

The mortality envelope

Session

2.1

I. はじめに

世界的なレベルで見ると、約3分の1の国々では全国的な人口動態登録システムによる完全な死亡率データを利用できない。最も人口の多い2つの国、インドと中国の人口サンプル登録システムも、程度は低いもののこの問題に直面している。死亡率データの不完全性には2種類ある。

- a. 登録システムが国内のすべての死亡/問題となる期間中のサンプル集団を捉えていないので、対象が不完全である。
- b. 死因に関する専門的意見を登録時に取り入れないので、非常に多くの死亡が死因不明または不明確な死因のまま登録されており、死因情報が不完全である。

過少登録の状況を評価したり、死亡率を修正したり、死因に関するデータ損失を埋めるための方法が開発されている。この講義では初めに、生命表モデルへの投入情報として使用できる成人死亡率(${}_{45}q_{15}$)を適切に予測するために、過少登録を評価、修正する手法について考察する。その次に、死因に関する情報が不完全なことから生じるデータ損失を埋めるための、死因モデルの詳細と使用法について考察する。

信頼性の高い年齢別の死亡率予測は、極めて重要であると言って過言ではない。モデル生命表はこのプロセスで役に立つ。ただし、モデル生命表を選択するプロセスには、地域的なデータの提供が必要である。地域的なデータからは、それぞれ小児死亡率(${}_5q_0$)と成人死亡率(${}_{45}q_{15}$)の最適な予測を導き出すことが可能である。またデータをWHOモデル生命表システムへの投入情報として用いたり、完全な生命表に基づいた基準集団に対する年齢別死亡リスクを取得することができる。この生命表は、疾病負担研究で算出する主要な集団健康施策概要の1つであるHALE(健康平均余命)計算の基礎ともなっている。生命表から導き出された死亡率を用いて、各年齢、性別グループの死亡数を計算することができる。年齢、性別ごとの死亡数は、死亡に関する個々の疾病、傷害予測を制約する「エンベロープ」となる。どの年齢、性別グループにおいてもすべての個別死因による死亡数合計は、その年齢、性別グループの総死亡数と一致する必要がある。

II. 死亡報告の完全性の評価

人口動態死亡登録データの完全性を評価するための一般的な手法は、Brass Growth-Balance 法と Bennett-Horiuchi 法である。人口動態登録データがない場合には、Brass によるロジットアプローチとその WHO による修正法を用いることができる。

A. Brass Growth-Balance Method (Brass による成長バランス法)

1975 年に William Brass は、次の「バランス」式を基にして成人死亡登録の完全性を評価する方法を提唱した。

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + \frac{D(x+)}{N(x+)}$$

$N(x)$ は x 歳の時点での人口サイズ、 $N(x+)$ は x 歳以上の時点での全年齢グループの人口サイズ、 $D(x+)$ は x 歳以上での死亡数、 R は人口成長率であり、次の式が成り立つ。
Birth rate - death rate = population growth rate (出生率 - 死亡率 = 人口成長率)

この方法の適用に必要なもの：任意の 1 年あるいは数年の間(1991~1995 年など)に年齢別に登録された死亡数、および中間期の年齢別人口サイズが必要となる。どちらの場合も 5 歳ごとの年齢グループで十分である。

この方法の役割：この方法によって、5 歳を超える死亡についての過少報告の程度を平均的に予測できる。男性と女性に対する過少報告は通常異なるので、それぞれに別の計算式を適用するべきである。この方法では、小児死亡の過少報告に関する有用な情報は得られない。

この方法の応用手順を、エルサルバドルのケース(1961 年)を例にして表 1 に示す。

ステップ 1: 初めに、各年齢 x 歳以上での人口を計算する。これを $N(x+)$ と呼ぶ。すなわち、 $N(5+) = \text{population aged 5 and over (5 歳以上の人口)}$ 、 $\text{Pop}(5-9) + \text{Pop}(10-14) + \dots$; $N(10+) = \text{population aged 10 and over (10 歳以上の人口)}$

表1. エルサルバドルの女性を対象とした Brass Growth-Balance Method の適用 (1961 年)

Age X (1)	Population At exact Age x N(x) (2)	Population Aged x And over N(x+) (3)	Reported Deaths over age x D(x+) (4)	Partial Death rate D(x+)/N(x+) (5)	Partial birth rate N(x)/N(x+) (6)
5	40 432.3	1 060 164	6 743	0.0064	0.0381
10	33 977.2	869 930	6 133	0.0070	0.0391
15	27 457.8	720 392	5 919	0.0082	0.0381
20	23 853.0	595 352	5 653	0.0095	0.0401
25	20 515.3	481 862	5 362	0.0111	0.0426
30	16 937.4	390 199	5 091	0.0130	0.0434
35	15 064.7	312 488	4 776	0.0153	0.0482
40	12 987.8	239 552	4 427	0.0185	0.0542
45	10 314.7	182 610	4 089	0.0224	0.0565
50	8 482.1	136 405	3 732	0.0274	0.0622
55	6 477.0	97 789	3 347	0.0342	0.0662
60	5 542.7	71 635	2 960	0.0413	0.0774
65	4 423.7	42 362	2 313	0.0546	0.1044
70	2 616.9	27 398	1 864	0.0680	0.0955

