

である。

今年度は、われわれが1991年度より実施している鹿児島県K町在宅高齢者（60歳以上）健診の10年間の受診者を対象に、痴呆スケールの経年変化を調べ、神経学的所見、食生活、生活習慣などの要因との関連について検討した。

B. 研究方式

地域在宅高齢者の健康維持・増進を目的として、1991年より鹿児島県郡部在住の60歳以上を対象に神経学的診察、既往歴・生活習慣の問診、栄養指導を行った。対象地区は人口流動の比較的少ない鹿児島県郡部のK町（人口7612人）で、60歳以上の人口2410名（男性1005名、女性1405名）のうち検診参加者1227名を対象者とした。健診会場にて問診、血圧、心電図、血液検査、体脂肪率、栄養指導および神経内科専門医による神経学的診察と簡易痴呆スケール（Mini Mental Scale Examination: MMSE）検査を行った。得られた神経所見などは、半定量的に評価しデーターベース化した。MMSEの変化を目的変数に基盤疾患、生活・食習慣の項目を説明変数として性・年齢を調整した重回帰分析を行った。

倫理面への配慮 健診受診者に対して、本研究の目的・内容について文書にて説明を行い、健診への参加について文書にて了解を得た。また、各データーは、健診受診番号のみでデーターベース化し、データーベースファイルはパスワードで管理し、個人のプライバシー保護には十分な配慮を行った。

C. 研究結果

1991年から2000年までの10年間の健診受診者数は1381名（のべ人数2599名、女性855名、男性526名）で60歳以上の町民

の約57%であった（表1）。その内、2回以上の参加者は748名（女性492名、男性256名）であった（表2）。

表1. 10年間の高齢者健診参加者数

実施年	女性	男性	合計
1991	73	36	109
92	154	95	249
93	140	60	200
94	183	100	283
95	219	109	328
96	202	117	319
97	279	143	422
98	195	111	306
99	146	88	234
2000	85	64	149
合計	1676	923	2599

表2. 参加回数別の参加者数

健診回数	女性	男性	合計
1	363	270	633
2	233	127	360
3	157	73	230
4	73	40	113
5	23	10	33
6	4	4	8
7	1	2	3
8	1	0	1
合計	855	526	1381

検診参加者の9.3%（男性10.3%、女性8.8%）がMMSE20点未満であった。MMSE20点未満を示す割合は、80歳以降の男性を除いては男女とも70歳以上で5年齢上がる毎に1.5～3倍の上昇がみられた。性差は60～84歳で男性が女性より高く、85歳以上では女性が高くなる傾向がみられた（表3、図1）。

2回以上の検診参加者の中で63.6%が正常レベルを維持、11.1%が軽度痴呆であり、3.3%が経過中正常レベルから痴呆レベルに悪化、初回痴呆レベルであったものがさらに悪化した者は4.1%、全体でレベルの悪化した者は計15.6%であった。健診に2回以上の参加した者578名を観察対象者としてMMSE 20点未満の罹患率を調べたところ20人/1897人年=年間1.01%であり、男女別の罹患率は男性1.22%、女性0.91%であった。これらのうち、MMSE悪化

表3. 各年齢毎のMMSE20点未満の例

男性			
年齢	対象者	罹患者	%
60-64	69	5	7.2
65-69	95	5	5.3
70-74	105	5	4.8
75-79	105	13	12.4
80-84	40	9	22.5
85-89	27	7	25.9
≥90	7	2	28.6
合計	448	46	10.3
女性			
年齢	対象者	罹患者	%
60-64	146	5	3.4
65-69	181	5	2.8
70-74	173	6	3.5
75-79	124	13	10.5
80-84	86	14	16.3
85-89	39	14	35.9
≥90	12	10	83.3
合計	761	67	8.8

時点できらかとなった基礎疾患は高血圧が最も多く67%、ついで脳卒中22%、糖尿病11%であった。

生活環境では、独居者がMMSE非悪化群に多く

見られた（表4）。生活習慣との関連では、飲酒歴あり、喫煙歴ありの例がMMSE非悪化群で多い傾向があった（表5）。基礎疾患との関連では、心疾患がMMSE非悪化群に多く、腎疾患が悪化群に多く見られた（表6）。食生活では、天ぷら摂取とMMSE低下が関連を示した（表7）。

表4. MMSE の変化と家族状況

	同居者あり	同居者なし
非悪化群	90.2 %	9.8 % *
悪化群	97.4	2.6

* p<0.05

D. 考察

1991年より行っている鹿児島県K町高齢者健診10年間の健診受診者を対象としてMMSEの経年変化を検討した。検診参加者の1割弱がMMSE20点未満であった点が注目される。また、MMSE 20点未満を示す割合は、男女とも70歳以上で5年齢上がる毎に1.5~3倍の上昇がみられた。これらの高齢者は、いわゆるアルツハイマー型老年痴呆のような痴呆症状は明らかではなく、加齢に伴う知的能力の低下の範疇に入るものと考えられた。しかし、この様な高齢者が老年痴呆症患者の予備軍である可能性は否定できない。

MMSE悪化時点できらかとなった基礎疾患は高血圧が最も多く、ついで脳卒中、糖尿病であったが、このことはこれらの生活習慣病の予防・治療が高齢者の知的機能の維持に重要なであることを新たに示している。

生活環境・習慣との関連では、MMSE非悪化群に独居者、喫煙歴あり、飲酒歴ありの例が多い傾向が見られたが、これは健康に気をつけている例やしっかりしているので一人暮らし出来る例を反映しているのかも知れない。基礎疾患では、心疾患罹患が非悪化群に有意に多くみられたが、悪化群、非悪化群とも各1名を除い

て薬物治療を行っており、この影響を今後検討する必要がある。また、腎疾患罹患が悪化群で比較的多く見られたが、動脈硬化との関連で興味深い。1人あたりの重複基礎疾患数は悪化群で0.8、非悪化群で1.3であったが、対象者が地域住民であることから入院治療が不要なレベルの基礎疾患に限定されていた。

MMSE得点差と摂取食品との関係では、天ぷらの摂取と有意な負の関係が示されたが、摂取総カロリーとの関係などの栄養学的なデータとの関連について解析する必要がある。

今回の検討は、比較的人口流動の少ない離島の町で行ったものであるが、今後、都市部、山村部のデーターを比較することにより、MMSEの経年変化と神経所見、生活習慣・環境などの関連がより明確に成るものと考える。地域住民者を対象とした痴呆の縦断的解析は、健康高齢者の神経学的变化を究明する上でも重要であり、今後さらに検討を進める必要がある。

E. 結論

在宅高齢者を対象とした痴呆の縦断的解析を行い、痴呆スケールの変化に関与するいくつかの因子を明らかにした。今回の検討では不十分な点も多く、健康高齢者の神経学的变化を究明する上で、今後さらに検討を進める必要がある。

F. 研究発表

1. 論文発表

Kodama T, Nakagawa N, et al.
Cross-sectional analysis of neurological findings among healthy elders: Study in a remote island in Kagoshima, Japan.
Neuroepidemiology (in press)

