第６回日本疫学会学術総会

講演集

会　期　：　平成８年１月２５日（木）・２６日（金）

会　場　：　愛知県がんセンター国際医学交流センター
〒464　名古屋市千種区鹿子殿1-1
TEL：(052)762-6111

事務局　：　愛知県がんセンター研究所疫学部
〒464　名古屋市千種区鹿子殿1-1
TEL：(052)762-6111　ext.8852
FAX：(052)763-5233

目　次

学会長挨拶 …… 2

学会運営組織 …… 3

学会の概要 …… 4

学会運営上のご連絡 …… 5

愛知県がんセンターまでの交通のご案内 …… 6

愛知県がんセンター案内図 …… 7

学会日程・時間割 …… 8

プログラム　開会式 …… 10

特別発表 …… 10

総会口演 …… 12

分科会口演 …… 13

英文演題リスト …… 20

講演抄録　特別発表抄録 …… 29

総会口演抄録 …… 53

分科会口演抄録 …… 77

人名索引 ……241

ご 挨 拶

第６回日本疫学会学術総会
会長　富永　祐民

第６回日本疫学会学術総会を名古屋で開催することになり、会長としてお世話をさせていただくことになりました。日本疫学会の目的は、循環器疾患、がん、難病、感染症、健康づくりなどの種々の分野の疫学研究者が一堂に会し、お互いに研究成果を報告し、交流を深め、議論し会うことによって、共通の研究の場としての疫学を一層発展させていくことにあると存じます。この意味で、１９９１年に設立された日本疫学会が、多くの先生方のご尽力により、順調に発展していることは誠に喜ばしいことと存じます。

これまでの学術総会から各分野の情報交換、相互乗り入れは軌道に乗りかけているとみられますので、今回の学術総会では「疫学から予防へ」というメインテーマを掲げさせていただき、疫学の最終目的である予防、ひいては健康増進に向けてそれぞれの分野での研究の現状、予防への展望について議論を深めたいと考えました。そのために、総会シンポジュームのテーマも「疫学から予防へ」とし、主要分野の研究について各シンポジストに疫学的研究の現状、疫学から予防へ向けての流れ、展望について報告していただく予定です。会長講演につきましても「疫学から予防へ－私が歩んできた道」と題して、小生が大学を卒業してから今日に至るまでの疫学、予防研究のつたない経験について報告させていただく予定です。また、特別講演につきましては、わが国では喫煙対策が遅れていますし、喫煙は循環器、がん、健康増進などに共通したテーマですので、喫煙対策の世界的リーダーであるホンコンの Prof. Judith Mackay に「アジアにおける喫煙対策」のテーマで講演していただく予定です。さらに、喫煙対策についての議論を一層深め、喫煙対策を推進するために、第６回日本疫学会学術総会に引き続いて開催される第３回日本疫学会セミナーにおきましても日本禁煙推進医師歯科医師連盟と共催で「喫煙対策の実際」のメインテーマで開催させていただくことにしました。

今回の学術総会は愛知県がんセンターの国際医学交流センターで開催させていただく関係で、ポスターセッションの会場が不十分なため、発表は全て口演とし、一部の総会口演を除いて３つの分科会で分かれて発表を行い、各分野の情報交換を図るために、各分科会では座長の他にコメンテーターを置き、分科会終了後に総会会場で各分科会でのトピックス、ハイライトについて紹介していただく予定です。また、会場がやや不便なところに位置し、十分なおもてなしができず、何かとご迷惑をおかけすることも多いと思いますが、できるだけ多くの会員にご参加いただき、学術総会を盛り立てていただけますように、心からお願い致します。

第6回日本疫学会学術総会運営組織

（順不同）

学会長	富永　祐民
顧問	青木　國雄、大谷　元彦、岡田　博、 堀部　博
企画委員会	田島　和雄、伊藤　宜則、大野　良之、 小川　浩、佐々木隆一郎、清水　弘之、 徳留　信寛
実行委員会	黒石　哲生、浜島　信之、嶽崎　俊郎、 井上　真奈美、広瀬　かおる、稲垣　育子、 山内　幸子、中村　悦子、水谷　恵子、 藤倉　弘子、竹重　涼子、安達　美好、 山口　泉

第６回日本疫学会学術総会の概要

１．会期：　1996年１月25日（木）・26日（金）

２．会場：　愛知県がんセンター国際医学交流センター
〒464　名古屋市千種区鹿子殿1-1

３．会長：　富永祐民（愛知県がんセンター研究所・所長）

４．事務局：　愛知県がんセンター研究所疫学部
TEL：(052)762-6111（内線8852）　FAX：(052)763-5233

５．主な内容：メインテーマ「疫学から予防へ」

シンポジウム　「疫学から予防へ」
日時：　1月26日　13:30～16:00
司会：　大野良之（名古屋大学医学部予防医学・教授）
徳留信寛（名古屋市立大学医学部公衆衛生学・教授）

特別講演　「Smoking Control in Asia」
日時：　１月26日　16:10～16:50
講師：　Judith Mackay
（Director, Asian Consultancy on Tobacco Control, Hong Kong）
司会：　富永　祐民

会長講演　「疫学から予防へ　－私が歩んできた道－」
日時：　１月25日　12:00～12:30
司会：　青木國雄（愛知県がんセンター名誉総長）

総会議事・奨励賞贈呈式・日本疫学会奨励賞受賞講演
日時：　１月25日　13:30～14:50

一般演題（総会口演）　11題（１月25日　9:40～12:00　メインホール）
一般演題（分科会口演）81題（１月25日・26日　メインホール・大会議室・視聴覚室）
コメンテータのハイライト紹介　（１月25日・26日　メインホール）

６．関連行事

理事会
日時：　１月24日（水）　18:00～20:00
会場：　ルブラ王山

評議員会
日時：　１月25日（木）　12:40～13:20
会場：　愛知県がんセンター国際医学交流センター視聴覚室

懇親会
日時：　１月25日（木）　19:00～21:00
会場：　ルブラ王山

第３回ＩＥＡ疫学セミナー
日時：　１月27日（土）
会場：　愛知県がんセンター国際医学交流センター

学会運営上のご連絡

1．学会参加受付

(1)国際医学交流センターロビーに1月25日・26日に総合受付を設置いたします。受付開始時間は午前9時です。
(2)受付で参加費（5，000円）・懇親会費（5，000円、参加の方のみ）と引き換えに名札（領収書兼用）をお渡しします。参加費・懇親会費を前納されている方も、受付で名札をお受取り下さい。
(3)会場および懇親会会場への入場には常に名札をご着用下さい。
(4)年会費（普通会員5，000円、評議員7，000円）未納の方は学会期間中に受付で納入して下さい。

2．座長・コメンテータ

(1)受け持ち時間内の進行は座長に一任いたします。時間厳守でよろしくお願い致します。
(2)シンポジウム・特別講演・奨励賞受賞講演および一般口演の座長の方は、次座長席へ時間前にご着席下さい。
(3)座長・コメンテータの方は、担当セッション開始10分前までに会場受付にてリボンをお受け取り下さい。
(4)コメンテータの方は15分で担当の分科会口演のハイライトをご紹介下さい。

3．特別発表（シンポジウム・特別講演・奨励賞受賞講演）

(1)次演者席へ発表時間前にご着席下さい。
(2)35㎜スライドプロジェクターを1台準備いたします。
(3)スライドは、発表時間の30分前までにスライド受付にお渡し下さい。
(4)発表時間は、シンポジウム2時間30分（シンポジスト5人、講演時間各15分）、奨励賞受賞講演は15分です。時間を厳守して下さい。

4．一般口演

A．総会口演

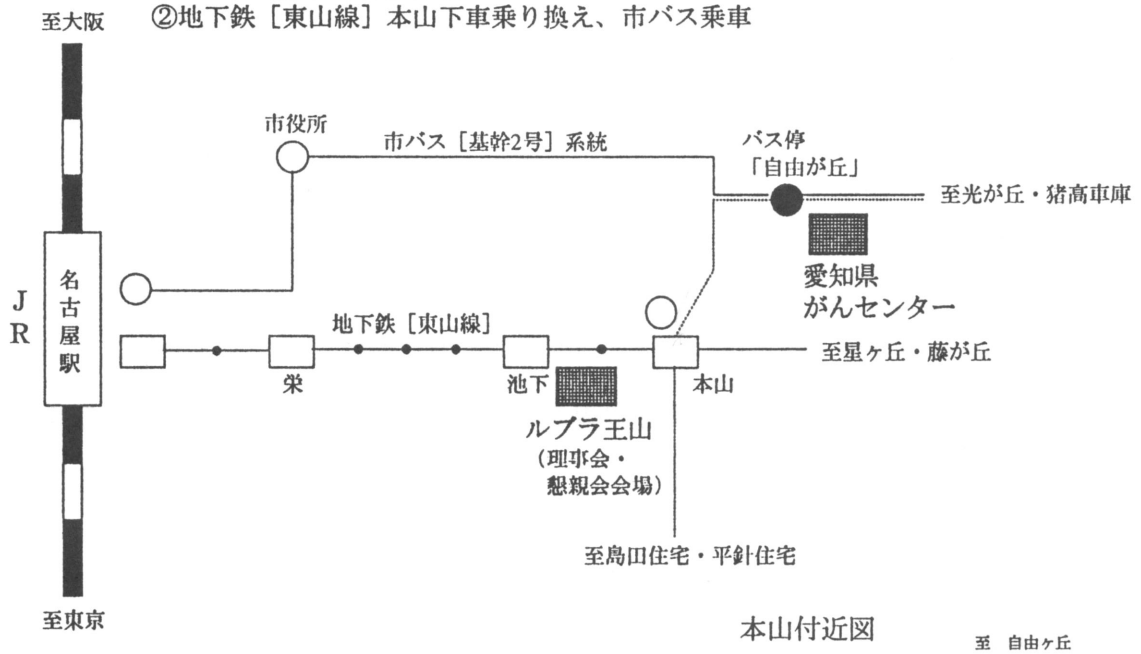
(1)次演者席へ発表時間前にご着席下さい。
(2)35㎜スライドプロジェクターを1台準備いたします。
(3)スライドは、発表時間の30分前までにスライド受付にお渡し下さい。枚数は、1題につき10枚以内を厳守して下さい。
(4)発表時間は、口演8分、討論4分です。口演終了予定時間2分前に青ランプ、終了予定時間に赤ランプを点灯します。時間を厳守して下さい。
(5)追加資料がある場合には、発表者各自でご用意下さい。

B．分科会口演

(1)次演者席へ発表時間前にご着席下さい。
(2)**分科会口演はスライドは使用せず抄録を用いて行います。**
(3)発表時間は、口演5分、討論3分です。口演終了予定時間1分前に青ランプ、終了予定時間に赤ランプを点灯します。時間を厳守して下さい。
(4)追加資料がある場合には、発表者各自でご用意下さい。

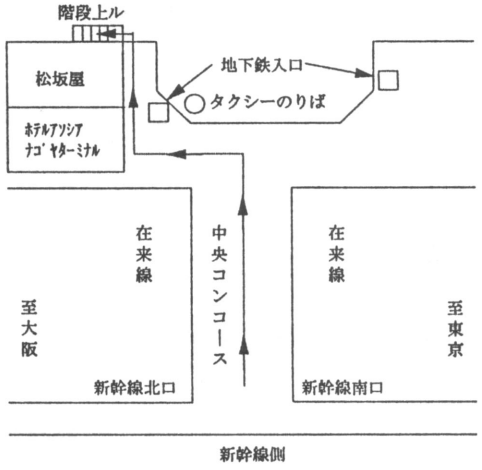
愛知県がんセンターまでの交通のご案内

名古屋駅からは以下の２系統が便利です。いずれも「自由が丘」下車、所要時間約40分
①市バス［基幹２号］系統
②地下鉄［東山線］本山下車乗り換え、市バス乗車

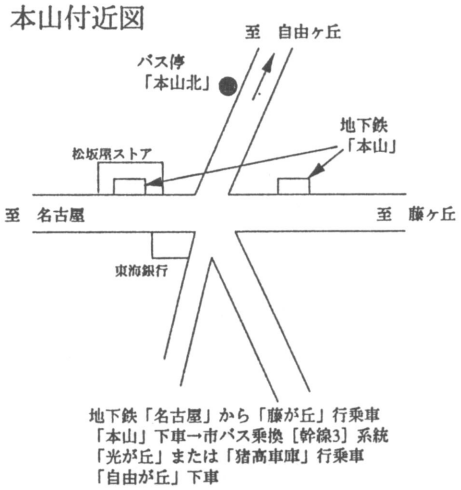


ＪＲ名古屋駅案内図

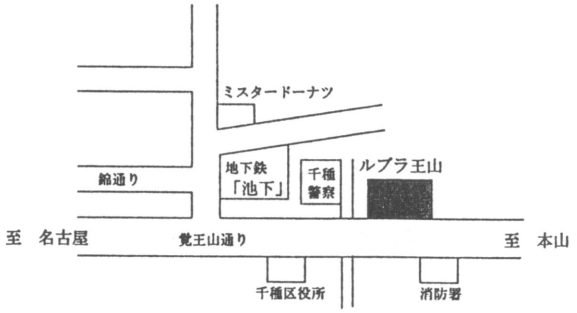
名古屋駅・松坂屋２Ｆバスセンター（グリーンホーム７番）から
市バス「自由が丘」方面行きに乗車



本山付近図



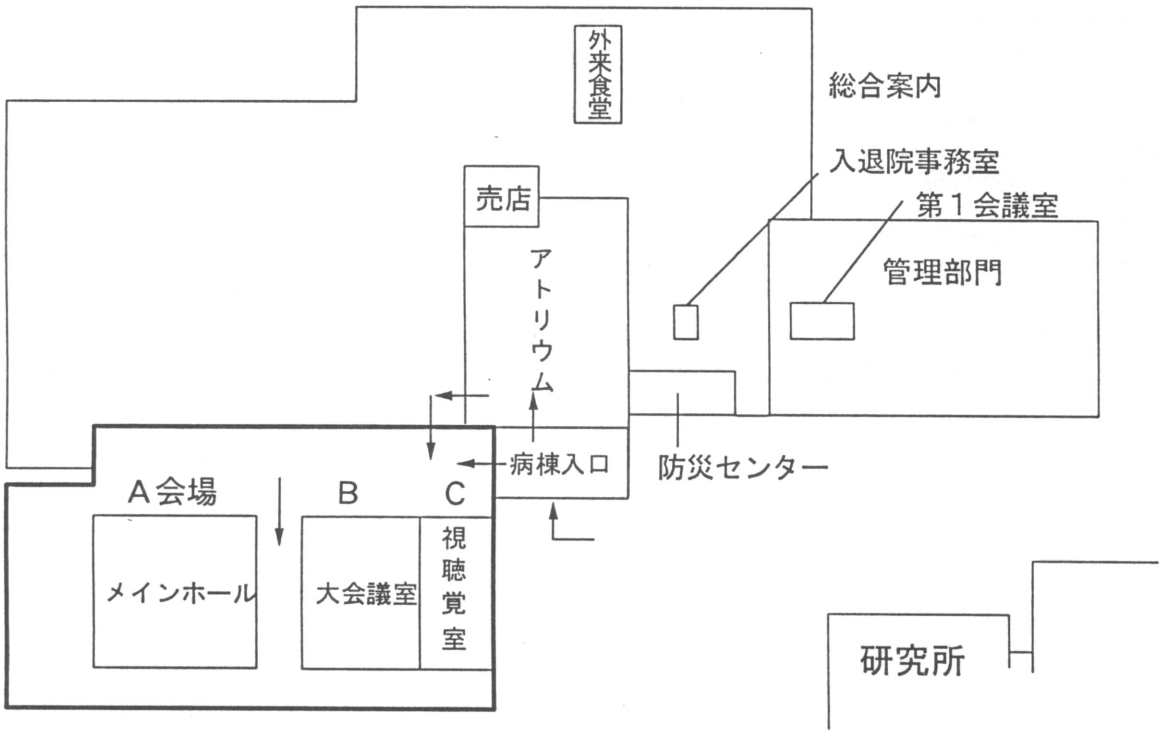
池下付近図



○ 池下駅より徒歩5分
○ 愛知県がんセンターより車で15分

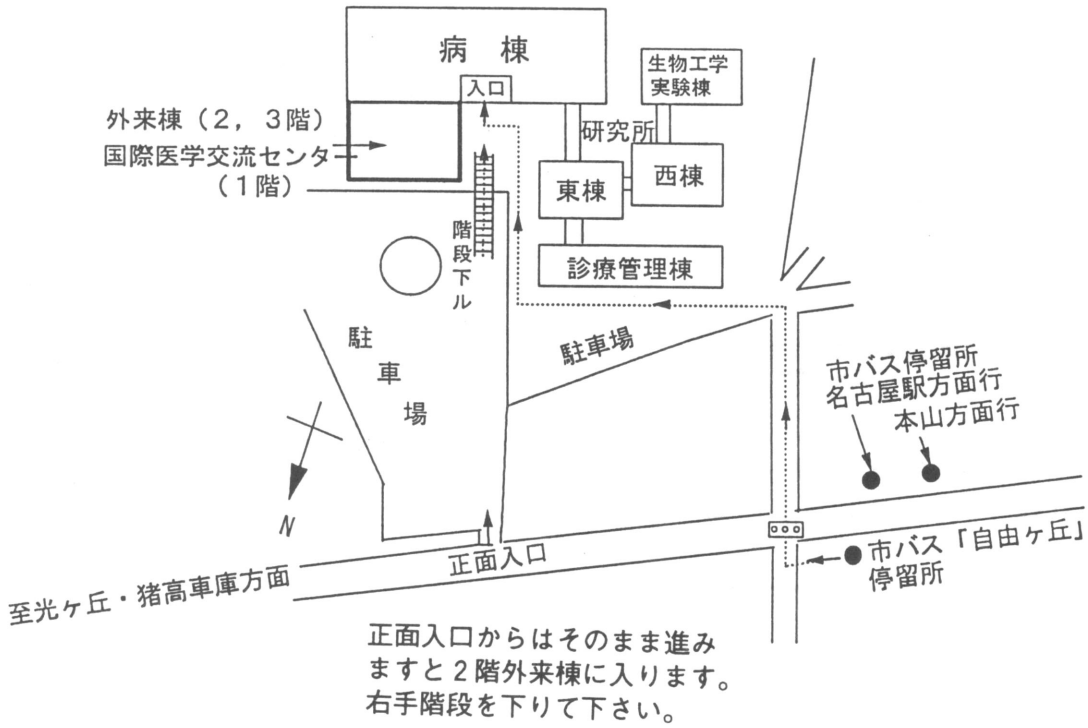
連絡先
愛知県がんセンター
住所：名古屋市千種区鹿子殿1-1
TEL：(052)762-6111代
FAX：(052)763-5233（図書室内）

愛知県がんセンター案内図



国際医学交流センター（外来棟１階）

愛知県がんセンター付近見取図



学会日程・時間割

第一日目（1月25日）

A会場（メインホール）

9:00 開場受付

9:30 開会式

9:40 総会口演

① 循環器と高齢化 201-204
座長：田中平三

②がんと感染症 205-208
座長：久道　茂

③ ライフスタイル 209-211
座長：三宅浩次

12:00 会長講演
司会：青木國雄

12:30 昼食

13:30 総会
司会：富永祐民

奨励賞贈呈式、
奨励賞受賞講演
司会：柳川　洋

15:00 分科会口演
（コメンテータ：児玉和紀）

A1：循環器疾患1 212-216
座長：嶋本　喬

A2：循環器疾患2 217-220
座長：飯田　稔

A3：血圧1 221-223
座長：川村　孝

A4：血圧2、肺機能 224-226
座長：豊嶋英明

17:15 コメンテータの
ハイライト紹介

18:00

19:00 懇親会
（ルブラ王山）

21:00

B会場（大会議室）

12:30 昼食

13:30

15:00 分科会口演
（コメンテータ：古野純典）

B1：がん1 227-230
座長：吉村健清

B2：がん2 231-234
座長：津金昌一郎

B3：がん3 235-238
座長：馬淵清彦

B4：がん4 239-242
座長：福田勝洋

17:15

C会場（視聴覚室）

12:30 昼食

評議員会

13:30

15:00 分科会口演
（コメンテータ：上島弘嗣）

C1：小児保健、歯科保健 243-247
座長：稲葉　裕

C2：医療保健、衛生統計 248-250
座長：早川式彦

C3：放射線、体格、運動 251-254
座長：秋葉澄伯

C4：心理・行動 255-258
座長：小川　浩

17:15

第二日目（１月２６日）

A会場（メインホール）

9:00 開場受付

9:30 分科会口演
（コメンテータ：磯　博康）
A5：糖尿病　259-261
座長：青木伸雄
A6：高齢者　262-265
座長：能勢隆之
A7：骨密度　266-270
座長：橋本　勉

11:15 コメンテータの
ハイライト紹介

12:00 昼食

13:30 シンポジウム
疫学から予防へ
司会：大野良之
徳留信寛

16:10 特別講演
講師：Judith Mackay
司会：富永祐民

16:50 閉会式

17:00

B会場（大会議室）

9:00 開場受付

9:30 分科会口演
（コメンテータ：簑輪眞澄）
B5：がん検診、肝疾患 271-274
座長：大島　明
B6：感染症　275-277
座長：曽田研二
B7：喫煙　278-281
座長：清水弘之

11:00

12:00 昼食

13:30

C会場（視聴覚室）

9:00 開場受付

9:30 分科会口演
（コメンテータ：深尾　彰）
C5：食生活1　282-285
座長：山口百子
C6：食生活2、脂質　286-289
座長：村田　紀
C7：カロテノイド　290-292
座長：伊藤宣則

11:00

12:00 昼食

13:30

プログラム

【開会式】　A会場（メインホール）

第１日目　1月25日(木)　9:30-9:40　A会場（メインホール）

開会の辞　会長　富永　祐民（愛知県がんセンター）

【特別発表】　A会場（メインホール）

第１日目　1月25日(木)　12:00-12:30　A会場（メインホール）

会長講演　司会　青木　國雄　（愛知県がんセンター名誉総長）

PL101　疫学から予防へ　ー私が歩んできた道ー
愛知県がんセンター研究所　富永　祐民

第２日目　1月26日（金）　16:10-16:50　A会場（メインホール）

特別講演　司会　富永　祐民　（愛知県がんセンター)

SL102　**Smoking Control in Asia**
Asian Consultancy on Tabacco Control, Hong Kong　**Judith Mackay**

第１日目　1月25日(木)　14:20-14:50　A会場（メインホール）

日本疫学会奨励賞受賞講演　司会　柳川　洋　（自治医科大学）

AL103　胃癌の一次予防、二次予防
順天堂大学医学部衛生学　菊地　正悟

AL104　疾病（難病、エイズを含む）統計の方法論に関する研究
東京大学医学部健康科学・看護学科疫学・生物統計　橋本　修二

シンポジウム：疫学から予防へ

司会　大野　良之　（名古屋大学医学部）
　　徳留　信寛　（名古屋市立大学医学部）

SY105　司会者の言葉
　　名古屋大学医学部予防医学　大野　良之
　　名古屋市立大学医学部公衆衛生学　徳留　信寛

SY106　疫学から予防へ　がんの予防を考える
　　国立がんセンター研究所がん情報研究部　渡辺　昌

SY107　疫学研究を基にした循環器疾患予防対策
　　愛媛大学医学部公衆衛生学　小西　正光

SY108　難病　ー疫学から予防へー
　　埼玉医科大学公衆衛生学　永井　正規

SY109　疫学から予防へ：感染症
　　愛知県がんセンター研究所疫学部　田島　和雄

SY110　疫学から予防へ　老人保健
　　東京都老人総合研究所　柴田　博

【総会口演】　　A会場（メインホール）

第1日目　1月25日(木)　9:40-10:28　　A会場（メインホール）

①循環器疾患と高齢化　　座長　田中　平三　（東京医科歯科大学）

201　禁煙が循環器疾患に及ぼす影響に関する疫学的研究
　　大阪府立成人病センター集検1部　　佐藤　眞一
202　健全な加齢を促進する生活習慣に関するコホート研究
　　東北大学医学部公衆衛生学　　辻　　一郎
203　骨密度変化に影響を及ぼす要因の検討ーコホート調査よりー
　　和歌山県立医科大学公衆衛生学　　吉村　典子
204　地域一般集団における「高血圧」の成因 ー肥満、過剰飲酒の人口寄与危険度割合ー
　　東京医科歯科大学難治疾患研究所疫学　　中山　健夫

第1日目　1月25日(木)　10:28-11:16　　A会場（メインホール）

②がんと感染症　　座長　久道　　茂　（東北大学医学部）

205　CYP1A1およびGSTM1遺伝子多型と膀胱癌発癌リスクに関する患者-対照研究
　　横浜市立大学医学部公衆衛生学　　木原　雅子
206　各種がん検診の効果・効率化の検討
　　愛知県がんセンター研究所疫学部　　黒石　哲生
207　HCV不顕性感染者における肝機能障害について
　　信州大学医学部公衆衛生学　　太田　節子
208　我が国の原子力発電施設等、放射線業務従事者の疫学調査ー疫学方法論の立場からー
　　（財）放射線影響協会　　細田　　裕

第1日目　1月25日(木)　11:16-11:52　　A会場（メインホール）

③ライフスタイル　　座長　三宅　浩次　（札幌医科大学）

209　カルシウム摂取教育の試み（第2報）
　　精華女子短期大学　　末田　和代
210　閉経前女性における栄養摂取とホルモン値の関連
　　岐阜大学医学部公衆衛生学　　永田　知里
211　栃木県O市3万人8年間のコホート研究成績　ー　その2　運動習慣の死亡に及ぼす影響　ー
　　栃木県宇都宮保健所　　佐藤　　正

【分科会口演・第１日目】　　Ａ会場（メインホール）

コメンテータ　児玉　和紀　（放射線影響研究所）

第１日目　1月25日(木)　15:00-15:40　　Ａ会場（メインホール）

A1:循環器疾患１　　座長　嶋本　　喬　（筑波大学社会医学系）

212　北海道帯広市における脳出血の予後に関する調査
札幌医科大学医学部内科学第二　　仲野　昌弘

213　BIWAKO REGISTORY　脳卒中発症登録の悉皆性に関する検討
滋賀医科大学福祉保健医学　　喜多　義邦

214　自由行動下血圧測定値と脳卒中発症リスクとの関連　ー住民コホートの追跡からー
東北大学医学部公衆衛生学　　大久保　孝義

215　NIPPON DATAによる血圧の治療状況別の総死亡、循環器疾患死亡への影響について
滋賀医科大学福祉保健医学　　岡山　　明

216　慢性血液透析患者の左室肥大の危険因子
九州大学医学部第二内科　　鷲尾　昌一

第１日目　1月25日(木)　15:40-16:12　　Ａ会場（メインホール）

A2:循環器疾患２　　座長　飯田　　稔　（大阪府立成人病センター）

217　大分市における最近５年間の心疾患死亡の動向
大分医科大学公衆衛生医学　　斉藤　　功

218　血清中性脂肪と虚血性心疾患発症の関連についての疫学研究
筑波大学社会医学系　　磯　　博康

219　職域集団における虚血性心疾患のコホート研究（1)対象集団設定のための基礎調査
北海道大学医学部公衆衛生学　　志渡　晃一

220　空腹時インスリン値と動脈硬化性疾患危険因子との関連について
自治医科大学地域医療学　　吉村　　学

第１日目　1月25日(木)　16:12-16:36　　Ａ会場（メインホール）

A3:血圧　　座長　川村　　孝　（名古屋大学医学部）

221　Ambulatory Blood Pressure Monitoringを用いた血圧日内変動調査における問題点
大阪市立大学医学部公衆衛生学　　柳　　元和

222　身体計測、血圧、総コレステロールの自己記入値の妥当性
（財）明治生命・体力医学研究所　　須山　靖男

223　５県地域住民の血清アミノ酸値とBody Mass Indexとの関係　ー血圧との関連を中心にしてー
琉球大学医学部医学科保健医学　　等々力　英美

第１日目　1月25日(木)　16:36-17:00　　A会場（メインホール）

A4:血圧・肺機能　　座長　豊嶋　英明　（名古屋大学医学部）

224　妊娠高血圧症の発症における遺伝・環境相互作用
北海道大学医学部公衆衛生学　小橋　元

225　学童の血清α1-ｱﾝﾁﾄﾘﾌﾟｼﾝ濃度と呼吸器症状および肺機能との関係
千葉大学医学部公衆衛生学　島　正之

226　中高年者の換気機能評価(RAT-FEV1%ノモグラム）における測定手技の意義
近畿大学医学部衛生学　目黒　忠道

【分科会口演・第１日目】　　B会場（大会議室）
コメンテータ　古野　純典　（九州大学医学部）

第１日目　1月25日(木)　15:00-15:32　　B会場（大会議室）

B1:がん１　　座長　吉村　健清　（産業医科大学）

227　中国河北省における食道癌と食生活
信州大学医学部衛生学　那須　民江

228　コスタリカ、グアテマラの胃がん　ー組織型別分布の検討ー
産業医科大学産業生態科学研究所臨床疫学　吉村　健清

229　わが国における胃癌死亡率の長期変動　ーGompertz法による分析ー
厚生省人口問題研究所　今泉　洋子

230　前向き検討による胃がんの発生と精神的ストレスとの関連
名古屋大学医学部予防医学　玉腰　暁子

第１日目　1月25日(木)　15:32-16:04　　B会場（大会議室）

B2:がん２　　座長　津金　昌一郎　（国立がんセンター）

231　萎縮性胃炎の罹患率　ーSerologic biopsyによる罹患率ー
産業医科大学産業生態科学研究所臨床疫学　徳井　教孝

232　中国在住中国人と香港・ｼﾝｶﾞﾎﾟｰﾙ・ｱﾒﾘｶ在住中国人の癌罹患率について
愛知医科大学公衆衛生学　張　建軍

233　がん化学予防介入試験参加者募集の１実例
愛知県がんセンター研究所疫学部　浜島　信之

234　肝がん患者におけるALDH2遺伝子型及び飲酒行動の複合影響の解析
大阪大学医学部環境医学　竹下　達也

第１日目　1月25日(木)　16:04-16:36　　Ｂ会場（大会議室）

B3:がん３　　座長　馬淵　清彦　（放射線影響研究所）

235　肺腺癌の分化度と薬物代謝関連酵素遺伝子多型の関連について
神奈川県立がんセンター研究所疫学　木原　正博

236　肺がんのリスク要因：愛知県におけるコホート研究
愛知県がんセンター研究所疫学部　嶽崎　俊郎

237　子宮頸がんの閉経前後別危険・防御要因について
愛知県がんセンター研究所疫学部　広瀬　かおる

238　卵巣がん死亡率と脂質および乳類由来炭水化物消費量との関係：生態学的研究
名古屋市立大学医学部公衆衛生学　佐々木　敏

第１日目　1月25日(木)　16:36-17:08　　Ｂ会場（大会議室）

B4:がん４　　座長　福田　勝洋　（久留米大学医学部）

239　潜在癌の定義と剖検報記載事項の解釈に関するアンケート調査集計結果
順天堂大学医学部衛生学　黒澤　美智子

240　検診対象癌における死亡前正診のない癌の頻度
順天堂大学医学部衛生学　菊地　正悟

241　死亡前正診のない前立腺癌の頻度
順天堂大学医学部衛生学　稲葉　裕

242　前立腺集団検診によって発見された前立腺癌の疫学的検討
京都府立医科大学泌尿器科学　三神　一哉

【分科会口演・第１日目】

Ｃ会場（視聴覚室）

コメンテータ　上島　弘嗣　（滋賀医科大学）

第１日目　1月25日(木)　15:00-15:40　　Ｃ会場（視聴覚室）

C1:小児保健、歯科保健　　座長　稲葉　裕　（順天堂大学医学部）

243　軽症脳性麻痺の発症要因に関する症例対照研究
愛徳整肢園整形外科　岡安　勤

244　NF1の家族内発症に関する研究
東京慈恵医科大学環境保健　縣　俊彦

245　先天性体表奇形と両親の職業、喫煙等との関連についての症例対照研究
仙台大学体育学部健康福祉学科　小松　正子

246　小児齲蝕とフッ化物配合歯磨剤の市場占有率
岡山大学歯学部予防歯科学　西川　真理子

247　３歳児齲蝕処置状況に関する要因の検討ー男女別の検討ー
香川医科大学人間環境医学　合田　恵子

第1日目　1月25日(木)　15:40-16:04　　C会場（視聴覚室）

C2:医療保険・衛生統計　　座長　早川　式彦　（広島大学原爆放射能医学研究所）

248　保健所が管内自治体の健康増進活動を支援した一事例
高知医科大学公衆衛生学　安田　誠史

249　病院の退院率の年次推移とその性差について
国立公衆衛生院疫学部　藤田　利治

250　日・英の生命表に関する衛生統計学的比較研究
琉球大学医学部保健学　飯淵　康雄

第1日目　1月25日(木)　16:04-16:36　　C会場（視聴覚室）

C3:放射線・体格・運動　　座長　秋葉　澄伯　（鹿児島大学医学部）

251　原爆被爆者の低線量における死亡率
長崎大学医学部原爆資料センター　三根　真理子

252　検査値からみた被爆者の死因別死亡率の解析
長崎大学医学部原爆資料センター　本田　純久

253　日本人成人の体格の推移と加齢変化
国立健・栄研　成人健康・栄養部　山口　百子

254　歩行習慣が総死亡率に及ぼす影響ー地域コホート集団6年間の観察ー
和歌山県立医科大学公衆衛生学　森岡　聖次

第1日目　1月25日(木)　16:36-17:08　　C会場（視聴覚室）

C4:心理・行動　　座長　小川　浩　（愛知みずほ大学）

255　運動が喫煙習慣に与える効果に関するメタアナリシス
大阪大学医学部公衆衛生学　西　信雄

256　地域集団におけるストレスと死亡率との疫学的研究
産業医科大学産業生態科学研究所臨床疫学　宇戸口　和子

257　生活習慣および性格とその後の死亡率との関連
名古屋大学医学部予防医学　若井　建志

258　前立腺肥大症における食生活と性生活に関する疫学的研究
京都府立医科大学泌尿器科学　野本　剛史

【分科会口演・第２日目】　　Ａ会場（メインホール）

コメンテータ　磯　　博康　（筑波大学）

第２日目　1月26日(金)　9:30-9:54　　Ａ会場（メインホール）

A5:糖尿病　　座長　青木　伸雄　（浜松医科大学）

259　長期観察による糖代謝異常発症のリスク評価
慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学　宮川　路子

260　高血圧・糖尿病発症に影響を与える因子ー企業健診データからー
日本ｱｲ・ﾋﾞｰ・ｴﾑ 箱崎健康管理室　二村　　梓

261　糖尿病大血管障害の危険因子の検討
-多施設臨床共同研究（ＭＳＤＭ）におけるＮＩＤＤＭデータの解析ー
国立循環器病センター研究所研究機器管理室　稲田　　紘

第２日目　1月26日(金)　9:54-10:26　　Ａ会場（メインホール）

A6:高齢者　　座長　能勢　隆之　（鳥取大学医学部）

262　在宅高齢者の末梢循環と身体状況
名古屋市立大学医学部公衆衛生学　藤原　奈佳子

263　青壮年期の性格と高年期における社会活動程度との関連
名古屋大学医学部予防医学　青木　利恵

264　眼底の細動脈硬化が高齢者の抑うつ状態に与える影響
昭和大学医学部衛生学　井原　一成

265　山口県下の「長寿」地域の要因に関する研究
東京大学国際保健学国際疫学　坂本　なほ子

第２日目　1月26日(金)　10:26-11:06　　Ａ会場（メインホール）

A7:骨密度　　座長　橋本　　勉　（和歌山県立医科大学）

266　骨密度および変化率の遺伝要因と環境要因
山梨大学保健管理センター　山縣　然太朗

267　骨量と閉経状態及び生活習慣との関連
九州大学医学部公衆衛生学・聖マリア学院短大　井手　三郎

268　骨密度の変動に対する健康教育の効果ー地域における２年間の介入研究からー
東京都老人総合研究所疫学部門　鈴木　隆雄

269　血清エストロゲン値と骨密度との関連
和歌山県立医科大学公衆衛生学　笠松　隆洋

270　ステロイド性大腿骨頭壊死症のリスク因子について
九州大学医学部公衆衛生学　廣田　良夫

【分科会口演・第２日目】　　Ｂ会場（大会議室）

コメンテータ　簑輪　眞澄　（国立公衆衛生院）

第２日目　1月26日(金)　9:30-10:02　　Ｂ会場（大会議室）

B5:がん検診・肝疾患　　座長　大島　　明　（大阪がん予防検診センター）

271　地域がん登録を用いた肺がん検診の評価
神奈川県立がんセンター研究所疫学　　岡本　直幸

272　大腸がん検診の早期発見による有効性の評価ー症例対照研究ー
弘前大学医学部第一内科　　中島　道子

273　HCV抗体検査を含む肝疾患検診の要精密者に対する前向き追跡調査研究
佐賀医科大学地域保健科学　　森　　満

274　肝機能検査値の変動と肝機能異常
長崎大学医学部原爆資料センター　　近藤　久義

第２日目　1月26日(金)　10:02-10:26　　Ｂ会場（大会議室）

B6:感染症　　座長　曽田　研二　（横浜市立大学医学部）

275　東京都におけるHIV感染者数、AIDS患者数の推計と将来予測　ー第二報ー
国立公衆衛生院疫学部　　川南　勝彦

276　日本の結核菌流行株のＲＦＬＰ分析
結核予防会結核研究所　　森　　亨

277　インフルエンザ流行の時空間的解析
国立環境研究所環境健康部　　本田　　靖

第２日目　1月26日(金)　10:26-10:58　　Ｂ会場（大会議室）

B7:喫煙　　座長　清水　弘之　（岐阜大学医学部）

278　三重県内一地域における看護職員の喫煙率調査
国立公衆衛生院疫学部　　簑輪　眞澄

279　飲酒習慣と喫煙習慣との関連ー飲酒と喫煙は互いに交絡因子？ー
自治医科大学公衆衛生学　　中村　好一

280　栃木県O市3万人8年間のコホート研究成績　ーその１　喫煙の死亡に及ぼす影響ー
自治医科大学公衆衛生学　　尾島　俊之

281　血清チオシアネートと死亡ーNested Case-Control Studyを用いてー
富山医科薬科大学保健医学　　横川　　博

【分科会口演・第２日目】　　Ｃ会場（視聴覚室）

コメンテータ　深尾　　彰　（東北大学医学部）

第２日目　1月26日(金)　9:30-10:02　　Ｃ会場（視聴覚室）

C5:食生活　　座長　山口　百子 (国立健康・栄養研究所)

282　食物摂取状況調査における秤量法と目安量法との比較検討ー第一報　食品群別摂取状況についてー
東京農業大学短期大学部栄養学科　飯樋　洋二

283　食物摂取状況調査における秤量法と目安量法との比較検討ー第二報　栄養素等摂取状況についてー
東京農業大学農学部栄養学科　岩瀬　靖彦

284　食物摂取状況調査における秤量法と目安量法との比較検討
ー第三報　対象件数規模別の食品群ならびに栄養素等摂取量比較ー
東京農業大学農学部栄養学科　君羅　　満

285　働く男性の食生活と健康実態について　第6報　職種別食事摂取状況
名古屋市立大学医学部公衆衛生学　石川　豊美

第２日目　1月26日(金)　10:02-10:34　　Ｃ会場（視聴覚室）

C6:食生活・脂質　　座長　村田　　紀　（千葉県がんセンター）

286　韓国農村地区住民のライフスタイルと栄養状態に関する研究
翰林専門大、国立健康・栄養研究所　權　　泰鳳

287　緑茶・コーヒー飲用と血清脂質ー自衛官の研究ー
防衛医科大学校公衆衛生学　古野　純典

288　成人におけるLipoprotein(a)の親子相関について
和良村国民健康保険病院　後藤　忠雄

289　血清脂質のライフ・スタイルに対する遺伝的感受性
ーアポ蛋白候補遺伝子多型の感受性マーカーー
東京医科歯科大学難治疾患研究所疫学　陳　　浩

第２日目　1月26日(金)　10:34-10:58　　Ｃ会場（視聴覚室）

C7:カロテノイド　　座長　伊藤　宜則　（藤田保健衛生大学）

290　血清βカロテン値と嗜好との関連について
愛知医科大学公衆衛生学　柳生　聖子

291　女性非喫煙者における受動喫煙曝露と血清βカロチン濃度の関連について
東北大学医学部公衆衛生学　西野　善一

292　白人、日系人および日本人の血清カロテノイドと血清過酸化脂質レベル
藤田保健衛生大学衛生学部　伊藤　宜則

英文演題名

Paper Number,Title and Name of the Author

PL101 From Epidemiology to Prevention

TOMINAGA Suketami

SL102 Smoking Control in Asia

Judith MACKAY

AL103 Primary and Secondary Prevention for Gastric Cancer

KIKUCHI Shogo

AL104 Methodological Study on Statistics of Diseases Including Intractable Diseases and AIDS

HASHIMOTO Syuji

SY105 Introduction of Symposium: From Epidemiology to Prevention

OHNO Yoshiyuki

TOKUDOME Shinkan

SY106 Cancer Prevention:Where Shall We Go ?

WATANABE Shaw

SY107 The Prevention of Cardiovascular Diseases Based on Epidemiological Survey

KONISHI Masamitsu

SY108 Intractable Diseases

NAGAI Masaki

SY109 From Epidemiology to Prevention: Infectious Diseases

TAJIMA Kazuo

SY110 From Epidemiology to Prevention: Health Care for the Elderly

SHIBATA Hiroshi

201 Effects of Smoking Cessation on Morbidity and Risk Factors for Cardiovascular Disease

SATO Shinichi

202 Predictors for Healthy Aging:A Longitudinal Study on a Population-based Cohort

TSUJI Ichiro

203 Risk factors Affecting Changes in Lumbar Bone Mineral Density - Follow-up Study of Miyama Cohort -

YOSHIMURA Noriko

204 Background of Hypertension in the Community -Special Reference to Population Attributable Risk Percent of Overweight and Excess Drinking

NAKAYAMA Takeo

205 A Case-control Study on the Relationship of CYP1A1 and GSTM1 Gene Polymorphisms with Bladder Cancer

KIHARA Masako

206 Efficiency of Mass Screening for Cancer

KUROISHI Tetsuo

207 Liver Injury in People with Inapparent Infection of HCV

OHTA Setsuko

208 Mortality Study of Radiation Workers at Nuclear Power Plants and Associated Facilities -Epidemiologic Methodology-

HOSODA Yutaka

209 An Intervention Trial to Increase Calcium Intake for Female College Students (Second Report)

SUETA Kazuyo

210 The Relationships between Diets and Hormone Levels in premenopausal Japanese Women

NAGATA Chisato

211 Results of a Cohort Study of 30,000 People for 8 Years in the O City, Tochigi, Japan - Report 2 Effects of Physical Exercise on Death -

SATO Tadashi

212 An Epidemiologic Follow-up Study of the Prognosis of Patients with Cerebral Hemorrhage in Obihiro City, Hokkaido

NAKANO Masahiro

213 BIWAKO REGISTRY, Validation of Stroke Registry System

KITA Yoshikuni

214 The Relation between Ambulatory Blood Pressure and Risk of Stroke

OHKUBO Takayoshi

215 Effect of Blood Pressure on Total and Cardiovascular Mortality in Relation to Status of Antihypertensive Therapy from NIPPON DATA

OKAYAMA Akira

216 Risk Factors for Left Ventricular Hypertrophy in Chronic Hemodialysis Patients

WASHIO Masakazu

217 A Trend of Cardiac Death for the Last Five Years in Oita City

SAITO Isao

218 Epidemiologic Study on the Relation between Serum Triglycerides and Coronary Heart Disease

ISO Hiroyasu

219 Cohort Study of Ischemic Heart Disease in Occupational Population (1)The Prior Investigation to Set up the Study Population

SHIDO Koichi

220 Characteristics of the Insulin Resistance Syndrome in a Japanese Population:the Jichi Medical School(JMS) Cohort Study

YOSHIMURA Manabu

221 Side Effects of Ambulatory Blood Pressure Monitoring

YANAGI Motokazu

222 Validity of Self Recorded Height, Weight, Blood Pressure and Total Cholesterol

SUYAMA Yasuo

223 The Relationship of Serum Amino Acids and Body Mass Index: A Study on Five Populations in Japan

TODORIKI Hidemi

224 Gene-environment Interaction for Pregnancy-induced Hypertension

KOBASHI Gen

225 Association of Serum α_1-antitrypsin Levels with Respiratory Symptoms and Pulmonary Function in Schoolchildren

SHIMA Masayuki

226 Significance of Ventilatory Maneuverability in Middle-aged from the Viewpoint of RAT-FEV1% Nomogram

MEGURO Tadamichi

227 Epidemiological Study on Nutritional Risk Factors for Esophageal Cancer in Hebei Province, China

NASU Tamie

228 Gastric Cancer in Costa Rica and Guatemala -Distribution of Histological Type-

YOSHIMURA Takesumi

229 Longitudinal Gompertzian Analysis of Mortality from Stomach Cancer in Japan, 1950-1993

IMAIZUMI Yoko

230 Prospective Evaluation of Associations between Psychological Stress and Stomach Cancer

TAMAKOSHI Akiko

231 The Incidence of Atrophic Gastritis Using Serologic Biopsy

TOKUI Noritaka

232 Cancer Incidence among Native Chinese and Chinese Residing in Hong Kong, Singapore and the United States

ZHANG Jianjun

233 Recruitment to a Cancer Chemoprevention Intervention

HAMAJIMA Nobuyuki

234 Effects of the ALDH2 Genotype and Alcohol Drinking Habits on the Development of Liver Cancer

TAKESHITA Tatsuya

235 Distribution of Genotypes of Drug Metabolizing Enzymes among Pulmonary Adenocarcinoma of Various Grades of Differentiation

KIHARA Masahiro

236 Risk Factor of Lung Cancer:A Cohort Study in Aichi Prefecture

TAKEZAKI Toshiro

237 Risk and Protective Factors of Cervical Cancer by Menopausal Status

HIROSE Kaoru

238 Ovarian Cancer Mortality, Dietary Fats and Dairy Carbohydrate:an International Ecological Study

SASAKI Satoshi

239 Questionnairing for Pathologists on Definition of Occult Cancer and on Description in Japanese Nation Wide Autopsy Registration

KUROSAWA Michiko

240 Frequency of Gastric, Colon, Uterine and Breast Cancers without Clinical Diagnosis among Autopsy Cases

KIKUCHI Shogo

241 Frequency of Prostate Cancer without Clinical Diagnosis among Autopsy Cases

INABA Yutaka

242 Epidemiologic Study of Prostatic Cancer by Mass-screening for Prostatic Cancer

MIKAMI Kazuya

243 A Case-control Study on the Risk Factors for Minimal Cerebral Palsy

OKAYASU Tsutomu

244 An Epidemiological Study of Family Onset for NF1

AGATA Toshihiko

245 A Case-control Study on Parental Occupation, Smoking and Superficial Congenital Malformations

KOMATSU Shoko

246 Relations between Caries Reduction in Children and Market Share of Fluoride Dentifrices

NISHIGAWA Mariko

247 Factors on the Conditions of Dental Caries Treatment in 36 Month-Old Children's Health Examination -Analyses by Gender-

GODA Keiko

248 Roles of a Health Center in Community Health Practice of a Municipality

YASUDA Nobufumi

249 Trends in Discharge-rates from Hospitals and Those Sex-differences

FUJITA Toshiharu

250 Comparative Studies among Mortality Statistics between Japan and England & Wales Since 1899

IIFUCHI Yasuo

251 Mortality of Atomic Bomb Survivors Exposed to Low-level Radiation

MINE Mariko

252 Survival Analysis of Cause Specific Mortality Rates and Health Examination Data among A-Bomb Survivors

HONDA Sumihisa

253 Time Trend and Aging Change of Japanese Body Frame

YAMAGUCHI Momoko

254 Does Walking Lower Total Mortality ? - Six-year Follow-up of Miyama Cohort -

MORIOKA Seiji

255 A Meta-analytic Review of the Effect of Exercise on Smoking Cessation

NISHI Nobuo

256 Self-evaluated Stress and Mortality in a Community

UTOGUCHI Kazuko

257 Effects of Selected Lifestyle Factors and Personality on Subsequent Mortality Rates

WAKAI Kenji

258 Epidemiological Study of Sexual Behavior and Eating Habits in Patients with Benign Prostatic Hypertrophy

NOMOTO Takeshi

259 Risk Assessment of Diabetes Mellitus by Long Term Observation

MIYAKAWA Michiko

260 Factors Associated with Hypertension and Diabetes Mellitus -Data from Japanese Male Workers-

FUTAMURA Azusa

261 Analysis of Risk Factors of Diabetic Macroangiopathy -By the Analysis of NIDDM Data of MSDM-

INADA Hiroshi

262 Relationship between Peripheral Circulation and Physical and Mental Activities among Healthy Elderly People

FUJIWARA Nakako

263 Associations between Personality in Early Adulthood and Social Activity Levels at Old Age

AOKI Rie

264 Influence of the Eyeground Change According to the Sheie's S Classification on the Depressive States of Elderly People

IHARA Kazushige

265 Study on "Longevity" of a Town in Yamaguchi Prefecture

SAKAMOTO Naoko

266 Genetic Factors and Environmental Factors for Bone Mineral Density and Bone Mineral Density Decrement Rate

YAMAGATA Zentaro

267 Association of Bone Mineral Density with Menopausal Status and Lifestyle

IDE Saburo

268 Effectiveness of Intensive and Usual Community-based Education for Bone Mineral Density

SUZUKI Takao

269 Relations between Serum Estrogen Levels and Bone Mineral Density

KASAMATSU Takahiro

270 Risk Factors Associated with Steroid-induced Osteonecrosis of the Femoral Head

HIROTA Yoshio

271 Evaluation of the Mass Screening for Lung Cancer by Means of the Population-based Cancer Registry

OKAMOTO Naoyuki

272 Reduction in Risk of Developing Colorectal Cancer in Advanced Stages by a Population Screening with Immunochemical Hemagglutination Test - A Case Control Study -

NAKAJIMA Michiko

273 A Prospective Follow-up Study of The Subjects Who Were Detected As Necessary To Have Further Medical Examination While Screening, Including Measurement of Anti-HCV Antibodies, for Liver Disease

MORI Mitsuru

274 Statistical Associations between Fluctuation of Liver Function Test Data and Liver Disorder

KONDOH Hisayoshi

275 Estimation and projection of HIV infections and AIDS cases in Tokyo, Japan - The second report -

KAWAMINAMI Katsuhiko

276 Phylogenetic Analysis of RFLP Pattern of TB Bacterial Isolates from the Japanese Patient Population

MORI Toru

277 Time-space Analysis of Influenza Epidemic

HONDA Yasushi

278 Smoking Prevalence among Nurses in Mie Prefecture, Japan

MINOWA Masumi

279 Relationship between Alcohol Drinking and Smoking Habits among Japanese Males

NAKAMURA Yoshikazu

280 Results of a Cohort Study of 30,000 People for 8 Years in the O City, Tochigi, Japan - Report 1 Effects of Smoking on Death -

OJIMA Toshiyuki

281 Relationship between Serum-thiocyanate and Death -By Nested Case-Control Study-

YOKOKAWA Hiroshi

282 Comparison of Food Intake between "Weighed Method" and "Approximate Quantity Method" 1.Food Group Intakes between "Weighed Method" and "Approximate Quantity Method"

IITOI Yoji

283 Comparison of Food Intake between "Weighed Method" and "Approximate Quantity Method" 2.Nutrients Intakes between "Weighed Method" and "Approximate Quantity Method"

IWASE Yasuhiko

284 Comparison of Food Intake between "Weighed Method" and "Approximate Quantity Method" 3.Food Group Intakes and Nutrients Intakes in Random Sampling Groups from Target Populations

KIMIRA Mitsuru

285 Survey on Dietary Habits of Workers

ISHIKAWA Toyomi

286 Study on the Life Style and Nutritional Status of the Residents in Korean Rural Area

KWON Tae-Bong

287 Green Tea, Coffee and Serum Lipids:A Study of Self-defense Officials

KONO Suminori

288 The Relationship between Children's and Their Parents' Serum Lipoprotein(a) Levels in Adult

GOTOH Tadao

289 Genetic Susceptibility of Serum Lipids to Lifestyle Exposures -Susceptibility Markers of Apolipoprotein Candidate Gene -

CHEN Hao

290 Relationship between Serum β-Carotene Level and Habits

YAGYU Kiyoko

291 The Relation between Passive Smoking and Serum β-Carotene Levels among Non-smoking Women

NISHINO Yoshikazu

292 Serum Levels of Carotenoids and Lipid Peroxides among Whites in the US, Japanese in the US and Japanese in Japan

ITO Yoshinori

特別発表抄録

会長講演　（演題番号 PL101）

特別講演　（演題番号 SL102）

日本疫学会奨励賞受賞講演
（演題番号 AL103～AL104）

シンポジウム
（演題番号 SY105～SY110）

PL101

会長講演

疫学から予防へ
ー私が歩んできた道

富永　祐民（愛知県がんセンター研究所）

[要旨]私は医学部を卒業して以来、今日に至るまで疫学・予防の道を歩んできた。その間に循環器疾患、環境汚染の健康影響、がんを対象疾患として疫学的研究を行ってきたが、対象疾患に応じて疫学的手法はそれぞれ異なっていた。私がこれまでに個人的に経験した疫学的研究を通じて疫学から予防への道を振り返ると共に、将来を展望したい。

大阪大学公衆衛生学教室・大阪府立成人病センター(1963.4-1967.6)

私は医学部の学生時代に肝硬変、肝臓がんなどの難治性肝疾患に興味を持っていた。学生時代のささやかな臨床経験から治療への道を断念し、予防への道を歩むことにした。そこで、医学部卒業後に大学院へ進み、公衆衛生を専攻した。大学院に籍を置きながら実際には大阪成人病センター集検第１部の小町喜男先生の下で脳卒中、虚血性心疾患などの循環器疾患の疫学と予防についての研究を行った。私は難治性肝疾患の背景にある低栄養に着目し、栄養と循環器疾患の関係を中心に研究した。栄養調査の方法にはいろいろあるが、いずれの方法にも問題があり、血液化学の測定により栄養診断を行うことを試みた。そこで、地域（大阪府八尾市、秋田県井川町など）と職域（大阪府か事業所従業員）を対象として、血清総コレステロール濃度、トリグリセライド濃度、総蛋白濃度を測定し、地域職種別比較を行うと共に、脳卒中（脳出血、脳梗塞）、虚血性心疾患と健常者（対照群）の値を比較した。その結果、虚血性心疾患群では血清総コレステロール値が健常群より高い傾向が確認されたが、脳卒中群と健常群の間に差はみられなかった。この成果を学位論文としてまとめた。

循環器疾患の疫学では一定の集団を対象として、定期的に循環器検診を繰り返し、受診者を管理指導しながら観察を継続し、長期的にコホート研究を形成する方法が使われていることが多い。さらに、複数の対象集団がある場合には循環器疾患の死亡率・発生率と検診所見、栄養調査結果などとの関係を調べる相関分析（生態学的研究）も行われてた。当時はまだ計画的な介入試験は行われなかった。

米国メリーランド大学医学部国際医学研究所・予防医学教室(1967.7-1973.12)

大学院を修了後、米国メリーランド大学医学部の国際医学研究所生物統計部（後に機構改革により予防社会医学教室の臨床研究部に変更）に留学し、循環器疾患、特に心筋梗塞患者を対象とした大規模な臨床試験(CDP; Coronary Drug Project)に従事し、循環器疾患の予後因子の

解析、臨床試験の方法論、生物統計について学び、経験した。

米国では虚血性心疾患が死亡原因の１位であるため、1960年代から薬物、食生活の改善などによる虚血性心疾患に対する介入試験が行われていた。米国では観察的研究から原因（リスクファクター）が明らかにされても直ちに、大々的な原因の除去、予防を企てず、介入試験を行って効果を確かめてから広く普及させるという実証的な方法がとられていた。

環境庁環境保健部(1974.1-1977.3)

米国から帰国後、厚生省を経て環境庁に勤務し、環境汚染による健康被害についての調査に従事した。ここでは最初に大気汚染などの原因がわかっており、その原因がどの程度健康に影響するかを明らかにするものであった。そのため、量ー効果関係(dose-effect relationship)、量ー反応関係(dose-response relationship)が重視された。また、四日市喘息の裁判などでは大気汚染と閉塞性肺疾患の因果関係を議論するに当たり、「法的因果関係」という考えが導入された。

一般に、環境汚染による健康被害を予防するためには発生源対策（大気汚染の除去など）を推進すればよい。具体的には、それぞれの汚染物質に対して健康への影響を防止し得るための「環境基準」が設定されている。

愛知県がんセンター研究所(1977.3-　)

1977年3月から愛知県がんセンター研究所疫学部に勤務した。一般に、がん疫学的研究においては循環器疾患の疫学的研究と異なり、血圧、血清コレステロール値などの中間指標的なリスクファクターがなく、一定の集団を対象としてがん検診を実施しても1000人の受診者から1名程度のがん患者が発見されるに過ぎないので、2-3千名程度の地域または職域集団のみでは研究対象となり難い。そのため、がんの疫学的研究では患者ー対照研究が使われることが多い。

愛知県がんセンター研究所疫学部においてはがんの記述疫学、相関分析（県単位、国単位など）を行うと共に、胆嚢・胆管がん、胃がん、大腸がんなどについて患者ー対照研究を行った。約10年前から地域住民、患者集団を対象として、肺がん、胃がんを主エンドポイントとしたコホート調査を行っている。

わが国では古くから平山らによる「計画調査」、広島、長崎の原爆被爆者を対象とした調査などが行われていたが、最近になり、文部省のコホート研究、厚生省の多目的コホート研究、環境庁のコホート研究など、いくつかの10万人規模のコホート研究が行われるようになった。また、がん予防のための小規模な化学予防試験も行われつつある。

がんの内、肺がんなどについては喫煙対策の推進により、肝臓がんなどではB型肝炎ウイルスやC型肝炎ウイルスの感染防止策などにより、１次予防が可能である。胃がんや大腸がんなどについても食生活の改善などによりある程度１次予防が可能であるとみられる。

SL102

Special Invited Lecture

SMOKING CONTROL IN ASIA

Professor Judith Mackay, FRCP(Edin), FRCP(Lon), FHKAM
Director, Asian Consultancy on Tobacco Control, Hong Kong

In spite of thousands of studies over four decades and clear knowledge that tobacco kills millions annually and has a considerable cost to the national economy, in most countries this information is not being translated into appropriate action to prevent and reduce the tobacco epidemic.

The epidemic is getting worse, not better: about 50-60% of men and 2-10% of women currently smoke in the Western Pacific, but it is the only World Health Organisation region where even per capita tobacco consumption is increasing.

The means to reduce the epidemic have also been known for decades: a comprehensive approach encompassing a scientific basis; government, community and media action; health education; legislation; and price policy. Universally, the product, its effects and the tobacco control measures needed are the same. The obstacles are also the same: the tobacco companies, lack of funding, preoccupation of governments with other health problems, doctors working mainly in curative care rather than in prevention, and medical societies placing funds, staff and other resources into research rather than into health advocacy.

Activities that can work include: data collection (used appropriately); legislation such as comprehensive bans on tobacco promotion, smokefree areas with financial penalties; bans on smokeless tobacco; tobacco tax increases; and a designated percentage of tobacco tax used to fund sports, arts and health promotion.

Activities that sometimes work include: national coordinating organisations; health education; advice on quitting: and litigation.

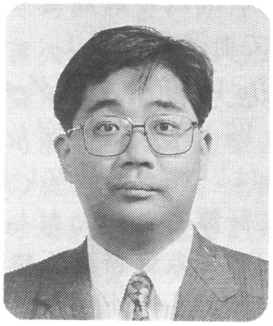
Activities that usually do not work are bans on sales to minors; health warnings; school health education on tobacco; voluntary agreements or simple bans on direct tobacco advertising; and quitting clinics (which cannot cope with the magnitude of the problem).
In addition, no country in Asia except Singapore is seriously addressing increasing smoking among girls in the region.

Over the last decade virtually all governments have implemented some useful tobacco control policies and measures. Although tobacco consumption will increase substantially over the next few decades, systems are being put into place that will eventually reduce the epidemic. There are many different ways in which the medical profession can contribute to preventing and reducing the tobacco epidemic-with action-orientated research, personal example, advice with quitting, and a media and advocacy role. Epidemiology alone is not enough.

日本疫学会（平成７年度）奨励賞受賞者

受賞された２名の方の氏名、現職および受賞業績は以下の通りです。

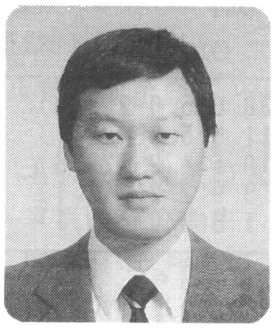
（五十音順、敬称略）



菊地正悟

（順天堂大学医学部衛生学教室　講師）

胃がんの一次予防、二次予防



橋本修二

（東京大学医学部健康科学・看護学科疫学・

生物統計学教室　助教授）

疾病（難病、エイズを含む）統計の

方法論に関する研究

AL103

日本疫学会奨励賞受賞講演

胃癌の一次予防、二次予防

菊地正悟（順天堂大学医学部衛生学）

胃癌のリスク要因として、ヒトの胃内に生息する細菌 *Helicobacter pylori*（以下 *Hp*）が注目されている。また、萎縮性胃炎のマーカーである血清 pepsinogen I および II（以下 PG I、PG II）の胃癌検診への導入が検討されている。多施設の協力によって、大規模な症例対照研究を行い、*Hp* と胃癌の関係、PG I と PG II（およびその比である I/II）の胃癌診断精度（敏感度・特異度）について検討した。

[**方法**]関東地区の 10病院の術前もしくは化学療法前の 20歳から 69歳の胃癌患者を症例とし、健診受診者をコントロールとした。対象者から同意を得て血清を収集し、Biomerica 社製の Pilika-Plate G Helicobacter を用いて抗 *Hp* IgG抗体を、ダイナボット社製の PepsonogenI/II Riabead Kits(単位 ng/ml)を用いて PG I とIIを測定した。*Hp* については＋以上を陽性とした。*Hp* と胃癌の関係については、対応させない症例対照研究によるオッズ比と人口寄与危険度割合を 10歳階級ごとに計算した。ただし、一般人口の *Hp* 陽性率には、対照の陽性率を用いた。PG I、PG II、I/IIの胃癌診断精度については、40歳未満と 40歳以上の 10歳階級ごとの男女別に早期癌もしくは進行癌と全対照もしくはX線で異常なしとされた対照を用いてROC曲線を描き、最適の敏感度・特異度とそのときのカット・オフ値を求めて胃癌検診への導入の是非を検討した。この検討は、表2に示す二段階方式の導入の是非決定手順のうち第一段階に相当する。

[**結果と考察**] *Hp* の結果を表1に示す。若い年代の胃癌ほどオッズ比、人口寄与危険度割合は大きかった。

表1． **Gastric cancer and *Helicobacter pylori***

Age group	Case	Control	OR(95% CI)	PAR%*
20-29	16(93.8%)#	200(28.0%)#	38.6(5.0-298.9)	91.3
30-39	116(89.7%)	202(43.1%)	11.5(5.9- 22.1)	81.9
40-49	108(92.6%)	199(54.3%)	10.5(4.9- 22.8)	83.7
50-59	182(90.7%)	204(71.1%)	3.9(2.2- 7.1)	67.3
60-69	226(88.9%)	202(81.7%)	1.8(1.0- 3.1)	39.5

*: **population attributable rsik %**, #: **n(seropositive %)**

血清 pepsinogen の胃癌診断精度のROC曲線による分析の結果では、若い年代ほど、また男性に比べて女性の方が精度が良かったが、敏感度・特異度が(80%, 80%)より良かったのは、男女とも 40歳未満だけであった。男性の 40歳未満、女性の 50歳未満では PG II が最も精度が良く、それ以上の年齢ではI/IIが良かった。全対照とX線で異常なしとされた対照では後者を用いた分析の方がやや精度が良かったが、大きな差は認められなかった。早期癌と進行癌では、女性の 50歳代で前者の方が10%程度精度が良かった他は、明らかな差は認められなかった。

表2　血清検査の癌検診への導入の是非の二段階方式による決定手順

第1段階　癌症例と検診受診者の対照について血清検査を行い、ＲＯＣ曲線によって最適のカットオフ値、敏感度・特異度（間接Ｘ線の代替に用いる場合）もしくは、敏感度を 90%-100% にするカット・オフ値とその場合の特異度（対象集約に用いる場合）を求める。この場合、症例については治療によって救命可能な進行度のものに限定して検討する必要がある。対象者の一部については2回以上血清検査を行い再現性についても検討する。

第2段階　**[間接Ｘ線の代替として用いる場合]**最適とされるカットオフ値によって実際に検診を試験的に行い、救命可能な癌が発見されて、その癌による死亡率が実際に減少するか否かを検討する。無作為割り付け法によって行うのが理想であるが、実現不可能な場合は、その癌による死亡例を症例、同一集団内の生存者を対照として試験検診受診歴を比較する症例対照研究を行う。第2段階においては検診間隔はどのくらいがよいかなども決定する。第2段階において有効と判定されれば、本格的な導入が可能であるが、この段階で死亡率がどのくらい減少するか明らかになるので費用便益分析による検討も必要である。**[対象集約に用いる場合]**偽陰性例の把握が可能な集団を対象として、敏感度を 90%-100% にするカット・オフ値を用いて対象の集約を行い、実際に偽陰性による見落としが少ない中で、期待される程度に対象の集約が可能であるか検討する。対象集約の場合は、対象集約⇨検診⇨精検⇨治療の検診システム全体で、どれだけ癌死亡減少効果があるかの検討も必要である。

[文献]

1. S Kikuchi et al. Serum pepsinogen as a new marker for gastric carcinoma among young adults. Cancer, 73(11), 2695–702, 1994.
2. S Kikuchi et al. Should age, sex, subjective symptoms in the stomach and past history of peptic ulcer be regarded in the evaluation of efficacy of serum pepsinogen values for use in gastric cancer mass-screening? Jounal of Epidemiology, 3(2),71–6, 1993.
3. S Kikuchi et al. Serum anti-*Helicobacter pylori* antibody and gastric carcinoma among young adults. Cancer, 75(12),2789–93, 1995.
4. 菊地正悟　血清ペプシノゲンの胃癌検診への導入について。消化器集検。印刷中。

[謝辞] 本研究は以下の先生方との共同研究である。（順不同、敬称略）
和田攻（東京大・医・衛生）、**黒澤美智子**、**稲葉裕**（順天堂大・医・衛生）、**中島聰總**（癌研・外科）、**小林理**、**岡本直幸**（神奈川県がんセ・外科、疫学）、**山崎達雄**、**安西春幸**（埼玉医科大・一外）、**菊一雅弘**、**久保啄自**、**西常博**、**平田泰**（三井記念・外科）、**森潔**（都立府中・外科）、**大浦慎祐**、**二川俊二**（順天堂大・二外）、**渡邊英章**、**溝渕昇**（順天堂大・一外）、**名川弘一**（東京大・一外）、**大谷麗二**、**貝瀬瑠璃子**（東京船員保険・内科、健管）、**小西敏郎**（東京大・二外）、**小堀鴎一郎**（国立国際医療セ）、**佐藤俊哉**（文部省統数研）、**佐藤博**（三高クリニック）、**江崎雄**（浅間総合・健管）、**市川尚一**、**佐藤信紘**（順天堂大・消内）、**三木一正**（東京大・一内）、**茗荷昭男**（ダイナボット株）.

AL104

日本疫学会奨励賞受賞講演

疾病（難病，エイズを含む）統計の方法論に関する研究

橋本修二（東京大学医学部健康科学・看護学科疫学・生物統計学教室）

【要旨】疾病統計の方法論的課題の中で、難病の全国疫学調査に基づく患者数推計に関する、いくつかの検討結果を取り上げた。患者数の区間推定方法を提示し、その推計上の前提を、特発性減少性紫斑病の全国疫学調査を例として吟味した。調査対象施設の限定による患者捕捉割合の目安を、医療受給者全国調査に基づいて与えるとともに、対象施設拡大に伴う標本設計を行った。

【はじめに】疾病統計に関する方法論的課題として、難病患者数の推計[1-5]、エイズなどの将来推計[6-11]、厚生省患者調査に関わる課題[12-16]など様々なものを取り上げてきたが、ここでは、難病の全国疫学調査に基づく患者数推計に関する、いくつかの検討結果を報告する。

【全国疫学調査】難病は一般に希少で経過が慢性という特徴があるゆえ、有病数算定の重要性が高い。これまでに、多くの難病の患者数が全国疫学調査により明らかにされてきた。その調査方法は通常、全国の 200床以上の一般病院と大学病院の対象難病関連の診療科を対象とする全数法であり（最近の変更は後述）、調査内容は一定期間内（通常１年間）にそれらの診療科を受診した調査対象難病の患者数と患者特性（性、年齢、病型など）である。

【患者数の推計方法】全国疫学調査は全数調査ではあるが、回収率60％前後が多いゆえ、未回収機関の患者数を推計する必要がある。別の情報がなければ「回収の有無と患者頻度は独立（無作為回収）」を前提にする以外ない。この前提の下では、患者数別の回収機関数は多項超幾何分布に従うとモデル化することができ、患者数の区間推定法が自然に構成できる。なお、患者数の点推定量は報告患者数を回収率で除したもので与えられる。適用例として、特発性血小板減少性紫斑病の全国疫学調査（1984年実施）の回収状況と患者数の推計結果を表１に示した。

【推計上の前提の吟味】患者数推計上の前提の吟味として、回収の偏りのないこと（回収機関と未回収機関の間で平均患者数に差がないことで、無作為回収の前提と実際上ほぼ同じとみてよい）を、特発性血小板減少性紫斑病の全国疫学調査を例として、同疾患の医療受給者全国調査資料（1984年度の受給者）を用いて検討した。大学病院と一般病院のいずれにおいても、回収機関の平均受給者数は未回収のそれより多いが、全機関の平均受給者数に対する回収機関のそれの比はおおよそ 1.0～1.1 程度であった（表２）。これは、回収機関の患者頻度が未回収機関のそれより多いという方向に偏るものの、その程度はごく小さいことを表している。すなわち、回収の偏りなしの前提の下で、患者数を推計しても過大評価程度は１割あるいはそれ以下であり、それほど影響が大きくないことを示唆している。

【調査対象施設の患者捕捉割合】全国疫学調査の対象施設は 200床以上の一般病院と大学病院に限られているゆえ、推計患者数も当然、その制約により過小評価となっている。そこで、その過小評価の程度の目安として、対象施設の患者捕捉割合を示すことが重要である。医療受給者全国調査から、対象施設の患者捕捉割合は、医療給付対象30疾患では、スモンと悪性関節リウマチを除けば、８割程度であることが示唆された。なお、全病院の患者捕捉割合は上記２疾患を除くと９割あるいはそれ以上であった。

【調査対象施設拡大に伴う標本設計】最近、全国疫学調査の対象難病は医療給付対象疾患以外にも拡げる必要が大きくなり、それに伴って、対象施設を 200床以上から全病院に拡大することが検討課題となった（診療所を対象に含めるのは施設の多さと頻度の低さから実際的ではない）。全病院を対象とすると、対象施設が３千から１万に増加し、実施の困難性が高い。そこで、医療受給者全国調査を基礎資料として、推計患者数の精度をある程度（真の患者数千人以上の難病で回収率50％として、標準誤差率10％）保ちながら、施設数を少なくする標本設計を試みた。抽出施設は大学病院と一般病院の病床 500床以上を全数、400～499、300～399、200～299、100～199と99床をほぼ同数（各々 300施設程度で、全体で２千施設）とすることが、医療給付対象疾患の多くについて最良に近いことが示唆された。実際に、胎児性水頭症の全国疫学調査に本標本設計を適用した結果、回収率77％、患者数の95％信頼区間 770～1250人とおおよそ予定精度を保持できることが確認された。

【文献】 1)橋本修二ほか，日本公衛誌，1990；37(9)． 2)同，日本公衛誌，1991；38(11)． 3)同，J Epidemiol，1991；1(1)． 4)同，日衛誌，1992；47(4)． 5)同，公衆衛生研究，1993；42(2)． 6)同，J Epidemiol，1991；1(1)． 7)同，公衆衛生研究，1991；40(3)． 8)同，公衆衛生研究，1991；40(4)． 9)同，公衆衛生研究，1992；41(4)． 10)同，日本公衛誌，1993；40(10)． 11)同，日本公衛誌，1993；40(12)． 12)同，厚生の指標，1992；39(8)． 13)同，厚生の指標，1992；39(11)． 14)同，厚生の指標，1994；41(6)． 15)同，厚生の指標，1994；41(11)． 16)同，厚生の指標，1995；42(2)．

本研究は多くの方々との共同研究であり、関係各位に深甚の謝意を表します。

表１　特発性血小板減少性紫斑病の推計患者数

回収状況	一般病院		大学関連病院		計
	内科	小児科	内科	小児科	
対象診療科数	1,590	1,091	283	93	3,057
回収診療科数	972	582	141	66	1,761
回収率（％）	61.1	53.3	49.8	71.0	57.6
報告患者数	1,755	970	774	360	3,859
推計患者数	2,900	1,800	1,600	500	6,700
信頼下限	2,700	1,700	1,300	400	6,300
信頼上限	3,100	2,000	1,800	600	7,200

表２　特発性血小板減少性紫斑病の全国疫学調査の回収状況別，受給者数

病院の種類	全国疫学調査回収状況（内科，小児科）		診療科数	受給者数	平均受給者数	平均受給者数比#
一般病院	（◎，	◎）	718	1,473	2.05	1.05
内科と	（◎，	×）	604	1,228	2.03	1.04
小児科	（×，	◎）	440	803	1.83	0.93
あり	（×，	×）	412	747	1.81	0.93
	計		2,174	4,251	1.96	1
一般病院	（◎，	－）	311	114	0.37	1.07
内科のみ	（×，	－）	192	59	0.31	0.89
	計		503	173	0.34	1
一般病院	（－，	◎）	3	31	10.33	1.33
小児科のみ	（－，	×）	1	0	0.00	0.00
	計		4	31	7.75	1
大学病院	（○，	◎）	103	599	5.82	1.02
内科	（○，	×）	54	329	6.09	1.07
（３～６科）	（△，	◎）	115	583	5.07	0.89
と小児科	（△，	×）	54	351	6.50	1.14
	計		326	1,862	5.71	1
大学病院	（○，	◎）	26	92	3.54	0.92
内科	（○，	×）	3	9	3.00	0.78
（１，２科）	（△，	◎）	12	57	4.75	1.23
と小児科	（△，	×）	0	-	-	-
	計		41	158	3.85	1
大学病院	（◎，	－）	2	7	3.50	2.10
内科	（×，	－）	7	8	1.14	0.69
（１科）	計		9	15	1.67	1

◎：回収、○：50％以上回収、△：50％未満回収、×：未回収

#：計の欄の平均受給者数に対する比

SY105

シンポジウム：疫学から予防へ

シンポジウム司会者の言葉

名古屋大学医学部予防医学教室
大野　良之

名古屋市立大学医学部公衆衛生学教室
徳留　信寛

健康事象の時間的・空間的な頻度と分布を調べ、特定要因と健康事象との関連を検討するのが疫学であるので、疫学のなかには自ずと疾病発生の予防の概念が内包されている。しかし、今回、富永祐民会長が、あえて「疫学から予防へ」というメインテーマをかかげられたのは、これまでの疫学研究が、多くの場合、宿主・環境要因の究明までで自己満足していたことに対するご指摘ではないかと考える。

疾病は宿主要因と環境要因との交互作用のもと、多要因・多ヒット・多段階の機構を経て、多遺伝子変化の蓄積の結果として生ずる。疾病発生機構の観点から、宿主要因は興味深い研究対象ではあるが、宿主要因のなかには回避できないものが多い。疾病発生の予防の視点からは、介入不可能な宿主要因ではなく、コントロール可能な環境要因の究明、疾病発生リスク上昇要因の回避及び低下要因の積極的受容の勧奨、行動変容への介入、無作為割付臨床試験の展開などのほうが重要と思われる。

今学会の特別講演や第3回疫学会セミナーで取り上げられる喫煙は、がんに限らず、循環器・呼吸器疾患や多くの成人病・健康事象と関連した最大の生活要因である。ところが、今日においても、その最終的疾病発生メカニズムが解明されたとは言い難い。しかし、断煙・禁煙により、タバコ関連疾病の予防は可能である。すなわち、疾病発生機構が完全に明らかにされていなくても、疾病発生の予防は可能であることを意味する。われわれ疫学者は、常に疾病発生メカニズムを視野に入れながら、疾病発生の予防及び健康維持・増進に関する疫学研究・実践及びその評価を指向したいものである。

今回のシンポジウムでは、がん、循環器、難病、感染症、老人保健のそれぞれの分野の第一任者から、当該分野における疫学研究の動向と今後の展望などについてご講演いただく。その後、特に、疫学から予防、予防の実践、実践の評価などを中心にした総合討論を行う予定であるので、会員諸氏もディスカッションに積極的にご参加いただきたい。

SY106

シンポジウム：疫学から予防へ

がんの予防を考える

渡辺昌、祖父江友孝、水野正一*、金城芳秀、後藤公彦
国立がんセンター研究所がん情報研究部、東京都老人総合研究所*

[要旨] がん予防として伝統的な二次予防から、生活習慣の改善を主とした一次予防の重要性が認識されてきた。さらに食品中の化学物質をもちいた、より積極的な介入研究も始められている。これら手段によりどれくらいがんを減らせられるかという事を論じる。また、効果的ながん対策のためには経済的側面を分析せねばならない。たばこを例として提示する。

がん予防が受け入れられるためには倫理的側面、生活変化の受け入れ等の問題もある。これら諸点を総合的に整理した。

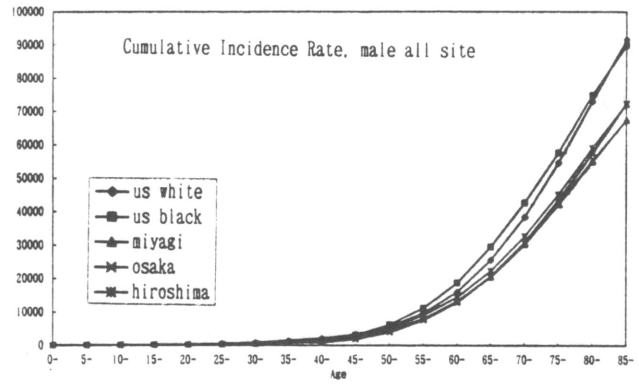
[目的] がん予防は検診主体の二次予防からがん化を防ぐ、あるいは遅らせるという一次予防へと転換期にあるように思われる。がんの出来方は千差万別であり、一次予防もがん化の理論に沿った科学的なアプローチが必要である。がん予防にまつわる問題点を整理し、将来のがん対策に反映させることを目的とした。

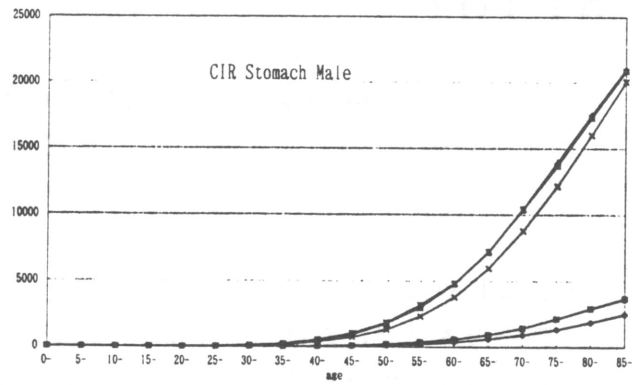
[方法] 発がんモデルに基づいて既存の疫学データ、実験データからどれくらいがん予防が可能か、ということを検討する。ウイルスや細菌の感染が関係するがん、たとえばＨＢＶ、ＨＣＶによる肝がん、ＨＰＶによる子宮がん、ＥＢＶやヘリコバクターによる胃がん、ＨＴＬＶ－１による成人Ｔ細胞性白血病、ＨＩＶ感染後のリンパ腫などは感染対策によって一次予防が可能になる筈である[1)]。また喫煙習慣に代表されるように、生活習慣が発がんに関係するものとして、たばこと肺がん、アルコールと口腔咽頭がん、食道がん、結腸がん、肝がんなどがある。一方で植物中のがん抑制効果のある化学物質の発見によって日本人の食習慣が結腸がんや乳癌、前立腺癌の頻度を低くしていたという可能性が濃厚になった。これら要因を発がんモデルにとりこみ、どれだけ一次予防が可能かということを推計する。推測の指標として生涯累積がん罹患率を用い、米国白人および黒人、国内では宮城、大阪、広島のがん登録データをもとに計算した。

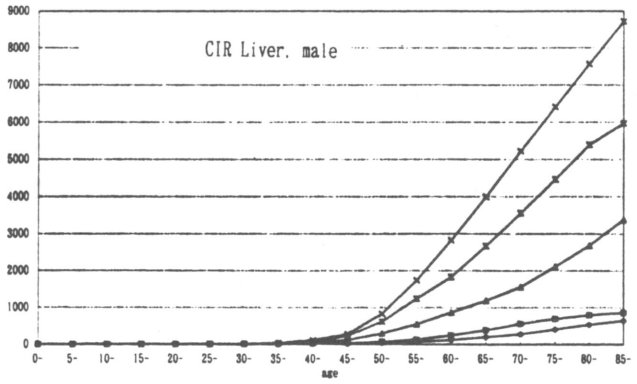
また、がん対策として予防を取り上げる際には対費用効果の問題も避けられない。たばこ対策が進まない理由にたばこ産業の生み出す利益がある。たばこをめぐる経済的側面を産業連関表を用いて計算した。

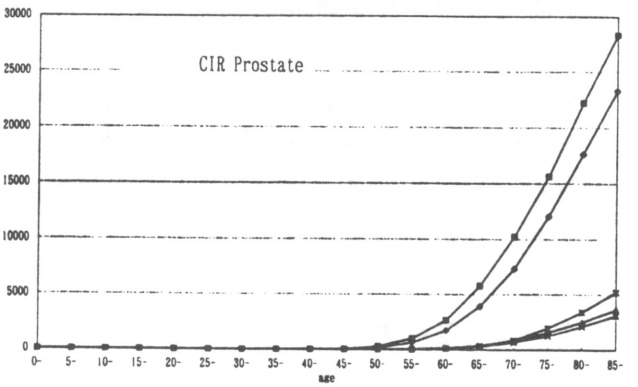
[結果および考案]

全がんおよび主要部位のがんについて生涯累積がん罹患率を描くと図のようになる。男性においては75-79歳の累積罹患率は45%程度で米国男性の55%に近い。日本の女性は男性の半分程度である。しかし、このカーブはがんの種類によっていくつかのパターンに分けられる。胃癌は日本が高く米国との差がきわめて大きいが、前立腺がんでは逆に米国が高い。乳癌も日本人のパターンは前立腺がんと同じく米国より低い。がんの地域差は日本国内でもかなり認められるが、肝がんの累積罹患率は大阪、広島、宮城と地域差が大きい。これら結果はがん予防の手段も地域によって優先順位をつけて対策に反映させ









ねばならないことを意味している。

植物中の化学物質のがん予防に関する研究はベータカロチンのように実際に臨床試験に入っているものもある。しかし、フィンランドの研究のように量が大すぎると生体にとってかえって有害となる可能性もある。私達は現段階ではむしろバランスのよい食事でコントロールした方が良いと考えている。この点に関しても問題点を論じたい。

伝統的がん予防であった二次予防、検診の効果は病期別生存率、無病期間などがんの成長時間との関係を考えねばならない[2)]。また、一次予防と二次予防の優劣を考える際にはI/D比やリラックスした生活などの指標も必要であろう。

良い例はたばこである。たばこは嗜好や依存症、医療費との関係で論じられることが多かったが、経済分析で興味ある関係がわかった。たばこ本業に加え、税金、関連産業、運輸業、広告業などすべてたばこ産業に関わる利益internal economyは１９９０年の時点で２兆８千億円であるが、外に生じる不利益external diseconomyは医療費、休業補償、保険など５兆６千億円となり、国民全体の余分に負担すべきコストは２兆８千億円になることが明らかになった。このような視点もこんごのがん対策には必要と思われる。

[文献] （1）渡辺昌、日本人のがん:ICD-Oデータ付き、金原出版、東京、１９９５

（2）Watanabe S, Tominaga S, Kakizoe T. Cancer Treatment and Survival, Gann Monograph Cancer Research No43, Japan Scientific Societies Press, 1995

SY107

シンポジウム：疫学から予防へ

疫学研究を基にした循環器疾患予防対策

小西　正光（愛媛大学医学部公衆衛生学）

Ⅰ．はじめに

昨年の本学会におけるメインテーマは、『実践を重視した疫学研究』であった。このようなテーマを掲げた背景には、最近の疫学研究の方向が、情報処理に重点がおかれるあまり、地に足のついた疫学研究が軽視されがちであることを憂えたものと受け止めている。予防対策は、疫学研究の成果を基にしてなされなければならないが、その疫学研究が、実践的な調査を通じてなされたものでなければ、折角の対策も十分な効果をあげることができないであろう。いいかえれば、疫学研究は、公衆衛生活動を実践するなかで、疫学的手法を駆使して、その活動に科学的な根拠を与えるものでなければならない。

わが国における循環器疾患の疫学研究と予防の歴史は、そのことをわれわれ公衆衛生関係者に教えている。

Ⅱ．循環器疾患の疫学研究の歴史

わが国の循環器疾患の特徴は、脳卒中の多発にあり、昭和30年代においては死因の第1位を占めていた。しかし、その当時、わが国の循環器疾患の研究は、欧米諸国の流れを受け、研究の主題は狭心症、心筋梗塞を中心とする虚血性心疾患におかれ、動脈硬化の成因についての研究は主として脂質代謝異常に向けられ、高脂肪食の影響が、動脈硬化の発症を促すことが強調された。わが国の脳卒中の発生要因についても、当時の大多数の循環器病研究者の考えは、高血圧のみならず、高脂血症が関与すると考えていた。この学説は当時の欧米、とくに米国の疾病構造、あるいは食生活を含めた社会環境よりみれば、極めて当を得たものであった。しかし、環境のまったく異なるわが国において、その実態を充分に把握する前に、欧米諸国の知見をそのまま受け入れたことに、大きな問題があった。

わが国の実態を解明する疫学研究は、戦前からその基礎があったが、昭和30年代の後半から、小町喜男先生を中心とするわれわれの疫学研究グループが中心となって、各地でモデル地区を設定し、本格的な実態調査が始まった。そして、脳卒中の発生要因の解明のために、従来からのわが国において実施されてきた調査方法以外にも、新しい臨床的技術や欧米諸国の疫学調査方法をも積極的に導入するとともに、ＷＨＯ国際共同研究や国内における共同研究が相次いで実施された。昭和50年代からは、分析疫学の時代に入り、多変量解析などの情報科学的な手法や病理学的、生化学的な方法を導入し、わが国の循環器疾患のリスクファクターが検討された。このような、日本人を対象とした一連の疫学研究において、わが国における脳卒中の多発の背景として、低栄養や過重労働などのわが国の在来型の生活環境の関連が強く浮かび上がってきた。そして、それまで言われていた欧米諸国の成績とは異なり、脳出血の発生には、血清総コレステロール値の低値が関与すること、わが国の脳梗塞の大部分は、血清総コレステロール値との関連がみられないことが明らかになった。このような疫学研究の結果が、ただちにモデル地区における脳卒中予防対策に

取り入れられ、予防活動が精力的に展開された。

わが国において積極的に展開された脳卒中予防対策は、全国の脳卒中死亡率を著しく減少させるといった輝かしい業績をあげた。この成果は、外国の成績を元にしてうちたてられたものではなく、わが国の脳卒中多発の原因をわが国独自の疫学研究により解明することによって得られたものである。

Ⅲ. 循環器疾患予防対策の歴史

わが国の脳卒中についての疫学研究の成果を受けて、全国各地のモデル地区において科学的な根拠に基づいて高血圧管理、栄養改善などを中心とする脳卒中予防対策が実施された。その結果、脳卒中の発生率、死亡率の著しい低下を認め、さらに長期間にわたって対策を実施した地域においては、脳卒中による寝たきり患者数の減少までみられるようになった。このようなモデル地区における対策を普遍化し、一般化していくためには、疫学的な評価が必要となる。しかし、脳卒中を減らすことが社会的に重要な課題であったために、これらの対策の多くはコントロール地区を設けていない。これは、疫学研究はあくまでも予防を目的としたものであり、研究のための研究であってはならないという考えをつらぬいた結果である。このため、疫学的に対策の効果を評価することが難しく、全国的にも脳卒中死亡率が低下しているなかで、これらの成果が対策によるものであることを疑問視する向きもみられた。しかし、コントロール地区をおいて評価する方法に比べるとはるかに多大の努力と工夫を必要としたが、対策前後の比較や、周辺地域との比較などにより、予防対策が有効であることを証明した。そのことが根拠となって、予防対策は全国的な規模にまで普及し、脳卒中予防特別対策、循環器疾患予防重点地区対策へとつながり、さらに老人保健法による保健事業の実施へと発展した。

最近では、日本人のライフスタイルも大きく変化し、脳卒中予防対策の普及とも相まって、循環器疾患の疾病構造も大きく変貌しつつある。最近の疫学研究によれば、わが国においても、一部の集団において虚血性心疾患の増加傾向がみられ、その背景に近代型ライフスタイルの関与がしだいに認められるようになった。今後の循環器疾患予防対策は、虚血性心疾患の予防も視野に入れた対策を考えていく必要がでてきた。

Ⅳ. おわりに

われわれは、地域・職種を異にする各地の集団を対象として経年的な疫学調査を行い、脳卒中と生活環境との関連を解明してきた。また、疫学研究の成果を実際の地域における脳卒中予防対策に還元し、対策の成果を疫学的に実証した。このように、予防対策の発展のためには、地域住民の生活のなかに溶け込んで、その生活環境、生活習慣、健康状態、疾病罹患状況などを疫学的な手法により正確に把握し、その結果に基づいて予防活動を展開し、その成果を疫学的に評価するとともに、そこで出てきた問題点をさらに疫学的に解明していくといった取り組みが重要である。地に足のついた疫学研究と予防は、表裏一体のものであるといえる。

SY108

シンポジウム：疫学から予防へ

難病－疫学から予防へ－

永井正規（埼玉医科大学公衆衛生学）

【要旨】難病について、疫学、予防対策の歴史と将来を展望した。難病対策２０年の節目を越え、疫学が難病対策に貢献することへの期待は大きい。疫学が果たすべき課題は実態把握、原因究明、対策評価である。実態把握の方法論、システムは順調に確立の方向に向っている。原因究明、対策評価の面では飛躍的な発展が望まれる。

１．難病の概念

難病とは何か、という定義はない。広辞苑では「なおりにくい病気」である。厚生省が１９７２年に「難病対策要綱」として、(1)原因が不明で、治療方法が未確立であり、かつ、後遺症を残すおそれの少なくない疾患、(2)経過が慢性にわたり、単に経済的な問題のみならず、介護等に著しく人手を要するため、家庭の負担が重く、また精神的にも負担の大きい疾患、を取り上げ、対策を推進することとした。難病とは、この概念によって行政的に選定される疾患である。

２．厚生省の難病対策

厚生省の難病対策は①調査研究の推進②医療費自己負担の解消③医療施設の整備④地域保健医療の推進である（④は１９８９年に追加）。特定疾患調査研究は１９７２年に多発性硬化症、スモン、重症筋無力症、ベーチェット病、全身性エリテマトーデス、再生不良性貧血、サルコイドーシス、難治性の肝炎の８疾患８班で始まり、１９７５年には４０疾患４０班に広げられた。医療費自己負担解消を図る疾患（特定疾患治療研究対象疾患）は１９７２年にはスモン、重症筋無力症、ベーチェット病、全身性エリテマトーデスの４疾患であったが、順次追加されて１９７５年には１５疾患となった。医療費の支給方法も当初は入院患者に対して自己負担分の一部を支給するものであったが、１９７８年からは入院通院を問わず、自己負担分を国と都道府県が負担するものとなった。治療研究対象疾患は調査研究で取り扱っている疾患のうち、診断技術が一応確立し、かつ難治度、重症度が高く、患者数が比較的少ないため公費負担の方法により受療を促進しないと原因の究明や治療方法の開発等に困難をきたすおそれのある疾患の中から選定される。治療研究事業の医療受給者は１９８３年7.８万、１９９０年２０万、１９９３年２７万である。

１９９５年現在、特定疾患調査研究として４４の研究班が組織され、特定疾患治療研究対象疾患としては３６疾患が選定されている。調査研究各班が対象として取り上げている疾患の数は、分類法にもよるが、１５０を越えている。

３．疫学研究（班）の歴史

１９７２年に８疾患８班で始まった調査研究の当初から、疫学研究の必要性は認識され、班、疾患を横断する形で厚生省疫学調査協議会を作り、対象疾患の頻度、分布に関する調査を行った。１９７６年には「難病の地理病理学的環境科学的研究」班（班長：植松稔教授）が発足、１９７９年に「難病の疫学調査研究」班と改称され１９８２年以後、班長が青木國雄教授、柳川洋教授、大野良之教授へと引き継がれ、疫学研究が継続されている。

これまで行われてきた主な疫学研究課題は、頻度・分布の調査及び調査方法の開発、患者の実態調査、患者対照研究、コホート研究、臨床疫学、病理疫学、費用便益・費用効果分析などである。

頻度・分布の調査として、有病率（患者数）を把握するために全国の病院からの抽出調査を行う全国調査、人口動態死亡統計による死亡率調査、患者調査、治療研究医療受給者調査資料を利用した有病率調査が継続的に行われている。また、いくつかの地域、職域での罹患調査も行われた。患者対照研究は特発性間質性肺炎、再生不良性貧血、特発性大腿骨頭壊死、潰瘍性大腸炎、ベーチェット病、全身性エリテマトーデス、ビュルガー病、後縦靭帯骨化症等、多くの疾患について実施され、成果を得た。

4．難病疫学研究の役割

青木國雄班長は昭和６２年度研究業績報告書の中で研究班の目標に次の６つをあげている。１．厚生行政の基本となる各種難病の全国並びに各地域、集団での頻度・分布とその動向を明らかにする。２．これらの情報から難病の自然史、疫学特性を把握し、難病研究の指針とする。３．可及的多くの情報をデータ・ベース化して今日および将来の研究に備える。４．難病の発生要因をさぐり発生機序を解明するとともに効率的な予防対策確立の資とする。５．臨床医と協力して診断基準の評価、治療効果や医療全体の評価をする。６．これらの研究を通して疫学研究法の開発をすすめる。疫学研究の目的、役割として要約すれば、実態把握（記述疫学）、原因究明（分析疫学）および対策評価ということになるだろう。データ・ベースの整備、診断基準の作成、研究方法の開発はそのための手段である。

柳川洋班長は平成４年度研究業績集の中で今後の課題として、１．他の（臨床）研究班との密接な協力体制を作る、２．各班との協力によるサーベイランス体制を確立する、３．医療受給者の協力を得て、臨床疫学研究を系統的に進める、等をあげている。既存統計資料や受給者の資料の利用、全国調査方法の確立により、有病者数の推計や性、年齢等の基本的特性を明らかにする実態把握は順調に進められている。しかし、原因究明（それによる一次予防の方策）、対策の評価の面での課題は残されていることを示している。

5．難病の特徴と疫学の課題

難病は「なおりにくい」だけでなく、慢性に経過し、発症時点が明確でないという特徴も持っている。また、診断が難しく、発症から確定診断までに時間がかかりやすい。この特徴は、分析疫学（原因究明）を難しくするものである。このために、発症以前の曝露の確認が困難になる。難病の多くは発生頻度が低いが、これは研究対象を得にくいということだけでなく、重要な問題点を示唆している。循環器疾患やがんのような成人病は、頻度が高く、嗜好や食習慣などの広く行き渡った曝露要因が危険因子であると考えることに合理性があるが、低頻度の疾患の場合、危険因子への曝露もごく低頻度に起っているものであるのかもしれない。また、いわゆる「多因子原因説」は、一般論としてあらゆる疾患に当てはまるにしても、難病の場合はがんや循環器疾患の場合より、少数の特異的な因子の役割が強いのではないかとも考えられる。こうなると、危険因子についての明確な仮説がないときに行う、探索的な研究をがんや循環器疾患の疫学研究で採用されるような、広く行き渡った曝露要因について行うことは効果が期待しにくいことになる。難病の分析疫学研究を進めるにあたっては、（多くの患者に接する臨床家による直感的な）特異的な仮説が有効であると期待されるが、あるいはこれが不可欠であるのかもしれない。

6．予防への道

患者の実態把握のための方法、システムは順調に確立の方向に向かっている。治療研究対象疾患については医療受給者情報の有効活用、非対象疾患では定期的な全国調査が有効であろう。この結果は二次予防、三次予防の基本となり、行政施策に生かされる。さらにこれは記述疫学的特性が明らかになるという点で一次予防、原因究明の足がかりになりうるものである。原因究明を目指すためには「臨床家との密接な協力による疫学研究」が必須である。治療研究事業と調査研究事業の有機的連携を図ることができれば難病の疫学研究、特に予防への道が開けるだろうと考える。

SY109

シンポジウム：疫学から予防へ

疫学から予防へ：感染症

田島和雄（愛知県がんセンター研究所疫学部）

【要旨】国内外の感染症流行の時代的変遷に鑑み、最近になって注目されている腫瘍ウイルスや免疫不全ウイルスに焦点をあて、その流行動態、病原体の特性、伝播経路と予防方法、慢性感染後に終焉病態として起こってくる腫瘍や免疫不全への対処、などについて疫学的視点から紹介する。

【はじめに】感染症の疫学とその予防対策について検討する場合、主原因である病原体の種類、それを取り巻く環境要因、さらに宿主側の特性について把握しておく必要がある。感染症は病状の進展速度により急性型と慢性型とに分けられるが、ここでは対応が複雑な慢性感染症に注目してみたい。また、病原体も寄生虫、細菌、リケッチア、ウイルスと種々あるが、現在最も注目されているウイルス、特に腫瘍ウイルスや免疫不全ウイルスに力点をおいて、その予防対策のための疫学的戦略について日本での現状をふまえて考究してみたい。

【感染症の変遷】日本でもかつて猛威を振るっていた小児の麻疹やポリオ、老人の生命を脅かすインフルエンザなどはウイルスの病原性も強く流行動態も明確で、効果的ワクチンも開発され流行モニターも可能となり、保健行政の場で十分に対応可能となってきた。また、コレラなど病原性の極めて強い細菌感染症の流行に対しても防疫対策は十分に確立されている。昔から難病として恐れられていた結核やレプラは、現在でも国際的問題がないとは言えないが日本においてはすでに克服された断言できる。近年になって新たな衛生問題として注目されてきた感染症はその病原体が腫瘍ウイルスや免疫不全ウイルスなのである。

【腫瘍ウイルスと免疫不全ウイルス】ヒト腫瘍に関連しているウイルスには、肝炎ウイルスＢ型（ＨＢＶ）、同Ｃ型（ＨＣＶ）、ヒトＴ細胞白血病ウイルス（ＨＴＬＶ）、ヒトパピローマウイルス（ＨＰＶ）、エプシュタイン・バルウイルス（ＥＢＶ）などがあり、それぞれ肝細胞がん（ＨＣＣ）、Ｔ細胞白血病・リンパ腫（ＡＴＬ）、子宮頸癌（ＵＣＣ）、鼻咽がん（ＮＰＣ）などの原因となっている。さらに、後天性免疫不全症候群（エイズ）の原因であるヒト免疫不全ウイルス（ＨＩＶ）は今世紀末になって突然蔓延し始め、今や世界中の人達の脅威の対象となってきた。

【日本での流行動態】国内外での各疾患の流行動態を眺めてみると、ウイルスの特性により地理分布や民族分布に著しい特徴が見られる（表参照）。国内では、ＨＣＣが九州や大阪、ＡＴＬは九州西南部や南四国、ＵＣＣは西日本、一方ＮＰＣは日本人には少なく、隣国の中国で蔓延している。かつてエイズは中央アフリカや米国、欧州、南米ブラジルなどを中心に流行してきたが、最近になって世界保健機関（ＷＨＯ）が予防対策の力点をアジア地方に移してきたように、東南アジア諸国におけるＨＩＶの流行は予断を許せない。近い将来におけるアジア地方でのエイズ患者の続出は国際的な医療問題となるであろう。当然のことながら日本人にとっても他人事ではなくなってきた。エイズサーベイランス委員会における最近の報告によると、日本国内におけるＨＩＶの異性間感染が増えており、しかも外国人の日本における感染が報告されており、日本のエイズ問題も深刻化してきた。

【流行要因と予防対策】ウイルス関連腫瘍は主原因であるウイルス感染のみならず、腫瘍化

にはそれを助長するいくつかの因子が関与している。また、宿主の特異的な免疫応答も重要である。予防対策としてはウイルス感染の一次予防が最も重要で、ＨＢＶ、ＨＣＶ、ＨＴＬＶなどのように血液を介して水平感染するウイルスに対しては輸血の管理が効果的である。また、垂直感染としての母子感染に対しては、ＨＢＶはワクチン、ＨＴＬＶは授乳管理が効果を上げている。ＮＰＣの原因となっているＥＢＶは世界中に広く分布しているので、病原ウイルスの感染予防以上に腫瘍プロモーターの疫学的管理が重要と考えられる。ＨＰＶは男女間の性行為感染が主な伝播経路と考えられるので、その予防対策にはＨＩＶと同様に行動科学的的アプローチが重要である。特に、ＨＩＶについては現在でも特効薬がなく致命的な免疫不全症状を起こしてくるので、若年者に対する性行動などへの介入による予防対策は急務と考える。

【まとめ】腫瘍ウイルスや免疫不全ウイルスに焦点をあて、感染症の疫学と予防対策における主眼点を紹介してきた。一般に、感染症を効率的に予防していくためには、対象疾患の流行動態の把握、病原体の同定、伝播経路と潜伏期間の解明、病原体の特性に適した防疫対策の策定、など段階的対応が必要である。しかし、腫瘍ウイルスの場合には感染症よりも終焉病態としての腫瘍発生が問題であり、その対策は一般的な感染症と異なる。エイズの場合には終焉病態としての免疫不全、それが原因となる重篤な二次感染症、さらに悪性腫瘍の併発と問題は深刻である。熱帯地方の開発途上国で未だに猛威を振るっているマラリア、結核、レプラなどの感染症、開発国において脅威の対象となっている腫瘍ウイルスや免疫不全ウイルス、この世界の感染症の複雑な二重構造が２１世紀における感染症対策の焦点となっている。

各腫瘍ウイルスの疫学的特徴

比較項目（略名）	白血病ｳｲﾙｽ HTLV-I	肝炎ｳｲﾙｽ HBV(HCV)	ｴﾌﾟｼｭﾀｲﾝ・ﾊﾞｰﾙｳｲﾙｽ EBV	ﾊﾟﾋﾟﾛｰﾏｳｲﾙｽ HPV
ｳｲﾙｽ関連腫瘍	白血性ﾘﾝﾊﾟ腫	肝細胞がん	鼻咽頭がん	子宮頸部がん
関連感染性疾患	脊髄症(HAM)	慢性肝炎、肝硬変	伝染性単核球症	－
地理分布：ｳｲﾙｽ	限局	広域	広域	広域
：腫瘍	日本、ｱﾌﾘｶ ｵｾｱﾆｱ、中南米	ｱｼﾞｱ、ｱﾌﾘｶ地域	中国南部	ｱｼﾞｱ、ｱﾌﾘｶ 中南米、欧州
好発民族、人種	日本人、黒人	ｱｼﾞｱ人、黒人	中国人	特になし
ｳｲﾙｽと因果関係	明確、極強	明確、強	明確、弱	明確、弱
特異性	きわめて強い	やや強い	やや弱い	やや弱い
他の関連要因	寄生虫症	ｱﾌﾗﾄｷｼﾝ	塩蔵魚	混合感染
	HLA型	喫煙、飲酒	植物性促進物質	早婚、喫煙
感染危険度	中等度	高(中等度)	高	高
感染源	Tﾘﾝﾊﾟ球	体液内抗原	鼻咽頭上皮細胞	性器抗原
感染経路　母子	授乳	経産道(不明)	唾液	経産道
性交	男→女	男＝女	男＝女	男＝女
輸血	＋	＋	－	－
危険感染時期	新生・乳児期	小児期(全年齢)	乳児期、思春期	小児・青年期
感染者の性差	男＜女	男＝女(男＞女)	男＝女	男＜女
効果的感染予防（感染経路）	授乳管理（垂直）	ワクチン(不明)（垂直・水平）	困難（水平）	ｺﾝﾄﾞｰﾑ使用（水平）

SY110

シンポジウム：疫学から予防へ

疫学から予防へ.　5 老人保健

柴田　博（東京都老人総合研究所）

【要旨】
疫学の観察型研究の成果を、老人保健という施策に活用するためには介入研究を経なければならない。本論では疫学の老化研究への応用における問題点、介入研究の枠組み、そして老人保健の目標について述べることにする。

【1．疫学の老化研究への活用】

疫学の扱う対象は、時代と共に大きく変わってきた。しかし、基本的には「疾病の分布と規定要因」を解明するための方法であることの特徴を色濃く残している。もっとも簡単なモデルはベースラインの変数（独立変数）と転帰（従属変数）の関係より成り立っている。従属変数として疾病の代わりに障害をもってきてもこの関係に大きな違いはない。

一方、老化の研究はこれでは成り立たない。Strehler（1962）が定義したように、老化は普遍的であり、特殊的である疾病と大きく異なっている。言い換えれば、老化は全ての人に起こる現象である。したがって、老化の観察はベースラインの変数を繰り返し測定することによって成り立っている。疾病の疫学と大きく異なるモデルが必要となる。

検体などを保存できる医学的な観察は別として、操作的な概念としての社会・心理学的尺度など、長期縦断観察に耐える妥当性が求められる。また、測定精度（たとえば変動変数）は、縦断的な変化を特定しうるレベルに保たれる必要がある。

老化のモデルに関して、従来疫学が用いてきた因果律に基づくモデルが適合するか否かにも問題がある。仮に体の老化→心の老化、あるいは心の老化→体の老化のようなことが生体の中で起こっていても、体と心の老化がどちらか先に起こっているかを特定できないとすれば、因果律のモデルは使えない。体と心の老化は同時に起こるというモデルが必要となる。

老化の研究に関して、その観察方法により得られたデータにかかわる要因が異なっており、それは各観察方法のバイアスともなる（表1）。ここに食習慣の加齢変化に関する例を示す。図1は、国民栄養調査の結果による年齢と油脂・肉の摂取の関連の横断成績である。高い年齢で高摂取群は減少した。図2、3はわれわれの同じ食習慣の縦断観察である。加齢による摂取低下は認められない。観察方法によりこれだけ違う。表1での極端な低下はBrith-cohort effectのためであり、表2の変化の方向はPeriod effectのためである。そのことは、われわれは国民栄養調査という Time-lag survey を通じて認識できるのである。

表1　老化研究の各観察方法への影響要因

	影響要因
横断観察	Age effect + Birth-cohort effect
縦断観察	Age effect + Period effect
Time lag survey（定点観測）	Birth-cohort effect + Period effect

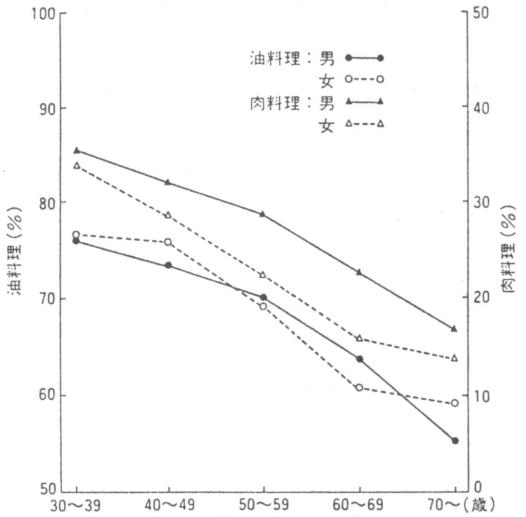


図1．日本人の年齢階級別の肉料理・油料理の高摂取群頻度（資料；昭和55年国民栄養の現状）

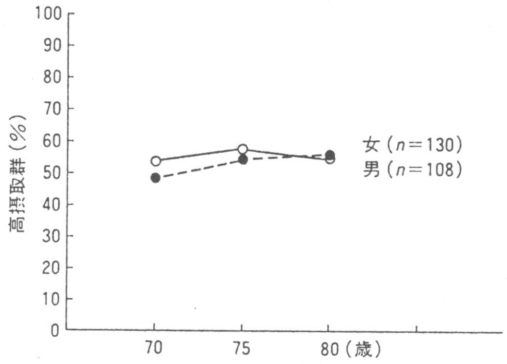


図2．食品摂取の縦断変化（小金井市における70歳～80歳の老人）（肉類）

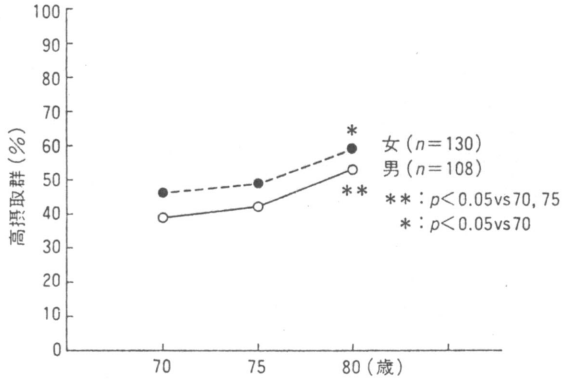


図3．食品摂取の縦断変化（小金井市における70歳～80歳の老人）（油脂類）

表2　老化制御のための介入枠組み

1．　食育
2．　体育
3．　知育
4．　物的環境

【2．介入研究の枠組み】

老化の要因も老化の現象もきわめて学際的である。したがって、老化への介入研究はきわめて学際的とならざるを得ない。これまでの老化の介入研究は少し、虚弱になってきた高齢者の生活機能の改善を認めたアメリカの FICSIT の研究があるのみである。

しかし、本当に必要なのは、健常な高齢者への老化の制御を目的とする介入研究である。その枠組みは表2のようなものと考えられる。われわれは、シルバーマンションの住民に関して、4の物的環境を除く介入研究を行っているが、その成果について簡単に述べる。

【3．老人保健の目標】

1984年、WHOが「老人の健康の妥当な代替物は生活機能における自立である」と提言して以来、老人保健の目標の一つは生活機能に関する自立の維持である。しかし、本格的な高齢社会に入りつつある今日、老人保健の目標は Productivity におくべきと考えられる（表3）。

中年期までの健康の目標は主として致命的な疾病自身あるいはその危険因子の早期発見である。したがって、健康へのアプローチは分析的（要素還元的）、言い換えるとネガティブ（あらさがし）となる。しかし、高齢者に関しては残存機能や Productivity を評価してその維持・増進を考えるのであり、アプローチは統合的、言い換えればポジティヴになるべきである。

老人保健の基礎データを得るための疫学研究も、従属変数には個別疾患ではなく総死亡率（あるいは逆の余命）、さらに生活機能をもってこなければならない。

そのような観点から行ってきているわれわれの研究は、これまでの疫学研究の成果とは別のものを生み出してきている。

表3　老人保健の目標

生活機能の自立	→	Productivity
1．ADLの自立		1．社会的自立
2．Instrumantal ADLの自立		2．相互扶助・ボランティア活動
3．社会的自立		3．家政（調理など）
（上から下へとﾚﾍﾞﾙが上がる）		（1～4のﾚﾍﾞﾙ差はない）

参考文献
1. 柴田博編著：老人保健活動の展開．医学書院、1992.
2. 柴田博、芳賀博、長田久雄、古谷野亘編著：老年学入門、川島書店、1993.
3. 柴田博、藤田美明、五島孜郎編著：高齢者の食生活と栄養、光生館、1994.

