

Figure 1 Study sample in the analysis.

the higher of the two scores from item 4a, *calculation*, and item 4b, *reverse spelling*, was used for computing the total MMSE score. Thus, in this study, the number of participants for item 4a differed from those of other items because some subjects refused to perform this task ($n = 25$).

We divided the MMSE total score into the following three categories: low (0–23 points), middle (24–27 points), and high (28–30 points), based on a previous protocol (Gussekloo *et al.*, 1997; Xu *et al.*, 2002). Subjects obtaining 0–23 points were considered to possibly have a cognitive impairment (Tombaugh and McIntyre, 1992).

When analyzing the MMSE subscales, all subscale scores were dichotomized as either completely correct or incorrect according to the score in each subscale. This method was based on a previous protocol (Ishizaki *et al.*, 1998). For example, for the *time orientation* subscale (max = 5 points), participants who scored 5 were considered to have responded correctly and were given 1 point. Those who scored 4 or lower were classified as being incorrect and were given 0 point.

Other measurements

Data for baseline characteristics were used as covariates in the analysis to identify independent associations between cognitive performance and mortality, and to describe the characteristics of the study participants. Data for age, gender, education level, chronic disease, sensory deficit, depressive symptoms (Sheehan, *et al.*, 1998), instrumental activities of daily living (IADL, measured according to the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology Index of Competence [Koyano, *et al.*, 1991]), and self-rated health were included. Chronic disease was self-reported by the participants. Chronic disease was defined as experiencing at least one of the following diseases: history of stroke, heart disease, or diabetes mellitus. Sensory deficit was self-reported by the participants and was defined as experiencing at least one of the following: hearing loss or eyesight problems. To assess IADL, participants were asked to judge whether they were independent with respect to the five daily IADL tasks (e.g., using public transportation and preparing meals) (Koyano *et al.*, 1991). Higher scores reflect a

higher level of functioning in IADL. In this study, a cut-off score of 4/5 (meaning that scores of 4 and below were classified as IADL dependent) was used to judge whether participants were dependent with respect to IADL (Ishizaki *et al.*, 2006).

Statistical analysis

We carried out χ^2 tests for categorical variables and analysis of variance for continuous variables to examine differences in baseline characteristics between groups (i.e., survivors *versus* deceased *versus* dropouts). We also carried out χ^2 tests to examine differences in the MMSE subscale scores between the groups. Cox proportional hazards models, controlling for age, gender, education level, chronic disease, sensory deficit, depressive symptoms, and IADL, were used to test the independent relationships between each cognitive performance and all-cause mortality. All statistical procedures were

performed using SPSS 19.0 for Windows.

Results

During the 8-year follow-up, of the 840 adults, 191 (139 men and 52 women) died and 64 (31 men and 33 women) moved to a different region of Japan and were lost to follow-up.

T1 Table 1 shows the characteristics of the members in the follow-up cohort, collected in 2002, including age, gender, education level, chronic disease, sensory deficit, depressive symptoms, IADL, the distribution of MMSE scores, and mean duration of follow-up. Deceased individuals were more likely to be older ($p < 0.001$), men ($p < 0.001$), and have chronic

diseases ($p = 0.012$). They were also more likely to have a lower IADL score ($p < 0.001$), exhibit lower health status ($p = 0.002$), display lower sensory function ($p < 0.001$), and have lower MMSE scores ($p < 0.001$), compared with survivors/dropouts.

Table 2 shows the MMSE subscale scores. Deceased **T2** individuals had lower scores in the seven tasks—*time orientation*, *place orientation*, *calculation*, *reverse spelling*, *delayed recall*, *repeated sentences*, and *copying figures*. Because the number who answered items incorrectly in subscales 6 (*naming objects*) and 9 (*reading and obeying*) was so small, we did not conduct any analysis on those subscales.

Figure 2 shows the Kaplan–Meier survival curves **F2** corresponding to the relationship between global cognition and mortality. The risk of mortality was significantly higher for lower functioning individuals than for higher functioning individuals (log-rank test: $p < 0.001$).

Table 3 shows the independent association between **T3** global cognition and mortality. Following multivariate Cox regression analysis, adjusted for the potential confounders cited earlier, global cognition (hazard ratio [HR] = 1.59, 95% confidence interval [CI] = 1.14 to 2.23 and HR = 2.81, 95% CI = 1.77 to 4.36 for the middle [24–27 points] and lowest [0–23 points] categories, respectively) was significantly and independently associated with mortality.

Table 4 shows the independent associations between **T4** MMSE subscale scores and mortality. Following multivariate Cox regression analysis, adjusted for the potential confounders cited earlier, *time orientation* (HR = 1.56, 95% CI: 1.12 to 2.18), *place orientation* (HR = 1.87, 95% CI: 1.37 to 2.56), *calculation* (HR = 1.81, 95% CI: 1.30 to 2.52), *reverse spelling* (HR = 1.42, 95% CI: 1.06 to 1.90), *delayed recall*

Table 1 Distribution of participants' characteristics at baseline ($N = 840$)

	Survivors ($n = 585$)	Deceased ($n = 191$)	Dropouts ($n = 64$)	p -value ^b
Age, mean \pm SD (years)	75.6 \pm 3.4	77.6 \pm 3.8	76.5 \pm 4.0	<0.001
Gender (women), n (%)	301 (51.5)	52 (27.2)	33 (51.6)	<0.001
Number of years of education, mean \pm SD (years)	10.6 \pm 2.9	10.9 \pm 3.4	10.1 \pm 3.7	0.235
Chronic diseases (present), n (%) ^a	206 (35.2)	86 (45.0)	31 (48.4)	0.012
Instrumental activities of daily living (dependent), n (%)	72 (12.3)	52 (27.2)	9 (14.1)	<0.001
Self-rated health (fair/poor), n (%)	108 (18.5)	58 (30.7)	15 (23.4)	0.002
Sensory deficit, n (%)	62 (10.6)	42 (22.0)	4 (6.3)	<0.001
Depressive symptoms, n (%)	12 (2.1)	7 (3.7)	1 (1.6)	0.404
MMSE, mean \pm SD (scores)	28.3 \pm 2.1	26.9 \pm 3.2	27.9 \pm 2.5	<0.001
Duration of follow-up, mean \pm SD (years) ^c	8.0	4.7 (2.0)	3.8 (2.2)	–

MMSE, Mini Mental State Examination.

^aChronic disease was defined as having at least one of the following diseases: stroke, heart disease, or diabetes mellitus.

^b χ^2 tests for categorical variables and analysis of variance for continuous variables were used to examine differences in baseline characteristics between groups (survivors *versus* deceased *versus* dropouts).

^cAll survivors were followed up for 8 years (i.e., from January 1, 2003 to January 1, 2011).

Table 2 Number of participants who answered incorrectly on each subscales of the MMSE ($N=840$)^a

	Survivors ($n=585$)	Deceased ($n=191$)	Dropouts ($n=64$)	p -value ^b
1. Time orientation, n (%)	81 (13.8)	50 (26.2)	13 (20.3)	<0.001
2. Place orientation, n (%)	103 (17.6)	63 (33.0)	16 (25.0)	<0.001
3. Registration (immediate recall), n (%)	10 (1.7)	7 (3.7)	2 (3.1)	0.256
4a. Calculation, n (%) ^c	330 (57.8)	134 (73.2)	32 (52.5)	<0.001
4b. Reverse spelling, n (%)	205 (35.0)	89 (46.6)	25 (39.1)	0.017
5. Delayed recall, n (%)	257 (43.9)	120 (62.8)	41 (64.1)	<0.001
6. Naming objects, n (%)	3 (0.5)	1 (0.5)	3 (4.7)	–
7. Repeating a sentence, n (%)	40 (6.8)	29 (15.2)	5 (7.8)	0.002
8. Listening and obeying, n (%)	5 (0.9)	5 (2.6)	1 (1.6)	0.174
9. Reading and obeying, n (%)	3 (0.5)	3 (1.6)	1 (1.6)	–
10. Writing sentences, n (%)	32 (5.5)	15 (7.9)	6 (9.4)	0.289
11. Copying figures, n (%)	30 (5.1)	19 (9.9)	6 (9.4)	0.041

MMSE, Mini Mental State Examination.

^aWhen analyzing the MMSE subscales, all MMSE subscale scores were dichotomized as either correct or incorrect, according to the score for each subscale.

^b χ^2 tests were used to examine differences in number (%) of participants who answered MMSE subscale items incorrectly. Because the number who answered items incorrectly in subscales 6 and 9 was so small, we did not conducted any analysis on those subscales.

^cThe number of participants for item 4a (*calculation*) ($n=815$) differed from those for other items because some subjects refused to perform this task ($n=25$).

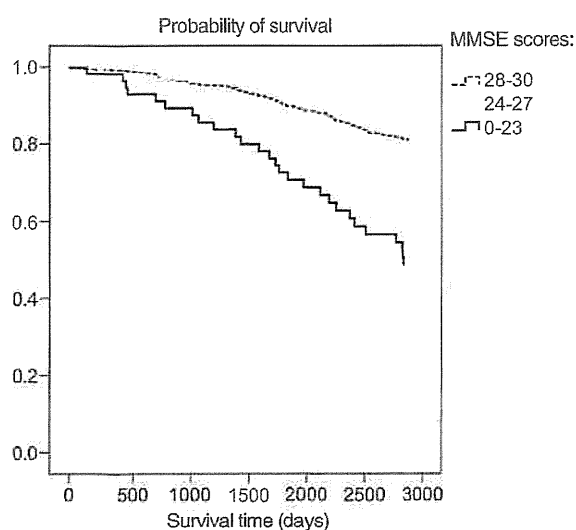


Figure 2 Unadjusted Kaplan-Meier survival curves exploring differences in all-cause mortality between levels of global cognition (measured by Mini Mental State Examination [MMSE]) at baseline over the 8-year follow-up period. Risk of mortality significantly varied according to the level of global cognition (log-rank test: $p < 0.001$). The vertical axis indicates probability of survival. The horizontal axis indicates survival time (days).

(HR = 1.65, 95% CI: 1.22 to 2.25), *repeating a sentence* (HR = 1.53, 95% CI: 1.02 to 2.30), and *copying figures* (HR = 1.95, 95% CI: 1.20 to 3.15) were significantly and independently associated with mortality. Among the subscales, *registration*, *naming objects*, *listening and obeying*, *reading and obeying*, and *writing sentences* were not analyzed because these subscale scores were not associated significantly with mortality in the univariate analyses (Table 3).