2. 学会発表

第11回 日本疫学会

地域在宅高齢者における神経学的所見の縦断的観察～痴呆の有病率と罹患率～
児玉知子、中川正法、有村公良、納光弘

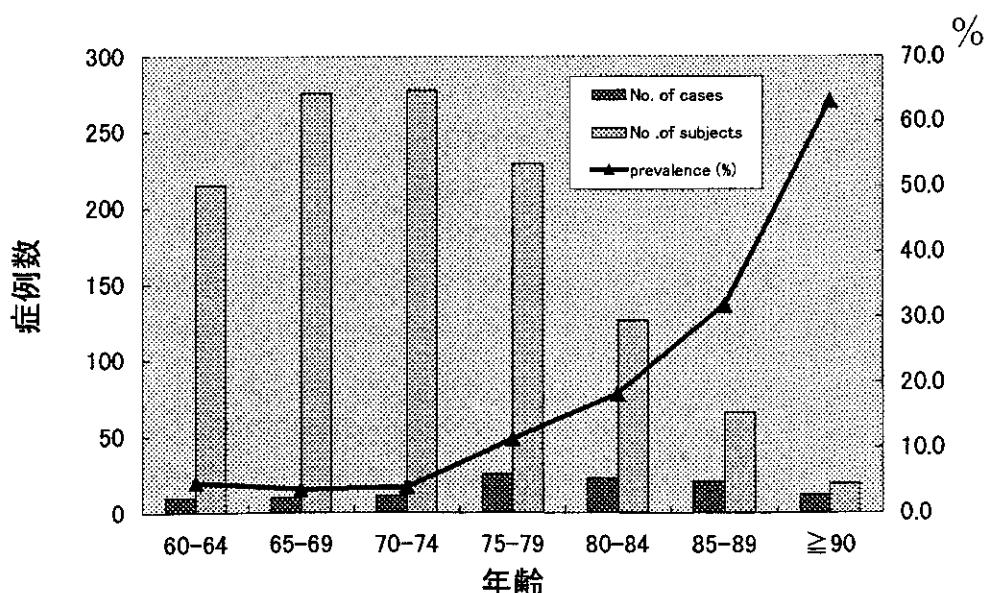


図1. MMSE スコア20点未満を示す例の比率と年齢との関係

表5. 生活習慣と MMSE との関連

	MMSE悪化群		MMSE非悪化群		OR *	95%CI
	(n= 93)	(%)	(n=136)	(%)		
<u>喫 煙</u>						
なし	70	75.3	96	70.6	1.0	-
喫煙歴あり	7	7.5	16	11.8	3.0	1.0 - 8.7
あり	16	17.2	24	17.7	1.9	0.7 - 4.6
<u>飲 酒</u>						
全くなし—ごく少量	58	63.0	88	64.2	1.0	
飲酒歴あり	4	4.4	12	8.8	3.7	1.0 - 14.4
時々	16	17.4	15	11.0	0.9	0.4 - 2.2
毎日	14	15.2	22	16.1	1.7	0.6 - 4.5

* age, sex adjusted odds ratio

表6. 基礎疾患と MMSE の変化

	MMSE悪化群		MMSE非悪化群		OR *	95%CI
	(n)	(%)	(n)	(%)		
脳卒中	0	74	-	2	107	1.9
高血圧	30	82	36.6	53	120	44.2
心疾患	4	77	5.2	14	112	12.5
腎疾患	5	75	6.7	2	107	1.9
肝疾患	7	76	9.2	7	110	6.4
胆石、胆囊炎	8	76	10.5	14	112	12.5
糖尿病	7	76	9.2	12	112	10.7
胃、十二指腸潰瘍	9	76	11.8	18	116	15.5
結核、肋膜炎	2	75	2.7	7	111	6.3
喘息	1	44	2.3	4	87	4.6
慢性気管支炎	2	73	2.7	2	109	1.8
貧血	4	75	5.3	11	112	9.8
リウマチ、関節炎	11	75	14.7	9	112	8.0
癌	0	74	-	4	111	3.6
その他	13	73	17.8	24	104	23.1
転倒による骨折	10	76	13.2	8	111	7.2

* : age, sex adjusted odds ratio, § : P<0.05

表7. MMSE 変化と食生活との関連

	β	S.E.		β	S.E.	
牛肉	-0.05	0.23	干魚	-0.16	0.15	
豚肉	0.02	0.17	青い野菜	-0.11	0.18	
ハム	-0.01	0.19	にんじん	-0.17	0.20	
鶏肉	-0.05	0.20	トマト	-0.14	0.14	
レバー	-0.10	0.20	キャベツ	-0.01	0.19	
卵	0.01	0.17	白菜	-0.10	0.14	
牛乳	0.07	0.11	山菜	0.09	0.24	
ヨーグルト	0.17	0.16	きのこ	-0.14	0.17	
チーズ	-0.26	0.30	いも	-0.02	0.18	
バター	0.09	0.28	海草	-0.13	0.19	
マーガリン	-0.06	0.16	漬物	-0.01	0.11	
天ぷら	-0.40	0.19	p < 0.05	佃煮	-0.20	0.12
野菜炒め	-0.21	0.20		煮豆	-0.10	0.17
魚	0.13	0.20		豆腐	-0.10	0.22
かまぼこ	-0.13	0.28		みかん	-0.15	0.15

目的変数:MMSEの得点差、説明変数:各食品の摂取頻度（性、年齢を調整した重回帰分析）

地域在住高齢者における生活機能自立度低下 ならびに総死亡に関連する要因の検討

分担研究者 鈴木隆雄（東京都老人総合研究所 副所長）

研究協力者 石崎達郎（東京都老人総合研究所疫学部門 研究員）

現・京都大学大学院医学研究科 助教授）

地域在住高齢者を対象とした6年間の追跡調査結果から、基本的日常生活動作（BADL）や手段的日常生活動作（IADL）といった生活機能の低下や総死亡に関連する要因を検討した。その結果、BADL・IADLに共通して高年齢・低握力が自立度低下に関連し、IADLではさらに心理社会的要因が関連していたことが明らかとなった。一方、総死亡に関連した要因は、身体的・心理的・社会属性的要因が含まれていた。今後はこれらの要因が相互にどのような影響を及ぼし合って生活機能自立度低下を生じさせるのか、また、総死亡と関連しているのか検討する必要がある。

キーワード：地域在住高齢者、生活機能、総死亡

A. 研究目的

老人保健の領域では、高齢者の健康指標として従来より死亡率や有病率などが用いられてきた。ところが高齢者の多くは、様々な疾病やそれに伴う障害を有することが多い。例えば、平成10年の国民生活基礎調査[1]によると、65歳以上の高齢者の2人に1人は、病気やけがなどで自覚症状を訴えており、また、高齢者の5人に3人は医療施設や施術所（はり・きゅう・あんま・柔道整復師等）に通院・通所している。世界保健機関（WHO）は、高齢者の健康水準には、これらの保健指標に代えて、日常の生活を営む上で必要とされる生活機能が自立しているかどうかを用いることを提唱した[2]。WHOはさらに、「生活機能は多面的であるため、評価に際しては日常生活動作能力、精神状態、身体的健康、社会的健康、経済的健康などの各側面について、包括的に評価すべきである」と提言している。

そこで、高齢社会における保健施策の主要な目的の一つは、老化に伴って低下する生活機能について、いかにしてその自立度を維持していくかということであるといえよう。しかし、障害の定義は研究者によって異なっていることが多い。そこで、WHOは国際障害分類

（International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps: ICIDH）をつくり、障害の概念についての統一