総会口演抄録

（演題番号 201～211）

201

禁煙が循環器疾患に及ぼす影響に関する疫学的研究

佐藤眞一、北村明彦、木山昌彦、岡村智教、内藤義彦、中川裕子、飯田　稔
（大阪府立成人病センター集検Ⅰ部）小町喜男（大阪府立公衆衛生研究所）

【要旨】都市勤務者、男について、循環器疾患発症の危険因子としての喫煙の位置づけを確認し、禁煙した者の所見の変化を観察した。喫煙は、虚血性心疾患、脳梗塞に共通の危険因子であったが、禁煙者のリスクは、喫煙経験のない者のリスクと有意な差を認めなかった。禁煙者は、禁煙後に体重の増加を認めたが、これに伴う血圧値等の上昇は、喫煙者のレベルから喫煙経験のない者のレベルへの上昇程度と考えられた。

【目的】欧米での研究により、喫煙は、虚血性心疾患の危険因子として明らかとされている。循環器疾患の発生・死亡のみならず、がんの発生あるいは死亡に及ぼす影響を含めて、禁煙乃至喫煙防止が、集団に対して重要な健康増進のための施策であると考えられている。

一方、我が国では、現在までのところ、禁煙乃至喫煙防止の必要性については、主としてがんの発生あるいは死亡に及ぼす影響に関する研究の成果により示されてきており、循環器疾患との関連については、まだ未整理の部分がある。これは、我が国では、循環器疾患発生の危険因子として喫煙が検出されたのが、昭和５０年代に至ってからの成績が初めてであることによると考えられる。

我々は、すでに大都市勤務者集団を対象に、喫煙が虚血性心疾患の危険因子であることを解明したが、今回、同じ対象において、虚血性心疾患および脳卒中の危険因子としての喫煙の位置づけを改めて確認し、他の危険因子との重みの比較を行った。また、禁煙した者の所見の変化を観察することにより、禁煙による循環器疾患発生のリスクの変化を検討した。

【方法】

１．虚血性心疾患および脳卒中の危険因子の検討

1979～86年に大阪府立成人病センターの循環器検診を受診した者のうち、発症の追跡がほぼもれなく行える企業の従業員、男、40～59歳をコホートとして1991年まで追跡した。転退職、死亡および循環器疾患の発症者は、その時点で追跡終了とした。発症の確認は既報の通りである。

２．禁煙した者の所見の変化の検討

①禁煙前後の所見の変化

大阪府立成人病センターの循環器検診を受診した大都市勤務者、男のうち、1985年から94年の間に、連続する２回の検診（約１年間隔）の間に禁煙した者（以下、禁煙群）を抽出した。喫煙状況の把握は問診にて行い、検診時点で３か月以上喫煙していないと答えた場合を禁煙とした。対照として、1985年から94年の間に禁煙したという情報のない喫煙継続者（以下、喫煙群）と喫煙したという情報のない継続非喫煙者（以下、非喫煙群）を、喫煙者と所属集団、年齢（±２歳）をマッチさせて、それぞれ１：１で抽出した。禁煙者の禁煙前後、およびそれに対応した検査時期における対照２群の体重および肥満度、血清総コレステロール値、血圧値を検討した。身長・体重は、下半身の下着と検診着のみ着けて測定し、肥満度はＢＭＩで算出した。血清総コレステロール値は、ＣＤＣの脂質標準化プログラムにより、この間全て比較可能であることが保証されている。血圧値は、日本循環器管理研究協議会で定めた方法で聴診法で求め、１回目の値を用いた。

②禁煙後の所見の長期推移

大阪府立成人病センターの循環器検診を受診した大都市勤務者、男のうち1985年から89年、90年から94年の連続５回の検診を受診した者から、５回とも喫煙経験なしと答えた者（非喫煙継続群）、５回とも喫煙していると答えた者（喫煙継続群）、初年度は喫煙していると答えたが２年度以降禁煙していると答えた者（禁煙継続群）を抽出して、各年度の所見を比較した。検査方法は①と同様である。

【結果と考察】

１．虚血性心疾患および脳卒中の危険因子の検討

コホートは、6401人で構成された。平均観察期間は 7.9年で、観察期間内に発症した循環器疾患は79例であった。疾病別の発生数を喫煙状況別に表１に示す。脳卒中は禁煙群からの発症を認めなかった。多重ロジスティックモデルを用いて多変量解析を行った結果を表２に示す。虚血性心疾患、脳梗塞の共通の危険因子として検出されたものは、喫煙量、血清総コレステロール値、最大血圧値であった。これらは全循環器疾患に対しても危険因子として検出された。なお、例数が少ないため表示していないが、脳出血では血清総コレステロール値は負の危険因子として検出されており、全循環器疾患とした場合に血清総コレステロール値の回帰係数が小さいのはこのことによると考えられる。多変量解析の結果から、虚血性心疾患発症に対する喫煙区分別のリスク比を求めた結果を表３に示す。禁煙者のリスク比は喫煙者のリスク比の半分であり、非喫煙者のリスク比と有意な差を認めなかった。

２．禁煙した者の所見の変化の検討

①禁煙群は1403人であった。結果を図１に示す。平均して 1.5kgの体重の増加を認め、血圧値、血清総コレステロール値の有意な上昇を認めた。しかし、喫煙者は、非喫煙者に比し、ＢＭＩ、血清総コレステロール値、血圧値は有意に低い。このため、血圧値については、禁煙者は、禁煙前の喫煙者のレベルから、禁煙後は非喫煙者のレベルまで上昇したに過ぎない。ただし、ＢＭＩ、総コレステロール値につ

いては非喫煙者のレベルを越えて上昇を認めた。

②非喫煙継続群が1484人、喫煙継続群が4372人、禁煙継続群が97人であった。結果を図2に示す。観察初年度の年齢の平均は3群間で差を認めなかった。禁煙継続群の禁煙前から禁煙後1年までの所見の変化量は、①の検討成績と差を認めなかった。禁煙継続群における体重は、経過年数とともに増加するが、その変化量は禁煙前から禁煙後1年までが最も大きく、その後は非喫煙継続群、喫煙継続群における増加と差を認めない。同様に、血清総コレステロール値、血圧値の上昇も禁煙前から禁煙後1年までを除き、非喫煙継続群、喫煙継続群における増加と差を認めなかった。

血清総コレステロール値、血圧値の上昇は、循環器疾患の発症確率を上げる方向に働く。そこで、この変化を加味して1．に示した循環器疾患の多変量解析から禁煙による発症確率の変化を計算しても、毎日20本の喫煙者が禁煙した場合、虚血性心疾患、脳梗塞の発症確率は半減していた。

すなわち、禁煙に伴って、体重の増加により血清総コレステロール値、血圧値が上昇したとしても、禁煙による低下作用の方が大きく働き、循環器疾患の発症確率は低下すると考えられる。

表1 喫煙区分別にみた循環器疾患発症者数（平均7.9年追跡）

喫煙区分 観察者数（人）	非喫煙 1072	禁煙 1404	1～9 327	10~19 1067	20~29 1379	30本以上 1152
心筋梗塞	0	3	0	11	10	8
労作性狭心症	2	3	0	1	3	5
脳出血	2	0	1	0	2	2
脳梗塞	3	0	0	2	8	7
分類不能の脳卒中	0	0	1	2	0	3

表2 循環器疾患発症の危険因子

疾病 発生数（人）	全循環器疾患 79	虚血性心疾患 46	脳梗塞 20
喫煙量（本）	0.0376**	0.0268*	0.0463**
飲酒量（合）	0.1186	-0.1889	-0.0265
血清総コレステロール値(mg/dl)	0.0150**	0.0201**	0.0159**
血清HDLコレステロール値(mg/dl)	0.0375**	-0.0641**	-0.0037
最大血圧値（mmHg）	0.0254**	0.0173*	0.0275**

ロジスティック回帰による回帰係数βを表示
*:p<0.05　**:p<0.01

表3 喫煙区分別にみた虚血性心疾患発症のリスク比

	リスク比	95%信頼区間
非喫煙	1.0	—
禁煙	2.252	0.452～11.221
1～24本	4.288	0.960～19.149
25～34本	4.610	1.030～20.622
35本以上	5.743	1.269～25.998

飲酒量、血清総コレステロール値、血清HDLコレステロール値、最大血圧値を共変量として補正

図1 禁煙前後の検診所見の比較（喫煙状況の変わらなかった者を併記）
1985～1994年、循環器疾患（大阪受診者）、禁煙後3か月～1年、男、1403人の解析
喫煙者、非喫煙者は、年齢（±2歳）、所属集団をマッチして、1：1で抽出

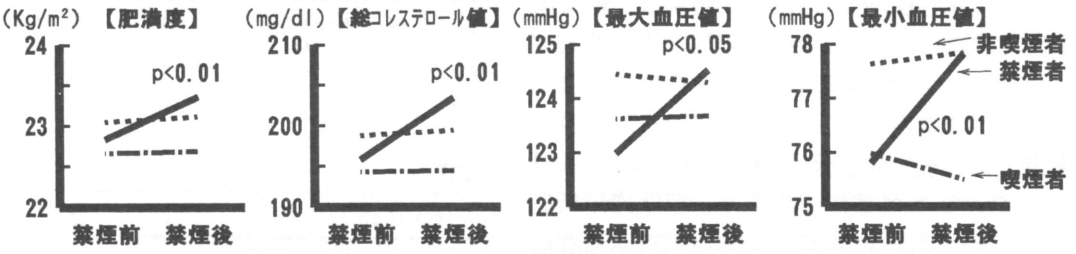
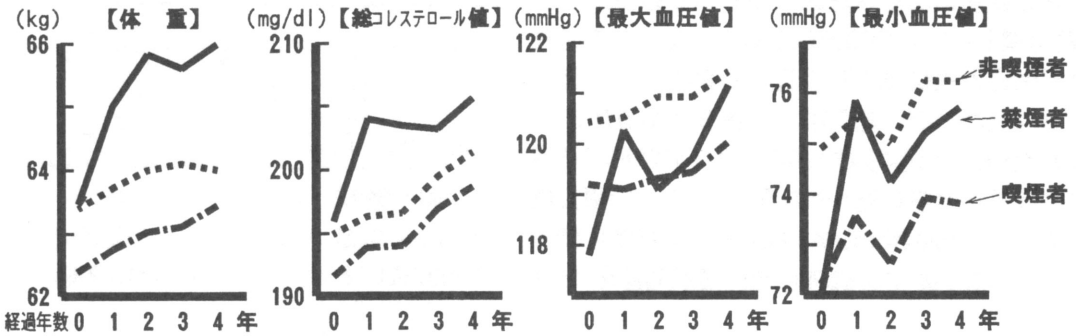


図2 禁煙後の検診所見の推移（喫煙状況の変わらなかった者との比較）
1985年、1990年より、それぞれ4年間追跡、循環器検診（大阪）受診者
初年度から次年度にかけて禁煙した者と喫煙状況の変わらなかった者との比較



202

健全な加齢を促進する生活習慣に関するコホート研究

辻　一郎、カトリーヌ・ソバジェ、西野善一、深尾　彰、久道　茂（東北大・医・公衆衛生）、前沢政次（涌谷医療福祉セ）

［要旨］高齢になっても身体機能の衰えない「健全な加齢」を促進する要因を明らかにするため、地域住民コホートの6年間の観察により、健全な加齢を果たしている者と果たせなかった者との間で、ベースライン調査時の回答を比較した。その結果、糖尿病・心疾患・脳血管疾患のないこと、非喫煙・喫煙中断、活発な運動習慣、適度な睡眠時間、配偶者がいること、生きがい感があること、数多くの種類の食品を摂取することが有意に健全な加齢を促進する要因であった。

［目的］加齢に伴う心身機能の低下は万人に等しく起こるものではない。むしろ、高齢になっても機能が衰えない者も少なくない。そのような高齢者を「健全な加齢」を果たしている者と定義し、地域住民コホートの6年間の観察により健全な加齢を促進する生活習慣を同定し、高齢者における健康増進と障害予防の可能性を明らかにする。

［方法］対象は宮城県W町住民で昭和63年に文部省青木班コホート研究ベースライン調査に回答した者のうち当時60歳以上であった者2247名である。彼らに対し、平成6年8月に身体機能（身体的日常生活動作：Barthel Index、手段的日常生活動作：老研式活動能力指標、激しい労作・運動：Rosow-Breslau Scoreを一部改変）に関する自記式調査を実施した。

これら全てに自立している者を「健全な加齢を果たした者」と定義し、1つ以上の項目で障害のある生存者とこの間の死亡者の双方を「健全な加齢を果たせなかった者」と定義した。両群間でベースライン調査時の回答（既往歴・生活習慣・食品摂取頻度・心理社会的要因など）を多重ロジスティック回帰分析により比較し、健全な加齢を促進する要因を明らかにした。この場合、健全な加齢をCaseとしたので、得られたオッズ比が1を越す場合は、その要因が健全な加齢を促進することを意味するものである。

［結果と考察］6年間の追跡状況を表1に示した。死亡率は年齢とともに増加し、同じ年齢階級では男性の死亡率が高かった。転居は2％程度であった。

生存者1906名のうち1742名（91％）から平成6年調査の回答が得られた。そのうち、上記3指標に回答洩れのあった226名（13％）は、健全な加齢に関する判断ができないため、除外した。分析対象の1516名における健全な加齢の頻度を表2に示した。健全な加齢の頻度は、男女とも年齢とともに低下したが、同年齢階級では男性の方が高かった。

食品以外の各変数と健全な加齢との間で危険率5％未満で有意な関連を示した項目の粗オッズ比（性・年齢階級のみで補正）を表3左欄に示した。健全な加齢と有意な関連がなかった項目は、肥満度、朝食の習慣、規則的な食事時間、過去5年の基本健康診査受診歴、外科手術の既往、ストレス感であった。有意な関連のあった項目について、個々の因子の影響を相互

表1　コホートにおける追跡状況

［男性］

昭和63年時の年齢	死亡	生存	転居
60～69歳　(N=595)	10.6%	87.4%	2.0%
70～79歳　(N=317)	25.2%	72.6%	2.2%
80歳以上　(N= 71)	50.7%	47.9%	1.4%

［女性］

昭和63年時の年齢	死亡	生存	転居
60～69歳　(N=775)	4.0%	93.7%	2.3%
70～79歳　(N=404)	13.1%	84.7%	2.2%
80歳以上　(N= 85)	34.1%	63.5%	2.4%

表2　生存者の中で健全な加齢を果たしている者の頻度（性・10歳階級別）

昭和63年時の年齢	男性	女性
60～69歳	58.5%	36.5%
70～79歳	32.9%	15.7%
80歳以上	19.2%	2.0%

表 3　健全な加齢と関連する因子の odds ratio (OR) と 95% confidence interval (95% CI)

変数名 (reference group)			crude OR (95%CI) [a]	adjusted OR (95%CI) [b]
昭和 63 年時の年齢				
	70～79 歳	(60～69 歳)	0.28 (0.22 - 0.36) [c]	0.30 (0.22 - 0.39)
	80 歳以上	(60～69 歳)	0.06 (0.03 - 0.14) [c]	0.05 (0.02 - 0.13)
性	男性	(女性)	2.03 (1.64 - 2.51) [d]	3.09 (2.06 - 4.63)
既往歴	高血圧なし	(あり)	1.39 (1.12 - 1.73)	1.27 (0.99 - 1.62)
	糖尿病なし	(あり)	3.28 (1.92 - 5.62)	2.82 (1.59 - 5.00)
	心疾患なし	(あり)	1.66 (1.06 - 2.59)	1.71 (1.03 - 2.87)
	脳血管疾患なし	(あり)	5.57 (1.92 - 16.17)	5.74 (1.27 - 25.99)
飲酒歴	なし	(あり)	1.09 (0.71 - 1.67)	0.92 (0.65 - 1.30)
	飲酒中断	(あり)	0.45 (0.33 - 0.62)	0.48 (0.30 - 0.76)
喫煙歴	なし	(あり)	2.07 (1.45 - 2.97)	2.16 (1.44 - 3.23)
	喫煙中断	(あり)	1.32 (0.94 - 1.85)	1.71 (1.16 - 2.50)
運動習慣	週 1～2 時間	(なし)	1.39 (0.94 - 2.06)	1.38 (0.91 - 2.10)
	週 3 時間以上	(なし)	1.83 (1.33 - 2.51)	1.70 (1.21 - 2.41)
睡眠時間	7～9 時間 (7 時間未満または 9 時間超)		1.51 (1.21 - 1.89)	1.45 (1.13 - 1.87)
配偶者	あり	(離別・死別)	9.96 (1.31 - 75.54)	8.31 (1.06 - 65.39)
余暇活動	あり	(なし)	1.58 (1.27 - 1.98)	1.23 (0.94 - 1.59)
生きがい感	あり	(なし)	1.80 (1.43 - 2.27)	1.40 (1.07 - 1.83)

オッズ比が 1 を越す場合は、その要因曝露が健全な加齢を促進することを意味する
a) 性・年齢階級で補正　b) モデル内の全変数で補正　c) 性で補正　d) 年齢階級で補正

表 4　健全な加齢に関する食品摂取頻度の odds ratio (OR) と 95% confidence interval (95%CI)

変数名 (reference group)			OR	95%CI
肉・魚類	2 種以上	(未満)	1.25	(0.96 - 1.64)
乳製品	2 種以上	(未満)	1.31	(0.92 - 1.87)
野　菜	5 種以上	(未満)	1.26	(0.94 - 1.68)
果　実	3 種類	(未満)	1.60	(1.09 - 2.37)
米　飯	3 杯以上	(未満)	1.29	(1.00 - 1.67)
味噌汁	3 杯以上	(未満)	1.39	(0.83 - 2.32)

に補正したオッズ比を表 3 右欄に示した。有意に健全な加齢を促進したものは、糖尿病・心疾患・脳血管疾患の既往のないこと、非喫煙・喫煙中断、活発な運動習慣、適度な睡眠、配偶者がいること、生きがい感があることであった。飲酒に関しては、中断者で健全な加齢のオッズが有意に低下したが、疾患などのために飲酒を中断した者による影響が考えられた。

食品摂取頻度では、肉・魚類（豚・鶏など 5 種）、乳製品（牛乳・チーズなど 4 種）、野菜（緑色・黄色・トマトなど 13 種）、果実（3 種）の各々で週 3 回以上摂取する食品の種類の数、1 日当たり米飯・味噌汁摂取量に関して、性・年齢階級の影響を補正したオッズ比を表 4 に示した。果実では摂取する種類が多いことが有意に健全な加齢を促進した。同様の傾向は他の食品にも見られた。米飯・味噌汁とも、1 日 3 杯以上食べている者で健全な加齢のオッズ比が増加する傾向にあった。

死亡者と生存者の間について同様の分析を行った結果、女性、各種疾患の既往のないこと、肥満のないこと、適度な飲酒、適度な睡眠などが生存のオッズ比を有意に増加させた。運動、配偶者がいること、余暇活動、生きがい感は生存のオッズ比を上げたが、その影響は有意でなかった。非喫煙は健全な加齢、長寿ともに促進させたが、喫煙に対する非喫煙のオッズ比は前者で 2.07（表 3）、後者で 1.18（生存を Case とした）と、非喫煙は寿命を延ばす以上に健全な加齢を促進する要因であった。医学の究極の目標は「不老長寿」であるが、不老（健全な加齢）の促進因子と長寿の促進因子とは必ずしも一致しなかった。寿命延長に加えて高齢者の老化（心身機能障害）予防に向けた取組みの必要性が明らかとなった。

203

骨密度変化に影響を及ぼす要因の検討
ー　コホート調査より　ー

○吉村典子、森岡聖次、笠松隆洋、橋本　勉
和歌山県立医科大学・公衆衛生学教室

【要　旨】 和歌山県一山村における骨密度のコホート調査から地域住民の腰椎骨密度の経年変化と、骨密度変化に影響を及ぼす要因について検討した。その結果腰椎骨密度の３年間の変化率は総数で男性 -0.84％、女性 -2.61％の骨量の減少がみられた。さらに骨密度を低下させる要因と推定されるのは、安定剤服用、牛乳を飲む頻度が低い（男性）、小魚を食する頻度が低い（女性）、腰椎骨X線写真において骨萎縮がある、閉経、閉経後年数が短いことがあげられた。

【目的】

地域住民の腰椎骨密度の経年変化を明らかにし、骨密度変化に影響を及ぼす要因について検討することを目的とした。

【対象および方法】

和歌山県の一山村美山村において、1988年12月末現在の住民台帳に基づき40～79歳の住民1543人（男性716人、女性827人）を対象にコホート集団を設定し、文部省「コホート研究による発がん要因の評価に関する研究」班（班長；青木國雄）と同一の125項目からなる日常生活習慣に関する自記式留置質問票調査を行った(ベースライン調査)。このうち40～79歳の男女各年代50名、計400名をほぼランダムに選び、1990年骨粗鬆症予防検診として問診票調査、腰椎X線撮影、医師による診察、骨密度調査を実施した。さらに1993年に骨密度の追跡調査として、再度、同一対象者に骨密度測定及び問診票調査を行った。

初回調査、追跡調査とも骨密度測定には、Dual energy X-ray absorptiometry（Lunar-DPX：以下DXA）を用い、測定部位は腰椎L2-4前後像、および大腿骨近位部（Femoral Neck, Ward's Triangle, Trochanter）を測定した。

3年間の腰椎骨密度変化率は以下の式で計算した。

$$\text{変化率（\%）} = \frac{1993\text{BMD}-1990\text{BMD}}{1990\text{BMD}} \times 100$$

BMD：腰椎Ｌ2-4骨密度

このうち年に3%以上の著しい骨密度の低下を示すものをfast bone losersとし、その割合を求めた。

次に骨密度変化に影響を及ぼす要因を検討するために、重回帰分析（ステップワイズ法）をおこなった。その際、目的変数として腰椎骨密度の変化率を、説明変数には、ベースライン調査、骨密度調査時の問診票調査、X線撮影検査から、初回測定時身長、体重、初回骨密度値、既往症（骨折、糖尿病、胃切除）、服薬（安定剤、カルシウム剤）、飲酒、喫煙、運動習慣、食生活習慣（牛乳、小魚摂取頻度）、慈恵医大式骨萎縮度分類を選び、女性にはさらに出産回数、授乳の有無、月経状況、閉経後年数を加えて検討した。

【結　果】

初回調査時における対象者（男性200名、女性200名）のうち、経年変化を観察し得たのは355名（男性170名、女性185名）であった（表1）。

表1.　性・年代別対象者

年齢	総数	男性	女性
総数	355	170	185
40-49	90	41	49
50-59	91	45	46
60-69	93	46	47
70-79	81	38	43

解析から除外されたものの内訳は、死亡10名（男性８名、女性２名）、転出５名（男性３名、女性２名）、調査時不在　25名（男性18名、女性７名）、比較読影不適５名（男性１名、女性４名）であった。

解析可能な355名の背景要因として初回

測定身体特性の平均値（標準偏差）を総数でみると、身長は男性161.4（6.7）cm、女性148.4（6.0）cm、体重は男性57.6（9.1）kg、女性49.1（8.3）kgであった。初回測定骨密度平均値（標準偏差）は腰椎L2-4で男性1.105（0.205）g/cm^2、女性0.956（0.234）g/cm 2、Femoral Neckは男女の順に0.871（0.143）、0.740（0.147）g/cm^2、Ward's Triangle 0.736（0.174）、0.625（0.184）g/cm^2、Trochanter 0.809（0.139）、0.660（0.142）g/cm^{2}であった。この集団における腰椎骨密度の3年間での変化率を性、年代別にみると、男性40歳代-0.53%、50歳代-0.40%、60歳代-1.07%、70歳代-1.53%となった。女性は40歳代から順に、-1.53%、-4.34%、-2.26%、-2.36%となり、骨密度の変化率は男性総数では3年間で-0.84%であったのに対し、女性では総数で-2.61%の減少がみられた（図1）。またfast bone losersの割合は男性で2.4%（4名）、女性で9.7%（18名）であった。

次に骨密度変化に影響を及ぼす要因について検討した。まず検討に用いた各項目の出現頻度をみると、既往歴では骨折ありのものが男性41.2%、女性18.4%、服薬では安定剤の服用が男性5.3%、女性9.2%にみられた。飲酒率は男性68.8%、女性18.9%、喫煙率は男性50.6%、女性4.9%であった。運動に関して運動習慣のあるものは男性31.8%、女性16.2%、牛乳を週3日以上飲むものは男性42.3%、女性51.4%、小魚を週3日以上食するものは男性47.7%、女性54.6%にみられた。腰椎X線フィルムの診断から慈恵医大式骨萎縮度分類で正常または初期と診断されたのは男性63.6%、女性43.8%であった。さらに出産歴のある女性の割合は96.2%、授乳歴ありのものは89.2%、閉経していると答えたのは81.1%であった。

重回帰分析の結果、腰椎骨密度変化率との偏回帰係数が有意であったのは、身体特性項目では女性の初回測定時身長、体重、服薬では男女とも安定剤の服用歴、食生活要因では男性の牛乳を飲む頻度、女性の小魚を食する頻度であり、X線診断項目からは慈恵医大式骨萎縮度分類が男女とも有意であった。さらに女性においては閉経、閉経後年数も偏回帰係数が有意となった（表2、3）。

【考　察】

今回、コホート集団からサンプリングし、地域の代表性を確認した集団の骨密度をDXAによって測定、追跡するという精度の高い方法をとることによって、地域住民の腰椎骨密度の経年変化を明らかにすることができた。縦骨密度変化に生活習慣要因が深く関与していることが明らかになった。

図1.腰椎骨密度の変化率（3年間）

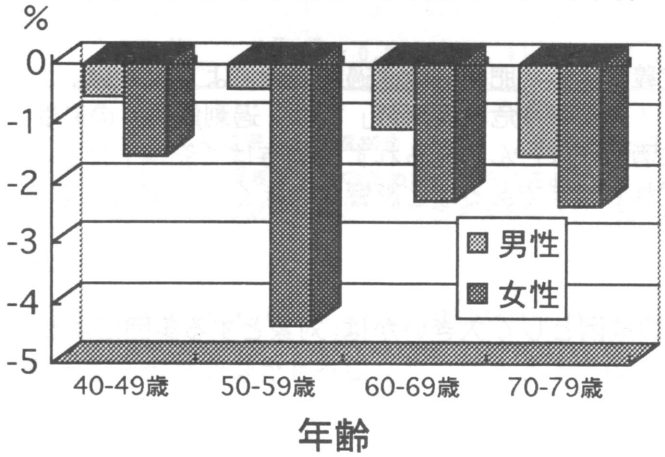


表2.　骨密度変化に影響を与える要因（男性）

	偏回帰係数	標準誤差	t値	検定
安定剤をのむ	-4.6924	1.3407	-3.5001	**
牛乳回数/週	0.3041	0.1087	2.7980	**
慈恵医大分類	-1.1670	0.3681	-3.1700	**
定数項	0.8572	0.8613	0.9952	

R^2=0.15228　　**；p＜0.01

表3.　骨密度変化に影響を与える要因（女性）

	偏回帰係数	標準誤差	t値	検定
初回身長	-0.1965	0.0863	-2.2777	*
初回体重	0.1749	0.0583	2.9984	**
安定剤をのむ	-2.8458	1.3408	-2.1224	*
小魚回数/週	0.3782	0.1871	2.0213	*
慈恵医大分類	-1.2018	0.5550	-2.1654	*
閉経	-1.8875	0.6535	-2.8884	**
閉経後年数	0.1032	0.0373	2.7383	**
定数項	0.8572	0.8613	0.9952	

R^2=0.17741　　**；p＜0.01、*；p＜0.05

204

地域一般集団における「高血圧」の成因
－肥満，過剰飲酒の人口寄与危険度割合－

中山健夫，横山徹爾，陳浩，清野富久江，岩岡浩子，M．ザマン，
田中平三（東医歯大・難研疫学），吉池信男，岩谷昌子，松村康弘，
杉山みち子，山口百子（国立健栄研究所・成人健栄部）
柳元和，伊達ちぐさ（大阪市大公衛）

【要旨】地域の成人一般集団における「高血圧」の成因について「人口寄与危険度割合」を求めることにより，その影響の大きさを検討した。その結果，男性では「肥満」が６％，「過剰飲酒」が１４％，女性では「肥満」が１０％の寄与をしていることが認められた。
男性の「コントロールされていない高血圧」においては，「過剰飲酒」の寄与が２４％であった。各集団における高血圧対策の重点を設定する上で，「人口寄与危険度割合」は有用な指標であると考える。

【目的】地域一般集団おいて肥満，過剰飲酒が「高血圧」の成因としてどの程度影響を与えているか，「人口寄与危険度割合」により比較・検討する。

【方法】新潟県新発田市農山村地区の 1982年の基本検診受診者3294人（男性1239人，女性2035人）について，血圧測定（水銀血圧計・聴診法・標準型カフサイズ使用），身体計測，飲酒習慣（頻度・種類）を含む生活習慣のインタビュー調査を行った。「収縮期血圧 160mmHg以上または拡張期血圧95mmHg以上，または降圧薬服用」を「高血圧」，さらに「降圧薬服用に拘らず収縮期血圧 160mmHg以上または拡張期血圧95mmHg以上」を「コントロールされていない高血圧」，またＢＭＩ２７以上を「肥満」，１日飲酒量日本酒換算２合以上を「過剰飲酒」と定義した。この血圧区分を目的変数，性・年齢・「肥満」・「過剰飲酒」を説明変数として多重ロジスティックモデルにより，各要因の「高血圧」に対する調整オッズ比を求め，さらに要因非暴露人口割合を用いて相対危険度に換算した。ここで得られた相対危険度と要因暴露人口割合より，性別・性年代別の「人口寄与危険度割合」を求めた。

【結果】表１，２参照。

【考察】男性では相対危険度で見ると本研究の定義による「肥満」は「過剰飲酒」より大きい。しかし「過剰飲酒」の人口がはるかに多いため，「人口寄与危険度割合」では「過剰飲酒」の影響の大きさが「肥満」をしのぐ。女性では「過剰飲酒」がほとんど見られず，寄与は「肥満」によるものに限られている。「肥満」「過剰飲酒」いずれも若年であるほど影響が大きく，高齢になるに従い，寄与が減少している。

【結論】公衆衛生的な見地から，何が「高血圧」の成因として大きいかは，対象とする集団によって異なる。それぞれの集団での高血圧対策の重点を設定する上で，「人口寄与危険度割合」は有用な指標となるものと考えられる。

表２．高血圧（ SBP ≧160mmHg or DBP ≧95 or 降圧薬服用中）

	肥満	PAR%	95%CI	RR	Pe (%)	飲酒	PAR%	95%CI	RR	Pe (%)
男性	40-49	7.2	1.8-12.0	2.38	5.8	40-49	21.1	0-38.8	1.48	56.1
	50-59	5.3	1.5-8.0	2.35	4.1	50-59	22.2	5.5-35.3	1.55	51.5
	60-69	6.4	2.4-9.2	2.49	4.6	60-69	7.1	0-18.6	1.21	36.8
	70-	-	-	-	1.1	70-	-	-	-	27.3
	全体	5.6	1.8-12.4	2.39	4.3	全体	14.3	6.1-21.7	1.37	44.7
女性	40-49	13.0	4.4-23.0	2.53	9.8	40-49	-	-	-	0.3
	50-59	6.5	1.3-12.3	1.87	8.0	50-59	-	-	-	0.2
	60-69	6.5	1.5-11.6	1.77	9.1	60-69	-	-	-	0.2
	70-	5.3	0-12.7	1.49	11.5	70-	-	-	-	0.0
	全体	9.7	6.5-13.0	2.17	9.2	全体	-	-	-	0.2

表３．コントロールされていない高血圧

（ 降圧薬服用にかかわらず SBP ≧160mmHg or DBP ≧95 ）

	肥満	PAR%	95%CI	RR	Pe	飲酒	PAR%	95%CI	RR	Pe
男性	40-49	11.1	2.7-20.3	3.18	5.8	40-49	30.3	0-54.8	1.78	56.1
	50-59	9.5	3.2-14.9	3.53	4.1	50-59	28.2	3.2-47.3	1.76	51.5
	60-69	9.9	2.5-17.9	3.39	4.6	60-69	18.0	0-37.3	1.60	36.8
	70-	1.8	0-4.6	2.67	1.1	70-	14.0	0-32.7	1.60	27.3
	全体	8.8	4.9-12.6	3.24	4.3	全体	23.9	11.4-35.1	1.70	44.7
女性	40-49	15.1	4.8-28.6	2.82	9.8	40-49	-	-	-	0.3
	50-59	8.1	1.5-17.1	2.11	8.0	50-59	-	-	-	0.2
	60-69	8.8	1.8-17.8	2.07	9.1	60-69	-	-	-	0.2
	70-	7.1	0-19.8	1.66	11.5	70-	-	-	-	0.0
	全体	*5.5	0.2-12.9	*1.64	9.2	全体	-	-	-	0.2

ＰＲＲ％，人口寄与危険度割合；ＣＩ ，信頼区間；ＲＲ ，相対危険度；Ｐｅ （％），要因暴露人口割合

女性における飲酒者は少数のため説明変数に含めず。

＊ 年齢層別の分析は説明変数として年齢を含まないが、全年齢の分析では含む。

文献 Larbi EB et al. The population attributable risk of hypertension from heavy alcohol consumption. Public Health Reports 1984;99:316-319

Friedman GD et al. Alcohol, tobacco, and hypertension. Hypertension 1982;4(supp III):143-150

高島豊．肥満の本態性高血圧症への寄与度に関する衛生統計学的研究 日衛誌 1985;39:914-923

205

CYP1A1およびGSTM1遺伝子多型と膀胱癌発癌リスクに関する患者-対照研究

木原 雅子(横浜市大・医・公衛)、木原 正博(神奈川がんセ・研・疫学)、三浦 猛(神奈川ガンセ・泌)、曽田 研二(横浜市大・医・公衛)

【要旨】喫煙関連の発癌物質代謝酵素CYP1A1及びGSTM1遺伝子多型と、喫煙関連癌のひとつである膀胱癌発癌との関係を、患者-対照研究にて調査した。その結果、CYP1A1とGSTM1の遺伝子多型は、それぞれ単独に膀胱癌発癌のリスクを上昇させるが、その程度はCYP1A1遺伝子多型の方が大きい可能性があり、また、これら2つの遺伝子多型の組み合わせにより、膀胱癌発癌リスクは、相加的に上昇することが示唆された。

【背景】一般に、ヒトにおいては、薬物代謝能に個人差のあることが知られている。例えば、たばこ煙中のベンツピレンなどの前発癌物質は、通常、まずPhaseⅠで主にチトクロームP450酵素群の1A1(CYP1A1)により代謝活性化されて、反応性に富んだDNA障害性の中間代謝産物となり、ついで、PhaseⅡにおいて、主にMuクラスのグルタチオン S-トランスフェラーゼ(GSTM1)により、抱合、排泄される。従って、この代謝過程に関与する両酵素の活性やバランスの個人差が、喫煙関連癌の発癌感受性の個人差の原因となることが予測される。これまで、喫煙関連癌のうち肺癌では、CYP1A1とGSTM1遺伝子の複合多型との関係についていくつか報告されているが、膀胱癌に関してはまだ報告が見られない。

【目的】CYP1A1およびGSTM1遺伝子多型の組み合わせと膀胱癌発癌との関連を調べる。

【対象】(1)膀胱癌患者　　:85名　男性 50才以上の喫煙者
　　神奈川県立がんセンターで膀胱癌(移行上皮癌)と診断されたもの
(2)前立腺肥大患者:49名　男性 50才以上(喫煙歴不明)
　　同センターで前立腺肥大と診断されたもの
(3)コントロール　:215名 男性 50才以上の喫煙者
　　同センター所在地域の一般健康診断受診者

【方法】CYP1A1およびGSTM1各遺伝子の多型をPCR法により分析した。DNAは被検者の抹消血白血球から抽出した。CYP1A1については、exon7の3'下流にある変異部位をはさむ部分を増幅し、制限酵素MspⅠ処理による切断の可否により、全く変異を有しないm1/m1型、片方に変異のあるm1/m2型、両方に変異の見られるm2/m2がたの3つの遺伝子型を判定した(川尻ら、1991)。
GSTM1については、exon4からexon5を含む部分の増幅の可否により、GSTM1遺伝子保有型とGSTM1遺伝子欠損型を判定したが、この際、陽性コントロールとして、HPRT(Hypoxanthin-guanine-phosphoribosyltransferase)の遺伝子を同時に増幅した。(Comstock et al., 1990)

【結果】
1. CYP1A1遺伝子多型でm2alleleを有するものの割合は、膀胱癌患者群では75.3%で、コントロール群の56.2%に比べ、有意に大きく(χ^2=9.02, p=0.003)、オッズ比も2.37(95%CI=1.29-4.39)と有意の高値を示したが、前立腺肥大患者においてはこのような傾向は見られなかった。(表1)
2. GSTM1欠損率は、コントロール群では48.8%であるのに対し、前立腺肥大患者では51.2%であったが、膀胱癌患者では60.0%と高い傾向が見られた。(表2)
3. CYP1A1、GSTM1遺伝子の複合多型と膀胱癌発癌の関係では、CYP1A1(m2-)/GSTM1(+)の組み合わせを基礎にオッズ比を算出すると、CYP1A1遺伝子にMspⅠ変異がなくGSTM1遺伝子の欠損する場合のオッズ比は2.83(95%CI=0.86-9.84)であり、一方、CYP1A1遺伝子にMspⅠ変異がある時は、GSTM1遺伝子が存在

する場合のオッズ比は3.80(95%CI=1.25-12.3)、GSTM1遺伝子が欠損する場合のオッズ比は5.78(95%CI=1.91-18.7)であり、CYP1A1とGSTM1遺伝子多型の組み合わせによって、リスクが上昇することが示された。(表3)

表1. 膀胱癌、前立腺肥大患者及び対照群におけるCYP1A1遺伝子多型の分布

			CYP1A1 genotype[1]						
	GROUPS	n	m2-	m2+	(+)%[3]	OR[5]	95%CI[6]	χ^2	p
患者	膀胱癌	85	21	64	75.3*	2.37*	1.29-4.39	9.02	0.003
	前立腺肥大	49	23	26	53.1	0.88	0.45-1.74	0.17	0.69
対照		185	81	104	56.2	1.00			

表2. 膀胱癌、前立腺肥大患者及び対照群におけるGSTM1遺伝子多型の分布

			GSTM1 genotype[2]						
	GROUPS	n	+	-	(-)%[4]	OR[5]	95%CI[6]	χ^2	p
患者	膀胱癌	85	34	51	60.0	1.57	0.92-2.70	3.04	0.08
	前立腺肥大	47	23	24	51.2	1.09	0.55-2.15	0.08	0.78
対照		215	110	105	48.8	1.00			

1) 'm2-' はCYP1A1のMspI変異alleleのないもの、'm2+' は少なくとも1つの変異alleleを持つものを示す
2) '+', '-' は、それぞれGSTM1遺伝子を有するもの、欠損するものを示す
3) 'm2+' の割合
4) GSTM1遺伝子欠損率
5) オッズ比はコントロール群を基に算出した
6) 95%信頼区間

表3. CYP1A1およびGSTM1遺伝子の複合多型と膀胱癌発癌リスク

Genotype							
CYP1A1	GSTM1	患者	対照	OR[7]	95%CI	χ^2	p
m2-	+	5	38	1.00			
	-	16	43	2.83	0.86-9.84	3.65	0.06
m2+	+	29	58	3.80	1.25-12.3	7.02	0.008
	-	35	46	5.78	1.91-18.7	12.82	0.0003

7) オッズ比は、CYP1A1(m2-)/GSTM1(+)を基礎に算出した

【結論】
(1) 以上の結果より、CYP1A1とGSTM1の遺伝子多型はそれぞれ単独に膀胱癌発癌のリスクを上昇させるが、その程度はCYP1A1遺伝子多型の方が大きい可能性が示唆された。
(2) また、CYP1A1とGSTM1の遺伝子多型の組み合わせによって、膀胱癌発癌のリスクは相加的に上昇することが示唆された。

206

各種がん検診の効果・効率化の検討

黒石哲生（愛知県がんセ・研・疫学）、富永祐民（愛知県がんセ・研）

【要旨】どの年齢層に重点をおいたがん検診がより効率的かを検討するためシステム分析法を試みた。死亡率低下の観点からは、乳がん検診では50歳台に、胃がん、肺がん検診では60歳台に重点をおき、寿命損失率の低下の観点からは、乳がんでは40歳台に、胃がんでは男で50歳台、女で40歳台後半に、肺がんでは男で50歳台後半、女で50歳台前半に重点をおいた検診が効率的と考えられた。

【研究目的】

各種のがん検診の効果・効率化を検討するため、がんの発生、進展、発見、治療の問題をシステムの一環として考えて、それらの諸因子をモデル化し、数学モデルを導入しシミュレーションを行うシステム分析法を試みた。

【研究方法】

がん検診の効率を検討するために老健法での検診年齢に相当する年齢層で、一定回数の検診（検診にかける総費用をほぼ一定にするため、ここでは生涯に７回の受診機会が与えられるとした）を等間隔で行い、検診開始年齢をモデルの中で動かしてみた。評価の方法としては、検診がない場合に較べて、検診を導入した場合に、年齢調整死亡率および年齢調整寿命損失率がどの程度低下するかを検討した。これらを最も低下させるには、がん検診をどの年齢層に重点をおくのがよいか、また、それをどのような間隔で行うのがよいかなどについて検討した。図１は乳がん検診の場合に検討した検診計画で、開始年齢を30歳から５年づつずらして等間隔で70歳前半位まで実施するとした。胃がん検診、肺がん検診では40歳開始とした。

【結果と考察】

○乳がん検診

乳がん検診を１年間隔で行い、検診開始年齢を変えつつ、受診率を変化させた場合を図２に示した。検診がない場合に較べて、年齢調整死亡率が（上図）、また、年齢調整寿命損失率が（下図）どの程度低下するかを示したものである。死亡率の低下の観点からは、50歳に検診を開始して１年間隔で行った場合、したがって50歳台をカバーしている検診が最も効果的であることがわかる。寿命損失の観点からは40歳台をカバーしている検診が効果的であることを示している。検診間隔を１年間隔から５年間隔まで変化させて、同様な検討を行った。その結果を表に年齢調整死亡率の低下度を示す。この表から受診率が例えば10％の場合に２年間隔50歳開始の時が死亡率が最も低下しているのがわかる。受診率が上昇すれば、３年間隔でも50歳台をカバーするような受診計画が死亡率が最も低下する。このように資源が有限で生涯の受診機会が抑えられるなら、50歳台をカバーするようにして、２～３年間隔で受診させるのが地域の乳がん死亡を低下さるのに効果的であると考えられた。

○胃がん検診

１．年齢調整死亡率低下の観点からは、男女とも60歳台に重点を、年齢調整寿命損失率低下の観点からは、男で50歳台に、女で40歳後半に重点を置いた検診が効果的であると考えられた。

２．効率の観点からは２、３年間隔で年齢調整死亡率低下、または年齢調整寿命損失率低下が最大となることがみられ、受診率が上昇すれば、検診間隔を広げても良いと考えられた。

○肺がん検診

１．年齢調整死亡率低下の観点からは、男女とも60歳台に重点を、年齢調整寿命損失率低下の観点からは、男で50歳台後半に、女で50歳台前半に重点を置いた検診が効果的であると考えられた。

２．効率の観点からは男で１、２年間隔、女で２、３年間隔で年齢調整死亡率低下、または年齢調整寿命損失率低下が最大となることがみられ、受診率が上昇すれば、検診間隔を広げても良いと考えられた。

【謝辞】

本研究は、厚生省がん研究助成金による研究班、田村班、土井班（胃がん検診）、冨永班、木戸班（乳がん検診）、成毛班、金子班（肺がん検診）での共同研究などを基礎としてなされた。

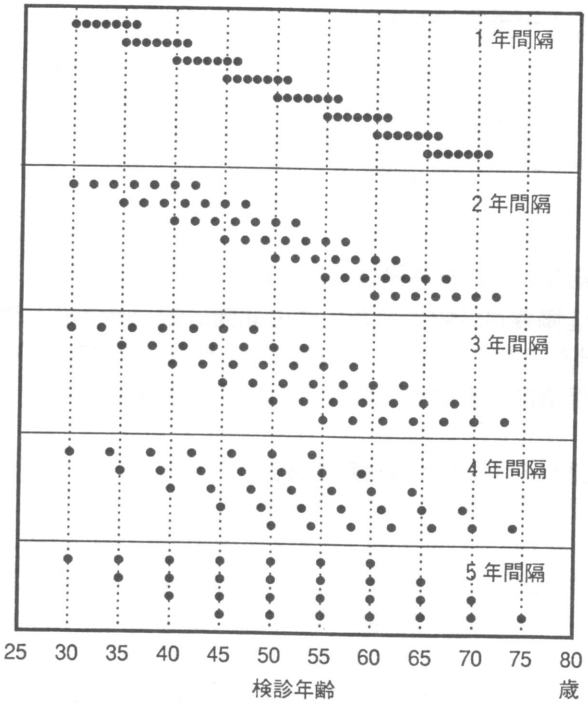
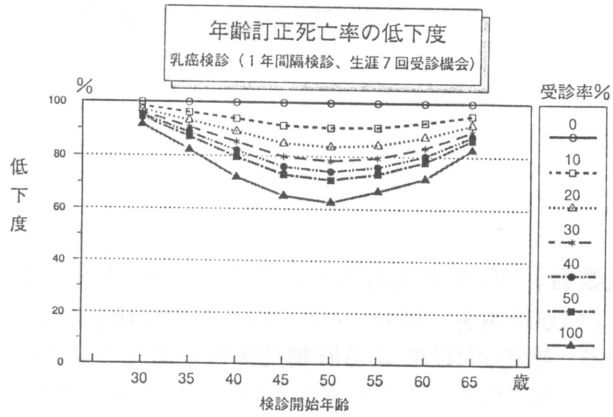


図1．システムモデルで検討した乳がん検診計画
（生涯7回受診機会が等間隔に与えられる場合）



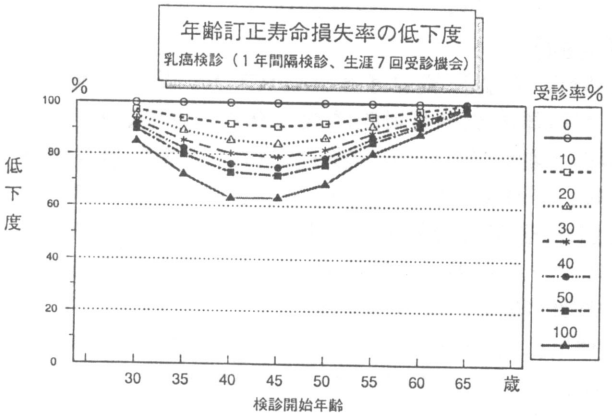


表　年齢訂正死亡率の低下度　（乳癌検診、生涯7回受診機会）

検診受診率	1 年 間 隔							
	30歳開始	35歳開始	40歳開始	45歳開始	50歳開始	55歳開始	60歳開始	65歳開始
検診なし	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
10 %	98.41	96.11	93.83	91.27	90.54	90.74	92.63	95.16
20 %	97.09	93.05	88.98	84.73	83.48	84.11	87.20	91.72
30 %	95.99	90.57	85.14	79.78	78.19	79.35	83.18	89.24
40 %	95.06	88.62	82.06	75.99	74.18	75.89	80.17	87.43
50 %	94.23	87.02	79.57	73.09	71.09	73.35	77.89	86.09
100 %	91.52	82.17	72.00	65.10	62.60	66.88	71.69	82.52

検診受診率	2 年 間 隔						
	30歳開始	35歳開始	40歳開始	45歳開始	50歳開始	55歳開始	60歳開始
検診なし	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
10 %	96.75	94.43	91.95	90.61	***90.26***	91.67	93.70
20 %	93.94	89.69	85.30	83.07	***82.55***	85.11	88.63
30 %	91.51	85.71	79.79	76.94	76.39	79.89	84.51
40 %	89.35	82.25	75.18	71.97	71.39	75.73	81.13
50 %	87.46	79.29	71.28	67.88	67.29	72.38	78.33
100 %	80.65	69.05	58.33	55.15	54.45	62.50	69.29

検診受診率	3 年 間 隔						4 年間隔	
	30歳開始	35歳開始	40歳開始	45歳開始	50歳開始	55歳開始	30歳開始	35歳開始
検診なし	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
10 %	95.07	93.00	91.16	90.70	91.11	92.96	93.81	91.97
20 %	90.70	86.92	83.64	82.88	83.63	87.05	88.19	84.90
30 %	86.79	81.63	77.19	***76.32***	77.35	82.08	83.18	78.62
40 %	83.32	76.97	71.62	***70.75***	72.02	77.84	78.59	73.02
50 %	80.15	72.86	66.83	65.96	67.47	74.23	74.47	68.02
100 %	68.23	58.12	50.03	49.94	52.05	62.23	58.47	49.51

検診受診率	4 年 間 隔			5 年 間 隔			
	40歳開始	45歳開始	50歳開始	30歳開始	35歳開始	40歳開始	45歳開始
検診なし	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
10 %	91.28	91.23	92.33	93.00	92.19	91.84	92.46
20 %	83.62	83.61	85.62	86.61	85.17	84.55	85.67
30 %	76.87	76.93	79.72	80.81	78.81	77.94	79.58
40 %	70.92	71.09	74.50	75.50	73.00	72.01	74.09
50 %	***65.64***	65.95	69.88	70.64	67.80	66.63	69.13
100 %	46.33	47.67	53.10	51.70	47.74	***46.18***	50.43

207

HCV不顕性感染者における肝機能障害について

○太田　節子（信州大学医学部公衆衛生）
那須(中島)民江（信州大学医学部衛生学）

【要旨】HCV抗体陽性者と陰性者の肝機能値を比較した結果、HCV抗体陽性者はAST、ALT、γGTP、ZTT、TTTが高値を、ALB、TC、TG、TBが低値を示し、肝機能障害が示唆された。この傾向は飲酒者で特に顕著で、飲酒がHCVによる肝機能障害を悪化させることが分かった。しかし、ALB、TC、HDL、TGの低下はALT、ASTに比べると小さく、HCV不顕性感染者における肝機能障害はそれ程大きくないと思われた。

【目的】

近年、C型肝炎ウイルス(HCV)の研究が進み、HCV抗体の測定が可能になったことから、HCV感染者の実態が明らかになってきた。C型肝炎は慢性肝炎、肝硬変、肝癌へと進展しやすいと言われているが、HCV感染初期は自覚症状を伴わないで経過するケースが多く、感染者自身の自覚と積極的な生活管理が重要になってくる。

昨年はHCV流行地域住民のHCV抗体陽性者のAST、ALT、γGTP、ZTT、TTT値について報告した。今回はTP、ALB、TC、TG、HDL、TB、ChEを加えた肝機能について抗体陽性者、陰性者を比較し、肝機能値に及ぼす飲酒の影響を検討した。

【調査対象及び調査方法】

長野県N町A地区およびH地区の20歳以上住民(男性431人、女性497人)の内、1992年7月の肝疾患検診を受診した男性175人、女性233人を調査対象とした。HCV抗体の測定はELISAキット(イムチェック-HCV Ab)を用い、肝機能値（AST、ALT、γGTP、ZTT、TTT)、および肝機能に関連するTP、ALB、TC、TG、HDL、TB、ChEはオートアナライザーで測定した。飲酒量は栄養調査の一部として行ったが、調査票を事前に配布記入後、検診日に栄養士が面接をして確認し、回収した。すなわち、酒の種類と週平均の飲酒量とを聞き取り、1日当たりの飲酒量を純アルコール(g/day)として表わ

TABLE 1. Interactive effect among HCV infection and sex on liver function

	Males		Females		Two-way ANOVA[c]	
	Anti-HCV (+) n=59	Anti-HCV (-) n=110	Anti-HCV (+) n=92	Anti-HCV (-) n=138	Sex	Anti-HCV
γ GTP (IU/L)	56.1±84.5[a,b]	32.6±39.4[a]	21.5±22.6	18.9±23.7	***	*
AST (IU/L)	40.5±28.5[a,b]	24.3±9.6[a]	32.0±17.8[b]	20.3±7.7	***	***
ALT (IU/L)	43.2±43.9[a,b]	19.7±10.7[a]	28.8±23.0[b]	15.5±10.9	***	***
ZTT (KU/L)	10.5±4.8[b]	6.6±3.1	11.0±4.7[b]	7.8±3.0[a]	*	***
TTT (KU/L)	7.9±5.7[b]	4.0±4.8	8.7±6.4[b]	4.2±3.6	NS	***
TP (gr/dL)	7.77±0.62	7.59±0.56	7.73±0.59	7.68±0.46	NS	NS
ALB (gr/dL)	4.43±0.43	4.56±0.29[b]	4.44±0.26	4.51±0.25	NS	**
TC (mg/dL)	177±45	194±39[b]	195±34[a]	203±40	**	**
HDL (mg/dL)	46.4±10.9	50.6±14.6	57.1±16.3[a]	53.4±12.3	***	NS
TG (mg/dL)	103±45	141±104[a,b]	99±48	115±67[b]	*	**
TB (mg/dL)	0.77±0.36	0.78±0.39[a]	0.70±0.29	0.68±0.29	*	NS
ChE (U/L)	1.60±0.39	1.71±0.40	1.74±0.41[a]	1.69±0.33	NS	NS

Values present mean±SD.

[a] Significant difference between male and female by one-way ANOVA ($p<0.05$).

[b] Significant difference between subjects with and without anti-HCV by one-way ANOVA ($p<0.05$).

[c] Results of two-way ANOVA with levels of liver function as the dependent variable, and sex and anti-HCV as factors (*, $p<0.05$; **, $0.01<p<0.05$; ***, $p<0.00$; NS, not significant).

した。飲酒の影響は、現在肝炎治療中の人を除いた男性161人について検討した。

【結果・考察】

① HCV抗体陽性率は男性34.9％、女性40.0％だった。AST、ALT、γGTPの値はHCV抗体陽性者、陰性者とも性差が認められた。これは、非飲酒者では認められなかった。

② 男性ではHCV抗体陽性者はAST、ALT、γ-GTP、ZTT、TTTの値が高く、女性ではγGTPを除くAST、ALT、ZTT、TTT値が高く、HCV感染者での肝機能障害が予想された。

③ TC、HDL、TG、TB、ChEは性差があり、HCV抗体陽性者では女性の方がTC、HDL、ChEが高く、陰性者では男性の方がTG、TBが高かった。

男性のHCV抗体陽性者はALB、TC、TGの低下が、女性の陽性者はTGの低下が認められ、HCV抗体陽性者の肝機能の低下が予想された。しかし、AST、ALTの上昇と比較すると軽度であった。

④ 飲酒率（男性）は20歳代から40歳代は80％以上で、年齢とともに低くなったが、70歳以上でも52.4％だった。

HCV抗体陽性者はAST、ALT値が高かった。特に、陽性者が飲酒をすることによってALTはさらに高くなった。TC、TG、HDLは、飲酒者においてだけHCV抗体陽性者、陰性者間の有意差が認められ、非飲酒者では差がなかった。この結果からも、HCV感染による肝機能障害を飲酒が増強することが考えられた。

⑤ HCV抗体陰性者では、HDLとTGに飲酒量との相関関係が認められた（HDL: r=0.345, p=0.001、TG: r = −0.211, p=0.031）。HCV抗体陰性者のHDLは飲酒量に伴い上昇したが、陽性者ではその上昇がみられなかった。TGの飲酒量に伴う減少は陽性者ではほとんどなかった。

飲酒によるγGTPの上昇が認められ、これはHCV抗体陽性者の方が大きいかった。すなわち、HCV感染は飲酒による肝機能障害にも影響を及ぼすことが予想された。

なお、これらの現象は肝機能に関する自覚症状とは関連がなかった。

この研究は信州大学医学部第２内科、清沢研道教授との共同研究である。

TABLE 2. Interactive effect among HCV infection and alcohol drinking on liver function in males

	Non-drinkers		Drinker[d]		Two-way ANOVA[c]	
	Anti-HCV (+) n=21	Anti-HCV (-) n=20	Anti-HCV (+) n=36	Anti-HCV (-) n=84	Alcohol	Anti-HCV
γGTP (IU/L)	41.6±61.2	19.9±9.2	66.4±96.8[a]	36.1±45.0[b]	NS	**
AST (IU/L)	33.7±21.2[a]	22.1±5.8	44.9±32.1[a]	25.3±10.6	*	***
ALT (IU/L)	29.9±24.0[a]	18.3±8.4	51.3±51.5[a,b]	19.3±10.8	*	***
ZTT (KU/L)	9.6±5.3	8.6±3.6	11.2±4.5[a]	6.3±2.9[b]	NS	***
TTT (KU/L)	6.5±5.2	6.4±6.9	8.8±6.0[a]	3.6±4.3	NS	***
TP (gr/dL)	7.82±0.71	7.73±0.71	7.74±0.58	7.54±0.52	NS	NS
ALB (gr/dL)	4.41±0.61	4.54±0.24	4.43±0.30	4.54±0.30	NS	NS
TC (mg/dL)	185±47	190±34	170±3	194±40[a]	NS	**
HDL (mg/dL)	45.5±2.4	41.8±10.8	47.8±10.8	53.0±14.8[a,b]	**	NS
TG (mg/dL)	115±54	178±163	95±34	134±90[a]	*	**
TB (mg/dL)	0.72±0.30	0.81±0.38	0.81±0.40	0.78±0.41	NS	NS
ChE (U/L)	1.55±0.46	1.71±0.30	1.60±0.33	1.70±0.42	NS	NS

Values present mean±SD.

[a] Significant difference between subjects with and without anti-HCV ($p<0.05$).

[b] Significant difference between drinkers and non-drinkers ($p<0.05$).

[c] Results of two-way ANOVA in males with levels of liver function as the dependent variable, and alcohol intake and anti-HCV as factors (*, $p<0.05$; **, $0.01<p<0.05$; ***, $p<0.00$; NS, not significant).

[d] Amounts of alcohol intake was 34.4±23.8 as pure alcohol (g/day) with anti-HCV, 32.7±23.6 without anti-HCV.

208

我が国の原子力発電施設等、放射線業務従事者の疫学調査
－疫学方法論の立場から－

細田　裕、熊取敏之（財団法人 放射線影響協会）

【要旨】
原子力発電施設等の放射線業務従事者を対象とした低線量域の放射線による健康影響調査の中間的取まとめである。調査は（財）放射線影響協会 放射線従事者中央登録センターの情報を基に、原子力事業者の協力を得て住所を調べ、住民票等により生死の確認を行った。死亡者については厚生省の人口動態調査死亡票テープを用いて死因の同定を行った。これらの情報と個人毎の累積被ばく線量を用いて、約１１万人について統計解析を行った。

【目的】
我が国最初の原子力事業は１９５６年に開始され１９９５年３月現在、研究、開発、燃料加工事業のほか、商業用原子力発電所で４８基の原子炉が運転されている。
電離放射線の健康影響については高線量一回被ばくの原爆被爆者の詳しい報告はあるが、低線量低線量率の被ばくの影響についてはまだ明らかにされていない。従って、本調査の目的は原子力発電施設等で低線量低線量率の放射線を受けている原子力発電施設等の放射線業務従事者を対象に、悪性新生物などによる死亡を検討することにある。本学会では疫学調査方法論の面から報告したい。なお、この調査は科学技術庁の委託を受け、当協会の放射線疫学調査センターが行ったものである。

【方法】
調査のデザイン：Retrospective cohort study

エンドポイント：死亡

調査対象者：１９８９年３月までに当協会の放射線従事者中央登録センター（中登セ）に登録されている２３万人のうち、登録されたが実際には放射線業務に従事しなかった者、日本国籍を有しない者、女性などを除いた１８１，５８３人を調査対象集団とした。

調査方法：
(1)被ばく線量の調査：中登セには我が国が１９５７年に初めて原子炉を運転して以来の原子力関係放射線業務従事者の被ばく線量が一元的に登録されている。調査には個人ごとの１９５７－１９９２年度間の年度単位の線量記録を用いた。この線量記録は原子力事業者が放射線管理のために線量を記録し、年度毎に中登セに報告したもので、とくに疫学目的のために設定されたものではない。一人の従事者が同じ年度内に複数の事業所で作業した場合には、それらの線量記録は合算された。個人の線量は実効線量当量として記録されている。

(2)生死確認調査：住民票を用いることとした。調査対象集団全員約１８万人に対して中登セに登録されている、氏名、生年月日、性別、登録番号、最近従事した事業所名を手掛かりとして、原子力事業所に保存されている書類から住所調査を行った。これを基に、１９９１－１９９３年度に住民票の写しの交付を地方自治体に申請した。

(3)死因の同定：原死因の調査は、総務庁長官の承認を受け、厚生省の人口動態調査死亡票の磁気テープ転写分（死亡テープ）を用いて行った。入手した死亡テープは１９８２－１９９２年に全国で死亡した１８歳以上男子の生年月日、死亡年月日、死亡時住所コード、及び原死因（新生物はICD9、新生物以外は簡単分類）であり、氏名は含まれていない。

(4)生死の調査期間の設定：死亡や転出のため消除された住民票（除票）の保存期間は５年と定められているので、調査期間に制約があった。観察開始日から観察終了間での期間は個人によって異なるが、いずれの場合も観察期間は１９８６年１１月２８日（最初に住民票の交付を受けた日から５年遡った日）から１９９２年１２月３１日（死亡テープの最終日付）の間に含まれていた。

(5)解析方法：解析は人年法を用い、解析プログラムにはEPICURE等を用いた。外部比較にはSMRを計算し検定（両側）した。内部比較は累積線量群別にO/E比を求め、スコアー検定統計量を用いて傾向性の検定（片側）を行った。累積線量(mSv)群は１０未満、１０－２０未満、２０－５０未満、５０－１００未満、１００以上の５群とした。

【結果】

解析集団：調査対象集団の調査の結果、生死確認できた者のうち設定された調査期間及び年齢のクライテリアを満たす１１４，９００人（６３％）を選び、解析集団とした。最頻出生年は１９５０－５９年にあり、１９８６年における平均年齢は３９歳であった。観察人年は５３３，１６８（平均観察期間４.６年）、集団線量は１，５９８．５人Sv、個人の平均線量は１３.９mSvであった。両集団を比べると、線量の高い群の方が、追跡率が高く、逆に、線量の低い群の方に脱落が多かった。

死因の同定：解析対象者の原死因を得るために死亡テープから、生年月日、死亡年月日、死亡時住所コードが解析対象者と一致するものを選び、その死因を解析対象者の原死因とした。解析対象群の死亡者１，７５８人を照合した結果１，７４８人（９９.４％）について死因の同定ができた。

外部比較：ＳＭＲ（潜伏期０年）は全死因、非新生物（外因死を除く）、全新生物、全悪性新生物で有意に低かった。胃癌のＳＭＲは潜伏期が０年でも１０年でも有意に低かった。

内部比較：膵臓がんのみが潜伏期１０年で有意な線量傾向を示した。この統計的有意差は種々の判断基準を考慮した結果、放射線との因果関係を示すものとは解釈しなかった。

【将来展望】

この調査は緒についたばかりであるため、評価に際して考慮すべき部分が多々残されている。今後、さらに質の高い疫学調査を継続実施することが望まれる。

【謝辞】

本調査の実施にあたってご協力いただいた評価、調査運営、倫理委員会の各委員、電気事業連合会、原子力関係諸団体、地方自治体、関係省庁の各位に感謝の意を表する。また調査準備期間から終始、格別のご指導をいただいた（財）放射線影響研究所 重松逸造理事長に感謝する。

209

カルシウム摂取教育の試み（第2報）

末田和代（精華女子短大）・福田勝洋（久留米大・医・公衆衛生）

【要旨】栄養士コースの女子短大生にカルシウム摂取教育を行い、その有効性を疫学的に検討した。1993年度入学生の指導群のカルシウム摂取量は、指導1週後に有意に増加し、対照群より有意に多く、指導1年後も指導前値より多くなり、カルシウム摂取教育にそった努力が継続していた。1994年度入学生についても同一デザインの調査を実施中である。

【目的】　栄養士コースの女子学生を対象にカルシウム充足摂取を目的とするカルシウム摂取教育（以下、Ca摂取教育）を行いその有効性を検討した。

【方法】（1）93年生：　本学栄養士コースの1993年度入学生（以下、93年生）108名を、対照群54名と指導群54名に分け両群の背景因子（年齢、乳糖不耐症、肥満度、居住状況、調理担当者）と栄養素等摂取量（3日間秤量及び半秤量調査法）に関するbaseline調査（以下、BL調査）（表1・表4）を1993年11月に実施した。その後、1993年12月に指導群に対してのみCa摂取教育（表2・表3）を行い、BL調査と同一の方法による追跡調査を2回、すなわち指導1週後の1週後調査と1年後の1年後調査を両群に実施した。Ca摂取教育の効果はBL、1週後及び1年後の1日当りCa摂取量に基づいて評価した。

（2）94年生：　1994年度入学生（以下、94年生）107名を対照群54名と指導群53名に分け、93年生と同一の時期と方法でBL調査、Ca摂取教育、1週後調査を実施した。1995年12月に1年後調査を実施する予定である。

入学年度別の両群間、BL調査、1週後調査及び1年後調査のCa摂取量を、Mann-Whitney U test、Krusukal-Wallis test及びFriedman test、で検定した。

【結果】（1）93年生：　BL調査における年齢、乳糖不耐症、肥満度、居住状況、調理担当者の構成割合及び栄養素等摂取量は、両群間に有意差はなかった。対照群のBL調査、1週後調査及び1年後調査のCa摂取量に有意な変化はなかったが（494mg→487mg→491mg）、指導群の1週後調査ではBL調査より有意に増加した（474mg→539mg）。しかし、指導1年後では516mgで指導1週後に比べやや減少した。1週後調査時のCa摂取量は、指導群（539mg）が対照群（487mg）より有意に多かった。1週後調査においては総Ca量の約80%を「カルシウム基本食」中の食品群から、また、総Ca量の約40%は牛乳・乳製品から、次いで野菜類、豆類・大豆製品などから摂取してい

表1　Baseline時の背景因子の構成割合

背景因子		93年生 対照群 no.	%	93年生 指導群 no.	%	94年生 対照群 no.	%	94年生 指導群 no.	%
乳糖不耐症	飲める	50	92.6	50	92.6	45	83.3	49	92.5
	飲めない	4	7.4	4	7.4	9	16.7	4	7.5
肥満度	20未満	18	33.3	15	27.8	18	33.3	18	34.0
	20～24	31	57.4	37	68.5	33	61.1	34	64.2
	24以上	5	9.3	2	3.7	3	5.6	1	1.8
居住状況	自宅	33	61.1	31	57.4	23	42.6	32	60.4
	寮・ｱﾊﾟｰﾄ	21	38.9	23	42.6	31	57.4	21	39.6
調理担当者	本人	10	18.5	11	20.4	37	68.5	45	84.9
	その他	44	81.5	43	79.6	17	31.5	8	15.1

表2 カルシウム摂取教育内容

指導内容（実施順）	教材
1 カルシウム不足の現状を把握させる	国民栄養の現状
2 3日間の食事記録をつけることにより、自分の食行動を観察評価し改善目標を自己設定させる	食事記録の結果 栄養摂取量
3 カルシウム摂取不足からくる弊害を認識させる	具体例の資料
4 カルシウム600mg摂取に必要な食べ方の工夫を学ばせる	カルシウム基本食

表3 カルシウム基本食

1日当りの摂取量

食品群		食事量 g	Ca量 mg
牛乳・乳製品		300	300
豆類・大豆製品		75	80
魚介類	生魚・その他	70	60
	小魚類	3	
野菜類	緑黄色野菜	100	100
	その他の野菜	200	
海草類		3	25
種実類		3	35

た。3時点での栄養素等摂取量は、たんぱく質とビタミンAが栄養所要量を満たしていたが、Caや鉄などは栄養所要量を下回っていた。指導群のCa摂取量は栄養所要量の約80％であった。

（2）94年生： BLにおける背景因子構成割合と栄養素等摂取量は両群間に有意差はなかった（表1・表4）。

（3）93年生・94年生間の比較： BLにおける背景因子の構成割合を入学年度間で比較すると、「調理担当者」以外の背景因子では、入学年度間・群間に差はなかったが、93年生の「調理担当者」は「本人」が約20％で「その他」が80％であるのに対し、94年生では「本人」が約70％～85％で「その他」が30％～15％となり、入学年度間に「本人」・「その他」の構成割合が異なっていた。BL時の背景因子を考慮せずに栄養素等摂取量を入学年度間・群間で比べるとCa、りん、たんぱく質などの摂取量に有意差はなかった（表4）。

【考察】（1）93年生： 対象者のCa 摂取量は、乳糖不耐症などの背景因子の他、Ca 摂取の重要性、方法、食品の利用法の知識などの影響を受けたと考えられるが、各要因のCa 摂取量への影響については、対象者が少数のため層別解析はおこなわなかった。しかし、BL時における背景因子構成割合と栄養素等摂取量は、両群間に有意差はなく両群間に比較性があるとみなされた。対照群ではCa摂取量が変化しなかったのに対し、指導群ではCa 摂取教育後に有意に増加し指導1年後調査でもCa摂取量が、指導前値より多かったことは、Ca 摂取教育にそった努力が行われたと考えられる。

表4 Baseline時の栄養素等摂取量

栄養素		93年生		94年生	
		対照群	指導群	対照群	指導群
ｴﾈﾙｷﾞｰ	kcal	1942	1752	1828	1760
たんぱく質	g	69.2	67.0	73.2	70.6
脂質	g	59.1	54.0	63.1	57.5
Ca	mg	494	474	410	419
りん	mg	1008	970	929	867
鉄	mg	9.7	10.5	9.3	8.5
V.A	IU	1924	1759	1561	1803
V.B1	mg	0.94	0.9	0.85	0.8
V.B2	mg	1.21	1.13	1.02	1.02
V.C	mg	58.1	56.7	52.9	72.5

（2）94年生： 93年生に実施したCa摂取教育の有効性の再現性を確認するため、93年生に対すると同一デザインの調査を実施中である。

（3）今後の課題： 今回のCa摂取教育では、Ca充足摂取の重要性を認識させた上で食行動変容のための方法と知識を学習させることに重点を置いた。牛乳・乳製品は安価で手軽に入手できるCa供給食品であることを認識させ、また乳糖不耐症者に対しては、豆類・大豆製品や魚介類などからのCa摂取方法を学ばせることが重要であることを示した。93年生ではCa 摂取教育の結果、指導群ではCa摂取量が有意に増加し、指導1年後でも、指導前値より多く、Ca 摂取教育にそった努力が行われてはいたが、効果の程度やその持続性の維持に関して、さらに行動科学的な工夫が必要であると思われた。

210

閉経前女性における栄養摂取とホルモン値の関連

永田知里、松下陽子、金田修幸、清水弘之（岐阜大・医・公衆衛生）、
大脇淳子（名古屋聖霊短期大学）、兜　真徳（環境庁国立環境研究所）

【要旨】閉経前の健康女性50人を対象に血清エストロゲンおよびその結合蛋白SHBGを測定し、栄養摂取、特に脂肪・繊維摂取との関連性を評価した。血清は各個人の月経周期の第11日、22日に採集し、食物摂取頻度調査より脂肪、粗繊維の摂取量を推定した。第11日のエストロゲン値は脂肪摂取量と正の、粗繊維摂取量と負の量・反応関係を示した(p=0.04, p=0.05)。第22日のSHBG値は脂肪摂取量と負の量・反応関係を示した(p=0.06)。

【目的】高脂肪食、低繊維摂食が乳癌のリスクを上げるという仮説がある。これらの栄養摂取が乳癌発生に関与するホルモン代謝を変化させるかもしれない。本研究で閉経前の女性における脂肪、繊維摂取とホルモン値の関連を評価した。

【方法】年齢21-42歳の閉経前の健康女性を対象に、質問票を用いて、健康、生活習慣、栄養に関する調査を行った。すべてが内分泌疾患の既往歴はなく、また経口避妊薬の使用歴もなかった。1名のみ2年以上前にホルモンを用いていたが、数ヶ月間の使用であった。栄養に関する質問は、169項目の食品についての過去1年の平均的な摂取頻度と1回の摂取量であり、それにもとづいて各栄養素摂取量を推定した。本研究では、特に総脂肪、飽和脂肪酸、多価、一価不飽和脂肪酸および粗繊維摂取に注目した。この調査票の妥当性および信頼性は既に評価されており、推定される総脂肪および粗繊維摂取量は、3日間食事記録での摂取量とそれぞれ相関が0.42, 0.34となる。血清は各個人の月経周期の第11日、第22日に採集し、エストロゲン値とSHBG値を測定した。推定摂取量を基に対象を3等分し、年齢および総カロリーで補正後、エストロゲン値、SHBG値を比較した。

【結果および考察】脂肪摂取量は月経周期第11日のエストロゲン値と正の関連を示し(p for trend < 0.05)、第22日のSHBG値と負の関連を示した(p for trend = 0.06) (table 1)。不飽和脂肪酸摂取量と第11日のエストロゲン値、および第22日のSHBG値とにそれぞれ正、負の関連がみられたが、統計的に有意ではなかった。粗繊維の摂取量は、第11日のエストロゲン値と有意な関連を示した。

脂肪、繊維の摂取がホルモン環境の変化に関与することが示唆された。

Table 1. Geometric-mean concentrations (95% confidence intervals) of estradiol (E2) and sex hormone binding globulin (SHBG) by tertile of selected nutrient intakes

	Follicular phase		Luteal phase	
	E2 (pg/ml)	SHBG (nmol/l)	E2 (pg/ml)	SHBG (nmol/l)
Fat				
Low	49.2 (39.8-60.8)	63.1 (48.4-82.2)	84.2 (64.5-110.0)	67.6 (53.3-85.6)
Medium	69.2 (52.1-91.8)	75.2 (64.7-87.3)	81.4 (65.7-101.0)	84.2 (73.7-96.2)
High	71.7 (54.7-93.9)	79.4 (65.9-95.79	87.1 (62.1-122.1)	88.7 (74.1-106.2)
	p1[a)]=0.07 p2[b)]=0.04		p1=0.10 p2=0.06	
Saturated fat				
Low	57.6 (42.7-77.8)	86.5 (72.9-102.7)	90.3 (68.5-119.0)	89.2 (73.3-108.5)
Medium	62.1 (48.0-80.4)	65.3 (50.6-84.3)	74.5 (61.0-91.1)	76.5 (60.9-96.3)
High	67.6 (52.9-86.3)	67.0 (57.8-77.7)	89.9 (64.1-126.2)	73.8 (65.0-83.8)
Polyunsaturated fat				
Low	54.2 (40.3-72.8)	68.2 (52.8-88.0)	96.6 (72.5-128.6)	74.5 (58.1-95.4)
Medium	68.5 (56.3-83.3)	76.8 (64.7-91.3)	80.2 (61.6-104.5)	86.1 (73.9-100.3)
High	65.4 (48.7-87.9)	71.4 (58.8-86.8)	76.5 (58.9-99.49	78.1 (66.1-92.2)
Monounsaturated fat				
Low	50.7 (38.2-67.2)	68.4 (51.8-90.4)	90.1 (66.7-121.7)	74.5 (58.-95.4)
Medium	70.0 (53.5-91.7)	72.6 (61.2-86.3)	83.6 (65.8-106.2)	85.3 (73.7-98.7)
high	67.4 (53.6-84.7)	75.1 (62.9-89.5)	79.4 (59.8-105.5)	81.5 (69.7-95.2)
Fiber				
Low	57.0 (46.3-70.2)	66.2 (50.3-87.2)	85.1 (66.1-109.4)	69.5 (54.0-89.4)
Medium	74.5 (53.8-103.3)	82.5 (69.8-97.5)	85.9 (67.9-08.6)	92.9 (80.1-107.7)
High	55.7 (45.1-68.9)	67.4 (57.1-79.5)	81.4 (58.1-114.2)	76.1 (65.3-88.7)
	p1[a)]=0.05, p2[b)]=0.05			

a) For F values
b) For trend

211

栃木県O市３万人８年間のコホート研究成績
－　その２　運動習慣の死亡に及ぼす影響　－

佐藤正（栃木県宇都宮保健所）、尾島　俊之、坂田　清美、中村　好一、曽根　啓一、柳川　洋（自治医大公衆衛生）、桑野　哲実（栃木県矢板保健所）、永井　正規（埼玉医大公衆衛生）

【要旨】運動習慣の死亡への相対危険は、全死因０．７８、虚血性心疾患０．６５、脳出血０．６４、脳梗塞０．６９であった。罹患の影響を除くためにベースラインから３年時点からの観察を分析した。

【目的】運動習慣の死亡に及ぼす影響を明らかにすることを目的とした。なお、ベースライン時点での、既に疾病に罹患していることによる影響を取り除くことを、この分析の主眼とした。

【方法】栃木県O市の住民を対象として追跡調査を行った。O市は、栃木県北部に位置する田園地帯で、人口５２，５４７人、産業別人口割合は、第１次産業１６．６%、第２次４１．３%、第３次４２．１%である（平成２年国勢調査）。まずベースラインデータとして、O市保健課と協同で「市民健康調査」を行った。１９８７年７月に、３０歳以上の全住民を対象として、市内各自治会の保健委員が世帯毎に質問票を配布し、１～２週間後に専用の封筒で回収するという留め置き調査を実施した。対象者２９，６６５人中、２６，９９０人の回答を得て、回収率９１%であった。内容としては、現在の健康状態、既往歴、健康診査の受診状況、その受けた理由・受けない理由、飲酒、喫煙、健康食品等の常用、睡眠、入浴、定期的運動、食生活、家族歴、、職業、住居の暖房、健康への関心等である。その後、死亡及び転出を追跡し、国際疾病分類によりコーディングを行った。１９９４年末までの８年間で、死亡２２６０人、転出１４００人であった。分析には、汎用統計計算パッケージソフトであるＳＡＳを用いた。

【結果及び考察】性年齢を調整した運動習慣による死因毎のハザード比（Ｃｏｘの比例ハザードモデル）を表１に示す。定期的に運動をしていると回答した者では、全死因、虚血性心疾患、脳血管疾患、脳梗塞で、有意に低いハザード比を示した。しかし、運動頻度について、週３日以上運動していると回答した者では、脳血管疾患、脳梗塞において有意に高いハザード比を示した。３年目から観察した性年齢を調整した運動習慣による死因毎のハザード比を表２に示す。全死因、脳血管疾患において、定期的に運動していると回答した者が、有意に低いハザード比を示した。しかし、運動頻度について、週３日以上運動していると回答した者では、脳梗塞において有意に高いハザード比を示した。脳梗塞では、定期的運動をしていると回答した者でハザード比が低く、週２日以内の頻度と回答した者でハザード比が低いという結果となった。これは、３年目からの観察においても同様であったが、ハザード比は小さくなっている。これは、脳卒中発作後運動習慣を持つようになったが、脳梗塞で死亡するまでの期間が３年より長いために除けかったためではないかと考える。今後は、より長期に渡って観察を続けるとともに既往歴などの影響を除くための期間設定を検討したい。

表１　運動習慣による死因毎のハザード比（性年齢を調整）

	運動している／運動していない		週３日以上／週２日以内	
	ハザード比	（９５%信頼区間）	ハザード比	（９５%信頼区間）
全死因	0.78	（0.71 － 0.87）	1.23	（1.00 － 1.50）
悪性新生物	0.95	（0.78 － 1.15）	1.21	（0.85 － 1.72）
虚血性心疾患	0.65	（0.45 － 0.94）	1.97	（0.82 － 4.75）
脳血管疾患	0.70	（0.56 － 0.87）	1.67	（1.01 － 2.75）
脳出血	0.64	（0.41 － 1.01）	0.67	（0.29 － 1.54）
脳梗塞	0.69	（0.51 － 0.94）	3.58	（1.43 － 8.99）
くも膜下出血	0.95	（0.41 － 2.17）	3.27	（0.37 － 29.29）

表２　運動習慣による死因毎のハザード比（性年齢を調整）　３年目から観察

	運動している／運動していない		週３日以上／週２日以内	
	ハザード比	（９５%信頼区間）	ハザード比	（９５%信頼区間）
全死因	0.86	（0.76 － 0.98）	1.20	（0.94 － 1.53）
悪性新生物	1.06	（0.83 － 1.34）	1.11	（0.72 － 1.70）
虚血性心疾患	0.88	（0.56 － 1.40）	2.21	（0.76 － 6.47）
脳血管疾患	0.75	（0.57 － 0.99）	1.46	（0.81 － 2.63）
脳出血	0.57	（0.30 － 1.09）	0.66	（0.22 － 1.95）
脳梗塞	0.76	（0.51 － 1.11）	2.92	（1.03 － 8.27）
くも膜下出血	1.12	（0.45 － 2.78）	2.93	（0.31 － 27.77）

分科会口演抄録

第１日目
　Ａ会場　（演題番号 212～226）
　Ｂ会場　（演題番号 227～242）
　Ｃ会場　（演題番号 243～258）

第２日目
　Ａ会場　（演題番号 259～270）
　Ｂ会場　（演題番号 271～281）
　Ｃ会場　（演題番号 282～292）

212

北海道帯広市における脳出血の予後に関する調査

仲野昌弘、田中繁道、斉藤重幸、石井勝久、藤沢潤一、吉田英理郎、
青山真也、坂本賢一、高橋弘、林義人、飯村攻
（札幌医科大学医学部内科学第二講座）

【要旨】北海道帯広市において平成2年10月1日から平成5年9月30日までの3年間に脳卒中を発症したものを登録・追跡した（追跡率67.2%）。性別、発症時年齢、発症時意識状態、出血巣の範囲、飲酒・喫煙歴、高血圧の有無に関してKaplan-Meier生存分析にて初診時意識障害を認めたもの、出血巣の範囲が大きかったもの、発症時年齢が65歳以上のものの生命予後が悪く、Cox 回帰分析にて脳出血の生命予後規定因子として、出血巣の範囲および発症時年齢が採択された。

【目的】今日、人口の高齢化、生活環境の欧米化に伴い疾病構造に変化が生じている。循環器疾患ことに脳卒中による死亡率は減少を示すものの、脳出血の致命率は未だ高く、後遺障害も重篤であることが多い。そのため、その発症の背景因子、生命予後・機能予後規定因子を明確にすることは重要な課題である。我々は平成2年10月より、北海道帯広市において悉皆性が高いと思われる心筋梗塞および脳卒中の登録・追跡調査を継続しているが、今回は脳出血の生命予後に関わる因子について検討したので報告する。

【対象および方法】北海道帯広市住民（平成2年10月1日現在、人口167,384人）で、平成2年10月1日から平成5年9月30日までの3年間に脳卒中を発症し、帯広市内の病院に入院・登録した628名のうち、脳出血と診断された137名を追跡し、これを分析対象とした。追跡率は67.2%であった（表1）。登録方法としては、当該入院患者の退院時に登録票を当教室に送付する調査に加え、さらに悉皆性を高めるために入退院台帳をもとに追加登録した。追跡方法として、発症より1年以上を経過した患者に対して、当教室よりアンケート用紙を郵送、回収した。一部死亡者は入院病歴によった。検討項目は、発症時年齢、性、初診時意識状態、出血範囲、飲酒・喫煙歴、高血圧の有無とし、それらを因子としたKaplan-Meier生存分析、Cox回帰分析を行った。

【結果】帯広市における脳梗塞・脳出血・クモ膜下出血の発症率比は約5：2：1であった（表2）。脳卒中各病型別の生存曲線を図1に示す。クモ膜下出血が発症一ヶ月以内の急性期に死亡することが多いのに対し、脳梗塞では急性期・慢性期に死亡率の差が少なく、脳出血は両者の中間の傾向を示した。次に各因子における生存率の差を検討した。「意識障害あり」群が「意識清明」群に比し（図2）、また「出血範囲が1/2脳葉以上」群が「1/2脳葉以下」群に比較し生命予後は不良であった（図3）が、これらは互いに重複しているものが多かった。図4に示すごとく、「65歳以上の高齢者」群において「65歳以下」の群に比して生命予後は不良であった。性別、高血圧の有無、喫煙歴の有無、で生命予後に有意な差を認めなかった（図5～図7）。しかし飲酒歴に関しては「飲酒歴あり」の群が「飲酒歴なし」の群に比べ生命予後は良好であった（図８）。以上より各因子の交絡を考慮し、Cox 回帰分析を行った。その結果、「脳葉の1/2以上の出血」、「65歳以上の高齢」が脳出血発症後の生命予後を悪化させる因子として採択された。

【考察】今回検討した脳出血の生命予後規定因子は当教室既報の脳梗塞の生命予後規定因子と同様に「発症時意識障害」、「病巣の大きさ」、「65歳以上の高齢」であり、生命予後は重症度と年齢に依存することが明らかとなった。また、今回の検討にて「飲酒歴あり」群は「飲酒歴なし」群に比べ脳出血の生命予後は良好であった。しかし今回の追跡期間が平均643日と短かったため、今後慢性期死亡、機能予後も含めさらに検討を加える必要がある。

表１

	男性	女性	全体
人数	92	45	137
年齢	62.2±14.0	63.7±15.2	62.7±14.4
(範囲)	18～91	23～94	18～94
急性期死亡	10	6	16
追跡対象	82	39	121
追跡数	67	25	92
追跡率	72.8%	55.6%	67.2%
追跡日数	643.2±390.4	592.9±413.1	620.0±388.3
慢性期死亡	11	1	12

表2

脳卒中全体

男			女			計		
n	粗	調整	n	粗	調整	n	粗	調整
371	152.6	167.0	257	98.9	97.1	628	124.8	129.1

脳梗塞

男			女			計		
n	粗	調整	n	粗	調整	n	粗	調整
240	98.7	109.4	138	53.1	52.1	378	75.1	78.4

脳出血

男			女			計		
n	粗	調整	n	粗	調整	n	粗	調整
92	37.8	40.7	45	17.3	17.0	137	27.2	27.9

クモ膜下出血

男			女			計		
n	粗	調整	n	粗	調整	n	粗	調整
22	9.1	9.4	53	20.4	19.9	75	14.9	14.9

（人口10万人・年）　　粗　：粗発症率
調整：調整発症率

図1　病型

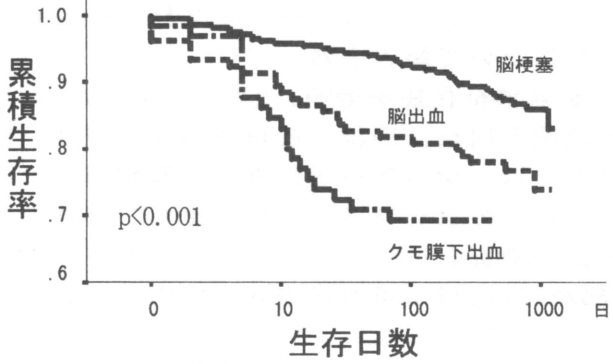


図2　意識状態

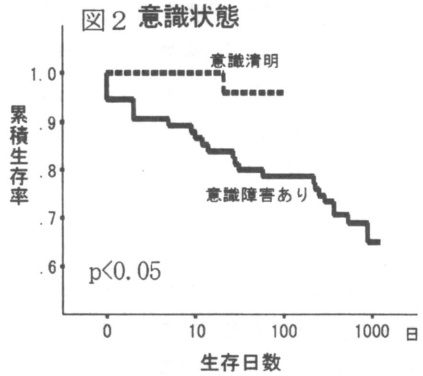


図3　出血範囲

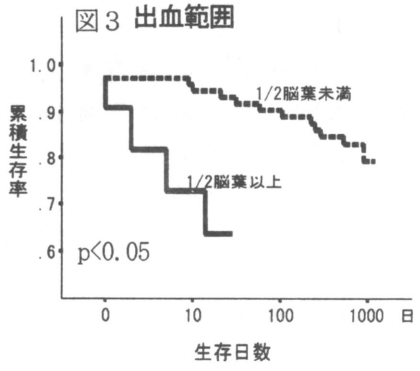


図4　年齢

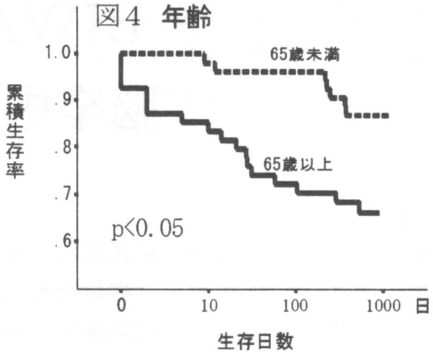


図5　性

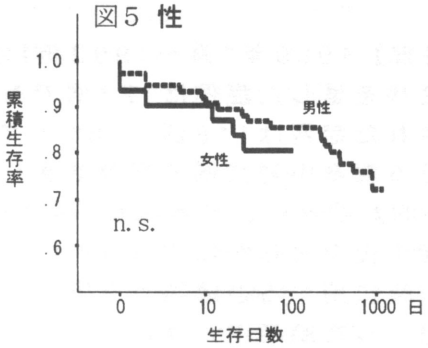


図6　高血圧

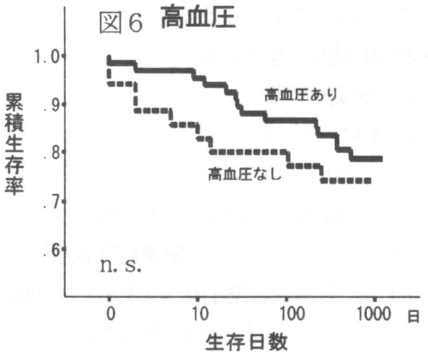


図7　喫煙歴

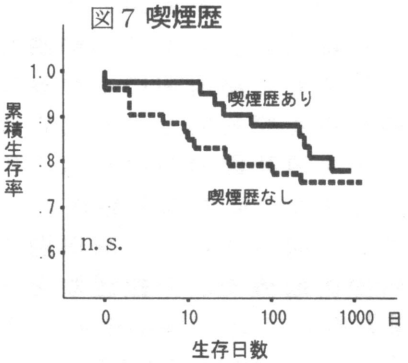
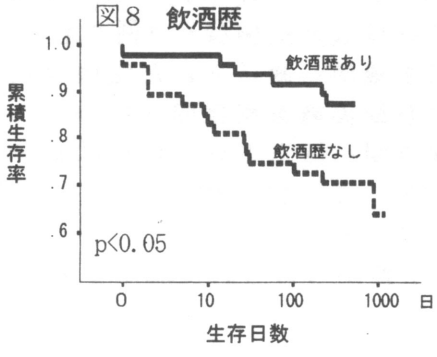


図8　飲酒歴



213

BIWAKO REGISTRY
脳卒中発症登録の悉皆性に関する検討

喜多義邦，岡山　明，上島弘嗣，和田正光，野崎昭彦，吉田康弘
（滋賀医大福祉保健）
稲本康彦，杉原秀樹（公立高島総合病院），児島豊明（マキノ病院）

【要旨】1989年1月～1990年12月までの高島郡内の救急搬送例は2600例あり，脳卒中様症状を呈した症例は123例であった。このうち我々の調査対象としている医療機関へ搬送された症例は118例（96%）であった。また，死亡小票を用いた検討から，医療機関における脳卒中初発例の把握できた割合は94%と推定された。

【目的】我々は、日本滋賀県高島郡において、脳卒中の罹患率と発症後の生命予後および機能予後を明らかにする目的で1988年より脳卒中の発症登録と登録患者の生命および機能予後に関する追跡調査を実施している。この報告では，1989年1月～1992年12月までに発症した脳卒中の登録データと同地域の死亡小票および救急搬送システムの資料を用いて、高島郡における脳卒中発症登録の悉皆性について報告する。

【登録方法】登録は人口52,780人の滋賀県高島郡全住民を対象に1989年１月から行っている。登録作業は，同郡の２つの中核医療機関と同郡に隣接する地域の全ての３次医療機関において行っている。また，登録に当たっては，シニアードクターの監督のもとにあらかじめ十分にトレーニングされた医師および専任の調査員が行った。また，登録作業は前述の医療機関において原則的に３ヶ月に１回の調査を行った。なお，この報告で示す脳卒中の発症例は全て初発例である。脳卒中登録は厚生省循環器病委託研究の診断基準を用いた。一過性虚血発作（TIA）の症例は本登録から除外した。

【悉皆性の検討】高島郡の1989年1月1日～1992年12月31日までに登録された死亡小票をもとに，脳卒中を原死因とする死亡の年齢階級別死亡率および年齢調整死亡率を求め，脳卒中の年齢階級別および年齢調整罹患率と比較した。また，死亡小票から得られた脳卒中死亡症例を死亡場所別に本登録症例と一致する割合を求め本登録の悉皆性を検討した。なお，脳卒中を原死因とする死亡は，原死因の発症が1989年1月1日～1992年12月31日にあり，しかも原死因の発症から１年未満に死亡した者とした。

また，高島郡全域の救急搬送の記録をもとに，脳卒中を発症したと思われる症例の性，年齢，そして搬送された医療機関に関する情報を入手し，県外への当該疾患の搬送数，および県内の医療機関別の搬送数を求めることによっても本調査の悉皆性を検討した。

【結果】登録された脳卒中の初発例は男性217例，女性156例，計373例であった。

1989年1月～1990年12月までの高島郡内の救急搬送例は2600例あり，このうち脳卒中様症状を呈した症例は123例であった。脳卒中様症状を呈した症例のうち高島郡内の登録実施医療機関へ搬送された症例は112例であり，郡外の医療機関へ搬送された症例のうち郡外の登録実施医療機関へ搬送された症例は6例であった。したがって，登録を行っている医療機関へ搬送された症例は脳卒中様症状を呈した123例のうち118例（96%）であった。また，この118例のうち，本調査の診断基準に当てはまり，登録された症例は72例（61%）であった。

死亡小票から得られた脳卒中死亡例と本登録症例とが一致した症例数とその死亡数に対

する割合，また死亡時の年齢の平均値と標準偏差を性別および死亡場所別に表２に示した。男女合計では，脳卒中死亡数のうち発症登録症例と一致した症例は38％であった。死亡場所別にみると，発症登録を行っている医療機関で死亡した症例では74％が一致し，発症登録を行っていない医療機関では13％，自宅で死亡した症例では7％，老人ホームで死亡した症例では33％が登録症例と一致した。

登録医療施設以外の医療施設で死亡し登録症例と一致しなかったものについて登録基準に合致するかどうかを検討するため，最も死亡例の多かった医療機関において先の合致しなかった死亡例（27例）の診療記録を詳細に調査した。その結果，再発例が67％，登録の診断基準に合致しなかった症例が22％，登録されるべき初発例が11％であった。

【考察】高島郡の救急搬送についての調査結果から，同地区における脳卒中等緊急を要する患者の郡外への流出は少ないと考えられた。また，隣接する地域の全ての高度医療機関でも登録を行っていることから，郡外へ流出した症例についても十分に把握できているものと考えられる。

死亡小票を用いた検討から，高島郡内で1989年1月から1992年12月までに脳卒中を発症し，しかも発症から１年以内に死亡した症例のと本登録症例との一致の程度は自宅での死亡が最も低く，登録実施医療機関で７割以上となった。医療機関以外で死亡したものについては本登録の診断基準を用いてふるい分けを行うことは実際上困難であり，これらの死亡例のうちどの程度脳卒中と診断できる症例が含まれているかについては更に違う調査方法を用いて検討しなければならない。一方，医療機関で死亡したものについては，その診療記録を調査することによってふるい分けすることが可能である。登録実施医療機関では，脳卒中患者が入院すると思われる全ての診療科において全ての診療記録を参照し，診断基準にそって厳密に登録を行ったことから，登録症例と一致しなかった３割の死亡例は診断基準に合致しなかった死亡例であると判断できる。登録医療機関以外で死亡した症例と登録症例が一致した割合は１割程度と低かった。残りの一致しなかった死亡例について医療記録から詳細に検討したところ，登録対象医療施設以外の医療施設における登録の漏れは11.1％であると推定された。この推定値を用いて本調査における医療機関全体での脳卒中初発例の把握できた割合を推定すると

$$1-((47-6)\times 0.11)/(62+6+(47-6)\times 0.11)=0.938$$

となる。

表１　死亡場所別にみた登録症例と一致した死亡小票からの脳卒中死亡例の数
(1989年～1992年に発症し，発症後１年未満の死亡)

死亡場所	男性			女性			男女合計		
	死亡数	一致した数	一致率(%)	死亡数	一致した数	一致率(%)	死亡数	一致した数	一致率(%)
登録医療機関	45	36	80.0	39	26	66.7	84	62	73.8
他の医療機関	18	3	16.7	29	3	10.3	47	6	12.8
自宅	28	1	3.6	32	3	9.4	60	4	6.7
老人施設	1	1	100.0	2	0	0.0	3	1	33.3
合計	92	41	44.6	102	32	31.4	194	73	37.6

214

自由行動下血圧測定値と脳卒中発症リスクとの関連
－住民コホートの追跡から－

大久保孝義、辻　一郎、坂東毅彦、深尾　彰、久道　茂（東北大・医・公衆衛生）、
今井　潤、阿部圭志（同 第二内科）、佐久間まり子、佐藤　洋（同 衛生）、
永井謙一（岩手県立大迫病院）

【要旨】自由行動下血圧測定法を用い、地域住民を対象に血圧値と脳卒中発症リスクとの関連について検討した。従来の報告通り、随時血圧では脳卒中発症リスクは血圧値の上昇とともにほぼ直線的に上昇した。一方、自由行動下血圧では血圧レベルの最も高い群で著明な脳卒中発症リスクの上昇を認めた。今後追跡を続行し、自由行動下血圧測定法の有用性につきさらに検討を深めるものである。

【目的】高血圧が脳卒中発症の最大の危険因子であることは、随時血圧（casual blood pressure：CBP）を指標とした多くの疫学的研究から明らかにされている。しかし、CBPは日内変動や白衣現象などにより、精度と安定性に欠けることが広く指摘されている。より正確で安定した血圧情報を得る手段として、近年、自由行動下血圧（ambulatory blood pressure：ABP）測定法が開発されている。これまでの研究から、ABPは再現性や臓器障害との関連においてCBPよりも優れていることが報告されている。そこで、地域住民を対象にCBPおよびABPを測定し、血圧値と脳卒中発症リスクとの関連について比較検討した。

【方法】岩手県O町の3地区（人口約4500人）で、20歳以上の住民を対象に1987年よりABP測定を継続している。ABP測定は携帯型自動血圧計コーリンABPM630を用い、30分間隔で24時間にわたり測定し、24時間の収縮期と拡張期の各平均値を分析対象とした。CBP測定は住民健診時に全自動血圧計ウエダUSM700を用い、少なくとも2分間の起座位安静の後に繰り返し二回の血圧測定を行い、その平均値を分析対象とした。脳卒中発症調査は、地域脳卒中登録、死亡診断書、保健婦による聞き取り調査、国保レセプト、全世帯アンケート等の各種情報より採録し、当該患者が受診した医療機関のカルテを確認し厚生省循環器病委託研究班（平井班1990）の診断基準を用いて脳卒中か否かの判定と各病型の分類を行った。観察開始時40歳以上で脳卒中の既往のないものを対象者とし、1994年12月31日までの脳卒中発症状況を検索した。1281人（40歳以上人口の47%, 男性34%）がCBP・ABPを測定した。平均観察期間は3.80年（最長6.56年）であった。CBP・ABPの分布をそれぞれ5分割し、性・年齢階級・降圧薬服用の有無を補正したCox比例hazard modelにより、血圧値と脳卒中発症との関連を分析した。

【結果】観察期間を通じて、47人（3.7%）の脳卒中の発生が観察された。

右頁にCox比例hazard modelによるCBP・ABPの収縮期・拡張期の各血圧レベルにおけるrelative hazard（RH）と95% confidence interval（CI）を示す。最もリスクが低い血圧レベルのRHを1とした。CBPでは血圧値が上昇するに従い、RHはほぼ直線的に上昇する傾向を示し、拡張期において収縮期に比べ高いRHが示された。ABPにおいては血圧レベルの最も高い群で、収縮期・拡張期ともに著明なRHの上昇を認めた。

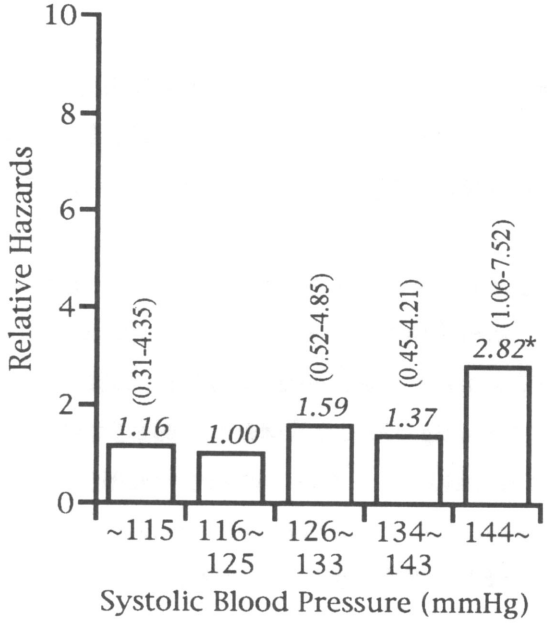
【考察】従来のCBPを指標とした多くの大規模な長期にわたる疫学的研究の結果から、脳卒中発症リスクは血圧値の上昇とともに増加することが知られている。今回我々はCBP・ABPを指標に脳卒中発症リスクと血圧値との関連について検討した。その結果、従来の報告通り、CBPでは脳卒中発症リスクはほぼ直線的に上昇し、拡張期において収縮期に比べ高い脳卒中発症リスクが示された。一方、ABPでは血圧レベルが最も高い群で、収縮期・拡張期ともに脳卒中発症リスクの著明な上昇を認めた。これはABPの脳卒中発症予測能の高さを示唆するものであり、今後追跡を続けさらに検討を深めるべきものと考えられる。

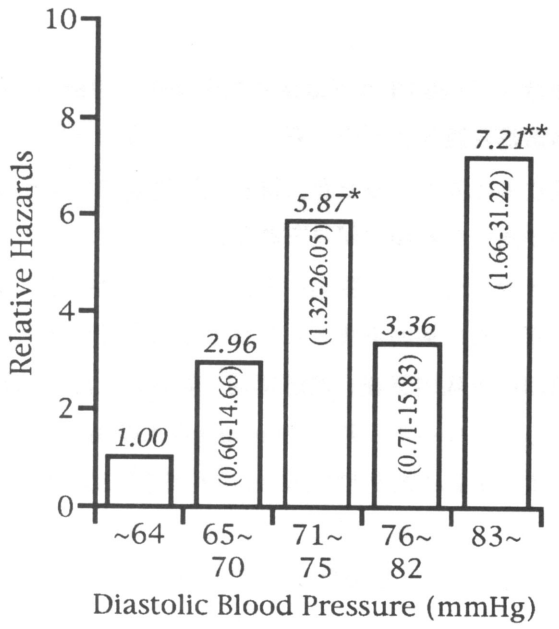
Primary Incidence of Stroke

Cox Proportional Hazard Model

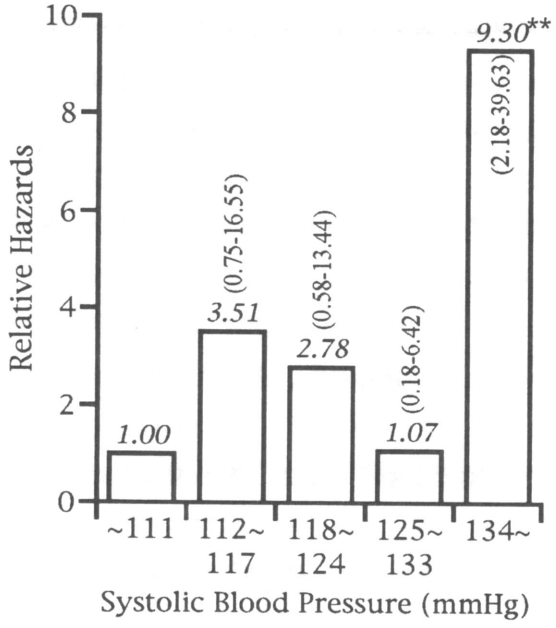
(adjusted for sex, age and use of antihypertensive medication)

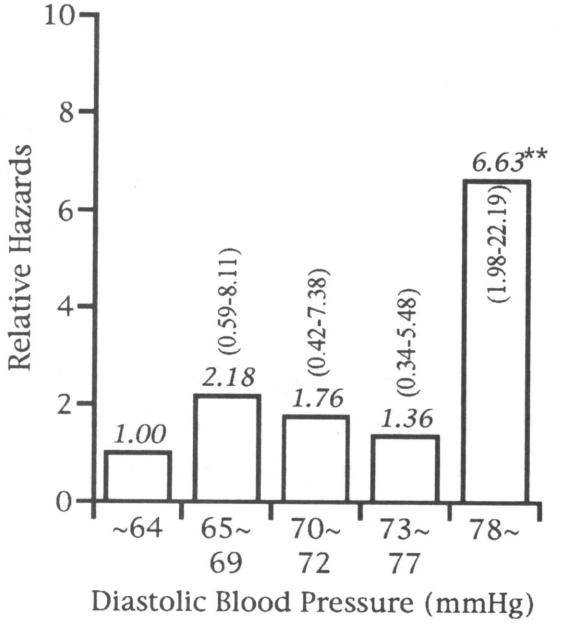
Casual





24hour





*: $p<0.05$ **: $p<0.01$

reference category: blood pressure level in which the mortality risk was lowest

215

NIPPON DATAによる血圧の治療状況別の総死亡、循環器疾患死亡への影響について

岡山　明、上島　弘嗣（滋賀医科大学福祉保健医学）、日本循環器管理研究協議会「1980年循環器疾患基礎調査」追跡調査・研究委員会

「要旨」「1980年循環器疾患基礎調査」追跡調査報告書に基づいて血圧と総死亡循環器疾患死亡への影響を循環器疾患死亡への影響を血圧の治療状況別に解析した。未治療者時は血圧が高いほど総死亡・循環器疾患死亡率は高くなったが、降圧剤服用者では、そうのような傾向は見られず、140mmHg以下では有意ではないが高くなる傾向が見られた。

「目的」血圧が、脳卒中をはじめとした循環器疾患にとどまらず、若年者の総死亡にも強い影響を与える。厚生省の補助事業として日本循環器管理研究協議会（飯村攻理事長）が平成６年度に実施した「1980年循環器疾患基礎調査」追跡調査（委員長上島　弘嗣）の結果からも、血圧が総死亡に強い影響を与えることが明らかとなった。特に180mmHg以上の高血圧では110-119mmHgの集団を基準とした場合の総死亡の相対危険度はそれぞれ男性3.75 (1980年調査時30-60歳）、1.75 (61歳以上）、女性では3.11、1.62倍であった。

しかし、同じ血圧でも治療状況により総死亡などへの影響が変わる可能性がある。本報告では追跡調査報告書に基づいて、血圧の総死亡、循環器疾患死に及ぼす影響を治療状況別に検討する。

「対象と方法」対象1980年循環器疾患基礎調査受診者（10567名）の内、平成６年１１月～７年４月までに追跡可能であった9457名（死亡1306名）を検討対象とした。解析方法は年齢による影響を考慮するため、累積死亡率を性年齢階級別、治療状況別に求め、年齢調整累積死亡率を計算した。高齢者への影響を区別して考えるため1980当時30-60歳（若年層）、61歳以上（高齢層）に区別して計算した。血圧の影響は血圧区分別の相対危険度とその信頼限界を求めて有意性を検討した。降圧剤の服薬状況は「飲まない」、「毎日服薬または時々服薬」の２群に区分し「以前服薬」は集計から除外した。

「結果」降圧剤服用者は男性415名、女性607名であった。表１Ａ（男性）、Ｂ（女性）に血圧未治療者の血圧区分別総死亡率を示した。血圧110-119mmHgの群を基準にすると男性では若年層の血圧180mmHg以上の群で有意な上昇が見られた。高齢者でも180mmHgの群で有意な上昇が見られた。女性でも同様の傾向は見られたが若年者では有意差はなかった。高齢者では有意な上昇が見られた。男性と女性を比較する男性の方が若年者で２倍高齢者でも1.2倍総死亡率が高かった。

表２Ａ（男性）、Ｂ（女性）に降圧剤服用者の血圧区分別総死亡率を示した。未治療者とは異なり男女とも血圧レベル別の総死亡率に差は見られなかった。治療状況別に見ると若年者ではでは男性で治療中のものは、そうでないものの1.7倍総死亡率が高かった。女性でも2.6倍高かった。高齢者では男性で1.2倍、女性ではほとんど差は見られなかった。しかし男性の場合、血圧レベル別の死亡率を比較した場合血圧の高い群では逆に非服薬群の方が高かった。女性ではほぼすべての血圧群で服薬者の方が高かった。

表３には循環器疾患死亡について血圧未治療者の血圧区分別、男女別集計を示した。120-139mmHgの群を基準とすると、男性では血圧が高いほど循環器疾患による死亡率が高く、血圧が低いほど死亡率は低くなっ

た。高齢者でもほぼ同様であった。女性では男性ほど著明な差は見られなかったが、若年者の血圧のもっとも高い群で循環器疾患死亡の有意な上昇が見られた。

表４には循環器疾患死亡の血圧治療者の血圧区分別男女別集計を示した。降圧剤服用者では、非服用者と異なって血圧レベル別に見ても大きな差は見られなかった。逆に、有意ではないが血圧の低い群での循環器死亡の上昇傾向が見られた。治療状況別に比較すると降圧剤服用者の方が全体に死亡率が高かった。特に血圧の低い群で著明であった。

「考察」血圧治療状況別に総死亡、循環器疾患死亡と血圧レベルの関係を検討すると、未治療者は血圧の影響が強く見られたが、降圧剤服用者では明確な差は見られず、特に循環器疾患死亡では血圧の低い群で有意ではないが上昇傾向が観察された。降圧剤服用者で血圧が140mmHg未満のものが、140mmHg以上のものより循環器疾患死亡率が低くない点については、今後他の危険因子等を考慮した解析が必要であると考えられた。

Table 1 Age-adjusted cumulative incidence and relative risk for all causes of death by systolic blood pressure levels for both sex among persons without antihypertensive drugs.

