

1. 川口浩人 杉森裕樹 須賀万智 田中利明 山本竜隆 往西誠 吉田勝美  
芳賀博 菊岡修一 杉山みち子 西村秋生. 生活機能質問票によるヘルスア  
セスメントの試み Health Sciences 2002;18(3):186-193
2. Suka M SugimoriH, YoshidaK. Validity of the Framingham risk Model  
Applied to Japanese Men Methods of information in medicine 2002;41:  
213-215
3. Suka M SugimoriH, YoshidaK. The Impacts of Health Examinations and  
Smoking on Disease Mortality Risk in Japan:aLongitudinal Cohort of  
720,611 Japanese Life Insured Persons Environmental Health and  
Preventive Medicine 2002;7(4):169-172

# Validity of the Framingham Risk Model Applied to Japanese Men

M. Suka, H. Sugimori, K. Yoshida

Department of Preventive Medicine, St. Marianna University School of Medicine, Japan

## Summary

**Objectives:** To examine whether the Framingham Risk Model can appropriately predict coronary heart disease (CHD) events detected by electrocardiography (ECG) in Japanese men.

**Methods:** Using the annual health examination database of a Japanese company 5611 male workers, between the ages of 30 to 59, who were free of cardiovascular disease, were followed up to observe the occurrence of CHD events detected by ECG over a period of five to seven years. The probability of CHD was calculated for each individual from the equations of the Framingham risk model (with total cholesterol).

**Results:** The incidence of CHD increased with the estimated CHD risk. The Hosmer-Lemeshow goodness of fit test showed an adequate fit of the risk model to the data of the study subjects. In the receiver operating characteristic analysis, the area under the curve reached 0.67 which indicated an acceptable discriminatory accuracy of the risk model.

**Conclusions:** The Framingham risk model provides useful information on future CHD events in Japanese men.

## Keywords

Follow-up study, risk, coronary disease, electrocardiography, Japan, men

Methods Inf Med 2001; 41: 213-5

## 1. Introduction

Life-styles of the Japanese have been westernized remarkably during the last century. As well as in many western countries, cardiovascular disease is now the major cause of death in Japan (1). In order to promote effective primary prevention of cardiovascular disease, it is important to identify high-risk individuals who require intensive interventions to minimize disease risk.

Previous studies have provided valuable information on risk factors for coronary heart disease (CHD). On the basis of these findings, several epidemiological models that assess individual's CHD risk have been developed in the United States (2) and Western Europe (3, 4). Among them, the Framingham risk model has been widely accepted because of its well-established validity (5, 6). Recently, Wilson et al. (7) presented an updated version of the Framingham risk model, in which risk scoring procedures were simplified by using categorical risk factors. This simple risk scoring has received the attention of the American Heart Association (8). However, even though the Framingham risk model is generalizable to western populations, it is uncertain whether this risk model may or may not be applicable to low risk populations such as the Japanese (8, 9).

Electrocardiography (ECG) has been widely used for a screening test tool of heart disease in regular health examinations. In this study, we used a longitudinal large cohort database of annual multiphasic health examinations in a Japanese company and examined whether the Framingham risk model can appropriately predict CHD events detected by ECG in Japanese men.

## 2. Methods

A longitudinal large cohort database was accumulated from an employee health management center in a Japanese company. Out of a total 15,155 participants in annual multiphasic health examinations between 1991 and 1993, those who had reported a history of cardiovascular disease and those who had shown ischemic ECG at baseline were excluded. 5611 eligible subjects, (1) who were men between the ages of 30 and 59 years, and (2) whose six cardiovascular risk factors (age, smoking, diabetes, blood pressure, total cholesterol and HDL cholesterol) were available at baseline, were followed up until 1998 to observe the occurrence of CHD events.

ECG tracings were coded by the trained cardiologist on the basis of the Minnesota criteria (10). Ischemic ECG was defined as the presence of either abnormal Q wave (code 1-1,2,3), ST-segment depression (code 4-1,2,3) or T wave inversion (code 5-1,2,3). Over the 5 to 7 years of follow-up, those who showed ischemic ECG and/or those who reported the occurrence of either myocardial infarction or angina pectoris in a structured questionnaire were recognized as CHD cases of this study.

The probability of CHD (10-year CHD risk) was calculated for each individual from the equations of the Framingham risk model (with total cholesterol) presented by Wilson et al. (7). First, the means of the 10-year CHD risk for the CHD cases and the non-CHD cases were compared by Student's *t*-test. Next, all study subjects were ranked in four strata according to the estimated CHD risk quartiles: <6.54%, 6.55-10.05%, 10.06-15.07%, 15.08%>. We counted the total number of observed CHD cases within each stratum and the dif-

ference between the observed and expected CHD cases was assessed by the Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test (11). Moreover, we plotted a receiver operating characteristic (ROC) curve and a discriminatory accuracy of the risk model was measured by the area under the curve (AUC) (12). An AUC value greater than 0.5 indicates that the risk model can predict CHD events better than chance. Statistical analyses were performed using version 6.12 software from Statistical Analysis Systems (Cary, NC).

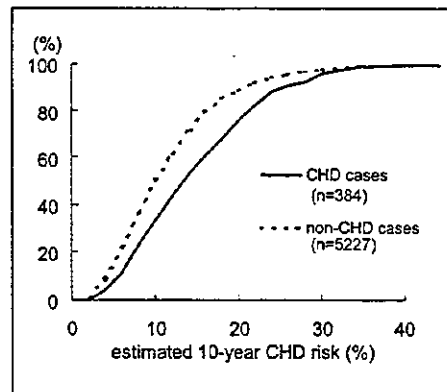
### 3. Results

Over the 5 to 7 year follow-up period, there were 384 CHD cases, which account for 6.8% of the study subjects. Figure 1 shows the cumulative percent distribution of the estimated 10-year CHD risk. The distribution of the estimated CHD risk in the CHD cases appeared to be shifted to the right (toward the region of higher rates) compared with that in the non-CHD cases. The mean  $\pm$  SD of the estimated CHD risk for the CHD cases was significantly higher than that of the non-CHD cases ( $14.8 \pm 8.1\%$  vs.  $11.6 \pm 7.2\%$ ,  $p < 0.001$ ).

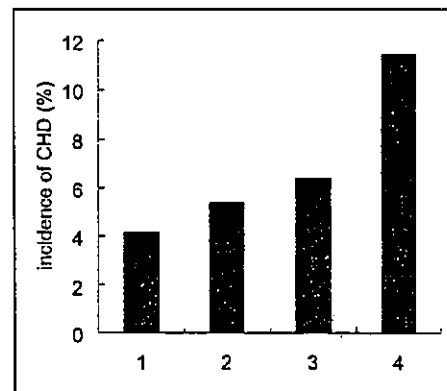
Figure 2 shows the incidence of CHD by the estimated 10-year CHD risk quartiles. Of the 384 CHD cases, 41.9% were ranked in the highest quartile of the estimated CHD risk ( $>15\%$ ). The incidence of CHD within the highest quartile was 2 to 3 times higher than that within other lower quartiles. The goodness-of-fit test showed an adequate fit of the risk model to the data of the study subjects ( $p = 0.109$ ). In the ROC analysis (Fig. 3), the AUC reached 0.62 which indicated an acceptable discriminatory accuracy of the risk model. At 15% of the 10-year CHD risk, the ROC curve came closest to the upper left-hand corner with a specificity of 0.72 and a sensitivity of 0.57.

