

日本人中年男女の健康習慣と死亡

—群馬県9町村コホート研究—

カワダ トモユキ
川田 智之*

目的 保健行動や健康状態が、死亡に及ぼす影響を知る。

方法 保健婦による健康習慣に関する面接、および群馬県内9町村の健康診断データを使用したコホート研究を行った。対象自治体住民課および保健課には、調査の趣旨を文章および口頭で説明し同意を得た。健康診断に参加した8,410人の中で、7,694人（91.5%）が回答した。これら9町村民の死亡小票は、総務庁への正規申請（人口動態調査調査票の目的外使用）によって閲覧した。対象集団の健康診断日からの平均追跡期間は、1999年3月31日現在で2,034日だった。81人が死亡し（男性46人、女性35人）、130人が転出した。癌による死亡は、男性18人、女性20人であった。

結果 男性における死亡群のBMIと中性脂肪（ $P < 0.05$ ）、およびクレアチニンとGPT（ $P < 0.01$ ）の平均値は、生存群のそれらよりも有意に低値であった。一方、健康診断時年齢は死亡群で有意に高値であった（ $P < 0.01$ ）。女性では、死亡群の健康診断時年齢、GOT、尿蛋白陽性率（ $P < 0.01$ ）、収縮期血圧、拡張期血圧、GPT、 γ -GTP（ $P < 0.05$ ）は、生存群のそれらよりも有意に高かった。

ステップワイズ法によるCoxの比例ハザード回帰分析を行った結果、男性では健康診断時年齢（ハザード比（HR）1.07、95%信頼区間（CI）1.02-1.13、 $P < 0.01$ ）、尿蛋白（HR1.65、95%CI 1.08-2.52、 $P < 0.05$ ）、クレアチニン（HR=0.07、95%CI 0.01-0.54、 $P < 0.05$ ）が有意に死亡に寄与していた。女性では、健康診断時年齢（HR=1.13、95%CI=1.06-1.21、 $p < 0.01$ ）、BMI（HR=1.13、95%CI=1.03-1.25、 $P < 0.05$ ）、尿蛋白（HR=1.97、95%CI=1.19-3.28、 $P < 0.01$ ）、クレアチニン（HR=0.01、95%CI=0.00-0.21、 $P < 0.01$ ）、GOT（HR=1.04、95%CI=1.03-1.06、 $P < 0.01$ ）、 γ -GTP（HR=1.01、95%CI=1.00-1.02、 $P < 0.01$ ）が死亡に有意に寄与していた。

7つの健康習慣と健康診断時年齢を共変量にとると、男性では健康診断時年齢（HR=1.07、95%CI=1.02-1.13、 $P < 0.01$ ）、女性では健康診断時年齢（HR=1.14、95%CI=1.07-1.22、 $p < 0.01$ ）、喫煙しない（HR=0.37、95%CI=0.15-0.90、 $P < 0.01$ ）、運動（HR=2.12、95%CI=1.06-4.22、 $P < 0.05$ ）、およびBMI（HR=1.11、95%CI=1.00-1.22、 $P < 0.05$ ）が死亡に寄与していた。

結論 男女とも健康診断時年齢と尿蛋白、加えて女性では肥満、肝機能障害などが解釈可能な死亡への寄与要因であった。

キーワード 健康習慣、生命予後、コックス回帰、肥満、地域疫学調査、健康診断

I 緒 言

長寿で満足のいく生活を送るには、各人の

ような点に注意したらよいのであろうか。健康的な生活スタイルは一般的に推奨されているものの、各人の健康危険度が、生活スタイルや健康習慣と死亡との関連性を評価することで明らかにされなければならない。コホート研究は、

*群馬大学医学部公衆衛生学教室助教授

時間と費用はかかるけれども、この種の関連性を明らかにする最もよい方法である。

死亡に関する生活スタイルの影響に関するコホート研究は、初めは米合衆国で報告され^{1,2)}、これらの結果が日本における健康増進プランのために引用されてきた。日本人の健康習慣に焦点をあてた研究はなされ始めているものの³⁾、多くの違いが日本人と西洋人の生活スタイルにあるので、これまでの欧米での研究報告結果はいつも日本人に適用できるわけではない。

