

Verdecchia *et al.*³² reported that white coat effect does not predict cardiovascular morbidity and mortality in subjects with essential hypertension. Also, Khatrar *et al.*³³ reported that white coat hypertensives had a significantly lower incidence of cardiovascular events than sustained hypertensives. In contrast, Mulè *et al.*³⁴ reported that left ventricular mass was greater in the group with higher systolic and diastolic white coat effect, suggesting an end-organ damage in white coat hypertension. Amado *et al.*³⁵ reported that elderly hypertensives with white coat effect have more previous history of ischemic cardiovascular or cerebrovascular disease than those with no white coat effect. Other numerous studies also found a considerable association between the white coat effect^{36,37} or the exaggerated cardiovascular reactivity to mental stress⁸⁻¹⁴ and cardiovascular mortality or target organ damage. Recent studies suggest that hypertension is associated with the onset and exacerbation of Alzheimer's disease.³⁸⁻⁴² Thus, the control of stress-induced hypertension may be a therapeutic target in the management of elderly hypertensives.

This study has some limitations. First, the number of subjects examined was small, and, therefore, the results of the present study should be carefully interpreted and be confirmed in large-scale studies. Second, we studied only the response to a mental stress. BP is influenced by all kinds of stress associated with daily activities, such as mental stress, static exercise, dynamic exercise and temperature variation.²³ We also assessed the responses to hand grip exercise and found similar results to the mental arithmetic test, but did not show the data because of low reproducibility of the responses to the modified and weakened hand grip load. Third, significant increases in PR in response to the mental arithmetic test were not observed in this study. It has been known, however, that the heart rate reactivity to mental stress was attenuated in older adults compared to younger adults and children.⁴³⁻⁴⁵ This phenomenon is attributable, at least in part, to the age-related decline of β -adrenergic sensitivity.⁴⁶ Consequently, it is not surprising that PR reactivity was dissociated from BP reactivity in elderly subjects in the present study. Fourth, we only measured BP and PR as physiological responses to stress. There are many indicators of the quantity of stress received, such as BP, heart rate, sympathetic activity, and catecholamine and cortisol levels.⁴⁷⁻⁴⁹ Particularly, many investigators evaluated plasma norepinephrine and epinephrine concentrations together with BP and heart rate.^{50,51} The lack of PR responses to the mental arithmetic test in the present study may have been compensated if we had measured plasma catecholamine.

In summary, stress-induced BP elevations were exaggerated in elderly subjects with mild cognitive impairment. Cilnidipine decreased the BP responses to the mental arithmetic test in elderly hypertensives with mild cognitive impairment. These findings may provide

insight into the mechanistic link between hypertension and cognitive impairment, and therapeutic implication on the management of elderly patients.

References

- Pickering TG. The effects of environmental and lifestyle factors on blood pressure and the intermediary role of the sympathetic nervous system. *J Hum Hypertens* 1997; 11 (Suppl. 1): S9-S18.
- McEwen BS. Protective and damaging effects of stress mediators. *N Engl J Med* 1998; 338: 171-179.
- Rozanski A, Blumenthal JA, Kaplan J. Impact of psychological factors on the pathogenesis of cardiovascular disease and implications for therapy. *Circulation* 1999; 99: 2192-2217.
- Everson SA, McKey BS, Lovallo WR. The effect of trait hostility on cardiovascular responses to harassment in young men. *Int J Behav Med* 1995; 2: 172-191.
- Kamarck TW, Peterman AH, Raynor DA. The effects of the social environment on stress-related cardiovascular activation: current findings, prospects, and implications. *Ann Behav Med* 1998; 20: 247-256.
- Smith TW, Christensen AJ. Cardiovascular reactivity and interpersonal relations: psychosomatic processes in social context. *J Soc Clin Psychol* 1992; 11: 279-301.
- Stephens A, Cropley M, Joecks K. Job strain, blood pressure and response to uncontrollable stress. *J Hypertens* 1999; 17: 193-200.
- Markovitz JH, Raczynski JM, Wallace D, Chettur V, Chesney MA. Cardiovascular reactivity to video game predicts subsequent blood pressure increases in young men: the CARDIA study. *Psychosom Med* 1998; 60: 186-191.
- Carroll D, Smith GD, Sheffield D, Shipley MJ, Marmot MG. Pressor reactions to psychological stress and prediction of future blood pressure: data from the Whitehall II Study. *BMJ* 1995; 310: 771-776.
- Kamarck TW, Everson SA, Kaplan GA *et al.* Exaggerated blood pressure responses during mental stress are associated with enhanced carotid atherosclerosis in middle-aged Finnish men: findings from the Kuopio Ischemic Heart Disease Study. *Circulation* 1997; 96: 3842-3848.
- Barnett PA, Spence JD, Manuck SB, Jennings JR. Psychological stress and the progression of carotid artery disease. *Hypertension* 1997; 15: 49-55.
- Nakashima T, Yamano S, Sasaki R *et al.* White-coat hypertension contributes to the presence of carotid arteriosclerosis. *Hypertens Res* 2004; 27: 739-745.
- Everson SA, Lynch JW, Kaplan GA, Lakka TA, Sivenius J, Salonen J. Stress-induced blood pressure reactivity and incident stroke in middle-aged men. *Stroke* 2001; 32: 1263-1270.
- Waldstein SR, Siegel EL, Lefkowitz D *et al.* Stress-induced blood pressure reactivity and silent cerebrovascular disease. *Stroke* 2004; 35: 1294-1298.
- Kanamaru A, Kanamaru K, Kuwajima I. The effects of short-time blood pressure variability and nighttime blood pressure levels on cognitive function. *Hypertens Res* 2001; 24: 19-24.
- Muneta S, Dazai Y, Iwata T *et al.* Baroreceptor reflex impairment in climacteric and ovariectomized hypertensive women. *Hypertens Res* 1992; 15: 27-32.
- Pierce TW, Elias MF. Cognitive function and cardiovascular responsiveness in subjects with a parental history of hypertension. *J Behav Med* 1993; 16: 277-294.

- 18 Waldstein SR, Katzel LI. Stress-induced blood pressure reactivity and cognitive function. *Neurology* 2005; **64**: 1746-1749.
- 19 Crowe M, Andel R, Wadley V *et al*. Subjective cognitive function and decline among older adults with psychometrically defined amnesic MCI. *Int J Geriatr Psychiatry* 2006; **21**: 1187-1192.
- 20 Levinoff EJ, Phillips NA, Verret L *et al*. Cognitive estimation impairment in Alzheimer disease and mild cognitive impairment. *Neuropsychology* 2006; **20**: 123-132.
- 21 Lyketsos CG, Lopez O, Jones B, Fitzpatrick AL, Breitner J, Dekosky S. Prevalence of neuropsychiatric symptoms in dementia and mild cognitive impairment: results from the cardiovascular health study. *JAMA* 2002; **288**: 1475-1483.
- 22 Bellelli G, Pezzini A, Bianchetti A, Trabucchi M. Increased blood pressure variability may be associated with cognitive decline in hypertensive elderly subjects with no dementia. *Arch Intern Med* 2002; **162**: 483-484.
- 23 Murakami E, Matsuzaki K, Sumimoto T, Mukai M, Kazatani Y, Kodama K. Clinical significance of pressor responses to laboratory stressor testing in hypertension. *Hypertens Res* 1996; **133**-137.
- 24 Fujii S, Kameyama K, Hosono M, Hayashi Y, Kitamura K. Effect of cilnidipine, a novel dihydropyridine Ca⁺⁺-channel antagonist, on N-type Ca⁺⁺ channel in rat dorsal root ganglion neurons. *J Pharmacol Exp Ther* 1997; **280**: 1184-1191.
- 25 Fujita T, Ando K, Nishimura H *et al*. Cilnidipine versus Amlodipine Randomised Trial for Evaluation in Renal Disease (CARTER) Study Investigators. Antiproteinuric effect of the calcium channel blocker cilnidipine added to renin-angiotensin inhibition in hypertensive patients with chronic renal disease. *Kidney Int* 2007; **72**: 1543-1549.
- 26 Hirning LD, Fox AP, McCleskey EW *et al*. Dominant role of N-type Ca²⁺ channels in evoked release of norepinephrine from sympathetic neurons. *Science* 1988; **239**: 57-61.
- 27 Yamagishi T. Beneficial effect of cilnidipine on morning hypertension and white-coat effect in patients with essential hypertension. *Hypertens Res* 2006; **29**: 339-344.
- 28 Hoshida S, Kario K, Ishikawa J, Eguchi K, Shimada K. Comparison of the effects of cilnidipine and amlodipine on ambulatory blood pressure. *Hypertens Res* 2005; **28**: 1003-1008.
- 29 Morimoto S, Takeda K, Oguni A *et al*. Reduction of white coat effect by cilnidipine in essential hypertension. *Am J Hypertens* 2001; **10**: 1053-1057.
- 30 Mansour G, Mansour J. Cilnidipine in management of patients with uncontrolled hypertension and white-coat effect. *Curr Hypertens Rep* 2007; **9**: 489-490.
- 31 Lantelme P, Milon H, Gharib C, Gayet C, Fortrat JO. White coat effect and reactivity to stress: cardiovascular and autonomic nervous system responses. *Hypertension* 1998; **31**: 1021-1029.
- 32 Verdecchia P, Schillaci G, Borgioni C, Ciucci A, Porcellati C. Prognostic significance of the white coat effect. *Hypertension* 1997; **29**: 1218-1224.
- 33 Khattar RS, Senior R, Lahiri A. Cardiovascular outcome in white-coat versus sustained mild hypertension: a 10-year follow-up study. *Circulation* 1998; **98**: 1892-1897.
- 34 Mulè G, Nardi E, Cortone S *et al*. Relationships between ambulatory white coat effect and left ventricular mass in arterial hypertension. *Am J Hypertens* 2003; **16**: 498-501.
- 35 Amado P, Vasconcelos N, Santos I, Almeida L, Nazaré J, Carmona J. Arterial hypertension difficult to control in the elderly patient. The significance of the "white coat effect". *Rev Port Cardiol* 1999; **18**: 897-906.
- 36 Munakata M, Saito Y, Nunokawa T, Ito N, Fukudo S, Yoshinaga K. Clinical significance of blood pressure response triggered by a doctor's visit in patients with essential hypertension. *Hypertens Res* 2002; **25**: 343-349.
- 37 Strandberg TE, Salomaa V. White coat effect, blood pressure and mortality in men: prospective cohort study. *Eur Heart J* 2000; **21**: 1714-1718.
- 38 Skoog I, Lernfelt B, Landahl S *et al*. 15-year longitudinal study of blood pressure and dementia. *Lancet* 1996; **347**: 1141-1145.
- 39 Wu C, Zhou D, Wen C, Zhang L, Como P, Qiao Y. Relationship between blood pressure and Alzheimer's disease in Linxian County, China. *Life Sci* 2003; **72**: 1125-1133.
- 40 Kivipelto M, Helkala EL, Laakso MP *et al*. Midlife vascular risk factors and Alzheimer's disease in later life: longitudinal, population based study. *BMJ* 2001; **322**: 1447-1451.
- 41 Sakurai T, Yokono K. Comprehensive studies of cognitive impairment of the elderly with type 2 diabetes. *Geriatr Gerontol Int* 2006; **6**: 159-164.
- 42 Kim KI, Cho YS, Choi DJ, Kim CH. Optimal treatment of hypertension in the elderly: a Korean perspective. *Geriatr Gerontol Int* 2008; **8**: 5-11.
- 43 Kudielka BM, Buske-Kirschbaum A, Hellhammer DH, Kirschbaum C. Differential heart rate reactivity and recovery after psychosocial stress (TSST) in healthy children, younger adults, and elderly adults: the impact of age and gender. *Int J Behav Med* 2004; **11**: 116-121.
- 44 Barnes RF, Raskind M, Gumbrecht G, Halter JB. The effects of age on the plasma catecholamine response to mental stress in man. *J Clin Endocrinol Metab* 1982; **54**: 64-69.
- 45 Steptoe A, Fieldman G, Evans O, Perry L. Cardiovascular risk and reactivity to mental stress: the influence of age, gender and risk factors. *J Cardiovasc Risk* 1996; **3**: 83-93.
- 46 Boutcher SH, Stocker D. Cardiovascular response of young and older males to mental challenge. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 1996; **51**: 261-267.
- 47 Yoshiuchi K, Nomura S, Ando K *et al*. Hemodynamic and endocrine responsiveness to mental arithmetic task and mirror drawing test in patients with essential hypertension. *Am J Hypertens* 1997; **10**: 243-249.
- 48 Sawai A, Ohshige K, Yamasue K, Hayashi T, Tochikubo O. Influence of mental stress on cardiovascular function as evaluated by changes in energy expenditure. *Hypertens Res* 2007; **30**: 1019-1027.
- 49 Hiramatsu R. Direct assay of cortisol in human saliva by solid phase radioimmunoassay and its clinical applications. *Clin Chim Acta* 1981; **117**: 239-249.
- 50 Paran E, Neumann L, Cristal N. Effects of mental and physical stress on plasma catecholamine levels before and after beta-adrenoceptor blocker treatment. *Eur J Clin Pharmacol* 1992; **43**: 11-15.
- 51 Grossman E, Oren S, Garavaglia GE, Schmieder R, Messeri FH. Disparate hemodynamic and sympathoadrenergic responses to isometric and mental stress in essential hypertension. *Am J Cardiol* 1989; **64**: 42-44.

