

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.

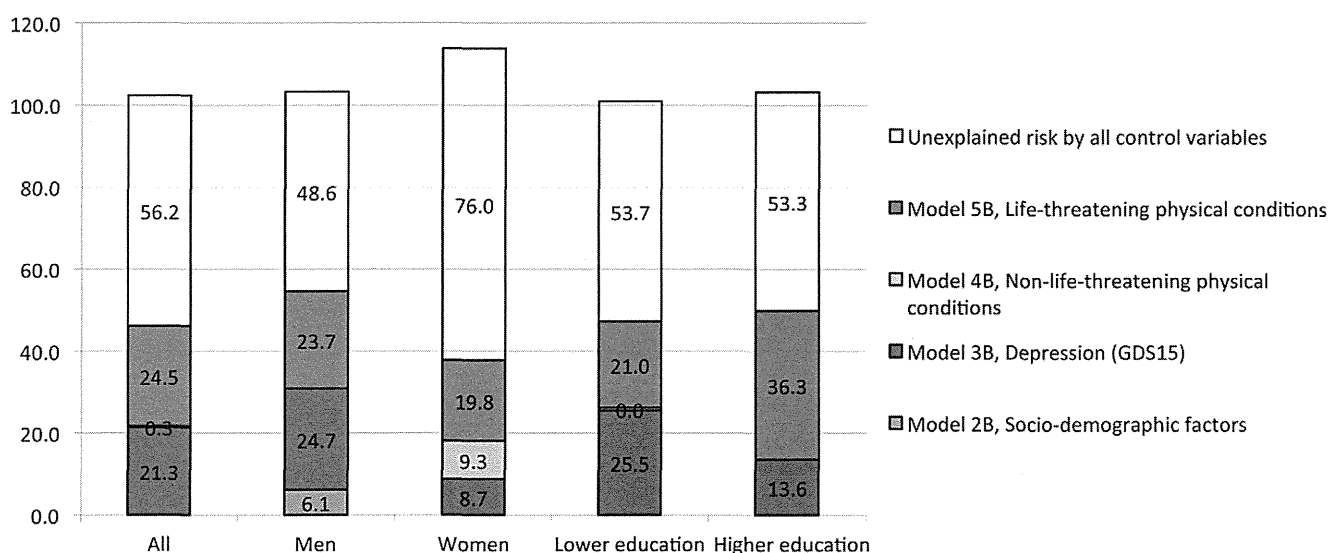
Our second hypothesis (stronger association between SRH and mortality among more educated individuals) was not supported by our analyses. The predictive ability of SRH for mortality was similar among individuals with different levels of schooling.

## 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離できていない。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

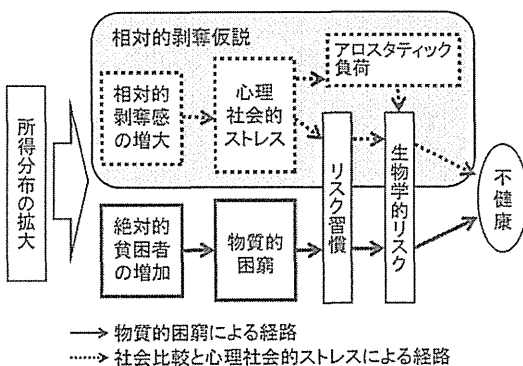


図1 所得分布と健康との関連に関する経路仮説

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係数の値が大ききことは、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。相対的剥奪が大ききほど、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當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、時代背景や世代の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ず、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選択による回答に対してそれぞれの中間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的大規模調査』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。愛知老年学的评价研究は、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 Kondo<sup>1)</sup>, Katsunori Kondo<sup>2)</sup>, Hiroshi Yokomichi<sup>1)</sup>,  
and Zentaro Yamagata<sup>1)</sup>

### 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

---

<sup>1)</sup> Interdisciplinary Graduate School of Medicine and Engineering, University of Yamanashi

