

- 地域差に関する研究－JAGES のデータ分析を通して－」 関西社会福祉学会 2012 年大会
19. 鄭丞媛：地域高齢者における IADL 能力の地域差に関する考察：JAGES プロジェクト、2012 年度韓国老年学会，2012.11.30，大邱，韓国
 20. 斉藤雅茂・近藤克則・近藤尚己・鈴木佳代・金森悟（2012）生活の貧しさ（相対的剥奪）と高齢者の健康との関連；JAGES プロジェクト、第 71 回日本公衆衛生学会総会（山口県）2012.10.24
 - 21.（ミニシンポジウム講演）近藤尚己・近藤克則・市田行信・狩野恵美・尾島俊之．介護予防における健康格差評価尺度とその視覚化ツールの開発．第 71 回日本公衆衛生学会学術総会，山口，2012 年 10 月 26 日
 22. 三澤仁平・近藤克則・鈴木佳代・近藤尚己：高齢者における所得格差とうつとの関連 JAGES プロジェクトによるエコロジカル研究．第 71 回日本公衆衛生学会総会山口．10 月 26 日．2012
 23. 金森悟，甲斐裕子，相田潤ら．参加している地域組織の種類と要介護認定．第 71 回日本公衆衛生学会総会．2012 年 10 月
 24. 尾島俊之，近藤克則，鈴木佳代，近藤尚己，筒井秀代，野田龍也，村田千代栄，中村美詠子，橋本修二．所得・学歴による平均寿命格差の推計．第 58 回東海公衆衛生学会学術大会，津，2012 年 7 月 21 日．（抄録集 p86）
 25. 尾島俊之，藤原武男，鈴木佳代，三澤仁平，斉藤雅茂，近藤克則，近藤尚己，中出美代，筒井秀代，徳本史郎，村田千代栄．ライフコースアプローチで見た身長と BMI：JAGES プロジェクト．第 48 回日本循環器病予防学会，東京，2012 年 6 月 15 日～16 日．（日本循環器病予防学会誌 47(2)：107, 2012.）
 26. 大塚理加・近藤克則・中出美代・鈴木佳代・村田千代栄・松本大輔・白井こころ 2012 地域高齢者の健康行動と所得の関連について-J-AGES2010 8 万人データによる検証-. 日本老年社会科学会第 24 回大会.
 27. 中出美代・大塚理加・山本龍生・相田潤・尾島俊之・鈴木佳代・近藤克則 2012 高齢者の口腔・栄養の実態と社会経済的地位との関係：J-AGES プロジェクト．第 71 回日本公衆衛生学会．
 28. 大塚理加・中出美代・山本龍生・相田潤・尾島俊之・平井寛・近藤尚己・鈴木佳代 近藤克則 2012 地域高齢者の低栄養・口腔機能と社会経済的地位—地域類型による違い．第 71 回日本公衆衛生学会．
 29. 斉藤雅茂，近藤克則，近藤尚己（ほか 4 名）：まちづくりは高齢者の閉じこもりに効果があるのか；JAGES プロジェクト．『第 22 回日本疫学会学術総会』．東京都千代田区，2012 年 1 月
 30. 近藤尚己，斉藤雅茂，近藤克則，尾島俊之，三澤仁平，市田行信，平井寛，山縣然太朗：高齢者の抑うつに関連する地域環境要因に関するマルチレベル分析：J-AGES プロジェクト．第 22 回日本疫学会学術総会．一橋記念講堂（東京）．2012 年 1 月 27 日
 31. 相田潤，近藤克則，山本龍生，竹内研時，小坂健：ソーシャルキャピタルと高齢者の残存歯数の関連；J-AGES プロジェクト．第 22 回日本疫学会学術総会．2012 年 1 月 28 日

32. 白井こころ, 等々力英美, 菖蒲川由郷, 石川清和, 三澤仁平, 近藤克則: 沖縄地域における認知的ソーシャル・キャピタル (SC) 指標と主観的健康状態との関係. 沖縄公衆衛生学会 (那覇), 2011年11月.
33. 山本龍生, 近藤克則, 平井 寛, 中出美代, 相田潤, 埴淵知哉, 平田幸夫. 現在歯数, 咀嚼能力およびかかりつけ歯科医院の有無と認知症を伴う要介護認定との関連: AGESプロジェクトのコホートデータによる分析. 第21回日本疫学会学術総会講演集21 (1) : 107, 2011.
34. 斉藤雅茂, 近藤尚己, 近藤克則 (ほか3名) : 高齢者の社会的孤立とその後の要介護・死亡との関連—AGESプロジェクト4年間の追跡研究. 第52回日本老年社会学会大会. 2010.6.17-18, 愛知
35. 近藤克則: 高齢者の健診受診と「将来における楽しみ」, 所得との関連: AGESプロジェクト. 第69回日本公衆衛生学会総会, 2010.10.27-29, 東京国際フォーラム
36. 近藤尚己, 斉藤雅茂, 平井寛 (ほか2名) : 相対的貧困ラインの介護予防へのインプリケーション: AGES縦断研究. 第69回公衆衛生学会総会, 2010.10.27-29, 東京国際フォーラム

国際シンポジウム等

1. 国際シンポジウム等開催 2012.8.4 (ウイנקあいち)
 - ・「介護予防・健康政策マネジメント の新潮流—社会環境や格差への着目」
S. V. Subramanian (Harvard School of Public Health, Professor)
 - ・「社会疫学研究の国際動向—社会環境としてのソーシャル・キャピタルを中心に」
Ichiro Kawachi (Harvard School of Public Health, Professor)
 - ・「社会疫学の政策への応用の国際動向」
松田亮三 (立命館大学産業社会学部教授)
 - ・「介護予防・健康政策マネジメント の動向」
尾島俊之 (浜松医科大学医学部教授)
 - ・「SDH (Social Determinants of Health) に関する研究班の紹介」
大竹輝臣 (厚生労働省老健局老人保健課介護保険データ分析室)
 - ・「厚労科研費の研究課題に『健康の 社会的決定要因』を設定した背景と課題意識」
Amit Prasad (WHO 神戸センター)
 - ・「高齢者にやさしい街づくり・Urban HEART の取り組みについて」
近藤克則 (日本福祉大学社会福祉学部教授/健康社会研究センター長)
 - ・「JAGES HEART の到達点と課題」
1. Katsunori Kondo: JAGES project: Overview and Exploratory Analysis of Social Capital and Health, International Society for Social Capital and Health (ISSC), University of Manchester, UK, 2011.6.16-17
2. KONDO, Katsunori: Health Inequalities in Japan: An Empirical Study of the Older People and Development of a benchmark system. The 7th International Conference on Social Security “The Evolving Social Risks and the Proactive Social Security Strategy” Sep.3-4, 2011 Busan, Korea

3. International Symposium “Social epidemiology-The potential and challenges of the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES) project” Nihon Fukushi University, Japan, 2011.3.17
 Ichiro Kawachi: Why behavior interventions often end in failure?
 Naoki Kondo : Relative deprivation and all-cause, cancer, and cardiovascular deaths in Japanese older adults:2003-2007 AGES cohort
 Hisashi Imai : Physical and mental health, social relationships, social capital, and happiness among Japanese adults
 Miyo Nakade : Relations between BMI and cause specific mortality in Japan: AGES cohort
 Satoru Kanamori : individual versus organizational participation in sports as predictors of long-term care in older Japanese
2. 近藤克則：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．長寿科学総合研究及び認知症対策総合研究 研究成果発表会（長寿科学振興財団），2013.2.1，東京（指定研究の最終年度研究成果報告）

新聞記事等

1. 日本経済新聞（朝刊）2010年9月5日『『要介護』にならないために，健康長寿のコツ，友人との高齢者交流多く，趣味の団体に参加』
2. 熊本日日新聞 2010年7月23日「介護サービスの質どう評価」他，神奈川新聞 2010年7月26日，福島民報 2010年7月18日，琉球新報 2010年7月20日
3. 朝日新聞（夕刊）2010年7月10日「趣味は認知症防ぐ？10万人調査」
4. 日本経済新聞 2010年8月22日「友人らと交流少ない高齢者 要介護リスク 1.2倍」
5. NHK ニュース おはよう日本 2011年1月21日 午前5時9分「歯がない人は認知症高リスク」
6. 共同通信ほか各種新聞のオンライン版 2011年1月21日「歯失うと認知症高リスクに 高齢者調査、かむ力も重要」産経ニュース，静岡新聞，サーチナ，中国新聞，エキサイトニュース，下野新聞，Japan Press Network News 47 News，京都新聞，長崎新聞，山陽新聞，琉球新聞，Infoseek 楽天ニュース，福祉新聞，大分合同新聞，秋田魁新報，東京新聞，岐阜新聞，新潟日報，イザβ版，熊本日日新聞，宮崎日日新聞，福島民報，北日本新聞，徳島新聞，山形新聞，山陰中央新報
7. 毎日新聞 2011年1月22日 夕刊 「認知症リスク 歯失うと高く」
8. 東京新聞 2011年1月23日 朝刊 「認知症リスク 歯失うと高く かむ力は元気のもと」
9. 読売新聞 2011年1月25日 朝刊 「歯のない人 認知症 1.9倍 65歳以上 厚労省調査」
10. NHK 福島放送「はまなかあいつ Today」2011年1月27日で歯と認知症の研究結果紹介
11. 日刊歯科通信 第3631号 2011年2月3日 「認知症の発症リスク 咀嚼能力に反比例 神歯大らが厚労科学研究で分析」