To examine whether the relationships between cognitive performance on the MMSE subscales and mortality were affected by cognitive impairment at baseline, we performed the aforementioned analysis excluding possible cases of cognitive impairment based on the MMSE total score. We used a cut-off score of 24, meaning that scores of 23 and below were classified as possible cognitive impairment (Tombaugh and McIntyre 1992) ($n=57$). The results revealed that, after excluding subjects with a score of 23 or below, the association of *place orientation* (HR = 1.57, 95% CI: 1.09 to 2.25), *calculation* (HR = 1.67, 95% CI: 1.18 to 2.35), and *delayed recall* (HR = 1.42, 95% CI: 1.03 to 1.96) with mortality remained significant.

Table 3 Adjusted hazard ratios of all-cause mortality by MMSE total score ($N=840$)^a

MMSE total score	N	Deceased	Hazard ratio (95% confidence interval)	p -value
28–30 (ref.)	588	107	1	
24–27	195	57	1.59 (1.14–2.23)	0.007
0–23	57	27	2.81 (1.79–4.36)	<0.001

MMSE, Mini Mental State Examination.

^aAdjusted for baseline characteristics (including age, gender, education level, chronic disease, sensory deficit, depressive symptoms, and instrumental activities of daily living).

Table 4 Adjusted hazard ratios of all-cause mortality for each subscale of the MMSE^{a,b}

	Total (<i>n</i> = 840)				Individuals with no cognitive impairment (<i>n</i> = 783) ^c			
	<i>N</i>	Deceased	Hazard ratio (95% confidence interval)	<i>p</i> -value	<i>N</i>	Deceased	Hazard ratio (95% confidence interval)	<i>p</i> -value
1. Time orientation								
Correct (ref.)	696	141	1		679	135	1	
Incorrect	144	50	1.56 (1.12–2.18)	0.009	104	29	1.24 (0.82–1.87)	0.303
2. Place orientation								
Correct (ref.)	658	128	1		637	122	1	
Incorrect	182	63	1.87 (1.37–2.56)	<0.001	146	42	1.57 (1.09–2.25)	0.013
4a. Calculation ^d								
Correct (ref.)	319	49	1		314	47	1	
Incorrect	496	134	1.81 (1.30–2.52)	<0.001	456	111	1.67 (1.18–2.35)	0.004
4b. Reverse spelling								
Correct (ref.)	521	102	1		511	96	1	
Incorrect	319	89	1.42 (1.06–1.90)	0.002	272	68	1.34 (0.97–1.87)	0.079
5. Delayed recall								
Correct (ref.)	422	71	1		417	71	1	
Incorrect	418	120	1.65 (1.22–2.25)	<0.001	366	93	1.42 (1.03–1.96)	0.034
7. Repeating a sentence								
Correct (ref.)	766	162	1		733	145	1	
Incorrect	74	29	1.53 (1.02–2.30)	0.037	50	19	1.44 (0.88–2.38)	0.148
11. Copying figures								
Correct (ref.)	785	172	1		742	154	1	
Incorrect	55	19	1.95 (1.20–3.15)	0.007	41	10	1.31 (0.68–2.50)	0.416

MMSE, Mini Mental State Examination.

^aAdjusted for baseline characteristics (including age, gender, education level, chronic disease, sensory deficit, depressive symptoms, and instrumental activities of daily living).

^bAll MMSE subscale scores were dichotomized into either completely correct or incorrect, according to the score in each subscale.

^cIndividuals with possible cognitive impairment (MMSE < 24) were excluded.

^dThe number of participants for the item 4a (*calculation*) differed from those for other items because some subjects refused to perform this task. Total sample analysis, *n* = 815; analysis excludes individuals with cognitive impairment (*n* = 770).

Discussion

In this study, we examined the relationship between cognitive performance and all-cause mortality among community-dwelling older people in Japan. Our findings indicate that global cognitive function (measured using the MMSE) predicts mortality after adjusting for potential confounders, such as age, gender, education level, chronic disease, sensory deficit, depressive symptoms, and IADL. In addition, among the MMSE subscales, *place orientation*, *calculation*, and *delayed recall* were significantly and independently associated with mortality. Our study suggests that older individuals with lower levels of cognitive function are more likely to have shorter lives, based on the 8-year follow-up, compared with those with higher cognitive functioning.

Our findings are similar to the results of previous studies showing a relationship between global cognition (measured using the MMSE) and mortality among community-dwelling older adults (Kelman *et al.*, 1994; Bruce *et al.*, 1995; Gussekloo *et al.*, 1997; Fredman *et al.*, 1999; Korten *et al.*, 1999; Andersen *et al.*, 2002; Nguyen *et al.*, 2003). The findings of these studies and

our present report suggest that global cognition is a predictor of mortality among community-dwelling older adults. In addition, the association between global cognition and mortality was significant not only in individuals with possible cognitive impairment (i.e., MMSE total score of 0–23 points) but also in individuals exhibiting a mild deficit in global cognition (i.e., MMSE score of 24–27 points), which is consistent with the previous study (Gussekloo *et al.*, 1997). Previous studies indicate that individuals with cognitive impairment are more likely to have shorter lives, compared with those who are not cognitively impaired (Dewey and Saz, 2001). Our study also confirmed that older individuals who exhibit a mild deficit in global cognition are more likely to have a shorter lifespan, compared with those who are cognitively intact.

We speculate that there are four possible reasons why individuals who exhibited a mild deficit in global cognition (i.e., MMSE score of 24–27 points) were more likely to have shorter lives in this study. The first possible reason is the presence of potential cases of dementia. We divided participants into two groups, using a cut-off score of 24 in the MMSE, and regarded

those who had 23 points or lower as having a possible cognitive impairment. A meta-analytic study for the accuracy of the MMSE for the detection of dementia (Mitchell, 2009) reported that the sensitivity and specificity were 79.8% and 81.3% in memory clinic settings, respectively, and that the sensitivity and specificity were 85.1% and 85.5% in non-clinical community settings, respectively. This indicates that the MMSE alone has modest accuracy for dementia diagnosis. As dementia diagnosis was not conducted by a specialist in our study, we cannot exclude the possibility that potential cases of dementia, who generally have poor survival rates (Dewey and Saz, 2001), may have been accidentally included in the group exhibiting a mild deficit in global cognition.

The second possible reason is that individuals who exhibit a mild deficit in global cognition may represent individuals with *mild cognitive impairment* (MCI) (Petersen *et al.*, 2001). Because individuals with MCI are prone to develop dementia (Kluger *et al.*, 1999), they may also be more likely to have a shorter lifespan. In addition, recent studies have demonstrated that individuals with MCI *per se* are more likely to have a shorter lifespan (Guehne *et al.*, 2006).

The third possible reason is physical health status. Cognitive performance among older adults is prone to be affected by physical health status (Tombaugh and McIntyre, 1992), such as functional disability, hearing loss, and chronic disease, which are all closely related to mortality (Korten *et al.*, 1999; Ostbye *et al.*, 1999; Kattainen *et al.*, 2004; Spiers *et al.*, 2005; Takata *et al.*, 2007; Lee *et al.*, 2008). Thus, individuals who exhibited a mild deficit in global cognition (MMSE scores of 24–27) may be likely to have poor physical health, and consequently, they may be more likely to have shorter lives as well. However, because we conducted a multivariate analysis, adjusted for such confounders (including, IADL, sensory function, and chronic disease), to examine the independent associations between cognition and mortality, this possibility is unlikely.

The fourth possible reason may be related to *health literacy*. Individuals who exhibit a mild deficit in global cognition may be less likely in their everyday life to seek appropriate medical care and health information to promote and maintain good health. Thus, they may tend to have a shorter lifespan, especially among older adults. Recent public health studies have focused on health literacy, which are skills that determine the motivation and ability of individuals to gain access to, understand, and use health information (Nutbeam, 1998). Health literacy was reportedly positively associated with cognitive function among older adults (McDougall *et al.*, 2012). In addition, older adults who have low

cognitive function were less likely to take part in health surveys (Launer *et al.*, 1994) and checkups (Yoshida *et al.*, 2008) conducted in the community, suggesting that they are less likely to be motivated to keep fit. Therefore, it is possible that because of poor health literacy, individuals who exhibit a mild deficit in global cognition may be more likely to have a shorter lifespan.

The MMSE subscale scores including *time orientation*, *place orientation*, *calculation*, *reverse spelling*, *delayed recall*, *repeating a sentence*, and *copying figures* were significantly and independently associated with mortality, suggesting that these subscales individually can predict early death among older adults. The associations of the MMSE subscales *place orientation*, *calculation*, and *delayed recall* with mortality remained statistically significant after excluding subjects with possible cognitive impairment, defined by a cut-off MMSE score of 23 (Tombaugh and McIntyre, 1992). This finding suggests that these items predict mortality independently of cognitive impairment. In contrast, the associations of the subscales *time orientation*, *reverse spelling*, *repeating a sentence*, and *copying figures* with mortality diminished when subjects who had possible cognitive impairment were excluded from the analyses. These findings suggest that the associations between these four tasks and mortality are significantly affected by cognitive impairment. That is, performance in the four tasks may predict mortality among older adults, but apparently, only in combination with cognitive impairment. As mentioned earlier, because we did not conduct dementia diagnosis at baseline in this study, we cannot completely exclude the influence of possible cases of dementia. Therefore, our preceding interpretations need to be further investigated.

The generalization of our findings may also be limited for two reasons: First, the representativeness of the sample in this study may have been restricted. The participation rate at baseline was relatively low (43.2% participation) because we acquired the data by administering mass health checkups. Therefore, participants in our study may differ in health characteristics from non-participants because of self-selection bias (Iwasa *et al.*, 2007). Second, the relationship between cognitive performance on the MMSE items and mortality found in this study might differ from those in Western countries. Although the validity of the Japanese version of the MMSE has already been confirmed and its mean scores are remarkably similar to those of the Westerners (Ishizaki, *et al.*, 1998), a recent study pointed out differences in performance on subscales of the MMSE between Japanese and a US cohort

(Dodge *et al.*, 2009). We therefore should attend to these previous findings when considering the generalizability of our findings.

Conclusions

In this study, we examined the relationship between cognitive performance and all-cause mortality among community-dwelling older individuals in Japan. Our findings indicated that global cognition (assessed using the MMSE) predicted mortality after adjusting for potential confounders. Among the MMSE subscales, *place orientation*, *calculation*, and *delayed recall* were significantly and independently associated with mortality. Given that the MMSE is relatively easy to administer, it could be of value during annual health checkups and in primary care settings to detect risk of early death in the community older population. Our results may thus help to facilitate the development of longevity-promoting strategies, and they underscore the importance of early detection and treatment of cognitive decline in older adults. Future research using a longer continuous follow-up survey would be of value to elucidate the relationship between cognition and mortality more clearly, with accompanying data regarding cause of death and professional diagnosis of possible dementia.

Conflicts of interest

None declared.