青木ら⁴⁾は、健康診断データを使用して、地域住民の歴史的コホート研究を行った。それらの研究では、男性では年齢、拡張期血圧および喫煙、女性では年齢、拡張期血圧および体格指数が、死亡の良い予測指標であった。方法論的問題でこの研究は使用変数が制限されていたので、死亡に関する危険度を明らかにするためにコホート研究が求められる。

本報告では、町村に住む人々をコホート集団に設定し、健康習慣と健康診断データに関する危険度評価を試みた。

II 方 法

1993年に実施した群馬県26市町村の住民基本

表1 健康習慣に関するアンケート

市町村名	個人番号
1. 週2回以上、定期的に運動していますか。	はい、いいえ
2. 週6回以上、アルコールを飲みますか。	はい、いいえ
3. タバコを吸いますか。	はい、いいえ、やめた
4. 睡眠時間は平均して一日何時間ですか。	5, 6, 7, 8, 9
5. 朝ごはんは毎日たべますか。	はい、いいえ
6. おやつ(間食)は毎日たべますか。	はい、いいえ

表2 各健康習慣の配点基準

変 数	カテゴリー	備 考
身体活動	活動的(1), 非活動的(0)	活動的：週2回以上の定期的運動
喫煙	非喫煙または禁煙(1), 喫煙(0)	
肥満度	BMI 20~28(1), それ以外(0)	body mass index (BMI) はケトレー指数(体重kg/(身長m) ²)を使用
飲酒	週5回以下(1), 週6回以上(0)	飲酒頻度のみで判定
睡眠	7ないし8時間(1), 6時間以下または9時間以上(0)	
朝食	毎日(1), それ以外(0)	
間食	毎日ではない(1), 每日(0)	
健康習慣指数	0~7	望ましい健康習慣の加算値

健康診査を受診した者のうち、28,830人が6つの健康習慣に関する短文形式の質問紙に回答した。保健婦による面接によって調査は行われた(表1)。対象者の年齢は40~60歳で、28,830人の対象者のうち、8,410人が対象9町村に住んでいる。

9町村住民の死亡確認は総務庁へ正規に申請を行い、保健所で継続的に確認作業を行った(総承認第29, 223, 224, 275号)。6項目の質問に完全に回答しなかった者や、血液・尿をチェックしなかった対象者は除かれ、合計7,694人の対象(2,555人の男と5,139人の女)を最終対象者とした。したがって、健康診断参加者に対する回答率は91.5%であった。

短文形式のアンケートに加えて、以下の健康診断データおよび個人属性データにより解析した。性、年齢、収縮期および拡張期血圧(SBP, DBP)、身長、体重、血清クレアチニン(CRE)、glutamic oxaloacetic transaminase(GOT)、glutamic pyruvic transaminase(GPT)、Gamma-glutamyl transpeptidase(γ -GTP)、総コレステロール(CHOL)、高比重リポ蛋白コレステロール(HDLC)、および尿定性分析結果を使用した。

体重(kg)/身長(m)²で計算される体格指数(BMI)

を肥満指標として採用した。動脈硬化指数は(CHOL-HDLC)/HDLCで計算した。望ましい健康習慣は次の基準で数量化した。喫煙しないまたはやめた、飲まない、または週6回未満、週2回以上の運動、BMI20~28、全睡眠時間7~8時間、毎日朝食をとる、毎日は間食しない、をそれぞれ1、そのほかを0とした。各スコアは加算され、健康習慣指数HPI7と命名した(表2)。

生存者と死者間の比率の差と平均値の差を、性別に比較した。Fisherの正確検定およびMann-Whitneyテストを統計分析に使用した。死亡に関する危

表3 対象住民の7つの健康習慣履行状況

(単位 人、()内%)

