

原 著

年齢階級別有病率から罹患中央年齢 (Mid-Age of Incidence ; MAI) を算出する理論式とその応用について

井 上 康 二 郎^{*1}

要 約

研究目的は、年齢階級別有病率から疾病の罹患中央年齢 (Mid-Age of Incidence rate ; MAI) を算出する理論式を導くこと、及びその式で求まる MAI の応用方法について確かめることである。

損失健康可能年数 (Years of Potential Health Lost ; YPHL) の概念を用いて式を導いた。そしてモデル的な疾病発生率及び2000年と2005年間の糖尿病の推定罹患率や総死亡率、疾病死亡率のデータを用いて、シミュレーションを行い、算出式の妥当性を調べた。

更に、住民健診の肝疾患のデータを用いて MAI を算出し、MAI の分布の左2.5%と右2.5%でかつ有病率が有意に高い地域 (それぞれ、HL (Significantly High and Lower limit rejected) 群、HU (Significantly High and Upper limit rejected) 群) について、その肝疾患の内容や疾病の段階を調べた。

式は、75歳までの疾病期間は、(75-75歳までの年齢階級別有病率から算出できる患者の平均年齢) ×2であることを示していた。

疾病死亡率と全死亡率を組み込んだシミュレーションで、MAI はほぼシミュレーション上の罹患中央年齢に近く、年齢階級の最大有病率は、1歳階級ごとの疾病罹患率の総和にほぼ等しい結果であり、死亡率を組み込んだ場合、計算式から得られる値と設定した値は近かった。

また、住民健診の肝疾患の HL 群はほぼアルコール性肝疾患とみなされ、HU 群は進行したアルコール性肝疾患と C 型肝炎の複合的なものと推測された。即ち、HU 群と HL 群はそれぞれ疾病の罹患について、活動地域と静止地域であった。

罹患中央年齢を計算する理論式を導いた。その値は、死亡率を組み込んだシミュレーションでは、設定した中央年齢とほぼ一致する結果であり、慢性疾患における年齢階級別最大有病率は1歳階級ごとの年齢階級別罹患率の総和にほぼ等しかった。

また、HU 群や HL 群は、主な病因や疾病の段階において大変異なるグループであり、これらの地域の確定は、将来的研究に役立つものとみなされた。

1. 緒言

有病率や死亡率を用いて罹患率を推定する試みは、Leske らは緑内障についての方法を報告¹⁾ し、Dewey は認知症について報告²⁾ し、Hill らは認知症及び糖尿病について報告³⁾ しているが、何れも治癒率の考慮はなされていない。

一方、患者調査による5歳階級の年齢階級別有病率や統計データの年齢階級別死亡率、及び患者調査に付加できる調査等により求まる治癒率や他の

数値から、年齢階級別推定罹患率 (Age-Specific Estimated Incidence rate ; ASEI) を推定する式について、筆者は報告した^{4,5)}。

しかし、住民健診データは、5歳階級ごとの年齢階級ではなく、また ICD⁶⁾ に沿った分類でもなく、死亡率のデータも無い場合が多い。

筆者は、年齢階級別の健康損失年数⁷⁾ の概念から、年齢階級別有病率から罹患中央年齢を算出する理論式を見出した。

*1 岡山県備北保健所

(連絡先) 井上康二郎 〒716-8585 岡山県高梁市落合町近似286-1, 岡山県備北保健所

E-mail : koujirou_inoue@pref.okayama.lg.jp

また、慢性疾患について、粗い年齢階級別有病率の全地域のデータが存在するとき、地域の年齢階級別有病率から求まるその値が、その値の分布の右2.5%に含まれるものと左2.5%に含まれるものは、その主な病因が異なるのではないかとの推測から、その応用について、実際のデータを用いて行い、重要と思われる疫学上の手法を得たので、ここに報告する。

2. 研究方法

2.1 罹患中央年齢を算出する方法

Romeder ら⁸⁾が報告した年齢調整 YPLL 率（損失生存可能年数；Years of Potential Life Lost；YPLL）は以下の式で示される。Romeder らは目標年齢が70歳の場合の年齢調整 YPLL 率を報告している。

q_i ； i 歳階級の死亡率， n_i ； i 歳階級の標準人口， N ；標準人口の総数とすると

$$\text{年齢調整 YPLL 率(Age-adjusted YPLL rate)} = \sum_{i=1}^{70} \left\{ n_i / N \times (70 - \text{年齢階級中央年}) \times q_i \right\}$$

即ち、年齢階級ごとに（目標年齢－年齢階級の中央年齢）×死亡率を算出し、標準人口割合による加重平均を行う。この指標は、死亡者の年齢を考慮した指標であり、同じ死亡率でも、若年死亡が多いと高い数値になる。

一方、それを健康指標に応用し、住民健診における有病者について用いて、目標年齢が120歳の人間の最大寿命^{9,10)}の場合の年齢調整 YPHL 率（損失健康可能年数；Yeas of Potential Health Lost；

YPHL）は次の式である。74歳までの有病率で算出し、それ以上のデータは用いない⁷⁾。

P_i を i 歳階級の有病率とし、 c_i を標準化のための加重平均の係数とすると、

$$\text{年齢調整 YPHL 率(Age-adjusted YPHL rate)} = \sum_{i=0}^{74} \left\{ c_i \times (120 - i \text{歳階級の中央年齢}) \times P_i \right\}$$

目標年齢に120歳を用いたのは、住民健診の肝機能異常の評価の際にC型肝炎蔓延地域があり、特に高齢者に異常者が多く、また、出現率でも有意に高かった。その際、80歳で評価すると、図1に示すように75歳の異常者が10人いても、40歳のたまたまの異常者と70歳の異常者で損失年が同じになり、高齢者の異常が若い人の1人の異常に隠されてしまうので、120歳を目標年齢とした。この値の意義は、有病率がある程度高い場合において、経年の有病率はあまり変化が無いのに、この値が大きい値に変化する場合、若い人の有病者が増えていることを示していると判断されるというものであり、従来の指標では、それは検出できないという点である。

ここで c_i は普通の年齢調整法では標準人口割合を用いるが、小さい地域では、標準人口の影響を受けるので、標準人口は用いないで、 $c_i = i$ 歳階級の長さ ÷ 年齢階級全体の長さを用いる。

即ち、年齢階級が1歳ごとの場合には、1/75であるが、後に分析を行う、日本の住民健診のデータは、40-49、50-59、60-64、65-69、70-74の区分であり、年齢階級の長さは一様ではない。ここで c_i は2/7、2/7、1/7、1/7、1/7であり、これを加重平均の係数として用いて YPHL 率を算出する。これは等価平

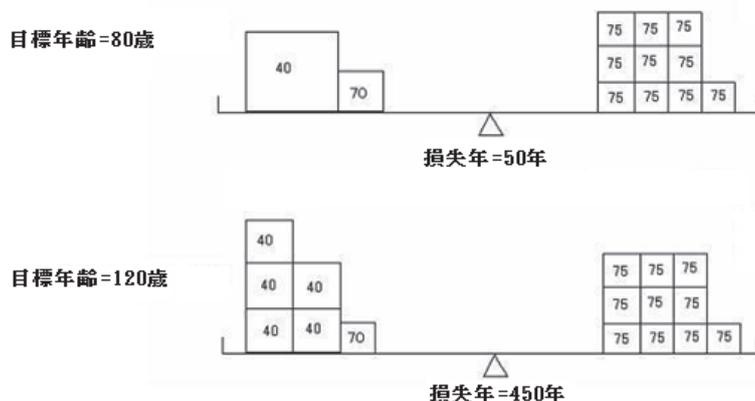


図1 目標年齢の違いによる損失年（YPLL量、YPHL量）のバランス

脚注：

目標年齢=80歳の場合は75歳10人と同じ損失年になるのは40歳1人と70歳1人

目標年齢=120歳の場合は75歳10人と同じ損失年になるのは40歳5人と70歳1人

であり、目標年齢=80歳では、高齢者の死亡、疾病が評価されにくく、目標年齢=120歳の方が、若年や高齢の死亡、疾病をバランスよく評価できる。

均の年齢調整方法で、Chiangにより紹介されており¹¹⁾、75歳までのような、限られた年齢階級の時に使用できる。以後の年齢調整とは、この方法をさす。今回は後の図2から示される式により75歳を目標年齢とする YPHL 率を使用する。

また以下に、年齢調整有病率を示す。年齢調整方法は、上の年齢調整 YPHL 率と同じであり、目標年齢である75歳までで算出する。

P_i : 有病率, c_i : 加重平均の係数とすると
 年齢調整有病率(Age - adjusted prevalence) = $\sum (c_i \times P_i)$

Romeder らの年齢調整 YPLL 率は、死亡率を用いており、年齢調整 YPHL 率は有病率を用いる。

死亡率は、慢性疾患やその他の疾患の死亡という明確な事象について算出するが、有病率は、死亡率ほど明確な事象ではないかもしれない。例えば、高血圧について考えてみると、死亡率は、一般には高齢者になって、高血圧という慢性疾患が進行した結果、死亡という事象になる。しかし有病者については、高齢者から若年者まで幅広く、年代別の生活スタイルも異なっていることから、年齢調整有病率は、それらの要因が混合された結果のものである。

