

大和高原三村の食生活構造と健診情報との相関性の検討

奈良県立医科大学公衆衛生学教室

大 門 位 守, 榎 本 康 博, 車 谷 典 男
坂 梨 照 子, 和 田 昭 治, 森 山 忠 重

奈良県奈良保健所

川 口 忠 男

済生会御所病院内科

杉 本 和 夫

AN ASSOCIATION BETWEEN EATING HABITS AND LABORATORY DATA AMONG PEOPLE PARTICIPATING IN COMMUNITY-BASED MASS EXAMINATIONS IN YAMATO-KOGEN DISTRICT IN NARA PREFECTURE

TAKASHI OHKADO, YASUHIRO ENOMOTO, NORIO KURUMATANI,
TERUKO SAKANASHI, SHOJI WADA and TADASHIGE MORIYAMA

Department of Public Health, Nara Medical University

TADAO KAWAGUCHI

Nara Health Center, Nara Prefecture

KAZUO SUGIMOTO

Division of Internal Medicine, Saiseikai Gose Hospital

Received September 30, 1992

Summary: To clarify the characteristics of eating habits among the residents of Yamato-Kogen district we conducted a principal component analysis of food frequency questionnaire (consisting of 14 items) obtained from the people participating in community-based mass examinations. The examinations were performed in the district under study between July and September in 1991. Eigen values, contribution ratios and loading factors were calculated from correlation matrix among 14 items. As the first principal component, the items of Q 10 (food cooked with oil), Q 7 (boiled fish pastes), Q 5 (fishes), Q 3 (eggs), Q 13 (tsukudani), Q 4 (meats), Q 11 (miso soup) were extracted, and as the second one those of Q 1 (cooked paddy rice), Q 13 (tsukudani), Q 6 (salted, semidried, split fishes) and Q 12 (tsukemono) were extracted. The first principal component was considered to represent a shift from conventinal foods in the countryside, and the second one conventional village-type foods. Principal scores of the 1st to the 3rd principal components were yielded indivisually using loading factors for each subgroup classified by sex and village. Distribution patterns of two of these components indicated that the differences were found in eating

habits not only between men and women but also among the villages under study. The distribution patterns could also clearly identify the persons whose eating habits deviated nutritionally. For the same subjects a multiple regression analysis was done on all kinds of laboratory data and 14 items of food frequency questionnaire. The results revealed the existence of associations between eating habits and laboratory data.

Index Terms

eating habits, food frequency questionnaire, multivariate analysis

はじめに

大和高原三村で行われている住民健診は総合健診と呼ばれ、老人保健法でいう一般住民健診とは規模、内容において著しい相違がみられる。その主な相違点は、臨床検査費用の一部を受診者に負担させ、検査項目の充実を図るとともに、健診有料化によって受診意欲の高揚を図った点、次いで簡単な体力テストを実施し、受診者の肉体的年齢を自覚させることによって、健康の維持、増進に対する意欲の動機づけと高揚に努めている点、さらには健診の最終段階での個別の栄養指導、生活指導の実施等が挙げられる。

奈良県下では類例をみない総合健診に対し地域住民の関心は高まり、受診率を引き上げている。健診の中で期待と関心もたれている項目の一つが、受診者の個別指導である。

当日の健診情報、及び食生活調査票結果に基づき、異常所見者はもちろん、異常無しの受診者に対しても将来、老後に備え今から留意すべき諸々の点を的確に指摘し、生活行動、および食生活の改善すべき要点について、保健所村担当保健婦、村保健センター保健婦、保健所栄養士、および当教室員、時には保健所歯科衛生士等によって精力的かつ総合的な個別指導が行われている。このような総合的個別指導の実施は他の住民健診或いは医療機関ではみられない住民保健サービスとして評価できよう。

大和高原三村における総合健診方式は住民の健診に対する関心を高め、高い受診率が毎年維持され、県下47市町村の中でも上位を占め、また最近の老人一人当たりの医療費は他の市町村に比較して著しく低額であることが公表されている。¹⁾

個別指導の内、保健指導は保健所長の健診結果判定の基準に従って保健婦が行い、栄養指導は保健所栄養士と当教室員が担当、受診者カルテの健診情報と食生活調査票を見比べ、受診者の食生活の中で改善すべき問題点を迅速かつ的確に把握した後、具体的な指導を行っている。問題点の抽出判断は特定の基準がなく、指導者の裁量に

委ねられていた。このため当該地に適応した指導基準の設定が望まれていたが、三村における食生活の特徴、或いは得られた健診情報と食生活との相関性に関する検討は充分行われていなかった。

今回、個別指導における問題点把握の基準作りの基礎として、三村で実施した食生活調査票を多変量解析で分析し、食生活構造の特性あるいは主成分得点の散布図から栄養学的偏向の強い集団の解明に努めた。

一方得られた健診情報と食生活調査結果との関連性を明らかにするために重回帰分析を行い、代表的な項目間の相関性を明らかにし、個別栄養指導における問題点抽出が容易になるための情報を提供することを目的として行った。

方 法

三村における平成3年度の総合健診は、7月23日から9月6日の期間中延べ16日間実施された。

老健法による対象受診者年齢は原則として40才以上70才未満と規定されているが、村によっては若年者あるいは高齢者の受診が少なくない。これら対象年齢外受診者は除外して統計処理を行った。平成3年度の受診者の性別、年齢構成はTable 1に、食生活調査回答者の性別、年齢構成はTable 2に示した。

食生活調査票は毎年保健所が作成し、各村の受診予定者に事前配布、記入させた上、健診当日に回収した。未記載者は健診会場に設けた記載所で記載させ完全回収を図ったが、記載不備のため統計から除外した数は、男653名中2名、女1011名中3名と僅少であった。

食生活調査内容は受診者の負担を避けできるだけ簡単にするため、食品の摂取頻度だけを求め、食品の摂取量については必要に応じ指導時に聴取することにした(Table 3)。質問項目は14問(以下質問項目はQ1-Q14で表示)で、原則として回答のカテゴリーは食べてないから良く食べるまでの4段階とした。しかし、カテゴリー(1)が0回答の場合はカテゴリー(1)と(2)を加算してカテゴリー(1)とし3段階とした。カテゴリーを3段階にし

Table 1. Demographics of applicant to community based mass examinations in Yamato-Kogen district, 1991

| | Both | Male | Female | 40-M | 50-M | 60-M | 40-F | 50-F | 60-F |
|----------|------|------|--------|------|------|------|------|------|------|
| TUKIGASE | 299 | 116 | 183 | 29 | 42 | 45 | 44 | 78 | 61 |
| TUGE | 729 | 288 | 440 | 51 | 88 | 149 | 98 | 150 | 193 |
| YAMAZOE | 636 | 249 | 387 | 84 | 128 | 37 | 120 | 223 | 44 |
| Total | 1664 | 653 | 1011 | 161 | 258 | 231 | 262 | 451 | 298 |

abb. 40-M : male in their 40s; 40-F : female in their 40s

Table 2. Demographics of respondents to for food intake questionnaire in Yamato-Kogen district, 1991

| | Both | Male | Female | 40-M | 50-M | 60-M | 40-F | 50-F | 60-F |
|----------|------|------|--------|------|------|------|------|------|------|
| TUKIGASE | 298 | 116 | 182 | 29 | 42 | 45 | 44 | 78 | 60 |
| TUGE | 728 | 288 | 440 | 51 | 88 | 149 | 98 | 150 | 192 |
| YAMAZOE | 633 | 247 | 386 | 83 | 127 | 37 | 119 | 223 | 44 |
| Total | 1659 | 651 | 1008 | 163 | 257 | 231 | 261 | 451 | 296 |

Table 3. Questionnaire for eating habits

| | | |
|-----|--|-------------------------------|
| Q1 | gohan (cooked paddy rice) | bowles/one meal |
| Q2 | rice gruels | bowles/day, week |
| Q3 | eggs | number/day, 2 days, week |
| Q4 | meats | times/day, week |
| Q5 | fishes | times/day, week |
| Q6 | state of fishes (uncooked, salted, semi-dried split) | |
| Q7 | broiled fish pastes product (kamaboko, tikuwa etc) | times/day, 2 days, week |
| Q8 | cooked vegetables | plate/every meal, day, 2 days |
| Q9 | milk and dairy products | cup/day, 2 days, week |
| Q10 | cooking with oil (abura-itame, tenpura, flying etc) | times/day, 2 days, week |
| Q11 | miso soup | bowles/day, week |
| Q12 | tsukemono | plate/day, week |
| Q13 | tsukudani | times/day, week |
| Q14 | cakes or soft drinks | times/day, week |

た項目は、Q1, Q3, Q4, Q5, Q7, Q8, Q10である。なおQ6は最近1ヶ月間によく食べた調理前の魚の保存状態(生もの(冷凍ものを含む)、塩もの、干もの)を質問した項目であるが、4通りの複数回答があったため、魚に含有される過酸化脂質量²⁾を生もの:1, 塩もの:2, 干もの:3とランク付けし、回答の組み合わせからカテゴリーを5とした。Q6の平均値が他の項目よりも高値を示していたのはこのためである。

各村の受診者の健診情報および食生活調査票結果は一人一枚のマークシートカードに転記後、カードリーダーで入力し、統計分析を行った。

食生活調査の主成分分析では、対象集団の各項目の平均値および標準偏差が基本になるもので3村全体についてはTable 4, 村毎についてはTable 5に示した。³⁾⁴⁾⁵⁾次