### 4. Discussion

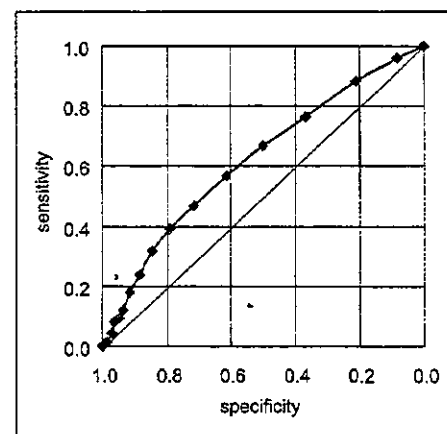
The Framingham risk model presented by Wilson et al. (7) could appropriately pre-



**Fig. 1** Cumulative percent distribution of the estimated 10-year CHD risk in the Japanese male workers study: CHD cases ( $n = 384$ ) vs. non-CHD cases ( $n = 5227$ ). The 10-year CHD risk was calculated for each individual from the equations of the Framingham risk model (with total cholesterol) presented by Wilson et al.



**Fig. 2** Incidence of CHD by the estimated 10-year CHD risk quartiles in the Japanese male workers study. The 10-year CHD risk was calculated for each individual from the equations of the Framingham risk model (with total cholesterol) presented by Wilson et al. and classified into four groups:  $< 6.54\%$ ,  $6.55-10.05\%$ ,  $10.06-15.07\%$  and  $15.08\%$ .



**Fig. 3** Receiver operating characteristic curve for the Framingham risk model in the Japanese male workers study. The area under the curve reached 0.62.

dict CHD events in Japanese men. In this study, we counted ischemic ECG in CHD events. Ischemic ECG is recognized as a valuable indicator of CHD, especially in an asymptomatic case (13, 15), and it is associated with future CHD events and death (13, 15). The Chicago Western Electric Study (16) showed that the frequency of non-specific minor ST-T abnormalities in annual health examinations were associated with CHD death rate. Thus, ischemic ECG must be reasonable evidence of CHD. According to our results, the Framingham risk model will provide useful information on future CHD events in Japanese men.

The Framingham risk model was developed to provide the probability of CHD for 10 years ahead (i.e. 10-year CHD risk). However, even though our follow-up period of 5 to 7 years seems to be too short to make accurate comparisons between the observed and expected CHD, the risk model provided acceptable performance in predicting CHD events in Japanese men. The ROC analysis showed that the risk model could correctly predict two thirds of CHD cases, which might be underestimated due to short follow-up of the study subjects.

The distribution of the estimated 10-year CHD risk confirms the assumption that the Japanese have a lower risk of CHD compared with western populations; more than 90% of the study subjects had less than 20% of the estimated 10-year CHD risk. In spite of such a low CHD risk, the incidence of CHD increased with the estimated CHD risk. Especially those who ranked in the highest quartile of the estimated CHD risk ( $>15\%$ ) had experienced CHD events with clearly higher incidence (Fig. 2). Moreover, the point closest to the upper left-hand corner on the ROC curve, which is recognized as a reasonable critical cut-off, was almost 15% of the estimated CHD risk. Thus, more than 15% of the 10-year CHD risk by the Framingham risk model can be assumed to be a sign for vigorous preventive management against the occurrence of CHD. This critical cut-off is consistent with joint guidelines by four British societies (17), in which active treatment is recommended for individuals with more than 15% of 10-year CHD risk.

## Conclusion

Based on the five to seven year follow-up of Japanese middle-aged male workers, we examined whether the Framingham risk model can appropriately predict CHD events detected by ECG in Japanese men. The incidence of CHD increased with the estimated CHD risk. The Hosmer-Lemeshow goodness of fit test showed an adequate fit of the risk model to the data of the study subjects. In the receiver operating characteristic analysis, the area under the curve reached 0.67 which indicated an acceptable discriminatory accuracy of the risk model. The Framingham risk model will provide useful information on future CHD events in Japanese men.

## References

1. Health and Welfare Statistics Association. Trend of National Health (Japanese); 1998.
2. Kannel W, McGee D, Gordon T. A general cardiovascular risk profile: the Framingham study. *Am J Cardiol* 1976; 38: 46-51.
3. ERICA Research Group. Prediction of coronary heart disease in Europe. The 2nd report of the WHO-ERICA project. *Eur Heart J* 1991; 12: 291-7.
4. The Task Force. Prevention of coronary heart disease in clinical practice. *Eur Heart J* 1998; 19: 1434-503.
5. Liao Y, McGee D, Cooper R, Sutkowski M. How generalizable are coronary risk prediction models? Comparison of Framingham and two national cohorts. *Am Heart J* 1999; 137: 837-45.
6. Knuiman M, Vu H. Prediction of coronary heart disease mortality in Busselton Western Australia: an evaluation of the Framingham, national health epidemiologic follow up study, and WHO ERICA risk scores. *J Epidemiol Community Health* 1997; 51: 515-9.
7. Wilson P, D'Agostino R, Levy D, Belanger A, Silbershatz H, Kannel W. Prediction of coronary heart disease using risk factor categories. *Circulation* 1998; 97: 1837-47.
8. Grundy S, Pasternak R, Greenland P, Smith SJ, Fuster V. Assessment of cardiovascular risk by use of multiple-risk-factor assessment equations. *Circulation* 1999; 100: 1481-92.
9. Greenland P, Grundy S, Pasternak R, Lenfant C. Problems on the pathway from risk assessment to risk reduction. 1998; 97: 1761-2.
10. Blackburn H, Keys A, Simonson E, Rautaharju P, Punsar H. The electrocardiogram in population studies: A classification system. *Circulation* 1960; 21: 1160-75.
11. Hosmer D, Lemeshow S. Applied logistic regression. New York: John Wiley & Sons, Inc.; 1989.
12. Erdreich L, Lee E. Use of relative operating characteristic analysis in epidemiology: a method for dealing with subjective judgement. *Am J Epidemiol* 1981; 114: 649-62.
13. Kannel W, Anderson K, McGee D, Degatano L, Stampfer M. Nonspecific electrocardiographic abnormality as a predictor of coronary heart disease: the Framingham study. *Am Heart J* 1987; 113: 370-82.
14. Bacquer D, Backer G, Kornitzer M, Myny K, Doyen Z, Blackburn H. Prognostic value of ischemic electrocardiographic findings for cardiovascular mortality in men and women. *J Am Coll Cardiol* 1998; 32: 680-5.
15. Crow R, Prineas R, Hannan P, Grandits G, Blackburn H. Prognostic associations of Minnesota code serial electrocardiographic change classification with coronary heart disease mortality in the Multiple Risk Factor Intervention Trial. *Am J Cardiol* 1997; 80: 138-44.
16. Daviglus M, Liao Y, Greenland P, Dyer A, Liu K, Xie X, et al. Association of nonspecific minor ST-T abnormalities with cardiovascular mortality: The Chicago western electric study. *JAMA* 1999; 281: 530-6.
17. British Cardiac Society, et al. Joint British recommendations on prevention of coronary heart disease in clinical practice. *Heart* 1998; 80 (12): 1-29.

