

標準化死亡比の経験的ベイズ推定量に基づく医療資源と死亡との関連

全国の市区町村を対象として

オオツボ 大坪	コウイチ 浩一*	ヤマオカ 山岡	カズエ 和枝*	ヨコヤマ 横山	テツジ 徹爾*
タカハシ 高橋	クニヒコ 邦彦*	ニシカワ 西川	マサコ 正子*	タンゴ 丹後	トシロウ 俊郎*

目的 医療資源の適正配分・適正配置を考える上で、地域における医療資源と死亡との関連を評価することは重要である。前報にて、福岡県内の市区町村を対象に「経験的ベイズ推定に基づく標準化死亡比」(EBSMR)に基づき医療資源と死亡との関連を評価したところ、医師数および入院や救急に関する医療資源を充実させることの重要性が示唆された。この結果をふまえ、全国の市区町村を対象として、医療資源と死亡との関連について評価することを目的とした。

方法 本研究では医療資源に着目し、これまでの研究で主な医療資源の指標とされてきた医師数、一般診療所数、一般病床数に加え、脳血管疾患や心疾患死亡に影響すると考えられた救急告示病院数を取り上げた(いずれも対人口)。死亡指標は、平成9年～平成13年の全国の市区町村(札幌市清田区、三宅村を除く)における全死因および脳血管疾患、心疾患、悪性新生物の3大疾患、および急性心筋梗塞のEBSMRを取り上げた。社会経済指標として、人口総数、出生数、高齢者世帯数、婚姻件数、離婚件数、1人課税対象所得、完全失業者数、第二次産業就業者数、第三次産業就業者数および都道府県を取り上げた。EBSMRと医療資源指標および社会経済指標との関連性を、重回帰分析により検討した。

結果 医師数と一般病床数は相関(ピアソン、 $r=0.776$)が高く、一般病床数を分析から除外した。重回帰分析より得られた主要な結果として、対人口の医師数(男性全死因標準偏回帰係数 $\beta=-0.042$ ($P=0.024$), 女性全死因 -0.150 ($P<0.001$), 女性脳血管疾患 -0.074 ($P<0.001$), 男性心疾患 -0.066 ($P<0.001$), 女性心疾患 -0.087 ($P<0.001$), 女性急性心筋梗塞 -0.061 ($P=0.003$), 女性悪性新生物 -0.064 ($P=0.001$))が多いほどEBSMRは低く、逆に、一般診療所数(男性全死因 0.053 ($P=0.001$), 女性全死因 0.115 ($P<0.001$), 男性脳血管疾患 0.047 ($P=0.002$), 女性脳血管疾患 0.070 ($P<0.001$), 女性心疾患 0.061 ($P<0.001$), 女性急性心筋梗塞 0.048 ($P=0.006$), 男性悪性新生物 0.036 ($P=0.018$), 女性悪性新生物 0.046 ($P=0.005$))が多いほどEBSMRが高い傾向が認められた。医療資源指標として救急告示病院の有無のみを投入し、重回帰分析を試みたところ、救急告示病院(女性全死因 -0.085 ($P<0.001$), 男女の脳血管疾患それぞれ -0.032 ($P=0.031$), -0.059 ($P=0.001$), 女性心疾患 -0.052 ($P=0.008$))があると、EBSMRが低い傾向がみられた。

結論 全国の市区町村を事例として、市区町村レベルでの医療資源と死亡との関連をEBSMRで評価したところ、医師数および救急医療資源を市区町村レベルで充実させることの重要性が示唆された。

Key words : 標準化死亡比, 経験的ベイズ推定, 医療資源, 社会経済指標, 生態学的研究

1 はじめに

地域医療を考える上で医療資源の適正配分・適正配置は重要であり、地域における医療資源と死亡と

の関連を評価することはそのためにも意味を持つ。これまで、市区町村単位の死亡と医療資源との関連についていくつかの研究^{1)~6)}が行われてきた。これらの研究では、死亡指標として、いずれも市区町村単位のSMR(標準化死亡比)や年齢調整死亡率が用いられている。

しかし、人口格差が大きい市区町村単位での死亡

* 国立保健医療科学院技術評価部
連絡先: 〒351-0197 埼玉県和光市南2-3-6
国立保健医療科学院技術評価部 大坪浩一

状況を比較するのに SMR を利用すると、人口の小さい地域の SMR の推定誤差が人口の大きい地域のそれより極めて大きいため見かけの地域差が生じ、市区町村間の死亡状況を比較するのに適切な指標とならないことが指摘されている⁷⁾。そこで著者らは、前報にて SMR を安定させるために、「経験的ベイズ推定に基づく SMR」⁸⁾ (以下、EBSMR と記す) を使用して、福岡県内の市区町村を事例に、医療資源と死亡との関連について社会経済指標の影響を調整した上で評価した⁹⁾。その結果、医師数が充実している市区町村ほど男女の急性心筋梗塞死亡が低く、一般病床数が充実している市区町村ほど女性の全死因・女性の脳血管疾患・女性の心疾患・女性の悪性新生物死亡が低く、救急医療体制参加施設数が充実している市区町村ほど女性の急性心筋梗塞死亡が低い傾向がみられた。このように、福岡県全体の医療資源は、全国レベルより充実しているにもかかわらず、医師数および入院や救急に関する医療資源を市区町村レベルで充実させることの重要性が示唆された。なお、これまでも EBSMR などの経験的ベイズ推定に基づく地域指標を利用した論文として、中谷ら¹⁰⁾、小嶋ら¹¹⁾、相田ら¹²⁾の論文がみられるが、医療資源と死亡との関連についての分析は行われていない。