後に導かれる罹患中央年齢の理論式は、年齢調整 YPHL 率と年齢調整有病率から導かれるが、その値について意味が有るものかどうかは、今後のシミュレーションや実際のデータを用いた検討で明らかにしていく。

図2に、50歳になった時点から発病をきたし、78歳まで疾病が持続し、死亡するモデル一人を一つの

横の直線で表し、そのモデルが、ある住民健診の年（直線 AD）に40歳から75歳まで、下から順に一人ずついるものとした図を示している。50歳で疾病へ罹患する人を用いた、単純モデルである。

この図から明らかのように、以後の考え方は、慢性疾患で、疾病に罹患したらその後は治癒しないものと考えている。

直線 AD の時点で、B は50歳で疾病の罹患時点であり、A は75歳に達している時点を示している。

直線 AD の時点で、有病者の年齢が報告されるとする。この図によると、若い人の疾病はかなり罹患時点に近い初期の疾病といえるし、高齢者の疾病は、死亡に近い終期の疾病であるといえる。三角形 ABC は、調査 AB の時点での75歳を目標年齢とした健康損失年数量、即ち75歳 YPHL 量であり、その面積の2倍が真の健康損失年数量であると考えられる。

75歳（因みに、2005年の日本の男性の平均寿命は78.5歳で、女性は85.5歳である¹²⁾）までの疾病、即ち YPHL 量で考えると、

有病期間 = BC の長さ = (75歳を目標年齢とする YPHL 量) × 2 / 有病者数で算出される。

図2は横に1歳階級に1人いる図であるが、実際には各年齢階級に複数人存在する。従って、各年齢階級で、人数が多い年齢階級に数値が偏る。従って、年齢階級別の人口の逆数を用いて、分子及び分母の量を加重平均し、年齢階級別の人口構成による偏りを補正して、次の式が導かれる。詳しい過程は、付録に記載する。

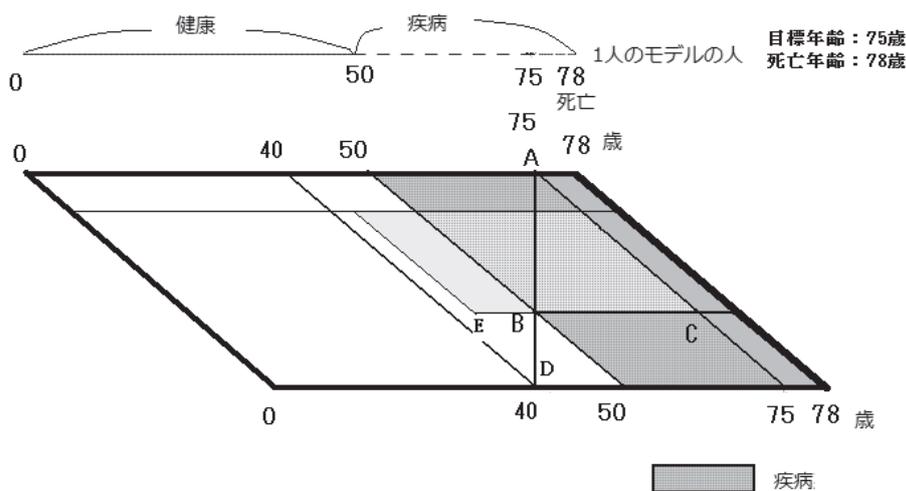


図2 罹患中央年齢 (MAI) の計算のための単純モデル

脚注：
 直線 AD は住民健診が行われた時を示す。
 上の平行四辺形は、50歳で罹患し78歳で死亡する人が、横に、ADの住民健診の時、40歳から75歳に相当する人が、横に層をなして存在するものである。
 下辺の直線は、健診時に40歳で、まだ罹患していない人であり、上辺の直線は、健診時に75歳に達している人を示す。

$$75歳までの有病期間 = \frac{\text{年齢調整75歳YPHL率}}{75歳までの年齢調整有病率} \times 2 =$$

$$\frac{\sum \{ [75 - (i + .5)] P_i \}}{\sum (P_i)} \times 2 \dots \dots \text{式-1}$$

$$\text{罹患中央年齢} = 75 - \frac{\text{年齢調整75歳YPHL率}}{75歳までの年齢調整有病率} \times 2 =$$

$$75 - \frac{\sum \{ [75 - (i + .5)] P_i \}}{\sum (P_i)} \times 2 \dots \dots \text{式-2}$$

以上の式-2で算出される値を、罹患中央年齢 (Mid-Age of Incidence ; MAI) とした。また、以上の式は以下のように変化する。即ち、

$$75歳までの有病期間/2 = 75 - \frac{\sum \{ P_i \times (i + .5) \}}{\sum (P_i)}$$

ゆえに、罹患中央年齢 = 75 - (75 - 年齢階級別有病率から算出する有病者平均年齢) × 2 であり、有病期間は (目標年齢 - 年齢階級別有病率から算出する有病者平均年齢) × 2 であるという、単純な結論を示している。

2.2 コンピューターシミュレーションによる検討方法

罹患の年齢階級は幅を持って存在するし、また、疾病死亡率や全死亡率などが存在した上で、年齢階級別有病率が生じて、MAIの値が求まる。従って、罹患の年齢階級での幅や、疾病死亡率、全死亡率などが、どのようにMAIの値に影響するのかを調べるために、コンピューターによるシミュレーションを行った。

まず、死亡率を組み込まないで、年齢階級を横に、罹患率を縦にした場合、罹患中央年齢を中央にした二等辺三角形の形をした1歳間隔の年齢階級別罹患率によるシミュレーションを行った。

続いて、1歳間隔の年齢階級別疾病死亡率を組み込んだシミュレーション、更にそれに年齢階級別全死亡率を組み込んだシミュレーションを行った。年齢階級別疾病罹患率、疾病死亡率、全死亡率はシミュレーションの間で一定とした。シミュレーションは40-79歳間の1歳間隔で、最初の発生から順に1年ずつ疾病ないしは死亡を発生させ、年齢階級別有病率の観察を50年後まで行った。

2.2.1 死亡を組み込まない場合のシミュレーション

シミュレーションでの疾病の発生は年齢階級別罹患率の総和を0.15、発生幅を5年、17, 29年と設定し、罹患中央年齢は55.5歳で行った。

最初の年齢階級での罹患率 = 罹患率の総和 × 2 / (発生幅年数 + 1)² であり、年齢階級の罹患率は、発生初期の罹患率を1歳ごとに加算して中央年齢の罹患率まで算出し、そこからは逆に減算して最終の年齢階級の罹患率まで算出し、シミュレーションに用いた。

計算は単精度にて算出した。初期の年齢階級別人口は、一定数Nであっても、あるモデル人口を用いても、同様な結果であった。

1年目は、母数の年齢階級別人口に年齢階級別罹患率を乗じて、患者数を発生させ、それを母数で割って、年齢階級別有病率とした。

2年目は、1年目で発生させた年齢階級別有病率を次の年齢階級に移動し、人口 × (1 - 有病率) から健康者数、人口 × 有病率から患者数を算出し、健康者に年齢階級別罹患率を乗じて、新たな患者数を発生させ前からの患者数に加算して、患者数とし、人口母数で割って、年齢階級別有病率とした。これを年齢階級別有病率が一定になるまで行った。

そして罹患中央年齢 (MAI) を求めて、年齢階級別罹患率の幅の違いによる比較を行った。

2.2.2 死亡率を組み込んだシミュレーション

前の死亡を組み込まないシミュレーションの検討から明らかになるが、年齢階級別罹患率総和は、年齢階級別最大有病率にほぼ等しくなる。

シミュレーションは、年齢階級別罹患率の総和を、年齢階級別推定罹患率 (ASEI) を報告した中での糖尿病の大まかな最大有病率である人口1000対60に設定し、年齢階級別罹患率の幅が37年、年齢階級別罹患率の形は二等辺三角形で、罹患中央年齢は、60.5歳に設定した。

疾病死亡率は、罹患の始まるの年である42歳から、観察期間の最終の79歳まで、直線的に増加し、最後の

$$79歳時の死亡率が \frac{26}{1000} \times \frac{1}{5}, \text{ 全死亡率 } \frac{1946}{1000} \times \frac{1}{5}$$

を用いた。これを疾病死亡率1及び全死亡率1とした。何れも、年齢階級別推定罹患率 (ASEI) を報告した中での糖尿病及び全死亡率の5年間の値を1年に補正して用いた。

1年目は、人口に罹患率を乗じて、患者数を発生させ、また人口に疾病死亡率を乗じて疾病死亡者数を算出し、患者数から死亡者数を減じて患者数を算出し、人口から疾病死亡者数 (全死亡率を組み込む時には人口 × 全死亡率で全死亡者数を算出し用いる) を減じて人口を再計算し、患者数を人口で割って有病率とした。ただし、このシミュレーションの中で、死亡者数が患者数を上回る場合は、患者数や人口から死亡者数を減ずることは行わないことにし

た。

2年目は、1年目で発生させた有病率及び人口を次の年齢階級に移動して、同様に行い、これを年齢階級別有病率が一定になるまで行った。そして、MAIを算出して、死亡率を組み込まない場合と組み込んだ場合を比較した。

