特集論文

高齢者における
所得・教育年数別の死亡・要介護認定率とその性差
―AGESプロジェクト縦断研究―

近藤　克則[1)]　芦田　登代[2)]　平井　　寛[3)]　三澤　仁平[1)]　鈴木　佳代[1)]

日本の高齢者における等価所得・教育年数と死亡，要介護認定，健康寿命の喪失（死亡または要介護認定）との関連を明らかにすることを目的とした。協力を得られた6自治体に居住する高齢者14,652人（平均年齢71.0歳）を4年（1,461日）間追跡し，要介護認定および死亡データを得た。Cox比例 ハザードモデルを用い，死亡，要介護認定，健康寿命の喪失をエンドポイントに等価所得・教育年数（共に5区分）を同時投入して年齢調整済みハザード比（HR）を男女別に求めた。

その結果，男性では，最高所得層に比べ最低所得層でHR1.55-1.75，最長教育年数に比べ最短教育年数層ではHR1.45-1.97の統計学的にも有意な健康格差を認めた。一方，女性では，所得で0.92-1.22，教育年数で1.00-1.35と有意な健康格差は認めなかった。等価所得と教育年数の2つの社会経済指標と用いた健康指標（死亡，要介護認定，健康寿命の喪失）とで，健康格差の大きさも関連の程度も異なっていた。

日本の高齢男性には，統計学的に有意な健康格差を認めたが，女性では認めなかった。これは健康格差が（少）ない社会・集団がありうる可能性を示唆しており，所見の再現性の検証や健康格差のモニタリング，生成機序の解明などが望まれる。

キーワード　健康格差，健康の社会的決定要因，死亡，健康寿命，性差

1．はじめに

2006年の医療制度改革法によるメタボリック症候群対策などでは，食事や運動など個人の生活習慣が重視されている。しかし，生活習慣だけではなく，社会経済的要因も健康の決定要因として重要である。

ヨーロッパやアメリカでは，1980年のブラック報告書（Townsend and Davidson, 1992）を一つの契機に，職業階層や失業状態，教育歴，所得などを指標とした社会階層が低い者に不健康な者が多いという「健康の不平等」あるいは「健康格差」に関心が寄せられ，膨大な数の研究が蓄積されてきた。WHO（世界保健機構）は，それらの研究をレビューして「健康の社会的決定要因（social determinants of health）」と題する報告書にまとめている（Wilkinson and Marmot, 2003）。その中では「社会の最下層部に位置する人々は最上層部に属する人々に比べて，重い病気にかかったり，早死にする割合が，少なくとも2倍に達する」とされている。その副題に「the solid fact」とつけられているように，このような現象が観察される

1) 日本福祉大学健康社会研究センター
2) 大阪大学大学院国際公共政策研究科
3) 岩手大学工学部

ことについては「確固たる事実」として認められているが，その程度については，対象者の年齢，性別，用いられる健康指標（総死亡，死因別死亡，疾患別罹患率，主観的健康指標，身体機能，精神保健など）や社会階層の指標によっても異なることも知られている（Mackenbach, 2006；Mackenbach *et al*., 2008）。

またその機序については，様々な論議がなされてきた。データの不正確さやバイアスの要素，衛生的な水や食糧不足など物質的な欠乏以外に，喫煙・飲酒・危険な行動など自己責任を問うもの，貧困などが健康を決定しているのではなく逆に不健康が貧困などをもたらすという「逆の因果」があるとする社会選択，遺伝子など第三の因子が社会的な成功（階層）と健康の両者の共通の決定要因であるとするもの，心理的なストレスを重視するものなどである（グロスマン, 2011；Kagamimori, Gaina and Nasermoaddeli, 2009；Marmot, 2004；小林, 2006）。これらのいずれの要素も含みつつ，単一要因ではなく，出生時・幼少期からの教育や生活習慣，社会的排除，失業，職業や所得の社会格差やそれらによる慢性的なストレスなど多くの要因が絡み合って健康格差がもたらされていることが示されてきた。

そのような知見を踏まえ，WHO「健康の社会的決定要因」委員会は，最終報告書（Commission on Social Determinants of Health, 2008）において，このような健康格差は放置すべきでないとして，その是正に向けて健康格差や健康の社会的決定要因についてのエビデンスづくりやモニタリングを進めることなどを勧告した。

一方，日本では健康格差に関する研究は遅れており，日本学術会議は提言「わが国の健康の社会格差の現状理解とその改善に向けて」（日本学術会議，2011）の中で，我が国における「健康の社会格差に関する研究成果はまだその数，研究の質，研究領域の広がりのいずれも限られており，わが国の健康の社会格差の全体像はなお明らかではない」として，一層の研究の推進を提言している。EU諸国間で健康格差を比べた研究でも（Mackenbach, 2006；Mackenbach *et al*., 2008），日本・英国・フィンランドで公務員同志を比較した研究（Sekine *et al*., 2009）においても，社会経済要因と健康との関連の大きさが異なっていた。つまり，健康格差の存在は普遍的だが，その大きさなどは異なっており，健康格差が小さい国や社会は存在する。日本における健康の社会的決定要因に関する2007年までの研究をレビューしたKagamimori, Gaina and Nasermoaddeli（2009）においても，社会経済的要因は，その社会の経済・社会・人口・文化および性差も含まれた文脈の中で解釈されるべきであると述べている。そして，日本においては，教育歴（Fujino *et al*., 2005）や職業階層（Honjo, Tsutsumi and Kayaba, 2010）と健康との関連については報告されているものの，所得や失業と健康との関連についての研究は乏しく，所得については縦断研究が見られなかったと報告している。

