

原 著

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

井上康二郎*1

要 約

慢性疾患の発生状況を示す罹患率は、通常前向き調査で大きな労力を必要とする。そこで、既存統計データを用いた、経年の連続する集団である年齢階級の有病率の差に死亡率を加算することで計算される式から、この推定の罹患率が計算できないか、糖尿病、高血圧性疾患、脳血管疾患について、その可能性を調べた。

まず統計データである患者調査による、経年の有病率と、経年間の死亡率から計算される、理論的な年齢階級別推定罹患率 (Age-Specific Estimated Incidence rate ; ASEI) の計算式を導いた。この式により、国際疾病分類での糖尿病、高血圧性疾患、脳血管疾患について、実際のデータを用いて ASEI を算出した。また、ある保健所の死亡データから、その疾病の既往はあるが、死亡原因で他の疾患になっているものの総死亡数に対する割合 (Rates of Persons who have Died by Another disease : RPDA) を算出し、死亡率にそれらのデータを加算して修正してから、ASEI を再計算した。

糖尿病の ASEI は 60 歳でピークが見られたが、75 歳以上で負の値であった。RPDA による修正により、その負の値は、かなり 0 に近づいた。高血圧性疾患の ASEI は 65 歳でピークが見られたが、80 歳で負であった。RPDA による修正によっても、その負の値は、ほとんど変わらなかった。脳血管疾患の ASEI は 80 歳でピークが見られた。

統計調査での 1 患者複数疾患のカウントによる有病率の推定や、前調査から現調査までにある疾患に罹っていたが現調査で異なる疾患に変化した人の全疾患に対する割合 (Rate of Persons who suffered from the disease but Changed to Another disease : RPCA) を、付加調査として加えることにより、高齢者での負の推定罹患率は是正されるものと考えられた。

また、推定治癒率 (Estimated Cure Rate ; ECR) についても、実施された患者調査の患者についての後ろ向き調査による算出方法を検討した。また調査期間内に罹患し治癒したものについて、推定潜在罹患患者数比 (Estimated Potential Incidence Ratio ; EPIR) の算出も検討し、それらを式に組み込み、統計データを用いた ASEI の計算式を完成した。

1. 緒言

疾病の発生率、即ち罹患率は、一般に次の式で計算され、負の値にはならない^{1,2)}。

$$\text{罹患率} = \frac{\text{観察期間内の新発生患者数}}{\text{危険人口} \times \text{観察期間}}$$

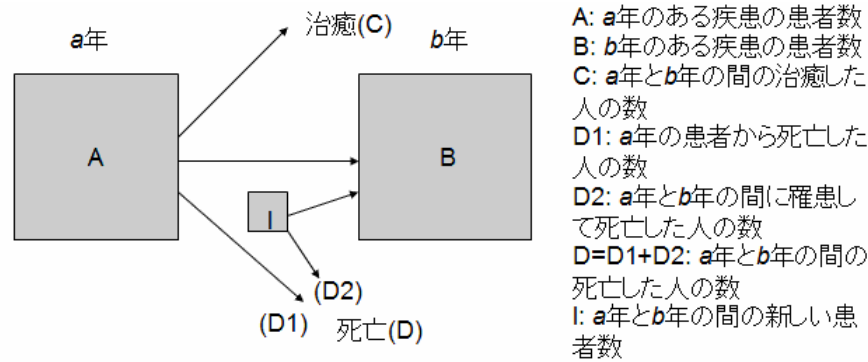
そして上記の罹患率は、ふつう前向き調査³⁾ から計算される。しかし、どのようなコホート (集団)

にも、人口変動はつきものであり、時間と労力、及び経費が必要である⁴⁾。

ここで西暦 a 年と継続する西暦 b 年の間の慢性疾患の大まかな変化を、図 1 に示す。四角形 A は a 年の患者数を示し、四角形 B は、 b 年の患者数を示す。疾病の死亡者は、図に示すように、 a 年での有病者からの死亡の場合と、 a 年と継続する b 年の間に新規に罹患して死亡する場合とがある。これは疾病死亡

*1 岡山県真庭保健所

(連絡先) 井上康二郎 〒717-8501 岡山県真庭市勝山591
E-Mail : koujirou_inoue@pref.okayama.lg.jp



治癒を無視した場合

$$I = B - A + D1 + D2 = B - A + D$$

治癒を考慮した場合

$$I = B - A + D + C$$

図1 a年と継続したb年の間での、慢性疾病の大まかな変化

者Dとして算出され、もし、慢性疾患で治癒を考慮しないならば、

慢性疾患の新規患者数 =

b年の患者数 - a年の患者数 + a年とb年の間の疾病死亡者数

で計算できる。

即ち、有病者数と死亡者数のデータがあれば、有病者数の差と死亡者数から、推定ではあるが罹患率が算出でき、人口当たりの推定罹患率（今後、この推定罹患率を罹患率と呼ぶ）が算出できる。そこで経年の推定有病率と死亡率から、慢性疾患の罹患率を推定するための理論式を導いた。

有病率については、統計調査である患者調査において、多くの慢性疾患の年齢階級別総患者数の値が千人単位で推定されているのでこれを利用し、死亡率は人口動態での死亡データを利用し、糖尿病、高血圧症、脳血管疾患について、理論式により推定罹患率の計算を試みた。

また、患者調査の推定有病率が他の調査と比較して、どのように妥当であるかも検討した。

そして患者調査に、実施可能な付加調査を行うことで求まる、推定治癒率や他の必要数値を考察しながら、一つの式を完成した。

即ち、次の手順による。

- (1) 治癒を考えない場合の、理論的な罹患率の計算式を導く。
- (2) 人口移動を調査し、式への影響を検討する。
- (3) 患者調査の推定有病率の検討
- (4) 糖尿病、高血圧症、脳血管疾患について、有病率及び死亡率から、理論式でどのように罹患率が計算されるかを検討し、必要な数値を検討する。
- (5) 治癒率について検討し、また必要な他の数値を追

加検討し、式を完成する。

この推定罹患率が、既存の統計調査を利用して算出できたら、国の健康政策の上でも大きな基礎データとなり、患者調査に協力した国民にとっても、その情報は大きなものとなると思われる。

このような、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⁵⁾し、Deweyは認知症について報告⁶⁾し、Hillらは認知症及び糖尿病について報告⁷⁾しているが、何れも、全体死亡率や治癒率などの考慮がなされていない。

2. 研究方法

2.1 経年の統計データから年齢階級別推定罹患率を計算する理論式 - 1

次の式は、治癒を無視して導かれるものである。

年齢階級は5歳階級とし、階級幅は w で表し、 $w=5$ とする。 i 階級は $w \times i$ 歳から $w \times (i+1) - 1$ 歳の間である。ただし、 $i=0,1,2,\dots,16$ までとする。

経年は西暦順に a 年と b 年とする。 $b-a$ で示される間隔を、年齢階級幅と同じにすると、 a 年での i 階級は b 年で $i+1$ 階級となる。

a 年での i 階級の集団を ${}_aG_i$ で表し、その人口を ${}_aN_i$ とし、ある疾患の有病率を ${}_aP_i$ と表す。 ${}_aG_i$ の集団の a 年と b 年の間のある疾患の死亡率を ${}_aD_i$ とし、全死亡率を ${}_aD_i$ とする。

b 年でも、同じように表す。

a 年の ${}_aG_i$ の集団の患者数は ${}_aP_i \times {}_aN_i$ であり、 b 年では ${}_bP_{i+1} \times {}_bN_{i+1}$ となる。そして ${}_aG_i$ 集団の a 年と b 年の間のある疾患の死亡者数は ${}_aD_i \times {}_aN_i$ となる。従って ${}_aG_i$ 集団の a 年と b 年の間の罹患数は ${}_bP_{i+1} \times {}_bN_{i+1} - {}_aP_i \times {}_aN_i + {}_aD_i \times {}_aN_i$ となる。

従って aG_i 集団の a 年と b 年の間の罹患率は、

$$\frac{bP_{i+1} \times bN_{i+1} - aP_i \times aN_i + ad_i \times aN_i}{aN_i}$$

$$= \frac{bP_{i+1} \times bN_{i+1}}{aN_i} - aP_i + ad_i.$$

a 年と b 年の間の1年間の罹患率を R とすると、 R は a 年と b 年の中間年である $(a+b)/2$ 年の率になる。罹患率 R の年齢階級は、上記の i 階級とは異なると考えられるので j とすると、

$$\frac{bP_{i+1} \times bN_{i+1} - aP_i + ad_i}{\frac{a+b}{2}R_j} = \frac{aN_i}{b-a} \dots \text{式-1.}$$

2000年の0-4歳階級と2005年の5-9歳階級から式-1によって求まる値は、2000年と2005年の間の中央年における2.5-7.5歳階級の罹患率となり、率の年齢階級の中央年齢は、5, 10, 15, 20というように5歳間隔で80歳までである。

即ち、式-1の j 階級は $w \times j + w/2$ 歳と $w \times (j+1) + w/2$ 歳の間である。ただし $j=0,1,2,\dots,15$ である。

式-1は、次のように表すこともできる。

$bN_{i+1} = (1-aD_i) \times aN_i$ である時

$$\frac{a+b}{2}R_j = \frac{bP_{i+1} \times (1-aD_i) - aP_i + ad_i}{b-a} \dots \text{式-2.}$$

式-1や式-2で使われる有病率は、患者調査の推定有病率を用いる。また、経年の人口集団は同じではないので、式-1ないし式-2から計算される値を年齢階級別推定罹患率 (Age-Specific Estimated Incidence rate: ASEI) と呼ぶことにする。患者調査の有病率は、都道府県別にもデータがあるが、ここでは、日本総人口 (在留外国人を含む) に対する推定有病率を用いて、日本の総人口に対する罹患率を推定することを目的とする。

この計算は、コホートを用いている。即ち、 aG_i で表される集団の人口が、移動により異なる集団となれば、この式は意味をなさない。

そこで、2000年と2005年の間の aG_i の移動を調べた。

まず、外国から日本へ長期滞在や生活を目的に来日した人については、法務省により外国人登録 (在留外国人) がなされており、その報告がある。2000年末から2005年末の間の年齢階級別外国人登録数の1年ごとの差を求め、その絶対値をその年の日本の総人口で割って、外国からの移動率とし、年齢階級ごとに求めた。