地域医療政策を考える上で、福岡県以外の他の地域においても、医療資源と死亡との関連について評価することは重要であることから、本論文では、全国の市区町村を対象として、これまでの論文において死亡との関連が指摘されている社会経済指標の影響を調整した上で、医療資源と死亡との関連について評価することを目的とした。

II 用いたデータと解析方法

本研究では、平成13年末現在の札幌市清田区、三宅島を除く全国の3,360市区町村を研究対象地域とした。なお、札幌市清田区は、平成9年11月に札幌市豊平区を分区して設置されたことにより、本論文では分区前の豊平区として取り扱った。また、三宅島を除外した理由は、平成12年の噴火により全島民が島外へ避難したことによる。

市区町村単位の指標として、以下に示す医療資源の指標、死亡指標、および社会経済指標を用いた。

1. 医療資源指標

医療資源の指標は、医療資源が充実しているかという点に着目し、これまでの研究で主な医療資源の指標とされてきた医師数、外来医療資源の指標としての一般診療所数、入院医療資源の指標としての一般病床数(いずれも人口10万対)に加え、脳血管疾

患や心疾患死亡に影響すると考えられた救急告示病院数(人口10万対)を取り上げた。以上のデータは、「平成9年医療施設調査」¹³⁾、および「平成8年医師歯科医師薬剤師調査」¹⁴⁾の市区町村別集計表を利用した。

2. 死亡指標

死亡指標は、平成9年～平成13年における全死因および脳血管疾患、心疾患、悪性新生物の3大疾患、および急性心筋梗塞について性別に EBSMR を算出した。なお、心疾患には心不全のような“曖昧な死因”も含むため、急性心筋梗塞も取り上げた。この際、死亡データは、厚生労働省統計情報部「人口動態統計」の市区町村別の死因別実死亡数¹⁵⁾を利用した。なお、EBSMR を計算するために必要な年齢階級別人口の情報は平成7年と平成12年国勢調査報告より線形補間して利用した。また、平成13年人口は、外挿により算出した。

3. 社会経済指標

社会経済指標として、これまでの文献で死亡に影響を与える指標とされたものを中心に、以下の項目を取り上げた。すなわち、人口総数、出生数(人口1,000対)、高齢者世帯数(高齢夫婦世帯数と高齢単身世帯数の合計、一般世帯1,000対)、婚姻件数(人口1,000対)、離婚件数(人口1,000対)などの基本的な人口統計に、職業や労働状況の指標として、1人課税対象所得(万円)、完全失業者数(労働力人口1,000対)、第二次産業就業者数(労働力人口1,000対)、第三次産業就業者数(労働力人口1,000対)を取り上げた。なお、産業大分類の中で、工業化および都市化の指標として、第二次および第三次産業就業者数を取り上げたことから、後述する重回帰分析において、それらの背反として説明される第一次産業就業者数は除外した。以上のデータは、総務庁統計局発行「統計でみる市区町村のすがた2001」¹⁶⁾の市区町村別集計表より、平成7年(ただし、出生数は平成9年、1人課税対象所得は平成8年)のデータを利用した。また、これらの社会経済指標に加え、地域性をあらかず指標として都道府県を変数として利用した。

4. 解析方法

全国の3,360市区町村について、男女別の死因(全死因、脳血管疾患、心疾患、急性心筋梗塞、悪性新生物)ごとの5年分をまとめた実死亡数と、全国の年齢階級別死亡率と市区町村の年齢階級別人口をもとに計算した単年度毎の期待死亡数の5年分の合計を期待死亡数として、男女別の死因ごとの EBSMR を求めた。なお、EBSMR を求める際の事前分布は、市区町村が所属する都道府県全体とし、

高橋が開発した分析ソフト¹⁷⁾を利用した。

次に、EBSMR（対数変換）と各医療資源指標（4項目）との関連について、重回帰分析により社会経済指標（9項目）と都道府県の影響を調整した上で検討した。なお、医療資源指標と社会経済指標のうち、正規分布を呈しない変数については、対数変換を行って近似的に正規分布とみなせることを確認したうえで解析に用いた。それでも正規分布とみなせない変数については、有り・無しの2値変換を行った。また、後述するように相互の相関が高い説明変数は、あらかじめ片方を除外した。まず目的変数を男女別各死因別 EBSMR の対数変換値とし、医療資源指標・社会経済指標・都道府県を説明変数として、重回帰分析により検討した。その際、医療資源指標と、都道府県（沖縄県を基準とした46個のダミー変数）を強制投入し、その他の社会経済指標は、ステップワイズ法（取り入れ・取り除き基準20%）により、EBSMR と関連する変数の検討を行った。

III 結 果

1. 用いた指標の基本統計量

分析に用いた死因別の SMR の最大値、最小値および市区町村名と、各々の EBSMR の値、さらに EBSMR の最大値あるいは最小値をとる市区町村からの順位を表1に示す。人口サイズの大きい町では、

