

participants with depressive symptoms (OR = 2.37; 1.60–3.52, 95% confidence interval [CI]). Similarly, the risk of OAB was significantly higher in current drinkers (OR = 1.65; 1.04–2.62, 95%CI) and overweight participants (OR = 1.51; 1.02–2.24, 95%CI) (Table 2). While it did not reach statistical significance, obese participants also exhibited a higher OR for OAB (OR = 1.74; 0.74–4.12, 95%CI)

Discussion

In 2002, OAB was defined by the ICS as a syndrome of urgency and frequency of urination.¹ The ICS definition arose from a practical view of OAB, and the diagnostic standards of OAB were established based on subjective symptoms. These changes have allowed for more straightforward clinical judgment, diagnosis and evaluation of treatment effects. Since the ICS definition of OAB, epidemiological surveys have been performed in Europe, the USA, and in Asian countries.^{2–5} These surveys have suggested a greater number of OAB patients than was anticipated from earlier studies.

Two large-scale studies on OAB prevalence have been reported. One was conducted in Europe,² and the other in the USA.³ The former study was performed on 16 776 adults aged ≥ 40 years. The overall prevalence of OAB was 16.6%, with an increase to 22.1–41.9% in the elderly, aged 70 years or more. The other study in the USA reported that the overall prevalence was 16.0% in men, 16.9% in women, and more than 25% in the elderly ≥ 65 years. Regarding Japanese epidemiological investigations of OAB, there was one random sample study using a mail-in questionnaire in 2003.⁵ In this study, participants were selected randomly in proportion to the numbers of households in Japan. The responses from 4570 subjects were collected and analyzed (collection rate, 45%). The overall prevalence of OAB was 12.4%, but it increased to 22.6% and 36.8%, in the elderly people, aged 70–79 years and over 80 years, respectively.

In our study, in which the participants were aged 70 years or older, the prevalence of OAB was 18.4%. One reason for the differences in the prevalence of OAB between the previous studies and ours may be in the environment and specific characteristics of the study population. There are several possible reasons for such differences. The first possibility is the difference in the subjects of the research. As our community-based study was a part of a health promotion program for the elderly, it may be that these participants tended more towards health-seeking behaviors compared with the general population. Those with health-seeking behaviors have a tendency to avoid risk factors for their own health, and may have a low prevalence of various disorders. Moreover, as all our subjects were asked to come to the public facility where we carried out the comprehensive assessment, it might be possible that those with severe dis-

orders did not join in our research. For example, only 34 persons (4.2%) in the present study had previously suffered from stroke, and this selection bias could affect the result of analysis with OAB and the associated factors in this study.

The second is the difference in survey methods. Tikkinen *et al.* reported that the prevalence of OAB was 17.6% in men aged 70–79 years in the population-based study in Finland,¹⁷ and this prevalence was similar to our outcome. They suggest that the prevalence of OAB has been overestimated in earlier studies by vague criteria. Both earlier studies were performed mainly by telephone interviews or postal questionnaires for a random sample of participants. Phone and postal surveys are less costly, and can collect information from a larger population than a face-to-face interview. However, phone interviews that are generally performed by multiple staff members may have problems in uniformity and reproducibility, in addition to deviations as a consequence of the relative responsiveness of the subjects. Postal surveys also have limitations similar to phone interviews, and generally achieve lower response rates, especially in the elderly population.¹⁸ In contrast, the face-to-face interview used in our survey avoided these problems and can define strict criteria of urgency. Furthermore, several reports have described the differences between questionnaire and face-to-face interviews, all of which showed that the prevalence of disease based on face-to-face interview is lower than that obtained using a questionnaire.^{18,19} To our knowledge, the present report is the first epidemiological study of definite OAB based on face-to-face interview data.

To date, there have been few surveys on OAB that included as large a sample size of older people as our study. In the National Overactive Bladder Evaluation study, among 5204 participants, 898 people (17.3%) were older than 65 years old.³ However, this survey was performed by telephone interviews. Milsom *et al.* reported an international survey of OAB syndrome in Europe, but included few coexistence factors in the questionnaires.² In our survey, we performed a comprehensive geriatric assessment using many questionnaires and examinations of various types, and data obtained from 833 subjects aged 70 years old or older was analyzed in this report. To our knowledge, this study was the largest population survey of OAB in subjects aged 70 years or over, to date.

Comorbidities associated with OAB have been reported in some epidemiological studies, including age, sex, depression, menopause, parity, constipation, higher BMI, current smoker, diabetes, occupation, type of toilet, and place of residence.^{3,20–23} We performed multivariate analysis on factors related to OAB, and found that OAB was significantly higher in participants with depressive symptoms, current drinkers and overweight subjects.

Some studies have reported that depressive symptoms often coexisted with urinary incontinence.²⁴ Increased frequency and urgency incontinence are frequently observed in

patients with psychological instability, and it is generally considered that the mental condition is the cause of the urgency incontinence, although there are different opinions on this issue.²⁵ A correlation between depression and nocturia has also been reported.²⁶ Stewart *et al.* first suggested an association between OAB and depression in the ICS definition of OAB,³ but the cause of the correlation in the elderly population is not clear. One report describes that frontal cerebral blood flow is decreased in depressive disorder patients in late life using single photon emission computed tomography.²⁷ Furthermore, one of the bladder sensation centers in the cerebral cortex is found in the frontal lobe.²⁸ These findings suggest that some degree of idiopathic OAB and depression might have a common cause in elderly people.

We observed a positive correlation between OAB and current drinkers. With regard to the association between lower urinary tract symptoms (LUTS) and alcohol intake, inconsistent results have been reported in previous studies. Several studies found no significant association between drinking and LUTS.^{29,30} Meanwhile, one study reported a significant negative association.³¹ Because these previous studies did not include many elderly people, the association between drinking and LUTS might not be overt.

Many studies have shown that obesity or a higher BMI is one of the risk factors for stress urinary incontinence. Some reports have also revealed a positive correlation between obesity and OAB. However, the mechanism underlying this correlation has not been elucidated. Zhang *et al.* hypothesized that excess bodyweight might increase bladder pressure and urethral mobility, leading to OAB.²⁰ Dalloso *et al.* reported that while obesity was a risk factor for OAB onset in women, there was little evidence to indicate this in men.³¹

Recently, it has been assumed that pelvic arterial insufficiency and chronic ischemia of the bladder are associated with detrusor dysfunction. In experimental studies, Azadzi *et al.* reported that moderate bladder ischemia was associated with detrusor overactivity in the rabbit bladder models.³² Lower ABI suggest atherosclerosis in lower limbs or pelvic organs. In fact, bifurcation of the iliac arteries is often affected by atherosclerotic change. Although PWV is an indicator of arterial stiffness, we could not show significant associations between OAB and ABI, or PWV in the present study.

There are several limitations to the present study. First, there may be some selection bias, such as health-seeking behaviors and the relatively smaller participation rate in our community-based study. Second, our study design was a cross-sectional one. The inherent limitation of a cross-sectional study is that sampling takes place at only one time-point, so it can be difficult or impossible to infer cause and effect. Further studies are warranted to elucidate the cause of OAB.

Using a face-to-face interview method, we conducted a cross-sectional study on subjects aged 70 years or older in an urban community and assessed the prevalence of and risk factors for OAB in Japan. OAB was significantly associated with depressive symptoms, current drinkers, and BMI. These findings may help to prevent older people from developing OAB symptoms and to promote their health-related quality of life.

Acknowledgments

We wish to thank all the subjects who agreed to participate in this survey. We also thank the three interviewers. This study was supported by a Grant for Research Conducted by the Japanese Society for Promotion of Science (JSPS; 21592064) from the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology of Japan; by a Grant from the Japan Arteriosclerosis Prevention Fund; and by a Health Science Research Grant (H21-Choju-Ippan-001) from the Ministry of Health, Labor and Welfare of Japan.

References

- 1 Abrams P, Cardozo L, Fall M *et al.* The standardisation of terminology of lower urinary tract function: report from the Standardisation Sub-committee of the International Continence Society. *Neurourol. Urodyn.* 2002; **21**: 167–78.
- 2 Milsom I, Abrams P, Cardozo L, Roberts RG, Thuroff J, Wein AJ. How widespread are the symptoms of an overactive bladder and how are they managed? A population-based prevalence study. *BJU Int.* 2001; **87**: 760–6.
- 3 Stewart WF, Van Rooyen JB, Cundiff GW *et al.* Prevalence and burden of overactive bladder in the United States. *World J. Urol.* 2003; **20**: 327–36.
- 4 Lapitan MC, Chye PL. The epidemiology of overactive bladder among females in Asia: a questionnaire survey. *Int. Urogynecol. J. Pelvic Floor Dysfunct.* 2001; **12**: 226–31.
- 5 Homma Y, Yamaguchi O, Hayashi K. An epidemiological survey of overactive bladder symptoms in Japan. *BJU Int.* 2005; **96**: 1314–18.
- 6 Hozawa A, Ebihara S, Ohmori K *et al.* Increased plasma 8-isoprostane levels in hypertensive subjects: the Tsurugaya Project. *Hypertens. Res.* 2004; **27**: 557–61.
- 7 Ohmori K, Ebihara S, Kuriyama S *et al.* The relationship between body mass index and a plasma lipid peroxidation biomarker in an older, healthy Asian community. *Ann. Epidemiol.* 2005; **15**: 80–4.
- 8 Kuriyama S, Koizumi Y, Matsuda-Ohmori K *et al.* Obesity and depressive symptoms in elderly Japanese: the Tsurugaya Project. *J. Psychosom Res.* 2006; **60**: 229–35.
- 9 Niu K, Hozawa A, Kuriyama S *et al.* Green tea consumption is associated with depressive symptoms in the elderly. *Am. J. Clin. Nutr.* 2009; **90**: 1615–22.
- 10 Kikuchi A, Niu K, Ikeda Y *et al.* Association between physical activity and urinary incontinence in a

