

Table 2
Multilevel odds ratios (95% CI) for poor self-rated health among older Japanese: The Aichi Gerontological Evaluation Study, Aichi, Japan, 2003 (N = 3451).

		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Fixed effects						
Individual level variables						
Sex	Female	0.94 (0.76 e 1.17)	0.93 (0.75 e 1.15)	0.93 (0.74 e 1.16)	0.94 (0.75 e 1.16)	0.93 (0.75 e 1.17)
Age	70e 74	1.39 (1.15 e 1.68)	1.39 (1.15 e 1.67)	1.37 (1.13 e 1.66)	1.39 (1.15 e 1.68)	1.37 (1.13 e 1.65)
	75e 79	2.26 (1.83 e 2.81)	2.25 (1.82 e 2.79)	2.20 (1.78 e 2.73)	2.26 (1.83 e 2.79)	2.23 (1.81 e 2.74)
	80e 84	1.92 (1.42 e 2.60)	1.91 (1.41 e 2.60)	1.85 (1.37 e 2.50)	1.92 (1.42 e 2.59)	1.90 (1.39 e 2.58)
	≥85	1.43 (0.92 e 2.21)	1.42 (0.91 e 2.17)	1.36 (0.87 e 2.12)	1.43 (0.91 e 2.20)	1.40 (0.90 e 2.17)
Marital status	Separated/divorced	0.82 (0.66 e 1.01)	0.82 (0.67 e 1.02)	0.82 (0.66 e 1.01)	0.82 (0.66 e 1.01)	0.83 (0.67 e 1.03)
	Never married	1.10 (0.57 e 2.03)	1.10 (0.58 e 2.04)	1.07 (0.56 e 1.99)	1.10 (0.58 e 2.05)	1.10 (0.58 e 2.02)
Educational attainment (years)	< 6	2.01 (1.25 e 3.22)	2.00 (1.25 e 3.20)	1.91 (1.19 e 3.07)	2.00 (1.27 e 3.19)	1.93 (1.21 e 3.13)
	6e 9	1.48 (1.13 e 1.94)	1.47 (1.14 e 1.91)	1.41 (1.08 e 1.84)	1.47 (1.13 e 1.94)	1.46 (1.13 e 1.94)
	10e 12	1.08 (0.81 e 1.43)	1.07 (0.82 e 1.41)	1.05 (0.79 e 1.38)	1.07 (0.81 e 1.43)	1.07 (0.82 e 1.43)
	Individual level equivalent income	< 150	1.59 (1.04 e 2.50)	1.58 (1.05 e 2.40)	1.52 (1.00 e 2.35)	1.55 (1.03 e 2.39)
	150e 199	1.62 (1.05 e 2.58)	1.61 (1.07 e 2.46)	1.56 (1.01 e 2.43)	1.59 (1.06 e 2.44)	1.60 (1.03 e 2.54)
	200e 249	1.41 (0.93 e 2.21)	1.40 (0.93 e 2.12)	1.35 (0.89 e 2.08)	1.38 (0.92 e 2.13)	1.41 (0.90 e 2.23)
	250e 299	1.17 (0.71 e 1.95)	1.17 (0.72 e 1.91)	1.12 (0.68 e 1.85)	1.15 (0.70 e 1.90)	1.17 (0.70 e 1.95)
	300e 349	1.47 (0.93 e 2.34)	1.46 (0.94 e 2.30)	1.41 (0.89 e 2.24)	1.43 (0.93 e 2.27)	1.47 (0.92 e 2.38)
	350e 399	1.22 (0.75 e 2.01)	1.22 (0.77 e 1.96)	1.19 (0.74 e 1.96)	1.19 (0.75 e 1.92)	1.22 (0.75 e 2.02)
	400e 449	1.27 (0.74 e 2.17)	1.25 (0.74 e 2.11)	1.24 (0.73 e 2.13)	1.23 (0.74 e 2.09)	1.26 (0.73 e 2.18)
	450e 499	0.90 (0.46 e 1.73)	0.89 (0.45 e 1.69)	0.88 (0.45 e 1.71)	0.88 (0.46 e 1.68)	0.90 (0.46 e 1.73)
Smoking status	Past	1.23 (0.99 e 1.54)	1.21 (0.97 e 1.53)	1.21 (0.96 e 1.52)	1.23 (0.98 e 1.54)	1.25 (1.00 e 1.57)
	Current	1.02 (0.78 e 1.32)	1.00 (0.76 e 1.31)	0.98 (0.75 e 1.29)	1.01 (0.77 e 1.31)	1.03 (0.79 e 1.35)
Mistrust					1.80 (1.37 e 2.37)	
No-volunteering				1.62 (1.23 e 2.14)		
Community level variables						
Gini coefficient ^a		1.25 (0.98 e 1.55)	1.21 (0.92 e 1.66)	1.21 (0.92 e 1.57)	1.32 (1.00 e 1.79)	1.36 (1.00 e 1.89)
Rate of mistrust ^a					0.84 (0.54 e 1.28)	0.81 (0.53 e 1.24)
Rate of non volunteer ^a			1.08 (0.75 e 1.34)	1.16 (0.85 e 1.56)		
Community-level equivalent income ^b		0.99 (0.96 e 1.03)	0.99 (0.95 e 1.03)	0.99 (0.95 e 1.03)	0.99 (0.96 e 1.03)	0.99 (0.95 e 1.03)
Random effects						
Community-level variance (SE)		0.020 (0.017)	0.021 (0.019)	0.021 (0.018)	0.020 (0.017)	0.022 (0.019)
Median odds ratio (MOR)		1.14 (1.03 e 1.27)	1.15 (1.03 e 1.29)	1.15 (1.03 e 1.28)	1.15 (1.03 e 1.27)	1.15 (1.03 e 1.29)
DIC		4022.3	4022.9	4013.2	4023.3	4009.0

^a Odds ratios for 0.1 unit difference in Gini coefficient, rate of mistrust and rate of non-volunteering are shown.

^b Odds ratios for 100 unit difference in community-level equivalent income are shown.

health was 1.12 (95% CI = 0.99e 1.24) per 0.05 unit increase in Gini coefficient. Celeste et al. (2009) showed that the adjusted multi-level odds ratio of 0.1 unit increase in Gini coefficient for having one or more missing teeth among 15e 19 year old Brazilians was 1.19 (95% CI = 1.05e 1.35). The present study on individual subjects showed similar results to previous ecological studies in wealthy countries. Income inequalities had a stronger association with periodontal disease (Sabbah, Sheiham, & Bernabe, 2010) and dental

caries (Bernabe & Hobdell, 2010; Bernabe, Sheiham, & Sabbah, 2009) than absolute income.

Previous studies showed that contextual social capital attenuated the association between health-related quality of life and income inequality (Kim & Kawachi, 2007). Subramanian et al. (2001) found that self-rated health was significantly associated with contextual social capital but not income inequality. In the present study, associations between income inequality and self-rated health

Table 3
Multilevel odds ratios (95%CI) for poor dental status among older Japanese: The Aichi Gerontological Evaluation Study, Aichi, Japan, 2003 (N = 3451).

		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Fixed effects						
Individual level variables						
Sex	Female	1.41 (1.14 e 1.75)	1.41 (1.14 e 1.74)	1.41 (1.14 e 1.75)	1.41 (1.15 e 1.75)	1.41 (1.14 e 1.74)
Age	70e 74	1.69 (1.41 e 2.01)	1.70 (1.43 e 2.01)	1.68 (1.41 e 2.00)	1.69 (1.42 e 2.01)	1.68 (1.41 e 1.99)
	75e 79	3.19 (2.55 e 4.01)	3.20 (2.56 e 4.00)	3.15 (2.53 e 3.96)	3.20 (2.57 e 4.01)	3.18 (2.54 e 3.98)
	80e 84	4.05 (2.82 e 5.85)	4.05 (2.82 e 5.82)	4.01 (2.81 e 5.83)	4.07 (2.87 e 5.87)	4.07 (2.86 e 5.88)
	≥85	12.72 (6.28 e 29.18)	12.76 (6.35 e 28.82)	12.45 (6.13 e 28.13)	12.75 (6.19 e 28.87)	12.70 (6.21 e 28.49)
Marital status	Separated/divorced	1.05 (0.85 e 1.31)	1.06 (0.86 e 1.31)	1.06 (0.85 e 1.30)	1.06 (0.86 e 1.31)	1.06 (0.86 e 1.32)
	Never married	0.76 (0.41 e 1.42)	0.76 (0.41 e 1.43)	0.75 (0.41 e 1.41)	0.76 (0.41 e 1.42)	0.76 (0.41 e 1.45)
Educational attainment (years):	<6	1.72 (0.97 e 3.12)	1.77 (1.00 e 3.22)	1.70 (0.95 e 3.08)	1.74 (0.98 e 3.19)	1.69 (0.96 e 3.07)
	6e 9	1.31 (1.03 e 1.67)	1.34 (1.06 e 1.69)	1.30 (1.02 e 1.65)	1.33 (1.04 e 1.69)	1.33 (1.04 e 1.68)
	10e 12	1.05 (0.82 e 1.34)	1.07 (0.84 e 1.36)	1.05 (0.82 e 1.34)	1.06 (0.83 e 1.36)	1.06 (0.82 e 1.35)
Individual level equivalent income:	<150	1.25 (0.85 e 1.88)	1.27 (0.85 e 1.88)	1.24 (0.83 e 1.82)	1.27 (0.86 e 1.88)	1.24 (0.83 e 1.81)
	150e 199	1.11 (0.75 e 1.68)	1.13 (0.76 e 1.69)	1.11 (0.74 e 1.63)	1.13 (0.76 e 1.68)	1.10 (0.74 e 1.63)
	200e 249	0.87 (0.60 e 1.29)	0.89 (0.61 e 1.31)	0.87 (0.59 e 1.25)	0.89 (0.60 e 1.29)	0.87 (0.59 e 1.26)
	250e 299	1.09 (0.69 e 1.72)	1.10 (0.70 e 1.73)	1.08 (0.68 e 1.69)	1.11 (0.70 e 1.74)	1.09 (0.69 e 1.70)
	300e 349	0.87 (0.58 e 1.33)	0.89 (0.58 e 1.36)	0.87 (0.57 e 1.29)	0.89 (0.58 e 1.34)	0.87 (0.58 e 1.31)
	350e 399	0.98 (0.64 e 1.52)	0.99 (0.65 e 1.54)	0.98 (0.64 e 1.50)	1.00 (0.65 e 1.53)	0.98 (0.64 e 1.50)
	400e 449	0.67 (0.41 e 1.10)	0.67 (0.42 e 1.09)	0.67 (0.41 e 1.08)	0.68 (0.42 e 1.10)	0.67 (0.42 e 1.09)
	450e 499	0.68 (0.40 e 1.17)	0.68 (0.40 e 1.17)	0.68 (0.40 e 1.17)	0.69 (0.40 e 1.18)	0.68 (0.40 e 1.16)
Smoking status:	Past	1.66 (1.33 e 2.07)	1.66 (1.33 e 2.07)	1.65 (1.33 e 2.06)	1.68 (1.34 e 2.09)	1.67 (1.34 e 2.09)
	Current	2.25 (1.73 e 2.95)	2.25 (1.74 e 2.93)	2.23 (1.72 e 2.91)	2.26 (1.74 e 2.94)	2.26 (1.73 e 2.95)
Mistrust					1.41 (1.04 e 1.93)	
No-volunteering			1.21 (0.96 e 1.51)			
Community level variables						
Gini coefficient ^a		1.54 (1.14 e 2.14)	1.56 (1.15 e 2.07)	1.54 (1.17 e 1.96)	1.71 (1.16 e 2.21)	1.67 (1.26 e 2.29)
Rate of mistrust ^a					0.76 (0.51 e 1.13)	0.74 (0.48 e 1.17)
Rate of non volunteer ^a			1.39 (1.13 e 1.80)	1.07 (0.84 e 1.38)		
Community-level equivalent income ^b		0.97 (0.93 e 1.02)	0.99 (0.95 e 1.03)	0.98 (0.94 e 1.01)	0.97 (0.93 e 1.01)	0.97 (0.92 e 1.03)
Random effects						
Community-level variance (SE)		0.010 (0.012)	0.012 (0.013)	0.009 (0.011)	0.013 (0.014)	0.011 (0.012)
Median odds ratio (MOR)		1.10 (1.02 e 1.22)	1.11 (1.03 e 1.23)	1.10 (1.02 e 1.21)	1.11 (1.03 e 1.24)	1.11 (1.02 e 1.23)
DIC		4122.8	4124.3	4121.3	4122.6	4120.0

^a Odds ratios for 0.1 unit difference in Gini coefficient, rate of mistrust and rate of non-volunteering are shown.