健康習慣指数	男 性	女 性
総 点	2 555(100.0) -(-) 9(0.4) 114(4.5) 403(15.8) 934(36.6) 734(28.7) 323(12.6) 38(1.5)	5 139(100.0) 1(0.0) 6(0.1) 35(0.7) 202(3.9) 814(15.8) 2 181(42.4) 1 576(30.7) 324(6.3)

表4 男性における死亡状況別各指標の平均値、標準偏差、および陽性率

変 数	例 数 (生存、死亡)	生存群		死亡群	
		平均値±標準偏差		平均値±標準偏差	
KAGE	(2509, 46)	49.83± 6.16		52.61± 6.11**	
HPI7	(2509, 46)	4.33± 1.09		4.30± 1.03	
BMI	(2509, 46)	23.06± 2.77		22.35± 3.25*	
SBP	(2508, 46)	134.18± 16.57		134.20± 20.35	
DBP	(2508, 46)	80.41± 10.55		80.46± 11.76	
CRE	(2503, 46)	1.04± 0.14		0.99± 0.12**	
GOT	(2503, 46)	25.73± 27.40		25.89± 16.41	
GPT	(2503, 46)	25.68± 33.27		21.76± 18.69**	
γ -GTP	(2503, 46)	40.70± 54.44		42.50± 75.24	
CHOL	(2503, 46)	194.19± 35.05		183.89± 36.43	
HDLC	(2503, 46)	44.64± 12.64		42.39± 11.02	
TRIGLY	(2503, 46)	185.78± 142.24		157.15± 134.19*	
AI	(2503, 46)	3.70± 1.62		3.66± 1.69	
陽性率(%)					
PROTEIN-U	(2500, 45)	6.5		11.1	
GLUCOSE-U	(2500, 45)	4.7		0	
BLOOD-U	(2500, 45)	9.1		11.1	

注 1) Mann-Whitney testを行った。

2) *P<0.05, **P<0.01

3) KAGE: 健康診断時年齢, HPI7: 健康習慣指数, SBP: 収縮期血圧, DBP: 拡張期血圧, CRE: クレアチニン, CHOL: 総コレステロール, HDLC: 高比重リボ蛋白コレステロール, TRIGLY: 中性脂肪, AI: 動脈硬化指数, PROTEIN-U: 尿蛋白, GLUCOSE-U: 尿糖, BLOOD-U: 尿潜血

表5 女性における死亡状況別各指標の平均値、標準偏差、および陽性率

変 数	例 数 (生存、死亡)	生存群		死亡群	
		平均値±標準偏差		平均値±標準偏差	
KAGE	(5104, 35)	49.63± 6.17		54.37± 5.81**	
HPI7	(5104, 35)	5.17± 0.97		5.17± 0.92	
BMI	(5104, 35)	23.14± 2.98		24.43± 6.13	
SBP	(5101, 35)	128.26± 17.02		135.51± 21.07*	
DBP	(5101, 35)	75.12± 10.30		79.11± 11.93*	
CRE	(5095, 34)	0.85± 0.15		0.82± 0.13	
GOT	(5095, 34)	19.96± 8.07		31.94± 33.89**	
GPT	(5094, 34)	16.53± 11.58		24.68± 21.94*	
γ -GTP	(5095, 34)	15.21± 16.92		30.41± 40.90*	
CHOL	(5084, 34)	201.47± 35.43		203.88± 42.82	
HDL	(5084, 34)	48.41± 11.49		47.18± 13.16	
TRIGLY	(5084, 34)	141.98± 91.64		162.09± 94.45	
AI	(5084, 34)	3.39± 1.31		3.72± 2.01	
陽性率(%)					
PROTEIN-U	(5044, 35)	3.1		14.3**	
GLUCOSE-U	(5044, 35)	1.2		0	
BLOOD-U	(4715, 35)	16.9		11.4	

