

目 次

－原 著－

- 1 Food purchase and locomotive syndrome among retired household elderlies-survey on dietary environment in relation to difficulty in shopping and current health conditions of household elderly-
在宅高齢者の食品購入とロコモティブシンドローム
－在宅高齢者と買物弱者に関する食環境調査から
Fumie Okada (岡田文江ら) 1
 - 2 精神的 QOL 規定要因の地域性：地域住民の社会的ストレスター
を用いた階層構造モデルの検討
Regionality in factors of mental quality of life: An examination
of the hierarchical structure model of residents' social stressors
(高原 龍二ら) 9
 - 3 在日外国人に対する健康支援の現状と保健指導マニュアル作成にむけた課題
The state of health support provided by public health nurses to
foreign residents in Japan and related issues of the health guidance manual creation
(波川 京子ら) 17
 - 4 沖縄県農村地域に居住する健常な高齢者のフレイルに関連する
多面的な要素と食の質・経済的満足感との関連構造
Structural association among multidimensional factors of frailty, diet quality, and economic-satisfaction
among healthy elderly dwellers in an Okinawan farm village
(児玉 小百合ら) 25
 - 5 死因別寿命変化への寄与年数からみた地域格差
－ 2000 年から 2010 年における分析－
Regional disparity in the contribution of changes in cause-specific
mortality to life expectancy at birth observed during the years 2000-2010 in Japan
(渡邊 智之ら) 39
 - 6 在宅で高齢者を介護する家族のソーシャルサポートと介護負担感の関連性
Relationship between social support and caregiver burden in the primary family caregivers of elderly
(桐野 匡史ら) 51
 - 7 血液透析患者を対象とした家族機能と抑うつの関係
Relationship between cognitive evaluation of family function and depression among hemodialysis patients
(竹本与志人ら) 61
- 「社会医学研究」投稿規定 等 71
日本社会医学会会則 等 74
- 編集後記 (桐野 匡史ら) 76

Original Research

Food purchase and locomotive syndrome among household elderlies -Survey on dietary environment in relation to difficulty in shopping and household elderly

在宅高齢者の食品購入とロコモティブシンドローム —在宅高齢者と買物弱者に関する食環境調査から

Fumie Okada^{1),2)}, Satoshi Toyokawa³⁾, Takehiko Kaneko¹⁾, Tadashi Furuhashi¹⁾
岡田 文江^{1), 2)}、豊川 智之³⁾、金子 健彦¹⁾、古畑 公¹⁾

1) Wayo Women's University, Graduate School of Human Ecology, Health and Nutrition Division

2) Tokiwa University, Collage of Human Science, Department of Health and Nutrition

3) The University of Tokyo, Graduate School of Medicine, Department of Public Health, Bunkyo,
Tokyo, Japan

1) 和洋女子大学大学院総合生活研究科

2) 常磐大学人間科学部健康栄養学科

3) 東京大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野

Summary

Locomotive syndrome is one of the serious disorders affecting the health of the elderly and the need for prevention of locomotor dysfunction is growing. We explored the association of food purchase as a proxy of food consumption and locomotive syndrome using 5,580 participants in the Survey on Dietary Environment in Relation to Difficulty in Shopping and Housebound Elderly. Regarding to the results of multivariate analysis, regularly purchasing meat (Odds Ratio (OR): 0.82, 95% Confidence Interval (CI): 0.67-1.00) was preventive factors of locomotive syndrome as well as of BMI (OR: 0.83, 95%CI: 0.70-0.99). Those with obese BMI more than 25 (OR: 1.50; 95%CI: 1.27-1.76), aged 75-84 (OR: 2.06, 95%CI: 1.78-2.39), aged 85 and older (OR: 2.30, 95%CI: 1.85-2.85), and those under the long term care certification of needed long term care (OR: 1.94, 95%CI: 1.52-2.49) and support (OR: 1.68, 95%CI: 1.23-2.31) were identified being under the risk condition of locomotive syndrome. Health promotion bringing in diet approach inducing purchase of meat was inferred as a possible approach for the prevention of locomotive syndrome from this study.

抄 録

ロコモティブシンドロームは高齢者の健康を損なう重要疾患の一つであり、その予防の重要性が高まっている。本研究では、食品摂取の代理変数としての食品購入とロコモティブシンドロームとの関連について、在宅高齢者に対する「買物弱者と健康に関する食環境調査」の参加者 5,580 人の在宅高齢者を対象に検討した。多変量回帰分析の結果、定期的な肉類の購入はロコモティブシンドロームに対して予防的な関連を有することが有意に示された (オッズ比 (OR): 0.82, 95%信頼区間 (CI): 0.67-1.00)。痩身にも予防的関連が示された (OR: 0.83, 95% CI: 0.70-0.99)。他方、リスク的関連を示したのは、肥満 (OR: 1.50; 95% CI: 1.27-1.76)、75 歳以上 84 歳以下 (OR: 2.06, 95% CI: 1.78-2.39)、85 歳以上 (OR: 2.30, 95% CI: 1.85-2.85)、および介護保険判定における要支援 (OR: 1.68, 95% CI: 1.23-2.31)、および要介護 (1.94, 95% CI: 1.52-2.49) であった。本研究から、肉類の購入がロコモティブシンドロームの予防に有効である可能性が示唆された。

Key words: Household elderly, Locomotive syndrome, Food purchasing, Meat purchasing
キーワード: 在宅高齢者、ロコモティブシンドローム、食品購入、肉類購入

I. Introduction

The life expectancy at birth for males is 80.21 years and 86.61 years for females¹⁾ and people aged 65 and older comprised 26.0% of the total population²⁾. As the elderly population in Japan increases, locomotive syndrome is one of the serious disorder affecting the health of the elderly^{3, 4)}. Locomotive syndrome refers to a condition characterized by a decline in the functions of the locomotor system including the bones, joints, and muscles⁵⁾. Locomotive syndrome includes a broad range of symptoms and can be understood as a general term for the decline in the locomotor functions of the bones and joints. A survey conducted on middle-aged and elderly people in a local community in Japan showed that 21.2% of the survey respondents who had the syndrome were males and 35.6% females⁶⁾. Across the country, 47 million people are estimated to have at least one of the following: knee osteoarthritis, lumbar spondylosis, or osteoporosis⁷⁾. Locomotive syndrome imposes the significant financial burden on afflicted patients and the difficulty in achieving a cure⁸⁾. The need for prevention of locomotor dysfunction is growing.

A couple of previous studies indicated obesity and physical inactivities might be risk factors of locomotive syndrome^{9, 10)}. The Japanese Orthopaedic Association and other related societies have proposed various training methods to activate physical activity and to prevent locomotive syndrome¹¹⁾. Regarding to the general approaches for primary prevention of chronic disorders, nutritional approach is expected to add an interactive effect to the one of physical activity¹²⁻¹⁴⁾. Few studies clarified the association of food consumption and locomotive syndrome. Uenishi et al¹⁵⁾ reported the preventive role of milk and dairy products on locomotive syndrome. Referred to previous reports focusing osteoporosis, sarcopenia and arthrosis, there are possible preventive foods such as milk and dairy products containing calcium, vitamin K and vitamin D13, ¹⁶⁻¹⁸⁾. Using the Survey on Dietary Environment in Relation to Difficulty in Shopping and Housebound Elderly¹⁹⁾ conducted on housebound elderly across the country, we explored the association of food purchase as a proxy of food consumption and locomotive syndrome.

II. Methods

1. Subjects and survey procedures

This study was conducted by The Japanese Society for Dietary Health Promotion (Nihon Shokuseikatsu Kyokai) and by its enrolled 170,000 dietary health-promoting volunteers in 1,411 municipalities. The volunteers, mostly housewives, are trained to acquire the knowledge and skills to follow a healthy diet under the supervision of public health centers. The system of dietary health-promoting volunteers was stipulated by a circular notice from the

Ministry of Health in 1959. Volunteers receive 48-hour enrollment training and attend routine seminars four to twelve times a year. For the current study, volunteers were offered one-day interviewer trainings in each municipal unit. The study period lasted from November 1 to December 31, 2012. The ad-hoc survey was implemented by distributing a questionnaire entitled "Survey on Dietary Environment in Relation to Difficulty in Shopping and Current Health Conditions of Household Elderly"¹⁹⁾ and by trained dietary health-promoting volunteers conducting face-to-face interviews in the subjects' home. The sampled subjects were 15,200 housebound elderly people aged 65 and older as of November 1, 2012, from 46 prefectures, except for Tokyo.

2 Questionnaire items

We select 10 items from the questionnaire consisted of 31 questions about daily life, including health conditions, grocery shopping, eating habits, and the use of food delivery services.

According to regularly purchasing food, we used questionnaire "what grocery do you purchase regularly? Select items listed below if you do": 1) rice, 2) bread, 3) noodle, 4) egg, 5) tofu, 6) fish, 7) meat, 8) vegetable, 9) fruit, 10) seaweed, 11) appetizer and dish, 12) canned food, 13) sweet, 14) instant food, and 15) frozen food. According to milk consumption, we used yes or no answer to another question "do you have milk or dairy products?"

Those who answered "yes" to the question of whether they had diseases of the bones or joints that were being treated were determined to have locomotive syndrome. Hypertension, diabetes, and heart disease were used as covariates because these diseases seemed to be background factors disrupting their health and eating behaviors. Age (65-74, 75-84, ≥ 85), gender, and BMI levels [kg/m^2 ; calculated from height and weight: <20 , underweight; $20-25$, normal; and ≥ 25 , obese] were also used as covariates. Height and weight were obtained following the protocol for the unmeasurable case of the National Health and Nutrition Survey in Japan²⁰⁾. The order of precedence was as follows: 1) those measured at the health check-up that year, 2) those measured using the interviewee's scales, and 3) otherwise, those in the interviewee's memory. The cutoff value of underweight was the define weight for the elderly in the second term of National Health Promotion Movement in the twenty first century²¹⁾.

Based on the answers to the question about household composition, the subjects were classified into three groups: "single household", including deceased or divorced, "married-couple household"; and "deceased or divorced and living with children". The subjects with "others" including "married-couple household with children" were included in "deceased or divorced and living with children" because of similarity and few samples. The answers concerning the

use of national nursing care insurance services, the subjects were categorized into “needed support”, “needed long term care” and “no need”. Those who answered that their pension was their current major source of income were included as “pension”, and those who selected “work (including self-employment)” or “others” as their source of income were categorized into “earned”. Those with missing data in any of the items other than the loss of social engagement were excluded from the analysis.

3. Statistical analyses

The results for the analyzed items were classified according to locomotive syndrome. Age is presented as a mean value and the significance of difference was determined using Student’s t-test. The significance of association was determined by the odds ratio (OR) and its 95% confidence interval (95% CI) using logistic regression models, setting the presence of locomotive syndrome as the dependent variable and food purchase as the independent variables as well as covariates; sex, age, household composition, income resource, long term care need certification, hypertension, diabetes, heart disease, BMI level, and regularly feeding. Adjusted OR were calculated by multivariate analysis with food purchase and the covariates as independent variables. The levels of statistical significance were set at $p < 0.05$. The statistical tests were

conducted using Stata 13²²⁾.

4. Ethical considerations

This survey was carried out in accordance with the Declaration of Helsinki and the Ethical Guidelines for Epidemiological Research of the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology, and the Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan. Because the subjects were asked about their households and personal affairs, we took all possible measures to protect and manage the subjects’ personal data and to dispel the subjects’ fears regarding protection of privacy. The interviewers obtained the subjects’ consent after fully explaining the purpose of the study and the methods employed, and that participation in the survey was voluntary. The survey and analysis were conducted with the approval of the Ethics Committee of Tokiwa University.

III. Results

Survey responses were obtained from 12,782 respondents (crude response rate: 84.1%). Valid responses without missing data were obtained from 5,580 respondents and used for the analysis (valid response rate: 43.7%). The number of males was 1,211 (21.7%; hereafter, the percentage indicates the proportion of subjects in relation to the total number of subjects in the analysis). Table 1 and 2 shows the

Table1 Locomotive syndrome and distribution of subject's characteristic

		Locomotive syndrome			
		No (N=4,264)		Yes (N=1,316)	
Sex	Male	1,032	24.2%	179	13.6%
	Female	3,232	75.8%	1,137	86.4%
Age	65-74	2084	48.9%	401	30.5%
	75-84	1682	39.4%	677	51.4%
	85-	498	11.7%	238	18.1%
Household	Single household	1,370	32.1%	559	42.5%
	Married-couple household	1,677	39.3%	404	30.7%
	Living with children and others	1,217	28.5%	353	26.8%
Income resource	Earned	422	9.9%	118	9.0%
	Pension	3,842	90.1%	1,198	91.0%
Long term care	No need	3,939	92.4%	1,111	84.4%
	Needed long term care	189	4.4%	134	10.2%
	Needed support	136	3.2%	71	5.4%
High blood pressure	No	2,328	54.6%	792	60.2%
	Yes	1,936	45.4%	524	39.8%
Diabetes	No	3,829	89.8%	1,216	92.4%
	Yes	435	10.2%	100	7.6%
Heart disease	No	3,857	90.5%	1,195	90.8%
	Yes	407	9.5%	121	9.2%
BMI levels	Less than 20	784	18.4%	247	18.8%
	20-25	2,711	63.6%	769	58.4%
	more than 25	769	18.0%	300	22.8%
Regularly feeding	Less than three	171	4.0%	66	5.0%
	Three	4,093	96.0%	1,250	95.0%
Milk	No	1125	26.4%	349	26.5%
	Yes	3,139	73.6%	967	73.5%

Table2 Locomotive syndrome and distribution of food purchase

		Locomotive syndrome			
		No (N=4,264)		Yes (N=1,316)	
Rice	No	2,425	56.9%	738	56.1%
	Yes	1,839	43.1%	578	43.9%
Bread	No	1,544	36.2%	466	35.4%
	Yes	2,720	63.8%	850	64.6%
Noodle	No	2,226	52.2%	675	51.3%
	Yes	2,038	47.8%	641	48.7%
Egg	No	632	14.8%	195	14.8%
	Yes	3,632	85.2%	1,121	85.2%
Tofu	No	622	14.6%	182	13.8%
	Yes	3,642	85.4%	1,134	86.2%
Fish	No	555	13.0%	197	15.0%
	Yes	3,709	87.0%	1,119	85.0%
Meat	No	695	16.3%	264	20.1%
	Yes	3,569	83.7%	1,052	79.9%
Vegetable	No	1,454	34.1%	464	35.3%
	Yes	2,810	65.9%	852	64.7%
Fruit	No	1,046	24.5%	337	25.6%
	Yes	3,218	75.5%	979	74.4%
Seaweed	No	1,948	45.7%	606	46.0%
	Yes	2,316	54.3%	710	54.0%
Appetizer and dish	No	2,962	69.5%	876	66.6%
	Yes	1,302	30.5%	440	33.4%
Canned food	No	3,106	72.8%	934	71.0%
	Yes	1,158	27.2%	382	29.0%
Sweet	No	2,007	47.1%	582	44.2%
	Yes	2,257	52.9%	734	55.8%
Instant food	No	3,212	75.3%	990	75.2%
	Yes	1,052	24.7%	326	24.8%
Frozen food	No	2,815	66.0%	877	66.6%
	Yes	1,449	34.0%	439	33.4%

distribution of locomotive syndrome regarding to subjects' characteristics and purchase of food. The aged 65-74 and 75-84 accounted for more than 40%. The mean ages were 76.0 [standard deviation (SD), 6.9]. The average age of those with locomotive syndrome (78.0, SD: 6.5) was significantly older than those without the syndrome 75.4 (SD: 7.0). Approximately ninety percent subjects drew pension and did not use national nursing care insurance services. Most subjects (95.8%) had regularly 3-time feeding. Regarding purchasing food, those who purchase rice, noodle, appetizer and dish, canned food, instant food, and frozen food did not form the majority.

Table 3 shows the results of bivariate and multivariate analysis of locomotive syndrome with the items analyzed,

those who were female (OR: 2.03, 95%CI: 1.71-2.41), aged 75-84 (OR: 2.09, 95%CI: 1.82-2.40), aged 85 and over (OR: 2.48, 95%CI: 2.06-3.00), single household (OR: 1.41, 95%CI: 1.21-1.64), needed long term care (OR: 2.51, 95%CI: 1.99-3.17), needed support (OR: 1.85, 95%CI: 1.38-2.49), obese (OR: 1.38, 95%CI: 1.18-1.61), regularly purchasing appetizer and dish (OR: 1.14, 95%CI: 1.00-1.30) showed significant risk associations. Those who were married-couple household (OR: 0.83, 95%CI: 0.71-0.98), hypertension (OR: 0.80, 95%CI: 0.70-0.90), diabetes (OR: 0.72, 95%CI: 0.58-0.91), and regularly purchasing meat (OR: 0.78, 95%CI: 0.66-0.91) showed significant protective associations.

Table3 Association of locomotive syndrome and risk factors (N=5,580)

	COR	95% CI	AOR	95%CI
Sex (<i>reference: Male</i>)				
Female	2.03	1.71-2.41***	2.02	1.68-2.42***
Age (<i>reference: 65-74</i>)				
75-84	2.09	1.82-2.40***	2.06	1.78-2.39 ***
85 and older	2.48	2.06-3.00***	2.30	1.85-2.85 ***
Household (<i>reference: Living with children and others</i>)				
Single household	1.41	1.21-1.64***	1.18	1.00-1.40
Married-couple household	0.83	0.71-0.98*	1.04	0.87-1.24
Income resource (<i>reference: Earned</i>)				
Pension	1.12	0.90-1.38	0.96	0.76-1.20
Long term care need certification (<i>reference: No need</i>)				
Needed long term care	2.51	1.99-3.17***	1.94	1.52-2.49 ***
Needed support	1.85	1.38-2.49***	1.68	1.23-2.31 **
Comorbidity				
High blood pressure	0.80	0.70-0.90***	0.69	0.60-0.79 ***
Diabetes	0.72	0.58-0.91***	0.73	0.57-0.92 **
Heart disease	0.96	0.78-1.19	0.81	0.64-1.01
BMI levels (<i>reference: 20-25</i>)				
Less than 20	1.11	0.94-1.31	0.83	0.70-0.99 *
More than 25	1.38	1.18-1.61***	1.50	1.27-1.76 ***
Regularly feeding (<i>reference: three</i>)				
Less than 3	1.26	0.94-1.69	1.18	0.87-1.60
Milk and dairy products (<i>reference: no</i>)				
Yes	0.99	0.86-1.14	1.03	0.88-1.19
Food Purchase				
Rice	1.03	0.91-1.17	0.97	0.83-1.12
Bread	1.04	0.91-1.18	1.04	0.90-1.21
Noodle	1.04	0.92-1.17	1.08	0.92-1.26
Egg	1.00	0.84-1.19	1.08	0.88-1.34
Tofu	1.06	0.89-1.27	1.20	0.96-1.51
Fish	0.85	0.71-1.01	0.88	0.71-1.10
Meat	0.78	0.66-0.91**	0.82	0.67-1.00 *
Vegetable	0.95	0.83-1.08	0.97	0.83-1.14
Fruit	0.94	0.82-1.09	0.91	0.76-1.08
Seaweed	0.99	0.87-1.12	1.02	0.87-1.20
Appetizer and dish	1.14	1.00-1.30*	1.09	0.93-1.27
Canned food	1.10	0.96-1.26	1.13	0.96-1.34
Sweet	1.12	0.99-1.27	1.09	0.94-1.26
Instant food	1.01	0.87-1.16	0.94	0.79-1.13
Frozen food	0.97	0.85-1.11	0.97	0.83-1.14

COR: Crude odds ratio, 95%CI: 95 % Confidence interval, AOR Adjusted odds ratio Logistic regression; ***: <.001, **: <.01, *: <.05

Regarding to the results of multivariate analysis, those with female (OR: 2.02, 95%CI: 1.68-2.42), aged 75-84 (OR: 2.06, 95%CI: 1.78-2.39), aged 85 and older (OR: 2.30, 95%CI: 1.85-2.85), needed long term care (OR: 1.94, 95%CI: 1.52-2.49), needed support (OR: 1.68, 95%CI: 1.23-2.31), and BMI more than 25 (OR: 1.50; 95%CI: 1.27-1.76) showed significant risk association with locomotive syndrome. The subjects with locomotive syndrome showed significant preventive association of regularly purchasing meat (OR: 0.82, 95%CI: 0.67-1.00) as well as those with comorbidity of hypertension (OR: 0.69, 95%CI: 0.60-0.79), diabetes (OR: 0.73, 95%CI: 0.57-0.92), heart disease (OR: 0.81, 95%CI: 0.64-1.01), BMI Less than 20 (OR: 0.83, 95%CI: 0.70-0.99).

IV. Discussion

Using 5,580 household elderly, the current study indicated possibility that regularly purchasing meat was preventive factors of locomotive syndrome as well as lean body mass. Those with obese body mass, elderly, and those under the long term care need certification of needed long term care and needed support were identified being under the risk condition of locomotive syndrome.

Regularly purchasing meat was associated with locomotive syndrome significantly. Primarily, purchasing meat might be related with consumption of meat. Meat consumption introduce to absorption of fluent kinds of essential amino acids, protein, and vitamin B6 and B12, which constructing their muscle, bone and joint^{23,24}. Additionally, meat consumption effect on improvement of serum albumin and hemoglobin, which gives the nutritional status of functionally²⁵. Secondly, meat purchasing may reflect Western style structure of food consumption²⁶. Meat purchasing could be recognized as a proxy of Western style structure of food consumption. The structural difference of food consumption also related with their whole lifestyle including physical and social activity. Social circumstances of purchasing meat are a counter side of consumer attitude. Interactively and reproductively, these elderlies were forced to keep Japanese food structure. The long term effect may appear on the whole body condition such as locomotive syndrome.

Contrary to meat purchasing, the study showed that purchasing milk and dairy products, which is a major protective food of osteoporosis and also related with Western food consumption, was not associated with locomotive syndrome. Milk and dairy products might less contribute to locomotive syndrome because of the contribution of the calcium intake is limited to the disorder or, nowadays, its consumption might be commonly seen in the structure of Japanese food consumption.

Practice for Locomotive syndrome control should do not

only for delaying the disease onset but also for totally aging care²⁷. Regarding feasible introduction of meat consumption diet to elderly, recommending a tender part of meat, introduction of easy recipes using meat by Western, Chinese and others as well as Japanese, and introduction easily digestible food such as use of soup with ground meat paste. In summary, health promotion bringing in diet approach inducing consumption of meat was inferred as a possible approach for the prevention of locomotive syndrome from this study.

Comorbidity of hypertension and diabetes showed significant preventive association with locomotive syndrome. Osteoarthritis is associated with increased prevalence of hypertension and diabetes²⁸. Those who have these chronic diseases receive the disease control including supervision of eating and management of physical activity. The prevalence proportion of these diseases are high, contribution of the disease control come appear in the causal pathway of locomotive syndrome, significantly. This suggest that health condition management may have an effective role on the prevention of locomotive syndrome.

This study has several limitations. In this study, those who answered "yes" to the question about being currently treated for bone and joint diseases were identified as having locomotive syndrome. However, the severity of the syndrome was not clarified in the questionnaire. Further research is necessary to apply a diagnostic questionnaire, such as the 25-question Geriatric Locomotive Function Scale to quantify the assessment of locomotive syndrome⁵. In this cross-sectional study, the causal correlations remained speculative. Moreover, the questionnaire items, especially regularly purchasing food were not reviewed for scale validity. There was no information of actual food consumption. The construct of regularly purchasing food involved many aspect of eating behavior. We could not extract specific behavior and circumstance from the results of regularly purchasing meat. The study indicated the structural contribution of meat purchasing on the locomotive syndrome. Further research is needed using validated scales of eating behavior and consumption. The external validity of the results was limited because the subjects were not randomly selected from the general population. Ad-hoc sampling may induce a sampling bias due to oversampling of those who tend to have interactions in the community. This bias may cause overestimation of the results. Despite these limitations, this study had its own value as a unique research on 12,782 household elderly subjects in Japan.

Conclusion

Using 5,580 household elderly, the current study indicated possibility that regularly purchasing meat was preventive factors of locomotive syndrome.

References

- 1) Vital, Health and Social Statistics Division, Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare. Abridged Life Tables for Japan 2013, Life expectancies at specified ages. [retrieved on 2016-02-12]. Retrieved from the Internet:<URL : <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life13/dl/life13-02.pdf>>
- 2) Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications (2014) Summary of the Latest Month on Family Income and Expenditure Survey. [Retrieved on 2016-02-12]. Retrieved from the Internet:<<http://www.stat.go.jp/english/data/jinsui/2014np/index.htm>>
- 3) Nakamura K. Locomotive syndrome in an aged-society. *J Phys Med* 2009; 20: 300–304
- 4) Statistics Bureau, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare. Summary Report of Comprehensive Survey of Living Conditions 2010. [retrieved on 2016-02-12]. Retrieved from the Internet:<URL: http://www.mhlw.go.jp/english/database/db-hss/dl/report_gaikyo_2010.pdf>
- 5) Seichi A, Hoshino Y, Doi T, et al. Development of a screening tool for risk of locomotive syndrome in the elderly: the 25-question Geriatric Locomotive Function Scale. *J Orthop Sci* 2012; 17: 163–172
- 6) Sasaki E, Ishibashi Y, Tsuda E, et al. Evaluation of locomotive disability using loco-check: a cross-sectional study in the Japanese general population. *J Orthop Sci* 2013; 18: 21–29
- 7) Yoshimura N, Muraki S, Oka H, et al. Prevalence of knee osteoarthritis, lumbar spondylosis, and osteoporosis in Japanese men and women; the research on osteoarthritis osteoporosis against disability study. *J Bone Miner Metab* 2009; 27: 620–628
- 8) Hoshino Y, Seichi A. Development of diagnostic-tool for locomotive syndrome used in checkup of locomotive organs. *J Jpn Orthop Assoc* 2011; 85: 12–20
- 9) Muramoto A, Imagama S, Ito Z, et al. Physical performance tests are useful for evaluating and monitoring the severity of locomotive syndrome. *J Orthop Sci* 2012; 17: 782–788
- 10) Muramoto A, Imagama S, Ito Z, et al. Waist circumference is associated with locomotive syndrome in elderly females. *J Orthop Sci* 2014; 19: 612–619
- 11) Japanese Orthopaedic Association. Locomotive Syndrome Pamphlet FY2010, “Locomotive syndrome”. [retrieved on 2016-02-12]. Retrieved from the Internet: <URL: http://www.joa.or.jp/jp/public/locomo/locomo_pamphlet.pdf>
- 12) Hu F. *Obesity epidemiology.*, New York, Oxford University Press, 2008
- 13) Tanaka K, Uenishi K, Kondo K. *Locomotive Syndrome and Nutrition.* Tokyo, Kenpakusha, 2012
- 14) Toyokawa S, Nishikawa H, Ueji M, et al. Structural equation modeling of the relationship of bone mineral density and its risk factors in Japanese women. *Env Health Prev Med* 2001; 6: 41–46
- 15) Uenishi K, Tanaka S, Ishida H, et al. Milk, dairy products and metabolic syndrome: a cross-sectional study of Japanese. *J Jpn Soc Nutr Food Sci* 2010; 63: 151–159
- 16) Motegi K, Toyokawa S, Ohki K, et al. An epidemiological study of the relationship between diet in the past and bone mineral density based on a survey of women aged 50 years and over in two public health centers, Ibaraki Prefecture. *Jpn J Health Hum Eco* 2001; 67: 136–146
- 17) Motegi K, Toyokawa S, Nishikawa H, et al. Relationship among intake of fermented soybeans, vitamin K and bone mineral density. *Med Biol* 2001; 142: 31–34
- 18) Kano K, Toyokawa S, Ueji M, et al. Case control study for relationship of osteoporosis fracture and physical activity. *Osteoporosis Japan* 2000; 8: 611–614
- 19) The Japanese Society for Dietary Health Promotion (Nihon Shokuseikatsu Kyokai). *Nationwide nutrition survey for aged persons in Japan – Nutrition status, and meal environmental research by direct questioning method, Elderly Health Project Promotion Project* granted from Ministry of Health, Labour, and Wealth. Tokyo, The Japanese society for dietary health promotion, 2013
- 20) Ministry of Health, Labour, and Wealth. *Handbook of the National Health and Nutrition Survey in Japan,* Tokyo, Ministry of Health, Labour, and Wealth, 2002
- 21) Ministry of Health, Labour, and Welfare (2012) Ministerial Notification No. 430 of the Ministry of Health, Labour and Welfare. [retrieved on 2016-02-12]. Retrieved from the Internet: <URL: <http://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-10900000-Kenkoukyoku/0000047330.pdf>>
- 22) StataCorp. *Stata Statistical Software: Release 13.* StataCorp LP, College Station, 2013 [retrieved on 2016-02-12]. Retrieved from the Internet: <URL: <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa10>>
- 23) Ferrando AA, Paddon-Jones D, Hays NP, et al. EAA supplementation to increase nitrogen intake improves muscle function during bed rest in the elderly. *Clin Nutr* 2010; 29: 18–23

- 24) Paddon-Jones D, Sheffield-Moore M, Urban RJ, et al. Essential amino acid and carbohydrate supplementation ameliorates muscle protein loss in humans during 28 days bedrest. *J Clin Endocrinol Metab* 2004; 89: 4351–4358
- 25) Kumagai S, Watanabe S, Shibata H, et al. An intervention study to improve the nutritional status of functionally competent community living senior citizens. *Geriatr Gerontol Inter* 2004; 3: S21–S26
- 26) Toyokawa H, Nishikawa H. A new estimation of the intake of contaminants, based on daily food consumption data. *Nihon Eiseigaku Zasshi* 1994; 49: 606-615
- 27) Kumagai S. Preventive eating behavior for locomotive syndrome – demanded approach for new type of frail –. *Rinsho Eiyo* 2014; 124: 305–311
- 28) Singh G, Miller JD, Lee FH, et al. Prevalence of cardiovascular disease risk factors among US adults with self-reported osteoarthritis: data from the Third National Health and Nutrition Examination Survey. *Am J Manag Care* 2002; 8: S383–S391

—原 著—

精神的 QOL 規定要因の地域性：地域住民の社会的ストレスを用いた 階層構造モデルの検討

Regionality in factors of mental quality of life: An examination of the hierarchical structure model of residents' social stressors

高原龍二, 田中健吾

Ryuji TAKAHARA, Kengo TANAKA

大阪経済大学 経営学部

Faculty of Business Administration, Osaka University of Economics

抄録

目的：精神的 QOL 向上のための施策に地域性の観点が必要であることを示すために、地域住民の精神的 QOL を規定する社会的ストレスにおける地域レベルと個人レベルの階層構造と、地域レベルの社会的ストレスに関連する地域環境を検討した。

方法：地域住民への質問紙調査のデータと、公的統計などから得た地域環境データを用いて、マルチレベル構造方程式モデリングによる検討を行った。

結果：社会的ストレスの1つである行政・保健サービス利用不便性の認知に階層構造が確認され、行政サービス拠点と住民1人あたりの一般病床数が不便性の認知を軽減することが示された。

結論：精神的 QOL 向上に、社会的ストレスの地域性を考慮に入れた施策が有効である可能性が示された。行政・保健サービスへのアクセシビリティやサービス機関のキャパシティを充実させることで、利用不便性の認知が軽減され、精神的 QOL の向上に役立つものと考えられる。

Abstract

Objectives: This study investigated regional and individual level variation of social stressors and regional factors of these stressors for measures to improve mental quality of life.

Methods: Multilevel structural equation modeling using data from an attitude survey of residents and regional environment indices from government statistics were utilized.

Results: The inconvenience of administrative and healthcare services that is one of the social stressors had both regional and individual level variances. Regional factors of this inconvenience included the location of administrative service offices and the number of hospital beds per person.

Conclusion: The results suggest that measures taking into account regionality in the examination of social stressors could assist in an improvement of mental quality of life. Specifically, improving the accessibility and the capacity of administrative and healthcare services may be useful.

キーワード：精神的 QOL, 地域性, 社会的ストレス, マルチレベル構造方程式モデリング

Key words: mental quality of life, regionality, social stressor, multilevel structural equation modeling

1. 緒言

本研究は、地域住民の精神的 QOL (Quality of Life) を規定する社会的ストレスの認知が、居住地区によって異なる可能性を考慮し、個人レベルと地域レベルの階層構造を持つ影響モデルを検証することで、精

神的 QOL 向上のための施策に地域性の観点が必要であることを実証しようとするものである。

地域環境と住民のメンタルヘルスの関連性に関する伝統的な研究は、精神疾患や精神的 QOL の都市・地方差の検討という形で進められている。それぞれを概

観すると、精神疾患の都市・地方差に関するメタアナリシスからは、地方より都市の方が気分障害や不安障害の有病率が高いことが示されている¹²⁾。この都市・地方差は、主に人口密度によって説明されている。すなわち、都市圏は人口密度が高く、そうした地域は、高い犯罪率や死亡率、社会的孤立、大気汚染、騒音などに特徴づけられており、それらが環境的なストレスとして精神疾患の背景となるとされる¹⁾。居住地域の人口密度によって精神疾患が説明されることを示した研究³⁾もあることから、こうした考察にはある程度の裏付けがあるといえよう。一方、精神的QOLの都市・地方差については、メタアナリシスのようなまとまった研究は見受けられず、結果についても都市が高いもの⁴⁻⁶⁾、地方が高いもの⁷⁾、交互作用がみられたもの⁸⁾、差がみられなかったもの^{9,10)}と、一貫していない。この理由は、研究によって対象者が高齢者などに限定されていることも関連していると思われるが、精神的QOLが人口密度のような単一の要因によって左右されるのではなく、より多様な心理社会的要因に影響を受けているためである可能性も考えられる。客観的な基準によって診断される精神疾患に対して、精神的QOLの構成概念は主に主観的な要素から成り立っているだけでなく、測定方法も質問紙などを用いた主観的報告に依拠するものがほとんどである。医師と患者のQOL査定の一貫率は、主観的領域では高いとはいえないことも示されている¹¹⁾。こうしたことから、それぞれの地域における環境要因は住民の主観的認知を媒介し、精神的QOLに対して多様な影響を与えていることが想定できる。そこで、本研究では、地域ごとの住民の生活環境が、その主観的な認知としての社会的ストレスを経由して精神的QOLに与える影響を検討する。こうしたモデルを検討することは、都市・地方差研究において、都市と地方の定義が一貫していないという問題¹⁾の解決にも寄与することになる。

生活環境と住民の社会的ストレス認知や精神的QOLの評定との関係をモデル化するには、要因の階層性を考慮する必要がある。産業現場における部署と労働者個人、教育現場におけるクラスと児童・生徒個人のように、複数の集団から成るサンプルを統計的に検討する場合、集団レベルの変動と個人レベルの変動を適切にモデル化できるマルチレベル分析を適用することが求められる。従来の都市・地方差研究は多くが地域レベルか個人レベルだけのシングルレベル分析を行っており、マルチレベル分析を行っている例¹²⁾もみられるものの、十分な知見が蓄積されているとはい

ない。また、生活環境と社会的ストレスをモデルに組み込んだマルチレベル分析を行っている研究も見受けられない。そこで、個々人の精神的QOLにそれぞれの認知する社会的ストレスが影響し、それらの集団レベルでの変動を地域環境が説明しているというマルチレベル構造(図1)を仮定し、マルチレベル構造方程式モデリング(Multilevel Structural Equation Modeling, 以下、マルチレベルSEM)を用いた検討を行う。地域環境としては、先行研究において検討されてきた人口密度^{1,12)}だけでなく、行政施策や医療施設に関する要因のうち、入手可能なデータを用いて探索的に検討を行うこととする。これにはいくつかの理由がある。まず、行政施策や医療施設が精神的QOLと関連していることを示唆する研究¹³⁾がみられること、次に、地域レベルの情報としては施策などに関する公的統計が活用できること、そして、社会医学的な観点からは精神的QOL向上のために介入可能な要因を検討することに意義があると考えられるためである。

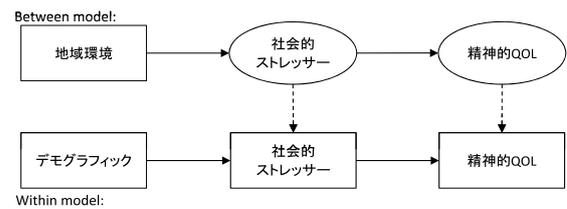


図1 地域性検討の基本モデル

II. 方法

1. 対象と調査方法

検証するモデルの構成には、各地域の住民の精神的QOLや社会的ストレスを含む個人レベルの意識データと、地域別の環境に関する集団レベルのデータが必要となる。個人レベルのデータとして、大阪市東淀川区との共同研究として実施した区民対象の質問紙調査データを、集団レベルのデータとして、公的統計を中心に地域別の環境に関するデータを抽出して用いた。地域変数としては小学校区が用いられ、区全体が17の区域に分割されている。

1) 個人レベルデータ

調査対象 2014年7月31日現在の20歳から70歳までの大阪市東淀川区民から、住民基本台帳を用いて5000名を無作為抽出した。

調査時期 2014年9月に調査を実施した。

調査方法 郵送法による質問紙調査を実施し、1099名から返送が得られた(回収率22.0%)。内訳は男性36.2%、女性63.8%、20代11.8%、30代21.8%、40代

25.3%, 50代 24.1%, 60歳以上 17.1%であった。

倫理的配慮 住民基本台帳の使用にあたっては市民局長への申請を行い、許可を得た。また、個人情報への配慮から、返信用封筒を同封した無記名式の質問紙によって調査を行った。

