

検討できていない。

そこで本研究では、「新規入所カンファレンス」「入所判定会議」「アセスメントサービス」の3つの場を取り上げ、その方法や機能について検討することを目的とする。今回特養におけるケアの質マネジメントとしてこれらの場を取り上げたのは、利用者の流動マネジメントはすべての施設において共通する重要なテーマだと考えたためである。

## B. 研究方法

### 1. 対象

本研究では、昨年度に引き続き「社会福祉法人新生会サンビレッジ新生苑」（岐阜県）を対象とした。

社会福祉法人新生会は、1976年に設立された。現在までには、総合ケアセンターサンビレッジ（池田町）、サンビレッジ大垣、サンビレッジ宮路、サンビレッジ岐阜、サンビレッジ国際医療福祉専門学校など複数の拠点や部門が整備されている。また「株式会社新生メディカル」や「NPO法人校舎のない学校」とも新生グループとして連携している。

以上のように、特別養護老人ホーム、グループホーム、居宅介護支援、通所介護、訪問看護、短期入所生活介護などの様々な介護サービスの提供が行われている事業体である。

### 2. 方法

2010年度から2011年度にかけ、計10回にわたる聞き取り調査やディスカッション、参与観察を行った。

「新規入所カンファレンス」と「入所判定会議」に関しては、参与観察を実施した。参与観察を補強するものとして、チーフへの聞き取りもあわせて行った。参与観察の所要時間は前者が約35分、後者が約2時間だった。

「アセスメントサービス」については、主として施設長3名を対象として、聞き取り調査とディスカッションを実施した。

## C. 結果と考察

### 1. 新規入所カンファレンス

#### (1) 新規入所カンファレンスの目的

新規入所カンファレンスとは、新規入所後1か月のケア内容と評価について、利用者家族に説明することを目的として行われるものである。

#### (2) 新規入所カンファレンスの参加者

参与観察を行った際の実際の同カンファレンスには、利用者家族（息子夫婦）、介護職（チーフほか1名）、看護師、作業療法士（OT）、言語聴覚士（ST）、栄養士、施設長の9名が参加していた。

カンファレンスの司会進行など実際のマネジメントを担うのは、利用者のそばにいて利用者のことを最も理解していると思われる介護職とのことであった。今回は、チーフ（介護職）がマネジメントを担当していた。

チーフを対象とした聞き取りから、カンファレンスをマネジメントしていく上で留意していることとして、次のような点が挙げられた。①家族の思いを引き出すことができるように心がけている。②カンファレンスの最後には、今後も家族に面会に来てもらえるような声かけをするようにしている。③時間をきちんと守る。

#### (3) 新規入所カンファレンスの位置づけと機能

新規入所カンファレンスを実施しているのは、サンビレッジに限ったことではない。しかしながら、OTやSTを含む多職種が参加し、介護職主導でマネジメントされている点は、

サンビレッジならではの実践ということができらるだろう。

では、新規入所カンファレンスはケアの質マネジメントシステム上、どのような位置づけになるのだろうか。それには次のような2つの特徴を見出すことができる。

ひとつは、「ケアを可視化する場」として位置づけ、説明の徹底と情報の共有を図っている点である。誰に対して何を可視化しているのかについては、①家族にケアの現状をわかりやすく見せる、②自分（職員）のアセスメントを他職種に見せる、③先輩職員が後輩職員に理念を具体的なケアに落とし込んでいくプロセスを見せる、の3つが考えられた。利用者を中心に、利用者に関わる家族や職員が同じ方向を向きながら、自分の専門性を発揮していくことの重要性を再確認する場になっていると思われた。

もうひとつは、通常業務の範囲である新規入所カンファレンスを教育の場として位置づけている点である。実際、新規入所カンファレンス後、施設長からマネジメントの仕方についてスーパーバイズが行われる。例えば、「専門職それぞれのコメントをうまくつなげるように」「家族の声をすくい上げるだけでなく、専門職として提案をする」「専門職しかわからない言葉は使わない」「言葉で表現し、伝える力をつける」といった内容がフィードバックされる。このようにして、職員の成長を促している。

## 2. 入所判定会議

### (1) 入所判定会議の目的

「入所判定会議」では、部門ごとの運営状況の報告をし、検討すべき事例について組織横断的に意見交換し、問題の解決や情報共有することを目指している。

### (2) 入所判定会議の参加者

参与観察を行った際の同会議には、理事長をはじめ施設長3名、在宅部門担当者1名、ケアマネジャー1名、チーフ2名、リーダー1名の9名が出席していた。

### (3) 入所判定会議の位置づけと機能

入所判定会議は、組織横断的に部門ごとの現状を報告しあうことや管理者らの参加が主となることから、他の会議に比べて経営的側面が出やすいという特徴がある。

では、入所判定会議はケアの質マネジメントシステム上、どのような意味をもつのだろうか。入所判定会議には、①スーパーバイズを受ける場、②ソーシャルワーク実践を学ぶ場、③経営的視点を獲得する場として位置づけることができるであろう。

①スーパーバイズを受ける場という位置づけは、先述した新規入所カンファレンスと同様である。チーフやリーダーにとっては、管理者らから、自分のやっていることの方向性が間違っていないか、また支援方法について具体的なアドバイスを受けることができる。

②ソーシャルワーク実践を学ぶ場は、事例検討を通して実現する。例えば困難事例を本会議で共有し、意見交換することで、施設内で自己完結するのではなく、広く地域の社会資源について把握し、活用することにつながる。その際、他事業所や他機関との連携方法について学ぶ機会にもなる。

また、「入所判定会議にチーフらが出席するようになって、ベッドマネジメントへの意識が高まった」との声が聞かれたように、③経営的視点を獲得することで、事業所マネジメントの全体的理解につながっていく。

以上のように、入所判定という実務的な会議ではあるが、理念の確認やスーパーバイズ

の視点が盛り込まれている。いずれも教育的な機能を備えていると言えるだろう。

### 3. アセスメントサービス

#### (1) サンビレッジにおける研究開発事業

サンビレッジでは、外部資金を活用し、新たなサービス開発に取り組んでいる。民間企業でいう「研究開発（R&D）」に相当するものである。その成果のひとつとして注目されているのが、本稿で取り上げる「アセスメントサービス」である。

その他に、「短時間訪問介護サービス」や「療養ショートステイサービス」などがある。

#### (2) アセスメントサービスの定義

アセスメントサービス<sup>1)</sup>とは、「在宅復帰を希望する高齢者や家族に対して提供する施設機能を生かした入所系サービス」である。

より具体的には、「一定期間、施設入所し、在宅における生活課題を他職種協働でアセスメントし、その結果に基づいたケア、生活リハビリの提供により、自立支援を促し、また在宅での効果的なサービスの組み立てを支援する」サービスである。結果、より長く在宅生活を送れる可能性が期待できる。

#### (3) アセスメントサービスの方法と原点

ケア方法論的には一般的なケアマネジメントと同じである。期間を設け、丁寧なアセスメントと集中的ケアを提供する点に、本サービスの特徴がある。

もともとは約 10 年前に空床ベッドの活用方法（ベッドマネジメント）について検討したことがきっかけだったという。目の前にいる利用者をどうするかという視点から出発し、帰納法的に展開したものである。

#### (4) アセスメントサービスがもつ意味

アセスメントサービスは、施設がもつ強み（多職種専門職の存在、24 時間対応が可能など）を在宅に還元している点に大きな特徴がある。短期集中ケアにより自立支援を行い、在宅生活を支援する機能を特養が担いうることを示した先駆的で貴重な実践である。

在宅復帰への支援を意識することで、入所への波及的効果もある。後述するように、アセスメントサービスの経験を通して、職員が成長することにより、入所のケアの質の向上にもつながることが考えられる。