また、日本から、外国へ長期滞在や生活を目的に

出国した人は、外務省により、在留邦人としての総数が報告されており、年齢階級別数の報告はない。

2000年と2005年の間の5年間の在留邦人の各年総数について、その差を求め、年当たりの新規在留邦人の総数として算出し、90日の出国者を始めて把握しだした2006年10月から2007年9月の間の年齢階級別出国者数の割合を乗じて、年齢階級別の新規在留邦人数を推定算出し、各年の日本の総人口で割って、日本からの移動率とした。上記のデータは、いずれも、法務省や外務省のWEBサイトから得た。

即ち、5年間の年齢階級別移動率は、以下で計算した。

a 年の i 階級の外国人登録者数を aF_i 、 a 年の i 階級の日本の総人口を aN_i とし、 a 年の i 階級の在留外国人の移動率を $aFMR_i$ とすると

$$aFMR_i = \frac{|a_{i+1}F_i - aF_i|}{aN_i}$$

a 年の i 階級の在留邦人数を aJ_i 、 a 年の i 階級の在留邦人の移動率を $aJMR_i$ とすると

$$aJMR_i = \frac{|a_{i+1}J_i - aJ_i|}{aN_i}$$

2000年から2005年の i 階級の移動率を MR_i とすると

$$MR_i = \sum_{j=2000}^{2004} ({}_jFMR_i + {}_jJMR_i)$$

この結果、20-24歳代が最大の値であり、4.6%を示した。これは人口問題研究所での推定において、外国人入国者割合がこの年代で最も高いことと一致する⁸⁾。

この値は、無視できない大きさであり、式-1及び式-2でのコホートに対して考慮されていないものである。

患者調査の対象人口を N とし、推定患者数を D とし、標準誤差を SE とすると、推定有病率 $=D/N$ である。移動率を α とすると、移動が無い集団の大きさは $N \times (1-\alpha)$ になるが、無作為抽出されているそれぞれの集団から等しく移動が行われていると考えられ、推定有病率は D/N と同じと推測され、 SE についても、 α を用いての補正は不要と考えられる^{9,10)}。

2.2 ASEI算出のための実際データの収集 (患者調査による推定有病率と統計データからの死亡率の算出)

2.2.1 患者調査による推定有病率の算出

有病率については、厚生労働省は3年に1回、患者調査を行っている。患者調査¹¹⁻¹⁴⁾は、層化無作為抽出^{9,10)}にした医療施設における患者を客体とし、

日本の総人口（在留外国人を含む）を対象として総患者数を推定する。病院，診療所，歯科診療所で，10月のうちの3日間から医療施設ごとに指定された1日の調査日に受療した患者について調査される。

また医療施設の数と規模及び患者数の調査を目的に医療施設静態調査が同時に行われ，患者数の推計に用いられる¹⁵⁾。

病院及び診療所の推計患者数を算出する式を表1に式として示す。この式は要するに，

推計患者数 = 調査での標本におけるある疾病（属性）の患者数 × (静態調査での全体患者数 / 静態調査での標本の全患者数)

ということである。静態調査では，9月中の外来患者延数と9月30日の在院患者数を調べて，それぞれを患者調査での外来患者数，入院患者数の算出に用いる。

病院及び診療所の入院患者数，外来患者数の和により推計患者数が算出され，以下の式で，受療率が算出されている。

受療率 = 推計患者数 / 推計人口 × 10⁵ (人口10万対)。

また，調査日において，継続的に医療を受けている者（調査日には医療施設で受療していないものを含む）は，総患者数として，多くの研究者により検討された次の式により，実際に平成5年から計算され推計されている¹⁶⁻²³⁾。

総患者数 = 入院患者数 + 初診外来患者数 + 再来外来患者数 × 平均診療間隔日数 × 調整係数 (6/7)。

調整係数が6/7であるのは，1週の内，日曜を除くからである。この式で，初診外来患者数 + 再来外来

患者数 × 平均診療間隔日数 × 調整係数 (6/7) の部分が外来患者の部分である。病院の外来患者数については，この式での外来患者の部分の数値を層別に調査，算出後に，表1の左上の式中 W_{gkh} に入力し，層の和と比により算出され，病院の入院患者数は，層別の数値を表1の左上の式中 W_{gkh} に入力し算出される。同様に，診療所においては，表1の左下の式中 X_{ij} ないしは，式中 $X_{i(s)}$ に入力し算出される。そのように，入院患者数と外来患者数を分けて算出し，その和から総患者数が算出される。そして，結果的に上の式となる。

この場合1患者1主傷病を選ぶのであり，複数の傷病がある場合，医師の判断で重篤な傷病を選ぶ²⁴⁾。そしてこの式の中の平均診療間隔日数は，各患者調査別に，疾病別，性別，年齢階級別，都道府県（以下，県とする）別ごとに詳細に算出され²⁵⁾，推定患者数が県別に算出され，その総和で，日本の推定総患者数が算出される。また推定患者数の標準誤差は，2つの分散の比からの近似式²⁶⁾ から求められる。

患者調査は，以下のような研究に基づいて行われている。

即ち，橋本ら¹⁹⁾ は，患者調査と並行して実施されたある県での全病院の調査を比較して，患者調査で行う比推定^{11-13,26)} の方法の妥当性を確認している。

また橋本ら²¹⁾ は，平均診療間隔日数には，31日以上長い診療間隔の患者は，除くべきであると報告しており，厚生労働省でもそのように扱っている^{25,27,28)}。

表1 患者調査での病院及び診療所における推計患者数の計算式

	式	備考
病院入院	$Z_{gkh} = \sum_{j=1}^7 \left(\frac{X_{gjk}}{X'_{gjk}} \times \frac{W_{gkh}}{Y'_{gj}} \times Y_{gj} \right) + \frac{\sum_{j=8}^{11} \frac{N_{gj}}{n_{gj}} X_{gjk}}{\sum_{j=8}^{11} \frac{N_{gj}}{n_{gj}} X'_{gjk}} \times \frac{\sum_{j=8}^{11} \frac{N_{gj}}{n_{gj}} W_{gkh}}{\sum_{j=8}^{11} \frac{N_{gj}}{n_{gj}} Y'_{gj}} \times \sum_{j=8}^{11} Y_{gj}$ <p> Z_{gkh}: 二次医療圏 g, 性 k のある属性 h を持った推計患者数。 N_{gj}: 医療施設静態調査における二次医療圏 g, 層 j の施設数。 n_{gj}: 患者調査における二次医療圏 g, 層 j の調査施設数。 X_{gjk}: 患者調査における二次医療圏 g, 層 j, 性 k の患者数 (奇数日 + 偶数日)。 X'_{gjk}: 患者調査における二次医療圏 g, 層 j, 性 k の患者数 (奇数日)。 W_{gkh}: 患者調査における二次医療圏 g, 層 j, 性 k のある属性 h をもった患者数 (奇数日)。 Y'_{gj}: 医療施設静態調査における二次医療圏 g, 層 j の標本施設の患者数。 Y_{gj}: 医療施設静態調査における二次医療圏 g, 層 j の患者数。 </p>	表中のある属性とは，疾病の ICD 分類を指す。 層 $j=1$ 精神病床のみの病院 2 感染症病床のみの病院 3 結核病床のみの病院 4 特定機能病院 5 老人性痴呆疾患療養病棟を有する病院 6 療養型病床群を有する病院 7 老人病棟を有する病院 8 (上記以外の病院) ~ 99 床 9 " 100 ~ 299 床 10 " 300 ~ 499 床 11 " 500 床 ~
病院外来	上の式の中で，二次医療圏 g を県 g と置き換えたものである。	
診療所	$Z_i = \frac{\sum_{j=1}^L X_{ij}}{L} \times Y_i = \frac{\sum_{s=1}^{ni} X_{i(s)}}{ni} \times Y_i$ $Z'_i = \frac{\sum_{j=1}^L Y'_{ij}}{L} \times Y'_i = \frac{\sum_{s=1}^{ni} Y'_{i(s)}}{ni} \times Y'_i$ <p> Z_i: ある属性をもった県 i の推計患者数。 L: 県内の層数。 X_{ij}: 患者調査における，ある属性をもった県 i, 層 j の患者数。 Y'_{ij}: 医療施設静態調査における県 i, 層 j の患者調査標本施設の患者数。 Y_i: 医療施設静態調査における県 i の患者数。 $X_{i(s)}$: 患者調査における，ある属性をもった県 i, 施設 s の患者数。 $Y'_{i(s)}$: 医療施設静態調査における県 i, 施設 s の患者調査標本施設の患者数。 ni: 県 i の患者調査標本施設数。Ni: 県 i の施設数。 </p>	1) 式の中の奇数日と偶数日は，患者の生年月日のことである。 2) W_{gkh} が患者調査で入力される項目であり，調査対象者は誕生日が奇数日である。 3) 11層は2002年までであり，2005年ではより細かく31層になっている。

小池ら²²⁾は、総患者数の妥当性を、国民生活基礎調査と比較し、矛盾しない結果であることを確認している。

また、中村ら²³⁾は、患者調査での推定総患者数は、医療サービスを受けた患者であり、そこから求まる推定有病率は、疫学で用いられるものと若干異なっているが、費用対効果からのその有用性を指摘している。

患者調査は、厚生労働省により、1999年、2002年、及び2005年の3年ごとの10月に行われた。調査は、県の2次医療圏域（入院治療に対応するために設定する区域²⁹⁾）の診療所、歯科診療所、及びその規模と特性により、2002年までは表1に示される11層に分けられた病院から、2005年には更に細かく分かれた31層に分けられた病院から、層化無作為に抽出にした医療施設について、調査が行われた。疾病分類は、国際疾病分類（International Classification of Diseases : ICD）³⁰⁾ が用いられており、死亡診断書でも用いられている。更に1995年からは、循環器疾患についてより厳格にICD-10（International Classification of Diseases 10th Revision ; ICD-10）に従って決められるようになった³¹⁾。

年齢階級別推定有病率（以下年齢階級別有病率）は年齢階級別推定総患者数を日本の年齢階級別総人口で割って算出した。患者調査は10月のある1日に限った調査で、1カ月以上の再診患者は新規患者とし、再診患者は平均診療間隔日数を乗じるので、1カ月の期間有病率^{1,32)}と考えられる。

