第４回日本疫学会総会
講　演　集



会　　長
東北大学医学部公衆衛生学教授
久道　茂

会　期：1994年１月26日（水）、27日（木）
理事会：１月25日（火）18：00～20：00

会　場：仙台市民会館
仙台市青葉区桜ヶ岡公園4-1
TEL. 022-262-4721

事務局：東北大学医学部公衆衛生学教室
〒980　仙台市青葉区星陵町2-1
TEL.　022-274-1111（内線2229）

目　　次

学会長挨拶 1
国際疫学会理事長の挨拶 2
学会運営委員会 3
学会行事その他のご案内 4
会場への交通案内 5
会場案内図 6
学会運営上のご連絡 7
学会日程・時間割表 9
開会式・プログラムⅠ（特別発表） 12
プログラムⅡ（一般口演） 15
プログラムⅢ（ﾎﾟｽﾀｰｾｯｼｮﾝ） 19
英文演題名 32
プログラムⅠ　抄録（特別発表） 44
プログラムⅡ　抄録（一般口演） 62
プログラムⅢ　抄録（ﾎﾟｽﾀｰｾｯｼｮﾝ） 118
人名索引 300

ご 挨 拶



第４回日本疫学会総会
会長　久道　茂

今度仙台市で第４回日本疫学会総会の開催を会長としてお世話させていただくことになりました。日本疫学会は各分野の疫学研究者、臨床家、公衆衛生活動従事者が一堂に会して情報交換を行うことを目的として発足した比較的新しい学会です。

総会開催のお世話役を担当したこれまでの会長の方々は、専門領域の特徴を生かした学術主題をかかげて、様々な工夫をこらした運営をされてきました。第１回は循環器病の小町先生、第２回はがんの廣畑先生、第３回は難病、疾病登録の柳川先生という具合です。第４回の私は、臨床疫学という立場からということになっております。したがって、この学会に疫学会会員だけでなく、臨床の先生方にもできるだけ多く参加していただき、できればもっと多くの臨床の先生方が、本学会に入会してもらおうとのねらいもあるわけです。臨床研究の場で、疫学的手法が広く駆使され、それがごくあたりまえのことになれば、日本の疫学研究は飛躍的に発展するにちがいないと信じるからです。

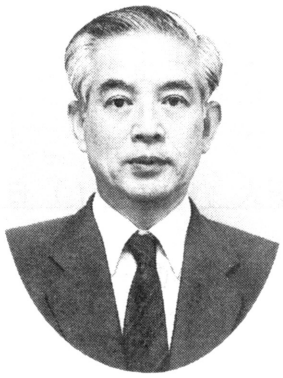
シンポジウムには、「臨床・疫学からみた癌の自然史」をとりあげることにしました。また、特別講演として米国の Kaiser Permanente の Director である Dr. G. D. Friedman を招聘し国際的な視野から検診の評価について、木村修一東北大学名誉教授には日本人の食生活と食文化について、さらに、教育講演として斎藤寛長崎大学衛生学教授から環境保健と疫学についての講演をお願いしております。

一般演題は、口演とポスターセッションによる形式で発表されます。

さらに、今回は、総会終了の翌日（１月２８日(金)）に疫学セミナー「臨床疫学」を開催する予定になっております。

会員の皆様、また、会員でない方も多数のご参加をお待ちしております。

国際疫学会理事長に就任して



国際疫学会理事長
第１４回国際疫学会学術集会会長
青木　國雄

計らずもというより余儀なく国際疫学会（ＩＥＡ）の理事長（1993-96）に選出され、同時に第14回ＩＥＡ学術集会を名古屋で開催することとなった。後者は日本の疫学の将来を考え、積極的に誘致したもので関係各位の努力に心から感謝したい。一方前者は私個人でなく国際時代の日本への大きな期待がこめられているだけに、不肖の身に荷が重い。日本疫学会員諸氏の御指導、御支援を心からお願い申しあげる次第である。

疫学は今や衛生・公衆衛生学のみならず、臨床医学の基礎科学として極めて重要な地位を占めるようになった。健康の保持、病の予防のみならず効率的で公正な医療、あるいは行政に不可欠なことが認識されたからである。一方医師の中で疫学者の数は少なく、本来の任を全うするのに極めて不充分なことも素直に認めねばならない。疫学研究方法論もかなりに充実したが世の要望に応えるには開発せねばならぬ多くの領域がある。これらを解決するにはさらに統計学、健康科学研究者の協力、支援が必要である。研究成果の解釈についても臨床医学、生物学、社会科学者の協力と助言を得ねば説得性の強い結論は得られない。

疫学者は人間集団での研究を病や、障害面に焦点を合わせるだけでなく、そうした異常を持つ人々を全人的にとらえた研究を展開し、生物学的、社会的存在としての人間集団の疫学特性を明らかにしてゆかねば、十分な評価は得られないであろう。一つの物質とか一つの生物学的現象に限定した単純な因果論を展開するだけでは高齢化時代には受け入れられないからである。社会の要望と鋭い批判に対するには疫学者は多くの領域の科学者と協同して仕事を進め、施策を考える道を拡大する必要がある。そういう意味でも日本での疫学の振興は重要であり、それを通してのＩＥＡへの貢献は極めて意義のあるものと考えている。

第4回日本疫学会運営委員会

総　括	深尾　彰		
委　員	今井　潤、	海野金次郎、	及川　眞一
	大内　憲明、	濃沼　信夫、	斎藤　博
	斎藤　泰紀、	佐藤　信二、	佐藤　洋
	佐藤　牧人、	菅原　伸之、	角田　行
	西郡　光昭、	樋渡　信夫、	松山　恒明
	目黒　謙一、	辻　一郎、	小松　正子
	南　優子、	坪野　吉孝	猪苗代　裕
顧　問	加藤　邦夫、	栗原　登、	高野　昭
	藤咲　暹		
運営協力	梅津かほり、	仲田　佳子、	遠藤　淳子
	川口由香子		

学会行事その他のご案内

会場：仙台市民会館
【第１会場】：小ホール　　【第２会場】：展示室

前日（１月25日、火曜日）

理事会		18：00～20：00	艮陵会館

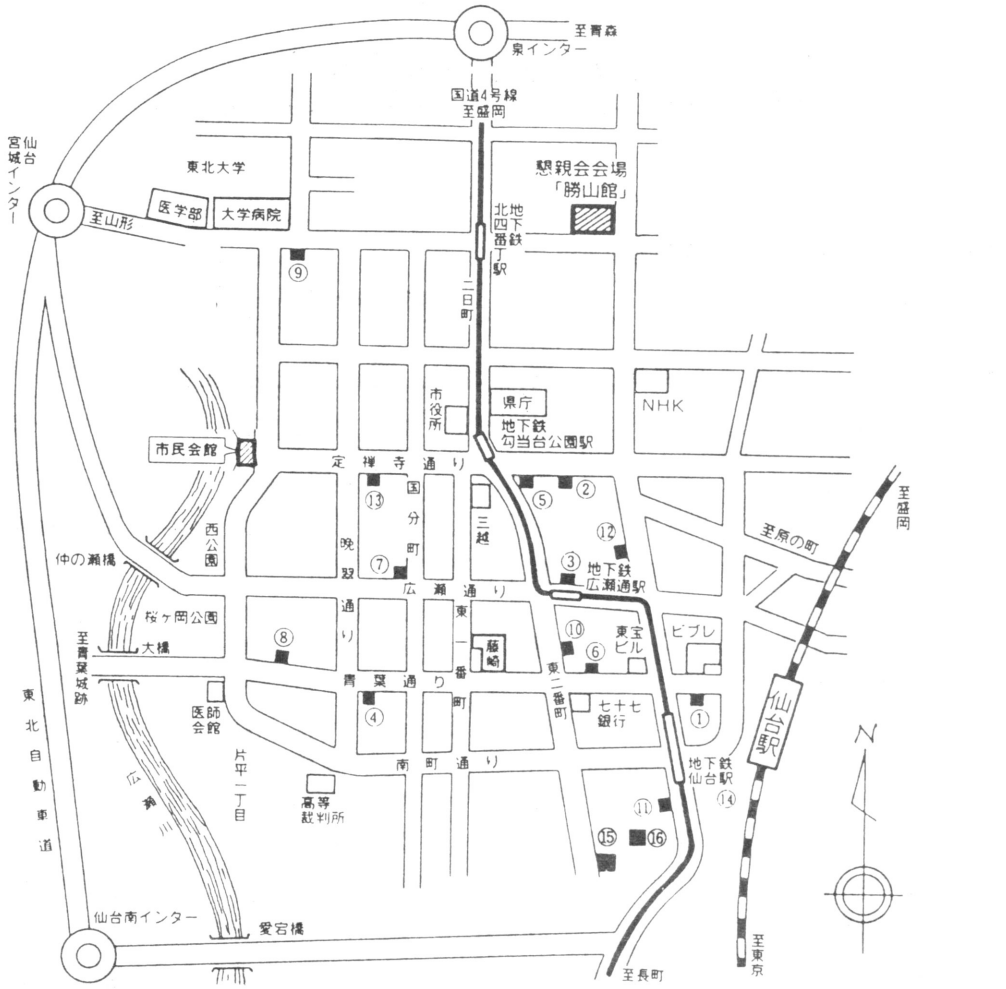
第１日（１月26日、水曜日）、第２日（１月27日、木曜日）

（1）評議員会	第１日	11：30-12：20	第１会場
（2）総　　会	第２日	11：30-12：20	第１会場
（3）シンポジウム	第２日	9：00-11：30	第１会場
（4）一般口演①、②	第１日	10：00-11：30	第１会場
一般口演③	〃	15：00-16：00	〃
一般口演④	第２日	14：30-15：30	〃
一般口演⑤	〃	16：30-17：30	〃
（5）ポスターセッション	第１日	12：30-16：00	第２会場
ポスターセッションの討論	〃	16：00-17：00	〃
ポスターセッション	第２日	12：30-15：30	〃
ポスターセッションの討論	〃	15：30-16：30	〃
（6）特別講演Ⅰ	第１日	13：30-14：30	第１会場
特別講演Ⅱ	第２日	13：30-14：30	〃
（7）会長講演	第１日	14：30-15：00	第１会場
（8）教育講演	第１日	17：00-18：00	第１会場
（9）日本疫学会国際交流委員会	第１日	12：20-13：30	第１会議室（市民会館１Ｆ）
(10) 懇親会	第１日	18：30-20：00	勝山館

注意　学会当日、受付が大変混雑することが予想されます。学会参加費及び懇親会費（各5,000円）は、振込用紙を用いてできるだけ前納してください。

口座番号　仙台２-２０１７０
加入者名　第４回日本疫学会総会事務局

会場への交通案内



①仙台ホテル
②ホテル仙台プラザ
③江陽グランドホテル
④仙台東急ホテル
⑤三井アーバンホテル
⑥仙台シティホテル
⑦ホテルリッチ仙台
⑧仙台ワシントンホテル(第1)
(第2)
⑨ホテルセントキャッスル
⑩東京第一ホテル仙台
⑪ホテルサンルート仙台
⑫ホテル法華クラブ仙台店
⑬ニューシティホテル
⑭ホテルメトロポリタン
⑮仙台国際ホテル
⑯仙台チサンホテル

《交通案内》

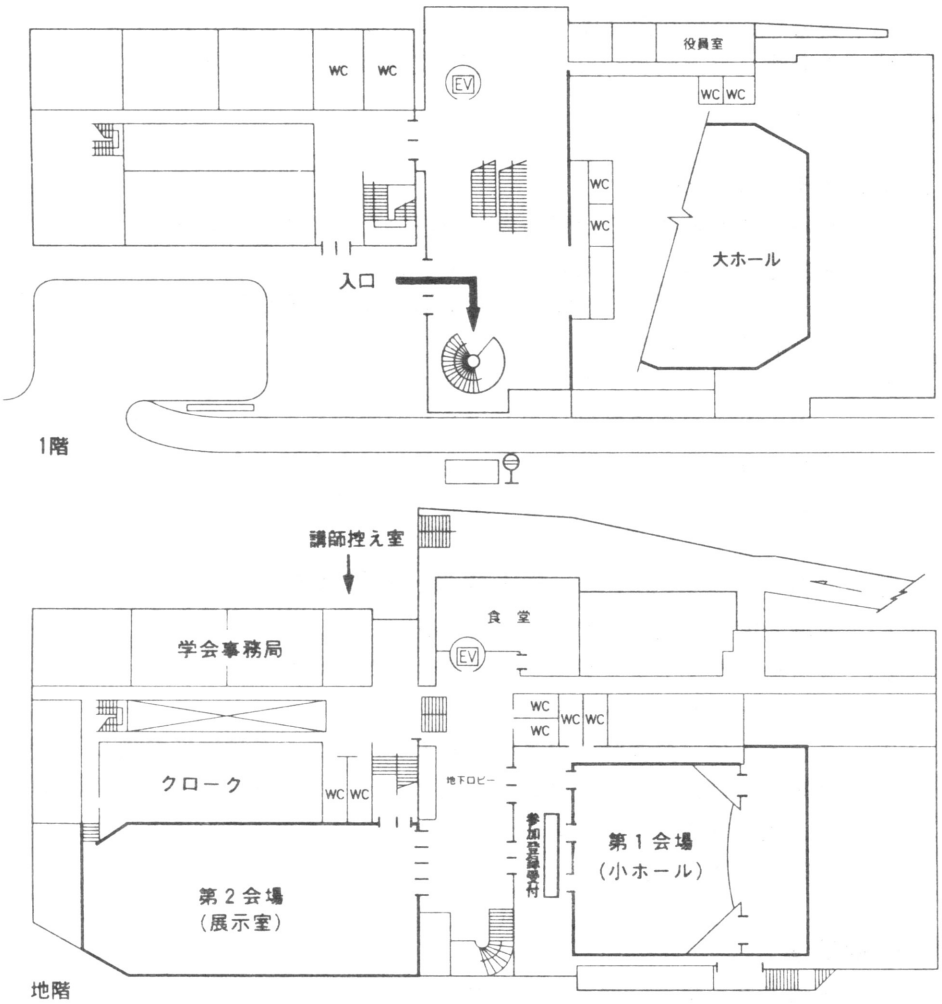
仙台市地下鉄　勾当台公園駅下車　徒歩10分

仙台市営バス　仙台駅前 → 市民会館前（所要15分）
交通局・大学病院前行（広瀬通一番町又は定禅寺通経由）
のりば（29）番（荘内銀行前）　約5分毎
中央循環線（一番町経由）
のりば（25）番（仙台ホテル前）　約15分毎

タクシー　ＪＲ仙台駅 → 仙台市民会館　約2.5km　10分

会 場 案 内 図

―仙台市民会館　地階―



学会運営上のご連絡

1．学会参加受付

（1） 仙台市民会館ロビーに1月２６、２７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。前日の理事会にご出席の方は、前日受付を済ませて下さい。

（2） 受付で参加費（5,000円）・懇親会費（5,000円、参加の方のみ）と引換に名札（領収書兼用）をお渡しいたします。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．司会・モデレータ

（1） 受持ち時間内の進行は司会者に一任いたしますのでよろしくお願いします。時間厳守でよろしくお願いいたします。

（2） シンポジウム・招待講演・教育講演および一般口演の司会の方は、次司会者席へ時間前にご着席下さい。

（3） ポスターセッションのモデレータの方は、担当日の１３時３０分までにポスターセッション会場受付にてリボンをお受取り下さい。１日目の担当の先生は１５時３０分より１６時３０分、２日目は１６時から１７時まで討論の進行をお願いしますので、２０分前に指定の場所にお集まり下さい。

3．特別発表（シンポジウム・特別講演・教育講演）

（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。オーバーヘッドプロジェクターは使用できません。

（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）、特別講演Ⅰ、Ⅱ、教育講演は各１時間、シンポジウムは各シンポジスト１５分です。時間を厳守して下さい。

4．一般口演

（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。オーバーヘッドプロジェクターは使用できません。

（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（厳守）とし、最後の１枚には結論を書いて下さい。離れた位置からでも見えるように行間隔を考慮し（１枚のスライドで１０行以内）、図表はできるだけ簡潔に大きく書いて下さい。

（4） 発表時間は、口演７分、討論３分です。口演開始後６分に青ランプを点灯、７分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。

（6） 会場でのコピーサービスはご容赦下さい。

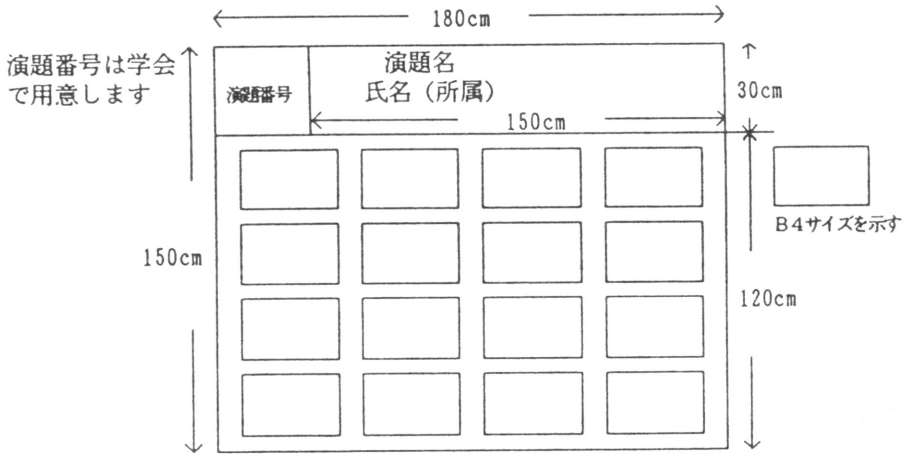
5．ポスターセッション

（1） 発表者は、ポスターセッションの会場受付で発表者を示すリボンを受取り、胸につけて下さい。

（2） ポスターの掲示時間は、１日目は１２時２０分～１７時、２日目は１２時２０分～１６時３０分です。
当日１２時２０分までに掲示し、発表者は１日目は１３時３０分より１７時、２日目は１３時３０分より１６時３０分までの２時間会場にて説明、討論を行います。１日目は１６時より１７時、２日目は１５時３０分より１６時３０分までモデレータの進行により討論を行います。ポスターは、終了後直ちに各自で撤去して下さい。１７時３０分までに撤去されない場合、学会事務局が撤去し、処分させていただきます。

（3） あらかじめ演題番号を所定の場所に掲示しますので、該当する演題番号の壁面にポスターを掲示して下さい。掲示に必要な押ピン、テープ等は、学会事務局でも用意しております。

（4） １演題当り、タテ１５０cm・ヨコ１８０cmのスペースを準備します。ポスターの右上部に、タテ３０cm・ヨコ１５０cmの紙に演題名・氏名・所属を記入したものを掲示して下さい。展示形式は自由ですが、離れた位置からでも読めるように大きめの文字を使用して下さい。ちなみにＢ４用紙（ヨコ）を使用した場合、１６枚程度の展示が可能です。



学会日程・時間割表

1月26日（水）【第1日】

	第1会場（小ホール）	第2会場（展示室）
9：00		
9：45	開場・受付	
10：00	開会式	
11：30	一般口演① 一般口演②	
12：20	評議員会	
13：30	昼食・休憩	ポスターセッション
14：30	特別講演Ⅰ	
15：00	会長講演	
16：00	一般口演③	
17：00		ポスターセッションの討論
18：00	教育講演	
18：30		
20：00	懇親会 （勝山館）	

1月27日（木）【第2日】

8：30	第1会場（小ホール）	第2会場（展示室）
9：00	開場・受付	
11：30	シンポジウム	
12：20	総　　会	
13：30	昼食・休憩	ポスターセッション
14：30	特別講演Ⅱ	
15：30	一般口演④	
16：30		ポスターセッションの討論
17：30	一般口演⑤	
	閉　会	

プログラムⅠ：特別発表【小ホール】

セッション	演題番号	発表時間	司　会
特別講演Ⅰ	1001	第1日　13：30-14：30	富永祐民（愛知県がんセンター）
会長講演	1002	14：30-15：00	廣畑富雄（九州大学）
教育講演	1003	17：00-18：00	佐藤　洋（東北大学）
シンポジウム	1004-1008	第2日　9：00-11：30	矢嶋　聰（東北大学） 大島　明（大阪がん予防検診センター）
特別講演Ⅱ	1009	13：30-14：30	久道　茂（東北大学）

プログラムⅡ：一般口演【小ホール】

口演①	2001-2004	第1日　10：00-10：40	徳留信寛（名古屋市立大学）
口演②	2005-2009	10：40-11：30	小西正光（国立循環器病センター）
口演③	2010-2015	15：00-16：00	清水弘之（岐阜大学）
口演④	2016-2021	第2日　14：30-15：30	上島弘嗣（滋賀医科大学）
口演⑤	2022-2027	16：30-17：30	森本兼曩（大阪大学）

プログラムⅢ：ポスターセッション【展示室】

栄養と疾病①	3001-3006	第1日　12：30-17：00	豊嶋英明（新潟大学）
栄養と疾病②	3007-3012		嶋本　喬（筑波大学）
集団検診①	3013-3018	討論時間	渡辺能行（京都府立医科大学）
集団検診②	3019-3024	（16：00-17：00）	濃沼信夫（東北大学）
加齢と健康	3025-3028		上畑鉄之丞（国立公衆衛生院）
臨床における疫学的研究	3029-3034		桜井恒太郎（東京大学）
一般演題①	3035-3038		角田　行（仙台市太白保健所）
一般演題②	3039-3044		大橋靖雄（東京大学）
予防医学と疫学①	3045-3050	第2日　12：30-16：30	能勢隆之（鳥取大学）
予防医学と疫学②	3051-3056		津金昌一郎（国立がんセンター）
予防医学と疫学③	3057-3062	討論時間	山口百子（国立健康・栄養研究所）
予防医学と疫学④	3063-3067	（15：30-16：30）	森尾貞介（鳥取大学）
血清疫学①	3068-3073		稲葉　裕（順天堂大学）
血清疫学②	3074-3079		小泉昭夫（秋田大学）
一般演題③	3080-3084		山本正治（新潟大学）
一般演題④	3085-3090		鏡森定信（富山医科薬科大学）

【開会式】

1月26日（9：45-10：00）、第1会場

開会の辞　　会長　久道　茂

【プログラムⅠ：特別発表】

1月26日（13：30-14：30）、第1会場

特別講演Ⅰ　　司会　富永祐民（愛知県がんセンター）

1001　**Evaluation of Screening Tests: Principles and the Kaiser Permanente Experience**

Director, Division of Research, Kaiser Permanente Medical Care Program
Gary D. Friedman

1月26日（14：30-15：00）、第1会場

会長講演　　司会　廣畑富雄（九州大学）

1002　がん対策の費用便益分析

東北大学医学部公衆衛生学教授　久道　茂

1月26日（17：00-18：00）、第1会場

教育講演　　司会　佐藤　洋（東北大学）

1003　環境保健と疫学ーカドミウム汚染地域における20年間の追跡ー

長崎大学医学部衛生学教授　　斎藤　寛

1月27日（9：00-11：30）、第1会場

シンポジウム：疫学からみた癌の自然史

矢嶋　聰（東北大学）
大島　明（大阪がん予防検診センター）

1004　臨床・疫学からみた子宮頸癌の自然史

東北大学医学部産婦人科　　佐藤信二

1005　胃がんの自然史ー慢性萎縮性胃炎の臨床疫学的検討

東北大学医学部公衆衛生　　深尾　彰

1006　大腸癌の自然史ーとくに大腸腺腫からの癌化と de novo 発生についてー

東京大学医学部第一外科　　沢田俊夫

1007　疫学からみた大腸がんの自然史に関する研究

京都府立医科大学公衆衛生　　渡辺能行

1008　肝がんの自然史

大阪府立成人病センター　　津熊秀明

1月27日（13：30-14：30）、第1会場

特別講演II　　司会　久道　茂（東北大学）

1009　日本人の食文化と食生活ー食文化形成についての栄養学的考察

昭和女子大学大学院教授（東北大学名誉教授）　木村修一

【プログラムⅡ：一般口演】

1月26日（10：00-10：40）、第1会場

口演①　　司会　徳留信寛（名古屋市立大学）

2001　地域集団におけるがん並びに他の疾患の家族集積性とその影響要因

新潟大学医学部公衆衛生　　豊嶋英明

2002　喉頭がん患者の予後

大阪府立成人病センター　　味木和喜子

2003　飲酒行動の遺伝的制御因子とその身体的健康度への影響（第7報）－質問紙法によるALDH2遺伝子型推定法の検討－

大阪大学医学部環境医学　　竹下達也

2004　日本における乳癌集団検診の新しい展開

東北大学医学部第二外科　　大内憲明

1月26日（10：40-11：30）、第1会場

口演②　　司会　小西正光（国立循環器病センター）

2005　家庭血圧・自由行動下血圧からみた東北地方農村住民の血圧分布について

東北大学医学部第二内科　　今井　潤

2006　安定型ヘモグロビンA_{1c}を用いた糖尿病患者数の推計

昭和薬科大学病態科学　　田代眞一

2007　本態性高血圧臨床2,164例の30年追跡調査研究

仙台市医療ｾﾝﾀｰ・仙台ｵｰﾌﾟﾝ病院　　富永忠弘

2008　健康診査における新しい動脈硬化指標としてのPlatelet derived growth factor (PDGF)の測定意義に関する基礎的および疫学的研究

金沢大学医学部公衆衛生　　吉田雅美

2009　心筋梗塞の危険因子としての血漿フィブリノーゲン値に関する症例対照研究

大阪府立成人病センター　　佐藤眞一

1月26日（15：00-16：00）、第1会場

口演③　　司会　清水弘之（岐阜大学）

2010　低線量放射線被曝を受けた長崎原爆被曝者の平均余命

長崎大学医学部原爆資料センター　　三根真理子

2011　疫学調査に対する被調査者の意識

順天堂大学医学部衛生　　稲葉　裕

2012　九州における日最高気温と死亡との関係（3）

国立環境研究所　　本田　靖

2013　国立病院看護職員の喫煙

国立公衆衛生院疫学部　　簑輪眞澄

2014　高齢者の精神活力に及ぼす要因分析

名古屋市立大学医学部公衆衛生　　藤原奈佳子

2015　森林太郎の衛生学と疫学

琉球大学医学部保健学科疫学　　飯淵康雄

1月27日（14：30-15：30），第1会場

口演④　　司会　上島弘嗣（滋賀医科大学）

2016　骨密度測定検診に関する基礎的研究

東京都老人総合研究所疫学　　鈴木隆雄

2017　大規模コホート研究の示す骨粗鬆症の危険因子ーとくに喫煙についてー

予防がん学研究所　　平山　雄

2018　Syndrome X と死の四重奏の疫学特性ーそのCASE-CONTROL研究ー

慈恵会医科大学環境保健医学　　縣　俊彦

2019　末梢循環動態におけるエンドセリンの役割に関する疫学的研究

金沢大学医学部公衆衛生　　中村裕之

2020　食習慣を考慮した飲酒と血圧との関係

滋賀医科大学福祉保健医学　　Sohel R Choudhury

2021　脳卒中・虚血性心疾患のリスク・ファクターに関するコホート研究
ーShibata　Study　15.5年の追跡結果からー

東京医科歯科大学難治疾患研究所　　中山健夫

1月27日（16：30-17：30）、第1会場

口演⑤　　司会　森本兼曩（大阪大学）

2022　富山県神通川流域住民のカドミウム暴露と尿細管機能異常ー1992年調査結果ー

富山医科薬科大学医学部公衆衛生　　青島恵子

2023　大腸腫瘍における血清コレステロール値の検討

大阪府立成人病センター　　田中郁子

2024　肺小細胞癌発癌におけるCYPIA1，GSTM1遺伝子多型と喫煙量の相互作用について

横浜市立大学医学部公衆衛生　　木原雅子

2025　遺伝子多型を介したAHH誘導性の肺癌発生に関する研究

九州大学医学部公衆衛生　　清原千香子

2026　フィブリノーゲンβ鎖のDNA多型と血漿フィブリノーゲン値に関する日米共同研究

筑波大学社会医学系　　磯　博康

2027　鉄と亜鉛栄養状態の関連

京都大学大学院社会医学系　　横井克彦

【プログラムⅢ：ポスターセッション】

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

栄養と疾病①　　モデレーター　豊嶋英明（新潟大学）

3001　25都道府県栄養調査から推算した一般住民の食物繊維の摂取量

弘前大学医学部衛生　　中路重之

3002　食品摂取頻度調査における性差について

東京農業大学農学部栄養学科　　君羅　満

3003　沖縄県における食物摂取頻度調査ー頻度調査票の妥当性の検討ー

産業医科大学臨床疫学　　徳井教孝

3004　**Smoking Effects on Dietary Behaviors and Body Mass**

産業医科大学臨床疫学　　Choi Joong-Myung

3005　24時間思い出し法による各種栄養素摂取量の季節間変動の検討

岐阜大学医学部公衆衛生　　高塚直能

3006　胃がんとミネラル摂取量についての調査

京都大学大学院社会医学系　　木村美恵子

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

栄養と疾病②　　モデレーター　嶋本　喬（筑波大学）

3007　体脂肪分布と血圧の関連ー北海道循環器疫学調査の検討よりー

札幌医科大学医学部第二内科　　高木　覚

3008　循環器疾患疫学の国際比較に関する疫学的研究　第5報　日本、台湾と中国の共同研究

女子栄養大学臨床栄養学　　柴田茂男

3009　ハワイ日系移住者における栄養と循環器疾患リスクファクター

京都大学大学院人間・環境学　　水嶋春朔

3010　減塩指導の降圧効果に関する介入研究（第2報）

大阪市立大学医学部公衆衛生　　伊達ちぐさ

3011　BMIならびに血圧と食品摂取頻度との関係

東京農業大学農学部栄養学科　　飯樋洋二

3012　小麦ふすま摂取がカルシウム吸収に与える影響の検討

大阪府立成人病センター　　石川秀樹

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

集団検診①　　モデレーター　渡辺能行（京都府立医科大学）

3013　胃ガン検診の浸潤癌減少効果に関する研究（第2報）

名古屋市衛生局中保健所　　勝田信行

3014　検診カバー率とがん死亡率の推移からみたがん検診の評価（胃がん検診、子宮がん検診、乳がん検診、肺がん検診）

愛知県がんセンター研究所疫学部　　黒石哲生

3015　胃集検からみた消化性潰瘍の罹患率の推定

宮城県対がん協会がん検診センター　　平澤頼久

3016　便潜血検査による大腸集検の死亡率減少効果の評価（続報）

弘前大学医学部第一内科　　斎藤　博

3017　C型肝炎多発地区における肝細胞癌の1.5次予防を目的としたハイリスク群の設定

宮城県立がんセンター内科　　小野寺博義

3018　大腸がん集検における適性な受診間隔に関する検討ー症例対照研究ー

宮城県対がん協会がん検診センター　　森元富造

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

集団検診②　　モデレーター　濃沼信夫（東北大学）

3019　巡回健康診断における要医療・要精密検査者の特性ーその2ー

島根県厚生連　　小笹美子

3020　高校生における高脂血症のスクリーニング検査

東北大学医学部臨床検査診断学　　蝦名弘子

3021　CPITNを用いての歯周疾患罹患状況の調査

岡山大学歯学部予防歯科　森田　学

3022　大腸癌検診の費用効果分析

癌研究会付属病院検診センター　濱島ちさと

3023　子宮頸癌検診の費用効果分析

東北大学医学部産婦人科　松永　弦

3024　集団検診と医療費

神奈川県立がんセンター臨床研究所　岡本直幸

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

加齢と健康　　モデレーター　上畑鉄之丞（国立公衆衛生院）

3025　宮城県における大腿骨頸部骨折の疫学調査

公立米谷病院整形外科　永谷正一

3026　特別養護老人ホーム定員率の地域差の規定要因に関する検討

東北大学医学部公衆衛生　李　敬華

3027　高齢者における活動的平均余命

東北大学医学部公衆衛生　辻　一郎

3028　名古屋市在住の高齢者の主観的幸福度と関連する諸要因

名古屋大学医学部予防医学　中村利恵

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

臨床における疫学的研究　　モデレーター　桜井恒太郎（東京大学）

3029　Kaplan-Meier法による脳卒中後の職場復帰率の推定

産業医科大学リハビリ医学　　佐伯　覚

3030　ある地域集団における家庭血圧～1年後の再測定値との比較について～

東北大学医学部衛生　　佐久間まり子

3031　山形県R町北部地区におけるHCV感染の実態調査

山形大学医学部第二内科　　石橋正道

3032　院内登録を利用した胃がん病態の変遷について

国立がんセンター疫学部　　水野正一

3033　筋緊張性ジストロフィーの臨床症候と障害度－名古屋大学附属病院および関連病院の疫学調査成績

名古屋大学医学部神経内科　　齋藤由扶子

3034　膀胱腫瘍における肉眼的血尿の2次予防対策としての評価

社会保険中央総合病院泌尿器科　　原　啓

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

一般演題①　　モデレーター　角田　行（仙台市太白保健所）

3035　一企業従業員におけるエイズ像に関する検討　1．結核、コレラとの比較

香川医科大学衛生・公衆衛生　　實成文彦

3036　一企業従業員におけるエイズ像に関する検討　2．がんとの比較

香川医科大学衛生・公衆衛生　　武田則昭

3037　エイズ教育ビデオを見た後の年齢階層による意識の違いービデオショップにおける調査ー

愛知県衛生研究所保健情報室　　清水通彦

3038　看護学生と高校生及び一般人のエイズに対する意識の違い

愛知県衛生研究所保健情報室　　加藤恵一

1月26日（12：30-17：00）、討論時間（16：00-17：00），第2会場

一般演題②　　モデレーター　大橋靖雄（東京大学）

3039　厚生省コホート研究Ⅰー研究デザインとベースライン・データー

国立がんセンター疫学部　　津金昌一郎

3040　妥当性の指標としてのκ係数

長崎大学医学部原爆資料センター　　本田純久

3041　胃集団検診の受診歴に関する自己回答の妥当性

東北大学医学部公衆衛生　　坪野吉孝

3042　質問紙調査の妥当性に関する研究

愛知県がんセンター研究所疫学部　　井上真奈美

3043　同一コホート内での症例対照研究： matched control と unmatched control

愛知県がんセンター研究所疫学部　　浜島信之

3044　神戸市脳卒中登録における転院例の登録状況に関する研究

大阪大学医学部公衆衛生　　西　信雄

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

予防医学と疫学①　　モデレーター　能勢隆之（鳥取大学）

3045　鳥取県における脳卒中患者の生命予後

鳥取大学医学部公衆衛生　　干　羽

3046　一般人口集団における lipoprotein(a)の分布、及び他の危険因子との関連について

自治医科大学地域医療学　　名郷直樹

3047　血圧値および高血圧有病率に及ぼす閉経の影響：WHO CARDIAC STUDY

京都大学大学院人間・環境学　　上田真由美

3048　血清γ-GTPと循環器疾患リスク・ファクター

金沢医科大学衛生　　山田裕一

3049　MONICA基準からみた急性死患者の心筋梗塞可能性

富山医科薬科大学保健医学　　成瀬優知

3050　MONICA基準からみた心筋梗塞死亡者の妥当性

金沢医科大学公衆衛生　　中川秀昭

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

予防医学と疫学②　　モデレーター　津金昌一郎（国立がんセンター）

3051　新潟県における胆嚢がんの集積性と水道水中CNP及びCNPアミノ体との関連について

新潟大学医学部衛生　　足立泰儀

3052　都市勤労者コホートと地域住民コホートとの発がん要因の比較

昭和大学医学部衛生　　中村健一

3053　乳がんのリスクファクター：検診受診者を対象とした症例対照研究

東北大学医学部公衆衛生　　南　優子

3054　胆道がん死亡の時系列分析ー都道府県別変化及び出生コホート分析ー

新潟大学医学部衛生　　遠藤和男

3055　食道がんのリスク要因：過去20年間の分析疫学的研究のレビュー

九州大学医学部公衆衛生　　犬塚　悟

3056　沖縄県における肺がん症例対照研究－組織型別多変量解析結果－

名古屋大学医学部予防医学　　鈴木貞夫

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

予防医学と疫学③　　モデレーター　山口百子（国立健康・栄養研究所）

3057　無作為化制御試験による健康教育の効果評価に関する研究

宮城健康保険病院内科　　田澤マサ子

3058　骨粗鬆症予防のためのライフスタイルと残存歯数基礎調査

鳥取大学医学部衛生　　岡本幹三

3059　地域住民を対象とした健康管理の評価－コホートの設定方法－

和歌山県立医科大学公衆衛生　　笠松隆洋

3060　女性勤労者の喫煙習慣とライフスタイルの関連

明治生命厚生事業団・体力医学研究所　須山靖男

3061　生活習慣の改善が危険因子に与える影響

名古屋大学医学部老年科学　　山本隆一

3062　喫煙状況と耐糖能との関連－第4次循環器疾患基礎調査より－

大分医科大学公衆衛生医学第1　　斉藤　功

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

予防医学と疫学④　　モデレーター　森尾眞介（鳥取大学）

3063　血清GOT・GPT異常と死亡率ー11.8年のコホート研究結果よりー

鳥取大学医学部公衆衛生　　岩井伸夫

3064　15年追跡調査による病因別・総死亡のリスクに関する検討ーShibata Studyー

東京医科歯科大学難治疾患研究所疫学　横山徹爾

3065　RFLP分析の結核疫学への応用

結核予防会結核研究所　　森　亨

3066　風疹予防接種の将来予測による評価

鳥取大学医学部衛生　　陶山昭彦

3067　感染症の周期的流行に関する研究ー伝染性紅斑地域流行の予測ー

大阪女子短期大学　　北浦敏行

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

血清疫学①　　モデレーター　稲葉　裕（順天堂大学）

3068　健診受診者における血清ヘリコバクター抗体と血清ペプシノーゲン値の分布

順天堂大学医学部衛生　　高橋美智子

3069　HTLV-Iの死亡率に及ぼす影響

長崎大学医学部衛生　　岩田孝吉

3070　インフルエンザ不活化ワクチンによるHI価上昇と発病防止

九州大学医学部公衆衛生　　廣田良夫

3071　唾液中の単純ヘルペスウイルスに対するIgG抗体の疫学的有用性

横浜市立大学医学部公衆衛生　　市川誠一

3072　健常人におけるHCV抗体の陽転率に関する一考察

広島大学医学部衛生　　田中純子

3073　膠原病患者におけるC型肝炎ウイルス抗体の検討

名古屋市立大学医学部第二内科　　松本美富士

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

血清疫学②　　モデレーター　小泉昭夫（秋田大学）

3074　学童の血清炎症性蛋白濃度に及ぼす受動喫煙の影響

千葉大学医学部公衆衛生　　島　正之

3075　血清尿酸値の関連要因

防衛医科大学校医学部公衆衛生　　本荘　哲

3076　地域住民における Deheydroepiandrosterone sulfate 濃度と血清脂質濃度との関連について

愛知医科大学公衆衛生　　岡本和士

3077　僻地における脳血管疾患、心疾患の危険因子に関する研究

多古中央病院内科　平岡　純

3078　某自治体職員における血清脂質と死亡との関連

名古屋大学医学部予防医学　玉腰暁子

3079　飲酒習慣ごとにみた血清セレンとアポ蛋白A-IIとの関連

東北大学医学部衛生　小山　洋

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

一般演題③　モデレーター　山本正治（新潟大学）

3080　胆道がん低リスク地域より得たヒト胆汁の突然変異原性の検討

新潟大学医学部衛生　真野　裕

3081　沖縄県における肺がん発生と性格要因

名古屋大学医学部予防医学　若井建志

3082　飲酒とがんに関するコホート内症例対照研究

千葉県立がんセンター疫学研究部　村田　紀

3083　**Association of smoking and lung cancer in Rio de Janeiro, Brazil: A case-control study**

国立がんセンター疫学部　Gerson S. Hamada

3084　広島県在住被爆者における「原爆被爆者線量(ABS93D)」を用いた死亡統計

広島大学原爆放射能医学研究所　　松浦正明

1月27日（12：30-16：30）、討論時間（15：30-16：30），第2会場

一般演題④　　モデレーター　鏡森定信（富山医科薬科大学）

3085　わが国における多胎発生の疫学、1951-1992年

厚生省人口問題研究所　　今泉洋子

3086　壮年期の検査値の変動と死亡率

長崎大学医学部原爆資料センター　　近藤久義

3087　死因別乳児死亡の関連要因についてのレコードリンケージ研究

国立公衆衛生院疫学部　　藤田利治

3088　学期呼吸器健診受診者の青年期における喫煙習慣と呼吸器症状

富山医科薬科大学保健医学　　鏡森定信

3089　日本の外傷性脊髄損傷の発生率

鳥取大学医学部公衆衛生　　黒沢洋一

3090　生活環境の変遷と日本人の成人病死亡の関連

大分医科大学公衆衛生・衛生　　青野裕士

英文演題名

Paper Number, Title and Name of the Author

PROGRAM I

1001 Evaluation of Screening Tests : Principles and the Kaiser Permanente Experience
..... **Friedman GD**

1002 Cost-benefit Analysis of Cancer Prevention
..... **Hisamichi S**

1003 Environmental Health and Epidemiology - A 20 Year Follow-up Study in Cadmium-polluted areas in Japan
..... **Saito H**

1004 Natural History of the Uterine Cervical Carcinoma
..... **Sato S**

1005 Natural History of Gastric Cancer - Clinico-epidemiological Investigation of Chronic Atrophic Gastritis
.....**Fukao A**

1006 Natural History of Early Colorectal Cancer
..... **Sawada T**

1007 Epidemiological Study on the Natural History of Colorectal Cancer
..... **Watanabe Y**

1008 Natural History of Liver Cancer
..... **Tsukuma H**

1009 Nutritional Consideration on the Formation of the Dietary Culture in Japan
..... **Kimura S**

PROGRAM II

2001 Familial Aggregation of Cancer and Other Diseases and Effects of Environmental Factors in Community People
..... **Toyoshima H**

2002 Prognosis of the Patients of Laryngeal Cancer
..... **Ajiki W**

2003 Examination of Usefulness of a Questionnaire for Detecting the ALDH2 Genotype in Japanese Workers
..... **Takeshita T**

2004 Development of New Breast Cancer Screening in Japan
..... **Ohuchi N**

2005 Prevalence of Hypertension Determined by Home Blood Pressure Measurement and Ambulatory Blood Pressure Monitoring in a Population of Rural Community in Northern Japan
..... **Imai Y**

2006 Estimation of Diabetic Population in Japan using Stable Hemoglobin A1c as the Marker
..... **Tashiro S**

2007 A Thirty-year Follow-up Study of 2,164 Clinical Cases of Essential Hypertension
..... **Tominaga T**

2008 Basic and Epidemiologic Study on Platelet Derived Growth Factor (PDGF) as a New Atherosclerosis Parameter at Mass Screening for Health
..... **Yoshida M**

2009 Plasma Fibrinogen and Myocardial Infarction : A Case-control Study
..... **Sato S**

2010 Life Expectation of A-bomb Survivors
..... **Mine M**

2011 Attitudes of Healthy Subjects for Epidemiological Survey
..... **Inaba H**

2012 Relationship between Daily High Temperature and Death in Kyushu Area (3)
..... **Honda Y**

2013 Smoking Habits among Nursing Stuff of National Hospitals in Japan
..... **Minowa M**

2014 Factors Related to Memorizing Activity among Elderly People
..... **Fujiwara N**

2015 Hygiene and Epidemiology by Rintaro Mori
..... **Iifuchi Y**

2016 A Study on Technical Influence for Bone Mineral Measurement
..... **Suzuki T**

2017 A Large Scale Cohort Study on the Risk Factor of Osteoporosis with Special Reference to the Significance of Cigarette Smoking
..... **Hirayama T**

2018 Epidemiological Features of Syndrome X and The Deadly Quartet
..... **Agata T**

2019 Epidemiologic Study on the Involvement of Plasma Endothelin in Peripheral Circulation
..... **Nakamura H**

2020 Effect of Drinking and Dietary Habits on Blood Pressure in Japan
..... **Choudhury SR**

2021 A Prospective Study of Risk Factors for Stroke and Ischemic Heart Disease
—Shibata Study 15.5-Year Follow-up—
..... **Nakayama T**

2022 Assessment of Renal Tubular Function of Residents Living in the Cadmium-polluted Jinzu River Basin in Toyama : An Epidemiologic Study Carried Out in 1992
..... **Aoshima K**

2023 Investigation of Serum Cholesterol Level in Colorectal Neoplasm
..... **Tanaka I**

2024 The Predisposing Combination of CYPIA1 and GSTM1 Gene Polymorphisms to Small Cell Carcinoma of the Lung in Relation to Tobacco Smoke Exposure
..... **Kihara M**

2025 Study on AHH Inducibility in Relation to MspI Polymorphisms of Cytochrome P4501A1 Gene in Lung Carcinogenesis
..... **Kiyohara C**

2026 Polymorphisms of the Beta Fibrinogen Gene and Plasma Fibrinogen Concentration, the U.S-Japan Collaborative Study
..... **Iso H**

2027 Association of Iron and Zinc Nutritional Status
..... **Yokoi K**

PROGRAM III

3001 Dietary Fiber Intake among the General Population in 25 Prefectures
..... **Nakaji S**

3002 Sex Difference in Survey of Food Intake Frequency
..... **Kimira M**

3003 The Validation of Food Frequency Questionnaire; Comparison with Four Seasons Diet Records
..... **Tokui N**

3004 Smoking Effects on Dietary Behaviors and Body Mass
..... **Choi JM**

3005 Seasonal Variations in Intake of Several Nutrients by 24 Hour Recall
..... **Takatsuka N**

3006 Survey Study for Stomach Cancer and Mineral Intake
..... **Kimura M**

3007 Relationship between Blood Pressure and Body Fat Distribution
..... **Takagi S**

3008 International Comparison in Circulatory Disease Epidemiology (Report 5) : Collaboration among Japan, Taiwan and China
..... **Shibata S**

3009 Diet and Cardiovascular Risk Factors among Japanese Middle Aged Population in Japan, Hawaii, and Brazil
..... **Mizushima S**

3010 A Randomized Trial of the Dietary Sodium Restriction in Mild Hypertensives (Report 2)
..... **Date C**

3011 Relation between B.M.I., Blood Pressure and Food Intake Frequency
..... **Iitoi Y**

3012 Effect of Wheat Bran Supplementation on Calcium Metabolism
..... **Ishikawa H**

3013 Study of the Effectiveness of Screening for Gastric Cancer in Reducing Invasive Cancer (Report 2)
..... **Katsuda N**

3014 Evaluation of the Effectiveness of Cancer Screening from the Point of View of the Relationship between the Coverage Rate of Mass Screening and the Change in Cancer Mortality
..... **Kuroishi T**

3015 Estimation of Incidence Rate for Peptic Ulcer Using Mass Screening Data
..... **Hirasawa Y**

3016 Evaluation of the Efficacy of Fecal Occult Blood Screening in Reducing Mortality from Colorectal Cancer －A Case-control Study
..... **Saito H**

3017 Ultrasonic Mass Survey for Hepatocellular Carcinoma in Some Rural Area
..... **Onodera H**

3018 Reasonable Screening Intervals of Mass Screening for Colorectal Cancer －A Case-control Study－
..... **Morimoto T**

3019 Effect of the Introduction Letter in Traveling Clinic (Report 2)
..... **Ozasa Y**

3020 Evaluation of Hyperlipidemia in High School Student
..... **Ebina H**

3021 Assessment of Periodontal Disease Using the CPITN Index
..... **Morita M**

3022 Cost-effective Analysis of Mass Screening for Colorectal Cancer
..... **Hamashima C**

3023 Cost-effectiveness Analysis of Screening for Uterine Cervical Cancer in Japan
..... **Matsunaga G**

3024 Screening and Medical Expenses
..... **Okamoto N**

3025 Epidemiology of Femoral Neck Fracture in Miyagi Prefecture
..... **Nagaya S**

3026 Determinants on Regional Difference of the Number of Skilled Nursing Home Beds per Population
..... **Ri K**

3027 Active Life Expectancy among the Elderly
..... **Tsuji I**

3028 Factors Related to Subjectively Perceived "Happiness" among the Aged in Nagoya
..... **Nakamura R**

3029 Estimation of Rate of Return to Work after Stroke Based on Kaplan-Meier's Method
..... **Saeki S**

3030 Home Blood Pressure of Residents in a Rural Community − Comparison of the Values Taken 1 Year Apart−
..... **Sakuma M**

3031 Epidemiological Study of Anti-HCV Antibodies in a Northern Area of R Town in Yamagata
..... **Ishibashi M**

3032 A Clinico-epidemiological Observation on Trend in Stomach Cancer Based on a Hospital Data-base
..... **Mizuno S**

3033 Clinical Signs and Disability Levels among Patients with Myotonic Dystrophy : Findings from Epidemiological Survey at Nagoya University Hospital and Its Affiliated Hospitals
..... **Saito Y**

3034 Evaluation of Macrohematuria as Second Preventive Cancer Control in Bladder Tumor
..... **Hara H**

3035 A Study on Image of AIDS by the Worker in an Enterprise 1. Comparison between AIDS and Tuberculosis / Cholera
..... **Jitsunari F**

3036 A Study on Image of AIDS by the Worker in an Enterprise 2. Comparison between AIDS and Cancer
..... **Takeda N**

3037 Age-dependent Difference in Common Sense to AIDS －Collaborated with Video-shops －
..... **Shimizu M**

3038 Difference in Common Sense to AIDS between Nurse-school Students and High-school or Parents
..... **Kato K**

3039 Koseisho Cohort Study I－Study Design and Baseline Data－
..... **Tsugane S**

3040 Kappa Coefficient as a Measure of Validity
..... **Honda S**

3041 Accuracy of Self-report for Stomach Cancer Screening
..... **Tsubono Y**

3042 The Study on Response Validity of Questionnaire Survey
..... **Inoue M**

3043 Nested Case-control Study : Matched Controls or Unmatched Controls?
..... **Hamajima N**

3044 Registration of Transferred Patients on Kobe Stroke Registry
..... **Nishi N**

3045 Prognostic Factors in the Survival of Registered Stroke Cases in Tottori Prefecture
..... **Yu Y**

3046 Distribution and the Relationship to Atherosclerotic Risk Factors of Lipoprotein (a) in Japanese General Population
..... **Nago N**

3047 Impact of Menopause Status on Blood Pressure : WHO Cardiac Study
..... **Ueda M**

3048 Serum γ -Glutamyl Transpeptidase Levels and Cardiovascular Risk Factors
..... **Yamada Y**

3049 The Attribution of Sudden Death to Myocardial Infarction
..... **Naruse Y**

3050 Accuracy of the Deaths from Myocardial Infarction by MONICA Criteria
..... **Nakagawa H**

3051 Ecological Correlation between CNP and CNP-amino Concentrations in Faucet Water and SMRs of Biliary Tract Cancer in Niigata
..... **Adachi Y**

3052 Comparison of Oncogenic Risk Factors between Urban Workers-based Cohort and Community-based Cohort
..... **Nakamura K**

3053 Risk factors for Breast Cancer : A Case-control Study of Screen-detected Breast Cancer
..... **Minami Y**

3054 Time Series Analysis of Deaths from Biliary Tract Cancer －Changes by Prefecture and Birth Cohort Analysis
..... **Endo K**

3055 Factors Associated with Cancer of the Esophagus : An Overview of Epidemiologic Studies
..... **Inutsuka S**

3056 Case-control Study of Lung Cancer in Okinawa : Risk Factors by Histopathologic Type
..... **Suzuki S**

3057 A Study on the Evaluation of the Efficacy of the Health Education by Randomized Controlled Trial Method
..... **Tazawa M**

3058 A Survey on Remaining Teeth and Lifestyle for Prevention of Osteoporosis
..... **Okamoto M**

3059 Health Management in the Community－Methods for Cohort Setting－
..... **Kasamatsu T**

3060 Smoking and Life Style in Japanese Female Workers
..... **Suyama Y**

3061 Effects of Improved Life Styles on Risk Factors of Cardiovascular Diseases
..... **Yamamoto R**

3062 Relationship between Smoking and Carbohydrate Metabolism － Data from NATIONAL SURVEY OF CIRCULATORY DISORDERS, 1990－
..... **Saito I**

3063 High Serum GOT and / or GPT Level and Mortality : A Cohort Study of 11.8 Year Follow-up
..... **Iwai N**

3064 Risk Factors and Mortality in 15-year Follow-up Study －Shibata Study－
..... **Yokoyama T**

3065 Application of RFLP Analysis to Tuberculosis Epidemiology
..... **Mori T**

3066 An Evaluation of Rubella Vaccination by Computer Simulation Method
..... **Suyama A**

3067 A Study on the Periodic Prevalence of Epidemics －Prediction on Regional Prevalence of Erythema Infectiosum－
..... **Kitaura T**

3068 Serum Anti-*Helicobacter*-antibody and Serum Pepsinogen Values among Screenees
..... **Takahashi M**

3069 Mortality among Inhabitants of a HTLV-I Endemic Area in Japan
..... **Iwata K**

3070 Sero-epidemiologic Study on Immunogenecity and Efficacy of Inactivated Influenza Virus Vaccine among Healthy Adults
..... **Hirota Y**

3071 Detection of IgG Antibodies to *Herpes Simplex* Virus in Saliva for Epidemiological Studies
..... **Ichikawa S**

3072 Report on the Incidence Rate of HCV among Blood Donors
..... **Tanaka J**

3073 The Detection of Anti-HCV Antibodies and HCV-RNA in Sera from Patients with Collagen Vascular Diseases
..... **Matsumoto Y**

3074 Effects of Passive Smoking on Serum Inflammatory Protein Concentrations of Schoolchildren
..... **Shima M**

3075 Behavioural and Biological Correlates of Serum Uric Acid : A Study of Self-defence Officials in Japan
..... **Honjo S**

3076 Cross-sectional Study of Relationship between Serum Levels of Dehydrosterone Sulfate and Serum Levels of Lipids in a Rural Population
..... **Okamoto K**

3077 Lipoprotein (a) and Cerebro-cardio-vascular Disease : Case-control Study in a General Population Sample of Country People
..... **Hiraoka J**

3078 Serum Lipids and Mortality in Civil Service Workers
..... **Tamakoshi A**

3079 Relationships between Serum Selenium and Apolipoprotein A-II Levels by Drinking Habits
..... **Koyama H**

3080 Mutagenicity of Human Bile Collected in Low Risk Population for Biliary Tract Cancer in Japan
..... **Mano H**

3081 Personality and Lung Cancer in Okinawa
..... **Wakai K**

3082 A Nested Case-control Study on Alcohol Drinking and Cancer
..... **Murata M**

3083 Association of Smoking and Lung Cancer in Rio de Janeiro, Brazil: A Case-control Study
..... **Gerson S. Hamada**

3084 Mortality Statistics among Atomic Bomb Survivors in Hiroshima Prefecture Based on the "Atomic Bomb Survivor 1993 Dose (ABS93D)"
..... **Matsuura M**

3085 Epidemiology of Multiple Births in Japan, 1951-1992
..... **Imaizumi Y**

3086 Physiological Fluctuation of Laboratory Tests during the Prime of Life and Subsequent Mortality
..... **Kondo H**

3087 A Record-linkage Study on Risk Factors for Cause-specific Infant Mortality
..... **Fujita T**

3088 The Follow-up Study on Respiratory Symptoms with Special References to Allergic Skin Test and Smoking Habit from Schoolchildren till Young Adults
..... **Kagamimori S**

3089 Incidence of Spinal Cord Injury in Japan
..... **Kurozawa Y**

3090 Chronic Disease Mortality in Japan : Changes during 10 Years and the Effects of Social Factors
..... **Aono H**

プログラムⅠ　抄録

特別発表

（演題番号1001－1009）

1001

Evaluation of Screening Tests: Principles and the Kaiser Permanente Experience

Gary D. Friedman, MD
Division of Research, Kaiser Permanente Medical Care Program, Oakland, California

As the basic science of preventive medicine, epidemiology is involved in the evaluation of screening tests. Screening tests, a form of secondary prevention, are performed in order to detect preclinical disease or high risk in the hope that early treatment or intervention will prevent complications and death.

Standard epidemiological study designs -- cohort, case-control, and experimental -- have all been used to assess the value of screening tests and their application will be discussed. Methodological problems exist with all of them. Experimental designs have to contend with subjects that cross over to the unassigned approach. Observational studies must take into account biases related to lead-time, self-selection, overdiagnosis as well as length bias. Healthy screenee bias, which has been more recently recognized, is more difficult to understand and must be considered in studies where repeated screens are evaluated or where screening could have taken place before the period of observation.

In the Kaiser Permanente Medical Care Program we have had experience with both experimental and case-control studies to evaluate screening. Our experiment which began in 1964, was the Multiphasic Checkup Evaluation Study. It evaluated a form of checkup that was observed by many Japanese visitors and implemented in various forms in Japan. For 16 years a study group of 5,156 men and women, aged 35-54, were urged to have multiphasic health checkups every year. A control group of 5,557 men and women were not so urged but could receive these checkups as part of their membership benefits, thus contributing to the cross-over problem. In 1980, after a 16-year follow-up of both groups, the study intervention ended. We found a 30% reduction in deaths from causes pre-specified as potentially postponable, largely attributable to lower death rates from large bowel cancer and hypertension; total mortality was virtually equal in the two groups. We have now added eleven more years of follow-up. After the intervention of annual urging ended the number of multiphasic checkups received by the two groups rapidly equalized. The findings with respect to potentially postponable morality and total mortality persisted. If the randomized trial design is ignored, having a multiphasic appears to be protective against morality from any cause, but this could be due to self-selection and healthy screenee bias.

The reduction in colorectal cancer mortality had been interpreted by some as randomized-trial evidence for the effectiveness of sigmoidoscopy in preventing mortality. Sigmoidoscopy was a recommended supplement to the multiphasic checkup in persons age 40 years and over. In further analyses of these data Dr. Joe Selby showed that it was highly unlikely that sigmoidoscopy was responsible for the mortality reduction. Because of the importance of this question he conducted case-control studies to evaluate both sigmoidoscopy and fecal occult blood testing in the prevention of mortality from colorectal cancer. Both proved to have some efficacy, more so for sigmoidoscopy. These studies illustrate methods for overcoming the biases that can occur in observational studies of screening tests. These studies have had a strong influence on the delivery of preventive care within Kaiser Permanente and we expect them to have a similar effect at the national level.

1003

環境保健と疫学
－カドミウム汚染地域における２０年間の追跡－

長崎大学医学部衛生学教室　　斎藤　寛

［１］はじめに：

昭和30年前後をピークとして富山県神通川流域のごく限られた地域に多発したイタイイタイ病はカドミウム環境汚染によるものとしてあまりにも有名であるが、公衆衛生の観点からすれば問題はいまだに解決していないと言ってよい。カドミウム環境汚染と人間の健康に係わる問題において疫学がどのように受け止められてきたかを考えてみたい。

［２］イタイイタイ病とは：

この病気は骨軟化症がその主病変であり、おもに閉経期以降の女性に起こった。患者はカドミウムに汚染された神通川の水を飲用し、また農業用水としていた人々に限定されていたこと、また患者が異常カドミウム暴露をうけていたことなどから原因はカドミウムとされるにいたった。昭和４３年には厚生省は公害病に認定して患者の救済にあたることとなった。そして、この後に長い話が続くことになるのである。

［３］カドミウム原因説の批判（昭和４６年）：

昭和４４年からの富山地裁イタイイタイ病民事裁判の証人喚問、また関連学会や厚生省カドミウム研究班会議などにおいて内科学者、中毒学者などからカドミウム説批判がなされるようになった。その批判説の概要は、わが国には富山県以外にも多数のカドミウム汚染地域があるのにそれらの地域に同じ病気が存在しない、このことはカドミウムが原因でないことを示している。富山県など日本海沿岸の地域は昔から食事中ビタミンＤ不足による骨障害(子供に起こればクル病)の多発地帯として有名であり、イタイイタイ病の原因はビタミンＤ不足と考えるべきだということであった。この批判の致命的弱点は神通川流域住民が最も大きなカドミウム暴露を受けてきた事実を無視していること、また、どうして神通川水を農業利用し、飲水とした所帯にだけ食事中のビタミンＤ不足が起こったのかを説明していないことにある。しかもその批判は科学論文によるのではなく会議その他での発言の形が多かった。しかしながらこれに反対する研究者もイタイイタイ病以外のアプローチでこれらの研究者のカドミウム説批判を論破できないでいたこともまた事実と思われた。

［４］カドミウムと腎臓、骨の変化：

カドミウム中毒は１９５０年代に職業病としてヨーロッパから最初に報告された。長い年月カドミウム工場に働く作業者に高頻度に尿細管障害（多発性近位尿細管機能異常症）が発症することが知られた。そして高度の尿細管障害のある例にときに骨軟化症が合併することも報告されるようになった。筆者は汚染地域にイタイイタイ病があるかないかでカドミウム原因の適否を論ずること適切でないと考えた。汚染地域住民のカドミウムによる健康影響の有無をまず検討すべきであり、具体的には住民に腎臓障害（尿細管障害）が発症しているか否かの調査を行うべきと考えた。その当時、カドミウム汚染地域住民を対象にして尿細管機能を中心に据えての臨床疫学的調査研究はなされていなかった。

［５］秋田県小坂町細越地域住民健康調査（昭和４７年）：

筆者らは上記地域の３５歳以上の全住民１５２人中１４７人（９７％）の尿検査、尿細管機能検査を行った。尿蛋白・尿糖同時陽性者が対照地域の１％に対して２０％と高率であり、１３人（７％）を「多発性近位尿細管機能異常症」と診断した。この疾患は普通は２万人に１人の発生

率とされている。内科学的検索から重金属中毒以外の原因が否定され、また尿および大便カドミウム測定から高度カドミウム暴露が確実であったので慢性カドミウム中毒と診断した。

［6］全国カドミウム汚染地域住民健康調査（昭和５１－５３年）：

筆者の調査方法に準拠して秋田、福島、群馬、石川、兵庫、大分、長崎の７県下の住民健康調査が環境庁により実施された。汚染地域住民３４２８人中５７人の高度尿細管機能異常例が見いだされた。一方、対照の非汚染地域住民３０９２人のなかには尿細管機能異常例は１人もいなかった。カドミウム暴露がこの尿細管機能異常の原因と考え得るかについて環境庁研究班はいまだにまとまった意見を出していない。「カドミウム汚染地域のすべてに高度尿細管機能障害が見いだされてはいないから」というのがその理由である。富山県神通川流域でも住民健康調査が昭和５５年から５９年にかけて行われた。長崎、石川、兵庫を上回る頻度で尿細管機能異常者が見いだされたが、この原因についても研究班は一定の見解を出せないでいる。なお富山、長崎、石川では低リン酸血、尿細管性アシドーシスを有する尿細管機能異常者が多数見いだされたので、これらの住民のなかには骨軟化症を併発している例のあることを筆者は確信していた。

［7］富山県神通川流域以外の汚染地域の骨軟化症（昭和５１年－６３年）：

筆者は富山県神通川流域以外のカドミウム汚染地域での最初の剖検を昭和５１年に秋田県小坂町で行い、その後さらに３人の剖検を行い得た。骨軟化症はなかった。この４例の尿細管機能異常はいずれも軽度であったので予測していたとうりであった。長崎県厳原町（対馬）では福岡大学医学部竹林教授により１１人のカドミウム暴露住民の剖検が行われ筆者も協力した。１１例中９例に骨軟化症が見いだされた。尿細管機能異常の程度と骨軟化症の重症度とはよく一致していた。石川県でも高度尿細管障害の１例に剖検がなされ骨軟化症が証明された。骨軟化症の診断は吉木法（染色法）による「類骨組織」の異常増加の確認によりなされたが、環境庁研究班はこれを骨軟化症とは認めなかった。その理由は「吉木法による類骨組織の染色は正常と軽度異常の判別が必ずしも明確ではないから」ということであった。

［8］カドミウム腎障害と死亡率（昭和５４年－平成４年）：

昭和５４年の長崎県厳原町および秋田県小坂町の住民を母集団として尿細管機能障害の有無で二分して平成４年までの死亡率を追跡した。尿細管機能障害を有する住民の死亡率は障害のない住民よりも有意の高率であった。

［9］イタイイタイ病認定申請と公害健康被害補償不服審査会裁決（平成４年１１月）：

富山県神通川流域住民で長年にわたる尿細管機能異常があり、剖検組織所見から骨軟化症と診断した例についてイタイイタイ病認定申請をしても富山県は申請棄却処分としてきた。これを不服とする住民が棄却処分の取消を求めて不服審査会に提訴していたところ「富山県の認定申請棄却処分を取り消す」裁決が下された。長崎県厳原町汚染地域の剖検で骨軟化症が見いだされてから、実に１４年の歳月が経過していた。この間、汚染地域の尿細管機能異常の原因について、また骨軟化症の診断について健康専門家集団である環境庁イタイイタイ病研究班はまとまった意見を出せなかったのである。なお、不服審査会でイタイイタイ病と認定された症例と長崎県厳原町の骨軟化症診断例との間には、病理所見はもちろんのこと臨床的にもカドミウム暴露などの背景にもまったく違いのないことを付記しておきたい。

［10］おわりに：

カドミウム暴露と尿細管障害あるいは骨軟化症の発症との間に因果関係があると判断し得る「疫学の判断条件（関連の強さ、一致性、特異性、時間性、整合性）」が存在すると筆者は考えるが、環境庁イタイイタイ病研究班においては認められることがなかった。これは疫学が無力だからではなく、あらかじめ決められた判断があって科学性が無視される状況下ではつねにおこり得ることかも知れない。

1004

臨床・疫学からみた子宮頸癌の自然史

佐藤信二，牧野浩充，矢嶋　聰（東北大学・医・産婦人科）
深尾　彰（同・公衆衛生）

子宮頸癌は，集団検診の普及により，早期発見，早期治療の症例が増加し，また結婚，妊娠，分娩に対する女性の考え方の変化，生活環境の改善などで，罹患数，死亡数とも減少した疾患とされる。宮城県では，全国に先がけて昭和36年度に検診車方式による集団検診を開始した。初期には文字通り子宮頸癌が多数発見されたが，次第にむしろ前癌病変とされる異形成や上皮内癌が発見され，これらの病変を追跡管理することにより，子宮頸癌の組織発生がかなり明らかにされてきた。

一方，疫学的に子宮頸癌が性活動と密接な関連がある事は，古くから指摘されていた。そして近年の分子生物学の進歩により，ヒトパピローマウイルス（ＨＰＶ）と子宮頸癌およびその前癌病変との密接な関連が知られるようになり，子宮頸癌の組織発生におけるＨＰＶの関与は無視できない事柄となっている。さらに大腸癌を嚆矢として唱えられてきた癌の多段階発癌説が他の領域の癌においても受け入れられつつあり，子宮頸癌についても新たな観点から発癌が説明されようとしている。本シンポジウムでは，まずわが国における子宮頸癌の疫学的変遷を明らかにする。次いでHPVと子宮頸癌の関連について教室の成績を基に考察し，さらには子宮頸癌における多段階発癌の可能性について論を進める。

厚生省人口動態統計によると，1989年の全国の子宮癌死亡数は4610人であり，その内訳は子宮（部位不明）が2195人，子宮頸部が1811人，子宮体部が604人であった。これは女の全癌死亡数88625人中5.2％を占める数字である。死亡票に単に子宮癌と記載される部位不明の者の80～90％の死因を子宮頸癌とみなすと，全体の５％弱が子宮頸癌による死亡ということになる。またわが国における子宮頸癌の罹患率と死亡率をみると，罹患率は年齢別では20歳代から増えはじめ，30歳から急増し，80歳代でピークに達するとされる。一方，死亡率は30歳代から増えはじめ，40歳代頃から年齢とともに上昇し，60歳頃から上昇傾向が著明となり，80歳頃でピークに達する。そして癌の罹患率と死亡率の差は，30歳代から60歳代にかけて大きく，高年齢層では両者の差は小さくなっている。これは高年齢者では子宮癌検診の受診率が低いこと，もしくは高齢者の子宮癌の場合，より進行した臨床期で発見される割合が大きいことによると説明されている。

次に宮城県における子宮頸癌の年齢階級別罹患率および死亡率とその推移について示すと，まず1968～1973年の６年間についてみると，浸潤癌のみでは年齢が高くなるにつれて罹患率は上昇するが，上皮内癌を加えるとむしろ50歳代がピークになり，以後漸減していくようにみえる。また1981～1986年の６年間についてみると，浸潤癌，上皮内癌とも減少しており，上皮内癌も含めた罹患率のピークは40歳代に移行している。そして，浸潤癌の減少に比し，上皮内癌の減少は鈍い。さらに子宮頸癌死亡率を前半６年間と後半６年間について比較すると，すべての年齢層において死亡率が低下しているが，年齢層が高くなるにつれて急勾配を示す。

以上をまとめると，１）子宮頸癌の罹患率は低下しており，この傾向は上皮内癌より浸潤癌において顕著である。２）子宮頸癌の死亡率も低下しており，この傾向は高齢者になるほど明らかである，ということになろう。一方，従来から子宮頸癌とsexual activityとの関連が指摘されてきた。古くは梅毒，淋病，トリコモナス症，最近ではヘルペスウイルスが発癌に関わる因子として推察されてきたが，近年はＨＰＶが注目されている。その理由としては，いくつか挙げられるが，１）子宮頸部病変に，ＨＰＶ感染が認められる。２）ＨＰＶ感染により引き起こされる尖圭コンジローマ

が悪性化することがある，3）動物の乳頭腫が悪性化することがある，4）実験的にＨＰＶ遺伝子による形質転換が証明されている，などであろう。

従来より子宮頸癌の組織発生および自然史については，前癌病変とされる異形成（軽度・中等度・高度）および上皮内癌を経て浸潤癌に至ると説明されてきた。しかし，ＨＰＶと子宮頸癌およびその前癌病変との密接な関連が知られるようになり，子宮頸癌の組織発生におけるＨＰＶの関与が無視できない事柄となってくると，ＨＰＶ陽性と診断された症例をいかに解釈し，これまで知られてきた自然史のどこに組み入れたらよいのか，これまで前癌病変として取り扱われてきた病変との整合性をいかにつけるのかが解決すべき問題として浮上し，以下の検索が行われた。

まず子宮頸部異形成45例（中等度25例，高度20例），上皮内癌12例および扁平上皮癌34例の組織中のＨＰＶ　ＤＮＡをin situ hybridization（ＩＳＨ）にて検出した。その結果，中等度異形成で36％，高度異形成で70％，上皮内癌で75％，浸潤癌で59％といずれの病変においてもHPV DNAが検出された。次に子宮頸部病変の進行過程におけるＨＰＶの存在時期と連続性を検索した。すなわち，ＩＳＨでＨＰＶ陽性とした子宮頸癌症例で，6カ月以上の追跡期間をもつ9症例の生検組織標本を遡って検索し，同一症例で連続的にＨＰＶ　DNA　の検出を行い，どの時点からどのような経過で HPV　DNA　が存在したかをＩＳＨにＰＣＲ法を追加して検討した。その結果1例を除く8例のすべての生検標本で HPV DNAが検索され，子宮頸癌に至る以前の異形成の時期に長期間HPV の持続感染が先行していることが明らかになった。

さらに子宮頸部病変の進行群（Ｐ群）と消褪群（Ｒ群）におけるHPVの関わりを知るため，一次検診で細胞診異常があり，精検時生検で得られた中等度異形成25例，高度異形成20例の合計45例の組織標本を対象として，HPV DNAの有無とＰ群，Ｒ群の関連について検索した。その結果，ＩＳＨ またはＰＣＲにより45例中33例にHPV DNAが検索され，Ｐ群とＲ群でのHPV陽性率は，Ｐ群でやや高い傾向にあった。またＨＰＶ陽性高度異形成からのＰ群は50％，Ｒ群は50％であったのに対し，ＨＰＶ陰性高度異形成から進行したものはなかったが，統計学的にはＨＰＶ検出の有無と両群とに明確な関連は認められなかった。

以上をまとめると，1）子宮頸部諸病変にかなりの比率でＨＰＶ ＤＮＡが検出される，2）異形成が進行して癌に至るまで長期間のHPV持続感染が先行することが必要である，3）ＨＰＶ感染の有無と進行群，消褪群との間に明確な関連を認めない，ということになろう。

これらの成績は，子宮頸癌の組織発生に外因性の因子としてＨＰＶ感染が重要であることを示すと共に，逆にＨＰＶ感染のみで一元的に子宮頸癌の発生を説明することも困難であることも指摘している。そして内因性の因子として細胞自身がもつ癌遺伝子，癌抑制遺伝子との関連が注目を集めるようになってきた。つまり子宮頸癌組織中に検出されるＨＰＶの遺伝子領域ではＥ6 Ｅ7遺伝子が組織中によく保存されており，その産生蛋白も確認されている。そしてこのＥ6 Ｅ7は細胞を不死化する能力があり，癌抑制遺伝子産物（Ｅ6 とＰ53，Ｅ7とRb）と結合し，その機能を不活化することが明らかにされている。またin vitroではＨＰＶとras, mos, fos, erbB−2などの癌遺伝子が，互いに共同して細胞の増殖，癌化に作用しているという報告もある。

このようにウイルス発癌のモデルとされてきた子宮頸癌の発癌にも多数の遺伝子変化が関与する可能性が示唆されてきているが，こういった遺伝子変化の蓄積がいかなるステップを踏んで起こるのか具体的機構の解明は，今後の課題として残されている。

以上，臨床的，疫学的に積み重ねられてきた子宮頸癌の自然史が，分子生物学的手法により，HPV，癌関連遺伝子との関連を糸口として，新たな視点から解明されようとしている現況につき述べた。

1005

胃がんの自然史－慢性萎縮性胃炎の臨床疫学的検討

深尾　彰（東北大学医学部公衆衛生学）
関根　仁（東北大学医学部第三内科）

Ⅰ．はじめに

慢性萎縮性胃炎が胃がんの先行病変であるというtheoryは多くの研究から証拠づけられている。Helicobacter pylori（以下HP）は、その慢性萎縮性胃炎の成因として、また、血清ペプシノゲン（PG）値は、その慢性萎縮性胃炎を診断する血清指標として各々注目されており、これらを用いて胃がんの自然史のより早い時期の病態の疫学的検討を進めることが可能になっている。今回は、これらの指標を用いた慢性萎縮性胃炎の血清疫学的検討に加え、これらの指標の動態と臨床所見との関連について述べることとする。

Ⅱ．慢性萎縮性胃炎の記述疫学

【対象及び方法】胃がん死亡率が異なる４県（秋田、宮城、岩手、沖縄）の献血者のパイロット血清を用いてPGI、PGII値を測定しPG値より診断された慢性萎縮性胃炎と胃がん標準化死亡比（SMR）との地域相関を検討した。

【結果】慢性萎縮性胃炎の有病率を地域別、性・年齢別に検討すると、男女とも高齢になるほど高率となり、50歳代でほぼpeakを向えていた。年代間で多少のばらつきがあるが、ほぼ一貫して秋田が最も高く沖縄が最も低い（図１）。胃がんSMRとの相関を見ると、男性では相関係数 (r) =0.97（p=0.03）、女性ではr=0.92（p=0.08）と強い関連性が示唆された（図２）。

Ⅲ．慢性萎縮性胃炎の分析疫学

【対象及び方法】宮城県下14町村の40～64歳の住民47,605人を対象として進行中のコホート調査で保存されている血清サンプルの中から983検体（男494、女489）を抽出し、PGI、II値、IgG抗HP抗体、β－カロチン値を測定した。これらの結果および質問票調査の回答結果を用いて慢性萎縮性胃炎と関連する要因を重回帰分析により検討した。胃粘膜の萎縮の程度をPGI／II比の低下により評価するとした場合、年齢とHP感染がリスクを有意に上げ、β－カロチンがリスクを下げていた（表１）。

Ⅳ．慢性萎縮性胃炎とHP感染の臨床研究

【対象及び方法】胃がん、消化性潰瘍を有さない慢性萎縮性胃炎患者145例を対象として、Congo red 法により腺境界分類（C-I～O-III）を行なった。これらに対し血清中のIgG抗HP抗体の測定を行ない、更に胃前庭部小弯、胃体部小弯および大弯の３点の生検を行ってその標本中のHPの有無を検索した。その結果C-Iの段階では抗体の陽性率も生検によるHP検出率も10％前後であるが、それ以上に萎縮が進行するといずれも70％を越える率になっていた（表２）。この知見は、臨床病理学的にもHP感染と慢性萎縮性胃炎の関連性を強く示唆するものと思われる。

図1　性・年齢別の慢性萎縮性胃炎有病率

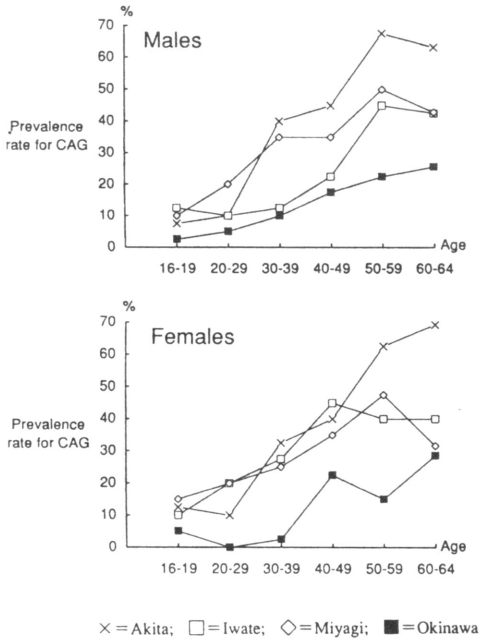


図2　慢性萎縮性胃炎有病率と胃がんＳＭＲの地域相関

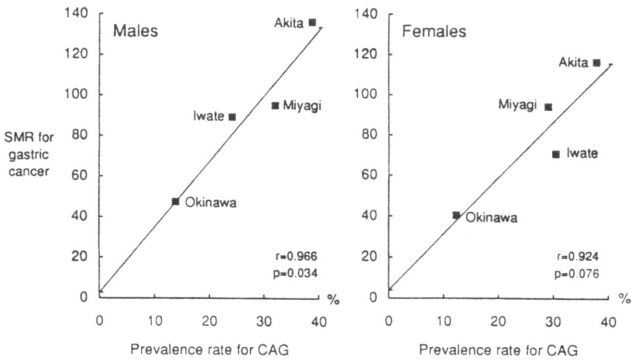


表1　PGI / II比と諸要因との関係（重回帰分析）

要　因	標準化回帰係数 PGI / II
性（男=1, 女=0）	-0.033
年齢	-0.102**
飲酒（あり=1, なし=0）	0.022
喫煙（あり=1, なし=0）	-0.008
塩分（好き=1, それ以外=0）	0.002
漬物（毎日=1, それ以外=0）	0.005
β-carotene 値（対数変換）	0.084**
H. pylori抗体（陽性=1, 陰性=0）	-0.452**
重相関係数R	0.492
R^2	0.242

表2　Congo red 法による胃粘膜腺境界分類とHelicobacter pylori 感染

腺境界分類	HP抗体陽性（率）	生検によるHP検出（率）
C-I　(n=47)	5　(11)	4　(9)
C-II　(n=20)	13　(65)	14　(70)
C-III　(n=10)	9　(90)	7　(70)
O-I　(n=12)	8　(67)	12　(100)
O-II　(n=18)	14　(78)	16　(89)
O-III　(n=38)	35　(92)	27　(71)

1006

大腸癌の自然史
－とくに大腸腺腫からの癌化とde novo発生について－

沢田　俊夫　斎藤幸夫　武藤徹一郎（東京大学・医・第一外科）

大腸癌のnatural hisitoryを知るうえで、大きなてがかりは、過去の注腸造影所見で病変が描出されているにもかかわらず、何等かの理由で見逃された症例である。腺腫から早期癌や進行癌へ、早期癌から進行癌へ、そして進行癌が更に進行した癌へと進行した場合にその遡及的検討が可能である。しかし注腸造影所見から、過去の病変が腺腫であったのか早期癌であったのかを診断することは不可能に近い。したがって多くの場合、注腸造影所見上で明らかに大腸癌と診断可能な病変を中心に自然史を検討せざるをえない。

大腸癌の組織発生に関してはadenoma-carcinoma sequenceとde novo発生の二つの考え方がある。腺腫内癌（carcinoma in adenoma）の存在は腺腫の癌化を支持する確実な証拠といえる。一方でより小さな（例えば5mm以下）腺腫成分を伴わない癌（carcinoma without adenoma）の存在がde novo発生を支持する根拠とされている。しかしこの場合にも、より小さな腺腫の癌化・癌による腺腫成分の置換の過程を否定することはできない。最近、この意味で平坦型腺腫・腺腫内癌、平坦・陥凹型早期癌の存在が注目されている。この腺腫からの癌化の過程で、rapid growing type(RGT)とslow growing type(SGT)に分けることができるとすれば、前者を平坦・陥凹型病変として、また後者を隆起型病変と考えることも可能である。ここでは大腸早期癌の発生と進展の自然史をこの観点から論じてみたい。

我々の施設で内視鏡的に摘除された大腸ポリープの組織型別頻度を表１に示す。摘除された大腸ポリープ1669個のうち81.8%が腫瘍性ポリープである。このうちm癌は7.5%、sm癌が2.0%を占めている。この傾向は文献的にもほぼ同様であり、およそ10%前後に早期癌が含まれている。sm癌の頻度は報告者により異なるが、およそ5%前後である(0.2-8.3%)。非腫瘍性ポリープを除いた腺腫の癌化率は全体で11.6%となり、m癌は9.2%、sm癌は2.4%となる。この様に腺腫の10%内外に腺腫内癌（m癌）、あるいは早期癌（m癌、sm癌）が認められる。しかし果たしてどの部分に癌巣があるのか、さらに癌の深達度がmであるのか、smであるのかを内視鏡所見あるいは鉗子生検により正確に診断することは困難である。このため現段階では全ての腺腫を摘除生検の目的で内視鏡的に摘除し、組織学的に癌化の有無、組織型、深達度、脈管侵襲の有無、腺腫成分の有無などを検索する方法がとられている。したがって、鉗子生検で腺腫と診断されたポリープが何年かの経過で早期癌や進行癌になったとしても、最初の時点で腺腫内癌であったことを完全に否定することはできない。また腺腫がどの時点で癌化したかを特定することも現段階では不可能である。そこで摘除されたポリープの癌化の頻度を検索し、どのよ

表１　内視鏡的摘除大腸ポリープの組織型
（東大第一外科：1972.1-1989.9）

	個数	頻度（%）	腫瘍性ﾎﾟﾘｰﾌﾟに占める割合(%)
腫瘍性ポリープ	1365	81.8	100.0
腺腫	1206	72.3	88.4
軽度異型	1034	62.0	75.8
中等度異型	172	10.3	12.6
癌	159	9.5	11.6
m癌	125	7.5	9.2
sm癌(浸潤癌)	33	2.0	2.4
pm癌	1	0.1	0.1
非腫瘍性ポリープ	304	18.2	
総計	1669	100.0	

異型度はWHO分類による(ﾎﾟﾘﾎﾟｰｼｽを除く)。

うな形態の病変に癌化率が高いかを検討することになる。一般的にSGTの早期癌は早期癌でとどまる時間が長いがゆえに内視鏡的に発見・摘除されやすいと考えられる。このことは内視鏡的に摘除されたポリープのほとんどが隆起型である点と矛盾しない。

通常、癌化のリスクは①大きさ（より大きな腺腫ほど癌化率が高い）、②組織型（絨毛腺腫＞腺管絨毛腺腫＞腺管腺腫）、③異型度（高度＞中等度＞軽度）、④性別（女性＞男性）などに左右されるとされる。著者らの成績では腺腫全体の癌化率は1cm以下：5.6%、1-2cm：28.7%、2cm以上：65.6%であった。この成績を詳しく検討すると、腺腫の形態により癌化率に差があることがわかってきた。すなわち大きさ別に腺腫の形態を長茎、短茎、広基、無茎に分けると、早期癌の68%が短茎あるいは広基性ポリープであり、長茎は21%にすぎなかった。

さらに小さな平坦型隆起（small flat elevation）では大きさが小さいにもかかわらず、癌化のリスクが高いことが報告されている。我々の成績では平坦型腺腫全体の癌化率は15%であるが、6-10mmのもので23.5%の癌化率を示した（表２）。この結果から平坦・陥凹型腺腫（早期癌であればIIa、IIa+IIc）にはRGTが含まれていると判断できる。すなわち大きさが小さいにもかかわらず癌化率が高い病変として平坦・陥凹型病変（RGT）を捉えることができる。しかし興味あることにこれらの平坦・陥凹型病変は過去にはほとんど見つかっていなかった。仮にこれらの病変を見逃していたとすると、後日進行癌として捉えられるはずである。しかし我々の大腸腺腫摘除後や大腸癌手術後のサーベイランスの成績からはこのような症例はほとんど見つかっていない。すなわち我々の施設で腺腫摘除に施行したサーベイランスの成績では、111例、延べ551回の全大腸内視鏡検査(1972-1991年)で異時性大腸癌の発生はG2腺腫から2例3病変、G3腺腫とG4(m Ca.)腺腫から各1例の合計4例（3.6%）5病変で認められ、すべて隆起型のm癌であった。また発生までの期間は平均3.4年であった。さらに異時性大腸癌発生の頻度は初回病変がG2腺腫で低く（2.7%）、G3腺腫（5.3%）、m癌（6.7%）でやや高かった（表３）。したがって、平坦・陥凹型病変（RGT）の頻度はそれほど高いものではないと考えられる。いずれにしても平坦型あるいは平坦・陥凹型腺腫の一部に癌化がおこり、RGTとして腺腫内癌から浸潤癌へ進展する過程が成立していると推測される。最近、この平坦・陥凹型病変の分子生物学的な検討が行われ、通常の隆起型腺腫に比べてRAS遺伝子の発現が見られないこと,、また表面型にAPC遺伝子の発現みられることなどが報告されている。また一方で全く腺腫成分を伴わないいわゆるIIc病変（de novo）もみつかっている。内視鏡像からみた大腸早期癌の初期像として興味ある症例を提示し、RGT、SGTの早期癌の肉眼形態とその進展様式について報告する。

表２　平坦型腺腫の大きさと異型度

大きさ（mm）	軽度・中等度異型腺腫	高度異型腺腫(m癌)	合計	癌化率（%）
＜5	58	4	62	6.5
6-10	39	12	51	23.5
11-20	5	1	6	16.7
>21	0	1	1	100.0
計	102	18	120	15.0

表３　異時性大腸癌の発生頻度

初回摘除腺腫の異型度	例数	頻度(%)
軽度異型腺腫(G2)	74	2(2.7)
中等度異型腺腫(G3)	19	1(5.3)
高度異型腺腫(G4;m癌)	15	1(6.7)
粘膜下層浸潤癌(sm癌)	3	0
総計	111	4(3.6)

異型度はＷＨＯの分類による。
東大第１外科('92)

1007

疫学からみた大腸がんの自然史に関する研究

渡辺能行（京都府立医科大学・公衆衛生）
多田正大（京都第一赤十字病院・第二内科）

【はじめに】　大腸がんの自然史については、長らく大腸ポリープの形状を呈する大腸腺腫を経て大腸がんが発生するとするとする polyp-cancer sequence または adenoma-cancer sequence が main pathway であるとする説が信じられてきた。これは、主に病理学的な検索を根拠としてきたものであるが、さらに大腸がんの分子生物学的な遺伝子解析のモデルでものこの説にのっとった説明がなされている。このような背景の中で、大腸がんの自然史についての疫学的アプローチとしてはどのようなことが考えられるのか例をあげながら検討を加えてみたい。

【対象と方法】　我々は、京都府下の人口約5000人の町において1982年より便潜血検査をスクリーニング検査とした大腸がん集団検診を毎年実施してきた。1982年より1992年の11年間にこの検診より10人の大腸がん患者が、また検診以外よりは11人の大腸がん患者が発見され、計21人の罹患者があった。同様に、大腸腺腫患者は、検診からは 149人、検診外からは 7人発見され、計 156人の罹患者があった。大腸がん検診の開始時にこの町の40歳以上の全住民3035人を対象に、自記式の生活習慣調査を行っており、2817人（92.8%）の回答を得ていた。上記大腸がん患者ならびに大腸腺腫患者のうちこの調査に回答していた者が大腸がん患者19人（90.5%）、大腸腺腫患者 142人（91.0%）であった。また、1974年に同町では35歳～64歳の住民2389人を対象にした循環器検診を実施しておりその受診者は1555人（65.1%）であった。上記大腸がん患者および大腸腺腫患者のうちこの検診を受診していたものはそれぞれ10人（47.6%）と 104人（66.7%）であった。これらの患者資料を用い、大腸がんについては患者 1対対照 3で、大腸腺腫については患者 1対対照 1で無作為に対照者を同じ調査及び検診受診者より選びnested case-control study を行い、生活習慣のリスクと血清コレステロール値の幾何平均値を求めた。なお、解析は統計解析パッケージepilog plus （EPICENTER SOFTWARE社）の proc match を用いた。コレステロールは幾何平均値を対数変換をして症例と対照の間でｔ検定を行った。

【結果】　1.解析に用いた大腸がん患者と大腸腺腫患者の1982年時点での性・年齢階級別分布を表1.に示す。　2.1974年の血清コレステロールの幾何平均値について、大腸がん患者とその対照の結果を表2.に、大腸腺腫患者とその対照の結果を表3.に示す。　3.大腸がんは進行度別に分けた時、大腸腺腫は大きさで二分した時の1974年の血清コレステロールの幾何平均値を表4.に示す。コレステロールの結果はすべて患者と対照の間に有意差を認めなかった。　4.1982年に調査した喫煙について、毎日喫煙を暴露ありとした時の大腸がんと大腸腺腫に対するオッズ比を表5.に示す。　5.同様に果物摂取について、週に 1回以上摂取を暴露ありとした時の大腸がんと大腸腺腫に対するオッズ比を表6.に示す。

【考察】　血清コレステロールの結果は有意差はなかったものの、大腸腺腫では対照よりも高値の傾向があった。この傾向は男女別でも腺腫の最大径の大きさ別でも認められた。高コレステロール血症を呈するような食生活が背景にある可能性も考えられる。一方、大腸がんでは性別で一致結果を示さなかったが、これは少数例のためか、がんの進行による全身消耗の影響を

受けている可能性もあると考える。喫煙や果物摂取からは大腸がんと大腸腺腫は同様の傾向を示した。以上のように、リスク・ファクターの点から大腸がんと大腸腺腫の間の関連を検討することができる。しかし、近年の内視鏡検査の普及により平坦型の大腸がんの診断も増加してきており、ポリープを経ないで大腸がんが発生することも言われている。従って、平坦型の大腸がんに対する検討も今後必要と考える。この他に大腸腺腫の内視鏡的切除術施行後の追跡により大腸がん発生のリスクを推定し相互の関連を検討することもできるが、その後の大腸がんの診断が真の新発生なのか、見落としした病変を発見しただけなのか問題も有している。

表1. 解析に用いた大腸がん患者と大腸腺腫患者の1982年時点での性・年齢階級別分布

年齢階級	大腸がん			大腸腺腫		
	男	女	合計	男	女	合計
40 - 49	1	0	1	22	7	29
50 - 59	4	0	4	34	14	48
60 - 69	4	2	6	34	9	43
70 - 79	4	3	7	18	3	21
80 -	1	0	1	1	0	1
合　計	14	5	19	109	33	142

表2. 大腸がん患者と対照の1974年測定の血清コレステロールの幾何平均値

		人数	幾何平均値
大腸がん	男	8	171.8
	女	2	217.1
	合計	10	180.0
対照	男	24	174.7
	女	6	212.9
	合計	30	181.8

表3. 大腸腺腫患者と対照の1974年測定の血清コレステロールの幾何平均値

		人数	幾何平均値
大腸腺腫	男	74	187.4
	女	30	204.0
	合計	104	192.1
対照	男	74	181.5
	女	30	196.2
	合計	104	185.6

表4. 大腸がんと大腸腺腫およびそれぞれの対照の1974年測定の血清コレステロールの幾何平均値

	人数	幾何平均値
早期大腸がん	5	166.6
対照	15	175.7
進行大腸がん	5	194.6
対照	15	188.1
4mm 以下の腺腫	50	192.9
対照	50	186.2
5mm 以上の腺腫	54	191.3
対照	54	185.1

表5. 1982年に調査した喫煙の大腸がんと大腸腺腫に対するオッズ比と95%信頼区間

	オッズ比	95%信頼区間
大腸がん（合計）	4.19	0.99 - 25.43
大腸腺腫（ 男 ）	2.06	1.10 - 4.01
大腸腺腫（ 女 ）	0.00	0.00 - 0.85
大腸腺腫（合計）	1.50	0.85 - 2.70
直腸腺腫（合計）	1.80	0.54 - 6.84
結腸腺腫（合計）	1.50	0.80 - 2.89
4mm 以下の腺腫	1.56	0.63 - 4.07
5mm 以上の腺腫	1.46	0.68 - 3.22

表6. 1982年に調査した果物摂取の大腸がんと大腸腺腫に対するオッズ比と95%信頼区間

	オッズ比	95%信頼区間
大腸がん（合計）	0.43	0.13 - 1.38
大腸腺腫（ 男 ）	0.54	0.29 - 0.98
大腸腺腫（ 女 ）	0.62	0.22 - 1.60
大腸腺腫（合計）	0.56	0.34 - 0.92
直腸腺腫（合計）	0.52	0.29 - 0.91
結腸腺腫（合計）	0.58	0.19 - 1.61
4mm 以下の腺腫	0.50	0.21 - 1.12
5mm 以上の腺腫	0.61	0.31 - 1.15

1008

肝がんの自然史

○津熊秀明、日山興彦、田中英夫、花井　彩、
藤本伊三郎（大阪成人病ｾﾝﾀｰ・調査部）、
大島　明（大阪がん予防検診ｾﾝﾀｰ）

わが国の原発性肝がんの90%以上を占める肝細胞癌の大多数は、慢性肝炎・肝硬変を発生母地としている。日本肝癌研究会の報告（1993年）によれば、肝細胞癌症例の18.2%が HBs抗原陽性、71.7%が HCV抗体陽性であり、両マーカーが共に陰性であったものは17.7%であった。本稿では、はじめに演者らが実施した追跡調査に基づいて、慢性肝炎・肝硬変患者における肝細胞癌の累積罹患率を、肝疾患の病期別に算出するとともに、肝細胞癌発生率と性、年齢、肝炎ウイルスマーカー、飲酒、喫煙習慣等との関連を考察する。献血や健康診断など偶然の機会に発見された HBVキャリアや HCVキャリアの長期予後を明らかにすることは、肝がん予防の面からも極めて重要である。HBs 抗原陽性献血者の自然史及びその修飾要因（飲酒、喫煙）については、大島らが既に報告しているが、HCV キャリアの長期予後については、今のところ十分には解明されていない。最近田中らは、大阪府の一般人口における HCVキャリアの数、及び HCV 関連の肝細胞癌罹患数を、性、年齢階級別に推計することにより、HCV キャリアにおける肝細胞癌の累積罹患率を算出した。これらの成績を、HBV キャリアの場合と対比する。そして、これまでに明らかにされた臨床及び疫学的知見に基づいて、わが国における肝細胞癌の自然史について、演者らの考えを述べる。なお、肝がんの早期診断、早期治療が、肝がん患者の予後の向上に寄与するかどうかは、肝がんの二次予防対策を構築する上で重大な課題である。大阪府立成人病ｾﾝﾀｰで現在実施している肝がん検診の評価研究は、結論を得るためにはなお６、７年を要するが、肝細胞癌の自然史の解明という観点からみた本研究の意義についても言及する。

［慢性肝疾患患者の追跡調査］

1987年 5月から91年 3月までの間に、肝検診の対象として登録した慢性肝炎・肝硬変患者917 人（登録時 40-69歳）を追跡対象として、1991年 9月末までの肝がん罹患状況を調べた。観察期間5-52ヵ月（平均37.5ヵ月）の間に、54例が肝がんに罹患した。Kaplan & Meier法により肝がん累積罹患率を肝疾患の病期別に求めた（図１）。３年累積罹患率は、登録時肝硬変であった者12.5%(95%CI:7.6-17.4)、慢性肝炎であった者3.8%（2.2-5.4）であった。Cox の比例ハザードモデルを用いて肝がん罹患の関連因子を解析した。その結果、年齢、肝疾患の病期（肝硬変）、血清 AFP値、HBs 抗原または HBc抗体（高力価）、HCV 抗体が、肝がん罹患の危険因子であることが明らかとなった（表１）。飲酒習慣とは一定の傾向を認めなかったが、喫煙者では、肝がん罹患リスクが高い傾向を認め、特に肝硬変患者では有意差を認めた。

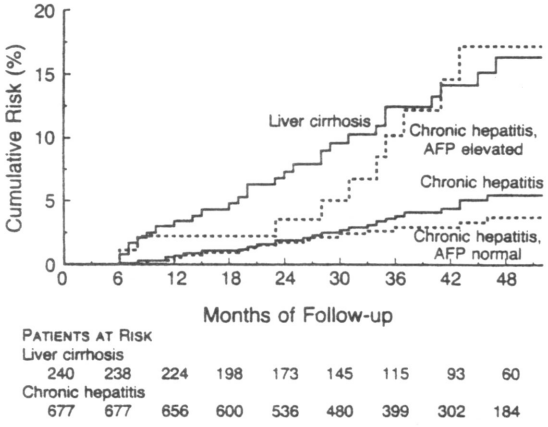


図 1. Cumulative Risk of Liver Cancer in 917 Patients with Chronic Liver Disease, According to the Clinical Stage of Disease at Enrollment.

［HBV 及び HCV キャリアの肝細胞癌罹患リスク］

1986年に演者らは、日本肝癌研究会と協同して、HBs 抗原キャリアにおける肝細胞癌罹患率を、性、年齢階級別、さらには多量飲酒歴の有無別に推計した。HBs 抗原陽性の男では、30歳代の前半から40歳代の前半にかけて、肝細胞癌罹患率が指数関数的に急上昇した。女でも罹患率の立ち上がりは男と同様であった。年齢階級別罹患率から、HBs 抗原陽性キャリアにおける30-74 歳までの累積罹患リスクが、男20%（多量飲酒者40%、そうでない者16%）、女 5.6%と推計した。同様の手法を用いて、田中らは、HCV キャリアでの性、年齢階級別罹患率を推計した。罹患率の立ち上がりは HBV キャリアの場合より幾分高齢であった。累積罹患リスクは、男（45-64歳）30%、女（50-64歳）6%と推計した。推計年や年齢の違いを考慮する必要があるが、HCV キャリアの一生涯の肝細胞癌罹患リスクは、HBV キャリアよりも大きいと推測する。

表1. Results of Cox Proportional-Hazards Regression, Adjusted for Age, Sex, and Other Potential Confounders.

Variable	Adjusted Rate Ratio	95% CI	Chi-Square
Sex			
Male	1.33	0.54–3.29	0.54
Female	1.00		
Age (yr)			
60–69	6.46	1.68–24.93	0.007
50–59	2.88	0.77–10.80	0.12
40–49	1.00		
Stage of disease			
Liver cirrhosis	1.93	1.08–3.46	0.03
Chronic hepatitis	1.00		
Alpha-fetoprotein level‡			
≥100 ng/ml	3.27	1.22–8.77	0.02
20–99 ng/ml	3.21	1.73–5.96	0.0002
Normal (<20 ng/ml)	1.00		
HBsAg			
Positive	6.92	2.92–16.39	0.0001
Negative	1.00		
Anti-HBc			
High titer	4.54	1.66–12.42	0.003
Low titer	1.31	0.72–2.38	0.37
Negative	1.00		
Anti-HCV			
Positive	4.09	1.30–12.85	0.02
Unknown status	5.77	1.87–17.83	0.002
Negative	1.00		
Smoking			
Current smoker	2.30	0.90–5.86	0.08
Exsmoker	1.68	0.63–4.47	0.30
Nonsmoker	1.00		
Drinking			
Current daily drinker			
≥80 g of ethanol/day	1.15	0.35–3.78	0.82
<80 g of ethanol/day	1.10	0.39–3.07	0.86
Former daily drinker			
≥80 g of ethanol/day	1.66	0.69–3.96	0.26
<80 g of ethanol/day	1.46	0.56–3.79	0.44
Occasional drinker	0.77	0.20–2.99	0.71
Nondrinker	1.00		

［HBV 及び HCVキャリアの感染時期、肝がん罹患までの期間］

わが国の HBVキャリアの大多数は、HBV の母児間感染または幼児期の水平感染に由来している。一方、HCV 感染の要因は、輸血や針刺し事故を除き、未だ十分には解明されていない。しかし、HBV の場合と異なり、成人期における感染であっても高率にキャリア化することが知られている。図２に、献血者における HCV抗体及び HBs抗原陽性者割合を、性、年齢階級別に示した（1992年大阪府赤十字血液ｾﾝﾀｰ、日山ら）。HCV 抗体陽性割合は、男女とも10歳代後半から30歳代前半にかけて急増し、その後年齢とともに漸増した。HBs抗原陽性割合は、40歳代まで漸増し、その後減少傾向を示した。HCV の感染時期を特定することは多くの場合困難であるが、輸血後肝炎の発生から肝がん罹患までには、20年以上を要すると報告されている。従って、HCV 感染から肝細胞癌が臨床的に診断されるまでの期間は、少なくとも20年以上と推測される。一方、HBV の場合、わが国では感染から30年以上と推測される。

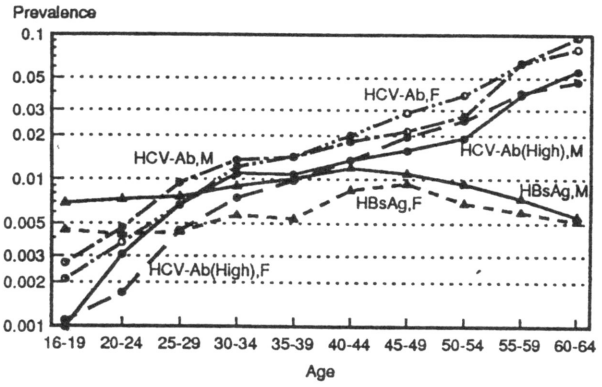


図2 Prevalence of HCV-Ab and HBsAg among Blood Donors by Age and Sex

1009

日本人の食文化と食生活

食文化形成についての栄養学的考察

東北大学名誉教授
昭和女子大学大学院教授
木村修一

はじめに：

人間が食物として摂取しているものをみると、その大部分は、動物や植物起源のものである。最初は、住んでいる地域に生えている野生の植物や、そこに棲息している野生の動物の中から、試行錯誤の末、選択し、食べるようになったに違いない。つまり、ヒトがそれら野生の動植物を食物にした（決めた）のである。したがって、食物が、住み着いた地域の自然環境に大きく影響されることは、容易にに推測される。

一方、動物の種の一つであるヒトという視点でみれば、それぞれ異なった環境条件のなかで、永い歴史の過程で、そこで得られる食物環境への適応をとげてきたであろうことも推測される。それは遺伝的な遺産として、民族や地域に住む人々のからだに定着しているはずである。このようなことから、「それぞれの食文化の形成の基底にある人間の食物摂取行動のなかには、生後、生活している環境での学習による部分が多いが、意識するしないに関わらず＜栄養的欲求＞という生きていくための動物本来の欲求が潜んでおり、その中には遺伝的要因も隠れているはず」というのが演者の考えである。

人間は、「生産」を自分のものにし、さらに、食物の「調理・加工」を発達させ、食物の範囲を著しく拡大してきた。人間のこのような営みが、地域固有の食生活、そして、そこにみられる食文化を一層多様化し、バライアティーのあるものにしたといえよう。そして、このことが、そこに住む人間の健康状態に大きな影響を与えてきたことも確かなことといえよう。

（１）日本原産の食用作物はごく僅か

日本の主食である米は、縄文時代の末期に始まったといわれるが、もちろんこれは日本固有の野生植物を栽培化したものではない。よそから伝来したものである。大豆や粟あるいはさといもが、米よりも以前に栽培されていたといわれているが、これとて日本原産というわけではない。日本の農耕は、他国から渡ってきた人々によって持ち込まれたものである。日本は現在、世界で一番多くの種類の食用植物を摂取している。きのこや海藻までたしかに豊富な野菜を食べている。しかしそのほとんどが「舶来」なのである。世界中の作物の起源を訪ねると、ほぼ８地域になると作物学者星川清親教授は言っている。日本で作物が生まれなかったのはひとつの謎となっているが、舶来品を受け入れてこれを同化することにかけてはまことに優れた能力を発揮したといえよう。このことが日本の食文化形成における一貫した一つの特徴なのかもしれない。

（２）食物が定着する条件

もちろん、伝来するにも、さまざまなケースがあったと思われる。偶然に持ち込まれることもあろうし、意図的に移入する場合もあったであろう。遣唐使などとして中国に渡った僧侶たちは、珍しい作物を持ち込むのに大きな役割を果たしたと言われ、後者の例であろう。いずれにしても、伝来した作物がすべて定着したわけはない。飢餓という条件がドイツにじやがいもを定着させたように、そこにはからだの栄養生理的要求を見いだすことが出来る。からだによいものを見いだす能力というのは、動物の持つ本能的な一つの能力だからである。

さて、先にも述べたように、長い歴史のなかで環境への適応でえられた機能は遺伝情報としてからだに刻み込まれたものと考えられるが、食べ物への応答を地域で比較する場合、まず第一にこの遺伝的背景を考える必要がある。

パプア・ニュウギニアの高地民が低タンパク質食で元気に生きているといった例にもそれを見ることが出来る。この遺伝的な差は個体間にもあることに注目すべきであろう。

（３）食物選択にみる遺伝と環境

演者が、実際に上で述べたことを強く感じたのは、食塩嗜好に関する研究を行ったときである。実験動物としてラットを用いたが、その系統によって、食塩嗜好は大きく異なるのである。例えばＳＨＲという遺伝的高血圧ラットは大の食塩好きである、食塩を与えなくとも高血圧症を引き起こすラットである。しかしこのラットでも食餌中タンパク質レベルを増加させると、食塩嗜好が激減することをわれわれは確かめることができた。この実験の過程で、アルコール嗜好性が食塩嗜好の強いラットほど高いという食塩嗜好とアルコール嗜好の強い関連性が認められたが、食塩の場合と反対に、高タンパク質食でアルコール嗜好がたかまることを見いだした。食物嗜好には学習だけでなくの遺伝的要因と環境条件（栄養条件）が関与していることを示したものと思っている。

最近、脂肪嗜好にも遺伝的要因のあることが分かりつつあり、欧米人と日本人との間にそのようなことがあるのか否か興味あるところである。

（４）唐辛子にみる食文化成立の背景

唐辛子はメキシコ付近が原産地で、コロンブスが新大陸からタバコなどと一緒にもたらした作物である。日本への渡来は室町時代で、唐から、あるいは南蛮船に乗ってキリシタンバテレンとともにやってきたと考えられている。ところが、隣国の韓国では日本から渡来したという説が強い、ある地域では「和辛子」と呼ばれているのである。いずれにしても日本と韓国は同じ時代に唐辛子が伝来してきたことは確かなことである。それなのに、唐辛子は韓国でキムチ文化と言われるほどの定着ぶりであるが、日本にはそれほどの隆盛がなかったのはどの様な理由なのであろうか？　これについての演者の仮説を述べ、食文化形成の背景にある栄養生理的要因について論ずることとしたい。

プログラムⅡ　抄録

一般口演

（演題番号2001－2027）

2001

地域集団におけるがん並びに他の疾患の家族集積性とその影響要因

○豊嶋英明、林千治、相崎俊哉（新潟大学・医・公衆衛生）
宮西邦夫（新潟女子短大・生活科学）
田辺直仁（燕労災病院・内科）

目的： 一地域住民集団において、がん及び他の疾患の家族集積性をこれら疾患の間で比較すること、並びに家族集積性に対し家族が共有する環境要因の関与の有無を知ること。

対象と方法： 1990年の夏に新潟県三和村の40才以上75才未満（一部40才未満も含む）の住民全員を対象として「健康と生活習慣」に関するアンケート調査を行なった。アンケートの未回答部分と矛盾回答を拾いだし、翌年秋に補充・訂正を行ない、2769名（35～74歳人口の約80％）より回答を得た。1992年 9月に家族歴、既往歴に不審回答のあった52例に対し、再度、手紙・電話で問い合わせをした。不審回答とは父親、母親、兄弟、姉妹のいずれかで全ての疾患について「病歴有り」と回答した例、がん病名を列挙した例、男性の乳がん、１親族について複数のがん病名が記載してあった例などである。

分析対象項目は、がん、脳卒中、高血圧、糖尿病、結核の家族歴・既往歴と、家族が共通に暴露された環境要因とみなされる食習慣の「塩分の多いもの」、「脂っこい食品」の摂取頻度、並びに「小、中学時代の同居喫煙者の有無」である。家族とは調査対象本人とその両親・同胞を指し、本人と同胞を一括して子として扱った。。当該疾患について、父・母の少なくとも一方に病歴があり、かつ、子の誰かに病歴がある場合を当該疾患の好発家族と定義した。

結果と考察： がんの病歴所有者全1090例中、胃がんが 516例（47.3%）と最多であり、次いで肝、肺の順に減少した。本人の年齢が55歳未満と55歳以上の 2家族群について、好発家族と、親と子の各々が各疾患に罹患した家族の割合を比較した。どの疾患についても好発家族の割合は高齢の家族で増加したが、子が罹患した家族数の増加は更に著しかった。

諸種疾患の家族集積性の指標として、親に当該疾患の病歴のある場合に、無い場合に比べて子がその疾患にどの程度罹りやすいかを表すオッズ比を求めた。がんの家族集積は55歳未満の若年では有意ではなく、高年齢でもオッズ比はほぼ 2.0であった（図１）。脳卒中、高血圧、結核のオッズ比は若年で4.5～5.1と高く、加齢とともに低下し、60歳以上ではがんとほぼ同じ値になった。糖尿病では若年で最も低く、加齢とともに上昇した。

同居喫煙者の有無の家族集積への影響を若年と高齢家族で検討した結果、がん、脳卒中、高血圧では明らかな影響は認められなかった（図２）。糖尿病では同居喫煙者なし群で、家族集積が高い傾向にあり、特に高齢群での差が著しかった。結核では同居喫煙者あり群で家族集積が強い傾向が認められた。

「塩分の多いもの」の嗜好別の検討では、どの疾患も加齢に伴う家族集積に変化に著しい違いは認められなかった（図３）。脳卒中では嗜好の低い家族で集積する傾向があったが、これは近年の減塩キャンペーンにより、好発家族が減塩に努めたことを表すのかも知れない。

「脂っこいもの」の嗜好別にみると、がん、脳卒中、高血圧については加齢による家族集積の推移の違いは著しくなかった（図４）。糖尿病、結核についても嗜好によらずオッズ比の推移はほぼ同様であったが、嗜好の少ない群で家族集積が高い傾向を示した。これは糖尿病家系ではおそらく食事療法をしていたこと、または食事が糖質に偏っていたこと、結核家系ではこの嗜好に伴う栄養の偏りが関与していることを表していると解釈できるかもしれない。

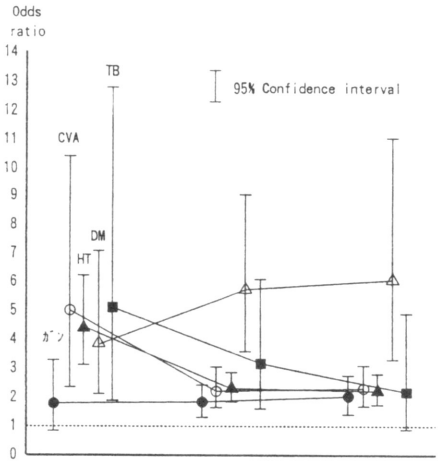
次に、ある疾患の家族集積と、他の疾患の家族集積との間での共通の素因の有無を調べるた

め、全ての疾患について家族集積の重複の程度を検討した。即ち、異なる２疾患の間で、両疾患の好発家族、一方の疾患のみの好発家族、両疾患いずれも親子にない家族を集計し、両疾患の共通発現の程度をオッズ比で比較した。その結果、高血圧は脳卒中及び糖尿病と共通して集積し易いことが認められたが、がんと有意な関係を示す疾患はなかった（表１）。

結語： 地域集団で認められるがんの家族集積性は、若年で脳卒中、高血圧、糖尿病、結核のそれと比較して低く、加齢により殆ど変化しなかった。一方、他の疾患の家族集積性は加齢とともに低下または上昇した。がんの家族集積に対しタバコ煙への暴露、塩味、脂っこいものの嗜好の関与は認められなかった。がんでは遺伝も含めた家族が共有する要因の家族集積への影響は他の疾患に比べて小さいと考えられた。

謝辞： 本研究は文部省がん特別研究総括班内の「コホート研究による発がん要因の評価に冠する研究班（班長：青木國雄）」の研究の一環である。

図１．親の病歴有無による子の罹患のしやすさ（家族数に基づくオッズ比）



CVA：脳卒中、HT：高血圧、DM：糖尿病、TB：結核

図２．子供時代の同居喫煙者の有無と家族集積

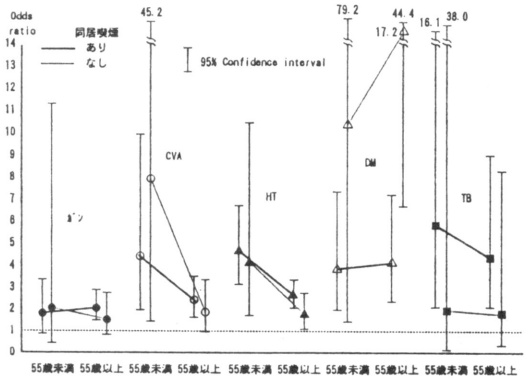


図３．塩辛いものの好みと家族集積

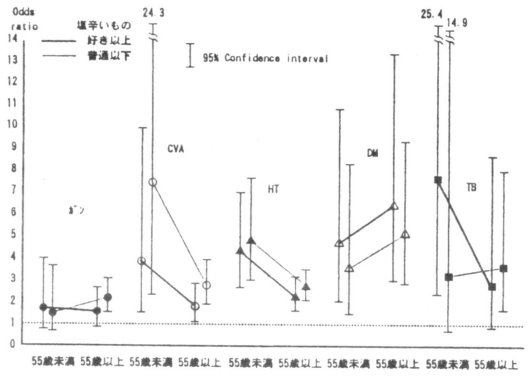


図４．脂こいものの好みと家族集積

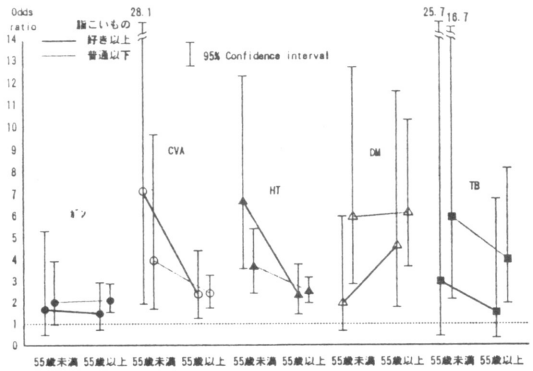


表１．家族集積からみた疾患間のリンケージ（オッズ比と95%信頼区間）

	脳卒中	高血圧	糖尿病	結核
がん	0.86 (0.36～2.06)	0.73 (0.42～1.27)	1.53 (0.46～5.11)	1.10 (0.14～8.48)
脳卒中		17.09 (10.09～28.94)	1.94 (0.73～5.14)	1.21 (0.15～9.67)
高血圧			4.02 (1.91～8.45)	2.95 (0.79～11.07)
糖尿病				3.41 (0.43～26.91)

親と子の両者に病歴がある場合、当該疾患の家族集積ありとした。

2002

喉頭がん患者の予後

味木和喜子、日山與彦、小山洋子、木綿三喜子、花井彩、
津熊秀明、吉野邦俊（大阪府立成人病センター）

［目的］　喉頭がんの相対生存率を詳細部位別にみると、声門部がんに比べて声門上部がんの生存率が低いことが報告されている。これはStageの分布の差によるのか、あるいは詳細部位固有の特徴なのかを検討する必要がある。また、喫煙は喉頭がん発生の危険因子として知られているが、診断時や治療後の喫煙状況が、患者の予後に与える影響については、余り検討されていない。そこで、(1) 詳細部位、(2) 診断時の喫煙状況、(3) 治療後の喫煙状況と、喉頭がん患者の予後との関係について検討した。

［方法］　対象者：当センターにて、1983-90年に治療（手術あるいは放射線療法）を開始した喉頭がん患者で、治療開始時年齢が40-79歳の男性531名のうち、詳細部位（声門部あるいは声門上部）の判明している患者512名を対象とした。予後及び治療後の喫煙状況の把握：対象患者について、1991年末日での予後を把握した。追跡不明者は6名(1.1%)にとどまった。また、治療開始から1年以上の生存の確認された患者485名に対して、治療開始1年後における喫煙状況を調査し、403名（83%）について回答を得た。解析方法：治療開始日を起点とした全死因についての生存率を、詳細部位、治療開始時年齢、Stage（UICC Stage分類）、治療開始年、診断時の喫煙状況別に、Kaplan-Meier法を用いて計測した。さらに、Coxの比例ハザードモデルを用いて多変量解析を行った。また、治療開始1年後の喫煙状況が予後に与える影響についても、同様に検討した。

［結果及び考察］　(1) 全対象患者での5年生存率は75.5%であった。(2) 各要因別の生存率曲線をFig.1 A-Eに示した。(3) 治療開始時の多変量解析の結果をみると、詳細部位、診断時年齢、Stageで有意差がみられた(Table I)。診断時の喫煙状況では、一日の喫煙本数別にみても、差がみられなかった。声門部がんと声門上部がんとの生存率の差は、年齢やStageの分布の差のみでは説明がつ

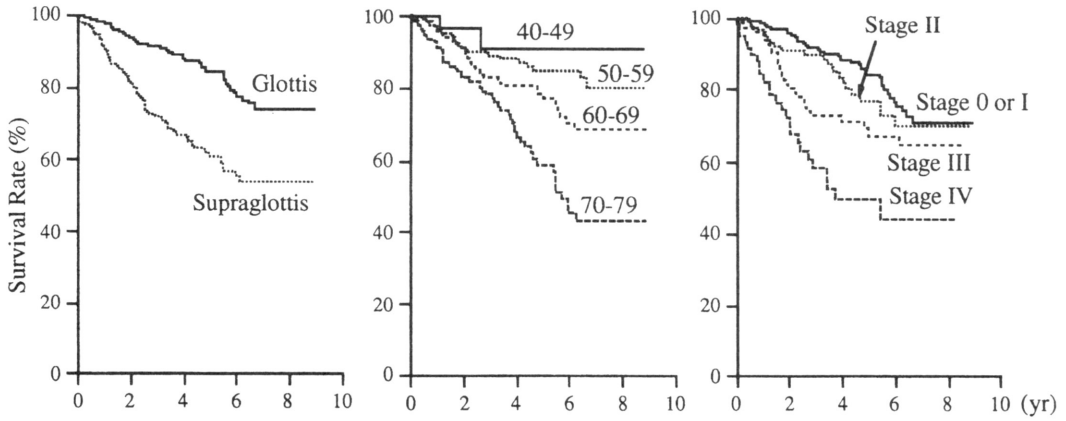


Fig. 1-A Site　　Fig. 1-B Age at treatment　　Fig. 1-C Stage

Fig. 1 Survival rate of laryngeal cancer

かず、その他の要因が関与している思われる。年齢による差については、今後、死因を考慮して検討する予定である。(4) 治療開始1年後を起点としたハザード比をみると、診断時年齢、Stageで有意差がみられた (Table II)。治療開始1年後の喫煙者の非喫煙者に対するハザード比は1.3で、有為差はなかったが、高い傾向がみられた。

［結論］ (1) 声門部がんの生存率は、年齢、Stage、診断時の喫煙状況、治療開始年を補正しても、声門上部がんより有意に高かった。(2) 診断時の喫煙状況は、喉頭がん患者の予後には関与しなかった。(3) 治療後の喫煙は、喉頭がん患者の予後を悪化する可能性がある。

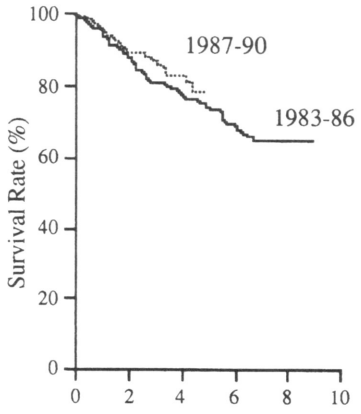


Fig. 1-D Year at treatment

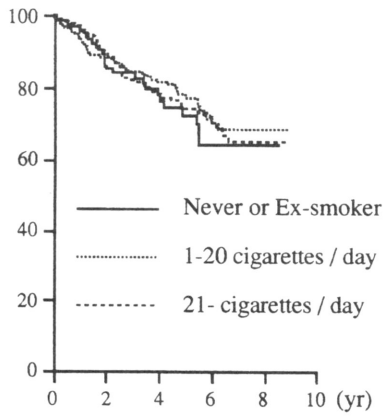


Fig. 1-E Smoking status at treatment

Table I. Hazard ratios of laryngeal cancer at treatment, multivariable

Factors	No.	Hazard Ratio (95%CI)	
Sites			
Glottis	323	1.00	
Supraglottis	189	1.70	(1.07- 2.70)
Age at treatment			
40-49	31	1.00	
50-59	164	1.65	(0.39- 7.01)
60-69	181	2.34	(0.56- 9.80)
70-79	136	4.76	(1.14- 19.95)
Clinical Stage			
Stage 0 or I	222	1.00	
Stage II	140	1.12	(0.66- 1.89)
Stage III	93	1.46	(0.85- 2.50)
Stage IV	57	2.41	(1.30- 4.48)
Smoking status at diagnosis*			
Never- or Ex-smoker	113	1.00	
1-20 cigarettes/day	209	0.78	(0.48- 1.28)
21- cigarettes/day	189	0.93	(0.56- 1.54)
Year at treatment			
1983-86	250	1.00	
1987-90	262	0.81	(0.52- 1.24)

*Information could not be obtained for one patient, who was excluded in this model.

Table II. Hazard ratios of laryngeal cancer after one year since treatment, multivariable

Factors	No.	Hazard Ratio (95%CI)	
Sites			
Glottis	314	1.00	
Supraglottis	171	1.40	(0.83- 2.36)
Age at treatment			
40-49	30	1.00	
50-59	156	1.72	(0.40- 7.43)
60-69	173	2.79	(0.66- 11.82)
70-79	126	5.51	(1.30- 23.45)
Clinical Stage			
Stage 0 or I	216	1.00	
Stage II	133	1.20	(0.67- 2.15)
Stage III	89	1.45	(0.80- 2.64)
Stage IV	47	2.22	(1.06- 4.62)
Smoking status at diagnosis*			
Never- or Ex-smoker	107	1.00	
1-20 cigarettes/day	194	0.78	(0.44- 1.36)
21- cigarettes/day	183	1.03	(0.59- 1.79)
Year at treatment			
1983-86	237	1.00	
1987-90	248	0.78	(0.47- 1.29)
Smoking status after treatment**			
Non-smoker	345	1.00	
Smoker	57	1.29	(0.64- 2.61)

*Same as Table I.
**Information could not be obtained for 83 patients, who were adjusted in this model.

