

させることができる。さらに細かく見ると、遺伝子そのものは受精卵ができた時に確定するとしても、その後の遺伝子発現（エピジェネティクス）に影響がある場合もあると考えられる⁷⁾。類似の概念で「生物学的プログラミング」ということもある。なお、臨界期と類似の概念として過敏期（sensitive period）があり明確に区別されずに使われることが多い。厳密な意味での臨界期は、その時期の曝露でのみ影響が現れ、それ以外の時期では影響が現れないものである。過敏期は、他の時期でも影響が現れるが、その時期では特に影響が現れやすいというものである。臨界期モデルでのもう少し複雑な機序として、効果修飾因子（または交互作用）として影響するというものがある。例えば、低出生体重が成人期の虚血性心疾患に関連するかについて、小児期や成人期に肥満になった人においてはリスクになるが、肥満にならなかった人についてはリスクにならないということがわかってきた。その他、社会的な要因と、生物学的な要因との交互作用については、今後の解明が期待される場所である。

もうひとつの概念モデルとして「リスクの累積」がある。人生の中で種々の要因が少しずつ累積して成人期の疾病発症に至るというモデルである。種々の要因としては、それぞれ独立で、互いに相関のない要因の累積による場合がある。例えば、交通事故と失業と配偶者の死亡という要因がたまたま累積して疾病発症に至るというものである。もう一つのパターンは、互いに相関しあった要因によるものである。「リスクの集積」としては、低出生体重と、小児期の低栄養と、受動喫煙と、低学歴が重なるなどの例がある。これらは、小児期の社会経済的地位が低いという共通の原因によってもたらされる場合が考えられる。もうひとつ、「リスクの連鎖」がある。例えば、失業によって、経済的な困難が生じ、夫婦関係の悪化や家庭内暴力が生じ、そして離婚に至るなどの場合がある。リスクの連鎖については、そのどこかに介入することによって状況の悪化を予防することができるため、その解明は重要である。

ライフコース疫学について、より大きく見ると、世代間の影響も重要な視点である。祖父母世代、親世代、そして自分や兄弟の世代を考えたときに、国レベル、近隣レベル、家庭内レベルの環境が絡み合う。祖父母と遠隔地に別居している場合には、国レベルの環境のみ共通である。一方で、近隣レベルや家庭内レベルの環境は、直接的には親子や兄弟の範囲での影響となる。それに時間軸が加わると、子ども時代のコホート効果や、また3世代共通の時代効果などが絡み合うことになる。複雑であるが、重要

表1 ライフコースの概念モデル⁶⁾

臨界期モデル critical period model
• 成人期への危険因子になるもの、ならないもの
• 成人期の効果修飾因子になるもの
リスクの累積 accumulation of risk
• 独立した相関のない要因によるもの
• 相関しあった要因によるもの
「リスクの集積」
加算の効果または引き金効果による「リスクの連鎖」

かつ興味深い研究領域である。

3. 研究成果

ライフコース疫学によって、これまでに種々の成果が上がっている。Lynch らによるレビュー^{8,9)}で、重要な知見がコンパクトにまとめられている。このレビューによると、出生時の体重や、小児期の社会経済的地位が低いことが、冠動脈疾患、脳出血、慢性閉塞性肺疾患のリスクになる。一方で、乳がんについては、逆にそれらが高いことがリスクになる。また、2型糖尿病では出生時の体重が低すぎることも高すぎることもリスクになることなどがまとめられている。

感染症もライフコース疫学の重要な対象である¹⁰⁾。例えば、C型肝炎の感染がその後の肝細胞癌のリスクになったり、また、小児期の水痘感染が成人期の帯状疱疹の原因になったりなどのことはよく知られている。

日本での研究も行われている。Tamakoshi ら¹¹⁾は、成人を対象としたコホート研究において、母子手帳の記載も調査することによって、出生時の体重が低いと、成人期の高血圧になりやすいことを明らかにしている。関根ら¹²⁾は、富山県における3歳児健診をベースライン調査にした出生コホートを高校1年生まで追跡して、朝食の欠食、運動不足、長時間のテレビゲームなどの望ましくない生活習慣の数が多いと、その後の肥満発生のリスクが上昇するなどの関係を明らかにしている。Suzuki ら¹³⁾は、胎児期から10歳まで追跡し、男児では妊娠中に母親が喫煙しているとBMIが高いが、女児ではそのような関連が見られないことを報告している。日本学術会議¹⁴⁾は、国内外の研究の知見などをまとめて、「出生前・子どもの時からの生活習慣病対策」として、思春期・若年女性のやせによる健康障害についての教育・啓発が必要であることなどの提言を行っている。

4. 展望

成人期の疾病を予防するためには，成人期の生活習慣への対応は一定の意義はあるものの，それだけでは根本的に激減させることが困難である。小児期の影響や世代を超えた影響，また生物学的な要因だけではなく，社会経済的な要因に関する対応も重要となる。ライフコース疫学による研究が進むことにより，より詳細に解明され，効果的な対応が行われるようになることを期待したい。

文 献

- 1) Kuh D, Ben-Shlomo Y, Lynch J, et al. Life course epidemiology. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57(10): 778-83.
- 2) Kuh D, Ben-Shlomo Y, eds. *A life course approach to chronic disease epidemiology*. 2nd ed. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- 3) 近藤克則. ライフコース・アプローチ 足が長いとガンで死ぬ? *保健師ジャーナル* 2006; 62(11): 946-952.
- 4) Barker DJ, Osmond C. Infant mortality, childhood nutrition, and ischaemic heart disease in England and Wales. *Lancet* 1986; 1(8489): 1077-81.
- 5) Bowlby J. *Maternal care and mental health*. Geneva: World Health Organization, 1951.
- 6) Ben-Shlomo Y, Kuh D. A life course approach to chronic disease epidemiology: conceptual models, empirical challenges and interdisciplinary perspectives. *Int J Epidemiol* 2002; 31(2): 285-93.
- 7) 藤原武男. 親子保健・学校保健 胎児期・幼少期の親という環境が子の遺伝子発現を変える ライフコースアプローチとエピジェネティクス. *日本公衆衛生雑誌* 2008; 55(5): 344-9.
- 8) Lynch J, Smith GD. A life course approach to chronic disease epidemiology. *Annu Rev Public Health* 2005; 26: 1-35.
- 9) 藤原武男. ライフコースアプローチによる胎児期・幼少期からの成人疾病の予防. *保健医療科学* 2007; 56(2): 90-98.
- 10) Hall AJ, Yee LJ, Thomas SL. Life course epidemiology and infectious diseases. *Int J Epidemiol* 2002; 31(2): 300-1.
- 11) Tamakoshi K, Yatsuya H, Wada K, et al. Birth weight and adult hypertension. *Circ J* 2006; 70: 262-7.
- 12) 関根道和, 山上孝司, 鏡森定信. 富山出生コホート研究からみた小児の生活習慣と肥満. *日本小児循環器学会雑誌* 2008; 24(5): 589-597.
- 13) Suzuki K, Kondo N, Sato M, et al. Gender differences in the association between maternal smoking during pregnancy and childhood growth trajectories: multilevel analysis. *Int J Obes* 2011; 35(1): 53-59.
- 14) 日本学術会議臨床医学委員会・健康・生活科学委員会合同生活習慣病対策分科会. 出生前・子どもからの生活習慣病対策. 日本学術会議, 2008. <http://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-20-t62-4.pdf>

差別と排除の[いま]

福祉・医療 における 排除の多層性

藤村正之 [編著]

明石書店

—397—
126

- 1章 ● 生活保護と差別 | 坪洋一
- 2章 ● 多重債務の社会的世界 | 大山小夜
- 3章 ● 認知症をめぐる排除と包摂 | 井口高志
- 4章 ● 障害者問題解決に向けた「ゆらぎの学習」へ | 横須賀俊司
- 5章 ● 社会的排除と健康格差 | 齊藤雅茂・近藤克則
- 6章 ● ハンセン病療養所で生きることのアクチュアリティ | 坂田勝彦



福祉・医療
における排除の多層性



藤村正之 [編著]

明石書店

9784750333021

1920336022004

ISBN978-4-7503-3302-1
C0336 ¥2200E
定価(本体2,200円+税)



【編著者略歴】

藤村正之 (ふじむら まさゆき)

上智大学総合人間科学部教授。著・編書に『社会学の宇宙』(共編: 恒星社厚生閣、1992年)、『福祉国家の再編成』(東京大学出版会、1999年)、『ウェルビーイング・タウン 社会福祉入門』(共著: 有斐閣、1999年)、『非日常を生み出す文化装置』(共編: 北樹出版、2001年)、『講座・社会変動9 福祉化と成熟社会』(編: ミネルヴァ書房、2006年)、『社会学』(共著: 有斐閣、2007年)、『(生)の社会学』(東京大学出版会、2008年)など。