12. 旬刊健康管理情報 健康のひろば 2011年3月1日「歯の本数で認知症リスク 1.9倍もの差」
13. 週刊日本歯科新聞 2011年2月8日「認知症リスク 咀嚼力低いと上昇」
14. テレビ朝日「中居正広の怪しい本の集まる図書館」 2011年3月21日で「歯が無いと認知症になりやすい？」
15. 週刊日本歯科新聞 第1688号 2011年3月23日「口腔状況と認知症の関係を研究 地域全体で健康になる方法模索」
16. 歯を失うと認知症のリスクが最大 1.9倍に「歯の状態と認知症発症との関連」2010年度厚生労働科学研究. けあ・ふる vol.68 (パラマウントベッド株式会社), 5, 2011.7
17. 介護予防 Web アトラス紹介. NHK「くらし☆ (きらり) 解説」(2012年5月24日午前10時05分～10時15分) <http://www.doctoral.sakura.ne.jp/WebAtlas/>
18. JAGES データ分析結果紹介. 「健康と認知症との関係」キューピーニュース大第 60号 (2012.6.26)
19. JAGES データ分析結果紹介. 「紹介歯がないのに入れ歯を付けていない人は認知症リスクが 1.9倍」週刊朝日 MOOK「Q&A でわかる『いい歯医者』2013」2012.7.10
20. 認知症発症 歯の健康で「差」－「よくかむ」が予防に. 日本農業新聞 2012年7月3日
21. JAGES 調査結果紹介. 「低所得の高齢者ほど栄養不足の傾向」NHK ニュース, 2012年9月23日
22. JAGES 研究成果紹介. “Seniors Engaged Pursuing Sports to Culture Living Longer” (英語版)
<http://www.bloomberg.com/news/2012-10-04/seniors-engaged-pursuing-sports-to-culture-living-longer.html>
(日本語版)
<http://www.bloomberg.co.jp/news/123-MBEJ6U6TTDTL01.html>
23. JAGES 調査分析結果紹介. 「社会環境への働きかけは不可欠 “健康格差” の実態を知る」ヘルスアップ 21 (336) : 22-23, 2012.10
24. 高齢者の疫学研究と自治体の予防活動. 週刊保健衛生ニュース (社会保険実務研究所) 第1683号 : 35-36, 2012.11.12
25. JAGES 研究成果 (歯と認知症, 歯と転倒) 報告. 社会保障制度改革国民会議 (日本歯科医師会資料).
26. JAGES プロジェクト研究成果紹介. CBC ラジオ『きく! ラジオ「寝たきり・認知症で”要介護”にならないために」』(※東海3県エリア). 2013年4月1日 (月)～5日 (金) 午後0時30分～午後1時

Ⅲ 研究成果の刊行物・別刷

Study Profile

Cohort Profile: The AGES 2003 Cohort Study in Aichi, Japan

Akihiro Nishi^{1,2}, Katsunori Kondo³, Hiroshi Hirai³, and Ichiro Kawachi¹

¹Department of Society, Human Development, and Health, Harvard School of Public Health, Boston, MA, USA

²Department of Public Health, Graduate School of Medicine, The University of Tokyo, Tokyo, Japan

³Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University, Nagoya, Japan

Received September 9, 2010; accepted November 25, 2010; released online February 12, 2011

ABSTRACT

Background: The longevity of Japanese is thought to be associated with psychosocial factors such as sense of coherence, social support, and social capital. However, the actual factors responsible and the extent of their contribution to individual health status are not known.

Methods: The Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES) 2003 Cohort Study is a prospective cohort study of community-dwelling, activities of daily living-independent people aged 65 or older living in 6 municipalities in Chita peninsula, Aichi Prefecture, Japan. Information on psychosocial factors and other individual- and community-level factors was collected in the second half of 2003 using a baseline questionnaire. Vital status and physical and cognitive decline have been followed using data derived from long-term care insurance certification. Geographical information on the study participants was also obtained.

Results: A total of 13 310 (6508 men; 6802 women) study participants were registered in the study. For an interim report, we followed the cohort for 48 months, yielding 24 753 person-years of observation among men and 26 456 person-years among women.

Conclusions: The AGES 2003 Cohort Study provides useful evidence for research in social epidemiology, gerontology, and health services.

Key words: Japanese longevity; social support; social capital; cohort profile; the AGES project

INTRODUCTION

“Why are Japanese living longer?”¹ The question of Japanese longevity is fascinating, and the global community wants to know more about this phenomenon. In 2008, life expectancy was 79.19 years in Japanese men and 85.99 years in Japanese women, which outrank those of nearly all developed and developing countries.^{2,3} While some believe that genetic differences between Japanese and Western populations are a factor, research suggests that this is an unlikely explanation.^{4,5}

Resources in society can improve the general health of individuals.^{6,7} Many people agree that the health of individuals is affected by several aspects of society, such as cohesion, lifestyle, customs, family structure, culture, and religious beliefs, all of which are generated through each country's or community's complexity and context over a period of many years.^{6,8} Large-scale cohort studies are being conducted in Japan to reveal the reasons for Japanese longevity, but these studies are limited in their ability to make causal inferences because of the complexity of the underlying mechanisms.^{9–20}

In addition to the work of scholars, the national and local governments are also addressing the issue of aging in Japan. For instance, the nationwide universal long-term care insurance system was started in 2000,^{21,22} and an elder abuse prevention and caregiver support law was enacted in 2006.²³ Nevertheless, a new type of health inequality may result from imbalances and lack of harmonization in the community's supply and demand of health and social care.^{24,25}

Within the natural course of aging (eg, from independence in activities of daily living [ADL], with only minor comorbidities, to ADL-dependence due to stroke sequelae and/or other medical conditions), what do older people and their families want from society? Which health services are efficient and fair? To answer these questions, we urgently need evidence-based approaches to living arrangements, social support, and social capital that are based on social epidemiology, gerontology, and health services research.

The Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES) project was launched for this purpose in 1999. At the Center for Well-being and Society of Nihon Fukushi University in Aichi

Address for correspondence: Katsunori Kondo, Center for Well-being and Society, Nihon Fukushi University, 5-22-35 Chiyoda, Naka-ku, Nagoya, Aichi 460-0012, Japan (e-mail: kondo@n-fukushi.ac.jp).

Copyright © 2011 by the Japan Epidemiological Association

prefecture, Japan, one of the authors (KK) and colleagues are responsible for managing the project and thus take full responsibility for it. The organizations that provided funding for this research had no role in the conduct of the study or the presentation of its results.

METHODS

Study design, setting, and participants

After a pilot cohort was generated and evaluated in 1999, we organized the AGES 2003 Cohort Study as a part of the AGES project. In this prospective study, the source population was community-dwelling individuals aged 65 years or older who lived in 6 targeted municipalities and were ADL-independent as of the second half of 2003 (the exact date varied by municipality). The targeted municipalities covered the entire southern part of the Chita peninsula in Aichi Prefecture (ie, Agui town, Handa city, Tokoname city, Taketoyo town, Mihama town, and Minami-Chita town). The 6 municipalities consist of 18 *kyuuson* (the second smallest administrative unit in Japan, based on the municipalities in 1950), which comprise urban, semi-urban, and rural settings.⁹ Older people who were not ADL-independent were excluded if they were eligible to receive benefits from public long-term care insurance (LTCI) services and or if they indicated that they were ADL-dependent in the baseline questionnaire.

The survey was conducted using a random sampling method in the 2 larger municipalities (Handa and Tokoname) and a complete census (complete enumeration) of the 4 smaller municipalities (Agui, Mihama, Minami-Chita, and Taketoyo) by municipal officers of the public LTCI system. A total of 49 707 residents aged 65 or older as of 1 October 2003 were targeted (Figure). The self-administered baseline questionnaire was mailed to 29 374 individuals selected by the sampling process as stated above. Then, 13 310 individuals (6508 men; 6802 women) were introduced to the AGES 2003 Cohort. There are no monetary or other incentives to encourage participation in the cohort. For data analysis, the municipality-level sample weight was calculated for selection probability, nonresponse, and other adjustments, to reflect the population proportion of those aged 65 or older in each municipality.

Baseline measures

Table 1 summarizes the main measures that were collected in 2003. Other variables were also experimentally measured (some of which are not shown in Table 1). A summary of the measures is available at our website (<http://square.umin.ac.jp/ages/index.html>). The details of the questionnaire (including the exact wording of every question in Japanese and the translated version in English) have been published elsewhere.^{26–28}

The baseline questionnaire included the following individual-level information: demographic factors (date of

Table 1. Summary of data collected in the AGES cohort study

| |
|---|
| Demographic factors |
| Individual-level living arrangements |
| Cohabitation status and family structure |
| Marital status and marriage satisfaction |
| Caregiving arrangement (care of ageing relatives) |
| Individual-level socioeconomic status |
| Education |
| Household income |
| Work (retirement) |
| Individual-level social support |
| Emotional social support |
| Instrumental social support |
| Individual-level social capital (participation) |
| Vertical social capital |
| Horizontal social capital |
| Psychological factors/exposures |
| Sense of cohesion |
| Abuse/neglect |
| Negative life events |
| Health-related and other behaviors |
| Smoking |
| Alcohol consumption |
| Diet |
| Physical activity |
| Medical check-up |
| Hobby |
| Community-level measures (6 municipalities with 18 <i>kyuuson</i>) |
| Social capital (trust) |
| Other aggregated variables (GINI coefficient, etc) |
| Environmental factors (Concentrations of SO ₂ , NO ₂ , CO, O ₃ , PM, can be merged) |
| Address (geocoding) |
| General and mental health (subjective) |
| Self-rated health |
| Self-reported medical conditions |
| Medication |
| Sleeping |
| Activities of Daily Living (ADL) |
| Instrumental ADL |
| Geriatric Depression Scale (GDS) |
| Height, Weight, and Body Mass Index (BMI) |
| Dental status |
| Health outcomes (objective) |
| All-cause mortality (Survival time) |
| Eligible care-level in national long-term care insurance system |

birth and sex), living arrangements (cohabitation status, marital status, and caregiving status), and socioeconomic status (education, household income, and current occupation status). Details of individual-level social support (receiving and providing emotional support and instrumental support), social participation, and sense of coherence^{29,30} were also obtained. Other factors included abuse of older people, negative life events (retirement, death of spouse, death of close relatives/friends, serious disease, a change in living arrangements such as moving, economic distress, or the beginning of informal family caregiving in the recent year), health-related behaviors (smoking, alcohol consumption, diet habits, physical activity [walking]), frequency of medical check-ups, and any hobbies. We regarded social participation