### Correspondence to:

Machi Suka  
 Department of Preventive Medicine  
 St. Marianna University School of Medicine  
 2-16-1 Sugao, Miyamae-ku  
 Kawasaki, Kanagawa 216-8511, Japan  
 E-mail: suka@marionna-u.ac.jp

## 〈原著〉

## 生活機能質問票によるヘルスアセスメントの試み

川口 浩人<sup>1,2</sup> 杉森 裕樹<sup>1</sup> 須賀 万智<sup>1</sup> 田中 利明<sup>1</sup>  
 山本 竜隆<sup>1</sup> 往西 誠<sup>1</sup> 吉田 勝美<sup>1</sup> 芳賀 博<sup>3</sup>  
 菊岡 修一<sup>4</sup> 杉山みち子<sup>5</sup> 西村 秋生<sup>6</sup>

**要旨** 都老人研の老研式活動能力指標に準拠して作成した生活機能低下に関する質問票によって、地域高齢者の「閉じこもり」「転倒」「低栄養」の各問題行動の評価の可能性および、日常生活自立度との関係を検討した。平成11年福井県県民栄養調査参加者のうち56～98歳の男女1,013名を対象に、閉じこもり・生活機能低下・転倒・低栄養に関する80問の質問紙調査を行った。生活機能低下に関する項目の回答から生活機能得点をもとめ、これと障害老人の日常生活自立度（厚生労働省）とを比較したところ、有意な関連性を認めた。各問題行動と生活機能得点との検討では、閉じこもり、転倒との間に有意な関連を認めたが、低栄養に関する質問とは有意な関連性はなかった。また、ROC分析では、閉じこもりと転倒の項目のAUC (area under the curve) は共にやや高い値を示した(0.64～0.81, 0.57～0.71)が、低栄養に関する項目では低値(0.50～0.56)であった。今回使用した生活機能低下の質問票による、地域高齢者の日常生活自立度の評価は可能であると考えられた。また、この質問票からは「低栄養」に関する評価は困難であったが、「閉じこもり」「転倒」については評価が可能であることが示唆された。

## はじめに

平成12年4月より介護保険が始まり、老人保健事業の中で保健事業を見直す作業が行われている。今回の見直しでは科学的なエビデンスに

基づいた保健サービスを目指すということが目的の1つである。老人保健法第4次計画では、社会・生活環境改善対策も含めた要介護状態の「予防」が重視されている。そのためには、要介護状態の関連要因を評価して、ハイリスク群に対し適切な介入を図ることが望まれる。

これらを実現するための考え方として、老人保健法第4次計画の中で「ヘルスアセスメント」という概念が導入された。ヘルスアセスメントとは、「保健サービスの対象者個人個人の必要性に応じて、計画的かつ総合的に提供するために、サービスの実施に先立って行う個人の生活習慣行動、社会・社会環境等の把握や評価のこと」である<sup>1)</sup>。ヘルスアセスメント事業には、「生活習慣病予防」と「要介護状態予防」の2つがあり、「健康日本21」を基本概念として老

The trial of the life function score and the health assessment

Hirohito Kawaguchi<sup>1,2</sup>, Hiroki Sugimori<sup>1</sup>, Machi Suka<sup>1</sup>,  
Toshiaki Tanaka<sup>1</sup>, Tatsutaka Yamamoto<sup>1</sup>, Makoto  
Ounishi<sup>1</sup>, Katsumi Yosida<sup>1</sup>, Hiroshi Haga<sup>3</sup>, Shuichi  
Kikuoka<sup>4</sup>, Michiko Sugiyama<sup>5</sup> and Akio Nisimura<sup>6</sup>

<sup>1</sup> 聖マリアンナ医科大学 予防医学教室

<sup>2</sup> 聖マリアンナ医科大学 総合診療内科

<sup>3</sup> 東北文化学園医療福祉

<sup>4</sup> 福井県健康増進課

<sup>5</sup> 国立健康・栄養研究所

<sup>6</sup> 国立医療・病院研究所

[受付日：2001年3月2日/採用日：2002年1月25日]

人保健にどう対応するかという検討がなされている。さらにこれらは、population strategy<sup>2)</sup>の観点から「地区診断」と「個別診断」とに分けられ、「地区診断」は対象集団の特性を把握し、どのようなサービスを優先的に提供していくかを評価するものである。

また、高齢者における健康管理の目標は生活機能の確保であり、生活機能質問票によるアセスメントは地区診断において核となるものと考えられる。しかし、現在用いられている評価指標では、高齢者の問題行動を含めた総合的な評価は困難と考えられ、また、生活機能に関する問診結果と閉じこもり、転倒、低栄養などの問題行動の関連を十分に検討した研究も少ない。本研究では、要介護状態の予防について、地区診断における適切なアセスメントを行うための指標作成を目標とし、老研式活動能力指標<sup>3)</sup>を参照して生活機能低下に関する問診を作成し、日常生活自立度の評価、および高齢者の健康負担として代表的な「閉じこもり」「転倒」「低栄養」の各問題行動<sup>4)</sup>の評価の可能性について検討した。

## I. 方 法

平成11年福井県県民栄養調査に参加した者の中から56～98歳の男女1,076名に老人保健法のヘルス事業見直しの予備調査を実施した。この中で記載漏れのなかった1,013名（平均80.3±7.1歳、男性295名・女性718名）を解析対象とした。この調査は、A票「閉じこもり」（20問）、B票「生活機能低下」（22問）、C票「転倒」（18問）、D票「低栄養」（20問）の4項目の計80問のアンケート調査で構成されている。Bの生活機能低下問診（表1）は、老研式活動能力指標<sup>3)</sup>に準拠し生活機能に関する9項目の問診を追加して作成された、高齢者の生活社会活動状況を評価するものである。

### 1. 生活機能得点と日常生活自立度との検討

まず、このBの問診項目（以下、生活機能低

下問診）と、厚生労働省の「障害老人の日常生活自立度判定基準<sup>5)</sup>」との関連を検討した。生活機能低下問診は、機能が確保された状態を22点満点の生活機能得点として算出した。

### 2. 生活機能得点と問題行動項目との検討

次に、A票（閉じこもり）から「外出頻度」「外出時の介助の必要性」「外出時の補助具の必要性」、C票（転倒）から「過去1年間の転倒経験の有無」「1km連続歩行の可否」、D票（低栄養）から「半年で5%以上の体重減少」「食べる意欲の有無」の計7項目を要介護状態に結び付く問題行動の質問項目として選択した。そして、これら7項目の回答と生活機能得点平均点との関連を検討した。

さらに、生活機能得点と7項目の各問題行動の関係についてROC分析を行い、生活機能得点の最適判別点について検討した。最適判別点は、感度と特異度の和が最大となる点とした。また、関連性の程度をAUC（area under the curve）を算出し示した。

統計解析にはSAS system（Ver. 6.12）<sup>6)</sup>を用い、2群間の比較にはt検定を行った。多群間の比較では一元配置分散分析を行ったのち、Tukey-Kramer's testを行った。

## II. 結 果

まず、対象者の性・年齢別の生活機能得点平均点を表2に示した。10歳階級別で生活機能得点を比較すると、全体では加齢とともに得点が低下する傾向がみられ、70歳代、80歳代、90歳代間でそれぞれ有意な差を認めた。一方、男女間では生活機能得点に有意差を認めなかった。

### 1. 生活機能得点と日常生活自立度との検討

生活機能得点と日常生活自立度全体の比較では、ANOVAにて生活機能得点は日常生活自立度の4群間で有意差を認め、多重比較では日常生活自立度のうち「自立」と「準寝たきり」、

表1 質問票

## 【A】閉じこもり

1. 普段ご自分で健康だと思えますか。
2. 配偶者と一緒にお住まいですか。
3. 日ごろの外出頻度。(毎日、2～3日に1回、週1回、ほとんどしない)
4. 外出するにあたって、どなたかの介助が必要ですか。
5. 外出するにあたって、杖などの補助具が必要ですか。
6. 今までに脳卒中(中風)といわれたことがありますか。
7. 今までに心臓病といわれたことがありますか。
8. 今までに糖尿病といわれたことがありますか。
9. 歩くときにひざの関節が痛みますか。
10. 歩くときに腰や下肢が痛みますか。
11. トイレに行くときに間に合わなくて失敗することがありますか。
12. 家庭内で何か決まった役目、役割をもっていますか。
13. 家族の相談にのることがありますか。
14. 遠方に住む親族や知人に手紙を書いたり、電話をかけたりしますか。
15. 親しくしている人のところへ自分からたずねていくことがありますか。
16. 友達の相談にのることがありますか。
17. 町内会と老人クラブは別にして、何かの会に入っていますか。
18. 趣味・楽しみ・好きでやっていること、生きがいにしていることがありますか。
19. これからの人生で何かやってみたいことがありますか。
20. 新聞や本を読んでいますか。