Author contributions

HI engaged in study conceptualization, data collection, data analysis, and interpretation of results, in addition to writing and editing the manuscript. YY, TS, HK, and HY contributed to data collection, interpretation of results, and discussions on the manuscript. IK contributed to interpretation of results and discussions on the manuscript.

Key points

- This study found the longitudinal relationship between global cognition (measured by the MMSE) and all-cause mortality among community older adults.
- Among the MMSE subscales, *place orientation*, *calculation*, and *delayed recall* were also associated with mortality.

Acknowledgements

We would like to thank the municipalities and the staff who participated in the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology Longitudinal Interdisciplinary Study on Aging. This study was supported in part by the Grants-in-Aid for Young Scientists (B) from the Japan Society for the Promotion of Science (nos. 19790438 and 23790683).

References

- Andersen K, Nybo H, Gaist D, *et al.* 2002. Cognitive impairment and mortality among nonagenarians: the Danish 1905 cohort survey. *Dement Geriatr Cogn Disord* 13: 156-163.
- Bruce ML, Hoff RA, Jacobs SC, Leaf PJ. 1995. The effects of cognitive impairment on 9-year mortality in a community sample. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 50: P289-P296.
- Dewey ME, Saz P. 2001. Dementia, cognitive impairment and mortality in persons aged 65 and over living in the community: a systematic review of the literature. *Int J Geriatr Psychiatry* 16: 751-761.
- Dodge HH, Meguro K, Ishii H, *et al.* 2009. Cross-cultural comparisons of the Mini-mental State Examination between Japanese and U.S. cohorts. *Int Psychogeriatr* 21:113-122.
- Folstein MF, Folstein SE, McHugh PR. 1975. "Mini-mental state". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *J Psychiatr Res* 12: 189-198.
- Fredman L, Magaziner J, Hebel JR, Hawkes W, Zimmerman SI. 1999. Depressive symptoms and 6-year mortality among elderly community-dwelling women. *Epidemiology* 10: 54-59.
- Guehne U, Angermeyer MC, Riedel-Heller S. 2006. Is mortality increased in mildly cognitively impaired individuals? A systematic literature review. *Dement Geriatr Cogn Disord* 21: 403-410.
- Gussekloo J, Westendorp RG, Remarque EJ, *et al.* 1997. Impact of mild cognitive impairment on survival in very elderly people: cohort study. *BMJ* 315: 1053-1054.
- Holtzman PA, Poon LW, Noble CA, Martin P. 1995. Mini-Mental State Exam status of community-dwelling cognitively intact centenarians. *Int Psychogeriatr* 7: 417-427.
- Inagaki H, Gondo Y, Hirose N, *et al.* 2009. Cognitive function in Japanese centenarians according to the Mini-Mental State Examination. *Dement Geriatr Cogn Disord* 28: 6-12.
- Ishizaki J, Meguro K, Ambo H, *et al.* 1998. A normative, community-based study of Mini-Mental State in elderly adults: the effect of age and educational level. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 53: P359-P363.
- Ishizaki T, Yoshida H, Suzuki T, *et al.* 2006. Effects of cognitive function on functional decline among community-dwelling non-disabled older Japanese. *Arch Gerontol Geriatr* 42: 47-58.
- Iwasa H, Yoshida H, Kim H, *et al.* 2007. A mortality comparison of participants and non-participants in a comprehensive health examination among elderly people living in an urban Japanese community. *Aging Clin Exp Res* 19: 240-245.
- Johnson JK, Lui LY, Yaffe K. 2007. Executive function, more than global cognition, predicts functional decline and mortality in elderly women. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 62: 1134-1141.
- Kattainen A, Reunanen A, Koskinen S, *et al.* 2004. Disability predicted mortality in men but not women with coronary heart disease. *J Clin Epidemiol* 57: 513-521.
- Kelman HR, Thomas C, Kennedy GJ, Cheng J. 1994. Cognitive impairment and mortality in older community residents. *Am J Public Health* 84: 1255-1260.
- Kluger A, Ferris SH, Golomb J, Mittelman MS, Reisberg B. 1999. Neuropsychological prediction of decline to dementia in nondemented elderly. *J Geriatr Psychiatry Neurol* 12: 168-179.
- Korten AE, Jorm AF, Jiao Z, *et al.* 1999. Health, cognitive, and psychosocial factors as predictors of mortality in an elderly community sample. *J Epidemiol Community Health* 53: 83-88.
- Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, Suyama Y. 1991. Measurement of competence: reliability and validity of the TMIG Index of Competence. *Arch Gerontol Geriatr* 13: 103-116.
- Launer LJ, Wind AW, Deeg DJ. 1994. Nonresponse pattern and bias in a community-based cross-sectional study of cognitive functioning among the elderly. *Am J Epidemiol* 139: 803-812.
- Lavery LL, Dodge HH, Snitz B, Ganguli M. 2009. Cognitive decline and mortality in a community-based cohort: the Monongahela Valley Independent Elders Survey. *J Am Geriatr Soc* 57: 94-100.

Cognition and mortality among community older adults

- Lee SJ, Go AS, Lindquist K, Bertenthal D, Covinsky KE. 2008. Chronic conditions and mortality among the oldest old. *Am J Public Health* 98: 1209-1214.
- McDougall GJ, Jr., Mackert M, Becker H. 2012. Memory performance, health literacy, and instrumental activities of daily living of community residing older adults. *Nurs Res* 61: 70-75.
- Mitchell AJ. 2009. A meta-analysis of the accuracy of the mini-mental state examination in the detection of dementia and mild cognitive impairment. *J Psychiatr Res* 43: 411-431.
- Nguyen HT, Black SA, Ray LA, Espino DV, Markides KS. 2003. Cognitive impairment and mortality in older Mexican Americans. *J Am Geriatr Soc* 51: 178-183.
- Nutbeam D. 1998. Health promotion glossary. *Health Promot Int* 13: 349-364.
- Ostbye T, Steenhuis R, Wolfson C, Walton R, Hill G. 1999. Predictors of five-year mortality in older Canadians: the Canadian Study of Health and Aging. *J Am Geriatr Soc* 47: 1249-1254.
- Petersen RC, Doody R, Kurz A, et al. 2001. Current concepts in mild cognitive impairment. *Arch Neurol* 58: 1985-1992.
- Portin R, Muuriaisniemi ML, Joukamaa M, et al. 2001. Cognitive impairment and the 10-year survival probability of a normal 62-year-old population. *Scand J Psychol* 42: 359-366.
- Rosano C, Newman AB, Katz R, Hirsch CH, Kuller LH. 2008. Association between lower digit symbol substitution test score and slower gait and greater risk of mortality and of developing incident disability in well-functioning older adults. *J Am Geriatr Soc* 56: 1618-1625.
- Sheehan DV, Lecrubier Y, Sheehan KH, et al. 1998. The Mini-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I.): the development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. *J Clin Psychiatry* 59(Suppl 20): 22-33.
- Small BJ, Backman L. 1997. Cognitive correlates of mortality: evidence from a population-based sample of very old adults. *Psychol Aging* 12: 309-313.
- Srnits CH, Deeg DJ, Kriegsman DM, Schmand B. 1999. Cognitive functioning and health as determinants of mortality in an older population. *Am J Epidemiol* 150: 978-986.
- Spiers NA, Matthews RJ, Jagger C, et al. 2005. Diseases and impairments as risk factors for onset of disability in the older population in England and Wales: findings from the Medical Research Council Cognitive Function and Ageing Study. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 60: 248-254.
- Suzuki T, Kwon J, Kim H, et al. 2008. Low serum 25-hydroxyvitamin D levels associated with falls among Japanese community-dwelling elderly. *J Bone Miner Res* 23: 1309-1317.
- Takata Y, Ansai T, Akifusa S, et al. 2007. High-level functional capacity and 4-year mortality in an 80-year-old population. *Gerontology* 53: 46-51.
- Tombaugh TN, McIntyre NJ. 1992. The mini-mental state examination: a comprehensive review. *J Am Geriatr Soc* 40: 922-935.
- Villarejo A, Bermejo-Pareja F, Trincado R, et al. 2011. Memory impairment in a simple recall task increases mortality at 10 years in non-demented elderly. *Int J Geriatr Psychiatry* 26: 182-187.
- Yoshida Y, Iwasa H, Kwon J, et al. 2008. Characteristics of non-participants in comprehensive health examinations ("Otasha-kenshin") among an urban community dwelling elderly: basic research for prevention of the geriatric syndrome and a bed-ridden state. *Nihon Koshu Eisei Zasshi* 55: 221-227. (In Japanese)
- Xu G, Meyer JS, Thornby J, Chowdhury M, Quach M. 2002. Screening for mild cognitive impairment (MCI) utilizing combined mini-mental-cognitive capacity examinations for identifying dementia prodromes. *Int J Geriatr Psychiatry* 17: 1027-1033.

【研究報告】

シート式圧力センサーを用いて計測した歩容左右差による年齢の推定

須藤 元喜*1・山城由華吏*1・上野加奈子*1・金 憲経*2

ESTIMATION OF AGE FROM THE DIFFERENCE BETWEEN LEFT AND RIGHT WALKING PARAMETERS MEASURED BY A WALK ANALYSIS SYSTEM WITH PLATE SENSORS.

Motoki SUDO, Yukari YAMASHIRO, Kanako UENO, Hunkyung KIM

Abstract

We analyzed walking parameters using by a walk analysis system with plate sensors. The subjects included healthy women from age 21 to 88, who were able to walk without assistance. The results of correlation analysis between age and walk showed that with advancing age, walk ratio was reduced, step length decreased, the difference between left and right walking angle, and stance phase increased. A multivariate analysis was performed for each walking parameter as the objective variable, and age as the explanatory variable. As a result, walk ratio, and the difference between left and right walking angle were significant explanatory variables. Description of the regression rate was 38%.

