

2015年の我が国における喫煙によるがん死亡が平均余命にもたら
す影響についての考察

石井太研究会
経済学部 4年 31組 21908521 氏 名小島洋人

概要

本研究では、2015年の我が国における死亡について、喫煙ががん死亡にもたらした影響を、特定死因を除去した場合の平均余命の伸びを算出することで評価を行う。

令和元年国民健康・栄養調査では、能動喫煙と受動喫煙の割合が減少していると示されている（厚生労働省 2020）。本研究は、喫煙が近年の我が国の平均余命に対してどのような影響をもたらしているのかを評価することを目的としている。

データ分析について、先行研究である Katanoda et al. (2021) から、がん死亡のうち喫煙による死亡が占める割合の推計値を用い、2015年における喫煙によるがん死亡を除いた年齢階級別死亡割合を計算した。また、この死亡割合を用いて喫煙によるがん死亡を除去した生命表を作成し、除去しないものと比較して平均余命の伸びを算出した。

結果としては、0歳から50～54歳までの男性で約0.9年、女性では約0.4年の伸びが見られた。

本研究で算出した平均余命の伸びと先行研究である Sakata et al. (2012) 及び Ozasa et al. (2008)の影響を比較したところ、本研究による影響はより小さい結果となった。

目次

図目次.....	2
表目次.....	3
1. 研究背景・目的と先行研究	4
1.1 研究背景・目的	4
1.2 先行研究	4
2. データと方法	6
2.1 データ	6
2.2 方法.....	6
3. 結果と考察.....	9
3.1 結果.....	9
3.2 考察.....	9
おわりに	11
参考文献.....	12
図表	13

図目次

図 1：喫煙に起因しないがんによる男性の死亡割合.....	13
図 2：喫煙に起因しないがんによる女性の死亡割合.....	13
図 3：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,男性,2015 年）	14
図 4：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,女性,2015 年）	14

表目次

表 1：喫煙に起因しないがんによる男性の死亡割合.....	15
表 2：喫煙に起因しないがんによる女性の死亡割合.....	15
表 3：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,男性,2015 年）	16
表 4：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,女性,2015 年）	16

1. 研究背景・目的と先行研究

1.1 研究背景・目的

本研究では、2015年の我が国における死亡について、喫煙ががん死亡にもたらした影響を、特定死因を除去した場合の平均余命の延びを算出することによって評価を行う。

令和元年国民栄養・健康調査では、現在習慣的に喫煙している者の割合は16.7%であり、男性27.1%、女性7.6%であるとされている（厚生労働省 2020）。また、この10年間で見ても優位に減少していると述べており、平成21年の同調査では男性が38.2%、女性が10.9%であった喫煙者の割合が減少しており、近年における喫煙者の減少が顕著であることがわかる。

また、健康に影響をもたらす副流煙について、令和元年国民栄養・健康調査では、受動喫煙について場所別の割合を示している。特に飲食店や職場、遊技場での受動喫煙の割合が高く見られるが、平成15年以降の同調査の推移をみるとすべての場所において優位に減少していると示されている（厚生労働省 2020）。

本研究は、喫煙が近年の我が国の平均余命に対してどのような影響をもたらしているのかを評価することを目的とする。このため、特定死因としての喫煙によるがん死亡を除去した生命表を男女別に作成して、その影響に関する評価を行った。さらに喫煙が平均余命に与える影響について評価した先行研究との比較を行い、本研究の評価に関する検討を行った。

1.2 先行研究

喫煙ががんによる死亡にもたらす影響についての先行研究はいくつか存在している。Katanoda et al. (2021) は、2015年の日本におけるがん罹患率とがん死亡率のうち、能動喫煙と受動喫煙に起因する割合を算出した。Katanoda et al.(2021)の研究では口腔や食道、胃など能動喫煙と関係性のある部位について人口寄与割合をもとめている。喫煙に起因する人口寄与割合の推定値をまとめたものでは、能動喫煙が、がん罹患全体の23.6%、女性では4.0%をもたらしたと推定された。同様に、2015年のがん死亡のうち、能動喫煙に起因する人口寄与割合は、男性29.8%、女性4.7%であった。また、受動喫煙についても死亡率に関する人口寄与割合はがん全体では男性0.3%、女性1.3%であると述べている。この研究からは各部位のがんによる死亡を、喫煙に起因したものの割合を算出することで影響を示している。