## 【B】生活機能低下

1. バスや電車を使って一人で外出できますか。
2. 日用品の買い物ができますか。
3. 自分で食事の用意ができますか。
4. ヤカンで湯を沸かせますか。
5. 請求書の支払いができますか。
6. 銀行預金・郵便貯金の出し入れができますか。
7. 一人で電話をかけられますか。
8. 年金などの書類が書けますか。
9. 新聞を読んでいますか。
10. 本や雑誌を読んでいますか。
11. 健康についての記事や番組に関心がありますか。
12. 番組を選んでテレビを見ていますか。
13. 趣味をもっていますか。
14. 新しいことを始めようと思えますか。
15. 友達の家を訪ねることがありますか。
16. 友達を自分の家に招くことがありますか。
17. 家族や友達の相談にのることがありますか。
18. 病人を見舞うことができますか。
19. 若い人に自分から話しかけることがありますか。
20. 親戚とのつきあいはありますか。
21. 新たな友達をつくれますか。
22. 地区の催しや行事に参加していますか。

## 【C】転倒

1. この1年間に転倒しましたか。
2. 1kmぐらい続けて歩くことができますか。
3. 片足で立ったまま靴下をはくことができますか。
4. 水で濡れたタオルや雑巾をきつく絞ることができますか。
5. この1年間に入院したことがありますか。
6. 立ちくらみをすることがありますか。
7. 今までに脳卒中を起こしたことがありますか。
8. 今までに糖尿病といわれたことがありますか。
9. 今までにパーキンソン病といわれたことがありますか。
10. 睡眠薬、降圧剤、精神安定剤を服用していますか。
11. 散歩や体操あるいは運動など定期的にはからだを動かしていますか。
12. 日常、サンダルやスリッパをよく使いますか。
13. 目は普通に(新聞や人の顔など)よく見えますか。
14. 耳は普通に(会話など)よく聞こえますか。
15. お酒を飲んでよく酔っ払いますか。
16. 家の中でよくつまずいたり、滑ったりしますか。
17. 転倒に対する不安は大きいですか。
18. 転倒がこわくて外出を控えることがありますか。

## 【D】低栄養

1. この6カ月間に、以前に比べて体重が5%以上減少してきていますか。
2. この6カ月間に、以前に比べて身体の筋肉や脂肪がおちてきていますか。1.はい 2.いいえ
3. いつも唇やのどが乾いた感じがありますか。
4. 歯や口腔、飲み込みの問題がありますか。
5. 下痢が続いたり、下剤を常用していますか。
6. 便秘が続いていますか。
7. 最近、入院・手術などを経験しましたか。
8. 1日に5種類以上の薬を飲んでいますか。
9. 1日に食べるのは2食以下ですか。
10. 主食(ごはんなど)を食べる量が少なくなってきていますか。
11. 主菜(肉、魚などのおかず)を食べる量が少なくなってきていますか。
12. 牛乳・乳製品をあまり食べないですか。
13. 毎日、一人で食事をしていますか。
14. 経済的な理由により十分な食事をすることができないことがありますか。1.はい 2.いいえ
15. 日常的に身体を動かさなくなってきましたか。
16. 食事姿勢や食べる動作に不自由を感じていますか。
17. 自分で(あるいは料理担当者が)、食べ物を買うのに不自由を感じますか。
18. 自分で(あるいは料理担当者が)、食事の支度をするのに不自由を感じますか。
19. 食べる気力がなくなってきましたか。
20. 食べるのが楽しいと感じなくなってきましたか。

表2 性・年齢別にみた生活機能得点

年齢階級	男性		女性		総数	
	N	Mean ± SD	N	Mean ± SD	N	Mean ± SD
～70	36	12.6 ± 6.5	37	14.2 ± 4.9	73	13.5 ± 5.8
70～79	124	11.1 ± 6.8	219	14.5 ± 5.6	343	13.3 ± 6.3
80～89	114	10.9 ± 6.2	396	11.8 ± 6.0	510	11.6 ± 6.1
90～	21	6.6 ± 4.8	66	8.7 ± 5.7	87	8.2 ± 5.6
全年齢	295	10.9 ± 6.5	718	12.5 ± 6.1	1013	12.0 ± 6.2

\* : p &lt; 0.05

表3 生活機能得点と日常生活自立度

	N	Mean ± SD
自立 J	602	14.8 ± 4.9
準寝たきり A	323	9.0 ± 5.7
寝たきり B	65	4.6 ± 3.9
C	23	2.1 ± 2.3

\* : p &lt; 0.05

表4 性別にみた生活機能得点と日常生活自立度

自立度	男性		女性	
	N	Mean ± SD	N	Mean ± SD
J	137	14.99 ± 5.17	465	14.69 ± 4.92
A	116	8.51 ± 5.45	207	9.34 ± 5.69
B	30	4.4 ± 3.71	35	4.71 ± 3.85
C	12	2.75 ± 2.22	11	1.45 ± 2.26

各群で男女間の有意差なし(t検定, p &lt; 0.05)

表5 年齢階級別にみた生活機能得点と日常生活自立度

自立度	< 70		70～79		80～89		90<	
	N	Mean ± SD	N	Mean ± SD	N	Mean ± SD	N	Mean ± SD
J	45	15.6 ± 4.84	219	15.91 ± 4.66	302	14.17 ± 4.93	36	11.72 ± 4.55
A	21	11.57 ± 5.34	93	9.91 ± 5.94	170	8.8 ± 5.53	39	6.64 ± 5.09
B	5	6.2 ± 2.59	24	4.83 ± 4.51	29	4.34 ± 3.79	75	3.43 ± 2.15
C	2	3 ± 1.41	7	3.43 ± 2.57	9	1.22 ± 2.28	5	1.6 ± 1.34

TUKEYの検定で10歳間隔の年齢による有意差は, Jの80歳代と90歳代のみで認めた(p &lt; 0.05)

表6 ACDの各問題行動と生活機能得点

		N	Mean ± SD	p
A3: 週2回以上するか	はい	733	12.8 ± 6.2	< 0.001
	いいえ	280	9.8 ± 5.9	
A4: 外出時の介助	不要	568	15.0 ± 4.7	< 0.001
	必要	445	8.1 ± 5.8	
A5: 外出時の補助具	不要	386	14.2 ± 6.2	< 0.001
	必要	627	10.7 ± 5.9	
C1: 1年間の転倒経験	なし	624	12.6 ± 6.2	< 0.001
	あり	389	11.1 ± 6.3	
C2: 1km歩行できる	可能	438	14.6 ± 5.2	< 0.001
	不可能	575	10.0 ± 6.2	
D1: 6カ月間で5%以上の体重減少	なし	823	12.0 ± 6.2	0.8440
	あり	190	11.9 ± 6.4	
D19: 食べる意欲	あり	872	12.2 ± 6.2	0.0178
	なし	141	10.8 ± 6.3	

「準寝たきり」と「寝たきり」の連続する群間で有意差を認めた(表3)。なお, 4群を男女別に検討したところ, いずれの群でも男女間で生活機能得点の平均値に有意差はなかった(表4)。

4群の年齢階級別の検討では, いずれの群でも高齢になるほど得点が低くなる傾向を認めたものの, 準寝たきり, 寝たきり群では連続する年齢階級間の有意差は認めなかった(表5)。



2. 生活機能得点と問題行動項目との検討

各問題行動の有無ごとにみた生活機能得点の平均値は、A：「外出頻度」「外出時の介助の必要性」「外出時の補助具の必要性」、C：「過去1年間の転倒経験の有無」「1km連続歩行の可否」において有意差を認めた。しかし、Dの低栄養に関する2項目の有無別にみた生活機能得点の平均値には有意差は認められなかった(表6)。