キーワード: 歩容変数, 左右差, 年齢, 圧力センサー

Key words: walking parameter, laterality, age, plate sensor

緒 言

ヒトは二足歩行を獲得したことにより、前肢を利用した多様な生活を送ることが可能となった。二足歩行の開始は約600~700万年前にさかのぼる¹⁾。人類が二足歩行を獲得したことで、高いところにある果実を摂食し²⁾、家族に手で食料を選び³⁾、繁殖適応度が高まり⁴⁾、日光への暴露面積を小さくし⁵⁾、日中の活動時間を長くし⁶⁾、捕食者を威嚇する⁷⁾など多くの利点が得られた。個体発生としては、出生後1歳3ヶ月頃から幼児型歩行が始まり、3歳頃に成人型歩行に発達し、歩容の成熟に合わせて生活も多様化していく⁸⁾。

一旦成熟した多くの歩行機能は、加齢に伴い低下することが古くから報告されてきた⁹⁾。歩行速度は、歩幅と歩調の低下に伴い¹⁰⁾50歳から徐々に低下し、62歳頃からは急激に低下すると言われている¹¹⁾。また、加齢に伴い歩幅の低下¹²⁾、歩隔の増加¹³⁾、1歩行周期中の立脚期割合、両脚支持期割合も増加し¹⁴⁾15)、足関節¹⁶⁾、膝関節¹⁵⁾、股関節¹⁷⁾の可動域が狭まり、各関節モーメントは低下する¹²⁾。

加齢に関する歩行研究は、予防医学的に広く用いられている。高齢者の疫学研究において、歩行速度の遅い高齢者は、脳血管系疾患リスク¹⁸⁾やADL低下リスク¹⁹⁾が増加することが知られており、スクリーニングや、介入の効果検証に歩行速度の評価は重要視されている。

しかし、今まで測定が困難であった左右脚の機能差や左右差の加齢変化については報告が少なく、実用に至っていない。歩幅、立脚時間、遊脚時間の歩容変数は左右対称性が高いという報告²⁰⁾や、右脚は推進脚、左脚は支持脚として左右脚には機能差があるとする報告²¹⁾もあるが、被験者の負担が大きいモーションキャプチャを使用して左右差を検出していたため、例数も少なく検証が必要である。

そこで本報告では、計測による心理、身体ストレスが少なく、時間的及び空間的変数を左右別に取得できるシート式圧力センサー²²⁾を用いて、第一に左右差を含めた歩容変数と年齢の相関性を検討し、第二に左右差を含めた代表的な歩容変数から年齢を推定する式を作成した。

*1花王株式会社東京研究所
Tokyo Research Laboratories, Kao Corporation

*2東京都健康長寿医療センター
Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology

方 法

<全体プロトコール>

歩容測定会の試験内容は事前に花王株式会社および東京都健康長寿医療研究センターの倫理委員会の承認を得た。試験参加に同意した東京近郊に在住の21歳から88歳までの独立歩行が可能な成人女性353名の自由歩行を圧力シートにより解析し、年齢と歩容変数の相関性を検証した。被験者の平均身長±標準偏差は149.5±7.1cm、平均体重±標準偏差は49.2±8.3kgであった。また、足圧による歩容変数を計測するため、著しい足部・足趾変形を有する方は対象者から除外した。

<歩容測定>

10mの歩行路の中央2.4mにシート式圧力センサー型の歩行計測器（ウォーク way：アニマ社製）を設置した。服装はコートやスカートなど歩行を制限する服装は避け、普段使用している服装を着用し、シューズを脱いだ靴下のみの測定条件とした。歩き方は、「いつもどおりに歩いてください」と指示し、自由歩行を測定した。歩容計測回数は、測定場の背景が与える対称性と、歩行の再現性を考慮し、4回計測した。1回の計測で検出されたシート内の歩を全て解析し、4回計測した平均値を代表値として解析した。

<歩容解析>

歩容解析は、幅60cm x 長さ240cmのシートに1cm²間隔に配置された14400個の圧センサーの時系列データから抽出した踵の点を基準点として、時間変数（図1）、空間変数（図2、3）を計算した²²⁾。表1に歩容変数とした42項目を示した。歩幅と歩隔は身長で除し、立脚期、遊脚期、両脚支持期は1歩行周期で除した相対変数を用いて詳細を解析した。空間変数は後方の足で左右を決定した（図2、3）。表1の時間左右差と空間左右差は、左右歩容変数の差の絶対値とした。

<統計処理>

各項目について年齢との相関係数を求め、有意検定を実施した。左右差は対応のないt検定を実施した。歩容変数と年齢の散布図を作成し、2次曲線で近似し、近似式とR²値を算出した。歩容指標で年齢を説明する式を作成するため、本試験の歩容指標と年齢相関分布図の結果から、各指標で加齢が顕著であった指標を選出した。歩容変数による年齢の推定には、年齢を目的変数、歩行比、相対歩幅、歩行角度差、相対立脚期を独立変数とし、多変量解析の重回帰分析を用いた。全ての解析は有意水準を5%とし、解析にはSPSS ver20.0を用いた。

結 果

1人の被験者に対して1回の測定で解析した歩数は平均が4.26回、標準偏差が0.82、最小歩数は3歩、最大歩数は7歩であった。42項目の歩容変数と身長、体重を加えた44項目の左右差および年齢相関結果を、表2に示した。左右差については、右相対両脚支持期が左に比べて有意に長く、右つま先角度は左に比べて有意に外側を向いていた。

最も年齢と相関の強い項目は相関係数-0.603の身長

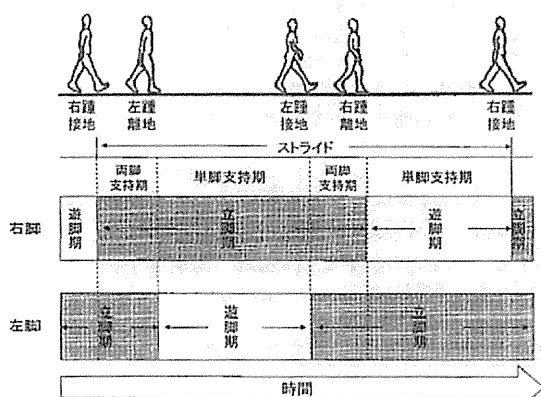


図1 歩容の時間因子（文献21より 引用一部改変）

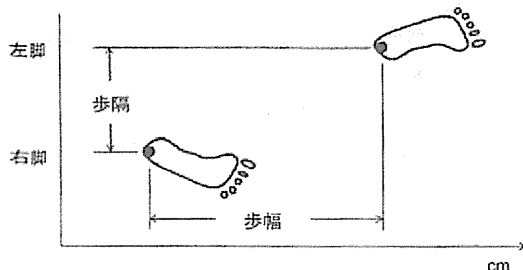


図2 歩容の空間因子における右_歩幅と右_歩隔（文献21より 引用一部改変）

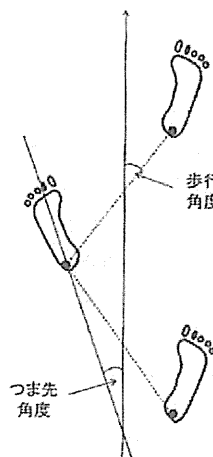


図3 歩容の空間因子における左_歩行角度と左_つま先角度（文献21より 引用一部改変）

須藤 元喜 他：シート式圧力センサーを用いて計測した歩容左右差による年齢の推定

表1 歩容解析した42項目と説明

分類	項目	説明
総合	スピード (km/h)	10m通常歩行中の中心2m区間の移動スピード
	ケーダンス (歩/分)	1分間の歩数
	歩行比 (m/cpm)	歩幅をケーダンスで除した値。歩行効率を示す
時間	左_歩行周期 (sec)	左足が着床してからもう1度着床するまでの時間
	右_歩行周期 (sec)	右足が着床してからもう1度着床するまでの時間
	左_立脚期 (sec)	左足が着床してから離床するまでの時間
	右_立脚期 (sec)	右足が着床してから離床するまでの時間
	左_遊脚期 (sec)	左足が離床してから着床するまでの時間
	右_遊脚期 (sec)	右足が離床してから着床するまでの時間
	左_両脚支持期 (sec)	左足が着床している後半で、右足も着床している時間
	右_両脚支持期 (sec)	右足が着床している後半で、左足も着床している時間
	左_相対立脚期 (%)	左_歩行周期に対する左_立脚期の割合
	右_相対立脚期 (%)	右_歩行周期に対する右_立脚期の割合
	左_相対遊脚期 (%)	左_歩行周期に対する左_遊脚期の割合
	右_相対遊脚期 (%)	右_歩行周期に対する右_遊脚期の割合
	左_相対両脚支持期 (%)	左_歩行周期に対する左_両脚支持期の割合
	右_相対両脚支持期 (%)	右_歩行周期に対する右_両脚支持期の割合
空間	左_ストライド (cm)	左足が着床してからもう1度着床するまでの進行方向距離
	右_ストライド (cm)	右足が着床してからもう1度着床するまでの進行方向距離
	左_歩幅 (cm)	左足が着床してから右足が着床するまでの進行方向距離
	右_歩幅 (cm)	右足が着床してから左足が着床するまでの進行方向距離
	左_歩隔 (cm)	左足が着床してから右足が着床するまでの側方方向距離
	右_歩隔 (cm)	右足が着床してから左足が着床するまでの側方方向距離
	左_歩行角度 (°)	左足が着床してから右足が着床するまでの直線と進行方向の角度
	右_歩行角度 (°)	右足が着床してから左足が着床するまでの直線と進行方向の角度
	左_つま先角 (°)	左足の傾きと進行方向の角度、内側がマイナス、外側がプラス
	右_つま先角 (°)	右足の傾きと進行方向の角度、内側がマイナス、外側がプラス
	左_相対ストライド (%)	左_ストライドを身長で標準化したもの
	右_相対ストライド (%)	右_ストライドを身長で標準化したもの
	左_相対歩幅 (%)	左_歩幅を身長で標準化したもの
	右_相対歩幅 (%)	右_歩幅を身長で標準化したもの
時間左右差	左_相対歩隔 (%)	左_歩隔を身長で標準化したもの
	右_相対歩隔 (%)	右_歩隔を身長で標準化したもの
	歩行周期差 (sec)	左_歩行周期と右_歩行周期の差
	立脚期差 (%)	左_立脚期と右_立脚期の差を1歩行周期で標準化したもの
	遊脚期差 (%)	左_遊脚期と右_遊脚期の差を1歩行周期で標準化したもの
	両脚支持期差 (%)	左_両脚支持期と右_両脚支持期の差を1歩行周期で標準化したもの
空間左右差	ストライド差 (%)	左_ストライドと右_ストライドの差を身長で標準化したもの
	歩幅差 (%)	左_歩幅と右_歩幅の差を身長で標準化したもの
	歩隔差 (%)	左_歩隔と右_歩隔の差を身長で標準化したもの
	歩行角度差 (°)	左_歩行角度と右_歩行角度の差
	つま先角度差 (°)	左_つま先角度と右_つま先角度の差

および歩行比であり、次いで相関係数-0.546の左_歩幅であった。44項目中36項目は年齢と有意に相関し、左右立脚期、左右歩隔、左つま先角度、立脚期差、遊脚期差、両脚支持期差の8項目は有意な相関が認められなかった。以降左右差の認められた両脚支持期とつま先角度以外の歩容変数は左右平均値を用いて解析した。

初めに身体情報を示した。身長は加齢に伴い低下を示し(図4A)、体重は50代にピークを持つ一時的な増加を認めたが、60代以降では減少した(図4B)。

次に、年齢と相関係数の高かった総合指標である歩行比と、歩行比の構成要素である平均歩幅とケーデン

スを示した(図5)。歩行比は、加齢に伴い低下を示した(図5A)。平均歩幅は、40代にピークを持つ一時的な伸張を認めたが、50代以降は短縮した(図5B)。ケーダンスは加齢とともに増加を示した(図5C)。