喫煙が平均余命に与える影響について、がんだけではなく全死因において寿命の延びを算出した先行研究もある。Sakata et al. (2012) は日本人喫煙者の死亡率および平均余命に及ぼす喫煙の影響についての研究を行っており、この研究では1965年からの喫煙状況の有無に従い、現喫煙者と元喫煙者の死亡率と死亡年数の比較を行っている。結果として、1920年から45年生まれのうち、20歳以前に喫煙を始め、喫煙を続けた人では、喫

煙をしなかった人に比べて、すべての原因による死亡率が2倍以上になり、寿命も10年ほど短くなった。

また、Ozasa et al. (2008)は1990年前後に開始された日本の大規模コーホートについて、喫煙による寿命の短縮を算出した。この研究では男女別の現喫煙者と元禁煙者、非喫煙者について性年齢別死亡率を算出している。結果として、現在喫煙者の半数が死亡する年齢は、非喫煙者のそれよりも約4歳若いとしている。これに加え、40歳、50歳、60歳、70歳以前に禁煙した男性の元喫煙者の平均余命はそれぞれ喫煙者と比べて4.8年、3.7年、1.6年、0.5年長いという結果になった。これらから、喫煙の継続期間によって早期の禁煙であるほうが、余命に対する影響は小さくなると述べている。

本研究ではKatanoda et al. (2021)で示された2015年のがん死亡のうち、タバコの煙に起因する人口寄与割合の推定値を用いて、喫煙によるがん死亡を除去した生命表の作成を行い、平均余命の延びを算出する。また、Sakata et al. (2012)の研究結果との比較を行い、平均余命の延びの評価について、考察を行う。

2. データと方法

2.1 データ

本研究では国立社会保障・人口問題研究所の「日本版死亡データベース」の2015年男性、女性の生命表を用いた。また、人口動態調査「保管統計表 都道府県編 死亡・死因 第2表-00 (全国) 死亡数, 死亡月・性・年齢 (5歳階級)・死因 (死因简单分類)・都道府県 (21大都市再掲) 別」を用いた。また、日本における2015年の男女別の死亡について、Katanoda et al. (2021) より、がん死亡のうち、喫煙に関連する死亡が占める割合の推計値を用いた。

2.2 方法

本研究では2015年の死亡について、喫煙によるがん死亡が平均余命に与える影響を示すため、特定死因を除去した生命表の作成を行った。

本研究では喫煙を除去した生命表を作るため、Katanoda et al. (2021)の p.47 Table4 から、がん死亡のうち喫煙に関連する死亡の占める割合の推計値 P_i を用いた。

喫煙に関連するがん死亡の占める割合の推計値は能動喫煙と受動喫煙のそれぞれについて、現喫煙者、元喫煙者、非喫煙者のグループから人口寄与割合を算出し、4桁のICD-10コードを使用して死因の分類に対して数値を当てはめている。

がん死亡に喫煙が占める割合の推計値 P_i を、2015年の死因 i 年齢階級 $[x, x+n]$ の死亡数 ${}_n d_x^{(i)}$ に乗じて年齢階級ごとに合計し、年齢階級 $[x, x+n]$ の全死亡数 ${}_n d_x$ で割ることで喫煙に関連する年齢階級別死亡割合を計算し、喫煙によるがん死亡を除く年齢階級別全死因死亡数に対する割合 ${}_n S_x$ を計算した。数式で表すと、

$${}_n S_x = 1 - \frac{\sum_i P_i \cdot {}_n d_x^{(i)}}{{}_n d_x} \cdot \cdot \cdot (1)$$

となる。

なお、Katanoda et al. (2021)は年齢階級別に P_i を示していないことから、全ての年齢階級で P_i は一定と仮定して計算をおこなった。

また、人口動態調査「保管統計表 都道府県編 死亡・死因 第2表-00 (全国) 死亡数, 死亡月・性・年齢 (5歳階級)・死因 (死因简单分類)・都道府県 (21大都市再掲) 別」は简单分類によることから、Katanoda et al. (2021)と対応が付かない Nasal(C30-C31), Uterine cervix (C53), Kidney (C64), Renal pelvis and ureter (C65-C66), Acute myeloid leukemia (C92.0, C92.4, C92.5)について、Uterine cervix (C53)は简单分類 02113 の子宮の悪性新生物に、Acute myeloid leukemia (C92.0, C92.4, C92.5)は 02119 の白血病に対応すると考えて算出した。これ以外の対応しない死因については、2015年の基本分類別死亡数を参照したところ死亡数が多くないため、本研究では考慮しないものとした。