差別と排除の [いま] 第4巻

福祉・医療における排除の多層性

2010年11月10日 初版第1刷発行

2010年12月30日 初版第2刷発行


編著者 藤村正之
発行者 石井昭男
発行所 株式会社 明石書店

〒101-0021 東京都千代田区外神田6-9-5
電話 03 (5818) 1171
FAX 03 (5818) 1174
振替 00100-7-24505
<http://www.akashi.co.jp/>

組版 まとりつくす
装幀 松田行正+山田和寛
印刷/製本 モリモト印刷株式会社

(定価はカバーに表示してあります)

ISBN978-4-7503-3302-1

 (社) 出版者著作権管理機構 委託出版物)

本書の無断複写は著作権法上での例外を除き禁じられています。複写される場合は、そのつど事前に、(社) 出版者著作権管理機構 (電話 03-3513-6969、FAX 03-3513-6979、e-mail: info@jcopy.or.jp) の許諾を得てください。

【執筆者紹介】(執筆順)

坪 洋一 (あくつ よういち)

日本女子大学人間社会学部准教授。著書に『社会運動・組織・思想』(共著: 日本経済評論社、2010年)、『社会福祉原論——現代社会と福祉』(編著: へるす出版、2009年)など。

大山小夜 (おおやま さや)

金城学院大学人間科学部准教授。著書に『シカゴ学派の社会学』(共著: 世界思想社、2003年)、『社会的コントロールの現在』(共著: 世界思想社、2005年)、『反貧困の学校』(共著: 明石書店、2008年)など。

井口高志 (いぐち たかし)

信州大学医学部保健学科講師。博士(社会学)。著書に『認知症家族介護を生きる——新しい認知症ケア時代の臨床社会学』(東信堂、2007年)、論文に『支援・ケアの社会学と家族研究——ケアの『社会化』をめぐる研究を中心に』(『家族社会学研究』22(2)、2010年)など。

横須賀俊司 (よこすか しゅんじ)

県立広島大学保健福祉学部准教授。著書に『構造的差別のソシオグラフィ』(共著: 世界思想社、2006年)、『支援の障害学に向けて』(共編著: 現代書館、2007年)、『社会福祉と内発的発展』(共編著: 関西学院大学出版会、2008年)、『障害者ソーシャルワークの展望とジレンマ』(共編著: 明石書店、近刊)など。

斉藤雅茂 (さいとう まさしげ)

日本福祉大学地域ケア研究推進センター主任研究員。最近の論文に『首都圏ベッドタウンにおける世帯構成別にみた孤立高齢者の発現率と特徴』(『日本公衆衛生雑誌』57(9)、2010年)、『大都市高齢者の社会的孤立と一人暮らしに至る経緯との関連』(『老年社会科学』32(4)、2010年)など。

近藤克則 (こんどう かつのり)

日本福祉大学社会福祉学部教授。著書に、『健康格差社会』を生き抜く』(朝日新書、2010年)、『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』(編著: 医学書院、2007年)、『健康格差社会——何が心と健康を蝕むのか』(医学書院、2005年、社会政策学会奨励賞)など。

坂田勝彦 (さかた かつひこ)

東日本国際大学准教授、博士(社会学)。最近の論文に『戦後日本の社会変動とハンセン病者による現実の意味構成——ある都市部療養所における『ふるさとの森』作りの取り組みから』(『社会学評論』第59巻4号、2009年)など。

社会的排除と健康格差

齊藤雅茂 近藤克則

はじめに——貧困と不健康の悪循環

かつては一億総中流といわれた日本社会において、ジニ係数の拡大が進み、貧困の若年化やワーキングプアの増加、年越し派遣村の活動などが取り上げられ、改めて貧困問題への関心が高まっている。とりわけ、2009年の政権交代後、厚生労働省として日本の相対的貧困率（等価可処分所得の中央値の半分に満たない世帯の割合）が正式に公表されたこと（2007年時点で15.7%）は多くの注目を集めた。

こうした貧困問題に対して、近年、EU諸国では社会的排除（social exclusion）という概念がよく用いられている。そのことに対する批判（Hills 2000）もあるが、従来の「貧困」が主に所得という一次元かつ静的な結果に注目していたのに対し、「社会的排除」は、経済指標のほかにも物質的な資源や社会参加などの多次元かつ動態的なプロセスに着目する（Bergman 1995）点において新たな視点を提示している。すなわち、この概念では、貧困の多次元性とともに、個々の貧困状態が本人の怠慢の結果だけでなく、社会の中での多次元的な不利の累積によって形成されていることに着目している。その一例として、不安定な職に従事していたために長期の失業状態に陥りやすく、長期間失業していることによって再就職の際により不安定な職に従事せざるを得ないといった社会構造や生成プロセスが問題にされている（Bhalla et al. 2004）。国内でも既にいくつかの研究があり、社会的排除の該当者は、一時的な貧困ではなく長期的な貧困と密接に関連しており（阿部 2007）、社会的な不利が不利を

呼ぶといった悪循環のなかにいることが示されている。

こうした悪循環の一つに貧困と不健康の循環があり、「健康格差（health disparity / inequality / gap）」と呼ばれる問題がある（近藤 2005, 2007a; 2009）。「生活のゆとりに関する世論調査」（2007年、時事通信社）によれば、健康は、何かを達成するためだけでなく、生活のゆとりを感じる上で大切な要素とされている。ゆとりのない生活で健康を害し、健康でない人ほど労働市場から排除されやすくなり、労働市場をはじめ社会的に排除されると抑うつなど精神的健康のリスクが高まるといった悪循環は経験的にも十分予想されるものである。今では、乳幼児期からのライフコースを通じた貧困や社会的排除を含む社会的な要因やプロセスのなかで、不健康に陥るリスクが蓄積されることが明らかにされているが、国内ではそうした議論は必ずしも認知されていない。しかし、WHO（世界保健機関）をはじめ国際的には、健康格差の問題は、基本的人権と関連する是正すべき格差の一つとして注目を集めており、膨大な実証研究の蓄積と具体的な政策が進められている。

そこで、本章では、現代の差別と排除に関わる現実的な課題として、貧困や社会的排除と健康格差という問題を取り上げ、これまでの主要な知見と議論を概観する。はじめに健康格差の定義を確認し、そのうえで、健康格差の現状として既存の調査ではどのような知見が得られているのか、そもそもなぜ健康格差が問題であるのかを整理し、最後に、健康格差是正にむけた海外での取り組みと今後の課題について述べる。

1 健康格差とは何か

まず「格差・較差」という概念については、学術用語というよりも、一般用語として広く認知されている。たとえば、広辞苑(第6版岩波書店)では、格差とは「価格・資格・等級・生活水準などの差」とされ、大辞林(第2版三省堂)では、「同類のものとの間における価格・資格・等級・水準などの差」とされている。「格差のない社会はない」といった意見に代表されるように、同類のものとの間の何らかの差はほとんどのものに観察される。そのため、良いか悪いかの判断を加えず価値中立な場合には「較差」、望ましくないという価値判断を加えた場合に「格差」という表現を用いて区別することもある。すなわち、所得や教育などにおいて観察される「較差」のすべてが社会的な解決が求められる「格差」であるとは限らない。健康についても同様に、「高齢者の生活と意識」第6回国際比較調査結果(内閣府 2007)では、「(自分は)健康である」という指標に関する国際間での「較差」が示されているが、そのうち、どの程度が「格差」なのかを見極めるのは容易ではない。

健康「格差」とは、健康において観察される「較差」そのものではない。たとえば、Whitehead (1990)は「不必要で回避可能なだけでなく、不公平かつ不公正と考えられる健康の相違」を健康格差としている。また、概念の操作的定義という観点から、Braveman (2006)は、健康格差を「健康上のすべての相違ではなく、政策によって形成される社会的に不利な集団(貧困、人種、少数民族、女性、その他被差別集団)とそれ以外との間で系統的に生じている健康リスクの相違」として捉えている。すなわち、健康格差とは、健康に関する「較差」のなかでも、不必要、不公平かつ不公正なものであり、社会的に容認すべきではないという価値判断を含むものとして用いられている。

これまで健康「較差」を分析した研究によって、死亡を含む健康に関するリスクが社会的に不利な集団・階層において系統的に高まっていること、また、結果の不平等だけでなく機会の不平等が健康に深く関与していることが解明されてきている。その結果として、現在観察される健康「較差」の少なからぬ部分あるいは要素が「健康格差」と呼ぶべきものであること、とりわけ健康格差によって生じている早期死亡は、幅広い社会政策ないし環境の改善によって「避けられる死 (avoidable death)」であることが強調されるに至っている。