EBSMR の順位に大きな変動はない反面、人口の小さい村では、EBSMR の値と順位に変動がみられた。

次に、医療資源指標・社会経済指標に関して、要約統計量と最大値・最小値をとる市区町村名とその値を表2に示す。なお、正規分布を呈しないため以降の重回帰分析で対数変換を行った変数は、医師数（人口10万対）、一般診療所数（人口10万対）、人口総数、高齢者世帯数（一般世帯1,000対）で、これらは対数変換後、ほぼ正規分布を呈した。救急告示病院数については、有無の2値変換を行った。

なお、医療資源指標のなかで、医師数と一般病床数は相関が高く（ピアソンの積率相関係数0.776）、今回は一般病床数を分析から除外した。

2. EBSMR と医療資源・社会経済指標との重回帰分析の結果

3項目の医療資源指標と都道府県（46個のダミー変数）を強制投入し、9項目の社会経済指標をステップワイズ法により重回帰分析を行った結果を表3に示す。表3の医療資源指標では、強制投入により選択された変数について標準偏回帰係数の値を記載した。調整変数である社会経済指標は、ステップワイズ法により選択された変数について標準偏回帰係数の値をあわせて記載した。除外された社会経済指標は空欄で示した。

全死因の EBSMR は、男性では、医師数（ $P=0.024$ ）や1人課税対象所得（ $P<0.001$ ）が低いほ

表1 死因別 SMR の最大値・最小値をとる市区町村名および人口規模と EBSMR（3,360市区町村）

死 因	SMR が最大の市区町村名	平成12年人口(人)	SMR (%)	EBSMR (%)	EBSMR の最大値からの順位	SMR が最小の市区町村名	平成12年人口(人)	SMR (%)	EBSMR (%)	EBSMR の最小値からの順位
全死因(男)	泊村(北海道)	2,040	178.2	147.9	3	別子山村(愛媛)	277	25.1	84.0	92
全死因(女)	弥生町(大分)	7,079	161.1	150.5	2	北大東村(沖縄)	671	34.9	75.4	38
脳血管疾患(男)	奥多摩町(東京)	7,575	272.8	246.2	1	6村*	209~502	0.0	82.0~91.6	430~989
脳血管疾患(女)	弥生町(大分)	7,079	317.3	283.6	1	7村*	209~2,824	0.0	53.5~95.5	22~1,383
心疾患(男)	前津江村(大分)	1,676	270.7	171.9	5	10村*	209~1,466	0.0	57.2~100.7	3~1,763
心疾患(女)	渡名喜村(沖縄)	523	309.1	164.3	11	7村*	203~613	0.0	64.5~94.9	49~1,361
急性心筋梗塞(男)	留寿都村(北海道)	2,227	404.9	231.9	4	3町43村*	308~3,723	0.0	38.0~95.3	2~1,501
急性心筋梗塞(女)	吉松町(鹿児島)	4,937	547.4	431.9	1	5町39村*	209~3,683	0.0	46.3~96.5	20~1,585
悪性新生物(男)	住用村(鹿児島)	1,906	200.4	136.1	11	富山村(愛知)	209	0.0	86.3	562
悪性新生物(女)	知夫村(島根)	718	225.7	136.1	4	4村*	209~671	0.0	71.7~97.9	71~2,078

注) 市区町村 SMR, EBSMR を求める際の期待死亡数は、全国を基準に算出した。基準となる人口は、平成7年・平成12年の国勢調査人口より線形補間して求めた人口の5年分を使用した。なお、平成13年人口は外挿により算出した。

*の箇所は、多数の市区町村が該当したため表記を省略し、総人口・EBSMR・順位については範囲を記載した。

表2 医療資源および社会経済指標の要約統計量 (3,360市区町村)

	平均値 (標準偏差)	中央値 (25パーセント、75パーセント インタイル、インタイル)	最大値 (市区町村名)	最小値 (市区町村名)
〈医療資源指標〉				
医師数 ^a	122.7(185.7)	85.3 (49.6 ; 146.2)	4583.1 千代田区 (東京)	0.0 8町57村*
救急告示病院数 ^a	3.1(5.2)	0.0 (0.0 ; 4.7)	43.4 鯉沢町 (山梨)	0.0 1,869市区町村*
一般診療所数 ^a	64.8(51.0)	56.9 (40.9 ; 75.7)	1345.6 千代田区 (東京)	0.0 14町25村*
一般病床数 ^a	933.6(1099.6)	684.5 (157.6 ; 1349.7)	20126.4 大滝村 (北海道)	0.0 593市区町村*
〈社会経済指標〉				
人口総数	37371.0(75870.2)	11330.0 (5822.3 ; 30242.8)	968999 さいたま市	198 富山村 (愛知)
出生数 ^b	8.2(2.2)	8.1 (6.7 ; 9.6)	20.2 富山村 (愛知)	0.0 2村*
高齢者世帯数 ^c	153.1(78.1)	133.5 (94.3 ; 193.8)	521.8 東和町 (山口)	26.4 大瀧村 (秋田)
婚姻件数 ^b	4.8(1.6)	4.6 (3.7 ; 5.7)	20.2 富山村 (愛知)	0.0 1町10村*
離婚件数 ^b	1.3(0.7)	1.3 (0.9 ; 1.7)	12.7 青ヶ島村 (東京)	0.0 22町68村*
1人課税対象所得 (万円)	313.8(48.7)	305.1 (279.8 ; 334.4)	717.0 千代田区 (東京)	218.7 東成瀬村 (秋田)
完全失業者数 ^d	33.1(16.5)	30.8 (22.4 ; 40.4)	178.4 金田町 (福岡)	0.0 2村*
第二次産業就業者数 ^d	321.3(89.3)	322.2 (259.4 ; 383.5)	609.2 大泉町 (群馬)	9.5 大瀧村 (秋田)
第三次産業就業者数 ^d	486.3(107.8)	472.9 (407.0 ; 556.0)	869.5 箱根町 (神奈川)	195.8 大瀧村 (秋田)