例えば、罹患発生後9年までは、死亡を組み込まないで、10年以降に死亡を組み込んだ場合も、46年後に同じ値を示した。

なお、ASEIを報告した中での糖尿病の罹患率は、60歳を中心とする幅が37年ほどの、二等辺三角形をモデルとしてよい形であった。実際の糖尿病のASEIの近似曲線は6次の多項式で表わされるが、これを用いると、一定の有病率にならなかったで、モデル的な発生率を用いた。

また、実際の死亡率は、年齢階級が上がるほど、大きい割合で増えるU字型曲線であり、その近似曲線を用いた場合も検討した。糖尿病死亡率を y 、年齢を x とする時、 $y = 9.030 \times 10^{-11} x^4 - 1.106 \times 10^{-8} x^3 + 5.245 \times 10^{-7} x^2 - 1.043 \times 10^{-5} x + 7.105 \times 10^{-5}$ を用い、これを疾病死亡率2とし、全体死亡率を y とする時、 $y = 1.075 \times 10^{-8} x^4 - 1.483 \times 10^{-6} x^3 + 7.452 \times 10^{-5} x^2 - 1.515 \times 10^{-3} x + 1.053 \times 10^{-2}$ を用い、これを全死亡率2とした。

2.3 2007年（平成19年）の日本における住民健診のデータにおけるMAIについての検討

2.3.1 住民健診データで用いるべきデータ、及び高コレステロール血症の要指導(b)でのMAIのヒストグラムの正規分布への適合についての検討

2007年の住民健診のデータは、項目により欠損データも多数あるが、ほぼ全市町村（標本）で、年齢階級別受診者数及び有病者数のデータがある。しかし市町村の受診者数の規模は当然一様ではない。

また、標本が小さく、信頼のあるMAIの値が算出されない標本も、いくらか存在する。

MAIの算出には、式-1で示されるように、等価平均による年齢調整75歳 YPHL率及び75歳までの年齢調整有病率を用いており、また、後に確定する地域には年齢調整有病率の有意差検定も行う。

一般に、出現率が R であるような母集団から大きさ n の標本をとった場合、 nR 及び $n(1-R)$ がともに5以上の時は、2項分布は期待値 R で、分散が $R(1-R)/n$ をもつ正規分布と取り扱っても構わない¹³⁾。

そこで、全国の年齢階級別出現率を R とし、標本の年齢階級別受診者数を n とするとき $nR < 5$ の場合は、その年齢階級の標本の大きさが適当でなく、

MAI算出や後の年齢調整有病率の有意差検定には用いないことにした。また、受診者数はあるが、項目について、データが無い場合は、当然除外した。

そして、上記の対象のデータを用いて、改めて、全体での年齢階級別有病率を算出し、今後の分析を行った。

表1に示す、高コレステロール血症の要指導(b)のデータを用いて、MAIの分布について、正規分布への適合についての検定を行った¹⁴⁻¹⁶⁾。

2.3.2 肝疾患について

表1に示される肝疾患から、MAIを算出した市町村について、MAIの平均値と標準偏差等を算出した¹⁷⁾。先の正規分布への適合の検定では、正規分布とは言えなかったが、ヒストグラムはほぼ正規分布の形をしており、データは標本調査ではなく全数調査であるので、 $z = \frac{x - \mu}{\sigma}$ と標準化し標準正規分布を用いて、MAIの分布の左側2.5%に存在する市町村と右側2.5%に存在する市町村を推定して割り出すことを行った¹⁸⁾。

その中から、年齢調整有病率が、MAI算出の市町村全体と比べ有意に高い¹⁹⁾市町村を取り出し、市町村数を母数とする率を求めた。以後、MAIが分布の左2.5%に存在し、かつ年齢調整有病率が有意に高い群をHL (Significantly High and Lower limit rejected) 群、MAIが分布の右2.5%に存在し、かつ年齢調整有病率が有意に高い群をHU (Significantly High and Upper limit rejected) 群と呼ぶことにする。

肝疾患におけるHL群とHU群の主な病因について、主な該当する地域への聞き取り調査では、HL群は主にはアルコール性肝疾患という回答があったので、住民健診からのアルコール性肝疾患の有病率を調べた。アルコール性肝疾患については、40歳から74歳まで、肝疾患と同様の年齢調整有病率で検定しようとしたが、全体の出現率も低く、 $nR < 5$ になる場合が多いので、40歳から74歳までのデータを合計して、出現率の差の検定を行った¹⁹⁾。

HU群については、2004年（平成16年）の住民健診で同じような分析を行った際に、聞き取り調査でC型肝炎という回答があったので、その蔓延地域を疑い、平成22年から、厚生労働省のWEBに全市町村の全死亡者数、肝及び肝内胆管の悪性新生物（以後肝癌とする）による死亡者数が掲載されているので、そこから全死亡に対する肝癌の出現率を算出し、全国での全死亡に対する肝癌の出現率との間で、出現率の差の検定を行った。

HL群とHU群ともに、アルコール性肝疾患の有

表1 住民健診での分類

肝疾患(疑いを含む)	ALT	≥41 または
	AST	≥36 または
	γ-GTP	≥60
高血圧症	正常高値	収縮期血圧 130-139 または 拡張期血圧 85-89(mmHg)
	軽症高血圧	収縮期血圧 140-159 または 拡張期血圧 90-99(mmHg)
	中等度高血圧	収縮期血圧 160-179 または 拡張期血圧 100-109
	重症高血圧	収縮期血圧 ≥ 180 または 拡張期血圧 ≥ 110
高コレステロール血症	要指導(a)	200-219mg/dl (50歳以上の女性;220-239)
	要指導(b)	220-239 (240-259)
	要医療	≥240 (≥260)
糖尿病	要指導	空腹時血糖値 110~ 126mg/dl未満ヘモグロビンA1c 検査値 5.5%以上6.1%未満
	要医療	空腹時血糖値 126mg/dl以上 随時血糖値 血漿200mg/dl以上 or ヘモグロビンA1c検査値 6.1%以上
貧血(疑いを含む)	血液中ヘモグロビンが、男性で13g/dl未満、 女性で12g/dl未満	
腎機能障害(疑いを含む)	血清クレアチニンが男性で1.2mg/dl以上、 女性で1.0mg/dl以上	

病率が有意に高い地域が多かったので、肝疾患の75歳までの年齢調整有病率が有意に高く、またアルコール性肝疾患も有意に高い地域において、肝疾患のMAIの値と、他の項目、即ち表1に示される中で、軽症高血圧以上、高コレステロールで要指導(b)以上、糖尿病要指導以上、貧血(疑いを含む)、腎機能障害(疑いを含む)において40歳から74歳まで年齢階級のデータを合計した場合の出現率が有意に高い地域を1とし、そうでない場合を0として、MAIの値との間でロジスティック回帰分析²⁰⁾を行い、MAIの値が大きい場合と小さい場合の違いを検討した。他の項目で、40歳から74歳まで年齢階級のデータを合計した理由は、項目によっては、アルコール性肝疾患のように、年齢階級別データ数がない場合が推測されたからである。

ここで、他の項目とMAIの疾患との間に有意な相関がみられる場合は、両者は関係が深いものと推

測される。

また、40歳から74歳までの間の受診者の平均年齢;
 c_i : 年齢階級の長さの加重平均係数とすると

$$\text{平均年齢} = \frac{\sum c_i (i \text{歳階級受診者数} \times i \text{歳階級中央年齢})}{\sum c_i (i \text{歳階級受診者数})}$$

で求めたものと、MAIの値との間でも相関分析²¹⁾を行った。

また、他の項目のMAIと他項目の有意に高い場合を1とし、そうでない場合を0として、同様なロジスティック回帰分析を行った。

3. 研究結果

3.1 コンピューターシミュレーションによる結果

3.1.1 死亡を組み込まない場合

表2に、罹患中央年齢が55.5歳で、発生幅が5年、17年、29年におけるシミュレーションにおいて、年齢階級別有病率が一定になった時(即ちMAIが一

表2 死亡を組み込まないで、疾病罹患率（発生率）の幅が5, 17, 29年のシミュレーション（40-79歳間）

シミュレーション設定		シミュレーションの罹患中央年齢	55.5		
		年齢階級別罹患率の総和	0.150		
		年齢階級別罹患率の幅	5	17	29
		年齢階級別罹患率の始まりの年齢と終わりの年齢	53- <u>57</u>	47- <u>63</u>	41- <u>69</u>
シミュレーション結果	年齢階級別有病率が一定となる年	シミュレーション開始後の年	27	33	39
		最大有病率が現れる年齢	<u>57</u>	<u>63</u>	<u>69</u>
		罹患中央年齢(MAI)	54.9	54.3	53.3
		シミュレーションの罹患中央年齢とMAIの差	0.6	1.2	2.2
		最大有病率	0.142	0.140	0.140