ステップ 2: まったく同じ計算によって x 歳以上の登録死亡者数を求める。これを $D(x+)$ と呼び次のような式で表す。

$D(5+) = 5$ 歳以上での死亡。すなわち 5~9 歳での死亡 + 10~14 歳での死亡 + ...となる。

$D(10+) = 10$ ~14 歳での死亡 + 15~19 歳での死亡 + ...となる。

ステップ 3: 各年齢 5 歳、10 歳、15 歳、20 歳...について次の比率を計算する。

$D(x+)/N(x+)$ および $N(x)/N(x+)$ 。

すなわち、 $D(5+)/N(5+)$ 、 $N(5)/N(5+)$ を計算する必要がある。

便宜上、計算に用いる 1 対ずつを X_i 、 Y_i と呼ぶ。

注: データが 70 歳以上または 75 歳以上の区分までしかなくても心配する必要はない。データセットに含まれるなるべく多くの年齢に対して (X_i, Y_i) 対の一群を計算する。

ステップ 4: (X_i, Y_i) 点群をプロットする。データが完全で過少報告がなければ、点群は直線状に並ぶ。ただしこのように並ぶ可能性はほとんどない。プロットから直線状に位置しない年齢がわかる (図 1)。

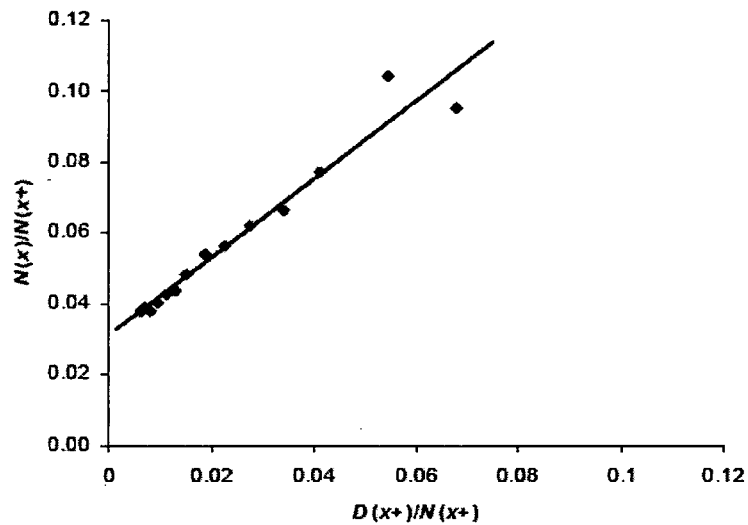


図 1. エルサルバドルの女性を対象とした部分的死亡率 $D(x+)/N(x+)$ に対する部分的出生率 $N(x)/N(x+)$ 比率のプロット

これらの点から近似直線を描くための正式な方法について解説する。

ステップ 5: データポイント (X_i, Y_i) を 2 つのサブセットにグループ分けする。サブセット 1 には 5 歳、10 歳、15 歳、20 歳、25 歳、30 歳に対するポイント (すなわち 6 ポイント) が、サブセット 2 には 35 歳、40 歳～60 歳に対するポイントが集められる。

X_1, Y_1 および X_2, Y_2 を、それぞれサブセット 1 内およびサブセット 2 内のポイントの平均として計算する (表 2)。

表 2. エルサルバドルの女性(1961年)を対象としたグループ平均による直線の近似

Age x	Partial death rate D(x+)/N(x+)	Partial birth rate N(x)/N(x+)
	(a) Group 1	
5	0.0064	0.0381
10	0.0070	0.0391
15	0.0082	0.0381
20	0.0095	0.0401
25	0.0111	0.0426
30	0.0130	0.0434
TOTAL	0.0552	0.2414
MEAN	X₁ = 0.0092	Y₁ = 0.0402
	(b) Group 2	
35	0.0153	0.0482
40	0.0185	0.0542
45	0.0224	0.0565
50	0.0274	0.0622
55	0.0342	0.0662
60	0.0413	0.0774
TOTAL	0.1591	0.3647
MEAN	X₂ = 0.0265	Y₂ = 0.0608

ステップ 6: $K = Y_2 - Y_1 / X_2 - X_1$ を計算する。K は 1 より大きい数字とする。この例では $K = 1.191$ である。

ステップ 7: 次に $C = 1/K$ を計算する。

C は死亡登録の完全性の最終予測値であり、1 未満の数字でなければならない。上記の例では $K = 1.191$ ならば $C = 0.84$ となる。すなわちこの場合の死亡登録は 84% 完全である。

ステップ 8: 各年齢 (D_x) の死亡数に K を乗算して、疾病負担研究用に年齢、性別ごとの修正 (調整) 死亡数を求める。

注意: どのようなデータも完全ではない。Growth-Balance 法は過少報告の程度を評価するのに役立つが、手順 4 に示すデータプロットに十分な注意を払うことなく適用してはいけない。データポイントに「最も近似」する直線について十分考察すること。「異常値」とするかどうかの判断によって、さらに多くのポイントを除外するか、各ポイントに対する誤差項の貢献の評価を変える必要がある。

B. Bennett-Horiuchi Method (ベネット・堀内法)

この方法は、できれば5年あるいは10年間隔で2回の人口調査と、調査期間内の年齢別死亡記録を必要とする。

どのような人口集団でも、ある時点 t における特定の年齢グループ(例えば25~29歳)の人数は、 t という時点(メンバーの年齢が25~29歳)から最後のメンバーが死亡するまでにその人たちに起こる死亡の合計数に等しくなる。したがって、この年齢グループで発生した死亡の50%のみが登録されている場合、報告された合計死亡数の実人口に対する比率、すなわち「死亡登録の完全性」は0.5となる。