^b Odds ratios for 100 unit difference in community-level equivalent income are shown.

were attenuated by the contextual structural social capital variable. The previous studies used only community-level variables as social capital estimates and did not consider individual-level social capital. When considering only community-level social capital (univariate analysis in Table 1), our results were similar to those in previous studies, namely, a significant association of contextual social capital with self-rated health. A dental study in Brazil used homicide rate as a proxy for social capital. That did not considerably reduce the

association between income inequality and dental health (Celeste et al., 2009). Similarly, in the present study, both individual- and community-level social capital did not attenuate the effects of income inequality on dental status. Multicollinearity between Gini coefficient and community-level trust was suggested in the present study (Tables 2 and 3, model 4 and 5). Another AGES Project study in some of the same areas and subjects as for our study, indicated similar multicollinearity (Ichida et al., 2009).

There are several plausible pathways linking social capital to health outcomes (Kawachi & Berkman, 2000). First, social capital may affect individual health by influencing health-related behaviors through promotion of more rapid diffusion of health information and by exerting social control over health compromising behaviors. Second, social capital may affect health by improving access to local service and amenities. Third, community social capital may promote mental health by reducing psychological distress. Fourth, communities with higher social capital produce more egalitarian patterns of political participation resulting in the implementation of policies that ensure the security of all their members.

Income inequality had a stronger association with dental status than with self-rated health. On the other hand, social capital was more strongly associated with self-rated health than with dental status. It is unclear why dental status was strongly affected by income inequality and weakly affected by social capital. The effects of social environment over the life-course are a possible explanation of the present results. The number of remaining teeth is a reflection of lifetime exposure to determinants, particularly in early life, and cannot be reduced by positive changes in circumstances later in life. In fact, our results showed that the effect of educational attainment was stronger for dental status than for self-rated health. More educated people have better health (Grossman, 1972; Thrane, 2006). Usually, people receive education when they are young. Experience of education in younger life could affect dental status throughout the life-course. Similarly, dental status among older people reflects lifetime exposure to income inequality. On the other hand, self-rated health reflects current health status (Solomon et al., 2010) and could be affected by current social capital. These probable differences in exposures over the life-course may partially explain our results. Because this study used only cross-sectional data, further studies using longitudinal data are needed to determine effects of the social environment on dental health across the life-course. Another explanation is that dental status could be affected more by the stress pathway caused by social comparisons than by a social capital pathway. Psychological stress affects periodontal disease (Boyapati & Wang, 2007), the second highest cause of tooth loss in Japan (Aida et al., 2006).

There were some limitations to the study. First, it is cross-sectional, therefore reverse causation cannot be ruled out. Longitudinal studies are needed to measure the effects of income inequality and social capital over the life-course. Second, there is a remote possibility that immigration affected the results. However, analyses were repeated by adding years of residence into the models and the results were not substantially affected (data not shown). In addition, the ethnicity of the respondents was not recorded because almost all were considered to be Japanese. In 2005, only 1.2% of people living in Japan were of non-Japanese ethnicity. Only 6.8% of those were 65 years or older. Third, the measurements used were based on a self-administered questionnaire, and as such they are subject to response bias by social desirability or social approval (Hebert, Clemow, Pbert, Ockene, & Ockene, 1995). However, previous studies showed that self-rated health predicted future health outcomes (Idler & Benyamini, 1997; Moller et al., 1996) even among older Japanese (Ishizaki, Kai, & Imanaka, 2006). Although self-reported estimates of the number of remaining teeth accurately reflected clinical dental status (Pitiphat, Garcia, Douglass, & Jshipura, 2002), validation among Japanese elderly is needed. In addition, while a recognized measure of social capital was used, different measures of income inequality may show different results. A study that compared six income inequality measurements showed that measures were highly correlated and the association on US state-level mortality was also highly correlated (Kawachi & Kennedy, 1997). This study

has also strengths. Different types of health outcomes, namely, dental status and self-rated health, were used. In addition, we employed different levels and types of social capital indices with appropriate statistical models. As a result, we found different associations of income inequality and social capital on self-rated health and dental status.

In conclusion, among older Japanese, community-level structural social capital (volunteering) attenuated the association between income inequality and poor self-rated health, whereas social capital had no effect on the association between income inequality and poor dental status.

Acknowledgments

This study used data from the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES). The survey was conducted by the Nihon Fukushi University Center for Well-being and Society as one of their research projects. The study was supported in part by a grant of Strategic Research Foundation Grant-aided Project for Private Universities from Ministry of Education, Culture, Sport, Science, and Technology, Japan (MEXT), 2009-2013.

The authors thank Drs Tatsuo Yamamoto, Tomoya Hanibuchi, Yukinobu Ichida, Hiroshi Hirai and Prof. Ken Osaka for helpful comments on an earlier draft.

References

- Abnet, C. C., Qiao, Y. L., Dawsey, S. M., Dong, Z. W., Taylor, P. R., & Mark, S. D. (2005). Tooth loss is associated with increased risk of total death and death from upper gastrointestinal cancer, heart disease, and stroke in a Chinese population-based cohort. *International Journal of Epidemiology*, 34(2), 467e474.
- Aida, J., Ando, Y., Akhter, R., Aoyama, H., Masui, M., & Morita, M. (2006). Reasons for permanent tooth extractions in Japan. *Journal of Epidemiology*, 16(5), 214e219.
- 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), 512e518.
- Appollonio, L., Carabellese, C., Fratola, A., & Trabucchi, M. (1997). Dental status, quality of life, and mortality in an older community population: a multivariate approach. *Journal of the American Geriatrics Society*, 45(11), 1315e1323.
- Bernabe, E., & Hobdell, M. H. (2010). Is income inequality related to childhood dental caries in rich countries? *Journal of the American Dental Association*, 141(2), 143e149.
- Bernabe, E., Sheiham, A., & Sabbah, W. (2009). Income, income inequality, dental caries and dental care levels: an ecological study in rich countries. *Caries Research*, 43(4), 294e301.
- Boyapati, L., & Wang, H. L. (2007). The role of stress in periodontal disease and wound healing. *Periodontology*, 2000(44), 195e210.
- Buhlin, K., Gustafsson, A., Pockley, A. G., Frostegard, J., & Klinge, B. (2003). Risk factors for cardiovascular disease in patients with periodontitis. *European Heart Journal*, 24(23), 2099e2107.
- Celeste, R. K., Nadanovsky, P., Ponce de Leon, A., & Fritzell, J. (2009). The individual and contextual pathways between oral health and income inequality in Brazilian adolescents and adults. *Social Science & Medicine*, 69(10), 1468e1475.
- D'Aiuto, F., Parkar, M., Nibali, L., Suvan, J., Lessem, J., & Tonetti, M. S. (2006). Periodontal infections cause changes in traditional and novel cardiovascular risk factors: results from a randomized controlled clinical trial. *American Heart Journal*, 151(5), 977e984.
- D'Aiuto, F., Sabbah, W., Netuveli, G., Donos, N., Hingorani, A. D., Deanfield, J. et al. (2008). Association of the metabolic syndrome with severe periodontitis in a large U.S. population-based survey. *The Journal of Clinical Endocrinology and Metabolism*, 93(10), 3989e3994.
- De Maio, F. G. (2007). Income inequality measures. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61(10), 849e852.
- Dickerson, S. S., & Kemeny, M. E. (2004). Acute stressors and cortisol responses: a theoretical integration and synthesis of laboratory research. *Psychological Bulletin*, 130(3), 355e391.
- Federation Dentaire Internationale. (1982). Global goals for oral health in the year 2000. *International Dental Journal*, 32(1), 74e77.
- Frank, E., Klamczynska, E., Ganowicz, E., Blach, A., Budlewski, T., & Gorska, R. (2009). Association of chronic periodontitis with left ventricular mass and central blood pressure in treated patients with essential hypertension. *American Journal of Hypertension*, 22(2), 203e207.
- Grossman, M. (1972). Concept of health capital and demand for health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223e225.