空間指標の結果を示した。平均相対歩幅、平均相対歩隔および平均歩行角度と左右つま先角度の年齢の相関分布図を示した(図6)。平均相対歩幅は年齢があがるにつれて短縮を示し(図6A)、相対歩隔は50代にピークを持つ一時的な短縮を認めたが、その後は拡大した(図6B)。歩行角度は60代以降で拡大した(図6C)。また、つま先角度は右が左より外向きである傾向は確認されたが、顕著な加齢変化は認められな

表2 歩容の左右差と年齢相関

項目	平均±標準偏差	左右差 (p)	年齢相関 (r,p)	
身長 (cm)	149.5 ± 7.1		-0.603	<0.001 ***
体重 (kg)	49.2 ± 8.3		-0.165	0.002 **
スピード (km/h)	4.10 ± 0.81		-0.418	<0.001 ***
ケーデンス (歩/分)	122 ± 11.0		0.194	<0.001 ***
歩行比 (m/cpm)	0.0046 ± 0.0008		-0.603	<0.001 ***
左_歩行周期 (sec)	0.991 ± 0.097	0.894 n.s.	-0.204	<0.001 ***
右_歩行周期 (sec)	0.992 ± 0.101		-0.217	<0.001 ***
左_立脚期 (sec)	0.60 ± 0.07	0.772 n.s.	-0.090	0.093 n.s.
右_立脚期 (sec)	0.60 ± 0.07		-0.061	0.255 n.s.
左_遊脚期 (sec)	0.39 ± 0.04	0.406 n.s.	-0.360	<0.001 ***
右_遊脚期 (sec)	0.39 ± 0.04		-0.381	<0.001 ***
左_両脚支持期 (sec)	0.11 ± 0.03	0.127 n.s.	0.150	0.005 **
右_両脚支持期 (sec)	0.11 ± 0.02		0.184	<0.001 ***
左_相対立脚期 (%)	60.7 ± 2.2	0.431 n.s.	0.276	<0.001 ***
右_相対立脚期 (%)	60.8 ± 2.3		0.398	<0.001 ***
左_相対遊脚期 (%)	39.3 ± 2.2	0.064 n.s.	-0.276	<0.001 ***
右_相対遊脚期 (%)	39.0 ± 2.2		-0.321	<0.001 ***
左_相対両脚支持期 (%)	10.7 ± 1.9	0.040	0.316	<0.001 ***
右_相対両脚支持期 (%)	10.9 ± 1.9		0.376	<0.001 ***
左_ストライド (cm)	110.4 ± 18.4	0.763 n.s.	-0.531	<0.001 ***
右_ストライド (cm)	110.8 ± 18.5		-0.521	<0.001 ***
左_歩幅 (cm)	55.7 ± 9.2	0.567 n.s.	-0.546	<0.001 ***
右_歩幅 (cm)	55.3 ± 9.6		-0.518	<0.001 ***
左_歩隔 (cm)	8.0 ± 2.8	0.648 n.s.	0.096	0.072 n.s.
右_歩隔 (cm)	7.9 ± 2.7		0.099	0.062 n.s.
左_歩高角度 (°)	8.5 ± 3.7	0.908 n.s.	0.286	<0.001 ***
右_歩高角度 (°)	8.6 ± 3.9		0.281	<0.001 ***
左_つま先角度 (°)	0.8 ± 5.4	<0.001 ***	0.094	0.079 n.s.
右_つま先角度 (°)	6.8 ± 6.6		0.157	0.003 **
左相対ストライド (%)	73.7 ± 10.8	0.736 n.s.	-0.398	<0.001 ***
右相対ストライド (%)	74.0 ± 10.9		-0.388	<0.001 ***
左相対歩幅 (%)	37.2 ± 5.4	0.516 n.s.	-0.416	<0.001 ***
右相対歩幅 (%)	36.9 ± 5.7		-0.389	<0.001 ***
左相対歩隔 (%)	5.4 ± 2.0	0.668 n.s.	0.169	0.001 **
右相対歩隔 (%)	5.3 ± 1.9		0.177	<0.001 ***
歩行周期差 (sec)	0.015 ± 0.25		-0.224	<0.001 ***
立脚期差 (%)	1.44 ± 1.8		-0.007	0.889 n.s.
遊脚期差 (%)	1.44 ± 1.68		0.081	0.131 n.s.
両脚支持期差 (%)	1.00 ± 0.85		0.094	0.078 n.s.
ストライド差 (%)	1.63 ± 2.01		-0.249	<0.001 ***
歩幅差 (%)	1.45 ± 1.29		0.130	0.015 *
歩隔差 (%)	0.90 ± 0.77		0.202	<0.001 ***
歩行角度差 (°)	1.50 ± 1.34		0.247	<0.001 ***
つま先角度差 (°)	4.59 ± 5.08		0.124	0.019 *

値は女性353名の平均値±標準偏差

左右差検定: 対応のないt検定 * p<0.05, *** p<0.001, n.s. not significant

年齢相関: 相関係数rと有意検定 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001, n.s. not significant

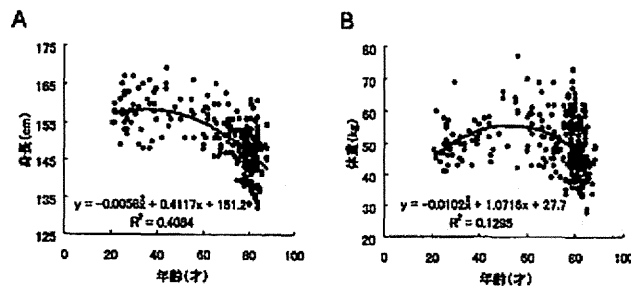


図4 身長、体重と年齢の分布
A: 身長と年齢分布 B: 体重と年齢分布
Y: 2次曲線近似式、R²: 重相関係数

須藤 元喜 他：シート式圧力センサーを用いて計測した歩容左右差による年齢の推定

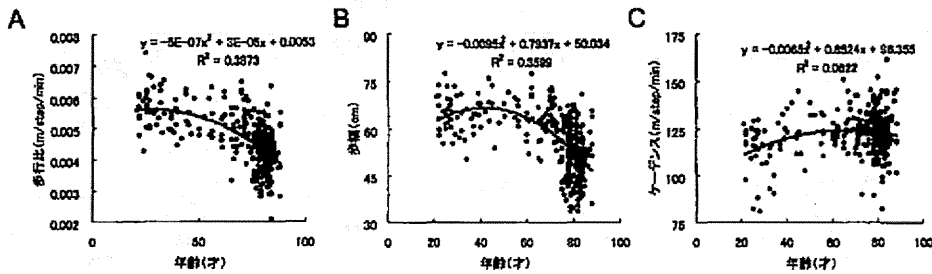


図5 歩行比、平均歩幅、ケージンスと年齢の分布
 A：歩行比と年齢分布 B：平均歩幅と年齢分布 C：ケージンスと年齢分布
 Y：2次曲線近似式、R²：重相関係数

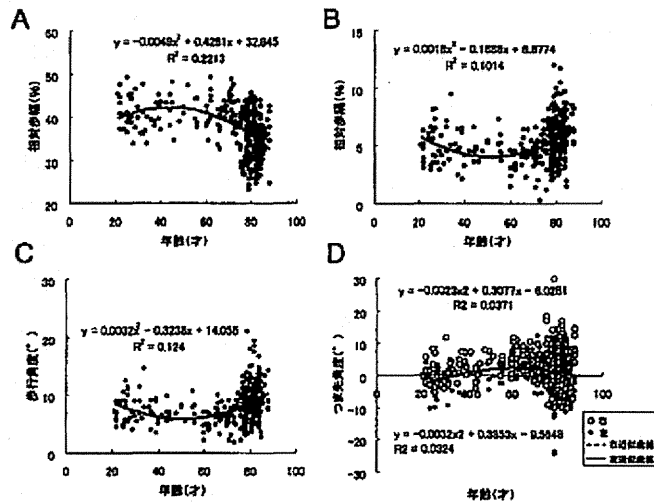


図6 平均相対歩幅、平均相対歩隔、平均歩行角度、左右つま先角度と年齢の分布
 A：平均相対歩幅と年齢分布 B：平均相対歩隔と年齢分布 C：平均歩行角度と年齢分布
 D：左右つま先角度と年齢分布左 (●)、右 (○)、実線：左近似式 (下)、点線：右近似式 (上)
 Y：2次曲線近似式、R²：重相関係数

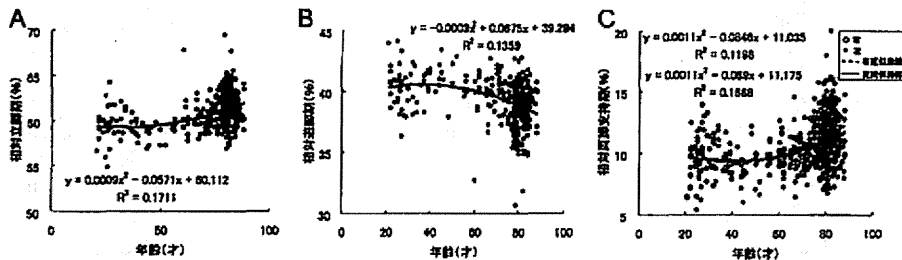


図7 平均相対立脚期、平均相対遊脚期、左右相対両脚支持期と年齢の分布
 A：平均相対立脚期と年齢分布 B：平均相対遊脚期と年齢分布
 C：左右相対両脚支持期と年齢分布左 (●)、右 (○)、実線：左近似式 (上)、点線：右近似式 (上)
 Y：2次曲線近似式、R²：重相関係数

かった (図6D)。

時間指標の結果を示した。平均相対立脚期、平均相対遊脚期、左右相対両脚支持期と年齢の相関分布図を示した (図7)。加齢にともない平均相対立脚期は延長し、平均相対遊脚期は短縮した (図7A、B)。また、左右両脚支持期は加齢にともない延長した。(図7C)。

左右差指標を示した。歩幅差、歩隔差、歩行角度差を図8に示した。歩幅左右差、歩隔左右差および歩行角度左右差は、加齢にともない増加した (図8A、B、C)。総合的な古典的歩行指標であるスピードの相関を

9に示した。スピードは年齢とともに低下を示した (図9)。

歩容指標で年齢を説明する式を作成するため選出された指標は、総合指標から歩行比、空間指標から平均相対歩幅、左右差指標から歩行角度差そして時間指標からは平均相対立脚期であった。これらの歩容指標を目的変数、年齢を説明変数とした重回帰分析を実施した (表3)。歩行比と歩行角度差は有意な説明変数とされ、得られた回帰式の説明率は38% (r=0.618, r²=0.382, 補正 r²=0.375, s.e.=14.2) であった。