残念ながらこのアプローチを用いると、まず年齢グループの全員が亡くなる必要があるので、完全性の評価を得るまでに非常に長く待たなければならない。このように長く待つことはできないので、特定の年または暦期間に報告された死亡数を、 t 時点以降に発生する将来の予測死亡数として用いるのが実際的である。

報告されたある年齢グループの人数と、その年齢グループに将来発生する予測死亡合計数を比べれば、死亡登録の完全性を評価できる。Bennett-Horiuchi 法は、このようなシンプルな考え方を基本としている。

安定した人口集団においては、現在の死亡者数と集団の人口との間に明確な関係性が存在する。これから死亡していく現在 x 歳の人は x 年前の出生者のうちの生存者で、人口集団においては、現在の出生数に e^{-rx} をかけた数値より小さいはずである(r = 人口成長率)。現在の出生者が x 歳になった時に起こる死亡の数は、 x 歳の人に起こる現在の死亡数に e^{rx} をかけた数値とは異なる。

したがって、現在 x 歳の人を経験する死亡の数(理論的には彼らの人数と同じ)は、 x を越える各年齢で記録される現在の死亡数から予測できる。具体的には、成長率 r のある安定集団に属する x 歳の人数が $N(x)$ であり、 x 歳での死亡数が $D(x)$ の場合、 $N(x)$ の予測値 $N'(x)$ は次の式で表される。

$$N'(x) = \sum_a^x D(a)e^{-r(x-a)}$$

人口集団が非常に安定していて成長率が正しく指定され、死亡と人口が正確に報告されていれば、 $N'(x)$ は $N(x)$ と等しくなる。ただし死亡数がある固定された比率で(例えば20%)過少報告される場合には、 $N'(x)/N(x)$ は0.8になる。この比率は、成人死亡登

録の完全性を測る 1 つの方法である。

Bennett-Horiuchi 法は安定集団を前提条件としていないので、成長率 r が年齢によって変わる。このため Brass Growth-Balance 法よりも正確な方法と言えるが、日時要件(人口調査 2 件分の人数と調査期間内を通じた死亡数)が非常に大きくなる。

C. Brass ロジットアプローチおよび WHO 生命表

1. 背景

上述の方法は人口動態登録データが利用できる場合にのみ適用され、標準的な方法を用いて修正される。多くの国々はこのケースに該当しないので、生命表を評価するために他の方法が必要になる。

このようなケースでは、Brass ロジットアプローチを適用すべきである。Brass は、生存行(l_x)のロジットが互いに直線的に関連していることを発見した。そのため、ある生命表から生存値(l_x)の標準セットを選択すると、ロジットに関連するパラメータ α および β の予測値が利用できるばあいには、現在生命表に対する全 l_x 値を取得できる。

2 つの表における出生から年齢(l_x)までの生存割合は直線的に関連しており、次の式で表される。

$$\text{logit}(l_x) = \alpha + \beta \text{logit}(l_x^s)$$

$$\text{logit}(l_x) = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1-l_x}{l_x} \right)$$

このロジット変換は単純な l_x 値の特異的変換であり、 l_x が 100,000 の初期値ではなく比率で表されるとすると、 $-\infty$ ($l_x = 1.0$ の時)から $+\infty$ ($l_x = 0$ の時)までの値をとる。 $l_x = 0.5$ の時、ロジット変換は 0 に等しくなる。

α 、 β 、 l_x のいずれの値も変わることがあるので、このシステムは非常に柔軟性がある。したがって、使用されている α および β の値を変更することにより、「標準的」

生命表からすべての生命表を生成することができる。直線性仮定はすべてのケースで真にならないことがある。しかしこの近似値は、観察された死亡率スケジュールの近似化にこの直線関係を使用することを正当化するのに十分な値である。

100年あまりの期間にわたる登録死亡データの分析は、標準的な人口集団から遠ざかるにつれて直線性からの逸脱が進み、このような逸脱は子供や高齢者で最も顕著に見られることを示している。

このような偏向を修正するために、WHOは、年齢のみの関数でありいかなる任意の国に対しても特異的ではない追加パラメータ2つ(γ と θ)を持つ修正 Brass Logit システムを開発した。

ただし、 α と β は l_5 および l_{60} から導き出せるので、2つのパラメータを持つシステムであるという問題が残っている。

この修正 Brass モデルは次の式で表される。

$$\text{Logit}(l_{xj}) = \alpha_j + \beta_j \text{Logit}(l_x^i) + \gamma_x \left(1 - \left(\frac{\text{Logit}(l_{5j})}{\text{Logit}(l_5^i)}\right)\right) + \theta_x \left(1 - \left(\frac{\text{Logit}(l_{60j})}{\text{Logit}(l_{60}^i)}\right)\right)$$

x は年齢、 i は関係集団、 j は年を表す。

世界的な適用を促進するために、WHOは60を超える国々の1900年代初期からの死亡率データに基づいて、 l_x 値の「国際」標準セットを開発した。

α と β は l_5 と l_{60} の固有関数であり(すなわち5歳(l_5)または60歳(l_{60})まで生存する個人の数)、

l_5^i 、 θ_x 、 γ_x

は既知であるので、調査や人口調査データから l_5 と l_{60} を予測できる場合は、モデルを用いていかなる集団に対しても l_x を予測することが可能である。

