

「老衰死」の地域差を生み出す要因

—2005年の都道府県別老衰死亡率（性別年齢調整死亡率）と医療・社会的指標との関連—

イマナガ テルヒコ ヤマザキ ユカ マルイ エイジ
今永 光彦*1 山崎 由花*2 丸井 英二*3

目的 「老衰死」の地域差を生じさせる要因はこれまで検討されていないことから、今回、2005年の都道府県別老衰死亡率と医療・社会的指標との関連を調べることで、その要因を検討した。

方法 基礎資料として、2005年人口動態特殊報告・都道府県別年齢調整死亡率、2005年人口動態統計、統計でみる都道府県のすがた2007～2010、2004年国民生活基礎調査、2005年医療施設調査、2006年医師・歯科医師・薬剤師調査、2006年度保健・衛生行政業務報告、2005年病院報告、2005年患者調査、2006年度福祉行政報告例を用いた。それらの基礎資料から、老衰死亡率に関連する可能性がある2005年または直近の医療・社会的指標を抽出した。単変量解析としてPearsonの積率相関係数を計算した。次に、それらの中から、Pearsonの積率相関係数の絶対値が0.3以上であった変数を説明変数とし、都道府県別老衰死亡率（性別年齢調整死亡率）を目的変数とした重回帰分析を行った。

結果 重回帰分析の結果、男性では、75歳以上の入院受療率（標準偏回帰係数-0.390, $P=0.001$ ）、心疾患の年齢調整死亡率（標準偏回帰係数0.229, $P=0.04$ ）、悪性新生物の年齢調整死亡率（標準偏回帰係数-0.322, $P=0.005$ ）が有意な関連指標であった。このモデルの決定係数（ R^2 ）は0.824であり、自由度調整済み決定係数は0.800であった。女性では、病院死亡割合（標準偏回帰係数-0.303, $P=0.005$ ）、85歳以上の年齢階級別死亡率（標準偏回帰係数0.291, $P=0.007$ ）、訪問診療を行っている病院数（標準偏回帰係数-0.423, $P=0.001$ ）、第3次産業就業者割合（標準偏回帰係数-0.380, $P=0.001$ ）が有意な関連指標であった。このモデルの決定係数（ R^2 ）は0.796であり、自由度調整済み決定係数は0.774であった。

結論 2005年の都道府県別老衰死亡率と医療・社会的指標との関連の検討を行ったところ、有意な関連指標をいくつかみとめた。これらの背景には、病院へのアクセスの容易さや医師や患者側の終末期ケア・高齢者ケアへの考え方などの影響があると推測された。今後、実際にどのようなプロセスで老衰死と診断されているかを探索していく必要がある。

キーワード 老衰, 老衰死, 高齢者医療, 超高齢者, 地域差

I 緒言

わが国の高齢者人口は急速に増加しており、「本格的な高齢社会」となっている¹⁾。1996年には47万人であった90歳以上の人口は、2008年には100万人を超え、2025年には300万人を超える

と推計されており²⁾、超高齢者に対する治療指針やターミナルケアのあり方を確立させることの重要性を指摘する声がある³⁾。そのような超高齢者に特徴的な死因の1つに「老衰死」があり、高齢者の死亡原因として「老衰」を見なおすべきであるとの指摘もある⁴⁾。著者らは、人

* 1 国立病院機構東埼玉病院総合診療科医師 * 2 順天堂大学医学部公衆衛生学教室助教 * 3 同教授

口動態統計を利用して「老衰死」に関する記述疫学的検討を行った⁵⁾。その結果から、戦後から減少傾向にあった老衰死亡者数が、今後は増加するであろうと推計した。また、死亡場所に関しても、自宅に限らず、病院・施設と多様化しており、それらを考えると、臨床医が「老衰死」に遭遇する機会は増えることが考えられ、今後、高齢者医療を考えるうえで「老衰死」はより重要な死因となると思われた。

