

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¹⁾ 近藤 克則²⁾ 横道 洋司¹⁾ 山縣然太郎¹⁾

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

¹⁾ 山梨大学大学院医学工学総合研究部

²⁾ 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パーセンタ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パーセンタ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

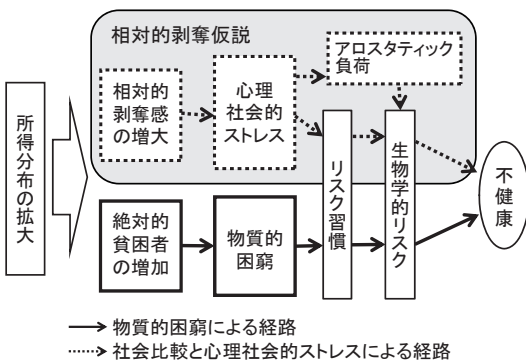


図1 所得分布と健康との関連に関する経路仮説

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合以下 | 3,944 | 301/ | 14,938 | 20.1 | 1,096 | 34/ | 3,996 | 8.5 |
| 毎日平均1.5合以上飲む | 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 |

表2 相対的剥奪 1標準偏差 (SD) 増加単位, および共変量別死亡ハザード比 (男): 比例ハザードモデルの結果, AGESコホート, 2003-2007

| 変数 | 単変量 | モデル 1 | モデル 2 |
|----------------------------|------------------|------------------|------------------|
| 相対的剥奪, 1 SD増加単位 (準拠集団の定義別) | | | |
| 性・居住市町村が同一 | 1.15 (1.08-1.23) | 1.21 (1.07-1.38) | 1.16 (1.02-1.32) |
| 性・年齢階級が同一 | 1.13 (1.06-1.21) | 1.24 (1.08-1.43) | 1.20 (1.04-1.39) |
| 性・年齢階級・居住市町村が同一 | 1.13 (1.06-1.20) | 1.20 (1.06-1.36) | 1.15 (1.01-1.31) |
| 等価世帯所得, 1 SD 増加単位 | 0.88 (0.82-0.94) | * | * |
| 年齢階級 (歳) | | | |
| 65-74 | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 75+ | 3.06 (2.67-3.50) | 2.76 (2.40-3.17) | 2.56 (2.22-2.96) |
| 婚姻状況 | | | |
| 配偶者あり | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 離別・死別 | 1.90 (1.57-2.30) | 1.56 (1.28-1.89) | 1.43 (1.17-1.74) |
| 未婚 | 1.11 (0.46-2.68) | 1.19 (0.49-2.88) | 1.09 (0.45-2.64) |
| 他 (欠損値含む) | 1.25 (0.93-1.67) | 1.28 (0.83-1.98) | 1.26 (0.83-1.93) |
| 学歴 | | | |
| 9年以下 | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 10年以上 | 0.73 (0.63-0.84) | 0.82 (0.71-0.96) | 0.85 (0.73-0.99) |
| 欠損値 | 0.93 (0.68-1.29) | 0.79 (0.49-1.27) | 0.78 (0.49-1.23) |
| 通院治療の有無 | | | |
| 治療の必要なし | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 自己判断で中断 | 1.52 (1.11-2.09) | 1.38 (1.00-1.90) | 1.31 (0.95-1.80) |
| 現在治療中 | 1.83 (1.53-2.18) | 1.58 (1.32-1.88) | 1.59 (1.33-1.90) |
| 欠損値 | 1.41 (0.99-2.01) | 1.15 (0.80-1.64) | 1.05 (0.72-1.52) |
| 喫煙 | | | |
| 以前からほとんど吸わない | 1 (参照値) | | 1 (参照値) |
| 以前は吸っていたが今は吸わない | 1.21 (1.01-1.43) | | 1.21 (1.02-1.45) |
| 現在喫煙している | 1.49 (1.23-1.81) | | 1.69 (1.39-2.05) |
| 欠損値 | 1.79 (1.29-2.47) | | 1.76 (1.19-2.61) |
| アルコール摂取 | | | |
| 飲まない | 1 (参照値) | | 1 (参照値) |
| 1日平均 1.5 合以下 | 0.55 (0.48-0.64) | | 0.63 (0.54-0.72) |
| 毎日平均 1.5 合以上飲む | 0.54 (0.41-0.71) | | 0.65 (0.49-0.86) |
| 欠損値 | 1.29 (0.86-1.93) | | 0.96 (0.59-1.56) |
| 健診受診 | | | |
| 2~3年以内に受けた | 1 (参照値) | | 1 (参照値) |
| 4年以上前に受けた | 1.94 (1.64-2.29) | | 1.50 (1.27-1.78) |
| 受けていない | 1.99 (1.67-2.37) | | 1.70 (1.43-2.04) |
| 欠損値 | 2.00 (1.49-2.68) | | 1.50 (1.10-2.05) |