2003

飲酒行動の遺伝的制御因子とその身体的健康度への影響（第７報）
―質問紙法によるＡＬＤＨ２遺伝子型推定法の検討―

竹下達也、森本兼曩　（阪大医環境医学）

［目的］東洋人においては、low Kmアルデヒド脱水素酵素（ＡＬＤＨ２）の遺伝子の点突然変異のために、遺伝的多型の存在することが明らかにされてきた。この多型は飲酒関連がん、アルコール依存症等、飲酒に関連した身体的健康度に大きな影響を与えることが示唆されている。我々は最近この点突然変異が、簡便なＰＣＲ－ＲＦＬＰ法によりアイソトープを用いることなく高い効率で検出できることを見いだした。この方法を用いて 500人余の対象者のＡＬＤＨ２遺伝子型を同定し、アルコール感受性との関連を検討した。とくに質問紙法においてこの遺伝子型を推定するのに、妥当な設問項目についての検討を行った。

［方法］ある職域集団の従業員全員から許可を得て健診時に血液サンプルを集め、白血球中のＤＮＡを鋳型として、ＡＬＤＨ２の点突然変異を含むエキソン12をＰＣＲ法を用いて増幅した。この際に一方のプライマーに１カ所ミスマッチを導入することにより制限酵素Ksp632I にて通常型のalleleのみが切断され、通常型ホモ、ヘテロ、変異型ホモ、の３つの遺伝子型が明瞭に同定された（図１、図２）[4]。この結果は、従来のハイブリダイゼーション法の結果と完全に一致した。

アルコール感受性に関しては、これまで用いられてきた、フラッシング等の13の飲酒時の症状に基いたアルコール感受性の判定（ＴＡＳＴ）をもとにして、いくつかの項目を加えて、対象者全員より情報を得た。また同時にアルコールパッチテストによる判定も行なった。

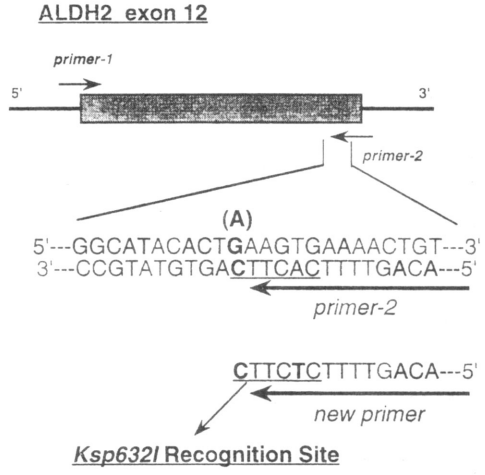


図１　制限酵素によるＡＬＤＨ２点突然変異検出法の原理

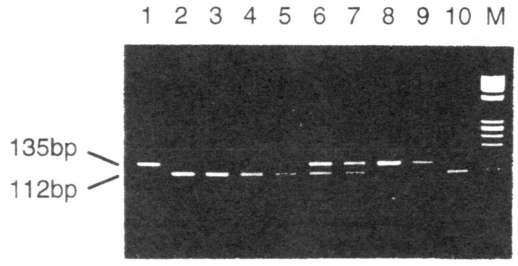


図２　ＡＬＤＨ２エキソン12のＰＣＲ産物の電気泳動パターン

［結果・考察］ＡＬＤＨ２遺伝子型に関しては、500名以上の対象者の解析により、職域集団における遺伝子型の分布頻度が明らかになった。既に昨年の本学会において通常型ホモ、ヘテロ、変異型ホモと、変異遺伝子の数が増えるに従ってアルコール感受性が高くなることを報告したが、今回の検討でも全く同様の結果が得られた。さらにこのアルコール感受性を反映して、飲酒頻度、平均飲酒量などの飲酒行動が強い影響を受けていることが確認された。最もアルコール感受性の高い変異型ホモでは、少量飲酒時の反応が特に特異的であった。

今回の遺伝子型の結果をもとに既存のアルコール感受性テストの信頼性を検討した所、ＴＡＳＴ、パッチテストともに 80-90％台の敏感度、特異度であった。どちらのテストでも、年齢による信頼性の違いはみられなかったが、ＴＡＳＴのみ習慣的飲酒により信頼性が低下する傾向がみられた。

今回の被検者のうち、男性のデータを用いて、遺伝子型を外的基準として、質問紙法に関する判別分析を、数量化Ⅱ類を用いて行った結果、数項目のみでもＴＡＳＴに匹敵する感度で判別が可能であった。またアルコール感受性の高いグループの中の、ヘテロと変異型ホモの２群も、一定程度の信頼度で判別可能であることが示された。（表１参照）

通常型ホモは、大量飲酒に結びつきやすく依存症や肝障害等の健康破綻をきたしやすい。一方ヘテロでも習慣的飲酒者は決して少なくない。血中アルデヒド濃度が上昇しやすいことから、少量飲酒でも健康破綻を招きやすい可能性がある。また変異型ホモは、ほとんど飲酒できないことから、ストレスがたまりやすい、会社内での意思疎通がはかりにくい、また HDLを飲酒によって増加できないために動脈硬化の危険が高まる等の問題がありうる。今後はＡＬＤＨ２遺伝子型が身体的・精神的健康度に与える影響についての解析を行う予定である。

今回有効性の高かった数項目から成る質問紙法を用いて、３つの遺伝子型が簡便に、また一定程度の感度で判別できることが明らかになった。今後健康教育等への応用も期待される。

本研究は、兵庫医大遺伝学教室の古山順一教授、橋本知子講師の御協力を得て行なわれたものであり、深く感謝致します。

表１　ＡＬＤＨ２遺伝子型判別に有用な質問項目

質問項目	いつも／時々／出ない
顔が赤くなる	
顔以外の部分が赤くなる	
眠くなる	
頭が痛くなる	
胸がドキドキする	
ビールコップに1/4杯位で顔や体が赤くなる	
ビールコップに1/4杯位で胸がドキドキする	

2004

日本における乳癌集団検診の新しい展開

大内憲明、森　昌造（東北大学•医•第二外科）
松野正紀（東北大学•医•第一外科）

[はじめに]

本邦における乳癌の集団検診は大きな転機を迎えている。すなわち従来の視触診を主体とした検診では外来発見に比較して乳癌の発見率はやや優るものの、手術後の生存率において有為な差を認めず、検診の目標である救命率の向上が得られていない。すでに欧米ではマンモグラフィーを主体とした乳癌検診のケースコントロール研究が多くなされ、その中にはマンモグラフィーによる検診の有用性を示す報告がみられる。我々は視触診にマンモグラフィーを併用することにより早期乳癌の検出率が向上するか否かを明らかにする目的で、視触診のみによる検診と、視触診＋マンモグラフィー検診を実施した。

[対象と方法]

対象はあらかじめ検診対策地域を選定した50才以上女性受診者9634名である。方法は一時検診にて視触診に側面一方向のマンモグラフィー撮影を併用した（併用群）。対照は同時期に他地域で視触診のみによる一時検診を受けた50才以上女性35511名とした。なお、本研究は宮城県対がん協会において実施された。

[結果]

マンモグラフィー併用群で30名の乳癌を発見し、検出率は0.31%であった。一方非併用群では発見乳癌数が28名で、発見率は0.08%であり、併用群で高い乳癌検出率を得た（表１）。年齢階層別では60才以上で発見率が非併用群の約５倍となり、とくに60才以上でのマンモグラフィーの有効性が示された。発見乳癌の臨床病期(Stage)をみると、併用群ではStage 0, Stage Iがそれぞれ17%, 57%で、早期乳癌全体として74%となり、非併用群の早期乳癌の比率39%に比し高率であった（表２）。併用群で発見された30名の乳癌患者中15名では腫瘤を

Table I. Breast Cancer Detection Rates Based on Age Distribution According to Screening Systems

	PE and MMG combined			PE alone		
Age distribution	Number of subjects (%)	Number of breast cancers	Deteciton rate	Number of subjects (%)	Number of breast cancers	Detection rate
50 - 54	2740 (28.4)	3	0.11%	9728 (27.4)	7	0.07%
55 - 59	2885 (29.9)	6	0.21%	10437 (29.4)	6	0.06%
60 - 64	2299 (23.9)	13	0.57%	8885 (25.0)	7	0.08%
65 - 69	1203 (12.5)	6	0.50%	4585 (12.9)	5	0.11%
70 - 74	417 (4.3)	2	0.48%	1503 (4.2)	2	0.13%
75 -	82 (0.9)	0	0.00%	373 (1.0)	1	0.26%
All age	9634 (100)	30	0.31%	35511(100)	28	0.08%

PE, physical examination; MMG, mammography

触知せず、これらはいずれもマンモグラフィーで異常を指摘され、精査の結果乳癌の診断を得た。また、検診後2年間の追跡調査により、乳癌検出の偽陰性を非併用群で4名に認めたが、併用群では認めなかった。その結果、乳癌検出の感度と特異度は併用群でそれぞれ100%, 96.9%、非併用群でそれぞれ71.4%, 95.1%となった（表3）。

[考案]

50才以上を対象とした乳癌の一次検診において、視触診と側面一方向のマンモグラフィー併用により乳癌発見率が非併用群（視触診のみによる検診）に比して飛躍的に上昇した。さらにこの中で非触知乳癌が半数を占めたことは従来の乳癌検診の在り方を改めて問うものである。すなわち、この結果は本邦で広く導入されている視触診のみによる乳癌検診方法の見直しの必要性を示している。

本研究ではマンモグラフィー併用検診が視触診のみによる検診に比較して、早期乳癌の検出に優れていることが示された。早期乳癌の検出率の向上が乳癌による死亡率の低下に直結するとは断定できないが、乳癌の治療成績が手術時の病期･進行度に依存することが既に示されており、死亡率の低下は今後の調査により明らかになるものと期待される。

Table II. Stage Distribution of Breast Cancers Detected by Two Mass Screening Systems

	Number of breast cancers (percentage)					
Screening system	Stage 0	Stage I	Stage II	Stage III	Stage IV	Total
PE and MMG	5 (17%)	17 (57%)	5 (17%)	3 (10%)	0 (0%)	30 (100%)
PE alone	2 (7%)	9 (32%)	16 (57%)	1 (4%)	0 (0%)	28 (100%)

Table III. Sensitivity and Specificity in Two Screening Systems Based on 2 Years of Follow-up

	PE and MMG combined			PE alone		
Screening	Breast cancer Positive	Breast cancer Negative	Total	Breast cancer Positive	Breast cancer Negative	Total
Positive	14	151	165	10	769	779
Negative	0	4765	4765	4	14820	14824
Total	14	4916	4930	14	15589	15603
Sensitivity		100%			71.4%	
Specificity		96.9%			95.1%	

2005

家庭血圧・自由行動下血圧からみた東北地方農村住民の血圧分布について

○今井　潤　阿部　圭志　（第二内科）
佐藤　洋　佐久間まり子　（衛生学）
久道　茂　辻　一郎　（公衆衛生）

JNC5によれば、米国における高血圧(140/90mmHg以上)の認識率は65%であり、また高血圧者の54%は未治療であるという。本邦の国民栄養調査によれば、高血圧(160/95mmHg以上)の出現率は人口の12.0%であり、境界域を超えるものは人口の31.3%であるという。また降圧薬治療率は境界域高血圧以上を示す人口の約42%と推定される。澤井は、山梨県白州町の成績(1990年)から、40才以上の降圧治療群中、正常血圧を示すもの33.7%、高血圧を示すもの30.5%であると報告している。これ等の成績は随時血圧(CBP)に基づくものである。CBPが日内変動、白衣現象、検者のバイアスなどにより、精度と安定性に欠けることは、多くの研究で明かである。CBPは一般に血圧を過大評価し、また時には過小評価する。前者は無用な降圧療法とその副作用などの不利益をもたらす。後者では高血圧合併症を未然に防ぐことができず、個体の不利益と結果的に大きな社会的負担をもたらす。

従って高血圧の長期薬物療法の評価にCBP以外のより正確で安定した血圧情報を導入することは、高血圧のひろがりの評価と、降圧療法の効果の評価に新たな視点と利益をもたらそう。我々は1987年以来岩手県O町において家庭血圧(HBP)、自由行動下血圧(ABP)を用いた高血圧の疫学調査を行ってきた。そこで本稿においては、同地区におけるHBP、ABPからみた高血圧のひろがりと降圧療法の現況に注目し、長期降圧療法の評価に言及した。（本稿においてはHBPのみにとどめる）方法と成績：岩手県O町U.K2地区(人口3533人)で、各家庭に自動血圧計(HEM701C)を配布し、7才以上の住民を対象にHBPを測定した。3日間以上(20.8±8.3回)のHBP測定者は1962人(49.9±19.1才、人口の56%)であった。住民検診等によるCBPと、HBP両情報を得られた対象は1425人（人口の39.2%）でありそのうち降圧薬非服用者は1112人(78.0%)、服用者は313人(22.0%)であった。1425人の年代別降圧薬服用率を図1に示す。服用率は年齢とともに多くなり、60才以上の50%以上が服用している。図2に、服用者(treated)、非服用者(untreated)の

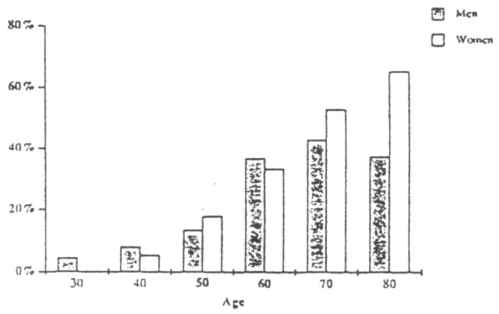


図　1

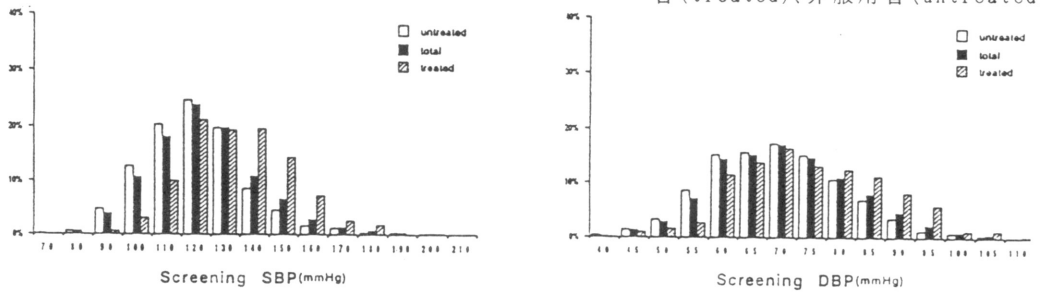


図　2

CBPの分布を示す。服用者(138±18／77±12mmHg)のCBPは非服用者のそれより(125±18/72±11mmHg)有意に高い。服用者中なお160and/or95mmHgを超えるのは、313名中54名(17.3%)、非服用者1112名中6名(5.5%)であった。図3に服用者、非服用者のHBPの分布を示す。服用者のHBP(133±14/78±10mmHg)は非服用者のそれより(118±14/71±10mmHg)有意に高い。1990年度の国民栄養調査によれば本邦における高血圧罹病率は12%と推定される。そこで1425人のHBP分布の高値12%(141and/or85mmHg)以上を高血圧とした。1425人中CBPで高血圧と判定された115人のHBPをこの基準で判定すると、55人(47.8%)のみがHBPによっても高血圧と判断された。一方非服用者でCBP正常血圧である930人のHBPの分布からその平均値＋SD値(128/79mmHg)以下を示すものは確実にHBP正常血圧と判定されよう。この値で判断すると非服用者でCBP高血圧を示す61人中17人(28%)はそのHBPで全く正常と判定される。一方非服用者でCBP正常血圧の930人中61人(6.6%)は、HBPで高血圧(141and/or85mmHg以上)と判定された。1425人のCBPをWHO基準で分類しその各々の群内でHBPによる血圧の分類を行ったものが図4である。こうしたHBPの判断基準で、1425人を分

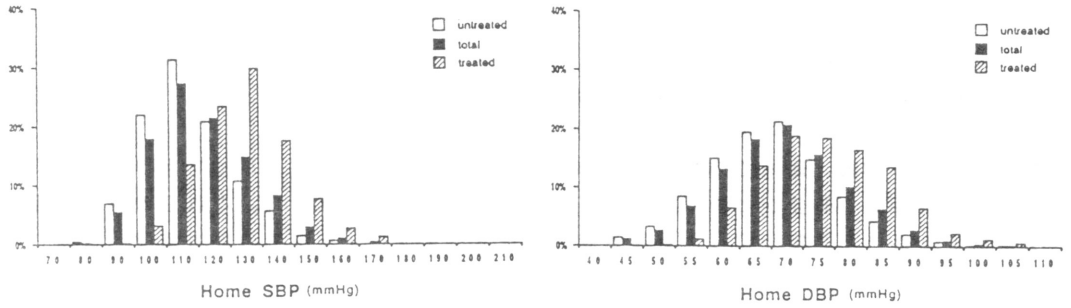


図 3

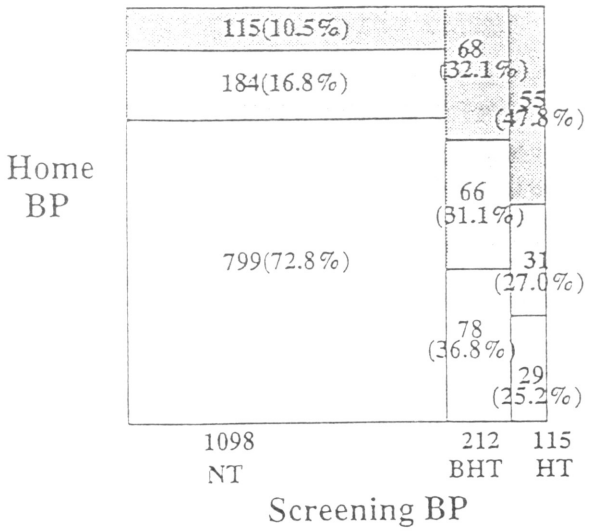


図 4

析するとCBP正常血圧者1098人中115人(10.5%)は、HBPで高血圧と判定された。一方CBP高血圧者115人中55人(47.8%)はHBPによっても高血圧と判定され、残り60人(52.2%)は少なくとも降圧療法の不必要な群あるいは十分な降圧療法下にある群と考えられた。また服用者313人中115人(36.7%)はHBPでなお高値にあり（降圧不十分）、91人(29.1%)は全く正常HBPであった。

結論：高血圧の長期管理にCBP以外の血圧情報を導入することで、高血圧のひろがりと長期降圧薬療法のより正確な評価が可能となると考えられる。

2006

安定型ヘモグロビンA_{1c}を用いた糖尿病患者数の推計

○田代眞一（昭和薬科大学・病態科学）
赤澤好温（ＷＨＯ糖尿病協力センター）

【Ⅰ．目的】

血糖が上昇してもよほど高値でない限り自覚症状や苦痛を伴わないために『隠れ患者』が少なくなく、臨床診断に用いられる75ｇブドウ糖経口負荷試験では広範なスクリーニングが困難であり、また血糖値が食事などの日常の営みによって大きく変動するため信頼度に欠けるなど、糖尿病の疫学調査は必ずしも容易ではない。それだけに、ＷＨＯ方式による特定の地域での小規模ではあっても綿密な調査を行なうとともに、簡便で食事などに影響されがたい新しい疫学指標を開発し、広範な調査を行ない、両者の結果を突き合わせることによって、正確な実態の把握を行なう必要があると考えられる。そこで、そうした新しい指標として、安定型ヘモグロビンA_{1c}（$sHbA_{1c}$）を取り上げ、その疫学指標としての有用性を確かめるとともに、この方法を用いて、全国栄養調査に際して全国的に血液検体を集め、また、人口統計で補正して、わが国の糖尿病患者数を推定したので報告する。

【Ⅱ．方法】

糖尿病初診の99例、地域での糖尿病検診受診者等 498例を対象に、75ｇブドウ糖経口負荷試験(oGTT)時に$sHbA_{1c}$値並びに総ヘモグロビンA_{1c}（$tHbA_{1c}$）を求めた。これらの値は、陽イオン交換樹脂を用いた逆相分配による高速液体クロマトグラフィー法での専用装置（自動グリコヘモグロビン測定装置 Hi-AUTO A_{1c} HA-8121型、京都第一科学）を用い、$sHbA_{1c}$は不安定型ヘモグロビンA_{1c}除去用溶血洗浄液21Ｈを、$tHbA_{1c}$は塩濃度の低い21Ｌを用いた。一方、1980年の国民栄養調査に際して、対象となった約 6,000所帯の約20,000名より全国的に血液を集め、実際に採取しえた 8,161検体から、分析可能な量の血液が存在した30歳以上の 8,055例（男性 3,361例、女性 4,694例）の検体を得て、$sHbA_{1c}$値を分析した。

【Ⅲ．結果と考察】

１）75ｇブドウ糖経口負荷試験時の血糖値とヘモグロビンA_{1c}値の変動.

初診の99例を、oGTTの結果から糖尿病患者（59例）、耐糖能異常者（34例）、健常者(6例)の３群に分け、それぞれのoGTT中の$sHbA_{1c}$値の変動の平均を求めたところ、いずれの群でもほとんど変化せず、変動幅は最大でも臨床検査報告値の最小桁である 0.1％を下回ったが、同じ検体の$tHbA_{1c}$値は血糖の変化とともに大きく変動し、変動幅の平均は、健常者でも30分後には約 0.3％、糖尿病患者群では60分後には約 0.6％にも上った（図）。この結果は、$sHbA_{1c}$値は刻々の血糖値の影響を受けず、従って、随時血糖でも糖尿病患者の検出が可能な、疫学調査研究に適した優れた指標であると考えられた。

２）安定型ヘモグロビンA_{1c}のカットオフ値の検討.

地域での糖尿病検診受診者に75ｇブドウ糖経口負荷試験を行ない、糖尿病(120例)、耐糖能異常(241例)、健常(223例)の３群に分け、それぞれの$sHbA_{1c}$値を求めたところ、健常者の最高値が 5.5％であった。またこの群の平均値は4.90％、標準偏差は0.32％で、臨床検査などで正常の上限値として用いられる平均＋2SD 値は5.54％であった。これらの結果から、 5.6％以上を異常高ヘモグロビンA_{1c}群（この方法での糖尿病患者）と規定すると、ここには、oGTT正常群は一切含まず、耐糖能異常者の約16％を拾ってしまい、糖尿病患者の23.3％を見逃してし

まうと推定された。従って、sHbA$_{1c}$を指標として得られた糖尿病患者数の推計は、実際の患者数よりも低く見積もっている可能性が強い。

3）安定型ヘモグロビンA$_{1c}$値を指標としたわが国における糖尿病患者数の推計.

そこで、同年の性年齢別人口統計を基に、sHbA$_{1c}$高値者数を求めると、30歳代以上の人口の7.77%、約 566万人、40代以上の人口の9.65%、約 536万人と計算された（表）。実際の糖尿病患者数はこれよりも多いと推定され、 600万人程度、今までの推計の約3～5倍に上ると推測された。この有病率は、演者らをそれぞれ事務局長、班長とする厚生省糖尿病疫学調査研究班の調査研究事業として、ここ数年、幾つかの限られた地域で行なわれてきたWHO方式に基づく糖尿病疫学調査結果ともよく合致している。

【Ⅳ. 結論】

安定型ヘモグロビンA$_{1c}$は一過性の血糖の変動にほとんど影響されず、従って、糖尿病の疫学調査研究に極めて優れた指標となると考えられた。その 5.6%以上を糖尿病群として推計したところ、わが国の糖尿病患者数は従来の推計より遙かに高く、およそ6百万人に到達していると考えられた。糖尿病は、日常診療で常に念頭に置くべき疾患であり、その研究や対策に一層尽力する必要がある。

図. ヘモグロビンA$_{1c}$値の75gブドウ糖経口負荷試験中での変動.
75gブドウ糖経口負荷試験時の時間（分）に対する、ヘモグロビンA$_{1c}$値の変化を、負荷前の値との差（%）で表示した。
--●-- 糖尿病群　　···+··· 耐糖能異常群　　—×— 正常群

(A) 安定型ヘモグロビンA$_{1c}$値　　(B) 総ヘモグロビンA$_{1c}$値

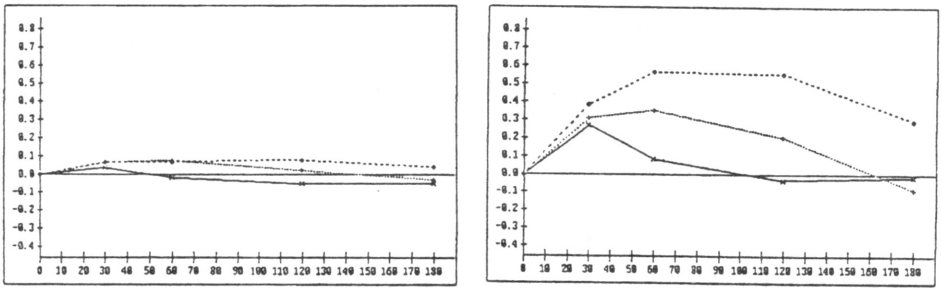


表. わが国における糖尿病患者数の推定.

年齢	男			女			計	
	人口	有病率	患者数	人口	有病率	患者数	患者数	有病率
	(千人)	(%)	(千人)	(千人)	(%)	(千人)	(千人)	(%)
30～34	3,952	1.49	59	3,883	1.12	43	102	1.30
35～39	4,759	3.07	146	4,708	1.09	51	197	2.08
40～44	5,022	6.94	349	4,989	1.95	97	446	4.46
45～49	4,562	8.89	406	4,613	3.63	167	573	6.25
50～54	3,969	11.05	438	4,052	6.14	249	687	8.57
55～59	3,706	13.80	511	3,852	9.07	349	860	11.38
60～64	3,122	18.64	582	3,426	11.43	392	974	14.87
65～69	2,049	11.33	232	2,825	10.46	295	527	10.81
70～	3,660	14.99	549	5,718	13.04	746	1,295	13.81
30～計	34,799	9.40	3,271	38,066	6.28	2,390	5,661	7.77
40～計	26,088	11.75	3,067	29,475	7.79	2,296	5,362	9.65

2007

本態性高血圧臨床　2,164例の30年追跡調査研究

富永忠弘[1)]、加藤俊一[1)]、阿部圭志[2)]、今井潤[2)]
1）仙台市医療センター・仙台オープン病院
2）東北大学・第二内科

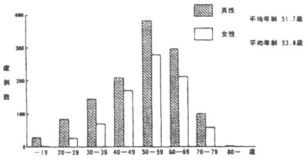
（目的）本格的な降圧薬が臨床的に利用できるようになったのは1950年代後半からである。その臨床適用により、本態性高血圧（以下、本症と略す）の予後は大幅に改善され重症病型も激減するなど、病態にも大きな変動が起こった。二十一世紀を控えて今世紀末の治療により、変動と修飾を蒙った本症の病像の実態を正確に記録にとどめておくことは、臨床的にはもちろん疫学的見地からも重要な意義があると考えた。

（方法）表1に示す1956年から1964年の間に東北大学・第二内科を受診した無選択・連続の本症 2,164例について30年の追跡調査を進め、現在に及んでいるが、この間の消息判明率は約90％を維持している。本素材を用いて、初診時年齢・性別をはじめいわゆる高血圧の心血管系合併症の危険因子について、生存率を算出した。また重回帰分析により各危険因子の、長期生存に関しての予後予測因子としての有用性を検討した。

表1　追跡調査の対象

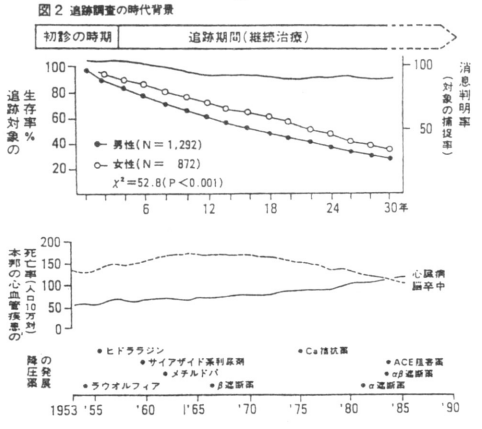
1956年から1964年の初診症例で	
来院時（準基礎）血圧がWHOの	
高血圧基準を充した症例	2,790
追跡調査から除いた症例	626
症候性（二次性）高血圧	582
腎実質性高血圧	173
腎血管性高血圧	5
褐色細胞腫	4
原発性アルドステロン症	7
クッシング症候群	6
甲状腺機能亢進症	72
その他の内分泌疾患	19
大動脈縮窄症	3
後天性弁膜症	69
その他の心血管性疾患	52
中枢神経疾患による高血圧状態	36
不安神経症その他による一過性高血圧	46
妊娠中毒症その他	90
すでに悪性新生物合併の明らかな	
本態性高血圧	44
追跡調査の対象となった本態性高血圧	2,164

図1　症例の初診時性別・年齢分布状況



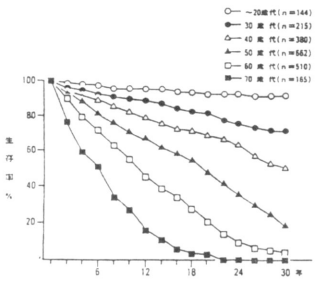
（成績）初診時の平均年齢52歳の本調査の集団の30年生存率は30％であった。これが現代の降圧薬の継続療法で期待出来る成績の実態であろう。主なる危険因子別の実測生存率は図に示す如くであった。脳・心・腎のいわゆる高血圧の標的臓器の臓器障害度が強い程、生存率も階段的に低下することが明らかである。重回帰分析による予後予測因子としての有用性は、初診時年齢・動脈硬化性合併症・心電図所見・性・初診時収縮期血圧・タンパク尿・眼底所見・NYHA心機能度・尿濃縮力・体型・心胸比・大動脈弓部の動脈硬化度・ＰＳＰ15分値・糖尿病合併の順に高かった。なお軽度の肥満はむしろ予後好転的に働くことも判明した。血清総コレステロール値の有意性は否定され、実測生存率曲線もそれを裏付ける成績を示した。

図2 追跡調査の時代背景



（総括）降圧薬による常識的継続療法下の本症の長期予後の実態を提示した。予後を決定する因子としては、脳・心・腎の高血圧の標的臓器の高血圧性ならびに動脈硬化性臓器障害がもっとも重要である。またそれに基く総合重症度分類の有用性も明らかである。肥満・高脂血症の危険因子の意義は否定された。治療の流布・進歩により、病態の変動とともに危険因子の意義にも大きな修飾が加えられており、今後の臨床ならびに疫学的な管理指導にはそのことが十分に考慮されるべきである。

図３　初診時の年齢階層別生存率



性別と生存率

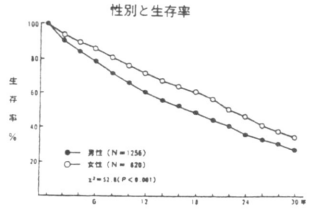
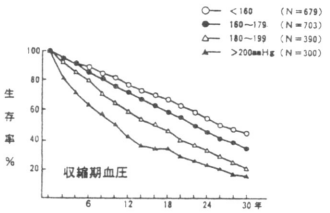


図４　初診時血圧と生存率
〔近似基礎血圧〕



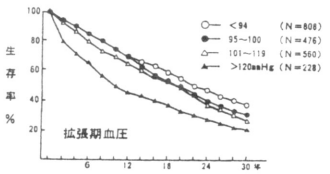
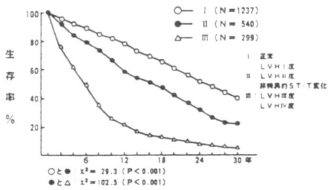
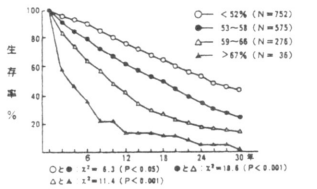


図５　心電図左室肥大所見と生存率



心胸比と生存率



ＮＹＨＡ心機能度と生存率

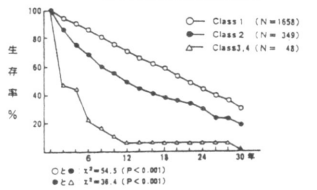
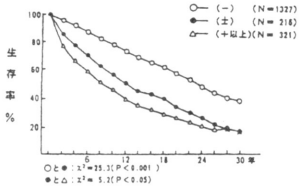
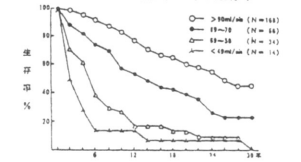


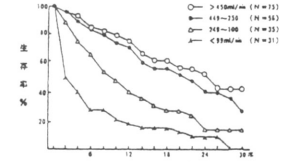
図６　タンパク尿と生存率



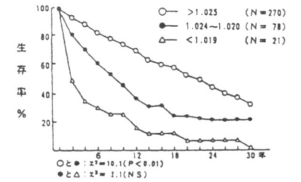
糸球体沪過値(GFR)と生存率



腎血漿流量(RPF)と生存率



尿濃縮力と生存率



ＰＳＰ(15分値)と生存率

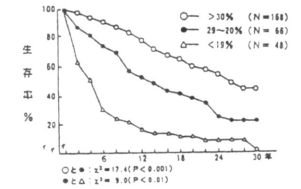
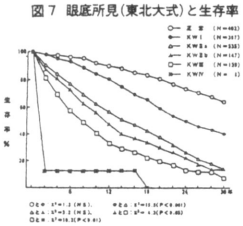
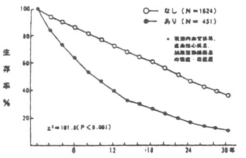


図７　眼底所見(東北大式)と生存率



動脈硬化性合併症の有無と生存率



糖尿病の合併の有無と生存率

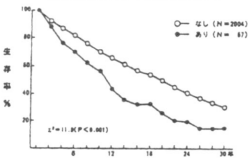
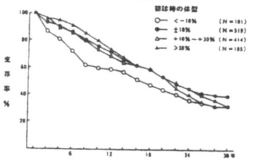
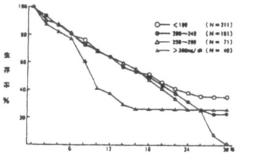


図８　初診時の体型別生存率



血清総コレステロール値と生存率



2008

健康診査における新しい動脈硬化指標としてのPlatelet derived growth factor（PDGF）の測定意義に関する基礎的および疫学的研究

○吉田雅美、中村裕之、長瀬博文、岡沢孝雄、大西孝司、
林　宏一（金沢大学・医・公衆衛生）
三浦克之（金沢医科大学・公衆衛生）

【目的】

血小板増殖因子（Platelet derived growth factor：以下PDGFと略する）は、動脈硬化の発生に関与しているといわれ、虚血性心疾患やⅡ型高脂血症などの疾病では、血中PDGF値は上昇しているとの報告もある。PDGFは、AA-またはBB-homodimer、ないしはAB-heterodimerの3つのアイソマーとして存在している。A鎖はB鎖に比べ、細胞増殖活性は弱いといわれており、またPDGFレセプターの種類により生物活性の発現レベルはAB鎖、BB鎖の構造の違いに左右されるため、血清中のPDGFのアイソマーの存在比を明らかにすることは重要であるが、その報告は多くは見られない。そこで今回ゲル濾過法及び高速液体クロマトグラフィー（以下HPLCと略する）を用いて、ヒト血清中のPDGF-AB、-BBを分離し、その存在比を明らかにした。さらに一般正常人を対象に血中のPDGF値と一般健診項目との関連を疫学的に検討した。

【方法】

1. 健診受診者におけるPDGF測定

石川県某山村での住民健診受診者、及び富山県某企業健診受診者のうち、服薬していない男性131名、女性51名の計182名を対象に、一般健診項目と血中PDGFを調べた（表1）。血中PDGFはRIA法（2抗体法）により測定した。

2. PDGFアイソマーの分離

ゲル濾過法およびHPLCを用いた。ゲル濾過はHiLoad Sephacryl S-100 High Resolution column（Pharmacia LKB Biotechnology Inc.）を用いて、PDGF標準品および血清について行った。HPLCはPDGF-AB標準品、PDGF-BB標準品、PDGF-AB標準品とPDGF-BB標準品の混合品、およびゲル濾過で得られたサンプルの凍結乾燥品の4種類につき検討した。カラムはTSKgel ODS-120T（東ソー）を使用し、移動相はアセトニトリル溶液を用い、15から55%のLiner gradient（60分間）をかけた。ゲル濾過、HPLCとも各フラクションにつきRIA法でPDGF濃度を測定した。

【結果と考察】

ゲル濾過では、PDGF-AB標準品（図1）とヒト血清（図2）ではほぼ同じフラクション番号にピークが認められた。この2つの結果はゲル濾過法により、PDGFが分離され粗精製されたことを示している。図3から図6にHPLCの結果を示すが、PDGF-BBではPDGF-ABの場合よりも早い21番から35番にピークが認められた（図3、4）。この2つのHPLCの結果より、フラクション番号が35から37番の所でPDGF-AB、PDGF-BBは分離するのではないかと考えられた。次にPDGF-AB標準品100ngとPDGF-BB標準品50ngの混合品（図5）及びゲル濾過で得たヒト血清のサンプルの凍結乾燥品（図6）を注入した。先の図3と図4の結果から36番を境界として、36番以前をPDGF-BB、それ以降をPDGF-ABと考え、ピークの面積を比較した。図5では 1: 2.3となり、実際に注入した比1:2にほぼ近くなり、実際の混合比と計算させた面積比がよく一致することが確かめられた。図6では、面積比を計算するとPDGF-BBと-ABの比は 1: 1.92となり、これらの結果よりヒト血清中のPDGFのアイソマー比はPDGF-ABが約65%、PDGF-BBが約35%であると考えられた。

次にPDGFの疫学的検討を行った。血中PDGF値は喫煙本数（Brinkmann index）、年齢と負の相関を認め、総コレステロール、HDL-コレステロールと正の相関が有意に認められた（表2）。血圧とは関連がみられなかった。これまで動脈硬化の危険因子として、高脂血症を基礎に高血圧症や糖尿病などの疾病、および喫煙の習慣が関与していることが明らかになっているが、本結果によって、高血圧および高脂血症との間にはPDGFを介する動脈硬化症の発生に関しては、一元的な病態に基づくものだけではないということが示唆された（表3）。

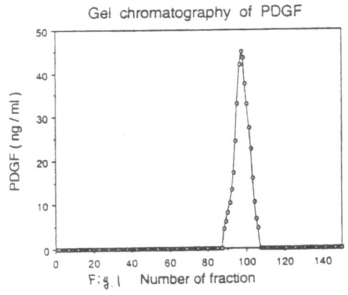


Fig 1

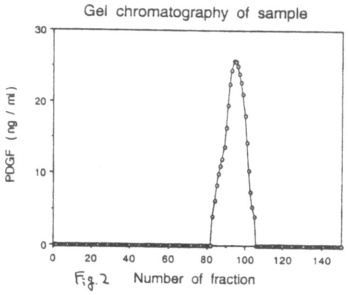


Fig 2

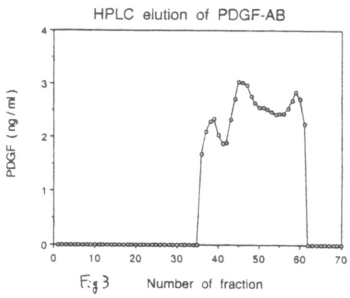


Fig 3

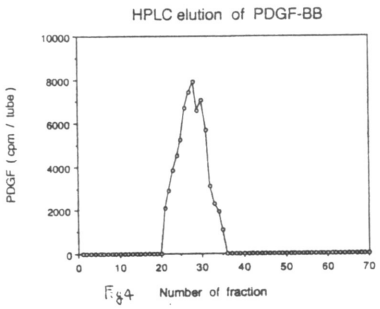


Fig 4

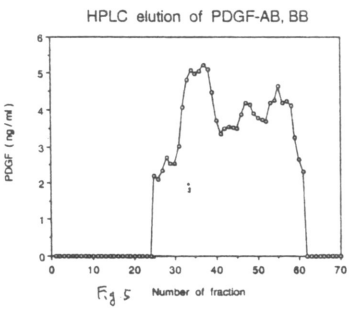


Fig 5

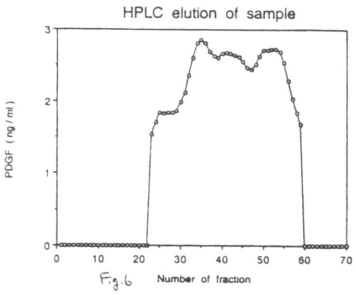


Fig 6

Table 1 Health indicators including plasma PDGF level in 182 healty subjects

	Mean	S.D.
Age (years)	51.76	11.46
Systolic BP (mmHg)	127.12	13.09
Diastolic BP(mmHg)	78.48	9.19
Cholesterol (mg/dl)	197.29	37.23
HDL-Cholesterol (mg/dl)	48.36	11.55
Hemoglobin (g/dl)	14.50	1.63
Brinkmann index	323.33	364.5
PDGF* (ng/ml)	0.857	0.190

* log transformed value

Table 2 Correlation between plasma PDGF and other health indicator

	C.C.[1]	P value
Age	0.188	0.0108
Systolic BP	0.078	0.2966
Diastolic BP	0.016	0.8354
Cholesterol	0.167	0.0242
HDL-Cholesterol	0.173	0.0347
Hemoglobin	-0.192	0.0106
Brinkmann index	-0.276	0.0008

[1] Correlation coefficient calculated by Pearson's method

Table 3 Multiple regression analysis on plasma PDGF level for the main health indicators in 182 subjects.

Variables	S.P.R.C.[1]	F value	(P value)
Age	0.141	2.601	(0.109)
Systolic BP	0.049	0.351	(0.555)
Cholesterol	0.105	1.534	(0.218)
HDL-Cholesterol	0.098	1.334	(0.250)
Hemoglobin	-0.068	0.552	(0.458)
Brinkmann index	-0.202	5.226	(0.024)
M.C.C [2] 0.366		F value	3.379
		(P value	0.00395)

[1] standard partial regression coefficient
[2] multiple correlation coefficient

2009

心筋梗塞の危険因子としての血漿フィブリノーゲン値に関する症例対照研究

佐藤眞一、加藤　修、小林　亨、柴田宣彦、中村雅一
永野英子、岡村智教、木山昌彦、北村明彦、中川裕子
内藤義彦、飯田　稔（大阪府立成人病センター）
小町喜男（大阪府立公衆衛生研究所）

【はじめに】われわれは、虚血性心疾患の発症に関与する因子として、高血圧、喫煙、高コレステロール血症、低ＨＤＬコレステロール血症の他に、凝固系の因子を想定し、検討を進めている。この中で血漿フィブリノーゲン値（以下、血漿Ｆ値）については、加齢、高血圧、喫煙、高コレステロール血症、低ＨＤＬコレステロール血症に伴って高くなることを、一昨年の本学会において報告した。このことは、血漿Ｆ値と虚血性心疾患の間に関連のある可能性を示すものと考えられた。今回は、この関連を確認するための第一段階として、心筋梗塞後の患者について血漿Ｆ値を測定し、症例対照研究を行った。

【方法】症例は、大阪府立成人病センターに入院した患者のうち、表１に示す条件に当てはまり、かつ、同意の得られた者とした。対照集団として、同センターが経年的な検診を行っている大阪府Ｙ市Ｍ地区の検診受診者を設定し、症例の危険因子の分布を対照集団の危険因子の分布と比較した。症例が対照集団に比し、多く保有していた危険因子について、最後に、対照集団中から、表２の条件にあてはまる者を無作為抽出して対照とし、多変量解析による症例対照研究を行った。

表１　症例の条件

①20～69歳、男女。
②心筋梗塞または、心筋梗塞（疑い）で、心筋シンチグラム及び冠状動脈造影（以下、ＣＡＧ）を施行した患者。
③退院可能で、ＣＡＧ後１か月まで、高脂血症治療薬、凝固線溶系に影響する薬剤の使用を中断できる者。

表２　対照の条件

①同性、±３歳。
②１対１マッチング。
③心筋梗塞および虚血性心疾患の既往のない者。
④空腹採血の実施できた者。

検討に用いた血液検査結果の採血、問診は、症例のＣＡＧ後１か月の来院時に、12時間以上の空腹を確認して行った。血漿Ｆ値は、米国の国内共同研究であるAtherosclerosis Risk in Communities Study のプロトコールに従って、トロンビン時間法で測定した。血清総コレステロール、血清ＨＤＬコレステロール、血清トリグリセライドの値は、Center for Disease Control and Prevention の基準内で測定した。喫煙および飲酒の状況は、問診により求めた。高血圧の治療状況は医師の記載を基に把握した。

【結果と考察】1993年10月１日までに登録した症例は、 207例であった。このうち、正しく空腹時の採血ができた 169例を今回の分析対象の症例とした。図に男女別にみた各症例の年齢ごとの血漿Ｆ値を示す。症例は、男女とも、図中の--で示した対照集団の平均値に比べ、明らかに高い値を示した。症例を、男 135例、女34例に分け、それぞれの症例と対照集団の平均値（症例の年齢分布に合わせて年齢を補正）を表３に、頻度を表４に示す。症例の血漿Ｆ値の平均値は、男女とも対照に比し高く、高値者の頻度も高かった。血清脂質については、男女とも、総コレステロール値が症例で高く、ＨＤＬコレステロール値が症例で低かった。トリグリセラ

イド値については、症例で高い傾向があるものの有意ではなかった。血圧値は、最大血圧値、最小血圧値とも、男女とも症例と対照で違いを認めなかった。しかし、服薬治療を含む高血圧者の割合は、症例で対照に比し高率であった。喫煙については、男女とも、症例が対照に比し喫煙率が高く、特に女で、その差が大きかった。また、症例で大量喫煙者が多いため、一人当たりの喫煙本数でみると、男女とも、症例と対照の差はより大きかった。飲酒については、喫煙とは逆に、症例が対照に比し、飲酒率が低い傾向にあった。しかし、特に女では、症例の飲酒者に大量飲酒者が多いため、一人当たりの飲酒量でみると、症例が対照に比し多かった。肥満度については、その平均値、肥満者の頻度とも、男女の双方で、症例と対照の間で、差を認めなかった。

発表当日は、1993年12月末日までの症例で再検討し、多変量解析の結果も含めて提示する予定である。

図　年齢別にみた虚血性心疾患の症例の血漿フィブリノーゲン値

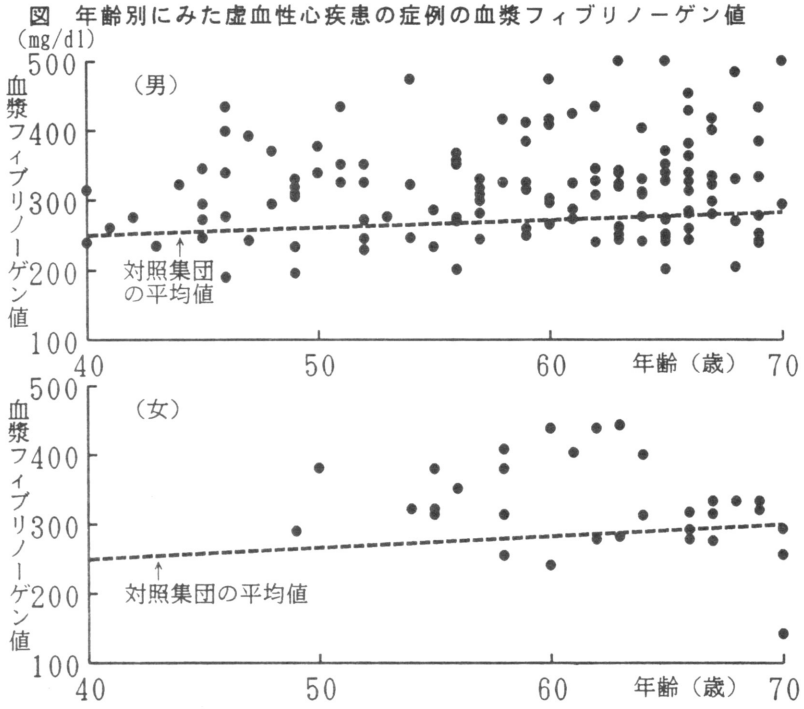


表3　虚血性心疾患の症例と対照集団の所見（平均値）

	男		女	
	症例	対照	症例	対照
血漿ﾌｨﾌﾞﾘﾉｰｹﾞﾝ値 (mg/dl)	322.4	269.6	337.2	269.9
最大血圧値 (mmHg)	134.6	132.3	145.4	129.0
最小血圧値 (mmHg)	78.1	80.4	81.1	77.8
血清総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ値 (mg/dl)	216.6	196.0	241.1	209.4
血清HDLｺﾚｽﾃﾛｰﾙ値(mg/dl)	48.9	59.1	50.9	61.7
血清ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ値 (mg/dl)	132.4	127.9	130.8	102.5
喫煙量 (本／日)	21.5	11.3	5.2	1.2
飲酒量 (合／週)	5.0	6.7	3.1	0.5
Body Mass Index (kg/m²)	23.3	22.9	23.4	22.4

注）喫煙量、飲酒量は、発症前1か月の状況を聞き取って示した。

表4　虚血性心疾患の症例と対照集団の所見（危険因子の頻度）

	男		女	
	症例	対照	症例	対照
血清ﾌｨﾌﾞﾘﾉｰｹﾞﾝ高値者 (%)	8.4	1.0	14.7	1.7
高血圧者 (%)	64.2	23.5	78.6	17.4
高ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ血症者 (%)	60.7	44.7	61.8	36.1
高ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ血症者 (%)	32.8	18.1	23.5	17.0
低HDLｺﾚｽﾃﾛｰﾙ血症者 (%)	22.2	14.5	26.4	4.1
喫煙者 (%)	63.4	52.3	36.0	8.5
飲酒者 (%)	41.5	68.7	16.0	17.5
肥満者 (%)	17.4	17.9	13.0	12.4

注）喫煙状況、飲酒状況は、発症前1か月の状況を聞き取り、その時点の喫煙者、飲酒者の率を示した。
血漿フィブリノーゲン値は 430mg/dl 以上を高値とした。
脂質異常者については、老健法基準の要指導以上の者とした。
肥満者は、箕輪の基準で＋20％以上の者とした。
高血圧者は、WHO 基準の高血圧であるか降圧剤の処方されている者とした。

2010

低線量放射線被曝を受けた長崎原爆被爆者の平均余命

○三根 真理子（長崎大・医・原爆資料センター）
奥村 寛（長崎大・医・原研放射）
石井敬一郎（電力中央研究所）
本田 純久，近藤 久義，横田 賢一，
新川詔夫（長崎大・医・原爆資料センター）

【目的】

低線量被曝は動物実験において寿命を延長する効果のあることが報告されている。また，ヒトにおいては中国のハイバックグランド地域住民の健康調査では，40才以上の男性の平均寿命が対照地域に比べ長いこと，インドのケララ地方の住民の平均寿命も長いことが報告されている。長崎市の原爆被爆者では，男性の0.50～0.99Gy被曝群はがん以外の死因において対照群より死亡のリスクが低いことを我々はすでに報告した。この研究は低線量被曝を受けた原爆被爆者の平均余命について検討した。

【対象および方法】

対象は以下の条件を満たす原爆被爆者とした。1)1971年4月1日に生存していた者，2)生存または死亡の確認が可能な者，3)1945年8月8日以前に出生した者。被曝線量が0.06Gy以上を被曝群とし，被曝線量が0.05Gy以下(被爆距離が3km以遠)を対照群とした。観察期間は1971年4月1日から1991年3月31日の20年間である。被曝群は男性2,407名中850名死亡，女性3,664名中984名死亡，対照群は男性13,730名中4,751名死亡，女性22,759名中5,849名死亡であった。性別被曝線量別の人数と死亡数を表１に示す。性・年齢・被曝線量別の死亡率を求め，平均余命を算出した。ｘ歳の平均余命とは，ｘ歳の集団の生存延年数をｘ歳の人数で割ったものである。

表１ 観察対象者数

被曝線量	男性		女性	
(Gy)	人数	死亡数	人数	死亡数
0.06-0.99	928	321	1,685	518
0.10-0.49	561	178	959	235
0.50-0.99	181	62	165	44
1＋	737	289	855	187
被曝群計	2,407	850	3,664	984
対照群	13,730	4,751	22,759	5,849

【結果】

１．全死因の性・年齢別平均余命

男性の年齢別平均余命を図１に示す。男性の30~34才の年齢層の平均余命は対照群42.3年，被曝0.5～0.99Gy群44.76年であり，被曝群の平均余命が2.46年長かった。一方，被曝１Gy以上群の平均余命は39.78年であり，被曝群の方が2.55年短かった。女性の30~34才の年齢層の平均余命は対照群48.13年，被曝0.1~0.49Gy群では48.25年であり，ほぼ変わらなかった。被曝１Gy以上群の平均余命は45.66年であり，被曝群の方が2.47年短かった。被曝群と対照群の違いを比較するために対照群に対する被曝群の平均余命の比をとり，図２および図３に示す。

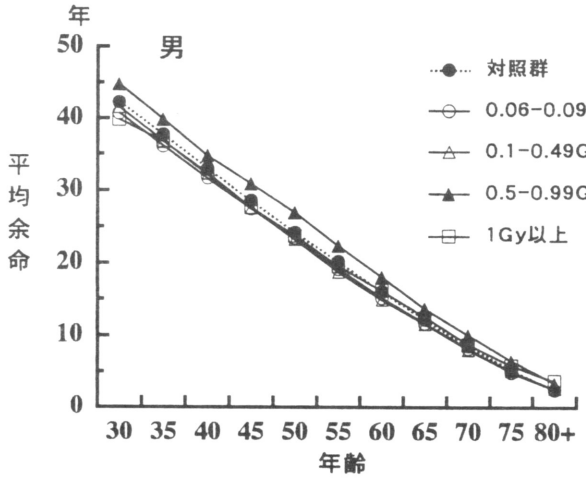


図1　被曝線量別平均余命（男性）

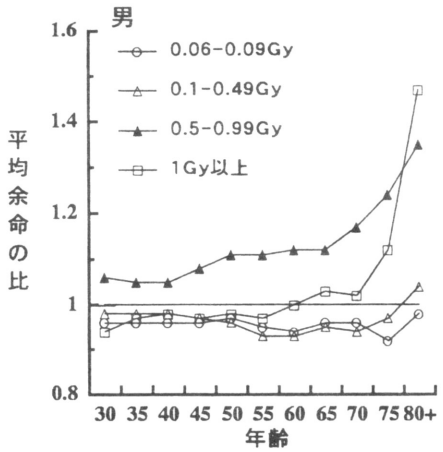


図2　平均余命の比（男性）

2．特定死因を除去した場合の平均余命

男性40歳での特定死因を除去した場合の平均余命をみると，被曝0.50~0.99Gy群の平均余命は対照群に比べ長かった。悪性新生物を除去した場合，41.7年，脳血管疾患を除去した場合35.9年，心疾患を除去した場合は36.5年であった。

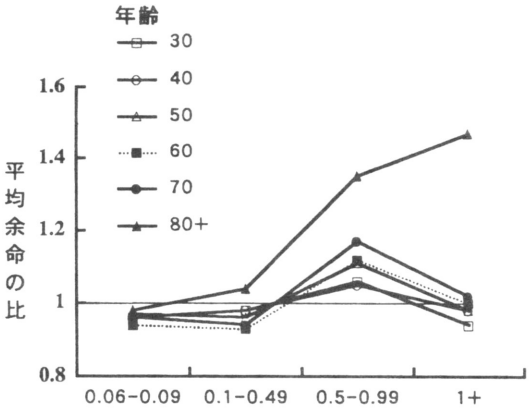


図3　被曝線量別平均余命の比

表2　特定死因を除去した場合の平均余命（４０歳）

被曝線量	男			女		
(Gy)	悪性新生物	脳血管疾患	心疾患	悪性新生物	脳血管疾患	心疾患
対照群	36.1	34.8	34.6	40.9	40.3	40.2
0.06- 0.09	34.9	33.1	34.0	39.6	38.6	38.5
0.10- 0.49	35.4	33.7	33.8	41.8	40.5	40.7
0.50- 0.99	41.7	35.9	36.5	38.8	40.0	37.9
1+	36.9	34.2	33.7	40.2	38.7	37.9

2011

疫学調査に対する被調査者の意識

○稲葉裕、高橋美智子（順天堂大・医・衛生）
中村健一、森田佐加枝（昭和大・医・衛生）
大澤清二（大妻女大・人間生活科学研）
中村好一（自治医大・公衆衛生）

＜はじめに＞　近年疫学調査においてもインフォームド・コンセントが問題となり始めている。健康な人に、プライバシーにふれるような質問をしたり、健康診断の情報を研究の目的に使用する際に、先進国では本人の承諾が必要であるというのが原則となっている。日本においては、文化的背景も異なり、一律に規制することはまだ行なわれていないが、現時点で、被調査者の意識を確認しておくことは重要であると考え、いくつかの集団に調査を試みている。今回は学生を対象とした結果の一部を報告する。

＜対象および方法＞　対象は都内の私立女子大生３１４人と私立大学医学部の３年生１０６人および５年生８６人である。いづれも授業を利用して、調査表を配布、記入してもらい回収した。調査表はＡ４版６ページで、所要時間は約２０分であった。調査表は何回か改訂をくりかえして作成したが、女子大生と医学生で若干表現の異なる部分や、項目の不一致が生じた。今回は共通部分の単純集計を中心に報告する。

＜結果および考察＞　対象者の特性は表１に示すとおりである。女子大生に１０代が半数ほどおり、医学生は男性が８０％を占める。健康診断を受けたことがない者が、医学生では４０％ある。現在の健康状態は９０％が良い方と回答しており両群で差がない。

表２に集計結果を示す。食事の習慣や運動に関しては、両群ともほとんど抵抗なく答えるとしているが、飲酒・喫煙に関しては、若干差が認められる。しかし、その大部分は、本人にその習慣がないことによるもの（女子大生に多い）と考えられる。調査の方法に関しては、「健康診断の会場で」とするものが多く、医学生では「どれでもよい」とするものが女子大生より多かった。病気に関しては、医学生の群が、「答えにくい」とする頻度が高く、特に結核、らい、ウイルス肝炎などの感染症で差が大きかった。「答えにくい」病気の上位３つは、エイズ、性病、精神病で共通であった。血液の利用に関しては、両群に意識の差は少なかった。しかし、「無断で使用されてもかまわない」とする者より、「説明されたとしても、場合によっては断りたい」とする者の率が高いことは、日本でも、インフォームド・コンセントが必要とするという意見を支持する結果のようである。今後職場や地域でもこの調査を実施し、疫学調査の倫理に関する基本資料を作成していきたい。

表 1　対象者の特性

		Ｏ女子大	Ｓ大医学部
性　別	1．男	0（ 0%）	154(80.2%)
	2．女	314(100%)	38(19.8%)
健康診断・人間ドック等を受けた経験			
	1．ほとんど毎年	236(75.6%)	100(52.1%)
	2．ときどき	15（ 4.8%）	15（ 7.8%）
	3．受けたことがない	61(19.6%)	77(40.1%)
現在の健康状態	1．非常に良い	88(28.0%)	56（ 29.2%）
	2．どちらかといえば良いほう	192(61.1%)	116（ 60.4%）
	3．どちらかといえば悪いほう	33(10.5%)	18（ 9.4%）
	4．非常に悪い	1（ 0.3%）	2（ 1.0%）

表 2 単純集計結果

次の事柄について質問されることをどう思いますか。ただし、答えた内容は調査担当者以外には絶対にもれないものとします。
また、調査担当者はあなたの名前を知っているものとします。
回答　1．ほとんど抵抗を感じず、ありのままを答える。
　　2．多少抵抗を感じるが、大体ありのままを答える。
　　3．かなり抵抗を感じるので、ありのままを答えなかったり、答えるのをやめる。
　　4．抵抗は感じないが、思い出すのが面倒なので、正確な答えが出せないと思う。
　　5．抵抗を感じるし思い出すのも面倒なので、答えたくない。
　　6．上の５つの答えのいずれでもない、またはわからない。

	O女子大	S大医学部
食事の習慣（どのような食べ物をどのくらいの回数、どのくらいの量食べているか）		
1．	207(66.1%)	151(78.6%)
2．	65(20.8%)	20(10.4%)
3．	6(1.9%)	3(1.6%)
4．	34(10.9%)	15(7.8%)
5．	1(0.3%)	3(1.6%)
6．	0(0.0%)	0(0.0%)

	O女子大	S大医学部
運動習慣（運動の種類、回数）		
1．	258(82.2%)	180(93.8%)
2．	28(8.9%)	11(5.7%)
3．	2(0.6%)	0(0.0%)
4．	16(5.1%)	-
5．	1(0.3%)	-
6．	9(2.9%)	1(0.5%)

飲酒状況（飲む回数や１回に飲む量、飲みはじめた年齢、止めた年齢）		
1．	188(60.3%)	165(85.9%)
2．	57(18.3%)	16(8.3%)
3．	7(2.2%)	1(0.5%)
4．	18(5.8%)	9(4.7%)
5．	4(1.3%)	1(0.5%)
6．	38(12.2%)	0(0.0%)

喫煙状況（１日の本数、吸いはじめた年齢、止めた年齢など）		
1．	56(18.9%)	167(87.0%)
2．	16(5.4%)	13(6.8%)
3．	6(2.0%)	2(1.0%)
4．	3(1.0%)	0(0.0%)
5．	0(0.0%)	2(1.0%)
6．	215(72.6%)	8(4.2%)

上のようなことをおたずねする場合、いちばん本当のことを答えやすい方法は次のうちどれですか。	O女子大	S大医学部
1．調査員が健康診断会場などで直接口頭で質問する。	50(16.0%)	35(18.2%)
2．調査員が電話で質問する。	4(1.3%)	10(5.2%)
3．調査票をお渡しして自宅あるいは健康診断会場で書いていただき、それを健康診断のとき提出していただく。	146(46.6%)	54(28.1%)
4．調査票をお渡しして（あるいは郵送して）自宅で書いていただき、それを郵送する。	69(22.0%)	40(20.8%)
5．どれでもよい。	36(11.5%)	45(23.4%)
6．どのような方法でも答えたくない。	2(0.6%)	2(1.0%)
7．わからない。	6(1.9%)	6(3.1%)

あなたが次の病気にかかっているか、以前にかかったことがあるとした場合、そのことを正直に答えにくいと思うものに○印をつけてください。

1．結核	8(2.5%)	48(25.0%)
2．がん	10(3.2%)	32(16.7%)
3．高血圧	1(0.3%)	8(4.2%)
4．らい（ハンセン氏病）	8(2.5%)	74(38.5%)
5．心臓病	1(0.3%)	11(5.7%)
6．糖尿病	6(1.9%)	20(10.4%)
7．ウイルス肝炎（B型、C型など）	7(2.2%)	85(44.3%)
8．性病（りん病など）	116(36.9%)	136(70.8%)
9．精神病・ノイローゼ	60(19.1%)	118(61.5%)
10．エイズ（血液検査で陽性だが症状は出ていない）	164(52.2%)	140(72.9%)
11．答えにくい病気はない	37(11.8%)	26 (13.5%)
12．わからない	26(8.3%)	10 (5.2%)

あなたの健康状態を調べる目的で採集した血液の残りを、その健康診断とは直接関係がない検査や研究のために利用することについてどう思いますか。あなたのお考えに最も近い答えに○印をつけてください。

1．医学の進歩に役立つのであれば、無断で利用されてもかまわない。	35(11.2%)	32(16.7%)
2．あらかじめそのように説明されていれば、利用されてもかまわない。	198(63.3%)	113(58.9%)
3．説明されていたとしても、場合によっては断りたい。	67(21.4%)	34(17.7%)
4．どのような理由があっても、利用されたくない。	7(2.2%)	6(3.1%)
5．“1”から“4”のいずれでもない、またはわからない。	6(1.9%)	7(3.6%)

2012

九州における日最高気温と死亡との関係（３）

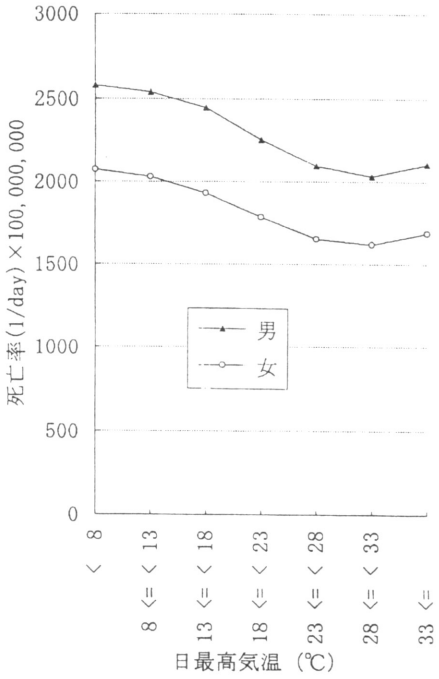
本田　靖，小野　雅司（国環研・健康・疫学）
佐々木　昭彦，内山 巌雄（公衛院・生理，労働）

１．はじめに　第58回日本民族衛生の第２報に引き続き，年齢別解析を行った．

２．資料と方法　第２報と同様である．死亡数の少ない年齢があったので，今回は1972年から1990年の沖縄を除く九州7県の資料を用いて解析を行った．年齢階級別人口は，厚生省人口研よりASCIIファイル形式のものをいただいて用いた．

３．結果と考察　図１に全年齢を合わせた日最高気温と総死亡率との関係を示す．男女とも，以前の報告同様，28℃以上33℃未満の区分で折れ曲がるＶ字型をしている．図２～５は男の年齢別死亡率と日最高気温との関係を見たものである．0歳から50歳前後まではほぼ横ばいであるが，そのうちの5-19歳では18℃以上でやや右上がりになっている．50歳を越えると右下がりの度を増すが，Ｖ字型を示すのは65歳以上のみである．図には示していないが，女も同様の傾向を示した．若年者での右上り傾向に関してであるが，死亡率は年齢の指数に比例して増加するので，絶対数としては少ないが，地球温暖化との関連で注意が必要かと思われる．高齢者においては，地球温暖化による低温の期間の減少の影響，すなわち死亡率の改善の方が，33℃以上の期間の増加の影響よりも大きいと思われるが，33℃を越えてから急激に死亡率が上昇する可能性も否定できない[1),2)]．また，同時に馴化の影響も考慮する必要がある．やるべきことは多くあるが，今後は日本における異なる地域での動向を探ることにより，知見を増やして行きたいと考えている．

図１．日最高気温と総死亡率，九州（1972-1990年）



＜謝辞＞
人口の資料を提供して頂いた人口研の金子隆一氏に感謝する．

＜文献＞

1) Rogot E, Padgett SJ. Associations of coronary and stroke mortality with temperature and snowfall in selected areas of the United States, 1962-1966. Am J Epidemiol 103:565-575, 1976.
2) Bull GM, Morton J. Environment, temperature and death rates. Age and Ageing 7:210-224, 1978.

図２．日最高気温と年齢別死亡率，
男，九州（1972-1990年）
0-4歳

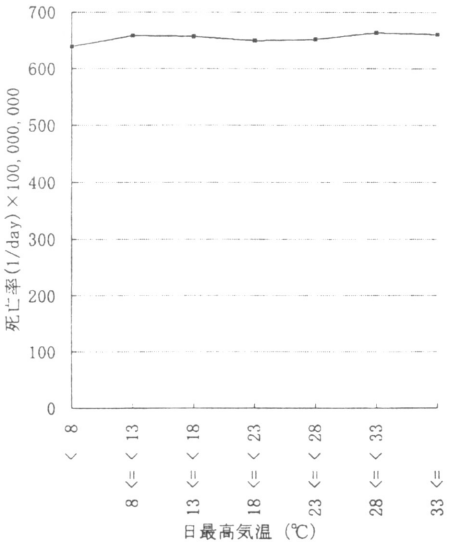


図３．日最高気温と年齢別死亡率，
男，九州（1972-1990年）

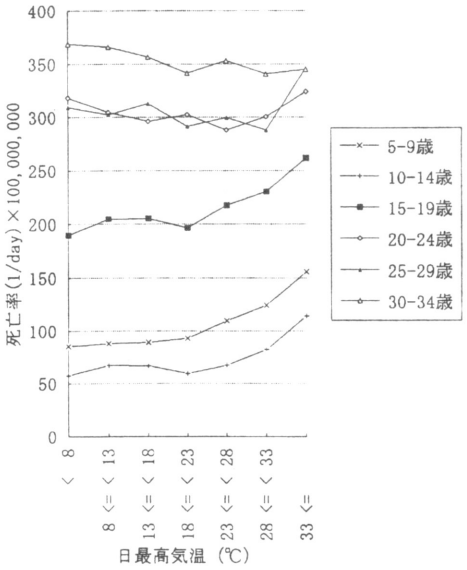


図４．日最高気温と年齢別死亡率，
男，九州（1972-1990年）

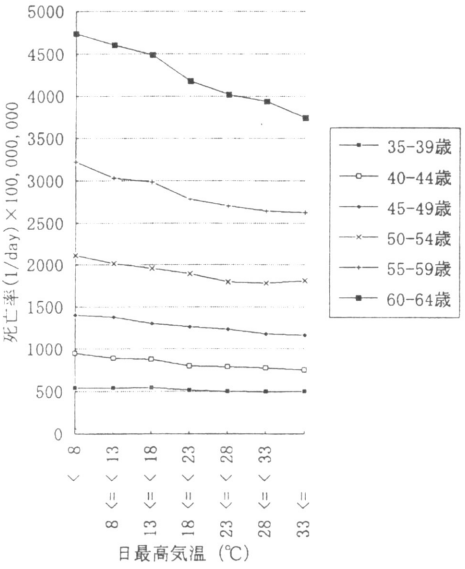
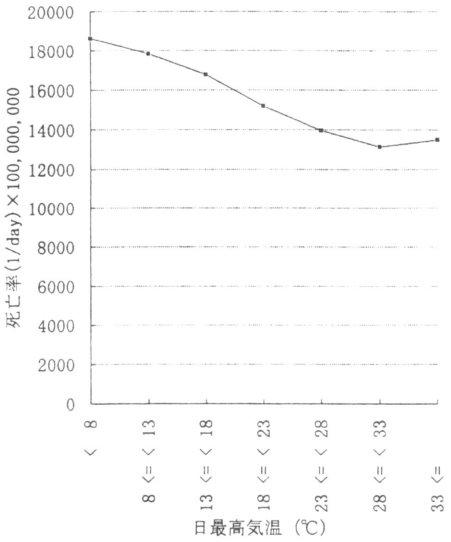


図５．日最高気温と年齢別死亡率，
男，九州（1972-1990年）
65歳＋



2013

国立病院看護職員の喫煙

○簑輪眞澄・尾崎米厚・大井田隆(公衛院疫学),小林友美子・渡辺昌(国立がんセンター疫学),久保田英(厚生省健康増進栄養課),関山昌人(昭和大医公衛)

【目的】 看護職員の喫煙の実態を知ること。

【対象および方法】 全国の国立病院および国立療養所から15施設を無作為抽出して，看護婦の喫煙に関する調査を行なった。調査票は無記名とし，封筒に入れて回収することにより，だれも特定の看護婦の喫煙状況を知ることができないように配慮した。上記の15病院のうち，1施設は決められた通りの調査手順が踏まれなかったので解析から除外した。残りの14施設（看護婦数2,360人）に対して調査票が送られ，2,354人から回答があった。性や年齢の記載のない回答を除き，2,303件の回答が解析に供された。

【結果】 国立病院看護職員の喫煙率は一般の国民より高い傾向にあった（図1）。喫煙者のうち20歳未満で毎日喫煙となった割り合いは，看護士で48.3%，看護婦で10.6%であり，看護教育が始まってから毎日喫煙となるものが多いことを示している。20歳未満で毎日喫煙となった看護婦

図1 看護婦の喫煙率は一般成人よりも高い

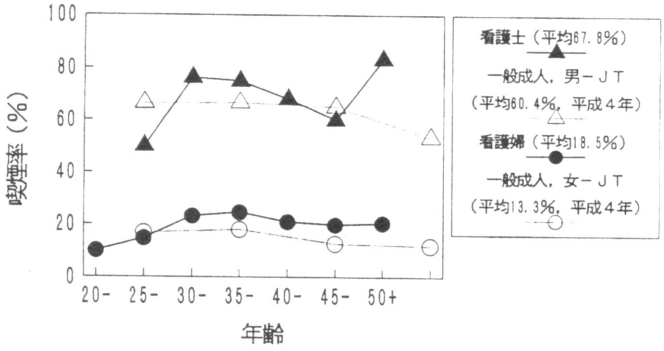


図2 准看護婦では喫煙率が高い

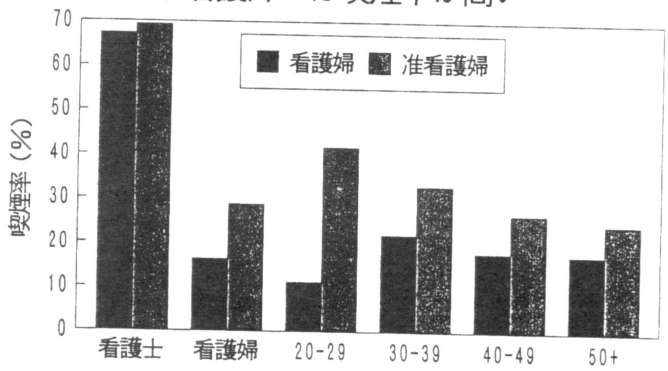


表1 看護職員の世代別年齢階級別喫煙状況（看護婦）

現在年齢	喫煙状況	年齢 10	15	20	25	30	35	40	45	50	現在
20-24	非喫煙	414(98.8)	397(94.8)	328(78.3)	271(64.7)						
	実験的	5(1.2)	20(4.8)	66(15.8)	80(19.1)						
	毎日	-(-)	1(0.2)	16(3.8)	40(9.6)						
	禁煙	-(-)	1(0.2)	9(2.2)	28(6.7)						
30-34	非喫煙	293(99.7)	291(99.0)	222(75.5)	112(38.1)	103(35.0)	100(34.0)				
	実験的	1(0.3)	3(1.0)	54(18.4)	97(33.0)	95(32.3)	95(32.3)				
	毎日	-(-)	-(-)	16(5.4)	60(20.4)	63(21.4)	62(21.1)				
	禁煙	-(-)	-(-)	2(0.7)	25(8.5)	33(11.2)	37(12.6)				
40-44	非喫煙	363(99.7)	363(99.7)	326(89.6)	203(55.8)	181(49.7)	174(47.8)	169(46.4)	169(46.4)		
	実験的	1(0.3)	1(0.3)	30(8.2)	93(25.6)	91(25.0)	85(23.4)	82(22.5)	81(22.3)		
	毎日	-(-)	-(-)	2(0.6)	35(9.6)	55(15.1)	62(17.0)	65(17.9)	65(17.9)		
	禁煙	-(-)	-(-)	6(1.7)	33(9.1)	37(10.2)	43(11.8)	48(13.2)	49(13.5)		
50+	非喫煙	250(1000)	250(1000)	238(95.2)	177(70.8)	159(63.6)	147(58.8)	142(56.8)	138(55.2)	134(53.6)	129(51.6)
	実験的	-(-)	-(-)	11(4.4)	48(19.2)	48(19.2)	53(21.2)	51(20.4)	50(20.0)	52(20.8)	51(20.4)
	毎日	-(-)	-(-)	-(-)	15(6.0)	25(10.0)	30(12.0)	37(14.8)	40(16.0)	40(16.0)	43(17.2)
	禁煙	-(-)	-(-)	1(0.4)	10(4.0)	18(7.2)	20(8.0)	20(8.0)	22(8.8)	24(9.6)	27(10.8)

図3 看護職員になって良かったと思っているものでは低い

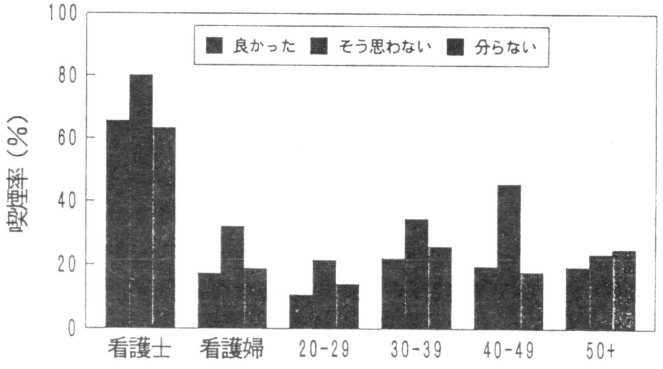


図4 精神科で高く，小児科で低い喫煙率

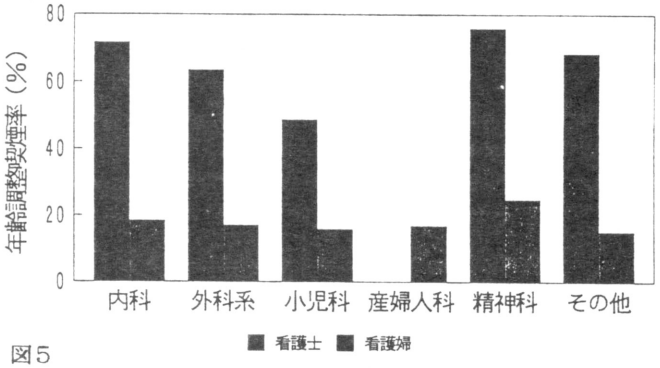
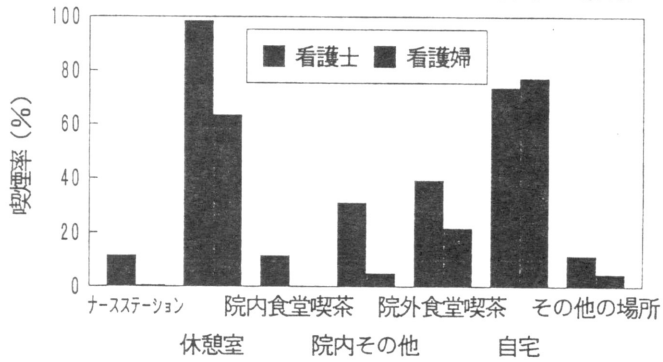


図5
看護士はナースステーション，看護婦は自宅（喫煙場所）



の割り合いは若い世代ほど高率となる傾向があった（20-29歳 24.7%，50歳以上 0%）。特定年齢時の喫煙状況をみると，15歳時点では20-24歳の実験的喫煙者が多く，20歳および25歳の時点では30歳代の毎日喫煙率が高かった（表1）。（正）看護婦よりも准看護婦の喫煙率が高かった（図2）。看護婦になって満足している看護婦に比べて，満足していない看護婦に喫煙率が高かった（図3）。看護婦について診療科別にみると精神科が最も高かった（27.6%）（図4）。看護婦になって良かったと思っている有配偶の20歳代の（正）看護婦の喫煙率は7.5%に止まっていたのに対し，看護婦になって良かったと思っていない40歳代の准看護婦では59.1%に達していた。喫煙場所は看護士も看護婦もともに休憩室と自宅が多かったが，看護士でナースステーションですら吸うものがいる半面，看護婦では自宅吸うと答えたものが多かった（図5）。喫煙看護士の70.5%はたばこをやめようと考えたことがあり，そのうち44.3%は禁煙に真剣に取り組んだことがあると答えている。喫煙看護婦ではこれらの割り合いはそれぞれ79.6%および43.8%であった。看護職員は医療従事者としてたばこを吸うべきではないという考えに反対のものは看護士の47.6%，看護婦の30.2%がと回答し，賛成と答えたものはそれぞれ23.2%および30.4%にとどまった。

自分の病院を全面禁煙にすべきだと考えているものは，看護士で10.5%，看護婦で15.1%であった。逆に制限不要と考えているものはそれぞれ16.3%および3.3%にとどまっていた。分煙まで含めると看護士では80.8%，看護婦では96.6%までが行なうべきだと考えていた。

【まとめ】 これらの結果はあくまでも国立病院看護職員に関する結果であり，広く医療従事者一般についても喫煙の実態を知る必要がある。以上の結果は，看護職員に対しても禁煙の支援が必要であるとともに，看護教育においても喫煙防止教育が取り入れられる必要があることを示している。

本研究は平成4年度厚生科学研究費（厚生行政科学研究事業）によった。調査対象となった各病院の関係者に謝意を表する。

2014

高齢者の精神活力に及ぼす要因分析

○藤原奈佳子、深谷幸生、松本忠雄、徳留信寛
（名古屋市立大学・医・公衆衛生）

【はじめに】　高齢者が心身ともに健康で質の高い生活を送ることは高齢化社会では一層重要な課題である。　今回、高齢者の記銘力が日常生活や運動機能・神経機能、食品摂取頻度などの要因とどのように関連しているかを検討した。

【対象および方法】　調査対象は健康な高齢者でN市養護老人ホーム入所者126名（男性37名、女性89名）である。　調査は個別面接問診を1992年6月から同年12月にかけて行い、記銘力、運動・神経機能測定を1993年3月に実施した。

問診内容は、飲酒、喫煙、日常生活状況、性格、食品摂取頻度などである。食品摂取頻度に関する問診は最近１年間と50歳台について40種の食品の摂取頻度を問診した。摂取頻度の選択肢は「ほとんど食べない」から「ほとんど毎日」までの５段階である。解析にあたっては、これらの食品を12の食品群にまとめ、摂取頻度はそれぞれの食品群の回答の頻度分布をできるだけ3分割し、「少ない」「普通」「多い」の3群に分類した。

記銘力の指標には、ベントン視覚記銘検査を利用した。この検査は図形を記銘し再生する検査で、非言語性の検査である。従来、器質性脳疾患の判別手段として使用されているが、健康老人の知的能力判定にも利用できるとされている[1)]。今回はC形式図版(3個以内の簡単な図形で構成されるもの10枚)を10秒間提示することで記銘させた後、その図形を再生させた。記銘力の評価は25点満点とし、図形の再生能力を採点した。

運動・神経機能の指標としては握力、敏捷性（下肢）、敏捷性（指）、振動覚を測定した。敏捷性（下肢）は椅子に座った状態から3m離れた所に歩行し、元の位置に座位で戻るまでの時間（秒）を測定した。敏捷性（指）は労研式タッピング測定器を用いて30秒間のタッピング力（回数）を測定した。感覚受容器の加齢指標としては、振動覚（63Hz、125Hz、250Hz）をリオン（株）AU-02型振動覚測定器を用いて測定した。タッピング力と振動覚の測定指は原則として利き手第Ⅲ指である。

【結果】　対象者の性・年齢分布を表１に示す。男女とも70～79歳が最も多く、平均年齢は男性が76.7±5.2歳、女性が78.1±6.9歳である。入所年数は男性が5.4±4.4年、女性が3.7±4.5年で男性の方が入所年数が長かった(P<0.05)。

表1 対象者の性・年齢分布

年齢	男(%)	女(%)	計(%)
62～69	4(10.8)	8(9.0)	12(9.5)
70～79	22(59.5)	50(56.2)	72(57.1)
80～89	11(29.7)	25(28.1)	36(28.6)
90～94	0(0.0)	6(6.7)	6(4.8)
合計	37(100)	89(100)	126(100)

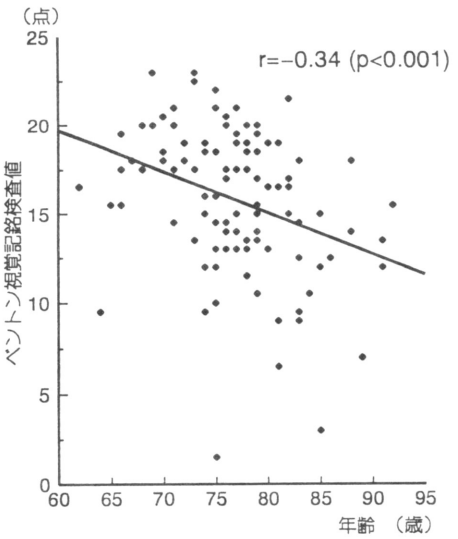


図1 記銘力と年齢との関係

表2 記銘力と運動・神経機能との相関係数(n=106)

		補正なし	年齢補正
握力	[kg]	0.155	0.082
敏捷性(下肢)	[秒]	-0.272**	-0.087
タッピング力(指)			
10秒値	[回]	0.399***	0.296*
20秒値	[回]	0.387***	0.242*
30秒値	[回]	0.402***	0.253*
振動覚			
63Hz	[dB]	-0.265**	0.044
125Hz	[dB]	-0.278**	0.094
250Hz	[dB]	-0.201*	0.158

* P<0.05　** P<0.01　*** P<0.001

表3 ライフスタイル別の記銘力平均値

項目	分類	n	M	SD	
飲酒	飲まない	(72)	15.61±4.29		
	やめた	(12)	17.92±2.66		
	飲む	(22)	15.39±3.72		
喫煙	すわない	(58)	16.22±3.80		
	やめた	(8)	16.94±3.62		
	喫煙する	(39)	15.01±4.52		
歩行	杖が必要	(16)	16.66±3.74		
	杖は不要	(66)	16.31±3.63		
外出	ほとんどしない	(30)	15.18±3.71		
	月に数回	(26)	17.08±3.38		
	週に数回	(18)	17.22±3.22		
手紙の交流	ほとんどない	(55)	16.10±3.79		
	年に数回	(17)	16.88±3.34		
	月に数回	(8)	17.94±2.90		
新聞	読めない	(6)	13.92±3.56	┐	
	読まない	(19)	15.87±4.15	p<0.1	
	読む	(51)	16.70±3.34	┘	
趣味	ない	(34)	15.59±4.06		
	ある	(49)	16.93±3.20		
性格	小心	(9)	13.33±2.92	┐	
	やや小心	(19)	15.97±4.12		
	どちらでもない	(31)	16.34±3.69	p<0.01	
	やや大胆	(16)	17.44±3.22		
	大胆	(9)	17.78±2.66	┘	

表4 食品群の摂取頻度別の記銘力平均値(人)

	最近			50歳台		
食品群	少ない	普通	多い	少ない	普通	多い
肉類	15.8	16.3	15.2	15.1	17.0	15.1
	(31)	(25)	(33)	(27)	(28)	(33)
卵類	15.1	15.6	16.2	15.0	16.7	15.7
	(19)	(28)	(41)	(25)	(19)	(43)
乳製品	15.7	16.6	15.5	16.0	16.7	14.7
	(27)	(14)	(47)	(29)	(26)	(32)
魚介類	16.6	14.3	15.6	15.2	16.4	15.5
	(36)	(17)	(35)	(29)	(31)	(27)
油脂類	13.3	16.1	16.1	16.1	15.3	15.8
	(11)	(42)	(35)	(27)	(29)	(31)
緑黄色野菜	15.3	15.6	16.3	14.4	16.1	16.5
	(25)	(28)	(34)	(24)	(31)	(31)
淡色野菜	14.8	16.8	15.6	14.7	16.3	15.6
	(25)	(31)	(31)	(15)	(39)	(31)
芋類	15.2	15.8	16.3	15.0	16.1	15.8
	(21)	(37)	(29)	(17)	(26)	(42)
海藻	13.9	16.2	15.9	15.8	14.8	16.4
	(8)	(29)	(50)	(27)	(24)	(34)
豆・豆製品	14.9	16.6	16.1	15.3	15.8	16.0
	(30)	(19)	(38)	(25)	(33)	(27)
果物類	16.6	15.7	15.3	15.9	15.9	15.4
	(25)	(26)	(36)	(26)	(26)	(33)
菓子類	16.4	16.3	14.4	15.1	17.3	15.4
	(26)	(35)	(26)	(29)	(20)	(36)

ベントン視覚記銘検査値の平均値は、15.83±4.06(n=106)であった。男性は14.93±4.9(n=34)で女性の16.25±3.56(n=72)より低かったが有意な性差は認められなかった。図1に記銘力（ベントン視覚記銘検査値）と年齢との関係を示した。加齢とともに記銘力は低下し、相関係数はr=-0.34(p<0.001)であった。

表2は記銘力と運動・神経機能との相関係数である。敏捷性（下肢）、タッピング力、振動覚ともに有意な関連が得られたが、年齢で補正するとタッピング力のみが有意な相関(p<0.05)であった。

ライフスタイル別の記銘力平均値を表3に示した。小心の者にくらべて大胆な性格の者は記銘力が良く(p<0.01)、新聞を読む者は良い傾向(p<0.1)にあった。

表4は食品群の摂取頻度別の記銘力平均値である。記銘力と正の関係があった食品群は卵類（最近）、緑黄野菜（最近、50歳台）、芋類（最近）、豆・豆製品（50歳台）であった。負の関係があったものは果物類（最近）、菓子類（最近）であった。しかし、これらの関係はいずれも有意ではなかった。

【考察】 精神活力は記銘力の他に知能、判断力、見当識などで評価されるが、今回は記銘力に注目した。運動・神経機能のうち、年齢補正をしたタッピング力が記銘力と正の関連があった。生理的に老化は避けることができないが、大胆な性格を持ち、新聞等を読み、指の運動力を高く保つことは"ぼけ"予防になることを示唆しており、興味深い。また、食品の摂取頻度と記銘力との関連は得るられなかったがさらに食習慣についての検討が必要と思われる。今後、地域在宅の健康な高齢者に同様の調査を実施する予定である。

文献 1)小林充、柄沢昭秀：ベントン視覚記銘検査遂行の老人における標準値の検討. 老年社会科学, 1981; 3: 198-212.

2015

森林太郎の衛生学と疫学

飯淵 康雄 （琉球大学・医・保・疫学）

〔序〕森林太郎（欧外）の『陸軍衛生教程』は明治二十二年（1889）三月，編纂兼出版陸軍々医学校の単行本として刊行された。『目次』による『誘導編』を筆頭に「第一編 水」「第二編空気」……「第二十五編飲食」そして「第二十六編統計」でしめくくられていることは知る人ぞ知るであろう。その『誘導編』では最初から『衛生トハ健人ノ外囲ニ在テ影響ヲ之ニ及ボスベキ天然ノ事物ト或ハ人ノ健康ニ欠ク可カラズ或ハ人ノ健康ヲ目的トスル装置トヲ知悉スルノ学ナリ然レドモ是レ学ノ礼ヲ論スルノミ若シ其用ヲ問ヘバ則チ先ヅ人ノ健康ヲ保護ス救難及ビ疾病ノ予防之ニ属ス継デ人ノ健康ヲ増長ス所謂延年術（マクロビオチック）之ニ属ス．若シ衛生ヲ以テ徒ニ人ノ寿考ヲ致スノ学ト為サバ有識ノ士将ニ其思慮ノ狭隘ナルヲ笑ハントス試ニ国家ノ組織ヲ観ヨ何レノ辺カ衛生学ノ応用ヲ見ザラン彼赤十字事業ノ若キハ国家衛生ノ一端ニシテ彼衛生警察ハ実ニ司法ノ衛生ナリ其他保健費ノ増減ハ理財ノ要点ニシテ公衆ノ衛生ハ内務ノ大区域ヲ占ム……以下「第一編水」「第二編空気」「第三編養生」では「養生トハ単身ノ生活ニ関スル衛生法ニシテ人ニ頼ラズシテ自ラ之ヲ行フモノナリ所謂自助ノ業中、養生其主ニ居ル開明ノ民ニ非ザレバ克ハザルナリ，…」「第二十五編飲食」，最後ニ「第二十六編統計」この中に"軍ノ統計""軍ノ健康（ゲスンハイト）統計ナル者アリ……」。『独逸国留学森林太郎君ノ寄書』の中に，其ノペッテンコーフェルが流行病学的考察ノ結果ヲ……」（38P）．（M20年十二月十五日ベルリン）。「衛生都城の記」（M.22年11月）"「衛生都城」とは何ぞや，南独逸の一大都府，拝焉王国の首城たるミュンヘン是れなり．昔時，衛生学の未だ開けざるや窒扶斯の疫，盛に其地に行はれ人皆な呼んで「疫城」となす，の中で「窒扶斯疫消長」（〜私註），"此を流行の疫となす……（p.314）．"細菌審査すれば窒扶斯疫（＝は筆者）の毫も新井と相関せざることのみ，…，「余は彼，新にさかゆる細菌学に望む所多し，かれは余が疫癘学（エピデミオロギー）にて得極めざりし道理を発明する道ともなるべし，……」，「往時は熱ある疫病者を厚き蒲団に包み，……「療疫法」，「疫毒染徹」「窒扶斯と虎列拉との二度が…」「疫毒染徹」「…窒扶斯と虎列拉との二度が…」「疫癘気」「…我府が已に費したる衛生費とこれより後も断えず費すべき衛生費は窒扶斯の外は虎列ラの疫をも未然に防ぐなるべし。」と，"疫病"の"疫"を用いている。

しかし"疫病"とMathematical Statisticsとの関係について若干考察すると，後者の利用頻度が高い反面，背後にひそめられた学問的意義を考えた上で利用しないと，"乱用"となり？はしないかと思われる例を見せられる。実地調査，観察もなく数的な遊びになっている例をみる機会も決して少なくないとも考えられる。"Probability"論が成立する前提条件，人間をどのようにscientifical and statisticalにとらえるのが学問的に妥当なのか，筆者はその上疫学と統計学の区別は明白にすべきだと考えるが，関連性についてはそこでも区別が必要と同時に利用すべきなのかどうか，それとも対象の如何に依存するのかどうか？ほか「統計」では"軍の統計""撰兵統計"or健康統計（ゲズントハイトスタチスティック）又，「戦時ニ於テ傷死ト病死トノ関係ハ以テ"軍陣衛生学"進歩ノ程度ヲトスベキモノナリ…"等々例数は多い．そこでは疫学と統計学との区別は明白である．そこで登場させたい疫学の内容の一例，昭和初期の

2015

平凡社刊行になる"大辞典の中に"エキガク"(疫学Epidemiologyに関する野辺地先生の解説は今でも森林太郎の著作と同様，概念としても，まだ利用できる余地がありそうに思われるので，以下に紹介させて頂くことにした。下に紹介した疫学の解説は昭和7年代の時代背景を背にした疫学に関する解説である。第2次世界大戦終了後からもまた〜日時がすぎ去って来ているが，予防を中心とする疫学の学問的進展を期待されながら，疫学や予防医学が大切なことが強調されながら，その目的達成は決して充分なものでないように思われる。疫学の目的が予防を中心とした予防医学的接近の発達なのだろうが，その目的は早急に達成される見透しは楽観できるものではない。？

最下段左より続く。

結核、骨粉製造者の脾脱疽病の如く、ある種の傳染病は、特殊職業に隨伴して流行する。

【生活程度】接觸傳染病は、一般に貧困階級に多く、富有階級には少ない。腸チフスは、往々却つて富有階級に多いのは、食物關係、ことに牡蠣のごときものによることが多い。

【豫防法】疫學の應用方面たる傳染病の豫防、防遏方法、傳染病豫防、海上檢疫、結核豫防、癩豫防等については各項參照。

エキガク 疫學 Epidemiology 疫理學、流行病學、またはエピデミオロジーともいふ。群發する疾患の、消長の講究をする學問。鉛中毒、甲狀腺腫、脚氣、ペラグラ、傴僂病等の如き群發性疫患についても、疫學的研究が行はれるが、疫學の主な對象は傳染病である。傳染病の研究には臨床學的、細菌學的、竝に疫學的の三方面がある。疫學は傳染病流行の一般的自然法則、及び各種傳染病の流行上の特性を明かにし、傳染病の診斷に資し、かつこれに基づく合理的豫防法の講究をするのが目的である。腺ペストと肺ペストは、細菌學的には同一ペスト菌によつて起される疾病であるが、疫學的には全く異なる病氣で、前者は暖國に夏に流行し、蚤によつて媒介せられ、後者は寒國に冬に流行し、接觸感染によつて患者より直接感染するもので、豫防方法も全く異なるが如きはよく疫學の使命を示すに足る。ヒポクラテスは、既に疾病に冬春流行型と、夏秋流行型の二種あることを指摘し、モーゼは癩病患者の隔離、消毒を定めたが、中世では傳染流行に關しては迷信のみ行はれ、疫學が進歩しなかつた。十九世紀の半頃になり、ウェブスター Webster（黄熱）ホルムス Holmes（産褥熱）、パヌム Panum（麻疹）、スノー Snow（コレラ）、バッド Budd（腸チフス）等の輩出により、疫學的研究で諸種傳染病の感染經路が究明せられ、合理的な豫防法が講ぜられ、疫學は細菌學に一歩先んじて發祥した。しかし細菌學が一度現はれると傳染病の研究は細菌學に集中せられ、疫學の發達は頓挫した。一九一八年ジョンス・ホプキンス公衆衛生大學に、疫學講座が置かれてから、疫學は再興せられて今その發達の道程にある。疫學の研究は從來主として流行病の生物學的、社會學的、統計學的觀察によつて成され、實驗的研究としては、アメリカ陸軍の黄熱研究委員會の業績等、貴重な人體實驗が少しあるだけであつた。然るに近時トプレー Topley フレキスナー Flexner 等は南京鼠群で流行病消長の實驗を行ひ、多くの興味ある成績を得た。傳染病の流行は病毒、感染方法、及び民衆の抵抗の三主要約、竝に季節地理的狀況、榮養、民衆の年齢及び性、人種、人口密度、交通、職業、生活程度等の副要約によつて決定せられる。【病毒】傳染病の病毒は、種類によつてその毒力に高下があり、同一病毒でも、毒力に消長のあるものと考へられる。また同種病毒中でも、菌型によつて毒力の差を見るものもある。流行の劇甚の度、罹患率、患者死亡率等、病毒の毒力によつて影響される。攝取する病毒が大量の時は、症狀が重く、潜伏期は短く、少量の場合は症狀輕く、潜伏期が長い。更に一層少量の病毒を攝取するに過ぎない場合は發病せずに却つて免疫性を獲得する。これを潜伏感染、または潜伏流行といふ。【民衆の抵抗】國民の傳染病に對する抵抗、免疫性は、流行病と最も密接な關係があり、麻疹は患者に接した未患兒童中の約九割を發病させるがヂフテリヤは約一割に過ぎない。これは兩病に對する人間生來の抵抗、或は天然免疫の差によるもので、ゴットシュタイン Gottstein は上記の發病の割合を、感染率 Kontagions-index と名づけ、イギリス、アメリカでは、攻撃率 Attack rate といふ。一度罹患するや、多くの傳染病に於ては、所謂後天免疫を得るが、なほ前述の潜伏感染によつて、發病せずに免疫を得る者も少なくない。ヂフテリヤでは、病毒に接して一割だけが發病し、發病を免かれた九割の人間は、潜伏感染によつて免疫性を得ることは、シックの反應によつて知り得られる。後天免疫性は種痘、ワクチン注射などによつて人工的に付與することが出來る。詳細は免疫の項を參照せられよ。

【感染經路】病毒の健康人に傳播される方法卽ち感染經路には、接觸感染、介連感染、飲食物による感染、昆蟲媒介による感染の別がある。【季節的分布】各種の傳染病は特有の季節的分布を示す。一般に呼吸器系傳染病のうち、接觸により感染する傳染病は冬春に多發し、胃腸系傳染病は夏秋の候に流行する。冬は寒冷により、呼吸器粘膜の障礙が起り、その抵抗が減弱し易く、また紫外線及びヴィタミンDの不足が、冬春の呼吸器系傳染病の多い理由であるといふ者がある。また夏秋の候は食物が蠅のために汚染される機會が多く、食物に附著した病原菌の繁殖が盛んな上に、高溫は胃液の酸度を低くし、胃腸の粘膜の通過度を大にするため、胃腸系傳染病の多發を見る。【地理的分布】諸種の傳染病は、地理的分布に特性がある。特に著明なのは、胃腸系傳染病は農村に多く、接觸感染によつて感染する呼吸器系傳染病は都會に多いことである。【年齢分布】所謂小兒傳染病は小兒期に多く、腸チフスは壯年期に多い等、傳染病には年齢分布に特性がある。小兒傳染病が、小兒期に多いのは、小兒期に感染するか、または潜伏感染によつて得た後天免疫が鞏固で、殆ど一生持續し、ために壯年期以後には罹患しないからで、もし小兒期に免疫を得なければ、壯年期以後にも罹患することは他病と同樣である。かつてデンマークのファロー群島 Faroe Islands で、六十五年の間隔を置いて、麻疹の侵入した時、六十五歳以下の島民は殆ど全部一時に罹患したといふ珍事があつた。【性別分布】天然痘、癩病、麻疹等は男性に多い。これは男子が職業上病毒に接觸する機會が多いからで、兩性の本質的差異ではないらしい。【人種的特性】世界大戰に參加したアフリカ土人の多數が、ヨーロッパで急性結核で斃れたのは、所謂結核處女地の人々であるから、結核免疫のないため、それ等が一時に病毒に暴露したからである。またユダヤ人は結核死亡率が低い。これは同人種は過去に於て都市に主として生活して來たので、結核免疫が強いのと、また一般に富有なためである。結核のみならず、その他の傳染病流行の人種的特異狀況も、多くは生活環境の差に歸因するもので、本質的に人種別差別はないやうである。【人口密度】一般に人口密度が大きいほど流行病も多い。殊に接觸感染による傳染病ではさうである。一地域内の人口密度のみならず、殊に一家屋内の密度が大なる意義がある。特に寢室内の密度が重要視せられる。學校、工場、軍隊等の集團生活は、傳染病の流行を來し易い。【交通關係】傳染病は交通の發達に伴ひ傳播せられた歴史がある。戰爭に於ける軍隊の移動は、しばしばペスト、コレラ、發疹チフス等の大流行の原因になる。【職業關係】鑛夫の十二指腸病、紡績工女の

2016

骨密度測定検診に関する基礎的研究

鈴木隆雄[1]，永井晴美[1]，渡辺修一郎[2]，熊谷修[2]，天野秀紀[2]，
柴田博[2]，安村誠司[3]，芳賀博[4]
（東京都老人総合研究所・[1]疫学，[2]地域保健，
[3]山形大学・医・公衆衛生，[4]東日本学園大学・看護福祉）

【目的】

現在のわが国での高齢化社会にあって、骨の老化，特に骨粗鬆症とそれに伴う骨折の出現が大きな問題となっている。東京都老人総合研究所では平成３年度より10ヶ年の計画で、このような骨粗鬆症に関して、車輌搭載型の骨密度測定装置を用いて、一般の地域住民におけるスクリーニングを目的とした骨密度検診に取り組んでいる。これには東京都小金井市の一般住民を中心とする大都市部住民，および秋田県南外村の方々を中心とする農村部住民，さらに東京都三宅島の方々を中心とする島嶼の漁村部住民など広汎な地域からのデータが含まれており、測定者数は平成３年７月から平成５年10月までおよそ1600名となっている。しかし実際の検診においては、今後解決なされなければならない数多くの問題点があり、今回はその１つとして測定機器に関する基本的性能および測定方法の問題点等について基礎的研究を行ったので報告する。

【方法と対象】

骨密度測定方法についてはTMIG-LISAで使用している車輌搭載型の骨密度測定装置DXA（Dual energy X-ray absorptiometry；Hologic社 QDR-1000/W）である。測定部位はそのときの検診における時間的制約や目的などから多少の差はあるが、基本的には腰椎正面像（Ｌ2～4），腰椎側面像（Ｌ3；椎体中央部海綿質優位部分に興味領域を設定），および大腿骨頚部領域（Neck，Trochanter，Ward's等）である。

今回は、検診に用いた測定機器の基本的性能および測定時と解析時の技術的精度に関する研究であるが、対象者は東京都および近郊県に住む女性ボランティア合計46名（38歳～72歳，平均年齢；57.07歳）の方々である。彼等にはこの研究の意義，放射線被曝（１回当たりの受診者で0.02～0.05mSvと極めて低線量である）等について、事前に十分な説明をした上で骨密度測定への同意を得た。測定は1993年５月～６月の２週間の間に、腰椎正面，腰椎側面，大腿骨頚部領域の３ケ所の同時測定を２回または３回行った。またスパイン・ファントムによる測定は機器導入の1990年７月以来継続的に行っている。測定についての正確度に関する研究は行っていないが、既知の正確な骨塩量を持つファントムを用いた正確度に関する研究によれば、0.5%以内という結果報告がなされている。

【結果】

１）精密度については変動係数を指標とする日差再現性によって評価された。

1-1）スパイン・ファントムによる精密度は表１に示した。

1-2）ボランティアにおける精密度については表２に示した。

２）骨密度測定値に影響を及ぼすと考えられる解析時の技術的要因に関する評価について

2-1）スパイン・ファントムおよびボランティアでの第３腰椎側面像の興味領域設定の異なりによる測定値の変動については、１回の測定結果に対し５つの異なった興味領域を設定し、解析値を比較した結果を表３に示した。

なお、ボランティアにおける同一部位測定値間の相関については、表４に示してある。

【結論】

短時間に多くの受診者の処理を必要とする骨密度検診にあっては、骨密度測定装置の精度管理，および受診者の測定時ポジショニング，解析時の技術的要因など十分な注意が必要である。また測定部位も慎重に選択する必要が示唆された。

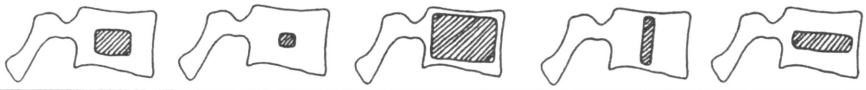
表１.スパイン・ファントムによる精密度

測定モード	期　間	ＣＶ値
腰椎正面モード	短期（５回／３日間）	0.31%
	長期（105回／24ヶ月）	0.41%
腰椎側面モード	短期（９回／９日間）	1.04%

表2.ボランティアにおける精密度

測定モード	測定回数／2週間	人数	CV値の平均値
腰椎正面	2回	39	1.42%
	3回	18	2.30%
腰椎側面	2回	38	8.84%
	3回	14	10.12%
大腿骨頚部			
Neck	2回	31	1.61%
	3回	12	1.70%
Troch.	2回	31	1.20%
	2回	12	1.33%
Ward's	2回	31	3.08%
	3回	12	2.93%

表3.第3腰椎側面像の興味領域設定の異なりによる骨密度値の変動



Phantom					
Area (cm^2)	2.73	1.01	4.44	1.64	1.87
BMC (g)	3.79	1.42	6.31	2.41	2.56
BMD (g/cm^2)	1.392	1.401	1.422	1.471	1.368
(BMD：Mean=1.411, SD=0.035, CV=2.48%)					
Volunteer (Female；54yr., 161cm, 59kg)					
Area (cm^2)	2.03	0.48	5.02	1.47	2.17
BMC (g)	0.59	0.11	1.96	0.46	0.70
BMD (g/cm^2)	0.290	0.236	0.391	0.313	0.322
(BMD：Mean=0.310, SD=0.050, CV=16.13%)					

表4.ボランティアにおける同一部位測定値間の相関

正面像	1回目	2回目	3回目
1回目	—	0.9251	0.9688
2回目		—	0.9659
側面像	1回目	2回目	3回目
1回目	—	0.5773	0.6336
2回目		—	0.7275
Neck	1回目	2回目	3回目
1回目	—	0.9555	0.9726
2回目		—	0.9688
Troch.	1回目	2回目	3回目
1回目	—	0.9736	0.9814
2回目		—	0.9599
Ward's	1回目	2回目	3回目
1回目	—	0.9419	0.9805
2回目		—	0.9857

2017

大規模コホート研究の示す骨粗鬆症の危険因子
――――― とくに喫煙について ―――――

平山雄（予防がん学研究所）

［目的］

公衆衛生の立場からみた骨粗鬆症の重要性は既に広く認識されているが、その１次予防に本当に役立つ研究は少ない。そこで、1965年以来私たちが実施している大規模コホート研究の中で骨粗鬆症の代表的指標である大腿骨頸部骨折とライフスタイルとの関係を検討してみた。

［方法］

全国から選んだ宮城、愛知、大阪、兵庫、岡山、鹿児島の 6府県29保健所管内に居住する40才以上の日本人 265,118人（男 122,261、女 142,857）について実施した大規模コホート研究の中で17年間の死亡票55,523中に記載されてあった大腿骨頸部骨折 146例（男44、女 102）とライフスタイルとの関連性を喫煙と食生活を中心に検討した。

［結果］

大腿骨頸部骨折の男女別の発生率をみると、女の場合は男の倍以上高い（図１）。女性の大腿骨頸部骨折について生活習慣との関係をみると、もっとも著しい関連性が認められたのは喫煙で、非喫煙者に比べてｒ．ｒ＝ 2.3(1.6－3.3)と有意にリスクが高く、５年近く若年齢で発生している（図２）。吸わぬ、１－14本、15本以上で1.00、1.92、4.06と量・反応関係も明瞭だった（図３）。一方、摂取頻度が高くなるほど有意に低い大腿骨頸部骨折のリスクを示したのは、まず緑黄色野菜（とらぬ、稀、時々、毎日で1.0, 0.6, 0.5, 0.3）次いで魚介類（1.0, 0.7, 0.7, 0.4）牛乳（1.0, 0.8, 0.5, 0.7）味噌汁（1.0, 0.9, 0.7, 0.5）であった（図３）。尚、肉食とアルコールは逆にリスクを高めるように働いていたが有意ではなかった。非喫煙で緑黄色野菜毎日の場合のリスクを1.00とすると、非喫煙で緑黄色野菜を毎日とらぬ 1.4(1.0－2.2)、毎日喫煙者で緑黄色野菜毎日 2.2(1.4－3.5)、最高は毎日喫煙で緑黄色野菜毎日とらぬ場合の 3.6(2.1－6.2)であった。同様の傾向は男性にも認められ、非喫煙者に対する毎日喫煙者のリスクは 2.5(1.2－5.2)で量・反応関係も、吸わぬ、１－14本、15本以上で1.00、1.97、2.50と有意であった。一方リスクを低める因子としては、魚介類毎日の0.52(0.3－0.9)が注目された。

［考察］

大腿骨頸部骨折のリスクが女に倍以上高いこと、喫煙が骨粗鬆症のリスクを高めることはいづれも諸文献と一致している。喫煙はエステロジェンレベルを低め、閉経を早める。一般的老化促進と共に骨粗鬆症のリスクを高めているのであろう。一方、リスクを低めていた魚介類、牛乳、大豆製品、緑黄色野菜は1990年の国民栄養調査成績の中でそれぞれ12.4％、26.8％、15.2％、 7.5％のカルシウム給源として注目されている。

［結論］

大規模コホート研究の中で見出された 146例（男44、女 102）の大腿骨頸部骨折とライフスタイルとの関係を検討した。筆頭危険因子は喫煙で量・反応関係も明瞭。一方、最もリスクを低めていたのは、緑黄色野菜毎日摂取で、以下魚介類、牛乳、大豆製品毎日といづれも日本人のカルシウム給源となっている食物の頻回摂取であった。従って、禁煙とカルシウムに富む食生活が適度な運動と共に骨粗鬆症の１次予防としてきわめて重要ということができる。

図1

性別年齢階級別にみた大腿骨頸部骨折発生率

コホート研究、1966～82年、日本

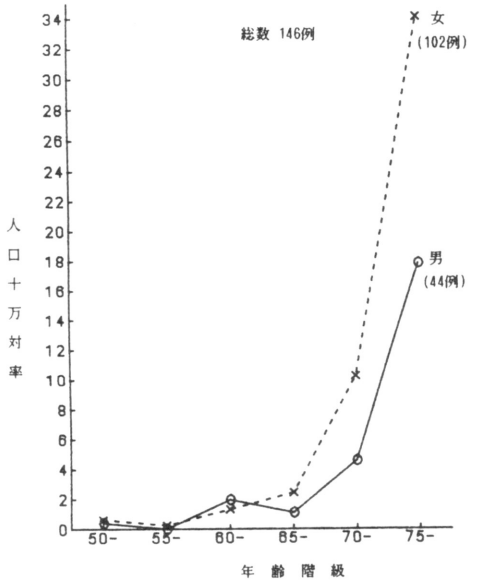


図2

大腿骨頸部骨折年齢階級別にみた
毎日喫煙者と非喫煙者のリスク（女）

コホート研究、1966～82、日本

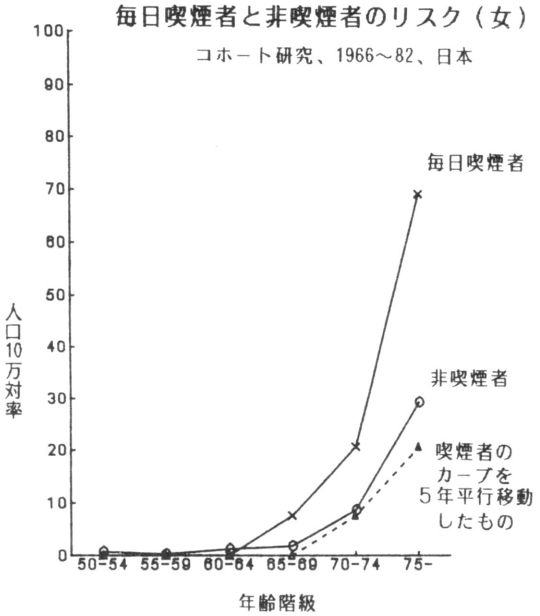
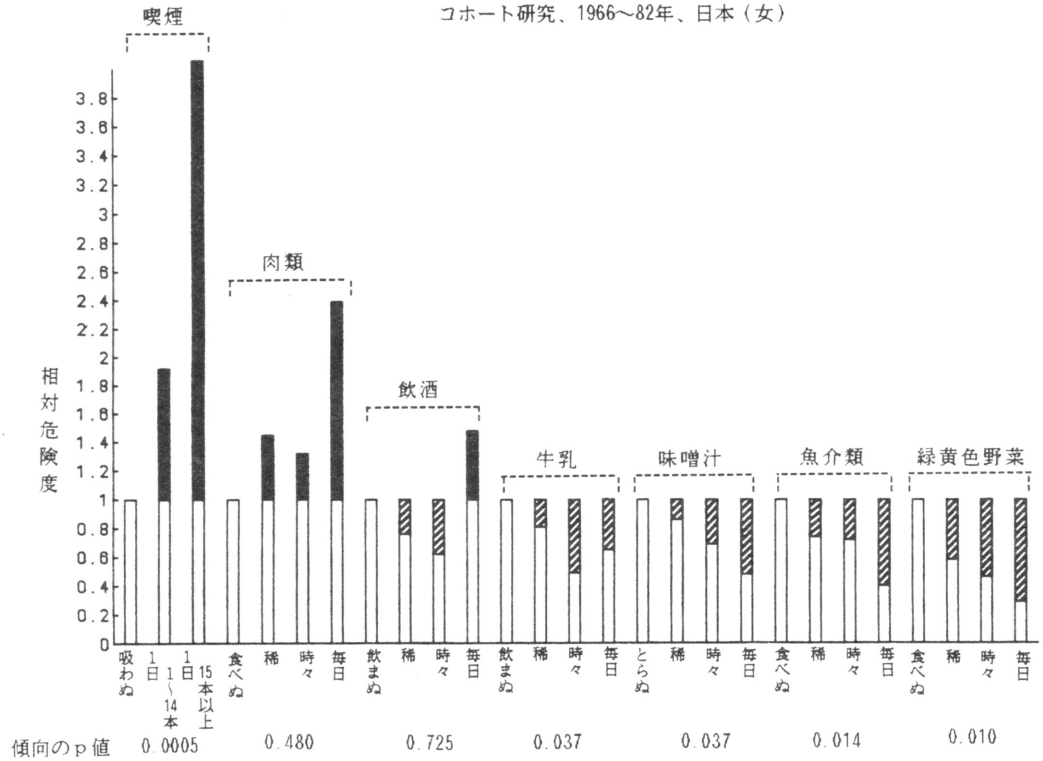


図3

ライフスタイル別にみた大腿骨頸部骨折年齢標準化相対危険度

コホート研究、1966～82年、日本（女）



傾向のp値　0.0005　0.480　0.725　0.037　0.037　0.014　0.010

2018

Ｓｙｎｄｒｏｍｅ　Ｘ　と　死の四重奏の疫学特性
そのＣＡＳＥ－ＣＯＮＴＲＯＬ研究

○鞆俊彦、清水英佑（慈恵医大・環境保健医学）
大野誠、池田義雄（慈恵医大・健康医学科）

【目的】冠動脈硬化症の危険因子の集合体として、Reavenは、Ｓｙｎｄｒｏｍｅ　Ｘを、Kaplanは死の四重奏（The Deadly Quartet)という概念を提唱したが、その共通する要因は、高血圧、高中性脂肪血症、耐糖能低下である。その後の動物実験などの成績からも、冠動脈硬化症の発症因子としては前述の３症状が重要な役割を果たし、互いに密接に関係していることが報告されており、１つの疾患として取り扱うべきであるとの考えも提唱されている。今回東京都内での健診結果より、Ｓｙｎｄｒｏｍｅ　Ｘと死の四重奏の共通する要因を持つものの特性をＣＡＳＥ－ＣＯＮＴＲＯＬ研究で明らかにしたので、その結果について報告する。

【方法】データは1985年より1992年までの健診データ。分析対象者は初回受診者に限定した。健診項目は、身体計測（身長、体重など）、眼科系検査、聴力検査、肺機能検査、循環器系検査、血液検査、尿検査、Ｘ線検査、超音波検査、問診（家族歴、既往歴、生活状況）、内科系検査等である。なお家族歴、既往歴で対象としている疾患は、脳卒中、高血圧、心臓病、肝臓疾患、血液疾患（白血病など）、糖尿病、腎臓病、結核などである。既往歴のみで対象とする疾患は、前記の他に、呼吸器病、胃・十二指腸潰瘍、大腸疾患、胆嚢炎・胆石症、腎・尿路疾患、痛風、関節リウマチ・膠原病、低血圧・貧血症、アレルギー疾患などである。また、生活状況での質問項目は、１日の睡眠時間、仕事時間、規則的な生活をしているか否か、規則的に食事をとっているか否か、毎日運動をしているか否か、食生活上の嗜好・習慣（甘いもの・塩辛いもの・脂っこいものが好きか否か、コーヒー・紅茶・日本茶をよく飲むか否か、外食が多いか否か）、喫煙、飲酒などに関してである。

尚、判定基準は健診データである事を考慮し、
1)高血圧；収縮期血圧≧140mmHg、または拡張期血圧≧90mmHg、
2)高中性脂肪血症；中性脂肪＞150mg/dl、
3)耐糖能低下；空腹時血糖＞110mg/dl、またはHbA_1＞７．５％
の３症状をもつ者をＣＡＳＥ群（男；５８７名、女；５４名）とし、性・年齢（５歳階級）でマッチングした対照群（上記３症状を全く持たない群）を１：４の比率で抽出した。分析は東京大学大型計算機センターにて、ＳＡＳ５．１８等を利用し実行した。統計的検定は、平均値の差の検定はＴ検定を行い、多重ロジスティックモデルについては、回帰係数の推定値を求めその有意性を検定した。また、既往歴、生活状況などについてはオッズ比を求め、９５％信頼区間も算出した。

【結果と考察】各検査値の比較（男、女）については表１に示す。男ではHDLCはCONTROL群が高値を示すが、それ以外は全てCASE群で高値を示している。女では年齢は男より高い（57歳）が、この男女の年齢差は発症率・発症年齢の差の影響とも考えられる。他の項目はGOT,γ-GTPを除き男性と同様の傾向を示している。GOT,γ-GTPは有意差は示さないが絶対値的にはかなり差がみられる。男女の標本数の違いも考慮しなければならない。

家族歴でオッズ比が有意な疾病は脳卒中（オッズ比95%信頼区間；父:1.04-1.72、母:1.13-2.

21）、高血圧（同；父:1.65-2.91、母:1.35-2.34、兄弟姉妹:1.12-3.61）、糖尿病（同；母:1.17-3.00、兄弟姉妹:1.05-3.82）である。

表１．各検査値のＣＡＳＥとＣＯＮＴＲＯＬの比較

	男性			女性		
	CASE;n=587	CONTROL;n=2,348	p	CASE;n=54	CONTROL;n=216	p
Age(years)	48.5± 8.6	48.3± 8.7	ns	57.4± 11.0	57.1±10.9	ns
SBP(mmHg)	153.3± 15.3	117.5±12.7	<0.0001	162.4± 20.3	118.4±12.9	<0.0001
DBP(mmHg)	91.3± 11.9	67.0±10.7	<0.0001	87.6± 15.2	65.3±11.5	<0.0001
TG(mg/dl)	264.9±154.4	87.6±28.9	<0.0001	242.6± 97.0	77.5±33.8	<0.0001
FPG(mg/dl)	129.9± 33.6	101.3± 6.0	<0.0001	121.2± 19.7	95.6±24.0	<0.0001
HbA_1(%)	7.7± 1.5	6.7± 0.9	<0.0001	7.7± 0.8	6.3± 1.6	<0.0001
BMI(Kg/m^2)	25.3± 3.0	22.0± 2.4	<0.0001	26.0± 3.9	21.7± 2.5	<0.0001
GOT(mU/ml)	23.9± 18.7	16.9±13.5	<0.0001	21.4± 27.5	16.0± 7.4	ns
GPT(mU/ml)	25.6± 18.7	13.8±14.6	<0.0001	18.6± 17.4	10.5± 7.9	<0.01
γ-GTP(mU/ml)	67.6± 81.5	21.3±22.4	<0.0001	38.6±106.6	11.3±15.3	ns
TC(mg/dl)	231.2± 42.6	198.8±33.7	<0.0001	261.4± 41.4	223.9±42.2	<0.0001
UA(mg/dl)	7.1± 1.5	6.0± 1.2	<0.0001	6.1± 1.4	4.6± 1.0	<0.0001
RBC($10^4/mm^3$)	502.1± 41.1	481.3±37.6	<0.0001	467.3± 35.0	433.2±33.9	<0.0001
WBC($10^2/mm^3$)	72.9± 18.8	64.0±18.0	<0.0001	71.4± 18.1	53.7±15.8	<0.0001
HB(mg/dl)	15.9± 1.1	15.2± 1.0	<0.0001	14.0± 1.2	13.2± 1.0	<0.0001
HDLC(mg/dl)	43.4± 10.3	53.1±12.6	<0.0001	47.5± 14.0	62.7±14.9	<0.0001
LDLC(mg/dl)	134.8± 45.2	128.1±32.2	<0.0001	165.4± 45.6	143.7±40.0	<0.001

既往歴でオッズ比が有意な疾病は、高血圧（同；9.32-15.71）、肝臓疾患（同；1.20-2.31）、糖尿病（同；9.38-26.35）、痛風（同；2.19-5.57）である。

生活状況でオッズ比が有意な事柄は、睡眠８時間以上（同；1.11-2.49）、運動を滅多にしない（同；1.33-2.40）、生活が不規則（同；1.33-1.90）、食事が不規則（同；1.01-1.45）、外食が多い（同；1.22-1.84）、塩辛いものを好む（同；1.16-1.64）、脂っこいものを好む（同；1.66-2.44）、毎日酒を飲む（同；1.63-2.34）、甘いものを好む（同；0.54-0.81）、コーヒー・紅茶をよく飲む（同；0.44-0.66）である。

既往歴、家族歴の多重ロジスティックモデルの解析結果では、高血圧（β=2.50,R=0.30,p=0.000）、糖尿病（β=2.56,R=0.15,p=0.000）、胃・十二指腸潰瘍（β=-0.73,R=-0.08,p=0.000）、血液疾患（白血病など）（β=-1.83,R=-0.07,p=0.000）などが重要な変数として取り上げられ、他にも父の高血圧、兄弟姉妹の癌、痛風、年齢、母の脳卒中、肝臓疾患、アレルギー疾患などが有意な変数となった。

生活状況の多重ロジスティックモデルの解析結果では、毎日の飲酒（β=0.64,R=0.11,p=0.000）、脂っこいものを好む（β=0.74,R=0.12,p=0.000）、コーヒー・紅茶をよく飲む（β=-0.67,R=-0.11,p=0.000）、生活が不規則（β=0.45,R=0.07,p=0.000）などが重要な変数として取り上げられ、他にも、運動を滅多にしない、仕事時間が短い、外食が多い、タバコを吸わない、甘いものを好まないなどが有意な変数となった。

甘いものを好むのオッズ比が低い事や、生活状況の多重ロジスティックモデルの解析結果で、タバコ、甘いものなど、冠動脈疾患、糖尿病のリスクファクタアーとされるもののリスクが負の方向に作用しているのは、対象者は初回受診者と限定したが、すでに他の病院等で受診・治療をし、生活指導を受けているので、嗜好・習慣に変化がでているためと考えられる。

【結論】今回Ｓｙｎｄｒｏｍｅ　Ｘと死の四重奏の疫学特性をＣＡＳＥ－ＣＯＮＴＲＯＬ研究の結果から報告したが、今後は別の対象者に対して、あるいは他の研究法で、研究を進めたい。

2019

末梢循環動態におけるエンドセリンの役割に関する疫学的研究

○中村裕之、吉田雅美、長瀬博文、岡沢孝雄、
大西孝司、林　宏一（金沢大学・医・公衆衛生）
三浦克之（金沢医科大学・公衆衛生）

【目的】

エンドセリンは、ブタ大動脈内皮細胞培養上清から、単離、構造決定されたペプチド性の血管収縮因子である。その生理的意義として、高血圧をはじめ、種々の病態との関連が注目されているが、循環ホルモンとしての役割についてはいまだ不明な点が多い。本研究では、地域住民を対象に血中エンドセリン値と皮膚血流量などの末梢循環動態を調べ、これらの相関を中心に分析することにより、末梢循環動態増悪因子としてのエンドセリンの役割を明らかにすることを目的とした。

【方法】

1．地域健康住民における調査

石川県S村の地域住民健康診査（健診）において、薬剤の服用を受けていない25歳以上の108人（男、62人；女、46人）を対象に、血圧測定、採血に先立ち、Peltier stackを用いた組織血流量計を使って、指皮膚血流量を調べた。その住民の身体的、生化学的特性を表1に示した。また血中エンドセリン値の再現性を、他の身体的、生化学的指標と比較するために、同項目を1年後に調べ、血中エンドセリン値が極めて良い再現性を示すことを確認した（表2）。なお、血中エンドセリン値はRIA法（2抗体法）により測定した。

2．老人ホームにおける調査

65歳以上のADLに問題のない老人ホーム住居者31人（循環器疾患に対する薬剤服用中の25人、健康老人の 6人から成る）を対象に、上述の検査項目に加え、無侵襲性に末梢血行動態の評価が可能なPSA-Ⅲ（ﾊﾞｲｵﾒﾃﾞｨｶﾙｻｲｴﾝｽ社）により、組織の血管中の血液酸素飽和度（StO_2）およびその組織中の単位体積中に含まれるヘモグロビン量（Hb）を絶対値で求め、さらに局所酸素摂取率（OEF）、単位体積中血液量（LBV）、局所酸素消費量（$LMRO_2$）および局所組織血液量（LBF）を分析した。

【結果と考察】

血中エンドセリン値に対して拡張期血圧が有意な正の相関を認め（表3）、年齢などの他の交絡因子の影響を修正した多重ロジスチック分析（表4）によっても、この関係を確認した。この結果は、本態性高血圧症で血中エンドセリン値の上昇を報告している諸家の結果を支持しているが、特に拡張期血圧に対してのみ相関が得られたことが注目され、動脈硬化症との関連が示唆される。その点、皮膚血流量が血中エンドセリン値に対し、有意な負の相関を認めたことから（表3）、循環あるいは代謝動態におけるエンドセリンの役割をさらに検討した（表5）。その結果、StO_2、Hb、LBFとは有意な負の相関を、またOEFとは有意な正の相関が認められ、末梢循環障害のみならず、末梢組織におけるエネルギー代謝にエンドセリンが関与すると推測された。したがって、循環ホルモンとしてのエンドセリンは、単に血管収縮因子としての血管のトーヌスを調節するのみならず、血管障害や動脈硬化の発症や進展機構に寄与していると考えられた。

Table 1 Health indicators including plasma endothelin level in 108 healthy subjects.

