

日本におけるがん生涯リスク評価

カモ ケンイチ カネコ サトシ ヨシムラ キミオ ソブエ トモタカ
加茂 憲一*1*2 金子 聡*3 吉村 公雄*5 祖父江 友孝*4

目的 今日のがんリスクを一般国民にとってわかりやすい形で示すことは、効果的ながん対策を行うにあたって非常に重要な役割を果たすと考えられる。そのための指標の1つとして、わが国における生涯がん罹患(死亡)リスクと、年齢を限定しての累積リスクを推定した。生涯がん罹患(死亡)リスクとは、一生涯のうちにがんに罹患(死亡)する確率の推定値である。また年齢を限定しての累積リスクとは、がん未発症年齢と到達年齢を限定しての罹患(死亡)確率の推定値である。

方法 わが国における1975年から1999年のデータを用い、がんリスクを推定した。リスク推定には人口、全死亡数、がん死亡数、がん罹患数を用いた。粗罹患率、粗死亡率を用いて、がん罹患(あるいは死亡)に関する生命表を作成した。その際にリスクの過大評価を避けるために、がん以外の死亡率を組み込んだ。また最高齢の階級に対しては、人年計算による補正を行った。この生命表をもとに、生命表上でのがん罹患数(死亡数)を求め、生涯リスク、あるいは年齢を限定しての累積リスクを推定した。

結果 1999年の生涯がん罹患リスクは男性で46.3%、女性で34.8%、同年の生涯がん死亡リスクは男性で29.4%、女性で20.5%と推定された。経年的には1975年以降、罹患、死亡リスクともほぼ単調に増加し、1999年には男性で罹患リスクが1.8倍増、死亡リスクが1.6倍増となり、女性で罹患リスクが1.7倍増、死亡リスクが1.5倍増となった。部位別にみると、生涯罹患リスクは男女とも胃がんが最も高く、男性で10.5%、女性で5.6%であった。生涯死亡リスクが最も高かったのは、男性では肺がんが6.6%、女性では胃がんが3.4%であった。

考察 1999年の生涯リスクから、男性の約半分、女性の3人に1人ががんに罹患し、男性の3人に1人、女性の4人に1人ががんにより死亡することがわかる。経年的にも生涯リスクは増加しており、この指標により今日のがんリスクの高さが直感的でとらえやすい形になったと考えられる。一方で、がん未発症年齢と到達年齢を限定してのリスク表から今後のリスクの変遷を知ることができる点も、国民にとってこの指標はリスクを直感的に認識しやすいものにしたと考えられる。今後は、競争リスクやがん因子の曝露を組み込んだ「発展形」によるリスク評価が期待される。

キーワード 生涯罹患リスク、生涯死亡リスク、生命表、DEVCAN

I はじめに

わが国において、がんは1981年に死亡原因の

トップになり、その後も増加を続けている重要な疾患である。したがって、国民に効果的ながん対策や検診による早期発見の重要性を示す必

* 1 札幌医科大学医学部医学科数学教室講師

* 2 国立がんセンターがん予防・検診研究センター情報研究部リサーチレジデント * 3 同室長 * 4 同部長

* 5 国立がんセンター研究所腫瘍ゲノム解析・情報研究部研究員

要がある。そのためには、誰しもが理解しやすい指標を用いて情報を提供することが必要であろう。わが国におけるがん罹患（死亡）を定量的に表現する指標として、絶対数に関しては「罹患数推定値（死亡数）」、リスクに関しては「年齢調整罹患率（死亡率）」やTominaga¹⁾による累積罹患リスクが一般的に用いられている。これらの指標は国内における罹患や死亡のデータを直接反映したものであり、作為的でなく分かりやすい指標である反面、一般国民にとってはグローバル過ぎて直感的でない可能性がある。そこで筆者らは、がんの危険性を一般国民が直感的にとらえることが可能な指標としてWumらの方法²⁾を用いて生涯がん罹患（死亡）リスクと、年齢を限定しての累積リスクを推定した。生涯がん罹患（死亡）リスクとは、一生涯の間に少なくとも1回がん罹患（死亡）する確率のことである。また年齢を限定してのリスクは、がん未発症年齢と到達年齢を限定しての累積リスクであり、例えば「30歳のがん未発症者が、60歳までに罹患する確率」という形で推定される。グローバルなデータを生涯リスクという形に加工することにより、一般国民にとっては直感的な数値になると考えられる。