- Hanibuchi, T., Hirai, H., Kondo, K., Maeda, S., Aida, J., & Ichida, Y. (2009). A study of social capital indices in area level (in Japanese). *Journal of Health and Welfare Statistics*, 56(1), 26e 32.
- Harpham, T. (2008). The measurement of community social capital through surveys. In I. Kawachi, S. V. Subramanian, & D. Kim (Eds.), *Social capital and health* (pp. 51e 62). New York: Springer.
- Hebert, J. R., Clemow, L., Pbert, L., Ockene, I. S., & Ockene, J. K. (1995). Social desirability bias in dietary self-report may compromise the validity of dietary intake measures. *International Journal of Epidemiology*, 24(2), 389e 398.
- Holmlund, A., Holm, G., & Lind, L. (2006). Severity of periodontal disease and number of remaining teeth are related to the prevalence of myocardial infarction and hypertension in a study based on 4,254 subjects. *Journal of Periodontology*, 77(7), 1173e 1178.
- 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), 489e 499.
- Idler, E. L., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 21e 37.
- Ishizaki, T., Kai, I., & Imanaka, Y. (2006). Self-rated health and social role as predictors for 6-year total mortality among a non-disabled older Japanese population. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 42(1), 91e 99.
- Islam, M. K., Merlo, J., Kawachi, I., Lindstrom, M., & Gerdttham, U. G. (2006). Social capital and health: does egalitarianism matter? A literature review. *International Journal for Equity in Health*, 5, 3.
- Kawachi, I. (2000). Income inequality and health. In L. Berkman, & I. Kawachi (Eds.), *Social epidemiology* (pp. 76e 94). New York: Oxford University Press.
- Kawachi, I., & Berkman, L. (2000). Social cohesion, social capital, and health. In L. Berkman, & I. Kawachi (Eds.), *Social epidemiology* (pp. 174e 190). New York: Oxford University Press.
- Kawachi, I., Fujisawa, Y., & Takao, S. (2007). The health of Japanese - what can we learn from America? *Journal of National Institute of Public Health*, 56(2), 114e 121.
- Kawachi, I., & Kennedy, B. P. (1997). The relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter? *Social Science & Medicine*, 45(7), 1121e 1127.
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., Lochner, K., & Prothrow-Stith, D. (1997). Social capital, income inequality, and mortality. *American Journal of Public Health*, 87(9), 1491e 1498.
- Kawachi, I., Subramanian, S. V., & Kim, D. (2008). Social capital and health: a decade of progress and beyond. In I. Kawachi, S. V. Subramanian, & D. Kim (Eds.), *Social capital and health* (pp. 1e 26). New York: Springer.
- Kim, D., & Kawachi, I. (2007). US state-level social capital and health-related quality of life: multilevel evidence of main, mediating, and modifying effects. *Annals of Epidemiology*, 17(4), 258e 269.
- Kim, D., Subramanian, S. V., & Kawachi, I. (2008). Social capital and physical health. In I. Kawachi, S. V. Subramanian, & D. Kim (Eds.), *Social capital and health* (pp. 139e 190). New York: Springer.
- Kondo, K. (Ed.). (2010). *Health inequalities in Japan: An empirical study of the older people*. Melbourne: Trans Pacific Press.
- Kondo, N., Kawachi, I., Hirai, H., Kondo, K., Subramanian, S. V., Hanibuchi, T., et al. (2009). Relative deprivation and incident functional disability among older Japanese women and men: prospective cohort study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 63(6), 461e 467.
- Kondo, N., Sembajwe, G., Kawachi, I., van Dam, R. M., Subramanian, S. V., & Yamagata, Z. (2009). Income inequality, mortality, and self-rated health: meta-analysis of multilevel studies. *British Medical Journal*, 339, b4471.
- Locker, D. (1992). The burden of oral disorders in a population of older adults. *Community Dental Health*, 9(2), 109e 124.
- Lopez, R. (2004). Income inequality and self-rated health in US metropolitan areas: a multi-level analysis. *Social Science & Medicine*, 59(12), 2409e 2419.
- Merlo, J., Chaix, B., Ohlsson, H., Beckman, A., Ahnelt, K., Hjerpe, P., et al. (2006). A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60(4), 290e 297.
- Meurman, J. H., Sanz, M., & Janket, S. J. (2004). Oral health, atherosclerosis, and cardiovascular disease. *Critical Reviews in Oral Biology and Medicine*, 15(6), 403e 413.
- Moller, L., Kristensen, T. S., & Hollnagel, H. (1996). Self-rated health as a predictor of coronary heart disease in Copenhagen, Denmark. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 50(4), 423e 428.
- Nowjack-Raymer, R. E., & Sheiham, A. (2003). Association of edentulism and diet and nutrition in US adults. *Journal of Dental Research*, 82(2), 123e 126.
- Nowjack-Raymer, R. E., & Sheiham, A. (2007). Numbers of natural teeth, diet, and nutritional status in US adults. *Journal of Dental Research*, 86(12), 1171e 1175.
- Pitiphat, W., Garcia, R. I., Douglass, C. W., & Jshipura, K. J. (2002). Validation of self-reported oral health measures. *Journal of Public Health Dentistry*, 62(2), 122e 128.
- Poulton, R., Caspi, A., Milne, B. J., Thomson, W. M., Taylor, A., Sears, M. R., et al. (2002). Association between children's experience of socioeconomic disadvantage and adult health: a life-course study. *Lancet*, 360(9346), 1640e 1645.
- Putnam, R. D. (1993). *Making democracy work: Civic traditions in modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- Rodgers, G. B. (1979). Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis. *Population Studies*, 33(3), 343e 351.
- Sabbah, W., Sheiham, A., & Bernabe, E. (2010). Income inequality and periodontal diseases in rich countries: an ecological cross-sectional study. *International Dental Journal*, 60(5), 370e 374.
- Sahyoun, N. R., Lin, C. L., & Krall, E. (2003). Nutritional status of the older adult is associated with dentition status. *Journal of the American Dental Association*, 133(1), 61e 66.
- Shaw, M., Dorling, D., & Smith, G. (2006). Poverty, social exclusion, and minorities. In M. Marmot, & R. Wilkinson (Eds.), *Social determinants of health* (pp. 196e 223). Oxford: Oxford University Press.
- Sheiham, A., Steele, J. G., Marcenes, W., Tsakos, G., Finch, S., & Walls, A. W. (2001). Prevalence of impacts of dental and oral disorders and their effects on eating among older people: a national survey in Great Britain. *Community Dentistry and Oral Epidemiology*, 29(3), 195e 203.
- Shimazaki, Y., Saito, T., Yonemoto, K., Kyohara, Y., Iida, M., & Yamashita, Y. (2007). Relationship of metabolic syndrome to periodontal disease in Japanese women: the Hisayama Study. *Journal of Dental Research*, 86(3), 271e 275.
- Shimazaki, Y., Soh, I., Saito, T., Yamashita, Y., Koga, T., Miyazaki, H., et al. (2001). Influence of dentition status on physical disability mental impairment, and mortality in institutionalized elderly people. *Journal of Dental Research*, 80(1), 340e 345.
- Solomon, R., Kirwin, P., Van Ness, P. H., O'Leary, J., & Fried, T. R. (2010). Trajectories of quality of life in older persons with advanced illness. *Journal of the American Geriatrics Society*, 58(5), 837e 843.
- Subramanian, S. V., Delgado, I., Adué, L., Vega, J., & Kawachi, I. (2003). Income inequality and health: multilevel analysis of Chilean communities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57(11), 844e 848.
- Subramanian, S. V., Kawachi, I., & Kennedy, B. P. (2001). Does the state you live in make a difference? Multilevel analysis of self-rated health in the US. *Social Science & Medicine*, 53(1), 9e 19.
- Thrane, C. (2006). Explaining educational-related inequalities in health: mediation and moderator models. *Social Science & Medicine*, 62(2), 467e 478.
- Tsakos, G., Herrick, K., Sheiham, A., & Watt, R. G. (2010). Edentulism and fruit and vegetable intake in low-income adults. *Journal of Dental Research*, 89(5), 462e 467.
- Tsakos, G., Sabbah, W., Hingorani, A. D., Netuveli, G., Donos, N., Watt, R. G., et al. (2010). Is periodontal inflammation associated with raised blood pressure? Evidence from a National US survey. *Journal of Hypertension*, .
- Volzke, H., Schwahn, C., Dorr, M., Schwarz, S., Robinson, D., Doren, M., et al. (2006). Gender differences in the relation between number of teeth and systolic blood pressure. *Journal of Hypertension*, 24(7), 1257e 1263.
- Walls, A. W., & Steele, J. G. (2004). The relationship between oral health and nutrition in older people. *Mechanisms of Ageing and Development*, 125(12), 853e 857.
- Wilkinson, R. G., & Pickett, K. E. (2009). *How inequality gets under the skin. The spirit level: Why equality is better for everyone*. New York: Penguin.
- Xi, G., McDowell, I., Nair, R., & Spasoff, R. (2005). Income inequality and health in Ontario: a multilevel analysis. *Canadian Journal of Public Health*, 96(3), 206e 211.
- Yoshihara, A., Watanabe, R., Nishimuta, M., Hanada, N., & Miyazaki, H. (2005). The relationship between dietary intake and the number of teeth in elderly Japanese subjects. *Gerodontology*, 22(4), 211e 218.

公衆衛生における 地域の力(ソーシャル・キャピタル) の醸成支援

日本福祉大学健康社会研究センター

近藤克則

ソーシャル・キャピタルが注目を浴びるなか、公衆衛生活動としてその醸成を支援することが期待されている。その理由と公衆衛生専門職が果たす役割について述べていただいた。

わが国の地域保健を中核とする公衆衛生分野でも「ソーシャル・キャピタル」が注目を浴びるようになった。「健康日本21(第2次)」や「地域保健対策の推進に関する基本的な指針」などにその言葉が登場し、その活用が謳われたからである。

本稿では、ソーシャル・キャピタルがなぜ着目されるようになったのか、ソーシャル・キャピタルとは何か、地域保健においてどのように活用するのか、活用するために公衆衛生専門職が果たすべき役割は何か、などについて考えたい。

なぜ着目されるようになったのか

「健康日本21(第2次)」で、図1¹⁾に示すように、「健康格差の縮小」や「社会環境の質の向上」が謳われるようになった。その背景には、非正規雇用の増加など、雇用基盤の変化、孤立化・無縁社会化する家族形態や地域の変化などがある。一方、WHOや多くの研究によって、地域、職業、経済力などによる健康状態の差(健康格差)や、その要因となる生活習慣の差

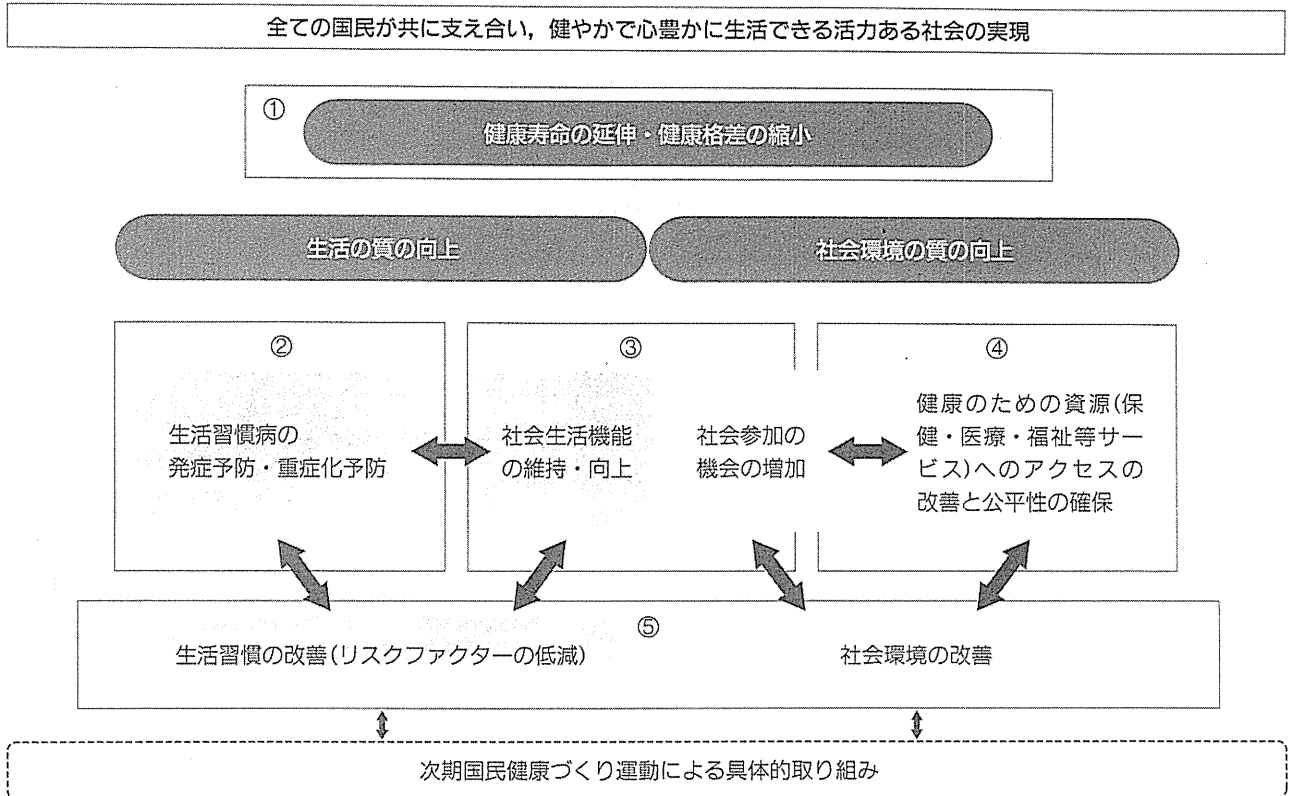
が報告されている(表1)²⁾。社会経済的に不利な層、保健医療サービスへのアクセスが悪い層などへのアプローチは十分行われてきたとは言えず、健康格差が今後深刻化することが危惧される。底辺層を底上げすることなしに、国民全体の健康水準も上がらないことが明らかになってきたのである。