	Mean	S.D.
Age (years)	52.25	13.11
Body mass index (kg/m^2)	23.53	2.685
Systolic BP (mmHg)	127.7	12.93
Diastolic BP (mmHg)	81.06	9.871
Skin blood flow (ml/100 g/min)	45.40	17.77
Cholesterol (mg/dl)$^{\$}$	2.293	0.081
HDL-Cholesterol (mg/dl)$^{\$}$	1.685	0.116
Endothelin (pg/ml)	1.151	0.799
Brinkmann index	229.1	316.1
Alcohol (ounce/day)	0.852	1.30

$^{\$}$log transformed value

Table 2 Reproducibility of plasma endothelin and other health indicators.

	F value[1)]	P value
Body mass index	0.578	0.450
Systolic BP	2.502	0.118
Diastolic BP	1.113	0.295
Endothelin	1.826	0.181
Cholesterol	1.319	0.255
HDL-Cholesterol	0.999	0.501

[1)] F value represents the reproducibility calculated by the two-way analysis of variance using the two point values with the interval of one year.

Table 3 Correlation between plasma endothelin and other health indicators in 108 healthy subjects.

	C.C.[1)]	P value
Age	0.163	0.091
Body mass index	0.001	0.993
Systolic BP	0.027	0.784
Diastolic BP	0.262	0.006
Skin blood flow	-0.206	0.048
Cholesterol	0.102	0.293
HDL-Cholesterol	-0.027	0.780
Brinkmann index	0.070	0.470
Alcohol	-0.008	0.931

[1)] Correlation coefficient calculated by Pearson's method.

Table 4 Multiple regression analysis on plasma endothelin level for the main health indicators in 108 healthy subjects.

Variables	P.R.C. [1)] (S.E.)	S.P.R.C.[2)]	F value (P value)
Age	0.012 (0.007)	0.202	3.33 (0.071)
Body mass index	0.004 (0.038)	0.013	0.01 (0.917)
Diastolic BP	0.028 (0.008)	0.336	10.7 (0.002)
Cholesterol	1.470 (1.119)	0.142	1.73 (0.193)
HDL-Cholesterol	-0.157 (0.835)	-0.022	0.04 (0.851)
Skin blood flow	-0.004 (0.005)	-0.084	0.53 (0.471)
BI (1/1000)[3)]	0.371 (0.295)	0.134	1.58 (0.212)
Alcohol	0.001 (0.064)	0.002	0.00 (0.986)
Constant	-4.904		

The multiple correlation coefficient and the F value (P value) was 0.438 and 2.49 (0.018), respectively. [1)] Partial regression coefficient, [2)] Standard partial regression coefficient, [3)] Brinkmann index.

Table 5 Correlation coefficient between plasma endothelin level and peripheral circulatory functions in 31 elderly subjects.

	C.C.[1)]	P value
Age (years)	0.048	0.798
StO_2 (%)	-0.428	0.016
Hb (g/l)	-0.369	0.041
Local oxygen extraction fraction	0.429	0.016
Local blood volume (dl/l)	-0.347	0.056
Local metabolic ratio for oxgen (ml/100 g/min)	-0.125	0.503
Local blood flow (ml/100 g/min)	-0.375	0.038

[1)] Correlation coefficient calculated by Pearson's method.

2020

食習慣を考慮した飲酒と血圧との関係

○Sohel R Choudhury、岡山　明、喜多義邦、山川正信、
上島弘嗣　（滋賀医科大学福祉保健医学）
二木偉瑳夫　（大津市総合保健センター）

「目的」飲酒とくに多量飲酒が高血圧の発症と密接に関連していることは多くの研究で指摘されている．飲酒量が多いほど血圧は高く、脳卒中の発症も飲酒と関連しているとされている．しかし、飲酒が高血圧と関連していることは指摘されているが、飲酒がいかにして血圧に影響しているか明かではない．そこで、今回我々は血圧と飲酒の関係が食習慣とどのような関連があるかを明かにするために、飲酒習慣と共に栄養摂取状況を調査したデータをもちいて、飲酒習慣と食生活との関連、食生活を考慮した場合の飲酒と血圧との関連について検討した．

「対象と方法」

対象は滋賀県甲南町の地区住民を対象として、６２年度より実施している重点地区住民健康栄養調査５地区分を用いた．調査は町内５地区に居住する１８歳以上のすべての男女を対象とした．受診者数は９４２名であり、対象地区住民にたいする受診率は６３.８％であった．飲酒習慣は女性では低率であるので年令２０－５９才の男性を検討の対象とした（ｎ＝２２６）．栄養調査は、国民栄養調査に準じた．個人単位で連続した２日間の食事を記録させ栄養士により摂取量を評価した．食物の摂取量から4訂食品成分表を用いて１日当りのエネルギー摂取量、栄養素摂取量を算出した．飲酒量は栄養調査の際の２日間の飲酒量を平均して求めた．対象者は飲酒量に応じて非飲酒者、軽度飲酒者、中程度飲酒者、多量飲酒者の４群に分類し、カテゴリー変数として扱った．血圧測定は５分以上の安静の後水銀血圧計で最大、最小血圧を測定した．血圧の解析の際には高血圧で治療中のものも区別しなかった．肥満度の指標としてはBody mass index （体重(kg)／（身長(m)）^{2}）を用いた．

「結果及び考察」

表１に対象者の年令分布、及び年令階級別Body mass index(BMI)、最大、最小血圧、 エネルギー摂取量及び蛋白、脂質、炭水化物のエネルギー摂取比率、食塩、カリウム、カルシウム摂取量を示した．年令階級と有意に関連していたものは最大血圧、および塩分摂取及びカルシウム摂取量であった．

Table 1: The means and standard deviations of blood pressure, body mass index, daily energy intake, percentage of energy intake from protein, fat, carbohydrate, daily intake of salt, potassium and calcium by age groups

	Age group (years)				p value
	20-29	30-39	40-49	50-59	
No. of subjects	34	51	69	72	
SBP (mm Hg)	119.9±10.3	121.8±12.6	125.3±17.6	132.3±16.4	<0.001
DBP (mm Hg)	74.3±9.9	78.1±12.3	79±12.6	81.8±12	NS
BMI (Kg/m^2)	21.7±3	21.8±2.6	21.9±2.7	22.2±3.1	NS
Energy intake (Kcal)	2261±484	2329.7±389.1	2452±488	2347.1±505	NS
Percentage energy from					
Protein	15.5±2.2	15.1±2.5	15.1±2.5	15.7±2.1	NS
Fat	34.8±5	34±5.1	33.9±5.6	35.3±4.8	NS
carbohydrate	55.4±8.2	54.1±6.4	53.9±8	53.3±7.8	NS
Salt (g)	10.2±3.8	11.6±3.2	12.5±3.7	12.8±4.1	<0.01
Potassium (g)	2.2±.7	2.5±.7	2.4±.7	2.5±.6	NS
Calcium (mg)	514.8±191.9	543.1±198.6	587.4±215.3	635.8±234.6	<0.05

Abbreviation: SBP-Systolic blood pressure, DBP-Diastolic blood pressure, BMI-Body mass index, NS- Non significant at p=>0.05

Table 2: The means and standard deviations of blood pressure, body mass index, daily energy, alcohol intake, percentage energy from protein, fat, carbohydrate and daily intake of salt, potassium and calcium in alcohol consumption categories

	Non-drinker (DAC = 0 gm/day)	Light-drinker (0<DAC<15 gm/day)	Moderate drinker (15<=DAC<27 gm/day)	Heavy drinker (DAC>= 27 gm/day)	p value
No. of subjects	43	60	63	60	
SBP (mm Hg)	122±12.7	122±15.7	126.4±16.6	132.3±15.3	<0.005
DBP (mm Hg)	76.6±11.3	77.8±11.9	78.8±11.6	82.0±13.2	NS
BMI (Kg/m^2)	22±3.1	21.9±3.2	22±2.7	21.9±2.6	NS
Energy intake (Kcal)	2229.4±441.4	2342±553.5	2281.7±387.5	2563.1±439.6	<0.005
Alcohol intake (g/day)	0	5.3±4.6	20.6±3.2	45.4±18.4	<0.001
Percentage energy from					
Protein	15.6±2.4	14.9±1.8	15.8±2.6	15.1±2.2	NS
Fat	35.2±5.4	33.4±4.1	35.5±5.8	34±5	NS
Carbohydrate	58.7±5.8	57.5±6.5	53±7.4	48.2±7.45.8	<0.001
Salt (g)	11.1±4.4	11.9±4	11.8±3	13.1±3.9	NS
Potassium (g)	2.2±.7	2.4±.6	2.4±.7	2.6±.6	NS
Calcium (mg)	541.6±212.3	583.4±197.9	594.1±220.1	595.5±239.6	NS

Abbriviation: DAC- Daily alcohol consumption, SBP-Systolic blood pressure, DBP-Diastolic blood pressure, BMI-Body mass index, NS-Non significant at p=>0.05

表2には飲酒量別の最大、最小血圧、BMI、エネルギー摂取量、蛋白、脂質、炭水化物のエネルギー摂取比率および食塩、カリウム、カルシウム摂取量を示した．飲酒量と正の関係が見られたものは最大血圧、エネルギー摂取量で、負の関連が見られたものは炭水化物のエネルギー摂取比率であった．血圧と飲酒以外の栄養因子との関連を見ると飽和脂肪の摂取量は最小血圧と負に相関していた．その他の栄養因子については有意な関連は見られなかった．

Table 3: Step wise multiple regression analysis for blood pressure showing standardized regression coefficients with age, body mass index, daily alcohol consumption, daily intake of energy and potassium in male aged 20-59 years in Kounan-cho, Shiga pref.

	Standardized coefficient	t value	p value
Systolic blood pressure			
Age (year)	0.259	4.14	<0.001
BMI (Kg/m^2)	0.247	4.07	<0.001
Potassium (mg/day)	-0.187	-2.28	<0.05
Alcohol (g/day)	0.147	2.25	<0.05
Energy (Kcal/day)	0.131	1.57	NS
Squared Multiple R = 0.192			
Diastolic blood pressure			
BMI (Kg/m^2)	0.327	0.996	<0.001
Potassium (mg/day)	-0.233	0.548	<0.01
Age (year)	0.164	0.938	<0.005
Energy (Kcal/day)	0.151	0.525	NS
Alcohol (ml/day)	0.115	0.861	NS
Squared Multiple R = 0.190			

Abbreviation: NS- Non significant at p=>0.05

表3は最大、最小血圧を目的変数とし、年令、BMI、飲酒量、エネルギー摂取量、食塩、カリウム、カルシウム摂取量を説明変数としてstep-wise法により線形重回帰分析を行った結果を示した．飲酒習慣は栄養因子を考慮してもなお最大最小血圧と正の関係が見られた．

今回の調査により多量飲酒者では全エネルギーの12.4％をしめ、総エネルギー摂取量が他の群より多いことが明かになった．しかし電解質の摂取量は影響が少ないことが明かになった．そしてこれら栄養因子を考慮した場合、最大血圧では飲酒習慣に加えて栄養因子としてカリウムが低下因子として作用していることが明かになった．最小血圧ではカリウム摂取が負に関連していると考えられた．最高血圧と飲酒の関係は栄養因子を考慮してもなお有意であると考えられた．

2021

脳卒中・虚血性心疾患のﾘｽｸ・ﾌｧｸﾀｰに関するｺﾎｰﾄ研究
－ Shibata Study 15.5年の追跡結果から －

○中山健夫（*1東京医科歯科大学 難治疾患研究所疫学）山本卓*1
吉池信男*2（国立健康・栄養研究所成人健康・栄養部）陳浩*1
横山徹爾*1清野富久江*1岩岡浩子*1山口百子*2松村康弘*2岩谷昌子*2
伊達ちぐさ*3（大阪市立大学公衆衛生）柳元和*3田中平三*1

＜背景＞

わが国における脳卒中・虚血性心疾患の病型別頻度と、そのリスク・ファクターとの関連は、" natural experiment "として指摘されるように１９７０年代中盤の”高度経済成長時代”前後でダイナミックに変化した。１９６０～７０年代前半に開始されたコホート研究では、年齢と高血圧が脳卒中・虚血性心疾患の両方に強い影響を与え、高コレステロール血症、肥満、喫煙は強い影響を与えていなかった。一方低血清コレステロール血症が脳出血のリスクであったことが注目された。本研究は" natural experiment "後と考えられる１９７７年のベースライン調査後、１５.５年の追跡を行い、脳卒中の各病型と心筋梗塞を中心とした虚血性心疾患のコホート内発生率と、そのリスク・ファクターとの関連について総合的に検討を行った。

＜方法＞

1. ベースライン調査・・・調査時期は１９７７年７月。対象は新潟県新発田市赤谷・五十公野地区の４０歳以上住民２６５１人。受診率は男性８５％（９９９人）、女性９３％（１３６０人）。調査時点で脳卒中有病者を除外した２３０２人を”脳卒中コホート”、心筋梗塞・狭心症有病者を除外した２３２９人を”虚血性心疾患コホート”とした。調査内容は、血圧測定、身体計測、血液検査、心電図検査、眼底検査、尿検査に加え、食事調査・身体活動調査を含む問診を行った。

2. 追跡調査・・・全市的に行われている脳卒中発症登録制度、毎年の集団検診、死亡票、救急車出動記録、病院のカルテ閲覧などにより新発症例を把握した。病型分類は厚生省研究班の診断基準に従った。また可能な場合は基幹病院でＣＴ・心電図の所見を確認した。

3. 統計解析・・・途中転出・死亡例を把握し、人・年法による間接法・性年齢調整発生率を要因別に求めた。多変量解析には統計パッケージＳＡＳの "PHGLM"によりCoxの比例ハザードモデルを用いた。

＜結果＞

１９９２年１２月までの１５.５年の追跡期間中における、病型別の新発症例数をTable 1 に示す。

Table1. Incidence of each type of Stroke and Ischemic Heart Disease

	Cerebral Hemorrhage	Cerebral Infarction	Subarachonoid Hemorrhage	All Stroke	Myocardial Infarction	Ischemic Heart Disease
Male (n)	8	38	5	65	13	26
(/1000PY)	0.6	3	0.4	5.2	1	2
Female (n)	19	39	7	79	12	24
(/1000PY)	1	2.1	0.4	4.2	0.6	1.3
Total (n)	27	77	12	144	25	50
(/1000PY)	0.9	2.5	0.4	4.6	0.8	1.6

＊ Ischemic Heart DIsease = Myocardial Infarction + Sudden Death.
＊ PY = Person - Year

主な要因と病型別発生率の関係は次頁Fig1-4 に示す。また多変量解析の結果はTable 2 に示す。

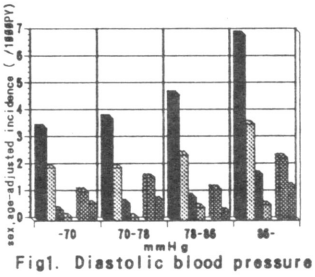


Fig1. Diastolic blood pressure

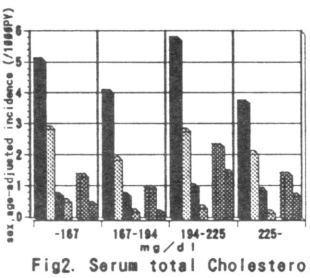
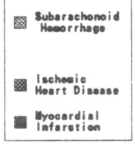


Fig2. Serum total Cholesterol



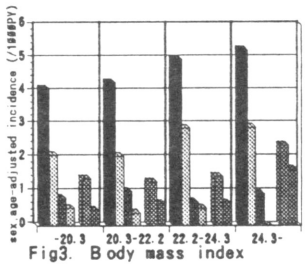


Fig3. Body mass index

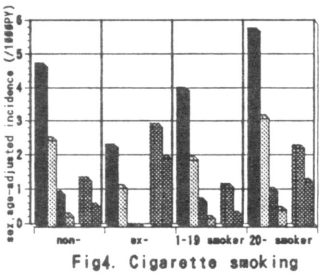


Fig4. Cigarette smoking

Table2. Relative risks of each type of Stroke and Ischemic Heart Disease for Shibata Residnts During 15.5 Years.

Variable	Cerebral Hemorrhage multivariate Relative risk 95% CI (p value)	Cerebral Infarction multivariate Relative risk 95% CI (p value)	All Stroke multivariate Relative risk 95% CI (p value)	Myocardial Infarction multivariate Relative risk 95% CI (p value)	Ischemic Heart Disease multivariate Relative risk 95% CI (p value)
Sex	1.61	0.72	1.08	1.02	0.74
(female / male)	0.67-3.87 (0.29)	0.43-1.20 (0.21)	0.69-1.71 (0.73)	0.31-3.29 (0.98)	0.35-1.56 (0.43)
Age	2.91	3.21	3.23	2.63	3.41
(+ 11 years)	1.89-4.46 (<0.001)	2.42-4.25 (<0.001)	2.63-3.97 (<0.001)	1.64-4.23 (<0.001)	2.43-4.78 (<0.001)
Mean blood pressure	1.62	1.4	1.37	1.67	1.5
(+ 14 mmHg)	1.14-2.31 (0.008)	1.11-1.77 (0.0054)	1.15-1.62 (<0.001)	1.13-2.49 (0.011)	1.14-1.97 (0.004)
Total cholesterol	0.91	0.91	0.92	1.18	1.06
(+ 47 mg/dl [1.21mmol/l])	0.60-1.38 (0.65)	0.69-1.20 (0.53)	0.76-1.12 (0.41)	0.80-1.74 (0.38)	0.79-1.42 (0.71)
BMI	• • •	• • •	• • •	• • •	• • •
(+ 3 kg / m2)					
Hematcrit	• • •	• • •	• • •	• • •	• • •
(+ 4.4 %)					
ECG abnormality	• • •	• • •	• • •	• • •	• • •
(definite / none)					
Atrial fibrillation	• • •	4.64	5.74	• • •	• • •
(definite / none)		1.82-11.79 (<0.001)	3.04-10.83 (0.001)		
Urinary albumin	• • •	• • •	• • •	• • •	• • •
(≥+ / + >)					
Urinary glucose	• • •	• • •	• • •	• • •	• • •
(≥+ / + >)					
Optic fundus abnormality	• • •	• • •	• • •	• • •	• • •
(definite / none)					
Daily cigarettes	• • •	• • •	1.71	3.94	2.25
(≥20 / < 20)			1.04-2.81(0.034)	1.25-12.44 (0.019)	1.05-4.80 (0.036)
Daily alcohol drinking	• • •	• • •	• • •	• • •	• • •
(≥2 drinks / 2 drinks >)					

CI denotes confidence interval ; BMI body mass index ; ECG electrocardiogrham. Ischemic Heart Disease include Myocardial Infarction and Sudden Death.
ECG abnormality is defined as high R and /or ST -T change, and optic fundus abnormlity is defined as Keith - Wegner class 2 - 4.
Multivanate model includes sex, age, mean blood pressure , total cholesterol, BMI, hematcrit, ECG abnormality, atrial fibrillation, urinary albumin, urinary glucose, daily cigarettes and alcohol drinking . 1 drink = 12 g ethanol.
Relative risks and 95%CI estimated on basis of stepwise Cox regression coefficients (always including sex and cholesterol as independent variable).
For continuous variables, risks are given for an increase in the variable of 1 standard deviation.

＜結論＞

年齢と血圧高値は脳卒中•虚血性心疾患共通のリスク・ファクターであった。脳梗塞・全脳卒中では心房細動がリスクを高めていた。一方低コレステロール値と脳出血の関連は認められなかった。また喫煙が全脳卒中と虚血性心疾患の有意のリスク・ファクターであることが認められた。

2022

富山県神通川流域住民のカドミウム暴露と尿細管機能異常--1992年調査結果--

青島恵子，樊　建軍，河西由美子，加藤輝隆，
寺西秀豊，加須屋実（富山医薬大・医・公衆衛生学）
釣谷伊希子，山田裕一（金沢医科大・衛生学）

【目的】富山県神通川流域カドミウム（Cd）汚染地では尿細管障害が多発しているが，その全貌は未だ明らかではない。本研究では，調査が一部あるいはまったく行われていない昭和6年から昭和20年に出生した男性住民を対象に，尿細管障害の頻度・分布・程度およびCdの暴露状況について調査した。

【対象と方法】1)　対象地域（図１）：富山県神通川流域Cd汚染地域の婦負郡婦中町11集落を対象とし，3地区（No.2,3,4）に分けた。山田川水系の同町１集落（No.1）を対照とした。2)　対象者：上記地区に居住する昭和6年から昭和20年に出生した全男性住民（1991年5月時の住民台帳による）とする。調査時年齢は46～61歳である。3)　尿・米試料の採取：蓋付ポリプロピレン容器に直接採取した起床時初尿ならびに摂取米（精白米）を回収した。4)　尿検査項目（測定法）：pH（pHメーター），クレアチニン（Folin-Wu法，クレアチニン-テストワコー），α1-microglobulin（EIA法，イムザインα1-m，富士レビオ），N-アセチル-β-D-グルコサミニダーゼ（NAG）（NAGテストシオノギ），総蛋白（トネイン-TP，大塚アッセイ），グルコース（グルコースCテストワコー），アミノ酸（TNBS法），カルシウム（カルシウムCテストワコー），無機リン（ホスファBテストワコー），カドミウム（APDC-MIBK抽出後，無炎原子吸光法）。5)　米中カドミウム：電子レンジによる前処理後無炎原子吸光法。6)自記式調査票により居住歴，生活歴，職歴，病歴などの情報を得た。

【結果と考察】

1)　尿中諸物質排泄量の地区別比較（表１）：回収率は対照地区84%，汚染地区80%。汚染地住民の現住所地居住年数は有意に短いが，汚染地居住年数は42～51年であった。尿Cdは汚染地住民において有意に高く，Cd暴露による体内蓄積の増加が考えられた。さらに尿α1-m，NAG，総蛋白，アミノ酸，カルシウム排泄が汚染地住民では対照住民に比較し有意に上昇しており，近位尿細管における多発性の再吸収機能低下を認めた。すなわちCd暴露による腎臓障害の発生が，本調査の対象である昭和6年から20年に出生した男性住民層においても明らかであった。

2)　摂取米の種類とCd濃度の地区別比較（表２，図２）：調査時点におけるCd暴露の有無・程度を知るために摂取米を集め，米中Cd濃度を調査した。米試料の回収率は1地区88%，2地区80%，3地区90%，4地区100%であった。地区別の購入米あるいは自家産米数と各Cd濃度の平均値（表２）および分布（図２）を示した。

購入米のCd濃度は汚染地区・対照地区間に差はなかった。自家産米中Cd濃度は対照地区では0.3ppmを超えなかったが，汚染地区では２地区53%，3地区33%，4地区44%の米中Cd濃度が0.3ppmを超えた。自家産米中Cd濃度平均値の比較では2地区において有意に高かった。すなわち1992年時点においても自家産米摂取例中にはCd摂取の多い例が明らかに認められた。

研究協力者：片岡　健，長谷川和彦，三谷英介，
森岡潤一郎，吉野友康。

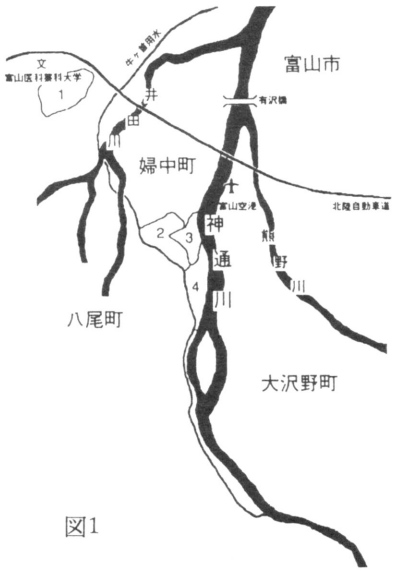


図1

表1 Mean of urinary components in male inhabitants of three cadmium-polluted districts(No.2, 3 and 4) and a reference district(No.1)

Sampling sites	Number of target persons	Number of participants (%)	Age years	Residence time at the present address (yr)	Residence time at the cadmium-polluted area (yr)	pH	Creatinine (mg/dl)	Cadmium (μg/g creat.)
Reference district								
No.1	31	26(83.8)	54.8 ± 4.8	51.5 ± 13.0	0 ± 0	6.19 ± 0.47	117.0 ± 57.1	2.7(1.5)
Cadmium-polluted district								
No.2	54	41(75.9)	54.2 ± 3.9	40.4 ± 19.3*	42.0 ± 17.9	6.08 ± 0.72	135.3 ± 62.7	4.2(1.9)**
No.3	40	33(82.5)	52.6 ± 4.5	39.7 ± 19.6*	42.1 ± 18.3	6.14 ± 0.47	135.5 ± 59.7	4.5(1.9)**
No.4	26	21(80.7)	53.1 ± 4.0	47.4 ± 10.2	51.0 ± 8.1	6.10 ± 0.40	133.9 ± 40.8	5.4(1.8)**
Total	120	95(79.1)	53.4 ± 4.2	41.7 ± 18.1*	44.0 ± 16.8	6.11 ± 0.58	136.1 ± 57.5	4.5(1.9)**

Sampling sites	Number of participants	α_1-microglobulin (mg/g creat.)	NAG (U/g creat.)	Total protein (mg/g creat.)	Glucose (mg/g creat.)	Amino-N (mg/g creat.)	Calcium (mg/g creat.)	Phosphorus (mg/g creat.)
Reference district								
No.1	26	3.1(1.9)	1.7(2.3)	46.7(1.3)	59.4(3.8)	177.4(1.3)	119.1(1.3)	540.7(1.5)
Cadmium-polluted district								
No.2	41	5.2(2.0)**	2.8(2.2)*	64.7(1.6)**	97.9(4.3)	217.7(1.3)*	177.8(1.6)**	651.6(1.4)
No.3	33	5.8(2.7)**	2.4(2.6)	70.1(2.1)*	79.6(3.6)	200.9(1.2)	179.0(1.7)**	592.9(1.5)
No.4	21	5.7(2.2)**	2.6(2.2)	61.5(1.5)*	57.5(1.7)	180.7(1.3)	167.1(1.5)*	680.7(1.3)
Total	95	5.5(2.3)**	2.6(2.3)*	65.7(1.8)**	80.9(3.5)	202.7(1.3)*	175.3(1.6)**	635.3(1.4)

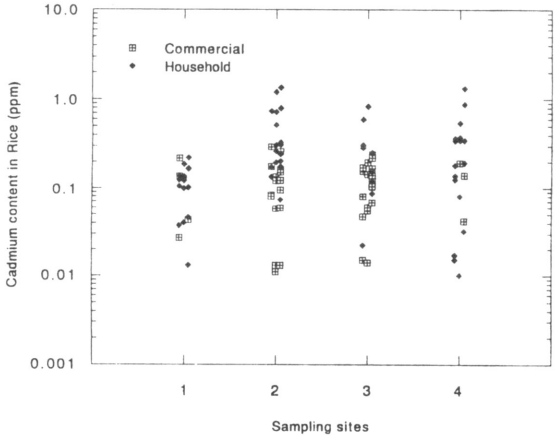
Values are the arithmetric mean±arithmetric standard deviation or the geometric mean(geometric standard deviation).
Significant differences between the reference area and each district in the cadmium-polluted areas; **p<0.01, *p<0.05.

表2
Cadmium concentration in polished rice in three cadmium-polluted districts (No.2, 3 and 4) and a reference district (No.1)

Sampling sites	Type of Rice	Number of samples	GM(GSD) ppm
Reference district			
No.1	Household Rice	19	0.09(1.9)
	Commercial Rice	4	0.07(2.3)
Cadmium-polluted district			
No.2	Household Rice	17	0.33(2.1)***
	Commercial Rice	16	0.07(2.7)
No.3	Household Rice	9	0.19(2.7)
	Commercial Rice	21	0.09(2.1)
No.4	Household Rice	18	0.15(3.9)
	Commercial Rice	3	0.10(1.9)

Significant differences between the reference district;*p<0.5,**p<0.01, ***p<0.001.

図2 地区別，種類別米中カドミウム濃度



2023

大腸腫瘍における血清コレステロール値の検討

○田中郁子，石川秀樹，鈴木隆一郎[1)]，佐藤眞一，
飯田　稔[2)]，大谷　透，奥田　茂[3)]（大阪府立成人病センター研究所第10部[1)]集団検診第１部[2)]第3内科[3)]）

【目的】

内視鏡的に切除し得た早期大腸癌及び腺腫例について，血清コレステロール値の検討を行う。

【対象・方法】

1984年11月から1992年 2月までの間に，当センターで内視鏡的に大腸腫瘍切除術を施行した1721例の内，血清コレステロール値未測定症例，虫垂切除術以外の消化管切除術症例，進行大腸癌症例，大腸以外の悪性疾患合併または既往症例，家族性大腸腺腫症例，胆石保有者または胆摘術既往症例，糖尿病，高血圧，虚血性心疾患，甲状腺機能異常の合併または既往症例，高脂血症治療中または治療既往症例等を除いた 906例中，男性 717例を対象とした(表)。

血清コレステロール値は，内視鏡治療前 6カ月以内に当センター外来にて朝食絶食の上，午前 9時から午後 1時までの間に採血を行い，当センター中央検査室にて酵素法で測定した値を用いた。

二群間の比較はstudent の t検定を，多群間の比較は一元配置分散分析を用いて行い，5%以下の危険率をもって有意とした。

【結果】

①当センター循環器検診受診者の内，本研究と同時期に採血した男性50才代事務系勤務者の血清コレステロール値の平均は200.4mg/dlであった。その値に対して，直腸の腺腫例以外は，いすれ群の平均値も高値を示した。

②腺腫の個数，癌の単発，多発にかかわらず，血清コレステロール値に差はなかった(図１)。

③腺腫及び癌の異型度，大きさと血清コレステロール値に相関は認めなかった(図２，図３)。

④腺腫例，癌例共に直腸，左側結腸，右側結腸の順に血清コレステロール値は高くなる傾向が認められた(図４)。

【考察】

一般には，コレステロールや脂肪の摂取量の増加に伴い，血清コレステロール値は上昇し，一方，結腸癌の増加が観察される。しかし，血清コレステロール値の低い群において結腸癌の発生が多いという報告がある。今回の我々の早期大腸癌についての検討では，一般の循環器検診受診者に比べ，血清コレステロール値は高い傾向がみられ，部位では，右側結腸癌の方が左側結腸癌よりも高くなった。また，大腸癌のprecoursorと言われている腺腫と血清コレステロール値の検討では，相関を認めないとする報告が多く，正の相関を示唆するものもある。今回の我々の検討では，一般の循環器検診受診者に比べ，結腸に腺腫を持つ人の血清コレステロール値の平均は高く，正の相関を支持する結果であった。部位では，早期癌と同様の結果であった。今回の検討で，早期癌と腺腫が共に発生部位により血清コレステロール値に差がみられたことは，癌及び腺腫の発生部位によってコレステロール代謝に差がある可能性が考えられた。

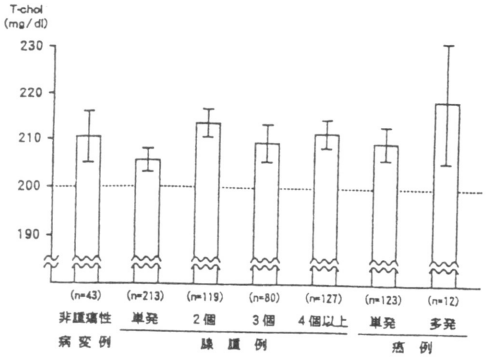
（表）

内視鏡的大腸腫瘍切除例の内訳（男性例）

		例数	年齢	TG(mg/dl)	TP(g/dl)	Alb.(g/dl)
非腫瘍性病変		43例	54.5	138.4	7.1	4.4
腺腫	単発	213例	53.9	131.8	7.1	4.5
	2個	119例	55.3	153.5	7.1	4.4
	3個	80例	55.9	138.6	7.1	4.4
	4個以上	127例	57.9	141.9	7.1	4.4
癌	単発	123例	56.1	168.6	7.1	4.5
	多発	12例	58.9	130.7	7.1	4.5
総数		717例	55.6	144.6	7.1	4.5

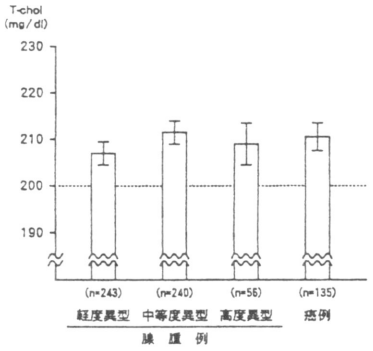
（図１）

疾患別血清コレステロール値（mean ± S.E）



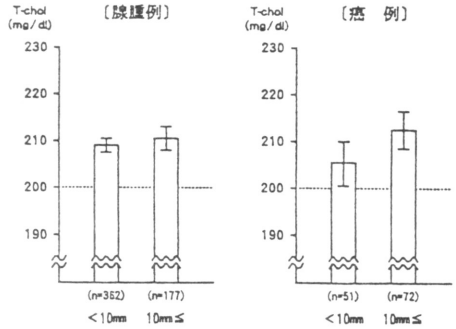
（図２）

腫瘍の異型度と血清コレステロール値（mean ± S.E）



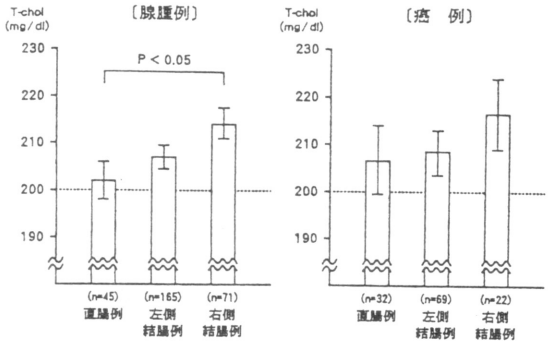
（図３）

腫瘍の最大径と血清コレステロール値（mean ± S.E）



（図４）

腫瘍の発生部位と血清コレステロール値（mean ± S.E）



2024

肺小細胞癌発癌におけるCYPIA1、GSTM1遺伝子多型と喫煙量の相互作用について

○木原雅子[1]，木原正博[2]，野田和正[3]，岡本直幸[2]，曽田研二[1]（[1]横浜市大・医・公衛，[2]神奈川がんセ・呼吸，[3]神奈川がんセ・研・疫学）

【目的】　たばこ煙中に含まれる代表的前発癌物質であるbenzo(a)pyreneは最初第一相で、CYPIA1を中心とするcytochrome P450酵素群による代謝的活性化を受けてＤＮＡ障害性を有する中間代謝産物となり、ついで第二相で、GSTM1を中心とするglutathione S-transferaseなどによって抱合･排泄される。昨年の本学会では、CYPIA1遺伝子のIle-Val多型とGSTM1遺伝子多型の組み合わせによる各組織型の肺癌リスクとの関係を論じたが、本年は肺小細胞癌にしぼり、MspI多型を加え、さらに喫煙量を考慮した詳細な分析を試みた。

【方法】　対象：神奈川県立がんセンターで診断された男性肺小細胞癌患者（３５名）ならびに同センター所在地域の健康診断受診者１１３６名から抽出した男性１２９名を対象とした。患者、対照いずれも診断時点で６９才以下かつ現喫煙者とした。
多型の検出方法：CYPIA1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。CYPIA1については２つの多型を分析した。すなわち、第一の多型はexon7の3'下流に存在するMspI多型で、変異部位をはさむ部分を増幅し、MspI処理による切断の可否により遺伝子型を判定し、第二の多型はexon7の中にあるisoleucine→valineのアミノ酸置換を伴う一塩基変異（Ile-Val多型）で、プライマーの3'端のミスマッチを利用したPCR法によって遺伝子型を判定した。GSTM1遺伝子についてはexon4からexon5を含む部分の増幅の可否により、欠損の有無を判定したが，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．

【結果】　Table 1に対照群におけるCYPIA1の２つの遺伝子多型の関係を示した。Linkage analysisによって、Hill & Robertson(1968)の係数(R)=0.757,連鎖不平衡係数(D)=0.154と両変異間には強い連関のあることが示唆された。これらの分布はまた、m1、m2、Ile、Val各対立遺伝子の遺伝子頻度（0.69、0.31、0.78、0.22）から算出される理論値とほぼ一致することから、Hardy-Weiberg平衡の成立が確認された。

Table 1. Distribution of the combined genotypes of *Msp*I and *Ileu-Val* polymorphisms of CYPIA1 in the control individuals

genotypes	*m1/m1*	*m1/m2*	*m2/m2*	Total
Ile/Ile	64	12	2	78
Ile/Val	2	35	8	45
Val/Val	0	0	6	6
Total	66	47	16	129

Table 2に、喫煙量との関係におけるCYPIA1とGSTM1遺伝子多型組み合わせの分布とオッズ比を示す。オッズ比は、喫煙指数（smoking index、SI=∑1日喫煙本数×喫煙年数）が<800で、GSTM1(+)かつCYPIA1遺伝子型が、m1/m1あるいはIle/Ileの場合（表最上段）をbase lineとして算出した。Table 2の結果をまとめると以下の様になる。

（１）GSTM1遺伝子の欠損がない場合（表中ではGSTM1(+)）は、CYPIA1の遺伝子型にも喫煙量の多寡にもかかわらず有意のオッズ比の上昇は認められなかった。
（２）低喫煙量、すなわちSI<800の群においては、CYPIA1とGSTM1のいかなる遺伝子多型の組み合わせによっても、有意なオッズ比の上昇はみられなかった。
（３）GSTM1(-)でSI≧800の場合、CYPIA1遺伝子型がm1/m1あるいはIle/Ileでもオッズ比は3-4と上昇した。これは、SI≧800の場合の、CYPIA1遺伝子多型とは無関係のGSTM1遺伝子欠損による正味のリスク上昇と考えられる。
（４）GSTM1(-)でSI≧800の場合、m2を少なくともひとつ含む遺伝子型（m1/m2、m2/m2）ではオッズ比が8-9へと上昇した。これは、GSTM1とCYPIA1遺伝子多型の組み合わせによる相乗的なリスク上昇効果と考えられる。

（５）Ile-Val多型ではVal対立遺伝子の遺伝子頻度が小さいために正確な評価が困難であるが、GSTM1(-)でSI≧800の場合のヘテロ型（Ile/Val）を除けば、Msp I多型とほぼ類似の挙動を示した。

Table 2. Combination of GSTM1 and *CYPIA1* gene polymorphisms in relation to tobacco smoke exposure and relative risk estimates

GSTM1		*CYPIA1* gene polymorphisms							
genotype	SI	*Msp*I	P[a]	C[b]	Odds	*Ile-Val*	P	C	Odds
GSTM1(+)	<800	*m1/m1*	4	24	1.00	*Ile/Ile*	6	26	1.00
		m1/m2	3	13	1.38	*Ile/Val*	1	13	0.33
		m2/m2	0	6	NC[c]	*Val/Val*	0	4	NC
	≥800	*m1/m1*	4	15	1.60	*Ile/Ile*	4	16	1.08
		m1/m2	2	11	1.09	*Ile/Val*	3	14	0.93
		m2/m2	1	4	1.50	*Val/Val*	0	0	NC
GSTM1(-)	<800	*m1/m1*	2	15	0.80	*Ile/Ile*	3	22	0.59
		m1/m2	1	18	0.33	*Ile/Val*	0	12	NC
		m2/m2	1	3	2.00	*Val/Val*	1	2	2.17
	≥800	*m1/m1*	6	12	3.00	*Ile/Ile*	12	14	3.71[d]
		m1/m2	7	5	8.40[e]	*Ile/Val*	3	6	2.17
		m2/m2	4	3	8.00[f]	*Val/Val*	2	0	∞

[a,b,c]"Patients", "Controls" and "Not calculated", respectively. For the rest of abbreviations see Table 1.

[d,e,f]95% confidence intervals(CI)=1.00-14.33, 1.42-56.1 and 0.96-40.8, respectively. Lower limits of 95% CI of the rest of the odds ratios were far below 1.00,

【考察】　発癌物質の生成と解毒の各段階に関わる諸酵素の活性およびそのバランスが発癌物質の体内量やクリアランスに影響し、それが発癌感受性の遺伝的背景になるとの仮説が近年提唱されている。我々は、最近第二相酵素であるGSTM1の欠損がKreybergI型肺癌のリスクを上昇させることを報告した(Cancer Letter 71:151-155,1993)が、本研究では、さらに第一相酵素と第二相酵素の遺伝子多型の組み合わせが、肺小細胞癌のリスクを著しく高めること、しかもそれが生涯喫煙量に依存することを明らかにすることができ、最近の本邦研究者による肺扁平上皮癌における報告(Nakachi.et al., Can.Res. 53:2994-2999,1993)とともに上記仮説をさらに裏付けるものとなった。

本研究で特徴的な知見は、肺小細胞癌においては、①CYPIA1とGSTM1のいかなる組み合わせも喫煙指数800以上と、一定の喫煙暴露以上という条件下で初めてリスクとなること(genetic-environmental interaction)、②CYPIA1遺伝子型によるリスクはGSTM1遺伝子欠損の存在下で初めて明らかになること(genetic-genetic interaction)、③高喫煙暴露条件では、CYPIA1とGSTM1の遺伝子多型の組み合わせによって、強い相乗効果が生じることである。これらは、genotypingによる高リスク者の同定上重要な知見であるばかりではなく、遺伝素因を有していても、環境要因としての喫煙習慣を換えることによって発癌を抑えうる可能性を示唆しており、肺癌の一次予防上重要な意味を有するものと考えられた。

なお、CYPIA1のMspI多型とIle-Val多型の間には、ヘテロ型、即ちm1/m2型とIle/Val型のリスクに差異が認められた。この２つの遺伝子多型は遺伝的に強く連関しているが、それぞれ異なる生物学的メカニズムを内包している可能性も考えられる。

【結論】　喫煙者における肺小細胞癌に対する遺伝的感受性は，CYPIA1とGSTM1両酵素の遺伝子多型および喫煙量の相互作用によって一部規定されることが明らかとなった。

2025

遺伝子多型を介したＡＨＨ誘導性の肺癌発生に関する研究

○清原千香子、廣畑富雄、犬塚悟
（九州大学・医・公衆衛生）

【目的】薬物代謝酵素の一つである芳香族炭化水素水酸化酵素（Aryl hydrocarbon hydroxylase；ＡＨＨ）の誘導性（一般的には 3-methylcholanthrene（ＭＣ）で誘導されたＡＨＨ活性／非誘導のＡＨＨ活性）は、肺癌発症の感受性決定に関し、近年非常に注目されている。しかし、肺癌患者では担癌状態や抗癌剤の投与の影響等によりＡＨＨ活性が変化していると考えられるので、その活性を測定しＡＨＨ誘導性を求め、健常人と比較するのは困難である。このことが、今だ明確な結論がだされていない原因となっている。近年、ＡＨＨを支配する遺伝子CYP1A1の多型現象が報告されたが、今までのところ、この多型とＡＨＨ誘導性の関係は検討されていない。そこで、まず健常人においてＡＨＨ活性とCYP1A1遺伝子の多型についての関係を明確にしたい。

【方法】健常人男性82名について、採血を行い、リンパ球を分離・培養後、3-hydroxybenzo(a)pyrene（3-OHBP）の生成量を指標として非誘導のＡＨＨ活性（3-OHBP生成量／分／10^6細胞）およびＭＣで誘導したＡＨＨ活性を測定し、ＡＨＨ誘導性を求めた。一方、同試料よりＤＮＡも抽出し、CYP1A1の一部の領域（0.34 kbp）をＰＣＲ法にて増幅させ、制限酵素切断断片長多型（ＲＦＬＰ；restriction fragment length polymorphism）を検討した。MspI によるＲＦＬＰは、Ａパターン（0.34 kbp のみ）、Ｂパターン（0.34、0.20 と0.14 kbp）そしてＣパターン（0.20 と 0.14 kbp）である。

【結果】Fig. 1 に年齢を補正したＡ、Ｂ、ＣパターンのＡＨＨ誘導性の分布を示す。ＡパターンとＢパターンは同様な分布を示した。Table 1 に多変量解析の結果を示す。Ａ、Ｂ、Ｃパターン、age class および喫煙と対数変換したＡＨＨ誘導性についての分散分析の結果は F値=9.18、$p<0.0001$ であった。また、ＡＨＨ誘導性にはパターン（$p<0.0001$）が強く関与しており、age class（$p=0.0217$）も有意に関与していたが、喫煙の関与は明かではなかった。各パターンの割合と年齢を補正したＡＨＨ誘導性（平均±標準誤差）を Table 2 に示す。喫煙との関係が深い Kreyberg type Ⅰ（扁平上皮癌、小細胞癌および大細胞癌）に多いと報告されているＣパターンは７名（8.5 %）で、この者達は非常に高いＡＨＨ誘導性（13.61 ± 1.44）を示した。一方、Ａパターンの者は38名（46.3%）で、ＡＨＨ誘導性は4.89 ± 0.36であり、Ｂパターンの者は37名（45.1%）で、ＡＨＨ誘導性は4.82 ± 0.29であった。ｔ検定ではＡパターンとＣパターン（$P<0.001$）およびＢパターンとＣパターン（$P<0.001$）の平均値間に統計的な有意差が認められたが、ＡパターンとＢパターンとの間には有意差は認められなかった。

【考察】健常人において、CYP1A1遺伝子のMspIによる多型とＡＨＨ誘導性との関係を検討したところ、肺癌患者に多いと報告されているＣパターンの者は高いＡＨＨ誘導性を示した。Ｃパターンの者が喫煙すると、タバコ煙中の発癌物質によって強い酵素誘導が起こり、この多量に誘導された酵素によって前発癌物質が代謝的に活性化をうけ、発癌性をもつようになるため発癌しやすいと考えられる。個体の肺癌発症の感受性の一決定因子として、ＡＨＨ誘導性が高い、つまりＣパターンであることが重要であると考えられる。一般に、腺癌は遺伝的因子、内因性因子の関与が疑われている。ただし、弱いながら喫煙との関係も報告されている。これに反し扁平上皮癌は喫煙の影響が強いのは明らかであるが、これは集団を観察してのことであり、遺

伝的に感受性の高い人々の存在を否定するものではない。今後、他の因子（解毒的代謝酵素）の関与や喫煙を中心としたライフスタイルである環境的因子と遺伝的因子（CYP1A1の多型等）の相互作用についても究明して行きたい。

Fig. 1. Distributions of AHH Inducibility*

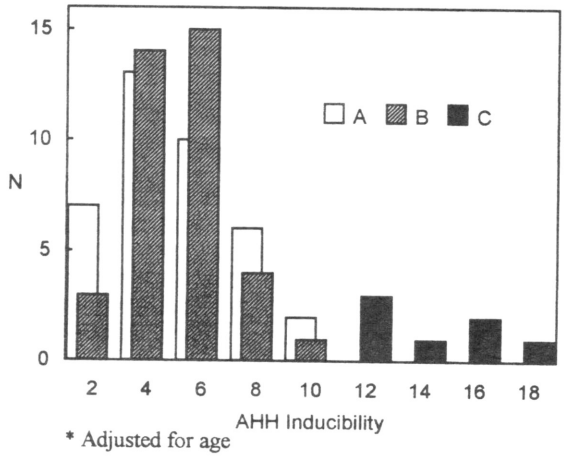


Table 1. Multivariate analysis of AHH inducibility
Dependent variables: ln (AHH inducibility)

Source	DF	SS	F-value	p	R^2
Model	6	10.32	9.18	<0.0001	0.423
Error	75	14.06			
Corrected total	81	24.38			
Age class	3	1.92	3.41	0.0217	
Pattern	2	7.25	19.35	<0.0001	
Smoking status	1	0.06	0.34	0.5611	

Table 2. AHH inducibility of pattern A, B and C

	N (%)	AHH inducibility*
Pattern A	38 (46.3)	4.89 ± 0.36
Pattern B	37 (45.1)	4.82 ± 0.29
Pattern C	7 (8.5)	13.61 ± 1.44**

*: Adjusted for age.
**: Significantly different from pattern A and B ($p<0.0001$).

2026

フィブリノーゲンβ鎖のDNA多型と血漿フィブリノーゲン値に関する日米共同研究

磯 博康、小池和子、嶋本 喬(筑波大学社会医学系)
Aaron R. Folsom(ミネソタ大学疫学)、佐藤眞一、飯田 稔
(大阪府立成人病センター)、小町喜男(大阪府立公衆衛生研究所)

［目的］血漿フィブリノーゲンの高値が虚血性心疾患の発生リスクを高めることが欧米の追跡調査により、明らかにされつつある。我々は1988年、1990年のミネソタ大学との疫学共同研究により、虚血性心疾患の多い白人が虚血性心疾患の少ない日本人に比し、血漿フィブリノーゲン値が高いことを示し、昨年の本学会にて報告した。血漿フィブリノーゲン値の人種差は、年齢、喫煙状況、肥満度、血清中性脂肪、魚の摂取状況等の身体、環境因子を補正しても有意であり、この人種差に遺伝因子の関与が示唆された。そこで、本研究は白人と日本人間の血漿フィブリノーゲン値の人種差に遺伝因子が関与しているか否かを明らかにするため、血漿フィブリノーゲンのβ鎖ＤＮＡの多型を比較検討した。

［方法］対象集団はミネソタ州ミネアポリス市郊外住民、秋田県Ｉ町住民の47～69歳の男女である。住民検診受診者の中から最近５年以内の喫煙者と、虚血性心疾患、脳卒中、肝疾患、糖尿病の既往者を除外し、両集団それぞれ150人(男=75人、女=75人)、計300人の調査を実施した。　採血は８時間以上の空腹で行い、血漿フィブリノーゲン値はClaussの方法により大阪府立成人病センターにて測定した。採血した白血球層より、ＤＮＡを抽出、精製した。そして、ミネソタ大学でゲノムＤＮＡにBcl I制限酵素を適用し、サザンブロット法により血漿フィブリノーゲンβ鎖ＤＮＡの多型をＲＦＬＰ(restriction fragment length polymorphism)で検討した。また、ＰＣＲ産物からのHaeIII及びHindIII制限酵素によるＲＦＬＰ解析を筑波大学で行った。Bcl Ⅰ制限酵素による多型は5.3Kbのsegmentを産生するものをB1 allele, 4.2Kbのsegmentを産生するものをB2 alleleとした。Hae Ⅲ制限酵素によるRFLPは383b,574bのsegmentを産生するものをH1 allele,957bのsegmentを産生するものをH2 alleleとした。Hind Ⅲ制限酵素によるRFLPは0.20Kb,0.27Kbのsegmentを産生するものをHd1 allele,0.47Kbのsegment segmentを産生するものをHd2 alleleとした。血漿フィブリノーゲン値に関連する身体、環境因子として、Body mass index〔体重(Kg)/身長(m^2)〕の算出と、問診によるアルコールの摂取量、魚の摂取量の算出を行った。女子については閉経の有無、閉経後のホルモン補充療法の有無を聞きとった。魚の摂取量の算出は過去１ヶ月間における魚の摂取頻度と１回量を聞き取ることにより行った。
　統計的解析は平均値の差の検定にt-testを、頻度の差の検定にはχ^2検定を用いた。共分散分析により、年齢、性、Body mass index、アルコール摂取量、魚の摂取量、閉経、閉経後のホルモン補充療法の有無を調整して、遺伝子型の多型間で血漿フィブリノーゲンの平均値を比較した。

［結果］血漿フィブリノーゲン値及びその関連因子の平均値及び標準誤差を性、人種別に表１に示す。男女ともに、白人は日本人に比し、血漿フィブリノーゲン値は約40mg/dl高値を示した。Body mass indexの平均値は、男女とも白人は日本人に比し高かった。アルコール摂取量の平均値は、男子では白人が日本人に比し低値を、女子では逆に白人が日本人に比し高値を示した。魚の摂取量は男女とも白人が日本人の約１／５と少なかった。女子では閉経した人の割合は白人で81%、日本人で91%であった。閉経後のホルモン補充療法を行っている者の割合は閉経した者の中で白人では28%、日本人では0%であった。表２に血漿フィブリノーゲンβ鎖の遺伝子型の頻度分布を示す。BclI酵素による多型は白人146人、日本人147人の成績を、HaeIII及びHindIII酵素による多型は白人134人、日本人124人の成績を示す。BclI酵素による多型の分布については、B1B1のホモ接合は白人は日本人に比し14%少なく、B1B2のヘテロ接合は白人が日本人より多かった。B2B2のホモ接合も白人が日本人に比べ比較的多かったが、その頻度は白人でも５％と他の遺伝子型に比べ少なかった。HaeIII及びHind酵素による多型についてもBclI酵素の多型と同様な結果であったが、これらの多型分布の人種差は、BclI酵素の多型よりも大きい傾向がみられた。次に、血漿フィブリノーゲンβ鎖の遺伝子型を構成する対立遺伝子(allele)分布を白人と日本人との間で比較検討した(表３)。B2 alleleの頻度は、白人が日本人に比し、高率であった(P<0.01)。H2 allele、及びHd2 alleleの頻度も、白人が日本人に比し高率であった(P<0.001)。
　それぞれの人種において血漿フィブリノーゲンのβ鎖の遺伝子型別に、血漿フィブリノーゲンの平均値を比較検討した(表4)。白人において、B1B2/B2B2の遺伝子型は、B1B1の遺伝子型に比し、血漿フィブリノーゲンの平均値が、高い傾向を示した。また、H1H2/H2H2の遺伝子型はH1H1の遺伝子型に比し、Hd1Hd2/Hd2Hd2の遺伝子型は Hd1Hd1の遺伝子型に比し、血漿フィブリノーゲンの平均値が有意に高かった。日本人においても、白人ほど明らかではないが、遺伝子型と血漿フィブイノーゲン値との間に同様の関連が認められた。

［結論］本研究により、米国ミネソタ在住の白人は秋田在住の日本人に比し、B2 allele、H2 allele、Hd2 alleleの頻度がいずれも有意に高いことが示された。また、白人ではB2 allele、H2 allele、Hd2 alleleを有する遺伝子型が有しない遺伝子型に比し、血漿フィブリノーゲンの平均値が高値を示し、血漿フィブリノーゲン値の人種差に血漿フィブリノーゲンβ鎖のalleleの頻度分布の差異が関与していることを示唆された。本学会で昨年報告した血漿フィブリノーゲン値と身体、環境要因の検討成績と、今回の遺伝要因の検討成績により、白人が日本人に比し、血漿フィブリノーゲン値が高いことは、環境と遺伝の両要因によるものと考えられた。

表1　血漿フィブリノーゲン値及び関連要因（身体、環境要因）
平均値（標準誤差）

	男		女	
	白人 n= 75	日本人 n= 75	白人 n= 75	日本人 n= 75
血漿フィブリノーゲン(mg/dl)	288(6)*	248(4)	300(6)*	257(4)
Body mass index(kg/m²)	27(0.3)*	23(0.3)	27(0.6)*	23(0.3)
エタノール摂取量(g/週)	67(12)*	271(24)	17(9)*	0.5(0.5)
魚の摂取量(g/日)	24(4)*	132(7)	21(3)*	103(5)
閉経(%)	-	-	81	91
閉経後のホルモン補充療法(%)	-	-	28	0

白人と日本人との差　*P<0.001

表2　血漿フィブリノーゲンβ鎖の遺伝子型の分布

制限酵素	遺伝子型		白人 n	白人 %	日本人 n	日本人 %
Bcl I	B1B1	(5.3/5.3Kb)	89	61	110	75
	B1B2	(5.3/4.2)	49	34	35	24
	B2B2	(4.2/4.2)	7	5	2	1
Hae III	H1H1	(383/574b)	76	57	96	77
	H1H2	(383/574/957)	50	37	27	22
	H2H2	(957)	8	6	1	1
Hind III	Hd1Hd1	(194/271b)	73	54	96	77
	Hd1Hd2	(194/271/465)	53	40	27	22
	Hd2Hd2	(465)	8	6	1	1

表3　血漿フィブリノーゲンβ鎖の alleleの分布

制限酵素	対立遺伝子		白人* n	白人* %	日本人 n	日本人 %	人種差
bcl I	B1	allele	227	78	255	87	P<0.01
	B2	allele	63	22	39	13	
Hae III	H1	allele	202	75	219	88	P<0.001
	H2	allele	66	25	29	12	
Hind III	Hd1	allele	199	74	219	88	P<0.001
	Hd2	allele	69	26	29	12	

*白人の１人（Bcl1の変異 6.4/4.2Kbsを示した者）を除く

表4　血漿フィブリノーゲンβ鎖の遺伝子型と血漿フィブリノーゲン値
(mg/dl)，平均値(標準誤差)*

遺伝子型	白人	日本人
E1B1	289(5)	251(3)
B1B2/B2B2	301(7)	257(6)
両群間の差	p= 0.18	p= 0.37
H1H1	287(6)	248(3)
H1H2/H2H2	305(7)	259(7)
両群間の差	P= 0.05	p=0.16
Hd1Hd1	285(6)	248(3)
Hd1Hd2/Hd2Hd2	306(7)	259(7)
両群間の差	p= 0.03	p= 0.16

* 共分散分析により、性、年齢、肥満度、アルコール 摂取量、魚の摂取量、閉経、閉経後の性ホルモン使用を調整

2027

鉄と亜鉛栄養状態の関連

○横井克彦 (京都大学大学院医学研究科社会医学系)
Nancy W. Alcock, Harold H. Sandstead (Department of Preventive Medicine and Community Health, University of Texas Medical Branch at Galveston)

［はじめに］

エジプトやイランでは鉄欠乏症と亜鉛欠乏症の併発例が報告されており[1,2]、鉄と亜鉛の栄養状態の関連が疑われている。他方、生物利用効率の高い鉄と亜鉛の主な供給源は共に獣肉であることが知られている[3,4]。今回、鉄および亜鉛の栄養状態の指標としてそれぞれ血清フェリチン濃度と血漿亜鉛消失速度定数[1]を選び、米国女性における鉄と亜鉛栄養状態の関連を検討した。

［方　法］

被験者：被験者は22-38歳の米国テキサス州在住の閉経前女性18人で、被験者募集に応じた女性38人（応答者）から選んだ（表１）。被験者採用の基準は、以下の通りである。応答した女性38人に食品摂取頻度アンケート（表２）を回答させ、肘静脈から採血し、血清フェリチン濃度を測定した。応答者を、血清フェリチン濃度、0-10、11-20、21-30、31 ng/ml以上の４群に分け、各群から４ないし５名を無作為に選んだ。

測定方法：血清フェリチンは、UTMB Clinical Laboratoryにてradioimmunoassay法より測定した。被験者は一晩絶食後、UTMB General Clinical Research Centerに午前８時から９時に来室させ、ベッド上にて30分間安静させた。肘静脈にカテーテルを留置後、血液（ベースライン）を採取し、次いで^{67}Zn 2 mgをカテーテルから投与し、30、40、50、60分後に血液を採取した。血漿を遠心分離した。血漿は過酸化水素にて灰化後、硝酸にて溶解し、亜鉛をSerfassらの方法[5]にて抽出し、亜鉛同位体比^{67}Zn:^{68}Zn測定の試料とした。亜鉛同位体比は、VG Elemental製Plasma Quad ICP質量分析装置にて測定した。分析条件はピークジャンプモード、dwell time 10 ms、掃引回数200、10回繰り返し測定とした。^{67}Zn投与後の各時点の血漿中^{67}Zn:^{68}Zn比から投与前値を減じ、片対数プロットした直線の傾きから血漿亜鉛消失速度定数を求めた。血漿亜鉛濃度は、血漿を過酸化水素にて灰化後、Perkin Elmer 5100原子吸光光度計にて測定した。

統計処理：血漿亜鉛消失速度定数と血清フェリチン濃度の間の単相関係数を算出した。血漿亜鉛消失速度定数および血清フェリチン濃度を被説明変数とし、食品摂取頻度スコア（表２）を説明変数とする重相関分析を行なった。なお、食品摂取頻度スコアの内、血漿亜鉛消失速度定数との間の単相関係数の絶対値が0.24以上のスコアを血漿亜鉛消失速度定数に対する説明変数とした。また、血清フェリチン濃度と食品摂取頻度の関係の解析には、応答者38人全員を用い、すべての食品摂取頻度スコアを説明変数に用いた。

［結果と考察］

応答者38人の血清フェリチン濃度 (ng/ml) は、最小値 1.5、最大値 56.5、平均値 15.8、標準偏差 14.0であった。

被験者18人の血清フェリチン濃度 (ng/ml) は、最小値 4.3、最大値 50.0、平均値 20.4、標準偏差 14.6であった。血漿亜鉛消失速度定数 (min^{-1}) は、最小値 0.0148、最大値 0.0312、平均値 0.0238、標準偏差 0.0054であった。血清フェリチン濃度と血漿亜鉛消失速度定数の間には有意な負の相関関係 (単相関係数：-0.668、$p<0.001$) があった。血漿亜鉛消失速度定数は、血清フェリチン22 ng/ml以上では、Prasadら[3]の正常範囲 (0.0144 - 0.0187 min^{-1})に、血清フェリチン22 ng/ml未満では亜鉛欠乏の範囲 (0.0198 - 0.0385 min^{-1})に分布した。したがって、鉄栄養状態と亜鉛栄養状態の関連が示唆された。

重相関分析の結果、血漿亜鉛消失速度定数を説明する食品摂取頻度スコアとして変数増加法では牛乳（偏相関係数：$r=0.617$、$p<0.01$）およびその他のシリアル（$r=-0.495$、$p<0.05$) が選択され（$R^2=0.460$、$p<0.01$)、一方、変数減少法では獣肉（$r=-0.632$、$p<0.01$)、フルーツジュース（$r=-0.637$、$p<0.01$)、卵（$r=0.465$、$p<0.05$)、ビタミンCサプルメント（$r=0.660$、$p<0.01$）が選択された（$R^2=0.632$、$p<0.01$)。

重相関分析を行なった結果、変数増加法と変数減少法は、血清フェリチン濃度を説明する変数として同じ4種の食品摂取頻度スコアすなわち獣肉（$r=0.596$、$p<0.01$)、ビタミンCサプルメント（$r=0.501$、$p<0.01$)、牛乳（$r=-0.409$、$p<0.05$)、紅茶（$r=-0.518$、$p<0.01$）と月経用タンポンからの出血の有無（$r=-0.490$、$p<0.01$)を選択した（$R^2=0.534$、$p<0.01$)。

血漿亜鉛消失速度定数と血清フェリチン濃度を説明する共通の変数として、獣肉、ビタミンCサプルメント、牛乳が選択され、鉄と亜鉛栄養状態の関連が、共通の食事性要因に起因していることが示唆された。

Table 1
Characteristics of the the repondents and the subjects

The respondents:		38			
		(white 31; black 3; hispanic 5)			
		Min	Max	Mean	SD
Age	y.o.	18	42	29	6
Weight	Kg	43	104	65	13
Height	cm	152	183	167	6
The subjects:		18			
		(white 14; black 3; hispanic 1)			
		Min	Max	Mean	SD
Age	y.o.	22	38	30	5
Weight	Kg	51	104	69	14
Height	cm	159	178	168	5

Table 2
Items of food intake questionnaire

1.Red meat	10.Other cereals
2.Poultry	11.Soybean products
3.Fish	12.Other beans
4.Shellfish	13.Tea
5.Egg	14.Coffee
6.Milk	15.Vegetables
7.Cheese	16.Fruits
8.Bran muffin	17.Fruit juice
9.Whole wheat bread	18.Vitamin C supplements

Food intake frequency score

0: 1 per month or less	bleeding through
1: every two weeks	menstrual pads
2: 1 per week	yes: 1
3: 2 to 4 per week	no: 0
4: 5 or more per week	
5: 1 per day	
6: 2 per day	
7: 3 or more per day	

［文　　献］

1.Prasad A, Miale A, Farid Z, Sandstead HH, Schulert A. *J Lab Clin Med* 1963;61:537-49.

2.Halsted J, Ronaghy H, Abadi P, Haghshenass M, Amirhakemi GH, Barakat RM, Reinhold JG. *Am J Med* 1972;53:277-284.

3.Welsh SO, Marston RM. *Food Technol* 1982;36:70-76.

4.Briggs GM, Schweigert BS. Meat and Health; vol. 6 (Pearson A, Dutson T, eds.) New York: Elsevier Applied Science, 1990:1-20

5.Serfass RE, Thompson JJ, Houlk RS. *Anal Chim Acta* 1986;188:73-84.

プログラムⅢ　抄録

ポスターセッション

（演題番号3001−3090）

3001

２５都道府県栄養調査から推算した一般住民の食物繊維の摂取量

○中路重之，坂本十一，菅原和夫（弘前大学・医・衛生）
岩根覚，太田昌徳，棟方昭博，吉田豊
（弘前大学・医・第一内科）

【はじめに】

我が国では，戦後高脂血症，大腸疾患の発生頻度が急激に増加してきた。同時に国民は，有史以来例をみない食生活の激変を経験してきた。このようなことから，食生活，特に食物繊維（dietary fiber，DF）とこれら疾患との関連性が推測されている。しかし，残念ながら疾病とDFに関する研究そのものはそのほとんどが欧米で行われ，我が国での研究は非常に少ないのが現状である。その原因の一つに，我が国のDF摂取量の詳細が明らかにされていないことがある。

一方，DFの定義と測定法はいまだ確立しておらず，その意味では正確な摂取量を知るのは難しい。そこで本研究ではDF測定の代表的な2方法を用いて我が国のDF摂取量とその地域差を知るために，各都道府県の栄養調査の結果をもとに，DFの我が国における摂取量を計算した。

【対象と方法】

1．食事調査資料

各都道府県に，文書により都道府県民栄養調査の資料の借用を依頼した。その結果，調査結果が送付されたのは25都府県であったが，検討対象は国民栄養調査方式を行った24都府県とし，また調査結果が男女別に示されている愛媛県は除外した。これに加え，北海道は平成元年度国民栄養調査結果の全国12ブロック別の食品群別摂取量の「北海道」の結果を用いた。また青森県は1992年11月に当教室が協力して行った県民栄養調査の資料を用いた。各県の栄養調査の調査方式はすべて国民栄養調査方式，対象は一般住民であった。対象者の性別は女性がやや優位の都道府県が多く，平均年齢は沖縄県の36歳が最も低く，三重県の44歳が最も高かった。

2.DFの計算方法

上記栄養調査成績資料の食品群別摂取量に，Southgate法の変法と地方衛生研究所全国協議会によるProsky法の変法による各食品群のDF含有量を代入して各都道府県民1人1日当たりのDF摂取量を算出した。Southgate変法は，著者らが代表的な食品につきDF含有量を実測し，それから各食品群のDF含有量を求めた。なお米は全部精白米とした。

【結果】

表1,2にSouthgate変法とProsky変法による各都道府県別のDF摂取量の計算値を示す。全体を概観すると，Southgate変法では，摂取量の最も多かったのは群馬県で20.5g，以下青森県18.8g，長野県18.6gの順であった。また最も少なかったのは沖縄県で13.5g，以下高知県14.3g，兵庫県14.4gの順であった。一方Prosky変法では，摂取量の最も多かったのは群馬県で19.3g，以下長野県18.6g，青森県17.6gの順であった。また最も少なかったのは兵庫県で12.4g，以下石川県13.1g，福井県13.2gの順であった。摂取量の最も多い県と少ない県の間では両方法とも約7gの差がみられ，全体的な傾向としては東日本で摂取量が多く，西日本で少ない傾向にあった。

食品群別DF摂取量でみると，Southgate変法では穀類からのDF摂取量が最も多く全体の約40%を占め，以下野菜類，豆類の順であった。しかし一方Prosky変法では野菜類からの摂取量が最も多く全体の約30%を占め，以下穀類，豆類の順であった。穀類からの摂取割合が多かった県は，Southgate法では兵庫県44.8%，福井県42.6%，東京都39.8%で，少なかった県は，長野県29.7%，秋田県30.5%，山形県31.5%あった。DF摂取量の多かった県では穀類からの摂取割合が小さく，

逆にDF摂取量の少なかった県では大きかった。一方Prosky変法でも大略同様な結果であった。またDF摂取量の多い都道府県では各食品群からまんべんなく摂取する傾向にあった。野菜からの摂取割合に一定の傾向はなかった。

【考察】

Minowaは十大都市で17.4g，小都市及び町村で20.2gと報告した。また棟方らは国民栄養調査成績の全国のブロック別食品摂取量から各ブロックのDF摂取量を比較した。それによるとやはり今回と同じように食物繊維摂取量は北・東日本で高く，南・西日本で低かった。今回の結果でみる限り，このようなDF摂取量の地域差は北・東日本の豆類，海草類の摂取量が南・西日本より高かったことに大きく影響されていた。

今回の結果で注目されたのは，大腸癌死亡率が全国で最も低い県の一つである沖縄県でのDF摂取量の低さである。また比較的高いとされる東北地方のDF摂取量の高さも明らかになった。これはDFが大腸発癌を抑制するという一般的な考えとは相反する事実である。この食い違いは今回同様に検討したサブタイプ別の摂取量をみても解釈できない。しかし，DFの大腸発癌に関する影響は，由来食品，あるいは他の食品，栄養素，特に動物性食品との相互作用が強調されており，その面からの検討がさらに必要であろう。

DFを植物性食品由来に限定した場合，当然，DFの総摂取量を高めるためには植物性食品の摂取量を高めることが必要である。今回の結果をみるとDFの摂取量が多い県は植物性食品をまんべんなく，多量に摂取していた。これはDFのサブタイプのバランスという観点からも理にかなった摂取方法であろう。

表1 各都道府県別，食品群別食物繊維摂取量（Southgate変法）

	穀類	いも	豆	果実	野菜	きのこ	海草	種実	菓子	他	DF
北海道	6.3	1.5	2.3	1.2	3.4	0.4	1.4	0.1	0.4	0.2	17.2
青森	6.1	1.3	2.9	1.5	4.3	0.6	1.4	0.1	0.4	0.2	18.8
秋田	5.4	1.5	3.1	1.6	4.0	0.6	1.4	0.0	0.0	0.0	17.7
山形	5.2	1.6	1.5	1.5	3.8	0.8	1.5	0.1	0.4	0.2	16.5
宮城	6.1	1.6	3.1	1.0	3.3	0.5	1.4	0.3	0.4	0.0	17.8
福島	5.9	1.7	2.4	1.0	3.6	0.5	1.5	0.0	0.4	0.0	16.9
群馬	6.7	2.0	2.6	1.3	4.3	0.9	1.8	0.1	0.4	0.3	20.5
東京	6.1	1.1	1.9	1.0	2.7	0.4	1.3	0.2	0.4	0.3	15.5
富山	6.1	1.6	2.6	1.3	3.1	0.5	1.1	0.1	0.5	0.1	17.0
長野	5.5	1.3	2.7	1.2	5.4	0.6	1.0	0.2	0.6	0.1	18.6
山梨	6.1	1.5	2.2	1.3	4.2	0.4	0.7	0.2	0.5	0.3	17.1
新潟	5.6	1.6	2.2	1.1	3.9	0.5	1.3	0.1	0.5	0.1	17.0
福井	6.4	1.2	1.5	1.0	2.8	0.5	1.2	0.0	0.5	0.0	15.1
石川	5.5	1.4	2.0	0.8	2.9	0.3	1.1	0.0	0.6	0.0	14.6
静岡	5.6	1.5	1.8	1.4	3.3	0.4	0.6	0.2	0.5	0.3	15.4
愛知	6.2	1.6	1.7	1.1	3.3	0.5	1.1	0.0	0.5	0.0	16.0
三重	6.2	1.3	1.9	1.3	3.0	0.4	1.3	0.2	0.4	0.3	16.3
京都	6.1	1.3	2.1	1.6	3.0	0.4	1.1	0.0	0.6	0.1	16.3
兵庫	6.5	1.0	1.4	0.8	2.0	0.5	1.5	0.0	0.6	0.1	14.4
山口	5.6	1.3	1.9	1.4	3.1	0.6	1.1	0.2	0.7	0.4	16.2
高知	5.4	1.2	1.6	1.3	3.1	0.4	1.0	0.0	0.3	0.0	14.3
福岡	6.2	1.5	2.0	1.0	3.2	0.4	1.2	0.1	0.3	0.2	16.0
佐賀	5.3	1.4	2.0	1.1	3.3	0.3	1.0	0.2	0.6	0.1	15.3
鹿児島	6.0	1.5	2.2	1.3	3.6	0.4	1.1	0.1	0.4	0.1	16.8
沖縄	4.9	0.8	2.2	0.9	3.2	0.1	0.7	0.1	0.3	0.3	13.5
全国	6.1	1.3	1.9	1.1	3.3	0.4	1.1	0.1	0.4	0.2	16.0

表2 各都道府県別，食品群別食物繊維摂取量（Prosky変法）

	穀類	いも	豆	果実	野菜	きのこ	海草	種実	菓子	他	DF
北海道	3.9	1.1	2.4	1.8	4.6	0.3	1.3	0.1	0.4	0.2	16.1
青森	3.4	1.1	3.2	2.1	5.4	0.4	1.4	0.1	0.4	0.2	17.6
秋田	3.1	1.2	3.3	2.2	5.4	0.5	1.4	0.0	0.0	0.0	17.1
山形	3.0	1.2	1.6	2.1	5.1	0.6	1.4	0.1	0.4	0.2	15.7
宮城	3.6	1.3	3.3	1.5	4.6	0.3	1.3	0.3	0.4	0.0	16.6
福島	3.5	1.3	2.5	1.4	4.9	0.4	1.5	0.0	0.3	0.0	15.8
群馬	4.1	1.6	2.7	1.9	5.9	0.7	1.7	0.1	0.4	0.3	19.3
東京	4.0	0.9	2.0	1.4	3.8	0.3	1.3	0.2	0.3	0.3	14.5
富山	3.8	1.2	2.7	1.8	4.3	0.4	1.0	0.1	0.4	0.1	15.9
長野	3.2	1.0	2.9	1.6	7.6	0.4	0.9	0.2	0.6	0.1	18.6
山梨	3.7	1.2	2.3	1.8	5.7	0.3	0.6	0.1	0.4	0.3	16.4
新潟	3.2	1.3	2.4	1.6	5.3	0.4	1.3	0.1	0.5	0.1	16.1
福井	3.6	1.0	1.6	1.4	3.7	0.4	1.2	0.0	0.4	0.0	13.2
石川	3.0	1.2	2.1	1.1	4.0	0.2	1.0	0.0	0.5	0.0	13.1
静岡	3.3	1.2	1.9	1.9	4.6	0.3	0.6	0.2	0.5	0.3	14.8
愛知	3.8	1.3	1.9	1.5	4.5	0.4	1.1	0.0	0.5	0.0	14.9
三重	3.7	1.1	2.0	1.8	4.2	0.3	1.2	0.2	0.4	0.3	15.2
京都	3.5	1.0	2.2	2.3	4.1	0.3	1.0	0.0	0.5	0.1	15.0
兵庫	4.1	0.8	1.5	1.1	2.5	0.4	1.5	0.0	0.5	0.1	12.4
山口	3.4	1.1	2.0	2.0	4.4	0.4	1.1	0.1	0.6	0.4	15.5
高知	3.2	0.9	1.7	1.8	4.4	0.3	1.0	0.0	0.3	0.0	13.6
福岡	3.7	1.2	2.1	1.4	4.4	0.3	1.2	0.1	0.3	0.2	14.9
佐賀	3.0	1.1	2.2	1.6	4.6	0.2	0.9	0.2	0.5	0.1	14.3
鹿児島	3.5	1.2	2.5	1.9	5.1	0.3	1.1	0.1	0.3	0.1	16.1
沖縄	2.9	0.7	2.4	1.2	4.7	0.1	0.7	0.1	0.3	0.3	13.3
全国	3.8	1.1	2.0	1.6	4.6	0.3	1.1	0.1	0.4	0.2	15.1

1人1日当たりg数

3002

食品摂取頻度調査における性差について

○君羅満、飯樋洋二、岩瀬靖彦、髙橋博子、岡田直子
赤羽正之(東農大・栄養)、高部きく子(静岡県掛川保健所)
鈴木悦子(静岡県天竜保健所)、高橋東生(国立がんｾﾝﾀｰ)

＜目的＞　健康づくり対策の一環として、地域住民の食生活の実態ないしは食生活習慣を正しく把握するために、各種の調査が行われている。秤量法、陰膳法、24時間思い出し法、頻度法等いづれの調査も問題を有しているが、頻度法は他の調査法に比し、調査者ならびに被調査者の負担が小さく、多数人を対象としても標準化が容易であることなどから頻用されている調査法である。

しかし、実際の食生活調査にあたっては、種々の要因により男・女で差が見られている。そこで、食品の摂取頻度調査でみられる摂取食品間に性差がみられるかどうかの検討を試みた。

＜方法＞　対象者は、原則として、40才以上の住民基本健康診査受診者の中から、静岡県掛川保健所管内の住民、男性372名、女性425名、計797名、天竜保健所管内の住民、男性169名、女性318名、計487名、両保健所管内の合計1284名の回答を得た。

食品の摂取頻度調査で採用した食品(群)は、魚介類、肉類、緑黄色野菜類等をはじめとして、日常の使用頻度が高い食品(群)ならびに生体の健康指標とかかわりあいが深いと考えられる19種と栄養剤の計20種類である。食品の摂取頻度は、1.毎日2回以上、2.毎日1回、3.週4～6回、4.週1～3回、5.時々、6.ほとんど食べないの6つに区分した。

＜結果＞　「毎日2回以上」食べる人の割合が男女の総数で10%以上の食品は、大豆製品（掛川、天竜でそれぞれ15.1%、16.0%）、緑黄色野菜(25.7%、33.3%)、その他の野菜類（31.5%、40.2%）、くだもの（12.5%、15.4%）、漬物（34.3%、35.1%）、味噌汁・ｽｰﾌﾟなど（33.1%、33.5%）、お茶（90.1%、92.6%）の7食品類で、他の13食品類はいづれも10%未満であった。そこで、「毎日2回以上」と「1日1回」食べるの2つの区分を合算し、比較を試みた。

摂取頻度に顕著な性差が認められなかった食品は、魚介類、肉類、卵類、ｲﾝｽﾀﾝﾄ食品類、調理済市販食品類、ｺｰﾋｰ・紅茶、ひもの・佃煮・塩辛、漬物、味噌汁、お茶などの10食品類であった。女性の方が男性より摂取頻度の高かった食品は、大豆製品、牛乳、油脂類、緑黄色野菜類、その他の野菜類、くだもの類、海草類、菓子類、栄養剤の９食品類であった。　男性の方が女性より摂取頻度の高かったのは清涼飲料だけであった。

なお、海に比較的近い掛川と海から離れている天竜とで地域別の食品摂取頻度に差が認められたのは、女性では肉類7.7ﾎﾟｲﾝﾄ、牛乳10.5ﾎﾟｲﾝﾄ掛川の方が天竜より高く、卵の摂取頻度は天竜の方が掛川より、男性10.3ﾎﾟｲﾝﾄ、女性11.6ﾎﾟｲﾝﾄ多かった。他の食品の摂取頻度に顕著な地域差は認められなかった。

調理担当者の年代別に食品摂取頻度の性差を検討した結果、一定の規則性を持つ変化は認められなかった。

＜考察＞　摂取頻度に顕著な性差が認められなかった食品類をみると、大きく3つに区分できる。すなわち、①摂取頻度が低い食品類（ｲﾝｽﾀﾝﾄ食品類、調理済市販食品、ｺｰﾋｰ・紅茶、ひもの・佃煮・塩辛など）、②摂取頻度が非常に高い食品類（味噌汁、お茶、漬物）、③主菜として位置づけられている動物性食品類（魚介類、肉類、卵類）である。①ならびに③の食品類の摂取は、かなり意識的に選択され、食品の出回り時期の季節性があまりなく、とくに、③については主菜として日常摂取される頻度の高いこと等からも性差が現れにくい食品群と考えられ

る。②の食品類は今回設問した20種のうち摂取頻度が非常に高かったのは、日常、料理に対して副次的に添えられる頻度の高い料理・飲料であるためと思われる。

一方、大豆製品、油脂類、緑黄色野菜類、その他の野菜類等について女性は、料理献立の決定、購買、調理経験、盛付け、配膳等の関与の機会が高いため、男性に比して、食品選択の意識が高く、摂取頻度にも性差が生じたものと考えられる。

また、牛乳、くだもの類、海草類、菓子類、栄養剤の摂取頻度が女性で高いのは、無機質、ﾋﾞﾀﾐﾝ類、繊維質等の成分を多く含み、健康志向と美容的関心、間食機会をもつ時間的余裕等が起因していると考えられる。

食品の摂取頻度を調査する際、個々の食品名、食品類、調理法、料理単位等種々の設問形式により、食品摂取頻度の性差に変動が予測される。全体的には、食品の摂取頻度は男性の方が女性より低く出る傾向がみられた。

今後、個人対応の秤量法と頻度調査法との組合せ等で食品摂取状況(量・質)の性差を定量的に把握する可能性を探りたい。

表1　食品別1日1回以上の摂取頻度

	掛川		天竜	
	男	女	男	女
1.魚介類	37.9≦	39.7	36.1＝	35.8
2.肉　類	16.7＜	20.3	11.3≦	12.6
3.　卵	28.7＜	32.7	39.0＜	44.3
4.大豆製品	47.1＜	59.1	54.4＜	57.9
5.牛　乳	41.1＜	58.6	43.2＜	48.1
6.油　脂	27.2＜	45.2	31.3＜	45.3
7.緑黄色野菜類	63.5＜	72.3	63.9＜	76.4
8.その他の野菜類	68.6＜	81.9	69.8＜	75.5
9.くだもの類	33.8＜	58.3	35.5＜	57.0
10.海草類	28.8＜	42.1	28.4＜	32.7
11.ｲﾝｽﾀﾝﾄ食品	1.6＝	1.2	0.0＝	1.2
12.市販食品	4.6＝	2.5	1.8＝	2.2
13.清涼飲料	7.3＞	2.1	4.8＞	1.6
14.ｺｰﾋｰ・紅茶	14.5≧	13.8	10.0≧	7.9
15.お菓子	15.9＜	25.4	12.4＜	27.3
16.ひもの・佃煮・塩辛	7.6≧	6.1	6.5≧	6.9
17.漬　物	57.0≦	65.2	65.6≦	68.6
18.味噌汁	86.8≦	89.7	85.8≦	88.9
19.お　茶	96.2＝	96.9	99.4＝	97.8
20.栄養剤	8.9＜	14.1	10.0＜	16.7

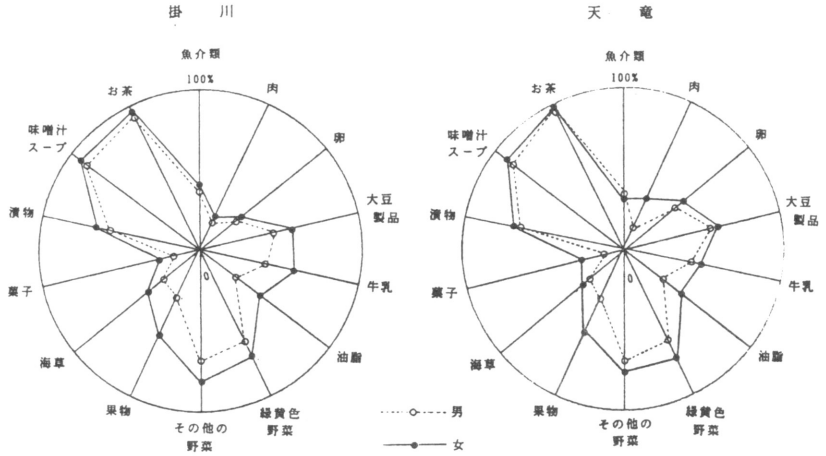


図1 食品群別の摂取頻度（１日１回以上、％）

3003

沖縄県における食物摂取頻度調査
—頻度調査票の妥当性の検討—

○徳井教孝1、三成由美2、楠喜久枝2、吉村健清1
（1.産業医大臨床疫学，2.中村学園大学家政学部）

【目的】沖縄県は全国の中で、がんの低死亡率県に位置している。このような状況を説明する要因の１つとして、沖縄県の食生活習慣が関与していることが指摘されてきた。しかし、これまでの食生活調査は、短期間の調査がほとんどであり、必ずしも長期間の食生活習慣を反映しているとは限らない。沖縄県の食生活の実態を把握するためには、長期間の食生活習慣を評価することが重要である。そこで、１年間の食生活習慣を簡便に評価する食物摂取頻度調査票を作成する目的で、四季（１６週間）に摂取記録法を行い、その結果をもとに頻度調査票を作成し、その妥当性を検討したので報告する。

【対象と方法】対象は、某生命保険会社の営業担当者２４名の女性である。全員、沖縄県出身で、年齢は２０歳代から５０歳代までである。食生活調査を１９９２年の７月、１０月、１９９３年の２月、４月に行い、各２８日間の摂取記録法を行った。記入内容は、献立名、食品名の２つで、摂取量は長期記入が困難と判断し記入しなかった。調査期間中に退職した者や四季の記録が揃わなかった者が６名いたため、１８名の摂取記録を解析に用いた。摂取記録法のデータから、この集団の平均摂取回数が月１回以上の食品（７２回以上出現の食品）と、それ以下でも栄養素に寄与すると思われる食品を選択し、合計１４１食品をリストした食物摂取頻度調査票を作成した。頻度は８選択枝用意した。１９９３年７月にこの調査票に回答してもらい、その頻度と摂取記録法から求めた真の頻度との順位相関係数（スピアマン）を算出し、妥当性を検討した。

【結果および考察】表１には、１４１食品の中から頻度調査票によく用いられる５２食品を選び、食物摂取頻度調査法と摂取記録法との食品別順位相関係数を示した。相関係数の値（絶対値）は0.005から0.77までの範囲にあり、最高値は牛肉の0.77で、最小値はもやしの0.005であった。緑黄色野菜、果実類、豆類、肉類、卵類・乳類は、相関係数の値が0.4を超えるものがみられたが、淡色野菜、きのこ類、魚介類、調味料においては、0.4以上の食品はあまりみられなかった。従来から、妥当性が高いと言われていた卵、牛乳、コーヒーは、今回も同じ傾向であった。一方、緑黄色野菜は、妥当性が低いと指摘されていたが、ほとんど0.4以上の相関係数が得られた。これは沖縄では、以前から緑の野菜を食べる習慣があるため、緑黄色野菜への意識が高かったのではないかと考えられた。

表１．食物摂取頻度調査法と摂取記録法との食品別順位相関係数(r)#

食品	r	p	食品	r	p
緑黄色野菜			*油脂類*		
人参	0.36	0.07	サラダ油	0.36	0.07
トマト	0.57	0.007	バター	0.21	0.20
ピーマン	0.65	0.002	マーガリン	0.37	0.07
ニラ	0.50	0.02	*種実類*		
ほうれん草	0.52	0.01	胡麻	0.41	0.045
かぼちゃ	0.40	0.049	*豆類*		
さやいんげん	-0.10	0.34	豆腐	0.62	0.003
淡色野菜			小豆	0.69	0.001
ねぎ	0.41	0.047	納豆	0.64	0.002
玉葱	0.24	0.17	*魚介類*		
きゅうり	0.16	0.26	鰹節	0.09	0.36
大根	-0.16	0.26	まぐろ	0.39	0.06
きゃべつ	0.35	0.08	えび	0.35	0.08
レタス	0.53	0.01	シーチキン	0.01	0.48
もやし	0.005	0.49	*肉類*		
かいわれ	0.44	0.03	豚肉	0.54	0.01
にがうり	0.17	0.24	牛肉	0.77	<0.0001
にんにく	0.24	0.17	鶏肉	0.27	0.14
ごぼう	0.31	0.10	豚レバー	-0.18	0.24
なす	0.53	0.01	*卵類・乳類*		
果実類			卵	0.64	0.002
りんご	0.59	0.005	牛乳	0.72	<0.0001
バナナ	0.62	0.003	チーズ	0.55	0.01
レモン	0.49	0.02	*嗜好飲料*		
きのこ類			コーヒー	0.58	0.005
ほししいたけ	0.12	0.31	緑茶	0.10	0.35
えのき茸	0.20	0.21	*調味料*		
藻類			しょうゆ	0.27	0.14
わかめ	0.52	0.01	食塩	0.35	0.05
昆布	-0.06	0.41	みそ	0.36	0.05
のり	0.47	0.03	マヨネーズ	0.57	0.002
もずく	0.18	0.24			

#:スピアマンの順位相関係数

3004

Smoking Effects on Dietary Behaviors and Body Mass

JM Choi, K Utoguchi, S Nishisaka, I Ogimoto, N Tokui, T Yoshimura
Dept of Clinical Epidemiology, Institute of Industrial Ecological Sciences, UOEH, Japan

Introduction : Cigarette smoking is the biggest single health habit that contributes to preventable chronic diseases, especially cancer of the lung, larynx, oral cavity, and esophagus as well as coronary artery disease and emphysema. Also, the effect of cigarette smoking on body weight is well documented. In general, smokers weigh less than nonsmokers in all age groups and exsmokers gain weight after cessation of smoking. But it's not clear why this occurs. An obvious possibility is that smokers consume less food and ingest fewer calories than nonsmokers do, and that smokers who stop smoking increase their caloric consumption. Therefore, understanding the dietary patterns of those who smoke compared to those who do not smoke or quit smoking is important for health professionals seeking to assess disease risk and educate individuals regarding healthy lifestyles.

We investigated the association between the smoking status and the Body Mass Index, dietary intake frequency and calorie intake, and several dietary habits in a small area population 30 to 79 years of age in the Japan, to clarify some of the prior observations and also to suggest the importance of ruling out a potential confounding effect of smoking when studying the role of food items in the etiology of tobacco-related diseases.

Materials & Methods : This cross-sectional study is based on the data from the S Health Project. This project, conducted at the S area in 1991, was designed to study the socioeconomic and behavioral risk factors for chronic adult diseases in the S area population of more than 30-year-old adults. Among the 5,878 age-eligible residents, 4,913 (83.6%) residents participated in this study, and individuals with missing values for height, weight, or relevant health behaviors status were not included in the final analyses. Therefore, the total number of individuals with complete data was 4,167 (70.9%) .

All analyses were performed separately for males and females. The adjusted least square means of the Body Mass Index(BMI, kg/m^2) and intake frequency of 28 food items, and the differences in the least square means of BMI and intake frequency level between the category of smoking status were obtained with analysis of covariance techniques after differences in selected variables such as age, schooling, BMI and drinking status were adjusted for. Spearman partial correlation coefficient technique was also used to assess the correlates between the answering pattern and smoking status as a score variable with value 1 for those who never smoked, value 2 for those who smoked 1-19 cigarettes/day, value 3 for those who smoked 20-39 cigarettes/day, and value 4 for those who smoked more than 40 cigarettes/day. Exsmokers were not included in this test.

The SAS/STAT statistical package (version 6.4) was used for analysis.

Results : Eighty-seven percent of males(mean=53.5 year old) and 86% of females

mean=54.1 year old) were aged ≦69 y. Almost all of men and women were married, 95% for males and 97% for females respectively. About 33% of males and females had not completed high school. Twenty percent of males and 90% of females had never smoked whereas 28% of males and 3% of females were exsmokers. Fourteen percent of males and 53% of females had never drunk whereas 46% of males and 4% of females drank everyday. BMI levels ranged from 13.2 to 37.2 kg/m^2 (mean=22.9 kg/m^2) in males and from 12.4 to 38.2 kg/m^2 (mean=22.8 kg/m^2) in females. In all, 10.7 % of males and 10.5 % of females were classified in the obese category, Obesity Index over 120 % and BMI over 26.5 kg/m^2 by Ikeda's method.

We observed the following statistically significant dose-response relationships : male smokers consumed fewer green vegetables, potatoes, fruits, Agemono, Suimono, Tofu, sweet cookies, whole milk and dairy products, but more Shiokaraimono and coffee than people who never smoked. Female smokers were seen to have a relatively low intake of all food items, except coffee.

Exsmokers showed a somewhat different pattern compared with nonsmokers and current smokers, and are likely to have a higher food intake, especially vegetables, fish, seaweed, Tofu and whole milk, but consume less coffee and soft drinks.

Spearman partial correlation coefficients between dietary variables and smoking intensity are presented. Cigarette smoking generally showed a negative association with consumption of all kinds of food items, except coffee consumption in both sexes. In males, consumption of green vegetables, potatoes, fruits, Tofu, other bean products, Agemono, Suimono, sweet cookies, milk and dairy products showed a significant negative relationship. Females showed negative correlations between cigarette smoking and all food items, except coffee consumption. Coffee consumption was seen to have a strong positive relationship with smoking intensity in both sexes. Total calories, Vitamin A and C also had a negative relationship with smoking intensity in both sexes.

People who never smoked had the highest BMI, and also a showed decreasing tendency toward smoking intensity. Spearman partial correlation coefficients between BMI and smoking intensity were statistically significant, -0.0907 for males and -0.0651 for females.

As cigarette consumption increased, there was an increase in the number of subjects who reported changing their eating habits, such as skipping breakfast and irregular meal times.

Conclusion : This study is an empirical confirmation that cigarette smoking is associated with dietary habits that may be independently related to tobacco-related diseases and to body mass.

This study showed that cigarette smoking can affect dietary behaviors and also have a strong negative association with BMI. Therefore, these associations of potential risk factors should be considered when the role of diet in the etiology of tobacco-related diseases and obesity are studied.

However, because these data are cross-sectional and the frequencies of dietary intake were estimated, any possible behavioral link can only be inferred from the relationships which have been observed. Further studies will be necessary to elucidate the nature of these relationships, and to identify other factors which might be related to them.

3005

24時間思い出し法による各種栄養素摂取量の季節間変動の検討

○高塚直能、川上憲人、清水弘之
（岐阜大学・医・公衆衛生）
大脇淳子（名古屋聖霊短期大学）

【目的】24時間思い出し法による栄養調査を春、夏、秋、冬の計４回行い、季節ごとの各種栄養素摂取量の個人変動および集団平均値の変動を明らかにし、更に性別、年齢別の変動を比較することを目的とした。。

【対象と方法】　岐阜県の某市において、無作為に選ばれた35歳以上（1992年７月１日時点）の621名（男300名、女321名）のうち調査の同意を得た195名（男89名、女106名）に、1992年10月より季節ごと４回にわたり電話にて24時間思い出し法による栄養調査を行った。

調査対象者数は回を追うごとに減少し、92年秋（10月下旬実施）178名、93年冬（１月下旬実施）174名、93年春（４月中旬実施）165名、93年夏（７月中旬実施）159名であった。うち全回にわたり回答が得られているもの141名（男：63名、平均年齢58歳　女78名、平均年齢55歳）を解析の対象とした。電話によるインタビューは栄養士が対象者に予告をせず行い、栄養素摂取の計算は四訂日本食品標準成分表をもとに栄養計算ソフト（栄養計算システム）にて行った。季節ごとの栄養素摂取量の変化は、季節別の栄養素の平均値を一元配置分散分析で比較し、さらに個人の栄養素に対して４回の変動係数をもとめ平均を算出した。加えて、性別、年齢別（45歳未満、45～54歳、55～64歳、65歳以上の４段階）でそれぞれｔ検定と一元配置分散分析で比較を行った。

【結果】　集団における季節別の摂取栄養素の平均値は植物性ﾀﾝﾊﾟｸ、全脂肪、魚介類脂肪、植物性脂肪、塩分において季節による差が認められた。特に植物性ﾀﾝﾊﾟｸ、全脂肪、植物性脂肪、塩分は秋、冬に低く、春、夏に高い。一方、魚介類脂肪は冬、春に低く、秋、夏に高い（表１）。またそれぞれの摂取栄養素の変動係数の平均値を見ると、変動係数が50％越えるものとして動物性脂肪、魚介類脂肪、ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ、ﾋﾞﾀﾐﾝＡがあげられる（図１）。これを性別で比較すると糖質において男女間の差が認められた（図２）。しかし４階級に分けた年齢別でみると、各々の摂取栄養素についてどの年齢層にも変動係数の偏りは認められなかった。

【考察】　以上の結果より、個人の平均的食生活傾向、栄養摂取状況を推定する場合、変動係数の高い動物性脂肪、魚介類脂肪、ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ、ﾋﾞﾀﾐﾝＡなどは、一季節だけの調査ではその度の変動が大きく、不適と考えられる。さらに今回の調査は24時間の調査であり、偶然の入り込む余地が大きい。しかし予告なしに調査をすることによって、前向きの３日間記録法などに比べ、普段のままの食生活を把握できたものと考える。また、血液中のﾍﾞｰﾀｶﾛﾁﾝについて８月から11月にかけて高く、１月から５月にかけて低いと言う報告があり、特に途上国ほどその傾向が強いとされる。今回、摂取ﾋﾞﾀﾐﾝＡを見ると、有意ではないが秋に高く、冬に低いと言う結果であり同じような傾向が見受けられた。米国での報告を見ると季節変動は大きくはないとされ、季節変動はあまり考慮されていないようであるが、我が国においては無視し得ないものと思われる。一年を思い出しての回答を得た場合など、季節の変動を考慮しての妥当性のチェックを行っておく必要があろう。

表1　各栄養素における季節別の平均値および全季節の平均値

栄養素		季節別平均値 92秋	93冬	93春	93夏	平均
ｴﾈﾙｷﾞｰ:Kcal		1901.3 (457.6)	1949.5 (473.6)	2012.9 (544.0)	1994.8 (562.1)	1964.6 (412.1)
全ﾀﾝﾊﾟｸ:g		75.3 (22.5)	76.5 (22.4)	77.9 (21.6)	77.6 (24.7)	76.8 (17.1)
動物性ﾀﾝﾊﾟｸ		37.5 (18.9)	37.7 (19.4)	36.1 (16.0)	36.1 (19.5)	36.8 (12.8)
植物性ﾀﾝﾊﾟｸ	**	37.7 (10.0)	38.8 (10.6)	41.8 (10.9)	41.5 (10.6)	40.0 (7.6)
全脂肪:g	**	46.5 (15.5)	48.2 (20.2)	52.7 (22.1)	53.0 (22.1)	50.1 (14.7)
動物性脂肪		17.6 (11.0)	19.0 (13.1)	19.0 (14.2)	17.2 (13.1)	18.2 (8.7)
魚介類脂肪	*	6.2 (6.8)	4.5 (5.3)	4.5 (5.5)	6.1 (7.6)	5.3 (3.8)
植物性脂肪	**	22.6 (9.6)	24.8 (12.6)	29.2 (14.8)	29.7 (13.2)	26.6 (8.2)
炭水化物:g		271.7 (72.9)	277.3 (78.1)	280.4 (70.1)	277.3 (75.5)	276.7 (54.8)
ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ:mg		292.7(188.7)	301.3(224.0)	359.5(226.8)	334.6(258.9)	322.0(146.6)
塩分:g	*	13.0 (3.4)	12.9 (3.7)	13.7 (4.3)	14.2 (4.4)	13.4 (2.6)
ﾋﾞﾀﾐﾝA:IU		2842.7(4388.4)	2092.2(2058.2)	2332.8(2423.0)	2244.6(2400.1)	2378.1(1467.9)

(SD)
* P<0.05　　** P<0.01　　(ANOVAによる季節別平均値の検定)

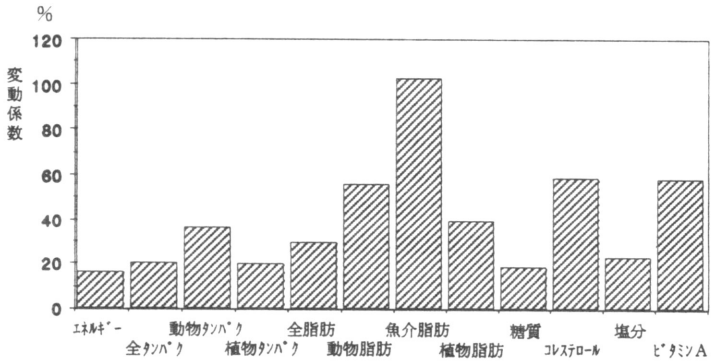


図1　各種栄養素における季節間変動係数

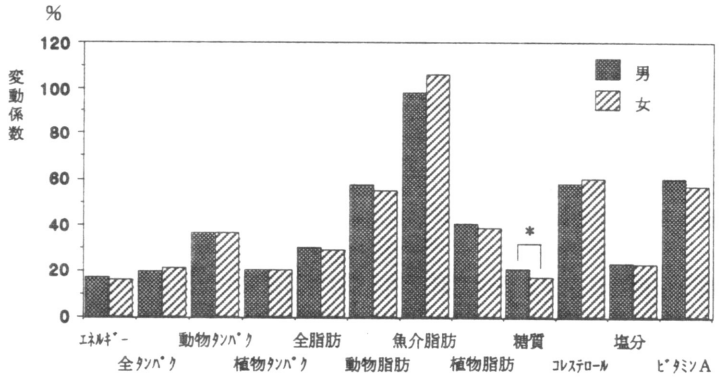


図2　各種栄養素における男女別季節間変動係数

＊　t検定　P<0.05

3006

胃がんとミネラル摂取量についての調査

木村美恵子·糸川嘉則(京大院医社会医学系)、清原千香子·廣畑富雄(九大医公衆衛生)、加美山茂利(秋田大医衛生)、中路重之·菅原和夫(弘前大医衛生)、真野裕·山本正(新潟大医衛生)、吉岡満城·松下敏夫(鹿児島大医衛生)、軍神宏美·有泉誠·赤松隆(琉球大医衛生)

＜目的＞

胃がんの成因に食生活の関与が大きいことが疑われて久しく、ライフスタイル全般や食生活スタイルとの関連としてグローブには予測されているものの、未だ必ずしも胃がんと食生活の関連は明らかとなっていない。特に、日々の栄養素摂取状況との関連の実態は殆ど手つかずである。これら一連の胃がんと各種栄養素摂取との関連を明らかにすることを目的として、今回はわが国において胃がんの発症にリスクの差があることが知られている６地域住民の実際の食事中微量元素量を実測して、微量元素摂取量と胃がんとの関連について調査・検討した。

＜方法＞

本調査は平成2,3年の両年、胃がん発症のリスクに大きな差のある地域（胃がんのSMR値(standardized mortality ratio)が1:3の違いのある６つの地方、即ち、胃ガン死亡率が高く、高発症の青森(1985年SMR値、男111.5,女119.0)、秋田(男118.8,女107.1)、新潟(男123.3,女119.0)、中間的な福岡(男93.4,女100.4)、低発症の鹿児島(男72.5,女68.5)、沖縄(男48.3,女41.1)）住民を対象にしたcross-sectional studyの一環として行われた。同時に両年、各県男女各25名づつ計600名から陰膳方式(duplli-cate diet study)により各家庭の食事が集められた。これら食事は蒸留水を加えて、ミキサーにて混和、細かく粉砕、均一化後、凍結乾燥し、その１部を硝酸-過塩素酸にて湿式灰化し、ミネラル類、特に微量元素を中心に各元素(セレン:Se,マンガン:Mn,亜鉛: Zn,銅:Cu,鉄:Fe,硫黄:S,マグネシウム:Mg,カルシウム:Ca,リン:P)を、Seは水素化物加熱水素化-原子吸光法(ｼﾞｬﾔｰﾚﾙｱｯｼｭ社製AA782)及びその他の元素はﾌﾟﾗｽﾞﾏ発光分析法(島津製作所製ICP1000-II)を用いて実測した。データの解析は一元配置分散分析Tukey多重比較によった。

＜結果と考察＞

食事内容をみると、胃がん高発症県では漬物、干物などの塩蔵の高塩食品の摂取量、摂取頻度ともに明らかに高く、穀類、味噌汁などの摂取が多く、いも類、生野菜類、緑黄色野菜類などの摂取量が少ない傾向があった。そして、胃がん高発県である青森、秋田両県ではNaの摂取量が多かった（廣畑ら1991）。食事摂取量は青森県、秋田県、鹿児島県で多く、新潟県、沖縄県では少なかった。ミネラル類の県別平均１日摂取量は図１に示した。胃がん高発症の青森、秋田県ではNaの他、Mnの摂取量が高値であり、低発症地域では低値であるという特色が見られた。また、青森県ではSe摂取量が高値であることが目立った。Seの不足はがんの危険因子という報告があるが、Seは適量と中毒量の幅が非常に狭く、青森、秋田の地域の摂取量は世界の平均的摂取量に比較しても高値であつた。若干のずれはあるものの胃がん高発県でZn摂取量が低値であったが、沖縄県は少し傾向が違った。S及びPの摂取量は食事摂取量の多い青森、秋田、鹿児島の各県で高値の傾向があった。Ca摂取量は鹿児島県で特に高値であつた。Mg,Fe摂取量は個人差が大きく地域による有意の差異は認められなかった。

米飯からの各県平均ミネラル類１日摂取量を図２に示した。福岡,鹿児島両県では米飯からのP, S, Fe, Zn, Cuなどの摂取量が高値であった。沖縄では米飯からのCa摂取量が高値であった。米は約３倍量の水を加えて炊くので、米飯中ミネラル濃度は他の食品より、その地域の水中ミネラル濃度に影響されるところが大きく、しかも毎日主食として多量に摂取する食品であるため、米飯からのミネラル摂取量は無視できないものがある。また、毎日多量に飲む水からのミネラル摂取量も考慮する必要があると考えられる。しかも、微量で大きい作用をもつ微量元素は日々の僅かな摂取量の違いが健康に与える影響は大きいものと考えられる。

本調査の結果から、胃がんの危険因子として、高Na,Mn,Se摂取と低Zn,Ca摂取などのミネラル摂取量または

摂取バランス、タイプなどが考慮される。しかし、胃がんの最も低発症地域である沖縄県のみは、必ずしもこのパターンには当てはまらない部分が多くある。沖縄地方は見かけ上の食事献立からみると、味噌汁が多いなど、むしろ、胃がん高発症の東北地方と類似した点も多いが、本質的にその内容に大きな違いがある。例えば、味噌汁の中に豚もつや野菜など具を沢山入れる習慣があり、また、豚、もつを中心とした食生活、ライフスタイルなどミネラル摂取を上回る強い因子の存在が予測され、今後の課題と考える。

図１．ミネラル類１日摂取量(mg/day)

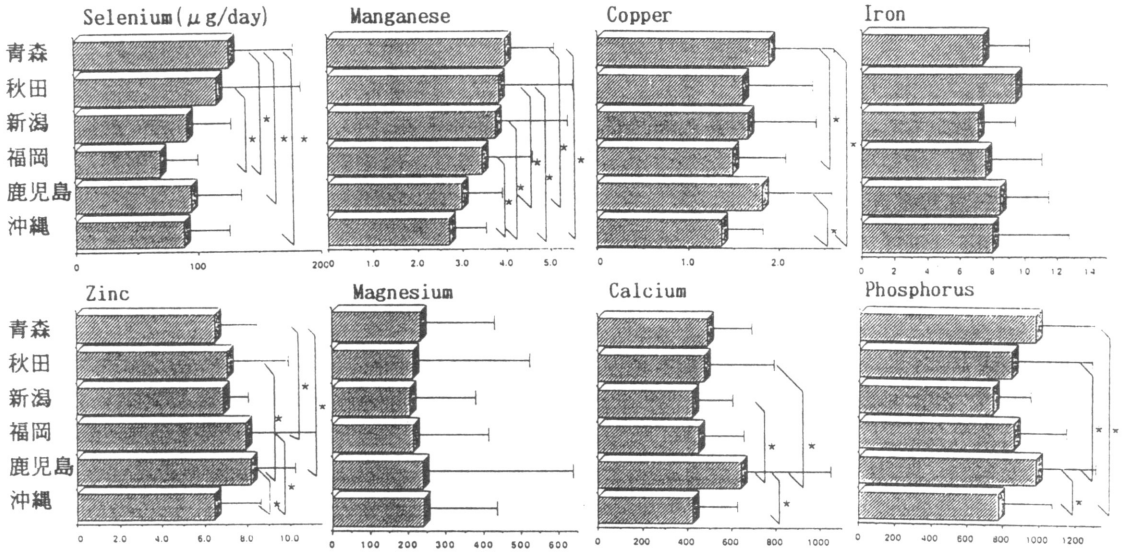
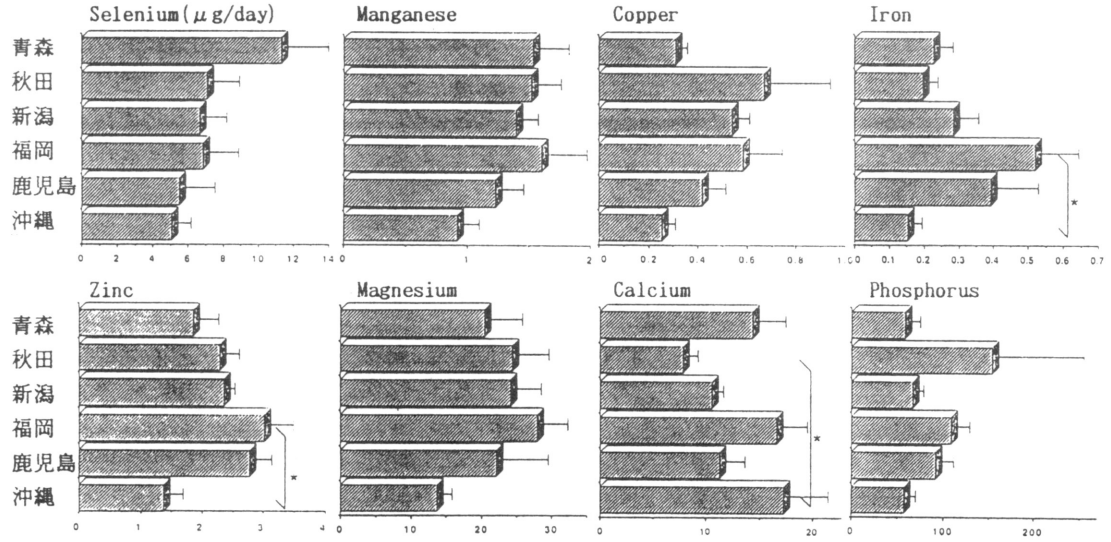


図２．米飯からのミネラル類１日摂取量(mg/day)



3007

体脂肪分布と血圧の関連
-北海道循環器疫学調査の検討より-

札幌医科大学医学部第２内科
高木　覚、田中繁道、斎藤重幸、石井勝久、藤沢潤一、吉田英理郎、
青山真也、林かおる、坂本賢一、高橋　弘、飯村　攻

[目的] 最近、高血圧と肥満の関係がインスリン抵抗性、代謝性SyndromX などとの関連において注目を集めている。また、肥満における高血圧、糖尿病、高脂血症の発生は肥満の程度とは、必ずしも直線的に相関するものではなく、むしろ体脂肪分布パターンとの関連が強いとする疫学的成績も散見される。すなわち、腹部型の体脂肪分布を持つものに、かかる疾患を合併するものが多いとするものである。しかしながら、血圧と体脂肪分布パターンとの関連が、肥満と独立した関係であるか否かは議論のあるところであり、また、疫学的に本邦でこれを検討した報告は少ない。そこで本研究では、教室で継続中の循環器疫学調査の成績から、血圧と体脂肪分布および各種肥満指標との関連を検討した。
[対象・方法] 対象は1993年8月、北海道端野町住民検診受診者977名のうち男性389名(年齢；32から92歳、平均年齢61.8±9.9歳)。測定項目は身長(HT)、体重(WT)、腹囲(WC)、腰囲(HC)、体脂肪率(FR：タニタ　TBF-101により測定)、坐位随時血圧(SBP、DBP)、空腹時血糖(FBS)、血清総蛋白(TP)、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)、βリポ蛋白(BLP)で　いずれも早朝空腹時に評価し、または採血した検体より測定した。解析項目としてさらに、体脂肪分布パターンの指標としてウエスト-ヒップ比(WHR；WC／HC)、肥満指標として箕輪指数(標準体重＝0.003587x(HT)^2-0.5653x(HT)+52.81：肥満度＝[(WT-標準体重)／標準体重]x100)、Broca 指数([WT／(HT-100)x0.9-1]x100)、Body mass index（BMI；WT／(HT)^2)、体脂肪量 (FV；FR x WT)を算出した。なお解析からは、薬剤の影響を除くため降圧薬、抗高脂血症薬服用者と糖尿病治療中の者は除外した。
[結果] 体脂肪分布パターン(WHR)と各諸量の単回帰分析の結果を表1.に示す。

表１.WHRと各諸量の相関（全年齢）

	年齢	SBP	DBP	FBS	TP	TC	HDL
R	0.095	0.106	0.110	0.177	0.063	0.097	-0.098
P	0.095	0.067	0.072	0.001*	0.090	0.064	0.065
	TG	BLP	FR	FV	BMI	Broca指数	
R	0.140	0.163	0.450	0.483	0.542	0.539	
P	0.011*	0.003*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	

n=351、R：相関係数、P：有意確率　*:有意

全年齢を対象にした検討ではWHRと肥満指数諸値、FBS、TG、BLPの間にはそれぞれ有意な正相関を得たが、血圧値、TP、TC、HDLとの間には有意な相関を認めなかった。
次に、WHRと年齢の関係を検討すると図1.で示すように60歳以前では正の、60歳以後では負の関係を示した。そこで、60歳以前の対象についてSBP、DBPと他の諸量の関連について解析を行った。表2.に示すように単回帰分析の結果、WT、FR、FV、BMI、Broca指数、箕輪指数は、拡張期血圧値と弱いながらも有意な正相関を示したが、収縮期血圧値とではいずれの指数においても、かかる相関は得られなかった。一方、WHRは拡張期血圧値とは関連を得なかったが、収縮期血圧値とはr=0.216の正の相関を示した。
更に、非肥満者として、BMI 25 以下の例でWHR と 収縮期血圧の相関を検討した。図2.に示すように弱いながらも有意な正の相関がWHRとSBP間に保たれた。

表 2 .血圧値とWHRおよび各脂肪指標の相関

		WT	BMI	箕輪指数	Broca指数	FR	FV	WHR
SBP	R	0.081	0.151	0.143	0.116	0.178	0.158	0.216
	P	0.335	0.083	0.073	0.052	0.036*	0.066	0.009*
DBP	R	0.242	0.217	0.224	0.194	0.194	0.236	0.120
	P	0.004*	0.009*	0.007*	0.019*	0.019*	0.005*	0.106

n=151　R：相関係数、p：有意確率　*:有意

[考案] 肥満では循環血液量や、心拍出量が増加しており、また末梢への血流量が増してくることから、加えて末梢血管抵抗増大に伴う血圧の上昇をきたすとされ、これは、今回の検討でみられた肥満の各指標と拡張期血圧値に正の相関の存在を説明する機序の一つと考えられる。

最近、肥満のみならず体脂肪分布のパターンが血圧と関連するという報告がされている。Tokunaga らは腹部型体脂肪分布パターンの血圧進展に関わるメカニズムとして、腹腔内脂肪から門脈内に放出される遊離脂肪酸が解糖系の律速酵素であるphosphofructokinase活性を阻害し、肝臓のインスリン抵抗性を増悪させることでインスリン代謝を低下させ高インスリン血症を招来し、これがひいては血圧の上昇をもたらすという機序を想定している。今回の検討において認められたWHRと収縮期血圧値の相関が、かかる機転と関連するのか否かは不明であるが、血圧値と体脂肪分布パターンが関連したことは、肥満あるいはインスリン抵抗性と高血圧進展を検討する上で興味深い知見と思われた。

[結語] 循環器疫学調査の検討より、1)WHRと各肥満指数、FBS、TG、BLPとの間には、有意な正の相関が存在し、2)体脂肪分布パタンーは60歳以下の若年では正の、60歳以上では負の関連を示し、3)若年群においては、各肥満指数は拡張期血圧値と、WHRは収縮期血圧とそれぞれ正の相関を認め、4)非肥満者にかぎってもWHRと収縮期血圧は有意な正の相関がある、以上のことが示された。このことは、血圧と体脂肪分布パタンーの関連性を検討する上で興味深い成績であると考えられた。

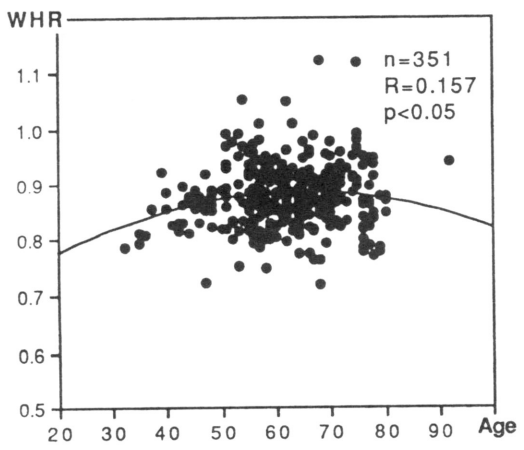


図 1 .WHRと年齢の相関

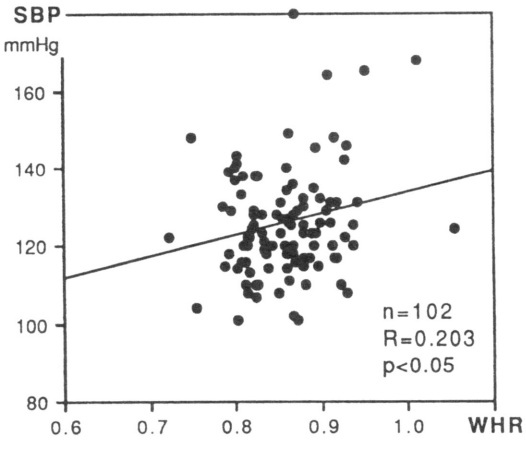


図 2 .BMI 25 以下の非肥満者における収縮期血圧とWHR の相関

3008

循環器疾患疫学の国際比較に関する疫学的研究
第５報　日本，台湾と中国の共同研究

○柴田茂男、長谷川恭子、小川久恵、宮城重二、岩間範子、
矢ケ崎信子、松田康子、川端輝江、古息珠（女栄大）、
沢井広量（日循協）、村上秀親（八重山保健所）

【目的】日本，台湾と中国における循環器疾患の危険因子の有病率の差異を明らかにする。
【方法】脳卒中の多発していた山梨県の山村の白州町では、1991年8月の成人病検診を受診した50～69歳の男237名、女390名の計627名を対象者とし、長寿者が多い沖縄県石垣市新栄町では、1990年6月の成人病検診を受診した同年齢の23名（男11名、女12名）を対象者とした。台湾の3地区でも同年齢の検診受診者を対象者とした。1990年8月、台湾西海岸中央部にある台中市南区と南屯区の36名（男19名、女17名）、1991年8月東北部の港町である基隆市仁愛区朝棟里の55名（男22名、女33名）および東海岸中央部の港町である花蓮市民徳里の30名（男12名、女18名）を対象者として検診を実施した。中国については、台湾の対岸に位置する福建省の省都で、かつ古くは琉球からの進貢貿易船の受け入れ港であった福州市内の古屏路村と郊外の黎明村の同年齢の127名（男63名、女64名）を対象者とした。検診項目は６地区とも共通で、身体計測、血圧測定、心電図検査、血液生化学的検査、尿検査、皮脂厚測定、問診と内科的診察である。なお白州町の男49名、女48名、および石垣市、台湾３地区と福州市の対象者の全員について栄養調査も実施した。
【結果】（１）ＷＨＯ血圧分類による高血圧有病率。男では、白州町30.6%、石垣市18.2%、台中市42.1%、基隆市20.0%、花蓮市0%、福州市20.6%で、台中市は花蓮市に比べ有意に高かったが、他の地区間に有意差は認められなかった。女では、白州24.6%、石垣25.0%、台中29.4%、基隆38.7%、花蓮11.1%、福州17.2%で、基隆は福州に比べ有意に高かったが、他の地区間では有意差はなかった。

（２）肥満（ＢＭＩ24以上）の有病率。男では、白州29.1%、石垣54.5%、台中57.9%、基隆60.0%、花蓮41.7%、福州54.0%で、白州は台中、基隆と福州よりも有病率が有意に低かった。女では、白州38.5%、石垣75.0%、台中58.8%、基隆64.5%、花蓮33.3%、福州48.4%で、白州は石垣と基隆よりも有意に低く、また、花蓮は基隆よりも有意に低かった。

（３）高コレステロール血症（Ｃｈ221以上）有病率。男では、白州21.9%、石垣0%、台中21.1%、基隆13.6%、花蓮25.0%、福州38.1%で、福州は白州と石垣よりも有意に高かった。女では、白州32.1%、石垣33.3%、台中58.8%、基隆27.3%、花蓮11.1%、福州50.0%で、台中と福州はいずれも有意に高かった。

（４）高トリグリセライド血症（ＴＧ150以上）有病率。男では、白州32.1%、石垣18.2%、台中31.6%、基隆40.9%、花蓮50.0%、福州34.9%で、６地区間に有意差はなかった。女では、白州23.3%、石垣58.3%、台中52.9%、基隆30.3%、花蓮33.3%、福州20.3%で、石垣と台中はいずれも白州と福州よりも有意に高かった。

（５）高動脈硬化指数（男4.2以上、女3.8以上）の頻度。男では、白州19.4%、石垣0%、台中10.5%、基隆22.7%、花蓮33.3%、福州38.1%で、福州は白州、石垣と台中よりも有意に高かった。女では、白州15.1%、石垣8.3%、台中58.8%、基隆21.2%、花蓮11.1%、福州48.4%で、台中と福州はいずれも他の4地区に比べて有意に高かった。

（６）心電図異常の頻度。男では、白州5.1%、台中10.5%、基隆0%、花蓮0%、福州6.3%で、いずれの地区でも心電図異常の頻度は低く、各地区間の有意差もなかった。女では、白州6.7%、台中5.9%、基隆18.5%、花蓮0%、福州4.7%で、基隆は白州より有意に高かった。なお、石垣では心電図検査を実施しなかった。

（７）蛋白尿の頻度。男では、白州4.7%、台中21.1%、基隆35.0%、花蓮0%、福州4.8%で、基隆は白州と福州よりも有意に高かった。女では、白州4.9%、台中11.8%、基隆22.6%、花蓮0%、福州4.7%で、基隆は白州と福州よりも有意に高かった。

【考察】（１）山梨県白州町。高血圧有病率は男女ともやや高かった。本町は海抜約600m、日照時間の短かい山村で、夏は涼しいが冬はかなり寒い。そのうえ、動物性蛋白質の摂取量が少なく、食塩摂取量の多い脳卒中多発地帯であった。このような食習慣は近年かなり改善されてきたが、食塩は1日約15gとまだ多く、これが高い高血圧有病率と関連していると思われる。従来、主産業は米作と養蚕であったが、20年位前から果樹栽培が増加し、近くの市部に勤めに出る者も増えている。また農業の機械化が進み労働は軽くなってきたが、食物摂取量は従来と同じかむしろ増加気味のため肥満者がみられるようになり、この傾向は女性でより著しい。しかし他の地区に比較すれば、まだ肥満が少ないといえる。血清脂質値は年々上昇しているが、都市部に比べればまだ低い。糖質の摂取量は多いが、脂質とくに動物性脂質の摂取量がまだ少なく、男女とも脂質エネルギー比がやや低い。このため今回の調査成績においても、他の地区とほぼ同じか少し低値を示していたものと推定される。

（２）沖縄県石垣市。本市は沖縄諸島の南端近くに位置し、台湾にきわめて近く、気候は温暖である。そのうえ食塩摂取量は男女とも1日当たり10g以下ときわめて少ない。このため高血圧は比較的少なく、血圧値が極端に高い者は皆無である。肥満者の率が高いのは、男女とも身長が比較的低いにもかかわらず、体重は他集団とほとんど変わらないため、計算上ＢＭＩの高い者が多いためと推測される。女の高ＴＧ血症が多かった。脂質摂取量は全国平均とほとんど変わらないが、脂質エネルギー比が高いためと思われる。

（３）台湾台中市。温暖な地域であるにもかかわらず女の高血圧が多かったが、これは塩分摂取量とくに調味量中の塩分の多いことが一因と推定される。男女とも肥満が多く、とくに女性では高脂血症を併なう者が多かったが、これは労働が軽く（とくに60歳代）、脂質エネルギー比がかなり高い（男33%、女35%）ことが大きな要因と考えられる。

（４）台湾基隆市。男女とも肥満者が多い。これは男女とも身長は50歳代、60歳代の日本人の平均と差がないが、体重が重い（とくに女性）ことと、60歳をすぎるとほとんどの者が職を離れ労働が軽くなる。また、脂質エネルギー比が高いことが原因と考えられる。女性の高血圧と心電図異常が多いのは肥満が関係していると思われる。

（５）台湾花蓮市。男女とも高血圧者が少ない。これは温暖な気候と食塩摂取量が少ない（男女とも1日当たり9g以下）ことが関連していると推定される。脂質エネルギー比が高いにもかかわらず女の高脂血症が少ないのは漁港で魚の摂取量が多く、したがって多価不飽和脂肪酸の摂取率の高いのが一因と考えられる。

（６）中国福州市。男女とも肥満者がやや多く、高脂血症はかなり多かった。男女とも60歳以上の者は、ほとんどの者が隠居の身で労働量が少ないうえに、脂質の摂取量が多いためと考えられる。

【結論】日本2地区、台湾の3地区と中国1地区において循環器疾患の発症に関する危険因子を検討したところ6地区間に地域的な差異が認められ、これには気候、食習慣、体型や労働強度が関与していることが推測された。

○ 共同研究者：李 寧遠、張 志平（台湾・国立体育学院）、劉 麗雲、徐 近平（台湾・実践設計管理学院）、蒋 亞泉（中国・福建省・衛生庁）、汪 炎瑩、施 作都（中国・福建省級機関医院）

○ 私学振興財団平成2年度・3年度私立大学等経常費補助金（特別補助）の共同研究費、難波照男記念健康づくり研究助成金、（財）鹿島学術振興財団平成3年度・4年度国際学術交流援助費（共同研究）、味の素食の文化センター食文化研究助成金による。

○ 研究協力機関：台中市社会局、基隆市衛生局、花蓮市衛生局、福建省衛生庁、国立台湾海洋大学、栄研Ｋ.Ｋ、日本予防医学協会

3009

ハワイ日系移住者における栄養と循環器疾患リスクファクター

水嶋春朔、上田真由美、沢村　誠、奈良安雄、家森幸男
（京都大学大学院人間・環境学研究科）

【目的】循環器疾患の諸リスクファクターの影響度には地域、民族による大きな差異があり、循環器疾患発症に及ぼす影響は遺伝因子や生活環境因子によって大きく修飾される可能性がある。同じ遺伝・体質的背景をもち、環境要因のみ異なった集団である海外移住者の比較研究である移民研究は、環境要因の影響を明らかにし、さらに予防対策を構築するのに有益な知見をもたらす。本研究では、米国ハワイ州ハワイ島ヒロ市において沖縄県出身者を中心とした日系移住者を対象とした栄養と循環器疾患に関する検診を実施し、第２回本学会で報告した沖縄県在住者および沖縄県出身者を中心とした在ブラジル日系移住者を対象とした検診結果と比較検討した。

【方法】対象は、米国ハワイ州ハワイ島ヒロ市に居住する日系移住者で、沖縄県人会に所属する日系人とその家族、およびマカデミアンナッツ会社に勤務する44-60才の日系人の男女合計164人（JH、沖縄出身者77.3％、1世12.8％、2世18.9％、3世67.7％）である。身体測定、コロトコフ音自動記録血圧計による血圧測定、24時間採尿、採血、安静時心電図検査、および栄養、病歴などに関する問診を実施した。同一のプロトコールによる沖縄在住者234人（JJ、沖縄県与那代村、西原町）および沖縄出身者を中心とした在ブラジル日系移住者167人（JB、ブラジル、カンポグランデ市、沖縄出身者96.8％、1世22.5％、2世76.9％、3世0.6％）を対象とした検診結果と比較検討した。平均値の検定には分散分析、Scheffe's F-test、比率の検定にはカイ２乗検定を用いた。

【結果】表１に、男女別、グループ別にみた肥満度（BMI）、肥満者（BMI≧26.0）の割合、収縮期血圧（SBP）、拡張期血圧（DBP）、降圧剤服用者の割合、高血圧者（SBP≧160又はDBP≧95を示したもの及び降圧剤服用者）の割合、血清総コレステロール（T-CHO）、総コレステロール高値者（T-CHO≧220）、グリコヘモグロビン（HbA1c）、グリコヘモグロビン高値者（HbA1c≧6.0）の割合、安静時心電図においてST-T変化（ミネソタコード：IV-1, 2およびV-1, 2）を示した者の割合、尿中ナトリウム排泄量（U-Na）、問診により算出した検診前一週間のアルコール消費量、飲酒者の割合、喫煙者の割合、肉、魚の平均一週間の摂取頻度を示した。また３グループ間の検定の結果も男女別に掲げた。

肥満度はJHの男性が高く、BMIの平均、肥満者（BMI≧26.0）の割合においてもJJ, JBよりも高かったが、JHの女性はJJ, JBの中間であった。

血圧値はJHで高く、DBPにおいて男女ともにJJ, JBより有意に高かった。降圧剤服用者は、男性では、JH、JBで30％前後とJJより高くかったが、女性では有意な差はなかった。高血圧者の割合は、降圧剤服用者の割合を反映してJH、JBでJJより高かった。

総コレステロールはJHで男女ともに有意に高く、JJ、JBではほぼ同じレベルであった。

糖代謝異常を反映するグリコヘモグロビンの高値者はJBで有意に多かった。

安静時心電図においてST-T変化を示した者は、JBでJJ、JHのほぼ２倍みられたが有意ではなかった。尚、異常Q波を示したものは認められなかった。

尿中ナトリウム排泄量はJJ、JBに比べ、JHが低い傾向にあった。

アルコール摂取量はJH、JJの男性で高く、JHは飲酒者の割合も高かった。

喫煙者の割合には差がなかったが、JJでやや高かった。

肉の摂取頻度は、JBで週に6回以上と高く、JH、JJでは4回前後でほぼ同様であった。

魚の摂取頻度は、JJで週に4回弱で高く、JBは0.5回と低く、JHは2回で、JJとJBの中間であった。

【考察】ハワイ、ヒロ市は人口約４万人のハワイ州第２の市で、そのうち約1万4千人が日系人である。ヒロ市では沖縄県人会は広島県人会に次いで大きく、今回、沖縄県人会に所属する対象年齢の日系移住者およびその家族に対して検診を実施した(Response Rate; 90%)。またヒロ市内のマカデミアンナッツ会社に勤務する対象年齢の全日系人14名に対する検診結果も合わせて検討した。対象者は、全体の日系移住者の世代構成を反映して1世（12.8%）より、2世（18.9%）と3世（67.7%）が多く、特に3世が大半を占めているのが特徴である。一方対照としたブラジル、カンポグランデ市での沖縄県人会の検診結果（沖縄出身者96.8%）では、2世が大半を占め、3世はわずかであった（2世76.9%、3世0.6%）。

ハワイ日系移住者(JH)では、血圧値、高血圧有病率においても沖縄県在住者(JJ)より高い傾向にあり、ブラジル日系移住者(JB)と同様に、肥満度が大きく寄与していると考えられた。またコレステロールレベルにおいては、JHは平均230台であり、190前後のJJ、JBに比べ有意に高かった。日常の身体活動量および血漿リン脂質脂肪酸レベルでの比較検討が必要である。安静時心電図上のST-T変化を示した者の割合では、大きな差はなかった。糖代謝異常を反映するグリコヘモグロビンの高値者はJBで20%以上と有意に多かったが、JHでは男性で10%、女性で3.5%で、肥満度に対して高い数値ではなかった。肉の摂取頻度については、JHはJJと同レベルで週に4日前後、JBはほぼ毎日であり、魚の摂取頻度については、約2週間に1回と極端に少ないJBに比べ、JHはJJよりやや少ないが週に2日前後の摂取がみられた。

【結論】ハワイ日系移住者では、肥満者、高血圧者、総コレステロール高値者が多くみられたが、糖尿病、虚血性心疾患を反映する指標については沖縄県在住者と明らかな差はなかった。食習慣では、ブラジル日系移住者のような極端な肉の摂取頻度過多、魚の摂取頻度減少はみられなかった。

表１ Body mass index (BMI), blood pressure (BP), serum total cholesterol (T-CHO) and other variables. Mean + SD or prevalence (%).