を試みた[3]。このICIDHによると、障害は、機能障害（Impairments）、能力障害（Disabilities）、社会的不利（Handicaps）の3つに分けられている。この国際障害分類の他に、主に米国の研究者らによって支持されている障害の分類にNagiによる体系[4]がある。

この二つの分類はともに4つの概念から成り立っており、機能の変化（障害の進行）がどのような段階にあるか共通認識をもつことを主とする目的としている。しかし、これらは機能の変化（障害の進行）に対して機能低下の危険因子・機能低下の遅延・阻止要因がどのようにして影響を及ぼすのか、その機序については言及されていない。機能障害への予防が最重要課題となっている今、能力障害の発生過程と、その発生に影響を与えるさまざまな要因を同時に体系化したものがVerbruggeとJetteによって提唱された能力障害過程（The Disablement Process）モデルである[5]。このモデルでは、障害発生過程の主経路として、病理、機能障害、動作障害、能力障害を中心にして、この主経路を修飾する要因として、個人の内的要因、個人の外的要因、危険因子などの関係をモデル化している。このモデルは、能力障害過程を進行・阻止させる要因として、高齢者個人の身体的心理的社会属性要因のみならず、個人の外的要因をもそのモデルに含めている点が特徴的である。そしてこのモデルは、高齢者の健康の維持・増進、すなわち

ち能力障害の予防に取り組む際に、研究の方法論や健康政策の取り組み方、さらには高齢者ケアのあり方を考える際に大変有用である。

ところで、1999年の春に Stuck らは、地域在住高齢者における身体機能低下の危険因子に関する総説論文を発表した[6]。この総説は、Verbrugge らの能力障害過程モデルを参考にして、身体機能低下に対する危険因子の分類を行った。結果的には、WHO が言うところの、「生活機能は多面的であるため、評価に際しては日常生活動作能力、精神状態、身体的健康、社会的健康、経済的健康などの各側面について、包括的に評価すべきである」[2]を支持するように、高齢者の包括的評価の必要性がこの総説においても強調されている。さらに Stuck らは、先行研究では栄養状態や社会的支援といったさまざまな潜在的危険因子が適切に調査されていなかつたと結論している。この総説を受けて、Ebrahim は Lancet 誌において、高齢者の機能障害には身体的要因や心理的要因、さらには社会属性要因などが関連していると言われているが、実際に包括的な評価に基づいて危険因子を検討した研究が少ないとコメントしている[7]。

われわれは、Stuck らが取り上げた先行研究に対して問題提起したい点が一つある。それは、「機能障害」をアウトカムとした場合に、どの生活機能について機能障害とするかという点である。先行研究の多くは、機能障害を把握するときに、移動、食事、更衣、入浴、排泄などの基本的な日常生活動作 (BADL) について調査を行なっている[6]。しかし、BADL はもともと施設入所者における機能障害の程度を把握することで使われ出した指標であるので、地域在住高齢者を対象に、BADL を測定すると、ほとんどすべての者 (95%程度) は BADL が自立している結果となっている[8]。そこで、このような地域在住高齢者を対象に機能障害（機能の自立度）を評価する場合には、BADL よりも複雑な活動を用いて地域住民の生活機能を評価する必要がある。

Lawton は BADL よりも高度で複雑な動作として、高齢者が地域において自立した生活を営む上で必要な動作、すなわち手段的日常生活動作 (IADL)（例えば公共交通機関利用による外出、食事の用意、日用品の買い物など）に関する指標を開発した[9]。先にも触れたように、BADL に関する疫学研究は大変多く報告されているのに対し、IADL の機能低下に関する疫

学研究は決して多くはない。米国の Longitudinal Study on Aging[10-12]や米国カリフォルニア州 Alameda 郡における追跡調査などの報告[13, 14]が主である。わが国でもその報告は少ない[15, 16]。

地域在住高齢者の機能低下の予知因子を探索するためには、BADL や IADL といった機能について総合的に把握する必要があることから、先にわれわれは、東京都老人総合研究所が実施している長期プロジェクト「中年からの老化予防総合的長期追跡研究」で収集されたデータに基づいて地域在住の機能障害の無い高齢者を対象に、3 年間の追跡調査の結果より、BADL の低下予知因子と同時に IADL の低下予知因子を検証することを目的として研究を行った[17]。そこで本年度の研究では、追跡期間を延長して 6 年間における BADL の低下予知因子・IADL の低下予知因子のほか、6 年後における総死亡の予知因子についても解析を行った。

B. 研究方法

東京都老人総合研究所は、長期プロジェクト「中年からの老化予防総合的長期追跡研究」を 1991 年から実施している。その一環として、1992 年 6 月に秋田県 N 村に在住していた 65 歳以上の全村民のうち、厚生省寝たきり判定度基準でレベル J 1 に相当するだけの移動能力を有する者を対象に、会場招待型の健康診査を実施した。この対象者 (852 名) のうち、1992 年 7 月の調査において BADL と IADL の両方が自立していた者（以下、健康高齢者）を今回のコホート集団とした。

BADL は、移動、食事、失禁、入浴、着脱衣の 5 項目を、IADL は、「老研式活動能力指標」[26, 27]のうち手段的自立に関する 5 項目として、日用品の買い物、食事の準備、公共交通機関を利用しての外出、請求書の支払い、預貯金の出し入れを用いた。そして、「BADL (または IADL) の自立」とは、「BADL (または IADL) 5 項目すべてが自立している状態」と定義し、それ以外の場合を「BADL (または IADL) は非自立」とした。

従属変数は、6 年後 (1998 年) の BADL・IADL 状況として、解析対象者について 6 年後の BADL 非自立に関連する要因と 6 年後の IADL 非自立に関連する要因を多重ロジスティック回帰分析にて検討した。さらに、6 年後の総死亡に関連する要因を、Cox 比例ハザードモデルを用いて解析した。説明変数は、

Verbrugge のモデル[5]を参考にして、身体的要因、心理的要因、社会属性的要因、生活習慣関連要因の包括的な領域より選択した。解析の際、最良のモデルを選択するためにステップワイズ法を用い、年齢と性別はすべてのモデルに投入した。

(倫理面への配慮)

調査対象者のプライバシー保護のために、調査データは全て個人名をふせて統計的に処理した。

C. 研究結果

1992年のベースライン調査において、面接調査と医学調査の両方に参加した者は722名で、このうち「BADL・IADLともに自立」していた者は80.7%（583名）であった。そして、この1992年における「BADL・IADLともに自立」者の6年後の状況を調べた。6年後の調査において追跡不能者（5名）、BADL・IADLに関する10項目について不完全回答者（26名）を除外した552名（男性244名、女性308名）が解析対象者となった。これらの6年後の状況は、「BADL・IADLともに自立」男性62.3%、女性57.1%、「IADLのみ非自立」男性11.1%、女性21.8%、「BADLが非自立」男性7.4%、女性11.4%、「死亡」男性19.3%、女性9.7%であった（表1）。

表1. 1992年にBADL・IADLが自立していた者（583名）の6年後の追跡調査時における状況

	男性		女性	
	%	n	%	n
BADL・IADLともに自立	59.1	152	54.0	176
IADLのみ非自立	10.6	27	20.5	67
BADLが非自立	7.1	18	10.8	35
死亡	18.3	47	9.2	30
追跡不能	0.4	1	1.2	4
不完全回答	4.7	12	4.3	14
合計	100.0	257	100.0	326