2000年の有病率は1999年と2002年のデータからの内挿により、以下のようにして求めた。

- (1)1999年の4-8歳階級有病率：
 $1/5 \times (0-4\text{歳階級有病率}) + 4/5 \times (5-9\text{歳階級有病率})$ 。
- (2)2002年の7-11歳階級有病率：
 $3/5 \times (5-9\text{歳階級有病率}) + 2/5 \times (10-14\text{歳階級有病率})$ 。
- (3)2000年の5-9歳階級有病率= $2/3 \times (1999\text{年の}4-8\text{歳階級有病率}) + 1/3 \times (2002\text{年の}7-11\text{歳階級有病率})$ 。
- (4)2000年の10歳階級以上の有病率：(1)~(3)と同じ方法である。
- (5)2000年の0-4歳階級有病率= $2/3 \times (1999\text{年の}0-4\text{歳階級の有病率}) + 1/3 \times (2002\text{年の}2-6\text{歳階級有病率})$ 、この場合1999年の-1-3歳階級の有病率となるところであるが、不可能なので、1999年の0-4歳階級の有病率を用いた。
 2000年の有病率の標準誤差も上記方法と同様にし

て求めた。

患者調査のデータは、全て厚生労働省のWEBサイトから得た。

2.2.2 統計データからの死亡率の算出

2000年と2005年間の疾病死亡率は、式-1及び式-2の aD_i になるが、以下のようにして求めた。1年たつと、各年齢階級集団は1歳ずれるので、
 $aD_i = {}_{2000}d_i + {}_{2001}d_i \times 4/5 + {}_{2001}d_{i+1} \times 1/5 + {}_{2002}d_i \times 3/5 + {}_{2002}d_{i+1} \times 2/5 + {}_{2003}d_i \times 2/5 + {}_{2003}d_{i+1} \times 3/5 + {}_{2004}d_i \times 1/5 + {}_{2004}d_{i+1} \times 4/5$ 。

2000年と2005年間の全死亡率は、式-2の aD_i になるが、同様にして求めた。

この方法による $(1-aD_i) \times {}_{2000}N_i$ の値は、他の計算方法、例えば年中央死亡率を想定して計算する方法よりも、実際の ${}_{2005}N_{i+1}$ の値と最も良く対応していた³³⁾。

死亡率のデータは、全て厚生労働省のWEBサイトから得た。

2.3 ASEIの式の検証-1

式の有効性についての検証は、ICD-10の中で、糖尿病（diabetes mellitus ; DM,E10-14）、高血圧性疾患（hypertensive diseases ; I10-15）、脳血管疾患（cerebrovascular diseases ; I60-69）について行った。2000年と2005年の有病率、2000年と2005年間の死亡率をASEIの計算に用いた。

また、式-2の aD_i 及び aP_i を定数と考え、 ${}_bP_{i+1}$ と ${}_aP_i$ を2つの独立した確率変数³⁴⁾とすると、ASEIの標準誤差SEは、

$$SE(ASEI) = \frac{1}{b-a} \sqrt{\{SE({}_bP_{i+1}) \times (1-aD_i)\}^2 + \{SE({}_aP_i)\}^2}$$

…式-3

ASEI ± SEを式-2と-3より計算した。

2.4 ASEIの理論式-2と検証-2

次のような仮説を考えてみることにする。即ち、もし死亡率に、ある特定の疾患（これを、今後疾患Sとする）の既往があるにも係らず他の疾患で死亡した人の全死亡者に対する割合（この値をこれ以後、Rate of Persons who Died from Another disease ; RPDAと呼ぶことにする）の部分を加えないなら、式-1や-2で計算されるASEIは、死亡率自体が不正確なので、正確でないということになる。

それ故、このような人の数について、ある保健所の1992年から98年間の死亡票データから算出し、年齢階級別に全死亡数で割って、RPDAを算出し

た。この保健所管内人口は約5万人で、高齢化率は約30%であった。即ち、この標本は患者調査の標本とは対応していないので、この数値は上の仮説に対しての試験的なものである。この保健所の1992年から98年の間の全死亡数は4126人であり、年当たり平均は589人であった。

値は、糖尿病や他の慢性疾患について、WHOが示した原死因選択ルールによる原死因（人口動態統計上採用する死因）としての記録は無いが、他の要因として記録がある場合に、カウントした。WHOの原死因選択ルールは、死亡診断書のI欄の傷病名の間に関連がある場合は、最後の傷病名が原死因となるが³⁵⁾、I欄の複数の傷病名は関連あるものとし、I欄の最後の傷病名が原死因であるとして、カウントした。

率と標準誤差³⁶⁾は次のようにして求めた。

$$RPDA =$$

$$\frac{\text{疾患}S\text{について、記載はあるが原死因でない死亡数}}{\text{全死亡数}}$$

$$SE(RPDA) = \sqrt{\frac{RPDA(1-RPDA)}{\text{全死亡数}}}$$

理論的に疾患SのRPDAは、b年における後ろ向き調査で、a年とb年の間の死亡者 $aD_i \times aN_i$ を対象として求まる。従って、これは $aRPDA_i$ と表される。しかし、 $aD_i \times aN_i$ の集団は大きく、算出するのは容易ではない。

即ち、実際にはいくつかの2次医療圏を選択してモデル地域とし、調査する疾病も絞り込んで、この地域において算出するのが適当である。この場合 $aRPDA_i$ は、モデル地域のRPDAで推定される。従って

$$SE(aRPDA_i) = \sqrt{\frac{RPDA(1-RPDA)}{\text{モデル地域の全死亡数}}}$$

加えるべき疾患Sの死亡者数

$$= \frac{\text{他疾患での死亡者数}}{\text{全死亡数}} \times \frac{\text{全死亡数}}{\text{人口}} \times aN_i$$

$$= aRPDA_i \times aD_i \times aN_i \dots \text{式-4.}$$

疾病死亡率は、図1でも示したように、a年とb年の間で罹患して死亡する人も含まれる。同じようにRPDAも、a年とb年の間での罹患から他疾患で死亡する場合も含まれる。この場合疾患Sは死亡時までには治癒していないことが条件となる。治癒している場合は、後述する、治癒率からの算出になるからである。

この保健所で求めたRPDA及び標準誤差を人口1000対で表2に示す。RPDAを考慮して修正する死亡率は以下のように計算した。即ち、
死亡率2 = 死亡率 + 全死亡率 × RPDA。
死亡率3 = 死亡率 + 全死亡率 × {RPDA + 1.96 × SE(RPDA)}

である。ASEI2は死亡率2から式-2により計算され、ASEI3は死亡率3から算出した。

ASEI = ASEI2の仮説検定³⁷⁾を次式で行った。

$$z0 = \frac{(ASEI2 - ASEI)}{SE(ASEI)}$$

3. 研究結果

患者調査における2000年と2005年の年齢階級別有病率と標準誤差、死亡率、RPDAと標準誤差、ASEIと標準誤差、ASEI2、ASEI3の人口1000対の値、及びASEIとASEI2の間の有意差検定を、糖尿病、高血圧性疾患、脳血管疾患について、それぞれ表3、表4、表5と図2、図3、図4に示す。

糖尿病の有病率は2000年、2005年共に、70-74歳代にピークが見られた。ASEIは60歳でピークが見られたが、75歳以上で負の値であった。ASEI2、ASEI3では75歳で正の値になり80歳でその負の値は0に近づき、ASEIとASEI2は、80歳で $p < 0.01$ で有意差があった。

高血圧性疾患の有病率は2000年に75-79歳代に

表2 ある保健所*1の1992年から98年の死亡票による慢性疾患の年齢階級別RPDAと標準誤差（人口1000対）

Classification of diseases	Age groups	RPDA ^{a)}										標準誤差									
		Total	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90-	Total	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90-
E10-14 Diabetes mellitus		12.6	0.0	8.1	14.0	17.6	15.2	26.4	10.2	8.1	5.8	1.7	0.0	8.0	8.0	7.1	6.2	7.0	3.6	3.3	2.9
F00-09 Organic, including symptomatic, mental disorders		3.6	0.0	0.0	0.0	2.9	0.0	3.8	6.3	5.4	4.4	0.9	0.0	0.0	0.0	2.9	0.0	2.7	2.8	2.7	2.5
F20-29 Schizophrenia, schizotypal and delusional disorders		0.5	0.0	8.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	8.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
G10-13 Systemic atrophies primarily affecting the central nervous system		0.5	0.0	0.0	4.7	0.0	2.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	4.7	0.0	2.5	0.0	0.0	0.0	0.0
G20 Parkinson's disease		2.2	0.0	0.0	0.0	2.9	7.6	5.6	2.5	0.0	0.0	0.7	0.0	0.0	0.0	2.9	4.4	3.3	1.8	0.0	0.0
H25-26 Cataract		0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	1.9	0.0	1.3	0.0	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.9	0.0	1.3	0.0	
I00-99 Diseases of the circulatory system		38.8	12.2	24.2	9.3	32.4	50.6	41.4	31.7	63.3	42.2	3.0	12.1	13.8	6.6	9.6	11.0	8.6	6.2	8.9	7.7
I10-15 Hypertensive diseases		10.2	0.0	8.1	9.3	2.9	12.7	7.5	12.7	14.8	8.7	1.6	0.0	8.0	6.6	2.9	5.6	3.8	4.0	4.4	3.5
I20-25 Ischemic heart diseases		5.1	0.0	0.0	4.7	5.9	2.5	1.9	5.1	8.1	8.7	1.1	0.0	0.0	4.7	4.1	2.5	1.9	2.5	3.3	3.5
I45-49 Cardiac dysrhythmias		2.7	0.0	0.0	2.9	2.5	3.8	3.8	4.0	1.5	0.8	0.0	0.0	0.0	2.9	2.5	2.7	2.2	2.3	1.5	
I60-69 Cerebrovascular diseases		41.7	12.2	40.3	9.3	26.5	55.7	52.7	38.8	59.3	46.6	3.1	12.1	17.7	6.6	8.7	11.5	8.7	6.7	8.7	8.0
I60 Subarachnoid hemorrhage		0.5	0.0	0.0	0.0	2.9	0.0	1.9	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	0.0	2.9	0.0	1.9	0.0	0.0	0.0
I61 Intracerebral hemorrhage		6.1	0.0	8.1	0.0	2.9	17.7	7.5	2.5	8.1	5.8	1.2	0.0	8.0	0.0	2.9	6.6	3.8	1.8	3.3	2.9
I65-66 Occlusion and stenosis of precerebral arteries and Occlusion of cerebral arteries		28.1	12.2	32.3	9.3	17.6	32.9	39.5	22.8	40.4	30.6	2.6	12.1	15.9	6.6	7.1	9.0	8.5	5.3	7.2	6.6
I70 Atherosclerosis		5.6	0.0	0.0	0.0	0.0	3.8	10.2	8.1	10.2	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.7	3.6	3.3	3.8	
I71 Aortic aneurysm and dissection		0.7	0.0	0.0	0.0	0.0	1.9	1.3	1.3	0.0	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	1.9	1.3	1.3	0.0		
J40-47 Chronic lower respiratory diseases		8.0	0.0	8.1	4.7	5.9	5.1	16.9	8.9	8.1	7.3	1.4	0.0	8.0	4.7	4.1	3.6	5.6	3.3	3.2	
J43 Emphysema		1.5	0.0	0.0	4.7	2.9	5.1	0.0	1.3	1.3	0.0	0.6	0.0	0.0	4.7	2.9	3.6	0.0	1.3	1.3	
J45 Asthma		3.9	0.0	8.1	0.0	0.0	0.0	9.4	5.1	4.0	4.4	1.0	0.0	8.0	0.0	0.0	0.0	4.2	2.5	2.3	2.5
M05-06 Rheumatoid arthritis		0.7	0.0	0.0	0.0	2.9	0.0	1.9	0.0	1.3	1.5	0.4	0.0	0.0	0.0	2.9	0.0	1.9	0.0	1.3	1.5