*所得は層別比例ハザードモデルで調整したため推定値は算出されない。

準拠集団の違いにより3つの相対的剥奪の値を計算し、それぞれを個々にモデル投入した。年齢以下の共変量の推定値は「同年齢階級, 同性かつ同一市町村在住」を準拠集団の定義とした場合のものである。他2つのモデルにおけるこれら共変量推定値に顕著な違いは認められなかった。

義すべてで、相対的剥奪は絶対所得やその他の基本属性とは独立して死亡ハザードを拡大させた。例えば準拠集団を「同性で同一の年齢階級の同一市町村在住の他者」と定義して算出した相対的剥奪スコアが1標準偏差単位増加するごとの死亡ハザードは男性で1.13 (95%信頼区間: 1.06-1.20), 女性は1.08 (0.98-1.19)であった。年齢・婚姻状況,

学歴, 通院治療の有無, および所得4階級で調整した多変量モデルでは、ハザード比は男性で1.20 (1.06-1.36), 女性で1.17 (0.97-1.41)であった。男女とも、最も高い死亡ハザード比を示したのは「同性かつ同年齢の他者」準拠集団を定義したときであり、ハザード比は: 男1.24 (1.08-1.43), 女1.26 (1.01-1.58)であった。さらに喫煙, アルコール

表3 相対的剥奪 1 標準偏差 (SD) 増加単位, および共変量別死亡ハザード比 (女): 比例ハザードモデルの結果, AGESコホート, 2003-2007

| 変数 | 単変量 | モデル 1 | モデル 2 |
|-------------------------|------------------|------------------|------------------|
| 相対的剥奪, 1 SD増加単位 (準拠集団別) | | | |
| 性・居住市町村が同一 | 1.06 (0.96-1.16) | 1.20 (0.99-1.45) | 1.17 (0.97-1.42) |
| 性・年齢階級が同一 | 1.07 (0.97-1.18) | 1.26 (1.01-1.58) | 1.22 (0.97-1.54) |
| 性・年齢階級・居住市町村が同一 | 1.08 (0.98-1.19) | 1.17 (0.97-1.41) | 1.14 (0.95-1.38) |
| 等価世帯所得, 1 SD 増加単位 | 1.08 (0.99-1.19) | * | * |
| 年齢階級 (歳) | | | |
| 65-74 | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 75+ | 3.86 (3.14-4.76) | 3.20 (2.56-3.99) | 2.93 (2.34-3.67) |
| 婚姻状況 | | | |
| 配偶者あり | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 離別・死別 | 2.31 (1.88-2.83) | 1.67 (1.33-2.08) | 1.65 (1.32-2.07) |
| 未婚 | 1.23 (0.60-2.50) | 1.18 (0.58-2.42) | 1.18 (0.57-2.41) |
| 他 (欠損値含む) | 0.80 (0.42-1.51) | 1.18 (0.55-2.53) | 1.11 (0.53-2.35) |
| 学歴 | | | |
| 9 年以下 | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 10 年以上 | 0.70 (0.57-0.87) | 0.74 (0.60-0.93) | 0.79 (0.63-0.98) |
| 欠損値 | 0.33 (0.15-0.73) | 0.33 (0.12-0.86) | 0.34 (0.13-0.87) |
| 通院治療の有無 | | | |
| 治療の必要なし | 1 (参照値) | 1 (参照値) | 1 (参照値) |
| 自己判断で中断 | 0.94 (0.54-1.64) | 0.84 (0.48-1.46) | 0.80 (0.46-1.40) |
| 現在治療中 | 1.82 (1.38-2.42) | 1.54 (1.16-2.04) | 1.50 (1.13-2.00) |
| 欠損値 | 1.50 (0.92-2.43) | 1.29 (0.79-2.09) | 1.21 (0.73-2.00) |
| 喫煙 | | | |
| 以前からほとんど吸わない | 1 (参照値) | | 1 (参照値) |
| 以前は吸っていたが今は吸わない | 1.65 (1.11-2.47) | | 1.67 (1.12-2.50) |
| 現在喫煙している | 1.65 (1.00-2.73) | | 1.81 (1.09-3.00) |
| 欠損値 | 1.29 (0.84-1.99) | | 1.33 (0.82-2.18) |
| アルコール摂取 | | | |
| 飲まない | 1 (参照値) | | 1 (参照値) |
| 1 日平均 1.5 合以下 | 0.59 (0.41-0.83) | | 0.71 (0.49-1.01) |
| 毎日平均 1.5 合以上飲む | 0.67 (0.09-4.80) | | 0.69 (0.10-4.97) |
| 欠損値 | 0.80 (0.40-1.62) | | 0.64 (0.29-1.42) |
| 健診受診 | | | |
| 2~3 年以内に受けた | 1 (参照値) | | 1 (参照値) |
| 4 年以上前に受けた | 2.30 (1.85-2.87) | | 1.77 (1.42-2.22) |
| 受けていない | 1.30 (0.91-1.83) | | 1.12 (0.79-1.59) |
| 欠損値 | 1.92 (1.31-2.82) | | 1.54 (1.02-2.31) |