2 健康格差の現状・確固たる事実

(1) 社会経済的地位と健康との関連

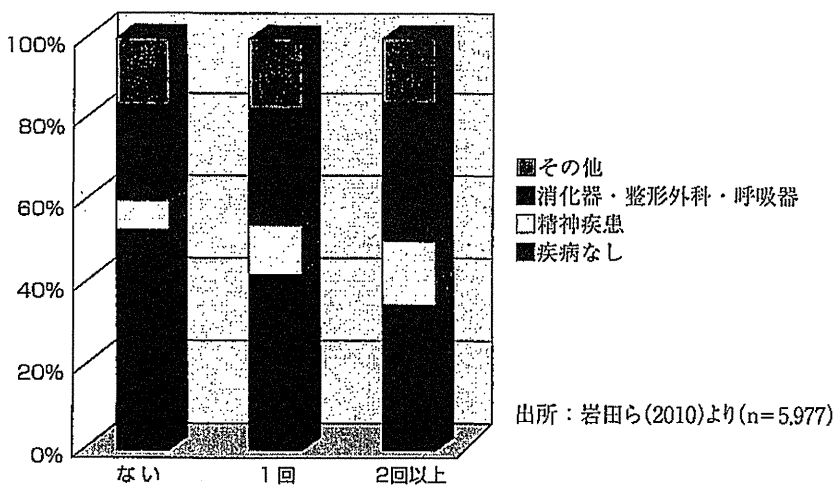
健康格差とは「社会的に不利な集団」における健康リスクの高さに注目したものであり、主に社会経済的な地位と各種の健康指標との関連を扱っている。他方で、両者の関連については、健康そのものに主たる関心をおく健康科学の分野に限らずに、社会科学の分野においても、数多くの研究がなされてきている。

たとえば、高齢期に限定すると、社会老年学 (social gerontology) では、近年、高齢期の社会的に平等との関連からライフコースを通じた累積的な有利・不利 (cumulative advantage / disadvantage) という概念が注目され、社会経済的な地位と高齢期の健康との関連を分析した研究が数多く発表され

ている。たとえば、幼少期の社会経済的な地位がその後の疾病や障害のリスクを高め、疾病や障害が高齢期の経済格差を規定するというモデルが提示されている (Crysel et al. 2006)。また、実証的にも、高齢期だけでなく若年期の社会経済的地位が低いほど中年期以降に健康状態が衰弱しやすい (House et al. 1994)、幼少・成人期 (16歳まで) における父親の失業経験や母親の低学歴、貧しい家庭環境などに特徴のある「初期不利クラスター」に該当する高齢者の方が、高齢期に心臓発作ハイ・リスク群に該当しやすい (O'Rand et al. 2005) といった結果が報告されている。

このほかにも、たとえば、東京都にある路上生活者や居所を失った人々を対象にした厚生関係施設 (更生施設・宿所提供施設・宿泊所) 入所者の研究によれば、生活保護の受給経験がない人と比べて、二回以上生活保護を受給したことがある人の方が、各種の障害や疾病のある人が多いという結果が得られている (岩田ら 2010、図1)。これは、障害や疾病のある人の方が生活保護を受

図1 更生施設入所前の生活保護受給回数と既往歴



給しやすいということと同時に、生活保護の反復受給という経済的により不安定な状態にあることが各種の障害や疾病のリスクを高める可能性があることを示唆するものといえる。とくに、同研究では、貧困層のなかでも社会経済的地位の低い人の方が貧困状態から脱し難く、その結果として健康リスクをより高めている可能性があることが示唆されている。

(2) 社会疫学で示されている知見

他方で、健康の決定要因の解明を主たる目的にした医学・疫学分野では、健康には遺伝的要因 (低体重など) と個人的要因 (喫煙行動やライフスタイルなど) だけではなく、社会的な要因があることに改めて注目が集まっている。そうした中で、健康の社会的決定要因 (social determinants of health) を解明する「社会疫学 (social epidemiology)」(Berkman et al. 2000) という分野が確立しつつある。1980年にイギリスで公表されたブラック報告以降、健康格差に関する研究は数多くの蓄積があり、最近では、それらをレビューしたWHOの報告書 (Wilkinson et al. 2003) が発表されている。この報告書には、「確固たる事実 (solid fact)」という副題がついており、個人の健康に対する社会経済的地位をはじめとする社会的要因の重要性、とくに健康格差是正の必要性が改めて強調されている。

国内においても、健康格差の実態を検証する大規模な社会疫学調査が既にいくつか報告されている。国内においては、健康格差の実態を検証する大規模な社会疫学調査が既にいくつか報告されている。たとえば、AGES (Aichi Gerontological Evaluation Study: 愛知老年学的評価研究) プロジェクトでは、2003年に要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者5万9622人を対象にした郵送調査を実施し、3万2891人 (回答率55.2%) の回答を得ている。その結果として、吉井ら (2005) は、

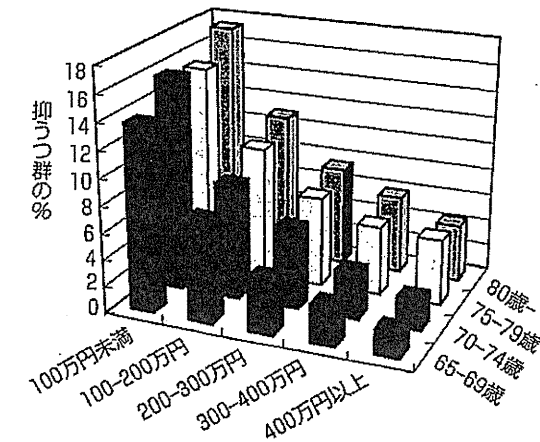
年齢に関わらず、所得の低い高齢者ほど抑うつ状態が多いという関係があることを明らかにしている(図2)。具体的には、等価所得(世帯所得を世帯人数の平方根で割った値)が、400万円以上の人に比べて100万円未満の方が、男性では約6・9倍、女性では4・1倍、抑うつ(Geriatric Depression Scale 15項目版の10点以上)該当者が多いと報告している。

(3) 結果の解釈に対する批判：見かけの相関と逆の因果

以上のように、世帯ないし個人の所得や社会経済的な地位と健康との間に一定の相関関係がある(社会経済的な地位の低い人ほど身体的・精神的な健康のリスクが高い)ことは、国内外のさまざまな分野で確認されている。しかし、これらの知見に基づいて社会経済的な地位による健康格差への対策を検討すべきであるという主張に対しては、いくつかの批判と反論がある(近藤 2010)。

その一つが、学歴や所得そのものが健康を決定しているのではなく、学歴や所得の高低によって規定される健康行動や健康意識が健康に影響を及ぼしているのであり、両者の関連は「見かけの相関」に過ぎないの

図2 高齢者の等価所得とうつ状態



出所：吉井ら(2005)より

ではないかという指摘である。たとえば、現在の健康状態は、喫煙・飲酒・食事・運動などあくまでも個人の健康行動の結果であり、自らの行動選択の結果として不健康になっていることを「格差」と見なすべきではないとの指摘もある(日本経済新聞連載「印南一路」医療問題の分かりにくさ(2010年3月17日~30日)など)。

一方で、健康に対して、健康意識や健康行動が及ぼす効果と所得や学歴が及ぼす効果を分離する試みは現在も進められている。その結果、たとえば、Kaplanら(1993)は、心臓血管疾患と社会階層との関連を分析した186の論文をレビューし、健康に関して健康行動や生活習慣で説明できるのは2割程度であることを明らかにしている。また、最近では、25年間に四回にわたって個人の健康行動を継続的に把握したところ、従来、生活習慣や健康行動による死亡への予測力が過小評価されてきたこと、その一方で、それでも依然として社会経済的な地位は、健康に対して独立して有意な影響を及ぼしていることが明らかにされている(Springini 2010)。すなわち、日頃の健康行動が健康を決定する重要な変数であることは確実であるものの、社会経済的な地位と健康との関連が見かけの相関であるとは言い切れず、社会経済的な地位は、健康行動以外の経路も経て健康を決定している可能性があることが示唆されている。

もう一つの批判は、「低所得が不健康を招く」という因果関係でなく「不健康であるために所得が低く留まった」などの逆の因果関係を考慮していないというものである。この逆の因果関係を取り除くための研究デザインの一つが、回答者について数年間に渡って死亡しないし要介護や認知症への移行状況を追跡する縦断研究(医学分野でコホート研究と呼ばれるもの)である。とくに観察開始時に、要