- community-based elderly population aged 70 years and over. *Eur. Urol.* 2007; **52**: 868–74.
- 11 Folstein MF, Folstein SE, McHugh PR. "Mini-mental state". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *J. Psychiatr. Res.* 1975; **12**: 189–98.
 - 12 Barry MJ, Fowler FJ Jr, O'Leary MP *et al.* The American Urological Association symptom index for benign prostatic hyperplasia. The Measurement Committee of the American Urological Association. *J. Urol.* 1992; **148**: 1549–57; discussion 1564.
 - 13 Yesavage JA, Brink TL, Rose TL *et al.* Development and validation of a geriatric depression screening scale: a preliminary report. *J. Psychiatr. Res.* 1982; **17**: 37–49.
 - 14 Schreiner AS, Hayakawa H, Morimoto T, Kakuma T. Screening for late life depression: cut-off scores for the Geriatric Depression Scale and the Cornell Scale for Depression in Dementia among Japanese subjects. *Int. J. Geriatr. Psychiatry* 2003; **18**: 498–505.
 - 15 Ohnishi H, Saitoh S, Takagi S *et al.* Pulse wave velocity as an indicator of atherosclerosis in impaired fasting glucose: the Tanno and Sobetsu study. *Diabetes Care* 2003; **26**: 437–40.
 - 16 Yamashina A, Tomiyama H, Takeda K *et al.* Validity, reproducibility, and clinical significance of noninvasive brachial-ankle pulse wave velocity measurement. *Hypertens. Res.* 2002; **25**: 359–64.
 - 17 Tikkinen KA, Tammela TL, Rissanen AM, Valpas A, Huhtala H, Auvinen A. Is the prevalence of overactive bladder overestimated? A population-based study in Finland. *PLoS ONE* 2007; **2**: e195.
 - 18 Hebert R, Bravo G, Korner-Bitensky N, Voyer L. Refusal and information bias associated with postal questionnaires and face-to-face interviews in very elderly subjects. *J. Clin. Epidemiol.* 1996; **49**: 373–81.
 - 19 Greenfield TK, Midanik LT, Rogers JD. Effects of telephone versus face-to-face interview modes on reports of alcohol consumption. *Addiction* 2000; **95**: 277–84.
 - 20 Zhang W, Song Y, He X, Huang H, Xu B, Song J. Prevalence and risk factors of overactive bladder syndrome in Fuzhou Chinese women. *Neurourol. Urodyn.* 2006; **25**: 717–21.
 - 21 Dallosso HM, McGrother CW, Matthews RJ, Donaldson MM. The association of diet and other lifestyle factors with overactive bladder and stress incontinence: a longitudinal study in women. *BJU Int.* 2003; **92**: 69–77.
 - 22 Yu HJ, Liu CY, Lee KL, Lee WC, Chen TH. Overactive bladder syndrome among community-dwelling adults in Taiwan: prevalence, correlates, perception, and treatment seeking. *Urol. Int.* 2006; **77**: 327–33.
 - 23 Moorthy P, Lapitan MC, Quek PL, Lim PH. Prevalence of overactive bladder in Asian men: an epidemiological survey. *BJU Int.* 2004; **93**: 528–31.
 - 24 Steers WD, Lee KS. Depression and incontinence. *World J. Urol.* 2001; **19**: 351–7.
 - 25 Zorn BH, Montgomery H, Pieper K, Gray M, Steers WD. Urinary incontinence and depression. *J. Urol.* 1999; **162**: 82–4.
 - 26 Asplund R, Henriksson S, Johansson S, Isacson G. Nocturia and depression. *BJU Int.* 2004; **93**: 1253–6.
 - 27 Awata S, Ito H, Konno M *et al.* Regional cerebral blood flow abnormalities in late-life depression: relation to refractoriness and chronification. *Psychiatry Clin. Neurosci.* 1998; **52**: 97–105.
 - 28 Kavia RB, Dasgupta R, Fowler CJ. Functional imaging and the central control of the bladder. *J. Comp. Neurol.* 2005; **493**: 27–32.
 - 29 Hannestad YS, Rortveit G, Daltveit AK, Hunskaar S. Are smoking and other lifestyle factors associated with female urinary incontinence? The Norwegian EPINCONT Study. *BJOG* 2003; **110**: 247–54.
 - 30 Hsieh CH, Chen HY, Hsu CS, Chang ST, Kuo TC, Chiang CD. Risk factors for urinary frequency in Taiwanese women aged 20–59 years. *Taiwan J. Obstet. Gynecol.* 2006; **45**: 329–32.
 - 31 Dallosso HM, Matthews RJ, McGrother CW, Donaldson MM, Shaw C. The association of diet and other lifestyle factors with the onset of overactive bladder: a longitudinal study in men. *Public Health Nutr.* 2004; **7**: 885–91.
 - 32 Azadzi KM, Tarcan T, Kozlowski R, Krane RJ, Siroky MB. Overactivity and structural changes in the chronically ischemic bladder. *J. Urol.* 1999; **162**: 1768–78.

1年間の要介護認定発生に対する基本チェックリストの予測妥当性の検証

大崎コホート2006研究

トオマタ	ヤスタケ	ホウザワ	アツシ	オオモリ	マツダ	カオリ	ナガイ	マサト
遠又	靖丈*	寶澤	篤*	大森(松田)	芳*	永井	雅人*	
スガワラ	ユミ	ニツタ	アケミ	クリヤマ	シンイチ	ツジ	イチロウ	
菅原	由美*	新田	明美*	栗山	進一*	辻	一郎*	

目的 介護保険制度の二次予防事業の対象者把握には、25項目の基本チェックリストを用いている。しかし、基本チェックリストによる要介護認定の発生予測能を実地に検証した報告は少ない。本研究の目的は、基本チェックリストの各項目や各基準について、要介護認定の新規発生に対する関連の程度とスクリーニングの精度を検証することである。

方法 2006年12月に宮城県大崎市の65歳以上の全市民を対象に、基本チェックリストを含む自記式質問紙を配布した。有効回答者のうち要介護認定の情報提供に同意し、基本チェックリストの回答項目数が2項目以上で、ベースライン時に要介護認定を受けていない者を1年間追跡し、死亡・転出した者を除外した14,636人を解析対象とした。解析には性・年齢の影響を補正するために多重ロジスティック回帰分析を用い、基本チェックリストの各項目と二次予防事業の対象者の選定に用いられる各分野の該当基準に該当した場合のそれぞれで、1年間の新規要介護認定発生のおッズ比と95%信頼区間(95%CI)を推定した。また各分野に関して、感度と特異度を算出し、Receiver operating characteristic (ROC) 分析を行った。

結果 二次予防事業の対象者の選定基準に該当する者は5,560人(38.0%)、1年間の要介護認定発生者は483人(3.3%)であった。基本チェックリストの全項目が、要介護認定発生と有意に関連した(おッズ比の範囲:1.45~4.67)。全ての分野の該当基準も、要介護認定発生と有意に関連した(おッズ比の範囲:1.93~6.54)。そして「二次予防事業の対象者」の基準のおッズ比(95%CI)は3.80(3.02~4.78)であった。各分野のうち、ROC曲線下面積が最も高かったのは「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」であり、7項目以上を該当基準にすると、「二次予防事業の対象者」の基準を用いた場合に比べ、感度は変わらないが(7項目以上を該当基準にした場合77.0%、「二次予防事業の対象者」の基準を用いた場合78.1%)、特異度は高かった(それぞれ75.6%、63.4%)。

結論 基本チェックリストの各項目や各基準は、その後1年間の要介護認定の新規発生の予測に有用であった。しかし、項目や分野によって関連の強さや予測精度は異なり、基準値には改善の余地があった。

Key words : 基本チェックリスト, 介護予防, 要介護認定, 予測妥当性, 二次予防事業

I 緒 言

2006年4月、「介護予防」を重視した介護保険制度の改正が行われた。その一つとして、要介護認定非該当者のうち要介護状態になるおそれの高い者(旧:特定高齢者)を対象にした地域支援事業特定

高齢者施策(現在の二次予防事業)が導入された¹⁾。

地域の中で要介護状態になるおそれの高い者を把握するために、二次予防事業の対象者把握事業では25項目の質問からなる「基本チェックリスト²⁾」を用いている(『資料』上段)。基本チェックリストは、第一に「二次予防事業の対象者」の選定に用いられ、そのための基準が提示されている(『資料』下段)。第二に、二次予防事業の対象者に選定された者が「閉じこもり予防・支援」、「認知症予防・支援」、「うつ予防・支援」のプログラムに併せて参加することを考慮する際にも活用されており、これら

* 東北大学大学院医学系研究科社会医学講座公衆衛生学分野
連絡先: 〒980-8575 仙台市青葉区星陵町2-1
東北大学大学院医学系研究科社会医学講座公衆衛生学分野 遠又靖丈

3つの分野の基準が提示されている(『資料』中段)。

基本チェックリストには要介護認定(要支援・要介護)の発生に対する予測妥当性が求められている。予測妥当性の検証には、基本チェックリストの各項目や各分野の基準、包括的な基準である「二次予防事業の対象者の選定基準」のそれぞれについて、要介護認定発生のリスク因子としての関連の有無と強さの評価、あるいは感度、特異度の算出やROC (Receiver Operating Characteristic) 分析といったスクリーニングツールとしての精度評価が必要となる。しかし、これらに関する情報は限られている。

鈴木は、基本チェックリストの要介護認定の新規発生に対するスクリーニングの精度を評価するため、「特定高齢者候補者の選定基準(現:二次予防事業の対象者の選定基準)」を区分値として感度、特異度、陽性反応適中度、陰性反応適中度を算出し、感度73.5%、特異度57.8%で比較的良好と報告している³⁾。また、川越は、松江市版の基本チェックリスト(特有の項目を5項目含む)の30項目を同時投入した多重ロジスティック回帰分析により、要介護認定の発生との関連を検討している⁴⁾。その結果、厚生労働省の基本チェックリスト25項目中で有意な項目として抽出されたのは7項目であったと報告している。以上の二つの報告から基本チェックリストの各項目や各分野の基準の予測妥当性が十分に明確になっているとは言い難い。

本研究の目的は、第一に要介護認定発生のリスク因子としての基本チェックリストの各項目や各基準の関連の有無と強さを検証すること、第二に要介護認定の発生に対する基本チェックリストの各分野のスクリーニングの精度を検証することである。そのため、宮城県大崎市の65歳以上の住民を対象に基本チェックリストに回答してもらい、その後1年間の要介護認定の発生を追跡した。

II 研究方法

1. ベースライン時の基本チェックリストの調査

宮城県大崎市の40歳以上の住民全員(77,235人)を調査対象に、生活習慣等に関する記名自記式質問紙調査である「大崎市市民健康調査」を2006年12月1日～15日に実施した⁵⁾。そのうち65歳以上の市民に対し、厚生労働省の基本チェックリストを用いた調査を実施した(詳細は表1を参照)²⁾。

基本チェックリストの「No. 12) Body Mass Index (BMI) < 18.5 (kg/m²)」以外の質問項目では、「はい」または「いいえ」による回答を得ており、よりネガティブな回答を「該当あり」とした。「No. 12)

BMI < 18.5」では、質問紙に記入された身長、体重の値から体重 [kg]/身長 [m]² の式によってBMIを算出し、区分した。なお、本研究では、鈴木の前記研究と同様に、行政上の業務手順に従い、欠損データは「該当あり」とみなした^{3,6)}。

また現行の二次予防事業の対象者の選定(「閉じこもり予防・支援」、「認知症予防・支援」、「うつ予防・支援」への参加の判定を含む)に関わる7分野の基準と二次予防事業の対象者の選定基準についても検討した^{2,7)}。具体的には、① No. 1からNo. 20の「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」のうち10項目以上、② No. 6からNo. 10の「運動器の機能向上」の項目のうち3項目以上、③ No. 11とNo. 12の「栄養改善」の項目のうち2項目、④ No. 13からNo. 15の「口腔機能の向上」の項目のうち2項目以上、⑤ No. 16とNo. 17の「閉じこもり予防・支援」の項目のうちNo. 16、⑥ No. 18からNo. 20の「認知症予防・支援」の項目のうち1項目以上、⑦ No. 21からNo. 25の「うつ予防・支援」の項目のうち2項目以上に、該当した場合について、それぞれ「該当あり」とした。また、「二次予防事業の対象者」は、①～④のいずれかが該当した場合を「該当あり」とした。

2. 追跡調査

基本チェックリストによるスクリーニングが健康診査などを通して1年ごとに行われていることを想定し、本研究ではベースライン調査の基準日(2006年12月16日)から1年以内に新規に要介護認定(要支援・要介護)を受けた場合を、「要介護認定発生」と定義した。上記のエンドポイントについては、大崎市と東北大学大学院医学系研究科社会医学講座公衆衛生学分野との調査実施協定に基づき、文書による同意が得られた者を対象として、要介護認定の区分および認定年月日に関する情報が本分野に提供された。