ところで、著者らの検討では、都道府県別の老衰死亡率（年齢調整死亡率）に関して男女ともに地域差を認め、中部地方で高く、近畿地方で低い傾向があった。地域差に関しては、老衰死の概念が様々な立場で異なり、曖昧であること⁶⁾を考えると、医学的な要因以外にも社会的要因や地域特性など様々な要因が関与していると考えられる。しかし、「老衰死」の地域差を生じさせる要因は今まで検討されていないことから、今回、性別年齢調整死亡率として直近で利用できる2005年の都道府県別老衰死亡率と医療・社会的指標との関連を調べることで、その要因を検討した。

II 方 法

基礎資料として、2005年人口動態特殊報告・都道府県別年齢調整死亡率、2005年人口動態統計、統計でみる都道府県のすがた2007～2010、2004年国民生活基礎調査、2005年医療施設調査、2006年医師・歯科医師・薬剤師調査、2006年度保健・衛生行政業務報告、2005年病院報告、2005年患者調査、2006年度福祉行政報告例を用いた。これらの基礎資料から、宮下らが行った都道府県別在宅死亡割合と医療・社会的指標の関連を検討した調査⁷⁾を参考にしながら、老衰死亡率に関連する可能性がある2005年または直近の医療・社会的指標を抽出した。今回の分析に用いた指標および抽出元の資料を表1に示す。まず、2005年の都道府県別老衰死亡率（性別年齢調整死亡率）と医療・社会的指標との関連を検討するために単変量解析としてPearsonの積率相関係数を計算した。次に、それらの中から、

Pearsonの積率相関係数の絶対値が0.3以上であった変数を説明変数とし、都道府県別老衰死亡率（性別年齢調整死亡率）を目的変数とした重回帰分析を行った。重回帰分析に関してはステップワイズ法（変数増減法）にて行い、変数選択基準は $F_{in} = F_{out} = 2.0$ とした。分析にはHALBAU7⁸⁾を用い、統計学的検定は有意水準5%で両側検定を行った。

III 結 果

(1) 都道府県別老衰死亡率の関連要因（単変量解析）

単変量解析の結果を表1に示す。

男性において、Pearsonの積率相関係数の絶対値が0.3以上であったものを次に記述する。死亡関連指標では、病院死亡割合が $r = -0.403$ 、在宅死亡割合が $r = 0.453$ 、悪性新生物の年齢調整死亡率が $r = -0.343$ 、心疾患の年齢調整死亡率が $r = 0.418$ 、85歳以上の年齢階級別死亡率が $r = 0.491$ であった。医療関連指標では、人口10万対病院数が $r = -0.395$ 、人口10万対病床数が $r = -0.346$ 、病院平均在院日数が $r = -0.444$ 、医療施設に従事する医師数（人口10万対）が $r = -0.445$ 、看護師数（人口10万対）が $r = -0.379$ 、75歳以上の入院受療率が $r = -0.686$ 、75歳以上の外来受療率が $r = -0.374$ であった。経済関連指標では、第2次産業就業者割合が $r = 0.504$ 、第3次産業就業者割合が $r = -0.585$ であった。人口・世帯関連指標では、持ち家比率が $r = 0.370$ 、1世帯当たりの有業率が $r = 0.429$ 、平均世帯人員数が $r = 0.387$ 、65歳以上のものがある世帯のうち単独世帯の割合が $r = -0.421$ 、65歳以上のものがある世帯のうち核家族世帯の割合が $r = -0.320$ 、65歳以上のものがある世帯のうち三世帯世帯の割合が $r = 0.382$ であった。

次に、女性において、Pearsonの積率相関係数の絶対値が0.3以上であったものを記述する。死亡関連指標では、病院死亡割合が $r = -0.404$ 、在宅死亡割合が $r = 0.481$ 、脳血管疾患の年齢調整死亡率が $r = 0.371$ 、85歳以上の年齢階級