図3 高齢者の所得段階別の死亡・要介護認定割合

出所：近藤ら(2008)より

注：値は年齢を調整したものである。所得段階は介護保険料区分に基づく。

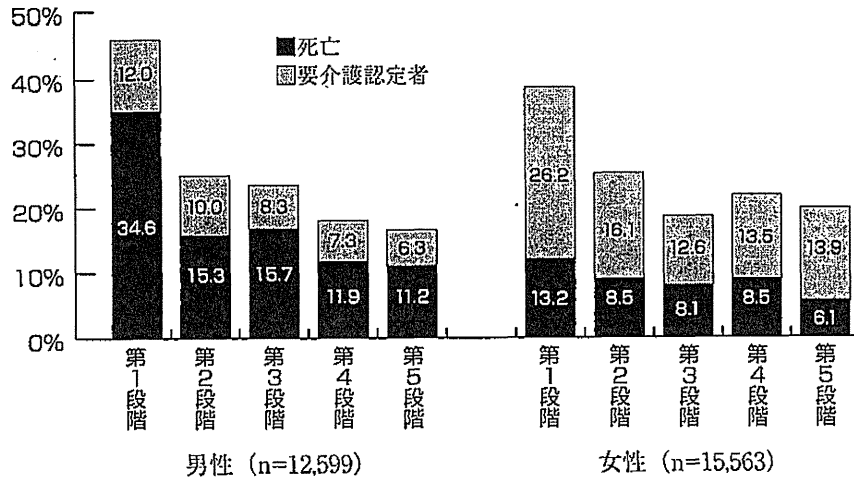
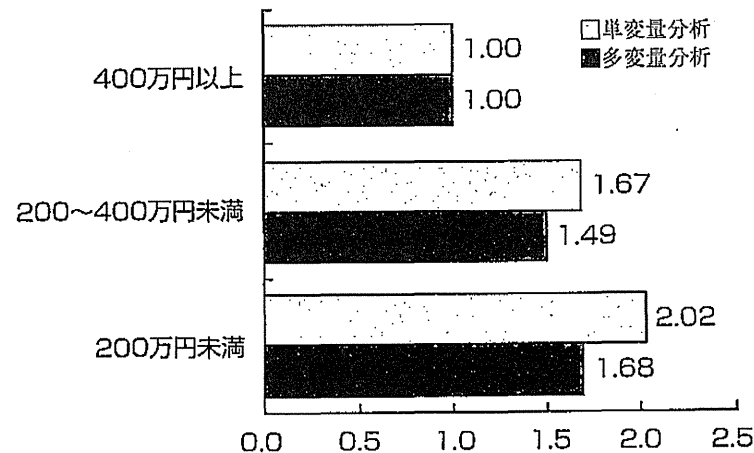


図4 高齢者の等価所得別の死亡リスク (ハザード比)



出所：尾島ら(2008)より

注：1) 単変量分析：年齢のみを調整。

注：2) 多変量分析：年齢、喫煙、飲酒、BMIを調整。

介護状態であった人を分析から外すことによって、要介護状態であったために所得が低く留まったといった逆の因果関係を除外したモデルを想定することができる。

その結果、コホート研究においても、社会経済的な地位の低さが不健康を招くという仮説を支持する知見が得られている。たとえば、近藤ら(2008)は、介護保険料区分(世帯所得が反映された変数)が低い高齢者ほど、調査実施後、要介護ないし死亡に至る割合が高く、生活保護世帯を意味する「第1段階」の男性は約3倍死亡に、女性は約2倍要介護に至っている人が多いという結果を示している(図3)。さらに、経済状態と死亡との関連については、尾島ら(2008)は、単変量分析と多変量分析で概ね同様の傾向があり、年齢、喫煙の有無、飲酒の有無、肥満度(BMI: Body Mass Index)を統計的に統制した上でも、等価所得が400万円以上の人よりも200万円未満の人の方が、調査後3年間の死亡リスクが1.68倍高いという結果を示している(図表4)。このほかにも、学歴と要介護度については、男性高齢者でのみ有意な影響があり、年齢を調整したうえで、教育年数が13年以上に比べて、6~9年の方が1.60倍、6年未満の方が2.62倍、調査後3年間で要介護に至りやすいといった知見が得られていた(平井ら 2009)。

以上のように、社会経済的な地位が健康に及ぼす機序については、未だ完全には明らかにされていないが、現在得られている知見をみる限りでは、両者の関連を見かけ上の関連だけであるとは言えず、因果関係を一部含んでいると考えてよいものと考えられる。とくに、社会経済的な地位が低い人ほど通常の社会調査には拒否的であることや、前述したホームレスなどの絶対的な貧困層はそもそも住民票がないために調査対象にすらなっていないことを考慮すると、上記の研究を含めて、これまでの知見は、実際の健康格差を過小評価している可能性もあるともいえる。実際に、上述したWHOの報告書では、確固たる事実として、貧困・社会的排除は人びとが直面する困難をより深刻な状態にし、健康に対しても大きな影響をもたらすと明記されている (Wilkinson et al. 2003)。

3 なぜ、健康格差が問題なのか

健康格差の是正に関わる議論には、健康的な行動よりも快樂など他の価値を重視する自由も保障されるべきという立場からの主張もある。それに対して、これまでの研究では、そもそも「なぜ健康格差が問題なのか」という問いへの回答、言い換えれば、健康「較差」には少なからず健康格差と呼ぶべきものが含まれている理由について、主に以下の三点が指摘されている。

(1) 社会的公正に反する格差であること

第一に、健康格差は、社会的公正 (social justice) に反する格差であるという指摘である。前述のように、健康格差は「不必要、不公平かつ不公正」な格差である。ロールズの正義論によれば、較差は社会の中で一定程度容認されるものだが、「自由原理 (人びとの平等な基礎的自由が確保されること)」と「公正な機会平等原理 (確固とした機会の不平等が提供されること)」、「格差原理 (最も恵まれない人びとに利益になる場合のみ格差が容認されること)」に抵触する場合には、社会的公正に反する格差とされる。そのうえで、Danielsら (2000) は、今日、世界中でみられる社会経済的・人種的・民族的な集団間の健康格差は、そのほとんどがロールズの社会的公正の諸原理からみて是正されるべき不公正なものであると指摘している。同様に、WHOの報告では、仮に社会政策が現代の健康格差の事実を見逃すならば、現代社会における健康水準の最も重要な決定要因を見落とすだけでなく、現代社会が直面している社会的公正の議論をも無視することになると警告している (Wilkinson et al. 2003)。とくに、WHOの「すべての人に健康を (Health for all)」というスローガンでは、単に国民全体の健康長寿ではなく、社会的公正に反する健康格差の是正を目指している。

(2) 基本的人権に関わる格差であること

第二に、健康格差は、最も根源的な人々の生死に関わる格差であるという指摘である。社会的な出身・階層や地位などによって、生命や安全への危機が生じてはならないという趣旨は、日本国憲法の生存権をはじめ、世界人権宣言 (第三条) すべて人は、生命、自由及び身体の安全に対する権利を有する)

にも明文化されている基本的人権の一つである。このため、Braveman (2006) は、健康格差は倫理的な問題だけでなく、国際的な人権問題でもあると指摘している。とくに、所得格差などは個人の能力や努力の相違が反映されたものという意味において、その是非にはさまざまな議論がありうるが、たとえば「(生活習慣などに関わらず) 低所得者ほど早く亡くなりやすい」という事実があるとすれば、基本的人権の観点から、その是正が求められるべきものといえる。

それと同時に、健康格差は、死亡といういかなる意味でも取り返しのつかないものに注目している点において、他の格差論とは異なる性格を持っている。現実的な問題としては、研究者が統計データのなかで死亡を把握できるのは、当事者が亡くなってからであり、健康格差を観測した時には、当事者への介入は間に合わないという関係がある。このため、健康格差に関する研究では、既存のデータに基づく科学的根拠の蓄積と同時に、科学的根拠が出揃う前であっても、予防原則での対応を早急に検討すべきであるということが強調されている(近藤 2007b:2010)。

(3) 個人要因だけでは説明できない格差であること

第三に、健康格差は、そもそも個人による選択の結果だけでは説明できないという指摘である。前述の通り、社会経済的な地位と健康行動との間に一定の関連があることが一貫して確認されているが、生活習慣やライフスタイルなどと異なり、社会経済的な要因に関して個人レベルで選択できるものは限られている。たとえば、親の社会階層が低いほど出生時体重が低い傾向にあり、出生時の体重が低いほど成人期に心臓病による死亡および高齢期に糖尿病になるリスクが高い(近藤 2010)とされて

いるが、親の社会階層を自分で選択することは不可能である。同様に、日本学術会議(2008)では、胎児期に低栄養にさらされた場合に、成人期に耐糖能異常などの内分泌・代謝異常をきたしやすく、生活習慣病対策は胎児期からなされるべきであるという提言を出しているが、胎児本人が栄養状態をコントロールすることはできない。