そして、6年後の生活機能自立度低下に関連する要因を、6年後も「BADL・IADLともに自立」であった者を基準として、多重ロジスティック回帰分析（ステップワイズ法を使用）によって検討した。まず、6年後における IADL

のみ非自立に関する危険因子の解析結果を表2に示す。その結果、「6年後に IADLのみが非自立」に関連していた要因は、年齢（75歳以上）（ $p < 0.001$ ）、主観的健康度（健康でない）（ $p < 0.05$ ）、握力（低値）（ $p < 0.05$ ）、知的能動性（不活発）（ $p < 0.01$ ）、学歴（低学歴）（ $p < 0.05$ ）であった。

表2. 1992年のベースライン調査時にBADL・IADLともに障害の無い65歳以上の地域在住高齢者を対象に、6年後の1998年の追跡調査時において、IADLのみの障害発生に関する予知因子（N=422）の解析結果

予知因子	オッズ比	95%信頼区間	p 値
年齢（75歳以上）	7.28	3.82, 13.88***	
性別（男性）	1.05	1.05, 2.55	
主観的健康度（健康でない）	2.04	1.11, 3.77*	
握力（1キロの増加）	0.94	0.89, 0.99*	
脳卒中の既往（あり）	3.02	0.83, 10.96	
知的能動性（乏しい）	2.42	1.37, 4.28**	
学歴（旧制小学校以下）	4.31	1.10, 16.88*	
Hosmer-Lemeshow 検定	$\chi^2 = 5.77$	$p = 0.67$	

*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

ステップワイズ法を用いた多重ロジスティック解析を行なった。1992年にBADL・IADLともに障害の無かった者（うち、6年後の1998年においてもBADL・IADLともに障害の無かった者（328人）と、6年後の1998年においてIADLのみに障害があった者（94人）との間で比較を行なった。

一方、「6年後に BADL が非自立」に関連していた要因（表3）は、年齢（75歳以上）（ $p < 0.001$ ）と握力（低値）（ $p < 0.01$ ）であった。さらに、6年後の総死亡に関連する要因は、性別（男性）（ $p < 0.01$ ）、主観的健康度（健康でない）（ $p < 0.05$ ）、心疾患の既往（あり）（ $p < 0.01$ ）、糖尿病の既往（あり）（ $p < 0.05$ ）、疼痛の訴え（なし）（ $p < 0.05$ ）、抑うつ状態（なし）（ $p < 0.05$ ）、BMI（低値）（ $p < 0.05$ ）であった。

表3. 1992 年のベースライン調査時に BADL・IADL ともに障害の無い65歳以上の地域在住高齢者を対象に、6年後の1998年におけるADLの障害発生に関する予知因子(N=381)の解析結果

予知因子	オッズ比	95%信頼区間	p 値
年齢(75歳以上)	3.96	1.77, 8.84	***
性別(男性)	1.41	0.52, 3.85	
主観的健康度(健康でない)	1.79	0.85, 3.77	
握力(1キロの増加)	0.91	0.85, 0.97	**
視力障害(あり)	3.20	0.92, 11.08	
外来通院(あり)	2.46	0.94, 6.48	
血清アルブミン値 (1 mg/dl の増加)	0.88	0.77, 1.02	
Hasmer-Lemeshow 検定	$\chi^2 = 11.45$	$p = 0.18$	

: p<0.01, *: p<0.001

ステップワイズ法を用いた多重ロジスティック解析を行なった。1992年にBADL・IADLともに障害の無かった者のうち、6年後の1998年においてもBADL・IADLともに障害の無かった者(328人)と、6年後の1998年においてBADLに障害があった者(53人)との間で比較を行なった。

表4. 1992 年のベースライン調査時に BADL・IADL ともに障害の無い65歳以上の地域在住高齢者を対象に、6年後の総死亡に関連する要因(N=556)の解析結果

予知因子	リスク比	95%信頼区間	p 値
性別(男性)	3.48	1.62, 7.47	**
主観的健康度(健康でない)	1.87	1.13, 3.11	*
心疾患の既往(あり)	2.03	1.24, 3.34	**
糖尿病の既往(あり)	2.21	1.13, 4.34	*
疼痛の訴え(なし)	1.76	1.09, 2.83	*
抑うつ状態(なし)	2.17	1.04, 4.49	*
BMI(<20.3)	1.63	1.00, 2.65	*

*: p<0.05, **: p<0.01

ステップワイズ法を用いたCox 比例ハザードモデルにて解析を行なった。1992年にBADL・IADLともに障害の無かった者のうち、6年後の1998年において生存していた者(328人)と、6年後の1998年において死亡していた者(53人)との間で比較を行なった。上記の他に最終モデルに含まれた変数: 年齢、握力、脳卒中の既往、配偶者との同居、社会的役割、血清アルブミン値。

D. 考察

この研究における重要な知見の一つは、BADLとIADLがともに自立している健康高齢

者におけるIADL自立度低下の予知因子として、知的能動性が乏しいことが捉えられたことである。Lawtonの階層モデルにおける知的能動性[18]を評価する尺度は老研式活動能力指標以外に存在しないため、この知的能動性と機能的自立度との関連を調べた研究は本研究が初めてである。その一方で、認知機能に障害があるとBADLの自立度が低下しやすいこと[19-22]や、正常範囲ではあるが低い認知機能をもつ高齢者はBADL自立度が低下しやすいという報告がある[23]。

さらに、本研究では、握力が低いことがBADL自立度低下の危険因子であると同時にIADL低下の危険因子であったことが観察された。この知見は3年間の追跡結果においても同様な結果が得られており、握力は短期間・長期間の生活機能低下の予知因子として、重要な因子であろう。握力測定は高齢者を対象にした場合であっても安全でしかも簡単に測定できることから、上肢または全身の筋力評価指標としてよく利用されている[24-28]。健康状態の指標として握力測定は有益であると考えられる。

一方、総死亡に関連した要因は、身体的・心理的・社会属性的要因が含まれていた。今後はこれらの要因が相互にどのような影響を及ぼし合って生活機能自立度低下を生じさせるのか、また、総死亡と関連しているのか検討する必要がある。

わが国では、旧成人病の予防を目的として、40歳以上の者を対象に老人保健法のもとで一般健康診査が行われている[29]。高齢者の増加に伴って、健康診査は高齢者の身体機能の低下を予防することが目的として要求されている。これに対応するために厚生省は心理的状況や生活習慣に関する情報をも健康診査の際に収集することを計画している。われわれはBADL自立度低下の予防もさる事ながら、IADL低下予防も重要であると考えている。なぜならば、BADLが自立している高齢者でも、IADLが要援助状態にある場合にはその後にBADLが非自立となりやすいことが知られている[30, 31]からである。本研究で得られた身体機能の自立度低下に関する予知因子の中には、何らかの介入によって修飾可能なものがある。本研究の知見は、健康高齢者を対象として身体的機能低下の予防を目的とする健康診査を改正する際に、今までの健康診査項目以外にどのような情報を収集する必要が有るのか検討するうえで参考となろう。