Tominaga¹⁾により示されたわが国における累積罹患リスクは、がん罹患率の累積であり、他死因死亡が組み込まれていない。したがって、リスクを過大評価している可能性があるが、Wumらの推定方法²⁾では生命表³⁾の考え方を取り入れてこの問題を解消している。さらにTominaga¹⁾による累積罹患リスクは89歳までのリスクであるが、Wumらの推定方法²⁾では人年を用いた計算により年齢の上限を補正した。この方法は、米国SEER（監視疫学遠隔成績）プログラムから公表されているがんリスク評価のためのソフトウェア“DEVCAN”において適用されている⁴⁾。

II 方 法

がん罹患リスク推定にあたっては、がん未発症集団に関する生命表を作成し、この生命表上

での罹患数を推定する方法を用いる。生命表作成においては、がん未発症集団における率（罹患率や死亡率）が必要である。しかし、これらの数値は一般に未知である。そこでいくつかの数理的な仮定をおき、既知の全人口における率からがん未発症集団における率を推定し、生命表を作成する。

性別の年齢階級 i , $i=0,5,\dots,85$ (i 歳以上 $i+4$ 歳以下, $i=85$ は85歳以上)における人口, 全死亡数をそれぞれ p_i, d_i とし, 性・部位別の年齢階級 i におけるがん死亡数, がん罹患数をそれぞれ m_i, c_i とする。年齢階級 i の全死亡率, がん死亡率, がん罹患率はそれぞれ $\alpha_i = d_i/p_i$, $\beta_i = m_i/p_i$, $\gamma_i = c_i/p_i$ である。各年齢階級内での死亡や罹患の率は一定（指数分布に従う）とすると, 0歳人口 q_0 を始点とする i 歳人口（年齢階級 i の最初の年齢の人口） q_i は,

$$\begin{aligned} q_5 &= q_0 \exp(-5\alpha_0) \\ q_{10} &= q_5 \exp(-5\alpha_5) = q_0 \exp\{-5(\alpha_0 + \alpha_5)\} \\ &\vdots \\ q_i &= q_0 \exp\left\{-5 \sum_{j=0}^{(i/5)-1} \alpha_{5j}\right\}, \quad i=5, 10, \dots, 85 \end{aligned}$$

となる。添字“ $\hat{}$ ”をがん未発症集団における率や数と定義する。例えば \hat{q}_i と $\hat{\alpha}_i$ はそれぞれ「年齢 i の“がん未発症”人口」と「年齢階級 i の“がん未発症集団の”死亡率」を表す。0歳での罹患はないと仮定すると, $\hat{q}_0 = q_0$, $\hat{\alpha}_0 = \alpha_0$, $\hat{\beta}_0 = \beta_0$, $\hat{\gamma}_0 = \gamma_0$ である。すると, i 歳のがん未発症人口 \hat{q}_i は,

$$\begin{aligned} \hat{q}_5 &= q_0 \exp[-5(\alpha_0 - \beta_0 + \gamma_0)] \\ \hat{q}_{10} &= \hat{q}_5 \exp[-5(\hat{\alpha}_5 - \hat{\beta}_5 + \hat{\gamma}_5)] \\ &= q_0 \exp[-5\{(\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_5) - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_5) + (\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_5)\}] \\ &\vdots \\ \hat{q}_i &= \hat{q}_{i-5} \exp[-5(\hat{\alpha}_{i-5} - \hat{\beta}_{i-5} + \hat{\gamma}_{i-5})] \\ &= q_0 \exp\left\{-5\left(\sum_{j=0}^{(i/5)-1} \hat{\alpha}_{5j} - \sum_{j=0}^{(i/5)-1} \hat{\beta}_{5j} + \sum_{j=0}^{(i/5)-1} \hat{\gamma}_{5j}\right)\right\}, \\ &\quad i=5, \dots, 85 \end{aligned}$$