Attenuation of Brain White Matter Hyperintensities after Cerebral Infarction

Brain white matter hyperintensities (WMHs) on MR imaging are reported to increase with age¹ and do not decrease,² though their pathogenesis is not well understood. Here, we report an interesting case in which a patient showed attenuation of WMHs at 1 year after the incidence of cerebral infarction.

A 78-year-old female outpatient with hypertension and dyslipidemia presented with sudden onset of left homonymous hemianopia. She showed no other neurologic abnormality. The next day, brain MR imaging scans showed an acute infarct in the right occipital lobe. The symptom persisted thereafter with a little amelioration. When follow-up MR imaging scans were performed 1 year later, it was found that the WMHs attenuated (Fig 1). Measurement of the WMH area with MetaMorph 6.2 (Universal Imaging, Downingtown, Pa) confirmed this finding (Fig 2). Because the temporal decrease in WMHs was consistent in 2 different regions of the brain (fluid-attenuated inversion recovery [FLAIR] images 1 and 2), we could rule out a "chance appearance" of the attenuation of WMHs because of the difference in the levels of the 2 temporal images. Because the area of WMHs was apart from the infarct lesion, the change of WMHs was not considered to be from the direct effect of infarction.

WMHs have not been reported to regress,² though their pathogenesis is not well understood. The proposed mechanisms of their appearance are ischemia; blood-brain barrier dysfunction; and endothelial injury, which are not mutually exclusive.³ In this case, 1 possible explanation for the attenuation of WMHs could be that the blood-brain barrier was disturbed immediately after the onset of infarction, causing leakage of cerebral fluid into the white matter and this recovered afterward.

FLAIR1



Onset of infarction

One year follow-up

FLAIR2



Fig 1. Attenuation of WMHs at 2 different levels (FLAIR 1 and FLAIR 2).

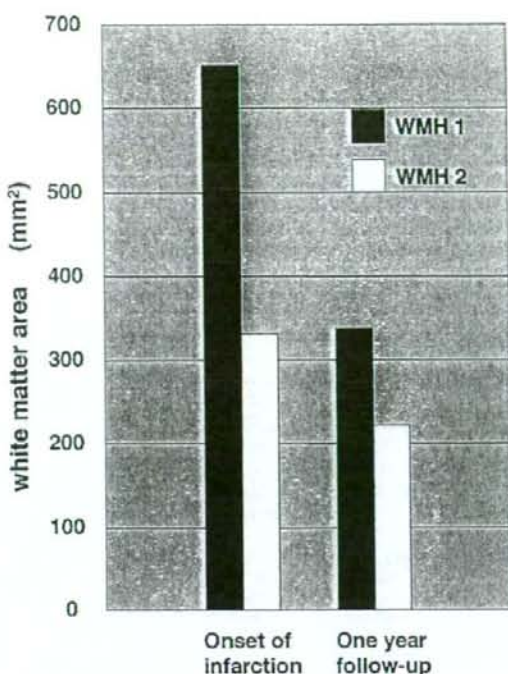


Fig 2. WMH area was measured with use of MetaMorph 6.2. WMH 1 refers to the area of WMHs at the FLAIR 1 level (Fig 2), and WMH 2 refers to the area of WMHs at the FLAIR 2 level.

Image Analysis

The WMH area was quantified by a technician (who was not a physician) in a blind manner with use of MetaMorph 6.2. On acquired FLAIR images, 1) the scale was set; 2) unnecessary white areas such as bone were removed; 3) the average number of pixels in "normal white matter" fields in each image were measured (79 and 82 pixels), and the highest number of pixels in the 2 temporal images was set as the threshold for the ensuing measurement of WMHs; and 4) all of the areas above the threshold were selected, and their size was measured.

Sources of Funding

This study was supported by the Mitsui Sumitomo Insurance Welfare Foundation (2006) and the Japan Health Foundation.

References

- Sachdev P, Wen W, Chen X, et al. Progression of white matter hyperintensities in elderly individuals over 3 years. *Neurology* 2007;68:214-22
- Schmidt R, Fazekas F, Kapeller P, et al. MRI white matter hyperintensities: three-year follow-up of the Austrian Stroke Prevention Study. *Neurology* 1999;53:132-39
- O'Sullivan M. Leukoaraiosis. *Pract Neurol* 2008;8:26-38

Y. Moriya

K. Kozaki

K. Nagai

K. Toba

Department of Geriatric Medicine
Kyorin University School of Medicine
Tokyo, Japan

DOI 10.3174/ajnr.A1340

活力度指標の信頼性、妥当性および、活力度指標と加齢、運動との関連性に関する検討

神崎 恒一¹⁾ 村田 久²⁾ 菊地 令子¹⁾ 杉山 陽一¹⁾
長谷川 浩¹⁾ 井形 昭弘³⁾ 鳥羽 研二¹⁾

要約 目的：地域高齢者のQOLに対する運動の効果を検討するため、我々は日常生活の活力度を評価する指標（活力度指標）を作成し、加齢及び運動との関連性を検討した。方法：Lawtonの階段型評価をもとに36項目からなるVS原案を作成し、全国の体操三井島システム会員4,701名と、東京都住民579名の計5,280名を対象に調査を行い、因子分析、信頼性の検討を行った。VSと加齢及び運動との関連性については各下位尺度と加齢、運動との相関係数及び活力度指標を従属変数とし加齢、運動を独立変数とする分散分析によって検討した。結果：活力度指標原案の質問36項目について因子分析を行った結果、因子数4、20項目を活力度指標（ASE）として設定した。5,280名の対象者のASEの平均値は27.18±5.28であり、男女に有意差はなかった。4因子構造を確認するための確認的因子分析では適合度指標において十分な値（GFI=0.91 AGFI=0.88 RMSEA=0.04）が得られ、因子の安定性が示された。また、各下位尺度における α 係数の算出では一定の内的-一貫性が認められた。ASEと年齢、運動との関連性の検討では、ASE得点の差が運動群-非運動群間、年代間で有意であった（ $p<0.01$ ）。2要因分散分析の結果、運動と年齢で有意な交互作用（ $p<0.01$ ）がみられ、非運動群ではASE得点が60歳代26.3から70歳代23.9と下降したが、運動群では下降は見られなかった。また、50歳代から80歳代の各年代において、運動群の方が非運動群よりも有意（ $p<0.01$ ）にASE得点が高かった。結論：地域高齢者のQOL評価のために、下位尺度の内的-一貫性と安定性をもつ活力度指標は有用であり、運動は加齢による活力度低下を防ぐ効果をもつことが期待される。

Key words：活力度、加齢、運動、QOL

（日老医誌 2008；45：188-195）

緒 言

運動は糖尿病、高血圧、脂質代謝異常、骨粗鬆症などの生活習慣病に対して治療効果をもたらす¹⁾ほか、うつ、間歇性跛行、虚血性心疾患、多臓器疾患を有する患者のQOLに対して良い効果をもたらすことが報告されている。しかしながら、地域高齢者に対して運動がどのようにQOL（身体機能、気分・意欲、社会活動等）に影響を与えるかについての報告はほとんどない²⁾。そこで我々は、地域高齢者の日常生活の活力度を評価する指標（活力度指標）の作成を試み、その因子構造と安定性を検討した。原案となる活力度指標項目はLawtonの諸段

階の概念³⁾を拡張した36項目からなる活力度調査票原案である。本研究ではまず36項目の活力度調査票原案について因子構造の検討を行い、続いて作成された20項目よりなる活力度指標と加齢及び運動との関連を検討し、指標の実用性と妥当性について検証した。

方 法

活力度指標原案

Lawtonの階段型評価は、社会的役割を最上位に据え、その下位に状況対応、手段的自立、身体的自立、知覚-認知、機能的健康度、生命維持が段階的に並べられており、各下位尺度の内部は上部に複雑な要素、下部に単純な要素が配置されている。活力度指標原案ではLawtonの階段型評価を参考に生命維持、認知、身体的・手段的自立、気分/意欲、社会参加の5つの領域（ドメイン）と、8つの下位尺度、36の質問項目（附表）を設定した。下位尺度は生命維持について健康に関する4項目健康活動（質問項目1, 2）、健康感（質問項目3, 4）と老年症候

