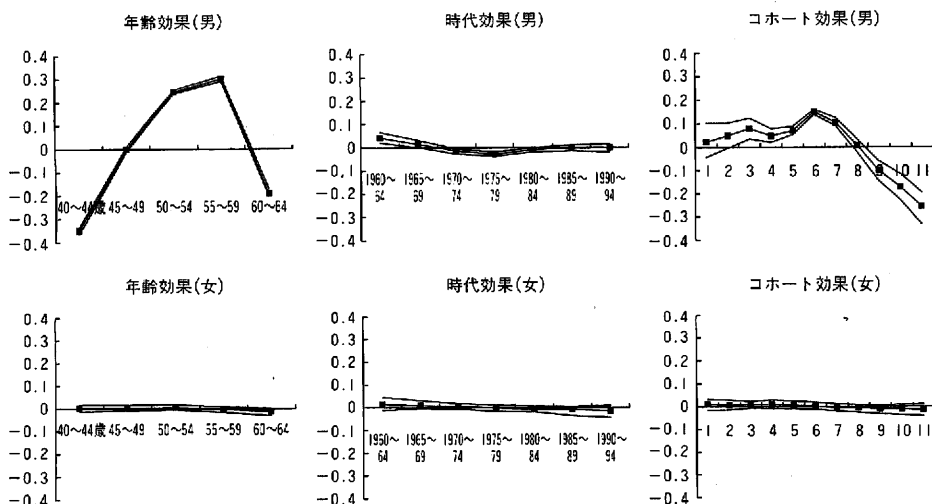
1) 悪性新生物

悪性新生物死亡のYPLL率に対する分析結果を図2に示した。男性では、50歳代にピークを示し、40歳代と60歳代での効果が小さい年齢効果が顕著であり、コホート効果では、コホートNo.6(1921～1930年生まれ)以降の効果減少が特徴として認められた。一方、女性では3効果とも明瞭な特徴を示さなかった。

2) 心疾患

心疾患死亡のYPLL率に対する分析結果を図3に示した。男性の時代効果は悪性新生物の場合と同様に50歳代で効果が大きい特徴を認めた。またコホート効果では、コホートNo.4(1911～1920年生まれ)からNo.5(1916～1925年生まれ)を変化点としてそれ以前の効果減少とコホートNo.6(1921～1930年生まれ)での効果増大、以降のコホートではプラトーであった。一方、女性では3効果とも明瞭な特徴を示さなかった。

図2 悪性新生物死亡のYPLL率についてのコホート分析の結果



注 1) 図中の■印付記録はメディアン、上下の線は75%および25%のパーセンタイルの区間を示す
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さす

3) 脳血管疾患

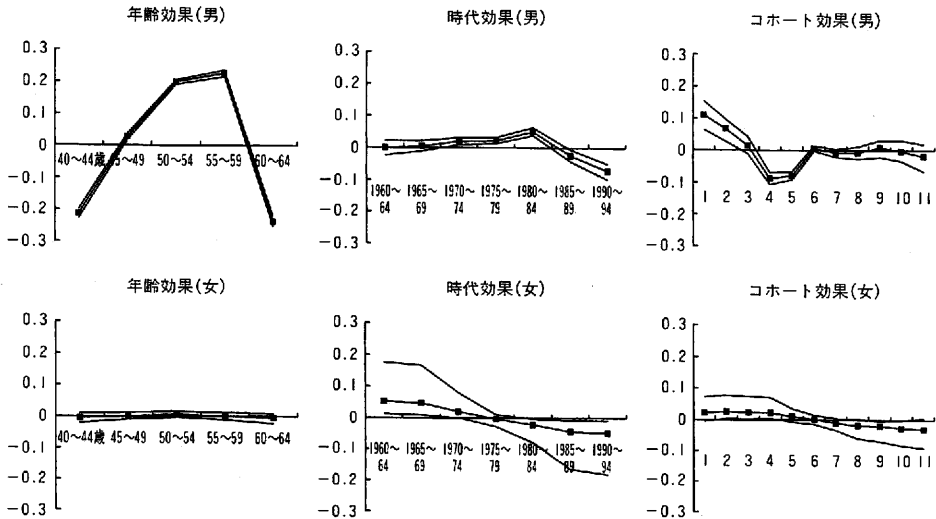
脳血管疾患死亡のYPLL率に対する分析結果を図4に示した。男女に共通して時代進行に伴った効果減少が認められ、この時代効果が相対的に大きいことが特徴であった。このほか、女性では年齢効果、コホート効果は明瞭ではないが、男性では、悪性新生物や心疾患と類似した50歳代での年齢効果が大きい特徴を認めた。さらに、コホート効果では、コホートNo.5 (1916～1925年生まれ) 以前のコホートにおける効果