いで相関行列を求め、ヤコビー法によって主成分分析を行った。主成分因子負荷量の固有値1.0以上を目安とすると、大体四次元までの主成分が得られる。三ヶ村全体の主成分因子負荷量は総数、男、女三群それぞれの平均値、標準偏差から算出した値を表示したが、各村については総数のみを表示した。その理由は各村の総数、男、女三群の散布図を作成する場合、3群それぞれの主成分因子負荷量で算出した主成分得点によって作成した散布図は各次元における得点の分布が3群とも原点を中心に収束し、分散が小さくなり食生活構造の特徴が失われ、男女の差も不明確になりやすい。このため各村の総数に対する各次元における主成分負荷量を基にして男女別の主成分得点を算出し、男女2群を加算したものを総数とした。

Table 4. Mean values and standard deviations of scores for 14 items of food intake questionnaire in Yamato-Kogen district, 1991

| Subject | Both N=1659 | | Male N=651 | | Female N=1008 | |
|---------|----------------|-------|---------------|-------|------------------|-------|
| | Mean | SD | mean | SD | Mean | SD |
| Q1 | 1.664 | 0.589 | 1.898 | 0.585 | 1.514 | 0.542 |
| Q2 | 1.542 | 0.510 | 1.502 | 0.895 | 1.567 | 0.918 |
| Q3 | 2.095 | 0.799 | 2.088 | 0.823 | 2.099 | 0.783 |
| Q4 | 1.729 | 0.714 | 1.663 | 0.691 | 1.772 | 0.725 |
| Q5 | 2.500 | 0.671 | 2.502 | 0.681 | 2.499 | 0.665 |
| Q6 | 2.999 | 1.350 | 2.960 | 1.379 | 3.024 | 1.329 |
| Q7 | 1.473 | 0.690 | 1.529 | 0.718 | 1.438 | 0.668 |
| Q8 | 2.479 | 0.656 | 2.348 | 0.721 | 2.563 | 0.594 |
| Q9 | 2.801 | 1.214 | 2.604 | 1.234 | 2.927 | 1.184 |
| Q10 | 1.979 | 0.770 | 1.808 | 0.759 | 2.088 | 0.757 |
| Q11 | 2.785 | 0.814 | 2.818 | 0.800 | 2.764 | 0.822 |
| Q12 | 3.408 | 0.852 | 3.345 | 0.878 | 3.448 | 0.833 |
| Q13 | 2.242 | 1.004 | 2.312 | 0.988 | 2.198 | 1.011 |
| Q14 | 2.684 | 0.971 | 2.470 | 1.023 | 2.822 | 0.909 |

Table 5. Mean values and standard deviations of scores for 14 items of food intake questionnaire in villages, 1991

| Subject | TUKIGASE N=298 | | TUGE N=728 | | YAMAZOE N=623 | |
|---------|-------------------|-------|---------------|-------|------------------|-------|
| | Mean | SD | Mean | SD | Mean | SD |
| Q1 | 1.594 | 0.591 | 1.602 | 0.553 | 1.769 | 0.614 |
| Q2 | 1.289 | 0.713 | 1.766 | 1.031 | 1.398 | 0.773 |
| Q3 | 1.896 | 0.804 | 2.098 | 0.789 | 2.185 | 0.793 |
| Q4 | 1.715 | 0.731 | 1.724 | 0.705 | 1.739 | 0.716 |
| Q5 | 2.517 | 0.668 | 2.434 | 0.687 | 2.567 | 0.650 |
| Q6 | 3.084 | 1.301 | 2.820 | 1.379 | 3.167 | 1.311 |
| Q7 | 1.349 | 0.619 | 1.451 | 0.657 | 1.555 | 0.745 |
| Q8 | 2.547 | 0.619 | 2.391 | 0.669 | 2.550 | 0.645 |
| Q9 | 2.705 | 1.234 | 2.802 | 1.205 | 2.845 | 1.215 |
| Q10 | 2.007 | 0.770 | 1.837 | 0.756 | 2.128 | 0.760 |
| Q11 | 2.725 | 0.828 | 2.765 | 0.728 | 2.839 | 0.884 |
| Q12 | 3.292 | 0.836 | 3.375 | 0.881 | 3.499 | 0.817 |
| Q13 | 2.064 | 0.946 | 2.291 | 1.019 | 2.269 | 1.005 |
| Q14 | 2.537 | 0.968 | 2.562 | 0.957 | 2.888 | 0.957 |

この手法で村別、各群の3次元まで求めた主成分得点に基づき、最初に総数の散布図を表示し、次いで男女それぞれに分解した散布図を一連の図として提示すれば、視覚的にも男女の分布差は明確になる。各村の散布図はこの手法によって作成し、比較検討を行った。

重回帰分析⁶⁾⁷⁾⁸⁾の健診情報として用いた項目は、年齢、体型、収縮期血圧、心電図、血色素、GOT、総コレステロール、HDL-コレステロール、血糖、タバコ、酒等11項目と食生活調査票14項目からなる25項目を変数とした。

各項目をそれぞれ目的変数とした場合、24項目の説明変数の標準偏回帰係数が有意性($p < 0.05$)を示す項目を、

3ヶ村総合、および村毎、男女別に表示した。

結 果

1 食生活調査の主成分分析

(1) 主成分因子負荷量

大和高原三村に対する主成分因子負荷量を Table 6-1 に示した。第一主成分における因子負荷量が最大のものから0.4程度までの項目を順次抽出すると、Q10(油炒め)、Q7(練り製品)、Q5(魚類)、Q3(卵)、Q13(佃煮)、Q4(肉類)、Q11(味噌汁)、Q8(野菜料理)、Q12(漬物)等が挙げられる。これは大和高原三村における食生活構造が、ご飯、味噌汁、漬物で代表される単純な食生活構造

造からなる旧来の農村型とは全く違った多様化した食生活構造であることを示している。その社会的背景には西名阪道路の完成、これに連動した各村の交通網の整備は、近郊都市との交流を盛んにし、食文化も影響を及ぼし、旧来からの農村型食構造は次第に、脱農村型あるいは食生活改善志向型へと変化の途を辿ったものと推定される。第一主成分を構成する食構造の中で、練り製品、佃煮などは保存性、調理の簡便性から広く利用され、食生活構造の要因となっている。この観点から第一主成分における食生活構造を以下単に改善型と呼ぶことにする。

第二主成分では、Q1(ごはん)、Q13(佃煮)、Q6(塩干魚)、Q12(漬物)の項目が抽出された。これは旧来の農村

型を代表する要因の一つである味噌汁が、佃煮、塩干魚類に代わったもので栄養学的には農村型の類型とみなされる。第三主成分は野菜、第四主成分には、おかゆが主たる要因として抽出されている。

三村全体からみれば、近年の豊かな食生活を反映し、単純な農村型から多様化した改善型食生活構造への傾斜が認められるが、その反面今なお、旧来からの農村型食生活を保持し続けている集団、或いは野菜料理、おかゆで代表される質素な食生活構造を形成している集団の存在を示唆している。

男女別の主成分因子負荷量は Table 6-2、-3 に示したが、全体での結果と同じで、男女とも第一主成分は改善

Table 6-1. Loading factors of principal component analysis of the food intake habits questionnaire for all study subjects

| Item | 1stPC | 2ndPC | 3rdPC | 4thPC |
|-----------------------|--------|---------|---------|---------|
| Q1 | 0.1191 | 0.4698 | 0.2053 | 0.4925 |
| Q2 | 0.1164 | 0.2825 | -0.3274 | -0.5961 |
| Q3 | 0.4766 | -0.2314 | 0.0803 | 0.0129 |
| Q4 | 0.4587 | -0.3808 | 0.2591 | 0.1067 |
| Q5 | 0.5080 | -0.2051 | -0.3963 | 0.2387 |
| Q6 | 0.0652 | 0.4315 | -0.2645 | 0.0286 |
| Q7 | 0.5567 | 0.1555 | 0.3261 | 0.1204 |
| Q8 | 0.4441 | -0.2740 | -0.4272 | 0.0841 |
| Q9 | 0.2915 | -0.4485 | 0.0430 | -0.3685 |
| Q10 | 0.5888 | -0.2028 | -0.0552 | 0.0207 |
| Q11 | 0.4572 | 0.2312 | -0.2583 | 0.2343 |
| Q12 | 0.4196 | 0.4229 | -0.2727 | -0.1191 |
| Q13 | 0.4731 | 0.4429 | 0.2858 | -0.1862 |
| Q14 | 0.3915 | 0.1654 | 0.3465 | -0.3729 |
| Eigen value | 2.4286 | 1.5246 | 1.0865 | 1.0643 |
| cum. coeff. ratio (%) | 17.347 | 28.238 | 35.998 | 43.601 |

Table 6-2. Male

| Item | 1stPC | 2ndPC | 3rdPC | 4thPC |
|-----------------------|--------|---------|---------|---------|
| Q1 | 0.1698 | 0.4471 | 0.0070 | -0.6183 |
| Q2 | 0.1513 | 0.3968 | -0.0882 | 0.4568 |
| Q3 | 0.4447 | -0.1850 | 0.1781 | 0.4120 |
| Q4 | 0.4072 | -0.3138 | -0.0659 | -0.2066 |
| Q5 | 0.5109 | -0.2085 | -0.4410 | 0.0739 |
| Q6 | 0.0520 | 0.4762 | 0.0138 | 0.0543 |
| Q7 | 0.5827 | -0.0023 | 0.2822 | 0.1000 |
| Q8 | 0.5143 | -0.2440 | -0.2574 | -0.0842 |
| Q9 | 0.2277 | -0.4798 | 0.3689 | 0.1366 |
| Q10 | 0.6153 | -0.1574 | -0.0877 | -0.3089 |
| Q11 | 0.4533 | 0.2627 | -0.3342 | 0.0391 |
| Q12 | 0.4401 | 0.4351 | -0.2110 | 0.1405 |
| Q13 | 0.4760 | 0.3495 | 0.3652 | 0.1048 |
| Q14 | 0.2632 | 0.0453 | 0.6313 | -0.3390 |
| Eigen value | 2.4086 | 1.4573 | 1.2163 | 1.0901 |
| cum. coeff. ratio (%) | 17.204 | 27.614 | 36.301 | 44.088 |