	JH (Hawaii, Hilo)		JJ (Japan, Okinawa)		JB (Brazil, Campo Grande)		ANOVA or Chi-square	
	Male	Female	Male	Female	Male	Female	Male	Female
N	75	89	92	142	63	104		
Age(44-60 years)	50.7+4.5	50.7+4.4	52.6+1.7	52.5+1.8	52.6+3.2	51.9+3.1		
BMI(Kg/m2)	27.4+4.6	25.3+4.5	24.8+2.4	24.8+3.9	26.1+3.2	26.4+4.0	p<0.001	p<0.05
BMI>=26.0(%)	62.7	46.1	33.7	31.0	52.4	48.1	p<0.001	p<0.05
SBP(mmHg)	132.1+15.5	131.4+16.3	128.3+18.9	125.1+21.7	126.6+23.6	131.1+29.5	NS	NS
DBP(mmHg)	80.0+11.1	76.8+9.2	78.7+12.0	71.6+13.4	73.1+15.3	71.1+18.1	p<0.01	p<0.01
HT medication(%)	33.3	20.2	7.6	14.8	27.0	26.0	p<0.001	NS
HT(%)	38.7	24.7	16.3	17.6	33.3	34.6	p<0.01	p<0.01
T-CHO(mg/dl)	235.1+39.7	232.2+45.8	184.5+29.1	195.4+31.4	185.2+50.1	192.5+33.5	p<0.001	p<0.001
T-CHO>=220(%)	65.3	51.7	10.9	20.4	18.0	18.4	p<0.001	p<0.001
HbA1c >=6.0%(%)	10.3	3.5	6.9	8.3	24.2	20.8	p<0.01	p<0.01
ECG change*(%)	4.0	5.6	3.3	4.3	7.9	9.6	NS	NS
U-Na(mEq/day)	131.6+61.6	88.5+43.3	136.3+108.1	118.4+60.6	152.0+58.3	103.7+45.1	NS	p<0.001
Alcohol(g/w)	117.0+138.7	32.5+3.4	115.5+191.2	101.8+8.6	50.3+122.4	52.4+5.2	p<0.05	p<0.05
Drinker(%)	78.7	39.3	58.7	20.7	41.3	9.9	p<0.001	p<0.001
Smoker(%)	24.0	9.0	32.6	10.0	27.0	8.7	NS	NS
Meat intake(/w)	3.6+2.0	4.1+2.0	4.7+8.4	3.5+2.7	6.3+1.5	6.1+1.7	p<0.05	p<0.001
Fish intake (/w)	1.9+1.4	2.0+1.5	3.9+2.8	3.6+2.9	0.4+0.7	0.6+0.8	p<0.001	p<0.001

ECG change*: VI-1, 2, and V-1, 2 (Minnesota code classification)

3010

減塩指導の降圧効果に関する介入研究（第２報）

○伊達ちぐさ*1、岩谷昌子*2、島田豊治*3、山本昭夫*4、久代和加子*5、福井充*6
柳元和*1、松村康弘*2、中山健夫*5、山本卓*5、山口百子*2、吉池信男*2、門奈丈之*1
田中平三*5　*1：大阪市大・公衛、*2：国立健康・栄養研、*3：大阪府立公衛専、
*4：兵庫県衛研、*5：東京医歯大・難研・疫学、*6：大阪市大・医・推計

［目的］地域住民を対象として減塩指導を行い、介入による降圧効果を明らかにすること。
［方法］①対象者：兵庫県Ｓ郡Ｃ町、Ｈ町、Ｙ町に在住する40歳から69歳までの住民のうち、”町ぐるみ健診”で測定された拡張期血圧の平均値が90－104mmHgで、腎機能障害等の合併症が認められない者と、医師から減塩指導が必要であると紹介された者を対象として、広報などにより減塩教室への参加を呼びかけ、応募した者を対象者とした。
②減塩教室の開催方法および介入効果判定方法：減塩教室開講前に対象者全員に初回時評価検査を実施した。その後無作為配置により２群に分け、Ａ、Ｂ群とした。最初はＡ群のみに６週間にわたり、２週間毎に計３回の減塩教室を受講させ介入期間とした。その間Ｂ群は介入を行なわないコントロール期間とした。初回時検査から８週間後にＡ、Ｂ両群を対象として中間評価のための検査を実施した。この後、Ｂ群にはＡ群と同一内容の減塩教室を受講させ介入期間とし、Ａ群は直接的な介入を行なわないコントロール期間とした。中間時評価検査から８週間後に、両群を対象として最終時評価検査を実施した。このクロスオーバーデザインによる介入研究は、Ｃ町とＨ町は1992年3月から7月にかけて、Ｈ町では1993年2月から6月にかけて実施された。
③初回時、中間時、最終時評価検査の項目：身体計測、血圧測定（Critikon社製Dinamap 8100を用い、座位で20分以上安静状態を保った後測定した。測定は２回繰り返し、２回の平均値を測定値とした。）、採血（原則として空腹状態で採血した。測定項目は血液生化学検査一般と、Na、K、Ca、Mg、レニン活性である。）、24時間蓄尿（アリコートカップによる。測定項目はNa、K、Ca、Mg、Na、クレアチニンである。）、食事調査（24時間思い出し法およびアンケート方式による食塩摂取に関する食習慣調査）、問診（運動習慣、喫煙・飲酒状況、降圧剤服薬状況、既往歴、家族歴など）。
④減塩プログラムの内容：詳細は第１報（第３回日本疫学会総会）で報告した。簡単に述べると、ソルトペーパー、食塩摂取カレンダー、塩分濃度計、減塩のための食品交換表などの道具を用いて、食塩摂取量の自己評価が可能となるような訓練と、減塩のための調理の工夫とコツを習得するための訓練が主たる内容であった。
［結果］初回時検査を受けた者は、男子71名、女子86名、合計157名であった。無作為配置により、Ａ群78名、Ｂ群79名で研究を開始した。この内、中間時評価検査を受けた者はＡ群70名、Ｂ群62名であった。クロスオーバー後の最終時評価検査の受診者は、更に脱落者があったので、Ａ群61名、Ｂ群51名となった。その内、３回の検査時の血圧測定値と24時間蓄尿分析値に欠損値が認められなかった者、Ａ群52名、Ｂ群46名、合計98名（初回時検査受診者の62％）を本研究の分析対象者とした。ＡおよびＢ群の初回時検査の特性を表１に示した。各々の特性の群間差に有意差は認められなかった。Ａ、Ｂ群別・評価検査時別に収縮期血圧（SBP）、拡張期血圧（DBP）、尿中食塩排泄量の平均値を算出し、推移を図１～３に示した。介入期のみならずコントロール期にも血圧は低下した。しかし、食塩摂取量は介入期には低下するが、コントロール期には低下しなかった。介入は短期間であったが、８週間で３ｇの食塩摂取量が低下することにより、SBPは4.6mmHgの正味の低下が示された。

次に、どのような条件が血圧低下に関連していたかを検討した。A、B群とも介入開始時のSBPと介入後のSBPとから変化率（△SBP）を算出した。すなわち、A群は（初回時－中間時）／初回時、B群は（中間時－最終時）／中間時により算出した。△SBPの3分位数により分析対象者98名を3群に分け、変化率が小さい群、中程度群、大きい群とした。表2に△SBPの3群別に、その特性値を介入前と介入後別に示した。血圧低下率が大きい群は、介入前の血圧値が高く食塩摂取量が高い傾向にあることが示された。

表1　群別初回評価検査時の特性

項目	A	B
人数（人）	52	46
年齢（歳）	58.6±7.3*1	55.7±7.0
性比（男子／女子）	1/1.6	1/1.6
BMI	25.1±3.6	24.9±2.4
降圧剤服薬者率（%）	63.5	63.0
飲酒者率（%）*2	26.9	26.1

*1：平均値±標準偏差

*2：週に5回以上で1回1合以上飲酒する者の率

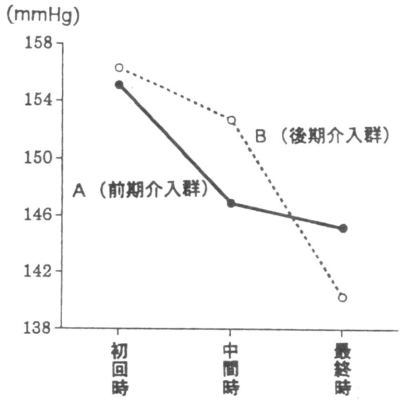


図1　群別検査時別ＳＢＰの推移

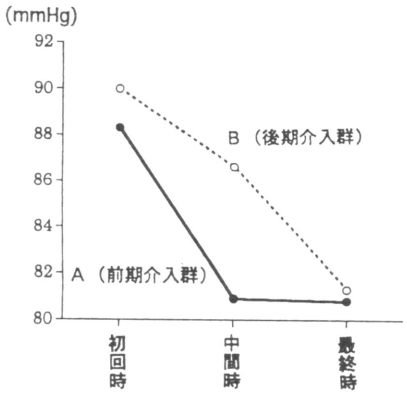


図2　群別検査時別ＤＢＰの推移

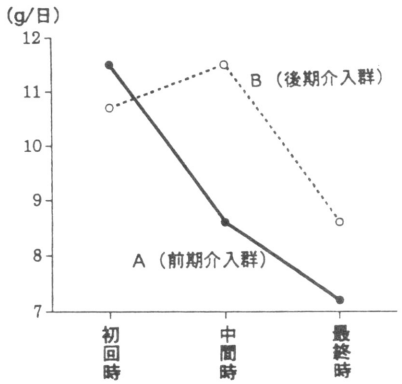


図3　群別検査時別食塩尿中排泄量の推移

表2-1

△SBP	N	年齢（歳）	性比 ♂／♀	服薬率（%）	飲酒者率（%）	SBP（mmHg） 介入前	SBP（mmHg） 介入後	DBP（mmHg） 介入前	DBP（mmHg） 介入後	尿中食塩（g/日） 介入前	尿中食塩（g/日） 介入後
小	33	55.4±7.4	1／2.3	60.6	21.2	144.5±11.7	149.8±13.4	86.8±11.6	84.3±12.4	11.4±5.4	8.9±4.0
中	32	58.7±6.6	1／1	62.5	34.4	153.7±16.4	143.6±14.6	87.1±11.3	82.1±11.5	10.6±3.7	8.0±3.0
大	33	57.6±7.6	1／1.8	70.0	24.2	163.7±17.1	137.9±12.7	88.5±12.9	77.0±11.6	12.5±5.6	8.9±4.0

表2-2

△SBP	血中総コレステロール（mg/dl） 介入前	血中総コレステロール（mg/dl） 介入後	血漿レニン活性（ng/ml・hr） 介入前	血漿レニン活性（ng/ml・hr） 介入後	尿中カリウム（mg/日） 介入前	尿中カリウム（mg/日） 介入後	BMI 介入前	BMI 介入後
小	213±35	210±35	1.0±1.0	1.5±1.7	1779±593	1681±558	25.0±2.8	24.6±2.5
中	211±45	205±43	1.1±0.9	2.1±2.6	1668±752	1475±498	24.3±3.0	24.2±3.1
大	223±34	218±30	1.2±2.0	2.1±3.2	1796±691	1791±726	25.3±3.5	24.8±3.6

3011

ＢＭＩならびに血圧と食品摂取頻度との関係

○飯樋洋二、君羅満、岩瀬靖彦、高橋博子、岡田直子
赤羽正之（東農大・栄養）、高部きく子（静岡県掛川保健所）
鈴木悦子（静岡県天竜保健所）、高橋東生（国立がんｾﾝﾀｰ）

〈目的〉

ボディ・マス指数（Body Mass Index:BMI；体重Kg／身長m^2）、ケトレー指数、ローレル指数、ブローカ指数等は身長と体重とから簡便に算出できるため、肥満度の判定や健康障害度の予測を表す指標として有効である。ＢＭＩの大きな人は、標準的体重の人よりも、食物の摂取量が多く、食べる速度も速い。ＢＭＩと脂肪摂取量ならびに飽和脂肪酸摂取量との間には正の相関があることも報告されている。また、高血圧症の促進ならびに抑制は遺伝的な素因、肥満状態、食物摂取状況等により大きな影響を受けることが知られている。高血圧症のかなりの部分は食習慣と深く関係し、食生活を含むライフスタイルの改善を心掛けることで快方に向わせる可能性がある。今回、地域における健康診査受診者のＢＭＩならびに血圧と食物摂取頻度との関係を調べたので報告する。

〈方法〉

平成4年11月、静岡県掛川保健所管内ならびに天竜保健所管内の住民基本健康診査受診者の中から、原則として40才以上の男女に自己記入式の「健康づくり食生活アンケート」調査を実施した。食品摂取頻度調査に用いた食品は魚介類、肉類、大豆製品類、緑黄色野菜類等を含む計20の食品もしくは食品類とした。なお、BMIならびに血圧については、基本健診結果判定表の数値を採用した。

BMIの区分は19以下、20～22、23～25、26以上の4つに便宜的に区分し、血圧はWHOの分類（1978年）によった。

＜結果と考察＞

ｱﾝｹｰﾄ回答者は掛川保健所管内、男性372人、女性425人、計797人、天竜保健所管内、男性169人、女性318人、計487人、合計1284人であった。BMIと健康状態との関係については、掛川、天竜のどちらの地区もBMIの増加にともない、病弱ならびに通院中の割合も増加を示した。BMIの高い人は、脂っこい味付け、塩味の濃い味付けを好む人が多かった。

BMI区分別の境界域高血圧者と高血圧者の比率を図1に示す。全体として、BMIの増加に伴い、境界域高血圧者ならびに高血圧者の比率も上昇した。ただし、天竜の男性に限りBMI区分別の食品摂取頻度では、緑黄色野菜（天竜・男性）、その他の野菜類（天竜・女性）はBMIの増加に伴い「ほとんど毎日食べる」人の割合が減少し、「時々・ほとんど食べない」人の割合が増加した。

次に、血圧区分別の食品摂取頻度を図3に示す。血圧の上昇にともないﾊﾞﾀｰ・ﾏｰｶﾞﾘﾝ・食用油などを「ほとんど毎日食べる」人の割合が増加し、緑黄色野菜（掛川・男女）、その他の野菜類（掛川・女性）については減少が認められた。

なお、BMIならびに血圧の上昇に伴い、油脂類を多く含む動物性食品等の摂取頻度に一定の傾向が認められ、健診判定では、中性脂肪、総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ等の高値を示す要指導・要医療割合の増加がみられた。

BMIならびに血圧の実態を把握することにより心臓血管疾患、脳血管疾患、高血圧、動脈硬化症、糖尿病等慢性的疾患の危険度を軽減する食生活の改善につながることが期待できる。

なお、今回は食品の摂取頻度調査を行い、食品の摂取量ならびに栄養素等摂取量については実施していない。しかし、ある種の食品の摂取頻度と摂取量との間には正の相関関係の認められることが報告されていることなどから、食品の摂取頻度調査により、食生活と、健康指標との関連についての傾向把握は、ある程度可能であろうと思われた。

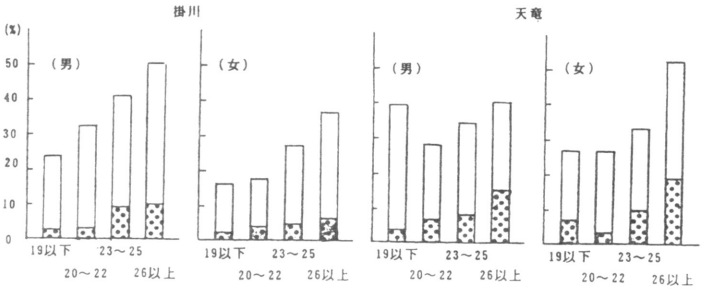


図１　BMI区分別の境界高血圧と高血圧の比率（％）

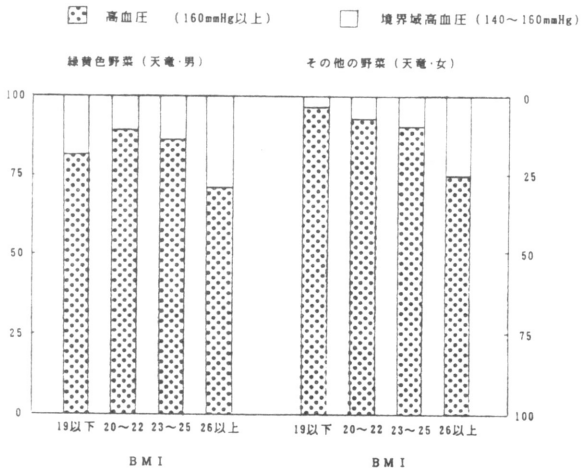


図２　BMI区分別の食品摂取頻度（％）

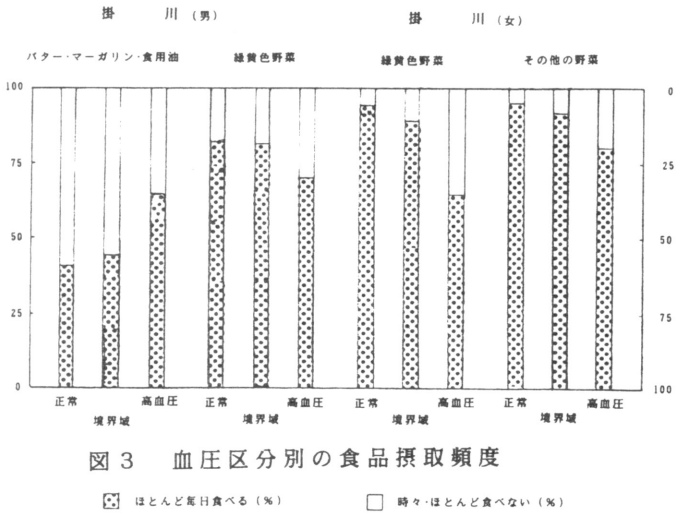


図３　血圧区分別の食品摂取頻度

3012

小麦ふすま摂取がカルシウム吸収に与える影響の検討

○石川秀樹，田中郁子，鈴木隆一郎[1]，佐藤眞一，飯田稔[2]
北村次男[3]，大谷透，奥田茂[4]（大阪府立成人病ｾﾝﾀｰ
研究所第10部[1]集検第１部[2]集検第２部[3]第３内科[4]）

【目的】

本邦における大腸癌の罹患率は急増している。この罹患率の上昇は、食事の西洋化（高脂肪食・低残渣食）による影響が大きいと考えられている。従って、食事内容の適正化や、不足成分の補充等により、大腸癌罹患率の増加を抑制することは可能と考えられる。現在、我々は大腸癌の発生を抑制する一次予防法の開発研究を行っており、非水溶性食物繊維の摂取のために、小麦ふすまを主成分とするビスケット（ＷＢビスケット）を開発し、その長期投与の安全性について検討している。

食物繊維の投与における問題点の一つに、カルシウムの吸収障害がある。そこで今回我々は、ＷＢビスケットの摂取がカルシウムの吸収に与える影響をボランティアを用いて検討を行ったので報告する。

【ＷＢビスケット組成】

剤型はハードビスケットで、１枚当り重量は1.40g±0.03g（mean±SD）である。小麦ふすま（フレーク状で粒度は20メッシュスルー95%以上）を重量当り30%含有する。

1)一般成分値：水分0.7%、蛋白質11.6%、脂質13.1%、灰分2.3%、繊維2.2%、糖質70.1%であり、上記成分値より計算したエネルギーは454Kcal/100g である。

2)食物繊維（サウスゲート法）：セルロース2.4%、ヘミセルロース8.6%、リグニン1.0%水溶性難消化性多糖類2.6%で、以上を合計すると14.6%となる。

3)電解質：ナトリウム 354mg/100g、カリウム 467mg/100g、クロール 360mg/100g、カルシウム 56.7mg/100g、有機燐及び無機燐 371mg/100g、マグネシウム 153mg/100g

4)フィチン酸（バナドモリブデン酸吸光光度法）：826mg/100g

【対象・方法】

健常成人男子（ボランティア）１２名を対象とした。ボランティアには、研究の目的、予想される効果及び危険性等を説明し、承諾を得て、同意書を交わした。

抽選により１２名をＡ群とＢ群の２群に分けた。12週間にわたりＡ群はＷＢビスケットを50ｇ/day（小麦ふすまとして15ｇ）、Ｂ群は25ｇ/day（小麦ふすまとして 7.5ｇ）を１日３回、毎食前に摂取させた。

投与４週間前、投与直前、投与開始２週間後、４週間後、６週間後、８週間後、10週間後、12週間後に朝食絶食にて、午前10時に採血し、血清ナトリウム、カリウム、クロール、カルシウム、無機燐及びマグネシウム値を測定した。

投与４週間前、投与直前、投与開始４週間後、８週間後、12週間後の採血前に24時間蓄尿を行い、尿中ナトリウム、カリウム、クロール、カルシウム、無機燐及びマグネシウム値を測定した。

【結果】

1)症状、摂取状況等

A群は投与開始後より全例に軽度の下痢または軟便傾向がみられたが、投与開始後1週間以内にそれらの症状は全例消失した。B群は試験期間中に特記すべき症状は認められなかった。B群の1名が投与開始後4週間目に自然気胸を発症したため、その後の試験を中止した。

自然気胸の1名を除き、すべてのボランティアは、WBビスケットを全量摂取できた。

2)血清電解質値の変化

A群、B群共に、血清ナトリウム、カリウム、クロール、カルシウム、無機燐及びマグネシウム値のすべての項目で、有意な変化は認められなかった。

『血清カルシウム値』

	投与前	投与後						(mean;mg/dl)
	4週	0週	2週	4週	6週	8週	10週	12週
A群	9.3	9.3	9.5	9.2	9.2	9.3	9.4	9.4
B群	9.3	9.3	9.3	9.2	9.2	9.2	9.3	9.2

3)尿中電解質量の変化

A群、B群共に、ナトリウム、カリウム、クロール、カルシウム、無機燐及びマグネシウムの1日尿流排泄量のすべての項目で、有意な変化は認められなかった。

『1日尿中排泄カルシウム量』

	投与前	投与後			(mean;mg/day)
	4週	0週	4週	8週	12週
A群	152	115	176	135	111
B群	122	99	143	102	126

【考察】

最近、大腸癌の高危険群に対して、食物繊維の投与により大腸癌の発生を予防する研究が、欧米を中心に始まっており、本邦においても同様の試みがされようとしている。食物繊維の摂取は比較的安全であると考えられているが、予防のための投与では長期間の投与になること、比較的高齢者に投与する可能性が高いことなどから、副作用についての十分な調査が、投与を始める前には必要である。

食物繊維の副作用の中で、最も問題となるものにカルシウムの吸収障害がある。食物繊維に含まれるフィチン酸が腸管内でカルシウムをキレートすることにより、カルシウム吸収を阻害すると考えられている。しかし、このフィチン酸は腸管内の鉄もキレート化し、その作用が大腸癌の発生を抑制するとの報告もあり、フィチン酸については、更に検討が必要と考えられる。

今回の成績では、12週間の投与でも、小麦ふすまとして1日 7.5gから15gの摂取量では、血清カルシウム値や1日尿中排泄量に変化は認められなかった。従って、この小麦ふすまの量での臨床投与は可能と考えられたが、高齢者等に長期間投与するときには、骨粗鬆症などに対する十分な注意を払う必要があると思われる。

3013

胃ガン検診の浸潤癌減少効果に関する研究（第2報）

勝田信行（名古屋市衛生局中保健所）

【目的】胃ガン患者の中で、高齢者の占める割合が今後増加することが報告されている。そこで、胃ガン検診の浸潤ガン減少効果とその持続期間の年齢による差を検討し、効果的な受診間隔と受診年齢を検討した。

【方法】ケースの選択は、昭和62年度から平成４年度までの６年間で名古屋市の実施している胃ガン検診で発見された浸潤癌のうち、pm癌を除いたものとした。

なお、名古屋市の胃ガン検診は、35歳以上の市民を対象に集団検診車及び施設において100mm ×100mm I.I 間接撮影で、日本消化器集団検診学会の標準方式で行い、読影は、専門医によるダブル・チェックにより行なっている。また、精検方法は、年々、ファイバースコープによるものが年々増加し、平成４年では、９割以上となっている。コントロールは、ケースと同年度に名古屋市の胃ガン検診を受診した者から、ケースと性・年齢（±５歳）受診年度をマッチさせ、ケース一人に対して、５人を受診年月日が近い者から、ランダムに選んだ。過去の検診受診歴は、検診受診時の問診票より把握した。過去の検診受診歴に医療機関での受診も含み、かつ、受診歴のある者のうち、前回の検診受診場所は、約３分の２が医療機関、及び、人間ドックであり、残りが、保健所での受診である。従って今回の結果は間接撮影のみによる胃ガン検診の効果を示すものではない。前回の胃ガン検診受診から５年以上経過したもの、及び、初回受診者のリスクを１とした時の浸潤癌であるodds比を求めた。

【結果】名古屋市の実施した胃ガン検診で昭和62年度から平成４年度の６年間に発見された胃ガン患者は、 202例でこのうちpmガンを除いた浸潤癌は63例であった。ケースの性・年齢分布を表１に示した。表２にケースの年齢で65歳以上の群と65才未満の群の２群に分けてケースとコントロールの検診受診間隔を示した。

表１　ケースの性・年齢分布

年齢	男	女	合計
35～39歳	0(0.0%)	3(8.8%)	3(4.8%)
40～44歳	2(6.9%)	3(8.8%)	5(7.9%)
45～49歳	1(3.4%)	1(2.9%)	2(3.2%)
50～54歳	3(10.3%)	7(20.6%)	10(15.9%)
55～59歳	3(10.3%)	3(8.8%)	6(9.5%)
60～64歳	8(27.6%)	5(14.7%)	13(20.6%)
65～69歳	6(20.7%)	6(17.6%)	12(19.0%)
70～74歳	5(17.2%)	5(14.7%)	10(15.9%)
75～　歳	1(3.4%)	1(2.9%)	2(3.2%)
合計	29(100.0%)	34(100.0%)	63(100.0%)

表３に65歳以上の群と65歳未満の群に分けてodds比を示した。前回の検診から５年以上経過した者（初回受診者を含む）を１とした時のodds比は、65歳未満の群では、一年以内では、0.13，２年以内では、0.20と統計学的に有意な減少が認められた。65歳以上の群では、１年以内で、0.29、２年以内で0.36と減少したが、統計学的には、有意ではなかった。

【考察】65歳以上の群では、それ以下の群に比較して、胃ガン検診による進行ガン減少効果が少ないという報告と変わらないという報告の両者がある。今回の研究では、検診の効果は、65歳未満の群では、２年前の受診者まで有意に低下したが、65歳以上の群では、統計的に有意ではなかった。65歳以上群と65未満群では症例数や男女比も異なるので、今後、症例数を増加させての性・年齢別の層別解析が必要と思われる。また、一年以内に検診受診歴があって、浸潤ガンであったケースも８例（12.7%)あり、検診の精度の問題か、ガンの生物学的特性なのか、今後検討が必要であろう。今回の研究の浸潤ガン減少効果は、当然ではあるが、検診による胃ガン死亡のリスクの低下と同じではない。しかし、様々な bias の問題はあるにしろ、今回の浸潤ガン減少効果が胃ガンの死亡につながっていると考えるが、今後 bias の検討も必要であると思われる。また、検診発見胃ガンのみでなく、医療機関発見胃ガンでの比較も必要であろう。

【結論】浸潤ガンの相対危険度は、65歳以下の群では、前回の検診から５年以上たっている者（初回受診者を含む）を１とすると65歳未満の群では一年以内では0.13，２年以内では、0.20と統計学的に有意な減少が認められ、胃ガン検診の浸潤ガン減少効果は、数年間持続することを示唆する結果が得られた。65歳以上の群では、統計学的に有意ではなかった。

表２　ケースとコントロールの検診受診間隔（医療機関での受診も含む）

受診間隔	ケース			コントロール		
	65歳以上	65歳未満	計	65歳以上	65歳未満	計
～１年	4(16.6%)	4(10.3%)	8(12.7%)	32(26.7%)	62(32.8%)	94(29.8%)
～２年	6(25.8%)	6(15.4%)	12(19.0%)	39(32.5%)	60(30.8%)	99(31.4%)
～３年	1(4.2%)	4(10.3%)	5(7.9%)	10(8.3%)	15(7.8%)	25(7.9%)
～５年	1(4.2%)	4(10.3%)	5(7.9%)	11(9.2%)	15(7.7%)	26(8.3%)
５年～	12(50.0%)	21(53.8%)	33(52.4%)	28(23.3%)	43(22.1%)	71(22.5%)
合計	24(100%)	39(100%)	63(100%)	120(100%)	195(100%)	315(100%)

表３　検診受診間隔別のオッズ比

受診間隔	65歳以上	65歳未満	計
	odds比（95%信頼区間）	odds比（95%信頼区間）	odds比（95%信頼区間）
～１年	0.29(0.09～1.00)	0.13(0.04～0.42)**	0.18(0.08～0.41)**
～２年	0.36(0.12～1.08)	0.20(0.08～0.55)**	0.26(0.12～0.53)**
～３年	0.21(0.04～2.74)	0.55(0.16～1.84)	0.43(0.15～1.22)
～５年	0.21(0.04～2.74)	0.55(0.16～1.84)	0.41(0.15～1.70)
５年～	1.0	1.0	1.0

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

【おわりに】資料収集に協力いただいた名古屋市衛生局成人保健課、中保健所、および中川保健所保健予防課、名古屋市医師会検診センターの皆さんに、この場を借りまして深く感謝致します。

3014

検診カバー率とがん死亡率の推移からみたがん検診の評価
（胃がん検診、子宮がん検診、乳がん検診、肺がん検診）

○黒石　哲生、広瀬加緒瑠、田島　和雄（愛知県がんセンター研究所疫学部）、富永　祐民（愛知県がんセンター研究所）、高　長明（中国江蘇省腫瘤防治研究所）

【研究目的】

がん検診の受診率の高い地区と、それと地域特性をマッチさせて、対照地区を選んで、両地区の当該がん死亡率の推移を比較し、地域におけるがん検診の効果を疫学的に評価する。

【研究資料と方法】

第５次悪性新生物実態調査の資料を用いて、全国3,268市区町村の最近10年間（1979-88年）のがん検診のカバー率を算出した。さらに、人口動態統計を用いて、前期（1979-1983年）と後期（1984-1988年）の当該がんの年齢調整死亡率（1985年のモデル人口で年齢調整した）を計算し、前期から後期への変化率を算出した。がん検診のカバー率の高い市区町村と、その地域特性をマッチさせて選んだ対照市区町村との当該がん死亡率の推移を比較して検診の効果を評価をする。

＜検診の高率実施市区町村の選定＞

最近10年間（1979-88年）のがん検診のカバー率がある値以上である市区町村を高率実施市区町村として選ぶ（表１）。なお、頻度の関係から、子宮がんと乳がんの場合は、表１のカバー率で高率実施市町村を選ぶと、その多くの市区町村の子宮がんまたは乳がんの前期の死亡率が０であったので、前期の死亡率が０でない市区町村を高率実施市区町村として選んだ。また、肺がん検診では、カバー率40％以上で高率実施市区町村を選ぶと全国で209の市区町村が選ばれるが、宮城、岡山、鹿児島の各県では、40％未満のカバー率の対照の候補市区町村が少なく、以下の対照市区町村の選定の条件を満たし得ないので、これらの各県では、肺がん検診のカバー率の高い順に高率実施市区町村を選んだ。

＜対照市区町村の選定＞

・モデル地区：対照地区＝１：２

・マッチング変数：前期（1979～83年）のがん年齢調整死亡率（胃がん、肺がんでは40-69歳、子宮がん、乳がんでは30-69歳）、人口規模、40歳以上国保加入率

・同一都道府県内

＜マッチングの方法＞

上記のマッチング変数を使って、高率実施市町村と対照の候補市町村（同一府県内の高率実施市町村以外の市町村）との間の一種の距離（Ｓ）を以下の式を使用して計算し、その距離が最も小さい２つの市町村を最も良くマッチしたものと考えて、対照市町村として選ぶ。

$$S=\sqrt{w_1\frac{(X_1-X_{1h})^2}{SD_1^2}+w_2\frac{(X_2-X_{2h})^2}{SD_2^2}+w_3\frac{(X_3-X_{3h})^2}{SD_3^2}}$$

第１～３項は、前期のがん死亡率、人口規模、国保加入率に関する項で、X_{1h}、X_{2h}、X_{3h}は高率実施市町村に関する変数である。重みw_1、w_2、w_3は、全市町村に基づく多変量解析からのその変数の寄与度（Ｆ値）を、ＳＤ等は全市町村の標準偏差値を使用する。

＜がん死亡率の推移の比較＞

$$\text{死亡率の変化率}=\frac{P-A}{A}\times 100\ \%$$

Ａ：前期（1979-83年）の当該がん年齢調整死亡率

Ｐ：後期（1984-88年）の当該がん年齢調整死亡率

（1985年の日本のモデル人口で年齢調整する）

【結果】

上記のようにして選んだ全国の高率実施市区町村と対照市区町村の前期と後期の当該のがん死亡率と前期から後期へのその変化率を表２にまとめた。

１．胃がん検診では、198の高率実施の市区町村の平均カバー率は37.7％で、396の対照市区町村のそれは13.3％であった。全年齢では、高率実施市町村で胃がんの年齢調整死亡率が前期から後期に22.9％の低下をし、一方、対照市区町村では18.4％の低下を示した。この差は統計学的に有意であった。40～69歳に限ると対照地区が21.1％の低下であったのに対して、高率実施地区は26.3％の低下で、対照地区より大きな低下を示したが有意ではなかった。

２．肺がん検診では、全年齢では、高率実施市町村で肺がんの年齢調整死亡率が前期から後期に 8.1％の上昇をし、一方、対照市区町村では10.5％の上昇を示した。40～69歳に限ると対照地区が 5.2％の上昇であったのに対して、高率実施地区は 3.1％の低下であった。その差は有意ではなかった。

３．子宮がん検診では、高率実施の市区町村の選定でカバー率を高くすると、子宮がんの年齢調整死亡率が前期から後期への低下度がより大きくなり、対照市区町村で

の低下度との差がより大きくなった。

4．乳がん検診では、全年齢では、高率実施市町村で（前期の乳がん死亡率が0の市区町村を除外）、乳がんの年齢調整死亡率が前期から後期に26.2%の低下をし、対照市区町村では11.4%の低下を示した。30～69歳に限ると対照地区が30.3%の低下であったのに対して、高率実施地区は15.3%の低下であった。しかし、その差は有意ではなかった。

【考察とまとめ】

胃がん、子宮がん、肺がん、子宮がんのいずれの検診でも、高率実施地区の方が対照地区より、前期から後期への当該のがん死亡率の低下度がより大きいか、上昇の程度がより小さい傾向がみられた。このことは、これらの検診の効果をある程度示唆するものと考えられた。

表1．がん検診の高率実施市区町村の選定

がん検診	検診カバー率	高率実施市区町村数	備考
胃がん	≥30 %	198	
子宮がん	≥20 % ≥30 % ≥40 %	380 96 22	前期の子宮がん死亡率>0 (689->) 〃 (191->) 〃 (57->)
乳がん	≥20 %	55	前期の乳がん死亡率>0 (102->55)
肺がん	≥40 %	114	宮城、岡山、鹿児島の各県では対照の候補地区の数が少なく、カバー率の高い方から選ぶ（209->）

表2．がん検診の高率実施地区と対照地区の当該がん死亡率とその変化率の比較

検診 地区	市区町村数	カバー率（%）	前期（1979-83年）			後期（1984-88年）			死亡率の変化率（%）
			人口('80)	がん死亡数	調整死亡率	人口('85)	がん死亡数	調整死亡率	
胃がん検診、全年齢、男女計									
高率地区	198	37.7	1,107,737	3,342	47.04	1,082,805	2,887	36.26	-22.9*
対照地区	396	13.3	6,615,277	17,422	49.20	6,695,599	16,402	40.15	-18.4
胃がん検診、40～69歳、男女計									
高率	198	37.7	444,811	1,599	66.75	434,606	1,230	49.20	-26.3
対照	396	13.3	2,383,391	8,508	68.99	2,485,242	7,354	54.47	-21.1
肺がん検診、全年齢、男女計									
高率	114	68.3	1,211,407	1,488	21.09	1,236,793	1,857	22.76	8.1
対照	228	9.3	6,115,523	6,474	22.15	6,314,804	8,396	24.47	10.5
肺がん検診、40-69歳、男女計									
高率	114	68.3	443,698	680	28.34	456,439	719	27.46	-3.1
対照	228	9.3	2,043,892	2,950	28.55	2,206,009	3,470	30.03	5.2
子宮がん検診、30～69歳、高率地区（カバー率＞20%）									
高率	380	25.7	796,389	739	17.27	809,613	421	9.35	-45.9*
対照	380	11.8	2,035,155	1,803	16.93	2,152,092	1,233	10.65	-37.1
子宮がん検診、30～69歳、高率地区（カバー率＞30%）									
高率	96	35.9	168,037	154	16.62	166,277	75	7.93	-52.3
対照	192	13.2	998,644	854	16.31	1,053,383	605	10.54	-35.4
子宮がん検診、30～69歳、高率地区（カバー率＞40%）									
高率	22	44.5	33,920	34	17.91	32,881	12	6.53	-63.5
対照	44	15.6	166,390	155	17.49	171,961	112	11.68	-33.3
乳がん検診、全年齢									
高率	55	25.8	231,497	118	8.61	227,331	89	6.35	-26.2
対照	110	6.5	1,618,525	695	8.16	1,660,063	685	7.23	-11.4
乳がん検診、30-69歳									
高率	55	25.8	121,675	98	14.84	121,748	67	10.35	-30.3
対照	110	6.5	827,865	573	13.55	869,669	522	11.47	-15.3

調整死亡率は1985年の日本のモデル人口で年齢調整した。　　* P<0.05

3015

胃集検からみた消化性潰瘍の罹患率の推定

○平澤頼久、森元富造、渋木　論、池田　卓
（宮城県対がん協会がん検診センター）
深尾　彰　（東北大学・医・公衆衛生）

従来からわが国の消化性潰瘍は欧米とは異なり胃潰瘍が多く、十二指腸潰瘍は少ないとされてきた。しかし、近年、ライフスタイルの欧米化により、十二指腸潰瘍が増加しているといわれている。消化性潰瘍は増加しているのか、その内訳に変化があるのかを推定する目的で、胃集検における胃十二指腸潰瘍の発見率の推移を検討した。

＜対象および方法１＞宮城県対がん協会における昭和50年、昭和55年、昭和60年、さらに昭和63年から平成３年までの計７年間の胃集検受診者（表１）について男女年齢階級別に胃潰瘍十二指腸潰瘍の発見率を算出し、昭和６０年モデル人口を標準人口として各潰瘍の年齢調整発見率を求め比較した。（発見率はすべて受診者1,000 人あたりの数として表した。）

＜結果１＞男性における瘢痕を含めた各潰瘍の年齢調整発見率を図１に示した。胃潰瘍は昭和50年の25.2が昭和60年には僅かに増加し26.8となり、その後漸減し、平成３年には22.4となっていた。十二指腸潰瘍は、年度ごとに僅かに増減を認めるが全体としては大きな変動を示さなかった。共存潰瘍は他の潰瘍に比し発見率は低いものの増加傾向を示していた。

女性の瘢痕を含めた潰瘍の発見率は、男性に比較すると、胃潰瘍で男性の1/3から１／４、十二指腸潰瘍では１／３程度であった。各潰瘍の年次推移（図２）は、変動があるため一定の傾向を示していないが、昭和６０年以降は胃潰瘍、十二指腸潰瘍共に僅かながら減少していた。次に開放性潰瘍について年次推移をみた。男性では胃潰瘍の発見率が、昭和50年に

表１　対象及び方法

年　度	受診数	消化性潰瘍
昭和５０年	９５,３０９	３,１７３
−	−	−
昭和５５年	１２６,１６４	３,４８１
−	−	−
昭和６０年	１５５,９３８	５,０１３
−	−	−
昭和６３年	１８７,３１６	５,９５８
平成 元 年	１９２,２９１	６,１１１
平成 ２ 年	２０１,８５１	６,０８９
平成 ３ 年	２１２,２７１	６,２０２
計	１,１７１,１４０	３６,０２７

年度別に男女５歳階級ごとに発見率を算出し、昭和６０年モデル人口を用いて年齢調整発見率を求めた。
（受診者１,０００人あたりの発見率に換算）

図１　胃十二指腸潰瘍の年齢調整発見率の推移（瘢痕を含む）
−男性−　（•：昭和60年モデル人口による）

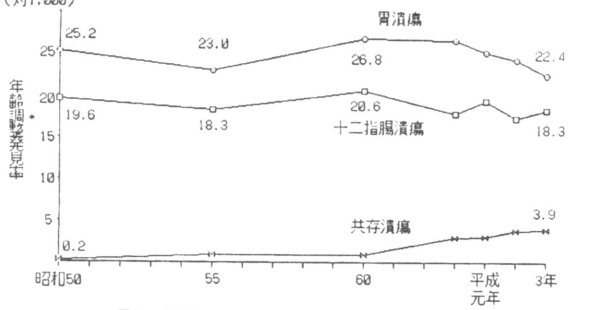
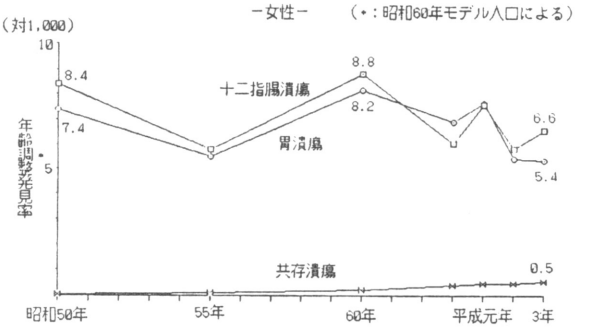


図２　胃十二指腸潰瘍の年齢調整発見率の推移（瘢痕を含む）
−女性−　（•：昭和60年モデル人口による）



9.1 であったものが昭和60年には 6.0 平成３年には4.7 であり、明らかな減少傾向を認めた（図３）。開放性十二指腸潰瘍は、昭和60年には2.0 と僅かながら増加しているが、その後は大きな変動を示していなかった。胃潰瘍と十二指腸潰瘍の比をみると、昭和50年の 6.5から平成３年の 3.4へ低下していた。

女性の開放性潰瘍の年次推移は、胃潰瘍では昭和50年に 2.4であったものが昭和60年には 1.6、平成３年には 0.9と男性と同様に減少傾向を認めた（図４）。開放性十二指腸潰瘍は、明らかな変動を示さなかった。胃潰瘍、十二指腸潰瘍の比は、昭和50年の 4.0から平成３年の 2.3へと低下していた。

＜対象および方法２＞次に胃集検からみた胃十二指腸潰瘍の罹患率の推計を試みた。すなわち平成２年度３年度逐年検診受診者 138,844名から精検未受診者除き、さらに平成２年度検診で瘢痕を含めた胃潰瘍、十二指腸潰瘍、共存潰瘍、もしくは胃癌と診断された 3,614人を除いた 134,956 名からの開放性潰瘍の発見率を検討した。

＜結果２＞以上の方法から求めた胃集検からみた胃十二指腸潰瘍の年齢調整罹患率（表２）は、男性の胃潰瘍が2.77、十二指腸潰瘍が0.68、女性の胃潰瘍が0.63、十二指腸潰瘍が0.28であった。

＜まとめ＞1)昭和50年から平成３年までの胃十二指腸潰瘍年齢調整発見率を検討した結果、男女とも開放性胃潰瘍は年次的に減少していたが、十二指腸潰瘍は男女とも大きな変動を示さなかった。2)逐年検診の結果より求めた胃十二指腸潰瘍の罹患率は、男性の胃潰瘍が 1,000人あたり2.77、十二指腸潰瘍が0.68、女性の胃潰瘍が0.63、十二指腸潰瘍が0.28であった。

図３　開放性胃十二指腸潰瘍の年齢調整発見率の推移

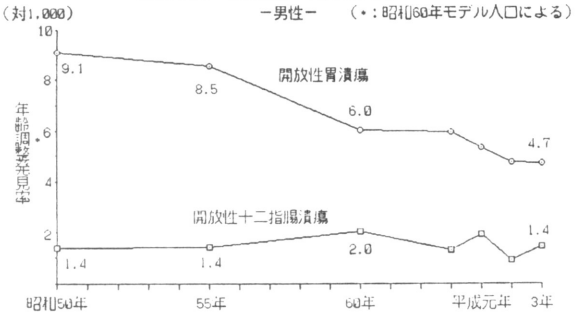


図４　開放性胃十二指腸潰瘍の年齢調整発見率の推移

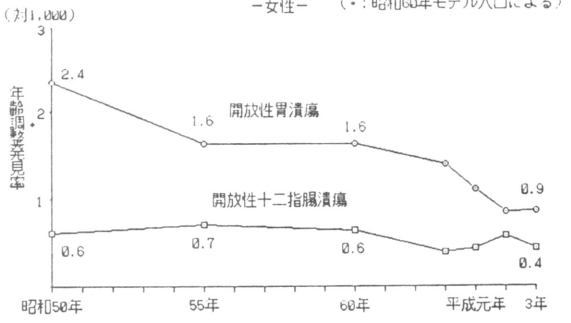


表２　胃集検からみた胃十二指腸潰瘍罹患率

（平成２年３年逐年受診者）

年齢階級	男性 受診数	男性 発見率(対1,000) GU	男性 発見率(対1,000) DU	女性 受診数	女性 発見率(対1,000) GU	女性 発見率(対1,000) DU
25～29	248	0	0	42	0	0
30～34	1,540	1.9	0.6	506	0	0
35～39	4,262	3.8	1.4	2,684	1.1	0.7
40～44	7,632	3.4	1.0	9,614	0.3	0.6
45～49	6,059	2.6	1.3	9,358	0.5	0.1
50～54	6,376	3.1	0.6	11,393	0.7	0.6
55～59	7,168	3.8	0.7	13,300	0.9	0.3
60～64	8,081	2.7	0.1	13,927	0.8	0.1
65～69	7,560	4.6	0.4	10,503	1.4	0.2
70～74	4,545	3.7	0.7	4,833	1.0	0.2
75～79	2,307	1.3	0	1,804	0	0
80～	867	3.5	0	347	2.9	0
総数	56,645	3.3	0.7	78,311	0.8	0.3
年齢調整罹患率		GU 2.77	DU 0.68		GU 0.63	DU 0.28

（標準人口は昭和６０年モデル人口による）

3016

便潜血検査による大腸集検の死亡率減少効果の評価(続報)

○斎藤　博，相馬　悌，川口　均，小枝淳一，田村　研，
和田豊人，吉田　豊（弘前大学・医・第一内科），
相沢　中（青森県立中央病院・消化器内科）

［目的］便潜血検査を用いた大腸がん検診は、最近、無作為対照比較試験（ RCT）により、その死亡率減少効果が示された（Mandel et al, 1993）。これによると、便潜血検査による大腸がん検診は効果はあるもののその程度は小さく、33%の死亡率減少効果と報告された。しかし、RCT は加水によるグアヤック法（ヘモカルトテスト：化学法）によるもので、約10%と陽性率が高く、とてもマス・スクリーニング法として一般化できるものではない。これに対し免疫便潜血検査（免疫法）は、ヘモカルトテストより感度・特異度共に高いことが示されており、わが国ではこれを用いた行政検診が行われている。今回、免疫法による検診の効果を評価するために大腸がん検診を12年間行ってきたモデル町で症例対照研究を行った。既に、第２回本学会で1988年までの症例についての成績を報告したが、今回はこれに1991年までの症例を加え、さらに交絡要因の影響を軽減する目的で、胃集検受診歴による補正を行った。また、診療録調査により作成した大腸がん罹患名簿との照合により、化学法と免疫法の感度の算定を行った。

［対象と方法］1．スクリーニング：このモデル地区では、40歳以上の住民全員を対象に1980年から便潜血検査による大腸がん検診を行ってきた。スクリーニング法は1980～84年はヘモカルト３日法（非食餌制限下に３日法で１次潜血スクリーニングを行い、その陽性者に食餌制限下に３日法で２次潜血スクリーニング）、1986年以降はRPHA１日法で行った。1985年は両者の併用で行い、RPHA法はヘモカルトの１次スクリーニングの３日目の便と同じ部分を採取、塗抹させて行った。２．便潜血検査の感度の算定：モデル町の大腸癌罹患者名簿を県内の医療機関の診療録調査による名簿から作成し、これと便潜血検査の結果を対比した。感度の算定は1980年から88年までの間に、大腸がん検診受診後１年以内に大腸癌と診断された症例を用いて行った。３．症例対照研究：受診歴の比較は、症例の診断日から遡って１，２，３，４および５年以内の期間の受診歴について行った。症例の診断日から遡った各々の期間内の受診歴の検討には、それぞれ当該期間以上の期間の受診チャンスがある症例・対照だけを用いた。同時に同じ期間の胃集検受診歴を調べた。conditional logistic regression analysis(SAS PROC PHREG)を用いて、大腸がん検診を受診することの大腸癌死亡に対する相対危険度をオッズ比として算出した。

［結果］症例は46例でこれに１例につき３例、合計138 例の対照を抽出しえた。症例の診断日から遡ること１，２，３，４，５年のオッズ比は0.24～0.41で検診受診は大腸癌死亡の相対危険度を有意に低下させることが示された（表）。胃集検の受診歴による補正後もこれらのオッズ比はほぼ同等の数値を示した。便潜血検査の感度は胃集検における久道の定義を用いると、ヘモカルト３日法変法、RPHA法でそれぞれ23%、57%とRPHA法が高かった。いわゆる中間期癌のみを偽陰性とすると、両者の感度はそれぞれ60%、71%だった。両者を併用した1985年の発見癌３例は全て早期癌（ｍ癌２例、ｓｍ癌１例）であったが、全例RPHA法のみによる拾い上げであり、ヘモカルトテストでは偽陰性であった。

［結論］便潜血検査、ヘモカルト３日法変法とRPHA１日法を用いた大腸がん検診は、大腸がん

死亡率を減少させることが示唆された。２種のスクリーニング法では免疫便潜血検査RPHA法の感度が高かった。これらのことから免疫便潜血検査によるスクリーニングの効果が示唆された。

表　検診受診の有無による大腸がん死亡の相対危険度

症例の診断日から遡った年数	該当するｓｅｔ数	検診受診率 症例	検診受診率 対照	オッズ比	補正オッズ比*
1　年	46	17%	43%	0.24(0.10-0.58)	0.23(0.10-0.57)
2　年	43	26	54	0.27(0.12-0.60)	0.25(0.11-0.57)
3　年	36	39	58	0.43(0.20-0.96)	0.41(0.18-0.93)
4　年	32	38	63	0.37(0.17-0.85)	0.36(0.15-0.82)
5　年	30	37	62	0.36(0.15-0.85)	0.34(0.14-0.82)

＊：胃集検受診歴による

3017

C型肝炎多発地区における肝細胞癌の1.5 次予防を目的としたハイリスク群の設定

小野寺博義、鵜飼克明、中野昇、武田鐵太郎、
庄司忠實　（宮城県立がんセンター・内科）

【はじめに】宮城県対がん協会が実施した肝胆膵超音波地域集検の結果の検討から、肝細胞癌の予防のためには2次予防のみならず、肝細胞癌のハイリスク保有者を拾い上げて肝細胞癌への進展を防ぐ1.5 次予防も重要であると考えられた。肝疾患を原因とする死亡率が宮城県全体よりも高い宮城県内のA町において、老人保健法による基本健康診査における肝機能異常者に対して実施した二次検診の結果について報告し、肝細胞癌の1.5 次予防のためのハイリスク群の設定について検討する。

【対象と方法】対象は1990年から1992年のA町における老人保健法の基本健康診査でGOT 、GPTのいずれかが51以上であった 610例のなかで二次検診を希望した 298例である（表１）。これらの症例で、肝機能、HCV 抗体（EIA 法、第二世代）などを調べるとともに超音波検査を実施した。また、肝疾患の既往歴、肝疾患の家族歴、輸血歴、飲酒歴などの背景因子の調査も実施した。二次検診は宮城県Ｉ保健所、Ａ町、Ａ町医師会、宮城県立がんセンターが共同で実施したが、同時に地元医師会員、がんセンター肝臓外来担当医、保健所長、保健婦、栄養士がチームを組み生活調査および患者教育を実施した。二次検診の結果で日常診療が必要である者は地元医師会員を主治医として紹介して事後管理と事後指導を依頼した。そして、精密検査などが必要な場合には改めてがんセンターを含めた基幹病院を紹介した。HCV 抗体陽性率は漁港のあるＡ地区、内陸のＯ地区、市街地であるＷ地区、浜通りのＹ地区の行政区域ごとに集計した。有意差の検定にはχ^2検定を用い、危険率５％以下のときを有意差ありとした。なお、対照として宮城県対がん協会の人間ドックを受診した、肝機能が正常で肝疾患の既往歴のないＡ町のＯ地区とＹ地区の合計125 人（表２）でHCV 抗体測定と超音波検査を実施した。

表１：Ａ町における基本健康診査受診者数と２次検診受検者数 (1990～1992)

年齢階級	人口 (1992.8.5.)	健康診査受診者数	GOT GPT異常例数*	精検受検者数
30～39	3,946	89	6	3
40～49	5,035	1,252	84	39
50～59	3,877	1,468	158	87
60～69	3,907	2,195	255	127
70歳以上	3,279	1,418	107	42
合　計	20,044	6,422	610	298

＊：GOTあるいはGPTが51以上

表２：Ａ町の人間ドック受診者数(1992)

年齢階級	O地区	Y地区	合　計
30～39	5	5	10
40～49	9	12	21
50～59	30	19	49
60～69	27	15	42
70歳以上	2	1	3
合　計	73	52	125

表３：Ａ町の２次検診における超音波検査所見 (n=274)

超音波所見	例数	%	超音波所見	例数	%
異常なし	93	33.9	膵嚢胞	1	0.4
			慢性膵炎	1	0.4
			主膵管拡張	1	0.4
肝細胞癌	1	0.4			
肝腫瘍	1	0.4			
脂肪肝	90	32.8	腎嚢胞	11	4.0
肝嚢胞	26	9.5	水腎症	3	1.1
慢性肝炎	12	4.4			
肝硬変	6	2.2	脾腫	1	0.4
肝血管腫	4	1.5	副脾	1	0.4
肝内結石	3	1.1			
胆嚢結石	28	10.2	子宮筋腫	1	0.4
胆嚢ポリープ	23	8.4			
総胆管拡張	2	0.7			

【結果】二次検診受検者の超音波検査では、stage ⅣAの肝細胞癌1例（0.4％）、肝硬変6例（2.2％）、慢性肝炎12例（4.4％）、脂肪肝90例（32.8％）が発見された（表3）。しかし、人間ドック受検者では脂肪肝が16例（13.4％）発見されたが、そのほかの慢性肝疾患は発見されなかった（表4）。二次検診受検者におけるHCV抗体陽性率（表5）はW地区17.2％、Y地区23.7％であるのに対して、O地区は60.8％、A地区は72.9％と高率で地区間で有意差がみられた。また、肝機能正常である人間ドック受診者での陽性率（表5）はO地区は8.2％、Y地区は5.8％であり、肝機能異常である二次検診受検者よりも有意に低率であった。二次検診受検者においては肝疾患の既往歴、肝疾患の家族歴、輸血歴のある被検者でHCV抗体陽性率が有意に高値（それぞれ$p<0.005$、$p<0.05$、$p<0.01$）超音波検査で脂肪肝のある被検者では有意（$p<0.005$）に低率であった。飲酒歴、手術歴、針治療歴、飲料水（井戸水、川水、山水の利用）の有無によるHCV抗体陽性率に有意差はなかった（表6）。

【考察】今回の二次検診の結果から、肝細胞癌の1.5次予防を目的としてハイリスク群を設定する場合には以下のような方法が効率的であると考えられる。すなわち、基本診査でのGOT、GPT異常者を拾い上げて、二次検診でHCV抗体を調べ、この陽性者を肝細胞癌のハイリスク群として設定する。さらに超音波検査を実施し、肝細胞癌の有無と脂肪肝の有無を確認する。HCV抗体が陰性の脂肪肝は2次精検時に栄養指導と生活指導を実施して除外する。このようにして設定したハイリスク群に対しては地元医療機関とその地域の基幹病院との連携のもとに治療や事後指導を実施していくことが必要であろう。

なお、今回のわれわれの方法では肝機能正常者の中に約7％含まれているHCV抗体陽性者を拾い上げることが不可能であり、集検効率や費用効果の面から一次検診でHCV抗体を測定することに関して検討する必要があろう。

【文献】小野寺博義、ほか：医療システム構築による肝癌検診体系の確立に関する研究．日消集検誌　31(3)：38－44，1993.

表4：A町の人間ドックにおける超音波検査所見（n=119）

超音波所見	例数	%
異常なし	61	51.3
脂肪肝	16	13.4
肝嚢胞	13	10.9
肝血管腫	3	2.5
肝内結石	2	1.7
胆嚢結石	3	2.5
胆嚢ポリープ	14	11.8
主膵管拡張	3	2.5
腎嚢胞	15	12.6
腎石灰化	3	2.5
腎血管筋脂肪腫	2	1.7

表5：A町における HCV抗体陽性率

地区	集検群 症例数	陽性者数	人間ドック群 症例数	陽性者数
A地区	85	62 ① (72.9)	—	—
O地区	79	48 ② (60.8)	73	6 ⑤ (8.2)
W地区	58	10 ③ (17.2)	—	—
Y地区	76	18 ④ (23.7)	52	3 ⑥ (5.8)
合計	298	138 (46.3)	125	9 (7.2)

（ ）：%

① vs. ③、$p<0.005$；① vs. ④、$p<0.005$；② vs. ③、$p<0.005$
② vs. ④、$p<0.005$；② vs. ⑤、$p<0.005$；④ vs. ⑥、$p<0.005$

表6：二次検診受検者におけるHCV 抗体陽性率と背景因子

背景因子		症例数	HCV抗体陽性数	HCV抗体陽性率	χ^2検定
肝疾患既往歴	有	176	100	56.8	$p<0.005$
	無	122	38	31.1	
肝疾患家族歴	有	61	37	60.7	$p<0.05$
	無	188	80	42.6	
輸血歴	有	29	21	72.4	$p<0.01$
	無	267	116	43.4	
飲酒歴	有	42	15	35.7	NS
	無	256	123	48.0	
手術歴	有	143	69	48.3	NS
	無	154	68	44.2	
針治療歴	有	100	46	46.0	NS
	無	196	91	46.4	
脂肪肝	有	91	11	12.1	$p<0.005$
	無	183	112	61.2	
井戸水、川水、山水の利用	有	173	86	49.7	NS
	無	76	31	40.8	

（本研究の一部は、平成4年度厚生省がん研究助成金「C型肝炎と肝細胞がんに関する研究」および第2回黒川利雄がん研究基金の助成を受けた。）

3018

大腸がん集検における適性な受診間隔に関する検討－症例対照研究－

○森元富造（宮城県対がん協会がん検診センター）
樋渡信夫（東北大学・医・第３内科）
深尾　彰（東北大学・医・公衆衛生）

【目的】われわれは1983年以降宮城県北部の地域住民を対象に大腸がん集検を行なっている。現在用いている方法は，一次スクリーニングに免疫学的便潜血検査２日法を用い，二次精検はS状結腸内視鏡検査と注腸X線検査の同日併用法とし，逐年検診で行なっている。大腸がん集検の目的は大腸癌による死亡率を減少させることにあり，救命可能な癌を免疫学的便潜血検査で効率よく発見するために適切な受診間隔を，集検で発見された進行癌をケースとした症例対照研究の方法で検討する。

【方法】①症例の選定：症例は過去５年以内に免疫学的便潜血検査を用いた地域集検で発見された大腸進行癌とする。ただし，検診開始初年度発見癌は除外し，以前に化学法によるスクリーニングを受けた地域は除外した。
②対照の選定：症例と同時期に同地域で大腸がん検診を受診した者のうち，性・年齢（±３歳）が一致し，大腸進行癌と診断されなかった症例（免疫学的便潜血検査陰性例と二次精検を受診し精密検査で進行癌がないと診断された症例）を対照とする。各症例につき３例の対照を検診受診者台帳からランダムに選定する。
③受診歴の調査：各症例と対照の受診歴を過去にさかのぼって，受診者台帳から調査する。
④Relative Risk の算出：この受診記録をもとに，初回受診発見癌例（過去に受診歴なし）が進行癌で発見される危険率を 1.0とした時の，前回受診との間隔が１年，２年，３年，４年，５年以上の相対危険度をオッズ比を用いて計算する。

【結果および考察】表１に対象とした地域での検診成績を示した。対象者 300,397名中一次検診受診者67,117名，一次検診受診率22.3%，便潜血検査陽性率 4.6%，精密検査受診率94.1%で， 182例，0.27%の大腸癌が発見されている。このうち検討の対象となる症例は44例（男性24例，女性20例，平均年齢63.0歳）あり，その受診歴は初回受診者21例，１年前受診者18例，２年前受診者４例，３年前受診者１例だった。オッズ比を計算すると，前回受診との間隔が１年で0.29，２年で0.84，３年で1.48となり，受診間隔１年（逐年検診）群では，進行癌で発見される危険率が0.29倍に低くなり（ $p<0.05$），逐年検診の必要性が確認された（表２）。

【結論】一次スクリーニングに免疫学的便潜血検査を用いた大腸がん集検では，逐年検診が必要と考えられる。

表　1

A）集団検診対象者数		３００，３９７
B）一次検診受診者数	（B／A）	６７，１１７（２２．３％）
C）便潜血検査陽性者数	（C／B）	３，１１９（　４．６％）
D）精密検査受診者数	（D／C）	２，９３５（９４．１％）
E）発見大腸癌数	（E／B）	１８２（０．２７％）

表　2

間隔年数	1	2	3	4	≧5	初回	合計
症例	１８ (40.9)	4 (9.1)	1 (2.3)	0	0	２１ (47.7)	４４ (100)
対照	９１ (68.9)	7 (5.3)	1 (0.8)	2 (1.5)	0	３１ (23.5)	１３２ (100)
オッズ比	0.29*	0.84	1.48			1.0	
95% 信頼区間	0.14 ～0.60	0.21 ～3.30	0.09 ～25.5				

*：p＜0.05,　（　）：%

3019

巡回健康診断における要医療・要精密検査者の特性
—その２—

小笹　美子（島根県厚生連）

「はじめに」

巡回健康診断（以下健診）における情報管理の一環として、健診による要医療・要精密検査者（以下要医療・要精査者）の健診後の医療機関受診状況を把握し、その特性をまとめたので報告する。

「方法」

平成３年度に島根県下で行った13,230人の健診のうち、健診内容が同じ11,627人（男4,975 女6,652 ）を対象として、スクリーニング基準に従って要医療・要精査と診断された1,779 人（男995 女784 ）について分析を行った。

なお、要医療・要精密検査と診断された者には料金後納の返信用紙付紹介状を発行し、医療機関への受診勧奨を行い、さらに医療機関からの紹介状未返信者には、Ｈ３年１２月又はＨ４年６月に自己記入式調査票を送付し受診の有無と受診結果について追跡調査を行った。

「結果・考察」

疾病別の要医・要精査者は、表２のとおりで、高血圧136 人(全受診者の1.17%)糖尿病181 人(1.56%) 貧血99人(0.85%) 高脂血症76人(0.65%) 肝疾患134 人(1.15%) 腎尿路系135 人(1.16%) である。

高血圧症は、有病者が3,025 人で、有病者率26.0% 有病者の4.4%が要医療・要精査者である。男性の有病率は29.1% 、有病者の6.5%が要医療・要精査である。男性は50代(22.8%) 女性は60代(50.0%) が多い。受診先は、診療所が59.6% であり、医療機関受診者の84.3% は医療・注意で継続受診を指示されている。男性の46.8% は未受診・未回収者である。

糖尿病は、有病者が369 人で有病率は3.2%(男5.7%　女1.2%) 、要医療・要精査は男性2.60% 女性0.63% である。有病者の49.1% が要医療・要精査である。男性の50代(32.8%)60 代(29.4%) が、糖尿病の要医療・要精査者の過半終を占めている。受診先は、病院45.5% 診療所50.0% である。医療機関受診者の71.8% が医療・注意である。男性の42.2% は未受診・未回収である。

貧血症は、有病者999 人(男166 女833)で有病率8.6%(男3.6%　女12.5%)、うち9.9%が要医療・要精査者である。特に、40代の女性は、受診者の3.8%が要医療・要精査である。次いで多い39歳以下の女性は1.8%である。受診先は、病院47.8% 診療所44.8% である。　　表.1　巡回健康診断受診者数

年　　齢	男		女	
～３９	1,556	31.3	1,114	16.7
４０～４９	985	19.8	1,314	19.8
５０～５９	905	18.2	1,828	27.5
６０～	1,529	30.7	2,396	36.0
計	4,975	100.0	6,652	100.0

医療機関受診結果は医療・注意が89.6% である。

高脂血症は、要医療・要精査者が男性0.68% 女性0.66% である。受診先は、病院37.8%　診療所46.7% である。医療機関受診者の71.1% は医療・注意である。。男性の56.2% が未受診・未回収である。

肝疾患は、有病者669 人で有病率6.0%、うち19.2% が要医療・要精査者である。男性は有病者の21.9% が要医療・要精査である。受診先は、病院が56.9% である。医療機関受診者の76.7% が医療・注意である。医療になった者は、ウイルス性肝炎・慢性肝炎が

表. 2　年齢別・疾病別要医療・要精査者

年齢	男						女					
	高血圧症	糖尿病	貧血症	高脂血症	肝疾患	腎尿路系	高血圧症	糖尿病	貧血症	高脂血症	肝疾患	腎尿路系
計	94	119	7	32	113	41	42	62	92	44	21	94
～19	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
20～29	1	3	0	3	14	3	0	2	2	0	0	3
30～39	12	12	0	8	32	1	1	0	18	3	3	1
40～49	20	20	0	11	31	14	6	13	50	5	4	5
50～59	31	39	0	5	18	6	11	12	13	12	9	36
60～69	18	35	4	3	16	12	21	24	3	22	5	36
70～79	12	9	3	2	2	4	3	11	6	2	0	12
80～	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1

多い。

腎尿路系疾患は、女性の50代(26.7%)60 代(26.7%) が多い。受診先は、病院64.7% である。男性の0.90% 女性の1.41% が要医療・要精査である。医療機関受診者の68.6% は異常なし・年1 回の観察である。

「まとめ」

1. 高血圧は有病率と要医療・要精査率とも男性が高い。50代男性の3.43% は、健診で要医療・要精査と診断された。59.6% は診療所を受診し、受診結果の84.3% が医療・注意の指示である。
2. 糖尿病は有病率と要医療・要精査率とも男性が高い。50代男性の4.31% が要医療・要精査と診断されているが、43.7% は未受診・未回収である。
3. 貧血症は女性の1.38% が要医療・要精査である。40代女性は3.8%が要医療・要精査で、医療となった者の27.3% は子宮筋腫を合併している。
4. 高脂血症は男性の56.2% が未受診・未回収である。女性の要医療・要精査者の61.4% は医療・注意を指示されている。
5. 肝疾患は男性の39歳以下 2.97%と40代3.15% が要医療・要精査であり、医療機関受診となった者の50.0% はウイルス性肝炎・慢性肝炎である。女性の要医療・要精査の42.9% はウイルス性肝炎・慢性肝炎である。
6. 腎尿路系疾患は医療機関受診者の68.6% が異常なし・年1 回の観察である。

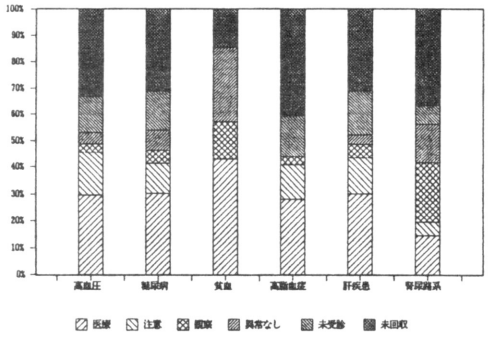


図1．返信結果（男）

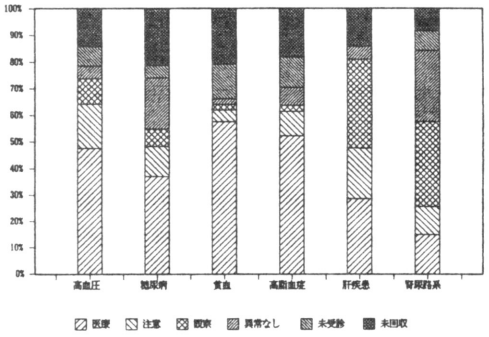


図2．返信結果（女）

「課題」

1．疾病別有病者の要医療・要精査状況の分析　2．未回収者の実態把握　3．経年データの分析

3020

高校生における高脂血症のスクリーニング検査

○蝦名弘子、星野敦、舩渡忠男、川村武
（東北大学臨床検査診断学）

近年我国でも急速な食生活や環境の変化にともない、心臓血管障害の危険因子としての高脂血症や肥満が成人のみならず若年においても認められるようになってきた。したがって、若年者における高脂血症の早期発見は重要な課題と考えられる。このような予防医学的観点から、今回筆者らは宮城県の一高等学校の協力を得て、高脂血症の一時検診に加えて父母を含む二次検診を行ったので報告する。

Ⅰ．対象と測定項目

対象：A．一時スクリーニング；高校1－3年の全校生1134人（男子552人、女子582人）を対象とし、総コレステロールの測定を実施した。

B．第二次スクリーニング；第一次スクリーニングにて総コレステロールが200mg/dl以上の生徒117人（男子42人、女子75人）及びその親38人（父親6人、平均年齢49.8才、母親32人、平均年齢45.2才）を対象とし、空腹時採血を行った。測定項目は総コレステロール、中性脂肪、血糖、LDL コレステロール(LDL-C)、HDL コレステロール(HDL-C)、リポプロテイン(a)（Lp(a)）である。同時に各々対象者による問診表記入及び医師による問診により、既往歴、家族歴の情報を得た。

Ⅱ．測定方法

総コレステロール及び中性脂肪は酵素法により生化学自動分析装置TBA-80Sにて測定した。HDL-C は等電点沈澱法による用手法にて測定し、血糖は GLDH 法にて生化学自動分析装置TBA-60Rを用い測定した。Lp(a)は、ELISA 法にておこなった。LDL-C は Friedewald 式、LDL-C＝総コレステロール－ HDL-C －中性脂肪／5を用いて算出した。さらに肥満度は Body Mass Index(BMI) を用い20％以上を肥満と定義した。

Ⅲ．結　果

1．第一次スクリーニング；総コレステロールの平均及び偏差値は男子 167.4±26.1mg/dl、女子174.7±25.8mg/dl で両群間に有意差はなかった。

2．第二次スクリーニング；学生（n＝117）における総コレステロール値は 201.3±32.9mg/dl、中性脂肪 73.5±25.8mg/dl、血糖 92.2±6.9mg/dl、HDL-C 61.6±14.0mg/dl、LDL-C 125.0±30.6mg/dl であった。そのうち最高値は総コレステロール 309mg/dl、中性脂肪 207mg/dl、血糖 123mg/dl であった。男女別では、いずれの項目においても有意差はないが中性脂肪、血糖は平均値において男子で高く、HDL-C は女子で高い値を示した。血圧については問題になる高値症例はなかった。肥満、糖尿病の家族歴および運動の有無により各測定値を比較検討したところ、肥満群では平均値において若干総コレステロール、血糖、LDL-C が高く HDL-C が低い値を示した。家族歴の調査では、糖尿病16例、高血圧12例、心疾患8例が認められた。糖尿病の家族歴のある群では、ない群と比較して総コレステロール、中性脂肪、血糖、LDL-C が平均値において高い値を示した。運動の有無による比較では、運動群において総コレステロール、HDL-C の平均値が有意ではないが高い値を示した。また、各測定項目間の相関を調べた結果、総コレステロールとLDL-C の間に相関が認められたが他の因子間での相関は認めることができなかった。父母（n=38）においては、総コレステロール 202.5±36.8mg/dl、中性脂肪 75.3±

31.7mg/dl、血糖 97.6±11.3mg/dl、HDL-C 66.3±19.3mg/dl、LDL-C 124.3±39.8mg/dlであった。そのうち最高値は総コレステロール 312mg/dl、中性脂肪 163mg/dl、血糖 135mg/dlであった。

二次スクリーニングを実施した全症例の中で総コレステロール値が 250mg/dl以上を呈した学生、父母を含む14人を対象に各種制限酵素による遺伝子多型性（RFLP）分析を行った。LDL レセプター遺伝子異常は認められなかったが、一組の親子でともに総コレステロールがそれぞれ312mg/dl、274mg/dlと高い例を認めた。Ｌｐ(a)の測定は、総コレステロール250mg/dl、中性脂肪 200mg/dl、血糖 110 mg/dl以上、あるいは肥満のいずれかを呈した学生、父母52例に限って行ったところ図1のごとく、最高値 72mg/dlから２mg/dlまで広く分布した。上限を 30mg/dlとすると 17％が高値を示したが、総コレステロールおよび他の測定項目との相関は認められなかった。しかし、総コレステロールが親子共に高値を示した１組ではＬｐ(a)もそれぞれ 42mg/dl、72mg/dlと高い値を示した。

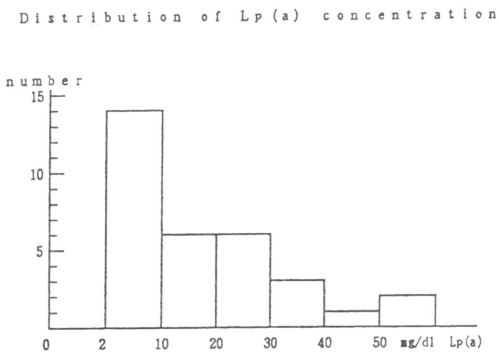


Figure 1

Ⅳ．結　論

総コレステロール 200mg/dl以上の小児の割合は数％とされるが、今回対象とした学生については年令がやや高いが、200mg/dlを cut off 値として検討した結果、全学生の約10％が 200 mg/dl以上であった。その内、女子の割合が 64％と多く、性差や運動量などの要因の関与が疑われた。

二次スクリーニングにおける問診表を用いた家族歴の調査では、糖尿病の頻度が高く、家族歴の有無で総コレステロール値を検討すると、家族歴のある症例では高い傾向にあった。また運動量の及ぼす影響については、運動群で総コレステロール、中性脂肪、LDL-C の減少および HDL-C の増加を認めたとする報告があるが、今回の調査で HDL-C が運動群で高かったものの有意の差を認めなかった。

Ｌｐ(a) は、コレステロールとは独立して虚血性心疾患と関連する因子であることが指摘されており、本検討でも、相関は認めなかった。今後、学校検診における脂質検査項目としての有用性を検討する必要があると思われる。以上、高コレステロール血症は高校生という若年世代から既に進行していることが明らかとなり、その病態解明と対応には家族も含めた検討、更には教育行政を含めた予防対策推進活動、早期の事後指導を強力に推進する必要があると考えられる。

3021

ＣＰＩＴＮを用いての歯周疾患罹患状況の調査

○森田　学，木村年秀，渡辺理恵，河本幸子，
渡邊達夫（岡山大学・歯・予防歯科）

【目的】歯を喪失する主な原因は，齲蝕と歯周疾患である。現在のところ，齲蝕に比べて歯周疾患に対する保健対策が遅れている。その理由の一つとして，的確な疫学情報を得るための指標に問題があると言われてきた。近年，ＷＨＯの提唱する指標であるＣＰＩＴＮ（Community Periodontal Index of Treatment Needs）が，歯周疾患の疫学調査において国際的に汎用されている。今回の調査の目的は，同指標を用いて日本の歯周疾患罹患状況を把握することである。
【方法】１９８８年から１９９２年の間に岡山県の市町村，企業および島根県の町村で歯科検診をおこなった。被検者は各地区，各事業所の保健担当者により集められた者で，その年齢構成は表１のとおりである。歯周組織の診査は，歯鏡とPeriodontal Examination Probe（山浦製作所）を用い，部分診査法に基づいて実施した。被検者の上下歯列をそれぞれ，左臼歯部，前歯部，右臼歯部の３ブロック，すなわち１口腔内を６ブロックに分画した。各分画（セクスタント）の代表歯として，臼歯部から大臼歯，前歯部から中切歯を選択し，歯周ポケットの深さ，歯石の有無，ポケット診査後の出血の有無を診査した。診査結果は，表２に示す５段階の評価基準によって各セクスタント毎に記録した。なお，歯周疾患の状態はコードが大きくなるにつれて増悪する。以上の方法により，被検者１人につき６つのセクスタントについてＣＰＩＴＮのコードを記録した。また，その内の最大値をもって，被検者の個人コードとした。
【結果】
１．個人コードの分布(表３)
　１）「所見無し」と診断された者は極く僅かであり，有病率としては２０歳以上のどの年齢層においても９５％以上であった。
　２）年齢とともにコード１または２の軽症の者の比率が減少し，逆に重症（コード４）の者の割合が増加していた。
　３）男性は女性に比べて重症の有病者率が高かった。
２．一人平均有病セクスタント数（表４）
　１）「所見無し」と診断されたセクスタントの占める割合は，比較的若い年齢層でも６セクスタントのうちの３分の１以下であった。
　２）コード３と判定されたセクスタント数は，年齢ととともに増加していたが，重症のセクスント数は５０歳以上ではむしろ減少傾向にあった。しかし，セクスタントとして成立しない部分，すなわち歯がすでに喪失しているため測定不能であるセクスタントの数が増加していた。
【考察】歯周疾患は，１００％近い有病率のまま加齢とともに増悪しており，その傾向は男性のほうに著明であった。この結果は，同指標を用いた他の報告と類似している。重症のセクスタント数が５０歳以降増加していないのは，その部位が処置を受けることなく，そのまま抜歯されているためであると予想される。重症であっても，日常の効果的な口腔清掃と歯科医による適切な処置で，歯の保存は十分可能である。厚生省の目標とする８０２０（８０歳で２０本の歯を残す）の実現には現在のところほど遠いが，理論的には実現可能である。具体的な対策，政策の実施が望まれる。

表１　被検者の年齢構成

年齢	男性	女性
１８－１９	１１	４１
２０－２９	８６	８２
３０－３９	２０４	１８７
４０－４９	３０２	３５６
５０－５９	１５４	４２４
６０－６９	１９２	２６９
７０－９１	７３	９３
総計	１０２２	１４５２

表２　ＣＰＩＴＮの評価基準

コード	評価基準
０	所見無し
１	ポケット測定後の出血
２	歯石
３	病的歯周ポケット（４－５ｍｍ）
４	病的歯周ポケット（６ｍｍ以上）

表３　ＣＰＩＴＮ個人コードの分布（％）

	個人コード（男性）					個人コード（女性）				
年齢	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
18-19	9.1	9.1	27.3	45.5	9.1	4.9	14.6	58.5	22.0	0.0
20-29	4.7	10.5	50.0	33.7	1.2	1.2	19.5	58.5	19.5	1.2
30-29	0.5	6.4	34.8	46.1	12.3	2.7	9.6	27.8	48.7	11.2
40-49	1.0	2.3	20.9	50.0	25.8	1.4	3.1	25.3	52.5	17.7
50-59	0.6	0.6	8.4	48.1	42.2	0.7	2.6	17.5	53.3	25.9
60-69	0.0	0.5	8.3	52.1	39.1	0.4	3.3	12.3	62.5	21.6
70-91	0.0	0.0	8.2	52.1	39.7	0.0	3.2	15.1	55.9	25.8

表４　一人平均セクスタント数

	コード（男性）						コード（女性）					
年齢	0	1	2	3	4	不成立	0	1	2	3	4	不成立
18-19	1.5	0.8	2.5	1.1	0.1	0.0	1.5	1.4	2.6	0.4	0.0	0.0
20-29	1.4	1.7	2.2	0.7	0.0	0.0	1.6	1.9	2.1	0.4	0.0	0.0
30-29	0.9	1.2	2.2	1.4	0.2	0.0	1.1	1.5	1.8	1.4	0.2	0.1
40-49	0.7	0.6	2.0	2.0	0.5	0.1	0.9	1.0	2.0	1.6	0.3	0.1
50-59	0.4	0.3	1.6	2.5	0.8	0.4	0.5	0.8	1.5	2.1	0.5	0.6
60-69	0.2	0.4	1.3	2.3	0.7	1.0	0.2	0.6	1.3	2.1	0.3	1.5
70-91	0.1	0.7	0.6	1.8	0.5	2.2	0.1	0.3	0.6	1.7	0.4	2.9

3022

大腸癌検診の費用効果分析

○濱島　ちさと（癌研究会付属病院　検診センター）

【目的】
大腸癌検診も老人保健法に加えられ、急速に全国に普及している。しかしモデル地域の検診とは異なり、その実施にはいくつかの問題点があり、十分な対応がなされていない。長い歴史の上で試行錯誤を繰り返してきた胃癌検診とは異なり、大腸癌検診は他の癌検診との共存を図り、効率よく検診を推進していかねばならない．このためには経済的側面からの検討も必要である。そこで大腸癌検診の費用効果分析を行い、胃癌検診との比較を試みた。

【対象及び方法】
始めに対象１０万人に対して大腸癌検診を行った場合と全く検診を行わなかった場合を仮定し、費用効果分析を行った．分析に用いた数値は表１のように宮城県癌登録、消化器集団検診学会平成２年度全国統計である。計算に用いた費用は保健点数で、癌研病院での平均的費用である（表２）。次に胃癌検診と比べて特に問題となる精密検査受診率（以下、精検受診率）については感度分析を行った。さらに胃癌検診の費用効果分析との比較検討を行った。

【結果】
大腸癌検診の費用効果分析の結果を図１に示した。この結果では、大腸癌検診による５０－５４才の男の救命には３６３万円/人*年を要した。費用効果は加齢と共に改善するが、７５－７９才で再び増加する傾向が男女ともにみられた。女は、男に比べていずれの年代でも費用効果は割高であった。次に精検受診率が現状の５７．４％（全国平均）から１０％、２０％増加した場合を仮定し、感度分析を行った。精検受診率の増加は費用効果を改善し、精検受診率を現状より２０％増加させることにより、現在の５５－５９才男と同等の費用効果を５０－５４才で得られた。さらに大腸癌検診の費用効果を胃癌検診と比較したのが図２である．年代、性別による差はあるが、現在の大腸癌検診の費用効果は胃癌検診の３－５倍であった。

【考察】
大腸癌検診の有効性は米国におけるＲＣＴにより評価されたが、検診方法などの点で日本の現状と必ずしも一致しない点もある。また実施の上では、老人保健法により全国的に急速に普及したものの、精密検査の対応が追いつかない状況にあり、これからの検診システムが改善されなければならない。また、後進の大腸癌検診は他の癌検診と共存を図るためにも、経済的側面からの検討が必要である。そこで今回は胃癌検診と比較検討した。
大腸癌の罹患率は胃癌の1/2-1/3であり、両者とも男の罹患率が女のそれを上回っている。この状況は費用効果にもそのまま跳ね返ってくる。また胃癌検診との比較で特に問題となるのは精検受診率が低いことである。胃癌検診では全国平均でも要精検率が１６％と高いが、精検受診率は７０％以上であり、施設によってはほぼ１００％近い精検受診率を保っているところもある。一方、大腸癌検診では一次検診の要精検率が３－１０％にもかかわらず、精検受診率は６０％に満たない。大腸癌検診は１次スクリーニングの簡便さから一次検診の受診者は拡大しやすい利点もあるが、精密検査では受診率が低く、この結果、検診システムの精度を低下させている。大腸癌検診の精密検査は検査食の点などで準備に手間がかかること、さらに急速に全国的に普及した為、精密検査の処理能力が不十分なため要精検者が放置されている。検診システムの精度が低いことは経済的側面へ影響も大きく、大腸癌検診の効果を発揮できないでいる。たとえば精検受診率が現状より２０％増加すれば、現在の５５－５９才男と同等の費用効果を５０－５４才で得られることになる。経済的に効率よい年代を拡大すれば、検診全体の効果は大きくなる。現在の精検受診率が低い原因には、精検処理能力が不足ために精検の勧奨が不十分なことや一次検診受診時の説明不足などが考えられるので、検診施設の日常的な努力により検診全体の質を向上させていく必要もある。今後はこうした問題点を対処した検診システムに改善され、大腸癌検診が十分に機能することが期待される。

【まとめ】
大腸癌検診の費用効果分析を行い、その問題点について胃癌検診と比較検討した。
１．大腸癌検診の費用効果分析では５０－５４才男の救命には３５０万円/人*年を要した。年齢、性別による差はあるが、大腸癌検診の費用効果は胃癌検診の３－５倍であった。
２．大腸癌検診は胃癌検診に比べて、精検受診率が低く、このためシステム全体の費用効果を低下させていた。今後は、検診の効果を発揮させるためにも胃癌検診なみの精検受診率の向上が望まれる。

表１　費用効果分析のための数値

大腸癌罹患率	宮城県癌登録
免疫学的便潜血法感度	0.8
特異度	0.9
精検受診率	平成２年度消化器集団検診学会全国集計
早期癌割合	平成２年度消化器集団検診学会全国集計

表２　大腸癌検診に関わる費用

免疫学的便潜血２回法	1.3（千円）
集検精密検査	20
外来精密検査	25
ポリペクトミー	70
初回入院費用（手術）	1590
初回入院費用（手術＋化療）	1840
ターミナルケア	2340

図１　大腸癌検診の費用効果

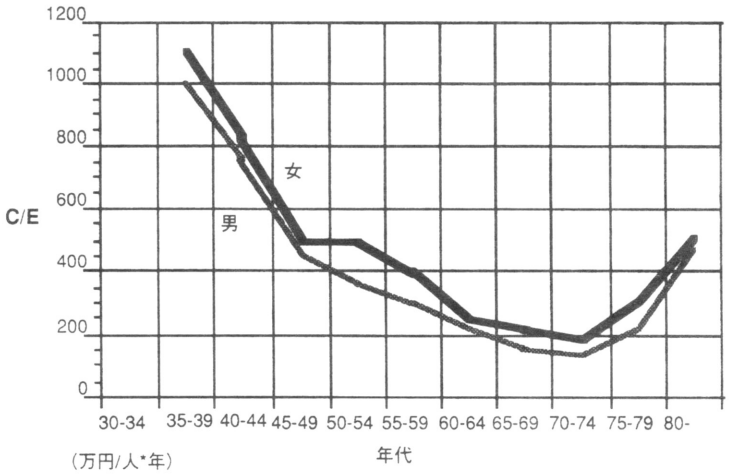
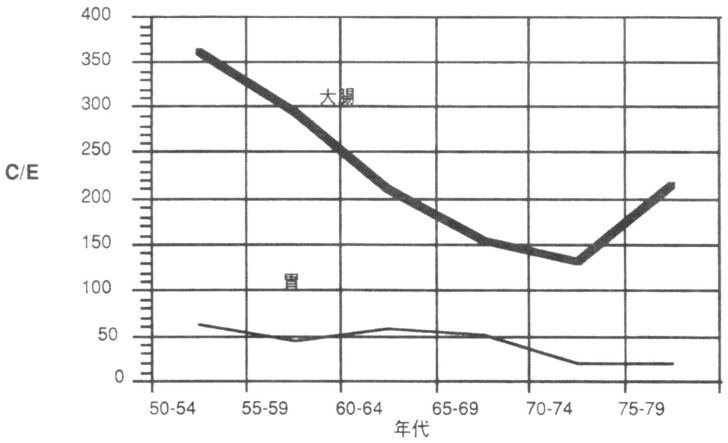


図２　胃癌検診との比較



3023

子宮頸癌検診の費用効果分析

松永弦、佐藤信二、矢嶋聰　（東北大産婦人科）
辻一郎、深尾彰、久道茂　（東北大公衆衛生）

【目的】子宮頸癌検診は全国に普及し、その有効性も種々の研究により評価されている。しかし、その経済効果を評価した研究はわが国では数少ない。そこで、我々は費用効果分析により子宮頸癌検診の経済効果について検討を行った。

【方法】10万人の無症状の仮想コホートを設定し、30歳から79歳まで毎年子宮頸癌検診を実施した場合の費用と効果を推定した。1次検診は子宮腟部細胞診、陽性者に対する2次検診は全例コルポスコピーと組織検査を行うこととした。偽陰性例は1年以内に有症状となり医療機関を受診し癌が発見されるとした。子宮頸癌の発生率、検診の感度、特異度より精検受診者数、進行度別の発見癌患者数を算出した。また、5年生存率と平均余命より患者の生存年数を計算した。費用は支払い者の立場をとり、検診費用、外来での診断費用、子宮頸癌の初期治療費、終末治療費を計算した。同様に検診をまったく行わないコホートを設定し、症状自覚によってのみ医療機関を受診すると仮定して、費用と生存年数を推定した。検診群と非検診群の費用の差を両者の生存年数の差で除した値をもって、1年救命に要する費用（費用効果比）とした。以上の推定は長期にわたるので年率5%の割引を費用と生存年数の双方に施した。

【データ】非検診群の発見癌：上皮内癌30%、浸潤癌70%（宮城県対癌協会資料）、検診群の発見癌：上皮内癌の割合はケースコントロール研究（牧野1991）のオッズ比より94%と推定した。子宮頸癌の5歳階級別罹患率（含上皮内癌）：全国に対する宮城県のSMRにより宮城県の5歳階級別罹患率を補正し、全国の罹患率を推定した。子宮癌とその他の死亡率：平成2年人口動態統計。5年生存率：上皮内癌100%、浸潤癌67%（婦人科腫瘍委員会第29回治療年報）。平均余命：平成2年生命表。細胞診の感度：0.95、特異度：0.98（諸臓器癌の集団検診の間に存する共通の問題に関する研究、久道1993）。1次検診費用：全国の検診費用の平均2,900円（日本対癌協会資料）。2次検診費用：コルポスコピー（1,300円）＋組織採取料（1,700）＋組織検査料（7,000）＝10,000円。外来診断費用：コルポスコピー、組織検査、初診料、その他費用より15,000円。上皮内癌初期治療費：40万円、浸潤癌初期治療費：100万円、終末治療費：150万円（東北大学附属病院資料）。

【感度分析】1次検診費用：1,000円～6,000円。罹患率：現在値の0.1倍～2倍。検診群の上皮内癌の割合：50%～100%。1次検診の感度：0.50～1.00について行った。

【結果と考察】子宮頸癌検診による1年救命当たりの費用は約400万円（表1）となり、同モデルを用いた胃癌、大腸癌検診（辻1991）と比較すると、胃癌検診の約2.4倍で大腸癌検診とほぼ同等であった。また感度分析より、1次検診費用が費用効果比に最も強い影響を及ぼしていると考えられた（図1）。罹患率に関する感度分析では、現在の40%（平均罹患率7.23）程度までは費用効果比は1,000万円以内で変動も少ないが、それ以下になると急激に上昇した（図2）。この結果より平均罹患率が約7以下では費用効果は期待できないと考えられた。各年齢階級別の費用効果比（ディスカウントなし）を表2に示す。胃癌や大腸癌検診では年齢が進むにつれ費用効果比が減少するが、子宮癌では40歳代以降わずかに上昇傾向にあった。

【結語】シミュレーションモデルにより子宮頸癌検診の費用と効果を推定し、その経済的な有用性について検討した。今後は体癌を含めた子宮癌検診についても検討を行う予定である。

表1　費用効果分析結果

		非検診	検診
生存年数	(年)	6,345.8	7,710.9
検診費用	($\times 10^6$円)		5,769.9
外来診断費用	($\times 10^6$円)	7.0	0.4
初期治療費	($\times 10^6$円)	386.6	214.6
終末治療費	($\times 10^6$円)	148.5	19.5
総費用	($\times 10^6$円)	542.2	6,004.4
費用/生存年数	($\times 10^3$円)		4,001.1

表 2　年齢別費用効果比 ($\times 10^3$円)

	子宮頸癌	胃癌	大腸癌
30-34	1,459.3		
35-39	1,207.4		
40-44	997.3	1,113.1	3,989.3
45-49	1,354.2	970.6	2,597.0
50-54	2,014.1	952.0	1,966.7
55-59	2,014.3	843.2	1,773.6
60-64	1,556.0	499.8	1,306.4
65-69	1,520.0	359.8	1,197.2
70-74	1,926.1	261.7	1,074.3
75-79	2,518.4	225.3	916.7

図1　1次検診費用感度分析

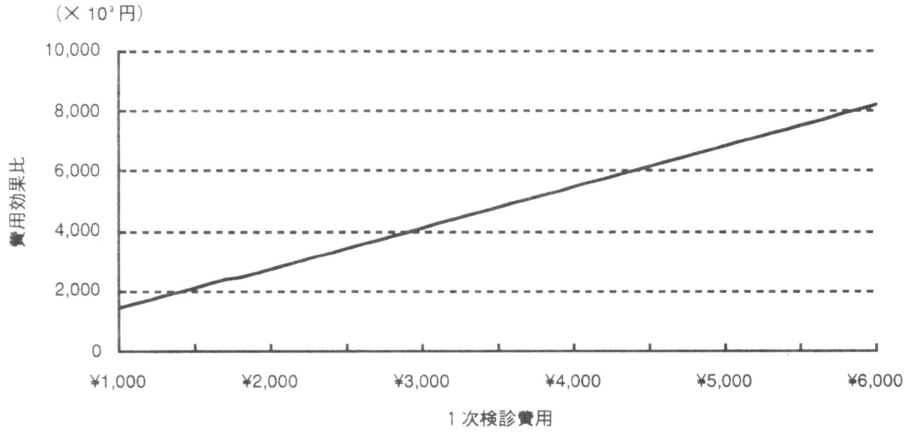
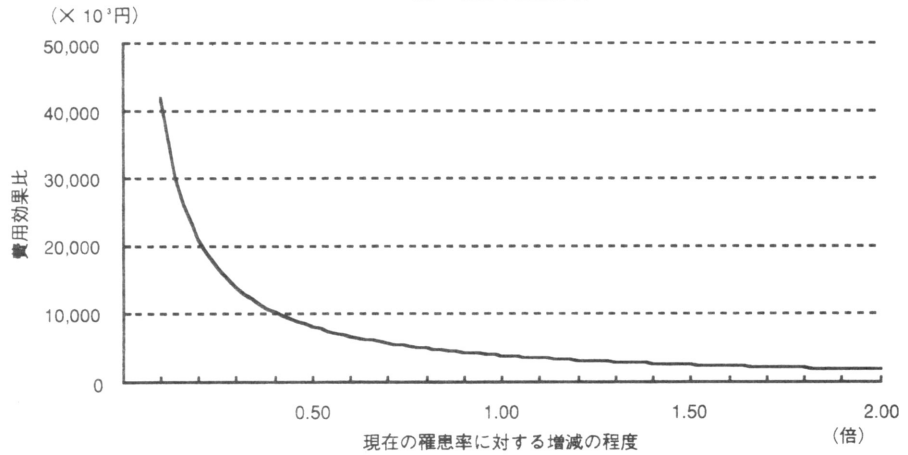


図2　罹患率感度分析



3024

集団検診と医療費

○岡本直幸[1]、木原正博[1]、木原雅子[2]、佐藤　建[3]、
對馬清一[4]、松崎　稔[5]（[1]神奈川県立がんセンター臨床研・疫学、[2]横浜市大・公衆衛生、[3]神奈川県予防医学協会、[4]神奈川県寒川町健康課、[5]茅ヶ崎保健所）

【はじめに】近年、医学・医療の発展や生活・環境・栄養の改善により平均寿命の急速な延びが観察されている。ところが、国民医療費は平均寿命の伸展にもかかわらず、上昇傾向にある。今後、老人人口の増加が予想されていることから、さらなる医療費の高騰が予測され、国民の生活自体や健康概念に関する意識の変革が求められる可能性がある。

本研究では、高齢者の医療費の動向が、老人保健法による検診（健診）によりいかなる修飾を受けるかを明らかにする目的で、神奈川県の某地方都市（S町）の協力を得て、老人保健法による各種がん検診ならびに基本健康診査の受診者と未受診者に関する医療費の調査を行った。

【資料と方法】神奈川県S町では、各種検診（健診）の受診率向上を目指して、平成4年5月に、同町の55歳から69歳の国民健康保険加入者（平成4年5月1日現在）2,668人（男1,293人、女1,375人）に対して「検診（健診）に関する意識調査」を実施した。この回答者は1,473人で、そのうち検診（健診）を「受診したい」、「受診しても良い」と回答のあった1,212人（男557人、女655人）を調査対象とした。

対象者の国保番号(+個人番号)をキーとして、神奈川県国保連合会保存の神奈川県S町医療費給付データから平成4年4月1日から平成5年3月31日の1年間の医療費を抽出した。抽出項目は、被保険者証番号、被保険者氏名、個人番号、性別、生年月日、療養取扱機関番号、点数表、診療科、入院／外来区分、診療年月、実日数、費用額、世帯主氏名、住所、データ番号である。また、老人保健法による胃、肺、大腸、乳、子宮の各がん検診と基本健康診査の受診歴は、S町の検診受診者データベースとの照合により確認を行った。

集計は、個人別に1年間を合計し、入院／外来別に実日数、費用額の比較を行った。

【結果と考察】表1に性別、年齢階級別調査対象者数を示した。対象者中、平成4年4月中に国保から他の保険へ転出した2名は調査対象から除外した。表2に、性別、年齢階級別の平均外来日数（±標準偏差）、平均入院日数（±標準偏差）を示した。外来日数は男女ともに年齢階級の上昇とともに増え、入院日数は男では加齢とともに上昇していたが、女では年齢による差はなかった。しかし、いずれも統計学的には有意の差は認められなかった。

次に、外来／入院の平均医療費をみたのが表3である。男女ともに外来医療費は加齢に

表1 性別、年齢階級別調査対象者数

年齢	男	女	計
55-59	99	153	252
60-64	199	260	459
65-69	258	241	499
計	556	654	1210

表2 性別、年齢階級別、外来／入院別平均日数

性別	年齢	外来日数	入院日数
男	55-59	18.5±36.9	0.8± 5.3
	60-64	25.7±36.8	2.0± 9.2
	65-69	29.7±40.4	3.9±23.2
女	55-59	25.4±33.7	1.5±13.5
	60-64	25.7±27.4	1.8±11.2
	65-69	36.3±47.3	1.3± 9.8

期間：1992.4.1～1993.3.31

従い上昇し、外来日数との相関がみられた(男 r=0.583、女 r=0.687)。入院医療費に関しては、男では加齢とともに上昇していたが、女では60～64歳が最も高かった。しかし、入院日数との相関は男女ともに高かった(男 r=0.775、女 r=0.850)。

つぎに、老人保健法によるがん検診および基本健康診査の受診歴別に、外来日数、外来医療費、入院日数、入院医療費を比較した(表4、5)。外来日数では男女ともに、65～69歳において受診歴ありが有意に高い値を示した。しかし、外来医療費では、有意の差は認められなかった。入院日数については、男の60～64歳で未受診者が有意に高い値であったが、入院医療費についてはいずれも有意差は認められなかった。

がん検診の種別、基本健康診査別の外来日数、外来医療費、入院日数、入院医療費については、現在、解析を行っており、総会当日に報告する。

今回の調査では、老人保健法に基づくがん検診と基本健康審査の何れかを受診したグループと、何れも受診経験の無いグループにおいて、平成4年度の1年間の平均医療費について比較を行った。しかし、両者には医療費に関して差は認められなかった。この理由として考えられるのは、調査の対象者を「検診に関するアンケート」の回答者の中で、検診(健診)受診の意志がある者としたため、その時点で受診歴ありのグループと受診歴なしのグループに差がなかったものと思われる。

この調査は、平成4年度から5年間実施する予定であるため、今後の資料とともに経年変化を観察し、老人保健によるがん検診と基本健康審査の受診者と未受診者における医療費の差異を明確にしたいと考えている。

表3 性別、年齢階級別、外来／入院別平均医療費

性別	年齢	外来医療費	入院医療費
男	55-59	144.4± 68.2	16.9±329.5
	60-64	166.8±446.2	63.4±300.3
	65-69	176.0±346.2	91.1±399.2
女	55-59	105.3±108.5	17.8±156.3
	60-64	136.4±165.8	38.3±223.8
	65-69	157.4±167.4	27.3±175.5

期間：1992.4.1～1993.3.31
単位：千円

表4 性別、年齢階級別、がん検診(健康診査含む)受診歴別 外来日数、入院日数の比較

区別	性別	年齢	未受診者	受診者	有意差
外来	男	55-59	22.8±47.3	12.4±10.9	N.S
		60-64	21.1±31.2	31.3±42.2	N.S
		65-69	23.7±28.6	34.9±48.0	P<0.05
	女	55-59	23.7±39.0	26.3±31.1	N.S
		60-64	22.2±25.2	27.8±28.6	N.S
		65-69	25.4±35.3	41.8±51.8	P<0.01
入院	男	55-59	0.6± 2.9	1.2± 7.5	N.S
		60-64	3.1±12.2	0.6± 2.5	P<0.05
		65-69	5.5±32.5	2.5± 9.4	N.S
	女	55-59	3.3±23.2	0.6± 3.3	N.S
		60-64	1.4±12.7	2.1±10.2	N.S
		65-69	2.2±14.3	0.9± 6.4	N.S

期間：1992.4.1～1993.3.31

表5 性別、年齢階級別、がん検診(健康診査含む)受診歴別 外来医療費、入院医療費の比較

区別	性別	年齢	未受診者	受診者	有意差
外来	男	55-59	192.8±892.9	75.8± 89.1	N.S
		60-64	177.4±586.3	154.2±177.0	N.S
		65-69	140.9±166.9	206.6±446.5	N.S
	女	55-59	100.0±129.6	107.8± 97.8	N.S
		60-64	120.9±160.7	145.2±169.0	N.S
		65-69	134.3±145.3	169.4±177.4	N.S
入院	男	55-59	18.6±103.0	13.5± 86.5	N.S
		60-64	85.8±326.7	36.8±266.7	N.S
		65-69	115.5±505.3	69.8±278.1	N.S
	女	55-59	37.5±264.9	8.4± 51.5	N.S
		60-64	35.3±300.6	40.0±166.0	N.S
		65-69	37.5±200.7	22.1±162.0	N.S

期間：1992.4.1～1993.3.31
単位：千円

3025

宮城県における大腿骨頸部骨折の疫学調査

永谷正一（公立米谷病院　整形外科）

【目的】人口の高齢化による疾病構造の変化に伴って、整形外科領域では大腿骨近位部の骨折症例の増加が注目されている。この骨折に対するいままでの疫学調査は小規模な単施設調査が主であったが、近年、県単位の大規模な疫学調査も報告されるようになった。宮城県におけるこの骨折の実態と傾向を把握する目的で疫学調査を実施したので報告する。

【方法】宮城県内の全病院、整形外科を標傍する医院（主たる診療科は問わない）、養護老人施設に対して、１９８９年、１９９０年、１９９１年の３年間において宮城県内で発生した大腿骨頸部骨折（狭義の頸部骨折「内側骨折」、転子部骨折「外側骨折」）を対象とした調査を行った。

患者氏名、年齢、性別、市町村名、受傷年月日について、郵送法によるアンケート調査を行い、複数施設受診症例による重複報告例を一本化した上で、年齢階級別に集計を行った。

【結果】宮城県の人口は１９９０年の国勢調査で２２４万人、６５歳以上の老齢人口は２６万人、老齢人口比率は１１．９％であった。

調査対象となる施設は１９８９年が整形外科標傍診療所１５９施設、病院１５９施設、養護老人施設４５施設の計３１０施設、回収率は９８．４％、１９９０年、１９９１年は３３０施設、９７．９％であった。

複数施設受診症例による重複例を一本化し、１年間に両側を骨折した症例は２症例として集計した結果、１９８９年は５９４症例、１９９０年が６４７症例、１９９１年が７２４症例であった。

男女別では３年間合計で男性５４８例、女性１４１７例で、男女比は１：２．５９であった。

受傷年齢は男性が平均６９．６歳、女性が７６．５歳で７年の差を認めた。年齢階級別では骨折数は６０－６４歳の年齢階級より増加しはじめ、７５－７９、８０－８４歳の年齢階級でピークを形成していた。男性に比べ女性の症例数が加齢に伴い急増することが認められた。６５歳以上の高齢者が占める割合は８３．５％（１６４０／１９６５）であった。

内側骨折と転子部骨折の２型に分類した集計では１９９０年、１９９１年の２年間に発生した内側骨折は５４１例、転子部骨折は７７９例で、その比率は１：１．４３で転子部骨折が多く、またその平均年齢は内側骨折が７２．９歳、転子部骨折が７５．８歳で、転子部骨折の方が有意の差で高齢であった。

年齢階級別に人口１０万人対の骨折率を求めると、加齢に伴って骨折発生率が指数関数的に増大していくことが認められた。

患者住所より市に居住する患者（都市部）と、町村に居住する患者（郡部）を区分しそれぞれ年齢階級別骨折率を計算した結果では、都市部の骨折率が７５歳以上の年齢階級において郡部の骨折率を上回り有意差を示した。また海の影響を検討するために、県内を仙台市部圏、臨海地域、内陸地域に区分し検討したが、臨海地域と内陸地域では９０歳以上を除いて有意な差を示さなかった。

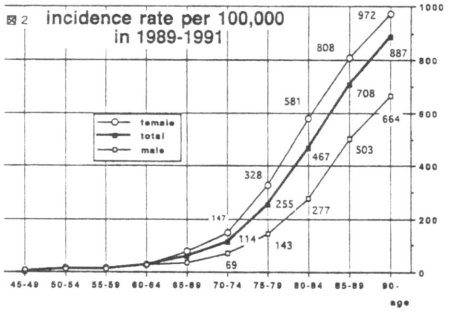
骨折発生月別に集計した結果では、夏期に少ない傾向を示したが、統計的には有意差を認めなかった。

【考察】宮城県全人口１０万人あたりの年間骨折発生率は２９．１人／１０万人・年で６５歳以上は２０４．９人／１０万人・年であった（男性１１５．８、女性２６６．５）。骨折の発生率はほぼ新潟県における報告と同様の値を示し、鳥取、沖縄、香川、長崎における発生率を下回る結果であった。

市部と郡部との発生率の比較では、市部が郡部を上回るという結果は、Sernbo(1988)ら、Finsen(1988)らの報告にもみられる。彼らは都会での発生率が地方に比べて高く、その原因として生活環境、歩行、労働量が影響すると述べている。日本においても交通機関の発達程度、労働環境や量、イスや畳等の生活様式の違いが影響していると考えられる。しかし郡部において高齢者が専門の医療機関を受診せずに見逃される可能性、またそのまま自宅で放置される例が多いという可能性も否定はできない。

大腿骨頸部骨折の季節変動に関して、宮城県では冬季に積雪、道路の凍結がみられ、路上転倒による受傷の機会は増大すると予想されたが、集計結果では有意の差を示さなかった。受傷機転が屋内における転倒が主因であるためと考えられる。また幼少時からの氷雪に対する慣れの要素も影響している可能性もある。

図２



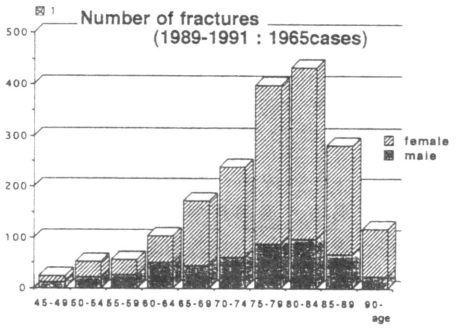
（表１）宮城県大腿骨頸部骨折調査
対象施設および回収率

	整形外科病院	病院	養護老人施設	合計
1989年 調査施設数	106	159	45	310
解答あり	105	155	45	305
回収率	99.1%	97.5%	100.0%	98.4%
1990,1991年調査施設数	118	167	45	330
解答あり	118	161	44	323
回収率	100.0%	96.4%	97.8%	97.9%

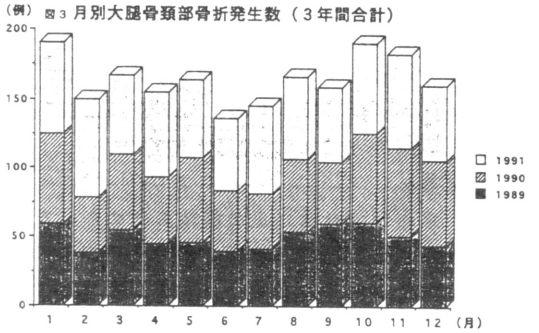
（表２）年齢階級別大腿骨頸部骨折発生数

	1989年			1990年			1991年			3年間合計			年平均		
AGE	総数	男性	女性	総数	男性	女性	総数	男性	女性	総数	男性	女性	総数	男性	女性
- 39	23	16	7	21	14	7	19	13	6	63	43	20	21.0	14.3	6.7
40 - 44	10	7	3	5	3	2	7	3	4	22	13	9	7.3	4.3	3.0
45 - 49	8	4	4	6	5	1	11	4	7	25	13	12	8.3	4.3	4.0
50 - 54	15	8	7	19	8	11	19	7	12	53	23	30	17.7	7.7	10.0
55 - 59	13	7	6	22	9	13	21	10	11	56	26	30	18.7	8.7	10.0
60 - 64	24	13	11	37	12	25	42	25	17	103	50	53	34.3	16.7	17.7
65 - 69	59	14	45	58	16	42	55	14	41	172	44	128	57.3	14.7	42.7
70 - 74	75	14	61	76	21	55	87	25	62	238	60	178	79.3	20.0	59.3
75 - 79	122	29	93	139	30	109	137	29	108	398	88	310	132.7	29.3	103.3
80 - 84	124	17	107	138	26	112	171	54	117	433	97	336	144.3	32.3	112.0
85 - 89	90	22	68	85	17	68	107	27	80	282	66	216	94.0	22.0	72.0
90 -	31	8	23	39	10	29	47	6	41	117	24	93	39.0	8.0	31.0
不明	/	/	/	2	1	1	1	0	1	3	1	2	1.0	0.3	0.7
合計	594	159	435	647	172	475	724	217	507	1965	548	1417	655	182.6	472.3
性比	/	1	2.74	/	1	2.76	/	1	2.34	/	1	2.59	/	1	2.586
65才以上合計	501	104	397	535	120	415	604	155	449	1640	379	1261	546.6	126.3	420.3
(%:対全年齢)	84.3%	65.4%	91.3%	82.7%	69.8%	87.4%	83.4%	71.4%	88.6%	83.5%	69.2%	89.0%	83.5%	69.2%	89.0%
性比	/	1	3.82	/	1	3.46	/	1	2.90	/	1	3.33	/	1	3.32*

図１



(例) 図３ 月別大腿骨頸部骨折発生数（３年間合計）



3026

特別養護老人ホーム定員率の地域差の規定要因に関する検討

李　敬華、　辻　一郎、
カトリーヌ・ソバジェ、　深尾　彰、
久道　茂（東北大学・医・公衆衛生）

［はじめに］人口の急速な高齢化に対応して、特別養護老人ホームの定員数も増加を続けているが、その人口10万人当たり定員数（定員率）には、43.4（愛知県）から266.5（鹿児島）まで都道府県による差が大きい。この地域差がどのような要因により規定されているかについて分析した。

［方法］47都道府県について平成２年度における以下の変数と特別養護老人ホーム定員率との関連を次のようなカテゴリーについて分析した。

１．人口学的カテゴリー（人口数、人口密度、高齢化率、従属人口指数、出生率、合計特殊出生率、総死亡率、全死亡者に占める70歳以上死亡者の割合、０歳および70歳の平均余命＜男女別＞、婚姻率、離婚率）。