喫煙を除去した生命表の作成には、以下の方法によった。

まず、死因について、A: 喫煙によるがん死亡、B:(喫煙によるがん死亡以外の) その他の死因 の2種類のみを考え、年齢区間 $[x, x+t]$ において、

${}_tq_x^B$: 「喫煙によるがん死亡が存在する場合」の「その他の死因」の死亡確率

${}_tq_x^{B*}$: 「喫煙によるがん死亡が存在しないとした場合」の「その他の死因」の死亡確率とする。

S^B : その他の死因の構成割合、 ${}_tq_x: [x, x+t]$ における全死因の死亡確率とすると、

$${}_tq_x^B = (S^B){}_tq_x$$

となる。

また、死力 μ_x とは、ある瞬間の死亡率であり、

$$\mu_x = -\frac{d \log l_x}{dx} = -\frac{1}{l_x} \frac{dl_x}{dx}$$

で定義される。

死力は、死亡のみで減少する人口 (l_x)の瞬間的な人口増加率 (の符号を変えたもの) に相当している。人口増加率が r で一定の時、 $N(t) = N(0) \exp(rt)$ で成立するように、年齢 $[x, x+t]$ で死力が $\mu_x = \mu$ で一定ならば、

$$l_{x+t} = l_x \exp(-\mu t)$$

が成立する。瞬間の死亡率である死力では死因は加法的なので、

$$\mu_x = \mu_x^A + \mu_x^B$$

となる。

$[x, x+t]$ において、死力が死因別に一定であることを仮定すると、 $\mu_B = (S^B)\mu$ である。

l_x^B を、 $[x, x+t]$ において「喫煙によるがん死亡が存在しないとした場合」の生命表の生存数とすると、

$$l_{x+t}^B = (l_x^B)e^{-(\mu^B)t} = (l_x^B)e^{-(S^B)\mu t} = (l_x^B)e^{-\mu t(S^B)} = (l_x^B)(1 - {}_tq_x)^{(S^B)}$$

ここで、 $l_{x+t}^B = l_x^B(1 - {}_tq_x^{B*})$ であることから、

$$1 - {}_tq_x^{B*} = (1 - {}_tq_x)^{(S^B)}$$

$${}_tq_x^{B*} = 1 - (1 - {}_tq_x)^{(S^B)}$$

となる。

そこで、喫煙を除去した死亡確率 ${}_nq_x^*$ は式 (1) の ${}_nS_x$ を用いて

$${}_nq_x^* = 1 - (1 - {}_nq_x)^{nS_x}$$

となる。これで、喫煙を除去した死亡者の平均生存年数 ${}_na_x^*$ を、開放区間以外では ${}_na_x^* = {}_na_x$ とし、開放区間では

$${}_{\infty}a_x = \frac{1}{{}_{\infty}m_x} \cdot \frac{1}{{}_{\infty}S_x}$$

とすることにより、喫煙によるがん死亡を除去した死亡率 ${}_nM_x^*$ は、

$${}_nM_x^* = \frac{{}_nq_x^*}{(n - (n - {}_nq_x^*) \cdot {}_nq_x^*)}$$

となる。

以上より特定死因として喫煙によるがん死亡を除去した生命表を作成した。

3. 結果と考察

3.1 結果

表1は、Katanoda et al. (2021)の p.47 Table4 から、喫煙に関連する死亡の占める割合の推計値を用いて、2015年の日本において、喫煙に起因しないがんによる男性の死亡割合を求めたものである。また、表1をグラフにしたのが図1である。この図からは、5~9歳、10~14歳で減少がみられるものの99%付近を推移していき、20~24歳以降は減少を続けていく。そして、65~69歳で85%近くまで下降して最小になる。また、表2は、2015年の日本において、喫煙に起因しないがんによる女性の死亡割合を求めたものである。この表2をグラフにしたのが図2である。この図は男性と同様に20~24歳以降は減少を続け、65~69歳で90%付近まで下降して最小になる。以降は増加を続けていく。一方で男性と異なり10~14歳は減少が少ないほか、最小となる割合が男性のものより5%ほど高くなった。