調査項目 質問紙は全体で140項目から成る。本研究ではその中から以下の尺度を用いた。精神的QOLとしては日本語版 Medical Outcomes Study 36-Item Short-Form Health Survey version 2 (SF-36v2)¹⁴⁾ の Mental Component Summary を使用した。社会的ストレスサーとしては、社会的ストレス尺度¹⁵⁾ を基に、近所づきあい、行政サービス、保健・衛生、夫婦の調和、子どものしつけや生活、子どもの教育環境や学業成績・勉強意欲、家族の健康などに関する項目を抽出、文言の変更などを経た22項目を使用した。選択肢は出典に従い、「はい」「どちらでもない」「いいえ」の3件法を用いた。なお、家族に関する設問については該当者がいない場合は回答できないため、別途「該当者がいない」という選択肢を設けた。デモグラフィックとしては、性別、年代、最終学歴、婚姻状況、居住形態、年収、世帯年収、喫煙量、飲酒量を用いた。デモグラフィックのほとんどは質的変数であったが、全ての選択肢をダミー変数化して用いることはモデルを極端に複雑化

させることから、量的に扱うことが大きく結果を歪めると考えられないものは量的変数として扱い、ダミー化する変数についても予備的分析に基づいていくつかの選択肢を統合する形で分析に用いた(表1)。

2) 集団レベルデータ

集団レベルの地域環境に関しては、いくつかの出典より小学校区別の情報を集める形でデータを作成した(表2)。以下にデータの取得源別にまとめる。

東淀川区 東淀川区保健福祉課より、区内の面積と、行政サービス拠点のある小学校区の情報を得、面積を用いて人口密度を算出した上で、人口密度と行政サービス拠点を分析に用いた。

近畿厚生局 近畿厚生局に行政文書開示請求を行い、2014年9月1日時点の保健医療機関の指定一覧を得、小学校区別の医科数、常勤医師数、一般病床数をそれぞれの地区の人口で除して分析に用いた。

大阪市 大阪市が公開している平成22年国勢調査の小学校別独自集計から、人口、平均年齢、有配偶率、持ち家率、公営・都市再生機構・公社の借家率、労働力率、5年居住率を算出して分析に用いた。

区民調査 統制変数として、個人レベルのデータとして用いている質問紙調査に関して、小学校区別の回収率を算出して分析に用いた。

表1 分析に用いたデモグラフィックとその形態

変数	設問	選択肢	分析に用いた形態
性別	性別	2選択肢	ダミー変数
年代	年代	5歳区分(60歳以上のみ11歳)	量的変数
最終学歴	最終学歴	中学校卒から大学院卒までの8選択肢	量的変数
既婚	婚姻状況	未婚、既婚、離婚、死別の4選択肢	ダミー変数
同居	居住形態	一人暮らし、同居の2選択肢	ダミー変数
年収	年収	100万円未満から1000万円以上までの11選択肢	量的変数
世帯年収	世帯年収	100万円未満から1500万円以上までの16選択肢	量的変数
喫煙量	喫煙量	吸っていない、ときどき、毎日の3選択肢	量的変数
飲酒量	飲酒量	毎日からほとんど飲まないまでの7選択肢	6件に修正した量的変数

表2 集団レベル地域環境データとその出典

変数	出典
人口密度	東淀川区からの面積情報に基づき計算
行政サービス拠点	東淀川区からの情報
住民1人あたりの医科数	近畿厚生局 保険医療機関の指定一覧(2014年9月1日時点)
住民1人あたりの常勤医師数	近畿厚生局 保険医療機関の指定一覧(2014年9月1日時点)
住民1人あたりの一般病床数	近畿厚生局 保険医療機関の指定一覧(2014年9月1日時点)
人口	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
平均年齢	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
有配偶率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
持ち家率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
公営・都市再生機構・公社の借家率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
労働力率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
5年居住率	大阪市 平成22年国勢調査 小学校区別独自集計
(回収率)	平成26年度東淀川区民調査

2. 分析の手順

本研究におけるサンプルの集団数は17と少なく、マルチレベルSEMにおいては推定するパラメータ数を集団数より少なくすることが推奨されるため¹⁶⁾、全ての要因を同時に扱うモデルを検証することは困難となる。そこで、以下の手順で分析を進めた。

1) 社会的ストレスの因子分析

社会的ストレスの22項目を用いた因子分析を行い、因子得点を算出した。

2) 個人レベル変数の集団内一致性

社会的ストレスの因子得点と精神的QOLとについて集団内の一貫性の検討を行い、一貫性の確認されなかった社会的ストレスは初期モデルから除外することとし、精神的QOLは一貫性が確認されなかった場合、個人レベルの変数としてのみ初期モデルに導入することとした。

3) シングルレベル相関

社会的ストレスの因子得点とデモグラフィックの各変数とのシングルレベル相関、社会的ストレスの因子得点の集団別平均値と地域環境変数とのシングルレベル相関をそれぞれ確認し、有意であった変数のみを社会的ストレスの要因変数として、初期モデルに導入することとした。

4) マルチレベルSEM

以上の経緯より構築された初期モデルから、マルチレベルSEMによる検討を始め、適合度を参照しつつ、

シングルレベル相関で非有意であった変数を含めて要因の追加と削除を探索的に行い、全てのパスが有意で、一定以上の適合度を満たすモデルを最終モデルとして採択した。マルチレベルSEMの分析には、Mplus Version 7.4を使用した。

なお、本分析は精神的QOLに関連する地域レベルの要因を検討することが目的であるため、集団内一致性の確認された社会的ストレス変数であっても、用意した地域環境変数との関連がみられなかった場合にはモデルから除外することとした。

III. 結果

1. 社会的ストレスの因子分析

社会的ストレスの因子得点を求めるために、最尤法を用いた因子分析を行った。いくつかの項目には「該当者がいない」という選択肢があるため、そのままでは量的変数として扱うことができない。そこで、各変数を独立変数、精神的QOLを従属変数とした分散分析を行い、多重比較の結果を参照したところ、全ての変数において「該当者がいない」と「どちらともいえない」に有意差がみられなかったことから、「該当者がいない」を「どちらともいえない」に置き換えた上で分析を行った。固有値の減衰状況と解の解釈可能性から4因子解を採択し、プロマックス回転を行った結果を表3に示す。因子Iは子どもを含めた家族の日常生活の心配に関連する項目の負荷が高いことから、

表3 社会的ストレスの因子分析

	I	II	III	IV
I. 家族生活の心配				
子どもの日常生活に関する心配がある	.882	-.026	-.029	-.037
子どものしつけに関する心配がある	.867	-.034	-.022	.047
子どもの発達に関する心配がある	.803	-.036	.011	.012
子どもの結婚問題に関する心配がある	.428	.067	.047	.024
家族の健康に関する心配がある	.367	.173	-.027	.009
夫婦の調和に問題を感じている	.320	.047	.224	.026
家族の介護に関する心配がある	.283	.085	.028	.067
II. 行政・保健サービス利用不便性				
救急医療体制が十分整っていない	.030	.730	-.036	-.035
健康診断、健康相談、母子保健など、住民の健康管理についてのサービスが不足している	-.055	.686	-.035	.046
住民の要望や苦情を適切に処理する窓口がない	.060	.655	-.007	.008
近くに、医師や設備の充実した総合病院がない	-.047	.643	-.023	-.003
区役所まで行くのに不便である	-.027	.487	.009	-.010
近くに、かかりつけ医がない	.093	.392	.049	-.046
住環境に関する心配がある	.141	.327	.084	.066
広報や回覧が手元に来ない	.138	.282	.123	-.074
家計に関する心配がある	.095	.269	.091	.115
III. 近所づきあいの乏しさ				
近くに、気軽にものを頼める人がいない	-.011	-.031	.923	.022
近くに、話し相手になるような人がいない	-.006	.016	.808	-.027
となり近所とのつきあいが、しっくりいかない	.143	.254	.350	.020
IV. 子どもの教育の心配				
子どもの進学問題に関する心配がある	-.010	-.020	.038	.911
子どもの学業成績に関する心配がある	.216	.002	-.018	.682
子どもの教育に関する心配がある	.301	.002	-.052	.635
因子間相関				
II	.281			
III	.270	.326		
IV	.595	.204	.134	

分析方法: 因子分析(最尤法, プロマックス回転)

「家族生活の心配」と名づけた。因子 II は医療体制や行政の窓口に対する不満の項目が高く負荷していることから、「行政・保健サービス利用不便性」と名づけた。因子 III は近隣の人間関係の希薄さに関する項目が高く負荷しており、「近所づきあいの乏しさ」と名づけた。因子 IV は子どもの進学など、教育面での心配の項目の負荷が高いことから、「子どもの教育の心配」と名づけた。

2. 個人レベル変数の集団内一致性

精神的 QOL および因子分析から得られた 4 つの因子得点について、集団内一致性がみられるかどうかを確認するために、級内相関係数 (Intraclass Correlation Coefficient, ICC) を求めた (表 4)。級内相関係数は

表 4 精神的 QOL と社会的ストレスの集団内一致性

変数	ICC(1)	ICC(2)	L.Ratio
精神的QOL	.007	.287	0.902
社会的ストレス			
家族生活の心配	-.001	-.039	0.008
行政・保健サービス利用不便性	.034	.646	14.609 ***
近所づきあいの乏しさ	.015	.439	4.900 *
子どもの教育の心配	-.009	-.908	0.009

分析方法: 混合効果分散分析, 一般化線形混合モデル
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

変数の全体の分散を集団間分散と集団内分散に分けたときに集団間分散がどの程度大きいかを示す指標であり、各変数に集団レベルでの変動がみられるかを確認するために、集団内の類似性を表す ICC (1) を参照した。また、社会的ストレスの集団別平均値と地域環境のシングルレベル相関を求めることから、集団平均の信頼性を表す ICC (2) も参照した。両指標とも範囲は -1 から 1 までの範囲をとり、値が大きいほど集団内の類似性や集団平均の信頼性が高いことを示している¹⁷⁾。効果の大きさの目安としては、ICC(1)は小.01, 中.10, 大.25 という値が、ICC (2) は .70 という値が示されている¹⁸⁾。

行政・保健サービス利用不便性と近所づきあいの乏しさは、効果が小さくはあるが、集団内の類似性が確認された。また、集団による切片のばらつきを導入したランダム係数モデルと導入していないモデルの比較を行う尤度比検定の結果も、この 2 変数においては有意であったことから、集団内一致性があると仮定し、初期モデルに導入した。精神的 QOL については一致性が確認されなかったことから、個人レベルの変数としてのみ、初期モデルに導入した。

3. シングルレベル相関

集団内一致性を仮定した行政・保健サービス利用不便性および近所づきあいの乏しさに関して、集団レベ

ルおよび個人レベルそれぞれの要因とのシングルレベル相関を求めた。ICC (2) は両変数とも十分に基準を満たしてはいなかったが、シングルレベル相関は初期モデルに導入する要因の決定に用いるものであり、相関が有意でなかった要因もモデル検討過程で扱うことから、許容されるものと思われる。

集団レベルでは、行政・保健サービス利用不便性の集団別平均値と行政サービス拠点、住民 1 人あたりの常勤医師数、住民 1 人あたりの一般病床数が有意な相関を持つことが示された。近所づきあいの乏しさに関しては集団レベルでの有意な相関はみられなかった。個人レベルでは、行政・保健サービス利用不便性と、年代、同居、世帯収入、喫煙量が、近所づきあいの乏しさと女性、既婚、同居、世帯収入が有意な相関を持つことが示された。

なお、有意ではあるものの絶対値の小さな相関係数も確認されたが、先述の通り本分析は初期モデルを決定するためのものであり、関連性そのものは階層性を考慮に入れた分析によって検討されることから、許容されるものと思われる。

4. マルチレベル SEM

マルチレベル SEM の分析においては、シングルレベル相関で有意であった変数をすべて用いて初期モデルを構築すると、推定パラメタ数が集団数を超えるこ

表 5 シングルレベル相関係数

	行政・保健サービス利用不便性	近所づきあいの乏しさ
集団レベル		
人口密度	.144	.069
行政サービス拠点	-.500 *	-.026
住民1人あたりの医科数	-.261	-.036
住民1人あたりの常勤医師数	-.586 *	.048
住民1人あたりの一般病床数	-.543 *	.110
人口	-.019	.393
平均年齢	-.201	-.028
有配偶率	.046	-.230
持ち家率	-.173	-.131
公営・都市再生機構・公社の借家率	.155	-.029
労働力率	-.070	-.129
5年居住率	-.162	-.222
回収率	.166	.019
個人レベル		
女性(性別)	.012	-.064 *
年代	-.081 *	-.019
最終学歴	-.009	-.001
既婚(婚姻状況)	-.051	-.064 *
同居(居住形態)	-.104 **	-.352 ***
年収	-.043	-.053
世帯年収	-.163 ***	-.229 ***
喫煙量	.079 *	.008
飲酒量	.015	.053

分析方法: 相関分析(Pearson)

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

とから、行政・保健サービスの利用不便性と近所づきあいの乏しさを分割した2つの初期モデルを構築し、それぞれの検討を進めた。近所づきあいの乏しさについては、集団レベルの要因を個別にモデルに導入したが、有意な関連を示すものは1つもなく、適合度も不十分であったことから、最終モデルから除外することとし、行政・保健サービス利用不便性に関するモデルの検討結果を最終モデルとして採択した。

最終モデルを図2に示す。適合度指標はCFI,TLI共に.90を超え, RMSEAは.05以下となった。集団レベルでは行政サービス拠点と住民1人あたりの一般病床数から行政・保健サービス利用不便性へのパスを設定し、共に有意な負の係数が確認された。個人レベルでは年代,同居,世帯収入,喫煙量から行政・保健サービス利用不便性へのパスを設定し、年代,同居,世帯収入との間には有意な負の係数が、喫煙量との間には有意な正の係数が確認された。精神的QOLには年代と行政・保健サービス利用不便性からのパスを設定し、年代との間には有意な正の係数が、行政・保健サービス利用不便性との間には有意な負の係数が確認された。

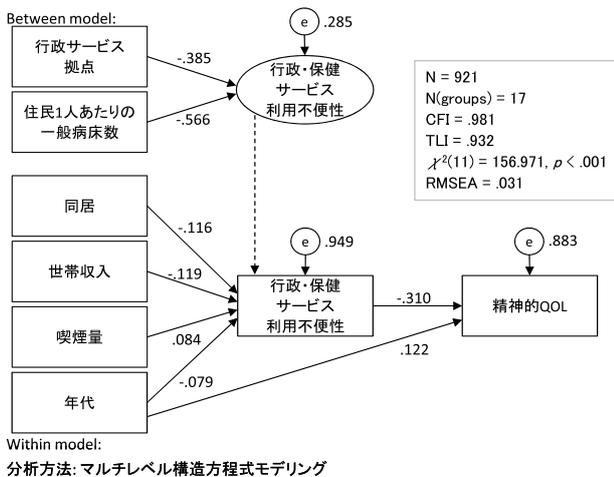


図2 精神的QOLに影響する要因の階層性モデル

IV. 考察

マルチレベルSEMの検討から採択した最終モデルの適合度指標は十分なものであり、精神的QOLを規定する社会的ストレスが階層構造を持ち、地域レベルの変動が環境によって規定されることが示されたと考える。すなわち、精神的QOLの要因における地域性が明らかとなったといえる。

地域による一貫性および地域レベルの要因との有意な関連が確認された社会的ストレスは、行政・保健サービス利用不便性であった。このストレスは、

社会的ストレス尺度においては主に行政サービスに関する項目群と保健・衛生に関する項目群に分けられているが¹⁵⁾、本研究では1つの因子にまとまることが示された。行政サービスと保健サービスは提供主体が異なることから本来は分離されるべきものではあるが、地域住民にとっては生活において利用するサービスという点で認知が分離されておらず、複合的なものとして捉えられていると考えられる。

地域レベルのモデルでは、行政サービス拠点があることや住民1人あたりの一般病床数が多いことが、行政・保健サービスの利用不便性を軽減させる可能性が示された。行政サービス拠点の有無が利用不便性に関連していることは、サービスへのアクセシビリティが低いことが不便性を感じさせると解釈することができ、常識的にも妥当な結果といえよう。住民1人あたりの一般病床数については、住民1人あたりの常勤医師数と強く相関しており ($r = .974$)、変数を入れ替えたモデルは適合度がわずかに下がるものの十分に基準を満たすものであった。すなわち、病床数そのものが関連性を持つというよりは、医師数や病床数などに代表される医療サービスの充実度が利用不便性を軽減させ得るものと思われる。なお、行政・保健サービス利用不便性以外の3つの社会的ストレスにおいて、家族生活の心配と子どもの教育の心配では地域差自体が確認されず、近所づきあいの乏しさではわずかに地域差が確認されたものの、個人差と比較した地域差の変動は大きなものではなく、地域差に関連する環境要因を明らかにすることができなかった。生活のスタイルや教育に関する意識は、都道府県レベルなどのより広範な地域での格差がみられる可能性はあるが、小学校区差を特徴づけるような地域環境の違いは見出せなかったということになる。

精神障害の都市・地方差研究で要因として挙げられた人口密度は、行政・保健サービス利用不便性との集団レベルでのシングルレベル相関も弱く、モデルに採択することはできなかった。行政サービス拠点や住民1人あたりの一般病床数へのパスを導入したモデルも検討したが、有意な関連性は確認されなかった。東淀川区は日本の全体から考えれば人口密度の高い地域ではあるが、低い小学校区では1万 (人口/km²) 未満、高い小学校区では2万以上と、かなりの人口密度差がある。それにも関わらず、人口密度が精神的QOLに直接、間接いずれの関連も示さなかったことは、少なくとも都市圏での精神的QOL向上施策を論じる際に人口密

度の観点を優先的に考慮する必要はないことを示唆しているといえよう。

個人レベルのモデルでは高年齢,同居者の存在,高世帯収入,非喫煙者であることが行政・保健サービス利用不便性を軽減する可能性が示された。高年齢に関しては精神的 QOL への正の関連も示された。精神的 QOL と年齢に正の関連があることはいくつかの研究から示されており^{19,20)},整合する結果が得られたといえるが,その関係は直接的な効果と,社会的ストレスを経由した間接的な効果を含んでいることが明らかになったと考えられる。高年齢者ほど行政・保健サービスの利用に不便さを感じないことは,一般に地域の行政・保健サービスが時間的経過に伴って向上しているであろうことが関連しているものと思われる。過去により不便なサービスを享受していることで,相対的に現在のサービスが便利であるという認知がなされるものと解釈できる。同居者が存在すると利用不便性が感じられにくいことは,ソーシャル・サポートの機能によるものと考えられる。すなわち,サポートによってストレスの認知的評価が低減される²¹⁾ことが示されているものと考えられる。また,サポートの道具的側面による不便性の経験自体の減少効果も考えられる。すなわち,サポート者が行政・保健サービスの手続きを代理で行うことや,行政・保健サービスに解決を期待する問題自体がサポートによって解決されることなどで,行政・保健サービスのために外出しなくてはならないというような不便性を経験する機会が減少することになり,不便性の認知が低減するものと思われる。世帯収入が高いほど利用不便性が認知されにくくなることは,より高価で便利なアクセスの手段が選択できることや,高価なサービスを選択できることによって生じているものと考えられる。喫煙量は行政・保健サービス利用不便性に正の関連を持つことが示されたことから,喫煙者ほど利用不便性を感じていることになる。喫煙者ほど健康を害しやすいことで保健サービスを享受する機会が増えることと,近年のサービス機関では喫煙が限定された場所ではできないという制限があることが,不便性の認知を強める原因になっているものと考えられる。

以上のように,精神的 QOL に影響する行政・保健サービス利用不便性を規定する要因は,地域レベル,個人レベルの両方で常識的な解釈が可能なものであった。本モデルは回収率の低さや集団数の少なさなど,いくつかの制約を持っているため,結果の解釈を慎重

に行う必要があると思われるが,解釈の説得力を考慮すれば,十分に妥当なモデルが得られたと考えられる。すなわち,地域住民の精神的 QOL を向上させるためには,個人的要因だけでなく居住地域の要因にも気を配る必要があり,行政サービスや保健サービスへのアクセシビリティやそれらのサービス機関のキャパシティを充実させることは,社会的ストレスとしての行政・保健サービス利用不便性の認知を軽減させ,精神的 QOL の向上に役立つ可能性があることが示されたと考える。

付記

本研究で用いたデータの一部は,大阪市東淀川区と学校法人大阪経済大学の共同研究「壮年期の女性のストレスに関する調査共同研究」(2014年7月1日契約締結)によって得られた。

本研究は,第56回日本社会医学会総会での発表内容を再分析したものである。

参考文献

- 1) Peen J, Schoevers RA, Beekman AT, et al. The current status of urban-rural differences in psychiatric disorders. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 2010; 121:84-93.
- 2) Reddy VM, Chandrashekar CR. Prevalence of mental and behavioural disorders in India: A meta-analysis. *Indian Journal of Psychiatry*, 1998; 40:149-157.
- 3) Sundquist K, Frank G, Sundquist J. Urbanisation and incidence of psychosis and depression: Follow-up study of 4.4 million women and men in Sweden. *British Journal of Psychiatry*, 2004; 184:293-298.
- 4) Baernholdt M, Yan G, Hinton I, et al. Quality of life in rural and urban adults 65 years and older: Findings from the National Health and Nutrition Examination survey. *The Journal of Rural Health*, 2012; 28:339-347.
- 5) Weeks WB, Kazis LE, Shen Y, et al. Differences in health-related quality of life in rural and urban veterans. *American Journal of Public Health*, 2004; 94:1762-1767.
- 6) Zhou B, Chen K, Wang J, et al. Quality of life and related factors in the older rural and urban

- Chinese populations in Zhejiang province. *Journal of Applied Gerontology*, 2011; 30:199–225.
- 7) Tavares DMS, Fernandes Bolina A, Aparecida Dias F, et al. Quality of life of elderly. Comparison between urban and rural areas. *Investigación y Educación en Enfermería*, 2014; 32:401–413.
 - 8) Carta MG, Aguglia E, Caraci F, et al. Quality of life and urban / rural living: Preliminary results of a community survey in Italy. *Clinical Practice and Epidemiology in Mental Health*, 2012; 8:169–174.
 - 9) Sabbah I, Drouby N, Sabbah S, et al. Quality of life in rural and urban populations in Lebanon using SF-36 health survey. *Health and Quality of Life Outcomes*, 2003; 1.
 - 10) Tsai S-Y, Chi L-Y, Lee LS, et al. Health-related quality of life among urban, rural, and island community elderly in Taiwan. *Journal of the Formosan Medical Association*, 2004; 103:196–204.
 - 11) Janse AJ, Gemke RJB, Uiterwaal CSPM, et al. Quality of life: patients and doctors don't always agree: A meta-analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 2004; 57:653–661.
 - 12) Weich S, Twigg LIZ, Lewis G, et al. Rural / non-rural differences in rates of common mental disorders in Britain: Prospective multilevel cohort study. *British Journal of Psychiatry*, 2006; 188:51–57.
 - 13) 出口満, 伊香賀俊治, 村上周三他. 健康維持増進に向けた地域環境評価ツールの開発と有効性の検証. *日本建築学会環境系論文集*, 2012; 77:837–846.
 - 14) 福原俊一, 鈴鴨よしみ. SF-36v2 日本語版マニュアル. 京都: 特定非営利活動法人健康医療評価研究機構, 2004.
 - 15) 植村勝彦, 永田忠夫, 松田惺他. 社会的ストレス尺度の構成. *社会福祉学部研究報告 (愛知県心身障害者コロニー・発達障害研究所)*, 1979; 4:1–21.
 - 16) Byrne BM. *Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge, 2012.
 - 17) Bliese PD. Within-group agreement, non-independence, and reliability: Implications for data aggregation and analysis. Pp. 349–381 in Klein KJ, Kozlowski SWJ (eds). *Multilevel Theory, Research, and Methods in Organizations: Foundations, Extensions, and New Directions*. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 2000.
 - 18) LeBreton JM, Senter JL. Answers to 20 questions about interrater reliability and interrater agreement. *Organizational Research Methods*, 2008; 11:815–852.
 - 19) Ware JE, Kosinski M, Bayliss MS, et al. Comparison of methods for the scoring and statistical analysis of SF-36 health profile and summary measures: Summary of results from the Medical Outcomes Study. *Medical Care*, 1995; 33:AS264–AS279.
 - 20) 中根允文, 田崎美弥子, 宮岡悦良. 一般人口における QOL スコアの分布. *医療と社会*, 1999; 9:123–131.
 - 21) Lakey B, Cohen S. Social support theory and measurement. Pp. 29–52 in Cohen S, Underwood LG, Gottlieb BH (eds). *Social Support Measurement and Intervention: A Guide for Health and Social Scientists*. New York: Oxford University Press, 2000.

－原 著－

在日外国人に対する健康支援の現状と保健指導マニュアル作成にむけた課題
The state of health support provided by public health nurses to foreign residents
in Japan and related issues of the health guidance manual creation

波川 京子、富田 早苗、石井 陽子
Kyoko Namikawa, Snae Tomita, Youko Isii

川崎医療福祉大学 医療福祉学部 保健看護学科
Kawasaki University of Medical Welfare Department of Nursing

要旨

在日外国人は日本人口の1.9%を占め、家族同伴滞在者や定住者が増加している。在日外国人を対象にした保健指導マニュアル作成にむけて、在日外国人に対する保健師の健康支援の現状と課題、既存資料の改善点等を明らかにすることを目的とした。在日外国人に対する保健師の健康支援の現状について、329市町村から回答を得た。

在日外国人対象の既存資料がある市町村は28.3%、既存資料のない市町村の72.9%はマニュアルを希望していた。既存資料の記載内容は母子健康手帳、予防接種、乳幼児健診、特定健診等住民健診、医療保険証使用方法、保健師紹介等であり、使用言語は9カ国語であった。健康支援では、通訳者の希望は多いが、確保は困難な状況であった。会話の言語媒体と在日外国人サポート団体を望み、他機関との連携や公開資料の活用をしていた。言語の壁や出身国の社会保障制度との違い、日本語習得の意欲のなさなどに困難を感じていた。マニュアルには既存資料の内容に加え、保健師が希望する内容を盛り込む必要がある。

Abstract

Foreign residents in Japan account for 1.9% of its population, and the number of permanent residents and their dependants is increasing. This study aims to identify issues related to the development of health support manuals for foreign residents. We were returned from 329 municipalities on the current state of health support provided by public health nurses (PHN) for Japan's foreign residents.

Manuals were expected in 28.3 % of municipalities with existing materials for foreign residents in Japan and 72.9% of municipalities without them. Contents of existing materials comprised a maternity health record book, immunization, infant medical examinations, resident health check for specific diseases, methods for using a health insurance card, introduction of public health nurses (PHN) , etc. in nine different languages. In health support, there were many unsuccessful requests for interpreters. Municipalities requested linguistic means for conversation and support for Japan's foreign residents, cooperated with other bodies, and made practical use of materials. Municipalities experienced difficulties such as language barriers, differences in the social security systems of their countries of origin, and a lack of willingness to learn Japanese. It is necessary to incorporate the contents desired by public health nurses (PHN) as well as existing materials in order to create health guidance manuals.

キーワード：在日外国人、保健師、健康支援、保健指導マニュアル

Key words: Foreign residents in Japan, Public health nurse (PHN) , Health support, Health guidance manual

I. はじめに

少子・高齢化の進行により、日本の人口構造は変化し、日本人人口と労働人口は減少する一方で、高齢人口は増加している¹⁾。しかし、1990年の出入国管理及び難民認定法（入管法）改正により、日系3世までの就労が可能となり、労働人口を補う労働力として日系ブラジル人の就労が促進されている^{2), 3)}。2003年に192万人（人口比1.52%）であった外国人登録者数（在日外国人）は、2014年には1.2倍の232万人（人口比1.85%）に増加している⁴⁾。労働人口の減少や産業構造の変化等により、日本を生活基盤とする在日外国人は、今後も増加すると予測される。日本に定住し、就労することで日本人と同じ様に出産や子育て、保健、介護、医療、福祉などの行政サービスを市町村から受けることになる⁵⁻⁷⁾。行政サービスの1つである保健師からの健康支援のとらえ方は、在日外国人の出身国の社会保障制度、宗教、価値観、生活習慣、食文化などが影響すると推測される。

在日外国人と逆の立場にある海外における日本人も、日本と異なる医療機関の受診システムに不安や不満を持つことや、日本語で身体状態を伝えられないもどかしさから、日本語で受診可能な医療機関を探すことなどが報告されている^{8) 9)}。在日外国人はこうした状況が日本で生じていると考えられる。これら在日外国人への健康支援には、日本人への指導以上に時間と工夫を要すると推測される。

在日外国人への保健師の健康支援の増加が予測される中で、保健師が健康支援に活用できる保健指導マニュアルの作成が必要と考えた。作成にむけて、既存の資料の記載内容と使用言語等を明らかにする。さらに、既存資料への追加内容や、健康支援の実際で保健師が希望する資料、困難に感じていること、活用している社会資源などの現状を踏まえて、在日外国人を対象にした保健指導マニュアル（以下、マニュアル）の作成に向けた課題を整理する必要があると考えた。

II. 目的

保健師は健康支援が必要な住民に対して、国籍に関係なく健康支援を行う。健康課題を抱え、出身国の社会保障制度、価値観、生活習慣、宗教などが異なる在日外国人は、日本人以上に不安を抱えると予測される。身近な市町村に相談し、保健師から健康支援を受ける

機会が多くなると推測される。保健師が在日外国人の健康支援を実施する際には、日本人よりも多くの資料や情報、時間が必要になると考える。

そこで、在日外国人を対象にした保健指導マニュアル作成にむけて、在日外国人に対する保健師の健康支援の現状と課題、既存資料の改善点等を明らかにする。

III. 方法

対象は、独立行政法人統計センター e-Stat 市町村名・コード登録の1,725市町村（2013年10月時点）¹⁰⁾のうち、東京23区と政令指定都市、福島県避難中の市町村、聞き取り調査対象の2市を除く市町村に北日本から番号を付け、奇数番号を抽出し、偶数に再度番号を振り5の倍数に当たる市町村1,000か所（499市、430町、71村）を抽出した。1市町村1部回答として、統括保健師宛に調査依頼書と調査紙、返信用封筒を送付し、郵送にて回収した。調査期間は2013年12月～2014年2月とした。

調査項目は、市町村区分、人口数、市町村登録の在日外国人数、出身国上位3カ国名、既存の在日外国人用健康支援資料（以下：既存資料）の有無と記載内容、使用言語、および保健指導マニュアル作成時の記載希望内容と使用希望言語などとした。在日外国人の健康支援・保健指導の実施において、希望する資料、活用した社会資源、困難に感じたことなどの自由記述を求めた。

分析方法は項目別に単純集計し、健康支援の現状と保健指導マニュアル作成に必要な記載内容や使用言語等を分類・抽出し、分析した。

調査は、川崎医療福祉大学倫理審査委員会（承認番号409：平成25年10月7日）の承認を受け実施した。調査紙の返送をもって、研究参加に同意を得たものとするを文書により説明した。調査紙は無記名で返信されるため、同用紙提出後の同意の撤回は不可能であること、学会や論文などでの公表にあたっては、市町村や個人が特定されないことを書面に明記した。

IV. 結果

調査紙回収は334部（回収率33.4%）のうち、329部を有効回答とし、分析対象とした。既存資料有りは93市町村（28.3%）であった。無しは236市町村（71.7%）で、その内の172市町村（72.9%）はマニュアルを必

要としていたが、既存資料は無いがマニュアルも必要
としない市町村が64カ所(19.5%)であった。

329市町村の在日外国人人口比は1.06%であったが、
既存資料有りの市町村は1.33%、資料無しは0.98%で

あった。在日外国人の上位出身国は中国、フィリピン、
韓国、ブラジル、タイ、ベトナム、アメリカ、ペルー、
インド、インドネシアの順であった(表1)。

表1 在日外国人対象の健康支援既存資料・出身国

健康支援既存資料		n=329(%)					
		有り		無し			
		93 (28.3)	236 (71.7)	必要	不要		
		172 (72.9)	64 (27.1)				
市町村別	市	60 (64.5)	134 (56.8)	104 (60.5)	30 (46.9)		
	町	26 (28.0)	83 (35.2)	60 (34.9)	23 (35.9)		
	村	7 (7.5)	17 (7.2)	8 (4.7)	9 (14.1)		
	不明	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	2 (3.1)		
在日外国人人口比	(1.06)	(1.33)	(0.98)	(0.99)	(0.98)		
主な出身国	中国	82 (24.9)	192 (58.4)	151 (64.0)	41 (17.4)		
	フィリピン	61 (18.5)	152 (46.2)	116 (49.2)	36 (15.3)		
	韓国	44 (13.4)	127 (38.6)	100 (42.4)	27 (11.4)		
	ブラジル	25 (7.6)	43 (13.1)	31 (13.1)	12 (5.1)		
	タイ	7 (2.1)	11 (3.3)	10 (4.2)	1 (0.4)		
	ベトナム	7 (2.1)	20 (6.1)	17 (7.2)	3 (1.3)		
	アメリカ	6 (1.8)	17 (5.2)	14 (5.9)	3 (1.3)		
	ペルー	5 (1.5)	8 (2.4)	4 (1.7)	4 (1.7)		
	インド	3 (0.9)	1 (0.3)	1 (0.4)	0 (0.0)		
	インドネシア	2 (0.6)	4 (1.2)	3 (1.3)	1 (0.4)		
	ネパール	2 (0.6)	3 (0.9)	3 (1.3)	0 (0.0)		
	スリランカ	1 (0.3)	1 (0.3)	1 (0.4)	0 (0.0)		
	イギリス	1 (0.3)	2 (0.6)	1 (0.4)	1 (0.4)		
	ウクライナ	1 (0.3)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)		
	アフガニスタン	0 (0.0)	1 (0.3)	1 (0.4)	0 (0.0)		
	台湾	0 (0.0)	1 (0.3)	1 (0.4)	0 (0.0)		
	パキスタン	0 (0.0)	2 (0.6)	2 (0.8)	0 (0.0)		
	バングラデシュ	0 (0.0)	1 (0.3)	0 (0.0)	1 (0.4)		
	モンゴル	0 (0.0)	1 (0.3)	1 (0.4)	0 (0.0)		
	ラオス	0 (0.0)	1 (0.3)	0 (0.0)	1 (0.4)		
	カナダ	0 (0.0)	2 (0.6)	1 (0.4)	1 (0.4)		
	ボリビア	0 (0.0)	1 (0.3)	1 (0.4)	0 (0.0)		
	アイルランド	0 (0.0)	1 (0.3)	0 (0.0)	1 (0.4)		
	スペイン	0 (0.0)	2 (0.6)	1 (0.4)	1 (0.4)		
	フランス	0 (0.0)	2 (0.6)	1 (0.4)	1 (0.4)		
	ロシア	0 (0.0)	1 (0.3)	0 (0.0)	1 (0.4)		
	オーストラリア	0 (0.0)	1 (0.3)	0 (0.0)	1 (0.4)		
	ガーナ	0 (0.0)	1 (0.3)	1 (0.4)	0 (0.0)		

既存資料に記載されている内容は、母子健康手帳 94.6%、予防接種 46.2%、乳幼児健診 35.5%、育児相談 19.4%、特定健診等住民健診 10.8%、健康づくり概要 9.7%、医療保険証の使い方 9.7%、保健師紹介 9.7% などであった。資料への追加希望内容は乳幼児健診 18.3%、予防接種 17.2%、健康づくり概要 14.0%、育児相談 11.8%、特定健診等住民健診 11.8% などであった。

既存資料の使用言語は英語 90.3%、中国語 72.0%、ハンガール語 61.3%、タガログ語 59.1%、ポルトガル語 57.0%、スペイン語 37.6%、タイ語 30.1%、インドネシア語 8.6%、フランス語 4.3% であった。追加希望言語は中国語、英語、ベトナム語、ネパール語、タガログ語、シンハラ語、アラビア語であった (表2)。

表2 健康支援既存資料記載内容と使用言語

		n=93(%)		
記載内容	母子健康手帳	88	(94.6)	
	予防接種・問診票	44	(47.4)	
	乳幼児健診	33	(35.5)	
	育児相談	18	(19.4)	
	特定健診等住民健診	10	(10.8)	
	健康づくり概要	9	(9.7)	
	医療保険証の使い方	9	(9.7)	
	保健師の仕事紹介	1	(1.1)	
	妊婦健康管理	1	(1.1)	
	子どもと健康	1	(1.1)	
	母子保健事業	1	(1.1)	
	赤ちゃん訪問の案内	1	(1.1)	
	追加希望内容	乳幼児健診	17	(18.3)
予防接種		16	(17.2)	
健康づくり概要		13	(14.0)	
育児相談		11	(11.8)	
特定健診等住民健診		11	(11.8)	
医療保険証の使い方		7	(7.5)	
母子健康手帳		5	(5.4)	
保健師の仕事紹介		4	(4.3)	
使用言語		英語	84	(90.3)
		中国語	67	(72.0)
	韓国語	57	(61.3)	
	タガログ語	55	(59.1)	
	ポルトガル語	53	(57.0)	
	スペイン語	35	(37.6)	
	タイ語	28	(30.1)	
	インドネシア語	8	(8.6)	
	フランス語	4	(4.3)	
	追加希望言語	中国語	2	(2.2)
英語		2	(2.2)	
ベトナム語		1	(1.1)	
ネパール語		1	(1.1)	
タガログ語		1	(1.1)	
シンハラ語		1	(1.1)	
アラビア語		1	(1.1)	

保健指導マニュアル作成時の希望内容は予防接種 93.6%、乳幼児健診 87.2%、母子健康手帳 77.9%、育児相談 61.7%、特定健診等住民健診 57.0%、医療保険証の使い方 45.9%、健康づくり概要 44.8%、保健師の仕事紹介 37.8% などであった。記載希望言語は英語 84.3%、中国語 83.1%、タガログ語 52.9%、ハンガール語 51.7%、ルビ付き・ローマ字表記日本語 34.9%、ポルトガル語 29.7%、タイ語 20.9%、スペイン語 19.8%、フランス語 8.1%、ベトナム語 4.1%、タミール語 2.3%、インドネシア語 2.3% であった (表3)。