E. 結語

地域在住高齢者を対象とした6年間の追跡調査結果から、基本的日常生活動作（BADL）や手段的日常生活動作（IADL）といった生活機能の低下や総死亡に関連する要因を検討した。その結果、BADL・IADLに共通して高年齢・低握力が自立度低下に関連し、IADLではさらに心理社会的要因が関連していたことが明らかとなった。一方、総死亡に関連した要因は、身体的・心理的・社会属性的要因が含まれていた。今後はこれらの要因が相互にどのような影響を及ぼし合って生活機能自立度低下を生じさせるのか、また、総死亡と関連しているのか検討する必要がある。

【謝辞】

本研究は、東京都老人総合研究所の中期プロジェクト「中年からの老化予防総合的長期追跡研究」（TMIG-LISA）の一環としてなされたものである。調査実施にあたって多大なるご協力をいただいた秋田県南外村役場の皆様方、南外村村民の方々、ならびに TMIG-LISA のスタッフに厚く御礼申し上げます。

【引用文献】

1. 厚生統計協会. 国民衛生の動向, 東京: 厚生統計協会, 1999, p78-80.
2. World Health Organization. The uses of epidemiology in the study of the elderly. WHO Technical Report Series 706, 1984.
3. World Health Organization. International Classification of Impairment, Disability, and Handicaps. Geneva: World Health Organization, 1980.
4. Nagi SZ. The Concept and Measurement of Disability. In Berkowitz ED ed. Disability policies and Government Programs. New York: Praeger, 1979, p1-15.
5. Verbrugge LM, Jette AM. The disablement process. Soc Sci Med 1994;38:1-14.
6. Stuck AE, Walther JM, Nikolaus T, Bula CJ, Hohmann C, Beck JC. Risk factors for functional status decline in community-living elderly people: a systematic literature review. Soc Sci Med 1999;48:445-469.
7. Ebrahim S. Disability in older people: a mass problem requiring mass solutions. Lancet 1999;353:1990-1992.
8. 藤田利治、旗野脩一. 地域老人の日常生活動作の障害とその関連要因. 日本公衛誌 1989;36:76-87.
9. Lawton MP, Brody EM. Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living. Gerontologist 1969; 9: 179-186.
10. Mor V, Murphy J, Masterson-Allen S, et al. Risk of functional decline among well elders. J Clin Epidemiol 1989; 42: 895-904.
11. Crimmins EM, Saito Y. Getting better and getting worse. J Aging Health 1993; 5: 3-36.
12. Mor V, Wilcox V, Racowski W, Hiris J. Functional transitions among the elderly: Patterns, predictors, and related hospital use. Am J Public Health 1994; 84: 1274-1280.
13. Guralnik JM, Kaplan GA. Predictors of health aging: Prospective evidence from the Alameda County Study. Am J Public Health 1989; 79: 703-708.
14. Strawbridge WJ, Kaplan GA, Comacho T, Cohen RD. The dynamics of disability and functional change in an elderly cohort: Results from the Alameda County Study. J Am Geriatr Soc 1992; 40: 799-806.
15. Koyano W, Shibata H, Nakazato K, et al. Prevalence of disability in instrumental activities of daily living among elderly Japanese. J Gerontol: Social Sciences 1988;43:S41-45.
16. 小林廉毅、甲斐一郎、大井玄、木内松代子. 農村地域における高齢者の手段的自立 (Instrumental Activities of Daily Living) とこれに関連する要因の研究. 日本公衛誌 1989;36:243-249.
17. Ishizaki T, Watanabe S, Shibata H, Suzuki T, Haga H. Predictors for functional decline among non-disabled older Japanese living in a community during a 3-year follow-up. J Am Geriatr Soc 2000;48:1424-1429.
18. Lawton MP. Assessing the competence of older people. In Kent D, Kastenbaum R, Sherwood S ed. Research, Planning, and Action for the Elderly. New York: Behavioral Publications, 1972, p122-143.
19. Moritz DJ, Kasl SV, Berkman LF. Cognitive functioning and the incidence of limitations in activities of daily living in an elderly community sample. Am J Epidemiol 1995; 141: 41-49.
20. Gill TM, Williams CS, Richardson ED, Tinetti ME. Impairments in physical performance and cognitive status as predisposing factors for functional dependence among nondisabled older persons. J Gerontol: Med Sci 1996; 51A: M283-M288.
21. Gill TM, Williams CS, Richardson ED, Berkman LF, Tinetti ME. A predictive model for ADL dependence in community-living older adults based on a reduced set of cognitive status items. J Am Geriatr Soc 1997; 45: 441-445.
22. Grigsby J, Kaye K, Baxter J, Shetterly SM, Hamman RF. Executive cognitive abilities and functional status among community-dwelling older persons in the San Luis Valley Health and Aging Study. J Am Geriatr Soc 1998; 46: 590-596.
23. Greiner PA, Snowdon DA, Schmitt FA. The loss of independence in activities of daily living: the role of low normal cognitive function in elderly Nuns. Am J Public Health 1996; 86: 62-66.
24. Fried LP, Ettinger WH, Lind B, Newman AB, Garding J for the Cardiovascular Health Study

- Research Group. Physical disability in older adults: a physiological approach. *J Clin Epidemiol* 1994; 47: 747-760.
25. Judge JO, Schechtman K, Cress E and the FICSIT Group. The relationship between physical performance measures and independence in instrumental activities of daily living. *J Am Geriatr Soc* 1996; 44: 1332-1341.
 26. Rantanen T, Guralnik JM, Foley D, Masaki K, Leveille S, Curb JD, White D. Midlife hand grip strength as a predictor of old age disability. *JAMA* 1999; 281: 558-560.
 27. Rantanen T, Era P, Kauppinen M, Heikkinen E. Maximal isometric muscle strength and socio-economic status, health and physical activity in 75-year-old persons. *J Aging Physical Activity* 1994; 2: 206-220.
 28. Giampaoli S, Ferrucci L, Cecchi F, Noce CL, Poce A, Dima F, et al. Hand-grip strength predicts incident disability in non-disabled older men. *Age Ageing* 1999; 28: 283-288.
 29. 厚生統計協会. 国民衛生の動向 厚生の指標. 東京：厚生統計協会, 1998, p 119-123.
 30. Kai I, Ohi G, Kobayashi Y, Ishizaki T, Hisata M, Kiuchi M. Quality of life: a possible health index for the elderly. *Asia Pac J Public Health* 1991; 5: 221-227.
 31. Strawbridge WJ, Cohen RD, Shema SJ, Kaplan GA. Successful aging: predictors and associated activities. *Am J Epidemiol* 1996; 144: 135-141.
- 世、柴田博、安村誠司、新野直明. 在宅要介護高齢者における高次生活機能の自立状況. 日本老年医学会雑誌, 37: 548-553, 2000.
2. Ishizaki T, Watanabe S, Suzuki T, Shibata H, Haga H. Predictors for functional decline among non-disabled older Japanese living in a community during a 3-year follow-up. *Journal of the American Geriatrics Society*, 48, 1424-1429, 2000.
2. 学会発表
1. 鈴木隆雄. 高齢者の余命の規定要因-学際的研究から-. 第42階日本老年医学会学術総会、仙台、2000
 2. 石崎達郎、鈴木隆雄、湯川晴美、吉田英世、熊谷修、渡辺修一郎、天野秀紀、柴田博、芳賀博、安村誠司. 地域在住高齢者における6年間の生命予後関連要因. 第42回日本老年医学会学術総会、仙台、2000
 3. 石崎達郎、吉田英世、鈴木隆雄、湯川晴美、金憲経、渡辺修一郎、熊谷修、新野直明、柴田博. 地域在住高齢者における尿失禁の状況. 第59回日本公衆衛生学会総会、前橋、2000