		Systolic Blood Pressure(mmHg)						
Age-Band (y)		-109	110-119	120-139	140-159	160-179	180-	Total
	Men							
30-60	Cumulative Mortality rate	78.6	51.7	58.0	57.6	89.3	98.3	60.2
	Relative Risk	1.52	1.00	1.12	1.11	1.73	1.90*	-
61-	Cumulative Mortality rate	467.9	397.6	488.3	446.3	510.3	639.6	479.2
	Relative Risk	1.18	1.00	1.23	1.12	1.28	1.61*	-
	Women							
30-60	Cumulative Mortality rate	36.7	35.0	30.0	40.9	48.0	44.5	33.0
	Relative Risk	1.05	1.00	0.86	1.17	1.37	1.27	-
61-	Cumulative Mortality rate	444.2	302.4	393.4	396.5	385.3	542.6	393.2
	Relative Risk	1.47	1.00	1.30	1.31	1.27	1.79	-

*:p<0.05

Table 2 Age-adjusted cumulative incidence and relative risk for all causes of death by systolic blood pressure levels for both sex among persons taking antihypertensive drugs.

		Systolic Blood Pressure(mmHg)				
Age-Band (y)		-139.0	140-159	160-179	180-	Total
	Men					
30-60	Cumulative Mortality rate	89.8	137.3	76.5	86.2	101.7
	Relative Risk	1.00	1.53	0.85	0.96	-
61-	Cumulative Mortality rate	464.6	575.5	558.6	723.2	589.0
	Relative Risk	1.00	1.24	1.20	1.56	-
	Women					
30-60	Cumulative Mortality rate	61.4	61.7	30.7	212.9	85.4
	Relative Risk	1.00	1.00	0.50	3.47	-
61-	Cumulative Mortality rate	401.3	429.4	359.9	474.9	410.1
	Relative Risk	1.00	1.07	0.90	1.18	-

Table 3 Age-adjusted cumulative incidence and relative risk for cardiovascular death by systolic blood pressure levels for both sex among persons without antihypertensive drugs.

		Systolic Blood Pressure(mmHg)						
Age-Band (y)		-109	110-119	120-139	140-159	160-179	180-	Total
	Men							
30-60	Cumulative M	0.0	1.8	11.6	29.5	26.4	22.4	16.1
	Relative Risk	0*	0.16*	1.00	2.54*	2.27*	1.93*	-
61-	Cumulative M	0.0	95.3	167.5	123.6	168.0	206.6	147.3
	Relative Risk	0*	0.57*	1.00	0.74	1.00	1.23	-
	Women							
30-60	Cumulative M	4.8	1.5	3.2	6.3	3.1	44.5	4.4
	Relative Risk	1.49	0.47	1.00	1.95	0.97	13.7*	-
61-	Cumulative M	135.7	174.5	133.7	120.9	137.1	103.9	129.4
	Relative Risk	1.01	1.30	1.00	0.90	1.03	0.78	-

*:p<0.05

Table 4 Age-adjusted cumulative incidence and relative risk for cardiovascular death by systolic blood pressure levels for both sex among persons taking antihypertensive drugs.

		Systolic Blood Pressure(mmHg)				
Age-Band (y)		-139.0	140-159	160-179	180-	Total
	Men					
30-60	Cumulative Mortality rate	72.3	29.0	16.0	21.6	31.9
	Relative Risk	2.50	1.00	0.55	0.74	-
61-	Cumulative Mortality rate	246.5	172.3	295.6	234.3	237.6
	Relative Risk	1.43	1.00	1.72	1.36	-
	Women					
30-60	Cumulative Mortality rate	32.9	15.0	25.2	31.1	25.0
	Relative Risk	2.20	1.00	1.69	2.08	-
61-	Cumulative Mortality rate	223.6	190.1	171.5	254.7	201.8
	Relative Risk	1.18	1.00	0.90	1.34	-

216

慢性血液透析患の左室肥大の危険因子

鷲尾昌一、藤島正敏（九州大学医学部第二内科）
溝上哲也、吉村健清（産業医科大学生態科学研究所、臨床疫学教室）

「要旨」慢性血液透析患者(HD患者)の左室肥大の危険因子を明らかにすることを目的として、血圧、貧血などの因子が心エコーで求めた心筋重量係数に及ぼす影響を検討した。弁膜症や心筋梗塞の合併のない151名の非糖尿病HD患者を対象として、心エコーを施行し、心筋重量係数を求めた。多変量解析の結果、収縮期血圧が高いほど、ヘマトクリットが低いほど、心筋重量係数は高値を示した。以上より、高血圧と貧血の治療が左室肥大の予防と改善のために大切であると考えられた。

「目的」左室肥大を合併するHD患者は予後不良と報告されている。それ故、HD患者の左室肥大の予防や改善はHD患者にとって重要な問題である。我々はすでに(i)透析と透析の間の体重増加が多いこと、(ii)高血圧、(iii)貧血、(iv)糖尿病がHD患者の左室肥大の危険因子であることをすでに報告したが、これらの報告においてはそれぞれの危険因子が他の危険因子の影響を除いた場合にどれくらいの働きをしているのかについては検討していなかった。本研究では非糖尿病HD患者の左室肥大の危険因子を単変量解析で求めるとともに、多変量解析を行い、個々の要因の左室肥大に及ぼす影響を検討したので報告する。

「対象および方法」弁膜症や心筋梗塞の合併のない非糖尿病HD患者151名（男性78名、女性73名）を対象とした。平均年齢は51±12歳、平均透析期間は96±68カ月であった。透析と透析の間の体重増加量（Kg）をドライウェイト（Kg）で除して求めた体重増加率（%）、収縮期血圧、拡張期血圧、心胸比、血清クレアチニン値、血清尿素窒素値、ヘマトクリット値は心エコー実施前の3カ月間の平均値を用いた。すべての患者は週3回、4-5時間の血液透析をうけていた。心エコーは透析前に行い、アメリカエコー学会の方法に従い、測定をし、Devereux &Reichek の方法により心筋重量を求め、体表面積で補正して、心筋重量係数を求めた。

統計解析はSASを用いて行った。単変量解析にて心筋重量係数とその他の因子との単相関を調べた。いままでの研究で左室肥大の危険因子と考えられた３つの要因（体重増加率、収縮期血圧、ヘマトクリット値）とそれ以外に重要と考えられた要因について、心筋重量係数に及ぼす影響を重回帰分析にて調べた。

「結果」心筋重量係数は年齢（ r =0.26）、収縮期血圧（0.47）、拡張期血圧（0.17）、体重増加率（0.15）、心胸比（0.52）、心仕事係数（0.44）と正の相関を示し、透析期間（-0.44）、血清尿素窒素値（-0.14）、血清クレアチニン値（-0.29）、ヘマトクリット値（-0.26）と負の相関を示した。また、年齢、透析期間、体重増加率、収縮期血圧、血清尿素窒素値、ヘマトクリット値を危険因子として、心筋重量係数に及ぼす影響を重回帰分析で調べると、年齢が高年齢なほど、透析期間が短いほど、収縮期血圧が高いほど、ヘマトクリット値が低いほど心筋重量係数は高値をとることがわかった。また、体重増加率が多いほど心筋重量係数は高値をとる傾向を示した。（表１）

要因		回帰係数	標準誤差	p-value
年齢	(year old)	0.775	0.283	0.00
透析期間	(month)	-0.169	0.052	0.00
体重増加率	(% of DW)	4.042	2.512	0.11
収縮期血圧	(mmHg)	1.118	0.222	0.00
尿素窒素	(mg/dl)	-0.363	0.301	0.23
ヘマトクリット	(%)	-1.368	0.677	0.05
R-square	0.397	p=0.000		

DW　ドライウエイト

「考察」左室肥大はHD患者によく認められるが、左室肥大を合併するHD患者は予後不良と報告されている。それ故、HD患者の左室肥大の危険因子を評価することは重要なことである。貧血は腎不全患者の心仕事係数を増加させるが、輸血により減少することが報告されている。前回の研究において我々は貧血のあるHD患者は心筋重量係数と心仕事係数が高値を示すことを報告したが、今回の研究では他の危険因子の影響を除いた場合にもヘマトクリット値と心筋重量係数は負の回帰係数を示した。以上より、貧血はHD患者の左室肥大の独立した危険因子であると考えられた。

左室肥大は高血圧の患者においてもよく認められ、適切な血圧の管理により、高血圧患者の左室肥大が改善することが報告されている。今村らは体重増加の厳格な管理による高血圧の治療によりHD患者の左室肥大が改善したと報告した。今回の研究においては重回帰分析でも収縮期血圧は心筋重量係数と正の回帰係数を示した。以上より、高血圧もまたHD患者の左室肥大の独立した危険因子と考えられた。

エリスロポエチンによる貧血の治療はHD患者の貧血を著明に改善するが、血圧の上昇がその副作用として知られている。Zehnderらはエリスロポエチンによる貧血の治療をおこなった場合、血圧管理の良好であったHD患者のみに左室肥大の改善を認めたと報告し、貧血の治療だけではなく高血圧の治療も必要なことを強調している。

今村らは透析中の過剰の除水はノルエピネフリンを増加させ、左室肥大の進展を引き起こすので体重増加はドライウエイトの3%未満のにとどめるべきだと述べている。過去の我々の研究においても体重増加の少ないHD患者は大きいHD患者に比べ小さな心筋重量係数を示し、体重増加率と心筋重量係数の間に正の相関関係を認めた。今回の研究においては体重増加率と心筋重量係数は重回帰分析では正の回帰係数を示す傾向が認められ、体重増加率が大きいことが血圧上昇とは独立した左室肥大の危険因子である可能性は否定できない。今後、症例を増やして検討すべき問題と考えられた。

本研究においては単変量解析にみならず、重回帰分析においても透析期間と心筋重量係数の間に負の回帰係数が認められた。左室肥大を合併しているHD患者は予後不良のため、左室肥大の合併例が透析期間の長いものに認められないことを反映していると考えられるが、この問題に関しては今後の研究が必要と考えられた。

「結論」重回帰分析の結果、HD患者の心筋重量係数は収縮期血圧の上昇やヘマトクリット値の減少により増加することが明らかとなり、高血圧と貧血がHD患者の左室肥大の独立した危険因子であることが示された。また、体重増加率の多いものほど心筋重量係数は多い傾向を示した。体重増加率を小さくすることは血圧の管理の点からも重要であるので体重管理を含む血圧管理が重要と考えられた。左室肥大を合併するHD患者は予後不良と報告されているので、HD患者においては血圧の良好な管理と貧血の治療の両方が重要であると考えられた。

「参考文献」

1) Parfrey PS, Harnett JD, Griffiths SM, et al. The clinical course of left ventricular hypertrophy in dialysis patients. Nephron 1990 : 55; 114-120.

2) 松崎　安、鷲尾昌一、中村定敏.　慢性血液透析患者の左室肥大に関する検討ー体重増加率の影響ー.　透析会誌 1991:24;1061-1064.

3) 鷲尾昌一、槙田裕之、藤井弘二ほか. 慢性透析患者の貧血と左室肥大. 臨床と研究 1991:68;3053-3056.

4) 鷲尾昌一、小野山薫、奥田誠也ほか. 糖尿病透析患者の左室肥大に関する検討. 透析会誌 1991:24;929-932.

5) Devereux RB, Reichek N. Echocardiographic determination of left ventricular mass in man. Circulation 1977:55;613-618.

6) Duke M, Albelmann WH. The hemodinamic response to chronic anemia. Circulation 1969:39;503-515.

7) Neff M, Kim K, Persoff M, et al. Hemodianmics of uremic anemia. Circulation 1971:43;876-883.

8) Schulmann SP, Weiss JL, Becker LC, et al. The effect of antihypertensive therapy on left ventricular mass in the elderly patients. N Engl J Med 1990:332/19;1350-1356.

9)Zehnder C, Zuber M, Sulzer M, et al. Influence of long-term ameriolation of anemia and blood pressure centrol on left ventricular hypertrophy in hemodialysis patients. Nephron 1992:61;21-25.

10) 今村陽一、原田篤実、熊谷晴光ほか. 慢性血液透析患者の左室肥大の改善に関する臨床的検討. 透析会誌 1987: 20;965-973.

11)今村陽一、原田篤実、熊谷晴光ほか. 血液透析患者における左室肥大の進展因子に関する検討ー除水量と体液因子の影響ー. 透析会誌 1989:22;605-612.

217

大分市における最近５年間の心疾患死亡の動向

斉藤　功、小澤秀樹、青野裕士、池辺淑子、細川博司(大分医科大学公衆衛生医学第一)
山下　剛（大分県大分保健所）

【要旨】大分市において、1992-93 年における 25-75 歳の心疾患死亡例について医療記録及び医師の面接聞き取り調査を行い、モニカ研究の診断基準に準じて死亡診断の再分類を行った。1987-88 年に同市で行った同様の調査と比較し最近の虚血性心疾患死亡の動向を検討した。

【目的】心疾患における死亡診断を診断基準を用いて再分類し、心疾患死亡の動向を把握すること。

【対象と方法】大分市における 1992-93 年の死亡届の中から、原死因が虚血性心疾患（ICD-9:410-414）、心不全（428）、その他の心疾患（393-398、415-427、429）に区分された、25-74 歳の男女 321 人について、死亡届から得られた医師名、医療機関名の情報を基に、全死亡例の調査を行った。医療記録或いは医師の面接を通して、個々の死亡例について WHO のモニカ研究の診断基準に準じ、胸痛、血清酵素の異常、心電図所見、虚血性心疾患既往歴等について調査を行い、原死因の再分類、即ち急性心筋梗塞確実・可能性、心不全、その他の心疾患、脳血管疾患、その他の各疾患、急性死、不明に区分した。急性死とは発症後 24 時間以内の死亡例で、胸痛や非定型的症状が明らかでなく死亡の原因となる疾患が特に見あたらない場合と定義した。さらに、1987-88 年の同市において実施した調査結果との比較を行った。

【結果と考察】今回の対象者の性年齢階級別分布を示す(表 1)。この 5 年間の心疾患死亡は死亡統計上 271 人から 321 人に増加しており、主に心不全の増加が寄与していた(表 2)。死亡診断での虚血性心疾患の内、調査後に急性心筋梗塞実・可能性と区分されたものは 1987-88 年が 52/96(54%)、1992-93 年が 77/102(75%)であった。同様に心不全においては虚血性心疾患の含まれる割合が 3/123(2%)から 18/180(10%)に増えていた。診断基準の区分別の比較を行ったところ(表 3)、心電図での確実な所見と心筋梗塞または狭心症の既往歴のある人の数が増えていた。表 2 について男女別にみたところ、男では急性心筋梗塞可能性の人数の増加、女では急性心筋梗塞確実及び可能性の両区分の増加がみられれた(表 4)。調査後、急性心筋梗塞確実及び可能性として区分されたものについて、年齢調整死亡率で比較した(図 1)。急性死の中に虚血性心疾患による死亡が含まれることも考えられるが、男女別にみてもその数にはほとんど変化がなかった。図 1 でみる限り、男女とも死亡率は増加傾向を示している。男でのこの増加は急性心筋梗塞可能性に区分されたものの反映であるのに対して、女では確実・可能性両区分の増加が影響している。このことは女性において虚血性心疾患による死亡の増加を示唆していると思われた。(本研究は平成 7 年度科学研究費補助金(奨励研究(A))の助成によって行われた)

表１　性年齢階級別にみた心疾患死亡例

	1987-88年			1992-93年		
年齢階級	男	女	計	男	女	計
25-34	6	2	8	9	4	13
35-44	17	7	24	18	3	21
45-54	31	5	36	29	9	38
55-64	48	19	67	55	30	85
65-74	69	67	136	85	79	164
計	171	100	271	196	125	321

表２　大分市における心疾患死亡の推移

単位：人数

	1987-88年				1992-93年			
死亡診断 / 調査結果	虚血性心疾患	心不全	その他の心疾患	計	虚血性心疾患	心不全	その他の心疾患	計
急性心筋梗塞確実	20	1	1	22	36	1	0	37
可能性	32	2	1	35	41	17	2	60
心不全	0	1	1	2	0	2	0	2
その他の心疾患	1	3	34	38	2	2	24	28
脳血管疾患	3	9	6	18	1	16	4	21
その他の疾患	11	28	3	42	8	54	1	63
急性死	19	60	5	84	11	64	5	80
不明	10	19	1	30	3	24	3	30
計	96	123	52	271	102	180	39	321

表 3　急性心筋梗塞の診断区分別にみた比較

単位：人数

	急性心筋梗塞の診断区分	1987-88 年	1992-93 年
確実	1. 心電図で心筋梗塞の確実な所見	15	27
	2. 酵素異常かつ定型的胸痛	3	4
	3. 心電図で可能性のある所見かつ酵素異常かつ非定型的胸痛	2	5
	4. 剖検等で心筋梗塞の確実な所見	2	1
可能性	5. 定型的または、非定型的な胸痛	21	30
	6. 心筋梗塞または狭心症の既往	14	30
	7. 剖検等で陳旧性心筋梗塞の所見	0	0
計		57	97

WHO のモニカ研究の診断基準に準ずる

表 4　男女別にみた大分市における心疾患死亡の推移

男

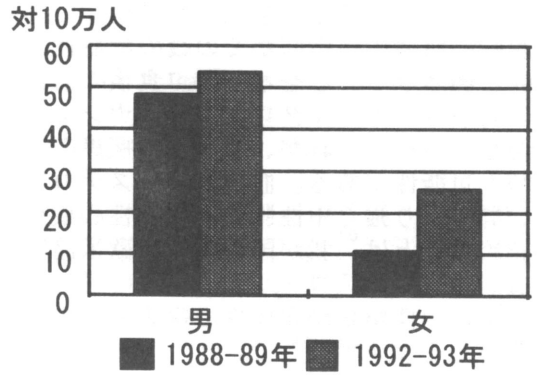
単位：人数

死亡診断 / 調査結果	1987-88年 虚血性心疾患	心不全	その他の心疾患	計	1992-93年 虚血性心疾患	心不全	その他の心疾患	計
急性心筋梗塞確実	15	1	1	17	19	0	0	19
可能性	27	1	0	28	30	10	2	42
心不全	0	0	0	0	0	1	0	1
その他の心疾患	1	2	17	20	1	1	13	15
脳血管疾患	2	6	3	11	1	11	2	14
その他の疾患	5	17	2	24	7	26	0	33
急性死	11	41	4	56	7	47	1	55
不明	3	12	0	15	2	13	2	17
計	64	80	27	171	67	109	20	196

女

急性心筋梗塞確実	5	0	0	5	17	1	0	18
可能性	5	1	1	7	11	7	0	18
心不全	0	1	1	2	0	1	0	1
その他の心疾患	0	1	17	18	1	1	11	13
脳血管疾患	1	3	3	7	0	5	2	7
その他の疾患	6	11	1	18	1	28	1	30
急性死	8	19	1	28	4	17	4	25
不明	7	7	1	15	1	11	1	13
計	32	43	25	100	35	71	19	125

図 1　性別にみた虚血性心疾患
年齢調整死亡率 (25-74 歳) の比較



調査後急性心筋梗塞確実及び可能性として区分されたものについて昭和 60 年モデル人口を基に直接法による年齢調整死亡率を算出した

218

血清中性脂肪と虚血性心疾患発症の関連についての疫学研究

磯　博康、山海　知子、今野　弘規、嶋本　喬（筑波大学・社会医学系）
内藤　義彦、佐藤　眞一、北村　明彦、木山　昌彦、岡村　智教
飯田　稔、（大阪府立成人病センター・集検Ⅰ部）
小町　喜男（大阪府立公衆衛生研究所）

【要旨】血清中性脂肪（非空腹時）とその後の虚血性心疾患（心筋梗塞及び労作性狭心症）の発症との関連を、5地域の住民40-69歳男女9,509人（虚血性心疾患、脳卒中の既往者を除く）の13年間の追跡調査により分析した。追跡期間中の発症者は108人（心筋梗塞62人、労作性狭心症46人）であった。中性脂肪が165mg/dl（第４四分位）以上は83mg/dl（第１四分位）未満に比べて、虚血性心疾患の相対危険度（性、年齢、高血圧の有無、血清総コレステロール値、喫煙本数、アルコール摂取量、糖尿病の有無を調整）は、1.9（95%CI:1.1-3.5）であった。中性脂肪と虚血性心疾患発症の関連性、血清総コレステロール値の高低により分けて検討したところ、血清総コレステロール値が低い（＜185mg/dl）で血清総コレステロール値の高い群（≧185mg/dl）で関連が強かった。

【目的】血清総コレステロールの高値が虚血性心疾患の発症リスクを高めることは欧米諸国のみならず、わが国の都市集団の追跡調査によっても示されているが、血清総コレステロールの平均値の比較的低いわが国の農村集団においては、これまで血清総コレステロール値と虚血性心疾患発症との有意な関連は報告されていない。最近、中性脂肪の高値が血液の線溶系の抑制を介して血栓形成を促進させる可能性が注目され、また、中性脂肪の平均値は我が国の農村集団においても欧米諸国とそれほど大きな違いはないことから、中性脂肪と虚血性心疾患発症との関連を再検討する必要性があると考えられた。

そこで、4農村と1都市近郊の住民の約1万人の13年間の追跡調査成績を用いて、中性脂肪と虚血性心疾患発症との関連を分析した。

【方法】対象集団は秋田I町（人口7千人）、秋田H市I地区（人口3千人）、高知N町（人口1.3万人）、茨城K町（人口1.7万人）及び大阪Y市M地区（人口2.2万人）である。秋田と高知の農村は1975-79年、茨城の農村は1981-85年、大阪の都市近郊は1975-82年の循環器検診をそれぞれベースラインとし、秋田H市I地区は1987年末まで、その他の集団は1993年末まで追跡した（平均追跡年＝12.6年）。調査数（ベースライン時の虚血性心疾患の既往者を除く）は9,509人（男3,836人、女5,673人）であった。

虚血性心疾患の発症は国保レセプト、救急搬送録、死亡票、保健婦記録、医師会よりの通報、住民からの通報より、疑わしいケースを選び出し、本人もしくは家族の訪問により発症時の状況の把握を行うとともに、病院の診療録（ECG,血清酵素）の閲覧を行った。そして、3-4人の医師の合意のもとでWHOの診断基準を用いて、心筋梗塞（確実もしくは疑い）、労作性狭心症（確定）の判定を行った。

採血は原則として非空腹時で行った。調査者の87%が食後3時間以内の採血で、食後8時間以上の採血は11%であった。中性脂肪の測定は酵素法で行った。中性脂肪と虚血性心疾患発症との関連の多変量解析は、Coxの比例ハザードモデルを用い、性、年齢、高血圧の有無、血清総コレステロール値、喫煙本数、アルコール摂取量、糖尿病の有無を調整した。

【結果】Table 1に中性脂肪の四分位別の虚血性心疾患の年齢調整発生率と第1四分位未満に対する他の四分位区分の多因子調整相対危険度（95%CI）を男女別、及び男女計で示す。中性脂肪と虚血性心疾患発症の間には男女とも有意の正の関連がみられ、この中性脂肪と虚血性心疾患の関連は心筋梗塞、労作性狭心症に共通して認められた。

Table 2に血清総コレステロールの成績を示す。血清総コレステロールと虚血性心疾患との間に正の関連がみられたのは男子の心筋梗塞の場合のみで、その他はU型の関連を示した。第1四分位に対する第4四分位の虚血性心疾患の相対危険度は男で1.6、女で1.2、男女計で1.5で、有意とはならなかった。

血清総コレステロール値が185mg/dl未満と185mg/dl以上の2群に分けて、中性脂肪と虚血性心疾患発症との関連を分析したところ（Table 3）、血清総コレステロールの低い群で、総コレステロールの高い群に比べて、より強い関連がみられた。

【考察】本研究は日本人の地域集団で初めて非空腹時の血清中性脂肪がその後の虚血性心疾患の発症と関連することを示した。食後の血清中性脂肪の高値はカイロマクロンのレムナントの高値と関連しており、これが、虚血性心疾患の発症に結びつく可能性がある。血清総コレステロール値が低い群でより強く中性脂肪と虚血性心疾患と関連を認めたことは、我が国のように欧米諸国に比べて血清総コレステロールのレベルの低い集団においては、中性脂肪が虚血性心疾患発症の予知に有用であることを示唆している。

Table 1 Age-adjusted incidence rates and adjusted relative risk estimates of coronary heart disease by quartiles of triglyceride concentration, men and women aged 40-69 years

Triglycerides mg/dl	Coronary heart disease N	Age-adjusted rate*	Relative risk+ (95% CI)	Myocardial infarction N	Age-adjusted rate	Relative risk (95% CI)	Angina pectoris N	Age-adjusted rate	Relative risk (95% CI)
Men									
< 83	12	1.0	1.0	7	0.6	1.0	5	0.4	1.0
83-114	14	1.2	0.9 (0.4-2.0)	7	0.6	0.6 (0.2-1.7)	7	0.6	1.5 (0.5-4.9)
115-164	15	1.4	1.2 (0.6-2.6)	13	1.2	1.5 (0.6-3.7)	2	0.2	0.5 (0.1-2.7)
165+	24	2.0	1.9 (0.9-4.1)	15	1.3	1.7 (0.6-4.3)	9	0.8	2.4 (0.7-8.3)
Regression coefficient (SE)‖			1.2 (0.6), p = 0.04			1.3 (0.7), p = 0.08			1.0 (1.0), p = 0.35
Women									
< 83	7	0.4	1.0	4	0.2	1.0	3	0.2	1.0
83-114	7	0.3	0.8 (0.3-2.2)	2	0.1	0.4 (0.1-2.0)	5	0.2	1.3 (0.3-5.6)
115-164	11	0.6	1.2 (0.4-3.1)	7	0.4	1.2 (0.3-4.3)	4	0.2	1.0 (0.2-4.9)
165+	18	1.2	1.9 (0.7-5.0)	7	0.5	1.2 (0.3-4.7)	11	0.7	2.9 (0.7-11.8)
Regression coefficient (SE)			1.8 (0.8), p = 0.02			1.6 (1.2), p = 0.16			2.0 (1.1), p = 0.06
Total									
< 83	19	0.6	1.0	11	0.4	1.0	8	0.3	1.0
83-114	21	0.6	0.9 (0.5-1.6)	9	0.3	0.5 (0.2-1.3)	12	0.4	1.4 (0.6-3.5)
115-164	26	0.9	1.2 (0.7-2.2)	20	0.7	1.4 (0.7-3.0)	6	0.2	0.8 (0.3-2.2)
165+	42	1.5	1.9 (1.1-3.5)	22	0.8	1.5 (0.7-3.3)	20	0.7	2.6 (1.1-6.5)
Regression coefficient (SE)			1.4 (0.5) p = 0.002			1.4 (0.6), p = 0.02			1.4 (0.7), p = 0.05

* Rates per 1,000 person-year
+ Adjusted by age, sex, hypertension category, body mass index, serum total cholesterol, cigarette smoking, alcohol intake and diabetes mellitus.
‖ Derived from a proportional hazard model with a linear term for log-transformed triglycerides adjusting for these covariates.

Table 2 Age-adjusted incidence rates and adjusted relative risk estimates of coronary heart disease by total cholesterol concentration, men and women aged 40-69 years

Total cholesterol mg/dl	Coronary heart disease N	Age-adjusted rate*	Relative risk+ (95% CI)	Myocardial infarction N	Age-adjusted rate	Relative risk (95% CI)	Angina pectoris N	Age-adjusted rate	Relative risk (95% CI)
Men									
< 163	17	1.1	1.0	9	0.6	1.0	8	0.5	1.0
163-184	16	1.3	1.0 (0.5-2.0)	10	0.8	1.2 (0.5-3.0)	6	0.5	0.8 (0.3-2.4)
185-209	14	1.2	0.9 (0.4-1.9)	13	1.1	1.6 (0.7-3.9)	1	0.1	0.1 (0.02-1.2)
210+	18	2.3	1.6 (0.8-3.3)	10	1.3	1.6 (0.6-4.4)	8	1.0	1.6 (0.5-4.8)
Regression coefficient (SE)‡			.0028 (.0040), p = 0.49			.0050 (.0050), p = 0.32			-.0009 (.0069), p = 0.90
Women									
< 163	6	0.4	1.0	4	0.3	1.0	2	0.1	1.0
163-184	7	0.4	0.8 (0.3-2.3)	2	0.1	0.3 (0.1-1.7)	5	0.3	1.6 (0.3-8.7)
185-209	7	0.4	0.5 (0.2-1.5)	4	0.2	0.4 (0.1-1.5)	3	0.2	0.7 (0.1-4.1)
210+	23	1.1	1.2 (0.5-3.2)	10	0.5	0.7 (0.2-2.5)	13	0.6	2.3 (0.5-11.2)
Reression coefficient (SE)			.0026 (.0045), p = 0.56			.0010 (.0068), p = 0.89			.0041 (.0061), p = 0.50
Total									
< 163	23	0.8	1.0	13	0.4	1.0	10	0.3	1.0
163-184	23	0.8	0.9 (0.5-1.7)	12	0.4	0.9 (0.4-2.0)	11	0.4	1.0 (0.4-2.4)
185-209	21	0.7	0.7 (0.4-1.4)	17	0.5	1.1 (0.5-2.4)	4	0.1	0.3 (0.1-1.0)
210+	41	1.4	1.5 (0.8-2.6)	20	0.7	1.4 (0.6-3.0)	21	0.7	1.6 (0.7-3.8)
Regression coefficient (SE)			.0027 (.0030) p = 0.37			.0036(.0040), p = 0.37			.0019 (.0046), p = 0.68

* Rates per 1,000 person-year
+ Adjusted by age, sex, hypertension category, body mass index, serum total cholesterol, cigarette smoking, alcohol intake and diabetes mellitus.
‡ Derived from a proportional hazard model with a linear term for serum total cholesterol level adjusting for these covariates.

Table 3 Trigryceride concentration and coronary heart disease, stratified by serum total cholesterol, men and women aged 40-69 years

Triglycerides mg/dl	N	Age-adjusted rate*	Relative risk+ (95% CI)	N	Age-adjusted rate*	Relative risk (95% CI)
	Total cholesterol < 185 mg/dl			>= 185 mg/dl		
< 83	13	0.6	1.0	6	0.7	1.0
83-114	11	0.6	0.9 (0.4-2.1)	10	0.7	0.8 (0.3-2.2)
115-164	10	0.8	1.3 (0.6-3.1)	16	0.9	1.0 (0.4-2.6)
165+	12	1.6	2.6 (1.1-5.9)	30	1.5	1.5 (0.6-3.6)
Regression coefficient (SE)‡			2.0 (0.7), p = 0.008			1.0 (0.6), p = 0.09

* Rates per 1,000 person-year
+ Adjusted by age, sex, hypertension category, body mass index, serum total cholesterol, cigarette smoking, alcohol intake and diabetes mellitus.
‡ Regression coefficients are derived from a proportional hazard model with a linear term for serum total cholesterol level adjusting for these covariates.

219

職域集団における虚血性心疾患のコホート研究
（1）対象集団設定のための基礎調査

志渡晃一*、羽田　明*、小橋　元*、近藤喜代太郎*
甲谷哲郎**、西野哲男***
北海道大学・医学部・公衆衛生*、循環器内科**
ＮＴＴ札幌病院健康管理センター***

［要旨］　ＮＴＴ北海道支社を対象とした虚血性心疾患の予知に関するコホート研究を開始するにあたって、平成６年度定期健康診断を受診した約12,000名について、同疾患の危険要因である喫煙、肥満、高血圧、耐糖能異常、高脂血症の保有率を性別に調査した。喫煙率は男で約60％、女で25％であった。高血圧は男20％、女15％程度であり、高脂血症は男女とも30％弱であった。

［目的］　これまでの疫学的研究で明らかになった虚血性心疾患（ＩＨＤ）の危険要因は、予防医学の観点から次の３群に分類できる。

Ａ．遺伝素因
　　性、年齢、家族歴など
Ｂ．ライフスタイル
　　飲酒、喫煙、食習慣、労働環境など
Ｃ．先行疾患、臨床検査異常
　　高血圧、高脂血症、糖尿病など

ＩＨＤは、遺伝素因保有者（Ａ）が特有のライフスタイル（Ｂ）を長年にわたって継続することにより、疾患あるいは臨床検査異常（Ｃ）を呈し、それらが複合、重症化して、発症に至ると考えられる。

したがって、ＩＨＤの予防には遺伝素因、ライフスタイル、先行疾患・臨床検査異常のそれぞれについての知見を集積させ、それらの相互作用を検討する必要がある。

私共は、この点を明らかにするために職域集団でのコホート研究を立案、計画中である。

本研究の目的は、対象集団の特性を疫学的に記述し、コホートを設定するための基礎資料を得ることにある。

［対象と方法］　調査対象は日本電信電話株式会社北海道支社社員およびグループ社員で、平成６年度定期健康診断の受診者である。

受診記録票から性・年齢別に集計し、５つの危険要因（喫煙、肥満、高血圧、耐糖能異常、高脂血症）について保有率を算出した。

危険要因の判定基準は、喫煙は現在喫煙、肥満は標準体重比110以上、高血圧は収縮期140㎜Hg以上または拡張期90㎜Hg以上、耐糖能異常は空腹時血糖110mg/dl以上、高脂血症は血中総コレステロール220mg/dl以上とした。

表１　健康診断受診者の性別年齢構成

年齢級	男 人数	男 %	女 人数	女 %
～19	6	(0.1)	2	(0.1)
20～29	849	(8.6)	364	(12.3)
30～39	2,519	(25.4)	408	(13.8)
40～49	4,456	(44.9)	1,404	(47.6)
50～59	2,038	(20.1)	721	(24.5)
60～	93	(0.9)	49	(1.7)
TOTAL	9,961	(100.0)	2,948	(100.0)

表２　危険要因保有率（男）

危険要因	%	保有者／対象者
喫　煙	59.0	5,877 / 9,961
肥　満	25.1	2,499 / 9,961
高血圧	19.8	1,969 / 9,961
耐糖能異常*	12.4	857 / 6,909
高脂血症*	28.5	1,971 / 6,909

*25歳、35歳、40歳以上を対象

表３　危険要因保有率（女）

危険要因	%	保有者／対象者
喫　煙	25.7	757 / 2,948
肥　満	12.8	377 / 2,948
高血圧	16.1	475 / 2,948
耐糖能異常*	3.5	75 / 2,134
高脂血症*	27.7	591 / 2,134

*25歳、35歳、40歳以上を対象

［結果および考察］　対象者の性別年齢構成を表１に示した。平均年齢は男42.5歳、女43.2歳であった。40歳以上の人数は、男6,587名、女2,174名であった。

男性で保有率が高かった危険要因は喫煙、高脂血症、肥満でそれぞれ約60％、30％、25％であった（表２）。

女性では高脂血症、喫煙、高血圧の順で保有率が高くそれぞれ約30％、25％、15％であった（表３）。

先行疾患・臨床検査異常については、欧米の成績から「高脂血症」、「高血圧」「肥満」などが危険要因として指摘されている。私共の北海道空知地方の調査でも地域住民に比べて患者群において肥満が約３倍、高血圧が約２倍に達していたが、意外にも高脂血症の保有率には顕著な差がみとめられなかった。このことは、日本においてＩＨＤの保健活動を展開する場合、欧米とは異なった対策の必要性を示唆している。

遺伝素因とＩＨＤとの関連についての研究では、アンジオテンシン変換酵素遺伝子が素因遺伝子として報告されている。これまで、私共は、同遺伝子多型が冠攣縮を介してＩＨＤ発症に関与することを見出している。

ライフスタイルについて、私共は「喫煙率が高く、喫煙本数が多い」、「飲酒習慣がない、または過度に飲酒する」、「食事や睡眠時間が不規則」、「仕事での負担・要求度が高く、裁量・自由度が低く、社会的支援度が低い」などのＩＨＤに特徴的な要因を検出している。

今後、これらの点を踏まえて、この職域においてＩＨＤの遺伝・環境相互作用を明らかにしていく予定である。

220

空腹時インスリン値と動脈硬化性疾患危険因子との関連について

吉村学、名郷直樹、萱場一則、五十嵐正紘（自治医大地域医療学）
苅尾七臣（国保北淡診療所）、JMS Cohort Study Group

【要旨】我々は高インスリン血症と血圧、脂質異常、凝固因子との関連について、2606人の一般地域住民を対象に調査した。その結果血液凝固第VII因子活性は脂質異常と共に空腹時インスリンとの間に正の関連が認められた.

【目的】高インスリン血症は虚血性心疾患の危険因子として注目されつつあるが、日本における一般住民対象の研究が少ない。そこで今回空腹時インスリンと、血圧、脂質、凝固因子との関連について断面調査の結果を用い研究を行った。

【対象と方法】1992年4月から1993年11月までにJMSコホート研究の参加対象者で、そのうちの5つの地区（和良、高鷲、佐久間、大川、相島）の30才から90才の住民2606人（男性1124人、女性1482人）の空腹時インスリンを測定した。老健法基本健康診査の全対象者の内61％（和良77%、高鷲58%、佐久間46%、大川46%、相島50%）が本研究に参加した。その内空腹時血糖値が115mg/dl以上の人（男性96人、女性83人）はこの研究から除外した。

血圧は座位にて5分間安静後、自動血圧計（日本コーリン、BP203RV-II）で測定した。

採血は12時間以上の絶食の後の午前中に施行した。凝固因子のアッセイについては3.8%クエン酸Na入りの真空管採血にて2シリンジ法で行った。血糖及び脂質測定のための検体はフッ化Na入りの真空管にて採取した。検体採取後可及的速やかに室温で3000回転/分、15分間遠心分離した。血清分離後脂質の検体は測定されるまで室温4度で保管された。一方インスリンの検体および凝固因子測定のための検体は直ちにドライアイス入り容器で保存され、測定まで-80度で凍結保存した。

血清インスリンはラジオイムノアッセイキットで測定した。測定下限は2.5 μU/mlでそれ未満は2.0 μU/mlとした。凝固第7因子活性（VIIc）は合成基質法にて、フィブリノゲンは凝固活性一段階法にて測定した。血清総コレステロールと中性脂肪は酵素法にて、HDLはリンタングステン酸沈殿法、血糖値は酵素法、Lp(a)はELISA法にて測定した。Lp(a)の測定下限は1mg/dl、測定感度未満のものは0.5mg/dlとした。LDLはFriedewaldの式で計算した。

統計解析はSAS（v.6.08）で行った。空腹時インスリン、中性脂肪、Lp(a)は非対象分布をとるため、自然対数に変換し解析した。

【結果】まず年齢、性別による空腹時インスリンの違いを分析した（Table1）。
男性においては加齢に伴い空腹時インスリンは減少したが、女性では有意ではなかった。空腹時インスリンは50歳以上では女性の方が男性より有意に高かった。50才未満では性差はなかった。
Table2とTable3はインスリンを3分した時のそれぞれのグループにおける各パラメーターの平均値を示す。男女ともBMI、収縮期血圧、拡張期血圧、VIIcは各々インスリンの高い群で高値を示し、HDLは低値を示した。男性では総コレステロールとLDLはインスリンとともに増加するが（Table2）、女性では増加傾向は認められない。男性では、Lp(a)はインスリンの増加につれて減少している。フィブリノゲンとインスリンの間に一定の関連は認められなかった。Table4は、Table2とTable3で有意な相関の見られた危険因子と空腹時インスリンとの関連をロジスティックモデルによる多変量解析にて検討した。表はインスリン3分の2分位未満の以上に対するオッズ比とその95%信頼区間にて示してある。空腹時インスリンはBMI、第VII因子活性、空腹時血糖値と正の相関が見られ、一方HDLは男女とも負の相関を示した。空腹時インスリンは男性において、LDLと正の相関を示し、女性においては中性脂肪と正の相関を示した。血圧は男女とも有意な関連を認めなかった。また降圧剤を服用しているものを除外した解析でも同様の結果であった。

【考察】高インスリン血症の背景には、高血圧、脂質異常以外にも凝固第7因子活性（VIIc）との関連が認められ、これら危険因子の蓄積は日本人においても西洋人と同様に循環器疾患の発症に寄与するものと考えられる。

TABLE 1. Effect of Gender and Age on the Fasting Plasma Insulin Level: The Jichi Medical School Cohort Study in Japan, 1992-1993.

	Men			Women		
Age (years)	n	Mean (μU/ml)	(95% CI)	n	Mean (μU/ml)	(95% CI)
<40	94	4.2	(3.7-4.7)	124	4.3	(4.0-4.8)
40-49	192	4.2	(3.9-4.6)	217	4.7	(4.3-5.0)
50-59	206	4.0	(3.7-4.4)	368	4.6	(4.4-4.9)*
60-69	375	3.4	(3.2-3.6)†	498	4.4	(4.2-4.6)**
70-	161	3.5	(3.2-3.8)	192	4.6	(4.2-5.0)**
Total	1028	3.7	(3.6-3.9)	1399	4.5	(4.4-4.6)**

Geometric means (95% confidence interval) are shown .

*p<0.01, **p<0.001, by the unpaired t-test test for men *vs.* women of each aged group.

†p<0.01, ††p<0.001, by the unpaired t-test test for each aged group *vs.* group aged <40 years in each sex.

TABLE 4. Multiple Logistic Regression Analysis with the Fasting Insulin Level as the Dependent Variable in 913 Men and 1188 Women

	Odds ratio (95% confidence interval)[2]	
Independent variable[1]	Men	Women
Age (10 years)	0.94 (0.82 - 1.08)	0.95 (0.84 - 1.07)
Body mass index (Kg/m²)	3.08 (2.46 - 3.87)	1.65 (1.43 - 1.89)
Diastolic BP (mmHg)	1.04 (0.88 - 1.24)	1.12 (0.98 - 1.28)
HDL-cholesterol (mg/dl)	0.64 (0.52 - 0.79)	0.78 (0.67 - 0.91)
Triglycerides (mg/dl)	0.99 (0.83 - 1.18)	1.21 (1.04 - 1.14)
LDL-cholesterol (mg/dl)	1.19 (1.00 - 1.42)	-----
Fasting glucose (mg/dl)	1.24 (1.05 - 1.47)	1.24 (1.09 - 1.42)
Factor VII activity (%)	1.31 (1.10 - 1.55)	1.20 (1.05 - 1.37)
Lipoprotein (a) (mg/dl)	0.86 (0.71 - 1.04)	-----

[1] Based on a 1 SD difference of each variable at the population level (except for age).
[2] Odds ratio for the uppermost tertile of insulin value (fasting insulin level ≥66.7th percentile).
BP, blood pressure.

TABLE 2. Cardiovascular Risk Factors Related to the Fasting Plasma Insulin Level in 1028 Men

	Fasting plasma insulin level						
	Tertile 1 (n=350)		Tertile 2 (n=341)		Tertile 3 (n=337)		ANOVA
Age (years)	59	(58-61)	58	(57-60)	55	(53-56)*†	p<0.001
Body mass index (Kg/m²)	21.1	(2.09-21.3)	22.4	(2.2.2-22.7)*	24.5	(24.2-24.9)*†	p<0.001
Systolic BP (mmHg)	124	(122-127)	131	(129-136)*	134	(132-136)*	p<0.001
Diastolic BP (mmHg)	75	(74-76)	79	(77-80)*	81	(79-82)*	p<0.001
Total cholesterol (mg/dl)	178	(174-181)	186	(183-190)*	190	(186-194)*	p<0.001
HDL-cholesterol (mg/dl)	53	(51-54)	49	(47-50)*	43	(42-45)*†	p<0.001
Triglycerides (mg/dl)	81	(77-85)	97	(91-102)*	118	(112-124)*†	p<0.001
LDL-cholesterol (mg/dl)	107	(103-110)	115	(112-118)*	120	(117-123)*	p<0.001
Fasting glucose (mg/dl)	90	(89-91)	94	(93-95)*	95	(94-96)*	p<0.001
Factor VII activity (%)[‡]	107	(105-109)	111	(109-113)*	116	(114-118)*†	p<0.001
Fibrinogen (mg/dl)	247	(241-253)	240	(235-245)	239	(233-244)	n.s.
Lipoprotein (a) (mg/dl)	13.7	(12.4-15.1)	12.9	(11.9-14.4)*	10.1	(9.1-11.4)*†	p<0.001

Values are the mean (95% confidence interval). Values for triglycerides and lipoprotein (a) are the geometric mean (95% confidence interval). *p<0.01, *vs.* tertile 1; †p<0.05, *vs.* tertile 2. BP, blood pressure; n.s., not significant. Fasting insulin level (μU/ml) <2.6 for Tertile 1; 2.6≤ and <4.7 for Tertile 2; 4.7≤ for Tertile 3.
[‡]Number of each tertile is 299, 309, and 317, respecitively.

TABLE 3. Cardiovascular Risk Factors Related to the Fasting Plasma Insulin Level in 1399 Women

	Fasting plasma insulin level						
	Tertile 1(n=468)		Tertile 2(n=471)		Tertile 3(n=460)		ANOVA
Age (years)	58	(57-59)	58	(57-59)	58	(57-59)	n.s.
Body mass index (Kg/m²)	21.7	(21.4-21.9)	22.8	(22.6-23.1)*	23.9	(23.6-24.1)*†	p<0.001
Systolic BP (mmHg)	126	124-128)	132	(130-134)*	135	(133-137)*†	p<0.001
Diastolic BP (mmHg)	75	73-76)	78	(76-79)*	80	(78-81)*†	p<0.001
Total cholesterol (mg/dl)	194	192-198)	198	(195-201)	197	(194-200)	n.s.
HDL-cholesterol (mg/dl)	54	(53-55)	51	(50-52)*	49	(48-50)*†	p<0.001
Triglycerides (mg/dl)	79	(76-82)	87	(84-91)*	98	(95-102)*†	p<0.001
LDL-cholesterol (mg/dl)	123	(121-126)	128	(125-130)	127	(124-130)	n.s.
Fasting glucose (mg/dl)	89	(88-90)	91	(91-92)*	93	(93-94)*†	p<0.001
Factor VII activity (%)[‡]	113	(111-115)	115	(113-116)	118	(117-120)*†	p<0.001
Fibrinogen (mg/dl)	242	(237-247)	246	(241-250)	246	(241-250)	n.s.
Lipoprotein (a) (mg/dl)	15.2	(13.9-16.5)	14.6	(13.3-15.9)	13.7	(12.6-15.0)	n.s.

Values are the mean (95% confidence interval). Values for triglycerides and lipoprotein (a) are the geometric mean (95% confidence interval). *p<0.01, *vs.* tertile 1; †p<0.05, *vs.* tertile 2. BP, blood pressure; n.s., not significant. Fasting insulin level (μU/ml) <3.5 for Tertile 1; 3.5≤ and <5.8 for Tertile 2; 5.8≤ for Tertile 3.
[‡]Number of each tertile is 375, 430, and 399, respecitively.

221

Ambulatory Blood Pressure Monitoring を用いた血圧日内変動調査における問題点

柳元和，山本博司，伊達ちぐさ，田中隆，門奈丈之（大阪市大公衆衛生），
島田豊治（大阪府立看護短大），田中平三（東京医歯大・難研・疫学）

【要旨】介入研究で血圧を指標として効果判定を行う際には，個人の血圧変動を詳細に捉える必要が生じる．ＡＢＰＭは個人内変動に関する新しい情報を提供してくれる点で極めて有力である．しかしながらＡＢＰＭを疫学調査に応用するためには，実施時期，測定間隔，問題発生時の対処方法などを検討すべきであると考えられた．

【目的】Ambulatory Blood Pressure Monitoring（以下ＡＢＰＭ）技法は，コンピュータ技術の進歩により大きく普及し始めた．臨床医学領域では降圧剤の効果判定などに広く用いられている．血圧変動に関する知見は急速に集積されつつあり，今後一層ＡＢＰＭの普及が期待される．

介入研究で血圧を指標として効果判定を行う際には，個人の血圧変動を詳細に捉える必要が生じる．従来，随時血圧を複数回測定することで個人内変動を捉えることが試みられてきた．しかしこれを個人の血圧の代表値として扱うことには議論がある．ＡＢＰＭは個人内変動に関する新しい情報を提供してくれる点で極めて有力である．もっとも現時点においてＡＢＰＭが様々な課題を有していることも事実であり，疫学調査に応用するためには克服すべき点も多いと思われる．

今回著者らはＡＢＰＭに関して予備調査を行い，装置の精度面からではなく，被験者の生活に及ぼす影響という面から分析し，今後疫学調査に応用する際の問題点を検討した．

【方法】医学系専門学校に在籍する男性９名（18-33歳，平均22.6歳）に対し，TM-2421（エー・アンド・デイ，東京）を用いてＡＢＰＭを行った．測定方法はコロトコフ法・オシロメトリック法併用とし，マイクロフォンは上腕にテーピングした．１回24時間の測定を週１回行い，計４回施行した．前半の２回は７時～24時（以下，起床時）を15分間隔，０時～７時を30分間隔とし，後半の２回は昼夜60分間隔とした．調査期間は５－６月であった．

約３か月後にＡＢＰＭに関するアンケート調査を行った．その質問項目を表１に示す．アンケートの回答肢は，「はい，いいえ，わからない」の３択とした．被験者に対し，起床時15分間隔の測定の時と60分間隔の時とを思い出してもらい，それぞれについてアンケートに回答を求めた．各質問項目に対する回答を検討し，ＡＢＰＭの実施上，考慮すべき諸点を考察した．

【結果】［１］測定間隔による回答の変化：表２に，アンケートに対する測定間隔毎の回答を示す．起床時15分間隔測定と60分間隔測定で「はい」と回答する率に違いがあると思われたのは，主として睡眠に関する項目であった．一人当たり「はい」の数は，15分間隔時平均９（４～14)で，60分間隔時は平均 7.9(０～13)であった．

［２］その他の訴えの分析：その他，オープン形式の回答欄には，「お風呂に入れないので，涼しい時期にして欲しい．」「エアホースがマンシェット膨張時に引っ張られて痛かった．」「エラーが多かった．」「膨らみすぎて痛い．」などの苦情が寄せられた．なお，15分間隔測定時には強い痛み・腕のしびれを訴えていた被験者が，60分間隔測定では「楽になった．」と回答した．

【考察】今回のｱﾝｹｰﾄ調査では，測定間隔の違いで被験者の負担が変化するかどうか明らかにできなかった．しかし個別の感想から，起床時15分間隔の測定は負担が大きすぎることが示唆された．

ＡＢＰＭは活発な身体運動を行っている者に対しては不向きだと言われている．今回の被験者は勤労学生で，授業時間外にかなり重度の上肢の運動を行っていた．そのため昼間15分間隔で測定を行なった際にはエラーが続出した．一部の被験者においては，測定装置が作動を開始しても上肢の運動を休むことができず，装置が加圧を続けたため，腕がしびれるなどの症状が強く出た．

エラーが続出した際，一部の装置では 300 mmHg 近くまで加圧するという事態が生じた．この様な予想を上回る事態が生じた際でも，被験者は測定へ協力する意志が極めて強かったため，装置をはずさなかった．

疫学調査でＡＢＰＭを行う際には，装置の特性を被験者に十分説明することはもちろんであるが，説明を行ったからといって，不測の事態に被験者自ら装置を停止させたり，はずしたりしてもらえるという保証はない．したがって，ＡＢＰＭの調査を行う際には，被験者が異常を感じたら，直ちに調査責任者の元に連絡をとり，適切な対処ができる体制を作っておくことが必要であると考えられた．

またＡＢＰＭはカフを24時間装着するので，気温や湿度が高い時には極めて不快となる．カフに汗を吸着する簡便な方法の開発が望まれる．また日本国内においては，梅雨から夏の時期に実施することは極めて困難であると考えられた．

表１．　ＡＢＰＭに関するアンケート項目

Ａ．この機械を付けていると，肩がこる．	Ｈ．機械が重い．
Ｂ．巻いている帯を膨らませるポンプが動き出すと，うるさい．	Ｉ．帯が膨らみ始めると，仕事を中断しなければならない．
Ｃ．夜，よく眠れない．	Ｊ．イライラする．
Ｄ．巻いている帯が膨らみ過ぎて，痛いことがある．	Ｋ．夜間，機械の動く音が気になって眠れない．
Ｅ．巻いている帯が，暑苦しい．	Ｌ．機械を扱うのに，気を使う．
Ｆ．腕がしびれる．	Ｍ．家事のじゃまになる．
Ｇ．腕がかゆくなる．	Ｎ．集中できない．
	Ｏ．その他

表２．　測定間隔毎のアンケートへの回答

症例番号	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
					15分	間隔								
1	●	●	×	●	×	×	●	×	●	×	×	●	●	×
2	●	×	●	●	●	●	×	●	●	●	×	●	●	×
3	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●
4	×	●	×	●	×	●	×	×	●	×	×	×	×	×
5	●	●	●	×	?	×	●	●	●	●	×	×	●	×
6	●	●	●	●	●	●	●	×	●	●	●	●	×	●
7	●	×	●	●	●	●	●	×	●	×	×	×	×	×
8	×	×	×	●	●	●	●	×	●	×	×	●	×	×
9	●	●	●	●	●	●	●	●	●	×	●	●	●	●
					60分	間隔								
1	●	●	×	●	×	×	●	×	●	×	×	●	●	×
2	●	×	×	●	●	●	×	●	●	×	×	●	●	×
3	●	●	●	●	●	●	●	●	●	●	×	●	●	●
4	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
5	●	●	●	×	?	×	●	●	●	●	×	×	●	×
6	●	●	●	●	●	●	●	×	●	●	×	●	×	●
7	●	×	●	●	●	●	●	×	●	●	×	×	×	×
8	×	×	×	●	●	●	●	×	●	×	×	●	×	×
9	●	●	×	●	●	●	●	●	●	×	×	●	●	×

●：はい，　×：いいえ，　？：わからない．

222

身体計測、血圧、総コレステロールの自己記入値の妥当性

須山靖男（財：明治生命・体力医学研究所）、三好祐司（明治生命健康保険組合）、
薙野久法、堀　三郎（明治生命・医務部）、生山　匡（健康・体力づくり事業財団）

【要旨】大手生命保険会社の職員を対象に、身体計測値、血圧、総コレステロールの自己記入値の妥当性について検討した。自己記入率は、男女とも身体計測値が最も高く、逆に最も低かったのは総コレステロールであった。自己記入値と実測値の単相関係数が最も高かったのは男女、各年齢階級とも身長・体重の身体計測値（r=0.93～0.98）であり、最も低かったのは拡張期血圧（r=0.62～0.86）であった。

【目的】近年、身体計測値、血圧、総コレステロールなどの自己記入値に基づき、健康危険度評価などを行う機会が増加している。しかし、これらの自己記入値の妥当性を検討した本邦の成績は極めて少ない。本報告は、身体計測値、血圧、総コレステロールの自己記入値と実測値の関連を明らかにするとともに、これらの自己記入値の妥当性について検討することを目的としたものである。

【対象】対象は、大手生命保険会社に勤務する職員のうち、1994年度に健康診断と生活習慣調査を両方とも実施した32,331名（男；4,930名、女；27,401名）である。なお、両方の実施率は79.9％であった。

【方法】生活習慣調査は、原則として1994年度の健康診断終了後２～４カ月後に郵送法により実施し、この調査の中に身長、体重、収縮期血圧、拡張期血圧、総コレステロールの各値を記入する欄を設定した。これらの自己記入値の妥当性の検討は、性・年齢階級別に1994年度の健康診断の成績と自己記入値の平均値、ならびに単相関係数により行った。

【結果】性・年齢階級別の身体計測値、血圧値、総コレステロール値の自己記入率を表１（男性）と表２（女性）にそれぞれ示した。なお、自己記入率の分子は未記入、ならびにあり得ない数値（例：身長が3.0cmなど）を除いた者とした。また、分母には、総コレステロールなどの測定を実施していない者も含まれている。

身長と体重の自己記入率は男女、各年齢階級別とも約99％に認められ、取り上げた自己記入項目の中で最も高率であった。一方、自己記入率が最も低率であった項目は男女とも総コレステロールであり、男性の20歳代は5.7％、女性の20歳代は1.4％に過ぎなかった。一方、総コレステロールが毎年測定されている40歳代においても男性51.4％、女性44.1％と低率であった。なお、女性は50歳代、60歳代においても50％には満たなかった。

収縮期血圧、拡張期血圧の自己記入率は、男女とも20歳代がおよそ50％と最も低率であったが、その率は、高齢になるにしたがい高くなる傾向が認められた。なお、表には示していないが血圧、総コレステロールとも高血圧症、高コレステロール血症と指摘され、かつ認知している者は、そうでない者に比べ記入率は10～20％程度高かった。しかしまた、実測値が高血圧領域を示しながら未記入の者は男性4.8％、女性10.1％、総コレステロールの実測値が標準範囲以上でありながら未記入の者は男性38.9％、女性45.3％にそれぞれ認められた。

性・年齢階級別の身体計測、血圧、総コレステロールの自己記入値と実測値の平均、ならびに単相関係数を表３（男性）と表４（女性）に示した。男女とも身長、体重の単相関係数が最も高く、0.93から0.98の範囲であった。一方、拡張期血圧の単相関係数が最も低く、男性の60歳代が0.67、女性の20歳代が0.62であった。

図表には示していないが、実測値が高血圧領域に属する者で、正常血圧値を記入した者は男性が7.6％、女性が4.6％、また、総コレステロールの実測値が標準範囲以上であった者が標準範囲内の値を記入した者は男性に3.9％、女性に6.1％それぞれ認められた。

【考察】身体計測、血圧、総コレステロールの単相関係数は、男女、各年齢階級ともいずれも有意水準に達しており、単相関係数の大きさからも判断したとき、自己記入による身体計測、血圧、総コレステロールの各値は、妥当性のあるものと思われる。しかし、血圧、総コレステロール値の自己記入率が低率であったことから、郵送調査法などで自己記入による血圧、総コレステロール値の成績を基に、地域、職域集団の特性を明らかにすることは困難なことと考える。

【結論】自己記入による身体計測、血圧、総コレステロール値の妥当性が認められた。しかし、血圧、総コレステロールは、その自己記入率の低さから、これらの自己記入値を用いて、対象集団の特性を明らかにすることは困難と思われる。

表１．年齢階級別の身体計測値、血圧値、総コレステロール値の自己記入率（男性）

年齢 例数（人）	20-29 (1346)	30-39 (935)	40-49 (1147)	50-59 (1408)	60-69 (94)	合計 (4930)
身長	99.7	99.8	99.6	99.6	96.8	99.6
体重	99.6	99.7	99.7	99.6	96.8	99.6
収縮期血圧	50.7	71.3	81.7	91.5	91.5	74.3
拡張期血圧	50.4	71.1	81.6	91.5	91.5	74.1
総コレステロール	5.7	37.8	51.4	62.8	67.0	39.9

単位；%

表２．年齢階級別の身体計測値、血圧値、総コレステロール値の自己記入率（女性）

年齢 例数（人）	20-29 (4345)	30-39 (5970)	40-49 (9460)	50-59 (6442)	60-69 (1184)	合計 (27401)
身長	99.1	98.9	99.0	98.5	98.2	98.8
体重	98.3	98.6	98.7	98.5	98.1	98.6
収縮期血圧	51.7	62.1	74.6	84.7	89.0	71.3
拡張期血圧	51.2	61.5	74.1	84.1	88.3	70.7
総コレステロール	1.4	24.7	44.1	49.6	48.3	34.6

単位；%

表３．年齢階級別の身体計測、血圧、総コレステロールの自己記入値と実測値の平均と単相関係数（男性）

年齢	20-29		30-39		40-49		50-59		60-69		合計	
	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値
身長 ;cm	172.7	172.6	171.4	171.4	169.2	169.1	166.6	166.5	164.8	164.5	169.8	169.7
r （例数）	0.986 (1323)		0.982 (897)		0.975 (1097)		0.966 (1363)		0.987 (85)		0.981 (4765)	
体重 ;kg	66.5	66.3	69.2	69.1	67.5	67.3	65.2	65.1	63.5	62.9	66.8	66.7
r （例数）	0.981 (1322)		0.985 (896)		0.984 (1098)		0.976 (1363)		0.989 (85)		0.983 (4764)	
収縮期血圧;mmHg	120.0	119.8	123.6	12.34	125.7	125.0	129.2	128.7	133.9	133.8	125.6	125.2
r （例数）	0.835 (670)		0.868 (639)		0.884 (883)		0.891 (1200)		0.880 (76)		0.884 (3468)	
拡張期血圧;mmHg	74.3	72.6	78.2	77.6	80.6	80.3	81.7	81.7	82.6	81.8	79.4	78.8
r （例数）	0.708 (666)		0.799 (637)		0.863 (882)		0.847 (1199)		0.670 (76)		0.829 (3460)	
総コレステロール;mg/dl	183.7	183.9	197.6	197.1	205.4	206.6	205.0	206.2	208.2	211.1	203.2	204.1
r （例数）	0.998 (69)		0.959 (341)		0.900 (585)		0.932 (880)		0.861 (63)		0.927 (1938)	

単相関係数；全値　$p < 0.001$

表４．年齢階級別の身体計測、血圧、総コレステロールの自己記入値と実測値の平均と単相関係数（女性）

年齢	20-29		30-39		40-49		50-59		60-69		合計	
	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値	記入値	実測値
身長 ;cm	158.4	158.3	156.9	156.9	155.1	154.9	153.3	153.0	151.4	151.0	155.4	155.3
r （例数）	0.979 (4172)		0.986 (5683)		0.972 (9028)		0.963 (6216)		0.930 (1130)		0.976 (26229)	
体重 ;kg	50.9	51.2	53.2	53.3	55.0	55.0	55.5	55.3	54.9	54.6	54.1	54.1
r （例数）	0.966 (4144)		0.978 (5665)		0.981 (9010)		0.980 (6215)		0.975 (1129)		0.978 (26163)	
収縮期血圧;mmHg	107.7	108.8	113.5	114.0	119.3	119.3	125.9	124.9	131.5	131.2	119.3	119.3
r （例数）	0.769 (2178)		0.851 (3579)		0.897 (6723)		0.859 (5218)		0.817 (995)		0.882 (18693)	
拡張期血圧;mmHg	65.7	65.6	70.0	69.3	74.3	73.6	78.0	77.0	79.1	78.5	73.8	73.1
r （例数）	0.620 (2158)		0.709 (3541)		0.812 (6676)		0.772 (5182)		0.758 (985)		0.790 (18542)	
総コレステロール;mg/dl	176.5	176.7	184.9	186.0	199.6	200.9	223.3	225.8	223.1	226.1	206.7	208.5
r （例数）	0.999 (37)		0.946 (1448)		0.888 (4151)		0.846 (3184)		0.778 (567)		0.887 (9387)	

単相関係数；全値　$p < 0.001$

223

５県地域住民の血清アミノ酸値とBody Mass Indexとの関係 －血圧との関連を中心にして－

等々力　英美、有泉　誠（琉球大・医・保健医学、同・地域医療研究センター）
津金　昌一郎（国立がんセンター研究所支所・臨床疫学）
渡辺　昌（国立がんセンター研究所・がん情報）

【要旨】わが国５県の地域住民の血清アミノ酸とBMIおよび血圧との関連を中心に解析した。この結果、BMIと芳香族アミノ酸、分枝鎖アミノ酸との間の相関性が有意に高く、地域差が見出された。　血圧と芳香族アミノ酸との間に正の相関性が見出された。

【目的】食事と高血圧発症、特にアミノ酸との関連を明らかにする目的で、我が国の５地域在住の住民について血清アミノ酸、血圧およびBMIなどとの関係について解析をした。
【方法】秋田県横手、岩手県二戸、長野県佐久、東京都葛飾北、沖縄県石川の５保健所管内在住の、40-49歳男性の無作為標本とその配偶者を対象に、断面的調査を行った。　得られた血清は5時間以上の空腹で採血した血液を1時間放置後、遠心分離して得た。　男569名、女365名を分析に供した。　測定まで-80℃にて保存した。　血清アミノ酸は、カウンターイオンとしてラウリル硫酸ナトリウムを用いた逆相イオンペアHPLCにて分離し、OPAポストラベル蛍光法にて検出した。　血圧の測定は、同一の自動血圧計を用いて行った。　対象者のうち降圧剤を服用しているものについては統計分析から除外した。　データ解析は、回帰分析・分散分析を中心に行った。
【結果および考察】　男女対象者のBMI(Body Mass Index)、収縮期血圧(SBP)、拡張期血圧(DBP)について、年齢で調整後の多重比較法による検討を行った結果を表2に示した。　BMI、SBP、DBPについて沖縄が高値を示した。　血清遊離アミノ酸値の測定結果を表3に示す。　分枝鎖アミノ酸(BCAA)および芳香族アミノ酸(AROMATIC AA)において男女とも沖縄が高値を示した。　MET、LYS、HIS、ARGが沖縄の女において高値を示した。　TAUは岩手が男女とも高値を示した。　表1に各地域別の分枝鎖および芳香族アミノ酸とBMIの単相関係数を示した．沖縄が最も高い相関係数を示した。　その他のアミノ酸とBMIとの相関係数は低い値を示した。　表4には血圧を目的変数とした重回帰分析において採択された有意な食物摂取頻度の標準偏回帰係数を示した。　表5には地域別に見た場合、血清芳香族アミノ酸が各地域で説明変数として採択された。　男女の地域別のDBPの平均値と芳香族アミノ酸の平均値の散布図を示した（図1）。　DBPと芳香族アミノ酸との間には正の相関性を示した。　SBPでも同様の傾向が見出された。　また、BCAAと血圧との間にも同様の関係が見出された。　ナトリウムやカルシウムなどのミネラルとの関係についは、検討中である。
【結論】5県の横断的疫学調査により得られた血圧及びBMIと各アミノ酸との関連性を検討したところ、芳香族アミノ酸および分枝鎖アミノ酸とが関係がある可能性が示唆された。

Table1 Pearson correlation coefficient between BMI and amino acids of male subjects

		BMI/AA				
	N	ILE	VAL	LEU	PHE	TYR
AKITA	124	0.15	0.19*	0.17*	0.12	0.14
IWATE	111	0.29**	0.22*	0.33***	0.18	0.33***
NAGANO	114	0.20*	0.20*	0.18	0.16	0.13
OKINAWA	103	0.30**	0.33***	0.30**	0.32**	0.35***
TOKYO	111	0.24	0.29**	0.23**	0.13	0.21*

*:P<0.05,　**:P<0.01　***:P<0.001

Figure 1 Average values of diastolic blood pressure and aromatic amino acid among male(left) and female(right) subjects in five areas of Japan.

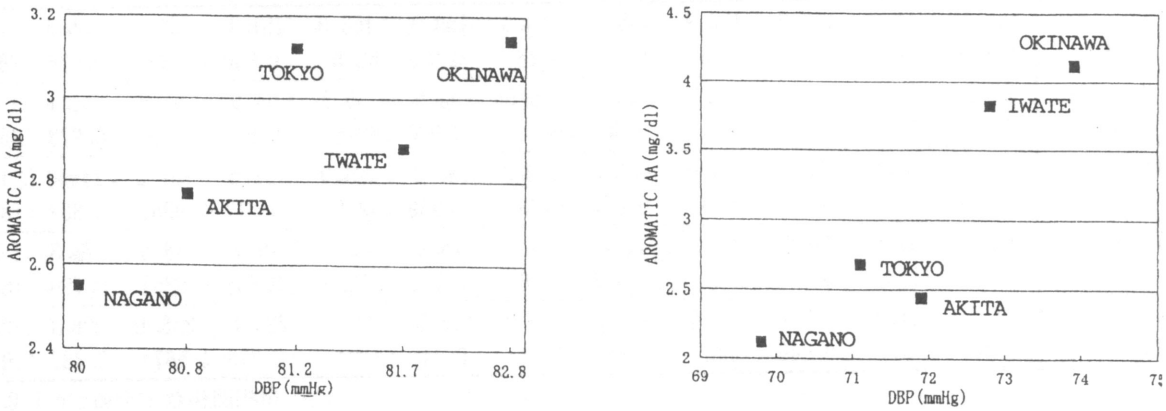


Table2 Average age, BMI and blood pressure by sex and location

	N	AGE		BMI (kg/m2)		SBP (mmHg)		DBP (mmHg)	
		MEAN	SD	MEAN	SD	MEAN	SD	MEAN	SD
FEMALE									
AKITA	79	40.4	3.9	22.5 a	2.3	111.9	12.0	71.9	9.9
IWATE	66	40.6	3.9	23.0 b	3.1	112.7	14.5	72.8	10.0
NAGANO	77	41.1	3.8	22.9 c	3.1	110.4	12.7	69.8	9.6
OKINAWA	92	42.2	4.8	24.9 d	3.6	115.8	16.7	73.9	11.1
TOKYO	49	42.7	4.0	22.1	2.7	110.6	15.8	71.1	11.9
MALE									
AKITA	123	43.8	3.0	23.2 a	2.5	125.3	17.8	80.8	11.5
IWATE	102	44.0	3.0	23.5 b	2.7	125.4	16.6	81.7	11.7
NAGANO	108	44.4	3.0	23.6 c	2.9	122.3 c	16.1	80.0	11.9
OKINAWA	102	44.4	3.1	24.8 d	2.8	129.0	19.1	82.8	13.2
TOKYO	106	45.2	2.8	23.4	2.8	123.3	15.0	81.2	11.6

ANOVA adjusted for age;
a: Akita and Okinawa, P<0.05; b:Iwate and Okinawa, P<0.05; c:Nagano and Okinawa, P<0.05,
d:Okinawa and Tokyo, P<0.05

Table3 Mean serum amino acid(mg/dl) by sex and location

	N	TAU		MET		LYS		HIS		ARG		BCAA		AROMATIC AA	
		MEAN	SD	MEAN	SD	MEAN	SD	MEAN	SD	MEAN	SD	MEAN	SD	MEAN	SD
FEMALE															
AKITA	79	1.55abc	0.50	0.44ac	0.15	2.76ac	0.78	1.38abc	0.56	2.12ac	0.56	5.19ac	1.32	2.44ac	0.61
IWATE	66	2.73efg	0.78	0.57e	0.17	4.05eg	1.32	1.81eg	0.62	3.27eg	0.90	7.97eg	1.68	3.83eg	0.86
NAGANO	77	1.27hi	0.47	0.39hi	0.13	2.35hi	0.71	1.02h	0.30	1.73hi	0.53	4.76h	1.48	2.12j	0.64
OKINAWA	92	1.97j	0.74	0.61j	0.28	4.65j	2.00	1.84j	0.81	3.68j	1.55	8.65j	3.10	4.12	1.84
TOKYO	49	1.61	0.41	0.49	0.12	3.02	0.75	1.17	0.34	2.52	0.58	5.68	1.14	2.68	0.54
MALE															
AKITA	123	1.45abd	0.41	0.51ad	0.13	3.30	0.90	1.41abd	0.46	2.36cd	0.60	6.31cd	1.51	2.77cd	0.61
IWATE	102	1.76ef	0.42	0.45g	0.16	3.63e	0.96	1.67efg	0.49	2.43eg	0.95	6.65fg	1.37	2.88efg	0.62
NAGANO	108	1.28hi	0.48	0.48i	0.14	3.16	0.94	1.13h	0.35	2.15hi	0.54	6.09hi	1.72	2.55hi	0.65
OKINAWA	102	1.52	0.42	0.49j	0.13	3.36	0.83	1.34	0.36	2.65	0.62	7.62	1.68	3.14	0.70
TOKYO	106	1.69	0.45	0.58	0.14	3.37	0.74	1.22	0.35	2.73	0.64	7.27	1.57	3.12	0.67

ANOVA adjusted for age;
a: Akita and Okinawa, P<0.05; b:Akita and Nagano, P<0.05; c:Akita and Okinawa, P<0.05, d:Akita and Tokyo, P<0.05.;
e: Iwate and Nagano , P<0.05; f:Iwate and Okinawa, P<0.05 ; g:Iwate and Tokyo, P<0.05, h:Nagano and Okinawa, P<0.05
i: Nagano and Tokyo, P<0.05; j:Okinawa and Tokyo, P<0.05 BCAA:ILE+LEU+VAL AROMATIC AA:PHE+TYR

Table4 Standardized regression coefficients of dietary variables on blood pressure of male subjects selected by stepwise(backward) regression (adjusted for age)

N=521	AGE	BMI	HEART RATE	FREQ. OF DRINKING	FREQ. OF MEAT	FREQ. OF SOYBEAN	FREQ. OF PICKLES	R-SQUARE
SBP	0.08**	0.27**	0.19**	0.13**	–	–	–	0.13
DBP	0.09**	0.33**	0.22**	0.20**	-0.07*	0.08**	-0.08**	0.22

*P<0.1 **P<0.05

Table5 Standardized regression coefficients of amino acid on blood pressure of male subjects selected by stepwise(backward) regression

	SBP						DBP					
	IWATE	AKITA	NAGANO	TOKYO	OKINAWA	POOLED	IWATE	AKITA	NAGANO	TOKYO	OKINAWA	POOLED
N	96	118	107	105	98	524	96	118	107	105	98	524
AGE	0.16*	0.08	0.20**	-0.05	0.09	0.08*	0.07	0.07	0.13	0.05	0.08	0.08*
BMI	0.22**	0.24**	0.35**	0.47	0.17*	0.27**	0.24**	0.41**	0.42**	0.34**	0.24**	0.32**
AROMATIC AA	–	0.28**	–	–	0.31**	0.16**	0.35**	–	–	–	0.30**	0.24**
BCAA	–	-0.43**	–	–	–	–	–	-0.20**	–	–	–	–
TAU	–	–	–	–	–	–	-0.20*	0.17*	–	–	–	–
LYS	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
MET	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
ARG	–	–	-0.21**	–	–	–	0.29**	–	-0.18**	–	–	-0.12*
HIS	–	–	0.30**	0.18**	–	–	-0.47**	–	0.19**	–	–	-0.10
R-SQUARE	0.08	0.11	0.24	0.25	0.17	0.13	0.27	0.18	0.22	0.11	0.21	0.16

*P<0.1 **P<0.05 Iwate, Akita, Nagano, Tokyo and Okinawa group:adjusted for age and BMI.
Pooled group: adjusted for dummy variables of five locations.

224

妊娠高血圧症の発症における遺伝・環境相互作用

小橋　元，羽田　明，志渡晃一，近藤喜代太郎（北海道大・医・公衆衛生），
藤本征一郎（同・医・産婦人科）

【要旨】　妊娠高血圧症（PIH）と対照について，アンジオテンシノーゲン（AGT）遺伝子多型（Met^{235}→Thr）およびアンジオテンシンII受容体（$A\text{II}_1R$）遺伝子多型（A^{1166}→C）を解析した．遺伝的危険要因であるAGTのTT型，$A\text{II}_1R$のAC型あるいはCC型を保有したときのオッズ比はそれぞれ2.9，2.8であった．また，多変量ロジスティックモデルを用いて算出した，両遺伝子型の複合オッズ比は8.2であった．現在，遺伝・環境相互作用の解明を目標にライフスタイル調査の結果も合わせて解析中である．

【目的】　妊娠高血圧症（PIH）は，妊娠中毒症のなかでも母児への影響が大きい病型であり，本症の病因解明および妊娠早期の発症予知は周産期医学における重要な課題の一つである．PIHは，多くのcommon diseaseと同様に，複数の遺伝要因と環境要因の相互作用により発症する多因子疾患と考えられている．

近年，分子生物学の進歩により高血圧関連遺伝子の解析が行われ，本態性高血圧（EHT）およびPIHの遺伝的危険要因としてはじめてアンジオテンシノーゲン（AGT）遺伝子多型（図1）が報告された．すなわち，AGT遺伝子の235番目のアミノ酸はメチオニン（M235）またはスレオニン（T235）の2種類が存在するが，T235のホモ接合型がPIH発症に関連している．

一方，最近EHTの新たな素因遺伝子として，アンジオテンシンIIタイプ1受容体（$A\text{II}_1R$）遺伝子が報告された．$A\text{II}_1R$遺伝子の1166番目の塩基はアデニン（A1166）またはシトシン（C1166）の2種類が存在する（$A\text{II}_1R$遺伝子多型，図2）が，白人における検討でC1166の頻度がEHT群では対照群に比べて有意に高いことが示された．

今回は，PIH発症における遺伝・環境相互作用の解明を目的に，ライフスタイル調査の対象集団のAGTおよび$A\text{II}_1R$遺伝子多型の分類を行い，遺伝的危険要因の相互作用を検討した．

【方法】　北海道大学医学部附属病院産科婦人科とその関連病院において妊娠・分娩管理を受けた，他の既往歴，合併症のない単胎妊娠の初産PIH 87例を疾患群とした．比較対照するため，少なくとも妊娠20週未満から分娩後1ヵ月までの間に，一度も高血圧，浮腫，蛋白尿を認めなかった初産正常妊婦167例を対照群とした．

PIHの診断は，1990年のアメリカ合同委員会の基準に従った．すなわち，高血圧の診断基準については，1）妊娠により収縮期血圧が30 mmHg以上あるいは拡張期血圧が15 mmHg以上の上昇，または2）以前の血圧が不明の場合には，収縮期血圧が140 mmHg以上あるいは拡張期血圧が90

M 235　5'— CTG ATG GGA — 3'
T 235　5'— CTG ACG GGA — 3'

図1．アンジオテンシノーゲン遺伝子多型

A 1166　5'— AGCATTA — 3'
C 1166　5'— AGCCTTA — 3'

図2．アンジオテンシンII受容体遺伝子多型

表１．初産 PIH および対照のアンジオテンシノーゲン遺伝子多型

	例数	MM	MT	TT	TTの頻度(%)
初産 PIH	87	3	15	69	79*
初産対照	167	8	63	96	57

*$p<0.001$，χ^2検定による

表２．初産 PIH および対照のアンジオテンシンⅡ受容体遺伝子多型

	例数	AA	AC	CC	AC+CCの頻度(%)
初産 PIH	87	71	15	1	18*
初産対照	167	154	11	2	8

*$p<0.05$，χ^2検定による

mmHg 以上を認めたものを PIH とし，浮腫，蛋白尿については，それぞれ 1週間で 500 g 以上の体重増加，随時尿で尿蛋白 30 mg/dl 以上を陽性とした．

全血約 100 - 200 μl 中の白血球より遺伝子 DNA を抽出した後，AGT 遺伝子多型については，M235 および T235 のそれぞれに相補的な塩基配列を持つプライマーを用いた遺伝子増幅（PCR）法により遺伝子タイピングを行い，M235 のホモ接合（MM），T235 のホモ接合（TT）およびヘテロ接合（MT）の 3 型に分類した．また AⅡ$_1$R 遺伝子多型については，A1166 および C1166 のそれぞれに相補的な塩基配列を持つオリゴヌクレオチドを用いたドットブロット・ハイブリダイゼーション法により遺伝子タイピングを行い，A1166 のホモ接合（AA），C1166 のホモ接合（CC）およびヘテロ接合（AC）の 3 型に分類した．AGT の結果は TT 群とそれ以外の群に，AⅡ$_1$R の結果は AC 群と CC 群の合計と AA 群にそれぞれ 2 区分し，TT 型あるいは AC または CC 型を保有したときのオッズ比を算出した．また両遺伝子型の複合オッズ比を多変量ロジスティックモデルを用いて算出した．

【結果】　AGT 遺伝子型では，TT 型の頻度が PIH で 79 %と，対照の 57 %に比べ有意（$p<0.001$）に高かった（表 1）．AⅡ$_1$R 遺伝子型では，AC + CC 型の頻度が PIH で 18 %と，対照の 8 %に比べ有意（$p<0.05$）に高かった（表 2）．PIH 発症における TT 型および AC + CC 型のオッズ比はそれぞれ 2.9，2.8 であった．両遺伝子型の複合オッズ比は 8.2 であった（表 3）．

表３．初産PIH発症における遺伝的素因のオッズ比および複合オッズ比

AGT(TT型)	AⅡ$_1$R(AC+CC型)	オッズ比
−	−	1.0
+	−	2.9
−	+	2.8
+	+	8.2

【考察】　今回の結果から，従来は体質として大まかにとらえられてきた遺伝要因が，確実に危険要因として把握できることが示唆された．現在，これらの遺伝要因と食生活，飲酒・喫煙習慣，運動，精神社会活動，睡眠・休養，保健予防習慣などの詳細なライフスタイルおよび精神的ストレスなどの環境要因との相互作用の解明を目指して分析を進めている．

225

学童の血清 α_1-アンチトリプシン濃度と呼吸器症状および肺機能との関係

島　正之，仁田善雄，安達元明（千葉大・医・公衆衛生学）

【要旨】学童の血清 α1-antitrypsin (α1-AT) 濃度と呼吸器症状および肺機能との関係を検討した。気管支喘息様症状を有する学童は男女ともに血清 α1-AT 値が低かったが，有意ではなかった。肺機能値が低位のものは血清 α1-AT 値が低く，女子の $\dot{V}_{50}$ 低位群の血清 α1-AT 値は中位および高位群に比して有意に低値であった。

【目的】　大気汚染による生体影響を早期に把握するために生化学的指標の開発が期待されているが，現在のところ有用性の確立された指標は知られていない。先にわれわれは，学童の血清 α1-antitrypsin (α1-AT) 濃度と呼吸器症状との関係を報告したが，今回は同一集団において再度 α1-AT 測定を実施し，呼吸器症状および肺機能との関係を検討した。

【方法】　千葉県K市内の3小学校の4年生および5年生574名を対象とした。全員に呼吸器症状質問票 (ATS-DLD に準拠) 調査を行い，呼吸器症状およびアレルギー性疾患の既往の有無を把握した。採血は保護者の承諾の得られた学童についてのみ実施し，Behring Nephelometer Analyzer (BNA) を用いて血清中 α1-AT 濃度を測定した。

肺機能検査は CHEST 社製電子スパイロメータを用いて実施し，結果の採否は ATS の基準に従った。今回用いた肺機能指標は，努力性肺活量 (FVC)，0.75 秒量 ($FEV_{0.75}$)，50% FVC における最大呼出速度 ($\dot{V}_{50}$) の3項目であり，各肺機能値は予測値に対する百分率（%肺機能値）を低い順に並べ，25パーセンタイル値以下の低位群，26～74パーセンタイル値の中位群，75パーセンタイル値以上の高位群の3群に分類し，血清 α1-AT 濃度を比較した。

【結果】　呼吸器症状質問票は対象者全員から回収された。採血を実施したものは411名（検査率 71.6%）であった。肺機能検査は全員を対象に実施したが，有効な検査結果が得られたものは535名 (93.2%) であった。今回は，これらすべての検査結果が得られた367名（男子187名，女子180名）を解析の対象とした。

血清 α1-AT の分布は Fig.1 に示したように，160mg/dl 未満の低値のものが3名みられたが，全員女子であった。性・学年別の血清 α1-AT 平均値は Table 1 に示したとおり，いずれも差はみられなかった。気管支喘息様症状およびアレルギー性疾患の既往の有無別の血清 α1-AT 値の比較を Table 2 に示した。喘息様症状のあるものはないものに比して，男女ともに α1-AT 値が低かったが，その差は有意ではなかった。アレルギーの既往の有無による

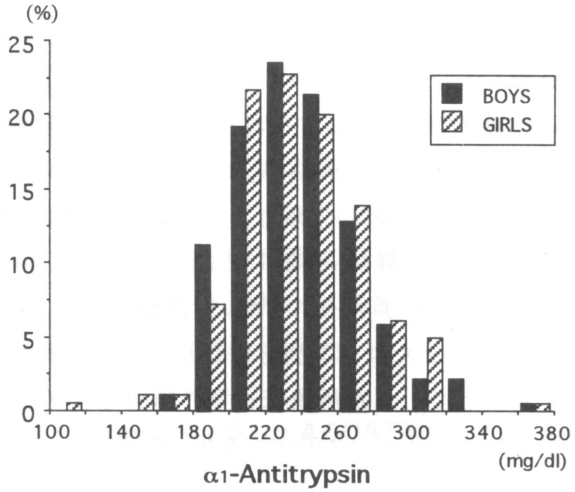


Fig. 1　Distribution of serum α_1-antitrypsin levels by sex.

α1-AT 値の差は男女ともにみられなかった。

肺機能値によって分類した各群の血清 α1-AT 濃度の平均値の比較を Fig. 2 に示した。男子の FVC を除き，肺機能値が 25 パーセンタイル値以下の低位群の血清 α1-AT 値は他の群よりも低かった。女子の $\dot{V}_{50}$ 低位群は中位群および高位群に比して血清 α1-AT 値が有意に低かったが，他の肺機能指標による分類では有意差はみられなかった。

【考察】　先にわれわれは，小学校 1 ～ 3 年生の血清 α1-AT 濃度を測定し，160mg/dl 未満の低値のものが 2.9% 存在し，その多くが喘息様症状を有することを報告した。今回は，ほぼ同一集団において 2 年の間隔をおいて再度検査を実施したが，160mg/dl 未満のものは 3 名 (0.8%) と少なく，そのうち喘息様症状を有するものは 1 名のみであったことから，成長とともに血清 α1- AT 濃度に変化がみられるものと思われた。

喘息様症状・アレルギー既往と血清 α1-AT 濃度との関係はみられなかったが，喘息様症状を有するものが少数であるため，さらに対象数を増やして検討する必要があろう。肺機能値の関係では，肺機能低位群の血清 α1-AT 値が低く，女子の $\dot{V}_{50}$ 低位群ではその差が有意であった。欧米諸国では閉塞性肺疾患の危険因子として α1-AT 欠乏症が知られているが，本邦における報告はきわめて少ない。今回の結果より，我が国の学童においても血清 α1-AT 低値と呼吸器疾患との関連の可能性が示唆された。さらに種々の環境要因の関与についても検討し，血清 α1-AT の変化が有する意義を明らかにする必要があろう。

Table 1 Serum α1-antitrypsin levels in children in relation to sex and grade.

	Boys		Girls	
	n	Mean (SD)	n	Mean (SD)
School grade				
4th grade	87	237.3 (34.5)	78	239.1 (32.6)
5th grade	100	238.6 (34.1)	102	237.3 (36.4)

Table 2 Serum α1-antitrypsin levels in children in relation to bronchial asthma and allergic diseases.

	Boys		Girls	
	n	Mean (SD)	n	Mean (SD)
Bronchial asthma				
Yes	21	228.8 (33.0)	8	225.0 (28.1)
No	166	239.2 (34.3)	172	238.7 (35.0)
Allergic diseases				
Yes	113	238.0 (36.0)	87	234.0 (35.6)
No	74	238.0 (31.7)	93	241.8 (33.7)

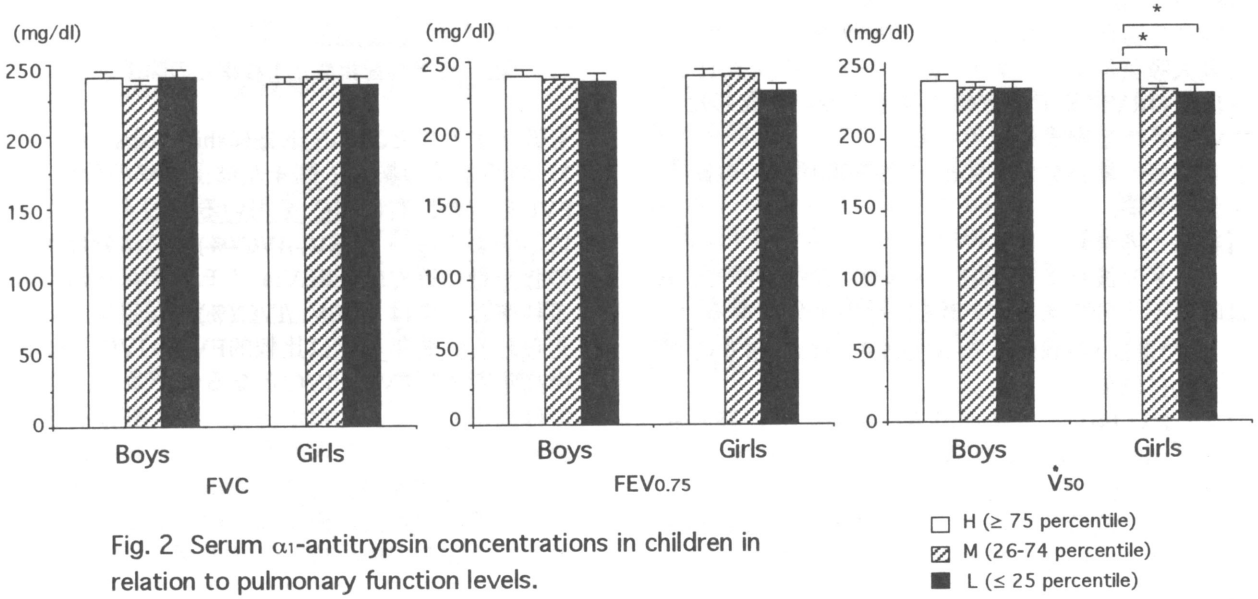


Fig. 2 Serum α1-antitrypsin concentrations in children in relation to pulmonary function levels.

226

中高年者の換気機能評価（RAT-FEV1% ノモグラム）における測定手技の意義

目黒忠道（近畿大学医学部・衛生学）

【要旨】スパイロメトリー（Volume-Time & Flow-Volume(VT&FV と略）の評価法について、我々は換気機能評価法の検討を進め、FV波形解析ソフトによりRAT-FEV1% ノモグラムを開発して軽度閉塞性換気機能異常の評価を行ってきた。今回、現場の健康管理のみならず、臨床疫学的研究を進める上で、測定手技の意義を検討することが必須であると考えて、呼出努力度、肺活量の差のRAT-FEV1% ノモグラムからみた意義について検討を加えた。その結果、RAT-FEV1% ノモグラムにより、（1）測定手技変更の指示の根拠となる事、（2）測定回数の減少等にも評価が可能であることが示された。

【目的】本研究はRAT-FEV1% ノモグラムが臨床疫学研究を進める上で(1)努力依存性の評価、(2)中高年者の肺活量差(FVC＞ IVC)、(3)呼出中断 FV& V-T chart の積極的評価（参考値として）についてどの程度貢献し、理論的説明がなしうるか検討するものである。

【方法】肺機能測定装置(AS-600,ミナト医科学製)により(1)安静呼吸後、(2)最大呼気位まで呼出、(3)最大吸気位まで吸気、(4)最大呼気位まで努力性呼出により流量・気量をＦＤに保存。

解析並びに評価：原波形のMEFV chart に対して「ＦＶ波形解析ソフト」を用いて解析を行った。

1）解析 ：1．多次式のあてはめ, 2．累積 d(V) / d(Flow) 分布（累積分布）の描画（図1），3．二次式係数回帰分析描画（A,B,R lineの同時描画） 4．係数勾配指数（RAT）の算出, 5．RAT - 1 秒率関係図［（非喫煙群A, B, B' ,R line），（喫煙群SA, SB line）］の描画（図2），6．ＦＶ波形の合成 FVC＜IVC'の場合、安静吸気位よりのｶｰﾌﾞ（G-V ｶｰﾌﾞ）と最大吸気位よりのｶｰﾌﾞ（F-V ｶｰﾌﾞ）の交点Ｈよりの IVC'のRV位までを直線で補正する。合成したF-V ｶｰﾌﾞに２次式を適用する。

2）評価：累積分布、RAT - 1 秒率関係図の軌跡を主体とする。

【結果と考察】

（1）ＦＶ波形：1）図3（A,B,C）に示す如く、Aは呼出不十分であるが、B,Cは呼出十分である。

2）IVC'量はA(4.00 ℓ）＞B(3.95 ℓ)＞C(3.88 ℓ)と呼出と共に低値を示した。

（2）RAT-FEV1% ノモグラム（図4）：1）努力依存性：図3に示すＦＶ波形のAはRATと（FEV1 /IVC'(%)）との関係（図4-右）でみると、SB lineより右下方に位置している。図3のB,C例ではSB line上で推移している。呼出努力が充分になるとPEFRは高値を示し、二次式の係数 a1, a2 より算出されるRATは左方にshiftする。また、（FEV1 /IVC'(%)）も低下することより左下方にshiftする。

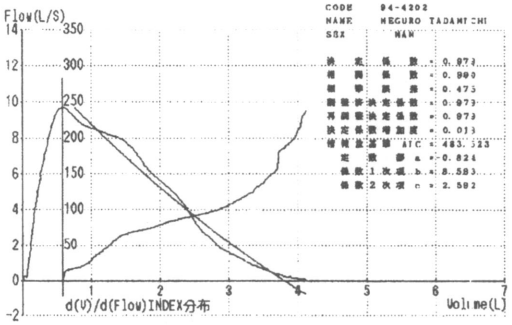


図1　ＦＶ波形解析

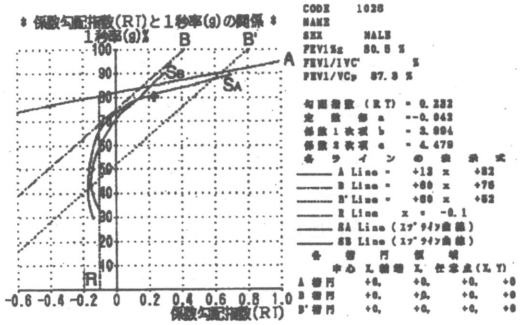


図2　係数勾配指数と１秒率との関係

2）肺活量差の影響：図４左は１秒率の分母としてFVCを用い、右はIVC' を用いる。図４（左、右）に示すように、（FEV1 /IVC'(%)）では分母が最大の肺活量に近くRAT-FEV1% ノモグラム評価の場合１秒率としては（FEV1 /IVC'(%)）が望ましいと考えられる。若年者では比較的FVC≒IVC'となるが、中高年者ではFVC＜IVC'となる例が多く、喫煙者では高率である。したがって、RAT 解析と併せて評価すると、IVC'を求めることは意義が大きい。

（3）ＦＶ波形の合成によるRAT-FEV1% 解析（図５）：呼出中断及びFVC＜IVC'となる場合、ＦＶ波形を合成してRAT-FEV1% ノモグラムにより解析すると、参考データではあるが大きな意味を持つと考えられる。

A（合成なし）　B（合成なし）　C（合成なし）

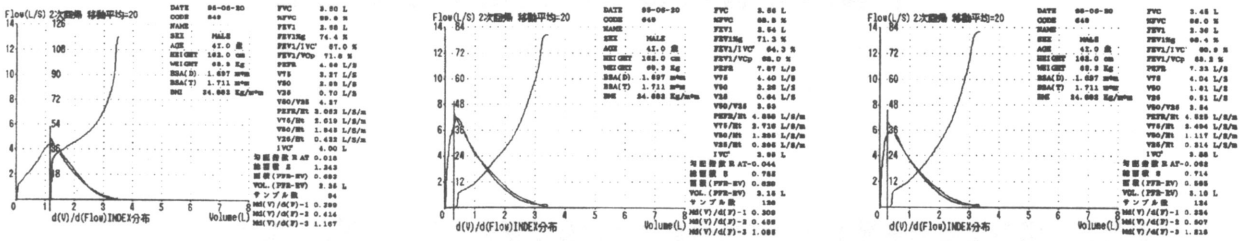


図3　ＦＶ波形（Ａ：呼出不十分チャート，　Ｂ及びＣ：呼出十分チャート）

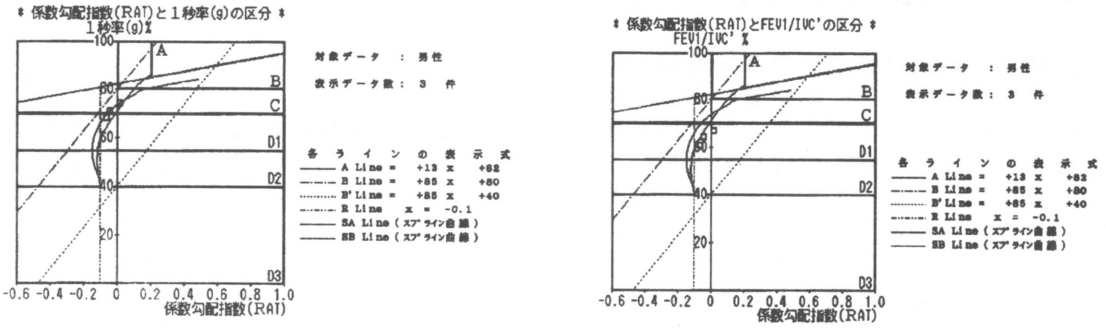
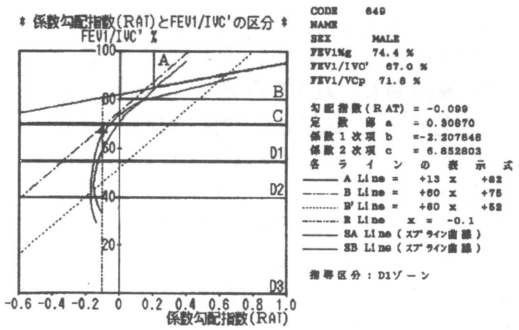
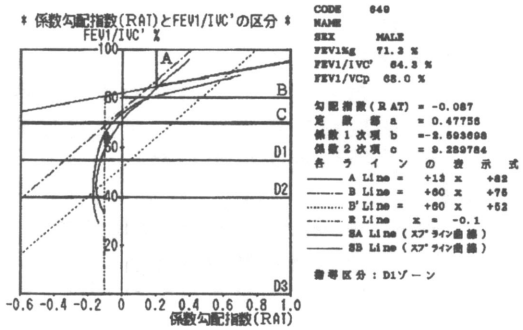


図4　RAT-FEV1% ノモグラムによる努力依存性の評価及び肺活量の差（FVC、IVC'）の影響

1）合成あり（直線補間）（図3Ａ例）



2）合成あり（直線補間）（図3Ｂ例）



3）合成あり（直線補間）（図3Ｃ例）

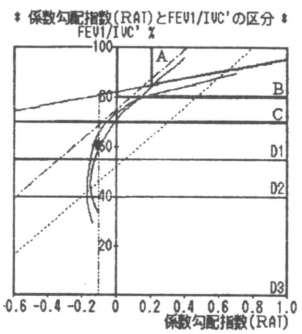


図5　ＦＶ波形の合成（直線補間）と
RAT-FEV1% ノモグラム

【結論】RAT-FEV1% ノモグラムでは軽度閉塞性換気機能異常の評価の他に下記の意義がある。
1. 呼出努力不十分例では標準軌跡（A, B, B', SA, SB line）より下方に位置することより、被検者への測定手技の変更指示の根拠となり得る。
2. 中高年者の肺活量差、呼出中断等について、ＦＶ波形の合成後RAT-FEV1% ノモグラムによる解析評価により指導可能であり、測定回数の減少が可能である。

（本研究の一部は日本私学振興財団の補助によるものである。）

227

中国河北省における食道癌と食生活

那須（中島）民江（信州大医衛生）、太田節子（信州大医公衛）

【要旨】中国の食道癌高発地域の住民の食生活は食道癌患者の食生活と類似していた。摂取食品からみると芋類、果物類、肉類の摂取量が低く、栄養素では動物性蛋白質やビタミンCの摂取量が低いことが明らかとなった。また食道癌高発地域住民で食道癌の家族歴を持つ住民も芋類、果物類の摂取量が少なく、ビタミン類の摂取量も少ないことが推察された。

【目的】中国河北省磁県は食道癌の高発地域である。食道癌の発症要因として、低栄養、微量元素の欠乏、発癌物質の関与、カビの生えた食物摂取、つけもの（酸菜）、遺伝、熱い物の摂取習慣等が挙げられている。しかし磁県におけるこれらの要因の集積性、また食道癌家族歴を持つ家系との関連性は明らかにされていない。私達は河北医科大学と共同でこれらの関連性を明らかにする目的で、食道癌の高、中、低発地域の住民を対象として食生活調査を行い、食道癌患者の食生活状況と比較した。**【方法】**調査対象者は食道癌の高、中、低発地域の住民と食道癌患者1457名であった。調査は1993年7月から9月にかけて行われた。栄養摂取状況は従来我々が使用してきたものを、調査対象地区の食生活を考慮して若干変更し、中国語訳したものを使用した。調査票上の一週間の食品摂取頻度から、一日の摂取量を算出した。また食品成分表を参考に栄養素摂取量を算出した。

【結果・考察】

1. 家族歴　両親、兄弟あるいは祖父母に食道癌患者がいた者は高発地域と食道癌患者に多く、高発地域の家族歴の割合は癌患者群より高かった（表１）。

2. 喫煙：３地域間に喫煙率の差は認められず、食道癌患者もこれらの住民と同程度の喫煙率を示していた。喫煙量にも地域差は認められなかったが、食道癌患者の喫煙量、年数は明らかに高かった。

3. 食品摂取状況（表２）：芋類、果物類、野菜類、および肉類の摂取量は食道癌高発地域住民が最も少なく、中、低発地域住民の順に多くなった。高発地域住民のこれらの食品の摂取量は食道癌患者の摂取量と類似していた。

4. 食道癌家族歴と食生活：食道癌高発地域の対象者をさらに、食道癌の家族歴の「あり」「なし」で層別化し、食生活の比較をした。芋類、果物類、野菜類および肉類の摂取量は食道癌の家族歴を有する者の方が少なかった。

5. 栄養素摂取量の地域差：高発地域住民は男女共に総摂取エネルギーが低かった。高発地域住民の蛋白質摂取量は中発地域住民より少なかったが、低発地域住民より少ないということはなかった。動物性蛋白質についてみると、高発地域住民は低発地域住民より少なかった。男性の脂肪の摂取量には地域差は認められなかったが、女性においては地域差が認められ、低発地域住民の方が摂取量は多かった。動物性脂肪の摂取量は男性においても高発地域において少なかった。ビタミン類の摂取量にも地域差が認められた。中でもビタミンCの摂取量は高発地域住民が最も低いことが判明した。飲酒者は低発地域に多く、この地域では飲酒量も多かった。また高発地域で食道癌患者の家族歴を有する者のビタミンCの摂取量は有しない者より低かった。

表１　調査対象者の年齢分布と食道癌の家族歴

	人数		年齢		食道癌家族歴	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
高発地域	247	157	43.4±12.9	43.0±14.8	78(31.6%)[b]	43(27.4%)
中発地域	188	164	41.0±14.3	42.5±15.2	10(5.3%)	6(3.7%)
低発地域	224	176	41.1±18.8	39.9±12.8	1(0.004%)	1(0.006%)
食道癌患者	201	100	58.1±8.4[a]	58.9±8.4[a]	32(15.9%)	20(20.0%)

[a]食道癌高、中、低発地域との間に有意差あり（$p<0.001$）：[b]食道癌患者との間に有意差有り（$p<0.001$）

表２　１日当り平均食品摂取量（平均±SD）

	高発地域	中発地域	低発地域	3地域比較	患者群
男性					
穀類(g)	613.6±181.7	627.1±163.4	603.9±145.2	NS	530.8±155.1
菓子(g)	2.7±9.1	2.3±7.4	1.5±6.8	NS	5.3±10.3
芋(g)	10.1±23.6^{a****}	32.5±40.9^{b***}	68.0±46.5	***	6.2±15.2
果物総量	25.6±59.7^{a****}	43.5±46.8	47.8±70.8	***	38.5±45.5
果物(g)	11.4±22.3^{a****}	32.4±28.1^{b**}	33.8±38.9	***	19.0±23.5
乾果物(g)	1.0±6.5	0.3±3.8^{b***}	2.1±9.7	*	0.1±1.0
ｼﾞｭｰｽ(ml)	9.3±40.3	9.4±24.1	3.3±23.6	NS	19.2±34.0
野菜(g)	200.9±83.3^{a****}	256.4±70.7^{b**}	239.8±63.6	***	253.8±67.0
卵(g)	26.0±23.8^{a**}	21.6±22.9	19.2±20.8	**	30.0±21.9
牛乳(ml)	1.1±10.4^{a****}	7.2±26.2^{b***}	2.3±11.2	***	32.1±57.5
大豆総量(g)	17.4±29.0^{a****}	32.6±39.3^{b***}	18.8±27.9	***	46.0±50.7
豆乳	0.7±6.3^{a****}	7.9±25.5^{b***}	1.0±7.6	***	14.4±39.9
大豆(g)	16.7±28.2^{a***}	25.5±28.0^{b**}	17.8±26.4	**	31.5±26.3
肉総量(g)	23.5±32.7^{a**}	31.7±38.0^{b**}	41.8±39.1	***	22.9±23.4
赤肉(g)	12.5±17.5	15.6±17.9^{b***}	22.1±20.7	***	12.3±13.9
白肉(g)	9.8±16.3	12.9±16.9^{b*}	17.0±20.0	***	9.3±12.0
加工肉(g)	1.2±5.7^{a**}	3.2±9.9	2.7±9.3	*	1.3±4.9
魚総量(g)	2.1±7.8	2.7±9.4	3.7±10.4	NS	1.3±5.6
魚(g)	1.2±6.0	1.5±4.8	2.8±8.5	*	1.1±4.8
加工魚(g)	0.9±4.4	1.2±6.2	0.8±4.8	NS	0.2±1.7
油総量	4.3±4.4^{a**}	5.1±3.9	4.5±3.8	**	5.4±3.8
揚物油(g)	1.1±2.3^{a**}	1.6±2.8^{b**}	0.8±2.0	**	1.9±2.9
焼物油(g)	1.0±2.6^{a****}	0.2±1.0^{b**}	0.7±2.4	***	0.3±1.6
油料理(g)	2.2±1.6^{a****}	3.3±1.5^{b*}	3.0±1.5	***	3.3±1.1
種子類(g)	3.4±10.2	4.2±9.6^{b***}	1.4±5.5	**	6.8±11.1
女性					
穀類(g)	507.8±128.9	498.2±144.6	494.9±152.2	NS	435.0±219.3
菓子(g)	2.3±8.2	2.6±7.1	1.5±5.8	NS	5.8±9.0
芋(g)	8.6±21.8^{a****}	32.7±41.0^{b***}	67.9±46.0	***	8.3±19.3
果物総量(g)	18.1±49.2^{a****}	39.5±45.3^{b*}	54.2±70.3	***	50.0±55.6
果物(g)	9.1±20.4^{a****}	29.5±27.8^{b**}	40.8±41.2	***	21.9±24.8
乾果物(g)	0.6±4.4	0.3±3.9^{b*}	2.0±9.3	*	0.6±6.1
ｼﾞｭｰｽ(ml)	6.1±29.3	8.5±22.2	3.3±24.4	NS	25.1±36.1
野菜(g)	192.9±78.6^{a****}	244.3±72.9^{b***}	220.1±60.3	***	242.5±78.6
卵(g)	21.2±24.1	18.8±21.5	21.3±21.5	NS	29.9±21.3
牛乳(ml)	0	4.2±14.9	5.5±27.7	*	31.0±51.5
大豆総量(g)	11.5±22.8^{a****}	26.4±31.6^{b***}	14.7±24.3	***	34.1±27.5
豆乳(g)	0	4.7±18.0^{b***}	0.6±6.1	***	4.0±14.6
大豆(g)	11.5±22.8^{a****}	21.6±25.0^{b**}	14.1±23.1	***	30.1±22.9
肉総量(g)	12.0±22.9^{a**}	19.0±31.2^{b***}	37.3±37.4	***	17.9±21.3
赤肉(g)	6.6±12.8^{a**}	9.9±15.0^{b***}	21.7±21.2	***	10.4±10.6
白肉(g)	4.6±11.1	7.2±13.8^{b***}	14.2±20.0	***	6.3±9.1
加工肉(g)	0.8±4.7	1.7±7.3	1.4±5.3	NS	1.2±6.3
魚総量(g)	0.4±2.2	1.2±6.7^{b*}	3.6±11.9	***	2.4±7.2
魚(g)	0.3±1.9	0.8±4.0^{b**}	2.6±7.8	***	1.7±5.0
加工魚(g)	0.1±1.1	0.4±3.2	1.0±6.7	NS	0.7±3.1
油総量(g)	3.4±3.4	4.0±2.8	4.5±3.6	NS	4.9±3.0
揚物油(g)	0.9±1.9	1.0±2.1	0.7±1.9	NS	1.3±2.2
焼物油(g)	0.4±1.5^{a**}	0.1±0.4^{b***}	0.8±2.4	***	0.1±1.0
油料理(g)	2.2±1.5^{a****}	3.0±1.3	3.0±1.4	***	3.5±1.0
種子類(g)	1.1±5.1^{a****}	4.4±9.7^{b***}	1.5±5.8	***	5.1±8.4

a中発地域との間に有意差あり、b高発地域との間に有意差あり、*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