こうした課題は、個人への対策だけでは解決できない。また、社会環境と健康(行動)との関連が徐々に実証されるにつれ、健康に望ましい地域社会づくりに取り組むことの重要性が認識されるようになった。そして今後整備すべき社会環境の1つの要素として着目されたのが、ソーシャル・キャピタルである。それを活用することで、より多くの人に参加でき、健康づくりの資源にアクセスできる社会づくりをめざすという戦略である³⁾。

ソーシャル・キャピタルとは何か

ソーシャル・キャピタルは、政治学、社会学、経営学、国際開発学、地域福祉学など、学際的に研究されてきた。そのため、社会的サポ

図1 健康日本21(第2次)の概念図¹⁾



次期国民健康づくり運動プラン策定専門委員会：健康日本21(第2次)の推進に関する参考資料より
<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002ddhl-att/2r9852000002ddxn.pdf>

表1 健康格差が見られる主な疾患・健康状態

・子どもの問題行動	・うつ
・メタボリックシンドローム	・認知症
・がん	・転倒・骨折
・冠動脈疾患	・高齢者の低栄養
・脳卒中	・歯科疾患
・慢性腎臓病	・ライフコース疫学
・糖尿病	・ソーシャル・キャピタルと健康
・自殺	・医療アクセス

近藤克則編：健康の社会的決定要因-疾患・状態別「健康格差」レビュー。日本公衆衛生協会，2013の目次より抜粋

ートなど個人レベルに着目するものや地域や組織レベルの特徴に着目するものなど、その定義にもいろいろある。公衆衛生に関わる領域では、「人々の協調行動を活発にすることによって、社会の効率性を高めることのできる、『信頼』『規範』『ネットワーク』といった社会組織の特徴」³⁾という、社会組織や地域レベルに着

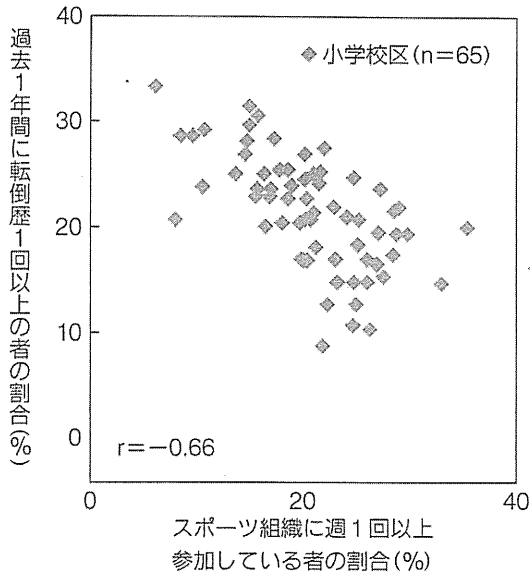
目したパットナムの定義が用いられることが多い。「助け合い」「つながり」などから生み出される、「住民の底力」や「地域の力」「絆の力」などと表現されているものである。

人々のつながりや絆にもいろいろな側面があり、つながりの多さという量的な側面だけでも3つはある。第1に、出会ったり話したりする「社会的ネットワーク」、第2に、ネットワークを提供してくれる場としての「(地域)組織への参加」、第3に、実際に困ったときに助けてもらえるような「社会的サポート」である。

つながりの質的な側面に着目すると、地域組織で言えば、趣味・スポーツの会など、対等で平等な関係が中心の水平的な組織・関係もあれば、上下関係が明らかで対等とは言えない垂直的な組織・関係もある。パットナムは垂直的組織の例としてカソリック教会をあげている³⁾。さらに利害を共有する地縁や血縁、排他的な組

図2 転倒率とスポーツ組織参加率(小学校区別)

【対象】6 保険者(9 市町村)の要介護認定を受けていない人への郵送調査に回答した2万9072人(回収率62.4%)のうち、65~74歳の者(1万6713人)に限定



織などのように内向きで閉じた「結束型」の関係か、それとも利害の異なる異質な人ともつながり外に開かれた「橋渡し型」の関係か、などである。これらの下位分類は確立したものではないが、そのどれかによって健康との関連の強さが異なるのではないかという仮説が提示され、検証作業が進められている。

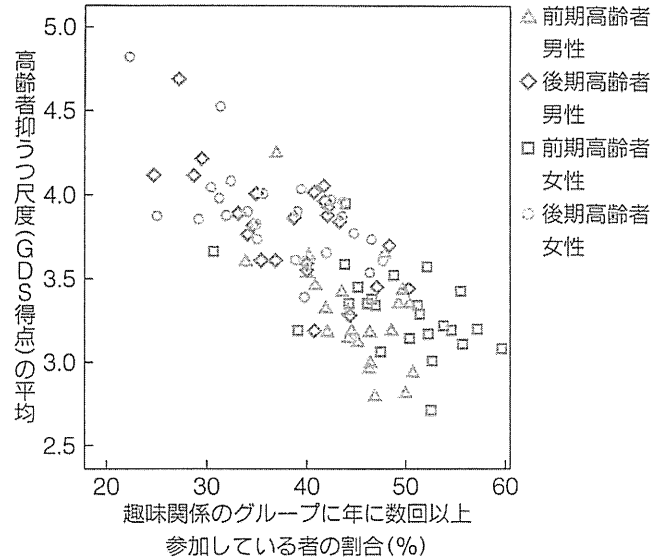
ソーシャル・キャピタルと健康

■スポーツ組織と転倒、趣味の会とメンタルヘルスの関係

これらのうち、地域組織への参加と健康指標との関連を図2, 3に示した。どちらも、筆者が関わっているJAGES(Japan Gerontological Evaluation Study, 日本老年学的評価研究)プロジェクトのデータである^{4,5)}。2010~2011年度に全国31自治体にご協力いただき、要介護認定を受けていない高齢者約11万人の回答を得た(回収率67%)。両図は、そのデータの一部を用いた分析結果である。

図3 メンタルヘルスと趣味関係のグループへの参加割合

【対象】JAGESの参加25自治体



65~74歳の前期高齢者1万6713人に限定し、過去1年間の転倒率を尋ね、65の小学校区単位で集計したところ、校区間に11.8%~33.9%の差を認めた。実に約3倍も「転びやすい小学校区」があるのである。その関連要因を探索したところ、図2の横軸に示す「スポーツ組織に週に1回以上参加している者の割合」との相関($r=0.66$)を認めた⁶⁾。

自治体が行っている転倒予防教室も多くは週に1回である。それに効果があるのなら、週に1回以上スポーツ組織に参加している人が1割未満である校区に比べ、2割を超えるほど転倒経験者が少なくなるというのはうなずける。

スポーツ組織に参加したい個人がいたとしても、その人が住んでいる地域にスポーツ組織がなければ参加できない。つまり、参加率が高い校区というのは、「スポーツへの関心が高い」個人の特徴という側面だけでなく、「スポーツ組織という資源が多く参加しやすい」という地域の特徴、ソーシャル・キャピタルでもある。そして、それが豊かな校区では、転倒が少ないのである。

表2 ソーシャル・キャピタル指標と要介護リスク指標の相関(校区レベル)

要介護リスク指標	ソーシャル・キャピタル指標		サポート「あり」		政治関係	業界団体 同業者団体	宗教関係	町内会 自治会	老人 クラブ	垂直型 組織*1	ボランティア アグループ	スポーツ 組織	趣味 の会	水平型 組織*2	友人と 会う
	情緒	手段	年数回以上	月1~2回以上	年数回以上	月1~2回以上	年数回以上	月1~2回以上	年数回以上	月1~2回以上	年数回以上	月1~2回以上	年数回以上	月1~2回以上	年数回以上
前期高齢者	生活機能低下			●			●								
	運動機能低下														
	低栄養			●			●								
	閉じこもり														
	認知機能低下														
	残歯数 20本未満			●								●	●	●	●
	転倒経験あり														
	GDS 平均点												●	●	●
	生活機能低下			●				●							
	運動機能低下														
後期高齢者	低栄養			●			●								
	閉じこもり	●													
	認知機能低下														
	残歯数 20本未満			●			●								
	転倒経験あり														
	GDS 平均点	●													

●健康によい関連(p<0.05)
 ■r≥0.5 ■r≥0.4 ■r≥0.3 □r<0.3 □n.s.(p≥0.05)
 ●健康に悪い関連(p<0.05)
 ■r≥0.5 ■r≥0.4 ■r≥0.3 □r<0.3 □n.s.(p≥0.05)

*1: 政治関係, 業界・同業者団体, 宗教関係, 町内会・自治会, 老人クラブの5つの組織
 *2: ボランティアグループ, スポーツ組織, 趣味の会の3つの組織

図3⁵⁾には、趣味関係のグループへの参加割合と高齢者抑うつ尺度(GDS 15項目版)の平均点との関連を、自治体単位で集計して示した。前期高齢者でも後期高齢者でも、男性でも女性でも、趣味の会に参加している高齢者が多い市町村ほど、うつ得点が低くメンタルヘルスがよいことを示唆している。

■ソーシャル・キャピタル 26 指標と 高齢者の健康

このような地域組織への参加割合などのソーシャル・キャピタル 26 指標と、8つの健康指

標との間の相関係数を、前期・後期高齢者別に、小学校区レベルで求め、一覧表にしたのが表2である。

総じて、水平的と見なせる組織(ボランティア, スポーツ, 趣味の会)では、健康に保護的な関連が認められた。一方、垂直的と見なせる組織(政治, 宗教, 老人クラブなど)では、それらに参加している人が多い校区ほど健康指標が悪いという逆の相関を認めた。地域相関分析なので仮説に留まるが、地域組織への参加ならなんでもよいのではなく、場合によっては義務感や負担など、社会関係にも負の側面がありうる

ことを示唆している。

また、社会的サポート指標については前期高齢者で、あるいは社会的ネットワーク指標(友人と会う頻度)で、一部の健康指標との間には有意な相関係数が得られなかった。ソーシャル・キャピタルのどの側面・要素に着目するのか、どの健康指標を用いるのかで、関連に強弱や負の側面まであることに留意が必要である。