脚注 下線の数字は、疾病発生の終わりの年齢で、最大有病率が現れる年齢と同じである。

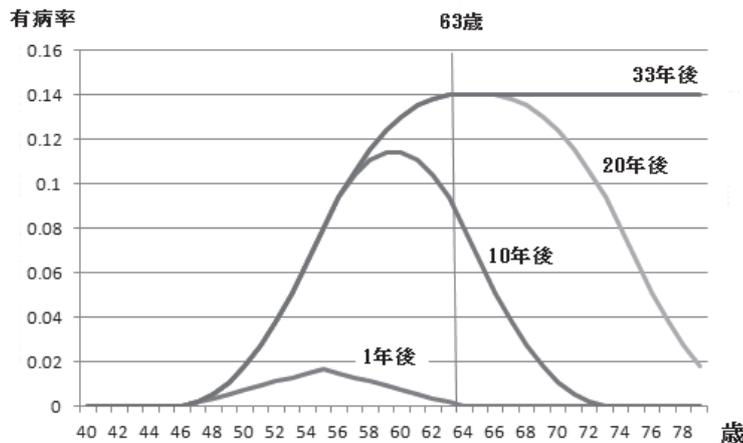


図3 年齢階級別罹患率において、罹患開始年齢から終了年齢までに幅があり、罹患中央年齢が55歳のシミュレーション結果

脚注

罹患は、発生中央年齢は55歳、幅が17年で、年齢階級別罹患率は、二等辺三角形の形をしており、総和は0.15である。

シミュレーションの1年後の年齢階級別有病率は、年齢階級別罹患率と同じである。縦の直線は63歳を示し、最大有病率が一定になった年齢を示している。

定になった時)のMAIの値や最大有病率等の結果を示す。

また、図3に発生幅が17年のシミュレーションの年齢階級別有病率の経過年数の推移を示す。

表に示すように、発生幅が広がると、式-2によるMAIの値は、若く算出された。

最大有病率が現れる年齢階級は、設定した年齢階級別罹患率の終わりの年齢階級と一致した。従って、発生幅が広がると、最大有病率が現れる年齢階級までの年齢階級別有病率の変化は、ゆるやかに上昇する曲線になった。各年齢階級の有病率が一定になった時、最大有病率を示した年齢階級より高齢の年齢階級は、最大有病率で一定であり、年齢階級別罹患率の総和である0.15に近い値であった。

シミュレーションにおいて、年齢階級別有病率が一定になるまで、表に示されるように開始から20年以上かかったが、一定になるまでのMAIの値は、設定した発生された中央年齢より若く算出され、徐々

に設定中央年齢に近づいた。図4に示す。

また、表2に示すように、年齢階級別有病率が一定になる経過年数は、目標年齢-疾病発生年齢と同じであった。

3. 1. 2 死亡を組み込んだ場合

表3に結果を示す。幅が37年で、疾病死亡率のみを組み込む場合は、MAIは56.5歳であった。

直線的なモデルの疾病死亡率1と全死亡率1を組み込んだ場合、近似式による疾病死亡率2と全死亡率2を組み込んだ場合、両者ともMAIは、組み込まない場合のMAIより、設定した中央年齢に近い値を示した。

さらに、全死亡率1を組み込んだ場合に、疾病死亡率1を3倍にし、全死亡率も疾病死亡率の増加分を加えた条件でシミュレーションを行うと、一定の有病率のMAIは58.0歳となりより若く算出された。即ち、MAIは、疾病死亡率が高くなれば、実際の

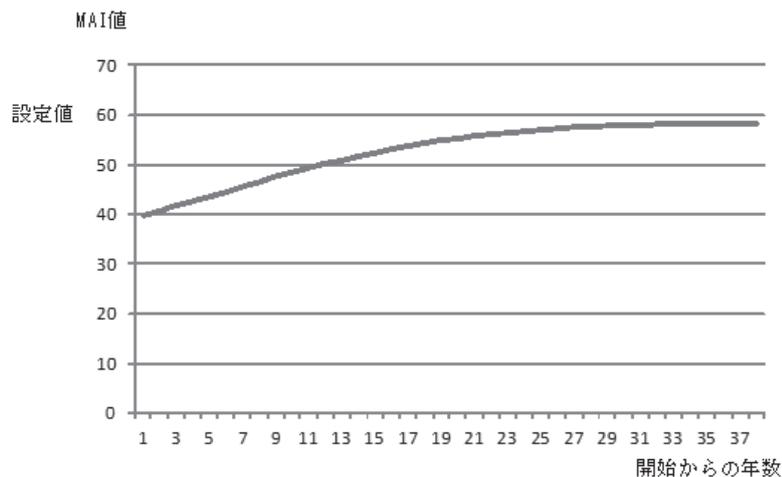


図4 死亡を組み込んだ場合のシミュレーション開始からのMAIの値の推移

表3 死亡を組み込んだ場合のシミュレーション（40-79歳間）

シミュレーション設定	シミュレーションの罹患中央年齢	60.5				
	年齢階級別罹患率の総和	0.060				
	年齢階級別罹患率の幅	37				
	年齢階級別罹患率の始まりの年齢と終わりの年齢	42-78				
	シミュレーションへの死亡率の組み込み	組み込まない	疾病死亡率1のみ	疾病死亡率1と全死亡率1	疾病死亡率1×3と全死亡率1	疾病死亡率2と全死亡率2
シミュレーション結果	シミュレーション開始後の年	38	38	38	38	38
	年齢階級別有病率が一定となる年					
	罹患中央年齢(MAI)	56.9	56.5	58.9	58.0	58.2
	シミュレーションの罹患中央年齢とMAIの差	3.6	4.0	1.6	2.5	2.3
	最大有病率	0.058	0.050	0.088	0.059	0.078

脚注 1. 疾病死亡率1と全死亡率1: 疾病死亡率と全死亡率とも単純な直線モデル
 2. 疾病死亡率2と全死亡率2: 疾病死亡率と全死亡率とも高齢になるに従い増加する近似モデル
 3. 疾病死亡率1×3と全死亡率1: 全死亡率は疾病死亡率×2を増加分として加えたもの

疾病罹患年齢より、若く算出されるとみなされた。

疾病死亡率2と全死亡率2を組み込んだ場合は、有病率のピークは無く、最大有病率は79歳で見られ、疾病発生率の和よりやや高い最大有病率を示した。図5に、近似式の疾病死亡率2と総死亡率2を組み込んだ場合のシミュレーションにおける、年齢階級別有病率の経過年数の推移を示す。

表3に示すように、年齢階級別有病率が一定になる経過年数は、先の、死亡を組み込まないシミュレーションと同様に目標年齢-疾病発生年齢と同じであった。

3.2 2007年の日本における住民健診のデータにおけるMAIの検討

3.2.1 受診者数、市町村数、及びMAIのヒストグラム、及びその正規分布への適合についての検討

市町村数の総数は1,816であり、受診者総数は501-1000の間が一番多い。最小は255で最大は185,690であった。

図6に高コレステロール血症の要指導 (b) につ

いて、MAIを算出した1,685市町村についての10の区分に分けたヒストグラムを示す。このデータについて、正規分布への適合度の検定を行ったが、正規分布とは言えない結果であった。市町村の総受診者数の規模をある程度そろえた範囲で行うと、より正規分布に近づいたが、やはり正規分布とは言えない結果であった。

3.2.2 肝疾患について

表1に示される肝疾患のカテゴリーでの検討は表4に示している。

HL群の市町村数は9で、全体の0.54%であった。HU群の市町村数は、12であり、0.72%であった。そして住民健診でのアルコール性肝疾患の75歳までの年齢調整出現率を調べた。

表5に示すように、HL群の9地域のうち、3地域が北海道で、6地域が九州であった。9地域のうち、8地域で、アルコール性肝疾患が有意に（ほとんどが $P < 0.001$ ）高かった。これらの地域の肝疾患についてはアルコール性肝疾患に起因したものとみなされた。