228

コスタリカ、グアテマラの胃がん－組織型別分布の検討－

吉村　健清[1]、溝上　哲也[1]、徳井　教孝[1]、渡辺英伸[2]、
Miguel A.Garces[3]、Mario Miranda Gutierrez[4]
（1) 産業医科大学　産業生態科学研究所　臨床疫学, 2) 新潟大学　医学部　病理学第1
3) Nac. Inst. Salud Pub., Guatemala, 4) San Juan de Dios Hospital, Costa Rica）

【要旨】コスタリカ、グアテマラ両国の胃癌の疫学的特徴を検討すると共に、癌登録データを用いて、両国の組織型別分布を初めて明らかにした。その結果、コスタリカでは、Intestinal type の割合は、若年層では性差はあるが、高年層ではないこと、グアテマラでは、死亡率が高い女の Intestinal type の割合が低いことが見られた。

【はじめに】中米コスタリカ、グアテマラの胃癌の組織型別分布については、これまで十分な知見が得られていない．今日入手し得た癌登録データをもとに、Lauren　の Intestinal type と Diffuse type に分けて、分布に特徴があるか否か検討した．なお、既存資料をもとに、それぞれの国の胃癌の記述疫学的特徴とその問題点も検討する。

【方法】コスタリカについては、最新の胃癌死亡、罹患の公表資料ならびに、コスタリカ癌登録データ（胃癌1985-92年）を入手し、疫学的特徴を検討した．

グアテマラについては、胃癌死亡の公表資料ならびに、グアテマラ癌登録データ（胃がん1980-90年）を用いた（Garces 未公表データ）。

組織型分類は、Lauren の分類を基本としたが、コスタリカについては、Correa が ICD-O によって分類した Diffuse, Intestinal type の分類を一部修正して用いた（Correa & Chen, 1994）。

【結果】

1．コスタリカとグアテマラの概要

コスタリカは人口 340 万、65 才人口 4.7 %、インディオの割合 1 %、粗死亡率 3.7 /千、平均寿命男 74.0 才、女 78.6 才、GNP/c は 4,413 ドルで中米では比較的衛生事情もよい国である。一方 グアテマラ は人口 1,060 万、65 才人口 3.5 %、インディオの割合 66 %　粗死亡率 7.7 /千、平均寿命 男 62.4 才、女 67.3 才、GNP/c は 2,531 ドルで、今後の衛生状態の改善が望まれる国である（PAHO Sci. Pub. No.542, 1992)。

2．コスタリカの胃癌

コスタリカの1991年の癌死亡は（ICD 140-239）は循環器疾患（ICD 390-459）（29.4 %）についで第 2 位で全死亡の 20 %を占める。1989 年の全癌死亡数 2,389（男 1,351、女 1,036）中、胃癌死亡は 633（男 415、女 218）で、癌死亡の26.5 %（男 30.7%、女 21.0%）を占める。コスタリカ全癌死亡、胃癌死亡の経年変化を図 1 に示した。胃癌の低下傾向は日本ほど顕著でなく、男女共横ばい状態である。胃癌の死亡性比は、1953-57 年で 1.86であったが、1968-72 年で 2.18 と高くなり 1983-87年に 2.04と下っている。最新（1988-92年）の胃癌死亡率は人口 10万対男26.2、

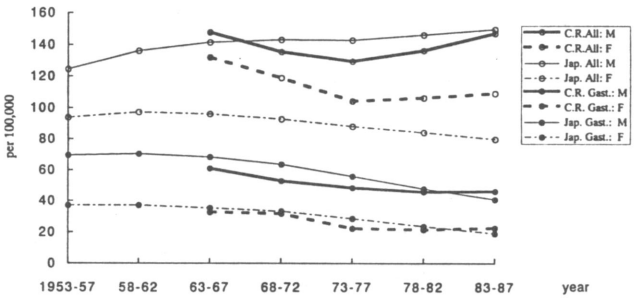


Fig. 1 Time Trends of Age-Adjusted Death Rates for Cancer (All Site and Gastric) Costa Rica and Japan

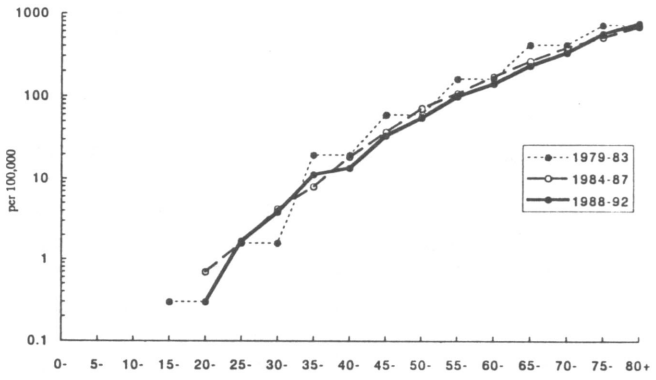


Fig. 2a Time Trends of Gastric Cancer Incidence Rates Costa Rica (Male)

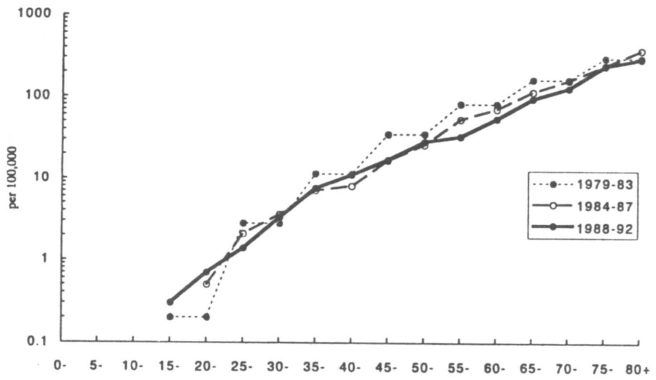


Fig. 2b Time Trends of Gastric Cancer Incidence Rates Costa Rica (Female)

女13.2である。罹患率は男25.5、女12.6であった。罹患率で、胃癌の経年変化を見ると、男ではほぼ全年齢層に低下傾向が見られる。女では55才以上の年齢層で低下しているが、54才未満の年齢層では若干の上昇傾向がみられる（図2a,b）。罹患率の地域差があり、高原地域は高く、低地帯は低い特徴がある（図3a, b）（Sierra et al., IARC Tech. Rep. No.1, 1988）。

3．グアテマラの胃癌

グアテマラの癌死亡は、1960年から20年間、死因の10位以内にははいってないが、最近癌死亡率は上昇しつつある。癌死亡を部位別にみると胃が1位で以下子宮、血液、肺、乳房の順である。最新（1992年）の胃癌死亡率は人口10万対男7.7、女9.3であり、女の方が男に比べ高い死亡率を示している。

癌罹患率は、癌登録率が十分でないため算出できない。

1988-90年の癌登録例は男1,584件、女4,616件であった。但し女では子宮の特別プロジェクトのため登録率が高いことを注意しなければならない。男では、皮膚（21.3％）、胃（10.3％）、前立腺（7.4％）の順であった。女では子宮（55.2％）、乳房（9.0％）、皮膚（6.8％）、胃（3.1％）の順である（PAHO, Sci. Pub. No.549, Vol.2, 1994)。

4．コスタリカ、グアテマラの胃癌組織型別分布

1）コスタリカ：1985-92年（8年間）の胃癌は4,522例の登録があった。年齢不詳、組織診なし（531例)を除くと3,956例であった。組織検査率は88％である。さらに組織型コード（ICD-O）のみで、Intestinal、Diffuse typeが判別できないもの（ICD-Oの8000、8010、8140）、およびその他の組織型を除いて、残り750例（男492例、女258例）を解析対象とした（全胃癌登録例の17％）。性、年齢別に組織型別分布を図4に示した。男では若年層でIntestinal typeが若干少ないが、35才以上では年齢層で大きな変化はなく、54％がIntestinal typeであった。女では年齢と共にIntestinal typeの割合が増している。高年層では性差はみられなかった。

2）グアテマラ：1980-90年（11年間）に胃癌が1,228例登録されている。うち組織診が判明しているものは1,182例（96％）であった。2つのtypeに分類できないもの（87例）を除いて、1,095例を解析対象とした。男では、Intestinal typeの割合は若年壮年層で若干低く、高年層で高くなっていた。女では、最高年層を除き、年齢と共にIntestinal typeの上昇傾向が見られた。胃癌死亡率が高い女が、Intestinal typeの割合が男に比べ低い傾向がある（図5）。

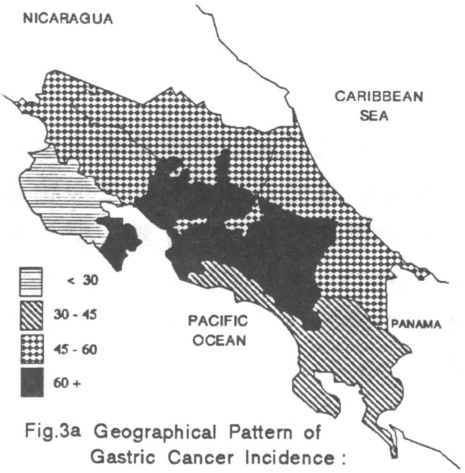


Fig.3a Geographical Pattern of Gastric Cancer Incidence : Costa Rica Male 1980-1983

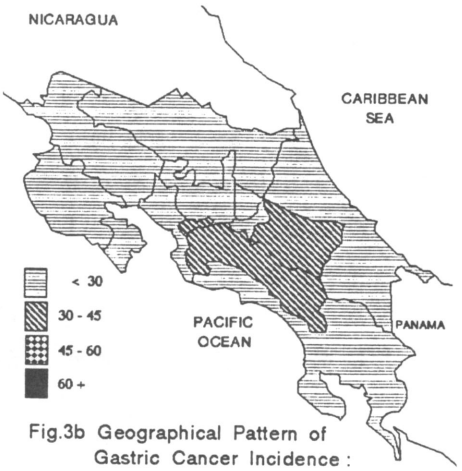


Fig.3b Geographical Pattern of Gastric Cancer Incidence : Costa Rica Female 1980-1983

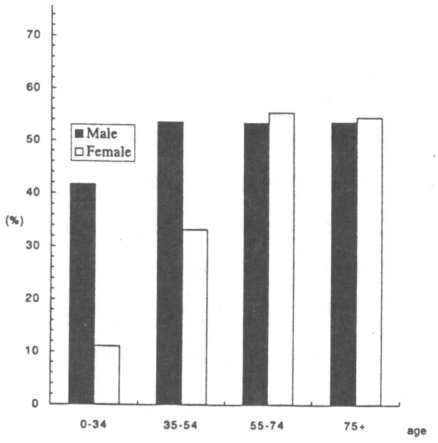


Fig. 4 Proportion of Intestinal type in Gastric Cancer, Costa Rica, 1985-1992

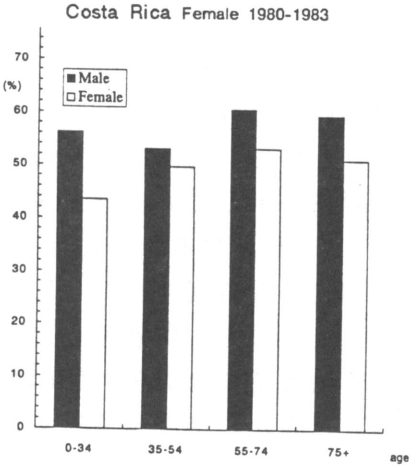


Fig. 5 Proportion of Intestinal type in Gastric Cancer, Guatemala 1980-1990

【考察】

1．コスタリカの胃癌については死亡ならびに罹患データを用いてその疫学的特徴は明らかになったが、グアテマラについては不明な点が多い。その理由は死亡データの精度によると考える。

2．組織型分布を見る際に用いた分類基準によってその割合は変化する。今回、国によって分類が異なっていたので相互比較はできない。しかし、性、年齢によって組織型分布が異なることは、共通に見られた。

229

わが国における胃癌死亡率の長期変動
－Gompertz法による分析－

今泉洋子（厚生省人口問題研究所）

【要旨】日本全国で１９５０年～１９９３年の間に胃癌で死亡した、約２００万人の資料を用いて、性別胃癌死亡率の変動要因を解析するためゴンパーツ分析法を用いた。その結果、４５～７５歳の年齢階級別胃癌死亡率は各年次、男女共にゴンパーツ法則に適合していた。年齢調整胃癌死亡率は１９５０年～１９９３年の間に男子が４９％、女子が６０％も減少した。胃癌死亡率の減少は１９５０年以降の良い環境因子によると推測された。

【目的】胃癌死亡率がGompertz法則（以下G法と略）に適合しているか否かを調べ、もし適合していたら、減少傾向にある胃癌死亡率に対しどのような結論が得られるかを調べた。

【方法】日本全国で１９５０年～１９９３年の間に胃癌で死亡した、2,008,845人の資料を用いた。５歳階級別胃癌死亡率がG法則に適合しているか否かを調べた。Gompertz方程式は$R_x = R_0 (10)^{\alpha x}$、ここで$R_x$ はｘ歳での死亡率、R_0 は０歳での死亡率、αは勾配である。G方程式の対数を取れば、$\log R_x = \alpha x + \log R_0$ となる。Strehler & Mildvan (1960)はG方程式を次の式に変形した。$\alpha = B \log K - B \log R_0$、ここでＢは内在性の生命力の喪失にかかわる因子、Ｋは環境因子である。

【結果と考察】図１は性別・年齢調整胃癌死亡率の年次推移を示している。男女ともに死亡率は１９５０から１９６９年まで横這い傾向にあるが、その後は年次とともに減少している。図２は１９５０年と１９９３年の胃癌死亡率と年齢の関係を性別に示している。４５歳以上の$\log R_x$は年齢とともに直線的に上昇している。図には示してないが、この関係は全年次で成立しているから、胃癌死亡率はG法則に適合している。図３から$\log R_0$ は年次と共に減少していることが分かる。$\log R_0$は１９５０～１９９３年の間に男子は1.51、女子は1.16減少している。図４（男子）と図５（女子）は推定された各年次のαと$\log R_0$の値を、１９５０年から１９９３年まで順次結んで示してある。αと$\log R_0$の関係は男女ともに負相関を示している。直線回帰をあてはめると、次の式が得られる。男子は$\alpha = -0.01144 \log R_0 + 0.03644$、女子は$\alpha = -0.00893 \log R_0 + 0.03155$。そこで、男子は$\log R_x = (-0.01144 \log R_0 + 0.03644)x + \log R_0$、女子は$\log R_x = (-0.00893 \log R_0 + 0.03155)x + \log R_0$となる。図６はｘ=87.41歳、$\log R_x = 3.1853$を通過する３年次群の男子の$\log R_x$と年齢の関係を示している。男子の$R_x$は１９５０～１９９３年の各年次で、87.41歳で人口10万当たり1,532となる。図には示していないが、女子のR_xは１９５０～１９９３年の各年次で、111.98歳で人口10万当たり3,412が得られた。Ｂの値は男子が0.01144、女子が0.00893と推定された。即ち、胃癌死亡により毎年、男子は1.14％、女子は0.89％生命力は喪失している。環境因子Ｋは男子0.03644/0.01144=3.185、女子0.03155/0.00893=3.5330が得られた。なお、胃癌死亡率の減少をもたらした環境因子についても論じる。

【参考】Imaizumi, Y.: Longitudinal Gomperzian analysis of mortality from stomach cancer in Japan, 1950-1993. Mech. Ageing Dev. (in press)

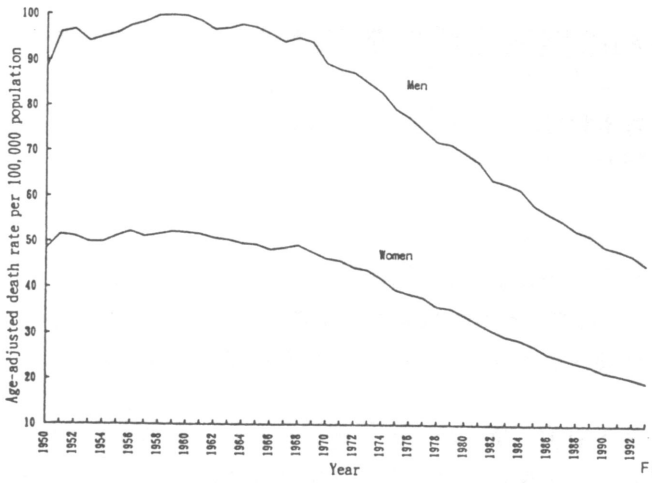


Fig. 1. Age-adjusted stomach cancer mortality rate per 100,000 population during 1950-1993.

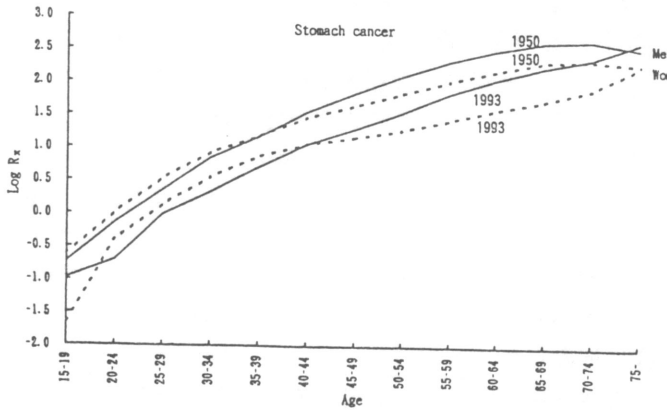


Fig. 2. The relationship between age and logarithm of stomach cancer mortality rate at age x (log R_x) by sex in 1950 and 1993.

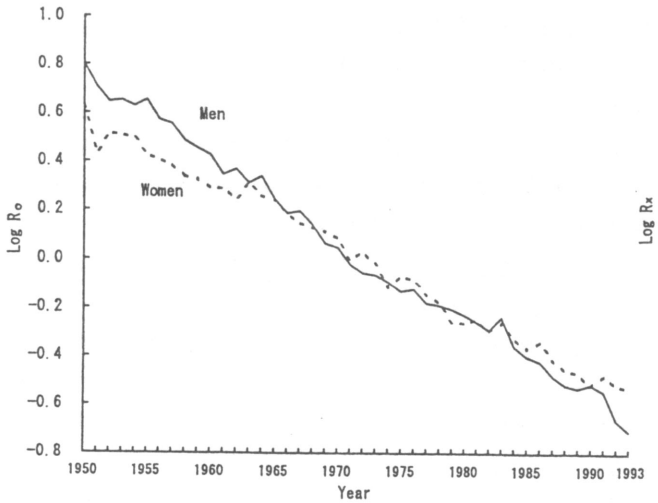


Fig. 3. Secular changes in log R_0 for stomach cancer by sex during the period 1950-1993.

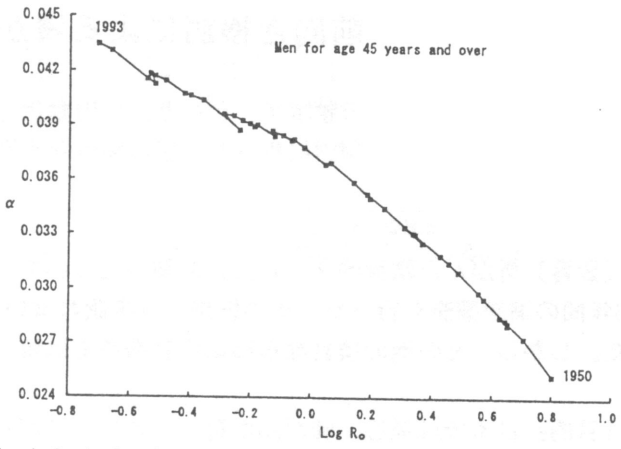


Fig. 4. Graph of α (Gompertz slope) versus log R_0 for men aged 45 to 75 years from stomach cancer from 1950 to 1993. The data pairs are connected sequentially.

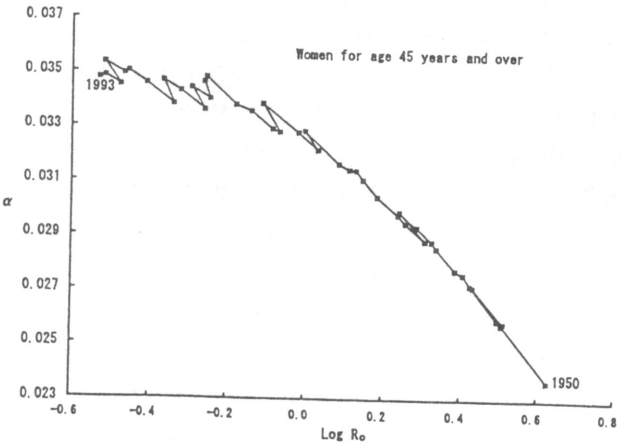


Fig. 5. Graph of α (Gompertz slope) versus log R_0 for women aged 45 to 75 years from stomach cancer from 1950 to 1993. The data pairs are connected sequentially.

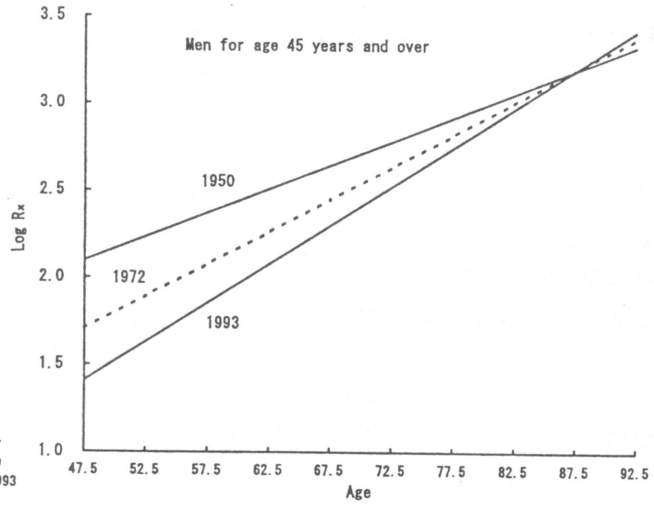


Fig. 6. The calculated log R_x for men for stomach cancer versus age for 3 selected years.

230

前向き検討による胃がんの発生と精神的ストレスとの関連

玉腰暁子、川村孝、千田雅代、青木利恵、若井建志、大野良之（名大・医・予防）
和田昌也（名古屋市職員健康管理センター）

〔要旨〕胃がんと精神的ストレスとの関連について、特にうつ状態をとりあげ、約2万人の職域コホートで6年間の追跡調査を行った。その結果、「夜眠れない」と回答したものは胃がん罹患リスクが3.02倍であった。しかし、その他の項目ならびに合計得点では特に関連を認めず、さらなる観察が必要と考えられた。

〔目的〕日本では最近、肺がんが胃がんを抜いてがん死亡原因の第一位となった。しかし、依然として胃がん患者数は多く、その発生要因を探ることは重要である。胃潰瘍などはストレスで誘発されやすいことが知られている。胃がんの危険要因についての疫学的研究はいくつかあるが、本研究ではストレスに関連する要因に特に焦点をしぼり、約2万人の職域コホートでその発生を観察することを試みた。

〔方法〕対象集団：某自治体で1989年に全職員（19,586名）を対象に自記式「健康と生活習慣」調査を実施し、18,708名（回答率95.5%）が回答した。この集団のうち、調査票への記入不備のため追跡できない258名を除いた18,450名を対象集団とし、1995年3月31日まで追跡した。自記式調査では精神的ストレスの1つの尺度としてZungのSDS（全20項目）より12項目を選択し、回答を求めた。追跡方法：上記対象集団を1995年3月31日まで追跡し、在職中の死亡は健康管理情報から死亡年月日・死因を、退職者は退職者名簿から退職年月日を把握した。胃がん罹患の有無は1週間以上休む場合に届けが義務づけられている休業届けを基に把握した。調査時にすでに胃がんに罹患していた症例ならびに調査後2年以内に発生した胃がん症例は対象集団から削除し、死亡時点でしか把握できなかった胃がん症例は死亡時より2年前に発生したものとして扱った。また、参考のために胃潰瘍についても同様に把握した。解析方法：コホート構成員は、死亡・退職した場合その時点でうちきり例として扱い、Coxの比例ハザードモデルを用いて胃がん・胃潰瘍の関連要因を検討した。ハザード比は、性・年齢について調整した値を求めた。うつに関連する項目では、回答肢（いつも、時々、ない）を2つ（いつも+時々vs.ない）にまとめハザード比を算出した。また12項目それぞれで「いつも」、「時々」を1点、「ない」を0点として合計し、うつ合計得点（0-12点に分布）を求め、5分割してもっとも低い値の集団に対する他集団のリスクを計算した。

〔結果と考察〕胃がん関連要因検討のための対象集団の性年齢分布を表1に示した（既往者および2年以内に発生した胃がん症例を除いたため、実質対象集団は18,436名）。胃がん発生は22名（男15名、女7名）に観察され、そのうち死亡者は6名（男3名、女3名）であった。胃潰瘍発生観察のための対象集団は18,410名（男11,445名、女6,965名）であり、胃潰瘍発生は66名（男49名、女17名）に観察された。

表3に生活習慣ならびにうつ項目とうつ合計得点別のハザード比を示した。仕事の場所では、屋内のものに対して屋外、両方のもので胃がんのリスクが上昇している。生活習慣では、禁酒者、喫煙者で胃潰瘍の有意なリスク上昇を認める。禁酒は体調不良などによることも考えられ、禁酒が胃潰瘍のリスクを高めると結論はできない。うつに関連する項目で胃がんと有意な関連を認めたのは、「夜眠れない」の1項目である。胃潰瘍と有意な関連を認めたのは、「便秘」「朝方に気分の悪さがある」「今の生活自体に満足していない」である。うつ合計得点では、胃がんではもっとも低い群（0-1点）に比較しその他の群では（4-5点を除き）リスクが上昇していたものの、その関連は有意ではない。胃潰瘍でも同様にもっとも低い群に比較しリスクの上昇は見られたが、有意ではない。今回の調査では、ストレスをうつの面からのみ捉えている。また、観察期間も6年間と十分なものとはいえない。したがって今回の成績だけで、胃がんの発生にストレスが関連しないと結論することはできないが、少なくともうつ状態と大きな関連はないものと考えられよう。

表1.1989年コホートの性年齢分布（胃がん）

		15-	20-	25-	30-	35-	40-	45-	50-	55-	60-	計
男	人数	54	446	1169	1409	2021	1972	1880	1494	997	24	11466
	%	0.5	3.9	10.2	12.3	17.6	17.2	16.4	13.0	8.7	0.2	100.0
女	人数	51	919	943	783	1098	1042	873	710	543	8	6970
	%	0.7	13.2	13.5	11.2	15.8	14.9	12.5	10.2	7.8	0.1	100.0

表2.胃がん・胃潰瘍と生活習慣・うつ関連項目

	胃がん罹患						胃潰瘍罹患					
	例数	観察人年	罹患数	ハザード比	95%信頼区間		例数	観察人年	罹患数	ハザード比	95%信頼区間	
睡眠時間												
7時間未満	5,811	32,196	4	0.47	0.16 - 1.40		5,802	32,102	21	1.13	0.67 - 1.92	
7～8時間	12,120	67,830	18	1.00			12,104	67,688	43	1.00		
9時間以上	305	1,641	0	-			306	1,647	1	0.85	0.12 - 6.16	
飲酒習慣												
飲む	14,784	82,736	19	1.65	0.47 - 5.83		14,762	82,551	48	0.77	0.41 - 1.45	
やめた	155	765	0	-			154	749	4	5.99	1.92 -18.74	**
飲まない	3,375	18,581	3	1.00			3,374	18,552	13	1.00		
喫煙習慣												
吸う	6,333	35,420	10	2.29	0.71 - 7.41		6,318	35,264	40	2.86	1.49 - 5.51	**
やめた	2,690	15,068	4	2.04	0.49 - 8.58		2,687	15,048	6	0.97	0.36 - 2.63	
吸わない	9,231	51,258	7	1.00			9,226	51,207	19	1.00		
仕事の場所												
主に屋内	12,171	67,974	9	1.00			12,160	67,885	25	1.00		
主に屋外	2,384	13,383	5	2.62	0.83 - 8.29		2,372	13,261	23	4.34	2.38 - 7.90	***
両方	3,614	19,988	7	2.83	1.05 - 7.60	*	3,613	19,973	16	2.25	1.20 - 4.21	*
ゆううつ												
いつも・時々	8,847	49,451	10	0.95	0.41 - 2.21		8,837	49,356	30	0.99	0.60 - 1.61	
ない	9,277	51,615	12	1.00			9,262	51,478	34	1.00		
夜眠れない												
いつも・時々	56,904	34,632	14	3.02	1.26 - 7.22	*	6,224	34,540	28	1.43	0.87 - 2.35	
ない	11,924	66,624	8	1.00			11,909	66,484	36	1.00		
便秘												
いつも・時々	5,326	29,369	5	0.74	0.26 - 2.06		5,321	29,287	24	1.74	1.03 - 2.95	*
ない	12,828	81,862	17	1.00			12,808	71,712	40	1.00		
動悸												
いつも・時々	3,848	21,257	2	0.34	0.08 - 1.44		3,843	21,192	19	1.53	0.89 - 2.63	
ない	14,217	79,529	19	1.00			14,198	79,368	44	1.00		
理由なく疲労感												
いつも・時々	8,755	48,764	14	1.97	0.82 - 4.72		8,743	48,649	34	1.27	0.78 - 2.09	
ない	9,353	52,212	8	1.00			9,340	52,095	30	1.00		
自分がいない方がいいと思う												
いつも・時々	2,523	13,937	5	2.02	0.74 - 5.48		2,518	13,912	10	1.28	0.65 - 2.51	
ない	15,528	86,770	17	1.00			15,506	86,572	53	1.00		
朝方に気分の悪さ												
いつも・時々	6,571	36,939	7	0.97	0.39 - 2.40		6,563	36,839	32	1.97	1.20 - 3.24	**
ない	11,543	64,083	15	1.00			11,527	63,957	32	1.00		
将来に希望がもてない												
いつも・時々	6,438	36,051	9	1.28	0.55 - 2.99		6,432	35,981	29	1.52	0.93 - 2.48	#
ない	11,621	64,689	13	1.00			11,604	43,535	35	1.00		
決断力なく迷う												
いつも・時々	10,147	56,750	13	1.28	0.55 - 3.02		10,141	56,668	36	1.11	0.67 - 1.82	
ない	7,985	44,346	9	1.00			7,966	44,196	28	1.00		
役に立つ人間と思わない												
いつも・時々	6,707	37,357	9	1.36	0.57 - 3.22		6,702	37,291	24	1.15	0.69 - 1.92	
ない	11,247	62,807	12	1.00			11,227	62,646	37	1.00		
生活にはりと充実感がない												
いつも・時々	8,609	48,185	13	1.92	0.79 - 4.64		8,601	48,104	30	1.06	0.64 - 1.74	
ない	9,329	51,916	8	1.00			9,312	51,768	32	1.00		
今の生活自体に満足していない												
いつも・時々	9,530	53,417	12	1.34	0.56 - 3.19		9,522	53,306	40	1.72	1.02 - 2.89	*
ない	8,407	46,668	9	1.00			8,390	46,550	22	1.00		
ストレス12項目の合計(5分割)												
0～1	4,067	22,655	3	1.00			4,059	22,602	10	1.00		
2～3	3,389	18,851	6	2.46	0.61 - 9.87		3,385	18,813	12	1.51	0.65 - 3.50	
4～5	3,186	17,881	2	0.91	0.15 - 5.49		3,179	17,816	10	1.37	0.57 - 3.29	
6～7	2,862	16,093	4	2.12	0.47 - 9.52		2,861	16,064	14	2.18	0.96 - 4.92	#
8～12	3,978	22,178	6	2.30	0.57 - 9.29		3,976	22,153	14	1.59	0.70 - 3.60	

性・年齢調整　　#; p<0.1, *; p<0.05, **; p<0.01, ***' p<0.001

231

萎縮性胃炎の罹患率

—Serologic biopsyによる罹患率—

徳井教孝、西阪眞一、溝上哲也、宇戸口和子、吉村健清
（産業医科大学産業生態科学研究所臨床疫学）

【要旨】
血清ペプシノゲンⅠ、ペプシノゲンⅡの比を用いたserologic biopsyにより、萎縮性胃炎の罹患率を検討した。その結果、６０歳以上の高齢者において、男性は女性より萎縮性胃炎の罹患率が高い傾向がみられた。

【目的】
胃がんの危険因子を探る疫学研究において、胃がんの前がん病変と考えられる萎縮性胃炎の記述疫学データは重要である。しかし、萎縮性胃炎の罹患率を検討する場合、その病理学的診断が重要となるが、一般住民においてこのような検査を行うことは非常に困難である。現在、胃液に含有される蛋白分解酵素ペプシンの前駆体であるペプシノゲンの血中濃度を測定する、いわゆるserologic biopsyにより、この萎縮性胃炎を血清学的に診断することができるようになった。そこで、今回、この方法を用いた萎縮性胃炎の罹患率を検討したので、その結果を報告する。

【方法】
福岡県Ｏ町では、平成３年、４年にペプシノゲン検査を併用した胃がん検診を実施した。両年の検診を受診した４００名が今回の対象者である。胃がん検診の際に採血を行い、両年とも同一検査機関でペプシノゲンⅠ（以下ＰＧⅠ）、ペプシノゲンⅡ（以下ＰＧⅡ）を測定した。また、平成７年においても、検診受診者の採血を実施した（この時の血液は現在分析中）。今回、平成３年、４年の測定記録簿より利用できたＰＧⅠ／ＰＧⅡ比を用いて、この１年間の萎縮性胃炎の罹患率（対100人年）を推定した。萎縮性胃炎の定義として、比の値が3.0以下と2.0以下の２つの場合を設定した。そこで、萎縮性胃炎罹患者とは、前者の場合は平成３年の検査結果が3.0を超え、平成４年の検査結果が3.0以下の者、後者では平成３年の値が2.0を超え、平成４年の値が2.0以下の者である。罹患率は、性別、年齢別（39歳-59歳、60歳-84歳の２群）に求めた。

【結果】
表１、２には萎縮性胃炎の定義をＰＧⅠ／ＰＧⅡ比≦3.0以下とした場合の罹患率を示した。３９歳－５９歳では、男性は全体で２０名と少なく、罹患率は０であった。一方、女性では6.1を示した。６０歳－８４歳では、男性が8.3、女性が1.8と男性の方が高い傾向がみられた。次に表３、４に、萎縮性胃炎の定義をＰＧⅠ／ＰＧⅡ比≦2.0以下とした場合の罹患率を示した。３９歳－５９歳における男性は、比が3.0の時と同様に、罹患率は０であった。同じ年齢階級の女性の罹患率は4.3であった。６０歳－８４歳においては、男性の罹患率が9.9、女性の罹患率が4.2であり、男性の方が高い傾向がみられた。

【考察】
今回、検討した萎縮性胃炎の罹患率はserologic biopsyによるため、病理組織学的検査による罹患率とは異なる。そのため、このようなserologic biopsyによる追跡研究は、萎縮性胃炎に関連する胃がんがどのように経過して発生するのかという胃がんの自然史を解明することに役立つと考えられる。今回は１年間の短期の追跡結果であり、男性の方が女性より罹患率が高い傾向にあったが、４年後の平成７年の血清を分析中であり、この期間におけるＰＧⅠ、ＰＧⅡの値の変化を検討するとともに、今後、胃がん検診受診者の長期的なＰＧⅠ、ＰＧⅡの値の変化と胃がんの罹患との関連を検討していきたい。

表1．　1年間のPGⅠ／PGⅡ比の変化（カットオフ値＝3.0）（39歳－59歳）

	男		女	
	平成4年PGⅠ／PGⅡ比		平成4年PGⅠ／PGⅡ比	
	≦3	3＜	≦3	3＜
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 ≦3	11/13 (84.6)	2/13 (15.4)	75/83 (90.4)	8/83 (9.6)
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 3＜	0/7 (0.0)	7/7 (100.0)	4/66 (6.1)	62/66 (93.9)

表2．　1年間のPGⅠ／PGⅡ比の変化（カットオフ値＝3.0）（60歳－84歳）

	男		女	
	平成4年PGⅠ／PGⅡ比		平成4年PGⅠ／PGⅡ比	
	≦3	3＜	≦3	3＜
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 ≦3	56/65 (86.2)	9/65 (13.8)	65/75 (86.7)	10/75 (13.3)
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 3＜	3/36 (8.3)	33/36 (91.7)	1/55 (1.8)	54/55 (98.2)

表3．　1年間のPGⅠ／PGⅡ比の変化（カットオフ値＝2.0）（39歳－59歳）

	男		女	
	平成4年PGⅠ／PGⅡ比		平成4年PGⅠ／PGⅡ比	
	≦2	2＜	≦2	2＜
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 ≦2	3/5 (60.0)	2/5 (40.0)	20/32 (62.5)	12/32 (37.5)
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 2＜	0/15 (0.0)	15/15 (100.0)	5/117 (4.3)	112/117 (95.7)

表4．　1年間のPGⅠ／PGⅡ比の変化（カットオフ値＝2.0）（60歳－84歳）

	男		女	
	平成4年PGⅠ／PGⅡ比		平成4年PGⅠ／PGⅡ比	
	≦2	2＜	≦2	2＜
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 ≦2	22/30 (73.3)	8/30 (26.7)	23/34 (67.6)	11/34 (32.4)
平成3年 PGⅠ／PGⅡ比 2＜	7/71 (9.9)	64/71 (90.1)	4/96 (4.2)	92/96 (95.8)

232

Cancer Incidence among Native Chinese and Chinese Residing in Hong Kong, Singapore and the United States

Jianjun Zhang, Sadao Suzuki and Ryuichiro Sasaki
(Department of Public Health, Aichi Medical University)

ABSTRACT: The Incidence of 10 selected cancer sites were compared among native Chinese in Shanghai and Tianjin, Chinese in Hong Kong and Singapore, and Chinese-Americans and Americans in Los Angeles County. The cancer risk pattern among populations compared was markedly disparate. Our investigation indicated that a remarkable transition from a Chinese risk pattern to a western one has occurred in Chinese-Americans since they adopted western lifestyles.

PURPOSE: To clarify the differences in cancer risk pattern among native Chinese and Chinese in overseas settings and consequently to shed a new light on the etiology of cancer sites investigated. METHOD: The cancer incidence data used in this study were taken from Cancer Incidence in Five Continents (Vol.6). Rate ratios for age-standardized incidence rates by world population and 95% confidence intervals were calculated for each of the 6 populations, taking the rate in Shanghai as a ratio base. RESULT and DISCUSSION: The decline in rates of esophagus and stomach cancers and the increase in rates of colon, prostate and female breast cancers were observed in Chinese-Americans. A similar but less notable transition was also found in Chinese in Hong kong and Singapore. It may be reasonable to speculate that environmental factors, particularly westernized diet, are responsible for this transition in cancer risks. However, relatively little change in the rates of nasopharyngeal and liver cancers was observed in Chinese-Americans, suggesting that genetic and /or early exposure to some risk factors play a predominant role in the development of these two cancers. In particular, the higher risk of cervical cancer was noticed in Hong Kong, Singapore and Chinese-Americans, the three populations with close consanguinity. This intriguing but less documented finding needs further study.

Table 1 Age-standardized incidence rates (ASR), rate ratios (RR) and 95% confidence intervals (CI) for cancer by site among native Chinese of Shanghai and Tianjin, Chinese in Hong Kong and Singapore, and Chinese-Americans and Americans in Los Angeles County, 1983-1987.

		Shanghai		Tianjin		Hong Kong		Singapore		Chinese-Americans		Americans	
ICD-9	Site	ASR	RR	ASR	RR (95%CI)	ASR	RR (95%CI)	ASR	RR (95%CI)	ASR	RR (95%CI)	ASR	RR (95%CI)
						Male							
147	Nasopharynx	4.0	1.00	1.8	0.45 (0.27-0.75)	28.5	7.13 (5.50-9.25)	18.1	4.53 (3.88-5.27)	6.5	1.63 (0.98-2.68)	6.5	0.13 (0.10-0.18)
150	Esophagus	14.8	1.00	16.8	1.11 (1.04-1.19)	18.1	1.21 (1.14-1.28)	16.9	0.73 (0.68-0.81)	2.9	0.18 (0.15-0.23)	3.6	0.24 (0.22-0.26)
151	Stomach	51.7	1.00	33.4	0.65 (0.62-0.67)	22.1	0.43 (0.41-0.44)	24.7	0.47 (0.44-0.51)	13.0	0.25 (0.22-0.28)	7.4	0.14 (0.14-0.15)
153	Colon	8.2	1.00	4.2	0.48 (0.42-0.56)	21.7	2.38 (2.22-2.56)	20.2	2.28 (2.08-2.48)	23.1	2.51 (2.19-2.92)	27.4	2.98 (2.83-3.14)
155	Liver	20.8	1.00	23.6	1.77 (1.74-1.81)	28.2	1.28 (1.25-1.33)	23.8	0.88 (0.82-0.94)	14.8	0.48 (0.39-0.58)	2.2	0.08 (0.07-0.08)
162	Lung	58.9	1.00	44.5	0.64 (0.63-0.67)	78.7	1.48 (1.44-1.53)	68.7	1.32 (1.25-1.38)	42.6	0.80 (0.69-0.92)	56.4	1.06 (1.03-1.09)
185	Prostate	1.7	1.00	1.2	0.71 (0.58-0.86)	7.8	4.47 (3.82-5.23)	7.6	4.47 (3.47-5.76)	18.8	11.65 (9.83-22.26)	31.9	30.53 (28.52-32.68)
188	Bladder	6.8	1.00	6.4	0.94 (0.85-1.05)	16.1	2.37 (2.18-2.57)	7.4	1.09 (0.94-1.26)	8.9	1.32 (0.98-1.80)	16.9	2.65 (2.49-2.81)
	All sites but other skin	227.2	1.00	178.8	0.79 (0.77-0.80)	228.3	1.44 (1.42-1.47)	204.7	1.17 (1.14-1.20)	166.9	0.88 (0.82-0.95)	253.7	1.29 (1.26-1.31)
						Female							
147	Nasopharynx	1.9	1.00	0.9	0.32(0.25-0.42)	11.2	5.80(5.24-6.42)	7.4	3.88(3.19-4.70)	3.0	1.58(0.79-3.20)	0.3	0.18(0.13-0.25)
150	Esophagus	6.4	1.00	8.0	1.25 (1.13-1.38)	3.6	0.58 (0.50-0.68)	2.7	0.42 (0.37-0.48)	0.8	0.13 (0.08-0.18)	1.5	0.23 (0.21-0.27)
151	Stomach	21.9	1.00	12.4	0.57 (0.53-0.60)	11.2	0.51 (0.49-0.54)	15.0	0.71 (0.66-0.76)	7.9	0.36 (0.29-0.45)	3.3	0.15 (0.14-0.16)
153	Colon	8.7	1.00	4.2	0.48 (0.44-0.53)	16.7	1.92 (1.81-2.03)	16.1	2.06 (1.89-2.29)	15.3	1.76 (1.51-2.05)	20.7	2.38 (2.25-2.50)
155	Liver	10.7	1.00	8.7	0.81 (0.79-0.87)	8.8	0.90 (0.84-0.96)	7.0	0.65 (0.59-0.72)	4.8	0.43 (0.32-0.58)	0.9	0.08 (0.08-0.09)
162	Lung	18.1	1.00	23.2	1.28 (1.24-1.32)	22.8	1.26 (1.22-1.30)	21.8	1.21 (1.12-1.30)	10.2	1.01 (0.79-1.30)	22.1	1.77 (1.70-1.85)
174	Breast	21.2	1.00	21.8	1.01 (0.98-1.07)	32.3	1.52 (1.48-1.58)	21.8	1.49 (1.38-1.60)	48.7	2.30 (1.84-2.88)	86.5	4.17 (4.02-4.33)
180	Uterine cervix	4.3	1.00	8.9	2.07 (1.88-2.28)	18.2	4.47 (4.12-4.84)	17.5	4.07 (3.59-4.62)	12.3	2.86 (1.75-4.67)	7.2	1.67 (1.56-1.81)
188	Bladder	1.8	1.00	1.8	1.00	4.8	2.58 (2.21-3.00)	2.4	1.33 (1.08-1.65)	2.8	1.61 (0.81-3.20)	4.6	2.56 (2.21-2.96)
	All sites but other skin	148.4	1.00	144.5	0.98 (0.97-1.01)	228.7	1.51 (1.48-1.53)	185.6	1.27 (1.23-1.30)	178.7	1.23 (1.13-1.34)	273.6	1.87 (1.84-1.90)

* : All sites include ICD-9 140-158, 160-164, 170-172, 175, 183-194, 200-208 in male, and 140-158, 160-164, 170-172, 174, 179-184, 200-208 in female, respectively.
Other skin stands for other neoplasms of the skin (ICD-9 173) in contrast to melanoma of the skin (ICD-9 172).

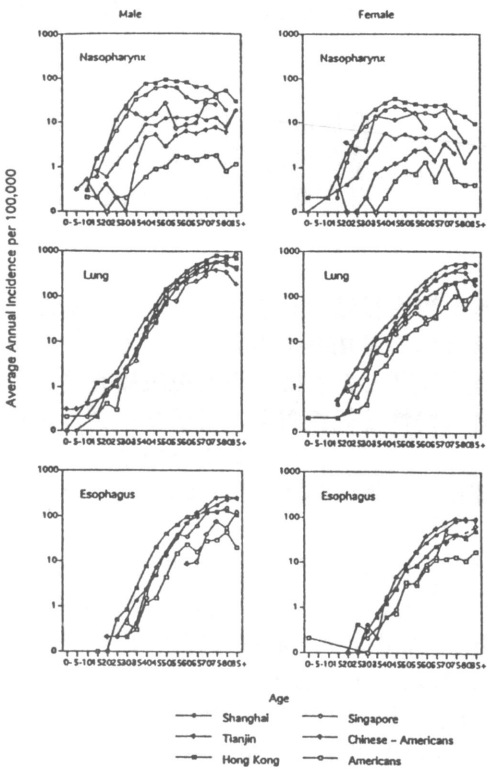


Fig.1 Age-specific incidence of cancers of nasopharynx, lung and esophagus among native Chinese of Shanghai and Tianjin, Chinese in Hong Kong and Singapore, and Chinese-Americans and Americans in Los Angeles County, 1983-1987.

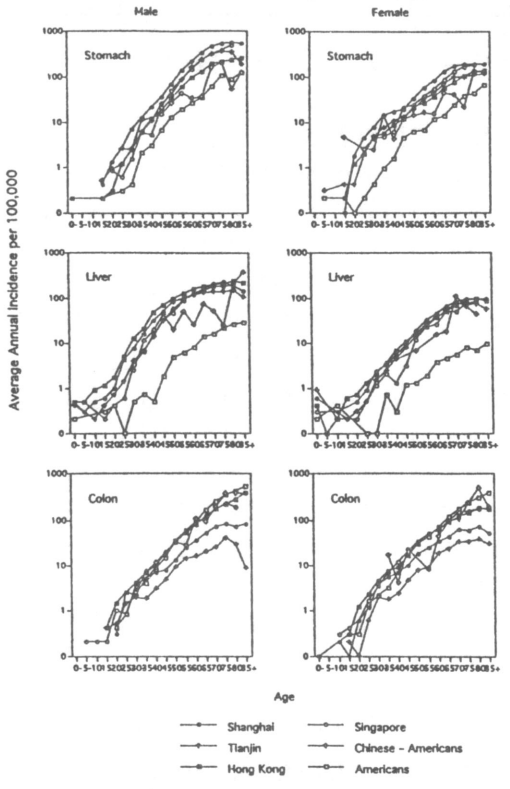


Fig.2 Age-specific incidence of cancers of stomach, liver and colon among native Chinese of Shanghai and Tianjin, Chinese in Hong Kong and Singapore, and Chinese-Americans and Americans in Los Angeles County, 1983-1987.

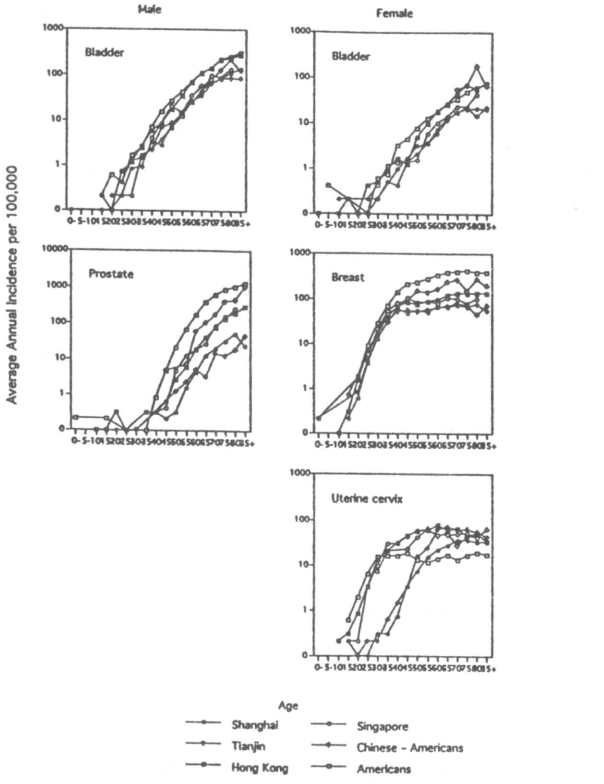


Fig.3 Age-specific incidence of cancers of bladder, prostate, breast and uterine cervix among Chinese of Shanghai and Tianjin, Chinese in Hong Kong and Singapore, and Chinese-Americans and Americans in Los Angeles County, 1983-1987.

233

がん化学予防介入試験参加者募集の１実例

浜島信之、井上真奈美、田島和雄（愛知県がんセ・研・疫学）、
富永祐民（愛知県がんセ・研）、小林世美（同・病院消化器内科）、
有吉寛（同・病院血液化学療法）

【要旨】胃内視鏡検査を受けた慢性萎縮性胃炎患者に対するカテキン投与介入試験において、研究への参加率を検討した。カテキン服用の適格性を決めるために行うペプシノーゲン検査を希望した者は、胃内視鏡検査受診者対で6.5%（男6.6%、女6.4%）、胃内視鏡検査正常者（慢性萎縮性胃炎、胃ポリープ、表層性胃炎を含む）対で 8.6%（男9.5%、女7.8%）であった。ペプシノーゲン検査の結果で適格例となった86人のうち、実際にカテキンの服用を開始した者は65人（75.6%）であった。

【目的】慢性萎縮性胃炎患者とその境界域にある受診者を対象にして、お茶のカテキンを用いたがん化学予防介入試験を行っている。この試験への参加者募集の方法を紹介すると共に、参加率について報告する。
【対象】愛知県がんセンター病院で胃内視鏡検査を受けた者で、服薬を要する疾患を持っておらず胃が切除されていない40歳以上70歳未満の男女。この基準に合致した参加希望者にペプシノーゲン（PG）検査を行い、PG1が70ng/ml以下でPG1/PG2が6以下の者に対しカテキンカプセル（EGCG50mg）を無料提供する。
【参加者募集の方法】外来胃内視鏡検査日である火曜日と木曜日の 8時30分から胃内視鏡検査の説明と注意のビデオ（約８分間）を見せ、その後に萎縮性胃炎の説明とEGCGの無料提供の説明のビデオ（約８分間）を見せる。疫学部職員が引き続き参加申込手続きについて説明を行う。これを午前中に更に２回繰り返し、予約時間の異なる受診者でも１度は説明が聞けるようにする。胃内視鏡検査終了後に参加を希望する者に外来診察室にて個別に面接を行い、適格性を確認した上でPG検査申込書に署名をもらい、PG1とPG2の検査を病院の検査室に依頼する。再来院時にまたは電話で検査結果を説明し、PG1とPG2/PG2が基準に合致するものに対し、服用の注意やエンドポイントがペプシノーゲン値の変化であること等を説明した後、介入研究参加の同意書を取る。
【結果および考察】平成2月21日から9月19日までの火曜日、木曜日で担当者の出張と重なった5日を除く52日に上記募集の説明を行った。この52日間に胃内視鏡検査を受けた外来患者は延べ2412人であった（表１）。男女の数はほぼ同じであり、40歳から69歳の受診者は全体の 76%であった。胃切除手術（胃がんおよび潰瘍のため）を既に受けていた者は全年齢で男17.2%、女10.5%あり、当日の内視鏡検査所見でがんおよび潰瘍（A_1,A_2,H_1,H_2の者、S_1,S_2は含まず）が診断されなかった40歳から69歳の受診者（表１の正常者）は男643人、女758人であった。このうち男12.4%、女17.8%に胃ポリープの記載があり、慢性萎縮性胃炎の記載は男29.9%、女26.5%であった。介入試験参加を希望し、参加資格を満足した者は男61人、女59人であった（表２）。胃内視鏡検査受診者に対する参加希望者の割合は男6.6%、女6.4%であり、表１の胃内視鏡検査正常者に対する割合は男で9.5%、女で8.6%であった。年齢別に見ると、50歳代で最も高くなっており、40歳代で最も低くなっていた。希望者の中にも循環器疾患や糖尿病で投薬治療を受けている者があったことから、希望しなかった胃内視鏡正常者の中にも治療を受けているために自らの判断で希望を表明しなかった受診者もかなり存在すると考えられる。従って、服薬を要する疾病を持たない者に対する参加者の割合は、ここで示した値よりも更に大きいものと想像される。
　ペプシノーゲン検査の結果、カテキン無料提供者の基準であるPG1<70ng/mlかつPG1/PG2<6の条件を満たす者は、男61人中37人（60.7%）、女59人中49人（83.1%）、男女合計で120人中86人（71.7%）であった。検査の結果を説明し、カテキンカプセルの服用を実際に開始した者は男28名、女37名であった。非服用者21人の非服用理由は他の薬剤服用中が後で判明した者 8人、考え直し拒否または来院せず12人、がんが診断された1名であった。カテキン服用者の中には、がんの既往者が 12人（乳がん7人、子宮がん2人、大腸がん2人、舌がん1人）あった。

表１　愛知県がんセンター病院における外来胃内視鏡検査受診者数（平成7年2月21日から同年9月19日*1）および胃内視鏡所見による診断名

		-39	40-49	50-59	60-69	70-	計
受診者	男	46	147	331	441	283	1248
	女	76	193	362	362	171	1164
	計	122	340	693	803	454	2412
男	正常者*2	27	111	235	297	188	858
	（受診者対%）	(58.7)	(75.1)	(71.0)	(67.4)	(66.4)	(68.8)
	胃切除者	9	16	51	85	54	215
	胃がん	1	12	23	25	21	82
	食道がん	0	0	2	8	5	15
	胃リンパ腫	0	0	0	0	4	4
	その他のがん*3	0	0	1	1	0	2
	潰瘍*4	8	8	19	25	11	71
女	正常者	73	161	305	292	130	961
	（受診者対%）	(96.1)	(83.4)	(84.3)	(80.7)	(76.0)	(82.6)
	胃切除者	2	20	39	36	25	122
	胃がん	0	3	5	14	8	30
	食道がん	0	0	0	2	0	2
	胃リンパ腫	0	0	0	4	3	7
	その他のがん	0	0	0	0	0	0
	潰瘍*4	1	9	13	14	5	42

*1 外来患者の胃内視鏡検査は週２回（火曜日と木曜日）。８月月の10回の検査日のうち５回は参加の募集を行わず

*2 胃内視鏡所見の正常者。胃ポリープ、表層性胃炎、萎縮性胃炎のある者を含む

*3 肺がん１例と下咽頭がん１例

*4 胃潰瘍、十二指腸潰瘍、食道潰瘍

表２　慢性萎縮性胃炎患者に対するＥＧＣＧ投与介入試験への参加申込者数とＥＧＣＧ提供対象者数およびＥＧＣＧ服用者数

	男				女				男女合計
	40-49	50-59	60-69	計	40-49	50-59	60-69	計	
参加申込者数	5	29	27	61	6	29	24	59	120
受診者対%	3.4%	8.8%	6.1%	6.6%	3.1%	8.0%	6.6%	6.4%	6.5%
正常者*1対%	4.5%	12.3%	9.1%	9.5%	3.7%	9.5%	8.2%	7.8%	8.6%
ペプシノーゲン検査の結果									
PG1≧70 OR 比*2>6	2	13	9	24	1	6	3	10	34
PG1<70 & 3<比<6	2	4	5	11	4	5	5	14	25
PG1<70 & 比<3	1	12	13	26	1	18	16	35	61
計	5	29	27	61	6	29	24	59	120
EGCG提供対象者	3	16	18	37	5	23	21	49	86
EGCG服用者	1	11	16	28	4	15	18	37	65

*1 表１の正常者の定義と同じ　　*2 比はPG1/PG2

234

肝がん患者におけるALDH2遺伝子型及び飲酒行動の複合影響の解析

○竹下達也、今吉正一郎、森本兼曩　（阪大、医、環境医学）
佐藤茂秋　（神大、医、衛生学）

【要旨】
過度の飲酒による健康破綻のうち、肝障害はその代表的なものである。本研究では、兵庫県某地域の初発肝がん患者を対象にRFLP法を用いたALDH2遺伝子多型の解析及び、アンケートによる飲酒行動の調査を行い、発症への影響を解析した。その結果、多量飲酒者は、肝がんのリスクを有意に高めることが示された。また、いずれのALDH2遺伝子型においても、多量飲酒者のリスクが高い傾向にあるが、その傾向はALDH2の1/2+2/2群に、より強くあらわれていた。

【目的】
過度のアルコール摂取によって起こる健康破綻は多く、飲酒行動を規定すると考えられる遺伝素因の解析は重要である。肝硬変をはじめとする肝障害はこれらのうちの代表的なものである。一方、日本人の約半数に見られるアルコール高感受性の原因として、アルデヒド脱水素酵素(ALDH2)変異の寄与は大きく、この変異が飲酒行動等ライフスタイルに及ぼす影響は大きいと考えられる。とくに、主要な代謝臓器である肝臓における飲酒後のアセトアルデヒド暴露量はALDH2の遺伝子型によって大きな差があると考えられ、肝障害への影響が懸念される。本研究ではある地域の医療機関を受診した肝がん患者のALDH2遺伝子型を決定し、同時に発症前の飲酒行動を調査し、双方を指標として肝がん発症への影響を解析した。

【対象と方法】
症例群は兵庫県某地域の医療機関において平成5年から6年にかけて新たに肝細胞がんと診断された男子とし、対照群は同様の地域に居住する、医療機関を受診した男子で、癌・肝疾患と診断されなかった者であり、症例群75人、対照群87人であった。これらの人に対し、検診時に自己記入式のアンケートを用いた、飲酒行動の情報を含む生活習慣質問調査を行った。飲酒行動に関

する質問は、飲酒習慣の有無、飲酒開始の年齢、一回の飲酒量、及び過去30年間にわたる飲酒歴である。又、同時にEDTA加血液5mlを得、末梢血白血球を採集してIsoQuick(Microprobe社)でDNAを抽出しRestriction Flagment Length Polymorphism(RFLP)による遺伝子型調査の際のPCRの鋳型とした。RFLPはPCRによってALDH2変異部分を含む約135塩基対部分を増幅し、増幅産物を制限酵素Ksp632Iで消化した。制限酵素処理したものを4%アガロースゲル電気泳動にかけ、エチジウムブロマイドで染色し、その泳動パターンの差を観察し、遺伝子型を決定した。得られた調査結果は統計解析用プログラムSPSSを用いて解析した。

【結果と考察】

男子の肝がん患者におけるALDH2遺伝子型頻度はALDH2-1/ALDH2-1(1/1)が54.7%、ALDH2-1/ALDH2-2(1/2)が42.7%,ALDH2-2/ALDH2-2(2/2)が2.7%であり、また、対照群ではそれぞれ54.0%,36.8%,9.2%であり、両者の間には有意な差は見られなかった。遺伝子頻度はALDH2-1が0.76、ALDH2-2が0.24であり、集団遺伝平衡からの偏りは見られなかった。30年間の1日平均飲酒量を指標として遺伝子型との関係を調べたところ、対照群では多量飲酒者が5割未満であったのに対し、症例群では6割を越え、有意な差が見られた。次に、ALDH2遺伝子型で層別化し、それぞれの層について飲酒量を患者対照群で比較したところ、有意な差は検出されなかったが、1/1の群においては症例の多量飲酒者が多くなる傾向が見られ、また、1/2および2/2においても同様の傾向が見られた。また、1/2および2/2群では1/1群に比べて多量飲酒による発症の相対危険度が増加する傾向が見られた。

以上のことは、肝がんの発症には飲酒量の影響が大きいことを示唆している。また、ALDH2遺伝子型によって、飲酒の影響の程度が異なる可能性も示唆されたが、この点はさらに例数を増やして検討する必要がある。

【謝辞】本研究にあたっては、兵庫県下の多数の医療機関のご協力を得ました。深謝いたします。

235

肺腺癌の分化度と薬物代謝関連酵素遺伝子多型の関連について

木原正博（神奈川がんセ・研・疫学）、野田和正（神奈川がんセ・呼）、木原雅子（横浜市大・医・公衛）

【要旨】薬物代謝第２相の酵素であるMuクラスのグルタチオン S-トランスフェラーゼ（GSTM1）の遺伝子欠損と肺腺癌のsusceptabilityとの関連に見られる文献間の食い違いの原因を検討するために、その関連を肺腺癌の分化度の観点から分析し、併せてチトクロームP4501A1(CYP1A1)の遺伝子多型との関連も分析した。その結果、GSTM1遺伝子欠損は高分化～中分化の腺癌と強い関連を有するが、低分化の腺癌との関連は認められず、文献間の差は一部分化度の交絡による可能性が示唆された。高/中分化の腺癌においてはCYP1A1遺伝子変異が存在する場合にGSTM1遺伝子欠損率が大きく、両遺伝子多型の相互作用の存在が示唆された。

【目的】肺腺癌と薬物代謝関連酵素(GSTM1、CYP1A1)の遺伝子多型との関連を分化度別に検討する。

【方法】対象：患者は、神奈川県立がんセンターで肺切除標本あるいは細胞診で診断された肺腺癌患者で、対照は神奈川県内の一般健康診断受診者で肺疾患を除外された者である（対象数は表参照）。遺伝子多型の検出法：CYP1A1およびGSTM1各遺伝子の多型をPCR法により分析した。DNAは被検者の末梢血白血球から抽出した。CYP1A1については、exon 7の3'下流にある変異部位をはさむ領域を増幅し、制限酵素MspＩ処理による切断の可否により、m1/m1、m1/m2（m2は変異対立遺伝子）、m2/m2の３つの遺伝子型を判定した（川尻ら、1991）。GSTM1については、exon4からexon5を含む部分の増幅の可否により、GSTM1遺伝子保有型(+)と欠損型(-)を判定したが、この際、陽性コントロールとしてHPRT（Hypoxanthine-guanine-phosphoribosyltransferase）の遺伝子を同時に増幅した（Comstock et al., 1990）。増幅されたPCR産物はゲル電気泳動後、紫外線で可視化して遺伝子型を判定した。喫煙指数：喫煙量は喫煙指数（Σ一日喫煙本数×喫煙年数）で評価した。

【結果】(1)肺腺癌分化度の診断年代別の分布（表1、1973年以来の256肺切除症例）

年代によって分化度の分布が異なり、最近の症例ほど低分化の腫瘍の割合が増加する傾向が認められた。

表1. 肺腺癌分化度の診断年代別分布

年＼分化度	高(%)	中(%)	低(%)	合計
1973-79	10(33)	18(60)	2(8)	30
1980-84	16(33)	23(48)	9(19)	48
1985-89	25(25)	58(58)	17(17)	100
1990-94	25(32)	34(44)	19(24)	78
合計	76(30)	133(52)	47(18)	256

(2)肺腺癌分化度の喫煙指数別分布（表2、1991年9月以来の72肺切除症例）

喫煙指数が高いほど低分化度の腫瘍が多い傾向があり、指数800以上では半数が低分化型であった。

表2. 肺腺癌分化度の喫煙指数別分布

喫煙指数	高(%)	中(%)	低(%)	合計
0	16(53)	10(33)	4(13)	30
1-399	3(3)	6(6)	1(10)	10
400-799	3(16)	11(58)	5(26)	19
800-	3(23)	3(23)	7(54)	13
合計	25(35)	30(42)	17(24)	72

表3. 肺腺癌分化度別のGSTM1及びCYP1A1遺伝子多型の分布

GENOTYPE		年齢<70				年齢≧70				対象群	
		現喫煙者 (M=52, F=10)		非喫煙者 (M=7, F=32)		現喫煙者 (M=8, F=3)		非喫煙者 (M=2, F=15)		現喫煙者 (M=185, F=14)	非喫煙者 (M=73, F=59)
GSTM1	CYP1A1	高+中	低	高+中	低	高+中	低	高+中	低		
+	all	5	20	14	4	3	2	5	4	105	66
-	all	19*	18	16	5	3	3	6	2	94	66
all	m1/m1	9	17	13	4	3	3	2	2	85	58
all	m1/m2	9	15	13	3	3	1	7	4	76	61
all	m2/m2	6	6	4	2	0	1	2	0	36	13

肺腺癌の分化度：高+中=高分化度+中分化度、低=低分化度　　*:対照より有意に高い

(3)肺腺癌分化度別のGSTM1及びCYP1A1遺伝子多型の分布（表3、1991年9月以来の肺切除あるいは細胞診の129症例、分析結果に差がないことから切除例と細胞診例を統合）

GSTM1遺伝子多型と分化度の関係においては、70才未満喫煙患者の高分化+中分化度の群でGSTM1欠損率が79.1%(19/24)と喫煙者対照(47.2%、94/199)より有意に高い欠損率が認められた(χ^2=8.7、p<0.01)が、低分化度の腫瘍、非喫煙者、70才以上の患者群などではその様な欠損率のexcessは認められなかった。CYP1A1遺伝子多型の単純分布は患者、対照間に差はなく、分化度別でも有意の違いは認められなかった

(4)GSTM1とCYP1A1遺伝子の複合多型と肺腺癌の関連

表4に70才未満の喫煙者の患者、対照（男+女）におけるGSTM1とCYP1A1遺伝子複合多型の分布を示した。高+中分化の肺腺癌群では、CYP1A1遺伝子にMspI変異がない場合(表中、m2-)は、患者、対照間にGSTM1遺伝子欠損率の差はないが、変異がある場合(m2+)は患者群に非常に高い欠損率(93.3%、χ^2=13.0、p<0.01)が認められた。低分化の腫瘍の場合はその様な関連は認められなかった。

表4. 複合多型の肺腺癌分化度別分布

GENOTYPE		患者		対照
GSTM1	CYP1A1	高+中	低	
+	m2-	4	9	41
-	m2-	5	8	44
+	m2+	1	13	64
-	m2+	14	10	50

【結論】(1)GSTM1遺伝子欠損と肺腺癌との関連は、腫瘍の分化度によって異なり、高分化+中分化の場合に強い関連が認められた。
(2)肺腺癌の分化度は喫煙本数や診断年などの影響を受けることから、文献間に見られるGSTM1遺伝子欠損と肺腺癌の関連の差異は対象となった患者の腫瘍の分化度の相違がその原因の一部である可能性がある。
(3)高～中分化の肺腺癌との関連においてGSTM1とCYP1A1の間に相互関係のあることが示唆された。
(4)喫煙との関連がむしろ弱いと考えられる高～中分化の肺腺癌でGSTM1やCYP1A1遺伝子多型との関連のあることは、分化度に関連の深い起源細胞の違いによって発癌メカニズムの相違を示唆する可能性があり興味深い。

236

肺がんのリスク要因：愛知県におけるコホート研究

嶽崎俊郎、井上真奈美、田島和雄（愛知県がんセ・研・疫学）、加藤育子（Dep. of Environmental Medicine, New York Univ. Med. Center）、富永祐民（愛知県がんセ・研）

【要旨】最近の都市部における肺がんの危険要因と防御要因を探る目的で愛知県に在住する一般住民(男9,606名、女10,321名)を対象にコホート研究を行った。ベースライン調査は1985年に行われ８年間の追跡で、男94名、女33名の肺がん罹患者が認められた。男では喫煙者で統計学的に有意に高い相対危険度(4.5)が、果実の頻回摂取者で低い値(0.4)が認められた。女では有意な結果は得られなかった。

【目的】最近の都市部における肺がんの危険要因と防御要因を探る目的でコホート研究を行った。

【方法】対象は愛知県都市部のＡ市に在住する40歳以上の一般住民で、1985年にベースライン調査が24,489名(有効回答率：87.9%)に行われた。今回は、このうち喫煙歴が不明な903名を除いた40－79歳の男9,616名と女10,321名を対象とし、死亡(死亡小票)、転居(住民票)、がん罹患(地域がん登録)について1985年10月から1993年９月までの８年間を追跡した。解析は人年法を用いたCoxの比例ハザードモデルで行い、相対危険度(RR)は適宜、年齢と喫煙で調整した。

【結果】８年間の追跡で904名の死亡、4,101名の転居、876名のがん罹患が認められ、そのうち肺がんは男94名、女33名であった。肺がん罹患者の年齢は男がより高齢に分布していた。喫煙歴では、男肺がん罹患者に現喫煙者が高率に認められたが、女ではほとんど差がなかった(Table 1)。喫煙歴の解析では男喫煙者で統計学的に有意に高いRR(4.5) が認められ、長い喫煙年数、多い喫煙本数、より若い喫煙開始年齢、煙を肺の奥まで吸い込む場合によりRRが高くなる傾向が認められた。女喫煙者では有意な値は認められなかった(Table 2)。また、女非喫煙者における受動喫煙でも、有意なRRの上昇は認められなかった(Table 3)。食物と緑茶、アルコール飲料の摂取では、男で牛乳摂取が中程度(1-4/週)に多い場合に高いRR(2.0)が、果実の頻回摂取で低いRR(0.4)が認められた(Table 4)。

【考察】1966～82年の平山による計画調査における男喫煙者の標準化死亡比は4.45と今回の結果4.5と近い値であり、最近のコホート研究でも同様に喫煙が男肺がんの重要な危険因子であった。女喫煙者では有意なRRの上昇は認められなかったが、組織型の違いなどが影響している可能性も考えられる。また、男では、果実の頻回摂取が肺がんの防御因子であることも示された。

Table 1. Distribution of lung cancer cases and the general population by age, sex and smoking status.

	Cases	(%)	Non-cases	(%)
Men				
40-49 yrs	6	(6.4)	3,656	(38.4)
50-59 yrs	16	(17.0)	3,025	(31.8)
60-69 yrs	34	(36.2)	1,793	(18.8)
70-79 yrs	38	(40.4)	1,048	(11.1)
Total	94	(100)	9,522	(100)
Never smokers	4	(4.3)	1,502	(15.8)
Current smokers	73	(77.7)	5,136	(53.9)
Ex-smokers	17	(18.1)	2,884	(30.3)
Women				
40-49 yrs	1	(3.0)	3,710	(36.1)
50-59 yrs	10	(30.3)	3,186	(31.0)
60-69 yrs	14	(42.4)	2,157	(21.0)
70-79 yrs	8	(24.2)	1,235	(12.0)
Total	33	(100)	10,288	(100)
Never smokers	26	(78.8)	8,408	(81.7)
Current smokers	5	(15.2)	1,384	(13.5)
Ex-smokers	2	(6.1)	496	(4.8)

Table 2. Age-adjusted Relative Risks (RRs) and 95% Confidence Intervals (CIs) for Lung Cancer According to Smoking Status.

	Men			Women		
	Events/p-ys[¶]	RR[§]	95% CI	Events/p-ys[¶]	RR[§]	95% CI
Smoking history						
Never	4/9926	1.0		26/58129	1.0	
Ex- and current	90/52641	4.5*	1.6-12.1	7/12707	1.3	0.6-2.9
Years of cig.smoking						
1-39	24/36508	4.3**	1.3-14.5	5/11207	1.2	0.5-3.1
40+	66/15482	4.9*	1.8-13.5	1/1183	0.9	0.1-7.1
No.of cig./day						
1-39	76/43544	4.3*	1.6-11.9	6/12011	1.2	0.5-2.8
40+	13/8676	5.5*	1.8-17.3	1/410	7.3	0.98-54.3
Age started smoking						
-19 yrs	23/14398	6.3*	2.1-18.5	0/648	-	
20-24 yrs	62/33028	4.7*	1.7-13.0	2/3119	1.9	0.4-7.9
25+ yrs	4/2546	2.4	0.6-9.6	4/7402	1.1	0.4-3.1
Inhalation						
No (pack-years≥40)	16/5549	4.5*	1.5-13.6	0/273	-	
Yes(pack-years≥40)	45/15273	6.4*	2.3-18.0	1/629	3.2	0.4-23.9
Since quitted smoking						
1-9 yrs	9/9537	2.5	0.8-8.3	1/1755	1.2	0.2-9.1
10+ yrs	6/7527	1.4	0.4-5.0	1/1141	1.7	0.2-12.3

[¶]P-ys: person-years. [§]Adjusted for age (continuous). *p<0.01. **p<0.05.

Table 3. Age-adjusted RR and 95% CI for Lung Cancer According to Passive Smoking among Female Never-smokers .

		Events/p-ys[¶]	RR[§]	95% CI
Passive smoking by husband	No	10/27284	1.0	
	Yes	8/20857	1.3	0.5-3.5

[¶]P-ys: person-years. [§]Adjusted for age (continuous).

Table 4. Age-adjusted RRs and 95% CIs for Lung Cancer According to dietary and beverage items.

		Men			Women		
		Events/p-ys[¶]	RR[§]	95% CI	Events/p-ys[¶]	RR[§]	95% CI
Meat	≤1-2/month	10/5257	1.0		3/6529	1.0	
	1-4/week	63/41812	1.0	0.5-1.9	22/45869	1.3	0.4-4.4
	everyday	13/12291	0.8	0.4-2.0	3/13364	0.7	0.1-4.0
Egg	≤1-2/month	8/4053	1.0		1/4477	1.0	
	1-4/week	50/33266	0.9	0.4-1.8	14/37884	2.4	0.3-18.4
	everyday	33/23095	0.7	0.3-1.5	10/25499	2.0	0.3-15.8
Milk	≤1-2/month	21/20754	1.0		9/19437	1.0	
	1-4/week	32/17358	2.0**	1.1-3.4	9/20728	1.0	0.4-2.5
	everyday	34/19726	1.3	0.7-2.2	11/24967	0.9	0.4-2.2
Green yellow vegetables	≤1-2/month	6/3510	1.0		1/1818	1.0	
	1-4/week	50/32054	0.8	0.3-1.9	17/31082	0.9	0.1-7.0
	everyday	36/25614	0.6	0.3-1.5	15/36231	0.9	0.1-7.0
Fruit	≤1-2/month	14/6328	1.0		1/2582	1.0	
	1-4/week	33/27905	0.4**	0.2-0.8	10/24271	1.2	0.2-9.8
	everyday	43/26328	0.4*	0.2-0.7	22/41879	1.2	0.2-9.3
Green tea	<1/day	9/6373	1.0		2/6467	1.0	
	1-4/day	45/33298	1.0	0.5-2.0	10/35380	1.0	0.2-4.4
	+5day	32/18425	1.0	0.5-2.1	18/25219	2.1	0.5-9.5
Alcohol	≤sometimes	50/30389	1.0		29/59785	1.0	
	everyday	41/31209	1.0	0.7-1.6	0/5732	-	
	≥2 go/day[a]	21/16806	1.2	0.7-2.0	0/1137	-	

[¶]P-ys: person-years. [§]Adjusted for age (continuous) and smoking. [a]One "go" equates to one "go" (180ml) of Japanese sake for any kinds of alcohol beverages among everyday drinkers. *p<0.01. **p<0.05.

237

子宮頚がんの閉経前後別危険・防御要因について

広瀬かおる・田島和雄・浜島信之・井上眞奈美・嶽崎俊郎・
黒石哲生（愛知県がんセ・研・疫学）・
徳留信寛（名市大・医・公衆衛生）

【要旨】子宮頚がんの危険・防御要因について閉経前後別に比較検討を行った。特に閉経前頚がんで喫煙は受動喫煙も含めて高いオッズ比が観察された。閉経後頚がんでは健康のための運動習慣や食事制限で有意に低いオッズ比が観察された。また、食習慣では牛乳・果物の毎日摂取、魚、豆腐、緑黄色野菜の頻回摂取が閉経前後両頚がんに予防的に作用することが示唆された。

【目的】子宮がんは国際的に減少傾向を示すがんのひとつであるが、子宮体がん／頚がんの比に注目してみると、その比は欧米諸国に比較しアジア諸国では非常に低く、頚がんが圧倒的に優位である。わが国においても頚がん罹患率は欧米諸国の約２倍を示し、未だ女性性器がんの主要なものである。また、年齢階級別死亡率の推移をみると、30歳から50歳未満の年齢層での減少傾向が著明である。そこで我が国における子宮頚がん予防対策に資することを目的として、子宮頚がんの危険・防御要因を閉経前後で比較するための症例・対照研究を行った。

【対象および方法】愛知県がんセンター病院では1988年より全新来患者に対して、食習慣などの生活様式に関する自記式質問調査（回答不備に対する直接面接調査の併用）を行っている。今回は1988年から1993年に来院し、当該調査票が回収された子宮頚がん患者459例を症例、がんの既往歴のない全非がん女患者22,329例を対照群とした(表１)。なお、手術など人工的に閉経となった患者は今回の解析からは除外した。症例・対照群を閉経前後に群別し、それぞれの群について、各要因のオッズ比を年齢と受診年を調整して算出した。ただし、今回は閉経前頚がんと閉経後に発生したものとを比較するために、初診時に閉経後５年未満のものは除外した。オッズ比の計算は SAS の LOGISTIC プロシジャーによった。

【結果】身体的特性では体重が49～56kgの閉経後女性で最も低いオッズ比が観察され、 Body Mass Index (BMI)でみてみると、閉経前後両者でBMIが20より大きい群で低いオッズ比が認められた。結婚歴では閉経前後両頚がんともに未婚女性で低いオッズ比、初産年齢では閉経前頚がんで24歳以上の初産で低いオッズ比が観察されたが、閉経後頚がんではそのオッズ比は逆に１より大きかった（表２）。また、閉経前頚がんでは授乳経験のある群で、閉経後頚がんでは20代頃の生理が不規則な群で、それぞれ統計学的に有意に低いオッズ比が観察された。喫煙は閉経前後両頚がんでそのオッズ比が１より大きかったが、閉経前頚がんの方が2.19とオッズ比がより大きく、さらに配偶者の喫煙の影響も認められた。飲酒習慣は週４回以上の飲酒習慣のある群で閉経前頚がんのオッズ比は1.77と統計学的に有意に高く、一方閉経後では0.81と低いオッズ比であった。生活習慣としては健康のための運動と食事制限の閉経後頚がんに対するオッズ比はそれぞれ0.36、0.56と有意に低かった。食習慣としては牛乳と果物の毎日摂取の閉経前後両頚がんにおいて有意に低いオッズ比が観察された(表３)。主な食品項目では豆腐、緑葉野菜、にんじん、鶏卵、鶏肉、ハム・ソーセージの頻回摂取が閉経前頚がんで、魚の頻回摂取が閉経後頚がんでそれぞれ低いオッズ比であった(表４)。

表１　症例群・対照群の年齢および閉経状態の分布

年齢	閉経状態		計
	閉経前	自然閉経[a)]	
＜症例群＞			
20 - 29	21(7.5)	0(0.0)	21(4.6)
30 - 39	95(34.1)	0(0.0)	95(20.7)
40 - 49	148(53.1)	1(0.6)	149(32.5)
50 - 59	15(5.4)	43(23.9)	58(12.6)
60 - 69	0(0.0)	74(41.1)	74(16.1)
70 - 79	0(0.0)	54(30.0)	54(11.8)
80 +	0(0.0)	8(4.4)	8(1.7)
合　計	279(100.0)	180(100.0)	459(100.0)
＜対照群＞			
20 - 29	2,518(14.4)	0(0.0)	2,518(11.3)
30 - 39	5,130(29.4)	0(0.0)	5,130(23.0)
40 - 49	8,522(48.9)	42(0.9)	8,564(38.4)
50 - 59	1,274(7.3)	1,680(34.4)	2,954(13.2)
60 - 69	0(0.0)	2,371(48.5)	2,371(10.6)
70 - 79	0(0.0)	725(14.8)	725(3.2)
80 +	0(0.0)	67(1.4)	67(0.3)
合　計	17,444(100.0)	4,885(100.0)	22,329(100.0)

（　）内は％を示す。
a) 初診時が閉経後５年未満の者は除外した。

【考察】調査票の記入はすべて診断前にされており、診療情報によるバイアスは少なかったものと考えられる。なお、対照群は愛知県がんセンター病院の新来患者であるが、喫煙率などの指標を使った一般集団との比較においても大差はなかった。また、individual matching により対照数を減らし検出力を下げることを回避するため、本研究においては全非がん患者を対照群として解析を行った。

閉経前後両頚がんにおいて果物や緑黄色野菜の頻回摂取で低いオッズ比が観察され、ビタミンやβ-カロチンなどによる頚がんの発病抑制の可能性が示唆された。これらの食品摂取の影響は閉経前女性で著明であった。また、牛乳の毎日摂取が閉経前後両頚がんで予防因子として作用していた。閉経前頚がんについては喫煙、飲酒習慣の影響を受けており、その予防を考える観点から重要である。一方、閉経後頚がんでは健康のための運動習慣や食事制限で低いオッズ比が観察され、閉経後頚がんの予防的介入を考えるうえで興味深い結果と考えられる。

表2　体型と女性の健康に関する項目の年齢・受診年調整ｵｯｽﾞ比と対照群の比較カテゴリーの頻度(%)

項目	閉経前		閉経後[a]	
	ｵｯｽﾞ比	(%)	ｵｯｽﾞ比	(%)
身長(cm)				
≦150	1.00	16.0%	1.00	47.7%
151-158	1.20	54.7	0.83	44.0
159＋	1.51	29.4	1.41	8.3
体重(kg)				
≦48	1.00	31.9	1.00	36.2
49-56	1.01	45.4	0.62*	40.3
57＋	1.10	22.7	0.82	23.5
ＢＭＩ[b]				
≦20.0	1.00	31.3	1.00	20.9
20.1-26.4	0.84	64.1	0.62*	69.9
26.5＋	0.61	4.6	0.81	9.2
結婚歴				
既婚	1.00	87.3	1.00	96.7
未婚	0.33**	12.7	0.60	3.3
初潮年齢				
≦13	1.00	59.5	1.00	21.9
14-15	1.11	36.1	1.47	41.2
16＋	0.92	4.5	1.23	36.9
20代頃の生理				
規則的	1.00	87.8	1.00	92.8
不規則	0.95	12.2	0.18*	7.2
出産経験				
なし	1.00	20.4	1.00	11.6
あり	1.07	79.6	1.63	88.5
初産年齢				
≦23	1.00	26.1	1.00	37.1
24-26	0.54**	45.6	1.23	35.6
27＋	0.55**	28.3	1.26	27.3
出産数				
0	1.00	20.4	1.00	11.6
1	1.06	13.2	2.22*	12.3
2	1.06	47.5	1.38	39.9
3＋	1.10	18.9	1.68	36.2
平均授乳期間（月）				
0	1.00	13.3	1.00	8.2
1-5	0.67*	33.3	0.70	12.4
6-11	0.54**	27.7	0.97	18.7
12＋	0.61*	25.8	1.27	60.7

閉経前：症例群 n = 279、対照群 n =17,444
閉経後：症例群 n = 180、対照群 n = 4,885
a)初診時が閉経後５年未満の者は除外した。
b)体重(kg)/（身長(m)）^{2} 。*p<0.05, ** p<0.01

表3　嗜好・生活習慣に関する項目の年齢・受診年調整ｵｯｽﾞ比と対照群の比較カテゴリーの頻度(%)

項　目（比較カテゴリー）	閉経前		閉経後[a]	
	ｵｯｽﾞ比	(%)	ｵｯｽﾞ比	(%)
喫煙(Yes/No)	2.19**	15.9%	1.59*	9.4%
受動喫煙(Yes/No)	1.57**	53.1	0.98	36.1
飲酒(Yes/No)	1.77**	12.6	0.81	6.3
睡眠時間(≧6時間/未満)	0.94	94.3	1.01	87.9
運動(月3回以上/以下)	0.92	19.8	0.36**	24.1
塩辛い味(好/嫌)	1.13	61.9	1.07	58.1
油濃い味(好/嫌)	0.93	50.9	0.73*	42.4
朝食(ご飯のみ/他)	0.94	37.3	1.09	54.7
ご飯(≧1日3杯/未満)	0.95	38.6	1.07	46.9
味噌汁（毎日/以下)	0.91	57.6	1.06	63.3
牛乳(毎日/以下)	0.78*	42.2	0.60**	54.9
生野菜(毎日/以下)	0.91	37.1	0.93	43.7
果物(毎日/以下)	0.75*	40.1	0.67*	61.5
ﾃﾞｻﾞｰﾄ(毎日/以下)	0.85	17.6	1.14	21.8
食事制限(Yes/No)[b]	0.69	15.0	0.56**	33.1

a)初診時が閉経後５年未満の者は除外した。
b)病気のための食事制限は除く。
* p<0.05, ** p<0.01

表4　１０食品項目の年齢・受診年調整ｵｯｽﾞ比と対照群の比較カテゴリーの頻度(%)

項　目（比較カテゴリー）	閉経前		閉経後[a]	
	ｵｯｽﾞ比	(%)	ｵｯｽﾞ比	(%)
魚肉(≧週3/以下)	0.82	27.6%	0.59**	41.6%
豆腐(≧週3/以下)	0.71**	42.8	0.79	53.5
緑葉野菜(≧週3/以下)	0.58**	55.0	0.80	60.3
にんじん(≧週3/以下)	0.62**	49.3	0.81	49.7
いも類(≧週3/以下)	0.79	37.4	0.91	41.3
鶏卵(≧週3/以下)	0.77*	73.4	0.90	65.4
鶏肉(≧週1/以下)	0.70**	75.9	0.97	69.8
牛肉(≧週1/以下)	0.91	61.6	1.01	46.0
豚肉(≧週1/以下)	0.82	73.9	0.93	48.8
ﾊﾑ､ｿｰｾｰｼﾞ(≧週1/以下)	0.77*	58.5	1.13	32.2

*　p<0.05, ** p<0.01
a)　初診時が閉経後５年未満の者は除外した。

238

Ovarian cancer mortality, dietary fats and dairy carbohydrate: an international ecological study

Satoshi Sasaki*,, Jozef V. Joossens**, and Hugo Kesteloot****

* Department of Public Health, Nagoya City University Medical School, Nagoya, Japan, ** Department of Epidemiology, University of Leuven, Leuven, Belgium.

[Summary] The relationship between ovarian cancer mortality and consumption levels of dairy and non-dairy saturated fatty acids and dairy carbohydrate was examined with the data of country-basis. The consumption levels of total, dairy, and non-dairy saturated fatty acid, but not of dairy carbohydrate, significantly correlated with the mortality in multiple regression models.

[Purpose] Excessive intakes of saturated fatty acid (SFA) and/or galactose have been suggested as risk factors of ovarian cancer from some epidemiologic studies. But the results are not consistent. We therefore examined the relationship between ovarian cancer mortality rates age-standardized for 55-74 years for the periods 1980-1991, and SFA and dairy carbohydrate (as an indicator of galactose) consumption levels per country.

[Methods] Mortality rates were obtained mainly from WHO mortality statistics annual. Dietary data were obtained from two data sources: one from FAO food balance sheets for the period 1979-1981 (n=32) and the other from aggregated dietary survey data (n=22) for the period 1976-1989. The value of the data was previously examined and concluded reliable enough for epidemiologic studies.

[Results] In univariate correlation analysis, total SFA (r=0.72-0.84), non-dairy SFA (r=0.77), dairy SFA (r=0.63), and dairy carbohydrate (r=0.64) correlated significantly and positively with ovarian cancer mortality ($p<0.001$). However, in multiple regression analysis (**Table 1**) both non-dairy and dairy SFA, but not dairy carbohydrate, showed significant positive relationships with ovarian cancer mortality rates ($p<0.01$-0.001). SFA cnsumption levels both obtained from survey data and from FAO showed a significantly positive relationship with ovarian cancer mortality rates both in univariate and multiple regression analysis with dairy CHO consumption levels (**Table 2**). Neither monounsaturated fatty acid nor polyunsaturated fatty acid correlated significantly with ovarian cancer mortality rates in both types of analysis. Our study suggests SFA as a possible risk factor of ovarian cancer rather than galactose.

Table 1. Multiple regression analysis of mean ovarian cancer mortlaity rates age-adjusted for 55-64 years for the period between 1980 and 1991 (/1,000,000 persons/year) with non-dairy and dairy SFA and dairy CHO consumption levels (%E) obtained from FAO data (n=32)

Model	Intercept	Partial regression coefficient (p-value)			R^2
		Non-dairy SFA	dairy SFA	Dairy CHO	
1	- 6.2	22.1 (<0.001)	NI	29.9 (0.062)	0.64
2	- 33.1	22.4 (<0.001)	30.5 (<0.002)	NI	0.71
3	- 6.2	22.9 (<0.001)	32.2 (<0.002)	- 4.0 (0.83)	0.71

Abbreviations : R^2, determination coefficient; NI, not included in the model.

Table 2. Multiple regression analysis of mean ovarian cancer mortlaity rates age-adjusted for 55-64 years for the period between 1980 and 1991 (/1,000,000 persons/year) with SFA and dairy CHO consumption levels (%E)

Model*	Intercept	Partial regression coefficient (p-value)		R^2
		SFA	Dairy CHO	
1 (n=22)	4.1	17.7 (<0.01)	12.2 (0.54)	0.52
2 (n=32)	- 34.5	24.0 (<0.0001)	2.4 (0.89)	0.71

* Model 1: SFA obtained from survey data and dairy CHO obtained from FAO data,
Model 2: SFA and dairy CHO obtained from FAO data.
Abbreviation : R^2, determination coefficient.

239

潜在癌の定義と剖検輯報記載事項の解釈に関するアンケート調査集計結果

黒沢　美智子、菊地正悟、稲葉　裕（順天堂大・医・衛生）
馬場謙介（国立埼玉病院臨床研究部）、久道　茂（東北大・医・公衆衛生）

【要旨】「潜在癌」の定義と剖検輯報の記載事項の解釈に関して、１９９３年８月に全国の医科大学、大学医学部、全国がんセンター協議会参加施設の病理学教室、病理学講座、病理部に、アンケート調査を行い５０％の回収率で回答を得た。その集計結果から、「潜在癌」の定義と剖検輯報の記載事項から死亡前に正診されていない癌を分類するための集計方法を述べる。

【目的】検診が普及するほどその癌の罹患率が上昇することの原因として、死亡原因とならない癌の存在が考えられる。死亡原因とならない癌には、一度検診において検出可能となってから何らかの原因で消退してしまう癌と、成長の速度が比較的遅いためにその個体が他の原因で死亡することになる癌の２つが理論的に考えられる。これまで仮に、後者を「潜在癌」と呼んで、病理剖検輯報を用いた検討を行っていたが、「潜在癌」の定義と剖検輯報の記載事項の解釈に関してアンケート調査を行った。この結果をもとに、罹患率上昇の推定をするためのデータを剖検輯報から得るための、死亡前に正診されていない癌の分類と集計方法を考えた。

【方法】１９９３年８月に、全国の医科大学、大学医学部、全国がんセンター協議会参加施設の病理学教室、病理学講座、病理部に、アンケートを郵送して同９月に回収した。

質問は計１４項目で、そのうち潜在癌の定義についての質問は１項目、剖検輯報の解釈に関する質問は１３項目である。

回答は、ａ）賛成 もしくは ｂ）問題ありとし、ｂ）は同時にコメントを求めるという方式で行った。集計は、様々なコメントを意訳的に同一のカテゴリーに集約するという方法で行った。なお問題ありの記入があってコメントのない回答と、設問の意味が不明という回答は集計から省略した。

【結果及び考察】送付数は ２１０ で、回収数は １０３（回答の全くないものを除く）、回収率は ５０％ であった。

「１．潜在癌の定義について、1)死亡時に病理学的に癌が存在する。2)その癌以外の原因で死亡した。3)その癌の臨床診断は死亡時までにはなされていなかった。の３つの条件を満たす場合、この癌を潜在癌と定義することについて」

・賛成である　５５
（コメントとして、死因が事故の場合をどう考えるか？再掲）　１
・ﾗﾃﾝﾄ癌とｵｶﾙﾄ癌の区別が必要　１４
・死因の決定が難しい　３
・どの程度癌の検索をしたのかが問題　１３
・臨床症状がないということを定義に含めるべき　１９

という結果であった。

当初、潜在癌の定義については、死亡前に正診されていない癌（過剰診断例を除く）を以下の３つに分類した場合、②を考えていた。

①臨床症状がある癌、および転移巣だけが確認されている場合を含めて病変の存在は確認されているが質的診断が正しくなされていない癌。

②臨床症状がなく、転移巣も原発巣も確認されていないが、その癌に対する通常の検索（大腸癌に対する大腸ファイバーもしくは注腸検査など）が行われていれば発見されていたはずの癌。

③臨床症状がなく、その癌に対する通常の検索が行われたが発見されなかった、もしくは検索が行われていたとしても発見が期待されない癌。

しかし、今回のアンケートの結果から、③を潜在癌とする定義も用いられていることが明らかとなった。そこで、潜在癌あるいは潜伏癌という用語を用いずに、別の用語を用いることとした。この分類では、①は通常、臨床的に治療の対象となる癌で、②は検診が対象とすべき癌、③は臨床の場での検査や検診を行ったとしても見逃される癌ということになる。ここでは一応、①を「（死亡前に正診されていない）臨床癌」、②を「（死亡前に正診されていない）検診癌」、③を「不顕性癌」と呼ぶこととする。臨床の場や検診において、検索が高率になされた場合の罹患率上昇の推定に必要なのは、この①②③の区別である。

剖検輯報の記載の解釈についての１３の質問項目の回答をまとめると、剖検輯報の記載事項から、死亡前に正診されていない癌は以下のように５つに分類される。
（大腸癌を例にとると）
（Ａ）「他部位の癌」もしくは「原発不明の癌」として臨床診断されていて、剖検で大腸癌であった例、もしくは臨床診断がなく、大腸癌とそれによる腫瘍塞栓、癌性胸膜炎、癌性腹膜炎、腫瘍性髄膜炎などの記載が剖検診断にある例と臨床診断が「腸閉塞」で、剖検で大腸癌であった例（質的過小診断例）。
（Ｂ）Ａ以外で大腸癌の臨床診断がないもののうち、剖検で大腸癌があり、転移に関する記載がないか、転移ありと記載されている例でＤを除くもの。（存在の過小診断例、転移あり。）
（Ｃ）Ａ以外で大腸癌の臨床診断がないもののうち、剖検で大腸癌があり、転移なしと記載されている例でＤを除くもの。（存在の過小診断例、転移なし。）
（Ｄ）Ａ以外で大腸癌の臨床診断かないもののうち、「潜在癌」、「潜伏癌」、「不顕性癌」の記載が剖検診断にあるもの。（不顕性癌。
（Ｅ）大腸癌の臨床診断があるが剖検診断のない例（過剰診断例）。
の５つに分類できる。このうち、Ａが臨床癌であることはいうまでもない。しかし、上記の定義からは、Ｂ，Ｃが臨床癌、検診癌のいずれであるのか判定することは不可能であることが今回のアンケートから明かとなった。
そこで、剖検輯報から死亡前に正診されていない癌のデータをとる場合、以下のようにすることとした。

１．過去にある癌について治療（手術、放射線療法など）が実施されていると記載されている場合は、その癌が死亡前に正診されているものと解釈する。

２．臨床診断に多重癌と記載があり、部位が明記されていない場合は、剖検診断に明記された癌がすべて死亡前に正診されているものと解釈する。

３．臨床診断に癌性胸膜炎、癌性腹膜炎、転移性○癌などの記載があって、原発巣の記載がない場合は、剖検診断に記載された癌は死亡前に正診されていない臨床癌であると解釈する（上記　Ａ）。

４．臨床診断に原発不明癌という記載のある場合、剖検診断に記載された癌は死亡前に正診されていない臨床癌であると解釈する（上記　Ａ）。

５．悪性病変として臨床診断されているが、原発部位の診断が剖検診断と異なる場合（膵癌の臨床診断で、剖検診断は胃癌である場合、転移性肺癌の臨床診断で剖検診断は原発性肺癌である場合など）は死亡前に正診されていない臨床癌であると解釈する（上記　Ａ）。

６．剖検診断された癌が良性病変として臨床診断されている場合（肺膿瘍の臨床診断で、剖検診断は原発性肺癌である場合など）は死亡前に正診されていない臨床癌であると解釈する（上記　Ａ）。

７．剖検診断に腫瘍塞栓、癌性胸膜炎、癌性腹膜炎、腫瘍性髄膜炎などの記載がある場合はその原発癌は臨床癌であるとする（上記　Ａ）。

８．「潜在癌」、「潜伏癌」、「不顕性癌」の記載が剖検診断にあって、上記３，４，５，６，７のいずれにも該当せず、臨床診断に記載がない場合は、不顕性癌であると解釈する（上記　Ｄ）。

９．剖検診断に記載された癌で、臨床診断に記載がなく、上記３，４，５，６，７，８のいずれにも該当しない癌は、転移ナシという記載のある場合とそれ以外を分けて、臨床癌か検診癌か判別のつかない癌と解釈する（それぞれ上記ＢとＣ）。

10．以上とは別に、臨床診断があるが剖検診断のない、過剰診断の癌についても剖検輯報から集計可能であるので集計する（上記Ｅ）。
このように集計すると、臨床の場で、ある癌の検索が現在より高頻度に実施された場合、（Ａ－Ｅ）と（Ａ＋Ｂ＋Ｃ－Ｅ）の間の数だけ、実際は（Ａ＋Ｂ－Ｅ）に近い数だけその癌の罹患数は増加すると考えられる。
剖検輯報のデータを用いての分析は、剖検例の分布が偏っている可能性があるので一般化には若干問題があるが、臨床の場や検診による検索がより高頻度になされた場合の罹患率上昇のひとつの予測にはなり得ると考える。

【謝辞】本研究は厚生省がん研究助成金による諸臓器がんの集団検診の間に存する共通の問題点に関する研究（代表　久道　茂）の補助を得て行った。

240

検診対象癌における死亡前正診のない癌の頻度

菊地正悟*、黒澤美智子*、馬場謙介#、稲葉　裕*
(*:順天堂大学医学部衛生学、#:国立埼玉病院臨床研究部)

【要旨】病理剖検輯報をデータ・ベース化したものを用いて、胃癌、大腸癌、子宮癌、乳癌について、死亡前に正診されていない癌の頻度を求めた。全年齢（40-69歳）の過小診断の剖検診断に対する割合は、大腸癌 26.6%(20.0%)、胃癌 16.8%(11.5%)、子宮癌 11.1%(5.9%)、乳癌 2.9%(1.2%)であり、検査の困難な部位の癌ほど、死亡前正診がなされていなかった。

【目的】癌検診の受診率が上昇するほど罹患率が高くなる現象が認められている。この理由の一つとして、死亡原因とならない癌の存在が考えられる。死亡原因とならない癌には、一度検診において検出可能となってから何らかの原因で消退してしまう癌と、成長の速度が比較的遅いためにその個体が他の原因で死亡することになる癌の２つが理論的に考えられる。後者については臨床診断と剖検診断を比較することによって検討が可能である。これを「死亡前正診のない癌」と定義して、病理剖検輯報によって胃癌、大腸癌、女性の乳癌、子宮癌について検討した。

【方法】平成元年剖検分の剖検輯報の印刷原稿をデータ・ベース化したものを用いて、臨床診断もしくは剖検診断に対象とする癌の診断の記載（疑いを含む）のある症例を抽出して出力した。このデータについて、A（正診例）臨床診断も剖検診断もあるもの，B（過剰診断例）臨床診断があるが剖検診断のないもの，C（過小診断例）臨床診断がないが剖検診断のあるもの、に分類してその性年齢分布を求めた。Cはさらに１（質的過小診断）「他部位の癌」、「原発不明の癌」もしくは「転移性癌」、あるいは対象部位の良性疾患として臨床診断されていたもので、剖検診断があるものと、２（存在の過小診断）それ以外に分類し、存在の過小診断のうち転移なしという記載のあるもの（表のD）の性年齢（年齢は10-39、40-69、70以上の３区分）分布を求めた。

【結果と考察】表に結果を示す。全年齢（40-69歳）の剖検診断数に対する割合をみると、過剰診断例は乳癌で 0.6%(0.5%)であった他は 2.0-2.4%（胃癌 1.7%、大腸癌 1.3%、子宮癌 3.1%）であった。過小診断の頻度は大腸癌、胃癌、子宮癌、乳癌の順であった。年齢別にみると、大腸癌と乳癌では年齢に従って、過小診断の割合は増加していたが、胃癌と子宮癌では、40-69歳が最も低いＶ字型であった。

癌検診の普及や、臨床の場において癌を検索する頻度の上昇があると、統計上の肺がんの頻度は、過剰診断例と正診例の和から、剖検診断例数（過小診断例と正診例の和）に近づいていくはずであるので、全年齢（40-69歳）で現在よりも胃癌 15.5%(10.9%)、大腸癌 32.6%(23.1%)、子宮癌 9.7%(2.9%)、乳癌 2.3%(0.8%）の増加が予想される。

過小診断のうち、病変や癌の存在が臨床的に認識されず、転移なしと記載されている癌（D）は、癌検診を実施せずに、有症例や原発不明癌の検索が理想的に行われた場合に、なお診断されない癌であり、その大部分は、死亡時点で症状を起こさず、個体に対して悪影響を与えていないと考えられる。こうした癌の頻度は、全年齢（40-69歳）で、大腸癌 14.9%(10.8%)、胃癌 7.6%(4.6%)、子宮癌 6.3%(2.8%)、乳癌　2.1%(1.0%)であった。

現在分析中の肺癌については、学会当日に結果を報告する予定である。

【謝辞】本研究の一部は厚生省がん研究助成金による「各種がん検診の共通問題に関する研究」（代表　久道　茂）の補助を得て行った。

【文献】K.Baba and S.Aizawa. NATIONWIDE AUTOPSY REGISTRATION OVER 30 YEARS: Autopsy in Epidemiology and Medical Research. Lyon. International Agency for Research on Cancer. p235-244.1991.

表　胃癌、大腸癌、子宮癌、女性の乳がんの剖検診断例、正診例、過剰診断例、過小診断例、存在の過小診断で転移なしの記載のある例の性年齢分布.