Table 6-3. Female

| Item | 1stPC | 2ndPC | 3rdPC | 4thPC |
|-----------------------|--------|---------|---------|---------|
| Q1 | 0.2129 | 0.3898 | -0.2187 | -0.4305 |
| Q2 | 0.0899 | 0.2375 | 0.5016 | 0.5791 |
| Q3 | 0.4858 | -0.3456 | 0.0467 | 0.2026 |
| Q4 | 0.4646 | -0.4425 | 0.2916 | 0.0982 |
| Q5 | 0.5016 | -0.2561 | 0.3852 | -0.2431 |
| Q6 | 0.0830 | 0.4216 | 0.3556 | -0.2690 |
| Q7 | 0.5651 | 0.1353 | -0.2608 | 0.0782 |
| Q8 | 0.3631 | -0.2533 | 0.3978 | -0.4206 |
| Q9 | 0.2836 | -0.4466 | 0.0901 | 0.2406 |
| Q10 | 0.5591 | -0.1842 | -0.1586 | -0.1871 |
| Q11 | 0.4831 | 0.1468 | 0.1989 | 0.0257 |
| Q12 | 0.4162 | 0.4443 | 0.1695 | 0.0672 |
| Q13 | 0.5003 | 0.4166 | -0.1832 | 0.2501 |
| Q14 | 0.4614 | 0.3111 | -0.2543 | 0.0416 |
| Eigen value | 2.4778 | 1.5722 | 1.0876 | 1.0481 |
| cum. coeff. ratio (%) | 17.698 | 28.928 | 36.697 | 44.183 |

Table 7. Loading factors of principal component analysis of the food intake habit questionnaire for the subjects in Tukigase

| Item | 1stPC | 2ndPC | 3rdPC | 4thPC |
|-----------------------|---------|---------|---------|---------|
| Q1 | -0.0503 | 0.4465 | -0.2031 | -0.4388 |
| Q2 | 0.1649 | 0.3058 | 0.0380 | 0.3996 |
| Q3 | 0.5200 | -0.0734 | 0.0385 | -0.0635 |
| Q4 | 0.4288 | -0.2651 | -0.2118 | -0.1088 |
| Q5 | 0.6147 | -0.1827 | 0.1900 | -0.2751 |
| Q6 | -0.0293 | 0.3339 | 0.0439 | -0.2082 |
| Q7 | 0.4943 | 0.2282 | -0.5247 | -0.1412 |
| Q8 | 0.4507 | -0.2966 | 0.1071 | -0.5156 |
| Q9 | 0.3053 | -0.5374 | 0.2599 | 0.0780 |
| Q10 | 0.5217 | -0.1346 | -0.4358 | -0.2083 |
| Q11 | 0.3632 | 0.2242 | 0.4844 | -0.4832 |
| Q12 | 0.2817 | 0.4883 | 0.4781 | 0.0699 |
| Q13 | 0.4617 | 0.5350 | -0.2008 | 0.2555 |
| Q14 | 0.2536 | 0.1387 | 0.3154 | 0.6037 |
| Eigen value | 2.164 | 1.555 | 1.274 | 1.227 |
| cum. coeff. ratio (%) | 15.459 | 25.563 | 35.666 | 44.432 |

型、第二主成分は農村型を示している。男の第三主成分はQ14(甘い物、ソフトドリンク類)が抽出されたが、夏期における男の甘い物とは菓子類ではなくソフトドリンク類を指していると推定される。女は第三、第四主成分ともQ2(おかゆ)が主因子となっている。

食生活調査時期が夏期で、暑さによる食欲不振、あるいは発汗による水分補給の生理的要求として男はソフトドリンク類、女はおかゆが嗜好されている。

各村における4次元までの総数に対する主成分因子負荷量をTable 7, 8, 9に示した。いずれの村でも第一、第二主成分は三村全体で示したように改善型、農村型が共通点として認められた。第三、第四主成分は村によ

てソフトドリンク類、おかゆ、魚、塩干魚、野菜料理といった多様な項目が抽出され、大和高原三村の中でも食生活構造には多少の差が認められる。

このように主成分因子負荷量による分析は集団における食生活構造形成に寄与する食要因の重みを検討することはできるが、個人レベルの食生活構造については次の主成分得点によらねばならない。

(2) 主成分得点の散布図

食生活調査から得られた主成分得点の散布図は集団の食生活構造の偏りの比較には視覚的にも観察しやすい利点があることから、散布図による三ヶ村の食生活構造の比較検討を行った。

Table 8. Loading factors of principal component analysis of the food intake habit questionnaire for the subjects in Tuge

| Item | 1stPC | 2ndPC | 3rdPC | 4thPC |
|-----------------------|--------|---------|---------|---------|
| Q1 | 0.0182 | 0.5705 | -0.1492 | -0.4077 |
| Q2 | 0.1875 | 0.2980 | 0.4095 | 0.1299 |
| Q3 | 0.4718 | -0.2849 | 0.0360 | -0.1135 |
| Q4 | 0.5118 | -0.3553 | -0.2414 | -0.2149 |
| Q5 | 0.4935 | -0.1933 | 0.3483 | -0.0711 |
| Q6 | 0.0827 | 0.4102 | 0.3163 | 0.4949 |
| Q7 | 0.5808 | 0.0838 | -0.1683 | -0.2384 |
| Q8 | 0.3991 | -0.2505 | 0.3799 | 0.1264 |
| Q9 | 0.3332 | -0.3794 | -0.2483 | 0.4176 |
| Q10 | 0.6257 | -0.0891 | -0.1219 | 0.0468 |
| Q11 | 0.4673 | 0.0949 | -0.3838 | -0.1709 |
| Q12 | 0.3973 | 0.4391 | 0.1906 | 0.0024 |
| Q13 | 0.4475 | 0.4838 | -0.3089 | -0.1032 |
| Q14 | 0.3708 | 0.2957 | -0.4781 | 0.4999 |
| Eigen value | 2.483 | 1.572 | 1.228 | 1.031 |
| cum. coeff. ratio (%) | 17.736 | 28.966 | 37.734 | 45.101 |

Table 9. Loading factors of principal component analysis of the food intake habits questionnaire for the subjects in Yamazoe

| Item | 1stPC | 2ndPC | 3rdPC | 4thPC |
|-----------------------|--------|---------|---------|---------|
| Q1 | 0.1779 | 0.3777 | -0.4339 | -0.3295 |
| Q2 | 0.0915 | 0.2177 | 0.7320 | -0.0268 |
| Q3 | 0.4580 | -0.2451 | -0.2891 | -0.0225 |
| Q4 | 0.4516 | -0.3872 | -0.1516 | -0.0910 |
| Q5 | 0.4749 | -0.1737 | -0.1689 | 0.4722 |
| Q6 | 0.0037 | 0.4989 | -0.1046 | 0.4638 |
| Q7 | 0.5379 | 0.2294 | -0.2923 | -0.2604 |
| Q8 | 0.5053 | 0.6445 | 0.0754 | 0.2749 |
| Q9 | 0.2634 | -0.4614 | 0.2694 | -0.2094 |
| Q10 | 0.5701 | -0.2729 | 0.1589 | 0.1067 |
| Q11 | 0.4706 | 0.3403 | -0.0515 | 0.0301 |
| Q12 | 0.4424 | 0.3796 | 0.2268 | 0.2345 |
| Q13 | 0.4861 | 0.4278 | 0.1509 | -0.1427 |
| Q14 | 0.3965 | 0.0787 | 0.2450 | -0.4199 |
| Eigen value | 2.430 | 1.538 | 1.196 | 1.007 |
| cum. coeff. ratio (%) | 17.356 | 28.343 | 36.89 | 44.081 |

散布図における次元の表示は、第一主成分、第二主成分、第三主成分をそれぞれZ1, Z2, Z3としX, Y軸に表示し、3通りの組み合わせの散布図を表示した。X, Y軸のスケールはそれぞれの次元における固有値で規格化し、X:Yの比を1:1とした。中心付近に示した円の半径は標準偏差に相当し、中心からの分散の度合の目安とした。

月ヶ瀬村において、X軸を第一主成分(Z1)、Y軸を第二主成分(Z2)とした場合の全数に対する散布図をFig. 1-1に示した。総数298名の大部分は円形内に集束しているが、円形外への分散の強いのはZ2軸に沿う第一、

二象限に多い。この象限における集団はごはん、漬物、佃煮を代表とした農村型食構造の偏りが強いことを意味する。これに対して、Z2軸の負の方向に散在する集団は農村型食構造とは異なり、Q9(牛乳、乳製品)を代表とする食生活構造の偏りが強いことを示している。Z1軸に沿う第一、第四象限の中で、円形から正の方向へ広がる集団は、改善型への偏りが強い集団である。Fig. 1-1で示した全数の散布図を男女別に分けたのがFig. 1-2(男)およびFig. 1-3(女)である。第一および第二象限の円形外に局在する集団に男女の差は少ないが、第三、第四象限の円形外への広がりの度合いは女の方が男よりも多い。