さらには、社会的な文脈の中にアセスメントサービスを位置づけると、社会的な課題となっている特養待機者を軽減するひとつの方策になる可能性もあるだろう。

#### (5) アセスメントサービスの教育的機能

アセスメントサービスは、利用者・家族だけでなく、職員にとっても有益である。アセスメントサービスを担当することによって、次のような力をつけることが可能になるためである。

第一に、決められた期間内に成果（例：ADL の向上）を出すことを明確に意識化する点である。結果を出すことを体感したり、やればできることを実感したりすることができる。それらの成功体験によって、職員のモチベーションが高まることが考えられた。

第二に、取り組みの経過や成果について、家族に説明する力や伝える力がつく。まずは家族とのコミュニケーションを通して、家族の思いを深く理解することができるだろう。そうすることで、本人だけでなく、家族もまた支援対象として捉えなおすことができる。

第三に、担当が中心となって多職種からなるチームをまとめていく力が身につく。他の

職員へ説明する力がつくと同時に、他職種とつながることができ、その後の協力関係を築きやすいといった利点がある。

#### 4. サンビレッジの取り組みからの示唆

以下では、サンビレッジの取り組みからの示唆を整理する。

##### (1) マネジメントの方法と機能への示唆

サンビレッジでは、新規入所カンファレンスや入所判定会議といった日常業務も、重要な人材育成の場として捉え、働きかけていた。上述したように、実際の会議などの場面では、職員の主体性を引き出し、成長を促すような支援が展開されていた。

職員の成長のためには、サポートティブな環境を整えることはもちろん必要である。加えてサンビレッジでは、サポートティブな環境と同時に緊張感（家族や他職種へわかりやすい説明が求められること、アセスメントサービスのように一定期間内に成果を出すことが求められることなど）をもった環境づくりをしている点に特徴があるように思われた。

##### (2) マネジメント対象論—「クオリティマネジメント」概念への示唆

何をマネジメントするのかというマネジメントの対象論である。サンビレッジは、事業所内マネジメントだけで終結していない。アセスメントサービスの例から明らかになったように、地域社会をも視野に入れた外向きのマネジメントの視点が貫かれている。特養の「クオリティマネジメント」の対象は、利用者から職員、施設、地域社会まで幅広く捉え（図1）、それぞれの目的にあったマネジメントのあり方について追求する必要がある。

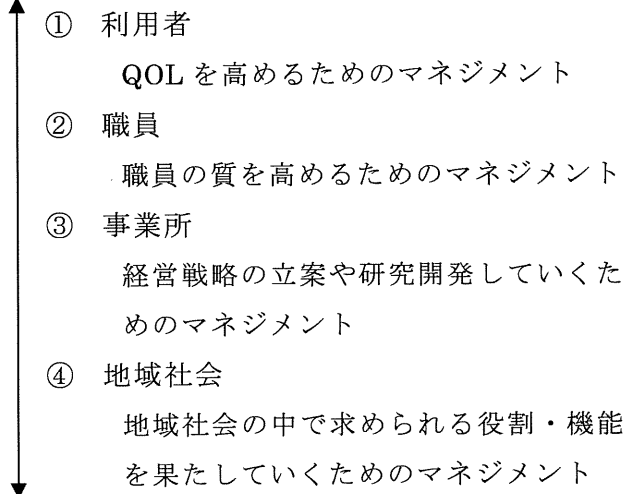


図1. クオリティマネジメントの対象

また、マネジメントの種類には、①組織を持続するためのマネジメント（ルーチン）と②開拓するマネジメント（ないものを新たに作り出していく）の2つがあると思われた。今回の例でいえば、前者には新規入所カンファレンス、入所判定会議が相当し、後者にはアセスメントサービスが該当する。サンビレッジでは、それらが両輪としてうまく機能していると思われた。

#### D. 結論

事業所内マネジメントのあり方を検討するために、サンビレッジ新生苑を対象とした事例調査研究を実施した。サンビレッジでは、カンファレンスなど日常業務の中の多様な場を人材育成の場として捉え、職員の成長を促す仕組みがうまく機能していた。また、利用者、職員、事業所、さらには地域社会も視野に入れたマネジメントが実施されていた。

#### E. 文献

- 1) サンビレッジ新生苑「第6回日本福祉大学夏季大学院公開ゼミナール報告資料」

BSC の概念枠組みを用いた、特別養護老人ホームにおける  
質マネジメントシステムと質評価指標の検討

研究代表者 近藤 克則（日本福祉大学社会福祉学部 教授）

研究協力者 橋口 徹（日本福祉大学経済学部 教授）

研究要旨

本研究の目的は、バランスト・スコアカード（BSC）を特別養護老人ホームの経営に適用し、その BSC を作成・利用することによって、BSC が特別養護老人ホームの質マネジメントシステム（介護の質及び経営の質の管理）としても有効であるかどうかについて検証を行うとともに、特に、当該 BSC において、いかなる質評価指標を用いることが妥当であるのかについて明らかにすることである。

研究初年度では、質マネジメント・システムとしての BSC と、特別養護老人ホームとの親和性の高さが同え、BSC が特別養護老人ホームにおける質管理ツールとなりうる可能性が示唆されたが、研究二年目は、先行研究の文献等を参考にしつつ、初年度に引き続き、さらに特別養護老人ホームの BSC の枠組み構築のための理論的検討を行った。

A. 研究目的

安全で質の高いサービスを提供するということは、施設が安全確保やサービスの質向上に向けて、自組織内に、継続的な改善活動、すなわち、PDCA（Plan-Do-Check-Action）のマネジメント・サイクルを行っていくシステムを有しているということである。

そのためには、サービスの質改善に向けて、1 つや 2 つの対処的活動で部分最適を目指すのではなく、様々な改善活動を組み合わせた、全体最適を目指す総合的なマネジメント・システムが必要となる。

このような質マネジメント・システムについて、医療の世界で、その有効性において、一定の評価を得つつあるものとして、バランスト・スコアカード（The Balanced Scorecard；以下、BSC という）が挙げられる。

BSC とは、長期的な戦略の策定と実行のための戦略マネジメント・システムであり、経営組織の長期的な戦略の遂行を支えるため、多様な視点に基づく総合的な業績評価、ならびに、経営および業務活動の質向上に資するなど、多目的な活用が可能な経営管理ツールといえる。

従来の研究では、介護福祉施設を対象として BSC を適用した事例はほとんど見当たらず、特に介護サービスの質評価に重点を置いたものについては皆無といってよい。

そこで、本研究では、上記の BSC を特別養護老人ホームの経営に適用し、その BSC を作成・利用することによって、BSC が特別養護老人ホームの質マネジメントシステム（介護の質及び経営の質の管理）としても有効であるかどうかについて検証を行う。（重要成功要因の検証、施設の属性による違い、戦

略マップの作成など)。

そして、特別養護老人ホームのBSC作成・利用を通じて、PDCAのマネジメント・サイクルを連続的に稼働させることになるが、その際、マネジメント・システムとして、介護サービスの質及び施設経営の質を評価していくうえで、いかなる質評価指標を用いることが妥当であるのか。この点について、検証を行っていききたい。

## B. 研究方法

今年度は、昨年度に引き続き、特別養護老人ホームにおける BSC を用いた質マネジメント・システムの枠組み構築に注力を行い、質評価指標の設定などのため、優良施設とみられる特別養護老人ホームに対し（昨年度にインタビューを実施したところと同一施設）、インタビューを中心とするパイロット調査を継続して実施している。

### 1. インタビュー調査対象

A 県に位置する社会福祉法人 D が経営する特別養護老人ホーム（80 名、その他ショートステイ 20 名）

調査対象施設の選定基準としては、以下の点について留意した。

- ・ いわゆる複合体として、医療法人が社会福祉法人を設立する形で施設経営を行っており、当該医療法人が、(財)日本医療機能評価機構による認定を受け、一定の質的水準にあること。
- ・ 地域で積極的に質の高いサービスの提供に取り組んでいると評価されている施設であること。
- ・ 詳細な病院内部の資料の提供が可能であり、かつ、データ収集について、施設長の直接的な協力が得られること。