注 1) Mann-Whitney testを行った。

2) *P<0.05, **P<0.01

3) 略号は表4参照

険因子を解析するために、Coxの比例ハザード回帰分析⁵⁾を行った。統計分析は、SPSS for Windows Ver.9を使用した。

III 結 果

健康診断日から1999年3月31日現在までの、平均追跡期間は2,034日であった。対象中、81人が死亡し(男46人1.8%, 女35人0.68%), 130人は転出した。HPI7の度数分布を表3に示した。男性に比べて女性はHPI7得点が高い方向にシフトしていた。その差は、喫煙と飲酒、および間食習慣の差に由来すると考えられる。

(1) 生死の違いによる各項目の平均値の差

1) 男性

表4に生死別の各項目の平均値と標準偏差を示した。死亡群の健康診断時年齢は生存群のそれよりも有意に高かった($P < 0.01$)。BMI、中性脂肪($P < 0.05$)、クレアチニン、GPT($P < 0.01$)の平均値は、生存群のそれらよりも有意に低かった。

尿定性検査(蛋白、糖、潜血)の陽性率と死亡との関連性は認められなかった。

2) 女性

表5に生死別の各項目の平均値と標準偏差を示した。死亡群の健康診断時年齢とGOT($P < 0.01$)、SBP、DBP、GPTおよび γ -GTP($P < 0.05$)の平均値は生存群のそれらよりも有意に高かった。

尿定性検査(糖、潜血)の陽性率と死亡との関連性は認められなかった。しかし、尿蛋白陽性率と死亡との関連性は有意であり、死亡群の陽性率は14.3%(5/35), 生存群の陽性率は3.1% (154/5,044) であった。

(2) Coxの比例ハザード回帰分析による健康危険度分析

死亡危険要因には性差が存在するので、男女別に解析を行った。解析には変数増加Wald法を用いた。まず、健康診断項目に加えてHPI7得点を併せた解析を行い(表6)，次にそれぞれの健康習慣を変数に用いた解析を行った(表7)。

1) 男性

健康診断時年齢が死亡に有意に寄与していた(ハザード比(HR)1.07, 95%信頼区間(CI)1.02-1.13, $p < 0.01$)が、HPI7得点(高得点ほど望ましい健康習慣を意味している)は死亡に寄与していなかった(表6)。加えて、尿蛋白(HR=1.65, 95%CI=1.08-2.52, $p < 0.05$)とクレアチニン(HR=0.07, 95%CI=0.01-0.54, $p < 0.05$)が有意であった。

健康習慣を中心とした解析では、健康診断時年齢が死亡に有意に寄与していた(HR=1.07, 95%CI=1.02-1.13, $p < 0.01$)が、健康習慣はいずれも死亡に寄与しなかった(表7)。

2) 女性

健康診断時年齢(HR=1.13, 95%CI=1.06-1.21, $p < 0.01$), BMI(HR=1.13, 95%CI=1.03-1.25, $p < 0.05$), 尿蛋白(HR=1.97, 95%CI=1.19-3.28, $p < 0.01$), クレアチニン(HR=0.01, 95%CI=0.00-0.21, $p < 0.01$), GOT(HR=1.04, 95%CI=1.03-1.06, $p < 0.01$)および γ -GTP(HR=1.01, 95%CI=1.00-1.02, $p < 0.01$)が死亡に有意に寄与していた(表6)。

健康習慣を中心とした解析では、健康診断時年齢が死亡に有意に寄与していた(HR=1.14, 95%CI=1.07-1.22, $p < 0.01$)。加えて、喫煙(HR=0.37, 95%CI=0.15-0.90, $p < 0.01$), 運動(HR=2.12, 95%CI=1.06-4.22, $p < 0.05$), およびBMI(HR=1.11, 95%CI=1.00-1.22, $p < 0.05$)が死亡に有意に関連していた(表7)。

表6 Coxの比例ハザード回帰分析による相対危険度と95%信頼区間(変数増加Wald法)その1

変 数	男 性		女 性	
	相対危険度	95%信頼区間	相対危険度	95%信頼区間
KAGE	1.07**	1.02-1.13	1.13**	1.06-1.21
BMI			1.13*	1.03-1.25
PROTEIN-U	1.65*	1.08-2.52	1.97**	1.19-3.28
CRE	0.07*	0.01-0.54	0.01**	0.00-0.21
GOT			1.04**	1.03-1.06
γ -GTP			1.01**	1.00-1.02