* 所得は層別比例ハザードモデルで調整したため推定値は算出されない。
準拠集団の違いにより 3 つの相対的剥奪の値を計算し、それぞれを個々にモデル投入した。年齢以下の共変量の推定値は「同年齢階級、同性かつ同一市町村在住」を準拠集団の定義とした場合のものである。他 2 つのモデルにおけるこれら共変量推定値に顕著な違いは認められなかった。

摂取, および健診受診の有無で調整したところ, ハザード比は低下し, 男性で 1.15 (1.01-1.31), 女性で 1.14 (0.95-1.38) となった (表 2, 3)。

4. 考察

1) 結果のまとめ

日本の一般高齢者男女の大規模な縦断研究である AGES プロジェクトの 4 年間の縦断データを用

いて, 所得の相対的剥奪が絶対所得およびその他の基本属性と独立して死亡リスクを増大させるか否かについて検討した結果, 男性では所得の相対的剥奪がその後の死亡リスクを 1 標準偏差あたり 1.20 ~ 1.24 倍, 統計的に有意に上昇させる可能性が見いだされた。女性でも男性同等のハザードの上昇 (1.17 ~ 1.26) が得られたが, その信頼区間は男性に比べて広く, 統計的な有意性は十分では

なかった。生活習慣リスクはわずか(約5%)であるが、相対的剥奪と死亡との関連を説明していた。

2) 結果の解釈

(1) 仮説との整合性について

死亡をアウトカムとした先行研究としては、知る限りEibner and Evans (2005)の米国成人(21~64歳)の男性を対象とした研究のみである。本研究によって、日本の高齢者の死亡についても相対的剥奪仮説が当てはまることが示された。一般に、(貯蓄等の)ストックの量を含まない所得は物質的な豊かさの指標としては十分ではなく、消費活動における貯蓄への依存度が高い高齢者の場合、その限界は特に強い。にもかかわらず、今回、相対的剥奪仮説が日本の高齢男性において支持されたことは、相対所得仮説が物質的な剥奪ではなく心理的な剥奪感に基づいている点と整合的であるといえよう。