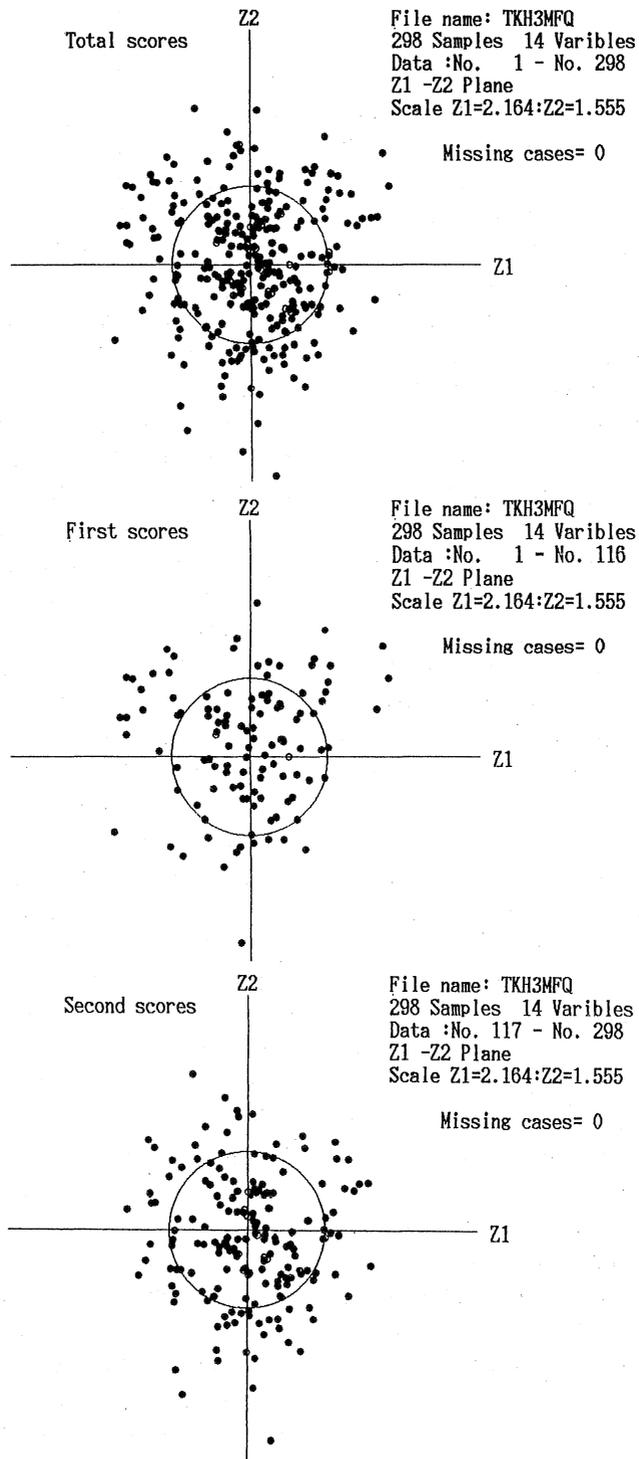


Fig. 1. Distribution pattern of scores on 1st PC (Z1) and 2nd PC (Z2) in Tugigase.
(Notes : First scores=Male :second scores=Female)

このことは月ヶ瀬村の男は旧来の農村型食生活構造を依然として保持する人々が多いのに対し、女では食生活改善志向型が強く、男女の差をはっきりと示している。

X, Y 軸を Z1, Z3 とした場合の散布図をみると Fig. 2-1(全数)のように、Z3 軸の正の側より負の側への分散が多い。このことは、Z3 軸の正の側は Q11(みそ汁)、Q12(漬物)を主要因とする農村型食生活構造を示す領域で、これに属する集団は少ない。負の側は Q11, Q12 に対立し、Q7(かまぼこ、練り製品)、Q10(油炒め)を主要因とする食構造を示す領域で、第3, 第4象限に広く分散している。全数の散布図を男女別々に分けて表示したのが、Fig. 2-2, -3 である。即ち男ではみそ汁、漬物あるいは練り製品への偏りが女よりも強い。

X, Y 軸を Z2, Z3 とした場合の全数の散布図が Fig. 3-1 で、円形外への広がり強いのは、第三、第四象限で、特に第四象限に局在する集団はごはん、漬物、佃煮で代表される農村型食生活構造の偏りが強く、これに練り製品が加わり、栄養学的偏りを強め、塩分過剰摂取の問題を抱えた集団とみなされる。これに対し第三象限に存在する集団は、牛乳、乳製品を主成分とする食生活構造の集団である。これを男女別にみると、男は第四、女は第三象限で優位であることが明らかである。散布図からみれば月ヶ瀬村においては比較的簡単な食生活構造を示し粗食に偏る集団は女よりも男に多いことを示唆している。

都祁村の全数(728名)において、X, Y 軸を Z1, Z2 とした場合の散布図を Fig. 4-1 に示した。第一、第二主成分は月ヶ村同様それぞれ正の側は改善型、農村型食構造を示す。農村型食構成要因の中で月ヶ瀬村と異なるのは Q6(塩干魚)が主成分として抽出されたことである。従来は漬物が農村型食構造の主要因であったが、近年は佃煮、塩干魚が加わり塩分摂取問題を一層複雑にしている。全数の大部分は円形内に集束しているが、円形外へも広く分散し、Z2 軸の正、負両側への広がりも見られる。Z2 軸の正の側はごはん、佃煮、漬物、塩干魚で代表される農村型食生活構造に偏りの強い集団で、これに対し Z2 軸の負の側は牛乳、乳製品で食構造要因をなしている。

総数の散布図を男女別に分けたのが、Fig. 5-2, -3 である。いずれも大部分は中心の円内に集束しているが、円外の正、負両側への広がり Z1 軸よりも Z2 軸に対する広がり強く、男女の差は殆ど認められない。

X, Y 軸を Z1, Z3 とした場合の総数に対する散布図を Fig. 5-1 に示したが、Z1 軸に対しては大部分が円形内に分布し、円外への分散は少ない。これに対し、Z3 軸では正、負両側への分散が拡大している。正の側はおか

ゆ、負の側では清涼飲料が主要因をなし、夏場における渴きの対処の仕方が集団によって対立した関係にあることを示している。男女別の散布図、Fig. 5-2, -3 によれば、明らかに女はおかゆ、男はソフトドリンク類の摂取に偏っていることを示している。

X, Y 軸を Z2, Z3 とした時の全数の散布図を Fig. 6-1 に提示しているが、全体的には原点を中心に収束しているが、Z3 軸では正、負両側方向への分散が拡大している。Z2 軸の正の側はごはん、漬物、佃煮、塩干魚を代表とする農村型食生活構造への偏りが強く、第一象限に局在する集団は農村型に加え、おかゆが食生活構造の要因をなしており、第四象限の集団は農村型食構造が強い上に清涼飲料への偏りを示し、両集団とも栄養学的バランスに欠けた問題集団を示唆している。それらの集団の性質を明らかにするため、男女別の散布図を作成したのが Fig. 6-2, -3 である。おかゆ偏重は明らかに女に多いが、ソフトドリンク類では男女の差はみられない。第二、第三象限での円外の集団は明らかに女が多く、牛乳、乳製品は女が男より優位であることを示している。

山添村の総数 633 名について、X, Y 軸を Z1, Z2 とした場合の散布図を Fig. 7-1 に示した。第一主成分(Z1)は他村と同様改善型構造を示し、第二主成分(Z2)の正の側は Q8(野菜料理)、Q6(塩干魚)、Q13(佃煮)が主成分として抽出されているが、本質的には農村型である。塩干魚が都祁村でみられたように漬物以外の塩分供給食品である。負の側は Q9(牛乳、乳製品)が主成分として抽出されている。全数の散布図では大部分が円内に収束しているが、各象限とも円形外への分散が拡大している。男女別に区分したのが Fig. 7-2, -3 で、Z1 軸に関しては男女の差はみられないが、Z2 軸の正の側の円形外への分散の広がり男では大きく女では小さい。このことは農村型食構造への偏りが男は女よりも強いことを示している。Z2 軸の負の方向は牛乳、乳製品が主要因で、円形外への分散は男よりも女が大きい。

X, Y 軸を Z1, Z3 とした場合の総数の散布図を Fig. 8-1 に示した。Z3 軸において正負両側へ広く分散しているが、特に正の側への分散が著しく大きい。正の側はおかゆ型、負の側はごはん型食構造を表しているが、ごはんよりもおかゆの分散が大きいことがわかる。

全数の散布図を男女別に分けたのが Fig. 8-2, -3 である。おかゆ型への偏りは男は少なく、女は著しいことを示している。男は全体的に負の側つまりごはん型の方向へ、これに対し女は全体的におかゆ型の方向へ比重が移っている関係をよく示している。

X, Y 軸を Z2, Z3 とした場合の総数の散布図が Fig.