注 1) 7つの健康習慣の合計得点(HPI7)を1変数として加えた。

2) * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$

3) 略号は表4参照

表7 Coxの比例ハザード回帰分析による相対危険度と95%信頼区間(変数増加Wald法)その2

変 数	男 性		女 性	
	相対危険度	95%信頼区間	相対危険度	95%信頼区間
KAGE	1.07**	1.02-1.13	1.14**	1.07-1.22
喫煙			0.37**	0.15-0.90
身体活動			2.12*	1.06-4.22
BMI			1.11*	1.00-1.22

注 1) それぞれの健康習慣を変数として加えた。

2) * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$

3) 喫煙と身体活動の相対危険度は、望ましくない健康習慣に対する望ましい健康習慣。

4) 略号は表4参照

表8 学術論文として発表されている主な健康習慣関連要因の死亡危険度

性別	相対危険度	95%信頼区間	要 因	引用文献番号
女	1.70	1.20-2.50	喫煙	12)
男	1.53	1.33-1.75	喫煙	13)
女	1.68	1.43-1.99	喫煙	13)
男	1.02	0.95-1.10	飲酒	13)
女	0.97	0.88-1.07	飲酒	13)
男	0.89	0.73-1.09	飲酒	14)
男	0.67	0.58-0.77	飲酒	15)
男	1.31	1.11-1.54	非運動	13)
女	1.61	1.29-2.02	非運動	13)
男	2.74	1.46-5.14	非運動	18)
男	2.30	1.30-4.10	非運動	23)
男	0.99	0.92-1.06	肥満	13)
女	1.03	0.93-1.13	肥満	13)
男	1.44	1.12-1.87	肥満	20)
女	0.77	0.59-1.00	体重減	19)

IV 考 案

既報関連論文の結果を表8にまとめた。本研究の問題点は以下のようである。1)社会経済状態、予防健康サービスの利用、生活満足度、身体的健康状態、社会的ネットワークなどの変数

の調整が行えなかった。2)対象集団は健康診断受診者であるため、健常対象者効果が存在した可能性を否定できない。3)サンプルサイズの制限のため、特定死因について検討できなかった。4)転出者のエンドポイントはその他の対象と同じであると仮定した。これらの問題はこの研究で解決するのが難しい。

この研究では、死亡者の半数は癌であった。これは、日本における女性の死因データと一致する⁶⁾。今回の健康診断は心臓血管病を予防するために企画されており、癌スクリーニングを目的とするものではない。また、健康習慣は癌に特異的なものが選ばれていないので、特に男性ではこれらが結果に影響しているかもしれない。その上、死亡者数は64人にすぎないので、多変量解析のための変数が制限されることになる⁷⁾。

喫煙は多くの種類の癌に関連する⁸⁾⁹⁾。例えば、喫煙と飲酒をやめる事で、標準化死亡比(SMR)が81になる(95%CI=65-74)¹⁰⁾。Davisら¹¹⁾は、男女の喫煙と、女性の不適切な体格指数(22未満か30超)が、中年者(45~54歳)の生存期間を予測すると報告している。しかも、性・年齢によって、特定の行動の効果は異なるとしている。Chenら¹²⁾は、非喫煙者に対する女性の喫煙者の相対危険度を1.7と計算した(95%CI=1.2-2.5)。Tunstall-Pedoeら¹³⁾もまた、Coxの比例ハザード回帰分析による喫煙の危険度評価を行い、相対危険度男性1.53(95%CI=1.33-1.75)、女性1.68(95%CI=1.43-1.99)である。以上、喫煙は死亡に有意に寄与する因子である。

