

Table 2
Estimates of Model 1–2.

	Model 1 OLS		Model 2 treatment effect Model (IV analysis) ^d	
	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error
Dependent var.	Zsrh2008 ^b		Zsrh2008 (Equation (1))	
Constant	0.232	(0.072)** ^a	0.208	(0.081)**
Zsrh06	0.496	(0.017)***	0.491	(0.018)***
Male	-0.035	(0.027)	-0.019	(0.027)
Age 65–69	Reference		Reference	
Age 70–74	-0.199	(0.095)	-0.208	(0.090)**
Age 75–79	-0.346	(0.053)**	-0.353	(0.045)***
Age 80–84	-0.313	(0.017)***	-0.321	(0.025)***
Age 85–	-0.419	(0.032)***	-0.410	(0.037)***
equiv_inc < = 159 ^c	0.011	(0.058)	0.004	(0.053)
equiv_inc 159–225	-0.005	(0.026)	-0.008	(0.027)
equiv_inc 225–275	0.066	(0.036)	0.067	(0.038)*
equiv_inc >275	Reference		Reference	
equiv_inc_missing	0.037	(0.038)	0.032	(0.040)
Participation	0.205	(0.021)**		
Estimated participation			0.456	(0.075)***
Dependent var.			Participation (Equation (2)) ^e	
Constant			-1.694	(0.197)***
Zsrh06			0.141	(0.008)***
1/distance(km)			0.126	(0.022)***
Male			-0.355	(0.094)***
Age 65–69			Reference	
Age 70–74			0.248	(0.066)***
Age 75–79			0.240	(0.181)
Age 80–84			0.256	(0.257)
Age 85–			-0.189	(0.206)
equiv_inc < = 159			0.232	(0.166)
equiv_inc 159–225			0.066	(0.044)
equiv_inc 225–275			0.033	(0.144)
equiv_inc >275			Reference	
equiv_inc_missing			0.119	(0.097)

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b “Zsrh” denotes standardized self-rated health. Self-rated health was standardized by subtracting its expected value and dividing the difference by its standard deviation, in order to have a mean of zero and a standard deviation of one.
^c “equiv_inc” denotes equalized income categorized by interquartile.
^d Model 2 is an instrumental variable analysis, and the two equations were estimated simultaneously.
^e In first-stage regression of 2SLS of Model 2, F-statistics was 71.019 ($p = 0.014$), and partial R-square was 0.040.

ordinary least squares (OLS) model (Model 1) and treatment effect model as an instrumental variable model (Model 2). In Models 1–2, the dependent variable is standardized self-rated health in 2008, and we included baseline self-rated health in 2006, categorical age, sex, categorical equalized income, and salon program participation as independent variables. In Model 1, the variable of salon participation was used as is (not instrumented by distance). In Model 2, better self-rated health in 2006 and younger age were significantly predictive of good self-rated health in 2008. Salon program participation was also associated with good self-rated health in 2008.

In Model 2, instead of using salon program participation as is, we used the instrumented participation variable estimated by the inverse of the distance from subjects’ residences to the nearest salon, using a treatment effect model. Participation was significantly associated with the inverse of the distance ($p < 0.05$), i.e. the further away from a salon, the less likely subjects were to participate in its programs. Furthermore, instrumented salon participation was significantly and positively associated with better self-rated health in 2008 ($p < 0.05$), after adjusting for age, sex, equalized income, and self-rated health in 2006.

Table 3
Estimates of Model 3–4.

Dependent var.	Model 3 probit		Model 4 bivariate probit	
	Coefficient	Std. error	Coefficient	Std. error ^d
Dependent var.	bi_srh2008		bi_srh2008 (Equation (1))	
Constant	0.005	(0.180)	-0.003	(0.180)
bi_srh06 ^b	1.350	(0.071)*** ^a	1.345	(0.070)***
Male	-0.057	(0.063)	-0.051	(0.062)
Age 65–69	Reference		Reference	
Age 70–74	-0.251	(0.278)	-0.254	(0.277)
Age 75–79	-0.453	(0.189)**	-0.456	(0.187)**
Age 80–84	-0.329	(0.172)*	-0.331	(0.176)*
Age 85–	-0.615	(0.091)***	-0.612	(0.093)***
equiv_inc < = 159 ^c	0.021	(0.099)	0.018	(0.096)
equiv_inc 159–225	-0.005	(0.115)	-0.006	(0.115)
equiv_inc 225–275	0.166	(0.069)**	0.167	(0.070)**
equiv_inc >275	Reference		Reference	
equiv_inc_missing	0.020	(0.019)	0.018	(0.019)
Participation	0.471	(0.022)***		
Estimated participation			0.578	(0.033)***
Dependent var.			Participation (Equation (2)) ^e	
Constant			-1.856	(0.187)***
1/distance(km)			0.123	(0.024)***
bi_srh06			0.270	(0.021)***
Male			-0.349 ^f	(0.096)***
Age 65–69			Reference	
Age 70–74			0.243	(0.067)***
Age 75–79			0.221	(0.183)
Age 80–84			0.258	(0.250)
Age 85–			-0.181	(0.195)
equiv_inc < = 159			0.226	(0.167)
equiv_inc 159–225			0.059	(0.045)
equiv_inc 225–275			0.031	(0.142)
equiv_inc >275			Reference	
equiv_inc_missing			0.118	(0.090)

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b “bi_srh” denotes binary self-rated health (excellent or good = 1; otherwise = 0).
^c “equiv_inc” denotes equalized income categorized by interquartile.
^d In Model 4, the two equations were estimated simultaneously.
^e In first-stage regression of 2SLS of Model 4, F-statistics was 63.498 ($p = 0.015$), and partial R-square was 0.039.
^f In Model 4, the estimates of participation on self-rated health in 2008 was significant even when using the worst two categories, 1.202 (0.349)***.

Table 3 shows estimates by probit model (Model 3) and bivariate probit model (Model 4). In Models 3–4, the dependent variable was dichotomized self-rated health in 2008 (excellent or good = 1; otherwise = 0), and baseline self-rated health in 2006 (excellent or good = 1; otherwise = 0), categorical age, sex, categorical equalized income, and salon program participation were included as independent variables.

Table 4
Treatment effect model estimates of participation on self-rated health in 2008.

	Categorical ^b age and equalized income (N = 1549)	One-item ^c age and equalized income (N = 1150)
The inverse of the distance	0.456 (0.075) *** ^a (Model 2 in Table 2)	0.527 (0.083) ***
Raw distance	0.399 (0.086) ***	0.549 (0.142) ***

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b Models with categorical age and equalized income includes, as the variables of age and equalized income, age 65–69, age 70–74, age 75–79, age 80–84, age 85–, equiv_inc <=159, equiv_inc 159–225, equiv_inc 225–275, equiv_inc >275, and equiv_inc_missing.
^c Models with one-item age and equalized income includes, as the variables of age and equalized income, age and equalized income.

Table 5
Bivariate probit estimates of participation on self-rated health in 2008.

	Categorical ^b age and equivalized income (<i>N</i> = 1549)	One-item ^c age and equivalized income (<i>N</i> = 1150)
The inverse of the distance	0.578 (0.033)*** ^a (Model 4 in Table 3)	0.728 (0.194)***
Raw distance	0.744 (0.218)***	1.189 (0.218)***

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b Models with categorical age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age 65–69, age 70–74, age 75–79, age 80–84, age 85–, eqiv_inc <= 159, eqiv_inc 159–225, eqiv_inc 225–275, eqiv_inc >275, and eqiv_inc_missing.
^c Models with one-item age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age and equivalized income.

In Model 3, the variable of salon program participation was used as is (not instrumented by distance) to compare with the results of instrumented participation in Models 4. In Model 3, better self-rated health in 2006 and younger age were significantly predictive of good self-rated health in 2008, as was the category of equivalized income from 225 to 275 million yen. Salon program participation was also associated with good self-rated health in 2008.

In Model 4, we estimated a bivariate-probit model with estimated participation. In the equation with the dependent variable of participation, the inverse of the distance to the salon was significantly associated with participation. In addition, in the equation with the dependent variable of self-rated health, the estimated participation was significantly associated with better self-rated health in 2008.

Lastly, we confirmed the robustness of Model 2 and Model 4 when using raw distance instead of the inverse of the distance, and when using one-item age and equivalized income instead of multinomial categorical variables. Specifically, we estimated the treatment effect model with the inverse of the distance & one item, raw distance & category, and raw distance & one item (Table 4). We also estimated the bivariate probit model with the inverse of the distance & one item, raw distance & category, and raw distance & one item (Table 5). The number of samples is fewer in models with one-item age and equivalized income due to the lack of missing category in equivalized income. The estimates in Tables 4 and 5 show that the significant link between salon participation and self-rated health remain regardless of the use of raw distance or one-item age and equivalized income.

Table 6
2SLS estimates of participation on self-rated health in 2008.