死亡または転出の情報は、住民基本台帳の除票により確認した。

3. 解析

対象者選定の流れを示す(図1)。調査対象である住民基本台帳に登録された宮城県大崎市の65歳以上の全住民31,694人のうち、調査実施基準日(2006年12月1日)で死亡・転出・入院・長期不在等で配布できなかった者を除いた31,237人(対象の98.6%)に記名自記式質問紙を配布し、23,422人(対象の73.9%)より回答を得た。このうち23,091人(対象の72.9%)から有効回答が得られ、このうち要介護認定の情報提供に同意したのは16,758人(有効回答の72.6%)であった。これら同意者のうち、基本チ

表1 基本チェックリストの各項目における新規要介護認定の発生状況

基本チェックリスト25項目	該当なし				該当あり				個別投入 ⁱⁱⁱ		同時投入 ^{iv}	
	回答		うち要介護認定発生		回答		うち要介護認定発生		OR (95%CI) ^v	P	OR (95%CI) ^v	P
	人数	% ⁱ	発生数	% ⁱⁱ	人数	% ⁱ	発生数	% ⁱⁱ				
1) バスや電車で1人で外出していますか	10,441	71.3	168	1.6	4,195	28.7	315	7.5	3.41 (2.79-4.17)	<.0001	1.25 (0.96-1.63)	0.0927
2) 日用品の買物をしていますか	12,471	85.2	215	1.7	2,165	14.8	268	12.4	4.67 (3.82-5.71)	<.0001	2.05 (1.55-2.69)	<.0001
3) 預貯金の出し入れをしていますか	12,022	82.1	247	2.1	2,614	17.9	236	9.0	3.20 (2.64-3.90)	<.0001	1.16 (0.90-1.49)	0.2504
4) 友人の家を訪ねていますか	12,242	83.6	245	2.0	2,394	16.4	238	9.9	3.57 (2.93-4.35)	<.0001	1.42 (1.11-1.82)	0.0059
5) 家族や友人の相談にのっていますか	12,820	87.6	289	2.3	1,816	12.4	194	10.7	3.17 (2.58-3.88)	<.0001	1.22 (0.96-1.55)	0.1053
6) 階段を手すりや壁をつたわずに昇っていますか	9,457	64.6	144	1.5	5,179	35.4	339	6.6	2.58 (2.09-3.19)	<.0001	1.25 (0.97-1.61)	0.0842
7) 椅子に座った状態から何もつかまらずに立ち上がっていますか	11,720	80.1	211	1.8	2,916	19.9	272	9.3	3.25 (2.66-3.98)	<.0001	1.43 (1.12-1.83)	0.0046
8) 15分位続けて歩いていますか	12,049	82.3	277	2.3	2,587	17.7	206	8.0	2.38 (1.95-2.90)	<.0001	0.98 (0.77-1.24)	0.8353
9) この1年間に転んだことがありますか	10,710	73.2	262	2.5	3,926	26.8	221	5.6	1.97 (1.63-2.38)	<.0001	1.31 (1.06-1.62)	0.0110
10) 転倒に対する不安は大きいですか	6,964	47.6	118	1.7	7,672	52.4	365	4.8	1.88 (1.50-2.34)	<.0001	1.05 (0.82-1.34)	0.7283
11) 6カ月間で2~3kg以上の体重減少がありましたか	11,897	81.3	334	2.8	2,739	18.7	149	5.4	1.77 (1.45-2.18)	<.0001	1.20 (0.96-1.51)	0.1180
12) BMI (kg/m ²) <18.5	11,988	81.9	310	2.6	2,648	18.1	173	6.5	1.78 (1.45-2.17)	<.0001	1.41 (1.14-1.74)	0.0018
13) 半年前に比べて固いものが食べにくくなりましたか	9,076	62.0	196	2.2	5,560	38.0	287	5.2	1.77 (1.46-2.15)	<.0001	1.01 (0.81-1.25)	0.9469
14) お茶や汁物等でむせることがありますか	12,057	82.4	327	2.7	2,579	17.6	156	6.1	1.74 (1.42-2.13)	<.0001	0.97 (0.76-1.22)	0.7630
15) 口の渇きが気になりますか	11,103	75.9	301	2.7	3,533	24.1	182	5.2	1.45 (1.19-1.77)	0.0002	0.86 (0.69-1.08)	0.1847
16) 週に1回以上は外出していませんか	12,303	84.1	291	2.4	2,333	15.9	192	8.2	2.20 (1.80-2.70)	<.0001	0.80 (0.63-1.03)	0.0774
17) 昨年と比べて外出の回数が減っていますか	10,083	68.9	164	1.6	4,553	31.1	319	7.0	2.89 (2.37-3.54)	<.0001	1.54 (1.22-1.94)	0.0003
18) 周りの人から「いつも同じ事を聞く」などの物忘れがあると言われますか	11,521	78.7	250	2.2	3,115	21.3	233	7.5	2.56 (2.12-3.10)	<.0001	1.29 (1.03-1.61)	0.0243
19) 自分で電話番号を調べて、電話をかけることをしていますか	13,305	90.9	324	2.4	1,331	9.1	159	12.0	3.46 (2.79-4.30)	<.0001	1.55 (1.20-1.99)	0.0007
20) 今日が何月何日かわからない時がありますか	10,982	75.0	231	2.1	3,654	25.0	252	6.9	2.53 (2.09-3.06)	<.0001	1.41 (1.13-1.75)	0.0020
21) (ここ2週間) 毎日の生活に充実感がない	11,991	81.9	274	2.3	2,645	18.1	209	7.9	2.83 (2.34-3.44)	<.0001	1.27 (0.99-1.64)	0.0584
22) (ここ2週間) これまで楽しんでやれていたことが楽しめなくなった	12,679	86.6	300	2.4	1,957	13.4	183	9.4	2.90 (2.38-3.55)	<.0001	1.10 (0.84-1.43)	0.4916
23) (ここ2週間) 以前は楽にできていたことが今ではおっくうに感じられる	9,811	67.0	170	1.7	4,825	33.0	313	6.5	2.62 (2.15-3.19)	<.0001	1.09 (0.84-1.40)	0.5174
24) (ここ2週間) 自分が役に立つ人間だと思えない	11,411	78.0	270	2.4	3,225	22.0	213	6.6	2.15 (1.77-2.60)	<.0001	1.05 (0.83-1.31)	0.6934
25) (ここ2週間) わけもなく疲れたような感じがする	10,653	72.8	219	2.1	3,983	27.2	264	6.6	2.41 (1.99-2.91)	<.0001	1.16 (0.91-1.47)	0.2417

i : 全解析対象者 (14,636名) に対する割合 (%)

ii : 回答人数に対する割合 (%)

iii : 性, 年齢とともに上記の各項目 (1項目ずつ) について投入したモデル (多重ロジスティック回帰分析。該当なしが基準)

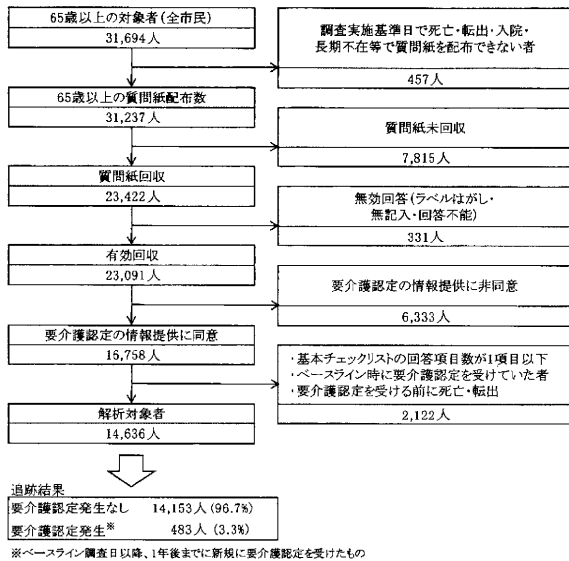
iv : 性, 年齢とともに上記の全項目 (25項目) を同時に投入したモデル (多重ロジスティック回帰分析。該当なしが基準)

v : オッズ比 (95%信頼区間)

チェックリストの回答項目数が1項目以下の67人と、ベースライン調査時に要介護認定を受けていた1,814人を除外した14,877人を1年間追跡した。そ

して、追跡期間内に新規の要介護認定を受けずに死亡・転出した241人 (死亡212人, 転出29人) を除外し, 14,636人を解析対象とした。

図1 対象者のフロー図



基本チェックリストの各項目や各分野の該当基準が要介護認定発生を予測し得るかを評価するために、3つの解析を行った。

第一に、多重ロジスティック回帰分析によって、要介護認定発生のリスク因子としての関連の有無と強さを評価した。目的変数は、要介護認定発生の有無とした。説明変数は、1)各項目での該当の有無、2)二次予防事業の対象者の選定の際に用いられる7分野の基準への該当の有無、3)二次予防事業の対象者の選定基準への該当の有無とした。先行研究より基本チェックリストの「該当あり」の回答が高齢になるほど多いことが予測されたため⁹⁾、性ととも年齢を補正した多重ロジスティック回帰分析を行い、上記の説明変数について非該当者に対する該当者の要介護認定発生のオッズ比と95%信頼区間(95%CI)を推定した。さらに、1)各項目の該当の有無については、No. 1からNo. 25までを同時投入したモデルを作成し、同様にオッズ比と95%CIを推定した。

第二に、感度、特異度、陽性反応適中度によるスクリーニングの精度の評価を行った。外的基準(Gold standard)は要介護認定発生の有無とし、1)二次予防事業の対象者選定の際に用いられる7分野の基準への該当の有無、2)二次予防事業の対象者の基準への該当の有無について、感度、特異度、陽性反応適中度を算出した(区分値については「1. ベースライン時の基本チェックリストの調査」を参照)。

第三に、ROC分析の曲線下面積(Area under the curve; AUC)によるスクリーニングの精度の評価を行った。ROC分析とは検査値のいくつかの値をカットオフ値として陽性・陰性を識別し、それぞれ

で感度(真陽性率)を縦軸に、偽陽性率を横軸にプロットして得られたROC曲線に基づく分析である⁹⁾。AUCはROC曲線下の面積のことであり、検査の識別能力が優れているほど、曲線は左上に偏位して、面積は大きくなる。外的基準は要介護認定発生の有無とし、現行の二次予防事業の対象者選定の際に用いられている基準の7分野の該当項目数についてROC曲線を作成し、AUCと95%CIを求め、スクリーニングツールとしての識別能力の比較を行った。

ROC分析以外の全ての解析には、SAS ver. 9.1 (SAS inc, Cary, NC, USA)を用い、ROC分析にはSPSS Statistics 17.0 (SPSS Inc, Chicago, IL, USA)を用いた。統計学的有意水準は基本的に $P < 0.05$ としたが、Bonferroniの補正によって基本チェックリスト各項目(25項目)の解析では有意水準を $P = 0.002$ 、各分野(8通り)の解析では有意水準を $P = 0.006$ とした場合の結果も参照した。