Tunstall-Pedoeら¹³⁾は飲酒の死亡に関する相対危険度を求めたが、男性1.02(0.95-1.1)、女性0.97(0.8-1.07)であり、有意ではなかった。Wannametheeら¹⁴⁾も同様の報告をしている。一方、ワインの摂取が、全死亡の危険度を低下させる(相対危険度0.67、95%CI 0.58-0.77)とする報告もある¹⁵⁾。アルコール摂取と死亡の間の量一反応関係は線形にならず、J、U、またはL形になるので¹⁶⁾、本報告を含めて「飲酒しない」に対する有意性が得られなかった報告

が多いのかもしれない。

本報告では、健康習慣が健康診断データと組み合わせて検討されている。喫煙は、Breslowの7つの健康習慣に含まれていて、それぞれの健康習慣は得点として単純加算されたり、個別のデータとして使用されている。女性では、喫煙しないことや望ましい生活習慣とされている運動が死亡に有意に寄与する結果となった。コホートスタート時点から5年未満という比較的短い追跡期間であったために、死亡者はすでにその要因を保持しており、良い健康習慣を心がけたことがこのような結果になったのかもしれない。これに関連して、Fraserら¹⁷⁾は、肥満はコホート開始時点の情報を除外すると死亡に寄与しないことを報告している。より長期の追跡に加えて、調査開始後しばらくのデータの取り扱いに注意を払う必要があるろう。

Filipovskyら¹⁸⁾は、体格指数BMIが24.4以下で、平均血圧96mmHgの者は、全死因、癌死、心血管死の危険度が有意に高くなることを示した。BMI低値は生存を脅かす危険因子であるとされ¹⁹⁾²⁰⁾、著者の関与した歴史的コホート研究結果とも一致している⁴⁾。疾患の結果として起こる体重減少に一致するのかもしれない²¹⁾。Tunstall-Pedoeら¹³⁾は、職場における身体的活動者に対する不活動者の相対危険度を男性1.26(95%CI=1.09-1.45)、女性1.54(1.22-1.94)と報告した。また、余暇における身体的活動者に対する不活動者の相対危険度は、男性1.31(95%CI=1.11-1.54)、女性1.6(1.29-2.02)と報告した。Haapanenら²²⁾は、不活動者の相対危険度(95%CI)を2.74(1.46-5.14)、Hakimら²³⁾は2.3(1.3-4.1)と報告している。また、9.1kg以上の減量を1年内に成功させれば、死亡の相対危険度は0.77(95%CI=0.59-1)となり²⁴⁾、運動プログラムによる減量は、死亡危険度を下げるに寄与する。一方、BMI高値の死亡への寄与はさまざまである¹³⁾²⁰⁾。

以上、保健行動や健康状態が、死亡に及ぼす影響をコホート研究で検討した。一部解釈困難な結果もみられたが、男女とも年齢と尿蛋白、女性のみ肥満と肝機能障害などが生命予後に関