２．世帯に関するカテゴリー（１世帯当り人数、一般世帯総数に占める核家族世帯・65歳以上親族のいる一般世帯・単独世帯の各割合、夫婦のいる一般世帯のうち妻が就業している世帯の割合、持ち家率、１世帯当たり室数、１人当たり室数、１世帯当たり延べ面積）。

３．医療供給に関するカテゴリー（10万人当たりの医師数・看護婦数・保健婦数・医療機関数と病床数・老人保健施設数と入所定員数・老人病院数と病床数・在宅療養機器を貸し出している病院数、病床利用率）。

４．医療需要に関するカテゴリー（悪性新生物・虚血性心疾患・脳血管疾患・肺炎・老衰・事故の各死亡率、全疾患・悪性新生物・心疾患・脳血管疾患の各々に関する入院と外来の各受療率・退院患者の平均在院日数・再来患者の平均診療間隔、老人１人当たり入院日数、１人当たり医療費）。

５．福祉供給に関するカテゴリー（10万人当たりのデイサービス利用実人員数・ショートステイ利用実人員数・老人家庭奉仕員数）。

６．社会経済に関するカテゴリー（１人当たりの民力水準、一般世帯における年間収入200万円未満・1000万円以上の各世帯の割合、１か月の支出のうち保健医療費用の割合、１人当たりの歳出額・民生費・社会福祉費・老人福祉費・衛生費、10万人当たり産業従事者数、産業従事者総数に占める第１次・第２次・第３次産業従事者数の各割合、１人当たり個人貯金残高、男女別の短大・大学進学率）。

分析の方法は第一に、上述の各変数と特別養護老人ホームの定員率との単相関を分析した。有意な相関のある変数について上述の６つの各カテゴリー別に、逐次重回帰分析を行った。最後に各カテゴリーで有意となった変数を単一のモデルに入れて逐次重回帰分析を行い、有意な関連のある変数を同定した。統計分析はSASにより、PROC CORRとPROC REG (SELECTION = STEPWISE)で行い、$P<0.05$を有意水準とした。

［結果］

１．単相関で有意な正の相関の認められたものは以下の通りである。高齢化率、従属人口指数、合計特殊出生率、総死亡率、全死亡者に占める70歳以上死亡者の割合、女性70歳の平均余命、夫婦のいる一般世帯のうち妻が就業している世帯の割合、持ち家率、10万人当たりの看護婦数・保健婦数・医療機関数と病床数・老人保健施設数と入所定員数・老人病院数と病床数・

在宅療養機器を貸し出している病院数、病床利用率、悪性新生物・虚血性心疾患・脳血管疾患・肺炎・事故の各死亡率、全疾患・悪性新生物・心疾患・脳血管疾患に関する入院・外来の受療率、全疾患・悪性新生物の退院患者の平均在院日数、老人1人当たり入院日数、1人当たり医療費、10万人当たりのデイサービス利用実人員数・ショートステイ利用実人員数・老人家庭奉仕員数、一般世帯における年間収入200万円未満・1000万円以上の各世帯の割合、1か月の支出のうち保健医療費用の割合、1人当たりの歳出額・民生費・社会福祉費・老人福祉費・衛生費、産業従事者総数に占める第1次産業従事者数の割合。

単相関で有意な負の相関の認められたものは以下の通りである。人口数、人口密度、男性0歳の平均余命、婚姻率、悪性新生物再来患者の平均診療間隔、1人当たりの民力水準、10万人当たり産業従事者数、産業従事者総数に占める第2次産業従事者数の割合、1人当たり個人貯金残高。

2．各カテゴリー別の逐次重回帰分析で有意な正の関連の認められたものは以下の通りである。従属人口指数、女性70歳の平均余命、夫婦のいる一般世帯のうち妻が就業している世帯の割合、10万人当たりの看護婦数・保健婦数・悪性新生物・虚血性心疾患の各死亡率、全疾患入院の受療率、悪性新生物退院患者の平均在院日数、10万人当たりのデイサービス利用実人員数、1人当たりの歳出額・民生費。各カテゴリー別の逐次重回帰分析で有意な負の関連の認められたものは以下の通りである。合計特殊出生率、全死亡者に占める70歳以上死亡者の割合、1人当たり医療費、1人当たりの民力水準。

3．最終的なモデルによる逐次重回帰分析の結果を表に示す。特別養護老人ホームの定員率は従属人口指数、1人当たりの民生費と有意な正の関連があった。このモデルによる寄与率は77.7%であった。

［考察］　特別養護老人ホームの定員率は従属人口指数、1人当たりの民生費と有意な正の関連があった。これは、定員率が人口の高齢化に関わる需要の要素と施設の開設、運営能力に関わる経済的な要素との双方により規定されていることを示唆するものと思われる。

表　特別養護老人ホーム定員率と関連ある要因に関する重回帰モデル

変数名	回帰係数	標準誤差	F	P
従属人口指数	517.251	100.410	26.54	0.000
1人当たり民生費（千円）	5.239	0.850	37.96	0.000

$F=76.55$ $(P<0.0001)$　$R^2=0.777$

3027

高齢者における活動的平均余命

辻　一郎、南　優子、深尾　彰、久道　茂
（東北大学・医・公衆衛生）

［はじめに］　高齢者の健康水準を評価する方法の一つとして、活動的平均余命(active or disability-free life expectancy)がある。活動的平均余命とは、生涯のうちで日常生活動作（ＡＤＬ）などに障害なく活動的に生活できる期間を意味し、生活の質に着目した新しい指標である。地域における高齢者集団を対象にしたＡＤＬ遂行能力と生存状況の追跡調査に基づき、活動的平均余命を推定する。

［方法］　対象は、昭和63年９月20日時点で65歳以上であった仙台市民から住民基本台帳をもとに1/20の割合で無作為に抽出した集団3,704名のうち、同年10月に実施された第１回調査に回答した3,459名（回答率：93.4％）である。調査項目は、年齢、性、ＡＤＬ（食事、更衣、入浴、排泄）などであり、自己記入により行われた。この集団に対し、平成３年10月にほぼ同じ内容の第２回調査を実施した。この３年間で、352名が死亡し、75名は転居により追跡不能であった。残る3,032名のうち、2,759名（91.0％）から回答が得られた。

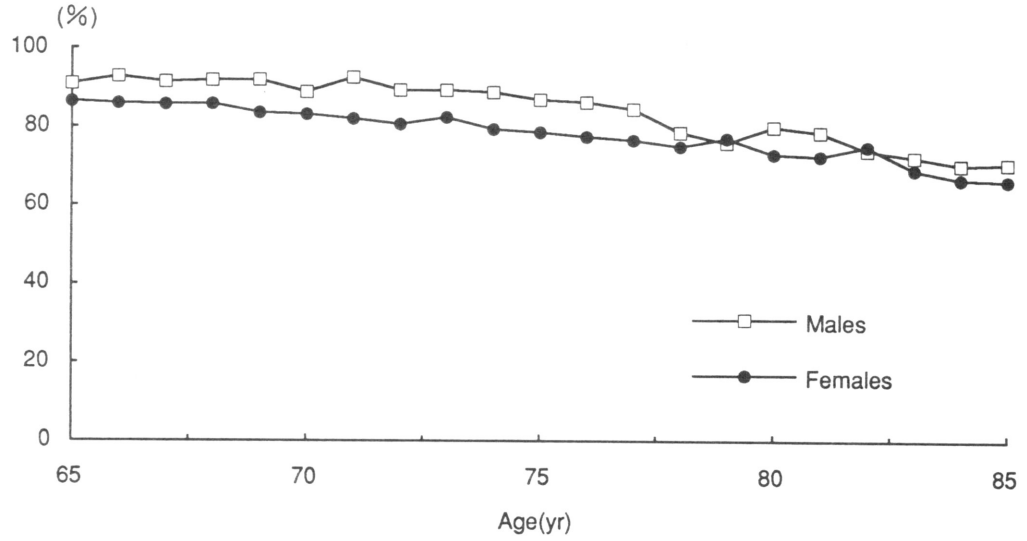
上記４項目のＡＤＬのいずれも自立している状態を「活動的」な生存とし、どれか１つでも介護を要する状態であれば「不活動的」な生存と定義した。

転居による追跡不能者を除く3,384名を対象に性・年齢別の死亡率を計算し、通常の生命表の方法により観察集団における全平均余命を推定した。同じ集団に対して、第１回調査時の活動的な者と不活動的な者の各々について、性・年齢別の死亡率を計算した。両調査に回答した者を対象に、活動的な者における不活動への移行率（障害発生率）、不活動的な者における活動的な生活への移行率（障害改善率）を性・年齢別に計算した。以上の率は１年間当たりのものであり、これらの発生率が３年間の観察期間を通じて一定であると仮定して、人年法により算出した。また、各率は１歳ごとに算出したが、高齢になると観察人数が減少することを考慮し、90～94歳は一群として、95歳以上は一括して、各数値を算出した。この数値をもとに、increment-decrement (multistate) life table の手法(Branch LG, et al: J Gerontol 1991; 46: M145-150)により活動的平均余命を推定した。これは、不活動な状態にある者のうち、ある割合で活動的な状態に復帰する者がいることを考慮したうえで、活動的な生存期間を算出するものである。従来の生命表は、死亡という一方向性の移行を対象としている。しかし、ＡＤＬ能力については二方向性の移行（悪化と改善）があるため、活動的平均余命の推定には上記の方法が広く行われている。

［結果と考察］　観察集団における性・年齢別の死亡率は、同期間における仙台市全体のそれとほぼ変わらなかった。65歳男性の全平均余命は16.14年であり、そのうち活動的平均余命は14.66年であり、全生存期間の90.8％を占めていた。両余命の差、即ち、1.48年はＡＤＬに障害のある不活動な状態で生存する期間である。65歳女性の全平均余命は20.44年、うち活動的平均余命は17.66年（全生存期間の86.4％）であり、不活動な生存期間は2.78年であった。全年齢を通じて、女性の方が男性よりも活動的平均余命は長かった。しかし、活動的平均余命は全平均余命により規定される部分が大きいので、男女間でその数値を比較することの意味には限界がある。そこで、全平均余命に対する活動的平均余命の割合、即ち、生涯のうちで活動的に暮らせる期間の割合について、性・年齢別に図１に示した。男女とも、年齢が上がるとともに活動的平均余命の割合は徐々に減少し、85歳になると、男性では70.6％、女性では66.3％になった。全年齢を通じて、活動的生存期間の割合は男性の方がやや高い傾向がみられた。

活動的平均余命の推定は欧米でも多数行われているが、その報告のうち全平均余命に占める活動的平均余命の割合が最も高かったものは、米国のEast Boston（65歳男性：89.1％、同女性：88.3％）であった。本研究による仙台市の高齢者における結果は、それよりも男性でやや高く、女性でやや低かったが、大きな差は認められなかった。高齢者における生活の質の評価や保健福祉対策の有効性の評価などにおいて、活動的平均余命は有用な指標であり、今後の研究の発展が期待されている。推定する際の方法論的な諸問題を論ずる。

図１　全平均余命に対する活動的平均余命の割合



3028

名古屋市在住の高齢者の主観的幸福度と関連する諸要因

○中村利恵、大野良之、玉腰暁子、川村孝、
鈴木貞夫、若井建志(名大・医・予防)

[目的]近年、わが国の人口構造の高齢化は著しく、高齢者の健康維持と増進は社会的に重要な課題である。また、精神的因子は高齢者の健康に対し大きな影響を与えている。そこで、高齢者の主観的幸福度と関連する諸要因について明らかにすることが必要であると考え、今回検討したので報告する。

[方法]平成5年5月から6月にかけて、名古屋市昭和区在住の大正以前生まれの男女から1/20無作為抽出した532名を対象として、郵送法によるアンケート調査を行った。アンケート用紙は自記式で、質問項目は性年齢、同居家族、居住歴、仕事歴、家事の分担者、収入、身体状況、幸福度、不安度、活動状況、病歴、喫煙・飲酒歴、趣味、食習慣、性格など32項目である。各質問項目と主観的幸福度との関連を検討するために、Mantel-Extension法を用いて年齢補正を行った。

[結果]回収状況を表1に、回答結果の一部を表2に示した。(1){表1}回収率は全体で66.7%、男で69.4%、女で66.7%である。年齢別には、男は65-69歳が最も回収率が低く、次いで80-84歳で低い。女は85歳以上で最も回収率が低く、年齢が高くなるほど回収率が低くなる傾向である。

(2)「現在幸福であるか否か」という質問に対しては、幸福であると答えた者は、男106名(68.8%)、女126名(65.3%)で、ともに半数をこえていた。

(3){表2}①身体的不安、経済的不安、人間関係に関する不安については、男女とも不安でないほうが有意に幸福であるとする割合が多い。②日常活動の程度は6段階に分けて質問したが、寝たきりにくらべ、活発に動けるほど幸福で、女ではこの傾向は有意である。③性格に関しては若い頃と現在の両方について調査した。若い頃の性格については、多弁、活発、外交的、積極的であるほうが男女とも幸福である(男で有意)。また、女では気難しくないほうが有意に幸福である。現在の性格に関しては、社交的、多弁、活発、大胆、陽気、外交的である場合に幸福である(女では社交的、多弁、大胆、陽気、外交的の場合、男では活発、大胆の場合に有意)。

表に示していないが、有意であった項目を以下に述べる。④現在の体格では、男女とも太っているほうが幸福である傾向である。50歳、60歳の頃の体格は女では太っているほうが有意に幸福である。⑤男では視力障害がないほうが、有意に幸福である(女では特に傾向を認めない)。⑥現在の趣味については,男女ともあるほうが幸福である(男で有意)。

同居家族、居住歴、仕事歴、既往歴、喫煙・飲酒歴、食習慣などは、主観的幸福度と関連はなかった。

[考察]今回の調査では幸福であると答えた者の割合が男女とも半数をこえていた。今回の調査から、主観的に幸福であるとする者は、身体的・経済的に、また人間関係に関する不安がなく、太っており、視力障害がなく、日常活発に動くことができ、趣味があって、性格は多弁、活発、外交的、積極的、社交的、大胆、陽気で気難しくない、という成績である。現在に関する質問では(例えば趣味に関する質問は、趣味があるから幸福なのか、幸福だから趣味があるのか)、因果関係は判定できない。今後は、どのような状況であると幸せでいられるのか追跡調査を企画中である。

[おわりに]本研究は厚生省長寿科学総合研究事業「高齢者の社会的活動に関する研究班」の研究の一環として行なったものである。最後にアンケートにご協力いただいた名古屋市昭和区の皆さんに深く御礼申し上げます。

表1.回収状況

	男			女		
	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率
65-69歳	62	36	58.1%	68	49	72.1%
70-74歳	49	41	83.7%	76	58	76.3%
75-79歳	57	42	73.7%	86	49	57.0%
80-84歳	31	19	61.3%	42	28	66.7%
85歳以上	30	21	70.0%	31	11	35.5%
合計	229	159	69.4%	303	196	66.7%

表2.主観的幸福度と各項目との関連　　(傾向の検定時、年齢補正実施。)

	男				女			
	幸福である		幸福でない		幸福である		幸福でない	
	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%
＜身体的不安＞								
かなり不安である	4	3.8	3	6.4	9	7.6	6	9.2
少し不安である	44	41.9	25	53.2	61	51.3	43	66.2
どちらでもない	16	15.2	14	29.8	19	16.0	8	12.3
不安でない	41	39.1	5	10.7	30	25.2	8	12.3
合計	105	100.0	47	100.0	119	100.0	65	100.0
			trend p<0.01				trend p<0.05	
＜経済的不安＞								
かなり不安である	0	0.0	4	8.3	2	1.7	7	10.9
少し不安である	16	15.2	7	14.6	20	16.5	24	37.5
どちらでもない	18	17.1	21	43.8	19	15.7	16	25.0
不安でない	71	67.6	16	33.3	80	66.1	17	26.6
合計	105	100.0	48	100.0	121	100.0	64	100.0
			trend p<0.001				trend p<0.001	
＜人間関係に関する不安＞								
かなり不安である	0	0.0	1	2.1	1	0.8	2	3.1
少し不安である	10	55.6	8	16.7	15	12.4	19	29.2
どちらでもない	22	51.2	21	43.8	28	23.1	22	33.9
不安でない	72	80.0	18	37.5	77	63.6	22	33.9
合計	104	100.0	48	100.0	121	100.0	65	100.0
			trend p<0.05				trend p<0.05	
＜日常活動の程度＞								
寝たきり	3	2.8	0	0.0	1	0.8	3	4.6
寝たり、起きたり	2	1.9	1	2.1	3	2.5	0	0.0
あまり動かない	2	1.9	0	0.0	6	5.0	5	7.7
少し動く	5	4.7	0	0.0	3	2.5	0	0.0
普通に動く	23	21.7	18	38.3	51	42.1	27	41.5
活発に動く	71	67.0	28	59.6	57	47.1	30	46.2
合計	106	100.0	47	100.0	121	100.0	65	100.0
			trend NS				trend p<0.05	
＜多弁(若い頃)＞								
そうであった	19	19.6	4	10.3	9	8.9	1	2.0
ややそうであった	25	25.8	3	7.7	23	22.8	6	11.8
どちらでもなかった	22	22.7	16	41.0	31	30.7	20	39.2
ややそうであった	15	15.5	6	15.4	11	10.9	7	13.7
そうでなかった	16	16.5	10	25.6	27	26.7	17	33.3
合計	97	100.0	39	100.0	101	100.0	51	100.0
			trend p<0.05				trend NS	
＜大胆(現在)＞								
そうである	11	11.5	2	5.6	5	5.4	0	0.0
ややそうである	18	18.8	2	5.6	15	16.1	4	7.3
どちらでもない	40	41.7	14	38.9	31	33.3	24	43.6
ややそうでない	16	16.7	8	22.2	14	15.1	2	3.6
そうでない	11	11.5	10	27.8	28	30.1	25	45.5
合計	96	100.0	36	100.0	93	100.0	55	100.0
			trend p<0.001				trend p<0.05	

注：未回答があるため合計は必ずしも各項目で一致しない。

3029

Kaplan-Meier 法による脳卒中後の職場復帰率の推定

○佐伯　覚・緒方　甫（産業医大・医・リハビリ医学）
大久保利晃・高橋　謙・寶珠山　務（産業医大・産生研・環境疫学）

[目的]
脳卒中入院患者のコホートにおいて、入院後の職場復帰（以下、復職）率の経時的変化を Kaplan-Meier 法により推定する。また、復職の予測要因毎にも復職率を検討する。

[方法]
過去５年間（'86.1.1 - '90.12.31）にＳ医大病院で入院治療をうけ生存退院した脳卒中患者（初回発症；18-64 歳；発症時雇用されていた者）183 名を対象コホートとし、退院後の復職状況を郵送による質問紙法によって調査した。その他の必要な情報は入院カルテより得た。復職の定義は、退院後 1 か月以上の労働を行った場合とし、入院開始日より復職日までを「復職までの期間」とした。各患者毎に観察期間が異なるため（退院後の追跡不能 10 例も含む）、入院後の復職率を Kaplan-Meier 法を用いて推定した。また麻痺の重症度、日常生活動作（以下、ADL）レベル、失行の有無、学歴および職種毎にも復職率を算出し、log-rank test（一部、Wilcoxon test）により、これらの要因の有無あるいはレベルによる復職率の差を検討した。

[結果]
追跡時点で、98 名（54 %）が復職していた。累積復職率は 1) 入院開始より入院後 6 か月（180 日）までと 2) 入院後 12 か月から 18 か月（360

Figure 1. Cumulative rate of return to work after stroke in Kaplan-Meier method (N=183).

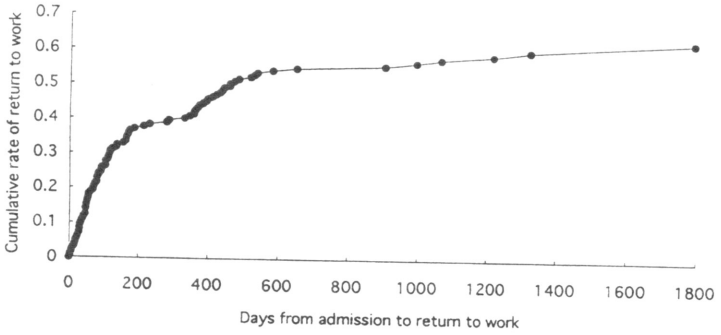


Figure 2. Cumulative rate of return to work after stroke by muscle strength in Kaplan-Meier method (N=183). Curves differ by log-rank test (p=0.0001).

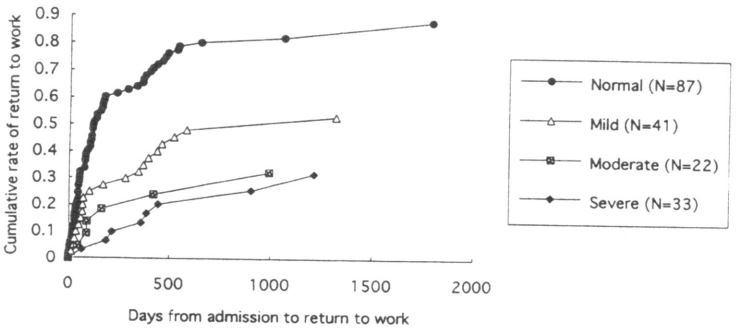
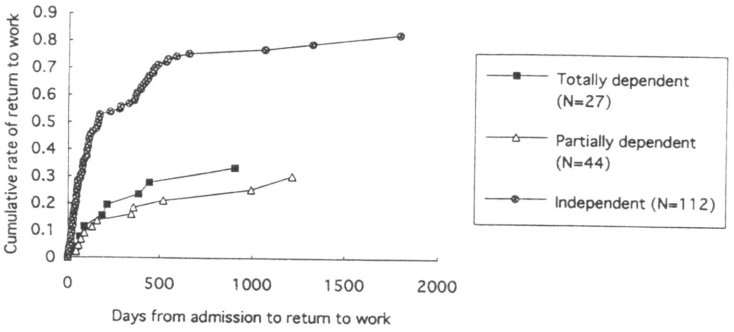


Figure 3. Cumulative rate of return to work after stroke by ADL status in Kaplan-Meier method (N=183). Curves differ by log-rank test (p=0.0001).



- 540 日）の 2 期間に急峻な増加を認めた（Fig. 1）。各要因別には、その障害の有無／重症度に応じた累積復職率の差が認められた（Fig. 2 - 6）。また、後遺症が重度になるほど、Fig. 1 で認められた特徴的な増加が失われる傾向にあった（Fig. 2 - 4）。職種別には、入院後早期の累積復職率はブルー・カラーの方がホワイト・カラーより高く、以降は逆転してホワイト・カラーの方が高くなっていた（Fig. 6）。

[考察]

累積復職率の 2 期間における急峻な増加は、後遺症が軽度の場合に特徴的であり、上記 1) に関しては退院によるもの、2) に関しては医学的理由によるよりもむしろ傷病手当金の受給期限（1 年 6 か月）が関与していると考えられた。しかし、後遺症が重度の場合この特徴的な傾向が失われ、後遺症の程度が累積復職率の経時的変化に影響を与えていることも推察された。

入院後早期での職種による累積復職率の差は、障害の重症度も考慮しなければならないが、長期の休職が失職につながりやすいブルー・カラーの特質を反映しているのかもしれない。

今回の要因別解析では、要因間の交絡を除いていないため、今後の検討課題である。

[結論]

脳卒中後の復職率は、後遺症の程度により特徴的な経時的変化が認められた。そして、この変化には社会的な要因が関与していることが示唆された。

Figure 4. Cumulative rate of return to work after stroke by apraxia in Kaplan-Meier method (N=183). Curves differ by log-rank test (p=0.0010).

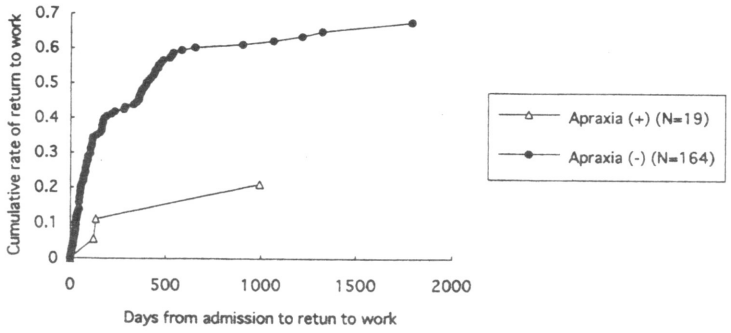


Figure 5. Cumulative rate of return to work after stroke by education level in Kaplan-Meier method (N=152). Curves differ by log-rank test (p=0.0042).

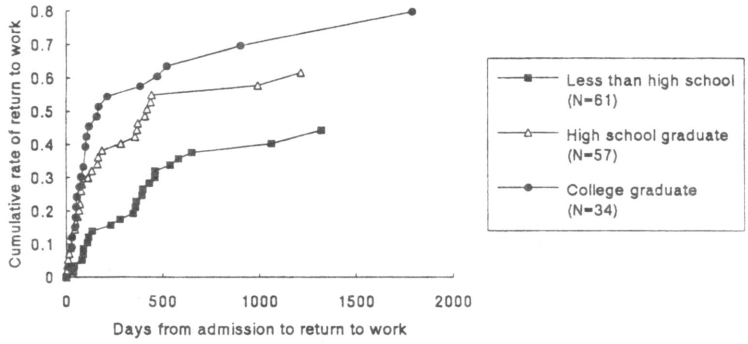
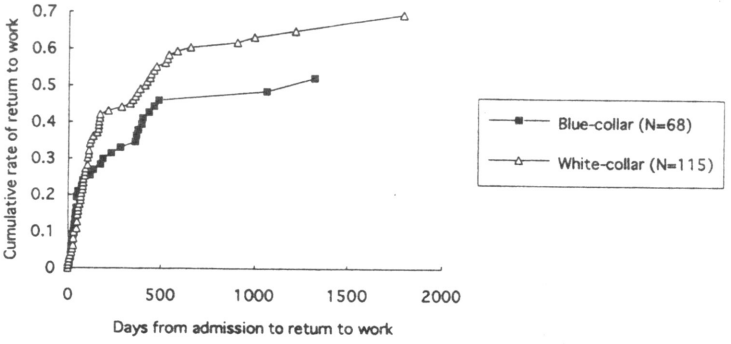


Figure 6. Cumulative rate of return to work after storke by occupation in Kaplan-Meier method (N=183). Curves are not significant by log-rank test (p=0.0981), but significant by Wilcoxon test (p=0.0492).



3030

ある地域集団における家庭血圧
～一年後の再測定値との比較について～

○佐久間まり子・小山　洋・佐藤　洋（東北大学・医・衛生）　永井謙一（岩手県立大迫病院）
今井　潤（東北大学・医・２内）

これまで、高血圧の診断・治療は外来随時血圧に基づいてなされており、これにより高血圧の予後は大きく改善されてきた。しかし、外来随時血圧よりも家庭における自己測定血圧値（家庭血圧）のほうが臓器障害や予後をよりよく反映するとの報告も多数なされており、家庭血圧の臨床における有用性が期待されている。近年では、家庭血圧計の普及もめざましく、特に高血圧患者では高率に家庭血圧測定がなされていることが考えられる。しかし以前から、ある集団において、外来や健診時に測定された血圧と家庭血圧の間には、白衣性高血圧に代表されるような差異が認められることが知られており、患者自信もその違いに気づき、家庭血圧の信頼性に疑問を持ったり、あるいは自分の真の血圧値はどちらなのか判断に迷っている場面がしばしば見受けられる。これは、未だ家庭血圧値に基づく正常域あるいは高血圧域の設定が確立されていないのが原因であり、その測定値の信頼性について検討された研究も少ないためと思われる。そこで今回、同じ季節に2年にわたって家庭血圧を測定し、かつ降圧剤による治療歴のない者を対象に2回の測定値の再現性について、健診時に測定された血圧と比較しながら検討してみた。

方法　岩手県のある農村地区において、冬期、各世帯に半自動血圧計 (OMRON HEM401C)を配布し家庭血圧測定を行った。起床後1時間以内に5分以上の坐位安静の後、原則として4週間、測定をおこなった（これを第一次調査とする）。翌年、同時期に再度、同じ条件で家庭血圧測定をしてもらった（これを第二次調査とする）。今回の解析には、家庭血圧を3回以上測定し、かつ降圧剤による治療歴のない者の測定結果のみを使用し、全測定値の平均をその人の家庭血圧値とした。また第一次、第二次調査とそれぞれ同年に施行された住民基本健康診査時に測定(UEDA USM 700F)された血圧を健診時血圧とした（便宜上、健診時血圧の第一次、第二次とする）。

結果　家庭血圧の第一次、第二次調査とも参加し、かつ両年とも健診を受診していた者は、男性39人、女性97人の計136人であった。年齢は、35才から79才、平均56±11.7才であった。

表1に家庭血圧および健診時血圧のそれぞれ第一次、第二次調査時の平均値±S.D. を示した。収縮期血圧は、両年とも健診時血圧のほうが家庭血圧より有意に高い値を示した。拡張期血圧では、第一次では健診時血圧のほうがやや高いものの有意な差はなく、第二次では逆に健診時血圧のほうが低かった。家庭血圧の平均測定回数は、第一次22回、第二次19回であった。また、家庭血圧にはそれぞれの調査期間における個人内の血圧変動を示す各人の血圧の標準偏差の平均を示した。

表1　各調査期における家庭血圧と健診時血圧　及び　家庭血圧の測定回数と各人の血圧の標準偏差で示した個人内変動　（数値は、平均値±S.D. を示す）

	家庭 血圧		健診時 血圧	
	第一 次	第二 次	第一 次	第二 次
収縮期血圧 (mmHg)	120.1 ± 12.72	120.7 ± 14.18	128.5 ± 19.07**	124.9 ± 15.89**
拡張期血圧 (mmHg)	71.1 ± 8.72	71.9 ± 9.81	72.5 ± 11.59	69.7 ± 10.63 *
測定回数 (回)	22.2 ± 6.87	19.0 ± 7.84		
個人内変動 (mmHg)				
収縮期血圧	9.01 ± 3.26	8.79 ± 3.62		
拡張期血圧	7.05 ± 2.53	6.90 ± 3.00		

** 家庭血圧と比較して P<0.01 で有意差あり

* 家庭血圧と比較して P<0.05 で有意差あり

図表には示さなかったが、家庭血圧及び健診時血圧のそれぞれの第一次と第二次の血圧値の相関をとってみると、収縮期・拡張期血圧とも家庭血圧の方がより強い相関が認められ（家庭血圧　収縮期 r=0.840，p<0.001；拡張期 r=0.825，p<0.001、健診時血圧　収縮期 r=0.673，p<0.001；拡張期 r=0.526，p<0.001）、このことは家庭血圧の再現性の良さを反映しているものと思われた。

図1は、X軸に第一次の血圧、Y軸に第二次から第一次を引いた血圧の差をプロットした散布図を示した。一見して健診時血圧のほうが差のばらつきが大きいことがわかる。特に、1年後の再測定において、前回血圧の低かった者はより高く、血圧の高かった者はより低い測定値をとるという傾向が健診時血圧において著明に認めら、第一次の血圧と血圧差には有意な相関が認められた（収縮期血圧 r=0.580，p<0.001；拡張期血圧 r=0.553，p<0.001）。

考察　家庭血圧は測定条件を設定することで、様々な血圧測定時のバイアスを最小におさえ、比較的一定した条件下で測定され得る。こうした一定の条件下で長期にわたって測定された血圧値は、ある個体の血圧をより正確に、より安定して反映するものと思われる。一方、随時血圧は、ある個体の一点の血圧値であり、しかも血圧測定時の防御反応、警戒反応により修飾された血圧を示していると思われる。

今回の研究では、1年後の測定値を比較することにより家庭血圧の再現性（安定性）について検討してみた。結果に示したように、家庭血圧は健診時血圧に比し再現性が良く、ある個体の血圧をより正確に示していることが考えられ高血圧の診断・治療に大いに有益なものとなりうることが考えられる。

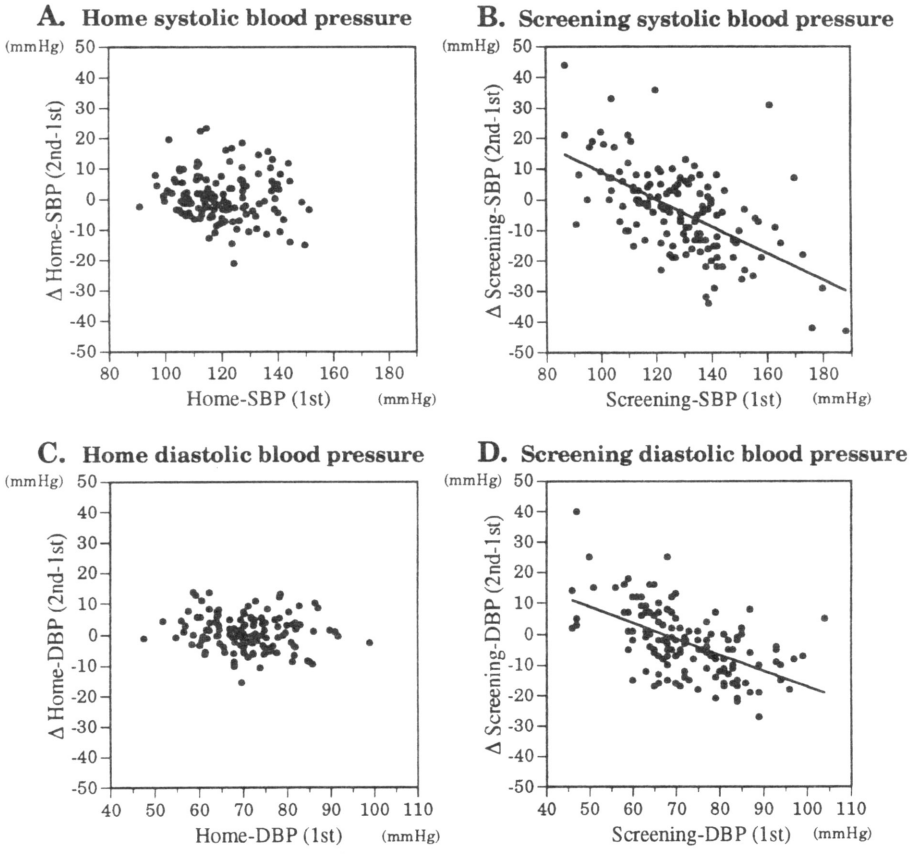


図1　第一次調査時血圧から見た血圧差（第二次血圧-第一次血圧）

3031

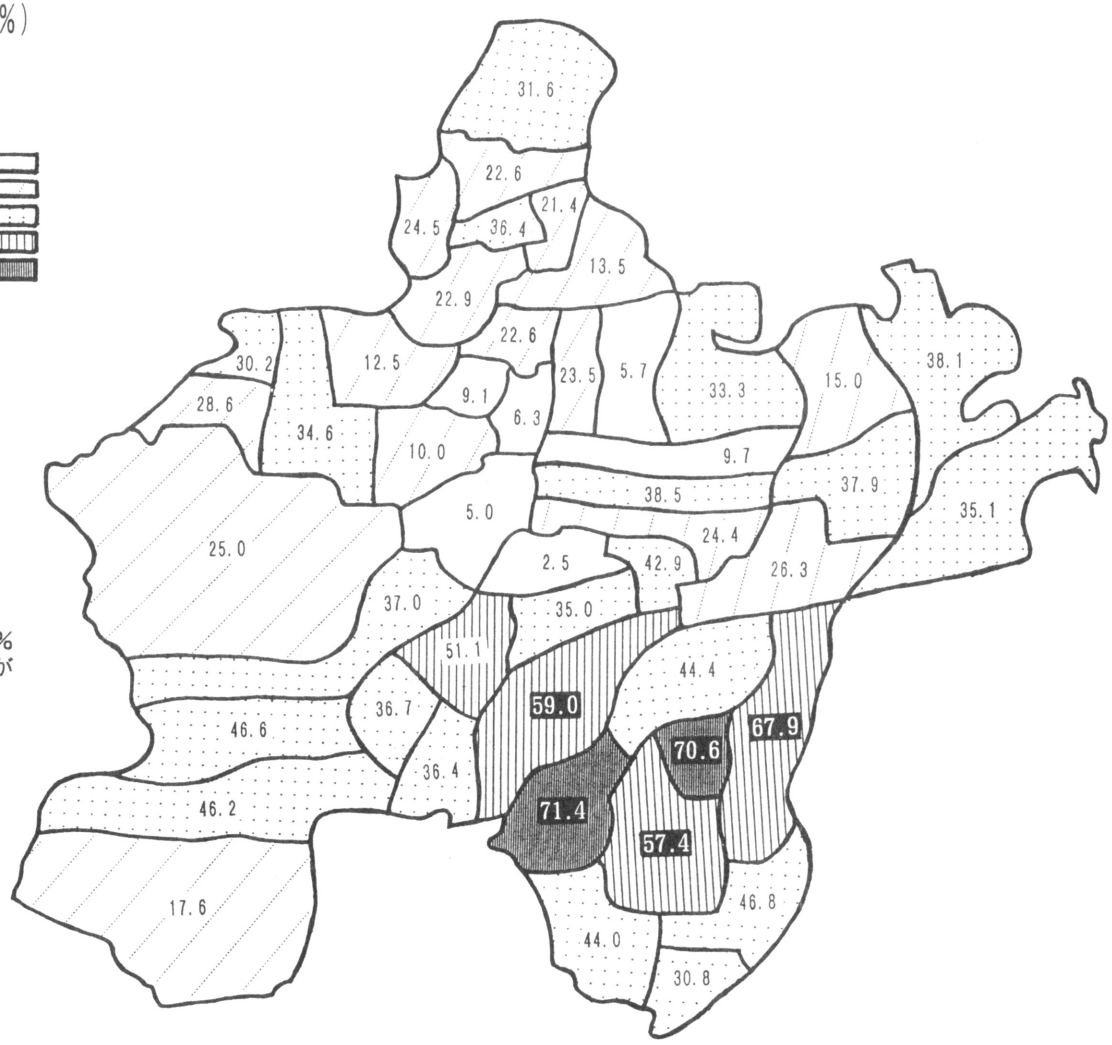
山形県R町北部地区におけるHCV感染の実態調査

○石橋正道　新澤陽英　久保木真　吉井英一
土田秀也　高橋恒男（山形大学・医・第2内科）

【目的】日本各地でC型肝炎多発地域の存在が報告されているが、その実態は未だに不明の部分が多い。私共は1967年から6年間にわたり、C型肝炎が多発した山形県R町北部地区で、1991年及び1992年に住民検診を行い、C型肝炎ウイルス(HCV)感染の実態調査を行った。この地区のHCV感染の特徴を明らかにすると共に、HCVの感染経路の検討も行った。
【方法】対象は就学児童以上の全住民4655名で、受検率は66.5%(3094名)だった。問診で血液汚染を伴う可能性のある治療歴と居住歴、飲酒歴等を聴取した。肝炎多発時期以前よりこの地区に住んでいるものを居住歴あり、その後に転入したものを居住歴なしとした。また無作為に抽出した212名に薬物濫用歴と刺青歴の有無を問診した。HCV抗体の検出は第2世代HCV抗体キット(HCV EIAⅡアボット)で行った。またHCV抗体陽性例から無作為抽出した160名で、Nested PCR法によるHCV RNAの検出を行った。
【結果】受検者全体のHCV抗体陽性率は19.5%(602名)だった。この中から無作為抽出した160名のうち、78.1%(125名)にHCV RNAが検出された。年齢階層別にみると、40歳以上のHCV抗体陽性率は32.4%と、40歳未満の1.4%に比して極めて高かった。男女差はなかった。R町北部地区を47の部落単位に分けた区域別の検討では、40歳以上の受検者1805名を対象とした。（図）に示すように、HCV抗体陽性率が最も高い区域は71.4%で、この区域から離れた区域ほど陽性率が低い傾向にあった。HCV抗体陽性率の区間推定では、区域間で有意な差があった。次に生活歴及び治療歴の有無でHCV抗体陽性率を比較した。居住歴ありのHCV抗体陽性率は34.7%と、居住歴なしの5.8%に比して有意に高かった。輸血歴、鍼治療歴と民間療法歴を有するもののHCV抗体陽性率は高かったが、これらの治療歴のないものでもHCV抗体陽性者が多数みられた。薬物濫用歴及び刺青歴を有するものはなかった。
【結論】この地区のHCV感染の特徴は、一定の年齢以上の者に、一定の時期以前に多発したこと、そして地域集積性のあることであった。これまでにHCVの感染経路として想定されているもののうち、輸血、手術、鍼治療、民間療法、薬物濫用、刺青は、この地区のHCV感染の主たる経路ではないと考えられた。また若年層にHCV抗体陽性者が極めて少ないことから、父子、母子感染も主たる感染経路とは考えにくかった。その他の感染経路として、夫婦間感染や注射などの医療行為があげられるが、これらの感染経路を明らかにするためには生活歴や医療歴を含めた詳細な資料が必要であり、今後の課題と思われた。

(図)　区域別ＨＣＶ抗体陽性率（％）
（４０歳以上）

１０％未満
１０％以上３０％未満
３０％以上５０％未満
５０％以上７０％未満
７０％以上



反転数字：　区間推定にて95％信頼区間の下限が40％以上の区域

3032

院内登録を利用した胃がん病態の変遷について

○水野正一[1)]、笹子三津留[2)]、丸山圭一[2)]、木下平[2)]、佐野武[2)]、
片井均[2)]、岡島一雄[2)]、落合淳[3)]、山口直人[1)]、渡辺昌[1)]
国立がんセンター、[1)]疫学、[2)]外科、[3)]病理

［はじめに］近年わが国においては、85歳以上の最高齢層を別とすれば胃がんの死亡率は著しい減少の傾向にある。これには、早期発見、早期治療の効果が大きいと考えられている。今回臨床疫学的観点より院内資料を用い胃がん病態の変遷に対する検討を行ったので報告する。

［資料及び方法］当病院における外科治療資料を用いた。年齢は80歳未満とし 1965年以降の原発症例男 4,049, 女 2,067, 計 6,116症例を用いた。その性、年齢分布を表１に示した。Time trend の検討のため資料を 1965年からの10年間 75年からの10年間 85年からの 7年間の 3期に分け Mantel の Extension method を用い性年齢を補正し検討を行った。検討項目は Stage, 手術法、病理組織学的要因等である。

［結果］表２に胃がん肉眼分類の頻度を示した。早期癌の占める割合が男女計で期間別に27, 38, 52% と著しい増加傾向にある。早期癌では Type IIcの相対的増加（P<0.001）進行癌では Borrmann type 2 の相対的減少傾向(P<0.001)が認められた。

表１ 胃がん登録原発症例対象者数

	男 N=4049			女 N=2067		
年齢	1965-74	75-84	85-91	65-74	75-84	85-91
-39	100	103	52	109	73	26
40-59	588	606	494	378	330	274
60-79	754	707	645	284	353	240

表２ 胃がん肉眼分類別性別期間別の症例数

肉眼分類		男 1965-74	75-84	85-91	Total	女 1965-74	75-84	85-91	Total
Early c.	I	33	30	17	80	32	9	7	48
	IIa	82	96	109	287	31	55	56	142
	IIb	9	8	13	30	2	7	6	15
	IIc	235	405	460	1100	131	194	218	543
	III	29	9	11	49	10	3	0	13
Borrmann	1	37	26	23	86	13	16	8	37
	2	417	235	162	814	149	103	38	290
	3	527	492	287	1306	313	235	139	687
	4	65	99	96	260	84	123	65	272
Unclassified		8	16	13	37	6	11	3	20
Total		1442	1416	1191	4049	771	756	540	2067

表3に Trendの解析結果を示した。早期癌では大きさ 3cm未満の占める割合の顕著な増加とリンパ節転移頻度の減少等が認められた。手術法は2群以上のリンパ節郭清の相対的減少の一方全摘は増加の傾向にあった。進行癌では 大きさ(8cm以上)、リンパ節転移、漿膜浸潤、肝転移、腹膜播種等で統計学的に有意な増加または減少の傾向は認められなかった。しかしながら進達度が pm の癌の相対的割合は増加していた。手術法は郭清範囲の相対的増加、全摘の相対的増加が認められた。表4に年齢別に早期癌の割合の変遷、表5に早期癌における IIc の頻度の変遷、表6に進行癌における Borrman type 2 の頻度の推移を示した。

[まとめ] 以上の結果は近年の胃がんの死亡率を考察する上で興味深い。早期癌の発見割合の増加は全年齢層で起こっていが 早期癌中IIc の割合の増加は 60 歳以上で顕著でありそれより若い年齢層での割合に近づきつつある。一方進行癌では Borrmann type 2 の割合の減少が年齢40歳以上で著明である。このことはこのtypeの癌の発生率の減少を物語ると解釈されるかもしれない。以上今回当病院外科登録資料を用い胃がんの変遷に対する一考察を行った。今後他の登録資料における変遷と比較し検討を加えたい。

表3 各要因における期間別頻度割合 (%) の Time Trend 解析結果

	Early N=2307					Advanced N=3809			
	1965-74	75-84	85-91	P		1965-74	75-84	85-91	P
Diameter(<3cm)	41.2	51.4	59.8	***	(>8cm)	39.1	37.1	38.8	NS
LN meta	10.6	9.5	7.1	*		79.1	79.1	80.3	NS
			Serosal invasion			68.0	69.1	64.7	NS
			Peritoneal invasion			21.2	19.3	17.8	NS
			Liver meta			8.4	7.1	7.7	NS
			Depth pm			11.2	15.8	19.0	***
WEL,MOD,PAP	49.2	61.4	64.3	***		35.0	40.6	41.3	*
growth_p(>=3)	8.7	5.3	4.8	**		60.6	45.3	44.5	***
Total Resection	4.7	9.5	13.0			20.8	38.3	46.8	
LN dissec.(>=2)	89.1	81.9	74.4			72.2	73.5	75.3	

表4 早期癌の割合の変遷

年齢	1965-74	75-84	85-91
-39	31.6	31.8	56.4
40-59	29.1	42.8	53.3
60-79	23.8	33.9	50.2

表5 早期癌中 IIc の変遷

年齢	1965-74	75-84	85-91
-39	84.9	94.6	86.4
40-59	71.9	81.8	80.4
60-79	43.7	60.7	70.1

表6 進行癌中 Borr.2 変遷

年齢	1965-74	75-84	85-91
-39	16.1	10.0	11.8
40-59	30.7	20.0	16.7
60-79	42.1	31.2	30.8

3033

筋緊張性ジストロフィーの臨床症候と障害度
--------名古屋大学附属病院および関連病院の疫学調査成績

○齋藤由扶子（名古屋大・医・神経内科）大野良之、川村孝、
鈴木貞夫、玉腰暁子、若井建志、中村利恵（名古屋大・医・予防）

【目的】

筋緊張性ジストロフィー（MyD）は成人型筋ジストロフィーのなかで比較的頻度が高く、筋症状以外に多臓器障害を合併する。近年、MyDの原因として、第19染色体長腕でCTG繰り返し配列を含んだ不安定DNA領域が単離され、この領域が長いほど臨床症状が重症で発症年齢が早いと報告された。しかし筋症状や多臓器障害と、MyDの病態との直接的な関連については不明であり、現時点でもなお多数例において臨床像、経過の多様性を正確に把握することは重要と考えられる。今回、私達は、1.MyDの種々の自覚症状の発現年齢、2.各種臨床症候の頻度、3.障害度と発病年齢、罹病期間との関連の検討を目的として、名古屋大学附属病院と関連施設を受診したMyDの症例を対象として、質問票を用いて疫学調査を実施した。

【方法】

対象：名古屋大学附属病院および関連施設を受診したMyD患者35例（男性22例女性13例）。

調査項目：

1）主治医からの調査項目

1　生年月日　　2　性　　3　家族歴

4　臨床症状及び徴候の有無；筋緊張症状、筋力低下、筋萎縮、ミオパチー様顔貌、鼻声、白内障、早期頭髪脱毛、知能低下

5　障害度：平面歩行、衣服の着脱が可能か、困難で要介助か、不可能か。

2）患者からの病歴に関する項目（患者票）

自覚症状の有無と出現年齢：握ったものを手放しにくい。握力が減った。腕をあげにくい。いすから立ち上がりにくい。床から起き上がりにくい。走るのが苦手になった。ものを飲み込みにくい。

解析方法：1.患者から聴取された各自覚症状ごとの発現年齢分布を求めた。2.障害度と発病年齢（初発症状の出現した年齢）および罹病期間の関連をMantel extension法で検定し、それぞれ罹病期間、発病年齢で調整した。

【結果・考察】

図1～7に各自覚症状の出現年齢分布を示した。Aは小学校時代、Bは13から19歳、Cは20代、Dは30代、Eは40代、Fは50代を示す。「握ったものを手放しにくい」（図1）「握力減少」（図2）「起き上がりにくい」（図5）「走るのが苦手」（図6）と初めて自覚するのは30代が多く、「腕をあげにくい」（図3）「いすから立ち上がりにくい」（図4）「ものを飲み込みにくい」（図7）と自覚するのは40代が多かった。推定発病年齢は小学生から40代と幅広く（図8）、罹病期間は約20年（0から50年）であった。

35例31家系中13家系（42%）に家系内発症があった。

35例の調査時年齢は46±9歳であった（図９）。35例中筋緊張症状は32例（91%）、筋力低下は35例（100%）、筋萎縮は34例(97%)、ミオパチー様顔貌は33例（94%）、鼻声は24例（69%）、白内障は21例（60%）、早期頭髪脱毛は23例（66%）。知能低下（35例中3例は不明）は7例（22%）に認められた。昭和60年に実施された全国アンケート調査の成績と比較すると、知能低下例が少ない点以外はほぼ同様の結果であった（本調査において知能低下を合併しやすい先天型が含まれていないためと考えられる）。

生活関連動作の障害度（可能、困難で要介助、不可の3群）と発病年齢（9歳以下、10～29歳、30歳以上の3群）、罹病期間（0～19年、20年以上の2群）との関連を検討した。発病年齢が若いほど罹病期間は長いため、これらの影響を調整して検定した結果、罹病期間が長いほど、平面歩行、衣服の着脱能力の障害度はともに高かった（p=0.06、p=0.05）（表1、2）。発病年齢が高いほど、衣服着脱の障害度は高かった（p=0.06）（表3）が、平面歩行の障害度とは有意な関連を示さなかった。従来、発病年齢が若いほど重症化しやすいとされているが、昭和60年の全国調査の成績では罹病期間を一定にすると発病年齢の高いものの方が、生活関連動作障害度が高い傾向が報告されている。本調査の成績も同様である。したがってMyDの障害度の比較時には、発病年齢と罹病期間の調整が必要である。

【謝辞】本研究は平成5年度厚生省精神・神経疾患研究委託費　筋ジス3班（班長　高橋桂一）のプロジェクト研究（リーダー松岡幸彦）の一環として行なわれた。

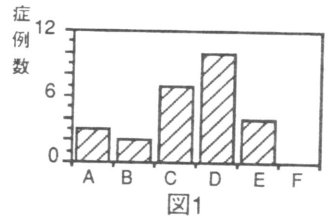


図1

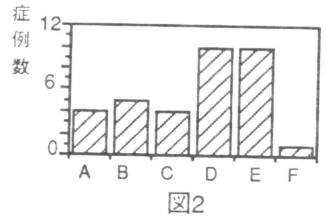


図2

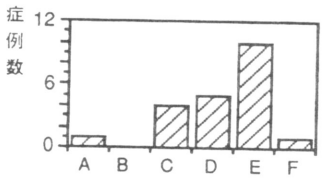


図3

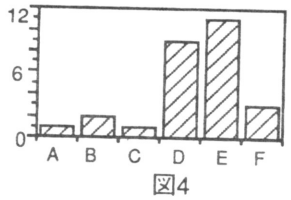


図4

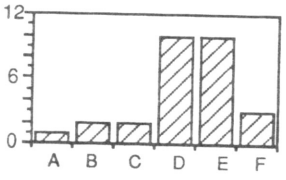


図5

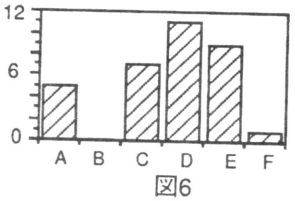


図6

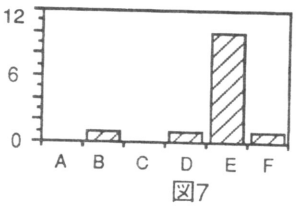


図7

図1～7　自覚症状発現年齢分布；図1「握ったものを手放しにくい」　図2「握力減少」　図3「腕をあげにくい」　図4「いすから立ち上がりにくい」　図5「起き上がりにくい」　図6「走るのが苦手」　図7「ものを飲み込みにくい」
Aは小学校時代、Bは13から19歳、Cは20代、Dは30代、Eは40代、Fは50代を示す。

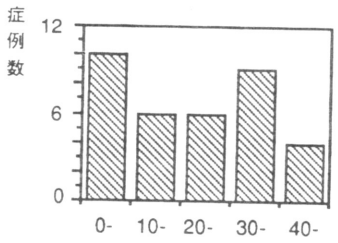


図8　発病年齢分布

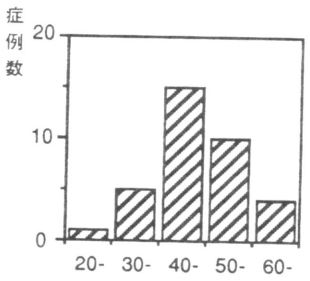


図9　調査時年齢分布

表1　平面歩行の障害度と罹病期間

罹病期間	歩行可能	要支持	不可能
0-19年	12	4	0
20年-	10	5	4

発病年齢調整カイ2乗値（自由度1）＝3.6　p＝0.06

表2　衣服着脱の障害度と罹病期間

罹病期間	可能	要介助	不可能
0-19年	12	4	0
20年-	10	7	2

発病年齢調整カイ2乗値（自由度1）＝3.8　p＝0.05

表3　衣服着脱の障害度と発病年齢

発病年齢	可能	要介助	不可能
9歳以下	7	3	0
10～29歳	7	3	2
30歳以上	8	5	0

罹病期間調整カイ2乗値（自由度1）＝3.5　p＝0.06

3034

膀胱腫瘍における肉眼的血尿の２次予防対策としての評価

○原　啓，松本英亜（社会保険中央総合病院・泌尿器科）
白井將文（東邦大学・医・第一泌尿器科学教室）

【緒言】膀胱腫瘍に対する早期発見のための検診制度は現在のところまだ確立されていない．しかし膀胱腫瘍の初発症状の80～90%は肉眼的血尿であり，したがって患者がその段階で専門医を受診することが早期発見のためには重要なことである．ところが実際には無症候性であることが多いために，かなり経過してから受診する患者も少なくない．そこでわれわれは肉眼的血尿が出現してから当院を受診するまでの期間によって腫瘍の性状などに差異があるかを検討した．さらにマスメディアによる啓蒙効果についても併せて検討し，膀胱腫瘍における肉眼的血尿の２予防対策としての評価を行った．

【対象と方法】1971年から1990年までの20年間に，東邦大学泌尿器科を受診した初発の原発性膀胱腫瘍患者は 259例で，その初発症状を表１に示した．肉眼的血尿を初発症状としたものが 223例(86.1%) を占めた．そのうち受診するまでの期間が明確であった 205例を対象に検討を加えた．肉眼的血尿から受診までの期間をＴとし，４群に分けた．

Ａ：Ｔ≦１ケ月
Ｂ：１ケ月≦Ｔ＜３ケ月以内
Ｃ：３ケ月≦Ｔ＜１年以内
Ｄ：１年＜Ｔ

表１　初発症状

肉眼的血尿	223 (86.1)
頻尿	12 (4.6)
排尿時痛	10 (3.9)
職業性膀胱腫瘍検診	5 (2.0)
顕微鏡的血尿	3 (1.1)
残尿感	2 (0.8)
排尿困難	2 (0.8)
子宮癌精査	2 (0.8)
計	259　(%)

【結果】期間別の頻度は，Ａが46.8%，Ｂが21.5%，Ｃが16.1%，Ｄが15.6% であった．各期間別の平均年齢は，60.3歳から63.3歳で，各群ともほぼ一定で，受診までの期間と年齢に差は認められなかった．性別は，男性 169例，女性36例で，ＡＢＣＤ各群の頻度は男性がそれぞれ44%，24%，15%，17% で，女性が53%，14%，22%，11% であった．受診までの期間に，男女間で差は認められなかった．また1971年から1980年までの前半10年間と1981年から1990年までの後半10年間に分けて，受診までの期間を比較したが，前半と後半で有意な差を認めなかった．図１に腫瘍の深達度(Stage) と受診までの期間についてグラフを示した．

Ｔ２以上の浸潤性膀胱腫瘍の頻度は，Ａは10.6%，Ｂは36.4%，Ｃは24.2%，Ｄは54.8% であった．χ^2 検定でＡとＢ，ＡとＤ，ＣとＤ間に危険度5%で有意な差を認めた．異型度 (Grade) と受診までの期間はＧ３の頻度が，Ａは25.5%，Ｂは34.1%，Ｃは39.4%，

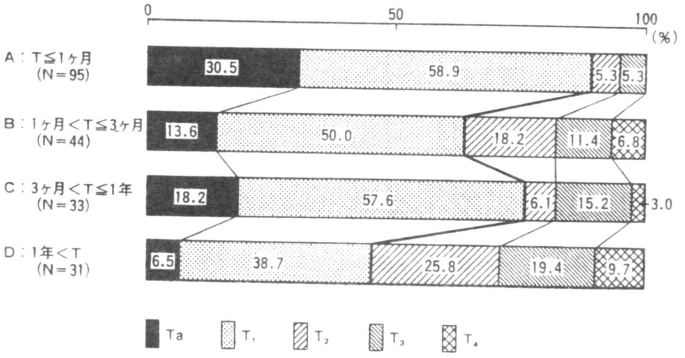


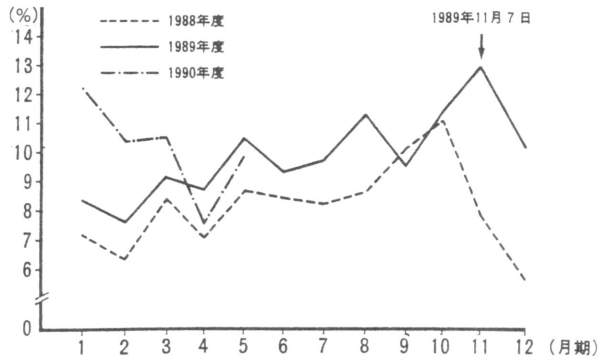
図1．受診までの期間と深達度(stage)

Dは34.4% であった．各群間に有意な差を認めなかった．

【考察】以上の結果より，AとBを併せた 3カ月以内に受診した患者が68.3% であったが，一方でDの１年を経過してから受診した患者が15.6% も占めた．また年齢，性別，時代によって受診までの期間に差は認められなかった．したがって一般の人々の認識に差や変化は認められなかったものと推測される．しかし認識がありながら，経済的などのさまざまな理由で受診できないことも考えられる．いずれにしろ結果的に早期受診に結びついていないことは事実であり今後の重要な課題である．深達度と受診までの期間では，明らかに受診までの期間が長い程深達度は進んでいる．一般に膀胱腫瘍の治療成績はＴ１以下の表在性膀胱腫瘍の５年生存率で約80%といわれいるが，浸潤性膀胱腫瘍ではＴ２でも40〜50%が現状である．したがって肉眼的血尿の初発時にすぐに専門医を受診することが可能であれば，膀胱腫瘍の治療成績は飛躍的に向上するものと考えられる．予防医学上検診制度も重要であるが，膀胱腫瘍の場合には，患者自らが自覚症状として認識できる肉眼的血尿の意義についての患者教育が，２次予防の１つとして大変重要である．

さらにマスメディアによる啓蒙効果についても検討した．1989年11月 6日某有名男性俳優が膀胱腫瘍で亡くなり初発症状は肉眼的血尿であった．その後マスメディアが広く報道した．そこで東邦大学大森病院，同大橋病院，水戸赤十字病院の３施設において，血尿を主訴として受診した患者の集計を行い，受診率の向上が見られたかを検討した．1988年 1月 7日から１月期毎に新患患者数に閉める血尿患者数の割合の推移を図２のグラフにした．その結果1989年11月 7日からの４ケ月間は，それぞれ前年同月期に比較して有意に高率であった．以上より明らかにマスメディアにより受診率の向上が見られ，啓蒙効果とした有効であったと考えられた．

図2． 新患患者数に占める血尿患者数の割合
—— 月期別推移 ——



【結語】膀胱腫瘍における肉眼的血尿の２予防対策としての評価を行った．その結果，膀胱腫瘍において肉眼的血尿は，患者自身が自覚できる症状であり，その段階で早期に受診すれば，腫瘍の進達度の点で明らかに早期受診の意義が認められた．さらにマスメディアによる啓蒙効果も有効であり，膀胱腫瘍では，こうした患者教育が２次予防の１つとして大変重要であることが示唆された．

3035

ー企業従業員におけるエイズ像に関する検討
1．結核，コレラとの比較

○實成　文彦，武田　則昭，合田　恵子，藤原　永子，浅川　富美雪，
真鍋　芳樹、須那　滋　　（香川医科大学　衛生・公衆衛生学）

中国，四国，近畿地方を拠点とする同一企業の12事業所の従業員を対象に健康調査を行い，そのうちSD(ｾﾏﾝﾃｨｯｸ　ﾃﾞｨﾌｪﾚﾝｼｱﾙ)法を使った「ｴｲｽﾞ」と「結核」および「ｺﾚﾗ」に関するｲﾒｰｼﾞについて検討した結果，性・年齢や職種別などによる属性別の比較で興味ある知見が得られたので報告する。

【はじめに】　ｴｲｽﾞは近年，感染爆発が懸念され，保健医療従事者のみならず，地域・職域・学校域でそれぞれ大きな問題になろうとしている。ｴｲｽﾞは感染症とはいえ，かなり複雑で，保健医療従事者や教育者にとってもその対応はかなり困難と考えられている。1992年10月に東京商工会議所ｴｲｽﾞ問題懇談会が企業のｴｲｽﾞ対策ﾏﾆｭｱﾙ「職場とｴｲｽﾞ」を発表したこともあり，わが国の企業経営者の間にｴｲｽﾞ問題に対する関心が高まっている。しかしながら，ｴｲｽﾞについては倫理的な問題も含め，疾病が有する数々の特殊性から，その対応については未だ明確な方向性が示されていないのが実情と思われる。そこで報告者らは某企業の従業員に対して「ｴｲｽﾞ」に関するｲﾒｰｼﾞと，同じ感染症でも予防・早期治療方法や各種の法的整備がされ，その対応策がかなり解明されている「結核」や「ｺﾚﾗ」に関するｲﾒｰｼﾞとの違いについて比較し，職域におけるｴｲｽﾞ対策の一助とすべく検討した。

【対象および方法】　1993年2月から5月までに中国，四国，近畿地方に営業所を有する販売系の某企業の従業員1850人の内，無作為に抽出した12営業所の650人全員を対象に自己記入式の健康調査票(317項目)によるｱﾝｹｰﾄ調査をした。そのうち，ｴｲｽﾞと結核およびｺﾚﾗに関してはそれぞれ「ｴｲｽﾞ」と「結核」および「ｺﾚﾗ」についてのｲﾒｰｼﾞを調べるSD(ｾﾏﾝﾃｨｯｸ　ﾃﾞｨﾌｪﾚﾝｼｱﾙ)法を行った。SD法は図1に示した調査票の通り，「ｴｲｽﾞ」と「結核」および「ｺﾚﾗ」に関してそれぞれ 9種類の両極に相対する形容詞対を設定したもので，それらの形容詞対の間にｲﾒｰｼﾞの相違を示す7段階の評定尺度 ﾌﾟﾗｽｲﾒｰｼﾞ〈非常に，かなり，やや〉，どちらでもない，ﾏｲﾅｽｲﾒｰｼﾞ〈非常に，かなり，やや〉によりそれぞれ意味尺度(測定尺度：〈1 2 3〉，〈4〉，〈5 6 7〉得点）を設定し，被験者が意味尺度上で「ｴｲｽﾞ」と「結核」および「ｺﾚﾗ」のｲﾒｰｼﾞに関して評定を行うものとした。各質問項目は各ｱﾝｹｰﾄ用紙毎に乱数表にて左右，前後の順番を換えたものを用い，回答時間は一定とした。統計的分析はSD法により得られた各形容詞対の獲得点数をもとに，2群間で母平均値の差のt検定をし，さらに主成分分析により2因子を抽出し，性・年齢・職業等の違いによる属性別の比較を行った(SRI，N-PAS V4.1)。

【結果および考察】　ｱﾝｹｰﾄ調査の分析は対象者総数650人の内，回答の得られた603人(男530人，女69人，性別不明4人，回収率：93%)で行った。所属地区別の人数では近畿37.4%，四国36.6%，中国地区26.0%の順であった。平均年齢は男41.7歳，女27.6歳で，性年齢構成別（N=586）では男40歳以上(58.5%)，男40歳未満(29.9%)が多かった。職種別（N=600）では営業関係58.3%が多く，管理職は16.3%であった。SD法による「ｴｲｽﾞ」と「結核」および「ｺﾚﾗ」に関するｲﾒｰｼﾞの獲得点数の平均値は表1に示した。「強気-弱気」では，「ｴｲｽﾞ」に関するｲﾒｰｼﾞ(ｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞと略)は「弱気」のｲﾒｰｼﾞで，「結核」や「ｺﾚﾗ」に関するｲﾒｰｼﾞ(結核ｲﾒｰｼﾞ，ｺﾚﾗｲﾒｰｼﾞと略)に比較すると強気のｲﾒｰｼﾞであった。「縁遠い-身近な」では，ｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞは縁遠いｲﾒｰｼﾞで，結核ｲﾒｰｼﾞとほぼ同様で，ｺﾚﾗｲﾒｰｼﾞより身近であった。「老年の-若年の」，「良い-悪い」，「楽しい-苦しい」，「迷惑でない-迷惑な」，「慎重な-軽率な」，「予防の-治療の」のｲﾒｰｼﾞでは，ｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞは結核ｲﾒｰｼﾞやｺﾚﾗｲﾒｰｼﾞに比較してそれぞれ若年，悪い，苦しい，迷惑，軽率，予防のｲﾒｰｼﾞであった。「活発な-不活発な」では，ｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞは不活発なｲﾒｰｼﾞで，ｺﾚﾗｲﾒｰｼﾞとほぼ同様で，結核ｲﾒｰｼﾞよりは活発なｲﾒｰｼﾞであった。以上により，ｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞは「縁遠い，若年，重症，軽率，予防」のｲﾒｰｼﾞであった。主成分分析により得られた「ｴｲｽﾞ」と「結核」および「ｺﾚﾗ」に関する各9形容詞対の因子負荷量(絶対値が0.5≦)は表2-4の通りである。「ｴｲｽﾞ」ではｴｲｽﾞに関して「楽しい-苦しい」，「良い-悪い」，「迷惑でない-迷惑な」，「老年の-若年の」，「不活発な-活発な」からなる1因子と「治療の-予防の」からなる2因子がそれぞれ抽出された。「結核」では結核に関して「楽しい-苦しい」，「活発な-不活発な」，「良い-悪い」，「迷惑でない-迷惑な」からなる1因子と「慎重な-軽率な」，「予防の-治療の」からなる2因子がそれぞれ抽出され，「ｺﾚﾗ」についてもほぼ同様に2つの因子がそれぞれ抽出された。概括すると，1因子は病気について重症感-軽症感を表し，2因子は病気について予防的対応-治療的対応を表すものと思われた。「ｴｲｽﾞ」と「結核」および「ｺﾚﾗ」に関するｲﾒｰｼﾞの属性別平均値は表5-7に示した。ｴｲｽﾞに対して性年齢階級別では，男40歳未満の者は軽症感と予防的対応，女40歳未満の者は重症感と予防的対応，女40歳以上の者は軽症感と予防的対応，職種別では，管理職の者は重症感と予防的対応，営業関係の者は軽症感と治療的対応，それ以外の者は軽症感と予防的対応，仕事観では，仕事優先の者は重症感と予防的対応，健康優先の者は軽症感と治療的対応，婚姻では，既婚者は軽症感と治療的対応，未婚者は重症感と予防的対応，それ以外の者は重症感と治療的対応をそれぞれｲﾒｰｼﾞしていた。「結核」や「ｺﾚﾗ」については，結核では男40未満以外の者が重症感，管理職や営業の者が予防的対応，離別の者が予防的対応をｲﾒｰｼﾞしたり，「ｺﾚﾗ」では，性年齢別や婚姻状況などで2因子の結果が「ｴｲｽﾞ」と比較して逆のものが多いなどそれぞれに違いが認められた。

以上により，本職域においてはｴｲｽﾞに関して「縁遠い，若年，重症，軽率，予防」のｲﾒｰｼﾞを抱く傾向の者が多く，重症感-軽症感や予防的対応-治療的対応のｲﾒｰｼﾞに関しては，性・年齢，職種，仕事観によって差があり，また，同じ感染症である「結核」や「ｺﾚﾗ」ともｲﾒｰｼﾞにかなり違いがみられることから，今後は「ｴｲｽﾞ」を感染症としてだけではなく，文化や社会などの各種の背景も有する疾患として，全従業者がｴｲｽﾞに対して正しい知識や好ましい意識や態度・行動がとれるような，また，性・年齢，職種，仕事観をも考慮した画一的でないきめ細かな教育・指導が望まれた。

「エイズ」についてどう思いますか。
思ったままに該当する点に○をおつけ下さい。

	非常に	かなり	やや	中間	やや	かなり	非常に	
老年の	・	・	・		・	・	・	若年の
慎重な	・	・	・		・	・	・	軽率な
良い	・	・	・		・	・	・	悪い
縁遠い	・	・	・		・	・	・	身近な
迷惑でない	・	・	・		・	・	・	迷惑な
活発な	・	・	・		・	・	・	不活発な
楽しい	・	・	・		・	・	・	苦しい
強気の	・	・	・		・	・	・	弱気の
予防の	・	・	・		・	・	・	治療の
（獲得点数）	1	2	3	4	5	6	7	点

（中央値4点）

図1　「エイズ」に関するSD質問表の1例

表1　「エイズ」と「結核」および「エイズ」と「コレラ」に関するイメージ差

形容詞対 1点（獲得点数）		7点	エイズ	結核	コレラ
強気の	−	弱気の	4.25(1.30)	4.47(1.17)**	4.43(1.30)**
縁遠い	−	身近な	3.36(1.54)	3.37(1.44)	2.99(1.51)**
老年の	−	若年の	4.65(1.18)	3.84(1.15)**	4.10(0.92)**
良い	−	悪い	5.72(1.39)	5.07(1.34)**	5.37(1.41)**
活発な	−	不活発な	4.58(1.44)	4.72(1.19)*	4.61(1.28)
楽しい	−	苦しい	5.64(1.43)	5.15(1.33)**	5.22(1.38)**
迷惑でない	−	迷惑な	5.29(1.54)	4.71(1.33)**	5.06(1.44)**
慎重な	−	軽率な	4.52(1.80)	3.91(1.11)**	4.21(1.43)**
予防の	−	治療の	3.50(1.91)	4.03(1.67)**	3.92(1.72)**

注：　*　$0.01 < p \leq 0.05$，**　$p \leq 0.01$

表2　「エイズ」に関するイメージ差の因子負荷量
−主成分分析−

形容詞対 1点（獲得点数）		7点	1因子	2因子
楽しい	−	苦しい	0.830	0.028
良い	−	悪い	0.807	0.286
迷惑でない	−	迷惑な	0.760	0.024
老年の	−	若年の	0.540	−0.175
活発な	−	不活発な	0.510	−0.026
慎重な	−	軽率な	0.457	−0.341
強気の	−	弱気の	0.347	−0.409
予防の	−	治療の	−0.099	−0.779
縁遠い	−	身近な	−0.448	0.341
固有値			3.01	1.20
累積寄与率（%）			33.5	46.8

表3　「結核」に関するイメージ差の因子負荷量
−主成分分析−

形容詞対 1点（獲得点数）		7点	1因子	2因子
縁遠い	−	身近な	0.470	−0.332
老年の	−	若年の	0.232	0.304
慎重な	−	軽率な	0.100	0.773
予防の	−	治療の	−0.061	0.618
強気の	−	弱気の	−0.584	0.214
迷惑でない	−	迷惑な	−0.625	0.215
良い	−	悪い	−0.765	−0.193
活発な	−	不活発な	−0.786	−0.090
楽しい	−	苦しい	−0.839	−0.104
固有値			2.93	1.33
累積寄与率（%）			32.5	47.3

表4　「コレラ」に関するイメージ差の因子負荷量
−主成分分析−

形容詞対 1点（獲得点数）		7点	1因子	2因子
楽しい	−	苦しい	0.810	−0.228
良い	−	悪い	0.791	−0.164
迷惑でない	−	迷惑な	0.749	0.087
活発な	−	不活発な	0.619	0.001
強気の	−	弱気の	0.507	0.185
慎重な	−	軽率な	0.274	0.629
老年の	−	若年の	0.060	0.597
予防の	−	治療の	0.046	0.644
縁遠い	−	身近な	−0.670	0.125
固有値			3.01	1.30
累積寄与率（%）			33.5	48.0

表5　「エイズ」に関するイメージの属性別平均（重心）
−主成分分析結果−

エイズ		1因子（軽症度−重症度） マイナス	1因子 プラス	2因子（治療的対応度−予防的対応度） マイナス	2因子 プラス
性年齢階級別					
男40歳未満	(N=175)		−0.0087	0.0113	
男40歳以上	(N=342)	0.0000			−0.0116
女40歳未満	(N= 57)	0.0545		0.0352	
女40歳以上	(N= 11)		−0.1528	0.0261	
職種階級別					
管理職	(N= 98)	0.0807		0.0030	
営業関係	(N=349)		−0.0147		−0.0056
事務職	(N= 96)		−0.0138	0.0043	
その他	(N= 56)		−0.0348	0.0183	
健康か仕事か					
仕事	(N=169)	0.0280		0.0027	
家庭	(N=425)		−0.0109		−0.0026
婚姻など					
既婚	(N=450)		−0.0101		−0.0054
未婚	(N=134)	0.0142		0.0251	
離別	(N= 13)	0.1820			−0.0560
死別	(N= 3)	0.0879			−0.0495

表6　「結核」に関するイメージの属性別平均（重心）
−主成分分析結果−

結核		1因子（重症度−軽症度） マイナス	1因子 プラス	2因子（予防的対応度−治療的対応度） マイナス	2因子 プラス
性年齢階級別					
男40歳未満	(N=175)	−0.0070			0.0145
男40歳以上	(N=343)		0.0006	−0.0065	
女40歳未満	(N= 57)	0.0103			0.0151
女40歳以上	(N= 11)		0.0553	−0.0385	
職種階級別					
管理職	(N= 98)	−0.0965		−0.0013	
営業関係	(N=350)		0.0235	−0.0011	
事務職	(N= 96)	0.0083			0.0044
その他	(N= 56)		0.0105		0.0055
健康か仕事か					
仕事	(N=169)	−0.0180		−0.0278	
家庭	(N=426)		0.0050		0.0119
婚姻など					
既婚	(N=451)		0.0035	−0.0023	
未婚	(N=134)		0.0051		0.0120
離別	(N= 13)	−0.1490		−0.0668	
死別	(N= 3)	−0.1626			0.1084

表7　「コレラ」に関するイメージの属性別平均（重心）
−主成分分析結果−

コレラ		1因子（軽症度−重症度） マイナス	1因子 プラス	2因子（治療的対応度−予防的対応度） マイナス	2因子 プラス
性年齢階級別					
男40歳未満	(N=175)	−0.0055		−0.0052	
男40歳以上	(N=343)		0.0000		0.0028
女40歳未満	(N= 57)		0.0314	−0.0031	
女40歳以上	(N= 11)	−0.0612		−0.0413	
職種階級別					
管理職	(N= 98)		0.0928	−0.0191	
営業関係	(N=350)	−0.0240			0.0061
事務職	(N= 96)		0.0231	−0.0061	
その他	(N= 56)	−0.0061			0.0089
健康か仕事か					
仕事	(N=169)		0.0118	−0.0141	
家庭	(N=426)	−0.0038			0.0060
婚姻など					
既婚	(N=451)	−0.0074			0.0004
未婚	(N=134)	−0.0053		−0.0040	
離別	(N= 13)		0.2425	−0.0022	
死別	(N= 3)		0.2792		0.1205

3036

一企業従業員におけるエイズ像に関する検討
2．がんとの比較

○武田　則昭，實成　文彦，合田　恵子，藤原　永子，浅川　富美雪，
真鍋　芳樹、須那　滋　　（香川医科大学　衛生・公衆衛生学）

中国，四国，近畿地方を拠点とする同一企業の12事業所の従業員を対象に健康調査を行い，そのうちSD(ｾﾏﾝﾃｨｯｸ ﾃﾞｨﾌｪﾚﾝｼｱﾙ)法を使った「ｴｲｽﾞ」と「がん」に関するｲﾒｰｼﾞについて検討し，性・年齢や職種別などによる属性別比較で興味ある知見が得られたので報告する。

【はじめに】　ｴｲｽﾞは近年，感染爆発が懸念され，保健医療従事者のみならず，地域・職域・学校域でそれぞれ大きな問題になろうとしている。ｴｲｽﾞは感染症とはいえ，かなり複雑で，保健医療従事者や教育者にとってもその対応はかなり困難と考えられている。1992年10月に東京商工会議所ｴｲｽﾞ問題懇談会が企業のｴｲｽﾞ対策ﾏﾆｭｱﾙ「職場とｴｲｽﾞ」を発表したこともあり，わが国の企業経営者の間にｴｲｽﾞ問題に対する関心が高まっている。しかしながら，ｴｲｽﾞについては倫理的な問題も含め，疾病が有する数々の特殊性から，その対応については未だ明確な方向性が示されていないのが実情と思われる。そこで報告者らは某企業の従業員に対して「ｴｲｽﾞ」に関するｲﾒｰｼﾞと，「死亡率」は高いが，予防方法や早期発見・早期治療などその対応策がある程度解明されてきている「がん」に関するｲﾒｰｼﾞとの違いについて比較を行い，職域におけるｴｲｽﾞ対策の一助とすべく検討した。

【対象および方法】　調査対象者に関する詳細と「ｴｲｽﾞ」と「がん」についてのSD法やその統計的処理方法については本抄録集の「一企業従業員におけるエイズ像　1．結核，ｺﾚﾗとの比較」を参照されたい。

【結果および考察】　ｱﾝｹｰﾄ調査の分析対象者や所属地区，性・年齢別構成，職種については上記の通り，本抄録集を参照されたい。SD法による獲得点数の平均値は表1に示した。「ｴｲｽﾞ」に関するｲﾒｰｼﾞ(ｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞと略)と「がん」に関するｲﾒｰｼﾞ(がんｲﾒｰｼﾞと略)は共に，総じてﾏｲﾅｽのｲﾒｰｼﾞであった。また，ｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞはがんｲﾒｰｼﾞに比較して，「縁遠い，若年の，悪い，不活発な，苦しい，迷惑な，軽率な，予防の」のｲﾒｰｼﾞで，がんｲﾒｰｼﾞはｴｲｽﾞｲﾒｰｼﾞに比較して，「弱気の」のｲﾒｰｼﾞであった。主成分分析により得られた「ｴｲｽﾞ」と「がん」に関する各9形容詞対の因子負荷量により，「ｴｲｽﾞ」ではｴｲｽﾞに関して重症感-軽症感を表すと思われる「楽しい-苦しい」，「良い-悪い」，「迷惑でない-迷惑な」，「老年の-若年の」，「活発な-不活発な」からなる 1因子とｴｲｽﾞに関して治療的対応-予防的対応を表すと思われる「治療の-予防の」，「強気の-弱気の」からなる2因子，「がん」ではがんに関して重症感-軽症感を表すと思われる「楽しい-苦しい」，「良い－悪い」，「活発な-不活発な」等からなる1因子とがんに関して安全意識-危機意識を表すと思われる「身近な-縁遠い」，「不活発な-活発な」，「軽率な-慎重な」等からなる 2因子がそれぞれ抽出され，2因子については，ｴｲｽﾞとがんでは異なる結果であった(表2-3)。性・年齢階級，職種，仕事観，婚姻状況などに関して，主成分分析による属性別平均値(0.03≦)をみると，「ｴｲｽﾞ」については女40歳未満の者は重症感と予防的対応，女の40歳以上の者は軽症感と予防的対応，管理職の者は重症感，離別や死別した者は重症感と治療的対応をそれぞれ ｲﾒｰｼﾞしていた。がんについては，男女共に40歳未満の者は重症感，女40歳以上の者は軽症感と危機意識，管理職の者は重症感，離別や死別をした者は重症感と危機意識をそれぞれｲﾒｰｼﾞしていた(表4-5)。

以上により，ｴｲｽﾞとがんでは，かなりｲﾒｰｼﾞに差が認められ，ｴｲｽﾞはがんに比較して縁遠く，若年で，軽率で，予防のｲﾒｰｼﾞを有しており、ほぼ妥当な回答と思われた。主成分分析の結果では，ｴｲｽﾞに関しては，性・年齢，職種，婚姻状況別にも差が認められ，また「がん」との比較においても，2因子が異なるなど各種の違いが認められた。今後は従業者全員がｴｲｽﾞに対して正しい知識や好ましい意識や態度行動がとれるよう，上記の結果を踏まえて対象集団の特性を考えた画一的でないきめ細かな教育・指導が望まれた。

表1　「エイズ」と「がん」に関するイメージ差

形容詞対 1点（獲得点数）7点			エイズ	がん
強気の	−	弱気の	4.25(1.30)	4.45(1.40)**
縁遠い	−	身近な	3.36(1.54)	4.46(1.51)**
老年の	−	若年の	4.65(1.18)	3.61(1.29)**
良い	−	悪い	5.72(1.39)	5.23(1.46)**
活発な	−	不活発な	4.58(1.44)	4.43(1.33)*
楽しい	−	苦しい	5.64(1.43)	5.44(1.39)**
迷惑でない	−	迷惑な	5.29(1.54)	4.47(1.38)**
慎重な	−	軽率な	4.52(1.80)	3.54(1.30)**
予防の	−	治療の	3.50(1.91)	4.21(1.82)**

注：　*　$0.01 < p \leq 0.05$，**　$p \leq 0.01$

表2　「エイズ」に関するイメージ差の因子負荷量

−主成分分析−

形容詞対 1点（獲得点数）7点			1因子	2因子
楽しい	−	苦しい	0.830	0.028
良い	−	悪い	0.807	0.286
迷惑でない	−	迷惑な	0.760	0.024
老年の	−	若年の	0.540	-0.175
活発な	−	不活発な	0.510	-0.026
慎重な	−	軽率な	0.457	-0.341
強気の	−	弱気の	0.347	-0.409
予防の	−	治療の	-0.099	-0.779
縁遠い	−	身近な	-0.448	0.341
固有値			3.01	1.20
累積寄与率（%）			33.5	46.8

表3　「がん」に関するイメージ差の因子負荷量

−主成分分析−

形容詞対 1点（獲得点数）7点			1因子	2因子
楽しい	−	苦しい	0.842	0.169
良い	−	悪い	0.824	0.145
活発な	−	不活発な	0.591	-0.499
強気の	−	弱気の	0.407	-0.262
迷惑でない		迷惑な	0.314	0.015
縁遠い	−	身近な	0.205	0.688
予防の	−	治療の	0.139	-0.278
慎重な	−	軽率な	-0.529	-0.461
老年の	−	若年の	-0.543	0.389
固有値			2.64	1.28
累積寄与率（%）			29.3	43.5

表4　「エイズ」に関するイメージの属性別平均（重心）

−主成分分析結果−

エイズ		マイナス 1因子（軽症度−重症度） プラス	マイナス 2因子（治療的対応度−予防的対応度） プラス
性年齢階級別			
男40歳未満	(N=175)	−0.0087	0.0113
男40歳以上	(N=342)	0.0000	−0.0116
女40歳未満	(N= 57)	0.0545	0.0352
女40歳以上	(N= 11)	−0.1528	0.0261
職種階級別			
管理職	(N= 98)	0.0807	0.0030
営業関係	(N=349)	−0.0147	−0.0056
事務職	(N= 96)	−0.0138	0.0043
その他	(N= 56)	−0.0348	0.0183
健康か仕事か			
仕事	(N=169)	0.0280	0.0027
家庭	(N=425)	−0.0109	−0.0026
婚姻など			
既婚	(N=450)	−0.0101	−0.0054
未婚	(N=134)	0.0142	0.0251
離別	(N= 13)	0.1820	−0.0560
死別	(N= 3)	0.0879	−0.0495

表5　「がん」に関するイメージの属性別平均（重心）

−主成分分析結果−

がん		マイナス 1因子（軽症度−重症度） プラス	マイナス 2因子（安全視−危険視） プラス
性年齢階級別			
男40歳未満	(N=175)	0.0435	−0.0169
男40歳以上	(N=342)	−0.0249	0.0061
女40歳未満	(N= 57)	0.0433	0.0050
女40歳以上	(N= 11)	−0.2082	0.0547
職種階級別			
管理職	(N= 98)	0.0690	0.0041
営業関係	(N=349)	−0.0114	−0.0029
事務職	(N= 96)	0.0148	0.0150
その他	(N= 56)	−0.0872	−0.0108
健康か仕事か			
仕事	(N=169)	0.0128	0.0160
家庭	(N=425)	−0.0045	−0.0060
婚姻など			
既婚	(N=450)	−0.0090	0.0016
未婚	(N=134)	0.0125	−0.0073
離別	(N= 13)	0.1274	0.0449
死別	(N= 3)	0.1426	0.1149

3037

エイズ教育ビデオを見た後の年齢階層による意識の違い－ビデオショップにおける調査－

○清水通彦、加藤恵一、石川直久
（愛知県衛生研究所・保健情報室）

〔目的〕エイズ予防対策の中で予防教育は重要な柱である。　昨年、愛知県が実施した高校生についての調査では、知識の向上が教育効果としてみられたが、感染者に対する対処意識や感染防止のための行動に変容がみられなかった。　このため年齢の特徴に合わせた教育が必要であろうと考え、県ビデオストア協会の協力を得て、ビデオ教育効果と年齢による意識の違いを調査した。

〔方法〕**調査及び解析方法：**平成 5年 5月15日～ 6月14日に県ビデオストア協会加盟店の来客を対象として希望者にエイズ教育ビデオの無料貸出及び調査票の配布を行った。このビデオの返却時に調査票を回収した。　調査数及び調査項目は各表に示した。検定にχ^2 検定をもちいた。

［結果］**1．関心：**ビデオを見て「関心が高まった」人は 53.5%であった（表 1）。　性別に見ると、男性は 51.5%、女性は 56.2%であり両者に有意な差はなかった。　年齢階層（年代）別に見ると10代は 59.3%で最も高く、30代は 48.8%と最も低かったが、年代間にも有意な差がなかった。

2．社会的に怖い病気：「怖い病気と思う」、「思わない」及び「わからない」は各々 82.2% 、11.0%、6.4%であった（表 2）。　性別に見ると「怖い病気と思う」男性は 83.3%女性は 82.9%であり両者に有意な差はなかった。　年代別に見ると10代が 78.5%と最も低く、30代が最も高く 84.5%であった。　「怖い病気と思う」、「思わない」の２水準で比較すると年代による有意な差はなかったが、更に「わからない」を加え３水準にして比較すると有意差があった。　「わからない」は10代が 11.3%と他の年代の4.9%より有意に高かった。　「関心が高まった」人は「怖い病気と思う」が 92.7%であり、「同じ」（「いいえ」及び「変わらない」）の82.5% より有意に高かった。

3．怖い理由：怖いと思う理由は「治療法がない」が79.5%「差別を受ける」が 23.4%であった（表 3）。「感染しやすい」、「予防法がない」を上げた人が各々10.5% 、6.5%あった。　「予防法がない」について性別に見ると、男性は 4.8% であったが女性は9.6%と有意に高かった。　他の理由については性別に有意な差はなかった。　「差別を受ける」を年代別に見ると、40代以上は 12.7%であり他の年代の25.1%より有意に低かった。　他の理由については年代間に有意な差はなかった。　「関心が高まった」人と「同じ」人につい

表 1　関心

（1993年）

年齢階層	性別	問1 関心が高まったか								合計
		はい		いいえ		変わらない		未記入		
-15	男性	6	54.5	1	9.1	4	36.4		0.0	11
	女性	6	60.0	1	10.0	3	30.0		0.0	10
	未記入	7	63.6	2	18.2	2	18.2		0.0	11
	小計	19	59.4	4	12.5	9	28.1	0	0.0	32
16-19	男性	48	58.5	6	7.1	26	30.6	5	5.9	85
	女性	51	81.4	3	3.6	27	32.5	2	2.4	83
	未記入	9	64.3		0.0	4	28.6	1	7.1	14
	小計	108	59.3	9	4.9	57	31.3	8	4.4	182
20-29	男性	155	52.5	16	5.4	113	38.3	11	3.7	295
	女性	81	54.0	5	3.3	56	37.3	8	5.3	150
	未記入	30	55.6	4	7.4	20	37.0		0.0	54
	小計	266	53.5	25	5.0	189	37.9	19	3.8	499
30-39	男性	71	45.5	8	5.1	69	44.2	8	5.1	156
	女性	33	53.2	3	4.8	24	38.7	2	3.2	62
	未記入	19	55.9	1	2.9	13	38.2	1	2.9	34
	小計	123	48.8	12	4.8	106	42.1	11	4.4	252
40-49	男性	29	52.7	3	5.5	22	40.0	1	1.8	55
	女性	12	57.1	1	4.8	8	38.1		0.0	21
	未記入	16	53.3	1	3.3	13	43.3		0.0	30
	小計	57	53.8	5	4.7	43	40.6	1	0.9	106
50-59	男性	7	50.0		0.0	6	42.9	1	7.1	14
	女性	2	66.7	1	33.3		0.0		0.0	3
	未記入	3	50.0	1	16.7	2	33.3		0.0	6
	小計	12	52.2	2	8.7	8	34.8	1	4.3	23
60-	男性	2	66.7		0.0	1	33.3		0.0	3
	女性	1	20.0	2	40.0	2	40.0		0.0	5
	未記入									0
	小計	3	37.5	2	25.0	3	37.5	0	0.0	8
未記入	男性	5	62.5	2	25.0	1	12.5		0.0	8
	女性	5	83.3	1	16.7		0.0		0.0	6
	未記入	27	50.9	4	7.5	21	39.6	1	1.9	53
	小計	37	55.2	7	10.4	22	32.8	1	1.5	67
合計	男性	323	51.5	36	5.7	242	38.6	26	4.1	627
	女性	191	56.2	17	5.0	120	35.3	12	3.5	340
	未記入	111	55.0	13	6.4	75	37.1	3	1.5	202
	合計	625	53.5	66	5.6	437	37.4	41	3.5	1169

表 2　社会的に怖い病気

（1993年）

年齢階層	性別	問2 怖い病気と思うか								合計
		思う		思わない		わからない		未記入		
-15	男性	5	45.5	1	9.1	5	45.5		0.0	11
	女性	6	60.0	1	10.0	3	30.0		0.0	10
	未記入	6	54.5	2	18.2	2	18.2	1	9.1	11
	小計	17	53.1	4	12.5	10	31.3	1	3.1	32
16-19	男性	69	81.2	9	10.6	7	8.2		0.0	85
	女性	69	83.1	7	8.4	7	8.4		0.0	83
	未記入	13	92.9	1	7.1		0.0		0.0	14
	小計	151	83.0	17	9.3	14	7.7	0	0.0	182
20-29	男性	245	83.1	37	12.5	13	4.4		0.0	295
	女性	131	87.3	11	7.3	8	5.3		0.0	150
	未記入	43	79.6	7	13.0	4	7.4		0.0	54
	小計	419	84.0	55	11.0	25	5.0	0	0.0	499
30-39	男性	135	86.5	14	9.0	6	3.8	1	0.6	156
	女性	53	85.5	7	11.3	1	1.6	1	1.6	62
	未記入	25	73.5	7	20.6	2	5.9		0.0	34
	小計	213	84.5	28	11.1	9	3.6	2	0.8	252
40-49	男性	49	89.1	3	5.5	3	5.5		0.0	55
	女性	15	71.4	4	19.0	2	9.5		0.0	21
	未記入	25	83.3	4	13.3		0.0	1	3.3	30
	小計	89	84.0	11	10.4	5	4.7	1	0.9	106
50-59	男性	12	85.7	2	14.3		0.0		0.0	14
	女性	2	66.7	1	33.3		0.0		0.0	3
	未記入	5	83.3	1	16.7		0.0		0.0	6
	小計	19	82.6	4	17.4	0	0.0	0	0.0	23
60-	男性	1	33.3	1	33.3	1	33.3		0.0	3
	女性	1	20.0	1	20.0	3	60.0		0.0	5
	未記入									0
	小計	2	25.0	2	25.0	4	50.0	0	0.0	8
未記入	男性	6	75.0	2	25.0		0.0		0.0	8
	女性	5	83.3	1	16.7		0.0		0.0	6
	未記入	40	75.5	5	9.4	8	15.1		0.0	53
	小計	51	76.1	8	11.9	8	11.9	0	0.0	67
合計	男性	522	83.3	69	11.0	35	5.6	1	0.2	627
	女性	282	82.9	33	9.7	24	7.1	1	0.3	340
	未記入	157	77.7	27	13.4	16	7.9	2	1.0	202
	合計	961	82.2	129	11.0	75	6.4	4	0.3	1169

て、いずれの理由についても有意な差はなかった。

4．怖くない理由：怖いと思わない理由は「予防出来る」が 71.3%、「感染しにくい」が8.5%であった。「治療出来る」を上げた人が8.5%であった。　「予防出来る」については性別、年代間に有意な差はなかった。　他の理由については該当数が少ないので検討出来なかった。

5．感染者への対応：感染者に対しどの様に接するかについては、「わからない」が 40.4%と最も多く、「協力」する（「支援する」及び「役立つ」）が 20.8%、「同じように付き合う」 19.2%、「排他的」（「付き合いをやめる」及び「近寄らない」）は 18.4%であった。　性別について見ると、いずれの項目についても有意な差はなかった。　「わからない」について年代別に見ると、40代以上は 29.3%であり他の年代の 43.3%より有意に低かった（表 4）。また「近寄らない」については、40代以上は1.1%であり他の年代の 11.9%より有意に高かった。「付き合いをやめる」については、10代が9.9%であり他の年代の4.4%より有意に高かった。他の項目については年代間に有意な差はなかった。　「関心が高まった」人と「同じ」人について、いずれの項目についても有意な差はなかった。

〔考察〕1．年齢階層による意識の違い：10代はエイズが怖い病気かどうか判断に迷う、あるいは社会的な問題点について認識していない人が多い。　特に15才以下は「わからない」が31.5% と高い傾向にある。　また、感染者への対応については「付き合いをやめる」が他の年代に比較して多い。　怖い病気と同様15才以下は「排他的」に対応する人が 40.7%と高い傾向にある。　従って、エイズの社会的問題や感染者への対応などについては中学校までが教育効果の高い重要な時期と考えられる。　20代、30代は検討項目について特徴はなかった。　40代以上は感染者への対応について明確に態度を表明する人が増えるが、なかでも「近寄らない」が増加しており、排他的な性格を強める傾向がある。　しかし、差別に対する恐怖心は少なくなり、意識の逆転がおこると考えられる。　従って、年齢に合わせた職場での教育が一層重要となる。

2．今回のビデオの教育効果：ビデオを見て関心が高まったと答えた人が 53.5%あったことは一応評価して良い。　その内容について見ると、「関心が高まった」人は「怖い病気と思う」が増加し、怖い理由に「治療法がない」、「差別を受ける」などの理由を上げた人は、関心が「同じ」人と差はなかった。　これは、正しい予防措置を講ずれば感染を防ぐことが出来る怖くない疾病であると言う予防教育の目的とは逆効果になっているばかりではなく、正しい知識の普及にもならなかった。　教育ビデオの目的と、受ける取る側の意識とは大きな違いを示していた。

表 3　怖い理由

(1993年)

年齢階層	性別	問2－2 怖いと思う理由 感染しやす		治療法がな		予防法がな		差別を受け		その他		合計	該当者数
-15	男性	2	40.0	3	60.0	1	20.0	1	20.0	0	0.0	7	5
	女性	0	0.0	3	50.0	1	16.7	3	50.0	0	0.0	7	6
	未記入	4	66.7	1	16.7	1	16.7	1	16.7	0	0.0	7	6
	小計	6	35.3	7	41.2	3	17.6	5	29.4	0	0.0	21	17
16-19	男性	3	4.3	57	82.6	3	4.3	12	17.4	2	2.9	77	69
	女性	7	10.1	55	79.7	5	7.2	16	23.2	2	2.9	85	69
	未記入	1	7.7	11	84.6	1	7.7	3	23.1	1	7.7	17	13
	小計	11	7.3	123	81.5	9	6.0	31	20.5	5	3.3	179	151
20-29	男性	23	9.4	190	77.6	6	2.4	54	22.0	16	6.5	289	245
	女性	10	7.6	106	80.9	12	9.2	41	31.3	8	6.1	177	131
	未記入	4	9.3	39	90.7	1	2.3	17	39.5	1	2.3	61	43
	小計	37	8.8	335	80.0	19	4.5	112	26.7	24	5.7	527	419
30-39	男性	16	11.9	106	78.5	9	6.7	33	24.4	4	3.0	168	135
	女性	9	17.0	42	79.2	6	11.3	10	18.9	4	7.5	71	53
	未記入	3	12.0	17	68.0	1	4.0	10	40.0	3	12.0	34	25
	小計	28	13.1	165	77.5	16	7.5	53	24.9	11	5.2	273	213
40-49	男性	5	10.2	43	87.8	5	10.2	8	16.3	2	4.1	63	49
	女性	0	0.0	13	86.7	2	13.3	2	13.3	0	0.0	17	15
	未記入	2	8.0	19	76.0	2	8.0	2	8.0	1	4.0	26	25
	小計	7	7.9	75	84.3	9	10.1	12	13.5	3	3.4	106	89
50-59	男性	0	0.0	10	83.3		0.0	1	8.3	0	0.0	11	12
	女性	0	0.0	2	100.0	1	50.0	1	50.0	1	50.0	5	2
	未記入	0	0.0	4	80.0		0.0		0.0	1	20.0	5	5
	小計	0	0.0	16	84.2	1	5.3	2	10.5	2	10.5	21	19
60-	男性	0	0.0	1	100.0		0.0		0.0		0.0	1	1
	女性	1	100.0		0.0		0.0		0.0		0.0	1	1
	未記入											0	
	小計	1	50.0	1	50.0	0	0.0	0	0.0	0	0.0	2	2
未記入	男性	1	16.7	5	83.3	1	16.7	2	33.3		0.0	9	8
	女性	2	40.0	2	40.0		0.0	1	20.0		0.0	5	5
	未記入	8	20.0	35	87.5	4	10.0	7	17.5	3	7.5	57	40
	小計	11	21.6	42	82.4	5	9.8	10	19.6	3	5.9	71	51
合計	男性	50	9.6	415	79.5	25	4.8	111	21.3	24	4.6	625	522
	女性	29	10.3	223	79.1	27	9.6	74	26.2	15	5.3	368	282
	未記入	22	14.0	126	80.3	10	6.4	40	25.5	9	5.7	207	157
	合計	101	10.5	764	79.5	62	6.5	225	23.4	48	5.0	1200	961

表 4　感染者への対応

(1993年)

年齢階層	問4 感染者にどのように接するか やめる		近寄らない		同じ		役立ちたい		皆で支援		わからない		合計
-19	21	9.91	27	12.74	41	19.34	18	8.49	20	9.43	85	40.09	212
20-29	20	4.03	52	10.48	97	19.56	48	9.68	46	9.27	233	46.98	496
30-39	10	4.02	35	14.06	47	18.88	33	13.25	28	11.24	96	38.55	249
40-	10	7.52	28	21.05	22	16.54	17	12.78	17	12.78	39	29.32	133
合計	61	5.60	142	13.03	207	18.99	116	10.64	111	10.18	453	41.56	1090

3038

看護学生と高校生及び一般人のエイズに対する意識の違い

○加藤恵一、清水通彦、石川直久
（愛知県衛生研究所保健情報室）

【はじめに】愛知県では、昨年、高校生を対象としてエイズに関するアンケート調査を実施した。今回、看護学生及びＰＴＡを対象とした結果が得られたので併せて比較検討した。

アンケートは、保健所に講演会の依頼があった愛知県下の高校（２施設）の全生徒、看護専門学校（１施設）３年の学生及び中学校（１施設）のＰＴＡ（教師を含む）を対象として実施した。アンケートの内容は、エイズ予防教育を受けた経験及びその方法、エイズに対する関心の有無、エイズの情報入手方法、エイズに対する恐怖感、感染経路に関する知識、知りたい情報、感染者に対する意識、エイズ感染の可能性に対する意識、不安や疑問を持った時の相談相手及び検査受診の意識、保健所相談窓口の存在について、自記入設問選択方式で実施した。

【結果】それぞれ有効回答として看護学生６８名、高校生２１０３名及びＰＴＡ４６２名の回答が得られた。（表１）

表1.回答数

種別	調査数	性別内訳		
		男性	女性	不明
看護学生	68	4	64	
	2.6%	5.9%	94.1%	0.0%
高校生	2103	1107	981	15
	79.9%	52.6%	46.6%	0.7%
PTA	462	73	383	6
	17.5%	15.8%	82.9%	1.3%
合計	2633	1184	1428	21
		45.0%	54.2%	0.8%

１　予防教育の経験：「有」と答えたものが、看護学生60.3%、高校生31.3%、ＰＴＡ6.9%で看護学生が高く、その方法は看護学生では授業48.8%、パンフレット24.4%、高校生では授業75.5%、ビデオ13.0%、ＰＴＡでは講演会31.3%であった。（表２）

表2.予防教育の経験

種別	調査数	予防教育		教育(有)の方法(%)				
		有	同左率	授業	講演会	ビデオ	ﾊﾟﾝﾌﾚｯﾄ	その他
看護学生	68	41	60.3	48.8	14.6	4.9	24.4	9.8
高校生	2103	654	31.1	75.5	2.3	13.0	6.4	3.5
PTA	462	32	6.9	25.0	31.3	9.4	9.4	6.3
合　計	2633	727	27.6	71.8	4.3	12.4	7.6	4.0

２　関心：「有」と答えたものが全体で90.4%と高いが、看護学生98.5%、ＰＴＡ95.0%と比較すると高校生は89.0%と低かった。（表３）

表3.関心

種別	有	多少	無	不明
看護学生	35.3	63.2	1.5	0.0
高校生	16.6	72.4	10.8	0.1
PTA	29.0	66.0	4.8	0.2
合　計	19.3	71.1	9.5	0.2

３　恐怖感：「怖い病気」と答えたものがＰＴＡ91.1%、高校生89.0%であったが、看護学生は63.2%と低かった。（表４）

表4.恐怖感

種別	思う	思わない	わからない	不明	怖い理由				怖くない理由			
					感染しやすい	治療方法なし	予防方法なし	その他	感染しにくい	治療できる	予防できる	その他
看護学生	63.2	25.0	11.8	0.0	7.0	88.4	0.0	0.0	17.6	5.9	76.5	0.0
高校生	89.0	5.0	6.0	0.0	5.5	89.1	3.0	2.5	14.2	5.7	66.0	10.4
PTA	91.1	5.8	2.8	0.2	6.2	90.7	2.6	0.0	18.5	0.0	74.1	3.7
合　計	88.7	5.7	5.6	0.0	5.7	89.4	2.9	2.0	15.3	4.7	68.7	8.0

４　感染経路：正解率は全体に高かったが、「蚊による感染」の項目がＰＴＡ52.6%、高校生60.0%、「飛沫感染」が75.1%、79.7%と看護学生の97.1%、94.1%に比べて低かった。（表５）

表5.感染経路（正解率）

種別	食事	トイレ	ﾌﾟｰﾙ・風呂	握手	飛沫	蚊	性交	母子間	注射器
看護学生	100.0%	98.5%	98.5%	100.0%	97.1%	94.1%	94.1%	86.8%	100.0%
高校生	87.5%	85.2%	84.5%	96.2%	75.1%	60.0%	95.8%	86.2%	90.7%
PTA	90.7%	87.2%	84.8%	94.2%	79.7%	52.6%	96.5%	91.1%	96.3%
合　計	88.4%	85.9%	85.0%	95.9%	76.5%	59.6%	95.9%	87.0%	91.9%

5　知りたい情報：「治療方法」が全体で69.0% と最も高く、高校生、ＰＴＡでは「感染経路」がそれぞれ57.2% 、54.3% と高かった。看護学生では「患者の生活」64.7% 、ボランティア活動」57.4% が高かった。（表６）

表6.知りたい情報

種別	感染経路	流行状況	しくみ	治療方法	検査方法	患者生活	ﾎﾞﾗﾝﾃｨｱ
看護学生	11.8	48.5	29.4	61.8	13.2	64.7	57.4
高校生	57.2	29.6	42.6	69.5	39.1	36.8	15.8
PTA	54.3	32.9	67.1	68.2	15.8	35.9	15.8
合　計	55.5	30.7	46.5	69.0	34.3	37.3	16.9

6　感染者に対する意識：特に、「友人が感染者と分かった場合」には、「今までと同様」と答えたものが看護学生64.7% 、高校生44.1% 、ＰＴＡ37.9% と差があったが、「感染しない程度」と答えたものを含めると全体で80.0% で差はなかった。また、「わからない」と答えたものが全体で16.7% あった。（表７）

表7.感染者に対する意識(友人に対してのつきあい方)

種別	今までと同じ	感染しない程度	付き合いを止める	学校に来るのを止めて	分からない	無回答
看護学生	64.7	22.1	0.0	0.0	11.8	1.5
高校生	44.1	35.7	1.6	1.1	16.9	0.6
PTA	37.9	42.2	1.5	0.4	16.5	1.5
合　計	43.5	36.5	1.5	1.0	16.7	0.8

7　将来の感染の可能性：「絶対にない」と答えたものはＰＴＡ16.2% 、看護学生7.4%、高校生4.6%でＰＴＡが高かった。（表８）

表8.将来の感染の可能性

種別	絶対にない	無いとは言えない	可能性はある	分からない	無回答
高校生	4.6	62.7	19.9	12.3	0.4
看護学生	7.4	76.5	10.3	5.9	0.0
PTA	16.2	63.0	6.5	13.9	0.4
合　計	6.7	63.1	17.3	12.4	0.4

8　不安になったときの相談相手：看護学生では「友人・知人」48.5% 、「保健所」16.2% であったが、高校生では「友人・知人」28.2% 、「両親・家族」25.2% 、病院22.2% 、ＰＴＡでは「病院」45.2% 、「両親・家族」18.2% と差がみられた。また、「わからない」と答えたものが全体の13.7% であった。（表９）

表9.不安になった時の相談相手

種別	友人・知人	両親・家族	先生	病院	電話	保健所	相談しない	わからない	その他
看護学生	48.5	2.9	0.0	8.8	10.3	16.2	1.5	11.8	0.0
高校生	28.2	25.0	0.7	17.6	2.1	2.5	8.5	14.5	0.7
PTA	6.5	18.2	0.4	45.2	8.9	7.6	2.6	10.2	0.2
合　計	24.9	23.2	0.6	22.2	3.5	3.8	7.3	13.7	0.6

9　心配になった時の検査：「必ず受ける」と答えたものは、ＰＴＡが65.2% 、看護学生が50.0% 、高校生が47.1% とＰＴＡが高く、「匿名なら受ける」を合わせると全体で89.7% で差はなかった。（表10）

表10.心配になった時の検査

種別	必ず受ける	匿名検査	受けない	しかたない	わからない	未記入
看護学生	50.0	41.2	1.5	0.0	4.4	2.9
高校生	47.1	42.1	3.8	1.9	4.9	0.2
PTA	65.2	26.6	1.7	0.9	5.6	0.0
合　計	50.3	39.4	3.3	1.7	5.0	0.3

表11.保健所の匿名相談・検査

種別	知っていた	知らない	未記入
看護学生	95.6	2.9	1.5
高校生	37.9	61.3	0.8
PTA	58.9	40.5	0.6
合　計	43.1	56.1	0.8

10　保健所の匿名相談・検査：「知っていた」と答えたものは、看護学生が95.6% で高く、ＰＴＡ58.9% 、高校生37.9% であった。（表11）

【考察】１　医療専門教育を受けた看護学生の結果は、エイズに対する知識、エイズ患者に対する理解の面でエイズ教育の目標値を示唆している。

２　高校生及びＰＴＡの結果は、エイズに対する過度の恐怖感、患者に対する理解の欠如を示した。

3039

厚生省コホート研究 I
－ 研究デザインとベースライン・データ －

厚生省コホート研究班
（発表者：津金昌一郎・国立がんセ・疫学）

1．研究の位置づけ

平成元年度より平成3年度までは、厚生省がん研究助成金による指定研究班「難治がんの総合的な対策に関する研究」のサブ班「難治がんの発症と予防に関するコホート研究」における共同研究として、平成4年度よりは、厚生省がん研究助成金による指定研究班「多目的コホートによるがん・循環器疾患の疫学研究」における共同研究として、新規6地域（厚生省コホートII）と共に実施されている。

2．研究班の構成

班長：末舛　恵一・国立がんセンター病院長（平成元・2年度）
　　垣添　忠生・国立がんセンター病院長（平成3年度）
　　渡辺　　昌・国立がんセンター研究所疫学部長（平成4・5年度）

班員：岩手県二戸保健所、秋田県横手保健所、長野県佐久保健所、沖縄県石川保健所、東京都葛飾区葛飾保健所の所長と、研究の総括を担当する国立がんセンター研究所疫学部疫学研究室長を班員として、平成元年～3年の間は班を構成していた。平成4年度より国立循環器病センター集団検診部長・他が班員として加わり、厚生省コホートIIの班員と共に、研究班を構成している。

3．研究の目的

がん・循環器疾患など成人病の発症要因を解明する目的で、ベースライン調査を実施後10年以上追跡し、がんなどの成人病発症との関連を明らかにする。さらに、ライフスタイルの変容による疾病予防の可能性を証明するために、5年後および10年後に再調査を行う。また、現在迄に科学的に証明されている疾病予防のための方策について、健康教育などを通じて積極的に住民に普及し、その効果を評価する。

4．研究の計画

対象地域

地域住民コホートとして、岩手県二戸保健所管内の二戸市および軽米町、秋田県横手保健所管内の横手市および雄物川町、長野県佐久保健所管内の南佐久郡8町村（臼田町、佐久町、小海町、川上村、南牧村、南相木村、北相木村、八千穂村）、沖縄県石川保健所管内の具志川市および恩納村を、また、大都市健診コホートとして、東京都葛飾区葛飾保健所・葛飾北保健所管内の葛飾区を対象地域とした。

対象者

地域住民コホート対象地域は、平成元年12月31日現在で40歳以上60歳未満の者全員を、市町村の住民台帳より抽出して対象者とした。また、大都市健診コホート対象地域である東京都葛飾区に関しては、平成2年より6年までの5年間に、区が実施する40歳および50歳の節目健診を受診した者全員を対象としている。

ベースライン調査

対象者全員に対して、共通自記式アンケート質問票「健康づくりアンケート」調査を行い、健康状態、喫煙・飲酒、食生活、職業などのライフスタイルについて情報を収集した。また、市町村で実施する老人保健法による基本健康診査や職場で実施する労働安全衛生法による定期健康診断などの機会を利用して、受診した対象者の同意を得て健診データと血液試料を可能な限り収集した。

フォローアップ

コホート対象者全員の、①死亡、②転出および再転入、③がん・循環器疾患の罹患についてフォローしている。がん・循環器疾患について、各対象地域で独自の地域登録システムを構築して実施している。また、手紙による定期的なフォローアップも実施する。

再調査および新コホートの作成

5年後の時点において、40歳以上65歳未満の者（平成6年12月31日現在）を対象として、アンケート調査を再度行う予定にしている。

健康教育

再調査の終了後、各地域毎にがん予防のための健康教育による積極的介入（検診を含める）を実施する。この際、可能な限りその効果に関する評価を行えるようなデザインを組む予定である。

5．研究成果

平成5年10月現在での、地域住民コホートでの、アンケート調査数と血液の保存数を表に示す。大都市健診コホートにおいては、現時点で約 5,000のアンケートと血液が収集されている。

表　ベースライン調査数（平成5年10月現在）

保健所	対象者数	ｱﾝｹｰﾄ回収数（率）	血液採取数（率）
地域住民コホート	54,555	43,271 (79.3 %)	17,598 (31.4 %)
岩手県二戸保健所	12,331	9,510 (77.1 %)	5,126 (41.6 %)
二戸市	8,315	6,381 (76.7 %)	3,237 (38.9 %)
軽米町	4,016	3,129 (77.9 %)	1,889 (47.0 %)
秋田県横手保健所	15,779	12,059 (76.4 %)	4,700 (29.8 %)
横手市	12,381	8,816 (71.2 %)	3,043 (24.6 %)
雄物川町	3,398	3,243 (95.4 %)	1,657 (48.8 %)
長野県佐久保健所	12,232	11,150 (91.1 %)	5,493 (44.9 %)
臼田町	4,247	3,953 (93.1 %)	1,801 (42.4 %)
佐久町	2,337	2,081 (89.0 %)	956 (41.3 %)
小海町	1,685	1,494 (88.6 %)	742 (44.0 %)
川上村	1,153	1,054 (91.4 %)	593 (51.4 %)
南牧村	831	761 (91.5 %)	383 (46.1 %)
南相木村	383	340 (88.8 %)	208 (54.3 %)
北相木村	269	242 (89.9 %)	153 (56.9 %)
八千穂村	1,327	1,222 (92.0 %)	648 (48.8 %)
沖縄県石川保健所	14,213	10,595 (75.7 %)	2,279 (16.0 %)
具志川市	12,286	9,028 (74.5 %)	1,528 (12.4 %)
恩納村	1,927	1,567 (81.3 %)	751 (39.0 %)

アンケート調査の解析結果とフォローアップ状況については、当日発表する。

3040

妥当性の指標としてのκ係数

○本田純久, 三根真理子, 近藤久義, 横田賢一, 新川詔夫
（長崎大学医学部原爆資料センター）

はじめに

κ係数はカテゴリカルデータの信頼性の指標として、Cohen (1960) により提唱された。主に精神医学や心理学の領域において、同一対象者についてなされた複数の評価が、どの程度一致しているか（信頼性があるか）を示す指標として用いられている (Fleiss, 1981)。疫学研究においても、例えば質問紙調査などで、対象者の回答が複数回の調査でどの程度一致するか（調査の信頼性）を示す指標として用いられる。

本研究では評価の信頼性を検討するための２つの研究デザインを考える(Hale and Fleiss, 1993)。

1) ２人の研究者が同一対象者の評価、分類を行なう (Same Two Raters) 研究

2) １人の研究者が独立に２回、対象者の評価、分類を行なう (Duplicate Ratings) 研究

それぞれの研究デザインについて、κ係数を妥当性 (validity) の指標である sensitivity, specificity を用いて表現することにより (Kraemer, 1979)、κ係数の妥当性の指標としての意味を考える。

κ係数

κ係数は一般に (1) 式で定義される (Cohen, 1960)。

$$\kappa = \frac{p_o - p_e}{1 - p_e} \qquad (1)$$

p_o は全体の中で評価の一致した対象者の割合、p_e は偶然性のもとで期待される一致割合で、クロス表の周辺度数の分布から計算される。κ係数が１のとき、評価が完全に一致したことを示し、κ係数が０のときには、偶然性による一致の程度と同じであることを示す。

２人の研究者がｎ人の対象者を「＋（異常あり）」、「－（異常なし）」の２つに分類する場合のκ係数は、以下の２×２分割表から (2) 式により計算される (Fleiss, 1981)。

$$\kappa = \frac{2\,(n_{11}\,n_{22} - n_{12}\,n_{21})}{n_{1.}\,n_{.2} + n_{2.}\,n_{.1}} \qquad (2)$$

		評価者２		
		＋	－	合計
評価者１	＋	n_{11}	n_{12}	$n_{1.}$
	－	n_{21}	n_{22}	$n_{2.}$
	合計	$n_{.1}$	$n_{.2}$	n

研究デザイン 1 : Same Two Raters

2 人の研究者が n 人の対象者を「+」,「-」の 2 つに分類する場合の、評価の一致度について検討する。2 人の研究者で評価がくい違うのは誤分類によるものと考え、誤分類確率 sensitivity, specificity を用いて κ 係数を表す。

2 人の評価者の sensitivity, specificity をそれぞれ U_1 , V_1 , U_2 , V_2 , 対象者の中で真に「+」のひとの割合を p とする。 2 × 2 分割表の各セルおよび周辺度数は U_1 , V_1 , U_2 , V_2 , p を用いて表すと以下のようになる。

$$n_{11} = n\,p\,U_1U_2 + n\,(1-p)\,(1-V_1)\,(1-V_2) \qquad n_{1.} = n\,p\,U_1 + n\,(1-p)\,(1-V_1)$$
$$n_{22} = n\,p\,(1-U_1)\,(1-U_2) + n\,(1-p)\,V_1V_2 \qquad n_{2.} = n\,p\,(1-U_1) + n\,(1-p)\,V_1$$
$$n_{12} = n\,p\,U_1(1-U_2) + n\,(1-p)\,(1-V_1)V_2 \qquad n_{.1} = n\,p\,U_2 + n\,(1-p)\,(1-V_2)$$
$$n_{21} = n\,p\,(1-U_1)U_2 + n\,(1-p)\,V_1(1-V_2) \qquad n_{.2} = n\,p\,(1-U_2) + n\,(1-p)\,V_2$$

このとき κ 係数は (3) 式となる。

$$\kappa = \frac{2p\,(1-p)\,(U_1 + V_1 - 1)\,(U_2 + V_2 - 1)}{p\,(U_1 + U_2) + (1-p)\,(2 - V_1 - V_2) - 2\,\{p\,U_1 + (1-p)\,(1-V_1)\}\,\{p\,U_2 + (1-p)\,(1-V_2)\}} \tag{3}$$

$U_1 + V_1 = 1$ または $U_2 + V_2 = 1$ のとき κ 係数は 0 となり、$U_1 = V_1 = 1$, $U_2 = V_2 = 1$ のとき、κ 係数は 1 となる。κ 係数が負の値となるのは、$(U_1 + V_1)$ または $(U_2 + V_2)$ の一方が 1 より小さい場合である。

研究デザイン 2 : Duplicate Ratings

1 人の研究者が独立に 2 回、対象者の評価を行なう場合を考える。

Sensitivity, specificity を U, V とすると、κ 係数は (4) 式となる (Kraemer, 1979)。

$$\kappa = \frac{p\,(1-p)\,(U + V - 1)^2}{\{p\,U + (1-p)\,(1-V)\}\,\{p\,(1-U) + (1-p)\,V\}} \tag{4}$$

$U + V = 1$ のとき $\kappa = 0$ となり、誤分類確率がそれ以外の値の場合は κ 係数は常に正となる。また κ 係数は対象集団の p に依存する。例えば、同じ validity の質問紙調査や診断テストを行なっても、集団の有病割合が違うと、得られる（信頼性の指標である）κ 係数の値は異なる。

文献

Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement* 20, 37-46.

Fleiss, J. L. (1981). *Statistical Methods for Rates and Proportions,* 2nd edition. New York: Wiley.

Kraemer, H. C. (1979). Ramifications of a population model for κ as a coefficient of reliability. *Psychometrika* 44, 461-472.

Hale, C. A. and Fleiss, J. L. (1993). Interval estimation under two study designs for kappa with binary classifications. *Biometrics* 49, 523-534.

3041

胃集団検診の受診歴に関する自己回答の妥当性

○坪野　吉孝，深尾　彰，久道　茂（東北大学・医・公衆衛生），細川　徹（東北大学・医療短大），
菅原　伸之（宮城県対がん協会）

〔目的〕　各種がん検診の受診者と未受診者を比較した研究が、わが国でも多数行われている。これらの研究の大半では、対象者の自己回答を、がん検診の受診歴に関する唯一の資料としているが、その妥当性は必ずしも明らかではない。今回われわれは、地域住民を対象として胃集団検診（胃集検）の受診歴に関する自己回答の妥当性を検討したので報告する。

〔対象と方法〕　分析したデータは、胃集検の受診行動と心理的要因（Health Belief Model）に関する調査[1]のために得た資料である。この調査では、宮城県の一町の 8行政区に在住する45－64歳の住民のうち、基本健康診査の対象者 627名に自記式調査票を自宅配付し、健診会場で回収した。 400名（63.8%）の回収分から、欠損値の多い39名と職場で実施される胃集検の対象者24名を除外して、老人保健法による地域胃集検の対象者 337名を分析した。過去 5年間の地域胃集検の受診回数を、自記式調査票で質問し、同時に胃集検の実施機関である宮城県対がん協会の受診者台帳で調査し、両者を比較した。受診者台帳の記録を正しく自己回答した者と、実際以上に過大報告した者の間で、性別・年齢等の属性を比較した。がん検診の自己回答の妥当性に関するこれまでの報告[2)-5)]を概括し、今回の結果と比較した。

〔結果と考察〕　337名の対象者のうち、自己回答が正確なのは 218名（64.8%）で、過大または過少に回答したのはそれぞれ 107名（31.8%）、12名（ 3.6%）だった(Table 1)。過去5年間の受診回数を、1 回でも受けた（“ever screened”）または受けない（“never screened”）と二分した場合の、自己回答の感度は 100%、特異度は75.6%だった(Table 2)。実際の受診回数を過少に回答した12名を除外し、自己回答が正確な者と過大な者の属性を比較すると(Table 3)、性別・年齢・教育歴・職業による差はなかったが、胃十二指腸疾患の既応歴と胃がんの家族歴がある者では過大に回答する傾向が認められた。がん検診の自己回答に関するこれまでの報告を検討すると(Table 4)、自己回答と医療記録の一致度はκ値でみるかぎり比較的高かったが（κ＝0.41～0.94）、自己回答が過大になる傾向はすべての報告に共通していた。調査対象者の自己回答を受診行動の指標とする研究を実施したり解釈する際には注意が必要なことが示唆された。

[1)] 坪野　吉孝，他．地域胃がん検診の受診行動の心理的規定要因－Health Belief Model による検討－．日本公衛誌　1993; 40: 255-264.

[2)] King ES, et al. How valid are mammography self-reports? Am J Public Health 1990; 80: 1386-1388.

[3)] Sawyer JA, et al. Accuracy of women's self-report of their last Pap smear. Am J Public Health 1989; 79: 1036-1037.

[4)] Bowman JA et al. The accuracy of Pap smear utilization self-report: a methodological consideration in cervical screening research. Health Serv Res 1991; 26: 97-107.

[5)] Walter SD, et al. A comparison of physician and patient reports of Pap smear histories. J Clin Epidemiol 1988; 41: 401-410.