注) *の箇所は、多数の市区町村が該当したため表記を省略し、該当する市区町村数を記載した。

医療資源指標は、平成9年(医師数は平成8年)のデータを用いた。

社会経済指標は、平成7年(出生数は平成9年、1人課税対象所得は平成8年)のデータを用いた。

a: 人口10万対

b: 人口1,000対

c: 一般世帯1,000対

d: 労働力人口1,000対

ど、また、一般診療所数 ($P=0.001$) や高齢者世帯数 ($P=0.001$) や離婚件数 ($P<0.001$) や完全失業者数 ($P<0.001$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。女性では、医師数 ($P<0.001$) や1人課税対象所得 ($P<0.001$) や第三次産業就業者数 ($P=0.001$) が低いほど、また、一般診療所数 ($P<0.001$) や人口総数 ($P<0.001$) や完全失業者数 ($P<0.001$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。

脳血管疾患のEBSMRは、男性では、1人課税対象所得 ($P<0.001$) が低いほど、また、一般診療所数 ($P=0.002$) や離婚件数 ($P=0.018$) や完全失業者数 ($P<0.001$) や第二次産業就業者数 ($P=0.016$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。女性では、医師数 ($P<0.001$) や1人課税対象所得

($P<0.001$) や第三次産業就業者数 ($P=0.028$) が低いほど、また、一般診療所数 ($P<0.001$) や人口総数 ($P<0.001$) や第二次産業就業者数 ($P=0.034$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。

心疾患のEBSMRは、男性では、医師数 ($P=0.001$) や1人課税対象所得 ($P<0.001$) が低いほど、また、人口総数 ($P=0.031$) や高齢者世帯数 ($P=0.007$) や完全失業者数 ($P<0.001$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。女性では、医師数 ($P<0.001$) や1人課税対象所得 ($P<0.001$) や第三次産業就業者数 ($P=0.012$) が低いほど、また、一般診療所数 ($P<0.001$) や人口総数 ($P<0.001$) や完全失業者数 ($P<0.001$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。

急性心筋梗塞のEBSMRは、男性では、出生数

表3 EBSMR[§]と関連のある医療資源および社会経済指標 (3,360市区町村)

	全死因		脳血管疾患		心疾患		急性心筋梗塞		悪性新生物												
	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女											
	β	P値																			
〈医療資源指標〉																					
医師数 ^{a§}	-0.042	0.024	-0.150	<0.001	-0.011	0.510	-0.074	<0.001	-0.066	0.001	-0.087	<0.001	-0.030	0.131	-0.061	0.003	-0.007	0.692	-0.064	0.001	
救急告示病院数 (有無)	0.003	0.885	-0.023	0.278	-0.026	0.131	-0.023	0.240	-0.006	0.787	-0.016	0.449	0.008	0.697	-0.008	0.708	-0.016	0.409	-0.002	0.925	
一般診療所数 [§]	0.053	0.001	0.115	<0.001	0.047	0.002	0.070	<0.001	0.016	0.326	0.061	<0.001	0.022	0.194	0.048	0.006	0.036	0.018	0.046	0.005	
〈社会経済指標〉																					
人口総数 [§]			0.144	<0.001		0.097	<0.001		0.057	0.031	0.093	<0.001					0.058	0.018	0.113	<0.001	
出生数 ^b			-0.035	0.068						-0.028	0.122	-0.043	0.022					-0.039	0.029	-0.038	0.099
高齢者世帯数 [§]	0.070	0.001			-0.033	0.108	-0.041	0.066	0.064	0.007			0.032	0.098					0.101	<0.001	
婚姻件数 ^b																				0.057	0.013
離婚件数 ^b	0.091	<0.001	0.031	0.100	0.038	0.018														0.057	0.002
1人課税対象所 得(万円)	-0.363	<0.001	-0.186	<0.001	-0.292	<0.001	-0.199	<0.001	-0.192	<0.001	-0.104	<0.001	-0.160	<0.001	-0.104	<0.001	-0.063	0.019	0.045	0.110	
完全失業者数 ^d	0.291	<0.001	0.157	<0.001	0.075	<0.001	0.042	0.034	0.153	<0.001	0.103	<0.001	0.068	0.002	0.038	0.077	0.206	<0.001	0.176	<0.001	
第二次産業就業 者数 ^d					0.042	0.016	0.042	0.034					0.064	0.004	0.037	0.075					
第三次産業就業 者数 ^d	-0.041	0.062	-0.076	0.001		-0.050	0.028										0.038	0.084	0.052	0.023	
重相関係数	0.614		0.535		0.669		0.625		0.561		0.537		0.507		0.422		0.615		0.592		

β : 医療資源指標 (3指標) と都道府県 (46個のダミー変数) の強制投入, および社会経済指標 (9指標) のステップワイズ法 (取り入れ・取り除き基準20%) により選択された変数の標準偏回帰係数

a : 人口10万対

b : 人口1,000対

c : 一般世帯1,000対

d : 労働力人口1,000対

§ : 対数変換を行った項目

($P=0.022$) や1人課税対象所得 ($P<0.001$) が低いほど、また、完全失業者数 ($P=0.002$) や第二次産業就業者数 ($P=0.004$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。女性では、医師数 ($P=0.003$) や1人課税対象所得 ($P<0.001$) が低いほど、また、一般診療所数 ($P=0.006$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。