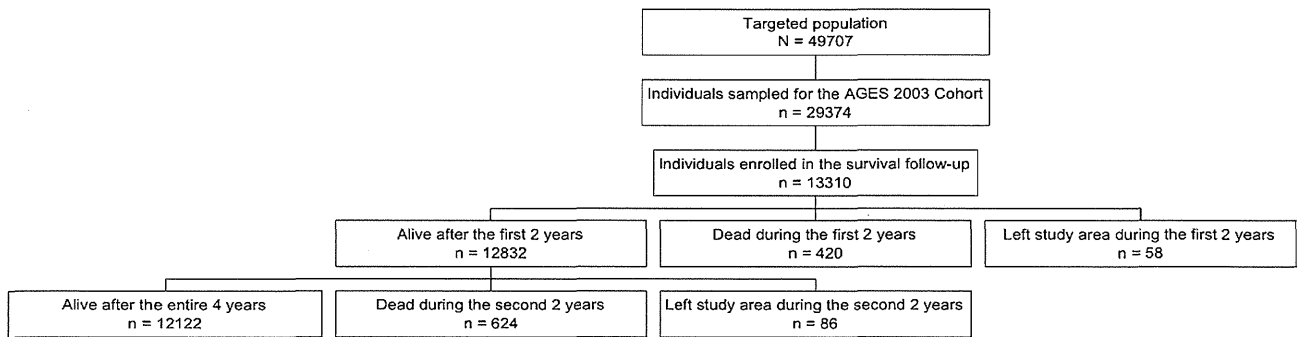


Figure. Flowchart of the AGES 2003 Cohort study in Japan

as individual-level social capital and divided it into vertical and horizontal social capital. Vertical social capital was defined as participating in groups that encouraged hierarchical relations, and horizontal social capital was defined as participating in groups of social equals.¹⁸

Community-level measures were also obtained. Social capital (trust, reciprocity, and crime) was aggregated by individual-level variables.³¹ Other community-level variables of social factors (eg, the Gini coefficient) were aggregated by individual responses. For environmental exposures, information on airborne particle concentration (sulfur dioxide [SO₂], nitrous monoxide [NO], carbon monoxide [CO], ozone [O₃], and particulate matter with an aerodynamic diameter <10 μm [PM₁₀])³² in the 6 municipalities (7 measuring points) was available from the Aichi prefecture website.³³ We geocoded study participants' home locations in each municipality, which enabled us to introduce municipality- or *kyuuson*-level multilevel analysis using Geographic Information System (GIS)-based methods.

Subjective general and mental health information included self-rated health,³⁴ self-reported medical conditions (cancer, heart disease, stroke, hypertension, diabetes mellitus, hyperlipidemia, osteoporosis, joint/neurological disease, trauma/fracture, respiratory disease, gastrointestinal disease, liver disease, visual impairment, hearing impairment, urinary disorder, sleep disorder, and others), medication, sleeping, activities of daily living (Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology Index of Competence [TMIG-IC]),³⁵ Instrumental ADL,³⁶ depression (Geriatric Depression Scale [GDS-15]),^{37,38} height, weight, body mass index (BMI), and dental status (number of remaining teeth).

Follow-up and outcome measures

Survival time was monitored since the second half of 2003 (the time when self-administered questionnaires were distributed varied by municipality). When individuals died or moved during follow-up, the date they died or left the study area was recorded. We obtained information on physical and cognitive disability by using the LTCI database maintained by the municipalities. The qualification was based on a standardized multistep assessment with several levels of care

need, ranging from support levels 1 and 2 to care levels 1 through 5.²¹

Ethical issues

Our study protocol and informed consent procedure were approved by the Ethics Committee on the Research of Human Subjects at Nihon Fukushi University.

Statistical analysis

All analyses were performed using the computer software STATA/IC 11.0 (StataCorp LP, College Station, TX, USA).

RESULTS

The baseline characteristics of the participants are shown in Table 2. Living alone, being divorced/widowed, lower education status, no current occupation, no smoking, and no alcohol consumption were more frequent in women than in men. As age increased, the proportions of those with a tertiary education decreased, as did current smokers, drinkers, and positive horizontal social capital.

During a 48-month follow-up period, which is the current maximum, men were observed for 24 753 person-years and women for 26 456 person-years. In total, 0.8% of the study participants were lost to follow-up because they left the study area during the 4-year period ($n = 105$). The cumulative survival rate for the study population was 96.8% (men, 95.6%; women, 98.0%) at 24 months and 92.1% (men, 89.4%; women, 94.7%) at 48 months. Sex and age-group differences among individual-level core variables are shown in Table 2. Overall and sex-stratified cumulative survival rates at 24 and 48 months for individual-level core variables are shown in Table 3.

DISCUSSION

The main strengths of the AGES 2003 Cohort Study are: (1) the location of the study—Japan leads the world in the pace of population aging, (2) the linkage with geographical data via the Geographic Information System, (3) the quality and length of follow-up—there is no administrative loss during follow-

Table 2. Baseline characteristics of the AGES 2003 Cohort Study

| | All | Men | Women | Age group (years of age) | | | | |
|------------------------------------|--------|--------|--------|--------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | | | | 65–69 | 70–74 | 75–79 | 80–84 | 85– |
| Number of individuals ^a | 13 310 | 6508 | 6802 | 4685 | 3934 | 2819 | 1272 | 585 |
| Birth year (age group) | | | | | | | | |
| –1918 (85–) | 4.3% | 3.8% | 5.7% | — | — | — | — | 100.0% |
| 1919–1923 (80–84) | 9.5% | 8.6% | 11.2% | — | — | — | 100.0% | — |
| 1924–1928 (75–79) | 21.5% | 20.6% | 23.1% | — | — | 100.0% | — | — |
| 1929–1933 (70–74) | 30.1% | 30.9% | 28.7% | — | 100.0% | — | — | — |
| 1934–1938 (65–69) | 34.5% | 36.1% | 31.4% | 100.0% | — | — | — | — |
| Sex | | | | | | | | |
| Men | 49.9% | 100.0% | — | 52.3% | 50.7% | 46.0% | 42.3% | 38.5% |
| Women | 50.1% | — | 100.0% | 47.7% | 49.3% | 54.0% | 57.7% | 61.5% |
| Cohabitation status | | | | | | | | |
| No | 10.4% | 4.4% | 16.3% | 7.5% | 10.9% | 12.1% | 13.6% | 14.2% |
| Yes | 89.6% | 95.6% | 83.7% | 92.5% | 89.1% | 87.9% | 86.4% | 85.8% |
| Marital status | | | | | | | | |
| Married | 71.7% | 88.6% | 54.9% | 83.2% | 75.3% | 65.0% | 50.6% | 31.2% |
| Divorced/Widowed | 25.8% | 10.2% | 41.3% | 14.5% | 21.9% | 32.5% | 46.5% | 67.5% |
| Unmarried/Other | 2.5% | 1.2% | 3.9% | 2.3% | 2.8% | 2.5% | 3.0% | 1.3% |
| Education | | | | | | | | |
| Primary or lower secondary | 59.2% | 55.6% | 62.8% | 55.3% | 59.6% | 58.8% | 67.2% | 72.7% |
| Higher secondary | 30.7% | 29.8% | 31.5% | 32.1% | 30.6% | 32.4% | 26.5% | 19.2% |
| Tertiary education | 10.2% | 14.6% | 5.7% | 12.6% | 9.8% | 8.8% | 6.3% | 8.2% |
| Household income | | | | | | | | |
| Bottom quartile | 25.8% | 21.7% | 30.9% | 23.1% | 25.9% | 28.0% | 29.7% | 32.1% |
| 2nd quartile | 21.4% | 23.5% | 18.8% | 24.0% | 21.4% | 17.7% | 20.3% | 17.4% |
| 3rd quartile | 30.3% | 32.3% | 27.8% | 31.2% | 30.9% | 30.7% | 25.3% | 24.3% |
| Top quartile | 22.5% | 22.5% | 22.6% | 21.7% | 21.9% | 23.6% | 24.7% | 26.2% |
| Occupation status | | | | | | | | |
| No | 75.2% | 68.6% | 81.8% | 64.0% | 74.8% | 84.6% | 88.9% | 91.8% |
| Yes | 24.8% | 31.4% | 18.2% | 36.0% | 25.3% | 15.4% | 11.1% | 8.2% |
| Emotional social support | | | | | | | | |
| Not receiving | 10.8% | 14.8% | 6.8% | 9.5% | 11.5% | 10.2% | 13.9% | 13.2% |
| Receiving | 89.2% | 85.2% | 93.2% | 90.5% | 88.5% | 89.8% | 86.1% | 86.8% |
| Instrumental social support | | | | | | | | |
| Not receiving | 6.3% | 4.6% | 8.0% | 6.1% | 6.8% | 6.5% | 5.5% | 4.9% |
| Receiving | 93.7% | 95.5% | 92.0% | 93.9% | 93.2% | 93.5% | 94.5% | 95.1% |
| Vertical social capital | | | | | | | | |
| No | 40.7% | 39.2% | 42.3% | 44.1% | 39.3% | 36.8% | 38.5% | 47.2% |
| Yes | 59.3% | 60.9% | 57.8% | 55.9% | 60.7% | 63.2% | 61.5% | 52.9% |
| Horizontal social capital | | | | | | | | |
| No | 61.2% | 61.6% | 60.7% | 54.6% | 59.1% | 65.2% | 72.7% | 82.3% |
| Yes | 38.8% | 38.4% | 39.3% | 45.4% | 40.9% | 34.8% | 27.3% | 17.7% |
| Smoking | | | | | | | | |
| Nonsmoker | 60.0% | 27.3% | 93.0% | 58.6% | 58.0% | 59.9% | 66.1% | 73.0% |
| Ex-smoker | 26.4% | 48.4% | 4.3% | 25.5% | 27.7% | 28.5% | 24.6% | 19.1% |
| Smoker | 13.5% | 24.3% | 2.7% | 15.9% | 14.3% | 11.6% | 9.3% | 7.9% |
| Alcohol consumption | | | | | | | | |
| No/Abstinent | 65.4% | 43.6% | 87.2% | 57.5% | 64.1% | 71.6% | 77.1% | 82.6% |
| Occasional/Light | 13.5% | 18.1% | 8.9% | 17.4% | 13.5% | 10.0% | 9.7% | 7.8% |
| Moderate | 16.4% | 29.2% | 3.6% | 18.0% | 17.4% | 15.9% | 11.8% | 8.7% |
| Heavy | 4.7% | 9.1% | 0.3% | 7.2% | 5.0% | 2.5% | 1.5% | 1.0% |
| Physical activity | | | | | | | | |
| ≤30 minutes/day | 36.6% | 35.6% | 37.7% | 32.1% | 38.6% | 39.0% | 40.2% | 39.7% |
| >30 minutes/day | 63.4% | 64.4% | 62.3% | 67.9% | 61.4% | 61.0% | 59.8% | 60.3% |
| No. of self-reported diseases | | | | | | | | |
| 0 | 19.1% | 19.8% | 18.4% | 25.6% | 17.9% | 14.2% | 12.0% | 15.0% |
| 1–2 | 58.8% | 59.3% | 58.2% | 57.5% | 60.9% | 58.2% | 59.0% | 55.7% |
| 3–4 | 17.9% | 17.4% | 18.5% | 14.5% | 17.6% | 21.2% | 22.2% | 22.9% |
| 5– | 4.2% | 3.5% | 5.0% | 2.4% | 3.6% | 6.5% | 6.8% | 6.4% |
| Self-rated health | | | | | | | | |
| Excellent | 8.1% | 8.8% | 7.4% | 10.8% | 7.2% | 5.8% | 6.1% | 8.2% |
| Good | 65.3% | 64.9% | 65.7% | 67.5% | 66.8% | 60.7% | 63.0% | 63.8% |
| Fair | 22.6% | 22.0% | 23.1% | 18.3% | 21.9% | 28.6% | 26.4% | 23.6% |
| Poor | 4.1% | 4.3% | 3.9% | 3.5% | 4.0% | 4.9% | 4.5% | 4.5% |
| GDS15 | | | | | | | | |
| 0–4 | 71.3% | 72.4% | 70.1% | 74.7% | 70.4% | 68.8% | 68.4% | 65.5% |
| 5–9 | 23.6% | 22.6% | 24.8% | 20.7% | 23.6% | 26.6% | 27.5% | 27.1% |
| 10– | 5.1% | 5.0% | 5.2% | 4.6% | 6.1% | 4.6% | 4.1% | 7.5% |