診断	年齢	胃癌 男	胃癌 女	胃癌 計	大腸癌 男	大腸癌 女	大腸癌 計	子宮癌 頸癌	子宮癌 体癌	子宮癌 計＊	乳癌 女
Z剖検診断例（全剖検例に対する%）	10－39	35	49	84	19	26	45	13	5	20	29
	(%)	3.1	6.6	4.5	1.7	3.5	2.4	1.8	0.7	2.5	3.9
	40－69	1219	465	1684	545	319	864	209	82	320	402
	(%)	10.1	7.4	9.1	4.5	5.1	4.7	3.3	1.3	5.1	6.4
	70－	1151	505	1656	562	359	921	135	41	201	93
	(%)	12.4	8.2	10.8	6.1	5.4	6.0	2.2	0.7	3.3	1.5
	計	2405	1019	3424	1126	704	1830	357	128	541	524
	(%)	10.7	7.7	9.6	5.0	5.4	5.1	2.7	1.0	4.1	4.0
A正診例（剖検診断例に対するZ）	10－39	29	39	68	17	24	41	12	3	17	29
	(%)	82.9	79.6	81.0	89.5	92.3	91.1	92.3	60.0	85.0	100
	40－69	1079	412	1491	428	263	691	201	72	301	397
	(%)	88.5	88.6	88.5	78.5	82.4	80.0	96.2	87.8	94.1	98.8
	70－	922	401	1323	376	235	611	111	29	163	83
	(%)	80.1	79.4	80.0	66.9	65.5	66.3	82.2	70.7	81.1	89.2
	計	2030	852	2882	821	522	1343	324	104	481	509
	(%)	84.4	83.6	84.2	73.0	74.1	73.4	90.8	81.3	88.9	97.1
B過剰診断例（剖検診断例に対するZ）	10－39	0	0	0	1	1	2	0	0	0	0
	(%)	0.0	0.0	0.0	5.3	3.8	4.4	0.0	0.0	0.0	0.0
	40－69	22	6	28	7	4	11	2	4	10	2
	(%)	1.8	1.3	1.7	1.3	1.3	1.3	1.0	4.9	3.1	0.5
	70－	33	22	55	14	10	24	1	1	2	1
	(%)	2.9	4.4	3.3	2.5	2.8	2.6	0.7	2.4	1.0	1.1
	計	55	28	83	22	15	37	3	5	12	3
	(%)	2.3	2.7	2.4	2.0	2.1	2.0	0.8	3.9	2.2	0.6
C過小診断例（剖検診断例に対するZ）	10－39	6	10	16	2	2	4	1	2	3	0
	(%)	17.1	20.4	19.0	10.5	7.7	8.9	7.7	40.0	15.0	0.0
	40－69	140	53	193	117	56	173	8	10	19	5
	(%)	11.5	11.4	11.5	21.5	17.6	20.0	3.8	12.2	5.9	1.2
	70－	229	104	333	186	124	310	24	12	38	10
	(%)	19.9	20.6	20.0	33.1	34.5	33.7	17.8	29.3	18.9	10.8
	計	375	167	542	305	182	487	33	24	60	15
	(%)	15.6	16.4	16.8	27.0	25.9	26.6	9.2	18.8	11.1	2.9
D存在で転移なしの過小診断例（剖検診断例に対するZ）	10－39	0	1	1	0	0	0	0	1	1	0
	(%)	0.0	2.0	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0	20.0	5.0	0.0
	40－69	63	14	77	70	23	93	5	3	9	4
	(%)	5.2	3.0	4.6	12.8	7.2	10.8	2.4	3.7	2.8	1.0
	70－	135	47	182	120	60	180	19	3	24	7
	(%)	11.7	9.3	11.0	21.4	16.7	19.5	14.1	7.3	11.9	7.5
	計	198	62	260	190	83	273	24	7	34	11
	(%)	8.2	6.1	7.6	16.9	11.8	14.9	6.7	5.5	6.3	2.1

注：剖検輯報記載の平成元年剖検例。　＊子宮癌で部位の記載のない例を含む。

241

死亡前正診のない前立腺癌の頻度

稲葉　裕、菊地　正悟、黒沢美智子（順天堂大・医・衛生）
馬場謙介（国立埼玉病院臨床研究部）

【要旨】平成元年度病理剖検輯報をデータベース化したものを用いて、臨床診断と剖検診断を比較し、前立腺癌の臨床診断も剖検診断もあるものを正診とし、臨床診断がなく剖検診断のあるものを過小診断、臨床診断があり剖検診断のない例を過剰診断とし、死亡前診断のつかなかった前立腺癌症例数について検討し、罹患率上昇の予測をした。

【目的】
最近前立腺癌についても検診が検討されている。検診受診率が上昇するほど罹患率が高くなる理由の一つに、死亡原因とならないがんの存在が考えられる。本研究は病理剖検輯報を用いて臨床診断と剖検診断を比較し、死亡前診断のつかなかった前立腺癌症例数について検討したものである。

【方法】
平成元年度剖検輯報の剖検例３５，６４０をデータベース化したもの[1)]を用いて、「前立腺癌」の臨床診断がある症例、剖検診断のある症例をそれぞれ出力した。前立腺癌の臨床診断も剖検診断もあるものを正診とし、臨床診断がなく剖検診断のあるものを過小診断、臨床診断があり剖検診断のない例を過剰診断とし、年齢分布を求めた。さらに過小診断の内、転移ありと転移なしに分類し集計した。年齢の記載のない例は分析から除いた。

【結果と考察】
表１に前立腺癌の剖検診断のある症例の年齢分布を示す。４０歳未満の剖検例はなかった。表２～４に前立腺癌の正診例、過小診断例、過剰診断例の各年齢分布を示す。

前立腺癌が生前に正診されているのは２９８例で、剖検診断のある８０７例（全剖検数の２．３%）のうちの３６．９%であった。また、過小診断は５０９例で、剖検のある例の６３．１%を占める。過剰診断は１２例（１．５%）であった。別に報告する他部位の癌は同剖検輯報から、胃癌の過小診断が１６．８%、大腸癌は２６．６%であるので、前立腺癌は過小診断の割合がかなり高い癌であるといえる。年齢別にみると５０代で正診例の割合が低く過小診断の割合が高いことが特徴的である。６０代以後は年齢とともに正診例の割合が低下し、過小診断の割合が増加する。

前立腺癌の過小診断例の内、転移の記載がないか転移ありの記載のあるものは１２４例、１５．６%であった（表５）。また、２５１例（４０－６９歳は９２例）には、剖検診断に「潜在癌」、「不顕性癌」、「ラテント癌」、「微小癌」等の記載があり、検査が実施されても発見されなかった可能性がある。

前立腺癌検索の頻度が上がると、統計上の頻度は全年齢で（８０７－（２９８＋１２））／８０７＝６１．６%、増加する可能性があるが、不顕性癌等を考慮すると３０．５% となる。４０－６９歳に限ってみると、（２１９－（８１＋２））／２１９＝６３．９%、不顕性癌等を考慮すると２０．１%高くなると考えられる。同研究で得られている大腸癌の増加予想頻度は２８．６%（４０－６９歳で２１．３%）であるので、全体としてはかなり高いが不顕性癌等を考慮すると比較的近い数値が得られている。

剖検輯報を用いた分析は、剖検例の分布が偏っていること、施設により報告内容に差のあることも考えられるが、検診等がより高頻度になされた場合の罹患率上昇の予測になり得ると考え、今回前立腺癌について分析した。

【謝辞】本研究の一部は厚生省がん研究助成金による「各種がん検診の共通問題に関する研究」（代表久道　茂）の補助を得て行った。

＜文献＞1) K.Baba and S.Aizawa. NATIONWIDE AUTOPSY REGISTRATION OVER 30 YEARS: Autopsy in Epidemiology and Medical Research. Lyon. International Agency for Research on Cancer. p235-244.1991

［表１］前立腺癌の剖検診断のある症例の年齢分布

年　齢	数（%）
１０－１９	0（ 0.0）
２０－２９	0（ 0.0）
３０－３９	0（ 0.0）
４０－４９	5（ 0.2）
５０－５９	４７（ 0.7）
６０－６９	１６７（ 1.8）
７０－７９	３４６（ 3.5）
８０－８９	２１９（ 2.5）
９０－	２３（ 0.5）
合　計	８０７（ 2.3）

%は平成元年全剖検数に対する

［表２］前立腺癌の正診例の年齢分布
（臨床診断も剖検診断もあるもの）

年　齢	数（％）
１０－１９	0（ 0.0）
２０－２９	0（ 0.0）
３０－３９	0（ 0.0）
４０－４９	2（ 40.0）
５０－５９	１３（ 27.7）
６０－６９	６６（ 40.0）
７０－７９	１３４（ 38.7）
８０－８９	７８（ 35.6）
９０－	5（ 21.7）
合　計	２９８（ 36.9）

％は表１の剖検診断例に対するもの

［表３］前立腺癌の過小診断
（剖検診断があるが、臨床診断のないもの）

年　齢	数（％）
１０－１９	0（ 0.0）
２０－２９	0（ 0.0）
３０－３９	0（ 0.0）
４０－４９	3（ 60.0）
５０－５９	３４（ 72.3）
６０－６９	１０１（ 60.0）
７０－７９	２１２（ 61.3）
８０－８９	１４１（ 64.4）
９０－	１８（ 78.3）
合　計	５０９（ 63.1）

％は表１の剖検診断例に対するもの

［表４］前立腺癌の過剰診断
（臨床診断はあり、剖検診断はないもの）

年　齢	数（％）
１０－１９	0（ 0.0 ）
２０－２９	0（ 0.0 ）
３０－３９	0（ 0.0 ）
４０－４９	0（ 0.0 ）
５０－５９	0（ 0.0 ）
６０－６９	2（ 1.2 ）
７０－７９	3（ 0.9 ）
８０－８９	7（ 3.2 ）
９０－	0（ 0.0 ）
合　計	１２（ 1.5 ）

％は表１の剖検診断例に対するもの

［表５］表３のうち、「転移なし」
の記載がないもの

年 齢	数（％）
１０－１９	0（ 0.0 ）
２０－２９	0（ 0.0 ）
３０－３９	0（ 0.0 ）
４０－４９	2（ 40.0 ）
５０－５９	9（ 19.1 ）
６０－６９	１８（ 10.8 ）
７０－７９	４７（ 13.6 ）
８０－８９	４３（ 19.6 ）
９０－	5（ 21.7 ）
合 計	１２４（ 15.4 ）

％は表１の剖検診断例に対するもの

242

前立腺集団検診によって発見された前立腺癌の疫学的検討

三神一哉、中川修一、野本剛史、渡辺　泱
（京都府立医科大学泌尿器科）

【要旨】前立腺集団検診で発見された前立腺癌45例について、生活習慣および性活動に関する危険因子を検討した。生活習慣では、飲酒が有意な危険因子であり、他に有意差を認めないものの肉類摂取が正の、緑黄色野菜が負の危険因子であった。また性活動では、初婚年齢および30歳代での性活動が正の、60歳代の性活動が負の危険因子であった。過去に当教室において行った外来受診で発見された前立腺癌の症例対照研究の結果と共通点が認められた。

【目的】増加しつつある前立腺癌の危険因子を集団検診によって発見された前立腺癌の中で明らかにし、外来発見癌と比較した。

【対象および方法】1981年から1994年までに行った前立腺検診の受診者のうち、病理組織学的に前立腺癌と診断され、検診時に生活習慣および性活動に関する問診を行うことができた45例を症例とした。症例の年齢は、57歳から86歳（平均74歳）に分布していた。また、症例と同一地区で、同年に前立腺検診を受け、正常と診断された受診者から、その年齢が症例の± 5歳であるもの2例ずつ（合計90例）を対照として選択した。対照の年齢は、57歳から88歳（平均74歳）であった。これらをもとに症例対照研究を行った。

問診は検診前に、原則として受診者全員に対して泌尿器科医によって行った。質問項目は、職業、既往歴、食生活、喫煙飲酒習慣、性活動であった。食生活は肉類、魚介類、緑黄色野菜、米食について、性活動は初性交年齢、初婚年齢、結婚継続年数、30歳代から70歳代での月平均性交回数、性活動停止年齢について質問した。また分析は、食生活、喫煙飲酒習慣および性活動について、1:2 のmatched-pair分析を行った。

【結果】飲酒喫煙習慣および食習慣における有意な（$p<0.05$）危険因子は飲酒のみであった。有意差を認めなかったものの、他の因子では肉類の摂取がodds ratio（以下、OR）1.50、魚介類と緑黄色野菜の摂取が各々0.55、0.67と1より低い値を示した（表1）。

表1　生活習慣

		Odds ratio
飲酒喫煙習慣		
飲酒	時々以上／稀または飲まない	2.29*
喫煙	喫煙経験あり／非喫煙	0.68
食習慣		
米食	1日2食以上／1食以下	1.00
肉類	毎日／時々以下	1.50
魚介類	毎日／時々以下	0.55
緑黄色野菜	毎日／時々以下	0.67

+: $p< 0.1$, *: $p< 0.05$

表3　性活動

1．初婚年齢など		Odds ratio
初婚年齢	24歳以下／25歳以上	1.56
結婚継続年数	41年以上／40年以下	0.42
初性交年齢	20歳以下／21歳以上	0.27

2．月平均性交回数		
年齢階層		Odds ratio
30歳代	殆ど毎日／未満	2.57
40歳代	週1回以上／未満	0.57
50歳代	週1回以上／未満	1.00
60歳代	月1回以上／未満	0.62

+: $p< 0.1$, *: $p< 0.05$

性活動では、症例と対照の間に初婚年齢、結婚継続年数および初性交年齢の平均では有意な差を認めなかった（表２）。また、ORでも初婚年齢で24歳以下が 1.56、結婚継続年数では逆に41年以上で 0.42と低値を示した。初性交年齢では、20歳以下で 0.27であった（表３）。

月平均性交回数では、30歳代は週１回より多いが 症例の86%、対照の82%を占めていたのに対して、60歳代では週１回以下が 症例の93%、対照の87%を占めていた（表２）。ORでは有意差を認めないものの、30歳代では性交回数が多い方がOR 2.57と高値を示し、60歳代では性交回数が多い方がOR 0.62と低値を示した（表３）。

表２

初婚年齢

	Case	Control
-19歳	1	2
20-24歳	7	13
25-29歳	27	59
30歳-	10	16

結婚継続年数

	Case	Control
-30年	1	4
31-40年	11	10
40-49年	20	56
50年-	13	20

初性交年齢

	Case	Control
-20歳	13	35
21-25歳	19	37
26-30歳	12	14
31歳-	1	4

月平均性交回数

	30歳代		40歳代		50歳代		60歳代	
	Case	Control	Case	Control	Case	Control	Case	Control
殆どなし	1	0	0	0	1	2	13	15
1-4回／月	5	16	16	28	30	57	27	59
5-27回／月	35	65	27	56	14	28	3	11
28回以上／月	3	7	2	3	0	1	0	0

表４　外来発見癌100例による症例対照研究（三品ら,1981）

飲酒喫煙習慣		
飲酒	時々以上／稀または飲まない	1.73+
喫煙	喫煙経験あり／非喫煙	1.42
食習慣		
米食	１日２食以上／１食以下	2.14
肉類	毎日／時々以下	1.70
魚介類	毎日／時々以下	1.97*
緑黄色野菜	毎日／時々以下	0.52+
性活動		
初婚年齢	24歳以下／25歳以上	2.50*
結婚継続年数	41年以上／40年以下	1.57+
初性交年齢	20歳以下／21歳以上	3.37+
月平均性交回数		
15-20歳	月１回以上／未満	2.19*
20歳代	週１回以上／未満	1.42
30歳代	殆ど毎日／未満	2.12
40歳代	週１回以上／未満	1.92+
50歳代	週１回以上／未満	0.79
60歳代	月１回以上／未満	0.46*
70歳代	月１回以上／未満	0.25*

+: p< 0.1, *: p< 0.05

飲酒や肉類摂取が正の危険因子となり、緑黄色野菜が負の危険因子となるなどの結果は、以前当教室において行った外来にて発見された前立腺癌 100 例を症例とした症例対照研究（表４）で明らかにされた危険因子と共通するものが多かった。また、性活動でも初婚年齢が低いこと、30歳代で旺盛な性活動を示すことが性の危険因子となり、60歳代での性活動が負の危険因子となるといった点でも共通していた。

243

軽症脳性麻痺の発症要因に関する症例対照研究

岡安　勤（愛徳整肢園・整形）玉置　哲也（和歌山医大・整形）
笠松　隆洋、橋本　勉（和歌山医大・公衆衛生）

＜要旨＞外来、または保健所で診断した軽症脳性麻痺の発症要因を調査した。８保健所管内で出生した軽症脳性麻痺１例につき同一保健所管内から性・年齢をマッチさせた正常児を１例選び対照とした。４６調査項目への暴露の有無を調査し、各要因に対するオッズ比を求め、カイ２乗検定を行い有意性を検討した。その結果、妊娠中の不正出血、体温、生下時体重の３項目が発症と関係していることが示唆された。

＜目的＞一般に脳性麻痺は重度重複児が多くなったとされ、軽症脳性麻痺に関する研究は見あたらない。そこで、当園外来または保健所で診断した軽症脳性麻痺の周産期要因への暴露を調査した。これを正常児の調査結果と比較し早期発見、発症予防のチェックポイントを見つける事を目的とした。

＜対象と方法＞症例：和歌山県下５保健所、大阪府下２保健所、長崎県下１保健所で出生した軽症脳性麻痺児44症例（男24名、女20名）とした。軽症脳性麻痺の定義は川上の報告に準じた。初診時に母親から周産期要因について聞き取りを行った。

対照：症例と同じ管内で出生し、性・年齢をマッチさせた正常児の母親から面接あるいは電話で周産期要因について聞き取りを行った。周産期要因の調査項目にはPrechtlの産科的最適状態（optimality score）を一部改訂して用いた（表１）。Prechtlの産科的最適状態とは42項目から成り、例えば初産年齢は１８～３０歳が最適であり、１８歳未満でも３１歳以上でも要因への暴露ありとするものである。本研究ではアルコール、タバコ、外力（腹部打撲）、胎動、黄疸、痙攣、吸てつ反射などを加えた４６項目（表1）の要因への暴露の有無を調べた。

集計方法：症例・対照１：１のマッチドペアをもとに各要因に対するオッズ比をMcNemarの方法を用いて求めた。これらについてカイ２乗検定を行い有意性を検討した。

表１　産科的最適状態の基準

1　母親の年齢	14 妊娠中毒	27収縮	40人工蘇生
2　婚姻状況	15 血圧	28母体へ投与された薬物	41投与薬物
3　出産回数	16 蛋白尿と浮腫	29羊水	42体温
4　流産の経験	17 悪阻	30破水	43出生体重
5　児頭骨盤	18 心理的ストレス	31胎動	44黄疸
6　梅毒感染	19 長期間にわたる避妊	32在胎期間	45痙攣
7　Rh因子	20 慢性病	33胎位	46吸てつ反射
8　血液型不適合	21 アルコール	34胎児心拍	
9　栄養状態	22 タバコ	35頚部臍帯巻絡	
10 血色素値	23 外力	36臍帯脱	
11 妊娠中の出血	24 双胎または多胎	37臍帯結節	
12 妊娠中の感染	25 分娩	38胎盤異常	
13 妊娠中の腹部X線照射	26 分娩遷延	39呼吸開始	

＜結果と考察＞症例および対照の性・年齢分布を表２に示した。年齢は4歳から１１歳、平均6.93±1.72歳であった。歩行、走行パターンの異常で初めて気づかれることが多いため4歳未満の症例はなっかた。主な調査項目のオッズ比とその95％信頼区間の結果を表3に示した。妊娠中の不正出血、体温（低体温）、生下時体重の3項目で正常児と有意な差を認めた。妊娠中の不正出血は妊娠2カ月から4カ月が大部分であり、Moleが胎児の8週から16週が放射線照射により脳障害が最も起こりやすい過敏な時期と報告しているのと符合している。また、分娩時に全く要因への暴露のない軽症脳性麻痺13例のうち5例で妊娠中の不正出血への暴露を認めた。低体温、生下時体重はいずれも未熟児に関連する要因への暴露を示すものであり、軽症脳性麻痺の中に未熟児から発症する一群があることを反映しているものと思われる。

表２　症例・対照の性、年齢分布

	4歳	5歳	6歳	7歳	8歳	9歳	10歳	11歳	計
症例(男)	2	3	6	4	6	2		1	24
対照(男)	2	3	6	4	6	2		1	24
症例(女)	2	2	5	2	4	3	2		20
対照(女)	2	2	5	2	4	3	2		20
症例(計)	4	5	11	6	10	5	2	1	44
対照(計)	4	5	11	6	10	5	2	1	44

表３　主な暴露要因とオッズ比

要因	オッズ比	95%信頼区間	要因	オッズ比	95%信頼区間
母親の年齢	1.00	0.16-6.17	母体へ投与された薬物	1.09	0.45-2.65
出産回数	0.71	0.32-1.56			
児頭骨盤	2.00	0.14-55.65	羊水	1.50	0.21-12.78
血液型不適合	2.00	0.45-10.06	破水	1.00	0.25-3.96
血色素値	1.33	0.53-3.43	胎児心拍	2.00	0.14-55.65
妊娠中の出血	7.00	1.53-44.55**	胎動	6.00	0.72-132.29
腹部X線照射	6.00	0.72-132.29	在胎期間	2.50	0.91-7.20
妊娠中毒症	0.38	0.13-1.02	胎位	6.00	0.72-132.29
血圧	0.63	018-2.10	頚部臍帯巻絡	1.00	0.25-3.96
蛋白尿と浮腫	0.42	0.13-1.27	胎盤異常	2.33	0.55-11.35
悪阻	0.63	0.18-2.10	呼吸開始	5.00	0.57-113.13
ストレス	1.75	0.46-7.09	人工蘇生	4.00	0.43-93.97
慢性病	2.00	0.55-7.87	投与薬物	5.00	0.57-113.13
タバコ	3.00	0.28-74.81	体温	10.00	1.33-208.92*
分娩	0.92	0.38-2.22	出生体重	11.00	1.48-228.08**
分娩遷延	1.00	0.16-6.17	黄疸	1.50	0.49-4.73
収縮	0.70	0.24-1.99	吸てつ反射	1.00	0.32-3.16

*P<0.05 ,**P<0.01

『謝辞：本研究に御協力戴いた長崎大学医療短期学部穐山教授に感謝いたします。』

244

ＮＦ１の家族内発症に関する研究

縣俊彦、西村理明、門倉真人、清水英佑（慈恵医大環境保健医学）、
本田まり子、新村眞人（慈恵医大皮膚科）、大塚藤男（筑波大皮膚科）、
吉田純（名古屋大脳神経外科）、舟崎裕記（慈恵医大整形外科）、
中内洋一（国立国際医療センター）、玉腰暁子、川村孝、大野良之（
名大予防医学）、高木廣文（統計数理研究所）、稲葉裕（順大衛生学）

【要旨】　ＮＦ１患者1284名（男47%　女53%）について家族歴の有無から諸要因を検討した結果、家族歴ありの者は低年齢で発症し、診断は「確実」が多く、経過にも差が見られた。またｶﾌｪ･ｵ･ﾚ斑も症状が重篤で、整容上問題となると判断された。知能低下、脊柱変形の出現率も高く、総合的に判断してこの患者を国の医療費補助の対象とすべきという担当医の意見が多かった。

【目的】　ＮＦ１（神経線維腫症１）は皮膚神経線維腫､ｶﾌｪ･ｵ･ﾚ斑、虹彩小結節、脳脊髄腫瘍、骨変化など多彩な症候を特徴とする常染色体性の優性遺伝性疾患で、1990年にはその遺伝子がｸﾛｰﾆﾝｸﾞされ、17q11.2に座位していることが確認されている。今回は1994-5年に実施した全国疫学調査の結果から遺伝的要因・家族歴に関して解析を行い興味ある知見を得たので報告する。

【方法】　対象は全病院中の皮膚科、小児科などＮＦ１受診の多い診療科９科で層化無作為抽出で抽出した8600診療科（抽出率：37%)である。郵送法により、1993年１年間の患者数を調査し（１次調査）、次に各患者の個人情報を収集した（２次調査）。個人情報とは姓名、生年月日、住所、家族歴、家系図、受療状況、経過、臨床症状（皮膚病変、中枢神経病変、整形外科的病変、眼病変）などである。この２次調査票を基に家族歴：不明を除く、1284例を解析対象として、分析を行った。分析はＳＡＳ６．０３を用いて行い、平均値の差の検定はｔ検定、独立性の検定はχ^2検定により行った。

表１．ＮＦ１患者の家族歴と性別

家族歴	男（%）	女（%）	合計（%）	
なし	326（54.1）	366（53.8）	692（53.9）	χ^2 = 0.007
あり	277（45.9）	314（46.2）	591（46.1）	p = 0.932
合計	603（47.0）	680（53.0）	1282(100.0)	

表２．家族歴ありの者の続柄

家族歴続柄	男（%）	女（%）	合計（%）	
父	93（11.2）	102（12.3）	195（23.5）	
母	146（17.6）	147（17.7）	293（35.3）	
兄弟姉妹	90（10.9）	109（13.1）	199（24.0）	χ^2 = 7.462
祖父	10（ 1.2）	11（ 1.3）	21（ 2.5）	p = 0.382
祖母	16（ 1.9）	18（ 2.2）	34（ 4.1）	
おじおば	8（ 1.0）	12（ 1.4）	20（ 2.4）	
子供	14（ 1.7）	30（ 3.6）	44（ 5.3）	
そのた	14（ 1.7）	9（ 1.1）	23（ 2.8）	
合計	391（47.2）	438（52.8）	830(100.0)	

表３．家族歴別調査時・発症・初診・診断年齢

項目	家族歴	標本数	平均	標準偏差	t	p
調査時年齢	なし	678	24.9	19.3	0.6402	0.522
	あり	580	24.2	17.6		
発症年齢	なし	470	8.3	13.4	2.9075	0.004
	あり	376	6.0	10.0		
初診年齢	なし	646	20.0	19.1	0.6940	0.489
	あり	540	19.3	18.0		
診断年齢	なし	536	19.3	19.1	0.0710	0.943
	あり	462	19.2	18.2		

【結果】　1284名の性別内訳は男603名(47%)、女680名(53%)、不明1名で性による家族歴の有無には差が見られなかった（表１）。また、家族歴ありの者の続柄は表２の様であり、最も多いのは男女とも母親である。

表３に家族歴別の調査時・発症・初診・診断年齢を示す。発症年齢は家族歴あり6.0歳、なし8.3歳と家族歴ありの方が低年齢で発症している。しかし、調査時・初診・診断年齢については家族歴の有無により差が見られない。家族歴の有無で各調査項目について比較してみると、診断は家族歴ありに「確実」が多く、なしに「小児の色素斑のみ」、「疑い」が多かった（p = 0.000）。受療状況、日常生活については家族歴では差が見られなかった。経過については家族歴ありに「軽快」が多く、なしに「徐々に悪化」が多かった（p = 0.015）。臨床症状のｶﾌｪ･ｵ･ﾚ斑については家族歴ありに「11個以上」が多く、なしに「ｶﾌｪ･ｵ･ﾚ斑なし」が多かった（p = 0.044）。また、それが整容上問題となるかに関しては「問題となる」という回答が家族歴ありに有意に多かった（p = 0.001）。他に家族歴ありの者に多く見られた症状は、中枢神経病変による知能低下（家族歴あり22%、なし15%、p = 0.018　）、整形外科的病変の内の脊柱変形の出現率（家族歴あり22%、なし15%、p = 0.005）、脊柱変形の内Dystrophic　typeの出現率（家族歴あり44%、なし18%、p = 0.014 ）であった。

逆に家族歴ありの者に少なく見られる症状は皮膚の瀰漫性神経線維腫（家族歴あり15%、なし23%、 p = 0.004）である。

また、皮膚の小ﾚｯｸﾘﾝｸﾞﾊｳｾﾞﾝ斑、神経線維腫、悪性神経鞘腫、痙攣、脳波異常、脳あるいは脊髄腫瘍、長管骨変形、神経症状、虹彩小結節、他の眼病変の出現頻度に関しては家族歴の有無で差は見られなかった。

総合的に判断してこの患者を国の医療費補助の対象とすべきかについては「すべき」という意見が家族歴ありの担当医（家族歴あり61%、なし53%、 p = 0.007）に多かった。

【考察】　本症は常染色体性の優性遺伝性疾患であるにも拘らず、家族歴ありが46%であるという事は、突然変異による発生が多いことを示している。また、軽症の場合は問診では把握できないことも考えられる。1985年の疫学調査では家族内発症は49%(449/925)であり、今回とほぼ同率になっており、家族歴の有無に関してはここ１０年大きな変化はない者と考えられる。一部の患者にはすでに、生活保護法、精神保健法、身体障害者福祉政策、自治体難病対策等により治療費等の援助を受けているいるが、多くの患者はそのような恩恵を受けていない。しかし、担当医の判断では、かなり多くの患者が国の医療費補助があるべきだとされ、特に家族歴のある患者にそれが集中しているのは、症状が重篤なのに加え、家族内に複数のＮＦ１患者がいる場合も多く、生活が容易でないためと考えられる。

【結論】　ＮＦ１患者1284名（男47%、女53%）について家族歴の有無から検討した結果、家族歴ありでは低年齢で発症し、診断は「確実」が多く、ｶﾌｪ･ｵ･ﾚ斑も多く、整容上問題となり、知能低下、脊柱変形も多く、医療費補助を行うべきとの意見が多かった。

245

先天性体表奇形と両親の職業、喫煙等との関連についての症例対照研究

小松正子（仙台大・体育・健康福祉）、南優子、久道茂（東北大・医・公衆衛生）

【要旨】唇・口蓋裂、合指(趾)・多指(趾)などの先天奇形と両親の職業性暴露、喫煙との関連を症例対照研究により検討した。中間解析ではあるが、父親の喫煙、有機溶剤取扱いなどのリスクが高いなど、先行研究と一致する傾向が認められた。

【目的】父親の職業性暴露、喫煙等による発生毒性について、先天性体表奇形における症例対照研究で検討する。

【方法】症例は、1993年2月から約1年間に東北大学医学部付属病院形成外科を受診した唇・口蓋裂、合指(趾)・多指(趾)などの先天性体表奇形を持つ宮城県内の患者である。対照は、症例と居住市町村、児の性、年齢(±1歳)、母親の年齢(±2歳)をマッチさせ、住民台帳閲覧により無作為に選んだ（原則として症例1:対照4）。父親には児の受胎前約2か月間、母親は妊娠中における喫煙、飲酒、職業性の各種化学物質暴露、服薬などについての質問票を、症例には手渡し、対照には郵送し調査した。条件付きロジスティック分析により各因子の先天性体表奇形のオッズ比(OR)をSAS・PHREGを用いて算出した。

【結果】表1に症例・対照の性別、人数、症例の病型を示す。回答率は症例、対照とも約6割であった。表2に主な結果を示す。父親喫煙(OR1.35：95%信頼区間 0.48-3.80)、飲酒(2.17:0.43-10.96)、有機溶剤(1.72:0.56-5.27)、塗料・顔料(1.77:0.54-5.75)暴露、両親のビタミン剤摂取(父親 1.77:0.47-6.67,母親 2.40:053-10.81)などで、ORが高い傾向が示された。

現在も症例対照の調査中であり、今後も検討を続けたい。

（本研究は、東北大学医学部付属病院形成外科の岡一郎講師らとの共同研究である）

表1　先天性体表奇形の症例対照研究

		症例	対照	計
性	男	19	60	79
	女	6	23	29
	計	25	83	108

病型	
外耳奇形	8（男7、女1）
唇・口蓋裂	7（男5、女2）
多指・合指	7（男5、女2）
その他	3（男2、女1）

表２．両親の職業、喫煙等の先天性体表奇形に対するオッズ比と95%信頼区間

因子		父親 症例／対照	父親 ＯＲ(95%信頼区間)	母親 症例／対照	母親 ＯＲ(95%信頼区間)
年齢		（平均値）			
		症例　31.4歳	0.94　(0.83-1.07)	症例　28.0歳	—
		対照　32.5歳		対照　29.0歳	
喫煙	しない	6／27	1.00	19／71	1.00
	する	19／56	1.35　(0.48-3.80)	6／12	1.18　(0.32-4.40)
飲酒	しない	2／12	1.00	17／43	1.00
	する	22／70	2.17　(0.43-10.96)	8／39	0.47　(0.17-1.26)
有機溶剤					
取扱わない		20／72	1.00	24／80	1.00
取扱う		5／11	1.72　(0.56-5.27)	1／3	1.10　(0.11-10.78)
塗料・顔料					
取扱わない		20／72	1.00	24／78	1.00
取扱う		5／11	1.77　(0.54-5.75)	1／5	0.68　(0.07-6.28)
農薬					
取扱わない		24／79	1.00	25／81	1.00
取扱う		1／4	1.00　(0.10-10.07)	0／2	0.00
ビタミン剤					
飲まない		21／75	1.00	22／79	1.00
飲む		4／8	1.77　(0.47-6.67)	3／4	2.40　(0.53-10.81)

246

小児齲蝕とフッ化物配合歯磨剤の市場占有率

西川真理子、渡邊達夫（岡山大・歯・予防歯科）

【要旨】小児齲蝕の減少の要因を、フィンランドと日本の縦断調査と、16ヶ国の横断調査から分析した結果、①縦断調査でも横断調査でも、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率の増加につれ小児齲蝕は有意に減少した。②フィンランドの小児齲蝕の減少には、12歳ではフッ化物配合歯磨剤の市場占有率が、5、6歳ではフッ化物錠剤の販売量が最も関係していた。従って、日本の小児齲蝕の抑制には、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率の増大が必要である。

【目的】小児齲蝕の減少が、欧米や日本で報告されている。しかし、齲蝕減少の原因については、不明な点が多い。本研究では、口腔保健に関するフィンランドと日本の縦断調査と、16ヶ国の横断調査をもとに齲蝕減少の要因を分析した。

【資料および方法】フィンランドの資料は、Oral health in Finland(Tala, 1992年)から、5歳、6歳、12歳児のDMFT(5歳児はdmft)、 フッ化物配合歯磨剤の市場占有率、フッ化物錠剤の販売量、キシリトール配合チューインガムの生産量を引用した。1975年から1988年のデータを使用して各変数間のSpearmanの順位相関係数を求めた。また、各年齢ごとにDMFTを従属変数に、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率、フッ化物錠剤の販売量、およびキシリトール配合チューインガムの生産量を独立変数として、stepwise法による重回帰分析を行い、齲蝕減少に関わる要因の大きさを比較した。

日本の資料は、学校保健統計(文部省大臣官房調査統計企画課, 1983年-1992年)から、5歳、6歳児の齲蝕のない者の比率(1982年から1991年)と、12歳児のDMFT(1984年から1991年)を引用した。対応する年のフッ化物配合歯磨剤の市場占有率は、(財)ライオン歯科衛生研究所の資料から引用して、順位相関係数を求めた。

16ヶ国の資料は、1984年から1989年の12歳児のDMFT(日本を除く資料は、Caries Res., 1990年)と1989年のフッ化物配合歯磨剤の市場占有率(FDI, 1990年)を用いて、順位相関係数を求めた。

【結果および考察】フィンランドのフッ化物配合歯磨剤の市場占有率とフッ化物錠剤の販売量は、どの年齢でもDMFTと有意な相関を示した(図1、2)。重回帰分析の結果(表)、5歳、6歳児では、フッ化物錠剤の販売量のみが齲蝕減少に関わる要因として抽出された。また、12歳児の齲蝕には、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率が相対的に最も大きく関わっており、齲蝕減少の要因は年齢により異なっていた。

日本の場合、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率は、5歳児の齲蝕のない者の比率とは順位相関係数r_s=0.71、12歳児のDMFTとはr_s=-0.81で有意な相関を認めた(図3、4)。フッ化物配合歯磨剤の市場占有率が上がれば、若年齢者の齲蝕のない者が増加し、12歳児のDMFTは減少していた。

さらに、16ヶ国の資料からも、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率と12歳児のDMFTの間に有意な相関を認めた(図5)。フッ化物配合歯磨剤の市場占有率の高い国では、12歳児のDMFTが低いことが示された。

歯科保健事情の異なる2ヶ国の縦断調査においても、16ヶ国の横断調査においても、小児齲蝕とフッ化物配合歯磨剤の市場占有率との間には、有意な相関を認めた。すなわち、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率が、小児の齲蝕抑制に重要な役割を果たしていることが示唆された。フィンランドの結果から、フッ化物錠剤は就学前の小児の齲蝕予防には有効と考えられるが、日本では入手できない。従って、日本の小児齲蝕を欧米レベルまで減少させるには、フッ化物配合歯磨剤の市場占有率をさらに高めることが必要である。

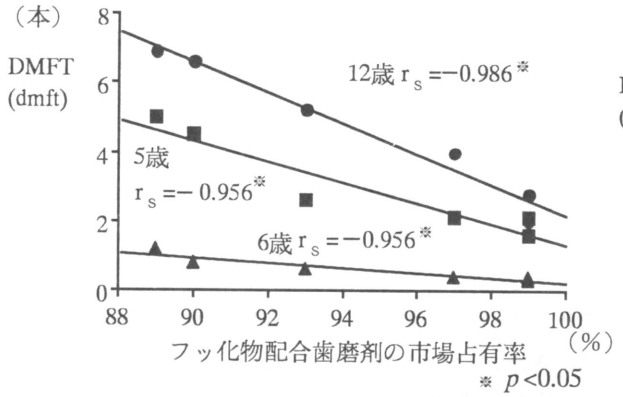


図1 フィンランドのフッ化物配合歯磨剤の市場占有率とDMFT(dmft)との相関

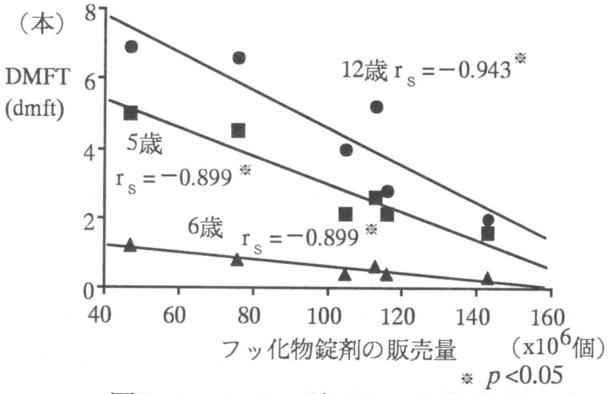


図2 フィンランドのフッ化物錠剤の販売量とDMFT(dmft)との相関

表 フィンランドの齲蝕減少に関連する年齢別重回帰分析 (stepwise法)

年齢	標準偏回帰係数 フッ化物配合歯磨剤の市場占有率	フッ化物錠剤の販売量	キシリトール配合チューインガムの生産量	重相関係数
5歳児		-0.950**		0.950**
6歳児		-0.945**		0.945**
12歳児	-0.788**		-0.259*	0.998***

※ p <0.05, ※※ p <0.01, ※※※ p <0.001

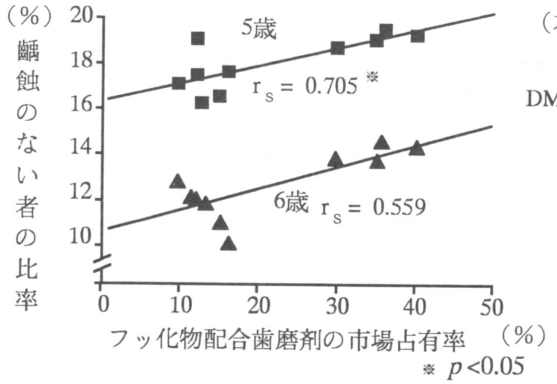


図3 日本のフッ化物配合歯磨剤の市場占有率と5・6歳児の齲蝕のない者の比率との相関

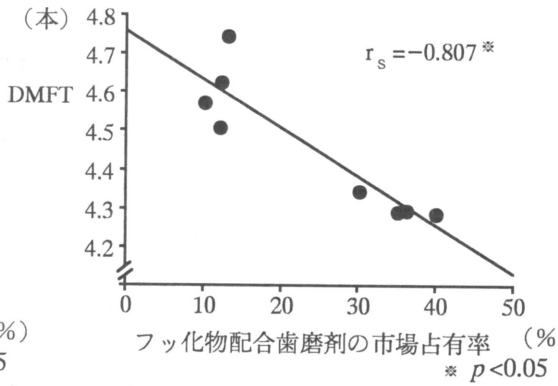


図4 日本のフッ化物配合歯磨剤の市場占有率と12歳児の DMFTとの相関

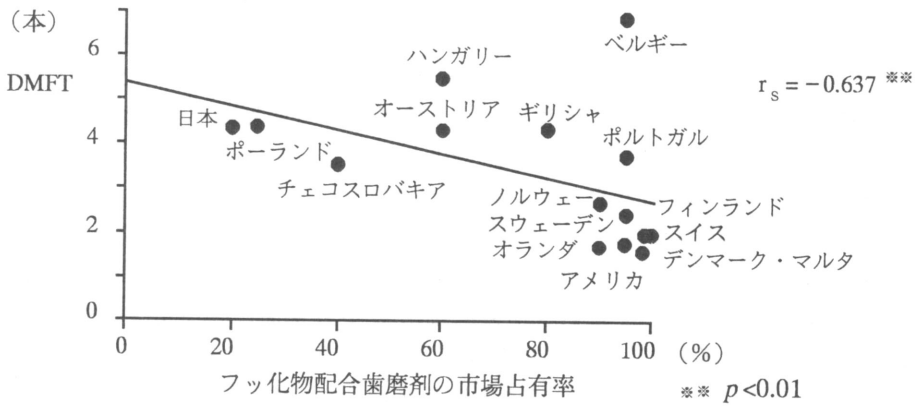


図5 16ヶ国のフッ化物配合歯磨剤の市場占有率と12歳児のDMFTとの相関

247

3歳児の齲蝕処置状況に関する要因の検討
－男女別の検討－

合田恵子，武田則昭，實成文彦
（香川医科大学　人間環境医学講座　衛生・公衆衛生学）

【要旨】母子保健事業の一つである3歳児健康診査の項目を用いて，男児および女児における齲蝕経験の有無の違いを健診時に得られる出生時状況等の諸情報との関連性について検討した結果，齲蝕経験の有無がある程度予測（説明）可能であり，とりわけ，女児において非常に有効であった。

【目的】昨今の小児の齲蝕有病状況の年次推移は，減少傾向にあるものの，依然学童期以降における主な疾病の一つとなっている。しかし，齲蝕予防には歯の萌出直後の早期からの働きかけが必要であるとされているが，従来の小児齲蝕に関する研究は，児の齲蝕の状況と各種の口腔保健習慣等を比較したものがほとんどである。また，平成6年には母子保健法が改正され，3歳児健康診査(健診)等の母子保健事業は2年後には市町村に委譲されることとなり，母子歯科保健についてもその充実強化が一層望まれている。

そこで，われわれは，母子保健事業の一環として行われている3歳児健康診査の項目を用いて，児の出生前および出生時，その後の発育・発達状況，さらに生活環境等の診査結果と3歳児の齲蝕状況との関連性に関して調査研究し，報告してきている。今回は，男児，女児それぞれにおいて，齲蝕経験の有無別に前記の健診項目との関連性について検討したので報告する。

【対象と方法】平成4年4月から平成5年3月までにS保健所の3歳児健診を受診した955名の中で，調査項目から選んだ21項目（表1）のいずれについても不明データのない男児102名および女児42名を対象とした。未処置歯<d>あるいは処置歯<f>のいずれかを1歯以上有する児（以下齲蝕経験あり児）の群と未処置歯<d>および処置歯<f>のいずれももたない児（以下齲蝕経験なし児）の群を目的変数（図1）とし，在胎および出生時状況(母の妊娠・分娩経過，児の出生直後の状況，児の出生時体重，在胎週数)，発育状況，児および母の歯科所見，家族および保育状況，生活観察(精神発達，言語障害など)状況等の21項目を説明変数として，林数量化Ⅱ類による多変量解析を男児，女児のそれぞれについて行った。データの集計・処理は，一部カテゴリーの統合や数量データのカテゴリー化を行った。

【結果】1．男児における齲蝕経験の有無による項目別の分析結果（表1，2）男児において齲蝕経験の有無の差に比較的強く関連する項目としては，在胎週数，母の未処置歯数，歩き始め，出生時体重，家族数，既往歴などが順に挙げられた（レンジの値による）。カテゴリー別には，齲蝕経験ありの児に多いのは，在胎週数42週以上，母の未処置歯5本以上，家族数6人以上，母の未処置歯1本以上5本未満，在胎週数37週未満，片言の言い始め15カ月以上の順であった（カテゴリースコアの値による）。齲蝕なしの児に多いのは，出生時体重2500g未満，歩き始め15カ月以上，肥満−10％以上10％未満以外，母の未処置歯0本，出生直後の状況正常以外の順であった（カテゴリースコアの値による）。また，判別的中率，相関比はそれぞれ72.5％，0.55であった。**2．女児における齲蝕経験の有無による項目別の分析結果（表1，2）**女児において齲蝕経験の有無の差に比較的強く関連する項目としては，分娩経過，色，不正咬合，在胎週数，母の未処置歯数，返事，父の年齢階級などが順に挙げられた（レンジの値による）。カテゴリー別には，齲蝕経験ありの児に多いのは，色異常なし，在胎週数42週以上，児の不正咬合あり，返事可，母の未処置歯5本以上，既往歴無し，出生直後の状況正常以外，片言の言い始め15カ月以上の順であった（カテゴリースコアの値による）。齲蝕なしの児に多いのは，分娩経過正常以外，父年齢階級30歳未満，歩き始め15カ月以上，出生時体重2500g未満，家族数6人以上，肥満−10％以上10％未満以外，母年齢階級30歳未満，母の未処置歯0本，不正咬合無しの順であった（カテゴリースコアの値による）。また，判別的中率，相関比はそれぞれ95.2％，0.81であった。

【考察】男児における齲蝕経験の有無の差には，在胎および出生時の状況，母の歯科所見や発育状況等に強い関連性がみられ，特に在胎週数が過期産および早期産の場合，母親が未処置歯を有する場合，家族数が多数の場合には，齲蝕経験を有する児が多い傾向がみられた。一方，女児では，男児に比較して，齲蝕経験の有無に，妊娠経過や生活観察のささやき声を除き，ほとんど全ての項目に強い関連性がみられ，齲蝕経験を有する児が多い項目では，男児の場合にみられる項目に加えて，色や返事等の生活観察が正常な場合や，児に不正咬合がある場合にも強い関連性がみられた。さらに，男児，女児とも，齲蝕なしの児には，低体重児，歩き始めが15カ月以上，肥満や痩せ等の発育状況が正常でない場合や母の未処置歯が無い場合が多かった。このことは，児の出生時の状況や発育が正常でない場合の方が母親の児へかかわりが強いことが推測され，また，母親自身の齲蝕歯の処置状況にみられるような口腔衛生に対する態度や行動等が児の齲蝕の発症に関連していることが示唆された。

以上，齲蝕経験の有無の違いが，３歳児健診時に得られる出生時状況等の諸情報の結果よりある程度予測（説明）可能であり，とりわけ，女児においては，齲蝕経験の有無を判定するのに，本報告の21項目の説明変数を用いることは非常に有効であると思われた。今後は，児の齲蝕に対する１次，２次予防が，在胎や出生時状況および生育環境等を考慮に入れた上で，効果的に展開されるよう検討していきたい。

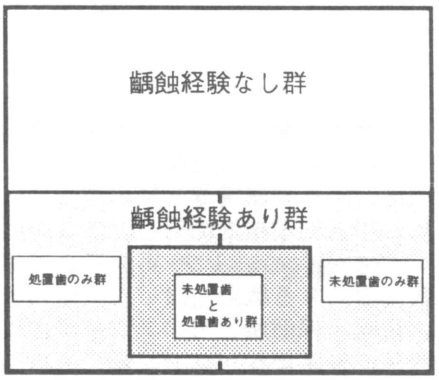


図１　齲蝕経験と処置経験による群分け

表1　男女別における齲蝕経験の有無による項目別の分析結果

項目名	カテゴリー	男児における齲蝕経験の有無別 スコア	男児における齲蝕経験の有無別 レンジ	女児における齲蝕経験の有無別 スコア	女児における齲蝕経験の有無別 レンジ
1. 在胎および出生時の状況					
妊娠経過	正常、正常以外	(-0.0074、 0.0506)	0.0580	(0.0052、-0.0493)	0.0545
分娩経過	正常、正常以外	(-0.0213、 0.0873)	0.1086	(-0.1237、 1.6085)	a 1.7322
出生直後の状況	正常、正常以外	(-0.0063、 0.1005)	0.1067	(0.0102、-0.4195)	a 0.4297
出生時体重(g)	2500<、≦2500	(0.2944、-0.0393)	a 0.3337	(0.2691、-0.0135)	a 0.2826
在胎週数(週)	<37	-0.1724	a 0.5211	0.0707	a 0.8026
	37≦、<42	0.0313		0.0151	
	42≦	-0.4898		-0.7319	
2. 発育状況					
既往歴	無、有	(-0.2053、 0.0151)	a 0.2204	(-0.4243、 0.0326)	a 0.4569
主訴	無、有	(-0.0075、 0.0044)	0.0119	(-0.2124、 0.1307)	a 0.3431
歩き始め(月)	<15、15≦	(-0.0658、 0.2876)	a 0.3534	(-0.0679、 0.4072)	a 0.4750
片言の言い始め(月)	<15、15≦	(0.0340、-0.1393)	0.1733	(0.0242、-0.3142)	a 0.3384
肥満(%)	−10≦、<10	-0.0546	0.1989	-0.0732	a 0.3074
	それ以外	0.1443		0.2342	
3. 児および母の歯科所見					
児の不正咬合	無、有	(-0.0169、 0.0982)	0.1151	(0.2001、-0.6402)	a 0.8403
母の未処置歯(本)	0	0.1175	a 0.4424	0.2084	a 0.7777
	1≦、<5	-0.1841		0.0138	
	5≦	-0.3249		-0.5693	
母の処置歯(本)	0	-0.0523	0.0762	0.1984	a 0.2460
	1≦、<11	0.0037		-0.0476	
	11≦	0.0239		-0.0399	
4. 家族および保育状況等					
家族数(人数)	<6、6≦	(0.0177、-0.2081)	a 0.2259	(-0.0401、 0.2404)	a 0.2804
母年齢階級(歳)	<30、30≦	(-0.0455、 0.0190)	0.0645	(0.2138、-0.0759)	a 0.2897
父年齢階級(歳)	<30、30≦	(0.0080、-0.0015)	0.0095	(0.5514、-0.0580)	a 0.6094
通園	無、有	(0.0246、-0.0068)	0.0314	(-0.1884、 0.0589)	a 0.2473
5. 生活観察					
返事	可、不可	(0.0221、-0.0019)	0.0240	(-0.6200、 0.0477)	a 0.6677
名前	可、不可	(-0.0232、 0.0025)	0.0257	(-0.2819、 0.0564)	a 0.3382
色	異常なし、それ以外	(-0.0502、 0.0031)	0.0533	(-0.8288、 0.0638)	a 0.8926
ささやき声	それ以外、1/2以下	(0.0024、-0.0473)	0.0498	(0.0002、-0.0027)	0.0029

注1）スコアは、各項目におけるそれぞれのカテゴリースコアを示す。
注2）レンジは、各項目におけるカテゴリースコアの幅（差の絶対値）を示し、0.2以上の値にはａの印をつけて示した。
注3）カテゴリースコアでは、プラス点は齲蝕経験なしの児が多く、マイナス点は齲蝕経験ありの児が多いことを示す。

表２　齲蝕経験の有無別による項目別の分析結果

１．男児

①判別的中点　0.0402
②判別的中率　72.5%
③相関比　0.5511

④判別クロス表

	齲蝕経験なし	齲蝕経験あり	計
判別的中点より大	31	17	48
判別的中点より小	11	43	54
計	42	60	102

⑤カテゴリースコア

	平均	分散
齲蝕経験なし	0.1786	0.0534
齲蝕経験あり	-0.1251	0.0497

２．女児

①判別的中点　0.0925
②判別的中率　95.2%
③相関比　0.8095

④判別クロス表

	齲蝕経験なし	齲蝕経験あり	計
判別的中点より大	13	1	14
判別的中点より小	1	27	28
計	14	28	42

⑤カテゴリースコア

	平均	分散
齲蝕経験なし	0.4369	0.0761
齲蝕経験あり	-0.2185	0.0373

248

保健所が管内自治体の健康増進活動を支援した一事例

安田誠史、豊田誠、甲田茂樹、大原啓志（高知医大・公衆衛生）

【要旨】 保健所が自治体を専門的技術的に支援する機能を担った事例として、高知県窪川保健所管内A町での健康増進活動を紹介した。この事例の特徴は、住民の保健活動へのニーズを把握するために、日常活動で接触する機会が乏しい集団も含め、住民と対話する機会を設けたこと、課題解決のために協力が必要な他の分野と連携をもったこと、住民の自主的活動を利用して活動を進めたことである。

【目的】 地域保健法の施行により、保健所には、市町村による保健活動の課題設定、活動計画策定、計画の実践と評価を、専門的技術的に支援する機能が求められる。本報告では、保健所が、自治体での健康増進活動を支援した事例を紹介し、保健所がこの機能を担う時の注意点を考察する。

【事例】 事例は、高知県A町が、1989-94年度に、町を管轄する窪川保健所の支援を受けて進めた町民健康づくり事業である。A町は高知県中西部の山間部に位置する人口約4千人の町で、窪川保健所はA町と、隣接の1町1村を管轄している。

1．脳血管疾患罹患と死亡の状況

表1は、窪川保健所管内3町村の脳血管疾患標準化死亡比(SMR)を、1979-83年の前半5年間と、1984-88年の後半5年間の間で比較したものである。各期間の全国での性、年齢階級別死亡率を標準死亡率とした。前半は、A町、B町が全国の水準に比べて高値であったが、後半には両町とも改善し、A町は全国の水準を下回った。窪川保健所は1987年度から管内の脳血管疾患罹患者登録を実施しており、1988-89年の2年間に40歳以上罹患者129名が登録された。この登録数を用いて、町村ごとに、1988年度の老人保健法による基本健康診査受診の有無別脳血管疾患罹患率を計算した。基本健診非受診者での罹患率に町村間で差があり、A町の罹患率が他の町村に比べて低値であった。従って、A町では他町村に先駆けて、基本健診を受診していない住民でも血圧管理が進み、脳血管疾患の罹患、死亡が改善したと考えられた。

2．基本健診非受診者の血圧管理の実態

表2は、1986-88年の3年間一度も基本健診を受診しなかったA町の40歳以上住民から無作為抽出した240人のうち、血圧値、血圧管理状況、喫煙、飲酒習慣の調査に回答した203人（非受診者）と、同期間、毎年基本健診を受診していた40歳以上住民から、性、年齢を一致させて無作為抽出した240人（受診者）とを比較した結果である。非受診者の状況は退職看護婦による訪問調査によって把握し、受診者の状況は1988年度の基本健診結果によった。受診者と非受診者の間では、血圧値の分布、血圧測定頻度に差は見られなかった。しかし、非受診者は、受診者に比べて喫煙者、多量飲酒者の割合が高い傾向が見られた。選択の偏りの影響だけでなく、基本健診で行われている保健指導の意義を示しているとも考えられた。保健所と町のスタッフは、住民全体に対して、保健習慣改善を働きかけることが、今後の町の保健活動の課題であると考えた。

3．住民全体を対象とする健康増進活動の課題

住民全体を対象とする健康増進活動を、住民の関心を反映したものにするため、1990年度に、保健所、町と住民が直接対話する機会を設けた。町内各地区の集会所を、夜間、保健所と町のスタッフがチームを組んで訪問し、日常接触がない組織にも参加を求めて懇談した。住民は、小中学生の健康に高い関心を示した。小中学生を対象とする活動により、他の世代での健康増進活動を刺激できる可能性が注目された。また、各地区で、住民自身が健康増進活動としての要素を持つ活動を実施していることが明

表1．管内3町村の脳血管疾患 SMR

	1979～83年	1984～88年
	SMR（死亡数）	SMR（死亡数）
A町	109.2 (51)	72.9 (28)
B町	130.3 (298)	114.1 (215)
C村	92.9 (51)	118.8 (53)

表2．A町の基本健診非受診者と受診者の血圧管理状況

		非受診者	受診者
N		203	240
血圧値	正常域	66.0 %	70.0 %
	境界域	18.2	15.8
	高血圧	15.2	14.2
血圧測定	月1回≦	43.8 %	40.0 %
	年数回	30.5	37.1
	≦年1回	22.7	21.3

らかになった。その要素を支援して、健康増進活動を普及することを試みた。

4．小中学生の健康調査

保健所と町のスタッフは、町の小中学生全員を対象に、保健習慣（食習慣、運動習慣、睡眠時間）についての質問紙調査と、健康診査（身体計測、血圧、血清コレステロール測定）を実施する計画を立て、学校保健のスタッフを訪ね、調査への参加を働きかけた。学校保健のスタッフと共同で調査の準備を進めた。質問紙調査と健康診査を、1991-93年度の毎年度、町内の全小中学生を対象に実施し、小中学生の生活と健康の推移を追跡できる調査とした。保健所が調査の実施と結果分析に必要なスタッフ、機器を提供した。

1991年度は全小中学生の93％にあたる402名が調査に参加した。調査結果を町内を3地区に分けて比較すると、健康診査結果には地区間に差が見られなかった。しかし、保健習慣では、表3に示したように、Y地区では食習慣以外の生活習慣に改善が望まれる者（睡眠短時間、放課後運動習慣なし、または朝欠食）が高率であり、Z地区では食習慣に改善が望まれる者（主要食品の摂取頻度に偏りあり）が高率であった。保健所と町のスタッフは、成人の保健習慣の地区差に関心を持った。そして、1989-91年度のA町の基本健診結果を利用し、健診で問診している保健習慣を3地区の間で比較した。表3に示したように、Y地区ではヘビースモーカの割合が高く、またZ地区では、多量飲酒、塩分摂取過剰（漬け物、みそ汁の摂取頻度による）、蛋白質摂取不足（牛乳、卵、肉、魚の摂取頻度による）の割合が町全体の水準より高かった。

5．重点地区での健康増進活動

住民の自主的活動が最も活発に行われている地区を重点地区とし、1991-93年度、保健所と町のスタッフが、健康増進活動としての要素を強化する支援をした。また、健康増進活動としての要素が相互に補い合うよう、各活動の日程を組むことを助言した。

6．住民への健康増進活動の結果報告

1993年度に再度、町内各地区を保健所と町のスタッフが訪れ、住民に一連の活動の結果を報告した。小中学生の保健習慣改善のために、成人の健康増進活動を同時に進めること、また、重点地区以外でも、住民の自主的活動を利用した健康増進活動を推進することが必要であるという認識が深まった。

【考察】　紹介した事例では、保健所が既存資料を用いて町に問題提起をし、基本健診非受診者の実態調査を支援した。その結果、住民全体を対象とする健康増進活動に取り組む時期に至ったことが、町と保健所の共通認識になった。事例のように小規模の自治体が対象の場合、保健所が、現状の評価、問題提起の段階から主導的役割を担うことが重要である。

住民全体を対象とする健康増進活動に取り組む時、保健所は表4に示した条件に注意を払い、自治体の活動を支援する必要がある[1]。紹介した事例では、住民の生活の場で懇談会を開き、今後の保健活動の課題を住民のニーズに基づいて設定した。これは、権限付与、参加の原則、関連性の原則を満たして、具体的な課題を設定することであった。そして、小中学生の健康増進をテーマとする活動を進めるために、学校保健のスタッフと交流し、共同で小中学生の健康調査を実施した。これは、活動のための地域の能力を高めることになった。また、重点地区では、住民が自ら運営している活動を支援した。これは、住民に権限を付与し、住民の参加を促して健康増進活動を進める方法の一つである。小中学生での調査の結果、成人の保健習慣の地区差への関心が高まり、小児から成人までライフステージ全体を対象に健康増進活動に取り組む姿勢が、保健所、町と住民に生まれた。これは批評的意識の創出の結果といえる。

（共同研究者：元高知県窪川保健所長田上豊資医師）

【文献】 1) Minkler M. Improving health through community organization. in Health Behavior and health education - Theory, research, and practice (Glanz K, et al., eds). Jossey-Bass Publishers, San Francisco, 1990.

表3．地区別小中学生と基本健診受診者の保健習慣

地　区	X	Y	Z
小中学生（1991年度）			
生活習慣要改善	29.7％	52.2％	39.6％
食習慣要改善	25.5％	27.9％	37.4％
基本健診受診者（1989～91年度の受診者、3地区合計の水準を100）			
飲酒一日2合≦	98	93	110
喫煙一日21本≦	95	130	76
塩分摂取過剰	101	84	112
蛋白質摂取不足	85	106	112

表4．組織的健康増進活動に必要な要素

- 権限付与 empowerment　住民が、生活や環境を変容する権限を与えられること。
- 地域の能力 community competence　地域の様々な構成要素が協力できること。
- 参加の原則 principle of participation　住民が全過程に能動的に参加すること。
- 関連性の原則 principle of relevance　外部の専門家でなく、住民のニーズ、関心をとりあげること。
- 問題点の選択 issue selection　地域住民が意識し、克服可能、平易、具体的な問題を選ぶこと。
- 批評的意識の創出 creating critical consciousness　住民と専門家が同等の立場で、とりあげた問題の根本的原因の理解を深めること。

249

病院の退院率の年次推移とその性差について

藤田利治（公衆衛生院・疫学）、橋本修二（東京大学・医・疫学）、
福富和夫（公衆衛生院）

【要旨】 病院報告の平均在院日数と逆数の関係にある総退院率の年次推移の意味を明確にするために、患者調査を用いて継続在院期間別の在院患者割合およびその退院率の推計を行った。1974 年～1990 年における精神疾患を除く疾患での総退院率の年次推移は、わずかに低下した後に若干上昇していた。これは、第１に１ヵ月以下の短期の在院患者での退院率が経年的に低下していたのがわずかに上昇に転じたこと、第２に１ヵ月以下の在院患者割合が最近上昇したことによる。総退院率の年次推移には明らかな性差が認められ、男では総退院率が経年的に上昇したが、女では逆に低下していた。

【目的】 わが国の入院医療に係わる状況は、医療法改正、療養型病床群の新設、保健・医療・福祉の連携強化など、様々な面で大きな変革期を迎えている。平均在院日数は、医療経済上、入院医療費の主要な規定要因であり、入院医療に係わる重要なひとつの指標である。また、わが国の入院医療の特徴として平均在院日数が長いことが国際的にしばしば問題視されていることもあり、平均在院日数の意味やその年次推移の構造を的確に把握することは重要である。厚生省「病院報告」の平均在院日数は「いわば病床の患者の回転状況を表す」ものであり、「短い継続在院期間の在院患者割合およびその退院率により影響を受け、長い在院継続期間のそれによっては大きな影響を受けない指標である」ことは既に理論的に報告されている[1]。本報告では、平均在院日数を規定する継続在院期間別の在院患者数とその期間別の退院率を特別な方法で推計し、これらの年次推移を観察することにより、平均在院日数と逆数の関係にある「総退院率」の推移についての詳細な検討を行った。今回は、在院期間が長期間である精神疾患を除いた年次推移に限定する。

【方法】 用いた資料は 1990 年の厚生省患者票と 1974 年～1990 年の退院患者票であり、指定統計の目的外使用の承認を得て使用した。治療等のため病院に入所する行為を「入院」、その後病院に継続して居る状態を「在院」、ある時点での在院患者について入院時点からその時点までの期間を「継続在院期間」と呼ぶ。「継続在院期間別の１ヵ月間の退院率」は、下式の通りである。

$$\text{特定の継続在院期間別の１ヵ月間の退院率} = \frac{\text{特定の在院期間別の１ヵ月間の退院患者数}}{\text{特定の継続在院期間別の１ヵ月間の在院患者延数}}$$

この指標を全継続在院期間について求めた場合には、病院報告の平均在院日数の逆数とほぼ等しくなり、年次推移で平均在院日数が増加する時は逆に低下する関係にある。この全期間についての退院率を便宜的に「総退院率」と呼び、平均在院日数の代替指標として年次推移とその構造を検討した。なお、分母である継続在院期間別の在院患者数は、1987 年以降の厚生省患者調査で「入院期間別の推計入院患者数」として表章されているが、それ以前については調査されていないことから、既に報告した特別な方法[2]により推計した。

【結果】 精神疾患を除く疾患での総退院率の年次推移は、1974 年の 77%から経年的にわずかに低下し、1981 年に 72%と最低となった後、1990 年の 78%へとわずかに上昇した。総退院率の年次推移がわずかに凹型となった第１の理由は、１ヵ月以下の短期の継続在院期間別の退院率が 1974 年の 152%から 1982 年の 131%へと低下し、その後はわずかに上昇に転じて 1990 年には 138%になったためである。第２の理由は、１ヵ月以下の短期の継続在院期間別の在院患者割合が長年にわたって 37～39%であったものが、1990 年には 41%に若干上昇したことによる。

性別の総退院率の年次推移には、明らかな性差が認められた（表１）。男の総退院率は、1974 年の 63%から 1990 年の 82%へと上昇し、特に最近の上昇が著しかった。これは、１ヵ月以下の在院患者割合の上昇とその退院率の上昇が重なったためである。一方、女の総退院率は逆に低下した。これは、１ヵ月以下の在院患者割合はほぼ一定であったが、１ヵ月以下の退院率が低下したためである。この性差の背景には、男と比較して、女の在院患者での経年的な高齢化が著しいことや疾患構造の性差などの影響が推察されるが、より詳細で具体的な検討は今後の課題としたい。

年齢階級別の年次推移については、1990 年を除けば、15～24 歳および 25～34 歳の総退院率および１ヵ月以下の在院患者割合とその退院率のいずれについても大きな変化は認められなかった。しかし、1990 年は高い総退院率が示されていることから、今後の観察がさらに必要である。35～44 歳，45～54 歳および 55～64 歳の総退院率については、明らかな上昇がみられた。この経年的上昇は、１ヵ月以下の在院患者割合の上昇と１ヵ月以下の退院率の上昇が重なったためである。65～74 歳および 75 歳以上の総退院率については、1990 年で高率を示したことを除けば、大きな経年的変化は認められなかった。高齢者については退院事由を考慮した検討が必要である。

文献

1) 橋本修二，藤田利治，他：病院報告と患者調査の平均在院日数の意味と性質．厚生の指標 42(2)： 3-8，1995.
2) 藤田利治，橋本修二：患者調査に基づく精神疾患患者の在院期間の年次推移．日本公衛誌 38： 350-358，1991.

表1　精神疾患を除く疾患の性別の在院患者数および退院率の年次推移

年次	継続在院期間 ～1月	～2月	～3月	～6月	～12	～2年	～3年	～5年	5年超	総数
〈男〉 在院患者数(／1,000人)										
1974	2.17	0.89	0.48	0.73	0.62	0.48	0.23	0.24	0.46	6.30
1975	2.18	0.89	0.47	0.68	0.62	0.57	0.22	0.21	0.45	6.29
1976	2.28	0.92	0.48	0.68	0.57	0.60	0.25	0.21	0.40	6.38
1977	2.34	0.99	0.52	0.73	0.59	0.52	0.24	0.22	0.36	6.51
1978	2.40	1.02	0.54	0.75	0.59	0.52	0.21	0.22	0.36	6.60
1979	2.46	1.02	0.54	0.72	0.53	0.50	0.22	0.21	0.37	6.57
1980	2.66	1.10	0.58	0.79	0.57	0.45	0.21	0.20	0.36	6.92
1981	2.79	1.13	0.59	0.80	0.60	0.46	0.20	0.20	0.34	7.12
1982	2.90	1.18	0.61	0.83	0.63	0.50	0.23	0.21	0.34	7.43
1983	3.00	1.19	0.63	0.83	0.61	0.50	0.25	0.24	0.36	7.61
1984	3.06	1.21	0.65	0.85	0.59	0.48	0.27	0.27	0.37	7.76
1987	3.31	1.25	0.66	0.87	0.64	0.52	0.25	0.25	0.40	8.15
1990	3.49	1.16	0.58	0.79	0.57	0.44	0.23	0.23	0.35	7.84
退院率(／100在院患者・月)										
1974	119.5	74.5	58.5	32.9	14.9	9.3	4.9	4.1	1.4	62.7
1975	119.0	77.4	59.8	34.3	15.4	7.5	5.7	5.8	1.9	63.1
1976	119.7	75.5	56.3	34.4	14.4	6.7	5.8	3.9	2.4	64.0
1977	119.4	76.5	61.1	32.8	15.8	8.5	7.9	4.3	2.2	65.8
1978	112.2	72.4	59.3	35.7	16.4	7.6	7.6	4.1	1.3	63.4
1979	113.8	78.7	63.0	38.4	19.9	8.6	6.2	4.4	2.4	67.0
1980	111.4	72.7	58.8	36.2	16.3	8.7	6.9	4.3	2.4	65.8
1981	114.0	74.5	58.2	35.9	16.2	8.5	4.9	4.4	1.6	67.6
1982	110.9	76.8	58.0	36.2	16.2	7.2	4.7	2.8	1.6	66.5
1983	117.7	75.7	57.4	36.4	17.9	8.6	4.2	3.0	1.0	69.3
1984	127.2	66.8	53.4	37.6	16.2	7.0	3.6	3.3	1.1	71.2
1987	131.3	69.8	53.8	35.0	15.4	7.8	4.0	3.0	1.6	74.1
1990	131.6	81.2	65.2	40.6	17.4	8.0	5.0	3.6	2.1	81.5
〈女〉 在院患者数(／1,000人)										
1974	2.15	0.67	0.37	0.56	0.47	0.39	0.19	0.21	0.31	5.31
1975	2.11	0.67	0.37	0.55	0.49	0.45	0.20	0.19	0.31	5.35
1976	2.13	0.70	0.39	0.58	0.52	0.50	0.24	0.19	0.31	5.54
1977	2.17	0.74	0.41	0.60	0.54	0.53	0.23	0.21	0.29	5.73
1978	2.27	0.78	0.43	0.61	0.51	0.54	0.24	0.24	0.29	5.90
1979	2.30	0.81	0.45	0.64	0.52	0.54	0.27	0.27	0.31	6.11
1980	2.41	0.84	0.47	0.69	0.55	0.49	0.26	0.27	0.30	6.27
1981	2.52	0.88	0.49	0.75	0.62	0.49	0.25	0.26	0.32	6.59
1982	2.62	0.92	0.51	0.75	0.63	0.56	0.27	0.26	0.34	6.87
1983	2.72	0.94	0.52	0.75	0.62	0.57	0.30	0.29	0.37	7.07
1984	2.81	0.97	0.55	0.79	0.66	0.62	0.34	0.34	0.39	7.46
1987	3.12	1.09	0.60	0.85	0.73	0.68	0.37	0.44	0.45	8.32
1990	3.54	1.15	0.60	0.90	0.78	0.75	0.45	0.46	0.52	9.14
退院率(／100在院患者・月)										
1974	182.3	75.4	56.9	30.3	15.5	8.7	4.8	3.2	2.1	92.9
1975	180.8	75.5	56.5	33.7	14.6	6.9	5.2	4.9	1.8	90.6
1976	181.1	72.1	51.0	32.0	11.9	6.5	4.3	4.0	2.1	87.7
1977	168.6	70.5	55.6	31.3	13.7	6.8	6.0	4.0	2.0	82.6
1978	169.0	68.9	56.2	33.4	14.7	6.2	6.3	3.2	1.6	84.0
1979	161.3	72.7	56.7	33.8	16.1	5.6	4.9	3.0	2.2	80.4
1980	159.6	71.9	53.5	32.9	16.9	7.5	6.5	5.2	3.1	81.3
1981	153.1	66.1	50.5	28.6	13.4	6.6	4.3	3.6	1.1	76.5
1982	152.4	72.0	55.1	30.9	16.2	7.4	3.9	3.4	1.3	77.8
1983	150.9	71.4	51.4	32.1	14.5	6.9	3.7	3.2	1.4	76.8
1984	154.5	63.6	48.6	30.8	12.9	5.1	3.4	2.5	1.1	75.2
1987	148.1	64.6	48.9	30.9	12.1	5.8	4.0	2.8	2.1	72.6
1990	144.0	72.2	61.2	35.4	13.2	6.3	3.5	3.1	2.0	74.4

250

日・英の生命表に関する衛生統計学的比較研究

琉球大学（医・保健）飯淵　康雄、加藤　種一

＜要旨＞

＜序＞

“英国”と云えば、その国土は北緯５０°～６０°の範囲に位置する島国であるのに対し、日本は北緯４２°～同４３°に位置する列島であることは衆人のよく知るところである。日本国では「長寿」の話が差程珍しくなく、紙上に載せられることがあるが、第２次世界大戦中の軍人・民間人等の死亡者数が如何に多かったかを想起する人々は“盆”を除くと忘れ去られる時代環境に入って来ているようである。今回の報告は本年４月「第６４回日衛誌４９（１）」に提示した「英国における世代生命表と普通生命表との組み合せ利用上の問題点」（２３２頁参照）に続く研究である。

＜資料＞

1)　日本帝国人口動態統計・　2)　人口動態統計

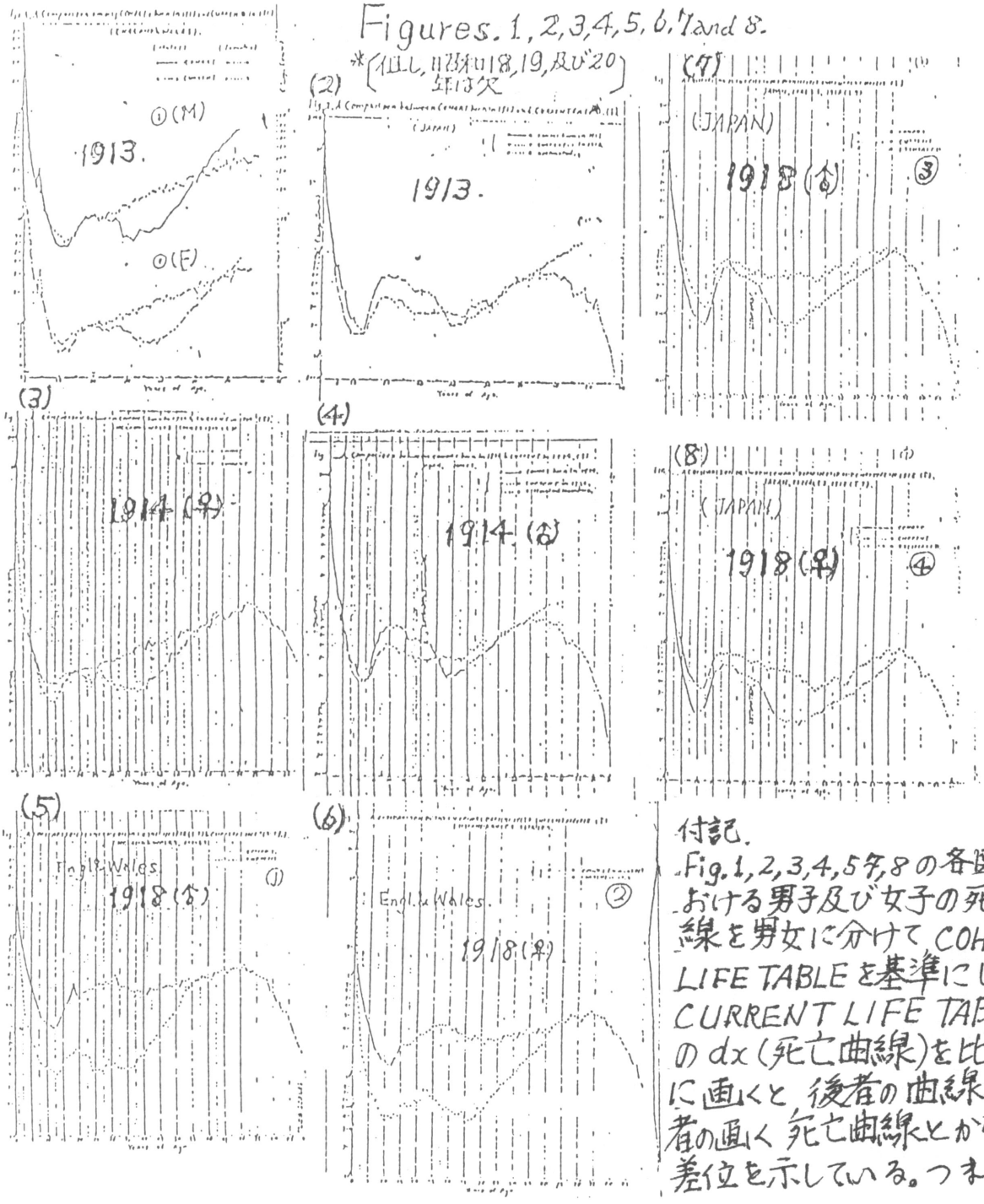
3)　Mortality Statistics(England and Wales),OPCS

＜観察＞

日英両国の“Static Life Table”と“Corhort Life Table”とを対比的に観察した範囲内で以下のような結果を得た。乳児期を除いて静態的生命表の利用には慎重さが求められた。他方、違った星の下で生まれた我々人間は生年の枠内でしか生残できない絶対的存在と規定される社会的生物体と断定できないだろうか? 一つの世代生命表は絶対的なものであって、これを普遍化するには方法論的に無理があると考えられないだろうか? 現資料の範囲内で、CURRENTとCORHORTの両者の統一性を求めるには、資料の増大と更なる研究が求められよう。

Figures. 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 and 8.

*〔但し, 昭和18, 19, 及び20年は欠〕



付記.
Fig. 1, 2, 3, 4, 5々, 8の各図における男子及び女子の死亡曲線を男女に分けて, COHORT LIFE TABLEを基準にしてCURRENT LIFE TABLEのdx(死亡曲線)を比較的に画くと, 後者の曲線が前者の画く死亡曲線とかなりの差位を示している。つまり,

Current Life Tablesと Cohort Life Tableの死亡曲線とを比べてみると, COHORTと CURRENTとでは両者の曲線に曲線の形成上その形がお互いに類似している年齢帯は差程長いものではないことが分る。又, それ以上に大切なことはCOHORT dx-CURVEは絶対的存在であるだけに他と比較する上で問題点を残すことになろう。日・英の比較では共に限度が比較上の問題となろう。

251

原爆被爆者の低線量における死亡率

○三根 真理子，本田 純久，近藤 久義，横田 賢一、
朝長万左男（長崎大・医・原爆資料センター）
松浦正明、早川式彦（広島大・原医研）
奥村 寛（長崎大・医・原研放射）

【要旨】ヒトに及ぼす低線量照射の影響を新線量(DS86)に準じたABS93Dを用いて解析を行なった結果、がんのリスクは101cGy以上の群で被爆群の死亡率が高かった。脳血管疾患のリスクは男性の31～40cGy，41～50cGyの被曝群で低い傾向があった。

【目的】

ヒトに及ぼす低線量照射の影響を新線量(DS86)に準じたABS93Dを用いて解析を行なった。

【方法】

被曝群3,456名のうちABS93Dが推定可能であった者は2,743名であった。対照群は性・年齢をマッチさせ、被曝線量が0.37cGy以下の被爆者(3km以遠)から各線量群の３倍数を無作為抽出した。観察期間は1971～1994年の23年間である。人数を表1に示す。死因別死亡数は表2および表3に示す。

表1. 線量別人数

線量(cGy)	男	女	計
1-30	540	922	1,462
31-40	111	139	250
41-50	69	126	195
51-100	126	214	340
101-150	113	160	273
151-599	94	128	223
計	1,053	1,690	2,743

【結果】

1.全死因のリスクは図1に示すように50cGy以下の群では対照群とほぼ変わらなかった。
2.がんのリスクは図2に示すように101cGy以上の群で死亡率は高かった。
3.脳血管疾患のリスクは図3に示すように男性の31～40cGy，41～50cGyの被曝群で低い傾向があった。
4.心疾患のリスクは図4に示すように女性の31～40cGyの被曝群で低い傾向があった。

表2. 線量・死因別死亡数（男）

1971-1994年累積死亡

線量(cGy)	全死因	がん	脳血管疾患	心疾患
1-30	193	40	23	29
31-40	61	26	6	11
41-50	28	10	3	5
51-100	48	17	6	6
101-150	55	19	12	4
151-599	52	23	5	5
計	437	135	55	60

表3. 線量・死因別死亡数（女）

1971-1994年累積死亡

線量(cGy)	全死因	がん	脳血管疾患	心疾患
1-30	279	76	44	47
31-40	72	20	14	9
41-50	39	12	7	6
51-100	72	15	19	12
101-150	56	18	9	4
151-599	45	18	7	7
計	563	159	100	85

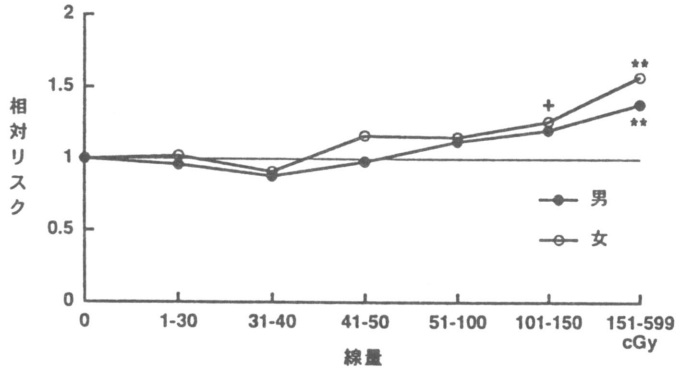


図1. 全死因の死亡リスク

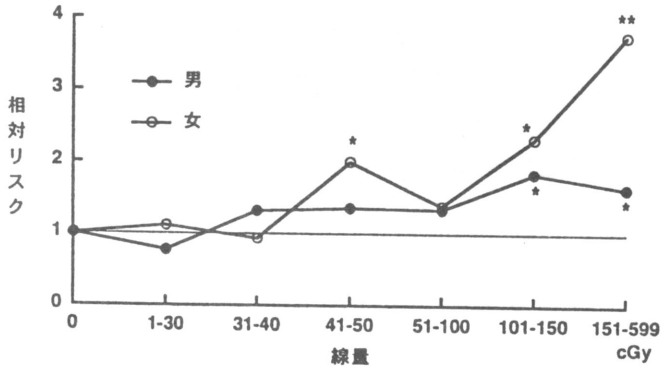


図2. がんの死亡リスク

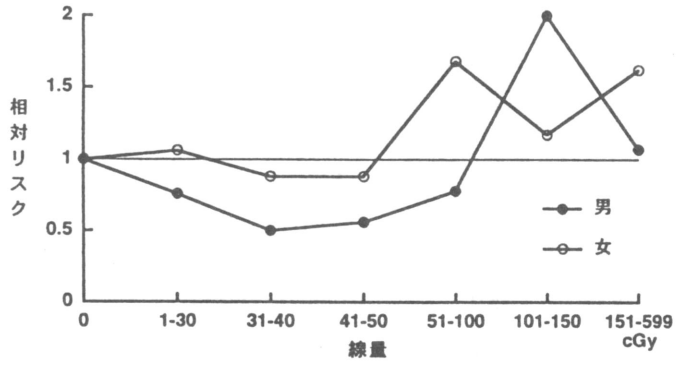


図3. 脳血管疾患の死亡リスク

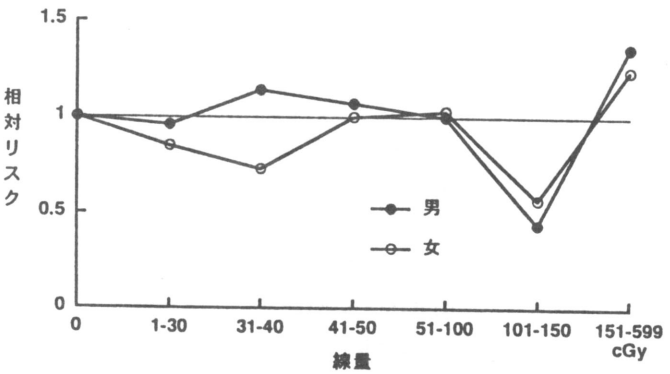


図4. 心疾患の死亡リスク

252

検査値からみた被爆者の死因別死亡率の解析

本田純久、三根真理子、近藤久義、朝長万左男
（長崎大学医学部原爆資料センター）

要旨　長崎市在住の原爆被爆者を対象に被爆者健診での検査値と死因別死亡率の関連を調べた。ガンによる死亡ではGOT高値、GPT高値、ZTT高値、女性のWBC低値、心疾患による死亡では女性の高血圧、ALP高値、ZTT高値に統計的に有意な死亡率の上昇がみられた。

目的

被爆者健診での検査項目の異常値と死因別死亡率の関連について検討した。

対象と方法

対象は1981年1月1日の時点で生存していた長崎市在住の被爆者のうち、被爆距離と遮蔽状況が明らかな8,718人（男3,289人、女5,429人）。被爆者健診での検査項目の中で収縮期血圧(SBP)、拡張期血圧(DBP)、赤血球数(RBC)、白血球数(WBC)、GOT、GPT、硫酸亜鉛混濁試験(ZTT)、総コレステロール(TCH)、ヘモグロビン(Hb)についてCoxの比例ハザードモデルによる解析を行なった。

結果

1981年時点での平均年齢は男50.85歳（標準偏差13.29歳）、女55.57歳(標準偏差13.87歳)であった。1995年3月迄に死亡した人は1,408人で主な死因はガン407人(28.9%)、心疾患282人(20.0%)、脳血管疾患190人(13.5%)、肺炎157人(11.2%)、その他372人(26.4%)であった。

検査項目の異常値による全死因(表1), ガン(表2)及び心疾患(表3)の相対リスクを示す。ガンではGOT高値, GPT高値, ZTT高値, 女性のWBC低値、心疾患では女性の高血圧, ALP高値, ZTT高値に死亡率の上昇がみられた。

表1　検査項目の異常値による死亡の相対リスク (全死因)

	男		女	
	相対リスク	p 値	相対リスク	p 値
SBP＞160 mmHg or DBP＞95 mmHg	1.030	0.821	1.499	<.001
SBP＞140 mmHg or DBP＞90 mmHg	1.220	0.122	1.123	0.304
RBC＜410 万/mm^3 (女 RBC＜380 万/mm^3)	1.363	0.012	1.192	0.080
RBC＞530 万/mm^3 (女 RBC＞480 万/mm^3)	0.729	0.380	0.955	0.845
WBC＜3000 /mm^3	5.796	0.081	5.155	0.005
WBC＞10000 /mm^3	1.217	0.609	1.855	0.043
Hb＜14 g/dl (女 Hb＜12 g/dl)	1.104	0.366	1.199	0.044
Hb＞18 g/dl (女 Hb＞16 g/dl)	0.534	0.532	1.388	0.744
GOT＞40 Ka.U	2.211	<.001	2.203	0.001
GPT＞35 Ka.U	1.972	0.001	2.342	0.002
ALP＞12 K.AU	1.845	<.001	1.515	0.009
ZTT＜3 Ku.U	0.781	0.673	2.049	0.219
ZTT＞12 Ku.U	2.590	<.001	2.229	<.001
TCH＜130 mg/dl	2.419	0.020	-	-
TCH＞250 mg/dl	1.348	0.446	1.126	0.640

年齢と被曝線量を補正

表2　検査項目の異常値による死亡の相対リスク (ガン)

	男		女	
	相対リスク	p 値	相対リスク	p 値
SBP＞160 mmHg or DBP＞95 mmHg	0.909	0.670	1.284	0.217
SBP＞140 mmHg or DBP＞90 mmHg	1.174	0.468	1.087	0.680
RBC＜410 万/mm^3 (女 RBC＜380 万/mm^3)	1.334	0.188	1.255	0.220
RBC＞530 万/mm^3 (女 RBC＞480 万/mm^3)	1.363	0.503	1.134	0.764
WBC＜3000 /mm^3	-	-	9.807	<.001
WBC＞10000 /mm^3	0.894	0.876	2.391	0.087
Hb＜14 g/dl (女 Hb＜12 g/dl)	1.015	0.934	1.161	0.359
GOT＞40 Ka.U	2.969	<.001	2.965	0.002
GPT＞35 Ka.U	3.017	<.001	3.204	0.002
ALP＞12 K.AU	1.644	0.098	1.156	0.641
ZTT＜3 Ku.U	0.787	0.813	-	-
ZTT＞12 Ku.U	2.666	0.003	2.757	0.001
TCH＜130 mg/dl	2.036	0.254	-	-
TCH＞250 mg/dl	1.974	0.197	1.787	0.149

年齢と被曝線量を補正

表3　検査項目の異常値による死亡の相対リスク (心疾患)

	男		女	
	相対リスク	p 値	相対リスク	p 値
SBP＞160 mmHg or DBP＞95 mmHg	1.206	0.509	1.894	0.010
SBP＞140 mmHg or DBP＞90 mmHg	1.176	0.594	1.006	0.982
RBC＜410 万/mm^3 (女 RBC＜380 万/mm^3)	1.635	0.076	1.186	0.482
RBC＞530 万/mm^3 (女 RBC＞480 万/mm^3)	-	-	0.874	0.820
WBC＜3000 /mm^3	-	-	-	-
WBC＞10000 /mm^3	2.353	0.154	-	-
Hb＜14 g/dl (女 Hb＜12 g/dl)	1.336	0.239	1.155	0.518
GOT＞40 Ka.U	1.336	0.580	2.177	0.287
GPT＞35 Ka.U	0.630	0.525	1.256	0.823
ALP＞12 K.AU	1.981	0.084	2.896	0.002
ZTT＜3 Ku.U	1.302	0.795	-	-
ZTT＞12 Ku.U	2.475	0.088	2.987	0.016
TCH＜130 mg/dl	1.446	0.720	-	-
TCH＞250 mg/dl	2.058	0.334	1.304	0.686

年齢と被曝線量を補正

253

日本人成人の体格の推移と加齢変化

山口百子、松村康弘、杉山みち子、岩谷昌子、吉池信男（国立健・栄研　成人健・栄部）大谷八峯、井上浩一、河野美穂（厚生省、健康増進栄養課）

〔要旨〕肥満、体格の基礎資料として日本人の体格の現状並びに推移、加齢変化を検討した．国民栄養調査成績(1978～1992)を用い、20才以上を対象に、誕生年別の見掛け上のコホートを作成し、身長、体重、ＢＭＩの平均値と推移を見た．身長は誕生年が最近になるほど高い．身長の短縮は男性は60才以降、女性では50才以降ではじまる．男性の体重は身長が高くなるほど増加するが、女性ではコホート間の身長の差を反映しない。加齢と共に増加し、60才以降減少する。ＢＭＩも同様に加齢とともに増加し、70才以降減少する．誕生年が最近になるほど男性ではＢＭＩは高いが、女性では1935年生まれ以降、誕生年が最近になるほどＢＭＩは低い．体格を理解するのに、摂取、消費カロリー、栄養素だけでなく、教育や社会文化的側面も検討する必要があることを示唆する所見である。

〔目的〕日本人の肥満傾向の推移、高齢者の身長の短縮の推移を検討する基礎資料として日本人の体格の現状並びに推移、加齢変化を明らかにすることを目的とした.

〔方法〕1975年から1990年の国民栄養調査成績のうち、調査年、調査時年齢、生年、性、身長、体重を変数として採択した。1895年以降5年階級で誕生年別コホートを設定した。国民栄養調査対象は日本人全体から無作為に毎年抽出され同一人を追跡していないので、見掛け上のコホートである。解析にはPC-SASを用いた。

〔結果〕対象は毎年概ね13,000人前後である。身長（図１）；誕生年が最近になるほど平均身長は増大する。コホート間の差は固定している。身長の増加は男性では20才前半まで見られるが、女性では20才代の増大は見られない。加齢に伴う身長の短縮は男性では60才後半、女性では50才代からはじまり、徐々に進行する。体重（図２）：男性では身長の増加とともに体重が増加し、誕生年別コホート間の差が大きい。女性では20才代から50才代に至る間、1930から1965年までに誕生した集団間で差を認めない。60才以降の1924年以前に誕生したコホート間には若干の差を認める。男性では20から40才代まで体重は増加し、60才後半から減少する。女性では20から50才代では増加し、60才以降減少する。ＢＭＩ（図３）：男性では常に誕生年が最近のコホートほどＢＭＩが大きい。1935年以降の出生者は誕生年コホート間の差が小さいが、それ以前の出生者は差が大きい。女性では1935年以降出生者は男性とは逆に誕生年が最近になるほどＢＭＩが低い。それ以前の出生者では誕生年コホート間の差は明確でない。男性では60才にいたるまでＢＭＩの増加傾向は認められる。1910年以前の出生者は70才以降減少を示すが、1915から1919年までのコホート集団では70才代になっても減少傾向を示していない。女性では加齢とともに増加し、50才代、60才代で横這いで、その後減少に転ずる。

〔考察〕学校保健統計は日本の子供の身長は増加しているが、がっちりした体格からは遠ざかっていると報告している。体格の基礎が確立した成人期以降も体格の推移は色々な様相を呈する。20才代から40才代にかけて誕生年コホートのＢＭＩの差が男女で異なる背景には、細さを良しとする社会の暗黙の合意があると思われる。この性差が加齢とともにどのように変化するか、あるいは疾病に及ぼす影響は今後どのように展開するかは詳細な観察を続ける必要がある。身長の短縮は骨

粗しょう症と関連し興味深いが、少なくとも現時点ではその短縮の傾きは誕生年コホート間で一定の傾向は見出せず、青壮年期との栄養との関連についても言及はできない。

（結論）日本人の体格、特にＢＭＩについては青壮年期に増加し、70才以降減少する。その体格の推移には男女差があり、生物学的要因以外に社会、文化的要因の関与がうかがわれる。

本研究は厚生省所要量委員会、健康増進調査研究事業肥満の疫学調査研究班の支援で実施した。

図１　男女別加齢と身長の変化（cm、誕生年コホート）

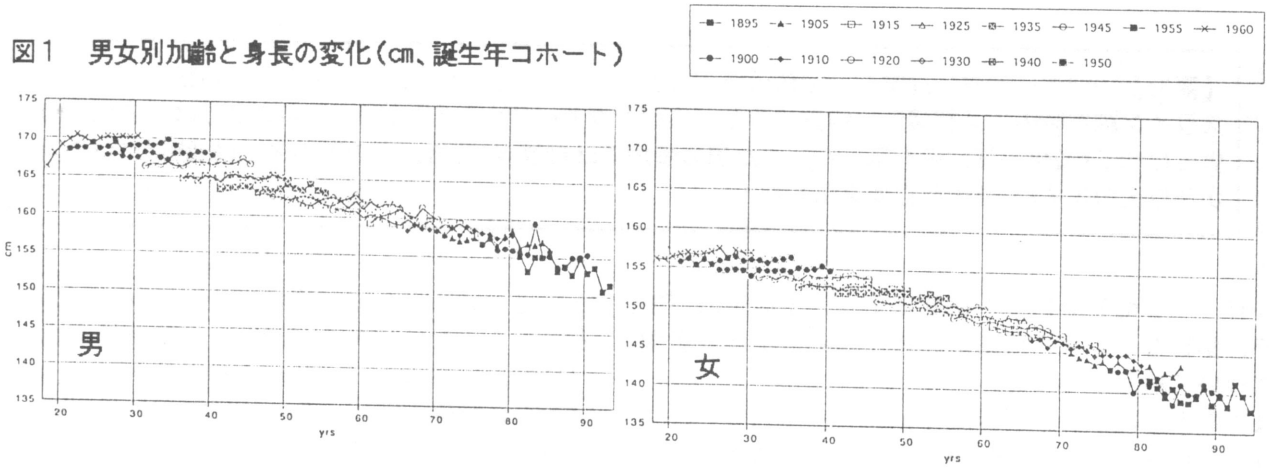


図２　男女別加齢と体重の変化(Kg,誕生年コホート)

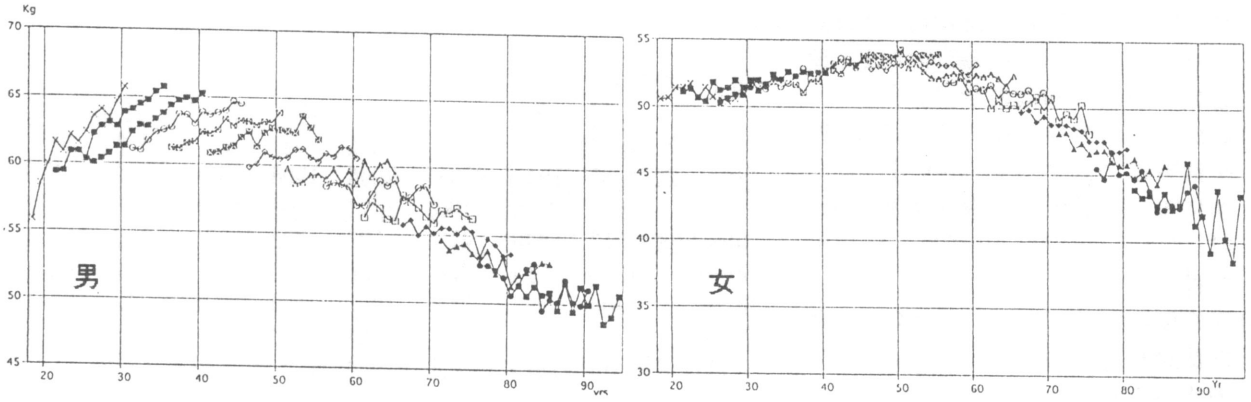
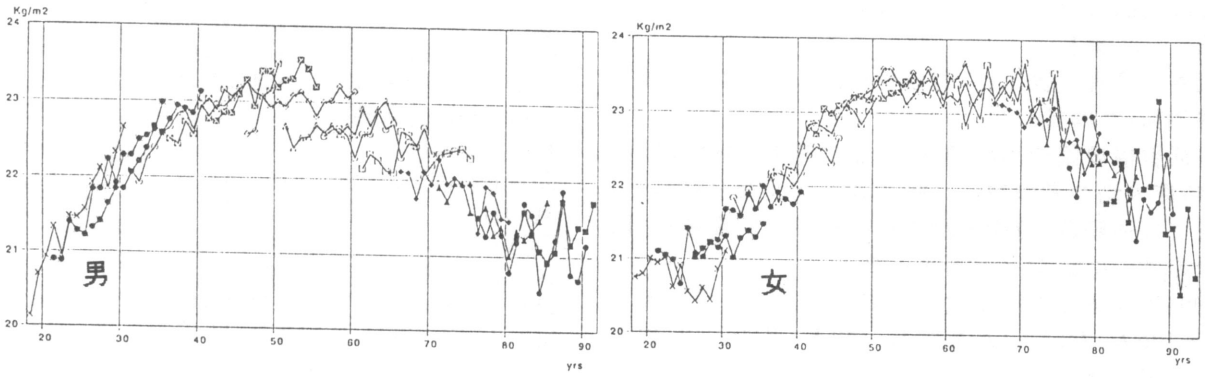


図３　男女別加齢と BMI の変化(誕生年コホート)



254

歩行習慣が総死亡率に及ぼす影響
—地域コホート集団6年間の観察—

○森岡 聖次，吉村 典子，笠松 隆洋，橋本 勉（和歌山医大・公衆衛生）
上田 晃子（和歌山医大紀北分院・内科）

【要旨】1988年～89年に設定した和歌山県下の3コホート（3048人）を1994年末まで追跡した。ベースライン調査時の生活習慣別に観察すると、歩行習慣では男女とも1日30分未満の者では30分以上の者に比べて約2倍の死亡率を示した。また男の喫煙では喫煙者で2倍、女の肥満度では BMI が18未満か26以上の者で約2倍の死亡率を示した。

【目　　的】コホート研究により、生活習慣要因、特に歩行などの身体活動が、総死亡率に及ぼす影響について検討すること。

【対象と方法】

1) 対象地域：和歌山県美山村・中津村の全地域と桃山町の一部地域。
2) 対象者：美山村・中津村では、1988年12月末現在で40～79歳の全住民。桃山町では1989年12月末現在で町内5地区の40～79歳の住民と役場職員中40～59歳の全員。
3) 健康と生活習慣に関する質問票調査：生活習慣に関する全125項目の質問票による自記留置調査を実施。美山村・中津村は1988～89年に、桃山町では1989～90年に行った。
4) 死亡転出調査：死亡については、統計法第15条の規定に基づき、総務庁の告示を得て和歌山県に照会。
5) 生活習慣と死亡率との関連の解析方法：生活習慣要因の有無別に観察1000人年あたりで Mantel-Haenszel 法で年齢を調整した死亡率を比較。

【結　　果】

1) 調査回答者（表１）：対象者4238人中3048人（回答率72%）が回答した。
2) 生活習慣要因の出現頻度（表２）：男では運動が週1時間未満の者の74%，喫煙者の58%などが高く、女では運動週1時間未満の者の82%，間食週1回以上の者の61%などが高かった。
3) 1994年末までの死亡者と転出者（表３）：171人（男106人，女65人）が死亡し、63人（男20人，女43人）が転出した。コホート設定1年以内では12人（7%）2年目は35人（20%）が死亡し、残る124人（73%）は設定3年目以降に死亡していた。
4) 死因別死亡者数（表４）：男では、がん（40%）、心疾患（23%）、脳血管疾患（8%）の順に死亡者が多く、女ではがん（32%）、脳血管疾患（17%）、心疾患（15%）の順に多かった。
5) 死亡に影響を及ぼす生活習慣要因の検討（表５）：1日歩行時間30分未満の者は、30分以上の者との死亡率比が1.8と有意に高値（$p<0.01$）であった。女の歩行(2.1)，BMI(2.3)でも要因ありの者の死亡率が有意に高かった。男の喫煙では2

表１　対象者と回答者

区分	対象者 総数	男	女	回答者 総数	男	女	未回答者 総数	男	女
総数	4238	1947	2291	3048	1308	1740	1190	639	551
	(100)	(100)	(100)	(72)	(67)	(76)	(28)	(33)	(24)
40～49歳	912	440	472	522	202	320	390	238	152
50～59	1270	614	656	926	409	517	344	205	139
60～69	1305	592	713	1056	469	587	249	123	126
70～79	751	301	450	544	228	316	207	73	134

（ ）は回答率(回答者／対象者)と未回答率(未回答者／対象者)　(%)

表２　生活習慣要因の出現頻度

項目（要因）	男(n=1308) 要因あり(%)	女(n=1740) 要因あり(%)
睡眠(<6時間,>9時間)	479(36.6)	706(40.6)
運動(週1時間未満)	964(73.7)	1422(81.7)
歩行(1日30分未満)	330(25.2)	360(20.7)
食事(不規則)	95(7.3)	99(5.7)
間食(週1回以上摂取)	665(50.8)	1066(61.3)
飲酒(1日1.1合以上)	524(40.1)	61(3.5)
喫煙(すう)	755(57.7)	133(7.6)
ストレス(多い)	340(26.0)	367(21.1)
BMI(<18,>26)*1	248(19.0)	427(24.5)
HPI(2点以下)*2	535(40.9)	237(13.6)

*1:BMI, Body Mass Index(kg/m^2)
*2:HPI, Health Practice Index;睡眠7～8時間=1，運動週1時間以上=1，飲酒1合以内=1，喫煙なし=1，BMI:18～26=1，として5点満点で算出

年以内の死亡を除くと2.0と有意に高かった。

疾患別には、脳血管疾患で男女の歩行、心疾患で男の喫煙で、要因ありの者の死亡率が有意に高かった。がんでは要因ありの者で有意の死亡率比の上昇はみられなかった。

【考　　察】

1)コホート集団の設定

今回の調査では、調査マニュアルに基づき可能な限り自記式で回答を求め、記入もれの確認にも回答を誘導しないよう充分な注意を払った。従って、曝露要因を適切に測定できたと考えられる。

表3　6年間の死亡者と転出者（1989～94年）

区分	回答者 総数	男	女	生存者 総数	男	女	死亡者 総数	男	女	転出者 総数	男	女
総数	3048	1308	1740	2814	1182	1632	171	106	65	63	20	43
	(100)	(100)	(100)	(92)	(90)	(94)	(6)	(8)	(4)	(2)	(2)	(2)
40～49歳	522	202	320	511	196	315	5	5	0	6	1	5
50～59	926	409	517	897	396	501	16	8	8	13	5	8
60～69	1056	469	587	974	417	557	63	46	17	19	6	13
70～79	544	228	316	432	173	259	87	47	40	25	8	17

( )は生存率，死亡率，転出率(%)

2)総死亡率に影響を及ぼす生活習慣要因の検討

生活習慣が、死亡を引き起こす曝露要因であるとしても、コホート設定後、短期間に発生する死亡については、疾病に罹患することにより、生活習慣自体が影響を受ける可能性がある。このため今回は、コホート設定1年後までと2年後までの死亡を除いた検討も行った。

歩行習慣については男女とも1989～94年の全死亡を用いた解析で、歩行時間1日30分未満の者では30分以上の者より有意に約2倍死亡率が高かった。調査時点では寝たきりや病弱でもともと歩けない者は回答していないこと、またコホート設定2年以内の死亡を除いた解析でも同様の傾向が示されたことから、日常よく歩くことが、死亡率を低下させるうえで効果的である可能性が示されたものと考えられる。

女のBMIでは、極端なやせと肥満で有意に約2倍死亡率が高かった。歩行習慣と死亡率との関連とを考え合わせると、身体活動性を保ち体重を適正範囲に維持することが、死亡率低下に役立っている可能性があると考えられる。また喫煙については、男の喫煙者で死亡率が2倍となっており、禁煙啓発の必要性が示された。

表4　死因別死亡者数（1989～94年）

区分	総計(%)	男(%)	女(%)
総数	171(100)	106(100)	65(100)
がん	63(37)	42(40)	21(32)
心疾患	34(20)	24(23)	10(15)
脳血管疾患	19(11)	8(8)	11(17)
その他	55(32)	32(29)	23(36)

表5　歩行，喫煙，BMIと死因別死亡率比（観察期間1989～1994年）

1989～94年死亡者 男(死亡数=106)	総死亡 率比	95%CI	がん死亡 率比	95%CI	心疾患死亡 率比	95%CI	脳血管疾患 率比	95%CI
歩行(30分未満/日)	1.8**	1.2-2.7	1.4	0.7-2.8	1.1	0.4-2.9	7.7**	1.7-35.1
喫煙(すう)	1.3	0.9-2.0	0.9	0.5-1.7	2.1	0.9-5.1	6.3+	0.7-53.4
女(死亡数=65)								
歩行(30分未満/日)	2.1**	1.3-3.5	1.3	0.5-3.6	1.7	0.5-6.7	3.5*	1.1-11.6
BMI(<18,>26)	2.3***	1.4-3.8	1.2	0.5-3.1	3.3+	0.9-13.0	2.6+	0.8- 8.2

1990～94年死亡者 男(死亡数=97)	総死亡 率比	95%CI	がん死亡 率比	95%CI	心疾患死亡 率比	95%CI	脳血管疾患 率比	95%CI
歩行(30分未満/日)	1.8**	1.2-2.8	1.3	0.7-2.7	1.2	0.4-3.2	7.7**	1.7-35.1
喫煙(すう)	1.5+	1.0-2.3	1.0	0.5-2.0	2.5+	1.0-6.5	6.3+	0.7-53.4
女(死亡数=62)								
歩行(30分未満/日)	2.1**	1.3-3.6	1.1	0.4-3.4	1.7	0.5-6.7	3.5*	1.1-11.6
BMI(<18,>26)	2.3**	1.4-3.7	1.2	0.5-3.1	3.3+	0.9-13.0	2.6+	0.8- 8.2

1991～94年死亡者 男(死亡数=76)	総死亡 率比	95%CI	がん死亡 率比	95%CI	心疾患死亡 率比	95%CI	脳血管疾患 率比	95%CI
歩行(30分未満/日)	1.5	0.9-2.4	1.0	0.4-2.4	0.8	0.2-2.9	11.5**	2.0-66.2
喫煙(すう)	2.0**	1.2-3.3	1.0	0.5-2.2	4.4*	1.2-15.7	—	—
女(死亡数=48)								
歩行(30分未満/日)	1.9*	1.0-3.5	1.0	0.3-3.4	2.0	0.5-8.1	2.8+	0.8-10.0
BMI(<18,>26)	2.1**	1.2-3.7	1.3	0.5-3.4	2.8	0.7-11.4	3.3+	0.9-11.5

死亡率比は年齢を調整して要因あり／要因なしで算出　　95%CI：95%信頼区間

+：0.05<p<0.10　　*：p<0.05　　**：p<0.01　　***：p<0.001

255

運動が喫煙習慣に与える効果に関するメタアナリシス

西　信雄、多田羅浩三（大阪大学医学部公衆衛生学教室）

【要旨】運動習慣のない健常者を対象とした介入研究で、運動群と対照群の別に長期（６～24か月）の喫煙者数の変化をみた研究を用いてメタアナリシスを行った。1995年３月までに発表された５つの研究を収集、選択した。13項目による質的評価ではそれぞれ８～９項目を満たした。対照群に対する運動群の禁煙ありの要約オッズ比は 1.85、禁煙を第一の目的として行った３研究に限ると 2.35であったが、有意ではなかった。

【目的】喫煙はがん、心疾患などの慢性疾患の最大の予防可能な危険要因であるが、その危険性にも関わらず禁煙の成功率は低率である。喫煙者は余暇身体的活動としての運動習慣や好ましい食習慣なども獲得していない者が多い。

運動を禁煙のための介入方法とした研究はいくつか行われているが、一定の効果はみられていない。本研究はその効果をメタアナリシスの手法により総合的に評価することを目的とした。

【方法】メタアナリシスはある課題に関する過去の研究結果を系統的に収集し、それらの質的評価、数量的合成を行う研究手法である。

本研究は以下の手順にしたがい行った。

１）文献の収集および選択

1995年３月までに発表された文献のうち、健常者に対し、運動を介入方法として行い、開始時と長期追跡時（６か月から２４か月）の喫煙者数を報告したものを系統的に収集した。オンライン文献データベースではMEDLINE等を用い、Exercise、Smoking cessation 他15個をキーワードとして検索した。また予防医学、スポーツ医学関係の３雑誌（Am J Prev Med, Prev Med, Med Sci Sports Exerc）を全巻もれなく調べた。以上得られた文献の参考文献欄を調べ、関連分野の研究者に照会した。コントロール群の無いもの、データが不明のものは除外した。

２）質的評価

個々の文献について、Table 1 に示す13項目のそれぞれを満たせば１点を与え、13点満点のスコアにより評価した。

３）数量的合成

各文献から得られたオッズ比がお互いに統計学的に異質でないことを確認し、DerSimonianとLairdの方法により要約オッズ比を算出した。４分表のセル内の人数が少なくとも一つのセルで０の場合、各セルに補正項 0.5を加えた。

【結果】MEDLINE等オンライン文献データベースを用いた検索により得られた計357の文献のうち、本研究の適格基準に合うものは２文献あり、これらや総説、単行本の参考文献から２文献、研究者照会により１文献、計５文献を選択した。これらはすべて無作為化対照試験であった。

結果は Table 1,2,3 に示す通りである。

【考察】本研究では得られた文献数や各研究の対象者数が少なく、有意な結果は得られなかった。禁煙を第一の目的とした３研究の方法を参考に、禁煙プログラムに運動を併用し、運動が再喫煙予防に与える効果をさらに研究する必要がある。

Table 1　Qualitative assessment of the studies on the effect of exercise on smoking cessation

	No. of studies		No. of studies
Eligibility criteria defined	4	Satistical methods described	2
Admission before allocation	5	Power (determination of sample size)	1
Random allocation	5	Baseline characteristics reported	3
Method of randomization reported	2	Definition of exercise	5
Treatment complications reported	0	Definition of smoking cessation	3
Loss to follow-up reported	5	Compliance with exercise program reported	4
Statistical analyses performed	2		

Table 2 Descriptive review of studies on the effect of exercise on smoking cessation

First author (year)	Characteristics of participants	Age range	Exercise Group: Type	Exercise Group: Frequency, duration	Control Group: Type	Control Group: Frequency, duration	Follow-up
1) Studies with smoking cessation as the main aim							
Hill (1985)	Smokers interested in quitting	25-50	Group counseling and aerobic exercise	2/wk, 5 wks	Group counseling	2/wk, 5 wks	6 months and 5 wks
Marcus (1991)	Female healthy smokers	20-50	Smoking cessation program, use of cycle ergometer	2/wk, 4 wks 3/wk, 15 wks	Smoking cessation program	8/4 wks	1 year and 7 wks
Marcus (1995)	Female healthy smokers	22-56	Smoking cessation program, use of cycle ergometer	12/12 wks 3/wk, 15 wks	Smoking cessation program, health education	12/12 wks 3/wk, 15 wks	12 months and 15 wks
2) Studies in which smoking cessation was not the main aim							
Wood (1983)	male employees	(30-55)	Running	3-5/wk, 1 year	No program		1 year
McMurdo (1992)	Elderly healthy volunteers	(60-81)	Exercise classes for the elderly	3/wk, 8 months	Health education	6/8 months	8 months

Notes: wk, week., Age range in parentheses is that of all participants in the study.