ソーシャル・キャピタルはどのように活用しうるのか

■ソーシャル・キャピタルの新しさ

ソーシャル・キャピタルに対する指摘や批判の1つに、「地域の絆や地域力が重要なことは、昔からわかっていた。ソーシャル・キャピタルという、もの珍しい名前をつけただけで、何が新しいというのか」というものがある。これに対し、筆者は、少なくとも3つの点で、新しさ、有用性があると考えている。

第1に、これまでは異なる学術や実践分野で、異なる言葉で扱われていたものに、共通の名前をつけたことで、互いに学び合えるようになったことである。異なる学術や実践分野の人たちとの間で論議が促進され、互いに概念や理論、方法論を学びあうことで、認識が深まった。

第2に、その成果として、計量的に測定・分析する工夫と努力によって「見える化」が進み、科学的な研究によるエビデンスが蓄積されはじめたことである。ベテランの経験談だけでなく、新人にも「見える」形で論議やモニタリングができる可能性が広がった⁷⁾。

第3に、分野を超えてその重要性が認識され始めたこと、「見える化」が進んだことによって、財政当局や議員など政策形成に関わる者から現場の専門職、NPOなどを含む実践家にまで説明と理解ができるようになり、現実社会へ

の応用が進みやすくなったことである。

■1～3次予防における活用例

では、公衆衛生や健康に関わる領域で、ソーシャル・キャピタルはどのように活用しうるのだろうか。表3をもとに考えてみたい。

表3は、1次から3次予防を横軸に、縦軸に予防医学の2つの戦略(ハイリスクとポピュレーション)を配置したマトリックスである。健康な人を対象にする1次予防の例としては、発病する可能性が高いハイリスク者を対象とする予防接種があり、ソーシャル・キャピタルが豊かなところでは、ネットワークを通じた口コミなどで予防接種率が高まることが期待できる。同じように、図2、3に示したような住民自らによる健康によい取り組みは、その中心となるボランティア・リーダーが多いなどソーシャル・キャピタルが豊かな地域ほど活発だろう。

早期発見・早期治療にあたる2次予防の例としては、たとえば社会的ネットワークや「助け合いが大切」という社会的サポートが豊かなところでは、虐待が危惧されるようなケースの情報が、早い段階で保健・福祉関係者のもとに持ち込まれると考えられる。一方、ハイリスク者を発見する健診で言えば、ソーシャル・キャピタルが豊かな地域ほど、住民が誘い合って健診を受診したり、ボランティアが多ければ健診会場が増設されたり、市民運動などの成果として健診費用の無料化や低額化などの施策があったりして、健診受診率は高くなると期待される。

発症後の重篤化や機能低下などの(3次)予防で言えば、その対象となる人に介護予防教室などの情報を届けてくれたり、会場への送迎をしてくれる人がいたり、機能訓練をできる医療・福祉施設を地域内に増やしたりするうえでもソーシャル・キャピタルが力を発揮しうると考えられる。パットナムはイタリアにおいて、ソーシャル・キャピタルが豊かな地域ほど、家庭医

表3 1~3次予防とポピュレーション戦略とソーシャル・キャピタル

項目	1次予防	2次予防	3次予防
対象とするフェーズ	健康時(発病・発症前)	発病後だが発症前	発症後
内容	健康増進, 予防接種	早期発見・早期治療	合併症・重篤化予防, 機能低下予防や機能回復, QOL向上
ハイリスク戦略	妊娠の可能性のある女性など, ハイリスク者向け風疹の予防接種など	ハイリスク者の発見	機能低下リスクの高い人を予測して介入
ポピュレーション戦略	ヘルスプロモーション, 健康によい環境づくり	マスコミによる健診勧奨, 受診無料化	リハビリテーションの重要性を知らせる。受けられる場所を増やす。
ソーシャル・キャピタル活用例	健康情報や健康体操の普及, ボランティア養成, 行政への働きかけなど	住民ボランティアや口コミによる健診勧奨や健診会場の増設	医療機関やリハ・介護サービス誘致・開設や拡充を求める運動

予防接種など発病・発症予防を1次予防とし, 健康増進を「0次予防」とするものや, 3次予防を合併症や重篤化予防に限定し, リハビリなどによる機能回復あるいは終末期の緩和ケアを独立させて「4次予防」とするもの, 苦痛・恐怖・孤独の予防を「無限予防」とするものなどがある。

や保育所などが増えたことを紹介している³⁾。

このように考えると, ソーシャル・キャピタルは, 1次予防におけるポピュレーション戦略との親和性が高く, それが典型的と言える一方で, 2次予防でも3次予防でも, そしてハイリスク戦略においても力を発揮しうるのである。

必要なマネジメントの視点

ただし, ソーシャル・キャピタルの活用には2つの必要条件がある。1つは戦略的なマネジメントの視点であり, もう1つはプログラムという視点である。これらなしには, ソーシャル・キャピタルは見えないものだけに, 漫然とした取り組みとなり, 効果が見えなかったり, 負の側面が出たりする危険性は高い。

ソーシャル・キャピタルは, 公衆衛生専門職が生まれる前から存在し, コミュニティの歴史のなかで育まれ機能してきた。専門職の働きかけがなくとも, コミュニティ自身の力によって, より豊かになる場合もある。どの地域の, どの健康問題に対し, どのようなソーシャル・キャピタルのどの側面を活用することで, どのような変化を期待するのか, 「選択と集中」を

伴う戦略的なマネジメントの視点が必要である。

■「見える化」の推進と地域診断

マネジメントを進めるうえで重要なのが, 「見える化」である。ソーシャル・キャピタルの担い手は多様であり, 言い換えれば関わる者が多いので, その課題も, 目標も, 共有されることが望ましい。地域づくりや社会環境の質と一緒に考え追求するのであれば, その地域の特性や課題が関係者に「見える」必要がある。そのための作業が地域診断である。

数ある健康課題のなかで優先すべき課題は何か, あるいは自治体内でもっとも課題を抱える校区や地域はどこか, その地域にはどのような資源(の不足)があるのか, などが量的・質的な情報を元にアセスメントされることによって, マネジメント・サイクルは回りはじめる。また, マネジメント・サイクルで言えば, アセスメントやゴールだけでなく, モニタリングや実施後の評価結果も見えることが望まれる。

■ベンチマーク・システムの必要性

地域診断の必要性はよく語られるが, それを行っているところは少ない。その理由は, 情報

を集めるのも、分析も、解釈(診断)も、簡単ではないからである。それらを進めやすくするものとして、他の自治体や校区、地域との比較ができるベンチマークがある。

転倒経験割合が12%とわかっていても、それだけではそれが低いのか高いのか、課題とすべきなのかどうかを判断する材料がない。他の自治体や地域についても同じ指標が得られ、年齢で限定したり、調整されたりしていれば、その判断は容易になる。図2のような(一種のベンチマークで)他の小学校区との比較ができれば、前期高齢者の転倒率12%の小学校区は転倒が少ない地域であると容易に診断できる。

また、リスク要因だけを評価していたのでは、介入の手がかりとなるエビデンスを得ることはできない。たとえば、図2、3の横軸のような資源になりうるソーシャル・キャピタル指標も得てベンチマークする必要がある。加えて効率も評価するには、費用に関わるデータも収集しておく必要がある。さらに、介入効果を検証するには、まずは変化をとらえられる定点観測が必要である。しかも、時代による変化のみではないことを示すには、介入をしなかった他の地域との比較も必要である。

つまりベンチマークは、意図的に設計され、継続的に情報を集められるように、システム化されたものである必要がある。

プログラムの視点

ソーシャル・キャピタルの健康への効果が、比較的最近になるまで実証されなかった理由の1つは、ソーシャル・キャピタルが個人に与える影響が比較的小さいために、効果の検証に大規模データが必要だったことがある。言い換えれば、本質的な効果をもつ特效薬であれば数十人の患者集団で効果を実証できるが、ソーシャル・キャピタルの場合には、数百人レベルの多

くの人に作用した場合に初めて効果を検証できる。1つの拠点で数十人規模の取り組みを行ったという報告は多いが、それを数か所~数十か所へと拡大して運営し、その効果を検証するシステムまで設計されたプログラムが必要である。

公衆衛生専門職が果たすべき役割

ここでは3点だけ指摘しておきたい。①研究者、②プログラム・マネジャー、③そのための「見える化」の推進者の3つの役割である。

①研究者

ソーシャル・キャピタルが健康によさそうだということは、直感的に理解され、緩やかな共通認識は形成されつつある。しかし、まだわかっていないことは多い。

たとえば、つながるネットワーク先の多さと会う頻度ではどちらが重要なのだろうか。社会的サポートにも、情緒的・心理的サポートや実際に手を差し伸べてくれる手段的なサポートなどいろいろあるが、どの要素が健康との関連が強いのだろうか。地域組織参加でも、組織の種類による違い、あるいは参加しているだけでも効果があるのか、それとも帰属感をもてる居場所や役割が重要なのか。ソーシャル・キャピタルはどのような経路を経て健康によい効果をもたらすのか。ソーシャル・キャピタルの負の側面はどのような場合に、なぜ表れ、どうすれば回避できるのか、など、実践上も重要な研究課題がたくさん残されている。

実践者が現場で見出した仮説や質的な研究、そして縦断追跡できるフィールド、さらに大規模データを統計学的に扱って仮説検証を進められる研究者との共同が、ソーシャル・キャピタル研究には不可欠である。研究者だけでなく、

実践家にもソーシャル・キャピタル研究者としての役割が期待される。

②プログラム・マネジャー

公衆衛生活動において、住民参加の重視などソーシャル・キャピタルを活かす実践は昔から行われてきた。しかし、数十人を対象に介入をしても、健康への効果を実感・実証できることは少ない。ソーシャル・キャピタルの活用によって、多くの人に波及効果を期待するのであれば、すでに述べたように、プログラムの視点が必要である。設計された介入によって、ボランティアを養成し、情緒的・手段的・情動的な社会サポートやネットワーク、地域組織への参加が数百人規模で促進されるようなプログラム理論が、まずは記述される必要がある。

また、こうした介入プログラムは、そのコミュニティの歴史や特性、参加者によって、アレンジを加える必要がある。さらには、プログラム評価によって明らかになった効果や副作用を見ながら進め方を見直すことのできるプログラム・マネジャーが必要である。ソーシャル・キャピタルを活用しようとする公衆衛生専門職には、意図的にプログラムをデザインし、それを戦略的にマネジメントできるプログラム・マネジャーとしての役割が求められる。

③「見える化」の推進者

上記の2つの役割を進めるためにも、必要になるのが「見える化」の推進である。しかし、断片的に「見える化」しても、その恩恵は小さい。多数の地域を対象に、総合的に経時的にデータが蓄積されるよう、システムとして設計されたベンチマークの仕組みが必要である。その必要性を理解し、設計・開発し、改良を重ねる推進者が不可欠である。