高齢者についてみると，日本公衆衛生学会モニタリング・レポート委員会では，その多くが地域相関研究または個人レベルの横断研究であり，コホート研究は少なかったとしている（日本公衆衛生学会，2011）。日本の高齢者を対象に健康の社会的決定要因を曝露要因としたコホート研究には，AGES（Aichi Gerontological Evaluation Study，愛知老年学的評価研究）プロジェクトによるものがいくつか報告されている（Kondo *et al*., 2009；吉井　他，2005；竹田・近藤・平井，2010；竹田他，2007；平井　他，2009）。しかし，それらにおいても所得及び教育年数と死亡・要介護認定等との関係や性差は詳細に検討されていない。

以上を踏まえて本研究では，今まで報告がなかったとされる所得階層と健康格差の大きさについて，日本人高齢者コホートを追跡して縦断分析することを目的とする。具体的には，第１に，日本人高齢者においても健康格差は見られるのか，

そして性差はあるのか，第２に，所得と教育という２つの社会経済的指標で比較した場合には，どちらでより大きな健康格差が認められるのか，そして，それらは独立して関連しているのか，を検討する。第３に，コホート研究のエンドポイントとして①死亡，②要介護認定，③死亡または要介護認定（健康寿命の喪失）の３つを用い，これらの健康指標間で健康格差の大きさを比較する。

２．対象と方法

本分析には，愛知老年学的評価研究（Aichi Gerontological Evaluation Study, AGES）プロジェクトの縦断データを用いた。AGESプロジェクトとは，高齢者ケア政策の基礎となる科学的な根拠を得ることを目的として，1999年度から開始された，生物・心理・社会モデルに基づく老年学的な縦断研究である。AGESプロジェクト2003年調査に参加した15自治体の全体の横断分析の結果は日本語および英語の図書として公刊されている（Kondo, 2010；近藤, 2007）。

本稿では，追跡データの提供に協力が得られた介護保険者６自治体に居住する要介護認定を受けていない65歳以上の者を対象に，2003年10月に行った調査への回答者を分析対象とした。サンプルの抽出については，高齢者人口が5,000人未満の自治体では全数，5,000人以上の自治体では5,000人を無作為に抽出した。介護保険者である自治体から，自記式調査票を合計29,374人へ郵送し，14,788人から回答を得た（６自治体の平均回収率50.6%）。調査開始後から４年（1,461日）間の要介護認定および死亡を追跡し，介護保険者から住所・氏名が削除された個人が特定できない形での介護保険料賦課データと要介護認定データの提供を受け，IDによって結合した。2003年の回収サンプル14,788人のうち，追跡期間前に要介護認定をうけていた者を除く14,652人のデータを用いた。2003年コホートのプロファイルは他で報告されている（Nishi *et al.*, 2011）。

本分析に用いた変数は，年齢，性別，所得，教育年数である。平均年齢は，2003年の調査開始時点で71.0±5.8歳で，年齢と死亡・要介護認定率の関連は線形ではないため，「65～69歳」「70～74歳」「75～79歳」「80～84歳」「85歳以上」の５段階に分けた。

所得については，等価所得（年収）を用いた。等価所得は，同一世帯の者の間には支出に共有部分があることを考慮して，世帯所得を単純に人数で除するのではなく，世帯人数の平方根で除して求めた値である。そして，所得が欠損値となっている者については，低所得者に無回答であるケースが多くみられる傾向にあるため（Kondo, 2010；近藤, 2007），除外せずに不明グループとしてカテゴリー化し，「100万円未満」「100～250万円未満」「250～400万円未満」「400万円以上」「不明」という５区分にした。

教育年数についても，無回答あるいは「その他」と回答した者は「不明」とし，「６年未満」「６～９年」「10～12年」「13年以上」と合わせ５つに分けた。それぞれの度数分布と構成割合を表１に示す。

分析には，Cox比例ハザードモデル（Cox, 1972）

表１　データの概要

変数名	人数	構成割合（%）		
		全体（n=14,652）	男性（n=6,989）	女性（n=7,663）
年齢				
65-69 歳	5,180	35.4	37.9	33.0
70-74 歳	4,250	29.0	30.2	27.9
75-79 歳	3,107	21.2	19.9	22.4
80-84 歳	1,435	9.8	8.4	11.1
85 歳以上	680	4.6	3.6	5.6
等価所得				
不明	3,373	23.0	13.6	31.6
100 万未満	1,513	10.3	8.7	11.8
100-250 万未満	5,776	39.4	46.5	33.0
250-400 万未満	2,674	18.3	21.4	15.3
400 万以上	1,316	9.0	9.8	8.2
教育年数				
不明	1,015	6.9	6.7	7.1
６年未満	671	4.6	2.5	6.4
6－9 年	7,753	52.9	51.8	54.0
10-12 年	3,936	26.9	26.0	27.7
13 年以上	1,277	8.7	13.0	4.8

を用いて，相対リスクを推定した。説明変数x，推定されるパラメータをβとすると，ハザード関数は，時間tに依存するベースラインハザードλ_0と変数xのみに依存する$exp(x_i\beta)$の積として，次のように定式化される。

$$\lambda(t|x_i)=exp(x_i\beta)\,\lambda_0(t)$$

そして，パラメータβは，以下に示す部分尤度関数を最大化することで求められる。$R(t_i)$は各時点tのリスク集合を表す。

$$PL(\beta)=\prod_{i=1}^{K}\frac{exp(x_i\beta)}{\sum_{j\in R(t_i)}exp(x_j\beta)}$$