となる。全人口に対するがん生存者の割合は非常に小さいことに注意すると, 「がん以外での死亡率」と「がん未発症集団におけるがん以外での死亡率」は等しい（すなわち $\hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i = \alpha_i - \beta_i$ ）と考えられる。また, 罹患数は「がん未発症集団における罹患数」と等しいので,

$$q_i [1 - \exp(-5\gamma_i)] = \hat{q}_i [1 - \exp(-5\hat{\gamma}_i)],$$

すなわち、

$\hat{\gamma}_i = -(1/5) \log[1 - (q_i/\hat{q}_i)(1 - \exp(-5\gamma_i))]$,
 $i=5, 10, \dots, 80$ である ($i=85$ は補遺参照)。
 年齢階級0における初期条件と、これらの関係式からがん未発症人口 \hat{q}_i は逐次推定可能となる。さらに、年齢階級 i における新たな罹患数 a_i

は、がん未発症人口 \hat{q}_i からの罹患数と他死因による死亡数の和に対する罹患の割合なので、

$$a_i = \hat{q}_i [1 - \exp\{-5(\alpha_i - \beta_i + \hat{\gamma}_i)\}] \frac{\hat{\gamma}_i}{\alpha_i - \beta_i + \hat{\gamma}_i},$$

$$i=0, 5, \dots, 80$$

となる ($i=85$ は補遺参照)。この a_i を用いると、年齢階級 i の最初のがん未発症者が、年齢階級 j の終わりまでにかんに罹患する確率 ${}_j\gamma_i$ は、

$${}_j\gamma_i = \frac{\sum_{k=i/5}^{j/5} a_{5k}}{\hat{q}_i}$$

であり、生涯罹患リスクは ${}_{85}\gamma_0$ である。死亡リスクの計算も同様である。

表1 年齢別罹患・死亡状況

(単位 %)

| | 生存率 (1) | がん 生存率 (2) | がん累積 罹患率 (3) | がん累積 死亡率 (4) | 他死因 累積死亡率 (5) |
|----|------------|------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| 男性 | | | | | |
| 0歳 | 100.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 5 | 99.492 | 0.066 | 0.080 | 0.014 | 0.494 |
| 10 | 99.417 | 0.097 | 0.123 | 0.026 | 0.557 |
| 15 | 99.342 | 0.123 | 0.164 | 0.041 | 0.617 |
| 20 | 99.101 | 0.165 | 0.227 | 0.062 | 0.837 |
| 25 | 98.769 | 0.212 | 0.299 | 0.085 | 1.145 |
| 30 | 98.420 | 0.281 | 0.397 | 0.114 | 1.466 |
| 35 | 98.001 | 0.382 | 0.550 | 0.165 | 1.834 |
| 40 | 97.425 | 0.570 | 0.833 | 0.257 | 2.318 |
| 45 | 96.545 | 0.915 | 1.380 | 0.454 | 3.001 |
| 50 | 95.053 | 1.528 | 2.446 | 0.894 | 4.053 |
| 55 | 92.809 | 2.422 | 4.173 | 1.697 | 5.494 |
| 60 | 89.420 | 3.918 | 7.111 | 3.068 | 7.512 |
| 65 | 84.328 | 5.801 | 11.447 | 5.364 | 10.308 |
| 70 | 76.626 | 8.309 | 17.895 | 8.939 | 14.435 |
| 75 | 66.025 | 10.872 | 25.829 | 13.485 | 20.490 |
| 80 | 51.706 | 11.584 | 33.354 | 18.497 | 29.797 |
| 85 | 33.330 | 9.571 | 39.733 | 23.494 | 43.176 |
| 生涯 | | | 46.348 | 29.440 | 70.560 |
| 女性 | | | | | |
| 0歳 | 100.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 5 | 99.577 | 0.049 | 0.057 | 0.008 | 0.415 |
| 10 | 99.521 | 0.071 | 0.087 | 0.017 | 0.463 |
| 15 | 99.469 | 0.090 | 0.118 | 0.027 | 0.503 |
| 20 | 99.365 | 0.122 | 0.163 | 0.042 | 0.594 |
| 25 | 99.224 | 0.187 | 0.247 | 0.060 | 0.717 |
| 30 | 99.063 | 0.324 | 0.417 | 0.092 | 0.845 |
| 35 | 98.846 | 0.649 | 0.807 | 0.156 | 0.998 |
| 40 | 98.557 | 1.204 | 1.485 | 0.279 | 1.164 |
| 45 | 98.092 | 1.991 | 2.506 | 0.508 | 1.400 |
| 50 | 97.330 | 3.137 | 4.055 | 0.902 | 1.768 |
| 55 | 96.242 | 4.156 | 5.674 | 1.483 | 2.275 |
| 60 | 94.683 | 5.372 | 7.743 | 2.299 | 3.018 |
| 65 | 92.352 | 6.785 | 10.370 | 3.434 | 4.214 |
| 70 | 88.784 | 8.338 | 13.647 | 4.990 | 6.227 |
| 75 | 83.141 | 9.778 | 17.578 | 7.108 | 9.751 |
| 80 | 73.611 | 10.562 | 21.983 | 9.844 | 16.545 |
| 85 | 57.961 | 9.744 | 26.440 | 13.211 | 28.828 |
| 生涯 | | | 34.808 | 20.522 | 79.478 |