減少と以降の効果の漸増が特徴として認められた。

4) 不慮の事故

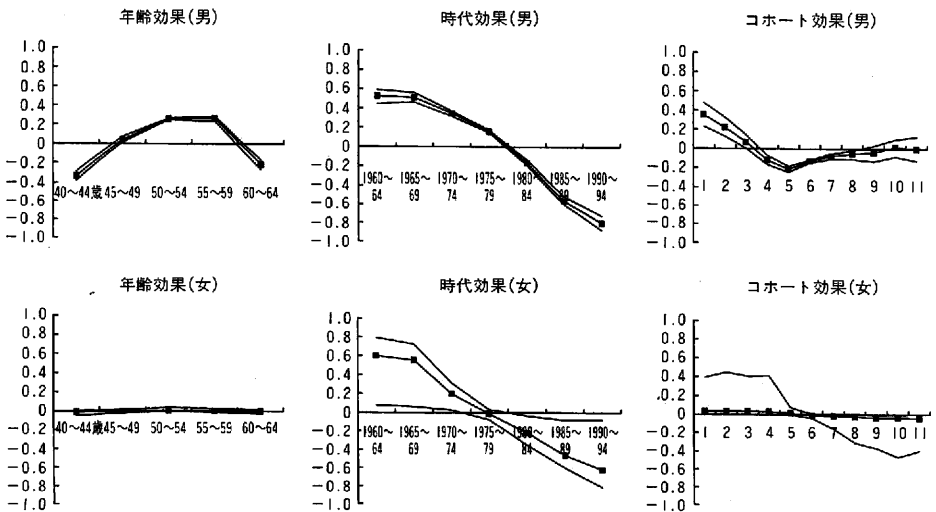
不慮の事故死亡のYPLL率に対する分析結果を図5に示した。男性では、若齢ほど効果が大きい年齢効果と1965～69年以降、1985～89年までの期間にかけての時代効果の減少が特徴として認められた。さらに、コホート効果は、他の2効果と比較して相対的に小さいが、コホートNo.6 (1921～1930年生まれ) からNo.7 (1926～

図3 心疾患死亡のYPLL率についてのコホート分析の結果



- 注 1) 図中の■印付記線はメディアン、上下の線は75%および25%のパーセンタイルの区間を示す
2) コホート効果の図中横軸の番号は表1に示したコホート番号をさす

図4 脳血管疾患死亡のYPLL率についてのコホート分析の結果



- 注 1) 図中の■印付記線はメディアン、上下の線は75%および25%のパーセンタイルの区間を示す
2) コホート効果の図中横軸の番号は表1に示したコホート番号をさす

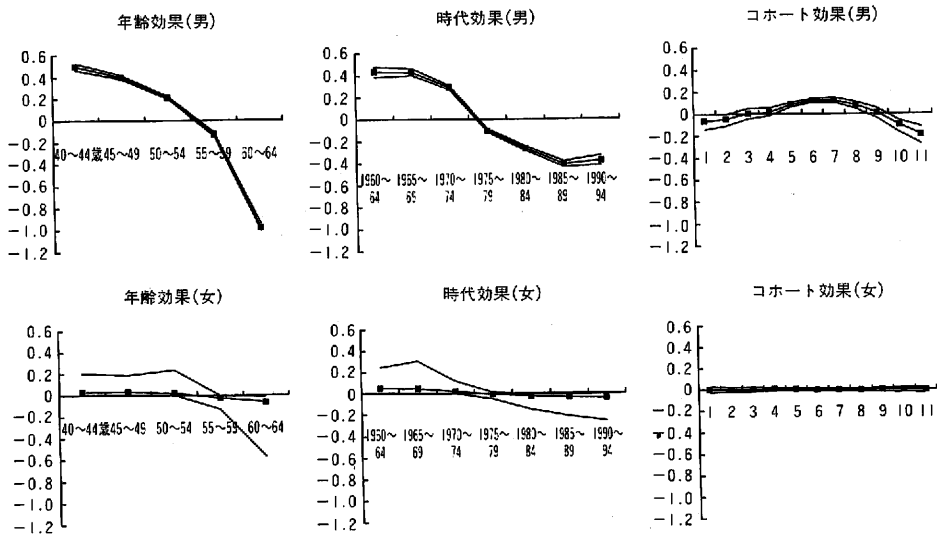
1935年生まれ)を変化点とした、それ以前の緩慢な効果増と以降の効果減が特徴として認められた。一方、女性ではいずれの効果も明瞭な特徴を示さなかった。