2. WHO 生命表アプローチの実用化手順

ステップ 1: 本講義で解説する手法に基づいておおまかに調整したデータから、1) ${}_5q_0$ (人口集団における小児死亡率レベル)と 2) ${}_{45}Q_{15}$ (15歳~60歳の間の死亡可能性)を算出する。成人死亡率の予測の基本となるのは、人口動態登録(死亡の戸籍登録、人口統計サンプルの監視システム)、あるいは国勢調査による最近12ヵ月以内の世帯ごとの

死亡記録である。死亡率予測は常に、本講義に概説するデータ評価法に従い、不完全性を順次調整する。親族への質問などに基づいた間接的手法(文献リスト参照)から成人死亡率の予測が得られている場合は、重大な報告エラーの可能性があるのでデータ解釈にさらなる注意が必要である。

大半の国々で数多くのデータソースや小児死亡率予測(${}_5q_0$)が存在することに留意する。扱う人口集団に最適なレベルの ${}_5q_0$ を決定するために注意深くこれらを選別する必要がある。自分のNBD研究が関係している年に ${}_5q_0$ を投影する手順は、この選定に必ず含まれる。インドネシア例にあげてこの手順を図2に示している。

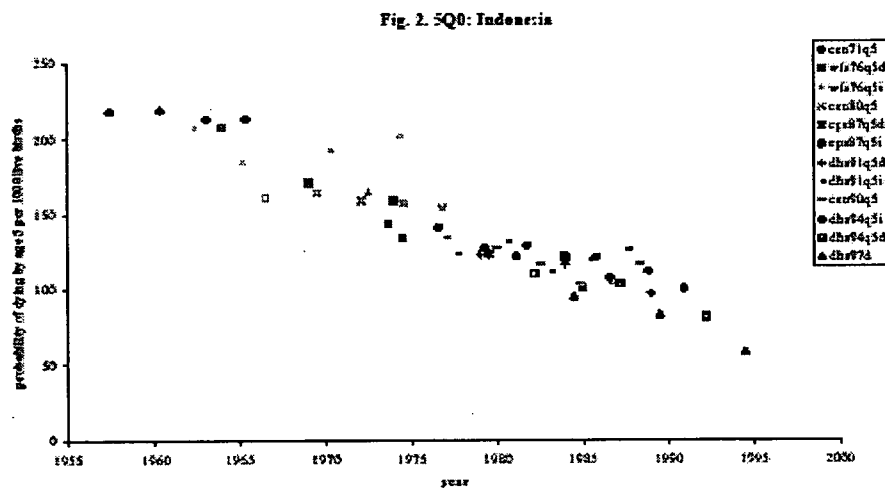


図2. インドネシアにおける小児死亡率の調査と国勢調査による予測(1955~1995)

${}_5Q_0$: インドネシア出生1,000人当たりの5歳未満の死亡可能性

ステップ2: 小児死亡率(任意の ${}_5q_0$ 値)と成人死亡率の予測を基にして、WHOによる生命表空間を検索して ${}_1q_0$ の最近似値を取得する。図3は、生命表50,000件分の生命表空間を視覚的に表したものである。

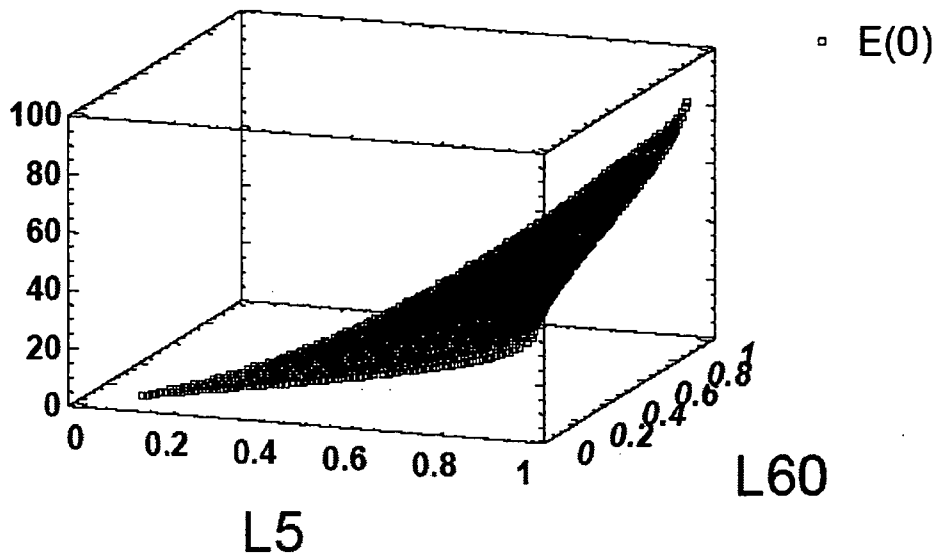


図3. l_5 および l_{60} の関数としての出生時平均余命 (E_0)

ステップ3: $l_5 = (1 - {}_5q_0)$ や l_{60} (${}_{45}q_{15}$ とマッチングさせることにより得られる) の値を用いて修正 Brass モデルに適用し、 l_x セットを推定してそこから年齢別死亡率を予測する。

注:

- ・信頼できる成人死亡率の予測値 (${}_{45}q_{15}$) が得られない場合には、WHO モデルを用いて任意の値 l_5 (小児死亡率) から l_{60} を予測することができる。
- ・小児死亡率レベルの不確実性を利用して、成人死亡率の不確実性限度を予測することができる。小児死亡率から後者を予測すると、不確実性区間が非常に長くなることがある。

Summary Measures of Population Health

Session
2.2

I. はじめに

集団健康統合指標 (Summary Measures Population Health, SMPH) は、死亡率と死亡に至らない健康アウトカムに関する情報を組み合わせて、人口集団の健康を1つの数字で表す施策である。

