

over single-frequency BIA devices (50 kHz).<sup>17–19</sup> SMF-BIA avoids the problems encountered in single-frequency BIA by employing both low- and high-frequency electric currents.<sup>20</sup> In recent years, SMF-BIA has been shown to be valid in the estimation of body composition using DXA as a reference standard.<sup>21–23</sup> However, these results were obtained from analysis of healthy populations.

To our knowledge, SMF-BIA has not been evaluated in the assessment of total and appendicular body composition in a specifically targeted frail elderly population. Therefore, the aim of this study was to examine the accuracy of SMF-BIA for the assessment of whole-body and appendicular body composition using DXA as a reference method in frail Japanese women aged 75 years and older.

## MATERIALS AND METHODS

### Subjects

The subjects were 129 community-dwelling Japanese frail older women with a mean age of 80.9 years (range, 75–89 years). The study population was recruited from participants in the Frailty Intervention Trial (clinical trials registry, number: JMA-IIA00069). The baseline assessment was conducted on 1835 women aged 75 and older at the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology. Three hundred thirty-one were defined as frail, according to Fried's frailty phenotype with the presence of three or more of following criteria: weight loss, weakness, exhaustion, slowness and low physical activity.<sup>1</sup> In the present study, the five different components of the frailty indicators were evaluated as: (1) weight loss: either, answering 'yes' to the question, 'In the last 6 months, have you lost >2–3 kg unintentionally?' or a body mass index (BMI) <18.5; (2) weakness: hand grip strength <19.0 kg; (3) slowness: usual walking speed <1.10 m/s; (4) exhaustion: answering 'yes' to at least one of two questions, 'I felt that everything I did was an effort' or 'I could not get going'; (5) low physical activity: answering 'true' to at least three of the following four statements, 'I regularly take walks less than once a week,' 'I do not exercise regularly,' 'I do not actively participate in hobbies or lessons of any sort,' and 'I do not participate in any social groups for elderly people or volunteering.' Two hundred (60.4%) of the frail older women were excluded because they were classified into the exclusion criteria or declined participation. The exclusion criteria were: (1) severe knee or back pain; (2) severely impaired mobility; (3) impaired cognition (Mini-Mental State Examination score <24); (4) missing baseline data; and (5) unstable cardiac conditions, such as ventricular dysrhythmias, pulmonary oedema or other musculoskeletal conditions. Of a total of 131 frail older women who participated in the intervention study, body composition was measured in 129 subjects, using SMF-BIA and DXA. The anthropometric assessment of the subjects was conducted at the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology. The participants read and signed the informed consent forms that were approved by the institutional review board before testing. The Clinical Research Ethics Committee of the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology approved the study protocol.

### Experimental design

The study model was a cross-sectional analysis of baseline data from the Frailty Intervention Trial. The subjects were instructed to refrain from exercise for 12 h and to refrain from eating for 3 h and drinking for 1 h before the measurements.<sup>24</sup> Subject body composition was measured by SMF-BIA and DXA. Both investigations were performed on the same day 2 h apart.

### Anthropometric measurements

With the subjects wearing light clothes and no shoes, body weight was measured to the nearest 0.01 kg using DXA equipment, and height was determined to the nearest 0.1 cm using a fixed-wall-scale measuring device. BMI was calculated as body weight in kilograms divided by height in metres squared. The calf circumference was measured at the point of greatest circumference.

### Dual-energy X-ray absorptiometry (DXA)

As a reference method, DXA (QDR-4500 A scanner; Hologic, Waltham, MA, USA) was used for the measurement of whole and regional body composition, including FM, lean soft tissue mass (LM), bone mineral content and bone

mineral density. The subjects were positioned for whole-body scans according to the manufacturer's protocol. The subjects lay in a supine position on the scanner table with their limbs close to their bodies. Their body compositions were analysed manually using DXA analysis software (version 9.03 D; Hologic, Waltham, MA, USA). The segmental analyses of the total body into arm, leg and trunk segments were separated manually with anatomical landmarks by the DXA analysis software. Appendicular skeletal muscle mass<sup>25</sup> was calculated as the sum of the LM of both the right and left arms and legs, with the assumption that all non-fat and non-bone tissue was skeletal muscle. Appendicular muscle index was defined as ASM/body height.<sup>23</sup> The subjects were measured while wearing only a standard light cotton shirt to minimise clothing absorption. The DXA machine was calibrated daily against a spine phantom supplied by the manufacturer before testing. In addition, weekly calibration procedures were performed on a density step phantom. The precision error for bone mineral density and bone mineral content were 0.20–0.77% for the spine phantom. Our laboratory assessment of seven subjects demonstrated that the coefficients of variation for FM, LM and bone mineral content with repeated examinations were <3.0%.

### Segmental multi-frequency bioelectrical impedance analysis (SMF-BIA)

SMF-BIA was performed with a body composition analyser (InBody 720, Biospace Co. Ltd, Seoul, Korea). A tetra-polar 8-point tactile electrode system was used. The system separately measured the impedance of the subjects' right arm, left arm, trunk, right leg and left leg at six different frequencies (1, 5, 50, 250, 500 and 1000 kHz) for each body segment. In accordance with the manufacturer's guidelines, subjects wiped the bottom of their feet with a proprietary electrolyte tissue before standing on the electrodes embedded in the scale platform of the respective analysers. The subjects were instructed to stand upright and to grasp the handles of the analyser, thereby providing contact with a total of eight electrodes (two for each foot and hand). In our study, the within-day coefficient variances for six different frequencies evaluated in nine subjects were 0–1.9%. Proprietary equations from the manufacturer were used to estimate whole and regional body composition variables.

### Statistical analysis

The data are expressed as means, s.d., and range (minimum–maximum). A paired Student's *t*-test was used to compare the difference in body composition measurements between the SMF-BIA and DXA. To assess the agreement in body composition parameters of whole-body measurements of FM and LM and appendicular measurements of FM and LM as measured by SMF-BIA and DXA, linear regression and Bland–Altman analyses were conducted. Simple linear regression analyses were performed with DXA body composition parameters as the dependent variable to determine whether the regression line differed significantly from the line of identity. In the Bland–Altman plots,<sup>26</sup> the systematic bias was calculated as the mean difference between methods, and the 95% limits of agreement were calculated as the bias  $\pm$  2 s.d. of the differences between methods. As there was evidence of proportional bias for body composition parameters, a Pearson's correlation was performed to quantify the bias observed in the Bland–Altman plots. Multiple regression analysis was performed to determine physical variables that influenced the bias of appendicular LM between DXA and SMF-BIA. The independent variables were age, body weight, height and appendicular LM as determined by DXA. Statistical analyses were performed using the IBM SPSS software version 20 (SPSS Inc., Chicago, IL, USA) and the SigmaPlot software version 12.0 (Systat Software Inc., Chicago, IL, USA). For all tests, statistical significance was set at  $P < 0.05$ .

## RESULTS

The characteristics of the frail older women subjects are described in Table 1 with means  $\pm$  s.d. and ranges. Table 2 describes the body composition parameters obtained by using SMF-BIA and DXA. The means of the body composition parameters estimated by SMF-BIA and DXA were significantly different ( $P < 0.01$ ), except for the segmental FM in both legs ( $P > 0.05$ ).

Figure 1 displays the results of simple linear regression analyses for whole-body FM and LM, in addition to the appendicular FM and LM parameters as determined by SMF-BIA and DXA. The

correlations between SMF-BIA and the body composition parameters estimated by DXA for whole-body FM and LM and appendicular FM were high ( $r > 0.9$ , all  $P < 0.001$ ). High coefficients of determination ( $R^2$ ) for whole-body FM ( $R^2 = 0.94$ , s.e. of estimate (SEE) = 1.2 kg or 8%), whole-body LM ( $R^2 = 0.85$ , SEE = 1.4 kg or 6%) and appendicular FM ( $R^2 = 0.82$ , SEE = 1.1 kg or 15%) between SMF-BIA and DXA were observed. The  $R^2$  coefficient for appendicular LM was moderate ( $R^2 = 0.76$ , SEE = 0.8 kg or 6%).

In addition, agreements between the two methods were assessed using Bland-Altman plots at the individual level (Figure 2). There was a narrow limit of agreement on the Bland-Altman plots for the whole-body FM and LM and the appendicular FM and LM measurements. Almost all individual plots were within the 95% limit of agreement (mean difference  $\pm 2$  s.d.). There was systematic (constant) bias (that is, DXA minus SMF-BIA) with the overestimation of whole-body FM (bias = -1.2 kg, 95%

confidence interval (CI) = 1.5 to -0.1) and the underestimation of whole-body LM (bias = 2.1 kg, 95% CI = 1.8-2.3) by SMF-BIA. Proportional bias was noted for whole-body FM measurement, with overestimation of the whole-body FM (SMF-BIA) increasing with increasing whole-body FM ( $r = -1.42$ ,  $P < 0.01$ ). However, the Bland-Altman plots indicated no significant proportional bias in whole-body LM measurement ( $r = 0.08$ ,  $P = 0.338$ ). Similarly, the appendicular parameters were systematically biased, with the overestimation of appendicular FM (bias = -0.3 kg, 95% CI = -0.5 to -0.1) and the underestimation of whole-body LM (bias = 1.5 kg, 95% CI = 1.4-1.7) by SMF-BIA. In contrast, the Bland-Altman plots indicated no significant proportional bias in appendicular FM measurement ( $r = 0.07$ ,  $P = 0.413$ ). In addition, proportional bias was noted for appendicular LM measurement, with SMF-BIA tending to underestimate the appendicular LM in the lower range ( $r = -1.42$ ,  $P < 0.01$ ).