一方、HU群では、12件のうち、アルコール性肝

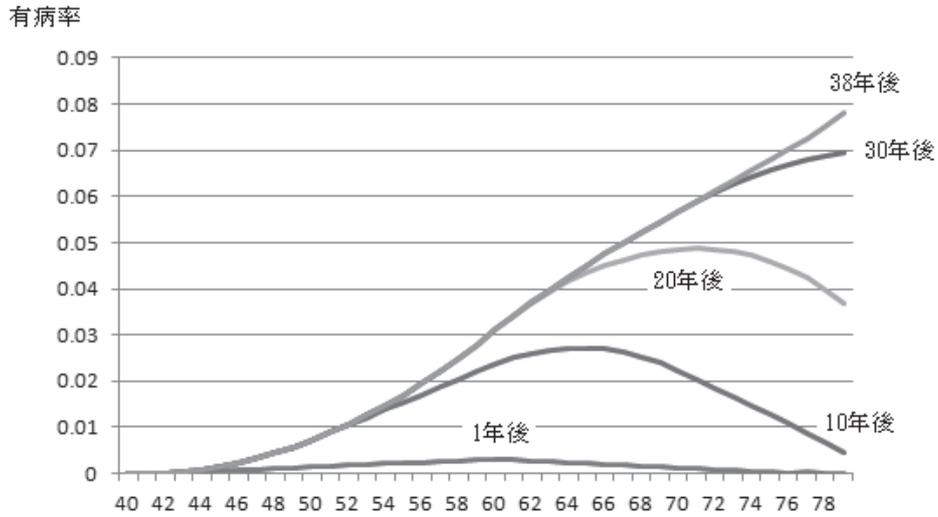


図5 近似式の疾病死亡率，全死亡を組み込んだ場合のシミュレーション結果

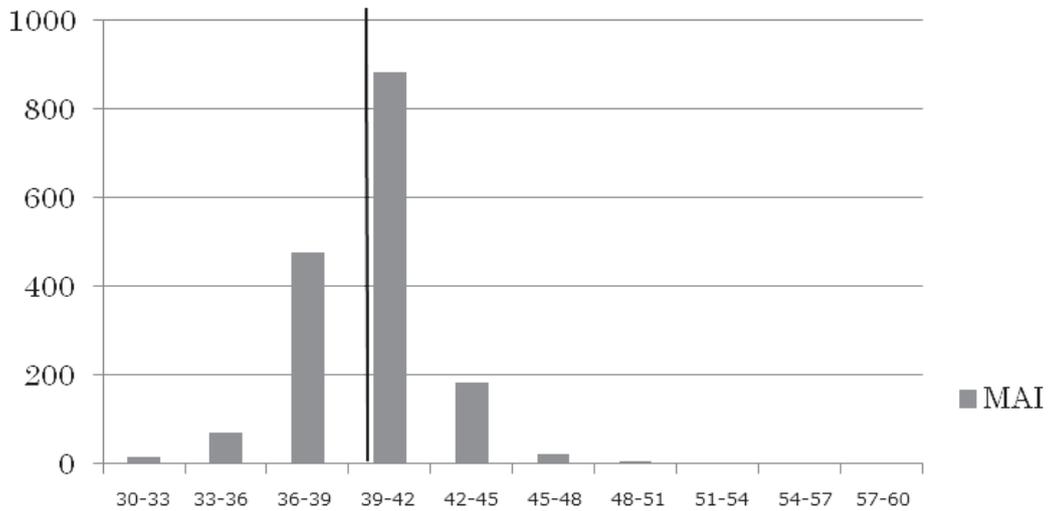


図6 高コレステロール血症の要指導 (b) での MAI の分布

脚注
51歳以上の階級は、縦棒が図示されなくらいのわずかな数が存在する。
縦棒は、MAIの平均値の39.2を示す。

表4 住民健診における肝機能異常のHL群とHU群の数、割合

地域(市町村)総数		1,816
MAI算出可能地域数		1,664
MAI	平均値	40.1
	標準偏差	2.6
	尖度	10.9
	歪度	-0.49
74歳までの年齢調整有病率が有意に高くMAIの分布が左2.5%に位置する地域(HL群)と右2.5%に位置する地域(HU群)	HL群の地域数	9
	HL群の地域数/MAI算出可能地域数	0.54%
	HU群の地域数	12
	HU群の地域数/MAI算出可能地域数	0.72%

表5 2007年住民健診の肝疾患のHL群, HU群の地域とアルコール性肝疾患の有病率, 2010年の全死亡に対する肝癌死亡割合について

市町村 No	地域ブロック	群	74歳までの肝疾患の年齢調整有病率	肝疾患の年齢調整有意差	肝疾患の年齢調整75歳YPHL率	肝疾患のMAI	アルコール性肝疾患40-74歳の有病率	アルコール性肝疾患の有意差	肝癌死亡割合(B/A)	有意差(全国に対する)
全国			0.151		2.61	40.5	0.054		0.027	
1	北海道	HL	0.195	**	4.12	32.7	0.120	***	0.022	-
2	北海道		0.243	***	5.01	33.7	0.193	***	0.000	-
3	北海道		0.186	*	3.74	34.7	0.127	***	0.000	-
4	九州		0.223	***	4.60	33.6	0.114	***	0.048	-
5	九州		0.201	**	4.09	34.3	0.060	-	0.000	-
6	九州		0.168	**	3.40	34.6	0.108	***	0.024	-
7	九州		0.199	*	4.09	33.8	0.131	***	0.000	-
8	九州		0.207	**	4.23	34.2	0.160	***	0.059	-
9	九州		0.244	***	4.91	34.7	0.170	***	0.000	-
1	北海道	HU	0.195	***	2.86	45.6	0.058	-	0.007	-*
2	関東		0.282	***	3.90	47.3	CND	CND	0.000	-
3	中部		0.374	***	5.59	45.2	0.116	***	0.022	-*
4	中部		0.225	***	3.30	45.7	0.145	***	0.018	-
5	近畿		0.378	***	4.97	48.7	0.056	-	0.007	-
6	近畿		0.177	***	2.62	45.3	0.103	***	0.020	-
7	中国		0.177	***	2.62	45.4	0.170	***	0.044	P<0.06
8	四国		0.305	***	4.56	45.1	0.043	-	0.034	-
9	九州		0.206	**	3.04	45.5	0.007	-***	CND	CND
10	九州		0.208	***	3.02	46.0	CND	CND	0.066	***
11	九州		0.235	***	3.38	46.3	CND	CND	0.034	-
12	九州		0.188	*	2.71	46.2	0.021	-***	0.027	-

脚注 1. CND: Can Not Determined:測定不能
 2. 肝癌は、正式には肝及び肝内胆管の悪性新生物
 3. 有意差は両側検定で、*:P<0.05, **:P<0.01, ***:P<0.001

疾患は9地域が算出可能で、その内4地域が有意に高かった。一方、2010年の肝癌の死亡割合の分析で、1地域で有意に全国より高く、1地域でほとんど有意に高かった。このように、HL群のほとんどがアルコール性肝疾患とみなされたのに対し、異なる内容であった。

日本の場合、C型肝炎の起因による肝癌が高い²²⁾ことから、HU群の2つの地域の肝疾患はC型肝炎が主な病因ではないかと推定した。

しかし、上記までの分析では、HL群、HU群共に、アルコール性肝疾患が有意に高い地域が多い結果であった。

そこで、肝疾患の75歳までの年齢調整有病率が有意に高く、またアルコール性肝疾患も有意に高い地域において、MAIの値と、他の項目、及び、他の項目のMAIについてのロジスティック回帰分析を使った同様な分析結果を、表6に示す。

表に示されるように、高コレステロール血症、貧血(疑いを含む)、でP<0.001で、腎機能障害(疑いを含む)でP<0.01でMAIの値との間で、有意な正の相関関係を示した。アルコール性脂肪肝の時は血液中コレステロールが上昇し、アルコール性肝障害の場合貧血が生じ、また腎障害も現れるので、MAIの高い場合は、アルコール性肝障害が進んだ

ものと推測された²³⁾。

40歳から74歳までの間の受診者の平均年齢との間の相関関係はP<0.01で有意性が見られた。MAIの計算式には、患者の年齢階級別有病率から算出される平均年齢を使っており、それは受診者の平均年齢とも関係があるので、MAIは受診者の年齢調整はできない値であると言える。

他の項目はMAIの疾患と有意な相関がみられる場合は、原因ないしは結果と推測され、それを入れ替えても同じ符号の有意な相関が得られるとは限らないと推測される。

軽症高血圧以上の高血圧のMAIと高コレステロール血症の要指導(b)以上や糖尿病の要指導以上の間で、P<0.001で負の相関が見られた。これについては、日本の高齢者に食されてきたいわゆる日本食は、低カロリー、高不飽和脂肪酸、高食物繊維、高塩分であり、このような結果も納得されるものと思われる²⁴⁻²⁷⁾。

血圧のMAIと貧血が有意な逆相関になったのは、月経がある女性と閉経後の女性では、貧血の出現率が異なることや、多血症患者は、しばしば見られる病態であり、持続する高血圧が同時に見られるという報告ないしは内科学の本に記述があることから、そのようなことが原因かもしれない²⁸⁾。

表6 年齢調整有病率が有意に高い地域での疾病の MAI 値と他の医学検査における有意性との間のロジスティック回帰分析結果及び受診者の平均年齢との間の回帰分析

MAIの分類		肝疾患(アル コール性が有 意に高い)の MAI	肝疾患のMAI	軽症高血圧以 上の高血圧の MAI	高コレステロ ール血症の要指 導(b)以上の MAI	糖尿病の要指 導以上のMAI	貧血のMAI	腎機能障害の MAI
MAI	最小値	32.7	32.7	38.1	35.6	37.7	18.7	31.7
	最大値	45.7	48.7	52.7	47.2	52.8	50.5	58.6
データ数		327	587	518	384	594	508	438
40から74歳までの受診 者の平均年齢	最小値	55.8	55.8	56.1	56.9	55.8	56.1	56.9
	最大値	66.2	66.7	67.1	65.7	66.4	66.7	66.7
	有意差	**	***	-	-	-	-	-
肝疾患	平均	CND	CND	0.43	0.39	0.40	0.43	0.44
	回帰係数	-	-	0.06	-0.12	-0.04	0.01	-0.04
	有意差	-	-	-	*	-	-	-
軽症高血圧以上	平均	0.35	0.37	CND	0.45	0.32	0.32	0.37
	回帰係数	0.07	0.03	-	-0.15	-0.14	-0.08	0.01
	有意差	-	-	-	**	***	**	-
高コレステロール血症 の要指導(b)以上	平均	0.26	0.25	0.32	CND	0.25	0.32	0.30
	回帰係数	0.20	0.11	-0.20	-	-0.06	-0.07	-0.11
	有意差	***	*	***	-	-	**	**
糖尿病の要指導以上	平均	0.46	0.42	0.41	0.49	CND	0.50	0.39
	回帰係数	-0.18	-0.08	-0.32	-0.05	-	-0.09	-0.01
	有意差	-	*	***	-	-	***	-
貧血	平均	0.40	0.37	0.36	0.47	0.40	CND	0.33
	回帰係数	0.19	0.09	-0.27	0.02	-0.06	-	0.00
	有意差	***	*	***	-	-	-	-
腎機能障害	平均	0.25	0.36	0.33	0.35	0.28	0.29	CND
	回帰係数	0.15	0.17	0.01	0.21	-0.03	-0.05	-
	有意差	**	***	-	***	-	-	-