1) K. Kozaki, R. Kikuchi, Y. Sugiyama, H. Hasegawa, K. Toba：杏林大学医学部高齢医学

2) H. Murata：東京大学総括プロジェクト機構ジェロントロジー寄付研究部門

3) A. Igata：名古屋学芸大学

受付日：2007.6.25、採用日：2007.10.17

群に関する4項目(質問項目5~8)、認知について語彙減少(質問項目9)、短期記憶障害(質問項目10~13)に関する5項目、身体的・手段的自立について体力に関する4項目(質問項目14~17)と手段的ADLに関する4項目(質問項目18~21)、気分/意欲についてポジティブな考えに関する5項目(質問項目22~26)、ネガティブな考えに関する5項目(質問項目27~31)、社会参加

について5項目(質問項目32~36)を設けた。質問項目は3件法または2件法で行い、各項目に0, 1, 2点または0, 2点を付与し合計72点満点とした。それぞれ点数が高い方が機能が高い。

調査協力者および調査内容

全国の体操三井島システム会員4,701名と、東京都H市在住の地域住民579名の5,280名(男性338名, 女性4,942名, 平均年齢55.5±8.9歳)に対して質問票による調査を行った。対象者の属性を表1に示す。内容は活力度指標(原案)36項目と年齢, 性別, 身長, 体重, 1回の運動時間, 週運動頻度(回数)で, 最後の2項目の積を求めることによって週運動時間を算定した。これに基づき, 全対象者を週運動時間が0時間の者を「非運動群」, それ以外の者を「運動群」の2水準にカテゴリ分けした。

表1 対象者の基本属性

	女性	男性
n	4,942	338
平均年齢	55.1 (SD = 8.6)	61.4 (SD = 11.2)
身長	154.9 (SD = 5.5)	165.9 (SD = 6.8)
体重	53.2 (SD = 6.5)	64.4 (SD = 8.7)

表2 活力度指標(ASE)の因子分析 ASEの項目と因子構造(プロマックス回転後)

下位尺度/項目	I	II	III	IV
因子I 気分・意欲				
夢や希望がありますか	.69	-.08	-.05	.01
物事を明るく考えますか	.58	-.11	.15	.00
新しいことへ挑戦したいですか	.56	.04	-.09	-.01
困難な課題への取り組み	.45	.18	-.03	.01
楽しいことがないと思うか	.41	-.05	.13	.05
自分から進んで挨拶しますか	.31	.03	-.02	.11
因子II 認知				
知人の名前が出ない	-.13	.66	.05	.01
物忘れが気になる	.12	.56	-.07	-.02
用語が乏しくなった気がする	.17	.53	-.10	.00
昨日の夕食が思い出せない	-.07	.50	.06	.00
同じ話をしたことを指摘される	-.07	.48	.06	.00
因子III 心身の健康				
他人より病弱だと思えますか	-.03	-.12	.63	-.01
健康であると思えますか	.00	-.06	.59	-.01
疲労感がありますか	.05	.15	.44	.04
腰痛・関節痛がありますか	-.05	.13	.38	-.01
気分の落ち込みがありますか	.21	.16	.31	-.02
不眠がありますか	.00	.14	.31	-.01
因子IV 社会参加				
自治体行事に参加	-.06	.02	.00	.85
近所付き合いをしていますか	.07	-.01	.00	.48
ボランティア活動をしていますか	.14	-.04	-.02	.34

因子間相関	I	II	III	IV
I	1	.43	.52	.29
II		1	.46	.09
III			1	.15
IV				1

表3 活力度指標 (ASE:20項目40点満点)及び各下位尺度の平均値,標準偏差,男女別平均値

	気分・意欲 (/12点)	認知 (/10点)	心身の健康 (/12点)	社会参加 (/6点)	活力度指標 (/40点)
平均値	9.11	7.04	8.33	2.69	27.18
標準偏差	2.15	1.83	2.28	1.50	5.28
男性の平均値	8.99	6.90	8.55	2.75	27.19
女性の平均値	9.12	7.05	8.31	2.69	27.17

表4 年齢,週運動時間と活力度指標 (20項目40点満点)及び各下位尺度との相関係数

	年齢	週運動時間	気分・意欲	認知	心身の健康	社会参加	活力度指標
気分・意欲	-.019	.102 ***	—	.307 ***	.397 ***	.275 ***	.764 ***
認知	-.158 ***	.060 ***	—	—	.380 ***	.063 ***	.654 ***
心身の健康	-.040 ***	.117 ***	—	—	—	.116 ***	.758 ***
社会参加	.087 **	.092 ***	—	—	—	—	.469 ***
活力度指標	-.055 ***	.140 ***	—	—	—	—	—

** p < .01, *** p < .001

調査手続き

平成15年に行い,研究の趣旨を理解し,同意の得られた者を対象として実施した。

分析手続き

36項目の活力度指標原案について探索的因子分析及び確認的因子分析(構造方程式モデル)を用いて因子構造の検討を行った。また因子分析で得られた下位尺度について α 係数を算出することにより信頼性を検討した。活力度指標の妥当性と年齢,運動との関連性の検討では,同じ分析データを用いて,まず相関係数により下位尺度の構成概念妥当性を検討し,次に分散分析法の適用により活力度と年齢,及び運動との関連を検討した。

成 績

I 個人の自立能力を評価する活力度指標の開発

質問36項目を最小二乗法・斜交プロマックス回転により因子分析を実施した結果,固有値の変化及び項目の理論的整合性を考慮し因子数を4に決定した。幅広い項目からの解釈を意図し,いずれの因子においても因子負荷量が0.30以上を基準に項目選定を行った。その結果20項目が採用された。この20項目に対して因子数を4に設定した因子分析結果(最小二乗法・斜交プロマックス回転)を表2に示す。第I因子では,原案仮説として設定した<気分・意欲>ドメインのポジティブ項目が全て入っており,ネガティブ項目は入っていない。したがって,<気分・意欲>のポジティブ項目とネガティブ項目は異なる上位概念に属することがわかる。ここでは第I

因子を,もとのドメイン名に従い'気分・意欲'の因子として解釈する。第II因子では,原案仮説として設定した<認知>ドメインと全ての項目が一致している。したがって,'認知'因子として解釈する。第III因子では,原案仮説の<生命維持>ドメイン項目の4つ,及び<気分・意欲>ドメイン項目の「気分の落ち込み」,「疲労感」が含まれている。身体的な生命維持と精神的健康の2つのドメイン項目を含むこの第III因子を'心身の健康'因子として解釈する。第IV因子は,原案仮説<社会参加>ドメインで設定している5項目のうちの3項目で構成されている。よって,もとのドメイン名にしたがい,第IV因子は'社会参加'因子として解釈する。

次にこの4因子の構造を確認するため,確認的因子分析を実施した。データに対するモデルの当てはまりの良さを表す適合度の指標としては,従来方法にしたがいGFI(適合度指標),AGFI(修正適合度指標),RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)を用いた。GFIとAGFIは0から1の値をとり,1に近づくほどモデルの適合度が高いとされる。慣例的には0.9以上になるのが良いとされる。RMSEAは数値が0に近づくのが望ましく,慣例的には0.05に近づくのが理想的で,0.10以上は適合が悪いとされる。本研究における各適合度指標の値はGFI=0.949,AGFI=0.934,RMSEA=0.054であり,データのモデルに対する当てはまりは良好であるといえる。したがって,4因子の構造は安定していると判断することができる。以上より,活力度指標(activity scale for the elderly: ASE)はこの20項目から構成

される指標とした(附表)。

表3は活力度指標(ASE)及び各下位尺度の平均値、標準偏差、男女別の平均値を示している。対象者のASE得点の平均値は27.18(SD=5.28)であった。男女差をt検定したところ、活力度指標(ASE)、各下位尺度において有意差は認められなかった。α係数でみる下位尺度の内的一貫性については、「I:気分・意欲」は0.69、「II:認知」は0.67、「III:心身の健康」は0.65、「IV:社会参加」は0.54であり、許容の範囲であると考えられる。以上の結果より、活力度指標(ASE)には一定の内的一貫性が認められ、下位尺度の安定性が確認されたと考えられる。

II 活力度指標(ASE)と加齢、運動との関連性の検討

表4は年齢、週運動時間、ASE、ASE下位尺度についてピアソンの積率相関係数を求めたものである。年齢と若干の相関が認められたのは「認知」であり、負の有意な相関が認められた。同じく週運動時間と若干の相関が認められたのは「気分・意欲」、「心身の健康」、「活力度指標」であり、正の有意な相関が認められた。「認知」は最も加齢の影響を受けると予測される下位尺度であり、加齢による認知機能得点の低下は整合性のある結果といえる。また、運動による「気分・意欲」及び「心身の健康」の上昇もまた整合性のある結果といえる。「社会参加」は「気分・意欲」と有意な相関(0.28)がみられ、「気分・意欲」が向上すると「社会参加」が進むと考えることができる。これらの結果は下位尺度における各構成概念の妥当性を支持するものとして捉えることができる。

次にASEと加齢、運動との関連を検討した。運動については全対象者を、週の運動時間が0時間の者を非運動群、それ以外の者を運動群の2水準にカテゴリ分けした。運動群のASE得点の平均値は27.56(SD=5.22)、非運動群では25.99(SD=5.25)であり、運動群と非運動群でASEの得点を比較する1要因分散分析の結果は、 $F(1, 5302) = 86.87, p < 0.01$ で有意であった。加齢については年代別水準の比較により分析した。年齢区分は40歳代以下、50歳代、60歳代、70歳代、80歳代の5水準に分けた。40歳代のASE得点の平均値は27.40(SD=4.94)、50歳代は27.18(SD=5.15)、60歳代は27.36(SD=5.28)、70歳代は25.91(SD=6.69)、80歳代は24.47(SD=8.38)であった。年代を要因とする1要因分散分析の結果は、 $F(4, 5275) = 8.09, p < 0.01$ で有意であった。

