

ICD-10導入に伴うがん死亡数増加の要因と 地域がん登録の登録精度およびがん罹患数における影響の評価

味木 和喜子*¹ 津熊 秀明*² 大島 明*³

I はじめに

国際疾病分類第10回改訂版 (ICD-10)¹⁾の導入に伴い、悪性新生物の死亡数・率が1995年以降に急増した²⁾³⁾。これは、①分類項目が見直され、第9回改訂版 (ICD-9)⁴⁾で悪性新生物以外に分類されていた疾患が、悪性新生物に含まれるようになったこと、②原死因の選択ルールが改訂され、悪性新生物が原死因として選択される事例が増加したこと、および、③死亡診断書の書式が改訂され、死因がより正確に記入されるようになったこと、の3点による影響が考えられる²⁾³⁾⁵⁾。

このうち、①および②による影響として、同じ資料をICD-9、ICD-10それぞれでコード化し、比較すると、悪性新生物死亡数は、前者を100とした場合、後者で102.5 (2.5%増) となること⁶⁾が厚生省より報告されている²⁾³⁾。そのうち、①による影響は極めて小さく、大阪府における1997年死亡のデータをみると、全悪性新生物19,338件のうち、数件程度を占めるに過ぎな

い。したがって、この2.5%増の大半は、②によると推測される。ところが、実際の死亡数の推移をみると(表1参照)、1994年死亡数より、人口の高齢化に伴う自然増加分とこの2.5%増を考慮して推定した1995年死亡数 (17,686) は、実数 (18,535) よりもはるかに小さい。悪性新生物死亡数の増加には、ICD-10の導入による分類方法ならびに原死因の選択方法の改定による影響のみでなく、死亡票改訂による影響、すなわち以前には記載されていなかった悪性新生物死亡が死亡票に記載されるようになったことの影響が、大きく働いていることが推測される。しかし、後者による影響を直接計測することは困難である。

一方、地域がん登録では、がん死亡データを、(A)届出漏れの補完登録資料、および(B)登録精度の指標計測のために用いている。ICD-10が導入された1995年の成績をそれ以前と比較すると、届出漏れが多いことを示唆する方向に登録精度指標が大きく動いたことが、各登録より問題提起されている。ICD-10導入が、地域がん登録の計測する罹患数およびその登録精度指標に及ぼす影響の方向と大きさを実際に計測し、これらの推移をみる場合の留意事項を検討する必要がある。

われわれは、がん死亡数増加の要因を大阪府における実際のデータに基づいて分析するとともに、大阪府がん登録の資料を用いて、がん死亡数の増加ががん罹患数およびその登録精度指標に及ぼす影響を、登録精度指標モデルを用い

表1 大阪府における死亡数の推移

死亡年	全死亡	全新生物	悪性新生物	悪性新生物の前年からの増加
1992年	54 914	16 684	16 202	...
1993	56 442	17 009	16 508	306
1994	55 741	17 298	16 855	347
1995	58 255	18 939	18 535	1 680
1996	57 187	19 357	18 932	397
1997	57 864	19 773	19 338	406

注 1995年死亡推定数=17,686
(1994年死亡数+自然増加分:400)×1.025
資料 大阪府における成人病統計第45~49報

* 1 大阪府立成人病センター調査部調査課集検整合係長 * 2 同調査課長 * 3 同調査部長

て評価した。

II 指標モデル

図1に、地域がん登録における罹患数計測の模式図を示した⁶⁾⁷⁾。

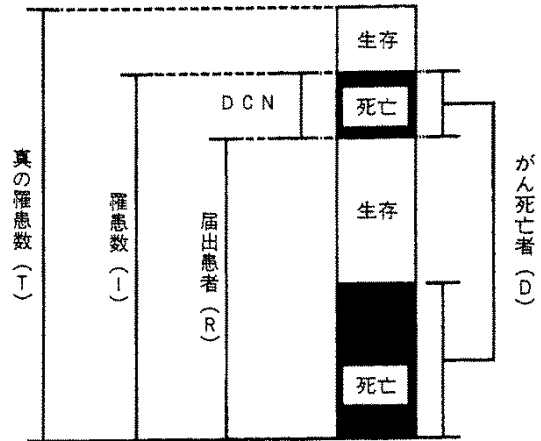
地域がん登録では、がんの診断・治療に関する医療機関からの届出（あるいは登録室職員から医療機関への採録）と、がんに関する記載のある死亡票（がん死亡票）を、主たる情報源として用いる。医療機関からの届出・採録に基づく届出患者(R)と、届出がなく、がん死亡票によって登録室が初めて把握した患者（Death Certificate Notified: DCN）との和が、罹患数(I)となる。DCNが大きいと、届出がなく、生存しているためにがん登録で把握されない届出漏れ患者が多数存在することが示唆される。したがって、罹患数に占めるDCNの割合（DCN%）が小さいほど、罹患数Iは、真の罹患数Tに近いと推測される。また、罹患数とがん死亡数(D)との比(I/D比)も、罹患数の信頼性を推測する指標として用いられる。がん患者の生存率から、登録が良好な場合、I/D比は、1.8~1.9程度であることが試算されており、これより小さいと、患者の把握漏れが示唆される。