すでに、厚生労働科学研究費補助金(長寿科学総合研究事業)「介護保険の総合的政策評価

ベンチマーク・システムの開発」によって、その1つの形は見えはじめた。今後、このような「見える化」のシステムの必要性を認め、公衆衛生関係者内部でも「人々の協調行動を活発にすることによって、社会の効率性を高めることのできる、『信頼』『規範』『ネットワーク』といった社会組織の特徴³⁾を豊かにすること、つまりソーシャル・キャピタルの力が醸成されることが必要である。

本研究には、2010(平成22)年度厚生労働科学研究費補助金(長寿科学総合研究事業)「介護保険の総合的政策評価ベンチマーク・システムの開発」(H22-長寿-指定-008, 研究代表者:近藤克則)ならびに2012(平成24)年度厚生労働科学研究費補助金(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)「住民のソーシャル・キャピタルの涵養を通じた効果的・効率的な歯と口の健康づくりプログラムの開発と効果の検証」(24120801, 研究代表者:山本龍生)の助成を受けた。記して感謝します。

●文献

- 1) 次期国民健康づくり運動プラン策定専門委員会:健康日本21(第2次)の推進に関する参考資料. 厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会. 2012.
<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002ddhl-att/2r9852000002ddxn.pdf> (2013年1月29日確認)
- 2) 近藤克則編:健康の社会的決定要因-疾患・状態別「健康格差」レビュー. 日本公衆衛生協会, 2013.
- 3) Putnam R, et al, 1994. 河田潤一訳:哲学する民主主義-伝統と改革の市民構造. NTT出版, 2001.
- 4) 近藤克則:「医療クライシス」を超えて-イギリスと日本の医療・介護のゆくえ. 医学書院, 2012.
- 5) 近藤克則:厚生労働科学研究費補助金:長寿科学総合研究事業「介護保険の総合的政策評価ベンチマークシステムの開発」報告書. (H22-長寿-指定-008), 2011~2013.
- 6) 林尊弘, 近藤克則:なぜまちづくりによる介護予防なのか-ハイリスク戦略の限界とポピュレーション戦略の課題. 保健師ジャーナル, 67: 670-675, 2011.
- 7) 埴淵知哉, 村田陽平, 市田行信ほか:保健師によるソーシャルキャピタルの地区評価. 日本公衆衛生雑誌, 55: 716-723, 2008.

近藤克則 ◎こんどう・かつのり

日本福祉大学健康社会研究センター

〒460-0012 愛知県名古屋市中区千代田5-22-35

要介護認定データを用いた 特別養護老人ホームにおけるケアの質評価の試み

—11指標群の作成と施設間比較—

イトウ ミチヨ コンドウ カツノリ イズミ マナミ フジタ キンヤ
伊藤 美智予*1 近藤 克則*2*4 泉 真奈美*3 藤田 欽也*5

目的 本研究の目的は、ケアの質評価指標の開発に向けた基礎的分析として、既存の要介護認定データから要介護度維持改善率など11指標を作成し、活用可能性を検証することである。

方法 A県内40保険者から提供を受けた要介護認定データと保険者向け給付実績情報を結合し、データセットを作成した。分析対象は、2007年6月と2008年11月の2時点で継続して特別養護老人ホームを利用していた者(n=4,923)と施設(n=91)であった。2時点における利用者の状態像変化を把握したうえで、11指標を用いてケアの質評価を行った場合、施設間にどの程度の差がみられるのか、また指標間にはどのような関連があるのかについて検討した。

結果 指標ごとに、要介護度別の2時点における利用者の状態像変化をみると、大きく3つの類型に分けることができた。A群は軽度の人ほど悪化する指標であり、B群は重度な人ほど悪化する傾向にある指標、C群は中間にある要介護2～3の群で悪化する傾向にある指標であった。施設間比較では、より包括的な指標である要介護度維持改善率や寝たきり度維持改善率、認知症自立度維持改善率は、いずれも76%程度であった。これらの指標の平均値は全指標の中でも相対的に低く、悪化する人が多い傾向にあった。一方、褥瘡2時点でなしの割合は、平均値が92.2%（最小値75.0%、最大値100%）と高かった。指標間では、指標値に最小約21ポイント（歩行維持改善率）から最大約74ポイント（拘縮部位の維持減少率）の差がみられ、多くの指標で40ポイント程度の差があった。また、褥瘡2時点でなしの割合を除く10指標間では全体的に相関が高く、いずれも有意な正の相関がみられた。

結論 内容的妥当性の検討を踏まえると、今回試作した11指標のうち要介護度維持改善率は包括的指標として、食事摂取維持改善率と排尿・排便維持改善率は個別的指標として活用可能性があると思われた。指標を作成・解釈するうえで、分析対象をどうするか、死亡データを含めるかどうか、利用者の属性の調整をどこまで行うかについて検討する必要がある。既存データをケアの質評価に活用することは、評価のための新たなデータ収集が発生しないなどの利点がある。他方で、縦断データを作成する作業を簡略化するためのデータ仕様と収集・蓄積方法の開発や、事業所内で評価結果をうまく活用することができる仕組みづくりが求められる。

キーワード 特別養護老人ホーム、ケアの質評価、要介護認定データ、施設間比較

I はじめに

介護保険法が施行され10余年が経過した。こ

の間、介護サービスの量的整備が進んだ一方で、介護サービスの質の確保と向上が社会的にも大きな課題となっている¹⁾。その一つの方策とし

*1 日本福祉大学健康社会研究センター主任研究員 *2 同センター長 *3 同研究員

*4 同大学社会福祉学部教授 *5 同大学福祉政策評価センター研究員

て、介護サービスの質評価への関心が高まっている²³⁾。2000年の介護保険制度の導入後、「福祉サービスにおける第三者評価」や「グループホームにおける自己評価・外部評価」「介護サービス情報の公表制度」など、介護サービスの質評価に関する様々な施策を展開してきた事実が、国としての関心の高さを裏付けている。

わが国の介護サービスの中でも、最も長い評価の歴史をもつのは特別養護老人ホーム（以下、特養）である。特養を対象とした評価事業には制度化された取り組みに限らず、事業者の全国組織が主導または事業所内における内発的な取り組みも存在する。それらの評価事業は1980年代後半から始まり、現在まで20余年の歴史を有する。その結果、評価項目を用いた質的な評価という点では一定の蓄積があると思われるが、一方で次のような課題が指摘されている⁹⁾。評価の次元について、これまで用いられてきた評価項目はストラクチャー（構造）やプロセスに主眼が置かれ、アウトカムの視点からの評価が弱かった。評価手法に関して、自己評価や利用者満足度といった主観的な評価が主であり、客観的な評価はほとんど実施されてこなかった。わが国において、よりよい介護サービスの質評価をするためには、多次元での評価の実現と多様な評価手法の開発が求められるであろう。

国際的にみても、介護サービスあるいはケアの質評価をプロセスやアウトカムの視点から、量的指標群を用いた評価が進められている。例えばアメリカでは、ナーシングホームのケアの質評価を、アセスメントツールであるMDS（Minimum Data Set）からQuality Measures（QMs）やQuality Indicators（QIs）と呼ばれる客観的な量的指標群を開発し、施設間比較を実施している⁵⁾。その結果はCenters for Medicare & Medicaid Services（CMS）のサイトで広く一般公開されている⁶⁾。現場からはリスク調整や公開の仕方などについて課題も指摘されている⁷⁾が、客観的な指標による質の改善も確認され一定の成果を上げている⁸⁾。

これまでわが国でも、介護サービスの客観的な質評価の取り組みは進められてきた。MDS

を用いて介護サービスの質のプロセス/アウトカム評価を行う先駆的なものであるが、データ収集が課題であることが指摘されている⁹⁾。そこで筆者らは、評価のための新たなデータ収集作業が発生せず、全国すべての事業所を対象とすることができる等の利点がある要介護認定データに着目し、要介護度維持改善率の指標を開発し検討してきた¹⁰⁾。しかし、要介護認定データから作成できるその他の指標群については、十分に検討できていない。

そこで本研究では、指標開発に向けた基礎的分析として、要介護認定データから要介護度維持改善率を含む11指標群を作成し、活用可能性を検証することを目的とした。具体的には、次の3点について検討する。第1に、要介護認定データから作成可能なケアの質評価指標にはどのような特徴があるか。第2に、今回試作した11指標群はケアの質評価指標としてどの程度用いることができるか。第3に、既存データから評価指標を作成する場合、留意点は何か。以上より、既存の行政データを用いたケアの質評価がどこまでできるか、またどのような課題があるのかについて明らかにしたい。

なお、本研究では介護サービスの中でも特養を分析対象として取り上げた。2時点における利用者の状態像変化を評価する場合、事業所による介護サービスの質以外の要因の影響を受けにくく、かつ利用者の流動がより少ない特養が適切だと考えたためである。

Ⅱ 方 法

（1）使用するデータ

A県内40保険者から提供いただいた要介護認定データと保険者向け給付実績情報を結合し、データセットを作成した。2007年6月と2008年11月の2時点において、継続して特別養護老人ホームを利用していた者 $n = 9,290$ （施設数 $n = 266$ ）であった。施設間比較で安定した評価結果を得ることができるよう、2時点での継続利用者が40人以上の施設に分析対象を限定した（この場合、1名の増減で評価結果が2.5%増

減する)。特養の移動があった者や要介護認定データに欠損値がみられる者は分析対象外とした。以上の手続きを経て、最終的な分析対象は利用者数4,923名、施設数91カ所であった。

(2) 本研究で作成したケアの質評価指標群

本研究では、A. アメリカのナーシングホームで導入されているケアの質評価指標群であるQMs (長期ケア14項目/短期ケア5項目)¹¹⁾とQIs (24項目)¹²⁾、B. 介護サービスの質評価指標に関する先行調査¹³⁾¹⁴⁾を参考にして、既存の要介護認定データ (2006年改訂版) から算出可能な11指標を作成した。①要介護度維持改善率、②寝たきり度維持改善率、③認知症度維持改善率、④拘縮部位の維持減少率、⑤歩行維持改善率、⑥移乗維持改善率、⑦移動維持改善率、⑧食事摂取維持改善率、⑨排尿・排便維持改善率、⑩認知症問題行動の維持減少率、⑪褥瘡2時点でなしの割合。上記Aからは①～⑦と⑩～⑪の指標を、Bからは⑧～⑨の指標を選択した。11指標の定義を表1に示す。

(3) 分析方法

11指標を用いて施設間比較をするため、表1に示した定義に基づき施設ごとの指標値を算出した。①要介護度維持改善率、②寝たきり度維持改善率、③認知症度維持改善率、⑤歩行維持改善率、⑥移乗維持改善率、⑦移動維持改善率、⑧食事摂取維持改善率の7指標については、2007年と2008年の2時点の変化のうち維持・改善した利用者の割合を施設ごとに計算した。

「関節の動く範囲の制限」と「認知症の問題行動」の把握は、認定調査票では複数項目にわたる。そのため本研究では、類似項目のデータを集約し指標を作成することを試みた。④拘縮部位の維持減少率では、肩関節、肘関節、股関節、膝関節、足関節、その他の項目で分布が低い方 (= 該当なし) に偏っていたため、単純な合算による指標の作成は避けた。「2007年の拘縮部位数 - 2008年の拘縮部位数」により個人の拘縮部位の増減を計算し、それらうち拘縮部位数に維持・減少がみられた利用者の割合を施設ごとに算出した。