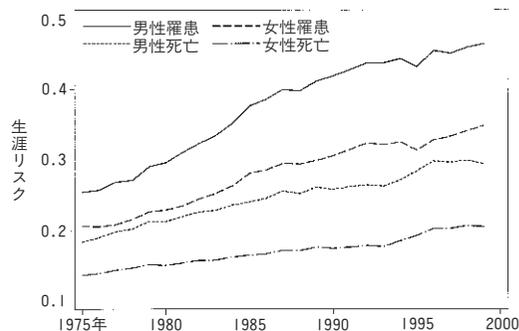
注 1999年データによる結果である。すべての率は0歳人口に対するものである。年齢の末尾「生涯」は生涯リスクを表す。

- (1) 当該年齢における生存確率を表す。本文の記号では q_i/q_0 である。
 - (2) 当該年齢において、がんに罹患し、かつ生存している者の割合を表す。本文の記号では $(q_i - \hat{q}_i)/q_0$ である。
 - (3) 当該年齢未満における延べがん罹患割合を表す。本文の記号では $\sum_{j=0}^{i/5-1} q_j$ である。
 - (4) 当該年齢未満における延べがん死亡割合を表す。本文の記号では $\sum_{j=0}^{i/5-1} q_j [1 - \exp(-5\alpha_{5j})] \beta_{5j}$ (ただし、 $i=0, 5, \dots, 80$ 。 $i=85$ は補遺参照) である。
 - (5) 当該年齢未満における延べがん以外の死亡者の割合を表す。本文の記号では $\sum_{j=0}^{i/5-1} q_j [1 - \exp(-5\alpha_{5j})] (\alpha_{5j} - \beta_{5j}) / \alpha_{5j}$ (ただし、 $i=0, 5, \dots, 80$ 。 $i=85$ は補遺参照) である。
- (1)+(4)+(5)=100%であり、(1)-(2)はがんに罹患せずに生存している確率を表す。

III 結果

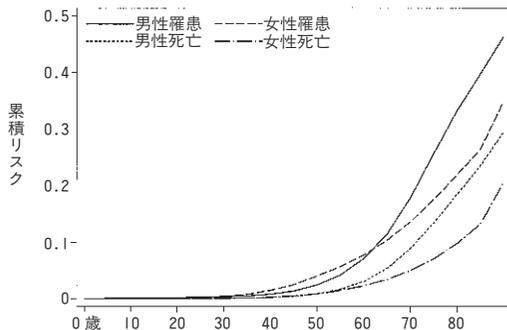
わが国における1975年から1999年までの性・年齢階級(5歳)別の人口、全死亡数と、部位別がん死亡数、がん罹患数推定値⁵⁾を用い、生涯