*1 ある保健所の所管する人口は約50,000人で、高齢化率は約30%である。1992年から98年までの死亡者数は4126人であり、年平均は589人である。

*2 RPDA = 他疾患死亡者数 / 全死亡者数

ピークが見られ、2005年は80-84歳代にピークが見られた。ASEIは65歳でピークが見られたが、80歳で負であった。ASEI2、ASEI3とも負の値であり、ASEIとASEI2の間には有意差は無かった。

脳血管疾患の有病率は2000年、2005年共に、80-84歳代にピークが見られた。ASEIは80歳でピークが見られた。ASEI2、ASEI3は、ASEIに比べ75歳以上で特に高い値であった。ASEIとASEI2は、60歳で $p < 0.01$ 、75歳以上で、 $p < 0.001$ で有意差があった。高齢者では、脳血管疾患から死亡まである程度の例えば寝たきり等の期間があって、死亡する時に他の疾患、例えば嚥下性肺炎が原因となって死亡することがよくあるので、ASEIとASEI2が高齢者で有意に異なるのは、納得される結果であった³⁸⁾。

4. 考察

以下、結果から考えられる課題について、考察しながら、式を完成していく。

4.1 RPDの意義

糖尿病について、75歳ではASEI2で正の値になり、80歳ではASEI2は0に近づいた。これらの結果は、糖尿病などの疾患で、高齢者においてRPDAがASEIの算出に必要である可能性を示していると考えられる。

4.2 患者調査の推定有病率の妥当性、及びASEIの負の値の是正方法

慢性疾患の患者調査の推定有病率について、特に比較できるものとしては、平成18年国民健康・栄養調査報告の中で、高血圧及び糖尿病についての服薬している者の数を、20-29、30-39、40-49、50-59、60-69、70歳以上の年齢階級別に調べた数値がある。実数を、調査対象人数で割って、それぞれ高血圧症及び糖尿病の出現率とした。平成18年国民健

康・栄養調査報告の客体は、全国から層化無作為抽出した300単位区内の世帯（約5,000世帯）の世帯員であり、調査実施世帯数は、協力が得られた3,599世帯であった^{39,40)}。抽出人口は、全人口に対して、約0.005%であった。目的は、国民の身体状況、生活習慣の状況を明らかにすることである。

2005年（平成17年）の患者調査の高血圧性疾患及び糖尿病との比較を表6に示す。検定は、母比率の差の検定⁴¹⁾を用いた。また図5にグラフを示す。

表、図に示すように、糖尿病では、60-69歳、70歳以上と総数を除き、各年齢階級において、2つの調査での率に、有意な差は見られなかった。

一方、高血圧症では、2つの調査において、有意な差が見られ、平成18年国民健康・栄養調査報告の方が、全年齢階級、総数で、患者調査での有病率より有意に高かった。

2つの調査は、規模が大きく異なる調査である。しかし、この二つの調査で、大きく異なった点は、その原因を考察する必要がある。

平成18年国民健康・栄養調査報告では、糖尿病、高血圧症の服薬しているものの率であり、主傷病が糖尿病、高血圧であるか否かに係らず、カウントされる。一方、患者調査においては、1患者1主傷病でのデータであるが、高齢になると、複数疾患を有するか、ないしは主傷病が変化する可能性が高く、特に高齢者においての高血圧症は脳血管疾患に変化することが良く知られている。しかし、脳血管疾患に変化しても、高血圧管理が重要であり薬は通常服用する³⁸⁾。患者調査での高血圧性疾患の推定有病率は、主傷病が他の疾患であるが高血圧の薬を服薬している患者はカウントしない。これが、高血圧症において、高齢者になるに従って、二つの調査での率の差が広がった原因と推測される。

表3 糖尿病（DM）の年齢階級別有病率と標準誤差、死亡率、RPDAと標準誤差、ASEIと標準誤差、ASEI2及びASEI3（人口1000対）

年齢階級	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84
2000年の有病率	0.2	0.2	0.4	0.5	0.6	1.0	2.0	3.9	6.7	12.0	19.3	30.0	44.2	53.5	56.7	54.3	48.5
2005年の有病率	0.0	0.2	0.2	0.5	0.8	1.1	1.9	3.5	5.9	11.4	19.9	29.3	45.3	53.3	64.0	61.8	51.0
2000年の有病率の標準誤差	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.8	1.1	1.4	1.3	1.3	1.5
2005年の有病率の標準誤差	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.2	0.4	0.6	0.8	1.3	1.5	1.7	1.6	1.3
2000年と2005年の間の全死因死亡率 ⁴¹⁾	2.8	0.6	0.9	1.8	2.4	2.7	3.6	5.3	8.2	13.4	20.3	29.9	45.3	73.2	118.1	194.6	344.4
2000年と2005年の間の糖尿病の死亡率 ⁴¹⁾	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.3	0.5	0.7	1.2	1.7	2.6	4.2
RPDA ⁴³⁾	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	8.1	14.0	17.6	15.2	26.4	10.2
Standard error (SE) of RPDA	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	8.0	8.0	7.1	6.2	7.0	3.6
年齢階級の中央年齢	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	
ASEI ⁴²⁾	0.00	0.00	0.02	0.07	0.11	0.18	0.32	0.41	0.95	1.55	1.92	2.88	1.49	1.40	-0.11	-2.11	
Standard error of ASEI	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.02	0.04	0.06	0.09	0.15	0.19	0.31	0.35	0.42	0.38	0.33	
ASEI2 ⁴⁴⁾	0.00	0.00	0.02	0.07	0.11	0.18	0.32	0.41	0.95	1.55	1.92	2.93	1.62	1.66	0.25	-1.08	
ASEI3 ⁴⁵⁾	0.00	0.00	0.02	0.07	0.11	0.18	0.32	0.41	0.95	1.55	1.92	3.02	1.76	1.86	0.53	-0.55	
ASEIとASEI2の間の検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**	

注1) **P<0.01
 注2) 2000年と2005年の間の死亡率の計算方法:
 d_i (2000年と2005年の間の疾病死亡率) = $2000d_i + 2001d_i \times 4/5 + 2002d_i \times 3/5 + 2003d_i \times 2/5 + 2004d_i \times 1/5 + 2005d_i$
 また、この時の年齢階級は、2000年時の年齢階級である。
 注3) ASEI: Age-Specific Estimated Incidence rate
 注4) RPDA: Rate of Persons who have Died from Another disease = number of persons / number of all deaths.
 注5) ASEI2: 死亡率2を用いて計算する。死亡率2 = 死亡率 + 全死亡率 × RPDA
 注6) ASEI3: 死亡率3を用いて計算する。死亡率3 = 死亡率 + 全死亡率 × (RPDA + 1.96 × SE (RPDA))

表4 高血圧性疾患の年齢階級別有病率と標準誤差, 死亡率, RPDAと標準誤差, ASE1と標準誤差, ASE12及びASE13 (人口1000対)

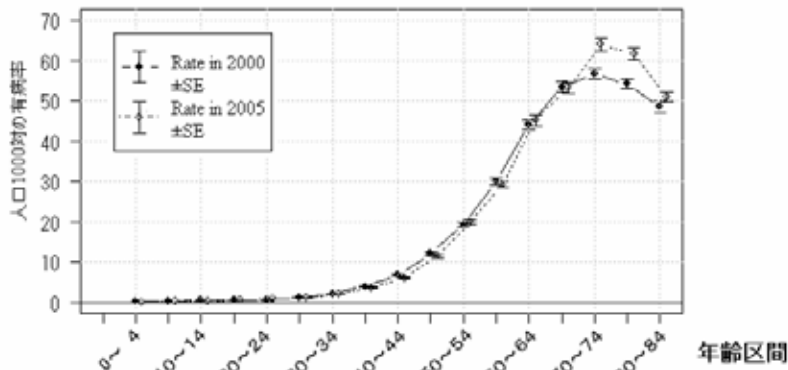
年齢階級	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84
2000年の有病率	0.1	0.0	0.0	0.0	0.3	0.6	2.1	5.7	13.7	30.4	59.4	89.8	124.1	165.0	204.0	223.6	221.7
2005年の有病率	0.0	0.2	0.2	0.0	0.1	0.5	1.5	4.6	12.3	26.0	50.9	82.1	117.3	159.7	202.2	232.2	241.5
2000年の有病率の標準誤差	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.5	0.9	1.5	2.2	2.8	3.8	4.3	4.9	6.0
2005年の有病率の標準誤差	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.4	0.7	1.4	1.9	3.0	3.7	4.7	5.0	5.2
2000年と2005年間の全死因死亡率	2.8	0.6	0.9	1.8	2.4	2.7	3.6	5.3	8.2	13.4	20.3	29.9	45.3	73.2	118.1	194.6	344.4
2000年と2005年間の高血圧性疾患の死亡率	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.4	1.0	2.5
RPDA	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	8.1	9.3	2.9	12.7	7.5	12.7
Standard error (SE) of RPDA	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	8.0	6.6	2.9	5.6	3.8	4.0
年齢階級の中央年齢	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	
ASE1	0.01	0.03	0.00	0.02	0.04	0.19	0.50	1.31	2.42	3.97	4.22	4.80	5.69	4.52	0.24	-5.63	
Standard error of ASE1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.09	0.18	0.33	0.48	0.73	0.91	1.16	1.24	1.29	
ASE12	0.01	0.03	0.00	0.02	0.04	0.19	0.50	1.31	2.42	3.97	4.22	4.85	5.77	4.56	0.54	-5.34	
ASE13	0.01	0.03	0.00	0.02	0.04	0.19	0.50	1.31	2.42	3.97	4.22	4.94	5.89	4.65	0.80	-5.05	
ASE1とASE12の間の検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