また、貧困や社会的排除との関連では、健康に関する選択自体がすべての人に確保されているとは限らないという問題もある。社会経済的な地位が極端に低い人びとほど、いわゆる「選択」や「契約」とは無縁になりがちであることがよく知られている。このため、たとえば、ホームレスの人びとの間では、その慣習や環境条件によって健康に対して選択できる余地がなく、将来の健康のために節制するという意志すら持てずに、早期の疾病や死亡リスクが高まっていることが考えられる。すなわち、特定の社会階層においては、これまで個人要因として捉えられた生活習慣などについても個人で選択できる部分は少なく、健康はあくまでも個人の選択の結果であるという認識そのものがあてはまらない可能性がある。

さらに、近年、個人レベルの要因を統制したうえで、地域の所得格差(Wilkinson et al. 2006)やソーシャルキャピタル・社会関係資本(Ichida et al. 2009)などの地域レベルの要因が、個人の健康に及ぼす影響を分析した研究が増えている。たとえば、「貧富の差が大きい社会ほど国民の健康水準が低い」という相対所得仮説と呼ばれるものがある。分析方法論や解釈の課題に関する指摘もある(橋本 2006)が、死亡をアウトカムにしたコホート研究のメタ分析によって、所得の不平等が大きい社会ほど、富裕層を含めて国民全体の死亡リスクが高いという事実が明らかにされている(Kondo et al.

2003)。これらは、個人の健康が個人では選択できない社会的要因によって決定されることを示唆する点において重要な知見を提示していると考えられる。

4 健康格差の解決策はあるのか

(1) 健康格差是正にむけた海外の取り組み

健康格差は、社会経済的地位による格差であり、貧困層だけでない中間層を含んだ問題である。このため、その是正には、通常の中所得者や高学歴者などが参加しがちな啓蒙活動や健康指導ではなく、また最低所得層だけでない普遍的な介入であることが求められる。とくに、効率性の面からは、健康でいたいという強い意志を持った人のみを対象にすればよいという指摘もあるが、そうした方法では、健康に関する意思すら持たずにいる階層の低い人々をまさに排除することになる可能性が高い。また、健康に関する個人への介入効果が限定的であることが明らかになるにつれて、健康の社会的決定要因を踏まえた地域・環境への介入の重要性が再認識されてきている。

WHOをはじめ諸外国では、健康格差対策は社会的公正に反する基本的人権に関わるものであるという認識から、個別の団体や事業家の活動ではなく、国および政府が負うべき責任として、その是正にむけた介入策が検討されて実行に移されている。たとえば、WHO (1998) では、社会的に不利な集団の実質的な健康改善によって、全加盟国において、2020年までに社会経済的な集団間の健康格差の少なくとも4分の1を削減する、とくに社会経済的な集団間の平均寿命のギャップを25%縮

小するといった数値目標を掲げている。このほかに、フィンランドやオランダ、イギリス、スペインなどでは、健康格差を評価する委員会を設置しているほか、ノルウェーでは健康不平等をより正確に把握できる指標開発が試みられ、スウェーデンでは健康格差の把握に際してジェンダーと社会経済的な指標の統合化などの動きがある。なかでも、スウェーデンでは、2003年に改正された公衆衛生法において、健康リスクの決定要因として、社会政策の重要性を打ち出している。具体的には、従来の感染症対策や生活習慣だけでなく、「経済と所得保障」や「安全な環境」を公衆衛生政策の一つに位置づけ、図5に示したような男女平等政策から住宅政策、教育政策などの幅広い政策分野が健康に影響することを明示している。

また、環境要因への取り組みとして、近年、EUやWHO等の国際機関では、健康影響評価(Health Impact Assessment)と呼ばれる手法が進められている。これは、政策・施策事業の計画時にそれが健康に及ぼす影響を予め評価し、是正する仕組みであり、詳細についてはKemmら(2004)や藤野ら(2007)などで紹介されている。既に、イギリスやオランダ、ニュージーランド、オーストラリア等における新空港建設、ダム建設、雇用政策および住宅供給政策などの分野で健康影

図5 健康に影響する政策群

- 民主主義政策 ●人権 ●メディア政策
- 労働生活政策 ●男女平等政策 ●男女共同参画
- 障害者政策 ●子ども政策 ●青年政策
- 高齢者政策 ●所得保障政策 ●都市開発政策
- 経済的な家族政策 ●高齢者の所得保障
- 患者・障害者の所得保障 ●住宅政策
- 労働市場政策 ●保健・医療政策 ●環境政策
- 交通政策 ●事故防止・緊急医療政策
- 交通安全政策 ●消費者政策
- 感染症コントロール政策 ●移民政策
- 教育政策 ●防犯政策 ●スポーツ政策
- 食糧政策 ●税制 ●司法

出所：近藤(2007b)より

響評価を取り入れた事例が報告されている。

以上のような動きを受けて、2009年に開催されたWHO総会の健康格差是正に向けた最終報告書では、(a) 出生期から老年期までの日常生活の条件を改善すること、(b) 権力や金銭などにおける格差を是正すること、(c) 健康格差の測定や健康影響評価を拡充すること、という三つの提言を採択し、加盟諸国にその実施を求めるに至っている(WHO 2009)。

(2) 今後の課題

海外や(日本も加盟している)WHOの動きに対して、国内の状況は、健康格差の実態に関する初期的な報告がなされて議論が始まったところであり、社会政策を動かす段階には至っていない。

今後の課題としては、まずは、健康格差の現状に関する多面的な把握、健康格差のメカニズムの解明が必要である。とくに現在、健康格差を実証する大規模な調査研究が進められているが、貧困や社会的排除に該当するような社会経済的地位が低い人には、健康診査の未受診者が多く、通常の社会調査を実施しても無回答者が多い傾向にあり、実際の健康格差を過小評価している可能性が高い。また、このテーマに関する研究を社会疫学の枠内のみで展開していくには限界があり(平岡 2010a)、その理論枠組みの検討を含めて、多様な調査手法とデータ活用を通じた学際的な観点からの解明が必要になると考えられる。

他方で、健康格差は、生死の問題を扱っている性質上、誰もが納得する水準の知見の蓄積を待つことなく、予防原則に基づいた対応を検討すべきものともいえる。しかし、現実的な問題としては、健康格差の是正にむけた社会政策の推進(所得格差の縮小や正規雇用の増加など)には大きな財源が必要となり、それに対する国民の合意を得る必要がある。たとえば、貧困や社会的排除などの最低生活費の保障については、福祉国家として法的に保障されていても、生活保護の不正受給問題などが重なる「税金の無駄遣い」といった意見は今でもみられる。とくに、大半の貧困者が教育機会や就労機会の乏しさによるものであることが研究によって明らかにされていても、貧困は個人の怠慢や嗜好によるものであるという認識は未だ根強い状況にある。この点については、健康格差についても同様であり、研究による科学的な知見の蓄積だけで、自動的に格差是正にむけた取り組みが始まる性質のものではない。

このため、今後は、健康格差の是正策に対する法的根拠の検討を含めた健康格差に関する科学的知見を踏まえた社会における論議、および、人権教育等を通じた「なぜ健康格差が問題であるのか」に関する論議の深化が必要といえる。その際に、「格差センシティブ」(平岡 2010b)な研究や実践の拡充を通じて、貧困・社会的排除や健康格差を生み出す社会構造への理解と、社会や政策によって健康格差を是正すべきであるという認識の共有にむけた取り組みが一層重要になるものと考えられる。

阿部彰 (2007) 「現代日本の社会的排除の現状」福原宏幸編著『社会的排除／包摂と社会政策』法律文化社

一一九～一二二頁

Bergman, J. (1995) *Beyond the threshold: the measurement and analysis of social exclusion*. Bristol: The policy press.

Berkman, L.F. and Kawachi, I. (2000) *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press.