(2) 男女差について

本研究では世帯所得の相対的剥奪と不健康との関連が男性でより強いことが示された。先行研究では、同様の報告が日本(Kondo *et al.*, 2009)、スウェーデン(Åberg Yngwe *et al.*, 2003)、そして米国(Subramanyam *et al.*, 2009)からされている。女性において相対的剥奪と死亡リスクとの関連が見られなかった理由としては、女性が相対的な社会的地位を認知する尺度として所得は不適当であることが考えられる。現在の日本では経済活動に積極的に参加している高齢女性は多くないため、経済的な豊かさを社会的地位の主だった尺度としていない可能性がある。また、所得の相対性に関して社会比較をする際に男女で異なる準拠集団を重視している可能性もある。スウェーデンの全国調査を用いた研究では、自身の労働報酬に満足か否かを判断するとき、男性の場合、国全体の平均所得を比較対象とする一方、女性の場合、自身の属する職業集団を準拠する傾向にあった(Bygren, 2004)。また、一般的な社会階層におけ

る相対的剥奪よりも、日常生活における消費活動に直結した指標による相対的剥奪の方が女性の健康状態と関連しやすいとする報告もある(Åberg Yngwe and Lundberg, 2007)。

(3) 準拠集団による関連の強さの相違について

本研究の結果では、性と年齢を準拠集団の定義とした際に最も死亡リスクとの関連が男女ともに強くなったことから、年齢は準拠集団の定義として重要な役割を担っている可能性がある。石田(2011)も生活満足度との関連において年齢を準拠集団の定義として用いた場合に最大になり、職業階層や教育レベルよりも重要であることを見出している。本研究と同じデータを用いた筆者らの先行研究では、要介護状態の発生ハザードが、やはり年齢(あるいは、および性)を定義とした場合に最大になっている。ただしこの傾向は女性でのみ見られた。筆者らによる国民生活基礎調査の一般成人を対象とした分析では、準拠集団の定義として職業を用いた場合よりも、年齢及び居住地を用いたときの方が相対的剥奪と不健康との関連が強く見られている(ただし分類法が異なるため単純には本研究との比較はできない)(Kondo *et al.*, 2008)。

今回の分析では、市町村を準拠集団の定義条件に追加するとハザード比が低下したが、同様の結果はEibner and Evans (2005)による米国男性の分析でも観察されている。すなわち居住地(州)単独よりも年齢を加えた場合に、相対的剥奪と不健康との関連の係数が大きくなり、さらに人種や学歴を加えた場合はむしろ小さくなった。年齢階層が同じ他者とは、時代背景や世代的特性を共有しており、かつ自己との類似性を視覚的に直接認識できることが、社会比較において年齢条件が重要となる理由である可能性がある。一方、情報技術が発達し他者の状況について地理的制約なしに認知できる現代においては、同一市町村内に住んでいること、といった地理的な近接性は、社会比較上それほど強い意味をなさないのかもしれない

い。ただし準拠集団についての検討は未だ不十分であり、さらなる検討が待たれる。

(4) 生活習慣の役割について

相対的剥奪による死亡リスクの一部が生活習慣によって説明されるが、その説明力は比較的小さかった。相対的剥奪による心理社会的ストレスが少なくとも本研究の対象者（日本人の健常な高齢者集団）においては生活習慣の悪化を介して死亡リスクを高めるという経路の存在が考えられる一方、それでは説明しきれない経路が大部分を占めていることが示唆された。その一部には相対的剥奪によるストレスが直接生物学的リスクを高めるという直接効果の存在が考えられる。Eibner and Evans(2005)は米国の一般成人男性(20から64歳)において、高い喫煙率、運動習慣がない、シートベルトを着けない、体格指数が大きい、といった要因と相対的剥奪との横断的な関連を認めている。ただし、相対的剥奪とその後の死亡との関連における中間変数としての分析ではないため、単純に今回の研究と比較して評価できない。相対的剥奪が健康リスクを高める経路についてはパネル調査のデータ等を用いた、より妥当な検証が待たれる。

3) 研究の強みと限界

本研究で用いたAGESデータは、所得や学歴といった社会経済要因を含む国内の縦断データのうち最も大規模なものの一つである。また、本研究は研究参加自治体から提供された介護保険給付データによるアウトカム（死亡）捕捉を行ったことにより、追跡期間中に町外への移動のなかったすべての参加者を追跡することができた。さらに、相対的剥奪仮説に関する分析上課題となる、絶対所得との多重共線性の問題については、層別比例ハザード分析を用いて解決を試みた。筆者らは分析の準備段階において、多重共線性の影響を受けにくい大規模なデータ（スウェーデンの国勢調査データ）を用いた検討により、層別比例ハザード