G. 研究発表

1. 論文発表

1. 石崎達郎、渡辺修一郎、鈴木隆雄、吉田英

厚生科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）

分担研究報告書

大規模健診集団における縦断的疫学調査 －日本人血清尿酸値の10年間の推移－

分担研究者 葛谷雅文

名古屋大学大学院医学研究科 老年医学講師

研究要旨 1989年から1998年にかけてのドック健診受診者（男女合計約8万人）を対象者に日本人血清尿酸値の過去10年間の推移を検討した。男女とも血清尿酸値は肥満度(BMI)と飲酒習慣は強い正の相関があった。横断的検討では男性は加齢とともに血清尿酸値は低下し、女性では増加していた。男性女性ともこの10年で血清尿酸値は増加していた。一方肥満度は男性では増加し、女性では変化を認めなかった。飲酒習慣は男性では減少し、女性では増加していた。縦断的調査では男性女性とも血清尿酸値は加齢とともに増加し、さらに男性では若い世代で尿酸値が高値をとるコホート効果が認められた。

A. 研究目的

高尿酸血症は心血管疾患の危険因子であることは多くの疫学研究から明らかである。しかし、血清尿酸値の上昇は肥満、脂質代謝異常、高血圧、インシュリン抵抗性などと関連しており、これらは全て心血管疾患の重要な危険因子であるため、高尿酸血症の特異的な役割に関しては疑問の声もある¹⁾。しかし、最近の疫学調査では血清尿酸値の上昇が心血管疾患による死亡の独立した危険因子であることが報告されている²⁾。尿酸値に関する日本人の疫学データは他の心血管疾患に対する危険因子である、血圧、高脂血症、糖尿病、肥満などに比較し驚くほど少ない。今回われわれは、日本人の血清尿酸値の近年の動向を明らかにするため、8万人を対照とした、10年間の変化を縦断的に検討した。

今回我々はドック健診受診者を1989年

から、1998年の10年間フォローし血清尿酸値の推移を検討するとともに、健診受診者の10年間に及ぶ縦断的検討を加え、血清尿酸値の加齢変化を検討した。さらに、飲酒、肥満度(BMI: body mass index)との関係についても検討した。

B. 研究方法

対象は1989年から1998年の10年間に名古屋市内の一施設でドック健診を受け、既に高尿酸血症と診断され投薬を受けている者を除いた男性50,157名、女性30,349名、計80,507名である（表1）。使用した血清尿酸検査回数は男性150,544回、女性は78,259回でひとり平均測定回数は男性3.0回、女性2.6回である。採血は早朝空腹時に行った。飲酒歴に関しては本人に問診をおこなった。

データの集計解析はSAS version 6.12³⁾

を使用して行った。年度間の比較は PROC T TEST による t 検定にて、また縦断的変化については、時系列データであることを考慮し、前回測定値で調整した上で、個人差を random effect とした mixed effect model を PROC MIXED を用いて検討した⁴⁾。

(倫理面への配慮) 検診者の血清尿酸値のデータは全て集団的に分析し、個々のデータの提示などは行わず、個人のプライバシー保護に努めた。

C.研究結果

1. 初回検査時の全対象者の年齢別 BMI と血清尿酸値(図 1, 2): BMI は男性においては 30 歳前後まで増加し、以後 60 歳前後まで水平に推移しその後低下した。女性においては 20 歳後半まで低下した後、70 歳まで増加を認めた。血清尿酸値は男性では 30 歳前後より年齢が上がるにつれ徐々に低下していた。女性では 40 歳前後まで低下し、その後増加した。
2. 血清尿酸値と年齢、BMI、飲酒との関係(表 2, 3): 血清尿酸値と年齢、BMI、飲酒との関係をみると、男性においては年齢とは負の相関があり、BMI とは正の有意な相関を認めた。一方女性においては年齢とは有意な正の相関が、BMI とも有意な正の関係があった(表 2)。6 段階に分けた飲酒習慣との関連では、男女とも血清尿酸値は飲酒習慣が強いほど有意に高値を示した(表 3)。
3. 1989 年と 1998 年の年齢階級別 BMI、血清尿酸値の横断的変化の比較(図 3, 表 4): 男女の年齢別の BMI は 1989 年、1998 年とも同様な年齢分布を示した。すなわち、男性では 20 歳代から 70 歳代までほぼ水平に推移し、女性では 20 歳代から 70 歳代まで、ほぼ直線的に増加した。しかしながら、1989 年と 1998 年の BMI 値の変化は男性では明らかに 1998 年度で各年齢を通じて高値であるが、女性では 1989 年と 1998 年では BMI に大きな変化を認めなかった。血清尿酸値に関しても男女とも 1989 年、1998 年と同様な年齢別分布を示したが、男性では明らかに 1998 年度で高値を示した。女性に関しても男性ほどの相違はないものの多くの年齢で 1998 年度に高値を示していた。10 歳ごとの各年代における血清尿酸値の 10 年間の変化を表 4 に示した。男性では 30 歳代から 60 歳代まで 1998 年に有意に増加しており、男性全体ではこの 10 年間で 0.26mg/dl の増加を認めた。女性においては 30 歳代から 50 歳代まで有意に増加しており、全体ではこの 10 年間 0.14 mg/dl 増加していた。
4. 血清尿酸値、BMI、飲酒の時代効果の検討(図 5, 6, 7、表 5): BMI と血清尿酸値の時代効果を検討するため、10 歳ごとの年齢群で 1989 年から 1998 年までの年次推移(連続横断)を検討した。BMI は男性では年度に従い、徐々に増加する時代効果を認めた。女性ではほぼ水平に推移し、明らかな時代効果は認められなかった。一方血清尿酸値は男性では BMI と同様、年度に従い、徐々に増加する時代効果を認めたが、女性には明らかな効果は認められなか

った(図6)。毎日飲酒をする者の割合は男性では1989年から1998年にかけて徐々に低下しており、一方女性においては徐々に増加していた(図7)。飲酒習慣を6分割して、1989年と1998年を比較しても、男性においては1998年には89年に比較し有意に飲酒習慣は軽減しており、逆に女性では89年に比較し98年では飲酒習慣が増加していた(表5)。

5. 出生コホートの影響(図8、9)：出生コホート効果を検討するため、出生年度別に10年間のBMIと血清尿酸値の変動を検討した。男性におけるBMIは若年群でBMIが高値を取る出生コホート効果を認めた(図8)。また、各出生コホートの10年間の推移をみると、男性におけるBMIの加齢変化は50歳前後まで増加し、以後水平に推移する年齢効果を認めた。女性においてはBMIの出生コホート効果は明らかでなく、60歳前後まで増加する加齢変化を認めた。血清尿酸値については、男性で若年群において高値をとる明らかな出生コホート効果を認めた(図9)。また各出生コホートの10年間の推移からは男性において各出生コホートにおいて右上がりの推移を認め、加齢とともに血清尿酸値の増加を示した。特に、1960年代生まれのコホートは顕著であった。女性においては血清尿酸値の明らかな出生コホート効果は認められなかった(図9)。各コホートの10年間の血清尿酸値の推移を見ると、女性では40歳前後より血清尿酸値が増加する年齢効果を認めた。