エンドポイントは，①死亡（男性787人，女性430人，合計1,217人），②要介護認定（男性763人，1,148人，合計1,911人），③死亡または要介護認定（男性1,273人，女性1,392人，合計2,665人）の３つとした。追跡期間中４年間にこれらと認められた人は１，それ以外の（生存，または健康寿命を保持していた）人は０とした２値変数をおいた。なお，いずれの分析でも転出は打ち切りとし，②要介護認定をエンドポイントとした分析では，死亡も打ち切りとした。

被説明変数は，「死亡」，「要介護認定」「要介護認定または死亡」の３つとした。分析結果に性差を認めたため，分析は男女別に行った。説明変数には，等価所得および教育年数，調整変数として年齢を同時投入し，等価所得と教育年数のハザード比（HR）を求め，表２に男性，表３に女性の結果を示した。

等価所得と教育年数の間には，低所得の者ほど教育年数が短いという相関が予想される。また，同じ所得層における教育年数の違いと健康水準の関連が，低所得と高所得層で異なる可能性がある。そこで，等価所得と教育年数の独立性あるいは交互作用について，健康格差が見られた男性について検討した。表２，表３に示した等価所得５区分，教育年数５区分を掛け合わせた25群に分けると，一つの群のサンプル数が少なくなってしまうため，不明群を除き，所得を２区分，教育年数を３区分とした。等価所得については，平均値（249万円）を基準に高い群，低い群の２群，教育年数については，「９年以下」「10～12年」「13年以上」の３群にカテゴリー化した。参照カテゴリーは等価所得でも教育年数でも「社会階層が最も高いグループ」とした。等価所得と教育年数の交互作用については，所見の明らかな男性のみ結果を示した。

表２　推定結果（男性）

変数	死亡				要介護認定				要介護認定または死亡			
	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値
		下限	上限			下限	上限			下限	上限	
等価所得不明	1.83	1.31	2.57	<0.01	1.60	1.16	2.19	<0.01	1.63	1.26	2.10	<0.01
等価所得 100 万未満	1.75	1.21	2.52	<0.01	1.55	1.10	2.18	0.01	1.69	1.28	2.21	<0.01
等価所得 100-250 万未満	1.66	1.22	2.25	<0.01	1.17	0.87	1.56	0.29	1.38	1.10	1.74	0.01
等価所得 250-400 万未満	1.39	1.00	1.94	0.05	1.15	0.84	1.57	0.40	1.22	0.95	1.57	0.12
等価所得 400 万以上	1.00				1.00				1.00			
教育年数不明	1.22	0.87	1.71	0.25	1.34	0.94	1.93	0.11	1.29	0.98	1.69	0.07
教育年数６年未満	1.45	0.97	2.17	0.07	1.97	1.32	2.93	<0.01	1.75	1.28	2.39	<0.01
教育年数６-９年	1.17	0.92	1.49	0.21	1.45	1.11	1.89	0.01	1.30	1.06	1.58	0.01
教育年数 10-12 年	1.07	0.82	1.40	0.60	1.22	0.91	1.64	0.18	1.11	0.89	1.38	0.35
教育年数 13 年以上	1.00				1.00				1.00			

3．推定結果

推定結果は表２（男性），表３（女性）に示す。

１）健康指標別の健康格差

⑴ 死亡について

男性（表２）では，等価所得で有意な健康格差を認めた。等価所得の参照カテゴリーを，等価所得が最も高い400万円以上のグループとした時，最も高いハザード比である1.83を示したのは回答をしなかった者であった。次いでHRが高いのは，等価所得が100万円未満の最低所得層でHRは1.75であり，100～250万円未満では1.66，250～400万円未満のグループでは1.39と所得が上がるにつれてHRは小さくなった。

教育年数については，参照カテゴリーは，最も教育年数が長い13年以上とした。統計的に有意な傾向が認められたのは，最も教育年数が短い６年未満のみでHR1.45，それより教育年数が短い層では統計学的に有意ではないものの，教育年数が長くなるのにつれ，HRは小さくなっていた。

一方女性（表３）では，等価所得においてはＪ字型を示し，最高所得でむしろ死亡HRは高かった。教育年数では，短くなるほどHRは高くなり，13年以上を参照値とした時，６年未満のHRは1.35であった。ただし，女性ではいずれも統計学的に有意なものではなかった。

⑵ 要介護認定について

要介護認定についても，男性では，等価所得・教育年数共に有意な健康格差を認めた。等価所得「不明」グループの年齢調整済みHRが1.60で最も高く，等価所得100万円未満のグループではHR1.55と有意に高かった。100～250万円（1.17），250～400万円（1.15）と，所得が上がるにつれHRは小さくなっていた。

教育年数についてみると，６年未満のグループのHR1.97，６～９年HR1.45と有意に高く，10～12年では1.22となる勾配を示していた。

女性では，統計学的に有意ではなかったが所得が上がるにつれ1.22，1.17，1.02と勾配を認め，教育年数ではＵ字形であった。

⑶ 要介護認定または死亡について

男性では，やはり等価所得・教育年数ともに有意な健康格差を認めた。400万円以上のグループと比較して，等価所得の不明グループでは，年齢調整済みHRは1.63と高く，100万円未満のグループのHR1.69，100～250万円未満で1.38，250～400万円未満では1.22と勾配を認めた。