分析による推定値と、所得を独立変数として用いた従来の比例ハザード分析による推定値との結果がほぼ一致したことを確認している。

本研究には以上のような強みがある一方、いくつかの限界があり、解釈上注意が必要である。まず、すべての変数が自己報告によるものであるため、情報バイアスが存在する可能性がある。たとえば所得データはカテゴリー選択による回答に対してそれぞれの間接値を代表値として連続値に変換したが、この場合、カテゴリーの意図的・非意図的な誤回答による誤分類、および中間値で代表させることによるデータの損失が考えられる。また、全国の代表サンプルでないため、一般化可能性に限界がある。さらに、層別比例ハザード分析では絶対所得の四分位を層として用いたが、このデザインでも、絶対所得を同時投入して調整はしたものの、各所得分位内における所得と健康との関連の残余影響を完全には除くことができない。加えて、本研究では生活習慣として代表的な喫煙・飲酒・保健サービス利用（健診受診）の3つを検討したが、未検討の生活習慣（例えば食生活や栄養摂取状況）の影響については考慮されていない。最後に、相対的剥奪の測定はベースラインの1時点のみであるため、その時間変化の影響を考慮できていない。

4) 結論

今回、日本人高齢者の大規模な高齢者縦断データを用いて検討した結果、相対的剥奪が絶対所得やその他の基本属性および生活習慣とは独立して、その後の死亡リスクの増大と関連していたことが見出された。特に男性では安定した結果が観察された。結果に男女差がみられた点は興味深く、今後、より妥当性の高いデータおよび分析手法により、そのメカニズムを検証していくことが求められる。また、心理社会的ストレスは個人を取り巻く環境の影響を多分に受けることが考えられるため、地域環境要因と相対的剥奪との交互作用の

有無も今後の重要な研究課題である。

引用文献

- Åberg Yngwe M, Fritzell J, Lundberg O, Diderichsen F and Burström B (2003) "Exploring Relative Deprivation: Is Social Comparison a Mechanism in the Relation between Income and Health?," *Social Science & Medicine*. 57 (8) : 1463-1473.
- Åberg Yngwe M and Lundberg O (2007) "Assessing the Contribution of Relative Deprivation to Income Differences in Health," in *Health Inequalities and Welfare Resources. Continuity and Change in Sweden*; ed. by Fritzell J and Lundberg O. 135-156; Bristol: Policy Press.
- Bygren M (2004) "Pay Reference Standards and Pay Satisfaction: What Do Workers Evaluate Their Pay Against?," *Social Science Research*. 33 (2) : 206-224.
- Eibner C and Evans WN (2005) "Relative Deprivation, Poor Health Habits, and Mortality," *The Journal of Human Resources*. 40 (3) : 591-620.
- Eibner C, Sturn R and Gresenz CR (2004) "Does Relative Deprivation Predict the Need for Mental Health Services?," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*. 7 (4) : 167-175.
- Festinger L (1954) "A Theory of Social Comparison Processes," *Human Relations*. 7 (2) : 117-140.
- Gravelle H and Sutton M (2009) "Income, Relative Income, and Self-reported Health in Britain 1979-2000," *Health Economics*. 18 (2) : 125-145.
- Jones AM and Wildman J (2008) "Health, Income and Relative Deprivation: Evidence from the BHPS," *Journal of Health Economics*. 27 (2) : 308-324.
- Kalbfleisch JD and Prentice RL (1980) *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Kondo K (2010) *Health Inequalities in Japan: An Empirical Study of the Older People*. Melbourne: Trans Pacific Press.
- Kondo N, Kawachi I, Hirai H, Kondo K, Subramanian SV, Hanibuchi T *et al.* (2009) "Relative Deprivation and Incident Functional Disability Among Older Japanese Women and Men: Prospective Cohort Study," *Journal of Epidemiology and Community Health*. 63 (6) : 461-467.
- Kondo N, Kawachi I, Subramanian SV, Takeda Y and Yamagata Z (2008) "Do Social Comparisons Explain the Association between Income Inequality and Health? : Relative Deprivation and Perceived Health among Male and Female Japanese Individuals," *Social Science & Medicine*. 67 (6) : 982-987.
- Lorgelly PK and Lindley J (2008) "What is the Relationship between Income Inequality and Health? Evidence from the BHPS," *Health Economics*. 17(2) : 249-265.
- McEwen BS and Gianaros PJ (2010) "Central Role of the Brain in Stress and Adaptation: Links to Socio-economic Status, Health, and Disease," *Annals of the New York Academy of Sciences*. 1186 (The Biology of Disadvantage: Socioeconomic Status and Health) : 190-222.
- Oshio T, Nozaki K and Kobayashi M (2010) "Relative Income and Happiness in Asia: Evidence from Nationwide Surveys in China, Japan, and Korea," *Social Indicators Research* : 1-17.
- Runciman WG (1966) *Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-century England*. University of California Press.
- Subramanyam M, Kawachi I, Berkman L and Subramanian SV (2009) "Relative Deprivation in Income and Self-rated Health in the United States," *Social Science & Medicine*. 69 (3) : 327-334.
- Wilkinson R (1996) *Unhealthy Societies*. London: Routledge.
- Yitzhaki S (1979) "Relative Deprivation and the Gini Coefficient," *The Quarterly Journal of Economics*. 93 (2) : 321-324.
- マイケル・マーモット (著), 鏡森定信・橋本英樹 (監訳) (2007) 『社会格差という病:ステータス症候群』東京: 日本評論社
- 近藤克則 (編) (2007) 『検証『健康格差社会』 - 介護予防に向けた社会疫学の大規模調査』東京: 医学書院
- 近藤尚己, カワチ・イチロー (2009) 「貧困・所得格差と健康—貧困の絶対性と相対性の観点から」『貧困研究』2 : 45-56
- 石田淳 (2011) 「相対的剥奪と準拠集団の計量モデル」『理論と方法』26 (2) : 371-388
- 川上憲人, 小林廉毅, 橋本英樹 (2006) 『社会格差と健康: 社会疫学からのアプローチ』東京: 東京大学出版会