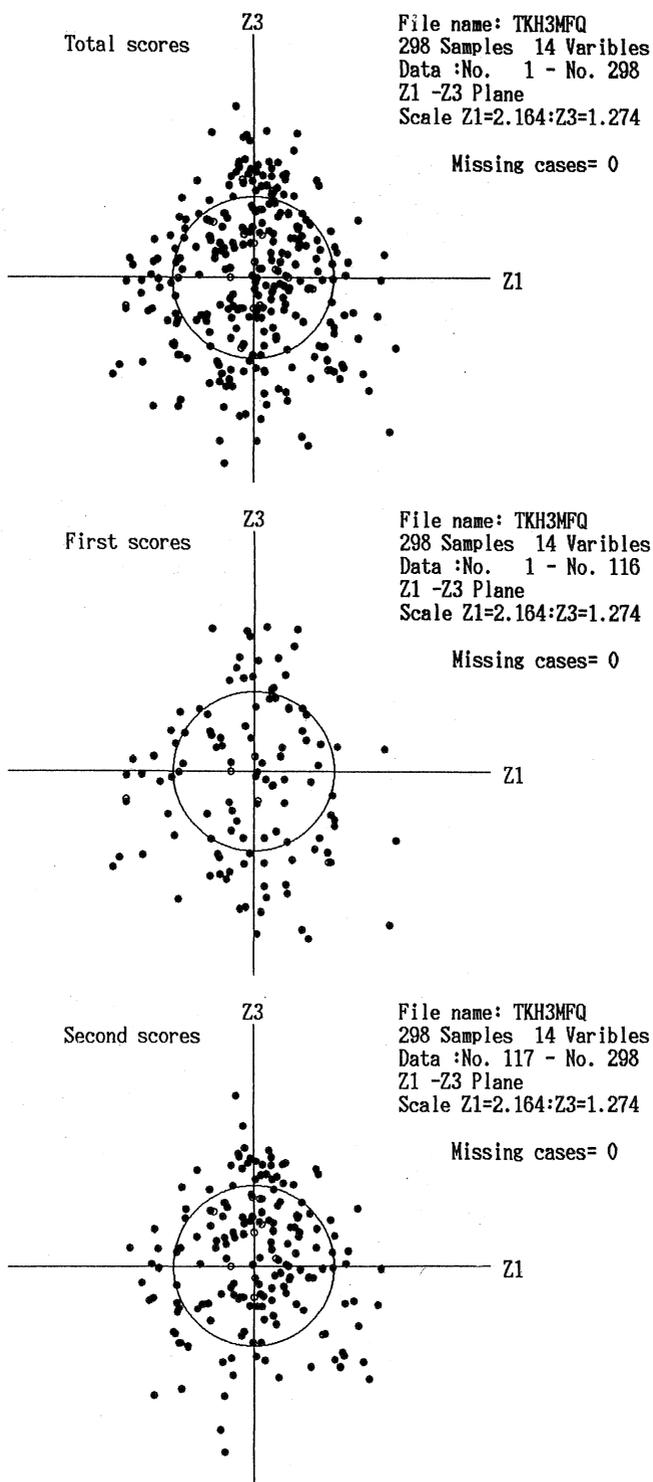


Fig. 2. Distribution pattern of scores on 1st PC (Z1) and 3rd PC (Z3) in Tukigase.

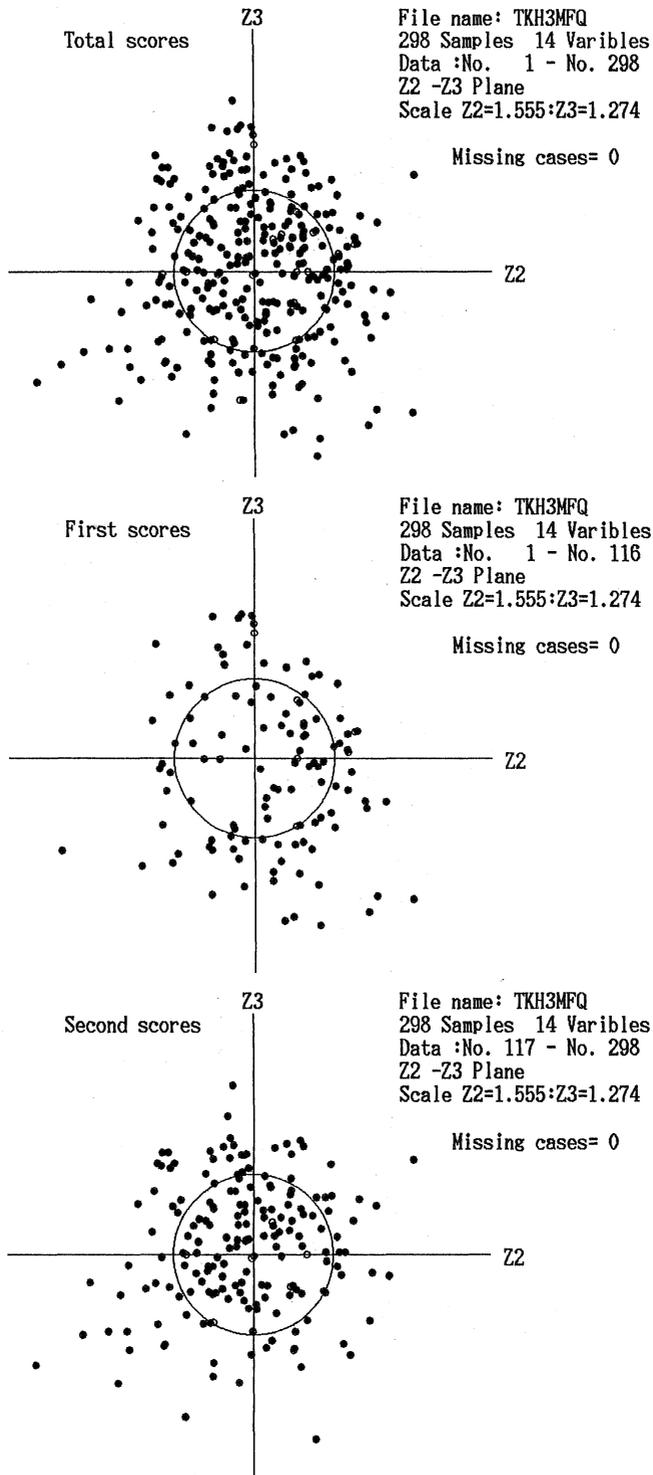


Fig. 3. Distribution pattern of scores on 2nd PC (Z2) and 3rd PC (Z3) in Tukigase.

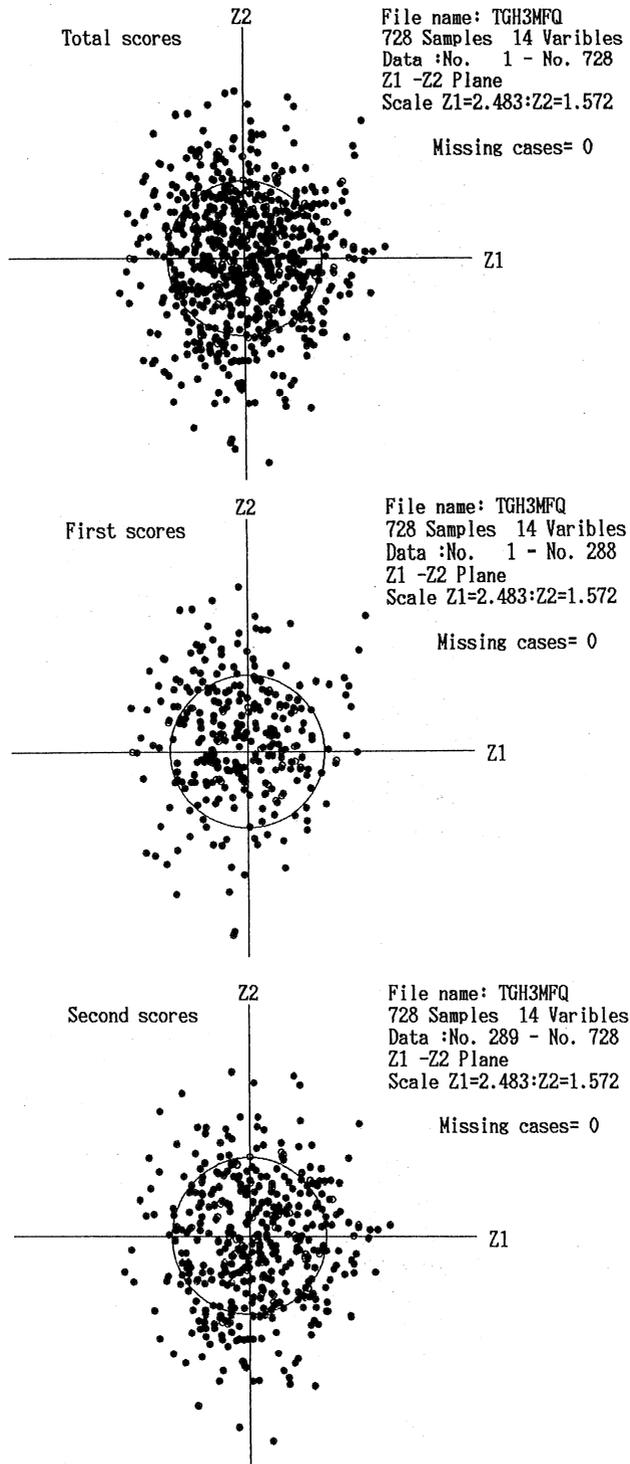


Fig. 4. Distribution pattern of scores on 1st PC (Z1) and 2nd PC (Z2) in Tuge.
(Notes: First scores=Male: Second scores=Female)