特に、(財)日本医療機能評価機構の認定を受けている病院を運営している法人本部で

あれば、併設する特別養護老人ホームの運営についても、一定の質が確保されていることが期待できるからである。

### 2. 特養 BSC における質管理のための戦略マップの構築

調査対象施設における施設運営の観点を参考に、研究初年度は、質管理を意識した形での BSC における各視点の整理を行ったが(図 1) (図 2)、研究 2 年目の今年度は、各視点間の因果連鎖を示す戦略マップの構築に注力を行った。

戦略マップとは、施設の経営戦略を成功させるために、階層をもつ各視点の戦略目標と他の戦略目標、およびビジョンとの関連を図示したものである。

BSC は、主要部分として、この戦略マップのほか、戦略マップに記載された戦略目標をどのように達成するか、その根拠や方法を明らかにするとともに、業績評価指標などによって具体的な目標水準が示されるスコアカードの 2 つから形成されており、それらは一体化して運用される。

ここで戦略という用語の意味合いであるが、医療福祉領域においては、この用語について様々な見解が存在しているが、本研究では、特別養護老人ホームという経営組織が、自らのあるべき将来像を描き、それを達成するための道筋としてのロジックを考え、それを体系化していくことと定義する。

したがって、戦略マップにおいて示される因果連鎖については、成功までのストーリーを展開するというプロセスを意味し、戦略マップによって戦略が可視化されることになる(図 3)。

## C. 結果

戦略マップを利用することによって、施設全体の進むべき方向や目標、現状において実

施しなければならないことが可視化され、現場職員にとっての共通・共有のツールとして、設定目標に対する施設全体の理解度や意識度が高まることが示唆された。

#### D. 考察

戦略マップは、戦略を論理的に示すものであり、その作成プロセスにおいて、施設における共通の目標、指標などを整理していくことによって、施設内の成員間の連携をとりながら、戦略を説明する地図といえる。

戦略マップを作成し、各視点間の因果連鎖を明らかにして示せば、成功までの戦略というロジックを包括的に描けるため、それによって戦略をコントロールすることで、介護の質および経営の質を管理していくことが可能となる。

特別養護老人ホームの現場レベルにおいて BSC を試験的に導入した事例は散見されるものの、近年、医療分野にて研究が進んでいる病院 BSC と比べ、特別養護老人ホームにかかる BSC の研究については、ほとんど見られないといつてよいであろう。その意味で、特別養護老人ホームを対象に、BSC を用いた質管理手法を研究として整理することは一定の意義があるといえよう。

#### E. 結論

研究初年度に引き続き、研究2年目は、施設へのインタビューを中心として、特別養護老人ホームにおける質マネジメント・システムとしての BSC のフレームワーク整理の作業を行うとともに、研究初年度に提示できていなかった戦略マップ等、BSC の関連モデル資料の作成を行った。

今後は、これまでの作業をさらに継続して行うとともに、近年、地域におけるシームレスな医療・介護ネットワークが重要となつて

きていることから、医療機関等、地域その他施設との関係についても着目しつつ、それらを実評価の視点から考察していきたいと考える。

#### 参考文献

- 1) サービス企業生産性研究委員会, サービスの品質と生産性, 財団法人社会経済生産性本部, 1996.
- 2) 二木 立, 保健・医療・福祉複合体 全国調査と将来予測, 医学書院, 1998.
- 3) 櫻井通晴, バランスト・スコアカード理論とケース・スタディー, 同文館出版, 2003.
- 4) 高橋淑郎編著, 医療経営のバランスト・スコアカード, 生産性出版, 2004.
- 5) 近藤隆雄, 新版 サービスマネジメント入門, 生産性出版, 2004.
- 6) 社団法人シルバーサービス振興会, 介護サービス分野における経営品質の評価指標に関する調査研究事業報告書, 独立行政法人福祉医療機構, 2008.
- 7) 高橋淑郎編著, 医療バランスト・スコアカード研究(経営編), 生産性出版, 2011.

### Ⅲ 資料：研究成果



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

Akihiro Nishi<sup>1,2,3\*</sup>, Ichiro Kawachi<sup>1</sup>, Kokoro Shirai<sup>1,4,5</sup>, Hiroshi Hirai<sup>6</sup>, Seungwon Jeong<sup>7</sup>, Katsunori Kondo<sup>7</sup>

**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-Chouju-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](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  $x$ B to HR Model  $(x+1)$ B was calculated as follows, where  $x = 1, 2, 3,$  or  $4$  [24,25]:

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

The assumption is that the risk reduction calculated from HR Model  $x$ B 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<sup>a</sup>.

	Model 1A <sup>b</sup>			Model 2A <sup>b</sup>			Model 3A <sup>b</sup>			Model 4A <sup>b</sup>			Model 5A <sup>b</sup>		
	(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	
<b>Sex/gender (Male vs female)</b>	<b>0.99</b>	0.86	1.14	<b>1.09</b>	0.89	1.35	<b>1.17</b>	0.97	1.41	<b>1.27</b>	1.09	1.48	<b>1.14</b>	0.99	1.31
<b>Education (&lt;high school vs high/&gt;high school)</b>	<b>1.38</b>	1.30	1.47	<b>1.36</b>	1.26	1.46	<b>1.11</b>	1.00	1.23	<b>1.08</b>	0.98	1.19	<b>1.16</b>	1.07	1.26
<i>Interaction term (male×&lt;high school)</i>	p=0.613			p=0.819			p=0.861			p=0.940			p=0.818		

<sup>a</sup>Interaction terms were excluded in the models when we reported the ORs and 95% CIs on the table (effect-only models).

<sup>b</sup>OR 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<sup>a</sup>.

	Model 1B <sup>b</sup>			Model 2B <sup>b</sup>			Model 3B <sup>b</sup>			Model 4B <sup>b</sup>			Model 5B <sup>b</sup>		
	(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)		
	HRs	95% CI		HRs	95% CI		HRs	95% CI		HRs	95% CI		HRs	95% CI	
<i>I Both sex/genders</i>															
<i>Both sex/genders with all education levels</i>															
<b>SRH (fair/poor vs excellent/good)</b>	<b>2.20</b>	1.87	2.58	<b>2.23</b>	1.90	2.61	<b>1.97</b>	1.70	2.28	<b>1.97</b>	1.67	2.31	<b>1.67</b>	1.35	2.07
<b>Sex/gender (Male vs female)</b>	<b>2.06</b>	1.78	2.39	<b>2.06</b>	1.57	2.71	<b>2.06</b>	1.55	2.74	<b>1.99</b>	1.48	2.67	<b>1.90</b>	1.38	2.62
<b>Education (&lt;high school vs high/&gt;high school)</b>	<b>1.12</b>	0.90	1.38	<b>1.05</b>	0.87	1.27	<b>0.96</b>	0.79	1.16	<b>0.95</b>	0.78	1.15	<b>0.93</b>	0.79	1.11
<b>Depression (GDS15)<sup>c</sup></b>	<b>1.08</b>	1.07	1.11	-	-	-	<b>1.05</b>	1.03	1.07	<b>1.04</b>	1.02	1.06	<b>1.04</b>	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×&lt;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>															
<b>SRH (fair/poor vs excellent/good)</b>	<b>2.44</b>	2.14	2.80	<b>2.36</b>	2.00	2.78	<b>2.00</b>	1.71	2.34	<b>2.05</b>	1.69	2.48	<b>1.70</b>	1.35	2.15
<b>Education (&lt;high school vs high/&gt;high school)</b>	<b>1.19</b>	0.90	1.56	<b>1.05</b>	0.84	1.32	<b>0.93</b>	0.73	1.19	<b>0.93</b>	0.71	1.23	<b>0.91</b>	0.72	1.15
<i>Women with all education levels</i>															
<b>SRH (fair/poor vs excellent/good)</b>	<b>1.88</b>	1.44	2.47	<b>2.01</b>	1.66	2.43	<b>1.93</b>	1.55	2.40	<b>1.85</b>	1.40	2.43	<b>1.67</b>	1.16	2.42
<b>Education (&lt;high school vs high/&gt;high school)</b>	<b>1.11</b>	0.87	1.42	<b>1.06</b>	0.75	1.48	<b>1.02</b>	0.75	1.39	<b>0.97</b>	0.71	1.33	<b>0.97</b>	0.71	1.33
<i>III Stratified by Education</i>															
<i>Lower education (both sex/genders)</i>															
<b>SRH (fair/poor vs excellent/good)</b>	<b>2.14</b>	1.83	2.50	<b>2.15</b>	1.83	2.52	<b>1.86</b>	1.50	2.30	<b>1.85</b>	1.53	2.23	<b>1.61</b>	1.21	2.14
<b>Sex/gender (Male vs female)</b>	<b>2.40</b>	2.01	2.89	<b>1.96</b>	1.36	2.82	<b>1.89</b>	1.29	2.75	<b>1.83</b>	1.27	2.65	<b>1.77</b>	1.18	2.65
<i>Higher education (both sex/genders)</i>															
<b>SRH (fair/poor vs excellent/good)</b>	<b>2.39</b>	1.74	3.30	<b>2.43</b>	1.85	3.19	<b>2.24</b>	1.59	3.16	<b>2.25</b>	1.56	3.24	<b>1.74</b>	1.20	2.52
<b>Sex/gender (Male vs female)</b>	<b>2.28</b>	1.79	2.90	<b>2.27</b>	1.44	3.58	<b>2.40</b>	1.52	3.79	<b>2.36</b>	1.41	3.95	<b>2.20</b>	1.34	3.63