教育年数において，最も長い13年以上に比べ，６年未満では1.75，６～９年で1.30，10～12年1.11

表３　推定結果（女性）

変数	死亡				要介護認定				要介護認定または死亡			
	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値
		下限	上限			下限	上限			下限	上限	
等価所得不明	0.77	0.55	1.08	0.13	1.19	0.95	1.50	0.13	1.16	0.95	1.43	0.15
等価所得 100 万未満	0.92	0.62	1.36	0.67	1.22	0.94	1.60	0.14	1.21	0.96	1.54	0.11
等価所得 100-250 万未満	0.82	0.58	1.15	0.26	1.17	0.92	1.48	0.20	1.09	0.88	1.35	0.42
等価所得 250-400 万未満	0.81	0.54	1.19	0.28	1.06	0.81	1.38	0.69	1.04	0.82	1.33	0.72
等価所得 400 万以上	1.00				1.00				1.00			
教育年数不明	0.96	0.51	1.80	0.89	0.95	0.67	1.36	0.79	0.91	0.66	1.26	0.57
教育年数６年未満	1.35	0.76	2.40	0.30	1.01	0.72	1.42	0.95	1.00	0.74	1.36	0.99
教育年数６-９年	1.18	0.70	1.99	0.54	0.84	0.61	1.14	0.25	0.85	0.64	1.12	0.24
教育年数 10-12 年	1.10	0.64	1.89	0.73	0.79	0.58	1.09	0.15	0.80	0.60	1.07	0.13
教育年数 13 年以上	1.00				1.00				1.00			

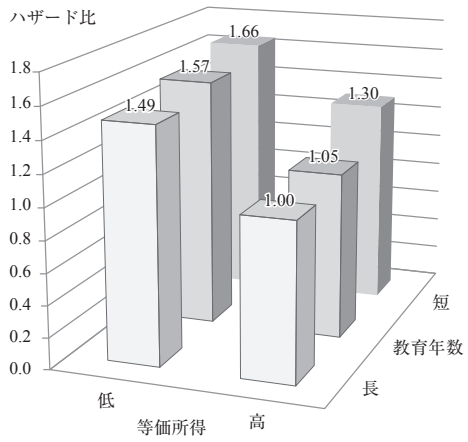

図１　等価所得・教育年数別の死亡ハザード比（男性）

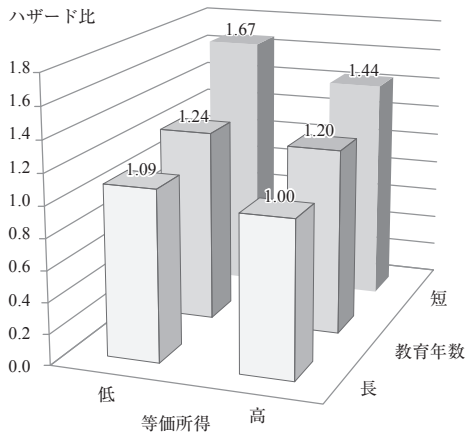

図２　等価所得・教育年数別の要介護認定ハザード比（男性）

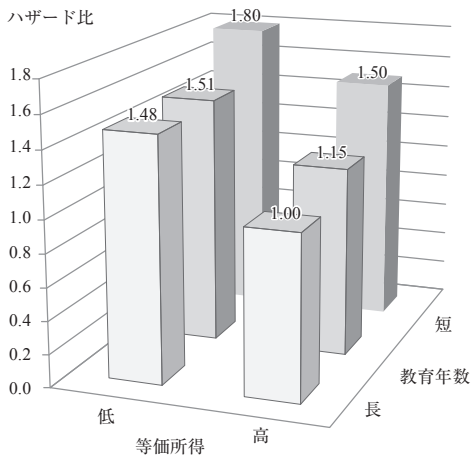

図３　等価所得・教育年数別の介護認定または死亡ハザード比（男性）

という勾配が見られた。

女性では，統計学的に有意なものは認めなかったが，所得が上がるにつれHRが小さくなる勾配を，教育年数ではＵ字型が観察された。

２）健康指標間の比較

最高等価所得・最長教育年数層（参照カテゴリー）に対する最低等価所得・最短教育年数層のHR（健康格差の大きさ）を健康指標間で比べると，男性においては，死亡で教育年数よりも等価所得で大きく，要介護認定，および要介護認定または死亡では，逆に教育年数の方が等価所得よりも大きかった。

女性では，全て統計学的に有意ではなかったが，男性とは逆に，死亡では教育年数で，要介護認定，および要介護認定または死亡では等価所得で，社会階層が低い層ほどHRが高いという勾配を認めた。

３）等価所得と教育年数の独立性･交互作用の検討

結果を，死亡（図１），要介護認定（図２），要介護認定または死亡（図３）のそれぞれの図と表４に示した。各図のY軸がHRを表し，X軸が等価所得，Z軸が教育年数である。参照カテゴリーである等価所得でも教育年数でも「最も社会階層が高い」グループは，最前列の右側においている。奥に行くほど教育年数が短くなり，また，左側に行くほど等価所得が低くなる。

その結果，死亡（図１）では，最も社会階層の高い参照カテゴリーに比べ，社会階層が最も低い群のHRは1.66で，等価所得だけが低く教育年数は長い群でHR1.49，教育年数だけが９年以下と短く高所得の群でHRが1.30と所得による差の方が大きかった。所得が同じ階層内で見ると，高所得層の方が教育年数の違いによる差が大きく，同じ教育年数で比べると最長教育年数の層で高所得と低所得群の間の差が大きかった。