6. 出生年度別血清尿酸値の年間変化(表6)：Mixed effect modelによる出生コホートごとの10年間におよぶ血清尿酸値の縦断的変化を検討した(表6)。血清尿酸値は男性では1920年から1960年の全ての出生年度で毎年有意に上昇していた。これは男性平均年齢64歳においても血清尿酸値は年間0.015mg/dlずつ増加していることを意味している。一方女性においては1920年代生まれから1950年代生まれのコホートは毎年血清尿酸値が有意に増加しているが、1960年生れの若いコホートにおいては逆に毎年有意に減少していた。

D. 考察

今回の初診時におけるBMI、血清尿酸値、飲酒の横断的検討では男女とも、今までの報告⁵⁾と一致し、血清尿酸値はBMI、飲酒習慣と有意な正の相関があった。BMIと血清尿酸値の横断的調査からは、男性のBMIは30歳前後から60歳前後まで変化なく、一方血清尿酸値は30歳前後から低下していた。一方女性においてはBMIは20歳後半から70歳前後まで増加し、血清尿酸値は40歳前後まで低下した後、増加していた。

1989年と1998年の比較では男性ではBMI、血清尿酸値(特に30歳代から60歳代)とも1998年に高値を示し、女性ではBMIに変化を認めなかったが、血清尿酸値は30歳代から50歳代まで1998年に増加していた。以前より肥満と血清尿酸値との関連性が指摘されており、男性における血清尿酸値の1998年度の増加はBMIの増加が一因である可能性がある。女性に関しては

BMIの著しい変化を認めず、血清尿酸値増加への関与は否定的である。

一方飲酒習慣は女性に比較すると、男性で圧倒的に多いものの、1998年では男性は飲酒習慣が低下し、逆に女性では増加していた。毎日飲酒をする割合のこの10年間の推移もこの結果と同様な傾向であった。このことより、少なくとも男性において1998年度の血清尿酸値の上昇は飲酒の増加に起因するものではないと思われる。一方女性の血清尿酸値の増加はこの飲酒の増加が関与している可能性がある。

BMIならびに血清尿酸値のこの10年間の推移をみると、男性ではBMIも血清尿酸値も各年代とも徐々に増加する時代効果を認めたが、女性ではこの効果は明らかでなかった。

BMIと血清尿酸値の加齢変化を明らかにするため、出生年度別の10年間の変化を縦断的に検討したところ、BMIは男性で50歳前後まで増加していた。また、血清尿酸値は各年代を通して毎年増加していた。さらに、縦断的調査で男性のBMI、血清尿酸値に関して強い出生コホート効果があることが明らかとなった。すなわち、男性においては出生年度が若いほどBMIも血清尿酸値も高値を示していた。男性におけるBMIと血清尿酸値の加齢変化の横断的調査と縦断的調査の著しい相違はこの著しい出生コホート効果によるものと思われる。女性における縦断的調査ではBMIは60歳前後まで増加する加齢変化を認めた。血清尿酸値は40歳前後より加齢とともに増加していた。この加齢変化は横断的調査の結果と大きな相違はない。女性においてはBMIも血清尿酸値も明らかな出生コホート効果は認めなか

った。

以上の結果より日本人において血清尿酸値は横断的調査では加齢とともに減少し、女性では増加していたが、縦断的調査では男性では20歳代から70歳代まで増加し、女性では40歳前後より70歳代まで増加することが明らかになった。また男性では若い世代で血清尿酸値が高くなるコホート効果が認められた。

参考文献

- 1) Cullerton BF, Larson MG, Kannel WB, Levy D. Serum uric acid and risk for cardiovascular disease and death: the Framingham Heart Study. *Ann Intern Med* 131:7-13, 1999
- 2) Fang J, Alderman MH. Serum uric acid and cardiovascular mortality the NHANES I epidemiologic follow-up study, 1971-1992. *National Health and Nutrition Examination Survey*. *JAMA* 283:2404-2410, 2000
- 3) SAS language guide for personal computers, version 6.03 edition. Cary, NC: SA Institute, 1988.
- 4) Nomura H., Shimokata H., Ando F., Miyake Y., Kuzuya T. Age-related changes in intraocular pressure in a large Japanese population. *Ophthalmology* 106: 2016-2022, 1999.
- 5) Nakanishi N, Tatara K, Nakamura K, Suzuki K. Risk factors for the incidence of hyperuricaemia: a 6-year longitudinal study of middle-aged Japanese men. *Int J Epidemiol* 28:888-893, 1999

研究協力者

井口昭久（名古屋大学大学院医学研究科老年医学教授）
安藤富士子（長寿医療センター疫学研究部
長期縦断疫学研究室長）
下方浩史（長寿医療センター疫学研究部部
長）

表1. 性別にみた全対象者の人数、測定回数、血清脂質の初回測定値

	男性		女性	
人数	50,157			30,349
総測定回数	150,544			78,259
ひとり平均測定回数	3.0	(2.5)	2.6	(2.2)
年齢(歳)	44.5	(9.1)	43.7	(9.2)
身長(cm)	168.1	(6.0)	155.5	(5.3)
体重(kg)	64.9	(9.0)	52.4	(7.2)
BMI(kg/m ²)	23.0	(2.8)	21.7	(2.9)
血清尿酸値(mg/dl)	6.0	(1.2)	4.2	(0.9)

括弧内は標準偏差

表2. 肥満度および年齢と血清尿酸値との相関

	男性		女性	
年齢	-0.071	p<0.001	0.153	p<0.001
BMI	0.269	p<0.001	0.230	p<0.001

表3. 出生年度別にみた10年間の観察による血清脂質の年間変化量 (mg/dl/year)

性別	出生年度	人数	開始時年齢	血清尿酸値変化	
男性	1920	1,436	64.0 (0.08)	0.015 (0.006)	*
	1930	9,424	55.8 (0.04)	0.011 (0.002)	*
	1940	17,500	46.5 (0.03)	0.010 (0.001)	*
	1950	16,140	38.3 (0.03)	0.008 (0.002)	*
	1960	5,186	31.9 (0.05)	0.024 (0.004)	*
女性	1920	692	64.5 (0.12)	0.018 (0.007)	*
	1930	5,066	55.5 (0.05)	0.032 (0.002)	*
	1940	10,095	46.8 (0.04)	0.046 (0.001)	*
	1950	10,074	38.7 (0.03)	0.004 (0.002)	*
	1960	3,868	31.5 (0.06)	-0.009 (0.003)	*

括弧内は標準誤差

*は変動が有意であった項目 (p<0.05)

表4. 1989年度と1998年度の性別、年齢階級別の血清尿酸値(mg/dl)