	Categorical ^b age and equivalized income (<i>N</i> = 1549)	One-item ^c age and equivalized income (<i>N</i> = 1150)
The inverse of the distance	0.606 (0.094) *** ^a F-statistics = 71.019 (<i>p</i> = 0.014) Partial R-square = 0.040 Test of exogeneity ^d F-statistics (Durbin-Wu-Hausman test) = 33.379 (<i>p</i> = 0.029)	1.030 (0.069) *** F-statistics = 74.274 (<i>p</i> = 0.013) Partial R-square = 0.030 Test of exogeneity F-statistics (Durbin-Wu-Hausman test) = 65.955 (<i>p</i> = 0.015)
Raw distance	0.286 (0.148) * F-statistics = 113.012 (<i>p</i> = 0.009) Partial R-square = 0.040 Test of exogeneity F-statistics (Durbin-Wu-Hausman test) = 0.261 (<i>p</i> = 0.660)	0.808 (0.118) *** F-statistics = 77.263 (<i>p</i> = 0.013) Partial R-square = 0.033 Test of exogeneity F-statistics (Durbin-Wu-Hausman test) = 19.340 (<i>p</i> = 0.048)

^a ***, ** and * denotes significance at 99%, 95% and 90% level, respectively.
^b Models with categorical age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age 65–69, age 70–74, age 75–79, age 80–84, age 85–, eqiv_inc <= 159, eqiv_inc 159–225, eqiv_inc 225–275, eqiv_inc >275, and eqiv_inc_missing.
^c Models with one-item age and equivalized income includes, as the variables of age and equivalized income, age and equivalized income.
^d In test of exogeneity, null hypothesis is that variables are exogenous.

Discussion

The results of the models that we estimated showed significant link between salon participation and self-rated health. Our analyses suggest that participation in the newly-opened community salon was associated with a significant improvement in self-rated health over time. However, we need to discuss the validity of our model specification. Firstly, we examined whether distance is a weak instrument. Instruments that correlate poorly with endogenous variables have been shown to give an inconsistent estimator of the effect of the endogenous variables on the outcome (Hahn & Hausman, 2002). However, just-identified instrumental variable (one exposure variable is estimated by one instrument) has been shown to be median-unbiased and therefore unlikely to be subject to a weak instruments critique (Angrist & Pischke, 2008). In the present study, participation in salon programs is instrumented by a single instrument, i.e. the distance to the salons, and the distance to the salons is significant and improves the fit of first-stage regression. This suggests that distance to the salons is not a weak instrument. Furthermore, the first stage regression yielded an *F* statistic of 71.019, which is considerably larger than the general cutoff value of 10 (Staiger & Stock, 1997). We showed *F* statistics when using raw distance and/or one-item age and equivalized income in Table 6. Except for the model with raw distance & categorical age and equivalized income, the null hypothesis of test of exogeneity was rejected. Secondly, using the variables in Model 2, we tested the exogeneity of the regressor with a null hypothesis that the variable of participation is exogenous. The *F* statistics of the Durbin-Wu-Hausman test was 33.379 (*p* = 0.03), and the null hypothesis was rejected.

In the sequence of analyses described above, we observed several implications. Firstly, we showed the validity of using distance to the salons as an instrument for participation in the salon programs. Moreover, the test for weak instruments showed that distance to the salons had sufficient correlation to explain the participation in salon programs. It is true that there is a possibility of other instrumental variables such as time distance, and time distance may reflect the concept of opportunity costs in economics more than spatial distance. For the elderly, however, the physical strain of walking is likely more important factor for salon participation than opportunity cost. It is therefore conceivable that spatial distance correlates more strongly to the variable of salon participation than time distance. Studies are needed to compare time distance to spatial distance to find a better instrument. Secondly, from the results of Models 1–4, we can conclude that salon program participation had a beneficial effect on the maintenance of

good self-rated health. These conclusions were robust to the instrumental variable approach which took into consideration self-selection bias by using the treatment effect model. Following the transformation of the coefficients of the probit regression into coefficients logistic regression by Amemiya (1981), the odds ratio of participation in the salon programs for reporting excellent or good self-rated health in 2008 from the results of bivariate probit in Model 4 was 2.52 (95% CI 2.27–2.79).

Here, we mention some limitations of the present study. First of all, the relatively low response rate to the 2006 (48.5%) and 2008 (56.0%) surveys in this study may have affected the study results. Secondly, data used in this study is limited to a small geographic area in Japan. Thus the generalization of results is limited. Thirdly, the study is not a true experiment. We adopted a quasi-experimental intervention study design using an instrumental variable estimation approach. It is possible that our results may differ from the results of true experiments that are conducted in the future.

For the direction of future researches, as the data used in this current study is limited to a small geographic area in Japan, researches with the same study design should be carried out in other areas of Japan and in other countries. In addition, intervention studies with a community-level Randomized Controlled Trial are also needed in order to confirm that the interventions to promote social participation can enhance the health of older residents. Finally, studies are needed to clarify in detail the mechanisms by which the programs promote and maintain continuous social participation and by which social participation enhances self-rated health. In the current study, activities carried out in the salons ranged from arts and crafts to cultural activities (singing, playing instruments, haiku composition), as well as free socializing. It is still unclear what kind of programs are essential. Future studies should also test whether there are direct effects from the contents of the program on self-rated health.

Conclusion

Although previous longitudinal epidemiological studies (Bygren et al., 1996; Glass et al., 1999; Kiely et al., 2000; Ramsay et al., 2008; Rodriguez-Laso et al., 2007; Sampson et al., 2009) and a meta-analytic review (Holt-Lunstad, Smith, & Layton, 2010) have suggested that social participation is associated with improved functional status in the elderly (conducting a PubMed search on April 14, 2011 for longitudinal studies in which mortality was used as an outcome retrieved 6 studies on social participation), causal inference remains to be determined in these studies. Our study utilized an instrumental variable estimation approach, and found social participation (via community-based salons) to be associated with an improvement in self-rated health among participants over time, even after controlling for causal inference. Our study provides novel empirical support for the notion that interventions to promote social participation can enhance the health of older residents. In a qualitative study published previously by our group, we interviewed 33 participants in the salon programs, and 85% participants responded that their perception of emotional social support had increased after participation (Takeda, Kondo, & Hirai, 2009). It remains to be seen whether these beneficial changes translate over time into maintenance of functional and cognitive status, and hence, the prevention of long-term care dependency.

Acknowledgements

The assistance provided by Atsushi Sannabe, Kyohei Matsushita, Yohei Kobayashi, Haruko Noguchi, S V Subramanian, and all participants of this project are gratefully acknowledged. This study used data from the Japan Gerontological Evaluation Study (JAGES),

conducted by the Nihon Fukushi University Center for Well-being and Society as one of their research projects. This study was supported by MEXT-Supported Program for the Strategic Research Foundation at Private Universities, 2009–2013, for the Nihon Fukushi University, Center for Well-being and Society, Health Labour Sciences Research Grant, Comprehensive Research on Aging and Health (H22-Choju-Shitei-008) from the Japanese Ministry of Health, Labour and Welfare, and a Grant-in-Aid for Scientific Research on Innovative Areas 2010 (No.22119506) from the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology, Japan.