<sup>a</sup>Interaction terms were excluded in the models when we reported the HRs and 95% CIs on the table (effect-only models).

<sup>b</sup>HR 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.

<sup>c</sup>As 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

association of fair/poor SRH and mortality was equalized after we controlled for the complete set of co-morbid conditions (Model 5B male HR = 1.70; Model 5B female HR = 1.67).

We next examined the contributions of different clusters of covariates to the excess risk linking fair/poor SRH to mortality. We illustrate this for the overall sample, as well as for men versus women and low versus high education levels (Figure 1). Among men, 48.6% of the excess risk could not be explained by the variables in our models, whereas 76.0% of the excess risk among women could not be explained.

Depression symptoms explained 24.7% of the excess risk of fair/poor SRH for mortality for men, as compared to 8.7% for women. Depression symptoms also explained 25.5% of the excess risk of fair/poor SRH for mortality among people with lower education levels, as compared to 13.6% among those with a higher education.

## Discussion

Several noteworthy findings emerged regarding sex/gender and socioeconomic differences in the SRH-mortality association among this Japanese older population, as compared with previous studies from other countries. Our first hypothesis (stronger association among men) was partially supported by the analysis. While a stronger association was found among men, we found this was because the presence of depressive symptoms had a stronger influence on men's ratings of SRH than women's ratings. This was contrary to our prior hypothesis that the presence of physical health conditions would explain the stronger association of SRH to mortality among men.

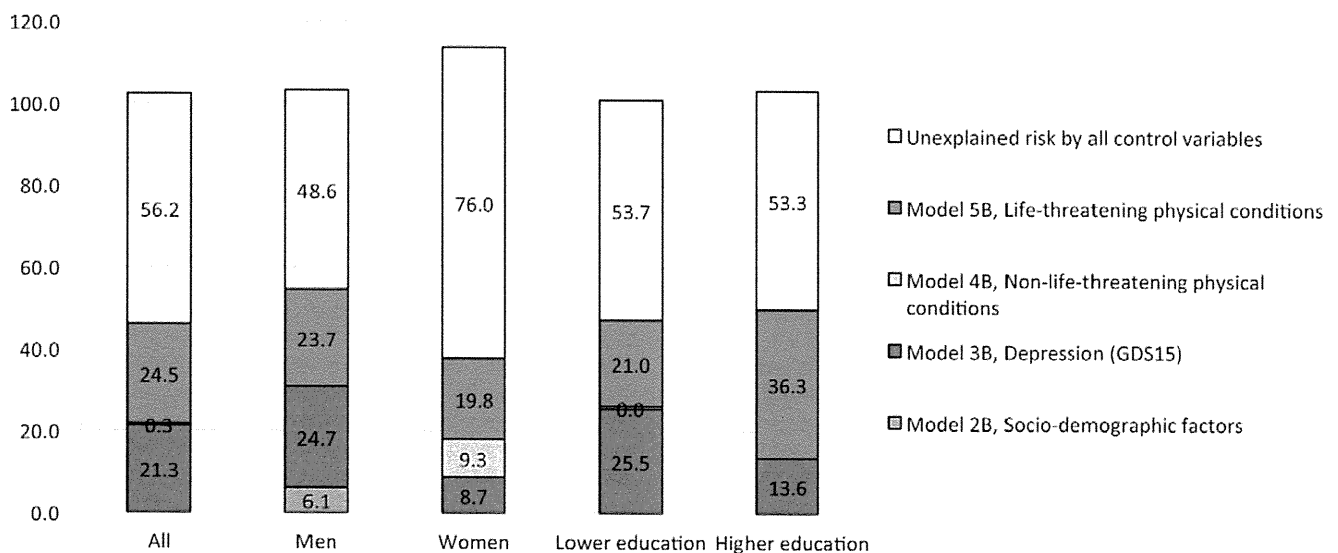
Our second hypothesis (stronger association between SRH and mortality among more educated individuals) was not supported by our analyses. The predictive ability of SRH for mortality was similar among individuals with different levels of schooling.

## Comparisons with previous studies

We found three noteworthy results with respect to the sex/gender difference in SRH. First, Japanese women and men report

roughly the same prevalence of fair/poor SRH. This is consistent with the findings of some previous studies in Western settings, where women live longer than men but also tend to report poorer SRH [9,19]. In our study, older Japanese men were more likely to report fair/poor SRH than women after we controlled for sex/gender differences in the prevalence of additional self-reported co-morbid health conditions. Our second noteworthy finding is that the association between fair/poor SRH and subsequent mortality was stronger for men than women. This finding is consistent with other studies from the Netherlands [19] and the United Kingdom [14]. Third, the sex/gender difference in the association of fair/poor SRH and mortality was progressively attenuated (and almost eliminated) after controlling for additional self-reported health conditions. Our findings in this regard are inconsistent with previous studies from the Netherlands [19] and the United Kingdom [14], both of which used almost the same statistical procedures and reported that the sex/gender differential in the predictive ability of SRH remained even after controlling for a range of health conditions.

In terms of differences associated with educational attainment, our study made four noteworthy findings. First, people with lower educational attainment were more likely to report poor SRH, which was attenuated (or explained) when we added co-morbid conditions to the regression models. This implies that differences in SRH across education-level groups reflect the real underlying variation in "objective" health. Second, we found that the SRH-mortality association tended to be similar across education levels. This finding is consistent with previous studies reported in Sweden [17] and the United Kingdom [12] but inconsistent with studies from the United States [18] and the Netherlands [10]. We used educational attainment as the proxy measure of relative socioeconomic status, and differences in the predictive ability of SRH according to socioeconomic status could be related to how egalitarian a country's society is (see the GINI coefficient of each country among 1992–2007, Japan: 0.25, Sweden: 0.25, United Kingdom: 0.36, United States: 0.41, and Netherlands: 0.31) [27]. Our interpretation of this difference based on education level is that although people with less education have more health



**Figure 1. Percentages of explainable excessive risk of self-rated health for age-adjusted mortality by other self-reported measures added in Model 1B to 5B<sup>a</sup>.** <sup>a</sup> As some values of the explainable excessive risk by other self-reported measures (relative risk reduction) were negative (i.e., -X.X%), the sum of the percentages in each bar was not 100% among several subgroups. doi:10.1371/journal.pone.0030179.g001

problems (and hence report poorer overall SRH), their assessments of their health are less accurate than those of people with more education in terms of rating the impact of potentially life-threatening conditions on their SRH levels. Third, we found that the non-significant educational difference in the predictive ability of poor SRH was more attenuated when we added life-threatening physical conditions as control variables. Lastly, we found that depression symptoms explained about 26% of the excess risk of poor SRH on mortality among individuals with a lower education level, while life-threatening physical conditions played a greater role (36%) in explaining excess risk among individuals with a higher education level.