Table 1. Agreement between self-reported and recorded frequencies of stomach cancer screening

Self-report	Medical records				
	5	4-3	2-1	0	Total
5	44	37	14	5	100
4-3	5	28	26	5	64
2-1	2	5	53	20	80
0	0	0	0	93	93
Total	51	70	93	123	337

Weighted Kappa = 0.76
Proportion of accurate self-report = 64.8% (n = 218)

Table 2. Agreement between self-reported and recorded attendance at screening for stomach cancer within 5 years

Self-report	Medical records		
	Even screened	Never screened	Total
Ever screened	214	30	244
Never screened	0	93	93
Total	214	123	337

Kappa = 0.68
Proportion of accurate self-report = 91.1% (n = 307)
Sensitivity = 100%
Specificity = 75.6%
Positive predictive value = 87.7%
Negative predictive value = 100%

Table 3. Subject charasteristics and accuracy of self-reported frequencies of stomach cancer screening

Variables	n	Self-reported frequency		P-value*
		Accurate (%)	Overestimated (%)	
Total	325	67.1	32.9	
Sex				
Male	139	64.0	36.0	0.312
Female	186	69.4	30.6	
Age(years)				
45－49	28	64.3	35.7	
50－54	56	67.9	32.1	0.988
55－59	108	67.6	32.4	
60－64	133	66.9	33.1	
Years of education				
≦9	228	66.7	33.3	
10－12	88	68.2	31.8	0.940
13≦	7	71.4	28.6	
Occupation				
Employee	18	55.6	44.4	
Self-employment	65	64.6	35.4	
Farmer	102	67.7	33.3	0.485
Housewife	90	73.3	26.7	
Retired	50	62.0	38.0	
Past history of gastroduodenal diseases				
Yes	75	56.0	44.0	0.022
No	248	70.2	29.8	
Family history of stomach cancer				
Yes	73	52.1	47.9	0.002
No	248	71.8	28.2	

* Derived form chi-square test

Table 4. Summary of studies comparing self-report and mecical records of cancer screening

Author	King et al[2]	Saweyer et al[3]	Bowman et al[4]	Walter et al[5]		Tsubono et al*
Screening	mammography	Pap smear	Pap smear	Pap smear		gastric photo-fluorography
No. of subjects	199	98	111	133†	576†	337
Self-report measure	interview by telephone	interview at home	interview at home	interview at home		self-administered questionnaire
Time frame (years)	1	3	3	5		5
Self-report(%)‡:						
Accurate	97.0	79.6	78.4	78.9	80.7	91.1
Overestimate	3.0	17.3	17.1	12.8	13.9	8.9
Underestimate	0	3.1	4.5	8.3	5.4	0
Kappa	0.94	0.48	0.51	0.41	0.58	0.68

* The present study
† 133 cases and 576 controls obtained for a case-control study of cervical cancer screening [13].
‡ For comparison, ordinal categories originally reported in each study to classify the screening frequencies were dichotomized as "ever" or "never" screened within the specified time frame.

3042

質問紙調査の妥当性に関する研究

The Study on Response Validity of Questionnaire Survey

井上真奈美、田島和雄、浜島信之、広瀬かおる、黒石哲生
（愛知県がんセンター研究所疫学部）

［目的］病院新来患者群の質問紙調査からみた食・嗜好習慣の性・年齢・季節別変動特性とその妥当性について検討することを目的とする。

［対象と方法］1）1988年1月から1990年12月までの3年間に愛知県がんセンター病院を訪問した全新来患者のうち、17歳以下の者および記入不能の者を除く、一般生活習慣に関する自記式質問票Aに回答した22,788人（男6,584人、女16,204人）を分析対象とした（全新来患者に対する有効回答回収率：93.3%）。対象者を性、年齢（39歳以下、40～64歳、65歳以上）、来院の時期（春：3～5月、夏：6～8月、秋：9～11月、冬：12～2月）に分け、主な食・嗜好習慣項目についてそれぞれの群の変動特性を比較検討した。

2）上記対象者のうち、内視鏡部において同時期（上記質問票回答の約1週間後）に行われていた別の生活習慣調査票Bにも回答した995人のうち男性481人について、喫煙・飲酒習慣に関する両調査の回答分布を比較検討した。

［結果］1）食習慣を性・年齢・季節別に比較すると、ほとんどすべての食習慣について明らかな性・年齢による変動が見られた。しかし、季節変動の傾向ははっきりとしなかった（Table 2）。

2）同時期に行った2種類の質問票の回答を比較すると、Current-smokerとCurrent-drinker、及びNever-smokerとNever-drinkerは回答に高い一致率を示した。しかし、質問票BではEx-drinkerと答えた者が、質問票AではCurrent及びNeverと答えた者が多かった（Table 3）。

［まとめ］以上の結果より、症例・対照研究において病院新来患者群を比較対照群として用いる場合、性・年齢については症例とマッチする必要があるが、来院時期についてはあまり大きく影響しないことが示唆された。喫煙・飲酒習慣については、自己申告による現在の喫煙者および飲酒者は調査票が変わっても変動は少ないが、止めた者については回答内容に少なからず変動がみられたので、この点は調査時に十分考慮しておく必要がある。

Table 1. Age Distribution of first hospital-visit outpatients in Aichi Cancer Center Hospital (1988-1990)

Age(year)	Male	(%)	Female	(%)	Total	(%)
-39	1,183	(18.0)	4,602	(28.4)	5,785	(25.4)
40-64	4,161	(63.2)	10,156	(62.7)	14,317	(62.8)
65-	1,240	(18.8)	1,446	(8.9)	2,686	(11.8)
Total	6,584	(100)	16,204	(100)	22,788	(100)

Table 3. Concordant distribution (%) of habitual smoking and drinking between two different questionnaires

	Questionnaire B					
	Smoking status(No. of subjects)			Drinking status(No. of subjects)		
Questionnaire A	Current(238)	Quit(136)	Never(105)	Current(349)	Quit(27)	Never(97)
Current	96.6	0.0	0.9	88.8	11.1	1.0
Quit	2.1	90.4	6.7	1.2	59.3	1.0
Never	1.3	9.6	92.4	10.0	29.6	98.0
Total	100	100	100	100	100	100

Questionnaire A: first hospital-visit; Questionnaire B: endoscopic examination within a week.

Table 2. Age-, sex-, and season-specific proportional frequency (%) of selected category of food habit and items

		Male				Female			
		Season of first hospital-visit				Season of first hospital-visit			
Variable(category)	Age	Spring	Summer	Autumn	Winter	Spring	Summer	Autumn	Winter
Salty taste(like)	-39	79.0	82.0	78.2	79.3	65.4	65.4	62.9	66.8
	40-64	75.3	75.9	77.0	77.0	60.8	62.4	60.5	62.2
	65-	66.8	66.2	65.5	65.4	57.9	56.6	57.6	54.5
Greasy taste(like)	-39	62.7	70.1	70.8	66.4	56.9	56.5	54.0	55.1
	40-64	59.3	61.2	61.3	64.0	47.9	49.3	47.0	49.9
	65-	59.9	55.3	54.2	63.4	40.4	41.2	44.1	39.7
Type of breakfast(rice)	-39	43.1	41.2	46.2	44.7	34.8	35.3	36.9	33.4
	40-64	61.5	59.7	63.2	60.6	50.2	50.4	50.4	49.9
	65-	62.5	65.4	62.2	63.7	60.3	61.1	62.9	64.8
Fresh vegetables	-39	69.1	67.9	64.1	68.7	74.5	76.9	74.5	71.9
(every day)	40-64	67.6	71.7	67.1	65.6	71.2	75.9	73.7	70.8
	65-	68.7	70.3	67.5	69.1	67.2	61.4	58.8	57.0
Fruit(every day)	-39	47.8	40.7	41.8	48.5	65.9	65.1	71.4	69.9
	40-64	57.6	57.5	60.7	60.0	75.3	75.9	81.2	81.8
	65-	67.3	65.7	73.1	70.3	80.2	79.2	80.9	77.6
Miso soup(every day)	-39	58.1	54.6	57.1	61.2	59.1	52.9	55.7	56.1
	40-64	70.7	66.9	67.7	68.4	63.4	60.7	61.8	65.1
	65-	70.1	72.5	74.0	69.6	66.8	57.6	63.8	69.7
Milk(every day)	-39	31.7	31.4	30.0	26.5	39.1	44.5	42.9	38.8
	40-64	37.3	38.8	39.1	32.5	41.1	45.6	45.8	40.2
	65-	53.8	53.8	52.8	47.9	51.9	53.8	53.6	49.3
Pickled vegetables	-39	8.5	7.5	9.4	12.4	7.7	7.3	6.7	10.7
(≥3-4times/week)	40-64	16.9	15.4	17.4	22.3	16.0	15.0	16.2	19.6
	65-	27.4	28.1	20.9	30.1	22.7	19.5	23.1	25.3
Dried or salted fish	-39	7.0	3.6	5.0	5.5	5.1	5.4	5.4	6.4
(≥3-4times/week)	40-64	12.5	11.2	12.1	11.8	11.7	11.7	11.8	10.0
	65-	10.0	14.7	11.2	12.8	13.1	14.7	15.8	12.0
Boiled fish	-39	21.0	17.1	23.0	23.7	26.7	23.1	28.2	26.0
(≥3-4times/week)	40-64	40.7	40.0	38.0	38.2	37.9	36.6	38.1	35.7
	65-	45.0	40.7	45.5	39.9	44.4	44.0	41.8	42.3
Bean curd	-39	25.5	21.8	23.6	23.7	40.4	38.0	39.4	37.8
(≥3-4times/week)	40-64	41.1	41.0	39.9	40.9	48.4	49.1	51.2	48.5
	65-	44.7	52.3	51.5	50.2	53.2	53.1	55.6	57.0
Green-yellow vegetable	-39	36.0	26.1	25.3	29.6	54.1	45.3	47.9	52.2
(≥3-4times/week)	40-64	45.2	38.8	38.3	42.9	62.5	55.8	58.1	63.4
	65-	52.3	46.5	51.8	55.8	65.0	59.6	56.3	62.3
Carrot	-39	21.0	18.9	20.9	23.1	48.0	42.8	48.5	49.7
(≥3-4times/week)	40-64	21.8	18.9	20.6	22.6	49.1	44.8	47.9	49.1
	65-	25.7	29.0	30.7	28.0	49.2	46.2	47.1	51.4
Egg(≥3-4times/week)	-39	66.2	65.6	66.8	62.9	75.7	73.9	74.3	76.3
	40-64	64.4	64.1	63.6	66.4	71.4	69.5	69.7	71.1
	65-	67.6	64.6	63.5	62.5	69.2	65.3	65.9	65.6
Chicken	-39	17.3	16.1	13.8	15.5	19.8	19.6	20.6	19.7
(≥3-4times/week)	40-64	17.3	14.2	13.9	17.1	25.2	23.6	24.4	26.0
	65-	19.5	16.9	17.1	23.8	31.4	29.1	28.3	26.4
Pork	-39	15.4	16.8	19.7	15.9	20.3	18.4	20.5	19.5
(≥3-4times/week)	40-64	10.2	7.4	10.4	8.5	17.0	18.0	17.8	17.8
	65-	9.3	8.6	7.0	8.6	9.7	9.5	10.6	8.9

3043

同一コホート内での症例対照研究：matched control と unmatched control

○浜島信之、広瀬かおる、黒石哲生、田島和雄
（愛知県がんセンター研究所疫学部）

男性肺がんと喫煙を例にとり、individual matching による症例対照研究と収集できた全対照を使用した症例対照研究とで、どのようにオッズ比(OR)の推計値が異なるかを検討した。

対象および方法

1988年から1990年の３年間に愛知県がんセンターを受診した初診患者は24,385人（男7,200人、女17,185人）で、この内の自記式調査票を記入した22,788人（男6,584人、女16,204 ）から症例と対照を抽出した。

症例は、肺がんと診断された40歳から79歳の男性 251人である。individual matching の対照は、個々の症例に受診年、性（男）および受診時年齢（±２歳）の同じ非がん患者からの中からコンピュータにより無作為に抽出した。症例と対照の比は1:1、1:2、1:3、1:4とした。偶然により対照が重複して抽出される場合があるが、これは理論上問題がないので、あえて異なる対照が選ばれるようにはプログラムしなかった。unmatched control としては、40歳から79歳までの非がん男性患者全数（4,100人）を選んだ。表１はこの対照と251人の肺がん症例の年齢分布を示す。

喫煙状況は非喫煙者、禁煙者、喫煙者と分けた上で後２者については一日の喫煙本数、禁煙者については禁煙時期を尋ねているが、ここではORの推定値が対照の選び方によりどのように変わるかを検討することが目的であるため、喫煙者と禁煙して２年までの患者は喫煙曝露者とし、それ以前に禁煙した患者ならびに非喫煙者は非曝露者とした。喫煙曝露者の率は表１の通りである。

ORの計算にはSASのPHREGならびにLOGISTICプロシジャーによるlogistic modelを用いた。individual matchingについては、100回および5000回独立に対照を抽出しORを計算した。

結果

matched control を選ぶにあたり各症例についてどれだけの該当患者があるか計算した。症例と同年に受診した± ２歳の年齢差をもつ非がん患者は最低が24人（1988年に受診した79歳の症例）、最高が278人（1988年に受診した47歳と48歳の症例）であり、平均159 人であった。

この非がん患者の中から100 回ならびに5000回独立に無作為抽出をし、それぞれの回についてconditional logistic modelによりORを計算した。5000回の計算の中での1:1 matchingにおけるオッズ比の最低値は1.65、最高値は5.00、平均値は2.74であった。図１に1:1の場合、図２に1:4の場合のORの分布を示す。棒状に示したのが100回での分布であり、点線で示したのが5000 回での分布である。理論的にはORの対数が正規分布を示すため、左に偏った分布を示した。

5000回の抽出から得られたlog(OR)の平均値は1:1、1:2、1:3、1:4でそれぞれ2.71、2.69、2.60、2.59で、これはunconditional logistic modelで年齢と受診年を補正して得られたORの値（2.72）と近い値を示した。

log(OR)の標準誤差(SE)は、4,100人の対照の場合には0.147であった。matched controlを取った場合には5000回の平均値は1:1、1:2、1:3、1:4でそれぞれ0.2045、0.1737、0.1596、0.1541であった。

100回の1:1 matchingについてconditional logistic model とunconditional logistic modelによりORを計算した。後者では、

表１　症例と対照の年齢分布と喫煙曝露者割合

年齢	症例	対照	喫煙曝露者割合* 症例	対照
40-49	25 (10.0%)	1412 (34.4%)	72.0%	58.4%
50-59	70 (27.9%)	1363 (33.2%)	82.9%	51.5%
60-69	87 (34.7%)	932 (22.7%)	74.4%	49.1%
70-79	69 (27.5%)	393 (9.6%)	53.6%	40.5%
全体	251 (100 %)	4100 (100 %)	70.9%	52.3%

* 喫煙者および２年以内の禁煙者

matching factor で補正しない場合は概ね控えめな推定値が得られたが（図３）、補正した場合には前者により近い推定値となった（図４）。

考案および結論

ここで示された結果は、対照について既に曝露の有無に関するデータが得られている場合には、individual matching により対照の数を減らすことはORの推定値を不安定にしメリットがないことを示している。nested case-control studyではindividual matchingが用いられることが多いが、この方法に利点があるのは、特殊な資料分析により曝露状況を測定する必要がある場合や、対照の適格性チェックが再度必要な場合である。前者は、研究費用に制限がある場合であり、後者はセレクションバイアスを除くためである。いずれの状況もない場合には、individual matchingを行う理由はない。

matched samplingが行われた場合には、conditional logistic modelを用いるべきである。unconditional logistic modelを用いた場合でも matching factorを補正すればかなり近い値が得られるが、理論的にはconditional model を用いることが妥当であることにかわりない。

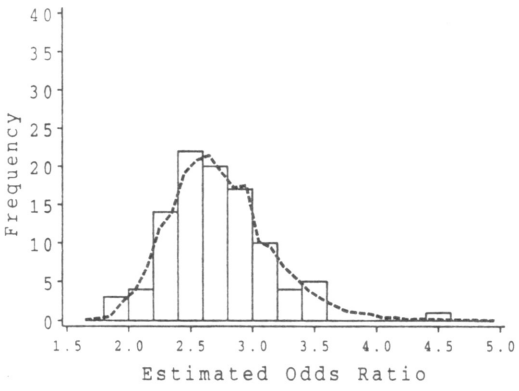


図1 1:1 matchingによるORの分布

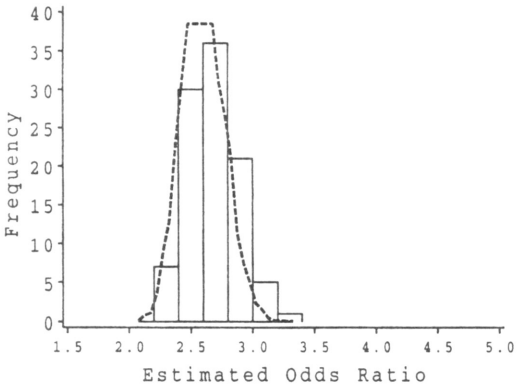


図2 1:4 matchingによるORの分布

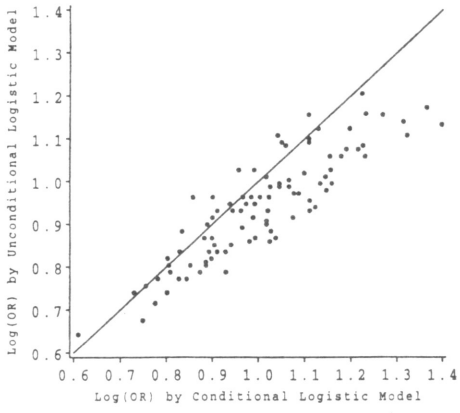


図3 conditional modelとunconditional model（matching factorの補正なし）によるlog(OR)

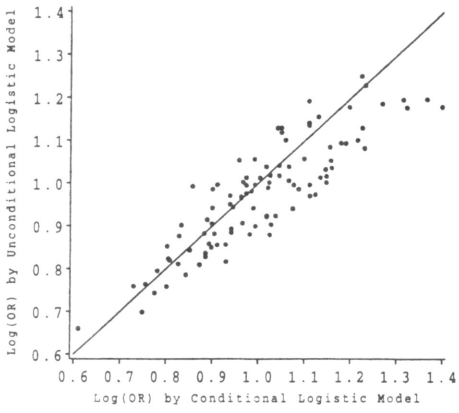


図4 conditional modelとunconditional model（matching factorの補正あり）によるlog(OR)

3044

神戸市脳卒中登録における転院例の登録状況に関する研究

○西　信雄、財津裕典、高島義裕、高鳥毛敏雄、中西範幸、
黒田研二、多田羅浩三（大阪大学・医・公衆衛生）

1．はじめに

神戸市では昭和63年から市内の医療機関を受診した脳卒中患者を対象に登録制度を実施している。大都市での登録事業であり、悉皆的登録は困難であるが、都市住民の脳卒中の実態把握のため登録率の向上は不可欠である。

我々は昨年の本学会において、登録患者のうち転帰が死亡であった患者数を、死亡票で脳血管疾患が死因となっていた数と比較し、登録率を推定する発表を行った。本研究では転帰が転院であった患者に注目し、急性期治療を終えリハビリ中心の医療機関に転院した患者が再登録される割合を求め、登録率推定の一助とすることを目的として分析を行った。

表1　発症から入院までの期間別にみた入院患者

期間（日）	人	%
発症当日	268	57.4
1～6	95	20.3
7～13	9	1.9
14～29	10	2.1
30～89	48	10.3
90～179	22	4.7
180～364	9	1.9
365～	6	1.3
総数	467	100.0

2．対象と方法

神戸市脳卒中登録制度による発症登録患者、退院登録患者を対象にした。発症後14日以上180日未満での入院を、転院による再入院と考え、退院登録で発症後14日以上180日未満で転院した患者について、転院先医療機関からの新たな発症登録の有無を調査した。同一患者の同定は、生年月日、性、居住区の照合により行った。次にCapture-Mark-Recapture（C-M-R）メソッドを用い、転院を Capture、入院を Recaptureとして、本登録制度で把握されるべき転院例の全数を推定した。

表2　発症から退院までの期間別にみた退院患者（転帰が転院の者のみ）

期間（日）	人	%
発症当日	3	3.1
1～6	7	7.1
7～13	6	6.1
14～29	11	11.2
30～89	41	41.8
90～179	17	17.3
180～364	8	8.2
365～	4	4.1
不明	1	1.0
総数	98	100.0

３．結果

平成５年７月31日までに神戸市脳卒中登録制度により登録された脳卒中患者のうち、同年１月から６月までの６か月間の入院患者数は発症登録により 480人、退院患者数は退院登録により 426人であった。入院患者 480人について発症から入院までの期間をみると、発症後14日以上１８０日未満での入院患者数は80人であった（表１）。退院患者 426人の転帰の内訳は、在宅 238人(55.9%)、転院98人(23.0%)、死亡78人(18.3%)、その他・不明12人(2.8%)であった。転院例のうち、発症から退院までの期間が14日以上１８０日未満であった退院患者数は69人であった（表2）。
この転院患者69人のうち、市外の医療機関に転院した８人を除く61人と、先に示した入院患者80人のうち、同様に市外の医療機関から紹介された８人を除く72人とを、生年月日、性、居住区により照合すると22人の一致がみられた。登録制度で把握されるべき転院例の全数を推定すると、 195.8人（95%信頼区間 144.1－247.5）となった（表３）。

４．考察

本研究で得られた、神戸市脳卒中登録において把握されるべき転院例の全数に対し、退院登録で把握されていた患者は31.2%、発症登録で把握されていた患者は36.8%であった。

転院患者は、転院先の医療機関でリハビリを中心とした治療を受け、在宅の転帰をとることが期待される。したがって転院先の医療機関からの登録率をさらに向上させることは、神戸市で行っている訪問指導等の事業の対象者の把握のためにも重要であると思われる。

表３　Capture-Mark-Recapture（C-M-R）メソッドによる神戸市脳卒中登録において把握されるべき転院例の全数推定のまとめ

		Recapture ＋	Recapture －	計
Capture	＋	22 (11.2)	39 (19.9)	61 (31.2)
	－	50 (25.5)	84.8 (43.3)	134.8 (68.8)
計		72 (36.8)	123.8 (63.2)	195.8 (100.0)

（ ）内、全数（推定値）に対する%

全数の推定：（61＋１）（72＋１）／（22＋１）－１＝195.8

Capture　：退院登録において発症後14日以上１８０日未満に転院した患者。
　　市外の医療機関に転院した者を除く。
Recapture：発症登録において発症後14日以上１８０日未満に入院した患者。
　　市外の医療機関から転院した者を除く。

3045

鳥取県における脳卒中患者の生命予後

于　羽、　大城 等、　吉岡 輝彦、岩井 伸夫、
黒沢 洋一、飯塚 舜介、能勢 隆之
（　　鳥取大学・医・公衆衛生）

［はじめに］

日本は、かつて脳卒中による死亡が多い国であったが、最近ではその死亡を急激に減少させることに成功した国として知られている。すなわち日本においては、脳卒中は1951年より1980年まで死亡原因の第一位を占めていたが、1981年には第二位となり、1985年には悪性新生物、心疾患に続き第三位となった。しかし、日本の人口が急速に高齢化していることを考えると、脳卒中の有病者数は増加していると思われる。さらに、近年の脳卒中治療の進歩により、救命率が向上し、このことが脳卒中有病率の増加につながっているものと考えられる。

そこで、本研究では鳥取県における、昭和６０年２月１日から平成元年１２月３１日までの過去５年間の脳卒中患者の生存率及び多変量解析による生存率に及ぼすリスク・ファクターを検討した。

表１　鳥取県脳卒中登録　年齢階級別 病型別 登録患者
（発症1985-1989 40歳以上）

病型	年齢階級（男性）						
頻度	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-	合計
脳梗塞	48	197	404	486	190	17	1342
脳出血	31	119	147	113	47	5	462
ｸﾓ膜下出血	11	21	25	12	4	0	73
分類不能	2	3	6	4	3	0	18
その他	3	9	21	27	14	0	74
合計	95	349	603	642	258	22	1969

病型	年齢階級（女性）						
頻度	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-	合計
脳梗塞	16	79	196	417	305	29	1042
脳出血	18	61	101	155	92	16	443
ｸﾓ膜下出血	10	23	33	30	22	1	119
分類不能	1	4	6	10	7	2	30
その他	5	8	23	17	13	1	67
合計	50	175	359	629	439	49	1701

［対象と方法］

1．対象：鳥取県居住者で昭和６０年２月１日から平成元年１２月３１日までの５年間に鳥取県脳卒中登録システムに登録された脳卒中発症者の内、40歳以上の3670人である。

2．解析方法：a）生命表法：発症後の諸因子が長期生存にどのような影響を与えるかについて、生命表法により生命予後の推定を行った。

b）多変量解析：脳卒中の予後に関する要因は単一でなく、種々の要因が複雑に交錯し、お互いに影響を及ぼしながら作用していると考えられる。そこで変数間の相互関係を考慮した上でリスク・ファクターを明らかにするために、比例ハザーデモデルを適用することにした。目的変数には生存率、生存期間をあて、説明変数には年齢、性別、意識障害の有無、言語障害の有無、病型等を用いた。

［結果］

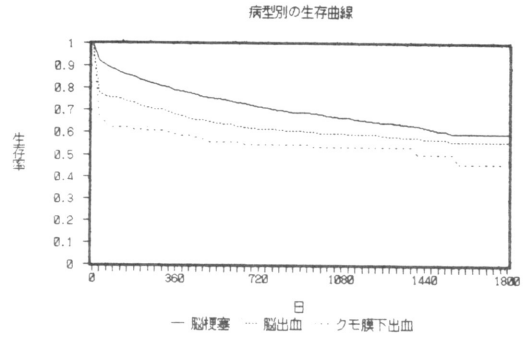
1．発症時の性、年齢及び病型：

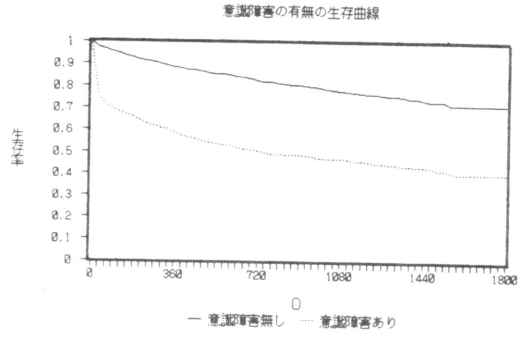
対象者3670人のうち（表１）、男性は1969人(53.65%)、女性は1701人(46.34%)であった。病型分類では、男女とも脳梗塞が最も多く、合計2384人(64.96%)であった、ついで脳出血で905人(24.66%)、クモ膜下出血で192人(5.23%)、分類不能とその他は189人(5.15%)であった。発症年齢全病型では男女共70歳代が最も多かったが、くも膜下出血では男女共60代が多かった。

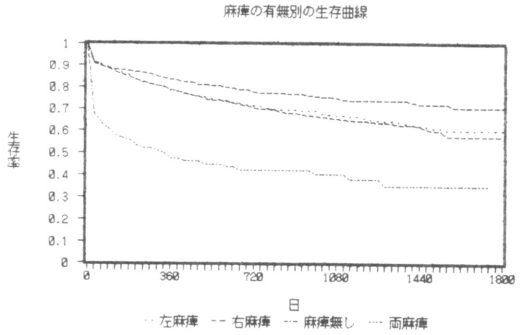
2．長期予後：

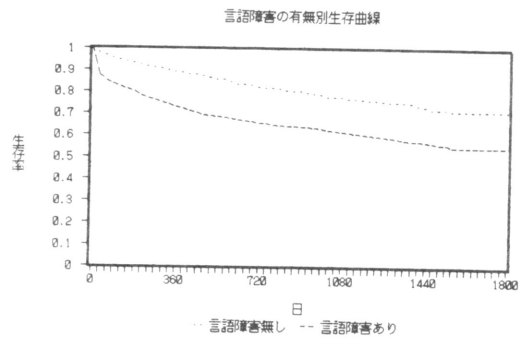
a)鳥取県一般人口との比較：1987年の鳥取県40歳以上の一般人口の生存曲線と40歳以上の脳卒中発症者の生存曲線を年齢補正した後に比較した、一般住民の生存曲線はほぼ一定の割合で直線的に低下したが、脳卒中発症者の生存曲線は発症後１年まで急激な低下を示し、その後は次第に緩やかになった。

b)性別、発症時年齢：脳卒中発症者の性別生存曲線を比較した。60代以外は性差は統計的に有意ではなかった。発症時の年齢では、70歳以上の高齢者群が70歳未満の群に比べて有意に生存率が低く、その差はとくに発症後一年以内で顕著であった。









表a　一般線形比例ハザードモデルによる解析結果

変数	回帰係数	標準誤差	χ2値	P値	相関係数
年齢	0.581	0.037	237.99	.	0.148
意識障害	0.766	0.073	92.27	.	0.091
言語障害	0.449	0.087	26.57	0.000	0.048
麻痺	0.485	0.118	16.73	0.000	0.037
ｸﾓ膜下出血	0.839	0.203	16.97	0.000	0.037

変数	χ2値	P 値	相関係数
性別	2.35	0.125	-0.006
脳出血	0.60	0.438	0.000
脳梗塞	1.60	0.206	0.000
分類不能	0.25	0.617	0.00015

c)発症時の状況と生命予後：

1. 病型別の生存曲線：発症後１カ月後の生存率をみると、クモ膜下出血で67.37%と最も悪かった。ついで脳出血の77.72%であり、脳梗塞は92.30%と最も良好な生存率を示した。全病型で生存率は発症後急激な低下を示し、さらに半年間低下が続き、以後次第に緩やかになる。発症後一年の生存率は脳梗塞で78.96%、脳出血で68.21%、クモ膜下出血で59.40%になっている。（図１）

2. 発症時障害の有無と生命予後：

意識障害、運動麻痺、言語障害の有無別の生存曲線を比較した。発病時に意識障害、運動麻痺、言語障害の各々が認められるものは生命予後が悪かった。χ^2の検定では、どれでも有意差が見られました。（図２、３、４）

d）比例ハザードモデルの検討：

比例ハザードモデルを用いた多変量解析により、予後に影響を与える因子は、発症時年齢、意識障害、クモ膜下出血、両麻痺、言語障害、脳梗塞であった。性別、脳出血、分類不能の脳卒中、片麻痺は長期生存には影響を与えなかった。（表２）

［まとめ］

１．脳卒中発症者の生存曲線は、一カ月に急速な低下を示しましたが、これに続く半年間は勾配が緩やかとなり、その後さらに緩やかとなった、これらは従来の報告とおおむね一致している。

２．高齢発症、意識障害、運動麻痺、言語障害の存在は、生命予後を悪化させる要因であった。しかし、性別では有意差がみられなかった。

３．今回は、初発、再発を区別して検討していない。初発、再発別を従属変数として検討する必要性あると思われる。

3046

一般人口集団における lipoprotein(a) の分布、及び他の危険因子との関連について

○名郷直樹、萱場一則、五十嵐正紘（自治医大地域医療）
平岡純、松尾仁司、後藤忠雄、苅尾七臣、堤明純
(JMS Cohort Study Group)

＜緒言＞liprotein(a) (Lp(a))は最近注目を集めているリポ蛋白であり、事実幾つかの前向き研究において動脈硬化性疾患の独立した危険因子であることが証明されている．また Lp(a) のアポ蛋白である apoprotein(a) はプラスミノーゲンとの相同性が指摘されており、動脈硬化と血栓の両方にかかわる因子としても興味深い．しかし、日本において一般人口集団を対象としたLp(a)の検討は少ない．さらにその90%以上は遺伝的要因によって規定され、後天的因子の影響は少ないと言われており、臨床的意義は未だはっきりしない．そこで今回我々は、一般人口集団を対象としたLp(a)の検討を行ったので、若干の文献的考察を含め報告する．

＜対象と方法＞この研究はJichi Medical School(JMS) cohort study の一部として行われ、JMS cohort study 参加者のうち、Lp(a)の測定を行った30歳以上の男女2997人を対象とした．採血は、空腹時、坐位にて肘静脈よりの真空管採血を原則とした．検査項目はLp(a)の他、総コレステロール、HDLコレステロール、中性脂肪、血糖、フィブリノーゲン、血液凝固第VII因子(FVII)を測定した．測定法は総コレステロール、中性脂肪、血糖は酵素法、HDLコレステロールはリンタングステン酸沈殿法、Lp(a)はELIZA法、フィブリノーゲンは散乱光度法、FVIIはFVII欠乏血漿を用いた合成基質法にて測定した．喫煙歴、アルコール摂取は自記式質問表により調査し、喫煙量はBrinkman Indexで、飲酒量は純アルコール換算量(g/day)で計算した．身体活動度調査は、Framingham Questionaire によった．血圧測定は坐位にて5分間安静の後、坐位のまま右上腕でコーリン社製自動血圧計BP203RVIIで測定した．LDLはFriedewald's equation により算出した．この際中性脂肪400mg/dl以上の者は除外した．また総コレステロール、LDLはLp(a)の濃度に0.3を乗じたものを減ずることにより補正を行った (C-TC、C-LDLC)．

＜結果＞Lp(a)の年齢性別の平均、その他の基本統計量をTable 1.に示す．全年齢にわたって女性の平均値が高く、いずれの性においても加齢に伴う増加傾向が認められる．またパーセンタイルで見ると、10パーセンタイルまでは年齢による差は少ないが、75パーセンタイル以上において加齢に伴う上昇傾向がある．Table 2.及び 3.は危険因子の有無から見たLp(a)レベルの差である．年齢で補正する前のt-testによる検定では、男性においてBMIとの間に、女性においては飲酒の有無との間に有意な差が認められた．しかし年齢で補正後の結果ではBMIの高い男性にLp(a)が低いこと以外には有意な差は認められなかった．Table 4.はLp(a)と他のリスクファクターとのスピアマンの相関係数、及びその危険率である．BMI、年齢、総コレステロール、LDLコレステロール、フィブリノーゲンにおいては男女とも有意な相関が見られた．また男性においてはアルコール摂取量、中性脂肪、女性ではHDLコレステロール、血糖との間にそれぞれ有意な相関が認められた．しかし、総コレステロール、LDLコレステロールとの相関は、Lp(a)の濃度で補正すると減少し、男性の補正総コレステロールとの関係は有意ではなくなった．次に単相関にて有意であったパラメーターを取り出し、重回帰分析を行った．その結果が、Table 5.である．男性においてBMI、HDLコレステロール、中性脂肪との間に負の相関が、補正後のLDLコレステロール、フィブリノーゲンとの間に正の相関が認められた．また女性においてはHDLコレステロール、フィブリノーゲンとの間に正の相関が認められた．

＜考察＞Lp(a)は動脈硬化性疾患の独立した危険因子として認知されつつある．しかし国内におい

て一般住民集団を対象にしたLp(a)の検討は少なく、Lp(a)を標的とした動脈硬化性疾患予防のための介入が有効であるかどうか、また有効であるとすればどのように介入するかなどは、まだまだこれからの課題が山積している．遺伝的に90%以上が決定されているといわれるLp(a)であるが、加齢による変化、他のリスクファクターとの関連などの報告は近年増加している．今回の我々の検討でも、多変量解析で消失するも、年齢性別の分布上明らかな加齢に伴う変化を認めた．炎症性疾患、術後、糖尿病、ネフローゼ症候群などでLp(a)が上昇することが報告されているが、糖尿病、ネフローゼ症候群など加齢に伴う疾患の集積だけでこの加齢に伴う増加が説明できるかどうかはまだはっきりしない．また喫煙、アルコール、肥満との関係は、ないとする報告が多いが、女性において喫煙との間に正の相関を認めたとの報告、男性においてwaist-to-hip ratioとに負の相関があったとする報告もある．我々の結果においても、男性においてBMIとの間に負の相関が認められた．この意味は不明であるが、ハワイの日系人において同様の報告が見られる．総コレステロール、LDLコレステロールとの間には正の相関があるとする報告が多いが、Lp(a)の濃度で補正するとその相関は消失するとの報告がある．我々も同様な補正を試みたが、LDLコレステロール、女性での総コレステロールとの相関は、補正後減少するものの有意なままであった．中性脂肪との関係は負の相関を認めたとする報告が多いが、我々も男性において同様の結果を得た．その機序については不明な部分が多いが、中性脂肪がLp(a)の代謝に重要な役割を果たしていることを示唆する報告が幾つか見られる．多変量解析では男女ともフィブリノーゲンとの間に最も強い正の相関を認めた．動脈硬化と血栓形成の両方にかかわる危険因子として期待されるLp(a)の、今後の研究の方向性を示唆するものとして大変興味深い．また男女間でその規定因子が異なっており、その背景については今後の課題である．以上、遺伝的に多くを規定されていると言われるLp(a)も他のリスクと微妙に関連しており、今後Lp(a)についても何等かの介入において減少させうる可能性が示唆された．

Table 1. Basic Statistical Values of Lipoprotein(a) (mg/dl), Stratified by Sex and Age

Group	n	mean	SD	max	min	percentile								mode
						99	95	90	75	50	25	10	5	1	
Men															
-39	64	12.4	16.2	106	<1	106	44	29	16	7.5	3	1	1	<1	1
40-49	305	16.9	15.4	97	<1	64	51	38	22	12	6	3	2	<1	7
50-59	316	19.7	18.7	141	<1	95	47	38	26	14	7	3	2	4	4
60-69	467	19.9	17.2	109	<1	86	51	41	27	16	7	4	2	1	9
70-	83	19.8	17.0	90	1	90	59	45	25	15	8	3	2	1	20
total	1235	17.2	17.2	141	<1	88	50	39	26	14	7	3	2	<1	7
Women															
-39	92	15.5	14.4	83	<1	83	42	30	22	11.5	5	3	2	<1	10
40-49	383	19.9	19.2	149	<1	100	54	44	26	14	8	4	2	<1	9
50-59	553	20.5	20.5	139	<1	109	58	45	29	17	9	5	3	1	6
60-69	628	23.1	20.2	211	<1	94	58	49	31	18	9	5	3	1	5
70-	106	22.0	18.2	100	<1	92	52	50	30	17.5	9	4	2	1	9
total	1762	21.8	19.8	211	<1	100	56	46	29	16	8	5	3	1	9

Table 2. Lp(a) levels (mg/dl) by Cardiovascular Risk Factors

	Men				Women			
	n	mean	SE	p Value	n	mean	SE	p Value
Smokers	557	18.1	0.7	0.4728	75	24.1	2.4	0.2777
Non-Smokers	618	18.8	0.7		1619	21.6	0.5	
Drinkers	897	18.2	0.6	0.2427	533	20.2	0.8	0.0293
Non-Drinkers	280	19.5	1.0		1174	22.5	0.6	
Low-BMI	588	20.4	0.7	0.0002	854	22.5	0.7	0.1412
High-BMI	587	16.7	0.6		854	21.1	0.7	
Low Activity	576	18.6	0.7	0.9391	840	21.7	0.7	0.9490
High Activity	576	18.5	0.7		841	21.8	0.7	

Table 3. Lp(a) Levels (mg/dl) by Cardiovascular Risk Factors for adjustment for Age

	Men				Women			
	n	mean	SE	p Value	n	mean	SE	p Value
Smokers	557	18.3	0.7	0.7214	75	24.2	2.3	0.2622
Non-Smokers	618	18.7	0.7		1619	21.6	0.5	
Drinkers	897	18.3	0.6	0.3876	533	20.6	0.9	0.1001
Non-Drinkers	280	19.3	1.0		1174	22.3	0.6	
Low-BMI	588	20.3	0.7	0.0008	854	22.5	0.7	0.1101
High-BMI	587	16.9	0.7		854	21.0	0.7	
Low Activity	576	18.5	0.7	0.9430	840	21.8	0.7	0.9689
High Activity	576	18.6	0.7		841	21.7	0.7	

Table 4. Spearman's Correlation Coefficients between Lp(a) and Cardiovascukar Risk Factors

	Men			Women		
	n	r	p Value	n	r	p Value
B.I.	539	-0.0208	0.6305	62	0.1619	0.2088
Alchol(g/day)	869	-0.0780	0.0215	470	-0.0879	0.0570
Activity	1152	-0.0292	0.3229	1681	-0.0009	0.9695
BMI	1177	-0.1053	0.0003	1708	-0.0491	0.0424
Age	1235	0.1147	0.0001	1762	0.0983	0.0001
Total-cholesterol	1235	0.1411	0.0001	1762	0.2004	0.0001
C-TC	1235	0.0132	0.6432	1726	0.0582	0.0146
HDL-C	1235	0.0557	0.0502	1726	0.0537	0.0241
TG	1235	-0.1642	0.0001	1762	-0.0150	0.5289
LDL-C	1210	0.2377	0.0001	1759	0.2168	0.0001
Blood Sugar	1235	-0.0468	0.1004	1762	0.0536	0.0244
Fibrinogen	910	0.1572	0.0001	1278	0.2119	0.0001
BP(Systolic)	1180	-0.0015	0.9580	1716	0.0265	0.2718
BP(Diastolic)	1180	-0.0385	0.1868	1716	0.0140	0.5626

B.I., Brinkman index; BMI, body mass index; C-TC, corrected total cholesterol; HDL-C, high density lipoprotein chlesterol; TG,triglyceride; LDL-C, low density lipoprotein cholesterol; C-LDLC, corrected low density lipoprotein cholesterol; BP, blood pressure

Table 5. Multiple Linear Regression Analysis with Lp(a) as Dependent Variable

	Men		Women	
	Stndardized coefficient	p Value	Standerdized coefficient	p Value
Age	0.0412	0.2370	0.0199	0.5169
BMI	-0.0896	0.0165	-0.0546	0.0669
HDL-C	-0.1013	0.0065	0.0613	0.0334
C-LDLC	0.1429	0.0001	0.0344	0.2460
TG	-0.2113	0.0001	--------	--------
Blood Sugar	--------	--------	0.0117	0.6845
Fibrinogen	0.1080	0.0019	0.2092	0.0001
R-Square	0.0852		0.0513	
p	0.0001		0.0001	

BMI, body mass index; HDL-C, high density lipoprotein chlesterol; TG,triglyceride; C-LDLC, corrected low density lipoprotein cholesterol

3047

血圧値および高血圧有病率に及ぼす閉経の影響
WHO CARDIAC STUDY

上田真由美、水嶋春朔、沢村　誠、奈良安雄、家森幸男
(京都大学大学院人間・環境学研究科)

【目的】女性における閉経と高血圧との関連性が最近注目されているが、大規模横断疫学研究における検討はまだなされていない。閉経期における高血圧の予防対策の必要性を検討するために、本研究では、世界２３ケ国、５４集団を対象とした国際横断研究である循環器疾患と栄養国際共同研究 (WHO CARDIAC STUDY) から閉経に関する問診票への回答がほぼ完全になされている２５集団の女性（総計２５３５名）について、閉経前後における血圧、肥満度、２４時間尿中ナトリウム排泄量、および血中コレステロール値について検討した。

【方法】WHO CARDIAC STUDY に参加した各集団４９～５５才の男女各１００名に対して、身体測定、問診票による病歴、閉経時期などに関する調査、コロトコフ音自動記録血圧計による血圧測定、採血および自動比例採尿カップ（アリコートカップ）による２４時間尿採取を行なった。採取された血液、尿は空輸し、よく標準化された分析センター（循環器疾患の一次予防に関するWHO国際共同研究センター）で、血液（総コレステロールなど）および、尿（ナトリウム(Na)ほか）中の各生物学的指標を分析した。

２５の各集団ごとに年令４９～５５才の女性１００人ずつを対象として（総計２５３５名）、それらを閉経前群 (NoMp)(N=768)、閉経期群 (PMp)(N=511)、および閉経後群 (Mp)(N=1256)の３群に分けた。ここでは、閉経前群をまだ定期的に生理のある者、閉経期群を閉経から２年以内、閉経後群を２年以後の者と定義した。この３群において、年令、肥満度（BMI）、血圧値 (BP)（収縮期 (SBP)、拡張期 (DBP)）、２４時間尿中ナトリウム、血中コレステロールの平均値の検定を分散分析で行なった。また、肥満度と血圧値の関係について年令を調整し、閉経前群 (NoMp) および閉経群 (Post-Mp)（閉経期群 (PMp)＋閉経後群 (Mp)）の２群に分け、各センター内で、それぞれの群内において重回帰分析により検討を行なった。

【結果】表１に示す通り、対象となった４９～５５才までの女性２５３５人のうち閉経前群 (NoMp)は７６８人、閉経期群 (PMp)は５１１人、閉経後群 (Mp)は１２５６人であった。各集団の測定項目の平均値を比較すると、年令については、Mp>PMp>NoMp (P<0.05), 血圧値ではSBP , DBPともに閉経期群が最も高い値を示した (PMp>NoMp>Mp)。BMIでは差がなく, 24時間尿中ナトリウム値ではNoMp>PMp>Mp, 血中コレステロール値ではMp>PMp>NoMpであった。閉経状況と高血圧有病率についてカイ二乗検定を行なったところ、高血圧者の定義を降圧剤服用者とSBP≥160mmHgもしくは、DBP≥95mmHgを示した場合（HT）、およびこの定義に境界域高血圧者を加えた場合（HT+BHT）の双方において、閉経期群が最も高く (PMp:HT%=18.9, HT+BHT%=31.0), 続いて閉経後群(Mp:HT%=16.9, HT+BHT%=28.9), 閉経前群(NoMp:HT%=16.6, HT+BHT%=27.3)の結果となった。重回帰分析を用いた集団内、群内の解析では、BMIがSBPに対し正の関係を示す集団数は閉経前群、閉経群において差はなかったが（NoMp=25集団中20集団、Post-Mp=25集団中21集団）、DBPにおいては閉経群で正の関係を示した集団数が閉経前群に比べて多く認められた（NoMp=25集団中19集団、Post-Mp=25集団中24集団）。

【考察】本研究では閉経後２年以内を閉経期群（PMp）として比較検討を行なった結果、この群での高血圧有病率が閉経前群（NoMp）および閉経２年以後の閉経後群（Mp）の有病率より高

いことが認められた。血圧値においてMpがNoMpより低くなっている理由としては、高血圧有病率がPMp>Mp>NoMpであることからMpの降圧剤の服用が高く、その結果MpとNoMpの血圧値で逆転が起こったことが考えられる。Mpでは他の２群よりも年令、コレステロール値が高い一方で、２４時間尿中ナトリウム値は最も低かった。

肥満度については、３群間で差はみられなかったが、Mp群、PMp群で年令を調節した血圧値への肥満度の寄与がより高いことが示された。尿中ナトリウム排泄量と血圧値との関係は明らかでなかった。すなわち、閉経後、特に２年以内の閉経期群で血圧値の上昇が見られ、閉経期群、閉経後群の両群で肥満度の血圧上昇への寄与が高まり、高血圧者の頻度が高くなり、コレステロールレベルも上昇して循環器疾患へのリスクが高まることが示唆された。こうした現象の機序としては内分泌性因子を中心とした分析が必要である。閉経に関連した高血圧に対する予防の必要性が示唆された。

【結論】大規模横断研究 (WHO CARDIAC STUDY) にて、標準化された方法により、閉経と高血圧との関連性が確認され、特に、閉経直後の２年間に血圧の上昇がみられ、以後高血圧有病率が高まる可能性が示唆された。このことから、閉経に達する年令の女性において、早期から高血圧に対する予防が重要であると考えられる。

表１　Body mass index(BMI), blood pressure(BP), serum total cholesterol and other variables.

Mean + SD or prevalence(%).

Examination Items	NoMp (N=768)	PMp (N=511)	Mp (N=1256)
Age (45- 55 years)	51.3+0.5	52.0+0.5	52.4+0.3
BMI(Kg/m2)	26.5+2.5	26.4+2.8	26.2+2.5
Systolic BP(mmHg)	127.1+8.6	128.4+10.3	125.9+7.6
Diastolic BP(mmHg)	75.9+5.9	76.6+7.1	75.0+5.5
% of Hypertension 1	16.6	18.9	16.9
% of Hypertension 2	27.3	31.0	28.9
24-Hour Urinary Na Excretion(mEq/day)	175.5+47.5	174.2+57.3	165.2+49.4
Serum Total Cholesterol (mg/dl)	197.1+22.2	202.1+28.0	209.1+23.1

Hypertension 1: SBP>=160 and/or DBP>=95 and/or on medication (HT)
Hypertension 2: SBP>=140 and/or DBP>=90 and/or on medication (HT+BHT)

3048

血清γ—GTPと循環器疾患リスク・ファクター

○山田裕一、石崎昌夫、釣谷伊希子、本多隆文
（金沢医科大学、衛生学）

［目的］飲酒者、非飲酒者共通にその血清γ—GTP値が血圧値、高血圧の頻度と密接に関連することを、昨年の本学会で発表した。このγ—GTPと血圧との関連性は、肥満や飲酒による肝の脂肪化にともなう肝性インスリン抵抗性と、それによる高インスリン血症を反映するものと考えられる。もしこの仮説が正しければ、γ—GTPの上昇は高インスリン血症にともなうはずの高脂血症、耐糖能異常などの循環器疾患リスク・ファクターの発現とも関連すると予想されるので検討してみた。

［対象と方法］今回は40～59歳の空腹時採血が行われた労働衛生健康診断受診者のうち、飲酒習慣を持たない男約2000人、女約4000人を対象とした。この対象者の4分の1ではHDL-cholと血糖が調べられているので、LDL-cholを計算から求めた。血圧160/95mmHg以上と降圧剤による治療中を高血圧、血清TG 180mg/dl以上、T-chol 230mg/dl以上、HDL-chol 35mg/dl未満、LDL-chol 150mg/dl以上、血糖110mg/dl以上を異常値とし、肥満度(BMI)を4群に分けて異常者の頻度を求めた。また、多重ロジスティック分析により肥満度補正後の異常者出現頻度の男女差、γ—GTP 30U/lで高低2群に分けた時の群間差を検討した。

［結果］表1A、1Bに示すように、男女とも肥満度の増大にともないγ—GTP高値者、循環器疾患リスク・ファクター保有者の割合が増加する。多重ロジスティック分析により肥満度を補正すると（表2）、γ—GTP高低2群間の各リスク・ファクターの保有率の差はおおよそ2倍であった。高血圧とLDL-cholでは男女差がなかった。

Table 1A Prevalences of high serum γ-GTP[a], hypertension[b], elevated serum triglycerides[c] and total cholesterol[d] levels in middle-aged 2,214 male and 4,263 female non-drinkers[e], according to body mass size[f]

Sex	Body mass size[f]	Number	Serum γ-GTP↑[a](%)	HT[b](%)	Risk factor TG↑[c](%)	TC↑[d](%)
Men	Slender	297	46 (15.5)	11 (3.7)	11 (3.7)	27 (9.1)
	Medium	1369	356 (26.0)	126 (9.2)	191 (14.0)	170 (12.4)
	Overweight	378	187 (49.5)	60 (15.9)	101 (26.7)	62 (16.4)
	Obese	170	105 (61.8)	55 (32.4)	57 (33.5)	37 (21.8)
	Total	2214	694 (31.3)	252 (11.4)	360 (16.3)	296 (13.4)
Women	Slender	629	32 (5.1)	25 (4.0)	10 (1.6)	54 (8.6)
	Medium	2730	232 (8.5)	250 (9.2)	175 (6.4)	367 (13.4)
	Overweight	590	81 (13.7)	100 (16.9)	79 (13.4)	115 (19.5)
	Obese	314	63 (20.1)	85 (27.1)	63 (20.1)	86 (27.4)
	Total	4263	408 (9.6)	460 (10.8)	327 (7.7)	622 (14.6)

a) γ-GTP↑: high serum γ-GTP levels (≥30 U/l).
b) HT: hypertension defined as blood pressure above 160/95 mmHg, or being treated with hypotensive medicines.
c) TG↑ : elevated serum triglycerides levels (≥180 mg/dl).
d) TC↑ : elevated serum total cholesterol levels (≥230 mg/dl).
e) Nondrinkers include teetotalers and persons who consume small volume (<10 ml) of alcohol less often than once a month.
f) Body mass size: slender (BMI<20kg/m^2), medium (20≤BMI<25), overweight (25≤BMI<28), obese (BMI≥28).

［考察と結論］肥満にともなう循環器疾患リスク・ファクターの発現には血清γ—ＧＴＰ値が密接に関連した。このことはその発現が肝の脂肪化による肝性インスリン抵抗性、高インスリン血症に由来することを強く示唆する。脂質と血糖での男女差には本来の代謝上の性差とともに喫煙の影響も考慮する必要があり、今後検討する予定である。今回の研究結果は血清γ—ＧＴＰの是正、すなわち脂肪肝の改善が循環器疾患リスク・ファクター１次予防の具体的目標となることを示すものである。

Table 1B Prevalence of high serum γ-GTP[a], decreased serum HDL-cholesterol[b], elevated serum LDL-cholesterol[c] and fasting blood glucose[d] levels in middle-aged 468 male and 947 female non-drinkers[e], according to body mass size[f]

Sex	Body mass size[f]	Number	Serum γ-GTP↑[a](%)	HDL↓[b](%)	Risk factor LDL↑[c](%)	FBG↑[d](%)
Men	Slender	56	7 (12.5)	3 (5.4)	5 (8.9)	7(12.5)
	Medium	293	88 (30.0)	42 (14.3)	65 (22.2)	49(16.7)
	Overweight	78	39 (50.0)	18 (23.1)	13 (16.7)	18(23.1)
	Obese	41	30 (73.2)	5 (16.7)	12 (29.3)	13(31.7)
	Total	468	164 (35.0)	68 (14.5)	95 (20.3)	87(18.6)
Women	Slender	145	6 (4.1)	3 (2.1)	11 (7.6)	7 (4.8)
	Medium	625	42 (6.7)	15 (2.4)	98 (15.7)	58 (9.3)
	Overweight	126	13 (10.3)	12 (9.5)	34 (27.0)	18(14.3)
	Obese	51	10 (19.6)	4 (7.8)	12 (23.5)	12(23.5)
	Total	947	71 (7.5)	34 (3.6)	155 (16.4)	95(10.0)

a) γ-GTP↑: high serum γ-GTP levels (≥30 U/l).
b) HDL↓: decreased HDL-cholesterol levels (<35 mg/dl).
c) LDL↑ : elevated LDL-cholesterol levels (≥150 mg/dl).
d) FBG↑ : elevated fasting blood glucose levels (≥110 mg/dl).

Table 2 Odds ratios of CHD-risk factors between sexes and two levels of serum γ-GTP levels in middle-aged male and female non-drinkers

CHD risk factor		Sex (man/woman) Odds	(95% range)	γ-GTP (≥30 / <30 U/l) Odds	(95% range)
A[a]	HT	1.08	(0.90 - 1.28)	1.64	(1.27 - 1.89)
	TG↑	2.05	(1.72 - 2.45)	1.89	(1.56 - 2.30)
	TC↑	0.49	(0.46 - 0.53)	1.75	(1.46 - 2.10)
B[a]	HDL↓	3.41	(2.15 - 5.42)	2.07	(1.28 - 3.33)
	LDL↑	1.05	(0.79 - 1.44)	1.58	(1.09 - 2.29)
	FBG↑	2.60	(1.77 - 3.82)	2.30	(1.52 - 3.49)

a) Study A comprised 2,214 men and 4,263 women, and study B comprised 468 men and 947 women.
b) For the definitions of abbreviations, refer to Table 1.

3049

ＭＯＮＩＣＡ基準からみた急性死患者の心筋梗塞可能性

○成瀬優知、山上孝司、益島　茂、鏡森定信（富山医薬大・保健医学）、中川秀昭、森河祐子、西条旨子、田畑正司
千間正美、三浦克之、河野俊一（金沢医科大・公衆衛生）

【はじめに】

日本では、血清総コレステロールの上昇、高血圧者や喫煙者の高頻度が特徴である。しかし急性心筋梗塞等の冠動脈疾患による死亡率は死亡診断書によると減少傾向にある。一方、死亡診断書に記載された急性心不全等の急性死例の中には急性心筋梗塞の可能性が指摘されている。このことより、急性死例において急性心筋梗塞の可能性を検討することは、日本の虚血正心疾患死亡の減少傾向の信頼性の確認になると同時に、今後の保健対策上も重要であると思われる。

それ故、本研究では急性死および心不全による死亡者の診療録調査を行い、日本の死亡診断書の精度を確認した。

【対象と方法】

対象地区は富山県西部地区三保健所管轄地域（福野、小矢部、氷見保健所：人口約20万人）である。調査対象者は、1988年から1990年までの三年間に心不全（ＩＣＤ分類：428）で死亡した15～74歳の人170人である。

調査は死亡診断書を書いた主治医に面会し、許可を得た上で診療録確認を行った。調査し得た対象患者は143例（84.1％）であった。

急性心筋梗塞発症の基準としてＭＯＮＩＣＡ（THE MULTINATIONAL MONITORING OF TRENDS AND DETERMINANTS IN CARDIOVASCULAR DISEASE）基準を用いた。

【成績】

（１）診療時間の有無：

143例中93例（65.0％）の患者は医師が診察する時は既に死亡した状態であった。すなわち、公的病院例では救急搬送時に死亡する例が多く、私的病院・診療所例では往診時には死亡していた例が多かった。この頻度は65～74歳に比べ15～64歳で高かった。しかし、医療機関の特性別や性別では差異はみられなかった。

（２）ＭＯＮＩＫＡ基準による評価：

[Definite AMI]とされたのは1例（0.7％）、[Possible AMI]とされたのは12例（8.4％）であった。89例（62.2％）は[No AMI or Insufficient data]に分類された。医療機関の特性別にみると、公的病院例では13例（18.5％）が[Definite AMI]もしくは[Possible AMI]であったのに対し、私的病院・診療所例では一例もみられなかった。一方性別、年齢別では明かな差異はみられなかった。

【まとめ】

急性死患者の心筋梗塞死亡の可能性を検討するため、死亡診断書よる心不全死亡患者143人（15～74歳）の診療録調査を行った。その結果当該疾患死亡患者の9.1％がＭＯＮＩＣＡ基準による[Definite]もしくは[Possible]と判断できた。また65％の患者は医師の診察前に死亡して

いた。

本調査地域、調査期間中、調査対象年齢における冠動脈疾患死亡例は97例、心不全死亡例は170例であった。このことより、冠動脈疾患死亡例は少なくとも15.9%多いことが予測できた。

Table 1 The number of patients who were found dead before the first medical examination (143 cases)

	cases of dead
Medical facilities	
Private hospital or clinic	48 (65.8)
Public hospital	45 (64.3)
Sex	
Men	49 (63.6)
Women	44 (66.7)
Age group (years)	
15 - 64	50 (70.4)
65 - 74	43 (59.7)
Total	93 (65.0)

Table 2a Diagnostic judgement of acute myocardial infarction using MONICA criteria for sudden death cases by medical facilities

	Private hospital or clinic cases 73 (100)	Public hospital cases 70 (100)	Total 143 (100)
Definite AMI	0 (0.0)	1 (1.4)	1 (0.7)
Possible AMI	0 (0.0)	12 (17.1)	12 (8.4)
Possible AMI or No AMI	2 (2.7)	2 (2.7)	4 (2.8)
No AMI or Insufficient data	52 (71.2)	37 (52.9)	89 (62.2)
Other disease	15 (20.5)	17 (24.3)	32 (22.4)
Unknown	4 (5.5)	1 (1.4)	5 (3.5)

Table 2b Diagnostic judgement of acute myocardial infarction using MONICA criteria for sudden death cases by sex

	Men 77 (100)	Women 66 (100)	Total 143 (100)
Definite AMI	0 (0.0)	1 (1.5)	1 (0.7)
Possible AMI	5 (6.5)	7 (10.6)	12 (8.4)
Possible AMI or No AMI	4 (5.2)	0 (0.0)	4 (2.8)
No AMI or Insufficient data	45 (58.4)	44 (66.7)	89 (62.2)
Other disease	19 (24.7)	13 (19.7)	32 (22.4)
Unknown	4 (5.2)	1 (1.5)	5 (3.5)

Table 2c Diagnostic judgement of acute myocardial infarction using MONICA criteria for sudden death cases by age group

	15 - 64 71 (100)	65 - 74 72 (100)	Total 143 (100)
Definite AMI	1 (1.4)	0 (0.0)	1 (0.7)
Possible AMI	4 (5.6)	8 (11.1)	12 (8.4)
Possible AMI or No AMI	3 (4.2)	1 (1.4)	4 (2.8)
No AMI or Insufficient data	47 (66.2)	42 (58.3)	89 (62.2)
Other disease	13 (18.3)	19 (26.4)	32 (22.4)
Unknown	3 (4.2)	2 (2.8)	5 (3.5)

3050

ＭＯＮＩＣＡ基準からみた心筋梗塞死亡者の妥当性

○中川秀昭、森河祐子、西条旨子、田畑正司、千間正美
三浦克之、河野俊一（金沢医科大・公衆衛生）、成瀬優知
山上孝司、益島　茂、鏡森定信（富山医薬大・保健医学）

【はじめに】

高血圧、高脂血症、喫煙は虚血性心疾患の危険因子である。日本においては過去20年血清総コレステロールの上昇、高血圧者、喫煙者の高い頻度にも関わらず、死亡個票による虚血性心疾患の死亡は、ヨーロッパ、アメリカに比べ低い。しかしながら、日本の心臓専門家の中には急性心筋梗塞が増加しているのではと思いを持つ者もおり、死亡診断書の信頼性に疑いを持っている。

それ故、本研究では虚血性心疾患による死亡者の診療録調査を行い、日本の死亡診断書の精度を確認した。

【対象と方法】

対象地区は富山県西部地区三保健所管轄地域（福野、小矢部、氷見保健所：人口約20万人）である。調査対象者は、1988年から1990年までの三年間に虚血性心疾患（ＩＣＤ分類： 410 - 414）で死亡した15～74歳の人97人である。

調査は死亡診断書を書いた主治医に面会し、許可を得た上で診療録確認を行った。調査し得た対象患者は85例（87.6％）であった。

急性心筋梗塞発症の基準としてＭＯＮＩＣＡ（THE MULTINATIONAL MONITORING OF TRENDS AND DETERMINANTS IN CARDIOVASCULAR DISEASE）基準を用いた。

【成績】

（１）ＭＯＮＩＫＡ基準による評価：

[Definite AMI]とされたのは18例（21.2％）、[Possible AMI]とされたのは30例（35.3％）であった。 7例（ 8.2％）は明らかに心筋梗塞ではなかった（表１）。医療機関の特性別にみると、公的病院例では51例中16例（31.4％）が[Definite AMI]であったのに対し、私的病院・診療所例では34例中 2例（ 5.9％）のみであった。

（２）各判断項目別評価：

A)47例（56.3％）で[Typical]もしくは[Atypical]な症状が確認できた。

B)二枚以上のＥＣＧが得られたのは29例（34.1％）で、そのうち３／５は[Definite ECG]、[Probable ECG]であった。全例のうち40例（47.1％）はＥＣＧは試行されていなかった。特にそれは私的病院・診療所で多く（73.5％）、診察前に既に死亡状態であったのが理由として一番多かった。

C)血清酵素は31例（36.5％）で調べられていた。１例を除いて全て公的病院例であった。このうち２／３が[Abnormal]であった。

D)一例のみ剖検が試行されていた。

E)虚血性心疾患の既往歴は34例（40.0％）で記録されていた。22例（25.9％）は急性心筋梗塞、6例（7.1％）は狭心症であった。

Table 1 Diagnosis of acute myocardial infarction using MONICA criteria for coronary event by medical facilities

	Private hospital or clinic cases	Public hospital cases	Total
Number of cases	34 (100)	51 (100)	85 (100)
Definite AMI	2 (5.9)	16 (31.4)	18 (21.2)
Possible AMI	13 (38.2)	17 (33.4)	30 (35.3)
Possible AMI or No AMI	6 (17.6)	6 (11.8)	12 (14.1)
No AMI or Insufficient data	11 (34.2)	7 (13.7)	18 (21.2)
Other disease	2 (5.9)	5 (8.2)	7 (8.2)

N (%)

Table 2 The results of analyses of each of five data items collected from medical records to define the diagnostic category for coronary event

	Private hospital or clinic cases	Public hospital cases	Total
Number of cases	34 (100)	51 (100)	85 (100)
Symptoms of coronary event			
Typical	7 (20.6)	22 (43.1)	29 (34.1)
Atypical	9 (26.5)	9 (17.6)	18 (21.2)
None	6 (17.6)	8 (15.7)	14 (16.5)
Insufficient data	12 (35.3)	12 (23.5)	24 (28.2)
ECG findings			
Definite	2 (3.9)	11 (21.6)	13 (15.3)
Probable	0 (0.0)	4 (7.8)	4 (4.7)
Ischaemic	4 (11.8)	17 (33.3)	21 (24.7)
Other	3 (8.8)	4 (7.8)	7 (8.2)
Insufficient data	25 (73.5)	15 (29.4)	40 (47.1)
Serum enzymes			
Abnormal	1 (2.9)	19 (37.3)	20 (23.5)
equivocal	0 (0.0)	4 (7.8)	4 (4.7)
Normal	0 (0.0)	7 (13.7)	7 (8.2)
Insufficient data	33 (97.1)	21 (41.2)	54 (63.5)
History of Ischemic heart disease			
Previous MI, AP or IHD	13 (38.2)	21 (41.2)	34 (40.0)
Previous MI event	7 (20.6)	15 (29.4)	22 (25.9)
Previous AP event	2 (5.9)	4 (7.8)	6 (7.1)
Necropsy findings			
Definite	0 (0.0)	1 (2.0)	1 (1.2)
None	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)
Insufficient data	34 (100)	43 (98.0)	84 (98.8)

N (%)

【まとめ】

心筋梗塞死亡の信頼性を検討するため、死亡診断書よる心筋梗塞死亡患者85人（15～74歳）の診療録調査を行った。その結果当該疾患死亡患者の56.5%がＭＯＮＩＣＡ基準による[Definite]もしくは[Possible]と判断できた。公的病院例ではその頻度は64.8%であったが、私的病院・診療所例では44.1%であり、半数以上は資料不足であった。

3051

新潟県における胆嚢がんの集積性と水道水中ＣＮＰ及びＣＮＰアミノ体との関連について

○足立泰儀、遠藤和男、山本正治（新潟大学・医・衛生）

【目的】新潟県の胆道がん（胆嚢がん及び肝外胆管がん）死亡率は男女とも日本第１位である。また、県内では新潟平野部に集積しており、この傾向は女性の胆嚢がんで顕著である。そこで新潟県内で胆道がんの標準化死亡比（ＳＭＲ）の高い地域と低い地域の水道水中のクロルニトロフェン（ＣＮＰ）及びこの代謝物で変異原性のあるＣＮＰアミノ体を測定し、それぞれの地域間に差があるか否かを調査した。

【方法】1992年は４月から隔週の水曜日に全９回、新潟市（ＳＭＲが高い地域）と上越市（ＳＭＲが低い地域）の水道水を１ℓ採取した。また、1993年は４月から毎週月曜日に全18回、新潟市の水道水のみを１ℓ採取した。更に同年の５月17日には新潟平野部にあってもＳＭＲ（特に胆嚢がん）の低い村上市、五泉市、加茂市の水道水を１ℓ採取した。これらの水道水をセプパック tC_{18} カートリッジに吸着してメタノール25mℓで溶出し、洗浄水（精製水１ℓをｎ－ヘキサン 250mℓで洗浄する） 100mℓを加え、ｎ－ヘキサン30mℓで３回抽出した。このｎ－ヘキサンを２mℓに濃縮し、２μℓをガスクロマトグラフィー（ＧＣ）に注入し、ＣＮＰ及びＣＮＰアミノ体を測定した。なお、それぞれの同定は、ＧＣ－マススペクトロメトリーで行った。

【結果及び考察】1992年の５月６日に胆道がんＳＭＲの高い新潟市の水道水中から最高554.24ng／ℓのＣＮＰを検出し、その後徐々に減少した。また、ＣＮＰアミノ体は２週後の５月20日に最高384.21／ℓ検出し、以後ＣＮＰより緩慢に減少した。しかし、胆道がんＳＭＲの低い上越市ではＣＮＰが常時10ng／ℓ以下、ＣＮＰアミノ体は定量限界（10ng／ℓ）以下であった。このように両地域の間に相違がみられた（Fig.１）。1993年の分析では、新潟市の水道水中からＣＮＰを５月３日に最高688.65ng／ℓを検出し、５月17日は 76.47ng／ℓであった。ＣＮＰアミノ体は５月17日に最高325.45ng／ℓ検出し、1992年と同様に減少した（Fig.２）。しかし、新潟平野部にあっても特に女性胆嚢がんＳＭＲの低い村上市、五泉市、加茂市（加茂川を取水源とする地域）で５月17日に採取した水道水中からはＣＮＰがそれぞれ3.34ng／ℓ、6.09ng／ℓ、8.76ng／ℓ検出された。また、ＣＮＰアミノ体はそれぞれ 17.03ng／ℓ、 23.01ng／ℓ、 22.26ng／ℓ検出された。なお、加茂市で信濃川から取水（1973年開始）した水道水では、ＣＮＰが 50.68ng／ℓ、ＣＮＰアミノ体が159.75ng／ℓであった。またこの時の新潟市の水道水ではそれぞれ 76.47ng／ℓ、325.45ng／ℓであった。このように胆道がんＳＭＲが低い地域ではＣＮＰ及びＣＮＰアミノ体による水道水の汚染が少ないという関連性を認めた（Table １）。なお、1993年５月中に集めた新潟市の水道水約57ℓを精製・濃縮し、ＧＣ－マススペクトルでＣＮＰ及びトリフロロアセチル化したＣＮＰアミノ体を確認した。

【結論】胆道がんＳＭＲの高い地域にある新潟市の水道水中のＣＮＰ及びＣＮＰアミノ体は、ＣＮＰの使用量が減った現在でも５月から６月に未だ検出され、毎年同じパターンで変化している。しかし、胆道がん特に女性胆嚢がんＳＭＲの低い地域にある上越市及び新潟平野部にあってもＳＭＲの低い村上市、五泉市、加茂市の水道水中ではＣＮＰが常時10ng／ℓ以下、ＣＮＰアミノ体は 23.01ng／ℓ以下（ただし一時点での分析）しか検出されなかった。この結果から胆道がんＳＭＲと水道水のＣＮＰ及びＣＮＰアミノ体濃度との間には地域相関関係があると考えられる。

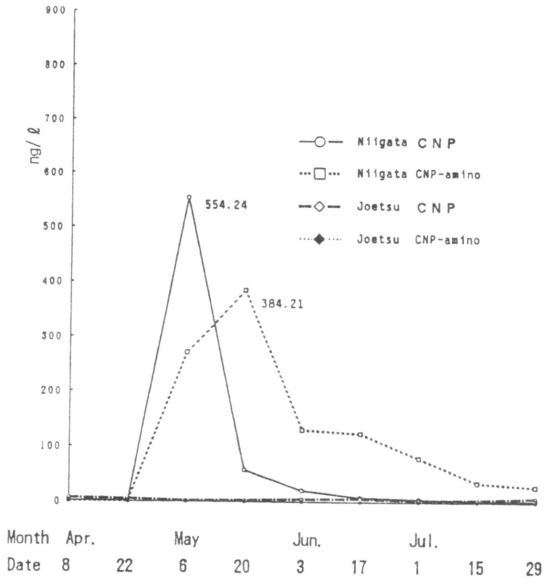


Fig. 1 Concentrations of CNP and CNP-amino in faucet water, 1992
(Concentration is expressed as ng/ℓ(ppt))

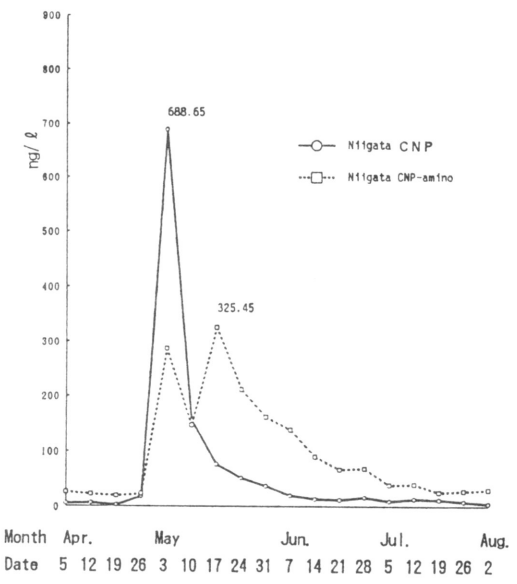


Fig. 2 Concentrations of CNP and CNP-amino in faucet water, 1993
(Concentration is expressed as ng/ℓ(ppt))

Table 1 Concentrations of CNP and CNP-amino [a] in faucet water [b] collected from Cities with and without statistically significant SMRs [c] of the gallbladder cancer in the Niigata plains

City	SMR male	SMR female	sampling point (source)	CNP	CNP-amino
Niigata	190.08*	153.72*	Asahi-machi (Shinano river)	76.47	325.45
Murakami	162.51	92.45	Tabata-machi (Groundwater)	3.34	17.03
Gosen	128.63	128.63	Isenokawa (Groundwater)	6.09	23.01
Kamo	116.84	119.70	Goban-chou (Kamo river)	8.76	22.26
			Miyakogaoka (Shinano river [d])	50.68	159.75

a) Concentrations are expressed as ng/ℓ(ppt);Quantity limits are less than 0.25 and 10.0 ng/ℓ in CNP and CNP-amino, respectively.
b) Samples were collected on May 16～17, 1993.
c) Standardized mortality ratio of the gallbladder cancer(1981-1990); Population of Japan, 1985 was used as a standard; * $p<0.001$
d) The use of faucet water from the Shinano river was started in 1973.

3052

都市勤労者コホートと地域住民コホートとの発がん要因の比較

○中村　健一、正木　基文、山本　亘
（昭和大学・医・衛生）

（目的）発がんに関連が深いと思われる生活習慣の頻度について、都市の職域コホートと農山漁村の地域コホートを比較し、日常生活における両コホートの特徴を明らかにするとともに発がんとの関連性について考察する。（資料と方法）職域コホートとは東京都内の証券業健保組合に所属し、1988年8月に行った健康診断を受診した男性のうち40-49歳2,393名、50-59歳2,362名である。地域コホートは「コホート研究による発がん要因の評価に関する研究班」によるコホートのうち、40-49歳11,579名、50-59歳13,887名（男性）を利用した。なお地域コホートの80%は農山漁村に居住している。両コホートとも健康診断の際にほぼ同様の調査表を使用して既往歴、検診受診状況、健康状態、生活習慣、職業、身体状況、居住歴、教育歴、生活態度、婚姻状況、子供数などの資料を得ており、地域コホートについてはその概要が「がんコホート研究の基礎問診調査集計」として公表されている。今回はこれらの資料のなかから主として生活習慣をとりあげ、職域コホートについてわれわれが集計したものと、地域コホートの集計結果の内容を比較・検討することとした。生活習慣としては食物摂取、嗜好、飲酒・喫煙、睡眠、睡眠、運動などが含まれる。両コホートの対象者を各項目の頻度について数群に分類し、両コホートの頻度分布の相違をχ^2により検討した。（結果）ここでは両コホート間で頻度分布に差のある生活習慣のなかで、とくに発がんに関係が深いと思われる項目についてのみ検討した。まず食物と嗜好品の摂取をみると（表1）、米飯、塩干魚、にんじん、みかん類の摂取は両年齢層とも地域コホートに多く、コーヒーの摂取は逆に職域コホートに多かった。なおみそ汁、肉類、塩分の多いもの、牛乳などの摂取は両コホートで大きな差はなかった。飲酒・喫煙をみると（表2）現在の飲酒習慣は両コホートとも類似するが、飲酒頻度と一回飲酒量は職域コホートが多い傾向にあった（一回飲酒量は40-49歳のみ）。なお現在の喫煙習慣では、職域コホートの50-59歳に「やめた」者が多く、一日喫煙量はどの年齢層とも職域コホートに多かった。また睡眠時間は職域コホートに短く、週当たりの運動時間は職域コホートに多かった（表3）。（まとめ）職域と地域のコホートにおいて食物摂取など日常生活習慣の特徴について検討した。発がんとの関連ではどちらのコホートもpositiveとnegativeの両側面をもつが今後はがん罹患率との対比のうえで生活要因を評価する必要があろう。（東京証券業健保組合、田寺守先生の協力に感謝します。本研究は文部省科研費「コホート研究による発がん要因の評価に関する研究」（代表：青木國雄）によった。）

表1　食物・嗜好品摂取状況

1. 米飯

年齢	40-49		50-59	
杯/日	職域	地域	職域	地域
-1	7.7	7.2	7.3	6.3
2-3	67.7	46.0	67.2	42.3
4+	24.7	46.8	25.6	51.4
人数	2351	11148	2324	13259
χ^2	404.5		545.8	

2. 塩干魚

年齢	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
- 1-2/m	23.2	19.3	23.6	13.6
1-2/w	53.4	37.0	50.5	32.2
3-4/w+	23.5	43.8	25.9	54.3
人数	2356	10728	2325	12229
χ^2	343.0		630.7	

3. にんじん

年齢	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
- 1-2/m	28.1	28.6	28.3	24.6
1-2/w	51.0	40.0	48.8	37.5
3-4/w+	20.9	31.4	23.0	37.9
人数	2363	9625	2322	11336
χ^2	125.6		193.6	

4. みかん類

年齢	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
- 1-2/m	39.8	28.3	31.8	24.3
1-2/w	39.7	29.4	39.1	26.6
3-4/w+	20.5	42.3	29.1	49.1
人数	2367	8823	2314	10492
χ^2	376.8		311.9	

5. コーヒー

年齢	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
- 1-2/m	13.6	30.0	19.7	42.5
1-2/w	10.7	15.6	12.7	15.6
3-4/w	75.8	54.3	67.6	41.8
人数	2382	9953	2350	12120
χ^2	377.6		558.4	

表2　飲酒・喫煙習慣

1. 飲酒頻度

年齢	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
2-6回/w	11.5	7.3	10.7	6.9
3回/w	14.4	27.4	12.4	22.8
ほぼ毎日	74.1	65.3	76.8	70.3
人数	2004	8696	1898	9780
χ^2	166.6		122.0	

2. 一回飲酒量（日本酒換算）

年齢 合/回	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
1	30.7	39.5	34.1	39.3
2	39.1	37.0	43.7	38.6
3+	30.2	23.5	22.2	22.1
人数	1914	6824	1831	7584
χ^2	59.6		20.1	

3. 一日喫煙量

年齢 本/日	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
-20	43.8	60.8	53.1	70.8
21-40	46.8	35.7	40.4	27.3
41+	9.3	3.4	6.5	1.9
人数	1373	6549	1127	6966
χ^2	182.8		179.3	

表3　睡眠・運動

1. 睡眠時間

年齢 時間	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
-7	48.2	19.5	42.0	18.1
-8	42.4	40.0	43.5	34.7
8+	9.5	40.5	14.5	47.2
人数	12368	11009	2327	12954
χ^2	1188.0		1058.5	

2. 運動時間

年齢 時間/週	40-49		50-59	
	職域	地域	職域	地域
しない	34.4	68.6	36.2	75.2
1-2	46.1	20.9	35.7	14.4
3+	19.5	10.6	28.1	10.4
人数	2151	9645	2027	11092
χ^2	883.5		1231.2	

m:月；w:週；　表中の分布の数値は%；　χ^2 値はいずれも危険率1%で有意

3053

乳がんのリスクファクター：検診受診者を対象とした症例対照研究

南　優子，深尾　彰，久道　茂（東北大学・医・公衆衛生）
大内憲明（東北大学・医・第二外科）

［はじめに］これまでの多くの乳癌の疫学研究から、妊娠、出産に関するいくつかのリスクファクター（危険因子）が報告されてきた。未婚者や出産児数が少ない者で、リスクが高いことはいずれの研究でも一致しているが、他のいくつかの要因では必ずしも一致した結果は得られていない。また、閉経前後でリスクファクターに違いがあるかどうかについても不明な点が多い。ここでは、検診受診者を対象に、妊娠、出産に関する要因と乳癌のリスクとの関連を分析した。また若年乳癌（４９歳以下）と高齢乳癌（５０歳以上）の危険因子の比較も試みた。

［対象と方法］症例は、宮城県対がん協会が実施している64地区での地域乳がん検診で、昭和６２年から平成３年までの５年間に発見された乳癌213例から、経過観察により診断された7例と対照がとれなかった2例（77歳，82歳）を除いた204例（表１）。対照は受診地区と受診年，生年（±2年）をマッチさせて、各年の症例以降の受診番号で異常なしと診断された者の中から順番に抽出した4名で、このようにして完成した1:4のペア204組を対象に症例対照研究を行った。分析項目は妊娠，出産，既往歴などに関する問診項目でそれぞれについて条件付きロジスティック回帰モデルによりオッズ比を算出した。全体の分析のほか、症例の年齢を49歳以下（88組）と50歳以上（116組）に分けた分析も行った。

表１．症例の年齢分布

年齢階級（歳）	症例数
30～39	19
40～49	69
50～59	53
60～69	56
70～78	7
全体	204

［結果］全体204組の単変量解析では、未婚者，初産年齢が高い（30歳以上），出産児数が少ない，乳腺症の既往，乳癌家族歴（母，姉妹のみ）がリスクを上げていた。また初潮年齢，閉経年齢，肥満度との有意な関連は認められなかった。次にこれらの要因のうち、これまでの研究で乳癌との関連が示唆されている初潮年齢，初産年齢，肥満度，乳腺症の既往，乳癌家族歴について多変量解析を行い、補正オッズ比を算出した（表２）。初産年齢と出産児数の間に関連が認められたため、出産児数は補正項目から除いた。補正オッズ比はいずれも補正前とほぼ同じであった。

若年乳癌（49歳以下）と高齢乳癌（50歳以上）にわけて、同様の分析を行いそれぞれのオッズ比を算出した（表２）。49歳以下では乳癌家族歴がリスクを高め、出産なしのオッズ比は1より小さかった。50歳以上では、初潮年齢が高くなるほどリスクは有意に低下し、初産年齢が高くなるほどリスクは有意に上昇した。

［考察］今回示した妊娠，出産，家族歴に関する乳癌の危険因子は、これまでの報告とほぼ一致していた。また、若年乳癌と高齢乳癌では危険因子が異なることが示された。今回分析対象とした検診受診者では、閉経年齢のmodeが50-54歳，平均が49.5歳、49歳以下の症例対照での自然閉経3.4%，50歳以上の症例対照での55歳以降での自然閉経1.4%であることなどより、若年乳癌と高齢乳癌の差異は閉経前，閉経期閉経後で危険因子が異なる可能性を示唆していると思われる。

本研究は、宮城県対がん協会乳がん診断委員会の協力を得て行いました。

表２．乳癌の危険因子

要因	オッズ比（９５％信頼区間） 全症例	４９歳以下	５０歳以上
初潮年齢（歳）			
13〉=	1.00	1.00	1.00
14	0.95(0.59-1.51)	0.95(0.51-1.74)	0.97(0.45-2.05)
15	1.13(0.69-1.86)	1.69(0.81-3.55)	0.86(0.42-1.73)
16〈=	0.62(0.36-1.08)	0.61(0.15-2.52)	0.56(0.28-1.10)
	Trend P=0.17	Trend P=0.62	Trend P=0.046*
初産年齢（歳）			
=〈24	1.00	1.00	1.00
25〈= =〈29	1.28(0.89-1.85)	1.40(0.81-2.44)	1.26(0.76-2.09)
30〈=	2.29(1.26-4.17)*	1.73(0.65-4.60)	2.79(1.27-6.15)*
出産なし	1.79(0.88-3.64)	0.62(0.11-3.35)	2.30(1.01-5.24)*
	Trend P=0.01*	Trend P=0.49	Trend P=0.01*
肥満度(BMI)†			
〈210	1.00	1.00	1.00
210〈= 〈230	1.22(0.73-2.02)	1.33(0.67-2.62)	1.31(0.58-2.93)
230〈= 〈250	0.92(0.54-1.56)	0.90(0.42-1.94)	1.09(0.49-2.41)
250〈=	1.43(0.87-2.37)	1.16(0.54-2.50)	1.85(0.88-3.88)
	Trend P=0.27	Trend P=0.97	Trend P=0.08
乳腺症の既往	2.18(0.93-5.11)	1.77(0.42-7.46)	2.52(0.85-7.44)
乳癌家族歴	1.75(0.93-3.29)	3.96(1.56-10.07)*	0.90(0.35-2.35)

各要因のオッズ比は、他の４つの要因で補正

† BMI:（体重(kg)/（身長(cm)）^{2}）$*10^5$

*:P〈0.05

3054

胆道がん死亡の時系列分析

— 都道府県別変化及び出生コーホート分析 —

○遠藤和男、足立泰儀、真野　裕，中平浩人，山本正治
（新潟大学医学部衛生学教室）

【目的】昭和33～62年の胆道がん死亡について５年毎に標準化死亡比（以下、ＳＭＲと略称）を計算すると、新潟県の男性は昭和38～42年、女性は昭和43～47年に全国１位となっている。今回は新たに昭和63～平成４年までの５年間のデータを追加して、胆道がん死亡の時系列分析について、都道府県別推移及び出生コーホート分析の観点から再評価を試みた。

【方法】

（１）５年毎の評価：昭和33～平成４年までの35年間の胆道がん死亡データに基づいて、５年毎に７期（昭和33～37、38～42、43～47、48～52、53～57、58～62及び63～平成４年）に分けて、各々の中間年（昭和35，40，45，50，55，60及び平成２年）である国勢調査人口を基準として、男女別に47都道府県の胆道がんＳＭＲを算出した。

（２）ＳＭＲの変化：基準死亡率を昭和33～37年に固定して、（１）と同様５年毎の７期について、男女別に47都道府県の胆道がんＳＭＲを算出して、各期の値を変化率とした。

（３）出生コーホート分析：（１）と同様５年毎の７期について、全国の５歳年齢階級別基準死亡率(人口10万対、40歳以上)を直線で図示し、出生コーホート群を点線で示した。

【結果及び考察】

（１）５年毎の評価：①最新の昭和63～平成４年のＳＭＲについて、男性では秋田(127.26)，北海道(124.53)，新潟(123.38)，青森(122.78)，長崎(122.23)、女性では新潟(127.96)，滋賀(124.43)，山梨(121.28)，茨城(120.57)，長崎(119.50)の順であった。滋賀県は男性も120.03と第６位を占め、女性で初めて５位以内となったのが注目される。②ＳＭＲが低率な県は、男性では和歌山，岐阜，兵庫，山口，沖縄、女性では高知，和歌山，広島，山口，奈良と西日本に多かった〔分布図は会場で展示〕。③しかし、昭和58～62年の分布と比較すると、「東高西低」の特徴は顕著でなくなってきている。いわゆる「平均への回帰」現象によるのか、それともいままで低率であった県でも関心が高くなってきたためか、原因は不明である。④男女の相関係数ｒ＝0.712(ｐ＜0.001)は昭和58～62年のｒ＝0.768 より低かった(図１)。

（２）ＳＭＲの変化：⑤昭和33～37年を 100とした全国のＳＭＲの変化率は、昭和63～平成４年には男性403.64，女性427.72であった。⑥変化率の高い主要な県について、各期のＳＭＲの変化を男女別に示した(図２及び３)。①における高率県と内容はほとんど変わらないが、最近になってＳＭＲが高くなってきた県として、男女とも滋賀，長崎及び福井が注目される。

（３）出生コーホート分析：⑦胆道がんの粗死亡率(人口10万対)は、昭和33～37年平均で男性6.00，女性6.74、昭和63～平成４年平均で男性 42.49，女性 54.47と、この30年間で男性では7.08倍、女性では8.08倍となり、男女とも正の「コーホート効果」を示している。特に、65歳以上からの増加が著しい(図４及び５)。⑧また、男女とも正の「年齢効果」も示しており、特に、1891～1895年生まれ以降については、死亡の加速現象が顕著である。⑨しかし、女性について縦軸に対数をとって表示すると(図６)、コーホート曲線の間隔は徐々に狭くなっている。直近の1931～35年生まれについては、一つ前の1926～30年生まれとほぼ重なり合って見える。⑩したがって、人口の高齢化が進む限り、胆道がんの粗発生率及び粗死亡率は増加するかもしれないが、ＳＭＲの変化は新潟の女性のように、やがて頭打ちになることが予想される。

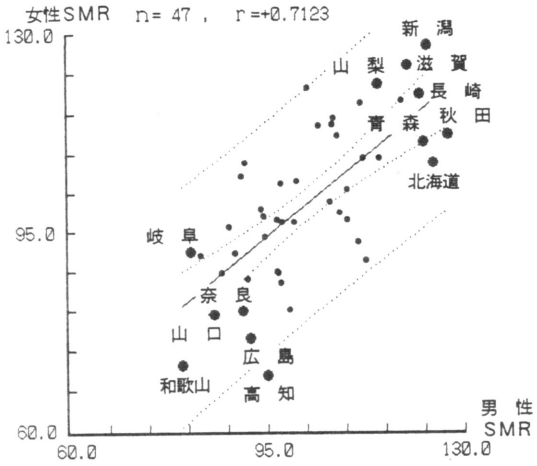


図1．昭和63～平成4年SMRの男女相関

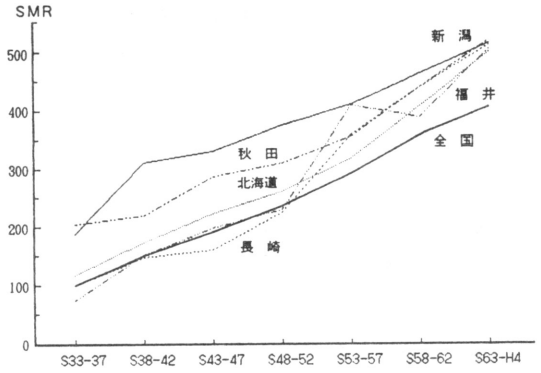


図2．主要な県のSMRの変化－男性－

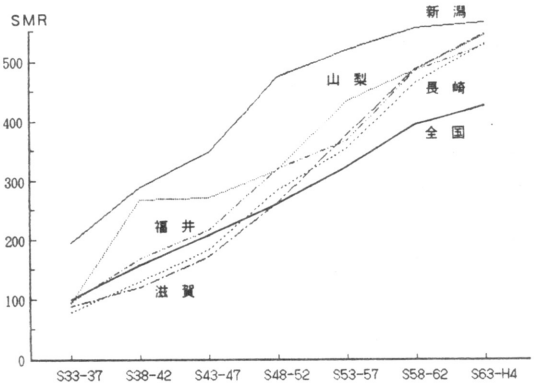


図3．主要な県のSMRの変化－女性－

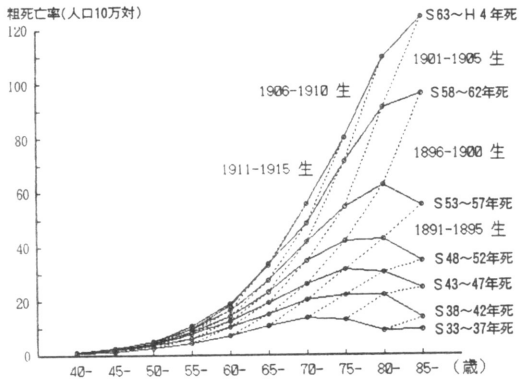


図4．出生コーホート分析－男性－

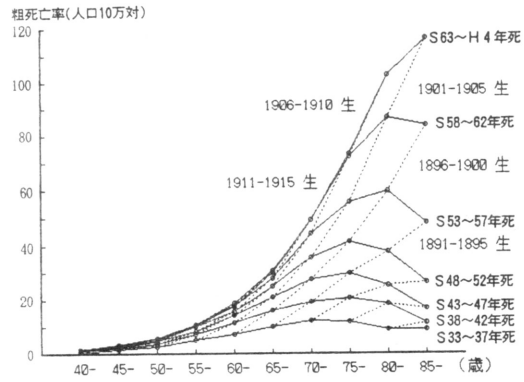


図5．出生コーホート分析－女性－

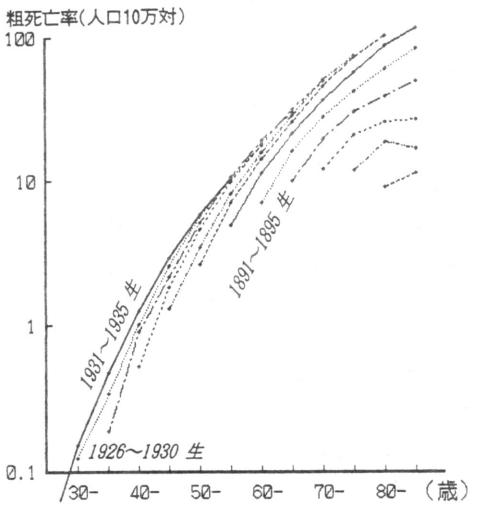


図6．対数軸による分析－女性－

3055

食道がんのリスク要因
過去20年間の分析疫学的研究のレビュー

○犬塚　悟，　廣畑富雄，　田中恵太郎
（九州大学・医・公衆衛生）

［目的］　食道がんは非常に予後の悪いがんのひとつであり，現在でも２次予防はきわめて困難である．そこで，食道がんの１次予防に資するため，過去の同がんに関する分析疫学的研究のレビューをおこなった．

［対象・方法］　医学関連文献データベース MEDLINE に登録された1973～1992年の20年間分の食道がんに関する分析疫学的研究をレビューの対象とした．その結果，症例対照研究 68編，コーホート研究２編を得た．このレビューで対象としてあがってきた本邦における研究は少なく，３編にとどまった．

［結果］　食道がんのリスク要因としては比較的その地域に特有の要因と普遍性の高い要因との２つに大別できた．地域固有の要因は主として食道がんの多発地域に見られ，中国における熱い飲みものや，漬け物中のニトロソアミン・食物中のかび，南米などのマテ茶等がこれに当たる．一方，地域にかかわらず普遍的に見られるリスク要因としては，喫煙，飲酒，食事・栄養（特にビタミンやカロテノイド）があげられ，欧米や本邦ではではこの３者が重要であった．したがってここでは，その３者について検討を加えた．

（１）喫煙：　喫煙と食道がんとの関係を検討した分析疫学的研究としては，症例対照研究29編，コーホート研究２編が得られた．喫煙は先進国，開発途上国ともに大きな相対危険を示すリスク要因であった．このうちレファレンス・カテゴリーを non-smoker としたものは19編で，これらでは current smoker の相対危険を約２倍程度とするものが多かった．current smoker のSummary Relative Risk (Summary RR) とその95%信頼区間を求めると2.33 (2.11-2.57) となった．

（２）飲酒：　飲酒と食道がんについての分析疫学的研究は，症例対照研究24編，コーホート研究２編であった．いずれも飲酒を食道がんの重要なリスク要因としていたが，レファレンス・カテゴリーが同じ研究は少なく，５報告のみによる daily drinker の non-drinker に対する SummaryRR は 2.33 (1.99-2.74) であった．この５報告はいずれも喫煙と飲酒を同時に評価しており喫煙を補正した相対危険が得られている．リスク要因としての喫煙と飲酒は multiplicative な関係にあるとする報告が多く，それぞれ独立にリスク要因として作用していると考えられた．

（３）食事・栄養：　食事・栄養と食道癌に関する分析疫学的研究を表１に示す．この分野の研究はまだ比較的少なく，レファレンス・カテゴリーがまったく異なるものが多いので，Summary RR を種々の食事・栄養因子について求めるのは困難であった．緑黄色野菜を毎日摂取する場合の相対危険についてのみ Summay RR を求め，0.49 (0.39-0.63) となった．

種々の栄養因子と食道がんの関係についてはまだ報告は少ないが今後も注目に値する．食道がんは組織型として扁平上皮癌が多く，従来ビタミンＡ作用が緑黄色野菜の食道がん予防作用に重要な役割を果たしていると考えられていた．しかし，ビタミンＡを評価した研究ではいずれも明らかなリスクの低下は認められていない．一方カロテノイドを評価した Tuyns, Decarli の研究では顕著なリスクの低下が認められている．緑黄色野菜の食道がん予防作用はカロテノイドの抗酸化作用による可能性が高いようであるが，今後も検討が必要であろう．

（４）人口寄与危険：　以上のリスク要因についての Summary RR を用いて人口寄与危険を求めたのが表２である．リスク保有率は喫煙率については日本たばこ産業株式会社，飲酒・緑黄色野菜毎日摂取につ

いては平山の計画調査のデータを用いた．男性についていうと，禁煙によって46.4%，禁酒によって 30.6%，毎日緑黄色野菜を摂取することによって 36.7% が予防できることになる．

［まとめ］　食道がんのリスク要因としては，先進国では喫煙，飲酒，食事・栄養（特にカロテノイド）が重要であった．本邦における食道がんの分析疫学的研究は全部で３報告と少なかったが，以上の３要因がやはり大きく作用していた．

食道がんの１次予防では，以上の３要因についての対策が重要であろうと考えられた．

表１．食事・栄養と食道癌に関する分析疫学的研究

発表者（年,対象国）	カテゴリー／レファレンス・カテゴリー			相対危険(95%CI)	
Cook-Mozaffari (1979,Iran)	Raw Green Vegetables	≥1／<1/week		0.60	(0.46-0.80)
Mettlin (1981,US)	Fruit & Vegetables	>40／≤40/month		0.29	(0.15-0.57)*
	Vitamin A	>50／≤50 IU/month		0.71	(0.44-1.15)
	Vitamin C	>1000／≤1000mg/month		0.38	(0.24-0.61)
Pottern (1981,US)	Fruits & Vegetables	Low ／ High		2.8	
	Vitamin A	Low ／ High		1.4	
	Vitamin C	Low ／ High		2.1	
Tuyns (1983,France)	Vitamin C	Low ／ High		0.62	(0.50-0.77)
Tuyns (1987,France)	Vitamin A	>1.5 ／ ≤1.0μg		1.03	(0.67-1.60)
	Retinol	>1.6 ／ ≤0.8μg		2.06	(1.47-2.99)
	Carotene	>1.6 ／ ≤0.8μg		0.47	(0.29-0.72)
	Vitamin C	>1.50 ／ ≤0.75mg		0.38	(0.22-0.66)
○Decarli (1987,Italy)	Green Vegetables	Daily ／ <7/week		0.43	(0.28-0.65)
	Fresh Fruit	Daily ／ <7/week		0.28	(0.14-0.49)
	Carotene Index	>150 ／ ≤100		0.23	(0.12-0.46)
	Retinol	>150 ／ ≤100		2.27	(1.13-4.52)
○Notani (1987,India)	Green Vegetables	Not Daily ／ Daily		2.62	(1.5 -4.4)
	Fruits	<1 ／ ≥ 1/week		1.23	(0.8 -2.0)
Yu (1988,US)	Fresh Fruits or Raw Vegetables	≤1 ／ >1/week		2.5	(0.9 -6.6)
Nakachi (1988,Japan)	Raw Vegetables	≥6 ／ <6/week	Male:	0.30	(0.19-0.50)
	Fruits	≥5 ／ <5/week	Male:	0.31	(0.22-0.45)
De-Stefani (1990,Uruguay)	Vegetables	Daily ／ <1/wk		0.56	(0.3 -1.0)
	Fruits	Daily ／ <1/wk		0.33	(0.2 -0.5)
○Hirayama (1990,Japan)#	Green-yellow Vegetables	Daily ／ Not daily	Male:	0.59	(0.39-0.88)
			Female:	0.65	(0.29-1.43)
Graham (1990,US)	Retinol	>41,127 ／ ≤41,127IU/week		1.80	(1.36-2.38)
Chang-Claude (1991,China)	Green Vegetables or Fresh Fruits	≤2 ／ >2/week		0.52	(0.20-1.36)
	Summary RR (Green Vegetables Daily / not Daily)			***0.49***	***(0.39-0.63)***

コーホート研究，他はすべて症例対照研究　　* 文献中の値より計算
○ Summary RR の計算に含めた研究

表２．食道癌のリスク要因と人口寄与危険

リスク要因	Summary RR	リスク保有率*	人口寄与危険(95%CI)
喫煙 (Current Smoker)	2.33 (2.11-2.57)	男　0.65	46.4% (41.9-50.5)
		女　0.15	16.6% (14.3-19.1)
飲酒 (Daily Drinker)	2.33 (1.99-2.74)	男　0.33	30.6% (24.8-36.6)
		女　0.01	1.4% (1.1- 1.9)
Green Vegetables (Daily Consumer)	0.49 (0.39-0.63)	男　0.71	36.7% (26.6-43.9)
		女　0.74	37.9% (27.5-45.3)

* 喫煙率については日本たばこ産業株式会社，その他については平山の計画調査のデータを用いた．

3056

沖縄県における肺がん症例対照研究
—組織型別多変量解析結果—

○鈴木貞夫、大野良之、川村孝、玉腰暁子、若井建志、
中村利恵 (名大医・予防)、久保奈佳子 (名市大医・公衛)、
青木國雄 (愛知県がんセ)、福間誠吾 (千葉県がんセ)

【研究の目的】沖縄県において、症例対照研究の手法を用い、肺がんの発生、あるいはその発生に関連する要因を様々な生活要因の中から探ることを目的とした。

【対象と方法】症例は、昭和63年1月1日より平成2年11月30日までに国療沖縄病院を受診し、病理組織学的に原発性肺がんと新たに診断された40歳から89歳のものとした。対照は症例と同一町村に居住し、同性、同年齢(±2歳以内)の健康な一般住民とし、1対2の個別対応法で設定した。喫煙歴は5年前の喫煙状態で非喫煙者、禁煙者、喫煙者の3群に分け、男はさらにBrinkman Index (BI) により喫煙者を2群に分けた。個別の食品についてはその摂取頻度にしたがい、全体を2群に分け、相対危険度(R.R.)、95%信頼区間 (C.I.)を算出した。肉類、魚類、緑黄色野菜の食品群については3群に分け、摂取の最も低い群を基準に R.R.、95%C.I.を算出した。多変量解析にはSASのLOGISTを用い、年齢、居住地域、相互の要因を補正した。

【研究の結果】症例は333人 であったが、組織型不明者(2名)、大細胞がん(4名)は組織型別の解析からは除外した。表に組織型別の多変量解析結果を示す。男では小細胞癌を除く組織型で呼吸器疾患の既往歴が、腺がんで肺がんの家族歴が高リスクであるが、女では既往歴との関連はなかった。職業歴ではタール散布のみが男の扁平上皮がんで高リスク要因である。喫煙歴は男ではどの組織型でも有意なトレンドを認め、特に扁平上皮がんでその傾向が強い。BIが800以上のものはそれ以下のものに比して極めて大きいR.R.を示している。女では腺がん以外で正のトレンドを認める。周囲の喫煙、飲酒については男女とも有意な関連は認められなかった。食習慣については、男の腺がんで偏食との関連が見られた。食品群のうち肉類は男女とも有意に関連していない。魚類は、男では有意な関連を認めないが、女では強い正のトレンドを示した。緑黄色野菜については、男女とも低摂取群より中、高摂取群でR.R.は小さい。しかしいずれもトレンドは有意ではない。個々の食品との関連については、味噌汁が大きいR.R.を示し、組織型別にもすべての型で2.0以上のR.R.を示している。茶の摂取は男女とも、豆腐、みかん類は男ではほとんどのがんの組織型で1より小さいR.R.を示し、小細胞がんでは有意であった。男では扁平上皮がんと腺がんで漬物のR.R.が有意に大きい。小細胞がんと女の扁平上皮がんは症例数が少ないため、多変量解析が部分的にしか実施できなかった。

【考察】男においては呼吸器系疾患の既往歴、肺がんの家族歴が大きいR.R.を示した。喫煙については従来言われている様に扁平上皮がん、小細胞がんで強い関連を認めたが、腺がんではその関連は男では他組織型に比べ弱く、女では認められなかった。女の小細胞がんは8例と僅かであったが、喫煙の影響は有意に認められた。今まで多く報告されている緑黄色野菜と肺がんとの負の関連は確認できなかった。味噌汁については、沖縄のものは非常に「実」が多い特徴を持っているが、味噌汁自体が関連している可能性のほか、味噌汁を毎日飲むような生活様式に関連している可能性もある。魚類は特に女で大きいR.R.を示したが、魚に特有な蛋白や脂肪などが関与している可能性を示しているのだろうか。全体的に茶、豆腐、みかんなど植物性の食物でR.R.は小さかった。

【謝辞】本研究において林豊先生(千葉大医・肺癌研)、長尾啓一先生(千葉大・保健管理セ)、源河圭一郎先生(国療沖縄病院・外科)、大嶺経勝先生 (沖縄県赤十字セ)、沖縄県内保健所の保健婦の皆さんのご助力をいただきましたことをお礼申し上げます。

表. 各要因の相対危険度と95%信頼区間 (多変量解析結果)

	全体		扁平上皮がん		腺がん		小細胞がん	
質問項目	R.R.	(95% C.I.)	R.R.	(95% C.I.)	R.R.	(95% C.I.)	R.R.	(95% C.I.)
男								
呼吸器疾患の既往歴	2.40	(1.63 – 3.54) ***	3.13	(1.68 — 5.84) ***	2.63	(1.45 — 4.79) **	0.32	(0.15 — 11.47)
肺がんの家族歴 (父母)	8.68	(1.57 – 48.19) *	—		27.55	(2.31 — 328.3) **	—	
職業歴 (タール散布)	3.83	(1.17 – 12.53) *	10.24	(1.20 — 87.24) *	3.49	(0.72 — 16.86)	—	
喫煙習慣 (5年前)	trend ***		trend ***		trend **		trend *	
非喫煙	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference	—	
禁煙	2.89	(1.28 – 6.50) *	8.96	(1.65 — 48.66) *	2.23	(0.75 — 6.61)	—	
喫煙; BI 800未満	2.47	(1.07 – 5.70) *	5.01	(0.92 — 27.37) #	1.87	(0.61 — 5.71)	—	
喫煙; BI 800以上	6.76	(3.04 – 15.02) ***	23.01	(4.37 — 121.1) ***	4.37	(1.50 — 12.73) **	—	
周囲の喫煙 (あり/なし)	1.18	(0.66 – 2.11)	1.81	(0.67 — 4.92)	0.59	(0.25 — 1.38)	19.95	(0.61 — 649.4)
飲酒 (あり/なし)	1.23	(0.83 – 1.83)	1.28	(0.68 — 2.41)	1.36	(0.75 — 2.48)	0.75	(0.11 — 5.13)
偏食 (青年時;あり/なし)	1.51	(0.88 – 2.59)	0.60	(0.24 — 5.46)	0.70	(1.59 — 7.30) **	0.81	(0.07 — 9.65)
肉類	trend NS		trend #		trend NS		trend NS	
低摂取群	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference
中摂取群	0.96	(0.56 – 1.65)	0.95	(0.40 — 2.22)	0.70	(0.29 — 1.66)	6.75	(0.35 — 130.3)
高摂取群	1.26	(0.71 – 2.25)	2.05	(0.84 — 5.04)	0.69	(0.27 — 1.76)	1.44	(0.06 — 36.12)
魚類	trend NS		trend NS		trend NS		trend NS	
低摂取群	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference
中摂取群	1.54	(0.92 – 2.59)	2.35	(1.01 — 5.46) *	1.03	(0.36 — 1.66)	89.03	(2.46 — 999.0) *
高摂取群	1.01	(0.49 – 2.08)	0.49	(0.13 — 1.84)	1.01	(0.29 — 1.76)	89.85	(0.79 — 999.0) #
緑黄色野菜	trend NS		trend NS		trend NS		trend NS	
低摂取群	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference
中摂取群	0.74	(0.38 – 1.45)	0.28	(0.10 — 0.82) *	1.26	(0.44 — 3.59)	3.93	(0.10 — 151.6)
高摂取群	0.92	(0.68 – 1.26)	0.59	(0.36 — 0.95) *	1.18	(0.72 — 1.93)	2.95	(0.51 — 17.07)
味噌汁 (毎日/それ以下)	3.19	(1.55 – 6.54) **	6.36	(1.80 — 22.50) **	2.24	(0.70 — 7.16)	1.00	(0.08 — 12.24)
茶 (毎日/それ以下)	0.56	(0.33 – 0.94) *	0.35	(0.15 — 0.79) *	0.77	(0.33 — 1.80)	1.15	(0.07 — 20.47)
豆腐 (毎日/それ以下)	0.64	(0.44 – 0.93) *	0.47	(0.25 — 0.87) *	0.70	(0.39 — 1.25)	0.79	(0.13 — 4.73)
みかん類 (週2以上/以下)	0.83	(0.57 – 1.22) #	0.87	(0.47 — 1.60)	0.84	(0.46 — 1.51)	0.08	(0.01 — 0.69) *
つけもの (月1以上/以下)	1.76	(1.23 – 2.52) *	2.23	(1.24 — 3.99) **	1.98	(1.14 — 3.46) *	0.64	(0.13 — 3.19)
女								
住居の湿り気	3.51	(1.18 – 10.42) *	—		3.56	(1.19 — 10.65) *	—	
喫煙習慣 (5年前)	trend ***		trend ***		trend NS		trend **	
非喫煙	1.00	reference	1.00	reference	1.00	reference	—	
禁煙	4.06	(1.25 – 13.21) *	7.08	(0.93 — 54.07) #	3.54	(0.86 — 14.58) #	—	
喫煙	10.04	(3.76 – 26.77) ***	14.51	(3.21 — 65.54) ***	1.74	(0.57 — 5.35)	—	
周囲の喫煙 (あり/なし)	0.78	(0.70 – 4.54)	0.74	(0.09 — 6.31)	1.60	(0.60 — 4.28)	0.74	(0.09 — 6.3)
肉類	trend NS		trend NS		trend NS		trend NS	
低摂取群	1.00	reference	—		1.00	reference	—	
中摂取群	1.41	(0.50 – 3.95)	—		1.58	(0.52 — 4.79)	—	
高摂取群	0.84	(0.27 – 2.62)	—		0.64	(0.19 — 2.23)	—	
魚類	trend ***		trend NS		trend NS		trend NS	
低摂取群	1.00	reference	—		1.00	reference	—	
中摂取群	3.43	(1.19 – 9.83) *	—		1.60	(0.60 — 4.28)	—	
高摂取群	5.43	(1.07 – 27.49) *	—		2.23	(0.83 — 5.99)	—	
緑黄色野菜	trend NS		trend NS		trend NS		trend NS	
低摂取群	1.00	reference	—		1.00	reference	—	
中摂取群	0.68	(0.13 – 3.48)	—		0.99	(0.12 — 8.04)	—	
高摂取群	0.95	(0.44 – 2.07)	—		1.15	(0.42 — 3.16)	—	
味噌汁 (毎日/それ以下)	7.53	(1.97 – 28.78) **	—		4.96	(0.95 — 25.88) #	—	
茶 (毎日/それ以下)	0.40	(0.13 – 1.23)	—		0.50	(0.14 — 1.74)	—	

—; not available.

NS; p≥0.10, #; 0.10>p≥0.05, *; 0.05>p≥0.01, **; 0.01>p≥0.001, ***; 0.001>p.

3057

無作為化制御試験による健康教育の効果評価に関する研究

田澤マサ子（宮城健康保健病院内科）、
小松正子、深尾彰、久道茂（東北大・医・公衆衛生）

（目的）動脈硬化性疾患の一次予防として行なう健康教育の効果評価を、無作為化制御試験の手法を用いて検討した。
（方法）仙台社会保険病院健康管理センターにおいて、昭和62年度の１泊２日ドックを受けた者で、軽度の高コレステロール血症または高尿酸血症または脂肪肝の３項目のうち１つ以上の異常を有する男子約200 名を無作為に２群に割付け、介入群に対しては、食事・飲酒・運動習慣の改善指導を介入として行い、１年後に生活習慣の変容、総コレステロール・尿酸値、脂肪肝の変化を比較した。追跡率は、約７割で、介入群・対照群は各々67名、77名であった。

対象者へ脂肪・野菜の摂取の多寡、飲酒・運動量に関する設問を自記式記入質問紙として、ドック入院日に配布。１年後、対象者へ郵送によりドック受診を勧め、受診者に対し同様の質問紙を配布。２回にわたる質問紙調査・検査値より、１年間の変化を比較検討した。生活習慣については、変容をWilcoxonの順位和検定を用いて検討した。検査値については、平均値の差の検定と改善者率の比率の差の検定を行なった。
（結果）表１に示すように、介入群・対照群とも初年度の各測定値には有意差は認められなかった。また、脂肪肝の程度、喫煙・飲酒・食事・運動などの生活習慣に関しても、統計学的に有意差は認められなかった。

次に表２・３に示すように、介入群において、食事習慣と総コレステロール値の改善が有意にみられた。しかも表４にみられるように両者間には、総コレステロール値を目的変数とし、食事習慣を説明変数とする有意の相関がみられた。なお、飲酒・運動習慣は有意の改善がみられず、尿酸値はやや改善傾向を認めたが、有意ではなかった。脂肪肝については、まったく差がなかった。
（考察）今回の研究では、対象人数がやや少ないながら、健康教育が食事習慣の改善をひきおこし、これがさらに総コレステロール値の改善につながった事が推測され、健康教育の有用性を示唆する結果が得られた。今後の課題としては、多人数を対象とする研究の必要性や、健康教育の方法論等につき、検討を要すると考えられた。

表　１　　介入群、対照群の初年度の測定値の比較

		介入群	対照群	P値
受検者数	（人）	67	77	
年齢	（歳）	47.7 ± 6.88	47.6 ± 7.56	0.95
身長	（cm）	166.6 ± 5.47	167.3 ± 6.13	0.53
体重	（kg）	69.2 ± 8.15	68.6 ± 7.64	0.64
収縮期血圧	（mmHg）	125.6 ± 13.68	126.5 ± 11.94	0.65
拡張期血圧	（mmHg）	79.8 ± 10.84	78.9 ± 10.01	0.61
総コレステロール	（mg/dl）	207.3 ± 34.78	207.6 ± 33.56	0.97
中性脂肪	（mg/dl）	185.1 ± 105.20	200.0 ± 33.56	0.51
HDL-コレステロール	（mg/dl）	47.9 ± 15.88	46.7 ± 12.40	0.62
尿酸	（mg/dl）	6.9 ± 1.01	6.6 ± 1.16	0.09
空腹時血糖	（mg/dl）	96.0 ± 8.89	95.4 ± 10.08	0.70
GOT	（U）	25.7 ± 8.41	26.3 ± 11.66	0.74
GPT	（U）	29.7 ± 15.01	30.8 ± 18.41	0.68
γ-GTP	（U）	56.8 ± 45.01	55.2 ± 42.21	0.83

表 2　　食事習慣の変化

	改善	不変	悪化	P値[b)]
介入群 (N=67)	23(34.3)	39(58.2)	5(7.5)	p〈0.01
対照群 (N=70[a)])	12(17.1)	46(65.7)	12(17.1)	

(　)内：%を示す　a)：不明7例を除く　b)：Wilcoxonの順位和検定

表 3　　総コレステロール値の追跡調査

	1年後平均値 (mg／dl)	改善者率[a)]
介入群	203.5±30.61	17／67 (25.4)
	ns	*
対照群	205.2±36.81	11／77 (14.3)

a)：変化率において、-10%以下の変化を示す者を改善者とし、対象者数に対する割合を算出したもの

(　)内：%を示す

＊ P＜0.05

表 4　　検査値の改善と生活習慣の相関（介入群）

目的変数	説明変数	標準偏回帰係数	t値	重相関係数	F値	寄与率
総コレステロール	食事習慣	0.296＊	2.47	0.312	2.27	0.097
	飲酒習慣	0.075	0.62			
	運動習慣	0.025	0.21			

注：総コレステロール値は、不変・悪化を0、改善を1とした。生活習慣は、不変・悪化を0、改善を1とした。

＊：p〈0.05

3058

骨粗鬆症予防のためのライフスタイルと残存歯数基礎調査

○岡本幹三、陶山昭彦、森尾眞介、中山英明
（鳥取大学医学部衛生学教室）
片桐浩史（鳥取大学医学部整形外科学教室）

【目　的】　高齢者の骨粗鬆症は大腿骨骨折を契機に発見されるケースが多く、予防医学的見地から一次および二次予防が重要である。早期発見の手段として現在の骨塩量測定より簡便で、より精度の高い方法が求められている。そこで、今回カルシウム代謝という共通項をもつ残存歯数と骨塩量およびライフスタイルとの関連性について検討し、残存歯数が骨粗鬆症予防のための簡易指標となり得るかを模索した。

【方　法】　調査対象：残存歯数とライフスタイルは島根県H町の住民（表１）４６０名でその殆どが農業従事者である。骨塩量測定は骨粗鬆症の治療のため本学付属病院整形外科外来を受診している患者８３名（平均年齢６８．９歳の女性のみ）である。

調査方法：ライフスタイルは、アンケート調査票による面接調査（２０問）。残存歯数調査は、歯科衛生士による口腔内診査を行い、機能できる歯、動揺のある歯、虫歯、残根だけの歯および喪失歯の本数について検査した。骨塩量の測定は、ＤＥＸＡ法により撓骨骨量値（ＤＣＳ－６００）を計測した。なお、集計解析は、すべてＳＡＳを利用して行った。

【結　果】　残存歯数調査の内訳：　図１に示す通り、機能できる歯の本数は、３９歳以下の８０～９０％が加齢とともに減少し、５０歳代を境にして半減、７０歳以上で１０～１５％まで激減したが、女性の方が全年齢階級を通じて多めであった。逆に喪失歯の本数は、加齢とともに増加し、とくに女性でその傾向が顕著であった。

数量化Ｉ類によるライフスタイルと残存歯数との関係：　従属変数として残存歯数、独立変数としてライフスタイル調査項目を投入した結果、図２に示す通りとなった。重回帰係数は、０．６６３、決定係数は、０．４３９で、最大の寄与率を示したのは年齢階級で、レンジは２０．４、次いで飲酒習慣、牛乳摂取、清涼飲料水、骨折治療の経験、喫煙習慣の順となった。しかし、他の食生活要素（好き嫌い、間食で甘いもの、インスタント食品摂取、小魚・海草類摂取）や歯磨きとの関連性は余り強くでなかった。

骨塩量と残存歯数およびライフスタイルとの関係：　上記同様、数量化Ｉ類による解析を行ったが、全く歯のない残存歯数が０の人を除外した解析をすると、残存歯数が多いほど骨塩量が増加する傾向を認めた。ちなみに、偏相関係数は０．２９９であった。また、ライフスタイル項目では閉経の有無をはじめとして体型、年齢および生理不順が高い寄与率を示した。

【考　察】　残存歯数と骨塩量の関係から、ライフスタイル項目との関連性に発展させる目的で今回の調査を行った。その結果、残存歯数と過去のライフスタイルとの関係は、従来通り加齢とともに減少し、年齢の偏相関係数は０．５５５で最も高い寄与率を示した。年齢以外の過去のライフスタイル項目は、おしなべて寄与率は低いもののうなづける結果を示したと考える。

とくに、残存歯数と骨塩量の関係は、残存歯数が０の人を除外した解析をすると先行研究と同様、残存歯数と骨塩量の間には、弱いながらも性・年齢階級で調整しても有意な関係があることが示唆された。しかし、骨塩量の測定対象の殆どが６０～７０歳代でしかも骨粗鬆症患者に限定されたことは、かなりのバイアスとして解析に影響したものと考える。よって、今後は骨塩量測定の対象者の幅を広げ、健常者も含めて再度比較検討する必要があろう。

表１．調査対象の性・年齢階級

	年齢階級	例数	(%)
男性	～39歳	3	(1.6)
	～49歳	33	(17.6)
	～59歳	55	(29.3)
	～69歳	80	(42.6)
	70歳～	17	(9.0)
	全年齢	188	(100.0)
女性	～39歳	7	(2.6)
	～49歳	39	(14.3)
	～59歳	133	(48.9)
	～69歳	85	(31.3)
	70歳～	8	(2.9)
	全年齢	272	(100.0)

図１．残存歯数調査内訳

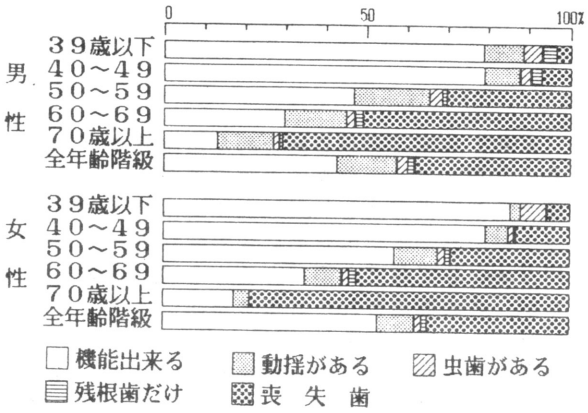
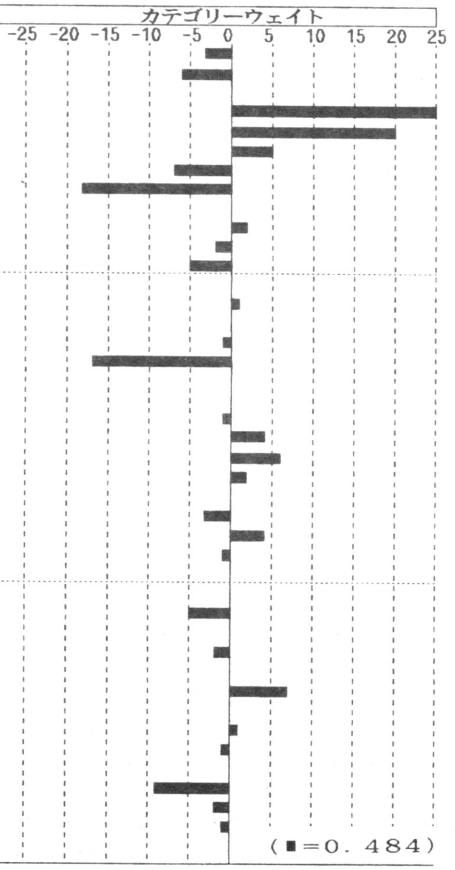


図２　数量Ⅰ類による残存歯数とライフスタイルの関係
（すべて過去のライフスタイルとの関係）

外的基準　：機能できる歯の数
決定係数　：0.439
重相関係数　：0.663
総アイテム・カテゴリー数　：20・67

アイテム・カテゴリ	度数	レンジ	偏相関係数
性別		1.152	0.049
男性	188		
女性	272		
年齢階級		20.964	0.555
～39歳	10		
～49歳	72		
～59歳	188		
～69歳	165		
～79歳	25		
喫煙習慣		3.630	0.132
吸わない	313		
やめた	40		
吸う	95		
飲酒習慣		9.137	0.106
毎日飲む	87		
ときどき飲む	101		
宴会時だけ飲む	61		
やめた	3		
以前から飲まない	191		
体を動かす		3.860	0.165
よく動く	337		
普通	78		
時々動き回る程度	12		
あまり動かない方	16		
余暇・スポーツ		3.683	0.151
よくやった	69		
普通	80		
あまりやらない	183		
ほとんどやらない	109		
好き嫌い		3.123	0.134
ある	41		
ない	347		
その他	50		
牛乳		4.333	0.107
2本以上	17		
1本	196		
ときどき	105		
飲まない	117		
清涼飲料		5.116	0.089
2本以上	2		
1本	16		
ときどき	156		
飲まない	255		



3059

地域住民を対象とした健康管理の評価
－コホートの設定方法－

○笠松隆洋　吉村典子　森岡聖次
橋本　勉（和歌山医大公衆衛生）

［目的］地域における総合的な健康管理を実施していく上で、設定したコホートの背景を客観的に把握することは重要な課題である。和歌山県下の一漁村でコホートを設定するに当り、健康と生活習慣調査を40歳以上の全住民に実施した。近年、骨粗鬆症が地域の健康問題として取り上げられ、予防のために骨密度測定が行われ始めている。その際、骨密度の性・年齢分布を明らかにしておく必要がある。今回、40歳以上の全住民から抽出した対象で骨密度測定を行ったが、この抽出された対象者が適切にサンプリングされているかどうか、健康と生活習慣調査成績をもとに比較検討を行った。

［対象と方法］　対象地域は和歌山県の南部に位置するＴ町（平成２年１０月１日現在の人口 4,098人である。平成４年に住民台帳に基づく40～79歳の全住民を対象に同年６月～１２月に健康と生活習慣に関する自記留置式質問票調査を実施した。調査項目は既往歴、家族歴、食生活、喫煙、飲酒習慣などである。調査対象2,261人のうち 1,590人から回答が得られ、回収率は70.3%であった（表１）。骨粗鬆症予防のために、平成５年に40～79歳の全住民の中からほぼランダムに各年代別に男女各 50人、計400人を抽出し、同年６月に腰椎（L_2～L_4）と大腿骨頸部の骨密度をDEXA法（Hologic社製QDR-1000）で測定した。なお、本検査を受診した者のうち358人（表２）は前年に実施した健康と生活習慣調査に回答していたので、骨密度測定対象者から得た問診項目の結果を住民全体から求めたものと比較した。

表１　調査対象者数と回答者数　（　）は％

年齢階級	対象者数 総数	対象者数 男	対象者数 女	回答者数 総数	回答者数 男	回答者数 女
総数	2,261 (100)	1,028 (100)	1,233 (100)	1,590 (100)	662 (100)	928 (100)
40～49	594	270	324	409	164	245
50～59	653	315	338	448	179	269
60～69	655	305	350	502	223	279
70～79	359	138	221	231	96	135

表２　骨密度検査受診者数

区分	総数	男	女
総数	358	181	177
40～49	83	42	41
50～59	90	43	47
60～69	86	49	47
70～79	89	47	42

［成績］１）既往歴の出現率：健康と生活習慣調査から得られた主な既往歴の出現率を調査票回答者全員と骨密度検査受診者とで比較した結果、男の胃・十二指腸潰瘍で 7.8%の差がみられたことを除いて、両群でほとんど差がなかった（表３）。　２）健康的習慣の出現率：健康的な習慣を持つ者の出現率を両群で比較した結果、男の運動習慣の6.7%が最も大きな差であった（表４）。　３）食品高頻度摂取割合：主な食品について週に３～４回以上摂取する割合を両群で比較した結果、最も差がみられたのは女の牛乳摂取の8.6%で、他の食品はすべて５%以下の差であった（表５）。　４）喫煙・飲酒率：喫煙、飲酒習慣のある者の割合を男について年齢階級別に比較した結果、喫煙率は50、60歳代、飲酒率は60歳代で10%近くの差がみられた以外、両者に差がみられなかった（表６）。　５）骨密度測定値：腰椎骨密度は女性では加齢による減少を認めたが、男性では50歳代から60歳代にかけてわずかに上昇傾向を示した。大腿骨頸部の骨密度は男女とも加齢とともに直線的に減少していた。また、男性に比して女性の方が骨密度は低かった（表７）。

［考察とまとめ］地域住民の健康管理を充実させるために、種々の検査情報が取り入れられているが、新しい検査が導入された場合、まず測定値の性・年齢分布を把握しておく必要がある。その際、できる限りランダムに対象を選定することが望ましい。今回、和歌山県下の一漁村においてコホートを設定し健康と生活習慣調査を実施した。その後、新たに全住民の中からほぼランダムに抽出した対象で骨密度測定を行った。この抽出された対象が住民全体の特性と

差がないかどうかを健康と生活習慣調査票をもとに比較検討した結果、骨密度測定対象の特性は全住民とに差がなく、骨密度測定対象は全住民を代表しているものとみなして良いこと、このランダムに抽出された対象について、骨密度の性・年齢分布を検討した結果、大腿骨頸部の骨密度は男女ともに加齢に伴いほぼ直線的に減少し、しかも女性の方が低いという結果を得た。

表3　既往歴の出現率（%）

項目	性	健康調査回答者	骨密度受診者
高血圧	男	17.6	22.1
	女	16.4	18.1
腎臓病	男	3.5	2.8
	女	4.6	5.6
肝臓病	男	8.6	7.2
	女	5.2	5.6
胃・十二指腸潰瘍	男	23.1	30.9
	女	9.3	12.4
骨折	男	28.2	25.4
	女	14.0	15.3

表4　健康的習慣の出現率（%）

項目	性	健康調査回答者	骨密度受診者
睡眠（7～8時間）	男	61.2	61.3
	女	61.2	59.9
運動（週1時間以上）	男	24.8	31.5
	女	15.8	21.5
歩行（1日30分以上）	男	92.3	88.9
	女	86.7	92.2
食事（規則的）	男	80.0	86.2
	女	88.8	90.4
塩分（以前より減少）	男	46.8	51.4
	女	54.5	55.4

表5　食品高頻度摂取割合（%）

項目	性	健康調査回答者	骨密度受診者
牛肉	男	12.3	14.4
	女	10.1	8.5
卵	男	59.9	58.6
	女	54.8	55.4
牛乳	男	63.6	66.3
	女	68.5	59.9
フライ・てんぷら	男	12.5	10.5
	女	12.4	9.6
野菜いため	男	19.0	19.9
	女	20.7	18.1
新鮮な魚	男	60.6	55.9
	女	54.9	52.5
にんじん・かぼちゃ	男	31.7	33.1
	女	47.9	52.0
トマト	男	55.9	59.1
	女	67.9	64.4
キャベツ・レタス	男	59.6	62.4
	女	67.5	64.4
白菜	男	18.0	19.3
	女	18.3	14.7
いも類	男	26.5	30.4
	女	35.3	37.9
豆腐	男	54.9	54.1
	女	58.4	56.5

表6　男の喫煙者および飲酒習慣者の割合（%）

年齢階級	喫煙		飲酒	
	健康調査回答者	骨密度受診者	健康調査回答者	骨密度受診者
40－49	50.6	50.0	73.2	75.0
50－59	53.1	44.2	74.9	74.4
60－69	42.6	33.3	68.6	78.4
70－79	21.9	27.9	50.0	55.8

表7　骨密度測定値（g/cm^2、mean±SD）

測定部位	男				女			
	40-49	50-59	60-69	70-79	40-49	50-59	60-69	70-79
腰椎（L_2-L_4）	1.05 ±0.15	0.98 ±0.17	1.04 ±0.21	0.96 ±0.18	1.09 ±0.13	0.91 ±0.16	0.79 ±0.17	0.77 ±0.12
大腿骨頸部	0.86 ±0.10	0.81 ±0.13	0.77 ±0.11	0.71 ±0.08	0.79 ±0.11	0.71 ±0.11	0.63 ±0.09	0.58 ±0.10

3060

女性勤労者の喫煙習慣とライフスタイルの関連

須山靖男（財：明治生命厚生事業団・体力医学研究所）

【目的】　喫煙と関連する身体的要因あるいは疾病との関係を見極めるためには、交絡因子を標準化する必要がある。一方、一次予防の立場に立てば、喫煙者と非喫煙者のライフスタイルの特徴を明らかにする必要があるものと思われる。これまでわれわれは、高齢者をはじめ、身体に大きな影響を与える食品摂取と喫煙習慣の関係について報告してきた[1、2]。今回の報告は、女性勤労者を対象に喫煙習慣とライフスタイルの関係を、食品摂取パタンも加味したうえで検討することを目的としたものである。

【対象】　調査は、大手生命保険会社に勤務する18歳以上、41,490名を対象に、健康に関するアンケート調査を1992年に実施した。調査に回答した者は31,305名（男2,996名、女28,309名）、回収率は75.4％であった。なお、本報告で検討を加える対象は、調査項目に全ての回答が得られた女性28,099名である。

【方法】　分析は、喫煙本数を従属変数、年齢、居住地人口規模、家族構成、職務内容、朝食摂取習慣、飲酒習慣、睡眠時間、運動習慣、ストレス自己評価を独立変数、ＢＭＩと食品摂取パタンを共変量とする分散共分散分析を試行した。共変量とした食品摂取パタンは、15食品群からなる摂取頻度調査をもとに、因子分析（主因子法）により抽出された４因子の因子得点を用いた。なお、独立変数の各カテゴリーは、表２に示す通りである。

【結果と考察】　（１）喫煙習慣を有する者は全体で27.5％であり（表１）、全国平均（女性14.2％：平成３年全国喫煙者率調査「日本たばこ産業株式会社」）に比し、およそ２倍近く高率に認められた。なお、喫煙習慣を有する頻度が最も高かった年齢階級は25～34歳代であった。（２）分散共分散分析の結果、独立変数として取り上げた各要因にはいずれも有意な関係が認められた。一方、共変量として用いたＢＭＩと食品摂取パタンを意味する第２、第３、第４因子には有意な関係が認められなかったが、牛乳・植物性食品の摂取パタンを示す第１因子には有意な関係を認め、喫煙本数の多い者は牛乳、大豆製品、緑黄色野菜、海藻、芋類、果物を選択する頻度が低いことが示された。なお、分散共分散分析は交互作用を無視する方法を採用し、主効果（喫煙本数）に対する独立変数の大きさと向きを多重分類分析により確認した（表２）。

喫煙本数が多い者のライフスタイルとしては、朝食の摂取習慣のないこと、飲酒習慣があること、睡眠時間が短いこと、運動習慣のないこと、ストレスを常に感じていることが認められ、女性喫煙者に対しても禁煙、節煙を進めると同時に、他のライフスタイルの改善にも留意しなければならないことが示唆された。また、喫煙と関連する身体的要因あるいは疾病との関係を見極めるとき、今回取り上げたライフスタイルなども考慮すべき要因であると思われる。

文献

１）Suyama Y. and Itoh R. : Multivariate analysis of dietary habits in 931 elderly Japanese males : Smoking, food frequency and food preference. J. Nutrition for the Elderly, 1992 ; 12 : 1 - 12.