References

- Aida, J., Hanibuchi, T., Nakade, M., Hirai, H., Osaka, K., & Kondo, K. (2009). The different effects of vertical social capital and horizontal social capital on dental status: a multilevel analysis. *Social Science & Medicine*, 69(4), 512–518.
- Amemiya, T. (1981). Qualitative response models: a survey. *Journal of Economic Literature*, 19(4), 1483–1536.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton Univ Press.
- Bygren, L. O., Konlaan, B. B., & Johansson, S. E. (1996). Attendance at cultural events, reading books or periodicals, and making music or singing in a choir as determinants for survival: Swedish interview survey of living conditions. *British Medical Journal*, 313(7072), 1577–1580.
- Card, D. (1993). *Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling*. NBER working paper series, 4483.
- Fishback, P. V., Flores-Lagunes, A., Horrace, W. C., Kantor, S., & Treber, J. (2011). The influence of the Home Owners' Loan Corporation on Housing Markets During the 1930s. *Review of Financial Studies*, 24(6), 1782–1813.
- Gates, S., Fisher, J. D., Cooke, M. W., Carter, Y. H., & Lamb, S. E. (2008). Multifactorial assessment and targeted intervention for preventing falls and injuries among older people in community and emergency care settings: systematic review and meta-analysis. *British Medical Journal*, 336(7636), 130–133.
- Glass, T. A., de Leon, C. M., Marottoli, R. A., & Berkman, L. F. (1999). Population based study of social and productive activities as predictors of survival among elderly Americans. *British Medical Journal*, 319(7208), 478–483.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis Upper Saddle River, NJ*: Prentice Hall.
- Hahn, J., & Hausman, J. (2002). Notes on bias in estimators for simultaneous equation models. *Econometric Letters*, 75, 237–241.
- Hanibuchi, T., Ichida, Y., Hirai, H., & Kondo, K. (2007). Does the history of local community affect social capital?: Analyzing a large-scale questionnaire survey by using old topographical maps (in Japanese). *Theory and Applications of GIS*, 15(2), 11–22.
- Hannan, P. J. (2006). Experimental social epidemiology—controlled community trials. In J. M. Oakes, & J. S. Kaufman (Eds.), *Methods in social epidemiology*. San Francisco: Jossey Bass.
- Hirai, H. (2010). Change in individual-level social capital indicators among elderly salon program participants (in Japanese). *Journal of Rural Planning Association*, 28 (special issue).
- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., & Layton, J. B. (2010). Social relationships and mortality risk: a meta-analytic review. *PLoS Med*, 7(7), e1000316.
- Ichida, Y., Kondo, K., Hirai, H., Hanibuchi, T., Yoshikawa, G., & Murata, C. (2009). Social capital, income inequality and self-rated health in Chita peninsula, Japan: a multilevel analysis of older people in 25 communities. *Social Science & Medicine*, 69(4), 489–499.
- Idler, E. L., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health & Social Behavior*, 38(1), 21–37.
- Kiely, D. K., Simon, S. E., Jones, R. N., & Morris, J. N. (2000). The protective effect of social engagement on mortality in long-term care. *Journal of the American Geriatrics Society*, 48(11), 1367–1372.
- Kondo, K. (2005). *Kenko Kakusa Shakai - Naniga Kokoro to Kenko wo Mushibamunoka [Health Gap Society - what undermining mental health and society?]*. Tokyo: Igakushoin (in Japanese).
- Kondo, K. (2012). *Iryou Kuraishisu wo Koete - Igirisu to Nihon no Iryou Kaigo no Yukue [Beyond 'healthcare crises' - Prospects of health and long-term care in the UK and Japan]*. Tokyo: Igaku-Shoin (in Japanese).
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maluccio, J. (1998). *Endogeneity of schooling in the wage function: Evidence from the rural Philippines*. International Food Policy Research Institute. FCND discussion paper (54).
- Ministry-of-Health-Labour-and-Welfare. (2009). *Kaigo Yobou Manual Gaiyouban [A brief summary edition of the manual for preventing long-term disability]*. Health-Labor-and-Welfare-Ministry (in Japanese).
- Murata, C., Kondo, K., Hirai, H., Ichida, Y., & Ojima, T. (2008). Association between depression and socio-economic status among community-dwelling elderly in Japan: the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES). *Health Place*, 14(3), 406–414.

- Nishi, A., Kondo, K., Hirai, H., & Kawachi, I. (2011). Cohort profile: the AGES 2003 cohort study in Aichi, Japan. *Journal of Epidemiology*, 21(2), 151–157.
- Ramsay, S., Ebrahim, S., Whincup, P., Papacosta, O., Morris, R., Lennon, L., et al. (2008). Social engagement and the risk of cardiovascular disease mortality: results of a prospective population-based study of older men. *Annals of Epidemiology*, 18(6), 476–483.
- Rassen, J. A., Schneeweiss, S., Glynn, R. J., Mittleman, M. A., & Brookhart, M. A. (2009). Instrumental variable analysis for estimation of treatment effects with dichotomous outcomes. *American Journal of Epidemiology*, 169(3), 273–284.
- Rodriguez-Laso, A., Zunzunegui, M. V., & Otero, A. (2007). The effect of social relationships on survival in elderly residents of a Southern European community: a cohort study. *BMC Geriatrics*, 7, 19.
- Rogers, W. H. (1993). Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin*, 13, 19–23.
- Rose, G. (1985). Sick individuals and sick populations. *International Journal of Epidemiology*, 14(1), 32–38.
- Sampson, E. L., Bulpitt, C. J., & Fletcher, A. E. (2009). Survival of community-dwelling older people: the effect of cognitive impairment and social engagement. *Journal of the American Geriatrics Society*, 57(6), 985–991.
- Staiger, D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65, 557–586.
- Takeda, T., Kondo, K., & Hirai, H. (2009). Preventive intervention of senile dementia focusing on psychosocial factors: Intervention theory based on the population health approach and its evaluation of midterm outcomes (in Japanese). *The Journal of Japanese Occupational Therapy Association*, 28(2), 178–186.
- Tsutsui, T., & Muramatsu, N. (2007). Japan's universal long-term care system reform of 2005: containing costs and realizing a vision. *Journal of the American Geriatrics Society*, 55(9), 1458–1463.

「憩いのサロン」参加者の健康情報源と情報の授受 サロンは情報の授受の場になっているか？

大浦智子¹⁾／竹田徳則¹⁾／近藤克則²⁾／木村大介¹⁾／今井あい子¹⁾

1) 星城大学リハビリテーション学部作業療法学専攻

2) 日本福祉大学健康社会研究センター

要旨

介護予防では、まちづくりなどによる1次予防が注目される一方で、その効果と影響経路は十分に明らかにされていない。本調査の目的は、1次予防としての「憩いのサロン事業」(以下、サロン)への参加者において、サロンが健康に関する情報の入手源となっているか、サロン参加で情動的サポートの授受が増えるかを検討することである。

A町の介護予防事業であるサロンの参加者で2年連続で自記式調査に協力が得られた172人を対象に、参加形態(ボランティア、一般参加者)別に2010(平成22)年度は健康関連の情報、2011(平成23)年度は食・運動に関する情報の入手源(複数回答)の割合と情動的サポート授受に関する変化を分

析した。

情報の入手源はテレビやラジオが最も多かったが、より高齢で情報源の数が少ない一般参加者において、健康関連の情報源ではサロンが3番目に多く、食、運動の情報源ではサロンが2番目に多かった。ボランティアでも、サロンが食で4番目、運動で3番目に多かった。サロン参加によって健康関連の情報サポートの授受とも増えた者の割合は、ボランティアで61.7%、一般参加者で57.6%だった。

サロンは、とくに一般参加者にとって主要な健康関連情報の授受の場になっており、健康情報の伝達と情報サポートの増加により介護予防への寄与が期待できると思われた。

背景と目的

高齢者介護の問題は、日本のみならず世界的な課題である¹⁾。わが国では介護予防の重要性が認識され、高齢者ができるだけ元気に過ごすことを目的に、市町村などが介護予防事業に取り組んでいる²⁾。その方法にはポピュレーション戦略(1次予防)とハイリスク戦略(2次予防)がある。

2006(平成18)年から強化された運動機能の向上、栄養改善、口腔機能の向上、閉じこもり予防・支援、認知症予防・支援、うつ予防・支

援などは、ハイリスク戦略である。それらは近い将来に要介護認定を受ける可能性がある脆弱な高齢者のスクリーニングを経た2次予防をめざしている²⁾。他方、ポピュレーション戦略は、介護予防に関する啓発や健康保持・増進のため、情報提供を主とした講演会の開催、介護予防手帳の配布、ボランティアなどの人材育成事業、地域活動組織の育成など、すべての高齢者を対象とした取り組みである²⁾。

まちづくりによるポピュレーション戦略の可能性に着目して、地域におけるソーシャル・サポート(情動的・手段的・情動的サポート)やネ

ットワークを含むソーシャルキャピタル(人々のネットワーク)などの「人々の絆」と、健康との関連³⁻⁵⁾への関心が高まってきている。ソーシャルキャピタルが健康に影響する経路に関する仮説として、ソーシャルキャピタルが豊かな地域ほど、それらを介して健康情報が伝わりやすくなることなどによって健康によい行動をする機会が増えるというプロセスや、ソーシャル・サポートの授受が増えることなどによる心理社会的プロセスがある^{4,5)}。

健康関連情報の入手や活用に関する研究では、認知症高齢者家族における介護・医療情報入手にはケアマネジャーや医師の次に新聞・雑誌の情報が活用されている⁶⁾。一方、看護・介護職員における健康食品に関する情報入手では、本・雑誌、テレビなどのメディアが上位を占めていたことが報告されている⁷⁾。また、健康に関わる情報を入手している思春期児童・生徒ほど、ソーシャル・サポートも豊かであったという報告もある⁸⁾。さらにインターネットを介した健康に関する情報の入手は増えているものの、高齢になるほど活用頻度は低いことが指摘されている⁹⁻¹²⁾。しかし、日本の地域在住高齢者における健康情報の入手源について、ソーシャルキャピタルや社会的ネットワークを豊かにするサロンのような取り組みによって、上述の仮説のように健康情報が伝達されやすくなるのか、情動的サポートの授受が増えるのかは検証されていない。

本調査の目的は、介護予防における1次予防施策として行われているサロンに参加している運営ボランティア(以下、ボランティア)と一般参加高齢者における健康情報の入手源を把握し、参加形態によってその違いがあるか、サロンが健康に関連する情報の授受の場となっているのか、サロン参加によって情動的サポートの授受が増えるのかを明らかにすることである。