**How do people assess their own health?** A recent landmark review article on SRH provided a theoretical framework for how people assess their own health [3,28]. According to Jylha's theory, people go through three stages in the process of assessing their health: (1) "recognizing the meaning of health and identifying the components that should be included as components of self health," (2) "considering the way in which those components should be taken into account," and (3) "deciding which of the levels in the presented scale best summarizes these components." Thus the theory posits that individuals move through a logical and sequential series of mental steps when asked to rate their health status. However, the logical flow of Jylha's theory has been criticized because (1) an individual's decision-making process is not that logical and is influenced by psychological filters and (2) each individual does not have access to their complete health information for the decision-making process [28]. Therefore, critics argue that Jylha's assumption (i.e., that individuals are rational enough to thoroughly and carefully think through the three stages one by one) does not fit with reality and that individuals are more heuristic [28,29].

Our research findings can contribute to the theoretical debate on at least three points. First, people seem to rate their own health in a heuristic manner, as proposed by Huisman and Deeg [28], because the study participants in every subgroup exhibited an excess risk for mortality which could not be completely explained by a set of diagnosed illnesses and socio-demographic factors. Second, the percentages of explainable excessive risk varied according to socio-demographic factors and depression symptoms, and moreover, the set of explanatory factors differed for each subgroup. This suggests that people in different subgroups may be differentially utilizing information in order to rate their health. Third, when we focus on the sex/gender difference, the percentage of unexplainable excessive risk was greater among women (76%) than men (48.6%), implying that Japanese women are more heuristic than Japanese men in the process of assessing their own health (assuming that added control variables constitute the available information for assessing their own health). Overall, our findings support the argument that a framework of psychological factors should be added to Jylha's theoretical framework, as Huisman and Deeg suggest [3,28].

**What is SRH?** Beyond the debate on how people assess their own health, a more fundamental set of questions raised by this research include: What is SRH? Subjective health? Objective health? True health? Although these questions have not yet been answered, several scholars have suggested measuring true/objective health using the SRH question in self-administered questionnaires via several methods, including Jylha's theoretical framework [3], described above; an anchoring vignette [2]; and validity evaluation with bio-markers [3,30], where the focus in relation to SRH is the distance between latent true/objective health and self-rated subjective health [20,30]. On the other hand, several scholars discuss how SRH is "a measure of people's

perception of their health rather than a measure of true health," and therefore, it can be "the most informative from the holistic point of view" [28].

Although our findings cannot provide us with a direct clue about what SRH is, the stepwise inclusion of control variables in adjusted models is suggestive of what "goes into" an individual's assessment of SRH. However, two important hypothetical explanations are missing from Jylha's theory and the foregoing discussion, which should be discussed here to understand our findings more deeply [3]. First, bio-physiological changes inside the body, which can be detected by slight changes in the level of a bio-marker (inflammatory, immunological, endocrinological, etc.) through a blood test and which the host (the individual) has not yet perceived in their mind, can contribute to SRH. Several bio-markers (e.g., hemoglobin, albumin, interleukin-1  $\beta$ , tumor necrosis factor  $\alpha$ ) have been associated with SRH, and such factors can contribute to the host's SRH without their knowledge [3,30]. Thus, the single-item SRH question and its answer may be partly based on the rich information provided by ongoing bio-physiological changes in the body, which can be useful in the context of promoting activities and preventive medicine.

Second, the distance or discrepancy between subjective health and objective health cannot be merely a measurement error; it is a causal factor (beyond a predictive factor) for mortality. SRH is a form of self-fulfilling prophecy [31]. This idea is captured in a traditional Japanese proverb, "*yamai wa ki kara*," which translates as "illness springs from one's spirit" ("*ki*") and refers to the Japanese conception that physical illness can result from a person's frame of mind toward body and physical illness itself [32]. It is possible that individuals who report lower SRH feel defeated in some way and that this state of mind has an adverse effect on their physical health. To date, no study has been able to tease this out.

Therefore, future studies need to work on testing the "self-fulfilling prophecy" hypothesis for the SRH-mortality association, as well as establishing the theory of assessing one's health to see the bio-physiological mechanism behind the SRH-mortality association. To establish the model, numerous broad scientific studies — from molecular to social — are required now. Overall, the theory of assessing one's health could incorporate psychological filters, not-yet-perceived bio-physiological changes, and self-fulfilling prophecy into one explanatory model.

## Study limitations

There are several limitations of and points of discussions regarding the present study. First, the duration of follow-up (four years) was relatively short compared to some previous studies (up to 10 years) [6]. Although this limitation could be overcome with additional follow-up with the same cohort, the trade-off is changes in SRH (and hence exposure to misclassification) over time. Second, the relatively low response rate to the baseline questionnaire (50.4%) could yield a risk of selection bias (e.g., biased estimate of HR of SRH for mortality). However, the differences in the socioeconomic status (see the Introduction to this paper) and health condition characteristics (unknown and not reported, but possible) between respondents and non-respondents were arguably not likely to make the estimate biased because such differences could not directly affect the SRH-mortality association itself, at least not after the adjustment for education and health conditions (life-threatening and non-life-threatening diseases). If more information on non-respondents was available, we could test the explanation above using statistical analysis or perform the regression analysis with multiple imputation technique. Third, educational attainment levels among the older study population could differ from that of the entire Japanese population, given the

rapid economic development of Japan over the last 50 years, which has led to an increase in educational attainment with each birth cohort.

## Conclusions

In summary, we did not find a socioeconomic difference in the SRH-mortality association, but we did find a sex/gender difference, which was attenuated after adjusting for several social and medical factors. Although the theoretical framework provided by Jylha [3] hinted at this sex/gender difference, biological and psychological factors may need to be incorporated into the model.

