

# 戦後におけるがんの世代別影響

—コホート生命表による分析—

ワタナベ トモユキ  
渡邊 智之\*

**目的** わが国の平均寿命は現在もなお高い水準を維持している一方で、死因構造の中心は第二次世界大戦を境に感染症から生活習慣病に転換した。このように、日本人の死因構造は大きく変化しており、特に日本人の死因第一位であるがんは戦後のわが国の平均寿命の変化に影響を与えていると考えられる。そこで、本研究は死因構造が転換した戦後に焦点を当て、戦後生まれのがんによる死亡を除去した場合の生命表生存数に与える影響を、コホート（世代）生命表を用いて世代別に比較し、検討した。

**方法** 本研究は、1950-1954年から2005-2009年までの12の出生コホート（5年間出生集団）を対象とした。2010年までの期間生命表データを用いてコホート生命表死亡率および生存数を算出し、がん死亡を除去した場合の期間生命表死亡率からコホート生命表死亡率および生存数を求めた。これらの生命表生存数を用いて、がん死亡を除去した場合の生命表生存数の変化を算出し、がん死亡を除去した場合に生命表生存数がどの程度変化するかを世代別に検討した。

**結果** 男女ともに年齢が高くなるにつれて、がん死亡除去による生命表生存数変化は大きくなり、世代が新しくなるにつれて小さくなっていたが、女性については男性よりも世代間の違いは小さかった。また、最も大きく生命表生存数が増加した世代は、30歳未満では男女ともに1955-1959年出生コホートであったが、30歳以上では1950-1954年出生コホートであった。世代間で生命表生存数の変化に違いが生じ始める年齢は30歳代後半から40歳代前半にかけてであり、どの出生コホートにおいても40歳未満では男性の方が生命表生存数の変化が大きい、40～54歳では女性の方が大きく、年齢によって性別で特徴がみられた。

**結論** 戦後の出生コホートにおいて、がん死亡を除去した場合の生命表生存数の変化は、男女ともに世代が新しくなるにつれて漸減しており、がん死亡による世代影響は徐々に小さくなりつつある。また、年齢階級別にみると男女ともに30歳代後半から40歳代前半にかけて世代間に差が生じ始めており、40歳代から50歳代前半にかけては女性の方ががん死亡による影響が大きいことが明らかになった。

**キーワード** がん、生命表、平均余命、コホート、戦後

## I 緒 言

わが国の平均寿命は第二次世界大戦から約40年が経過した1984年以降、世界第一位となり、現在もなお高い水準を維持している（2013年で

男性80.21歳、女性86.61歳<sup>1)</sup>）。一方で、わが国の死因構造の中心は、第二次世界大戦を境に感染症から生活習慣病に転換し、日本人の死因構造は大きく変化している。その中でもがんは日本人の死因第一位であり、現在もなお年々増加傾向にある<sup>2)</sup>。また、特定死因を除去した場合の平均寿命の伸びをみても、がん死亡を除去

\*愛知学院大学心身科学部健康栄養学科准教授

した場合の平均寿命の伸びが最も大きく（2013年で男性3.79年，女性2.91年）<sup>1)</sup>，がんは戦後のわが国の平均寿命の変化に影響を与えていると考えられる。

著者らはこれまでに，わが国の平均寿命に関して各歳の期間生命表（通常の「生命表」のこと）を整備し，各年の出生コホート（同時出生集団）について作成された，コホート（世代）生命表の作成方法<sup>3)</sup>に準拠して，1995年までの期間生命表データを追加したコホート生命表を作成し，性別・世代別の平均余命の推移について検討した<sup>4)</sup>。さらに著者らは，2000年までの期間生命表データを追加したコホート生命表を用いて，循環器疾患死亡を除去した場合の生命表生存数の変化を検討したが<sup>5)</sup>，これまでにコホート生命表による各種死因の世代別影響を検討した研究は，わが国ではほとんどないのが現状である。

そこで，本研究では死因構造が転換した戦後に焦点を当て，戦後生まれのがん死亡を除去した場合の生命表生存数に与える影響を，コホート生命表を用いて世代別に比較し，検討した。