Table 3 Meta-analysis of studies on the effect of exercise on smoking cessation

First author (year)	Quality score	Exercise group: Total	Exercise group: SC	Control group: Total	Control group: SC	Odds Ratio(95% C.I.)
1) Studies with smoking cessation as the main aim						
Hill (1985)	8	18	7	18	5	1.65 (0.41-6.71)
Marcus (1991)	8	10	2	10	0	6.18 (0.26-146.78)
Marcus (1995)	8	10	3	10	1	3.86 (0.33-45.57)
Typical odds ratio of three studies (Test for heterogeneity p = 0.69)						2.35 (0.75-7.31)
2) Studies in which smoking cessation was not the main aim						
Wood (1983)	9	7	0	7	0	1.00 (0.02-57.31)
McMurdo (1992)	8	5	0	6	1	0.33 (0.01-10.11)
Typical odds ratio for all five studies (Test for heterogeneity p = 0.84)						1.85 (0.65-5.24)

Notes: SC, Smoking cessation; C.I., confidence interval

256

地域集団におけるストレスと死亡率との疫学的研究

宇戸口　和子・徳井　教孝・溝上　哲也・西阪　眞一・吉村　健清
（産業医科大学・産業生態科学研究所・臨床疫学）

【要旨】
福岡県の地域住民約３０００名を対象としたコホート研究を実施し、ストレスと死亡率との関連性を検討した。その結果、有ストレス者は、そうでない者に比べ、死亡へのリスクが有意に高く、よって心理的状態が死亡率に何らかの影響があることが示唆された。

【目的】
ストレスと死亡率との関連性について、これまで、いくつか疫学研究が行われている。これらの研究は、高齢者を対象者としたものが多く、一般住民を対象にした研究はほとんどない。そこで、１９９４年、Y市地域住民を対象としたコホート研究により、主観的ストレス度と死亡率との関連を検討したところ、ストレスと死亡率との間に有意な関連がみられた。今回、この関連がY市と異なる地域においても認められるかどうかを明らかにするために、他地域のコホート集団を用いて、再度、主観的ストレス度と死亡率との関連性について検討したので報告する。

【方法】
１９８７年１１月に福岡県K町において、住民を対象に健康意識、健康習慣、ストレス度などに関する健康調査を行った。調査対象者は、１９８６年１２月３１日時点で指定した９地区に在住していた者で、１９０７年から１９５６年までの間に生まれた者全員３６３９名である。このうち有効回答者は３０８４名（８４.７%）であった。調査は、自記式記名式の調査票を用いた。この調査対象者のうち１９９４年１２月３１日までに死亡した者は１８０名であった。このコホート集団において症例対照研究を行うため、これら死亡した者を症例群とし、生存している者を対照群とした。主観的ストレス度の評価には、ストレスを示す形容詞について、現在の心理状況をみるStress Arousal Chechlist（以下SACLと略す）を用いた。SACLは、各項目ごとに１点または０点をつけ得点化した。解析は、Mantel Haenszel 法を用い、まず、SACL１７項目の項目ごとに、次に、全項目を合計した総合的ストレス度別に、死亡率との関連を年齢、性別、喫煙歴、飲酒歴、運動歴、病歴を調整した相対危険度（R.R）を算出し検討した。

【結果および考察】
SACLのスコアと全疾患による死亡率との関連を表に示した。まず、SACLの各単項目と死亡率との関連をみると、１７項目中３項目が死亡率と有意な関連を示した。特に、「元気がないですか」という項目では、「いいえ」と答えた者に対し「はい」と答えた者は、R.Rが２.７と有意に高いリスクが認められた。その他の単項目では、「何か悩んでいますか」、「気楽な感じですか」、「神経質になっていますか」なども、これらの心理状態の悪い人の方がそうでない人に比べ、有意なリスクの高まりがみられた（R.R＝１.８、１.６、１.９）。他の１０項目についても、有意な関連はみられなかったが、６項目においてR.Rが１.４または１.５と若干リスクの高まりがみられた。次に、SACLの１７項目を合計し、ストレス度により低度、中程度、高度の３段階に分類した場合、低度に対し高度はリスクの高まりはみられたが、有意な関連はみられなかった。SACLの単項目については、前回、他の地域において同様の研究を実施した結果、SACLの項目と全疾患による死亡率との間に有意なリスクの高まりがみとめられており、SACLをストレス指標として用いた場合、その心理的状態と死亡率との間における関連性が示唆されたといえる。

表.症例対照研究によるストレス度別の相対危険度（全疾患＝151）

	1987-1994	
	Crude	Adjusted#
	R.R * 95%C.I	R.R 95% C.I
SACL＃によるストレス度（単項目）		
1）くつろいだ気分ですか	1.2（0.81-1.75）	1.1（0.68-1.66）
2）気持ちが落ちついていて冷静ですか	1.3（0.87-1.85）	1.4（0.89-2.26）
3）心は休まっていますか	1.3（0.86-1.84）	1.3（0.86-2.09）
4）満ち足りた気分ですか	1.0（0.71-1.50）	1.0（0.62-1.56）
5）気分は落ちついていますか	1.4（0.95-2.06）	1.4（0.86-2.15）
6）気楽な感じですか	1.6（1.08-2.31）	1.6（1.00-2.44）
7）安心感がありますか	1.1（0.72-1.51）	1.0（0.66-1.58）
8）気持ちはいいですか	1.2（0.81-1.71）	1.1（0.70-1.69）
9）何か悩んでいますか	1.7（1.12-2.42）	1.8（1.10-2.82）
10）緊張していますか	1.3（0.84-1.99）	1.5（0.91-2.45）
11）気持ちがピンとはりつめていますか	1.2（0.78-1.72）	1.2（0.77-2.00）
12）何か気がかりなことがありますか	1.4（0.95-1.98）	1.3（0.83-2.02）
13）元気がないですか	2.5（1.67-3.64）	2.7（1.66-4.24）
14）神経質になっていますか	1.8（1.19-2.75）	1.9（1.15-3.02）
15）イライラしていますか	1.6（1.00-2.53）	1.4（0.82-2.53）
16）くよくよしていますか	1.6（0.96-2.49）	1.4（0.77-2.46）
17）気持ちが不安定ですか	1.5（0.92-2.35）	1.4（0.77-2.46）
SACLによるストレス度（全項目：１７項目）		
中程度（３-６）／低度（０-２）	1.2（0.63-2.17）	0.9（0.42-2.14）
高度（７-１７）／低度（０-２）	2.3（1.26-4.21）	2.1（0.98-4.47）

* R.R＝相対危険度

調整項目としては、喫煙、飲酒、運動および病歴を用いた。なお、喫煙は現在喫煙している者のみ、飲酒は、最近１年間にアルコールを、毎日またはほとんど毎日飲んだ者のみ、運動は、現在週に２回以上運動（スポーツ、散歩など）をしている者、病歴は既往歴または現病歴に肝炎、肝硬変、高血圧、心筋こうそく、狭心症、脳卒中、糖尿病、がんなどの記載があった者とした。また9）～17）の否定項目については、いいえに対するはいの相対危険度を算出している。

257

生活習慣および性格とその後の死亡率との関連

若井建志・大野良之・川村　孝・玉腰暁子・青木利恵・千田雅代（名大・医・予防医学）、
堀部　博（愛知医大・衛生）、青木伸雄（浜松医大・衛生）

【要旨】生活習慣および性格／性癖とその後の死亡率との関連を検討した。その結果、(1) 男では全死亡・がん死亡ともに喫煙がリスクを上昇させ、2合未満の飲酒はリスクを低下させる、(2) 女の死亡リスクが習慣的な運動で低下する傾向にある、(3) 男では睡眠時間と総死亡リスクとの間にU字型の関連を認める、(4) A型行動型に関連する性格／性癖を持つ男性でがん死亡リスクが高い傾向にある－などの所見が得られた。

【目的】生活習慣および性格／性癖がその後の死亡率に及ぼす影響を検討するため、地域における成人病健診受診者について、コホート研究の方法を用いた検討を実施した。

【方法】対象者は岐阜県S町の成人病健診受診者で、生活習慣についての検討では1982年から1986年までに受診した5322人（コホート1）、性格／性癖についての検討では1985年から1989年の間に受診した4867人（コホート2）である。どちらも重複受診は除外した。コホート1・2の年齢分布（健診受診時）を表1・2に示す。これらの対象者を住民票および死亡票による死亡・転出の確認により1993年12月31日まで追跡した。自記式問診票による生活習慣および性格／性癖とその後の死亡との関連は、比例ハザードモデルにて算出した年齢調整ハザード比により検討した。量反応関係については、曝露の少ない群から0,1,2,3…とスコア化した変数をモデルに含め、その変数の有意性を検討した（結果はtrend pで示し、喫煙・飲酒習慣についての検討では禁煙者・禁酒者を除外）。すべての検討は全死亡とがん（悪性新生物）死亡の両方について実施した。

【結果】コホート1では48,684人年（平均追跡期間9.1年）の観察の間に167人（男101人、女66人）の死亡が確認され、コホート2では観察30,303人年（平均追跡期間6.2年）で死亡者は81人（男56人、女25人）であった。2つのコホートの死亡者の死因を表3・4に示す。どちらのコホートでも悪性新生物（がん）が男女とも最多で、全死亡の約半数を占めている。

表5に生活習慣別のハザード比を示す。男では全死亡・がん死亡ともに、1日あたりの喫煙本数と死亡リスクとの間に明らかな正の量反応関係が認められる。また男の場合、全死亡・がん死亡ともに1合以上2合未満の飲酒者（日本酒換算）が最小のハザード比を示している。女の死亡リスクは習慣的な運動で低下する傾向がみられるが、男では明確な関連は見られない。睡眠時間に関しては、男で7時間以上8時間未満を最小とする総死亡リスクのU字型分布が認められるが、女では一定の傾向はみられない。

表6は性格／性癖別のハザード比である。男では競争心の強い者で有意に高いがん死亡のハザード比が認められ、何事にも自分や他人をせきたて、感受性が強く、怒りっぽい者でも、がん死亡リスクが上昇する傾向である。一方、女では何事にも自分や他人をせきたてる場合に全死亡リスクが低下し、怒りっぽい場合には全死亡リスクが上昇する傾向が認められる。表に示す以外に「約束の時間は守るか」・「色々なことに興味を持つか」・「何事にも要領よく早い方か」・「感情は抑える方か」・「のんびり仕事をする方か」の5項目についても検討したが、有意な関連またはその傾向 ($p<0.1$) はみられない。

【考察】男での喫煙・飲酒と死亡率との関連については、これまでの研究結果にほぼ一致する所見と考えられる。ただし、がん死亡についても少量の飲酒が防御的な作用を示したことは、飲酒がいくつかのがんの危険因子であることと矛盾しており、がんの予後に飲酒が影響を及ぼしている可能性も否定できない。運動習慣に関して、男女で異なる結果が得られたことには、職業的な身体活動の性差も関与しているかもしれない。男で認められた睡眠時間と総死亡リスクとの間のU字型の関連が、女でみられない理由は不明であるが、睡眠が身体に及ぼす影響が男女で異なる可能性もある。性格／性癖については、従来虚血性心疾患との関連が指摘されてきたA型行動型構成要素が、男のがん死亡リスクをも上昇させる可能性が示唆されたが、これが生活習慣を介してのものかどうかについては、今後対象者を増加させ、追跡期間も延長した上で検討することが必要である。

表1　コホート1・対象者の年齢分布（健診受診時）

年齢	男 N	男 (%)	女 N	女 (%)	合計 N	合計 (%)
20-29	95	(3.9)	56	(1.9)	151	(2.8)
30-39	588	(24.1)	617	(21.4)	1205	(22.6)
40-49	461	(18.9)	630	(21.8)	1091	(20.5)
50-59	749	(30.7)	924	(32.0)	1673	(31.4)
60-69	545	(22.4)	657	(22.8)	1202	(22.6)
合計	2438	(100.0)	2884	(100.0)	5322	(100.0)

表2　コホート2・対象者の年齢分布（健診受診時）

年齢	男 N	男 (%)	女 N	女 (%)	合計 N	合計 (%)
20-29	50	(2.3)	41	(1.5)	91	(1.9)
30-39	469	(21.4)	543	(20.3)	1012	(20.8)
40-49	456	(20.8)	586	(21.9)	1042	(21.4)
50-59	615	(28.1)	812	(30.3)	1427	(29.3)
60-69	600	(27.4)	695	(26.0)	1295	(26.6)
合計	2190	(100.0)	2677	(100.0)	4867	(100.0)

表3　コホート1・死亡者の死因

	男 N	男 (%)	女 N	女 (%)	合計 N	合計 (%)
悪性新生物（がん）	47	(46.5)	36	(54.5)	83	(49.7)
外因死	17	(16.8)	5	(7.6)	22	(13.2)
心疾患	12	(11.9)	6	(9.1)	18	(10.8)
脳血管疾患	7	(6.9)	7	(10.6)	14	(8.4)
その他	18	(17.8)	12	(18.2)	30	(18.0)
合計	101	(100.0)	66	(100.0)	167	(100.0)

表4　コホート2・死亡者の死因

	男 N	男 (%)	女 N	女 (%)	合計 N	合計 (%)
悪性新生物（がん）	28	(50.0)	16	(64.0)	44	(54.3)
外因死	10	(17.9)	2	(8.0)	12	(14.8)
心疾患	7	(12.5)	3	(12.0)	10	(12.3)
脳血管疾患	3	(5.4)	0	(0.0)	3	(3.7)
その他	8	(14.3)	4	(16.0)	12	(14.8)
合計	56	(100.0)	25	(100.0)	81	(100.0)

表5　生活習慣別ハザード比 (HR)と95%信頼区間 (CI)（コホート1、年齢を調整、#: p<0.1, *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001）

	男 観察人年	男 全死亡 死亡数/HR (95%CI)				男 がん死亡 死亡数/HR (95%CI)				女 観察人年	女 全死亡 死亡数/HR (95%CI)				女 がん死亡 死亡数/HR (95%CI)			
喫煙																		
吸わない	5,949	17	1.00			7	1.00			25,263	62	1.00			35	1.00		
やめた	3,568	15	1.30	0.65 - 2.61		7	1.47	0.52 - 4.20		208	2	3.54	0.86 - 14.5	#	0	0.00		
吸っている																		
0-19本／日	4,309	20	1.64	0.86 - 3.12		7	1.38	0.49 - 3.95		792	2	1.04	0.25 - 4.24		1	0.93	0.13 - 6.76	
20-39本／日	7,573	42	2.31	1.31 - 4.06	**	22	2.96	1.26 - 6.95	*	115	0	0.00			0	0.00		
40- 本／日	782	7	4.54	1.88 - 11.0	***	4	6.35	1.85 - 21.7	**	9	0	0.00			0	0.00		
trend p				0.0003				0.001					0.777				0.764	
飲酒																		
飲まない	4,965	32	1.00			17	1.00			20,690	56	1.00			31	1.00		
やめた	406	7	2.39	1.05 - 5.41	*	1	0.63	0.08 - 4.72		141	0	0.00			0	0.00		
飲む（日本酒換算）																		
-0.9合／日	6,023	17	0.52	0.29 - 0.94	*	9	0.53	0.23 - 1.18		4,424	9	0.84	0.42 - 1.70		4	0.68	0.24 - 1.93	
1.0-1.9合／日	6,343	16	0.42	0.23 - 0.76	**	7	0.35	0.15 - 0.84	*	470	0	0.00			0	0.00		
2.0-2.9合／日	3,093	23	1.20	0.70 - 2.05		11	1.10	0.52 - 2.36		33	0	0.00			0	0.00		
3.0- 合／日	863	5	1.01	0.39 - 2.60		2	0.75	0.17 - 3.26		0								
trend p				0.852				0.671					0.281				0.279	
習慣的な運動																		
していない	12,106	70	1.00			30	1.00			18,267	54	1.00			30	1.00		
している	10,005	30	0.89	0.57 - 1.38		16	1.15	0.62 - 2.14		7,994	12	0.55	0.30 - 1.04	#	6	0.51	0.21 - 1.22	
睡眠時間（時間／日）																		
-6.9	1,837	10	2.49	1.15 - 5.40	*	4	2.04	0.63 - 6.63		5,629	10	0.93	0.45 - 1.92		8	1.40	0.59 - 3.32	
7.0-7.9	7,313	18	1.00			9	1.00			11,925	28	1.00			15	1.00		
8.0-8.9	9,724	46	1.53	0.89 - 2.65		23	1.51	0.70 - 3.27		6,935	21	0.88	0.50 - 1.57		8	0.62	0.26 - 1.47	
9.0-9.9	2,746	18	1.50	0.78 - 2.92		8	1.28	0.49 - 3.36		1,590	6	0.80	0.32 - 1.98		5	1.21	0.42 - 3.44	
10.0-	477	7	2.64	1.09 - 6.40	*	2	1.42	0.30 - 6.67		291	1	0.70	0.09 - 5.24		0	0.00		
trend p				0.456				0.967					0.641				0.265	

表6　性格／性癖別ハザード比 (HR)と95%信頼区間 (CI)（コホート2、年齢を調整、#: p<0.1, **: p<0.01）

	男 観察人年	男 全死亡 死亡数/HR (95%CI)				男 がん死亡 死亡数/HR (95%CI)				女 観察人年	女 全死亡 死亡数/HR (95%CI)				女 がん死亡 死亡数/HR (95%CI)			
競争心																		
強くない	10,088	38	1.00			15	1.00			14,562	23	1.00			15	1.00		
強い	3,498	18	1.50	0.85 - 2.62		13	2.80	1.33 - 5.90	**	2,139	2	0.68	0.16 - 2.90		1	0.52	0.07 - 3.96	
何事にも自分や他人を—																		
せきたてない	9,010	32	1.00			13	1.00			12,368	23	1.00			15	1.00		
せきたてる	4,495	24	1.35	0.79 - 2.29		15	2.06	0.98 - 4.34	#	4,220	2	0.24	0.06 - 1.02	#	1	0.19	0.02 - 1.40	
感受性																		
感じやすくない	8,079	30	1.00			13	1.00			10,327	18	1.00			12	1.00		
感じやすい	5,495	26	1.41	0.83 - 2.39		15	1.92	0.91 - 4.05	#	6,345	7	0.71	0.29 - 1.69		4	0.60	0.19 - 1.86	
怒りっぽい																		
怒りっぽくない	10,030	41	1.00			17	1.00			13,081	18	1.00			12	1.00		
怒りっぽい	3,561	15	1.13	0.63 - 2.05		11	2.03	0.95 - 4.34	#	3,615	7	2.17	0.88 - 5.33	#	4	1.79	0.56 - 5.76	

258

前立腺肥大症における食生活と性生活に関する疫学的研究

野本剛史，中川修一，三神一哉，渡辺　泱（京都府立医科大学泌尿器科学教室）

【要旨】 前立腺肥大症の危険因子を解明する目的で食生活、嗜好品、結婚歴および性生活に関する面接調査を行った。前立腺肥大症の食生活は正常者に比較し、魚介類、野菜の摂取頻度が少なく、アルコールをあまり飲まない。性生活では、初婚年齢が若く、結婚継続年数が長く、初性交年齢が若い。30、40、50、60歳台の性交回数が多いという傾向が認められた。

【目的】前立腺肥大症は、55歳以上の男性の約20%に認められ、国民病ともいえる疾患である。

したがって、その診断・治療の確立は、本格的な高齢者社会を迎えつつあるわが国において急務である。そこで前立腺肥大症の危険因子を明らかにすることは、前立腺肥大症の第1次および第2次予防を考えるうえで、きわめて重要であると思われる。

当教室においてはすでに、前立腺肥大症患者100例と、年齢および居住地を一致させた正常対象者100例を対象に、マッチドペア分析を用いたケースコントロール研究を行った。検討項目は、学歴、職業、年収、宗教、結婚状況、性生活、食生活、身体状況、既往歴、家族歴に関する計111項目であった。

この調査の結果、前立腺肥大症の食生活は正常者に比較し、毎日肉類を食べ、牛乳を飲み、野菜や漬物の摂取量が少ない。結婚状況や性生活では子供の数が多く、より早く第1回射精を経験し、1カ月以上のインポテンツの経験がない。その他、社会・経済的に学歴が高くて年収も多く、環境汚染のない職場で働いている。また、淋病、尿道炎、前立腺炎、梅毒などの疾患により多く罹患している傾向が明らかになった。

この調査では質問項目が111項目と多く、より多くの高齢男子を対象とするには困難と思われた。そこでこの調査結果を参考にして、食生活、嗜好品、結婚歴および食生活に焦点をしぼり、計14項目からなる質問用紙を作成した。今回は、この質問用紙を用いて前立腺集団検診受診者における前立腺肥大症の高危険群の判定を行ったので報告する。

【対象および方法】　対象は、1981年から1992年までの12年間に、当教室で行っている前立腺集団検診を初回受診した4076人である。これらに対して、検診直前に食生活、嗜好品、結婚歴および性生活に関して直接面接法による調査を行った。私たちの前立腺肥大症の診断は、経直腸的超音波断層法で前立腺断面の拡大を認めるものである。今回の研究対象となったのは、前立腺肥大症患者1110名(年齢67.6±7.6歳)、正常対象者2873名(年齢65.4±7.4歳)であった。

分析は各質問項目ごとにrelative risk(RR)を2×2分割表より求め、χ^2検定を行った。

【結果】

1. 食生活・嗜好品の検討結果

	RR
米飯（1日3食）	1.10
魚介類の摂取（毎日）	0.81**
肉類の摂取（毎日）	0.87
野菜の摂取（毎日）	0.76*
タバコ（喫煙）	0.89
アルコールの摂取（毎日）	0.55***

（*p＜0.1、**p＜0.01、***p＜0.001）

以上の結果から、前立腺肥大症患者の食生活は正常者に比較し、魚貝類，野菜の摂取頻度が少なく、アルコールをあまり飲まないという傾向が認められた。

2. 結婚状況・性生活の検討結果

	RR
初婚年齢（24歳以下）	1.14*
結婚継続年数（40年以上）	1.49****
初性交年齢（24歳以下）	1.17**
30歳台の月平均性交回数（12回以上）	1.22***
40歳台の月平均性交回数（8回以上）	1.09
50歳台の月平均性交回数（4回以上）	1.22***
60歳台の月平均性交回数（2回以上）	1.40****

（*p＜0.1、**p＜0.05、***p＜0.01、****p＜0.001）

以上の結果から、前立腺肥大症患者は初婚年齢が若く、結婚継続年数が長く、初性交年齢が若かった。また30歳代、50歳代、60歳代の性交回数が多いという傾向が認められた。

【考察】以前に私たちが行ったマッチドペア分析を用いたケースコントロール研究から、前立腺肥大症の高危険群のライフスタイルは、特に食生活と性生活に特徴があるものと考えられた。今回の多数例を対象にした研究でも、前立腺肥大症の危険因子として、食生活や性生活といったライフスタイルが関係していることが強く疑われた。　食生活については、前立腺肥大症患者は魚介類や野菜をあまり摂取しない、いわゆる和食をあまり好まない人々に多いと考えられる。またアルコールもあまり飲まないようである。近年、日常生活の欧米化とともに、前立腺肥大症は増加増加していると考えられているが、今回研究結果は、食生活における和食離れと前立腺肥大症の増加との関連を示唆しているものとも考えられる。性生活については、前立腺肥大症患者は早くから性活動を開始し、しかも旺盛な性活動を持続しているものと考えられる。特に今回の研究から、50歳代、60歳代といった高齢時の性活動が旺盛なことが特徴である。このことは、私たちが行った前立腺癌についての疫学的研究結果と比較すると、きわめて興味深い点である。すなわち前立腺癌患者の性生活の特徴は、性活動が若年期には旺盛でありながら、50歳以降には逆に低下する傾向があるというものである。

今回の研究から、食生活と性生活の面からみた場合の前立腺肥大症の危険因子が明らかになった。今後も前立腺肥大症患者の一層の増大が予想されており、前立腺肥大症に対する有効な対策を立てるうえで、このような疫学的研究はさらに重要になると思われる。

【結論】前立腺肥大症の高危険群は、

1. 食生活については魚介類や野菜をあまり摂取しない、いわゆる和食をあまり好まない。
2. 性生活については、早期より性活動を開始し、旺盛な性活動を持続させている。

の2点が明らかになった。

259

長期観察による糖代謝異常発症のリスク評価

宮川　路子（慶應大医衛生公衛）、伊津野孝（東邦大医衛生）、吉田　勝美、
高橋英孝（聖マリアンナ医公衛）、杉森裕樹（昭和大医衛生）、近藤　健文
（慶應大医衛生公衛）

【要旨】糖尿病の発症原因を探るため、2年以上最高16年続けて人間ドックを受診した者2573名を対象に、血液生化学データ及び問診票データを解析し、糖代謝異常発症率と危険因子について検討した。16年間での発症率は11.5%（296名）で、単変量・多変量解析の結果ＦＢＳをはじめ多数の要因が危険因子として考えられた。

【目的】 糖尿病はその合併症のため、予防が非常に重要である。某健診機関において、2年～16年間続けて人間ドックを受診した者2573名を対象に、観察初回時のbaseline dataをもとに、糖代謝異常発症を予知するリスク評価を行った。

【方法】対象は都内某健診機関において、1976年から1991年までの間に2回以上人間ドックを受診した者2573名（男性1851名、女性722名）であり、平均年齢は男性44.8±9.0（18～69）歳、女性47.8±9.3（23～69）歳、全体では46.6±9.2（18～69）歳である。受診の際に自記式問診票による生活様式等の調査を行っており、各種検査データに加えて、この問診票データについても検討を行った。糖代謝異常の診断は、空腹時血糖が110mg/dlを越えたか、糖尿病治療開始の記載のある時点と定めた。16年間に発症した者を糖代謝異常群、発症しなかった者を正常群としてこの２群について危険因子の検討を行った。まず年齢と各種検査項目、および危険因子の候補としてあげた項目について、単変量での有所見率の比較を行った。危険因子は、それぞれ健康カテゴリーとハイリスクカテゴリーに分類した。基準をtable1に示す。次に、２群において有意差のみられた項目を説明変数に取り入れ、糖代謝異常発症の有無を目的変数としたた比例ハザードモデルについて検討を行った。年齢およびＢＭＩについては、健康カテゴリー40歳、21Kg/m^{2}に対してハイリスクカテゴリーを60歳、24Kg/m^{2}と定めた。既往歴および現病歴としての高血圧、高脂血症、高尿酸血症については糖尿病と同様に診断基準を設けた。高血圧は収縮期血圧160mmHg以上または拡張期血圧95mmHg以上か、降圧剤治療有りの者とした。高脂血症はＴＣ220mg/dl以上またはＴＧ150mg/dl以上か、高脂血症治療有りの者とした。高尿酸血症については男性は尿酸値が7.0mg/dl以上、女性は尿酸値が6.0mg/dl以上か、高尿酸血症治療有りの者とした。家族歴については父親、母親の両方またはどちらかが糖尿病であると回答している者を家族歴有りとした。

【結果】対象集団における糖代謝異常の発症率は男性1851名中243名（13.1%）、女性722名中53名（7.3%）であった。各検査データおよび危険因子毎の予後群別比較をTable2に示す。単変量の比較で有意差の見られた項目は、男性では年齢、ＢＭＩ、ＦＢＳ、収縮期血圧、拡張期血圧、ＴＣおよびＴＧにおいて正常群と糖代謝異常群の間に有意な差が認められた。女性では年齢、ＦＢＳ、収縮期血圧、ＴＣ、ＴＧおよび観察期間において正常群と糖代謝異常群の間に有意な差が認められた。男女全体では8項目すべてにおいて有意な差が認められた。危険因子の有所見率の比較では、男性で飲酒、高血圧、高脂血症、高尿酸血症、家族歴、ＦＢＳ値の6項目、女性で飲酒、乳製品の摂取、高血圧、高脂血症、ＦＢＳ値の5項目、全体では喫煙、飲酒、朝食の摂取、高血圧、高脂血症、高尿酸血症、家族歴、ＦＢＳ値の8項目で有意差が認められた。これらはみな、糖代謝異常群の方が高い検査値および有所見率を示していた。比例ハザードモデルによる解析の結果、男性のモデルでは年齢、ＢＭＩ、喫煙、高血圧、家族歴、ＦＢＳが取り入れられ、女性のモデルでは年齢、飲酒、朝食の摂取、高血圧、ＦＢＳが取り入れられた。全体のモデルでは年齢、ＢＭＩ、喫煙、飲酒、高血圧、高脂血症、家族歴、ＦＢＳがモデルに取り入れられた。

【考察】糖代謝異常は、男性ではＦＢＳ、年齢、家族歴等の生活習慣とは関係のない要因によって規定され、一方女性では、朝食の摂取や飲酒習慣のように、生活習慣に左右される可能性が示唆された。

Table 1 Criteria of each variables.

Variables	Healthy	High risk
Smoking status	never, quit	smoking
Drinking habit	never, sometimes	2-3times/week, everyday
Taking breakfast	everyday, sometimes	never
Sweets intake	seldom, sometimes	daily
Dairy intake	seldom, sometimes	daily
Feeling of stress	no, a little	strong
Working form	simple	full of change
Hypertension	no	yes
Hypercholesterolemia	no	yes
Hyperuricemia	no	yes
Family history of diabetes	no	yes
FBS(first year)	< 90 mg/dl	90～109 mg/dl

Table 2 Comparison of age, examination findings, and prevalence of risk factor between the prognosis group, hazard ratio of each risk factor.

	Male			Female		
	Normal Gr (N=1608)	Diabetic Gr (N=243)		Normal Gr (N=669)	Diabetic Gr (N=53)	
Age (year)	44.4±9.0	47.1±8.6	#	47.6±9.4	51.2±8.6	#
BMI (Kg/m^2)	22.5±2.6	23.2±2.4	#	21.5±2.6	21.9±2.3	
FBS (mg/dl)	92.4±7.0	99.3±6.7	#	90.7±6.9	96.8±7.5	#
SBP (mmHg)	121.1±15.7	127.4±18.9	#	115.5±16.0	121.7±15.3	#
DBP (mmHg)	80.7±11.5	84.2±12.6	#	75.4±11.0	77.7±8.7	
TC (mg/dl)	188.1±33.5	192.4±29.8	#	197.0±38.0	213.8±30.5	#
TG (mg/dl)	118.5±74.4	142.8±116.1	#	80.0±41.4	105.4±42.1	#
UA (mg/dl)	4.8±1.5	4.9±1.4		3.3±1.1	3.2±1.0	
Smoking status	71.3%	72.0%		12.9%	11.3%	
Drinking habit	80.3%	86.4%	*	22.9%	39.6%	#
Taking no breakfast	5.1%	7.0%		4.0%	9.4%	
Sweets intake	12.3%	8.6%		20.9%	22.6%	
Dairy intake	14.2%	17.3%		23.0%	39.6%	#
Feeling of stress	24.6%	19.8%		12.1%	17.0%	
Working form	42.5%	44.4%		13.8%	17.0%	
Hypertension	28.9%	49.0%	#	17.6%	34.0%	#
Hypercholesterolemia	64.5%	79.0%	#	61.3%	81.1%	#
Hyperuricemia	29.2%	42.4%	#	12.0%	11.3%	
Family history	4.9%	10.7%	#	9.9%	17.0%	
FBS(first year)	64.6%	91.8%	#	58.0%	81.1%	#

Age	1.75(1.33-2.30)	2.32(1.24-4.34)
BMI	1.28(1.10-1.48)	1.21(1.06-1.38)
Smoking status	1.37(1.03-1.82)	
Drinking habit		2.03(1.14-3.62)
Taking no breakfast		2.75(1.05-7.24)
hypertension	1.57(1.21-2.04)	1.91(1.06-3.46)
Family history	1.69(1.12-2.55)	
FBS	4.92(3.10-7.80)	2.59(1.29-5.22)

*:$p<0.05$ #:$p<0.01$

260

高血圧・糖尿病発症に影響を与える因子

ー　企業健診ﾃﾞｰﾀから　ー

二村　梓　（日本ｱｲ･ﾋﾞｰ･ｴﾑ箱崎健康管理室）

［要旨］

高血圧、糖尿病は遺伝的な体質と発症の誘因が相まって発病するが、企業従業員について誘因と考えられる各種要因を、共分散構造ﾓﾃﾞﾙ(MIMIC・PLSﾓﾃﾞﾙ)によりその因果係数を推定した。その結果、加齢、肥満、家族暦とﾗｲﾌｽﾀｲﾙ要因では飲酒、喫煙が強い関連があることが示唆された。しかし業務に関する要因の残業時間やｽﾄﾚｽは関連が弱く、また運動も影響は僅かであることが示された。

［目的］　企業従業員の成人病予防のための資料を得るため、高血圧および糖尿病の発症に寄与すると考えられる要因についてその関連性の強度水準を知る。

［方法］　（調査対象）　某大企業従業員の男性3860人（平均年齢42.88歳）で何れも東京都内の事業所に勤務し事務・営業職に従事する者。分析に使用したﾃﾞｰﾀは1994年定期健康診断のものを用いた。

（分析方法）　相対危険（ｵｯｽﾞ比）の算出はMantel-Haenszel法により、95%信頼区間はﾛｼﾞｯﾄ推定値で示した。また各要因についての因果係数は、統計ﾌﾟﾛｸﾞﾗﾑﾊﾟｯｹｰｼﾞSASを使用し共分散構造分析により試算した。

［結果］

表1.　年齢階級別発症率*

年齢階級	20～	30～	40～	50～	合計
対象数	268	797	1995	800	3860
高血圧率	5.22	8.16	23.10	31.50	20.52
糖尿病率	0.75	7.03	15.54	27.88	15.31

*高血圧有病者：同病受療中+DBP>=90またはSBP>=140の者

*糖尿病有病者：同病受療中+HBA1C>=5.9の者

表2.　家族暦有無*による発症相対危険

	高血圧	糖尿病
ｵｯｽﾞ比	1.97	2.56
95%信頼区間	1.66	1.99
	2.34	3.30
有為差水準	P<0.01	P<0.01
家族暦有り者数	980	378
同上発症率	30.41	27.78
家族暦無し者数	2880	3482
同上発症率	17.12	13.96

*家族暦有り者：両親.兄弟姉妹.祖父母の何れかにそれぞれの疾病の既往がある者

表3.家族暦・肥満度階級別発症相対危険*

高血圧

家族暦	BMI	<=20	<=23	<=26	>26
(-)	対象数	438	1136	981	325
	ｵｯｽﾞ比	1	1.48	2.49	6.29
	95%		1.00	1.69	1.42
	区間		2.20	3.67	2.26
	有為差		N.S	<0.01	<0.01
	発症率	7.53	12.32	20.59	36.31
(+)	対象数	96	374	391	119
	ｵｯｽﾞ比	1.26	2.78	5.22	10.61
	95%	0.62	1.81	3.45	6.42
	区間	2.57	4.28	7.91	17.5
	有為差		<0.01	<0.01	<0.01
	発症率	10.42	22.73	35.81	52.94

糖尿病

家族暦	BMI	<=20	<=23	<=26	>26
(-)	対象数	499	1359	1241	383
	ｵｯｽﾞ比	1	0.82	0.89	1.48
	95%		0.59	0.65	1.01
	区間		1.12	1.22	2.16
	有為差		N.S	N.S	N.S
	発症率	12.42	12.29	14.50	20.10
(+)	対象数	35	151	131	61
	ｵｯｽﾞ比	3.47	2.09	2.17	3.31
	95%	1.63	1.31	1.33	1.80
	区間	7.38	3.33	3.52	6.09
	有為差	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
	発症率	34.29	25.83	25.95	32.79

*属性Aを家族暦の有無、属性Bを発症の有無として、年齢階級を10才ごとに階層化し年齢の影響を補正した。

さらに、年齢、家族暦、肥満以外のﾗｲﾌｽﾀｲﾙ要因が高血圧、糖尿病発症にどのように関連しているかをみるために共分散構造分析ﾓﾃﾞﾙを作成し因果係数を算出した。

図1. Multiple Indicatopr Multiple Cause(MIMIC)ﾓﾃﾞﾙ

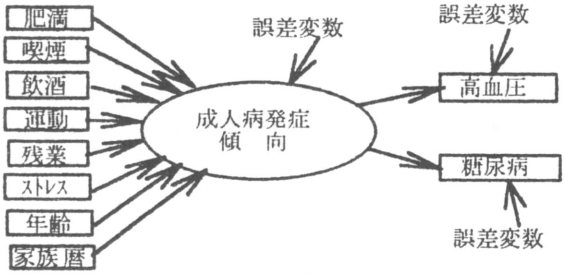


図2. Partial Least Squares (PLS)ﾓﾃﾞﾙ

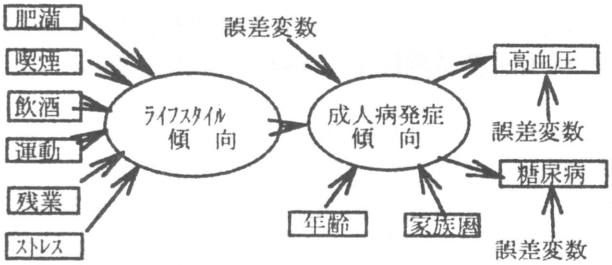


表4. 両ﾓﾃﾞﾙの標準化された因果係数とﾓﾃﾞﾙの評価値

ﾓﾃﾞﾙ	MIMIC	PLS
肥満	0.476	0.815
喫煙	-0.224	-0.384
飲酒	0.249	0.426
運動	-0.015	-0.026
残業	-0.096	-0.164
ｽﾄﾚｽ	0.015	0.026
年齢	0.620	0.620
家族暦	0.272	0.271
高血圧	0.387	0.388
糖尿病	0.232	0.232
ﾗｲﾌｽﾀｲﾙ	-	0.583
適合度指標GFI	0.997	0.997
修正適合度AGFI	0.977	0.973
情報量基準AIC	43.97	45.97

表. 5 家族暦別のMIMICﾓﾃﾞﾙによる因果係数と評価値

家族暦	HT+DM	HT	DM	(-)
肥満	0.978	0.969	0.448	0.479
喫煙	-0.022	-0.050	-0.262	-0.278
飲酒	0.086	0.009	0.378	0.270
運動	-0.125	0.019	-0.186	-0.013
残業	0.126	-0.067	-0.153	-0.097
ｽﾄﾚｽ	-0.100	0.048	0.169	0.079
年齢	0.229	0.215	0.735	0.766
高血圧	0.655	0.660	0.456	0.320
糖尿病	0.140	0.144	0.295	0.213
GFI	0.905	0.914	0.981	0.997
AGFI	0.467	0.519	0.882	0.982
AIC	67.339	416.00	4.483	-2.866

表. 6　家族暦別のPLSﾓﾃﾞﾙによる因果係数と評価値

家族暦	HT+DM	HT	DM	(-)
肥満	0.942	0.912	0.662	0.778
喫煙	-0.038	-0.143	-0.414	-0.452
飲酒	0.172	0.231	0.581	0.438
運動	-0.346	0.099	-0.292	-0.023
残業	0.090	-0.108	-0.250	-0.158
ｽﾄﾚｽ	-0.099	-0.136	0.273	0.127
年齢	0.460	0.600	1.588	0.657
高血圧	0.502	0.402	0.212	0.372
糖尿病	0.329	0.236	0.142	0.247
ﾗｲﾌｽﾀｲﾙ	0.517	0.658	1.365	0.531
GFI	0.982	0.996	0.986	0.9972
AGFI	0.841	0.966	0.877	0.9791
AIC	2.139	4.240	4.911	21.574

[考察]

高血圧、糖尿病ともに加齢、遺伝、肥満が大きく関連していることが示された。しかし、その現れ方に一部差が認められた。年齢とともに両疾患の発症は増加していて、その傾向は等しい。家族暦は糖尿病によりその影響が強い。高血圧はBMI上昇につれ発症が増加しているが、糖尿病はBMI<=20と>26の群に高い発症があった。これは糖尿病が臨床像からやせを伴うものと肥満を伴うものに分類されていることと一致した。

共分散構造ﾓﾃﾞﾙはMIMICﾓﾃﾞﾙとPLSﾓﾃﾞﾙを作成したが、両ﾓﾃﾞﾙともに説明力、安定性は十分と思われるが、統合的評価ではやや問題があると考えられる。

MIMICﾓﾃﾞﾙは年齢、肥満、家族暦、飲酒、喫煙(-)が、PLSﾓﾃﾞﾙでは年齢、ﾗｲﾌｽﾀｲﾙ(肥満、飲酒、喫煙(-))、家族暦が強い因果係数値として推定された。一方、残業、ｽﾄﾚｽは因果係数が比較的低く、運動も影響は少ない。

家族暦別に4群に分けた分析では、MIMICﾓﾃﾞﾙは糖尿病群と家族暦なし群が、PLSﾓﾃﾞﾙﾃで高血圧群と高血圧+糖尿病群がﾃﾞｰﾀとﾓﾃﾞﾙが良く適合した。

[結論]

高血圧、糖尿病発症と遺伝・環境要因との関連はMIMIC・PLSﾓﾃﾞﾙである程度説明出来た。その結果、両疾患の発症には加齢、肥満、家族暦、飲酒、喫煙が関連するが、残業、ｽﾄﾚｽなど業務関連要因と運動は関連が低いことが示唆された。

261

糖尿病大血管障害の危険因子の検討

－多施設臨床共同研究（ＭＳＤＭ）におけるＮＩＤＤＭデータの解析－

稲田　紘（国立循環器病センター研究所研究機器管理室）、原納　優
（国立循環器病センター内科動脈硬化代謝部門）、ＭＳＤＭ研究グループ

【要旨】ＮＩＤＤＭから発生する糖尿病性大血管障害（ＭＡ）の危険因子を分析するため、多施設からのＮＩＤＤＭのうち、ＭＡの発症者について各検査データを非発症者と比較・分析した。ＭＡは全群のほか虚血性心疾患、脳血管疾患、閉塞性動脈硬化症の各群に分け、比較対象の２群間で年齢調整と、年齢および罹病期間の同時調整を施し、単変量解析と多変量解析を施行した。その結果、高血圧と高脂血症に関与する項目がＭＡの危険因子になることが窺われた。

【目的】糖尿病の合併症のうちでも主要な死因となっている糖尿病大血管障害（Diabetic Macroangiopathy,以下ではＭＡと略称する）のプロファイルを明らかにするため、40の医療施設・研究施設の参加を得て、これに関する多施設共同臨床研究（Multiclinical Study for Diabetic Macroangiopathy, ＭＳＤＭ）と称する研究に着手した。そして、多数の症例を収集して、各種の情報処理を施すことにより、ＭＡの危険因子の解析を試みようとした。

【方法】（１）データ収集：糖尿病大血管障害研究会登録票（以下、登録票と称する）を作成し、これを使用して、1990年～1992年にわが国の各地の40の参加施設により登録された899 例（男:521、女:378）のインスリン非依存性糖尿病（ＮＩＤＤＭ）患者のデータ（同じ患者で複数の疾病の併発者があるのでダブリあり）を収集した。このうちのＭＡ発症者数は369 名（男:233、女:136）、ＭＡ非発症者（ＭＡ（－））数は467 名（男:252、女:215）である。ＭＡ患者の内訳は、虚血性心疾患（ＩＨＤ）217 例（男:139、女:78 ）、脳血管疾患（ＣＶＤ）163 例（男:101、女:62 ）、閉塞性動脈硬化症（ＡＳＯ）77 例（男:53、女:24）である（併発者があるため、合計は369 を越える）。なお、ＩＨＤは労作性狭心症、不安定狭心症、心筋梗塞症、無症候性虚血を含み、ＣＶＤは脳梗塞症と一過性脳虚血発作を含んでいる。ここでは省略するが、これらの疾患の診断は、研究会が定めた診断基準に基づいて行われた。

（２）情報処理と統計解析の方法：登録票の管理のため、Lotus 1-2-3 を、また解析にはＳＡＳ（Statistical Analysis System）を用いた。各施設からの登録票に記載されたデータは、国立循環器病センター内の本研究会事務局のパーソナルコンピュータにより、Lotus 1-2-3 のデータファイルに格納した。次いで、ＳＡＳによる統計解析に必要なＳＡＳのデータ形式に変換したＳＡＳデータセットを作成した。

統計解析は単変量解析として、ＭＡ群全体、ＩＨＤ、ＣＶＤ、ＡＳＯ各群と、ＭＡ（－）群との間で、各検査データの平均値の差の検定を実施した。この比較では、次に述べる各パラメータごとに年齢調整（age matched ）を行った。また糖尿病の罹病期間による差が生じることも考慮し、年齢と罹病期間の同時マッチングも実施した。ただし、マッチングを行った場合の症例数の問題から男女別に分けた解析は行わなかった。解析に用いたパラメータは、糖尿病罹病期間（Duration of DM）、１日の喫煙本数と喫煙期間の積で表した喫煙本数（Smoking ）、収縮期血圧（S-BP）、拡張期血圧（D-BP）、ＨＤＬコレステロール（HDL-C ）、ＬＤＬコレステロール（LDL-C ）、ＬＤＬコレステロールとＨＤＬコレステロールの比（LDL-C/HDL-C ）、アポ蛋白Ｂ（Apo-B ）である（上記のHDL-C からApo-B までは、いずれも血清中のものであるが、本稿では血清を省略する）。

次に多変量解析法として、多重ロジスティック関数による回帰法を用いた。この解析では、ＭＡ群とＭＡ（－）群との間で年齢調整を行い、パラメータとして、Duration of DM、Smoking 、肥満指数（ＢＭＩ）、S-BP、D-BP、空腹時血糖（FBS ）、総コレステロール（Chol）、トリグリセライド（TG）、HDL-C およびLDL-C/HDL-C の計10変量を用いた。これらの変量についてのデータが揃っている症例を対象とし、変数増減（ステップワイズ）法により解析した。以上のような解析により求められたＭＡの危険因子となるパラメータの幾つかについて、χ^2 検定によりＮＩＤＤＭにおけるＭＡ群の割合が有意に多くなる値（カットオフ点）を求めた。

【結果および考察】（１）年齢調整による単変量解析：前述した各パラメータ毎に年齢についてのマッチングを行い、ＭＡ、ＩＨＤ、ＣＶＤ、ＡＳＯの各群別に各検査データの平均値を求め、ＭＡ（－）群の平均値との間で、ｔ検定により平均値を比較した。

ＭＡ群とＭＡ（－）群における各検査値の平均値のうち、両群間で有意差の見られたもののみを表１

に示す。MA群はMA（－）群に比しDuration of DM、Smoking、S-BP、D-BP、LDL-C/HDL-Cが有意に高く、HDL-C が有意に低いことが認められる。

IHD群とMA（－）群との比較でも、まったく同様の結果が得られ、また、CVDとASOの各群とMA（－）群との比較においても、CVD、ASO両群で、Duration of DM、Smoking、S-BP、LDL-C/HDL-Cが有意に高いことに加え、CVD群では、D-BP、LDL-C、Apo-BがMA（－）群よりも有意に高値を示すこと、ASO群では、HDL-C がMA（－）群よりも有意に低値を示すことが認められた（いずれも表については省略する）。

（2）年齢と糖尿病罹病期間の同時調整による解析：この解析においては、年齢と糖尿病罹病期間の同時マッチングを行った上で、【方法】の2で述べたパラメータに、トリグリセライド（TG）、アポ蛋白A_1（Apo-A_1）およびアポ蛋白A_1とアポ蛋白Bの比（Apo-A_1/Apo-B）を加え、上記の（1）と同じ群間において各検査値の平均値の比較を行った。

表2は、MA群とMA（－）群における各検査値の平均値のうち、両群間で有意差のあったもののみを示している。これよりMA群はMA（－）群に比し、S-BP、D-BP、TG、LDL-C/HDL-C が有意に高く、HDL-C とApo-A_1が有意に低いことが認められる。

IHD、CVD、ASOの各群とMA（－）群における各検査値の平均値については紙面の都合上、表には示さないが、それぞれの平均値はMA（－）群に比し、次のような結果となった。

IHDでは、LDL-C/HDL-C が有意に高く、HDL-C が有意に低いこと、CVDでは、S-BP、D-BP、LDL-C/HDL-C 、Apo-A_1/Apo-Bが有意に高く、HDL-C とApo-A_1が有意に低いことが認められた。またASOでは、S-BPおよびD-BPが有意に高いことが認められた

（3）多変量解析による解析：ステップワイズによるロジスティック解析では前述の10変量を用い、年齢調整のもとに実施した。結果を表3に示すが、これよりDuration of DM、S-BP、TGが有意な因子として認められ、Smoking は統計的には有意ではないものの、危険因子として働く可能性のあることを示唆しているものと解される。なお表の右欄には、標準変量に基づいて算出した係数を示した。

（4）MAの危険因子のカットオフ点の算出：MAの危険因子としてDuration of DM、Chol、FBS、TG、S-BP、D-BP、BMI、Apo-Bを取り上げ、カットオフ点として、この値を越えるとNIDDMにおけるMA群の割合が有意に多くなる閾値をχ^2 検定により、上記の各パラメータについて求めた。紙面の都合上、結果のみを記すと、BMI、Apo-Bを除く6個のパラメータについて、Duration of DM:3年、Chol:180mg/dl、FBS:140mg/dl、TG:130mg/dl、S-BP:135 mmHg、D-BP:76mmHg のように、カットオフ点を算出することができた。

以上にのべたように、MAの大きな危険因子として、高血圧症と高脂血症に関する項目があげられるが、これは、別に実施した年齢と糖尿病罹病期間の同時調整による検討で得られた結果である”MA患者においては高血圧症、高脂血症のそれぞれの罹患率が有意に高い”ということからも裏づけられた。

表1　MA（＋）とMA（－）の検査平均値の比較（年齢調整による解析）

Variable	MA(-)	MA(+)
Duration of DM (years)	11.0	13.8***
Smoking (#/day×yrs)	241.6	353.8*
S-BP (mmHg)	133.8	143.0***
D-BP (mmHg)	75.1	78.5*
HDL-C (mg/dl)	50.2	45.8*
LDL-C/HDL-C	2.62	3.06**

表2　MA（＋）とMA（－）の検査平均値の比較（年齢と糖尿病罹病期間の同時調整による解析）

Variable	MA(-)	MA(+)
S-BP (mmHg)	132.9	142.2**
D-BP (mmHg)	74.2	78.8**
TG (mg/dl)	125.7	150.9*
HDL-C (mg/dl)	51.3	46.6*
LDL-C/HDL-C	2.57	3.02*
ApoA$_1$ (mg/dl)	124.2	109.3*

* P < 0.05　** P < 0.01　*** P < 0.001 by t-test

表3　ステップワイズ多重ロジスティック回帰分析によるMAの危険因子の解析

MA(-) No.	Age(yrs)	MA(+) No.	Age(yrs)
102	64.2±0.83	102	64.4±0.82

Variable	β	Prob	STE
Duration of DM	0.0594	0.0020	0.2656
SBP	0.0192	0.0081	0.2298
TG	0.0042	0.0302	0.1891
Smoking	0.0006	0.0649	0.1583

262

在宅高齢者の末梢循環と身体状況

藤原奈佳子、徳留信寛（名市大・医・公衆衛生）

【要旨】加速度脈波による波形分類で末梢循環を評価すると、加齢とともにB波形及びC波形が少なくなり、D～G波形が多くなること、末梢の血液循環が悪い者（血流が停滞している者）は、男性より女性に多く、また拡張期血圧の高い者に多いことが示された。加速度脈波と精神状態、高次脳機能評価、運動機能などとの関連は見い出されなかった。

【目的】本研究の目的は、高齢者の末梢循環（末梢の血流動態）が、身体状況や生活の質（Quality of Life）とどのように関連しているかを検討することである。

【対象および方法】解析対象者を表1に示す。これらの対象者は、ミニメンタルテスト(30点満点で24点以上はほぼ正常）の成績は60歳台では男性が25.7点、女性が27.3点で、70歳台では男性が26.3点、女性が25.7点、80歳台では男性が25.0点、女性が26.3点であり、日常生活には支障のない者である。このような対象者における末梢循環と心身の諸機能との関連を評価した。末梢循環の指標の測定には、血行動態情報を多く含んでいることが生理学的な研究で指摘されている加速度脈波計(ﾐｻﾜ、ﾌﾟﾘｹｱｸﾞﾗﾌ)を用いた。本装置は指先に光子をあて、爪甲末梢血管の血液含有量の変化を時間経過の中で測定し、加速度脈波に変換して末梢循環を血液動態の加速度変化として非観血的にみる装置である。その波形パターン分類[1)～2)]を図1に示す。A波形は元気な若者にみられる波形で、末梢循環が不十分になるとC～G波形に移行するといわれている。a点は収縮期の大動脈波が心臓からの血液駆出に伴う成分で、c点は静脈収縮、d点は後負荷に該当する。本装置はb点、c点、d点の値をa点の値で除して算出される。末梢循環が悪くなるとb点は浅くなり、逆にd点は深くなることが指摘されている。心身機能の指標としては、身体生理特性、精神状態、高次脳機能検査、運動能力検査による成績を用いた。ここではこれらの調査方法の詳細は省略する。

【結果および考察】図2は対象者の波形パターン分布である。男女とも70歳台は60歳台にくらべてB波及びC波を示す者が少なくなっている。表2は加速度脈波指標の性差を比較したものであるが、b点は60歳台($p<0.05$)、70歳台ともに女性のほうが浅く、逆にd点は60歳台、70歳台($p<0.05$)ともに深くなっており、女性のほうが末梢循環が悪い傾向が示された。表3は、末梢循環と心身諸機能との関連を検討するた

表1. 対象者の性・年齢分布

年齢階級	男性 人（%）	女性 人（%）
60-64歳	2（ 7.4）	22（ 23.2）
65-69歳	9（ 33.3）	23（ 24.2）
70-74歳	2（ 7.4）	23（ 24.2）
75-79歳	10（ 37.0）	20（ 21.1）
80-99歳	4（ 14.8）	7（ 7.4）
計	27（100.0）	95（100.0）
平均値(歳)±SD	70.2 ± 6.3	73.4 ± 6.9
range	60 ～ 86	64 ～ 90

図1. 加速度脈波波形のタイプ別分類

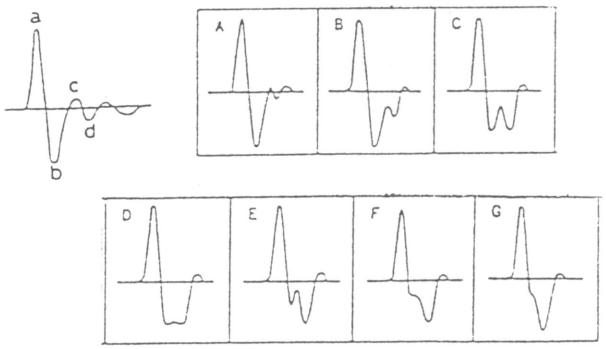


図2. 加速度脈波波形のタイプ別分布

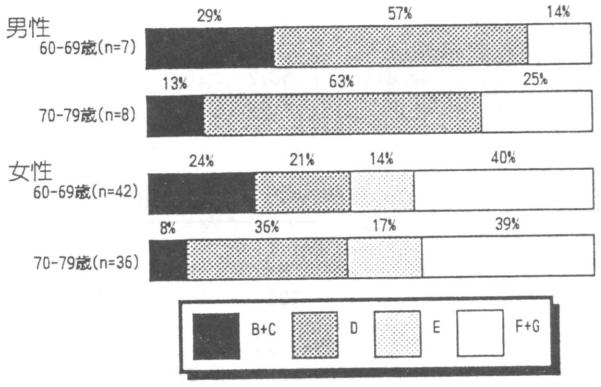


表2. 加速度脈波指標の性差

	60-69歳			70-79歳		
	男性(n=7) mean ± SD	女性(n=42) mean ± SD	t検定	男性(n=8) mean ± SD	女性(n=36) mean ± SD	t検定
b点	-47.1#1) ±11.4	-35.1 ±13.7	*	-38.9 ±10.2	-35.6 ±15.3	
c点	-42.7#1) ±13.3	-36.3 ±14.1		-42.0 ±10.0	-39.7 ±10.5	
d点	-44.6#1) ±15.4	-54.0 ± 9.1		-45.5 ±11.6	-55.6 ±12.8	*

#1) b点、c点、d点の値は基線より上方のふれを+とし、下方のふれを-とした。
* $p<0.05$

表3.加速度脈波波形別の心身諸機能の平均値（年齢補正）

	男性					女性				
	n	I群 (B+C)	II群 (D)	III群 (E)	IV群 (F+G)	n	I群 (B+C)	II群 (D)	III群 (E)	IV群 (F+G)
身体生理特性										
身長(cm)	24	157.7	161.6	152.8	160.1	88	146.8	150.6	148.7	147.9
体重(kg)	24	54.9	58.3	43.1	55.0	88	49.8	49.2	46.6	49.8
BMI(kg/m²)	24	22.1	22.3	18.5	21.4	88	23.2	21.7	21.1	22.7
収縮期血圧(mmHg)	24	129.2	148.3	149.3	137.1	87	145.9	142.2	139.1	144.5
拡張期血圧(mmHg)	24	74.3	79.2	77.3	75.0	87	76.2	72.9	78.8	81.6 *
脈拍(回/分)	23	67.1	71.3	77.4	86.6	82	84.0	82.0	71.2	80.5
精神状態、高次脳機能評価										
PGCﾓﾗｰﾙｽｹｰﾙ(17項目)	24	20.5	20.6	23.1	22.5	78	20.8	22.1	24.1	22.0
Zungの鬱評価尺度	23	32.9	29.9	35.0	35.6	80	31.9	35.7	39.6	34.1
仮名拾いﾃｽﾄ(無意味)	24	29.2	27.6	28.7	30.6	88	30.4	29.1	33.1	29.3
仮名拾いﾃｽﾄ(物語)	24	20.8	22.6	12.8	20.6	86	21.1	21.3	27.3	23.8
ﾐﾆﾒﾝﾀﾙｽｹｰﾙ(30点満点)	21	26.0	25.7	25.8	24.6	81	27.3	26.0	27.1	26.7
言語記銘力検査	23	6.4	6.4	4.2	6.8	84	6.6	6.9	6.7	7.2
色彩ﾏﾄﾘｯｸｽ検査	24	26.9	26.4	27.2	24.1	84	26.9	25.4	24.4	24.3
動物名想起ﾃｽﾄ(個/分)	24	8.7	11.4	9.1	8.9	88	10.6	9.7	10.8	9.9
数唱ﾃｽﾄ(桁)	24	5.3	5.9	5.0	6.1	88	5.3	5.1	5.7	5.2
運動能力										
ﾀｯﾋﾟﾝｸﾞ能(30秒値)	24	60.4	52.2	56.8	65.2	88	40.9	42.1	36.9	38.8
握力(kg)	24	31.5	35.1	31.8	32.4	88	19.5	19.4	20.6	19.5
大腿四頭筋力(kg)	24	15.8	25.0	17.9	27.5	86	13.9	14.7	15.5	13.8
敏捷性(秒)	24	12.8	13.5	13.3	12.7	87	13.9	13.8	12.9	13.7
平衡感覚(秒)	22	14.9	13.0	21.5	12.4	81	19.9	17.0	17.9	15.1

* Scheffé法による加速度脈波波形間の多重比較でII-IV間で$P<0.05$で有意差あり

めに、加速度脈波の波形をI群(B波形とC波形)、II群(D波形)、III(E波形)、IV群(F波形とG波形)の4群に区分し、心身の諸機能検査の平均値（最小自乗法により年齢を補正）を波形区分で多重比較したものである。拡張期血圧の高い者は、F波形またはG波形が多く、末梢循環が悪いことが示唆された。しかし、今回の調査では加速度脈波と精神状態や高次脳機能検査項目との関連は検出できなかった。血流の停滞は動脈硬化とも関連しており、今後例数をふやして末梢循環と脳血管性痴呆との関連についても検討する予定である。

【文献】

1)佐野裕司，片岡幸雄，生山匡他．加速度脈波による血液循環の評価とその応用（第2報）－波形の定量化の試み－．体力研究，1988;68:17-25.
2)鈴木明裕．脈波，加速度脈波．現代医療，1991;23(1):61-65.

263

青壮年期の性格と高年期における社会活動程度との関連

青木利恵、玉腰暁子、大野良之(名大・医・予防)、川上憲人(岐大・医・公衛)、橋本修二(東大・医・疫学生物統計学)、永井正規(埼玉医大・公衛)、川村孝、若井建志、千田雅代(名大・医・予防)

【要旨】　高齢期の社会活動の活発さには、どのような青壮年期の性格が関連しているかを、社会活動指標を設定し、検討した。高齢期に社会的に活発であるものは、30-40歳代に、社交的、多弁、活発、大胆、几帳面、陽気、外交的、非利己的、熱中し易い、積極的、独断的、自信家などの性格的特徴をもったものであった。

【目的】　高齢者が社会的に活発に活動することが、どのような過去の性格と関連しているかを明らかにするために、社会活動指標を設定し、これを用いて検討したので報告する。

【方法および対象】　1.社会活動指標の作成方法　平成5年に、岐阜県S町、M村、栃木県M町、名古屋市S区において、自記式問診調査を実施した。名古屋市S区では、大正生まれ以前の者を1/20無作為抽出し、他の3地区では65歳以上全員を対象とした。回収された5239名のうち、性、年齢区分、仕事の有無についての記載のあった合計4905名を対象として、以下の方法で社会活動程度を評価した。問診票の社会活動状況に関する項目を、その内容から、社会参加・奉仕活動(6項目)、学習活動(4項目)、個人活動(10項目)に分類し、これらと現在の仕事の有無(1項目)をあわせて社会活動4指標とした。仕事に関しては"している"=3点、"していない"=1点、仕事以外の20項目については"いつもしている"=3点、"時々している"=2点、"していない"=1点の得点を与え、各指標毎に得点を合計した。次いでその合計得点に基づき、全体の人数分布が上位1/4(得点=3点)、中位1/2(得点=2点)、下位1/4(得点=1点)になるように3区分した。さらに個人の社会活動を総合的に評価するために、こうして得られた4指標の各得点を合計し、再び全体の人数分布が上位1/4(高活動群)、中位1/2(中活動群)、下位1/4(低活動群)になるように区分した。これを社会活動総合指標とした。

2.過去の性格との関連の検討　日常生活動作能力が高い4224名を対象として、社会活動総合指標(高活動群 vs 中・低活動群)と30-40歳代の性格(社交的、多弁、活発、大胆、几帳面、気難しい、陽気、外交的、利己的、気弱、がんこ、神経質、かっとし易い、悲観的、熱中し易い、積極的、独断的、理屈っぽい、わがまま、自信家)との関連を検討した。対象者を各性格特性について「もたないもの」、「もつもの」、「どちらでもないもの」の3群に分け、「もたないもの」に対する他の2群の「高活動群になる」オッズ比を求め、また、直線的傾向の有無の検定を行なった。オッズ比を求める際には男女別にMantel-haenszel法を、直線的傾向の有無の検定の際には男女別にMantel-Extension法を用いて地区・年齢群の補正を行なった。

【結果】　表には、有意なオッズ比または、直線的傾向がみられる項目の結果のみ示した。現在社会活動が活発である高齢者は、30-40歳代に①社交的であった、②多弁であった、③活発であった、④大胆であった、⑤几帳面であった(女のみ)、⑥陽気であった、⑦外交的であった、⑧利己的でなかった(男のみ)、⑨熱中し易かった、⑩積極的であった、⑪独断的であった、⑫自信家であった、である。さらに女では「気難しくなかった」に対して「どちらでもなかった」が、「わがままでなかった」に対して「どちらでもなかった」が有意に低いオッズ比を示すが、どちらの項目も直線的傾向はみられない。

【考察】　青壮年期に他人との交流が活発である性格のものは、高年期にも社会的に活発であることが明らかとなった。しかし、今回の調査では、回答に現在の性格が影響している可能性があり、コホート調査による検討も必要であると考える。

【謝辞】　愛知県衛生部環境衛生課の五十里明先生ならびに調査にご協力いただいた方々に深謝致します。

表. 高活動群になるオッズ比(95%信頼区間) (地区・年齢補正実施)

	男				女			
	社会活動程度				社会活動程度			
	高	中・低	OR	95%CI	高	中・低	OR	95%CI
社交的であった	398	377	2.81	2.11 − 3.74	266	467	2.52	1.91 − 3.34
どちらでもなかった	190	321	1.46	1.07 − 2.00	189	586	1.38	1.03 − 1.84
社交的でなかった	86	229	1.00		89	388	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
多弁であった	196	194	1.90	1.45 − 2.50	154	313	1.70	1.30 − 2.22
どちらでもなかった	236	340	1.28	1.00 − 1.64	188	548	1.14	0.89 − 1.46
多弁でなかった	202	351	1.00		174	529	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
活発であった	308	337	1.71	1.30 − 2.26	220	413	2.11	1.62 − 2.75
どちらでもなかった	212	344	1.13	0.85 − 1.51	189	547	1.33	1.01 − 1.74
活発でなかった	125	222	1.00		124	451	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
大胆であった	220	221	1.56	1.19 − 2.05	131	216	2.10	1.57 − 2.80
どちらでもなかった	220	365	1.01	0.78 − 1.32	194	578	1.07	0.84 − 1.37
大胆でなかった	184	294	1.00		188	564	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
几帳面であった	401	526	1.18	0.88 − 1.58	305	728	1.36	1.02 − 1.83
どちらでもなかった	141	250	0.80	0.57 − 1.12	144	450	1.08	0.78 − 1.49
几帳面でなかった	102	141	1.00		77	250	1.00	
			NS				trend p<0.05	
気難しかった	214	323	0.82	0.63 − 1.08	76	193	0.97	0.70 − 1.34
どちらでもなかった	228	323	0.88	0.68 − 1.15	198	637	0.74	0.59 − 0.92
気難しくなかった	182	230	1.00		228	520	1.00	
			NS				NS	
陽気であった	265	278	1.78	1.33 − 2.38	260	522	1.84	1.38 − 2.47
どちらでもなかった	251	409	1.20	0.90 − 1.59	201	596	1.25	0.92 − 1.69
陽気でなかった	117	214	1.00		84	308	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
外交的であった	265	256	2.09	1.58 − 2.76	158	288	2.14	1.61 − 2.85
どちらでもなかった	224	370	1.17	0.89 − 1.54	211	595	1.30	1.00 − 1.68
外交的でなかった	143	260	1.00		134	485	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
利己的であった	100	164	0.75	0.55 − 1.04	51	149	1.08	0.74 − 1.58
どちらでもなかった	283	424	0.83	0.65 − 1.05	244	664	1.05	0.83 − 1.31
利己的でなかった	231	275	1.00		191	530	1.00	
			trend p<0.05				NS	
熱中し易かった	365	404	1.35	1.01 − 1.82	286	479	1.99	1.49 − 2.65
どちらでもなかった	169	352	0.73	0.53 − 1.01	156	613	0.86	0.63 − 1.18
熱中し易くなかった	104	156	1.00		86	301	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
積極的であった	337	339	2.08	1.55 − 2.81	233	367	2.45	1.85 − 3.24
どちらでもなかった	212	375	1.15	0.85 − 1.57	190	657	1.08	0.82 − 1.42
積極的でなかった	96	188	1.00		105	369	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	
独断的であった	217	255	1.49	1.13 − 1.98	103	227	1.37	1.01 − 1.85
どちらでもなかった	258	372	1.22	0.93 − 1.59	229	661	0.99	0.78 − 1.26
独断的でなかった	147	256	1.00		173	480	1.00	
			trend p<0.01				NS	
わがままであった	176	255	0.96	0.73 − 1.26	97	266	0.86	0.64 − 1.15
どちらでもなかった	255	369	0.93	0.72 − 1.19	194	616	0.77	0.61 − 0.98
わがままでなかった	199	277	1.00		231	522	1.00	
			NS				NS	
自信家であった	214	221	1.73	1.30 − 2.29	112	172	2.47	1.81 − 3.37
どちらでもなかった	257	404	1.09	0.84 − 1.42	232	660	1.16	0.92 − 1.47
自信家でなかった	158	260	1.00		175	539	1.00	
			trend p<0.01				trend p<0.01	

264

眼底の細動脈硬化が高齢者の抑うつ状態に与える影響

井原一成、新野直明(昭和大・医・衛生学)、鈴木隆雄、永井晴美、(都老人研・疫学)
天野秀紀、熊谷修、渡辺修一郎、柴田博(都老人研・地域保健)、
芳賀博(北海道医療大・看護福祉)、安村誠司、新井宏朋(山形大・医・公衆衛生)

【要旨】　眼底の細動脈硬化が高齢者の抑うつ状態に与える影響を縦断的に検討した。単変量での検討で、シェイ分類のS所見が1度以上の者では、0度の者に比べて2年後に抑うつ状態の者の割合が有意に大きかった。多変量解析によって他の要因の影響を考慮した場合でも、同じ傾向が認められ統計的にも有意であった。

【目的】　高齢者を対象とした断面調査の結果から、眼底の細動脈硬化のある者では抑うつ状態の者の割合が大きいという知見が得られた。本研究では、眼底所見の得られた者の2年後の抑うつ状態を把握し、眼底所見を含む諸要因と抑うつ状態との関連を明らかにすることで、眼底の細動脈硬化がその後の抑うつ状態に与える影響を検討した。

【対象と方法】　1990年に秋田県A村で実施した総合的健康調査では、65歳以上の者全員824人のうち眼底検査で521人のシェイ分類のS所見が得られた。このうち抑うつ状態にあった25人(疫学用抑うつ尺度 Center for Epidemiologic Studies Depression scale による把握)及び、別に実施した精神科医の面接を含む調査で認められた痴呆の者2人を除いた494人を本研究の追跡対象者とした。追跡調査は1992年に実施し、これらの者の抑うつ状態の評価をおこなった。

1990年時の眼底検査は無散瞳型眼底カメラを使用し乳頭と黄斑部を結んだ線分の中点を中心とし両眼各1枚の撮影をおこない、判定は1人の判定者がおこなった。1992年時の抑うつ状態は、訓練を受けた調査員がGeriatric Depression Scale (GDS、新野訳)を用いて評価した。GDSの抑うつ状態の判定については、先行研究に基づき、30点満点中11点以上の者を、抑うつ状態「あり」とした。

統計学的解析は、まず、1990年時の総合的健康調査のS所見(0度と1度以上にカテゴリー化)を含む各調査項目と2年後の抑うつ状態との関係を単変量解析で検討し、次いで、その解析で有意な関連の認められた項目を説明変数、2年後の抑うつ状態を目的変数とした多重ロジスティック回帰分析をおこなった。

なお、1990年時の抑うつ状態の者25人には、 Diagnostic and Statistical Manual 3rd edition(DSM-Ⅲ)に拠る精神科医の診断で気分変調障害の者が1人含まれていた。この気分変調性障害の者と痴呆の者だけを除外し循環器疾患に関わる諸要因の影響を調整した場合の、眼底のS所見とその後の抑うつ状態の関連については、既に第54回日本公衆衛生学会において報告した。

【結果】　2年間の追跡期間中、13人の死亡を認めた。生存者481人のうち、1992年時の抑うつ状態の評価をおこない得たのは409人(85.0%)であった。

単変量での検討では、S所見が0度の者に比べて、1度以上の者に2年後の抑うつ状態の者の割合が大きく、その関連はχ^2検定で有意であった(表1)。90年時の調査項目で、抑うつ状態と有意な関連を示した項目は、S所見の他に、配偶者の有無、趣味の有無、老研式活動能力指標(満点の13点を高、12点以下を低にカテゴリー化)、糖尿病の既往の有無、過去1年間の外来通院の有無、転倒の有無、身体の問題での悩みの有無、過去1年間の親しい友人の死の経験の有無と家族内のもめ事の経験の有無、及び日中の話相手の有無であった(表2)。これらの項目とシェイのS所見を説明変数とした多重ロジスティック回帰分析の結果を表3に示した。S所見が1度以上の者では0度の者に比べて2年後に抑うつ状態になるオッズ比は1.98と高く、P値は 0.048であった(表3)。

【考察】　眼底の細動脈硬化は脳内の穿通枝動脈の動脈硬化と関連することが以前から知られている。また、最近のMagnetic Resonance Imagingを用いた断面的な研究では、基底核や脳室周囲部、橋など穿通枝動脈の潅流部位での動脈硬化性の変化が高齢者のうつ病と関連することが報告されている。眼底の細動脈硬化と抑うつ状態の関連は、これらの報告に符号するものと考えられる。DSM－Ⅲの気分変調性障害と痴呆の者を除いた場合の縦断的検討(第54回日本公衆衛生学会)でも、細動脈硬化のある者で2年後の抑うつ状態の者の割合

が有意に大きかったが、さらに広く抑うつ状態の者を除いた本研究でも同様の結果が得られた。また、本研究では多変量解析において、循環器疾患に関連した諸要因の他、日常の生活行動やライフイベント、ソーシャルサポートなど社会的要因の影響の考慮もおこなったが、S所見はなお有意な要因であった。これらの結果は、細動脈硬化がその後の抑うつ状態の危険因子である可能性を示唆するものである。今後さらに、抑うつ状態の評価方法を統一し、対象数を増やした検討をおこなう必要があると考える。

表1　S所見と2年後の抑うつ状態との関係

	2年後の抑うつ状態 なし(%)	あり(%)	P値 (χ^2検定)
S所見　0度	98(84.5)	6(15.5)	0.034
1度以上	263(74.7)	30(25.3)	

表2　90年時の調査項目と2年後の抑うつ状態の関係(S所見を除く)

χ^2検定

項目		GDS≧11	P値
性	男	18.0	0.661
	女	25.8	
年齢	74歳以下	23.1	0.430
	75歳以上	18.9	
配偶者	有	17.4	0.002
	無	30.7	
家族	有	22.2	0.389
	無	31.3	
学歴	高	13.6	0.139
	低	23.5	
仕事	有	18.0	0.209
	無	23.8	
買い物	する	22.6	0.887
	しない	22.0	
庭の手入れ	する	22.7	0.480
	しない	15.8	
孫の世話	する	22.7	0.843
	しない	21.9	
家事	する	21.6	0.345
	しない	27.1	
趣味	する	14.4	0.001
	しない	27.9	
スポーツ	する	17.9	0.174
	しない	24.1	
散歩	する	21.9	0.783
	しない	23.0	
外出	する	20.5	0.057
	しない	30.7	
つきあい	する	22.0	0.385
	しない	31.3	
老人クラブ	する	23.1	0.593
	しない	20.8	
ボランティア	する	21.0	0.478
	しない	23.9	
飲酒習慣	無	24.6	0.226
	有	19.6	
喫煙習慣	無	22.7	0.553
	有	19.7	
老研式活動能力	高	14.9	0.003
	低	27.2	
総合的移動能力	高	21.7	0.429
	低	26.2	
聴力	高	21.7	0.184
	低	33.3	
視力	高	22.1	0.426
	低	33.3	
咀嚼力	高	22.4	0.991
	低	22.2	
既往歴			
高血圧	無	23.1	0.696
	有	21.5	
脳卒中	無	22.2	0.572
	有	28.6	
心疾患	無	22.3	0.908
	有	22.8	
糖尿病	無	21.0	0.014
	有	39.4	
過去1年間の通院歴			
高血圧	無	24.1	0.206
	有	18.3	
脳卒中	無	22.6	0.412
	有	11.1	
心疾患	無	23.4	0.526
	有	20.7	
糖尿病	無	21.8	0.139
	有	37.5	
全疾患	無	10.4	0.014
	有	24.7	
過去1年間の入院歴(全疾患)	無	22.7	0.697
	有	20.0	
尿蛋白	～±	22.1	0.950
	＋～	21.4	
尿糖	－	21.9	0.758
	＋～	24.2	
心電図	～軽度異常	22.7	0.764
	異常～	21.2	
収縮期血圧	～159mmHg	24.4	0.117
	160mmHg～	17.2	
拡張期血圧	～89mmHg	24.3	0.060
	90mmHg～	14.3	
転倒	無	20.0	0.002
	有	38.9	
痛み	無	17.4	0.051
	有	26.0	
身体の問題での悩み	無	19.3	0.026
	有	30.0	
配偶者の病気	無	21.9	0.500
	有	25.9	
肉親の病気	無	21.4	0.296
	有	27.0	
配偶者の死	無	22.2	0.184
	有	50.0	
肉親の死	無	21.1	0.087
	有	31.5	
友人の死	無	24.4	0.022
	有	11.3	
退職	無	22.1	0.191
	有	42.9	
引っ越し	無	22.1	0.065
	有	66.7	
収入減	無	22.1	0.389
	有	31.3	
子供の別居	無	22.4	0.902
	有	25.0	
子供の失業	無	22.2	0.343
	有	40.0	
子供の結婚生活上の問題	無	22.4	0.902
	有	25.0	
家族とのトラブル	無	21.9	0.011
	有	75.0	
友人とのトラブル	無	22.4	0.864
	有	25.0	
訪ねて来る人	有	22.3	0.872
	無	23.8	
訪ねて行く相手	有	21.4	0.292
	無	28.0	
相談相手	有	22.3	0.881
	無	23.1	
日中の話相手	有	19.4	0.034
	無	29.7	

表3　多重ロジスティック回帰分析の結果

要因(独立変数)	P値	odds比	95%信頼区間
S所見	0.048	1.98	1.01－ 3.90
配偶者	0.406	1.33	0.68－ 2.58
趣味	0.163	1.55	0.84－ 2.88
老研式活動能力	0.162	1.56	0.84－ 2.90
糖尿病既往	0.069	2.35	0.94－ 5.92
通院歴(過去1年)	0.216	1.81	0.74－ 2.55
転倒	0.138	1.71	0.83－ 3.52
身体の問題での悩み	0.312	1.37	0.74－ 2.55
友人の死	0.107	2.18	0.84－ 5.63
家族とのトラブル	0.363	3.53	0.23－53.46
日中の話相手	0.439	1.29	0.67－ 2.51

本研究は東京都老人総合研究所特別プロジェクト「中年からの老化予防総合的長期追跡研究」の一環としておこなわれた。

265

山口県下の「長寿」地域の要因に関する研究

坂本なほ子　丸井英二（東京大学・国際保健・国際疫学）

【要旨】市区町村別生命表により余命が長く「長寿」と考えられる地域の背景を探った。その結果、この地区の国勢調査人口と住民票人口に大きな隔たりがあり、そのために年齢階級別死亡率に誤差が生じることが分かった。

【目的】現在までに、厚生省統計情報部は 1985 年と 1990 年に「市区町村別平均寿命の全国ベスト 30」および「市区町村別 65 歳平均余命の全国ベスト 30」を発表した。それらの順位の大多数を沖縄県の市区町村が占めていたが、その中に山口県平生町も入っていた。本研究はその山口県平生町を対象として、その「長寿」の要因を考察することを目的とする。

【方法】昭和 60 年と平成 2 年国勢調査結果、昭和 58 年から 62 年と昭和 64 年から平成 3 年の人口動態統計、1985 年と 1990 年市区町村別生命表、そして平成 2 年から 6 年山口県平生町の住民基本台帳と死亡による住民除票を用いた。

【結果・考察】

1）平成 2 年国勢調査結果から山口県と平生町の高齢者の人口割合を調べた。

表 1 特定年齢以上の人口割合（%）

年齢	山口県	平生町
65 歳以上	15.9	22.4
70 歳以上	10.6	16.8
80 歳以上	3.4	7.3
90 歳以上	0.4	1.0

資料　総務庁統計局「平成2年国勢調査報告」

それぞれにおける 65、70、80、90 歳以上の人口割合が**表 1** である。平生町の方が高齢者の割合が高いことがわかる。

2）平均余命が長いことから高齢者の低い死亡率が予想される。そこで、市区町村別生命表と同様の昭和 60 年と平成 2 年国勢調査結果、昭和 58 年から 62 年と昭和 64 年から平成 3 年の人口動態統計を用いて、山口県と平生町の 65 歳以上の年齢階級別死亡率の比較を行った（**図 1**、**図 2**）。男性と女性、昭和 60 年と平成 2 年のいずれにおいても、平生町の方が山口県よりも低い年齢階級別死亡率であった。

3）次に、平成 2 年から 6 年の平生町の住民基本台帳に基づく住民票人口と住民除票による死亡数からの年齢階級別死亡率と前出の平成 2 年の死亡率を比較した（**図 3**、**図 4**）。男女ともに、平生町住民台帳に基づく死亡率（図中では平生町住民）は前出の平生町よりも山口県の死亡率に近づいていた。

4）そこで、実際に国勢調査結果の人口と住民基本台帳による人口の比較を行った。年齢階級別に平成 2 年の国勢調査人口から平成 2 年の住民票人口を減じた人口差を**表 2** に示す。

表 2 年齢階級別人口比較

年齢階級	人口差
0～4	-51
5～9	4
10～14	-26
15～19	-80
20～24	-111
25～29	7
30～34	-17
35～39	-39
40～44	34
45～49	-13
50～54	5
55～59	43
60～64	19
65～69	64
70～74	79
75～79	158
80～84	235
85～89	177
90～94	65
95～99	13
100～	4
計	570

（人）

資料　総務庁統計局「平成2年国勢調査報告」
山口県平生町「住民基本台帳」

たしかに調査時期は半年ずれているが、低年齢階級

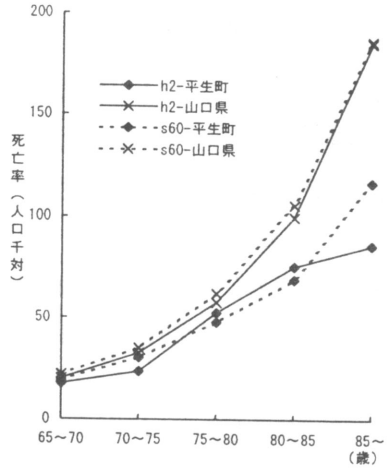


図1 年齢階級別死亡率（人口千対）
－男性－

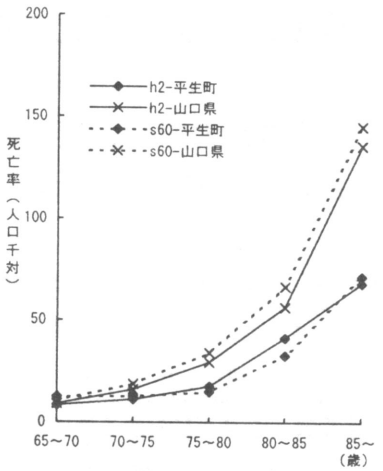


図2 年齢階級別死亡率（人口千対）
－女性－

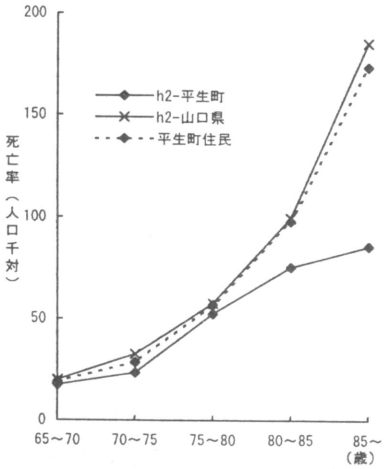


図3 年齢階級別死亡率（人口千対）
－男性－

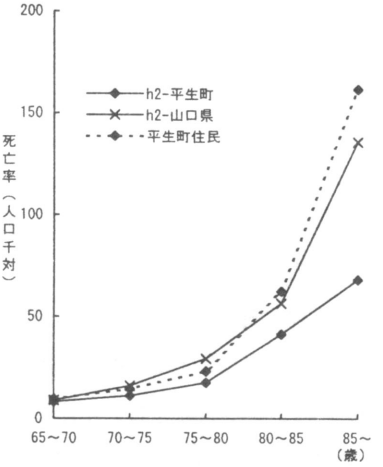


図4 年齢階級別死亡率（人口千対）
－女性－

は住民票人口の方が大きく、高年齢階級は国勢調査人口の方が大きいことがわかる。人口動態統計の死亡数と住民除票からの死亡数はほぼ等しい。それ故、**図3**や**図4**中の平生町の2つの死亡率が異なる理由は、この人口の違いによって生じていると考えられる。**表3**は**表1**に住民票人口による高齢者の人口割合を追加したものである。各年齢階級における割合の低下が見られた。

平生町には1,180床の病院があり、その入院患者の9割以上が町外からの患者である。国勢調査結果にはこのような町外の入院者が含まれている。それ故、人口の把握に差が生じていると考えられる。今後、他の要因についても検討を加えたい。

表3 特定年齢以上の人口割合（%）

年齢	山口県	平生町	住民票人口
65歳以上	15.9	22.4	17.7
70歳以上	10.6	16.8	12.3
80歳以上	3.4	7.3	4.1
90歳以上	0.4	1.0	0.5

【まとめ】

今後、人口の高齢化はますます進行するが、その老齢人口割合や死亡率をはじめとする指標を算出する際に、人口が小規模な地域に関しては注意が必要である。

266

骨密度および変化率の遺伝要因と環境要因

○山縣然太朗[1)]、飯島純夫[2)]、浅香昭雄[2)]
[1)]山梨大学保健管理センター、[2)]山梨医科大学保健学 II 講座

【要旨】骨密度およびその経年的変化率の遺伝要因と環境要因を明らかにする目的で日本人の健康な女性 108 名の骨密度を測定し、遺伝要因のマーカーとしてビタミンD遺伝子多型とコラーゲンⅠ型A2遺伝子多型を用い、生活習慣などの環境要因との関連を調べた。VDR 遺伝子多型が骨密度の遺伝子マーカーになることが示唆された。さらに、生活習慣との関連からVDR 遺伝子多型により食事に対する骨代謝の反応が異なる可能性も示唆された。

【はじめに】最近、Morrison、Eisman らはビタミンD受容体（VDR）遺伝子多型が骨密度に関連していることを明らかにし、骨密度に対する一つの遺伝要因として注目されている。本研究では日本人においてVDR 遺伝子多型、およびコラーゲン遺伝子多型（COLIA2）が遺伝要因のマーカーになりうるか検討した。さらに生活習慣などの環境要因と遺伝要因がどのように骨密度、および骨密度の経年的変化に関連していたかを報告する。

【研究方法】対象は山梨県在住の健康な女性 108 名である。骨密度は DXA 法（Hologic QDR-1000/W）を用いて、第２腰椎から第４腰椎を約１年の間隔をおいて測定した。骨密度測定時に生活習慣、産婦人科に関する質問、主観的健康度に関する質問、運動歴に関する質問、運動適性テストおよび食品摂取調査を実施した。VDR 遺伝子多型はVDR 遺伝子の Intron 8 に存在する制限酵素 BsmI による制限酵素断片長多型（RFLP）を、COLIA2 遺伝子多型は（TTTTTG）n 繰り返し配列と制限酵素 EcoRI によるPCR-RFLP を解析した。骨密度は年齢による補正のため年齢階級ごとに平均値を0、標準偏差を１としたZ Score を算出して用いた。

【結果と考察】1.COLIA2 遺伝子多型：（TTTTTG）n 繰り返し配列に多型は存在しなかった。EcoRI によるPCR-RFLP分析はその遺伝子頻度が対立遺伝子１は0.44、対立遺伝子２が 0.56 であり、白人に比べて対立遺伝子１の頻度が多かった。2.VDR 遺伝子多型：VDR の遺伝子型は PCR 産物が制限酵素 BsmI で切断される対立遺伝子（allele b）、切断されない対立遺伝子（allele B）の２種類が観察され、遺伝子型の頻度は bb が 59 名(0.546)、Bb が 42 名(0.389)、BB が７名(0.065)であり、白人に比べ allele B が少なく人種差を認めた。3.COLIA2 遺伝子多型と骨密度：対立遺伝子１のホモ接合体、ヘテロ接合体、対立遺伝子２のホモ接合体における骨密度の平均はそれぞれ 1.028±0.226、0.866±0.153、0.987±0.078 となり有意な関連は認められなかった。4.VDR 遺伝子多型と骨密度、骨密度変化率：ANOVA 分析により 1992 年、1993 年ともに骨密度はVDR 遺伝子多型と有意な関係を示した。両測定ともに対立遺伝子 B のホモ接合体の骨密度が対立遺伝子ｂのホモ接合体の骨密度より低く、ヘテロ接合体はその中間の値であった。骨密度変化率は BB、Bb、bb の順に減少率が大きく、有意差を認めた。５.骨密度、骨密度変化率に対する重回帰分析：身体所見、生活習慣、栄養、運動に関する項目のうち、骨密度と相関係数が有意に高かった変数は年齢、VDR 遺伝子型、食品群摂取頻度得点 3)、身長、体重、閉経の有無、閉経後年数であり、これらの変数を独立変数、骨密度を従属変数とする重回帰分析の最適のモデルによる重回帰方程式は次のようになった。骨密度=0.685-0.014×（閉経後年数）+0.104×（VDR 遺伝子 allele ｂの数）+0.023×（食品群摂取頻度得点）。骨密度変化率についての重回帰方程式は骨密度変化率=-3.864+1.621×（VDR 遺伝子 allele ｂの数）+0.101×（閉経後年数）となった。６.VDR 遺伝子多型別の食品群摂取頻度得点と骨密度：各 VDR 遺伝子型における食品群摂取頻度得点は BB、Bb、bb それぞれ 8.0±2.6、9.0±2.7、8.8±1.1 と有為差は認められなかったが、図１に示すようにbb 群においてのみ食品群摂取頻度得点と骨密度は正の相関を示した（r=0.481、n=42、p=0.0013）。

本研究においてVDR遺伝子多型が骨密度の遺伝子マーカーになることが示唆された。また、骨密度に閉経や食事が関連していることも確認された。さらに、VDR遺伝子多型により食事に対する骨代謝の反応が異なる可能性も示唆された。今後はこの遺伝子マーカーによる遺伝的高危険群に対してどのようなヘルスプロモーションを行っていくかが重要な課題であり、食事や運動など環境要因との関連から検討していく必要がある。

【文献】 1) Morrison,N.A. et.al.: Nature, 367, 284-287 (1994). 2) Yamagata,Z.et.al.: Lancet, 344, 1027 (1994). 3) 宮村季浩他：日本公衛誌, 41, 1122-1130 (1994).

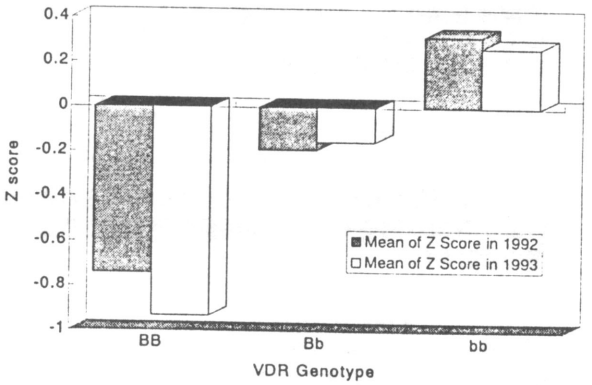
Table Correlation Coefficient between BMD and the Other Variables

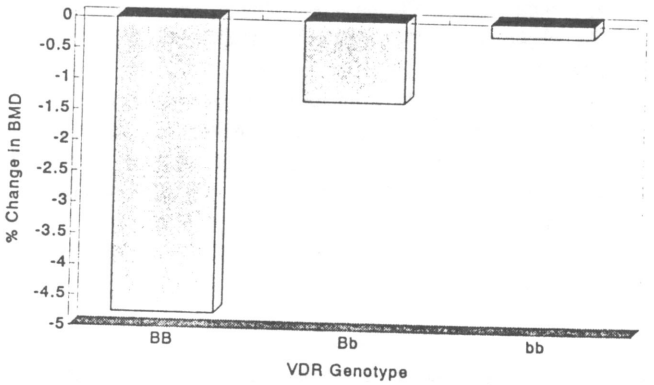
Item	r	p
Age	-0.552	<0.001
Weight	0.271	0.003
Height	0.239	0.01
VDR genotype	0.272	0.005
Food frequency score	0.389	<0.001
Menopause status	-0.458	<0.001
Years after menopause	-0.497	<0.001

r: Correlation coefficient
P: P Value

Table Factor analysis using the frequencies of intalke of food groups as variables

	1st factor	2nd factor	3rd factor
Rice	0.0895	-0.1032	-0.0945
Bread	0.1630	0.0539	0.0856
Needles	0.2158	-0.0725	0.1170
Eggs	0.2744	0.1747	0.4709
Potatoes	0.5867	-0.0392	-0.2291
Sugar	0.2042	-0.4816	0.4891
Sweets	0.1001	-0.1678	0.7065
Oily or fatty foods	0.1382	0.0524	0.4034
Beans	0.3409	0.5114	-0.0332
Fruits	0.2821	0.2150	0.3920
Green and yellow vegetables	0.6328	0.3397	0.1780
Pale colored vegetables	0.6592	0.0577	0.0811
Salad dressing and mayonnaise	0.5503	0.0595	0.2465
Milk or dairy products	0.1289	0.5769	0.1295
Seaweed	0.1168	0.7598	0.0591
Meat	0.0030	0.0385	0.1082
Fish	0.2686	0.4021	-0.1085
Miso soup	0.5087	0.3641	0.0305
Soft drinks and juice	-0.2514	0.2901	0.6784
Eigenvalue	3.3678	2.1025	1.5971
Contribution	0.1773	0.1107	0.0841





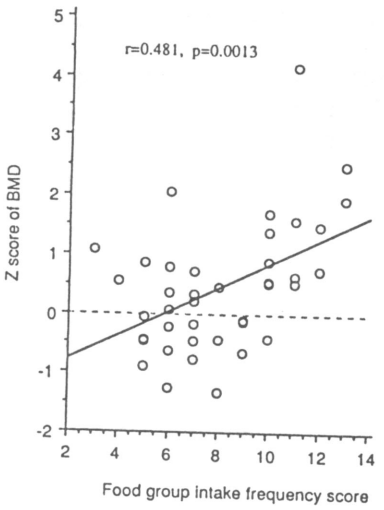


Figure: The relation between Z score of BMD and Food intake freqency score in bb subjects

267

骨量と閉経状態及び生活習慣との関連

井手三郎（九大．医．公衛、聖マリア学院短大）、広田良夫（九大．医．公衛）
佛淵孝夫（九大．医．整形）、杉岡洋一（九大．医．整形）

［要旨］骨粗鬆症検診の女性受診者を対象に要精検者と正常者を比較することにより、閉経状態や生活習慣と骨量の関連を調べた。骨量は年齢・閉経後経過年数の増加と共に減少し、閉経後（５～９年）のオッズ比は閉経前に比して18.3 であった。その他有意な関連が得られたものは、妊娠の有／無（ＯＲ＝3.0）、出産の有／無（ＯＲ＝2.8 ）、現在の牛乳摂取の有／無（ＯＲ＝0.4）、小中学生の頃の牛乳摂取の有／無（ＯＲ＝0.5）等であった。

［目的］骨粗鬆症検診の女性受診者 から得られた情報により,閉経状態やその他の生活習慣が骨量に及ぼす影響の検討を行う。

［対象・方法］対象は平成６年度に福岡県下６保健所において行われた骨粗鬆症検診（ ＤＸＡ 法により橈骨遠位 1/3 を測定）受診者２、０２０名中、人工閉経者を除く閉経状態の明らかな女性１、６７０名である。骨量の減少と生活習慣等との関連をみる為、要精検者（129人）（Z-score -２SD 以下）と正常者（1186 人）を比較した。関連の度合いをみる為に Mantel - Haenszel 法により、年齢階級（＜４０、４０－４９、５０－５９、６０－６９、７０＋ ）、閉経状態（閉経前、閉経後５年未満、閉経後５～９年閉経後１０年以上）で補正しオッズ比を計算した。
また、検診受診者の生活習慣等の情報は自記式調査票により得た。

［結果・考察］検診結果の要精検群においては、正常群に比して有意に年齢が高く、身長、体重、ＢＭＩ（Body Mass Index）、骨量の値が小さく、また初潮年齢が高く出産回数は多かった（p＜0.05 ）（表1）。
骨量は年齢の増加と共に低下し特に閉経以降著しくまた同時に閉経後経過年数の増加と共に低下した（図１,図２、表２）。閉経状態別のオッズ比は閉経前に比して、閉経後５年未満：OR=3.4 , 95%CI [0.9－12.8]、閉経後５～９年：OR=18.3 , [4.5－75.3] 、閉経後１０年以上：OR=8.2 , [1.3－50.9] であり（表３）、閉経後増加し閉経後５～９年に最大となるが閉経後１０年以降減少した。
生活習慣等におけるオッズ比は（表４）、現在の牛乳摂取状況（飲む／ほとんど飲まない）：OR=0.4 , [0.3－0.6]、小中学生の頃の牛乳摂取状況（飲む／ほとんど飲まない）：OR=0.5 , [0.3－0.8]であり、牛乳の摂取と骨量の関連が認められた。一方、閉経の有無はOR=7.9 , [2.4－26.3]と最も強く関連し、また妊娠歴（あり／なし）：OR=3.0 , [1.0－9.2]、出産歴（あり／なし）：OR=2.8 , [1.0－7.8]もそれに次ぐ関連を示した。４０歳頃の食品摂取頻度については肉類（週に３～４回以上／週に１～２回以下）：OR=0.6 , [0.4－0.9]、卵（ほとんど毎日１回以上／週に３～４回以下）：OR=0.6 , [0.4－1.0]、果物（ほとんど毎日１回以上／週に３～４回以下）：OR=0.6 , [0.4－0.9],海藻類（週に３～４回以上／週に１～２回以下）：OR=0.7 , [0.5－1.0]、甘い菓子類（週に３～４回以上／週に１～２回以下）：OR=0.5 [0.4－0.8]、インスタントラーメン（週に１～２回以上／月に１～２回以下）：OR=0.5 , [0.3－0.8]、であった（表５）。インスタントラーメンに関しては仮説と反する結果となるが、全体的な食傾向の反映であろう。

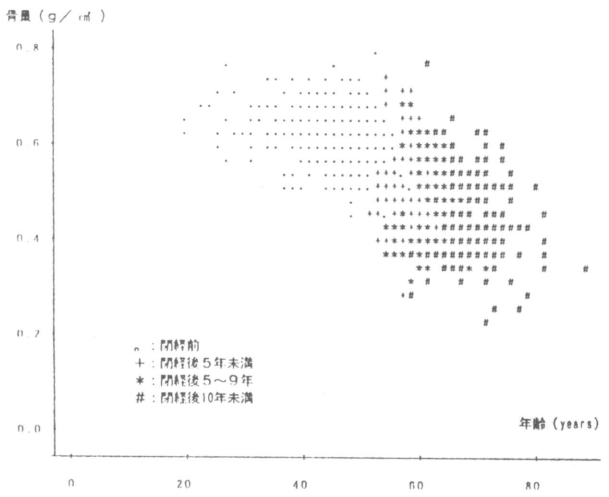


図１．年齢と骨量

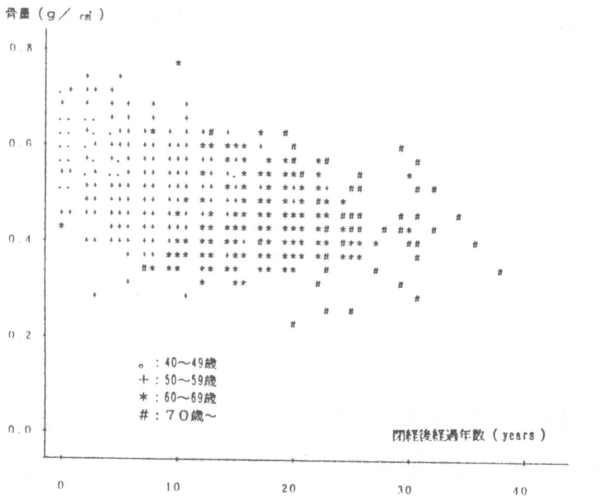


図２．閉経後経過年数と骨量

表１．身体的特性（正常群：要精検群）

身体的特性	平均値		P	
	正常群	要精検群		
年齢	56.2 (n=1186)	58.6 (n=129)	0.00	
身長	152.6 (n=1186)	150.6 (n=129)	0.00	
体重	54.2 (n=1186)	51.6 (n=129)	0.00	
BMI	23.3 (n=1186)	22.7 (n=129)	0.05	
BMD	0.57 (n=1186)	0.40 (n=129)	0.00	
初潮年齢	14.2 (n=1186)	14.6 (n=129)	0.00	
閉経年齢	50.4 (n=802)	50.3 (n=113)	0.91	閉経者
妊娠回数	2.9 (n=1185)	3.1 (n=127)	0.19	
初妊年齢	24.9 (n=1116)	24.5 (n=126)	0.26	妊娠歴を有する者
出産回数	2.2 (n=1182)	2.4 (n=129)	0.04	
初産年齢	25.6 (n=1098)	25.2 (n=125)	0.27	出産歴を有する者

注．BMI：Body Mass Index (kg／m2)　、BMD：Bone Mineral Density

表２．閉経状態別骨量平均値

（g／㎠）

年齢階級	全体	閉経前	閉経後		
			５年未満	５～９年	１０年以上
～39	0.641 (66)	0.641 (66)			
40～49	0.624 (351)	0.628 (320)	0.608 (28)	0.549 (2)	0.539 (1)
50～59	0.563 (573)	0.625 (107)	0.573 (223)	0.526 (192)	0.527 (51)
60～69	0.479 (560)		0.510 (6)	0.506 (85)	0.473 (469)
70～	0.443 (120)			0.346 (1)	0.444 (119)
合計	(1670)	(493)	(257)	(280)	(640)

（　）内数：人数

表３．閉経状態別検診結果

閉経状態	要精検頻度	OR [95% CI]	
		補正前	年齢階級補正
閉経前	16/493 (3.3)	1.0	1.0
閉経後（５年未満）	14/257 (5.5)	1.7 [0.8, 3.6]	3.4 [0.9, 12.8]
閉経後（５～９年）	41/280 (14.6)	5.1 [3.0, 8.9]	18.3 [4.5, 75.3]
閉経後（10年以上）	58/640 (9.1)	3.0 [1.7, 5.1]	8.2 [1.3, 50.9]
合計	129/1670 (7.7)	3.2 [1.9, 5.3]	6.0 [1.8, 20.3]

（　）内数：%

表４．生活習慣等との関連

要因	有／無　(%有／有＋無)		OR [95%CL]
	正常群	要精検群	
現在の背・腰痛	545/841 (46.0)	56/73 (43.4)	0.9 [0.6, 1.4]
若い頃より身長低下	669/515 (56.5)	84/44 (65.6)	1.1 [0.7, 1.8]
３ヶ月以上の有病歴	484/700 (40.9)	53/76 (41.1)	0.9 [0.6, 1.3]
手術歴	566/616 (47.9)	72/55 (56.7)	1.4 [1.0, 2.0]
骨折歴	234/950 (19.8)	27/102 (20.9)	1.0 [0.6, 1.6]
現在の職業	320/865 (27.0)	30/99 (23.3)	1.1 [0.7, 1.7]
現在の職務上運動	166/970 (14.6)	20/106 (15.9)	1.2 [0.7, 2.0]
職務上運動歴	332/813 (29.0)	30/95 (24.0)	0.8 [0.5, 1.2]
30分以上の歩行	663/523 (56.0)	72/56 (56.3)	0.9 [0.7, 1.4]
余暇時運動	420/765 (35.4)	42/87 (32.6)	0.8 [0.6, 1.2]
中学・高校の頃の運動歴	365/821 (30.8)	31/98 (24.0)	0.8 [0.5, 1.2]
現在の牛乳摂取	1046/140 (88.2)	100/29 (77.5)	0.4 [0.3, 0.6]
小・中学生の頃の牛乳摂取	488/696 (41.2)	30/99 (23.3)	0.5 [0.3, 0.8]
ダイエット歴	50/1133 (4.2)	2/127 (1.6)	0.5 [0.1, 2.0]
喫煙歴	48/1138 (4.1)	3/126 (2.3)	0.6 [0.2, 2.1]
飲酒歴	394/790 (33.3)	40/89 (31.0)	1.0 [0.6, 1.5]
閉経	802/384 (67.6)	113/16 (87.6)	7.9 [2.4, 26.3]
妊娠歴	1116/69 (94.2)	126/3 (97.7)	3.0 [1.0, 9.2]
出産歴	1100/82 (93.1)	125/4 (97.0)	2.8 [1.0, 7.8]
母乳授乳歴	1019/81 (92.6)	120/5 (96.0)	2.0 [0.8, 4.9]

注．オッズ比は年齢階級（＜40、40-49、50-59、60-69、70+）、閉経状態（閉経前、閉経後５年未満、閉経後５～９年、閉経後１０年以上）にて補正。但し、閉経は世代のみで補正。

表５．４０歳頃の食品摂取頻度との関連

食品・摂取頻度	以上／以下　(%以上／以上＋以下)		Mann -Whitney の検定　P	OR [95% CI]
	正常群	要精検群		
肉類（週に３～４回以上／週に１～２回以下）	714/472 (60.2)	60/69 (46.5)	0.00	0.6 [0.4, 0.9]
卵　（ほとんど毎日１回以上／週に３～４回以下）	414/772 (34.9)	34/95 (26.4)	0.08	0.6 [0.4, 1.0]
果物（ほとんど毎日１回以上／週に３～４回以下）	626/560 (52.8)	55/74 (42.6)	0.02	0.6 [0.4, 0.9]
海藻（週に３～４回以上／週に１～２回以下）	808/378 (68.1)	78/51 (60.5)	0.09	0.7 [0.5, 1.0]
甘い菓子（週に３～４回以上／週に１～２回以下）	787/399 (66.4)	66/63 (51.2)	0.00	0.5 [0.4, 0.8]
インスタント麺に１～２回以上、ラーメン／月に１～２回以下）	277/909 (23.4)	17/112 (13.2)	0.06	0.5 [0.3, 0.8]

注．オッズ比は年齢階級（＜40、40-49、50-59、60-69、70+）、閉経状態（閉経前、閉経後５年未満、閉経後５～９年、閉経後１０年以上）にて補正。

268

骨密度の変動に対する健康教育の効果
— 地域における2年間の介入研究から —

鈴木隆雄，吉田英世，永井晴美（東京都老研・疫学）、柴田　博，
渡辺修一郎，熊谷　修，天野秀紀（同・地域保健）、安村誠司
（山形大・医・公衆衛生）、芳賀　博（北海道医療大・看護福祉）

【要　旨】地域の中高年女性を対象とし、DXA法による骨密度測定を行い、さらに希望者に対して運動・栄養指導を含む健康教室を2年間実施し、その効果を分析した。

【目　的】本研究の目的は、地域在住の健康な中高年女性における（閉経期での）骨密度減少の予防を効果的に行うための一方策の検討として、DXA法による骨密度測定を実施するとともに、希望者に対し、運動および栄養指導を中心とした健康教室を2年間計画的に実施し、その効果を分析することである。

【対象と方法】対象地域は新潟県中部に位置する山村（N村）である。本研究の対象者は1994年8月の時点で同村に居住する40歳代（43-49歳、平均46.0歳）の健康な中高年女性98名である。

方法は平成5年8月にbase lineの健康調査を行った。調査内容は身長，体重，握力の測定および食生活を含む日常生活習慣の聞き取り調査を行った。骨密度測定はDXA法（Hologic；QDR 1000/w）を用いて、第2-第4腰椎（前後面）、および大腿骨近位部3ケ所（大腿骨頚部，大転子部，ワード氏三角部）を測定した。

健康教室については骨密度測定結果を通知する前に入室希望者を募った。その結果、30名（30.6%）の入室希望者があった。これら入室者に対してはその後2年間に渡り、中央研修として医師および栄養士の講義、食事指導、運動指導士による運動実習などの集団指導の他、各地区での（巡回方式による）体育指導や万歩計による歩数記録、さらには中間年（平成6年8月）での前腕部骨密度測定など、20回以上に及ぶ可能な限り健康教室の充実に勉めた。平成7年8月には、再度base line時での参加者全員を招待しての骨密度測定（平成5年と同じく腰椎および大腿骨頚部）を含めた健康調査を行った。

ここでは、健康教室入室者および非入室者の2年間の骨密度の変動および日常生活習慣の変容を中心に分析したので報告する。

【結果と考察】

1．健康教室入室者の特性（平成5年base line時）　（検定はt-検定）

	入室者（n=30）	非入室者（n＝68）	検　定
年　齢（歳）	45.87	46.10	n s
身　長（cm）	153.02	152.66	n s
体　重（kg）	54.22	53.10	n s
体格示数（kg/m^2）	23.15	22.78	n s
閉経者割合（%）	13.3	17.7	n s
AP-BMD（g/cm^2）	1.025	1.049	n s
NK-BMD（g/cm^2）	0.801	0.806	n s
TR-BMD（g/cm^2）	0.699	0.704	n s
WD-BMD（g/cm^2）	0.654	0.675	n s

2．閉経状況および教室入室別にみた2年間の骨密度変化　（検定はt-検定）

			N	(H5)	(H7)	(H7) - (H5)	変化率(%)[1]	検　定
AP	未閉経	入　室	26	1.050	1.055	0.006	0.53	
		非入室	56	1.053	1.052	-0.001	-0.19	n s
	閉　経	入　室	4	0.863	0.834	-0.030	-3.52	
		非入室	12	1.034	1.001	-0.033	-3.22	n s
NK	未閉経	入　室	26	0.812	0.811	-0.002	-0.16	
		非入室	55	0.808	0.815	0.006	0.77	n s
	閉　経	入　室	4	0.730	0.719	-0.011	-0.95	
		非入室	12	0.796	0.782	-0.015	-1.54	n s
TR	未閉経	入　室	26	0.708	0.700	-0.008	-1.11	
		非入室	55	0.703	0.692	-0.012	-1.59	n s
	閉　経	入　室	4	0.644	0.599	-0.046	-6.78	
		非入室	12	0.709	0.680	-0.029	-3.83	n s
WD	未閉経	入　室	26	0.668	0.664	-0.004	-0.16	
		非入室	55	0.676	0.675	-0.002	-0.18	n s
	閉　経	入　室	4	0.566	0.537	-0.029	-4.75	
		非入室	12	0.668	0.653	-0.016	-0.25	n s

1）変化率＝｛BMD（H7）－BMD（H5）｝／BMD（H5）×100

3．教室参加回数別での骨密度の変化　（検定は分散分析）

		N	(H5)	(H7)	(H7) - (H5)	変化率(%)	検　定
AP	非入室	68	1.049	1.043	-0.007	-0.73	
	≦2	14	1.044	1.042	-0.002	-0.32	
	≧3	16	1.008	1.011	0.004	0.26	n s
NK	非入室	67	0.806	0.809	0.002	0.35	
	≦2	14	0.811	0.815	0.005	0.66	
	≧3	16	0.805	0.783	-0.010	-1.07	n s
TR	非入室	67	0.704	0.690	-0.015	-1.99	
	≦2	14	0.700	0.691	-0.008	-1.19	
	≧3	16	0.700	0.683	-0.017	-2.45	n s
WD	非入室	67	0.675	0.671	-0.004	-0.20	
	≦2	14	0.652	0.672	0.020	3.00	
	≧3	16	0.656	0.623	-0.030	-4.06	n s

4．教室入室別での生活習慣の変化†（入室者30名 VS 非入室者68名）

1）牛乳飲用習慣	毎日(H5)	時々(H5)	検定			毎日(H5)	時々(H5)	検定
入　室　毎日(H7)	11(36.7)	9(30.0)	p＜0.05	非入室	毎日(H7)	25(36.8)	11(16.2)	n s
時々(H7)	1(3.3)	9(30.0)			時々(H7)	6(8.8)	26(38.2)	
2）大豆摂取習慣	毎日(H5)	時々(H5)	検定			毎日(H5)	時々(H5)	検定
入　室　毎日(H7)	7(23.3)	11(36.7)	p＜0.05	非入室	毎日(H7)	17(25.0)	20(29.4)	p＜0.01
時々(H7)	2(6.7)	10(33.3)			時々(H7)	3(4.4)	28(41.2)	
3）緑黄色野菜摂取習慣								
	毎日(H5)	時々(H5)	検定			毎日(H5)	時々(H5)	検定
入　室　毎日(H7)	22(73.3)	6(20.0)	p＜0.05	非入室	毎日(H7)	43(63.2)	14(20.6)	n s
時々(H7)	0(0.0)	2(6.7)			時々(H7)	7(10.3)	4(5.9)	

†平成5年（base line時）に入室者と非入室者ではいずれも（その頻度に）有意差はない。

【結　論】2年間の介入研究により、骨密度の有意な増加は認められなかったが、牛乳飲用などの食生活を含む生活習慣にはある程度の効果が認められた。

269

血清エストロゲン値と骨密度との関連

○笠松隆洋、吉村典子、森岡聖次、橋本　勉（和歌山医大・公衛）
兜　真徳（国立環境研・都市環境影響評価プロジェクト）

【要旨】和歌山県下の一漁村における40～79歳の住民を対象に骨密度および血清エストロゲンを測定した。対象女性 200人を未閉経群と閉経群に分けた。性ホルモン結合グロブリン(SHBG)値は両群で変化がなかったが、総エストラジオール(E_2)、SHBG-unbound E_2、SHBG-bound E_2は著しく低下していた。未閉経群と閉経群とで骨密度と血清エストロゲン値との相関に多少の相違を認めた。

【目的】骨粗鬆症の危険因子の一つに閉経後のエストロゲンの減少が挙げられる。今回、未閉経者と閉経者との間で骨密度と血清エストロゲン値との関係にどのような相違がみられるか検討を行った。

【対象と方法】和歌山県下の一漁村太地町において、1993年６月に40～79歳の全住民の中から各年代別にランダムに男女50人ずつ、計 400人を選び骨密度を測定した。今回、女性 200人を対象に、月経状況により未閉経群(55人)と閉経群(145人)の二群に分けた。測定はdual-energy X-ray absorptiometry(DXA;Hologic社製QDR-1000)を用いて腰椎L2-L4および大腿骨近位部(大腿骨頸部、大転子部、Ward三角)を測定した。骨密度測定時に骨折に関する質問票調査および血液検査を行った。血液は採血後血清分離を行い、測定時まで－80℃で凍結保存した。血清サンプル中の総エストラジオール(total E_2)、性ホルモン結合グロブリン(SHBG)値はRIA法で、% SHBG-unbound fraction値(% UB-E_2)は dextran-charcoal法で測定した。SHBG-unbound E_2(UB-E_2)、SHBG-bound E_2(B-E_2)は計算で求めた。

【結果】1) 年齢、身体計測値(表１)：閉経群は未閉経群に比べ平均年齢は約20歳高く、平均身長は約3cm低かった。

表１ 未閉経群と閉経群の年齢と身体計測値

	未閉経群 (n=55)	閉経群 (n=145)	検定結果
年齢 (歳)	45.1±3.8	65.3±8.1	p<0.01
身長 (cm)	154.1±4.9	151.2±6.9	p<0.01
体重 (Kg)	54.2±8.4	53.4±10.2	N.S.