表3 保健指導マニュアル作成時の希望内容と希望言語 n=172(%)

記載希望内容	予防接種	161	(93.6)
	乳幼児健診	150	(87.2)
	母子健康手帳	134	(77.9)
	育児相談	101	(58.7)
	特定健診等住民健診	95	(55.2)
	医療保険証の使い方	79	(45.9)
	健康づくり概要	77	(44.8)
	保健師の仕事紹介	65	(37.8)
	特定健診の結果説明方法	3	(1.7)
	月齢に沿った育児ポイント	3	(1.7)
	医療機関受診方法	2	(1.2)
	子ども医療受給者資格証使用方法	1	(0.6)
	離乳食のすすめ方	1	(0.6)
お薬手帳	1	(0.6)	
希望言語 (使用国・地域)	英語	145	(84.3)
	中国語	143	(83.1)
	タガログ語	91	(52.9)
	ハンガール語	89	(51.7)
	ルビ・ローマ字付き日本語	60	(34.9)
	ポルトガル語	51	(29.7)
	タイ語	36	(20.9)
	スペイン語	34	(19.8)
	フランス語	14	(8.1)
	ベトナム語	7	(4.1)
	タミール語	4	(2.3)
	インドネシア語	4	(2.3)
	ペルシャ語	2	(1.2)
ロシア語	1	(0.6)	
ベンガル語	1	(0.6)	
モンゴル語	1	(0.6)	

在日外国人に対する健康支援の実際からの自由記述は 240 件であった。希望資料は、通訳者、翻訳機材、保健指導の言語補助、健康づくり・母子保健の保健指導資料、相談機関や日本語教室などの外国人サポート機関であった。活用している社会資源は日本語教室、公開資料、他機関との連携・協働であった。困難に感じていることは、伝わらない言語、対象理解、日本語習得意欲などであった (表4)。

表4 健康支援実際の自由記述

		n=240	
分類	小分類	要約	
希望資料	通訳者	保健活動専任の通訳 公的な通訳サービス 英語以外の通訳者	
	翻訳機材	音声翻訳機 専門用語の翻訳ソフト	
	保健指導の 言語補助	指さし会話帳 面接時に最低限必要な外国語一覧	
	健康づくり・母子 保健等保健指導 資料		日本で生活するのに必要な制度の説明書 社会保障制度・保健事業説明書 予防接種説明書 発達や健康支援のわかりやすい資料
			母子健康手帳 健診説明書
			病気の際の対処方法説明書 市町村地図 社会資源案内
			外国語版市町村国保、乳幼児医療の通知書
	出身国理解		外国の母子健康手帳、予防接種 外国の生活習慣・育児の考え方
			母国語での相談機関 DVや複合的な生活支援の担当部署 ビザの取得相談機関
	外国人サポート		就労支援をしてくれる人やサービス 外国人が集まって悩みなど話せる場
		在日外国人が申し込みできる医療通訳システム 送迎付きの子育て教室 医療機関受診時の付き添いボランティア	
活用した社 会資源	日本語教室	無料の日本語講座 保育所入所時に国際交流センター等と開催 在日外国人がボランティアで開催	
	フリー資料	医療通訳システム 結核研究所HP 予防接種リサーチセンター外国版予防接種のしおり 英語版母子保健サービス案内	
		他機関	国際交流課や無料の通訳 隣の日本語教室 要保護児童地域対策協議会
困難に感じ たこと	伝わらない言語	相手に分かるように簡単な言葉で伝えることが難しい 会話は可能だが文字での理解が難しい 通訳を介さないと細かいことが伝わらず困った	
	対象理解	妊婦健診のマイベスさは文化か価値観か判断に迷った 出身国の医療・母子保健制度、生活習慣が分からなかった 偽装結婚で来日し介入困難だった	
	日本語習得意欲	日本語教室への家族の送迎協力が無い 日本語教室に本人が希望しない	

V. 考察

1. 在日外国人への健康支援

日本人口が少子・高齢化で自然減し、労働人口を補う外国人が日本で働く機会は増え、日本人口の1.9%を占めるようになってきた。本調査は在日外国人が多い、東京23区、政令指定都市を除いた市町村を対象としたが、法務省2014年末報告の在日外国人の上位出身国である中国、韓国・朝鮮、フィリピン、ブラジル、ベトナム、アメリカ、ペルー、タイと同様の傾向を示していた¹¹⁾。また、1990年入管法改正以降、日本の学校に在籍する児童生徒数も増加している^{12)、13)}。こ

の背景には、外国籍の児童生徒に保護者は日本の教育を受けさせる義務はないが、日本の学校に子どもたちを通学させる在日外国人家庭が増えていると推測される。労働者単身であれば、健康支援は主に事業所から受けることになるが、同伴家族は、日本人と同様に日本の行政サービスを、受けることが多くなると予想される。

健康課題は在日期間や出身国に関係なくいつでも、どこでも、誰にも生じる。市町村は地方自治法に基づき、地方公共の秩序を維持し、住民及び滞在者の安全、健康及び福祉を保持する責務を負っている。在日外国

人は市町村に住民として登録するため、保健師の健康支援の対象となる。

2. 既存資料と追加内容

在日外国人を対象にした既存資料がある市町村は3割弱であったが、既存資料がない市町村の8割が保健指導マニュアルを必要としていた。2割の市町村はマニュアルを不要としていたが、必要としない理由を本研究では明らかにすることはできなかった。

市町村が日本人用に配布する母子健康手帳は、日本語と英語が併記されているために、9割以上の市町村が既存資料の内容としていたと考えられる。その他の予防接種や乳児健診が3～5割未満、住民健診や健康保険証・保健師紹介は1割にすぎないことから、市町村の既存資料は十分でないと推測される。

追加希望内容は既存資料の内容以上のものはなく、マニュアル作成においては、既存資料の記載内容を収録する必要があると考える。記載希望内容は既存資料の記載内容に加えて、特定健診の結果説明、医療機関受診、子ども医療受給者資格証、お薬手帳などの使用方法、育児ポイント、離乳食などの個別指導にマニュアルを必要としていた。健康支援の実際においても健康づくりや母子保健関係の資料や、在日外国人の出身国を理解するための資料を必要としていることが推測される。

3. 使用言語

既存資料の使用言語は9カ国語であったが、英語とフランス語を除く8カ国語（中国語・ハングル・スペイン語・ポルトガル語・タイ語・インドネシア語・タガログ語）の母子健康手帳は母子保健事業団が発行している^{14,20)}。市町村の多くは、この母子健康手帳を活用していると考えられる。母子健康手帳に使われていないベトナム語、ネパール語、シンハラ語、アラビア語などの追加を希望していた。使用言語の在日外国人の人口比は1～2%であっても、健康支援には理解できる言語が必要であるが、財政的な困難が考えられる。

今回の調査で出身国は30カ国を超え、在日外国人の使用言語の種類は今後も増えると予測される。既にいくつかの市町村が活用している指差し会話帳、在日外国人医療や生活サポートのNPOや国際交流協会、母子保健事業団、予防接種リサーチセンター、結核研

究所などの既刊物を保健師に周知することも必要と考える。

4. 在日外国人の日本語獲得

在日外国人が日本で生活をする上での障害として、言葉の壁、制度の違い、生活習慣の違いが指摘されている²¹⁻²³⁾。言葉の壁が生活に及ぼす影響は大きく、海外在留の日本人も同様の課題を抱えていることが報告されている²⁴⁾。

保健師が困難に感じていることに、「文字での理解が難しい」「日本の保健医療制度や保健師の健康支援を分かるように伝えることの難しさ」をあげ、通訳者の家庭訪問同伴や健康支援時の配置を希望しているが、対象者の使用言語ごとの通訳の確保は困難と予測される。既存の外国語併記母子健康手帳は英語・タガログ語・中国語・ハングル・スペイン語・ポルトガル語・タイ語・インドネシア語で記述され、在日外国人の出身国上位8カ国で使用されている言語のものが刊行されている。ベトナムやインド出身者は増えているが、ベトナム語、タミール語の母子健康手帳は発行されていない。

また、在日フィリピン人を対象にした調査では、日本語が話せないは58%、簡単な会話は53.6%ができて、ひらがな・カタカナが読めるは47.0%と報告されている²⁵⁾。南米系在日外国人を対象にした調査では、簡単な会話は34%ができるが、ひらがな・カタカナが読めるは40%、ほとんど話せないは13%などの報告がある²⁶⁾。人口に占める在日外国人数は少なく、市町村の限られた財源で、少数の在日外国人のための資料を作成することは難しいが、保健師は健康支援の放棄はできない。健康支援の媒介に日本語資料、汎用性の高い英語版資料などを用いることが多い。話すことができて、読み書きができないと健康づくりに必要な情報が伝わらない。日本語教室等でひらがな・カタカナ・ローマ字を習得することは、在日外国人への健康支だけでなく、在日外国人自身の自立支援に繋がる²⁷⁾。しかし、「日本語を学ぼうとしない」在日外国人への対応は、今後も続く課題と考える。

5. 保健指導マニュアル作成に向けた現状と課題

在日外国人を対象にした健康支援の現状は、①文

字での理解が困難、②通訳者の確保が困難、③出身国と使用する言語が多様、④市町村人口に占める在日外国人は少ない、⑤他機関等の多言語資料を活用、⑥保健師の支援者の存在などが示された。多様な言語に対応した健康支援資料を一市町村で準備することは難しいが、どのような資料を必要としているかが明らかになった。

保健指導マニュアル作成に向けた課題は、①保健師が必要としている既存の内容と使用言語に追加希望内容と言語を希望する記載内容と使用言語を用いる、②活用している他機関や公開されている刊行物の情報提供を行う、③出身国の母子保健・予防接種方法・育児方法、生活習慣・宗教等の状況とその情報源を提示する、④日本語にはルビ（ひらがな・カタカナ）とローマ字を併記する、などが示唆された。

さらに、保健師は在日外国人を理解するために出身国の母子保健、予防接種方法、育児方法、生活習慣、宗教等のガイドブックを望んでおり、市町村の健康支援制度を説明するには出身国の社会保障制度との相違を知ることで、理解が深まりやすくなるを考える。

VI. 結語

健康支援では、通訳者の希望は多いが、確保は困難な状況であった。会話の言語媒体機材と在日外国人からのサポートを望み、他機関との連携や公開資料の活用をしていた。言語の壁や出身国の社会保障制度との違い、日本語習得の意欲のなさなどに困難を感じていた。マニュアル作成には既存資料に加え、保健師が希望する内容を盛り込む必要性がある。

本研究は、2013年度川崎医療福祉大学医療福祉研究費の助成を受けて実施した。

文献

- 1) 総務省：報道資料 人口推計（平成26年10月1日）
<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2014np/pdf/2014np.pdf> [online]（2015年2月21日検索）
- 2) 法務省：平成24年末現在における在留外国人数について（速報値）http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri04_00030.html [online]（2015年2月21日検索）
- 3) 厚生労働省：「外国人雇用状況」の届出状況まとめ

- <http://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11655000-Shokugyouanteikyokuhakenyukiroudoutaisakubu-Gaikokujinkoyoutaisakuka/0000036117.pdf> [online]（2014年12月3日検索）
- 4) 法務省：平成25年6月末現在における在留外国人数について（確定値）http://www.moj.go.jp/nyuukokukanri/kouhou/nyuukokukanri04_00037.html [online]（2014年12月3日検索）
- 5) 公益財団法人京都府国際センター：外国籍府民の方へ、生活情報、通訳、翻訳サービス。<http://www.kpic.or.jp/njfumin/livinginfo/ninshin04.html> [online]（2014年12月3日検索）
- 6) 総社市：総社市における南米系定住外国人の言語生活実態調査報告書，総社市,2012 <http://www.city.soja.okayama.jp/data/open/cnt/3/667/1/houkokusho.pdf> [online]（2014年12月3日検索）
- 7) 倉敷保健所：倉敷市災害時公衆衛生活動マニュアル，p32-33, 倉敷市,2016
- 8) 濱田篤郎, 福島 慎二：海外長期滞在者の医療機関利用について. 日本渡航医学会誌 Vol.6/No.1, p7-10, 2011
- 9) 波川京子, 久津沢りか, 林 啓一, 菊地宏久, 飯田忠行：海外渡航者が海外医療機関受診に際し必要としている医療情報. 日本渡航医学会誌 Vol.6/No.1,p31-35,2012
- 10) 独立行政法人統計センター：標準地域コード（2013年10月1日現在）<https://www.e-stat.go.jp/SG1/hyoujun/initialize.do> [online]（2013年11月1日検索）
- 11) 前掲4)
- 12) 文科省：外国人児童生徒受入れの手引き http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/clarinet/002/1304668.htm [online]（2015年6月20日検索）
- 13) 文部科学省：在日外国人子弟教育の現状及び政府の施策 http://www.jadesas.or.jp/pdf/54kouennaiyou_04.pdf#search [online]（2015年6月20日検索）
- 14) (財) 母子衛生研究会：母子健康手帳 中国語版, 母子保健事業団 p1-52, 東京, 2014
- 15) (財) 母子衛生研究会：母子健康手帳 ハングル版, 母子保健事業団 p1-52, 東京, 2014
- 16) (財) 母子衛生研究会：母子健康手帳 スペイン語版, 母子保健事業団 p1-52, 東京, 2014

- 17) (財) 母子衛生研究会：母子健康手帳 ポルトガル語版, 母子保健事業団 p1-52, 東京, 2014
- 18) (財) 母子衛生研究会：母子健康手帳 タイ語版, 母子保健事業団 p1-52, 東京, 2014
- 19) (財) 母子衛生研究会：母子健康手帳 インドネシア語版, 母子保健事業団 p1-52, 東京, 2014
- 20) (財) 母子衛生研究会：母子健康手帳 タガログ語版, 母子保健事業団 p1-52, 東京, 2014
- 21) NPO 法人エスニコ：外国人医療を考えるフォーラム・フォー報告書. NPO 法人エスニコ, 札幌市, 2011
- 22) 在札中国人のための子育て支援事業：日中対訳子育ては楽しいこと. NPO 法人エスニコ, 札幌市, 2004
- 23) 豊田市：豊田市の国際化
http://www.city.toyota.aichi.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/004/853/h26_01zenpen.pdf [online] (2014年12月20日検索)
- 24) 山田杏子, 森淑江：シンガポール在住現地採用邦人の健康管理. 日本渡航医学会誌 Vol.6/No.1, p19-24, 2015
- 25) 滋賀県国際協会：在日フィリピン人実態調査事業報告書. 滋賀県国際交流協会, 2011 http://www.clair.or.jp/j/multiculture/docs/23-12_shiga.pdf [online] (2014年12月20日検索)
- 26) 前掲6)
- 27) 京都市外国人教育プロジェクト：外国籍及び外国にルーツをもつ児童生徒に関する実態調査のまとめ <http://www.city.kyoto.lg.jp/kyoiku/cmsfiles/contents/0000059/59353/gaikokusekicyousa.pdf#search> [online] (2015年6月20日検索)

－原 著－

沖縄県農村地域に居住する健常な高齢者のフレイルに関連する 多面的な要素と食の質・経済的満足感との関連構造

Structural association among multidimensional factors of frailty, diet quality, and economic-satisfaction among healthy elderly dwellers in an Okinawan farm village

児玉小百合¹⁾、栗盛須雅子²⁾、星 且二³⁾、平良一彦⁴⁾、浦崎 猛⁵⁾
尾尻義彦⁶⁾、小川寿美子⁷⁾、石川清和⁸⁾

Sayuri Kodama¹⁾, Sugako Kurimori²⁾, Tanji Hoshi³⁾, Kazuhiko Taira⁴⁾, Takeshi Urasaki⁵⁾
Yoshihiko Ojiri⁶⁾, Sumiko Ogawa⁷⁾, Kiyokazu Ishikawa⁸⁾

- 1) 相模女子大学短期大学部食物栄養学科、2) 聖徳大学看護学部
- 3) 首都大学東京、4) 名桜大学総合研究所
- 5) 沖縄県立芸術大学、6) 琉球大学医学部保健学科
- 7) 名桜大学人間健康学部、8) 今帰仁診療所
- 1) Department of Food and Nutrition Science, Sagami Women's Junior College
- 2) Department of Nursing, Seitoku University
- 3) Tokyo Metropolitan University
- 4) Meio University, Research Institute
- 5) Okinawa Prefectural University of Arts
- 6) School of Health Sciences, Faculty of Medicine, University of the Ryukyus
- 7) Faculty of Human Health Sciences, Meio University
- 8) Nakijin Clinic

抄 録

【目的】フレイルに関連する多面的な要素（身体的・心理的・社会的フレイル）の直接的・間接的な構造（関連構造）を検討した報告は少ない。本研究は、沖縄県の農村地域のA自治体に居住する65歳以上の健常な高齢者を対象に、食の質および経済的満足感を含めた関連構造を、性別、前期・後期高齢者別に明確にすることを目的とした。

【方法】要支援・要介護認定者を除いた1,525人を対象とした。パス解析に用いた変数は因子得点を使用した。料理10種類の週当たりの摂取頻度と、5種類の食行動に関連する項目について、各々で主成分分析を実施し、2主成分のうち第1主成分を「食の多様性」、「望ましい食行動」と命名した。経済的満足感、主観的健康感、外出控え（なし）、生活満足感、主観的幸福感、外出頻度、友人・近所付き合い等の12項目と2種の主成分得点を用いて因子分析を実施し、「精神・情緒的健康」「フレイル予防」「社会的健康」「食の質」「体重変化」「経済的満足感」と因子名を付与した。6因子の因子得点を用いて、性別、前期・後期高齢者別に4群でパス解析を実施した。

【結果】身体的なフレイル予防は社会的健康の関連が大きく（パス係数：0.408～0.621）、経済的満足感からフレイル予防に対する関連は、男性（0.289）と比較して女性（0.410）が大きかった。男女ともに、前期は経済的満足感とフレイル予防の直接的関連が大きく（男性：0.192、女性：0.229）、後期は精神・情緒的健康、食の質、社会的健康を介する間接的関連が大きかった（0.187、0.242）。モデルは高い適合度が得られ（CFI=0.988、NFI=0.977、RMSEA=0.026）、女性の後期高齢者モデルが最も説明力が高かった（56.7%）。

【結論】経済的満足感を基盤とした精神・情緒的健康への支援が、その後の食の質と社会的健康を向上させ、結果的に身体的フレイルを予防する可能性が、特に女性の後期高齢者で大きいことが示された。

Abstract

Objectives: Little is known about structural association, which is direct and indirect among multidimensional domains of frailty (physical, psychological, social). The aim of this study was to explore the structural association among the three domains of frailty, including diet quality and economic satisfaction among healthy elderly dwellers living in A-municipality in Okinawa.

Measurements: A total of 1,525 respondents excluding long-term care needs participants were examined at baseline. We first conducted principal component (PC) analysis for each of the 10 items' scores regarding cooked-food consumption and 5 items' scores regarding diet behavior. Two PCs were extracted and we named the first PC for the cooked-food consumption "diet variety", and that of the diet behavior "recommended diet behavior". Next, we performed factor analysis using the scores of the 2 PCs and 12 indices (economic satisfaction, subjective health, frequency of not going outside, life satisfaction, emotional well-being, frequency of going out, and of keeping in touch with friends and the neighborhood, etc.). 6 factors were extracted and named "mental and emotional well-being (MEW)", "frailty prevention (FP)", "social-health (SH)", "diet quality (DQ)", "weight change (WC)", and "economic satisfaction (ES)".

Results: After carrying out the path analysis by using the above 6 factors' scores by sex and aged groups separately, the strongest effects on physical FP were from SH in all models (path coefficient = 0.408 ~ 0.621). Examined comprehensively, the effect from ES on FP was larger in women (0.410) comparing with that of in men (0.289). The young-old groups showed that direct effects from ES on FP (men:0.192, women:0.229) were larger than indirect one. While, the old-old groups showed that indirect effects mediated by MEW, DQ, and SH (0.187, 0.242) were larger. The models fit were fully satisfied (CFI=0.988, NFI=0.977, RMSEA=0.026), and 56.7% of FP for the old-old group's women could be explained by the analysis.

Conclusion: This study suggests that creating support for MEW based on income support might be associated with decreasing risk of physical frailty, especially for healthy old-old group's women, by mediation of improving DQ and enhancing SH.

キーワード：フレイル, 食の質, 農村地域, 健常高齢者, パス解析

Key words: frailty, diet quality, farm village, healthy elder, path analysis

I. 緒言

世界的に高齢化が急速に進展している。国連の世界人口推計¹⁾によると、2050年の65歳以上の高齢者割合は、2015年の約2倍の20.5%と推計されている。一方、わが国の同年の高齢者割合は38.8%と推計されており²⁾、要介護予防すなわち健康寿命延伸への対策は喫緊の課題である。

健常な後期高齢者は体重減少、主観的疲労感、筋力低下等の身体的に活力が低下したフレイル (Frailtyの和訳)³⁾という中間的な段階を経て、ストレスへの対処能力の低下が著しく亢進し、徐々に要介護状態に陥るとされている³⁾。介護が必要となった主な原因をみると、要支援者では「関節疾患」に次いで「高齢による衰弱」、すなわちフレイルを含んでおり、要介護者においては「脳血管疾患 (脳卒中)」と「認知症」に次いで「高齢による衰弱」が多いと報告されている⁴⁾。前期・後期高齢者別にみると、前期高齢者では「脳

血管疾患 (脳卒中)」が最も多く、後期高齢者では「高齢による衰弱」が多かった⁴⁾。フレイルは食事や運動プログラムの早期介入により、要介護予防や生活の質 (quality of life: 以降、QOLと記す) の維持が可能な可逆的な状態であり³⁾、今後増加する後期高齢者の要介護予防とQOL向上への支援対象として着目されている。

フレイルの定義は、世界的な共通認識が必ずしも得られてはいないが、Gobbensら⁵⁾の提案を引用すると、「フレイルとは、人の機能 (身体的: physical、心理的: psychological、社会的: social) のうち1つ以上の障害を経験した個人に動的・連鎖的に影響をおよぼす状態 (著者訳)」である。日本老年医学会は、フレイルを「多面的な要素」³⁾すなわち「身体的問題のみならず、認知機能障害やうつ等の精神・心理的問題、独居や経済的困窮等の社会的問題を含む概念である」³⁾と説明している。先行研究においては、Friedら⁶⁾が開発し

た筋力低下・体重減少・活動量減少・疲労感・身体能力の減弱の5項目による身体的機能に関連するフレイル（以降、身体的フレイルと記す）の評価法を用いた研究が多かった。国内においても、身体的フレイルの評価法が数種類開発され^{7) - 9)}、地域高齢者を対象とした大規模追跡調査における身体的フレイルの要介護状態の予測妥当性が検討されている¹⁰⁾。

しかしながら、世界保健機関（World health organisation: WHO）が定義¹¹⁾するように、健康とは身体的要因のみならず、多面的な健康要因が相互関連の基に調和した状態である。Hoshiら¹²⁾や藤井ら¹³⁾は、都市郊外在住の高齢者を対象とした追跡調査により、健康寿命（要介護度、生存日数）の決定要因として、身体的健康・精神的健康・社会的健康（以降、健康3要因と記す）の間接的関連が大きいことを、構造的に明確にしている。フレイルの評価においても、WHOの提示する健康3要因を参考に、3種の多面的要素（身体的フレイル：physical frailty、心理的フレイル：psychological frailty、社会的フレイル：social frailty）を用いてフレイルを評価する方法（以降、多面的評価と記す）をGobbensらが開発し⁵⁾、その後のQOLをアウトカムに設定し、フレイルの予測妥当性を検討している¹⁴⁾。

フレイルの発生機序が明確にされ、支援の優先性に科学的根拠が得られると、より実効性の高い早期介入が可能となる。フレイルの構造的モデルについては、低栄養状態・体重減少・筋力低下（サルコペニア）等を介し、身体的フレイルが発生する機序をXueら¹⁵⁾が示している。また、社会環境要因をモデルの基盤として、個人の健康要因を介した生活スペースの縮小が身体的フレイルに関連し、アウトカムの死亡率を決定する間接的関連の大きい構造的モデルも報告されている¹⁶⁾。さらに性・年齢・教育歴等の社会生活要因をモデルの基盤として、要介護状態および死亡率に対するフレイルの多面的要素の間接的関連を示した構造的モデルも報告されている¹⁷⁾。しかしながら、星ら¹⁸⁾が都市郊外に居住する高齢者を対象に検討した、6年前の精神的健康が身体的健康を介し、間接的に社会的健康に影響を及ぼす構造（以降、関連構造と記す）のように、フレイルの3種の多面的要素間の関連構造は明らかになっていない。

さらに高齢者の食品摂取の多様性は、地域で自立した生活を営む上で必要とされる活動能力¹⁹⁾の低下予防との関連²⁰⁾や、買い物に困難を感じる主観的食料

品店へのアクセスとの関連²¹⁾が報告され、健康寿命延伸において個人的ならびに環境的にも支援が必要な要因である。しかしながら、個人的な食品摂取の多様性のみならず、環境的要因の影響も大きい食行動を含めた食の質的状況（以降、食の質と記す）と、フレイルの多面的評価との関連構造を検討した報告は存在しなかった。また、農村部の小規模自治体における、相互扶助の社会関係資本（ソーシャルキャピタル）のある地域を対象に、食行動や生活満足度等の認知的要因との関連構造を検討した研究²²⁾は、極めて少なかった。

そこで本研究は、沖縄県の農村地域を対象に、健康な高齢者におけるフレイルに関連する多面的な要素と食の質・経済的満足感との関連構造を、性別、前期・後期高齢者別に明確にすることを目的とした。

II. 研究方法

1. 対象者と調査方法

沖縄県本島北部に位置する農村地域のA自治体に居住する65歳以上の高齢者全員（2,430人）を調査対象者とした。A自治体は、地域の人々が助け合う相互扶助の「ゆいまーる精神」を色濃く残し、「長寿村」と称されている。本研究は、健康寿命延伸支援策の基礎資料を得る目的で実施した「A健康長寿村プロジェクト」の一環として、自治体と大学が協働し調査を実施した。平成24年11月に調査員が質問表を持参して訪問面接し、1,846人から回答が得られた（回収率76.0%）。

本研究は公務員法の守秘義務を確認し、首都大学東京倫理審査委員会の承諾を得た（承認番号H27-44）。調査の倫理的配慮として、対象者には、答えたくない質問に答える必要はないこと、本調査に協力しない場合でも不利にならないこと、調査結果はコンピュータに数字で入力し分析するため、個人の名前や情報が外部にもれることはないことを伝え、回答をもって調査協力に同意を得たものとするとして文書で伝えた。調査票は個人を特定できないよう行政側によって匿名化（ID化）され、研究者側はID化された分析データを用いて分析した。

2. 調査項目

1) 基本的属性

対象者の基本的属性として、年齢、家族構成、収入の得られる就業の有無についてたずねた。健康状態については、現在治療中の病気を複数回答でたずね、入院の有無、かかりつけの医師および歯科医師の有無に

ついてたずねた。栄養摂取状態の評価指標に使用されるBMI値は、身長・体重（自己申告）を用いて算出した。生活習慣として、喫煙・飲酒の習慣、運動の頻度（ウォーキングも含める）をたずねた。

2) パス解析に用いた指標の選択

(1) フレイルに関連する多面的な要素との仮説モデル
フレイルに関連する多面的な要素との関連構造は、Gobbens らの高齢者の QOL との関連が報告された多面的評価（身体的・心理的・社会的フレイル）¹⁴⁾ と、Hoshi ら¹²⁾ や藤井ら¹³⁾ の都市郊外在宅高齢者の健康

寿命との関連が報告された健康3要因を参考に、仮説モデルを設定した。仮説モデルの基盤は、高齢者の暮らし向きを示す指標が死亡率に関連したという藤原ら²³⁾ の報告を参考に、認知的要因の経済的満足感を用いた。アウトカムには、多くの先行研究がフレイル評価に使用している身体的フレイル⁶⁾ に関連する要因を設定した。精神面や情緒面が良好な状態（以降、精神・情緒的健康と記す）・社会的健康・食の質をモデルの中間的決定要因とする仮説モデルを想定した。精神と情緒を並列し記載した理由として、精神的な生活満足

表1 分析対象者の基本的属性

		男性(n=652)		女性(n=873)		χ^2 検定
		n	%	n	%	
前期高齢者	65-69歳	142	21.8	132	15.1	41.5%
	70-74歳	184	28.2	175	20.1	
後期高齢者	75-79歳	139	21.3	168	19.2	58.5%
	80-84歳	115	17.6	195	22.3	
	85-89歳	46	7.1	123	14.1	
	90歳以上	26	4.0	80	9.2	
	合計	652	42.8	873	57.2	
家族構成	単身	100	15.3	211	24.2	***
就業	あり	260	41.1	152	18.2	***
現在治療中の病気 (複数回答)	高血圧	275	42.2	416	47.7	*
	脳卒中	27	4.1	33	3.8	n. s.
	糖尿病	92	14.1	84	9.6	***
	心臓病	77	11.8	94	10.8	n. s.
	高脂血症	20	3.1	43	4.9	*
	がん	13	2.0	17	1.9	n. s.
	うつ病	5	0.8	4	0.5	n. s.
	認知症	10	1.5	18	2.1	n. s.
	虫歯、歯周病	66	10.1	61	7.0	*
	目の病気	126	19.3	242	27.7	***
	骨・関節の病気	56	8.6	219	25.1	***
	呼吸器系の病気	37	5.7	25	2.9	**
入院	あり	131	20.1	163	18.7	n. s.
かかりつけ医師	いる	537	83.6	767	89.4	**
かかりつけ歯科医師	いる	301	48.3	402	48.8	n. s.
BMI区分 (kg/m ²)	18.5未満	21	3.2	47	5.4	**
	18.5以上25未満	342	52.5	437	50.1	
	25以上30未満	193	29.6	185	21.2	
	30以上	23	3.5	36	4.1	
	身長・体重不明	73	11.2	168	19.2	
喫煙習慣	吸っている	87	13.7	27	3.4	***
	やめた	287	45.1	18	2.3	
	以前から吸わない	262	41.2	749	94.3	
飲酒習慣	ほぼ毎日飲む	146	22.6	11	1.3	***
	週3~4回	57	8.8	9	1.1	
	週1~2回	81	12.6	12	1.5	
	ほとんど飲まない	361	56.0	789	96.1	
運動の頻度	ほぼ毎日	188	30.0	235	27.8	n. s.
	週3~4回	97	15.5	137	16.2	
	週1~2回	119	19.0	166	19.7	
	ほとんどしない	222	35.5	307	36.3	

性別差の検定は、非該当者の割合を含めて χ^2 乗検定を実施した。

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, n. s. $p > 0.05$

感と情緒的な幸福感は、所得金額との関連において異質性があると報告した研究²⁴⁾を参考にした。すなわち、生活満足感には金額に上限なく所得金額と正の関連を示した一方で、情緒的な幸福感と所得の正の関連は、一定の収入を超えると弱まり、必ずしも収入の高い者ほど幸福ではなかったという。

(2) フレイルの多面的評価に関連する要因および評価
フレイルに関連する指標は、先行研究の多面的評価⁵⁾、身体的フレイルの評価⁶⁾、自立度の評価を用いたフレイル評価²⁵⁾、健康3要因¹²⁻¹³⁾を参考に選択した。

身体的フレイルに関連する要因は、筋力低下、体重減少、活動量減少、疲労感、身体能力の減弱、自立度を参考に、「外出控え(なし)」「外出頻度」「連続歩行」「転倒・骨折(なし)」「体重変化」「自立度」「主観的健康感」を用いた。外出控え(なし)の設問は「ころぶのが怖くて外出を控えることがありますか」とし、回答の「はい」を0点、「いいえ」を1点と評価した。外出頻度の設問は「外出回数(となり近所を含む)はどれくらいですか」とし、「ほぼ毎日」と「週3~4回位」を1点、「週1~2回位」「月2~3回以下」「月1回以下」を0点と評価した。連続歩行の設問は「続けて1キロぐらい歩くことができますか」とし、「はい」を1点、「いいえ」を0点とした。転倒・骨折(なし)の設問は「過去1年間にころんだり、ころんで骨折をしたことがありますか」とし、回答の「ころばなかった」を1点、「ころんだ」と「ころんで骨折した」を0点と評価した。体重変化の設問は「過去1年間に体重の変化がありましたか」とし、回答の体重増加および変化なしを1点、体重減少を0点とした。自立度は、対象者が地域で自立した生活を営むための高次生活機能を評価した「老研式活動能力指標」¹⁹⁾を参考に、最高12点、最低0点と評価した。主観的疲労感、本研究では主観的健康感を用いることとした。設問は、高齢者の死亡リスクの予測妥当性が確認されている先行研究²⁶⁾と同様に、「ご自分で健康だと思いますか」とし、回答の「とても健康である」と「まあまあ健康である」を1点、「あまり健康でない」「健康でない」を0点と評価した。

フレイルに関連する精神・情緒的健康は、精神面の「生活満足感」および情緒面の「主観的幸福感」を用いた。「生活満足感」の設問は、「ご自分の生活に満足していますか」とし、回答は「とても満足している」「まあまあ満足している」「あまり満足していない」「満足していない」の4件法とした。「主観的幸福感」の設

問は、「ご自分は幸福だと思いますか」とし、回答は「とても幸福である」「まあまあ幸福である」「あまり幸福でない」「幸福でない」の4件法とした。「生活満足感」および「主観的幸福感」の評価は、回答を順序尺度化して最大4点、最低1点とした。

フレイルに関連する社会的健康は、「地域活動」「友人・近所付き合い」を用いた。「地域活動」の設問は、「地域活動やボランティア活動をしていますか」とし、回答の「ほぼ毎日している」を4点、以降の「時々している」「ほとんどしていない」「まったくしていない」は順序尺度化して評価した。「友人・近所付き合い」の設問は「友人や近所の人との付き合いをしていますか」とし、回答の「ほぼ毎日」を5点、以降の「週3~4回位」「週1~2回位」「月2~3回以下」「月1回以下」は順序尺度化して評価した。

(3) 料理単位の摂取頻度

本研究では、高齢者が自身の食事を連想しやすい料理名を用いて摂取頻度をたずねた。沖縄の地域特性が強く、料理に使用される頻度の高い肉の缶詰の「ポーク(ポークランチオンミート)」も加えた。さらに独居高齢者の利用頻度が高い可能性のある、調理を必要としない「インスタント食品」と「菓子パン」を含む10種類の料理(肉料理、大豆食品、卵・卵料理、魚料理、牛乳・乳製品、果物、野菜料理、ポーク、インスタント食品、菓子パン)の摂取頻度を、「毎日食べる」「週5-6日」「週3-4日」「週1-2日」「食べない」の5件法でたずねた。調査票には「現在の食生活についておたずねします」と記載し、具体的な期間は特定しなかった。

本研究で用いた料理単位の摂取頻度評価が、高齢期の健康状態の良好さとの関連において妥当であるか検討するため、先行研究を参考に2種の方法で得点化の妥当性を検討した。高齢期の5年後の高次生活機能の低下予防との関連が確認されている食品摂取の多様性評価法には、10食品群(肉類、魚介類、卵類、牛乳、大豆製品、緑黄色野菜、海藻類、果物、芋類、油脂類)が用いられている。食品摂取の多様性評価の得点化は、熊谷ら²⁷⁾の「ほぼ毎日食べる」に1点、「2日に1回食べる」、「週に1、2回食べる」、「ほとんど食べない」は0点として評価した方法(2段階評価と記す)と、深作ら²⁸⁾の「ほぼ毎日食べる」は4点、以降は1点ずつ減点し「ほとんど食べない」を1点として順序尺度化した方法(順序化評価と記す)が報告されていた。そこで先行の2種類の方法を参考に得点化

し、高次生活機能の自立度等との関連の大きい方法を採用した。2段階評価は「毎日食べる」に1点、その他の項目は0点とし、順序化評価は「毎日食べる」は5点、以降は1点ずつ減点し「食べない」を1点とし、各々とも合計得点を算出した。高次生活機能の自立度との単相関分析を実施した結果、順序化評価 ($r=0.129$, $p<0.01$) のみに有意な関連が認められ、2段階評価 ($r=0.046$, $p=0.123$) では有意な関連は示されなかった。以上の予備分析の結果から、本研究の料理単位の摂取頻度の得点化は順序化評価を用いることとした。

(4) 食行動

高齢者の食行動についての設問は、食事、ひとり食、外食、間食、朝食についての頻度をたずねた。食事回数は「1日の食事回数は何回ですか」と設定し、「1回」「2回」「3回」「4回以上」の4件法で回答を得た。ひとり食は「ひとりで食事をする回数は、1日のうち何回ですか」と設定し、「3回以上」「2回」「1回」「1回もない」の4件法とした。外食は「外食の回数は、週のうち何回ですか(買ってきた弁当やおかずも含まれます)」と設定し、「10回以上」「5～10回より少ない」「1～5回より少ない」「1回もない」の4件法とした。間食と朝食の摂取頻度は、「現在の食生活についておたずねします」とたずね、「毎日食べる」「週5-6日」「週3-4日」「週1-2日」「食べない」の5件法で回答を得た。評価は、最も望ましい回答項目を4点ないし5点、最も望ましくない回答項目を1点と順序尺度化し分析に用いた。

(5) 社会経済的要因

モデルの基盤となる社会経済的要因は、「経済的満足感」を使用した。「経済的満足感」の設問は、「経済的に満足していますか」とし、回答の「満足している」を4点とし、以降の「まあまあ満足している」「あまり満足していない」「満足していない」は1点ずつ減点して順序尺度化し分析に用いた。