## References

1. Sen A (2002) Health: perception versus observation. *BMJ* 324: 860–861.
2. Salomon JA, Tandon A, Murray CJL (2004) Comparability of self rated health: cross sectional multi-country survey using anchoring vignettes. *BMJ* 328: 258.
3. Jylha M (2009) What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Soc Sci Med* 69: 307–316.
4. Subramanian SV, Kim D, Kawachi I (2005) Covariation in the socioeconomic determinants of self rated health and happiness: a multivariate multilevel analysis of individuals and communities in the USA. *Journal of Epidemiology and Community Health* 59: 664–669.
5. Idler EL, Benyamini Y (1997) Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav* 38: 21–37.
6. DeSalvo KB, Bloser N, Reynolds K, He J, Muntner P (2006) Mortality prediction with a single general self-rated health question. A meta-analysis. *J Gen Intern Med* 21: 267–275.
7. Devellis RF (2003) *Scale Development: Theory and Applications* (2nd Edition). Thousand Oaks, CA Sage Publications, Inc.
8. Zajacova A, Dowd JB (2011) Reliability of self-rated health in US adults. *Am J Epidemiol* 174: 977–983.
9. Benyamini Y, Leventhal E, Leventhal H (2000) Gender differences in processing information for making self-assessments of health. *Psychosomatic Medicine* 62: 354.
10. Huisman M, van Lenthe F, Mackenbach J (2007) The predictive ability of self-assessed health for mortality in different educational groups. *International Journal of Epidemiology* 36: 1207–1213.
11. Lyyra T-M, Leskinen E, Jylhä M, Heikkinen E (2009) Self-rated health and mortality in older men and women: a time-dependent covariate analysis. *Archives of gerontology and geriatrics* 48: 14–18.
12. Mcfadden E, Luben R, Bingham S, Wareham N, Kinmonth A-L, et al. (2009) Does the association between self-rated health and mortality vary by social class? *Social Science & Medicine* 68: 275–280.
13. Singh-Manoux A, Dugravot A, Shipley MJ, Ferrie JE, Martikainen P, et al. (2007) The association between self-rated health and mortality in different socioeconomic groups in the GAZEL cohort study. *International Journal of Epidemiology* 36: 1222–1228.
14. Spiers N, Jagger C, Clarke M, Arthur A (2003) Are gender differences in the relationship between self-rated health and mortality enduring? Results from three birth cohorts in Melton Mowbray, United Kingdom. *The Gerontologist* 43: 406.
15. Okamoto K, Momose Y, Fujino A, Osawa Y (2008) Gender differences in the relationship between self-rated health (SRH) and 6-year mortality risks among the elderly in Japan. *Archives of gerontology and geriatrics* 47: 311–317.
16. Khang Y, Kim H (2010) Gender Differences in Self-Rated Health and Mortality Association: Role of Pain-inducing Musculoskeletal Disorders. *Journal of Women's Health* 19: 109–116.
17. Burstrom B, Fredlund P (2001) Self rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? *Journal of Epidemiology and Community Health* 55: 836–840.
18. Dowd JB, Zajacova A (2007) Does the predictive power of self-rated health for subsequent mortality risk vary by socioeconomic status in the US? *International Journal of Epidemiology* 36: 1214–1221.
19. Deeg D, Kriegsman D (2003) Concepts of self-rated health: specifying the gender difference in mortality risk. *The Gerontologist* 43: 376–386.
20. Jürges H (2007) True health vs. response styles: Exploring cross-country differences in self-reported health. *Health Economics* 16: 163–178.
21. Nishi A, Kondo K, Hirai H, Kawachi I (2011) Cohort profile: the ages 2003 cohort study in Aichi, Japan. *J Epidemiol* 21: 151–157.
22. Kondo K, ed. (2010) *Health Inequalities in Japan: An Empirical Study of the Elderly*. Melbourne: Trans Pacific Press.
23. Schreiner AS, Hayakawa H, Morimoto T, Kakuma T (2003) Screening for late life depression: cut-off scores for the Geriatric Depression Scale and the Cornell Scale for Depression in Dementia among Japanese subjects. *Int J Geriatr Psychiatry* 18: 498–505.
24. Laupacis A, Sackett DL, Roberts RS (1988) An assessment of clinically useful measures of the consequences of treatment. *N Engl J Med* 318: 1728–1733.
25. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL, eds. (2008) *Modern Epidemiology* (3rd Edition). PhiladelphiaPA: Lippincott Williams & Wilkins.
26. Korn E, Graubard B (1990) Simultaneous testing of regression coefficients with complex survey data: Use of Bonferroni t statistics. *American Statistician* 44: 270–276.
27. The World Bank (2011) GINI index. Available: <http://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>. Accessed 11 Sept. 2011.
28. Huisman M, Deeg DJ (2010) A commentary on Marja Jylha's "What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model"(69:3, 2009, 307–316). *Soc Sci Med* 70: 652–654; discussion 655–657.
29. Kahneman D, Tversky A (1979) Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica* 47: 263–292.
30. Dowd JB, Zajacova A (2010) Does self-rated health mean the same thing across socioeconomic groups? Evidence from biomarker data. *Ann Epidemiol* 20: 743–749.
31. Wilkins W (1976) The concept of a self-fulfilling prophecy. *Sociology of Education* 49: 175–183.
32. Ohnuki-Tierney E (1984) *Illness and culture in contemporary Japan: An anthropological view*.

## Acknowledgments

We thank Dustin Duncan (Harvard School of Public Health) and the members of Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES) for useful discussion. A.N. acknowledges support from the Nakajima Foundation in Japan for his academic endeavors at Harvard University.

## Author Contributions

Conceived and designed the experiments: AN. Performed the experiments: HH SJ KK. Analyzed the data: AN IK KS. Contributed reagents/materials/analysis tools: AN IK. Wrote the paper: AN IK KS HH SJ KK.

## 高齢者における所得の相対的剥奪と死亡リスク —AGES追跡研究—

近藤 尚己<sup>1)</sup> 近藤 克則<sup>2)</sup> 横道 洋司<sup>1)</sup> 山縣然太郎<sup>1)</sup>

物質的に困窮していなくとも、他者と比較して自身の所得や生活の水準が相対的に低いことが心理社会的なストレスとなり健康を蝕む可能性があり、これは相対的剥奪仮説とよばれる。日本人高齢者において相対的剥奪が死亡リスクを上昇させるかを検証した。愛知老年学的評価研究 (AGES) 2003年ベースラインデータに介護保険給付データに基づく2007年までの死亡に関する情報を個人単位で結合した。調査参加者は愛知県および高知県内の8市町村に住み、要介護認定を受けておらず、基本的なADLが自立している高齢者とした。21,047名のうち主要変数に欠損のなかった16,023名を解析対象とした。同性・同一の年齢階級・同一市町村内在住の3項目の組み合わせで定義した集団内における所得の相対的剥奪をYitzhaki係数の変法で評価してCox比例ハザード分析を行った。平均1,358日間の追跡期間中1,236名の死亡を認めた。性・年齢階級・居住市町村を同じくする集団内における相対的剥奪1標準偏差増加ごとのハザード比(95%信頼区間)は、男性で1.20(1.06-1.36)、女性で1.17(0.97-1.41)であった(絶対所得・年齢・婚姻状況・学歴・疾病治療有無で調整)。生活習慣(喫煙・飲酒・健診受診)でさらに調整したところ、ハザード比はわずかに減少した。所得水準にかかわらず、他者に比べて相対的に貧しいことが死亡リスクを高め、特に男性で強い関連がある可能性が考えられた。

キーワード 相対的剥奪, 社会経済要因, 縦断研究, AGES, 死亡

### 1. はじめに

#### 1) 所得と健康, 相対的剥奪仮説

衣食住もままならない絶対的な貧困状態が健康リスクであることは、これまでの学術的蓄積からほぼ確立された事実として認識されている(近藤・カワチ, 2009; 川上・小林・橋本, 2006)。一方、途上国の富裕層と比べ先進国の低所得層は絶対所得では高所得であるにもかかわらず平均寿命が短いことなどから、たとえ物質的には「人並み」以

上に豊かであっても、周囲の人に比べて相対的に豊かさが「乏しい」と感じるような状況が続くと健康を害する可能性がある。すなわち、属している集団内で所得や職業階層における社会的地位(ステータス)が相対的に低いことによる心理社会的なストレスが、物質的貧困とは独立した健康リスクとなるという仮説である。英国の社会疫学者マーモット(2007)は、これを「ステータス症候群」と表現して紹介している。マーモットは充実した社会保障に守られている英国の国家公務員の集団を長期間追跡する疫学研究を実施した。その結果、死亡リスクや生活習慣リスクが所得分布や職業階層に対して直線的に分布しており、平均

<sup>1)</sup> 山梨大学大学院医学工学総合研究部

<sup>2)</sup> 日本福祉大学健康社会研究センター



的な所得よりもはるかに高い所得を持つ公務員であってでもその中で最も高所得層に比べると早世であることを報告した。この社会階層における“健康勾配 (health gradient)”を物質的な側面のみで説明することは不可能であり、そこには多分に心理社会的なメカニズムが関与していることが指摘されている。高所得の国々のデータを用いた地域相関分析により、所得格差が大きな国ほど短命であることを見出したウィルキンソンらも同様の主張をしている (Wilkinson, 1996)。つまり、物質的欠乏状態が大きな問題とならない先進諸国では、所得そのものよりも所得の分布が集団の健康状態をよりよく説明する、という主張である。