表5 脳血管疾患の年齢階級別有病率と標準誤差, 死亡率, RPDAと標準誤差, ASE1と標準誤差, ASE12及びASE13 (人口1000対)

年齢階級	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84
2000年の有病率	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.4	0.7	1.4	2.6	5.1	10.1	17.3	29.9	43.4	61.7	73.6
2005年の有病率	0.0	0.0	0.2	0.2	0.1	0.1	0.3	0.5	1.1	2.3	4.5	7.7	13.9	23.5	36.2	46.9	57.1
2000年の有病率の標準誤差	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.3	0.4	0.7	0.9	1.3	2.0	
2005年の有病率の標準誤差	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	1.2	
2000年と2005年間の全死因死亡率	2.8	0.6	0.9	1.8	2.4	2.7	3.6	5.3	8.2	13.4	20.3	29.9	45.3	73.2	118.1	194.6	344.4
2000年と2005年間の脳血管疾患の死亡率	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.4	0.7	1.3	1.9	2.7	4.4	7.7	14.5	28.2	56.4
RPDA	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	12.2	40.3	9.3	26.5	55.7	52.7	36.8
Standard error (SE) of RPDA	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	12.1	17.7	6.6	8.7	11.5	9.7	6.7
年齢階級の中央年齢	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	
ASE1	-0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.06	0.17	0.32	0.62	0.87	1.23	1.91	2.27	2.50	2.52	
Standard error of ASE1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.08	0.13	0.21	0.26	0.33	
ASE12	-0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.06	0.17	0.32	0.62	0.92	1.48	1.99	2.66	3.82	4.57	
ASE13	-0.03	0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.06	0.17	0.32	0.62	1.01	1.68	2.11	2.91	4.35	5.31	
ASE1とASE12の間の検定	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**	-	-	***	***	

注1) **P<0.01, ***P<0.001

2-1: 2000年と2005年の糖尿病(DM)の有病率



2-2: ASE1と標準誤差, ASE12及びASE13

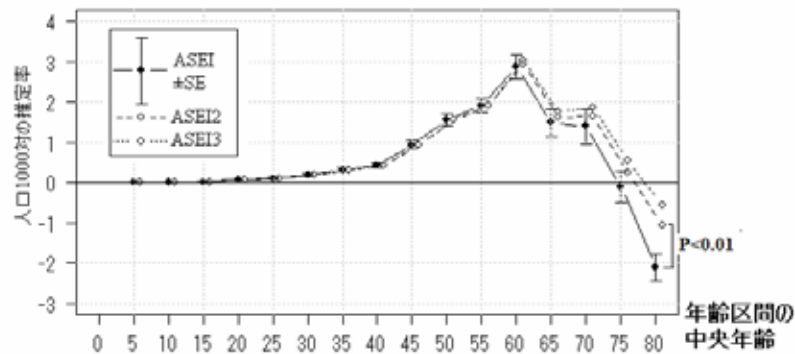
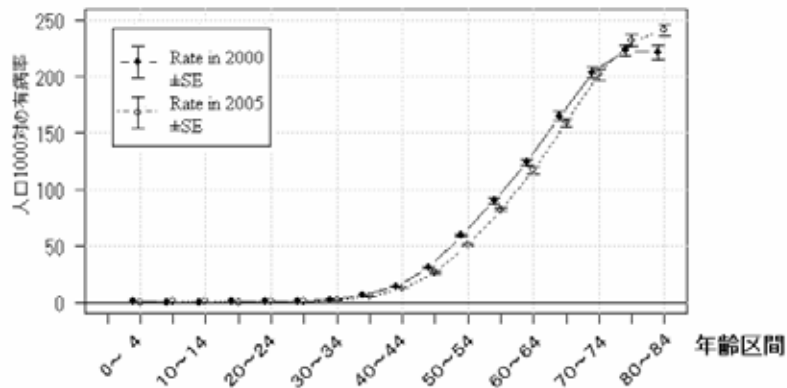


図2 2000年と2005年の糖尿病(DM)の有病率及びASE1と標準誤差, ASE12及びASE13

3-1: 2000年と2005年の高血圧の有病率



3-2: ASE1と標準誤差、ASE2及びASE3

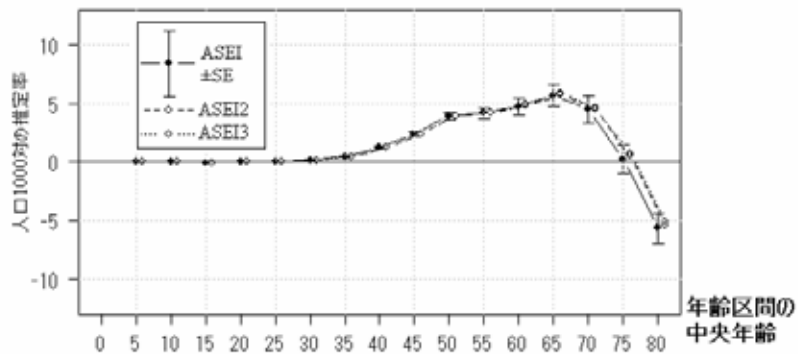
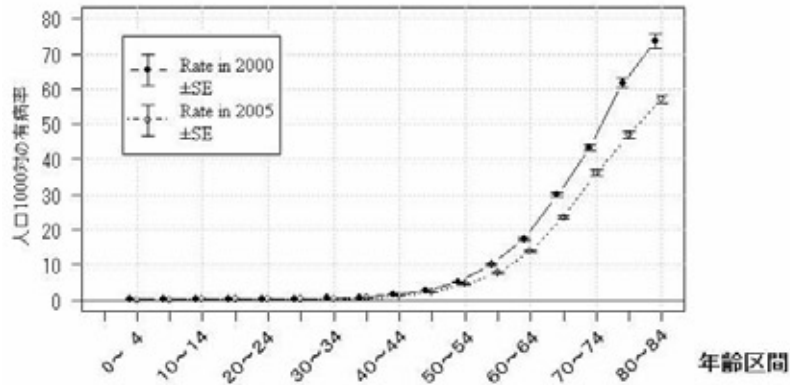


図3 2000年と2005年の高血圧の有病率及びASE1と標準誤差、ASE2及びASE3

4-1: 2000年と2005年の脳血管疾患の有病率



4-2: ASE1と標準誤差、ASE2及びASE3

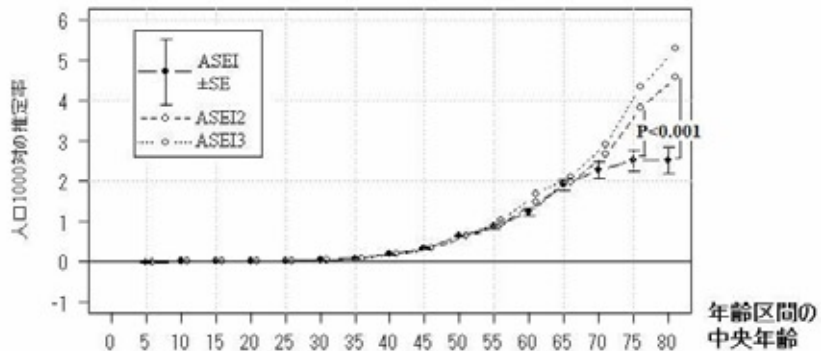


図4 2000年と2005年の脳血管疾患の有病率及びASE1と標準誤差、ASE2及びASE3

表6 糖尿病及び高血圧症における平成18年国民健康・栄養調査報告と平成17年の患者調査結果の年齢階級別有病率の比較

調査名	内容	総数	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70歳以上
平成18年国民健康・栄養調査報告	糖尿病治療薬服薬者	204	0	2	4	29	64	105
	出現率(人口千対)	47.5	0.0	3.3	7.0	33.1	70.2	99.8
	総数	4,296	280	607	570	875	912	1,052
平成17年患者調査	糖尿病(千人)	2,469	15	50	136	475	783	1,013
	有病率(人口千対)	23.9	1.0	2.7	8.6	24.9	49.0	55.5
	日本人総人口	103,196,039	15,630,647	18,490,638	15,806,457	19,051,663	15,977,239	18,239,395
有意差		***	-	-	-	-	**	***
平成18年国民健康・栄養調査報告	高血圧症治療薬服薬者	1,022	2	7	22	154	300	537
	出現率(人口千対)	225.2	6.6	11.1	37.1	169.8	308.6	473.1
	総数	4,538	301	630	593	907	972	1,135
平成17年患者調査	高血圧症(千人)	7,809	5	55	300	1,290	2,189	4,011
	有病率(人口千対)	75.7	0.3	3.0	19.0	67.7	137.0	219.9
	日本人総人口	103,196,039	15,630,647	18,490,638	15,806,457	19,051,663	15,977,239	18,239,395
有意差		***	***	***	**	***	***	***