3. 分析方法

本研究は、要支援・要介護の前段階のフレイルに関連する要素を用いて分析したため、要支援・要介護認定者321人を除いた1,525人を健常者として分析した(男性:652人(42.8%),女性:873人(57.2%))。対象者の基本的属性および関連構造の分析に用いた観測変数に対する回答割合の性別・年齢階層別の比較は、 χ^2 二乗検定を用いて検討した。

フレイルに関連する多面的評価を構成する指標は、先行研究を参考に選択および評価し、各評価項目の

内的整合性を確認するため因子分析を実施した。尺度の内的整合性は、Cronbach α 信頼性係数を用いて検討した。関連構造の分析は、因子分析から得られた各因子を観測変数とし、因子得点を用いてパス解析を実施した。性別・年齢階層別の関連構造を比較検討するため、全てのモデルを同時に分析した(以降、同時分析と記す)。適合度指標は、CFI (comparative fit index), NFI (normed fit index), RMSEA (root mean square error of approximation), AIC (赤池の情報量基準)を使用し、CFI, NFIは0.9以上、RMSEAは0.05未満、AICはモデルの相対比較において数値が小さいほど適合度の良いモデルとした^{29), 30)}。分析ソフトは、統計処理にはIBM SPSS Statistics 23.0を使用し、統計学的有意水準は5%未満とした。パス解析にはIBM SPSS Amos 23.0を使用した。

III. 研究結果

1. 対象者の基本的属性

性別・年齢階層別の構成割合は、男性は前期高齢者(以降、男性前期と記す)326人(50.0%)、後期高齢者(以降、男性後期)326人(50.0%)、女性は前期高齢者(以降、女性前期)307人(35.2%)、後期高齢者(以降、女性後期)566人(64.8%)であった。全体の構成割合は、前期高齢者41.5%、後期高齢者58.5%であった。

女性の単身世帯割合(24.2%)は、男性(15.3%)の約1.5倍高かった。男性の就業割合(41.1%)は、女性(18.2%)の約2倍であった。現在治療中の病気について、男女の比較で有意に割合が高かった回答は、男性は糖尿病(男性:14.1%,女性:9.6%)、女性は高血圧(42.2%, 47.7%)、骨・関節の病気(8.6%, 25.1%)等であった。男性のBMI値25kg/m²以上の割合(33.1%)は、女性(25.3%)の約1.3倍であった。男性の3割以上が、週3日以上飲酒する習慣があった。

2. パス解析に用いた評価項目の作成

最初に、料理10種類の週当たりの摂取頻度と5種類の食行動に関連する項目を用いて、各々で主成分分析を実施した。料理単位の第1主成分は、加工食品以外の全ての料理の摂取頻度が高かったため(主成分負荷量0.4以上)、「食の多様性」と命名した(表2)。食行動の第1主成分は、朝食および食事の欠食も少なく、外食やひとり食の回数が少なかったため、「望ましい食行動」と命名した(表3)。

経済的満足感、外出控え(なし)、外出頻度、連続歩行、転倒・骨折(なし)、体重変化、自立度、主観的健康感、

表2 食事内容の主成分分析結果

	第1主成分	第2主成分
第1主成分：食の多様性		
大豆食品	0.602	-0.144
卵	0.592	0.281
乳製品	0.590	-0.171
くだもの	0.560	-0.231
魚	0.554	-0.088
野菜料理	0.498	-0.358
肉料理	0.491	0.330
第2主成分：加工食品		
ポーク	0.149	0.743
インスタント食品	0.047	0.713
菓子パン	0.140	0.515
寄与率(%)	22.1	17.6
累積寄与率(%)	22.1	39.7

主成分負荷量0.4以上を太字で示した

表3 食行動の主成分分析結果

	第1主成分	第2主成分
第1主成分：望ましい食行動		
朝食	0.838	0.065
食事回数	0.834	0.063
おやつ	0.433	0.278
第2主成分：外食・孤食		
外食回数	-0.117	0.797
ひとり食回数	-0.228	0.589
寄与率(%)	33.1	21.3
累積寄与率(%)	33.1	54.4

主成分負荷量0.4以上を太字で示した

生活満足感、主観的幸福感、地域活動、友人・近所付き合いの12項目と、食に関連する2種の主成分得点の計14項目を用いて因子分析を実施した結果、6因子が抽出された(表4)。第1因子は生活満足感と主観的幸福感の関連が大きく、「精神・情緒的健康」と命名した。身体的フレイルを仮定し選択した指標は、第2因子と第5因子に分かれたため、身体的フレイルと関連する可能性が高い第2因子を「フレイル予防」、第5因子を「体重変化」とした。第3因子は友人・近所付き合い、外出頻度、地域活動の関連が大きく、「社会的健康」とした。第4因子は食の多様性と望ましい食行動の関連が大きく、「食の質」とした。第6因子は経済的満足感のみ関連が大きく、「経済満足感」とした。

各指標を観測変数としてまとめる内的整合性を示すCronbach α 信頼係数は、第1因子から第4因子は0.838、0.359、0.532、0.415であった。信頼係数は0.9以上が理想であるが³¹⁾、指標数が多いほど信頼係数も大きくなる³¹⁾ことを考慮し、全ての因子を関連構造の仮説モデルに用いることとした。

3. パス解析に用いた観測変数の男女別、前期・後期高齢者別の比較

フレイル予防を構成する指標のうち主観的健康感は、男性(70.0%)と比べて女性(65.5%)の「健康である」

表4 フレイルと関連する要因の因子分析結果

	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	第5因子	第6因子
第1因子：精神・情緒的健康						
主観的幸福感	0.931	0.048	-0.027	0.043	-0.003	-0.136
生活満足感	0.783	-0.010	0.027	-0.014	-0.011	0.259
第2因子：フレイル予防						
外出控え(なし)	-0.039	0.682	-0.063	-0.032	-0.029	0.027
連続歩行	0.011	0.666	-0.005	-0.015	-0.024	-0.056
自立度	0.021	0.540	0.245	0.029	-0.027	-0.013
転倒・骨折(なし)	0.004	0.423	-0.089	-0.050	0.030	-0.059
主観的健康感	0.132	0.367	0.026	-0.043	0.113	0.097
第3因子：社会的健康						
友人・近所付き合い	0.040	-0.156	0.912	-0.016	-0.011	-0.046
外出頻度	-0.090	0.144	0.462	0.043	0.016	0.000
地域活動	-0.009	0.237	0.323	-0.015	0.014	0.055
第4因子：食の質						
食の多様性	-0.017	0.012	-0.010	0.998	-0.013	0.016
望ましい食行動	0.101	-0.141	0.025	0.276	0.072	0.031
第5因子：体重変化						
体重変化	-0.017	0.013	0.001	0.032	0.999	-0.017
第6因子：経済的満足感						
経済的満足感	0.309	-0.044	-0.043	0.054	-0.027	0.404
寄与率(%)	8.0	8.8	15.0	12.2	4.7	1.5
累積寄与率(%)	8.0	16.8	31.8	43.9	48.6	50.1
Cronbach's α	0.838	0.359	0.532	0.415	-	-

因子分析：最尤法，プロマックス回転。回転法：Kaiser の正規化を伴うプロマックス法

因子負荷量が他の因子との比較で最大値を太字で示した

と回答した割合が有意に低かった(表5)。男女ともに前期と比べて後期では、「健康である」と答えた人の割合は有意に減少していた(男性前期:71.1%, 男性後期:68.8%, 女性前期:73.6%, 女性後期:61.0%)。一方で精神・情緒的健康の生活満足感については、「とても満足している」と回答した割合は、男性後期は男性前期と比べて有意に高かった(男性前期:16.7%, 男性後期:22.1%)。女性は有意な差は認められなかったが、同様に女性後期が生活満足感が高かった(女性前期:15.9%, 女性後期:21.8%)。さらに主観的幸福感も同様に、「とても幸福である」と答えた人の割合は、男女ともに後期は前期と比べて男性は有意に、女性は有意ではないが高かった(男性前期:16.5%, 男性後期:24.3%, 女性前期:18.8%, 女性後期:25.0%)。また、社会的健康の「地域活動」を「ほぼ毎日」行っている割合(男性:2.7%, 女性:1.4%)や、「外出頻度」が「週3日以上」である人の割合(男性:66.6%, 女性:54.1%)は、男性が女性と比べて有意に高かった。一方で、「友人・近所付き合い」が「ほぼ毎日」の割合については、女性が男性と比べて有意ではないが高かった(男性:25.9%, 女性:29.1%)。また、性別・前期・後期高齢者別に見ると、男性後期は男性前期と比べて

「友人・近所付き合い」を「ほぼ毎日」している者の割合は有意に低下したが、女性は反対に後期が前期と比べて有意に高かった(男性前期:30.4%, 男性後期:21.4%, 女性前期:26.0%, 女性後期:30.8%)。

4. フレイルに関連する多面的な要素と食の質・経済的満足感との関連構造

因子分析の結果、体重変化を独立した評価項目として扱うこととしたため、想定していた関連構造の仮説モデルを修正した(図1)。各因子を観測変数とし、因子得点を用いてパス解析を実施した。「経済的満足感」を関連構造モデルの基盤とし、「フレイル予防」をアウトカムに設定し、中間的決定要因は「精神・情緒的

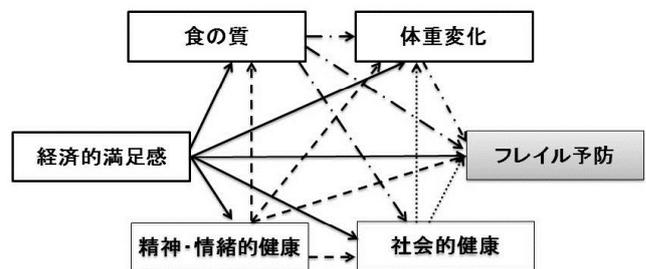


図1 フレイル予防と関連する要因の仮説モデル

表5 パス解析に用いた観測変数の男女別・前期・後期高齢者別の比較

	全体				χ^2 検定	男性				χ^2 検定	女性				χ^2 検定	
	男性 (n=652)		女性 (n=873)			前期高齢者 (n=326)		後期高齢者 (n=326)			前期高齢者 (n=307)		後期高齢者 (n=566)			
	n	% (SD)	n	% (SD)		n	% (SD)	n	% (SD)		n	% (SD)	n	% (SD)		
フレイル予防																
自立度 [#]	8~12点	498	86.5	638	80.5	270	92.4	228	80.3	278	95.2	360	71.9			
	4~7点	48	8.3	72	9.0	11	3.8	37	13.0	7	2.4	65	13.0	***		
	0~3点	30	5.2	83	10.5	11	3.8	19	6.7	7	2.4	76	15.1			
主観的健康感	健康である	452	70.0	561	65.5	231	71.1	221	68.8	226	73.6	335	61.0	**		
	健康でない	194	30.0	295	34.5	94	28.9	100	31.2	81	26.4	214	39.0			
外出控え(なし)	なし	560	88.7	614	73.0	297	93.7	263	83.8	264	87.7	350	64.8	***		
	あり	71	11.3	227	27.0	20	6.3	51	16.2	37	12.3	190	35.2			
連続歩行	あり	482	76.4	505	59.9	267	84.5	215	68.3	241	80.1	264	48.7	***		
	なし	149	23.6	338	40.1	49	15.5	100	31.7	60	19.9	278	51.3			
転倒・骨折(なし)	なし	516	87.8	623	79.3	261	88.8	255	86.7	229	83.3	394	77.1	**		
	あり	72	12.2	163	20.7	33	11.2	39	13.3	46	16.7	117	22.9			
経済的満足感																
経済的満足感	満足している	65	10.3	121	14.8	27	8.5	38	12.1	34	11.4	87	16.9			
	まあまあ満足している	287	45.4	344	42.3	124	39.1	163	51.7	116	38.9	228	44.3	*		
	あまり満足していない	171	27.1	211	26.0	98	30.9	73	23.2	88	29.5	123	23.9			
	満足していない	109	17.2	137	16.9	68	21.5	41	13.0	60	20.1	77	15.0			
精神・情緒的健康																
生活満足感	とても満足している	124	19.4	165	19.7	54	16.7	70	22.1	48	15.9	117	21.8			
	まあまあ満足している	406	63.4	537	64.2	201	62.2	205	64.7	198	65.8	339	63.2	n.s.		
	あまり満足していない	72	11.3	104	12.4	42	13.0	30	9.5	42	14.0	62	11.6			
	満足していない	38	5.9	31	3.7	26	8.0	12	3.8	13	4.3	18	3.4			
主観的幸福感	とても幸福である	130	20.4	190	22.8	53	16.5	77	24.3	56	18.8	134	25.0			
	まあまあ幸福である	409	64.1	543	65.2	208	64.8	201	63.4	207	69.5	336	62.8	n.s.		
	あまり幸福でない	76	11.9	79	9.5	42	13.1	34	10.7	28	9.4	51	9.5			
	幸福でない	23	3.6	21	2.5	18	5.6	5	1.6	7	2.3	14	2.6			
社会的健康																
地域活動	ほぼ毎日	17	2.7	12	1.4	8	2.5	9	2.8	8	2.6	4	0.7			
	時々	271	42.5	301	35.5	152	47.2	119	37.7	131	43.1	170	31.3	***		
	ほとんどしていない	114	17.9	146	17.2	61	18.9	53	16.8	57	18.8	89	16.4			
	まったくしていない	236	37.0	388	45.8	101	31.4	135	42.7	108	35.5	280	51.6			
外出頻度	週3回以上	414	66.6	443	54.1	238	75.6	176	57.3	193	65.4	250	47.7	***		
	週2回以下	208	33.4	376	45.9	77	24.4	131	42.7	102	34.6	274	52.3			
友人・近所付き合い	ほぼ毎日	161	25.9	237	29.1	95	30.4	66	21.4	77	26.0	160	30.8			
	週3~4回	141	22.7	206	25.3	74	23.7	67	21.7	81	28.4	122	23.5			
	週1~2回	151	24.3	191	23.4	78	25.0	73	23.6	75	25.3	116	22.4	*		
	月2~3回以下	81	13.0	88	10.8	36	11.5	45	14.6	37	12.5	51	9.8			
	月1回以下	87	14.0	93	11.4	29	9.3	58	18.8	23	7.8	70	13.5			
食の質																
食の多様性	主成分得点	-0.01	(-1.02)	0.01	(0.99)	n.s.	-0.04	(1.06)	0.02	(0.97)	n.s.	0.15	(0.96)	-0.06	(0.99)	**
望ましい食行動		-0.06	(1.09)	0.05	(0.93)	n.s.	-0.192	(1.27)	0.08	(0.84)	**	-0.01	(1.05)	0.08	(0.85)	n.s.
体重変化																
体重増加・変化なし		509	83.2	645	80.0	n.s.	264	85.7	245	80.6	n.s.	240	83.9	405	77.9	**
体重減少		103	16.8	161	20.0		44	14.3	59	19.4		46	16.1	115	22.1	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001, n.s.: p>0.05. 各項目の割合は欠損値を除いて算出した。

[#]新聞および本、雑誌の購読を1つの設問としたため、自立度総合点は12点満点(老研式13点)とした。

健康」「社会的健康」「食の質」とした。「体重変化」は、Xueら¹⁵⁾の構造モデルを参考に、「食の質」と「フレイル予防」の中間決定要因とした。男女別、前期・後期高齢者別の4群のモデルを比較検討する同時分析を、パス解析を用いて実施した。分析の過程で、「経済的満足感」から「体重変化」への関連と、「精神・情緒的健康」から「体重変化」および「フレイル予防」への関連は4群共に小さく有意ではなかったため、分析モデルから関連を示す矢印を削除した。最終的に最も適合度の高かった同時分析モデルを、本研究の最終モデルとした。

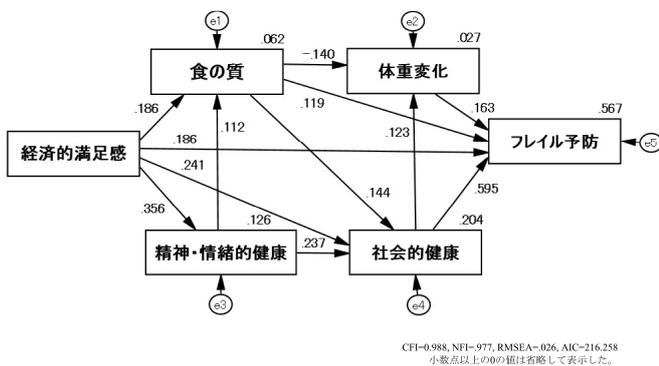


図2 フレイル予防の関連構造モデル(女性後期高齢者)

アウトカムの「フレイル予防」の決定係数(説明力)が最も大きかった(56.7%)女性後期のモデルを図2に示し、全体の標準化推定値を表6に示した。フレイル予防に対する標準化直接的関連(以降、直接的関連と記す)が大きかったのは、全年齢階層ともに「社会的健康」であった(標準化パス係数:0.408~0.621)。「食の質」に対する直接的関連は、「経済的満足感」は前期が大きく(男性前期:0.224, 男性後期:0.120, 女性前期:0.331, 女性後期:0.186)、「精神・情緒的健康」は後期が大きかった(0.099, 0.136, -0.051, 0.112)。男性前期の「経済的満足感」は、「フレイル予防」に対する直接的関連(0.192)が間接的関連(0.186)と比べて大きく、男性後期は「経済的満足感」が「精神・情緒的健康」を介し、「食の質」および「社会的健康」に関連した結果として「フレイル予防」が決定される間接的関連が(0.187)が直接的関連(0.079)と比べて大きかった。女性前期も同様に、「経済的満足感」は「フレイル予防」に対する直接的関連(0.229)が間接的関連(0.200)と比べて大きく、女性後期は間接的関連が(0.242)が直接的関連(0.186)と比べて大きかった。モデルの基盤の「経済的満足感」からアウトカム

表6 フレイル予防に対する標準化推定値(性・年齢階層別)

	男性			女性		
	前期 高齢者	後期 高齢者	全 年齢*	前期 高齢者	後期 高齢者	全 年齢*
直接的関連						
経済的満足感→精神・情緒的健康	0.479	0.450	0.467	0.541	0.356	0.419
経済的満足感→食の質	0.224	0.120	0.174	0.331	0.186	0.233
経済的満足感→社会的健康	0.090	0.141	0.118	0.323	0.241	0.262
経済的満足感→フレイル予防	0.192	0.079	0.109	0.229	0.186	0.166
精神・情緒的健康→食の質	0.099	0.136	0.121	-0.051	0.112	0.056
精神・情緒的健康→社会的健康	0.351	0.290	0.281	0.116	0.237	0.184
食の質→社会的健康	0.091	0.094	0.084	0.050	0.144	0.131
食の質→体重変化	-0.020	-0.041	-0.031	0.012	-0.140	-0.086
食の質→フレイル予防	0.077	0.035	0.044	0.115	0.119	0.127
社会的健康→体重変化	0.096	0.088	0.097	0.020	0.123	0.102
社会的健康→フレイル予防	0.578	0.621	0.628	0.408	0.595	0.560
体重変化→フレイル予防	0.086	0.074	0.079	0.166	0.163	0.174
間接的関連						
経済的満足感→精神・情緒的健康→食の質	0.047	0.061	0.056	-0.027	0.040	0.023
経済的満足感→→社会的健康	0.193	0.148	0.150	0.078	0.117	0.110
経済的満足感→→体重変化	0.022	0.018	0.019	0.012	0.012	0.016
経済的満足感→→フレイル予防	0.186	0.187	0.180	0.200	0.242	0.244
精神・情緒的健康→→フレイル予防	0.219	0.195	0.190	0.041	0.167	0.117
食の質→→フレイル予防	0.052	0.056	0.051	0.023	0.066	0.061
社会的健康→→フレイル予防	0.008	0.006	0.008	0.003	0.020	0.018
直接的関連+間接的関連						
経済的満足感→→→食の質	0.271	0.181	0.231	0.304	0.226	0.256
経済的満足感→→→社会的健康	0.283	0.289	0.269	0.401	0.358	0.373
経済的満足感→→→体重変化	0.022	0.018	0.019	0.012	0.012	0.016
経済的満足感→→→フレイル予防	0.378	0.266	0.289	0.429	0.428	0.410
精神・情緒的健康→→→フレイル予防	0.219	0.195	0.190	0.041	0.167	0.117
食の質→→→フレイル予防	0.129	0.091	0.096	0.137	0.185	0.188
社会的健康→→→フレイル予防	0.586	0.628	0.636	0.411	0.615	0.578

性・年齢階層別同時分析: CFI=0.988, NFI=0.977, RMSEA=0.026, AIC=216.258

*性別同時分析: CFI=1.000, NFI=0.995, RMSEA=0.00, AIC=101.264

の「フレイル予防」への総合的な関連（直接的・間接的関連を統合した関連）については、男性（0.289）と比較し女性（0.410）が大きかった。また、「精神・情緒的健康」が「フレイル予防」に及ぼす関連については、男性前期では変化が小さかった一方で、女性後期は前期の約4倍に関連が増大した（男性前期：0.219, 男性後期：0.195, 女性前期：0.041, 女性後期：0.167）。さらに「社会的健康」が「フレイル予防」に及ぼす関連については、男女共に前期と比べて後期が大きかった（男性前期：0.586, 男性後期：0.628, 女性前期：0.411, 女性後期：0.615）。同時分析モデルの適合度指数は、CFI=0.988, NFI=0.977, RMSEA=0.026と高い適合度が得られた。

IV. 考 察

1. フレイルに関連する多面的な要素と食の質・経済的満足感との関連構造

本研究は、沖縄県の農村地域に居住する要支援・要介護認定者を除いた健康な高齢者を対象に、フレイルに関連する多面的な要素を用いた食の質・経済的満足感との関連構造を、性別・前期・後期高齢者別にパス解析を用いて明確にすることを目的とした。全年齢階層ともに、身体的フレイルの予防は社会的健康の関連が大きく、経済的満足感からフレイル予防に対する総合的な関連は、女性が大きかった。男女ともに前期は、経済的満足感が直接的にフレイル予防に影響を及ぼす関連が大きい一方で、後期は経済的満足感が精神・情緒的健康を介して食の質および社会的健康に影響を及ぼし、その結果としてフレイルが予防される間接的関連が大きかった。また、本研究のフレイル予防の関連構造モデルは、女性後期が最も説明力が大きかった。実際にフレイルの予防対策が一層重要であるのは、男性と比べて平均寿命の長い女性後期である。今後の後期を対象としたフレイル予防策として、特に女性後期では経済的満足感を高められる支援を基盤に、良好な精神・情緒的健康を重視した支援が、食の質を高め、外出等の機会を増加させることにより、筋力も維持され、フレイルの予防に関連する可能性が示唆された。

本研究は、フレイルに関連する多面的な要素（身体的・心理的・社会的フレイル）⁵⁾に関連した指標を用いて分析を実施した。評価方法の要介護度等との予測妥当性については課題が残るものの、フレイルの多面的評価を構成する3要素間、および高齢者の健康寿命との関連が大きい食の質と社会経済的要因を含めた

関連構造を検討した初めての研究であろう。同様の研究として、星ら¹⁸⁾の精神的健康が身体的健康を介して間接的に社会的健康に影響を及ぼす健康3要因の関連構造が報告されている。本研究では、フレイルの既存研究において主要な評価方法の、身体的フレイルに関連する要因をアウトカムに設定したため、先行研究¹²⁻¹³⁾と同様のモデルではなかったが、高齢者の要介護予防を目的とした支援策に、健康の多面的な要素を重視する必要性を構造的に示した点においては、先行研究¹²⁻¹⁴⁾を支持する結果と言える。

本研究で用いた友人・近所付き合い、外出頻度、地域活動頻度により評価した社会的健康は、アウトカムのフレイル予防に対する影響が4群ともに大きかった。また、前期と比べて後期になるほど社会的健康のフレイル予防への影響は増大することが認められ、身体的フレイルの前段階として、社会的健康は支援対象として重要な要素であることが示唆された。本結果は、Xueら¹⁶⁾の外出頻度等で評価した生活スペースの縮小が、身体的フレイルを介し死亡率に影響を及ぼす間接的関連を明確にした構造的モデルを支持した。社会的フレイルに関連する評価については、Gobbensら⁵⁾が開発した方法では、3項目（ひとり暮らし、社会的関係、社会的サポート）を用いて評価している。国内ではMakizakoら³²⁾が、5項目（ひとり暮らし、昨年度比較の外出頻度、友人訪問、友人・家族の役に立っている、毎日会話をしている）を用いて、要介護リスクの予測妥当性を検討している。本研究で因子分析の結果において関連に類似性を示し、社会的健康として用いた3項目（友人・近所付き合い、外出頻度、地域活動）は、完全一致ではないものの先行研究の社会的フレイルの評価項目を支持する内容であった。

次に、精神・情緒的健康がフレイル予防に及ぼす影響は、本研究の女性後期では女性前期の約4倍に増大し、男性の前期・後期で変化が小さかった結果と異質性が認められた。女性後期は、主観的健康感が女性前期と比べて望ましくない一方で、精神・情緒面は前期と比べて良好になっていた。男性と比べて単身世帯割合の高い女性において、このように後期の精神・情緒面が良好である背景に、本研究を実施した沖縄県農村地域に伝統的に継承されている「ゆいまー精神」という相互扶助の地域性と関連があるのではないかと推察された。社会的健康との関連を見ると、「友人・近所付き合い」が「ほぼ毎日」の割合が、男性の後期は前期と比べて有意に低下したが、女性は後期が前期と

比べて有意に高かった。一方で、女性後期は地域活動の頻度が前期に比べて低下し、生活スペースは縮小することが推察された。すなわち良好な精神・情緒的健康の望ましさが、生活スペースの狭い近所付き合い等を促進し、結果として食の質やフレイルを予防する関連構造が、全国平均と比較し平均寿命の長い³³⁾地域性に関連している可能性が示唆された。高齢者の社会的健康の性別差については、先行研究³⁴⁾においても女性の方が友人・知人との交流頻度が高かったと報告されている。

本研究結果から、今後のフレイル予防の支援対象として、身体面の筋力強化や食事・栄養面の質的向上への支援と連動し、背景要因として影響の大きい精神・情緒的健康を高められる支援も有用である可能性が示唆された。また、先行研究におけるフレイルの精神・心理的評価^{5,8)}は、高齢期の記憶障害、落ち込み、不安に感じる、問題対処できる等の評価が使用されているが、今後は主観的幸福感³⁵⁾や生きがい^{36,38)}等の、生活満足感とは異質性が報告された²⁴⁾情緒面の健康に関連する指標についても、フレイルとの関連を検討していく必要性が示唆された。

2. 食の質とフレイル予防との関連

本研究は、料理10種類の週当たりの摂取頻度を用いて、摂取パターンを主成分分析により検討した。多様な料理を摂取するパターンとして、「食の多様性」と主成分名を付与した。フレイルの低リスクと総たんぱく質の高摂取³⁹⁾の関連が検討されており、食事の摂り方として多様な食品を摂取することとの関連⁴⁰⁾が報告されている。多様な食品摂取は、総たんぱく質の摂取に加え、代謝の補酵素としての機能を持つビタミン・ミネラル（微量栄養素）の適切な摂取⁴¹⁾が可能となる。フレイルの発生に関わり¹⁵⁾、骨格筋量の減少や機能低下が認められるサルコペニアについても、食品摂取の多様性⁴²⁾や食事内容の質⁴³⁾との関連が報告されている。

また、本研究は5種類の食行動に関連する項目を用いて、食行動のパターンを主成分分析により検討した。対象者の食行動パターンは、食事回数等が適切で、外食回数ならびに食事を単独で摂取するひとり食の回数が少ないパターンと、その逆の食行動パターンの2主成分が抽出された。食の質に対する精神・情緒的健康の関連は、後期が前期と比べて大きく、男性が女性と比べて大きかった。性別差については、先行研究においても男性のひとり食はうつ症状のリスクを高める可

能性が報告されている⁴⁴⁾。高齢者の精神・情緒的健康に関連する食事支援の介入研究として、毎日配食を受けた群は週1回の群と比較し、孤独感が有意に改善され⁴⁵⁾、地域レストランと連携した会食と健康講座に参加した高齢者は、自宅に弁当を配食された群と比較し、主観的幸福感が有意に高くなった⁴⁶⁾という報告がある。高齢者の食事支援は、適切な食品と栄養の摂取量への支援に加え、食行動を含む食事の質的状況を評価し、背景要因として影響の大きい精神・情緒的健康と連動させることにより、実効性の高い支援に関連する可能性が示唆された。

3. 今後の研究課題

本研究は、フレイルに関連する多面的な要素について、先行研究を参考に身体的、精神・情緒的、社会的な要素を用いて、関連構造を検討した。フレイルの定義のみならず、その評価項目についての共通認識は必ずしも得られておらず、さらにフレイルの予防、すなわち要支援・要介護予防に関連する要素との関連構造を明確にし、科学的エビデンスを蓄積していくことが、今後の研究課題である。また、追跡調査を実施し、高齢者の要介護度や生存状況等を用いた健康寿命に関連する客観的指標⁴⁷⁾をアウトカムに設定した因果構造モデルの検討も、研究課題としたい。

さらに本研究では、食品摂取頻度の評価法については、定性的な料理単位の摂取頻度調査を実施し、得点化の妥当性について高齢者の自立性との関連を検討した。今後は高齢者の習慣的な食品および栄養素の摂取量による定量的な評価を用いた調査を実施し、分析の妥当性を高めて行きたい。

V. 結論

沖縄県の農村地域に居住する健常な高齢者の経済的満足感を基盤とした精神・情緒的健康への支援が、その後の食の質と社会的健康を向上させ、結果的に身体的フレイルを予防させる可能性が示唆され、特に女性の後期高齢者でその寄与割合が大きいことが示された。

謝辞

本研究は沖縄振興特別推進交付金による「A自治体健康長寿体験滞在型観光の促進事業」の一環として行われた「A健康長寿村プロジェクト」の成果の一部である。アンケート調査にご協力いただいた対象者ならびにA自治体の方々に深甚なる感謝の意を表します。

参考文献

- 1) United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, Profiles of Ageing 2015. [online]. [retrieved on 2016-5-2]. Retrieved from the Internet: < URL: <http://esa.un.org/unpd/popdev/Profilesofageing2015/index.html> >
- 2) 国立社会保障・人口問題研究所. 日本の将来推計人口(平成24年1月推計)報告書. II. 推計結果の概要. 2. 年齢3区分別人口規模、および構成の推移、3) 老年(65歳以上)人口、および構成比の推移. [online]. [平成28年5月2日検索]、インターネット< URL: <http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/newest04/hh2401.asp> >
- 3) 日本老年医学会. フレイルに関する日本老年医学会からのステートメント. [online]. [平成28年5月2日検索]、インターネット< URL: http://www.jpn-geriat-soc.or.jp/info/topics/pdf/20140513_01_01.pdf >
- 4) 厚生労働省. 国民生活基礎調査(介護票). 介護を要する者数. 現在の要介護度の状況・介護が必要となった主な原因別. [online]. [平成28年5月2日検索]. インターネット< URL: <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001119740> >
- 5) Gobbens RJ, van Assen MA, Luijckx KG, et al. The Tilburg Frailty Indicator: psychometric properties. *J Am Med Dir Assoc* 2010; 11: 344-355
- 6) Fried LP, Tangen CM, Walston J, et al. Cardiovascular Health Study Collaborative Research Group. Frailty in older adults: evidence for a phenotype. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2001; 56: M146-156
- 7) 新開省二、渡辺直紀、吉田裕人他、『介護予防チェックリスト』の虚弱指標としての妥当性の検証. *日本公衆衛生雑誌*. 2013; 60: 262-274
- 8) Satake S, Senda K, Hong YJ, et al. Validity of the Kihon Checklist for assessing frailty status. *Geriatr Gerontol Int* 2015; doi: 10.1111/ggi.12543
- 9) Yamada M, Arai H. Predictive Value of Frailty Scores for Healthy Life Expectancy in Community-Dwelling Older Japanese Adults. *J Am Med Dir Assoc* 2015; 16: 1002.e7-11
- 10) Makizako H, Shimada H, Doi T, et al. Impact of physical frailty on disability in community-dwelling older adults: a prospective cohort study. *BMJ Open*. 2015; 5: e008462
- 11) WHO. WHO definition of Health: Preamble to the Constitution of the World Health Organization as adopted by the International Health Conference, New York, 19-22 June, 1946
- 12) Hoshi T, Yuasa M, Yang S, et al. Causal relationships between survival rates, dietary and lifestyle habits, socioeconomic status and physical, mental and social health in elderly urban dwellers in Japan: A chronological study. *Health* 2013; 5: 1303-1312
- 13) 藤井暢弥、児玉小百合、渡辺月子他、要介護状態にない都市郊外高齢者の健康寿命を規定する社会経済的要因、健康三要因と食生活状況との因果構造. *社会医学研究*. 2014; 31: 119-129
- 14) Gobbens RJ, van Assen MA. The prediction of quality of life by physical, psychological and social components of frailty in community-dwelling older people. *Qual Life Res*. 2014; 23: 2289-2300
- 15) Xue QL, Bandeen-Roche K, Varadhan R, et al. Initial manifestations of frailty criteria and the development of frailty phenotype in the Women's Health and Aging Study II. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2008; 63: 984-990
- 16) Xue QL, Fried LP, Glass TA, et al. Life-space constriction, development of frailty, and the competing risk of mortality: the Women's Health And Aging Study I. *Am J Epidemiol* 2008; 167: 240-248
- 17) Gobbens RJ, van Assen MA, Luijckx KG, et al. Testing an integral conceptual model of frailty. *J Adv Nurs* 2012; 68: 2047-2060
- 18) 星 旦二、高城智圭、坊迫吉倫他、都市郊外在宅高齢者の身体的、精神的、社会的健康の6年間経年変化とその因果関係. *日本公衆衛生雑誌*. 2011; 58: 491-500
- 19) 古谷野 亘、地域老人における活動能力の測定－老研式活動能力指標の開発－. *日本公衆衛生雑誌*. 1987; 03: 109-114
- 20) 笠原大吾、平良一彦、沖縄県大宜味村老人健康調

- 査における食品摂取多様性と高次生活機能の低下との関連. 日本未病システム学会雑誌. 2007; 13: 284-286
- 21) 吉葉かおり、武見ゆかり、石川みどり他、埼玉県在住一人暮らし高齢者の食品摂取の多様性と食物アクセスとの関連. 日本公衆衛生雑誌. 2015; 62: 707-718
- 22) 吉田礼維子、長谷部幸子、白井英子、農村部における在宅高齢女性の食生活および生活の満足に影響する食行動の要因. 日本公衆衛生雑誌. 2012; 59: 151-160
- 23) 藤原佳典、小林江里香、深谷太郎他、地域高齢者における年取および暮らし向きと心理的健康指標との関連. 老年精神医学雑誌. 2012; 23: 211-220
- 24) Kahneman D, Deaton A. High income improves evaluation of life but not emotional well-being. Proc Natl Acad Sci U S A 2010; 107: 16489-16493
- 25) Searle SD, Mitnitski A, Gahbauer EA, et al. A standard procedure for creating a frailty index. BMC Geriatr 2008; 8: 24
- 26) 岡戸 順、艾 斌、巴山玉蓮他、主観的健康感が高齢者の生命予後に及ぼす影響. 日本健康教育学会誌. 2003; 11: 31-38
- 27) 熊谷 修、渡辺修一郎、柴田 博他、地域在宅高齢者における食品摂取の多様性と高次生活機能低下の関連. 日本公衆衛生雑誌. 2003; 50: 1117-1124
- 28) 深作貴子、奥野純子、藪下典子. 高齢者における多様な食品摂取の重要性について－新たな評価法の試み－. 高齢者ケアリング学研究会誌. 2011; 1: 10-19
- 29) 豊田秀樹. 共分散構造分析 [Amos 編]－構造方程式モデリング－. 東京図書株式会社, 東京. 2007
- 30) 星 旦二 編著. すぐにできる共分散構造分析. ライフ出版社, 東京. 2013
- 31) 村上宣寛. 心理尺度のつくり方. 第3章信頼性. 北大路書房, 京都. 2006
- 32) Makizako H, Shimada H, Tsutsumimoto K, et al. Social Frailty in Community-Dwelling Older Adults as a Risk Factor for Disability. J Am Med Dir Assoc. 2015; 16: 1003.e7-11
- 33) 厚生労働省、平成 22 年市区町村別生命表の概況、平成 22 年市区町村別生命表
- 34) 斎藤 民、近藤克則、村田千代栄他、高齢者の外出行動と社会的・余暇的活動における性差と地域差 JAGES プロジェクトから. 日本公衆衛生雑誌. 2015; 62: 596-608
- 35) Ostir GV, Markides KS, Peek MK, et al. The association between emotional well-being and the incidence of stroke in older adults. Psychosom Med 2001; 63: 210-215
- 36) 星 旦二、都市在宅高齢者における楽しみと生きがいの実態とその三年後の累積生存率との関連. 生きがい研究. 2014; 20: 25-36
- 37) 長谷川明弘、藤原佳典、星 旦二、2000 年から 2014 年までの我が国における生きがい研究の動向：生きがい研究の「ルネッサンス」. 生きがい研究. 2015; 21: 60-143
- 38) Kim ES, Sun JK, Park N, Peterson C. Purpose in life and reduced incidence of stroke in older adults: 'The Health and Retirement Study'. J Psychosom Res 2013; 74: 427-432
- 39) Kobayashi S, Asakura K, Suga H, et al. High protein intake is associated with low prevalence of frailty among old Japanese women: a multicenter cross-sectional study. Nutr J 2013; 12:164
- 40) Chan R, Leung J, Woo J. Dietary Patterns and Risk of Frailty in Chinese Community-Dwelling Older People in Hong Kong: A Prospective Cohort Study. Nutrients 2015; 7: 7070-7084
- 41) 菱田 明、佐々木 敏 監修. 日本人の食事摂取基準 [2015 年版]. 第一出版, 東京
- 42) 谷本芳美、渡辺美鈴、杉浦裕美子他、地域高齢者におけるサルコペニアに関連する要因の検討. 日本公衆衛生雑誌. 2013; 60: 683-690
- 43) Chan R, Leung J, Woo J. A Prospective Cohort Study to Examine the Association Between Dietary Patterns and Sarcopenia in Chinese Community-Dwelling Older People in Hong Kong. J Am Med Dir Assoc 2016 ;17: 336-342
- 44) Tani Y, Sasaki Y, Haseda M, et al. Eating alone and depression in older men and women by cohabitation status: The JAGES longitudinal survey. Age Ageing 2015; 44: 1019-1026
- 45) Thomas KS, Akobundu U, Dosa D. More Than A Meal? A Randomized Control Trial Comparing the Effects of Home-Delivered Meals Programs on Participants' Feelings of Loneliness. J Gerontol

B Psychol Sci Soc Sci. 2015; 00: 1-10

- 46) 新宅賀洋、千須和直美、小橋麻衣他、地域レストランを活用した食生活支援プログラム - 高齢者の主観的幸福感の形成 - . 栄養学雑誌 . 2013; 71: 145-154
- 47) 栗盛須雅子、福田吉治、星 且二、介護保険制度改正に伴う要介護度別の効用値の測定、および都道府県の加重障害保有割合 (WDP) と障害調整健康余命 (DALE) の算出 . 保健医療科学 . 2010; 59: 152-158

－原 著－

死因別寿命変化への寄与年数からみた地域較差

－ 2000年から2010年における分析－

Regional disparity in the contribution of changes in cause-specific mortality to life expectancy at birth observed during the years 2000-2010 in Japan

渡邊智之¹⁾、宮尾克²⁾

Tomoyuki Watanabe¹⁾, Masaru Miyao²⁾

1) 愛知学院大学心身科学部健康栄養学科

2) 名古屋大学大学院情報科学研究科

1) Department of Nutritional Science, Faculty of Psychological and Physical Science, Aichi Gakuin University

2) Graduate School of Information Science, Nagoya University

抄録

目的:世界的な長寿国であるわが国では、国民健康対策として「健康日本21」が施行され、都道府県を中心に様々な分野における対策が進められている。本研究では、地域によって平均寿命の変化にどのような年代・死因が影響を与えているかを定量的に解析した。

方法:2000年から2010年について、性、年齢階級および、死因別のPollardによる寿命変化への寄与年数を、都道府県別に比較・検討した。対象年齢階級は0-14歳、15-64歳、65-74歳、75歳以上とし、対象疾患は全死因および、悪性新生物、心疾患(高血圧性除く)、脳血管疾患とした。

結果:全死因の寿命延長への寄与における地域的な特徴として、男性で近畿、中国、四国、九州地方、女性ではさらに東海地方も含めた寿命延長への寄与が大きく、北海道、東北(特に北地域)は、男女ともに寄与が小さかった。悪性新生物では、男女ともに東海、近畿、中国、九州地方で寄与が高い一方で、北海道、東北(特に北地域)地方で小さい傾向にあった。心疾患は全体的に寄与が小さく、男性で甲信越、東海、四国、九州地方、女性では東海、中国、四国、九州地方が高く、男性では東北(特に北地域)、中国地方、女性では東北(特に北地域)で低い傾向にあった。脳血管疾患は男性では関東、甲信越、東海地方、女性では東北(日本海側)、関東、甲信越地方で寄与が高かったが、男女ともに北陸、中国地方および沖縄では小さい傾向を示している。年齢的な特徴としては、男性では15-64歳および65-74歳、女性では75歳以上における寿命延長への寄与が高い傾向にあった。

結論:21世紀に入ってから平均寿命が大きく延長した地域や、これまで平均寿命が高くても伸びが小さくなってきている地域が明らかとなり、21世紀以前とは異なる地域較差が生じ始めていることが示唆された。

Abstract

Objective: We evaluated the contribution of age group and cause of death to the change in life expectancy at birth (contributing years) by prefecture in Japan.