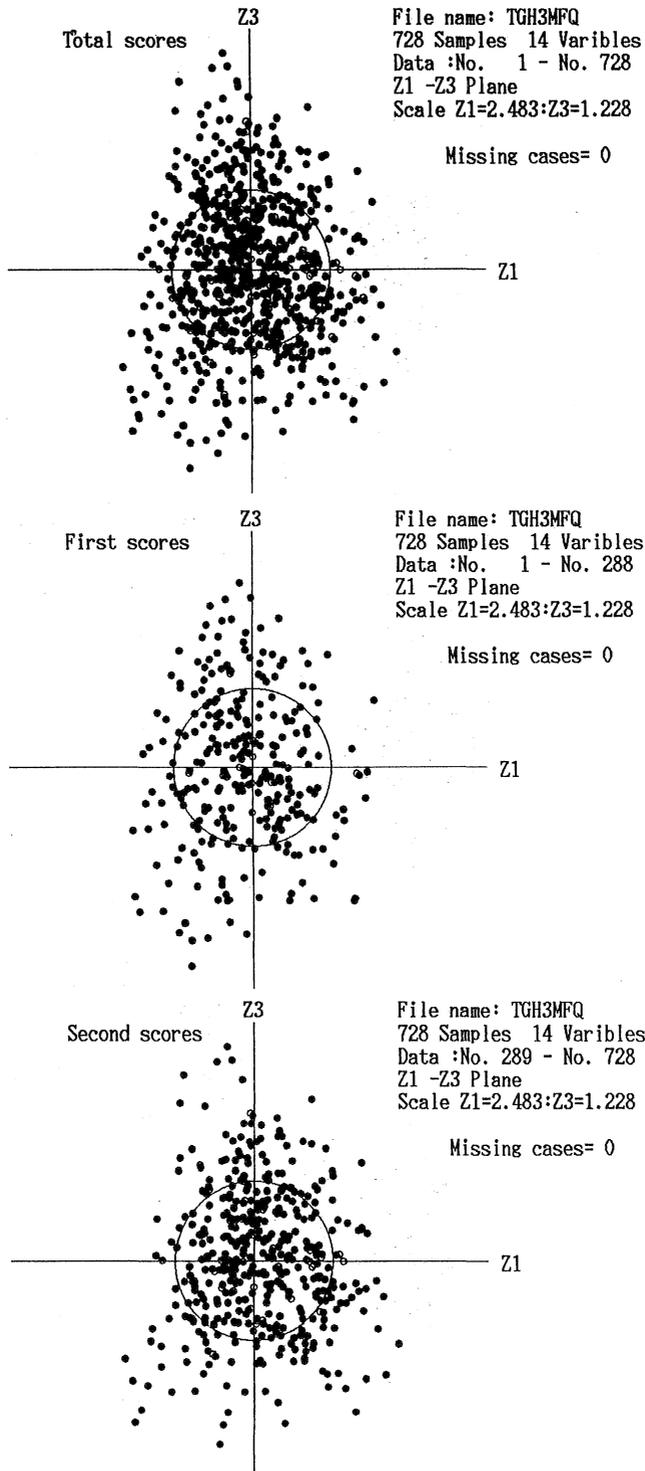


Fig. 5. Distribution pattern of scores on 1st PC (Z1) and 3rd PC (Z3) in Tuge.

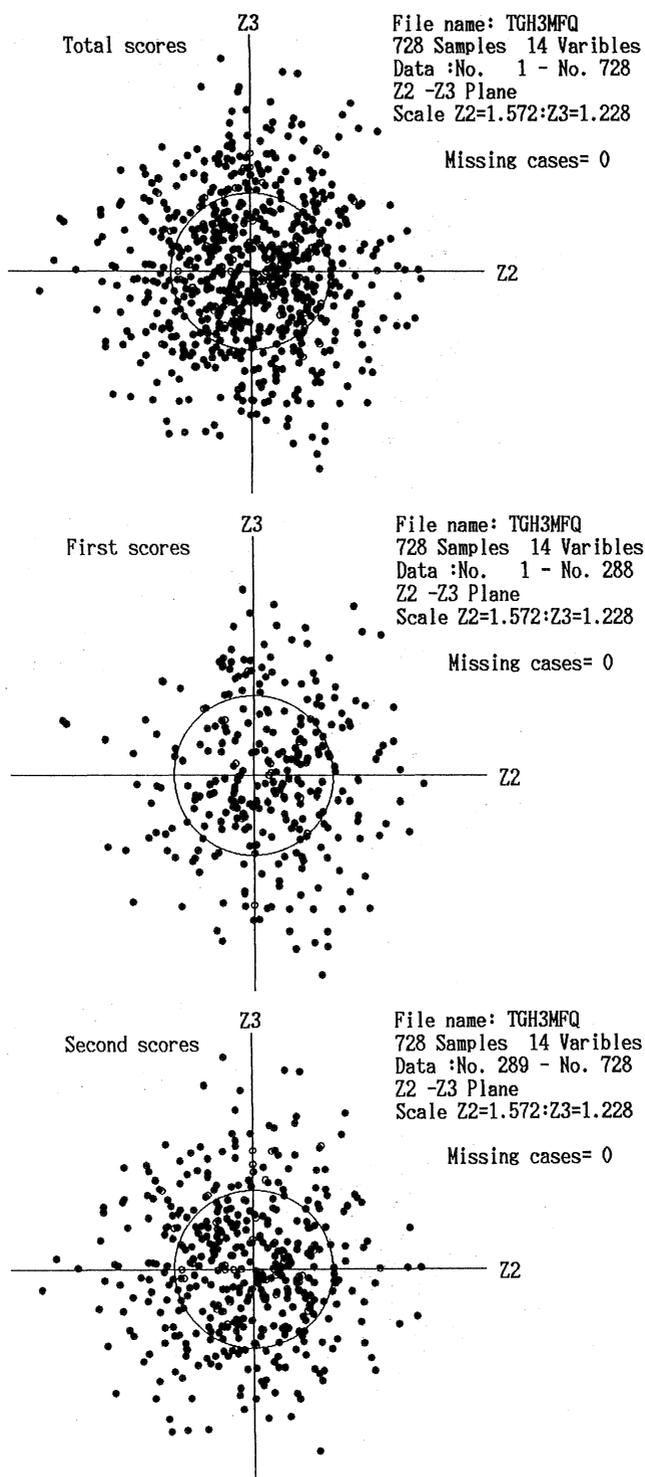


Fig. 6. Distribution pattern of scores on 2nd PC (Z2) and 3rd PC (Z3) in Tuge.

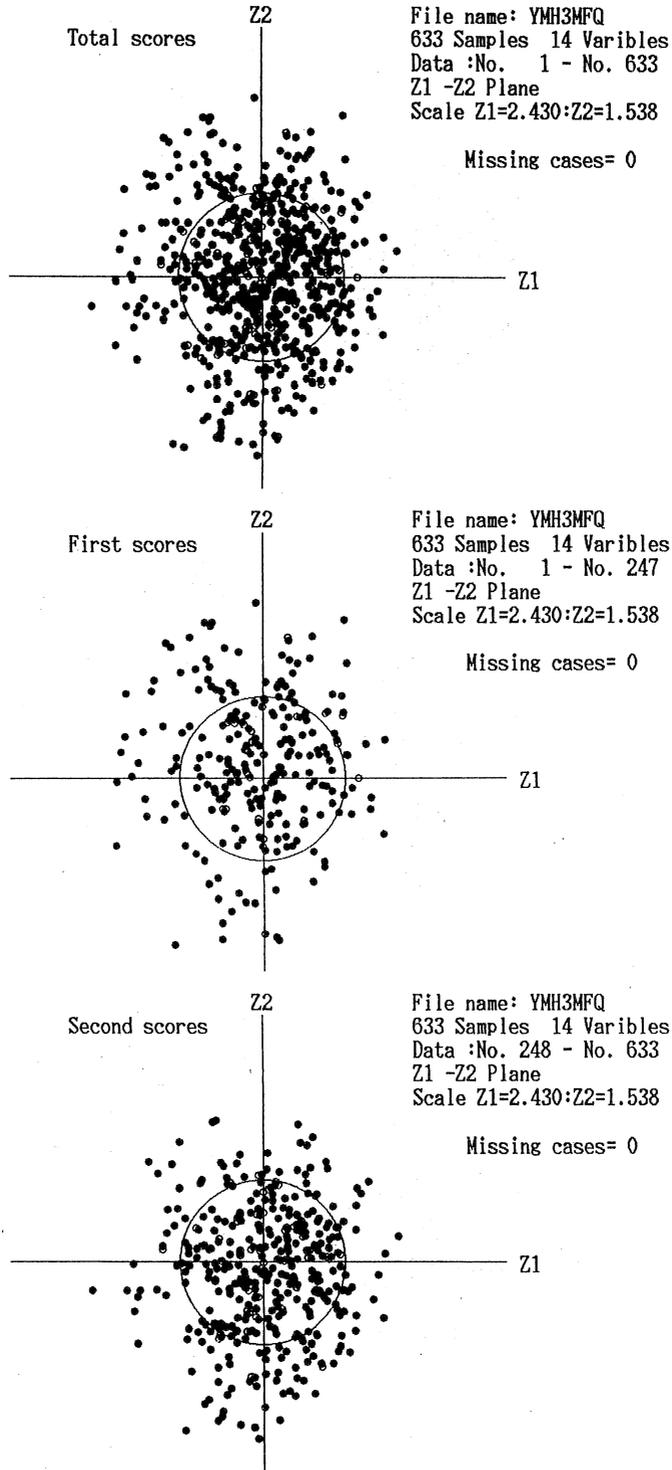


Fig. 7. Distribution pattern of scores on 1st PC (Z1) and 2nd PC (Z2) in Yamazoe.
(Notes : First scores=Male : Second scores=Female)