<sup>2)</sup> Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University

# こころの健康の社会的決定要因と自殺対策 —J-AGES／ベンチマークをもとに

近藤 克則

日本福祉大学 健康社会研究センター

## 1. はじめに

本シンポジウムのテーマ「自殺対策の効果評価と展望」を考える時、その背景にある「こころの健康」は自殺の原因としてだけでなく、中間評価指標としても重要である。なぜなら世界の中でも自殺が多く、全国で年間3万人を超える自殺が続いている日本においても、人口10万人あたりで見ると年間25人前後に見られる事象だからである。市町村の人口規模(2005年)をみると751ある市のうち最も多いのは人口規模5~10万人(248市)で、1456町村では、1~2万人規模(432町村)が最も多い。つまり、多くの市町村にとっては、自殺者数は年間でも数人~20人程度に見られる比較的少ない事象である。仮に自殺率を1割抑制するのに成功した市町村があったとしても前年度に比べると1~2人の減少であり、これでは誤差範囲内の変動との区別が難しく効果の評価ができないからである。

現実的な代替策は、①最終アウトカムであ

る自殺と関連を示し、②自殺に先行する指標で、かつ実際に自殺する人数よりも多くの人に見られるものを中間アウトカム指標として用いる方法である。うつなどの「こころの健康」指標は、これらの条件を満たしている健康指標である。うつについては多くの研究がなされ自殺に先行していることや(用いる診断基準や尺度によって異なるが)5から25%もの人に観察される。さらにうつに関連する要因も解明が進み、社会的決定要因の重要性が指摘されている。それらを「見える化」(評価)することは、評価・根拠に基づいた対策立案や、自殺対策の効果の検証を進める上で、重要な指標になり得るものである。

そこで本報告では、「こころの健康」とその社会的決定要因に着目して、筆者らが取り組んでいるJ-AGES(Japan Gerontological Evaluation Study,日本老年学的評価研究)プロジェクトとベンチマーク研究をもとに、与えられたテーマについて考える。

表1. 効果的な自殺対策

- 
1. 政策形成(plan)
    - 1)社会問題化:13年間3万人/年以上
    - 2)政策介入への合意:自殺対策基本法
    - 3)エビデンス探し/づくり  
    関連要因の探索・検証
    - 4)政策立案等
  2. 政策介入(do)
  3. 政策評価(check)
  4. 政策プロセス改善(action)
-

## 2. 政策マネジメント・サイクルから見た自殺対策の課題

政策形成 (plan) → 政策介入 (do) → 政策評価 (check) → 政策プロセスの改善 (action) というマネジメント・サイクル (表 1) をもとに、効果的な自殺対策を考える。

まず「政策形成」の段階は、自殺が社会問題化し政策介入への合意がなされなければ始まらない。日本においては、すでに13年間3万人/年以上の自殺が見られ、政策介入すべき社会問題として合意がなされ、「自殺対策基本法」が成立し、それに基づく政策介入がなされるようになってきている。次の「エビデンス探し/づくり」の段階では、政策形成の根拠となるような関連要因の探索・検証が望まれる。現実には、科学的方法で十分な信頼性や妥当性が認められた根拠は限られており、入手可能な範囲の根拠に基づいて政策が立案される。

それらが効果的であるためには、政策が正しいこと (効果が期待できる) だけでは不十分である。良い政策でも、それが正しく (効果的に) 行われなければ効果は小さいものと

なる。それが政策介入のプロセスと効果 (アウトカム) の評価が求められる理由である。効果を検証し、効果の大小や影響する要因を評価・分析し、政策そのものやそのプロセスを改善することで、より大きな効果が期待できる。

これらのいずれのプロセスも重要だが、ここでは研究者が貢献すべき「評価」に関わるものとして、エビデンスづくりと政策評価の2つについて述べる。

## 3. 政策立案のためのエビデンスづくりーリスク要因の解明

自殺のリスク要因として知られる「うつ」のリスク要因に関するエビデンスづくりは意外に難しい。例えば、図1に示すように、うつ状態は低所得層に多いことが知られている<sup>1,2)</sup>。しかし、横断分析による知見では、低所得がうつ状態に先行するとは限らず、うつ状態になったために失業して、低所得なった影響など「逆の因果」を含んでいる。つまり、横断調査にとどまっていたら、リスク要因の推測はできても、その因果の解明は進まない。