社会生活において、我々は常に周囲との「社会比較」を行っている。つまり周囲との比較中で様々な感情を持ち、行動を規定している。特に、他人が持っている地位やモノを手に入れることができないという状況におかれた時の「相対的剥奪感」は、社会比較によるネガティブな心理社会的反応の代表である (Festinger, 1954; Runciman, 1966)。したがって、物質的には十分満たされていても、所得階層間の豊かさの違いが顕著になると、社会比較による心理社会的ストレスが増大し、多様な精神的・身体的不健康状態を惹起する可能性がある (図1)。これを「相対的剥奪仮説」という。相対的剥奪によるストレスが劣悪な生活習慣 (喫煙、飲酒、健康管理等) を引き起こす原因となる

可能性に加え、生体内でのストレス反応 (ストレス関連ホルモンの作用による持続的な血圧上昇や血糖の上昇、免疫力の低下、脳活動の変化等) により直接死亡リスクを高めることも考えられる (McEwen and Gianaros, 2010)。

## 2) 先行研究

Åberg Yngweら (2003) は、スウェーデンで実施された全国調査のデータを用いて相対的剥奪仮説を検証した。対象者を、その社会階層・年齢階級・婚姻状況・出生国・および居住地で層別化し、各集団内において所得水準が70パーセントイル未満のものを相対的剥奪状態にあると定義し、主観的健康感との関連を見た。その結果、社会階層やその他の基本属性とは独立して、相対的剥奪状態が不健康と統計的に有意に関連しており、その影響は男性で特に強かった。しかし分析を所得分布の40パーセントイル未満の集団に制限した場合、関連性は失われた。つまり、相対的剥奪は比較的豊かな人びとの健康状態とは関連するが、絶対所得が低い人々の健康状態についてはあまり説明しない、という結果であった。

相対的剥奪仮説を厳密に検証するには、健康への絶対所得 (所得水準) の効果と相対的剥奪の効果とを明示的に分離することが求められる。Åberg Yngweらによる相対的剥奪の評価法では、相対的剥奪は完全に絶対所得と共線的になるため、相対的剥奪の効果から絶対所得の効果を生きていない。一方、米国のEibnerらは、Yitzhaki係数 (後述) を用いて所得の相対的剥奪の程度を直接評価し、絶対所得とともに独立変数としてモデル内に同時投入することで両者の効果の分離および両者の交互作用の検証を試みた。Eibnerらは米国の1988から91年のNational Health Interview Surveyデータのうち、21歳から64歳の男性のデータ等を用いて、(絶対)所得の水準に関わらず、相対的剥奪が大きいほど主観的健康感が低く、健康リスク行動をとりやすく、精神ケアサービスを利用し

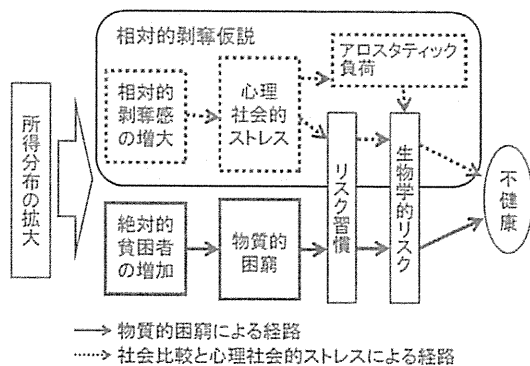


図1 所得分布と健康との関連に関する経路仮説

やすく、そしてその後の死亡率が高いことを示した (Eibner and Evans, 2005; Eibner *et al.*, 2004)。一方、英国データを利用し、同様に Yitzhaki 係数を用いた報告では相対的剥奪仮説は限定的に支持されるか全く支持されないものが見られている (Gravelle and Sutton, 2009; Jones and Wildman, 2008; Lorgelly and Lindley, 2008)。

国内の研究としては、筆者らによる先行研究がある。筆者らはまず、国民生活基礎調査の一般成人 (65歳未満) のデータを用いて検証し、絶対所得に関わらず相対的剥奪と主観的健康感が低いこととが関連していることを示した (Kondo *et al.*, 2008)。さらに、愛知老年学的評価研究 (AGES) のデータ (近藤, 2007; Kondo, 2010) を用いて、相対的剥奪が大きい高齢者 (65歳以上) ほど将来要介護状態となりやすく、その影響は特に男性で顕著であったことを報告した (Kondo *et al.*, 2009)。健康をアウトカムとしたものではないが、Oshio, Nozaki and Kobayashi (2010) らは日本・中国・韓国のデータを用いた国際比較研究により、程度の違いはあるがいずれの国でも世帯所得における相対的剥奪は世帯所得とは独立して主観的幸福感と負の関連をすることを認めている。

### 3) 目的

相対的剥奪仮説について、死亡をアウトカムとした分析は米国の一般成人男性のデータを用いた Eibner and Evans (2005) による報告のみであり、高齢者についての分析はない。また、Åberg Yngwe や筆者らの先行研究が示唆するように、相対的剥奪と健康との関連には男女差が存在し、男性で特に強い関係が見られる可能性がある。しかし、男女差については十分な検討はされていない。そこで本研究の目的は、日本人高齢者の大規模データを用いて、死亡をアウトカムとして相対的剥奪仮説を検証することとした。また、相対的剥奪による死亡リスクの増大には男女差があり、男性でより強い関連が見られるとの仮説を立てた。

## 2. 方法

### 1) データ

本研究では、AGESの2003年から2007年までの追跡データを用いた。愛知県および高知県内の15市町村に在住する65歳以上の高齢者のうち、公的介護保険制度による要介護認定を受けていない59,622名を対象に、2003年にベースラインの郵送調査を実施した。基本属性に加え、社会経済状況、日常生活動作 (activities of daily living: ADL) の自立状況、生活習慣、医療サービス利用の状況等についての質問を行い、32,891名の回答を得た。今回の分析には、2007年までの介護保険給付データの提供を受けた愛知県および高知県内の8市町村在住の調査回答者のデータを用いた。ベースライン調査時に基本的ADLである歩行・トイレ利用・入浴が自立していない者を除外した21,047名分のデータのうち、主要変数に欠損のなかった16,023名分を解析対象とした。本研究の実施に際しては日本福祉大学「人を対象とする研究」に関する倫理審査委員会の承諾を得ている。

### 2) 測定

#### (1) 相対的剥奪

所得の相対的剥奪の測定には Yitzhaki 係数を用いた (Yitzhaki, 1979)。Runciman (1966) によれば、「(1) ある財を所有しておらず、(2) 他者 (過去の一時点における自分自身を含み得る) がそれを所有しているのを知っており、(3) それを得たいと思っており、(4) それを得ることが不可能ではないと思っている」という4条件を満たすとき、その財について相対的剥奪感を持つ、としている。Yitzhaki 係数はこの定義にもとづき、「準拠集団」内における、個人  $i$  の相対的剥奪はそれよりも所得の高い各個人との所得差の総和であるとした。ただしこのように計算した場合、相対的剥奪の大きさは準拠集団の大きさの影響を受けるため、準拠集団内の人数  $N$  で除した以下の数式を用いて所

得の相対的剥奪 ( $RD_i$ ) の大きさを評価した。

$$RD_i = \frac{1}{N} \sum_j (y_j - y_i) I_{ij} \quad I_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{if } y_i < y_j \\ 0, & \text{if } y_i \geq y_j \end{cases}$$