4. 倫理的配慮

本調査研究は、東北大学大学院医学系研究科倫理審査委員会の承認を得た(番号2007-430 平成20年3月24日)。また対象者に対しては、調査目的を調査資料及び同意書にて説明した上で、要介護認定に関する情報提供について同意書への署名により同意を得た。

III 研究結果

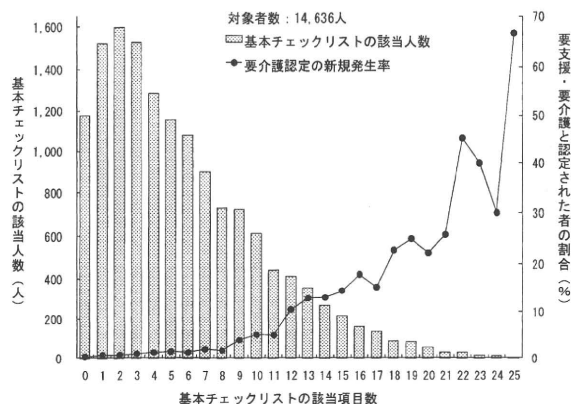
1. 基本特性および基本チェックリストの回答状況と要支援・要介護と認定された者の割合

解析に先立ち、解析対象者における選択バイアスの程度を検討するため、第一に65歳以上の全市民31,694人のうち基本チェックリストの回答が得られた者23,091人と得られなかった者8,603人を比較し、第二に有効回答者のうち要介護認定に関する情報提供の同意者16,758人と非同意者6,333人を比較した。

まず、有効回答が得られた者と得られなかった者について、性別は、有効回答者では男性41.6%、女性58.4%であるのに比べ、非有効回答者では男性37.0%、女性63.0%と、非有効回答者で女性の割合が高かった。平均年齢(標準偏差)は、有効回答者74.9(6.6)歳、非有効回答者77.1(7.9)歳であった。

次に、要介護認定に関する情報提供の同意者と非同意者について、性別は、同意者では男性43.3%、女性56.7%、非同意者は男性37.1%、女性62.9%であった。平均年齢(標準偏差)は、同意者74.9(6.6)歳、非同意者74.9(6.5)歳であった。基本チェックリスト25項目での該当項目数の平均値(標準偏差)

図2 基本チェックリストの該当項目数の分布と要支援・要介護と新規認定された者の割合



は、同意者7.0 (5.7) 項目、非同意者8.9 (6.9) 項目であり、非同意者で基本チェックリストにネガティブな回答が多かった。

解析対象者14,636人のうち、男性は6,497人(44.4%)、女性は8,139人(55.6%)であった。平均年齢(標準偏差)は74.0(6.0)歳であった。また1年以内の新規の要介護認定の発生者数は、483人(3.3%)であった(図1)。1年以内の新規の要介護認定の発生者の内訳は、要支援168人、要介護315人であった。

基本チェックリストの該当項目数の分布と該当項目数ごとの1年間の要支援・要介護と新規認定された者の割合について示す(図2)。基本チェックリストの該当項目数は2項目をピークとして右に裾をひいていた。該当項目数ごとの新規認定者の割合は、基本チェックリストの該当項目数が多くなるに従って増加していた。

2. 基本チェックリストの各項目における要介護認定発生のおッズ比

基本チェックリストの回答状況と要介護認定の発生状況、および多重ロジスティック回帰分析による基本チェックリストの各項目に該当した場合の要介護認定発生のおッズ比を示す(表1)。

基本チェックリストの回答状況と要介護認定の発生状況については、No. 1~No. 25の全項目で「該当なし」の者に比べて「該当あり」の者で、新規認定者の割合が高かった。中でも該当率が高かったのは、「10)転倒に対する不安は大きいですか」や「13)半年前に比べて固いものが食べにくくなりましたか」であるが、この2項目は他の項目と比べて特に新規認定者の割合が低かった。

性・年齢を補正したモデルによる解析の結果、No. 1~No. 25の全項目で有意なオッズ比の上昇を認めた(オッズ比の範囲:1.45~4.67)。なお基本チェックリストが25項目からなることを考慮し、

Bonferroniの補正によって有意水準を $P=0.002$ ($P=0.05/25$)とした場合でも全項目が有意であった。

また、性・年齢とNo. 1~No. 25の全項目を同時に投入したモデルで、有意にオッズ比が上昇したものは「No. 2)日用品の買物をしていますか」、「No. 4)友人の家を訪ねていますか」、「No. 7)椅子に座った状態から何もつかまらずに立ち上がっていますか」、「No. 9)この1年間に転んだことがありますか」、「No. 12)BMI<18.5」、「No. 17)昨年と比べて外出の回数が減っていますか」、「No. 18)周りの人から『いつも同じ事を聞く』などの物忘れがあると云われますか」、「No. 19)自分で電話番号を調べて、電話をかけることをしていますか」、「No. 20)今日が何月何日かわからない時がありますか」であった。Bonferroniの補正によって有意水準を $P=0.002$ ($P=0.05/25$)とした場合には、「No. 2)日用品の買物をしていますか」、「No. 12)BMI<18.5」、「No. 17)昨年と比べて外出の回数が減っていますか」、「19)自分で電話番号を調べて、電話をかけることをしていますか」が有意に関連した。

3. 基本チェックリストの各分野の該当基準における要介護認定発生のおッズ比

基本チェックリストの各分野の基準への該当状況と要介護認定の発生状況、および多重ロジスティック回帰分析による各分野の基準に該当した場合の要介護認定発生のおッズ比を示す(表2)。

「二次予防事業の対象者」の選定基準に該当した者は、5,560人(38.0%)であった。なお、「栄養改善」は各分野の中で特に該当した者の割合が低かった。

前項の各項目の結果と同様に、各分野の該当基準についても、「該当なし」の者に比べて「該当あり」の者で、新規認定者の割合が高かった。

性・年齢を補正したモデルによる解析の結果、全ての分野の基準で有意なオッズ比の上昇を認めた(オッズ比の範囲:1.93~6.54)。Bonferroniの補正によって有意水準を $P=0.006$ ($P=0.05/8$)とした場合でも、全ての分野の基準で有意であった。なお、「二次予防事業の対象者」の基準に該当した場合のおッズ比(95%CI)は3.80(3.02-4.78)であった。

4. 基本チェックリストの各分野の該当基準における感度・特異度・陽性反応適中度

基本チェックリストの各分野の基準に該当した場合の、感度・特異度・陽性反応適中度を示す(表3)。「二次予防事業の対象者」の感度・特異度は78.1%・63.4%であった。「二次予防事業の対象者」

表2 基本チェックリストの各分野の該当基準における要介護認定発生のおッズ比

該当基準	該当なし				該当あり				性・年齢補正 ^{xi}	
	回 答		うち要介護認定発生		回 答		うち要介護認定発生		OR (95%CI) ^{xii}	P
	人数	% ⁱ	発生数	% ⁱⁱ	人数	% ⁱ	発生数	% ⁱⁱ		
うつ予防・支援の5項目を除く20項目 ⁱⁱⁱ	12,992	88.8	214	1.7	1,644	11.2	269	16.4	6.54 (5.31-8.04)	<.0001
運動器の機能向上 ^{iv}	11,169	76.3	180	1.6	3,467	23.7	303	8.7	3.44 (2.80-4.22)	<.0001
栄養改善 ^v	13,996	95.6	418	3.0	640	4.4	65	10.2	2.44 (1.83-3.26)	<.0001
口腔機能の向上 ^{vi}	11,556	79.0	283	2.5	3,080	21.0	200	6.5	1.93 (1.59-2.34)	<.0001
閉じこもり予防・支援 ^{vii}	12,303	84.1	291	2.4	2,333	15.9	192	8.2	2.20 (1.80-2.70)	<.0001
認知症予防・支援 ^{viii}	8,855	60.5	138	1.6	5,781	39.5	345	6.0	2.81 (2.28-3.45)	<.0001
うつ予防・支援 ^{ix}	10,077	68.9	168	1.7	4,559	31.2	315	6.9	2.94 (2.41-3.58)	<.0001
二次予防事業の対象者 ^x	9,076	62.0	106	1.2	5,560	38.0	377	6.8	3.80 (3.02-4.78)	<.0001

i : 全解析対象者 (14,636名) に対する割合 (%)
 ii : 回答人数に対する割合 (%)
 iii : No. 1 から No. 20の20項目のうち10項目以上で該当
 iv : No. 6 から No. 10の5項目のうち3項目以上で該当
 v : No. 11とNo. 12の2項目のうち2項目に該当
 vi : No. 13から No. 15の3項目のうち2項目以上で該当
 vii : No. 16から No. 17のうち No. 16に該当
 viii : No. 18からNo. 20の3項目のうち1項目以上で該当
 ix : No. 21からNo. 25の5項目のうち2項目以上で該当
 x : 上記のうち、うつ予防・支援の項目を除く20項目、運動器の機能向上、栄養改善、口腔機能の向上のいずれかの基準に該当する者
 xi : 性、年齢と上記の各項目(1項目ずつ)について投入したモデル(多重ロジスティック回帰分析。基準に該当しない場合が基準)。
 xii : オッズ比 (95%信頼区間)

表3 基本チェックリストの各分野の該当基準における、新規要介護認定発生に対する感度・特異度・陽性反応適中度 (%)

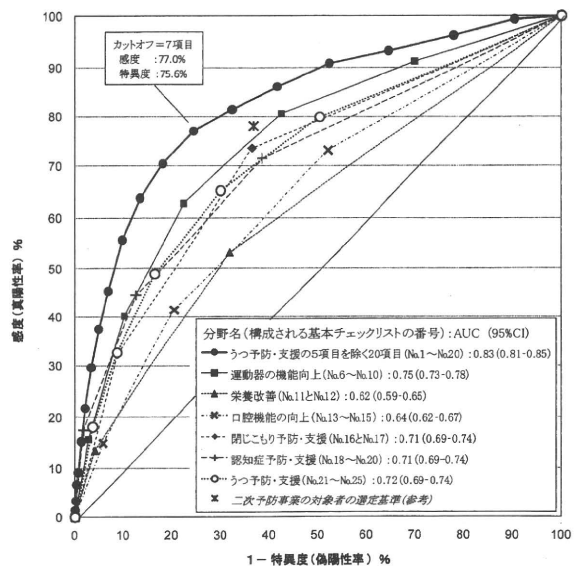
該当基準	感度	特異度	陽性反応適中度
うつ予防・支援の5項目を除く20項目 ⁱ	55.7	90.3	16.4
運動器の機能向上 ⁱⁱ	62.7	77.6	8.7
栄養改善 ⁱⁱⁱ	13.5	95.9	10.2
口腔機能の向上 ^{iv}	41.4	79.7	6.5
閉じこもり予防・支援 ^v	39.8	84.9	8.2
認知症予防・支援 ^{vi}	71.4	61.6	6.0
うつ予防・支援 ^{vii}	65.2	70.0	6.9
二次予防事業の対象者 ^{viii}	78.1	63.4	6.8

i : No. 1 から No. 20の20項目のうち10項目以上で該当
 ii : No. 6 から No. 10の5項目のうち3項目以上で該当
 iii : No. 11と No. 12の2項目のうち2項目に該当
 iv : No. 13から No. 15の3項目のうち2項目以上で該当
 v : No. 16から No. 17のうち No. 16に該当
 vi : No. 18からNo. 20の3項目のうち1項目以上で該当
 vii : No. 21からNo. 25の5項目のうち2項目以上で該当
 viii : 上記のうち、うつ予防・支援の項目を除く20項目、運動器の機能向上、栄養改善、口腔機能の向上のいずれかの基準に該当する者