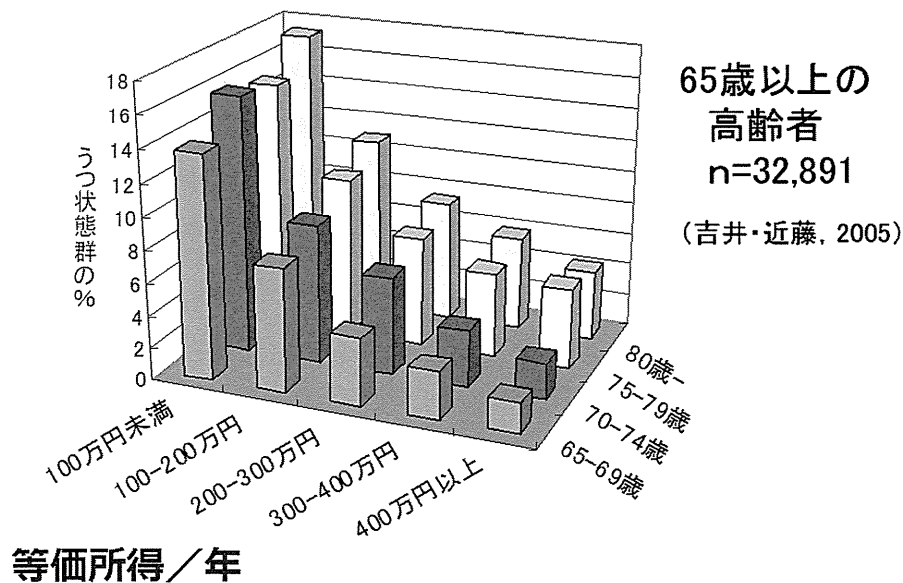


図1. 所得とうつ状態の関係



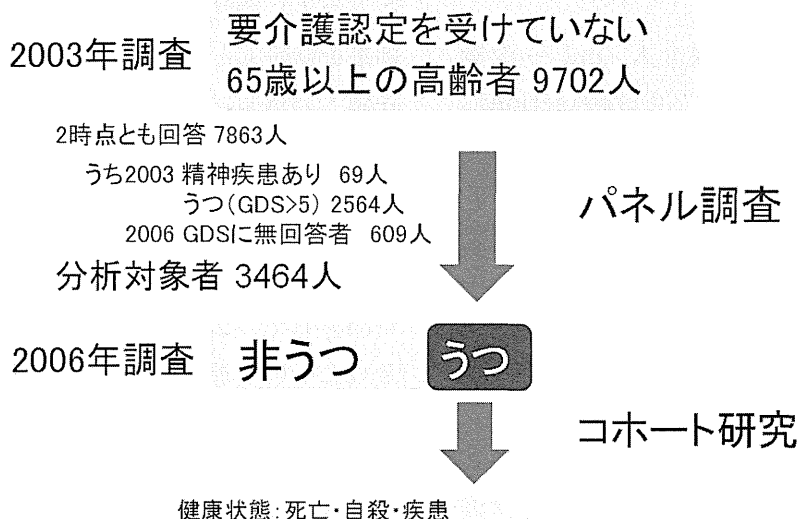


図2. 研究デザイン：パネル調査とコホート研究

この限界を超えるためにはコホート研究に代表される縦断研究が必要となる。コホート研究では、ベースライン調査で曝露要因を調べて、エンドポイントを（死因別）死亡として、（死因別）死亡のリスク要因を探索・検証するものが多い。そのような研究によって、うつが自殺を始め多くの（不）健康リスクであることが示されてきた。しかし、それだけでは早期からの自殺予防対策—うつ予防には不十分である。直接死因としてうつが死亡個票に記載されることはごくまれであるため、（死因別）死亡をエンドポイントとするコホート研究では、うつリスク要因を解明することはできない。それを解明するには、エンドポイントをうつとする必要があり、そのためにはエンドポイントとしてのうつを診断・評価するための独自調査が必要となる。エンドポイントとは別に、その前段階（ベースライン）の曝露要因の情報が必要なので、少なくとも同じ人について2時点の調査を行う必要がある。このような2時点の調査データを結合した調査・研究デザインをパネル調査などと呼ぶ（図2）。