注1) **:P<0.01, ***:P<0.001

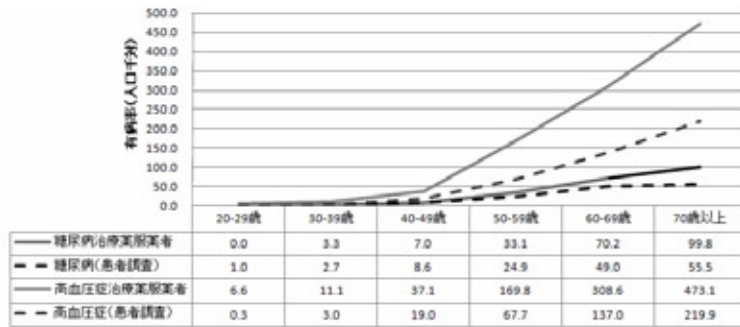


図5 糖尿病及び高血圧症における平成18年国民健康・栄養調査結果と平成17年の患者調査結果の年齢階級別有病率の比較

この場合、1患者複数疾患でカウントした有病率が、高齢者の実態に合っている。

更に、患者調査のa年では疾患Sに罹っていて、b年では、異なる疾患に罹っている人の割合が考えられる。このような値をRPDAと対応する言葉として、RPCA (Rate of Persons who suffered from the Changed to Another disease) と呼ぶことにする。例えば、慢性肝炎は肝硬変になり、肝硬変は肝がんに進展することが知られている⁴²⁾。この場合、b年において他の疾患は新規患者として増え、疾患Sは減少する。従って、ASEIを算出する場合には、b年において、このようなケースの疾患Sをカウントしなければならない。

図6に、a年とb年の間の慢性疾患患者の全ての考える変化を示す。

ケース4で示されるように、RPCAは、a年とb年の途中で主要疾患Sが出現し、他の疾患C(C₁~C_n)へ変化する場合も含まれる。

このように、b年の患者調査で調査された疾患S以外の患者は、b年から遡ってa年の患者調査までに疾患Sに罹っていて、それから変化した疾患かどうかを調べる必要がある。これは、今までの患者調査の付加調査として、5年前までの傷病の変化を調査することで算出できる。

即ち、

疾患C_iの疾患SについてのRPCA

$$= \frac{a年とb年の間で疾患Sに罹っていたが、b年の患者調査で他の疾患C_iに変わった人の数}{C_iの数}$$

$$\therefore RPCA = \frac{\sum_{i=1}^n (b年で疾患C_iに変わった人の数)}{\sum_{i=1}^n C_iの数}$$

$$= \frac{疾患Sからb年で他の疾患に変わった人の数}{b年の患者調査での全疾患数}$$

${}_bT_i$ = b年の患者調査の全疾患数 (1患者複数疾患による) / 人口とすると、b年の患者調査の全疾患有病比となる。そして、RPCAはb年の患者調査の ${}_bT_i \times {}_bN_i$ に対し、各慢性疾患について後ろ向き調査によりデータが得られるので ${}_bRPCA_i$ と表される。

この場合、b年で「他疾患」とされるので、その「他疾患」で、入院患者、初診外来患者、再来外来患者に分類され、特に外来については「他疾患」での平均診療間隔日数を用いて、疾患Sから他疾患に変化した患者数を計算する必要がある。そして表1の式を用いて入院、外来別に算出し、その和を算出して上の式でRPCAを求めることになる。

まずは、日本総人口に対して抽出された標本に対するモデル地区を設定し、疾患Sの範囲も罹患率を推定する慢性疾患に限って行うことが現実的と考えられる。

この場合 ${}_bRPCA_i$ はモデル地域のRPCAで推定される。

$$\begin{aligned} \text{加えるべき患者数} &= \frac{b\text{年で他の疾患に変わった人の数}}{b\text{年の患者調査での全疾患数}} \cdot \\ &\times \frac{b\text{年の患者調査の全疾患数}}{\text{人口}} \times {}_bN_i \\ &= {}_bRPCA_i \times {}_bT_i \times {}_bN_i \text{となる。} \end{aligned}$$

式-1と式-2のASEIにおいて加えるべき患者数は、次の年齢階級となり、

$$\text{加えるべき患者数} = {}_bRPCA_{i+1} \times {}_bT_{i+1} \times {}_bN_{i+1} \dots \text{式-5 となる。}$$

4.3 1患者複数疾患のカウントについて

1患者複数疾患カウントの場合は、1疾患カウントに比べ推定有病率が上昇する。複数疾患カウントは、外来患者では調査日に受療した疾患に限ることになる。なぜなら、調査日外の疾患は、調査日の他の患者によって、再来外来患者数×平均診療間隔日数×調整係数(6/7)の式により推定されるからである。また、平均診療間隔日数は既に述べたように、各患者調査別に、疾病別、性別、年齢階級別、県別ごとに詳細に算出されていたが、疾病間で影響を及ぼすことになる。従って、この方法において、実際の調査との再検討が必要となる。

また、複数疾患カウントの場合の死亡率については、RPDAにより対応できるものと考えられる。

そして推定の罹患率は、1患者複数疾患としてのからの経年データ間で計算できる。

実際には、厚生労働省において、平成20年度の患者調査から調査票が変更され、生活習慣病について、主傷病の調査に追加して副傷病が調査され、検討されている。

4.4 治癒率、潜在罹患率の算出、及びそれらのASEIの式への組み込みによる式の完成

若年齢層や壮年層では、最近運動習慣が盛んになっており、慢性疾患の代表ともいえる生活習慣病も、服薬治療から完全に脱する人も想定される。従ってここで、治癒率について検討する。

a 年の疾患Sが b 年では治癒している場合は、 b 年の疾患Sは減少するので、式-1と式-2では、ASEIは過小評価か負の値になる。

そして、患者調査では、調査票に「健康者に対する検査、健康診断(査)・管理」という項目が設定されており、治癒しているが経過観察で診療している場合は、主傷病の記載ではなくこの項目への記載となり、傷病のカウントにはならない²⁴⁾。

従って、 a 年の患者調査で疾患Sと判断された患者は、 b 年の患者調査日までに疾患Sが治癒したかどうか

を確認する必要がある。図6のケース2、ケース3に当たる。このような人の a 年の疾患Sの患者数に対する割合を、推定治癒率(Estimated Cure Rate; ECR)と呼ぶことにする。

疾患Sの推定治癒率(ECR)は以下のように算出される。

$$ECR = \frac{a\text{年の患者調査で疾患Sとされ}b\text{年の調査日までに治癒した人の数}}{a\text{年の患者調査の疾患Sの総患者数}}$$

この場合、疾患のECRは、 b 年の患者調査日以後ろ向き調査として a 年の患者調査の ${}_aP_i \times {}_aN_i$ に対して行われて算出できるので ${}_aECR_i$ として表される。

ここで、 b 年の調査日までに治癒した患者が、 b 年までに他疾患に罹っているか否かは、問題にはならない。なぜなら、他疾患は疾患Sとは無関係である可能性があるからである。

b 年の調査日に治癒した疾患Sの人は、 a 年の患者調査で、入院患者、初診外来患者、再来外来患者と a 年の疾患Sにより分類され、カウントされる。対象の ${}_aP_i \times {}_aN_i$ は範囲が広いので、RPCAと同様にモデル地区を設定し、疾患Sの範囲も限って行うことが現実的と考えられる。

この場合は ${}_aECR_i$ モデル地域のECRで推定される。

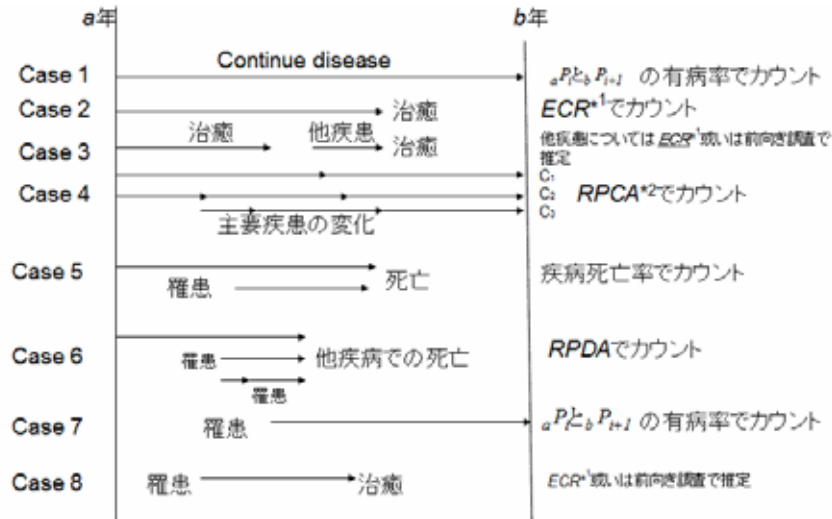
${}_aECR_i$ により加えられるべき疾患Sの患者数

$$\begin{aligned} &= \frac{\text{疾患Sが治癒した人の数}}{a\text{年の患者調査の疾患Sの数}} \times \frac{a\text{年の患者調査の疾患Sの数}}{\text{人口}} \times {}_aN_i \\ &= {}_aECR_i \times {}_aP_i \times {}_aN_i \dots \text{式-6。} \end{aligned}$$

また、有病期間が a 年と b 年の調査間隔内であり a 年の調査日と b 年の調査日の間の5年間に於いて罹患して治癒した人が、疾患によっては存在すると考えられる。しかし、ここで対象とする慢性疾患は、そうしたいわゆる急性疾患は対象としない。しかしこのような患者(推計潜在罹患患者; Estimated Potential Incidenceとする)も、慢性疾患では特に若年者で出現することも想定されるので、推計する必要がある。

これは、図6のケース3及び8にあたるが、ECRからの推計方法が考えられる。

図7のように算出する。即ち、ECRとして確認された人について、図7のように、5年までにケースが重ならず何人存在しうるかを、潜在罹患患者として算出するのである。治癒期間として、最終日をどのようにとらえるかが問題になる。患者調査上では、経過観察の人は傷病にはカウントされないが、医療施設へ受診しているわけで、現実には、医療施設に全く受療しなくなった人を、潜在罹患患者計算の対象とし、受療しなくなった時期を、疾病の終了期と考え、図7の横の矢印を考えることで算出されると考えられる。



注意: 上図の横線は1患者を示す。
 *1 ECR: 推定治癒率で、a年の患者調査について、b年での後ろ向き調査で算出される。
 *2 RPCA: b年の患者調査での追加の、a年時の後ろ向き調査で算出される。