ところで、相対的剥奪の程度の評価の際に用いる準拠集団を定義するための理論は定まっていない (Bygren, 2004)。すなわち、人は社会比較の対象としてどのような集団を想定するか、についての理論的根拠である。石田 (2011) による2005年社会階層と社会移動全国調査(SSM)のデータを用いた検討では、収入や生活一般に対する満足度と最も強く関連するのは男性の場合年齢階層を同じくする集団内における相対的剥奪の程度であった。本研究では、先に設定した仮説検証のために、男女別の検討を行うため年齢及び性を基本的な準拠集団の定義変数と考えた。加えて地理的に近接しているほど比較の機会が増えると考え、居住地も考慮に入れ、「同性」「同一の年齢階級 (65～74歳あるいは75歳以上の2階級)」「同一市町村内」の3要因の組み合わせにより3つの準拠集団を設定した。Yitzhaki係数の値が大きいことは、この準拠集団の中における相対所得の低さを意味する。

## (2) その他の共変量

所得の相対的剥奪と死亡との関連に対する重要な交絡因子として、絶対所得に加え、学歴、年齢、婚姻状況、および健康状態を考慮した。健康状態については、ベースライン時に既にADLが自立していない対象者を除外した上で、さらに統計解析上疾病治療状況についての変数を用いて調整した。所得については14段階のカテゴリーから世帯所得一つを選択する形の質問を使用した。各カテゴリーの中間値を代表値として連続値に変換し、世帯人員数の平方根で除することで等価世帯所得を算出した。加えて、生活習慣として喫煙、飲酒、および保健サービスの利用を代表するものとして健診受診の有無についても検討した。これらは相対的剥奪による心理社会的ストレスの増大が生活習慣の悪化を介さずにどの程度死亡リスクを説明するかを検討する際に用いた。共変量はカテゴ

リー化し、欠損値についてはダミー変数により定義した。婚姻状況について、欠損値は「その他」のカテゴリーに含めた。

## (3) 統計分析

追跡開始時 (ベースライン) の相対的剥奪および基本属性ごとの生存確率曲線の観察により死亡リスクの比例ハザード性を確認したのち、Coxの比例ハザード分析により相対的剥奪の1標準偏差増加ごとの死亡リスクの増加分を示す死亡ハザード比を算出した。共変量を加えない単変量分析ののち、絶対所得、年齢、学歴、婚姻状況、疾病治療の有無で調整した多変量モデルを構築した。さらに、相対的剥奪感の強い者で健康に望ましくない生活習慣が媒介して健康状態に影響を与える程度を検討する目的で、生活習慣に関する3変数を加えたモデルを作り、係数の変化をみた。

相対的剥奪は高度に絶対所得と相関するため、多重共線性の問題の解決が求められる (Gravelle and Sutton, 2009)。本研究では、所得4分位に層別化した比例ハザード分析を行うことでこれを解決した。同方法は、ある共変量についてその推定値の算出を必要としない場合の調整法として汎用される (Kalbfleisch and Prentice, 1980)。本研究ではSAS PROC PHREGのSTRATAオプション (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA) を用いた。

## 3. 結果

平均1,358日、59,830人年の追跡期間中に男性840名、女性396名が死亡した。死亡率が高かったのは、ベースライン時に、高齢、配偶者との離別あるいは死別、低学歴、現在治療中の疾患あり、喫煙経験あり、健診を2～3年以内に受けていない、といった属性を持つ者であった。相対的剥奪が大きいほど、また(絶対)所得が低いほどその後の死亡率は高かったが、この傾向は男性でのみ観察された (表1)。その他の基準で相対的剥奪を計算したモデルでも結果はほぼ同様であった。

比例ハザード分析の結果、準拠集団の3つの定

表1 対象者 (N=16,023) のベースライン属性別の死亡率, AGESコホート, 2003-2007

	男 (N=8,213)				女 (N=7,810)			
	n	死亡数	人年	死亡率 (/千人年)	n	死亡数	人年	死亡率 (/千人年)
相対的剥奪, 四分位 (Q) 別 (準拠集団の定義別, 万円/人)								
同性かつ同一市町村在住								
Q 1 (男 0-29, 女 0-30)	2,067	174	7,931	21.9	1,958	103	7,257	14.2
Q 2 (男 29-59, 女 30-65)	1,995	209	7,584	27.6	1,945	84	7,196	11.7
Q 3 (男 59-106, 女 65-117)	2,074	210	7,689	27.3	1,919	91	7,053	12.9
Q 4 (男 106+, 女 117+)	2,077	247	7,635	32.4	1,988	118	7,486	15.8
同性かつ同年齢								
Q 1 (男 0-29, 女 0-30)	1,849	172	7,179	24.0	1,885	101	7,223	14.0
Q 2 (男 29-60, 女 30-65)	2,175	231	8,396	27.5	1,859	83	7,112	11.7
Q 3 (男 60-106, 女 65-117)	2,036	186	7,688	24.2	1,903	93	7,000	13.3
Q 4 (男 106+, 女 117+)	2,153	251	7,575	33.1	2,163	119	7,656	15.5
同年齢, 同性かつ同一市町村在住								
Q 1 (男 0-31, 女 0-32)	2,052	178	7,851	22.7	1,952	99	7,262	13.6
Q 2 (男 31-59, 女 32-65)	2,055	215	7,848	27.4	1,958	82	7,243	11.3
Q 3 (男 59-108, 女 65-115)	2,052	207	7,597	27.2	1,948	97	7,153	13.6
Q 4 (男 108+, 女 115+)	2,054	240	7,543	31.8	1,952	118	7,334	16.1
等価世帯所得, 四分位 (Q) 別 (万円)								
Q 1 (男 0-157, 女 0-124)	2,007	239	7,012	34.1	2,163	119	7,656	15.5
Q 2 (男 157-225, 女 124-195)	2,099	196	7,924	24.7	1,804	83	6,646	12.5
Q 3 (男 225-318, 女 195-306)	2,020	231	7,748	29.8	1,890	83	7,244	11.5
Q 4 (男 318+, 女 306+)	2,087	174	8,154	21.3	1,953	111	7,445	14.9
年齢 (歳)								
65-74	5,553	367	21,536	17.0	5,036	134	19,144	7.0
75+	2,660	473	9,302	50.8	2,774	262	9,848	26.6
婚姻状況								
配偶者あり	7,010	663	26,463	25.1	4,459	160	16,882	9.5
離別・死別	738	123	2,621	46.9	2,818	218	10,094	21.6
未婚	49	5	181	27.6	184	8	688	11.6
他 (欠損値含む)	416	49	1,574	31.1	349	10	1,328	7.5
学歴								
9年以下	4,359	505	16,385	30.8	4,418	267	16,730	16.0
10年以上	3,489	295	13,067	22.6	3,089	123	11,108	11.1
欠損値	365	40	1,387	28.8	303	6	1,154	5.2
通院治療の有無								
治療の必要なし	2,234	154	8,710	17.7	1,718	58	6,570	8.8
自己判断で中断	493	50	1,869	26.8	514	16	1,929	8.3
現在治療中	5,064	598	18,711	32.0	5,089	299	18,725	16.0
欠損値	422	38	1,549	24.5	489	23	1,768	13.0
喫煙								
以前からほとんど吸わない	2,327	192	8,710	22.0	6,881	332	25,678	12.9
以前は吸っていたが今は吸わない	3,735	376	14,094	26.7	339	26	1,222	21.3
現在喫煙している	1,816	227	6,872	33.0	204	16	750	21.3
欠損値	335	45	1,162	38.7	386	22	1,342	16.4
アルコール摂取								
飲まない	3,338	458	12,503	36.6	6,486	353	24,200	14.6
1日平均 1.5 台以下	3,944	301	14,938	20.1	1,096	34	3,996	8.5
毎日平均 1.5 台以上飲む	770	56	2,856	19.6	30	1	103	9.7
欠損値	161	25	541	46.2	198	8	693	11.5
健診受診								
2~3年以内に受けた	5,060	396	19,531	20.3	4,940	191	18,673	10.2
4年以上前に受けた	1,234	179	4,486	39.9	772	38	2,873	13.2
受けていない	1,551	215	5,551	38.7	1,655	137	5,888	23.3
欠損値	368	50	1,271	39.3	443	30	1,559	19.2