ROC分析でのそれぞれの生活機能得点の判別点は、外出時の介助で9点(AUC 0.81), 1kmの歩行の可否で11点(AUC 0.71), 外出時の補助具で16点(AUC 0.67), 外出頻度で12点(AUC 0.64), 転倒経験の有無で17点(AUC 0.57), 食べる意欲の有無で18点(AUC 0.56), 体重減少の有無で12点(AUC 0.50), であった。(図1~3)。

Ⅲ. 考 察

地域高齢者において、社会活動能力の低下はADLの低下や死亡率の増加とも関連が指摘されており、要介護状態予防を目的とした地区診断(アセスメント)においても高次の社会活動能力の評価は不可欠である。今回の22項目からなる生活機能低下問診は、高齢者の社会活動能力を評価することを目的として作成されたものであり、これによる自立度や「閉じこもり」「転倒」「低栄養」のアセスメントの可能性を検討した。

1. 日常生活自立度

障害老人の日常生活自立度判定基準(厚生省)との検討では、日常生活自立度の障害度が重くなるとともに、生活機能得点が有意に低下する傾向を認め、日常生活自立度のアセスメントとして生活機能低下問診が有効であることが示された。また、男女間および年齢階級での有意差がなく、広く高齢者一般に適用できると考えられた。

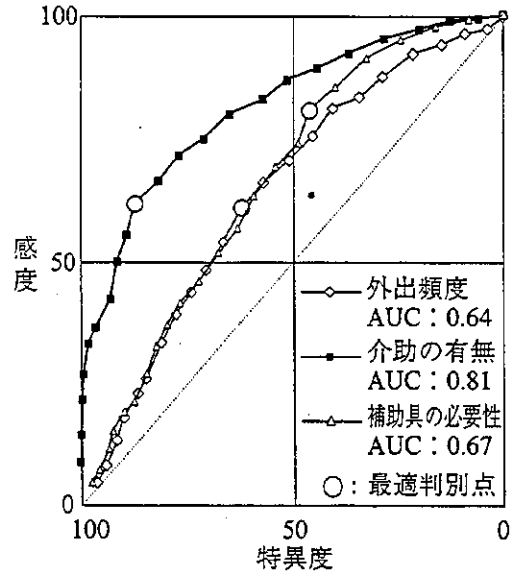


図1 ROC曲線(閉じこもり)

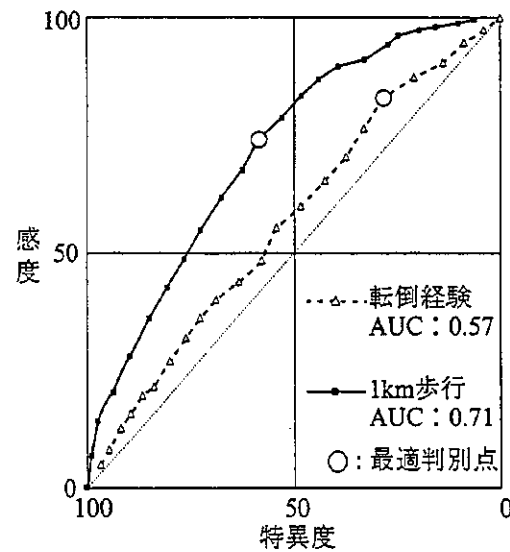


図2 ROC曲線(転倒)

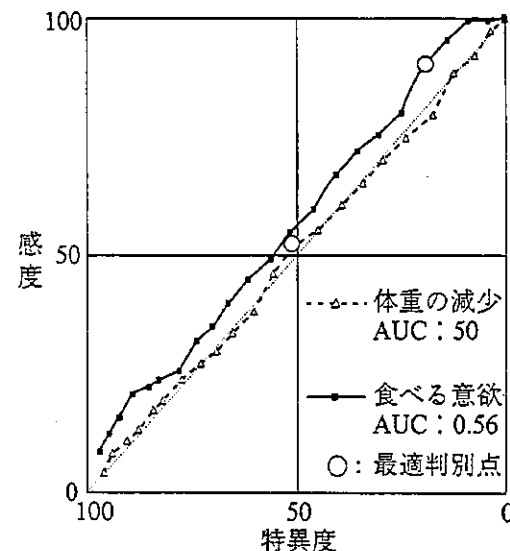


図3 ROC曲線(低栄養)

## 2. 「閉じこもり」

「外出頻度」「外出時の介助の有無」「補助具の有無」の3点を「閉じこもり」に強く関連する項目として選択した。それぞれの項目で生活機能得点の平均点に有意差を認め、「閉じこもり」と生活機能得点の間に関連があった。

竹内ら<sup>8)</sup>は、寝たきりの原因として、高齢者の身体・心理・社会環境要因の3つが関与する「閉じこもり症候群」という考え方を提唱した。今回使用した問診では、閉じこもりに関する設問は20項目の中から3項目を選択したが、「外出頻度」については、「閉じこもり」を「1日のほとんどを家の中あるいはその周辺で過ごし、日常生活行動範囲がきわめて縮小した状態」<sup>9)</sup>とする新開の概念に注目し選択した。新開によると「1日中外に出ず、家の中で過ごすことが多いですか」の回答が「はい」で、なおかつ外出頻度が週1回程度以下であれば「閉じこもり」と判定しており<sup>9)</sup>、われわれの解析でも外出を週2回以上するか否かで閉じこもり群とそうでない群とを分けた。

藺牟田ら<sup>10)</sup>は、閉じこもり群と非閉じこもり群の間における移動介助・食事介助・入浴介助・着衣介助などのADLに関する項目や家事・読書・知人とのつきあいなどの社会的項目での有意な関連性や、この2群間での老研式活動能力指標の平均点の有意差を指摘している。特に移動介助の必要性については、藺牟田ら<sup>10)</sup>の研究でも閉じこもり群と非閉じこもり群の間で最も明確な有意差のある項目の1つとしてあげられている。本研究でも、「外出時の介助の必要性の有無」は生活機能得点との間に最も強い関連性を認め、移動介助の必要性の有無が高齢者の行動制限に密接にかかわっていると考えられる。また、新開<sup>9)</sup>は外出時の介助の必要性により、身体の障害が原因の多くを占める「タイプ1の閉じこもり」と心理・社会・環境的要因が強い「タイプ2の閉じこもり」に分類することを提唱しており、今後タイプ1とタイプ2の閉じこもりに分けた検討が今後の課題である。

一方、上記に加え、補助具の必要性の有無が

大きく外出を困難にすることから、「補助具の有無」も加えて検討したところ、生活機能得点との有意な関連を認めた。

## 3. 「転倒」

わが国では転倒・骨折は、寝たきりの原因として脳卒中について注目されており、転倒の予防は寝たきり予防の重要な因子と考えられる。65歳以上の在宅高齢者における転倒の年間発生率は約20%であり<sup>11)</sup>、さらにわが国における60～80歳代の転倒による死亡者数をみても、ここ10年(1989～1998)で明らかな増加傾向を示しており<sup>12, 13)</sup>、高齢者の転倒予防は、寝たきりの予防だけでなく転倒事故による死亡の予防にもつながると考えられる。

今回の解析では転倒に関する問診項目の中から「過去1年間の転倒経験」と「1km続けて歩けるか」を選択し、これらの項目と生活機能得点に明らかな関連性を認めた。「過去1年間の転倒経験」については、安村<sup>14)</sup>ら、また鈴木ら<sup>15)</sup>により過去1年間の転倒経験の有無が転倒発生に対して最も強い関連を示す要因として指摘されている。老研式活動能力指標総得点と転倒の有無に関連性を認めることも、これまでに報告されている<sup>14, 15)</sup>。本解析でも生活機能得点と「過去1年間の転倒経験」に有意な関連を認めしたが、ROC分析ではAUC 0.57であり、過去1年間の転倒経験の有無について判別能が劣った。これは安村ら<sup>14)</sup>の縦断研究による報告と異なり、断面研究の限界とも考えられた。