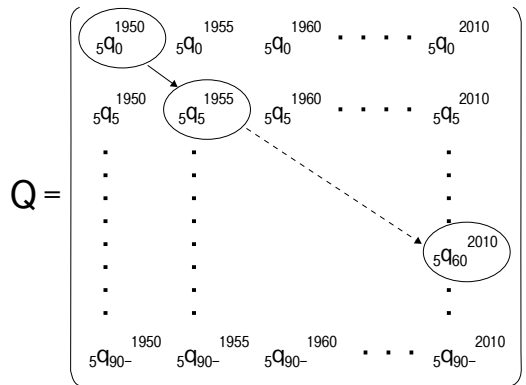
## Ⅱ 方 法

### (1) コホート生命表の作成

期間生命表とは，ある期間における対象集団が示した実際の年齢別死亡率に従って，あたかもその年に出生した集団が年齢を重ねるにつれて死亡したと仮定した場合，その生存と死亡の秩序を年齢を追って表したものである<sup>4)</sup>。これに対してコホート生命表は，現実的な出生コホートを追跡して作成された生命表である<sup>3)</sup>。

今回用いたコホート生命表は，これまでに著者らが作成したコホート生命表<sup>5)</sup>に，2010年までの期間生命表データ<sup>6)-8)</sup>を追加したものである。まず，1950年から2010年までの期間生命表の年齢階級  $[x, x+n-1)$  歳における5歳階級別生命表死亡率  ${}_nq_x$  を要素とするマトリックス  $Q$  を考え，図1のように左の1950年から右の2010年までの年齢0～4歳（最上段）から90歳以上（最下段）までの一連の死亡率  ${}_nq_x$  を並べ

図1 コホート生命表の死亡率を示すマトリックス



注  ${}_nq_x$  : 年齢階級  $[x, x+n-1)$  歳における期間生命表の死亡率。  
○は1950-1954年出生コホートの死亡率を表す。

たマトリックス  $Q$  の，左斜め上から右斜め下へと縦断的に  ${}_nq_x$  を捉えていき，これをコホート生命表の死亡率として考える。例えば，1950-1954年出生コホートの生命表を作成するとき，図1の丸印で囲んだ  ${}_5q_0^{1950}$ ， ${}_5q_5^{1955}$ ， $\dots$ ， ${}_5q_{60}^{2010}$  を1950-1954年出生コホートの5歳階級別生命表死亡率と考えることができる。このようにして，新たに並びかえた各出生コホートの生命表死亡率 ( ${}_nq_x^c$ ) を用いて一連の生命関数<sup>9)</sup>を導き出すことができる。

今回，定常人口 ( $T_x$ ) および平均余命 ( $e_x$ ) の算出にあたっては，本研究の対象が戦後の出生コホートであるため高年齢まで追跡ができず，平均余命を算出できなかったことから， $[x, x+n-1)$  歳における5歳階級別コホート生命表生存数 ( ${}_n l_x^c$ ) を算出した（以下，生命表生存数を単に「生存数」）。

### (2) がん死亡を除去した場合の生命表死亡率・生存数の算出

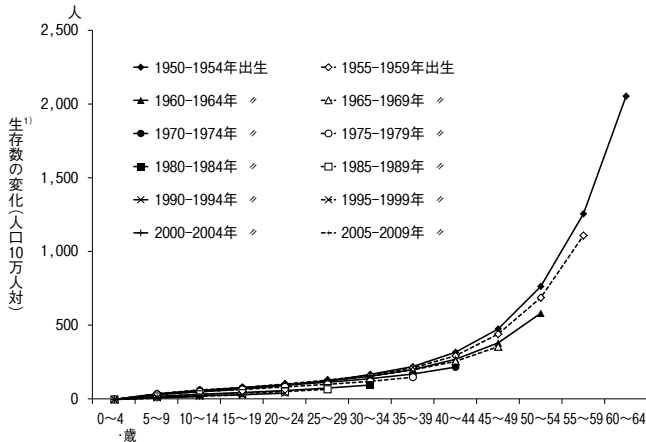
がん死亡を除去した場合の  $[x, x+n-1)$  歳における5歳階級別期間生命表死亡率 ( ${}_nq_x^{(-がん)}$ ) を次式に示すJordanの方法<sup>10)</sup>を用いて算出した。