In a multiple regression analysis, age ( $\beta = 0.051$ ), body weight ( $\beta = -0.055$ ), height ( $\beta = -0.091$ ) and appendicular LM as determined by DXA ( $\beta = 0.302$ ) were significant contributors to the appendicular LM bias between DXA and SMF-BIA (all,  $P < 0.05$ ) (data not shown). The  $R^2$  in the multiple regression model was 0.421, indicating that 42.1% of the variability in the appendicular LM bias was explained by all variables ( $P = 0.001$ ).

## DISCUSSION

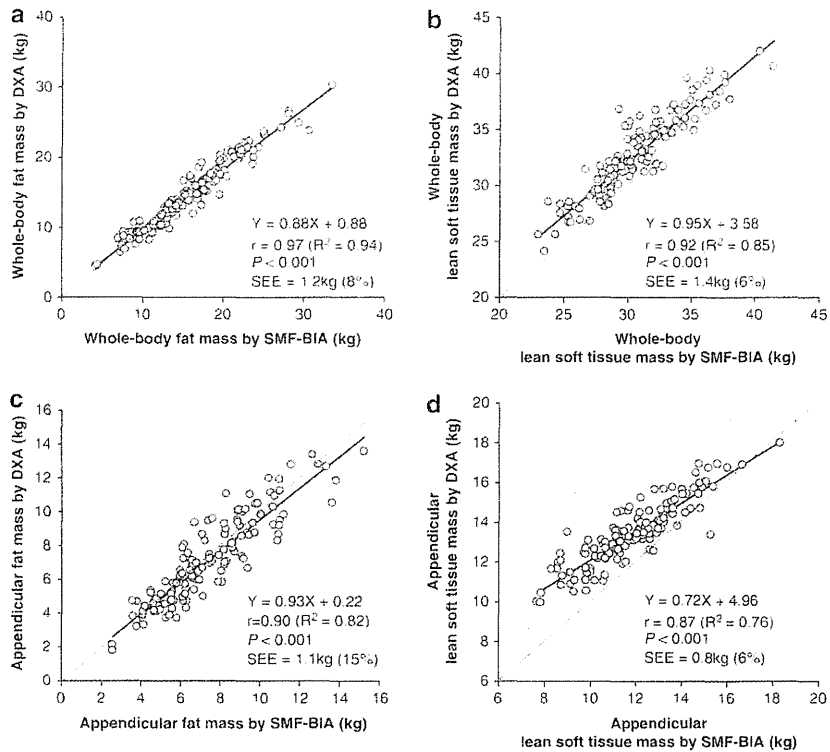
To our knowledge, this is the first investigation to compare the assessment of whole-body and appendicular body composition from SMF-BIA to DXA device-based measurements in a community-dwelling elderly population of frail women Japanese aged 75 years and older. In particular, our study examined the accuracy of SMF-BIA in the heterogeneous population. Our findings indicate that there was good agreement between the two methods for the estimation of whole-body and appendicular body composition in frail older women subjects, but SMF-BIA underestimated LM and overestimated FM relative to DXA. Moreover, the Bland-Altman plots at the individual level demonstrated non-proportional bias for whole-body LM and appendicular FM.

|  | Mean $\pm$ s.d.    | Range        |
|--|--------------------|--------------|
| Age, years   | 80.9 $\pm$ 2.9     | 75.0-89.0    |
| Body weight, kg <sup>a</sup>                       | 48.5 $\pm$ 8.2     | 29.2-72.4    |
| Height, cm   | 146.4 $\pm$ 6.0    | 132.2-161.8  |
| BMI, kg/m <sup>2</sup>                             | 22.6 $\pm$ 3.5     | 15.6-31.4    |
| < 18.5   | 32 (24.8)          |              |
| 18.5-24.9  | 80 (62.0)          |              |
| $\geq 25.0$  | 17 (13.2)          |              |
| Calf circumference, cm                             | 32.4 $\pm$ 3.0     | 25.7-41.3    |
| < 31.0   | 46 (35.7)          |              |
| Whole-body bone mineral content, g                 | 1111.1 $\pm$ 254.0 | 978.1-1880.1 |
| Whole-body bone mineral density, g/cm <sup>3</sup> | 0.75 $\pm$ 0.10    | 0.59-1.37    |

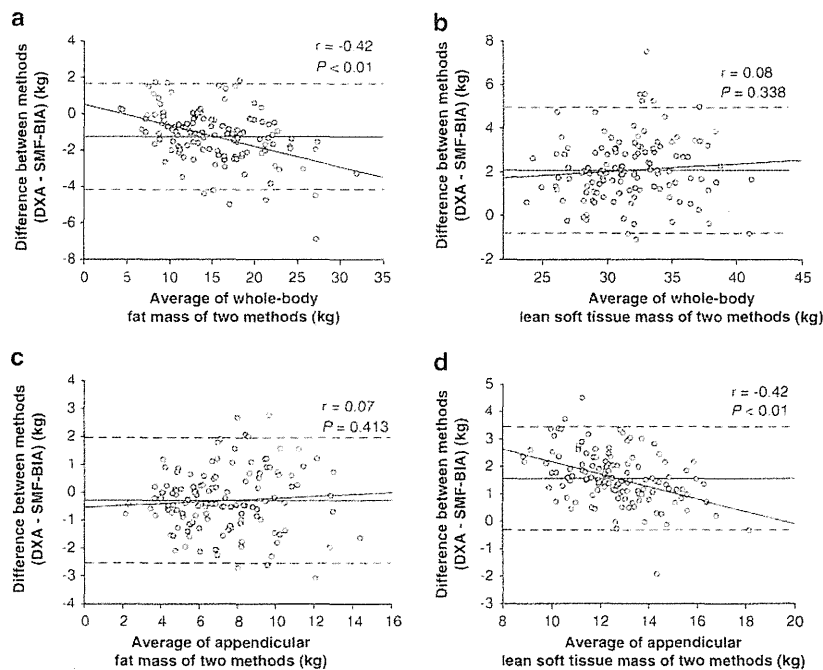
Abbreviation: BMI, body mass index.  
Values are means  $\pm$  s.d., number (%).  
<sup>a</sup>Weight derived from whole-body mass measurement by dual X-ray absorptiometry.

| Body composition parameters                            | DXA             |           | SMF-BIA         |           | Difference <sup>a</sup> |                      |
|--|-----------------|-----------|-----------------|-----------|-------------------------|----------------------|
|  | Mean $\pm$ s.d. | Range     | Mean $\pm$ s.d. | Range     | Mean $\pm$ s.d.         | P-value <sup>b</sup> |
| <i>Whole-body measurement</i>                          |                 |           |                 |           |                         |                      |
| FM, kg   | 14.7 $\pm$ 5.1  | 4.4-30.3  | 16.0 $\pm$ 5.7  | 4.2-33.6  | -1.2 $\pm$ 1.5          | 0.001                |
| LM, kg   | 32.7 $\pm$ 3.6  | 24.1-42.0 | 30.6 $\pm$ 3.5  | 23.0-41.5 | 2.1 $\pm$ 1.4           | 0.001                |
| Percentage of FM, %                                    | 29.6 $\pm$ 5.9  | 13.2-41.8 | 32.0 $\pm$ 7.0  | 12.6-49.7 | 2.5 $\pm$ 2.8           | 0.001                |
| <i>Segmental body mass measurement</i>                 |                 |           |                 |           |                         |                      |
| Right arm FM, kg                                       | 1.0 $\pm$ 0.4   | 0.3-2.6   | 1.7 $\pm$ 0.5   | 0.4-3.0   | -0.2 $\pm$ 0.2          | 0.001                |
| Left arm FM, kg  | 1.0 $\pm$ 0.4   | 0.3-2.5   | 1.2 $\pm$ 0.5   | 0.4-3.1   | 0.2 $\pm$ 0.2           | 0.001                |
| Trunk FM, kg   | 6.7 $\pm$ 2.7   | 1.6-15.5  | 7.6 $\pm$ 3.1   | 0.9-17.1  | -0.8 $\pm$ 1.0          | 0.001                |
| Right leg FM, kg                                       | 2.6 $\pm$ 2.0   | 0.6-5.0   | 2.9 $\pm$ 0.8   | 0.9-4.7   | 0.1 $\pm$ 0.5           | 0.177                |
| Left leg FM, kg  | 2.6 $\pm$ 0.9   | 0.6-4.9   | 2.6 $\pm$ 0.8   | 0.9-4.7   | 0.0 $\pm$ 0.5           | 0.816                |
| Appendicular FM, kg                                    | 7.2 $\pm$ 2.6   | 1.8-13.6  | 7.5 $\pm$ 2.5   | 2.6-15.2  | 0.3 $\pm$ 1.1           | 0.001                |
| Right arm LM, kg                                       | 1.6 $\pm$ 0.2   | 1.1-2.2   | 1.4 $\pm$ 0.3   | 0.7-2.1   | 0.2 $\pm$ 0.2           | 0.001                |
| Left arm LM, kg  | 1.6 $\pm$ 0.2   | 1.0-2.2   | 1.4 $\pm$ 0.3   | 0.70-2.1  | 0.2 $\pm$ 0.2           | 0.001                |
| Trunk LM, kg   | 16.4 $\pm$ 2.0  | 11.7-21.7 | 13.7 $\pm$ 2.0  | 9.0-18.2  | 2.7 $\pm$ 1.0           | 0.001                |
| Right leg LM, kg                                       | 5.1 $\pm$ 0.6   | 3.8-6.9   | 4.5 $\pm$ 0.8   | 2.9-7.0   | 0.6 $\pm$ 0.4           | 0.001                |
| Left leg LM, kg  | 5.1 $\pm$ 0.6   | 3.7-7.1   | 4.5 $\pm$ 0.8   | 3.0-7.2   | 0.6 $\pm$ 0.4           | 0.001                |
| Appendicular LM, kg                                    | 13.4 $\pm$ 1.6  | 10.0-18.0 | 11.9 $\pm$ 2.0  | 7.7-18.3  | 1.6 $\pm$ 0.9           | 0.001                |
| Appendicular skeletal muscle index, kg/m <sup>2c</sup> | 6.3 $\pm$ 0.7   | 4.8-8.1   | 5.5 $\pm$ 0.7   | 4.0-7.9   | 0.8 $\pm$ 0.5           | 0.001                |

Abbreviations: DXA, dual X-ray absorptiometry; FM, fat mass; LM, lean soft tissue mass; SMF-BIA, segmental multi-frequency bioelectrical impedance analysis. Values are means  $\pm$  s.d. <sup>a</sup>Mean difference between DXA and BIA (that is, DXA minus SMF-BIA), mean (s.d.) <sup>b</sup>P-values for paired *t*-test between DXA and SMF-BIA. <sup>c</sup>Appendicular lean soft tissue mass (kg)/height (m<sup>2</sup>).