<縦断研究の例>

AGES (Aichi Gerontological Evaluation Study, 愛知老年学的評価研究) プロジェクト<sup>1,3)</sup>の2003年と2006年調査データを結合したパネル調査データを使ってうつリスク要因を分析した<sup>4)</sup>ので、その結果を紹介する。対象は、2003年時点で要介護認定を受けていなかった65歳以上の高齢者9702人である。2006年に同じ対象者に追跡調査を行ったところ、2時点とも回答してくれたのは7863人（回答率81%）であった。エンドポイントを高齢者尺度（GDS 15項目版）<sup>5)</sup>で評価したうつ傾向（GDS ≥ 5）とする場合、2003年時点ですでにうつ傾向（2564人）であったり、精神疾患ありと回答した者（69人）、2006年調査でGDSのいずれかの項目に無回答なため欠損値があった609人を除くと、分析対象者は3464人にまで減少する。

分析の結果、2006年調査で尋ねた過去一年間のネガティブ（ストレスフル）・ライフイベントあり（男女）、後期高齢者（女のみ）で有意にうつが多く見られ、逆に2003年時点のストレス対処能力（SOC）が高い（男女）、

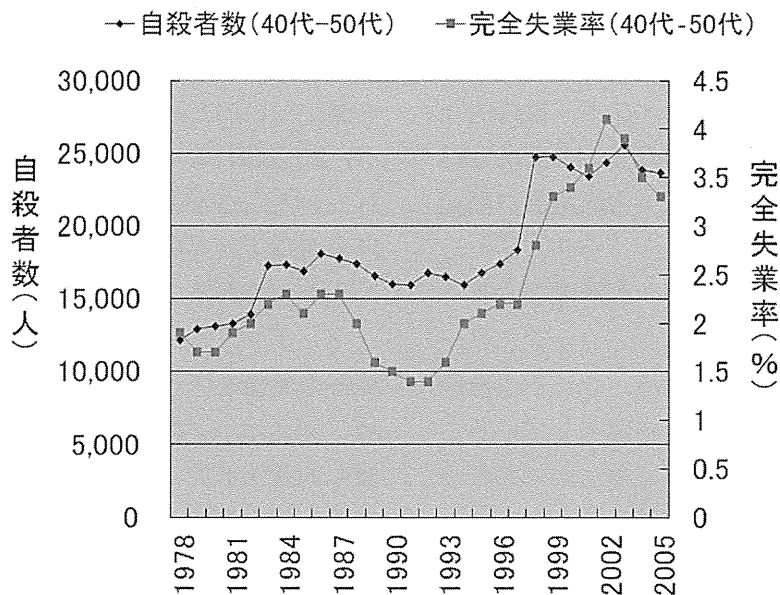


図3. 40-50代の自殺者数と完全失業率

主観的健康感が良い(男のみ)、趣味あり(男のみ)、友人と会う頻度が月に1~2回以上(男のみ)などで2006年のうつは有意に少なかった。都老研式活動能力指標、ソーシャルサポート、地域組織への参加、教育年数、等価所得、婚姻状況を同時投入したがこれらでは有意な関連を認めなかった。

また、自殺やうつとは異なる指標だが健康寿命の喪失(死亡または要介護認定)をエンドポイントに、そのリスク要因をAGESプロジェクトの要介護認定を受けていない10,342人を4年間追跡して分析してみた。やはりストレスフル・ライフイベントである配偶者との死別経験者で健康寿命の喪失リスクは高かった。ただし、社会的(情緒的)サポート源の数の多さで比べると、情緒的サポート源が多い人ではそのリスクが緩和されていた<sup>6)</sup>。これらのことから、ストレスフルなライフイベントが、うつや健康寿命喪失のリスクであり、社会的ネットワークやサポートは健康に保護的に働くと考えられる。