脚注
 1. CND: Cannot be determined.即ちMAIの疾病分類と他疾患の分類が同じの場合である。
 2. 平均は1の合計/データ数。
 3. 有意差は両側検定で、*:P<0.05, **:P<0.01, ***:P<0.001

高コレステロール血症の要指導以上の MAI と肝疾患、貧血の MAI と高コレステロール血症、腎機能障害の MAI と高コレステロール血症が有意な逆相関になったのは、低栄養が慢性肝疾患、貧血、慢性腎機能障害で出現するためと考えられる²⁹⁻³⁰。

値が意味を持つのかということについては、単独の値で意味を持つのかという立場と、他の値と比較して意味を持つのかという、2つの立場がある。

他の値と比較して意味を持つのかという立場からは、もし MAI やそれを算出するための年齢調整 YPHL 率が意味をなさないものなら、表5や表6に示されるような、MAI が意味を持つような結果は得られなかったはずである。この場合、75歳までの年齢調整有病率も有意に高いことが条件であった。これらの結果により MAI 及び年齢調整 YPHL 率は、有病率が全体の値と比べ有意に高い場合に、特に意味をもつものと解される。

4. 考察

4.1 MAI の式の対象集団とシミュレーションから言えること

MAI を罹患中央年齢の略として用いているが、ここでの罹患率は、どの年の、どの集団を対象としたものであろうか。

以下の年齢階級は1歳ごとの年齢階級で考察する。シミュレーションでは、「目標年齢-疾病発生の始まりの年齢」の年数で、いずれも一定の年齢階級別

有病率が出現し、MAI は一定となった。従って対象集団は、算出のために使われる年の、年齢階級別有病率が0以上の値である最年少の年齢階級(以後、最年少の年齢階級とする)から目標年齢直前の年齢階級(以後、最年長の年齢階級とする)間の集団であり、「目標年齢-最年少の年齢階級の年齢=x」とすると、これが MAI 算出のための年齢階級別有病率が、それ以前の各年の年齢階級別罹患率の影響を受ける期間であり、MAI 算出のデータの西暦年から遡る年数の期間である。

まず、遡った x 年の間の年齢階級別罹患率の関与を考える。

図7にその考え方を示している。MAI 算出の年齢階級別有病率の西暦年を0年、遡る年を1,2,...,x年とする。0年の最年長の年齢階級は x 年前には、最年少の年齢階級であり、1年ごとに1歳階級ごと高齢の年齢階級別罹患率が関与する。

従って、年齢階級別罹患率は、最年少の年齢階級では、x年間関与し、最年長の年齢階級は最後の1年だけ関与する。即ち、i歳階級ごとに、関与する遡る年数が異なり、以下の式で求まる罹患率が、MAI 算出のための仮想年齢階級別罹患率と考えられる。そして、その平均罹患年齢が、MAI に最も近いものと考えられる。

以下に式を示す。

MAI 算出のデータ年を0とし遡る年数を j (j=0,1,2,3,...,x) でしめす。

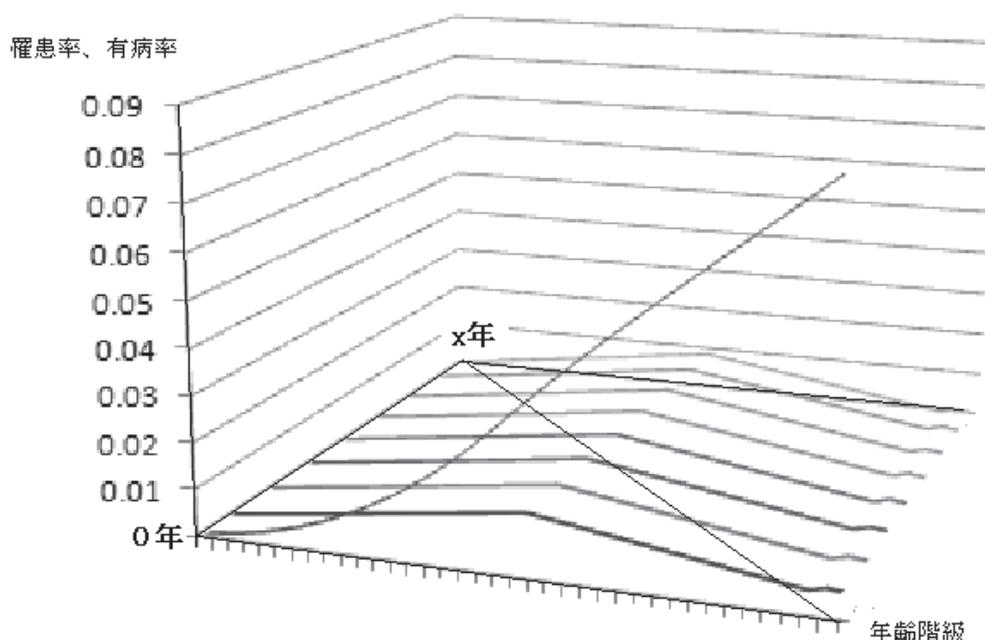


図7 MAI 算出のための仮想罹患率について

脚注

Z軸は、遡る年数を示している。

それぞれの小さい波は、各年の年齢階級別罹患率であり

0年の大きいカーブは、MAI算出のための年齢階級別有病率を示す。

目標年齢を T とする時、その直前の年齢階級は $T-1$ である。

年齢階級別有病率が始まる最年少の年齢階級を a とし j 年の i 歳階級の罹患率を R_{ij} とすると、

$$i\text{歳階級についての仮想罹患率} = \frac{\sum_{j=0}^{T-1-i} (R_{ij})}{T-i}$$

$$\text{平均罹患年齢} = \frac{\sum_{i=a}^{T-1} \left\{ (i+0.5) \times \frac{\sum_{j=0}^{T-1-i} (R_{ij})}{T-i} \right\}}{\sum_{i=a}^{T-1} \left\{ \frac{\sum_{j=0}^{T-1-i} (R_{ij})}{T-i} \right\}}$$

次に、MAI 算出のデータの西暦年の年齢階級別有病率について考える。高齢の年齢階級別有病率は、それに関与する、遡っての各年の年齢階級別罹患率はより以前のものから関与がある。一方若年の年齢階級別有病率は、それに関与する、遡っての各年の年齢階級別罹患率は、より最近に近いものが関与する。

また MAI は、死亡が無い場合の単純なシミュレーションでは、年齢階級別罹患率の幅を広げて設定す

ると、設定中央値より若く算出され、また死亡の影響を受けても、若く算出された。しかし、全死亡を組み込んだ場合は、MAI は、設定した値と近い値を示した。疾病発生率の幅や死亡率により若く算出される MAI は、総死亡率によって、人口が減じられ、相対的に、高齢者の有病率が上昇し、MAI も引き上げられ、結果的に、設定した値に近くなったと思われる。

MAI の値の意味について単独で意味を持つのかという点は、以上のシミュレーション結果などから考察すると、年齢階級別有病率が正規分布を示すであろう条件の $nR \geq 5$ 以上の時、実際より若干若く算出される可能性があるが、疾病対策上、意味があるものと考えた。

また、特に平成22年の国勢調査によると、40-44歳代での5年前から変わらない市町村内の住所の者の割合は、約80.9%であり、それ以上の年齢階級では当然のことながら、移動しないものの割合は90%近くになっている。また、今回の生活習慣病を中心とする慢性疾患については、40歳以降の集団を扱っている。従って、市町村別の MAI 算出のための40歳以上の各年齢階級別人口は、地域という特性で共通であり、その特性の中で、上記のような仮想罹患率を想定することは、無理ではないと考えられる。

ASEIを報告した中の糖尿病について、年齢階級別罹患率の合計を調べたところ、最大有病率にほぼ等しかった。ここで、最大有病率は、その年齢階級に幅があっても、適当な値を示す可能性があるが、疾病の年齢階級別発生率（厳密にはMAI算出のための仮想年齢階級別罹患率）は1歳ごとの年齢階級であり、その総和は、年齢階級別の最大有病率にほぼ匹敵するとみなされた。

シミュレーションで、発生の初年度から、MAIが一定の値を示すまで、年数がかかり、図4のように初期は若いMAI値を示した。このことは、例えば疾病登録が初期のMAIの値は、実際の罹患中央年齢より若く算出される可能性を示している。