^aUnweighted values are reported only for cells indicating numbers of individuals.

Table 3. Cumulative survival rates for different individual-level core variables in the AGES 2003 Cohort Study (n = 13310)

| | All | | Men | | Women | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 24 months | 48 months | 24 months | 48 months | 24 months | 48 months |
| Birth year | | | | | | |
| –1918 | 87.5% | 69.6% | 82.6% | 62.0% | 90.5% | 74.3% |
| 1919–1923 | 94.2% | 85.9% | 90.6% | 78.7% | 96.7% | 91.1% |
| 1924–1928 | 96.1% | 90.1% | 94.1% | 85.2% | 97.8% | 94.2% |
| 1929–1933 | 97.7% | 94.3% | 96.9% | 92.1% | 98.5% | 96.6% |
| 1934–1938 | 98.5% | 96.0% | 97.5% | 94.2% | 99.5% | 97.9% |
| Sex | | | | | | |
| Men | 95.6% | 89.4% | | | | |
| Women | 98.0% | 94.7% | | | | |
| No. of self-reported medical conditions | | | | | | |
| 0 | 98.0% | 94.7% | 97.6% | 93.4% | 98.5% | 96.0% |
| 1–2 | 97.0% | 92.5% | 95.8% | 89.8% | 98.2% | 95.0% |
| 3–4 | 95.4% | 89.5% | 93.4% | 85.0% | 97.1% | 93.6% |
| 5– | 95.2% | 86.3% | 91.7% | 79.1% | 97.5% | 91.0% |
| Marital status | | | | | | |
| Married | 97.0% | 92.9% | 96.0% | 90.5% | 98.6% | 96.5% |
| Divorced/Widowed | 96.5% | 90.6% | 92.9% | 81.7% | 97.3% | 92.6% |
| Unmarried/Other | 96.5% | 91.8% | 95.5% | 89.5% | 96.8% | 92.6% |
| Smoking | | | | | | |
| Nonsmoker | 97.8% | 94.2% | 96.4% | 91.1% | 98.2% | 95.1% |
| Ex-smoker | 95.7% | 90.4% | 95.6% | 90.2% | 96.7% | 93.3% |
| Smoker | 95.0% | 87.3% | 94.9% | 87.2% | 95.3% | 88.9% |
| Alcohol consumption | | | | | | |
| No/Abstinent | 96.5% | 91.9% | 93.5% | 86.1% | 97.9% | 94.7% |
| Occasional/Light | 97.6% | 93.2% | 97.1% | 92.2% | 98.5% | 95.4% |
| Moderate | 97.3% | 92.3% | 97.1% | 91.8% | 98.7% | 96.1% |
| Heavy | 98.0% | 92.7% | 97.9% | 92.7% | 100.0% | 95.2% |
| Physical activity | | | | | | |
| ≤30 minutes/day | 95.9% | 89.7% | 94.1% | 85.4% | 97.7% | 93.8% |
| >30 minutes/day | 97.3% | 93.5% | 96.5% | 91.8% | 98.2% | 95.3% |
| Education | | | | | | |
| Primary or lower secondary | 96.6% | 91.5% | 95.2% | 88.2% | 97.9% | 94.4% |
| Higher secondary | 97.4% | 93.3% | 96.2% | 90.9% | 98.5% | 95.4% |
| Tertiary education | 96.6% | 92.9% | 96.3% | 91.7% | 97.4% | 96.2% |
| Household income | | | | | | |
| Bottom quartile | 96.1% | 90.6% | 94.3% | 86.5% | 97.7% | 94.0% |
| 2nd quartile | 96.8% | 93.2% | 95.7% | 91.2% | 98.4% | 96.2% |
| 3rd quartile | 97.0% | 92.2% | 95.8% | 89.4% | 98.7% | 95.9% |
| Top quartile | 97.2% | 93.2% | 97.2% | 92.4% | 97.2% | 94.2% |
| Emotional social support | | | | | | |
| Not receiving | 96.1% | 89.5% | 95.3% | 87.7% | 97.9% | 93.1% |
| Receiving | 97.0% | 92.6% | 95.8% | 90.0% | 98.1% | 95.0% |
| Instrumental social support | | | | | | |
| Not receiving | 97.7% | 93.5% | 96.1% | 89.4% | 98.6% | 95.6% |
| Receiving | 96.8% | 92.2% | 95.6% | 89.5% | 98.0% | 94.8% |
| Vertical social capital | | | | | | |
| No | 96.6% | 90.9% | 95.1% | 87.5% | 98.0% | 93.9% |
| Yes | 97.0% | 92.9% | 95.9% | 90.5% | 98.1% | 95.4% |
| Horizontal social capital | | | | | | |
| No | 96.2% | 90.4% | 94.8% | 87.3% | 97.5% | 93.4% |
| Yes | 98.0% | 94.9% | 96.9% | 92.8% | 99.0% | 96.9% |

up, (4) the large variability of health determinants (health-related behavior, socioeconomic status, social support, and social capital at the individual and community level) minimizes omitted variable bias, and (5) the availability of multilevel analysis.

The main weaknesses of the study are the moderate response rate and the limited generalizability of the findings, as the data are not obtained from a national representative

sample. Nevertheless, urban, semi-urban, and rural municipalities were included. Regarding the moderate response rate of the AGES 2003 Cohort Study, differences between respondents and nonrespondents at baseline were examined with respect to some demographic characteristics.^{26,28} Although the available information did not encompass all 6 municipalities, individuals who were younger than 80 years and those with a household income higher than the median

were more likely to answer the baseline questionnaire ($P < 0.10$ and $P < 0.001$, respectively). There was no difference between men and women.

Our study group is currently conducting quantitative research using data on all-cause mortality from the AGES 2003 Cohort Study. However, several peer-reviewed articles and a book (and its English translation) have already been published on the AGES project.^{9,18–20,26,28} Using cross-sectional data from 2003, with a baseline that extended across 15 municipalities in 3 prefectures, Kondo and colleagues described the relationship between socioeconomic status and self-reported health status.^{26,28}

Murata and colleagues reported that lower SES and residential area were significantly associated with depression.²⁰ A study by Ichida and colleagues was the first in Japan to use multilevel analysis to support the relative income hypothesis.⁹ Aida and colleagues also used multilevel analysis to reveal that horizontal social capital but not vertical social capital had beneficial effects on the number of remaining teeth in older Japanese adults.¹⁸ Another study identified the risk factors for eligible care level under the national long-term care insurance from 2003 to 2006–2007. Kondo and colleagues reported that relative deprivation may be a mechanism underlying the relationship between income inequality and disability during old age, at least among men.

In conclusion, the AGES 2003 Cohort Study has provided useful and observable quantitative findings for use in social epidemiology, gerontology, and health services research. We reported the baseline profile and the progress of the AGES 2003 Cohort Study under the AGES project, which is an open, general-purpose epidemiological/gerontological laboratory. An additional survey was implemented in 2006–2007 and is planned for 2010. We are certain to obtain additional useful data in the 2010 survey. The data in the AGES project is available to academic investigators on an approval basis. The first step is to contact Katsunori Kondo. Please refer to the AGES project website (<http://square.umin.ac.jp/ages/index.html>) for details.²⁷

ACKNOWLEDGMENTS

We sincerely express our appreciation to Dr. Toshiyuki Ojima (Hamamatsu University School of Medicine), Dr. Etsuko Kato, Kiyoko Yoshii, Masaru Akita, Akiko Tanaka, Osamu Sasagawa, and Kinya Fujita. Financial support for the AGES project is principally provided by the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology of Japan (the 21st Century COE Program), the “Asian COE toward new policy science for social well-being and development” in Nihon Fukushi University, the “Academic Frontier” Project, the “Private Universities Support Project for generating strategic research infrastructure,” the Japan Society for the Promotion of Science (Grants-in-Aid for Scientific Research: 14310105, 17730347, 18390200, 19122901), and the Ministry of Health,

Labour, and Welfare (Health Labour Sciences Research Grant: H22-Choju-Shieti-008). AN acknowledges financial support from the Nakajima Foundation in Japan for academic endeavors at Harvard University.