調査方法

■対象

愛知県A町の介護予防事業として運営されているサロン6か所のいずれかで、「お元気チェック」(生活機能や心理社会面などを質問する自記式調査票、認知機能、体力測定)を2年連続で受けた185人(ボランティア77人、一般参加者108人)を対象とした。年度によって異なる質問項目間の比較を行うため、対象を2年間の継続回答者のみに限定した(2010年9月の協力者276人のうち2011年9月も協力が得られたのは67.0%)。このうち、老研式活動能力指標および抑うつ尺度 Geriatric Depression Scale(以下、GDS)の回答に欠損のなかったボランティア73人(男23人、女50人、平均年齢69.1±5.3歳)、一般参加者99人(男8人、女91人、平均年齢75.8±6.8歳)を分析対象とした。

A町は人口約4万人、高齢化率19.7%(2010年)の自治体である。A町では、2006年1月に第3期老人保健・福祉介護保険事業計画においてサロン事業の実施が策定されて以降、同年10月の住民を対象としたサロン説明会や、サロンの内容を具体化する4回のワークショップが開催された¹³⁾。

ボランティアは社会福祉協議会による募集と研修で育成され¹³⁾、A町の支援のもと介護予防事業として2007(平成19)年度にサロンが開始された¹⁴⁾。その特徴は以下のような点である。

- ①地域住民が歩いて通えるよう町内に多数の会場を設置
- ②サロン運営の計画段階から住民が参画した自律運営型をめざす
- ③行政、地域包括支援センター、社会福祉協議会が協働し大学との共同研究として展開
開催頻度は開催場所によって異なり、1か月

に1回か2回、半日から1日の開催である。

サロン会場のプログラムは会場や月によって異なるが、健康体操、おしゃべりとお茶、ゲーム、誕生者紹介、出前ボランティアによる活動(講演や発表など)、世代間交流、創作活動、脳トレーニングなどの組み合わせで構成されている¹³⁾。これまでにサロンへの参加前後の間の変化として、地域組織への参加率の上昇¹⁴⁾や、ボランティア、参加者ともソーシャル・サポート(情緒的・手段的・情動的サポート)の授受が増加していたことが報告されている¹⁵⁾。

■質問紙と基本情報

お元気チェックの一部として、健康に関する情報入手について質問した。自記式質問紙の記入が困難な場合には、適宜聞き取りにて調査した。健康に関する情報入手に関する質問項目は年度によって異なる。具体的には、2010年度の調査で「健康(病気や介護)」に関する情報入手源(以下、健康関連)を問い、その情報の中身をより具体化するために2011年度の調査では特定高齢者施策の予防に関わる項目として「健康によい食生活」(以下、食)と「健康によい運動習慣」(以下、運動)に関する情報入手源を尋ねた。情報源の選択肢は、病院の職員、保健センター、介護保険関連事業所、町広報、家族や親せき、サロン、知人や友人、新聞、テレビやラジオ、インターネット、本や雑誌、広告やチラシ、その他の13項目で、回答は多肢選択法とした。

一方、基本情報(性、年齢、世帯、健康状態、通院頻度、GDS、老研式活動能力指標、転倒経験、転倒不安、階段や歩行の状況、健康への自信など)と、情動的サポート授受については、2010年度の回答を用いた。

情動的サポート授受に関しては、「(サロンに参加するようになってから)あなたの生活や健康にいろいろと役立つことを教えてくれる人は

増えたと思いますか」と「(同)あなたがいろいろと生活や健康に役立つことを教えてあげる人は増えたと思いますか」を問い、双方に「そう思う」と回答した場合は情動的サポートの「授受が増えた」、前者のみの場合は「授受が増えた」、後者のみの場合は「提供が増えた」、両方もない場合は「授受とも増えていない」に分類した。

■統計解析の方法

対象者の基本情報と健康関連の入手源、情動的サポート授受は2010年分のデータを、食と運動の入手源は2011年分のデータを使用し、記述統計を主とした。参加形態(ボランティアと一般参加者)群別の基本属性およびサロンにおける情動的サポート授受の割合の比較には、カイ2乗検定¹⁶⁻¹⁸⁾と正確確率検定¹⁸⁾を、情報入手源の中央値の比較にはMann-Whitney test^{17,18)}、健康・食・運動の情報入手源としての活用割合の比較にはCochran's Q test^{17,18)}を用いて、両側検定で5%未満を統計学的有意水準とした。統計解析にはSPSS17.0J(SPSS, 2008)を使用した。

■倫理的配慮と手続き

本調査は星城大学研究倫理審査専門委員会の承認を受け実施した。対象者には調査実施にあたって文書を用いた十分な説明を行い、また本調査に協力しない場合においても通常のサロン参加に何ら不利益のないことをあわせて説明し、調査を行った。

結果

■対象者の概要

参加者の基本情報は表1のとおりである。一般参加者はボランティアよりも、女性、75歳

以上、手段的自立および知的能動性の低下者、転倒不安者、階段昇降に手すりを要する者、1人暮らしの割合が有意に多かった(p<0.05)。

■情報入手源の数

対象者全体の情報入手源の数の中央値は、健康関連3(最頻値2)件、食4(最頻値4)件、運動3(最頻値2)件だった。参加形態別では、健康関連ではボランティア(中央値4件)が一般高齢者(中央値3件)よりも多く、統計学的に有意な差があった(p<0.05)。一方、食の情報入手源数の中央値はボランティアと一般高齢者ともに4件、運動の情報入手源数はボランティア4件、一般高齢者3件だった。

■健康に関する情報入手源割合

表2にボランティアにおける情報入手源の分布を示す。健康関連の情報では、テレビやラジオ、病院の職員、町の広報、新聞、保健センターの上位5位までにサロンは含まれなかった。食に関する情報では、ボランティア群においてはテレビやラジオ、新聞、保健センターについてサロンと4番目、運動に関する情報ではテレビやラジオ、保健センターに次いでサロンと3番目に多かった。

一般参加者の情報入手源を表3に示した。健康関連の情報では、テレビやラジオ、病院の職員に次

表1 2010年度時点の参加者の特性(食生活・運動情報入手源数のみ2011年度の結果を記載)

項目		ボランティア (73名)	一般参加者 (99名)	P値*	人数(%)
性別	女性	50(68.5)	91(91.9)	<0.001	
	男性	23(31.5)	8(8.1)		
年齢	75歳以上	9(12.3)	58(58.6)	<0.001	
	75歳未満	64(87.7)	41(41.4)		
健康状態(主観)	よくない	6(8.2)	12(12.1)	0.460	
	よい	67(91.8)	87(87.9)		
通院頻度	1-2回以上	48(65.8)	77(77.8)	0.087	
	数回以下/年	25(34.2)	22(22.2)		
GDS	10点以上	1(1.4)	2(2.0)	1.000	
	10点未満	72(98.6)	97(98.0)		
老研式 手段的自立	4/5以下	4(5.5)	19(19.2)	0.012	
	満点	69(94.5)	80(80.8)		
知的能動性	3/4以下	14(19.2)	41(41.4)	0.003	
	満点	59(80.8)	58(58.6)		
社会的役割	3/4以下	14(19.2)	31(31.3)	0.082	
	満点	59(80.8)	68(68.7)		
転倒経験	複数回以上/年	3(4.1)	4(4.0)	0.702	
	1回/年	9(12.3)	17(17.2)		
	なし/年	61(83.6)	78(78.8)		
転倒不安	あり	28(38.4)	59(59.6)	0.009	
	なし	45(61.6)	40(40.4)		
階段 手すり	要	19(26.0)	47(47.5)	0.005	
	不要	54(74.0)	52(52.5)		
歩行**	15分程度未満	4(5.6)	13(13.1)	0.125	
	15分以上可	68(94.4)	86(86.9)		
健康への自信	なし	5(6.8)	8(8.1)	1.000	
	あり	68(93.2)	91(91.9)		
世帯**	1人暮らし	6(8.2)	26(27.1)	<0.001	
	配偶者のみ	43(58.9)	27(28.1)		
	その他	24(32.9)	43(44.8)		
健康(医療・介護) 情報入手源	3つ以下	33(45.2)	58(58.6)	0.091	
	4つ以上	40(54.8)	41(41.4)		
食生活情報入手源	3つ以下	28(38.4)	49(49.5)	0.165	
	4つ以上	45(61.6)	50(50.5)		
運動情報入手源	3つ以下	36(49.3)	62(62.6)	0.089	
	4つ以上	37(50.7)	37(37.4)		

*1: カイ2乗検定, 正確確率検定

*2: ボランティア有効回答数72

*3: 一般参加者有効回答数96

いでサロンが多かった。食に関する情報では、テレビやラジオ、サロン、知人や友人、運動に関する情報では、テレビやラジオ、サロン、知人や友人と、ともにサロンが2番目に多かつ

た。

以上、ボランティア・一般参加者ともに、健康関連・食・運動のいずれの情報かにかかわらず、テレビやラジオからの入手が一番多かった。情報源としてのサロンは、ボランティアよりも一般参加者において、また健康関連情報(2010年)よりも食・運動に関する情報において、より多くの人にとっての情報源になっていた。

表2 ボランティア群における健康に関する情報入手源割合

N=73, 人数(%)