表3 多変量解析結果

変数	調整済み係数	標準誤差	t値	P値	下限 95%	上限 95%
歩行比 (m/cpm)	-11674	1731	-6.74	<0.001	-15078	-8270
平均立脚期 (%)	0.990	0.552	1.79	0.0737	-0.0954	2.08
平均歩幅 (%)	0.0448	0.182	0.246	0.806	-0.313	0.403
歩行角度差 (°)	1.41	0.586	2.40	0.0168	0.255	2.56
切片	59.3	38.1	1.56	0.121	-15.7	134

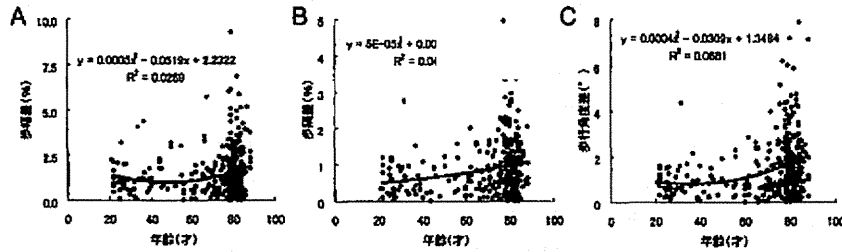


図8 歩幅差、歩隔差、歩行角度差と年齢の分布
 A: 歩幅差と年齢分布 B: 歩隔差と年齢分布 C: 歩行角度差と年齢分布
 Y: 2次曲線近似式、R²: 重相関係数

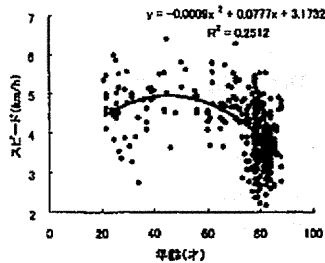


図9 スピードと年齢の相関分布
 Y: 2次曲線近似式、R²: 重相関係数

考 察

被験者の身体特徴の加齢変化は先行研究と一致し、標準的な加齢傾向の見られた集団であることが示された。まず初めに、身長は50代から90代にかけて経年的に低下傾向を示した。50代から90代の先行研究においても、男性は年間0.19cm、女性は年間0.41cmの身長低下が躯間長低下により認められたと報告されている²³⁾。次に、体重は50代にピークを持ちながらそれ以降は低下した。50代以降の体重低下は、高齢者に顕著な低体重、低筋力の特徴とするサルコペニア²⁴⁾や、虚弱²⁵⁾で引き起こされるといわれ、先行研究と一致している。

本試験の歩容変数と年齢の相関解析から、高齢者のスクリーニングにはスピード (r=-0.418) よりも歩行比 (r=-0.603) が有用である可能性が示唆された。サルコペニアや虚弱を代表とする老年症候群の予備群をスクリーニングするため、これまでは多くの試験でスピードに着目してきた²⁶⁾²⁷⁾²⁸⁾。これは、スピードが老化に伴う下肢筋力の低下を原因とする歩幅の減少や体力低下と相関が高かったためである。スピードが歩幅とケータンスの積で算出するのに対して、歩行比は歩

幅とケータンスの除で算出される。本試験結果では加齢による有意な歩幅の短縮 (r=-0.546) とゆるやかなケータンスの増加 (r=0.194) を示したため、スピードに比べ、歩行比のほうが高い加齢相関を示した。歩行比は健康成人では0.006m/step/minとなり、歩行効率を示す指標である²⁹⁾ ことから、高齢者の歩行エネルギー効率の低下現象を的確にとらえたと考えられた。

また、相対両脚支持期は左脚に比べて右脚が長く、つま先角度は左脚に比べて右脚が外側を向くことが本試験で初めて明らかとなった。従来、歩容解析に用いられていたモーションキャプチャシステムは被験者と解析者の負担を減らすため、片側計測が多く行われている³⁰⁾。これは、健康成人においては対称性が高いという報告を根拠としている²⁰⁾。しかし、本試験結果から、健康者においても全ての歩容変数の対称性が高いのではなく、少なくとも両脚支持期とつま先角度には左右機能差が存在することが明らかとなった。相対両脚支持期の延長は、先行研究においてバランス能力の低下を示す¹⁴⁾ ことから、本被験者の集団においては、左脚よりも右脚のバランス能力が低い可能性が示唆された。先行研究によると女性は男性よりも手足ともに右利きが多いとされているが、利き脚と脚力が相関する一方で、利き脚に関わらず右脚に比べて左脚の平行機能が高いと報告され³¹⁾、本試験結果と一致した。また、つま先角度の左右機能差については先行報告がない。右脚のバランス能力の低下を前提とすると、つま先角度を外側に広げることにより、進行方向に対して横方向の安定性を増加させたと考えられるが、確認が必要である。

次いで、歩容の左右差と年齢について着目すると、

須藤 元喜 他：シート式圧力センサーを用いて計測した歩容左右差による年齢の推定

歩行周期差、ストライド差、歩幅差、歩隔差、歩行角度差とつま先角度差の6項目の左右差は加齢による有意な増加が認められた。先行研究において健常成人で対称性が高いとされていた歩幅²⁰⁾などで、本試験においては加齢による有意な左右差増加が確認された。このことは、老化現象である筋力低下に伴う歩幅低下とは別視点で老化指標となりうる可能性を示唆した。

さらに、左右差を含めた複数の項目で年齢を推定することにより、従来のスピードに依存した歩容評価よりも多角的な歩容評価が可能になった。多変量解析の結果から左右差を含む歩容変数を用いた有意な年齢推定式が作成されたためである。この推定式は、歩行効率を示す歩行比、空間変数である歩幅、時間変数である相対立脚期および左右差変数である歩行角度左右差といった質の異なる歩容変数を組み合わせ、多角的に歩容を評価している。その上、これら4つの歩容変数による推定年齢と実際の年齢の相関係数は $r=0.618$ を示し、スピードと年齢の相関係数 $r=-0.418$ を上回ることから、精度の向上も確認された。多角的な歩容の評価と精度の向上は、多様化した高齢者のスクリーニングに適している可能性が考えられ、予防医学的な貢献が期待できる。

【引用文献】

- 1) Brunet M, Guy F, Pilbeam D, Mackaye T, Likius A, Ahounta D, Beauvilain A, Blondel C, Bocherens H, Boisserie R, Bonis L, Coppens Y, Dejax J, Denys C, Düringer P, Eisenmann V, Fanone G, Fronty P, Geraads D, Lehmann T, Lihoreau F, Louchart A, Mahamat A, Merceron G, Mouchelin G, Otero O, Pelaez CP, Ponce De Leon M., Rage JC, Sapanet M, Schuster M, Sudre J, Tassy P, Valentin X, Vignaud P, Viriot L, Zazzo A, Zollikofer C. A new hominid from the Upper Miocene of Chad, central Africa. *Nature*, 418: 145-151, 2002
- 2) Hunt KD. The evolution of human bipedality-ecology and functional-morphology. *J Hum Evol*, 26: 183-202, 1994
- 3) Lovejoy CO. The origin of man. *Science*, 211: 341-350, 1981
- 4) Wheeler PE. The thermoregulatory advantages of hominid bipedalism in open equatorial environments-the contribution of increased convective heat-loss and cutaneous evaporative cooling. *J Hum Evol*, 21: 107-115, 1991
- 5) Jablonski NG, Chaplin G. Origin of habitual terrestrial bipedalism in the ancestor of the Hominidae. *J Hum Evol*, 24: 259-280, 1993
- 6) Rodman PS, McHenry HM. Bioenergetics and the origin of hominid bipedalism. *Am J Phys Anthropol*, 52: 103-106, 1980
- 7) Sockol MD, Raichlen DA, Pontzer H. Chimpanzee locomotor energetics and the origin of human bipedalism. *Proc Natl Acad Sci U S A*, 104: 12265-12269, 2007
- 8) 岡村勉, 岡本香代子. 筋電図からみた歩行の発達. 2007
- 9) Murray JP, Ross CK, Bertha HC. Walking Patterns in Healthy Old Men. *Gerontology*, 24(2): 169-178, 1969
- 10) Hageman PA, Blanke DJ. Comparison of gait of young women and elderly women. *Phy Ther*, 66: 1382-1387, 1986
- 11) Himann JE, Cunningham DA, Rechnitzer PA, Paterson DH. Age-related changes in speed of walking. *Med Sci Sports*, 24: 93-101, 1988
- 12) Judge JO, Underwood M, Gennosa T. Exercise to improve gait velocity and age on hip kinematics and kinetics. *Arch Phys Med Rehabil*, 51: 637-650, 1993
- 13) Murray JP, Ross CK. Walking patterns of normal women. *Arch Phys Med Rehabil*, 74: 400-406, 1993
- 14) 高見正利, 福井園彦. 床反力計による健常者歩行の研究 - 特に年齢および性別による違いについて. *リハ医学*, 24: 93-101, 1987
- 15) 山岸豪, 徳田哲男. 老人歩行 - 光学的分析による. *リハ医学*, 12: 97-104, 1975
- 16) Forssberg, H, Johnels B, Steg G. Is Parkinsonian gait caused by a regression to an immature walking pattern?. *Adv Neurol*, 40: 375-379, 1984
- 17) Murray JP, Drought B, Kory RC. Walking patterns of normal man. *J Bone Joint Surg*, 46(2): 335-360, 1964
- 18) Dumurgier J, Elbaz A, Ducimetiere P, Tavernier B, Alperovitch A, Tzourio C. Slow walking speed and cardiovascular death in well functioning older adults: prospective cohort study. *BMJ*, 339(b): 4460, 2009
- 19) Shinkai S, Watanabe S, Kumagai S, Fujiwara Y, Amano H, Yoshida H, Ishizaki T, Yukawa H, Suzuki T, Shibata H. Walking speed as a good predictor for the onset of functional dependence in a Japanese rural community population. *Age Ageing*, 29: 441-446, 2000
- 20) Shigeshima K, Fujiwara T, Ogoma Y, Ohkura M, Nakaya H. Symmetry of step length and temporal variability in gait of people without impairment. *J Jpn Health Sci*, 12(1): 25-30, 2009