地域がん登録でがん患者が届出・採録により把握される届出率(R/T)をrとする。また、罹患者におけるがん死亡割合(D/T)をmとし、これが届出患者(R=Tr)と、届出のない患者(T(1-r))とで等しいと仮定すると、下記の式が成立する。

$$\begin{aligned}
 I &= R + DCN = Tr + T(1-r)m \\
 DCN\% &= \frac{DCN}{I} = \frac{T(1-r)m}{Tr + T(1-r)m} \\
 &= \frac{(1-r)m}{r + (1-r)m} \\
 I/D &= \frac{Tr + T(1-r)m}{Tm} = \frac{r + (1-r)m}{m} \quad \text{(式1)}
 \end{aligned}$$

ICD-10の導入に伴うこれら登録指標への影響をモデル化する。まず、①分類方法の改訂により、がん以外に分類されていた疾患が、がん

図1 罹患数計測の模式図



注 DCN：がん死亡票によって登録室が初めて把握した患者

に含められるようになったこと、および②原死因選択ルールの改訂により、以前はがん以外に分類されていた事例が、がん死亡に含められるようになったことによる影響を推測する。一般に、地域がん登録では、全死亡票を通覧して、がんの記載の有無を確認し、がん死亡票を作成するため、DCNは②による影響を受けないはずである。①による影響は、②によるそれに比較すると極めて小さいため、これを無視できると考えると、I, DCN, DCN%は、式1と同じ結果になる。一方、人口動態統計で把握されるがん死亡数Dは、①②により増加する。ここで、その増加率をzとすると、D=Tmzとなる。したがって、I/D比は

$$I/D = \frac{Tr + T(1-r)m}{Tmz} = \frac{r + (1-r)m}{mz} \quad \text{(式2)}$$

となる。なお、がん死亡を把握するために、全死亡票を通覧するのではなく、人口動態死亡情報で原死因が「がん」と分類されたものから抽出する場合は、DCN, Iも①②による影響を受けることになる。この場合は、

$$\begin{aligned}
 I &= R + DCN = Tr + T(1-r)mz \\
 DCN\% &= \frac{DCN}{I} = \frac{T(1-r)mz}{Tr + T(1-r)mz} \\
 &= \frac{(1-r)mz}{r + (1-r)mz} \\
 I/D &= \frac{Tr + T(1-r)mz}{Tmz} = \frac{r + (1-r)mz}{mz}
 \end{aligned}$$

(式3)

となる。

次に、図1の模式図で、がん死亡のunderreportがあったとし、死亡票にがん死亡を記載する以前の記載率を $p(p < 1)$ とすると、下記の式が成立する。

$$I = R + DCN = Tr + T(1-r)mp$$

$$DCN\% = \frac{DCN}{I} = \frac{T(1-r)mp}{Tr + T(1-r)mp}$$

$$= \frac{(1-r)mp}{r + (1-r)mp}$$

$$I/D = \frac{Tr + T(1-r)mp}{Tmp} = \frac{r + (1-r)mp}{mp}$$

(式4)

上記の式で p を実際の値から1とすること、すなわち式4と式1とを比較することで、③以前は記載されなかった悪性新生物が記載されるようになったことによる影響をみるができる。

III 結果と考察

(1) 増加率 z 、記載率 p の推定

厚生省の算出より²³⁾、ICD-10によるがん死亡の増加率 z を1.025とする。死亡票へのがん死亡の記載率 p を次のように推定する。すなわち、1995年よりがん死亡が正確に記載されるようになり、1994年以前の死亡にはunderreportingがあったとすると、1994年の真のがん死亡数は、ICD-10の導入による増加率 z と、人口の高齢化による自然増加分とを考慮し、下記のように推定される。

$$\begin{aligned} & \text{1994年死亡数} \\ &= \text{1995年死亡数} / z - \text{自然増加分} \\ &= 18,535 / 1.025 - 350 \sim 400 \\ &= 17,683 \sim 17,733 \end{aligned}$$

(表1より)