5) 自殺

自殺死亡のYPLL率に対する分析結果を図6に示した。男女に共通して、年齢効果が他の2効果に比較して相対的に大きく、若齢ほど効果が大きく55～59歳以上の急激な効果減を特徴としていた。このほか、女性では時代効果、コ

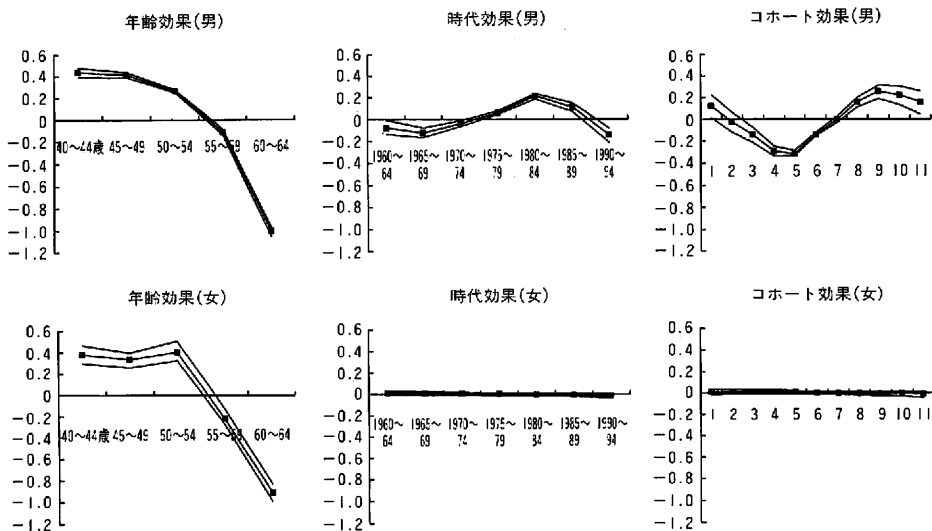
ホート効果は明瞭でないが、男性では、1980～84年をピークとした効果増と以降の効果減を特徴とする時代効果とコホートNo.4(1911～1920年生まれ)からNo.5(1916～1925年生まれ)を変化点としてのそれ以前の効果減と以降の効果増、さらにコホートNo.9(1936～1945年生まれ)を第二の変化点としての以降の効果減を特徴としたコホートの影響が認められた。

図5 不慮の事故死亡のYPLL率についてのコホート分析の結果



- 注 1) 図中の■印付記線はメディアン、上下の線は75%および25%のパーセンタイルの区間を示す
2) コホート効果の図中横軸の番号は表1に示したコホート番号をさす

図6 自殺死亡のYPLL率についてのコホート分析の結果



- 注 1) 図中の■印付記線はメディアン、上下の線は75%および25%のパーセンタイルの区間を示す
2) コホート効果の図中横軸の番号は表1に示したコホート番号をさす

IV 考 察

疾病や事故等による死亡状況の変化の背後にある要因を把握するためには、その推移を分析することが重要となる。しかしながら、死亡状況の時間軸における変化は年齢、時代の影響に加えて世代（コホート）の影響が混交しており、これらの要因の効果を分離して評価することが困難であった。近年、これらの3効果を分離して推定する方法の一つとしてベイズ型コホート分析が開発され⁸⁾⁹⁾¹³⁾、この「識別問題」を克服したかたちで死亡データが解析されるようになった。本研究もベイズ型コホート分析の一法を用いることで、日本人中高年の早期死亡による損失寿命の1960年から1994年までの推移に対する年齢、時代、同年代出生コホートの影響について明らかにした。

本研究の結果、日本人中高年の早期死亡による損失寿命の推移に対する年齢、時代、コホートの影響が男性と女性で大きく異なっていたことが示された。全死因の損失寿命の分析結果から、男性の場合は、年齢効果とコホート効果が時代効果と比べて相対的に大きく、50歳代をピークとした年齢の影響と、後年生まれほど影響が小さくなるコホートの影響が大きく作用したことが示唆された。一方、女性では、年齢やコホートの影響は極めて小さく、早期死亡の改善過程に時代が強く影響を与えてきたことが示唆された。