4.2 MAIによる主な病因や疾病の段階の判別

住民健診についての肝疾患について、HL群はアルコール性肝疾患によるものであり、HU群は疾病が進行したアルコール性肝疾患とC型肝炎が含まれる複合的な病因のものとなされた。このことは、HL群は疾病の罹患が盛んなActive areaであり、HU群は疾病の罹患よりも、その重症度が増した地域で、罹患に関しては静的地域、即ちQuiescent

areaであると考えられる。

シミュレーションにおいて、疾病死亡率を高くするとMAIは若く算出された。この仕組みについては、再び図2を参照されたい。

この図の平行四辺形の中に、直線ECを含む平行四辺形が存在するが、これは、健診ADの時に、直線AFで示される高齢者が、死亡により存在しない場合を示すものである。これによると、MAIはBではなく、Eとなり、実際の罹患年齢より若くなる。

HU群は、死亡とも直結した重症度が高い疾病の地域が含まれている可能性があるが、重症度が高くなるとMAIは若くなるので、重症度が高い患者を有する地域はHU群から外れてくる可能性がある。従って、そのような場合でHU群が少ない時には、2.5%で区分するのではなく、もう少し広い%で区分する必要があると考えられる。

肝疾患のHU群は、進行したアルコール性肝疾患とC型肝炎の複合的な病因とみなされ、C型肝炎については、日本は現在静止期に入っており²²⁾、過去の感染の後に継続感染はなく、現在高齢者に肝疾患として残存している。この例を図8の下段にモデルとして示す。そしてHL群は、図8の中段に

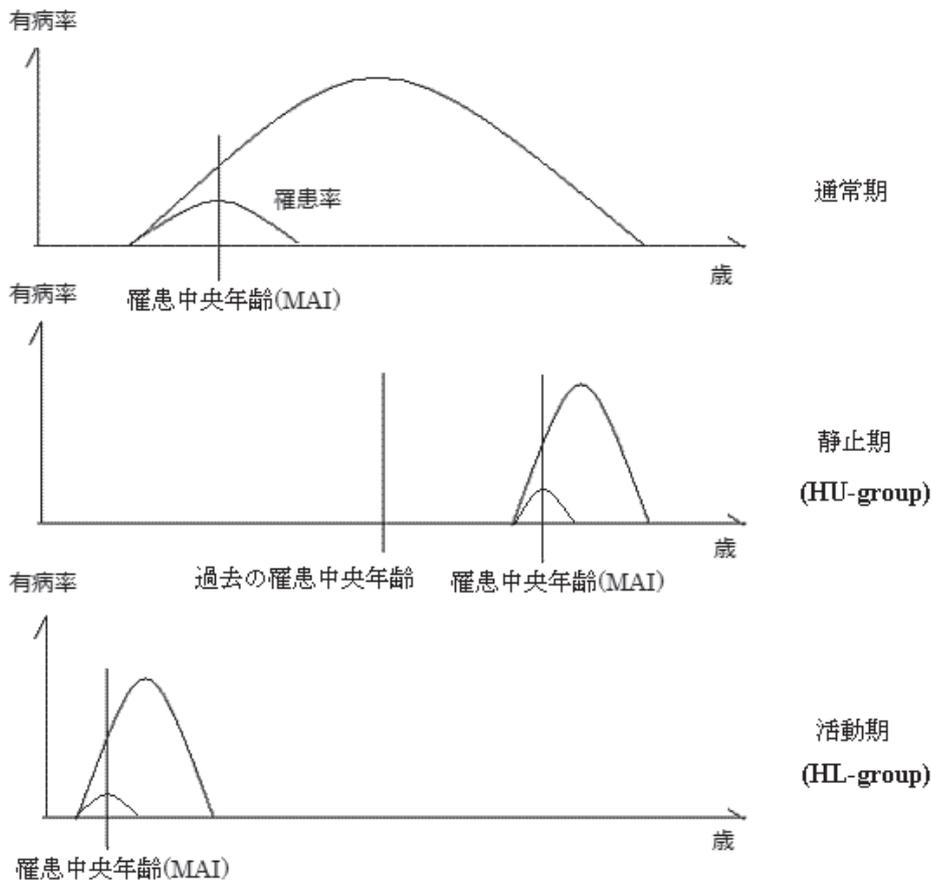


図8 疾病の罹患についての通常期、静止期、活動期のモデル

モデルとして示す。

二つの病因や罹患について Active area (活動地域) か Quiescent area (静止地域) かは、従来の量的指標である有病率や損失年を調べても区別できない。

また、HL 群や HU 群に属さないが、有病率が特に高い地域は、HL 群の Active area と Quiescent area の両方を有している可能性があると考えられ、注意が必要である。

また、HL 群や HU 群を確定できることは、疾病の早期患者や進行患者を的確に見つけられる可能性がある。そして、HL 群と HU 群を比較し、どのような点が異なるのかを、様々な視点から調べるのは、公衆衛生学上意義深いと思われる。

今まで論じてきた分析方法を、筆者は MAI 分析 (MAI-Analysis) と呼びたい。分析の対象となる圏域の全ての地域において、ある慢性疾患の年齢階級別有病率のデータが存在し、その有病率がある程度大きい場合に適用できるともと思われる。

4.3 MAI 算出の際の目標年齢について

2005年の生命表で男の75歳の生存率¹²⁾は、69.1%であり、女性では85.0%であった。今回用いた75歳という目標年齢は、このような、高い生存率のもとで可能となったとも言える。HU 群は死亡率の影響を受けるので、日本と異なる国において、この MAI の指標を用いる際は、住民健診等のデータが豊富に存在し、かつ生存率が少なくとも5割を超える年齢で目標年齢を設定し、MAI を算出することが必要となると予想される。

4.4 死亡指標への応用

MAI 分析は、有病率を用いたものである。死亡率においても、死亡者の平均年齢を用いて、同様な検討が行えるものと考えられる。同じ死亡率としてカウントされた疾病においても、その死亡の仕組みが大きく異なるものが、見出せるかも知れない。

5. 結論

死亡率が余り高くない疾病や健康異常について、

疾病の罹患中央年齢を算出する理論式は、平均寿命が男女とも75歳を超える日本において、

$$MAI(\text{罹患中央年齢}) = 75 - \frac{\text{年齢調整75歳 YPHL 率}}{\text{75歳までの年齢調整有病率}} \times 2$$

である。この場合の年齢調整法は等価平均を用いる。

死亡率が高くない場合の慢性疾患の1歳階級別の年齢階級別罹患率の総和は、年齢階級別の最大有病率に近いとみなされた。死亡率を組み込んだシミュレーションによれば、MAI は設定した値と近いが、若干若い年齢の値を示す結果であった。

多くの地域について、死亡分類と一致しない疾病分類による慢性疾患の年齢階級別有病率が存在する場合、MAI を算出し、その分布の左2.5%と右2.5%に分類される地域を見出し、その中で、有病率が全体より有意に高い地域をそれぞれ HL (Significantly High and Lower limit rejected) 群、HU (Significantly High and Upper limit rejected) 群と呼ぶと HL 群は、現在その罹患が活動期にあり、HU 群は静止期にあるとみなされ、2つの群を比較しその主な病因を探ることは、意義があるものと考えられた。

なお、本論文の一部は、2010年国際疫学会西太平洋地域学術会議兼第20回日本疫学会学術総会(埼玉)において発表した。

謝 辞

岡山大学名誉教授、緒方正名先生には、変わらぬご指導と励ましをいただきました。

元岡山県保健師の水元千都江さんには、損失年数についてのヒントを頂きました。

統計学の重要な部分については、岡山大学環境理工学部教授の垂水共之先生及び群馬大学社会情報学部教授の青木繁伸先生に、御助言をいただきました。

厚生労働省地域保健・老人保健担当部局の皆様方には、地域保健・老人保健事業報告(老人保健編)について、快く情報を提供していただきました。

また、日本疫学会の諸先生方、日本公衆衛生学会の諸先生方に、多くのご指導をいただきました。

ここに記載して、厚くお礼申し上げます。

文 献

- 1) Leske MC, Ederer F and Podgor M : Estimating incidence from age-specific prevalence in glaucoma. *American journal of epidemiology*, 113, 606-613, 1981.
- 2) Dewey M : Estimating the incidence of dementia in the community from prevalence and mortality results. *International journal of epidemiology*, 21, 533-538, 1992.
- 3) Hill GB, Forbes WF and Kozak J : A simple method for estimating incidence from prevalence. *Chronic diseases in Canada*, 20(4), 151-153, 1999.