表1 都道府県別老衰死亡率の関連要因（単変量解析）

	老衰年齢調整死亡率（男）との相関 ¹⁾	老衰年齢調整死亡率（女）との相関 ¹⁾	統計資料
死亡関連指標			
病院死亡割合（％）	-0.403	-0.404	2005年人口動態統計
在宅死亡割合（％）	0.453	0.481	〃
全死因の年齢調整死亡率	0.016	0.154	2005年人口動態特殊報告・都道府県別年齢調整死亡率
悪性新生物の年齢調整死亡率	-0.343	-0.199	〃
脳血管疾患の年齢調整死亡率	0.282	0.371	〃
心疾患の年齢調整死亡率	0.418	0.246	〃
肺炎の年齢調整死亡率	-0.188	-0.092	〃
乳児死亡率	-0.061	-0.082	2005年人口動態統計
85歳以上の年齢階級別死亡率	0.491	0.545	2005年人口動態特殊報告・都道府県別年齢調整死亡率
医療関連指標			
人口10万対病院数	-0.395	-0.412	2005年医療施設調査
人口10万対病床数	-0.346	-0.272	〃
病院平均在院日数	-0.444	-0.390	2005年患者調査
医療施設に従事する医師数（人口10万対）	-0.445	-0.386	2006年医師・歯科医師・薬剤師調査
看護師数（人口10万対）	-0.379	-0.373	2006年度保健・衛生行政業務報告
一般病院の100床当たり医療従事者数	-0.002	0.063	2005年病院報告
一般病院の100床当たり医師数	0.043	0.006	〃
一般病院の100床当たり看護要員数	-0.136	-0.117	〃
往診を行っている診療所の割合	0.226	0.308	2005年医療施設調査
訪問診療を行っている診療所の割合	0.160	0.220	〃
訪問診療を行っている病院数（人口10万対）	-0.270	-0.341	〃
訪問診療を行っている診療所数（人口10万対）	0.058	0.158	〃
民生委員数（人口10万対）	0.221	0.183	2006年福祉行政報告例
訪問看護ステーション数（人口10万対）	0.062	0.032	2005年医療施設調査
救急告示病院・診療所数（人口10万対）	-0.107	-0.120	〃
75歳以上の入院受療率（人口10万対・病院）	-0.686	-0.667	2005年患者調査
75歳以上の外来受療率（人口10万対・病院）	-0.374	-0.437	〃
75歳以上の外来受療率（人口10万対・診療所）	-0.206	-0.057	〃
経済関連指標			
第1次産業就業者割合（％）	0.133	0.120	統計でみる都道府県のすがた2010（データは2005年のもの）
第2次産業就業者割合（％）	0.504	0.473	〃（データは2005年のもの）
第3次産業就業者割合（％）	-0.585	-0.548	〃（データは2005年のもの）
財政力指数	0.088	0.099	統計でみる都道府県のすがた2008（データは2005年のもの）
1人当たり県民所得	0.147	0.185	統計でみる都道府県のすがた2009（データは2005年のもの）
人口・世帯関連指標			
65歳以上の人口割合（％）	0.067	0.104	統計でみる都道府県のすがた2007（データは2005年のもの）
持ち家比率（％）	0.370	0.416	2004年国民生活基礎調査
人口密度（1km ² 当たり）	-0.205	-0.186	統計でみる都道府県のすがた2007（データは2005年のもの）
出生率（人口千対）	-0.064	-0.156	2005年人口動態統計
婚姻率（人口千対）	-0.046	-0.106	〃
離婚率（人口千対）	-0.236	-0.283	〃
1世帯当たりの有業率（％）	0.429	0.381	2004年国民生活基礎調査
世帯人員1人当たり床面積	0.227	0.224	〃
平均世帯人員数	0.387	0.375	〃
65歳以上のものがある世帯のうち単独世帯の割合	-0.421	-0.409	〃
65歳以上のものがある世帯のうち核家族世帯の割合	-0.320	-0.319	〃
65歳以上のものがある世帯のうち三世帯世帯の割合	0.382	0.378	〃

注 1) Pearsonの積率相関係数

別死亡率が $r = 0.545$ であった。医療関連指標では、人口10万対病院数が $r = -0.412$ 、病院平均在院日数が $r = -0.390$ 、医療施設に従事する医師数（人口10万対）が $r = -0.386$ 、看護師数（人口10万対）が $r = -0.373$ 、往診を行っている診療所の割合が $r = 0.308$ 、訪問診療を行っている病院数（人口10万対）が $r = -0.341$ 、75歳以上の入院受療率が $r = -0.667$ 、75歳以上の外来受療率が $r = -0.437$ であった。