Conflicts of interest: None declared.

REFERENCES

- Marmot MG, Smith GD. Why are the Japanese living longer? *BMJ*. 1989 Dec;299(6715):1547–51.
- Ministry of Health, Labour and Welfare. *Nihonjin No Heikin Yomyo in 2007 (Life Expectancy in 2007)*. Tokyo: Ministry of Health, Labour and Welfare; 2008.
- WHO. *Life Tables for WHO Member States*. 2006 [cited 2010 5/1]; Available from: http://apps.who.int/whosis/database/life_tables/life_tables.cfm.
- Marmot MG, Syme SL, Kagan A, Kato H, Cohen JB, Belsky J. Epidemiologic studies of coronary heart-disease and stroke in Japanese men living in Japan, hawaii and california: prevalence of coronary and hypertensive heart-disease and associated risk-factors. *Am J Epidemiol*. 1975;102(6):514–25.
- Marmot MG, Syme SL. Acculturation and coronary heart-disease in Japanese-Americans. *Am J Epidemiol*. 1976;104(3):225–47.
- Berkman L, Kawachi I. *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press; 2000.
- Cannuscio C, Block J, Kawachi I. Social capital and successful aging: The role of senior housing. *Ann Intern Med*. 2003 Sep;139(5 Pt 2):395–9.
- Hashimoto H. *Social Epidemiology*. In: Aoyama H, Kawakami N, Kouda S, editors. *Current Epidemiology*. Second ed. Tokyo: Igaku Shoin; 2005.
- Ichida Y, Kondo K, Hirai H, Hanibuchi T, Yoshikawa G, Murata C. Social capital, income inequality and self-rated health in Chita peninsula, Japan: a multilevel analysis of older people in 25 communities. *Soc Sci Med*. 2009 Aug;69(4):489–99.
- Sone T, Nakaya N, Ohmori K, Shimazu T, Higashiguchi M, Kakizaki M, et al. Sense of life worth living (ikigai) and mortality in Japan: Ohsaki Study. *Psychosom Med*. 2008;70(6):709–15.
- Tamakoshi A, Yoshimura T, Inaba Y, Ito Y, Watanabe Y, Fukuda K, et al; JACC Study Group. Profile of the JACC study. *J Epidemiol*. 2005;15 Suppl 1:S4–8.
- Iwasaki M, Otani T, Yamamoto S, Inoue M, Hanaoka T, Sobue T, et al; JPHC Study Group. Background characteristics of basic health examination participants: the JPHC Study Baseline Survey. *J Epidemiol*. 2003;13(4):216–25.
- Kuriyama S, Nakaya N, Ohmori-Matsuda K, Shimazu T, Kikuchi N, Kakizaki M, et al. The Ohsaki Cohort 2006 Study: design of study and profile of participants at baseline. *J Epidemiol*. 2010;20(3):253–8.
- Tsubono Y, Nishino Y, Komatsu S, Hsieh CC, Kanemura S, Tsuji I, et al. Green tea and the risk of gastric cancer in Japan. *N Engl J Med*. 2001;344(9):632–6.
- Nagata C, Takatsuka N, Kurisu Y, Shimizu H. Decreased serum total cholesterol concentration is associated with high intake of soy products in Japanese men and women. *J Nutr*. 1998 Feb;128(2):209–13.

16. Iso H, Kobayashi M, Ishihara J, Sasaki S, Okada K, Kita Y, et al; JPHC Study Group. Intake of fish and n3 fatty acids and risk of coronary heart disease among Japanese: the Japan Public Health Center-Based (JPHC). Study Cohort I. *Circulation*. 2006;113(2):195–202.
17. Shirai K, Iso H, Ohira T, Ikeda A, Noda H, Honjo K, et al; Japan Public Health Center-Based Study Group. Perceived level of life enjoyment and risks of cardiovascular disease incidence and mortality: the Japan public health center-based study. *Circulation*. 2009;120(11):956–63.
18. Aida J, Hanibuchi T, Nakade M, Hirai H, Osaka K, Kondo K. The different effects of vertical social capital and horizontal social capital on dental status: A multilevel analysis. *Soc Sci Med*. 2009 Aug;69(4):512–8.
19. Kondo N, Kawachi I, Hirai H, Kondo K, Subramanian SV, Hanibuchi T, et al. Relative deprivation and incident functional disability among older Japanese women and men: prospective cohort study. *J Epidemiol Community Health*. 2009;63(6):461–7.
20. Murata C, Kondo K, Hirai H, Ichida Y, Ojima T. Association between depression and socio-economic status among community-dwelling elderly in Japan: the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES). *Health Place*. 2008 Sep;14(3):406–14.
21. Tsutsui T, Muramatsu N. Care-needs certification in the long-term care insurance system of Japan. *J Am Geriatr Soc*. 2005 Mar;53(3):522–7.
22. Campbell JC, Ikegami N. Long-term care insurance comes to Japan. *Health Aff (Millwood)*. 2000 May-Jun;19(3):26–39.
23. Nakanishi M, Hoshishiba Y, Iwama N, Okada T, Kato E, Takahashi H. Impact of the elder abuse prevention and caregiver support law on system development among municipal governments in Japan. *Health Policy*. 2009 May;90(2–3):254–61.
24. Matsumoto M, Inoue K, Farmer J, Inada H, Kajii E. Geographic distribution of primary care physicians in Japan and Britain. *Health Place*. 2010 Jan;16(1):164–6.
25. Traphagan J, Knight J. *Demographic Change and the Family in Japan's Aging Society*. Albany: State University of New York Press; 2003.
26. Kondo K, editor. *Health Inequalities in Japan: An Empirical Study of the Older People*. Melbourne: Trans Pacific Press; 2010.
27. AGES project. April 30, 2010 [cited 2010 November 6]; Available from: <http://square.umin.ac.jp/ages/index.html>.
28. Kondo K, editor. *Kencho "Kenko Kakusa Shakai"*. Tokyo: Igaku Shoin; 2007.
29. Antonovsky A. The structure and properties of the sense of coherence scale. *Soc Sci Med*. 1993 Mar;36(6):725–33.
30. Eriksson M, Lindström B. Validity of Antonovsky's sense of coherence scale: a systematic review. *J Epidemiol Community Health*. 2005;59(6):460–6.
31. Kawachi I, Kennedy BP, Glass R. Social capital and self-rated health: A contextual analysis. *Am J Public Health*. 1999 Aug;89(8):1187–93.
32. Schwartz J. Air-pollution and daily mortality: a review and meta analysis. *Environ Res*. 1994 Jan;64(1):36–52.
33. Aichi-Prefecture. *Taiki Osen Chosa Kekka 2003 (Air pollution investigation report 2003)*. Nagoya: Aichi-Prefecture; 2004.
34. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav*. 1997 Mar;38(1):21–37.
35. Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, Suyama Y. Measurement of competence: reliability and validity of the TMIG Index of Competence. *Arch Gerontol Geriatr*. 1991 Sep-Oct;13(2):103–16.
36. Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, Suyama Y, Matsuzaki T. prevalence of disability in instrumental activities of daily living among elderly Japanese. *J Gerontol*. 1988 Mar;43(2):S41–5.
37. Burke WJ, Roccaforte WH, Wengel SP. The short form of the Geriatric Depression Scale: a comparison with the 30-item form. *J Geriatr Psychiatry Neurol*. 1991 Jul-Sep;4(3):173–8.
38. Schreiner AS, Hayakawa H, Morimoto T, Kakuma T. 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*. 2003 Jun;18(6):498–505.

新予防給付導入による介護サービス利用回数変化とアウトカム ——検討会報告書と異なる分析手法による異なる所見——

徐 東 敏
近 藤 克 則

I 緒言

2005年に介護保険法改正案が成立し、2006年4月から要支援者に対し「新・予防給付」が導入された。その目的は「介護予防」、つまり「要介護・要支援状態の軽減又は悪化の防止」とされている¹⁾。

新予防給付の導入と同時に行われた介護報酬改定によって、通所介護・通所リハビリテーション（以下リハ）は、出来高払いから1ヶ月当たりの定額払いに変更された²⁾。しかも要支援1と2では給付限度額が2割～4割引き下げられた結果³⁾、通所回数を減らされる者が出た。その目的は、介護保険制度導入後に急増した介護給付費の伸び率を抑制することであった。しかし、このような改定に対して、通所介護・通所リハ（以下通所系サービス）の利用回数の実質的な制限であり、かえって「閉じこもり」になり要介護状態が悪化するのではないかと危惧する声もあった。実際、介護保険制度改定に伴う利用者への影響調査結果〔2006〕でも、通所介護で最も多かった不都合・不便として「今まで利用していた時間や回数を減らさざるを得なくなった」が43.6%で最も多かった。「週2回が1回になったので家に閉じこもり身体の動かす事も少なくなった」、「去年にくらべて外出もできず困っている」などの意見が出されていた。

ところが、2008年になり発表された厚生労働

省の「介護予防継続的評価分析等検討会」（以下、検討会）報告書〔2008〕では、2つの分析結果に基づき新予防給付には介護予防効果が認められるとし、これらの危惧を否定した。1番目の分析では、導入前の要支援を比較対照とし導入後の要支援1における「要介護度の悪化した者の発生率」が1,000人当たり389人から234人へと減少したことをもって、「介護予防効果があった」としている。しかし、そこでは訪問介護、通所介護など、介護サービス種類別の検討はなされていない。一方、2番目の分析では、1番目の分析とは異なり要支援2の者も対象に含め、介護サービス種類別に、新予防給付導入後に利用回数が増加、不変に比べて、減少した者で悪化群が一歩少ないことを報告している。2番目の分析では、聞き取りによって利用回数の変化データを得ており、なぜか分析方法の詳細が記述されていない、その分析結果のみを示し、介護予防効果の有無について結論を述べていない。この結果は、2006年4月以降の通所系サービスの利用回数減少によっても要介護の悪化は招いていないとすれば、新予防給付導入は利用回数の抑制によって費用を節減し同時に介護予防に望ましい効果もあったことになる。