Braveman, P. (2006) "Health disparities and health equity: concepts and measurement" *Annual review of public health*. (27) : 167-194

Crystal, S. (2005) "Dynamics of late-life inequality: modeling the interplay of health disparities, economic resources, and public policies" in Baars, J. Danter, D. and Philipson, C. et al. eds., *Aging, globalization and inequality: the new critical gerontology*. New York: Baywood publishing company : 205-213

Daniels, N. Kennedy, B. and Kawachi, I. (2000) *Is Inequality Bad for Our Health?* Boston: Beacon press. (民智院

監訳 (2008) 『健康格差と正義：公衆衛生に挑むロバートス哲学』勁草書房)

藤野善久／松田晋哉 (2007) 「Health Impact Assessment の基本的概念および日本での今後の取り組みに関する考察」『日本公衆衛生雑誌』第54巻2号、七三～八〇頁

橋本英樹 (2006) 「所得分布と健康」川上憲人／橋本英樹／小林廉毅編『社会格差と健康：社会疫学からのアプローチ』東京大学出版会、二七～六〇頁

Hills, J. (2002) "Does a focus on social exclusion change the policy response?" in Hills, J. Grand, J. and Piacaud, D. eds., *Understanding Social Exclusion*. New York: Oxford university press : 226-243

平井寛／近藤克則／尾島俊之ほか (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』第56巻8号、五〇～五二二頁

平岡公一 (2010a) 「健康格差研究の動向と社会学・社会政策領域における研究の展開の方向」『お茶の水女子大学人

文学研究』第6巻、一三五～一四八頁

—— (2010b) 「高齢期の貧困・格差問題にかかわる老年社会科学研究の展望：『格差センシティブ』な研究の展開に向けて」『老年社会科学』第33巻1号、五六～六三頁

House, J.S. Lepkowski, J.M. and Kinney, A.M. et al. (1994) "The social stratification of aging and health" *Journal of health and social behavior*. (35) : 213-239

Ichida, Y. Kondo, K. and Hirai, H. et al. (2009) "Social capital, income inequality and self-rated health in Chita peninsula, Japan: a multilevel analysis of older people in 25 communities" *Social Science and Medicine*. (69) : 489-499

岩田正美 (2010) 『生活保護施設等利用者の実態と支援』に関する研究 (最終報告)』平成21・22年度特別区人事・厚生事務組合調査研究事業、印刷中

Kaplan, G.A. and Keil, J.E. (1993) "Socioeconomic factors and cardiovascular disease: a review of the literature" *Circulation*. 88(4), 1973-1998

Kenn, J. Parry, J. and Palmer, S. (2004) *Health impact assessment: concepts, theory, techniques, and applications*. New York: Oxford university press. (藤野善久／松田晋哉監訳 (2008) 『健康影響評価：概念・理論・方法および実施例』社会保険研究所)

近藤克則 (2005) 『健康格差社会：何が心と健康を蝕むのか』医学書院

—— (2007a) 「検証 健康格差社会：介護予防に向けた社会疫学の大規模調査」医学書院

—— (2007b) 「健康格差への処方箋：マクロレベルにおける対策」『保健師ジャーナル』第63巻8号、七二八～七三三

四頁

—— (2009) 「健康格差社会とソーシャル・インクルージョン」『社会福祉学』第50巻2号、八四～八八頁

—— (2010) 『健康格差社会』を生き抜く (朝日新書) 朝日新聞出版

近藤克則／平井寛／尾島俊之ほか (2008) 「所得水準による健康格差：死亡、健康寿命喪失をエンドポイントとする

- Kondo, N, Sembajwe, G. and Kawachi, I et al (2009) "Income inequality, mortality, and self-rated health: meta-analysis of multilevel studies" *British Medical Journal*, 339 : b4471
- 日本学術会議 (2008) 『健康 田中道・トウモロコシと大豆の食生活習慣病対策』臨床医学委員会・健康・生活科学委員会 合同 生活習慣病対策分科会 <http://www.scij.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-20-t624.pdf>
- 慶應義大／医学部健康増進科 (2008) 「健康増進センター所管施設による食生活改善 : AGESの「ロビンソン」第18 回日本学術会議録集
- O'Rand, A.M. and Hamill-Luker, J. (2005) "Process of cumulative adversity: childhood disadvantage and increased risk of heart attack across the life course" *Journals of gerontology: psychological sciences and social sciences*, 60B special issue 2: s117-s124
- Stringhini, S, Sabia, S. and Shipley, M. (2010) "Association of socioeconomic position with health behaviors and mortality" *JAMA*, 303(12) : 1159-1166
- Whitehead, M. (1990) *The concepts and principles of equity in health*. Copenhagen: World Health Organization, Regional office for Europe. (EUR/ICP/RPD 414 7734r)
- WHO (1999) "21 targets for the 21st century and suggested areas for formulating indicators." *Health 21: the health for all policy framework for the WHO European Region*. :177-202. WHO regional office for Europe, Copenhagen.
- WHO (2009) "Commission on social determinants of health "Sixty-second world health assembly. Provisional agenda item 12.5. A62/9 http://apps.who.int/gb/ebwha/pdf_files/A62/A62_9-en.pdf
- Wilkinson, R. and Marmot, M. (2003) *Social determinants of health : The solid facts*. 2nd edition. WHO regional office for Europe.
- Wilkinson, R. and Pickett, K. (2006) "Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence" *Social Science and Medicine*, 62 : 1768-1784

吉井清子／近藤克則／平井寛ほか (2005) 「日本の高齢者：介護予防に向けた社会疫学的大規模調査(2) 高齢者の心身健康の社会経済格差と地域格差の実態」『公衆衛生』第69巻2号、医学書院、一四五～一四八頁

Sex/Gender and Socioeconomic Differences in the Predictive Ability of Self-Rated Health for Mortality

Akihiro Nishi^{1,2,3*}, Ichiro Kawachi¹, Kokoro Shirai^{1,4,5}, Hiroshi Hirai⁶, Seungwon Jeong⁷, Katsunori Kondo⁷

1 Department of Society, Human Development, and Health, Harvard School of Public Health, Boston, Massachusetts, United States of America, **2** Institute for Quantitative Social Science, Harvard University, Boston, Massachusetts, United States of America, **3** Department of Public Health, Graduate School of Medicine, The University of Tokyo, Tokyo, Japan, **4** Department of Global Health and Population, Harvard School of Public Health, Boston, Massachusetts, United States of America, **5** Department of Human Sciences, School of Law and Letters, University of the Ryukyus, Okinawa, Japan, **6** Iwate University Faculty of Engineering, Iwate University, Morioka, Japan, **7** Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University, Nagoya, Japan

Abstract

Background: Studies have reported that the predictive ability of self-rated health (SRH) for mortality varies by sex/gender and socioeconomic group. The purpose of this study is to evaluate this relationship in Japan and explore the potential reasons for differences between the groups.

Methodology/Principal Findings: The analyses in the study were based on the Aichi Gerontological Evaluation Study's (AGES) 2003 Cohort Study in Chita Peninsula, Japan, which followed the four-year survival status of 14,668 community-dwelling people who were at least 65 years old at the start of the study. We first examined sex/gender and education-level differences in association with fair/poor SRH. We then estimated the sex/gender- and education-specific hazard ratios (HRs) of mortality associated with lower SRH using Cox models. Control variables, including health behaviors (smoking and drinking), symptoms of depression, and chronic co-morbid conditions, were added to sequential regression models. The results showed men and women reported a similar prevalence of lower SRH. However, lower SRH was a stronger predictor of mortality in men (HR = 2.44 [95% confidence interval (CI): 2.14–2.80]) than in women (HR = 1.88 [95% CI: 1.44–2.47]; *p* for sex/gender interaction = 0.018). The sex/gender difference in the predictive ability of SRH was progressively attenuated with the additional introduction of other co-morbid conditions. The predictive ability among individuals with high school education (HR = 2.39 [95% CI: 1.74–3.30]) was similar to that among individuals with less than a high school education (HR = 2.14 [95% CI: 1.83–2.50]; *p* for education interaction = 0.549).

Conclusions: The sex/gender difference in the predictive ability of SRH for mortality among this elderly Japanese population may be explained by male/female differences in what goes into an individual's assessment of their SRH, with males apparently weighting depressive symptoms more than females.

Citation: Nishi A, Kawachi I, Shirai K, Hirai H, Jeong S, et al. (2012) Sex/Gender and Socioeconomic Differences in the Predictive Ability of Self-Rated Health for Mortality. PLoS ONE 7(1): e30179. doi:10.1371/journal.pone.0030179

Editor: Antje Timmer, Bremen Institute of Preventive Research and Social Medicine, Germany

Received: June 8, 2011; **Accepted:** December 14, 2011; **Published:** January 19, 2012

Copyright: © 2012 Nishi et al. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Funding: The AGES project is supported by the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology of Japan (the 21st Century COE Program "Asian COE toward new policy science for social well-being and development" in Nihon Fukushi University, "Academic Frontier" Project, the Japan Society for the Promotion of Science (Grants-in-Aid for Scientific Research: 14310105, 17730347, 18390200, 19122901), and Ministry of Health, Labour, and Welfare (Health Labour Sciences Research Grant: H22-Choju-Shitei-008). The funders had no role in study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interests exist.

* E-mail: anishi@hsph.harvard.edu

Introduction

The single-item measure of self-rated health (SRH) ("In general, how do you rate your overall health? Excellent, good, fair, or poor?") is perhaps the most widely adopted health-status assessment approach in studies around the world [1–3]. Among the reasons for its popularity are its brevity, test-retest reliability, and criterion validity (i.e., its ability to predict subsequent mortality from the view that mortality is the most "objective" measure of "true" health) [4–8].