<こころの健康の社会的決定要因>

1000人の自殺者の実態調査にもとづく自殺実態白書2008<sup>7)</sup>によれば、自殺時に抱えていた「危機要因」数は一人あたり平均4つで、「危機要因」全体のおよそ7割が上位10要因に集中していたという。その10要因とは、①うつ病、②家族の不和、③負債(多重債務+連帯保証債務+住宅ローン+その他)、④身体疾患(腰痛+その他)、⑤生活苦(+将来生活への不安)、⑥職場の人間関係(+職場のいじめ)、⑦職場環境の変化(配置転換+昇進+降格+転職)、⑧失業(+就職失敗)、⑨事業不振(+倒産)、⑩過労である。自殺の10大要因が連鎖しながら「自殺の危機経路」を形成しており、その最終段階に位置づくるのがうつであったという。これらを見るとうつなどのこころの健康には多くの社会的決定要因が絡んでいることが確認できる。40-50代の自殺者数の推移と完全失業率の推移(図3)を見ると、両者の間には関連が見られることからそのことがわかる。

海外に目を向けると、世界精神医学会(WPA)「老年精神医学・気分障害」部門が多くの文献をレビューして、「高齢者うつ病診

療のガイドライン」<sup>8)</sup>にまとめている。それによれば、うつリスク要因として、近親者・重要な他者（ペットを含む）の喪失、大きな経済的危機などのライフイベント、慢性的なストレス、健康や可動性の衰え、社会的な孤立、社会経済的能力の低下、夫婦関係の問題などがあげられている。一方、予防因子として、社会的サポートをあげ、専門職のネットワークの調整役と見なせるケアコーディネーター配置も有効とされている。こころの健康には多くの社会的決定要因が関与していることは、確立していると言ってもよいであろう。自殺率が国によって大きく異なっていることは、そのリスク要因も国によって異なっている可能性があることを意味する。今後日本でもパネル調査などの研究デザインによる検証を積み重ね、自殺やそのリスク要因であるうつ、さらにうつリスク要因や予防的な要因について、社会的な要因も視野に入れたエビデンスづくりが望まれる。

#### 4. 自殺対策の効果評価

2つ目の課題として、自殺対策の効果評価について考える。公衆衛生モニタリングレポート委員会は、その最初のレポートとして「経済変動期の自殺対策のあり方について」<sup>9)</sup>を発表した。そこで掲げられている3つの提言には、①失業者の自殺対策の強化、②多様な人々が生きやすい社会の形成など、こころの健康の社会的決定要因に着目した政策介入と共に、③自殺対策の効果評価において、関連指標の全国的モニタリングを実施することが掲げられている。

##### <ベンチマーク・システム開発のねらい>

その具体的なイメージを示すことを意図して、J-AGESプロジェクトのデータを用いたベンチマークを試みているので紹介する。このデータは厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）「介護保険の総合的政策評価ベンチマーク・システムの開発」（H22-長寿・指定-008）などに活用するために現在も収

集が進められているものである。介護保険の政策評価のためのシステムの開発をめざしており、その一環として介護予防に一つの重点を置いているため、うつに関わる個票データが、27自治体の7.9万人の高齢者から集められている。これをこころの健康指標として、自殺対策の効果評価のためにも活用しようというものである。

ベンチマーク・システムとは、多面的な指標群の数値を①市町村間、②市町村内の小地域（例えば小学校区）間、③モデル事業群と擬似的対照群間、④異時点間（経時的変化）など、他の基準（ベンチマーク）との相対比較ができるシステムのことである。ベンチマークのねらいは、「見える化」を進めることで、①それぞれの長所や重点課題を発見しやすくすること。②指標から見て参照すべきと思われるところの特徴や要因を、そうでないところと比較することで探り改善策のヒントを得ること。③それらのエビデンスに基づき、やり方を改善した後も定期的な観察データを集積し、やり方の異なる他地域などと比較することで変化や効果を検証すること。④さらに複数の方法で費用と効果を比較検証して費用対効果の良い方法を見出すこと、など、政策マネジメント・サイクルの各段階において有用な情報を蓄積・活用できるようにすることである。