次に、ASEと加齢、運動との関連を同時に検討するため、ASEを従属変数とし、年齢、運動を要因とする

表5 活力度指標(20項目40点満点)の年代別平均値の多重比較:Bonferroniの調整

運動有無	年齢A	年齢B	平均値の差(A-B)	標準偏差
非運動群	40代以下	50代	-0.287	0.368
		60代	-0.410	0.425
		70代	2.059 **	0.600
		80代	5.562 **	1.536
	50代	40代以下	0.287	0.368
		60代	-0.122	0.382
		70代	2.346 **	0.571
		80代	5.849 **	1.524
	60代	40代以下	0.410	0.425
		50代	0.122	0.382
		70代	2.469 **	0.609
		80代	5.971 **	1.539
	70代	40代以下	-2.059 **	0.600
		50代	-2.346 **	0.571
		60代	-2.469 **	0.609
		80代	3.503	1.596
	80代	40代以下	-5.562 **	1.536
		50代	-5.849 **	1.524
		60代	-5.971 **	1.539
		70代	-3.503	1.596
運動群	40代以下	50代	0.342	0.203
		60代	0.188	0.228
		70代	1.101	0.369
		80代	0.919	1.178
	50代	40代以下	-0.342	0.203
		60代	-0.155	0.209
		70代	0.758	0.358
		80代	0.577	1.175
	60代	40代以下	-0.188	0.228
		50代	0.155	0.209
		70代	0.913	0.372
		80代	0.731	1.179
	70代	40代以下	-1.101	0.369
		50代	-0.758	0.358
		60代	-0.913	0.372
		80代	-0.182	1.215
	80代	40代以下	-0.919	1.178
		50代	-0.577	1.175
		60代	-0.731	1.179
		70代	0.182	1.215

** p < .01

2要因分散分析を行った。ここで分析対象としているデータは各セル度数が異なるアンバランスデータ²である。運動群・非運動群、40歳代・50歳代・60歳代・70歳代・80歳代の年齢年代別の2要因分散分析を行うと、運動と年齢で有意な交互作用³($F(4, 5270) = 3.50, p < 0.01$)がみられた。次にそれぞれの要因×水準ごとに単純主効果の検定を行った。運動の各水準における年齢の単純主効果の検定においては、非運動群において、年齢

表6 活力度指標 (20項目40点満点)の運動群—非運動群の(年代別)平均値の多重比較: Bonferroniの調整

年齢	平均値の差 (運動群—非運動群)	標準偏差
40代以下	1.841 **	0.331
50代	1.211 **	0.259
60代	1.243 **	0.350
70代	2.799 **	0.622
80代	6.483 **	1.907

** p < .01

の単純主効果が有意 ($F(4, 5270) = 8.10, p < 0.01$) であった。表5は多重比較 (Bonferroni) の結果を示したものである。非運動群では、60歳代と70歳代の間の差が有意であり、70歳を境にASEが低下する傾向が認められた。一方、運動群においては加齢によるASEの差は見られず、運動の効果があると考えられる。

次に、年齢の各水準における運動の単純効果をみとこと、すべての年齢水準において、運動の単純効果が有意 (40歳代— $F(1, 5270) = 30.86, p < 0.01$, 50歳代— $F(1, 5270) = 21.93, p < 0.01$, 60歳代— $F(1, 5270) = 12.63, p < 0.01$, 70歳代— $F(1, 5270) = 20.25, p < 0.01$, 80歳代— $F(1, 5270) = 11.56, p < 0.01$) であった。多重比較の結果は表6に示す通りである。すべての年齢水準において、運動群と非運動群との差が有意であり、年齢にかかわらず運動群のASEの方が非運動群よりも高く、運動の効果があると考えられる。また、高齢になるほどASE値の差が拡大していることがわかる。図1は各要因×水準ごとの平均値をグラフで示したものである。相乗効果を確認することができる。

考 察

地域高齢者のQOLに対する運動の効果を調べた報告は非常に限られている。AcreeらはSF-36を用いたQOLの評価において、性別と高血圧の有無を調整後、活動量が高いグループは低いグループに比べて身体機能、日常生活機能(身体)、体の痛み、活力、社会生活機能のドメインで機能が高いことを報告している²⁾。また、Sguizzattoらは少数例での横断的検討ながら、60歳以上の運動習慣のある女性において、同じくSF-36のドメインのうち体力、体の痛み、全体的健康感、活力、感情の特徴、心の健康、さらにうつ状態において、運動習慣のない女性に比べて状態がよいことを報告している³⁾。SF-36は信頼性と妥当性が検証された優れたQOL評価尺度だが、もともと欧米人を対象として開発された指標であり、

活力度指標 (/40点)

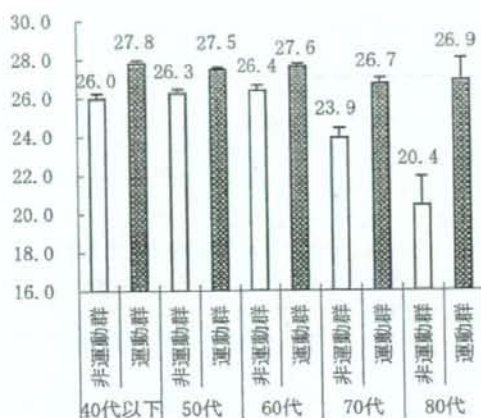


図1 運動群—非運動群の各要因と各年代水準ごとの活力度指標 (20項目, 40点満点)の平均値と標準偏差各数値は平均値を示す。

項目によっては質問が強く論理的であるため、デジタルに割り切って考える習慣の乏しい日本人、特に高齢者には白黒をつけて答えるににくい問題も少なくない。そこで我々は、日本人高齢者に対応した36項目からなる独自の活力度指標をLawtonの階段型評価をもとに作成し、その信頼性と妥当性を検証した。5,280名を対象に因子分析を行った結果、36項目の質問のうち20項目が抽出された。次に、同じ対象を運動群と非運動群、年代別の2要因で分散分析した結果、運動の効果が認められ、運動の有無と年齢が交互作用をもつことが判明した。すなわち、非運動群では60歳代以降ASE得点が26.3から70歳代には23.9にまで下降したが、運動群では得点の下降は見られなかった。このことから、運動は加齢による活力度低下を防ぐ効果をもっていると考えられる。また、50歳以上から80歳代のいずれの年代においても、運動群の方が非運動群よりもASE得点が高いことから、運動はどの年代においても活力度を維持する効果があると考えられる。しかしながら、本研究は対象者の多くが運動習慣のある中高年女性であることは、結果を解釈する上で注意が必要である。換言すれば、男性や、本研究の対象より活動量の少ない集団、より高齢層を対象とした場合、異なる因子が抽出され、各因子間の関連も異なる可能性がある。今後、同じ36項目の質問票を用いて異なる対象で因子分析を行う余地がある。

現在、国の介護保険制度は給付から予防へと主眼が移りつつある。これは給付対象となる“非自立高齢者”の

発生を減らすためである。生活自立度の指標である Barthel の基本的 ADL³⁾や Lawton&Brody の手段的 ADL⁴⁾は、障害が認められる時点ですでに介護給付の対象となりえる。高齢者の生活機能の自立性について、Lawton の活動能力体系をもとに、これよりも高度な活動能力を評価するために作られた尺度が老研式活動能力指標であり、その信頼性、妥当性はすでに検証されている⁷⁾⁸⁾。我々は、地域の一般中高年齢者を対象として、運動の QOL への効果をみるために、老研式活動能力指標よりもさらに高次の機能評価尺度の作成を手掛けた。そこで、老研式活動能力指標と同じく、Lawton の階段型能力評価を参考にして、網羅的な、より現高齢社会にマッチした活動指標の構築を目指した。その結果が 36 項目の活力度指標原案であり、因子分析の結果抽出された 20 項目が活力度指標である。老研式活動能力指標は手段的 ADL、知的 ADL、社会的活動度を評価するようにできているのに対して、活力度指標では原案中の手段的 ADL に関する 4 項目は脱落し、最終的に気分・意欲、認知、心身の健康、社会参加の 4 つのドメインを評価する指標となった。

本活力度指標はもともと介護予防の効果を客観的に評価することを一つの目的としている。よって、加齢と活力度指標との関連、及び運動と活力度指標との関連を示すことができたのは、指標の実用性と妥当性の証明という点で重要であり、目的に近づくことができたといえる。今後、活力度指標の高い群と低い群で、将来要支援・要介護状態に至る頻度の違いについて検討することを目標とした。

謝辞：本研究は平成 16～18 年文部科学省科学研究費補助金「高齢者の生活・認知機能維持に資する運動療法に関する縦断研究」の一部として行われた。研究の実施にあたり、実践体育研究会会長三井島智子先生に多大なご協力を頂いたことを深謝いたします。

¹ 因子負荷量とは因子が観測変数に影響を及ぼす程度を表した数値で -1 から 1 の間をとり、0 だと負荷がないことを表す。慣例的には絶対値で 0.3 以上を基準に因子から負荷を受けているものとして解釈することが多い。

² 各セル度数が異なるデータ。ここでは、アンバランスデータの分散分析に用いられるタイプ III 平方和を用いて分析している。

³ タイプ I、タイプ II の平方和においても同様に交互作用が 1% 水準で有意であった。

文 献

- 1) 島岡 清：有酸素運動の効果。高齢者運動ガイドライン（佐藤祐造編）、南江堂、東京、2004、p15-21。
- 2) Acree LS, Longfors J, Fjeldstad AS, Fjeldstad C, Schank B, Nickel KJ, et al: Physical activity is related to quality of life in older adults. *Health Qual Life Outcomes* 2006; 4: 37.
- 3) Sguizzatto GT, Garcez-Leme LE, Casimiro L: Evaluation of the quality of life among elderly female athletes. *Sao Paulo Med J* 2006; 124: 304-305.
- 4) Lawton MP: Assessing the competence of older people. In: *Research planning and action for the Elderly: The power and potential of social science*, Kent DP, Kastenbaum R, Sherwood S (eds), Human Science Press, New York, 1972, p122-143.
- 5) Mahoney FI, Barthel DW: FUNCTIONAL EVALUATION: THE BARTHEL INDEX. *Md State Med J* 1965; 14: 61-65.
- 6) Lawton MP, Brody EM: Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living. *Gerontologist* 1969; 9: 179-186.
- 7) Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, Suyama Y: Measurement of competence: reliability and validity of the TMIG Index of Competence. *Arch Gerontol Geriatr* 1991; 13: 103-116.
- 8) 古谷野亘, 柴田 博：老健式活動能力指標の交差妥当性：因子構造の不変性と予測的妥当性。老年社会科学 1992; 14: 34-42.