図1 生涯がん罹患・死亡リスク



注 1975年から1999年における、生涯がん罹患・死亡リスクの経年変化。

図2 累積罹患・死亡リスク



注 1999年における、累積がん罹患・死亡リスクの到達年齢による変化。

がん罹患・死亡リスクを推定した。1975年から1999年の生涯がん罹患・死亡リスクの経年変化を図1に示した。また1999年データをもとにした到達年齢別の生存率、がん累積罹患率、がん累積死亡率を表1と図2に、がん未発症年齢別の罹患リスクを表2に示した。男女とも生涯がん罹患・死亡リスクはほぼ単調に増加し、1999年の生涯罹患リスクは男性で46.3%、女性で34.8%、生涯死亡リスクは男性で29.4%、女性で20.5%であった。また同方法により、部位別の生涯罹患・死亡リスクを推定し、リスクの高い5部位を表3に示した。生涯罹患リスクの最も高い部位は男女とも胃がんで、男性で10.5%、女性で5.6%、次いで男性で肺がんの7.4%、女性で乳がんの4.5%であった。生涯死亡リスクは、男性で肺がんの6.6%、女性で胃がんの3.4%が最も高く、次いで男性で胃がんの5.6%、女性で肺がんの2.6%が高かった。

IV 考 察

がんの危険性を直感的に認識しやすい指標の1つとしてわが国の生涯がん罹患・死亡リスクを推定した。1999年データに基づく生涯がん罹患リスク男性46.3%、女性34.8%は、男性では約半分、女性では3人に1人ががんに罹患することを意味し、今日のがん罹患リスクの高さを認識しやすい。今回用いた方法は、他死因死亡による調整を行い、がん罹患（死亡）に関する生命表を作成し、それに基づいて罹患（死亡）確率を推定するものである。したがって、他死因死亡による調整を行っていないTominagaの結果¹⁾より低いリスクが推定された。加えて、当方法では最高齢の年齢階級（85歳以上）に対する

表2 特定年齢別罹患リスク

(単位 %)

| 年齢 (Y) | 到達年齢 (Z) | | | | | | | | |
|--------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| | 9 歳 | 19 | 29 | 39 | 49 | 59 | 69 | 79 | 生涯 |
| 男性 | | | | | | | | | |
| 0歳 | 0.123 | 0.227 | 0.397 | 0.833 | 2.446 | 7.111 | 17.895 | 33.354 | 46.348 |
| 10 | | 0.105 | 0.276 | 0.715 | 2.339 | 7.035 | 17.893 | 33.458 | 46.541 |
| 20 | | | 0.172 | 0.612 | 2.243 | 6.957 | 17.858 | 33.483 | 46.616 |
| 30 | | | | 0.444 | 2.088 | 6.841 | 17.830 | 33.582 | 46.822 |
| 40 | | | | | 1.666 | 6.481 | 17.616 | 33.577 | 46.993 |
| 50 | | | | | | 4.987 | 16.518 | 33.048 | 46.941 |
| 60 | | | | | | | 12.613 | 30.694 | 45.890 |
| 70 | | | | | | | | 22.628 | 41.648 |
| 80 | | | | | | | | | 32.385 |
| 女性 | | | | | | | | | |
| 0歳 | 0.087 | 0.163 | 0.417 | 1.485 | 4.055 | 7.743 | 13.647 | 21.983 | 34.808 |
| 10 | | 0.076 | 0.331 | 1.406 | 3.990 | 7.698 | 13.635 | 22.016 | 34.912 |
| 20 | | | 0.255 | 1.332 | 3.922 | 7.638 | 13.586 | 21.986 | 34.909 |
| 30 | | | | 1.082 | 3.685 | 7.420 | 13.399 | 21.841 | 34.830 |
| 40 | | | | | 2.640 | 6.428 | 12.492 | 21.055 | 34.228 |
| 50 | | | | | | 3.915 | 10.183 | 19.033 | 32.648 |
| 60 | | | | | | | 6.610 | 15.944 | 30.304 |
| 70 | | | | | | | | 10.362 | 26.304 |
| 80 | | | | | | | | | 20.341 |

注 1999年データに基づき、ある特定年齢(Y)においてがんに罹患していない人が、別の特定年齢(Z)までのがんに罹患する確率である。横軸の末尾「生涯」は、年齢(Y)においてがんに罹患していない人の生涯罹患確率を表す。