	健康関連 (2010)	食生活 (2011)	運動 (2011)	P値*
病院の職員	39(53.4)	21(28.8)	22(30.1)	<0.001
保健センター	33(45.2)	33(45.2)	32(43.8)	1.000
関連事業所	6(8.2)	4(5.5)	4(5.5)	0.712
町の広報	36(49.3)	20(27.4)	18(24.7)	<0.001
家族や親せき	14(19.2)	20(27.4)	10(13.7)	0.038
サロン	21(28.8)	31(42.5)	31(42.5)	0.044
知人や友人	33(45.2)	30(41.1)	29(39.7)	0.771
新聞	36(49.3)	38(52.1)	30(41.1)	0.208
テレビやラジオ	53(72.6)	61(83.6)	56(76.7)	0.272
インターネット	13(17.8)	13(17.8)	9(12.3)	0.352
本や雑誌	24(32.9)	30(41.1)	28(38.4)	0.402
広告やチラシ	11(15.1)	11(15.1)	6(8.2)	0.245
その他	0(0.0)	1(1.4)	2(2.7)	0.667

* Cochran's Q test

表3 一般参加者群における健康に関する情報入手源割合

N=99, 人数(%)

	健康関連 (2010)	食生活 (2011)	運動 (2011)	P値*
病院の職員	47(47.5)	28(28.3)	19(19.2)	<0.001
保健センター	33(33.3)	28(28.3)	22(22.2)	0.101
関連事業所	9(9.1)	2(2.0)	4(4.0)	0.036
町の広報	34(34.3)	28(28.3)	26(26.3)	0.325
家族や親せき	20(20.2)	34(34.3)	15(15.2)	0.001
サロン	43(43.4)	55(55.6)	57(57.6)	0.039
知人や友人	31(31.3)	42(42.4)	44(44.4)	0.057
新聞	30(30.3)	39(39.4)	34(34.3)	0.266
テレビやラジオ	52(52.5)	72(72.7)	66(66.7)	0.001
インターネット	2(2.0)	0(0.0)	0(0.0)	0.333
本や雑誌	20(20.2)	24(24.2)	20(20.2)	0.658
広告やチラシ	17(17.2)	24(24.2)	16(16.2)	0.206
その他	0(0.0)	2(2.0)	5(5.1)	0.049

* Cochran's Q test

■サロンにおける情動的サポート授受

表4は、サロンにおける情動的サポート授受(受領と提供)の割合である。ボランティア、一般参加者ともに約6割の者がサロン参加後の情動的サポートについて「授受ともに増えた」と自覚していた。また、両者とも約2割が「受領が増えた」と自覚していた。すなわち、いずれの参加形態においても、約8割以上の者で情動的サポートの「受領」が増えていた。

考察

■対象者の特性

本調査の結果から、一般参加者はボランティアよりも高齢であり、手段的自立度が低く転倒への不安をもっている集団であると言える。さらに、一般参加者はボランティアよりも1人暮らしの割合が多かった。一般参加者にとってサロンは、人と人との関わりをもつ貴重な機会を得る場であることが示唆される¹⁵⁾。ま

表4 サロンにおける情動的サポート授受
(2010年度)

情動的サポート	ボランティア (73名)	一般参加者 (99名)	人数(%) P値*
授受とも増えた	45(61.6)	57(57.6)	0.761
受領が増えた	16(21.9)	25(25.3)	
提供が増えた	2(2.7)	1(1.0)	
授受とも増えていない	10(13.7)	16(16.2)	

* Chi-square test, Fisher's exact test

た、一般参加者の情報入手源の数はボランティアよりも有意に少なかった。

健康に関する情報入手源

ボランティアか一般参加者かという参加形態にかかわらず、情報入手の経路として、病院の職員からは健康関連の情報、家族や親せきからは食、サロンからは食と運動に関する情報入手していることが明らかとなった。

とくにサロンの食・運動の情報入手源としての割合が健康関連の情報よりも高い傾向にあった理由として、質問調査時期が異なるほか、いくつかの要因が回答に影響している可能性がある。たとえば、ボランティアが中心となって運営するプログラムの内容¹⁹⁾や、健康増進目的の体操、保健センターからの出張相談などによってサロンで入手できる情報は、健康情報全般というよりも生活に沿う形での食や運動に関わる情報が具体的に提示されていると考えられる。

とくに、一般参加者の食・運動の情報において、サロンはテレビ・ラジオに次ぐ情報入手源であり、健康関連の情報でもテレビ・ラジオ、病院の職員に次ぐ第3の情報入手源であった。一般参加者の情報入手源の数がボランティアよりも少なかったことも考慮すると、サロンは、一般参加者にとって貴重な情報入手源と言える。町の広報、広告やチラシ、選択肢にはなかったが講演会などに比べ、サロンでは

一方的な情報提供ではなく、ボランティアや一般参加者間の対話をとおしての情報提供が行われるため、情報の伝達経路として有効である可能性が示唆された。

保健センターでの情報の入手についても、一般参加者では食と運動が30%に満たなかったが、ボランティアでは健康関連・食・運動ともに、サロン以上に保健センターを活用していた。先行研究によるとボランティアはサロン参加をきっかけに保健センターを含む公共施設への外出が増えたと報告されている²⁰⁾。保健センターを情報源として活用しているボランティアが運営するサロンを通じて、ボランティアが保健センターで得た情報を普及していることも考えられる。

今後は、サロンの活動と保健センターとの連携を深めたり、ボランティアを介して一般参加者に伝達してもらうなどすることで、健康情報の伝達の間としてのサロンの機能をさらに強化し、地域高齢者の健康増進・介護予防を促進できる可能性が考えられる。

情動的サポート授受の場としてのサロン

健康(行動)を規定する社会的決定要因の1つとして、ソーシャル・サポートやネットワークなどを含むソーシャルキャピタルが注目されている⁴⁾。

サロンは、ソーシャル・サポートのうち、情緒的・情動的サポートの場となっていることがすでに報告されている¹⁵⁾。本調査でも、とくに一般参加者でサロン、知人や友人など、ソーシャル・サポート・ネットワークを介した健康情報の入手が上位にあがっていた。また、サロンにおける情動的サポート授受双方の増加を自覚している割合が約6割、さらに受領を自覚している者が約2割存在していた。すなわち、ボランティア・一般参加者ともに約8割がサロン参加における情動的サポート受領の増加を自覚し

ていた。このことは、情緒的・手段的サポートに加えて情動的サポートを含むソーシャル・サポートの授受の場としてもサロンが機能していることを意味している。

一般参加者はボランティアよりも高齢で1人暮らしの割合が多いが、サロンは人との関わりをもつ機会となっている。またサロンへの参加は、健康に関心をもつ高齢者らの共通の関心である健康情報の授受を通じて、運営ボランティアや他の参加者とのソーシャル・サポートの授受を増やし、地域における「人々の絆」やソーシャルキャピタルを強化する働きを果たしている可能性が考えられる。実際、サロンをきっかけに参加者との交流が広がり、お互いの健康を気遣うようになったと答えている者は少なくない²¹⁾。

これらのことは、サロン事業が外出による身体活動や認知機能の向上をめざしたプログラム内容による介護予防効果以外に、情緒的・手段的・情動的なソーシャル・サポートやネットワークなどの社会関係を豊かにする機能を担っていることを示唆している。言い換えれば、サロンは参加する個人に対する介護予防の場であると同時に、地域におけるソーシャルキャピタルを充実する場ととらえることができる。

Kawachi & Berkman⁹⁾は、ソーシャルキャピタルが健康に望ましい影響を与える経路であると指摘している。健康情報が伝達され健康に望ましい行動がとられやすくなることに加え、ソーシャル・サポートが増えることによる心理社会的なプロセスが豊かになるという面でも、健康に望ましい影響を及ぼす場としてサロンが機能していることが示唆されたと考える。

■調査の限界

本調査は、A町におけるサロン参加者を対象としたものであり、他の自治体で展開されているサロン参加者においてどの程度当てはまる

のか、あるいはA町で展開しているサロンを他の自治体に移植した場合にも同様の結果が得られるのか、検証が望まれる。

また本調査は、2010年度に実施した健康関連の情報入手源に関する調査結果と、2011年度に実施した食・運動の情報入手源に関する調査結果を比較している。健康関連と食・運動は情報が重複している可能性があるが、調査年度が違うものの健康関連と食や運動の情報入手の傾向が同じでないことから、高齢者が入手している健康関連の情報の内容が食・運動以外にも含まれていることが示唆される。

最後に、今回は考慮できなかったが、食・運動に関する情報入手源として、マスメディアの1つである新聞をあげた者の割合がサロンよりも低かった結果には、教育年数による影響の可能性も考えられ²²⁾、今後の検討が望まれる。

結論

A町介護予防事業「憩いのサロン」のボランティアおよび一般参加者である地域在住高齢者の健康関連・食・運動に関する情報の入手源は、テレビやラジオが最も多いが、より高齢で情報源の数が少ない一般参加者にとってサロンは、主要な健康関連情報の授受の場になっていた。また、ボランティア・一般参加者ともにサロン参加によって健康関連の情報の授受が増えたとする者が6割前後いた。