悪性新生物のEBSMRは、男性では、出生数 ($P=0.029$) や1人課税対象所得 ($P=0.019$) が低いほど、また、一般診療所数 ($P=0.018$) や人口総数 ($P=0.018$) や離婚件数 ($P<0.001$) や完全失業者数 ($P<0.001$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。女性では、医師数 ($P=0.001$) が低いほど、また、一般診療所数 ($P=0.005$) や人口総数 ($P<0.001$) や高齢者世帯数 ($P<0.001$) や婚姻件数 ($P=0.013$) や離婚件数 ($P=0.002$) や完全失業者数 ($P<0.001$) や第三次産業就業者数 ($P=0.023$) が高いほど、EBSMR が高い傾向が認められた。

以上の結果をまとめると、重回帰分析より得られた主要な結果として、医師数 (男性全死因 $P=0.024$, 女性全死因 $P<0.001$, 女性脳血管疾患 $P<0.001$, 男性心疾患 $P=0.001$, 女性心疾患 $P<0.001$, 女性急性心筋梗塞 $P=0.003$, 女性悪性新生物 $P=0.001$) が多いほどEBSMRは低く、逆に、一般診療所数 (男性全死因 $P=0.001$, 女性全死因 $P<0.001$, 男性脳血管疾患 $P=0.002$, 女性脳血管疾患 $P<0.001$, 女性心疾患 $P<0.001$, 女性急性心筋梗塞 $P=0.006$, 男性悪性新生物 $P=0.018$, 女性悪性新生物 $P=0.005$) が多いほどEBSMRが高い傾向が認められた。

IV 考 察

本研究では、地域医療における医療資源の適正配分を考えるために、市区町村レベルで医療資源と死亡との関連について検討した。その際に、医療資源が多いほど死亡が低い傾向がみられれば、市区町村レベルで医療資源を充実させることにより、死亡の減少に寄与できるだろうと考えた。以下、医療資源と死亡との関連について考察する。

医師数とEBSMRとの有意な関連は、男女の全死因 (それぞれ $P=0.024$, $P<0.001$)、女性脳血管疾患 ($P<0.001$)、男女の心疾患 (それぞれ $P=0.001$, $P<0.001$)、女性急性心筋梗塞 ($P=0.003$)、女性悪性新生物 ($P=0.001$) でみられ、医師数が多いほどこれらの死亡が低い傾向が認められた。この傾向は、市区町村レベルでの身近な医師の存在が重要であることを意味していると受け取れよう。

救急医療の指標としての救急告示病院の有無と

EBSMRとの有意な関連は、全ての死因においてみられなかった。救急医療の充実が死亡の低下に関連すると考えていたが、予想に反する結果であった。重回帰分析において、医療資源指標で相互の関連が高い指標 (一般病床数) はあらかじめ除外して分析したが、3項目の医療資源指標 (医師数、救急告示病院の有無、一般診療所数) を強制投入した結果の影響があると考え、医療資源指標を1指標のみ強制投入 (残りの2指標は分析から除外) し、再度、3通りの重回帰分析を行った。

表4に、医療資源指標として、医師数のみ強制投入した場合・救急告示病院の有無のみ強制投入した場合・一般診療所数のみ強制投入した場合の医療資源指標の標準偏回帰係数とP値、および重相関係数の値を記載した。なお、ステップワイズ法で選択された社会経済指標の標準偏回帰係数の方向は全て同じであったので、記載は省略した。医療資源指標として医師数のみ投入した結果を参照すると、男性全死因のみP値が0.078と有意でなくなった (標準偏回帰係数の向きは同じ) ほかに、変化は認められなかった。医療資源指標として救急告示病院の有無のみ投入した結果では、救急告示病院があると女性全死因 ($P<0.001$)、男女の脳血管疾患 (それぞれ $P=0.031$, $P=0.001$)、女性心疾患 ($P=0.008$) のEBSMRが低い傾向がみられた。以上より、市区町村レベルで救急医療資源を充実させることが、循環系疾患の死亡低下に寄与できるのではないかと考えられた。

前報の福岡県を対象とした研究⁹⁾では、救急医療の指標として、医療施設静態調査における調査項目である「救急医療体制参加施設数」を、保健所管轄内人口と市区町村人口より人口配分して、救急医療の指標として分析した。その結果では、人口配分して求めた救急医療体制参加施設数 (人口10万対) が多いほど女性の急性心筋梗塞のEBSMRが低い傾向がみられた。なお、福岡県北九州市内の救急医療を活発に行っている多くの病院が「救急告示病院数」に計上されていないことから、前報では救急医療の指標として、救急告示病院数を使用しなかったが、指標の如何に関わらず、市区町村レベルで救急医療資源を充実させることの重要性が示唆されたものと受け取れよう。

ところで、表3の医師数と女性脳血管疾患、女性急性心筋梗塞、女性悪性新生物との関連、および、表4の救急告示病院と女性全死因、女性心疾患との関連など、女性にのみ関連がみられた項目が多い。その一つの理由として、就業などの日常生活による移動や住所の移動など、移動率は女性の方が低く、