次に、表1及び表2を用いて喫煙によるがん死亡を除外した生命表を作成した。そして平均余命について、喫煙によるがん死亡を死因として除去したものと除去していないものの比較を行い、平均余命の延びを算出した。その結果が表3及び表4であり、グラフに示したのが図3及び図4である。図3は男性の平均余命の延びを示しており、この図からは、0歳から50~54歳にかけて1歳に届かない数値で推移しており、それ以降は徐々に減少していることがわかる。具体的には、平均余命の延びが最も大きかったのは35~39歳で0.9614年となっており、最も小さかったのは105~109歳で0.0105年であった。また、図4の女性の平均余命の延びについては、0歳から50~54歳にかけて0.4年の延びで推移しており、それ以降は徐々に減少している。平均余命の延びが最大となったのは20~24歳であり、0.4113年の延びがみられた。また、最小になったのは105~109歳で0.0041年であった。

3.2 考察

本研究では2015年の全国におけるがんによる死亡から、喫煙によるがん死亡を除去することによって平均余命の延びを算出した。喫煙によるがん死亡を除去したことによる平均余命への影響については、先行研究よりも小さく見られる結果となった。平均余命について、Sakata et al. (2012)は1920年から45年の間に生まれ、20歳以前に喫煙を始め、喫煙を続けた人たちについて、非喫煙者よりもすべての死因による死亡率が2倍以上になり、寿命も10年ほど短くなったと述べている。また、Ozasa et al. (2008)の研究においても、40歳時点での平均余命を、男性喫煙者では38.5年、元喫煙者では40.8年、非喫煙者では43.2年だった。女性も同様に、40歳時点での平均余命を、42.4年、43.1年および46.8年だったと述べている。一方、本研究で算出した、喫煙によるがん死亡を除去したことによる平均余命の延びは男性の40~44歳で0.9600年、女性で0.4069年だった。上記二つ

の先行研究と比較すると、本研究の喫煙による平均余命への影響は小さい結果となった。

本研究と Sakata et al. (2012) 及び Ozasa et al. (2008) の研究結果との違いの要因は 2 点あり、対象となるコーホートが異なるという点、喫煙者と非喫煙者を合わせて評価しているか異なるという点が挙げられる。

つまり、先行研究は対象となるコーホートが古いものかつ、喫煙者と非喫煙者を別々に評価しているのに対し、本研究では対象のコーホートが新しく、喫煙者と非喫煙者を合わせて評価しているという違いがある。

まず、対象となるコーホートが異なるという点について、本研究で喫煙によるがん死亡の推計値として用いた Katanoda et al. (2021) は、厚生労働省による 2005 年度の国民健康栄養調査より、性別と年齢別に現在の喫煙状況の有無及び喫煙経験の有無から、喫煙者の割合を使用している。また、2015 年のがん死亡については人口動態統計を、死因別及び制年齢別死亡データについては、厚生労働統計局会の「ICD（疾病、傷害および死因統計分類）基本分類による年次別死亡数データ」を用いている。

先行研究の Sakata et al. (2012) は、1965 年または喫煙状況について情報を提供した最初の郵便調査などを対象にリスク人年に寄与したと述べており、対象者は 1920 年から 1945 年生まれである。また、Ozasa et al. (2008) の研究においては、対象者を三つのコーホート研究に由来するものとしている。いずれの研究についても研究対象地域はそれぞれ異なるが、40 歳以上の住民について、1983 年から 1993 年、1990 年から 2000 年、1993 年から 2003 年にかけて追跡したものであると述べており、対象者は 1943 年から 1963 年生まれであることがわかる。

次に、喫煙者と非喫煙者を合わせて評価したという点について、本研究で用いた Katanoda et al. (2021) は喫煙者と非喫煙者の両方において、能動喫煙と受動喫煙の側面から喫煙のがん死亡への影響を分析している。これをもとに本研究では喫煙によるがん死亡を除去し、平均余命の延びを評価している。一方で先行研究の Sakata (2012) 及び Ozasa et al. (2008) は喫煙者の喫煙状況に応じたグループ分けを行っており、喫煙者と非喫煙者を分けて平均余命の延びの評価をしている。このことより、本研究の平均余命の延びは小さく見えると考えられる。

また、Sakata et al. (2012) は自身の研究で平均余命への影響が大きく見られた要因について、研究における平均追跡期間は 23 年であり、一般的な日本のコーホート研究では 10 年程度の追跡となるため、他の研究に比べて大きく見られる結果となったと述べている。これに加え、この研究では喫煙状況に応じて 3 つのカテゴリーに分類して分析を行っているが、この喫煙状況について、頻繁に調査が行われなかったとしている。これにより、例えば最初の喫煙状況の調査後、再調査時まで喫煙をやめた人について、現在の喫煙者に分類されたままではなく元喫煙者に分類し直される可能性があると述べている。Ozasa et al. (2008) は喫煙状況の分類について、元喫煙者グループについて、対象者が禁煙した年