**Figure 1.** Linear regression between SMF-BIA and DXA. (a) Whole-body fat mass, (b) whole-body lean soft tissue mass, (c) appendicular fat mass and (d) appendicular lean soft tissue mass. SEE, s.e. of estimate; solid lines, regression line; dotted lines, identity line.



**Figure 2.** Bland–Altman plots comparing: (a) whole-body fat mass, (b) whole-body lean soft tissue mass, (c) appendicular fat mass and (d) appendicular lean soft tissue mass by SMF-BIA and DXA. Solid lines, bias (mean difference); dotted lines, limits of agreement (mean difference  $\pm$  2 s.d.).

Previous studies have demonstrated that SMF-BIA provides a valid estimation of body composition using DXA as a reference standard.<sup>21–23</sup> Ling *et al.*<sup>22</sup> reported that SMF-BIA (InBody 720,

Biospace Co. Ltd) had a good agreement with DXA (the same device as used in this study, the Hologic QDR-4500A) in the assessment of total body composition of 484 general middle-aged

Dutch subjects. In that study, the coefficients of determination for whole-body FM ( $R^2 = 0.94$ ) and whole-body FFM ( $R^2 = 0.95$ ) in linear regression equations with adjusted gender was significantly greater. Anderson *et al.*<sup>18</sup> found that whole-body FM ( $R^2 = 0.95$ ) and LM ( $R^2 = 0.88$ ) measured with SMF-BIA in 25 women aged 18–45 years had a high correlation and small SEE when using DXA (Lunar DPX-iQ2288) as a reference standard. Houtkouper *et al.*<sup>47</sup> reported that an SEE of 2.0–2.5 kg in men and 1.5–1.8 kg in women is considered ideal in the FFM as calculated by the BIA equations. Whole-body LM, as measured by DXA, is bone mineral-free LM (total FFM – total bone mineral content). Previous studies have reported good correlations between DXA-derived LM and skeletal muscle mass when MRI was used as the criterion ( $r = 0.94–0.97$ ).<sup>11,28–30</sup> Chen *et al.*<sup>11</sup> reported that DXA-derived LM was highly correlated with MRI-derived whole-body skeletal muscle mass ( $r = 0.94$ ) in 101 older women aged 50–79 years. Our study found that the Bland-Altman plots indicated no significant proportional bias in whole-body LM measurement. Therefore, SMF-BIA may provide a valid method for assessing whole-body body composition, particularly for the whole-body skeletal muscle mass, assuming that the LM from DXA is skeletal muscle mass in the frail older women.

We found in our study that SMF-BIA underestimated whole-body LM and overestimated whole-body FM relative to DXA (see Figure 1). In our study, a subanalysis of the FFM indicated that SMF-BIA underestimated the whole-body FFM (bias, 1.2 kg, 95% CI, 0.9–1.5) (data not shown). These results are consistent with a previous study. The method's bias indicated that SMF-BIA underestimated whole-body FFM and overestimated whole-body FM in women with a mean age of  $61.2 \pm 6.4$  years and a mean BMI of  $26.1 \pm 4.4$  kg/m<sup>2</sup>.<sup>22</sup> However, Völgyi *et al.*<sup>31</sup> demonstrated the validity of SMF-BIA compared with DXA (GE Lunar Prodigy) in 86 Finnish women aged 37–81. These researchers observed that SMF-BIA overestimated FFM in normal and overweight groups by 3.2 and 2.9 kg, respectively. Discrepancies between studies are most likely due to differences in the specificity of subject populations (for example, age, gender, body shape, ethnic groups). In our study, SMF-BIA was used to analyse body composition (InBody 720 device). The measurement of FFM with an InBody 720 device was estimated as TBW/0.73. In addition, FM was calculated as the difference between total body weight and FFM. However, FFM hydration of 0.73 has been shown to be remarkably stable in healthy individuals.<sup>32</sup> The change of FFM hydration has been controversial because of the presence of systematic differences in regards to growth, aging, adiposity, gender, body size and acute or catabolic illness.<sup>33</sup> Heymsfield *et al.*<sup>34</sup> suggest that FFM hydration increases slightly in old age, resulting in a slight, systematic decrease in FFM density. Physiological ageing is associated with several changes that may affect water balance and expose older adults to the risk of dehydration. These changes include a decline in renal function and thirst perception and a reduction of TBW.<sup>35</sup> Thus, SMF-BIA may lead to underestimation of FFM with DXA in the dehydrated state. The extracellular water to intracellular water (ECW/ICW) ratio is a parameter of cellular hydration state. The ECW/ICW ratio ranges from 0.80–1.20 in healthy adults.<sup>33</sup> However, elderly patients displayed chronic cellular dehydration associated with relative extracellular overhydration, which was not evidently related to ageing because healthy elderly volunteers and healthy adults had similar water space distributions.<sup>36</sup> Notably, overhydration is a frequent consequence of organ failures such as kidney impairment, heart failure, chronic obstructive pulmonary disease and liver disease.<sup>37–41</sup> Basrends *et al.*<sup>38</sup> reported that chronic obstructive pulmonary disease patients with extreme FFM wasting are characterised by an increased ECW/ICW ratio despite the relative sparing of FM. Therefore, SMF-BIA is dependent on proprietary regression equations to estimate conductor volume (for example, FFM). As these equations have been formulated

from healthy populations, they may contribute to error in body composition measurements in specific populations.

This study measured coefficients of determination for appendicular FM ( $R^2 = 0.82$ ) and appendicular LM ( $R^2 = 0.76$ ) between SMF-BIA and DXA. Our findings are supported by previous studies that indicate SMF-BIA has excellent agreement in the measurement of the segmental LM as both the right and left arms when using DXA as the reference method (interclass correlation coefficient  $\geq 0.83$ ).<sup>27</sup> Anderson *et al.*<sup>21</sup> found that the measurement of appendicular LM by SMF-BIA devices (InBody 720 and InBody520) was moderately to strongly associated ( $R^2 = 0.62–0.87$ ) with DXA in men and women aged 18–49. In our study, the appendicular FM was in better agreement between SMF-BIA and DXA than the appendicular LM. To our knowledge, no comparative studies exist that evaluate the accuracy of assessing the segmental body composition at the individual level by SMF-BIA (InBody 720 device) in a population of elderly subjects.

In the present study, despite the significant SMF-BIA overestimation of appendicular FM and the underestimation of appendicular LM with DXA, the Bland-Altman plots indicated a non-proportional bias in appendicular FM measurement. However, we observed a proportional bias in appendicular LM, with SMF-BIA tending to underestimate appendicular LM in the lower range (see Figure 2). These results are in contrast to the results of previous studies evaluating SMF-BIA in healthy adults. Anderson *et al.*<sup>21</sup> found a non-proportional bias for appendicular LM as measured by two types of SMF-BIA devices in 25 women with a mean BMI of 26.1 kg/m<sup>2</sup> and aged 18–45. These different findings are probably the result of methodological differences, with the previous data confined to small subject numbers dispersed over a wide age range. In particular, the findings may be the result of a combination of physical factors such as different body sizes. Bedogni *et al.*<sup>17</sup> found that eight-polar SMF-BIA was precise and gave accurate estimates of TBW in healthy subjects with a BMI range from 18.5–29.9 kg/m<sup>2</sup>. In our study population, the prevalence of underweight subjects (BMI values below 18.5 kg/m<sup>2</sup>) in the frail older women population was 24%, with a TBW-to-body weight ratio of 44.8%. Thus, the Fried's definition includes weight loss criteria.<sup>1</sup> We found that in multiple regression analysis, the age, body weight, height and appendicular LM determined by DXA were associated with the bias of appendicular LM between DXA and SMF-BIA among the frail older women subjects. Therefore, SMF-BIA may tend to underestimate appendicular LM in the lower range as underweight when using DXA as the reference method.

Our study has some limitations. First, although DXA is a validated 'gold standard' reference method, it is still only an estimate of body composition. Therefore, validation against DXA is not the most accurate analysis possible.<sup>42–44</sup> However, it is included as a reference method because of its wide availability and previous validation. Second, it is likely that the focus of our study on frail older women in communities may not be applicable to populations in nursing homes, hospitals and other institutions. Finally, the hydration status of the study subjects was not determined before the body composition assessment.

In conclusion, the present study confirmed that SMF-BIA had acceptable accuracy in the estimation of whole-body and appendicular FM and LM in frail women subjects aged 75 years and older, although SMF-BIA underestimated LM and overestimated FM relative to DXA. In addition, the individual level accuracy revealed non-proportional bias for whole-body LM and appendicular FM measurement. This may suggest that SMF-BIA can be used in intrapersonal comparisons, with the understanding that SMF-BIA measurements will include errors. Our findings indicate that SMF-BIA would be useful for community-based research in measuring body composition in frail older women populations. Future research efforts should examine the validity of the SMF-BIA models in predicting body composition changes in frail elderly populations with diverse body shapes and compositions.

## CONFLICT OF INTEREST

The authors declare no conflict of interest

## ACKNOWLEDGEMENTS

We are deeply grateful to the study participants and to the staff of the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology for their cooperation.