日本生理人類学会誌

- 21) 橋本不二雄, 熊本水頼. 歩行パターンの左右差について. 体力科学, 6:34, 1985
- 22) Demura T, Demura S. Relationship among gait parameters while walking with varying loads. J physiol anthropol, 29: 29-34, 2010
- 23) 久保山直己, 澁谷顕一, Adachi T, 穂吉敏男, 堀田昇, 藤島和孝. 加齢による体位の変化: 佐賀県を対象として. 日本人類学会, 111(2): 119-129, 2003
- 24) 葛谷 雅文. サルコペニアの疫学, 診断. 日本老年医学会雑誌, 48: 44-46, 2011
- 25) 神崎恒一. 虚弱の概念と転倒予防. 日本老年医学会雑誌, 49: 58-59, 2012
- 26) Kim H, Suzuki T, Saito K, Yoshida H, Kobayashi H, Kato H, Katayama M. Effects of Exercise and Amino Acid Supplementation on Body Composition and Physical Function in Community-Dwelling Elderly Japanese Sarcopenic Women: A Randomized Controlled Trial. J Am Geriatr Soc, 60: 16-23, 2012
- 27) 古名丈人, 島田裕之. 高齢者の歩行と転倒-疫学的調査から-. バイオメカニズム学会誌, 30(3): 132-137, 2006
- 28) 新開省二. 高齢者の活動的余命の予測因子としての5m歩行速度. 運動疫学研究, 2: 32-38, 2000
- 29) Nagasaki H. Walking pattern and finger rhythm of older adults. Percept Mot Skills, 82: 435-477, 1981
- 30) 江原義弘, 田中繁. 関節モーメントによる歩行分析. 39-45, 1997
- 31) 菊池邦夫, 万位正人, 伊藤一生. 利き手利き足の定義について. 体育学研究, 10(2), 224, 1966

《連絡先》

須藤 元喜

〒131-8501 東京都墨田区文花2-1-3

E-mail: sudou.motoki@kao.co.jp

(2012年12月6日受付, 2013年6月6日採用決定, 封筒受付期限2014年8月末日)

特集 | 高齢者における健康増進

Seminar

8. サルコペニア予防と健康増進

金 憲経

KEY WORD

- サルコペニア
- 筋力強化運動
- アミノ酸補充
- 健康増進

SUMMARY

- 加齢に伴う骨格筋量の減少は筋の質を表す筋力の衰えや身体機能の低下をもたらす。特に下肢筋力の衰えは歩行機能を低下させ、転倒・骨折の危険因子となるなど、高齢者の活動的余命を考える上で、大変重要な問題である。
- 加齢に伴う骨格筋量の減少や身体機能低下予防のためには、多様な要因の中で可変因子の改善に焦点を当てる支援が有効である。主な可変因子は骨格筋の不使用と栄養である。これらの背景を踏まえて、サルコペニア高齢者に対する運動、栄養補充の効果を調べたところ、運動指導に必須アミノ酸を含んだ栄養を補充する包括的指導がサルコペニア予防により効果的であることが実証されている。

はじめに

European Working Group on Sarcopenia in Older People 報告では、「筋量」、「筋力」、「身体機能」に着目し、筋量減少のみは Presarcopenia、筋量減少に伴う筋力低下あるいは身体機能低下は Sarcopenia、筋量減少、筋力低下、身体機能低下は Severe sarcopenia と分類している¹⁾。特に、下肢筋量の減少や筋力の衰えは歩行機能を著しく低下させ、ひいては転倒・骨折の危険因子となるなど、高齢者の活動的余命を考える上で、大変重要な問題であることから、サルコペニア予防のための健康増進の有効性について最近の研究に基づき解説する。

サルコペニア高齢者の特徴

都市部在住後期高齢者 1,399 人を調査、サルコペニア高齢者 304 人を選定し、その特徴を調べた研究によれば、サルコペニア群は正常群に

比べて年齢が高く、下腿三頭筋周囲、骨密度、BMI、筋肉量は有意に低く、また健康度自己評価、定期的な運動習慣者の割合は低いが、外出現度低下者の割合は高い。既往歴においては、高血圧症、高脂血症は正常群より低いが、骨粗鬆症の既往はサルコペニア群 38.2%、正常群 30.7%、60 歳以降の骨折歴はサルコペニア群 28.6%、正常群 22.9% とサルコペニア群で多くみられる。一方、過去 1 年間の転倒率はサルコペニア群 26.5%、正常群 16.4% とサルコペニア群が有意に高い。以上の結果よりサルコペニア高齢者は、骨密度の低下による骨粗鬆症の既往が多く、さらに転倒が多いことから要介護状態の主な原因である骨折の危険に曝され、サルコペニア予防のための健康増進は、介護予防の観点から大変重要であることが強く示唆される。

サルコペニア予防のための健康増進のポイント

骨格筋量の減少に影響する要因は加齢、慢性

■ きむ ほんぎょん (東京都健康長寿医療センター研究所)

表1 高齢者における高強度レジスタンストレーニングによる下肢筋力増加(文献5より一部抜粋)

文献	研究タイプ・対象者	性別	年齢	頻度/週, 強度	期間(週)	効果
Charette et al, 1991	RCT, 地域在住 健康者	女性	平均69歳	3回, 65~75% 1-RM	12	1-RM 足筋力 28~115% ↑
Fiatarone et al, 1994	RCT, ナーシング ホーム入所者	男女	平均87歳	3回, 80% 1-RM	10	1-RM 足筋力 37~178% ↑
Lexell et al, 1995	RCT, 地域在住 健康者	男女	70~77歳	3回, 85% 1-RM	11	1-RM 足筋力 163% ↑
Vincent et al, 2002	RCT, 地域在住 健康者, 不活動者	男女	平均68歳	3回, 50% 1-RM	24	1-RM 足筋力 16% ↑
			平均67歳	3回, 80% 1-RM	24	1-RM 足筋力 20% ↑
Bamman et al, 2003	RCT, 健康者	男女	男性: 平均69歳	3回, 80% 1-RM	25	1-RM 足筋力 82% ↑
			女性: 平均66歳	3回, 80% 1-RM	25	1-RM 足筋力 58% ↑
Brose et al, 2003	RCT, 地域在住 健康者	男女	男性: 平均69歳	3回, 80% 1-RM	14	1-RM 足筋力 36% ↑
			女性: 平均70歳	3回, 80% 1-RM	14	1-RM 足筋力 66% ↑
Frontera et al, 2003	RCT, 地域在住 不活動者	女性	平均74歳	3回, 85% 1-RM	12	1-RM 足筋力 39% ↑ 等速性足筋力 9% ↑

疾患, 内分泌環境の変化, 骨格筋の不利用, 栄養不良など様々である。骨格筋量の減少を予防するためには, 様々な要因の中で可変因子の改善に焦点を当てる支援が有効である。可変因子として注目されているのは, 骨格筋の不利用と栄養不良である。

骨格筋の不利用を解消するためには運動が有効である。Progressive resistance strength training は, 高齢者の筋肉量や筋力向上に有効であると多くの研究で指摘している^{2,3)}。栄養不良の対策としては必須アミノ酸が注目され, 必須アミノ酸の補充によって筋タンパク質合成が促進されることが多く検証されている¹⁾。

1. サルコペニア予防のための健康増進—①運動—

高齢者に対するレジスタンス運動が筋肉に及ぼす影響について, 49 介入研究の meta-analysis 結果によれば, 介入後に 1.1 kg (95% CI = 0.9~1.2 kg, $p < 0.001$) 増大効果を認めている³⁾。高齢者の下肢筋力向上について調べた主な研究をみると, 運動期間は 10~25 週, 頻度は週 3 回, 強度は 1-RM の 80% 以上の高強度が多く, 効果は 9~178% と広範囲である(表 1)³⁾。先行

研究で運動介入は筋肉量や筋力増大に効果的であると報告しているが, ここで注目すべきことは, 先行研究で採用している運動は higher intensity training, higher-volume intervention であり, 低強度負荷の運動では筋量の上昇, 筋力の向上効果は見込めないことを指摘している。確かに, 筋肉量の上昇や筋力向上という結果のみを求めるには, 先行研究の見解である高強度, 高頻度, 長時間の運動が有効であろう。しかし, 骨格筋量の減少に伴う筋力の衰え, 歩行機能の低下といった状態のサルコペニア高齢者に高強度, 高頻度, 長時間の運動を指導し, 筋肉量や筋力の上昇効果を検証しようとした場合, 「adverse effect」についての論議も必要と考える。Taaffe⁶⁾ は, サルコペニア改善のためには moderate intensity 運動でも十分効果が期待できると提案しているが, その効果検証はほとんど報告されず, 一層の研究が必要といえる。

2. サルコペニア予防のための健康増進—②栄養—

筋肉の構成成分である筋タンパク質は合成と分解を常に繰り返し, 合成と分解のバランスによって筋量は一定に保たれている。高齢になる

と様々な要因によって筋タンパク質の量が徐々に減少する。つまり、筋タンパク質の分解量が合成量を上回るか、合成速度が低下するかによって筋量は徐々に減少していく。しかし、筋タンパク質の合成を促進するか分解を抑制することができれば、筋量の減少を抑え、有効な対策と考えられる。高齢者でも必須アミノ酸の摂取は、筋タンパク質の合成を促進する効果があり、必須アミノ酸の中でもロイシン高含量の必須アミノ酸の摂取が、より効果的であることが認められている。

アミノ酸補充効果について検討した先行研究によれば、Borsheimら⁷⁾は、アミノ酸を12週間補充すると、筋肉量のみならず下肢筋力、通常歩行速度などの体力が有意に改善する効果を検証しているが、Dillonらの試験によれば、アミノ酸補充によって筋肉量は有意に増加するが、筋力の変化は有意ではないと報告している⁸⁾。これらの先行研究を総合すると、筋肉量の上昇効果はおおむね認められているが、筋力の向上効果については必ずしも一致せず、研究者によって異なる結果を報告している。今後、一層の検証が必要であろう。

3. サルコペニア予防のための健康増進—③運動+栄養—

70歳以上の施設長期入所者100人を対象に運動、栄養補充の効果を検証したFiataroneら⁹⁾の結果によれば、炭水化物中心の栄養補充のみでは虚弱高齢者の筋力や歩行機能の低下抑制は不十分であり、運動中心の指導が有効であると指摘している。

地域在住サルコペニア高齢者に対する運動、栄養補充の3カ月間の複合介入が有効であるとの先行研究を簡単に紹介する¹⁰⁾。

1) 運動指導

週2回、1回当たり60分間の椅子体操、レジスタンス運動(ゴムバンド:黄色、赤色使用、Ankle-weight: 錘0.50 kg, 0.75 kg, 1.00 kg, 1.50 kg使用)、歩行・バランス運動である。