年齢群を10年間隔で、すなわち、40歳から49歳、50歳から59歳、60歳から69歳に分割したと述べている。40歳から49歳で禁煙した人については、44歳までの死亡率は喫煙者の死亡率と等しいとし、45歳以上の死亡率は元喫煙者の死亡率と等しいとみなしており、50歳から59歳、60歳から69歳で禁煙した人の死亡率も同様に求めたと述べているほか、喫煙を継続する期間が長くなるほど平均余命への影響が悪くなるとしている。

最後に、日本における喫煙状況の大きな変化も挙げられる。1996年をピークにたばこの消費量や喫煙率は減少傾向にあり、Sakata et al. (2012) 及び Ozasa et al. (2008) が対象としていたコーホートでは本研究と喫煙状況が異なっている。具体的に、Katanoda et al. (2021) が算出した喫煙によるがん死亡が占める割合の推計値では、人口寄与割合の算出をおこなっており、この計算において2005年の国民健康・栄養調査からたばこ喫煙による有病率を用いている。その際、男性の喫煙による有病率は1990年には72.9%であったのに対し、研究が行われた2005年では64.4%へと減少していると述べている。このように、本研究の対象となるコーホートは先行研究に比べて若いものとなっており、喫煙率の低下及び重度の喫煙者の減少など、先行研究と比較して喫煙状況が大きく異なっていることも違いの要因となっている。

このような要因によって、本研究における、喫煙によるがん死亡を死因から除去した場合の平均余命への影響が小さく算出されたことが考えられる。

おわりに

本研究では喫煙によるがん死亡を除去した生命表を作成し、除去していないものと比較することによって平均余命の伸びを算出した。0歳から50歳~54歳にかけて男性で約0.9年、女性で約0.4年の伸びがみられたが、どちらも先行研究と比較すると影響は小さいものとなった。この要因としては、先行研究は対象となるコーホートが古いこと、喫煙者の割合が減少したことにより、喫煙によるがんが死亡全体に占める割合が小さくなったことが考えられる。

本研究では日本全国を対象に平均余命の伸びを算出したが、都道府県別の喫煙状況の違いを考慮すると、地域差の観点からより詳細な分析が可能だと考える。これについては、今後の課題としたい。

参考文献

厚生労働省 (2016)「保管統計表 都道府県編 死亡・死因 第2表-00 (全国)

死亡数, 死亡月・性・年齢 (5歳階級)・死因 (死因簡単分類)・都道府県 (21大都市再掲) 別」

(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450011&tstat=000001028897&cycle=7&year=20150&month=0&tclass1=000001053058&tclass2=000001053061&tclass3=000001053074&tclass4=000001053089&result_back=1&tclass5val=0)

(最終アクセス日 2022年12月24日)

厚生労働省 (2020)「令和元年国民健康・栄養調査報告 結果の概要」 pp.26-30

(https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/kenkou/eiyuu/r1-houkoku_00002.html)

(最終アクセス日 2022年12月23日)

国立社会保障・人口問題研究所 (2022)「日本版死亡データベース 全国」

(<https://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/00/index.html>)

(最終アクセス日 2022年12月23日)

Katanoda, Kota, Hirabayashi, Mayo, Saito, Eiko, Hori, Megumi, Abe, S. K., Matsuda, Tomohiro, and Inoue, Manami. (2021)

*“Burden of cancer attributable to tobacco smoke in Japan in 2015”
Global Health & Medicine Open, Vol. 1 ,No. 2 , pp. 43-50.*

Ozasa, Kotaro, Katanoda, Kota, Tamakoshi, Akiko, Sato, Hiroshi, Tajima, Kazuo , Suzuki, Takaichiro, Tsugane, Shoichiro, and Sobue, Tomotaka. (2008)

*“Reduced Life Expectancy due to Smoking in Large-Scale Cohort Studies in Japan”
Journal of epidemiology, Vol. 18 ,No.3 ,pp.111-118*

Sakata, R., McGale, P ., Grant, E, J., Ozasa, Kotaro, Peto R., and Darby, S, C. (2012)

*“Impact of smoking on mortality and life expectancy in Japanese smokers:
a prospective cohort study” British Medical Journal, Vol. 345.*