表1 11指標群の定義

評価指標	定義
①要介護度維持改善率	「要介護度」が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
②寝たきり度維持改善率	「寝たきり度」が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
③認知症度維持改善率	「認知症度」が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
④拘縮部位の維持減少率	「関節の動く範囲の制限」(認定調査票1-2)のうち、肩、肘、股、膝、足、その他の6部位の2時点での増減を算出し、それらうち「関節の動く範囲の制限」部位の数が維持・減少した者の割合 (2007-2008)
⑤歩行維持改善率	「歩行」(認定調査票2-5)が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
⑥移乗維持改善率	「移乗」(認定調査票2-6)が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
⑦移動維持改善率	「移動」(認定調査票2-7)が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
⑧食事摂取維持改善率	「食事摂取」(認定調査票4-3)が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
⑨排尿・排便維持改善率	「排尿」(認定調査票4-5)と「排便」(認定調査票4-6)が2時点で維持・改善した利用者の割合 (2007-2008)
⑩認知症問題行動の維持減少率	「問題行動」(認定調査票7のアンケート)の19項目の2時点での増減を算出し、それらうち問題行動の数が維持・減少した者の割合 (2007-2008)
⑪褥瘡2時点でなしの割合	「じよくそう」の処置 (認定調査票8-11)が2時点で「なし」の利用者の割合 (2007-2008)

設ごとに算出した。⑩認知症問題行動の維持減少率についても、同様の方法で計算した。

⑨排尿・排便維持改善率は、認定調査項目の排尿と排便の両者ともに2時点において維持・改善がみられた利用者の割合とした。排尿と排便については、施設ごとの維持・改善者の割合の相関係数が0.9を超えていたため、2つの項目を「排泄」としてまとめた。

以上の指標を用いて、施設間にどの程度の差がみられるのかを明らかにするために、施設ごとに指標値を算出し、施設間比較を行った。施設間比較に際しては、一般化線形モデルによる年齢調整を行った。ただし、⑪褥瘡2時点でなし率は100%の施設があることから、一般化線形モデルによる年齢調整は行っていない。また、指標間にどのような関連があるのかを明らかにするために、ピアソンの積率相関係数を用いて相関関係について分析した。

Ⅲ 結 果

(1) 対象者の属性

対象者の属性を表2に示す。年齢では「85歳以上」が半数を占め、性別では「女性」が約82%だった。要介護度では「要介護4」が最も

表2 対象者の属性

	n	%
総数	4 923	100.0
年齢		
64歳以下	57	1.2
65～69歳	102	2.1
70～74	295	6.0
75～79	694	14.1
80～84	1 024	20.8
85歳以上	2 751	55.9
性別		
男性	879	17.9
女性	4 044	82.1
要介護度		
要支援1	7	0.1
要支援2	15	0.3
要介護1	281	5.7
要介護2	706	14.3
要介護3	1 248	25.4
要介護4	1 474	29.9
要介護5	1 192	24.2
寝たきり度		
自立	27	0.5
J1	5	0.1
J2	99	2.0
A1	448	9.1
A2	1 006	20.4
B1	816	16.6
B2	1 539	31.3
C1	208	4.2
C2	775	15.7
認知症度		
自立	206	4.2
I	407	8.3
II a	297	6.0
II b	842	17.1
III a	1 356	27.5
III b	499	10.1
IV	1 094	22.2
M	222	4.5

表3 11指標における要介護度別の維持改善率 (%)

	総数 (n=4,923)	要支援1 (n=7)	要支援2 (n=15)	要介護1 (n=281)	要介護2 (n=706)	要介護3 (n=1,248)	要介護4 (n=1,474)	要介護5 (n=1,192)
①要介護度維持改善率	75.9	14.3	26.7	58.4	59.2	66.7	76.4	100.0
②寝たきり度維持改善率	75.7	28.6	80.0	68.0	67.7	70.8	75.2	88.2
③認知症度維持改善率	75.3	42.9	33.3	69.8	67.3	69.5	76.2	87.0
④拘縮部位の維持減少率	79.5	71.4	86.7	85.1	81.0	79.0	77.1	80.7
⑤歩行維持改善率	87.9	71.4	60.0	86.5	81.6	81.7	89.1	97.7
⑥移乗維持改善率	80.3	57.1	66.7	80.8	70.7	70.8	80.0	96.5
⑦移動維持改善率	80.4	42.9	73.3	79.7	70.3	69.5	81.3	97.1
⑧食事摂取維持改善率	78.1	71.4	80.0	87.5	81.6	71.9	69.0	91.6
⑨排尿・排便維持改善率	84.4	42.9	40.0	68.3	59.3	75.2	95.5	99.6
⑩認知症問題行動の維持減少率	77.7	57.1	46.7	66.9	66.4	72.9	80.1	89.5
⑪褥瘡2時点でのなしの割合	92.2	100.0	86.7	97.5	97.7	96.2	90.8	85.2

多く約30%、「要介護3」「要介護5」はともに約25%であった。寝たきり度は「Bランク」が約半数、「Aランク」が約30%、「Cランク」が約20%を占めた。認知症度では、「Ⅲ」が約38%、「Ⅱ」と「Ⅳ」でそれぞれ約23%だった。

(2) 要介護度別にみた11指標の2時点変化

要介護度と11指標の2時点変化（維持・改善）の関連を表3に示す。

要介護度別にみると、要介護5では、それより悪い要介護度がないため多くの指標で「維持・改善」の割合が高くなっていった。例えば、要介護度維持改善率は100%であり、歩行維持改善率、移乗維持改善率、移動維持改善率、排尿・排便維持改善率でも「維持・改善」の割合が100%に近い数字であった。その他、拘縮部位の維持減少率以外のすべての指標で「維持・改善」の割合が90%近くを占めていた。また、特養では要支援1～2の利用者は少なく、全体のわずか0.4%であった（n=22）。これらの利用者層では、2時点変化のバラつきが大きくなっていった。

その他の要介護度（要介護1～4）での2時点変化の分布を指標ごとにみると、大きく3つの傾向があった。A群は軽度な人ほど悪化する傾向にある指標（①要介護度維持改善率、②寝たきり度維持改善率、③認知症度維持改善率、⑩認知症問題行動の維持減少率）、B群は逆に重度な人ほど悪化する傾向にある指標（④拘縮部位の維持減少率、⑧食事摂取維持改善率、⑪褥瘡2時点でのなしの割合）、C群は中間にある

要介護2～3の群で悪化する傾向にある指標（⑤歩行維持改善率、⑥移乗維持改善率、⑦移動維持改善率）の類型に分かれた。

⑨排尿・排便維持改善率はC群の傾向と若干異なり、要介護2が悪化のピーク

となっていた。要介護3から要介護4になると維持改善率が約20ポイント上昇し、約96%を占めていた。また、⑧食事摂取維持改善率は要介護4でも悪化する人の割合が31%と、他の指標に比べて高かった。

(3) 11指標による施設間比較

11指標を用いて施設間比較をした結果を表4に示す。1施設当たりの分析対象利用者数は、平均54.1(±13.5)名、最少39名、最大114名であった。

指標ごとの平均値で見ると、より包括的な指標である①要介護度維持改善率、②寝たきり度維持改善率、③認知症度維持改善率の指標では、いずれも約76%であった。つまり、例えば100名の利用者がいた場合、うち76名が維持・改善していた。これらの指標の平均値は全指標の中で相対的に低く、悪化する人が多い傾向にあった。

相対的に高かったのは、⑤歩行維持改善率、

⑩褥瘡2時点でなしの割合である。特に⑩褥瘡2時点でなしの割合は平均が92.2%で最も高く、最小値は75.0%で、最大値100%をとる施設が3カ所(3.3%)あった。なお、褥瘡の発生リスクが高く、分析対象となる利用者数が多い要介護4に限定して分析したところ、各施設における分析対象者は、平均16.2(±6.6)名(最小5名、最大43名)と大きく減少し、2時点でなしの割合は平均90.8(±5.1)%、最大33.3%の差(最小値66.7%、最大値100%)となった。

指標間では、指標値に最小約21ポイント(⑤歩行維持改善率)から最大約74ポイント(④拘縮部位の維持減少率)の差がみられた。多くの指標で40ポイント程度の差があった。

(4) 11指標間の相関

⑩褥瘡2時点でなしの割合を除く10指標間では全体的に相関が高く、いずれも有意な正の相関がみられた($r=0.206\sim0.748$)。要介護度維持改善率は、特に身体機能面での指標との相関が高かった(表5)。

⑩褥瘡2時点でなしの割合だけは、他の指標との有意な相関はみられなかった。そこで分析対象を褥瘡発生のリスクが高まり、かつ要介護維持改善率にある程度の分散がある要介護4の者が15人以上であった施設に限定して要介護度維持改善率との相関関係をみた。その結果、有意ではないものの相関係数 $r=0.211$ となり、プラスの符号に転じた。なお、15人以上としたのは、要介護4に限定した場合の分析対象者数の平均が16.2(±6.6)名、中央値は15名だった

表4 11指標の施設間比較

	平均値 (%)	最大値 (%)	最小値 (%)	最大値-最小値 (ポイント)	標準 偏差
①要介護度維持改善率	76.3	91.3	49.9	41.4	9.1
②寝たきり度維持改善率	76.0	91.9	51.1	40.8	8.4
③認知症度維持改善率	75.5	94.4	52.1	42.3	8.5
④拘縮部位の維持減少率	79.6	98.0	24.4	73.6	11.1
⑤歩行維持改善率	88.1	97.7	76.3	21.3	4.8
⑥移乗維持改善率	80.3	94.1	57.1	36.9	7.9
⑦移動維持改善率	80.6	96.0	57.3	38.7	7.5
⑧食事摂取維持改善率	78.3	98.0	48.8	49.2	9.0
⑨排尿・排便維持改善率	84.3	95.6	62.1	33.5	7.6
⑩認知症問題行動の維持減少率	78.3	95.6	51.2	44.4	9.4
⑪褥瘡2時点でなしの割合	92.2	100.0	75.0	25.0	5.1

表5 11指標間の相関 (Pearson)

	①要介護度 維持改善率	②寝たきり度 維持改善率	③認知症度 維持改善率	④拘縮部位の 維持減少率	⑤歩行維持 改善率	⑥移乗維持 改善率	⑦移動維持 改善率
①要介護度維持改善率	1	0.720**	0.494**	0.434**	0.559**	0.724**	0.702**
②寝たきり度維持改善率		1	0.419**	0.348**	0.592**	0.648**	0.589**
③認知症度維持改善率			1	0.458**	0.341**	0.501**	0.384**
④拘縮部位の維持減少率				1	0.199	0.255*	0.206*
⑤歩行維持改善率					1	0.670**	0.661**
⑥移乗維持改善率						1	0.748**
⑦移動維持改善率							1
⑧食事摂取維持改善率							
⑨排尿・排便維持改善率							
⑩認知症問題行動の維持減少率							
⑪褥瘡2時点でなしの割合							

注 **p<0.01, *p<0.05

たため、それらに近い値とした。ただしこの場合、分析対象となる施設はn=52に減少した。分析対象者数の平均は1施設当たり20.3(±5.8)名であった。

さらに、⑩褥瘡2時点でのなしの割合と同様に、要介護度維持改善率も要介護度4に限定した結果を用いて相関分析を行ったところ、両指標には有意な正の相関(r=0.32)がみられた。