$${}_nq_x^{(-がん)} = 1 - (1 - {}_nq_x)^{1 - r_x^{がん}}$$

ただし，

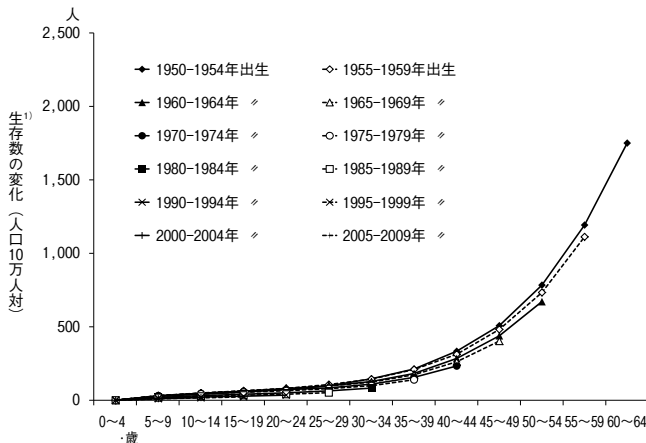
$${}_n r_x^{がん} = {}_n D_x^{がん} / {}_n D_x$$

図2 世代別・年齢階級別にみたがん死亡除去による生存数の変化(男性)



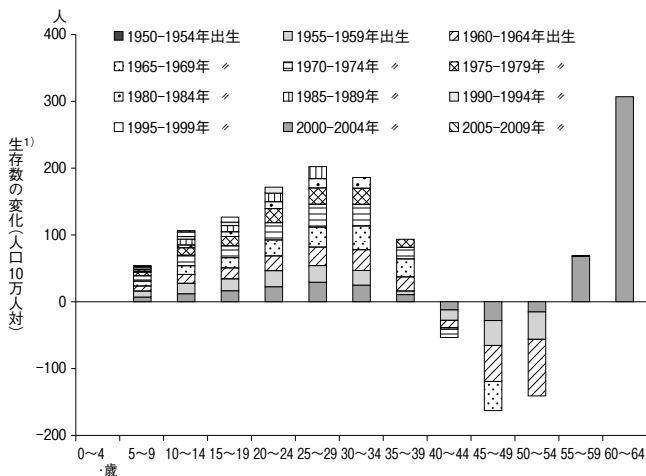
注 1)  $n_x^{c(-がん)} - n_x^c$

図3 世代別・年齢階級別にみたがん死亡除去による生存数の変化(女性)



注 1)  $n_x^{c(-がん)} - n_x^c$

図4 世代別・年齢階級別にみたがん死亡除去による生存数の変化(性差)



注 1) (男性の生存数変化) - (女性の生存数変化)

$nD_x$ : 年齢階級  $[x, x+n-1)$  における全死亡数

$nD_x^{がん}$ : 年齢階級  $[x, x+n-1)$  における、がんによる死亡数

また、一連の  $nq_x^{(-がん)}$  を用いて、前述のコホート生命表の作成と同様の方法で、がん死亡を除去した場合のコホート生命表死亡率 ( $nq_x^{c(-がん)}$ )、および生存数 ( $nI_x^{c(-がん)}$ ) を算出した。

以上の方法に基づいて算出した1950-1954年から2005-2009年までの12の出生コホート(5年間出生集団)における生存数とがん死亡を除去した場合の生存数の変化 ( $nI_x^{c(-がん)} - nI_x^c$ ) を用いて、がん死亡を除去した場合の生存数に与える世代別影響について検討した。なお、全死因およびがん死亡数は人口動態統計データ<sup>11)-15)</sup>を用いた。