性別	年齢 (歳)	年度	人数	尿酸値	
男性	20	1989	194	5.94	(1.00)
		1998	188	5.97	(1.17)
	30	1989	3,147	5.97	(1.12)*
		1998	2,449	6.23	(1.22)
	40	1989	5,970	5.84	(1.18)*
		1998	5,366	6.15	(1.25)
	50	1989	3,815	5.80	(1.24)*
		1998	5,053	6.04	(1.28)
	60	1989	796	5.70	(1.22)*
		1998	1,369	6.01	(1.27)
	70	1989	81	5.70	(1.18)
		1998	137	6.07	(1.23)
	合計	1989	14,003	5.85	(1.19)*
		1998	14,563	6.11	(1.26)
女性	20	1989	171	4.14	(0.80)
		1998	240	4.26	(0.94)
	30	1989	1,371	4.02	(0.75)*
		1998	1,442	4.09	(0.85)
	40	1989	2,733	4.03	(0.84)*
		1998	3,146	4.18	(0.89)
	50	1989	1,843	4.39	(0.92)*
		1998	2,378	4.52	(0.96)
	60	1989	314	4.63	(0.97)
		1998	530	4.69	(1.01)
	70	1989	33	4.77	(1.17)
		1998	57	4.81	(1.02)
	合計	1989	6,465	4.17	(0.87)*
		1998	7,793	4.31	(0.94)

括弧内は標準偏差

*は 1989 年度と 1998 年度との間で有意な差があった項目 (p<0.05)

表5. 1989年度と1998年度の性別の飲酒習慣

飲酒量	男 性		女 性		1989	1998
	人数	%	人数	%		
ほとんどない のんびりがやめた	2,498	18.3	2,895	20.3	4,443	73.9
時々ビールなら1本、又は酒なら1合程度	165	1.2	156	1.1	35	0.6
毎日ビールなら1本、又は酒なら1合程度	3,393	24.8	3,725	26.1	1,177	19.6
毎日ビールなら2本、又は酒なら2合程度	4,788	35.1	4,811	33.7	297	4.9
毎日ビールなら3本、又は酒なら3合以上	2,385	17.5	2,300	16.1	40	0.7
	428	3.1	371	2.6	19	0.3
					$\chi^2=37.7$	$DF=5$ $p<0.001$
習慣的には飲まない	6,056	44.3	6,776	47.5	5,655	94.1
毎日飲む	7,601	55.7	7,482	52.5	356	5.9
					$\chi^2=28.4$	$DF=1$ $p<0.001$
					$\chi^2=84.6$	$DF=1$ $p<0.001$

表6. 出生年度別にみた10年間の観察による血清尿酸値の年間変化量 (mg/dl/year)

性別	出生年度	人数	開始時年齢	血清尿酸値変化
男性	1920	1,436	64.0 (0.08)	0.015 (0.006)*
	1930	9,424	55.8 (0.04)	0.011 (0.002)*
	1940	17,500	46.5 (0.03)	0.010 (0.001)*
	1950	16,140	38.3 (0.03)	0.008 (0.002)*
	1960	5,186	31.9 (0.05)	0.024 (0.004)*
女性	1920	692	64.5 (0.12)	0.018 (0.007)*
	1930	5,066	55.5 (0.05)	0.032 (0.002)*
	1940	10,095	46.8 (0.04)	0.046 (0.001)*
	1950	10,074	38.7 (0.03)	0.004 (0.002)*
	1960	3,868	31.5 (0.06)	-0.009 (0.003)*

括弧内は標準誤差、*は変動が有意であった項目 ($p<0.05$)

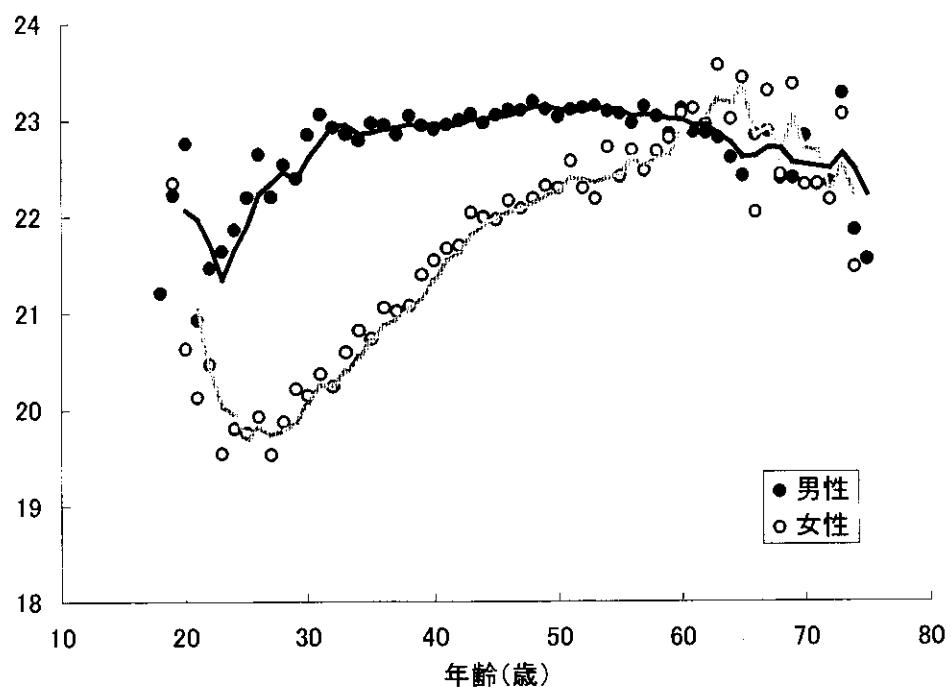


図1．初回受診時のBMI

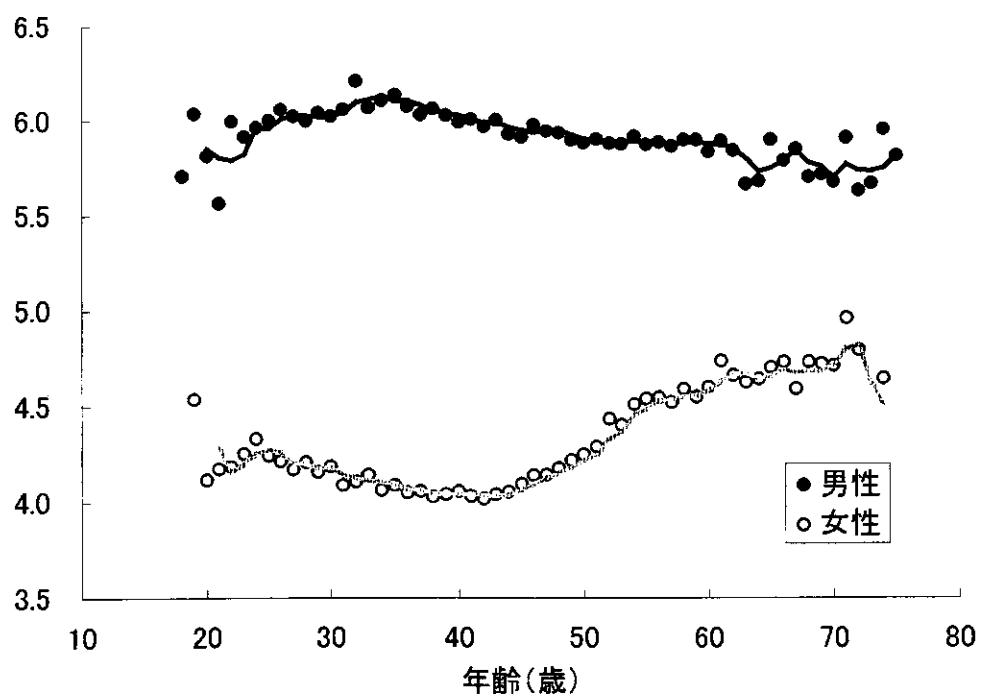


図2．初回受診時の血清尿酸値