2) 栄養補充

ロイシン42.0%、リジン14.0%、バリン10.5

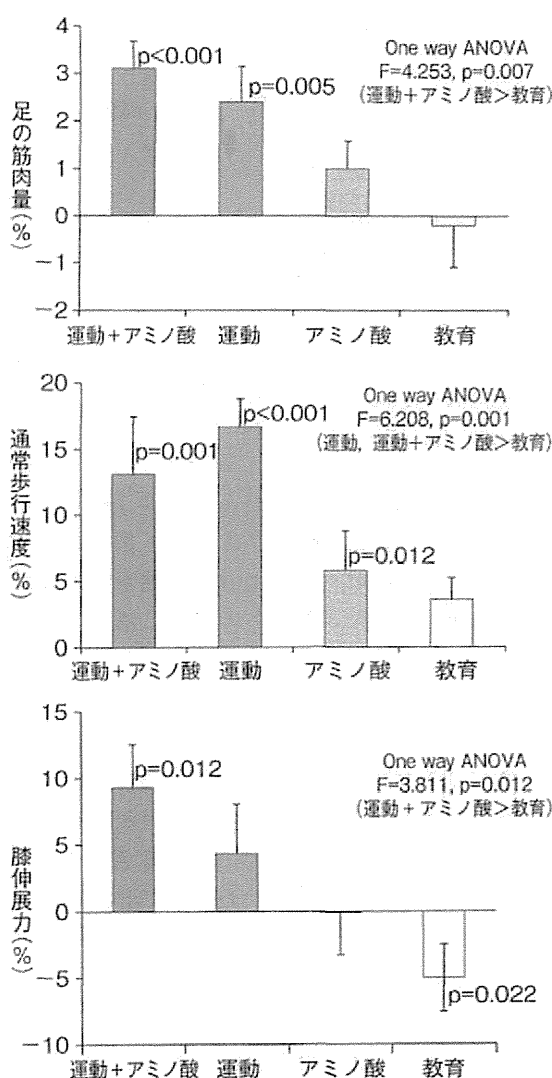


図1 3カ月間の指導による足の筋肉量、通常歩行速度、膝伸展力の変化率(文献10より引用)

%, イソロイシン10.5%, トレオニン10.5%, フェニルアラニン7.0%, ほか5.5%組成のアミノ酸3gを1日2回補充する。

3) 運動+栄養介入の効果

介入前後における足の骨格筋量は運動群、運動+栄養群の2群で、通常歩行速度は運動群、栄養群、運動+栄養群の3群で有意な増加が観察され、サルコペニア高齢者の歩行速度は運動のみならず、栄養補充によって増える可能性を示唆している。下肢筋力は運動+栄養群のみで有意な向上が認められる(図1)。

表2 介入後の骨格筋量および身体機能の改善に対する介入群間の調整済オッズ比の比較(文献10より引用)

従属変数*	介入							
	健康教育群	アミノ酸群		運動群		運動+アミノ酸群		
		基準	OR [#]	95% CI	OR [#]	95% CI	OR [#]	95% CI
四肢の筋肉量+膝伸展力	1.00	1.99	0.72~5.65	2.61	0.88~8.05	4.89	1.89~11.27	
四肢の筋肉量+通常歩行速度	1.00	1.35	0.45~4.08	2.41	0.79~7.58	4.11	1.33~13.68	

*従属変数：筋肉量と身体機能の変化：1=向上，0=無変化あるいは低下

[#]OR=調整済オッズ比，95% CI=95%信頼区間

このような単一変数の変化検討も重要であるが、ここで注目したいのはサルコペニアの定義である。つまり、サルコペニアとは「筋量減少+筋力低下」あるいは「筋量減少+歩行速度低下」という概念である。よって、健康増進効果を検証するときも、これらの概念に基づいた分析が必要である。表2に示したように、「下肢筋量+膝伸展力」改善のためには、アミノ酸補充あるいは運動単独による指導効果は不十分であり、「運動+アミノ酸補充」の複合指導によって効果が上昇(OR=4.89, 95% CI=1.89~11.27)し、「下肢筋量+通常歩行速度」の改善にも「運動+アミノ酸補充」の複合指導で効果(OR=4.11, 95% CI=1.33~13.68)が高まることを検証している。

おわりに

骨格筋量の減少に伴う筋力の衰え、あるいは身体機能の低下を意味するサルコペニアを効果的に予防するためには、運動指導に栄養補充を加える包括的指導がより有効であることが多く実証されている。今後、運動と必須アミノ酸のみならず、ほかの栄養素との組み合わせによる効果検証の成果を期待する。

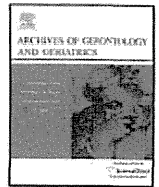
文 献

- 1) Cruz-Jentoft AJ et al : Sarcopenia : European consensus on definition and diagnosis. *Age Ageing* 2010 ; **39** : 412-423.
- 2) Liu CJ and Latham NK : Progressive resis-

tance strength training for improving physical function in older adults. *Cochrane Database Syst Rev* CD002759, 2009.

- 3) Peterson MD et al : Influence of resistance exercise on lean body mass in aging adults : a meta-analysis. *Med Sci Sports Exerc* 2011 ; **43** : 249-258.
- 4) Katsanos CS et al : A high proportion of leucine is required for optimal stimulation of the rate of muscle protein synthesis by essential amino acids in the elderly. *Am J Physiol Endocrinol Metab* 2006 ; **291** : E381-E387.
- 5) Brost SE : Interventions for sarcopenia and muscle weakness in older people. *Age Ageing* 2004 ; **33** : 548-555.
- 6) Taaffe DR : Sarcopenia-exercise as a treatment strategy. *Aust Fam Physician* 2006 ; **35** : 130-133.
- 7) Borsheim E et al : Effect of amino acid supplementation on muscle mass, strength and physical function in elderly. *Clin Nutr* 2008 ; **27** : 189-195.
- 8) Dillon EL et al : Amino acid supplementation increases lean body mass, basal muscle protein synthesis, and insulin-like growth factor-I expression in older women. *J Clin Endocrinol Metab* 2009 ; **94** : 1630-1637.
- 9) Fiatarone MA et al : Exercise training and nutritional supplementation for physical frailty in very elderly people. *N Engl J Med* 1994 ; **330** : 1769-1775.
- 10) Kim H et al : Effects of exercise and amino acid supplementation on body composition and physical function in community-dwelling elderly Japanese sarcopenic women : a randomized controlled trial. *J Am Geriatr Soc* 2012 ; **60** : 16-23.

(執筆者連絡先) 金 憲経 〒173-0015 東京都板橋区柴町 35-2 東京都健康長寿医療センター研究所



Effectiveness of exercise with or without thermal therapy for community-dwelling elderly Japanese women with non-specific knee pain: A randomized controlled trial



Hunkyung Kim^{a,*}, Takao Suzuki^b, Kyoko Saito^a, Miji Kim^a, Narumi Kojima^a, Tatsuro Ishizaki^a, Yukari Yamashiro^a, Erika Hosoi^a, Hideyo Yoshida^a

^a Research Team for Promoting Independence of the Elderly, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology, Tokyo, Japan

^b National Institute for Longevity Sciences, Aichi, Japan

ARTICLE INFO

Article history:

Received 1 February 2013

Received in revised form 12 June 2013

Accepted 14 June 2013

Available online 11 July 2013

Keywords:

Knee pain

VAS

JKOM

Exercise

HSGS

ABSTRACT

Knee pain is a common health problem in the elderly population, for which non-invasive treatments are recommended as a first line treatment in the management of knee pain. A randomized controlled trial was conducted to determine the effects of exercise with or without thermal therapy in community-dwelling elderly women with chronic knee pain. Women over 75 years of age with knee pain ($n = 150$) were randomly assigned into four groups; exercise (Ex) and heat/steam generating sheet (HSGS) ($n = 38$), Ex ($n = 37$), HSGS ($n = 38$), or health education (HE) ($n = 37$). The Ex group attended a 60-min comprehensive training program twice a week for 3-months. The HSGS group placed two sheets on the knee for five hours per day. Functional fitness, visual analog scale (VAS), and Japanese knee osteoarthritis measure (JKOM) were assessed at baseline and post-intervention. The results showed VAS improvements in the Ex + HSGS and HSGS groups. Total JKOM score, muscle strength, and functional mobility significantly improved in the Ex + HSGS group compared with the HE group. The odds ratio (OR) for VAS and functional mobility improvement was more than eight times as great in the Ex + HSGS group (OR = 8.60, 95% confidence interval (CI) = 2.82–32.73) compared with the education group. Ex or HSGS alone were insufficient in enhancing functional fitness or improving pain and quality of life. The combined effects of both Ex and heat therapy seems to have an added benefit of decreasing pain, improving physical function and increasing quality of life. Trial Registration Number: JMA-IIA00110.

© 2013 Elsevier Ireland Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Knee pain is one of the most common knee problems experienced by elderly people (Hadler, 1992), and chronic knee pain has been associated with mobility limitations, and future dependence in activities of daily living (Davis, Ettinger, Neuhaus, & Mallon, 1991; Nishiwaki, Michikawa, Yamada, Eto, & Takebayashi, 2011). Risk factors including obesity, weakness of the knee extensor muscles, extreme physical activity levels (i.e. over-exercising, total sedentariness), and chronic diseases for knee pain are well documented (Jinks, Jordan, Blagojevic, & Croft, 2008; Lamb et al., 2000). The risk of developing knee pain is influenced by the presence of multiple risk factors (Dekker, Tola, Aufdemkampe, & Winckers, 1993; Jinks et al., 2008; Lamb et al., 2000; O'Reilly, Jones,

Muir, & Doherty, 1998), and eliminating these risk factors may reduce symptoms and disability associated with knee pain. Some factors, such as age and sex are fixed and unchangeable, but others including obesity, muscle weakness, over-exercising, as well as sedentariness, can be modified with non-pharmacologic therapies (Doi et al., 2008; Fransen & McConnell, 2008).

Several previous investigations have focused on treatments for radiographic osteoarthritis (OA). However, Hadler suggested that knee pain, not OA, is the malady, as a greater percentage of elderly people suffer from knee pain than knee OA. It has been suggested that symptoms of knee OA, i.e. pain, can exacerbate or regress regardless of radiographic progression (Hadler, 1992). Many studies have suggested that exercise should be one of the mainstays of treatment (Ettinger et al., 1997; Fransen & McConnell, 2008; Minns Lowe, Barker, Dewey, & Sackley, 2007) for knee OA. The recommendations for exercise are based on several randomized controlled trials showing that both aerobic and resistance exercises improve physical fitness and can reduce pain symptoms in elderly people with chronic knee pain caused by OA (Deyle et al., 2000; Ettinger et al., 1997; Kovar et al., 1992; Roddy et al., 2005).

* Corresponding author at: Research Team for Promoting Independence of the Elderly, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology, 35-2 Sakaecho, Itabashi-ku, Tokyo 173-0015, Japan. Tel.: +81 3 3964 3241x3060; fax: +81 3 3964 2316.

E-mail address: kimhk@tmig.or.jp (H. Kim).