附表1 活力度指標質問票 (原案)

該当するもの一つを○で囲んでください

1. 健康診断を受けていますか?
(いつも、ときどき、受けていない)
2. 生活習慣病に対し悪いことを避けていますか?
(日常的に、時々思い出して、気をつけていない)
3. 他人より瘦弱だと思えますか?
(そう思う、どちらともいえない、そう思わない)
4. 全く健康であると思えますか?
(そう思う、どちらともいえない、そう思わない)
5. 夜間頻尿(2回以上)がありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
6. 視力低下がありますか?
(あり、少し、ない)
7. 不眠がありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
8. 腰痛・関節痛がありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
9. 困難な課題に以前と同様取り組めますか?
(はい、少しおっくう、大分おっくう)
10. 昔の仲間と会うことが増えましたか?
(増えた、変わらない、減った)
11. 物忘れが気になりますか?
(気にならない、少し気になる、大分気になる)
12. 用語が乏しくなった気がしますか?
(しない、少しする、とてもする)
13. 昨日の夕食の内容が思い出せないことがありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
14. 知りあいの名前がとっさに出ないことがありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
15. 同じ話をしたことを指摘されることがありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
16. ゴルフ、テニス、スキーなどスポーツの腕前が
(上達したor変わらない、落ちた)
17. 旅行をしますか?
(年4回以上、2~3回、1回以下)
18. 電話を毎日かけますか?
(はい、いいえ)
19. 料理を週に1回はしますか?
(はい、いいえ)
20. 階段2段上がりができますか?
(はい、いいえ)
21. 膝を曲げずかがんで床に指先がつかますか?
(はい、いいえ)
22. 2km以上の歩行がつらいですか?
(つらい、少しつらい、つらくない)
23. 新しいことに挑戦したいと思えますか?
(はい、少しおっくう、大分おっくう)
24. 物事を明るく考えるほうだと思いますか?
(そう思う、どちらともいえない、そう思わない)
25. 夢や希望があると思えますか?
(そう思う、どちらともいえない、そう思わない)
26. 自分からすすんで挨拶をしますか?
(いつも、ときどき、していない)
27. 楽しいことがないと思えますか?
(そう思う、どちらともいえない、そう思わない)
28. 気分の落ち込みがありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
29. 燃え尽き感がありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
30. 疲労感がありますか?
(いつもある、時々ある、まれにorない)
31. ボランティア活動をしていますか?
(定期的に、時に、していない)
32. 何でも話せる友人がいますか?
(はい、いいえ)
33. 自治体行事に参加していますか?
(定期的に、時に、していない)
34. 近所づきあいをしていますか?
(定期的に、時に、していない)
35. 性欲の減退があると思えますか?
(そう思う、どちらともいえない、そう思わない)
36. 庭木の手入れ、大掃除などに人助けが必要と思えますか?
(そう思う、どちらともいえない、そう思わない)

1, 2, 4, 9~12, 17, 23~26, 31, 33, 34は括弧内の選択肢について左から2, 1, 0を各配点。3, 5~8, 13~15, 22, 27~30, 35, 36は括弧内の選択肢について左から0, 1, 2を各配点。16, 18~21, 32は括弧内の選択肢について左から2, 0を各配点。合計72点満点。

附表2 活力度指標 (activity scale for the elderly : ASE)

1. 夢や希望があると思いますか? (そう思う, どちらともいえない, そう思わない)	11. 同じ話をしたことを指摘されることがありますか? (いつもある, 時々ある, まれに or ない)
2. 物事を明るく考えるほうだと思いますか? (そう思う, どちらともいえない, そう思わない)	12. 他人より病弱だと思いますか? (そう思う, どちらともいえない, そう思わない)
3. 新しいことに挑戦したいと思いますか? (はい, 少しおっくう, 大分おっくう)	13. 全く健康であると思いますか? (そう思う, どちらともいえない, そう思わない)
4. 困難な課題に以前と同様取り組みますか? (はい, 少しおっくう, 大分おっくう)	14. 疲労感がありますか? (いつもある, 時々ある, まれに or ない)
5. 楽しいことがないと思いますか? (そう思う, どちらともいえない, そう思わない)	15. 膝痛・関節痛がありますか? (いつもある, 時々ある, まれに or ない)
6. 自分からすすんで挨拶をしますか? (いつも, ときどき, していない)	16. 気分の落ち込みがありますか? (いつもある, 時々ある, まれに or ない)
7. 知りあいの名前がとっさに出ないことがありますか? (いつもある, 時々ある, まれに or ない)	17. 不眠がありますか? (いつもある, 時々ある, まれに or ない)
8. 物忘れが気になりますか? (気にならない, 少し気になる, 大分気になる)	18. 自治体行事に参加していますか? (定期的に, 時に, していない)
9. 用語が乏しくなった気がしますか? (しない, 少しする, とてもする)	19. 近所づきあいをしていますか? (定期的に, 時に, していない)
10. 昨日の夕食の内容が思い出せないことがありますか? (いつもある, 時々ある, まれに or ない)	20. ボランティア活動をしていますか? (定期的に, 時に, していない)

1~4, 6, 8, 9, 13, 18~20は括弧内の選択肢について左から2, 1, 0を各配点, 5, 7, 10~12, 14~17は括弧内の選択肢について左から0, 1, 2を各配点, 1~6は「気分・意欲」のドメイン (12点), 7~11は「認知」のドメイン (10点), 12~17は「心身の健康」のドメイン (12点), 18~20は「社会参加」のドメイン (6点), 合計40点満点。

“Activity scale for the elderly” as a measurement for the QOL of local elderly individuals and the assessment of the influence of age and exercise

Koichi Kozaki¹⁾, Hisashi Murata²⁾, Reiko Kikuchi²⁾, Youichi Sugiyama¹⁾, Hiroshi Hasegawa¹⁾, Akihiro Igata³⁾ and Kenji Toba¹⁾

Abstract

Aim: To study the influence of exercise on the QOL of local elderly individuals, we created an activity scale for the elderly (ASE) and investigated its reliability and validity.

Methods: We created 36-item ASE and performed factor analysis. The reliability of the ASE was tested by determining Cronbach's coefficient alpha and confirmatory factor analysis in a cohort of 5,280 people, living in the community. The validity of the ASE was assessed by analyzing the interrelationship between the subdomains, age, and exercise.

Results: By factor analysis, four subdomains and 20 items remained significant for measuring ASE. The average ASE in the 5,280 people was 27.18 ± 5.28 points, with no sex difference. Confirmatory factor analysis showed the stability of the four subdomains. Cronbach's alpha demonstrated the internal consistency of the scale. Regarding the relationship between the four subdomains, age, and exercise, a significant difference was found between those who exercised and those who did not exercise, and between the 4 different age groups. By means of two-way ANOVA, significant interaction was found between exercise and age; ASE decreased from 26.3 points in the sixth decade of life to 23.9 in the seventh decade of life in those who did not exercise, while no decrease was found in those who exercised. Furthermore, ASE was significantly higher in those who exercised than those who did not non-exercise in each age decade group. These results suggest that exercise prevents age-associated decline in ASE.

Conclusion: ASE provides a reliable and valid measure for the QOL of elderly individuals living in the community, and exercise appears beneficial for preventing age-associated decline in ASE.

Key words: Activity scale for the elderly (ASE), Aging, Exercise, QOL
(Nippon Ronen Igakkai Zasshi 2008; 45: 188-195)

1) Department of Geriatric Medicine, Kyorin University School of Medicine

2) Program of Gerontological Research, Organization for Interdisciplinary Research, The University of Tokyo

3) Nagoya University of Arts and Sciences

運動習慣を有する高齢女性における転倒リスク

菊地 令子¹⁾ 神崎 恒一¹⁾ 川島有実子¹⁾ 岩田安希子¹⁾
 長谷川 浩¹⁾ 井形 昭弘²⁾ 鳥羽 研二¹⁾

要約 目的：転倒予防は寝たきりを予防するために重要である。我々は鳥羽らが作成した「転倒スコア」を用いて、運動習慣を有する60歳以上の女性を対象に、転倒リスクを縦断的に調査した。方法：対象はシステム三井島体操会員のうち、60歳以上の632名の女性(65.0±4.3歳)。同一集団について年齢、過去1年間の転倒歴の聴取、転倒スコアの調査を2004年と2005年の2回行い、経過中の転倒を規定するリスク要因をロジスティック回帰で検討した。結果：2004年の転倒は134人(21.2%)、2005年の転倒は121人(19.1%)に認められ、2005年の転倒率は60歳代では低下したが、70歳代ではむしろ増加した。また、6年以上10年未満の体操会員で転倒歴は最も低かった。2005年の転倒を従属変数としたロジスティック回帰分析では、年齢、2004年の転倒歴、「つまずくことがある」、「タオルを固く絞れない」、「急な坂道を使用している」の5つが有意な独立因子であった。さらに、2004年の転倒歴がない群ではロジスティック回帰分析によって、年齢、「つまずくことがある」の2項目が、転倒歴がある群では、年齢、「つまずくことがある」、「タオルを固く絞れない」、「急な坂道を使用している」、「内服薬が5種類以上ある」の5項目が有意な転倒予測因子であった。結論：運動習慣を有する高齢者女性は、6年以上10年未満の運動歴をピークとして転倒抑制効果が認められるが、加齢に伴い、70歳以上ではその効果は認められなくなる。また、年齢、過去の転倒歴、転倒アンケートは将来の転倒の有意な予測因子である。

Key words：転倒リスク、運動習慣、転倒スコア

(日老医誌 2008; 45: 526-531)

緒 言

2007年9月現在日本における65歳以上の高齢者人口は約2,744万人、総人口の21.5%にあたり、80歳以上の人口は713万人と過去最高の数となっている。そして転倒・骨折は高齢者における寝たきり原因の第三位に位置づけられ¹⁾、寝たきりの主要因である大腿骨骨折の80%以上が転倒によって起こるとされる。また、転倒は骨折がなくともADLの低下をきたすため²⁾、高齢者人口が急増する現在、寝たきりの予防対策として、転倒予防は高齢者にとってきわめて重要な課題である。

転倒のリスクとしては、バランスや筋力など運動機能の低下³⁾⁻⁵⁾、視力低下や認知機能低下⁶⁾、段差などの環境要因によるものが挙げられているが⁷⁾、対象の性質により、転倒リスクも異なることが予想される。一般地域住民や通院・入院患者を対象とした転倒に関する検討は数

多くあるが運動習慣を有する高齢者集団で転倒リスクを調査した研究はほとんどない。そこで本研究では、運動習慣を有する対象における転倒リスクが、一般地域住民の転倒リスクとどのように異なるのかを調べることを目的として、日常的な運動習慣を有する60歳以上の女性を対象として、我々が作成した「転倒スコア」⁸⁾を利用して、転倒リスクを縦断的に調査・解析した。