連する要因であった。

謝辞

本調査研究は、群馬県健康長寿科学研究（平成2年～平成11年、主任研究者 鈴木庄亮 群馬大学医学部教授）の支援を受けた。

また、本稿は、平成12年度全国保健統計協議会で行われた「研究発表」の内容に加筆したものである。

文 献

- 1) Haynes SG, Feinleib M, Kannel WB. The relationship of psychosocial factors to coronary heart disease in the Framingham Study.III. Eight-year incidence of coronary heart disease. *Am J Epidemiol* 1980; 111(1): 37-58.
- 2) Berkman LF, Breslow L. Health and Ways of Living. The Alameda County Study. New York: Oxford University Press, 1983; 161-75.
- 3) Kawada T, Shinmyo RR, Suzuki S. Effects of regular health practices on subjective evaluation of health. *sangyo Igaku* 1994; 36(2): 57-63.
- 4) 青木繁伸、川田智之、鈴木庄亮、佐藤和雄、宮川泰一、羽生育雄、藤田萬里子、一場美根子. 検診データに基づく死亡リスク要因の検討. *民族衛生* 1995; 61(5): 249-60.
- 5) Cox DR, Oakes DO. Analysis of Survival Data. Monographs on Statistics and Applied Probability, No.21, London: Chapman & Hall, 1984; 91-111.
- 6) 厚生省統計情報部編. 平成10年人口動態統計上巻. 東京: 厚生統計協会, 2000; 242.
- 7) 大橋靖雄、浜田知九馬. 生存時間解析. SASによる生物統計. 東京: 東京大学出版会, 1995; 107.
- 8) U. S. Department of Health and Human Services. The health Consequences of Smoking. A report of the Surgeon General. Rockville: U. S. Department of Health and Human Services, 1982.
- 9) 厚生省. 喫煙と健康. 東京: 保健同人社, 1993.
- 10) Kjaerheim K, Andersen A, Helseth A. Alcohol abstainers: a low-risk group for cancer -a cohort study of Norwegian teetotalers. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1993; 2(2): 93-7.
- 11) Davis MA, Neuhaus JM, Moritz DJ, et al. Health behaviors and survival among middle-aged and older men and women in the NHANES I Epidemiologic Follow-up Study. *Prev Med* 1994; 23(3): 369-76.
- 12) Chen ZM, Xu Z, Collins R, et al. Early health effects of the emerging tobacco epidemic in China. A 16-year prospective study. *JAMA* 1997; 278(1): 1500-4.
- 13) Tunstall-Pedoe H, Woodward M, Tavendale R, et al. Comparison of the prediction by 27 different factors of coronary heart disease and death in men and women of the Scottish Heart Health Study: cohort study. *BMJ* 1997; 315(7110): 722-9.
- 14) Wannamethee SG, Shaper AG. Type of alcoholic drink and risk of major coronary heart disease events and all-cause mortality. *Am J Public Health* 1999; 89(5): 685-90.
- 15) Renaud SC, Gueguen R, Siest G, et al. Wine, beer, and mortality in middle-aged men from eastern France. *Arch Intern Med* 1999; 159(16): 1865-70.
- 16) Thun MJ, Peto R, Lopez AD, et al. Alcohol consumption and mortality among middle-aged and elderly U. S. adults. *N Engl J Med* 1997; 337(24): 1705-14.
- 17) Fraser GE, Sumbureru D, Pribis P, et al. Association among health habits, risk factors, and all-cause mortality in a black California population. *Epidemiology* 1997; 8(2): 168-74.
- 18) Filipovsky J, Ducimetiere P, Darne B, et al. Abdominal body mass distribution and elevated blood pressure are associated with increased risk of death from cardiovascular diseases and cancer in middle-aged men. The results of a 15- to 20-year follow-up in the Paris prospective study I. *Int J Obes Relat Metab Disord* 1993; 17(4): 197-203.
- 19) Fried LP, Kronmal RA, Newman AB, et al. Risk factors for 5-year mortality in older adults: the Cardiovascular Health Study. *JAMA* 1998; 279(8): 585-92.
- 20) Shaper AG, Wannamethee SG, Walker M. Body weight: implications for the Prevention of coronary heart disease, stroke, and diabetes mellitus in a cohort study of middle aged men. *BMJ* 1997; 314(7090): 1311-7.
- 21) Iribarren C, Sharp DS, Burchfiel CM, et al. Association of weight loss and weight fluctuation with mortality among Japanese American men. *N Engl J Med* 1995; 333(11): 686-92.
- 22) Haapanen N, Miilunpalo S, Vuori I, et al. Characteristics of leisure time physical activity associated with decreased risk of premature all-cause and cardiovascular disease mortality in middle-aged men. *Am J Epidemiol* 1996; 143(9): 870-80.
- 23) Hakim AA, Curb JD, Petrovitch H, et al. Effects of walking on coronary heart disease in elderly men: the Honolulu Heart Program. *Circulation* 1999; 100(1): 9-13.
- 24) Williamson DF, Pamuk E, Thun M, et al. Prospective study of intentional weight loss and mortality in never-smoking overweight US white women aged 40-64 years. *Am J Epidemiol* 1995; 141(12): 1128-41.