Methods: The contribution of the changes in cause-specific mortality to the life expectancy at birth during the years 2000-2010 was examined with the method developed by Pollard. We classified the data into following 4 age groups: 0-14, 15-64, 65-74, and 75 years or over. The diseases examined were all causes, cancer, heart diseases (HD),

and cerebrovascular disease (CVD) .

Results: We found that the contributing years from all causes of death and malignant neoplasms were high mostly in western Japan, but low in the Hokkaido and Tohoku regions. The contributing years from HD were high in western Japan, but low in the Tohoku and Chugoku regions for men and in the Tohoku region for women. The regions showing high contributions from CVD were mainly in eastern Japan (excluding Hokkaido and the northern Tohoku region) , while low contributions were seen in Hokuriku district and Okinawa prefecture. By age, the contributing years from almost all causes of death increased in the 15-64 and 65-74 age groups for men, and in the 75 years over for women.

Conclusions: In the present study, we showed the regional disparity in the contribution of cause-specific causes of death to life expectancy in the first decade of the 21st century.

キーワード：地域較差、平均寿命、寄与年数、死因別死亡率、21世紀

Keywords: regional disparity, life expectancy at birth, contributing year, cause-specific mortality, the 21st century

I. 緒言

わが国の平均寿命は2014年では、男性80.5歳、女性86.8歳であり¹⁾、2013年には男性の平均寿命が初めて80歳を超える²⁾など、現在もなお世界的な長寿国となっている。長寿の要因を探るためには、死因分析を行うことが重要であるが、このような平均寿命の変化がどのような要因(地域、死因、年齢など)によってもたらされているかは、平均寿命がすべての死亡による指標であるため、一般的な平均寿命の算出方法では分析が困難である³⁾。

そこで、渡邊ら^{4), 5)}はこれまでに各死因についての寿命分析を行うために、日本の循環器疾患および悪性新生物死亡が、それぞれ寿命変化にどの程度、寄与してきたかを定量的に評価した。また、Yoshinagaら⁶⁾によって、1950年から2000年までの年齢階級別死因別にみた日本人の年齢調整死亡率および寿命延長への寄与を分析された研究もあるが、これらの研究は日本全体における分析である。さらに渡邊ら^{7), 8)}は都道府県別に1975年から2000年までの寿命変化にどのような要因が寄与しているかを検討しているが、21世紀に入ってから検討はまだ少ないのが現状である。

また、健康対策としてわが国では2000年に「健康日本21⁹⁾」が施行され、現在は健康日本21(第2次)として都道府県を中心に様々な分野における対策が進められている。この健康日本21(第2次)では、国民の健康の増進の推進に関する基本的な方向の一つとして「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」を目指した目

標設定がなされている。健康寿命は平均寿命と密接な関係にあり、平均寿命の延伸は健康寿命の延伸を目指す上でも重要な要因となっている。近年では特に都道府県・市町村における地域の実情に応じた検討によって、地域特性や地域住民の健康状態を把握し、改善させるための目標を設定することで地域間の健康格差を縮小させることも重要視されている。

そこで、本研究では都道府県の平均寿命の変化にどのような年代・死因が影響を与えているかを定量的に解析することによって、平均寿命という視点から21世紀における都道府県の地域較差を明らかにするための基礎資料を得ることを目的とした。

II. 方法

2000年から2010年の10年間における性・死因別の寿命変化への寄与年数、つまり、対象期間における平均寿命の変化に、どのような年代および死因が影響を与えていたかを都道府県別に比較するために、死因別死亡率の変化による寿命変化への寄与を評価することが可能な、Pollard¹⁰⁾⁻¹²⁾によって開発された平均寿命の変化に対する寄与年数を用いて算出した。

つまり、2つの時点 t_1, t_2 における生命表があるとき、平均寿命の差 $e_0^2 - e_0^1$ は年齢階級別死亡率の2時点間の変化によってもたらされる。時点 t_1, t_2 における生命表の x 歳から t 年間生きる生存確率をそれぞれ ${}_x p_x^1, {}_x p_x^2$ とし、 x 歳の平均余命をそれぞれ e_x^1, e_x^2 とする。さらに、年齢階級 $[x, x+n-1)$ における死因 i による中央死亡率を、

それぞれ ${}_n m_x^{(i)1}$, ${}_n m_x^{(i)2}$ としたとき、寄与年数は近似的に、

$$e_0^2 - e_0^1 = \sum_i ({}_i m_0^{(i)1} - {}_i m_0^{(i)2}) w_0 + 4 \sum_i ({}_i m_1^{(i)1} - {}_i m_1^{(i)2}) w_1 + 5 \sum_i ({}_i m_2^{(i)1} - {}_i m_2^{(i)2}) w_2 + 5 \sum_i ({}_i m_3^{(i)1} - {}_i m_3^{(i)2}) w_3 + 5 \sum_i ({}_i m_4^{(i)1} - {}_i m_4^{(i)2}) w_4 + \dots$$

但し、 $w_t = 1/2 ({}_t p_0^2 e_t^1 + {}_t p_0^1 e_t^2)$, ${}_n m_x^{(i)} = {}_n m_x ({}_n D_x^{(i)} / {}_n D_x)$

で表される。ここで、 ${}_n D_x$ および ${}_n D_x^{(i)}$ はそれぞれ、年齢階級 $[x, x+n-1)$ における全死亡数、死因 i による死亡数である。寄与年数が正の値である場合、対象期間において当該疾患の死亡率が低下したことで平均寿命が延長したことを示し、負の値の場合は死亡率が上昇したことで平均寿命が縮まったことを示している。

本研究では年齢階級を 0-14 歳、15-64 歳、65-74 歳、75 歳以上に分類した。また、対象疾患は死因簡単分類によって分類された全死因、悪性新生物、心疾患（高血圧性除く）、脳血管疾患とした。2000 年、2010 年の全国および都道府県別死亡数は人口動態統計^{13), 14)} を用い、生命表による平均余命および生存数は都道府県別生命表^{15), 16)} を用いた。倫理面への配慮として、本研究は公的に公表されている人口動態統計および生命表のデータを用いており、研究対象者に対する不利益等はなく、倫理面の問題がないと判断した。

III. 結果

表 1～4 に 2000-2010 年における性・年齢階級・死因別にみた平均寿命の変化への寄与年数を、全国および都道府県別に示した。

1. 総数（全死因）（表 1）

全死因死亡率の変化による寿命変化への寄与年数は、男性で特に高かった地域は、0-14 歳：山形県、栃木県（0.34 年）、15-64 歳：徳島県、宮崎県（0.94 年）、64-74 歳：滋賀県（0.85 年）、徳島県、長崎県（0.74 年）、75 歳以上：大分県（0.66 年）、滋賀県（0.62 年）、全年齢：徳島県（2.38 年）、滋賀県（2.30 年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14 歳：奈良県、鳥取県（-0.02 年）、15-64 歳：秋田県（0.34 年）、埼玉県（0.38 年）、65-74 歳：鳥取県（0.27 年）、愛媛県（0.36 年）、75 歳以上：栃木県（0.34 年）、山梨県、和歌山県（0.38 年）、全年齢：岩手県（1.36 年）、秋田県（1.39 年）であった。

また、女性で特に高かった地域は、0-14 歳：山梨県

（0.29 年）、三重県（0.28 年）、15-64 歳：愛知県、徳島県（0.46 年）、65-74 歳：大阪府（0.47 年）、埼玉県（0.45 年）、75 歳以上：大分県（1.26 年）、山形県（1.17 年）、全年齢：大分県（2.10 年）、愛知県（1.99 年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14 歳：鳥取県（-0.32 年）、香川県（-0.08 年）、15-64 歳：山梨県（0.09 年）、山形県（0.07 年）、65-74 歳：岩手県（0.22 年）、鳥根県（0.20 年）、75 歳以上：山梨県（0.73 年）、三重県（0.72 年）、全年齢：沖縄県（1.02 年）、鳥取県（1.08 年）であった。

2. 悪性新生物（表 2）

悪性新生物死亡率変化による寿命変化への寄与年数は、男性で特に高かった地域は、0-14 歳：佐賀県（0.05 年）、福井県、沖縄県（0.04 年）、15-64 歳：鳥根県（0.57 年）、徳島県（0.45 年）、65-74 歳：長崎県（0.39 年）、滋賀県（0.37 年）、75 歳以上：山形県、宮崎県、沖縄県（0.17 年）、全年齢：鳥根県（0.92 年）、大阪府（0.86 年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14 歳：岩手県（-0.05 年）、奈良県、鳥取県（-0.04 年）、15-64 歳：熊本県、沖縄県（0.16 年）、65-74 歳：鳥取県（-0.01 年）、高知県（0.04 年）、75 歳以上：徳島県（-0.01 年）、静岡県（0.00 年）、全年齢：高知県（0.26 年）、群馬県（0.32 年）であった。

また、女性で特に高かった地域は、0-14 歳：高知県（0.05 年）、奈良県、佐賀県（0.02 年）、15-64 歳：宮城県（0.28 年）、香川県（0.24 年）、65-74 歳：山形県、大阪府（0.18 年）、75 歳以上：山形県、福井県（0.21 年）、全年齢：山形県（0.52 年）、東京都（0.49 年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14 歳：鳥根県（-0.07 年）、群馬県、鳥取県（-0.05 年）、15-64 歳：青森県（-0.04 年）、鳥取県（-0.02 年）、65-74 歳：徳島県（-0.02 年）、香川県（0.00 年）、75 歳以上：広島県、宮崎県（-0.02 年）、全年齢：青森県（-0.01 年）、鳥取県（0.11 年）であった。

表1 都道府県別にみた寿命変化への寄与年数（全死因：2000-2010年）

都道府県	男性					女性				
	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計
全国	0.14	0.66	0.56	0.49	1.84	0.12	0.31	0.37	0.88	1.67
北海道	0.13	0.65	0.39	0.47	1.63	0.14	0.20	0.27	0.87	1.47
青森県	0.12	0.67	0.45	0.39	1.63	0.24	0.16	0.26	1.03	1.69
岩手県	0.01	0.44	0.43	0.49	1.36	-0.01	0.14	0.22	0.87	1.21
宮城県	0.10	0.64	0.53	0.56	1.83	0.11	0.42	0.28	0.86	1.68
秋田県	0.15	0.34	0.42	0.47	1.39	0.00	0.24	0.27	1.06	1.57
山形県	0.34	0.71	0.60	0.52	2.17	-0.01	0.07	0.39	1.17	1.61
福島県	0.10	0.41	0.52	0.54	1.57	0.17	0.36	0.28	0.95	1.76
茨城県	0.07	0.71	0.61	0.52	1.91	0.20	0.17	0.38	0.82	1.57
栃木県	0.34	0.65	0.54	0.34	1.87	0.21	0.36	0.25	0.80	1.62
群馬県	0.10	0.45	0.52	0.47	1.54	0.10	0.18	0.26	0.80	1.34
埼玉県	0.15	0.38	0.57	0.47	1.57	0.10	0.26	0.45	0.76	1.56
千葉県	0.11	0.52	0.62	0.54	1.80	0.13	0.23	0.39	0.88	1.64
東京都	0.17	0.74	0.47	0.44	1.82	0.14	0.36	0.44	0.96	1.90
神奈川県	0.17	0.67	0.54	0.55	1.93	0.10	0.35	0.43	0.97	1.84
新潟県	0.12	0.58	0.58	0.49	1.77	0.14	0.23	0.31	1.02	1.70
富山県	0.19	0.53	0.51	0.41	1.64	0.00	0.23	0.29	0.90	1.41
石川県	0.06	0.49	0.62	0.49	1.66	0.14	0.11	0.30	0.94	1.48
福井県	0.29	0.49	0.59	0.57	1.93	0.18	0.23	0.33	0.82	1.55
山梨県	0.31	0.40	0.46	0.38	1.56	0.29	0.09	0.29	0.73	1.40
長野県	0.07	0.70	0.54	0.58	1.90	0.21	0.26	0.37	0.98	1.82
岐阜県	0.05	0.63	0.61	0.55	1.84	0.08	0.40	0.36	0.98	1.82
静岡県	0.18	0.51	0.57	0.45	1.71	0.07	0.21	0.30	0.73	1.31
愛知県	0.11	0.62	0.56	0.43	1.72	0.13	0.46	0.44	0.96	1.99
三重県	0.06	0.61	0.57	0.50	1.73	0.28	0.35	0.42	0.72	1.77
滋賀県	0.15	0.67	0.85	0.62	2.30	0.11	0.25	0.33	1.03	1.73
京都府	0.12	0.61	0.65	0.59	1.98	0.13	0.40	0.42	0.85	1.80
大阪府	0.12	0.72	0.62	0.52	1.98	0.15	0.30	0.47	0.95	1.88
兵庫県	0.15	0.72	0.60	0.50	1.98	0.10	0.36	0.44	0.88	1.78
奈良県	-0.02	0.80	0.64	0.41	1.82	0.10	0.23	0.36	1.04	1.73
和歌山県	0.15	0.90	0.58	0.38	2.01	-0.04	0.26	0.41	0.82	1.45
鳥取県	-0.02	0.78	0.27	0.59	1.63	-0.32	0.01	0.34	1.05	1.08
島根県	0.08	0.85	0.47	0.49	1.90	0.21	0.44	0.20	0.94	1.80
岡山県	0.17	0.69	0.56	0.47	1.89	0.17	0.39	0.31	0.79	1.67
広島県	0.15	0.74	0.69	0.52	2.10	0.07	0.42	0.43	0.93	1.86
山口県	0.14	0.81	0.48	0.46	1.89	0.14	0.12	0.35	0.88	1.48
徳島県	0.24	0.94	0.74	0.47	2.38	-0.03	0.46	0.31	0.98	1.71
香川県	0.03	0.55	0.54	0.51	1.64	-0.08	0.42	0.15	0.94	1.44
愛媛県	0.16	0.77	0.36	0.47	1.76	0.17	0.33	0.40	1.00	1.90
高知県	0.28	0.90	0.47	0.40	2.05	0.12	0.38	0.24	0.86	1.61
福岡県	0.10	0.85	0.67	0.41	2.04	0.15	0.41	0.42	0.84	1.82
佐賀県	0.30	0.90	0.55	0.47	2.22	-0.06	0.31	0.37	0.85	1.48
長崎県	0.11	0.43	0.74	0.43	1.70	0.05	0.15	0.36	0.91	1.46
熊本県	0.16	0.64	0.58	0.56	1.94	0.08	0.25	0.32	1.05	1.69
大分県	0.13	0.67	0.53	0.66	2.00	0.00	0.44	0.40	1.26	2.10
宮崎県	0.21	0.94	0.48	0.56	2.19	0.22	0.29	0.22	0.79	1.53
鹿児島県	0.22	0.83	0.51	0.60	2.16	0.02	0.24	0.36	0.92	1.54
沖縄県	0.24	0.64	0.45	0.48	1.80	0.03	0.24	0.23	0.52	1.02

■ は上位3位の都道府県を表す。
 ■ は下位3位の都道府県を表す。

表2 都道府県別にみた寿命変化への寄与年数（悪性新生物：2000-2010年）

都道府県	男性					女性				
	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計
全国	0.00	0.30	0.26	0.07	0.63	0.00	0.14	0.10	0.10	0.34
北海道	-0.01	0.24	0.17	0.05	0.45	0.01	0.06	0.04	0.08	0.19
青森県	0.00	0.29	0.13	0.00	0.43	-0.01	-0.04	0.02	0.02	-0.01
岩手県	-0.05	0.19	0.19	0.05	0.38	0.00	-0.01	0.06	0.12	0.16
宮城県	-0.02	0.28	0.23	0.14	0.63	-0.01	0.28	0.03	0.07	0.37
秋田県	0.02	0.21	0.26	0.08	0.57	-0.02	0.12	0.08	0.18	0.36
山形県	0.02	0.15	0.33	0.17	0.67	0.00	0.13	0.18	0.21	0.52
福島県	0.02	0.25	0.24	0.03	0.54	0.01	0.10	0.05	0.16	0.32
茨城県	0.00	0.31	0.25	0.11	0.66	0.01	0.06	0.14	0.10	0.31
栃木県	0.00	0.29	0.23	0.05	0.58	0.00	0.12	0.06	0.09	0.28
群馬県	-0.03	0.19	0.16	0.00	0.32	-0.05	0.10	0.03	0.11	0.20
埼玉県	0.01	0.24	0.30	0.07	0.62	0.00	0.16	0.11	0.12	0.38
千葉県	0.01	0.30	0.31	0.07	0.70	0.01	0.13	0.07	0.08	0.28
東京都	0.00	0.32	0.25	0.03	0.59	0.01	0.19	0.12	0.17	0.49
神奈川県	0.01	0.29	0.28	0.12	0.70	0.01	0.15	0.12	0.11	0.39
新潟県	-0.01	0.36	0.25	0.07	0.67	-0.01	0.12	0.11	0.14	0.36
富山県	-0.01	0.33	0.22	0.06	0.59	-0.03	0.11	0.04	0.05	0.17
石川県	0.01	0.33	0.24	0.08	0.66	0.00	0.12	0.09	0.16	0.38
福井県	0.04	0.25	0.23	0.05	0.56	-0.02	0.04	0.12	0.21	0.35
山梨県	0.02	0.24	0.26	0.04	0.57	0.00	0.11	0.14	0.16	0.41
長野県	0.00	0.33	0.18	0.08	0.59	0.00	0.07	0.16	0.09	0.32
岐阜県	0.01	0.29	0.29	0.12	0.71	0.01	0.17	0.12	0.12	0.42
静岡県	0.02	0.30	0.27	0.00	0.59	-0.02	0.09	0.07	0.04	0.17
愛知県	0.01	0.27	0.20	0.01	0.50	0.01	0.14	0.12	0.06	0.33
三重県	0.01	0.26	0.25	0.05	0.57	-0.01	0.18	0.14	0.08	0.38
滋賀県	0.03	0.29	0.37	0.05	0.74	-0.02	0.20	0.14	0.07	0.39
京都府	0.01	0.27	0.30	0.12	0.71	0.00	0.07	0.16	0.09	0.32
大阪府	0.00	0.38	0.35	0.13	0.86	0.01	0.17	0.18	0.11	0.47
兵庫県	0.03	0.34	0.30	0.07	0.74	0.02	0.17	0.15	0.10	0.43
奈良県	-0.04	0.32	0.31	0.05	0.64	0.02	0.09	0.09	0.01	0.21
和歌山県	-0.04	0.31	0.21	0.04	0.51	-0.03	0.07	0.11	0.07	0.22
鳥取県	-0.04	0.37	-0.01	0.07	0.39	-0.05	-0.02	0.04	0.14	0.11
島根県	-0.02	0.57	0.27	0.10	0.92	-0.07	0.05	0.06	0.08	0.13
岡山県	-0.01	0.27	0.24	0.05	0.55	0.00	0.15	0.12	0.06	0.33
広島県	0.00	0.39	0.32	0.08	0.79	0.02	0.18	0.14	-0.02	0.32
山口県	0.03	0.37	0.20	0.16	0.76	0.01	0.12	0.09	0.13	0.35
徳島県	-0.04	0.45	0.30	-0.01	0.71	-0.04	0.17	-0.02	0.19	0.31
香川県	-0.02	0.26	0.28	0.06	0.58	0.00	0.24	0.00	0.06	0.29
愛媛県	-0.01	0.29	0.19	0.03	0.50	-0.02	0.20	0.16	0.12	0.46
高知県	0.01	0.20	0.04	0.01	0.26	0.05	0.21	0.02	0.15	0.42
福岡県	0.00	0.33	0.35	0.03	0.71	0.00	0.17	0.14	0.11	0.41
佐賀県	0.05	0.38	0.24	0.15	0.82	0.02	0.00	0.16	0.04	0.23
長崎県	0.00	0.33	0.39	0.10	0.82	0.00	0.02	0.08	0.09	0.20
熊本県	-0.02	0.16	0.25	0.10	0.50	-0.01	0.07	0.07	0.14	0.28
大分県	-0.02	0.25	0.13	0.11	0.47	0.01	0.16	0.14	0.09	0.40
宮崎県	0.02	0.33	0.21	0.17	0.72	0.01	0.10	0.04	-0.02	0.14
鹿児島県	0.02	0.26	0.32	0.11	0.71	-0.02	0.01	0.09	0.10	0.17
沖縄県	0.04	0.16	0.34	0.17	0.71	0.00	0.11	0.01	0.03	0.15

は上位3位の都道府県を表す。

は下位3位の都道府県を表す。

3. 心疾患（高血圧性を除く）（表3）

心疾患死亡率変化による寿命変化への寄与年数は、男性で特に高かった地域は、0-14歳：福島県（0.05年）、長崎県（0.04年）、15-64歳：愛知県（0.21年）、大分県（0.18年）、65-74歳：徳島県（0.14年）、大分県、石川県（0.13年）、75歳以上：大分県（0.19年）、徳島県（0.18年）、全年齢：愛知県（0.50年）、大分県（0.48年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14歳：香川県（-0.05年）、秋田県、三重県（-0.04年）、15-64歳：山口県（-0.09年）、島根県（-0.06年）、65-74歳：秋田県（-0.02年）、山口県（-0.01年）、75歳以上：島根県（-0.01年）、奈良県（0.00年）、全年齢：秋田県（-0.09年）、島根県、山口県（-0.06年）であった。

また、女性で特に高かった地域は、0-14歳：宮城県、高知県（0.05年）、15-64歳では香川県（0.10年）、栃木県、徳島県（0.09年）、65-74歳：愛知県（0.13年）、大分県（0.12年）、75歳以上：大分県（0.35年）、岐阜県、愛知県（0.29年）、全年齢：大分県（0.51年）、愛知県（0.49年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14歳：富山県（-0.04年）、奈良県、鳥取県（-0.03年）、15-64歳：島根県（-0.05年）、奈良県、長崎県（-0.03年）、65-74歳：愛媛県（0.00年）、宮崎県（0.01年）、75歳以上：福井県（0.05年）、岡山県（0.09年）、全年齢：福井県（0.12年）、島根県（0.13年）であった。

4. 脳血管疾患（表4）

脳血管疾患死亡率変化による寿命変化への寄与年数は、男性で特に高かった地域は、0-14歳：石川県（0.02年）、山形県、大分県（0.01年）、15-64歳：青森県（0.16年）、岐阜県（0.13年）、65-74歳：徳島県（0.19年）、長崎県（0.15年）、75歳以上：長野県（0.33年）、大分県（0.30年）、全年齢：長野県、徳島県（0.54年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14歳：滋賀県（-0.03年）、富山県、長野県（-0.01年）、15-64歳：秋田県（-0.02年）、山梨県、大分県（0.00年）、65-74歳：山梨県、岡山県（0.06年）、75歳以上：宮崎県（0.13年）、滋賀県（0.15年）、全年齢：山梨県（0.24年）、沖縄県（0.26年）であった。

また、女性で特に高かった地域は、0-14歳：岩手県、三重県、奈良県（0.03年）、15-64歳では、群馬県（0.14年）、神奈川県、奈良県（0.11年）、65-74歳：埼玉県（0.15年）、長崎県、群馬県（0.14年）、75歳以上：秋田県（0.58年）、山形県、長野県（0.53年）、全年齢：秋田県（0.71年）、

長野県（0.69年）であった。一方、特に低かった地域は、0-14歳：島根県（-0.06年）、徳島県（-0.03年）、15-64歳：福井県（-0.08年）、岩手県、新潟県（-0.01年）、65-74歳：山梨県（0.03年）、岩手県、奈良県（0.04年）、75歳以上：沖縄県（0.19年）、岐阜県（0.29年）、全年齢：沖縄県（0.29年）、福井県（0.33年）であった。

IV. 考察

本研究では、21世紀に入ったわが国の各都道府県において、どのような疾患がどの程度、寿命変化に寄与しているかを定量的に評価した。その結果、都道府県別に全死因について比較すると、男性で近畿、中国、四国、九州地方といった西日本地域、女性ではさらに東海地方も含めた西日本地域で寿命延長への寄与が大きい傾向にあった。一方、北海道、東北（特に北地域）は、男女ともに寄与が小さかった。また、年齢的な特徴としては、男性では15-64歳および65-74歳、女性では75歳以上における寿命延長への寄与が高い傾向にあった。奥野¹⁷⁾は近年の平均寿命の伸びは70歳以上の死亡率の改善によって実現されていると述べ、村木¹⁸⁾も平均寿命に対する寄与を分析し、高齢層の伸びの差異が全体の伸びの違いに大きく影響していると述べているように、本研究の結果も同様の傾向を示している。今後は、死亡だけではなく、疾病の予防などQOLを改善するための要因についても分析していく必要がある。

死因別にみると、悪性新生物死亡率の変化による寿命変化への寄与は、男性で大きい。男女ともに東海、近畿、中国、九州地方で寄与が高い一方で、北海道、東北（特に北地域）地方で寄与が小さい傾向にあった。特に男性で西高東低の傾向がみられた。今回対象とした死因の中でも日本人の死因第一位である悪性新生物における寄与が、男性で大きいことは注目すべき点であり、特に男性では15-64歳、65-74歳における寄与が高く、この年代における寄与の大きさが、男女の差が広がった原因の一つとして考えられる。また、長谷川¹⁹⁾は、高齢者の悪性新生物による死亡割合と地域差に関わる社会環境因子を検討し、一部の環境および社会経済因子が悪性新生物死亡割合と関係がある可能性を示唆している。WHOも社会環境および社会経済等を健康の社会的決定要因として挙げているなど²⁰⁾、各種死因との関連を検討することが重要であり、これらを

表3 都道府県別にみた寿命変化への寄与年数（心疾患：2000-2010年）

都道府県	男性					女性				
	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計
全国	0.01	0.06	0.07	0.09	0.23	0.00	0.04	0.07	0.19	0.30
北海道	0.02	0.08	0.07	0.06	0.24	0.01	0.04	0.07	0.22	0.34
青森県	0.00	-0.01	0.04	0.04	0.08	-0.02	0.02	0.06	0.23	0.29
岩手県	0.02	-0.05	0.08	0.02	0.07	-0.01	0.00	0.07	0.12	0.19
宮城県	-0.01	0.10	0.05	0.06	0.19	0.05	0.05	0.10	0.20	0.39
秋田県	-0.04	-0.05	-0.02	0.03	-0.09	0.00	0.01	0.02	0.20	0.23
山形県	0.01	0.15	0.05	0.11	0.32	0.04	-0.02	0.06	0.21	0.29
福島県	0.05	0.02	0.02	0.10	0.19	-0.02	0.05	0.04	0.14	0.20
茨城県	0.01	0.08	0.10	0.09	0.28	0.01	0.04	0.08	0.20	0.34
栃木県	0.01	0.10	0.07	0.05	0.23	0.01	0.09	0.05	0.13	0.28
群馬県	0.01	0.09	0.11	0.11	0.31	0.02	0.04	0.08	0.18	0.32
埼玉県	0.00	0.05	0.07	0.09	0.21	0.02	0.02	0.09	0.11	0.24
千葉県	0.02	-0.01	0.05	0.08	0.14	0.01	0.02	0.09	0.21	0.34
東京都	0.00	0.10	0.07	0.10	0.27	0.00	0.06	0.08	0.23	0.37
神奈川県	0.00	0.00	0.05	0.13	0.18	0.00	0.00	0.07	0.21	0.29
新潟県	-0.01	0.07	0.06	0.06	0.18	0.00	0.06	0.05	0.17	0.28
富山県	0.02	0.10	0.08	0.07	0.27	-0.04	0.05	0.07	0.20	0.29
石川県	-0.03	0.05	0.13	0.11	0.27	0.04	0.03	0.06	0.19	0.31
福井県	0.03	0.11	0.06	0.06	0.26	0.00	0.03	0.05	0.05	0.12
山梨県	-0.03	0.12	0.12	0.11	0.32	-0.02	-0.01	0.06	0.12	0.15
長野県	0.02	0.14	0.12	0.11	0.39	0.00	0.05	0.04	0.19	0.29
岐阜県	0.01	0.05	0.07	0.10	0.23	0.01	0.05	0.04	0.29	0.40
静岡県	0.01	0.11	0.08	0.12	0.32	0.03	0.03	0.11	0.21	0.38
愛知県	0.01	0.21	0.13	0.16	0.50	0.01	0.06	0.13	0.29	0.49
三重県	-0.04	0.00	0.08	0.12	0.15	0.01	0.05	0.05	0.22	0.35
滋賀県	0.02	-0.02	0.11	0.14	0.25	0.00	0.04	0.02	0.28	0.35
京都府	-0.01	0.09	0.03	0.05	0.16	-0.01	0.08	0.03	0.17	0.27
大阪府	0.01	-0.01	0.06	0.07	0.13	0.01	0.00	0.07	0.18	0.27
兵庫県	-0.01	0.05	0.06	0.13	0.22	0.00	0.06	0.08	0.20	0.35
奈良県	-0.01	0.02	0.07	0.00	0.09	-0.03	-0.03	0.09	0.10	0.14
和歌山県	0.03	0.10	0.12	0.12	0.37	-0.01	0.08	0.04	0.16	0.27
鳥取県	0.00	0.10	0.09	0.16	0.35	-0.03	0.04	0.09	0.27	0.37
島根県	-0.01	-0.06	0.01	-0.01	-0.06	0.01	-0.05	0.03	0.14	0.13
岡山県	0.03	0.16	0.08	0.08	0.35	-0.02	0.07	0.06	0.09	0.21
広島県	0.00	0.00	0.04	0.05	0.10	0.02	0.02	0.06	0.20	0.30
山口県	0.01	-0.09	-0.01	0.03	-0.06	0.01	0.07	0.04	0.18	0.31
徳島県	-0.01	0.10	0.14	0.18	0.40	0.00	0.09	0.07	0.25	0.41
香川県	-0.05	0.01	0.03	0.10	0.09	0.00	0.10	0.04	0.11	0.25
愛媛県	-0.01	0.11	0.03	0.01	0.15	0.01	0.06	0.00	0.10	0.17
高知県	-0.02	0.14	0.08	0.13	0.33	0.05	0.04	0.07	0.14	0.31
福岡県	0.00	0.12	0.10	0.13	0.35	0.01	0.07	0.08	0.18	0.33
佐賀県	0.00	0.09	0.04	0.09	0.22	-0.02	0.04	0.04	0.16	0.22
長崎県	0.04	0.07	0.10	0.04	0.24	0.00	-0.03	0.05	0.12	0.14
熊本県	0.03	0.12	0.04	0.09	0.28	-0.01	0.01	0.10	0.23	0.33
大分県	0.00	0.18	0.13	0.19	0.48	-0.01	0.06	0.12	0.35	0.51
宮崎県	-0.01	0.05	0.02	0.10	0.17	0.00	-0.01	0.01	0.21	0.21
鹿児島県	0.02	0.11	0.04	0.12	0.28	0.01	0.05	0.07	0.14	0.26
沖縄県	-0.01	0.01	0.05	0.04	0.10	-0.03	0.00	0.08	0.16	0.21

は上位3位の都道府県を表す。

は下位3位の都道府県を表す。

表4 都道府県別にみた寿命変化への寄与年数（脳血管疾患：2000-2010年）

都道府県	男性					女性				
	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計	0-14歳	15-64歳	65-74歳	75歳以上	総計
全国	0.00	0.07	0.10	0.22	0.39	0.00	0.06	0.10	0.39	0.55
北海道	0.00	0.10	0.09	0.24	0.42	0.00	0.08	0.09	0.39	0.56
青森県	0.00	0.16	0.10	0.23	0.49	0.00	0.04	0.08	0.41	0.52
岩手県	0.00	0.04	0.09	0.26	0.39	0.03	-0.01	0.04	0.40	0.46
宮城県	0.00	0.01	0.12	0.26	0.39	0.01	0.04	0.05	0.39	0.49
秋田県	0.00	-0.02	0.08	0.24	0.30	0.00	0.02	0.11	0.58	0.71
山形県	0.01	0.05	0.09	0.28	0.43	0.00	0.03	0.07	0.53	0.64
福島県	0.00	0.04	0.12	0.22	0.38	0.00	0.08	0.11	0.41	0.59
茨城県	0.00	0.07	0.11	0.23	0.42	-0.01	0.07	0.09	0.47	0.62
栃木県	0.01	0.04	0.12	0.21	0.38	0.00	0.04	0.10	0.43	0.56
群馬県	0.00	0.07	0.12	0.22	0.41	-0.01	0.14	0.14	0.38	0.65
埼玉県	0.00	0.07	0.11	0.25	0.43	0.00	0.07	0.15	0.38	0.61
千葉県	0.00	0.09	0.13	0.26	0.49	0.00	0.04	0.12	0.37	0.53
東京都	0.00	0.10	0.07	0.21	0.37	0.00	0.07	0.11	0.39	0.58
神奈川県	0.00	0.08	0.10	0.24	0.42	0.00	0.11	0.12	0.45	0.68
新潟県	0.00	0.01	0.13	0.23	0.37	0.01	-0.01	0.07	0.41	0.48
富山県	-0.01	0.02	0.09	0.21	0.31	0.00	0.04	0.09	0.40	0.53
石川県	0.02	0.06	0.08	0.21	0.38	-0.01	0.02	0.07	0.36	0.43
福井県	0.00	0.02	0.10	0.18	0.30	0.00	-0.08	0.04	0.36	0.33
山梨県	0.00	0.00	0.06	0.18	0.24	0.00	0.08	0.03	0.34	0.45
長野県	-0.01	0.09	0.13	0.33	0.54	0.02	0.04	0.11	0.53	0.69
岐阜県	0.01	0.13	0.14	0.25	0.52	-0.01	0.05	0.12	0.29	0.45
静岡県	0.00	0.06	0.10	0.23	0.39	0.00	0.04	0.07	0.39	0.49
愛知県	0.01	0.07	0.13	0.23	0.43	0.00	0.08	0.10	0.39	0.56
三重県	0.00	0.04	0.13	0.23	0.39	0.03	0.02	0.07	0.35	0.46
滋賀県	-0.03	0.07	0.14	0.15	0.33	0.00	0.05	0.12	0.37	0.55
京都府	0.00	0.05	0.10	0.23	0.38	0.01	0.07	0.09	0.36	0.53
大阪府	0.00	0.04	0.08	0.16	0.28	0.00	0.08	0.08	0.32	0.48
兵庫県	0.00	0.05	0.08	0.17	0.30	0.01	0.06	0.09	0.34	0.50
奈良県	0.00	0.12	0.08	0.18	0.38	0.03	0.11	0.04	0.47	0.64
和歌山県	0.00	0.10	0.10	0.17	0.38	-0.02	0.03	0.11	0.37	0.49
鳥取県	0.00	0.09	0.09	0.20	0.39	0.00	0.08	0.09	0.39	0.56
島根県	0.00	0.11	0.09	0.21	0.41	-0.06	0.07	0.07	0.32	0.40
岡山県	0.01	0.06	0.06	0.20	0.32	0.00	0.09	0.08	0.39	0.55
広島県	0.00	0.08	0.10	0.24	0.43	0.01	0.04	0.10	0.41	0.55
山口県	0.00	0.07	0.11	0.20	0.38	-0.01	0.05	0.12	0.42	0.57
徳島県	0.00	0.11	0.19	0.24	0.54	-0.03	0.06	0.13	0.34	0.51
香川県	0.00	0.08	0.11	0.21	0.39	0.00	0.09	0.10	0.47	0.66
愛媛県	0.00	0.06	0.08	0.29	0.43	0.00	0.03	0.11	0.43	0.57
高知県	0.00	0.05	0.11	0.21	0.37	0.03	0.08	0.12	0.39	0.62
福岡県	0.00	0.10	0.09	0.20	0.39	0.00	0.05	0.10	0.39	0.54
佐賀県	0.00	0.06	0.11	0.17	0.33	0.00	0.06	0.13	0.40	0.58
長崎県	0.01	0.00	0.15	0.19	0.36	0.01	0.06	0.14	0.43	0.64
熊本県	0.00	0.07	0.09	0.19	0.35	-0.01	0.04	0.08	0.38	0.50
大分県	0.01	0.00	0.11	0.30	0.43	0.00	0.07	0.08	0.36	0.52
宮崎県	0.00	0.09	0.13	0.13	0.35	0.00	0.08	0.14	0.39	0.61
鹿児島県	0.00	0.08	0.11	0.25	0.43	0.00	0.07	0.10	0.38	0.55
沖縄県	0.01	0.02	0.05	0.19	0.26	0.00	0.03	0.07	0.19	0.29

は上位3位の都道府県を表す。

は下位3位の都道府県を表す。

Appendix 都道府県別平均寿命 (2000年、2010年)

都道府県	2000年		2010年	
	男性	女性	男性	女性
全国	77.71	85.75	79.59	86.35
北海道	77.55	85.78	79.17	86.30
青森県	75.67	84.80	77.28	85.34
岩手県	77.09	85.49	78.53	85.86
宮城県	77.71	85.75	79.65	86.39
秋田県	76.81	85.19	78.22	85.93
山形県	77.69	85.72	79.97	86.28
福島県	77.18	85.45	78.84	86.05
茨城県	77.20	85.26	79.09	85.83
栃木県	77.14	85.03	79.06	85.66
群馬県	77.86	85.47	79.40	85.91
埼玉県	78.05	85.29	79.62	85.88
千葉県	78.05	85.49	79.88	86.20
東京都	77.98	85.70	79.82	86.39
神奈川県	78.24	86.03	80.25	86.63
新潟県	77.66	86.27	79.47	86.96
富山県	78.03	86.32	79.71	86.75
石川県	77.96	86.46	79.71	86.75
福井県	78.55	86.25	80.47	86.94
山梨県	77.90	86.17	79.54	86.65
長野県	78.90	86.48	80.88	87.18
岐阜県	78.10	85.56	79.92	86.26
静岡県	78.15	86.06	79.95	86.22
愛知県	78.01	85.40	79.71	86.22
三重県	77.90	85.58	79.68	86.25
滋賀県	78.19	86.17	80.58	86.69
京都府	78.15	85.92	80.21	86.65
大阪府	76.97	85.20	78.99	85.93
兵庫県	77.57	85.62	79.59	86.14
奈良県	78.36	85.84	80.14	86.60
和歌山県	77.01	85.34	79.07	85.69
鳥取県	77.39	86.27	79.01	86.08
島根県	77.54	86.57	79.51	87.07
岡山県	77.80	86.49	79.77	86.93
広島県	77.76	86.27	79.91	86.94
山口県	77.03	85.63	79.03	86.07
徳島県	77.19	85.67	79.44	86.21
香川県	77.99	85.89	79.73	86.34
愛媛県	77.30	85.64	79.13	86.54
高知県	76.85	85.87	78.91	86.47
福岡県	77.21	85.84	79.30	86.48
佐賀県	76.95	86.04	79.28	86.58
長崎県	77.21	85.85	78.88	86.30
熊本県	78.29	86.54	80.29	86.98
大分県	77.91	86.06	80.06	86.91
宮崎県	77.42	86.11	79.70	86.61
鹿児島県	76.98	85.70	79.21	86.28
沖縄県	77.64	86.88	79.40	87.02

厚生労働省大臣官房統計情報部編.都道府県別生命表¹⁵⁾,¹⁶⁾より作成.