の基準以外の各分野の感度の範囲は「栄養改善」の13.5%から「認知症予防・支援」の71.4%、特異度の範囲は「認知症予防・支援」の61.6%から「栄養改善」の95.9%であった。

陽性反応適中度は、「二次予防事業の対象者」で

図3 要介護認定発生に対する基本チェックリストの各分野のROC曲線と曲線下面積 (Area under the curve; AUC)



は6.8%、であった。「二次予防事業の対象者」の基準以外では、「認知症予防・支援」の6.0%から「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」の16.4%の範囲であった。

5. 要介護認定発生に対する基本チェックリストの各分野のROC曲線とAUC

要介護認定発生に対する基本チェックリストの分野別の該当項目数のROC曲線とAUCを示す(図

3)。AUCが最も高かったのは「うつ予防・支援」の5項目を除く20項目」であり、0.83であった。その他の各分野におけるAUCは、数値が高い順に「運動器の機能向上」で0.75、「うつ予防・支援」で0.72、「閉じこもり予防・支援」で0.71、「認知症予防・支援」で0.71、「口腔機能の向上」で0.64、「栄養改善」で0.62であった。

IV 考 察

本研究の目的は、基本チェックリストの各項目や各基準が要介護認定の発生をどの程度予測し得るかを検証することである。そのため、宮城県大崎市の65歳以上の住民を1年間追跡し、ベースライン時の基本チェックリストの回答とそれに基づく各基準について、第一に要介護認定の新規発生に対する関連の有無と強さ、第二に二次予防事業の対象者のスクリーニングの精度を検討した。

性・年齢を補正した多重ロジスティック回帰分析の結果、基本チェックリストの25項目全て、二次予防事業の対象者選定の際に用いられている「うつ予防・支援」の5項目を除く20項目、「運動器の機能向上」、「栄養改善」、「口腔機能の向上」、「閉じこもり予防・支援」、「認知症予防・支援」、「うつ予防・支援」の7分野の基準と、包括的な基準である「二次予防事業の対象者の選定基準」に該当した場合の全てで、その後1年間の要介護認定発生のオッズ比が有意に上昇しており、要介護認定の新規発生に対する関連が強いことが示された。

スクリーニングの精度については、「二次予防事業の対象者の選定基準」の感度・特異度は78.1%・63.4%と比較的良好であったが、陽性反応適中度は6.8%と低かった。また、該当基準とされている各分野のうち、AUCが最も高かったのは「うつ予防・支援」の5項目を除く20項目」であり、スクリーニングの精度が最も高いことが明らかとなった。

1. 集団の特性

年齢構成について全国値と比較する。本研究の解析対象者の年齢構成は、65-69歳26.9%、70-74歳30.0%、75-79歳25.2%、80-84歳12.5%、85歳以上5.4%であった。一方、調査基準日直近のデータである「平成18年10月1日現在推計人口」の全高齢者人口¹⁰⁾から2006年12月審査分の「介護給付費実態調査月報(第4表)」による全国の要介護認定者数¹¹⁾を差し引き、全国の要介護認定を受けていない者と仮定すると、年齢構成は、65-69歳33.3%、70-74歳28.5%、75-79歳20.7%、80-84歳11.6%、85歳以上5.9%であった。本研究の解析対象者では、75歳以上の高齢者の割合がやや多いものの、大きな差異は

資料 基本チェックリスト25項目の構成、分野ごとの該当基準、二次予防事業の対象者の選定基準の内容

基本チェックリスト25項目の構成

- No. 1~No. 5: IADLⁱ (手段的日常生活動作)
- No. 6~No. 10: 運動器の機能向上
- No. 11~No. 12: 栄養改善
- No. 13~No. 15: 口腔機能の向上
- No. 16~No. 17: 閉じこもり予防・支援
- No. 18~No. 20: 認知症予防・支援
- No. 21~No. 25: うつ予防・支援

分野ごとの該当基準 (7分野)

・二次予防事業の対象者の選定基準となる各分野の基準

- ①「うつ予防・支援」の5項目を除く20項目: No. 1~No. 20のうち10項目以上
 - ②「運動器の機能向上»: No. 6~No. 10のうち3項目以上
 - ③「栄養改善»: No. 11とNo. 12の2項目
 - ④「口腔機能の向上»: No. 13~No. 15のうち2項目以上
- ##### ・二次予防事業の対象者が併せて支援を考慮される各分野の基準
- ⑤「閉じこもり予防・支援»: No. 16とNo. 17のうちNo. 16
 - ⑥「認知症予防・支援»: No. 18~No. 20のうち1項目以上
 - ⑦「うつ予防・支援»: No. 21~No. 25のうち2項目以上

二次予防事業の対象者の選定基準

- ①~④のいずれかの分野の基準に該当

i: Instrumental Activity of Daily Living

みられず、全国状況と大きく変わらない年齢構成と考えた。

次に二次予防事業の対象者に該当する割合について全国値と比較した。大崎市の高齢者人口31,694人のうち46.2%にあたる14,636人を解析対象とした本研究の二次予防事業の対象者に該当する割合は38.0%であった。一方、平成19年度の全国調査である「今後の介護予防事業のあり方に関する研究」では、高齢者人口の29.4%にあたる6,880,220人に基本チェックリストを実施し、そのうち特定高齢者候補者(現:二次予防事業の対象者)の該当率は19.8%であった¹²⁾。以上より、本研究での割合が1.9倍高かった。しかし、「今後の介護予防事業のあり方に関する研究」では、基本チェックリスト実施者のうち、「基本健康診査(生活機能評価)を通じて把握」が89.5%であることから、健康診査を受けるほど意識の高い者を対象としていることや健康診査を受けることができるほど健康な者が対象となっているという選択バイアスの影響を受けている可能性が考えられる。一方、本研究は全市民を調査対象としていることから、より身体機能等が低く二次予防事業の対象者となるリスクの高い者も含んだ、選択バイアスの比較的少ないデータであると考えられる。

次に1年間での要支援・要介護と新規認定された者の割合について先行研究と比較する。川越は、解

析対象をベースライン時に基本チェックリストの全てに回答し、基本健康診査に2年連続で受診した者とし、65歳以上の松江市民の35.9%にあたる16,503人を解析したところ、新規認定者の割合は2.2%であったと報告している⁴⁾。これと比較して、本研究は3.3%と高かった。高齢者における健康診査未受診者では、生活機能の低下者が多いことや、疾病、閉じこもり、喫煙習慣がある者、運動習慣の少ない者が多く、生命予後が悪いことが知られており^{13,14)}、川越の報告では基本健康診査に2年連続で受診した者について解析していることから、やはり選択バイアスがこの割合の差に関連していると考えられる。

以上のことから、本研究結果は、より地域在住高齢者の状況を反映したデータであることが示唆された。

2. 基本チェックリストの各項目・各分野における要介護認定発生のオッズ比

加齢によって要介護度が高くなるとともに基本チェックリストの該当項目数が多くなることは知られているが⁸⁾、年齢を補正しても、要介護認定発生のリスク因子として基本チェックリストが関連の強いものであるか確認されていなかった。本研究の結果、性・年齢を補正してもなお、No. 1～No. 25の全項目で有意なオッズ比の上昇を認めていた。これによって、性・年齢を考慮しても、基本チェックリストの全項目が要介護認定の新規発生と強く関連することが、初めて確認された。

一方、これに関連する報告として、川越は、性、年齢、松江市版の基本チェックリストを同時に投入したモデルの多重ロジスティック回帰分析を行い、オッズ比の有意な上昇が7項目でみられたことを報告している⁴⁾。松江市版の基本チェックリスト特有の5項目は含まないが、本研究結果でも同様に25項目の同時投入のモデルの結果を示しており、「No. 9) この1年間に転んだことがありますか」、「No. 17) 昨年と比べて外出の回数が減っていますか」、「No. 18) 周りの人から『いつも同じ事を聞く』などの物忘れがあると言われますか」、「No. 20) 今日が何月何日かわからない時がありますか」については有意にオッズ比の上昇していることが共通していた。しかし、基本チェックリストの分野内には類似した質問項目が複数存在すること、本研究結果の「No. 16) 週に1回以上は外出していますか」では性・年齢補正で有意なオッズ比の上昇であったのが同時投入ではオッズ比の減少に結果が逆転していたことから、多重共線性の影響が危惧される。このため、同時投入のモデルの結果を重視すべきではない

と考えられる。

また、基本チェックリストの各分野の該当基準についても、性・年齢を補正してもなお、全ての分野の基準で新規要介護認定発生のオッズ比が有意に上昇しており、「二次予防事業の対象者」の基準に該当した場合のオッズ比(95%CI)は3.80(3.02-4.78)であった。このことから、現行の基本チェックリストによる全ての分野の基準、そして「二次予防事業の対象者の選定基準」が要介護認定の新規発生と強く関連することが確認された。なお、各分野の中で、特に要介護認定の発生のオッズ比が高いのは「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」であった。この基準は、各項目でみた場合でオッズ比が高かった「2) 日用品の買物をしていますか」や「4) 友人の家を訪ねていますか」といったNo. 1～No. 5の「IADL(手段的日常生活動作)」の項目を唯一含んでいる基準である。「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」の基準に該当する者のうち、「IADL」の項目を1項目以上含んでいた者は94.5%、4項目以上含んでいた者は48.1%と約半数であったことから(図表データ掲載なし)、「IADL」の項目を含んでいることが、オッズ比が高くなった一因と考えられる。

3. 各分野の感度・特異度・陽性反応適中度およびROC曲線・AUC

基本チェックリストは、要介護状態になるおそれの高い者のスクリーニングに用いられているため、スクリーニングツールとしての精度評価が必要である。そこで、本研究では、新規要介護認定の発生を外的基準として、各基準の感度・特異度・陽性反応適中度の算出およびROC分析を行った。同様の報告として、鈴木らは2年間の要介護認定の新規発生に対する「二次予防事業の対象者の選定基準」の感度・特異度を73.5%・57.8%と報告している³⁾。一方、本研究における感度・特異度は78.1%・63.4%であり、ほぼ同等の感度・特異度が得られた。

次に現行の二次予防事業の対象者選定の際に用いられている各分野の基準についてであるが、これに関してはこれまでスクリーニングツールとしての精度評価は行われていなかった。本研究結果を分野別にみると、「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」は、感度と特異度を合わせた値、陽性反応適中度、AUCの全てが最も高いことが明らかとなった。

なお、今回実施したROC分析では、Youden indexを用いて、AUC=0.50となる斜線から最も離れたポイントを最適カットオフポイントとして求めることができる^{15,16)}。すなわち、「感度+特異度-1」を計算し、その最大値となるポイントをカットオフ

ポイントにするという方法である。これに基づいた最適カットオフポイントと現行の基準が異なるのは、「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」と「栄養改善」であり、Youden indexの最大値は「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」では7項目以上、「栄養改善」では1項目以上を該当基準にした場合であった。このことから、「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」と「栄養改善」では、カットオフポイントの変更によりスクリーニングの精度が改善する可能性があることが示唆された。