経済関連指標では、第2次産業就業者割合が $r = 0.473$ 、第3次産業就業者割合が $r = -0.548$ であった。人口・世帯関連指標では、持ち家比率が $r = 0.416$ 、1世帯当たりの有業率が $r = 0.381$ 、平均世帯人員数が $r = 0.375$ 、65歳以上のものがある世帯のうち単独世帯の割合が $r = -0.409$ 、65歳以上のものがある世帯のうち核家族世帯の割合が $r = -0.319$ 、65歳以上のものがある世帯のうち三世帯世帯の割合が $r =$

0.378であった。

(2) 都道府県別老衰死亡率の関連要因(多変量解析)

多変量解析の結果を、男女それぞれ表2・表3に示す。重回帰分析の結果、都道府県別老衰死亡率に対して独立した有意な関連指標と考えられたものを次に記述する。

男性では、75歳以上の入院受療率(標準偏回帰係数-0.390, P=0.001)、心疾患の年齢調整死亡率(標準偏回帰係数0.229, P=0.04)、悪性新生物の年齢調整死亡率(標準偏回帰係数-0.322, P=0.005)が有意な関連指標であった。また、第3次産業就業者割合(標準偏回帰係数-0.168, P=0.16)と85歳以上の年齢階級別死亡率(標準偏回帰係数0.218, P=0.09)も最終的なモデルに含まれた。このモデルの決定係数(R²)は0.824であり、自由度調整済み決定係数は0.800であった。

女性では、病院死亡割合(標準偏回帰係数-0.303, P=0.005)、85歳以上の年齢階級別死亡率(標準偏回帰係数0.291, P=0.007)、訪問診療を行っている病院数(標準偏回帰係数-0.423, P=0.001)、第3次産業就業者割合(標準偏回帰係数-0.380, P=0.001)が有意な関連指標であった。このモデルの決定係数(R²)は0.796であり、自由度調整済み決定係数は0.774であった。

IV 考 察

本研究では、2005年の都道府県別老衰死亡率(性別年齢調整死亡率)と医療・社会的指標との関連を調査し、その関連要因が明らかとなった。

第3次産業就業者割合が、女性の老衰死亡率と有意な負の関連を示した。また、統計学的に

表2 都道府県別老衰死亡率(男性)と医療・社会的指標との関連(重回帰分析)

	偏回帰係数	標準誤差	F 値	P 値	標準偏回帰係数
75歳以上の入院受療率(人口10万対)	-0.001	0.001	13.604	0.001	-0.390
心疾患の年齢調整死亡率	0.04	0.019	4.566	0.04	0.229
悪性新生物の年齢調整死亡率	-0.035	0.012	-0.322	0.005	-0.322
85歳以上の年齢階級別死亡率	0.001	0.001	0.218	0.09	0.218
第3次産業就業者割合(%)	-0.055	0.038	2.041	0.16	-0.168

表3 都道府県別老衰死亡率(女性)と医療・社会的指標との関連(重回帰分析)

	偏回帰係数	標準誤差	F 値	P 値	標準偏回帰係数
病院死亡割合(%)	-0.193	0.066	8.622	0.005	-0.303
85歳以上の年齢階級別死亡率	0.001	0.001	7.928	0.007	0.291
訪問診療を行っている病院数(人口10万対)	-0.553	0.128	18.800	0.001	-0.423
第3次産業就業者割合(%)	-0.132	0.036	13.326	0.001	-0.380