More recently, however, studies have begun to focus on the differential performance of the predictive ability of SRH for mortality across population subgroups [3,6,9–19]. For example,

some studies have found that the ability of SRH to predict subsequent mortality is higher among more educated individuals compared to those with fewer years of schooling [10,18], although not all studies have reported this result. In addition, some studies have found the predictive ability of SRH for mortality to be higher among men than women [9,10,14–16,19].

There are alternative explanations for the differential performance of SRH by population subgroups [18,20]. First, some groups may be more attuned to their health status and, thus, able to provide a more accurate, condensed assessment of their bodily conditions. For example, if less educated individuals inaccurately assess their health status (i.e., either subjectively over- or under-rating their "true" health status), then such non-differential

exposure misclassifications will tend to attenuate the association of SRH with the health outcome (mortality). Alternatively, different population subgroups may be systematically biased in their subjective assessments. For example, if women are overly sensitive to their somatic symptoms and exaggerate their health problems — while, conversely, men deny and downplay their problems if they are not severe or life-threatening — then one would expect to see a stronger association between SRH and mortality among men. Spiers and her colleagues suggest that the sex/gender difference in the SRH-mortality relationship is due to “variation in the definitions that individuals call upon when rating their health,” rather than to actual differences in physical conditions [14].

In short, researchers need to have a better understanding of the sources of the differential performance of SRH in tapping the underlying health status that they are trying to capture. In the present study, we specifically focus on examining sex/gender and education-level differences in the relationship between SRH and mortality and on testing whether the differences in these associations could be explained by underlying variations in (objectively assessed) health conditions.

Based on previous reports in Western settings [18,19], we hypothesized that we would find (1) a weaker association between SRH and mortality among women compared to men and that this finding could be explained by a stronger link between SRH and non-life-threatening physical conditions among women, and (2) a stronger association between SRH and mortality among individuals with higher education levels.

Methods

Participants

The analyses in the study were based on an observational prospective study, “AGES 2003 Cohort Study,” which is part of the larger Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES). Details of this project have been described elsewhere [21,22]. Briefly, we first obtained approval for our study in six municipalities in Chita Peninsula (south of Nagoya, the fourth largest city in Japan), Aichi Prefecture. Using a cluster random sampling approach, we sampled people from the municipalities who were at least 65 years old and did not need nursing care in 2003. A self-administered questionnaire was mailed to eligible individuals in late 2003, and 14,804 individuals returned the questionnaire. The enrollment rate was 50.4%, which is quite favorable compared to other cohort studies (for example, the Nurses’ Health Study II had a baseline participation rate of around 24%) (see official website of Nurses’ Health Study – accessed at http://www.channing.harvard.edu/nhs/?page_id=70). According to the limited information available on non-respondents, which was provided from several of the six municipalities, there were no large differences between respondents and non-respondents in terms of age and gender, while people with a higher socioeconomic status were more likely to respond (65.1% for the highest socioeconomic status group; 49.5% for the lowest socioeconomic status group) [22]. The study protocol and informed consent procedure were approved by the ethics committee in Research of Human Subjects at Nihon Fukushi University. The vital status of subjects enrolled in the AGES 2003 cohort was obtained by matching them to the residential basic database in local governments. We recorded subjects’ date of death and any moves out of the residential area. After eliminating these people, we followed up on the remaining 14,668 subjects for the next 1,461 days (48 months).

Measures

Self-rated health: Using the 2003 baseline questionnaire, we assessed SRH using the question, “How would you rate your

overall health at the present time?” Four response options were provided: excellent, good, fair, or poor. On the questionnaire, this item was the third question (following inquiries about the subject’s sex/gender and age) to avoid anchoring or priming the question by other questions related to health conditions (which were asked about in later sections of the survey).

Co-morbidities: The same baseline self-administered questionnaire was used to measure other health conditions by asking whether individuals were currently receiving medical attention for a variety of specific life-threatening physical conditions, including cancer, heart disease, stroke, hypertension, diabetes mellitus, hyperlipidemia, respiratory disease, or liver disease (respondents answered yes or no to each). We additionally assessed daily living activities (walking, bathing, and hygiene), as well as 10 non-life-threatening physical conditions (obesity, osteoporosis, joint disease/neurological pain, trauma/fracture, gastrointestinal disease, visual impairment, hearing impairment, urinary disorder, sleep disorder, and other). These distinctions were based on a previous study conducted in the Netherlands on the same issue [10]. Subjects’ mental-health status was assessed by the Geriatric Depression Scale (GDS-15) [23]. Health-related behaviors (smoking [never, before, currently] and alcohol consumption [no, not frequently, frequently]) were also measured.

Socio-demographic characteristics: We included the following socio-demographic characteristics in the study: age, sex/gender, education (<high school [<10 years of education], high school [10–12 years of education], and >high school [>12 years of education]), and marital status (ever married or never married).

Statistical analysis: We created logistic regression models to explore the associations between SRH and sex/gender and education. Education (<high school or not) and SRH (fair/poor or not) were dichotomized to allow us to apply a concise interpretation of the interaction (product term). We conducted the following sequence of regression analyses (Models 1A to 5A): in Model 1A, we controlled for age only. In Model 2A, we controlled for marital status and whether the subject smoke or drank, in addition to age. In Model 3A, we added depression symptoms. In Model 4A, we added 13 non-life-threatening health conditions. Finally, in Model 5A, we added eight major life-threatening health conditions.

To explore the SRH-mortality association, Cox models were used to estimate hazard ratios (HRs) for mortality in the different sex/gender and education-level subgroups. The proportionality of all predictors was examined graphically beforehand using log-minus-log survival plots. We then created Models 1B to 4B, in which we added SRH as an exposure variable to Models 1A to 4A.

In both the logistic regression and Cox models, we added interaction terms (male \times <high school, fair/poor SRH \times male, and fair/poor SRH \times <high school) to the sets of explanatory covariates to statistically test the marginal difference in the effect size in the different sex/gender and education-level subgroups.

The relative risk reduction (i.e., explainable excessive risk) resulting from the successive addition of covariates from HR Model xB to HR Model (x+1)B was calculated as follows, where $x = 1, 2, 3,$ or 4 [24,25]:

$$\frac{[(\text{HR Model } xB - \text{HR Model } (x+1)B)]}{/(\text{HR Model } 1B (\text{Unadjusted}) - 1)} \times 100 (\%)$$

The assumption is that the risk reduction calculated from HR Model xB to HR Model (x+1)B can be interpreted as the

contribution of the added covariates to the excess risk for mortality associated with fair/poor SRH.

Clustered standard error was calculated in all of the analyses to account for clustering of respondents in the six sampled municipalities [26]. A two-tailed *p* value of <0.05 was considered statistically significant. We used Stata/IC version 12.0 (StataCorp, College Station, TX, USA).

Results

Sex/gender-SRH and education-SRH associations at baseline

As expected, increasing age was associated with higher levels of depression, an increase in non-life-threatening health conditions, and a higher prevalence of fair/poor SRH among both men and women (**Table 1**). Higher levels of depression and non-life-threatening health conditions were more prevalent among women than men. Lower educational attainment (<high school) was also associated with a higher prevalence of fair/poor SRH ($p<0.001$ among both sexes/genders; the *p* value was obtained using the age-adjusted logistic regression model for the education-SRH association) (**Table 2 [Model 1A]**).

In the age-adjusted model (**Table 2**), men were no more likely to report fair/poor health than women. Subsequent models that adjusted for sex/gender differences in pre-existing co-morbid conditions resulted in a higher odds ratio for poor SRH among men compared to women. For example, after controlling for 13 co-morbid conditions, men were 1.27 times more likely to report poor SRH than women (95% CI: 1.09–1.48) (**Table 2 [Model 4A]**).

In the age-adjusted model, individuals who had completed less than a high school education were 1.38 times more likely to report fair/poor health compared to individuals with higher levels of

completed schooling (95% CI: 1.30–1.47). However, after adjusting for differences in chronic health conditions, this excess risk was attenuated. This suggests that individuals with less education have more co-morbid chronic conditions, which is identical to the observation in **Table 1**.

SRH-mortality associations

During the four-year follow-up (from 2003 to 2007), 788 men died in 26,482.9 person-years, and 430 women died in 29,723.6 person-years. Additionally, 58 men and 111 women moved out of the study area. Older individuals, men, and individuals with a lower education level had higher mortality rates (**Table 1**).