Mean±SD

2) 骨密度値(表２)：閉経群は未閉経群に比べ腰椎L2-L4および大腿骨近位3部位の骨密度値はいずれも有意に低下していた。

表２ 未閉経群と閉経群の骨密度値

	未閉経群	閉経群	検定結果
腰椎L2-L4(g/cm²)	1.06±0.14	0.82±0.16	p<0.01
大腿骨頸部(g/cm²)	0.78±0.12	0.64±0.11	p<0.01
大転子部(g/cm²)	0.67±0.09	0.53±0.10	p<0.01
Ward 三角(g/cm²)	0.66±0.12	0.42±0.12	p<0.01

Mean±SD

3) 血清エストロゲン値(表３)：閉経群は未閉経群に比べtotal E_2、UB-E_2、B-E_2レベルは顕著に低下していたが、% UB-E_2およびSHBGレベルには変化がなかった。

表３ 未閉経群と閉経群のエストロゲン値

	未閉経群	閉経群
total E_2(pg/ml)	42.4(29.7-55.1)	1.6(0.4-2.8)
UB-E_2(pg/ml)	23.6(16.3-30.9)	1.1(0.2-1.9)
B-E_2(pg/ml)	18.8(13.1-24.5)	0.5(0.2-0.8)
% UB-E_2	57.9(55.0-60.8)	57.6(55.8-59.5)
SHBG(nmol/l)	76.3(67.4-85.0)	77.8(72.3-83.5)

mean(95%CI)

4) 未閉経群における骨密度と血清エストロゲン値との相関(表４)：単相関でみると、腰椎L2-L4骨密度は血清UB-E_2とに正の相関、大腿骨頸部骨密度は% UB-E_2とに正の相関、SHBGとに負の相関を認めた。大転子および Ward三角骨密度はUB-E_2とに正の相関、SHBGとに負の相関を認めた。年齢を一定にした偏相関でみると、腰椎L2-L4骨密度はいずれの血清値とも関連が認められなかったが、大腿骨頸部骨密度は% UB-E_2とに正

の相関、SHBGとに負の相関を認め、大転子部骨密度はUB-E_2とに正の相関を、SHBGとに負の相関を認めた。Ward三角骨密度はUB-E_2および% UB-E_2とに正の相関、SHBGとに負の相関を認めた。

5）閉経群における骨密度と血清エストロゲン値との相関（表５）：単相関でみると、腰椎 L2-L4骨密度はすべてのエストロゲン値との関連はすべて有意であり、total E_2、UB-E_2、B-E_2、% UB-E_2とに正の相関、SHBG とに負の相関を認めた。また、大腿骨近位３部位の骨密度はすべて % UB-E_2とに正の有意な相関、SHBGとに有意の負の相関を認めた。年齢を一定にした偏相関でみると、腰椎 L2-L4骨密度は単相関の場合と同様、すべての測定値との間に有意の相関が認められた。大腿骨近位３部位の骨密度についても単相関の場合と同様の有意な相関が認められた。

【考察】骨密度の減少にはエストロゲン、特にエストラジオールが深く関与していることが指摘されている。今回、骨密度と血清エストロゲン値との関連が未閉経群と閉経群とで異なるかどうか検討した。その結果、骨密度と総エストラジオール値との相関は未閉経群において相関が高かった。未閉経群では性ホルモン結合グロブリンに結合していないエストラジオール値（UB-E_2）が骨密度との相関が高いこと、閉経群では性ホルモン結合グロブリンに結合していないエストラジオールの活性分画割合（% UB-E_2）が骨密度とに高い相関がみられるなど、多少の相違が認められた。閉経前では、月経周期に伴うエストロゲン代謝の変動が異なるために骨密度と % UB-E_2との相関が弱くなっている可能性もあり、さらに月経周期を考慮した、より詳細な検討が必要であると考える。

表４ 未閉経群における骨密度値とエストロゲン値との相関　　右上：単相関　左下：偏相関

	腰椎L2-L4	大腿骨頸部	大転子部	Ward 三角	total E_2	UB-E_2	B-E_2	% UB-E_2	SHBG
腰椎L2-L4		0.600**	0.715**	0.648**	0.232	0.289*	0.145	0.137	−0.229
大腿骨頸部	0.590**		0.723**	0.907**	0.173	0.211	0.113	0.288*	−0.375**
大転子部	0.725**	0.724**		0.709**	0.231	0.276*	0.160	0.141	−0.298*
Ward 三角	0.630**	0.907**	0.717		0.265	0.316*	0.184	0.282*	−0.343*
total E_2	0.179	0.142	0.228	0.218		0.980**	0.980**	−0.177	0.156
UB-E_2	0.241	0.183	0.275*	0.273*	0.978**		0.967**	−0.038	0.034
B-E_2	0.088	0.080	0.154	0.133	0.964**	0.888**		−0.346*	0.303*
% UB-E_2	0.128	0.283*	0.138	0.276*	−0.202	−0.056	−0.376**		−0.651**
SHBG	−0.259	−0.393**	−0.304*	−0.375**	0.135	0.008	0.289*	−0.660**	

*p<0.05, **p<0.01

表５ 閉経群における骨密度値とエストロゲン値との相関　　右上：単相関　左下：偏相関

	腰椎L2-L4	大腿骨頸部	大転子部	Ward 三角	total E_2	UB-E_2	B-E_2	% UB-E_2	SHBG
腰椎L2-L4		0.616**	0.709**	0.589**	0.285**	0.273**	0.310**	0.441**	−0.359**
大腿骨頸部	0.537**		0.850**	0.879**	0.150	0.147	0.153	0.420**	−0.405**
大転子部	0.642**	0.811**		0.807**	0.175*	0.169*	0.187*	0.438**	−0.405**
Ward 三角	0.492**	0.848**	0.738**		0.182*	0.171*	0.203*	0.374**	−0.392**
total E_2	0.195*	0.028	0.030	0.041		0.997**	0.973**	0.175*	−0.151
UB-E_2	0.180*	0.022	0.021	0.027	0.996**		0.951**	0.186*	−0.160
B-E_2	0.230**	0.040	0.056	0.078	0.972**	0.947**		0.140	−0.123
% UB-E_2	0.316**	0.271**	0.258**	0.177*	0.047	0.058	0.016		−0.652**
SHBG	−0.245**	−0.286**	−0.260**	−0.247**	−0.046	−0.054	−0.022	−0.579**	

*p<0.05, **p<0.01

270

ステロイド性大腿骨頭壊死症のリスク因子について

廣田良夫（九大・公衛），厚生省特定疾患難病の疫学調査研究班，
特発性大腿骨頭壊死症調査研究班，自己免疫疾患調査研究班．

【要旨】全身性エリテマトーデス(SLE)患者を対象として特発性大腿骨頭壊死症(ION)の症例・対照研究を実施した。ステロイドの使用法でIONのリスクと最も強い関連を示すのは、1日平均投与量（16.6mg以上／未満：OR=3.7）であり、次いでパルス療法（あり／なし：OR=2.8）であった。最高投与量との関連も示唆されたが、これはパルス療法との関連を反映したものであろう。総投与量との関連は否定的である。

【目的】SLEからのION発症例は非発症例と比較してどのような特徴を有しているが、またどのようなス剤投与方法が関連しているかを明らかにすることを目的として、多施設共同による症例・対照研究を行った。ここでは興味の中心である、ステロイド(ス剤)との関連について報告する。

【対象と方法】1．症例及び対照　症例はSLE患者のうち1985年1月から1993年12月までに初めてIONの診断を受けた者である。なお、外傷性ION、痛風、減圧症、骨盤部位への治療用放射線照射の既往を有する者は除外することとし、この除外基準は対照設定に際しても同様に適応した。

対照はSLE患者のうちION未発症の者から、症例1に対し2例まで選択した。対応基準はSLEを診断した診療科、性、誕生年(±5年)、SLE確定年齢(±3年)である。収集した症例・対照は総計49セットであった。

2．情報収集及び解析

ス剤投与の観察期間は、症例についてはSLE確定日からION確定日までとし、対照についてはSLE確定日から対応する症例の観察期間とした。投与量はプレドニゾロンに換算して、総投与量、最高投与量、1日平均投与量を算出した。

ス剤とIONリスクの解析は conditional logistic regression model によりオッズ比、95%信頼区間を算出した。

【結果及び考察】ス剤総投与量とIONリスクの関連をみると(表5)、総投与量の増大とともにORは 2.5,4.6 となるが、各ORの上昇は有意ではなく、また量反応関係も有意ではない。

最高投与量に関しては(表6)、投与量の増加と共にリスクも増大し、80mg以上のORは2.8(95% CI:0.99-7.9)となり、境界域の有意差を示した。また量反応関係も境界域の有意差(P=0.061)を示した。

パルス療法との関連をみると(表7)、1回実施のORは3.2(1.2-8.9)と有意な上昇を示したが、2回以上実施のORは1.2(0.2-7.0)であり、有意なリスク上昇を示さなかった。また量反応関係も有意ではない。パルス療法なし(0回)とあり(1-5回)を比較すると、ORは2.8(1.04-7.3)と有意な上昇を示した。

1日平均投与量とIONリスクの関連をみると(表8)、16.6mg未満ではORの上昇を認めないが、16.6mg以上ではORは3.4(1.1-10.7)と有意な上昇を示し、量反応関係も有意(P=0.032)であった。

ス剤使用法とIONリスクで最も強い関連を示すのは1日平均投与量であり、16.6mg以上は未満に比べて約4倍のリスク上昇を認めた。パルス療法“あり”では約3倍のリスク上昇を認めた。最高投与量との関連も示唆されたが、これはパルス療法の関連を反映したものであろう。一方総投与量はリスクにあまり関連しないという結果を得た。

表 1　症例・対照の一般特性

特　性	症　例	対　照
例数*	49	69
男／女	4/45	6/63
年齢	36.0 (16.0 - 54.3)	35.8 (17.8 - 54.8)
SLE発症年齢	25.7 (12.8 - 48.2)	26.7 (10.5 - 49.4)
SLE確定年齢	28.0 (12.9 - 49.0)	28.3 (11.5 - 49.4)
SLE発症 −SLE確定（年）	2.3 (0 - 13.7)	1.6 (0 - 19.3)
ION確定年齢	33.5 (14.2 - 52.9)	−
SLE確定 −ION確定（年）	5.5 (0.2 - 18.1)	−
MRI 施行	30 (61%)	25 (36%)
ス剤投与期間（日）**	1316 (72 - 6793)	1311 (72 - 5360)
パルス療法あり	18 (37%)	15 (22%)

* 20 triplets, 29 pairs
** Median

表 2　経過期間別ステロイド投与量（g）

	症例（N＝49）		対照（N＝69）	
期間(日)	n	Median (Range)	n	Median (Range)
<50	49	1.4 (0- 7.1)	69	1.0 (0-10.3)
50+	49	1.4 (0-11.7)	69	1.0 (0- 9.6)
100+	48	1.0 (0- 4.1)	68	0.8 (0- 4.6)
150+	48	0.8 (0- 6.3)	68	0.8 (0- 2.3)
200+	47	1.4 (0- 7.0)	66	1.3 (0- 3.0)
300+	44	2.7 (0-10.3)	62	2.2 (0- 7.0)
500+	37	5.1 (0-21.9)	52	5.3 (0-17.5)
1000+	30	5.0 (0-16.5)	42	5.1 (0-20.8)
1500+	23	5.0 (0-14.4)	31	6.1 (0-16.9)
2000+	18	8.6 (0-32.3)	25	10.0 (0-59.7)
3000+	15	12.6 (2.3-46.7)	18	8.3 (2.3-41.9)
5000+	4	7.9 (5.4-43.9)	2	4.5 (3.6- 5.4)
総投与量	49	18.5(3.3-175.2) Mean:30.8	69	16.3(0-122.9) Mean:25.8

総投与量のオッズ比：1.03 (0.99-1.06), P=0.109

表 3　経過期間別ステロイド１日平均投与量（mg）

	症例（N＝49）		対照（N＝69）	
期間(日)	n	Median (Range)	n	Median (Range)
<50	49	29 (0-142)	69	20 (0-207)
50+	49	30 (0-234)	69	20 (0-192)
100+	48	21 (0-83)	68	17 (0-92)
150+	48	16 (0-13)	68	15 (0-46)
200+	47	14 (0-70)	66	14 (0-30)
300+	44	14 (0-51)	62	13 (0-35)
500+	37	13 (0-44)	52	11 (0-35)
1000+	30	10 (0-33)	42	12 (0-42)
1500+	23	14 (0-30)	31	13 (0-34)
2000+	18	10 (0-32)	25	12 (0-60)
3000+	15	12 (5-23)	18	11 (4-21)
5000+	4	16 (5-27)	2	13(10-15)
全期間	49	17 (3-92) Mean:19	69	14 (0-74) Mean:16

全期間で求めた１日平均投与量のオッズ比：
1.04 (0.99-1.09), P=0.128

表 4　パルス実施回数別・観察期間別分布：人（回数）

	症　例				対　照			
期間(日)	1回	2回	3回	5回	1回	2回	3回	5回
<50	3[a]	-	-	-	3	1(2)	-	-
50+	2[b]	-	1(3)[c]	-	2	1(2)	-	-
100+	1[d]	-	-	-	1	-	-	-
150+	-	-	1(1)[n]	-	-	-	-	-
200+	1[e]	-	-	-	-	-	-	-
300+	1[f]	-	-	-	1	-	-	-
500+	1[g]	-	-	-	-	-	-	-
1000+	1[h]	-	-	-	1	1(2)	-	-
1500+	1[i]	1(2)[j]	-	-	-	-	-	1(1)
2000+	1[k]	-	1(1)[n]	-	-	-	1(3)	1(4)
3000+	2[l]	-	1(1)[n]	-	1	1(2)	-	-
5000+	1[m]	-	-	-	-	-	-	-
全期間	15	1	2	0	9	4	1	1

パルス実施後ION確定までの期間(日)，*MRIにて診断：
a(63*, 436*,848*), b(342*,448*), c(103*), d(1643*), e(2943), f(1094), g(660), h(69), i(863*), j(2580*), k(2657*), l(456*,1986*), m(24*), n(3635, 1540, 689)*

表 5　ステロイド総投与量とIONリスク

総投与量 (g)	症例 n (%)	対照 n (%)	Odds Ratio OR (95% CI)	P 値
<10.5	12(24)	23(33)	1	
10.5+	18(37)	22(32)	2.5 (0.7-9.0)	0.175
28.4+	19(39)	24(35)	4.6 (0.6-37.9)	0.154
			Trend:P=0.114	
<28.4	30(61)	45(65)	1	
28.4+	19(39)	24(35)	2.2 (0.4-12.9)	0.395

表 6　ステロイド最高投与量とIONリスク

最高投与量 (mg)	症 例 n (%)	対 照 n (%)	Odds Ratio OR (95% CI)	P 値
<50	13(27)	27(39)	1	
50+	16(33)	24(35)	1.3 (0.5- 3.1)	0.557
80+	20(41)	18(26)	2.8 (0.99-7.9)	0.053
			Trend : P=0.061	
<80	29(59)	51(74)	1	
80+	20(41)	18(26)	2.4 (0.97-6.0)	0.058

表 7　ステロイドパルス療法とIONリスク

パルス療法 (回)	症 例 n (%)	対 照 n (%)	Odds Ratio OR (95% CI)	P 値
0	31(63)	54(78)	1	
1	15(31)	9(13)	3.2 (1.2-8.9)	0.024
2-5	3(6)	6(9)	1.2 (0.2-7.0)	0.801
			Trend : P=0.157	
0	31(63)	54(78)	1	
1-5	18(37)	15(22)	2.8 (1.04-7.3)	0.042

表 8　ステロイド１日平均投与量とIONリスク

１日平均投与量 (mg)	症 例 n (%)	対 照 n (%)	Odds Ratio OR (95% CI)	P 値
<12.3	12(24)	23(33)	1	
12.3+	10(20)	22(32)	0.9 (0.3- 2.5)	0.790
16.6+	27(55)	24(35)	3.4 (1.1- 10.7)	0.034
			Trend:P=0.032	
<16.6	22(45)	45(65)	1	
16.6+	27(55)	24(35)	3.7 (1.4-10.1)	0.011

271

地域がん登録を用いた肺がん検診の評価

岡本直幸（神奈川がんセ・研・疫学）

【要旨】肺がん検診受診者をコホート集団と設定し、地域がん登録との照合により、がん罹患、全死亡を把握することにより、肺がん検診ががん罹患、がん死亡、他死因死亡予防に有効であるかの検討を行った。受診回数別に検討を行ったところ、初回受診者のがん罹患が有意に高いこと、特に男では胃がん、腸がんが高く、女では腸がん、乳がんが高かった。受診回数の増加に伴い、O／E比の減少がみられた。

【目的】地域がん登録の目的の１つに、登録資料を用いたがん予防の効果評価を行うことがあり、この活動は重要な課題である。

神奈川県地域がん登録では、肺がん集団検診の受診者データと地域がん登録データとの照合を行い、がん検診の評価を、がん罹患とがん死亡、他死因死亡の把握を通して、検診の受診回数別にがん罹患予防、ならびに死亡予防の効果について検討を行っている。本報告では、がん罹患者の部位と肺がん検診受診回数との関連性について解析した結果を述べる。

【方法】肺がん検診受診者の資料は、神奈川県政令３市（横浜、川崎、横須賀）を除く市町村において実施された「肺がん集団検診」受診者のうち、昭和63年４月１日より平成５年３月31日までの５年間に一度以上受診した49､860人（男15､748人、女34､112人）をコホート集団に設定し、平成６年12月末時点の地域がん登録と、昭和63年から平成５年の人口動態死亡テープとの照合を行い、がん罹患者と死亡者の確認を行った。期待値の算出は、平成６年12月末までを観察期間とし、観察人年法に基づき算出した。有意性の判定はBailerの方法によりおこなった。

【結果】表１にコホートの性別、年齢階級別、検診受診回数別の対象者数を示した。初回受診者は男で73%、女では67%であった。５年間の複数受診者は男で約20%、女で30%であった。毎年受診者は男女ともに約1.5%であった。
表２に、性別、検診受診回数別のがん罹患者と死亡者（全死因）数ならびに対象者に対する割合を示した。がん罹患者の割合は、受診回数別に大きな差は認められなかったが、死亡者については受診回数の増加と伴にその割合が下がる傾向がみられた。　次に表３にがんの部位別について、観察人年法に基づき計算したO/E比を示した。初回受診者は全がんで男女ともにO/E比が１以上で、部位では男ー胃、腸がん、女ー腸、乳がんが高いO/E比であった。肺がんのO/E比は低値であった。

【まとめ】肺がん検診受診回数別にがん罹患と死亡について検討したが、１回のみの受診者にがん罹患が高いこと、男では胃、腸、女では腸、乳のがん罹患が有意に高いことが予測された。受診回数の増加によりがん罹患が減少すること、死亡割合が減少することより、検診は定期的受診であれば有効性が示されることが推測された。

表１　性別、年齢階級別受診回数

性別	年齢階級	受診回数 1回	2回	3回	4回	5回	合計
男	10－19	2(50.0)	2(50.0)	0(-)	0(-)	0(-)	4(100)
	20－29	50(90.9)	2(3.6)	0(-)	3(5.5)	0(-)	55(100)
	30－39	479(83.3)	65(11.3)	22(3.8)	6(1.0)	3(0.5)	575(100)
	40－49	4,545(77.2)	748(12.7)	336(5.7)	179(3.9)	81(1.4)	5,889(100)
	50－59	2,572(74.0)	455(13.1)	231(6.7)	150(4.3)	64(1.8)	3,472(100)
	60－69	2,758(66.1)	708(17.0)	394(9.4)	228(5.5)	83(2.0)	4,171(100)
	70－79	887(64.5)	249(18.1)	144(10.5)	75(5.5)	21(1.5)	1,376(100)
	80以上	158(76.7)	33(16.0)	12(5.8)	2(1.0)	1(0.5)	206(100)
	計	11,451(72.7)	2,262(14.4)	1,139(7.2)	643(4.1)	253(1.6)	15,748(100)
女	10－19	2(66.7)	0(-)	1(33.3)	0(-)	0(-)	3(100)
	20－29	122(91.7)	9(6.8)	2(1.5)	0(-)	0(-)	133(100)
	30－39	1,165(78.7)	188(12.7)	87(5.9)	37(2.5)	4(0.3)	1,481(100)
	40－49	10,303(68.3)	2,627(17.4)	1,280(8.5)	649(4.3)	229(1.5)	15,088(100)
	50－59	6,728(65.1)	1,821(17.6)	1,083(10.5)	530(5.1)	174(1.7)	10,336(100)
	60－69	3,536(63.0)	1,096(19.5)	598(10.7)	302(5.4)	77(1.4)	5,609(100)
	70－79	879(66.1)	230(17.3)	134(10.1)	73(5.5)	14(1.1)	1,330(100)
	80以上	102(77.3)	25(18.9)	5(3.8)	0(-)	0(-)	132(100)
	計	22,837(66.9)	5,996(17.6)	3,190(9.4)	1,591(4.7)	498(1.5)	34,112(100)

表2　性別、受診回数別がん罹患状況と死亡状況（全死因）

性別	項目 指標	受診回数 1回	2回	3回	4回	5回	合計
男	a. 受診者数	11,451	2,262	1,139	643	253	15,748
	b. がん罹患	267	62	34	18	5	386
	c. (b÷a)	0.0233	0.0274	0.0299	0.0280	0.0198	0.0245
	d. 死亡数	253	43	20	9	2	327
	e. (d÷a)	0.0221	0.0190	0.0176	0.0140	0.0079	0.0208
女	a. 受診者数	22,837	5,996	3,190	1,591	498	34,112
	b. がん罹患	285	75	41	21	5	427
	c. (b÷a)	0.0125	0.0125	0.0129	0.0132	0.0100	0.0125
	d. 死亡数	160	43	13	5	0	221
	e. (d÷a)	0.0070	0.0072	0.0041	0.0031	0.0000	0.0065

表3　観察人年法によるがんの部位別期待罹患数とO／E比

性別	がん部位		受診回数 1回	2回	3回	4回	5回	合計
男	全がん	実測数	267	62	34	18	5	386
		期待数	228.60	70.39	41.83	24.72	9.17	374.71
		O／E	1.17*	0.88	0.81	0.73	0.55	1.03
	胃がん	実測数	80	19	14	10	1	124
		期待数	58.82	18.02	10.69	6.32	2.35	96.2
		O／E	1.36*	1.05	1.31	1.58	0.43	1.29*
	腸がん	実測数	30	10	2	2	2	46
		期待数	19.02	5.79	3.42	2.03	0.76	31.02
		O／E	1.57*	1.73	0.59	0.99	2.63	1.48*
	直がん	実測数	10	1	0	0	0	11
		期待数	13.17	4.01	2.39	1.43	0.53	21.53
		O／E	0.76	0.25	-	-	-	0.51
	肺がん	実測数	32	6	3	1	0	42
		期待数	34.55	11.00	6.57	3.83	1.39	57.34
		O／E	0.93	0.55	0.46	0.26	-	0.73
女	全がん	実測数	285	75	41	21	5	427
		期待数	226.92	82.59	49.38	26.5	8.06	393.45
		O／E	1.26*	0.91	0.83	0.79	0.62	1.09
	胃がん	実測数	32	8	4	8	1	53
		期待数	36.55	13.43	8.04	4.32	1.27	63.61
		O／E	0.88	0.60	0.50	1.85	0.79	0.83
	腸がん	実測数	33	7	2	2	1	45
		期待数	19.37	7.22	4.36	2.34	0.68	33
		O／E	1.70*	0.97	0.46	0.86	1.47	1.32
	直がん	実測数	8	5	0	2	0	15
		期待数	9.78	3.63	2.20	1.18	0.35	17.14
		O／E	0.82	1.38	-	1.69	-	0.88
	肺がん	実測数	15	6	2	0	0	23
		期待数	14.24	5.3	3.18	1.71	0.49	24.92
		O／E	1.05	1.13	0.63	-	-	0.92
	乳がん	実測数	83	19	11	4	1	118
		期待数	49.46	17.39	10.27	5.50	1.83	84.45
		O／E	1.68*	1.09	1.07	0.73	0.55	1.40*

*:P<0.05

272

大腸がん検診の早期発見による有効性の評価
－症例対照研究－

中島道子、相馬　悌、和田豊人、小枝淳一、川口　均、
斎藤　博、吉田　豊（弘前大学第１内科）

【要旨】大腸がん集団検診の早期発見による進行がん減少効果を進行がんを症例とした症例対照研究の手法を用いて検討した。症例394例に対して1182例の対照を選択し得た。症例の診断日から遡ること1,2,3,4,5年の受診歴から算出したオッズ比は、いずれも統計学的有意に低く、最終受診からの年数別のオッズ比は年数が増す程1.0に近づいた。1年以内に受診歴を有するものでは、進行がんとして発見されるリスクが0.27倍に低下することが示唆された。

【目的】1993年、グアヤック法による大腸がん検診の効果がrandomized controlled trial (RCT)により報告された。免疫便潜血検査はグアヤック法より感度が高いことから、わが国での現行の検診の効果はより大きいと考えられるが、その評価は現在進行中である。評価の方法としてRCTは実施が困難で、特にわが国では検診の普及によりその実現性は低いため、retrospectiveな症例対照研究の手法が用いられている。我々は症例対照研究により、免疫便潜血検査による大腸がん検診が大腸がん死亡率を60％減少させることを示唆する結果を得た。今回は、大腸進行がんを症例とした症例対照研究により、大腸がん検診の早期発見効果に関する評価を行った。

【方法】**1. 症例と対照の選択条件**　**症例**は1）1989年4月1日から1992年12月31日までの大腸進行がん（深達度が固有筋層以上）。2）診断時年齢は40歳以上。3）診断年月日が免疫便潜血検査による検診開始日以降。4）がん登録よび診療録により大腸進行がんと判定できたもの。**対照**は症例1例につき、生年が同年で症例の診断時に生存していた3例を同地域の基本集団から系統的に選択する。但し、生年が同年の対照を選ぶことが不可能な場合は、±1年ずつ最大±3年まで生年をずらしてもよいこととする。尚、症例が検診発見がんの場合は、対照は上記の条件を満たしかつ、同年の検診受診者とする。**2. 基本集団の資料と症例・対照の選択**　対照の選択の基礎となる基本集団は検診開始時の住民基本台帳を原則とした。もしそれが使用できない場合には、検診開始後の死亡・転出の把握の可否を地域の行政担当部課を通じて調査し、検診開始時の生存者ファイルが再構成できる地域に限って上記の条件で対照を選択した。

3. 解析　症例の診断日から遡ること1,2,3,4,5年以内の受診歴を比較した。この分析には当該年数分の受診チャンスがある症例・対照のセットだけを用いた。検診受診の大腸進行がんに対する相対危険度をオッズ比として、条件付ロジスティック回帰分析（SAS PROC PHREG）を用いて算出した。また、適切な受診間隔をみるために最終受診の時期別のオッズ比を同様に算出した。この際、複数回受診歴のある症例または対照は最終受診歴より前の期間の解析からは除外した。

【結果】がん登録から拾い上げられ、症例の条件を満たした大腸進行がん症例は394例であった。これに対して1182例の対照を選択し得た。症例の内訳：本研究の対象とした大腸進行がん症例の性・年齢・stageは表1の通りである。症例の診断日から遡ること1,2,3,4,5年以内の受診歴を見ることのできたセット数はそれぞれ394,394,386,347,247であった。これら年数別のオッズ比は、症例の診断日から遡ること1,2,3,4,5年以内で統計学的有意に低く、進行がんとして発見されるリスクを0.27～0.57倍に低めていることを示唆する結果であった。男女間で明らかな差異は認められなかった。また、オッズ比は遡る年数とともに増大した(表2)。最終受診の時期別のオッズ比も遡る年数とともに増大し、最終受診から3年を越えるとオッズ比は1.0に近づいた(表3)。【結論】本研究は免疫便潜血検査の大腸がん早期発見による進行がん減少効果が強くあることを示唆した。その効果は受診後3年程度までであり、また1年以内に受診歴を有するものでは、進行がんとして発見されるリスクが0.27倍に低下することが示唆された。

表1　症例の内訳

性＼stage	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲa	Ⅲb	Ⅳ	計
男	23(61.1)	59(69.1)	44(66.3)	26(62.7)	55(67.5)	207(66.5)
女	20(64.6)	46(70.0)	47(67.6)	28(66.5)	46(69.4)	187(68.2)
計	43(62.7)	105(69.5)	91(67.0)	54(64.7)	101(68.4)	394(67.3)

表2 症例の診断日から遡る年数別の「受診歴あり」の大腸進行がんのオッズ比

診断日から遡る年数	受診歴あり 症　例＊	対　照＊	オッズ比	(95%ＣＩ)	M/F
1年	41／394	186／1182	0.27	(0.13—0.55)	0.25/0.29
2年	50／394	224／1182	0.37	(0.22—0.62)	0.37/0.36
3年	54／386	246／1158	0.38	(0.23—0.62)	0.43/0.33
4年	61／347	256／1041	0.48	(0.31—0.74)	0.52/0.45
5年	53／247	206／ 741	0.57	(0.36—0.90)	0.52/0.62

＊ 分母は、該当年数分の受診チャンスがあった数

表3　最終受診の時期別に見た大腸進行がんのオッズ比

診断日以前の時期（最終受診年）	受診歴あり 症　例＊	対　照＊	オッズ比	(95%ＣＩ)	M/F
0—1年	41／394	186／1182	0.27	(0.13—0.55)	0.25/0.29
1—2年	9／353	38／ 996	0.67	(0.30—1.47)	0.68/0.66
2—3年	5／337	23／ 935	0.59	(0.22—1.58)	0.81/0.42
3—4年	9／295	26／ 811	0.95	(0.43—2.10)	1.30/0.82
4—5年	8／202	15／ 550	1.43	(0.56—3.65)	1.04/2.18

＊分母は、該当年数分の受診チャンスがあった数。複数回受診のある症例または対照は最終受診歴より前の期間の解析からは除外

273

ＨＣＶ抗体検査を含む肝疾患検診の要精密者に対する前向き追跡調査研究

森　　満（佐賀医大・地域保健科学）

【要旨】1992年 6月に HCV抗体検査を含む肝疾患検診の結果で要精密検査の判定を受けた佐賀県 K町の住民 800人を、1995年 3月まで追跡調査して、飲酒、喫煙などの生活習慣や検診受診時の検査値などと死亡や肝癌罹患との関連性をコックスの回帰分析で検討した。その結果、男性である、飲酒習慣の経験があった、喫煙習慣の経験があった、喫煙を続けていた、肝癌に罹患した、その他の癌に罹患した、総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ（負）、Ch-E（負）、 および、ｱﾙﾌﾞﾐﾝ（負）という要因がそれぞれ死亡のリスクと有意に関連していた。また、男性である、飲酒指数が高かった、喫煙習慣の経験があった、喫煙を続けていた、肝癌以外の癌に罹患した、総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ（負）、GOT、および、γ-GTPという要因がそれぞれ肝癌罹患のリスクと有意に関連していた。また、肝癌に罹患した者は、 HCV抗体が強陽性であった者の中からのみみられた。

【目的】 HCV抗体検査を含む肝疾患検診の結果で精密検査を要するという判定を受けた住民を前向きに追跡調査して、飲酒、喫煙などの生活習慣や検診受診時の検査値などと死亡や肝癌罹患との関連性を検討した。

【方法】1992年 6月に佐賀県 K町が実施した肝疾患検診を 3,059人（男981人、女2,078人）の住民が受診した。そこでの要精密検査の判定は、 HCV抗体検査（第2世代、 PHA法、ダイナボット社）の陽性（抗体価が2の11乗以下を弱陽性として±と略し、抗体価が 2の12乗以上を強陽性として＋と略す）、 HBs抗原の陽性（一部にのみ実施）、血清生化学的検査（GOT、GPT、γ-GTP、ZTT、Ch-E） の異常値、のいずれかによってなされた。受診者のうち、精密検査を要するという判定を受けて医療機関を受診した者は 800人（男 255人、女 545人、受診者全体の26.2%） であった。彼らを調査対象者として、受診した医療機関において肝疾患の罹患などを調査して、喫煙、飲酒などの生活習慣や検診受診時の検査結果などと死亡や肝癌罹患との関連性を検討した。飲酒指数は 1日当たり飲酒量（小量=1, 多量=2）に飲酒年数をかけた値であり、喫煙指数は 1日当たり喫煙本数に喫煙年数をかけた値である。追跡調査においては、調査対象者が受診した医療機関に対して調査への協力を依頼し、医療機関の了解を得た後にその医療機関を訪問して病歴チャートから必要事項を追跡調査票に転記した。主治医に記入していただいた場合もあった。転医していた場合には転医先の医療機関で同様の調査を行った。すべての追跡調査を1994年11月から1995年 3月までに行った。打ち切り例を含むデータについて、Coxの比例ハザードモデルを用いた回帰分析を行った。解析には SASシステムを用いた。

【結果】男性の検診時の年齢の平均値（標準偏差）は64.0歳（10.7）で、女性のそれ61.2歳（11.2）よりも高かった（$p<0.001$）。 表1のとおり、要精密者 800人中、 HCV抗体の陽性者は 597人（74.6%） であった。また、男性は女性

表1. HCV抗体の男女間の比較結果

	−	±	＋	計
男	80(31.4%)	60(23.5%)	115(45.1%)	255(100.0%)
女	123(22.6%)	182(33.4%)	240(44.0%)	545(100.0%)
計	203(25.4%)	242(30.2%)	355(44.4%)	800(100.0%)

表2. HBs抗原の男女間の比較結果

	−	＋	計
男	122(96.1%)	5(3.9%)	127(100.0%)
女	222(95.3%)	11(4.7%)	233(100.0%)
計	344(95.6%)	16(4.4%)	360(100.0%)

表3. 検診受診時における肝疾患有病率の男女別、HCV抗体別の比較結果

	HCV	肝癌	肝硬変	慢性肝炎	その他#	計
男	−	1(1.3%)	0(0.0%)	18(22.5%)	61(76.2%)	80(100.0%)
	±	0(0.0%)	0(0.0%)	16(26.7%)	44(73.3%)	60(100.0%)
	＋	8(7.0%)	6(5.2%)	66(57.4%)	35(30.4%)	115(100.0%)
	小計	9(3.5%)	6(2.4%)	100(39.2%)	165(55.0%)	255(100.0%)
女	−	0(0.0%)	0(0.0%)	22(17.9%)	101(82.1%)	123(100.0%)
	±	0(0.0%)	2(1.1%)	33(18.1%)	147(80.8%)	182(100.0%)
	＋	0(0.0%)	19(7.9%)	126(52.5%)	95(39.6%)	296(100.0%)
	小計	0(0.0%)	21(3.9%)	181(33.2%)	343(62.9%)	545(100.0%)
合計		9(1.1%)	27(3.4%)	281(35.1%)	483(60.4%)	800(100.0%)

#: その他には、異常なしのほかに、脂肪肝などが含まれている。
$: 肝癌、肝硬変、慢性肝炎が重複している場合には、肝癌、肝硬変、慢性肝炎の順に振り分けた。

表4. 追跡調査時における肝疾患有病率の男女別、HCV抗体別の比較結果

	HCV	肝癌	肝硬変	慢性肝炎	その他$	計
男	−	1(1.3%)	1(1.3%)	18(22.5%)	60(75.0%)	80(100.0%)
	±	0(0.0%)	0(0.0%)	19(31.7%)	41(68.3%)	60(100.0%)
	＋	13(11.3%)	10(8.7%)	59(51.3%)	33(28.7%)	115(100.0%)
	小計	14(5.5%)	11(4.3%)	96(37.7%)	134(52.6%)	255(100.0%)
女	−	0(0.0%)	2(1.3%)	22(17.9%)	99(80.5%)	123(100.0%)
	±	0(0.0%)	2(1.1%)	25(13.7%)	155(85.2%)	182(100.0%)
	＋	2(0.8%)	20(8.3%)	118(49.2%)	100(41.7%)	240(100.0%)
	小計	2(0.4%)	24(4.4%)	165(30.3%)	354(65.0%)	545(100.0%)
合計		16(2.0%)	35(4.4%)	261(32.6%)	488(65.0%)	800(100.0%)

#, $: 表3 を見よ。

と比べて HCV抗体の陰性の割合が大きく、逆に弱陽性の割合が小さかった（p<0.01）。強陽性の割合に男女差はなかった。表2 のとおり、 HBs抗原の陽性の割合は4.4%で男女差はなかった。追跡期間中に死亡した者は20人（2.5%）、医療機関を受診中の者は429人（53.6%）、受診を中断していた者は 351人（43.9%）であった。

1．検診受診時の横断的分析の結果

表3 のとおり、検診時での肝癌、肝硬変、慢性肝炎の有病率は男性が女性よりも高く（p<0.001）、 男女とも HCV抗体の強陽性者においてそれら肝疾患の有病率が高かった（p<0.001）。

2．追跡調査時の横断的分析の結果

表4 のとおり、追跡調査時における肝疾患有病率は男性が女性よりも高く（p<0.001）、 男女とも HCV抗体の強陽性者の肝疾患有病率が高かった（p<0.001）。追跡期間中に肝癌に罹患した 7人は、全て HCV抗体が強陽性であった。表5 のとおり、追跡調査時までの死亡の割合は男性が女性よりも大きかった（p<0.001）。死亡者20人の死因内訳は、肝癌 5、その他の癌 6、肝癌以外の肝疾患 3、脳血管疾患 4、その他 2であった。

3．死亡に関するコックス回帰分析の結果

表6 のとおり、男性である、飲酒習慣の経験があった、喫煙習慣の経験があった、喫煙を続けていた、肝癌に罹患した、他の癌に罹患した、検診受診時の総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ（負）、 Ch-E（負）、および、ｱﾙﾌﾞﾐﾝ（負）がそれぞれ死亡のリスクと関連していた。

4．肝癌罹患に関するコックス回帰分析の結果

表7 のとおり、男性である、飲酒指数が高かった、喫煙習慣の経験があった、喫煙を続けていた、他の癌に罹患した、検診受診時の総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ（負）、GOT、および、γ-GTPがそれぞれ肝癌罹患のリスクと関連していた。 HCV抗体の強陽性者の中からのみ肝癌への罹患者がみられ、陰性者や弱陽性者からの肝癌罹患はみられなかった。

【考察】男女とも HCV抗体の強陽性者のみから、追跡期間中の肝癌への罹患がみられた。現在、今回の調査対象者について、 HCV抗体価そのものの値と予後の関連性を検討すべく準備をすすめている。肝癌以外の癌を合併していたことが死亡や肝癌罹患のリスクを高めていたが、いずれの癌も肝癌の転移とは考えにくく、何らかの生物学的要因が関係していることも考えられる。男性であることと飲酒習慣や喫煙習慣の経験があることは互いに交絡している可能性がある。死亡や肝癌罹患との関連性がみられた検診時の血清生化学検査の項目は、追跡期間がいまだ約 2年半と短いこともあって、それぞれ、消耗状態に陥った結果であったり、肝癌に罹患した結果であったりすると思われる。今後は、さらに長期間の追跡が必要であろう。また、地域がん登録情報の活用なども必要であろう。肝疾患検診で異常がなかった者に対する調査や医療機関への受診を中断していた者に対する追跡調査も課題であろう。

【謝辞】調査にご協力をいただきました K町肝疾患対策委員会の諸氏、並びに、県内医療機関の諸氏に心から感謝申し上げます。また、 K町健康増進課課長實松常夫氏、同係長城野憲子氏をはじめ皆様に深謝致します。本研究は佐賀県及び K町の委託研究によるものであり、県医師会成人病予防センター専務理事楢本純一、同検診課課長本田守貞、佐賀医大内科学講座教授堺隆弘、同医員和田郁子の各氏との共同研究である。

表5. 追跡調査時までの死亡の男女別、HCV抗体別の比較結果

	HCV	死亡	生存	計
男	−	2(2.5%)	78(97.5%)	80(100.0%)
	±	4(6.7%)	56(93.3%)	60(100.0%)
	+	10(8.7%)	105(91.3%)	115(100.0%)
	小計	16(6.3%)	239(93.7%)	255(100.0%)
女	−	0(0.0%)	123(100.0%)	123(100.0%)
	±	2(1.1%)	180(98.9%)	182(100.0%)
	+	2(0.8%)	238(99.2%)	240(100.0%)
	小計	4(0.7%)	541(99.3%)	545(100.0%)
合計		20(2.5%)	780(97.7%)	800(100.0%)

表6. 死亡と関連する検診受診時などの要因の分析結果

要因	単位	HR	95%CI
年齢	4分割#	1.41	0.92～ 2.15
性別	女=0, 男=1	8.87***	2.97～26.53
飲酒経験	なし=0, あり=1	3.18**	1.32～ 7.68
飲酒継続中	なし=0, あり=1	1.71	0.68～ 4.28
飲酒指数	0, 20で 3分割	1.87	0.93～ 3.77
喫煙経験	なし=0, あり=1	3.70**	1.54～ 8.90
喫煙継続中	なし=0, あり=1	3.44*	1.32～ 8.94
喫煙指数	0, 300で 3分割	1.55	0.89～ 2.70
肝癌罹患	なし=0, あり=1	19.67***	7.55～51.24
他の癌罹患	なし=0, あり=1	9.94***	3.82～25.86
HCV抗体	陰性=0,弱陽性=1		
	強陽性=2	1.64	0.88～ 3.04
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ	4分割#	0.43**	0.25～ 0.72
GOT	4分割#	1.33	0.88～ 2.02
GPT	4分割#	1.18	0.78～ 1.77
γ-GTP	4分割#	1.49	0.95～ 2.33
ZTT	4分割#	1.38	0.92～ 2.08
Ch-E	4分割#	0.52**	0.33～ 0.83
ｱﾙﾌﾞﾐﾝ	4分割#	0.43***	0.27～ 0.69

HR: ﾊｻﾞｰﾄﾞ比　CI: 信頼区間
#: 下四分位値、中央値、上四分位値によって 4分割
***: P<0.001　**: P<0.01　*: P<0.05

表7. 肝癌罹患と関連する検診受診時などの要因の分析結果

要因	単位	HR	95%CI
年齢	4分割#	1.30	0.65～ 2.60
性別	女=0, 男=1	5.77*	1.12～29.76
飲酒経験	なし=0, あり=1	3.58	0.80～16.00
飲酒継続中	なし=0, あり=1	2.40	0.54～10.73
飲酒指数	0, 20で 3分割	3.24**	1.35～ 7.74
喫煙経験	なし=0, あり=1	5.17*	1.16～23.09
喫煙継続中	なし=0, あり=1	11.17**	2.50～49.92
喫煙指数	0, 300で 3分割	---¥	--- ～ ---¥
他の癌罹患	なし=0, あり=1	9.63*	1.87～49.66
HCV抗体	陰性=0,弱陽性=1		
	強陽性=2	---$	--- ～ ---$
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ	4分割#	0.32*	0.11～ 0.90
GOT	4分割#	4.12*	1.15～14.75
GPT	4分割#	2.39	0.96～ 5.93
γ-GTP	4分割#	4.47*	1.22～16.42
ZTT	4分割#	1.96	0.88～ 4.37
Ch-E	4分割#	0.49	0.22～ 1.09
ｱﾙﾌﾞﾐﾝ	4分割#	0.62	0.31～ 1.21

HR, CI, #, **, *: 表6 を見よ。　¥: 計算不能
$: 強陽性者以外から肝癌罹患者がいないため、計算不能

274

肝機能検査値の変動と肝機能異常

近藤久義、三根真理子、本田純久、横田賢一、朝長万左男
（長崎大学医学部原爆被災学術資料センター）

【要　旨】

個人の時系列肝機能検査値と肝機能障害の関連を、個人別平均値と個人別変動係数を指標として検討した。肝機能障害群は、肝機能正常群に比べてすべての検査項目（GOT、GPT、ALP、ZTT）で、個人別平均値が高く、個人別変動係数も大きかった。肝機能障害の予測因子としては、GPT、ALPとZTTの個人別平均値およびGPTの個人別変動係数が統計的に有意であった。

【目　的】

原爆被爆者検診成績を用いて、時系列肝機能検査値と肝機能障害の関係を解析し、肝機能悪化に対する予後因子を把握する。

【方　法】

長崎大学原爆資料センターの原爆被爆者データベースから、1985年1月1日時点の年齢が70歳以下で、1985年から1989年の間に肝機能検査値（GOT、GPT、ALP、ZTT）が５回以上登録されていた人を対象として抽出し、期間中の各検査値の対数変換後の個人別平均値と個人別変動係数を計算した。前述の４項目の肝機能検査値のいずれか一項目でも表１に示した正常域を逸脱した場合を肝機能異常とし、肝機能異常の出現率が50%以上を肝機能障害群、０%を肝機能正常群とした。表２に肝機能障害群と肝機能正常群の人数を示す。肝機能障害群と肝機能正常群について、各肝機能検査値の個人別平均値と個人別変動係数を、年齢を共変量とする共分散分析により比較した。次に、肝機能正常群をさらに1990年から1992年まで追跡し、この間に肝機能検査値が３回以上登録されていた人を用いて、以下の解析を行なった。1990年から1992年における肝機能異常の出現率が50%以上を肝機能が悪化したと判断し、肝機能悪化に対する各肝機能検査値の予後因子をロジスティック回帰分析により推測した。表３に肝機能正常群における肝機能悪化者数を示す。なお、GOTの個人別平均値とGPTの個人別平均値の間には強い相関が認められたので、解析はいずれか一つを含むモデルを用いて行なった。

【結　果】

肝機能障害群と肝機能正常群の各肝機能検査値の個人別平均値と個人別変動係数の修正平均値と比較結果を表４に示す。男女ともに全ての検査項目で肝機能障害群は肝機能正常群に比べて、個人別平均値が高く、個人別変動係数も大きかった。肝機能正常群を用いた肝機能悪化に対する、各肝機能検査値の個人別平均値と個人別変動係数のリスク比とその95%信頼区間を表５に示す。男性では、すべての項目の個人別平均値が、女性では、GPT、ALPとZTTの個人別平均値およびGOTとGPTの個人別変動係数が肝機能悪化の予後因子として有効であった。

【考　察】

赤血球数や白血球数などの時系列検査値とその後の死亡に関する我々の同様の研究では、各検査値の個人別変動係数が死亡に対する予後因子と考えられたのに対して、本研究における肝機能正常者を用いた肝機能悪化に関する解析では、個人別変動係数は肝機能悪化に対する予後因子とは考えられなかった。この違いの理由の一つとして、肝機能検査値が食事や飲酒などの影響を受け易く、同一個人の中でも変動し易いことが考えられる。

表１　肝機能検査値の正常域

検査項目	正常域
GOT	0～40
GPT	0～35
ALP	2.7～12.0
ZTT	4～12

表２　肝機能正常群と肝機能異常群の頻度

	男　性	女　性	計
肝機能正常群	3,059	5,636	8,695
肝機能異常群	1,226	1,674	2,900
計	4,285	7,310	11,595

表３　肝機能正常群における肝機能悪化者数

	男　性	女　性	計
肝機能不変群	1,613	3,156	4,769
肝機能悪化群	100	146	246
計	1,713	3,302	5,015

表４　肝機能障害群と肝機能正常群における個人別平均値と個人別変動係数の修正平均値の比較

	男　性			女　性		
	肝機能障害群	肝機能正常群	有意水準	肝機能障害群	肝機能正常群	有意水準
個人別平均値						
GOT	3.44	3.02	P<0.01	3.19	2.95	P<0.01
GPT	3.31	2.73	P<0.01	2.92	2.57	P<0.01
ALP	2.18	2.05	P<0.01	2.23	2.08	P<0.01
ZTT	2.17	2.12	P<0.01	2.40	2.17	P<0.01
個人別変動係数						
GOT	7.28	5.34	P<0.01	6.67	5.49	P<0.01
GPT	10.11	9.33	P<0.01	11.32	10.78	P<0.01
ALP	4.76	4.15	P<0.01	5.03	4.43	P<0.01
ZTT	7.19	5.26	P<0.01	5.89	5.14	P<0.01

表５　肝機能悪化に対する個人別平均値と個人別変動係数のリスク比とその95％信頼区間

	男　性		女　性	
	リスク比	95％信頼区間	リスク比	95％信頼区間
年　齢（５歳の増加に対し）	1.02	0.89－ 1.18	0.85	0.75－ 0.98
個人別平均値（50％の増加に対し）				
GOT	2.28	1.37－ 3.81	1.37	0.86－ 2.18
GPT	2.38	1.61－ 3.53	1.78	1.32－ 2.41
ALP	1.83	1.09－ 3.05	3.15	2.03－ 4.89
ZTT	9.42	4.88－18.16	12.25	6.67－22.51
個人別変動係数（５％の増加に対し）				
GOT	0.69	0.38－1.25	1.48	1.00－2.17
GPT	1.25	0.92－1.68	1.33	1.09－1.60
ALP	1.13	0.64－2.01	1.21	0.90－2.18
ZTT	1.14	0.60－2.15	0.69	0.39－1.20

275

東京都におけるHIV感染者数、AIDS患者数の推計と将来予測 －第二報－

カワミナミ カツヒコ
川南　勝彦、尾崎 米厚、簑輪 眞澄（国立公衆衛生院・疫学部）

【要旨】東京都における 1984 ～ 93 年までのＨＩＶ感染者及びＡＩＤＳ患者報告数と捕捉率を使い、年次別感染者数が直線的に増加すると仮定して潜在感染者を含むＨＩＶ感染者数を推計し、さらに感染からの年間発病率よりＡＩＤＳ患者数を推計し、その直線を外挿してＨＩＶ感染者及びＡＩＤＳ患者数の将来予測を行った。結果として 1993 年までの累積ＡＩＤＳ患者数について報告数と推計数との違いは 41.4 人、推計数は報告数の約 1.4 倍であり、将来予測について 2000 年には 516.5 人で 1993 年時の累積患者数 108 人の約５倍であった。

【目的】

東京都ではＡＩＤＳ患者の増加に伴い、ＡＩＤＳ患者数の将来動向を予測し、ＡＩＤＳに対する診療体制を整備していく必要性がある。そこで、東京都におけるＨＩＶ感染者及びＡＩＤＳ患者数の推計と将来予測を行うことを目的とした。

【方法】

（1）研究資料

本研究に用いた資料は、後天性免疫不全症候群の予防に関する法律に基づく 1984 ～ 93 年までの東京都のＨＩＶ感染者（ＡＩＤＳ患者を除く）とＡＩＤＳ患者の報告数とした。

（2）潜在感染者を含む累積ＨＩＶ感染者数の推計

ＨＩＶ感染者報告数（ＡＩＤＳ患者は含まない）、ＡＩＤＳ患者報告数に占める転症者（ＨＩＶ感染報告者からのＡＩＤＳ発症報告者）の割合を利用して、潜在感染者を含む累積ＨＩＶ感染者数を推計する。

ＨＩＶ感染者は数年の経過を経てから発症するので、本来はＨＩＶ感染者として報告されてから一定の期間を経てＡＩＤＳ患者として転症報告されることになる。しかし、実際にはＡＩＤＳ患者として最初に報告されることが多く、今まで感染していても発症がないために、報告されず潜在していたと考えられる。したがって、潜在感染者も含めた実際のＨＩＶ感染者数とＨＩＶ感染者報告数との関係は、ＡＩＤＳ患者報告数と転症報告数との関係に相当する。

実際のＨＩＶ感染者数：ＨＩＶ感染者報告数
＝ＡＩＤＳ患者報告数：転症報告数
実際のＨＩＶ感染者数＝ＨＩＶ感染者報告数÷捕捉率
（捕捉率＝転症報告数÷ＡＩＤＳ患者報告数）

感染経路の不明者については、それ以外の感染経路ごとの報告数にしたがって比例配分を行い、それぞれに加える。そして、上記計算式のＨＩＶ感染者報告数に、1993 年までのＡＩＤＳ患者数を除いた累積ＨＩＶ感染者報告数＋不明者の比例配分者数を代入し、捕捉率として日本人と外国人を含めた数値 10/108 を使い、潜在感染者を含む累積ＨＩＶ感染者数を求めた。

（3）ＨＩＶ感染者数の推計と将来予測

ＨＩＶ感染者数の将来予測をする上で、年次別感染者数が直線的に増加すると仮定して、1993 年までの累積ＨＩＶ感染者数が、前記で計算された累積ＨＩＶ感染者推計数と同数になるように直線を引き１年間の増加感染者数（直線の傾き）を求める。直線の起点の年は、初めてＨＩＶ感染あるいはＡＩＤＳ患者の診断がなされた前年とする。

その直線を外挿してＨＩＶ感染者数の将来予測を行う。

（4）ＡＩＤＳ患者数の推計と将来予測

ＷＨＯのデータ[1]を用いて感染からの発病率を求め（表１）、感染後の経過年別の発症数を推計する。それを外挿して将来予測を行う。

表１　ＨＩＶ感染からのＡＩＤＳ発病率

感染後の経過年	１年後	2	3	4	5	6 ～ 10	11 ～ 20
発病率	0.0	0.005	0.025	0.06	0.06	0.07	0.04

【結果】

1993 年までの累積ＡＩＤＳ患者数について、報告数と推計数を比較する（表２）と違いは 41.4 人、報告数の約 1.4 倍であった。累積ＨＩＶ感染者数について同様に比較すると、推計数が報告数（表２）の約 10 倍という結果であった。将来予測については、５年後にはＡＩＤＳ患者数 374.8 人で 1993年時の累積患者数 108 人の約３倍、2000 年には 516.5人で約５倍に増加するという結果になった。

【考察】

ＨＩＶ感染者数の推計として直線モデルを用いたが、日本ではまだプラトーや減少し始める時期が特定できないために、ＷＨＯやアメリカで用いられているモデル（simple epidemiology model、ガンマ関数など）を用いるのは適当ではないと考えられるためである。

次に、ＡＩＤＳ患者報告数と推計数との相違は捕捉率が低いことと都外への転出によると考えられる。捕捉率が低いと潜在感染者数・患者数が多くなり、都外への転出があれば報告数は推計数よりも低くなるためである。

【文献】

1）J. Chin & S. K. Lwanga. Estimation and project

of adult AIDS cases: a simple epidemiology model. WHO Bulletin OMS, 69(4): 399-406(1991).

本研究は、平成６年度東京都エイズ研究班の「ＨＩＶとその影響に関する研究」の一環として行ったものである。

表２　性、国籍別、感染経路別の年次別ＨＩＶ感染者報告数、ＡＩＤＳ患者報告数とその推計数（人）

性別	国籍	感染経路＼西暦年		1984	85	86	87	88	89	90	91	92	93	1993年までの累計	1998	2000
男性	日本	同性間性的	感染者数	0	0	12	8	7	10	8	11	19	28	103		
			推計感染者数	21.4	42.7	64.1	85.5	106.8	128.2	149.6	171.0	192.3	213.7	1175.3	320.5	363.3
			患者数	1	4	4	4	1	2	3	7	7	2	35		
			推計患者数	0.0	0.0	0.1	0.7	2.7	5.9	10.6	16.8	24.5	33.7	36.8	95.6	126.4
		異性間性的	感染者数	0	0	2	3	2	1	5	10	15	10	48		
			推計感染者数		0.0	15.3	30.5	45.8	61.1	76.3	91.6	106.8	122.1	549.5	198.4	229.0
			患者数	0	0	0	0	0	0	3	3	4	5	15		
			推計患者数			0.0	0.0	0.1	0.5	1.9	4.2	7.6	12.0	26.3	48.8	68.3
		その他	感染者数	0	0	0	1	0	0	0	2	2	1	6		
			推計感染者数			0.0	2.1	4.3	6.4	8.5	10.6	12.8	14.9	59.5	25.5	29.8
			患者数	0	0	0	0	0	1	0	3	2	2	8		
			推計患者数		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.3	0.6	1.1	2.0	5.6	8.1
		不明	感染者数	0	0	0	1	0	0	2	0	2	4	9		
			患者数	0	0	0	0	0	2	2	1	1	4	10		
	外国	同性間性的	感染者数	0	0	3	6	5	7	1	3	4	4	33		
			推計感染者数	0.0	8.8	17.7	26.5	35.4	44.2	53.1	61.9	70.7	79.6	318.3	123.8	141.5
			患者数	0	2	1	2	1	1	4	4	0	2	17		
			推計患者数		0.0	0.0	0.0	0.3	1.1	2.4	4.4	6.9	10.1	15.2	33.7	45.8
		異性間性的	感染者数	0	0	1	3	1	2	3	4	3	10	27		
			推計感染者数		0.0	9.6	19.2	28.8	38.5	48.1	57.7	67.3	76.9	346.2	125.0	144.2
			患者数	0	0	0	1	0	0	1	0	1	2	5		
			推計患者数			0.0	0.0	0.0	0.3	1.2	2.6	4.8	7.5	16.5	30.7	43.0
		その他	感染者数	0	0	0	1	0	1	0	1	3	1	7		
			推計感染者数	0.0	0.0	0.0	3.6	7.1	10.7	14.2	17.8	21.3	24.9	99.6	42.7	49.8
			患者数	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	2		
			推計患者数	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.4	1.0	1.8	3.3	9.3	13.6
		不明	感染者数	0	0	0	0	0	1	1	1	6	3	12		
			患者数	0	0	0	0	0	0	1	0	2	2	5		
女性	日本	同性間性的	感染者数	0	0	0	4	2	0	3	0	1	1	11		
			推計感染者数			0.0	4.3	8.7	13.0	17.4	21.7	26.0	30.4	121.5	52.1	60.8
			患者数	0	0	0	1	0	1	2	0	0	1	5		
			推計患者数				0.0	0.0	0.0	0.2	0.5	1.2	2.1	4.1	11.3	16.6
		異性間性的	感染者数	0	1	3	1	2	3	5	3	2	3	23		
			推計感染者数	0.0	5.7	11.4	17.1	22.8	28.5	34.2	39.9	45.6	51.3	256.5	79.8	91.2
			患者数	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	2		
			推計患者数		0.0	0.0	0.0	0.2	0.7	1.6	2.8	4.5	6.5	16.3	21.7	29.5
		不明	感染者数	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1		
			患者数	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1		
	外国	異性間性的	感染者数	0	0	0	0	1	2	2	4	37	14	60		
			推計感染者数		0.0	27.0	54.0	81.0	108.0	135.0	162.0	189.0	216.0	567.0	351.0	405.0
			患者数	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1		
			推計患者数			0.0	0.0	0.1	0.9	3.4	7.4	13.4	21.2	11.9	86.3	120.8
		不明	感染者数	0	0	0	0	0	0	1	5	11	13	30		
			患者数	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	2		
合計			感染者数	0	1	21	28	20	27	31	44	105	93	370		
			推計感染者数	21.4	57.4	155.1	262.8	370.6	478.3	586.0	693.7	801.4	909.1	3849.7	1447.7	1663.1
			患者数	1	6	6	9	2	7	17	18	19	23	108		
			推計患者数	0.0	0.0	0.1	0.8	3.5	9.9	22.7	42.3	69.3	103.8	149.4	374.8	516.5

276

日本の結核菌流行株のＲＦＬＰ分析

森　　亨（結核予防会結核研究所）

【要旨】日本全国の結核患者標本から得た結核菌 941株についてＲＦＬＰ分析を行った。日本の結核菌流行株のＲＦＬＰパターンはバンド数が９～１３本のものが主で、パターンやクラスター形成に関して年齢、結核治療歴など別には差異がなかった。地域別にはわずかながらパターンの違いがみられ、地域特有の流行株の存在が示唆された。

【目的】日本の結核患者集団から分離された菌のＲＦＬＰ分析を行い、そのパターンを観察し、患者の背景要因との疫学的な関連を検討する。

【方法】結核療法研究協議会平成４年度共同研究に参加した全国38の結核専門施設に1991年の７月から11月までの間に入院した患者 941人から得られた結核菌 *Mycobacterium tuberculosis* の菌株を用いた。患者の大部分は散発的発生例であり、２例以上の続発例を出した集団発生事例にかかわる患者はない。

ＲＦＬＰ分析は標準化された方法に則り、抽出したＤＮＡをPvullで消化し、アガロースゲル上で遊走させ、挿入配列ＩＳ6110をプローブとして用いる（結核研究所細菌学科阿部千代治、高橋光由による）。２株の間のＲＦＬＰパターンの類似性は、共通なバンドの組数の２倍を２株のバンドの数の和で除したものを指標とする（類似性指数－完全一致の場合に１、全く共通のものがない場合にはゼロとなる）。３個以上の株の集団内のバンド・パターンの類似性（均一性）は、この集団の中の可能なすべての組み合わせの２株間の類似性指数の平均値により定義した（均一性指数）。

【結果・考察】

1.バンド本数の分布：各株のバンドの個数は１～19の間にあり、平均10.6本であった。全体の４分の３は9～13本の間にあった。これら大多数のものとは別に1～4 本という少数本数の株の一群が区別された。なかでも１本コピーの菌株は従来アフリカ、アジア各国に多いものとされているが、日本の標本の中にも34株が見いだされた。これらは外国とは関連づけにくい患者からの株であった。１本コピーのもののバンドの位置（遊走距離）は1.4kbpあるいは7.9kbpの２箇所のいずれかであり、これまでの我々の観察では前者はタイに、後者はイエメンにそれぞれ多く見られていたものである。２本バンドのものの多くは7.0kbpと2.2kbpにバンドを有していた。興味深いことは３本バンドのもののバンドの位置は7.9 、2.2、および1.5 kbp であることが多く、あたかも前２者が重畳したようなパターンとなっている。

2.遊走距離別に見たバンドの分布：図１は観察されたすべての菌株の総数10,303本のバンドの位置の分布を示す。1.2kbpと1.4kbpの間のバンドは91％の個体に認められるが、他の多くみられる位置にはせいぜい50％～60％の個体に見られるだけであり、バンドの多様性・変異性を示している。

3.年齢、地域別に見たバンド本数：図２は年齢階級別にバンド本数の分布を示す。３つの年齢階級のカーブはよく一致して重なっており、３世代のＲＦＬＰパターンの類似性を示唆している。一方、全国を東西の２ブロックに分かち、それぞれのバンド数の分布を比較すると、図３のようにブロック間には僅かながら違いがみられ、地域独自の流行株のパターンが存在することをほのめかしている。

4.クラスター分析：各菌株の間の類似性指数に対して最近隣法によるクラスター分析を行った。クラスターの基準を任意に指数値0.85以上に限定したところ、２株以上の個体をもつクラスターが33個区分された（表１）。最大のクラスター（#1）は 273株（全体の29％）の個体が属しており、次にはそれぞれ52、31個体をもつクラスターである。個体数が２のクラスターが17あった。このようにして全体の47％がこれらのいずれかのクラスターに属しており、残りの53％は独立のＲＦＬＰパターンを持っていることになる。

5.患者の背景別にみたクラスター形成：上述の少数の大クラスターに属する者の割合を仮に「クラスター率」と呼び、これを患者の背景要因別に観察した（表２）。年齢階級別では30-39 歳、80歳以上ではクラスター率は有意に高いが、年齢との単純な関連は見られない。治療歴についても同様である。全国の地域別の比較では北陸、四国が高く、九州で低いクラスター率が見られた。

6.均一性の分析：ＲＦＬＰパターンの集団内の均一性を観察した。この値は上記のクラスター率に依存するがクラスターに属しない個体間のパターンの類似性も反映する。全体の均一性指数は0.63であった。年齢階級別にみるとこの値は0.58（80歳以上）～0.68（40～49歳）の間にあった。しかし、ここでも年齢と指数値の間に単純な一定の傾向は見られない。初回治療患者と再治療患者との比較でも均一性指数の差はみられない。地域別の比較では表２にあるように、中部および東北が高い値であり、北陸、中国で低い。この所見はＲＦＬＰパターンの地域差の存在を支持する。

表１．形成されたクラスター
（類似性指数＞0.85）

番号	構成株数
1	276
2	52
3	31
4	12
5	4 (x 4)
6	3 (x 7)
7	2 (x17)
以上合計	442 (47%)
クラスター個数	499 (53%)
総株数	941

表２．背景因子別にみたクラスター形成および均一性指数

	総数	クラスター率 (A)	(B)	均一性指数
総　数	941	47%	61%	0.626
年齢				
-20	111	46%	59%	0.615
30-39	102	58%	58%	0.610
40-49	165	47%	55%	0.668
50-59	181	48%	62%	0.607
60-69	159	42%	66%	0.628
70-79	146	42%	61%	0.640
80歳+	77	51%	72%	0.580
化療歴				
初回治療	763	48%	61%	0.615
再治療	178	44%	63%	0.619
地域別				
1.北海道	12	42%	42%	0.669
2.東北	36	47%	11%	0.681
3.関東	524	49%	30%	0.622
東日本	572	48%	29%	0.627
4.中部	83	53%	27%	0.758
5.北陸	7	57%	29%	0.601
6.近畿	150	43%	31%	0.622
7.中国	33	48%	24%	0.596
8.四国	21	57%	33%	0.645
9.九州	75	33%	21%	0.626
西日本	369	45%	28%	0.652

注（A）表１のｸﾗｽﾀｰ1～7のいずれかに該当するものを指す。
（B）表１のクラスター１に属するものを指す。

図1．遊走距離別にみたバンドの分布

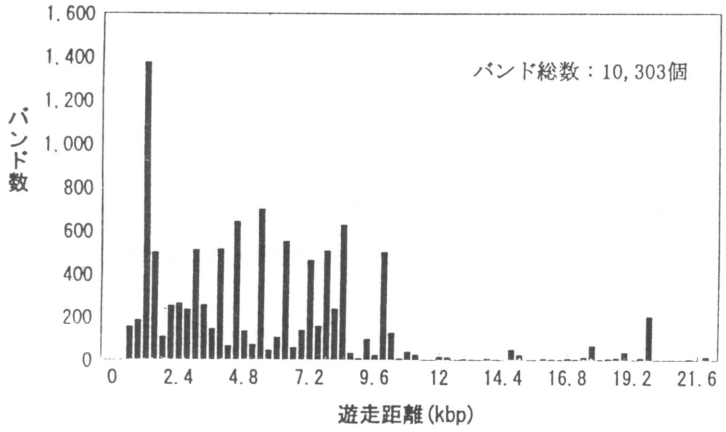


図2．年齢階級別に見たバンド個数の分布

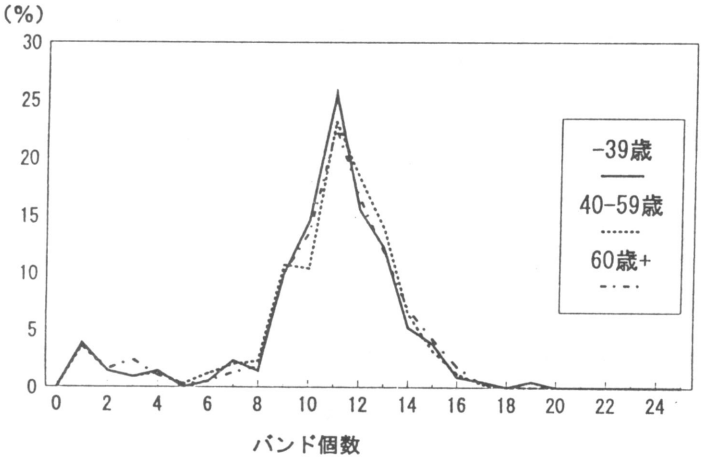
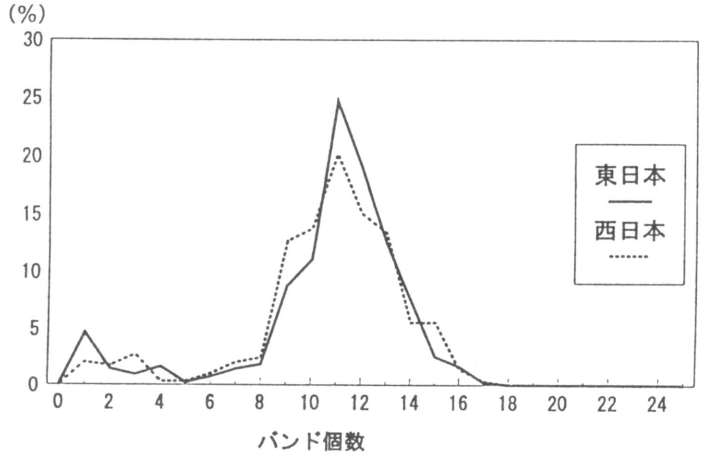


図3．東西ブロック別に見たバンド個数の分布



277

インフルエンザ流行の時空間的解析

本田　靖，小野 雅司（国立環境研究所 環境健康部 環境疫学研究室）

【要旨】わが国におけるインフルエンザの流行は，首都圏，近畿大都市圏でほぼ同時に最初のピークをむかえ，それから6週間以内に観察可能なすべての県でピークが認められた．

【緒言】インフルエンザは，それ自体が抵抗力の弱い老人などに対する脅威であるが，同時に気象と死亡との関連の研究の際に交絡因子として働く．我々は気象と死亡との関連の地域差をみることによって，気候に対する適応の影響に関する研究をしているが，インフルエンザ死亡の時空間的分布がその適応を修飾する可能性がある．よって本報告では，都道府県別にインフルエンザ流行の時空間的ずれを解析した．

【資料と方法】厚生省（総承統156号）のコンピュータファイルを用い，1972年から1990年までを観察期間とした．1972-1978年はICD-8の470-474，1979-1990年はICD-9の487をインフルエンザとした．このインフルエンザ死亡数の年次変化を都道府県別に調べ，そのうち大流行の年と思われる1973年，1976年に関して，第何週に流行のピークがあるかを都道府県別に調べた．この際，流行時の週あたり死亡数が5未満の県は解析対象から除外した．また，複数週で死亡数が同じ場合のピークはその中点をピークとした．なお，1976年の流行は前年の12月から始まっている様子がうかがえたが，少なくともピークが12月に始まった様子はなかったので，1月1日から第1週を開始してピークを求めた．

【結果と考察】図1は県別にみたインフルエンザ死亡数の年次推移である．この図から，大きな流行は1970年代に終焉し，近年は比較的小さな流行となっていることがわかる．この傾向は，伝染病統計のインフルエンザ患者数の動向とも一致している．小流行では週別の解析に耐えないので，1973年，1976年大流行で第何週にピークがあるかを調べ，1976年の場合を図2に示した．流行のもっとも早いのは東京都・神奈川県，京都府・大阪府・奈良県の2大都市圏であり，そこから流行が拡散するようである．観察可能な県では第7週にもっとも遅いピークをむかえた．1973年は1976年に比べて流行が小さく，結果も若干不安定であるが，大都市圏が早いという傾向は同様であった．大都市圏同士では，頻繁に，しかも日単位で人の移動が起こるため，ピークが同時のようであっても，どちらかから拡がった可能性は否定できない．よって，発生の二元性は明らかとはいえないが，少なくとも，わが国ではピークの移動に約1.5ヶ月かかるというタイムラグの存在が明らかとなった．これにより，インフルエンザ大流行の期間に気温と死亡の関係の地域差を解析するには，インフルエンザの流行を考慮に入れる必要のあることが示された．

図１．都道府県別インフルエンザ死亡数の年次推移

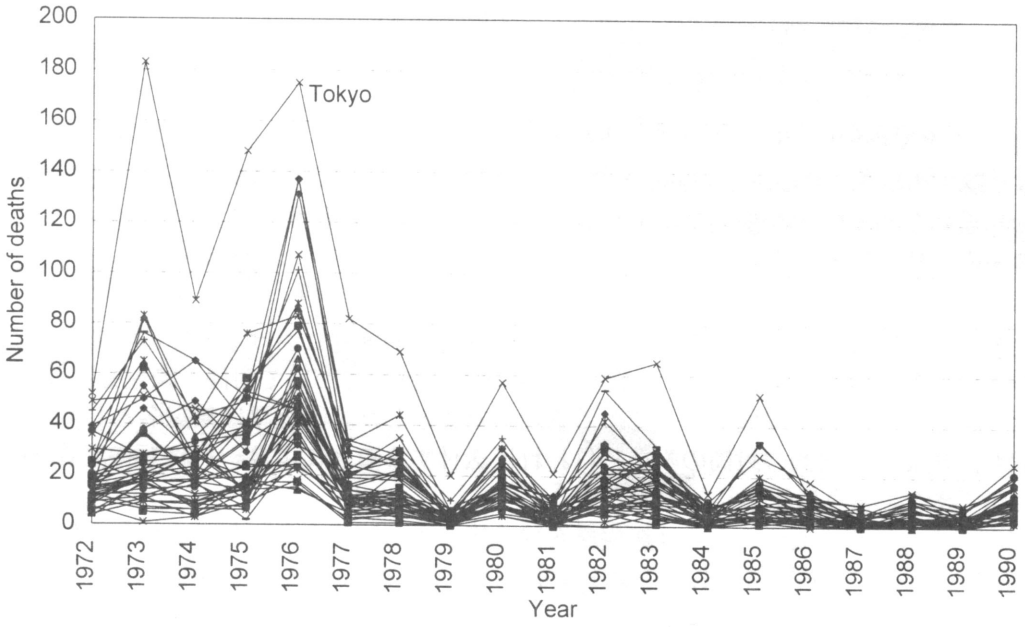
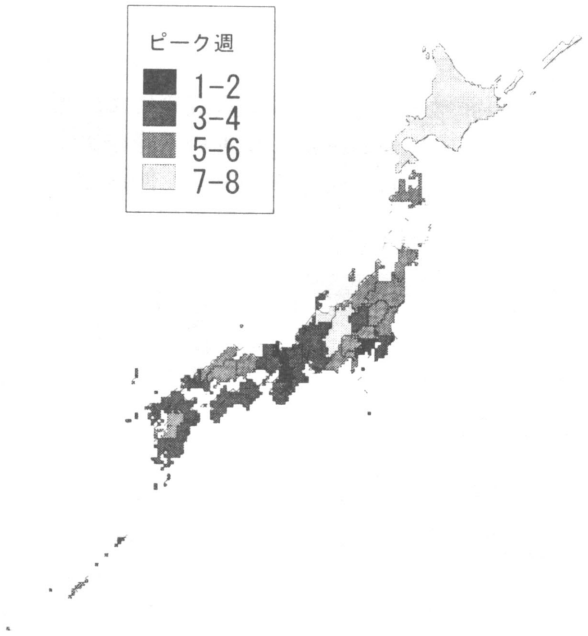


図２．インフルエンザ死亡数のピークを示した週（1976 年）



注：白抜きの県は最大死亡数／週が 5 未満.

278

三重県内一地域における看護職員の喫煙率調査

簑輪眞澄・尾崎米厚（国立公衆衛生院疫学部）
大井田隆（国立公衆衛生院疫学部・三重大学医学部公衆衛生学教室）

【要旨】三重県某地域における看護婦（士）の喫煙率は男75.0%，女14.6%であり，精神科看護婦の喫煙率が高いのは国立病院等とも共通していた。看護資格別では准看護婦（士）の喫煙率が高く，30歳台で著明であった。看護婦になった良かったと思っている看護婦では喫煙が低かった。多くの喫煙看護婦が禁煙を望んでおり，看護婦に対する禁煙支援が必要と思われる。

【はじめに】われわれはかって国立病院および国立療養所の看護婦における喫煙の実態を調査したことがあるが，今回三重県内のある地域における病院と診療所の看護婦について同様の調査を行なった。
【対象および方法】地域の医療機関すべての看護婦を対象とした。調査票は無記名として，２重の封筒にいれて回収し，無記名の内側の封筒のみをわれわれに送付することにより，だれも特定看護婦の回答状況を知ることができないように配慮した。
【結果】12病院および67診療所のうち４診療所を除く施設から回答があった。これらの施設に勤務する看護婦は1,187人であり，有効回答は1,153人から得られたが，解析は20歳未満の看護職員１名を除いて行なった。そのうち男は24名のみだったので，詳しい解析は断念した。主な結果は以下の通り。
1）現在の喫煙率は男75.0%，女14.6%であり，女について診療所に限ると9.1%であった。女についてみると，年齢別では35-39歳が高く（21.1%），50歳以上が低かった（9.4%）。
2）看護資格別にみると，看護婦よりも准看護婦の喫煙率が高く（11.6% vs. 18.6%），30歳代のでその差が大きかった（13.6% vs. 33.3%）。
3）看護職員になって良かったと思っているものは，そうでないものや分らないものに比べて喫煙率が低い傾向にあり，男女とも，また看護婦についてはいずれの年齢群においても同様の傾向であった。
4）診療科別では，小児科が低く（6.3%），精神科（26.8%）が高かった。
5）看護婦の34.1%が禁煙しようと考えたことがあり，さらに44.5%が真剣に禁煙したことがある。
【まとめ】調査地域における看護婦の喫煙率は国立病院等における喫煙率選りは若干低い傾向にあり，診療所に関する勤務する看護婦はさらに低かった。精神科看護婦の喫煙率が高いのは国立病院等とも共通していた。看護資格別では准看護婦（士）の喫煙率が高く，30歳台で著明であった。看護婦になった良かったと思っている看護婦では喫煙が低かった。年長の看護婦は，受動喫煙に関心を持ち，自分の病院を禁煙にすべきであり，看護職員は医療従事者として喫煙すべきでないと考える傾向にあった。多くの喫煙看護婦が禁煙を望んでおり，看護婦に対する禁煙支援が必要と思われる。

図１ 性年齢階級別喫煙状況

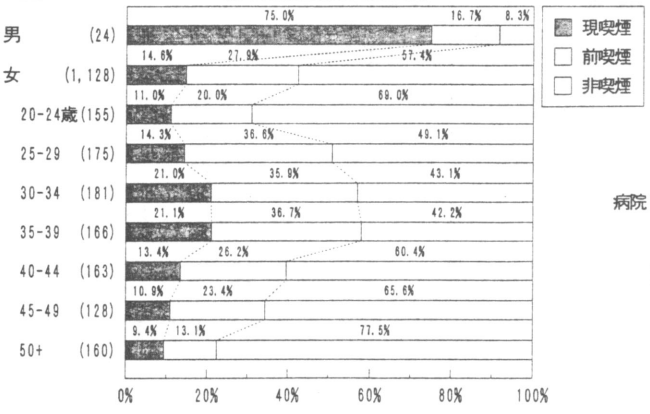


図２ 医療機関の種類別看護婦喫煙率

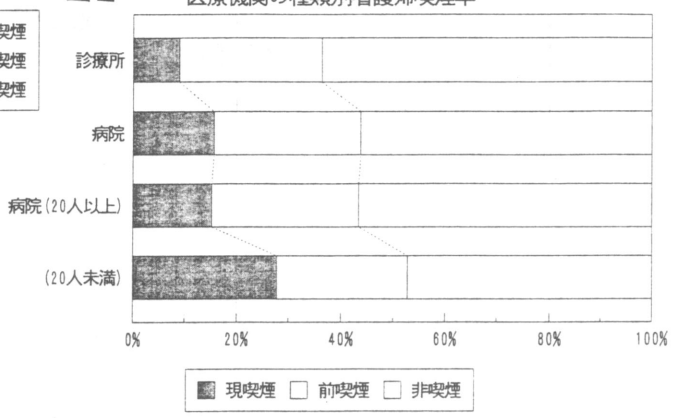


図3 看護資格別現喫煙率

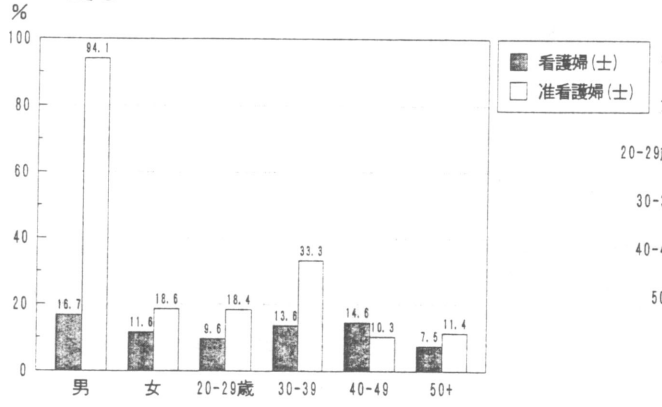


図4 看護婦になって良かったか否かと喫煙率

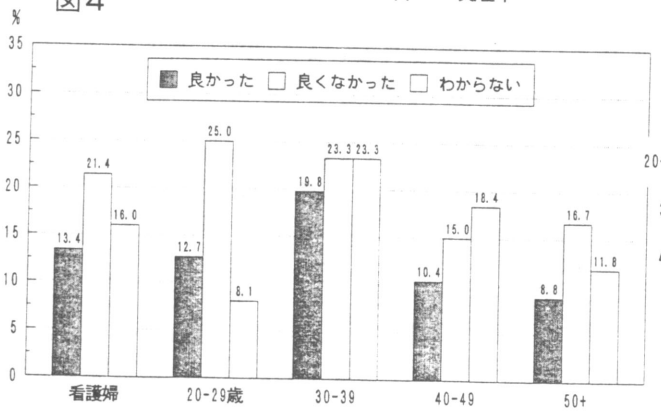


図5 診療科別現喫煙率(看護婦)

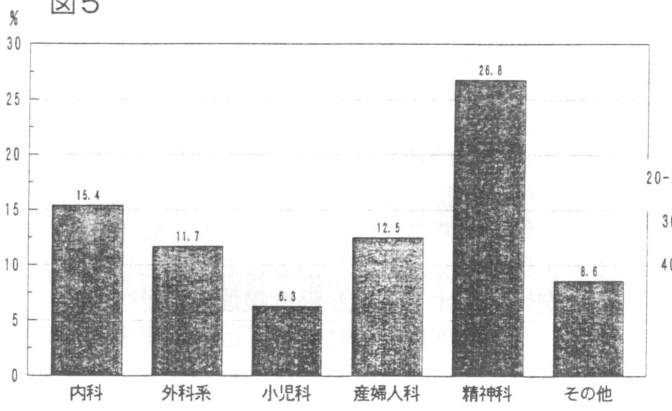


図6 喫煙関連疾患に関する知識
「喫煙によってかかりやすくなる」に「はい」の回答

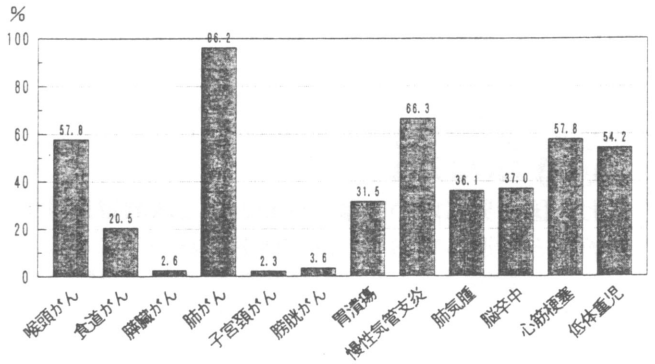
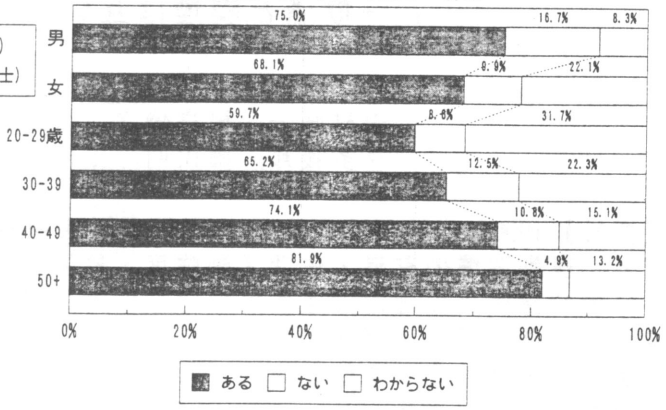


図7 受動喫煙の害に関する関心の有無



自分の病院を禁煙にすべきか？

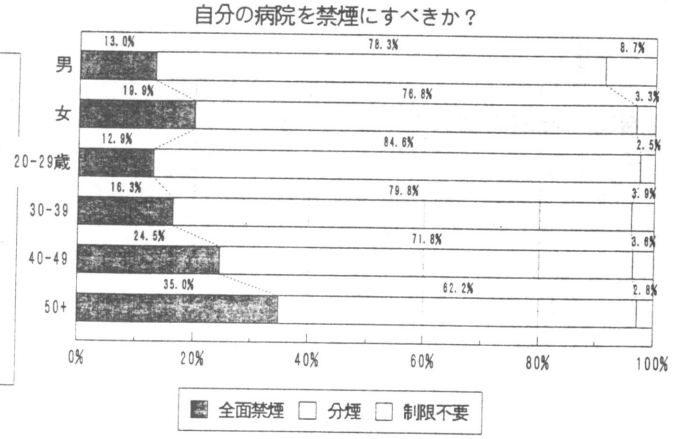


図9 看護職員の喫煙に関する意見
「医療従事者として吸うべきではない」

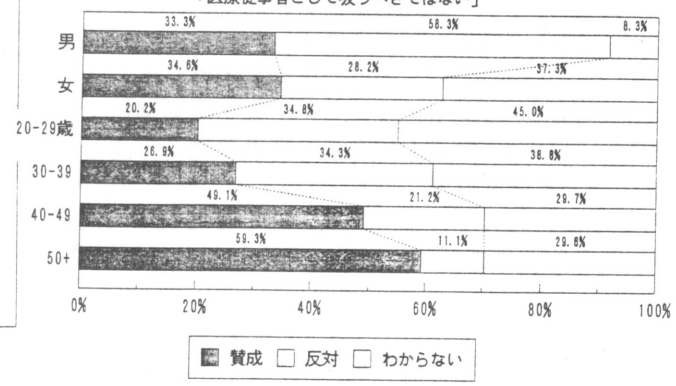
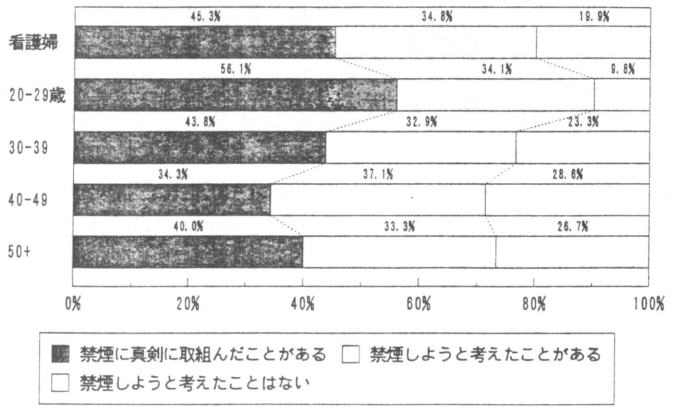


図10 現喫煙者の禁煙意欲と禁煙経験



279

飲酒習慣と喫煙習慣との関連
－飲酒と喫煙は互いに交絡因子？－

中村好一，尾島俊之，坂田清美，柳川洋（自治医科大学公衆衛生学教室）
喜多義邦，岡山明，上島弘嗣（滋賀医科大学福祉保健医学講座）

【要旨】1990年に実施された第４次循環器疾患基礎調査のデータを基に，男における喫煙習慣と，運動習慣の有無・生活活動強度・飲酒習慣との関連を観察した．運動習慣をもっていない者や健康上の理由で運動ができない者に喫煙中断者が少ない傾向が見られた．生活活動強度と喫煙習慣とは関連が見られなかった．非飲酒者に対する飲酒中断者や飲酒者の喫煙者であるリスクは２～４倍と高く，わが国の男においては飲酒と喫煙が密接に関連していることが明らかになった．

【目的】

わが国の男における喫煙習慣と運動習慣，生活活動強度，飲酒習慣の関連を明らかにする．

【方法】

1990年に実施された第４次循環器疾患基礎調査の被検者より，男のみ3,826名を観察した．観察項目は喫煙状況（喫煙習慣なし，喫煙中断，喫煙習慣あり），運動状況（運動習慣あり，同なし，健康上の理由で不可能），生活活動強度（Ⅰ，Ⅱ＋Ⅲ＋Ⅳ），飲酒習慣（飲酒習慣なし，飲酒中断，飲酒習慣あり）である．なお，この調査では飲酒習慣は「現在継続的に，飲酒頻度として週３回以上，かつ１回に飲む量が酒で１合以上」と定義している．運動習慣あり，生活活動強度Ⅰ，非飲酒を対照として，非喫煙者に対する喫煙中断者，喫煙者のオッズ比を，マンテル－ヘンツェルの方法を用いて年齢を調整して，求めた．さらに，飲酒と喫煙について量・反応関係を観察するために，飲酒習慣ありを軽度飲酒（１回1.5合未満）と高度飲酒（同1.5合以上），喫煙習慣ありを軽度喫煙（１日15本未満），中等度喫煙（同15－24本），高度喫煙（同25本以上）に分けて観察を行った．

【結果と考察】

表１に観察集団の喫煙状況を示す．全年齢で非喫煙者24.2%，喫煙中断者22.3%，喫煙者53.5%であり，高齢になるに従って喫煙者の割合が低下し，喫煙中断者の割合が増加していた．この結果は従来からわが国で報告されているものとほぼ同一である．

表２に運動習慣と喫煙習慣の関連を示した．運動習慣がない群で喫煙中断者のオッズ比が有意に低かった．また，健康上の理由で運動できない群でも喫煙中断者，喫煙者のオッズ比が低い傾向が見られた．運動習慣がある者で喫煙中断者が多いということは，運動習慣が喫煙行動に何らかの影響（たとえば，運動を始めることにより，息切れを感じてタバコをやめる，など）を与えている可能性がある．

生活活動強度と喫煙の関連は，Ⅰ群に対する(Ⅱ＋Ⅲ＋Ⅳ)群における喫煙中断者のオッズ比は0.97，喫煙者のオッズ比は1.19（いずれも統計学的に有意ではない）と，両者の関連は認められなかった．

飲酒習慣と喫煙習慣の関連は，表３に示すように，飲酒中断者，飲酒者ともに，喫煙中断者，喫煙者のオッズ比が有意に高くなっていた．従来より飲酒と喫煙は互いに交絡因子であり，どちらかの要因と疾病発生の関連を調べる疫学研究では，他方の要因の調整を行う必要があると疫学者は直感的に感じて，実際にそのようにしてきていたが，本研究のデータを通じて両者の関係が明らかになった．飲酒中断者における喫煙中断者のオッズ比が高いのは，疾病発生などにより両嗜好習慣共に断念せざるを得なかった者も含まれるためと考えられる．

飲酒者，喫煙者を飲酒量，喫煙量によって更に再区分を行い，量・反応関係を観察し，結果を図に示した．飲酒中断者では喫煙中断者及び軽度喫煙者のオッズ比が高く，軽度飲酒者においても中等度及び高度喫煙者のオッズ比が軽度喫煙者に比べて低くなっていた．高度飲酒者においては，喫煙者内においてはいずれのグループもほぼ同様のオッズ比を示していた．軽度飲酒者においては喫煙の程度も低い傾向があること，高度飲酒者においては，喫煙のオッズ比が高いがその中での喫煙量にはさほど変わりがないこと，などが明らかになった．また，飲酒中断者においては，「飲酒はやめて，タバコの量は減らした」という者が存在する可能性もあり，前述の疾患などによる嗜好習慣の変化の影響も考えられる．

【結論】

わが国の男においては，運動習慣と飲酒習慣は喫煙習慣と関連しており，疫学研究においてはこれらが互いに交絡因子として結果に影響を与えることを常に考慮する必要があることを示した．

表１．年齢階級別喫煙習慣

年齢	非喫煙者	喫煙中断者	喫煙者	合計
30－39歳	165(21.9)	107(14.2)	482(63.9)	754(100)
40－49	245(25.9)	161(17.0)	541(57.1)	947(100)
50－59	255(29.3)	177(20.3)	439(50.4)	871(100)
60－69	134(18.0)	225(30.2)	386(51.8)	745(100)
70歳以上	127(25.0)	183(36.0)	199(39.1)	509(100)
合計	926(24.2)	853(22.3)	2,047(53.5)	3,826(100)

カッコ内はパーセント

表２．運動習慣と喫煙習慣の関連（オッズ比と95%信頼区間）

	観察数	喫煙中断者	喫煙者
運動習慣あり	837	1.00（対照）	1.00（対照）
運動習慣なし	2,771	0.62(0.49－0.77)	0.93(0.76－1.13)
健康上の理由で不可能	218	0.70(0.45－1.07)	0.81(0.56－1.18)

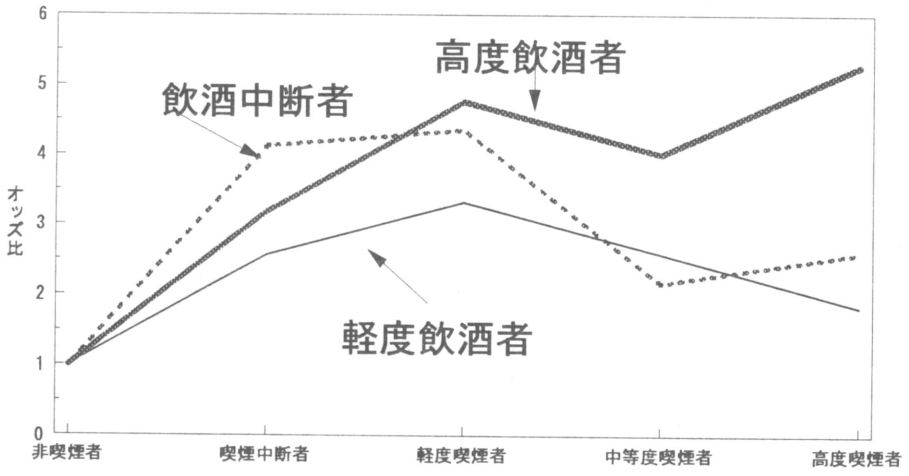
マンテル－ヘンツェル法により年齢調整済み

表３．飲酒習慣と喫煙習慣の関連（オッズ比と95%信頼区間）

	観察数	喫煙中断者	喫煙者
非飲酒者	1,446	1.00（対照）	1.00（対照）
飲酒中断者	262	4.12(2.76－6.14)	2.68(1.83－3.91)
飲酒者	2,118	2.81(2.30－3.44)	3.34(2.84－3.94)

マンテル－ヘンツェル法により年齢調整済み

図．飲酒習慣と喫煙習慣の量・反応関係（オッズ比）



マンテル－ヘンツェル法により年齢調整済み

軽度飲酒：40ｇ／日未満
高度飲酒：40ｇ／日以上
（エタノール換算）

軽度喫煙　：＜15本／日
中等度喫煙：15－24本／日
高度喫煙　：≧25本／日

280

栃木県O市３万人８年間のコホート研究成績
－ その１　喫煙の死亡に及ぼす影響 －

尾島 俊之、坂田 清美、中村 好一、曽根 啓一、柳川 洋（自治医大公衆衛生）
佐藤 正（栃木県宇都宮保健所）、桑野 哲実（栃木県矢板保健所）
永井 正規（埼玉医大公衆衛生）

【要旨】喫煙の死亡への相対危険は、全死因 1.48、肺がん 3.91、脳出血 3.02 であった。研究開始前の罹患や身体状況によりタバコをやめた影響を除くために、寝たきり・入院中・がん既往者・心筋梗塞既往者を除外して、またベースラインから３年目の時点から観察した分析を行った。

【目的】喫煙の死亡に及ぼす影響を明らかにすることを目的とした。特に、ベースライン時点の喫煙状況に対して、既に疾病に罹患していることによる影響を取り除くことに力を注いだ。

【方法】ベースライン調査は、1987年７月に、O市の３０歳以上の全住民を対象として、地区の保健委員による留め置き調査により実施した。その後、1994年末までの８年間に渡り、死亡及び転出を追跡し、国際疾病分類によりコーディングを行った。分析には、汎用統計計算パッケージソフト ＳＡＳを用いた。喫煙状況による死因ごとの相対危険には、Cox の比例ハザードモデルを、既往歴や身体状況等と喫煙状況のオッズ比には、Mantel-Haenszel 法を用いた。

【結果と考察】ベースライン調査では、対象者29,665人中、26,990人の回答を得て、回収率 91%であった。その後の追跡では、死亡 2260人、転出 1400人が観察され、観察人年は 186,253人年となった。

まず、性・年齢を調整した喫煙状況による死因ごとの相対危険を表１に示す。タバコを吸わない者に比べて吸う者は、全死因、肺がん、虚血性心疾患、脳出血において、有意に高い相対危険を示した。また、タバコをやめた者は、全死因、悪性新生物、肺がん、胃がんにおいて、有意に高い相対危険を示した。

次に、性・年齢を調整した、既往歴や身体状況等と喫煙状況のオッズ比を表２に示す。種々の疾病の既往のある者で、タバコをやめた者が多い傾向が見られた。このことから、タバコをやめた者の中には、種々の疾患に罹患したために、タバコをやめた者が多いことが考えられた。また、それらの者は罹患した疾病により死亡する危険が高いことが考えられる。お酒を毎日飲む者でタバコを吸う者が多く、お酒をやめた者でタバコをやめた者が多い結果となっており、飲酒との交絡があると考えられた。また、肝障害が指摘された者で、タバコを吸う者ややめた者が多く、飲酒との関連が考えられた。胃潰瘍既往者で、タバコを吸う者ややめた者が有意に多く見られた。タバコを吸うと胃潰瘍になりやすい可能性が示唆される。健康づくりへの関心が無い者ではタバコを吸う者が多く、関心の有る者ではタバコをやめた者が多い傾向が見られた。

最後に、これらの影響を除いて、性・年齢及び飲酒を調整して、喫煙状況による死因ごとの相対危険を求めて表３に示す。ここでは、喫煙や死亡との関連が強いと考えられる、寝たきり者、入院中の者、がん既往者、心筋梗塞既往者、850人（3.1%）を除いて分析した。またベースライン調査実施時からの早期死亡者を除くために、３年目から観察した分析を行っている。観察人年は 105,470人年であった。この結果、タバコを吸わない者に比べて吸う者では、全死因 1.48、悪性新生物 1.57、肺がん 3.91、脳出血 3.02で、有意に高い相対危険となった。一方、タバコをやめた者では、悪性新生物 1.71、肺がん 4.34 で、有意に高い相対危険となった。なお、全死因の相対危険は、表１とは逆に、吸う者の方がやめた者より高い結果となった。悪性新生物、肺がんでは、吸う者よりも、やめた者の方が高い傾向が見られたが、95%信頼区間の幅から見ると明らかな差ではないと考えられる。コホート研究においては、研究開始前の疾病の罹患等により、タバコをやめるなどベースライン調査の内容に影響している可能性がある。そこで、今回の手法のように、重篤な疾患の既往歴のある者や寝たきり等の身体状況の者を除去したり、ベースライン調査から一定期間を経てから観察を開始することが必要であると考えられた。

今後は、さらに長期に渡って観察を続ける予定である。

表１．喫煙状況による死因ごとの相対危険（性・年齢を調整）

	吸う／吸わない			やめた／吸わない		
	相対危険	（	９５％信頼区間 ）	相対危険	（	９５％信頼区間 ）
全死因	**1.25**	（	1.09 － 1.43 ）	**1.43**	（	1.23 － 1.66 ）
悪性新生物	1.28	（	0.99 － 1.66 ）	**1.81**	（	1.36 － 2.40 ）
肺がん	**3.12**	（	1.40 － 6.94 ）	**4.47**	（	1.85 － 10.83 ）
胃がん	1.00	（	0.62 － 1.63 ）	**1.86**	（	1.11 － 3.10 ）
虚血性心疾患	**1.67**	（	1.05 － 2.68 ）	1.36	（	0.79 － 2.34 ）
脳血管疾患	1.12	（	0.85 － 1.48 ）	0.99	（	0.72 － 1.35 ）
脳出血	**2.04**	（	1.16 － 3.57 ）	1.18	（	0.58 － 2.40 ）
脳梗塞	0.80	（	0.53 － 1.21 ）	1.00	（	0.67 － 1.51 ）

表２．既往歴や身体状況等と喫煙状況のオッズ比（性・年齢を調整）

	吸う／吸わない			やめた／吸わない		
	ｵｯｽﾞ比	（	９５％信頼区間 ）	ｵｯｽﾞ比	（	９５％信頼区間 ）
病気／元気	0.93	（	0.84 － 1.02 ）	**1.42**	（	1.26 － 1.60 ）
寝たきり／寝たきりでない	**0.28**	（	0.16 － 0.49 ）	1.40	（	0.94 － 2.07 ）
入院中　あり／なし	0.79	（	0.48 － 1.32 ）	**2.23**	（	1.43 － 3.49 ）
定期的に通院　あり／なし	**0.85**	（	0.76 － 0.95 ）	**1.30**	（	1.14 － 1.48 ）
必要に応じて通院 あり／なし	**1.18**	（	1.05 － 1.33 ）	1.14	（	0.97 － 1.35 ）
高血圧既往　あり／なし	1.08	（	0.96 － 1.22 ）	**1.28**	（	1.10 － 1.50 ）
心臓病既往　あり／なし	0.91	（	0.77 － 1.08 ）	**1.45**	（	1.18 － 1.79 ）
脳卒中既往　あり／なし	1.19	（	0.87 － 1.63 ）	**1.89**	（	1.31 － 2.75 ）
がん既往　あり／なし	1.37	（	0.86 － 2.19 ）	**2.78**	（	1.60 － 4.83 ）
糖尿病既往　あり／なし	1.19	（	0.96 － 1.47 ）	**1.51**	（	1.16 － 1.96 ）
肝臓病既往　あり／なし	**1.33**	（	1.13 － 1.56 ）	**1.33**	（	1.08 － 1.65 ）
胃潰瘍既往　あり／なし	**2.06**	（	1.81 － 2.36 ）	**1.68**	（	1.42 － 2.00 ）
高血圧指摘　あり／なし	0.95	（	0.87 － 1.04 ）	**1.18**	（	1.05 － 1.33 ）
不整脈指摘　あり／なし	0.87	（	0.73 － 1.03 ）	**1.35**	（	1.10 － 1.64 ）
心筋梗塞指摘　あり／なし	1.20	（	0.81 － 1.76 ）	**2.90**	（	1.96 － 4.29 ）
高脂血症指摘　あり／なし	0.98	（	0.83 － 1.14 ）	1.21	（	0.99 － 1.47 ）
肝障害指摘　あり／なし	**1.23**	（	1.04 － 1.46 ）	**1.55**	（	1.24 － 1.92 ）
健康関心　ない／普通	1.10	（	0.95 － 1.26 ）	0.94	（	0.76 － 1.15 ）
健康関心　あり／普通	**0.65**	（	0.60 － 0.72 ）	1.06	（	0.93 － 1.21 ）
一般健診 受けない／受けた	1.08	（	0.98 － 1.19 ）	0.93	（	0.82 － 1.05 ）
胃健診　受けない／受けた	**1.32**	（	1.16 － 1.50 ）	0.89	（	0.76 － 1.05 ）
お酒　毎日飲む／時々	**2.59**	（	2.33 － 2.88 ）	**1.81**	（	1.57 － 2.08 ）
お酒　やめた／時々	**1.92**	（	1.61 － 2.29 ）	**3.01**	（	2.45 － 3.70 ）

表３．喫煙状況による死因ごとの相対危険（性・年齢・飲酒を調整）
寝たきり・入院中・がん既往者・心筋梗塞既往者を除く、３年目から観察

	吸う／吸わない			やめた／吸わない		
	相対危険	（	９５％信頼区間 ）	相対危険	（	９５％信頼区間 ）
全死因	**1.48**	（	1.24 － 1.77 ）	1.22	（	0.98 － 1.52 ）
悪性新生物	**1.57**	（	1.12 － 2.21 ）	**1.71**	（	1.14 － 2.58 ）
肺がん	**3.91**	（	1.40 － 10.97 ）	**4.34**	（	1.27 － 14.86 ）
胃がん	1.63	（	0.82 － 3.24 ）	1.73	（	0.76 － 3.95 ）
虚血性心疾患	1.95	（	0.99 － 3.85 ）	1.41	（	0.61 － 3.26 ）
脳血管疾患	1.30	（	0.89 － 1.91 ）	0.63	（	0.38 － 1.06 ）
脳出血	**3.02**	（	1.30 － 7.04 ）	0.91	（	0.27 － 3.09 ）
脳梗塞	0.82	（	0.47 － 1.43 ）	0.60	（	0.31 － 1.17 ）

注．表１～表３とも、影付き字体は、危険率５％未満で有意な結果となったもの

281

血清チオシアネートと死亡
－Nested Case-Control Studyを用いて－

横川　博、成瀬　優知、鏡森　定信（富山医薬大・保健医学）

【要旨】昭和６２年の老健法に基づく健診受診者をコホート集団として、その後の死亡事故発症と受診時血清チオシアネート値との関連性をNested Case-Control Studyの手法で１５６組の脳卒中、心筋梗塞、ガン死亡者を検討した結果、全体、全ガン及び胃ガン死亡者で有意な高い値を示した。また肺ガンでも類似の傾向がみられた。