２）Suyama Y. and Itoh R. : Smoking and dietary patterns in Japanese female workers. International Congress of Nutrition, 1993.

表 1 対象者の年齢階級別喫煙習慣の分布と喫煙者の平均喫煙本数

年齢 / 喫煙習慣	18 - 24	25 - 34	35 - 44	45 - 54	55 - 64	合 計
非喫煙者	1,516 (71.6)	2,767 (59.7)	6,696 (69.4)	6,147 (78.7)	3,237 (83.2)	20,363 (72.5)
喫煙者	601 (28.4)	1,864 (40.3)	2,953 (30.6)	1,663 (21.3)	655 (16.8)	7,736 (27.5)
喫煙者の平均喫煙本数	14.7	14.2	15.9	17.8	17.0	15.9

表 2 喫煙本数とライフスタイルの関係（多重分類分析）

共変量	回帰係数
BMI	0.000
食品摂取パタン（第1因子;注）	- 1.165**
食品摂取パタン（第2因子;注）	- 0.053
食品摂取パタン（第3因子;注）	- 0.462
食品摂取パタン（第4因子;注）	0.287

総平均＝4．06

要因（カテゴリー）	例 数	調整後偏差	偏相関比
年齢階級			0.09**
18 - 24	2,117	0.60	
25 - 34	4,631	1.02	
35 - 44	9,649	0.27	
45 - 54	7,810	- 0.74	
55 - 64	3,892	- 1.16	
居住地人口			0.03**
50,000人未満	3,927	- 0.42	
50,000-150,000人未満	6,419	- 0.15	
150,000人以上	10,479	- 0.02	
政令指定都市	7,274	0.38	
家族構成			0.05**
一人暮らし	1,838	1.59	
配偶者なし	5,889	0.06	
配偶者含む	20,372	- 0.16	
職務内容			0.14**
事務職	2,886	- 3.49	
営業職	25,213	0.40	
朝食摂取習慣			0.19**
ほぼ毎日	18,786	- 1.08	
食べない	9,313	2.19	
飲酒習慣			0.16**
飲まない	17,401	- 0.82	
ときどき飲む程度	9,206	0.84	
ほぼ毎日飲む	1,492	4.38	
睡眠時間			0.05**
6 時間以下	10,047	0.52	
6 - 7 時間	10,311	- 0.19	
7 時間以上	7,741	- 0.42	
運動習慣			0.03**
ほとんどない	16,996	0.22	
時々する程度	6,147	- 0.31	
習慣的に実施している	4.956	- 0.38	
ストレス自己評価			0.03**
常に感じている	13,353	0.29	
時々感じる	12,231	- 0.30	
ほとんど感じない	2,515	- 0.04	
重相関係数			0.352

** $p < 0.01$

注）：第1因子は正の方向に牛乳・副食の植物性食品（大豆製品・緑黄色野菜・海藻・いも類・果物）、第2因子は正の方向に油脂類・副食の動物性食品、第3因子は正の方向にごはん・つけもの・みそ汁、第4因子は正の方向にパン・麺類をそれぞれ選択する因子。

3061

生活習慣の改善が危険因子に与える影響

○山本隆一1　川村孝2　若井建志2　中村利恵2　玉腰暁子2
鈴木貞夫2　井口昭久1　大野良之2　水野嘉子3
（1名大．医．老年、2名大．医．予防、3愛知県総合保健センター）

【目的】循環器疾患の予防にはrisk factorの管理が必要であり、そのために生活習慣の是正の指導が行われている。しかし、どの生活習慣がどの検査値に影響を与えるのかということははっきりしていない。そこで総合健診受診者における生活習慣の改善とrisk factorとなる検査値の変化との関連について検討した。

【方法】平成1年および4年に愛知県保健センターで総合健診を受診した30～69歳の男性（7321人）を対象とした。まず平成1年における食事、運動および喫煙に関するいくつかの習慣と危険因子となる検査値の異常率との関連を検討し、Mantel-Haenszel法により年齢を調整してその有意性を検定した。また平成1年に好ましくない習慣を有していたものにおいて、平成4年にその習慣を是正した者としなかった者との間で各検査項目の異常率の変化に差があるかについて、カイ二乗検定を行なった。

【結果】（1）断面的検討：朝食を抜く習慣はﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ（TG）、尿酸（UA）の異常率と有意な関連を示し、満腹する習慣はTG，UAおよびHDLｺﾚｽﾃﾛｰﾙ（HDL）の異常率と有意に関連した。脂っこい食事は空腹時血糖（FPG）とUAをのぞくすべての項目の異常率と関連を示した。

定期的な運動はHDLとTGの異常率に対しては有意な関連を示していたが、収縮期血圧（SBP）とFPGに対しては逆の関連を示した。こまめに体を動かすことは総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ（TC）、HDL、TGの異常率との間に有意な関連が示され、サッサと歩くことはHDL、TGの異常率と関連を示した。

喫煙はTG，HDLの異常率と関連を示したが、SBP、拡張期血圧（DBP）、TCおよびUAに対しては逆の関連を示した。

（2）変化に関する検討：朝食を抜くことをやめた群においてDBPの異常率が低下し、食事を腹いっぱい食べる習慣を是正した群でTGの異常率が低下した。脂っこい食事を是正した群ではTCの異常率が低下した。

味付けの濃さ、野菜の摂取量の変化と検査値の異常率の変化には明かな関連は見いだされなかった。

定期的に運動を行うようになった群においてHDLとTGの異常率の低下を認めたが、日常生活の中での身体活動の増加の効果は明かではなかった。

禁煙した群においてHDLの異常率が低下したが、DBPおよびUAに対しては逆の関連がみられた。

【考察】断面的検討においていくらかの項目で好ましい習慣を持つものが高い異常率を示した点については、過去に異常値を示したためにすでに生活習慣を改善したものも含まれている可能性が考えられた。

好ましくない生活習慣を是正すると、その習慣の種類によって異なる項目の検査値の改善が得られることが示唆された。従って健診においては異常の内容に応じた生活指導が必要であると思われた。また、薄味や野菜摂取の励行が必ずしも検査値の改善に結びつかず、禁煙が両様の効果をもつ点については今後の検討を要する。

表1. 生活習慣の有無と検査値の異常率の関係

	朝食を抜く	腹いっぱい食べる	食事が脂っこい
収縮期血圧			**
拡張期血圧			***
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			***
HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ		***	*
ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ	**	***	***
空腹時血糖			
尿酸	***	***	
	薄味でない	野菜が少ない	定期的に運動しない
収縮期血圧	#	#	#
拡張期血圧		#	
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			
HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			***
ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ	***		***
空腹時血糖			#
尿酸			
	こまめに身体を動かさない	サッサと歩かない	喫煙している
収縮期血圧			#
拡張期血圧			#
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ	***		#
HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ	***	***	***
ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ	***	***	***
空腹時血糖			
尿酸			#

平成1年度の検査値による

正の関連　*; 0.01≤p<0.05, **; 0.005≤p<0.01, ***; p<0.005.
負の関連　#; 0.01≤p<0.05.

表2. 生活習慣の改善と検査値の異常率改善との関係

	朝食を抜く	腹いっぱい食べる	食事が脂っこい
収縮期血圧			
拡張期血圧	*		
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			***
HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			
ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ		*	
空腹時血糖			
尿酸			
	薄味でない	野菜が少ない	定期的に運動しない
収縮期血圧			
拡張期血圧			
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			
HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			***
ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ			*
空腹時血糖			
尿酸			
	こまめに身体を動かさない	サッサと歩かない	喫煙している
収縮期血圧			
拡張期血圧			#
総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			
HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ			***
ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ	#		
空腹時血糖			
尿酸			#

正の関連　*; 0.01≤p<0.05, **; 0.005≤p<0.01, ***; p<0.005.
負の関連　#; 0.01≤p<0.05.

3062

喫煙状況と耐糖能との関連

-第４次循環器疾患基礎調査より-

○斉藤　功　小澤　秀樹　青野　裕士
（大分医科大学公衆衛生医学第１）

【はじめに】喫煙と糖代謝の関連については、糖代謝のコントロール不十分な症例で喫煙率が有意に高いことや喫煙と高インスリン血症との関連を示した報告などがある。喫煙と糖代謝との関連は喫煙と虚血性心疾患との関連を説明する上でも重要であると考えられる。今回は、断面の調査成績を用いて、喫煙と耐糖能との関連を調べた。

【対象と方法】1990 年に行った第４次循環器疾患基礎調査(n=10956名)において血液検査を実施した男性3296名を解析対象者とした。喫煙状況は喫煙に関する質問より、以前から吸わない、以前吸っていた、現在吸っている、の３区分に分け、さらに現在吸っている者については、喫煙本数により一日 20本未満、20-39本、40本以上に区分した。耐糖能の指標としては血糖値とヘモグロビンA1c(HbA1c)を用いた。血糖値は随時採血であるため、食後３時間以上経過後採血した者を解析の対象者とした(n=2677)。

【結果と考察】男性の喫煙状況について示すと、総数では喫煙者が 56%であった(図１)。特に30歳代、40歳代の喫煙者の割合が多くみられた。また、以前から吸わない者は 20%前後であった。次に、血糖値の分布を60歳以上と60歳未満の年齢階層・喫煙状況別に示した(図２)。60歳未満の男性では喫煙状況別の血糖値の分布には違いはみられず、各群において80-99mg/dlを頂点として、ほぼ一致していた。60歳以上の者では血糖値100-119mg/dlで以前から吸わない人の割合がやや高かった。また、喫煙状況別に HbA1cの分布をみると、どの群も4.6-5.0%を頂点とした分布を示したが、60歳未満、60歳以上の両方において、喫煙者では HbA1cが4.1-4.5%のレベルで割合が低かった(図３)。一方、5.1-5.5%では喫煙者の割合が高くみられた。すなわち喫煙者の分布は以前から吸わないものに比べて右の方へシフトしていた。また、これらの分布より血糖値及び HbA1cともに高齢者の方の値が高い傾向にあり年齢の影響が考えられた。そこで,喫煙状況別に年齢調整を行い血糖値とHbA1cの平均値を図に示した(図４、５)。喫煙状況と血糖値の関連は一定の傾向を示さなかったが、喫煙状況とHbA1cとでは現在の喫煙本数が多いほどHbA1cの値が高かった。年齢の影響を除く為に年齢を補助変数とする共分散分析において、喫煙状況と HbA1cとで統計学的に有意な関連が示された(F=6.880,P<0.0001)。さらに、以前から吸わない群を対照として喫煙状況別の差の比較を Dunnettの検定により行った。以前から吸わない群に比べ、現在20-39本の喫煙者で有意にHbA1cの値が高かった(図５)。また、現在40本以上の喫煙者との間で有意差は認められなかったが、喫煙者の方がHbA1cが高いという傾向を認めた。

Breslowらは健康習慣を７つの要素(運動、喫煙、飲酒、睡眠時間、朝食の摂取、栄養のバランス、適正体重）で関連付け、加齢とともに不健康は増加するが、健康に好ましい生活習慣を多く持つ人の方が不健康な生活習慣の人に比べて健康破綻の進行の遅いことを示したが、今回耐糖能異常が不健康とした場合に喫煙という健康に好ましくない生活習慣を持つ人に耐糖能異常が起こりやすいことが示された.さらに食事の影響を受けにくいHbA1cの方が健診では耐糖能の評価しやすい指標と考えられた。

図1　年齢別にみた喫煙状況（男）n=3296

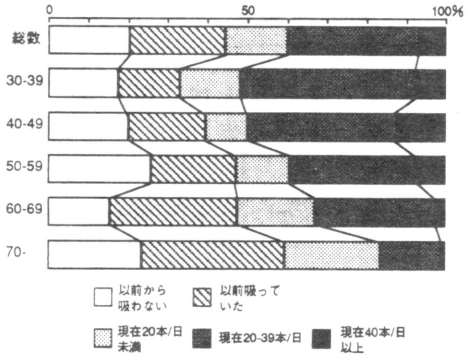
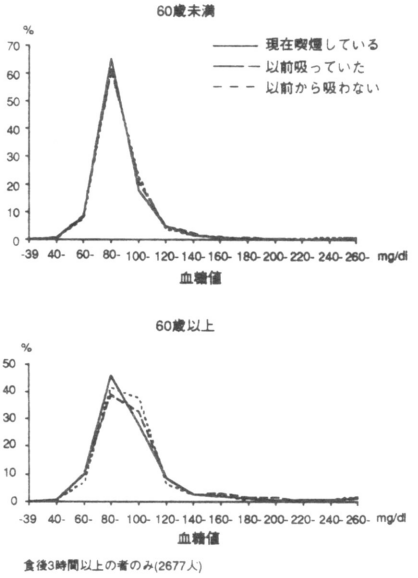


図2　喫煙状況別にみた血糖値の分布（男）



食後3時間以上の者のみ(2677人)

図3　喫煙状況別にみたHbA1cの分布（男）

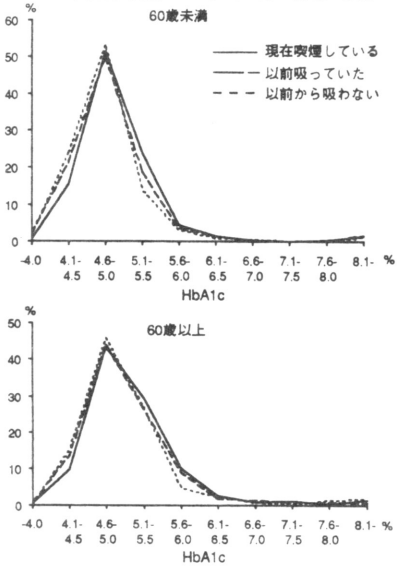
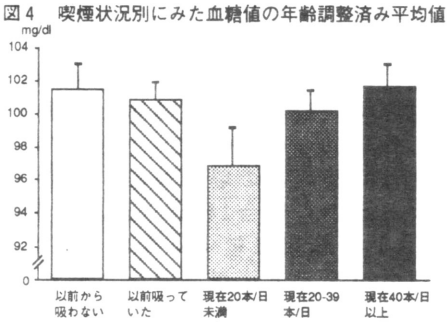
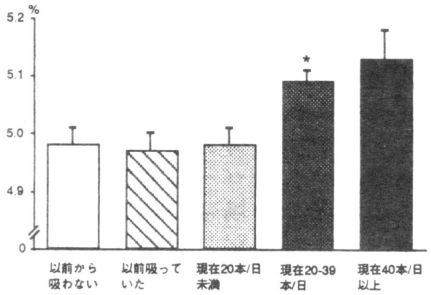


図4　喫煙状況別にみた血糖値の年齢調整済み平均値



食後3時間以上の者のみ(2677人)　mean+S.E.

図5　喫煙状況別にみたHbA1cの年齢調整済み平均値



*:Dunnettの検定による多重比較を行い、以前から吸わない群との間で有意差(p<0.05)を認めた　mean+S.E.

3063

血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常と死亡率
－11.8年のコホート研究結果より－

○岩井伸夫、黒沢洋一、大城　等、于　羽、能勢隆之
（鳥取大学・医・公衆衛生）

【目的】健康診断受診者を対象にして健診時の血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常とその後の長期的な死亡率との関係を調査すること。
【対象及び方法】1975年８月から1979年１月の間に鳥取県の健康増進センターにて健康診断を受診した35－69歳の鳥取県居住者6440人を調査対象者とし、これらの各対象者が観察開始期間中に初めて健康診断を受診した時点をbaselineとした。表１に対象者6440人のbaselineにおける性・年齢階級分布を示した。対象者について、1989年８月までを追跡期間とし、76191.6人年の観察人年（平均11.8年の観察）が得られた。追跡調査として死亡調査が行われ、270人の死亡が確認された。血清ＧＯＴ、ＧＰＴの両方またはどちらか一方が40以上の場合ＧＯＴ・ＧＰＴ異常と定義し、ＧＯＴ、ＧＰＴがともに40未満の場合ＧＯＴ・ＧＰＴ異常なしと定義した。総死亡及び肝癌、肺癌、脳出血、脳梗塞、肝障害（肝不全、肝硬変、肝炎）等による死亡について、男女別にbaselineにおける血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常の有無により年齢標準化死亡率を求め、年齢標準化死亡率比とその信頼区間が計算された。（粗）死亡率の計算は次式により計算された。　死亡率＝１２×死亡数／総観察人月（単位：年$^{-1}$）　年齢標準化死亡率は対象集団全体の年齢階級分布を基準として直接法により標準化して求めた。次に、死亡率に影響を及ぼす他の要因の影響を補正するために、血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常の他に性及びbaselineにおける年齢、運動習慣の有無、血圧、血清総コレステロール濃度、body mass index（ＢＭＩ）、％肺活量を独立変数としてCoxの比例ハザードモデルによる解析を行った。まずステップワイズ法により、総死亡及び肝癌、脳出血、肝障害による死亡について、独立変数の選択を行った。その結果、総死亡については性、年齢、ＧＯＴ・ＧＰＴ異常、血圧、血清総コレステロール濃度が、肝癌死亡については年齢、ＧＯＴ・ＧＰＴ異常が、脳出血死亡については年齢、ＧＯＴ・ＧＰＴ異常、血圧が、肝障害による死亡についてはＧＯＴ・ＧＰＴ異常が選択された。そこで、ステップワイズ法により選択された変数に性、年齢を加え、総死亡及び肝癌、脳出血、肝障害による死亡のハザードをそれぞれ従属変数としてモデルをつくって解析を行い、独立変数とした各因子のハザード比とその信頼区間を求めた。
【結果】血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常の有無による年齢標準化死亡率及び年齢標準化死亡率比とその信頼区間を表２に示した。ＧＯＴ・ＧＰＴ異常なしの集団と比較した場合、ＧＯＴ・ＧＰＴ異常ありの集団の年齢標準化死亡率比は男性で2.31、女性で3.13といずれも高値を示した（P<0.05で有意）。死因を肝癌、脳出血、肝障害に特定した場合も標準化死亡率比は各々男女とも有意に上昇した。Coxの比例ハザードモデルによる血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常あり／なしのハザード比は、総死亡の場合は2.37（性、年齢、血圧、血清コレステロールで補正）、肝癌による死亡の場合14.14（性、年齢で補正）、肝障害による死亡の場合27.77（性、年齢で補正）、脳出血による死亡の場合12.38（性、年齢、血圧で補正）となり、いずれの場合もハザード比が高値を示した（P<0.05で有意）。血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常者のうちＧＯＴあるいはＧＰＴが80以上の者を除外して、ＧＯＴ、ＧＰＴともに40未満の集団に対する標準化死亡率比を求めた場合も、総死亡及び肝癌、脳出血、肝障害の標準化死亡率比はいずれも男女とも有意の上昇を示した。本研究では健診時の血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常がその後の長期的な総死亡及び肝癌、脳出血、肝障害による死亡のリスクを高める因子とみなしうることが示唆された。

表１　調査対象者の性，年齢階級分布

年齢	男	女	計（%）
35－39	254	563	817 (12.7)
40－49	1082	1784	2866 (44.5)
50－59	834	1304	2138 (33.2)
60－69	224	395	619 (9.6)
計	2394	4046	6440 (100)

表２　血清ＧＯＴ・ＧＰＴ異常の有無による標準化死亡率（ＳＲ，単位：10^{-5}年$^{-1}$）、標準化死亡率比（ＳＲＲ）及びその95%信頼区間（95%ＣＩ）

男	GOT,GPT異常なし (n=2224)		GOT,GPT異常あり (n=170)		
	死亡	ＳＲ	死亡	ＳＲ	ＳＲＲ(95%ＣＩ)
総死亡	140	527.4	23	1216.5	2.31(1.48-3.60)*
肝癌	9	33.6	6	299.2	8.9 (3.17-25.1)*
肺癌	13	49.2	3	162.1	3.3 (0.94-11.6)
胃癌	16	59.8	0	-	-
脳出血	7	26.3	4	216.1	8.2 (2.40-28.0)*
脳梗塞	8	30.3	1	66.8	2.2 (0.28-17.6)
心疾患	19	72.6	0	-	-
肝障害	3	11.3	6	320.7	28.5 (7.06-114.8)*

女	GOT,GPT異常なし (n=3967)		GOT,GPT異常あり (n=79)		
	死亡	ＳＲ	死亡	ＳＲ	ＳＲＲ(95%ＣＩ)
総死亡	100	216.3	7	677.7	3.13(1.44-6.76)*
肝癌	4	8.8	3	276.5	31.5 (7.04-140.7)*
肺癌	9	19.6	0	-	-
胃癌	15	32.8	0	-	-
脳出血	4	8.4	2	184.3	21.8 (4.00-119.2)*
脳梗塞	3	6.4	0	-	-
心疾患	12	25.7	1	92.2	3.6 (0.47-27.6)
肝障害	2	4.2	1	124.7	29.4 (2.67-324.3)*

*$p<0.05$

3064

１５年追跡調査による病因別・総死亡のリスクに関する検討
- Shibata study -

○横山徹爾[*1]（[*1]東京医科歯科大学難治疾患研究所疫学） 中山健夫[*1]
山本卓[*1]吉池信男[*2]（[*2]国立健康・栄養研究所成人健康・栄養部）陳浩[*1]
清野富久江[*1] 岩岡浩子[*1] 山口百子[*2] 松村康弘[*2] 岩谷昌子[*2]
伊達ちぐさ[*3]（[*3]大阪市立大学公衆衛生） 柳元和[*3] 田中平三[*1]

＜はじめに＞

われわれは、新潟県新発田市において脳卒中・虚血性心疾患の病型別頻度と、そのﾘｽｸﾌｧｸﾀｰについて15年にわたって調査・検討してきた。今回、これらのﾘｽｸﾌｧｸﾀｰについて、病因別死亡および総死亡の側面から基礎的な検討を行った。

＜方法＞

1．ベースライン調査……調査時期は1977年7月。対象は新潟県新発田市赤谷・五十公野地区の40歳以上の住民2651人。受診率は男性85%(999人)、女性93%(1360人)であった。調査内容は、血圧測定、身体計測、血液検査、心電図検査、眼底検査、尿検査に加え、食事調査・身体活動調査を含む問診を行った。

2．追跡調査……毎年の住民台帳により、1992年12月(=15.5年)まで死亡・転出者を確認し、死亡票に基づいて原死因を判定した。

3．統計解析……統計パッケージＳＡＳの"PHGLM"により、Coxの比例ハザードモデルを用いて、総死亡および死因別の相対危険度を求めた。総死亡の解析では、外因死は死亡時点で観察打ち切りとした。死因別の解析では、他の死因による死亡は死亡時点で観察打ち切りとした。

＜結果＞

表3に総死亡および死因別の相対危険度を示す。高齢者では全身衰弱や基礎疾患に伴う体重減少・栄養状態の悪化などにより、体重・総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙなどについて若年者とは異なった傾向を示すことが予想されたので、70歳以上の高齢者と、70歳未満の比較的若年者とを分けて分析を行った。その結果、高齢者のやせと若年者の肥満は死亡の高リスクであるが、高齢者の肥満と若年者のやせについては有意ではなかった。高血圧は特に若年者において死亡の高リスクであった。高齢者の高ｺﾚｽﾃﾛｰﾙは死亡の低リスクであった。血中ﾋﾞﾀﾐﾝＣ濃度は、死亡の低リスク、特に脳血管疾患死亡の低リスクであった。

＜まとめ＞

循環器疾患のﾘｽｸﾌｧｸﾀｰは、総死亡についても同様の傾向が認められた。新生物による死亡では、高齢者の高ｺﾚｽﾃﾛｰﾙが低リスクであった。

表１．追跡状況

	年齢	40-	50-	60-	70-	計
男	ﾍﾞｰｽﾗｲﾝ人数	327	291	242	139	999
	生存	288	218	121	12	639
	死亡	28	57	109	122	316
	転出	11	16	12	5	44
女	ﾍﾞｰｽﾗｲﾝ人数	418	401	315	226	1360
	生存	375	341	211	33	960
	死亡	17	32	84	180	313
	転出	26	28	20	13	87
計	ﾍﾞｰｽﾗｲﾝ人数	745	692	557	365	2359
	生存	663	559	332	45	1599
	死亡	45	89	193	302	629
	転出	37	44	32	18	131

表２．死因分類

	男	女	計
総死亡	316	313	629
1.脳血管	73	94	167
2.新生物	89	65	154
3.心疾患	49	47	96
(うち心不全)	(13)	(14)	(27)
4.その他	76	95	171
(呼吸器)	(37)	(33)	(70)
(消化器)	(12)	(20)	(32)
(不明確)	(15)	(17)	(32)
(他)	(12)	(25)	(37)
5.外因死	29	12	41

表３．総死亡および死因別の相対危険度（Ｃｏｘの比例ハザードモデルによるハザード比）

Variable	総死亡 R.R. 95% CI (p value) Age＜70	総死亡 R.R. 95% CI (p value) 70≦Age	脳血管 R.R. 95% CI (p value) Age＜70	脳血管 R.R. 95% CI (p value) 70≦Age	心疾患 R.R. 95% CI (p value) Age＜70	心疾患 R.R. 95% CI (p value) 70≦Age	新生物 R.R. 95% CI (p value) Age＜70	新生物 R.R. 95% CI (p value) 70≦Age	その他 R.R. 95% CI (p value) Age＜70	その他 R.R. 95% CI (p value) 70≦Age
BMI (+3kg/m2) ※1	1.08 0.97-1.21 (0.16)	0.93 0.83-1.04 (0.21)	1.02 0.83-1.26 (0.82)	0.95 0.79-1.14 (0.59)	1.18 1.01-1.39 (0.039)	0.81 0.59-1.09 (0.16)	1.16 0.93-1.43 (0.18)	0.98 0.74-1.28 (0.85)	0.98 0.80-1.20 (0.81)	0.92 0.76-1.12 (0.41)
やせ (Q1/Q2,Q3) ※2	0.98 0.75-1.29 (0.9)	1.35 1.03-1.76 (0.029)	0.75 0.46-1.22 (0.24)	1.13 0.72-1.75 (0.59)	0.73 0.47-1.13 (0.16)	1.54 0.80-2.96 (0.2)	1.04 0.62-1.76 (0.87)	1.84 0.93-3.64 (0.079)	1.45 0.92-2.28 (0.1)	1.35 0.87-2.10 (0.18)
肥満 (Q4/Q2,Q3) ※3	1.32 1.01-1.73 (0.044)	1.04 0.76-1.43 (0.8)	0.68 0.39-1.20 (0.18)	0.91 0.55-1.52 (0.72)	1.47 1.01-2.15 (0.043)	1.13 0.51-2.49 (0.77)	1.53 0.91-2.56 (0.1)	1.70 0.80-3.62 (0.16)	1.36 0.82-2.26 (0.23)	0.93 0.54-1.62 (0.8)
SBP (+21mmHg) ※1	1.22 1.10-1.34 (0.0001)	1.04 0.93-1.16 (0.44)	1.35 1.14-1.60 (0.0004)	1.15 0.97-1.36 (0.11)	1.04 0.88-1.22 (0.66)	0.86 0.64-1.16 (0.33)	1.17 0.96-1.43 (0.12)	1.11 0.85-1.44 (0.43)	1.13 0.94-1.36 (0.18)	0.96 0.79-1.16 (0.68)
DBP (+12mmHg) ※1	1.20 1.07-1.34 (0.0014)	1.05 0.94-1.17 (0.41)	1.41 1.15-1.72 (0.0007)	1.23 1.04-1.47 (0.016)	1.12 0.95-1.32 (0.17)	0.80 0.59-1.09 (0.16)	1.10 0.88-1.36 (0.41)	1.14 0.88-1.48 (0.32)	1.22 1.00-1.49 (0.045)	0.88 0.73-1.06 (0.16)
総コレステロール (+47mg/dl) ※1	0.99 0.88-1.10 (0.8)	0.86 0.75-0.98 (0.025)	0.96 0.78-1.18 (0.72)	0.93 0.75-1.16 (0.52)	1.04 0.89-1.23 (0.61)	0.90 0.65-1.24 (0.5)	1.04 0.84-1.29 (0.69)	0.66 0.48-0.93 (0.015)	0.87 0.71-1.08 (0.2)	0.86 0.68-1.09 (0.21)
低コレステロール (Q1/Q2,Q3) ※2	1.01 0.77-1.32 (0.95)	1.11 0.84-1.46 (0.48)	1.18 0.73-1.89 (0.49)	1.03 0.63-1.67 (0.91)	0.80 0.53-1.21 (0.29)	1.07 0.54-2.13 (0.85)	0.73 0.43-1.24 (0.24)	1.21 0.64-2.29 (0.55)	1.01 0.64-1.60 (0.95)	1.00 0.63-1.60 (0.99)
高コレステロール (Q4/Q2,Q3) ※3	0.99 0.75-1.29 (0.92)	0.68 0.50-0.93 (0.015)	1.08 0.66-1.77 (0.77)	0.78 0.48-1.28 (0.33)	1.12 0.76-1.65 (0.56)	0.76 0.35-1.66 (0.49)	0.77 0.45-1.33 (0.34)	0.34 0.14-0.82 (0.016)	0.66 0.39-1.12 (0.12)	0.62 0.37-1.05 (0.076)
血中ビタミンC ※1	0.86 0.76-0.98 (0.019)	0.84 0.74-0.95 (0.0071)	0.80 0.64-1.01 (0.059)	0.78 0.63-0.96 (0.017)	0.94 0.78-1.12 (0.48)	0.99 0.73-1.35 (0.96)	1.07 0.84-1.35 (0.57)	1.13 0.84-1.52 (0.41)	0.86 0.69-1.07 (0.16)	0.73 0.60-0.90 (0.0034)

上記１変数と性・年齢の計３変数を独立変数として、性・年齢について補正した。

※１．＋１ＳＤ　　※２．BMIおよび総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙの四分位の２５－７５％対、下位２５％　　※３．BMIおよび総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙの四分位の２５－７５％対、上位２５％

3065

ＲＦＬＰ分析の結核疫学への応用

森　　亨（結核予防会結核研究所）

結核症は大部分が Mycobacterium tuberculosis による感染症であるが、その病理発生については内因性再燃、外来性再感染の寄与をめぐって未解決の問題が多い。一方最近注目されるようになった結核の集団発生に関して感染源の特定はその対応のうえで大きな問題である。このような問題に対して結核菌の優れたタイプ分けが果たし得る役割はきわめて大きい。結核菌の株の鑑別・分類は従来はファージ型や薬剤感受性のパターンなどでわずかに試みられていたに過ぎない。近年結核菌についてもＲＦＬＰ（Restriction Length Fragment Polymorphism）分析が可能になったが、上記のような研究への応用の有効性を検討すべく本研究を行った。

材料と方法

この数年間における各地の結核集団発生で本研究所に菌株が持ち込まれた事例７例からの24株、各地の結核療養所などで分離された個別の菌株14株を分析の対象とした。ＲＦＬＰ分析は以下の手順で行う。まず液体培地での培養菌株からＤＮＡを抽出し、精製した後制限酵素ＰｖｕⅡで切断、アガロース電気泳動で分離し、分離ＤＮＡバンドを位置を変えずにナイロン膜に移す。その後挿入配列ＩＳ986 をプローブとしてハイブリダイゼーションを行う。これによって図１、２のような菌株に固有の位置と強さをもったバンドが写真上に得られる。分析は結核研究所細菌研究科（阿部千代治、高橋光由）で行われた。

分析

得られた各菌株のバンドの位置と強さを測定する。バンドは個々の株で見られるものをすべて集めて標準バンド群を想定し、各株についてその有無を調べた。強さについてはバンドの写真上の幅を測定した（バンドが無いものの強さ＝０とした）。このように得られたバンドの強さのベクトルから菌株相互の類似性指数を算出（Ｓ＝Σ（ａ＋ｂ－｜ａ－ｂ｜）／Σ（ａ＋ｂ）；ａ、ｂはバンドの強さ、Σは各バンドについての総和）、これを用いてクラスター分析を行う。

結果

得られたバンドは図１（６件の集団発生事例について。第４群は別の菌株による偶然多発と考えられた）、図２（主として関東地方の患者菌株。地域性を反映してか相互に似ているが完全には一致しない）に示すとおりである。クラスター分析は上記の結論を示すデンドログラムを与えた。

このようにＩＳ986 を用いたＲＦＬＰ分析は結核の疫学研究に有力な手段となり得ることが示された。

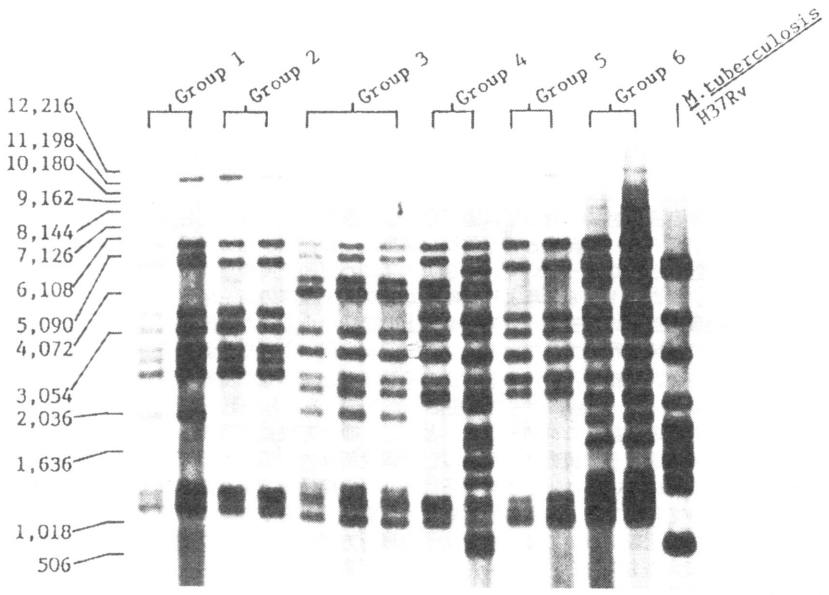


図１　集団発生事例の菌株のＲＦＬＰバンド

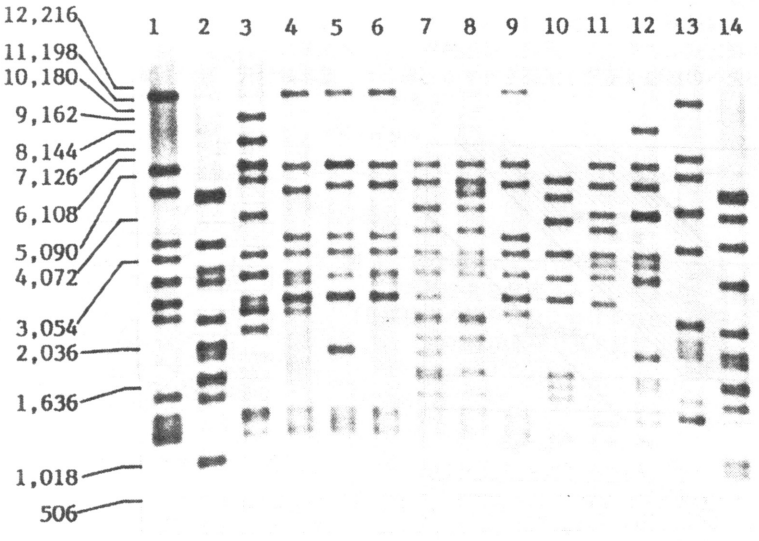


図２　主として関東地方の患者菌株のＲＦＬＰバンド

3066

風疹予防接種の将来予測による評価

○陶山昭彦、岡本幹三
森尾眞介、中山英明
（鳥取大学・医・衛生学）

風疹感染症は罹患者自身の感染に対しては適切な治療措置で軽快するが、妊婦への感染が胎児への垂直感染につながり先天性風疹症候群（ＣＲＳ）の発症という重篤な疾患につながり、極めて深刻な感染症対策上医療・福祉の両面にわたる社会・経済的問題へとつながっていく。１９７７年にわが国で風疹集団予防接種が開始され中学２年女子に接種する方式が続いている。また、１９８９年より麻疹・ムンプス・風疹の新三種混合ワクチン（ＭＭＲ）が開始されたが、１９９３年高率の副反応症例の報告をうけて、事実上の接種中止をみた。本研究は、中２女子接種の風疹予防事業とＭＭＲ接種方式について感染流行のコンパートメントモデルを用いて将来予測を行い、また、鳥取県Ｙ保健所において実施された風疹ワクチンの非接種世代に対する独自の予防事業とあわせて比較検討したものである。【資料・方法】風疹流行についてはAnderson&Mayによって報告されたモデルをとりいれ、図に示す年齢構について感受性保持者・病原体排泄者・免疫獲得者の３群をコンパートメトとして、微分方程式で表現される予測モデルを作成した。年齢構成別風疹抗体陽性率は伝染病流行予測調査から算出し、Ｙ保健所管内人口についても同様の抗体分布として解析した。予防接種の対象集団、接種率については、１４歳女子は９０％の接種率で１９８２年より、２歳男女に０から５０％の間で１９８９年より２００２年までを、Ｙ保健所事業は事業開始の１９８２年より終了した１９８９年まで３０から５０％と設定した。接種方式の比較については、中２女子の現行方式にＭＭＲワクチンを追加したもの（Ａ）、現行方式にＹ保健所の接種事業を加えたもの（Ｂ）、（Ａ）にＹ保健所事業を加えたもの（Ｃ）として結果を表現する。罹患数およびＣＲＳ発症リスクの年次推移にはＡ，Ｂ，Ｃの方式が中２女子接種の現行方式に対する相対する比をとり、累積風疹罹患比、累積ＣＲＳ発症リスク比によって評価した。【結　果】　図３に累積罹患比（左図）、累積ＣＲＳ発症リスク比（右図）を上からＡ，Ｂ，Ｃ方式について示す。（累積罹患比）Ａ方式：接種１０％でも約８％、５０％では３０％程度の罹患減少をみた。Ｂ方式：接種率上昇について累積罹患比も減少するが、５０％接種でも５％の罹患減少割合しかみとめない。Ｃ方式：Ａ方式と類似した減少割合を示した。罹患者の減少には方式Ａが寄与している。（累積ＣＲＳ発症リスク比）Ａ方式：接種率上昇についてリスク比も減少し、接種率５０％で３０％程度の減少がみられる。Ｂ方式：接種開始当初からリスク比の減少がみられる。この方式では罹患者の減少は期待できないのに対して、ＣＲＳ発症防止効果がみとめられる。接種率から考慮すると、Ａ方式に比べ、ＣＲＳ発症抑制効果が高いと想像される。Ｃ方式：ＡとＢの加算された結果として示された。（接種方式Ｃの効果）Ｃ方式における相加的効果を検討するため、予測最終年である２００２年までの累積ＣＲＳ発症リスク比を各接種率に対してプロットしたものを図４に示す。いずれの接種を行った場合でもリスク比は単純に減少しているが、事業対象としている２０から３９歳の妊孕世代への接種率を向上させたほうが効果が上がる傾向にあることが示唆された。【考　察】　成人女性への接種はＣＲＳ発症抑制に大きな効果を示すため、Ｙ保健所で行った免疫強化施策を短期的に実施することの意義は大きいと考えられる。しかし、わが国の現行の予防接種方式によるＣＲＳ根絶には接種率１００％が要求される。今後ＣＲＳ根絶をめざすための予防接種を検討する上で小児への接種は重要な意義を有すると思われ、低年齢世代を接種対象とした安全なワクチンが検討されなければならない。

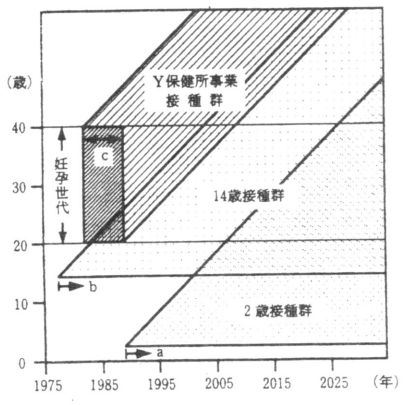


図１　風疹予防接種コホート

ＭＭＲワクチン接種（a），風疹予防接種（b），およびＹ保健所事業での接種（c）の各接種を接種コホートについて図示した。

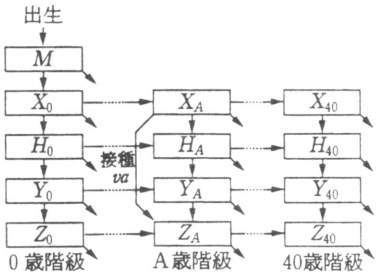


図２　年齢構造からみた風疹流行モデル

出生したものはすべて，母体移行抗体保持者群Ｍに入り、抗体消失とともに感受性を持つようになる。各年齢階級ごとに感受性保持者群Ｘ、潜伏期間者群Ｈ、病原体排泄者群Ｙ、免疫獲得者群Ｚの各群を図示した。Ｚからの流出は年齢ごとの死亡を示している。

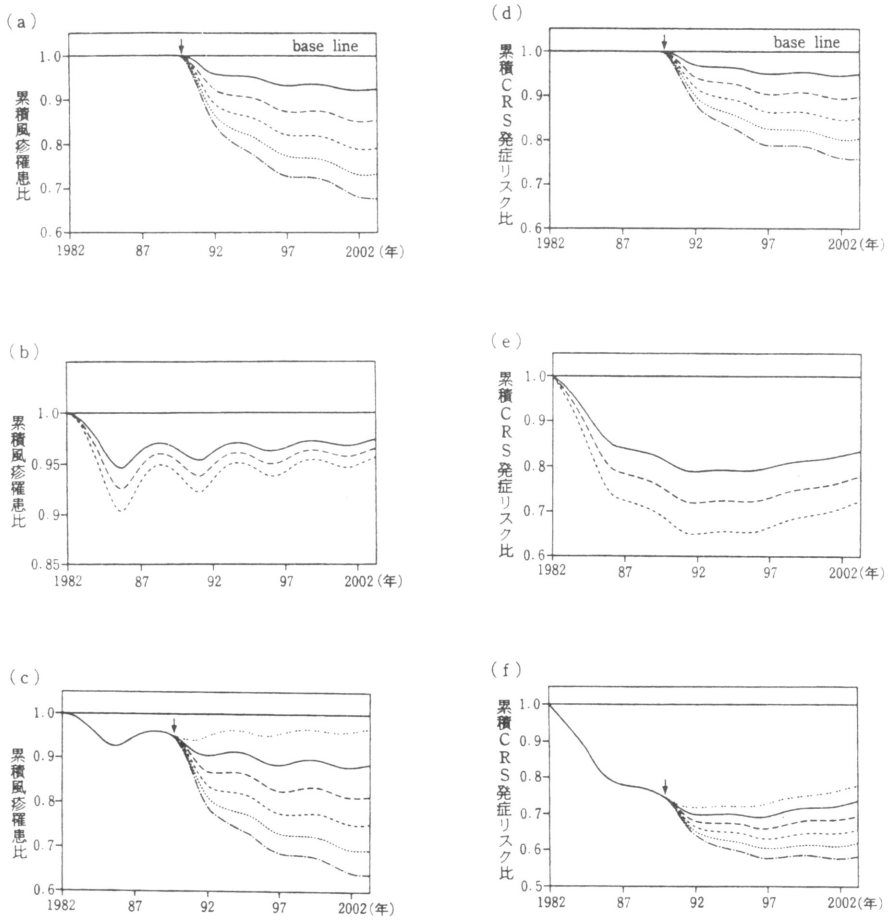


図 3　累積風疹罹患比（a,b,c）及び累積ＣＲＳ発症リスク比（d,e,f）の推移

(a),(d) 接種方式A　10%　20%　30%　40%　50%

(b),(e) 接種方式B　30%　40%　50%

(c),(f) 接種方式C　0%　10%　20%　30%　40%　50%

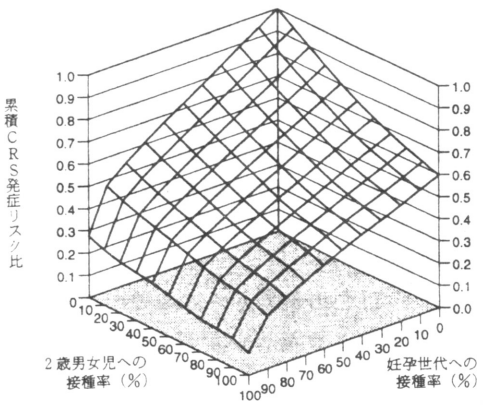


図 4　各接種方式における接種率の
累積ＣＲＳ発症リスクにおよぼす影響
（各接種率の組み合せにおける1982～
2002年の累積ＣＲＳ発症リスク比）

本研究は文部省科学研究費補助金　奨励研究（平成元年度01770359・平成２年度02770291・平成３年度03770305）及び一般研究Ｃ（平成５年度05670348）の援助を受けた。

3067

感染症の周期的流行に関する研究
感染症の周期的流行に関する研究
― 伝染性紅斑地域流行の予測 ―

○ 北浦敏行、平林宏朗（大阪女子短期大学）

［目的］ 毎年周期的流行のみられる感染症について、コレログラムを用いてその周期性を検討し、また流行の周期が数年に及ぶ疾患、伝染性紅斑（周期５年）等についても同様に周期性を証明した。今回は流行周期が数年間にわたる疾患の代表例として伝染性紅斑について、数回の流行によりえられた近似式を用いた予測カーブを適用し、地域流行の特徴の解析とその流行予測を行つた。

［方法］ 解析に用いたデータは、厚生省の感染症サーベイランス事業により全国都道府県より集められた患者情報の報告数を、一定点あたりの数値に変換し、各府県にフイードバツクされた資料を用いた。

コレログラムの作製は平林が開発したパソコン用プログラムにより解析し、それぞれ毎週或いは毎４週毎のデータ列を用いて検討した。後者の場合、年間５２週のデータは、４週を１単位としてまとめ、１３項のデータとして処理している。そのデータを用いて自己相関係数を計算し、これを各項毎に追つて図化しコレログラムを作成した。

近似式の応用は、前述のコレログラムにより、周期性の見いだされた個々の疾患につき、数年間の時系列資料では毎週の数値につき、また十年間に及ぶものは４週毎にまとめた１３項の数列で１年間のデータ列として計算した。その方法はコレログラムで判明した周期を基にして、フーリエ級数を利用し、最小２乗法を用いて周期的流行のみられる感染症についての近似式を平林が開発したパソコン用プログラムにより作成した。

［結果］ １）伝染性紅斑の流行周期の判別： 感染症サーベイランスによりえられた各疾患の週別データのうち、主に大阪府と全国及びブロツク別の集計結果について、伝染性紅斑の流行の周期性を検討した。大阪府では１９８２年第９週より、全国集計では１９８２年第１週より、１９９３年第３２週までの処理を行い、４週分の報告数を１項とし、１年間を１３項、約１２年のデータにもとずき、１５１項の数値をもととして、コレログラムにより検討した結果から流行の周期が５年であることを証明した。

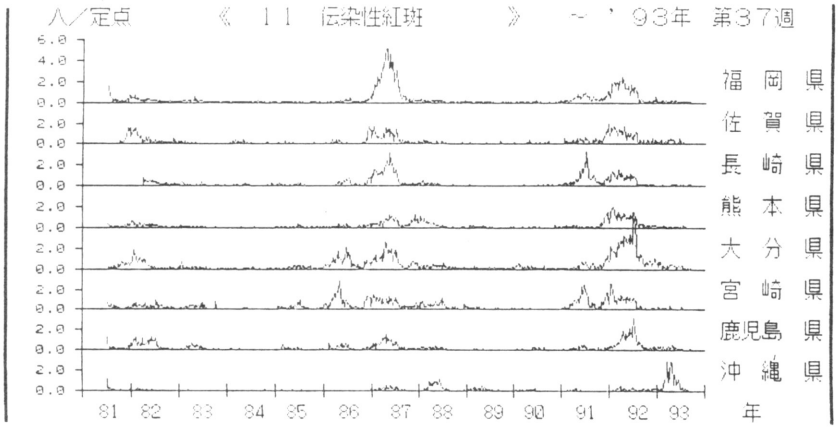
２）流行波形の検討： 日本全国、各ブロツク別及び大阪での発生状況は、周期的には何れも５年周期であつた。しかし報告数に関しては各ブロツクに多少の差があつた。１０年間１３０項の数値を、５年周期として各１３項Ｘ５＝６５項とし、フーリエ級数を応用してそれぞれに流行波形を求めた。

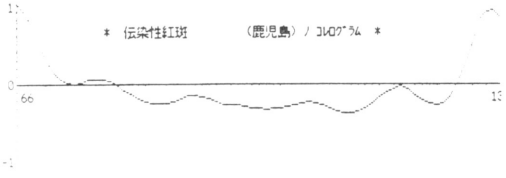
３）近似式を用いた予測カーブの作製： 前述の各周期毎の流行波形につき最小２乗法を用いて近似式を求める数式をコンピユータ化し、それぞれの地域でのデータを解析した。さらにこれをグラフ化作図して予測カーブとした。毎年流行する疾患のみならず数年周期のやや複雑な流行像をしめす疾患群においても、満足のできる予測カーブが得られた。これを用いて、過去のデータの蓄積を利用して、将来の流行患者数の予測が可能となつた。

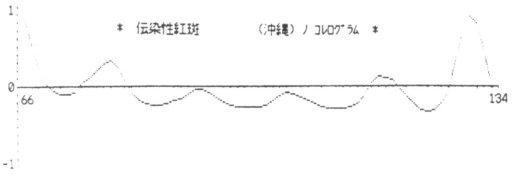
４）予測カーブによる流行の予測と実際の流行例との一致： 以上の結果から１９９２年までの５年周期のデータから作成した流行予測カーブにおいて次の大きな流行が予測されるのは全

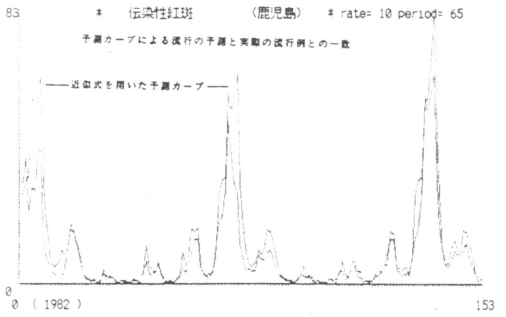
国的には５年後の１９９７（平成９年）であつた。ところが九州ブロツクにおいては、各県における発生状況を検討したところ、沖縄県においては九州地方の他の県とは１年遅れて流行が生じていることが判明した。そこで先述の流行波形を沖縄県のデータにより作成し、これを用いた近似式を求め予測カーブを画いた。そしてこの流行予測カーブの上に、１９９３年の沖縄県での流行がどの程度に合致するかを観察した。その結果は図に示す如く、流行予測カーブと１９９３年の発生数は完全に一致した。

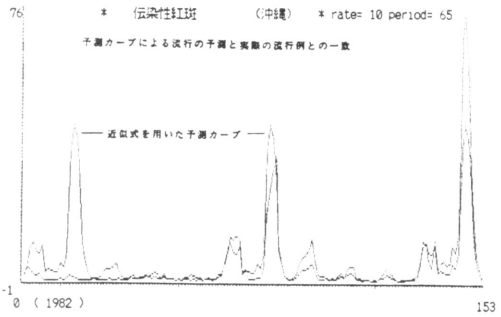
図：伝染性紅斑の発生状況（一定点医療機関あたり患者報告数）











［結論］　感染症サーベイランスにおける患者報告数を利用して、流行の予測を行なつた。その例として伝染性紅斑について、それぞれの地域での流行の周期性をコレログラムにより決定し、流行の周期が決定されたうえでフーリエ級数を応用して周期間毎の波形を求め、これをもとに近似式を求め予測カーブを作成した。これは各疾患の周期毎によく流行像をとらえており、将来の各疾患の流行予測に新しい方法を開発したものである。その実例として沖縄県における１９９３年の伝染性紅斑の流行を１９９２年までの資料から予測し、実際の流行がよく一致することを明らかにした。

3068

健診受診者における血清ヘリコバクター抗体と血清ペプシノーゲン値の分布

○高橋美智子、菊地正悟（順天堂大・医・衛生）、大谷麗二、貝瀬瑠璃子（東京船員保険病院）、稲葉　裕（順天堂大・医・衛生）、佐藤俊哉（統計数理研究所）、和田　攻（東京大学・医・衛生）＊文部省科研費総合Ａ和田班分担研究者

［目的］

胃炎、胃潰瘍、胃癌のリスクファクターとして注目されている血清抗ヘリコバクター抗体の、健診受診者集団における分布を明らかにするとともに、血清ペプシノーゲン値との関連を明かにする。

［対象と方法］

東京都内のＳ病院健康管理科で、平成 5 年 5 月 26 日～同 7 月 15 日に健診を受けた者のうち、20 才～ 69 才の者を性、年齢分布が均等になるように 905 名を選んだ（各性年齢階級ごとに先着順に）。対象者には自記式アンケートによって、血清の一部を研究目的に使用することのインフォームドコンセントをとった。血清は午前中空腹時に採取されたものの残りを用い、測定は抗ヘリコバクター抗体はアレルギーイムノテクノロジー社製ピーロプレート G ヘリコバクター、ペプシノーゲンⅠ、Ⅱはダイナボット社製ペプシノーゲンⅠ／Ⅱ RIABEAD キットを用いて、ＳＲＬ社に依頼して行った。血清ペプシノーゲン値(ng/ml)は自然対数に変換した後、パソコン用パッケージプログラムＨＡＬＢＡＵを用いて分析した。

［結果と考察］

表１に年齢別の血清抗ヘリコバクター抗体の測定結果を示す。年齢が高くなるにつれて陽性率は高くなり、60～69 才では(+)以上が 88.5 % という結果であった。男女別にも集計したが、男女差は認められなかった。年齢とともに抗体陽性率が上昇するのは、年齢とともに胃の酸度が低下すること、感染の機会が増えること等が考えられる。表２と表３に年齢別、血清抗ヘリコバクター抗体価別の血清ペプシノーゲン値を示す。年齢の影響を除いてもペプシノーゲンⅠおよびⅡは血清抗ヘリコバクター抗体価が高いほど数値が高くなっており、特にⅡでこの傾向は強かった。血清抗ヘリコバクター抗体と血清ペプシノーゲン値の間に関連性が存することは、この両者を用いた胃検診などを考えていく上で無視できない事実であり、どちらが原因でどちらが結果なのかを含めて、今後検討を要する課題であると思われる。

［謝辞］

本研究は文部省科研費総合 A（NO.05304029 代表 和田 攻）の補助を受けて行った。また演者の他、中島聰總（癌研究会附属病院）、久保琢自（三井記念病院）、小堀鴎一郎（東京大学医学部第１外科）、菊一雅弘（三井記念病院）、名川弘一（東京大学医学部第１外科）との共同研究である。

＊文部省科研費総合Ａ和田班研究分担者－小林　理（神奈川がんセンター）、大浦慎祐（順天堂大・医・第２外科）、小西敏郎（東京大学・医・第２外科）、山崎達雄（埼玉医大・第１外科）、渡邊英章（順天堂大・医・第１外科）、岡本直幸（神奈川がんセンター）、二川俊二（順天堂大・医・第２外科）、森　潔（東京大学・医・第２外科）、安西春幸（埼玉医大・第１外科）、溝渕　昇（順天堂大・医・第１外科）

表1　年齢別の血清抗ヘリコバクター抗体の分布

年齢	(−)(%)	(±)(%)	(+)(%)	(2+)(%)	(3+)(%)	合計(%)
20-29	87(43.5)	57(28.5)	26(13.0)	17(8.5)	13(6.5)	200(100.0)
30-39	72(35.6)	43(21.3)	29(14.4)	28(13.9)	30(14.9)	202(100.0)
40-49	46(23.1)	45(22.6)	25(12.6)	43(21.6)	40(20.1)	199(100.0)
50-59	28(14.0)	30(15.0)	25(12.5)	40(20.0)	77(38.5)	200(100.0)
60-69	7(6.7)	5(4.8)	22(21.2)	19(18.3)	51(49.0)	104(100.0)
合計	240(26.5)	180(19.9)	127(14.0)	147(16.2)	211(23.3)	905(100.0)

表2　ペプシノーゲンⅠと年齢、血清抗ヘリコバクター抗体の関係

年齢		血清抗ヘリコバクター抗体 (−)(±)	(+)	(2+)(3+)
20-29	mean	3.531	3.709	3.944
	sd	0.230	0.400	0.444
	n	144	26	30
30-39	mean	3.582	3.734	3.933
	sd	0.268	0.271	0.389
	n	115	29	58
40-49	mean	3.599	3.610	3.881
	sd	0.382	0.559	0.351
	n	91	25	82
50-59	mean	3.678	3.832	3.892
	sd	0.352	0.421	0.605
	n	58	25	117
60-69	mean	3.671	3.447	3.908
	sd	0.704	0.794	0.500
	n	12	22	70

二元配置分散分析

変動要因	平方和	自由度	F値	有意確率
年齢	0.688	4	0.978	0.41870
ﾍﾘｺﾊﾞｸﾀｰ	16.010	2	45.493	0.00000
交互作用	2.496	8	1.773	0.07875
残差	156.434	889		

注：ペプシノーゲンⅠはng/mlの自然対数

表3　ペプシノーゲンⅡと年齢、血清抗ヘリコバクター抗体の関係

年齢		血清抗ヘリコバクター抗体 (−)(±)	(+)	(2+)(3+)
20-29	mean	1.705	2.114	2.682
	sd	0.247	0.688	0.465
	n	144	26	30
30-39	mean	1.796	2.303	2.722
	sd	0.352	0.452	0.467
	n	115	29	58
40-49	mean	1.874	2.296	2.835
	sd	0.372	0.490	0.406
	n	91	25	82
50-59	mean	1.983	2.546	2.976
	sd	0.314	0.604	0.430
	n	58	25	117
60-69	mean	2.091	2.308	2.917
	sd	0.311	0.551	0.488
	n	12	22	70

二元配置分散分析

変動要因	平方和	自由度	F値	有意確率
年齢	10.085	4	14.912	0.00000
ﾍﾘｺﾊﾞｸﾀｰ	147.575	2	436.419	0.00000
交互作用	0.882	8	0.652	0.73395
残差	150.307	889		

注：ペプシノーゲンⅡはng/mlの自然対数

3069

HTLV-Iの死亡率に及ぼす影響

○岩田孝吉[1)]、伊藤新一郎[2)]、伊藤瑞子[2)]、斎藤寛[1)]、長友正澄[3)]、
山崎富浩[1)]、吉田茂幸[4)]、主藤久次[5)]、田島和雄[6)]
[1)]長崎大・医・衛生、[2)]いづはら病院、[3)]国立長崎中央病院
[4)]吉田クリニック、[5)]主藤クリニック、[6)]愛知がんセ・研・疫学

【目的】 成人T細胞白血病/リンパ腫（ATL）の原因ウイルスであるHTLV-Iが全死因、腫瘍性疾患および非腫瘍性疾患による死亡率を上昇させるかどうかをprospective cohort studyにより検討する。

【対象と方法】 調査対象は、長崎県A島内B町において行なわれている成人病健診に1984年から1990年までの間に少なくとも1回受診した30歳以上の男751人、女1246人である。この1997人は、対象地域の全住民（30歳以上）の男で約42％、女で約50％に相当した。職業、飲酒、喫煙および輸血歴に関する情報は、問診によって聞き取った。なお、疫学調査にかかわる倫理的問題については、この地域においてHTLV-Iに関する疫学調査を行なっている事実、情報の機密保持に関する事項および結果の概要を、病院および成人病健診会場に掲示することにより、受診者に知らせている。

HTLV-I抗体の検索は、ゼラチン粒子凝集（PA）法のみで行なった。検査の信頼性に関する予備的検討として、間接蛍光抗体（IF）法とのつきあわせを行なったが、200検体中72検体がPA法陽性であり、この72検体のうち71検体はIF法でも陽性であった。また、2回以上受診した998人について、異なる年の検査結果の相関を検討したところ、ϕ係数は0.895～1.000であり、再現性は良好と判断された。

最初の受診日から1992年4月1日までの生存・死亡状況を調査し、死亡者については死亡診断書の閲覧により死因を確定した。追跡期間中に1997人中120人が死亡し、41人が町外に転出した。HTLV-I抗体の有無と生存率との関連を、まずKaplan-Meier法により検討し、次に、年齢補正分析を比例ハザードモデルにより行なった。

【結果および考察】 平均年齢は、男ではキャリア群と非キャリア群の間で有意差はなかったが、女では、非キャリア群の方が3.1歳若かった（t-検定, $P<0.01$）。職業では、男のキャリア群で漁業が多く、逆に農業が少ない傾向であった。女では、キャリア群で農業が少なく、一方、無職および主婦が多くなっていた。喫煙、飲酒歴、輸血歴には有意差はなかった（表省略）。

120人の死亡原因の内訳は、腫瘍性疾患（悪性、良性を含む）36人、非腫瘍性疾患72人、損傷および中毒12人であった。悪性リンパ腫が4人あり、このうち、HTLV-I抗体陽性、かつ末梢血あるいはリンパ組織にATL様細胞（flower cell）を認めるものをATLと定義すると3人がこれに該当した。観察人・年より、ATLによる粗死亡率は、1.16/1000人・年と計算され、従来報告されている発症率とよく一致した。HTLV-I-associated myelopathyによる死亡はなかった。

損傷および中毒による死亡者（男7人、女5人）を打ち切り例として、生存分析を行なった。Kaplan-Meier法およびLogrank検定による検討では、男女とも、HTLV-I抗体の有無と死亡率との間に有意またはほぼ有意な関連が認められた（Fig.1）。比例ハザード分析による検討では、HTLV-I感染は、男女ともにおいて年齢と独立に死亡率と有意に関連しており、キャリア群の非キャリア群に対するハザード比は男で1.89、女で1.94と計算された（Table I）。ATLによる死亡者3人を打ち切り例として取り扱った場合、相対危険度はやや小さくなるものの、女ではハザード比は1より有意に大きいままであった。疾患別死亡率の検討では、HTLV-I感染と非腫瘍性疾患死亡との関連

は男女とも有意またはほぼ有意であった。女ではキャリア群の非キャリア群に対する腫瘍性疾患死亡（ATLを除く）のハザード比は1.78であったが、おそらく死亡者が少なかったため、P値は5%に達しなかった。

以上の結果は、HTLV-I感染が、死亡率の上昇と関連しており、その影響は、ATL発症の影響より大きいことを示唆する。しかし、一つの調査結果のみから因果関係について結論を下すことは慎むべきであり、今後、他の地域でも同様の検討を行なう必要がある。

Fig.1

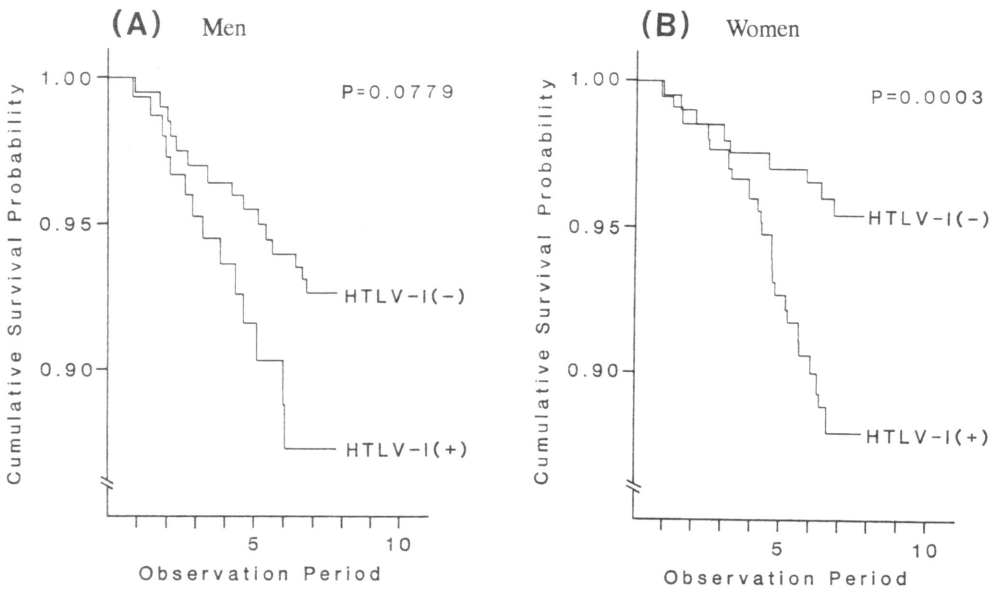


Table I. Age-adjusted relative risks of death from all causes, neoplasms and non-neoplastic diseases associated with HTLV-I infection in 751 men and 1246 women [a)]

Variable	Men			Women		
	No. of Events	Hazard ratio (95%CI)	P-value	No. of Events	Hazard ratio (95%CI)	P-value
All-causes	48	1.89 (1.01-3.54)	0.0457	60	1.94 (1.16-3.22)	0.0109
All-causes[b)]	46	1.64 (0.85-3.18)	0.1432	59	1.87 (1.12-3.12)	0.0171
Neoplasms	21	1.72 (0.67-4.44)	0.2628	15	2.12 (0.76-5.90)	0.1518
Neoplasms[b)]	19	1.16 (0.39-3.52)	0.7858	14	1.78 (0.61-5.18)	0.2907
Non-neoplastic diseases	27	2.05 (0.89-4.71)	0.0907	45	1.95 (1.09-3.50)	0.0255

a) Cox proportional hazards analysis was used. Twelve deaths from injury or poisoning were regarded as censored cases.
b) Two men and one woman who died from ATL were regarded as censored cases.

CI, confidence interval.

3070

インフルエンザ不活化ワクチンによるＨＩ価上昇と発病防止

○廣田良夫、廣畑富雄　（九州大学・医・公衆衛生）
加地正郎　（呉共済病院）

目的] 1991/92 シーズンのインフルエンザワクチンに対するserologic responseを、MFR (mean fold rise)、PR (protection rate)、及び RR (response rate) を用いて検討する。効果に関しては serologically-confirmed infection とイ様疾患 (ILI)の罹患をもとに、VE (vaccine efficacy) 及び AE (antibody efficacy)の両面から検討する。

対象と方法] **対象**：福岡県内Ｍ企業従業員347名(男／女：247／100、平均46.4才)中の調査参加者。**ワクチン抗原**：１ｍl中、A/山形/32/89(H1N1)300CCA、A/北京/352/89(H3N2)・ B/BKK/163/90 各250CCA。**接種**：希望者122名 (66/56、45.4才)。11月7日と21日に各0.5ml皮下注。**流行**：1991年第52週－1992年第15週。県内で確認されたウイルス株は、A型のみ(H1N1:12、H3N2:18)。年齢分布は、＜10才(H1N1:11、H3N2:7)、10-14才(H1N1:1、H3N2:9)、≧15才(H3N2:2)。ワクチン株と流行株は、A/H1N1と Bがperfectly-matched、A/H3N2 が unperfectly-matched。**罹患調査**：参加者295人 (208/87、45.4才)。流行ピーク期間中(1月26日－3月21日)保健婦が症状に関する自記式調査票を毎週回収。ILI の定義は、[(鼻汁、咽頭痛、and/or 咳)＋発熱(≧37 or ≧37.5 度)]。**血清HI価**： 1991年7月検診時の血清、同意した接種者からの採血 (1991年12月19日)、1992年6月検診時の血清による。

Table 1. HAI-antibody responses to inactivated influenza virus vaccine

Category	N*	Geometric mean titer Prevac	Postvac	Rise	Postvac titer ≥4-fold rise n (%)	≥1:128 n (%)
Test antigen; A/Yamagata/32/89 (H1N1)						
Entire sample	(70)	18	241	13.3 (p=0.00)	65 (93)	57 (81)
Prevaccination titer						
<1:16	(34)	8	133	16.7 (p=0.00)	33 (97)	23 (68)
1:16-1:64	(28)	28	400	14.1 (p=0.00)	28(100)	26 (93)
≥1:128	(8)	128	512	4.0 (p=0.01)	4 (50)	8(100)
				(p=0.02)	(p=0.00)‡	(p=0.01)‡
Test antigen; A/Beijing/352/89 (H3N2)						
Entire sample	(70)	18	188	10.3 (p=0.00)	57 (81)	53 (76)
Prevaccination titer						
<1:16	(27)	8	107	13.4 (p=0.00)	24 (89)	13 (48)
1:16-1:64	(37)	23	276	12.1 (p=0.00)	33 (89)	34 (92)
≥1:128	(6)	181	228	1.3 (p=0.35)	0 (0)	6(100)
				(p=0.00)	(p=0.00)‡	(p=0.00)‡
Test antigen; B/Bangkok/163/90						
Entire sample	(70)	14	162	11.3 (p=0.00)	66 (94)	51 (73)
Prevaccination titer						
<1:16	(47)	8	117	14.6 (p=0.00)	47(100)	28 (60)
1:16-1:64	(17)	30	256	8.7 (p=0.00)	16 (94)	17(100)
≥:128	(6)	181	575	3.2 (p=0.03)	3 (50)	6(100)
				(p=0.00)	(p=0.00)‡	(p=0.00)‡

*Number of subjects with pre- and post-vaccination sera
‡P-values in Mantel-extention test

Table 2. HAI-antibody responses to natural challenge and onset of influenza-like illnesses among non-vaccinees

Category	N*	Geometric mean titer Preepid	Postepid	Rise	≥4-fold rise n (%)	Onset of influenza-like illness N+	≥37°C n (%)	≥37.5°C n (%)
Test antigen; A/Yamagata/32/89 (H1N1)								
Entire sample	(143)	24	34	1.4 (p=0.00)	16(11)	118	13(11)	9 (8)
Preepidemic titer								
<1:16	(61)	8	13	1.6 (p=0.00)	9(15)	50	6(12)	3 (6)
1:16-1:64	(60)	33	45	1.4 (p=0.00)	7(12)	48	5(10)	5(10)
≥1:128	(22)	219	226	1.0 (p=0.77)	0 (0)	20	2(10)	1 (5)
				(p=0.24)	(p=0.09)‡		(p=0.78)‡	(p=0.89)‡
Test antigen; A/Beijing/352/89 (H3N2)								
Entire sample	(143)	15	19	1.2 (p=0.00)	18(13)			
Preepidemic titer								
<1:16	(71)	8	12	1.5 (p=0.00)	10(14)	61	8(13)	8(13)
1:16-1:64	(62)	21	23	1.1 (p=0.11)	8(13)	51	5(10)	1 (2)
≥1:128	(10)	158	111	0.7 (P=0.04)	0 (0)	6	0 (0)	0 (0)
				(p=0.00)	(p=0.35)‡		(p=0.34)‡	(p=0.03)‡
Test antigen; B/Bangkok/163/90								
Entire sample	(143)	15	16	1.1 (p=0.00)	2 (1)			
Preepidemic titer								
<1:16	(90)	8	9	1.1 (p=0.01)	1 (1)	71	8(11)	6 (8)
1:16-1:64	(42)	27	29	1.1 (p=0.13)	0 (0)	38	5(13)	3 (8)
≥1:128	(11)	240	273	1.1 (p=0.82)	1 (9)	9	0 (0)	0 (0)
				(p=0.88)	(p=0.22)‡		(p=0.59)‡	(p=0.49)‡

*Number of subjects with pre- and post-epidemic sera
+Number of subjects with pre-epidemic serum enrolled into attack survey
‡P-values in Mantel-extention test

解析： Pre-exiting HI価毎に層別し、Wilcoxon signed-rank test 及び Kruskal-Wallis rank testで検定。PR (≧1:128) 及び RR (≧4倍上昇)の Trend は Mantel-extention 法で検定。罹患リスクの検討には、性・年齢補正累積罹患率比を Mantel-Haenszel法で計算。HI価別 ILI リスクの検討には、Logistic regression model によりオッズ比 (OR) を計算。

結果] MFRは Prevac HI価と関連--(Law of initial values, or negative feedback)。RR は80%以上であるが、PRは A/北京<1:16 において48% (表1)。非接種者の感染頻度から、本集団では A/山形、A/北京 が主流行(表2)。感染頻度をもとに VEを計算すると、A/山形100%、A/北京90%、B型100%。 Preepid (Postvac) HI価別 ILI 頻度より、観察期間中の罹患は、A/北京が主であることが示唆された (表2、3)。累積罹患率比は性・年齢で補正しても大きな変化はない。補正累積罹患率比をもとに ILIに対する VE を計算すると、1-30%であり、有意差なし(表4)。Logistic model で求めた ORより、本観察期間中の罹患は、A/Beijing-like virusによるものが主と考えられ、そのILI(≧37度)に対するAEは86%。

考察] **Immunogenecity**：ワクチン potencyの検討は、negative feedback のため、RRのみならず MFR 及び PRをも考慮する必要がある。**Efficacy**：Serologically-confirmed infection によりVEを計算すると overestimate となる。一方、特に成人においては症状のみに基づいた ILI により VEを計算すると underestimate となる。Type- or subtype-specific infection-related illnessを確認せずとも AE を求めることは可能であり、A/Beijing-like virus illnessに対する AE は86%であった。

Table 3. HAI-antibody responses to natural challenge and onset of influenza-like illnesses among vaccinees

Category	N*	Geometric mean titer			≥4-fold rise	Onset of influenza-like illness		
		Postvac	Postepid	Rise			≥37°C	≥37.5°C
					n (%)	N+	n (%)	n (%)
Test antigen; A/Yamagata/32/89 (H1N1)								
Entire sample	(83)	258	170	0.7 (p=0.00)	0 (0)	84	7 (8)	4 (5)
Postvaccination titer								
≤1:64	(17)	54	41	0.8 (p=0.02)	0 (0)	17	3(18)	2(12)
1:128	(15)	128	84	0.7 (p=0.00)	0 (0)	15	0 (0)	0 (0)
≥1:256	(51)	533	336	0.6 (p=0.00)	0 (0)	52	4 (8)	2 (4)
				(p=0.09)			(p=0.35)‡	(p=0.29)‡
Test antigen; A/Beijing/352/89 (H3N2)								
Entire sample	(83)	164	106	0.6 (p=0.00)	1 (1)			
Postvaccination titer								
≤1:64	(23)	45	28	0.6 (p=0.00)	1 (4)	24	5(21)	3(13)
1:128	(17)	128	100	0.8 (p=0.02)	0 (0)	17	1 (6)	0 (0)
≥1:256	(43)	365	218	0.6 (p=0.00)	0 (0)	43	1 (2)	1 (2)
				(p=0.46)	(p=0.15)‡		(p=0.01)‡	(p=0.09)‡
Test antigen; B/Bangkok/163/90								
Entire sample	(83)	174	108	0.6 (p=0.00)	0 (0)			
Postvaccination titer								
≤1:64	(21)	48	33	0.7 (p=0.00)	0 (0)	22	2 (9)	2 (9)
1:128	(26)	128	79	0.6 (p=0.00)	0 (0)	26	2 (8)	1 (4)
≥1:256	(36)	465	271	0.6 (p=0.00)	0 (0)	36	3 (8)	1 (3)
				(p=0.17)			(p=0.94)‡	(p=0.30)‡

*Number of subjects with post-vaccination and post-epidemic sera
+Number of subjects with post-vaccination serum enrolled into attack survey
‡P-values in Mantel-extention test

Table 4. Cumulative incidence rate ratio of vaccinees for acute respiratory symptoms, in reference to nonvaccinees

Symptom	Nonvaccinee* (N=185)	Vaccinee	Crude	Adjusted#
	n (%)	n (%)	RR (95% CI)	RR (95% CI)
All vaccinees (N=110)**				
Rhinorrhea	105(57)	49(45)	0.8 (0.6-0.99)‡	0.8 (0.7-1.1)
Sore throat	94(51)	49(45)	0.9 (0.7-1.1)	0.99(0.8-1.3)
Cough	83(45)	40(36)	0.8 (0.6-1.1)	0.9 (0.6-1.2)
ILI;≥37°C	22(12)	11(10)	0.8 (0.4-1.7)	0.99(0.5-2.0)
ILI;≥37.5°C	16 (9)	6 (5)	0.6 (0.3-1.5)	0.7 (0.3-1.7)
Vaccinees with postvac titer ≥1:128 (A/Beijin) (N=60)**				
Rhinorrhea		24(40)	0.7 (0.5-0.96)‡	0.7 (0.5-1.0)+
Sore throat		20(33)	0.7 (0.5-0.9)‡	0.8 (0.5-1.1)
Cough		17(28)	0.6 (0.4-0.9)‡	0.7 (0.5-1.1)+
ILI; ≥37°C		2 (3)	0.3 (0.1-1.0)+	0.4 (0.1-1.4)
ILI; ≥37.5°C		1 (2)	0.2 (0.03-1.1)+	0.3 (0.1-1.5)

*Nonvaccinees enrolled into attack survey
**Vaccinees with post-vaccination HI-titer ≥1:128 enrolled into attack survey
#Adjusted for age and sex by Mantel-Haenszel method
+p<0.10, ‡<0.05

Table 5. Adjusted odds ratio for influenza-like illness by pre-epidemic (post-vaccintion) HAI titer

Category	Onset of ILL No (%)	OR (95% CI)	P-value
A/Yamagata			
≤1:64	14/115(12)	1	
≥1:128	6/87 (7)	0.80 (0.23-2.78)	0.725
A/Beijing			
≤1:64	18/136(13)	1	
≥1:128	2/66 (3)	0.14 (0.02-0.79)	0.026
≤1:16	9/62 (15)	1	
1:16-1:64	9/74 (12)	0.54 (0.17-1.79)	0.318
≥1:128	2/66 (3)	0.08 (0.01-0.62)	0.016
		(Trend: p=0.028)	
B/Bangkok			
≤1:64	15/131(11)	1	
≥1:128	5/71 (7)	0.80 (0.20-3.23)	0.759
Vaccination status			
Nonvaccinee	13/118(11)	1	
Vaccinee	7/84 (8)	2.54 (0.61-10.55)	0.199

3071

唾液中の単純ヘルペスウイルスに対するＩｇＧ抗体の疫学的有用性

○市川誠一[1]、塚野京子[1]、木原正博[2]、鳥羽和憲[3]、
曽田研二[1]（横浜市大・医・公衆衛生[1]、神奈川県ガンセンター[2]、横浜市衛生研究所[3]）

１．はじめに

ウイルス感染症の疫学研究において、抗体検出は主に血清を材料として行われている。しかし、採血は被験者にとって苦痛であり、特に、幼児、学童、老人などを対象とした血清疫学研究では、血液採取の協力を得ることが困難なことがある。唾液は血液に比べて採取が容易であり、被験者に苦痛を与えないなどの利点がある。また、唾液には血清滲出性のＩｇＧが２～５mg/dl含まれており、抗体検出も可能と考えられる。本研究では、特異抗体を高感度に測定するために、アビヂン・ビオチン複合体を利用したＥＬＩＳＡ法（ＡＢＣ－ＥＬＩＳＡ法）を確立し、唾液中の単純ヘルペスウイルス(以下、ＨＳＶ)抗体の検出を試み、疫学研究における唾液抗体検出の有用性を検討した.

２．材料と方法

１）対象者：看護学生（以下、ＮＳ）138人、医学部学生（以下、ＭＳ）55人からは血清と混合唾液を採取した。また、個室付特殊浴場従業女性（以下、ＳＢ）191人からは混合唾液のみを採取した。対象者にはインフォームド・コンセントを行い、唾液は、滅菌１％食塩水0.5mlを口に含ませて分泌を刺激し、２～３分間口腔底にためて容器に吐唾させ、約２mlを採取した。唾液は、3000回転、10分の遠心し、上清を抗体検査まで－40℃に保存した。

２）ＨＳＶ抗体測定法：ＨＳＶ－１型（ＨＦ株）感染Vero細胞の超音波処理後の遠沈上清をウイルス抗原液、また、非感染Vero細胞に同様の処理を行った培養上清を対照抗原液とした。0.03M炭酸ナトリウム緩衝液（pH 9.5）で100倍に希釈したＨＳＶ抗原及び対照抗原（100μl）をマイクロプレートに分注・固相し、次いで２％牛血清アルブミン（ＢＳＡ）加ＰＢＳにてマスキングした。ＨＳＶ抗体は、間接ＥＬＩＳＡ法と独自に開発したＡＢＣ－ＥＬＩＳＡ法にて測定した。即ち、検体を反応させた後、間接ＥＬＩＳＡ法では二次抗体にＨＲＰＯ標識抗ヒトＩｇＧ抗体（ウサギＩｇＧ、ＤＡＫＯ）を用い、ＡＢＣ－ＥＬＩＳＡ法ではビオチン結合抗ヒトＩｇＧ抗体（ウサギＩｇＧ、VECTASTAIN）を、次いで、アビヂン－ＨＲＰＯ標識ビオチン標準キットを用いて、ＩｇＧクラスＨＳＶ抗体を検出した。基質は１mM－ＡＢＴＳ、反応停止液は0.5M修酸を用いた。抗体の判定は、ウイルス抗原と対照抗原の吸光度の差（d-OD）を用いた。検体の希釈倍数は、ＡＢＣ－ＥＬＩＳＡ法では、血清が2000倍、唾液が20倍、間接ＥＬＩＳＡ法では、血清が100倍、唾液が５倍である。また、カットオフ値は、血清抗体陰性者の平均値＋３×標準偏差で求め、ＡＢＣ－ＥＬＩＳＡ法では、血清が0.090、唾液が0.090、間接ＥＬＩＳＡ法では、血清が0.094、唾液が0.091であった。

３．成績

１）ＨＳＶ抗体検出率の測定法による差異：血清でのＨＳＶ抗体陽性45例、陰性84例における唾液中の抗体検出成績は、間接ＥＬＩＳＡ法では抗体陽性が37例で、偽陰性が７例であったが、ＡＢＣ－ＥＬＩＳＡ法では陽性が42例、偽陰性例が３例と、ほぼ血清に類似した検出率が得られた。

2）唾液でのＨＳＶ抗体測定の感度は、血清での抗体の有無を基準にすると、間接ＥＬＩＳＡ法では82％と低かったが、ＡＢＣ－ＥＬＩＳＡ法では93％に上昇した。特異度は各々100％であった。

3）ＮＳ及びＭＳ群の各集団における血清と唾液のＨＳＶ抗体陽性率は表１のようであった。ＮＳ１年生においては、33例の血清抗体陽性者（45.8％）のうち、唾液では32例（44.4％）に抗体が検出され、偽陰性は１例（３％）であった。ＮＳ２年生及びＭＳ群においても、唾液での偽陰性例は各々で１例であった。

4）血清及び唾液中のＨＳＶ抗体（d－OD）の相関係数はｒ＝0.725と高く、有意な相関関係であった。抗体偽陰性例は、すべて血清でのd－ODが0.4以下と低い値であった.

5）唾液中のＨＳＶ抗体保有率はＮＳ１年生が44％、同２年生が42％で、学年間の差異はなかったが、ＳＢ群の20歳代では65％と有意に高い抗体保有率であった。また、ＳＢ群は、30歳代で89％、40歳代で94％と年齢が増すにつれて、抗体保有率も高率になっていた（表２）。

6）ＮＳ群の唾液でのＨＳＶ抗体保有率は、我々が先に報告した横浜市内住民の年齢階級別の血清中のＨＳＶ中和抗体保有率の成績（２０歳代は41％）と一致していたが、ＳＢ群は各年齢層共に有意に高い抗体保有率であった。ＳＢ群のＨＳＶ抗体保有率は一般集団に比べておよそ20％も高く、ＨＳＶ感染リスクの高いことが示された。

4．考察

唾液と血清のペアー検体についてＨＳＶ抗体を測定したＮＳ、ＭＳ群の中で、唾液で偽陰性であった者が３例あったが、それらの血清ＨＳＶ抗体のd-ODはいずれも低値であった。血清ＨＳＶ抗体陽性者のd-ODの分布をみると、このような低値の者の割合はおよそ５％である。従って、唾液でのＨＳＶ抗体偽陰性例はこの範囲内で出現するものと考えられる。本研究で得られた成績は、集団におけるＨＳＶの蔓延率を知るための疫学的調査・研究において、唾液からも血清とほぼ同様の抗体保有分布の成績が得られることを示唆している。抗体検出感度をさらに向上させることで、偽陰性例も少なくなり、唾液の有用性も増すものと思われる.

表１　唾液と血清のＨＳＶ抗体陽性率の比較
－ 看護学生・医学生 －

		血清		唾液	
	例数	陽性数	（％）	陽性数	（％）
看護学科１年生	72	33	45.8	32	44.4
看護学科２年生	66	29	43.9	28	42.4
小　計	138	62	44.9	60	43.5
医学部　４年生	54	12	21.8	11	20.4
合　計	193	74	38.3	71	36.8

測定法：ABC-ELISA法

表２　看護学生及び特殊浴場従業女性の
唾液中のＨＳＶ抗体陽性率

	例数	陽性数	（％）
看護学科１年生	72	32	44.4
看護学科２年生	66	28	42.4
小　計	138	60	43.5
特殊浴場従業女性			
20歳代	46	30	65.2＊
30歳代	114	102	89.5＊＊
40歳以上	31	29	93.5＊＊
小　計	191	130	84.3＊

測定法：ABC-ELISA法,
＊：P<0.01,　＊＊：P<0.001

3072

健常人におけるHCV抗体の陽転率に関する一考察

○田中純子、守屋尚、佐々木富美子（広島大、医、衛生）
長神英聖、水井正明（広島県赤十字血液センター）
吉澤浩司（広島大、医、衛生）

【はじめに】現在我が国の慢性肝疾患の90%以上は肝炎ウイルスの持続感染によるものであり、その約70%がC型肝炎ウイルスによるものと考えられている。また、HCV抗体陽性率は高年齢層では高く、若年齢層では低いことが明らかにされている。そこで、現在のわが国の健常人におけるC型肝炎ウイルスの新規感染率を把握する目的で、1年間の供血者集団の資料を用いて検討を行った。

【対象及び方法】

《対象》広島血液センターにおける1992年2月～1993年1月までの1年間の全供血者（延べ192,978人）を対象とした。同一人が繰り返し献血を行うことが多いため139,698人を原資料とした。

《方法》(1)観察期間内の献血回数が1回のみであるHCV抗体陰性者（107,012人）と観察期間内の献血回数にかかわらず観察開始時すでにHCV抗体陽性であった者（1,901人）は対象から外し、観察期間内の献血回数が2回以上であり、観察開始時点でHCV抗体陰性であった者30,785人を抽出して解析の対象とした。観察期間内における各供血者の最初の献血月と最終献血月から人年法に基づき観察人月を算出し集計した。(2)HCV抗体測定結果が陰性から陽性（2^5以上）に転じたものを陽転者とみなした。(3)HCV抗体の測定にはHCV PHA法を用いた。(4)集計はすべて個人識別番号を用いて行った。

表1．HCV抗体測定結果別にみた人数と観察人年

延べ供血者数	192,978
実供血者数	139,698
献血1回HCV抗体陰性	107,012
1回目のHCV抗体陽性	1,901
献血2回以上	
1回目の献血時　陰性	30,785
観察人月	181,465

【結果】HCV抗体測定結果とその人数、観察人月を表1に示す。観察期間中の観察人月は合計181,465人月となった。観察期間内に2回以上献血し、1回目のHCV抗体測定結果が陰性であった30,785人のうち、その後の献血時にHCV抗体が陽性に転じた者は30人（男性13人女性17人）であった。

陽転が疑われる30人の観察期間内の献血回数は、min.2回、max.9回、median3回であった。30人のうち8人は、観察期間内のその後の献血時にHCV抗体が陰転、または陰転～陽転と変動した。陽転時の抗体力価はいずれも低く（$2^{7\sim8}$；5人、2^{6}以下；25人）、またs-GPT値も51KUを示した1人を除き、正常範囲を示していた。今後、これらの陽転が疑われる30人の陽性血液中のHCVの存在を、遺伝子学的診断法（PCR法:Polymerase Chain Reaction）によって確認し、その後、HCV抗体の陽転率を検討する予定である。

【まとめ】

（1）観察期間を1年間とし、供血者集団を対象とした場合、PHA法によるHCV抗体が陰性から陽性へ転じたものを抽出すると30人であった。このうち8人は、その後の献血時のHCV抗体が陰性、または陰性・陽性と変動した。また、陽転後の抗体力価は低く、またs-GPT値も正常範囲を示していたことから、感染による抗体の上昇だけでなく、試薬のlot差の可能性も示唆された。

（2）今後、陽転が疑われた陽性血液中のHCVの存在を遺伝子学的診断法によって確認し、検討を続ける予定である。

3073

膠原病患者におけるC型肝炎ウィルス抗体の検討

○松本美富士、浦野　修（名古屋市立大学・医・第二内科）

〔目的〕

膠原病は原因不明の難治性疾患であり、発症に遺伝的要因とともに環境要因としてウィルス感染をはじめとした感染性因子が想定されている。そのなかで肝炎ウィルスであるB型肝炎ウィルス(HBV)感染者に膠原病の一つである結節性動脈周囲炎(PN)が発症したり、膠原病類縁疾患である本態性クリオグロブリン血症のクリオグロブリン中にHBVが検出されことが報告されている。さらに、HBV感染に際して流血中のHBV抗原抗体複合体が大量存在する場合に皮疹、糸球体腎炎などを発症し、膠原病類似の病態を示す。

臨床的にHBVと同じ感染経路、臨床経過をとるものとしてC型肝炎ウィルス(HCV)が知られている。HCV感染はウィルス自体あるいはウィルス関連抗原よりも、一般的に抗体の検出によって感染の有無が調べられる。抗体を検出することより偽陰性のみならず、時に偽陽性が問題となることがある。膠原病患者では免疫異常を背景にB細胞の多クローン性活性化の結果、さまざまな自己抗体が検出され、各種血清学的検査において偽陽性の要因となる。また、最近本邦においてPNを含めた全身性血管炎患者に高率にHCV感染を伴っていることが報告された。

そこで、各種膠原病患者におけるHCV感染状況、ならびにHCV抗体偽陽性を明らかにするため、HCV-RNAをpolymerase chain reaction(PCR)を用いてHCVゲノムの検出を行なった。

〔対象と方法〕

対象は当科膠原病リウマチ専門外来に登録中の1870名から無作為に保存血清の252例を抽出した。対象症例の基礎疾患は既存の各膠原病の診断基準を満足する症例であり、慢性関節リウマチ(RA) 117例、全身性エリテマトーデス(SLE) 58例、原発性シェーグレン症候群(SS) 31例、混合性結合組織病(MCTD) 16例、強皮症(PSS) 12例、多発性筋炎、皮膚筋炎(PM/DM) 4例、全身性血管炎(PN) 4例、その他4例であった。

これら患者について血漿蛋白製剤を含めた輸血歴、肝疾患の既往歴、家族歴を調査し、また肝機能検査、膠原病に特異的な免疫血清学的検査(リウマトイド因子;RF、免疫グロブリン;IgG IgA,IgM、抗核抗体;FANA)を施行した。高γ-グロブリン血症はIgG,IgA,IgMの総和が2.5g/dl以上とした。

HCV抗体は抗C 100-3抗体(Ortho社)によりELISA法で検出し、一部の血清は第二世代のHCV抗体キットを用いた。いずれかの抗体が陽性の場合、その血漿を用いてHCVゲノムの検出をPCR法にて行なった。方法は逆転写酵素と耐熱性DNA合成酵素(Taq polymerase)を用いて、目的とする遺伝子を増幅するreverse transcriptase PCR(RT-PCR)法により行なった。検出したゲノムはHCVの塩基配列の保存性が高いとされている '5-noncoding regionに相補性の178 base pairのDNAバンドを検出した。

〔結果〕

1. 各種膠原病におけるHCV抗体陽性率

各種膠原病におけるHCV抗体陽性率はSSが6.5%と比較的高く、SLE, MCTDは低い。PSS,PM/DM,PN、その他で高い陽性率を示したが、症例数が少なく統計学的には問題がある。今回のSSに合併した自己免疫性肝炎4例はすべて陰性であった。したがって、膠原病患者におけるHCV抗体

陽性率は252例中12例で、4.8%であり、本邦の献血者の陽性率が1.1～1.2%であるのに比して4倍高い(P<0.0005)陽性率を示した(表1)。

2. HCV抗体陽性者血清中HCVゲノムの検討

HCV抗体陽性を示した12例について、すべてRT-PCR法を用いて血清中HCVゲノムの検出を行なった。12例中7例にHCV-RNAがその血清中に検出された。HCVゲノムの検出された7例の基礎疾患はRA 3例、PN 2例、PM/DM、その他がそれぞれ1例づつであった。したがって、5例がHCVゲノムを検出できず、偽陽性の可能性がある。

3. HCV抗体陽性者の背景

HCV抗体陽性者12例のHCV感染に関する背景要因を検討した。血漿蛋白製剤を含めた輸血歴のあるものが5/12例、そのうち3例が肝炎発症の既往を有していた。そのなかの2例がRA治療のため血漿交換療法を行ない、置換液として用いたアルブミン製剤がHCV汚染製剤であったため、HCV感染によってC型肝炎を発症した。HCV感染の家族集積性を認めるものが1例あった。これらはすべて、その血清中にHCVゲノムが検出された。残り6例は家族調査を含めて調査した範囲ではHCV感染の機会は見いだされなかったが、1例にHCVゲノムが血清中に検出された。

4. HCV抗体偽陽性率

HCV抗体陽性者12例中7例がその血清中にHCVゲノムを検出され、1例を除いてHCV感染歴が確認された。したがって、5例を偽陽性者と一応判定される。各種膠原病における偽陽性率は全体として2.0%(5/245)であり、PSS 8.3%、SS 6.5%、SLE 1.7%、RA 0.88%であった。PSSでは症例数が少なく、統計的意義は不明であるが、SSで比較的高かった(表1)。

5. 免疫血清学的異常とHCV抗体偽陽性との関連

HCV抗体偽陽性の出現と被検血清の免疫血清学的異常の有無との関連について検討を行なった。RF, FANA, 高γ－グロブリン血症の有無と偽陽性出現との間には、それぞれ0.5<P<0.1, P>0.1, P>0.1と有意な関連は認められなかった(表2)。

表 1 種膠原病における抗HCV体陽性率

	抗HCV抗体	HCV-RNA	偽陽性
慢性関節リウマチ	3.4%(4/117)	3/4	0.8%
全身性エリテマトーデス	1.7 (1/58)	0/1	1.7
シェーグレン症候群	6.5 (2/31)	0/2	6.5
混合性結合組織病	0 (0/16)	0/0	0
強　皮　症	8.3 (1/12)	0/1	8.3
多発性筋炎、皮膚筋炎	25.0 (1/4)	1/1	0
全身性血管炎	50.0 (2/4)	2/2	0
その他	16.7 (1/6)	1/1	0
	4.8%(12/252)		2.0%

表 2 抗HCV抗体偽陽性者の背景

抗HCV抗体	陽性	陰性
リウマトイド因子	0.87%	4.6%
抗核抗体	2.5	2.4
高γ-グロブリン血症	3.7	1.8

〔総括〕

各種膠原病におけるHCV感染、HCV抗体偽陽性、HCV感染と膠原病発症の要因を解析するため血清中のHCV抗体、HCV-RNAの検出を行なった。HCV抗体陽性率は一般人口より明らかに高いが、その半数は基礎疾患である膠原病に基ずく偽陽性であった。偽陽性出現の要因は今回不明であったが、偽陽性はSS患者に多い傾向があった。HCV感染は膠原病のなかでRA患者に多いが、関節手術、その他の医療行為に基ずくものであり、今回の結果から血管炎をはじめとした各種膠原病とHCV感染との関連は見出せなかった。したがって、HCVは膠原病の発症に関連しないものと考えられた。

3074

学童の血清炎症性蛋白濃度に及ぼす受動喫煙の影響

○島　正之・仁田善雄・安達元明
（千葉大学医学部公衆衛生学）

【はじめに】　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。血清蛋白には環境要因により変動する成分のあることが知られており，われわれは学童の血清炎症性蛋白濃度と居住地域の大気汚染レベルとの関係を検討している。今回は大気汚染レベルの比較的低い地域に居住する学童を対象に，血清中の炎症性蛋白濃度と受動喫煙の関係について検討した。

【対象および方法】　千葉県K市内の3小学校の全学童を対象に呼吸器症状質問票（ATS-DLDに準拠）調査を行った。家族または同居者に喫煙者がいる場合は，学童と一緒にいる時の一日あたりの喫煙本数を喫煙者ごとに記入してもらった。採血は，これらの小学校の1～3年生のうち保護者の承諾の得られた学童についてのみ実施した（採血率75.0％）。質問票調査は1992年11月，採血は1993年1月に実施し，得られた血清は-80℃に凍結保存した。今回はこれらの保存血清のうち，男子198名，女子182名，計380名の血清を抽出し，以下の測定に供した。

測定項目は，血清補体C3の分解成分の一つであるC3c，および血清中の炎症性蛋白成分であるハプトグロビン，α_1-アシドグリコプロテイン，α_2-マクログロブリン，セルプラスミンの5項目である。測定はいずれもネフェロメトリー法により，ベーリングネフェロメーターアナライザー(BNA)を用いて5項目同時に測定した。

【結果および考察】　各小学校に近接する一般環境大気測定局におけるNO_2およびSPMの1992年度の年平均値はそれぞれ0.011～0.018ppm，0.034～0.037mg/m^{3}であり，ともに環境基準を達成していた。

受動喫煙の有無および喫煙本数別の対象者数を表1に示した。男子では，家族・同居者に喫煙者がいないもの52名，喫煙者はいるが面前での喫煙本数の合計が一日10本以下のもの113名，11本以上のもの33名であり，女子では各々49名，121名，12名であった。

性・学年別の各種血清蛋白濃度を表2に示した。3小学校間ではいずれの血清蛋白濃度も有意な差はみられなかったので，一括して解析を行った。男女ともにすべての血清中蛋白濃度は1年生が最も高い値を示し，男子のC3cを除き，学年が進行するとともに低下した。

受動喫煙の有無および喫煙本数別に求めた各種血清蛋白濃度の修正平均値（二元配置分散分析により学年の影響を調整）の比較を図に示した。血清中のC3c，ハプトグロビン，α_1-アシドグリコプロテイン濃度は，男女ともに一日11本以上の受動喫煙を受けるものが最も高く，女子のC3cおよびハプトグロビン濃度は受動喫煙10本以下のものに比して，男子のα_1-アシドグリコプロテイン濃度は同居する喫煙者がいないものに比して有意に高かった。いずれの濃度も，受動喫煙10本以下のものと同居する喫煙者がいないものとの間には有意な差が認められなかった。血清中α_2-マクログロブリン濃度は，男女ともに受動喫煙との関連はみられなかった。セルロプラスミン濃度は受動喫煙11本以上のものが最も高かったが，有意ではなかった。

喘息・喘鳴症状の有無による比較では，男女ともにいずれの血清蛋白濃度も差はなく，学年の影響を考慮しても症状の有無による差は認められなかった。

これまで，血清中の補体をはじめとする蛋白成分の中には喫煙者で高値を示すものがあることが報告されている。今回，学童の血清中C3c，ハプトグロビン，α_1-アシドグリコプロテイン濃度は，男女ともに受動喫煙の本数の多い学童が少ない学童に比して高い値を示し，受動喫煙の曝露量の違いを反映している可能性が示唆された。

しかし，今回は受動喫煙の程度の大きいものが少なかったため，さらに対象数を増やすとともに，大気汚染をはじめとする種々の環境要因の関与についても検討し，これらの血清蛋白濃度の変化が有する意義を明らかにする必要があろう。

表１．　受動喫煙別対象者数

学年	男子			女子		
	なし	0-10本	11本≦	なし	0-10本	11本≦
1年	16	38	12	23	36	4
2年	18	38	11	10	51	1
3年	18	37	10	16	34	7
計	52	113	33	49	121	12

表２．　性・学年別各種血清蛋白濃度

測定項目	学年	男子	女子
C３c	1年	84.2±15.8	85.8±15.9
	2年	82.0±16.9	83.1±14.0
	3年	83.1±15.3	81.7±13.3
ハプトグロビン	1年	139.6±79.4	129.3±89.4
	2年	111.2±79.5	110.9±59.2
	3年	98.3±64.3	93.5±52.9
α_1-アシドグリコプロテイン	1年	88.3±29.2	83.5±31.9
	2年	80.1±32.8	77.0±22.4
	3年	77.7±27.4	73.0±22.4
α_2-マクログロブリン	1年	396.0±67.6	384.5±70.0
	2年	379.8±55.2	359.4±44.9
	3年	369.8±43.0	342.7±40.9
セルロプラスミン	1年	37.6± 6.7	36.6± 7.0
	2年	33.7± 5.6	33.5± 5.1
	3年	33.6± 6.1	31.7± 5.3

mean ± S.D.，　単位はいずれも mg/dl.

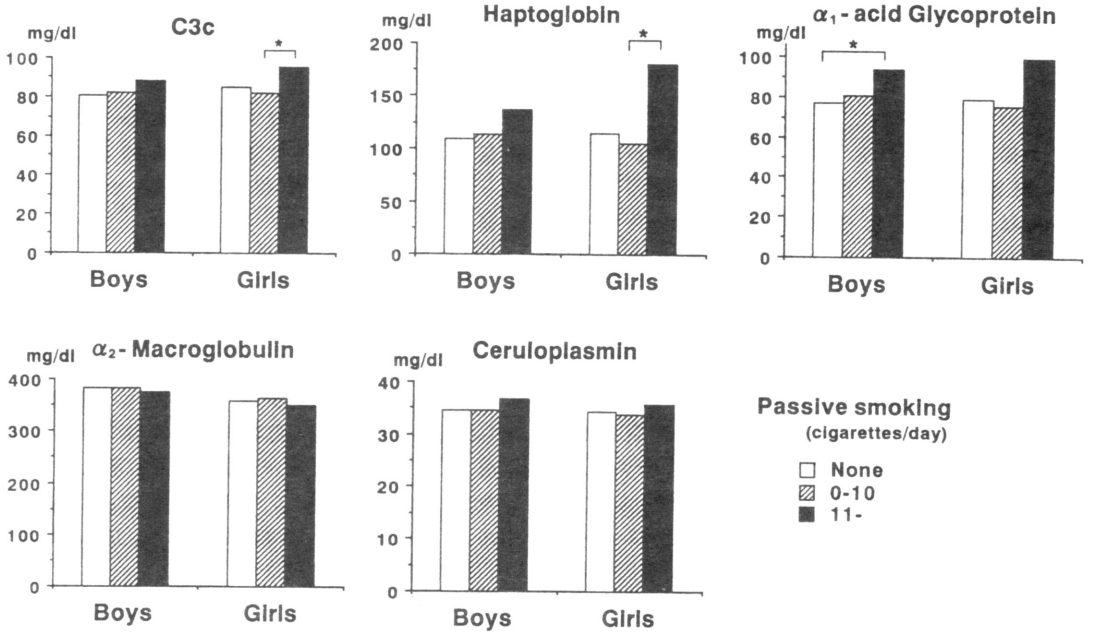


図　　受動喫煙別各種血清蛋白濃度の修正平均値

3075

血清尿酸値の関連要因

○本荘哲[1]，古野純典[1]，新地浩一[2]，畠伊佐雄[1]（[1]防衛医大・医・公衆衛生，[2]自衛隊福岡病院内科）

[緒言，目的]

肥満，利尿剤の使用，飲酒以外の血清尿酸値の生物学的あるいはﾗｲﾌｽﾀｲﾙ関連要因については十分には解明されていない。今回我々は自衛隊停年退職前検診受診者を対象に，高血圧や血清総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ，耐糖能異常，総ｱﾙｺｰﾙ摂取と独立したﾋﾞｰﾙ摂取等との関連性について検討した。

[方法]

1986年10月より90年12月に自衛隊福岡病院で停年退職前検診を受けた男性2756人の血清ｸﾚｱﾁﾆﾝ値の記録をﾚﾄﾛｽﾍﾟｸﾃｨﾌﾞに収集した。血清ｸﾚｱﾁﾆﾝ値が不明の者(n=28)，耐糖能検査を受けなかった者(8)，痛風あるいは高尿酸血症治療中の者(33)，慢性腎不全(1)，高血圧あるいは高脂血症の治療中の者（198）及びﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞの異常高値(1286mg/dl)を示す者(1)を除いて，2487人を対象とした。空腹時静脈血中の尿酸値，総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ値等を測定し，75g経口糖負荷試験を行なった。血圧は臥位にて右上腕で水銀血圧計で測定した。自記式質問表により喫煙，飲酒に関する情報を得た。

多重回帰分析により各要因の独立した関連性を検討した。共分散分析により，各要因のﾚﾍﾞﾙ毎の血清尿酸値の調整済み平均値を求めた。

[結果と考察]

過去の喫煙者は非喫煙者と較べて高い尿酸値を示していたので(p=0.05)，過去の喫煙と現在の喫煙にダミー変数を与えた。飲酒量がふえるにつれて血清尿酸値は上昇したが，非飲酒者と過去の飲酒者との間には大差が無かったので(p=0.52)，過去の飲酒者は非飲酒者として扱った。

多重回帰分析の結果をTABLE 1に示した。血清ｸﾚｱﾁﾆﾝ値が最も強く関連した。これまでの疫学研究では一部を除いて，ｸﾚｱﾁﾆﾝとの関連性は余り検討されなかった。今回は横断研究ではあるが，腎機能が血清尿酸値の重要な因子であることを示唆した。耐糖能異常は独立した関連要因ではなかった(p=0.86)。拡張期血圧との正の関連性は，高血圧と血清尿酸値との独立した関連性を示唆した。

各ｱﾙｺｰﾙ飲料摂取との関連性を検討した(TABLE 2)。TABLE 1で示した全ての変数は調整した。部分寄与率は0.2%以下であるが，ﾋﾞｰﾙは有意な正の関連性を示した。

[結論]

1986年10月より90年12月に自衛隊退職前検診を受けた2487人において，血清尿酸値の関連要因を検討した。多重回帰分析では血清ｸﾚｱﾁﾆﾝが最も強く関連し，血清ﾄﾘｸﾞﾘｾﾗｲﾄﾞ，body mass index，拡張期血圧がこれに続き，この4変数の血清尿酸値への寄与率は16%であった。血清総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ，飲酒，過去の喫煙は，正の関連性を示し，糖尿病，HDLｺﾚｽﾃﾛｰﾙは，負の関連性を示した。以上の変数を考慮してもﾋﾞｰﾙ摂取は，部分寄与率は0.2%以下であるが，有意な正の関連性を示した。耐糖能異常は独立した関連要因ではなかった。(共同研究者：今西康二(自衛隊福岡病院))

TABLE 1 Stepwise regression analysis of serum uric acid (mg/dl) on selected variables excluding men under medication for hypertension or hyperlipidaemia (n = 2487)•

Variable in order of entry into the model	Regression coefficient	SE	t-value	R^2 (cumulative)
Serum creatinine (mg/dl)	2.5597	0.1770	14.46	0.083
Serum triglycerides (mg/dl)	0.0024	0.0003	7.83	0.136
Body mass index (kg/m^2)	0.0446	0.0102	4.39	0.153
Diastolic blood pressure (mmHg)	0.0115	0.0021	5.58	0.164
Diabetes mellitus	-0.4011	0.0972	-4.13	0.169
Serum total cholesterol (mg/dl)	0.0027	0.0007	3.89	0.173
Alcohol intake (ml/day)	0.0032	0.0008	4.17	0.177
Past smoking	0.1702	0.0508	3.35	0.180
Serum HDL cholesterol (mg/dl)	-0.0053	0.0019	-2.77	0.182

• Also tested in the regression model but not contributing significantly were: systolic blood pressure, current smoking and impaired glucose tolerance.

TABLE 2 Adjusted mean concentrations (and SE) of serum uric acid (mg/dl) according to consumption categories of alcoholic beverages (n = 2487)•

Ethanol (ml/day)	Shochu	Beer	Sake	Whiskey
0	5.72 (0.04)	5.64 (0.04)	5.70 (0.03)	5.70 (0.03)
1-14	5.70 (0.06)	5.72 (0.03)	5.68 (0.05)	5.73 (0.05)
15-29	5.66 (0.06)	5.78 (0.06)	5.86 (0.11)	5.58 (0.12)
30+	5.72 (0.06)	6.02 (0.18)	5.78 (0.13)	5.74 (0.20)
Trend	P = 0.80	P = 0.01	P = 0.38	P =0.93

• Adjusted for variables listed in Table 2 by analysis of covariance.

Based on multiple regression analysis with scores 0-3 assigned to the four consumption levels.