これらのことから、サロンは、月1~2回程度の開催に過ぎないが、ソーシャルキャピタルの醸成の場となっており、ボランティア、一般参加者ともに、健康情報の伝達と情動的サポートの授受の増加などによる心理社会的プロセスによって介護予防への寄与が期待できると思われた。

本研究は、科学研究費新学術領域課題番号 22119506

および星城大学元気創造研究センターの助成を受けて行われた研究の一部である。調査にご協力いただいた方々に深謝申し上げます。

●文献

- 1) Tulchinsky TH, Varavikova EA : The new public health 2nd ed. pp 465-534, Elsevier Academic Press, 2009.
- 2) 厚生労働省 : 介護予防とは。
<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/yobou/dl/yobou.pdf>(2013.7.8.確認)
- 3) Kawachi I, Subramanian, SV, Kim, D, 2008 / 藤澤由和, 高尾純司, 濱野強監訳 : ソーシャル・キャピタルと健康. pp 9-48, 日本評論社, 2009.
- 4) 近藤克則, 平井寛, 竹田徳則, 市田行信, 相田潤 : ソーシャル・キャピタルと健康. 行動計量学, 37(1) : 27-37, 2010.
- 5) Kawachi, I. & Berkman, L : Social Cohesion, Social Capital, and Health. Berkman LF & Kawachi, I eds., Social epidemiology. pp 174-190, Oxford University Press, 2000.
- 6) Hirakawa Y, Kuzuya M, Enoki H, Uemura K : Information needs and sources of family caregivers of home elderly patients. Archives of Gerontology and Geriatrics, 52(2) : 202-205, 2011.
- 7) 佐藤美友紀, 片田裕子, 上田京佳, 今西信子, 落合宏 : 看護師・介護職員の健康食品に関する意識調査. 富山医科大学看護学会誌, 5(2) : 55-61, 2004.
- 8) 田中千代, 奈良間美保 : 思春期の健康にかかわる情報の入手とその関連要因. 日本小児看護学会誌, 17(2) : 16-23, 2008.
- 9) Baker L, Wangner TH, Singer S, Bundorf MK : Use of the internet and e-mail for health care information : results from a national survey. JAMA, 289(18) : 2400-2406, 2003.
- 10) Zulman DM, Kirsh M, Zheng K, An LC : Trust in the internet as a health resource among older adults : analysis of data from a national representative survey. J Med Internet Res, 13(1) : e19, 2011.
- 11) Dart J, Gallois C, Yellowlees P : Community health information sources : a survey in three disparate communities. Australian Health Review, 32(1) : 186-196, 2008.
- 12) Takahashi Y, Ohura T, Ishizaki T, et al : Internet use for health-related information via personal computers and cell phones in Japan : a cross-sectional population-based survey. J Med Internet Res, 13(4) : e110, 2011.
- 13) 竹田徳則, 介護保険によるリハブローチの実践. 作業療法ジャーナル, 42(7) : 665-669, 2008.
- 14) 厚生労働省第88回市町村職員を対象とするセミナー「介護予防の推進と地域づくり」. 愛知県武豊町役場.
http://www.mhlw.go.jp/bunya/shakaihoshoseminar/dl/02_88-24.pdf(2013.7.8.確認)
- 15) 竹田徳則, 近藤克則, 平井寛 : 心理社会因子に着目した認知症予防のための介入研究—ポピュレーション戦略に基づく介入プログラム理論と中間アウトカム評価. 作業療法, 28(2) : 178-186, 2009.
- 16) Grantz SA : Primer of biostatistics 6th ed. pp 126-178, The McGraw-Hill, 2005.
- 17) Grantz SA : Primer of biostatistics 6th ed. pp 444-465, The McGraw-Hill, 2005.
- 18) Field A : Discovering statistics using SPSS 3rd edn. Sage Publications, London, 2009.
- 19) 竹田徳則 : 認知症予防のための心理社会面に着目した包括的支援に関する研究分担研究報告書「憩いのサロン事業 2008年度実施状況」. 厚生労働科学研究費補助金長寿総合研究事業「認知症予防のための心理社会面に着目した包括的支援に関する研究」2008年度総括・分担研究報告書(研究代表者 竹田徳則), pp 27-34, 2008年3月.
- 20) 竹田徳則, 近藤克則, 平井寛, 木村大介, 太田崇 : ポピュレーションアプローチによる介護予防に向けた「憩いのサロン事業」—参加による外出の変化. 第45回日本作業療法学会抄録集, 624, 2011.
- 21) 感情の共有で介護予防—愛知県武豊町憩いのサロン. 読売新聞生活情報部編 : つながる一信頼でつくる地域コミュニティ. pp 178-180, 簡井書房, 2008.
- 22) 平井寛, 尾島俊之, 竹田徳則, 近藤克則 : 一般高齢者施策として実施された地域サロン事業と健診参加者の身体心理社会的特徴. 日本公衆衛生雑誌, 57(10) : 374, 2010.

大浦智子◎おおうら・ともこ

星城大学リハビリテーション学部

〒476-8588 愛知県東海市電費ノ台 2-172

武豊町における「憩いのサロン」の介護予防効果：
要介護認定をエンドポイントとした5年間のコホート研究

研究分担者 引地博之（日本福祉大学健康社会研究センター主任研究員）

研究分担者 泉田信行（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第1室長）

研究分担者 野口晴子（早稲田大学政治経済学術院教授）

研究要旨

愛知県知多郡武豊町で2007年5月から実施されている介護予防事業「憩いのサロン」の効果を検証するために、2006年7月に武豊町で実施した社会調査データをベースライン時の属性情報とし、2007年5月から2012年3月までの約5年間に於ける要介護認定発生をエンドポイントとするコホート研究を行った（対象者2,490名）。分析の結果、2006調査時点の社会経済的地位やIADL、うつ等を交絡要因として調整しても、サロン参加の効果は有意であった（6～26回参加群 HR 0.420, 95%CI 0.215-0.821, p=0.011；27回以上参加群 HR 0.270, 95%CI 0.120-0.611, p=0.002）。

A. 研究目的

高齢化の著しい我が国においては、健康寿命の延伸が喫緊の課題であり、その中でポピュレーション戦略に基づく介護予防の重要性が訴えられている。

既に各地で介護予防事業が実践されており、効果的な取り組みは厚生労働省によって、good practiceとして公表されている（厚生労働省 介護予防事業の効果的な取り組み事例 <http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/yobou/torikumi.html>）。

本稿は、愛知県知多郡武豊町で実践されている介護予防事業「憩いのサロン」を題材とし、サロン開設時点での参加者の健康状態や社会経済的地位などを統制したうえで、サロン参加回数が生活機能の維持に寄与する効果を検証する。

B. 研究方法

愛知県知多郡武豊町は、知多半島中部に位置し、人口42,762人（高齢者数9,587人）を擁する（武豊町ウェブサイト、平成26年2月28

日時点）。2007年5月に介護予防を目的とした「憩いのサロン」が町内に3か所開設され、現在では10か所まで増設されている。

65歳以上で身の回りのことが自分でできる高齢者で、1回100円の参加費を支払えばどのサロンに参加しても良い。サロンでは、脳トレ、手芸、体操などに取り組む。

JAGESプロジェクトでは2006年7月に武豊町の65歳以上高齢者を対象に社会調査を実施した（有効回答者2,667人）。それから10か月後の2007年5月から「憩いのサロン」が開設されたが、2012年3月までの参加状況（参加会場と参加回数）と要介護認定データを2006年調査データに結合し、コホートデータを作成した（観察期間1,796日）。分析対象者は、2006年調査のADL自立者で、かつサロン開始月（2007年5月）時点で要介護認定を受けていない者および死亡・転出していない者2,490名である。

分析では、要介護認定の有無が被説明変数、サロン参加回数を説明変数、2006年調査時点の性別、年齢、教育歴、等価所得、IADL、う

つ（GDS-15）、通院頻度をコントロール変数としたコックス回帰分析を実施した。なお、観察期間中に死亡または転出した回答者は打ち切りケースとしている。

C. 研究結果

サロン参加者（1回でも参加）は1,984名で、非参加者は506名である。参加者の特徴は、女性が多いこと、等価所得が低い（199万以下）者が多いこと、老健式活動能力指標（IADL）で13点（最大得点）の者が多いこと、月に1～2回から週1回程度の通院頻度の者が多いことである（表1）。

サロン非参加者のうち、14.5%（288名）が要介護認定を受けている一方で、サロン参加者の要介護認定率は7.3%（37名）であり、観察期間中に要介護認定を受けたサロン参加者の割合が低いことがわかる（表2）。

コックス回帰分析の結果、コントロール変数を含まないCude Modelでは、6～26回参加者、27回以上参加者のハザード比が有意であり（それぞれ、0.464, 0.288）、サロン参加によって生活機能が維持される可能性が示された（表3）。