### Ⅲ 結 果

がん死亡を除去した場合の生存数変化は、男性では年齢が高くなるにつれて大きく、世代が新しくなるにつれて小さくなっていった(図2)。男性では、最も大きく生存数が増加したのは30歳未満では1955-1959年出生コホートであったが、30歳以上では1950-1954年出生コホートであった。また、世代間で違いが生じ始める年齢は30歳代後半から40歳代前半にかけてであり、35~39歳で最も大きく生存数が増加した世代は、1950-1954年出生コホート(生存数変化:222.2人(人口10万人対;以下、同様))である一方、最も増加が小さかったのは1975-1979年出生コホート(172.1人)であった。同様に、40~44歳で最も大きく増加したのは、1950-1954年出生コホート

(319.3人)であり、最も増加が小さかったのは1965-1969年出生コホート(257.9人)であった。

一方、女性については、男性よりも世代間の違いが小さくなっているが、生存数変化は男性と同様に年齢が高くなるにつれて大きく、世代が新しくなるにつれて小さくなっていった(図3)。その中でも、最も大きく生存数が増加したのは男性と同様に30歳未満では1955-1959年出生コホート、30歳以上では1950-1954年出生コホートであった。また、世代間で違いが生じ始めるのは30歳代後半から40歳代前半にかけてであり、35-39歳で最も大きく生存数が増加した世代は、1950-1954年出生コホート(211.6人)である一方、最も増加が小さかったのは1975-1979年出生コホート(154.7人)であった。同様に、40-44歳で最も大きく増加したのは1950-1954年出生コホート(331.8人)であり、最も増加が小さかったのは1965-1969年出生コホート(260.3人)であった。

また、この生存数変化を性・年齢階級別で比較すると、40歳未満ではどの世代も男性の方が女性よりも生存数の増加が大きいが、年齢が高くなるにつれて性差は小さくなり、40-54歳では逆に女性の方が大きくなったが、55歳以上は再び男性の方が生存数の増加が大きくなった(図4)。

#### Ⅳ 考 察

今回、戦後の出生コホートを対象に、がん死亡を除去した場合に生存数がどの程度変化するかをコホート生命表を用いて世代別に検討した。その結果、がん死亡除去による生存数の変化はどの世代も男女ともに年齢が高くなるにつれて大きくなった。一方、世代が新しくなるにつれて、がん死亡除去による生存数の変化が小さくなりつつあり、がん死亡が与える影響は小さくなっている。

本研究では30歳代後半から40歳代前半にかけて生存数の増加による世代間の違いが生じ始めた。著者らは2000年までの期間生命表データに

よるコホート生命表を用いて、本研究と同様の方法で循環器疾患による死亡を除去した場合、生存数がどの程度増加するかを世代ごとに比較、検討することにより、循環器疾患死亡が各世代に与える影響を分析したが、循環器疾患死亡を除去した場合の各世代への影響は40歳代から生じ始め、年齢が高くなるほど世代間の差が大きくなっており<sup>5)</sup>、本研究のがん死亡と同様の傾向を示した。また、性別にみると、どの出生コホートにおいても40歳未満では男性の方ががん死亡による影響が大きいが、40-54歳では女性の方がその影響が大きくなり、55歳以上は再び男性で生存数変化が大きくなっており、男女で年齢によってがん死亡による影響に違いがみられた。本研究では60歳代前半までしか追跡できなかったが、がんの年齢階級別粗死亡率をみても中高年層で上昇していくことから<sup>2)</sup>、今後は特に中高年層の世代間の影響にどのような違いが生じるかを追跡していく必要がある。

また、男女ともに世代が新しくなるにつれて循環器疾患死亡除去による生存数の変化は小さくなっていった。また、循環器疾患死亡が生存数に与える影響は小さくなりつつあり、特に団塊の世代前後で世代間の差は消失しつつあることが明らかになった<sup>5)</sup>。本研究でもがん死亡は循環器疾患死亡による影響と同様の傾向がみられ、戦後のがん死亡の影響が徐々に小さくなりつつあることが判明した。このように、年齢別、性別でも世代別影響に違いがみられることから今後さらに追跡を続け、各世代の性・年齢別のがん対策を検討することが重要である。