実際の1994年死亡は16,855のため、1994年の記載率 p は

$$p = 16,855 / 17,683 \sim 17,733 = 0.950 \sim 0.953$$

となる。そこで、 $p = 0.95$ とする。

表2 ICD-10の導入、死亡票の改訂による登録精度指標の変化

届出率 r	式1		式2	式3		式4	
	DCN%	I/D	I/D	DCN%	I/D	DCN%	I/D
0.95	2.6	1.95	1.90	2.6	1.90	2.4	2.05
0.90	5.3	1.90	1.86	5.4	1.85	5.0	1.99
0.85	8.1	1.85	1.81	8.3	1.80	7.7	1.94
0.80	11.1	1.80	1.76	11.4	1.76	10.6	1.88
0.75	14.3	1.75	1.71	14.6	1.71	13.7	1.83
0.70	17.6	1.70	1.67	18.0	1.66	16.9	1.77
0.65	21.2	1.65	1.62	21.6	1.61	20.4	1.72
0.60	25.0	1.60	1.57	25.5	1.56	24.1	1.66
0.55	29.0	1.55	1.52	29.5	1.51	28.0	1.61
0.50	33.3	1.50	1.48	33.9	1.46	32.2	1.55

注: DCN%: 死亡情報で登録された患者が罹患数に占める割合

I/D: 罹患数と人口動態によるがん死亡数との比

式1: 基準値

式2: 分類項目と原死因選択ルールの改訂による影響
(全死亡票を閲覧してがん死亡を把握する場合)
DCN%は式1のDCN%と等しい

式3: 式2で、がん死亡を人口動態死亡情報より把握する場合

式4: 死亡票へのがん死亡のunderreportによる影響

がん患者の死亡確率を0.5、ICD-10による増加分を1.025、がん死亡を死亡票に記載する確率を0.95として計算

(2) 登録指標の推定

増加率 $z = 1.025$ 、記載率 $p = 0.95$ 、がん死亡率 $m = 0.5$ とし、前述の式1から式4を用いて、届出率 r が0.5～0.95に分布する場合の指標の変化を推定して表2に示した。

式1と式2とを比較することにより、分類項目と原死因選択ルールの改訂は、I/D比を減少させる方向に働くことが示された。その差は、届出率 r が高いほど大きく、I/D比は、 $r = 0.95$ では1.95から1.90に0.05、 $r = 0.50$ では1.50から1.48に0.02それぞれ減少した。

分類項目と原死因選択ルールの改訂による影響は、がん死亡を把握するために、全死亡票を閲覧するのではなく、人口動態におけるがん死からスタートする方法(式3)で、さらに大きくなった。式3と式1とを比較すると、届出率にかかわらず、I/D比は0.4～0.5減少した。DCN割合は式1より増加し、式1との差は、届出率が低いほど大きかった。

一方、死亡票におけるがん死のunderreportingは、式1と式4とを比較することにより、登録精度を見かけ上、向上させる方向に働くことが示された。したがって、がん死が死亡票に正確に記載されるようになると、DCN割合が増加し、I/D比が減少することになる。式4と式1と

表3 罹患数・登録精度の推移

診断年	罹患数	I/D比	DCN%	DCO%	罹患数の増分
1993年	25 727	1.53	34.4	23.1	...
1994	26 648	1.55	34.2	23.4	921
1995	27 973	1.48	35.0	23.8	1 325

注 I/D比：罹患数と人口動態によるがん死亡数との比
 DCN%：死亡情報で初めて登録された患者が罹患数に占める割合
 DCO%：死亡情報のみで登録された患者が罹患数に占める割合

資料 大阪府におけるがん登録第58, 59, 61報

の差は、式2と式1との差よりも大きかった。

以上より、①分類項目と②原死因選択ルールの改訂と、③死亡票の改訂は、いずれもDCN割合を増加させ、I/D比を減少させる方向に働くことが示された。登録指標への影響は、①②よりも、③によるものが大きいと推測される。また、がん死を人口動態死亡情報より把握する方法では、全死亡票を通覧する方法よりも、指標への影響が大きいことが示された。

表3に、大阪府がん登録における1993～1995年の罹患数および登録精度指標を示した。

大阪府の場合、1994年が式4、1995年が式2に相当すると考えてよい。DCN%とI/D比のバランスを考慮すると、届出率 $r=0.50$ が実態に近い。届出率 $r=0.50$ における登録精度指標の値(表2)をみると、式4でDCN%32.2、I/D比1.55、式2でDCN%33.3、I/D比1.48となり、このI/D比は表3に示した実測値と一致する。すなわち、1994年から1995年で、I/D比が1.55から1.48に0.07減少した内訳は、死亡票の改訂による分0.05(1.55-1.50)、分類項目と原死因選択ルールの改訂による分0.02(1.50-1.48)と推測できる。