## REFERENCES

- Fried LP, Tangen CM, Walston J, Newman AB, Hirsch C, Gottdiener J et al. Frailty in older adults: evidence for a phenotype. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2001; **56**: M146–M156.
- Rosenberg IH. Summary comments. *Am J Clin Nutr* 1989; **50**: 1231–1233.
- Baumgartner RN, Koehler KM, Gallagher D, Romero L, Heymsfield SB, Ross RR et al. Epidemiology of sarcopenia among the elderly in New Mexico. *Am J Epidemiol* 1998; **147**: 755–763.
- Janssen I, Heymsfield SB, Ross R. Low relative skeletal muscle mass (sarcopenia) in older persons is associated with functional impairment and physical disability. *J Am Geriatr Soc* 2002; **50**: 889–896.
- Roubenoff R. Sarcopenia: effects on body composition and function. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2003; **58**: 1012–1017.
- Cruz-Jentoft AJ, Baeyens JP, Bauer JM, Boirie Y, Cederholm T, Landi F et al. Sarcopenia: European consensus on definition and diagnosis: Report of the European Working Group on Sarcopenia in Older People. *Age Ageing* 2010; **39**: 412–423.
- Walston J, Hadley EC, Ferrucci L, Guralnik JM, Newman AB, Studenski SA et al. Research agenda for frailty in older adults: toward a better understanding of physiology and etiology: summary from the American Geriatrics Society/National Institute on Aging Research Conference on Frailty in Older Adults. *J Am Geriatr Soc* 2006; **54**: 991–1001.
- Rolland Y, Czerwinski S, Abellan Van Kan G, Morley JE, Cesari M, Onder G et al. Sarcopenia: its assessment, etiology, pathogenesis, consequences and future perspectives. *J Nutr Health Aging* 2008; **12**: 433–450.
- Roubenoff R. Sarcopenia: a major modifiable cause of frailty in the elderly. *J Nutr Health Aging* 2000; **4**: 140–142.
- Cesari M, Leeuwenburgh C, Lauretani F, Onder G, Bandinelli S, Maraldi C et al. Frailty syndrome and skeletal muscle: results from the Invecchiare in Chianti study. *Am J Clin Nutr* 2006; **83**: 1142–1148.
- Chen Z, Wang Z, Lohman T, Heymsfield SB, Outwater E, Nicholas JS et al. Dual-energy X-ray absorptiometry is a valid tool for assessing skeletal muscle mass in older women. *J Nutr* 2007; **137**: 2775–2780.
- Prior BM, Cureton KJ, Modlesky CM, Evans EM, Sloniger MA, Saunders M et al. In vivo validation of whole body composition estimates from dual-energy X-ray absorptiometry. *J Appl Physiol* 1997; **83**: 623–630.
- Salamone LM, Fuerst T, Visser M, Kern M, Lang T, Dockrell M et al. Measurement of fat mass using DEXA: a validation study in elderly adults. *J Appl Physiol* 2000; **89**: 345–352.
- Chien MY, Huang TY, Wu YT. Prevalence of sarcopenia estimated using a bioelectrical impedance analysis prediction equation in community-dwelling elderly people in Taiwan. *J Am Geriatr Soc* 2008; **56**: 1710–1715.
- Genton L, Graf CE, Karsegard VL, Kyle UG, Picard C. Low fat-free mass as a marker of mortality in community-dwelling healthy elderly subjects. *Age Ageing* 2012; **42**: 33–39.
- Chumlea WC, Guo SS. Bioelectrical impedance and body composition: present status and future directions. *Nutr Rev* 1994; **52**: 123–131.
- Bedogni G, Malavolti M, Severi S, Poli M, Mussi C, Fantuzzi AL et al. Accuracy of an eight-point tactile-electrode impedance method in the assessment of total body water. *Eur J Clin Nutr* 2002; **56**: 1143–1148.
- Pietrobelli A, Morini P, Battistini N, Chiumello G, Nunez C, Heymsfield SB. Appendicular skeletal muscle mass: prediction from multiple frequency segmental bioimpedance analysis. *Eur J Clin Nutr* 1998; **52**: 507–511.
- Pietrobelli A, Nunez C, Zingaretti G, Battistini N, Morini P, Wang ZM et al. Assessment by bioimpedance of forearm cell mass: a new approach to calibration. *Eur J Clin Nutr* 2002; **56**: 723–728.
- Gibson AL, Holmes JC, Desautels RL, Edmonds LB, Nuudi L. Ability of new octapolar bioimpedance spectroscopy analyzers to predict 4-component-model percentage body fat in Hispanic, black, and white adults. *Am J Clin Nutr* 2008; **87**: 332–338.
- Anderson LJ, Erceg DN, Schroeder ET. Utility of multifrequency bioelectrical impedance compared with dual-energy x-ray absorptiometry for assessment of total and regional body composition varies between men and women. *Nutr Res* 2012; **32**: 479–485.
- Ling CH, de Craen AJ, Slagboom PE, Gunn DA, Stokkel MP, Westendorp RG et al. Accuracy of direct segmental multi-frequency bioimpedance analysis in the assessment of total body and segmental body composition in middle-aged adult population. *Clin Nutr* 2011; **30**: 610–615.
- Shafer KJ, Siders WA, Johnson LK, Lukaski HC. Validity of segmental multiple-frequency bioelectrical impedance analysis to estimate body composition of adults across a range of body mass indexes. *Nutrition* 2009; **25**: 25–32.
- Kyle UG, Bosaeus I, De Lorenzo AD, Deurenberg P, Elia M, Manuel Gomez J et al. Bioelectrical impedance analysis-part II: utilization in clinical practice. *Clin Nutr* 2004; **23**: 1430–1453.
- Takebe K, Narayan MG, Kukulka C, Basmajian JV. Slowing of nerve conduction velocity in hemiplegia: possible factors. *Arch Phys Med Rehabil* 1975; **56**: 285–289.
- Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet* 1986; **1**: 307–310.
- Houtkooper LB, Lohman TG, Going SB, Howell WH. Why bioelectrical impedance analysis should be used for estimating adiposity. *Am J Clin Nutr* 1996; **64**: 436S–448S.
- Freda PU, Shen W, Reyes-Vidal CM, Geer EB, Arias-Mendoza F, Gallagher D et al. Skeletal muscle mass in acromegaly assessed by magnetic resonance imaging and dual-photon x-ray absorptiometry. *J Clin Endocrinol Metab* 2009; **94**: 2880–2886.
- Kim J, Shen W, Gallagher D, Jones Jr. A, Wang Z, Wang J et al. Total-body skeletal muscle mass: estimation by dual-energy X-ray absorptiometry in children and adolescents. *Am J Clin Nutr* 2006; **84**: 1014–1020.
- Shih R, Wang Z, Heo M, Wang W, Heymsfield SB. Lower limb skeletal muscle mass: development of dual-energy X-ray absorptiometry prediction model. *J Appl Physiol* 2000; **89**: 1380–1386.
- Volgyi E, Tylavsky FA, Lytikainen A, Suominen H, Alen M, Cheng S. Assessing body composition with DXA and bioimpedance: effects of obesity, physical activity, and age. *Obesity* 2008; **16**: 700–705.
- Wang Z, Deurenberg P, Wang W, Pietrobelli A, Baumgartner RN, Heymsfield SB. Hydration of fat-free body mass: review and critique of a classic body-composition constant. *Am J Clin Nutr* 1999; **69**: 833–841.
- Wang Z, Deurenberg P, Wang W, Pietrobelli A, Baumgartner RN, Heymsfield SB. Hydration of fat-free body mass: new physiological modeling approach. *Am J Physiol* 1999; **276**: E995–E1003.
- Heymsfield SB, Nunez C, Testolin C, Gallagher D. Anthropometry and methods of body composition measurement for research and field application in the elderly. *Eur J Clin Nutr* 2000; **54**(Suppl 3): S26–S32.
- Buffa R, Floris GU, Putzu PF, Marini E. Body composition variations in ageing. *Coll Antropol* 2011; **35**: 259–265.
- Ritz P. Investigators of the Source S, of the Human Nutrition Research C-A. Chronic cellular dehydration in the aged patient. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2001; **56**: M349–M352.
- Wizemann V, Wabel P, Chamney P, Zaluska W, Moissl U, Rode C et al. The mortality risk of overhydration in haemodialysis patients. *Nephrol Dial Transplant* 2009; **24**: 1574–1579.
- Baarends EM, Schols AM, van Marken Lichtenbelt WD, Wouters EF. Analysis of body water compartments in relation to tissue depletion in clinically stable patients with chronic obstructive pulmonary disease. *Am J Clin Nutr* 1997; **65**: 88–94.
- Ritz P, Berrut G. The importance of good hydration for day-to-day health. *Nutr Rev* 2005; **63**: S6–13.
- Ritz P, Vol S, Berrut G, Tack I, Arnaud MJ, Tichet J. Influence of gender and body composition on hydration and body water spaces. *Clin Nutr* 2008; **27**: 740–746.
- Sergi G, Lupoli L, Volpato S, Bertani R, Coin A, Perissinotto E et al. Body fluid distribution in elderly subjects with congestive heart failure. *Ann Clin Lab Sci* 2004; **34**: 416–422.
- Goran MI, Toth MJ, Poehlman ET. Assessment of research-based body composition techniques in healthy elderly men and women using the 4-compartment model as a criterion method. *Int J Obes Relat Metab Disord* 1998; **22**: 135–142.
- Roubenoff R, Kehayias JJ, Dawson-Hughes B, Heymsfield SB. Use of dual-energy x-ray absorptiometry in body-composition studies: not yet a 'gold standard'. *Am J Clin Nutr* 1993; **58**: 589–591.
- Snead DB, Birge SJ, Kohrt WM. Age-related differences in body composition by hydrodensitometry and dual-energy X-ray absorptiometry. *J Appl Physiol* 1993; **74**: 770–775.