3076

地域住民におけるDeheydroepiandrosterone sulfate 濃度と血清脂質濃度との関連について

○岡本和士[1)] 柳生聖子[1)] 橋本修二[2)] 豊島英明[3)]
佐々木隆一郎[1)]（[1)]愛知医科大学公衆衛生、
[2)]国立公衆衛生院保健統計人口、[3)]新潟大医公衆衛生）

【目的】Deheydroepiandrosterone sulfate （以下 DHAS と略す）は副腎皮質の網状帯より生合成・分泌されるステロイドホルモンで、近年老化の生化学的指標として注目されてきた。欧米においてDHASは動脈硬化の進展を抑制する作用を有することが報告されている。しかし、本邦におけるDHASと循環器疾患特に動脈硬化との関連に関する疫学調査成績は少ない。そこで、本研究では愛知県の一地域の住民を対象として DHAS 濃度と血中脂質濃度および動脈硬化の程度との関連について横断的な検討を行った。

【対象及び方法】調査対象は愛知県大都市近郊Ｎ町の住民で、昭和６０年に町の総合健康診断を受診した者のうち、DHASの測定できた936 名（男407 名、女529 名）である。 DHAS は調査時に採血し、－80℃に凍結保存した血清から平成４年６～８月にかけてRIA DCC 法にて測定した。血清総コレステロール濃度（以下ＴＣ）、血清中性脂肪濃度（以下ＴＧ）は酵素法、血清 HDLコレステロール濃度（以下ＨＤＬＣ）は沈殿法（リンタングステン酸-$Mgcl_2$法）にて測定した。アポリポ蛋白Ａ１（以下アポＡ１）、アポリポ蛋白Ａ２（以下アポＡ２）は一元免疫拡散法（SRID法）にて測定した。なお、測定時の自家プール血清８本の変動係数はＨＤＬＣ：1.10% 、アポＡ１：2.19% であった。これらの値から、動脈硬化の良い指標とされているAtherogenic Index(以下ＡＩ）とHDLC／アポＡ１（以下H/A1) を算出した。 DHEASは図１に示したごとく、またＴＧも男女とも低値に偏った分布を示したため、統計計算には自然対数に変換した値を用いた。平均値に対する年齢の影響を調整するため共分散分析を行った。

【結果】 DHEAS濃度の性・年齢別平均値を表１に示した。 DHEAS濃度の平均値は男女とも年齢とともに有意な低下を認めた。年齢補正後の男の平均値 1423ng/mlは女のそれ880ng/mlに比べ有意に高かった。対象者を DHEAS濃度の四分位で分け、これら各群にて年齢調整した各血清脂質濃度を比較したところ、その上昇とともに男ではアポＡ１、アポＡ２が、女ではアポＡ１が有意な増加を示し、アポＡ１／Ａ２については男女とも増加傾向を認めた（表２）。
さらに年齢・ＴＣ・ＴＧ・ＨＤＬＣの影響を調整しアポＡ１、アポＡ２およびアポＡ１／Ａ２に対するDHAS濃度独自の影響を調べた結果、男ではアポＡ１、アポＡ２およびアポＡ１／Ａ２と、女ではアポＡ１とアポＡ１／Ａ２と有意な正の関連を認めた（表３）。
同様に年齢・ＴＣ・ＴＧ・ＨＤＬＣ・アポＡ１の影響を調整し動脈硬化の程度の指標としたＡＩおよびＨ／Ａ１に対するDHAS独自の関係を調べた結果、男女ともＡＩと負の、Ｈ／Ａ１とは正の各々有意な関連が認められた（表４）。

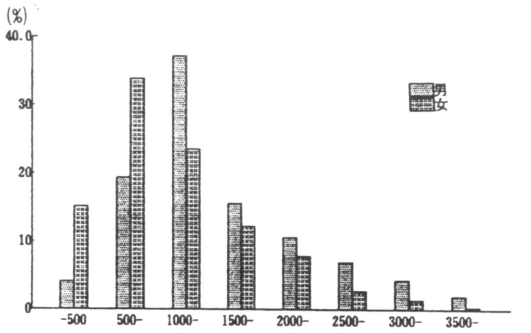


図１　性別・DHAS濃度別比較

表１．DHAS濃度の性・年齢別平均値と標準偏差　　単位：ng/ml

年齢群	男性		女性	
	人数	DHAS濃度	人数	DHAS濃度
35-39	57	2018 (1900-2143)	76	1248 (1176-1321)
40-44	70	1669 (1571-1772)	107	1141 (1199-1321)
45-49	86	1436 (1352-1525)	91	854 (812- 898)
50-54	58	1380 (1299-1465)	83	772 (735- 814)
55-59	45	1261 (1176-1352)	70	665 (632- 692)
60-	86	925 (880- 972)	101	626 (595- 655)
Test for trend		P<0.001		P<0.001
年齢補正		1423		880 ***
		***:P<0.001		平均値（標準偏差）

表２．DHAS濃度四分位別血清脂質濃度およびアポリポ蛋白Ａ１、Ａ２濃度の平均値の比較（年齢調整）

性		ＴＣ (mg/dl)	ＴＧ (mg/dl)	ＨＤＬ (mg/dl)	アポＡ１ (mg/dl)	アポＡ２ (mg/dl)	アポ Ａ１／Ａ２
男　性	1	185	98	51.3	142	34.0	4.10
	2	191	98	51.9	145	33.4	4.12
	3	190	104	50.4	146	35.5	4.22
	4	192	109	51.6	149	36.8	4.27
Test for trend		N.S.	N.S.	N.S.	P<0.05	P<0.05	P<0.10
女　性	1	197	81	61.5	145	34.1	4.32
	2	198	77	60.7	146	34.6	4.36
	3	201	85	59.9	147	33.2	4.44
	4	207	87	61.9	151	34.4	4.55
Test for trend		N.S.	N.S.	N.S.	P<0.05	N.S.	P<0.10

表３．アポＡ１、Ａ２濃度及びアポＡ１／Ａ２に対するDHAS濃度の関連の程度（偏相関係数値#）

	男性	女性
アポＡ１ (mg/dl)	0.10 *	0.09 *
アポＡ２ (mg/dl)	0.13 *	0.06 +
アポＡ１／Ａ２	0.11 *	0.15 **

:年齢・ＴＣ・ＴＧ・ＨＤＬ補正
+:P<0.1　*:P<0.05　**:P<0.01

表４．ＡＩ及びＨ／Ａ１に対するDHAS濃度の関連の程度（偏相関係数値#）

	男性	女性
ＡＩ	−0.07 *	−0.06 *
Ｈ／Ａ１	0.08 *	0.09 *

:年齢・ＴＣ・ＴＧ・ＨＤＬ補正
+:P<0.1　*:P<0.05　**:P<0.01

3077

僻地における脳血管疾患、心疾患の危険因子に関する研究

○平岡　純、朝比奈　信武（多古中央病院・内科）
中村　好一、柳川　洋　（自治医大・公衆衛生）

【目的】

Ｌｐ(ａ)は１９６３年にノルウェーの遺伝学者Ｂｅｒｇにより発見され、ＬＤＬコレステロールの遺伝的変異として報告された。Ｌｐ(ａ)は１９７２年にＤａｈｌｅｎらによって動脈硬化性疾患の独立した危険因子と報告されて以来、その臨床的意義について多数の報告がある。１９８７年にＬｐ(ａ)を構成するＡｐｏ(ａ)の一次構造が決定されると、それがプラスミノーゲンと類似していることが判明した。その後、動脈硬化におけるＬｐ(ａ)の役割は粥状硬化と血栓形成の２面から議論されるようになった。

Ｌｐ(ａ)について海外では比較的大規模な患者・対照研究やコホート研究がなされているが、本邦ではまだ一般住民を対象とした研究は少ない。そこで、我々は老人保健法によって実施されている基本検診を利用してＬｐ(ａ)を含めて循環器疾患に関するデータを収集し、１９９２年５月よりコホート研究を始めた。今回そのデータを利用し、農村地域の循環器疾患の危険因子を明らかにするために、農村地域の一般住民と循環器疾患患者（脳梗塞、脳出血及び心筋梗塞）を対象にした患者対照研究を行った。特にＬｐ(ａ)と循環器疾患の関係に注目した。

【対象および方法】

患者群は千葉県香取郡多古町国保多古中央病院に受診中の現在４０～７０歳の患者のうち、脳梗塞、脳出血、狭心症、心筋梗塞の明かな既往のある者３２名を選んだ。対照群は同町における平成４年度と５年度の基本健診を受診した４０～７０歳の一般住民約２０００名のうち、循環器疾患の既往のない者を性と年齢をマッチさせて、患者１名に対して対照４名、合計１２８名を無作為に選んだ。外来あるいは基本検診受診時に以下のデータを収集し両群を比較した。

身長、体重、Body Mass Index （ＢＭＩ）、収縮期血圧（ＳＢＰ）、拡張期血圧（ＤＢＰ）、白血球数（ＷＢＣ）、赤血球数（ＲＢＣ）、ヘマトクリット（Ｈｔ）、ヘモグロビン（Ｈｂ）、総コレステロール（ＴＣＨ）、ＨＤＬコレステロール（ＨＤＬ）、中性脂肪（ＴＧ）、血糖（ＢＳ）、リポプロテイン(ａ)（Ｌｐ(ａ)）　　（随時採血）

Ｌｐ(ａ)の測定はＥＬＩＳＡ法によるバイオプール社のＬｐ(ａ)測定キットを用いた。

【結果】

表１　性別調査数

	患者群	対照群
総数	32	128
男	19	76
女	13	52

表２　患者の性、年齢分布

	総数		脳血管		心疾患	
	男	女	男	女	男	女
総数	19	13	14	9	5	4
40-49(歳)	1	0	0	0	1	0
50-59	1	2	0	1	1	1
60-70	17	11	14	8	3	3

１．患者群は男１９名、女１３名と男が多かった。（表１）

２．患者を疾患別にみると、脳血管疾患が多く、年代別にみると６０歳以上７０歳以下の者が多かった。（表２）

３．身体所見および血液検査の疾患別の平均値をみると、脂質（ＴＣＨ、ＴＧ、ＨＤＬ）、ＢＳおよびＬｐ(ａ)が有意に心疾患（狭心症、心筋梗塞）で高かった。（表３）

４．疾患別性別に患者群と対照群の身体所見、血液検査を較べた。ＢＭＩは女の心疾患で有意に高かった。ＳＢＰ、ＤＢＰは男女の脳血管疾患と女の心疾患で有意に高く、男の心疾患

では有意差はなかった。ＷＢＣとＨｂは男女の脳血管疾患と女の心疾患で有意に高かった。ＲＢＣは男の脳血管疾患で有意に低く、女の脳血管疾患と心疾患で有意に高かった。Ｈｔは男の脳血管疾患で有意に低く、女の脳血管疾患で有意に高く、心疾患では男女とも有意差はなかった。ＷＢＣ、ＲＢＣ、Ｈｂ Ｈｔは男の心疾患で有意差を認めなかった。ＴＣＨは男女の脳血管疾患と心疾患で有意に高かった。ＨＤＬは男女の脳血管疾患で有意に低く、男女の心疾患で有意に高かった。ＴＧは逆に男女の脳血管疾患で有意に高く、男女の心疾患で有意に低かった。血糖は男の脳血管疾患で有意に低く、女の心疾患患者で有意に高かった。Ｌｐ(ａ)は男女の心疾患と男の脳血管疾患で有意に高かった。（表４）

表３　身体所見、血液検査平均値の疾患別比較

		脳血管疾患群	心疾患群	t 値	
身長	cm	152.6	154.5	-2.030	
体重	kg	54.6	58.3	-2.724	*
ＢＭＩ		23.3	24.3	-1.889	
ＳＢＰ	mmHg	143.8	145.6	-0.707	
ＤＢＰ	mmHg	83.1	82.0	0.734	
ＷＢＣ	/μl	7000	7333	-1.870	
ＲＢＣ	万/μl	450	459	-1.548	
Ｈｂ	g/dl	14.4	14.1	1.782	
Ｈｔ	%	41.1	42.2	-1.384	
ＴＣＨ	mg/d	195.4	210.3	-3.398	**
ＨＤＬ	mg/d	48.3	58.6	-5.908	**
ＴＧ	mg/d	136.1	94.1	5.921	**
ＢＳ	mg/d	102.8	122.2	-7.231	**
Ｌｐ(ａ)	mg/d	27.0	45.6	-6.572	**

* P<0.05　** P<0.01

表４　身体所見、血液検査平均値の疾患別、性別比較

ａ．脳血管疾患（男）

	患者群	対照群	t 値	
身長	157.4	159.3	8.811	**
体重	58.0	58.6	1.280	
ＢＭＩ	23.4	23.1	-1.857	
ＳＢＰ	137.4	133.3	-4.225	**
ＤＢＰ	77.9	80.2	4.629	**
ＷＢＣ	7493	6432	-11.428	**
ＲＢＣ	450	462	3.730	**
Ｈｂ	14.9	14.7	-5.437	**
Ｈｔ	41.4	44.7	7.400	**
ＴＣＨ	186.9	183.9	-1.327	
ＨＤＬ	45.2	47.8	3.291	**
ＴＧ	114.2	112.8	-0.552	
ＢＳ	96.3	111.5	11.267	**
Ｌｐ（ａ）	30.6	25.4	-3.805	**

ｂ．脳血管疾患（女）

	患者群	対照群	t 値	
身長	146.9	146.7	-0.345	
体重	50.4	49.8	-0.920	
ＢＭＩ	23.2	22.5	-2.357	
ＳＢＰ	153.9	127.0	-19.993	**
ＤＢＰ	91.1	75.2	-15.410	**
ＷＢＣ	6244	5869	-3.271	**
ＲＢＣ	449	423	-8.803	**
Ｈｂ	13.6	12.8	-7.946	**
Ｈｔ	40.6	39.9	-2.578	*
ＴＣＨ	208.7	202.3	-3.139	**
ＨＤＬ	53.1	56.6	3.036	**
ＴＧ	170.1	121.2	-6.351	**
ＢＳ	112.9	110.9	-1.192	
Ｌｐ（ａ）	21.6	23.7	2.007	

ｃ．心疾患（男）

	患者群	対照群	t 値	
身長	161.6	162.7	1.712	
体重	59.9	59.7	-0.153	
ＢＭＩ	22.8	22.6	-0.552	
ＳＢＰ	137.2	135.0	-0.816	
ＤＢＰ	78.8	79.9	0.662	
ＷＢＣ	6960	6650	-1.385	
ＲＢＣ	474	460	-2.056	
Ｈｂ	15.1	14.8	-1.540	
Ｈｔ	44.8	44.6	-0.384	
ＴＣＨ	209.4	178.2	-8.754	**
ＨＤＬ	58.2	46.4	-4.627	**
ＴＧ	97.8	128.2	4.415	**
ＢＳ	114.4	121.3	1.843	
Ｌｐ（ａ）	35.2	19.3	-6.142	**

ｄ．心疾患（女）

	患者群	対照群	t 値	
身長	145.6	147.7	1.906	
体重	56.3	47.9	-3.189	**
ＢＭＩ	26.1	21.9	-3.955	**
ＳＢＰ	156.0	130.1	-5.368	**
ＤＢＰ	86.0	77.5	-2.973	**
ＷＢＣ	7800	5162	-10.378	**
ＲＢＣ	440	406	-6.315	**
Ｈｂ	13.0	12.5	-2.559	*
Ｈｔ	39.0	39.0	0.174	
ＴＣＨ	211.5	193.6	-2.441	*
ＨＤＬ	59.2	49.7	-4.628	**
ＴＧ	89.5	119.4	3.522	**
ＢＳ	132.0	114.4	-3.461	**
Ｌｐ（ａ）	58.5	1.0	-4.171	**

* P<0.05　** P<0.01

3078

某自治体職員における血清脂質と死亡との関連

○玉腰暁子、大野良之、山田琢之、青木國雄*、川村孝、鈴木貞夫、若井建志、中村利恵（名大・医・予防、*愛知県がんセンター）

［目的］高脂血症は虚血性心疾患の大きな発生リスクであるが、他の疾患の発生と血清脂質が如何に関連があるのか興味深いところである。現在までのところ、低コレステロール血症はいくつかの前向き疫学研究によりがんのリスク要因と疑われているが、総コレステロール以外の血清脂質に関してはほとんど報告されていないのが実状である。血清総コレステロール値に関してもその短期効果（短期の観察でコレステロール値とがん死亡の間には負の関連ありとするもの）は多くの研究で認められているが、これは臨床症状を呈する以前のがん病変により血清コレステロール値が低下したものと考えられている。長期効果についてはその効果を報告した論文もあるが、効果なしとしたものもあり未だ不明である。そこで某自治体勤務者を血液検査後約10年追跡し、死亡との関連を検討したので報告する。

［方法］nested case-control studyの手法にて検討を行なった。

対象集団：1980年、81年に25、30、35、40、45、50、55歳に達するものを対象に某自治体で実施した健診を受診した男性4,153名である（健診受診率92%）。測定した血清脂質は総コレステロール、HDL-コレステロール、中性脂肪であり、これらを用いて総コレステロール中にHDL-コレステロールが占める割合（%HDL）とLDL-コレステロール値を以下の式により算出した。

$$\%HDL=\frac{HDL\text{-}コレステロール}{総コレステロール}\times 100$$

$$LDL\text{-}コレステロール=総コレステロール-(HDL\text{-}コレステロール+\frac{中性脂肪}{5})$$

症例の選定：上記対象集団を1991年9月1日まで追跡し、在職中あるいは年金受給中の全死亡者を把握した。1991年9月1日までに退職しその後年金を受給していない404名（9.7%）は追跡不能例として対象から除外した。その結果、死亡の判明したものは107名となった。

対照の選定：対照は症例と年齢（±1歳）、健診受診年と現業・非現業の別を一致させて設定した。まずこれらの変数をすべてあわせたうえで1991年9月1日に生存中、かつもっとも採用年が近いもの2名を無作為に抽出した。その結果、対照は213名となった。

解析方法：解析は全死亡の他、死因別に血液検査後2年目以降に死亡した者について行なった（症例98例、対照195例）。2年目以降に限定したのは、健診時に既に疾患に罹患していたが診断されていなかった者を除くためである。死因は全死亡の他、全がん、虚血性心疾患、脳血管疾患、肝臓疾患（肝がんは除く）、自殺および事故とした。解析には名古屋大学大型計算機センターSASプログラム中のmatched dataのためのconditional logistic model を用いた。補正項目として用いたのは、検診受診時のBMI（体重／身長^2）、喫煙、飲酒習慣である。

［結果・考察］表1に各血清脂質の平均値を死因別に示した。総コレステロールとLDL-コレステロールの平均値は虚血性心疾患を除き症例で低い。とくに全がん、自殺および事故ではその傾向あるいは有意差を認める。HDL-コレステロールは脳血管疾患で症例に有意に低く、肝臓疾患では症例に高い傾向があるが、他の死因とは関連を認めない。中性脂肪は肝臓疾患で症例に有意に高いほか、全死因、虚血性心疾患、脳血管疾患でも症例に高く、全がん、自殺および事故では症例に低い。%HDLは虚血性心疾患で症例に有意に低く、肝臓疾患で症例に高い傾向を認める。各血清脂質が10mg/dl（%HDLでは10%）上昇したときの死因別のオッズ比を表2に示した（虚血性心疾患、脳血管疾患は症例数が少ないため示していない）。総コレステロール値とLDL-コレステロール値が上昇すると全死因、全がん、肝臓疾患、自殺および事故のリスクは減少する。とくに全がんではBMI、喫煙、飲酒習慣で補正後も有意なリスクの減少を認める。HDL-コレステロール値は上昇すると死亡リスクも増加するが有意ではない。中性脂肪はとくに各死因との関連を認めない。%HDLは上昇するにつれ死亡リスクは増加し、全死因、全がんでは有意である。今までに自殺および事故死亡者で血清コレステロール値が低いという報告があるが、今回の検討は数は少ないながら同様の結果である。血清脂質とがんとの関連については未だ明らかでない部分がありさらなる研究が望まれるところであるが、同時に自殺および事故と血清脂質との関連についても検討が必要かもしれない。また今回の検討では全死因に占めるがん死亡の割合が高いため、各血清脂質と全死因との関連はがん死亡との関連をみている可能性は否定できない。さらに数を増やした検討が必要と考えられる。

表1.死因別血清脂質の平均値

死因		N	総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ 平均 (mg/dl)	S.D.	HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ 平均 (mg/dl)	S.D.	%HDL 平均 (%)	S.D.	LDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ 1) 平均 (mg/dl)	S.D.	中性脂肪 平均 (mg/dl)	S.D.
全死因	case	98	182.6	34.6	47.5	15.6	26.7	9.4	105.5 *	32.0	147.8	81.3
	control	195	188.0	35.8	46.6	12.4	25.6	8.2	113.8	31.6	138.2	98.7
全がん	case	54	177.3 *	34.0	46.4	13.6	26.8	8.6	102.9 *	31.6	140.1	68.2
	control	107	190.5	37.3	46.0	13.3	24.9	8.2	113.7	31.9	154.2	119.9
虚血性心疾患	case	6	218.5 *	37.4	41.8	8.3	19.4 *	3.6	141.4	39.4	176.2	76.3
	control	12	176.9	34.1	45.1	9.0	26.6	8.2	108.2	34.3	118.2	78.2
脳血管疾患	case	5	185.8	44.8	38.4 *	4.2	21.7	5.7	115.8	28.9	157.8	132.9
	control	10	208.7	38.7	48.5	9.8	23.9	6.4	134.8	34.2	127.0	56.7
肝臓疾患	case	9	174.9	35.0	55.6 #	25.9	32.5 #	15.7	80.8 *	29.3	192.7 *	144.9
	control	18	176.4	31.9	42.4	9.8	24.4	5.9	111.6	27.5	112.1	44.3
自殺および事故	case	7	167.6 #	32.9	45.3	9.7	28.0	8.0	98.3 #	28.0	119.7	77.2
	control	14	197.9	31.9	46.2	11.9	23.9	7.1	122.7	31.8	145.0	60.2

#; p<0.1, *; p<0.05: tested by t-test
1) LDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ: 計算式による

表2.死因別血清脂質のオッズ比

死因	総ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ crude OR 2)	adjust OR 3)	HDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ crude OR 2)	adjust OR 3)	%HDL crude OR 2)	adjust OR 3)	LDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ 1) crude OR 2)	adjust OR 3)	中性脂肪 crude OR 2)	adjust OR 3)
全死因	0.96	0.94 #	1.05	1.14	1.15	1.40 *	0.92 *	0.90 *	1.01	1.00
全がん	0.91 *	0.87 **	1.02	1.07	1.25	1.56 *	0.91 #	0.87 *	0.99	0.98
肝臓疾患	0.98	0.89	1.95	3.04	3.49	5.18	0.62 #	0.69	1.17	1.17
自殺および事故	0.81	0.83	0.94	1.12	1.90	2.39	0.79	0.80	0.94	0.95

#; p<0.1, *; p<0.05, **; p<0.01
1) LDL-ｺﾚｽﾃﾛｰﾙ: 計算式による
2) crude OR: 血清脂質10mg/dl(%HDLでは10%)上昇毎のオッズ比
3) adjust OR: BMI, 喫煙、飲酒習慣で補正した血清脂質10mg/dl(%HDLでは10%)上昇毎のオッズ比

3079

飲酒習慣ごとにみた血清セレンとアポ蛋白A-IIとの関連

小山　洋、佐藤　洋（東北大学・医・衛生）

セレンは、生体内においてフリーラジカル消去系酵素の活性中心を担うなど、重要な役割を果たしている一方、過剰による健康影響も知られており、栄養学的および中毒学的見地から所要量や安全域について検討されるべき微量元素である。

セレン準欠乏地帯であるフィンランド東部において、血清セレンと高比重リポ蛋白(HDL)-コレステロールとの間に正相関があり、セレン欠乏がHDL-コレステロールの減少を介して虚血性心疾患の発症に関与している可能性が指摘されている。我々は、東京の事務系男子職員において、血清中セレンと血清脂質との関連について検討を行い、フィンランド東部での知見とは異なる結果、すなわち、血清中セレンとHDL-コレステロールとの間に関連はみられず、HDLの主要なアポ蛋白の一つであるアポA-Ⅱとの間にのみ、有意な関連を有すること等を明らかにしてきた。

アポA-Ⅱは、アポA-Ⅰと同様、HDLの主要な蛋白成分であるが、アポA-ⅠがHDLによるコレステロール逆輸送系の中心的な役割を演じているのに対し、アポA-Ⅱは、逆に、HDLの抗動脈硬化作用を妨げる方向に働くものとみられている。

アポA-Ⅱ濃度に影響を与える要因として、これまでに、飲酒習慣と肥満が知られている。ここでは、飲酒のバイオロジカル・マーカーと言われるγ-glutamyl transpeptidase (GGT) と肥満の指標として体格指数 (BMI) を考慮に入れて、アポA-Ⅱとセレンとの関連について検討を行った。

【対象と方法】 ある企業に勤務する中年男性に対して朝食抜きで午前中に採血を行い、血清脂質および免疫比濁法によるアポ蛋白A-Ⅰ、A-Ⅱ、Bの測定を行った。この中から、現在服薬中の者を除き、40才代で運動習慣のない者の中から、1)非飲酒者 (n=50) および毎日飲酒者 (n=49) の2群を抽出し、血清セレン濃度の測定を蛍光光度法で行った。セレン測定の精度管理には、NIST標準試料 (No1577a: Bovine liver) を用い、回収率=101.0% (C.V.=4.4%) の結果を得た。検定には、統計パッケージNAP［青木、1989］を使用して群間のt検定、群ごとの相関分析および因子分析を行った。検定に先立ち、GGTおよび中性脂肪 (TG) 値は、対数変換を行った。

表1．各群における平均値および標準偏差

	非飲酒群(n=50)	毎日飲酒群(n=49)
TCH	216.6±33.4	205.0±40.4
HDL-C	44.3± 7.4	50.7±14.3**
%HDL	20.9± 4.6	25.8± 9.1**
LDL-C	148.7±30.7**	125.5±39.6
Apo AI	125.7±15.6	145.6±22.6***
Apo AII	33.7± 5.9	39.3± 5.8***
Apo B	99.5±18.5	92.9±23.8
TG@	108.2 (1.53)	127.3 (1.62)
GGT@	30.1 (1.69)	56.4 (1.85)***
Serum Se	141.5±17.3	42.7±22.5
BMI	23.0± 2.1	23.2± 2.3

@; Geometric means and S.D.s were shown.
; p<0.01, *; p<0.001 (t-test)

表2．各群における主要変数間の相関行列

非飲酒群				
BMI	-0.111			
GGT	0.376**	0.284*		
Apo AII	0 424**	0.370**	0.395**	
	Serum Se	BMI	GGT	

毎日飲酒群				
BMI	0.070			
GGT	0.097	0.110		
Apo AII	0.405**	0.086	0.382**	
Alcoh.	0.104	0.087	0.366**	0.238
	Serum Se	BMI	GGT	Apo AII

【結果】

群ごとの各変数の平均値、標準偏差およびｔ検定結果を表１に示す。毎日飲酒群では、HDLに関連した各指標およびTG、GGTの増加が見られたが、血清セレン値に有意な差は認められなかった。

表２には、主要な変数間の相関行列を群ごとに示した。

非飲酒群では、血清セレン、GGT，アポがなかった。毎日飲酒群では、一回飲酒量（Alcoh.）がGGTと正の相関を示したが、他の変数とは関連が見られなかった。また、非飲酒群では、BMIがGGTおよびアポA-Ⅱと有意な相関を示していたが、飲酒群ではそれが見られなくなった。このように、各変数間の相関係数は、飲酒習慣の有無によって大きく異なるものの、セレンとアポA-Ⅱとの関連は、どちらの群においても一致して見られた。

表３に、アポA-Ⅱ以外のアポ蛋白および血清脂質も変数に加えて、因子分析を行った結果を示した。予備的検討で、第１から第３因子まで、各リポ蛋白分画を反映した因子が抽出されるため、抽出される因子の固有値に拘らず、第４因子まで抽出した。第１から第３因子までは、両群とも、第１因子が低比重リポ蛋白（LDL）に関連する因子。第２因子は、HDLに関連した因子。第３因子は、TGとBMIに負荷量が大きく、超低比重リポ蛋白（VLDL）に関連する因子と思われた。

次いで、第４因子として、非飲酒群では、セレンが高い負荷量を持つ因子が抽出された。この第４因子に対して、GGTおよびアポA-Ⅱがやや高い因子負荷量を示した。毎日飲酒群では、１回飲酒量が第４因子として抽出され、この第４因子に対し、GGTおよびアポA-Ⅱがやや高い因子負荷量を示した。血清セレンは、飲酒群において、どの因子に対しても因子負荷量は小さく、各リポ蛋白分画や飲酒量とは独立した変数であることが示された。

【考察】

アポA-Ⅱには、lecithin cholesterol acyltransferase（LCAT）活性の抑制作用があるとされ、アポA-Ⅱを過剰に発現させたトランスジェニックマウスでは、動脈硬化病変の促進が報告されており、アポA-Ⅱの増加は、HDLの抗動脈硬化作用を妨げる方向に働くものとみられる。本研究では、血清セレン値が、どのリポ蛋白分画成分とも関連がなく、飲酒習慣によっても影響を受けないにもかかわらず、リポ蛋白の構成成分でありさらに飲酒による影響も受けているアポA-Ⅱと有意な関連を有していることが示された。血清中のセレンは、輸送蛋白とみられるselenoprotein Pやglutathione peroxidaseあるいはalbumin等として存在しているとされる。今後は、どのような存在形態のセレンがアポA-Ⅱとの関連を有しているのか、どのようなメカニズムによるのか明らかにしてゆきたい。

表３．非飲酒群（n=50）および毎日飲酒群（n=49）における因子分析（Varimax回転後）

非飲酒群

	F-1	F-2	F-3	F-4	Comm
LDL-C	0.96	-0.10	-0.01	0.08	0.95
TCH	0.95	0.02	0.16	0.11	0.95
Apo B	0.78	-0.02	0.38	0.22	0.80
HDL-C	0.02	0.92	-0.23	0.07	0.90
HDL%	-0.63	0.67	-0.33	-0.08	0.97
Apo-AI	-0.03	0.87	0.09	0.16	0.79
BMI	0.11	-0.05	0.85	0.01	0.74
TG	0.27	-0.20	0.71	0.07	0.62
Serum Se	0.16	-0.00	0.21	0.90	0.87
GGT	0.08	0.21	0.38	0.67	0.65
Apo AII	0.51	0.17	0.32	0.52	0.66
EV	3.21	2.19	1.86	1.63	
%	29.14	19.88	16.95	14.85	
Cum.	29.14	49.03	65.98	80.83	

毎日飲酒群

	F-1	F-2	F-3	F-4	Comm.
LDL-C	0.99	0.10	0.05	0.04	1.00
TCH	0.96	-0.12	-0.19	-0.05	0.97
Apo B	0.81	0.03	-0.46	-0.00	0.87
HDLC	-0.14	-0.88	0.37	0.09	0.94
HDL%	-0.63	-0.63	0.42	0.10	0.97
Apo-AI	-0.09	-0.91	0.03	-0.14	0.86
Apo AII	0.21	-0.72	-0.09	-0.45	0.77
TG	0.24	0.24	-0.82	-0.38	0.93
Alcoh.	-0.32	-0.07	-0.11	-0.61	0.49
GGT	0.14	-0.08	-0.12	-0.60	0.40
BMI	0.26	0.34	-0.18	-0.21	0.26
Serum Se	0.17	-0.28	-0.17	-0.16	0.16
EV	3.30	2.82	1.32	1.19	
%	27.48	23.54	10.99	9.90	
Cum	27.48	51.02	62.01	71.91	

本研究は、NTT東京中央健康管理センター：田村静夫センター長、細貝浩章医師、検査部：佐藤文一部長、高橋和子氏との共同研究として実施された。

青木（1989）医学統計解析リファレンスマニュアル、医学書院.

3080

胆道がん低リスク地域より得たヒト胆汁の突然変異原性の検討

真野　裕、山本正治（新潟大学医学部衛生学教室）

〔目的〕胆道がん死亡は、東北日本海地方に多く、関西以西に少ない。我々は、胆道がん死亡の男女共全国第１位である新潟県で採取した胆汁24例中14例に、Ａmes testで突然変異原性を見出した(Mano et al., Mut.Res.,in Press)。本研究では、胆道がんの低リスク地域の一つである高知県で採取した胆汁の突然変異原性を、胆道がんの成因を探ると共に、その地域集積性をもたらす原因を明らかにすることを目的とする。
〔方法〕（１）胆汁の採取；突然変異原性を検討した胆汁は、胆石症、総胆管結石症、胆嚢がん、肝外胆管がんなどのために、胆嚢全摘出術を受けた患者（男性 9名、女性11名）より、術中に採取した。（２）Blue rayon を用いた胆汁中の突然変異原物質の精製；Ａmes testの妨害物質であるヒスチジンを胆汁から除くことを主な目的として、Blue rayon（変異原物質吸着剤）による処理を行った。胆汁を蒸留水で 100倍に希釈し、希釈液 100㎖あたり 200mgのBlue rayonを加えた。Blue rayon吸着物は、メタノールにアンモニア水を50:1の比で加えた混合溶液により抽出した。抽出物はDMSOに溶解し、変異原性試験に供した。（３）変異原性試験；S.typhimurium TA98株および TA100株を用いた。それぞれの株について、S9により代謝活性化した系としない系の突然変異原性を、プレインキュベーション法によるＡmes testで検討した。胆汁１検体について、Blue rayon抽出操作を１回だけ行った時と、２回繰り返した（１回の操作で得た抽出物を再び蒸留水で希釈し、新しいBlue rayonを加え、もう１度抽出し直す）時の突然変異原性を比較した。溶媒対照の２倍以上の復帰変異コロニー数を認め、正の量－反応関係を認めた検体のみ、突然変異原性陽性とした。
〔結果〕プレートあたり 200μℓの胆汁を添加すれば、新潟県内で得た胆汁は全例で突然変異原性がみられた。そこで、プレートあたりの胆汁の添加量を 200μℓとし、変異原活性を検討し（Table 1にBlue rayonの処理を２回繰り返した時の変異原活性を示す）、溶媒対照の２倍以上のコロニー数をみた試料のみ、量－反応関係を調べることにした。20例の胆汁試料のうちTA98+S9 の系ではBlue rayonによる処理が１回の時、Pt.No.9 とNo.16 の２例(10.0%) が突然変異原性陽性であった(Fig.1) 。新潟県内で採取した胆汁（24例中14例(58.3%) が突然変異原性陽性）に比べ、突然変異原性を示す胆汁は少なかった(p<0.01)。Blue rayonによる処理を２回繰り返すと、上の２例に加えさらにもう１例(Pt.No.13)、合計３例(15.0%) に突然変異原性をみることが出来た(Fig.1) 。新潟の胆汁は４例しか検討していないが、全例に突然変異原性をみているので、この時も、突然変異原性を示す胆汁は少なかった(p<0.01)。いずれの試料でも、処理が１回の場合より強い変異原活性を得ることが出来た。Blue rayonによる処理を２回繰り返した時、プレートあたり 400μℓの胆汁を添加した場合、新潟の胆汁では、溶媒対照の4.5 ～8.5 倍のコロニー数が認められた。今回の胆汁については、6.3 ～7.6 倍のコロニー数の増加がみられ、突然変異原性を示した試料だけをみると、変異原性の強さには大きな違いはなかった。TA98-S9 、TA100+S9およびTA100-S9の３つ系では、突然変異原性を認めた試料はなかった（新潟県で採取した胆汁の突然変異原性はTA98+S9 の系以外では検討していない）。
〔考察〕Blue rayonは、３環以上の多環性芳香族化合物を強く吸着する変異原物質吸着剤である。一方、ヒスチジンは、ほとんど吸着されない。Blue rayonを用いて食品中の種々の突然変異原物質が同定されているが、それらの多くは、ヘテロサイクリックアミン類であった。また、Trp-P-1 、Trp-P-2 は、ヒト胆汁中に検出されている。これらの物質は、いずれもフレームシフト型の突然変異を起こす間接変異原物質で、TA98+S9 の系が有効である。本研究でみた胆汁の突然変異原性もTA98+S9 の系で認められている。食品中の変異原物質が胆汁中に排出され、突然変異原性が示された可能性は十分あると考えている。我々は、胆汁のBlue

TABLE 1
MUTAGENICITY OF BILE SAMPLES[a] PREPARED WITH REPEATED BLUE RAYON TREATMENT

Clinical diagnosis	Patient Number	Age	Sex	Revertant colonies / plate[b]			
				TA98		TA100	
				+S9	-S9	+S9	-S9
Cholelithiasis	1	47	Male	21	8	85	85
	2	62	Male	21	17	110	83
	3	85	Male	24	40	126	70
	4	57	Female	20	13	105	75
	5	58	Female	53	10	110	80
	6	62	Female	14	21	101	81
Cholelithiasis with colon cancer	7	74	Male	53	12	111	104
Cholelithiasis with gastric cancer	8	60	Female	20	9	82	77
Cholelithiasis with metastatic liver cancer	9	65	Female	62	8	101	76
Choledocholithiasis	10	65	Male	61	10	105	79
	11	77	Male	41	15	109	74
	12	77	Male	20	14	109	75
	13	90	Male	91	10	98	71
	14	35	Female	26	13	98	81
	15	68	Female	53	27	89	77
Gallbladder cancer	16	58	Female	83	14	91	88
	17	71	Female	33	22	132	101
Extrahepatic bile duct cancer	18	69	Female	48	10	45	109
	19	75	Female	62	17	119	77
Gasrtic cancer	20	65	Male	25	16	92	78

[a] The mutagenicity of 200 μℓ-equivalent of bile was examined with *Salmonella typhimurium* TA98 and TA100 with or without S9
[b] Each value shows the geometric mean of the observed number of revertant colonies in duplicate plates.

rayon抽出物に、オレイン酸などの高級脂肪酸の存在を確認している。これらの物質は、Blue rayonに対する吸着率は低いものの、変異原性抑制作用を持っている。Blue rayonの抽出操作を2回繰り返すと、より強く、より明瞭に変異原性をみることが出来ている。これは、抽出を繰り返すことにより、高級脂肪酸の影響が少なくなり、変異原物質がよく精製されたためと考えている。胆道がん死亡の多い地域のほうが、変異原性を示す胆汁が多いことを示されたが、これだけでは、胆道がんの成因とその地域集積性は説明出来ない。今後、変異原物質の同定および、変異原性と疾患、性、年齢との関係を明らかにすることなどが必要と考えている。

〔謝辞〕本研究に御協力いただいた、高知医科大学木根渕英雄教授に深謝いたします。

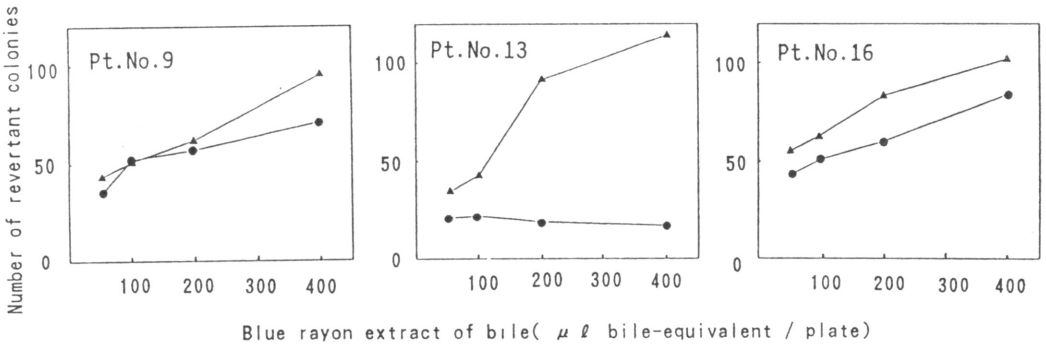


Fig.1. Dose-response curves for the mutagenicity of blue rayon extracts of bile. The Ames tests were performed using *S.typhimurium* TA98 with S9. The number of spontaneous revertants (solvent control) in this series was 15±3 (mean ± S.D.).
—●— ,samples treated with one cycle of the blue rayon treatment.
—▲— ,samples treated with repeated blue rayon treatment.

3081

沖縄県における肺がん発生と性格要因

○若井建志・大野良之・鈴木貞夫・川村孝・玉腰暁子・中村利恵（名大医・予防）、久保奈佳子（名市大医・公衛）、青木國雄（愛知県がんセ）、福間誠吾（千葉県がんセ）

【目的】近年、がん発生と心理的要因との関係が注目されている。そこで我々が沖縄県で実施した症例対照研究のデータを元に、肺がん発生と性格要因との関連を検討したので報告する。

【対象と方法】症例は、昭和63年１月より平成２年11月までに国立療養所沖縄病院を受診し、組織学的に原発性肺がんと新たに診断された333例（40～89歳、男245例、女88例）である。対照は症例と同一町村に居住し、同性、同年齢（±２歳以内）の健康な一般住民とし、１対２の個別対応法で設定した。疫学情報は直接面接法により収集したが、性格要因については表１の21項目について、５段階評価で該当するところに○印をつける自記式の問診票を作成し、面接者の監督のもとに原則として被面接者が記入することとした。

各々の性格要因について対象者を３群（５段階評価で、１・２、３＝どちらでもない、４・５、の３群）に分類し、１つの群に対する他の２群の相対危険度を算出した。相対危険度の算出には条件付きロジスティックモデルを用い、喫煙習慣（原則として非喫煙・禁煙・現在喫煙（面接前５年以内の禁煙者を含む）の３群に分類）を補正した。相対危険度の直線的傾向(linear trend)の有無の検定は、各性格要因で分類した３群に１～３のスコアを与える変数をモデルに導入し、その有意性を検討することにより実施した。

【結果】有意な相対危険度またはその直線的傾向が認められる性格要因についての結果を表２に示す。男では「物にこだわらない」（vs「神経質」）が肺がんの有意に低いリスクと関連している。一方、女では「ずぼら」（vs「きちょうめん」）および「物にこだわらない」（vs「神経質」）が有意に低いリスクと、「冷淡」（vs「感激しやすい」）が有意に高いリスクとそれぞれ関連している。また男では「理屈っぽくない」ほどリスクが低くなる傾向 (trend $p<0.1$) がみられる。さらに男では「社交的」に対して「どちらでもない」が１より有意に小さい相対危険度を示すが、「非社交的」（vs「社交的」）の相対危険度は「どちらでもない」のそれよりも大きく、一定の傾向は認められない。他の性格要因は肺がん発生との間に有意な関連を示さない。

男女とも同様の傾向を示した「神経質」傾向と喫煙歴との間の交互作用を検討した結果を表３に示す。女で喫煙と「神経質」傾向との間の相乗効果が示唆される。

【考察】疾病発生と心理的要因との関連を症例対照研究で検討する場合、疾病に付随した患者の心理的変化の影響が大きな問題になる。今回の場合も、肺がん罹患後（または診断後）に患者の性格が変化した可能性は否定できない。しかし、検討した中には肺がん罹患によって影響を受けることが予想される項目が多く含まれていたにもかかわらず、特定の項目のみが有意な関連を示したことから、今回の結果も性格要因と肺がん発生との関連について、一定の示唆を与えるものと考えられる。今後、コホート研究や診断前に情報を収集する方法などにより、肺がん罹患後の性格変化の影響を可能なかぎり除去した上で、喫煙との交互作用も含めて検討する必要があると考える。また対象者の主観で性格を判断するだけでなく、いくつかの質問に対する対象者の回答によって性格の分類を行うといったより客観的な手法も必要と思われる。

【謝辞】発表にあたり、今回の研究に御協力をいただきました国立療養所沖縄病院外科の源河圭一郎先生、ならびに沖縄県健康問題研究会（代表・大嶺経勝先生（沖縄県日赤血液センター））の皆様方に深謝いたします。

表1　今回調査した性格要因

社交的ー非社交的	外交的ー内向的	熱中しやすいー気まぐれ
多弁ー無口	利己的ー他利的	積極的ー消極的
活発ー緩慢	気弱ー気が強い	独断的ー相談的
大胆ー小心	がんこー柔軟	理屈っぽいー理屈っぽくない
きちょうめんーずぼら	神経質ー物にこだわらない	わがままーがまん強い
気難しいー気難しくない	かっとしやすいー冷静	感激しやすいー冷淡
陽気ー陰気	悲観的ー楽観的	自信家ー自信喪失

表2　有意な相対危険度または直線的傾向を示す性格要因についての結果

	男				女			
	症例／対照		相対危険度（95%信頼区間）	trend	症例／対照		相対危険度（95%信頼区間）	trend
社交的	138	240	1.00		44	85	1.00	
どちらでもない	59	154	0.64 (0.44 - 0.93)		26	55	0.91 (0.46 - 1.82)	
非社交的	45	91	0.87 (0.57 - 1.32)	NS	16	33	0.89 (0.42 - 1.89)	NS
きちょうめん	157	301	1.00		57	84	1.00	
どちらでもない	60	135	0.82 (0.57 - 1.18)		23	59	0.57 (0.30 - 1.09)	
ずぼら	23	45	0.82 (0.47 - 1.43)	NS	4	29	0.15 (0.04 - 0.49)	p<0.001
神経質	125	229	1.00		57	86	1.00	
どちらでもない	53	89	1.10 (0.73 - 1.67)		13	27	0.51 (0.21 - 1.22)	
物にこだわらない	63	165	0.64 (0.44 - 0.94)	p<0.05	14	59	0.30 (0.15 - 0.64)	p<0.01
理屈っぽい	60	95	1.00		8	16	1.00	
どちらでもない	99	202	0.78 (0.52 - 1.18)		33	72	1.07 (0.37 - 3.08)	
理屈っぽくない	81	186	0.65 (0.42 - 1.01)	p<0.1	44	84	1.11 (0.42 - 2.91)	NS
感激しやすい	144	280	1.00		56	124	1.00	
どちらでもない	81	156	0.98 (0.69 - 1.40)		23	45	1.33 (0.67 - 2.66)	
冷淡	16	47	0.60 (0.32 - 1.13)	NS	6	3	5.23 (1.11 - 24.7)	p<0.1

表3　「神経質」傾向と喫煙歴との間の交互作用
（表中の数字は相対危険度（95%信頼区間））

男		
	喫煙歴なし	喫煙歴あり
物にこだわらない・どちらでもない	1.00	3.84 (1.31 - 11.3)
神経質	1.16 (0.28 - 4.81)	4.79 (1.64 - 14.0)

女		
	喫煙歴なし	喫煙歴あり
物にこだわらない・どちらでもない	1.00	3.13 (1.10 - 8.93)
神経質	2.18 (1.00 - 4.75)	14.1 (4.55 - 43.6)

3082

飲酒とがんに関するコホート内症例対照研究

村田　紀（千葉県がんセンター疫学研究部）

飲酒とがんとの関連に関する研究報告は、これまでのところ充分に多いとはいえない。対象となるがんの種類も、食道、胃、大腸、肝臓などのがんが主なものであった。しかも研究結果は一致せず、飲酒をこれらのがんの危険因子と認めるものと認めない結果が合い半ばしているようである。本研究は、胃集検受診時の問診票に本人の飲酒歴と喫煙歴が記載されていることに着目して、この情報を用いて各種のがんと飲酒との関連について分析を行ったものである。

方法

調査対象集団は千葉県対がん協会の行った昭和59年度胃集検受診者のうち、約17,000人の40歳以上の男性である。このコホート集団中におけるがん罹病に関して、千葉県がん登録資料との照合を行った結果、集検受診以降平成４年末までの８年間に652人のがんが見つかった。これを症例群として、出生年と市郡をマッチして２倍の対照群をもとのコホート集団から選び、もとの問診票に記載された飲酒歴と喫煙歴に関して、症例対照の比較を行った。胃がんについては、コホート開始時点の胃集検で発見された症例69例とその対照群も併せて分析した。問診票には、飲酒に関しては毎日主として飲むアルコール飲料の種類と量が、また喫煙歴に関しては１日当たりタバコ本数が記載されている。飲酒量は全て日本酒換算とし、日本酒１合はビール１本、ウィスキーダブル１杯、ワイン１カップ、焼酎半合と等量とみなした。

結果

コホート内に見つかった652例の男性がん患者の内訳は食道25、胃150、結腸51、直腸36、肝臓54、胆嚢40、膵臓36、肺87、前立腺33、膀胱30、白血病11などであった。このうち飲酒の有無に関してオッズ比（ＯＲ）が有意に１より大きかったものは結腸がんと肺がん、また喫煙の有無に関しては肺がんと膀胱がんであった。結腸がんと飲酒との関係をさらに詳しく検討するために、結腸の部位別ならびにアルコール飲料の種類と量別にオッズ比を計算した。症例数が少なくなるため断定はできないが、部位別には、飲酒の影響はＳ字結腸以外の主として右側結腸で特に強く、一方、アルコール飲料の種類による違いは見られず、量も無関係であるらしかった。

表１には食道、胃、肺および膀胱がんについて、喫煙の有無別、飲酒量別のクロス集計の結果を示した。食道がんおよび膀胱がんおいて、毎日中程度以上飲酒するものに限って、タバコの影響が特に顕著となり、飲酒歴と喫煙歴の相乗効果が認められた。胃がんに対しては酒、タバコともに危険因子と認められなかった。肺がんに対しては、喫煙の影響はいうまでもないが、喫煙者でも非喫煙者でも、飲酒量の多いものほどオッズ比が高くなった。すなわち、喫煙の影響とは独立に、有意な飲酒の効果が認められた（Mantel-extension test でトレンド　$P<0.05$）。

表１　飲酒量および喫煙の有無による症例と対照のクロス集計とオッズ比の計算

がん部位	飲酒量（合）	非喫煙			喫煙		
		症例	対照	ＯＲ	症例	対照	ＯＲ
食道がん	0	4	15	1.0	5	8	2.3
	≦１	1	8	0.5	4	9	1.7
	１＜	4	6	2.5	7	4	6.6*
胃がん	0	55	111	1.0	36	74	1.0
	≦１	33	69	1.0	40	61	1.3
	１－２	17	34	1.0	24	46	1.1
	２＜	4	19	0.4	8	21	0.8
肺がん	0	12	58	1.0	20	33	2.9*
	≦１	10	31	1.6	13	18	3.5**
	１＜	7	14	2.4	25	25	4.8**
膀胱がん	0	5	17	1.0	5	10	1.7
	≦１	3	10	1.0	5	11	1.5
	１＜	2	7	1.0	10	5	6.8*

オッズ比（ＯＲ）が５％（*）または１％（**）水準で有意に１より大きい。

考察

本分析の結果、飲酒が危険因子として関連しているがんは結腸がんと肺がんであることがわかった。またその他に、飲酒単独では影響はないが、喫煙との相乗効果を示すものとして、食道がんと膀胱がんがあげられる。後者のうち、食道がん関してはすでに幾つもの報告があり、本研究の結果はそれを確認することになった。膀胱がんに対する両因子の相乗効果についてはこれまで否定的であったので、さらに症例数を増やして分析するまでは、結論を出すべきではない。結腸がんについては、これまでＳ字結腸で飲酒の危険が報告されていたが、今回右側結腸で特に顕著に飲酒のリスクが高かったことは新しい知見である。飲酒が肺がんに対する危険因子かどうかに関しては、賛否両方の知見が報告されており、関連機序が解釈しにくいこともあるので、さらに慎重に検討するべきである。

3083

Association of smoking and lung cancer in Rio de Janeiro, Brazil: A case-control study

Gerson S. Hamada, Iunis Suzuki, Shaw Watanabe, Shoichiro Tsugane
Epidemiology Division, National Cancer Center Research Institute

The mortality rate for cancer of the lung in the state of Rio de Janeiro is one of the highest in Brazil, and it has been shown to be the most important cause of cancer death among males. Nevertheless, no epidemiologic studies have evaluated the risk of lung cancer associated with tobacco smoking in Rio de Janeiro. In the present study, we examine the relationship between lung cancer and selected smoking variables, as well as the pattern of risk by histologic types.

[Material and Methods]

This hospital-based case-control study included all patients with histologically confirmed primary lung carcinomas, who were identified at the Universidade Federal do Rio de Janeiro Hospital and at the Instituto Nacional do Cancer Hospital, between August 1991 and February 1992. The patients were accrued consecutively by examining the daily register of inpatient wards and the outpatient clinics of the pulmonology and thoracic surgery departments. The control group was randomly selected from the roster of inpatients and outpatients of the University hospital, comprising a variety of diagnoses excluding cancer. The control who met the matching criteria with each case by age (± 3), sex, and race was selected and interviewed on average within 2 weeks of the case interview. Only six subjects selected as controls refused to be interviewed. Of the 137 eligible cases, 14 were not interviewed, for health reason (9), absence of histologic confirmation (4), and for inability to select controls (1). Conditional and unconditional logistic regression analysis was used to calculate the odds ratio (OR) and 95 percent confidence intervals (CI) for each level of exposure, as an estimate of the relative risks.

[Results]

A total of 123 lung cancer patients and their corresponding matched controls were included in the study.

The analysis of selected smoking characteristics presented in Table 1 shows that current smokers and former smokers were over 22 times and 7 times, respectively, more likely to develop lung cancer than non-smokers. There was a clear increase in risk of lung cancer with increasing duration and intensity of exposure. When tobacco consumption is categorized in 1-30, 30-50 and more than 50 pack-years the risk almost doubled each time; 6.8, 13.7 and 25.3 ($p<0.001$), respectively. The use of black tobacco in hand-rolled cigarettes caused a 7-fold increase in risk when compared with the risk associated with the use of conventional cigarettes.

In Table 2, a logistic regression analysis were performed excluding non-smokers. Tobacco consumption showed a significant dose-response trend with lung cancer. The OR increased markedly with increasing number of pack years. Considering the age of smoking initiation, the risk for those who started before the age of 12 was almost 5 times higher than that who started at age later than 18. However, after adjustment to tobacco smoking in pack years the association was not statistically significant. The risk of lung cancer decreased with the number of years since quitting smoking and increased with the intensity of inhalation even after adjusting for tobacco smoking.

The strongest association between smoking and lung cancer subtype was found for squamous cell carcinoma, with an OR of 31.0 (CI: 4.2-227.1). The association between adenocarcinoma and smoking was not statistically significant.

[Conclusions]

In this first study on lung cancer risk in Brazil, we found that the most important factor increasing the risk is tobacco consumption, including smoking duration and quantity. Black tobacco could be contributing to the increase of lung cancer risk. Cessation of smoking had an important influence in reducing the lung cancer risk, whereas early initiation of smoking increased the risk.

Table 1. Univariate odds ratios* (OR) for lung cancer and 95% confidence interval (CI) in relation to the smoking history

Smoking history	Cases (%)	Controls (%)	OR	95% CI
never smoked	11 (8.9)	53 (43.1)	1.0	
formerly smoked	34 (27.7)	40 (32.5)	7.7	2.2 -26.7
currently smoking	78 (63.4)	30 (24.4)	22.2	6.5 -76.1
Tobacco consumption (pack-years):				
non smoker	11 (8.9)	53 (43.1)	1.0	
1-30	22 (17.9)	31 (25.2)	6.8	1.9 -24.0
30-50	28 (22.8)	21 (17.1)	13.7	3.6 -52.0
>50	62 (50.4)	18 (14.6)	25.3	7.2 -89.4
Type of tobacco:				
non smoker	11 (8.9)	53 (43.4)	1.0	
cigarette only	82 (66.7)	63 (51.6)	11.1	3.4 - 36.2
black tobacco+cigarette	30 (24.4)	6 (4.9)	74.4	12.1 -458.2

* by conditional logistic regression analysis

Table 2. Multivariate odds ratios* (OR) by logistic regression analysis for lung cancer and 95% confidence interval (CI) in relation to smoking history among smokers and ex-smokers.

Smoking history	Cases (%)	Controls (%)	OR[1] (CI)		OR[2] (CI)	
Tobacco consumption (pack-years):						
1-30	22 (19.8)	30 (42.9)	1.0		-	
30-50	27 (24.3)	22 (31.4)	2.3	(1.0 - 5.5)	-	
>50	62 (55.9)	18 (25.7)	7.7	(3.2 -18.6)	-	
Age when began:						
>18	16 (54.5)	22 (26.0)	1.0		1.0	
12-18	64 (29.3)	38 (20.3)	3.1	(1.4 - 7.0)	2.1	(0.9 - 5.1)
<12	31 (7.3)	10 (10.6)	4.8	(1.8 -13.3)	2.4	(0.8 - 7.3)
Years since stopping:						
smoker	77 (69.4)	30 (42.9)	1.0		1.0	
1-5	15 (13.5)	10 (14.3)	0.6	(0.2 - 1.5)	0.51	(0.2 - 1.4)
5-10	10 (9.0)	8 (11.4)	0.5	(0.2 - 1.3)	0.49	(0.2 - 1.5)
>10	9 (8.1)	22 (31.4)	0.1	(0.1 - 0.4)	0.23	(0.1 - 0.6)
Inhalation:						
non or slightly	27 (24.3)	33 (47.1)	1.0		1.0	
deeply	84 (75.7)	37 (52.9)	3.4	(1.7 - 6.8)	2.75	(1.3 - 5.7)
Type of tobacco:						
cigarette only	82 (73.9)	63 (91.3)	1.0		1.0	
black tobacco+cigarette	29 (26.1)	6 (8.7)	3.3	(1.2 - 8.6)	2.5	(0.9 - 6.9)

[1] adjusted for age, sex and race

[2] adjusted for age, sex, race and tobacco smoking in pack-years

* by logistic regression analysis

3084

広島県在住被爆者における「原爆被爆者線量(ABS93D)」を用いた死亡統計

○松浦正明、早川式彦、星　正治1)、下方浩史、
大瀧　慈2)、笠置文善、池内　実
（広大原医研・疫学、1)資料センター、2)生物統計）

【はじめに】　広島大学原爆放射能医学研究所（原医研）では、広島県に在住する原爆被爆者の各種死因について観察し一般県民との比較を行ってきた。また最近では、放射線影響研究所（放影研）のDS86に基づいて、原医研被爆者集団にも適用できる被曝線量推定方式（ABS93D）の開発を行い、個々の被爆者に対して初めて被曝線量を推定することが可能となった。そこで本報告では、線量が推定可能であった被爆者から成る固定集団を設定し、被曝線量との関係が最も示唆されている白血病の死亡解析を行い、放影研で得られている結果と比較してABS93Dの応用における妥当性について検証する。原医研被爆者集団は、広島県内で被爆者手帳を交付された全ての被爆者（約25万人）を対象としているため、比較的最近になって新規に手帳交付された被爆者も含まれており、また研究対象地域を広島県に限定して死亡事象の観察が行われており、県外への転出や県外からの転入および再転入などが起こりえるため、Rothman（Modern Epidemiology）の意味での動的集団（dynamic population）と考えられる。固定集団を扱うより動的集団を用いる方が、登録されている被爆者をより多く対象とすることができる。そこで、線量が推定可能であった動的集団に対しても、同様に白血病および白血病を除く全がんについてリスク推定を試み、その方法論および結果についても検討する。

【対象および方法】　固定集団の対象は、原医研被爆者集団の中から以下の条件を全て満たす者とした。①観察開始の1968年１月１日現在に生存しており、すでに広島県内において被爆者健康手帳を取得している広島県内居住の被爆者。②観察開始から死亡または観察打ち切りまで連続して県内に居住していた被爆者。③被曝線量が推定可能であった被爆者、または爆心地より約３km以遠で被曝し入市履歴の無い被爆者。観察終了日は1989年12月31日とした。動的集団における対象は、固定集団の対象条件①を ①'観察終了日以前に広島県内において手帳を取得した者(ただし、観察開始日以前の死亡者は除く)とし、この①'と③の条件を同時に満たす者とした。固定集団および動的集団の対象者数、観察人年数、死亡者数を表１に示す。固定集団における統計学的方法は、放影研との結果の比較のため、基本的には放影研で最近使用している方法(Preston et.al.;Radiat Res.1987)を用いた。観察期間をいくつかの小期間に区分し、各小期間内におけるハザードは一定と仮定し相対リスクモデルをあてはめたポアソン回帰による生存解析で、具体的には、人年および死亡数を性別、６の被曝時年齢10階級別、５の追跡期間別（1968-72,1973-77,1978-82,1983-87,1988-89)および10の直接被曝線量別（0Gy,0.01-0.05,0.06-0.09,0.10-0.19,0.20-0.49,0.50-0.99,1.00-1.99,2.00-2.99,3.00-3.99,4.00Gy+)にまとめ層化した。線量群jの層i（以下、ijセルと呼ぶ）における死亡率の期待値に対して$M_{ij}=M_{i0}RR_{ij}$を仮定した。ここで、RR_{ij}はバックグラウンド死亡率を性、被曝時年齢および被曝後経過期間について補正した直接被曝線量0.5cGy未満群に対する相対リスクで、$RR_{ij}=1+bD_{ij}$とモデル化した。ただし、

bは未知パラメーターでD_{ij}はijセルにおける平均総線量である。死亡数Y_{ij}は独立な確率変数で、PY_{ij}をijセルにおける観察人年であるとするとき、期待値が$E(Y_{ij})=PY_{ij}M_{io}RR_{ij}$で表されるポアソン分布に従うものと仮定した。bは最尤法で推定した。

動的集団に対しては、各小期間内におけるハザードが一定と仮定してあるため、各小期間内では年ごとに観察された人年を加えたものが尤度へ寄与することからPY_{ij}を年ごとに観察された人年を加えたものとして算出し、固定集団を対象とした場合と同様のポアソンモデルをあてはめた。なお、解析にはPreston氏より提供されたAMFITプログラムを用いた。

【結果および考察】　表2に固定集団および動的集団における遮蔽カーマ1Gy当たりの相対リスクを示した。固定集団における白血病の遮蔽カーマ1Gy当たりの相対リスクは2.01であり、観察期間別にみた放影研の結果とほぼ一致していた。動的集団における白血病の相対リスクは 2.05 であり、固定集団の値より若干高くなっていたが大きな差は認められていない。白血病を除く全がんにおいては、この差はさらに小さくなっていた。動的集団の解析においては、観察開始以降に集団に登録された被爆者のリスクは、それ以前に登録されている被爆者のリスクと同一観察期間内では等しいと仮定している。しかし、これらのリスクは異なるとの報告もあり、今後この点に注意した解析法を検討する余地があるものと考える。なお、固定および動的集団のいずれを対象にした今回の解析によっても、がん死亡のリスクは最近に至るまで依然として高いことが分かった。今後も被爆者の健康管理を充実させる必要があると思われる。

表1．固定集団および動的集団における対象者数、観察人年数および死亡者数

対象集団		対象者数	観察人年	死亡者数	
				白血病	白血病を除く全がん
固定集団	合　計	35,123	646,209	68	2,473
	直接被曝0.5cGy以上群	21,921	403,015	49	1,706
	直接被曝0.5cGy未満群	13,202	243,194	19	767
動的集団	合　計	46,895	799,038	84	2,887
	直接被曝0.5cGy以上群	23,570	429,138	54	1,775
	直接被曝0.5cGy未満群	23,325	369,900	30	1,112

表2．遮蔽カーマ1Gy当たりの相対リスク（括弧内は90%信頼区間を示す）

対象集団	性	白血病	白血病を除く全がん
固定集団	計	2.01 (1.24 2.78)	1.22 (1.15 1.28)
	男	2.23 (1.04 3.43)	1.13 (1.05 1.21)
	女	1.74 (0.78 2.70)	1.33 (1.22 1.44)
動的集団	計	2.05 (1.32 2.77)	1.22 (1.16 1.29)
	男	2.63 (1.27 3.99)	1.15 (1.07 1.23)
	女	1.58 (0.82 2.34)	1.31 (1.20 1.40)

3085

わが国における多胎発生の疫学，１９５１-１９９２年

今泉洋子（厚生省人口問題研究所）

【研究目的】本報告では不妊治療のために使用されている排卵誘発剤と体外受精が、ふたご、三つ子、四つ子、五つ子出産率にどのような影響をおよぼしているかを人口動態統計を用いて検討した。

【対象と方法】用いた資料は日本全国の１９５１～１９６８年と１９７４～１９９２年の人口動態統計である。なお、１９７４年の値は『昭和５０年度・人口動態社会経済面調査（複産）』結果から得られた。１９７４年以前は多胎の種類別・性別組み合わせ数が得られるが、１９７５年以降は多胎の種類別・性別の多胎児数であるから、ふたごの組数はふたごの数を２で除すことにより得られた。

【結果】図１は多胎の種類別出産率の年次推移を示している。ふたご出産率（出産千対）は１９５１年の６．４から１９６８年の６．１とほぼ横ばいであるが、１９７４年には５．８と減少するが、その後は上昇し１９７７年には６．２と１９６８年以前の水準に達し、その後も僅かながら上昇を続け１９９０年には７．０、１９９２年には７．５と急上昇している。

三つ子の出産率は１９５１年から１９６８年までは百万出産あたり、５６前後で横ばい傾向にあるが、１９７７年には７０を越え、１９８０年以降は急上昇をし、１９９２年には２２９と、１９６８年以前の値の４倍にも増えている。

四つ子の出産率は１９５１～１９６８年までは百万出産あたり０～１と一定であるが、１９７４年の値は３．３と３．５倍も上昇、その後も上昇し続け１９９２年には１９．７と上昇している。

わが国での五つ子出産は１９００年から１９７４年までに４組の報告しかみられない。ところが、１９７５年から１９９２年までに３２組の五つ子が出産した。五つ子出産率は１９７５～１９８４年は百万出産あたり０．８７、１９８５～１９９２年は１．５７と後者は前者の２倍程度上昇している。

【考察】１９５１年から１９６８年までは多胎児の種類別出産率は横ばいであったが、１９７５年以降、三つ子以上の多胎出産率は上昇、ふたご出産率は１９８８年以降に上昇がみられる。わが国で不妊治療のために排卵誘発剤が使用され始めたのは１９６６年以降であり、１９７５年１月からは排卵誘発剤（ＨＭＧ）による治療が健康保健適用になった。また、１９７９年からは排卵誘発剤のbromocriptineが商業ベースて使用され始めた。現在用いられている排卵誘発剤にはclomiphene、bromocriptine、ＨＭＧ-ＨＣＧ療法などがある。これら排卵誘発剤による日本人の多胎妊娠率は、それぞれ５％、１％、２１％である。わが国では不妊治療として体外受精が１９８３年から開始され、最近では体外受精のために同時に多数の卵胞を発育させるのにＨＭＧが使用されている。したがって、１９７５年以降の三つ子以上の多胎出産率の上昇は排卵誘発剤の影響、更に、１９８５年以降のこれら出産率の上昇は、体外受精が加味されたからである。なお、日本産婦人科学会では、本邦における最近の体外受精の状況を報告している。そこで、この資料と人口動態から得られた多胎の種類別出産率との比較検討も行った。

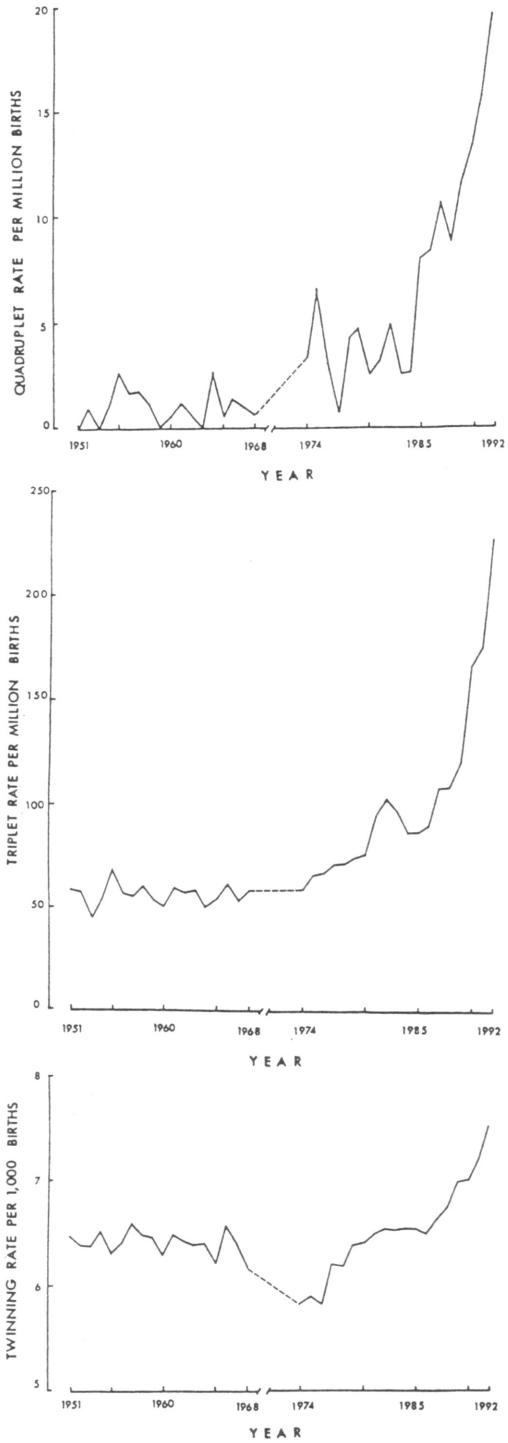


Fig. 1 Secular change of multiple birth rates during 1951-1968 and 1974-1992

3086

壮年期の検査値の変動と死亡率

近藤久義、三根真理子、本田純久、横田賢一、新川詔夫
（長崎大学医学部原爆資料センター）

【緒　言】

血液検査などの各種検査値においては、個人内の生理的変動幅は集団における変動幅よりも狭いとされている。集団における検査値の変動は、主として個人内の生理的変動と個人差とに起因する。個人の時系列検査値を評価するに際しては、集団における個人の位置と個人内の生理的変動の大きさという二つの側面から考慮する必要がある。我々は、壮年期の検査値とその後の死亡率との関連を評価することを目的として、個人別平均値および個人別変動係数と死亡率に関するコホート研究を行なった。

【対象および方法】

長崎市原爆被爆者の中から以下の条件を満たす者を解析対象として抽出した。

1．50～54才の間に毎年２回実施されている被爆者検診を５回以上受診している。

2．1992年12月31日の観察終了時点で、生存または死亡が確認されている。

抽出条件をすべて満足したのは、男性が6,038名、女性が13,402名であった。表１に対象の分布を示す。

表１　対象の分布

	死亡	生存	合計
男　性	575	5,463	6,038
女　性	847	12,555	13,402

個人毎に、赤血球数、白血球数、血色素量、最高血圧、最低血圧の該当年齢内における各検査値の平均値と変動係数を計算し、各検査値の個人別平均値と個人別変動係数を共変量とする比例ハザードモデルにより、男女別にその後の死亡率に影響を及ぼす共変量について評価した。

【結　果】

表２に個人別平均値と個人別変動係数の分布を示す。

表２　個人別平均値と個人別変動係数の分布

	個人別平均値		個人別変動係数	
	男　性	女　性	男　性	女　性
赤血球数	454.6±34.3*	417.8±28.2	0.054±0.033	0.060±0.034
白血球数	64.2±13.4	59.2±11.5	0.152±0.069	0.162±0.069
血色素量	14.7±1.1	12.8±0.9	0.049±0.034	0.057±0.039
最高血圧	134.5±16.5	131.2±17.7	0.087±0.031	0.091±0.030
最低血圧	82.7±10.2	79.3±10.2	0.096±0.035	0.098±0.032

＊：標準偏差

表３に比例ハザードモデルにおける回帰係数が統計的に有意であった要因を示す。男性では最高血圧と赤血球数の個人別平均値および最高血圧と血色素量の個人別変動係数、女性では最低血圧の個人別平均値および最高血圧と赤血球数の個人別変動係数の回帰係数が有意であった。

表３　死亡率に影響を及ぼす要因とその回帰係数

要　因	回帰係数
（男　性）	
最高血圧の個人別平均値	0.017
赤血球数の個人別平均値	-0.007
最高血圧の個人別変動係数	2.529
血色素量の個人別変動係数	3.568
（女　性）	
最低血圧の個人別平均値	0.018
最高血圧の個人別変動係数	2.965
赤血球数の個人別変動係数	3.429

図１および図２に最高血圧、赤血球数の変動係数の違いによる推定生存率曲線を示す。

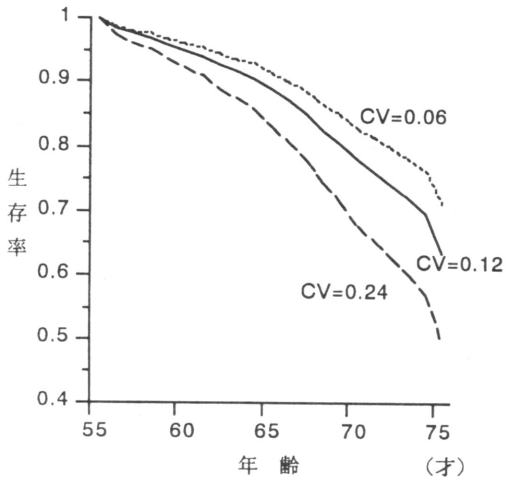


図１．男性の最高血圧の個人別変動係数の違いによる生存率の比較

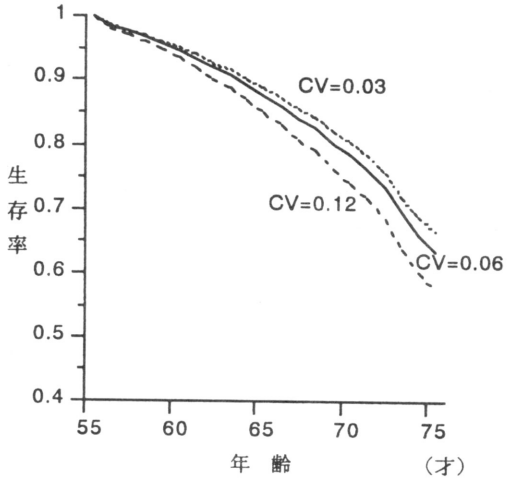


図２．女性の赤血球数の個人別変動係数の違いによる生存率の比較

【考　察】

検査値における個人の生理的変動幅を決定するためには、６ヶ月毎の反復受診という条件の下では5～6回のデータで十分であるとする報告もあり、本研究で個人の生理的変動幅の指標とした個人別変動係数には意味がある。比例ハザードモデルにおいて有意となった個人別変動係数の回帰係数はいずれも正の値であったことから、壮年期に検査値の変動が大きいと、その後の死亡率が高くなると考えられる。

3087

死因別乳児死亡の関連要因についてのレコードリンケージ研究

○藤田 利治，簑輪 眞澄 （公衆衛生院・疫学）
三浦 宜彦 （昭和大学・医・公衆衛生）

［目的］ わが国での乳児死亡の主要な４死因である「先天異常」「周産期に発生した主要病態」「原因不明の突然死」「損傷及び事故」について、出生証明書に記載されている出生時要因との関連を分析する。

［資料および方法］ 東北、東海、九州の３地域を住所地とする 409,679人の1989年出生児を対象として、乳児死亡に関する死亡診断書と出生証明書とのレコードリンケージを実施した。1,840人（96.4%）の乳児死亡について、出生票との照合が可能であった。出生証明書に記載されている出生時要因の乳児死亡への影響を、４つの主要死因ごとに比例ハザードモデルを用いて検討した。

［結果および考察］ 新生児期の死因の約９０％は「周産期に発生した主要病態」「先天異常」で占められ、新生児期後乳児期では「先天異常」「損傷及び事故」「原因不明の突然死」の３つの死因で約６５％を占めていた。「損傷及び事故」を除くほとんどの死因に共通して、各死因別の死亡率は出生体重と強い関連がみられた。3000-3499gの出生体重児と比べて、乳児期を通しての死亡リスクの増大は1500g未満の低出生体重児で「周産期に発生した主要病態」が330倍、「先天異常」が54倍と極めて大きく、「原因不明の突然死」についても2500g未満の出生体重児で約４倍に達していた。低出生体重に関わる状態自体が乳児期の死亡リスクになっているとともに、低出生体重をもたらした環境が継続して乳児期の死亡に独立な影響を持っていると考えられた。「先天異常」については、さらに男児及び遅い出生順位で死亡リスクの増大が認められた。「周産期に発生した主要病態」については、調査地域の中では東北地方、男児及び死産経験ありで死亡リスクが高い傾向がみられた。「原因不明の突然死」では、低出生体重のほかに、男児、母が若年齢、遅い出生順位、非嫡出子で死亡リスクが高くなっていた。「損傷及び中毒」については、出生体重との関連はほとんどないという特徴があり、母が若年齢、遅い出生順位、非嫡出子といった社会経済的な育児環境と関わる特性が死亡と強く関連していた。新生児期後乳児期に死亡割合の多い乳児突然死及び乳児事故死に対する社会経済的要因の寄与の可能性が示唆されたことから、これらの側面を配慮した母子保健対策の一層の推進が必要であると考えられた。

表１ 死因別の乳児死亡数

	新生児期		新生児期後乳児期		乳児期全体
	死亡数	構成	死亡数	構成	死亡数
	人	%	人	%	人
先天異常	408	37.9	267	35.0	675
神経系の先天異常	14		15		29
心臓の先天異常	146		136		282
その他の循環器系の先天異常	75		33		108
呼吸器系の先天異常	47		2		49
消化器系の先天異常	18		19		37
筋骨格の先天異常	42		9		51
染色体異常	27		46		73
周産期に発生した主要病態	549	51.0	41	5.4	590
出産時外傷	66		9		75
低酸素症，分娩仮死及びその他の呼吸器病態	318		23		341
詳細不明の未熟児	32		2		34
原因不明の突然死（乳児突然死）	10	0.9	95	12.5	105
乳児突然死症候群	7		81		88
瞬間死	3		14		17
損傷及び中毒（乳児事故死）	17	1.6	131	17.2	148
食物及びその他の物体による窒息	3		38		41
不慮の機械的窒息	1		48		49
その他の事故及び有害作用	1		36		37
その他の外因	12		9		21
感染症及び寄生虫症	29	2.7	42	5.5	71
新生物	4	0.4	9	1.2	13
神経系及び感覚器の疾患	4	0.4	24	3.1	28
心疾患	6	0.6	56	7.3	62
呼吸器系の疾患	8	0.7	44	5.8	52
その他の疾患	42	3.9	54	7.1	96
その他：小計	93	8.6	229	30.0	322
総計	1077		763		1840

表2　死因別の乳児死亡と出生時要因

		先天異常		周産期に発生した主要病態		原因不明の突然死		損傷及び中毒	
	出生数	死亡率（数）／100,000	調整 # 相対危険	死亡率（数）／100,000	調整 # 相対危険	死亡率（数）／100,000	調整 # 相対危険	死亡率（数）／100,000	調整 # 相対危険
出生体重		***	***	***	***	***	***	ns	ns
1500g未満	2,231	4,034.1 (90)	53.64	12,640.1 (282)	330.98	134.5 (3)	3.02	44.8 (1)	1.69
1500-1999g	3,582	2,819.7 (101)	34.18	1,507.5 (54)	37.93	0.0 (0)		83.8 (3)	
2000-2499g	19,496	579.6 (113)	7.02	256.5 (50)	6.60	76.9 (15)	4.37	46.2 (9)	1.16
2500-2999g	123,141	138.9 (171)	1.67	72.3 (89)	1.88	30.0 (37)	1.77	30.0 (37)	0.83
3000-3499g	187,840	86.2 (162)	1.00	39.4 (74)	1.00	18.1 (34)	1.00	38.3 (72)	1.00
3500-3999g	65,102	50.7 (33)	0.57	36.9 (24)	0.91	23.0 (15)	1.11	27.6 (18)	0.63
4000g以上	8,230	36.5 (3)	0.39	60.8 (5)	1.45	12.2 (1)		24.3 (2)	
地域ブロック		ns	ns	*	*	ns	ns	ns	ns
東北	102,064	177.3 (181)	1.15	167.5 (171)	1.29	23.5 (24)	0.82	43.1 (44)	1.42
東海	148,521	161.6 (240)	1.00	126.6 (188)	1.00	29.6 (44)	1.00	31.0 (46)	1.00
九州	159,094	159.7 (254)	0.92	145.2 (231)	0.99	23.3 (37)	0.73	36.5 (58)	1.03
性別		ns	*	*	*	**	**	*	**
男	210,219	171.2 (360)	1.16	157.0 (330)	1.23	32.3 (68)	1.85	43.8 (92)	1.61
女	199,460	157.9 (315)	1.00	130.4 (260)	1.00	18.6 (37)	1.00	28.1 (56)	1.00
妊娠週数		***		***		***		ns	
28週未満	745	2,953.0 (22)		28,859.1 (215)		134.2 (1)		0.0 (0)	
28-31週	1,645	3,039.5 (50)		4,072.9 (67)		182.4 (3)		60.8 (1)	
32-35週	7,411	1,254.9 (93)		1,039.0 (77)		40.5 (3)		54.0 (4)	
36-39週	231,667	143.3 (332)		56.1 (130)		23.7 (55)		35.8 (83)	
40-41週	160,269	104.2 (167)		53.0 (85)		25.6 (41)		31.2 (50)	
42週以上	7,839	140.3 (11)		114.8 (9)		25.5 (2)		51.0 (4)	
単胎・多胎		***		***		ns		ns	
単胎	404,210	157.6 (637)		130.9 (529)		25.7 (104)		36.1 (146)	
多胎	5,469	694.8 (38)		1115.4 (61)		18.3 (1)		36.6 (2)	
母の年齢		*	ns	***	ns	ns	**	***	***
20歳未満	5,281	208.3 (11)	1.03	303.0 (16)	1.53	75.7 (4)	3.18	151.5 (8)	6.26
20-24歳	66,971	140.4 (94)	0.86	158.3 (106)	1.15	34.3 (23)	1.76	52.3 (35)	2.46
25-29歳	190,341	157.1 (299)	1.00	121.9 (232)	1.00	23.6 (45)	1.00	25.7 (49)	1.00
30-34歳	115,294	170.0 (196)	1.02	147.4 (170)	1.10	24.3 (28)	0.73	31.2 (36)	0.71
35-39歳	28,182	237.7 (67)	1.18	195.2 (55)	1.00	17.7 (5)	0.34	53.2 (15)	0.84
40歳以上	3,600	222.2 (8)	0.95	305.6 (11)	1.19	0.0 (0)		111.1 (4)	
出生順位		ns	*	ns	ns	*	***	***	***
第１子	166,723	145.2 (242)	1.00	147.6 (246)	1.00	19.2 (32)	1.00	28.8 (48)	1.00
第２子	155,030	176.7 (274)	1.31	130.9 (203)	0.97	24.5 (38)	1.83	23.9 (37)	1.39
第３子	72,777	180.0 (131)	1.39	149.8 (109)	1.19	35.7 (26)	3.31	59.1 (43)	4.12
第４子	12,008	199.9 (24)	1.31	216.5 (26)	1.32	58.3 (7)	5.96	99.9 (12)	7.12
第５子以上	3,141	127.3 (4)	0.64	191.0 (6)	0.86	63.7 (2)	6.69	254.7 (8)	14.08
死産経験		*	ns	***	*	ns		ns	
なし	405210	163.1 (661)	1.00	137.0 (555)	1.00	25.2 (102)		36.3 (147)	
あり	4,469	313.3 (14)	0.90	783.2 (35)	1.47	67.1 (3)		22.4 (1)	
世帯の主な仕事		ns	ns	**	ns	ns	ns	***	ns
専業農家	9,401	159.6 (15)	0.99	212.7 (20)	1.67	42.5 (4)	1.63	85.1 (8)	2.64
兼業農家	41,892	133.7 (56)	0.80	174.3 (73)	1.32	21.5 (9)	0.87	33.4 (14)	1.08
自営業	42,145	166.1 (70)	0.98	154.2 (65)	1.16	30.8 (13)	1.23	40.3 (17)	1.45
勤労者Ⅰ	154,480	157.9 (244)	1.00	117.2 (181)	1.00	21.4 (33)	1.00	22.0 (34)	1.00
勤労者Ⅱ	133,094	175.8 (234)	1.07	148.0 (197)	1.14	24.8 (33)	0.97	42.1 (56)	1.57
その他	28,145	199.0 (56)	1.09	188.3 (53)	1.16	46.2 (13)	1.35	64.0 (18)	1.28
嫡出か否か		**	ns	***	ns	***	**	***	***
嫡出子	405,564	163.0 (661)	1.00	140.5 (570)	1.00	24.4 (99)	1.00	33.3 (135)	1.00
非嫡出子	4,115	340.2 (14)	1.35	486.0 (20)	1.31	145.8 (6)	4.40	315.9 (13)	4.44
総計	409,679	164.7 (675)		144.0 (590)		25.6 (105)		36.1 (148)	

#：出生時要因を一括で組込んだ比例ハザードモデルにより相互調整した相対危険
検定：　ns：有意差なし，　*：$p<0.05$，　**：$p<0.01$，　***：$p<0.001$

3088

学期呼吸器健診受診者の青年期における喫煙習慣と呼吸器症状

○鏡森定信，竿力夫，垣内博成，益島　茂，
松原　勇，山上孝司，成瀬優知
（富山医薬大・保健医学）

【目的】

青年期における呼吸器症状に関連する要因を学童期に実施した呼吸器症状調査、アレルギー皮膚テスト、そして現在の喫煙状況から検討した。

【対象と方法】

福井県芦原町の小・中学生で昭和47年から55年にかけて、BMRC（British Medical Research Council）の定めた呼吸器症状質問票による調査をうけ、20年後の現在も同町に居住していた者を調査対象とした。検討した呼吸器症状はは亜急性のセキ（冬に朝起きると週５日以上でるセキ、または冬の昼間や夜に１日６回以上でるセキ）、亜急性のタン（冬に朝起きると週５日以上でるタン、または冬の昼間や夜に１日２回以上でるタン）、感冒時のぜん鳴、非感冒時のぜん鳴、ぜん鳴発作である。アレルギー皮膚テストはハウスダストエキスを使ったスクラッチ法により実施した。

【成績】

調査対象者全体の性、年齢、喫煙習慣、アレルギー皮膚テスト別の呼吸器症状有症率を表１

表１　青年期における性・年齢・喫煙習慣・皮膚テスト所見別有症率（％）

			n	亜急性のセキ	亜急性のタン	感冒時のぜん鳴	非感冒時のぜん鳴	ぜん鳴発作
喫煙者								
男	陽性群	17～21歳	57	1.75	10.53	12.28	7.02	1.75
		22～27歳	94	8.51	6.38	10.64	4.26	1.06
		28～33歳	55	7.27	7.27	14.55	0.00	0.00
	陰性群	17～21歳	54	5.56	7.41	5.56	5.56	3.70
		22～27歳	106	9.43	7.55	2.83	1.89	0.94
		28～33歳	125	7.20	16.00	7.20	4.00	0.00
女	陽性群	17～21歳	3	0.00	0.00	33.33	0.00	0.00
		22～27歳	8	0.00	0.00	25.00	0.00	0.00
		28～33歳	2	0.00	0.00	50.00	0.00	0.00
	陰性群	17～21歳	4	50.00	25.00	50.00	25.00	50.00
		22～27歳	10	0.00	0.00	10.00	0.00	0.00
		28～33歳	9	0.00	11.11	11.11	0.00	0.00
非喫煙者								
男	陽性群	17～21歳	99	5.05	7.07	15.15	2.02	1.01
		22～27歳	45	2.22	6.67	8.89	2.22	0.00
		28～33歳	20	0.00	5.00	20.00	5.00	10.00
	陰性群	17～21歳	73	1.37	1.37	2.74	0.00	0.00
		22～27歳	40	5.00	10.00	2.50	0.00	0.00
		28～33歳	32	15.63	12.50	3.13	0.00	3.13
女	陽性群	17～21歳	124	0.81	1.61	8.06	0.81	2.42
		22～27歳	89	1.12	0.00	7.87	0.00	0.00
		28～33歳	16	0.00	0.00	12.50	0.00	0.00
	陰性群	17～21歳	181	2.21	2.76	4.42	0.55	0.00
		22～27歳	130	2.31	1.54	6.15	3.08	0.77
		28～33歳	92	4.35	3.26	9.78	0.00	0.00

陽性群：皮膚テスト陽性群　　陰性群：皮膚テスト陰性群

に示した。アレルギー皮膚テストは小・中学生にのみ毎年実施したものであり、１回でも陽性反応を示した者を陽性群として取扱った。亜急性のセキやタンではアレルギー皮膚テスト陰性群に有症率の高い傾向を示す場合があり、またぜん鳴ではアレルギー皮膚テスト陽性群における有症率の高い傾向が目立つ。

小学１～３年、小学４～６年、中学１～３年のそれぞれ３年間受診したことのある学童のみを選出して、性別、その期間の症状（３回の調査で１回以上症状ありの場合に有とした）、アレルギー皮膚テスト（３回の調査で１回以上陽性の場合に陽性群とした）、年齢（青年期の調査時年齢）、現在の喫煙習慣の５要因のもとで青年期の呼吸器症状に対する各々のオッズ比（SAS;Analysis of Maximum-likelihood Estimates)を算出した成績のうち主なものを表２～表５に示した。青年期の感冒時のぜん鳴には学童期の症状やアレルギー皮膚テスト陽性、現在の喫煙習慣が関連しており、一方、青年期の感冒時のタンでは学童期の症状や現在の喫煙習慣は感冒時のぜん鳴の場合と同様であったが、アレルギー皮膚テストでは陰性群で多くなる傾向を示していた。

【結語】

学童期における比較的軽微な呼吸器症状が青年期のその有症率に影響を及ぼしていた。また、この有症率は学童期のアレルギー皮膚テストの反応や現在の喫煙習慣とも関係がみられた。特に学童期のアレルギー皮膚テスト陰性群が陽性群に比較して学童期の亜急性のタンの有症率が高かったことは注目すべき結果であった。

表２　青年期（25－29歳）の亜急性のタンに関するオッズ比
(Analysis of Maximum-likelilhood Estimates)

項　　目	オッズ比	95%信頼区間
性　別（男／女）	0.5	(0.1－ 2.0)
小学１－３年の亜急性のタン（有／無）	15.1	(4.6－49.7) ***
皮膚テスト（陰性群／陽性群）	0.9	(0.3－ 2.7)
年　齢（n+1／n）	1.0	(0.7－ 1.4)
喫　煙（喫煙群／非喫煙群）	2.6	(0.7－ 9.8)

*** p<0.001,　** p<0.01,　* p<0.05,　# p<0.1　(n=498)

表３　青年期（25－29歳）の感冒時のぜん鳴に関するオッズ比
(Analysis of Maximum-likelihood Estimates)

項　　目	オッズ比	95%信頼区間
性　別（女／男）	1.6	(0.6－18.5)
小学１－３年の感冒時のぜん鳴（有／無）	2.0	(1.0－ 4.0) *
皮膚テスト（陽性群／陰性群）	1.7	(0.9－ 3.4)
年　齢（n+1／n）	1.0	(0.8－ 1.3)
喫　煙（喫煙群／非喫煙群）	2.5	(1.0－ 6.6) #

*** p<0.001,　** p<0.01,　* p<0.05,　# p<0.1　(n=498)

表４　青年期（18－26歳）の感冒時のぜん鳴に関するオッズ比
(Analysis of Maximum-likelihood Estimates)

項　　目	オッズ比	95%信頼区間
性　別（男／女）	1.8	(0.8－ 4.1)
小学４－６年の感冒時のぜん鳴（有／無）	3.2	(1.5－ 6.0) ***
皮膚テスト（陽性群／陰性群）	2.2	(1.2－ 4.1) *
年　齢（n+1／n）	1.0	(0.9－ 1.2)
喫　煙（喫煙群／非喫煙群）	2.1	(0.9－ 4.7) #

*** p<0.001,　** p<0.01,　* p<0.05,　# p<0.1　(n=719)

表５　青年期（18－23歳）の亜急性のタンに関するオッズ比
(Analysis of Maximum-likelihood Estimates)

項　　目	オッズ比	95%信頼区間
性　別（男／女）	3.6	(1.2－11.0) *
中学１－３年の亜急性のタン（有／無）	7.3	(2.7－19.7) ***
皮膚テスト（陰性群／陽性群）	2.5	(1.1－ 6.0) *
年　齢（n+1／n）	0.8	(0.7－<1.0) *
喫　煙（喫煙群／非喫煙群）	2.0	(0.8－ 4.7)

*** p<0.001,　** p<0.01,　* p<0.05,　# p<0.1　(n=579)

3089

日本の外傷性脊髄損傷の発生率

新宮彦助（山陰労災病院）　○黒沢洋一、大城　等
岩井伸夫、能勢隆之（鳥取大学・医・公衆衛生）

〔はじめに〕　ほとんどの脊髄損傷は脊椎外傷に伴って生じており、それらの外傷のあるものは予防可能と思われる。日本パラプレジア医学会脊損予防委員会では脊髄損傷予防運動の基礎資料を得るため、日本全国の疫学調査をおこなっている。

1991年１月１日より1991年12月31日の１年間に日本国内で受傷し報告された外傷性脊髄損傷（以下脊損と略す）について集計したので報告する。

１．調査方法ならびに調査対象

日本全域を調査するため、各地区に脊損予防プログラム小委員会世話係をおき、調査票の発送および回収の業務を担当することにした。また各都道府県の脊椎脊髄に造詣の深い大学教授の協力をえて、発送者名に併記した。調査票を脊損が収容される可能性のある有床の病院・医院の整形外科、脳神経外科、この両者の設置されていない病院では外科、その他にリハビリテーション科、救命救急センターに宛て郵便にて配布し、各地区の世話係宛に返送してもらった。症例のない施設は該当症例なしと回答することにし、未回答の施設には世話係から再調査依頼や電話催促など行なって集計した。また、一人の患者が２施設以上で加療している可能性が多いので、個人識別のため患者氏名が必要で、プライバシーを尊重する旨を明記して記入するようにした。

脊髄損傷の分類は国際疾病分類に従い、疾病、障害及び死因統計分類提要（昭和54年厚生省大臣官房統計情報部編）コード番号806.0～9脊髄損傷を伴う脊椎の骨折および952.0～9 脊椎損傷ありとみとめられない脊髄損傷とした。硬膜外の神経根、神経叢損傷は除いた。

脊髄損傷の程度は完全麻痺、不全麻痺、中心性損傷上肢型も含み、神経脱落症状がなく、両上肢の放散痛やしびれ感のみのものも含んだ。外傷性頸部症候群（いわゆる鞭打ち損傷の捻挫型や自律神経失調症型）は除いた。受傷期間は1991年1月1日より同年12月31日の１年間に受傷したものとした。受傷場所は日本にて受傷したものとし、外国で受傷して帰国したものは除いた。入院・外来の別は入院患者を対象とした。

２．結果

調査票回収率と外傷性脊髄損傷の推計発生率を表１に示した。症度分類はＡ完全損傷、Ｂ重度損傷、Ｃ不全歩行不能、Ｄ不全歩行可能、Ｅ麻痺症状なし、Ｆ症度不明とした。

調査表回収率と推計発生率（調査表は科別に発送）　　福島＋５
山形75修正すみh5.7.23
発生率：人口百万人につき年間

１９９１年度

	人口 千人	調査表 発送数	回収 数	回収率 %	脊損有 施設数	A－D 脊損 例数	A－D 推計 例数	A－D 推計 発生率	A－E 脊損 例数	A－E 推計 例数	A－E 推計 発生率
1 北海道	5,649	401	323	80.5	44	124	153.9	27.3	156	193.7	34.3
2 青森	1,477	48	30	62.5	12	47	75.2	50.9	64	102.4	69.3
3 岩手	1,415	45	34	75.6	23	58	76.8	54.3	71	94.0	66.4
4 宮城	2,264	49	33	67.3	22	55	81.7	36.1	62	92.1	40.7
5 秋田	1,223	24	22	91.7	18	52	56.7	46.4	72	78.5	64.2
6 山形	1,257	12	9	75.0	9	59	78.7	62.6	80	106.7	84.9
7 福島	2,108	62	25	40.3	10	28	69.4	32.9	42	104.2	49.4
東北	9,744	240	153	63.8	94	299	469.0	48.1	391	613.3	62.9
8 茨城	2,870	215	65	30.2	15	60	198.5	69.2	67	221.6	77.2
9 栃木	1,947	142	52	36.6	11	40	109.2	56.1	47	128.3	65.9
10 群馬	1,974	139	56	40.3	10	40	99.3	50.3	46	114.2	57.8
11 埼玉	6,483	334	152	45.5	39	89	195.6	30.2	106	232.9	35.9
12 千葉	5,614	288	103	35.8	26	97	271.2	48.3	123	343.9	61.3
13 東京	11,887	626	190	30.4	30	90	296.5	24.9	103	339.4	28.5
14 神奈川	8,044	405	231	57.0	45	152	266.5	33.1	180	315.6	39.2
関東	38,819	2,149	849	39.5	176	568	1437.7	37.0	672	1701.0	43.8
15 新潟	2,474	34	19	55.9	15	62	110.9	44.8	115	205.8	83.2
16 富山	1,121	114	37	32.5	13	19	58.5	52.2	30	92.4	82.5
17 石川	1,166	121	41	33.9	14	23	67.9	58.2	31	91.5	78.5
18 福井	824	95	38	40.0	12	19	47.5	57.6	27	67.5	81.9
19 山梨	858	73	19	26.0	4	7	26.9	31.3	8	30.7	35.8
20 長野	2,160	161	70	43.5	20	55	126.5	58.6	73	167.9	77.7
21 岐阜	2,072	128	52	40.6	11	28	68.9	33.3	43	105.8	51.1
22 静岡	3,686	201	80	39.8	19	35	87.9	23.9	51	128.1	34.8
23 愛知	6,724	357	158	44.3	33	93	210.1	31.3	115	259.8	38.6
中部	21,085	1,284	514	40.0	141	341	851.8	40.4	493	1231.5	58.4
24 三重	1,802	104	44	42.3	16	44	104.0	57.7	61	144.2	80.0
25 滋賀	1,234	78	30	38.5	10	24	62.4	50.6	30	78.0	63.2
26 京都	2,604	184	56	30.4	14	30	98.6	37.9	35	115.0	44.2
27 大阪	8,737	636	222	34.9	43	67	191.9	22.0	80	229.2	26.2
28 兵庫	5,437	357	133	37.3	43	89	238.9	43.9	119	319.4	58.7
29 奈良	1,389	68	26	38.2	6	22	57.5	41.4	27	70.6	50.8
30 和歌山	1,076	112	41	36.6	14	20	54.6	50.8	23	62.8	58.4
近畿	22,279	1,539	552	35.9	146	296	825.3	37.0	375	1045.5	46.9
31 鳥取	616	42	36	85.7	14	27	31.5	51.1	41	47.8	77.7
32 島根	778	52	52	100.0	11	48	48.0	61.7	55	55.0	70.7
33 岡山	1,929	350	302	86.3	38	86	99.7	51.7	128	148.3	76.9
34 広島	2,858	231	127	55.0	30	67	121.9	42.6	97	176.4	61.7
35 山口	1,569	208	122	58.7	27	54	92.1	58.7	65	110.8	70.6
4 中国	7,750	883	639	72.4	120	282	389.7	50.3	386	533.4	68.8
36 徳島	830	125	72	57.6	16	25	43.4	52.3	48	83.3	100.4
37 香川	1,023	113	65	57.5	15	29	50.4	49.3	44	76.5	74.8
38 愛媛	1,513	153	86	56.2	24	49	87.2	57.6	76	135.2	89.4
39 高知	821	121	98	81.0	17	38	46.9	57.1	58	71.6	87.2
8 四国	4,187	512	321	62.7	72	141	224.9	53.7	226	360.5	86.1
40 福岡	4,831	562	273	48.6	30	112	230.6	47.7	138	284.1	58.8
41 佐賀	877	105	54	51.4	9	10	19.4	22.2	17	33.1	37.7
42 長崎	1,557	151	74	49.0	13	39	79.6	51.1	43	87.7	56.4
43 熊本	1,843	174	99	56.9	18	47	82.6	44.8	58	101.9	55.3
44 大分	1,235	152	56	36.8	10	27	73.3	59.3	30	81.4	65.9
45 宮崎	1,167	218	122	56.0	12	25	44.7	38.3	35	62.5	53.6
46 鹿児島	1,792	184	104	56.5	20	41	72.5	40.5	52	92.0	51.3
47 沖縄	1,229	65	34	52.3	11	20	38.2	31.1	26	49.7	40.4
九州	14,531	1,611	816	50.7	123	321	633.7	43.6	399	787.7	54.2
計	124,044	8,619	4,167	48.3	916	2,372	4,986	40.2	3,098	6,467	52.1

3090

生活環境の変遷と日本人の成人病死亡の関連

○青野裕士　小澤秀樹　斉藤　功（大分医大 公衛・衛生）

［要旨］47都道府県の男女別の成人病死亡率に及ぼす12の社会生活因子の影響を重回帰分析で解析した。人口移動が最近の日本人男子の脳卒中死亡率に影響を与える因子と推定された。

［目的］最近の日本人の男女の主要な成人病死亡率に影響を与える主要な社会生活因子を明らかにし、社会生活の変遷と日本人の成人病死亡の状況を考察する。

［対象と方法］ 1980年と'90年の都道府県別「主要死因別年齢調整死亡率」(厚生省)および「社会生活統計指標」(総務庁)をもとに以下の解析を行なった。社会生活指標（表１に示す12項目を含む27指標）は２年次とも因子分析で抽出された第１因子、第２因子、第３因子の３群に分類され(図１)、第１因子は各年次とも県民一人当たりの所得、可住地医療施設率との関連が強い指標群であり、生活の豊かさ、また第２因子は人口の転入、転出率との関連より人口移動、また第３因子は '80年では女子の１次活動時間比、'90年では６５歳以上人口割合との関連により都市、地方居住とそれぞれ位置づけた。

47都道府県の男女別の主要な成人病死亡率（全がん、心臓病、脳卒中年齢調整亡率）を目的変数とし１２社会生活指標(表１)を説明変数とする重回帰分析を行なった（逐次変数選択法　変数の導入除去基準は偏回帰係数が$p<0.05$）。

［結果］重回帰分析により選択された社会生活指標とその因子群を表２に示す。男女とも脳卒中死亡率に対して２年次とも高校卒者の上級進学率と負の関係があった。また男子では1980年には見られなかったが、1990年に人口の転出率と負の関係があった。しかし女子では見られなかった。成人病死亡率と年齢調整死亡率は正の関係にあった。都道府県別の脳卒中死亡率は男子で横ばいで、女子で減少していた（図２）。

［考察］以上の結果より、都道府県レベルでみて生活の豊かさが日本人の脳卒中死亡率に有意に負の影響を及ぼす因子と推定された。さらに最近の１０年間で人口移動が男子の脳卒中死亡率に有意な負の影響を及ぼしたと考えられた。一方女子では、死亡率の低下の影響も大きくこの関係が出てこなかったと思われる。

表１　47都道府県の社会生活指標の因子分析による分類

No.	社 会 生 活 指 標
1	人口密度
3	65歳以上の人口割合
6	県民一人当りの所得
9	高校卒者の上級進学率
11	可住地医療施設率
12	年齢調整死亡率
14	65歳以上人口当りのホームヘルパー数
15	身障者人口当りのホームヘルパー数
19	県民当りの生活保護者率
24	女子の１次活動時間比
26	人口の転入率
27	人口の転出率

図１　27の社会生活指標の因子分析

数字は各指標の番号　第１、第２および第３因子までの累積寄与率は '80年それぞれ58%、77%、89%, '90年が53%、70%、80%であった。

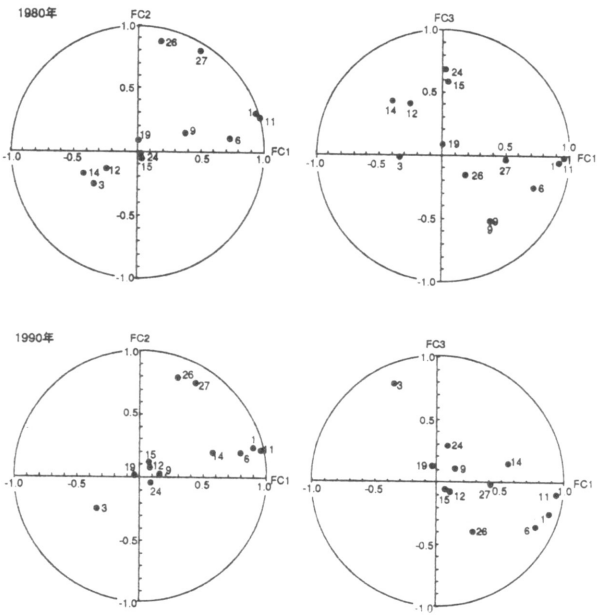
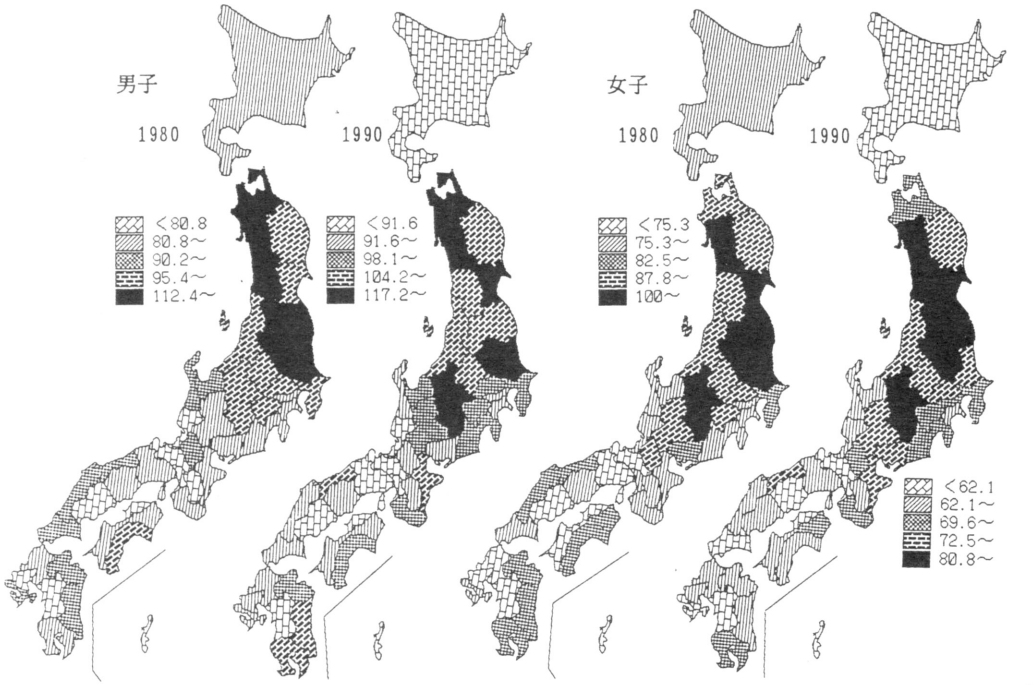


表2　成人病死亡率と各社会生活指標の関連

	1980		1990	
	R*	社会生活指標（t値）	R*	社会生活指標（t値）
男子 全がん死亡率	0.491	1(2.506) 12(3.054) 19(1.748)	0.664	6(-2.995) 11(3.429) 12(4.046)
心臓病死亡率	0.797	9(3.995) 12(8.984) 15(-2.280)	0.766	3(-2.579) 12(7.865)
脳卒中死亡率	0.867	9(-6.428) 19(-5.056) 12(6.263) 15(2.051)	0.711	9(-1.732) 24(1.956) 12(3.431) 27(-1.849) 19(-5.206)
女子 全がん死亡率	0.531	12(2.296) 14(-2.940)	0.617	6(3.478) 12(4.291)
心臓病死亡率	0.638	16(2.926) 12(5.076) 15(-2.617)	0.490	1(-3.203) 9(-2.339) 3(1.899) 27(2.326) 6(2.814)
脳卒中死亡率	0.825	6(2.612) 15(1.883) 9(-4.531) 19(-4.150) 12(5.500)	0.762	3(3.973) 19(-5.680) 9(-4.587) 12(5.077)

＊ 重相関係数　　各社会生活指標は番号で示す。

図2　都道府県別脳卒中死亡率の性別年次推移



1980年の年齢調整死亡率は昭和35年の全国性別人口を基準人口とした。また1990年は昭和60年モデル人口を基準人口とした。また年齢調整死亡率は人口10万人あたりで示す。

人名索引

アルファベット順、
数字は演題番号【下線は発表演題】

《A》

阿部圭志	ABE K	2005
		2007
安達元明	ADACHI M	3074
足立泰儀	ADACHI Y	3051
		3054
縣　俊彦	AGATA T	2018
相崎俊哉	AIZAKI T	2001
相沢　中	AIZAWA T	3016
味木和喜子	AJIKI W	2002
赤羽正之	AKABANE M	3002
		3011
赤松　隆	AKAMATSU T	3006
赤澤好温	AKAZAWA Y	2006
Alcock, NW		2027
天野秀紀	AMANO H	2016
安西春幸	ANZAI H	3068
青木國雄	AOKI K	3056
		3078
		3081
青野裕士	AONO H	3062
		3090
青島恵子	AOSHIMA K	2022
青山真也	AOYAMA S	3007
有泉　誠	ARIIZUMI M	3006
朝比奈信武	ASAHINA N	3077
浅川冨美雪	ASAKAWA F	3035
		3036

《B》

毕　力夫	BI RI FU	3088

陳　浩	CHEN F	2021
		3064
崔　重明	CHOI JM	3004
Choudhury, SR		2020

《D》

伊達ちぐさ	DATE C	2021
		3010
		3064

《E》

蝦名弘子	EBINA H	3020
遠藤和男	ENDOH K	3051
		3054

《F》

樊　建軍	FAN JJ	2022
Folsom, AR		2026
Friedman, GD		1001
藤本伊三郎	FUJIMOTO I	1008
藤沢潤一	FUJISAWA J	3007
藤田利治	FUJITA T	3087
藤原永子	FUJIWARA E	3035
		3036
藤原奈佳子	FUJIWARA N	2014
深尾　彰	FUKAO A	1004
		1005
		3015
		3018
		3023
		3026
		3027
		3041
		3053
		3057
深谷幸生	FUKAYA Y	2014
福井　充	FUKUI M	3010
福間誠吾	FUKUMA S	3056
		3081
舩渡忠男	FUNATO T	3020
二川俊二	FUTAGAWA S	3068

《G》

高　長明	GAO CM	3014
後藤忠雄	GOTO T	3046
合田恵子	GOUDA K	3035
		3036
軍神宏美	GUNSIN H	3006

《H》

芳賀　博	HAGA H	2016
浜田ｼﾞｪﾙｼﾝ	HAMADA SG	3083
浜島信之	HAMAJIMA N	3042

浜島信之 HAMAJIMA N 3043
濱島ちさと HAMASHIMA C 3022
花井　彩 HANAI A 1008
2002
原　　啓 HARA H 3034
長谷川恭子 HASEGAWA K 3008
橋本修二 HASHIMOTO S 3076
橋本　勉 HASHIMOTO T 3059
早川式彦 HAYAKAWA N 3084
林　かおる HAYASHI K 3007
林　宏一 HAYASHI K 2008
2019
林　千治 HAYASHI S 2001
平林宏朗 HIRABAYASHI H 3067
平岡　純 HIRAOKA J 3046
3077
平澤頼久 HIRASAWA Y 3015
平山　雄 HIRAYAMA T 2017
廣畑富雄 HIROHATA T 2025
3006
3055
3070
広瀬加緒瑠 HIROSE K 3014
3042
3043
廣田良夫 HIROTA Y 3070
久道　茂 HISAMICHI H 1002
2005
3023
3026
3027
3041
3053
3057
樋渡信夫 HIWATASHI N 3018
日山與彦 HIYAMA T 1008
2002
本多隆文 HONDA R 3048
本田純久 HONDA S 2010
3040
3086
本田　靖 HONDA Y 2012
本荘　哲 HONJO S 3075
星　正治 HOSHI M 3084
星野　敦 HOSHINO A 3020
寶珠山　務 HOSHUYAMA T 3029
細川　徹 HOSOKAWA T 3041

《I》

市川誠一 ICHIKAWA S 3071
五十嵐正紘 IGARASHI M 3046
井口昭久 IGUCHI A 3061
飯田　稔 IIDA M 2009
2023
2026
3012
飯淵康雄 IIFUCHI Y 2015
飯村　攻 IIMURA O 3007
飯樋洋二 IITOI Y 3002
3011
池田　卓 IKEDA T 3015
池田義雄 IKEDA Y 2018
池内　実 IKEUCHI M 3084
今井　潤 IMAI Y 2005
2007
3030
今泉洋子 IMAIZUMI Y 3085
稲葉　裕 INABA Y 2011
3068
井上真奈美 INOUE M 3042
犬塚　悟 INUTSUKA S 2025
3055
石橋正道 ISHIBASHI M 3031
石井勝久 ISHII K 3007
石井敬一郎 ISHII K 2010
石川秀樹 ISHIKAWA H 2023
3012
石川直久 ISHIKAWA N 3037
3038
石崎昌夫 ISHIZAKI M 3048
磯　博康 ISO H 2026
伊藤瑞子 ITO M 3069
伊藤新一郎 ITO S 3069
糸川嘉則 ITOKAWA Y 3006
岩井伸夫 IWAI N 3045
3063
3089
岩間範子 IWAMA N 3008
岩根　覚 IWANE S 3001
岩岡浩子 IWAOKA H 2021
3064
岩瀬靖彦 IWASE Y 3002
3011
岩田孝吉 IWATA K 3069
岩谷昌子 IWAYA M 2021

岩谷昌子　IWAYA M　3010, 3064

《J》

實成文彦　JITSUNARI F　3035, 3036

《K》

鏡森定信　KAGAMIMORI S　3049, 3050, 3088
貝瀬瑠璃子　KAISE R　3068
加地正郎　KAJI M　3070
垣内博成　KAKIUCHI H　3088
加美山茂利　KAMIYAMA S　3006
苅尾七巨　KARIO K　3046
笠置文善　KASAGI F　3084
笠松隆洋　KASAMATSU T　3059
加須屋実　KASUYA M　2022
片桐浩史　KATAGIRI H　3058
片井　均　KATAI H　3032
加藤恵一　KATO K　3037, 3038
加藤　修　KATO O　2009
加藤俊一　KATO S　2007
加藤輝隆　KATO T　2022
勝田信行　KATSUDA N　3013
川端輝江　KAWABATA T　3008
川口　均　KAWAGUCHI H　3016
川上憲人　KAWAKAMI N　3005
川村　武　KAWAMURA T　3020
川村　孝　KAWAMURA T　3028, 3033, 3056, 3061, 3078, 3081
河西由美子　KAWANISHI Y　2022
河野俊一　KAWANO S　3049, 3050
萱場一則　KAYABA K　3046
木原雅子　KIHARA M　2024, 3024
木原正博　KIHARA M　2024, 3024
木原正博　KIHARA M　3071
菊地正悟　KIKUCHI S　3068
君羅　満　KIMIRA M　3002, 3011
木村美恵子　KIMURA M　3006
木村修一　KIMURA S　1009
木村年秀　KIMURA T　3021
木下　平　KINOSHITA T　3032
喜多義邦　KITA Y　2020
北村明彦　KITAMURA A　2009
北村次男　KITAMURA T　3012
北浦敏行　KITAURA T　3067
木綿三喜子　KIWATA M　2002
木山昌彦　KIYAMA A　2009
清原千香子　KIYOHARA C　2025, 3006
小林　理　KOBAYASHI O　3068
小林　亨　KOBAYASHI T　2009
小林友美子　KOBAYASHI Y　2013
小枝淳一　KOEDA J　3016
河本幸子　KOHMOTO S　3021
小池和子　KOIKE K　2026
小町喜男　KOMACHI Y　2009, 2026
小松正子　KOMATSU S　3057
近藤久義　KONDO H　2010, 3040, 3086
小西敏郎　KONISHI T　3068
古野純典　KONO S　3075
小山　洋　KOYAMA H　3030, 3079
小山洋子　KOYAMA Y　2002
古　息珠　KU HC　3008
久保奈佳子　KUBO N　3056, 3081
久保木真　KUBOKI M　3031
久保田　英　KUBOTA E　2013
熊谷　修　KUMAGAI S　2016
黒田研二　KURODA K　3044
黒石哲生　KUROISHI T　3014, 3042, 3043
黒沢洋一　KUROZAWA Y　3045, 3063, 3089
久代和加子　KUSHIRO W　3010
楠　喜久枝　KUSUNOKI K　3003

《M》

牧野浩充	MAKINO H	1004
真鍋芳樹	MANABE Y	3035
		3036
真野　裕	MANO H	3006
		3054
		3080
丸山圭一	MARUYAMA K	3032
正木基文	MASAKI M	3052
松原　勇	MATSUBARA I	3088
松田康子	MATSUDA Y	3008
松本英亜	MATSUMOTO H	3034
松本忠雄	MATSUMOTO T	2014
松本美冨士	MATSUMOTO Y	3073
松村康弘	MATSUMURA Y	2021
		3010
		3064
松永　弦	MATSUNAGA G	3023
松野正紀	MATSUNO S	2004
松尾仁司	MATSUO H	3046
松下敏夫	MATSUSHITA T	3006
松浦正明	MATSUURA M	3084
松崎　稔	MATSUZAKI M	3024
飯塚舜介	MESHITSUKA S	3045
南　優子	MINAMI Y	3027
		3053
三成由美	MINARI Y	3003
三根真理子	MINE M	2010
		3040
		3086
簑輪眞澄	MINOWA M	2013
		3087
三浦克之	MIURA K	2008
		2019
		3049
		3050
三浦宜彦	MIURA Y	3087
宮城重二	MIYAGI S	3008
宮西邦夫	MIYANISHI K	2001
溝渕　昇	MIZOBUCHI N	3068
水井正明	MIZUI M	3072
水野正一	MIZUNO S	3032
水野嘉子	MIZUNO Y	3061
水嶋春朔	MIZUSHIMA S	3009
		3047
門奈丈之	MONNA T	3010
森　潔	MORI K	3068
森　昌造	MORI S	2004
森　亨	MORI T	3065
森河祐子	MORIKAWA Y	3049
		3050
森本兼曩	MORIMOTO K	2003
森元富造	MORIMOTO T	3015
		3018
森尾眞介	MORIO S	3058
		3066
森岡聖次	MORIOKA S	3059
森田　学	MORITA M	3021
森田佐加枝	MORITA S	2011
守屋　尚	MORIYA T	3072
棟方昭博	MUNAKATA A	3001
村上秀親	MURAKAMI H	3008
村田　紀	MURATA M	3082
武藤徹一郎	MUTO T	1006

《N》

永井晴美	NAGAI H	2016
永井謙一	NAGAI K	3030
長神英聖	NAGAKAMI H	3072
永野英子	NAGANO E	2009
長瀬博文	NAGASE H	2008
		2019
長友正澄	NAGATOMO M	3069
永谷正一	NAGAYA S	3025
名郷直樹	NAGO N	3046
内藤義彦	NAITO Y	2009
中平浩人	NAKADAIRA H	3054
中川秀昭	NAKAGAWA H	3049
		3050
中川裕子	NAKAGAWA Y	2009
中路重之	NAKAJI S	3001
		3006
中村裕之	NAKAMURA H	2008
		2019
中村健一	NAKAMURA K	2011
		3052
中村雅一	NAKAMURA M	2009
中村利恵	NAKAMURA R	3028
		3033
		3056
		3061
		3078
		3081
中村好一	NAKAMURA Y	2011

中村好一	NAKAMURA Y	3077
中西範幸	NAKANISHI N	3044
中野　昇	NAKANO N	3017
中山英明	NAKAYAMA H	3058
		3066
中山健夫	NAKAYAMA T	2021
		3010
		3064
奈良安雄	NARA Y	3009
		3047
成瀬優知	NARUSE Y	3049
		3050
		3088
新川詔夫	NIIKAWA N	2010
		3040
		3086
二木偉瑳夫	NIKI I	2020
西　信雄	NISHI N	3044
西条旨子	NISHIJO M	3049
		3050
西阪眞一	NISHISAKA S	3004
仁田善雄	NITTA Y	3074
野田和正	NODA K	2024
能勢隆之	NOSE T	3045
		3063
		3089

《O》

落合　淳	OCHIAI A	3032
緒方　甫	OGATA H	3029
小川久恵	OGAWA H	3008
萩本逸郎	OGIMOTO I	3004
大西孝司	OHNISHI T	2008
		2019
大野　誠	OHNO M	2018
大野良之	OHNO Y	3028
		3033
		3056
		3061
		3078
		3081
大澤清二	OHSAWA S	2011
大城　等	OHSHIRO H	3045
		3063
		3089
太田昌徳	OHTA M	3001
大瀧　慈	OHTAKI M	3084
大谷麗二	OHTANI R	3068
大内憲明	OHUCHI N	2004
		3053
大浦慎祐	OHURA S	3068
大井田　隆	OIDA T	2013
岡田直子	OKADA N	3002
		3011
岡島一雄	OKAJIMA K	3032
岡本和士	OKAMOTO K	3076
岡本幹三	OKAMOTO M	3058
		3066
岡本直幸	OKAMOTO N	2024
		3024
		3068
岡村智教	OKAMURA T	2009
岡山　明	OKAYAMA A	2020
岡沢孝雄	OKAZAWA T	2008
		2019
大久保利晃	OKUBO T	3029
奥田　茂	OKUDA S	2023
		3012
奥村　寛	OKUMURA Y	2010
小野雅司	ONO M	2012
小野寺博義	ONODERA H	3017
尾崎米厚	OSAKI Y	2013
大島　明	OSHIMA A	1008
大谷　透	OTANI T	2023
		3012
大脇淳子	OWAKI A	3005
小笹美子	OZASA Y	3019
小澤秀樹	OZAWA H	3062
		3090

《R》

李　敬華	RI K	3026

《S》

佐伯　覚	SAEKI S	3029
斎藤　博	SAITO H	3016
斎藤　寛	SAITO H	1003
		3069
斉藤　功	SAITO I	3062
		3090

齋藤由扶子 SAITO Y 3033
斉藤幸夫 SAITO Y 1006
斉藤重幸 SAITOU S 3007
坂本十一 SAKAMOTO J 3001
坂本賢一 SAKAMOTO K 3007
佐久間まり子 SAKUMA M 2005
3030
Sandstead, HH 2027
佐野　武 SANO T 3032
佐々木昭彦 SASAKI A 2012
佐々木富美子 SASAKI F 3072
佐々木隆一郎 SASAKI R 3076
笹子三津留 SASAKO M 3032
佐藤　建 SATO K 3024
佐藤眞一 SATO S 2009
2023
2026
3012
佐藤信二 SATO S 1004
3023
佐藤俊哉 SATO T 3068
佐藤　洋 SATOH H 2005
3030
3079
Sauvaget, C 3026
沢井広量 SAWAI K 3008
沢田俊夫 SAWADA T 1006
沢村　誠 SAWAMURA M 3009
3047
清野富久江 SEINO F 2021
3064
関根　仁 SEKINE H 1005
関山昌人 SEKIYAMA M 2013
千間正美 SENMA M 3049
3050
柴田　博 SHIBATA H 2016
柴田宣彦 SHIBATA N 2009
柴田茂男 SHIBATA S 3008
渋木　諭 SHIBUKI S 3015
島　正之 SHIMA M 3074
島田豊治 SHIMADA T 3010
嶋本　喬 SHIMAMOTO T 2026
清水弘之 SHIMIZU H 3005
清水英佑 SHIMIZU H 2018
清水通彦 SHIMIZU M 3037
3038
下方浩史 SHIMOKATA H 3084
新地浩一 SHINCHI K 3075
新宮彦助 SHINGU H 3089
新澤陽英 SHINZAWA H 3031
白井將文 SHIRAI M 3034
庄司忠實 SHOJI T 3017
曽田研二 SODA K 2024
3071
相馬　悌 SOMA Y 3016
笠島　茂 SOUKEJIMA S 3049
3050
3088
菅原和夫 SUGAWARA K 3001
3006
菅原伸之 SUGAWARA N 3041
須那　滋 SUNA S 3035
3036
主藤久次 SUTO H 3069
陶山昭彦 SUYAMA A 3058
3066
須山靖男 SUYAMA Y 3060
鈴木悦子 SUZUKI E 3002
3011
鈴木ユニス SUZUKI I 3083
鈴木貞夫 SUZUKI S 3028
3033
3056
3061
3078
3081
鈴木隆雄 SUZUKI T 2016
鈴木隆一郎 SUZUKI T 2023
3012

《T》

田畑正司 TABATA M 3049
3050
多田正大 TADA M 1007
田島和雄 TAJIMA K 3014
3042
3043
3069
高部きく子 TAKABE K 3002
3011
高木　覚 TAKAGI S 3007
高橋　弘 TAKAHASHI H 3007
高橋博子 TAKAHASHI H 3002
3011
高橋　謙 TAKAHASHI K 3029

高橋美智子	TAKAHASHI M	2011
		3068
高橋恒男	TAKAHASHI T	3031
高橋東生	TAKAHASHI T	3002
		3011
高島義裕	TAKASHIMA Y	3044
高鳥毛敏雄	TAKATORIGE T	3044
高塚直能	TAKATSUKA N	3005
武田則昭	TAKEDA N	3035
		3036
武田鐵太郎	TAKEDA T	3017
竹下達也	TAKESHITA T	2003
玉腰暁子	TAMAKOSHI A	3028
		3033
		3056
		3061
		3078
		3081
田村　研	TAMURA K	3016
田辺直仁	TANABE N	2001
田中英夫	TANAKA H	1008
田中平三	TANAKA H	2021
		3010
		3064
田中郁子	TANAKA I	2023
		3012
田中純子	TANAKA J	3072
田中恵太郎	TANAKA K	3055
田中繁道	TANAKA S	3007
田代眞一	TASHIRO S	2006
多田羅浩三	TATARA K	3044
田澤マサ子	TAZAWA M	3057
寺西秀豊	TERANISHI H	2022
鳥羽和憲	TOBA M	3071
轟　伊佐雄	TODOROKI I	3075
徳留信寛	TOKUDOME S	2014
徳井教孝	TOKUI N	3003
		3004
富永祐民	TOMINAGA S	3014
富永忠弘	TOMINAGA T	2007
豊嶋英明	TOYOSHIMA H	2001
		3076
坪野吉孝	TSUBONO Y	3041
土田秀也	TSUCHIDA H	3031
津金昌一郎	TSUGANE S	3039
		3083
辻　一郎	TSUJI I	2005
		3023
辻　一郎	TSUJI I	3026
		3027
塚野京子	TSUKANO K	3071
津熊秀明	TSUKUMA H	1008
		2002
釣谷伊希子	TSURITANI I	2002
		3048
對馬清一	TSUSHIMA S	3024
堤　明純	TSUTSUMI A	3046

《U》

内山巖雄	UCHIYAMA I	2012
上田真由美	UEDA M	3009
		3047
上島弘嗣	UESHIMA H	2020
鵜飼克明	UKAI K	3017
浦野　修	URANO O	3073
宇戸口和子	UTOGUCHI K	3004

《W》

和田　攻	WADA O	3068
和田豊人	WADA T	3016
若井建志	WAKAI K	3028
		3033
		3056
		3061
		3078
		3081
渡邊英章	WATANABE H	3068
渡辺理恵	WATANABE R	3021
渡辺　昌	WATANABE S	2013
		3032
		3083
渡辺修一郎	WATANABE S	2016
渡邊達夫	WATANABE T	3021
渡辺能行	WATANABE Y	1007

《Y》

矢ヶ崎信子	YAGASAKI N	3008
柳生聖子	YAGYU K	3076
矢嶋　聰	YAJIMA A	1004
		3023
山田琢之	YAMADA T	3078
山田裕一	YAMADA Y	2022

山田裕一	YAMADA Y	3048
山上孝司	YAMAGAMI T	3049
		3050
		3088
山口百子	YAMAGUCHI M	2021
		3010
		3064
山口直人	YAMAGUCHI N	3032
山川正信	YAMAKAWA M	2020
山本昭夫	YAMAMOTO A	3010
山本正治	YAMAMOTO M	3051
		3054
		3080
山本隆一	YAMAMOTO R	3061
山本　正	YAMAMOTO T	3006
山本　卓	YAMAMOTO T	2021
		3010
		3064
山本　亘	YAMAMOTO W	3052
山崎富浩	YAMASAKI T	3069
山崎達雄	YAMAZAKI T	3068
家森幸男	YAMORI Y	3009
		3047
柳川　洋	YANAGAWA H	3077
柳　元和	YANAGI M	2021
		3010
		3064
安村誠司	YASUMURA S	2016
吉田　豊	YHOSHIDA Y	3001
横井克彦	YOKOI K	2027
横田賢一	YOKOTA K	2010
		3040
		3086
横山徹爾	YOKOYAMA T	2021
		3064
吉田英理郎	YOSHIDA E	3007
吉田雅美	YOSHIDA M	2008
		2019
吉田茂幸	YOSHIDA S	3069
吉田　豊	YOSHIDA Y	3001
		3016
吉井英一	YOSHII E	3031
吉池信男	YOSHIIKE N	2021
		3010
		3064
吉村典子	YOSHIMURA N	3059
吉村健清	YOSHIMURA T	3003
		3004
吉野邦俊	YOSHINO K	2002
吉岡満城	YOSHIOKA M	3006
吉岡輝彦	YOSHIOKA T	3045
吉澤浩司	YOSHIZAWA H	3072
千　羽	YU Y	3045
		3063

《Z》

財津裕典	ZAITSU H	3044

第4回日本疫学会総会講演集

ABSTRACTS OF THE FORTH ANNUAL MEETING OF
THE JAPAN EPIDEMIOLOGICAL ASSOCIATION

Supplement to Journal of Epidemiology
Volume 4, No. 1 (January 1993)

監　　修　久道　茂
編集責任者　深尾　彰
編集協力　梅津かほり、仲田佳子、遠藤淳子、川口由香子
発　　行　平成6年1月26日
発 行 所　〒980　仙台市青葉区星陵町2－1
東北大学医学部公衆衛生学教室内
第4回日本疫学会総会事務局
TEL. 022-274-1111（内線2229）　FAX. 022-275-4877