図6 a年とb年間の慢性疾患の全てのケース

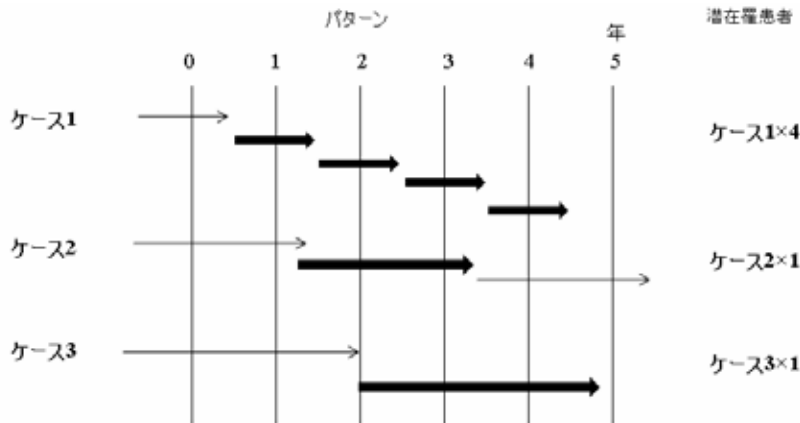


図7 治癒患者の治癒期間から推定される、潜在罹患者

ケース1は、4倍の潜在罹患者がいると解釈され、ケース2、3では、それぞれ1倍の潜在罹患者がいると解釈される。そしてそれらの総和で、潜在罹患患者数 (Estimated Potential Incidence Number ; EPIN) を算出する。

しかし、この方法は、疾病別の実態を反映しない可能性もある。モデル地域を設定し、この場合だけ前向き調査により、疾病別の5年間の潜在罹患患者数を確認し、初めの疾患数に対する割合を算出する方法も考えられる。

潜在罹患患者数比 (Estimated Potential Incidence Ratio ; EPIR) は、以下のように算出する。
 a年の患者調査の $aP_i \times aN_i$ の患者数に対する推計潜在罹患患者数を $aEPIN_i$ とし、潜在罹患患者数比を $aEPIR_i$ とする。

$$aEPIR_i = \frac{aEPIN_i}{aP_i \times aN_i}$$

$aEPIR_i$ はモデル地域での数値で推定される。

加えられるべき疾患Sの患者数
 $= aEPIN_i = aEPIR_i \times aP_i \times aN_i \dots$ 式-7.

推計が実際と大きく乖離しないようにするためには、ある程度の標本の大きさが必要となると考えられる。

式-2, -4, -5, -6及び-7より

$$ASEI = \frac{a+b}{2} R_j = \frac{(bP_{i+1} + bRPCA_{i+1} \times bT_{i+1}) \times (1-aD_i) - aP_i \times (1-aECR_i - aEPIR_i)}{b-a} + \frac{aD_i + aRPDA_i \times aD_i}{b-a}$$

aD_i , $bRPCA_{i+1}$, $aECR_i$, $aEPIR_i$ 及び aD_i を定数と考えると、

$$V(ASEI) = \frac{1}{(b-a)^2} \times \{ (1-aD_i)^2 V(bP_{i+1}) + bRPCA_{i+1}^2 (1-aD_i)^2 V(bT_{i+1}) + (1-aECR_i - aEPIR_i)^2 V(aP_i) + aD_i^2 V(aRPDA_i) \}$$

ただし上記式は推定値を多く使っており、特に ASEI の計算に大きな影響を持つ、患者調査の推定

有病率が小さい値で、信頼性が低い疾患については、その使用について、慎重であるべきである。

4.5 罹患率算出対象の慢性疾患について

これまでの検討で明らかなように、ここで扱う疾患は、急性感染症や先天奇形、外傷といったもの及び悪性新生物を除いた、生活習慣病を代表とする内科的な慢性疾患である。

表7に、ICD-10の分類を示すが、表の内、1章の内の急性疾患、3章の悪性新生物及び17章以降を除くものである。また、7章8章12章といった眼、耳、皮膚疾患の内のあるものも、除くべきであろう。

4.6 望ましい患者調査の在り方について

これまでに検討した後ろ向き調査を含めた、望ましい患者調査について、表8にまとめた。

ASEIの算出には、1患者1疾患のカウントではなく、1患者複数疾患のカウントの方法である必要がある。

また、5年間隔の有病率が必要であり、RPDA、RPCA、ECR及びEPIRの計算のためには、何れも5年前に遡った後ろ向き調査が必要であるので、患者調査は5年間隔で行われるべきである。

また、本研究で導かれた式を利用することで、本研究の式の妥当性を検討するとともに、患者調査に

おいて算出された有病率の妥当性についても、一層検討できるものと思われる。

4.7 Hillらの単純な方法について

彼らは、治癒率を考えないで、有病率と死亡率だけから、推定罹患率を算出しており、糖尿病と認知症について、推定罹患率は、年齢とともにほぼ直線的に増加している。糖尿病については、ピークが見られた今回の結果と異なっている⁷⁾。

彼らの単純な方法は、他疾患での死亡は考えないものであり、治癒についても考えないもので、応用できる疾患は、限られたものになると思われ、その値は、信頼性に欠けるものと思われる。

5. 結論

既存統計データを用いた、経年の連続する集団である年齢階級の有病率の差に死亡率を加算することで計算される式では、糖尿病、高血圧、脳血管疾患の全てについて、推定の罹患率（発生率）を正の値で算出する結果ではなかった。

その疾病の既往はあるが、死亡原因で他の疾患になっているものの総死亡数に対する割合（Rates of Persons who have Died by Another disease：RPDA）を算出し、死亡率をそれらのデータで修正

表7 ICD10 国際疾病分類第10版（2003年改訂）

章	ICDコード	分類見出し
1	A00-B99	感染症および寄生虫症
2	C00-D48	新生物
3	D50-D89	血液および造血器の疾患ならびに免疫機構の障害
4	E00-E90	内分泌、栄養および代謝疾患
5	F00-F99	精神および行動の障害
6	G00-G99	神経系の疾患
7	H00-H59	眼および付属器の疾患
8	H60-H95	耳および乳様突起の疾患
9	I00-I99	循環器系の疾患
10	J00-J99	呼吸器系の疾患
11	K00-K93	消化器系の疾患
12	L00-L99	皮膚および皮下組織の疾患
13	M00-M99	筋骨格系および結合組織の疾患
14	N00-N99	泌尿器系の疾患
15	O00-O99	妊娠、分娩および産じょく構
16	P00-P96	周産期に発生した病態
17	Q00-Q99	先天奇形、変形および染色体異常
18	R00-R99	症状、徴候および異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの
19	S00-T98	損傷、中毒およびその他の外因の影響
20	V00-Y98	傷病および死亡の外因
21	Z00-Z99	健康状態に影響をおよぼす要因および保健サービスの利用
22	U00-U99	特殊目的用コード

表8 望ましい患者調査とASEI算出のための付加調査等について

項目	内容	目的
調査間隔	5年とする。ただし、同時に実施される医療施設静態調査については、5年間隔が長い場合は、間に補助調査を行う。	5歳階級ごとのグループの変化が分かるようにするため
傷病カウント	1患者1疾患のカウントだけでなく、1患者複数疾患のカウントについて、検討する。	高齢者での実態に即した調査にする。
患者調査と付加調査1	1)調査日に受療した患者の傷病を記録する。	有病率の推定
	2)モデル地区を設定し、過去5年間に調査日の疾患でない他の慢性疾患に罹っていて、調査日の疾患に変化したかどうかを、1)に追加して後ろ向き調査をする。	RPCAの算出により、ASEI算出の信頼性を高める。
付加調査2(治癒率調査)	3)モデル地区を設定し、5年後に治癒状況を把握できるよう、1)の中から特定の慢性疾患の発病時期と患者の住所連絡先を記録する。	推定治癒率の算出の準備
	4)設定されたモデル地区において、5年間の特定の慢性疾患の治癒状況を3)に基づいて後ろ向き調査をする。	推定治癒率の算出
付加調査3(潜在患者数調査)	5)設定されたモデル地区において、特定の慢性疾患についての1年間の有病者数を調査し、今後5年間の治癒状況についての前向き調査の準備をする。	潜在推定罹患患者数比の算出の準備
	6)5)に基づいて、過去5年間の特定の慢性疾患についての潜在罹患者を算出し5)で算出された有病者数で割って、潜在推定罹患患者数比を計算する。	潜在推定罹患患者数比の算出

すると、特に糖尿病の高齢者において上記の場合より更に正の値か0に近い値で算出され、 $RPDA$ は意義があるものと考えられた。

有病率の統計調査（患者調査）においては、1患者1疾患のカウントであり、潜在する患者を含まない有病率と考えられ、 $ASEI$ の算出のためには、1患者複数疾患のカウントの方法が望まれると考えられた。

また、患者調査で前調査から現調査までにある疾患に罹っていたが現調査で異なる疾患に変化した人の全疾患に対する割合（Rate of Persons who suffered from the disease but Changed to Another disease: $RPCA$ ）を現在の患者調査に後ろ向き調査として付加して調査することや、前調査と現調査の間に治癒した人を前調査対象者に後ろ向き調査として付加して調査することにより求まる推定治癒率（Estimated Cure Rate: ECR ）や、前調査と現調査の間に罹患して治癒した人の前調査での患者数に対する値としての推定潜在罹患患者数比（Estimated Potential Incidence Ratio: $EPIR$ ）を、初めの式に組み込み、算出する式が構築できた。

導かれた年齢階級別推定罹患率（Age-Specific Estimated Incidence rate: $ASEI$ ）の式は以下のとおりである。

経年は西暦順に a 年と b 年とする。 $b-a$ で示される間隔を $w=5$ とすると $b-a=5$ であり、 a 年の i 階級は b 年で $i+1$ 階級となる。

i 階級は $w \times i$ 歳から $w \times (i+1) - 1$ 歳の間である。ただし $i=0,1,2,\dots,16$ までとする。

a 年での i 階級の集団を ${}_aG_i$ で表し、ある疾患（疾患 S ）の有病率を ${}_aP_i$ と表す。

${}_aG_i$ の集団の a 年と b 年の間の疾患 S の死亡率を ${}_a d_i$ とし、全死亡率を ${}_a D_i$ とする。

b 年でも同じように表す。

$${}_b T_i = \frac{b \text{年の患者調査の全疾患数 (1患者複数疾患カウントによる)}}{\text{人口}}$$

とし、 b 年の患者調査の全有病比とする。

$RPDA$ を、疾患 S から、他の疾患で死亡した人の全死亡数に対する割合とし a 年と b 年の間の死亡について調べるものとし、 $RPCA$ を、疾患 S から、他の疾