# 歩行速度

金 憲経

## Summary

- 「高齢者は何故つまずきやすくなっているのか」に対する理解が、転倒と歩行機能との関連性を把握するうえで重要である。
- 歩行速度の低下は転倒の危険要因になる。

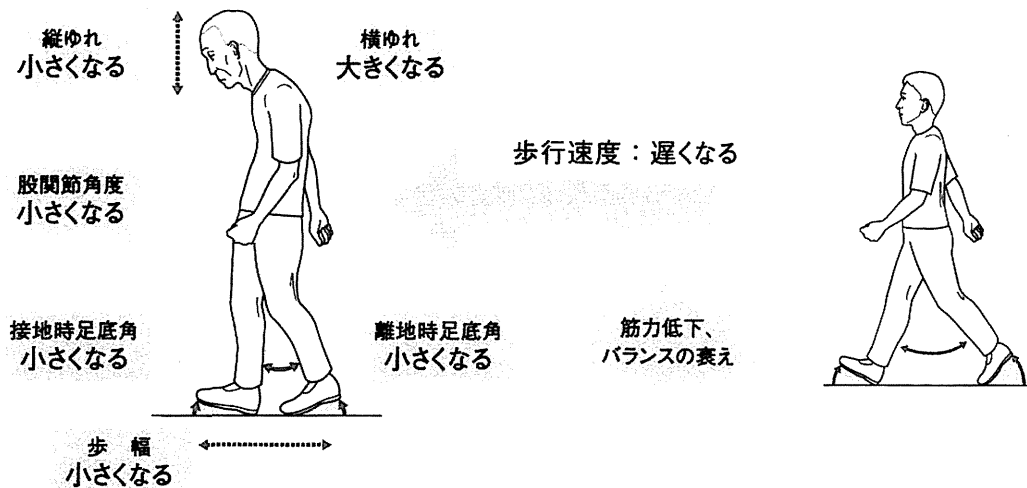
疾病によらない身体機能に関連した転倒の危険因子はいずれも加齢(老化)、生活習慣(不活動)に伴う機能の減衰に基づくものであり、高齢者の転倒原因の大きな割合を占めている。ここでは、歩行機能と転倒との関連性について簡単に記述する。

まず、注目すべき点は転倒のほとんどは歩行中に発生することである<sup>1)</sup>。したがって、歩行機能の加齢変化についての理解が必要である。高齢者の歩行パターンの特徴は、歩行速度の低下、歩幅の短縮、両脚支持期の延長、遊脚期での足の挙上の低下、歩隔の増大、腕の振りの減少、不安定な方向転換などにまとめられる(図1)。

一方、転倒者の歩行を分析した研究によれば、転倒経験がある高齢者は転倒経験がない高齢者に比べて歩幅は短くて、歩調の変動は大きくて、歩行速度は遅いという特徴を示し、歩行速度の低下のみならず不安定な歩き方が転倒につながる可能性が示唆されている<sup>2)</sup>。

一方、転倒の主な理由について調べた調査によれば、「つまずいた44.8%、滑った17.2%、めまい10.3%」である(レベルII)<sup>3)</sup>。「高齢者は何故つまずきやすくなっているのか」に対する理解が、転倒と歩行機能との関連性を把握するうえで重要なポイントである。つまずく、すなわち「すり足」の原因は、歩くときつま先を上げる役割を担っている「前脛骨筋」の衰弱に起因すると考えられる。次に、膝を伸ばすとき、股を上げるとき、椅子から立ち上がったたり階段を昇ったりするときに使われる「大腿四頭筋」、股を上げるとき、階段を昇るときに使用する「腸腰筋」、膝を曲げるとき、大きく歩幅をとって歩くときに使われる「ハムストリングス」、つま先立ちするとき、地面を蹴るときに使用する「下腿三頭筋」の筋力の衰えは、歩幅の短縮を招き、ひいては歩行速度の低下に結び付き、転倒の危険要因となる。

図1 高齢者歩行の特徴



## 歩行速度の計測

歩行速度の計測には5mあるいは10mがよく採用されているが、ここでは5m歩行について説明する。障害物のない平坦な床に3mと8m地点にテープで印を付けた11mの歩行路上で直線歩行を行い、3m地点を体幹の一部(腰または肩)が越えた時点から8mを越えるまでの時間を計測する。通常歩行は「いつも歩いている速さで歩いてください」と被験者に指示する。試行は2回行い、速い値を採用する。

## 歩行速度のカットオフポイント

歩く速さはさまざまな健康指標として活用され、多数のカットオフポイントが提案されている。アメリカで普段の日常生活で必要とされる歩行速度の目安である横断歩道を渡りきる速さを1.22m/秒で設定し<sup>4)</sup>、1.0m/秒以下になると下肢障害や入院、死亡の危険性が上昇することを<sup>5)</sup>、0.8m/秒以下はサルコペニアの診断基準の1つとして使用されている(レベルⅡ)<sup>6)</sup>。このように、カットオフポイントには差があるものの、歩行速度は高齢者の生活機能の自立や日常生活の良し悪しを判断する指標として幅広く採用されている。

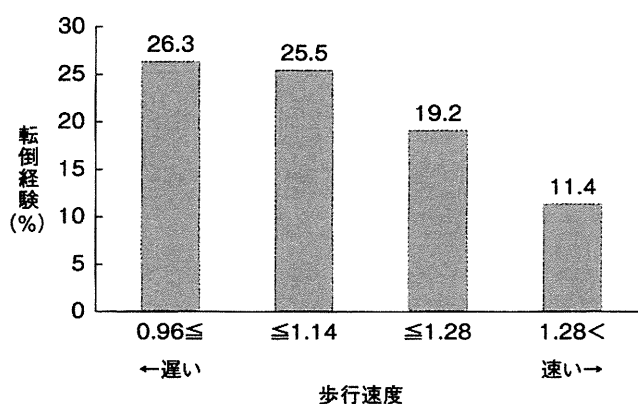
## 歩行速度と転倒との関連性

歩行速度と転倒との関連性については、さまざまな角度から検討されている。多く

の研究で、歩行速度の低下は、転倒のみならず再転倒 (relative risk ; RR=5.4、95% CI: 2.0-14.3) と密接に関連すると指摘している (レベル II)<sup>7)</sup>。

地域在宅高齢者の転倒発生率について調べた追跡調査によれば、5年間2回以上の複数回の転倒発生と関連する要因は、過去1年間の転倒経験(オッズ比[OR]=3.80、95% CI: 2.22-6.49)、通常歩行速度(OR=0.20、95% CI: 0.08-0.52)、皮下脂肪厚(OR=0.97、95% CI: 0.94-0.99)であり、特に自由歩行速度が速い群で転倒発生率が11.4%と低く、遅い群では26.3%と高い傾向が観察されている(図2)<sup>8)</sup>。さらに、歩行速度の低下は大腿骨頸部骨折の予知因子(RR=1.4、95% CI: 1.1-1.6)であることも検証されている<sup>9)</sup>。

図2 歩行速度と5年間の複数回転倒率



(鈴木隆雄ほか：地域高齢者の転倒発生に関連する身体的要因の分析的研究－5年間の追跡研究から－。日老医誌 1999；36：472-8。より引用)

## 【文献】

- 1) Li W, Keegan TH, Sternfeld B, Sidney S, Quesenberry CP Jr, Kelsey JL : Outdoor falls among middle-aged and older adults : a neglected public health problem. Am J Public Health 2006 ; 96 : 1192-200.
- 2) Guimaraes RM, Isaacs B : Characteristics of the gait in old people who fall. Int Rehabil Med 1980 ; 2 : 177-80.
- 3) 金憲経, 吉田英世, 鈴木隆雄, 石崎達郎, 細井孝之, 折茂肇ほか : 高齢者の転倒関連恐怖感と身体機能 -転倒外来受診者について-。日老医誌 2001 ; 38 : 7.
- 4) Langlois JA, Keyl PM, Guralnik JM, Foley DJ, Marottoli RA, Wallace RB : Characteristics of older pedestrians who have difficulty crossing the street. Am J Public Health 1997 ; 87 : 393-7.
- 5) Cesari M, Kritchevsky SB, Penninx BW, Nicklas BJ, Simonsick EM, Pahor M, et al : Prognostic value of usual gait speed in well-functioning older people-results from the Health, Aging and Body Composition Study. J Am Geriatr Soc 2005 ; 53 : 1675-80.
- 6) Cruz-Jentoft AJ, Baeyens JP, Bauer JM, Boirie Y, Cederholm T, Zamboni M, et al : Sarcopenia : European consensus on definition and diagnosis : Report of the European Working Group on Sarcopenia in Older People. Age Ageing 2010 ; 39 : 412-23.
- 7) Montero-Odasso M, Schapira M, Soriano ER, Varela M, Kaplan R, Mayorga LM, et al : Gait velocity as a single predictor of adverse events in healthy seniors aged 75 years and older. J Gerontol A Biol Sci Med Sci 2005 ; 60 : 1304-9.
- 8) 鈴木隆雄, 杉浦美穂, 古名丈人, 西澤哲, 吉田英世, 柴田博ほか : 地域高齢者の転倒発生に関連する身体的要因の分析的研究 -5年間の追跡研究から-。日老医誌 1999 ; 36 : 472-8.
- 9) Dargent-Molina P, Favier F, Grandjean H, Baudoin C, Schott AM, Bréart G, et al : Fall-related factors and risk of hip fracture : the EPIDOS prospective study. Lancet 1996 ; 348 : 145-9.