【目的】血清チオシアネート値は喫煙の指標として知られている。本研究では、この血清チオシアネート値とその後の死亡事故発症との関連性について検討した。

【方法】昭和６２年度富山県小矢部市市民を対象とした老健法に基づく健診受診者６９５４人（男２４２１人、女４５３３人）を基礎対象者とした。これら対象者のうち平成６年１２月末までに５６８人（男３３９人、女２２９人）が死亡した。主要死因として脳卒中９１人、心筋梗塞２６人、ガン１９９人（胃ガン６０人、肺ガン２９人）である。これらの性、年齢、受診から死亡までの経過月数は表１に示すとおりである。

表１　対象者特性

死因	人数	男	女	年齢	死亡までの経過月数
脳卒中	45	18	27	71± 9	60±22
心筋梗塞	11	5	6	68±10	53±26
ガン	100	54	46	68± 9	56±22
計	156	77	79	69± 9	57±22

血清は約半数の地域で健診受診時採血を行い、ストックを行った。血清ストックがされていた死亡者は脳卒中４５人、心筋梗塞１１人、ガン１００人であった。本報告ではこれら計１５６人の死亡者を症例とし、Nested Case-Control研究の方法で受診時血清チオシアネート値と死亡発症との関連性を検討した。症例の対照選択はそれぞれ症例１人に対して１人選んだ。脳卒中、心筋梗塞死亡者の対照は年齢（受診時年齢±１歳以内）、性、血圧区分（正常、境界域、高血圧域）をマッチさせ、ガン死亡者の対照は年齢及び性のみをマッチさせて、昭和６２年度健診受診者で血清ストックがあり、平成６年１２月末現在生存している人から無作為に選んだ。

【結果】（１）全対象者での検討（表２）

１５６組での比較の結果、血圧、ＢＭＩ、血清総コレステロールや喫煙者率では有意な相違はみられなかったが、血清チオシアネート値は症例で有意に高い値であった。

表２　症例と対照の比較：全数１５６組

	症例	対照	P
AGE	68.7± 8.7	68.7± 8.7	
SBP	133.7±21.8	133.6±21.2	
DBP	76.9±11.9	76.4±10.5	
BMI	22.4± 3.2	22.7± 2.9	
S-THIO	70.8*/ 1.6	62.4*/ 1.6	*
%SMOKER	28.2%	25.6%	
S-TCHOL	199.0±38.4	203.9±39.5	

S-THIO;幾何平均、SD、＊；<0.05

（2）脳卒中死亡者での検討（表3）

両群間には明らかな血清チオシアネート値の相違はみられなかった。この傾向は脳梗塞死亡者のみ（２９例）の検討でも同じであった。

表３　症例と対照の比較：脳卒中４５組

	症例	対照	P
AGE	71.6± 8.6	71.4± 8.6	
SBP	134.2±25.6	138.5±25.9	
DBP	76.9±13.4	75.4±11.0	
BMI	22.3± 3.5	22.4± 2.8	
S-THIO	56.0*/ 1.5	54.6*/ 1.6	
%SMOKER	15.8%	17.8%	
S-TCHOL	200.5±32.8	204.6±38.1	

S-THIO;幾何平均、SD

（3）心筋梗塞死亡者での検討（表4）

脳卒中と同じく両群間には明らかな相違はみられなかった。

表４　症例と対照の比較：心筋梗塞１１組

	症例	対照	P
AGE	67.5± 9.6	67.5± 9.6	
SBP	130.0±19.7	129.1±23.5	
DBP	77.6±11.1	75.8±10.4	
BMI	23.9± 4.0	22.9± 3.3	
S-THIO	69.5*/ 1.7	72.8*/ 2.1	
%SMOKER	18.2%	36.4%	
S-TCHOL	212.3±42.1	220.6±26.0	

S-THIO;幾何平均、SD

（4）ガン死亡者での検討（表5、6、7）

全ガンでの比較では、症例群は対照群に比べ有意に高い血清チオシアネート値を示した。この傾向は胃ガン（２８例）、肺ガン（１７例）単独でもみられた。しかし肺ガン、胃ガンを除いたガン死亡者（５５例）ではこの傾向は明らかでなかった。

表５　症例と対照の比較：全ガン１００組

	症例	対照	P
AGE	67.6± 8.5	67.6± 8.5	
SBP	134.0±20.3	131.9±18.3	
DBP	76.8±11.4	76.9±10.4	
BMI	22.3± 3.0	22.8± 3.0	
S-THIO	78.7*/ 1.6	65.2*/ 1.5	**
%SMOKER	35.0%	28.0%	
S-TCHOL	196.9±40.5	201.7±41.3	

S-THIO;幾何平均、SD、**;<0.01

表６　症例と対照の比較：胃ガン２８組

	症例	対照	P
AGE	67.8± 8.9	67.9± 8.8	
SBP	138.6±21.9	133.3±19.3	
DBP	80.4±10.5	78.5±11.6	
BMI	22.5± 2.6	22.5± 3.2	
S-THIO	86.7*/ 1.6	59.0*/ 1.4	**
%SMOKER	42.9%	17.9%	sug
S-TCHOL	193.2±35.6	202.7±31.7	

S-THIO;幾何平均、SD、sug;<0.1,**;<0.01

表７　症例と対照の比較：肺ガン１７組

	症例	対照	P
AGE	69.1± 6.6	69.1± 6.6	
SBP	133.4±20.2	140.7±16.2	
DBP	77.6±12.0	79.4±10.7	
BMI	20.7± 3.0	23.1± 2.9	*
S-THIO	83.6*/ 1.6	65.6*/ 1.5	sug
%SMOKER	52.9%	35.3%	
S-TCHOL	184.3±41.7	194.8±40.6	

S-THIO;幾何平均、SD、sug;<0.1,＊;<0.05

【結論】血清チオシアネート値は、主として、胃ガン、肺ガン死亡と強い関連性があることが示唆された。

282

食物摂取状況調査における秤量法と目安量法との比較検討

－第一報 食品群別摂取状況について－

飯樋 洋二、岩瀬 靖彦、君羅 満、高橋 東生、高橋 博子、八束 リベカ、
赤羽 正之(東京農大・栄養)、村山 篤子(川村短大)、三輪 里子(日本女子大)
佐藤 文代(十文字短大)

「要旨」食物摂取状況調査を、国民栄養調査方式に準じた秤量法及び個人を対象にした目安量法で実施し、それぞれの調査成績を比較検討した。

1)秤量法より目安量法で食品群別摂取量が20%以上の増加を示したのは、豆類、果実類、その他の野菜類、卵類の４群であった。

パン類、麺類、いも類の摂取量は秤量法より目安量法の方が20%近く少なかった。

「目的」

悪性新生物、循環器病等のいわゆる成人病は慢性的に進行し、生活習慣病とも目されている。特に、食生活のあり方がそれらの疾病の成因、予防、進展等に影響を及ぼすことが次第に明らかになるにつれ、食物摂取状況を的確に把握する簡便な調査方法の開発が望まれて久しい。現在広く行われている秤量法、頻度法、目安法、思い出し法、陰膳法等はいずれも、調査者側、被調査者側にとって一長一短がある。一つの調査法で複雑多岐な問題を包含する栄養情報を完璧に網羅する術は期待できない。

そこで、演者らは目安量法による食物摂取状況調査が、秤量法の調査結果と近似の値となるか否かについて検討した。

「方法」

1．秤量法

平成５年11月に国民栄養調査方法に準じ、Ｏ県の531世帯(1,807人)を対象に、日曜・祝祭日を除く連続した３日間に食した料理名、食品名、食品の重量をできるだけ正確に秤量記録させた。

2．目安量法

平成6年9月に30～69歳の男性122人、女性243人、計365人を対象に様式１に示す食物摂取状況票を郵送し、料理名、食品名ならびに食品の目安重量を１本、１個、茶碗１杯等で記録させた。

回収した調査票は、30歳未満あるいは70歳以上の世帯構成員のみの世帯(単身者や70歳以上の夫婦等)、記入漏れや内容判別不能等不備のものも除外し、秤量法475世帯(1,711人)、目安量法340人とした。

食品の目安量は、熟練した栄養士が手持ちの資料や公表されている目安重量を参考に重量(g)に換算した。

「結果」

表１に年齢階級別の人員構成を示した。

食品群については、22群に分類集計を行ったが、本報では、もともと摂取量の少ない食品群(その他の穀類、種実類、菓子類、きのこ類、海草類、加工品類、その他の食品類)ならびに調味嗜好飲料類の８群を除き、比較的摂取量の多い14群の食品群として1人1日当たりの摂取量でまとめることにした。

秤量法に対する目安量法の食品群別摂取量の増減率を図１に示す。秤量法に比し、目安量法で摂取量が10%以上少なかった食品群はパン類、麺類、いも類の３食品群であった。秤量法より目安量法が20%以上増加を示した食品群は豆類、果実類、その他の野菜類、卵類の４群であった。米類、砂糖類、油脂類、獣鳥肉類、乳・乳製品類の５食品群は秤量法と目安量法との間に顕著な差は認められなかった。

＜様式 1＞

食物摂取状況

記入日　月　日　（この食事を一緒に食べた人数　人）

家庭でつくった食事			個人で食べた分量		この欄は記入しないで下さい		
料理名	食品名	目安量または重量	単身者は1、夫婦の場合は1に妻、2に夫の分を記入して下さい。		食品番号	純摂取量	
			1	2		1	2
＜昼食＞							
外食							

表1　秤量法および目安量法の調査対象人員構成表

（単位：人）

年齢階級	秤量法 男	秤量法 女	目安量法 男	目安量法 女
10歳未満	143	117		
10代	160	144		
20代	81	90		
30代	128	148	24	30
40代	107	106	31	88
50代	93	109	40	72
60代	84	113	19	36
70代	31	33		
80代	5	13		
90歳以上	2	4		
計	834	877	114	226

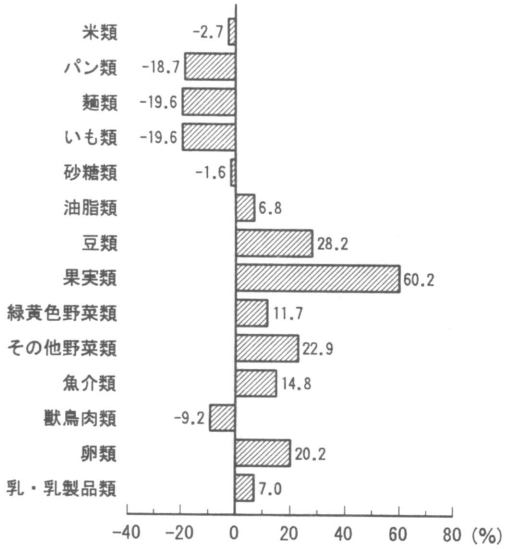


図1　秤量法に対する目安量法の食品群別摂取量の増減率

表2　食品群別摂取量平均値・標準偏差

（単位：g）

食品群	平均値 秤量法	平均値 目安量法	標準偏差 秤量法	標準偏差 目安量法
米類	179.4	174.5	52.7	112.7
パン類	34.7	28.2	29.3	39.5
麺類	29.1	23.4	31.7	54.6
いも類	52.5	42.2	42.5	59.6
砂糖類	6.2	6.1	6.4	9.2
油脂類	19.1	20.4	7.8	15.1
豆類	74.4	95.4	49.8	71.8
果実類	89.0	142.6	79.1	148.0
緑黄色野菜類	104.9	117.2	63.6	84.2
その他野菜類	155.2	190.7	72.9	118.3
魚介類	81.5	93.6	48.6	77.0
獣鳥肉類	99.8	90.6	48.1	67.9
卵類	35.2	42.3	19.1	33.5
乳・乳製品類	131.2	140.4	106.4	150.7

283

食物摂取状況調査における秤量法と目安量法との比較検討

－第二報 栄養素等摂取状況について－

岩瀬 靖彦、君羅 満、飯樋 洋二、高橋 東生、高橋 博子、八束 リベカ、
赤羽 正之(東京農大・栄養)、村山 篤子(川村短大)、三輪 里子(日本女子大)
佐藤 文代(十文字短大)

「要旨」秤量法、目安量法のそれぞれの対象者（世帯および個人）の実際の栄養素等摂取量を、栄養所要量に対する比率（充足率）であらわし比較検討した。
1) エネルギー、たんぱく質、脂質、鉄、ナトリウム、ビタミンA、ビタミンB_1、ビタミンB_2、ナイアシンの８成分は秤量法と目安量法とで近似値が得られた。
2) カルシウムおよびビタミンCの二成分の充足率は秤量法より目安量法が大きな値を示した。
3) 充足率平均値の標準偏差ならびに変動係数はいずれも秤量法より目安量法の方が大きかった。
4) 充足率分布は秤量法にくらべ目安量法で平均値のピークが低く、裾野が広い傾向がみられた。

「目的」

栄養素等摂取量を把握するための簡便な測定法として知られる目安量法の結果が、国民栄養調査方式の秤量法で得られる実際の栄養素等摂取量と近似の値であるか否かを検討した。

「方法」

第１報のとおりである。

「結果」

1. 栄養素等充足率の比較

図１に栄養素等摂取量を、栄養所要量に対する比率(充足率)で示した。カルシウムの充足率は秤量法84.6%、目安量法98.1%、ビタミンCの充足率は秤量法230.1%、目安量法300.3%であった。エネルギー、たん白質、脂質、鉄、ナトリウム、ビタミンA、ビタミンB_1、ビタミンB_2、ナイアシンの９成分の充足率平均値はいずれも秤量法と目安量法との差が10ポイント以内で、顕著な差が認められず両方法間の充足率は近似の成績が得られた。

2. 栄養素等充足率の度数分布の比較

図２に示すとおり、エネルギー、カルシウムの度数分布をみると、平均値付近のピークは目安量法にくらべ秤量法が高く、裾野は秤量法より目安量法の広がりが大きかった。秤量法の度数分布曲線は正規分布型に近いパターンを示すのに対し、目安量法の度数分布曲線では、山型のパターンが多少くずれるところもみられた。

3. 食品群別栄養素等摂取量

栄養素等総摂取量に占める食品群別栄養素等摂取量の寄与率を図３に示した。食品群の分類は米類を始めとする主な14食品群とし、それ以外をその他の食品とした。食品群のならび方は秤量法における栄養素摂取量に対する寄与率の大きい順とした。エネルギーの構成比率では、米類、獣鳥肉類、油脂類の上位３食品群で秤量法・目安量法とも約５割を占めていた。また、上位５食品群については両方法とも同順位であった。カルシウムの構成比率において約６割を占める食品群は乳・乳製品、豆類、緑黄食野菜類の上位３食品群であった。その他の食品群を除けば上記の上位３食品群に加え、その他野菜類、魚介類、卵類の上位７食品群までは同順位であった。

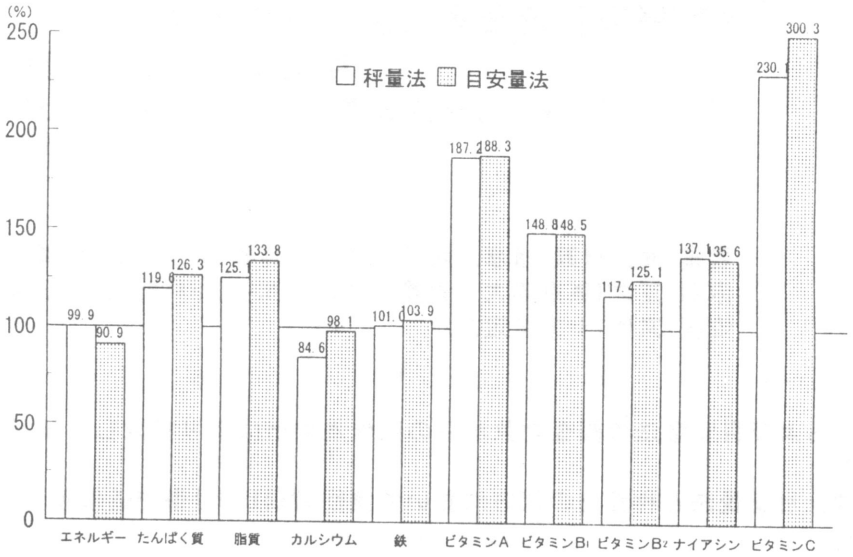


図1　栄養素等充足率の比較

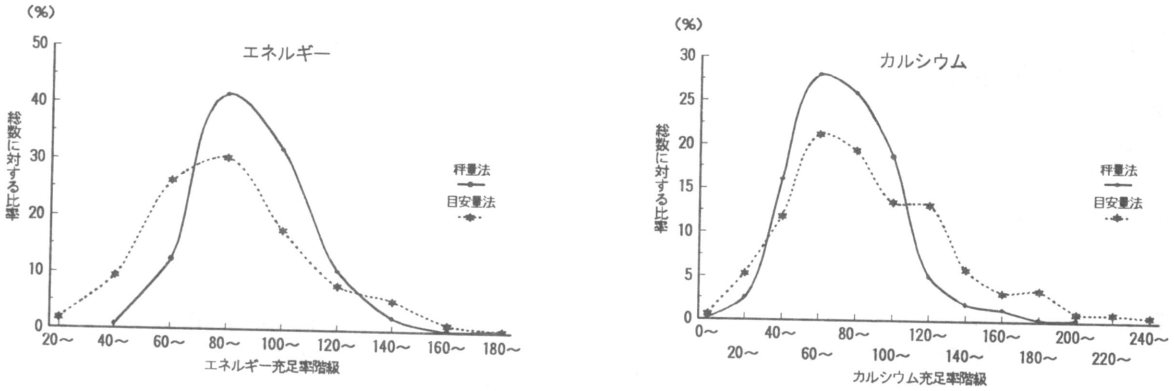


図２　栄養素等充足率の度数分布の比較

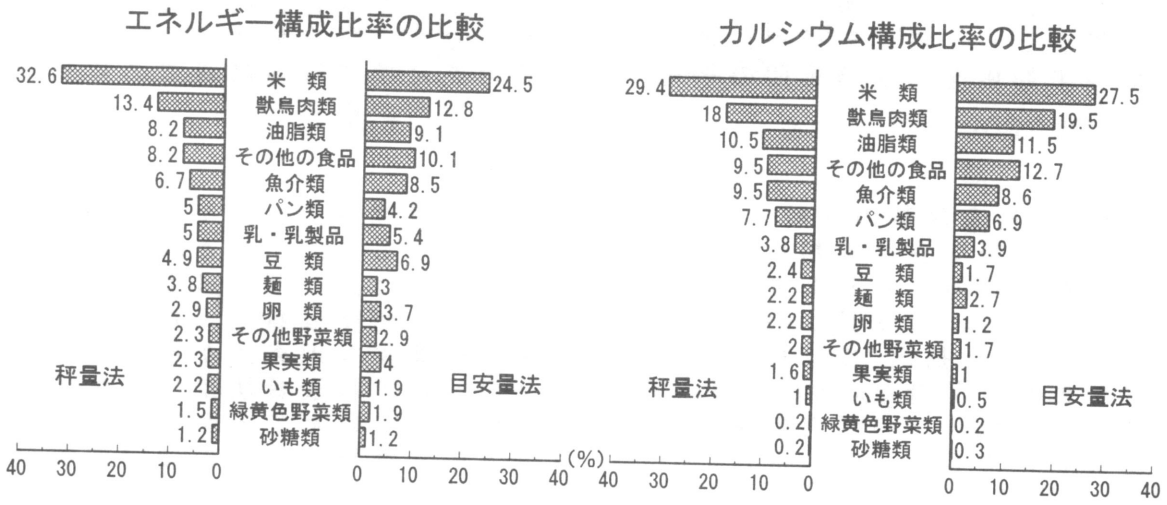


図３　栄養素等摂取総量に占める食品群別の寄与率

284

食物摂取状況調査における秤量法と目安量法との比較検討

－第三報 対象件数規模別の食品群ならびに栄養素等摂取量比較－

君羅 満、岩瀬 靖彦、飯樋 洋二、高橋 東生、高橋 博子、八束 リベカ、
赤羽 正之(東京農大・栄養)、村山 篤子(川村短大)、三輪 里子(日本女子大)
佐藤 文代(十文字短大)

「要旨」秤量法および目安量法の調査対象からの無作為抽出により構成した集団の規模別に食物摂取状況を比較した。

1) 摂取食品数は、目安量法と秤量法の双方において集団規模150世帯で近似値を示し、全数の75%の食品数であった。
2) 集団規模が小さければ平均値のバラツキが大きく、集団規模が150件を超えると食品および栄養素等摂取量の平均値のバラツキは小さく安定する傾向が示唆された。

「目的」

集団の食物摂取状況調査の計画に際し、調査件数の集団規模別の食物摂取状況の動向は有用な資料と考えられる。そこで、今回は集団規模別動向を秤量法および目安量法との関連から検討した。

「方法」

資料とした食物摂取状況調査の方法は第1報のとおりである。集団規模別を構成する対象の抽出は、復元抽出法により、抽出件数を10、20、30、40、50、100、150および200件の8階級とし、繰返し数は、各々10回とした。ここでは、抽出した標本の平均値を「抽出対象の平均値」とし、集団規模別に抽出した総数の平均値を「抽出集団の平均値」とした。

「結果」

1. 食品群別摂取食品数の比較
集団規模別の摂取食品種類数を各調査法別の総数に対する割合で示したのが図1である。目安量法の食品数は、1階級(10件抽出)では秤量法より割合が低く、7階級(150件抽出)で近似値を示した。この傾向は豆類、野菜類においても顕著であった。
2. 食品群別摂取量の比較
図2に示すとおり、抽出集団の平均値には顕著な差は認められないものの秤量法による米類摂取量の1階級(10件抽出)の平均値は151gから210gの範囲にあり、目安量法では，127gから243gの範囲に分散した。これに対して6階級(100件抽出)の平均値の範囲は1階級(10件抽出)の約1/4の範囲に収束した。目安量法による乳・乳製品の平均値は3階級以下の階級で比較的広範囲に分散した。
3. 栄養素等充足率の状況
集団規模別栄養素等充足率を図3に示した。エネルギー充足率は秤量法の6階級(100件抽出)で、目安量法では7階級(150件抽出)以上で繰返し数のバラツキは比較的少なくなる傾向を示した。目安量法によるビタミンCの充足率では各階級での変動が大きい傾向がみられた。

「考察」

疫学的研究用に、種々の食物摂取状況を把握する方法が示されてきた。疫学的調査では、一度に多人数を対象にするため、精度は高く、対象者の負担が少ない簡便な調査法が不可欠である。今回の成績で目安量法は、秤量法と近似の値が得られたことから、集団または個人の食物摂取状況の傾向把握が可能となり、疫学的調査の目的にかなうと考えられる。

調査方法別集団規模別の食品群別摂取食品数の状況

秤量法　目安量法

図１－１　全体

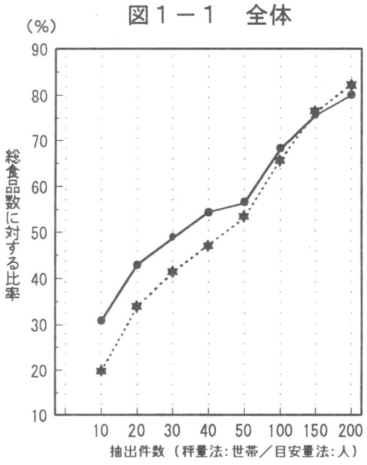


図１－２　豆類

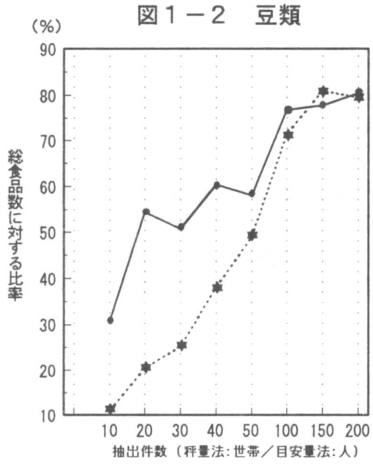
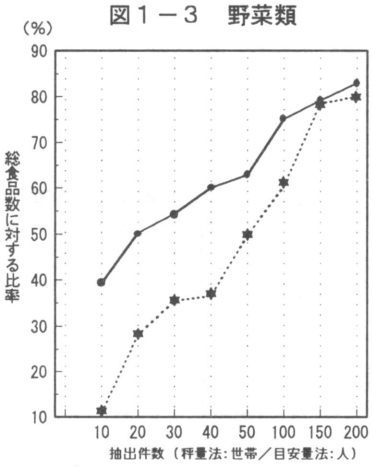


図１－３　野菜類



調査方法別集団規模別食品群摂取量比較

● 抽出対象の平均値　▩ 抽出集団の平均値

図２－１　米類摂取量

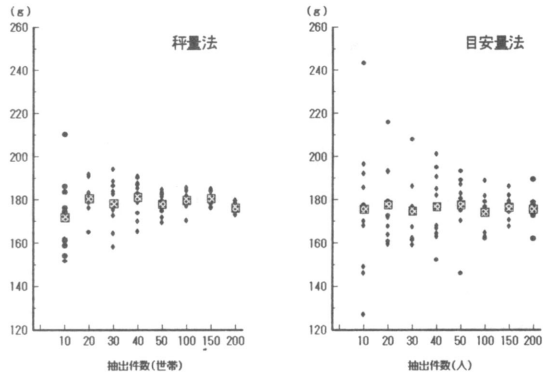
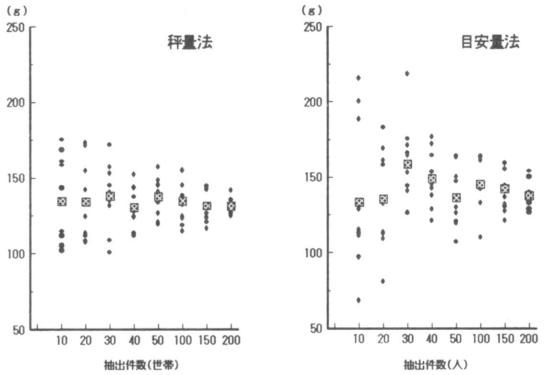


図２－２　乳・乳製品類摂取量



調査方法別集団規模別栄養素等充足率比較

● 抽出対象の平均値　▩ 抽出集団の平均値

図３－１　エネルギー充足率

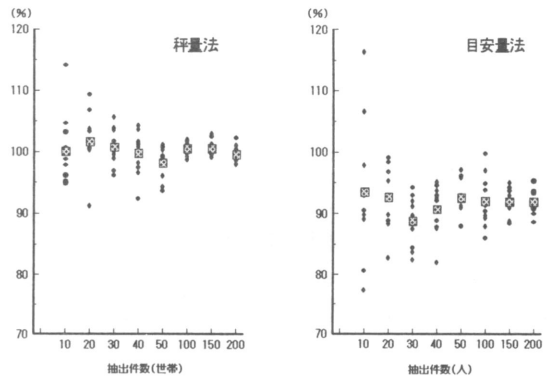
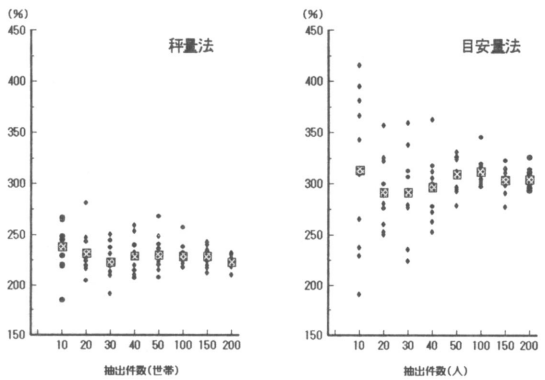


図３－２　ビタミンC充足率



285

働く男性の食生活と健康実態について

第6報　職種別食事摂取状況

石川　豊美[1)]　五十嵐　福代[2)]　徳留　信寛[1)]
(名市大・医・公衆衛生[1)]・江南女子短大[2)])

就労男子に不定愁訴が多いことから調査を実施した。販売職従事者に朝食の欠食・不規則かつ外食に依存した昼食・遅い夕食や夜食時間など、成人病罹患の危険因子が多く存在していた。販売職従事者の生活リズムが不規則であることは食生活にも影響を及ぼしており、成人病予防に向けて、食生活に対する配慮や健康意識を高める指導を若年者より展開する必要があることが示唆された。

〔目的〕近年、成人病はストレス・食生活・運動不足などが大きく関連していることが明らかになっている。今日、病気でない人＝健康な人でなく、健常と思える人でも、多くの不定愁訴や成人病を持ちつつ働いているのが現状である。

そこで、働く男性の食生活の実態と健康との関わりを探る目的でアンケート調査を行った。今回はそのなかから、職種別食事の摂取状況と不定愁訴との関連について検討した結果を報告する。

〔調査方法・時期〕名古屋市と東海地区の30歳以上の就労男子 1,100名を対象に平成6年9～10月に自記式アンケート調査を実施した。
回収数 979名、回収率89%であった（表1）。

表1　回収数

職種別	30歳代	40歳代	50歳代	計	%
事　務	60	98	101	259	26.5
販　売	106	103	34	243	24.8
技術系内勤	29	44	91	164	16.7
技術系外勤	55	58	29	142	14.5
その他	19	78	74	171	17.5
計	269	381	329	979	100.0

〔結果〕①朝食の摂取状況：「ほとんど毎日食べる」が80%前後といずれの職種でも最も多く、「ほとんど食べない」は少ないものの、販売職に約18%と高率であった（$P<0.001$）。さらに、朝食の食欲の有無についても、「毎日ある」が概ね50～60%と最も多く、「食欲なし」は少ないものの、販売職では約23%と高かった（図1・2）。
②昼食の摂取状況：昼食の摂取時間は「決まった時間に食べる」と答えた者が全体で約80%、事務職・技術系内勤者では90%以上と高率であったが、販売職では約60%と低く、販売職約34%、技術系外勤者約24%のものは「不規則」と回答しており、かつ外食の利用頻度も高かった（図3）。
③夕食の摂取状況：夕食の摂取時間は全体では19時台が約37%と最も多いが、販売職では20時以降が70%以上と遅い夕食時間であった（図4）。
④夜食の摂取状況：夜食の摂取頻度はいずれの職種も約30%であったが、飲食時間は全体では21時台までが50～75%と最も多いのに対し、販売職では21時以降が約40%と、夕食時間と関連し夜食時間も遅い傾向にあった（図5）。
⑤不定愁訴の状況：全体では「眼が疲れる」「太り気味」「肩がこりやすい」「体がだるい」「下痢しやすい」「歯槽膿漏」がいずれも20%以上を示し、販売職ではいずれの項目でも高率であった。その他で多かった項目は、50歳題が約半数を占めるためか、「中性脂肪値が高い」が28.6%と高率であった（表3）。

表2　ストレス解消法

単位：%

	全　体	事務職	販売職	技術内勤	技術外勤	その他
飲　酒	40.8	41.7	48.1	33.5	46.5	35.6
スポーツ	30.4	32.8	30.0	31.7	31.7	28.9
T　V	28.9	35.5	24.7	28.0	27.5	30.9
読　書	14.6	19.3	16.5	12.2	11.3	11.4
園　芸	11.1	11.6	10.7	14.0	10.6	10.1
TVｹﾞｰﾑ	3.1	1.9	4.9	1.8	4.9	2.0

表3　不定愁訴の多かった項目

単位：%

	全　体	事務職	販売職	技術内勤	技術外勤	その他
眼が疲れる	31.7	32.8	35.0	26.2	29.6	36.9
太り気味である	29.6	30.9	33.7	23.2	35.2	26.8
肩がこりやすい	29.5	30.9	29.6	24.4	30.3	36.2
体がだるい	24.2	21.6	25.1	22.0	33.1	24.8
下痢しやすい	22.5	21.6	25.1	19.5	23.9	20.1
歯槽膿漏や歯が弱い	20.5	20.8	15.6	23.8	26.1	22.1

図1　朝食の摂取状況

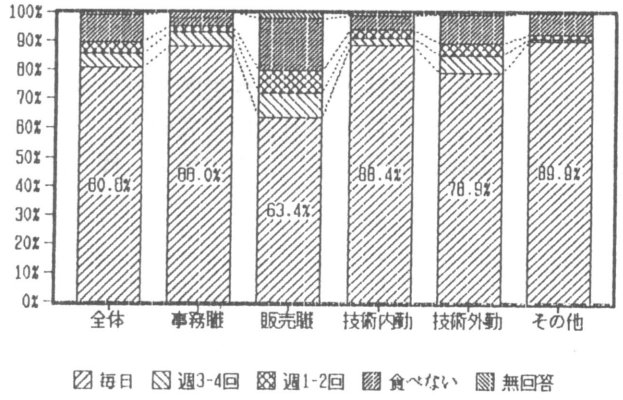


図2　朝食の食欲の有無

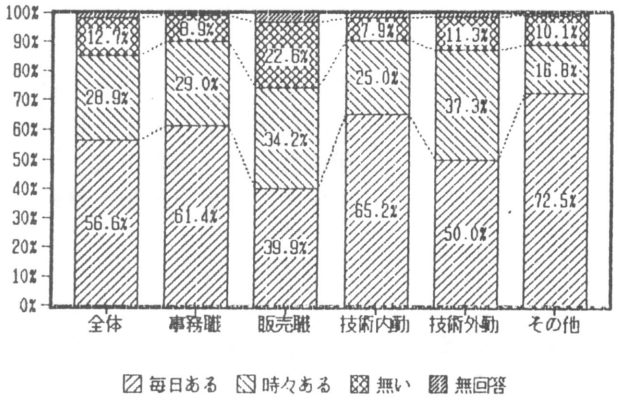


図3　昼食の定刻摂取

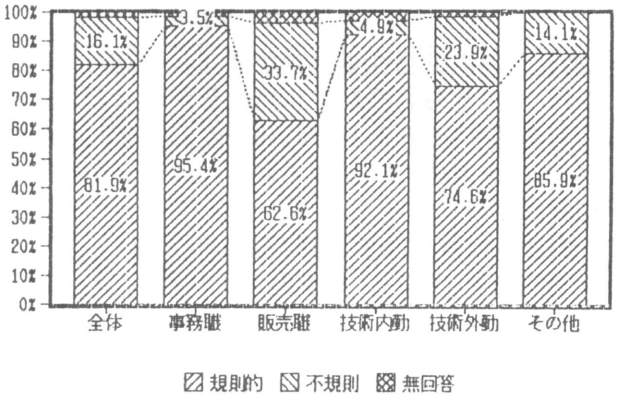


図4　夕食の摂取時間

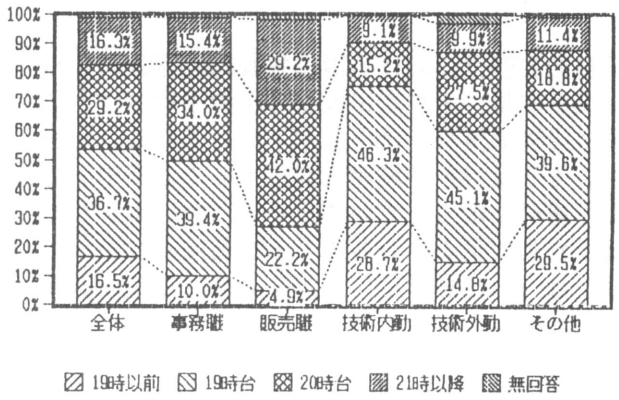


図5　夜食の摂取頻度

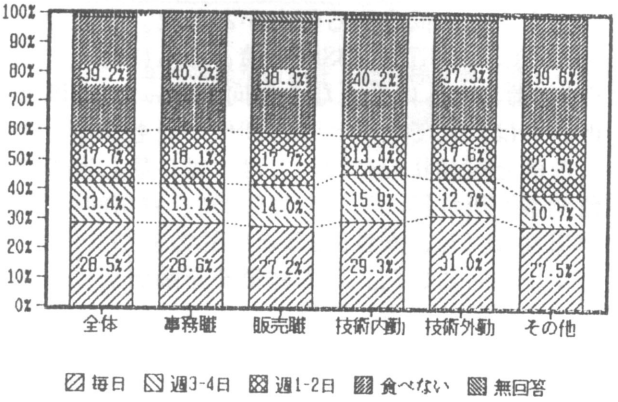
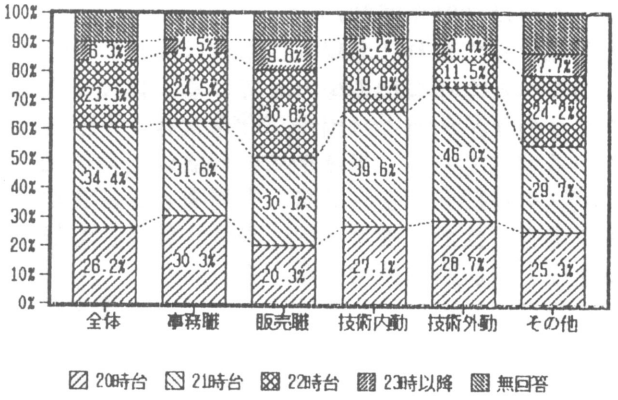


図6　夜食の摂取時間



〔考察〕朝食の食欲は一日の生活行動意欲とつながるとされている。朝食については販売職従事者ほど食欲がなく食べない状態が多く出現していたことが特徴的であった。欠食の理由に食欲がないや時間がないなどをあげているが、これは夕食・夜食・就寝時刻が遅いことが影響を及ぼしていると推定される。21時以降の飲食が成人病罹患の大きな危険因子であるといわれることから、夕食や夜食の飲食時間の改善が必要であると考えられる。

また、販売職では、昼食を決まった時間に食べられなかったり、比較的価格が高く栄養に偏りがあるとされる外食に依存しがちな生活背景が伺われる。不定愁訴のうち「体がだるい」と訴えた群には若年者が多く、夜型の生活パターンであり、朝食を欠食したり、昼食が不規則であったり、ストレス解消法に対する回答で飲酒・ＴＶが高率であった。この生活パターンでは体調回復にはつながりにくく、ライフスタイルを改善する必要がある。

以上のことから販売職従事者では、生活リズムが不規則であることが食生活にも影響を与えており、さらに食欲不振が悪循環を招いていることが示唆され、心身に悪影響を及ぼす可能性があることが考えられた。今後は、「食生活」の自己管理方法の提示など、職種別に食生活指導を展開していく必要があると思われる。

286

韓国農村地区住民のライフスタイルと栄養状態に関する研究

權　泰鳳（翰林専門大・食品栄養）、朱　軫淳（翰林大・老人保健医療センター）、
吉池信男、岩谷昌子、杉山みち子、松村康弘、山口百子（国立健・栄研）、
伊達ちぐさ（大阪市大・医・公衛）、横山徹爾、清野富久江、中山健夫、陳　浩、
田中平三（東京医歯・難研・疫学）

【要旨】近年、経済的に急成長をみせている大韓民国（韓国）の農村地区住民の栄養状態、生活習慣、飲酒ならびに喫煙状況と身体的健康状態の現状把握を目的とし、現地調査を行った。その結果、国民栄養調査報告による全国平均値に比べ、摂取エネルギー、動物性蛋白質、動物性脂肪などの摂取率がかなり少なく、栄養勧奨量の水準にほど遠い水準で、栄養摂取状態の地域間不均衡の問題が今なお残されていることが明らかとなった。

【目的】韓国における国民栄養調査報告による食品摂取量や栄養素摂取量の全国平均値は、すでに栄養勧奨量をほとんど上回っている。しかし、それは対象地域が大都市やその近隣中小都市と農村に限られている。そのため、本研究ではこれまで調査されることのほとんどなかったなかった山岳農村地区住民を対象に栄養素摂取状況、身体的健康状態などを調査した。

【対象および方法】対象地域は韓国江原道華川郡で、首都ソウルから東北に132km離れた山岳地帯であり、平均気温は11.2℃と全国平均より低い。人口は1981年39067人から1991年現在27504人と減少しており、老年人口指数は同年9.2%から22%へと急速な増加をみせている。住民一人当たりの年平均所得は国内 GNPを大きく下回っている地域である。当該地域の40歳以上の住民180名(男性82名、女性98名）を対象とし、食物摂取調査、飲酒・喫煙状況、身長、体重、安静時血圧、空腹時血液検査などを行った。

対象者の学歴は、小学校卒が54.5%と過半数を占め、続いて無学20.2%、中学卒16.9%、高卒以上が8.4%である。食物摂取調査は、24時間想い出し法を用いた。飲酒・喫煙状況については、質問票を用いた。血液検査項目は、血清総コレステロール(TC)、HDL-コレステロール(HDL-C)、γ-GTP、トリグリセライド(TG)、空腹時血糖値(FBS)、ヘモグロビン(Hb)、ヘマトクリット値(Ht)である。

【結果】食物摂取調査の結果を表１、２に示した。エネルギー摂取量の平均値が1493.3kcalと1994年国民栄養調査による農村平均値の2,247kcalよりも少なく、男女とも年齢とともにその摂取量も少なくなる傾向であった。蛋白質摂取量は55.5g、内動物性蛋白質が16.6g、総脂肪摂取量16.3g、うち動物性脂肪摂取量が6.4gと、これらも全国平均値(それぞれ76.8g、31.4ｇ、34.4ｇ、14.7ｇ)を大きく下回っており、60代女性にその傾向は顕著であった。

血圧、血液検査値、BMIを表３、４に示した。収縮期血圧(SBP)、拡張期血圧(DBP)、γ-GTP、TG、FBS、Hb、Htとも男性の方が女性よりやや高く、TC、HDL-Cは女性がやや高かった。男性では、TC、HDL-C、γ-GTPは50代で、DBP、TGは40代で最も高く、SBP、FBSは年齢とともに高く、Hb、Htは年齢とともに低くなる傾向があった。女性では、SBP、TC、γ-GTP、FBSは年齢とともに高く、DBPは年齢とともに低くなる傾向があった。HDL-C、Hb、Htは50代で高く、TGは50代が最も低かった。

飲酒と喫煙状況については、毎日飲む習慣的飲酒者が男性35.5%、女性5.2%、習慣的喫煙者が男性45.1%、女性5.2%と男性の方が女性を大きく上回っていた。この結果を年齢層別にみると、習慣的飲酒者、喫煙者とも男性40代で最も高かった。飲酒と喫煙に関する意識調査では、喫煙の健康への影響については92.3%が、飲酒については72.7%が良くないという否定的な回答であった。

【考察】上記の結果から、韓国では栄養素摂取状況の地域差がいまだに大きいことが考えられた。また、調査対象地域においては、喫煙や飲酒について身体への悪い影響について認識しているものの実際の行動とのずれがみられ、とくに40代男性に喫煙、飲酒習慣の人が多く、これら40代男性においてTGが他の年齢層より高く、HDL-Cが他の年齢層より低いことなどから、地域健康指導の必要性があると考える。

表１　年齢階級別栄養素摂取量（男性）

	40歳代(18名)	50歳代（32名）	60歳代（32名）	計（82名）
Energy(kcal)	1637.2(444.1)	1595.5(510.1)	1551.5(401.0)	1587.5(451.3)
Carbohydrates(g)	301.8(79.3)	283.2(92.3)	277.9(60.0)	285.2(77.7)
T. Protein(g)	57.2(19.8)	69.9(71.7)	54.1(19.1)	60.9(47.4)
A. protein(g)	18.6(21.1)	18.4(20.0)	17.8(17.9)	18.2(19.3)
T. Fat(g)	16.1(15.7)	19.9(13.5)	16.2(14.0)	17.6(14.1)
A. Fat(g)	7.6(14.0)	6.9(9.6)	5.0(5.9)	6.3(9.6)
Vit. A(I.U.)	955.2(920.3)	924.5(730.6)	781.9(708.4)	875.6(761.5)
Vit. B1(mg)	1.08(0.75)	0.82(0.60)	0.90(0.53)	0.91(0.61)
Vit. B2(mg)	0.78(0.38)	0.86(0.47)	0.67(0.24)	0.77(0.38)
Niacin(mg)	12.2(4.6)	13.8(6.2)	13.8(7.3)	13.5(6.3)
Vit. C(mg)	53.9(22.7)	45.1(25.5)	41.8(28.8)	45.8(26.4)
Calcium(mg)	289.3(173.1)	434.4(384.1)	352.6(429.4)	370.6(369.5)
Iron(mg)	11.0(8.3)	14.2(12.0)	10.2(6.7)	11.9(9.5)

表２　年齢階級別栄養素摂取量（女性）

	40歳代（29名）	50歳代（39名）	60歳代（30名）	計（98名）
Energy(kcal)	1539.1(343.4)	1378.9(461.5)	1340.2(398.0)	1414.5(414.3)
Carbohydrates(g)	280.3(76.2)	264.2(93.6)	261.7(80.1)	268.2(84.2)
T. Protein(g)	59.2(26.7)	48.1(23.5)	46.5(22.0)	50.9(24.4)
A. protein(g)	20.6(24.6)	15.2(20.6)	10.2(16.3)	15.3(20.9)
T. Fat(g)	19.7(12.8)	13.5(10.6)	12.9(10.9)	15.2(11.7)
A. Fat(g)	8.9(11.6)	6.6(8.9)	4.3(6.5)	6.6(9.3)
Vit. A(I.U.)	1104.7(818.7)	704.0(686.0)	1212.6(1387.3)	978.3(1002.7)
Vit. B1(mg)	0.96(0.50)	0.86(0.76)	0.75(0.50)	0.85(0.62)
Vit. B2(mg)	0.73(0.26)	0.79(0.54)	0.81(0.58)	0.78(0.49)
Niacin(mg)	14.3(8.1)	13.2(8.9)	13.1(7.6)	13.5(8.2)
Vit. C(mg)	50.0(33.0)	44.7(36.0)	61.2(65.8)	51.3(46.5)
Calcium(mg)	295.1(196.5)	327.0(237.9)	390.9(265.5)	337.1(236.3)
Iron(mg)	9.9(6.6)	11.5(12.4)	13.7(15.1)	11.7(12.0)

表３　年齢階級別の血圧、血液検査値、BMI（男性）

	40歳代	50歳代	60歳代	計
SBP(mmHg)	120.6(13.5)	120.0(21.4)	129.4(23.0)	123.8(20.9)
DBP(mmHg)	81.9(10.2)	80.2(20.6)	81.6(12.2)	81.1(15.5)
TC(mg/dl)	172.3(30.0)	174.0(42.0)	164.7(34.7)	170.0(36.7)
HDL-C(mg/dl)	42.7(10.7)	45.0(9.3)	44.0(13.7)	44.0(11.3)
γ-GTP(I.U.)	48.0(45.0)	73.3(130.2)	65.7(136.1)	65.0(118.7)
TG(mg/dl)	195.3(106.7)	160.8(84.8)	171.3(89.6)	172.5(91.6)
FBS(mg/dl)	100.4(29.1)	101.2(57.0)	105.8(33.0)	102.8(42.9)
Hb(g/dl)	15.4(1.4)	15.3(1.5)	15.0(1.5)	15.2(1.5)
Ht(%)	46.4(3.7)	45.8(3.9)	45.2(4.6)	45.7(4.1)
BMI	23.2(3.6)	22.1(3.4)	22.2(3.4)	22.4(3.4)

表４　年齢階級別血圧、血液検査値、BMI（女性）

	40歳代	50歳代	60歳代	計
SBP(mmHg)	120.2(19.7)	122.9(20.4)	124.7(21.6)	122.6(20.4)
DBP(mmHg)	80.0(16.3)	79.9(17.2)	76.8(15.5)	79.0(16.3)
TC(mg/dl)	167.0(29.7)	182.3(26.3)	186.3(47.3)	179.0(35.3)
HDL-C(mg/dl)	44.0(7.0)	46.3(9.0)	42.3(10.7)	44.3(9.0)
γ-GTP(I.U.)	16.7(14.0)	18.3(15.0)	19.3(20.7)	18.0(16.7)
TG(mg/dl)	129.8(101.7)	120.9(55.7)	164.7(125.2)	136.9(96.1)
FBS(mg/dl)	93.4(12.5)	99.1(23.9)	102.3(28.4)	98.4(22.8)
Hb(g/dl)	13.5(0.9)	13.8(1.2)	13.3(1.0)	13.5(1.1)
Ht(%)	40.5(2.8)	41.4(3.5)	40.3(3.0)	40.8(3.1)
BMI	25.0(2.9)	24.6(3.3)	24.1(3.8)	24.6(3.4)

287

緑茶・コーヒー飲用と血清脂質—自衛官の研究—

古野純典、若林和夫、本荘哲、轟伊佐雄、櫻井裕（防衛医大・公衛）、
新地浩一、今西康二（自衛隊福岡病院）、西川博（同熊本病院）、
小川振作、桂田光彦（同札幌病院）

【要旨】2062名の中年男性自衛官を対象に、肥満、喫煙、飲酒、運動など非食事要因を補正して緑茶およびコーヒー飲用と血清脂質・リポプロテインとの関連性を検討した。緑茶多飲者では血清総コレステロールおよびLDLコレステロールが低値であった。インスタント・コーヒーとLDLコレステロールとの間には強い正の関連性が見られた。前者は緑茶のコレステロール低下作用を示唆する結果であるが、後者については今後の検討が必要である。

【目的】近年、緑茶成分の抗酸化作用による動脈硬化予防の可能性が注目されているが、動物実験では緑茶成分に血清コレステロール低下作用があることも知られている。緑茶と血清脂質に関する疫学研究は少なく、これまでに2つの研究で緑茶飲用と血清コレステロールとの負の関連性が報告されているにすぎない。一方、boiled coffee が血清コレステロール値を高めることはよく知られているが、通常飲用するコーヒーの血清脂質に対する影響については結論が得られていない。本研究では、中年男性自衛官を対象として緑茶およびコーヒー飲用と血清脂質・リポプロテインとの関連性を検討した。

【方法】1991年1月から1992年12月までの期間に自衛隊福岡および熊本病院において、また、1992年1月から12月に自衛隊札幌病院において定年退職前健康診断を受けた2062名の男性自衛官が研究対象である。受診者の総数は2228名であったが、高脂血症、糖尿病、甲状腺機能亢進症あるいは低下症等で治療中の者など166名を解析から除外した。対象者の年齢は49-55歳で、大部分は51-53歳であった。

空腹時の血清総コレステロール（TC)、中性脂肪（TG) および HDLコレステロール（HDL)を酵素法により測定したが、3病院間での測定法の標準化はなされていない。血清LDLコレステロール（LDL)値は Friedewald の計算式により求めた。TG が 400 mg/dl 以上の者（N=35)のLDLは求めず、TGが1000mg/dlを超える者（N=1)はTGの解析から除外した。緑茶、インスタント・コーヒーおよびレギュラー・コーヒーの摂取量（杯/日）、喫煙、飲酒、運動などの日常生活習慣は自記式質問調査票を用いて調査した。

喫煙（4分類）、飲酒（5分類）、運動頻度（3分類）、階級（3分類）、病院、body mass index (連続量）および腹囲・臀囲比（WHR、連続量）を交絡因子と考え、共分散分析により緑茶あるいはコーヒーの摂取カテゴリー別の補正平均値を求めた。また、緑茶摂取とコーヒー摂取との間には弱い負の相関があったので、これらの要因（レギュラーとインスタント・コーヒーを区別して）も相互に補正した。トレンドの検定には多重回帰分析を用いた。

【結果・考察】表1に示すように、緑茶摂取量の多い者ではTCおよびLDLが低値であった。HDLおよびTGの平均値には緑茶の摂取レベルで大きな違いは見られなかった。レギュラー・コーヒーの摂取はTCあるいはLDLとほとんど関連していなかったが、インスタント・コーヒーの摂取はLDLと強い正の関連性を示して

いた。レギュラー・コーヒー、インスタント・コーヒーともにTGと負の関連性を示していたが、特に、インスタント・コーヒーとTGとの関連性は著明であった。血清TCあるいはLDL値に影響する脂肪などの栄養素摂取量を考慮していないが、本研究の結果は緑茶飲用が血清TCおよびLDLをわずかながら低下させる可能性を示唆するものである。インスタント・コーヒーとLDLとの関係については、今後の検討が必要と思われる。コーヒーとTGに関する世界各地の研究の結果はさまざまであり、本研究で観察された負の関連性は対象集団に特異な現象と思われる。レギュラー・コーヒー、インスタント・コーヒーともに、肥満、特にWHRと強い負の関連性を示しており、肥満の影響を十分に補正できていない可能性もある。

表1．緑茶・コーヒー飲用と血清脂質およびリポプロテイン

杯/日	N*	補正平均値（mg/dl）			
		TC	LDL	HDL	ln TG
緑茶					
0	242	202	123	55	4.75
1-3	1027	202	122	55	4.73
4-6	651	198	119	55	4.71
7-9	58	198	116	58	4.64
10+	84	196	118	53	4.71
Trend		p=0.02	p=0.04	p=0.95	p=0.21
レギュラー・コーヒー					
0	1240	201	119	55	4.76
1-2	448	200	120	56	4.69
3+	374	197	119	55	4.67
Trend		p=0.15	p=1.00	p=0.85	p=0.002
インスタント・コーヒー					
0	1102	198	117	55	4.77
1-2	534	199	119	55	4.71
3+	426	201	122	56	4.65
Trend		p=0.28	p=0.001	p=0.96	p=0.0001

*LDLとTGについてはN数が異なる。

288

成人におけるLipoprotein(a)の親子相関について

後藤忠雄、山田誠史（和良村国民健康保険病院）
松尾仁司（県立岐阜病院循環器科）、細江雅彦（県立下呂温泉病院総合内科）
名郷直樹、萱場一則、五十嵐正紘（自治医科大学地域医療学）

【要旨】岐阜県W村の住民健診受診者のうち、両親とも受診した成人123名とその両親の105組のLipoprotein(a)（Lp(a)）を早朝空腹時に測定し、親子間の関連を検討した。両親の平均値と子供との相関係数が0.500、両親の値のうち子供と近い値と子供との相関係数が0.605であり、小児とその両親との相関を検討した従来の報告と比較して統計学的に有意に小さい相関係数を示した。

【目的】我々は以前小児とその両親との血清脂質の対比検討を行い、HDLコレステロールとLp(a)は親子間の相関が強く、特にLp(a)は両親の一方とy=xの直線で近似可能であり、その値は遺伝的因子により規定されることを報告した（Table 2）。本研究の目的はLp(a)の親子相関が成人の親子においても成立するか否かを検討することである。

【方法】岐阜県W村の一般住民健診受診者のうち、両親も健診を受診した123名の成人とその両親の105組を対象とした。血液検査は、早朝空腹時、座位にて肘静脈より真空管採血により行い、Lp(a)をELISA法にて測定した。子供（C）と父親の値（F）、子供と母親の値（M）、子供と両親の値の平均値（Mid）、子供と両親の値のうち子供と近い方の値（Best-fit: BF）の相関をそれぞれ検討した。【結果】（1）母親のLp(a)値は子供の値と比較して有意に高値であった（Table 1）。（2）相関係数は、両親の平均値と子供とが0.500、両親の値のうち子供と近い値と子供とが0.605であった（Table 2）。子供値と両親の"Best-fit"値の相関係数は、我々の報告した小児とその両親における"Best-fit"値との相関係数より統計学的に有意に小さかった（$p<0.05$）。（3）Lp(a)の散布図はFigure 1.及び2.に示すようであり、回帰式はBF-Lp(a)=0.734×Lp(a)＋5.042であった。

【考察】血清Lp(a)値は遺伝的因子によって決定されており、生活様式や他の動脈硬化危険因子といった環境因子には影響されないといった報告が多い。事実、双子における研究では一卵生双生児におけるLp(a)の相関は0.94で、その回帰直線はほぼy=xであることを報告している。また小児とその両親における検討においても、我々の報告を含めLp(a)値が遺伝的に決定されていることを支持している。一方今回、成人の親子におけるLp(a)値の相関を検討したところ、相関は認められるものの、従来の小児とその両親との報告ほど強くはなく、子供値と両親の"Best-fit"値の相関係数は統計学的に有意に小さかった。これは、Lp(a)値が年齢、性、喫煙、閉経、血圧、フィブリノーゲンなどと関連しているとの報告が散見され、我々が報告した日本人成人において年齢、性などといった因子との統計学的関連があることを間接的に支持し得る結果と考えられる。

【結論】Lp(a)値の決定には遺伝因子の関与が大きいものもそれだけではなく、環境因子の関与の可能性が示唆された。

Table 1. Lipoprotein(a) Levels in Children and Their Parents.

	n	Age(mean ± SD)	Lipoprotein(a) (mg/dl)						
			mean ± SD	Percentile					
				10.0	25.0	50.0	75.0	90.0	
Fathers	105	71.3 ± 6.8	22.6 ± 22.5	4.0	7.0	17.0	28.0	46.2	
Mothers	105	68.0 ± 6.5	25.9 ± 23.8	4.0	9.0	20.0	36.5	53.4	p<0.01
Children	123	42.5 ± 6.5	18.2 ± 17.3	2.0	6.0	14.0	25.0	37.0	

Table 2. Correlation Coefficient (and 95% Confindence Interval) of Lipoprotein(a) Levels between Children and Their Parents.

	F-M	C-F	C-M	C-Mid	C-BF
present study	-0.042 (-0.217 - 0.136)	0.342* (0.176 - 0.489)	0.295* (0.124 - 0.449)	0.500* (0.354 - 0.622)	0.605* (0.479 - 0.706)
previous study	-0.088 (-0.293 - 0.125)	0.396* (0.202 - 0.560)	0.530* (0.359 - 0.666)	0.632* (0.486 - 0.744)	0.889* (0.835 - 0.926)

F : father's value M : mother's value C : child's value *p<0.01

Mid : father's value plus mother's value divided by 2

BF : parental value whose level was closer to that of child

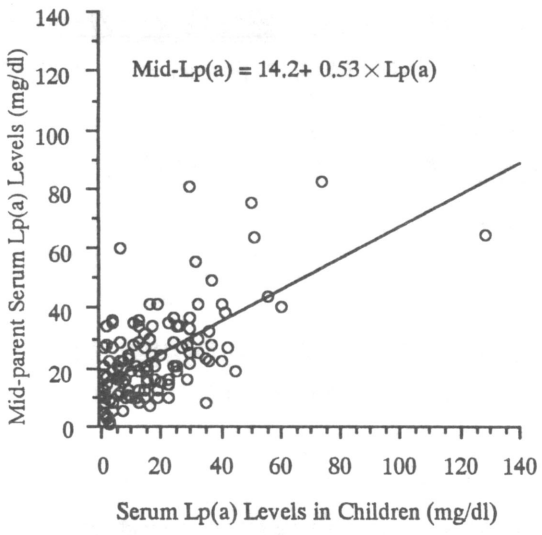


Fig. 1. Relationship between serum lipoprotein(a) levels in children and the Mid-parent levels.

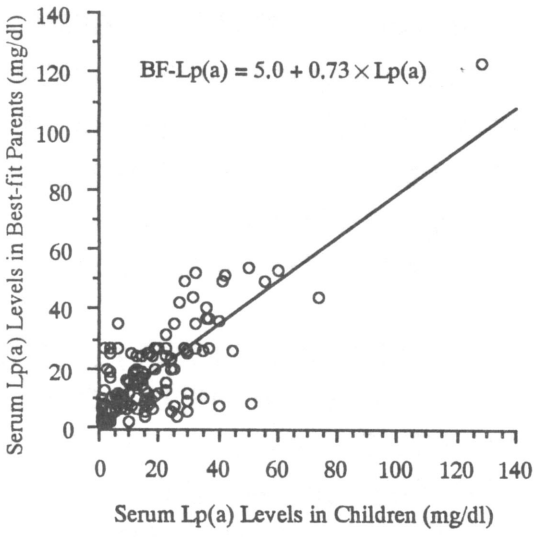


Fig. 2. Relationship between serum lipoprotein(a) levels in children and in their "best-fit" parents.

289

血清脂質のライフ・スタイルに対する遺伝的感受性
― アポ蛋白候補遺伝子多型の感受性マーカー ―

陳 浩、中山健夫、横山徹爾、清野富久江、岩岡浩子、ザマン M、田中平三（東医歯大・難研・疫学）、吉池信男、岩谷昌子、杉山みち子、松村康弘、山口百子（国立健・栄研・成人）、伊達ちぐさ（大阪市大・医公衛）

【要旨】ライフ・スタイル要因（食事、労働・運動、喫煙、飲酒等）に同じレベルで暴露されても、血清脂質濃度に個人差が生じる。これは、ライフ・スタイルに対する感受性の差によるかも知れない。アポ蛋白AI-CIII 遺伝子の Sac I 及び Msp I 多型がBucio-Alanis モデルによりこの感受性のマーカーである可能性が示唆された。

【目的】アポ蛋白AI-CIII 候補遺伝子の Sac I 及び Msp I 多型が血清脂質のライフ・スタイル要因暴露に対する感受性（ susceptibility ）のマーカーとなる可能性があるかどうかを検討する。

【方法】対象：兵庫県H-Y地区在住の40－69歳の男女175人（無作為抽出標本）。血清脂質：空腹時採血により血清総コレステロール（TC）、中性脂肪（TG）、HDL-コレステロール（HDL-C）を測定した。LDL-コレステロール（LDL-C）は Friedewald 式により算出した。ライフ・スタイル：24時間思い出し法による糖質、食物繊維、n-3 系多価不飽和脂肪酸の摂取量（ Willett 法によるエネルギー調整摂取量）、Keys Score 。質問票による喫煙、飲酒、身体活動度。感受性マーカー：apo AI-CIII のSac I, Msp I 遺伝子多型（ PCR 法）。統計学的解析： Bucio-Alanis の感受性回帰モデルの演者らによる修正法。各血清脂質を目的変数、ライフ・スタイル要因〔計７変数）、性、年齢を説明変数とする重回帰モデルにより血清脂質の予測値、すなわち環境値を計算する。遺伝子型（ genotype ）別に、血清脂質の測定値（遺伝子型値）の環境値への回帰式を求め、回帰式の勾配ｂを遺伝的感受性の指標とする。

【結果・考察】結果は表１に示す。TC 及び LDL-C のｂ（感受性の指標）は、S1S1 (TC: 1.073, p=0.045; LDL-C: 1.139, p=0.008) 、M1M2 (TC: 1.190, p=0.011; LDL-C: 1.112, p=0.008) 及び M2M2 (TC: 1.181, p=0.042; LDL-C: 1.184, p=0.021) 型だけが有意に認められた。HDL-C 及び TG では、各遺伝子型とも有意なｂ値が得られた。これは、Sac I, Msp I 多型が apo AI-CIII 遺伝子に位置すること及び HDL-Cと TG との生化学上の関連があることによるものとも解釈できる。同じ遺伝子の異なる遺伝子型のｂについて、TC 及び LDL-C においては、S1S1 型のｂが S1S2 (2p<0.001) 及び S2S2 (2p<0.001) 型より有意に高かったが、M1M2 及び M2M2 型のｂが M1M1 型より有意に高かった (2p<0.001) 。しかし、M1M2 型とM2M2 型との間には、有意な差はなかった (2p>0.050) 。これに対して、HDL-C 及び TGのライフ・スタイルに対する感受性は、全ての遺伝子型間に有意な差並び

に用量－反応関係（dose-response relationship）が認められた。Sac Iは、S2S2, S1S2, S1S1 の順に、Msp Iは、M1M1, M1M2, M2M2の順に感受性が低くなって行く傾向があった。Sac I 多型と Msp I 多型との間に連鎖不平衡（linkage disequilibrium）的な関係が存在することが多くの研究者によって報告されていることから、２つの多型が感受性のマーカーとして互いに独立したものでは無い可能性がある。

Table 1 Genetic Susceptibility of Serum Lipids to Lifestyle Exposure

	RFLP	Genotype	No	Susceptibility (b)	$2p_{b}$[1]	$2p_{b1\text{-}b2}$[2]
TC	Sac I	(a) S1S1	70	1.073	0.045	(a)-(b): < 0.001
		(b) S1S2	86	0.885	0.080	
		(c) S2S2	16	0.427	0.278	(a)-(c): < 0.001
	Msp I	(e) M1M1	38	0.463	0.350	(e)-(f): < 0.001
		(f) M1M2	82	1.190	0.011	(f)-(g): > 0.050
		(g) M2M2	52	1.181	0.042	(e)-(g): < 0.001
LDL-C	Sac I	(a) S1S1	70	1.139	0.008	(a)-(b): < 0.001
		(b) S1S2	86	0.851	0.066	
		(c) S2S2	16	0.710	0.385	(a)-(c): < 0.001
	Msp I	(e) M1M1	38	0.446	0.388	(e)-(f): < 0.001
		(f) M1M2	82	1.112	0.008	(f)-(g): > 0.050
		(g) M2M2	52	1.184	0.021	(e)-(g): < 0.001
HDL-C	Sac I	(a) S1S1	70	0.620	0.018	(a)-(b): < 0.001
		(b) S1S2	86	1.244	0.000	(b)-(c): < 0.001
		(c) S2S2	16	2.094	0.005	(a)-(c): < 0.001
	Msp I	(e) M1M1	38	1.490	0.000	(e)-(f): < 0.001
		(f) M1M2	82	0.916	0.001	(f)-(g): < 0.010
		(g) M2M2	52	0.793	0.005	(e)-(g): < 0.001
TG	Sac I	(a) S1S1	70	0.984	0.015	(a)-(b): < 0.001
		(b) S1S2	86	1.160	0.004	(b)-(c): < 0.001
		(c) S2S2	16	2.087	0.032	(a)-(c): < 0.001
	Msp I	(e) M1M1	38	1.607	0.001	(e)-(f): < 0.001
		(f) M1M2	82	1.394	0.038	(f)-(g): < 0.001
		(g) M2M2	52	1.222	0.012	(e)-(g): < 0.001

1. H_0: $\beta = 0$.　2. H_0: $\beta_1 - \beta_2 = 0$.

【結論】アポ蛋白遺伝子（Apo AI-CIII gene cluster）が血清脂質のライフ・スタイルに対する遺伝的感受性の指標となる可能性が示唆された。しかし、遺伝子多型間の複雑な相互作用があるため、これらの影響は、直接であるかどうかについては、今後の課題である。

290

血清βカロテン値と嗜好との関連について

柳生聖子、佐々木隆一郎（愛知医大・公衆衛生）、
伊藤宜則（藤田保衛大・衛生・公衆衛生）、鈴木貞夫（愛知医大・公衆衛生）

【要旨】地域住民を対象に、喫煙習慣、飲酒習慣及び緑茶の飲用頻度、一日飲用量を調査し、それらと血清βカロテン値との関連について検討した。男女とも、非喫煙者、非飲酒者の血清βカロテン値は高値を示したが、緑茶の飲用頻度、一日飲用量別には一定の傾向は認められなかった。年齢、喫煙習慣、飲酒習慣、緑黄色野菜摂取頻度を調整した緑茶の飲用頻度、一日飲用量別の血清βカロテン値も同様に一定の傾向は認められなかった。

【目的】　近年、緑茶に含まれるカテキン類による抗酸化作用に関する研究が多く報告されているが、疫学的報告は多くはない。今回、地域住民を対象に、嗜好（喫煙習慣、飲酒習慣）、緑茶の飲用頻度、一日飲用量と血清βカロテン値との関連、及び嗜好の有無別の緑茶の飲用頻度、一日飲用量の血清βカロテン値について検討したので報告する。

【対象・方法】　対象は北海道Y町において実施している住民検診を、1994年にいる住民検診を、1994年に受診した 841人（男 298人、女 543人）である。喫煙習慣、飲酒習慣及び緑茶の飲用頻度、一日飲用量などの情報は、検診受診時に保健婦による面接問診より得た。血清βカロテン値の測定は、検診受診時に空腹で採血をし、室温で遠沈分離した血清を−80℃で凍結保存後、液体クロマトグラフィー法にて行った。なお、血清βカロテン値は対数正規分布を示したので、解析にあたっては対数変換を行って処理をした。

【結果】　対象者の性、年齢別、喫煙習慣別、飲酒習慣別血清βカロテン値を表１に示した。表２に緑茶の飲用頻度、一日飲用量別の血清βカロテン値を示した。表３に年齢、飲酒習慣、緑黄色野菜摂取頻度を調整した、喫煙習慣別の緑茶の飲用頻度、一日飲用量別の血清βカロテン値、表４に年齢、喫煙習慣、緑黄色野菜摂取頻度を調整した、飲酒習慣別の緑茶の飲用頻度、一日飲用量別の血清βカロテン値を示した。

表１　対象者の年齢、喫煙習慣、飲酒習慣別血清βカロテン値の平均値と標準偏差

	男性		女性	
	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値
年齢	298(100.0%)	(**)	543(100.0%)	
40~49 歳	70 (23.5)	23.10 (12.18- 43.82)	131 (24.1)	51.42 (27.11- 97.51)
50~59 歳	63 (21.1)	25.03 (11.47- 54.60)	177 (32.6)	63.43 (35.16-114.43)
60~69 歳	111 (37.3)	29.37 (13.60- 63.43)	182 (33.5)	63.43 (33.12-121.51)
70歳以上	54 (18.1)	33.45 (16.78- 66.69)	53 (9.8)	57.40 (31.82-103.54)
平均	59.4±11.2	27.39 (13.07- 57.40)	57.3± 9.6	59.74 (31.82-112.17)
喫煙習慣		(***)		(***)
現喫煙者	129 (43.3)	21.76 (10.91- 43.38)	41 (7.6)	36.23 (15.96- 99.48)
前喫煙者	82 (27.5)	30.57 (15.64- 59.74)	14 (2.6)	56.26 (31.82- 99.48)
非喫煙者	69 (23.2)	39.65 (20.49- 76.71)	472 (86.9)	62.80 (35.52-115.58)
不明	18 (6.0)		16 (2.9)	
飲酒習慣		(***)		(**)
習慣飲酒	194 (65.1)	24.29 (14.73- 40.04)	129 (23.8)	51.94 (27.66- 97.51)
前飲酒者	14 (4.7)	33.12 (20.09- 54.60)	14 (2.6)	57.97 (32.46-103.54)
非飲酒者	56 (18.8)	38.47 (21.54- 68.72)	377 (69.4)	62.80 (33.45-117.92)
不明	34 (11.4)		23 (4.2)	

(**) Trend　p<0.01、(***) Trend　p<0.001

表２　緑茶の飲用頻度及び一日飲用量別血清βカロテン値の平均値と標準偏差

	男性		女性	
	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値
緑茶飲用頻度				
毎日飲む	163 (54.7%)	29.08 (13.33- 50.91)	266 (49.0%)	60.34 (31.82-114.43)
時々飲む	96 (32.2)	25.28 (12.68- 50.40)	174 (32.0)	60.34 (32.79-111.05)
飲まない	39 (13.1)	26.05 (13.20- 51.42)	103 (19.0)	57.97 (30.57-109.95)
緑茶一日飲用量				
7 杯以上／日	10 (3.5)	29.08 (14.44- 58.56)	25 (4.9)	54.60 (28.22-105.64)
4-6 杯／日	47 (16.5)	27.94 (13.07- 59.74)	83 (16.2)	65.37 (33.78-126.47)
1-3 杯／日	93 (32.6)	30.27 (14.01- 65.37)	126 (24.7)	59.74 (32.14-111.05)
時々飲む＋飲まない	135 (47.4)	25.53 (12.55- 51.94)	277 (54.2)	58.56 (31.19-109.95)

表３　喫煙習慣別、緑茶の飲用頻度及び一日飲用量別の共分散分析による血清βカロテン値の平均値と標準誤差　（年齢、飲酒習慣、緑黄色野菜摂取頻度による調整）

	男性				女性			
	現喫煙者		非喫煙者		現喫煙者		非喫煙者	
	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値
緑茶飲用頻度								
毎日飲む	70	24.78 (19.59- 31.35)	30	31.19 (18.74- 51.91)	15	27.39 (13.00- 57.67)	223	59.74 (51.07- 69.88)
時々飲む	36	23.81 (17.74- 31.94)	21	22.20 (12.82- 38.43)	14	24.78 (12.00- 51.17)	151	64.07 (53.71- 76.43)
飲まない	11	26.84 (16.77- 42.97)	13	28.22 (15.37- 51.81)	11	31.50 (17.16- 57.84)	88	59.74 (49.11- 72.68)
緑茶一日飲用量								
7 杯以上／日	5	28.50 (14.93- 54.42)	0	-	2	39.25 (8.68-177.54)	22	49.40 (36.82- 66.29)
4-6 杯／日	17	20.29 (14.26- 28.87)	8	16.61 (8.53- 32.31) **	4	48.42 (15.54-150.93)	62	68.72 (56.49- 83.60)
1-3 杯／日	45	29.37 (22.32- 38.64)	18	36.32 (21.77- 60.32) *	8	18.92 (8.30- 43.09)	111	61.56 (51.60- 73.43)
時々飲む＋飲まない	47	25.03 (19.02- 32.93)	34	22.98 (13.20- 36.58)	25	24.78 (14.31- 42.90)	229	63.43 (53.18- 75.67)

表４　飲酒習慣別、緑茶の飲用頻度及び一日飲用量別の共分散分析による血清βカロテン値の平均値と標準誤差　（年齢、喫煙習慣、緑黄色野菜摂取頻度による調整）

	男性				女性			
	習慣飲酒者		非飲酒者		習慣飲酒者		非飲酒者	
	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値	人数	血清βカロテン値
緑茶飲用頻度								
毎日飲む	106	28.22 (24.12- 33.01) *	24	37.34 (26.76- 52.10)	61	42.10 (33.27- 53.26)	176	52.98 (42.71- 65.73)
時々飲む	56	21.98 (18.07- 26.74)	20	34.81 (25.44- 47.64)	47	42.10 (31.37- 56.49)	116	56.26 (45.35- 69.80)
飲まない	21	26.05 (19.41- 34.95)	9	26.58 (17.27- 40.90)	16	39.65 (27.86- 56.42)	76	54.60 (43.16- 69.08)
緑茶一日飲用量								
7 杯以上／日	8	25.03 (15.33- 40.85)	1	65.37	10	38.86 (25.75- 58.65)	14	42.52 (28.73- 62.93)
4-6 杯／日	25	22.65 (17.21- 29.80) *	12	37.34 (25.23- 55.26)	15	49.40 (36.10- 67.60)	52	60.95 (46.20- 80.19)
1-3 杯／日	68	32.14 (26.94- 38.34) **	17	49.40 (29.68- 82.24)	31	37.71 (28.11- 50.60)	86	53.52 (41.48- 69.05)
時々飲む＋飲まない	77	23.10 (19.75- 27.03)	29	34.12 (26.37- 43.17)	63	39.65 (30.73- 51.15)	191	56.26 (44.47- 71.18)

* $p<0.05$、 ** $p<0.01$

291

女性非喫煙者における受動喫煙曝露と血清βカロチン濃度の関連について

西野善一、深尾　彰、辻　一郎、久道　茂（東北大・医・公衆衛生）

【要旨】 平成２年に宮城県の１４町村で行ったライフスタイルの基礎調査データおよび、うち６町村で収集した血清データを使用し、女性非喫煙者を対象に家庭における受動喫煙曝露と血清βカロチン濃度の関連を調べた。３段階にわけた家庭における（客を含む）受動喫煙曝露状況の違いのうち、毎日曝露群において血清βカロチン濃度は低下していたが有意な差は認めなかった。これは共分散分析で他因子を補正して解析した場合も同様であった。

【目的】 過去の研究で、喫煙者は非喫煙者に比べ、血清βカロチン濃度が有意に低いことが知られており、これは交絡要因となる緑黄色野菜の摂取等を補正しても同様であるとの報告がある。一方我々は昨年の本学会で、女性非喫煙者において、家庭に喫煙者がいるものは、喫煙者がいないものに比べ、ニンジン・カボチャ等の緑黄色野菜の摂取頻度が有意に少ないなど、食習慣に違いがあることを報告した。これらから受動喫煙曝露者は非曝露者に比べ、緑黄色野菜の摂取の差および受動喫煙曝露の直接影響により血清βカロチン濃度が低いことが考えられる。そこで今回新たな対象を用いて、家庭における受動喫煙曝露と血清βカロチン濃度との関連に関し以下の方法で解析を行った。

【方法】 平成２年に40-64歳の全住民を対象に宮城県の14町村で行ったライフスタイルに関する基礎調査（有効回答数、男22836名、女24769名）のうち、6町村で老人保健法に基づく基本健康診査受診者の予備血清を使用し、βカロチンの測定を行った。これらの中で、さらに喫煙、飲酒、緑色野菜摂取の設問に欠測値がある者、健診データにて　GPTが50以上の者を除いた。うち女性非喫煙者に関し、年齢、家庭における（客を含む）受動喫煙曝露頻度、飲酒、緑色野菜摂取頻度、ニンジン・カボチャ摂取頻度、BMI、血清コレステロール、の各カテゴリーと、血清βカロチン濃度との関連を分散分析にて解析を行った。また受動喫煙に関しては上記因子を補正した共分散分析にて、家庭における受動喫煙曝露と血清βカロチン濃度の関連に関し解析を行った。なお家庭における受動喫煙曝露に関して、基礎調査では5段階（ほとんど毎日、週に３～４回、週に１～２回、時々、ほとんどない）の選択肢にて尋ねているが、週に３～４回および週に１～２回と回答した者が少ないため（60人、39人）、３段階（ほとんど毎日、週３～４回以下、ほとんどない）にて解析を行った。

【結果】 対象となる女性2211名のうち喫煙者は133名（6.0%）、前喫煙者は42名（1.9%）、非喫煙者は2036名（92.1%）であった。これら非喫煙者に関し質問表の回答による、年齢階層別の家庭における受動喫煙曝露状況を表１に示す。女性非喫煙者のうち、毎日曝露者は37.6%であった。表２に受動喫煙曝露状況による緑色野菜、ニンジン・カボチャの頻回摂取者（週３～４回以上）の割合を示すが、曝露状況の差により頻回摂取者の割合に有意な差は見られなかった。表３、４に分散分析の結果を示す。年齢、緑色野菜摂取、ニンジン・カボチャ摂取、BMI、血清コレステロールの差により血清βカロチン濃度に有意な差を認めるが、受動喫煙曝露状況による血清βカロチン濃度は毎日曝露群が他の群に比べ低いものの有意な差は見られなかった。表5は受動喫煙曝露とβカロチン濃度に関し食事摂取等の各因子を補正した共分散分析の解析結果である。受動喫煙曝露頻度が増加するにつれ血清βカロチン濃度が低下する傾向が見られるが、有意な差は認めなかった。

【考察】 今回の結果では、家庭における受動喫煙曝露と緑黄色野菜の摂取頻度との間に関係を認めず、また家庭における受動喫煙曝露と血清βカロチン濃度との間に有意な関係を認めなかった。昨年に我々が報告した結果は、家庭における受動喫煙曝露の指標として家庭における喫煙者の有無を用いており、今回の受動喫煙曝露の指標とは異なるため、単純な比較は難しいと考えられる。今回用いた曝露の指標は、週単位の曝露状況を家庭における受動喫煙曝露の指標としているが、家庭における受動喫煙曝露の指標としては、さまざまな方法が使われており、今後は別の指標に基づく検討も必要であると考える。

表 1　非喫煙者の家庭における受動喫煙曝露の分布

	毎日	週3-4回以下	なし	不明	合計
40-44	169	96	60	28	353
45-49	108	92	55	39	294
50-54	140	111	71	52	374
55-59	170	152	103	78	503
60-64	178	150	97	87	512
合計	765 (37.6)	601 (29.5)	386 (19.0)	284 (13.9)	2036 (100)

表 2　家庭における受動喫煙曝露の違いによる緑黄色野菜多量摂取者の割合（週 3〜4 回以上）

	毎日	週3-4回以下	なし	P value
緑色野菜	69.3%	69.9%	67.6%	N.S
ニンジン カボチャ	58.8%	62.7%	59.1%	N.S

表 3　年齢、血清コレステロール、body mass index (BMI) 階層別血清βカロチン濃度の幾何平均および標準偏差（SD）

	βカロチン濃度 μg/dl	Pvalue
年齢(歳)	(SD)	0.0010
40-44	35.4 (2.0)	
45-49	38.9 (2.1)	
50-54	43.9 (2.1)	
55-59	37.4 (2.1)	
60-64	40.3 (2.1)	
コレステロール		0.0001
(mg/dl)	(SD)	
111-171	30.2 (2.1)	
172-187	39.1 (1.9)	
188-206	39.1 (2.1)	
207-229	42.7 (2.1)	
230-326	46.3 (2.2)	
BMI		0.0088
(kg/m^2)	(SD)	
16.20-21.20	41.1 (2.1)	
21.21-22.75	41.3 (2.0)	
22.76-24.30	40.0 (2.1)	
24.31-26.28	38.4 (2.0)	
26.29-36.82	35.0 (2.2)	

表 4　緑色野菜摂取、ニンジン・カボチャ摂取、飲酒習慣、受動喫煙曝露（家庭）別血清βカロチン濃度の幾何平均および標準偏差（SD）

	βカロチン濃度 μg/dl	Pvalue
緑色野菜摂取	(SD)	0.0002
食べない	30.1 (2.3)	
月1-2回	38.2 (2.0)	
週1-2回	35.8 (2.1)	
週3-4回	38.3 (2.0)	
毎日	43.3 (2.2)	
ニンジン・カボチャ 摂取	(SD)	0.0001
食べない	22.9 (2.3)	
月1-2回	32.9 (2.2)	
週1-2回	37.0 (2.0)	
週3-4回	40.4 (2.1)	
毎日	43.4 (2.1)	
飲酒習慣	(SD)	0.0942
非飲酒者	39.7 (2.1)	
前飲酒者	32.7 (2.6)	
飲酒者	37.2 (2.1)	
受動喫煙（家庭）	(SD)	0.5645
なし	39.3 (2.1)	
週3-4回以下	39.3 (2.2)	
毎日	37.8 (2.1)	

表 5　家庭における受動喫煙曝露状況別血清βカロチン濃度の幾何平均および標準誤差（SE）（共分散分析による補正[注1]後）

	βカロチン濃度 μg/dl	P value
	(SE)	0.6187
なし	39.5 (1.0)	
週3-4回以下	39.0 (1.0)	
毎日	37.9 (1.0)	

注1　年齢、血清コレステロール、BMI、緑色野菜摂取 ニンジン・カボチャ摂取、飲酒習慣を補正

292

白人、日系人および日本人の血清カロテノイドと血清過酸化脂質レベル

伊藤宜則（保健衛生大・衛生・公衛）、清水弘之（岐阜大・医・公衛）、
兜　真徳（国立環境研・都市環境）

[要旨]　米国ロサンジェルス白人、日系人及び日本人における血清カロテノイドと血清過酸化脂質値を比較したところ、女性ではβーカロテン、ゼアキサンチン／ルテイン、クリプトキサンチンレベルが日本人＞日系人＞白人であったが、男性ではゼアキサンチン／ルテインのみに同様な相違が見られた。また、リコピンレベルは、日本人で最も低く、血清過酸化脂質値は、逆に高いなどの相違が得られた。

[目的]　本研究は、日本及び日系米国人などを対象としてがん抑制物質の一つとされるカロテノイドとこれらにより産生抑制される過酸化脂質の血清レベルについて比較検討した。

[対象および方法]　白人および日系人は、ロサンジェルスの運転免許証所有者名簿から無作為抽出した55歳ー73歳の白人男性49-名（年齢：65.2±4.2歳）、女性51名（年齢：65.3±3.6歳）、日系人男性50名（年齢：63.6±4.4歳）、女性49名（年齢：62.1±4.8歳）である。日本人は、岐阜県の某市に在住する住民の中から無作為抽出した55歳ー70歳の男性50名（年齢：63.6±3.9歳）、女性50名（年齢：61.7±3.5歳）である。その年齢構成などは、50歳代の白人女性の頻度が少なく、また、日本人男性では喫煙や飲酒習慣を有するものの頻度（喫煙者：42%、飲酒者：76%）が多く、女性の喫煙者頻度（喫煙者：8%）は類似した。また、血清脂肪酸量の分析試料は、これらの中から性、年齢を調整して任意に抽出した。血清カロテノイド値は、βーカロテン、αーカロテン、クリプトキサンチン、ルテイン及びゼアキサンチンなどをHPLC法で分画定量した。また、血清過酸化脂質(LPO)値は、チオバルビツール酸発色による蛍光法によった。血清中の各分画脂肪酸量は、ガスクロマトグラフ法によった。

[結果および考察]　血清βーカロテンレベルは、Fig.1に示したように男性では日系人（0.61 μ mol/l)で高く、日本人(0.42 μ mol/l)と白人は近似した。女性では日本人（1.14 μ mol/l)＞日系人（0.77 μ mol/l)＞白人（0.57 μ mol/l)の順であった。一方、血清リコピンレベルは、男女共に日系人が最も高く、日本人で特に低値を得た。血清クリプトキサンチンレベルは、男女共にβーカロテンレベルの相違に類似した。血清ゼアキサンチン／ルテインレベルは男女共に日本人＞日系人＞白人の順にそれぞれ有意差が示された。　日本人男性の血清βーカロテンやクリプトキサンチンレベルが低値であったのは、ゼアキサンチン／ルテインよりも喫煙、飲酒による影響がより強いことによる可能性が推定される。また、白人および日系人のリコピンレベルは、ケチャプなどトマト摂取の相違によることが考えられる。

次に、血清中のLPO値はFig.2に示したように、男性では日本人＞日系人＞白人の順にそれ

ぞれ有意差が示され、女性も同様な傾向がみられた。一方、血清スーパーオキサイドジスムターゼ（SOD)活性には相違が示されなかった。血清総コレステロールおよびαートコフェロール値は男女共に日本人が有意に低値であった。一方、脂質過酸化される血清中の全不飽和脂肪酸レベルは、男女共に日系人＞白人＞日本人の順で、飽和脂肪酸レベルの相違と類似した。しかしながら、ω６系の不飽和脂肪酸レベルは全不飽和脂肪酸レベルの相違に類似したが、ω３系の不飽和脂肪酸レベルは男女共に日本人＞日系人＞白人の順で、特に日本人で高値であった。血清 LPO 値が、高い相関を示す総コレステロール値の最も低い日本人で高かったことは、抗酸化作用を有するαートコフェロールの低値と脂質過酸化され易いω３系多価不飽和脂肪酸の高値であったことなどが大きな原因と推定される。

[結論]　血清βーカロテン、クリプトキサンチンは女性で、ゼアキサンチン／ルテインは男女共に日本人＞日系人＞白人であり、血清リコピンは、男女共に日系人と白人で高値であった。血清過酸化脂質値は日本人で高く、血清ω３系不飽和脂肪酸値と対応した。

「本研究は、文部省国際学術調査（班長：清水弘之教授）として南カルフォルニア大学ヘンダーソン教授、ロス教授や本学衛生学部篠原力雄教授などとの共同研究として行われたものである。」

Fig.1 Comparison of serum carotenoid levels among Japanese in Japan, Japanese in the US and Whites in the US.

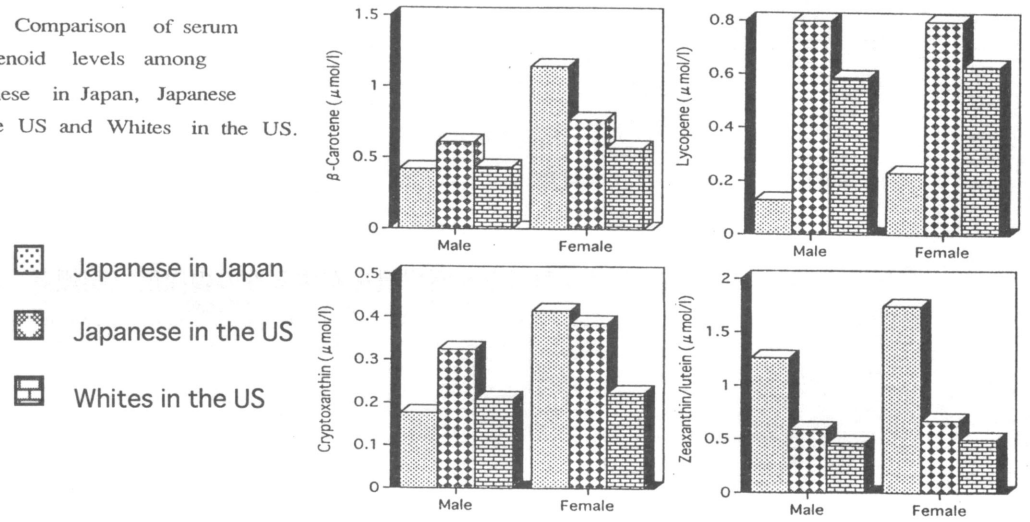
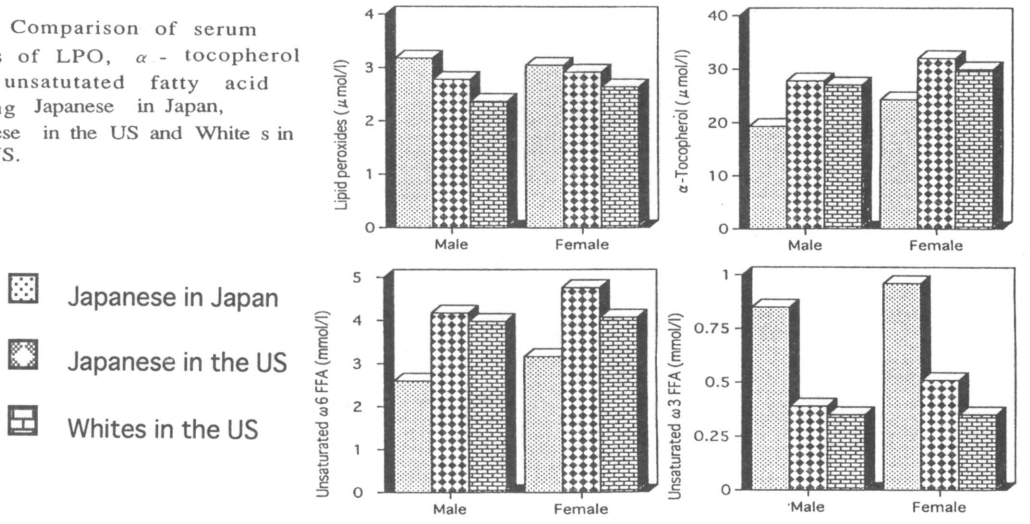


Fig.2 Comparison of serum levels of LPO, α - tocopherol and unsatutated fatty acid among Japanese in Japan, Japanese in the US and White s in the US.



人名索引

アルファベット順
数字は演題番号【＊印は発表演題】

人名検索

アルファベット順、数字は演題番号、＊印は発表演題

【A】

阿部　圭志　ABE Keishi　214
安達　元明　ADACHI Motoaki　225
縣　俊彦　AGATA Toshihiko　＊244
赤羽　正之　AKABANE Masayuki　282
283
284
天野　秀紀　AMANO Hidenori　264
268
青木　伸雄　AOKI Nobuo　257
青木　利恵　AOKI Rie　230
257
＊263
青野　裕士　AONO Hiroshi　217
青山　真也　AOYAMA Shinya　212
新井　宏朋　ARAI Hirotomo　264
有泉　誠　ARIIZUMI Makoto　223
有吉　寛　ARIYOSHI Yutaka　233
浅香　昭雄　ASAKA Akio　266

【B】

馬場　謙介　BABA Kensuke　239
240
241
坂東　毅彦　BANDO Takehiko　214

【C】

陳　浩　CHEN Hao　204
286
＊289

【D】

伊達　ちぐさ　DATE Chigusa　204
221
286
289

【F】

藤本　征一郎　FUJIMOTO Seiichiro　224
藤沢　潤一　FUJISAWA Junichi　212
藤島　正敏　FUJISHIMA Masatoshi　216
藤田　利治　FUJITA Toshiharu　＊249
藤原　奈佳子　FUJIWARA Nakako　＊262
深尾　彰　FUKAO Akira　202
214
291
福田　勝洋　FUKUDA Katsuhiro　209
福富　和夫　FUKUTOMI Kazuo　249
舟崎　裕記　FUNASAKI Hiroki　244
二村　梓　FUTAMURA Azusa　＊260

【G】

M. A. GARCES　GARCES Miguel A.　228
合田　恵子　GODA Keiko　＊247
後藤　公彦　GOTO Kimihiko　SY106
後藤　忠雄　GOTOH Tadao　＊288

【H】

芳賀　博　HAGA Hiroshi　264
268
浜島　信之　HAMAJIMA Nobuyuki　＊233
237
原納　優　HARANO Yutaka　261
橋本　修二　HASHIMOTO Syuji　＊AL104
249
263
橋本　勉　HASHIMOTO Tsutomu　203
243
254
269
羽田　明　HATA Akira　219
224
早川　式彦　HAYAKAWA Norihiko　251
林　義人　HAYASHI Yoshito　212
広瀬　かおる　HIROSE Kaoru　＊237
廣田　良夫　HIROTA Yoshio　267
＊270
久道　茂　HISAMICHI Shigeru　202
214
239
245
291
本田　まり子　HONDA Mariko　244
本田　純久　HONDA Sumihisa　251
＊252
274
本田　靖　HONDA Yasushi　＊277
本荘　哲　HONJO Satoshi　287
堀　三郎　HORI Saburou　222
堀部　博　HORIBE Hiroshi　257
細田　裕　HOSODA Yutaka　＊208
細江　雅彦　HOSOE Masahiko　288
細川　博司　HOSOKAWA Hiroshi　217
佛淵　孝夫　HOTOKEBUCHI Takao　267

【I】
井手　三郎　IDE Saburo　＊267
五十嵐　福代　IGARASHI Fukuyo　285
五十嵐　正紘　IGARASHI Masahiro　220
288
井原　一成　IHARA Kazushige　＊264
飯田　稔　IIDA Minoru　201
218
飯淵　康雄　IIFUCHI Yasuo　＊250
飯島　純夫　IIJIMA Sumio　266
飯村　攻　IIMURA Osamu　212
飯樋　洋二　IITOI Yoji　＊282
283
284
池邉　淑子　IKEBE Toshiko　217
生山　匡　IKUYAMA Tadashi　222
今井　潤　IMAI Yutaka　214
今泉　洋子　IMAIZUMI Yoko　＊229
今西　康二　IMANISHI Koji　287
今野　弘規　IMANO Hironori　218
今吉　正一郎　IMAYOSHI Shoichiro　234
稲葉　裕　INABA Yutaka　239
240
＊241
244
稲田　紘　INADA Hiroshi　＊261
稲本　康彦　INAMOTO Yasuhiko　213
井上　浩一　INOUE Koichi　253
井上　真奈美　INOUE Manami　233
236
237
石井　勝久　ISHII Katsuhisa　212
石川　豊美　ISHIKAWA Toyomi　＊285
磯　博康　ISO Hiroyasu　＊218
伊藤　宜則　ITO Yoshinori　290
＊292
岩岡　浩子　IWAOKA Hiroko　204
289
岩瀬　靖彦　IWASE Yasuhiko　282
＊283
284
岩谷　昌子　IWAYA Masako　204
253
286
289
伊津野　孝　IZUNO Takashi　259

【J】
實成　文彦　JITSUNARI Fumihiko　247
ﾖｰｾﾞﾝｽ・ﾖｾﾞﾌ　JOOSSENS V. Jozef　238

【K】
兜　真徳　KABUTO Michinori　210
269
292
門倉　真人　KADOKURA Makoto　244
鏡森　定信　KAGAMIMORI Sadanobu　281
金田　修幸　KANEDA Nobuyuki　210
苅尾　七臣　KARIO Kazuomi　220
笠松　隆洋　KASAMATSU Takahiro　203
243
254
＊269
加藤　育子　KATO Ikuko　236
加藤　種一　KATO T.　250
桂田　光彦　KATSURADA Mitsuhiko　287
川口　均　KAWAGUCHI Hitoshi　272
川上　憲人　KAWAKAMI Norito　263
川南　勝彦　KAWAMINAMI Katsuhiko　＊275
川村　孝　KAWAMURA Takashi　230
244
257
263
河野　裕美　KAWANO Yumi　253
萱場　一則　KAYABA Kazunori　220
288
ｹｽﾃﾙｰﾄ・ﾋｭｰｺﾞ　KESTELOOT Hugo　238
木原　正博　KIHARA Masahiro　205
＊235
木原　雅子　KIHARA Masako　＊205
235
菊地　正悟　KIKUCHI Shogo　＊AL103
239
＊240
241
君羅　満　KIMIRA Mitsuru　282
283
＊284
金城　芳秀　KINJO Yoshihide　SY106
喜多　義邦　KITA Yoshikuni　＊213
279
北村　明彦　KITAMURA Akihiko　201
218
木山　昌彦　KIYAMA Masahiko　201
218
小橋　元　KOBASHI Gen　219
＊224
小林　世美　KOBAYASHI Seibi　233
小枝　淳一　KOEDA Junichi　272
甲田　茂樹　KOHDA Shigeki　248
甲谷　哲郎　KOHYA Tetsuro　219

児島　豊明　KOJIMA Toyoaki　213
小町　喜男　KOMACHI Yoshio　201
　218
小松　正子　KOMATSU Shoko　＊245
近藤　久義　KONDO Hisayoshi　251
　252
近藤　喜代太郎　KONDO Kiyotaro　219
　224
近藤　健文　KONDO Takefumi　259
近藤　久義　KONDOH Hisayoshi　＊274
小西　正光　KONISHI Masamitsu　*SY107
古野　純典　KONO Suminori　＊287
熊谷　修　KUMAGAI Shu　264
　268
熊取　敏之　KUMATORI Toshiyuki　208
黒石　哲生　KUROISHI Tetsuo　＊206
　237
黒澤　美智子　KUROSAWA Michiko　＊239
　240
　241
桑野　哲実　KUWANO Tetsumi　211
　280
權　泰鳳　KWON Tae-Bong　＊286

【M】
Judith Mackay　MACKAY Judith　*SL102
前沢　政次　MAESAWA Masaji　202
森岡　聖次　MARIOKA Seiji　203
丸井　英二　MARUI Eiji　265
松村　康弘　MATSUMURA Yasuhiro　204
　253
　286
　289
松尾　仁司　MATSUO Hitoshi　288
松下　陽子　MATSUSHITA Yoko　210
松浦　正明　MATUURA Masaaki　251
目黒　忠道　MEGURO Tadamichi　＊226
三神　一哉　MIKAMI Kazuya　＊242
　258
南　優子　MINAMI Yuko　245
三根　真理子　MINE Mariko　＊251
　252
　274
簑輪　眞澄　MINOWA Masumi　275
　＊278
Mario MIRANDA　MIRANDA Mario G.　228
三浦　猛　MIURA Takeshi　205
三輪　里子　MIWA Satoko　282
　283
　284
宮川　路子　MIYAKAWA Michiko　＊259
三好　裕司　MIYOSHI Yuji　222
溝上　哲也　MIZOUE Tetsuya　216
　228
　231
　256
水野　正一　MIZUNO Shoichi　SY106
門奈　丈之　MONNA Takeyuki　221
森　満　MORI Mitsuru　＊273
森　亨　MORI Toru　＊276
森本　兼曩　MORIMOTO Kanehisa　234
森岡　聖次　MORIOKA Seiji　＊254
　269
村山　篤子　MURAYAMA Atsuko　282
　283
　284

【N】
永井　晴美　NAGAI Harumi　264
　268
永井　謙一　NAGAI Kenichi　214
永井　正規　NAGAI Masaki　*SY108
　211
　263
　280
永田　知里　NAGATA Chisato　＊210
薙野　久法　NAGINO Hisanori　222
名郷　直樹　NAGOH Naoki　220
　288
内藤　義彦　NAITO Yoshihiko　201
　218
中川　修一　NAKAGAWA Shuichi　242
　258
中川　裕子　NAKAGAWA Yuko　201
中島　道子　NAKAJIMA Michiko　＊272
中村　好一　NAKAMURA Yoshikazu　211
　＊279
　280
仲野　昌弘　NAKANO Masahiro　＊212
中内　洋一　NAKAUCHI Yohichi　244
中山　健夫　NAKAYAMA Takeo　＊204
　286
　289
成瀬　優知　NARUSE Yuchi　281
那須　民江　NASU Tamie　207
　＊227
新村　眞人　NIIMURA Masato　244
新野　直明　NIINO Naoakira　264
西　信雄　NISHI Nobuo　＊255
西川　真理子　NISHIGAWA Mariko　＊246

西川　博　NISHIKAWA Hiroshi　287
西村　理明　NISHIMURA Rimei　244
西野　哲男　NISHINO Tetsuo　219
西野　善一　NISHINO Yoshikazu　202
＊ 291
西阪　眞一　NISHISAKA Shinichi　231
256
仁田　善雄　NITTA Yoshio　225
野田　和正　NODA Kazumasa　235
野本　剛史　NOMOTO Takeshi　242
＊ 258
野崎　照彦　NOZAKI Teruhiko　213

【O】
小川　振作　OGAWA Shinsaku　287
大原　啓志　OHARA Hiroshi　248
大久保　孝義　OHKUBO Takayoshi　＊ 214
大野　良之　OHNO Yoshiyuki　*SY105
230
244
257
263
太田　節子　OHTA Setsuko　＊ 207
227
大谷　八峯　OHTANI Yatsuho　253
大塚　藤男　OHTSUKA Fujio　244
大井田　隆　OIDA Takashi　278
尾島　俊之　OJIMA Toshiyuki　211
279
＊ 280
岡本　直幸　OKAMOTO Naoyuki　＊ 271
岡村　智教　OKAMURA Tomonori　201
218
岡山　明　OKAYAMA Akira　213
＊ 215
279
岡安　勤　OKAYASU Tsutomu　＊ 243
奥村　寛　OKUMURA Yutaka　251
小野　雅司　ONO Masaji　277
大脇　淳子　OWAKI Atsuko　210
尾崎　米厚　OZAKI Yoneatsu　275
278
小澤　秀樹　OZAWA Hideki　217

【S】
斎藤　博　SAITO Hiroshi　272
斉藤　功　SAITO Isao　＊ 217
斎藤　重幸　SAITO Sigeyuki　212
坂本　賢一　SAKAMOTO Kenichi　212
坂本　なほ子　SAKAMOTO Naoko　＊ 265
坂田　清美　SAKATA Kiyomi　211
279
280
佐久間　まり子　SAKUMA Mariko　214
櫻井　裕　SAKURAI Yutaka　287
山海　知子　SANKAI Tomoko　218
佐々木　隆一郎　SASAKI Ryuichiro　232
290
佐々木　敏　SASAKI Satoshi　＊ 238
佐藤　文代　SATO Fumiyo　282
283
284
佐藤　洋　SATO Hiroshi　214
佐藤　茂秋　SATO Shigeaki　234
佐藤　眞一　SATO Shinichi　＊ 201
218
佐藤　正　SATO Tadashi　＊ 211
280
ｶﾄﾘｰﾇ・ｿﾊﾞｼﾞｪ　SAUVEGET Cathrine　202
清野　富久江　SEINO Fukue　204
286
289
千田　雅代　SENDA Masayo　230
257
263
柴田　博　SHIBATA Hiroshi　*SY110
264
268
志渡　晃一　SHIDO Koichi　＊ 219
224
島　正之　SHIMA Masayuki　＊ 225
島田　豊治　SHIMADA Toyoharu　221
嶋本　喬　SHIMAMOTO Takashi　218
清水　英佑　SHIMIZU Hidesuke　244
清水　弘之　SHIMIZU Hiroyuki　210
292
新地　浩一　SHINCHI Koichi　287
祖父江　友孝　SOBUE Tomotaka　SY106
曽田　研二　SODA Kenji　205
相馬　悌　SOMA Yasushi　272
曽根　啓一　SONE Keiichi　211
280
末田　和代　SUETA Kazuyo　＊ 209
杉原　秀樹　SUGIHARA Hideki　213
杉森　裕樹　SUGIMORI Hiroki　259
杉岡　洋一　SUGIOKA Yoichi　267
杉山　みち子　SUGIYAMA Michiko　204
253
286
289

須山　靖男　SUYAMA Yasuo　＊222
鈴木　貞夫　SUZUKI Sadao　232
290
鈴木　隆雄　SUZUKI Takao　264
＊268

【T】
田島　和雄　TAJIMA Kazuo　*SY109
233
236
237
高橋　英孝　TAKAHASHI Eiko　259
高橋　博子　TAKAHASHI Hiroko　282
283
284
高橋　弘　TAKAHASHI Hiroshi　212
高橋　東生　TAKAHASHI Tosei　282
283
284
高木　廣文　TAKAKI Hirofumi　244
武田　則昭　TAKEDA Noriaki　247
竹下　達也　TAKESHITA Tatsuya　＊234
嶽崎　俊郎　TAKEZAKI Toshiro　＊236
237
玉置　哲也　TAMAKI Tetsuya　243
玉腰　暁子　TAMAKOSHI Akiko　＊230
244
257
263
田中　平三　TANAKA Heizo　204
221
286
289
田中　繁道　TANAKA Sigemichi　212
田中　隆　TANAKA Takashi　221
多田羅　浩三　TATARA Kozo　255
等々力　英美　TODORIKI Hidemi　＊223
轟　伊佐雄　TODOROKI Isao　287
徳留　信寛　TOKUDOME Shinkan　*SY105
237
262
285
徳井　教孝　TOKUI Noritaka　228
＊231
256
富永　祐民　TOMINAGA Suketami　*PL101
206
233
236
朝長　万左男　TOMONAGA Masao　251
朝長　万左男　TOMONAGA Masao　252
274
豊田　誠　TOYOTA Makoto　248
津金　昌一郎　TSUGANE Shoichiro　223
辻　一郎　TSUJI Ichiro　＊202
214
291

【U】
上田　晃子　UEDA Akiko　254
上島　弘嗣　UESHIMA Hirotsugu　213
215
279
宇戸口　和子　UTOGUCHI Kazuko　231
＊256

【W】
和田　正光　WADA Masamitsu　213
和田　昌也　WADA Masaya　230
和田　豊人　WADA Toyohito　272
若林　和夫　WAKABAYASHI Kazuo　287
若井　建志　WAKAI Kenji　230
＊257
263
鷲尾　昌一　WASHIO Masakazu　＊216
渡辺　英伸　WATANABE Eishin　228
渡辺　泱　WATANABE Hiroki　242
258
渡辺　昌　WATANABE Shaw　*SY106
223
渡辺　修一郎　WATANABE Shuichiro　264
268
渡邊　達夫　WATANABE Tatsuo　246

【Y】
柳生　聖子　YAGYU Kiyoko　＊290
山田　誠史　YAMADA Seishi　288
山縣　然太朗　YAMAGATA Zentaro　＊266
山口　百子　YAMAGUCHI Momoko　204
＊253
286
289
山本　博司　YAMAMOTO Hiroshi　221
山下　剛　YAMASHITA Tuyoshi　217
柳川　洋　YANAGAWA Hiroshi　211
279
280
柳　元和　YANAGI Motokazu　204
＊221
安田　誠史　YASUDA Nobufumi　＊248

安村　誠司	YASUMURA Seiji		264
			268
八束　リベカ	YATSUZUKA Ribeka		282
			283
			284
横川　博	YOKOKAWA Hiroshi	*	281
横田　賢一	YOKOTA Kenichi		251
			274
横山　徹爾	YOKOYAMA Tetsuji		204
			286
			289
吉田　英理郎	YOSHIDA Erio		212
吉田　英世	YOSHIDA Hideyo		268
吉田　純	YOSHIDA Jun		244
吉田　勝美	YOSHIDA Katsumi		259
吉田　康弘	YOSHIDA Yasuhiro		213
吉田　豊	YOSHIDA Yutaka		272
吉池　信男	YOSHIIKE Nobuo		204
			253
			286
			289
吉村　学	YOSHIMURA Manabu	*	220
吉村　典子	YOSHIMURA Noriko	*	203
			254
			269
吉村　健清	YOSHIMURA Takesumi		216
		*	228
			231
			256

【Z】

M. ザマン	ZAMAN M.		204
			289
張　　建軍	ZHANG Jianjun	*	232

【あとがき】

第６回日本疫学会総会は愛知県がんセンター研究所富永祐民所長を会長として、平成８年１月２５、２６日の両日、愛知県がんセンター国際医学交流センターにおいて開催されることになりました。今回は疫学研究の最終目標である「予防と健康増進」に主眼をおき、メインテーマである「疫学から予防へ」に呼応した内容で全プログラムが組まれており、会長講演、特別講演、奨励賞受賞講演２題、シンポジウム１題、総会口演１１題、それにポスターセッションに代わる分科会口演81題からなっております。また、新企画として分科会口演のトピックスを６人のコメンテーターに要約していただくことになっております。本学会が皆様のご協力により充実した総会となり、疫学会の将来の発展に役立ちますことを念願しております。

総会の準備、企画、運営、ならびにプログラムの構成と講演集の編集などに際しまして多くの方々のご協力をいただきましたことを心より感謝申し上げます。また、特別講演、シンポジウム、一般口演などの座長、ならびに分科会口演のコメンテーターをお引き受けくださいました諸先生に深く感謝申し上げます（第６回日本疫学会学術総会事務局長　田島和雄）。

第６回日本疫学会学術総会講演集

ABSTRACTS OF THE 6TH ANNUAL MEETING OF
THE JAPAN EPIDEMIOLOGICAL ASSOCIATION

Supplement to Journal of Epidemiology
Volume 6, No.1 (January 1996)

平成８年１月
発行人　　富永祐民
発行所　　第６回日本疫学会学術総会事務局
愛知県がんセンター研究所疫学部内
〒464　名古屋市千種区鹿子殿1-1
TEL 052-762-6111(内線8852)
FAX 052-763-5233(図書室)
印刷所　　名古屋大学消費生活協同組合