表3および図3の参考値のように「二次予防事業の対象者の選定基準」の感度・特異度は78.1%・63.4%であった。しかし、陽性反応適中度は6.8%と、その値は十分高いものとはいえず、偽陽性者が多く拾い上げられるため、二次予防事業の対象者把握事業の担当者に負担をもたらす結果となっている。一方、「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」の最適カットオフポイントとして抽出された7項目以上を該当基準とした場合の感度・特異度は77.0%・75.6%と、同等の感度であるにも関わらず特異度が12.2ポイント高かった。特異度が高い分だけ偽陽性率も低いことを表すが、「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」の7項目以上を基準に該当ありとした場合では陽性反応適中度も9.7%（図表データ掲載なし）と、「二次予防事業の対象者の選定基準」の6.8%に比べて1.4倍高かった。以上のことから、現行の基準の中でも、総合的な指標である「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」の合計該当項目数を、より重視すべきだと考えられる。

その他の項目について、「栄養改善」、「口腔機能の向上」はAUCが比較的低くなっており、質問項目の内容を検討する余地があることも考えられる。また、現行の二次予防事業の対象者の選定基準に入っていないが、「うつ予防・支援」、「認知症予防・支援」、「閉じこもり予防・支援」のAUCについては、「運動器の機能向上」に比べて低いものの、「栄養改善」と「口腔機能の向上」に比べて高いことから、これらの分野の基準もスクリーニングに有用であると考えられる。

4. 本研究の限界

本研究の限界は、第一に質問紙が未回収だった者7,815人（対象の24.7%）に加え、要介護認定に関する情報提供の同意を得られなかった者が6,333人（対象の20.0%）おり、よりリスクの高い者が解析対象に含まれていない可能性があることである。実際に、有効回答者と非有効回答者を比較した結果、平均年齢は非有効回答者の方が高かった。さらに、要介護認定に関する情報提供の同意者と非同意者を

比較した結果でも、平均年齢はほぼ等しいものの、基本チェックリスト25項目での該当項目数の平均値は、非同意者の方が高かった。すなわち、本研究でも、より生活機能が悪い者の調査参加率が低くなり、それによって要支援・要介護と新規認定された者の割合が低くなっていることは否定できない。このことから、二次予防事業の対象者の基準に該当する者や要介護新規認定者の割合が過小評価されたことが考えられる。また、要介護新規認定者の割合が低くなることによって基本チェックリストの陽性反応適中度が過小評価されたことが考えられる。しかしながら、前述したように、健康診査の受診者を対象とした研究⁴⁾と比較して、選択バイアスが比較的少なく、より地域在住高齢者の状況を反映したデータであると考えられる。

第二に要介護認定を受けた原因や詳細な生活機能の程度が不明な点である。したがって、本研究ではどのような要因によって、生活機能がどの程度低くなったことにより要介護認定に至ったのか把握することができない。

V 結 語

本研究により、基本チェックリストの各項目や、現行の二次予防事業の対象者選定の際に用いられる各基準が、1年間での要介護認定の新規発生と強く関連することが明らかとなった。スクリーニングの精度については、「二次予防事業の対象者の選定基準」の感度・特異度は78.1%・63.4%と比較的良好であった。該当基準とされている各分野のうち、ROC曲線下面積が最も高かったのは「うつ予防・支援の5項目を除く20項目」であり、7項目以上を該当基準とした場合、「二次予防事業の対象者」の基準に比べ、感度は変わらないが（77.0% vs. 78.1%）、特異度は高かった（75.6% vs. 63.4%）。

以上のことから、基本チェックリストの各項目や現行の二次予防事業の対象者選定の際に用いられている該当基準は、その後1年間の要介護認定の新規発生の予測に有用であることが示唆された。しかし、項目や分野によって関連の強さや予測精度は異なり、基準値には改善の余地があった。

本研究は、厚生労働省長寿科学総合研究事業（H21-長寿一般-001）「介護予防サービスの効果評価に関する研究」（主任研究者 辻一郎）の一環として行われた。なお、本研究の要旨は第68回日本公衆衛生学会総会（奈良市）で発表した。

（受付 2009. 9.25）
（採用 2010.11. 1）

文 献

- 1) 「総合的介護予防システムについてのマニュアル」
分担研究班(研究班長 辻 一郎). 総合的介護予防システムについてのマニュアル(改訂版). 2009.
<http://www.mhlw.go.jp/topics/2009/05/dl/tp0501-1b.pdf> (2010年9月8日アクセス可能)
- 2) 「介護予防のための生活機能評価に関するマニュアル」
分担研究班(主任研究者 鈴木隆雄). 介護予防のための生活機能評価に関するマニュアル(改訂版).
2009年. <http://www.mhlw.go.jp/topics/2009/05/dl/tp0501-1c.pdf> (2010年9月8日アクセス可能)
- 3) 平成19年度厚生労働省老人保健事業推進費等補助金
(老人保健健康増進等事業分) 報告書 今後の生活機能評価(介護予防健診)のあり方に関する研究—基本チェックリストの予測妥当性についての研究(主任研究者 鈴木隆雄) 東京: 財団法人日本公衆衛生協会, 2008; 9-15.
- 4) 川越雅弘. 研究報告3 新規認定に至った非該当高齢者の生活機能の特徴: 健診受診高齢者の縦断調査より. 平成19年度厚生労働科学研究費補助金(長寿科学総合研究事業) 総括・分担研究報告書 介護予防の効果評価とその実効性を高めるための地域包括ケアシステムの在り方に関する実証研究(主任研究者 川越雅弘) 2008; 52-62.
- 5) Kuriyama S, Nakaya N, Ohmori-Matsuda K, et al. The Ohsaki Cohort 2006 Study: design of study and profile of participants at baseline. *J Epidemiol* 2010; 20(3): 253-258.
- 6) 厚生労働省老健局. 地域包括支援センターの手引きⅢ. その他関係資料 [3] 老人保健事業及び介護予防事業関係 [問51]. <http://www.mhlw.go.jp/topics/2007/03/tp0313-1.html> (2010年9月8日アクセス可能)
- 7) 厚生労働省老健局老人保健課. 地域支援事業の実施について. 老発第0609001号(最終改正: 老発0806第1号), 2010.
- 8) 川越雅弘. 研究報告1. 基本チェック項目からみた高齢者特性と生活機能に関する横断的研究. 平成19年度厚生労働科学研究費補助金(長寿科学総合研究) 総合研究報告書 介護予防の効果評価とその実効性を高めるための地域包括ケアシステムの在り方に関する実証研究(主任研究者 川越雅弘) 2007; 21-44.
- 9) 辻 一郎, 久道 茂. ROC分析の理論と方法. 検査と技術 1993; 21(12); 973-978.
- 10) 厚生統計協会. 国民衛生の動向2007年 第1表(2-2) 人口(総務省統計局「平成18年10月1日現在推計人口」). 厚生指標 2007; 54(9); 376.
- 11) 厚生労働省. 「介護給付費実態調査月報(平成18年12月審査分) 認定者数(閲覧 第4表)». 2008.
<http://www-bm.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kaigo/kyufu/2006/12.html> (2010年9月8日アクセス可能)
- 12) 財団法人日本公衆衛生協会. 平成20年度厚生労働省老人保健事業推進費等補助金厚生労働省老人保健増進事業金(老人保健健康増進等事業分) 報告書 今後の介護予防事業のあり方に関する研究(委員長 鈴木隆雄) 2008; 1-13.
http://www.jpha.or.jp/sub/pdf/menu04_5_01_all.pdf (2010年9月8日アクセス可能)
- 13) Okamoto N, Morita N, Saeki K, et al. Differences in higher-level functional capacity between participants and non-participants in health checkups among the elderly. *Arch Gerontol Geriatr* 2006; 42(2): 175-189.
- 14) 中野匡子, 矢野順子, 安村誠司. 基本健康診査未受診の高齢者における生命予後へのリスク要因の検討. 厚生指標 2006; 53(3); 26-32.
- 15) Youden WJ. Index for rating diagnostic tests. *Cancer* 1950; 3(1): 32-35.
- 16) Perkins NJ, Schisterman EF. The inconsistency of 'optimal' cutpoints obtained using two criteria based on the receiver operating characteristics curve. *Am J Epidemiol* 2006; 163(7): 670-675.

Validation of the Kihon Checklist for predicting the risk of 1-year incident long-term care insurance certification: The Ohsaki Cohort 2006 Study

Yasutake TOMATA*, Atsushi HOZAWA*, Kaori OHMORI-MATSUDA*, Masato NAGAI*,
Yumi SUGAWARA*, Akemi NITTA*, Shinichi KURIYAMA* and Ichiro TSUJI*

Key words : the Kihon Checklist, prevention of the need for care, long-term care insurance certification, predictive validity, frail elderly

Objective The “Kihon Checklist” (a frailty checklist), consisting of 25 items, is used for screening frail elderly, based on the Japanese long-term care insurance system. However, few reports have investigated predictive ability of incident long-term care insurance certification in the Kihon Checklist. The purpose of this study was to investigate inter-relationships and accuracy as a screening test of individual items and criteria in the Kihon Checklist for incident long-term care insurance certification.

Methods In December 2006, we distributed a questionnaire including the Kihon Checklist to individuals older than 65 years living in Ohsaki City, Japan. Among the valid respondents, we followed those who gave informed consent to follow-up, had more than 1 item of response on the Kihon Checklist, and were not qualified for long-term care insurance certification at the baseline. We further excluded individuals who died or moved away in the one year follow-up, analyzing 14,636 elderly. The age- and sex-adjusted odds ratio (OR) and 95% confidence interval (95%CI) for newly incident long-term care insurance certification were estimated by logistic regression analysis. Independent variables were each of the items and criteria in the Kihon Checklist used for screening of “frail elderly”. In addition, we estimated the sensitivity and specificity, and conducted receiver operating characteristic (ROC) analysis for each criteria domain.

Results 5,560 (38.0%) matched the criteria of “frail elderly”. During the one year of follow-up, 483 (3.3%) required newly incident long-term care insurance certification. All of the items in the Kihon Checklist were significantly associated with incident long-term care insurance certification (range of ORs: 1.45–4.67). In addition, all of the criteria also significantly predicted the risk of incident long-term care insurance certification (range of OR: 1.93–6.54). The OR (95%CI) for “frail elderly” was 3.80 (3.02–4.78). Among the various domains, “20 items other than five related to prevention and support for depression” had the largest area under the ROC curve.

Conclusion All items and criteria used for screening frail elderly in the Kihon Checklist are useful for predicting the risk of incident long-term care insurance certification during a one-year period. However, the strength of the relation and accuracy for screening test were variable among items or domains, and criteria values could be improved.

* Division of Epidemiology, Department of Public Health and Forensic Medicine, Tohoku University Graduate School of Medicine, Sendai, Japan.