死因別の分析結果からは、脳血管疾患の場合、男女に共通して時代効果が相対的に大きかったことから、時代が、脳血管疾患の早期死亡改善の重要な要因であったことが示唆された。女性の全死因の損失寿命に対する時代効果は、観察した主要死因のうち脳血管疾患のみが強いことから、脳血管疾患による早期死亡の改善を反映したものであることが推察される。しかし、男性では時代効果に加えて、50歳代に大きい年齢効果が認められ、またコホートNo.5（1916～1925年生まれ）を変化点とした特徴的なパターンV字型のパターンが認められた。これらの年

齢効果とコホート効果の特徴は心疾患のパターンと類似しており、男性の場合、循環器疾患である脳血管疾患と心疾患に共通した年齢、コホートの影響があったことが示唆された。

このほか、とくに特徴的なコホート効果の変化に注目すると、悪性新生物ではNo.6（1921～1930年生まれ）以降のコホート効果の減少が男性でのみ顕著であり、この効果減少がどの部位の悪性新生物死亡の変化を反映したものであるか、現在さらに解析を進めている。自殺による損失寿命の変化に対しては、男女に共通して年齢が大きく影響していたが、男性では加えてNo.4（1911～1920年生まれ）からNo.5（1916～1925年生まれ）以降のコホート効果の増加と、No.9（1936～1945年生まれ）を変化点とした減少が特徴的であった。さらに、1980～1984年をピークとした時代効果も観察されたことから、男性の自殺による早死動向の解析には、年齢、時代、コホートの3つの影響を十分に考慮する必要があることが示唆された。

本研究の結果認められた特徴的な年齢、時代およびコホートの影響については、今後、早期死亡との関連が想定される喫煙、食生活等の生活習慣や産業・交通事情などの諸指標の推移との関連で解析を行うことによって、中高年の損失寿命の増減を説明しうる要因について明らかにし、早期死亡の低減にむけた対策の立案にとって有用な情報が得られると考えられる。

本研究の一部は、第61回日本公衆衛生学会において発表した。

文 献

- 1) Romeder J-M and McWinnie JR. Potential years of life lost between ages 1 and 70 : An indicator of premature mortality for health planning. *Int J Epidemiol* 1977 ; 6 : 143-51.
- 2) Gardner JW and Sanborn JS. Years of potential life lost (YPLL)-what does it measure? *Epidemiology* 1990 ; 1 : 322-9.
- 3) McDonnell S and Hopkins RS. Using YPLL in health planning. *Public Health Rep* 1998 ; 113 :

- 55-61.
- 4) 内田博之, 永井正規. 年齢調整YPLL率の都道府県別地域格差の検討. 厚生指標 1999; 46(8): 21-5.
 - 5) 小田切陽一, 内田博之. 年齢調整YPLL率からみたわが国の死因動向と特徴. 山梨県立看護大学紀要 2002; 4: 1-9.
 - 6) 厚生省大臣官房統計情報部編. 人口動態統計 昭和35年～平成6年. 財団法人厚生統計協会.
 - 7) Ortega A and Puig M. Influence of different upper age limits on the "years of potential life lost" index. Eur J Epidemiol 1992; 8: 875-7.
 - 8) Berzuini C, Clayton D and Bernardinelli L. Bayesian inference on the Lexis diagram. Bull Intern Stat Inst 1993; 50: 149-64.
 - 9) Besag JE, Green PJ, Higdon DM and Mengersen KL. Bayesian computation and stochastic system (with discussion). Statistical Sci 1995; 10: 3-66.
 - 10) 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.
 - 11) 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.
 - 12) Clayton D and Schifflers E. Models for temporal variation in cancer rates. II: age-period-cohort models. Stat in Med 1987; 6: 469-81.
 - 13) Nakamura T. Bayesian cohort models for general cohort table analysis. Ann Inst Statist Math 1986; 38: 353-70.

2003年 3 動向誌発行のお知らせ

表示は本体価格です。
定価は別途消費税が
加算されます。

- * 国民衛生の動向2,095円
発売中
- * 国民の福祉の動向1,800円
10月下旬発行予定
- * 保険と年金の動向1,800円
11月下旬発行予定

財団法人 厚生統計協会

〒106-0032 東京都港区六本木5-13-14
TEL 03-3586-3361