方 法

対象は運動を集団で行っている団体(システム三井島体操参加者(北海道16人、千葉100人、大阪238人、奈良37人、長崎37人、福岡61人、鹿児島143人)のうち、60歳以上の女性632人。平均年齢65.0±4.3歳。団体会員はストレッチを中心とした運動を週1日、約1時間行っている。同一集団について2004年と2005年の時点で過去1年間の転倒歴の聴取、転倒スコア⁸⁾(自己記入方式：表1)調査を行った。転倒スコアは過去の転倒歴と、その他21項目の質問からなり、表1に示すとおり各質問項目に1点を配点し、計21点で評価した。

なお、本研究は、研究の趣旨を理解し、文書による同

1) R. Kikuchi, K. Kozaki, Y. Kawashima, A. Iwata, H. Hasegawa, K. Toba: 杏林大学医学部高齢医学

2) A. Igata: 名古屋学芸大学

受付日: 2008.4.7, 採用日: 2008.6.5

表1 「転倒スコア」過去1年間の転倒歴と21項目からなる^{a)}

過去1年に転んだことがありますか？ 「はい」の場合、転倒回数（回/年）	1点	0点	1点の 陽性頻度
1. つまずくことがありますか	はい	いいえ	58.5%
2. 手すりにつかまらず、階段昇降ができますか	いいえ	はい	14.2%
3. 歩く速度が遅くなってきましたか	はい	いいえ	39.3%
4. 横断歩道を青のうちに渡りきれますか	いいえ	はい	1.1%
5. 1km くらい続けて歩けますか	いいえ	はい	2.7%
6. 片足で5秒くらい立っていられますか	いいえ	はい	3.8%
7. 杖をつかっていますか	はい	いいえ	2.8%
8. タオルは固く絞れますか	いいえ	はい	4.3%
9. めまい・ふらつきがありますか	はい	いいえ	18.8%
10. 背中が丸くなってきましたか	はい	いいえ	28.3%
11. 膝が痛みますか	はい	いいえ	38.2%
12. 目が見えにくいですか	はい	いいえ	60.7%
13. 耳が聞こえにくいですか	はい	いいえ	25.6%
14. もの忘れが気になりますか	はい	いいえ	58.5%
15. 転ばないと不安になりますか	はい	いいえ	21.0%
16. 毎日、お薬を5種類以上飲んでますか	はい	いいえ	8.1%
17. 家の中が暗く感じますか	はい	いいえ	4.1%
18. 家の中によけて通るものがおいてありますか	はい	いいえ	24.5%
19. 家の中に段差がありますか	はい	いいえ	73.5%
20. 階段を使わなくてはなりませんか	はい	いいえ	67.1%
21. 生活上、急な坂道を歩きますか	はい	いいえ	37.6%

意の得られた者のみを対象として実施した。

統計解析

解析ソフトはSPSS (Ver12.0) を使用し、2004年から2005年にかけての調査期間中の転倒（以下、「2005年の転倒」とする）を従属変数とし、年齢、2004年調査時点での過去1年間の転倒歴（以下、「2004年の転倒」とする）、転倒スコアの各項目を独立変数としてロジスティック回帰分析を行った。次に、2004年の転倒歴の有無により2群に分け、両群間でのパラメータの比較をMann-Whitneyのノンパラメトリック検定を行った。さらに、各群において、2005年の転倒を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った。

結果

これまで一般地域住民を対象として転倒スコアの有用性を調査してきたが、本研究では運動習慣をもつ集団を対象として転倒スコアと転倒との関係を調べた。その結果、21の各質問項目の転倒と正に関連する回答の頻度は表1のとおりであった。転倒については2004年の調査時には134人（21.2%）に、2005年の調査時には121人（19.1%）に認められ、両時点で転倒スコアに、2005年の時点で年齢に有意差を認めた（表2）。また、2004年と2005年の転倒率の間に有意差が認められた（表3）。

これを60歳代と70歳以上に分け、各年代における2004年の転倒率と2005年の転倒率を比較したところ、60歳代では有意に2005年の転倒率が低かったが、70歳以上の群では2005年の転倒率はむしろ高かった。また、転倒スコアでも、60歳代では2005年の転倒スコアの方が2004年の転倒スコアに比べて有意に低かった。

運動習慣の影響を調べるため、会員年数と年齢を独立変数、2005年の転倒を従属変数としたロジスティック回帰分析を行ったところ、会員年数が3年未満の群を基準とした場合、6年以上10年未満の群において転倒オッズ比0.5 ($p=0.025$) と有意に低値であった（表4）。

次に、2004年の転倒歴の有無で2群に分けた場合、転倒歴のある群では134人中55人（41.0%）に、転倒歴のない群では498人中66人（13.3%）に2005年の時点で転倒を認め、両群間での転倒率に顕著な差を認めた ($p<0.001$)。なお、各群で平均年齢と会員年数に違いは認められず、転倒スコアに有意差を認めた（表5）。

次に、全対象者について2005年の転倒を従属変数、年齢、会員年数、転倒スコアの全21項目、2004年の転倒歴を独立変数としたロジスティック回帰分析を行った結果、年齢 ($p<0.001$; OR=1.1)、「2004年の転倒歴」 ($p<0.001$; OR=3.8)、「つまずくことがある」 ($p=0.003$; OR=2.3)、「タオルを固く絞れない」 ($p=0.030$; OR=3.0)、「急な坂道を使用している」 ($p=0.048$; OR=1.6) の

表2 2004年と2005年の各時点における転倒有無で分けた2群間の年齢、転倒スコア(21点満点)の比較

		転倒あり	転倒なし	p値
人数(人)	2004年	134	497	—
	2005年	121	510	—
平均年齢(歳)	2004年	65.2±4.5	65.0±4.2	n.s.
	2005年	66.5±4.7	64.7±4.1	p<0.001
転倒スコア(点)	2004年	7.0±3.0	5.6±2.8	p<0.001
	2005年	6.9±3.0	5.7±2.8	p<0.001

表3 2004年、2005年の転倒率と転倒スコア(21点満点)の比較

	2004年	2005年	p値
転倒者数(率)			
全体(n=631)	134(21.2%)	121(19.1%)	p<0.001
60歳代(n=543)	113(20.8%)	92(16.9%)	p<0.001
70歳以上(n=88)	21(23.6%)	29(33.0%)	p=0.037
転倒スコア(点)			
全体	5.9±2.9	5.7±2.7	p=0.007
60歳代	5.8±2.7	5.5±2.6	p=0.012
70歳以上	6.9±3.3	6.6±3.0	n.s.

全体と60歳代、70歳以上に分けて解析した。

表4 2005年の転倒を従属変数、年齢と会員年数(会員年数3年未満の群を基準として、3年以上6年未満、6年以上10年未満、10年以上の3群を設定)を独立変数としたロジスティック回帰分析

	オッズ比	p値	95% CI
年齢(歳)	1.01	<0.001	1.05~1.14
会員年数 3年以上6年未満	0.8	0.135	0.40~1.13
会員年数 6年以上10年未満	0.5	0.025	0.280~0.920
会員年数 10年以上	0.7	0.346	0.39~1.39

5項目が有意な独立因子として抽出された(表6)。

2005年の転倒は、2004年の転倒歴がリスク要因として非常に高いことから、全体を2004年の転倒歴のある群とない群に分けて、ロジスティック回帰分析を行った。2004年の転倒歴のない群では、年齢(p=0.001:OR=1.1)、「つまずくことがある」(p=0.017:OR=2.1)の2つの因子が、2004年の転倒歴がある群では、年齢(p=0.044:OR=1.1)、「つまずくことがある」(p=0.039:OR=4.7)、「タオルを固く絞れない」(p=0.037:OR=13.0)、「急な坂道を使用している」(p=0.043:OR=2.6)、「内服薬が5種類以上ある」(p=0.027:OR=0.1)の5つの因子がそれぞれ有意な独立因子として抽出された(表7)。

考 察

転倒は様々な身体的要因と環境要因によって起こる。転倒ハイリスク者を早期発見するために、両要因を加味して作られたのが転倒スコアである⁹⁾一般地域住民を対象として、過去の転倒と転倒スコアとの関係を横断的に解析した結果、「つまずくことがある」、「横断歩道を青のうちに渡れない」、「杖の使用」、「膝が痛む」、「めまいがある」、「タオルを固く絞れない」、「屋内に障害物がある」という項目が「アンケート調査以前の転倒」と関連することが示された⁹⁾。また同じく、一般地域住民を対象とした大河内らの6カ月間の前向き研究では、「過去の転倒歴」、「歩行速度が遅くなった」、「杖の使用」、「背中が丸くなった」、「内服薬が5種類以上ある」という項目が将来

表5 2004年に転倒歴がある群とない群での年齢、会員年数、2005年の転倒者数、2004年と2005年の各転倒スコアの比較

	2004年転倒歴なし n = 498	2004年転倒歴あり n = 134	p値
年齢(歳)	65.0±4.2	65.2±4.5	n.s.
会員年数(年)	6.7±6.8	6.2±6.1	n.s.
2005年転倒者数(率)	66 (13.3%)	55 (41.0%)	p < 0.001
2004年の転倒スコア	5.6±2.8	7.0±3.0	p < 0.001
2005年の転倒スコア	5.5±2.7	6.4±2.4	p < 0.001

表6 2005年の転倒歴を従属変数としたロジスティック回帰分析 独立変数は年齢、2004年の転倒歴、転倒スコアの各項目

	オッズ比	p値	95% CI
年齢	1.1	< 0.001	1.04 ~ 1.16
2004年の転倒歴	3.8	< 0.001	2.30 ~ 6.22
つまずくことがある	2.3	0.003	1.31 ~ 3.98
タオルを固く絞れない	3.0	0.030	1.11 ~ 8.10
急な坂道を使用している	1.6	0.048	1.00 ~ 2.54

表7 2004年の転倒歴を従属変数としたロジスティック回帰分析 独立変数は年齢と転倒スコアの各項目

	オッズ比	p値	95% CI	
2004年の 転倒ない群	年齢	1.1	0.001	1.04 ~ 1.19
	つまずくことがある	2.1	0.017	1.15 ~ 3.90
2004年の 転倒ある群	年齢	1.1	0.044	1.00 ~ 1.25
	つまずくことがある	4.7	0.039	1.08 ~ 20.3
	タオルを固く絞れない	13.0	0.037	1.16 ~ 143
	内服薬が5種類以上ある	0.1	0.027	0.01 ~ 0.76
	急な坂道を使用している	2.6	0.043	1.03 ~ 6.60

の転倒の有意な予測因子であった⁹⁾。解析する対象によって抽出される転倒のリスク項目は異なると予想されるが、運動習慣をもつ女性を対象とした本研究では、大河内らの対象よりも身体機能が高いため、下肢筋力の低下や老年症候群に関連する項目が抽出されなかったと考えられる。