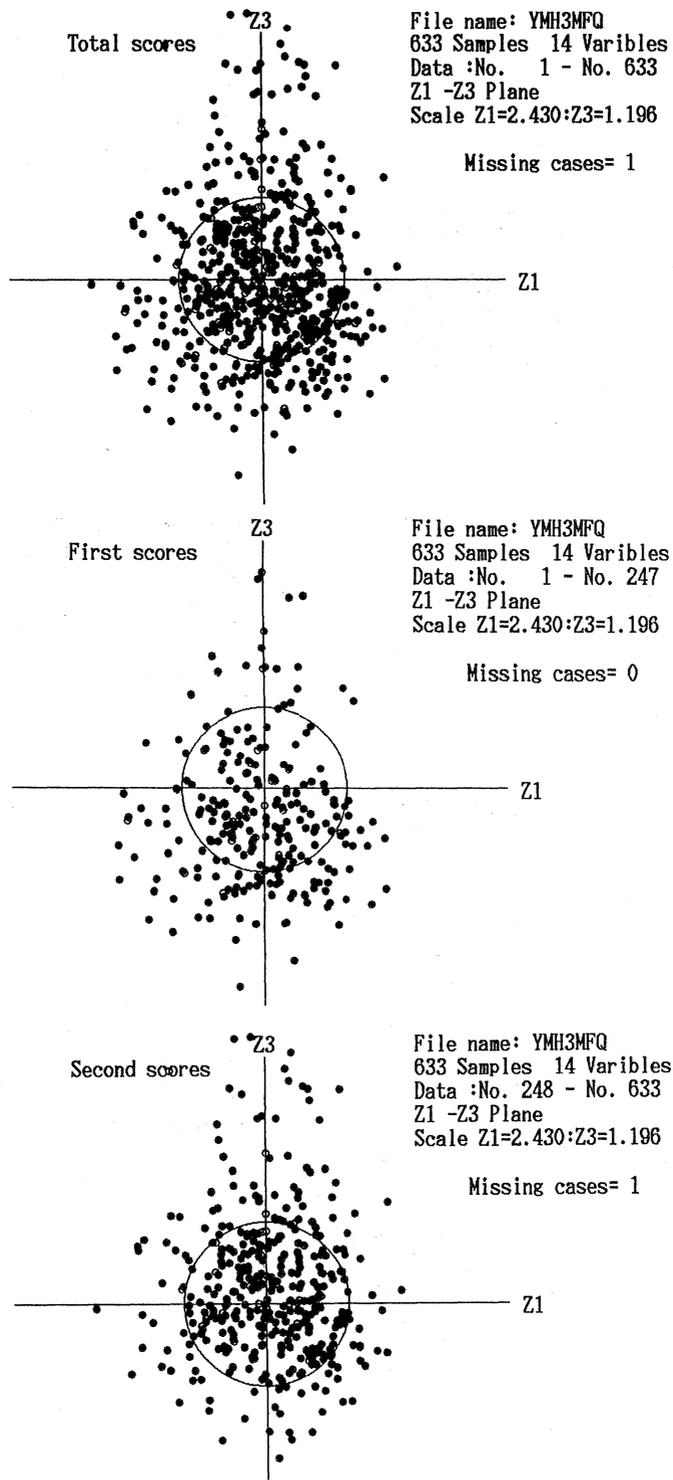


Fig. 8. Distribution pattern of scores on 1st PC (Z1) and 3rd PC (Z3) in Yamazoe.

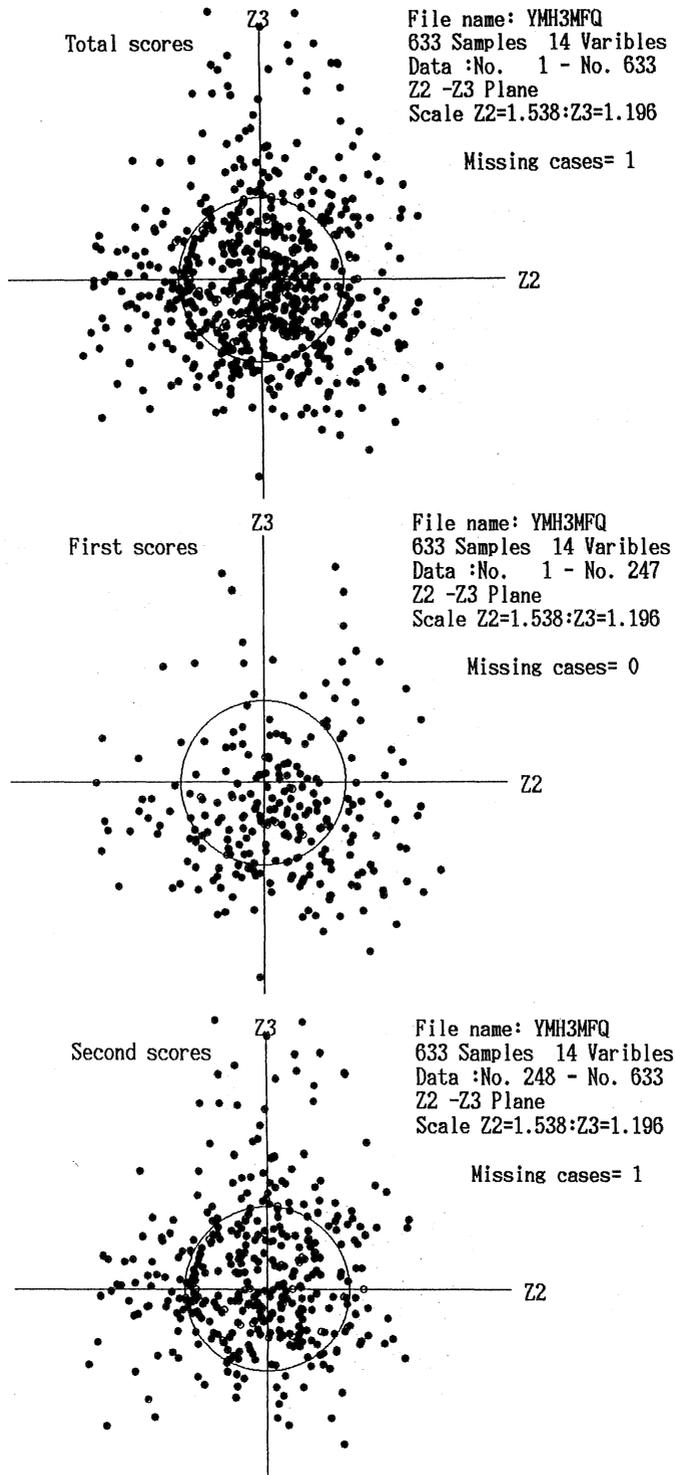


Fig. 9. Distribution pattern of scores on 2nd PC (Z2) and 3rd PC (Z3) in Yamazoe.

9-1で、先に述べたようにZ2軸、Z3軸における分散は大きい。Z2軸の円形から正の側への分散が大きくなるほど野菜料理型食構造が強い集団、換言すれば野菜主体の農村型食生活構造への偏りが強く栄養学的に問題のある集団であることを示唆している。Z3軸の正の側はおかゆ型食構造の領域で、これに属し強い偏りを示す人々が多い。従って第一象限に分布する集団は栄養学的アンバランスがおかゆによって更に増強されている集団であり、第4象限の円形外に散在する集団はおかゆに代わってごはんとなっている。全数の散布図を男女別に分け、

その差を比較したのがFig.9-2、-3である。男はごはん型、女はおかゆ型の関係をよく表している。

このように主成分分析によって求められた主成分因子負荷量、あるいは主成分得点による散布図によって各村における食生活構造の特性および個人レベルの食生活における栄養学的偏りを把握することができ、これらの知見は個別栄養指導における有力な情報として寄与するものである。

2 重回帰分析

個別栄養指導において的確に問題点を指摘するために

Table 10. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis for all male subjects under study

| Criterion Var. | Explanatory Var (24) | | multi. corr. coeff. |
|----------------|---|-------------------------------------|---------------------|
| | positive Corr. | negative Corr. | |
| AGE | Q2***, Q5***, Q12***, EEG* | HGB***, Q1***, Q14* | 0.5083 |
| BMI | CHO***, SBP***, HGB*** | HDL***, CIG*** | 0.5157 |
| SBP | BMI***, ECG***, HGB**, BS** | | 0.4117 |
| ECG | SBP***, AGE*, BS* | HDL*, CIG, Q11* | 0.3282 |
| HGB | CHO***, BMI***, CIG** BS**, SAK* | AGE***, BS***, HDL** | 0.5287 |
| GOT | SAK*, SBP* | Q10* | 0.2571 |
| CHO | HGB***, BMI***, HDL***, Q9** | | 0.4300 |
| HDL | SAK***, CHO***, Q11* | BMI***, CIG***, Q14* | 0.4625 |
| | HGB*, ECG* | HGB**, ECG* | |
| BS | SBP**, ECG* | HGB***, Q14* | 0.3050 |
| Q1 | Q10**, Q12*, Q13* | AGE***, Q9*** | 0.3257 |
| Q2 | AGE***, Q13**, Q12* | Q5 | 0.3417 |
| Q3 | Q7***, Q9**, Q4**, SAK** | | 0.3764 |
| Q4 | Q10***, Q5**, Q3** | | 0.3602 |
| Q5 | AGE***, Q8***, Q11**, Q4**, Q10**, Q12** | Q2* | 0.4215 |
| Q6 | Q11* | SAK*, Q9* | 0.2620 |
| Q7 | Q13**, Q3***, Q10**, Q8* | | 0.4565 |
| Q8 | Q10***, Q5***, Q9**, Q7* | | 0.4180 |
| Q9 | Q8**, Q14**, CHO**, Q3** | CIG***, Q1***, HDL**, Q6** | 0.3929 |
| Q10 | Q4***, Q8***, Q7**, Q5**, Q1**, Q11* | GOT* | 0.4741 |
| Q11 | Q12**, Q5**, Q10*, HDL*, Q13*, Q6* | CIG* | 0.3836 |
| Q12 | Q13***, Q11***, AGE***, Q5** Q5**, Q2**, Q1* | HDL* | 0.4146 |
| Q13 | Q7***, Q12***, Q14***, Q2** Q1* | | 0.4305 |
| Q14 | Q13**, Q9** | SAK***, HDL***, BS*, AGE* | 0.4070 |
| CIG | SAK***, HGB** | HDL***, Q9***, BMI***, Q11* ECG* | 0.3918 |
| SAK | HDL***, CIG***, Q3**, GOT*, HGB, ECG | Q14*, Q6* | 0.4145 |