Murray らによって編集された文献 (2002 年) には、疫学者、経済学者、倫理学者、哲学者による集団健康の施策概要についての重要な考察が述べられている。本講義ではこれらの概念を紹介する。

疾病負担に関する導入講義の中で、2つの主要クラスの施策概要について生存曲線を用いて解説した。ここでは健康余命と健康損失に関してさらに詳しく考察する。初めに、セッション 1.1 で使用した生存グラフについて再度触れる。健康余命はエリア A と B で定義され、健康損失はエリア B と C によって定義される。

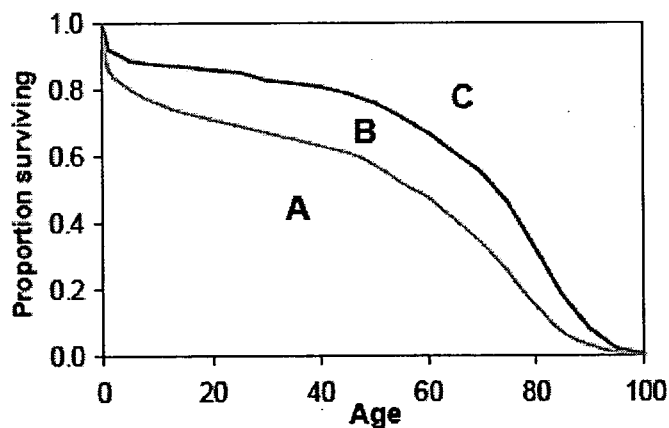


図 1. 人口集団の仮想生存曲線

Murray らは (2000 年)、施策概要が備えるべき最低限の望ましい特性を提唱した (添付資料 1)。この施策概要にとって望ましい特性は、目的用途によって異なることがある。

経時的な集団健康の比較に最も適した施策概要が、集団の不健康へ寄与する疾患、傷害、危険因子の報告には必ずしも最適ではないどころか、許容水準に達していないことさえある。

II. 健康損失 Health Gap

Dempsey による先駆的な研究に続き、早期死亡によって消失した生存年数を測定するさまざまな方法が提唱されている。

いずれの方法も、図 1 内の C のエリアで表される「死亡率損失」の測定例である。健康損失施策を定義する本質的特性は、それより早い死亡が早期死亡と見なされる時期を定義するために選択された人口基準(年齢)である。健康損失は死亡率損失の概念を拡大して、完全な健康よりは劣る状態で生きた時間を含める(図 1 内エリア B の一部)。健康状態の定義方法や健康状態評価の誘導方法、および割引や年齢加重などその他の社会的価値を取り入れることも、健康余命に関する健康損失の算定、解釈に影響する。

A. 健康損失における社会的価値の選択

すべての集団健康施策概要には、明示的または暗示的な社会的価値の選択が含まれる。特に DALY は、集団の実際の健康状態と幾分「理想的な」状態あるいは健康状態基準の格差を測定する。DALY 指標を作成するにあたって Murray と Lopez (1996) は、明示的になされるべき価値選択を 5 つ特定した。

- (1) 健康な人はどのくらい生きると予測するべきか。
- (2) 現在得られる 1 年間の健康的な生活は、将来得られる(例えば 20 年後)1 年間の健康的な生活よりも社会にとって価値があるか。
- (3) 死亡による損失余命を、不健康な状態であるいはさまざまな重症度の障害をもって生きる年数と、どのように比較するべきか。
- (4) 健康損失年数は年齢によって評価が異なるか。
- (5) すべての人々は平等か。すべての人々は、人口グループ間で現在の平均余命に差異がある場合でも、任意の年齢で死亡により同じ量の健康を失うか。

「世界疾病負担調査(Global Burden of Disease Study)」は世界の全地域に対して同じ値を用いる。特にすべての人口サブグループに対しては、グループの現在の平均余命が他のグループの余命より低いかどうかに関わらず、同一の平均余命「理想」基準を用いている。またこの調査機関は、時間割引と基準年齢加重も取り入れている。これらについては以降の章で解説する。

B. 死亡率損失の定義

死亡率損失を計算するにはいくつかの方法があるが、重要なのは「規範生存目標」選択の違いである。すなわち、損失余命を計算するための基準として設定する理想的な余命の長さである。これらの方法には、「潜在的余命損失年数(Potential Years of Life Lost: PYLL)」や期間、コホート、標準生命表に基づいた代替法があり、それぞれについて考察する。

1) 潜在的余命損失年数 Potential Years of Life Lost

PYLL は最も古くから存在する最も簡潔な死亡格差測定法である。例えば 5 歳で死亡すると、70 歳での死亡よりも潜在的な余命が大幅に失われたとする概念を基本としている。PYLL を計算するには余命の潜在的上限を定義することが必要になる。さまざまなグループが、60 歳、65 歳、70 歳、75 歳、85 歳などの年齢を提案している。各死亡に対する PYLL は、選択された潜在的上限と死亡時年齢の差異として計算される。人口集団レベルでは、PYLL は特定の期間に発生したすべての死亡に対する PYLL の合計として計算される。

$$PYLL = \sum_{x=0}^{x=L} d_x (L - x)$$

dx は死亡数、 L は潜在的余命上限、 x は死亡年齢を表す。式 $(L-x)$ は、各年齢での死亡に付加された加重と考えることができる。

任意に選択された潜在的余命より上の年齢での死亡は除外されて、早期死亡負担に寄与していないので、PYLL 法に対しては批判がある。このような方法が健康リソースの割り当てに影響を与えると、潜在的余命上限を超える期間の死亡率を減少させる健康介入にはメリットがないことになり、臨床実践や大半の社会の価値観に反してしまう。