考慮した地域におけるがん対策が重要となる。

心疾患は今回対象とした他の死因よりも寄与は小さい傾向にあり、地域別では男性で甲信越、東海、四国、九州地方、女性では東海、中国、四国、九州地方で高い一方で、男性では東北（特に北地域）、中国地方、女性では東北（特に北地域）で低い傾向にあった。年齢で見ると、男性ではどの年齢階級もほぼ同程度の寄与を示したが、女性では75歳以上の高齢者の死亡率改善による寿命延長への寄与が大きかった。また、脳血管疾患は特に女性では死因の中でも寄与が大きいことは本研究における重要な知見の一つである。地域別で見ると男性では関東、甲信越、東海地方、女性では東北（日本海側）、関東、甲信越地方で寄与が高かったが、男女ともに北陸、中国地方および沖縄では小さい傾向を示している。年齢で見ると、男女ともに75歳以上の高齢者で高い寄与を示しているが、女性では大部分が75歳以上の死亡率改善によるものであった。このように、循環器系疾患（心疾患、脳血管疾患）は、75歳以上の高齢者における死亡率改善が大きく影響している一方で、75歳未満における平均寿命の伸びが小さいことから、この年代における循環器系疾患死亡対策が21世紀における課題の一つであろう。また、高血圧の背景因子が食塩から肥満へ移行してきたという報告²¹⁾もあり、地域における食習慣および肥満の改善が高血圧予防および脳卒中の予防に有効であると考えられることから、今後は地域での食生活の現状や変遷を調査する必要がある。

地域の特徴としては、本研究では、これまで長寿県の代表でもあった沖縄県における平均寿命の伸びが、特に女性について他の都道府県と比較して低いことが示唆された。沖縄県の女性における平均寿命は、2000年までは第1位を維持していたが¹⁵⁾、2010年には、長野県、鳥根県に次ぐ第3位となり¹⁶⁾、2000年からの平均寿命の伸びは最も小さくなっている（Appendix）。その中でも、脳血管疾患の死亡率改善が他の都道府県と比べても伸び悩んでいる。一方、沖縄県の男性の平均寿命は、これまで女性と同様に高かったが、2000年には25位にまで急落し¹⁵⁾、さらに2010年では30位と順位を下げ¹⁶⁾、男女ともに平均寿命が伸び悩んでいる（Appendix）。石島ら²²⁾は、沖縄県における2000年までの年齢調整死亡率による較差変化寄与割合を求め、脂肪の過剰摂取、緑黄色野菜に摂取不足、運動不

足などが、脳梗塞、虚血性心疾患、糖尿病による死亡率上昇の要因となっていることを示唆している。また、特に肥満の増加が沖縄県の平均寿命の伸び悩んでいる原因の一つと指摘している研究もあり²³⁾、食習慣をはじめとする生活習慣の変化が大きく影響していると考えられる。本研究においても、2000年以降も特に脳血管疾患の死亡率改善が伸び悩んでいることから、さまざまな生活習慣要因が改善されていない可能性がある。

また、青森県は男女ともに平均寿命が最も低い地域であるが^{15)、16)}、寿命延長への寄与も低い傾向にある。WHO/FAOは循環器疾患のリスク因子としてナトリウムの過剰摂取を指摘しているが²⁴⁾、青森県の男性における脳血管疾患、心疾患等による死亡の割合が高く、食塩の摂取量が多いといった生活習慣に問題があるという指摘²⁵⁾や、2001年から2005年を対象とした研究では、北関東や東北地方は食塩やビタミンB12の摂取量が多く、これらの地域では脳血管疾患死亡率が高いという報告もある²⁶⁾。これらの研究や本研究の結果からも、特に過剰な食塩摂取といった食生活が、これまでの青森県における循環器疾患死亡による寿命変化への寄与が小さい要因の一つとして考えられる。しかし、本研究の結果では2000年から2010年までの10年間で男性の心疾患による寿命延長への寄与は依然として小さいが、女性の寄与は他の地域と比べても格段に小さいわけではなく、特に75歳以上の高齢者の死亡率改善が全体の寿命延長に影響を与えていると考えられる。一方、脳血管疾患による寄与は特に男性で他の地域と比べても高く、女性は75歳以上の寄与が高い傾向にあった。今後は、特に若年、中年層に対する減塩対策等の生活習慣に関わる、より一層の公衆衛生上の対策が重要となる。

一方で、2000年に男性で平均寿命が最も高く（78.9年）、女性でも85.3年と第3位であった長野県では¹⁵⁾、2010年では男女ともに平均寿命が最も高くなっている¹⁶⁾（Appendix）。本研究では、特に男女ともに脳血管疾患死亡率の改善による平均寿命の伸びが高くなっている。県民健康づくり運動といった長野県における健康政策²⁷⁾が継続的に機能しているなど、健康に関する総合的な環境が優れていること¹⁷⁾が要因の一つであると考えられる。

また、本研究では特に愛知県、徳島県、大分県などで平均寿命の延長が他の地域と比較しても高く、鳥取

県、島根県（特に女性）などで低い傾向にあった。重松ら²⁸⁾は、都道府県別に平均寿命の変遷を検討した結果、かつての短命県が長命化した一方で、かつての長寿県では短命化しているという報告をしており、地域における平均寿命の変遷は時代の移り変わりとともに変化している。そのため、今後は時代背景や年代の特徴を考慮した検討も重要である。

本研究の限界と課題として、まず、対象期間が2010年までという点が挙げられるが、寄与年数の算出に必要な都道府県別生命表が5年ごとに公表されており、2015年における生命表が現時点ではまだ公表されていないことが理由である。今後の課題としては対象期間をさらに延長し、経時的な影響を分析したい。また、寿命変化への寄与の都道府県格差を検討する上で、死亡率格差を規定する要因を明確にし、改善可能な因子についてさらなる調査研究が重要である²⁹⁾。また、寿命変化の背景については、社会環境や社会経済等といった多種多様な要因によって健康に対する格差が生まれ、心身の健康や寿命に作用することから²⁰⁾、健康の評価指標の一つである平均寿命の延伸を支える要因として、今後はマンパワーをはじめとした医療整備状況、医療サービス業績、医療費等の医療関連情報と共に、所得等の社会経済要因との関連性を分析し、地域較差を規定する様々な要因との関連性を明確にし、特に制御要因に注目した健康較差を是正する施策や介入研究に発展させていく必要がある。

本研究では、21世紀に入ってから平均寿命が、他の地域と比べて大きく延長した地域や、これまで平均寿命が高かった地域でも伸びが小さくなってきている地域が明らかとなり、21世紀以前とは異なる地域較差が生じ始めていることが示唆された。地域における寿命延長への寄与が最も良い地域に底上げされれば、結果として日本全体の水準が改善されることが期待される。本研究の結果から地域における年代や疾患の特徴を同定することによって、死亡率の改善だけでなくQOLの改善を目指した地域別、年代別の対策を立案し、地域較差の縮小を目指した対策を講じるための有用な基礎資料として寄与しうると考える。

文献

- 1) 厚生労働省. 平成26年簡易生命表の概況. [online] 大臣官房統計情報部. [平成28年4月24日検

索], インターネット< URL: <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life14/index.html> >

- 2) 厚生労働省. 平成25年簡易生命表の概況. [online] 大臣官房統計情報部. [平成28年4月24日検索], インターネット< URL: <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life13/index.html> >
- 3) 鈴木健二. 各種社会指標と都道府県別生命表の関係. 厚生指針. 2003; 50: 30-35.
- 4) Watanabe T, Omori M, Fukuda H, et al. Influence of death from circulatory diseases on life expectancy at birth in Japan. J Epidemiol. 2002; 12: 450-456.
- 5) Watanabe T, Omori M, Fukuda H, et al. Analysis of sex, age and disease factors contributing to prolonged life expectancy at birth, in cases of malignant neoplasms in Japan. J Epidemiol. 2003; 13: 169-175.
- 6) Yoshinaga K, Une H. Contributions of mortality changes by age group and selected causes of death to the increase in Japanese life expectancy at birth from 1950 to 2000. Eur J Epidemiol. 2005; 20: 49-57.
- 7) 渡辺智之, 福田博美, 宮尾克他. 性・年齢・疾患別にみた寿命延長への寄与に関する地域格差 - 高齢者を中心に -. 愛知教育大学研究報告. 2006; 55 (教育科学編): 53-60.
- 8) 渡辺智之, 宮尾克. 死因別寿命延長への寄与年数からみた地域特性. 愛知学院大学心身科学部紀要. 2008; 4: 35-41.
- 9) 健康・体力づくり事業財団. 健康日本21. [online] 健康・体力づくり事業財団. [平成28年4月24日検索] インターネット< URL: <http://www.kenkounippon21.gr.jp/> >
- 10) Pollard JH. Cause of death and expectation of life: Some international comparisons, in Vallin J, Draza S, Palloni A (eds.), Measurements and analysis of mortality. New York, Oxford University Press, 1990:269-91.
- 11) Pollard JH. The expectation of life and its relationship to mortality. J Inst Actuar. 1982; 109: 225-40.
- 12) Pollard JH. On the decomposition of changes

- in expectation of life and differentials in life expectancy. *Demography*. 1988; 25: 265-76.
- 13) 厚生労働省大臣官房統計情報部編. 平成12年人口動態統計, 下巻. 東京: 厚生統計協会, 2002.
 - 14) 厚生労働省大臣官房統計情報部編. 平成22年都道府県別生命表, 下巻. 東京: 厚生労働統計協会, 2012.
 - 15) 厚生労働省大臣官房統計情報部編. 平成12年都道府県別生命表. 東京: 厚生統計協会, 2003.
 - 16) 厚生労働省大臣官房統計情報部編. 平成22年都道府県別生命表. 東京: 厚生労働統計協会, 2013.
 - 17) 奥野浩. 平均寿命の伸長における年齢階級別の寄与について. *厚生指標*. 2012; 59 (8) : 8-14.
 - 18) 村木幸広. 都道府県別生命表の年齢別・死因別寄与分析. *厚生指標*. 2003; 50 (5) : 21-9.
 - 19) 長谷川卓志. 本邦人口動態統計からみた悪性疾患死亡割合とその地域差を決定する社会環境因子について. *社会医学研究*. 2015; 32 (2) : 111-116.
 - 20) WHO 健康都市研究協力センター, 日本健康都市学会 訳. 健康の社会的決定要因 (第二版). [online] 健康都市推進会議. [平成28年5月24日検索] インターネット < URL: <http://www.tmd.ac.jp/med/hlth/whocc/pdf/solidfacts2nd.pdf> >
 - 21) 豊嶋英明, 橋本修二, 岡本和士, 他. 脳卒中, 心筋虚血の発症に対する血清脂質と肥満の役割の近年の推移 - 愛知県長久手町における10年の検診成績による検討. *日本公衆衛生学雑誌*. 1988; 35(10): 549-55.
 - 22) 石島英樹, 永井正規, 柴崎智美, 他. 沖縄県と全国の男性の年齢調整死亡率の較差の縮小に寄与した死因と年齢について. *日本公衆衛生学雑誌*, 2007; 54 (10) : 695-703.
 - 23) 大屋祐輔. 長寿沖縄の危機とメタボリックシンドローム. *脈管学*. 2006; 46: 337-340.
 - 24) WHO. Report of a Joint WHO/FAO Expert Consultation Diet, Nutrition and the Prevention of Chronic Diseases. 2003.
 - 25) 三上聖治, 竹森幸一, 浅田豊. 青森県近隣の同県についての市町村別平均寿命の解析. *弘前大学看護紀要*. 2006: 7-32.
 - 26) 林芙美, 横山徹爾, 吉池信男. 都道府県別にみた健康・栄養関連指標の状況と総死亡および疾患別死亡率. *日本公衆衛生学雑誌*. 2009; 56 (9) : 633-643.
 - 27) 長野県健康長寿プロジェクト・研究事業 研究チーム. 長野県健康長寿プロジェクト・研究事業 報告書 ~長野県健康長寿の要因分析~. 2015.
 - 28) 重松峻夫. 日本人の健康と寿命の地域差とその変動. *公衆衛生学雑誌*. 1982; 29 (10) : 142-5.
 - 29) 谷口力夫, 星旦二, 藤原佳典. 都道府県別平均寿命の経年変化とその特性. *厚生指標*, 1999; 46 (11) : 24-31.

－原 著－

在宅で高齢者を介護する家族のソーシャルサポートと介護負担感の関連性

Relationship between social support and caregiver burden in the primary family caregivers of elderly

桐野匡史¹⁾、栞田菜摘¹⁾、出井涼介²⁾、松本啓子³⁾

Masafumi KIRINO¹⁾, Natsumi KUWADA¹⁾, Ryosuke DEI²⁾, Keiko MATSUMOTO³⁾

1) 岡山県立大学保健福祉学部

2) 岡山県立大学大学院保健福祉学研究科

3) 川崎医療福祉大学医療福祉学部

1) Faculty of Health and Welfare Science, Okayama Prefectural University

2) Graduate School of Health and Welfare Science, Okayama Prefectural University

3) Faculty of Health and Welfare, Kawasaki University of Medical Welfare

抄録

目的：本研究は、家族介護者の介護負担感を軽減する介護者支援のための基礎資料を得ることをねらいに、彼らのソーシャルサポート（受領実績）と介護負担感の関連性を明らかにすることを目的とする。

方法：A県内の居宅介護支援事業所53カ所を利用する高齢者の家族介護者287名を対象に、無記名自記式の質問紙調査を実施した。調査内容は、介護者および被介護者の基本属性等のほか、ソーシャルサポート、介護負担感で構成した。分析には、被介護者の年齢が65歳以上でかつ分析に必要な項目に欠損値がない171名分のデータを使用した。統計解析では、ソーシャルサポートが介護負担感に関係すると仮定した因果関係モデルを構築し、構造方程式モデリングにより検討した。

結果：「被介護者からの情緒的サポート」のみが介護負担感の「role strain」および「personal strain」と有意な負の関連を示した（標準化推定値：-0.44, -0.65）。親族または非親族からのサポートは介護負担感と有意な関連を示さなかった。

結論：家族介護者の介護負担感は、「被介護者からの情緒的サポート」によって軽減される可能性が示唆された。今後は、介護者と被介護者の関係性に配慮した介護者支援が求められる。

Abstract

Objective: This study aims to obtain the basic information required to support family caregivers, and to clarify the relationship between social support and caregiver burden in the primary family caregivers of the elderly.

Method: A self-administrated questionnaire survey was conducted among 287 family caregivers of elderly who used 53 home care support services in A-prefecture. The survey questions inquired about the characteristics of the caregivers and the elderly persons to be cared for, their social support, and the caregiver burden. We used the data of 171 family caregivers and examined the casual model, which uses structural equation modeling, to show the influence of the social support on the caregiver burden.

Results: “Emotional support from the care-receiver” was only significantly negatively associated with the “role strain” and “personal strain” (standardized estimates were -0.44, -0.65, respectively). The relationships between the social support from kin or non-kin and the caregiver burden were not statistically significant.

Conclusions: The above results indicate that the caregiver burden is reduced by the “emotional support from the care-receiver”, and emphasize the need to consider the interpersonal relationships of the caregiver and elderly persons to be cared for.

キーワード：介護負担感、ソーシャルサポート、家族介護者、介護者支援

Keywords: caregiver burden, social support, family caregiver, support for caregivers

I. 緒言

平成27年版高齢社会白書によると、日本の65歳以上の高齢者人口は過去最高の3,300万人に達し、総人口のおよそ4人に1人の割合を占めている¹⁾。このような高齢者人口の増加に伴い、日常生活に介助や介護が必要な高齢者も増加している。平成25年度介護保険事業状況報告(年報)によれば、第1号被保険者における要支援または要介護認定者数は569万人であり²⁾、その認定者数は年々増加している。「介護の社会化」を謳う介護保険制度が導入されてからすでに十数年が経過しているが、介護の担い手の変化や介護の長期化など、介護状況が複雑・多様化する中で「介護の社会化」は未だ不十分なままである³⁾。しかし、行政の方針は一貫して在宅介護の推進であり、家族介護者はさまざまな介護の悩みや葛藤、ストレスと向き合いながら生活している。

従来の研究では、このような家族の介護負担を軽減することを目的とした研究が数多く報告されてきた。とりわけ、1970年から80年代以降、ソーシャルサポートの介護負担感の軽減に関する研究はその脚光を浴びてきた。しかし、ソーシャルサポートと介護負担感の関連性については一定の有効性を支持する報告こそ多いものの、必ずしも統一された知見は得られていない⁴⁻¹⁰⁾。たとえば、認知症高齢者の主介護者を対象としたNurFatimahらの研究⁴⁾では、家族、友人、重要な他者からのサポートのうち、家族からのサポートのみが介護負担感と有意な関連を示したと報告している。また、夫婦間介護におけるストレスプロセスについて研究した西村ら⁵⁾は、配偶者からの情緒的サポートが介護負担感を低下させ、精神的健康に寄与することを報告している。在宅サービスを利用する要介護者の介護者を対象とした平松らの研究⁶⁾では、その関連の大きさは比較的小さいものの、情緒的サポート、手段的サポートを提供してくれる人の存在によって介護負担感は低くなると報告している。ただし、高齢者の在宅介護者を対象とした澤田らの研究⁷⁾では、情緒的サポートの提供者(同居家族、別居親族、友人・知人・近隣の人)が多い人ほど介護負担感の限界感や経済的負担は低くなるものの、手段的サポートと介護負担感は関連がなかったことを報告している。このように、家族介護者を対象としたソーシャルサポート研究は数多く報告されているものの、ソーシャルサポートの定義や種類、分析水準等の差異により、必ずしも一致した成果は得られていない。

さらに、これまでの研究では、被介護者からのソーシャルサポートについて取り上げたものはほとんどない。従来のソーシャルサポート研究では、主に親族や友人、近隣住民などにサポート源が限定され、被介護者は「サポートを受ける人」として介護者に対するサポートの提供主体として捉えられてこなかった。しかし、東らは介護者と要介護者間の関係が良好であることが、介護負担感を下げる一因になることを示唆しているように¹¹⁾、縮小化する昨今の在宅介護の場において、介護者と密接なかかわりのある被介護者からのソーシャルサポートが、彼らの心理的側面に何らかの影響を与える可能性は否定できない。

そこで本研究は、家族介護者の介護負担感の軽減に向けた介護者支援のための基礎資料を得ることをねらいに、家族介護者のソーシャルサポート(受領実績)と介護負担感の関連性を明らかにすることを目的とした。

II. 方法

1. 調査対象および調査方法

調査対象は、A県内の居宅介護支援事業所53ヵ所を利用する高齢者の家族介護者287名とした。調査は、無記名自記式の質問紙調査とし、郵送法で実施した。調査の実施にあたっては書面にて各事業所の長に研究の趣旨、倫理的配慮等に関する説明を行い、調査票の配布に関する同意を得た。また、家族介護者に対しても同様に書面にて説明を行い、調査研究への同意が得られた場合のみ、調査票の返信をもって調査参加への協力を得た。調査期間は、平成27年1月から3月の3ヵ月間とした。なお、本研究は著者らが所属する機関の倫理委員会の承認を得て実施した。

2. 調査内容

調査内容は、介護者の基本属性等として、性、年齢、介護期間、被介護者からみた介護者の続柄、近所付き合いの程度、最も付き合いのある別居親族宅までの移動に必要な時間、就労の有無、被介護者の基本属性として、性、年齢、要介護度、医師による認知症の診断の有無、利用している在宅介護サービスの種類(訪問介護、訪問看護、通所介護、通所リハビリテーション、短期入所生活介護の5種類)で構成した。また、ソーシャルサポート、介護負担感はそれぞれ既存の尺度を用いて測定した。

ソーシャルサポートの測定には、西村によって作成

された「家族介護者ソーシャルサポート尺度」¹²⁾を用いた。本尺度は、「介護をねぎらってくれる」などの情緒的サポート3項目（サポートの提供主体は親族、非親族、被介護者）、「代わりに介護をしてくれる」などの手段的サポート3項目（サポートの提供主体は親族、非親族）の計15項目で構成され、いずれも情緒的または手段的サポートについての受領実績を尋ねるものである。回答と得点化は、「ほとんどない:0点」、「あまりない:1点」、「ときどきある:2点」、「よくある:3点」の4件法で回答を求め、得点が高いほどソーシャルサポートを多く受領していることを意味する。

介護負担感の測定には、Zaritらが開発し、荒井らが邦訳したZarit介護負担尺度日本語版をさらに短縮した上村らの「Zarit介護負担尺度日本語版の短縮版(J-ZBI-8Y)」¹³⁾を用いた。本尺度は「介護のために自分の時間が十分にとれないと思いますか」など5項目で測定する「role strain」と、「介護を受けている方の行動に対し、困ってしまうと思うことがありますか」など3項目で測定する「personal strain」の計8項目で構成されている。回答と得点化は、「思わない:0点」、「たまに思う:1点」、「時々思う:2点」、「よく思う:3点」、「いつも思う:4点」の5件法で回答を求め、得点が高いほど介護負担感が高いことを意味する。

3. 解析方法

統計解析には、まず本研究で使用した2つの尺度（家族介護者ソーシャルサポート尺度およびJ-ZBI-8Y）の構成概念妥当性をそれぞれ確認的因子分析により検討した。このとき、「家族介護者ソーシャルサポート尺度」は、開発者が推奨する3次因子モデル（サポートの提供主体別の情緒的サポートおよび手段的サポートを第1次因子、サポートの提供主体を第2次因子、ソーシャルサポート全体を第3次因子とする高次因子モデル）を構築し、そのモデルのデータに対する適合性を検討するものとした。同様に、J-ZBI-8Yは、開発者らが提示した「role strain」と「personal strain」の2つの因子で構成される2因子斜交モデルを構築し、そのモデルのデータに対する適合性を検討した。なお、J-ZBI-8Yについては開発者らが「role strain」を構成する2つのペアの項目誤差間に、「personal strain」では1つのペアの項目誤差間に共変量（相関）を認めている。このことから、本研究においても同様に項目誤差間に共変量（相関）を認めるモデルを設定した。

これらの分析ののち、本研究ではCohenらが整理

した概念モデル¹⁴⁾や西村の分析モデル⁵⁾を参考に、ソーシャルサポートが介護負担感（「role strain」および「personal strain」）に関係すると仮定した因果関係モデルを構築し、そのモデルのデータに対する適合性と変数間の関連性を構造方程式モデリングにより検討した。このとき、本研究ではソーシャルサポートの内容と提供主体の違いを考慮した介護負担感との関連性を検討するため、ソーシャルサポートは「家族介護者ソーシャルサポート尺度」の5つの下位尺度を用いた。本尺度の開発者である西村は、自らが開発した尺度についていくつかの活用方法を提示している。とりわけ、第1次因子を構成する5つの下位尺度の使用は、より詳細なサポートの受領状況の記述やサポートの内容および提供主体による効果を比較する際に有用であると報告している¹²⁾。すなわち、これら5つの下位尺度を用いた分析は、単にソーシャルサポートが介護負担感の軽減に有効か否かの知見をもたらすだけではなく、誰からの、どのようなサポートが、家族介護者の介護負担感の軽減に有効であるのか、といったより細緻で意味ある知見をもたらすことが期待される。そこで本研究では、ソーシャルサポートと介護負担感の関連性を検討するにあたって、3次因子モデルを用いた分析ではなく、下位概念として評価される5つの下位尺度を用いて介護負担感の関連性を検討するものとした。なお、上記の分析にあたっては、続柄を除く介護者および被介護者の基本属性等を統制変数として分析モデルに投入した。

以上の分析において、パラメータ（母数）の推定には頑健性のある重み付け最小二乗法（WLSMV）を使用し、推定されたパラメータの有意性は、検定統計量の絶対値が1.96以上（有意水準5%）を示したものを統計学的に有意であると判断した。モデルのデータに対する適合性は、適合度指標であるComparative Fit Index (CFI) と Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) により判断した。一般的に、CFIは1.0に近いほど良いモデルと判断され、この数値が0.95以上であることが望ましいとされる¹⁵⁾。他方、RMSEAは0.05より小さければそのモデルの当てはまりが良く、0.1以上であれば当てはまりが悪いと判断される¹⁵⁻¹⁶⁾。ただし、構造方程式モデリングにおける分析モデルの良さは必ずしも一元的に定められるものではなく、現在採用されることが多い適合度指標の経験的基準も絶対的なものではない¹⁷⁾。そこで本研究では、これら適合度指標の数値からモデルのデータに対

する適合性を総合的に判断するものとした。統計パッケージには、SPSS Statistics23.0 および Mplus7.3 を使用した。

本研究では、最終的に 287 名分の調査票配布数に対して 207 名（回収率：72.1%）から回答を得た。統計解析には、これら 207 名分のデータのうち、被介護者の年齢が 65 歳以上でかつ統計解析に必要な調査項目に欠損値を有さない 171 名分のデータを使用した。

Ⅲ. 結果

1. 分析対象者の属性等の分布

分析対象者の属性等については、表 1 に示すとおりであった。分析対象とした家族介護者 171 名の内訳は、男性 36 名（21.1%）、女性 135 名（78.9%）であり、平均年齢（±標準偏差）は 64.0 ± 9.5 歳であった。平均介護期間（±標準偏差）は 58.6 ± 53.0 ヶ月であった。被介護者からみた介護者の続柄は「娘」と「息子の配

表 1 分析対象者の属性等の分布 (n=171)

介護者の性別	男性	36 (21.1)
	女性	135 (78.9)
介護者の年齢(±標準偏差)		平均64.0歳(±9.5)
介護期間(±標準偏差)		平均58.6ヵ月(±53.0)
被介護者からみた介護者の続柄	配偶者(内縁含む)	40 (23.4)
	息子	25 (14.6)
	娘	51 (29.8)
	息子の配偶者(嫁)	51 (29.8)
	娘の配偶者(婿)	1 (0.6)
	兄弟・姉妹	1 (0.6)
	その他	2 (1.2)
近所付き合いの程度	互いに相談したり日用品の貸し借りをするなど、生活面で協力し合っている人もいる	45 (26.3)
	日常的に立ち話しをする程度のつきあいはしている	93 (54.4)
	あいさつ程度の最小限のつきあしかしていない	33 (19.3)
最も付き合いのある別居親族宅までの移動に必要な時間(±標準偏差)		平均41.2分(±65.6)
就労の有無	仕事をしている	63 (36.8)
	仕事をしていない(退職含む)	108 (63.2)
被介護者の性別	男性	54 (31.6)
	女性	117 (68.4)
被介護者の年齢		平均85.9歳(±7.6)
被介護者の要介護度	要支援1	4 (2.3)
	要支援2	7 (4.1)
	要介護1	30 (17.5)
	要介護2	50 (29.2)
	要介護3	35 (20.5)
	要介護4	24 (14.0)
	要介護5	21 (12.3)
医師による認知症の診断の有無	有り	82 (48.0)
	無し(不明含む)	89 (52.0)
利用している在宅介護サービスの種類(±標準偏差)		平均1.7種類(±0.9)

単位:名(%)

偶者(嫁)が最も多くそれぞれ51名(29.8%)であり、次いで「配偶者(内縁含む)」が40名(23.4%)の順になっていた。近所付き合いの程度は、「日常的に立ち話しをする程度のつきあいはしている」が93名(54.4%)と最も多くなっていった。最も付き合いのある別居親族宅までの移動に必要な時間(±標準偏差)は平均41.2±65.6分であり、就労の有無では「仕事をしていない(退職含む)」が108名(63.2%)と半数以上を占めていた。

被介護者の属性等については、男性54名(31.6%)、女性117名(68.4%)であり、平均年齢(±標準偏差)は85.9±7.6歳であった。要介護度は「要介護2」が50名(29.2%)と最も多く、医師による認知症の診断の有無は「有り」が82名(48.0%)、「無し(不明含む)」が89名(52.0%)とほぼ同数であった。利用している在宅介護サービスの種類(±標準偏差)は平均1.7±0.9種類であった。

2. 家族介護者ソーシャルサポート尺度およびJ-ZBI-8Yの構成概念妥当性の検討

3次因子モデルから構成される「家族介護者ソーシャルサポート尺度」の構成概念妥当性を確認的因子分析により検討した結果、 $\chi^2=159.58$ (df=84)、CFI=0.99、RMSEA=0.07と概ね良好な適合度を示した(図1)。また、モデル識別のために制約を加えたパスを除き、パス係数はすべて統計学的に有意であった。

同様に、2因子斜交モデルから構成されるJ-ZBI-8Yの構成概念妥当性を確認的因子分析により検討した結果、 $\chi^2=29.99$ (df=16)、CFI=0.99、RMSEA=0.07と概ね良好な適合度を示した(図2)。ただし、開発者らが設定した項目間の誤差相関のうち、1つのペア(「介護のために自分の時間が十分にとれないと思いますか」と「介護のほかに、家事や仕事などもこなしていかなければならず「ストレスだ」と思うことがありますか」)のパス係数は統計学的に非有意であった。

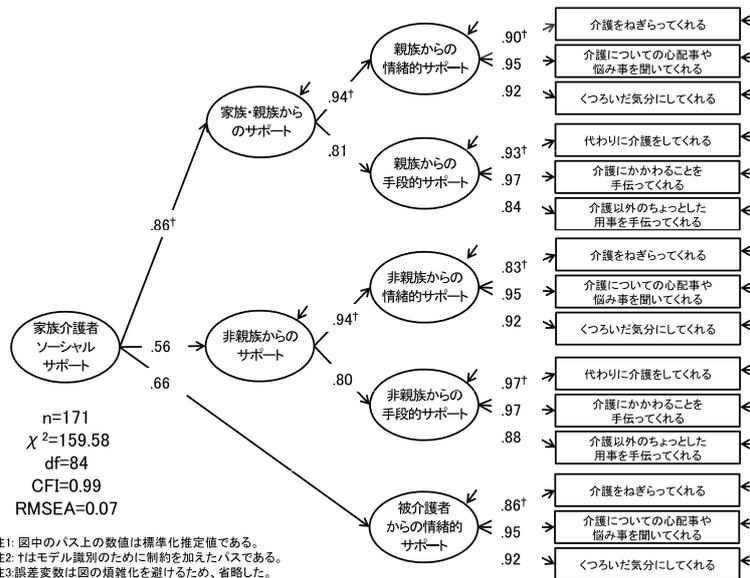


図1. 家族介護者ソーシャルサポート尺度の確認的因子分析の結果 (n=171)

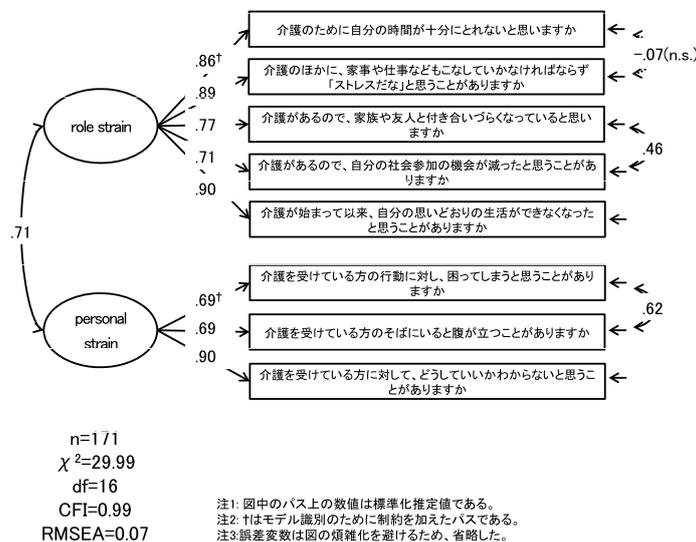


図2. J-ZBI-8Yの確認的因子分析の結果 (n=171)

その他のパス係数はモデル識別のために制約を加えたパスを除き、すべて統計学的に有意であった。

3. 家族介護者のソーシャルサポートと介護負担感の関連性

家族介護者のソーシャルサポートを構成する5つの下位尺度と介護負担感(「role strain」および「personal strain」)の関連性を構造方程式モデリングにより検討した結果、図3に示す結果が得られた。モデルのデータに対する適合度は、 $\chi^2 = 497.44$ (df=382)、CFI=0.98、RMSEA=0.04と良好な数値を示した。