謝辞

本研究は、文部科学省科学研究費新学術領域研究(研究領域提案型)による公募研究(課題番号22119504), および厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)によって実施した。愛知老年学の評価研究は、私立大学戦略的研究基盤形成支援事業(文部科学省), 並びに、厚生労働科学研究費補助金(長寿科学総合研究事業, H22-長寿-指定-008)による助成を受けて追跡されている。記して深謝します。

連絡先 近藤尚己

kondo.naoki@gmail.com

Relative Deprivation in Income and Mortality in Japanese Older Adults : AGES Cohort Study

Naoki Kondo¹⁾, Katsunori Kondo²⁾, Hiroshi Yokomichi¹⁾,
and Zentaro Yamagata¹⁾

Abstract

Relative deprivation hypothesis posits that relative deprivation in income or social status compared to others can cause psychosocial stress and poor health independent of absolute income. We evaluated this hypothesis using AGES data, a large-scale data of Japanese older (aged 65+) adults. Participants of the 2003 AGES baseline survey were individually linked with death information between 2003 and 2007 that were identified by the public long-term care insurance payment data base. We used data of 16,023 participants without missing data on primary variables, who were independent in terms of basic activities of daily living and residing in eight municipalities in Aichi and Kochi prefectures at baseline. Relative deprivation compared to others in the same sex, age group, and/or municipality was calculated using a modified version of Yitzhaki index. During our follow-up, 1,236 deaths were identified. Cox's proportional hazard regression revealed that, even adjusting for absolute household income, age, marital status, educational attainment, and medical treatment history, 1SD unit increase in income deprivation relative to others in the same sex, age group, and municipality was associated with increased death hazard (95% confidence intervals) of 1.20 (1.06-1.36) in men and 1.17 (0.97-1.41) in women. Further adjustment for lifestyle risks (smoking, alcohol consumption, and preventive care utilization) slightly attenuated the hazards estimated. Relative deprivation in income may increase mortality risks regardless of absolute income in Japanese older adults, and the impact may slightly larger among males.

Keywords : Relative deprivation, Socioeconomic status, Cohort study, AGES, Mortality

¹⁾ Interdisciplinary Graduate School of Medicine and Engineering, University of Yamanashi

²⁾ Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University