## 4. 「低栄養」

今回の調査では栄養状態の評価のため20項目の問診を行ったが、その中で低栄養状態を簡易的に予測可能であると思われる「6カ月で5%以上の体重減少」の有無を比較の対象とした<sup>16, 17)</sup>。また、低栄養の精神・神経因子として「食べる気力がなくなってきましたか」という質問に対する回答についても解析を行った。しかし、低栄養に関する質問と生活機能得点との間に有意な関連性を認められず、またROC分

析においても AUC 低値であり、生活機能得点からは低栄養に関する評価は困難であると考えられた。

高齢者では疾病、老化、痴呆、独居などの栄養障害のリスク因子が増加し、低栄養状態 (PEM: Protein Energy Malnutrition) に陥りやすい<sup>16)</sup>。高齢者が PEM に陥ると余命の短縮、日常生活活動能力の低下、感染症の誘発などを引き起こす<sup>18)</sup>ため、可能なかぎり早い段階での栄養状態の把握を行い、PEM に移行する前の段階での介入が必要である。このように栄養評価は重要であるが、今回の生活機能得点では評価困難であり、「低栄養」については、validity を十分検討したうえでの生活機能低下問診の改良および、血漿蛋白などの生体マーカーによる評価法の開発が課題である。

本研究は、断面研究のデザインであり、生活機能問診の地区診断における有効性を十分に評価できたとは言えない。今後の課題として、縦断的な観察による評価が重要と思われる。また、本研究では高齢者で特に問題となる recall bias 等の limitation も考慮する必要がある。

#### IV. 結 語

今回使用した生活機能に関する 22 項目の問診により、老人の社会生活活動における問題行動のうち、閉じこもり・転倒に関する評価の可能性が示唆された。しかし、低栄養に関して生活機能得点のみでの評価は困難であった。今後、新たなよりよい評価指標を考えていくうえで、低栄養に関して適切な評価が可能な問診項目の追加の検討が必要である。

#### 文 献

- 1) 吉田勝美: 老人保健法ヘルス事業の第 4 次見直しについて, *Health Science*, 16 (2): 217, 2000.
- 2) Geoffrey Rose: Sick Individuals and Sick Populations, *International Journal of Epidemiology*, 14: 32-38, 1985.
- 3) 古谷野亘, 柴田博, 中里克治, 他: 地域老人における活動能力の測定—老研式活動能力指標の開発, *日本公衆衛生雑誌*, 34 (3): 109-114, 1987.
- 4) ヘルスアセスメント検討委員会編: ヘルスアセスメントマニュアル, 厚生科学研究所, 東京, 14-18, 2000.
- 5) 茂木紹良: 外出可能でも閉じこもりがちな障害高齢者, 介護保険と高齢者医療, *日本医師会雑誌臨時増刊*, 118 (9): 265-272, 1997.
- 6) SAS Institute Inc: SAS / STAT User's Guide, Version 6, Fourth Edition Volume 1-2. Cary, NC, USA, 1994.
- 7) 小川裕, 岩崎清, 安村誠司, 他: 地域高齢者の健康評価に関する追跡的研究, *日本公衆衛生雑誌*, 40 (9): 859-871, 1993.
- 8) 竹内孝仁, 中島紀恵子: 寝たきりと痴呆性老人の看護, *系統看護学講座専門*, 14: 258-304, 1987.
- 9) 新開省二: 「閉じこもり」アセスメント表の作成とその活用, ヘルスアセスメント検討委員会編, ヘルスアセスメントマニュアル, 厚生科学研究所, 東京, 113-141, 2000.
- 10) 蘭牟田洋美, 安村誠司, 藤田雅美, 他: 地域高齢者における「閉じこもり」の有病率ならびに身体・心理・社会的特徴と移動能力の変化, *日本公衆衛生雑誌*, 45 (9): 883-891, 1998.
- 11) 平成 7 年度—平成 8 年度科研費補助金研究成果報告書: 地域の高齢者における転倒・骨折に関する総合的研究, 163, 1997.
- 12) 厚生大臣官房統計情報部: 人口動態統計, 厚生統計協会, 東京, 216-217, 1989.
- 13) 厚生大臣官房統計情報部: 人口動態統計, 厚生統計協会, 東京, 308-309, 1997.
- 14) 安村誠司, 芳賀博, 永井晴美, 他: 農村部の在宅高齢者における転倒の発生要因, *日本公衆衛生雑誌*, 41 (6): 528-537, 1994.
- 15) 鈴木隆雄, 杉浦美穂, 古名文人, 他: 地域高齢者の転倒発生に関連する身体的要因の分析的研究, *日本老年医学会雑誌*, 36: 472-478, 1999.
- 16) 板倉弘重: 栄養障害, *総合臨床*, 48: 39-41, 1999.
- 17) 内藤通孝, 井口昭久: 高齢者の栄養管理, *Medicina*, 36 (5): 743-745, 1999.
- 18) 杉山みち子, 西村秋生, 高本和彦: 低栄養状態予防のためのアセスメント, ヘルスアセスメント検討委員会編, ヘルスアセスメントマニュアル, 厚生科学研究所, 東京, 164-179, 2000.

**ABSTRACT****The Trial of the Life Function Score and the Health Assessment**

Hirohito Kawaguchi<sup>1,2</sup>, Hiroki Sugimori<sup>1</sup>, Machi Suka<sup>1</sup>, Toshiaki Tanaka<sup>1</sup>,  
Tatsutaka Yamamoto<sup>1</sup>, Makoto Ounishi<sup>1</sup>, Katsumi Yosida<sup>1</sup>, Hiroshi Haga<sup>3</sup>,  
Shuichi Kikuoka<sup>4</sup>, Michiko Sugiyama<sup>5</sup>, Akio Nisimura<sup>6</sup>

<sup>1</sup>Department of Preventive Medicine, St. Marianna University School of Medicine,

<sup>2</sup>Department of General Internal Medicine, St. Marianna University School of Medicine,

<sup>3</sup>Faculty of Medical Science and Welfare, Tohoku Bunka Gakuen University,

<sup>4</sup>Department of Welfare and Environment, Fukui-ken,

<sup>5</sup>National Institute of Health and Nutrition,

<sup>6</sup>National Institute of Health Services Management,

The objective of the present study is to examine the effectiveness of the Life Function Score (LFS) in the context of health assessment for community elderly residents. It was a modified index of Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology. LFS was evaluated with the health assessment survey in Fukui Prefecture in 1999 that contains questionnaire entries of problematic behavior in elderly: "life function", "*Tojikomori* (shutting oneself in his/her room or house)", "falls" and "undernutrition". The subjects of the survey were 1013 residents aged 56-98 years. We examined the relationship between LFS and each problem behavior. Furthermore, we examined the relationship with the index of Activity of Daily Living developed by Ministry of Health, labor and Welfare. Relationships of LFS with "*Tojikomori*" and "falls" were statistically significant, however "undernutrition" were not significant. In the ROC analysis, although AUC (area under the curve) of LFS in "falls" and "*Tojikomori*" showed reasonable high score 0.57-0.71 and 0.64-0.81 respectively, that in "undernutrition" was low score (0.50-0.56). We found that LFS was effective to assess "falls" and "*Tojikomori*", however, it was difficult to evaluate the undernutrition of community elderly residents.