家族介護者のソーシャルサポートと介護負担感の関連性に着目すると、「被介護者からの情緒的サポート」のみが介護負担感の「role strain」および「personal strain」と統計学的に有意な負の関連を示した(標準化推定値:-0.44、-0.65)。親族および非親族からのソーシャルサポートと介護負担感の間に有意な関連は確認されなかった。

統制変数とした投入した介護者の属性等に注目すると、「近所付き合いの程度」が「親族からの情緒的サポート」、「非親族からの情緒的サポート」、「非親族からの手段的サポート」と有意な正の関連を示した(標準化推定値:0.30、0.50、0.28)。また、「最も付き合いのある別居親族宅までの移動に必要な時間」は「被介護者からの情緒的サポート」と有意な負の関連を示し(標準化推定値:-0.18)、「就労の有無」は「親族からの情緒的サポート」と有意な負の関連を示した(標準化推定値:-0.19)。なお、被介護者の属性等については、「医

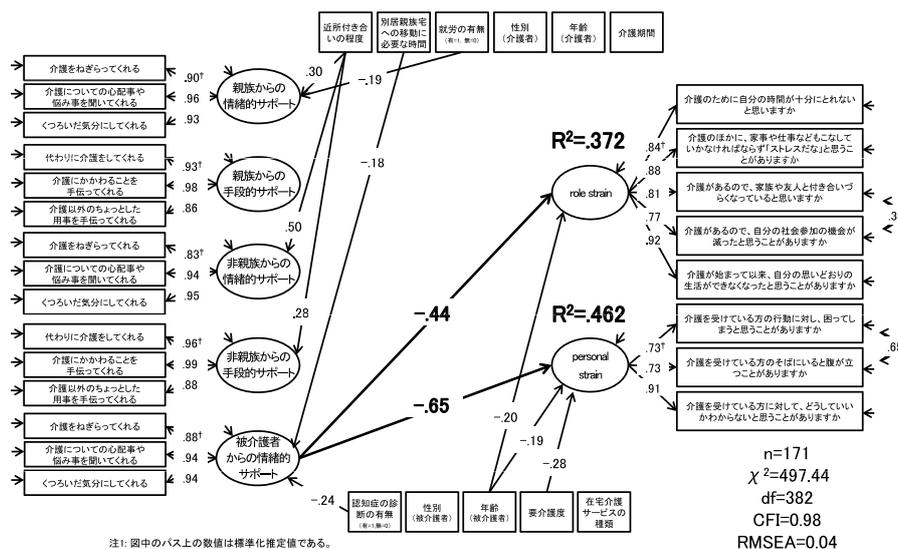
師による認知症の診断の有無」が「被介護者からの情緒的サポート」と有意な負の関連を示し(標準化推定値:-0.24)、被介護者の年齢は「role strain」と「personal strain」の間に有意な負の関連を示した(標準化推定値:-0.20、-0.19)。また、「要介護度」は「personal strain」と有意な負の関連を示した(標準化推定値:-0.28)。

なお、分析に投入した変数の介護負担感の「role strain」および「personal strain」に対する説明率はそれぞれ37.2%、46.2%であった。

IV. 考察

本研究では、家族介護者の介護負担感の軽減に向けた介護者支援のための基礎資料を得ることをねらいに、家族介護者のソーシャルサポートと介護負担感の関連性を明らかにした。

本研究では、まず家族介護者のソーシャルサポートと介護負担感の関連性の検討に先立ち、これら2つの概念の測定に使用した「家族介護者ソーシャルサポート尺度」および「J-ZBI-8Y」の構成概念妥当性を確認的因子分析により検討した。その結果、いずれの尺度も概ね良好な適合度が得られた。この結果は、仮定された構成概念の構造と測定されたデータの構造との一致度が高いこと、すなわち構造的側面(structural aspect)からみた構成概念妥当性が支持されたことを意味する¹⁸⁻¹⁹⁾。また、本研究では2つの尺度の観測変数(質問項目)が順序尺度であることを鑑み、パラメータの推定にはWLSMVを採用した。WLSMVはデータの分布に合わせて標準誤差を補正する頑健性の



注1: 図中のパス上の数値は標準化推定値である。
 注2: 1はモデル識別のために制約を加えたパスである。
 注3: 図の複雑化を避けるため、誤差変数は省略した。また、同様の理由により、家族介護者ソーシャルサポート尺度の5つの因子の誤差変数間、J-ZBI-8Yの2つの因子の誤差変数間、統制変数間の共分散(相関)、統計学的に非有意なパスは省略した。

図3. 家族介護者のソーシャルサポートと介護負担感の関係 (n=171)

ある重み付け最小二乗法 (WLS) であり、サンプルサイズや観測変数の数、潜在変数の正規性にかかわらず安定して正しい推定値を出力することが知られている¹⁵⁾。そのため、上記2つの尺度についてはより精度の高い方法で構成概念妥当性の追試ができたものと推察される。ただし、J-ZBI-8Yでは、開発者らが設定した項目間の誤差相関のうち、1つのペアのパス係数は統計学的に非有意であった。この理由としては、前述した分析の精度の違いも考えられるが、上村らの研究¹³⁾と比較して本研究の家族介護者は高年齢かつ「実子」の割合が高かったこと、調査時期が10年以上異なり、当時と現在の在宅介護を取り巻く社会情勢が異なること、などが理由として考えられる。ただし、上村らはJ-ZBI-8Yの項目間の誤差相関に関する実質科学的な言及はしていないことから、その理由を十分に確認することは難しい。したがって、この点については今後の課題として検討すべきであろう。

さて、本研究では構造方程式モデリングを用いて、家族介護者のソーシャルサポートと介護負担感との関連性を検討した。その結果、「被介護者からの情緒的サポート」と介護負担感の「role strain」および「personal strain」との間に統計学的に有意な負の関連が認められた。この結果は、被介護者からの情緒的サポートを多く受領している家族介護者ほど、介護負担感の「role strain」や「personal strain」が低いことを意味する。これらの結果について、まずは「被介護者からの情緒的サポート」と介護負担感の「role strain」との関連性について考察する。

「role strain」とは、介護のために自分の自由な時間が取れない、社会参加の機会が減少するなど「介護者が介護をはじめたためにこれまでの生活ができなくなることより生ずる負担」²⁰⁾のことを意味する。多くの場合、家族介護者は、介護によって自身の生活が制限され、役割拘束が強くなると、介護に対する否定的感情が高まる。大宮の研究²¹⁾では、常に要介護者を見守っていなければならないという「時間の拘束」、自宅から離れた場所に行くのが難しいといった「行動範囲の拘束」、いつも要介護者のことが頭から離れず、自分が看なくてはならないという「心理的拘束」などの「役割拘束による心身のしんどさ」は、心身を激しく消耗させ、慢性的な疲労感や体調不良を引き起こすことが示唆されている。

しかし、このような家族介護者の介護役割に対する負担感、他者からの評価や情緒的関与といった情緒

的支持によってある程度軽減される可能性が示唆されている。たとえば、西村⁵⁾は、夫婦間介護において被介護者である配偶者からの情緒的サポートが、家族介護者の介護負担感を低下させていたことを報告している。また、Wrightら²²⁾をはじめ、国外の研究においても、介護者の介護負担感の軽減に対して被介護者からの情緒的サポートの有効性を支持する報告は少なくない²³⁾。これらの知見を考慮すると、被介護者からのポジティブな情緒的関与は介護者の介護役割に対する負担感を軽減する上で、一定の有効性があるものと推察され、本研究で得られた結果は従来の知見と符合するものと言えよう。

次に、「被介護者からの情緒的サポート」と介護負担感の「personal strain」との関連性について考察する。「personal strain」とは、被介護者の行動に困惑する、腹が立つなどの「介護そのものによって生ずる負担」²⁰⁾であり、被介護者との関わりの中で生じる否定的感情などが含まれる。従来の研究では、たとえば東らの事例研究¹¹⁾によれば、被介護者が介護者に感謝やねぎらいの言葉をかけるなど、被介護者が介護者に配慮を示すことで、介護負担感の低下に影響することを報告している。また水野らの研究²⁴⁾では、介護者と被介護者の人間関係が介護負担感と強く関連することを報告しており、人間関係の悪さが介護者の認知の仕方である介護負担感に影響することは了解し得る結果であると解釈している。これらのことを勘案すると、介護者と被介護者の間の肯定的あるいは否定的な相互作用は、被介護者や介護に対する認知の仕方に何らかの影響を与えるものと推察される。換言するならば、被介護者がねぎらいの言葉をかけたり、心配事を聞いたりするなど、介護者の心労や大変さを気遣うことで、介護者の被介護者や介護そのものに対する否定的感情が抑制されたものと考えられる。このことから、「被介護者の情緒的サポート」が介護負担感の「personal strain」と負の関連を示したことは十分に理解できるものと言えよう。

ところで、本研究では「被介護者からの情緒的サポート」を除く他のサポートからは、介護負担感の「role strain」および「personal strain」と有意な関連は認められなかった。従来の研究では必ずしも一貫した知見が得られていないとはいえ、広くソーシャルサポートが介護負担感の軽減に有効であることを支持する報告は多い⁵⁻⁶⁾、²⁵⁻²⁷⁾。とりわけ、家族からのサポート⁴⁾や家族からの情動的サポート⁹⁾の介護負担感の軽減

に関する有効性を支持する報告は多く、本研究ではそれらの知見とは異なる結果が得られた。その理由のひとつとして、本研究で測定したソーシャルサポートが「知覚されたサポート (perceived support)」ではなく、受領実績、すなわち「受領されたサポート (received support)」の評価であったことが考えられる。従来の研究によれば、周囲から援助を受ける可能性についての主観的認知²⁸⁾を指す「知覚されたサポート」と比較して、提供者側からみた「実行されたサポート」あるいは受け手の視点からみた「受領されたサポート」は健康指標との関連が弱く、ストレスやストレス反応としばしば正の相関がみられることが報告されている²⁹⁾。また、最近の家族介護者は、自分の代わりになる人がいない中で精一杯介護をしているにも関わらず、家族や親戚、職場等から理解が得られにくい状況にあることが知られている³⁰⁾。これらのことを総合的に考慮すると、本研究の結果は、単に従来の知見と異なるからといって否定されるものではなく、それをひとつの可能性として受け止め、介護負担感の軽減に真に必要なとされる実効性のあるサポートとは何かを十分に精査していくことの必要性を裏付けるものと言えよう。実際、最近の研究では「友人・知人・隣人」と「家族・親戚」の2つのサポート提供者からの手段的および情緒的サポートで構成されるソーシャルサポートが介護負担感と有意な関連を示さなかったとする報告も少なからずある³¹⁾。したがって、本結果に関しては、今後、ソーシャルサポートの測定法や実効性、対象者の性質、生活環境等も含めて十分な検証が求められる。

なお、統制変数とソーシャルサポートおよび介護負担感の関連性については、「近所付き合いの程度」と「非親族からの情緒的サポート」との間に中程度の関連(標準化推定値: 0.50)が認められた。通常、ソーシャルサポートの受領には、それを提供してくれる人の存在が必要になるが、近所付き合いの良さは、そのようなサポータティブな近隣住民や友人等とのネットワークの存在を裏付けるものであろう。他の統制変数については、有意な関連は認められるものの、その数値はそれほど大きなものではなかった。ただし、「医師による認知症の診断の有無」と「被介護者からの情緒的サポート」との間に統計学的に有意な負の関連性が認められたことは慎重な解釈を要するかもしれない。この関連性は、認知症の診断のない被介護者を介護している人ほど、被介護者からの情緒的サポートを多く受領していることを意味する。すなわち、介護の大変さや家族

介護者の努力を理解し、その心理面を支える被介護者とは、知的機能や認知機能が比較的高い水準にある高齢者であった可能性がある。それゆえ、そのような高齢者は、そもそも介護者の負担となるような言動が少なく、それが家族介護者の負担になるものではなかったと解釈することもできる。その意味では、「被介護者からの情緒的サポート」と介護負担感の関連がより強く検出されてしまった可能性がある。そのため、今後は認知症の有無だけでなく、被介護者の状態像を総合的に捉えた上での検討が必要であろう。

最後に、本研究の限界について述べる。本研究では、まず居宅介護支援事業所を利用している高齢者の家族介護者を対象とした。このことは、当事者である高齢者本人のみならず、介護者である家族も当該事業所等を通じて何らかのサポートを受けている可能性が高いことを意味する。しかし、実際にはこのような介護サービスを利用していない家族介護者も存在することから、標本の代表性については一定の疑問が残る。また、本研究は1県内のみの家族介護者を対象としたものである。以上のことを勘案するなら、本研究で得られた結果の一般化に対する限界は否定できない。そのため、結果の解釈には慎重を期しつつも、今後、より大規模な標本での調査が求められる。

V. 結論

本研究では、家族介護者のソーシャルサポートと介護負担感の関連性について検討した。その結果、「被介護者からの情緒的サポート」が介護負担感の「role strain」および「personal strain」に対して有意な負の関連を示すことが明らかとなった。今後は、家族介護者の介護負担感の軽減に向けて、介護者と被介護者の関係を考慮した支援を展開するとともに、「被介護者からの情緒的サポート」と関連する要因の探索や、「被介護者からの手段的サポート」、たとえば経済的支援の関連性等についても検討していく必要がある。

謝 辞

本研究は、JSPS 科研費 JP25780342 の助成を受けて実施した研究の一部である。本研究にご協力いただきました事業所やご家族、関係者の皆様に厚く御礼申し上げます。また、的確なご指摘、ご助言を賜りました査読者の先生に厚く御礼申し上げます。

- 1) 内閣府編. 高齢社会白書(平成27年度版). 東京: 日経印刷. 2015.
- 2) 厚生労働省. 平成25年度介護保険事業状況報告(年報). [online] 厚生労働省老健局介護保険計画課、[平成28年3月23日検索]、インターネット < URL:http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyos/13/dl/h25_gaiyou.pdf >
- 3) 杉原陽子, 杉澤秀博, 中谷陽明. 介護保険の導入・改定前後における居宅サービス利用と介護負担感の変化-反復横断調査に基づく経年変化の把握-. 厚生指標. 2012; 29 (15) : 1-9.
- 4) NurFatimah O, Rahmah MA, Rosnah S. Informal social support and caregiver burden of caregivers of elderly with dementia. IOSR Journal of Humanities and Social Science. 2013; 8 (5) :68-72.
- 5) 西村昌記. 夫婦間介護におけるストレスプロセス: 構造方程式モデリングによる性差の検討. 家族社会学研究. 2012; 24 (2) : 165-176.
- 6) 平松誠, 近藤克則, 梅原健一他. 家族介護者の介護負担感と関連する因子の研究(第2報) マッチドペア法による介入可能な因子の探索. 厚生指標. 2006; 53 (13) : 8-13.
- 7) 澤田梢, 島津明人, 鈴木伸一. 高齢者の在宅介護者における負担感と肯定的評価・ソーシャルサポートとの関連. 広島大学大学院心理臨床教育研究センター紀要. 2005; 4 : 110-117.
- 8) 楯本知子, 佐々木実, 松田俊他. 家族介護者の介護負担感の影響要因 - 介護負担感の緩衝要因としてのソーシャル・サポートの効果 -. 健康心理学研究. 2006; 19 (2) : 54-61.
- 9) 新名理恵, 矢富直美, 本間昭. 痴呆性老人の在宅介護者の負担感に対するソーシャル・サポートの緩衝効果. 老年精神医学雑誌. 1991; 2 (5) : 655-663.
- 10) Thompson EH, Futterman AM, Gallagher-Thompson D, et al. Social support and caregiving burden in family caregivers of frail elders. Journal of Gerontology. 1993;48 (5) :S245-254.
- 11) 東清巳, 重富寛美, 池本めぐみ. 在宅介護における家族介護者の介護負担感と影響要因, およびインフォーマルサポートとの関連. 熊本大学教育学部紀要(自然科学). 2000; 49 : 11-21.
- 12) 西村昌記. 家族介護者ソーシャルサポート尺度の開発. 老年社会科学. 2014; 36 (1) : 3-12.
- 13) 上村奈美, 新田静江, 飯島純夫他. Zarit 介護負担尺度日本語版の短縮版(J-ZBI-8Y)における妥当性と信頼性の追試. 厚生指標. 2006;53 (3) : 15-20.
- 14) Cohen S, Underwood LG, Gottlieb BH. Social support measurement and intervention : A guide for health social scientists. New York, Oxford University Press. 2000. (小杉正太郎, 島津美由紀, 大塚康正監訳. ソーシャルサポートの測定と介入. 東京: 川島書店. 2005.)
- 15) 小杉考司, 清水裕士. M-plus と R による構造方程式モデリング入門. 京都: 北大路書房. 2014.
- 16) 豊田秀樹. 共分散構造分析 入門編—構造方程式モデリング—. 東京: 朝倉書店. 1998.
- 17) 豊田秀樹. 共分散構造分析 Amos 編—構造方程式モデリング—. 東京: 東京書店. 2007.
- 18) Messick S. Foundations of Validity: meaning and consequences in psychological assessment. ETS Research Report. 1993;2:1-18.
- 19) 島谷浩. 英語外部テストを利用した単位認定の妥当性と波及効果. 熊本大学教育学部紀要; 2013; 62:81-90.
- 20) 荒井由美子, 田宮菜奈子, 矢野栄二. Zarit 介護負担尺度日本語版の短縮版(J-ZBI_8)の作成: その信頼性と妥当性に関する検討. 日本老年医学会雑誌. 2003; 40 (5) : 497-503.
- 21) 大宮朋子. 在宅療養者を介護する家族介護者における介護認識プロセスと社会活動の変容~就労と余暇活動に注目して~. 日本赤十字看護大学紀要. 2012; 26 : 20-29.
- 22) Wright DL, Aquilino WS. Influence of emotional support exchange in marriage on caregiving wives' burden and marital satisfaction. Family Relations. 1998;47 (2) : 195-204.
- 23) Kadushin G, Marcia E. Gerontological Home Health Care: A Guide for the Social Work Practitioner. New York, Columbia University Press. 2008.
- 24) 水野敏子, 村嶋幸代, 飯田澄美子. 介護者と要介護者との介護役割認知のズレと介護負担感. 日本看護科学会誌. 1992; 12 (2) : 17-29.
- 25) Chiou CJ, Chang HY, Chen IP, et al. Social support and caregiving circumstances as

- predictors of caregiver burden in Taiwan. Arch Gerontol Geriatr. 2009; 48:419-424.
- 26) Yurtsever S, Özge A, Kara A, et al. The relationship between care burden and social support in Turkish Alzheimer patients family caregivers: cross-sectional study. Journal of Nursing Education and Practice. 2013;3 (9) :1-12.
- 27) Edwards NE, Scheetz PS. Predictors of burden for caregivers of patients with Parkinson's disease. J Neurosci Nurs. 2002;34 (4) :184-190.
- 28) 豊松展史, 小村緩岳, 高木敬雄. 知覚されたソーシャル・サポート. 広島修大論集人文編. 1998 ; 38 (2) : 295-336.
- 29) 福岡欣治. 日常ストレス状況体験における親しい友人からのソーシャル・サポート受容と気分状態の関連性. 川崎医療福祉学会誌. 2010 ; 19 (2) : 319-328.
- 30) 越智若菜, 田高悦子, 臺有桂他. 中年期就労介護者の介護と仕事の両立の課題に関する記述的研究. 日本地域看護学会誌. 2011 ; 13 (2) : 140-145.
- 31) 松村香, 岡田節子, 山内朝江他. 主介護者の抑うつ状態に影響を与える要因の構造的分析: 主介護者の性格特性を加味して. 老年精神医学雑誌. 2013 ; 24 (12) : 1295-1307.

－原 著－

血液透析患者を対象とした家族機能と抑うつの関係

Relationship between cognitive evaluation of family function and depression among hemodialysis patients

竹本与志人¹⁾、杉山 京^{2)、3)}、倉本亜優未¹⁾、木村亜紀子⁴⁾、仲井 達哉^{2)、5)}

Yoshihito TAKEMOTO¹⁾, Kei SUGIYAMA^{2)、3)}, Ayumi KURAMOTO¹⁾, Akiko KIMURA⁴⁾, Tatsuya NAKAI^{2)、5)}

1) 岡山県立大学 保健福祉学部

2) 岡山県立大学大学院 保健福祉学研究科

3) 日本学術振興会 特別研究員 DC1

4) 兵庫医科大学病院 医療社会福祉部

5) 川崎医療福祉大学 医療福祉学部

1) Faculty of Health and Welfare Science, Okayama Prefectural University

2) Graduate School of Health and Welfare Science, Okayama Prefectural University

3) Research Fellow of Japan Society for the Promotion of Science DC1

4) Department of Social Work, Hyogo College of Medicine College Hospital

5) Faculty of Health and Welfare, Kawasaki University of Medical Welfare

和文抄録

【目的】本研究は、血液透析患者を対象に家族機能と抑うつとの関係を明らかにすることを目的とした。

【方法】研究対象者は、A 県内の血液透析療法を受ける外来患者 2,000 名である。調査内容には性別、年齢、家族機能、抑うつに関する項目などを設定し、自記式のアンケート調査を実施した。分析には 774 名分のデータを用い、家族機能と抑うつとの関係については構造方程式モデリングを用いて検証を行った。

【結果】分析の結果、抑うつには家族の凝集性、家族の適応力、合併症数、血液透析患者の ADL の 4 要因が有意に関連していることが明らかとなった。

【考察】今後は、医療専門職を対象に血液透析患者が家族の凝集性と家族の適応力に対してどのように認識しているかに視点を置いた抑うつ改善に向けた臨床介入研究を実施し、因果構造を明確にすることが課題である。

Abstract

[Objective] The purpose of this study was to clarify the relationship between cognitive evaluation of family function and depression among hemodialysis patients.

[Methods] The subjects were among 2,000 hemodialysis outpatients in "A" Prefecture. Hemodialysis patients answered a self-administered questionnaire about their sex and age, cognitive evaluation of family function, depression, and various factors. 774 hemodialysis outpatients were used for this analysis. The relationships between cognitive evaluation of family function and depression was to estimate, using structural equation modeling.

[Results] The results indicated that the following four factors were significantly related with hemodialysis patients' depression: cognitive evaluation of family cohesion, cognitive evaluation of family adaptability, the number of complications, and hemodialysis patients' activities of daily living (ADL) .

[Conclusions] Further research is suggested to conduct the clinical intervention study which aimed to improve their depression; medical professionals intend to assess cognitive evaluation of family cohesion and family adaptability with hemodialysis patients.

キーワード：血液透析患者、抑うつ、家族機能

Keywords: hemodialysis patient, depression, cognitive evaluation of family function

I. 緒言

わが国の人工透析療法を受ける患者の数は2014年末には32万人を超え、国民396.5人に1人が透析患者といった状況となっている¹⁾。人工透析療法のうち、血液透析療法を受ける患者（以下、透析患者）が最も多く、全体の約97%を占めている¹⁾。透析患者は、腎移植をしなければ透析からの脱却は望めない状況下にあるが、わが国においてはその機会は極めて少なく²⁾、ほとんどの透析患者が週3回、一回当たり4時間以上医療施設で長期にわたり治療を受けている。さらに、透析患者は食事・水分の制限や透析による時間拘束に加え、長期透析により生じる様々な合併症の苦痛に耐えながら療養生活を送っており、その結果反応性精神症状を呈し、治療継続に難渋する事例が多く報告されてきている³⁻⁶⁾。

透析患者の精神症状のなかでも最も頻度の高い症状のひとつに抑うつが挙げられる⁷⁾。抑うつの自己評価尺度を用いてスクリーニングを行った研究によると、うつが疑われる透析患者は40%前後を占めていたと報告されている⁸⁻¹⁰⁾。また、Chilcotら¹¹⁾は透析患者の抑うつに関する先行研究を精査した結果、研究者によって抑うつの測定尺度の種類や分析対象者数、抑うつの患者割合には差があるものの、一般人口に比して透析患者では抑うつ症状を呈する人が多くみられることを報告している。透析患者の抑うつのアウトカムには、高死亡率¹²⁻¹³⁾や健康関連QOL (Quality of Life) の低下¹³⁻¹⁴⁾、自殺観念¹⁵⁾などが想定されていることから、透析患者の抑うつの評価とその関連要因の探索が重要課題であるといえる。

そこで血液透析患者の抑うつの関連要因について国内外の文献を精査したところ、基本属性や病状、病歴、身体的要因については一定の知見が認められたものの、社会・環境要因、とりわけ家族機能に関する研究が僅少であったことが明らかとなった¹⁶⁾。家族機能は、透析患者が透析による苦痛を抱えながらも生きる意欲を持ち続けることを支援する資源になる場合もあれば、透析導入によって発生または顕在化した家族内の葛藤が透析患者の精神状態を悪化させる病因にもなり得るといった正負の両面性を持った影響要因¹⁷⁻¹⁹⁾と考えられており、積極的な研究が求められる環境要因のひとつである。透析患者を対象とした家族機能と抑うつに関する先行研究を概観すると、Christensenら²⁰⁾は家族からの支援に対する認知的評価 (Family Relationships Index) と抑うつ (Beck Depression

Inventory; 以下、BDI) の関連を検討した結果、有意な負の相関が確認され、家族に支援されていると認識している透析患者は抑うつが軽度であったと報告している。また、我々は家族機能に対する認知的評価そのものに着目し、独自に開発した家族機能尺度と精神的健康の関係を検討した結果、家族の凝集性が乏しいと認識している透析患者ほど精神的健康が低下していたことを明らかにしている²¹⁾。しかしながら、Christensenら²⁰⁾が用いたBDIには疲れや睡眠、性機能などの身体症状から抑うつを測定しようとする項目が含まれており、透析治療に伴う症状を抑うつの徴候として評価していることが否めない。一方、我々の研究の分析対象者は当事者団体の会員であり、かつ、ADLの自立した透析患者に限定していたことから、結果の一般化に課題を残していた²¹⁾。透析患者の家族機能と抑うつの関係に関する知見を得るためには、透析患者の疾患特性をふまえた抑うつの評価とともに、ADL障害のある透析患者も含めた調査が求められる。

そこで本研究では、抑うつの影響要因のひとつとして指摘されてきた家族機能との関係を先行研究の課題をふまえて構造的に検証することとした。先行研究の課題をふまえた家族機能と抑うつの関連構造の検証により、透析患者の抑うつ改善に向けた介入に有用な資料を得ることが期待できるものと考えられる。

II. 研究方法

1. 調査対象および調査方法

調査実施に先立ち、2013年1月にA県腎臓病協議会 (透析患者の会) へ調査の趣旨ならびに倫理的配慮、調査票の内容等を説明し、調査協力への承諾を得た。加えてA県医師会透析医部会長へ調査協力を依頼し、同年3月に調査協力への承諾を得た。

また、A県内の63の透析施設の長に対しても同様に調査協力を求めた。その結果、36施設より回答があり、20施設より790名分の協力可の回答を得た。さらにA県腎臓病協議会を通じて下部組織である腎友会に協力の可否について回答を求めたところ、36の腎友会のうち23の腎友会より1,092名分の協力可の回答を得た。A県腎臓病協議会の個人会員118名 (腎友会のない透析施設で治療を受ける患者) については、個人情報保護の観点より、同協議会より調査票を発送し、協力を求めることにした。その結果、計2,000名に調査票を発送することとなった。

承諾の得られた透析施設と腎友会については、配付

可能部数を担当者へ一括郵送し、透析施設職員または腎友会役員を通して透析患者に調査の趣旨（目的と内容）、倫理的配慮等に関する事項が記載された調査協力に関する書面（調査協力の可否は回答者による自由意思（任意）とし、辞退によって何ら不利益も生じないこと等）と調査票を手渡した。A 県腎臓病協議会の個人会員には同様の書類と調査票を同協議会から発送を行った。

調査は無記名自記式の質問紙調査とした。記入済の調査票は、回答者のプライバシー保護の観点から、回答者（透析患者）自身が返信用封筒に厳封した後、透析施設ごとにまとめて研究責任者宛に返送（郵送）する方法を採った。具体的には、各透析施設に回収箱を設置し、期限までに投函された質問紙をまとめて研究責任者へ返送することとした。A 県腎臓病協議会の個人会員については、回答者自身が記入後に返信用封筒に厳封した後、A 県腎臓病協議会事務局を介して研究責任者へ返送することとした。なお、調査の直接担当者は研究責任者とし、調査に関する質問や疑義に関して適宜対応した。

本調査研究は2013年5月30日に岡山県立大学倫理委員会の審査・承認を得た後（受付番号：301）、同年6月から同年8月に実施した。

2. 調査内容

調査内容は、性別、年齢、世帯構成、透析の種類、透析歴、診療形態（入院または外来の別）、Katz Index of Activities of Daily Living²²⁾（以下、ADL）、合併症の有無、家族機能、抑うつに関する項目などで構成した。

家族機能は、透析患者自身の評価について回答を求めた。Walsh²³⁾は、家族成員の評価が第三者による評価と異なっていたとしても自己評価によって得られた情報の価値を軽んじてはならないことを指摘しており、貞木ら²⁴⁾は Beck らの認知理論²⁵⁾を援用し、現実を誤って認知・解釈することが心理的問題につながり得るとして当事者自身の評価を重要視している。これらの見解より、透析患者の抑うつとの関連においては実際の家族機能に着目するのではなく、透析患者が捉える家族機能、つまり認知的評価に着目することに意味があると考えた。そこで本研究では、透析患者の家族機能を認知的評価で測定することを意図として我々が開発した尺度²⁶⁾を用いることとした。この尺度は「家族の凝集性：4項目」、「家族の適応力：4項目」、「家族のコミュニケーション：4項目」の計12項目で構

成されている。これらを下位概念とする3因子二次因子モデルは、透析患者ならびにその主介護者を対象とした調査研究²⁷⁾において構成概念妥当性が支持されている。また、Olson らの理論²⁸⁾に従い、「家族のコミュニケーション」が「家族の凝集性」ならびに「家族の適応力」を規定し、「家族の凝集性」ならびに「家族の適応力」は無相関とする逐次モデルが、透析患者の主介護者を対象とした調査研究²⁹⁾において構成概念妥当性が支持されている。回答は、「よくあてはまる：1点」、「だいたいあてはまる：2点」、「あまりあてはまらない：3点」、「ほとんどあてはまらない：4点」の4件法で求め、「家族の凝集性」と「家族のコミュニケーション」は逆転項目であるため、得点化を逆にし、家族機能が良くないと認識しているほど得点が高くなるように設定した。

抑うつの測定には、Kessler ら³⁰⁾によって開発された K6 の日本語版³¹⁾を用いた。K6 は6項目で構成されるうつ病・不安障害の評価法・スクリーニング調査票であり、各項目に対し「全くない：0点」「少しだけ：1点」「ときどき：2点」「たいてい：3点」「いつも：4点」で評価し、得点が高いほど気分・不安障害の可能性が高いと判断される。cutoff point は24点満点で5点以上が推奨されている³²⁾。構成される項目内容には、疲れや睡眠、性機能などの身体症状から抑うつを測定する項目が含まれていないため、透析患者にも採用できると判断し使用することとした。

3. 解析方法

統計解析には回収された透析患者1,137名分の調査票のうち、通院している透析患者で同居家族があり、性別、年齢、透析歴、ADL、合併症の有無、家族機能ならびに抑うつに関する項目に欠損値のない774名の資料（調査対象者の38.7%；回答者の68.1%）を用いた。

家族機能については、Olson らの理論²⁸⁾に従い、「家族のコミュニケーション」が「家族の凝集性」ならびに「家族の適応力」を規定し、「家族の凝集性」ならびに「家族の適応力」は無相関とする逐次モデルを本研究で使用するモデルに採用し、カテゴリカルデータに最適な推定法である重みづけ最小二乗法の拡張法（以下、WLSMV）をパラメータの推定法に、構造方程式モデリングを用いてモデルの適合度と変数間の関係性を検討した。K6の構成概念妥当性については、1因子モデルを設定し、WLSMVをパラメータの推定法に確認的因子分析を行った。

次いで、家族機能と抑うつの関係については、家族

機能を独立変数、抑うつを従属変数とした因果関係モデルを構築した。さらに、抑うつの背景要因として性別（女性：0点、男性：1点）、年齢、透析歴（月数）、透析患者のADL（「全6項目要介護：0点」～「全6項目自立：6点」）、合併症数を投入し、WLSMVを推定法に構造方程式モデリングにてモデルの適合度と各変数間の関係性を検討した。

適合度の評価には、 χ^2 値（以下、 χ^2 ）、自由度（以下、df）、Comparative Fit Index（以下、CFI）、Root Mean Square Error of Approximation（以下、RMSEA）を用いた。 χ^2/df は値が小さいほどモデルのデータに対する適合性が高いことを示し、CFIとRMSEAは一般にはCFI \geq 0.95であればそのモデルがデータをよく説明していると判断され³³⁾、RMSEA

\geq 0.10であればそのモデルを採択すべきではないとされる³⁴⁾。また、パス係数の有意性は5%有意水準とした。構造方程式モデリングで検証された因子構造を構成する観測変数と測定尺度とみなしたときの信頼性は、Cronbachの α 信頼性係数（以下、 α 信頼性係数）で検討した。

以上の解析には、統計ソフト「IBM SPSS 22J for Windows」ならびに「Mplus version 7.2」を用いた。

III. 研究結果

1. 分析対象者の属性分布

分析対象者774名の属性に関する分布は表1に示すとおりであった。透析患者の性別は男性467名（60.3%）、女性307名（39.7%）であり、平均年齢は

表1 分析対象者の属性分布 (n=774)

項目		人数	(%)
性別	男性	467	(60.3)
	女性	307	(39.7)
年齢	平均67.0歳 (標準偏差:11.2, 範囲:24-95)		
世帯構成	患者と配偶者の二人世帯	350	(45.2)
	患者と配偶者と未婚の子の世帯	166	(21.4)
	患者と未婚の子の世帯	28	(3.6)
	配偶者と配偶者と親の世帯	49	(6.3)
	三世代以上の世帯	96	(12.4)
	その他の世帯	85	(11.0)
透析歴 (月数)	平均103.0ヶ月 (標準偏差:95.9, 範囲:0-476)		
合併症※	高血圧	490	(63.3)
	腎性貧血	227	(29.3)
	白内障	200	(25.8)
	不整脈	140	(18.1)
	甲状腺の機能亢進症	109	(14.1)
	心不全	101	(13.0)
	狭心症	81	(10.5)
	網膜症	71	(9.2)
	がん	69	(8.9)
	胃炎	63	(8.1)
	緑内障	60	(7.8)
	手根管症候群	58	(7.5)
	低血圧	47	(6.1)
	自律神経の障害	38	(4.9)
	肝炎	34	(4.4)
十二指腸潰瘍	19	(2.5)	
合併症数	平均2.3疾患 (標準偏差:1.7, 範囲:0-10)		

67.0歳(標準偏差:11.2)であった。世帯構成は配偶者との二人暮らしが350名(45.2%)と最も多く、透析歴は平均103.0ヶ月(標準偏差:95.9)であった。合併症の状況は高血圧が490名(63.3%)と最も多く、

平均2.3疾患(標準偏差:1.7)となっていた。ADLは表2のとおりであり、6項目が全て自立している透析患者は673名と全体の87.0%を占めており、平均5.7点(標準偏差:1.1)であった。

表2 分析対象者の日常生活動作の状況 (n=774)

項目		人数	(%)	
ADL	入浴	自立	686 (88.6)	
		要介護	88 (11.4)	
	更衣	自立	711 (91.9)	
		要介護	63 (8.1)	
	トイレへ行く	自立	738 (95.3)	
		要介護	36 (4.7)	
	移乗	自立	738 (95.3)	
		要介護	36 (4.7)	
	排泄	自立	742 (95.9)	
		要介護	32 (4.1)	
	食事	自立	759 (98.1)	
		要介護	15 (1.9)	
	6項目すべてが自立		673	(87.0)
	ADL(再掲)	5項目が自立, 1項目が要介護	36	(4.7)
4項目が自立, 2項目が要介護		25	(3.2)	
3項目が自立, 3項目が要介護		12	(1.6)	
2項目が自立, 4項目が要介護		3	(0.4)	
1項目が自立, 5項目が要介護		14	(1.8)	
6項目すべてが要介護		11	(1.4)	

平均5.7点 (標準偏差:1.1, 範囲:0-6)

2. 家族機能の構成概念妥当性と信頼性の検討

家族機能に関する回答分布は表3に示すとおりであった。「家族のコミュニケーション」が「家族の凝集性」ならびに「家族の適応力」を規定し、「家族の凝集性」ならびに「家族の適応力」は無相関とする逐次モデルを設定し、モデルの適合度と変数間の関係性について検討を行った結果、 $\chi^2(df) = 290.457(52)$ 、CFI=0.984、RMSEA=0.077であり、統計学的な許容水準を満たしていた。また、 α 信頼性係数は「家族の凝集性」が0.868、「家族の適応力」が0.821、「家族のコミュニケーション」が0.857であった。平均得点を算出した結果、「家族の凝集性」は16点満点で平均7.4点(標準偏差:2.8, 範囲:4-16)、「家族の適応力」は平均8.5点(標準偏差:2.5, 範囲:4-16)、「家族のコミュニケーション」は平均8.5点(標準偏差:2.8, 範囲:4-16)であった。

表3 分析対象者の家族機能に関する回答分布 (n = 774)