表3 部位別生涯罹患・死亡リスク

(単位 %)

| | 罹患 | | 死亡 | |
|----|-----|---------|--------|---------|
| | 部位 | 生涯罹患リスク | 部位 | 生涯死亡リスク |
| 男性 | | | | |
| 1位 | 胃 | 10.463 | 肺 | 6.592 |
| 2 | 肺 | 7.435 | 胃 | 5.553 |
| 3 | 結腸 | 5.246 | 肝臓 | 3.419 |
| 4 | 肝臓 | 3.762 | 結腸 | 2.044 |
| 5 | 前立腺 | 3.257 | 膵臓 | 1.660 |
| 女性 | | | | |
| 1位 | 胃 | 5.594 | 胃 | 3.367 |
| 2 | 乳房 | 4.544 | 肺 | 2.610 |
| 3 | 結腸 | 4.398 | 結腸 | 2.180 |
| 4 | 肺 | 3.085 | 肝臓 | 1.764 |
| 5 | 子宮 | 2.389 | 胆のう・胆管 | 1.604 |

注 1999年データに基づき、性、部位別に生涯罹患、死亡確率の最も高い5部位を示す。

補正を行っている（補遺参照）。

わが国における生涯がん罹患・死亡リスクの経年変化（図1）をみると、生涯がん罹患リスクは男女ともほぼ単調に増加しており、1975年と1999年を比較すると男性で1.8倍、女性で1.7倍の増加であった。生涯がん死亡リスクも同様で、1975年と1999年を比較すると男性で1.6倍、女性で1.5倍の増加であった。死亡リスクは1996年を境に微増あるいは定常状態に転じている。

生涯がん罹患・死亡リスクの増加は、年齢調整罹患率の微増や粗死亡率の増加⁶⁾を反映していると考えられる。がんリスク自身の増加に加え、平均寿命の著しい伸びによりがんに罹患せず死亡していたケースが高齢まで生存、その結果がんに罹患あるいは死亡し観測されるようになったことが、近年の生涯リスクを引き上げていると考えられる。

一方で、生涯がん罹患リスクと生涯がん死亡リスクの経年的な上昇にはわずかな乖離がみられる。この原因の1つとして、がん治療法の改善や検診による早期発見例が増えた結果、予後が良好になり罹患に比べ死亡が少なくなったことが考えられる。もう1つの原因としては罹患データの質が変化してきたことが考えられる。わが国における死亡数は確定値である一方で罹患数は推定値であり、登録漏れの補正を行っていない⁷⁾。わが国の登録の完全性は年々良くなっており、それに従い罹患も多く把握されるようになってきたことも生涯がん罹患リスクを引き上げている一因と考えられる。しかし、わが国の登録の完全性は諸外国に比べ低く、罹患数過小評価の可能性が指摘されている⁸⁾。もしわが国の罹患数が推定値より多いならば、その分生涯がん罹患リスクは過小評価されていることになる。

到達年齢別の累積罹患・死亡率(図2)は、高齢での上昇が著しい。罹患リスクは60歳まで女性の方が高いが、その後逆転する。乳がん、子宮がんといった若年での罹患が多いがんの存在の影響と思われる。

今回の解析の問題点としては次の点が考えられる。解析には5歳階級別の人口、死亡数、罹患数を必要とするが、最高齢の階級を「85歳以上」に設定している。しかし、わが国の平均寿命の伸びは著しく、2000年において男性で78歳、女性で85歳と諸外国に比べ非常に高い。また表1からも85歳の時点で、男性で33.3%、女性で58.0%もの生存者が存在すると考えられる。この集団に対して85歳以上を1カテゴリーとするのは大雑把であり、補遺に記述した人年計算による補正にも無理が生じるとと思われる。Wumら

は最も高齢のカテゴリーを「95歳以上」と設定している²⁾。

当方法による解析の今後の発展としては次の点が考えられる。今回の解析は最も単純なモデルとして、がん罹患、死亡データのみを用いて生涯がん罹患・死亡リスクを推定した。しかし、このモデルには競合リスクやリスクを高める因子の曝露状況を組み込むことが可能である。例えばWumらは子宮がんに対し、子宮摘出手術をモデルに組み込んでいる²⁾。またVilleneuveらは喫煙率と喫煙に関する相対リスクを組み込み、喫煙状況別の生涯リスク評価を行っている⁹⁾。今後はわが国においても、競合リスクや因子をモデルに組み込んだ「発展形」によるリスク評価により、がんに寄与する因子の定量的な評価が期待される。