全てのコントロール変数を投入したCovariate adjusted modelでも、6～26回参加者、27回以上参加者のハザード比が有意であった（それぞれ、0.420, 0.270）。すなわち、サロン参加の生活機能維持効果は、交絡要因を統制しても有意であった。

D. 考察

交絡要因を統制しても、サロン参加のハザード比が有意であったことから、「もともと健康であったから、サロン開設後も生活機能を維持できていた」という第一種の過誤が発生する危険性を極力抑えた上で、「サロンに参加したことで生活機能を維持できた」とい

うサロンの介護予防効果が実証されたものと考えられる。

E. 結論

愛知県知多郡武豊町で実践されている「憩いのサロン」の介護予防効果を検証するために、要介護認定をエンドポイントとするコホート分析を行ったところ、事業開始時点の健康状態や社会経済的地位等を統制してもサロン参加の有意な生活機能維持効果が示された。

F. 研究発表

1. 論文発表

2. 学会発表

Hikichi, H., Kondo, K., Suzuki, K., Okada, E. & JAGES Project. : Does participation in community health salons help shrink health disparity? Results of a 5-year-long intervention study by JAGES project in Taketoyo town, Japan. The 20th World Congress of Epidemiology 2014, Anchorage, Alaska, USA, 2014. 8. 17 - 21.(発表決定)

G. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

1. 特許取得

2. 実用新案登録

3. その他

表1 ベースライン（2006年調査時点）における分析対象者の属性

		非参加群(n=1984)		参加群(n=506)		p
		n	%	n	%	
性別	男性	1128	56.9%	140	27.7%	.000
	女性	856	43.1%	366	72.3%	
	計	1984	100.0%	506	100.0%	
年齢	前期高齢者	1365	68.8%	351	69.4%	.425
	後期高齢者	619	31.2%	155	30.6%	
	計	1984	100.0%	506	100.0%	
教育歴	10年以上	910	45.9%	214	42.3%	.224
	9年以下	1054	53.1%	284	56.1%	
	欠損	20	1.0%	8	1.6%	
	計	1984	100.0%	506	100.0%	
等価所得	200万以上	815	41.1%	179	35.4%	.043
	199万以下	701	35.3%	205	40.5%	
	欠損	468	23.6%	122	24.1%	
	計	1984	100.0%	506	100.0%	
IADL	13点	623	31.4%	249	49.2%	.000
	12点以下	1171	59.0%	224	44.3%	
	欠損	190	9.6%	33	6.5%	
	計	1984	100.0%	506	100.0%	
うつ(GDS-15)	なし	1253	63.2%	320	63.2%	.876
	うつ傾向	346	17.4%	85	16.8%	
	うつ状態	119	6.0%	35	6.9%	
	欠損	266	13.4%	66	13.0%	
	計	1984	100.0%	506	100.0%	
通院頻度	低頻度（なし～年に数回）	616	31.0%	124	24.5%	.021
	中頻度（月1-2回～週1回程度）	1136	57.3%	327	64.6%	
	高頻度（週2-3回～ほぼ毎日）	144	7.3%	34	6.7%	
	欠損	88	4.4%	21	4.2%	
	計	1984	100.0%	506	100.0%	

表2 要介護認定の発生状況

		非参加群(n=1984)		参加群(n=506)		p
		n	%	n	%	
要介護認定状況	非認定	1696	85.5%	469	92.7%	.000
	認定	288	14.5%	37	7.3%	
計		1984	100.0%	506	100.0%	

表3 Cox回帰分析の結果

		Crude model				Covariate adjusted model			
		HR	95.0% CI		p	HR	95.0% CI		p
			下限	上限			下限	上限	
	参加0回・1回 (ref) (2,115人)								
2007-2011 サロン参加	2-5回 (120人)	.623	.341	1.138	.124	.579	.316	1.062	.078
	6-26回 (124人)	.464	.239	.900	.023	.420	.215	.821	.011
	27回以上 (131人)	.288	.128	.646	.003	.270	.120	.611	.002
性別	女性(ref:男性)	-	-	-	-	.974	.774	1.225	.822
2006年齢	後期高齢者(ref:前期高齢者)	-	-	-	-	4.482	3.538	5.677	.000
2006教育歴	10年以上(ref)								
	9年以下	-	-	-	-	.960	.764	1.206	.724
	欠損	-	-	-	-	1.056	.458	2.432	.899
2006等価所得	200万以上(ref)								
	199万以下	-	-	-	-	1.089	.829	1.431	.539
	欠損	-	-	-	-	1.347	1.018	1.784	.037
2006IADL	13点(ref)								
	12点以下	-	-	-	-	1.339	1.015	1.767	.039
	欠損	-	-	-	-	1.178	.780	1.780	.436
2006うつ (GDS-15)	なし(ref)								
	うつ傾向	-	-	-	-	1.143	.848	1.541	.381
	うつ状態	-	-	-	-	1.810	1.219	2.687	.003
	欠損	-	-	-	-	1.389	1.021	1.889	.036
通院頻度	低頻度 (なし～年に数回) (ref)								
	中頻度 (月1-2回～週1回程度)	-	-	-	-	1.446	1.079	1.938	.013
	高頻度 (週2-3回～ほぼ毎日)	-	-	-	-	2.038	1.341	3.098	.001
	欠損	-	-	-	-	2.221	1.395	3.537	.001

T市との共同研究の到達点と課題－JAGES事例研究フィールド－

研究分担者 伊藤美智予（日本福祉大学 健康社会研究センター 主任研究員）
 研究代表者 近藤克則（日本福祉大学 健康社会研究センター長／社会福祉学部教授）
 研究分担者 尾島俊之（浜松医科大学 健康社会医学講座 教授）
 研究協力者 宮國康弘（日本福祉大学大学院 医療・福祉マネジメント研究科修士課程）
 研究協力者 細川陸也（京都大学大学院 医学研究科 修士課程）

研究要旨

【目的】介護予防を戦略的に推進するためには、システム開発だけでなく自治体との共同研究を通じた実践事例（Good Practice）の収集が求められる。本研究の目的は、T市との共同研究会の到達点と課題、共同研究のマネジメント法について考察することである。【対象と方法】事例研究フィールドのひとつであるT市を取り上げ、以下の点について記述した。①研究フィールドとしての特徴、②共同研究の経過、③共同研究の内容と主な成果。【結果】①共同研究会メンバーは主に保健師であった。②これまで計20回ほどの共同研究の活動実績があった。③「地域診断」と「事業評価」の2本柱で推進した。【考察】より多面的な地域診断の実施、現地視察から新たな研究テーマの発掘などの成果が得られた。共同研究におけるマネジメントへの示唆として、共同研究内容の合意形成には時間がかかる、自治体の組織分析が必要などの点が挙げられた。地域づくりには、共同研究会メンバー以外のT市職員を巻き込んだ取り組みが求められる。

A. 研究目的

本研究班では、科学的根拠に基づいて戦略的に介護予防を推進、その効果まで検証できるツールやシステム開発し、その機能拡充を図ることを目的としている。介護予防を戦略的に推進するためには、ツールやシステムの開発だけでなく、実際に政策を立案し、実施する保険者（自治体）内のマネジメントの支援を行うことが求められる。

そのため本研究班では、JAGES調査へ参加した保険者（自治体）を主な対象として、「Good Practice収集」を目的とした「事例研究フィールド」の拡大に努めた。その結果、現在までに共同研究の環境が整いつつあるフィールドを15ヶ所ほど獲得することができた。

本稿で取り上げるT市も、その事例研究フィールドのうちのひとつである。本稿では、T市

との共同研究の経過について述べ、到達点と課題、自治体との共同研究のマネジメント法について考察することを目的とする。

B. 研究方法

本稿では、大きく次の3点について述べる。

第一に、事例研究フィールドとしてのT市についてである。ここでは、T市の概要や共同研究会のメンバー（担当部署）も含めて記述する。第二に、共同研究のこれまでの経過を記す。第三に、共同研究の内容と主な成果について記述する。

これらをふまえ、①T市共同研究会の到達点と課題、②自治体との共同研究のマネジメント法について考察する。

C. 研究結果

1. 事例研究フィールドとしてのT市

(1) T市の概要

T市は名古屋市の南に隣接し、市の西側は伊勢湾に面する。鉄鋼業が盛んな市である。人口は110,385人、65歳以上人口が20,824人であり、高齢化率18.9%である(2013年4月現在)。

(2) 共同研究会の参加メンバー(担当部署)

T市には介護予防施策に関連する部署が4つある。具体的には、「市民福祉部健康推進課」「市民福祉部高齢者支援課」「T広域連合」「社会福祉協議会」である。まず介護予防施策の主たる担当部署である「市民福祉部健康推進課」の担当者らを中心に共同研究を開始した。

共同研究会へのT市側の主たる参加メンバーは、「市民福祉部健康推進課」課長、主幹、保健師、「市民福祉部高齢者支援課」主幹1名の計4名である。研究者側は、執筆者ら5名であった。