新予防給付導入による通所系サービスの利用回数減少によって、「むしろ悪化する者が増えるのではないか」という危惧が現場にあったにもかかわらず、厚生労働省検討会は「悪化群は減った」と報告した。このような違いはなぜ生まれ

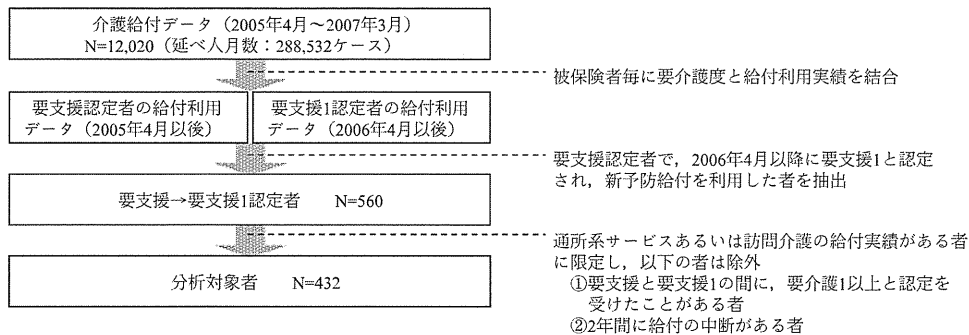


図1 分析データの抽出段階

ているのであろうか。危惧は、現場の単なる思いこみに過ぎなかったのであろうか。2番目の分析結果に基づき「通所系サービスにおいても介護予防効果があった」と、なぜ結論していないのであろうか。検討会の2番目の分析における改善群には、「利用回数を減らしたから改善した」のではなく「状態が改善したために利用回数を減らした」という「逆の因果関係」を持つ者が少なからず含まれているのではないかという疑問も湧く。これらを考慮して分析すれば、異なる結果が得られる可能性がある。

介護保険制度の優れている点の1つは、要介護認定データや給付データが電子化されていることである。それを活用すれば、厚生労働省でなくても、政策効果の評価は可能である。

本研究の目的は、保険者が持つデータを活用し、「逆の因果関係」を考慮して再分析し、結果の再現性を追加検証することである。そのために本稿では、まず検討会の報告書には記載されていない介護予防給付の利用回数の減少が実際にどれくらいあったのかを明らかにする。次に、より妥当と思われる分析方法によっても、利用回数が減少した人において、検討会報告書が言うように悪化群は減ったのか、それとも現場の声のように、悪化群はむしろ増えたのか、を検証する。

II 研究方法

1 分析対象

データは、A県内の7保険者から得た。日本福祉大学が開発し厚生労働省を通じて市町村に配布されている「介護保険給付分析ソフト」及び「介護保険事業実績分析ソフト2006」を用いて⁴⁾、2005年4月から2007年3月までの2年間の介護給付(2007年7月の審査分レセプトまで) データ延べ288,532人月(約12,000人×各人の観察月数)分を抽出した。それを被保険者毎に結合した給付実績データとした。

分析の対象は、2006年4月の新予防給付の導入以前から予防給付を利用していた要支援認定者のうち、2006年4月以降に新予防給付を利用しており要支援1と認定された者560人を抽出した。要介護状態に変化がなく介護サービス利用回数のみが変化した者を分析対象とするため、要支援と要支援1の間に要介護1以上と認定を受けたことがある者および2年間に給付の中断がある者を除いた。さらに通所系サービスあるいは訪問介護の給付実績がある者に限定した結果、分析対象は432人となった(図1)。

2 給付種類と利用回数の分類

利用していた予防給付の種類(重複あり)によって、対象は以下の5群に分けた。①訪問介護: 252人, ②通所介護: 188人, ③通所リハ: 72人,

④通所介護または通所リハ（②+③，以下「通所系サービス」）：259人，⑤通所介護または通所リハまたは訪問介護（①+②+③，以下「予防給付」）：432人の5つに分けた（表1）。

この給付種類別に各被保険者が新予防給付に移行した前後の新・旧予防給付の利用（給付）回数の変化を求めた。利用回数が①増加群，②不変群，③減少群の3群に分けた。

3 要介護度変化の分類と用いた指標

要支援1に移行後の要介護度変化に着目し，要支援1を維持した者を「維持群」，要支援2以上になったものを「悪化群」とした。悪化した者の割合に関する指標として，検討会と同じ「悪化比率」と「悪化発生率」の二つを用いた。「悪化比率」とは単純に「悪化した人数/全体人数」を計算したものである。しかし，この指標は，被保険者毎に要支援1から要介護度が悪化するまでの時期の長さが異なる場合に，要支援1を維持した期間が長くても（図2の③）短くても（図2の④）同じ悪化と見なされてしまう性格がある。そこで，要支援1を維持していた期間の長さを反映する指標として，検討会も用いている「要介護度が悪化した者の発生率（以下，悪化発生率）」＝悪化した人数/要支援1の維持期間（人月法），も算出した。

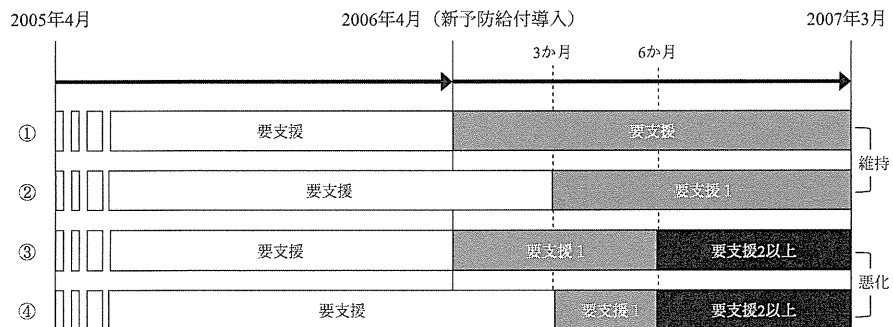
4 統計学的検定方法

まずデータが正規分布か否かを検討した結果，正規性の仮定を満たしていなかったため，対応のある標本のウィルコクソン符号順位検定（Paired-samples Wilcoxon Signed Ranks Test）を用い，移行前後において利用回数が有意に減少しているか否かを検定した。移行前後の利用回数が①増加群，②不変群，③減少群の3群間における「悪化比率」の比較にはカイ2乗検定（ 3×2 ）を用いた。全ての分析は統計ソフトSPSS Ver11.5を使用した。

III 研究結果

1 新予防給付導入前後における予防給付利用回数の変化

要支援1に移行後に，予防給付の利用回数は41.7%（180/432人）で減少していた（表2）。月平均利用回数（表1）は，通所介護で4.9回→4.4回，通所リハで4.4回→4.0回，訪問介護で6.4回→5.2回と全体的に減少していた。予防給付の種類による5つのグループ別に見ると，①訪問介護，②通所介護，④通所系サービス，⑤予防給付においては有意に減少し（ $p < 0.001$ ），③通所リハにおいても減少の傾向（ $p = 0.051$ ）を認めた。利用回数が多かった者ほど利用回数が抑えられた結果，利用回数の標準偏差は全て小さくなっ



注) この図の場合，悪化比率は50%（＝悪化した2人/全体4人），悪化発生率は0.067（＝悪化した2人/要支援1の維持期間30か月）となる。1,000人を1年間追跡（12,000人月）する場合には， $12,000 \times 0.067 = 800$ 人となり，1,000人中80%が悪化することを意味する。

図2 維持・悪化及び悪化発生率の概念

表1 新予防給付利用前後における月平均利用回数の変化

| 給付種類 | 月利用回数 | (人, %, 回/月) | | | |
|---------------------------------------|--------|-------------|-------------|--------|---------|
| | | 移行前 (要支援) | 移行後 (要支援1) | 利用回数変化 | |
| ⑤ 予 防 給 付* | 9回以上 | 88 (20.4) | 47 (10.9) | -41 | (-46.6) |
| | 7~8回 | 114 (26.4) | 108 (25.0) | -6 | (-5.3) |
| | 5~6回 | 52 (12.6) | 42 (9.7) | -10 | (-19.2) |
| | 3~4回 | 160 (37.0) | 217 (50.2) | 57 | (35.6) |
| | 2回以下 | 18 (4.2) | 18 (4.2) | 0 | (0.0) |
| | 計 | 432 (100.0) | 432 (100.0) | 0 | (0.0) |
| | 平均利用回数 | 6.6 | 5.7 | -0.9 | (-13.6) |
| 標準偏差 | 3.66 | 2.52 | - | - | |
| ① 訪 問 介 護* | 9回以上 | 55 (21.8) | 19 (7.5) | -36 | (-65.5) |
| | 7~8回 | 43 (17.1) | 61 (24.2) | 18 | (41.9) |
| | 5~6回 | 19 (7.5) | 17 (6.7) | -2 | (-10.5) |
| | 3~4回 | 115 (45.6) | 142 (56.3) | 27 | (23.5) |
| | 2回以下 | 20 (7.9) | 13 (5.2) | -7 | (-35.0) |
| | 計 | 252 (100.0) | 252 (100.0) | 0 | (0.0) |
| | 平均利用回数 | 6.4 | 5.2 | -1.2 | (-18.8) |
| 標準偏差 | 4.28 | 2.18 | - | - | |
| ④ 通 所 系 サ ー ビ ス* | 9回以上 | 15 (5.8) | 9 (3.5) | -6 | (-40.0) |
| | 7~8回 | 73 (28.2) | 38 (14.7) | -35 | (-47.9) |
| | 5~6回 | 40 (15.4) | 33 (12.7) | -7 | (-17.5) |
| | 3~4回 | 101 (39.0) | 155 (59.8) | 54 | (53.5) |
| | 2回以下 | 30 (11.6) | 24 (9.3) | -6 | (-20.0) |
| | 計 | 259 (100.0) | 259 (100.0) | 0 | (0.0) |
| | 平均利用回数 | 5.1 | 4.5 | -0.6 | (-11.8) |
| 標準偏差 | 2.42 | 1.97 | - | - | |
| ② 通 所 介 護* | 9回以上 | 3 (1.6) | 6 (3.2) | 3 | (100.0) |
| | 7~8回 | 52 (27.7) | 28 (14.9) | -24 | (-46.2) |
| | 5~6回 | 32 (17.0) | 19 (10.1) | -13 | (-40.6) |
| | 3~4回 | 76 (40.4) | 115 (61.2) | 39 | (51.3) |
| | 2回以下 | 25 (13.3) | 20 (10.6) | -5 | (-20.0) |
| | 計 | 188 (100.0) | 188 (100.0) | 0 | (0.0) |
| | 平均利用回数 | 4.9 | 4.4 | -0.5 | (-10.2) |
| 標準偏差 | 2.23 | 2.07 | - | - | |
| ③ 通 所 リ ハ ^{ns} | 9回以上 | 4 (5.6) | 2 (2.8) | -2 | (-50.0) |
| | 7~8回 | 12 (16.7) | 8 (11.1) | -4 | (-33.3) |
| | 5~6回 | 11 (15.3) | 14 (19.4) | 3 | (27.3) |
| | 3~4回 | 30 (41.7) | 32 (44.4) | 2 | (6.7) |
| | 2回以下 | 15 (20.8) | 16 (22.2) | 1 | (6.7) |
| | 計 | 72 (100.0) | 72 (100.0) | 0 | (0.0) |
| | 平均利用回数 | 4.4 | 4.0 | -0.4 | (-9.1) |
| 標準偏差 | 2.68 | 2.38 | - | - | |