# 環境因子

金 恵経

## Summary

- 環境要因のみでは転倒の直接的原因とは言い難く、高齢者の身体機能などとの交互作用として働く側面を捉えることが重要である。

転倒の潜在的危険要因としての環境要因は多数存在する。環境要因のみでは転倒の直接的原因とは言い難く、高齢者の身体機能などとの交互作用として働く側面を捉えるのが重要なポイントである。高齢者の日常生活の場である住宅内外には、転倒に結びつきやすい危険要因が数多く潜んでいる。転倒と関連する環境要因は大きく屋内環境、屋外環境、行動要因、その他に分けられる(表1)<sup>1~4)</sup>。一般的に、屋内転倒は虚弱高齢者に、屋外転倒は健常高齢者に多発することが指摘されている<sup>5)</sup>。

## 高齢者の家庭内事故の概要

家庭内で発生している事故の状況を知る資料として「病院危害情報からみた高齢者の家庭内事故」がある<sup>6)</sup>。全国20の危害情報収集協力病院から20歳以上の事故が2003年度～2007年度まで21,860件寄せられ、20歳以上65歳未満で15,291件、65歳以上で6,569件である。事故発生場所を年齢層別にみると住宅(敷地内を含む)が最も多く、65歳未満では53.4%(8,163件)、65歳以上では63.3%(4,158件)となっている。65歳以上のうち、65歳以上75歳未満(全体3,051件)では60.4%(1,843件)、75歳以上(全体3,518件)では65.8%(2,315件)と、年齢上昇につれて、住宅内での事故の割合が高くなる傾向を示している(レベルI)。

事故のきっかけにおける転倒・転落の割合は65歳未満で22.9%(1,868件)、65歳以上の高齢者で56.2%(2,337件)と上昇する。高齢者でも、75歳未満47.7%(879件)、75歳以上63.0%(1,458件)と年齢上昇とともに転倒・転落事故が多くなる。高齢者における転倒事故と転落事故を分けると、75歳未満では転倒27.1%(500件)、転落20.6%(379件)、

表1 転倒と関連する環境要因

| 屋内環境要因   |  |   |
|--|--|---|
| <p>1. 居間・寝室など</p> <p>1)床の面</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>カーベットの端</li> <li>滑りやすい敷物、座布団</li> <li>収納されていないコードやケーブル類</li> <li>床上に置かれている新聞紙・本・おもちゃなど</li> <li>滑りやすい床の材質</li> </ul> <p>2)家具</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>不安定な家具・椅子</li> <li>低位置に置かれている家具</li> <li>アームレスト、背もたれがない椅子</li> <li>低すぎる、もしくは高すぎるベッド・棚</li> <li>廊下の不適切な物置</li> </ul> <p>3)照明</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>暗い照明</li> </ul> | <ul style="list-style-type: none"> <li>反射されやすい床の材質・まぶしい光線</li> <li>不適切なスイッチ位置</li> </ul> <p>2. 階段</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>急な階段</li> <li>照明不良(暗い)</li> <li>手すりがない</li> <li>狭い階段</li> <li>最後の段と床との境目の識別が困難</li> <li>踏み面の寸法の不足</li> </ul> <p>3. 玄関</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>滑りやすい玄関マット</li> <li>段差が大きいかまち</li> <li>手すりがない</li> <li>整理されてない靴</li> </ul> | <p>4. 台所</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>よく使用する器具の位置：背伸び・しゃがむ必要</li> <li>収納されてない調理器具のコード</li> <li>不安定な台・食卓椅子</li> <li>濡れやすい床・落ち水</li> </ul> <p>5. トイレ・お風呂</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>低い便座の位置、手すりがない</li> <li>寝室から遠いトイレ</li> <li>照明不良</li> <li>入口の段差</li> <li>滑り止めのマットがないお風呂場、手すりがない</li> <li>風呂場でスリッパ使用</li> <li>深い浴槽</li> </ul> |
| 屋外環境要因   | 日々の活動要因  |   |
| <ul style="list-style-type: none"> <li>歩道の段差</li> <li>濡れた落ち葉、氷、雪</li> <li>デコボコ道、水溜り</li> <li>高さが異なる階段</li> <li>滑り止めのない急坂道(雨天時要注意)</li> </ul>   | <ul style="list-style-type: none"> <li>急な立ち座り・姿勢変換</li> <li>夜中のトイレ</li> <li>不慣れ的环境</li> <li>不適切な介護用具</li> <li>危険な活動(両手荷物、急ぐ、走るなど)</li> </ul>   |   |
| 他の要因   |  |   |
| <ul style="list-style-type: none"> <li>歩道と横断歩道間の段差、信号が変わる間際の横断</li> <li>整備されていない歩行補助道具</li> <li>不適切な靴(滑り止めがない、ヒールが高い、サイズが合わないなど)</li> <li>駅の階段の最終段での踏み外し、バスの乗り遅れ</li> </ul>  |  |   |

75歳以上では転倒44.8% (1,037件)と急増傾向を示している。このように、家庭内事故では、75歳以上高齢者の転倒事故が多発することに注目すべきである。

### 転倒場所と問題点

都市部在宅高齢者における転倒状況を調べた報告によれば<sup>7)</sup>、転倒場所は屋内32.2%、屋外41.4%、両方9.2%、不明17.1%である。屋内の転倒場所は、居間46.9%、階段20.4%、廊下10.2%、玄関・その他の部屋8.2%である。屋外は、平らな道47.6%、坂道14.3%、階段12.7%である。転倒時の履物は、屋内ではスリッパ20.4%、靴下12.2%、サンダル10.2%、何も履いていない34.7%、屋外では靴78.8%、草履・サンダル15.2%である(レベルⅡ)。

このように、高齢者が日々の生活を送る場所である居間、階段、玄関、廊下で転倒発生の頻度が高いことに注意喚起が必要であり、これらの場所はなぜ転倒事故と結びつきやすいのかについての考察が必要である(図1)。

#### ◆階段

階段がかなり狭くて急で、曲っている内側の踏み面の寸法が不足しているケースが多い。手すりが途中までで、視力低下や照明不良で階段の最後の1段と床との境界の区別が困難な場合に「踏み外し」の原因となる。階段に手すりがない場合、転倒率の上昇につながることを指摘している。

#### ◆居間

目立った段差がない場所である居間では、カーベットの折れ端、敷居などの1~2cmの小さな段差は気づきにくく、不用心となりやすい。また、滑りやすい床面の材質、床に置かれている電気コード類、雑誌や新聞紙、衣類は転倒につながる障害物である。

#### ◆玄関

玄関では靴の着脱、上がりかまちの昇降など片足で行動することが多いため、普段は注意していても、荷物を持って上がろうとしたり、急いでいるときに、つまずいたり踏み外し、転落することが多い。

#### ◆その他

浴室やトイレでの転倒事故も多く報告されている。深い浴槽にまたいで入る動作や水で滑りやすい床面、トイレの便器への立ち座り、入口への段差、夜間利用時の照明不良のため転倒事故が多く発生する場所である。

図1 屋内外の環境



## 環境要因と転倒との関連性

家庭内の危険因子の数と転倒率との関連性は高く、2,304名の高齢者を調べたところ、家庭内に1つ以上の危険要因が存在する場合には転倒に結びつく可能性が高まる<sup>8)</sup>。家庭内には転倒につながりやすい物的要因が、数多く潜んでいるにもかかわらず、転倒のハイリスク者である高齢者自身は気づいていない点が問題である。また、院内転倒の54.0%は異なるさまざまな環境要因と関わり、歩行中の転倒は骨折に結びつく危険性が高いと指摘し、院内の環境整備の重要性を強調している<sup>9)</sup>(レベルⅡ)。

## 屋外要因

中年期以降の転倒発生について調べた調査によれば、屋外転倒(58.0%)が屋内転倒(42.0%)より多く、屋外転倒の7割以上は環境要因と関わっている。屋外で転倒が頻繁に発生する場所は、デコボコ道(50.7%)、つまずきやすい障害物(34.6%)、滑りやすい障害物(22.9%)、濡れた道(21.7%)である。屋外転倒者の70%以上は硬い地面(コンクリート、アスファルト、タイル、石、あるいは木材の床)で転倒し、正面に倒れるのが半分近く(48.8%)である<sup>5)</sup>(レベルⅡ)。

### 【文献】

- 1) Tideiksaar R: Geriatric falls: assessing the cause, preventing recurrence. *Geriatrics* 1989; 44: 57-61, 64.
- 2) Northridge ME, Nevitt MC, Kelsey JL, et al: Home hazards and falls in the elderly: the role of health and functional status. *Am J Public Health* 1995; 85: 509-15.
- 3) Gill TM, Williams CS, Robison JT, et al: A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons. *Am J Public Health* 1999; 89: 553-6.
- 4) Carter SE, Campbell EM, Sanson-Fisher RW, et al: Environmental hazards in the homes of older people. *Age Ageing* 1997; 26: 195-202.
- 5) Li W, Keegan TH, Sternfeld B, et al: Outdoor falls among middle-aged and older adults: a neglected public health problem. *Am J Public Health* 2006; 96: 1192-200.
- 6) 国民生活センター: 病院危害情報からみた高齢者の家庭内事故-死亡原因のトップはやけど-. [http://www.kokusen.go.jp/pdf/n-20080904\\_3.pdf](http://www.kokusen.go.jp/pdf/n-20080904_3.pdf), 1-12, 2008
- 7) 亀井智子, 梶井文子, 糸井和佳ほか: 都市部在住高齢者における転倒発生場所の現状からみた転倒予防教育プログラムの検討-東京都中央区2町の調査から-. *聖路加看護大学紀要* 2009; 35: 52-60.
- 8) Fletcher PC, Hirdes JP: Risk factors for falling among community-based seniors using home care services. *J Gerontol* 2002; 57A: M504-M10.
- 9) Parker MJ, Twemlow TR, Pryor GA: Environmental hazards and hip fractures. *Age Ageing* 1996; 25: 322-5.