この問題を解消するには、潜在的上限を 120 歳など非常に高い年齢に設定する方法がある。この方法を用いればどの年齢で死亡しても値が得られる。ただし、さまざまな年齢での死亡に付加される相対加重が変更されてしまう。例えば上限が 75 歳の場合、40 歳で死亡すると PYLL は 35 年となり、70 歳で死亡すると PYLL は 5 年となる。上限を 120 歳に設定すると、40 歳と 70 歳での死亡に対する PYLL はそれぞれ 80 年と 50 年になる。言い換えれば、40 歳での死亡を 70 歳での死亡と対比した時の値は、7 倍の差から 1.6 倍の差に変わる。これは社会的価値の選択なので正解不正解があるわけではないが、方法の違いによって各年齢での死亡評価が大幅に異なる点に留意することは重要である。

死因に関しては大きな年齢差があるため、死因別の健康損失施策の順位に対しては、大きく異なる加重を付加することが重要であろう。

2) 期間およびコホートによる平均損失余命

Period and Cohort Expected Years of life lost

期間生命表に表される各年齢での平均余命は、現在の年齢別死亡率パターンが一定のまま永久に継続する場合に、各年齢において期待される予測余命期間である(講義 1.4 「生命表(Life Tables)」を参照)。

各年齢における死亡に、各年齢での損失余命による加重を付加することによって、期間平均損失余命(PEYLL)を計算できる。

$$PEYLL = \sum_{x=0}^{x=l} d_x e_x$$

Lは最終年齢グループ、 d_x は各年齢での死亡数、 e_x は各年齢での平均余命を表す。

死亡率傾向が減少を示している場合には、現在生存している任意の年齢の個人は平均的に、その年齢が示す期間平均余命よりも大幅に長く生きる可能性が高い。

期間平均余命とは異なり、コホート平均余命はあるコホートが実際に経験する平均余命期間の予測である。死亡率が上昇している国でない限り、コホート平均余命は大抵の場合に期間平均余命より大幅に長い。コホート平均損失余命は経時的な死亡率の変化予測を取り入れているので、PEYLLよりも計算が困難である。

PEYLLのような方法を用いると、すべての年齢での死亡が予測疾病負担の一因となる。これは、潜在的上限を超えた年齢での死亡が疾病負担に寄与しないPYLLとは対照的である。

(期間、コホートに関わらず)平均損失余命は、ある人口集団の現在の死亡率と理想的な基準との格差を定義する点で変わった方法と言える。集団の現在の死亡率を基準として定義するのは混乱が生じやすい。その基準は、現在の実績評価に基準として使用されているからである。

平均損失余命を疾病負担の測定法として用いると、各年齢で平均余命が高い豊かな国での1件の死亡は、平均余命が低い貧しいでの死亡よりも大きな負担と見なされる。疾病負担評価がリソース割り当てに影響するとすれば、直観に反した不公平な結果が導き

出されてしまう。

3) 標準的な平均損失余命

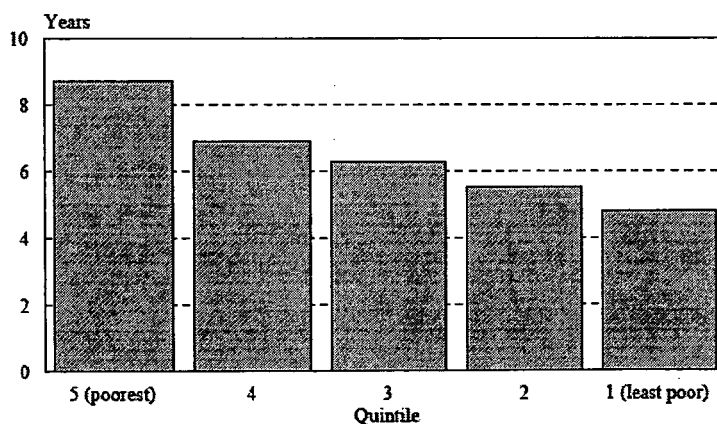
各年齢で標準的な平均損失余命を参照基準として用いれば、すべての死亡が疾病負担の一因となっている予想アプローチの利点と、任意の年齢での死亡すべてが疾病負担計算に均等に寄与する PYLL の公平なアプローチを組み合わせることができる。

GBD 研究にはこのアプローチが選択されている。基準にしているのは、1990 年代中期の日本女性の死亡率実績(出生時平均余命 82.5 歳)を模倣した「Coale and Demeny Level West 26」の生命表である。これに相当する高い平均余命の男性向け標準的生命表は存在しないので、女性の標準生命表「West level 25」(出生時平均余命 80 歳)が男性用として選択された。

実際の予測方式や標準的な予測方式では、男女別の年齢別平均余命を用いるべきだろうか。このような平均損失余命法を用いて現在の状況と理想との格差を測定できるのだから、両性に対して同一の基準が用いられるべきだという主張が成り立つ。

一方で、男性と女性の生存可能性には生物学的差異が存在するという意見もある。男女別の基準を用いて、この潜在的平均余命の絶対的な違いを SEYLL の計算に組み入れるべきだという主張も成り立つ。

カナダから得た収入を基準とした 5 分位データでは、途上国での男女間の平均余命格差は依然として大きい(7 年以上)のに対して、豊かなグループでは格差がはるかに小さい。



From the unpublished Annexes to Wilkens R, Adams O, Branner A, "Changes in Mortality by Income in Urban Canada from 1971 to 1986." Health Reports 1989; 1(2):137-174.