図表

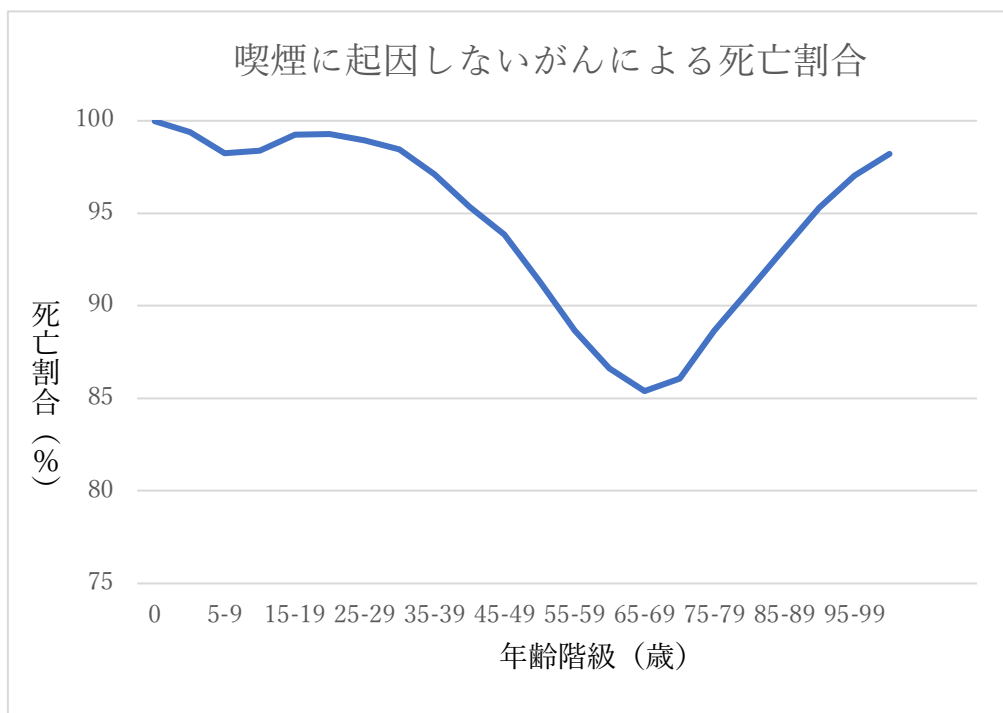


図 1：喫煙に起因しないがんによる男性の死亡割合

資料：筆者算定

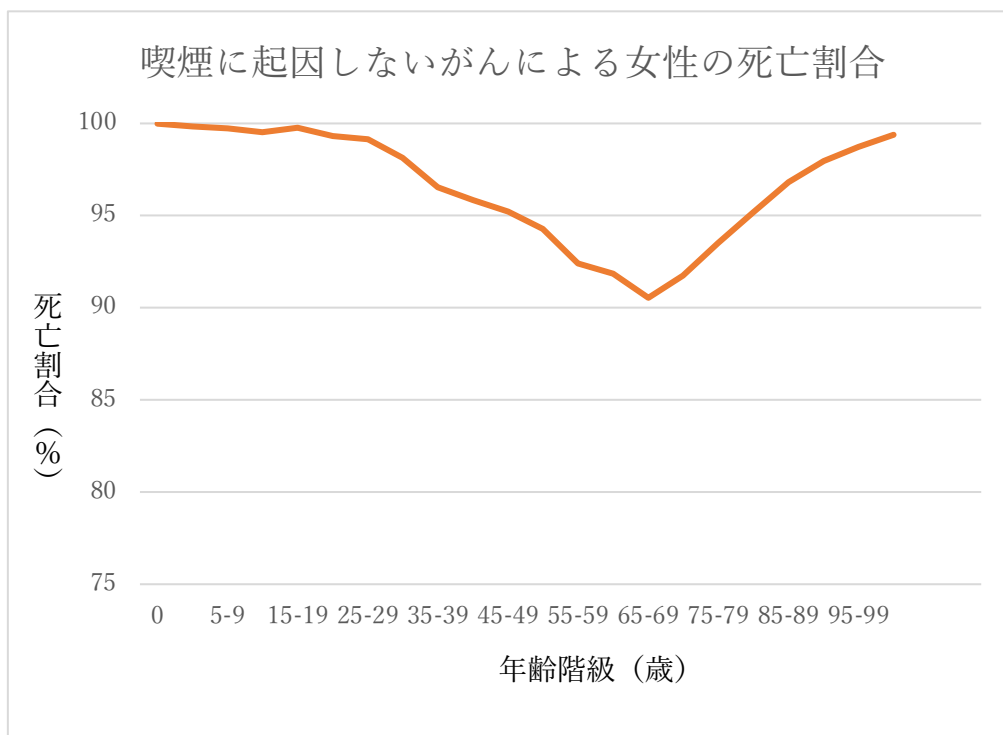


図 2：喫煙に起因しないがんによる女性の死亡割合

資料：筆者算定

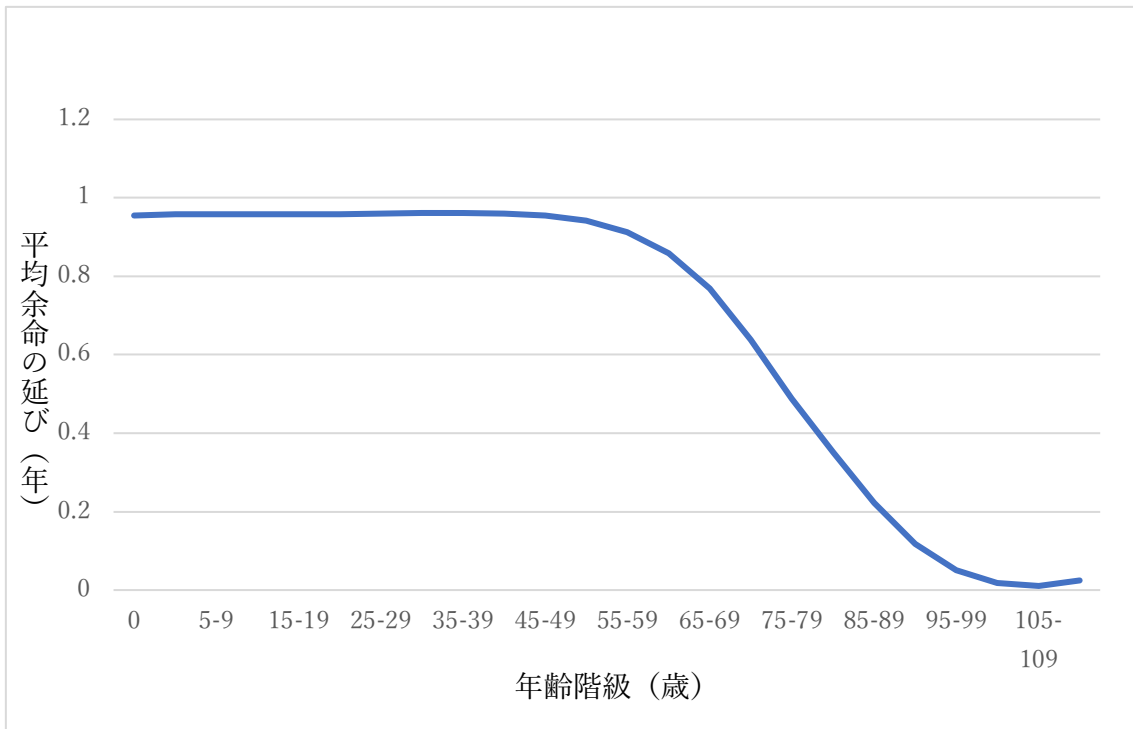


図 3：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,男性,2015年）

資料：筆者算定

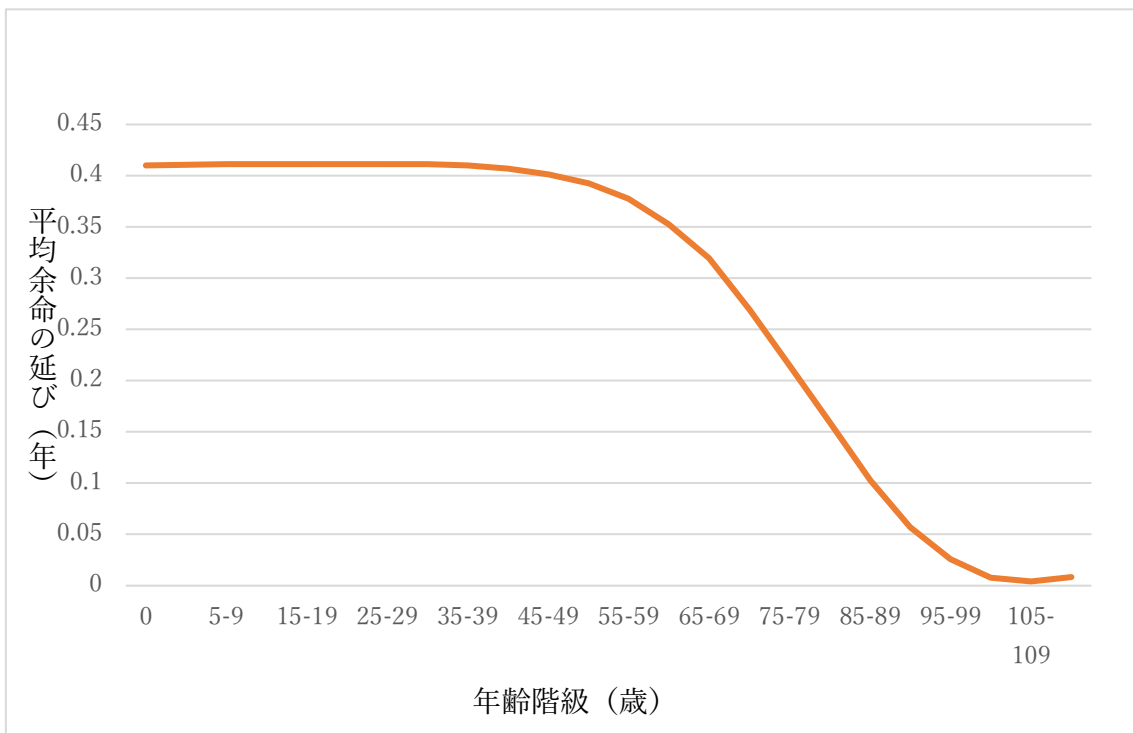


図 4：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,女性,2015年）

資料：筆者算定

表 1：喫煙に起因しないがんによる男性の死亡割合

年齢階級 (歳)	0	01-04	5-9	10-14	15-19	20-24
死亡割合(%)	99.9797	99.3863	98.2561	98.3742	99.2551	99.2745
年齢階級 (歳)	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
死亡割合(%)	98.9563	98.4552	97.1208	95.3503	93.8415	91.3192
年齢階級 (歳)	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84
死亡割合(%)	88.6822	86.6376	85.3957	86.0546	88.6530	90.8942