## 運動

金 憲経

### Summary

- 効率的な転倒予防のためには、転倒予防運動の習慣化が大切である。また運動に加え、住宅改善や視力補正も行う包括的なプログラムの提供が、より転倒予防の効果を高める。
- 運動介入により、転倒率が下がることは多くの研究で検証されてきたが、施設入所者に関する効果はいまだみられていない。入所者に対する予防策を講じることは、今後における1つの課題である。

転倒率は危険因子の数とほぼ直線的に増加することから<sup>1)</sup>、転倒率を下げるためには危険因子の数を減らすことがポイントである。転倒を予防するためには、多くの危険要因のうちの可変要因に当てはまる因子を一つ一つ改善していく方法しかない。転倒の危険因子を総合的にまとめた先行研究によれば、転倒の相対的な危険度は、筋力の低下(RR=4.4)、転倒歴(RR=3.0)、歩行機能低下(RR=2.9)、バランス低下(RR=2.9)が高く、ほかに視力障害、関節炎、ADL障害、認知機能障害、年齢80歳以上と関連すると指摘されている(レベルⅡ)<sup>2)</sup>。なかでも、筋力、歩行、バランスなど身体的要素に関連した要因は、トレーニングや普段からの訓練によって低下を予防し、機能の強化が可能である。すなわち、高齢者の転倒原因の大きな割合を占めている身体的要因は、可変因子であることに運動介入の重要な意味がある。

### 運動プログラムの効果

転倒予防を目的とした運動介入の成果についてのRCT研究は実に数多く報告されているが、その結果は必ずしも一致せず、異なる成果が散見される。転倒予防効果が検証された代表的な介入は、1990年に全米8つの地域で2,400名以上を対象に3年以上行ったFICSIT研究であり<sup>3)</sup>、その結果によれば、太極拳を中心としたバランス訓練と筋力

### Ⅲ 転倒予防

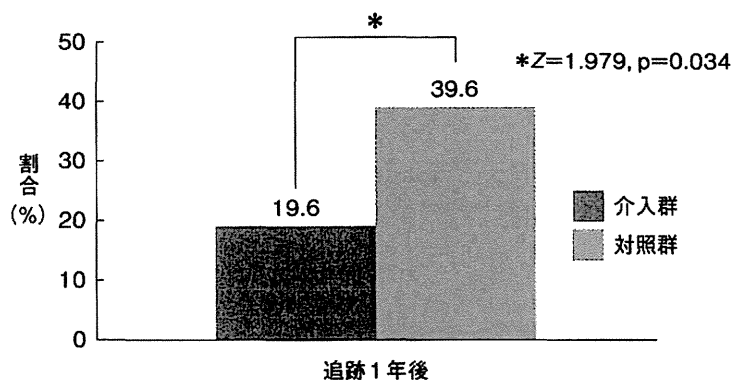
トレーニングが、最も有効な手法であることが確認されている(レベルⅢ)。

転倒経験者は、転倒経験がない人に比べて身体機能が劣っているとの報告が多く、さらには再転倒の危険因子(RR=3.0)として指摘されているが、転倒経験者に対する転倒予防戦略の成果についての検討は、きわめて少ないのが現状である。大都市在住の転倒経験者を対象に運動介入を3カ月間実施した後、1年間の追跡期間中に発生した転倒率は介入群19.6%、対照群38.3%( $Z=1.979$ ,  $p=0.048$ )と(図1)<sup>4)</sup>、再転倒の危険性が高い転倒経験者であっても運動介入へ参加することによって、転倒率の減少効果が認められる。

もう1つは、在宅型運動による転倒予防効果である。筋力アップとバランス訓練を中心に開発されている在宅運動プログラム(Otago exercise programme)効果のまとめによれば<sup>5)</sup>、介入後1年間の転倒率32.0%(罹患率比[incedence rate ratio; IRR]=0.68, 95%CI=0.56-0.79)の減少効果が観察され、高齢者の虚弱度に合わせた個別処方、段階的なレベルアップ、指導者の定期的な訪問による支援を続けると、転倒予防効果は、たとえ高齢で在宅型の運動介入であっても認められると考えられる(レベルⅡ)。

しかし、施設入所者を対象に実施した報告によれば<sup>6)</sup>、移動能力の改善効果は観察されたものの(15.5%改善)、転倒率の抑制効果はみられない(運動群=79転倒、対照群=60転倒、 $p=0.11$ )と指摘されている。これはおそらく対象者の虚弱化が地域在宅高齢者に比べて、より進行していることや、転倒の危険因子となる慢性疾患が背景にあるなど、より介入の効果が出現しづらい状況にあるものと考えられる。

図1 地域在住転倒経験高齢者における運動指導後1年間の転倒率



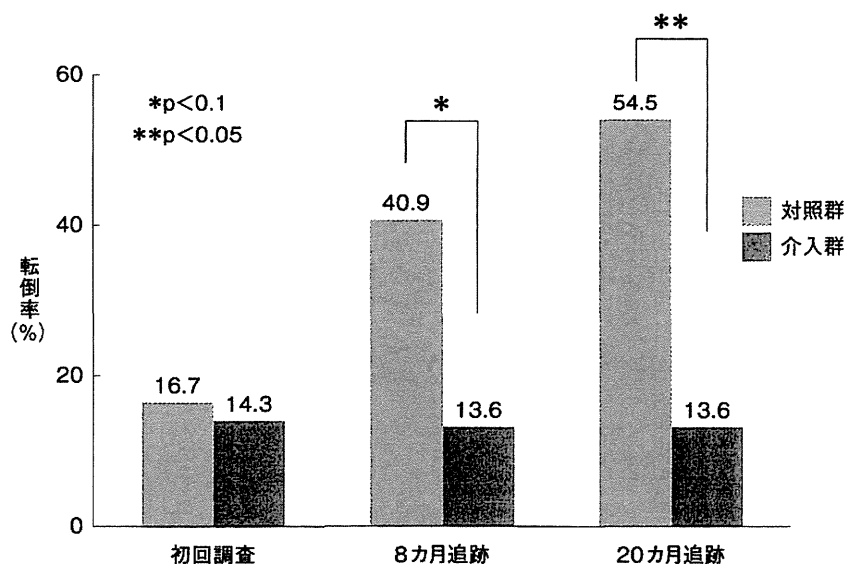
(金憲経, 鈴木隆雄: 予防戦略 4) 転倒経験者に対する転倒予防戦略—運動中心プログラムの効果検証—. Geriatr Med 2009; 47: 751-4; 掲載許諾済)

## 運動介入のポイント

### ◆包括的運動プログラム

転倒予防を目的とした運動介入の際に考慮事項として運動種目、指導期間、頻度、時間、指導形式等々である。転倒危険性の高い高齢者が効率的に転倒を予防するためには、転倒予防意識を高めるとともに、転倒予防運動の習慣化が大切である。単独介入では運動がRR=0.82(95%CI=0.70-0.97)と最も効果的であるが<sup>6)</sup>、運動に住宅改善や視力補正を加えるとRR=0.67(95%CI=0.51-0.88)に効果が高まることから<sup>7)</sup>、包括的予防プログラムの提供がポイントであると考え(レベルⅢ)。もう一点は、集団指導に在宅運動プログラムを加えることによる転倒予防効果の上昇も報告されている(図2)<sup>8)</sup>。

図2 介入後8カ月・20カ月追跡期間中の転倒率の推移



(With kind permission from Springer Science + Business Media: J Bone Miner Metab, Randomized controlled trial of exercise intervention for the prevention of falls in community-dwelling elderly Japanese women, 22: 2004, 602-11, T Suzuki, H Kim, H Yoshida, T Ishizaki, Fig. 3. より)

### ◆complianceと強度

介入効果に影響する要因は多数である。なかでも、complianceと運動強度の影響が大きいと考える。同じ介入群でも、介入プログラムへの参加率が高い者で転倒発生率が低いとの報告もある<sup>9)</sup>。さらに、介入の効果を高めるために運動強度の増加や介入期間の延長を提案する報告もあるが<sup>10)</sup>、効果のみを強調したプログラムの運用により脱落者が増えるという問題点の指摘もある。身体機能が弱い者に転倒の危険性が高いという事実を考慮すると、参加者が継続して実行できる運動プログラムをいかに提供するかがポイントである。



## 運動介入の課題

### ◆施設入所者に対する効果検証

施設入所者を対象とした研究結果をまとめると、まだ十分な予防策が確立されていない状況である。しかし、長期入所者は筋力低下と移動障害が共通要因であり<sup>6)</sup>、介入はこれらの要因の改善に焦点を当てるべきであると強調していることは、施設入所者に対する介入の方向性を示唆するものであり、長期施設入所者に対する有効な予防策の構築は今後の研究に委ねる。

### ◆介入不参加者に対する対応策の確立

運動介入に参加し指導を受ければ、転倒率は下がること多くの研究で検証されている。しかし、運動介入不参加者の転倒の危険性が高く、転倒率あるいは骨折率が上昇した場合には、運動介入によって減少した転倒率が不参加者の上昇によって相殺されてしまい、地域全体からみたとときの運動介入効果は見えにくくなることも推測される。したがって、介入不参加者への対応策の確立が最大の課題ともいえる。不参加者への対応策の1つとして、「転倒予防手帳」の配布による間接介入も1つの案として提案したい。

### 【文献】

- 1) Tinetti ME, Speechley M, Ginter SF: Risk factors for falls among elderly persons living in the community. *N Engl J Med* 1988; 319: 1701-7.
- 2) Guideline for the prevention of falls in older persons. American Geriatrics Society, British Geriatrics Society, and American Academy of Orthopaedic Surgeons Panel on Falls Prevention. *J Am Geriatr Soc* 2001; 49: 664-72.
- 3) Province MA, Hadley EC, Hornbrook MC, et al: The effects of exercise on falls in elderly patients. A preplanned meta-analysis of the FICSIT Trials. *Frailty and Injuries: Cooperative Studies of Intervention Techniques*. *JAMA* 1995; 273: 1341-7.
- 4) 金憲経, 鈴木隆雄: 予防戦略 4) 転倒経験者に対する転倒予防戦略-運動中心プログラムの効果検証-. *Geriatr Med* 2009; 47: 751-4.
- 5) Thomas S, Mackintosh S, Halbert J: Does the 'Otago exercise programme' reduce mortality and falls in older adults? a systematic review and meta-analysis. *Age Ageing* 2010; 39: 681-7.
- 6) Mulrow CD, Gerety MB, Kanten D, et al: A randomized trial of physical rehabilitation for very frail nursing home residents. *JAMA* 1994; 271: 519-24.
- 7) Day L, Fildes B, Gordon I, et al: Randomised factorial trial of falls prevention among older people living in their own homes. *BMJ* 2002; 325: 128-31.
- 8) Suzuki T, Kim H, Yoshida H, et al: Randomized controlled trial of exercise intervention for the prevention of falls in community-dwelling elderly Japanese women. *J Bone Miner Metab* 2004; 22: 602-11.
- 9) Lord SR, Ward JA, Williams P, et al: The effect of a 12-month exercise trial on balance, strength, and falls in older women: a randomized controlled trial. *J Am Geriatr Soc* 1995; 43: 1198-206.
- 10) Hornbrook MC, Stevens VJ, Wingfield DJ, et al: Preventing falls among community-dwelling older persons: results from a randomized trial. *Gerontologist* 1994; 34: 16-23.