要介護認定（図２）では，最も社会階層の高い参照カテゴリーに比べ，社会階層が最も低い群の

HRは1.67と死亡（図１）と同水準で，所得だけが低く教育年数は長い群でHR1.09，高所得で教育年数だけが９年以下と短い群ではHRが1.44と，死亡（図１）とは逆に，教育年数による差の方が大きかった。同所得層で見ると，死亡（図１）とは異なり低所得層で教育年数の違いによる差が大きく，同じ教育年数で比べると最短教育年数の層で高所得と低所得群の間の差が大きかった。

要介護認定または死亡（図３）では，最大のHRが1.80と大きくなった他は図１と図２の中間的なパターンであった。

４．考察

本研究の目的は，下記のリサーチ・クエスチョンに対する答えを引き出すことであった。

第１に，日本人高齢者においても健康格差は見られるか，そして性差はあるか，第２に，所得と教育という２つの社会経済的指標のどちらでより大きな健康格差が認められるか，そして，それらは独立して関連しているか，第３に，エンドポイントとして①死亡，②要介護認定，及び③死亡または要介護認定（健康寿命の喪失）の３つで健康格差の大きさを比較することである。

主な所見をまとめれば，男性では統計学的にも有意な健康格差を認めるが，女性では一部で勾配を認めるものの有意なものではなかった。等価所得と教育年数という二つの社会経済的指標で健康格差の大きさを比べると，それらは独立して関連しており，用いる健康指標（①死亡，②要介護認定，及び③死亡または要介護認定）によって関連の強さが異なっていた。

１）日本人高齢者における健康格差

日本人高齢者の健康格差を検討した結果，男性では，最高所得層と最低所得層の間に1.55-1.75倍，最長教育年数と最短教育年数層の間に1.45-1.97倍の統計学的にも有意な健康格差を認めた。一方，女性では，所得で0.92-1.22，教育年数で1.00-1.35であり統計学的に有意な健康格差は認めなかった。

現在まで，日本で所得による健康格差が縦断研究で検討されていなかった理由として，所得など社会階層に関することを尋ねることをタブー視する風潮があったこと，疫学など医学系研究者と医療社会学，医療経済学など健康を扱う社会科学の研究者との学際的な研究が海外に比べると低調であったこと，それらのため社会疫学的な変数を持つ縦断研究が少なかったこと，健康格差が小さかったために小規模なサンプルでは統計学的に有意な知見が得られなかったために報告されなかったこと（publication bias）などが考えられる。本研究の結果はAGESプロジェクトが，1999年度の初回調査時から生物・心理・社会モデルに基づく老年学的な関心を持つ学際的な研究チームによって計画され，所得や教育年数などの社会経済的な変数を含んでいたこと，対象者数が１万人を超える比較的大きなコホートを対象に分析できたため得られたものと思われる。一方，今までに，同じAGESプロジェクトのデータを用いた報告に

表４　等価所得と教育年数における交差項の推定結果

変数名	死亡				要介護認定				要介護認定または死亡			
	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値	年齢調整済み HR	95% 信頼区間		P 値
		下限	上限			下限	上限			下限	上限	
〈等価所得〉低グループ ×〈教育年数〉低グループ	1.66	1.13	2.43	0.01	1.67	1.12	2.48	0.01	1.80	1.32	2.45	<0.01
〈等価所得〉低グループ ×〈教育年数〉中グループ	1.57	1.04	2.37	0.03	1.24	0.80	1.92	0.34	1.51	1.08	2.11	0.02
〈等価所得〉低グループ ×〈教育年数〉高グループ	1.49	0.93	2.37	0.10	1.09	0.66	1.82	0.73	1.48	1.02	2.16	0.04
〈等価所得〉高グループ ×〈教育年数〉低グループ	1.30	0.86	1.98	0.21	1.44	0.94	2.20	0.09	1.50	1.07	2.09	0.02
〈等価所得〉高グループ ×〈教育年数〉中グループ	1.05	0.67	1.66	0.82	1.20	0.76	1.90	0.44	1.15	0.80	1.66	0.44
〈等価所得〉高グループ ×〈教育年数〉高グループ	1.00				1.00				1.00			

おいて，年齢や健康行動，心理社会的変数などを調整すると，所得と健康指標との関連は有意でなかったことも多い。本分析においても，図１～３の分析において，所得の区分を平均値（249万円）でなく中央値（246万円）にすると，そのわずか３万円の間に位置する107人の死亡者の影響によって，平均値で２群に分けた場合に比べ，結果に凸凹が見られた。したがって，大規模なデータを用いない限り，社会階層が下がるほど死亡率が上がるというような勾配が観察できない可能性は高い。

２）健康格差における性差

一方，女性においては，所得でも教育年数においても統計学的に有意な健康格差は見られなかった。海外でも男性で健康格差が大きく，女性では所得との関連が弱い国があるが，逆の関係が見られる国もあることが報告されている（Mackenbach, 2006；Mackenbach *et al*., 2008）。その理由として，喫煙や飲酒などの生活習慣，（職場での）健康診断や医療サービスへのアクセスなどの社会階層間の分布が男女間で異なること，女性は男性と比較して，社会的な地位への関心が低いこと等が指摘されてきた。また社会経済的な変数について，今回の分析データでも所得の無回答者が女性において３割あり，男性の２倍以上であったことが示すように，所得の把握が難しいこと，教育年数でも参照カテゴリーとした教育年数が長い群が，高齢女性では少ないために95%信頼区間が大きくなったこと等によって，有意な差が検出されにくい可能性もある。