Ⅳ 考 察

(1) 主な所見

本研究ではまず、アメリカのナーシングホームにおけるケア質の評価指標として妥当性がすでに検証されているQMsやQIsなどを参考にし、要介護認定データの中から作成可能だと思われる11指標を抽出した。アメリカのQMsやQIsでは、「中等度から重度の痛みがある利用者の割合」「経管栄養チューブをしている利用者の割合」「留置カテーテルをしている利用者の割合」の項目があり、これらは要介護認定データでも類似項目がみられる。しかし、これらの指標は結果の解釈が難しいと判断し、指標の試作から除外した。例えば、「経管栄養チューブをしている利用者の割合」が高い施設は、重度の利用者を積極的に受け入れているイコール質が高いと解釈できる反面、経口摂取ではなく安易に経管栄養を選択している施設イコール質が低いとも解釈できる。このように両義的な解釈が可能となる指標は、結果の解釈で混乱を招くことが予想されるため、今回は作成しなかつ

た。

次に、2時点における利用者の状態像の変化をまず明らかにしたうえで、11指標を用いて特養におけるケアの質評価を行った場合、施設間に差がみられるのかどうか、また指標間にはどのような関連があるのかについて検討した。

指標ごとに、要介護度別の2時点における利用者の状態像変化をみた結果、軽度な人ほど悪化する傾向にある指標(A群)、重度な人ほど悪化する傾向にある指標(B群)、中間にある要介護度2~3の群で悪化する傾向にある指標(C群)の3つの類型に分かれた。11指標を用いた施設間比較では、最小約21ポイントから最大約74ポイントの差がみられ、多くの指標で40ポイント程度の差があることが明らかになった。⑩褥瘡2時点でのなしの割合以外の10指標間では相関が高く、いずれも正の相関がみられ、ある程度の妥当性があると思われた。また、多くの指標において施設間に差が認められたことから、施設間での比較指標としての可能性をもつことが示唆された。

(2) 要介護認定データから作成可能なケアの質評価指標の特徴

既存の行政データを活用することは、評価のための新たなデータ収集作業が不要である、サンプルサイズが大きいなどの利点がある¹⁵⁾。一方で、収集されているデータの範囲内でしか指標を作成することができないという限界もある。ケアの質の中でもどのような部分の評価ができるか、あるいはできないかに着目すると、次のような3つの特徴を指摘することができる。

第1に、要介護認定データの項目とMDSをもとに算出されるQMs/QIsはともに、身体機能面の色合いが強い評価指標群となる点である。「Care-related QOL(ケア関連QOL)」の概念¹⁶⁾では、最終アウトカムは利用者のQOL向上であり、介護サービスのアウトカムは中間アウトカムに位置づくが、身体機能面の向上は中間アウトカムのそのまたひとつの要素に過ぎない。当然ながら、今回作成した指標群でケアの質すべてを捉えられるわけではなく、あくまで

⑧食事摂取維持改善率	⑨排尿・排便維持改善率	⑩認知症問題行動の維持減少率	⑪褥瘡2時点でのなしの割合
0.669**	0.564**	0.518**	-0.037
0.484**	0.456**	0.339**	-0.014
0.420**	0.342**	0.515**	-0.044
0.485**	0.268*	0.468**	-0.046
0.310**	0.496**	0.258*	-0.070
0.581**	0.465**	0.288**	-0.101
0.487**	0.480**	0.297**	-0.021
1	0.282**	0.347**	0.059
	1	0.441**	-0.095
		1	-0.021
			1

QOLに関連するであろうケアの質の一部、最低限必要となる身体的側面を中心としたケアの質に留まることを意味する。

第2に、今回作成した評価指標群は、質の「底上げ」のために活用できる指標群になると考えられる。ケアの質マネジメントの考え方には、質保証（Quality Assurance：QA）と質改善（Quality Improvement：QI）の2つがある。QAとは最低レベルの質保証であり、QIとは一定の質を保証したうえでより良くするために全体的な質改善を図ることをいう¹⁷⁾。今回試作した指標群は、身体機能面への着目という指標の性質上、最低限の質を保証するQA的アプローチで質の改善を迫ることに適していると思われる。

第3に、本研究が示したように、要介護認定データを縦断データとして加工することで、利用者レベルでの2時点の変化を捉えることができる。これにより、従来あまり評価されてこなかった介護サービスのプロセス/アウトカムの客観的評価が可能になる。ただし、要介護認定データを縦断データに加工する作業は煩雑であり容易ではない¹⁸⁾。後述するように、現状では、保険者によって使用している情報システムが異なるため、要介護認定データのフォーマットに違いが生じているなどの課題も多い。

(3) 11指標のケアの質評価指標としての可能性

1) 指標の内容的妥当性

指標開発には、「何のために」という目的と「何を測るか」という妥当性の検証が要求される¹⁹⁾。今回の場合には、介護サービスのケアの質向上のために質を「見える化」²⁰⁾し、ケアの質向上につなげることが指標開発の目的となる。「何を測るか」という内容的妥当性については、保険者や事業所、利用者や家族など多岐にわたる関係者が納得できるかという視点からの検討が重要となる。

保険者を対象とした調査¹³⁾と特養を対象とした調査¹⁴⁾から、どのような指標を妥当とするのか立場によって相違があることが明らかになっている。保険者では、「a. 要介護度が改善した

者の割合」について、特養のアウトカム評価指標として約67%が有効であると回答していた。同様に、「b. 障害高齢者の日常生活自立度が改善した者の割合」で約76%、「c. より自立した食事摂取が可能となった者の割合」では約86%、「d. より自立した排泄が可能となった割合」では約85%の支持を得ていた。一方、特養では、アウトカム評価指標を報酬評価の対象にすることについて意向を尋ねた結果、順にa 44.6%、b 40.3%、c 54.1%、d 57.4%が有効であると回答していた。その他、「認知症高齢者の日常生活自立度が改善した者の割合」42.5%、「褥瘡の重症度が改善した者の割合」62.8%、「転倒が発生した件数」20.6%、「身体拘束を行った件数」46.0%であった。

上記2つの調査結果から、①保険者の方がアウトカム評価に対してより積極的な評価であること、②評価される側の特養では、身体機能面の評価に対して意見が分かれていること、③特養側からすれば、アウトカムには転倒のように利用者個人レベルの影響が大きいと考えられるものよりも、褥瘡の重症度のようにケアプロセスの影響をより直接反映する指標を支持していることがうかがえた。

これらの調査には、本研究で作成した11指標がすべて含まれているわけではないが、⑪褥瘡2時点でのなしの割合、⑨排尿・排便維持改善率、⑧食事摂取維持改善率の指標は相対的に立場を超えて受け入れられやすく、①要介護度維持改善率、②寝たきり度維持改善率は立場によって評価が分かれると考えられる。

2) 評価指標としての可能性

以上の検討を踏まえると、①要介護度維持改善率は包括的指標として、⑧食事摂取維持改善率と⑨排尿・排便維持改善率は個別的指標として、活用可能性があると思われた。

⑧食事摂取維持改善率は、要介護4での維持改善率が69.0%と他の指標に比べて低く悪化しやすい特徴があった。このことから、比較的重度（要介護4）において維持・改善または悪化の変化をとらえやすい指標ということが出来る。逆に、⑨排尿・排便維持改善率は、要介護4で

の維持改善率は95.5%と他の指標に比べて高いことから、より軽度者での維持・改善または悪化を反映する指標となるだろう。これらの個別の指標は、改善すべきケアプロセスを見いだしやすいメリットがあるが、ケアの質の一部を捉える指標に留まる。一方、より包括的な指標である要介護維持改善率は、特に評価される側の特養関係者からみた内容的妥当性への評価は分かれるが、他の個別的な指標群とも相関が高かったことから、包括的指標としての活用可能性については引き続き検討する価値があると思われた。

他方、⑪褥瘡2時点での割合は内容的妥当性が高いものの、本研究からは指標として使用するためにはいくつかの留意点があることが示された。具体的には、他の指標に比べて施設間差が小さいこと、分析対象を限定する（例えば要介護4）ことで妥当性は高まるが、そうすると対象者数が少なくなり、評価が可能な施設の減少と評価結果のバラツキの拡大という問題が出てくる。そのため、多年度のデータを蓄積しての評価などを検討すべきと思われた。

(4) 指標作成・解釈上の留意点

本研究からは、指標の作成・解釈上の留意点がいくつか明らかになった。

まず、指標を用いた施設間比較をする上で、「分析対象をどうするか」を十分検討すべきである。具体的には、「維持・改善」の割合が高くなる要介護5と利用者数が少ない要支援1-2を分析対象に含めるか否かである。特に、要介護5になると多くの指標で「維持・改善」の割合が高くなっており、例えば要介護5では要介護度維持改善率が100%、歩行維持改善率、移乗維持改善率、移動維持改善率、食事摂取維持改善率、排尿・排便維持改善率でも100%に近い数字だった。これは、臨床上の状態の悪化があっても、要介護度や認定項目ではそれ以上の悪化として把握できず、結果として「維持・改善」の割合が高くなるためである。この場合、要介護5の利用者が多い施設では、結果として維持改善率が高くなることが予想される。一方

で、要介護5の利用者を分析対象から除外すれば、全体の約4分の1を占める要介護5の者へのケアの質を問わないことになる。

次に、2時点目（終点時）に脱落するケースをどうするかである。脱落するケースは死亡または入院が原因と推察され、包括的指標を用いた分析により影響があると思われる。先行研究²⁰⁾では、①2時点継続利用者のみと②2時点目の脱落データを死亡・入院と推定して分析対象に含めた2つのデータセットを用いて分析し、その結果、①では②に比べ要介護度維持改善率が13ポイントほど高かった。また②では「死亡・入院（推定）」が約18%を占め、要介護度が重度な人ほど「死亡・入院（推定）」する傾向にあった。なお、両データセットの分析結果には強い相関（ $r=0.8$ ）がみられた。本研究では脱落したデータが除外されているため、要介護度が重度な利用者が多い施設で、見かけ上、要介護度維持改善率が高くなっている可能性がある。死亡・入院と推定されるデータを分析対象に含めるかどうかについては、様々な解釈があり得る。これらを全身状態の究極的な悪化と捉え質が低いとみなすか、重度の利用者を受け入れている施設または医療が必要な利用者を適切に医療へつなげている施設として捉え質が高いとみなすのかなどである。今後は、死亡や入院のプロセスの質評価などの情報を加えた分析が望まれる。

最後に、どこまで利用者の属性について調整を行うかである。本研究では、年齢のみ調整を行ったが、特に身体機能面の評価になればなるほど、利用者の原因疾患など個人因子の影響があると考えられる。また、先述したように利用者の要介護度が評価結果に影響することが考えられる場合、施設レベルで調整することもひとつの方法であろう。現場に受け入れられるためには、どの程度のリスク調整が適切なのか、引き続き検討事項である。

(5) 要介護認定データの活用上の課題

要介護認定データをケアの質評価に用いる場合、システム運用そのものから見直す必要があ