過去の転倒歴が転倒のリスクになるという報告は複数あり¹⁰⁾。我々の調査でも「将来の転倒」に強く関連していた。そこで過去の転倒歴の有無により2群に分けて、解析したところ、異なる項目が有意な説明因子として抽出された。両群で有意であった「つまずくことがある」は転倒のきっかけとして重要である¹¹⁾。過去の転倒歴のある群では、「タオルを固く絞れない」、「急な坂道を使用している」という筋力低下や環境要因が転倒に影響を与えていた。一方、予想外であったのは「内服薬が5種類

以上ある」場合、転倒しにくいという結果であった。内服薬については、多剤内服¹²⁾や、向精神薬の使用が転倒のリスクとなるという報告¹³⁾がある一方、心臓病薬の服用者は転倒率が0.6と低値であるという報告¹⁴⁾もあり、内服薬の内容によると考えられる。

日本での年間転倒率は、高齢者において10~30%¹⁵⁾とされ、女性の方が転びやすく、加齢により転倒率が増加する¹⁶⁾。本研究でも加齢は転倒のリスクであったが、転倒率は19.1%であり、一般地域住民と比較して必ずしも低くなかった。そこで会員年数と転倒率との関係を調べたところ、3年未満の群を基準として、6年以上10年未満の群で最も転倒率が低かった。このことから、運動習慣による転倒の抑制効果の出現には、ある程度の年数が必要であると考えられる。しかしながら、10年以上の会員群では有意差を認めなかった。これは恐らく、

10年以上の会員では視力・聴力障害¹⁶⁾、認知機能¹⁷⁾、慢性疾患の有無¹⁸⁾などの要因が負に影響している可能性がある。

最後に、2005年の転倒率を地域別に比較したところ、北海道37.5%、千葉21.0%、大阪20.2%、奈良24.3%、長崎25.0%、福岡8.2%、鹿児島16.1%であり、福岡は鹿児島を除く5地域よりも有意に転倒率が低かった。7地域間で転倒スコアに有意差は認めなかったが、福岡の平均年齢は有意ではないものの7地域の中で最も低かった。集団の平均年齢の差が地域差を生み出したと考えられるが、対象者数の点から断定的な理由を明らかにすることはできなかった。なお、本研究では対象者のすべてが体操会員であり、運動の転倒に対する効果を厳密に検討するためには、運動習慣のない集団を対象として、転倒スコアならびに転倒経験を前向きに調査する必要がある。

謝辞：本研究は平成18～20年厚生労働省科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）「効果的転倒予測技術の開発と転倒予防介入による生活機能の持続的改善効果に関する縦断研究」の一部として行われた。研究の実施にあたり、実践体育研究会会長三井島智子先生に多大なご協力を頂いたことを深謝いたします。

文 献

- 1) 厚生統計協会：国民生活基礎調査 平成10年11年。
- 2) 鳥羽研二ほか：効果的医療技術の確立推進研究、寝たきりプロセスの解明と主たる因子に対する介入効果に関する研究（鳥羽班）。総括研究報告書、2003、p15-16。
- 3) Bergland A, Jarnlo GB, Laake K: Predictors of falls in the elderly by location. *Aging Clin Exp Res* 2003; 15: 43-50.
- 4) Moreland JD, Richardson JA, Goldsmith CH, Class CM: Muscle weakness and falls in older adults: A systematic review and meta-analysis. *J Am Geriatr Soc* 2004; 47: 1202-1207.
- 5) Wolfson LI, Whipple R, Amerman P, Kaplan J, Kleinberg A: Gait and Balance in the elderly: Two functional capacities that link sensory and motor ability to falls. *Clin Geriatr Med* 1985; 1: 649-659.
- 6) Chu LW, Chi I, Chiu AY: Incidence and predictors of falls in the Chinese elderly. *Ann Acad Med Singapore* 2005; 34: 60-72.
- 7) Rubenstein LZ: Falls. In: *Ambulatory geriatric care*. Yoshikawa TT, Cobbs EL, Brummel-Smith K (eds), Mosby, St. Louis, 1993, p296-304.
- 8) 鳥羽研二、大河内二郎、高橋 泰、松林公藏、西永正典、山田忠鶴ほか：転倒リスク予測のための「転倒スコア」の開発と妥当性の検証。日老医誌 2005; 42: 346-352。
- 9) Okochi J, Toba K, Takahashi T, Matsubayashi K, Nishinaga M, Takahashi R, et al: Simple screening test for risk of falls in the elderly. *Geriatr Gerontol Int* 2006; 6: 223-227.
- 10) Ganz DA, Bao Y, Shekelle PG, Rubenstein LZ: Will my patient fall? *JAMA* 2007; 297: 77-86.
- 11) 新野直明、小坂井留美、江藤真紀：在宅高齢者における転倒の疫学。日老医誌 2003; 40: 484-486。
- 12) van Helden S, Wyers CE, Dagnelle PC, van Dongen MC, Willems G, Brink PR, et al: Risks of falling in patients with a recent fracture. *BMC Musculoskelet Disord* 2007; 297: 77-86.
- 13) Tinetti ME, Speechley M, Ginter SF: Risk factors for falls among elderly persons living in the community. *N Engl J Med* 1988; 19: 1701-1707.
- 14) Kallin K, Gustafson Y, Sandman PO, Karlsson S: Drugs and falls in older people in geriatric care settings. *Aging Clin Exp Res* 2004; 16: 270-276.
- 15) O'Loughlin JL, Robitaille Y, Boivin JF, Suissa S: Incidence of and risk factors for falls and injurious falls among the community-dwelling elderly. *Am J Epidemiol* 1993; 137: 342-354.
- 16) 安村誠司、金成由美子：転倒の疫学。Clinical Calcium 2003; 13: 1010-1014.
- 17) Moreland J, Richardson J, Chan DH, O'Neill J, Bellissimo A, Grum RM, et al: Evidence-based guidelines for the secondary prevention of falls in older adults. *Gerontology* 2003; 49: 93-116.
- 18) Stel VS, Pluijm SM, Deeg DJ, Smit JH, Bouter LM, Lips P: A classification tree for predicting recurrent falling in community-dwelling older persons. *J Am Geriatr Soc* 2003; 51: 1356-1364.

Fall risk assessment in regular exercising elderly women

Reiko Kikuchi¹⁾, Koichi Kozaki¹⁾, Yumiko Kawashima¹⁾, Akiko Iwata¹⁾,
Hiroshi Hasegawa¹⁾, Akihiro Igata²⁾ and Kenji Toba¹⁾

Abstract

Aim: Fall prevention is important for elderly people to maintain their functional independence. We made a longitudinal fall-risk assessment using our "Fall-predicting score" of women who are 60 years or older and who exercised regularly.

Methods: We sent "fall-predicting questionnaires" to 632 elderly women aged 60 years or older (mean 65.0 ± 4.3), members of "Miishima gymnastics program", and asked about their fall history of falling in the past year in 2004 and 2005. We performed a logistic regression analysis to determine the future risk factor of falling in 2005.

Results: The number of people who fell was 134 (21.2%) in 2004 and 121 (19.1%) in 2005. The number of people who fell decreased in the seventh decade, but increased in the eighth decade, and members for 6-10 years showed most decreased fall rates. Logistic regression analysis revealed that age, falls in 2004, "tripping", "cannot squeeze a towel", and "walk steep slope around the house" were significant independent risk factors of "falls in 2005". Logistic regression analysis of non-fallers in 2004 showed that age and "tripping" were the significant independent risk factors of "falls in 2005", and the analysis of people who fell in 2004 showed that age, "tripping", "cannot squeeze a towel", "walk steep slope around the house", and "taking more than 5 medicines" were significant independent risk factors for falls in 2005.

Conclusions: In regular exercising elderly women, exercise appears to prevent falls in people in the seventh decade and in the members of 6-10 years. Age, past history of falls, and fall-predicting questionnaire were important risk predictors of future falls.

Key words: Risks of fall, Exercise habit, Fall predicting score

(Nippon Ronen Igakkai Zasshi 2008; 45: 526-531)

1) Department of Geriatric Medicine, Kyorin University, School of Medicine

2) Nagoya University of Arts and Sciences

認知症高齢者の意欲低下に関連する脳血流分布

國原 和樹¹⁾ 鳥羽 研二¹⁾ 中居 龍平¹⁾ 小林 義雄¹⁾
 守屋祐貴子¹⁾ 長谷川 浩¹⁾ 神崎 恒一¹⁾ 松田 博史²⁾

要約 目的：認知症高齢者の日常生活機能に関する意欲の変化に呼応する脳血流変化を脳血流 SPECT 検査を用いた画像統計解析し、脳内における生活意欲関連領域を特定する。**方法：**対象は杏林大学病院もの忘れセンターを受診した患者で、うつ状態と前頭側頭型認知症の症例を除外し、抗うつ薬、向精神薬、漢方薬、抗認知症薬、脳循環代謝改善薬の服用をしていない患者 123 名（男性 39 名、女性 84 名、77.7±6.7 歳）である。意欲を評価するために Vitality Index（以下 VI）を行い、併せて ^{99m}Tc-ECD による脳血流 SPECT 検査を施行した。**結果：**①総合的機能評価では VI 9.0±1.3 点と軽度の意欲低下を認めた。また MMSE 22.1±5.1 点と軽度の認知機能の低下を認めた。② Statistical Parametric Mapping (SPM) を用いた意欲低下と脳血流変化（相対値）に関する解析では、意欲の低下と関連を認めた領域は両側の横側頭回、上側頭回、中側頭回、レンズ核と、右側の眼窩回、内前頭回、下前頭回、前部帯状回、帯状回、尾状核頭および左側の視床、尾状核であった。③ Three-dimensional stereotaxic ROI template (3DSRT) を用いた意欲低下と脳血流変化（絶対値）に関する解析では、意欲の低下と関連した脳血流低下領域は両側の前部帯状回、眼窩回、直回、上側頭回、横側頭回、海馬傍回、尾状核頭、視床下部と、左側の中側頭回、梁下野、扁桃体、視床、右側の帯状回であった。この中で眼窩回は、もっとも関連が強かった。**結論：**相対値及び絶対値の検討から、意欲の低下を来す脳血流変化として、眼窩回を中心とする前頭葉が重要であるが、大脳辺縁系や白質の血流障害が関連する可能性が示唆された。

Key words：認知症、意欲、Vitality Index、SPECT、深部白質病変

(日老医誌 2008; 45: 615-621)

緒言

意欲の低下は「感情、感動、興味あるいは関心の低下」と定義され¹⁾、Parkinson 病をはじめとする変性疾患、脳血管障害、Alzheimer 病、うつ病など様々な疾患で認められる。