(3) 事例研究フィールドとしての特徴

T市には、事例研究フィールドとしての特徴が3点ある。

まず、JAGESプロジェクトとして共同研究を推進するためには、T市だけでなく、介護保険の保険者であるT広域連合にもアプローチが必要な点である。T市は介護保険行政において、3市1町と広域連合行政をとっている。そのため「入口」(JAGES調査によるデータ収集)はT広域連合であり、「出口」(分析結果の活用=自治体支援)はT市となる。しかも上述したように、T市内部にも関連部署が複数ある。それらすべての連携を視野に入れ、働きかけることが必要である。

次に、T市内での主な担当者は保健師となる点である。保健師の場合、一般職とは異なり、

他部署への異動が少ないことから、担当者と中長期的に関わることが可能となる。

最後に、2015年度に日本福祉大学がT市に新たなキャンパスを開設予定あり、T市と大学の協働が実現しやすい環境にある点である。

2. 共同研究会の経過

共同研究のこれまでの経過は表1の通りである。2012年度に2回、2013年度には18回、計20回ほど共同研究の活動をしてきた。

表1. 共同研究の経過

年度	回	年月日	内容
2012	1	11月28日	共同勉強会 WEBアトラスの地域診断
	2	3月15日	打ち合わせ (継続打診)
	3	5月2日	打ち合わせ (研究会内容)
	4	5月22日	第1回研究会 基本チェックリスト分析結果
	5	6月19日	打ち合わせ (今後の進め方)
	6	6月24日	介護予防事業の視察
	7	7月8日	第2回研究会 居場所データ分析結果
	8	7月22日	打ち合わせ (今後の進め方)
	9	8月13日	第3回研究会 東海市視察
	10	8月29日	打ち合わせ (追加分析報告)
	11	9月11日	第4回研究会 事業評価研究について
2013	12	10月4日	第5回研究会 地域づくりに関する勉強会 ワークショップ
	13	11月1日	打ち合わせ (今後の進め方)
	14	11月20日	第6回研究会 母子保健データ分析結果
	15	11月29日	第7回研究会 地域診断ワークショップ
	16	12月4日	第8回研究会 地域診断ワークショップ
	17	12月20日	調査事前ヒアリング (施設運営者対象)
	18	1月8日	第9回研究会 保健師地域評価分析結果
	19	1月31日	調査説明会 (住民対象)
	20	3月18日	第10回研究会 「健康交流の家」調査結果

2013年度だけでも、計10回の共同研究会を開催した。共同研究会では、データ分析結果の報告と意見交換、地域診断ワークショップ、研究構想に関する意見交換、現地視察などを行った。この共同研究会にはほぼ毎回、全メンバーが参加した。

共同研究会の合間には、今後の進め方等に関する打ち合わせ、施設運営者を対象にした事前ヒアリング、住民を対象とした調査説明会、など、研究事業を推進する上で必要な調整等を執筆者ら数人が主に担当した。

以上のように、「全体で動かすこと」「個別で動くこと」を組み合わせ、密に連絡を取りながら共同研究を推進した。

3. 共同研究の内容と主な研究成果

共同研究は「地域診断」と「事業評価」の2本柱で推進した。

(1) 地域診断

①ねらい

地域診断では、T市の小学校区ごとの要介護リスクや高齢者のニーズ、資源などを「見える化」することで、自治体担当者が自治体の現状や課題を把握し、有効な介入施策を立案、実施、モニタリング、評価することを支援することを目的とした。

②使用したデータ

地域診断には、「①JAGESデータ（健康とくらしの調査）」「②要介護認定データ」「③基本チェックリスト」「④居場所データ」「⑤健診データ」「⑥人口データ」「⑦母子保健データ」「⑧保健師地域評価データ」の計8種類のデータを用いた。

「①JAGESデータ」以外のデータは、今回の共同研究を通して新たに提供あるいは収集したものである。しかも特徴的なのは、②～⑦のデータは、行政が保有する既存データである点である。既存データを地域診断に活用することで、データ収集のための負担は比較的少なく済み、多面的な地域診断を実施することが可能となった。

③主な研究成果

「①JAGESデータ（健康とくらしの調査）」と新たに提出いただいた「②要介護認定データ」を用いた分析から明らかになった知見については、宮國報告にて紹介した。なお、宮國報告は、T市「健康増進計画」（2013年度策定）の資料に引用された。

④地域診断結果に関するワークショップの開催

共同研究の一環として、健康推進課の職員を主な対象としたワークショップを2回開催した（2013年11月29日、12月4日）。共同研究会メンバー以外の職員のべ28名が参加した（第1回目：13名、第2回目：15名）。保健師のほかに、栄養士や歯科衛生士らが参加した。

ワークショップは1回2時間とした。「北」「中」「南」3つのグループにわかれ、それぞれの小学校区の地域診断結果に基づき、意見交換を行った。2日にわたり実施し、すべての小学校区ごとの現状と課題について把握した。

グループワークの手順は以下の通りである。

- ① まずは考えすぎず、分析結果をシンプルにみる
- ② 実感に合わない分析結果は、信頼できる結果か確認する
- ③ 分析結果の悪い面（指標）だけでなく、良い面（指標）にも着目する
- ④ 指標値を解釈する場合、良い面と悪い面が表裏一体の場合もある
- ⑤ 指標間のつながりを考える
- ⑥ 地域にある社会資源の活用を考える
- ⑦ 今後の対策について考える

グループワークの結果は各グループでまとめ、「健康増進計画」策定のための基礎資料として活用した。

(2) 事業評価

①ねらい

「健康交流の家」開設による、地域住民の健康増進の効果を検証することを目的とした。

②調査概要

「健康交流の家」を利用している3者を対象とし、調査を実施した。

<団体代表者調査>

「健康交流の家」を利用している団体のう

ち「高齢者が活動している団体」で「健康交流の家で活動している団体」に限定した。17団体の団体代表者を対象とする自記式のアンケート調査を実施し、主に活動内容を尋ねた。

<利用者調査>

「健康交流の家」を利用している団体の利用者約300名を対象とした自記式のアンケート調査を実施した。団体代表者から配付してもらい、利用者個人が封入、代表者が回収し、分析者に郵送してもらった。利用者個人レベルでの健康状態、活動内容等の回答を求めた。

<サロンのみ利用者調査>

「健康交流の家」には喫茶コーナーがあり、団体利用者以外の地域住民も自由に利用することが可能である。サロンのみ利用者約80名を対象にして、自記式のアンケート調査を実施した。サロンに常駐しているボランティアに協力を得て、サロンのみ利用者へ調査票の配付した。個人で封入し、サロンに設置した回収ボックスに投入、それらを「健康交流の家」運営管理者が分析者に返送した。サロンのみ利用している人の健康状態、活動内容等の回答を求めた。

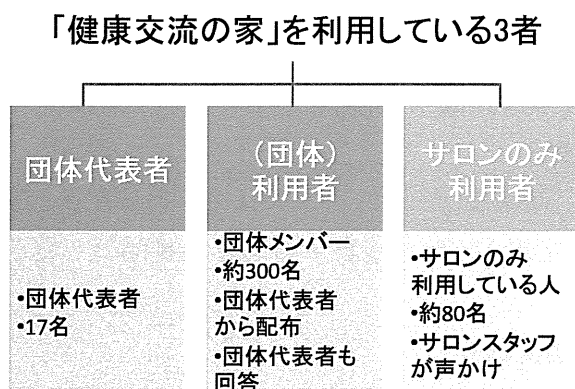


図1. 健康交流の家の調査対象

③主な研究成果

調査結果については、細川報告で述べた。

D. 考察

1. T市との共同研究の到達点

共同研究の到達点として、下記の4点が挙げられる。

第一に、T市の課題やニーズを把握できた点である。共同研究を通して、「地域診断ができていない」「保健師が地域に出ていくことができていない」「データはたくさんあるが、分析できていない」「二次予防ではなく一次予防にシフトしていきたい」など、T市の課題やニーズを共有することができた。

第二に、従来のJAGESデータに加え、新たに提供いただいたデータを用いたより多面的な地域診断を実施することができた。保健師の仕事は介護予防だけでなく、母子保健など多岐にわたるため、それらのデータ分析もあわせて示すことで保健師の関心も高まったように思われた。地域診断結果については、ワークショップ等で「保健師活動の実感にあう」「新たな気づきが得られた」等の評価を得た。また、新たに提供いただいたデータの探索的分析を通して、宮國報告のような新たな知見も得ることができた。

第三に、現地視察から新たな研究テーマを発掘できた点である。現地視察が「健康交流の家」の事業評価研究の契機となった。事業評価を推進するため、「健康交流の家」を管理しているT市担当部署の職員にも協力を得て、住民への説明会等を実施した。多くの住民から調査協力を得られたのも、T市との連携がうまく機能したためであると思われる。

第四に、共同研究事業の合意形成と主体形成が促進された点である。T市で開催したワークショップには、担当部署の保健師に加え一般事務職も参加した。さらには他部署職員、社会福祉協議会職員らの参加も得られた。共同研究会メンバーの保健師が当日の進行を務め、介護予防事業を担当している複数部署を