は有意差がなかったが、男性においても重回帰分析の最終的なモデルに含まれ、同様の傾向をみとめた。第3次産業就業者割合は、一般に都市化の指標と考えられており⁹⁾、都市部でないほうが老衰死が多い可能性がある。これには、理由として2つの可能性が考えられる。1つは医療へのアクセスの問題である。菅は、高齢者の外来受診回数が居住地域に大きく影響していることを指摘しており¹⁰⁾、都市部のほうが受診しやすいために検査などで何らかの疾病の診断がつき、老衰死の病名がつきにくくなっている可能性がある。もう1つの可能性は死生観や終末期ケアの意向の違いである。松井らは、人工呼吸器・人工栄養について希望しない高齢者が、都市部より離島で有意に多かったことを報告しており¹¹⁾、都市部でないほうが、延命的な医療行為を望まず、加齢に伴う自然死としての老衰死を受け入れやすい状況にあると思われる。

85歳以上の年齢階級別死亡率が、女性の老衰死亡率と有意な正の関連を示した。また、統計学的には有意差がなかったが、男性においても重回帰分析の最終的なモデルに含まれ、同様の傾向を認めた。Janssenらは、欧州6カ国における高齢者死亡率が、無条件に患者の生命を保持すべきと考えている医師の割合と有意に負の相関を示したと報告しており、高齢者への医療行為を医師がどの程度適切に行っているかが高

齢者死亡率に影響している可能性を示唆している¹²⁾。本研究において、85歳以上の年齢階級別死亡率が高い地域、すなわち超高齢者の死亡率が高い地域において、老衰死亡率が高い傾向を示したが、これも超高齢者への医療行為を医師がどのように行っているかが影響している可能性がある。つまり、超高齢者に対して生命保持を優先とした治療を行う医師が少ない地域では、老衰死亡率が高い可能性がある。

病院死亡割合が女性の老衰死亡率と有意な負の関連を示し、75歳以上の入院受療率が男性の老衰死亡率と有意な負の関連を示した。Sauvagetらの報告¹³⁾や宮下らの報告⁷⁾では、老衰死亡率が高いことが在宅死亡割合に強い関連を示しており、それらに対して両報告とも、老衰死はわが国における特徴的に多い死因であり、わが国の文化的特性から高齢者の中でも特に年齢が高いものに関しては医師や患者も正確な診断や加療を求めず、その結果在宅で死亡すると考察している。病院に入院したり、病院で亡くなることにより、疾病診断へのアプローチがなされる割合が高くなると考えられ、その結果何かしらの病名が付き、老衰死が減る可能性があると思われる。

人口10万対訪問診療病院数が、女性の老衰死亡率と有意な負の関連を示した。これは、病院からの訪問診療を受けていると、より病院へのアクセスが容易となり、検査などで疾病の診断が付き、老衰死の病名が付きにくくなっているのではないかとと思われる。

男性の老衰死亡率において、心疾患の年齢調整死亡率が有意な正の関連を示し、悪性新生物の年齢調整死亡率が有意な負の関連を示した。日置は、心疾患死亡率が在宅死に関与していることを報告しており、それに対して、心疾患死亡率が老年人口割合・持ち家住宅率と正の相関を示し、人口密度と負の相関を示したことから、「高齢化のすすんだ過疎地域では心疾患死亡率が高く、その結果在宅死亡率も高くなっている」可能性を述べている¹⁴⁾。本研究で、前述したように都市化の指標といわれている第3次産業就業者割合が、女性の老衰死亡率と有意な負

の関連を示していることから、老衰死亡率と心疾患死亡率との関連は、「高齢化のすすんだ過疎地域」という地域性をみている可能性がある。悪性新生物の年齢調整死亡率が有意な負の関連を示したことに関しては、綿引らは男子平均寿命に悪性新生物死亡率の寄与が大きいことを示しており¹⁵⁾、悪性新生物の死亡率が低いと、より高齢となり自然死を迎える可能性が高まるのではないかと思われる。また、もう1つの可能性として、老衰死亡率が高い地域では超高齢者に悪性新生物を発見するための検査を積極的に行わない傾向があり、結果的に悪性新生物の診断がつかないため死亡率が低くなっている可能性もあると思われる。江崎らは、百寿者の42割検症例の検討を行っているが、剖検で認めた悪性新生物の病巣の41%が剖検によって初めて見いだされたことを指摘しており、それと同時に悪性新生物が主要死因と考えられたものは1例もなかったことを報告している¹⁶⁾。これを考えると、超高齢者に悪性新生物を発見したとして、それが患者アウトカムやQOLを改善することが乏しい場合も多いと想定され、それらを患者サイドや臨床医が個々の症例で感じた場合には積極的な精査を行わず、結果として悪性新生物が隠れていても発見されないまま、老衰死として亡くなっている症例もあるのではないかとと思われる。