Key Word : life function questionnaire, health assessment, falls, *Tojikomori*, nutrition

# The Impacts of Health Examinations and Smoking on Disease Mortality Risk in Japan: a Longitudinal Cohort of 720,611 Japanese Life Insured Persons

Machi SUKA, Hiroki SUGIMORI and Katsumi YOSHIDA

*Department of Preventive Medicine, St. Marianna University School of Medicine, Kanagawa*

## Abstract

**Objectives:** To evaluate the impacts of health examinations (HE) and smoking on disease mortality risk in Japan.

**Methods:** By using the large cohort database of a Japanese life insurance company, 720,611 subjects aged 20 to 80 years, who had contracted for life insurance between April 1, 1995 and March 31, 1998, were followed up until September 30, 1999. Cox's proportional hazard model was used to estimate age-adjusted relative risk (RR) for disease death.

**Results:** After adjusting for age, disease mortality in smokers was significantly higher than that in non-smokers (men, RR 1.51, 95% CI: 1.25–1.81; women, RR 1.54, 95% CI: 1.12–2.11). Meanwhile, disease mortality in HEees (those who had got HE within the past 2 years) was significantly lower than that in non-HEees (men, RR 0.70, 95% CI: 0.56–0.88; women, RR 0.71, 95% CI: 0.54–0.92). The magnitude of the impact of HE on disease mortality risk varied according to smoking status. Non-smokers showed a significantly lower risk associated with HE, whereas smokers did not.

**Conclusions:** HE may allow an appreciable reduction in disease mortality, however, the reduction effect may be limited to non-smokers. Smoking cessation may be essential to improve the preventive effects of HE.

**Key words:** cohort study, health examination, smoking, mortality

## Introduction

Similar to "Healthy People 2000" in the US and "Our Healthier Nation" in the UK, the Japanese Ministry of Health and Welfare has developed the national health campaign "Healthy Japan 21" (1). It contains 48 targets that should be realized by 2010 for improvement of community health in Japan. Popularization of health examinations (HE) is presented as one of them. HE are regularly performed as a public health service in Japan. The aim is early detection and prompt treatment (a basic principle of preventing disease), which may reduce health risk for the subject and ultimately minimize the public burden of disease. However, few elements of HE have been proven to be effective for promoting health and preventing disease (2). Moreover, direct epidemiological evidence about reduction in disease mortality by getting HE is insufficient.

Smoking cessation is also presented as one of the targets of

"Healthy Japan 21". According to a national survey in 1999, 54.0% of men and 14.5% of women aged 20 years or older were current smokers in Japan (3). The smoking rate in Japan is near the peak level in western countries and ranks highly in the world. Independently of ethnicity, smoking is harmful to health (4). If the smoking rates persist, mortality from smoking-related diseases will increase further in Japan as well as in western countries (5, 6, 7).

By using the large cohort database of a Japanese life insurance company, we evaluated the impacts of HE and smoking on disease mortality risk and demonstrated an association between HE and disease mortality in relation to smoking status.

## Subjects and Methods

A longitudinal large cohort database was accumulated from a Japanese life insurance company. The cohort consisted of 720,611 eligible subjects (397,922 men; 322,689 women) aged 20 to 80 years, who had contracted life insurance between April 1, 1995 and March 31, 1998. They had completed on the contract day a structured questionnaire about HE over the past 2 years and their smoking status over the past year. Table 1 shows the baseline characteristics of the study subjects. At baseline, 79% of men and 70% of women were below age 40 years; 68% of men were smokers, whereas 74% of women were non-smokers; 83% of men and 79%

Received Feb. 12 2002/Accepted May 16 2002

Reprint requests to: Machi SUKA

Department of Preventive Medicine, St. Marianna University School of Medicine,  
2-16-1 Sugao, Miyamae-ku, Kawasaki, Kanagawa 216-8511, Japan

TEL: +81(44)977-8111, FAX: +81(44)977-8356

E-mail: suka@marianna-u.ac.jp

**Table 1** Baseline characteristics of the study subjects

	men		women	
	(n=397,922)		(n=322,689)	
	No.	%	No.	%
age, mean±SD, y.o.	32.8±10.1		35.3±12.2	
smoking				
-	127,866	32.1	239,925	74.4
+	270,056	67.9	82,764	25.6
health examination				
-	69,049	17.4	68,686	21.3
+	328,873	82.6	254,003	78.7

of women were HEees (i.e. those who had got HE within the past 2 years).

Information on vital status and cause of death (disease, accident, suicide or others) was collected through the insurance payment records. We focused on disease death (death caused by any disease) and followed up the subjects to observe the occurrence of disease death until September 30, 1999. Mean±SD of the follow-up duration was 32.7±28.0 months. During the follow-up, 292,093 subjects (40.5%) had withdrawn the contracts. We considered them as censored cases, which were included in the data analysis.

We paid attention to protection of anonymity and confidentiality of the available data.

## Statistical analyses

The statistical analyses were performed with the Statistical Analysis Systems (SAS, version 6.12). Mortality rate was estimated as the number of deaths per 100,000 person-months. Age-adjusted relative risks (RRs) and their corresponding 95% confidence intervals (CIs) were calculated from Cox's proportional hazard model (8).

## Results

There were 829 disease deaths (508 men; 321 women), which accounted for 74% of the total deaths. Disease mortality rates (per 100,000 person-months) were 3.79 among men and 3.16 among women (Table 2, 3).

After adjusting for age, disease mortality in smokers was significantly higher than that in non-smokers. Compared with non-smokers, smokers had a 1.5-fold higher risk among men (RR 1.51, 95% CI: 1.25–1.81, Table 2), and also among women (RR 1.54, 95% CI: 1.12–2.11, Table 3). Meanwhile, disease mortality in HEees was significantly lower than that in non-HEees. Compared with non-HEees, HEees had a 0.7-fold lower risk among men (RR 0.70, 95% CI: 0.56–0.88, Table 2), and also among women (RR 0.71, 95% CI: 0.54–0.92, Table 3).

The magnitude of the impact of HE on disease mortality risk varied according to smoking status (Table 4). Non-smokers showed a significantly lower risk associated with HE (men, RR 0.84, 95% CI: 0.35–0.67; women, RR 0.71, 95% CI: 0.53–0.95), whereas smokers did not (men, RR 0.93, 95% CI: 0.68–1.28;

**Table 2** Disease mortality rates (per 100,000 person-month) and age-adjusted relative risks (RRs) for disease death according to smoking and health examination among men

	No. of disease deaths	Mortality rate per 100,000 person-months				age adjusted	
		age, y.o.				RR <sup>†</sup>	(95%CI)
		20–29	30–39	40–49	50–		
smoking							
-	208	0.52	1.89	3.23	25.03	1	
+	300	0.67	1.82	5.49	33.32	1.51	(1.25–1.81)
health examination							
-	90	1.42	3.12	5.97	37.97	1	
+	418	0.47	1.63	4.52	27.41	0.70	(0.56–0.88)
total	508	0.62	1.84	4.71	28.53		

<sup>†</sup> Calculated from the Cox's proportional hazard model with adjustment for age (y.o.).

**Table 3** Disease mortality rates (per 100,000 person-month) and age-adjusted relative risks (RRs) for disease death according to smoking and health examination among women

	No. of disease deaths	Mortality rate per 100,000 person-months				age adjusted	
		age, y.o.				RR <sup>†</sup>	(95%CI)
		20–29	30–39	40–49	50–		
smoking							
-	272	0.45	0.98	2.57	12.45	1	
+	49	0.11	1.72	2.60	20.04	1.54	(1.13–2.11)
health examination							
-	73	0.13	1.02	2.83	21.91	1	
+	248	0.43	1.19	2.51	11.56	0.71	(0.54–0.92)
total	321	0.37	1.15	2.57	13.06		

<sup>†</sup> Calculated from the Cox's proportional hazard model with adjustment for age (y.o.).