患に変化した人の全患者数に対する率とし a 年と b 年の間の疾病について調べるものとし、 ECR を、疾患 S の推定治癒率として、 a 年の患者調査の疾病について、 b 年までに治癒した人の率とし、 $EPIR$ を、疾患 S の推定潜在罹患患者数比として、 a 年と b 年の間で罹患して治癒した人の、 a 年の疾患 S の患者数に対する比とすると、疾患 S についての $ASEI$ は、

$$ASEI = \frac{a+i}{2} R_i \\ = \frac{({}_b P_{i+1} + {}_b RPCA_{i+1} \times {}_b T_{i+1}) \times (1 - {}_a D_i) - {}_a P_i \times (1 - {}_a ECR_i - {}_a EPIR_i)}{b-a} \\ + \frac{{}_a d_i + {}_a RPDA_i \times {}_a D_i}{b-a}.$$

j 階級は $w \times j + w/2$ 歳と $w \times (j+1) + w/2$ 歳の間である。ただし $j=0,1,2,\dots,15$ である。

${}_a D_i$ 、 ${}_b RPCA_{i+1}$ 、 ${}_a ECR_i$ 、 ${}_a EPIR_i$ 及び ${}_a d_i$ を定数と考えると、

$$V(ASEI) = \frac{1}{(b-a)^2} \times \\ \{ (1 - {}_a D_i)^2 V({}_b P_{i+1}) + {}_b RPCA_{i+1}^2 (1 - {}_a D_i)^2 V({}_b T_{i+1}) \\ + (1 - {}_a ECR_i - {}_a EPIR_i)^2 V({}_a P_i) + {}_a D_i^2 V({}_a RPDA_i) \}.$$

なお、本論文の一部は、平成20年第67回日本公衆衛生学会（福岡）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。

統計学の部分の非常に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に、御助言をいただきました。

川崎医科大学健康管理学教室、関明穂先生には、最終的なまとめの部分で、非常に有益なご指導をいただきました。

厚生労働省統計情報部の皆様方には、患者調査について、快く情報を提供していただきました。

外務省、法務省の皆様方には、在留邦人や外国人登録について、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) 柳川洋編：罹患率と有病率。疫学マニュアル，南山堂，東京，10，1985。
- 2) Armitage P, Berry G, Matthews JNS: Rates and standardization, *Statistical Methods in Medical Research Fourth ed.*, Blackwell Science Ltd, Massachusetts, 659-667. 2002.
- 3) 柳川洋編：追跡調査。疫学マニュアル，南山堂，東京，109，1985。
- 4) Preston D.L, Ron E, Tokuoka S, Funamoto S, Nishi N, Soda M, Mabuchi K and Kodama K: Solid cancer incidence

- in atomic bomb survivors : 1958-1998. *Radiation Research*, **168**, 1-64, 2007.
- 5) Leske MC, Ederer F, Podgor M. Estimating incidence from age-specific prevalence in glaucoma. *American Journal of Epidemiology*, **113**, 606-13, 1981.
 - 6) Dewey M. Estimating the incidence of dementia in the community from prevalence and mortality results. *International Journal of Epidemiology*, **21**, 533-8, 1992.
 - 7) Hill GB, Forbes WF, Kozak J : A Simple Method for Estimating Incidence from Prevalence. *Chronic Disease in Canada*, **20**(4), 151-3, 1999.
 - 8) 国立社会保障・人口問題研究所：日本の将来推計人口－平成18年12月推計, 33, 2007.
 - 9) Rothman KJ, Greenland S : Introduction to Stratified Analysis, *Modern Epidemiology* Second ed., Lippincott Williams & Wilkins, Philadelphia, 253-280, 1998.
 - 10) Jerrold H. Zar : Population and Samples, *Biostatistical Analysis Fourth ed.*, Prentice Hall, New Jersey, 16-19, 1999.
 - 11) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成11年 患者調査（全国編）上巻, 26-41, 2000.
 - 12) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成14年 患者調査（全国編）上巻, 26-41, 2003.
 - 13) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成17年 患者調査（全国編）上巻, 26-42, 2006.
 - 14) Statistics and Information Department Minister's Secretariat Ministry of Health Labour and Welfare Japanese Government : Estimated Number of Patients (Patient Survey), *Statistical Abstracts on Health and Welfare in Japan 2008*, 220-221, 2009.
 - 15) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成20年 医療施設調査・病院報告（静態調査・動態調査）, 30-33, 2009.
 - 16) 曾田長宗：診療間隔について. 厚生指標, **7**(14), 38-45, 1960.
 - 17) 橋本修二, 福富和夫, 大村外志隆, 濃沼信夫：患者調査に基づく傷病量の推計. 厚生指標, **36**(7), 16-21, 1989.
 - 18) 染谷意, 磯貝さく, 小野寺すゑ, 福島靖正：平成2年患者調査結果に基づく総患者数の推計について. 厚生指標, **39**(5), 3-8, 1992.
 - 19) 橋本修二, 林正幸, 永井正規, 土屋英俊, 清水時彦, 伏見恵文, 中村健二, 福島靖正, 川口毅：厚生省患者調査における二次医療圏別患者数の推計方法. 厚生指標, **39**(8), 28-36, 1992.
 - 20) 中村好一, 橋本修二, 小池創一, 小野寺すゑ, 今村知明, 北井暁子, 原徳壽, 柳川洋：厚生省患者調査に基づく総患者数推計に関する文献的考察. 厚生指標, **41**(5), 3-9, 1994.
 - 21) 橋本修二, 中村好一, 小池創一, 小野寺すゑ, 今村知明, 北井暁子, 安西将也, 渡辺由美, 原徳壽, 柳川洋：厚生省患者調査に基づく総患者数推計方法に関する検討. 厚生指標, **41**(6), 3-12, 1994.
 - 22) 小池創一, 今村知明, 小野寺すゑ, 菅沼伸至, 中村好一, 柳川洋, 北井暁子：患者調査における総患者数の妥当性に関する考察. 厚生指標, **41**(8) : 9-15, 1994.
 - 23) 中村好一, 橋本修二, 小池創一, 小野寺すゑ, 今村知明, 北井暁子, 原徳壽, 柳川洋：厚生省患者調査に基づく総患者数の応用に関する研究. 厚生指標, **41**(9) : 26-33, 1994.
 - 24) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成20年患者調査実施要領, 30-31.
 - 25) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成17年 患者調査（全国編）上巻, 696-697, 2006.
 - 26) Armitage P, Berry G, Matthews JNS : Ratio and other functions. *Statistical Methods in Medical Research Fourth ed.*, Blackwell Science Ltd, Massachusetts, 158-162, 2002.
 - 27) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成11年 患者調査（全国編）上巻, 692, 2000.
 - 28) 厚生労働省大臣官房統計情報部：平成14年 患者調査（全国編）上巻, 674, 2003.
 - 29) Ministry of Health, Labour and Welfare (2006). *Annual Report on Health, Labour and Welfare 2004-2005*. Japan international corporation of welfare services, 2006.
 - 30) 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.
 - 31) Saito I : Review of death certificate diagnosis of coronary heart disease and heart failure in Japan. *Nippon Kosho Eisei Zasshi*, **51**(11), 909-16, 2004.
 - 32) Rothman KJ, Greenland S : Prevalence. *Modern Epidemiology Second ed.*, Lippincott Williams & Wilkins, Philadelphia, 42-45, 1998.
 - 33) Statistics and Information Department Minister's Secretariat Ministry of Health, Labour and Welfare Japanese Government : Trends in Deaths and Death rates by Sex and Age Group, 1995-2007. *Statistical Abstracts on Health and*

- Welfare in Japan 2008*, 34–35, 2008.
- 34) Miller JC : Joint Distribution. *Statistics for advanced level*. Cambridge University Press, New York, 140–161, 1983.
- 35) 厚生労働省大臣官房統計情報部 : 死因分類. ICDのABC 平成19年度版, 12–14, 2007.
- 36) Miller JC : Confidence limits. *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 215–225, 1983.
- 37) Miller JC : Significance testing. *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 226–260, 1983.
- 38) 篠原幸人, 田崎義明 : 脳出血脳梗塞. 高久史磨, 尾形悦郎監修, 新臨床内科学第6版, 医学書院, 東京, 1046–1051, 1994.
- 39) 厚生労働省健康局総務課生活習慣病対策室 : 調査の概要. 平成18年国民健康・栄養調査報告, 2–3, 2009.
- 40) 厚生労働省健康局総務課生活習慣病対策室 : 身体状況調査の血管. 平成18年国民健康・栄養調査報告, 217–219, 2009.
- 41) Miller JC : Significance testing. *Statistics for advanced level*, Cambridge University Press, New York, 239, 1983.
- 42) 太田康幸, 古田清市 : 肝疾患. 高久史磨, 尾形悦郎監修. 新臨床内科学第6版, 医学書院, 東京, 570–581, 1994.

(平成22年10月28日受理)

Estimating the Incidence Rate of Chronic Diseases with a New Formula Using Statistical Data for Consecutive Years

Koujirou INOUE

(Accepted Oct. 28, 2010)

Key words : Incidence, Prevalence, Cure rate, RPDA, RPCA, ECR

Abstract

A theoretical formula was devised to calculate Age-Specific Estimated Incidence (ASEI) rate of chronic diseases using consecutive-year data on disease prevalence and death rate.

Data reflecting the Rate of Persons who had suffered from a disease but who Died from Another disease (RPDA) were retrieved from the database of a public health center. The ASEI rate of diabetes mellitus (DM) and hypertension among the older age groups was found to be negative. After correcting for RPDA, the ASEIs of DM became positive or nearly 0 for this age group.

It is surmised that the negative ASEIs of hypertension is improved by considering multiple diseases in a patient in the patient survey and finding, through practicable research of the same patient survey, the Rate of Persons who suffered from a disease but Changed to Another disease (RPCA). Additional research efforts to include other factors such as the Estimated Cure Rate (ECR) and the Estimated Potential Incidence Ratio (EPIR) were discussed. The formula of the ASEI was consequently arrived at by taking all of these elements of the RPDA, RPCA, ECR, and EPIR into consideration.

Correspondence to : Koujirou INOUE

Maniwa Public Health Centre of Okayama Prefecture,
Maniwa, 717-8501, Japan

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

(Kawasaki Medical Welfare Journal Vol.20, No.2, 2011 411–426)