健康格差が生じる機序として，物質的な機序だけではなく，職業性ストレスやコントロール（裁量度）の大きさ，他者と比較して相対的剥奪を自覚することによる心理的ストレスの経路を裏付ける報告が増えている（Kondo *et al*., 2009；Marmot, 2004）。その結果を見ると，女性より男性で，この機序について支持する結果がえられている。女性で健康格差が見られなかった，あるいは小さかったことは，上述したような測定上の問題の可能性も残るが，低所得層が多く含まれると推定される無回答群でもHRが高くなかったことなどから，実態を反映している可能性も高いと考えられる。女性で，有意ではないもののＵ字型，Ｊ字型のHRが繰り返し観察されたことから，日本の女性では社会階層が高い者の健康状態が悪い可能性もあり，これらの所見の再現性の検討や機序の解明は今後の研究の課題である。

３）海外と比較して健康格差は小さいか

Kagamimori, Gaina and Nasermoaddeli（2009）が指摘しているように，今までの報告によれば，日本における社会階層による健康格差は，海外での報告に比べると小さいとするものが多かった。国際比較では，用いられるデータの対象者の年齢層や用いられる社会経済変数，分析する際の変数の区分（２分位か５分位かなど）なども異なるため数値による単純比較が難しい。また，調査への無回答や回答者における所得データの欠損値は低所得者ほど多いと確認または推定できる（近藤, 2007；Kondo, 2010）。そのため回収率が下がるにつれて，社会階層の低い者ほど分析対象から漏れる割合が増えることから，健康格差の過小評価になることも考えられる。したがって，報告されている健康格差が小さい場合には，健康格差が実際に小さい可能性と，測定上の理由などによって見かけ上小さかった可能性との両方が考えられる。

Mackenbach（2006）は，健康格差について，ヨーロッパ諸国を対象に分析をし，社会経済的階層間における死亡率の格差は，２倍以上の開きがあり，東欧で大きく南欧で小さく，国によっては有意な健康格差が見られない国もあったと報告している。今回の日本の男性高齢者の死亡における健康格差をEU諸国と比べると，日本は南欧諸国と同水準であった（Mackenbach, 2006；Mackenbach *et al*., 2008）。Kagamimori, Gaina

and Nasermoaddeli（2009）がレビューしている複数の健康指標における健康格差の報告において，日本では健康格差が特に女性において小さいことから，日本女性では健康格差が小さい可能性もある。その理由として，1980年代初頭までGini係数などで見た日本の所得格差が小さかったこと，ソーシャル・キャピタルが豊かであったこと（Marmot, 2004；Wilkinson, 1996）等の可能性が指摘されている。

世代別に見ると，今回対象とした高齢者層は，他の年代に比べGini係数が大きい年代である。また1990年代以降，高齢化が進むにつれて，日本でもGini係数が上昇してきた。これらによって今回の高齢男性において健康格差が見られ，さらに今後，日本でも健康格差が拡大する可能性もある（Kagamimori, Gaina and Nasermoaddeli, 2009）。また教育年数による健康格差の大きさは，加齢と共に小さくなっていたとも報告しており，日本の若年・壮年において今回見られた以上の格差が存在している可能性もある。日本を始めアジアの各国においても，また同国内における経年変化についても，WHOや学術会議が指摘するような健康格差のモニタリングが望まれる。

国や社会，時代によって，あるいは女性において健康格差が小さいあるいは見られないことが意味するものは大きい。健康格差を解消することは難しくとも，その程度を縮小することは可能であることを示唆するからである。健康格差の大きさの違いをもたらす生物学的，心理・社会経済的な要因を解明できれば，健康格差の抑制の手掛かりが得られる可能性がある。

4）用いる指標による違い

エンドポイントを死亡とした場合と，要介護認定とした場合，健康寿命の喪失（死亡＋要介護認定）とした場合では，健康格差の大きさも，所得や教育年数との関連の程度も異なっていた。

これまでの縦断研究で多く用いられてきた客観的な指標は死亡だが，WHOは健康指標として，平均寿命のような死亡に関わる指標だけではなく，障がいがあるか否かに着目した健康寿命のようなQOLを反映する指標で評価することを推奨している。しかし健康寿命の喪失をエンドポイントとした研究は少ない。その理由の一つは，死亡と異なり追跡時に生存している高齢者の身体機能・認知機能の状態を調べる調査が必要で，機能状態を長期間にわたって追跡することは，死亡と比較して困難である。日本には，介護保険制度の要介護認定データという要介護状態に関わるデータがあるので，それらを活用することで健康寿命喪失の危険因子の解明が可能となる。今回の等価所得と教育年数との関連が死亡と要介護認定で異なっていたことから，加齢，社会的活動や社会的な役割が減ることなどによる廃用・機能低下と致命的な疾患とでは関連する要因が異なる可能性が高い。世界一の高齢化先進国となり，介護保険制度を導入した我が国が，今後，健康寿命の喪失に関連する要因の解明に寄与することが期待される。

今回用いた等価所得と教育年数の２つの社会経済的変数は，独立して健康指標と関連しており，その関連の強さ，交互作用などは３つの健康指標の間で異なっていた。その一つの理由として考えられるものとして，教育年数は未成年期の社会経済階層を，高齢期の所得は就労期から老年期の社会経済階層をより強く反映している指標としての側面を持つことが指摘できる。