[学会発表]

1. 遠又靖丈, 寶澤 篤, 大森 芳, 永井雅人, 菅原由美, 星 玲奈, 曾根稔雅, 栗山進一, 辻 一郎.
緑茶摂取と要介護認定・死亡リスクに関する研究：大崎コホート 2006 研究（ポスター）.
第 69 回日本公衆衛生学会総会, 東京, 2010 年.
2. 辻 一郎.
高齢者の QOL/ADL 研究の今後の方向性（シンポジウム）.
第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.
3. 柿崎真沙子, 上川康貴, 中谷直樹, 曾根稔雅, 遠又靖丈, 坪谷 透, 渡邊生恵, 寶澤 篤, 栗山進一, 辻 一郎.
睡眠時間と要介護認定・死亡リスクに関する前向きコホート研究：鶴ヶ谷プロジェクト（口演）.
第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.
4. 曾根稔雅, 遠又靖丈, 大淵修一, 鈴木隆雄, 辻 一郎.
介護予防における運動器の機能向上プログラムの効果と関連する要因－実施内容に関する検討－（口演）.
第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.
5. 遠又靖丈, 寶澤 篤, 柿崎真沙子, 菅原由美, 坪谷 透, 星 玲奈, 渡邊生恵, 辻 一郎.
n-3 系多価不飽和脂肪酸と要介護認定・死亡に関する前向きコホート研究：鶴ヶ谷プロジェクト（口演）.
第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.
6. 星 玲奈, 遠又靖丈, 柿崎真沙子, 坪谷 透, 永井雅人, 渡邊生恵, 寶澤 篤, 辻 一郎.
血清総コレステロール値と要介護認定・死亡リスクに関する前向きコホート研究：鶴ヶ谷プロジェクト（ポスター）.
第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.

[学会発表]

1. 遠又靖丈, 寶澤 篤, 大森 芳, 永井雅人, 菅原由美, 星 玲奈, 曾根稔雅, 栗山進一, 辻 一郎.

緑茶摂取と要介護認定・死亡リスクに関する研究：大崎コホート 2006 研究 (ポスター).
第 69 回日本公衆衛生学会総会, 東京, 2010 年.

0617-155 緑茶摂取と要介護認定・死亡リスクに関する研究：大崎コホート2006研究

○遠又 靖丈¹⁾、寶澤 篤²⁾、大森 芳¹⁾、永井 雅人¹⁾、菅原 由美¹⁾、星 玲奈¹⁾、曾根 稔雅¹⁾、栗山 進一¹⁾、辻 一郎¹⁾

東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野¹⁾、山形大学大学院医学系研究科公衆衛生学講座²⁾

【目的】緑茶摂取が多い者は、脳卒中死亡リスクが低く、認知機能が高く、うつ傾向が少ないこと等が報告されており、緑茶摂取の多い者で要介護状態の発生リスクが減少すると予測されるが、それを実地に検証した報告はない。本研究の目的は、緑茶摂取と要介護認定発生との関連を前向きコホート研究により検討することである。【方法】2006年12月1日から15日に宮城県大崎市の65歳以上の全市民(31,237名)を対象に、食物摂取頻度調査票等を含む自記式質問紙を配布し、23,091名(73.9%)から有効回答を得た。このうち要介護認定の情報提供に非同意の者、追跡開始日(2006年12月16日)以前に要介護認定を受けた者・異動した者、緑茶摂取頻度の設問に無回答の者を除外した13,988名を解析対象とし、3年間追跡した。追跡情報(要介護認定状況、住民基本台帳の除票)は、大崎市から提供を受けた。要介護認定の発生は、要支援1以上の新規要介護認定と定義した。緑茶摂取頻度を「1杯/日未満」「1-2杯/日」「3-4杯/日」「5杯/日以上」に分類し、「1杯/日未満」群を基準群(reference)とした各群の要介護認定・死亡のハザード比(HR)と95%信頼区間(95%CI)をCox比例ハザードモデルで推定した。調整項目には、性、年齢、既往歴(脳卒中、心筋梗塞、がん、高血圧、関節炎、骨粗鬆症、転倒・骨折)、喫煙、飲酒、体格(body mass index)、歩行時間、食物摂取頻度(米飯、みそ汁、肉類、魚類、野菜類、豆類)、歩行時間、心理的苦痛(K6)、認知的活動の頻度、最終学歴、ソーシャルサポートの有無、地域活動への参加頻度を用いた。【結果】3年間の要介護認定または死亡発生は1,787名(12.8%)であった。多変量調整HR(95%CI)は、「1-2杯/日」で0.85(0.74-0.98)、「3-4杯/日」で0.75(0.65-0.86)、「5杯/日以上」で0.68(0.59-0.79)であり、傾向性の p 値 <0.0001 と用量反応関係を認めた。この関連は、男女別、アウトカムを要介護認定のみとした場合、1年目のアウトカム発生を除外した解析でも同様だった。【結論】緑茶摂取頻度が多い者では要介護認定・死亡リスクが有意に減少した。

2. 辻 一郎.

高齢者の QOL/ADL 研究の今後の方向性 (シンポジウム).

第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.

S1-04

高齢者の QOL/ADL 研究の今後の方向性

辻 一郎(東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野)

1. 健康寿命との出会い

リハビリテーションの臨床医を続けるうちに、私は「予防」の重要性を痛感するようになった。そして疫学・公衆衛生学に身を転じて二十余年になる。当初は、リハビリテーション医学の「障害」と疫学・公衆衛生学の「予防」をどう融合させるかが自分なりの課題であった。そして、Katz の “Active life expectancy” という論文¹⁾に出会ったとき、Helen Keller が “Water!” と叫んだ気持ちが分かるくらいの衝撃を受けた。

「長寿の代償」とも言うべき現代社会の本質的な問題に真っ向から取り組もうとする健康寿命のアプローチ、そしてデータから社会保障負担を容易に推定できる政策性の強さに惹かれたものであった(後者の例を言えば、Brookmeyer は、認知症の発症年齢すなわち認知症のない平均余命が 2 年延びれば認知症の患者数が 4 分の 1 近く減ることをシミュレーションにより解明した²⁾。

2. Compression of morbidity: near or far?

私が米国留学した頃、ある論争が展開されていた。これは「平均寿命の延び以上に健康寿命が延びれば、疾病や障害を抱えての生存期間は短縮する。それが実現すれば、高齢者や介護者の QOL は改善し、社会保障負担が減るだけでなく社会の生産性も向上する」として、compression of morbidity を保健医療の目標にすべきだという Fries の提唱に由来する³⁾。

その目標の正しさに反論の余地はないが、はたして実現可能なものかというのが、当時の議論の大勢であった。とは言い、議論を支えるデータ・根拠、そして戦略的展望の乏しさに驚かされたことも事実であった。

そこで「日本で compression of morbidity を実現する！」ことを心に誓って帰国し、今日に至る。この間、いくつかの自治体で健康寿命を測定し、記述疫学として示した。要介護の危険因子に関するコホート研究、運動訓練の効果を評価する RCT、高齢者総合機能評価 (CGA) やそれに続く介入を地域で展開した。それらのエビデンスをもとに提言を行ってきた^{4,5)}。

3. Compression vs. extension、そして今後の展望

この数年、健康寿命の年次推移が各国から報告されている。それによると、欧米では平均寿命の延び以上に健康寿命が延びて、不健康期間・要介護期間が短縮 (compression) している国・地域が多い⁶⁻⁸⁾。一方、橋本修二教授の調査では、日本人の要介護期間は延長 (extension) していたのである⁹⁾。このことに私は大きな衝撃を受けた。

欧米で実現したことが、日本では実現していない(むしろ逆の事態が起こっている)のは何故か? 「失われた 10 年(いや 20 年?)」とは、経済に限ったことではない。健康づくりにも言えることではないか。

一刻も早く「世界最長寿」の夢から覚めて、健康増進と疾病予防そして障害予防の取組を再構築しようではないか。それを支えるために今後どのような研究が求められているのか、私見を述べさせていただきます。

文献

- 1) N Engl J Med 1983;309:1218-24.
- 2) Am J Public Health 1998;88:1337-42.
- 3) N Engl J Med. 1980; 303:130-5.
- 4) のぼそう健康寿命. 岩波アクティブ新書 2004.
- 5) 介護予防のねらいと戦略, 社会保険研究所 2006.
- 6) Ann Intern Med 2003;139:455-9.
- 7) Disab Rehabil 2004;26:377-86.
- 8) J Gerontol Med Sci 2005;60A:1028-34.
- 9) J Epidemiol 2010;20:308-12.

3. 柿崎真沙子, 上川康貴, 中谷直樹, 曾根稔雅, 遠又靖丈, 坪谷 透, 渡邊生恵, 寶澤 篤, 栗山進一, 辻 一郎.

睡眠時間と要介護認定・死亡リスクに関する前向きコホート研究：鶴ヶ谷プロジェクト
(口演).

第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.

OP-32

睡眠時間と要介護認定・死亡リスクに関する前向きコホート研究：鶴ヶ谷プロジェクト

柿崎真沙子¹、上川康貴^{1,2}、中谷直樹¹、曾根稔雅¹、遠又靖丈¹、坪谷 透¹、渡邊生恵¹、
寶澤 篤¹、栗山進一¹、辻 一郎¹

¹東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野 ²金沢大学医学部恒常制御学講座

【目的】睡眠時間と運動機能、認知機能に関する研究が行われているが、要介護認定・死亡リスクを検討した研究はない。そこで本研究では、1日の総睡眠時間、夜間睡眠時間、日中睡眠の有無と、要介護認定・死亡リスクとの関連を検討することを目的とした。

【方法】2004年3月31日時点で70歳以上の仙台市宮城野区鶴ヶ谷地区の住民2,925名のうち、958名が高齢者総合機能評価に参加した。このうち研究非同意者、要介護認定追跡調査の非同意者、ベースライン時点で要介護認定を受けていた者、睡眠に関する質問の欠損者を除外した820名を追跡対象とした。2009年6月末までの6年間の追跡調査により、介護保険認定者209名、死亡者73名から重複者を除いた合計248名の要介護認定・死亡

者を確認した。総睡眠時間は夜間睡眠時間と日中睡眠時間の合計とした。統計解析はCox比例ハザードモデルを用いて、①総睡眠時間6時間以下群を基準とした7時間、8時間以上群、②夜間睡眠時間6時間以下群を基準とした7時間、8時間以上群、③日中睡眠無し群を基準とした有り群の多変量調整ハザード比(HRs)と95%信頼区間(CIs)を算出した。

【結果】男性では総睡眠時間、夜間睡眠時間が長いほどリスクが有意に上昇したが、日中睡眠の有無では関連がなかった。女性では日中睡眠無し群と比較し、有り群で有意にリスクが上昇した。

【結論】睡眠時間と要介護認定・死亡リスクとの関連は男女で異なった。

表. 1日の総睡眠時間・夜間睡眠時間・日中睡眠と要介護認定・死亡リスクにおける多変量調整ハザード比(HRs)と95%信頼区間(CIs)

	全体		男性		女性	
	イベント数/人年	HRs (95%CI)	イベント数/人年	HRs (95%CI)	イベント数/人年	HRs (95%CI)
総睡眠時間 ^a						
6時間以下	52/1,096	1.00 (reference)	14/504	1.00 (reference)	38/592	1.00 (reference)
7時間	74/1,345	1.18 (0.81-1.70)	32/634	1.63 (0.83-3.21)	42/711	1.02 (0.64-1.64)
8時間以上	122/1,650	1.42 (1.01-2.00)	59/869	2.20 (1.16-4.15)	63/781	1.00 (0.64-1.57)
P for trend ^b		0.004		0.0001		0.98
夜間睡眠時間 ^c						
6時間以下	69/1,277	1.00 (reference)	19/584	1.00 (reference)	50/693	1.00 (reference)
7時間	78/1,455	1.03 (0.74-1.44)	34/720	1.27 (0.70-2.32)	44/735	0.98 (0.62-1.54)
8時間以上	101/1,360	1.27 (0.92-1.76)	52/704	2.18 (1.22-3.83)	49/655	0.79 (0.50-1.24)
P for trend ^b		0.14		0.0004		0.12
日中睡眠 ^d						
無	134/2,621	1.00 (reference)	59/1,250	1.00 (reference)	77/1,371	1.00 (reference)
有	114/1,470	1.42 (1.09-1.85)	46/757	1.23 (0.79-1.92)	70/713	1.50 (1.05-2.14)

^{a-c}多変量調整ハザード比: 年齢、身体機能、抑うつ、認知機能、夜間尿回数、不眠、婚姻状況、body mass index (BMI)、主観的健康度、痛み、ストレス、喫煙状況、飲酒状況、就業状況、睡眠薬使用、脳卒中・高血圧・心筋梗塞・がん・肺炎・糖尿病・消化器潰瘍・関節炎・骨粗鬆症・高脂血症の各疾患既往、日中睡眠の有無^dまたは夜間睡眠時間^eで調整

^b総睡眠時間または夜間睡眠時間を連続変量として投入し、算出

4. 曾根稔雅, 遠又靖丈, 大淵修一, 鈴木隆雄, 辻 一郎.