##### <ベンチマークの試み>

対象自治体は、愛知県の自治体を中心としていた AGES（Aichi Gerontological Evaluation Study, 愛知老年学的評価研究）プロジェクトから全国（北海道、東北、関東、東海、近畿、中国、九州、沖縄）に展開し、協力が得られた27自治体（22介護保険者）である。要介護認定を受けていない高齢者を対象とし、人口規模の小さい自治体では全数、人口規模が大きい自治体では5000人以上を無作為抽出した。A4で12ページのほぼ同じ調査票を用いた郵送調査（沖縄のみ留め置き調査）で、介護保険者である市町村の介護保

険課などとの共同研究として行った。うつ尺度としては、高齢者うつ尺度（GDS15 項目版）<sup>5)</sup>を用いた。介護保険者が小地域単位で介護予防の課題を評価したり、事業計画を立案・実施・評価するのに活用することを意図しているため、小学校区データの提供も受けて、小学校区単位で高齢者の何%にうつが見られるのかを算出した。

図4では、白黒表示だが、実際にはカラー印刷で、うつ状態と判定された人が多くなるほど赤く、少なくなるほど緑色に、小学区を塗り分けて示した。これによってうつが集積している地域が見えるようになる。実際に、保健師に見てもらったところ、「この赤い地域は自殺が多いところ」という声も聞かれており、自殺対策の重点地域の設定に役立つと期待できる。また、対象市町村を分析単位とした地域相関分析で関連要因を探索した結果の一例を図5に示した。対象者を、前期高齢者と後

期高齢者に分け、縦軸にうつ(GDS>10)と判定された人の割合を、横軸に興味の会に参加していると応えた人の割合を取ってある。上述したように、うつの予防因子として社会的サポート・ネットワークが報告されているため、その提供源になりそうと考えて趣味の会への参加割合を見てみたものである。その結果、趣味の会への参加割合が高い地域ほど、うつと判定される人が少ない傾向が読み取れる。今後、個人レベルの属性を調整しても、このような関連が残るのか、他の組織への参加でも似たような関連が見られるのかなどを検討することが課題となる。さらには、重点地域を対象に、自殺対策の取り組みを進めた後に、追跡調査によってその地域でうつの割合が減少してくるのかどうかをみることで、自殺対策の効果評価の一つになると期待している。

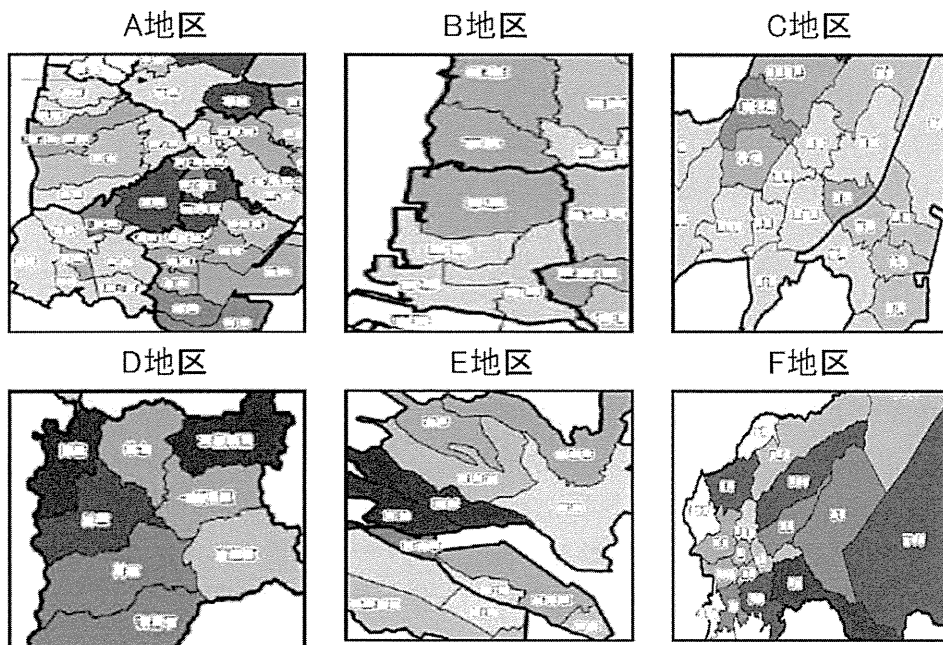


図4. 老人用うつスケール 10-15 点の者の割合（後期高齢者）