就学期と成人期との両方の社会経済的状態と死亡との関連を分析した研究（Claussen, Davey Smith and Thelle, 2003）によると，就学期の社会経済的状態が低いほど死亡率が高く，成人期でも同様に社会経済的状態が低い方において死亡率が高かった。また，成人期（４群）と就学期（４群）の両者を掛け合わせ16群に分けて分析すると，成人期の社会経済的状態が同じであっても，就学期の社会経済的状態が低い群で死亡率が高いという関係が認められた。また，就学期と成人期の社会

経済的状態とで死亡率の強さを比較すると，成人期の影響のほうが大きかったと報告している。本分析で用いた教育年数を就学期の社会経済的状態を表す指標，等価所得を現在の社会経済的状態をより強く反映する指標と見なすと，両者は独立して死亡と関連していること，就学期の社会経済的状態（教育年数）よりも現在の社会経済階層（所得）の方が死亡とより強い関連が認められたことは，Claussen, Davey Smith and Thelle（2003）の報告と同様の結果と考えられる。また，未成年期と成人期の社会経済的要因の影響は用いる健康指標によって異なっていることは，ライフコースの影響を複数の健康指標で分析したPoulton *et al.*（2002）も報告している。

以上のように，用いる健康指標と社会経済的変数の間で，関連が異なると考えられる。今後，健康指標，社会経済的指標によって，それらの間の関連はどのように異なるのかについては，その再現性の検証が望まれる。さらに，なぜ関連が異なるのか，その機序の解明も今後の課題である。

5）本研究の意義と課題

我々が知る限り，本研究は日本において，個人レベルの所得による死亡における健康格差の大きさを縦断研究で検証した初めての研究である。男性では死亡HRで1.75という小さくはない格差を認めた一方で，女性では統計学的に有意な健康格差は認めなかった。また，死亡と要介護認定では，また等価所得と教育年数という２つの社会経済的な要因では，それらの間の関連が異なることも明らかにした。

一方で，以下のような限界と課題を持っている。第１に，回収率が５割にとどまっていることである。そのために，例えば健康格差の大きさの過小評価など，系統的なバイアスの影響は免れない。第２に，今回用いた経済的指標は，自記式の所得データのみであり，資産の情報が含まれていないこと，自記式であることによるバイアスがあるという限界を持っている。第３に，先行研究で，社会経済的要因を原因とし健康状態に影響する経路と，その逆の経路の両方があること，遺伝子など第３の因子による経路があることが分かっている（グロスマン, 2011）。今回は，先行する時点での所得や教育年数が，その後の死亡や要介護認定との関連を示すという事実の観察にとどまるものであり，因果については検討していない。第４に，社会経済的要因から健康に至る機序や影響経路や交絡要因については，配偶者や子供との同居の有無をはじめとする多くのものが示され，その実証が進められている。今回はこれらについては立ち入っておらず，今後の研究課題としたい。

5．おわりに

日本では国民皆保険制度の存在により医療へのアクセスが保障されており，所得格差も比較的小さい国と見なされてきた。しかし，保険料の滞納者の増加や受診抑制，医療資源の偏在による医療格差の拡大が既に報告されている（Murata, 2010）。また，高齢層以上に若年層中年層で貧困リスクが高まっている（小塩, 2010）。家族や雇用形態などの社会経済状況も大きく変容しており，これらの社会経済的な要因は，いずれも健康に影響することが報告されている（Kagamimori, Gaina and Nasermoaddeli, 2009）。本分析で明らかになった，日本の高齢男性における健康格差が，より若い年代で見られないか，今後の健康格差の推移などをモニタリングすることが望まれる。どの程度までの格差を許容できるのか，抑制策を講じるべきか否かという議論の基礎資料としても，日本における健康格差の実態と機序についての実証研究が一層求められている。

参考文献

Claussen B, Davey Smith G and Thelle D（2003）"Impact of Childhood and Adulthood Socioeconomic Position on Cause Specific Mortality：The Oslo Mortality Study," *Journal of Epidemiology and*