年齢階級 (歳)	85-89	90-94	95-99	100+		
死亡割合(%)	93.1329	95.3253	97.0513	98.2303		

資料：筆者算定

表 2：喫煙に起因しないがんによる女性の死亡割合

年齢階級 (歳)	0	01-04	5-9	10-14	15-19	20-24
死亡割合(%)	99.9872	99.8272	99.7176	99.5409	99.7719	99.3271
年齢階級 (歳)	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
死亡割合(%)	99.1359	98.1243	96.5427	95.8477	95.2192	94.2792
年齢階級 (歳)	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84
死亡割合(%)	92.3993	91.8519	90.5397	91.7357	93.5319	95.1915
年齢階級 (歳)	85-89	90-94	95-99	100+		
死亡割合(%)	96.8097	97.9695	98.7118	99.4009		

資料：筆者算定

表 3：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,男性,2015年）

年齢階級（歳）	0	01-04	5-9	10-14	15-19	20-24
平均余命の延び（年）	0.9556	0.9576	0.9580	0.9578	0.9577	0.9584
年齢階級（歳）	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
平均余命の延び（年）	0.9597	0.9608	0.9614	0.9600	0.9543	0.9418
年齢階級（歳）	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84
平均余命の延び（年）	0.9133	0.8588	0.7685	0.6391	0.4883	0.3516
年齢階級（歳）	85-89	90-94	95-99	100-104	105-109	110+
平均余命の延び（年）	0.2226	0.1168	0.0500	0.0179	0.0105	0.0240

資料：筆者算定

表 4：喫煙によるがん死亡を除去した場合の平均余命の延び（全国,女性,2015年）

年齢階級（歳）	0	01-04	5-9	10-14	15-19	20-24
平均余命の延び（年）	0.4101	0.4108	0.4110	0.4111	0.4111	0.4113
年齢階級（歳）	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
平均余命の延び（年）	0.4113	0.4111	0.4101	0.4069	0.4014	0.3924
年齢階級（歳）	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84
平均余命の延び（年）	0.3776	0.3528	0.3192	0.2697	0.2145	0.1587
年齢階級（歳）	85-89	90-94	95-99	100+	105-109	110+
平均余命の延び（年）	0.1027	0.0569	0.0260	0.0077	0.0041	0.0084

資料：筆者算定