従来の検討では意欲の低下と前頭葉機能障害との間に関連があるとする報告が多く²⁾、意欲の低下を来す機序として Frontal-subcortical circuit と呼ばれる前頭葉皮質-大脳基底核-視床を結ぶ神経回路の障害により意欲の低下を来すことが指摘されている³⁾。

しかしながら日常生活活動に対する意欲と、脳内における解剖学的な領域の特定には至っていない。

今回、我々は脳血流 SPECT 検査を用いた画像統計解析により、意欲の定量的評価と相関する脳血流に関する検討を行った。

本文中の数値はすべて平均±標準偏差で表現した。

対象と方法

1) 対象

側頭型認知症の症例を除外し、抗うつ薬、向精神薬、抗不安薬、抗認知症薬、脳循環代謝改善薬の服用をしておらず、医師の説明より頭部 SPECT 検査に対する理解が得られ、実施の承諾を得ることのできた患者 123 名（男性 39 名、女性 84 名、77.7±6.7 歳）を対象とした。

2) 方法

I. 総合的機能評価

高齢者の日常生活機能を客観的に評価するため、対象者に対して下記の項目の調査を行った。

①認知機能検査

認知機能は Mini-Mental State Examination (以下

1) K. Sonohara, K. Toba, R. Nakai, Y. Kobayashi, Y. Moriya, H. Hasegawa, K. Kozaki: 杏林大学医学部高齢医学

2) H. Matsuda: 埼玉医科大学病院核医学診療科

受付日: 2008.6.27, 採用日: 2008.7.22

MMSE)を用いて評価した⁹⁾。MMSEは見当識、記銘、注意と計算、再生言語の項目からなり、30点満点の得点で、認知機能障害のカutoffポイントは23/24である⁹⁾。

②意欲

意欲は Vitality Index (以下 VI) を用いて評価した¹⁰⁾。

VIは起床、意思疎通、食事、排泄、リハビリ(または日常生活における活動度)の項目からなり、10点満点の得点で表される。①問題数が5問と少なく検査時間が短いこと、②介護者による観察法で評価され、認知症高齢者の観察に適し、再現性、評価者間一致率が高いこと、③生命予後との相関に優れていること、④非薬物療法による介入に対する感度が高いことが特徴として挙げられる¹⁰⁾。

II. 脳血流 SPECT 検査

①測定方法

閉眼、安静状態で99mTc-ECD 600MBqを右肘静脈より投与し、脳と大動脈弓の時間放射能曲線からPatiak Plot法により大脳平均血流量を求めた¹¹⁾。99mTc-ECD投与5分後よりSPECT撮像を東芝社製3検出器型ガンマカメラGCA9300を用いて行った。データ処理装置としてGMS5500PI、コリメータとしてLESHR fanbeamを使用した。脳血流SPECT画像はスライス厚3.44mm、収集マトリックス128×128、吸収補正はSorenson法にて再構成された。

②局所脳血流の定量法

Patiak Plot法とSPECTで得られた局所脳血流情報を定量化し、3D-SRT version 3.1/fineSRT version1.0により事前に設定された52カ所の関心領域(上前頭回、内前頭回、中心傍小葉、前部帯状回、梁下野、眼窩回、直回、中前頭回、下前頭回、中心前回、中心後回、島葉、上頭頂小葉、下頭頂小葉、縁上回、角回、上側頭回、中側頭回、下側頭回、横側頭回、上後頭回、中後頭回、下後頭回、楔前下部、楔部、海馬、紡錘状回、舌状回、海馬傍回、扁桃核、視床、被殻、淡蒼球、尾状核頭、尾状核尾、楔前上部、帯状回、後部帯状回、小脳虫部、小脳前葉、小脳後葉、視床下部、四丘体、黒質、赤核、橋、ブローカー野、ウェルニッケ野、一次視覚野、一次聴覚野、運動前野、補足運動野)に関して局所脳血流量の算出を行った^{12,13)}。

3) 解析法

I. 脳血流変化(相対値)の測定、Statistical Parametric Mapping (SPM)

脳血流量の Vitality Index の得点に対する相対的変化の画像統計解析にはSPM5を用いて¹⁴⁾、標準脳図譜上へ

の解剖学的標準化のための正規化(spatial normalization)を施行し、正規化によっても補正困難な各個体の解剖学的固形差を軽減するために平滑化(smoothing)を行った。統計解析における解析法には年齢、性別で補正するためにANOVA法を用い、閾値としてfalse discovery rate<0.05, size in voxels>100にて検討を行った。また、最終脳図譜はMaximum intensity projection (MIP)像にて表記し、解剖学的位置についてはMontreal neurological Institute (MNI)座標からTalairach座標への変換の後に、University of Texas science Center, Research Imaging Centerの開発したTalairach Daemon (<http://ric.uthscsa.edu/projects/talairach-daemon.html>)を用いてTalairach標準脳図譜への投影を行った¹⁵⁾。

II. 脳血流変化(定量値)と意欲に関する検討

3D-SRT/fineSRTにより得られた局所脳血流量とVIの関係についてKruskal-Wallis順位相関検定を用いて解析した。さらに、意欲の低下と関連の認められた領域について、重回帰分析(有意水準<0.05)を用いて年齢、性別による補正を行った。

結 果

1) 患者背景

I. 年齢分布

対象者の平均年齢は77.7±6.7歳で、65歳以上の高齢者の割合は全体の96.7%で、うち65-74歳の前期高齢者26.9%、75-84歳の後期高齢者59.7%、85歳以上の超高齢者13.4%であった。

II. 総合的機能評価

MMSE 22.1±5.1点と軽度の認知機能の低下を認め、VI 9.0±1.3点と軽度の意欲低下を認めた。VIと年齢には有意な相関はなく、また有意な性差は認められなかった(男性:8.9±1.4, 女性:9.0±1.6)。

MMSE 23点以下を認知機能障害ありとすると、全症例における認知機能障害の合併率は52.8%であった。また、DSM-IV及びHachinskiの虚血スコアの診断基準に基づき認知機能障害者の原因疾患を分類するとAlzheimer型認知症75.4%、脳血管性認知症16.9%、その他の疾患による認知症7.7%であった。Alzheimer型認知症のうち、ラクナ梗塞5個以上または中等度以上の白質病変をもつものは35.4%であった。

III. 合併症

高血圧の合併は53.7%(うち服薬率80.3%)、糖尿病の合併は26.0%(うち服薬率37.5%)、高脂血症の合併は43.1%(うち服薬率54.7%)であった。

2) SPM を用いた解析～意欲低下と脳血流変化 (定性値) に関する検討

年齢, 性別で補正後の検討では, 意欲の低下と関連した脳血流低下領域は, 両側の横側頭回, 上側頭回, 中側頭回, レンズ核と, 右側の眼窩回, 下前頭回, 前部帯状回, 帯状回, 内前頭回, 尾状核頭および左側の視床, 尾状核であった (図 1, 表 1)。

3) 3DSRT を用いた解析～意欲低下と脳血流変化 (定量値) に関する検討

VI と局所脳血流量との関係について Kruskal-Wallis 順位相関検定を用いて解析した。意欲の指標 (VI) と全脳の血流量は, H 統計量 = 8.69, $p = 0.07$ と有意な相関を示さなかった。

意欲の低下と有意に関連した脳血流低下領域は両側の前部帯状回, 眼窩回, 直回, 上側頭回, 横側頭回, 海馬傍回, 尾状核頭, 視床下部と, 左側の中側頭回, 梁下野, 扁桃体, 視床, 右側の帯状回であった (表 2)。最も H 統計量が大きかった部位である右眼窩回の意欲の指標別の血流量を示す (図 2)。

次に Vitality Index を従属変数, 年齢, 性別, 局所脳血流量を独立変数とした重回帰分析を施行した結果, 年齢, 性別を考慮しても意欲低下と関連する脳血流低下領域は両側の前部帯状回, 梁下野, 眼窩回, 直回, 上側頭回, 横側頭回, 視床, 尾状核頭, 視床下部と, 左側の扁桃

桃体であった。

疾患別の血流変化と意欲に関し, 今回の症例でサブ解析を行った。

VI と脳血流量 (絶対値) を用いた検討では, アルツ

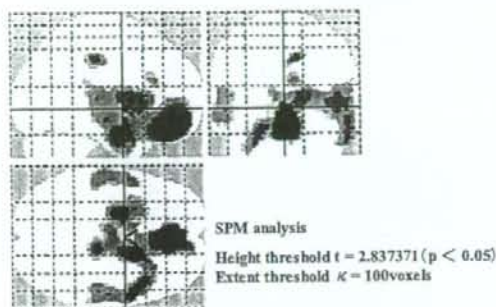


図 1 脳血流量の相対的変化の画像統計解析 Statistical Parametric Mapping (SPM) を用い, 年齢, 性別で補正後の VI と相対的脳血流変化。意欲の指標 (Vitality Index) の得点変化と相関する部位を, 脳断面画像 (上段左矢状断, 上段右冠状断, 下段水平断) に投影し表した。色調の濃度は血流低下の程度を表す。意欲の低下と関連した脳血流低下領域は両側の前部帯状回, 眼窩回, 直回, 上側頭回, 横側頭回, 海馬傍回, 尾状核頭, 視床下部と, 左側の中側頭回, 梁下野, 扁桃体, 視床, 右側の帯状回であった。

表 1 VI の変化に有意に相関して脳血流が低下する部位 (Covariance = 年齢, 性別)

部位	Brodmann 領域	MNI 座標			—	t value
		x	y	z		
右側の内前頭回	BA11	4	42	-16	7.871	6.83
右側の眼窩下回	BA11	4	40	-20	7.871	6.45
右側のレンズ核		16	6	8	7.871	4.48
右側の上側頭回	BA38	56	4	-12	7.871	3.93
右側の上側頭回	BA22	56	2	-2	7.871	3.88
右側の横側頭回	BA41	52	-24	8	7.871	3.79
右側の下前頭回	BA47	50	12	2	7.871	4.26
右側の中側頭回	BA21	58	8	-22	7.871	4.05
右側の中側頭回	BA22	54	-14	-10	7.871	3.84
右側の尾状核頭		4	14	-8	7.871	3.4
左側の上側頭回	BA38	-26	10	-28	7.871	3.77
左側の視床		-8	-14	12	7.871	3.26
左側の尾状核		-8	8	6	7.871	3.12
左側のレンズ核		-14	10	2	7.871	2.9
左側の上側頭回	BA22	-54	4	-2	1.238	3.76
左側の上側頭回	BA21	-58	-6	-2	1.238	3.48
左側の中側頭回	BA21	-60	-20	-6	1.238	3.47
左側の横側頭回	BA41	-56	-22	12	1.238	3.36
右側の帯状回	BA31	10	-24	42	180	4.17
右側の前部帯状回	BA32	10	28	14	111	3.2