Table 4 Age-adjusted relative risks (RRs) for disease death according to health examination (non-smokers vs. smokers)

	men		women	
	non-smokers	smokers	non-smokers	smokers
	RR <sup>†</sup> (95%CI)	RR <sup>†</sup> (95%CI)	RR <sup>†</sup> (95%CI)	RR <sup>†</sup> (95%CI)
No. of disease deaths	280	300	272	49
person-months	4667616.3	8744620.2	8143363.4	2020207.1
health examination	0.48 (0.35–0.67)	0.93 (0.68–1.28)	0.71 (0.53–0.95)	0.73 (0.39–1.36)

<sup>†</sup> Calculated from the Cox's proportional hazard model with adjustment for age (y.o.).

women, RR 0.73, 95% CI: 0.39–1.36).

## Discussion

This study was based on a large cohort database of HE, smoking and disease mortality in Japan. We demonstrated an association between HE and disease mortality in relation to smoking status, which might provide valuable evidence about reducing disease mortality in Japan by getting HE.

Disease mortality risk was significantly lower in HEees (i.e. those who had got HE within the past 2 years). As one possible reason, the HEees might have received counseling on medical treatment after the HE. Also, the HEees might be habitually careful about their health. The lower disease mortality risk in HEees seems to suggest both a preventive effect of HE and a good underlying well awareness of health.

In contrast to non-smokers, smokers showed no significantly lower disease mortality risk associated with HE. As one possible reason, excess risk associated with smoking might exceed the preventive effects of HE. Also, counseling on medical treatment after the HE might have limited effects on improvement of smokers' health. In spite of the excess risk associated with smoking, smokers tend to underestimate their health risk (9). Because of awareness of health among smokers, it might be difficult to give them appropriate medical treatment and improve their lifestyles. Moreover, there are various potential complicating factors in the higher disease mortality risk in smokers (e.g. alcohol intake (5, 10, 11), diet (10, 11, 12), personality (9, 13, 14) and other cardiovascular risk factors (15, 16, 17, 18)); smokers might have unhealthier lifestyles, besides smoking, than non-smokers. For smokers' health, it is important to promote awareness of health as well as encouraging them to quit

smoking.

Due to the use of the database of a life insurance company, this study had the following potential limitations. First, the subjects were selected from life-insured persons. Since 75.2% of Japanese men and women aged 20 years or older had contracted life insurance (19), the sampling bias of this study would seem to have a minor effect on our findings. However, the proportion of smokers was higher than that shown in the national survey (3) (men, 67.9% vs. 54.0%; women, 25.6% vs. 14.5%); the proportion of HEees (80.9%) was higher than that for the community populations (40.4%) (3) and lower than that for the worksite populations (85.1%) (20). Second, the subjects were followed up for less than 4.5 years. The sample size of this study seems large enough to cancel out the effect of the short follow-up duration. We expect that other long cohort studies may confirm our findings. Finally, 40.5% of the subjects did not complete the follow-up. It is a well-known fact that large number of censored cases undermines the credibility of the risk estimation by Cox's proportional hazard model. However, we found that the survival rates calculated from Cox's proportional hazard model were almost similar to those obtained in Kaplan-Mayer analysis. Unfortunately, we had no in-depth information on the disease death (name or classification of the disease) and HE (contents of the HE). Further studies, taking into account these factors, may be required to gain a better understanding of the impacts of health examinations and smoking on disease mortality risk.

In conclusion, our results suggest that HE may allow an appreciable reduction in disease mortality; however, the reduction effect may be limited to non-smokers. Smoking cessation may be essential to improve the preventive effects of HE in Japan.

## References

- Health and Welfare Ministry. Healthy Japan 21. Available at: <http://www.kenkouippon21.gr.jp/index.html> (Japanese)
- U.S. Preventive Services Task Force. Guide to clinical preventive services: report of the U.S. Preventive Services Task Force. 2nd edition. Baltimore: Williams & Wilkins, 1996.
- Health and Welfare Statistics Association. Trend of National Health 2001. Tokyo: Health and Welfare Statistics Association, 2001. (Japanese)
- Jacobs DR, Adachi H, Mulder I, et al. Cigarette smoking and mortality risk. Twenty-five-year follow-up of the seven countries study. *Arch. Intern. Med.* 1999; 159: 733–740.
- Kuller LH, Ockene JK, Meilahn E, Wentworth DN, Svendsen KH, Neaton JD. Cigarette smoking and mortality. *Prev. Med.* 1991; 20: 638–654.
- Tverdal A, Thelle D, Stensvold I, Leren P, Bjartveit K. Mortality in relation to smoking history: 13 year's follow-up of 68,000 Norwegian men and women 35–49 years. *J. Clin. Epidemiol.* 1993; 46: 475–487.
- Doll R, Peto R, Wheatley K, Gray R, Sutherland I. Mortality in relation to smoking: 40 years' observations on male British doctors. *BMJ* 1994; 309: 901–911.
- Cox DR. Regression models and life-tables. *J. Royal. Stat. Soc. Series B* 1972; 34: 187–220.
- Strecher VJ, Kreuter MW, Kobrin SC. Do cigarette smokers have unrealistic perceptions of their heart attack, cancer, and stroke risks? *J. Behav. Med.* 1995; 18: 45–54.
- Kato I, Tominaga S, Matsuoka I. Characteristics of life style of smokers and drinkers. *Nippon Kosho Eisei Zasshi* 1987; 34: 692–701. (Japanese)
- Nakamura Y, Sakata K, Yanagawa H. Relationships between

- smoking habits and other behavior factors among males: from the results of the 1990 National Cardiovascular Survey in Japan. *J. Epidemiol.* 1996; 6: 87-91.
- (12) Margetts BM, Jackson AA. Interactions between people's diet and their smoking habits: the dietary and nutritional survey of British adults. *BMJ* 1993; 307: 1381-1384.
- (13) Eysenck HJ, Grossarth-Maticek R, Everitt B. Personality, stress, smoking, and genetic predisposition as synergistic risk factors for cancer and coronary heart disease. *Integr. Physiol. Behav. Sci.* 1991; 26: 309-322.
- (14) Arai Y, Hosokawa T, Fukao A, Izumi Y, Hisamichi S. Smoking behaviour and personality: a population-based study in Japan. *Addiction* 1997; 92: 1023-1033.
- (15) Stamler J, Wentworth D, Vaccaro O, Neaton JD. Diabetes, other risk factors, and cardiovascular mortality for men screened in the Multiple risk factor intervention trial. *Diabetes. Care.* 1993; 16: 434-444.
- (16) Kawakami N, Takatsuka N, Shimizu H, Ishibashi H. Effects of smoking on the incidence of non-insulin-dependent diabetes mellitus. Replication and extension in a Japanese cohort of male employees. *Am. J. Epidemiol.* 1997; 145: 103-109.
- (17) Uchimoto S, Tsumura K, Hayashi T, Suematsu C, Endo G, Fujii S, Okada K. Impact of cigarette smoking on the incidence of Type 2 diabetes mellitus in middle-aged Japanese men: the Osaka Health Survey. *Diabet. Med.* 1999; 16: 951-955.
- (18) Liu L, Choudhury SR, Okayama A, Hayakawa T, Kita Y, Ueshima H. Changes in body mass index and its relationships to other cardiovascular risk factors among Japanese population: results from the 1980 and 1990 national cardiovascular surveys in Japan. *J. Epidemiol.* 1999; 9: 163-174.
- (19) Social Insurance Agency. 1998 Investigation of actual conditions for contributors to the national pension fund. Available at: <http://www.mhlw.go.jp/houdou/0103/h0309-7.html> (Japanese)
- (20) Labor Ministry. 1998 Investigation of health conditions for workers. Available at: [http://www1.mhlw.go.jp/toukei/h10knenkin\\_21/text/index.html](http://www1.mhlw.go.jp/toukei/h10knenkin_21/text/index.html) (Japanese)