Community Health. 57（1）：40-45.
Commission on Social Determinants of Health（2008）*Closing the Gap in a Generation*：*Health Equity through Action on the Social Determinants of Health*. World Health Organisation.
Cox DR（1972）"Regression Model and Life-Tables," *Journal of the Royal Statistical Society*. 34（2）：187-220.
Fujino Y, Tamakoshi A, Iso H, Inaba Y, Kubo T, Ide R *et al*.（2005）"A Nationwide Cohort Study of Educational Background and Major Causes of Death among the Elderly Population in Japan," *Preventive Medicine*. 40（4）：444-451.
Honjo K, Tsutsumi A and Kayaba K（2010）"Socioeconomic Indicators and Cardiovascular Disease Incidence among Japanese Community Residents：The Jichi Medical School Cohort Study," *International Journal of Behavioral Medicine*. 17（1）：58-66.
Kagamimori S, Gaina A and Nasermoaddeli A（2009）"Socioeconomic Status and Health in the Japanese Population," *Social Science & Medicine*. 68（12）：2152-2160.
Kondo K（Ed.）（2010）*Health Inequalities in Japan*：*An Empirical Study of Older People*. Melbourne：Trans Pacific Press.
Kondo N, Kawachi I, Hirai H, Kondo K, Subramanian SV, Hanibuchi T *et al*.（2009）"Relative Deprivation and Incident Functional Disability among Older Japanese Women and Men：Prospective Cohort Study," *Journal of Epidemiology and Community Health*. 63（6）：461-467.
Mackenbach J（2006）*Health Inequalities*：*Europe in Profile*. An independent, expert report commissioned by the UK Presidency of the EU.
Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam A-JR, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M *et al*.（2008）"Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries," *The New England Journal of Medicine*. 358（23）：2468-2481.
Marmot M（2004）*The Status Syndrome*：*How Social Standing Affects Our Health and Longevity*. Times Books.
Murata C, Yamada T, Chen C-C, Ojima T, Hirai H and Kondo K（2010）"Barriers to Health Care among the Elderly in Japan," *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 7（4）：1330-1341.
Nishi A, Kondo K, Hirai H and Kawachi I（2011）"Cohort Profile：The AGES 2003 Cohort Study in Aichi, Japan," *Journal of Epidemiology/Japan Epidemiological Association*. 21（2）：151-157.
Poulton R, Caspi A, Milne BJ, Thomson WM, Taylor A, Sears MR *et al*.（2002）"Association between Children's Experience of Socioeconomic Disadvantage and Adult Health：A Life-course Study," *Lancet*. 360（9346）：1640-1645.
Sekine M, Chandola T, Martikainen P, Marmot M and Kagamimori S（2009）"Socioeconomic Inequalities in Physical and Mental Functioning of British, Finnish, and Japanese Civil Servants：Role of Job Demand, Control, and Work Hours," *Social Science & Medicine*. 69（10）：1417-1425.
Townsend P and Davidson N（Eds.）（1992）*The Black Report*. London：Penguin Books.
Wilkinson RG（1996）*Unhealty Societies*：*The Afflictions of Inequality*. London：Routledge.
Wilkinson RG and Marmot M（Eds.）（2003）*Social Determinants of Health; The Solid Facts*, 2nd edition. Geneva：World Health Organization.
小塩隆士（2010）『再分配の厚生分析　公平と効率を問う』日本評論社
グロスマン，マイケル（2011）「教育への投資は健康を改善するか」『医療経済研究』23（1）：21-38
小林廉毅（2006）「貧困と健康」 川上憲人，小林廉毅，橋本英樹　編『社会格差と健康　社会疫学からのアプローチ』25-35, 東京大学出版会
近藤克則　編（2007）『検証「健康格差社会」―介護予防に向けた社会疫学的大規模調査』医学書院
竹田徳則，近藤克則，平井寛（2010）「地域在住高齢者における認知症を伴う要介護認定の心理社会的危険因子―AGES　プロジェクト３年間のコホート研究」『日本公衆衛生雑誌』 57（12）：1054-1065
竹田徳則，近藤克則，平井寛，村田千代栄（2007）「地域在住高齢者の認知症発症と心理・社会的側面との関連」『作業療法』26：55-65（訂正記事 『作業療法』27（2）：212（2008年）に掲載）
日本学術会議　基礎医学委員会・健康・生活科学委員会合同　パブリックヘルス科学分科会（2011）「わが国の健康の社会格差の現状理解とその改善に向けて」日本学術会議
日本公衆衛生学会　公衆衛生モニタリング・レポート委員会（2011）「高齢者における健康の社会格差」『日本公衆衛生雑誌』58（7）：564-568
平井寛，近藤克則，尾島俊之，村田千代栄（2009）「地域在住高齢者の要介護認定のリスク要因の検討―AGES　プロジェクト３年間の追跡研究」『日本公衆衛生雑誌』56（8）：501-512
吉井清子，近藤克則，久世淳子，樋口京子（2005）「地域在住高齢者の社会関係の特徴とその後２年間の要介護状態発生との関連性」『日本公衆衛生雑誌』52（6）：456-467

連絡先：近藤克則
kkondo@n-fukushi.ac.jp

The Relationship between Socio-economic Status and the Loss of Healthy Aging, and Relevant Gender Differences in the Japanese Older Population：AGES Project Longitudinal Study

Katsunori Kondo [1)], Toyo Ashida [2)],
Hiroshi Hirai [3)], Jimpei Misawa [1)], Kayo Suzuki [1)],

Abstract

The purpose of this study was to identify inequalities in the loss of healthy aging (mortality or functional decline) in the Japanese older population.

We analyzed longitudinal data from the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES) project. Subjects were 14,652 older people (mean age：71.0 yrs) in 6 municipalities in Japan followed for 4 years (1,461 days). Municipalities provided information about mortality and long-term care insurance benefit certification. Subjects were divided into 5 groups based on equivalent income and educational attainment. The cox proportional hazard model was used to obtain age-adjusted hazard ratios for death, new long-term care insurance benefit certification, and a combination of the two. Groups with the highest income and educational attainment were used as a reference. Men and women were analyzed separately.

In men, significant health inequalities were observed between the highest income group and lowest income group (HR1.55-1.75), and between the highest educational attainment group and lowest educational attainment group (HR1.45-1.97). In contrast, no inequalities were seen in women regarding either income (HR 0.92-1.22) or education (HR1.00-1.35).

In the Japanese older population studied, men with the highest income and educational attainment showed healthier aging and lower mortality compared to men with the lowest income and educational attainment. No such differences were seen among females for either factor. These findings suggest the existence of groups with little or no health inequalities. Further studies are needed to confirm the reproducibility of these findings, to monitor such inequalities, and to reveal the mechanisms underlying health inequalities.

Keywords：Health inequalities, Socio-economic status, Mortality, Healthy aging, Gender differences

---

[1)] Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University

[2)] Osaka School of International Public Policy, Osaka University

[3)] Faculty of Engineering, Iwate University