注) *P<0.001

ていた。

2 新予防給付導入のアウトカム評価：利用回数の変化群別「悪化比率」と「悪化発生率」

新予防給付利用前後においてその利用回数の

変化群（増加群，不変群，減少群の3群と，増加と不変を合わせた増加・不変群，減少群の2群）間で「悪化比率」と「悪化発生率」を比較した。予防給付，訪問介護，通所系サービス，通所介護，通所リハの5つに分け，分析結果を表2に示した。

表2 新予防給付利用前後の利用回数変化による要介護度の変化

| 区分 | | 要介護度 | | | | 全体 | | 悪化発生率 ²⁾ | | |
|-------------------------------------|--|--------|---------|--------|--------|--------|---------|---------------------|---------|-------|
| | | 維持 | | 悪化 | | | | | | |
| 利用回数 | ⑤ 予 防 給 付 ^{as} | 増加 | 81 | (90.0) | 9 | (10.0) | 90 | (100.0) | 0.017 | (199) |
| | | 不変 | 155 | (95.7) | 7 | (4.3) | 162 | (100.0) | 0.006 | (76) |
| | | (増加不変) | 236 | (93.7) | 16 | (6.3) | 252 | (100.0) | (0.010) | (116) |
| | | 減少 | 164 | (91.1) | 16 | (8.9) | 180 | (100.0) | 0.014 | (170) |
| | | 全体 | 400 | (92.6) | 32 | (7.4) | 432 | (100.0) | 0.012 | (138) |
| | ① 訪 問 介 護 ^{as} | 増加 | 42 | (85.7) | 7 | (14.3) | 49 | (100.0) | 0.025 | (302) |
| | | 不変 | 98 | (92.5) | 8 | (7.5) | 106 | (100.0) | 0.012 | (138) |
| | | (増加不変) | 140 | (90.3) | 15 | (9.7) | 155 | (100.0) | (0.015) | (185) |
| | | 減少 | 91 | (93.8) | 6 | (6.2) | 97 | (100.0) | 0.009 | (113) |
| | | 全体 | 231 | (91.7) | 21 | (8.3) | 252 | (100.0) | 0.013 | (156) |
| | ④ 通 所 系 サ ー ビ ス ^{**} | 増加 | 50 | (96.2) | 2 | (3.8) | 52 | (100.0) | 0.006 | (67) |
| | | 不変 | 92 | (96.8) | 3 | (3.2) | 95 | (100.0) | 0.005 | (56) |
| | | (増加不変) | 142 | (96.6) | 5 | (3.4) | 147 | (100.0) | (0.005) | (60) |
| | | 減少 | 95 | (84.8) | 17 | (15.2) | 112 | (100.0) | 0.025 | (302) |
| | | 全体 | 237 | (91.5) | 22 | (8.5) | 259 | (100.0) | 0.013 | (157) |
| | ② 通 所 介 護 [*] | 増加 | 39 | (95.1) | 2 | (4.9) | 41 | (100.0) | 0.008 | (98) |
| 不変 | | 70 | (95.9) | 3 | (4.1) | 73 | (100.0) | 0.006 | (72) | |
| (増加不変) | | 109 | (95.6) | 5 | (4.4) | 114 | (100.0) | (0.007) | (81) | |
| 減少 | | 61 | (82.4) | 13 | (17.6) | 74 | (100.0) | 0.030 | (364) | |
| 全体 | | 170 | (90.4) | 18 | (9.6) | 188 | (100.0) | 0.015 | (184) | |
| ③ 通 所 リ ハ ^{as} | 増加 | 15 | (100.0) | 0 | (0.0) | 15 | (100.0) | 0.000 | (0) | |
| | 不変 | 24 | (100.0) | 0 | (0.0) | 24 | (100.0) | 0.000 | (0) | |
| | (増加不変) | 39 | (100.0) | 0 | (0.0) | 39 | (100.0) | (0.000) | (0) | |
| | 減少 | 29 | (87.9) | 4 | (12.1) | 33 | (100.0) | 0.020 | (234) | |
| | 全体 | 68 | (94.4) | 4 | (5.6) | 72 | (100.0) | 0.008 | (94) | |

注) 1) *P<0.05, **P<0.01

2) ※1: 悪化発生率の()は1,000人を1年間追跡(12,000人月)した場合、悪化する人数を意味。

予防給付全体(n=432 要支援1)の悪化比率は、利用回数増加群で10.0%と最も高く、次に減少群で8.9%、維持群が4.3%の順で、増加・不変群では6.3%であった。これは検討会の報告(n=2,265 要支援1(n=797)と2(n=1,468))と同じ傾向であったが、検討会とは異なり統計学的に有意な関連ではなかった(p=0.175)。

次に、予防給付を、通所系サービスと訪問介護に分けると、両者で逆の傾向が見られた。訪問介護に限定すると、全体と同様に、利用回数が増加した群で悪化比率が14.3%で一番高く、減少群で6.2%と最も低かったが、統計学的に有意ではなかった。悪化発生率では、増加群が0.025、減少群が0.009であった。

一方、通所系サービスでは、予防給付全体、訪問介護とは逆に、利用回数が増えた群におけ

る悪化比率3.8%に対し、減少した者では15.2%と4倍高くなった。これは統計学的にも有意であった(p<0.01)。悪化発生率でも減少群で0.025と増加群や不変群より5倍も高かった。通所介護、通所リハ別にみても、同じであった。

IV 考察

1 分析の主な所見

要支援1に移行後に、①予防給付の利用回数は有意に減少し、②予防給付全体で見れば、利用回数減少群で悪化する者の割合は少なかったが、検討会の報告書とは異なり統計学的な有意差はなかった。また、訪問介護と通所系サービスに分けて分析した結果では、③訪問介護においては、予防給付全体と同様に利用回数が増加した

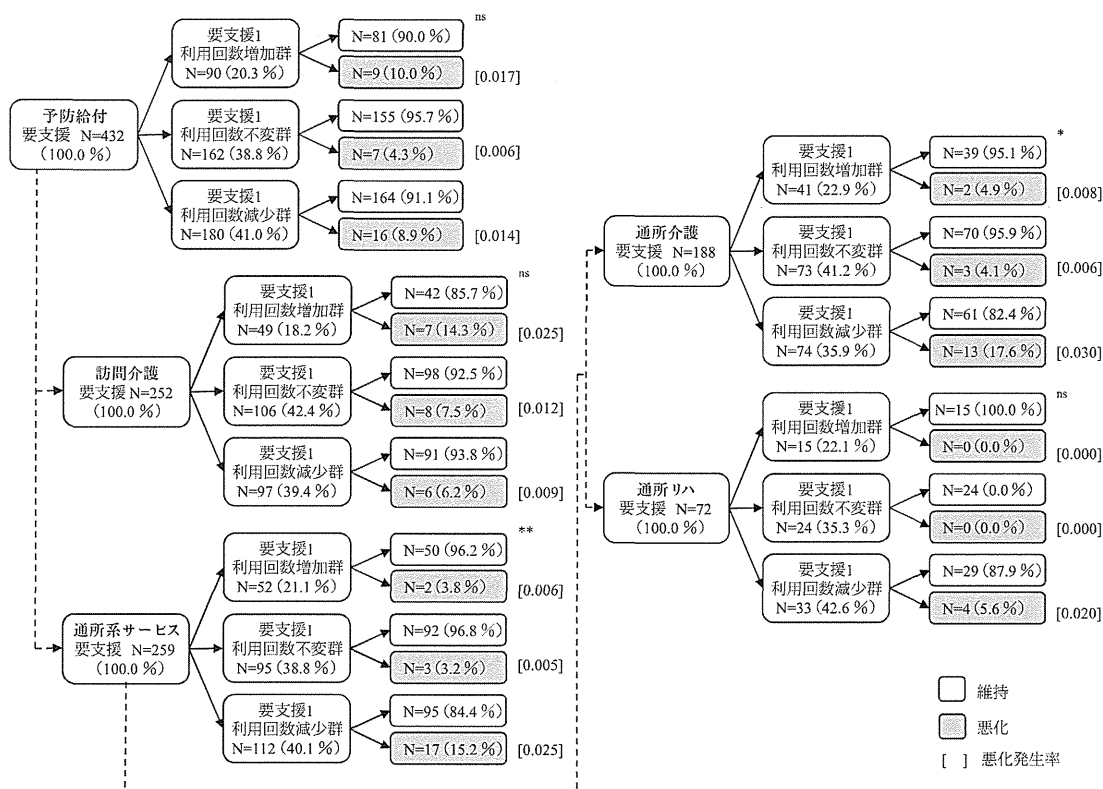


図3 新予防給付利用前後の利用回数変化による要介護度の変化

者で悪化発生率が一番高かったが、ここでも統計学的な有意差はなかった。さらに④通所系サービスでは、報告書とは反対に、利用回数が減少した者で悪化比率では4倍と有意に高く、悪化発生率では5倍も高かった。