表4 EBSMR^sと関連のある医療資源および社会経済指標—医療資源指標を1指標のみ強制投入した場合—(3,360市区町村)

	全死因		脳血管疾患		心疾患		急性心筋梗塞		悪性新生物									
	β	P値	β	P値	β	P値	β	P値	β	P値								
医師数 ^a	-0.028	0.078	-0.124	<0.001	-0.012	0.404	-0.065	<0.001	-0.079	<0.001	-0.021	0.218	-0.045	0.013	-0.006	0.741	-0.053	0.002
重相関係数	0.613	0.524	0.667	0.622	0.561	0.534	0.506	0.506	0.534	0.534	0.506	0.419	0.419	0.614	0.614	0.591	0.591	0.591
救急告示病院数(有無)	-0.018	0.252	-0.085	<0.001	-0.032	0.031	-0.031	0.001	-0.052	0.008	-0.003	0.878	-0.032	0.083	-0.024	0.188	-0.029	0.122
重相関係数	0.612	0.518	0.667	0.621	0.538	0.532	0.506	0.506	0.532	0.532	0.506	0.419	0.419	0.615	0.615	0.590	0.590	0.590
一般診療所数 ^a	0.044	0.004	0.088	<0.001	0.048	0.001	0.004	0.001	0.042	0.008	0.016	0.309	0.036	0.032	0.034	0.022	0.033	0.034
重相関係数	0.614	0.520	0.668	0.622	0.558	0.532	0.506	0.506	0.532	0.532	0.506	0.419	0.419	0.615	0.615	0.590	0.590	0.590

β：医療資源指標(1指標)と都道府県(46個のダミー変数)の強制投入、および社会経済指標(9指標)のステップワイズ法(取り入れ・取り除き基準20%)により選択された変数のモデルにおける医療資源指標の標準偏回帰係数

- a：人口10万対
- b：人口1,000対
- c：一般世帯1,000対
- d：労働力人口1,000対
- s：対数変換を行った項目

女性の方がより地域に密着し、女性の死亡指標の方がより地域の影響を反映しているからとも考えられるが、この点は今後さらに検討する必要がある。

外来医療資源の指標として一般診療所数を取り上げたが、一般診療所数が多いほど死亡が高い傾向は、これも我々の予測に反した結果となった。これは、前報の福岡県での分析結果でも同様であった。一般診療所数のみ強制投入して再度重回帰分析を行った結果からも、一般診療所数が多いほど、男女の全死因(それぞれ $P=0.004, P<0.001$)、男女の脳血管疾患(それぞれ $P=0.001, P<0.001$)、女性心疾患($P=0.008$)、女性急性心筋梗塞($P=0.032$)、男女の悪性新生物(それぞれ $P=0.022, P=0.034$)の死亡が高い傾向がみられた。平成9年現在、病院または一般診療所の病床が全く無く、無床の一般診療所のみ有する市区町村は全国に554町村存在しているが、これらはいずれも高齢者の多い農山村部の町村である。患者需要に応じて病院よりも安価に設置しやすく医療計画による規制もない一般診療所が立地している結果を反映しているとも考えられる。なお、福岡県医師会の報告¹⁸⁾によれば、医療計画における病院病床規制が行われる昭和60年以前の福岡県の病院病床数の推移とその要因を分析した結果、病院病床が増えたのは、明確な需要(傷病)があったからだと分析している。この報告内容は、病床規制が行われている現在には当てはまらないが、新規開業の規制が行われていない一般診療所が、患者の需要の多い地域に立地することにより、一般診療所数とEBSMRに正の関連がみられたとも解釈できる。一方、福祉の資源に着目すれば、47都道府県毎の平成12年現在の要介護認定者数と平成15年現在介護保険施設定員数¹⁹⁾との関連をみると、両者の相関は強く(ピアソン, $r=0.981, P<0.001$)、介護需要に応じて、介護保険施設が整備されているとも解釈できる。以上のことから、安易に一般診療所の充実が死亡の低下に寄与しないと結論を下すことは危険であると考えられる。ただし、医師数が多いほど死亡が低い傾向を考慮すると、外来機能の充実のみではなく、医師数と最も相関の高い入院機能を市区町村レベルで充実させることが重要だろう。

以上、本研究では医療資源指標として、医師数、救急告示病院の有無、一般診療所数、一般病床数(医師数と相関が高かったので分析から除外)を取り扱った。しかし、外来医療資源、入院医療資源、救急医療資源の指標としてより適切な指標について、今後さらに検討し実証していくことは意味があると考えられる。

社会経済指標の中で、とくに「1人課税対象所得」

と「完全失業者数」が EBSMR との強い有意な関連 ($P < 0.001$) が多くみられた。さらにこれらの指標の標準偏回帰係数の絶対値は、医療資源指標や他の社会経済指標の絶対値よりもはるかに大きい値 ($P < 0.001$ の関連を示した標準偏回帰係数 1 人課税対象所得：男性全死因 - 0.363, 女性全死因 - 0.186, 男性脳血管疾患 - 0.292, 女性脳血管疾患 - 0.199, 男性心疾患 - 0.192, 女性心疾患 - 0.104, 男性急性心筋梗塞 - 0.160, 女性急性心筋梗塞 - 0.104, 同完全失業者数：男性全死因 0.291, 女性全死因 0.157, 男性脳血管疾患 0.075, 男性心疾患 0.153, 女性心疾患 0.103, 男性悪性新生物 0.206, 女性悪性新生物 0.176) を示した。したがって、これら二つの社会経済指標は、死亡との関連が深い重要な指標であると同時に、医療資源と死亡との関連を分析する際の必要不可欠な調整変数であることがわかった。