- 4) 井上康二郎：経年の統計データを用いた慢性疾患の推定罹患率の計算の試みと、追加調査で求まる数値を用いた理論式について。川崎医療福祉学会誌, 22(1), 411-426, 2011.
- 5) Inoue K : Formula for estimating the incidence of chronic diseases from prevalence, mortality, and other indices from survey. *Journal of public health and epidemiology*, 5(16), 243-256, 2013.
- 6) World Health Organization: Rules and guidelines for mortality and morbidity coding. *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems Tenth Revision*, Volume 2 Instruction manual Second Edition, 33-70, 2004.
- 7) 井上康二郎：サーベイランス的な地域診断の望ましいあり方についての研究 - YPLL の概念を用いた評価法について -。日本公衆衛生雑誌, 47(6), 493-507, 2000.
- 8) Romeder JM and McWhinnie JR: Potential years of life between ages 1 and 70 : an indicator of premature mortality for health planning. *International journal of epidemiology*, 6, 143-151, 1977.
- 9) Westendorp RG and Kirkwood TB : Human longevity at the cost of reproductive success. *Nature*, 396, 743-746, 1998.
- 10) Promislow DE : Longevity and the barren aristocrat. *Nature*, 396, 719-720, 1998.
- 11) Chiang CL : Standard error of the age-adjusted death rate. *Vital statistics-special reports*. U.S. Government printing office, 47(9), 275-285, 1961.
- 12) 国民衛生の動向。簡易生命表, 厚生統計協会, 東京, 408-409, 2006.
- 13) 奥野忠一：2項分布。応用統計ハンドブック。養賢堂, 東京, 22-23, 1986.
- 14) 老人保健法による健康診査マニュアル第2版。血液化学検査, 老人保健事業研究会, 日本醫事新報社, 東京, 59-71, 1997.
- 15) Miller JC : The Normal distribution, *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 122-139, 1983.
- 16) Miller JC : Testing a distribution for Normality, *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 265, 1983.
- 17) Miller JC : Measures of central tendency, *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 31-32, 1983.
- 18) Miller JC : Standardization, *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 124-125, 1983.
- 19) Miller JC : Significance of proportion (large samples), *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 1983, 239-240.
- 20) Truett J, Cornfield J and Kannel W : A multivariate analysis of the risk of coronary heart disease in framingham. *Journal of chronic diseases*, 20, 511-524, 1967.
- 21) Miller JC : Correlation, *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 261-273, 1983.
- 22) Tanaka Y, Hanada K, Orito E, Akahane Y, Chayama K, Yoshizawa H, Sata M, Ohta N, Miyakawa Y, Gojbori T and Mizokami M : Molecular evolutionary analyses implicate injection treatment for schistosomiasis in the initial hepatitis C epidemics in Japan. *Journal of hepatology*, 42(1), 47-53, 2005.
- 23) 石井裕正：アルコール性肝障害。高久史麿, 尾形悦郎監修, 新臨床内科学第6版, 医学書院, 東京, 584-588, 1994.
- 24) Oiso T : Incidence of stomach cancer and its relation to dietary habits and nutrition in Japan between 1900 and 1975. *Cancer Research*, 35, 3254-3258, 1975.
- 25) Ueshima H, Iida M, Shimamoto T, Konishi M, Tanigaki M, Doi M, Nakanishi N, Takayama Y, Ozawa H and Komachi Y : Dietary intake and serum total cholesterol level : their relationship to different lifestyles in several Japanese populations. *Circulation*, 66(3), 519-526, 1982.
- 26) Kuratsune M, Honda T, Englyst HN, Cummings JH : Dietary fibre in the Japanese diet. *Princess Takamatsu Symposia*, 16, 247-253, 1985.
- 27) Kato I, Tominaga S, and Kuroishi T : Per capita foods/nutrients intake and mortality from gastrointestinal cancers in Japan. *Japanese journal of cancer research*, 78(5), 453-459, 1987.
- 28) Frenkel EP : Approach to the management of polycythemia. In *Textbook of internal medicine*, New York, Lippincott Company, 1322, 1989.
- 29) Adamson JW : Iron deficiency and other proliferative anemias. *Harrison's principles of international medicine*

15th ed. New York, McGraw-Hill, 660-666, 2001.

30) Halsted CH : Malnutrition and nutritional assessment. *Harrison's principles of international medicine 15th ed.* McGraw-Hill, New York, 455-457, 2001.

31) Miller JC : Joint distributions. *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 140-145, 1983.

付録

1. MAI の式の導き

i 歳階級について人口を n_i 、有病率を P_i とすると、 $1/\text{人口} = 1/n_i$ であり、人口の逆数の加重平均であるので、加重平均係数は $(1/n_i) / \sum (1/n_i)$ である。

式の分子は75歳を目標とするYPHL量で、式の分母は有病者数である。

分子 ; 75歳YPHL量 = $\sum \text{損失年数} \times \text{有病者数} = \sum \{75 - (i + 0.5)\} n_i p_i$

分母 ; 有病者数 = $\sum \text{有病者数} = \sum n_i p_i$

分子と分母の年齢階級は同じとし、 n_i は一致するものとする、

各年齢階級の加重平均係数 = $(1/n_i) / \sum (1/n_i)$ となる。

分子の i 歳階級 ; i 歳階級での75歳YPHL量 $\times (1/n_i) / \sum (1/n_i)$

= i 歳階級での75歳YPHL率 / $\sum (1/n_i)$

分母の i 歳階級 ; i 歳階級での有病者数 $\times (1/n_i) / \sum (1/n_i) = P_i / \sum (1/n_i)$

75歳までの有病期間 / 2 = $\frac{\sum \{75 \text{歳 YPHL 率} / \sum (1/n_i)\}}{\sum \{P_i / \sum (1/n_i)\}} = \frac{\sum (75 \text{歳 YPHL 率})}{\sum (P_i)}$

= $\frac{\text{年齢調整75歳YPHL率 (Age-adjusted YPHL rate before 75 years)}}{75 \text{歳までの年齢調整有病率 (Age-adjusted prevalence before 75 years)}}$

75歳までの有病期間 = $\frac{\text{Age-adjusted YPHL rate before 75 years}}{\text{Age-adjusted prevalence before 75 years}} \times 2$

= $\frac{\sum \{[75 - (i + .5)] P_i\}}{\sum (P_i)} \times 2$ 式-1

故に、MAI(罹患中央年齢) = $75 - \frac{\text{Age-adjusted YPHL rate before 75 years}}{\text{Age-adjusted prevalence before 75 years}} \times 2$

= $75 - \frac{\sum \{[75 - (i + .5)] P_i\}}{\sum (P_i)} \times 2$ 式-2

2. MAI の意味

各年齢階級に一定人口 N があるものとし、 d_i を i 歳の有病者数とすると、

$d_i = P_i \times N$ である。

故に、平均有病者年齢: $\bar{X} = \frac{\sum \{d_i \times (i + 0.5)\}}{\sum (d_i)} = \frac{\sum \{P_i N \times (i + 0.5)\}}{\sum (P_i N)} = \frac{\sum \{P_i \times (i + 0.5)\}}{\sum (P_i)}$

となり、 $x = \frac{\sum \{P_i \times (i + 0.5)\}}{\sum (P_i)}$ は、年齢階級別の人口を消去した平均有病者年齢

といえる。

故に、罹患中央年齢 = $75 - 75 \text{歳までの有病期間} = 75 - (75 - \text{年齢階級別有病率から算出する有病者平均年齢}) \times 2$ であり、MAIの計算式の一部に年齢階級別有病率から求まる有病者の平均年齢の式が含まれる。そして有病期間は(目標年齢 - 年齢階級別有病率から算出する有病者平均年齢) $\times 2$ である。

3. 75歳までの年齢調整有病率(等価平均)の母集団との検定方法

75歳までの等価平均の年齢調整有病率は、 c_i を i 歳階級の階級の長さを用いた

加重平均の係数、即ち、 $c_i = \frac{i\text{歳階級の長さ}}{\text{年齢階級全体の長さ}}$ とし、標本集団の有病率を r_i

母集団の有病率 R_i 、標本集団の人口 n_i とする。

x_i を標本の年齢調整有病率、 x を母集団の年齢調整有病率とすると、

$$\therefore z_0 = \frac{(x_i - x)}{\sigma} = \frac{(x_i - x)}{\sqrt{\sum \left\{ \frac{c_i^2 R_i (1 - R_i)}{n_i} \right\}}}$$

有意差を検定する。

(平成25年5月15日受理)

Theoretical Formula for Mid-age of Incidence from the Cursory Age-specific Prevalence for Chronic Diseases and Its Application

Koujirou INOUE

(Accepted May 15, 2013)

Key words : MAI (Mid-Age of Incidence), YPHL (Years of Potential Health Lost), YPLL (Years of Potential Life Lost), C-type hepatitis, Prevalence

Abstract

This study aimed to devise a theoretical formula for the Mid-Age of Incidence (MAI) from the prevalence of age groups and to confirm its application.

The formula was devised using the concept of lost years of health and then simulated. In the inhabitants' survey of Japan, MAI was calculated from the prevalence of the liver disease in the areas i.e., cities, towns, or villages, and the main cause of disease was analyzed between those areas where MAI was lower than 2.5% of the distribution with significantly high prevalence (HL group) and those areas where MAI was more than 2.5% of the distribution with significantly high prevalence (HU group).

In the computer simulation, MAI was not much different or a little young from the Mid-age of Occurrence. In addition, the sum of the incidence rates in the 1-year age groups approximately corresponded to the maximum prevalence within the age groups in the simulation. In the HL group, the main cause of liver disease was alcoholic liver injury; in the HU group, one cause was Type C hepatitis, while for many others it was advanced alcoholic liver injury. Thus, the HU and the HL groups were confirmed as active and quiescent areas, respectively.

Correspondence to : Koujirou INOUE

Bihoku Public Health Center

Takahashi, 716-8585, Japan

E-mail : koujirou_inoue@pref.okayama.lg.jp

(Kawasaki Medical Welfare Journal Vol.23, No.1, 2013 111 – 128)