図1. カナダ都市部における収入5分位による出生時平均余命の男女差異(1986年)

オーストラリアのヴィクトリア州から得られたごく最近のデータでも、男女間の平均余命差異は地方行政区の裕福な5分位の方が小さいことが示されている。

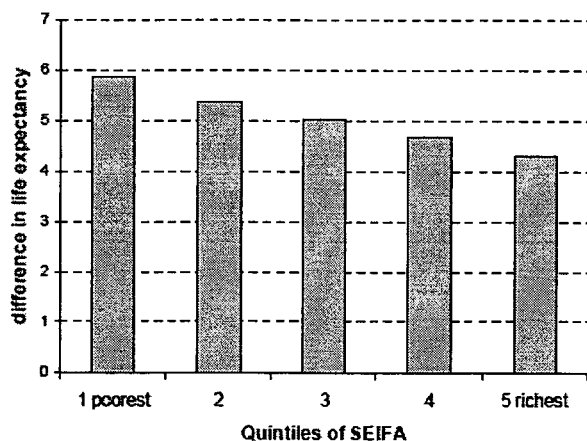


図2. ヴィクトリア州地方行政区の社会経済状態5分位(SEIFAスコア)による男女出生時平均余命の差異(2001年)。

モデル化(Pressat 1973年、Manton 1986年)によっても、生存率の生物学的差異が約2~3年になる可能性の高いことが示されている。

標準的な期間平均余命を求める公式は次のようになる。

$$SEYLL = \sum_{x=0}^{x=l} d_x e_x^*$$

e_x^* は標準的生命表における年齢 x での平均余命である。

ある人口集団が標準生命表に示されている「生存目標」を達成できる場合は、その国の生命表の平均余命ははるかに高くなることに注意すべきである。標準的な生命表では、死亡は女性で82.5歳、男性で80歳になる前に発生するが、人口集団が「規範的生存目標」を達成して(「健康損失」を埋めて)いれば誰もその年齢までに亡くならない。言い換えれば、健康損失の決定に生命表を用いても、損失を修正した標準生命表と同様の死亡率をその集団が経験するわけではない。実際、標準生命表を用いるのは、異なる年齢での死亡評価の1つの選択肢と見なすのが最良である。

C. 割引 Discounting

GBD は 3%の時間割引率を将来の損失余命年数に適用して、損失余命の正味現在価値を予測する。将来の利益を割引することは経済分析では標準的慣習である。経済学における割引は、多くの人々が将来のある時点よりも今消費する方を好むという時間選好の考えを表している。健康に置き換えると、将来のある時点よりも現時点で良好な健康状態を経験することを選好するという考えである。集団健康測定における DALY への割引の適用には、次のような具体的な論拠がある (Murray と Acharya 1997 年)。

- ・費用効果分析における健康アウトカム測定との一貫性を保つため。
- ・若年齢での死亡が過度に重要視されるのを防ぐため(例えば割引を行うと、25 歳と 40 歳での死亡の幼児死亡に対する比率はそれぞれ 0.89 と 0.78 であるが、割引を行わないと比率はそれぞれ 0.69 と 0.51 になる)。

Age at death	Discounted		Undiscounted	
	YLL	ratio	YLL	ratio
0	30.3	1	80.0	1
25	27.0	0.89	55.5	0.69
40	23.5	0.78	40.6	0.51

・疾病根絶/研究パラドックスによる理由である。研究や疾病根絶のための投資成功確立がノンゼロだと仮定すると、割引を行わない場合は将来の利益ストリームが無限のため、現在の支出がすべてこのような投資に移行する。これは過度の犠牲を主張する論拠の特殊例である。

割引を将来の健康取得や健康損失に適用するべきではないと主張する人は多く、疫学者や人口統計学者によって健康施策概要に割引が用いられることはめったにない。Murray と Acharya (1997 年) は、割引の最も強力な論拠は疾病根絶/研究パラドックスであり、社会的割引率は個人的割引率の平均より小さくなければならないという結論を出した。ただし彼らは保険給付に割引率を選択すると、理論的には望ましくても道徳的に受け入れられない世代間配分になることがあると述べている。割引率問題は容易に解決しないので、GBD や多くの国家的研究は割引、非割引の両方の負担予測を公表している。

多くの健康経済分析やその他の社会政策分析では、長年にわたり年 5%の割引率が標準になっている。環境保護主義者や再生可能エネルギー分析者は、この数十年間、社会的判断上の理由から低割引率を主張している。World Bank Disease Control Priorities Study および世界疾病負担(Global Burden of Disease)プロジェクトはともに 3%の割引

率を用いた。米国健康・医療における費用対効果専門委員会 (US Panel on Cost-Effectiveness in Health and Medicine) は最近、健康経済分析に 3% の実割引率を使用して費用と健康アウトカムの両方を調整すると同時に (Gold 他、1996 年)、結果の割引率に対する感度も検証するように推奨した。

不連続な年次割引率 r を使用すると、 n 年間の一生の現在価値を求める公式は次のようになる。

$$N_{\text{present value}} = (1+r)^{0.5} * \frac{1}{r} * \left(1 - \left(\frac{1}{1+r} \right)^n \right)$$