項目		人数(%)			
		よくあてはまる	だいたいあてはまる	あまりあてはまらない	ほとんどあてはまらない
家族の凝集性					
yF1	私のうちでは、皆があまりにも自己中心的だ	47 (6.1)	126 (16.3)	331 (42.8)	270 (34.9)
yF2	私のうちでは、何か自分の興味を引くときしか、お互いに関わりあわない	39 (5.0)	138 (17.8)	304 (39.3)	293 (37.9)
yF3	私の家族は、自分に何か得るものがなければ、お互いに興味を示さない	29 (3.7)	100 (12.9)	316 (40.8)	329 (42.5)
yF4	私のうちでは、ルールやきまりがあっても、それが守られない	23 (3.0)	107 (13.8)	348 (45.0)	296 (38.2)
		平均7.4点(標準偏差:2.8 範囲4-16)			α 信頼性係数:0.868
家族の適応力					
yF5	私の家族は皆、緊急事態にどうすればいいかを知っている	172 (22.2)	396 (51.2)	160 (20.7)	46 (5.9)
yF6	私のうちでは皆、それぞれ義務と責任を負っている	163 (21.1)	437 (56.5)	132 (17.1)	42 (5.4)
yF7	私のうちでは、問題をどのように解決するか、決めることができる	162 (20.9)	436 (56.3)	138 (17.8)	38 (4.9)
yF8	私のうちでは、感情的な問題も正面から扱うことができる	123 (15.9)	390 (50.4)	214 (27.6)	47 (6.1)
		平均8.5点(標準偏差:2.5 範囲4-16)			α 信頼性係数:0.821
家族のコミュニケーション					
yF9	私のうちでは、お互いに愛情表現をしたがらない	72 (9.3)	251 (32.4)	317 (41.0)	134 (17.3)
yF10	私のうちでは、恐れていることや心配ごとについて、話しあうのを避けている	41 (5.3)	169 (21.8)	353 (45.6)	211 (27.3)
yF11	私のうちでは、やさしい気持ちについて話しあうことはむずかしい	42 (5.4)	151 (19.5)	345 (44.6)	236 (30.5)
yF12	私のうちでは、お互いに愛情を示さない	48 (6.2)	170 (22.0)	359 (46.4)	197 (25.5)
		平均8.5点(標準偏差:2.8 範囲4-16)			α 信頼性係数:0.857

3. 抑うつ構成概念妥当性と信頼性の検討

抑うつに関する回答分布は表4に示すとおりであった。1因子モデルを設定し、確認的因子分析を行った結果、 χ^2 (df) = 94.029 (9)、CFI=0.992、RMSEA=0.110であり、RMSEAにおいて統計学的な許容水準を満たしていなかった。そこで、Mplusが算出する修正指標を参考に「yK1:神経過敏に感じましたか」と「yK3:そわそわ、落ち着かなく感じましたか」の誤差間に共分散を認めて再度分析を施行したところ、 χ^2 (df) = 51.861 (8)、CFI=0.996、RMSEA=0.084と統計学的な許容水準を満たした。また、 α 信頼性係数は0.911であり、平均得点を算出した結果、24点満点で平均5.9点(標準偏差:5.2、範囲:0-24)であった。気分・不安障害の可能性が高いと判断される5点以上の透析患者は406名であり、分析対象者の52.5%を占めていた。

4. 家族機能と抑うつの関係

家族機能が抑うつを規定するとした因果関係モデルのデータに対する適合度は、図1のとおり χ^2 (df) = 418.073 (215)、CFI=0.991、RMSEA=0.035と統計学的な許容水準を満たしていた。パスの推定値およびその有意性検定の結果、「家族の凝集性」は「抑うつ」に対して有意な関連が確認された($\beta = 0.231$, $p < 0.001$)、「家族の適応力」も「抑うつ」に対して有意な関連が確認された($\beta = 0.118$, $p < 0.01$)。抑うつに対して有意な関連が確認された背景要因は、合併症数($\beta = 0.202$, $p < 0.001$)とADL($\beta = -0.255$, $p < 0.001$)であった。性別と年齢、透析歴は「抑うつ」と有意な関連は確認されなかった($p > 0.05$)。

表4 分析対象者の抑うつ(K6)に関する回答分布 (n=774)

項目	全くない	少しだけ	ときどき	たいてい	いつも
	0点 人数 (%)	1点 人数 (%)	2点 人数 (%)	3点 人数 (%)	4点 人数 (%)
yK1 神経過敏に感じましたか	320 (41.3)	219 (28.3)	189 (24.4)	22 (2.8)	24 (3.1)
yK2 絶望的だと感じましたか	335 (43.3)	223 (28.8)	160 (20.7)	29 (3.7)	27 (3.5)
yK3 そわそわ、落ち着かなく感じましたか	362 (46.8)	229 (29.6)	153 (19.8)	15 (1.9)	15 (1.9)
yK4 気分が沈み込んで、何が起ころとも気が晴れないように感じましたか	279 (36.0)	275 (35.5)	163 (21.1)	28 (3.6)	29 (3.7)
yK5 何をするのも骨折りだと感じましたか	242 (31.3)	291 (37.6)	163 (21.1)	42 (5.4)	36 (4.7)
yK6 自分は価値のない人間だと感じましたか	355 (45.9)	210 (27.1)	133 (17.2)	35 (4.5)	41 (5.3)

平均5.9点(標準偏差:5.2 範囲0-24) α 信頼性係数:0.911

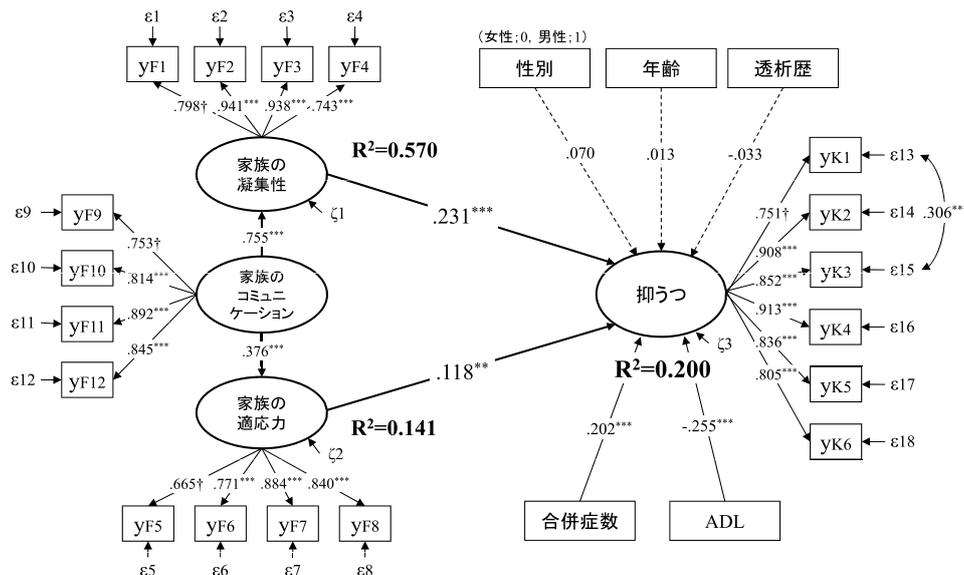


図1 血液透析患者を対象とした家族機能と抑うつの関係(標準化解)

n=774 : χ^2 (df) = 418.073 (215) CFI=0.991 RMSEA=0.035 (推定法; WLSMV)

※ ϵ , ζ は誤差変数
 ※***, $p < 0.001$ ** , $p < 0.01$

※†はモデル識別のために制約を加えた箇所である。
 ※有意なパスは実線、有意でないパスは破線で表示した。

各潜在変数（内生変数）に対する説明率は、「家族の凝集性」が57.0%、「家族の適応力」が14.1%、「抑うつ」が20.0%であった。

IV. 考察

1. 透析患者の抑うつと先行研究との比較

本研究では抑うつの測定尺度としてK6を用い、因子構造モデルについては1因子モデルを設定し、確認的因子分析を行った。その結果、統計学的な許容水準を満たし、構成概念妥当性が支持された。また、尺度の信頼性を示す α 信頼性係数は0.9を超えており、統計学的な許容水準を満たしていると判断された。以上の結果より、K6は透析患者の抑うつを測定する尺度としての妥当性ならびに信頼性を備えたものであることが確認された。

また、気分・不安障害の可能性が高いと判断される5点以上の透析患者は52.5%を占めていた。透析患者の抑うつに関する先行研究を概観すると、Lopesら⁸⁾は透析患者6,987名を対象にCenter for Epidemiological Studies Depression Screening Index（以下、CED-S）を用いて検証した結果43.0%に抑うつが確認されたと報告し、Wilsonら⁹⁾は透析患者124名を対象にBDIを用いて検証した結果38.7%に抑うつが確認されたと報告している。Fukuharaら¹⁰⁾はわが国の透析患者1,603名を対象にCED-Sを用いて検証した結果、うつが疑われる10点以上の患者が40.0%を占めていたと報告している。これらの先行研究で用いられている尺度には身体症状を問う項目が含まれており、本調査で用いたK6には身体症状を問う項目が含まれていないことから、抑うつを呈する割合は低いことが予想されたが、先行研究よりも抑うつの割合が高いという結果であった。

大平³⁵⁾は、日本はうつ病が少ないことや透析医療において特に看護師が患者の訴えを聴き、助力しているがゆえにうつ病が少ないという松木ら³⁶⁾の見解を支持しながらも、日本では患者が身体的症状に比して精神・心理的な悩みを医療スタッフに表出しにくい傾向がある可能性を示唆している。本分析対象者の抑うつ症状を呈する人の割合が高かったのは、調査の実施者が直接支援を受ける医療スタッフではなかったことが関連している可能性が否めない。今後は、透析医療における医療スタッフとの関係性にも配慮した抑うつの評価が課題である。加えて、本研究ではcut off pointを5点としたK6を用いて抑うつを呈する透

析患者のスクリーニングを行った。Sakuraiら³²⁾の研究では5点をcut off pointとした場合のSensitivityが100.0%であったことに対して、Specificityが68.7%に留まっていたことから、非抑うつである透析患者が誤って、抑うつを呈する患者として包含された可能性も否めない。そのため、今後はK6とともに他のスクリーニング尺度も併用しながら、これらの再検証を行うことが必要である。

2. 透析患者における家族機能と抑うつの関係

「家族の凝集性」は家族成員がお互いに持っている感情的なつながり²⁸⁾、すなわち家族間の親密性を意味している。腎移植をしなければ透析からの脱却は望めない透析患者は、透析器によって生かされているという特殊な環境下に置かれ、生きる意味を常に問いながら孤独感を抱いて療養生活を送っている。透析患者は家族間の親密性を感じることで孤独感は和らぎ、生きる意欲を見出すことにつながるものの、親密性が乏しいと感じられれば孤独感はさらに大きくなり、生きる意味を失いかねないとする。すなわち「家族の凝集性」は透析患者の心理面に大きな影響を及ぼす要因であり、そのため「抑うつ」と有意な関連が認められたと推察される。広範尺度であるFamily Assessment Deviceの項目をアイテムプールとして独自に検討を加えた家族機能尺度と精神的健康（The 12-Item General Health Questionnaire）の関係を検証した我々の研究²¹⁾においても、「家族の凝集性」と精神的健康の有意な正の関連が確認されており、本結果は先行研究を支持する結果でもあったといえる。

一方、「家族の適応力」は状況的・発達のストレス（危機的状況）に対して家族システムの権力構造や役割関係、規則などを変化させる能力²⁸⁾であり、危機状況下ではその影響が大きいと考える。我々の研究²¹⁾では、「家族の適応力」と精神的健康との間に有意な関連が確認されておらず、その一因には分析対象者に危機状況に陥りやすい透析導入期の患者が少なかったことが影響しているのではないかと考えていた。この研究の分析対象者の透析歴は平均105ヶ月（標準偏差：82.4、範囲：1-375）であり、本研究の分析対象者は平均103.0ヶ月（標準偏差：95.9、範囲：0-476）と標準偏差が大きく、透析導入期の患者の割合も高かったことから「家族の適応力」と「抑うつ」との間に有意な関連が確認されたものとする。

本研究では、「家族の凝集性」ならびに「家族の適応力」が「抑うつ」との間に有意な関連が確認された

ものの、そのパスの推定値は0.3未満であった。今後は他の地域での追試調査により再検証が求められる。

3. 透析患者の抑うつと背景変数との関連

「抑うつ」と有意な関連が認められた背景変数は、合併症数とADLであった。Weisbordら³⁷⁾は、Dialysis Symptom Indexを用いて合併症数を評価し、BDIとの関連をSpearmanの順位相関係数を用いて検討した結果、合併症数との間に有意な正の相関があったと報告している。これは合併症の数が多いほど「抑うつ」の程度が高かったことを示しており、本結果は先行研究を支持する結果であった。また、橋本ら³⁸⁾は、外出時の自立度として設定した「楽に一人で」「大体一人で」「近所は一人で」「ずっと家の中にいる」の4段階を独立変数、「抑うつ」を従属変数(高低群の2値データ)に置き、ロジスティック回帰分析を用いて検討した結果、4段階を自立度の段階的順序と捉えるならば外出時の自立度が低い患者は「抑うつ」の程度が高い可能性があるとして報告している。これは、ADLが低下しているほど「抑うつ」の程度が高いことを示しており、本結果も先行研究を支持する結果であった。以上のように、合併症数とADLは「抑うつ」との有意な関連が確認されたが、そのパスの推定値は0.3未満であったことから、家族機能との関連と同様に他の地域での追試調査により再検証が求められる。

性別、年齢、透析歴については「抑うつ」との有意な関連が確認されなかった。性別との関連について橋本ら³⁸⁾は、女性が男性に比して「抑うつ」の程度が1.23倍高かったと報告しているものの、我々の研究²¹⁾では性別の有意な関連は確認されておらず、本結果は我々の研究を支持するものとなった。年齢との関連については、橋本ら³⁸⁾やDrayerら¹³⁾は若年齢、長崎ら³⁹⁾やSwartzら⁴⁰⁾は高年齢との関連を報告しているが、我々の研究²¹⁾では有意な関連は確認されておらず、本結果も我々の研究を支持するものとなった。透析歴に関して春木⁴¹⁾は、臨床経験を基に透析患者の精神症状および心理的態度を透析に入る前の尿毒症の時期(第1相)から長期透析期(第7相)の7段階に分け、各々の段階における透析患者の複雑な心理状況を詳細に整理している。また、我々は透析患者の心理的変容について質的研究法を用いて検討を行った結果、「混乱」から「変化」、「変化」から「共存」へと展開するものの、「共存」に至った後も体調の変化などにより心理が揺らぐことが少なくないことを明らかにしている⁴²⁾。これらの知見から考えるならば、透析

歴と「抑うつ」はliner(線形)な関係ではなく、時間経過の中で変化し得るものと考えるのが妥当といえる。

V. 本研究のまとめと今後の課題

本研究の結果、透析患者の抑うつには家族の凝集性、家族の適応力、合併症数、ADLの4要因が有意に関連していることが明らかとなった。家族の凝集性、合併症数、ADLの3要因については先行研究を支持したが、家族の適応力については本研究で関連が明らかとなり、新たな知見が得られた。今後は他の地域での追試調査により再検証が求められる。また、医療専門職を対象に血液透析患者が家族の凝集性と家族の適応力に対してどのように認識しているかに視点を置いた抑うつ改善に向けた臨床介入研究を実施し、関連構造ではなく因果構造を明確にすることも課題である。

謝辞

本調査研究の実施にあたり、調査にご協力いただきましたA県内の透析施設で透析を受けている患者の皆様ならびにご家族の皆様、A県医師会透析医部会の皆様ならびに透析施設の職員の皆様、A県腎臓病協議会の役員および会員の皆様ならびに会員のご家族の皆様へ深謝申し上げます。

本調査研究は、JSPS科研費23530736(研究代表者: 竹本与志人)の助成を受けて実施した研究の一部である。

引用文献

- 1) 日本透析医学会統計調査委員会編、図説 わが国の慢性透析療法の現況(2014年12月31日現在). 東京: 日本透析医学会. 2015: 2-8.
- 2) 日本移植学会、日本臨床腎移植学会、腎移植臨床登録集計報告(2015)2014年実施症例の集計報告と追跡調査結果. 移植. 2015; 50(2-3): 138-155.
- 3) 大橋信子、透析中の不安. 透析ケア. 1997; 夏季増刊: 72-75.
- 4) 板井貴宏、天保英明、透析患者のメンタルケア. 治療. 2002; 84(5): 91-95.
- 5) 春木繁一、透析に対する拒否的感情. 透析患者のこころを受けとめる・支えるサイコネフロロジーの臨床. 大阪: メディカ出版. 2010: 83-105.
- 6) 春木繁一、透析患者の不安と抑うつ. 透析患者のこころを受けとめる・支えるサイコネフロロジー

- の臨床. 大阪:メディカ出版. 2010:112-119.
- 7) 堀川直史, 小林清香, 松木麻妃他、総論 透析患者の抑うつ. 透析ケア. 2006; 12 (9) : 878-883.
 - 8) Lopes AA, Albert JM, Young EW, et al. Screening for Depression in Hemodialysis Patients: Associations with Diagnosis, Treatment, and Outcomes in the DOPPS. *Kidney International* 2004; 66 (5) : 2047-2053.
 - 9) Wilson B, Spittal J, Heidenheim P, et al. Screening for Depression in Chronic Hemodialysis Patients: Comparison of the Beck Depression Inventory, Primary Nurse, and Nephrology Team. *Hemodialysis International* 2006; 10 (1) : 35-41.
 - 10) Fukuhara S, Green J, Albert J, et al. Symptoms of depression, prescription of Benzodiazepines, and the risk of death in hemodialysis patients in Japan. *Kidney International* 2006; 70:1866-1872.
 - 11) Chilcot J, Wellsted D, Silva-Gane MD, et al. Depression on Dialysis. *Nephron Clinical Practice* 2008; 108: 256-264.
 - 12) Kimmel PL, Peterson RA, Weihs KL, et al. Multiple Measurements of Depression Predict Mortality in a Longitudinal Study of Chronic Hemodialysis Outpatients. *Kidney International* 2000; 57: 2093-2098.
 - 13) Drayer RA, Piraino B, Reynolds CF 3rd, et al. Characteristics of Depression in Hemodialysis Patients; Symptoms, Quality of Life and Mortality Risk. *General Hospital Psychiatry* 2006; 28 (4) : 306-312.
 - 14) Kalender B, Ozdemir AC, Dervisoglu E, et al. Quality of Life in Chronic Kidney Disease; Effects of Treatment Modality, Depression, Malnutrition and Inflammation. *International Journal of Clinical Practice* 2007; 61 (4) : 569-576.
 - 15) Keskin G, Engin E. The Evaluation of Depression, Suicidal Ideation and Coping Strategies in Haemodialysis Patients with Renal Failure. *Journal of Clinical Nursing* 2011; 20, 2721-2732.
 - 16) 竹本与志人、血液透析患者の精神的健康に関する要因の文献的検討. 日本在宅ケア学会誌. 2010; 13 (2) : 17-25.
 - 17) Kog E, Vandereycken W, Vertommen H. The Psychosomatic Family Model: a Critical Analysis of Family Interaction Concepts. *Journal of Family Therapy* 1985; 7: 31-44.
 - 18) Steinglass P, Horan ME. Families and Chronic Medical Illness. In Walsh F, Anderson CM (Eds.), *Chronic Disorders and the Family*. New York, Haworth Press, 1988: 127-142.
 - 19) Furr AL. Psycho-Social Aspects of Serious Renal Disease and Dialysis; A Review of the Literature. *Social Work in Health Care* 1998; 27 (3) : 97-118.
 - 20) Christensen AJ, Wiebe JS, Smith TW, et al. Predictors of Survival among Hemodialysis Patients; Effect of Perceived Family Support. *Health Psychology* 1994; 13 (6) : 521-525.
 - 21) 竹本与志人、香川幸次郎、血液透析患者における家族機能に対する認知的評価と精神的健康との関連性. 日本保健科学学会誌. 2009; 12 (2) : 67-76.
 - 22) Katz S, Ford AB, Moskowitz RW, et al. Studies of Illness in the Aged; the Index of ADL. *Journal of the American Medical Association* 1963; 185:914-919.
 - 23) Walsh FW. The Clinical Utility of Normal Family Research. *Psychotherapy* 1987; 24; 496-503.
 - 24) 貞木隆志、榎野潤、円環モデルによる家族機能のアセスメント; FACES 質問紙の臨床場面における有用性. 季刊精神科診断学. 1997; 8 : 125-135.
 - 25) Beck AT, Rush AJ, Shaw BF, et al. *Cognitive Therapy of Depression*. New York, Guilford Press, 1979.
 - 26) 竹本与志人、香川幸次郎、血液透析患者を対象とした家族機能の認知構造の検討. メンタルヘルスの社会学. 2005; 11 : 30-40.
 - 27) 竹本与志人、香川幸次郎、白澤政和、血液透析患者の精神的健康と家族機能に対する認知的評価ならびに主介護者の療養継続困難感との関連性. メンタルヘルスの社会学. 2009; 15 : 16-27.
 - 28) Olson DH, McCubbin HI. Circumplex Model of Marital and Family Systems V :Application to Family Stress and Crisis Intervention. In McCubbin HI, Cauble AE, Patterson, JM (Eds.) , *Family Stress, Coping, and Social Support*. Springfield, IL, 1982: 48-68.
 - 29) 竹本与志人、木村亜紀子、杉山 京他、血液透析患者の主介護者を対象とした家族機能と療養負担

- 感の関係. メンタルヘルスの社会学. 2015 ; 21 : 3-12.
- 30) Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, et al. Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Nonspecific Psychological Distress. *Psychological Medicine* 2002; 32; 959-976.
- 31) Furukawa TA, Kessler R, Andrews G, et al. The Performance of the K6 and K10 Screening Scales for Psychological Distress in the Australian National Survey of Mental Health and Well-Being. *Psychological Medicine* 2003; 33; 357-62.
- 32) Sakurai K, Nishi A, Kondo K, et al. Screening Performance of K6/K10 and Other Screening Instruments for Mood and Anxiety Disorders in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences* 2011; 65; 434-441.
- 33) Muthen LK, Muthen BO. *Mplus User's Guide*, Fifth Edition. Los Angeles, Muthen & Muthen, 2007.
- 34) 山本嘉一郎、小野寺孝義編. *Amosによる共分散構造分析と解析事例*. 京都：ナカニシヤ出版. 1999 : 16-17.
- 35) 大平整爾、長期透析患者の心を支える. *透析療法ネクストⅧ*、東京、医学図書出版、2009 : 99-109.
- 36) 松本秀幸、松木麻紀、小林清香他、日本の透析患者の「うつ」. *臨牀透析*. 2008 ; 24 : 1385-1391.
- 37) Weisbord SD, Fried LF, Arnold RM, et al. Prevalence, Severity, and Importance of Physical and Emotional Symptoms in Chronic Hemodialysis Patients. *Journal of the American Society of Nephrology* 2005; 16 (8) ; 2487-2494.
- 38) 橋本佳奈、田中千枝子、浅川達人、透析患者のthe Center for Epidemiologic Studies Depression Scaleに影響する社会生活上の諸要因の検討. *東海大学健康科学部紀要*. 2002 ; 8 : 97-103.
- 39) 長崎功美、小山田隆明、人工透析療法患者の抑うつ気分に関する心理学的研究. *日本看護学会論文集成 成人看護Ⅱ*. 2003 ; 33 : 156-158.
- 40) Swartz RD, Perry E, Brown S, et al. Patient-Staff Interactions and Mental Health in Chronic Dialysis Patients. *Health & Social Work* 2008; 33 (2) ; 87-92.
- 41) 春木繁一、長期透析患者の心理的問題. *透析患者のこころを受けとめる・支えるサイコネフロジーの臨床*. 大阪：メディカ出版. 2010 : 106-111.
- 42) 竹本与志人・杉山 京・桐野匡史他、血液透析患者の心理的段階とその変容過程. *岡山県立大学保健福祉学部紀要*. 2015 ; 22 : 81-89.

「社会医学研究」投稿規定

1. 「社会医学研究」は、日本社会医学会（旧称：社会医学研究会）の機関誌であり、社会医学に関する優れた原著（英文抄録をつける）、総説、研究報告、レターを掲載する。
2. 論文執筆者（筆頭）は、会員に限る。連名者も会員が望ましい。投稿原稿の採否は、査読の上、編集委員会で決定する。
3. ヒトおよび動物を対象にした研究は、1964年のヘルシンキ宣言（1975, 83, 89, 96, 2000年修正）の方針に沿った手続きを踏まえている必要がある。さらに、2014年12月22日文科科学省・厚生労働省の「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」並びに、2015年2月9日の「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針ガイドランス」を遵守する。

「社会医学研究」の投稿に倫理審査を義務づけないが、「社会医学研究の倫理面に関するチェックリスト」を投稿論文に添付する。

4. 投稿原稿（図表を含む）は、査読、改訂などの手続きを迅速化するために、原稿を電子ファイルとして、編集委員長（櫻井尚子: nao_sakurai@jikei.ac.jp）に送付する。本文および表は必ず、「MS Word」または「一太郎」、ないしパワーポイント、エクセルを用いた電子ファイルとする。投稿を受理した場合は、受理状況を投稿者に返信する。

なお、諸事情で、電子ファイル送付が困難な場合のみ、A4紙に書かれた原稿1部とコピー2部（計3部 図表を含む）と、原稿ファイル、メールアドレスを含めたテキスト形式で保存した電子媒体とともに、封筒表左下に「社会医学研究投稿原稿在中」と明記し、郵便ないし宅配便にて、以下の宛先に送付する。

〒105-8461 東京都港区西新橋3-25-8

東京慈恵会医科大学 大学院医学研究科 看護学専攻修士課程

櫻井 尚子 編集委員長

5. 論文の校正は、初稿のみ著者が行う。
6. 論文の別刷印刷は、PDF公開のために原則受け付けない。特別にかかる費用は著者負担とする。
7. 論文の送付は、原則として日本社会医学会事務局とする。ただし、総会記録特別号や研究総会特別号の場合は、総会担当役員とする。
8. 執筆要領
 - (1) 原稿本文は和文とし、英、和それぞれ5語以内のキーワードをつける。
 - (2) 原稿は、A4版に横25字～40字の範囲で、十分に行間をあけ、横書きで記載する。
 - (3) 原著、総説、研究報告は原則として図表などを含めて、仕上がり8ページ程度（1ページは約2,100字）、レターは4ページ程度とする。
 - (4) 原稿には表紙を付け、表題、著者名、所属機関名（以上英文表記）のほか、論文の種別、氏名、メールアドレス（携帯電話以外）、図表数、論文ページ数を記載すること。
 - (5) 参考文献は以下の引用例に従い、引用順に番号を付け、論文末尾に一括して番号順に記載する。

■ 雑誌の場合……著者名、表題、雑誌名、年号；巻数：頁－頁、の順に記載する。著者が3名を越える場合は3名までを記載し、残りの著者は「他」とする。

- 1) 近藤高明、榊原久孝、宮尾克他、成人男性の骨密度に関する検討. 社会医学研究. 1997; 15: 1-5
- 2) Murray CL. Evidence-based health policy. Science 1996; 1274: 740-743

■ 単行本の場合……編者・著者名、書籍名、所在地、発行所、発行年、頁の順に記載する。

- 1) 三浦豊彦編. 現代労働衛生ハンドブック 増補改訂第二版増補編. 川崎: 労働科学研究所. 1994: 293-296
- 2) Murray CL. The Global Burden of Disease. Cambridge, Harvard University Press, 1966: 201-246

■ 電子的技術情報を引用文献等としての記載する場合

インターネット等によって検索した電子的技術情報を引用する場合、その書誌的事項を次の順に記載する(WIPO 標準 ST.14 準拠)。著者の氏名、表題、(記載可能な場合は以下に頁、欄、行、項番、図面番号など)、媒体のタイプを [online] として示し、判明すれば、以下にその掲載年月日(発行年月日)、掲載者(発行者)、掲載場所(発行場所)、[検索日]、情報の情報源及びアドレスを以下の例にならって記載する。データベースからの引用では識別番号(Accession no.) を記載する。

- 1) インターネットから検索された電子的技術情報の記載例(日本語での記載例)

新崎 準ほか. 新技術の動向. [online] 平成 10 年 4 月 1 日、特許学会. [平成 11 年 7 月 30 日検索]、(英語での記載例)

Arasaki j et al. Trends of new technology. [online] 1 April 1998, Jpn Assoc Acad Patent. [retrieved on 1998-02-24]. Retrieved from the Internet: < URL : <http://ijj.sinsakijun.com/information/newtech.html> >

- 2) オンラインデータベースから検索された電子的技術情報の記載例

Dong XR, et al. Analysis of patients of multiple injuries with AIS-ISS and its clinical significance in the evaluation of the emergency managements. Chung Hua Wai Ko Tsa Chih 1993;31(5):301-302. (abstract), [online] [retrieved on 1998-2-24]. Retrieved from: Medline; United States National Library of Medicine, Bethesda, MD, USA and Dialog

Information Services, Palo Alto, CA, USA. Medline Accession no. 94155687, Dialog Accession no. 07736604.

社会医学研究の倫理面に関するチェックリスト

投稿者氏名 _____

以下、に該当する場合は、該当しない場合はを記す。

研究計画書・投稿原稿の記載事項

- ① 研究の名称
- ② 研究の実施体制（研究機関の名称及び研究者等の氏名を含む。）
- ③ 研究の目的及び意義
- ④ 研究の方法及び期間
- ⑤ 研究対象者の選定方針
- ⑥ インフォームド・コンセント
- ⑦ 個人情報等の取扱い（匿名化する場合にはその方法を含む。）
- ⑧ 研究対象者に生じる負担並びに予測されるリスク及び利益、これらの総合的評価並びに当該負担及びリスクを最小化する対策
- ⑨ 試料・情報（研究に用いられる情報に係る資料を含む。）の保管及び廃棄の方法
- ⑩ 研究の資金源等、研究機関の研究に係る利益相反及び個人の収益等、研究者等の研究に係る利益相反に関する状況
- ⑪ 研究に関する情報公開の方法
- ⑫ 研究対象者等に経済的負担又は謝礼がある場合には、その旨及びその内容
- ⑬ 事前の十分な説明及び研究対象者の自由意思による同意
- ⑭ 社会的に弱い立場にある者への特別な配慮
- ⑮ 個人情報等の保護
- ⑯ 研究の質及び透明性の確保

チェック年月日 _____

*本チェックリストは、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」を基に、作成しています。

日本社会医学会会則

第 1 章 総 則

第 1 条 (名称) 本会は、日本社会医学会という。
英字表記は以下とする。

JAPANESE SOCIETY FOR SOCIAL MEDICINE

第 2 条 (目的) 本会は、会員相互の協力により、社会医学に関する理論及びその応用に関する研究が発展助長することをもって目的とする。

第 3 条 (事業) 本会は、その目的達成のため、次の事業を行う。

1. 研究会の開催
2. 会誌、論文集などの発行
3. その他必要な事業

第 4 条 (事務所) 本会の事務所は理事会の定めるところに置く。ホームページ・社会医学会レター等で公示する。

第 5 条 (事業年度) 本会の事業年度は、毎年5月1日に始まり、翌年4月30日に終わる。

第 2 章 会 員

第 6 条 本会は、会の目的に賛同し、会費を納める者で構成する。会員となるには書面で理事長に申し込みを行う。

第 7 条 会員は、学会で発表し、学会刊行物に投稿し、学会刊行物の配布を受けることができる。

第 8 条 (退会) 会員は書面により理事長に通告すれば退会できる。

第 2 項 会員の死亡、または失踪の通知を受けた場合には、自然退会とする。

第 3 項 会員で3年度分以上の会費を滞納した者に対しては、評議員会の議決により退会したものとみなすことができる。

第 4 項 前項により退会者が学会への復帰を希望する場合は、第6条に基づく手続きを行ったうえで、滞納した会費を全額納入するものとする。

第 9 条 (除名) 会員が、本会の名誉を傷つけ、目的に反する行為を行った場合には、総会の決議により除名することができる。

第 2 項 前項の規定により会員を除名する場合には、理事会は総会の1週間前までに当該会員に通知し、総会において弁明する機会を与えなければならない。

第 10 条 (名誉会員) 満70歳以上の会員のうち、旧研究会時の世話人・本会理事経験のある者、またはそれに等しい功績があると総会で認められた者は、名誉会員に推薦することができる。

第 3 章 総 会

第 11 条 (総会) 本会は、毎年1回総会を開催する。総会は、原則として事業年度終了後3か月以内に理事長が招集し、年次予算・決算、事業計画その他重要事項を、決定する。会則、会則変更等重要事項の決定は、総会の議決を経なければならない。

第 12 条 総会は、委任状を含め、会員の4分の1以上の出席で成立する。議決は委任状を含め過半数で決定する。

第 4 章 役 員

第 13 条 (役員) 本会に次の役員を置く。任期は3年間とし、再任をさまたげない。

評 議 員
理 事
監 事

理事、評議員、及び監事など本会役員の定数は選出細則によって別に定める。

第 14 条 (選出) 評議員は、会員の直接選挙によって選出される。また、理事及び監事は、評議員会の互選によって選出され、いずれも総会において承認されなければならない。

第 2 項 選出に関する細目は別に定める、【役員選挙細則】による。

第 3 項 理事会は、上記1項の規定にかかわらず、性、地域、職種、年齢、研究分野等を考慮して、指名によって若干名の評議員を追加することができる。

第 4 項 (理事長等) 理事会は互選によって理事長1名、副理事長若干名を選出する。

第 5 項 理事長は、上記1項の規定にかかわらず、指名によって若干名の理事を追加することができる。

第 5 章 役 員 会

第 15 条 (評議員会) 本会は、評議員からなる評議員会を置く。評議員会は毎年度ごとに1回開催する。評議員会は理事会が総会に提出する、予算及び決算、事業計画等重要事項を審議する。

第 2 項 (理事会) 本会は理事からなる理事会を置く。理事会は年度内に3回以上開催し、総会から総会までの間、理事長のもとに承認された事業を執行するとともに、予算及び決算、事業計画を評議員会の承認のもとに総会に提出する。

第 3 項 理事長は、本会を代表して事業の執行を行う。副理事長は理事長の業務を補佐する。事務局長は日常の事業が円滑に行われるよう企画・調整を行い、会計の管理を行う。

第 4 項 (監事) 監事は本会会計を監査する。監事は理事会に出席して意見を述べることができる。

第 5 項 理事会、評議員会は、委任状を含めて定数の3分の2以上の出席で成立する。

第 6 章 会 費

第 16 条 (会費) 会費は年額7000円とする。学生・大学院生は年額3000円とする。ただし、研究会の開催など特別に経費を要する場合は、その都度、別に徴収することができる。

第 2 項 名誉会員は、会費納入を免除される。

第 7 章 そ の 他

第 17 条 本会は、会員の希望により各地方会をおくことができる。

第 18 条 本会の諸行事、出版物などは、会員外に公開することができる。

第 8 章 雑 則

第 19 条 本会則を変更または本会を解散する場合には、理事長は全評議員の3分の2以上の賛成によって総会に提案し過半数の同意を得ることとする。

付 則 本改正会則は2014年7月13日から施行する。

日本社会医学会役員選出細則

1. (評議員の選出及び定数)
評議員は、20名連記による全会員の直接投票によって選出される。全国の会員名簿に登載された全会員（名誉会員を除く）を候補者として投票を行い、得票順位の上位から別に定める定員を選出する。評議員定員は会員10名につき1名を原則とする。ただし、全ての地域（北海道・東北、関東、東海・北陸・甲信越、近畿、中国・四国・九州・沖縄の5地域）に最低4名の評議員が存在するように、選挙管理委員会は、得票順位にもとづき当選者を追加する。
理事会は、また、性、職種、年齢等を考慮して、指名によって若干名の評議員を追加することができる。
2. (理事の選出及び定数)
理事は、評議員の互選によって選出される。理事の定数は、10名以内とする。選出された理事は、総会で承認されねばならない。
3. (理事長の選出)
理事長は、理事会での互選によって選出される。選出された理事長は、総会で承認されねばならない。なお、理事長は、上記2.の規定にかかわらず、指名によって若干名の理事を追加することができる。
4. (理事長の代行の選出)
理事長は、事故等の理由で職務を遂行できない場合を想定して、理事の中からあらかじめ理事長代行を指名する。
5. (監事の選出及び定数)
監事は、評議員会において理事に選出された者以外から互選する。選出される監事の定数は2名とし、総会で承認されねばならない。

2000年7月決定、2007年4月24日一部改正、2010年4月10日一部改正

編集後記

社会医学研究第33巻2号2016.に掲載されました質の高い論文をご覧ください。前回1号に16題掲載されたこともあり、今回は少なくなっておりますが、推敲中の論文が4題あり、期待しております。

本学会では、投稿された論文は、査読 peer review を各分野の方々に無料で行っていただいております。御多用な先生方のご厚意によりなりたっており、約1か月前後、お時間をいただいております。論文掲載に至るように、丁寧な前向きなコメントをいただいていることを、投稿された論文の8割が掲載に至っていることが表しています。

投稿者には、2～3日以内には拝受のご連絡をするようにしておりますが、1週間以内に連絡がない場合は、お手数ですが再度ご確認のメールをいただきますようお願いいたします。今回、一部の方に御心配をおかけしましたことをお詫び申し上げます。

投稿から査読を経て掲載決定そして発刊、時間が短ければ嬉しいものです。それらは、投稿者の努力のみでなく多くの皆様のお力添えによって成り立ちます。peer review の視点から、論文掲載が決まった若い先生方にも学会誌の査読をお願いして、本学会運営にご参加いただくようにしていく予定です。

また、論文発刊前に掲載証明書が必要な場合は、ご連絡いただければ、学会事務局より発行いたします。

会員の皆様からの投稿をお待ちしています。

日本社会医学会機関誌・社会医学研究

編集委員長 櫻井 尚子

査読いただきました、先生方に感謝いたします。

黒田研二、児玉小百合、小橋 元、櫻井尚子、高城智圭、高原龍二、波川京子、長谷川卓志、広瀬俊雄、星 旦二、
(以上、敬称略)