Cox models for the SRH-mortality association (**Table 3-I**) showed that individuals who reported fair/poor SRH were approximately two times more likely to die during the follow-up period (age-adjusted HR = 2.20 [95% CI: 1.87–2.58], without including interaction terms). In the same model, the interaction for sex/gender was statistically significant ($p = 0.018$), suggesting men exhibit a stronger association between SRH and mortality than women. The interaction for education was not significant ($p = 0.549$).

The stratified analyses by sex/gender (**Table 3-II**) showed that the SRH-mortality association among men (age-adjusted HR = 2.44 [95% CI: 2.14–2.80]) was stronger than the corresponding association among women (age-adjusted HR = 1.88 [95% CI: 1.44–2.47]). The stratified analyses by education level (**Table 3-III**) also showed that the SRH-mortality association among people with a higher education (age-adjusted HR = 2.39 [95% CI: 1.74–3.30]) seemed to be stronger than among those with a lower education (age-adjusted HR = 2.14 [95% CI: 1.83–2.50]). (The interaction terms shown were not significant).

When we examined the regression models with the successive introduction of control variables, the sex/gender difference in the

Table 1. Self-rated health at baseline and four-year mortality in AGES 2003 Cohort Study in Japan.

	A Age	n	Depression [GDS15]		Non-life-threatening physical conditions		Life-threatening physical conditions		Baseline self-rated health		Four-year Mortality	
			Score	SE	Number	SE	Number	SE	Excellent / good	Fair/poor	Alive	Dead
Men	65–69	2525	3.28	0.13	0.61	0.03	0.76	0.02	76.2%	23.8%	94.1%	5.9%
	70–74	2085	3.55	0.08	0.74	0.03	0.82	0.01	73.2%	26.8%	91.4%	8.6%
	75–79	1368	3.83	0.17	0.90	0.03	0.88	0.01	64.7%	35.3%	85.0%	15.0%
	80–84	580	3.94	0.21	1.02	0.02	0.83	0.03	67.6%	32.4%	77.3%	22.7%
	85–	251	4.25	0.37	1.28	0.09	0.71	0.03	66.9%	33.1%	61.4%	38.6%
Women	65–69	2374	3.38	0.09	0.69	0.02	0.65	0.02	78.0%	22.0%	97.8%	2.2%
	70–74	2089	3.81	0.06	0.94	0.03	0.76	0.02	70.9%	29.1%	96.4%	3.6%
	75–79	1658	4.13	0.14	1.17	0.01	0.80	0.01	64.2%	35.8%	94.4%	5.6%
	80–84	824	4.27	0.20	1.19	0.08	0.79	0.03	66.3%	33.7%	90.8%	9.2%
	85–	424	4.79	0.13	1.25	0.05	0.71	0.03	68.9%	31.1%	73.1%	26.9%
B Education												
Men	<High school	3801	3.97	0.09	0.83	0.03	0.78	0.01	68.7%	31.3%	87.5%	12.5%
	High school	1822	2.97	0.10	0.66	0.03	0.83	0.02	76.7%	23.3%	90.7%	9.3%
	>High school	907	3.00	0.12	0.71	0.03	0.88	0.02	75.5%	24.5%	91.3%	8.7%
Women	<High school	4633	4.11	0.08	0.99	0.01	0.72	0.01	69.1%	30.9%	94.0%	6.0%
	High school	2120	3.31	0.09	0.92	0.03	0.77	0.02	75.2%	24.8%	95.1%	5.0%
	>High school	370	3.17	0.12	0.83	0.03	0.75	0.04	77.5%	22.5%	96.0%	4.1%

doi:10.1371/journal.pone.0030179.t001

Table 2. Odds ratios of sex/gender and education for fair/poor self-rated health at baseline in logistic regression models^a.

	Model 1A ^b			Model 2A ^b			Model 3A ^b			Model 4A ^b			Model 5A ^b		
	(Adjusted for age)			(Model 1A+marital status, smoking, and drinking)			(Model 2A+depression [GDS15])			(Model 3A+13 non-life-threatening physical conditions)			(Model 4A+8 life-threatening physical conditions)		
	ORs	95%CI		ORs	95%CI		ORs	95%CI		ORs	95%CI		ORs	95%CI	
Sex/gender (Male vs female)	0.99	0.86	1.14	1.09	0.89	1.35	1.17	0.97	1.41	1.27	1.09	1.48	1.14	0.99	1.31
Education (<high school vs high/>high school)	1.38	1.30	1.47	1.36	1.26	1.46	1.11	1.00	1.23	1.08	0.98	1.19	1.16	1.07	1.26
<i>Interaction term (male×<high school)</i>	p=0.613			p=0.819			p=0.861			p=0.940			p=0.818		

^aInteraction terms were excluded in the models when we reported the ORs and 95% CIs on the table (effect-only models).
^bOR of sex/gender and that of education were calculated by different two models in Model 1A. In contrast, OR of sex/gender and that of education were calculated simultaneously by a single model in Model 2A, 3A, 4A, and 5A.
 doi:10.1371/journal.pone.0030179.t002

Table 3. Hazard ratios of self-rated health (SRH), sex/gender, and education for mortality during four-year follow-up in Cox models^a.

	Model 1B ^b			Model 2B ^b			Model 3B ^b			Model 4B ^b			Model 5B ^b		
	(Adjusted for age)			(Model 1B+marital status, smoking, and drinking)			(Model 2B+depression [GDS15])			(Model 3B+13 non-life-threatening physical conditions)			(Model 4B+8 life-threatening physical conditions)		
<i>I Both sex/genders</i>															
<i>Both sex/genders with all education levels</i>															
SRH (fair/poor vs excellent/good)	2.20	1.87	2.58	2.23	1.90	2.61	1.97	1.70	2.28	1.97	1.67	2.31	1.67	1.35	2.07
Sex/gender (Male vs female)	2.06	1.78	2.39	2.06	1.57	2.71	2.06	1.55	2.74	1.99	1.48	2.67	1.90	1.38	2.62
Education (<high school vs high/>high school)	1.12	0.90	1.38	1.05	0.87	1.27	0.96	0.79	1.16	0.95	0.78	1.15	0.93	0.79	1.11
Depression (GDS15)^c	1.08	1.07	1.11	-	-	-	1.05	1.03	1.07	1.04	1.02	1.06	1.04	1.02	1.06
<i>Interaction term (fair/poor SRH×male)</i>	p=0.018			p=0.090			p=0.465			p=0.449			p=0.924		
<i>Interaction term (fair/poor SRH×<high school)</i>	p=0.549			p=0.364			p=0.221			p=0.216			p=0.258		
<i>II Stratified by Sex/gender</i>															
<i>Men with all education levels</i>															
SRH (fair/poor vs excellent/good)	2.44	2.14	2.80	2.36	2.00	2.78	2.00	1.71	2.34	2.05	1.69	2.48	1.70	1.35	2.15
Education (<high school vs high/>high school)	1.19	0.90	1.56	1.05	0.84	1.32	0.93	0.73	1.19	0.93	0.71	1.23	0.91	0.72	1.15
<i>Women with all education levels</i>															
SRH (fair/poor vs excellent/good)	1.88	1.44	2.47	2.01	1.66	2.43	1.93	1.55	2.40	1.85	1.40	2.43	1.67	1.16	2.42
Education (<high school vs high/>high school)	1.11	0.87	1.42	1.06	0.75	1.48	1.02	0.75	1.39	0.97	0.71	1.33	0.97	0.71	1.33
<i>III Stratified by Education</i>															
<i>Lower education (both sex/genders)</i>															
SRH (fair/poor vs excellent/good)	2.14	1.83	2.50	2.15	1.83	2.52	1.86	1.50	2.30	1.85	1.53	2.23	1.61	1.21	2.14
Sex/gender (Male vs female)	2.40	2.01	2.89	1.96	1.36	2.82	1.89	1.29	2.75	1.83	1.27	2.65	1.77	1.18	2.65
<i>Higher education (both sex/genders)</i>															
SRH (fair/poor vs excellent/good)	2.39	1.74	3.30	2.43	1.85	3.19	2.24	1.59	3.16	2.25	1.56	3.24	1.74	1.20	2.52
Sex/gender (Male vs female)	2.28	1.79	2.90	2.27	1.44	3.58	2.40	1.52	3.79	2.36	1.41	3.95	2.20	1.34	3.63

^aInteraction terms were excluded in the models when we reported the HRs and 95% CIs on the table (effect-only models).
^bHR of each cell in Model 1B was calculated by each different model. In contrast, HR of sex/gender and that of education (and that of depression after Model 3B) were calculated simultaneously by a single model in Model 2B, 3B, 4B, and 5B.
^cAs depression was included as the control variable in Model 3B in addition to the variables in Model 2B, HR of depression in Model 2B was not reported.
 doi:10.1371/journal.pone.0030179.t003