謝辞

本研究は、がん研究助成金「地域がん登録」研究班(主任研究者:津熊秀明)提供のがん罹患数を用いて行った。

文 献

- 1) Tominaga S. The probability of a Japanese person developing cancer during their lifetime. *Jpn J Clin Oncol* 1999; 29: 587.
- 2) Wum LM, Merrill RM, Feuer EJ. Estimating lifetime and age-conditional probabilities of developing cancer. *Lifetime Data Anal* 1998; 4: 169-86.
- 3) Ministry of Health, Labour and Welfare (accessed at <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/19th/>). (in Japanese).
- 4) National Cancer Institute and Information Management Services. DEVCAN: Probability of Developing or Dying of Cancer Software, Version 4.2. (accessed at <http://srab.cancer.gov/devcan/>). 2002; National Cancer Institute.
- 5) Research Group for Population-based Cancer Registration in Japan. Cancer incidence and incidence rates in Japan in 1999: estimates based on data from 11 population-based can-

cer registries. Jpn J Clin Oncol 2004 ; 34 : 352-6.

- 6) Research Group for Population-based Cancer Registration in Japan. Cancer incidence in Japan, 1975-cancer registry statistics. GANN Monogr. Cancer Res 1981 ; 26 : 92-116.
- 7) Ajiki W, Tsukuma H, Oshima A. Index for evaluating completeness of registration in population-based cancer registries and estimation of registration rate at the Osaka Cancer Registry between 1966 and 1992 using this index. Nippon Koshu Eisei Zasshi 1998 ; 45 : 1011-7. (in Japanese).
- 8) Kamo K, Kaneko S, Satoh K, et al. A method to estimate cancer incidence with consideration of incidence mortality ratio from population-based cancer registries in Japan. in preparation.
- 9) Villeneuve PJ, Mao Y. Lifetime probability of developing lung cancer, by smoking status, Canada. Can J Public Health 1994 ; 85 : 385-8.

[補遺] $\hat{\gamma}_{85}$ と a_{85} の推定方法

最高年齢カテゴリーである85歳以上における、がん未発症集団の罹患率 $\hat{\gamma}_{85}$ と、罹患数 a_{85} は次のように推定する。まず、 $\hat{\gamma}_{85}$ は $\hat{\gamma}_{85} = \hat{p}_{85} \gamma_{85} / \hat{p}_{85}$ と書ける。また85歳以上の人年の期待値は $PY_{85} = q_{85} / \alpha_{85}$ であり、がん未発症の人年の期待値は $\hat{P}Y_{85} = \hat{q}_{85} / (\alpha_{85} - \beta_{85} + \hat{\gamma}_{85})$ である。 PY_{85} と $\hat{P}Y_{85}$ の比が、 \hat{p}_{85} と \hat{p}_{85} の比に等しいと仮定し、以上を $\hat{\gamma}_{85}$ の定義式に代入すると、

$$\hat{\gamma}_{85} = \frac{\hat{p}_{85} \gamma_{85}}{\hat{p}_{85}} = \frac{PY_{85} \gamma_{85}}{\hat{P}Y_{85}} \\ = \frac{q_{85} \gamma_{85} (\alpha_{85} - \beta_{85} + \hat{\gamma}_{85})}{\alpha_{85} \hat{q}_{85}}$$

となる。上式を $\hat{\gamma}_{85}$ について解くと、

$$\hat{\gamma}_{85} = q_{85} \gamma_{85} (\alpha_{85} - \beta_{85}) / (\hat{q}_{85} \alpha_{85} - q_{85} \gamma_{85})$$

を得る。85歳以上の罹患数 a_{85} は、85歳でのがん未発症人口に、罹患率 $\hat{\gamma}_{85}$ の占める割合を乗ずることにより得られ、 $a_{85} = \hat{q}_{85} \hat{\gamma}_{85} / (\alpha_{85} - \beta_{85} + \hat{\gamma}_{85})$ となる。