本研究の限界として、医療・社会的指標のすべてにおいて検討を行っているわけではなく、重要な変数が欠落した可能性があげられる。また、今回用いた指標には年度が異なるものが含まれている。また、医療・社会的要因を多面的に検討することを目的としたため、単変量解析の相関係数で変数を選別したのち、多変量解析を行っており、この過程で、重要な交絡変数が欠落した可能性もある。

V 結 論

2005年の都道府県別老衰死亡率（性別年齢調整死亡率）と医療・社会的指標との関連の検討を行ったところ、第3次産業就業者割合、85歳

以上の年齢階級別死亡率，病院死亡割合，75歳以上の入院受療率，人口10万対訪問診療病院数，心疾患の年齢調整死亡率，悪性新生物の年齢調整死亡率が関連を示した。これらの背景には，病院へのアクセスの容易さや医師や患者側の終末期ケア・高齢者ケアへの考え方などの影響があると推測された。今後，実際にどのようなプロセスで老衰死と診断されているかを探索していく必要があると思われる。

文 献

- 1) 内閣府編. 平成21年版高齢社会白書. 東京：佐伯印刷, 2009.
- 2) 国立社会保障・人口問題研究所編. 日本の将来推計人口 平成18年12月推計. 東京：厚生統計協会, 2007.
- 3) 下方浩史. 超高齢者医療の重要性. JIM 2006；16 (2)：102-5.
- 4) 鈴木隆雄. 老いるとは何か 高齢者の健康を科学する 地域在宅高齢者の調査から. 看護実践の科学 2000；25 (12)：11-4.
- 5) 今永光彦, 丸井英二. 老衰死はどのように変化してきているのか－人口動態統計を利用した記述疫学的検討－. 厚生指標2011；58 (4)：1-5.
- 6) 木村琢磨, 今永光彦. 超高齢者の死因として「老衰」と記載することにもつわる倫理的側面. JIM 2009；19 (9)：666-7.
- 7) 宮下光令, 白井由紀, 三條真紀子, 他. 2004年の都道府県別在宅死亡割合と医療・社会的指標の関連. 厚生指標2007；54 (11)：44-9.
- 8) 松井研一, 高木廣文. 統計解析ソフトHALBAU7. 日本計算機統計学会大会論文集2007；21：65-6.
- 9) 厚生労働省編. 平成17年度版厚生労働白書. 東京：ぎょうせい, 2006.
- 10) 菅万理. 社会経済的階層による健康格差と老人保健制度の効果－全国高齢者パネルを用いた試行的研究－. 世代間問題研究プロジェクト「世代間問題の経済分析」ディスカッションペーパーNo308
- 11) 松井美帆, 川崎涼子, 新田章子, 他. 離島高齢者における終末期ケアの意向に関する調査. 厚生指標2009；56 (3)：18-23.
- 12) Janssen F, A. Van der Heide, A.E. Kunst, et al. End-of-life decisions and old-age mortality: a cross-country analysis. J Am Geriatr Soc 2006；54 (12)：1951-3.
- 13) Sauvaget C, Tsuji I, Li JH. 日本の在宅死に影響する因子. The Tohoku Journal of Experimental Medicine 1996；180 (2)：87-98.
- 14) 日置敦巳. 岐阜県の2地域における統計資料からみた在宅死亡決定要因. 民族衛生 1995；61 (1)：40-8.
- 15) 綿引信義, 畑栄一. 男子平均寿命の国内格差について－青森県と長野県の比較を通して－. 厚生指標2009；56 (1)：9-14.
- 16) 江崎行芳, 沢辺元司, 新井富生, 他. 「百寿者」の死因 病理解剖の立場から. 日本老年医学会雑誌 1999；36 (2)：116-21.