介護予防における運動器の機能向上プログラムの効果と関連する要因—実施内容に関する検討— (口演).

第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.

OP-34

介護予防における運動器の機能向上プログラムの効果と関連する要因 —実施内容に関する検討—

曾根稔雅^{1,2}, 遠又靖丈¹, 大淵修一³, 鈴木隆雄^{3,4}, 辻 一郎¹

¹ 東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野, ² 東北福祉大学,

³ 東京都老人総合研究所, ⁴ 国立長寿医療センター研究所

【背景】演者らは、介護予防サービス利用者を対象に、サービス開始時の個人特性から1年後の基本チェックリスト得点を予測する重回帰式を作成した。予測精度は満足できるレベルにあったが、1年後の基本チェックリスト得点 (実測値) にはバラツキがあり、予測値を上回る者 (不良群)、予測値通りの者 (同程度群)、下回る者 (良好群) がいた (図)。

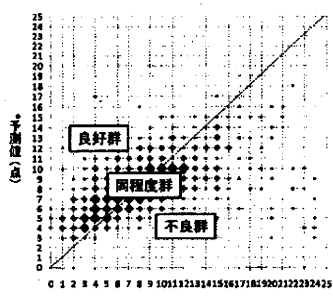
【目的】運動器の機能向上プログラム利用者を対象として、運動プログラムの内容を上記3群の間で比較することにより、有効な運動器の機能向上プログラムのあり方を解明すること。

【方法】対象は、平成 19 年 1 月より平成 20 年 12 月末までに全国 83 カ所の地域包括支援センターで介護予防ケアプランを作成された特定高齢者で、運動器の機能向上プログラムを利用した 1,169 名であった。サービス利用開始時の個人特性から算出された1年後の基本チェックリスト得点の予測値を用い、実測値-予測値の値を3分位 (不良群、同程度群、良好群) に分類した。統計解析は多重ロジスティック回帰分析により、同程度群または良好群となるオッズ比 (95%信頼区間) を介護予防プログラム内容 (1月あたりの回数、1回あたりの時間、実施方法、サービス提供職種) 別に算出した。

【結果】実施回数では、月に3回以下の者に比べ月に8回以上実施している者で、同程度・良好のオッズ比が 2.45 と有意に高まった。実施方法では、マシンによる筋力増強訓練、持久性訓練を実施している者で同程度・良好のオッズ比 (各 1.37, 1.45) が有意に高まった。実施時間、サービス提供職種では、有意な関連は示されなかった。

【結論】運動器の機能向上プログラムにおいて、月に8回以上の実施、マシンによる筋力増強訓練、持久性訓練が有効であることが示唆された。

図 基本チェックリスト得点における実測値と予測値の比較



◆ : 15人以上, ◇ : 5人~14人, ● : 4人以下
* 予測値: 重回帰式を用いたサービス開始時の個人特性から算出
** 実測値: 1年後の基本チェックリスト得点

表 1年後の基本チェックリスト得点 実測値-予測値3分位別別の介護予防プログラム内容

変数	実測値-予測値			オッズ比 (95%信頼区間)*
	不良	同程度	良好	
対象者数	390	390	389	
1月あたりの実施回数				
3回以下 (%)	12.5	10.7	8.3	1.00 (ref)
4-7回 (%)	82.3	80.5	80.8	1.33 (0.91 - 1.95)
8回以上 (%)	5.2	8.8	10.9	2.45 (1.33 - 4.53)
実施方法				
グループ体操 (%)	95.1	94.8	94.7	1.21 (0.88 - 2.10)
マシンによる筋力増強訓練 (%)	24.9	35.4	30.3	1.37 (1.03 - 1.82)
マシンによらない筋力増強訓練 (%)	67.7	64.1	69.4	1.04 (0.78 - 1.39)
持久性訓練 (%)	17.4	28.7	22.9	1.45 (1.05 - 1.99)
日常生活動作に関わる訓練 (%)	32.8	32.8	33.7	0.98 (0.75 - 1.29)
レクリエーション/ゲーム (%)	50.5	45.8	51.7	1.03 (0.78 - 1.33)
その他 (%)	13.9	13.9	14.4	1.02 (0.71 - 1.48)

*同程度群または良好群となるオッズ比 (不良群 vs 同程度・良好群)

補正項目: 年齢, 性別, 同居者, 従属既往歴 (脳血管疾患, 関節疾患, 認知症, 骨折・転倒), 高齢による衰弱, 基本チェックリスト, うつ状態, 認知機能, 認知的生活, 役割, 健康関連QOL (身体的・精神的サマリア), 社会的支援 (困ったときの相談相手, 体の具合が悪いときの相談相手, 日常生活を支援してくれる人, 具合が悪いとき病院へ連れて行ってくれる人, 寝込んだとき身のまわりの世話をしてくれる人)

5. 遠又靖丈, 寶澤 篤, 柿崎真沙子, 菅原由美, 坪谷 透, 星 玲奈, 渡邊生恵, 辻 一郎.
n-3 系多価不飽和脂肪酸と要介護認定・死亡に関する前向きコホート研究: 鶴ヶ谷プロジェクト (口演).

第 21 回日本疫学会学術総会, 札幌, 2011 年.

OP-36

n-3系多価不飽和脂肪酸と要介護認定・死亡リスクに関する 前向きコホート研究: 鶴ヶ谷プロジェクト

遠又 靖丈¹, 寶澤 篤^{1,2}, 柿崎 真沙子¹, 菅原 由美¹, 坪谷 透¹, 星 玲奈¹,
渡邊 生恵¹, 辻 一郎¹

¹ 東北大学大学院医学系研究科公衆衛生学分野、² 山形大学大学院医学系研究科公衆衛生学講座

【背景・目的】 n-3系多価不飽和脂肪酸(n-3PUFA)には、抗血栓作用、抗動脈硬化作用、抗炎症作用等のあることが報告されている。これらより、n-3PUFA には要介護発生リスクの減少効果が期待されるが、実地に検証した報告は少ない。本研究の目的は、血中n-3PUFA と要介護認定・死亡リスクの関連を検討することである。

【方法】 2004年3月31日時点で70歳以上の仙台市宮城野区鶴ヶ谷地区の住民2,925名のうち、958名が高齢者総合機能評価に参加した。このうち研究非同意者、要介護認定追跡調査の非同意者、ベースライン時点で要介護認定を受けていた者、採血非同意または採血データ欠損者の計132名を除外し、826名を解析対象者とした。血清中のエイコサペンタエン酸(EPA)とドコサヘキサエン酸(DHA)の最小4分位群を基準とし、各群の6年間での要介護認定・死亡リスクをCox比例ハザードモデルにより推定した。調整項目は表に示した。

【結果】 6年間の追跡調査で、要介護認定者214名(25.9%)、死亡発生74名(9.0%)から重複を除いた252名(30.5%)の要介護認定・死亡の発生を確認した。性・年齢調整ハザード比は、EPAでは有意な関連がなかったが、DHAは第3四分位群(147-178μg/ml)でのみ有意に減少した。しかし、多変量調整モデルでは有意な関連をみとめなかった。なお、「要介護認定のみ」や「要介護2以上」をイベントとした場合でも結果は変わらなかった。

【結論】 血中n-3PUFA と要介護認定・死亡の明らかな関連はなかった。以上の結果は、地域高齢者でのn-3PUFA摂取による要介護発生のリスク減少を支持しない。

表: n-3PUFAの要介護認定・死亡リスク (n=826)

n-3系脂肪酸	イベント数/ 対象者数	モデル1 ^a	モデル2 ^b	モデル3 ^c
		HR (95%CI) ^d	HR (95%CI)	HR (95%CI)
エイコサペンタエン酸 (20:5n-3) (μg/ml)				
第1四分位 (<55)	74/205 (36.1)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
第2四分位 (55-80)	64/208 (30.8)	0.93 (0.66-1.30)	0.92 (0.65-1.31)	0.98 (0.68-1.39)
第3四分位 (81-110)	55/206 (26.7)	0.77 (0.54-1.09)	0.83 (0.58-1.20)	0.90 (0.62-1.30)
第4四分位 (≥111)	59/207 (28.5)	0.88 (0.62-1.24)	0.95 (0.66-1.37)	1.03 (0.71-1.49)
傾向性のp値		0.288	0.646	0.992
ドコサヘキサエン酸 (22:6n-3) (μg/ml)				
第1四分位 (<123)	78/206 (38.1)	1.00 (基準)	1.00 (基準)	1.00 (基準)
第2四分位 (123-146)	66/207 (30.8)	1.00 (0.71-1.39)	0.99 (0.70-1.40)	1.05 (0.74-1.48)
第3四分位 (147-178)	52/206 (26.7)	0.67 (0.47-0.96)	0.73 (0.50-1.06)	0.82 (0.56-1.20)
第4四分位 (≥179)	56/207 (28.5)	0.90 (0.63-1.27)	0.96 (0.66-1.39)	1.10 (0.74-1.64)
傾向性のp値		0.162	0.425	1.000

a. 年齢(連続量)、性別

b. モデル1 + 既往歴(脳卒中、心筋梗塞・狭心症、高血圧)、最終学歴(18歳未満、18歳以上)、喫煙(非喫煙、過去喫煙、現在喫煙、欠損)、飲酒(非飲酒、過去飲酒、現在飲酒、欠損)、body mass index (18.5未満、18.5-24.9、25.0以上、欠損)、血清アルブミン (3.8g/dl未満、3.8g/dl以上)、うつ傾向 (GDS-32: 10点未満、10点以上、欠損)、認知機能 (MMSE: 25点未満、25点以上、欠損)、身体機能 (physical function scale of The Medical Outcome Study Short-form General Health Survey: 5点以上[中等度の活動に問題なし]、5点未満[中等度の活動に問題あり]、欠損)

c. モデル2 + 血清総コレステロール (190mg/dl未満、190-215mg/dl、216mg/dl以上)、トリグリセライド (105mg/dl未満、105-159mg/dl、160mg/dl以上)

d. ハザード比(95%信頼区間)