2 本分析と検討会報告書の分析方法の違い

厚生労働省の検討会と異なる結果が得られたのは、3つの点で分析方法が異なるためと思われる。

第1に、本分析では給付実績データを用いたことである。検討会では、利用者からの聞き取りによって、移行前の利用回数と要介護度のデータを得ている。このような思い出し法では、主観による誤差が大きくなることが知られている。客観的な給付実績データを使った本分析で、利用回数の変化は1ヶ月あたり0.4~1.2回とさほど

大きなものではなかった。これは、わずかな記憶間違いにより結果に影響を与えた可能性があることを意味する。利用回数に関しては、給付実績データを用いた本分析の方が、信頼性と妥当性が高いと考えられる。

第2に、利用回数の変化と要介護度変化の両者の関連を単純に分析すると、利用回数の減少と要介護度の改善は強い関連を示すと予想される。なぜならば「利用回数の減少によって要介護度が改善した」者だけでなく、逆に「要介護度が改善したために利用回数を減らした」者もそこには含まれてくるからである。この「逆の因果関係」の混在を排除するため、本分析では、2006年4月以降初めての要介護認定で要支援から要支援1と要介護度に変化がなかった者だけを対象にした。その時の利用回数の変化だけで群分けし、その後の要介護度の変化を分析した。こ

の分析方法によって、要介護度の改善のために利用回数を減らした者は排除でき、要介護の変化よりも利用回数の変化が先行した者だけをとりあげていると考えられる。

一方、検討会の報告書〔2008b〕を読むと、要介護度の変化と利用回数の変化が同時点で起きた者も含めているように読める。実際、報告書のデータ（表3に再掲）を見ても、利用回数の減少で、増加・不変に比べ要介護度の改善が10%ポイント前後多くなっている。利用回数が減ったにもかかわらず、これほど改善が増えるとは考えにくく、「逆の因果関係」を排除しないまま両者の関連を分析した可能性が高いことを示唆している。仮に、これが「逆の因果関係」を排除した分析結果だとすれば、利用回数を減少した方が、要介護度に悪影響がないに留まらず、むしろ要介護度の改善をもたらすことを意味している。ならば、なぜこの分析結果に基づき、保険者やケアマネージャーに介護予防給付の利用回数減少を推奨しなかったのか、理解に苦しむ。

第3に、検討会の分析対象には、要支援1と2が含まれているが、本研究では要支援2を含めなかった。要支援2は、2006年4月以前には、要介護1であった者である。2006年4月前後の利用回数の変化による影響を見るためには、その前後で要介護度が不変でかつ利用回数のみが変わった者を対象にすべきと考えたからである。一方、本分析では要支援2を対象に含めなかったために、要介護度が「改善」した者を考慮できなくなった。給付実績データでは、要支援あるいは要支援1か

ら「改善」した場合、利用中止となる。ただし観察期間中に利用を中止した者の中には、改善し自立した者だけでなく、悪化して病院に入院して利用を中断した者も含まれている。この点も考え、本分析の対象とはしなかった。

検討会の報告書〔2008a〕の中にある1番目の分析方法を見ると、同様な考察のもとで要支援1のみを対象としている。なぜ、利用サービス種類別の利用回数変化別に要介護度変化をみる時のみ、要支援2を含めたのか、分析対象と方法についての記述が見あたらない。

検討会報告書の要支援2を含んだ分析結果を見ると（表3に再掲）、確かに要介護度悪化群は利用回数が増加した者に多い（利用回数が増加・不変・減少した者別の悪化群の割合は、通所介護ではそれぞれ15.2%に対し8.5%，5.2%，通所リハでも12.7%に対し9.3%，5.4%）。しかし、それは要支援2（2006年4月以前は要介護1）を対象に含めたために、要支援1への改善群が増えたことによる可能性がある。改善群の割合を、利用回数が増加・不変・減少の順に見ると、通所介護では12.4%，17.9%，24.7%，通所リハでは14.1%，18.3%，30.0%と、利用回数が減少した者で改善群が多い（24.7～30.0%）のが目立つ。つまり、要支援2を対象に加えたために、改善群が増え、そのせいで悪化群が占める割合が（4.7～5.7%に）減った可能性が否定できない。もし、報告書が言うように、本当に利用回数が減少した者で悪化群が減るのであれば、要支援1に限定しても利用回数が減少した者で悪化群も減ると期待できる。しかし、要支援1に限定した本分析

表3 新予防給付利用前後の利用回数変化による要介護度の変化（検討会の報告）

| 利用回数 | 増加 | | | 不変 | | | 減少 | | |
|------------------------|------|------|------|------|------|------|------|-----|------|
| | 維持 | 悪化 | 改善 | 維持 | 悪化 | 改善 | 維持 | 悪化 | 改善 |
| 要介護度 | | | | | | | | | |
| 3サービスの合計 ^{※1} | 72.6 | 13.7 | 13.7 | 71.8 | 10.4 | 17.8 | 68.9 | 4.7 | 26.4 |
| 訪問介護 | 71.8 | 12.0 | 16.2 | 72.0 | 10.3 | 17.7 | 66.3 | 5.7 | 28.0 |
| 通所系サービス | 72.7 | 13.2 | 14.1 | 71.9 | 10.4 | 17.7 | 68.6 | 4.7 | 26.7 |
| 通所介護 | 72.4 | 15.2 | 12.4 | 73.6 | 8.5 | 17.9 | 70.1 | 5.2 | 24.7 |
| 通所リハ | 73.2 | 12.7 | 14.1 | 72.3 | 9.3 | 18.3 | 64.6 | 5.4 | 30.0 |

注) ※1：3サービスの合計は本研究の予防給付にあたる。

出典) 厚生労働省検討会の報告をもとに筆者が作成。

の結果では、利用回数減少群で悪化群が4~5倍も増えていた。少なくとも検討会が分析したデータにおいて、対象者を要支援1に限定した場合の内訳も示されるべきと考える。

その他、「悪化比率」に加え「悪化発生率」も見ただことである。検討会も、1番目の分析結果では、人月法による「悪化発生率」も報告し、その理由として観察期間にバラツキがあるためとしている。本分析においても、観察期間に1~12ヶ月とバラツキが見られているため、「悪化比率」のみでなく「悪化発生率」も検討し、以上の結果が不変であることを確認した。

3 本分析方法の限界

稀なことと思われるが、新制度への移行後に利用回数が減らないように配慮して、一部の保険者が要介護認定の2次判定において、実際よりも要介護度を重い方へと区分変更している可能性が考えられる。この場合には、給付実績データであっても利用者の悪化の実態を反映していない可能性が残る。その可能性の大きさを検討するために、分析に用いたデータの提供保険者に対する追加的な面接調査も行った。分析対象とした7保険者のうち5保険者の介護認定担当者に訪問面接で「新予防給付への移行により利用していたサービス量が減ってしまうのを避けるために、要介護度の2次判定で配慮することがありうるか。あるとすればそのタイミングはいつか」を質問した。その結果、「移行時の2次判定に考慮されることはない」との回答が4保険者で、1保険者のみ「移行時の2次判定時に考慮することはありえる」と回答した。そこで、この1保険者を除く4保険者のデータで再分析したが、結果は同じであった。

その他、検討会の方法と同じく、本分析も行政データを用いた後方視的な分析であるための限界があり、改善すべき余地はいろいろある。しかし、いくつかの点で、厚生労働省の検討会よりも妥当性が高いと思われる分析方法を用いた結果、異なる評価結果が得られたことに違いない。

4 新予防給付がもたらしたもの

新予防給付の導入後に予防給付の利用回数の減少がみられたのは、厚生労働省によるサービス利用抑制策の効果であろう。つまり新予防給付に適用された1ヶ月毎の定額制は、保険財源の効率化には効果があった。一方で、利用量過少を招きサービスの質低下を招く可能性もある。したがって、費用抑制の効果だけではなく、質の低下を招いていなかったかという視点からの検証も重要である。介護予防を目的とする新予防給付で言えば、もし利用の抑制によって要介護度が悪化する者が増えるようであれば、定額制導入の負の側面が出たことになる。今回の分析方法によると、通所系サービスにおいて利用回数が（週二回から週一回へなど）減少した利用者において、利用回数が不変・増加した者より、要介護度の悪化発生が4倍以上高いという結果が出た。つまり、利用の抑制が悪化の発生を増加させた可能性が高い。

一方、訪問介護では、統計的な有意差は消失したが通所系サービスとは反対の結果が出た。その原因として、①給付サービス種類の違い、②移行前と後の利用回数の水準や減少幅の大きさなどが考えられる。

①給付サービス種類の違いについては、通所系サービスでは、利用の減少が外出や身体活動の減少を招き廃用症候群を来して要介護度が悪化した。訪問介護では、ヘルパーにしてもらっていたことを自分でやらざるを得なくなったために、むしろ身体機能が維持された可能性もある。この場合、通所系サービスでは、費用の抑制が質の低下を招いたが、訪問介護では、費用抑制と質向上の両方を実現したことになる。

②移行前後の利用回数の水準や減少幅の大きさについては、訪問介護に比べ通所系サービスでは、導入前後の変化が大きかった。例えば、要介護度が悪化した者の利用回数変化をみると、通所系サービスでは減少群において平均3.1回/月も利用回数が減少していたのに比べて、訪問介護では平均1.0回/月と3分の1の減少に止まった。また、移行前後の利用回数の増減によって