わが国での縦断研究は、コホート研究等によるものが多い<sup>16)-18)</sup>。しかし、本研究は疾患のリスク因子を検討するものではなく、世代に与える影響の大きさを検討するという点では目的が異なるものの、本研究のような生命表を用いた縦断的な研究は少ないのが現状である。著者らはこれまでにコホート生命表を用いて、性・世代別の平均余命の推移について検討したが、1891年から1915年までの各出生コホートは乳児死亡率が非常に高い時代であることから、どの世代についても平均寿命が低く、第2次世界大

戦中の死亡率の激増で戦時中の年齢における男性の平均余命は低下し、女性よりも影響が大きかった<sup>4)</sup>。このように生命表生存数は、世代によって経験する社会的事象が異なるため、各世代が受けるこれらの影響を考慮する必要がある。したがって、時代・社会背景による影響を反映したコホート生命表による分析は、世代・年齢・性別等の違いを縦断的に検討することができ、今後の健康対策を立てるための一助となりうると考えられる。

## V 結 語

戦後の出生コホートにおいて、がん死亡を除き去した場合の生存数変化は、男女ともに世代が新しくなるにつれて漸減しており、がん死亡による世代影響は徐々に小さくなりつつある。また、年齢階級別にみると男女ともに30歳代後半から40歳代前半にかけて世代間に差が生じ始めており、40歳代から50歳代前半にかけては女性の方が、がん死亡による影響が大きいことが明らかになった。今後はさらに追跡を続けていくとともに、他の死因の影響についても検討したい。

## 文 献

- 1) 厚生労働省ホームページ. 平成25年簡易生命表の概況. (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life13>) 2014.9.8.
- 2) 厚生労働統計協会. 国民衛生の動向2013/2014年版. 56-7.
- 3) 小林和正, 南條善治. 日本の世代生命表-1981年~1986年期間生命表に基づく-. 日本大学人口研究所, 1988; 3-9.
- 4) 渡辺智之, 宮尾克, 大沢功, 他. コホート生命表による平均余命の推移. 厚生指標 2000; 47(10): 12-7.
- 5) 渡辺智之, 水野裕, 大森正子, 他. 循環器疾患死亡除去によるコホート生命表への影響. 厚生指標 2003; 50(15): 14-8.
- 6) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 平成13, 14, 15, 16, 18, 19, 20, 21年簡易生命表. 東京: 厚生統計協会, 2002, 2003, 2004, 2005, 2007, 2008, 2009, 2010.
- 7) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 第20回生命表. 東京: 厚生統計協会, 2007.
- 8) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 第21回生命表. 東京: 厚生労働統計協会, 2012.
- 9) 厚生労働統計協会. 国民衛生の動向2013/2014年版. 76-9.
- 10) 山口喜一, 伊藤達也, 金子武治, 他. 人口分析入門. 東京: 古今書院, 1989; 93-5.
- 11) 厚生省大臣官房統計調査部. 昭和25年人口動態統計 第4分冊. 東京: 厚生省大臣官房統計調査部, 1952.
- 12) 厚生省大臣官房統計調査部. 昭和30, 35, 40, 45年人口動態統計 下巻. 東京: 厚生省大臣官房統計調査部, 1957, 1962, 1967, 1972.
- 13) 厚生省大臣官房統計情報部. 昭和50, 55, 60, 平成2, 7年人口動態統計 下巻. 東京: 厚生省大臣官房統計情報部, 1977, 1982, 1986, 1992, 1997.
- 14) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 平成12, 17年人口動態統計 下巻. 東京: 厚生統計協会, 2002, 2007.
- 15) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 平成22年人口動態統計 下巻. 東京: 厚生労働統計協会, 2012.
- 16) 斉藤功, 小西光正, 渡部和子, 他. 地域集団におけるメタボリックシンドロームの脳卒中罹患に及ぼす影響について. 日本公衆衛生雑誌 2007; 54(10): 677-83.
- 17) 大橋靖雄, 島本和明, 佐藤眞一, 他. 肥満を含む循環器リスクファクターの重積と脳卒中発症リスクの検討. 日本公衆衛生学会雑誌 2011; 58(12): 1007-15.
- 18) 浜尾綾子, 阿部孝一, 早川岳人. メタボリックシンドロームリスク因子が循環器疾患死亡に及ぼす影響について. 厚生指標 2013; 60(6): 28-31.