高齢世帯であるほど生活行動範囲は狭くなると考えられ、本研究のように、身近な地域である市区町村単位での医療資源と死亡との関連を分析することは、これからの高齢社会における医療資源の適正配分を考える観点からは意味がある。しかし、入院可能な医療施設が存在しない町村の住民は、現実的には近隣の市町村や二次医療圏内の医療施設に入院する。また、通勤や通学など日常生活の結びつきが強い近接地域の市区町村間の死亡指標には類似性がみられる。これらの市区町村は必ずしも独立ではないと考えられることから、厳密には重回帰分析でのデータは全て独立という仮定が満たされているとは言えないかもしれない。そこで、一部ではあるが、地域相関の影響を考慮したモデルとして、目的変数である EBSMR に近接市町村の情報を取り入れた CAR モデル (条件付自己回帰モデル, conditional autoregressive model)²⁰⁾ を適用し、男女別全死因、男女別急性心筋梗塞死亡について、本解析と同様な手順により重回帰分析を試みた。その結果では、たとえば人口総数がモデルに取り入れられるなど若干の相違がみられた。医療資源指標は、標準偏回帰係数の方向に変わりはなかったが、 P 値が大きくなり有意にならなかった指標が認められた (男性全死因と医師数 $\beta = -0.023$, $P = 0.178$, 女性急性心筋梗塞死亡と一般診療所数 $\beta = 0.013$, $P = 0.409$)。本研究のように、近接市町村の死亡指標は独立と仮定した場合には、標準偏回帰係数の方向に関しては影響が少ないものの、やや有意になりやすい傾向があることは否定できない。地域相関を含めたモデルについては、そのモデルを含め今後さらに詳細な検討が必要であろう。このほか、市町村をとりまく二次医療

圏や都道府県全体の医療資源指標を加味した多重レベル分析などによる検討も今後の研究課題である。

死亡指標として、平成9年～平成13年における全死因・脳血管疾患・心疾患・悪性新生物および急性心筋梗塞を取り扱った。平成7年の ICD-10 導入と同時に指導された「心不全」などの原死因の記載方法変更の影響により、直後の2年間は死因順位が安定しなかったが、その後の5年間は変動が少なかった。したがって、平成9年以降の死因を対象としたことは妥当だったと考えるが、分析対象期間を何年間にするのがよいのか、今後さらに検討の余地がある。また、今回取り扱った死因以外の主要な死因について、さらに分析していきたい。

今回の分析において、従属変数である死亡指標に関して、人口サイズの違いの問題を経験ベイズ推定により取り除くようにした。医療資源指標や社会経済指標も死亡指標と同様、人口サイズの影響を受けることも否めない。そこで、試みに人口サイズの小さい地域でのばらつきがみられた医療資源指標の一般診療所数と調整変数としてモデルに含めた高齢者世帯数を人口サイズにより変動するとみなして、その影響を経験ベイズ推定により調整したときの相違について検討した。すなわち、これらの実数値と人口をもとに市区町村が所属する都道府県全体を事前分布とした経験ベイズ推定を行い、表3でこれらが有意であった男女別脳血管疾患死亡の最終モデルに強制投入して表3の結果と比較した。その結果では、ベイズ推定で求めた指標については、他の指標に比べて標準偏回帰係数の方向は同じであるが、 P 値はむしろ低くなっていた。しかし、これらは一例であり一般化することはできない。社会経済指標への経験ベイズ推定の利用については、用いる指標の性質やモデルの妥当性も含め、今後の研究課題としたい。

V 結 語

全国の市区町村を事例として、市区町村レベルでの医療資源と死亡との関連を EBSMR で評価したところ、医師数および救急医療資源を市区町村レベルで充実させることの重要性が示唆された。

(受付 2008. 3. 7)
採用 2008.12.19)

文 献

- 1) 高岡幹夫. 横浜市における行政区別標準化死亡比と社会的因子との相関に関する研究. 日本公衛誌 1988; 35: 475-485.
- 2) 泊 惇, 柳橋次雄, 脇阪一郎, 他. 鹿児島県におけ