## 6

## 転倒予防に向けたエクササイズ

大久保善郎 (筑波大学大学院人間総合科学研究科 体育学専攻)

金 憲経 (東京都健康長寿医療センター研究所)



## Key Points

- 高齢者の転倒は、寝たきりにつながる可能性があり、健康上の大きな問題である。
- 転倒予防の目的の1つは、骨折を防ぐことである。
- 転倒の要因は数多く存在し、複数の要因が絡み合って転倒を引き起こす。
- 転倒予防には、脚筋力とバランスの強化に加えて、環境改善や服薬調整、視力補正などが必要なケースがある。

## 1. 疫学的アプローチ

## ➡ 転倒・大腿骨頸部骨折

高齢者の転倒は、「不慮の事故」による死亡や要介護化の主要因である(厚生労働省, 2007)。高齢になると、視力や脚筋力の低下から転倒が増える。閉経後女性では女性ホルモン(エストロゲン)の減少により骨量の急な減少が起き、転倒により橈骨や脊椎、特に大腿骨頸部を骨折する頻度が高まる(図1)。人工関節置換術や術後リハビリテーションが発達してきたが、大腿骨頸部骨折の予後は決してよくない。大腿骨頸部骨折により入院した高齢者の調査では、骨折前に歩行できた高齢者のうち24～38%が退院時に歩行不能となっている(菊池ら, 1992; 渡辺ら, 2003)。大腿骨頸部骨折患者の死亡率は受傷から1年後に13.2%であり、健康老人の約3倍になるとの報告もある(松林ら, 1990)。

## ➡ 転倒予防の重要性

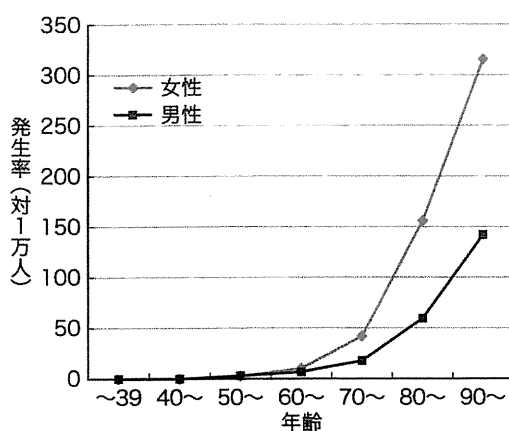
これまでの医療は、骨密度検査による骨脆弱性のスクリーニングや骨粗鬆症の治療(薬剤による骨密度の増加)により大腿骨頸部骨折の抑制を試みてきた。しかし、大腿骨頸部骨折は高齢化の進行に伴い増加の一途をたどっており(図2)、今後も増加していく可能性があることから新たな対策が必要となっている。

意外なことに、大腿骨頸部骨折患者数の約8割は、骨粗鬆症の診断基準の骨密度より高いことが報告されている(Sirisら, 2004)。また、欧米人は日本人よりも骨密度が高いにもかかわらず、大腿骨頸部骨折が多い。その理由として、欧米の転倒率の高さが考えられる。欧米の在宅高齢者の年間転倒率は約30～40%であり、日本の在宅高齢者の約10～20%よりも高い。大腿骨頸部骨折の大多数が転倒により生じるため、大腿骨頸部骨折を

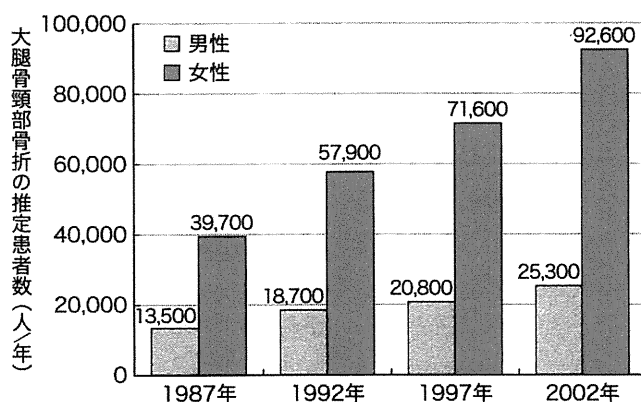
I

II

III



**図1 性・年齢別大腿骨頸部骨折発生率**  
 (折茂肇ら：第四回大腿骨頸部骨折全国頻度調査成績—2002年における新発症患者数の推定と15年間の推移、日本医事新法4180、25-30、2004より引用)



**図2 日本の大腿骨頸部骨折の推定患者数の推移**  
 (折茂肇ら：第四回大腿骨頸部骨折全国頻度調査成績—2002年における新発症患者数の推定と15年間の推移、日本医事新報4180、25-30、2004より作図)

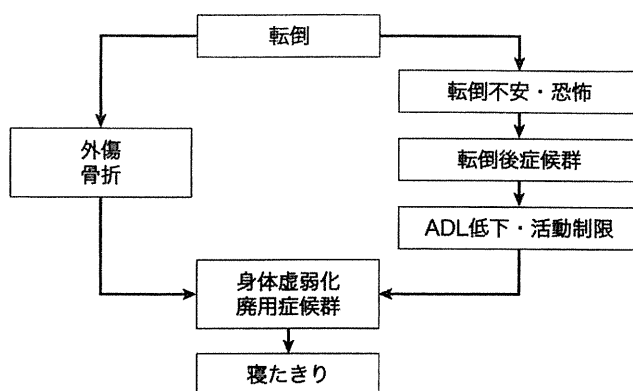
抑制するためには転倒を予防することが重要である。

### ➡ 転倒の定義

人によって転倒の捉え方が異なるため、転倒の定義を明確にすることが必要である。転倒の定義は「自分の意志からではなく、膝、上肢(手、腕など)あるいは尻や腰などの身体部分が床や地面などのより低いレベルに接触すること」(Gibsonら、1990)とするのが一般的である。そのため、つまずいて軽く手が地面についただけでも転倒となる。

### ➡ 転倒による心理的な影響・転倒後症候群

転倒による骨折などの外傷がなくても、再度の転倒を恐れるあまり日常生活の活動に消極的になり、体を動かす機会がますます減少して廃用症候群となり、寝たきりとなるケー



**図3 転倒のもたらすさまざまな影響**  
 ADL(activity of daily living): 日常生活動作  
 (鈴木隆雄: 転倒の疫学. 日本老年医学会雑誌 40: 85-94, 2003の図1を一部改変して引用)

スもある(図3)。

転倒経験のある高齢者の3～9割が、転倒経験のない高齢者でも1～6割が転倒恐怖感をいだと報告されている(Howlandら, 1993; Lachmanら, 1998)。日本では、転倒経験者の4割、非転倒経験者の1割が、転倒を恐れて外出を控えると回答した(金ら, 2001)。転倒に伴う心理的影響は長期にわたり、日常生活動作(activity of daily living: ADL)や歩行機能を著しく低下させる。健康への自信喪失、孤独、身近な人の死などが相互に影響して抑うつ状態に陥ることもある。このような状態は転倒後症候群(post-fall syndrome)とよばれている。

### ➔ 転倒の発生状況

日本の在宅高齢者の転倒発生率は年間10～20%と報告されており、転倒は高齢になるほど多く、また男性よりも女性に多い。在宅高齢者の転倒の約50%は「歩行中」に発生し、次いで「立ち座り」の約25%である。転倒のきっかけの約40%を占めるのが「つまずき」であり、「すべり」が約20%である。転倒の発生場所は、屋内(約35%)よりも屋外(約60%)が多い。屋外での具体的な場所は、男性では平らな道(約25%)と坂道(約15%)が多く、女性では平らな道(約20%)と庭(約20%)が多い。

### ➔ 高齢者の歩行の特徴

図4は典型的な高齢者(左)と若年者(右)の歩行姿勢である(Murrayら, 1969)。高齢者における歩行の特徴は、①やや両足を広げ、歩幅が狭い、②やや前傾姿勢で、股・膝関節が屈曲し、腕の振りが乏しい、③方向転換がスムーズにできない、④時に歩き始めがスムーズにできない、⑤時にふらつき、倒れそうになる、⑥歩行速度が遅い、などがあげられる。歩行速度低下の原因は、歩幅の短縮と歩調(1分間当たりの歩数)の減少によるものと考えられる。特に、腸腰筋の衰えにより脚を高く上げられないこと、前脛骨筋が衰えることで生じる足先高の低下(すり足: 図5)は、つまずきの原因となる。

I

II

III