瞬時的比率 r で連続的な時間割引が適用されると、公式は次のようになる。

$$N_{\text{present value}} = \frac{1}{r} - \left(\frac{1}{r} * e^{-r*n} \right)$$

不連続、連続型式のどちらからも同じ結果を得られるようにするには、連続式の割引率を $\ln(1+r)$ に設定する必要がある。

割引は利益の予測規模に重大な影響を与える。図 1 に示すように、どれくらい先の将来まで生存年が失われるかによって、割引は損失年に与える値を変更する。

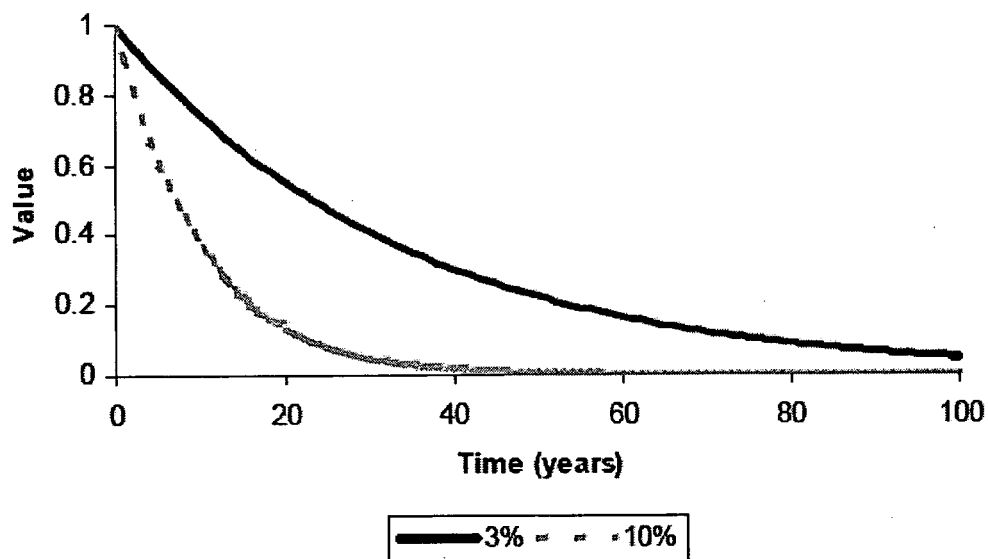


図 2. 損失年の値に対する割引の影響

D. 年齢加重 Age Weighting

世界疾病負担研究(Global Burden of Disease Study)は、若年齢と高年齢で生きる健康な1年を、他の年齢での1年よりも低く評価している。この選択は、子供や老人が過ごす1年間より若年成人として暮らす1年間を高く評価する社会的選好(Murray と Lopez 1996年)を示す多くの研究に基づいている。年齢による加重は公平の見地から認められないとする意見もあれば(どの1年の価値も等しいという推論)、標準的な年齢加重は実際の社会的価値を反映していないとする実証的な立場もある(Barendregt 1996年、Anand 1997年、Tsuchiya 1999年、Arnesen 2004年)。

Murray と Acharya(1997年)は、誰もがすべての年齢を経験する可能性があり、加重は合法的な社会的優先順位を反映しているのだから、年齢加重自体は不公正なことではないと主張する。

Murray(1996年)は、異なる年齢での健康的な生活に対する個人的好みを示す多くの研究を引用して、社会的役割から導き出された評価に従うと、子供や老人よりも若年成人として生きる年齢の価値が高くなるとした。

この年齢加重法は指数関数を用いて次のように表せる。

$$C \cdot x \cdot e^{-\rho x}$$

このような指数関数では、異なる年齢で生きる各年の価値の上昇と下降を捉える(図3)。上記方程式において β は年齢加重の重要度を決定し任意に選択される。Cは調整定数であり、年齢加重の導入によってDALYの合計数に変更されないように選択される。

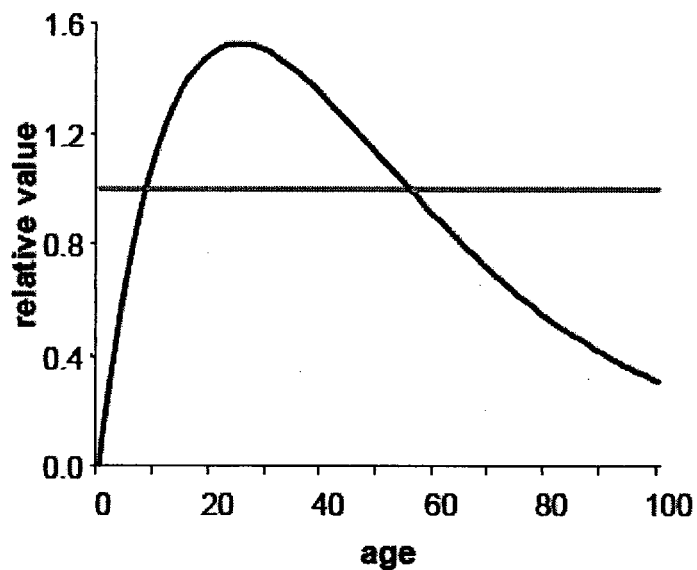


図3. 年齢加重

シンバブエのある研究では、貧しい衛生都市ハラレに住む68人からの回答を得て、1歳、15歳、45歳、75歳時の死亡を30歳時の死亡と比較して評価した(図4)。評価結果はGBD研究の年齢加重曲線に非常によく似ていた。

30歳時の死亡と比較した価値の比率