- る循環系疾患の標準化死亡比の地域分布. 日本公衛誌 1988; 35: 159-165.
- 3) 氏平高敏, 近藤雄二, 荒地秀明, 他. 奈良県にみる死亡率の推移と地域差. 奈医誌 1986; 37: 286-293.
 - 4) 松野喜六, 林 恭平, 土井 渉, 他. 京都府下44市町村の保健社会環境指標の主成分分析. 京府医大誌 1986; 95: 73-80.
 - 5) 森 洋隆, 田中 耕, 児玉文夫, 他. 岐阜県における地域特性と脳血管疾患との関連性について. 岐阜県保健環境研究所報 1997; 5号: 8-13.
 - 6) 永田久紀. 京都府下44市町村の死亡率と社会環境. 日本公衛誌 1979; 26: 419-424.
 - 7) 丹後俊郎. 死亡指標の経験的ベイズ推定量について: 疾病地図への応用. 応用統計学 1988; 17: 81-96.
 - 8) 丹後俊郎. 疾病地図と疾病集積性. 公衆衛生研究 1999; 48: 84-93.
 - 9) 大坪浩一, 山岡和枝, 横山徹爾, 他. 標準化死亡比の経験的ベイズ推定量による医療資源の死亡に及ぼす影響に関する研究: 福岡県における事例. 日本公衛誌 2004; 51: 347-356.
 - 10) 中谷 実, 葛西恵理子, 清水友敬, 他. 青森県における疾病の地域集積性と環境因子. 青森県環境保健センター研究報告 1999; 10号: 20-30.
 - 11) 小嶋美穂子, 辻元 宏, 丹後俊郎. 滋賀県における死亡状況と栄養状況との関連. 日本公衛誌 2002; 49: 352-360.
 - 12) 相田 潤, 安藤雄一, 青山 旬, 他. 経験的ベイズ推定値を用いた市町村3歳児う蝕有病者率の地域比較および歯科保健水準との関連. 口腔衛生学会雑誌 2004; 54: 566-576.
 - 13) 厚生省大臣官房統計調査部, 編. 平成9年医療施設調査. 東京: 厚生統計協会, 1998.
 - 14) 厚生省大臣官房統計調査部, 編. 平成8年医師歯科医師薬剤師調査. 東京: 厚生統計協会, 1997.
 - 15) 厚生統計協会, 編. 人口動態統計・死因別実死亡数CD-R (平成9-13年版). 東京: 厚生統計協会.
 - 16) 総務省統計局. 統計で見る市区町村のすがた2001. 東京: 日本統計協会, 2001.
 - 17) Takahashi K. EB estimator for Poisson-Gamma model. 国立保健医療科学院技術評価部, 2004.
 - 18) 前田由美子, 福岡県医師会. 福岡県の老人医療費はなぜ1位になったのか. 日医総研ワーキングペーパー 2002; 60号: 1-37.
 - 19) 厚生統計協会, 編. 介護保険関連統計の年次推移. 東京: 厚生統計協会, 2005.
 - 20) 丹後俊郎, 横山徹爾, 高橋邦彦. 空間疫学の招待. 東京: 朝倉書店, 2007; 70-76.
-

Health care resources and mortality as assessed by “the empirical Bayes estimate of standardized mortality ratio”: Results for municipalities in Japan

Koichi OTSUBO*, Kazue YAMAOKA*, Tetsuji YOKOYAMA*,
Kunihiko TAKAHASHI*, Masako NISHIKAWA* and Toshiro TANGO*

Key words : Standardized mortality ratio, Empirical Bayes estimates, Health care resources, Socioeconomic factor, Ecological study

Background and objective The standardized mortality ratio (SMR) is frequently used to compare health status among different populations. However, SMR could be biased when based upon communities with small population size such as towns and wards and comparison of SMRs in such cases is not appropriate. The “empirical Bayes estimate of standardized mortality ratio” (EBSMR) is a useful alternative index for comparing mortalities among small populations. The objective of the present study was to use the EBSMR to clarify the relationships between health care resources and mortalities in 3,360 municipalities in Japan.

Materials and methods Health care resource data (number of physicians, number of general clinics, number of general sickbeds, and number of emergency hospitals) and socioeconomic factors (population, birth rate, aged households, marital rate, divorce rate, taxable income per individual under taxes duty, unemployment, secondary, tertiary industrial employment and prefecture) were obtained from officially published reports. EBSMRs for all causes, cerebrovascular disease, heart disease, acute myocardial infarction, and malignant neoplasms were calculated from the 1997–2001 vital statistic records. Multiple regression analysis was used to examine the relationships between EBSMRs and the variables representing health care resources and socioeconomic factors as covariates. Some of the variables were log-transformed to normalize the distribution of variables.

Results The correlation between number of physicians and general sickbeds was very high (Pearson's $r=0.776$). So, we excluded the number of general sickbeds. Some of the EBSMRs were inversely associated with the number of physicians per person (all causes in males ($\beta=-0.042$, $P=0.024$) and females ($\beta=-0.150$, $P<0.001$), cerebrovascular disease in females ($\beta=-0.074$, $P<0.001$), heart disease in males ($\beta=-0.066$, $P<0.001$) and females ($\beta=-0.087$, $P<0.001$), acute myocardial infarction in females ($\beta=-0.061$, $P=0.003$), and malignant neoplasms in females ($\beta=-0.064$, $P=0.001$)). In contrast, when there was a higher number of clinics per persons, the EBSMR was higher for all causes in males ($\beta=0.053$, $P=0.001$) and females ($\beta=0.115$, $P<0.001$), cerebrovascular disease in males ($\beta=0.047$, $P=0.002$) and females ($\beta=0.070$, $P<0.001$), heart disease in females ($\beta=0.061$, $P<0.001$), acute myocardial infarction in females ($\beta=0.048$, $P=0.006$), and malignant neoplasms in males ($\beta=0.036$, $P=0.018$) and females ($\beta=0.046$, $P=0.005$). Next, we selected the number of emergency hospitals as the variable representing health care resources. Some of the EBSMRs were inversely associated with the existence of emergency hospitals (all causes in females ($\beta=-0.085$, $P<0.001$), cerebrovascular disease in males ($\beta=-0.032$, $P=0.031$) and females ($\beta=-0.059$, $P=0.001$), and heart disease in females ($\beta=-0.052$, $P=0.008$)).

Conclusion The results suggested that an appropriate distribution of health care resources such as physicians and emergency hospitals is an important factor associated with mortality in a community.

* Department of Technology Assessment and Biostatistics, National Institute of Public Health