(3) 罹患数への影響

がん死亡のunderreportingは、罹患数の過少評価につながる。その程度を、次の方法で推測した。すなわち、基準の方法(式1)と式4とで計測される罹患数の差は、

$$(Tr + T(1-r)m) - (Tr + T(1-r)mp) \\ = T(1-r)m(1-p)$$

となる。したがって、真の罹患数(T)に占めるこの差の割合は、

表4 がん死亡のunderreportによる罹患数過小評価の程度

届出率 r	罹患数(I)の過少評価分が 真実の罹患数に占める割合(%)
0.95	0.1
0.90	0.3
0.85	0.4
0.80	0.5
0.75	0.6
0.70	0.8
0.65	0.9
0.60	1.0
0.55	1.1
0.50	1.3

$$(1-r)m(1-p) \quad (\text{式5})$$

で推定できる。

今までと同様に、 $m=0.5$ 、 $p=0.95$ として、罹患数の過小評価の程度を、届出率 r ごとに推定し、表4に示した。

死亡票におけるがん死亡のunderreportingが罹患数の過少評価に及ぼす影響は、届出率が小さいほど大きくなった。届出率 r が0.50の場合、死亡票の改訂前は、罹患数を1.3%小さく見積もっていたことになる。即ち、1994年と1995年との間には、届出率に変化がなくても、死亡票にがん死亡が正確に記載されることになった影響を受け、罹患数・率が増加することを考慮しておく必要がある。

大阪の場合、表3をみると、罹患数の増加は、1993年から1994年では921人、1994年から1995年では1,325人であった。死亡票の改訂がなかったとすると、1995年罹患数は1994年罹患数+人口の高齢化に伴う増加分(921とする)=27,569となる。これに、表4の値を乗ずると、1995年罹患数推定値は、 $27,569 \times 1.013 = 27,927$ となり、実測値(27,973)に近くなった。

以上より、死亡票の改訂に伴うがん死のunderreportingの改善は、罹患数を増加させる方向に影響する。その程度は、届出率が低い登録ほど大きい。罹患の推移を見る場合、この影響を考慮する必要がある。

IV ま と め

死亡統計で1995年のがん死亡数が急激に増加した要因を、大阪府がん登録資料を用いて検討した。がん死亡数の増加は、ICD-10の導入に伴う分類方法と原死因選択ルールとの改訂のみでは説明できず、死亡票様式の改訂に基づき以前には記載されなかった「がん死」がより正確に記載されるようになったことによる影響の方が大きいことが判明した。がん死亡数の増加は、DCN%を増加、I/D比を減少させ、地域がん登録の登録精度が低下したようにみえる方向に働く。しかし、1994年以前のがん死亡のunderreportingにより、がんの把握漏れがあったことが、この登録精度指標低下の大きな要因を占めるため、地域がん登録は、登録精度の向上に向けてなお一層努力することが重要である。また、がん死亡が死亡票に正確に記載されるようになったことは、罹患数を増加させる方向に働くことが推測された。罹患数の推移をみる場合、この点に留意する必要がある。

謝 辞

本研究の一部は、厚生省がん研究助成金(8-2)「地域がん登録の精度向上と活用に関する研究」(主任研究者:大島明)を得て行った。

文 献

- 1) 厚生省大臣官房統計情報部編. 疾病, 傷害および死因統計分類提要, ICD-10準拠. 第2巻内容例示表. 東京: 財団法人厚生統計協会, 1993.
- 2) 厚生省大臣官房統計情報部編. 第10回修正死因統計分類と第9回修正死因統計分類の比較. 平成7年人口動態統計上巻. 東京: 財団法人厚生統計協会, 1997; 449-59.
- 3) 財団法人厚生統計協会編. 国民衛生の動向. 厚生指標1997; 44(9)72-5.
- 4) 厚生省大臣官房統計情報部編. 疾病, 傷害および死因統計分類提要, 昭和54年版. 東京: 財団法人厚生統計協会, 1978.
- 5) 厚生省大臣官房統計情報部編. 疾病, 傷害および死因統計分類提要ICD-10準拠 第1巻総論. 東京: 財団法人厚生統計協会, 1995.
- 6) 味木和喜子, 他. 地域がん登録における登録の完全性の評価指標およびそれを用いた大阪府がん登録の登録率の評価. 日本公衆衛生雑誌1998; 45(10): 1011-7.
- 7) Parkin DM, et al. Comparability and Quality Control Cancer in Registration (IARC Technical Report No.19). International Agency for Research on Cancer, Lyon, 1994.

■ 発売中

表示は本体価格です。
定価は別途消費税が
加算されます。

1999年 国民衛生の動向2,000円

1999年 国民の福祉の動向1,700円

1999年 保険と年金の動向1,700円

財団法人 厚生統計協会

〒106-0032 東京都港区六本木5-13-14
TEL 03-3586-3361