Abb; BMI: Body Mass Index; SBP: Systolic Blood Pressure; BS Blood Sugar

CIG: Cigarette; SAK: Alcohol

* : p<0.05; ** : p<0.01; *** : p<0.001

は健診検査結果と食生活調査結果との関連性を明らかにしておく必要がある。今回重回帰分析を用いて両者の各項目間の相関性の有無の検討をおこなった。

分析に用いた健診項目は、年齢(AGE)、体型(BMI)、収縮期血圧(SBP)、心電図(ECG)、血色素(HGB)、GOT、総コレステロール(CHO)、HDL-コレステロール(HDL)、血糖(BS)、タバコ(CIG)、アルコール(SAK)の11項目とし、これらの項目に類似し相関性の強い項目は分析結果に影響するため除いた。アンケート14項目を加え全25項目を変数として分析を行った。

大和高原三村の分析結果を男女別に、目的変数に対す

る説明変数の標準偏回帰係数が有意性を示す項目のみを正、負相関に分けて Table 10(男)、Table 11(女)に、また村毎の分析結果は Table 11-Table 17 に示した。村毎の分析結果は、三村総合の分析結果と大差がないために村毎、項目毎の検討は省略し、結果のみを表示した。

三ヶ村の男女の代表的項目、例えば男の場合、年齢を目的変数としたとき正相関を示す項目としてはQ2(おかゆ)、Q5(魚)、Q12(漬物)など、負の相関を示す項目としてはQ1(ごはん)、Q14(甘い物、ソフトドリンク類)があげられる。このことは加齢につれておかゆ、魚、漬物などの摂取が多いことを意味し、逆に加齢によってご

Table 11. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis for all study female subjects

| Crite rion Var. | Explanatory Var (24) | | multi. corr. coeff. |
|-----------------------|--|-------------------------------------|---------------------------|
| | positive Corr. | negative Corr. | |
| AGE | SBP***, Q2**, Q12***, Q5***, CHO***, Q11**, GOT*** | HDL***, BMI***, Q4**, Q14* | 0.4630 |
| BMI | SBP***, CHO***, HGB*** | HDL***, AGE**, CIG** | 0.4042 |
| SBP | ECG***, BMI***, AGE***, HGB** | SAK* | 0.4908 |
| EGB | SBP*** | BMI* | 0.3831 |
| HGB | CIG***, CHO***, SBP***, BMI*** Q8*, AGE* | Q7** | 0.3769 |
| GOT | AGE***, SAK**, CHO**, Q1* | | 0.2360 |
| CHO | HDL***, BMI***, HGB***, AGE***, BS**, Q9** | | 0.3954 |
| HDL | CHO***, Q9*, Q11* | BMI***, AGE***, CIG*, Q12*, ECG* | 0.3618 |
| BS | AEG***, CHO***, Q13* | Q5**, CIG* | 0.2922 |
| Q1 | Q12*, Q7**, Q5**, GOT* | | 0.2588 |
| Q2 | AGE***, Q13**, Q12* | | 0.2633 |
| Q3 | Q4***, Q11***, Q9***, Q7***, Q5** | | 0.4036 |
| Q4 | Q10***, Q3***, Q7***, Q5**, Q9** | Q6***, AGE** | 0.4389 |
| Q5 | Q8***, AGE***, Q10***, Q11***, Q4**, Q3**, Q9** | BS**, CIG* | 0.4243 |
| Q6 | Q5*, Q1* | Q4*** | 0.2432 |
| Q7 | Q13***, Q3***, Q4***, Q1**, Q11**, Q14*, Q10* | HGB** | 0.4335 |
| Q8 | Q5***, Q10**, HGB* | CIG*** | 0.3434 |
| Q9 | Q3***, Q5**, 4**, CHO** | | 0.3214 |
| Q10 | Q4***, Q8***, Q14**, Q5**, Q13*, Q9*, Q7* | SAK* | 0.4352 |
| Q11 | Q3***, Q12***, Q5***, Q13**, Q14** AGE**, Q7*, HDL* | | 0.3786 |
| Q12 | Q13***, AGE***, Q11***, Q14*** Q1***, Q2* | HDL* | 0.4044 |
| Q13 | Q7***, Q14***, Q12***, Q11** Q10*, Q2*, BS* | | 0.4379 |
| Q14 | Q13**, Q10***, Q12**, Q11**, Q7* | CIG**, AGE* | 0.3852 |
| CIG | SAK***, HGB*** | Q8***, Q4**, BMI**, HDL*, BS* | 0.4718 |
| SAK | CIG***, GOT**, | Q10*, SBP* | 0.4265 |

Abb: Refer to the footnote in table 10

Table 12. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis for male subjects in Takigase

| Crite- rion Var. | Expl. V. (24) | | multi. corr. coeff. |
|------------------------|------------------------------------|------------------------|---------------------------|
| | PLUS Corr. | MINUS Corr. | |
| AGE | Q5***, ECG* | HGB* | 0.6224 |
| BMI | SBP*** | HDL*** | 0.6271 |
| SBP | BMI***, ECG**, HDL** | Q1* | 0.6419 |
| ECG | SBP***, AGE*** | | 0.5227 |
| HGB | CHO*** | GOT**, Q3**, AGE*, Q1* | 0.6967 |
| GOT | Q5* | HGB**, CHO* | 0.5767 |
| CHO | HGB* | GOT* | 0.5023 |
| HDL | SBP** | BMI*** | 0.5848 |
| BS | | | 0.4159 |
| Q1 | | Q9**, HGB*, SBP* | 0.5171 |
| Q2 | Q10*, Q3* | Q5** | 0.5811 |
| Q3 | Q3* | HGB**, CIG* | 0.6031 |
| Q4 | | | 0.4543 |
| Q5 | Q10***, Q8**, Q11** AGE**, GOT* | Q2** | 0.7375 |
| Q6 | Q7 | | 0.4401 |
| Q7 | Q13**, Q6* | Q12* | 0.5518 |
| Q8 | Q5**, Q9** | | 0.3932 |
| Q9 | Q8**, Q14* | Q1** | 0.5880 |
| Q10 | Q5***, Q2* | | 0.5943 |
| Q11 | Q5** | | 0.5787 |
| Q12 | | Q7* | 0.5558 |
| Q13 | Q7*** | | 0.6117 |
| Q14 | Q9* | SAK* | 0.4259 |
| CIG | | Q3* | 0.5248 |
| SAK | | Q14* | 0.4916 |

Abb : Refer to the footnote in table 10

はん、甘い物の摂取は減ることを意味する。女でも正相関を示す項目は男の場合と同じ傾向を示し、Q11(味噌汁)が加わっている。反対に負相関の項目にはQ4(肉類)、Q14(甘い物、ソフトドリンク類)があげられ、加齢に伴って肉類の摂取が減少するのは理解できるにしても、甘い物の摂取が減少することには異論があり再検討する必要がある。

三村の女は貧血傾向者が多いことが知られており、ヘモグロビンについてみるとタバコ、総コレステロール、血圧、体型などが強い正相関($p < 0.001$)を示し、Q8(野菜料理)、年齢の関与も示される。HGBに対し、タバコ、CHOが相関する事は文献的⁹⁾にも知られたことであるが、負の相関性を示すものとしてQ7(かまぼこ、ちくわ等の練り製品)が抽出されたことは予想外のことで、当該地における貧血指導には特に注意すべき食品であることを示している。

男の総コレステロールは、HGB、体型、HDL、Q9(牛乳、乳製品)に対して正相関を示し、女では男と同じ傾向

であるが、年齢、血糖も追加される。

血糖について男では血圧、心電図が正相関を示し、HGB、Q14(甘い物、ソフトドリンク類)が負の相関性を示している。女では年齢、総コレステロール、佃煮が正に、Q5(魚類)、タバコが負の相関性を示している。

一方、食生活調査票の中で代表的な項目として、例えばQ1(ごはん)を目的変数とした男の場合では、偏相関係数の有意な項目として、Q10(油炒め)、Q12(漬物)、Q13(佃煮)などが正に、年齢、およびQ9(牛乳、乳製品)は負の相関を示している。

Q2(おかゆ)の場合は加齢に伴っておかゆ摂取頻度が男女ともに増加し、Q12(漬物)、Q13(佃煮)などの塩分の多い食品が正相関を示す。

Q3(卵)、Q4(肉類)、Q5(魚類)はそれぞれ蛋白質源の項目で、それぞれ相互に有意性のある説明変数となっている。その中で、Q5(魚類)を目的変数とした時、負の相関が認められた項目には、男でおかゆ、女では血糖、タバコが示されたが、魚と血糖との逆相関に関して理解しに

Table 13. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis female subjects in Tukigase.

| Crite- rion Var. | Explanatory Var. (24) | | multi. corr. coeff. |
|------------------------|----------------------------------|--------------------|---------------------------|
| | positive Corr. | negative Corr. | |
| AGE | SBP**, CHO**, Q12** GOT*, Q2* | HDL** | 0.5978 |
| BMI | HGB***, CHO* | HDL***, GOT*, Q10* | 0.5597 |
| SBP | ECG***, AGE**, HGB* | Q11* | 0.6124 |
| ECG | SBP*** | | 0.5126 |
| HGB | BMI**, SBP* | Q7* | 0.5056 |
| GOT | | BMI* | 0.3610 |
| CHO | HDL***, AGE**, BMI** Q9* | GOT* | 0.5592 |
| HDL | CHO*** | BMI***, AGE** | 0.5180 |
| BS | CHO** | | 0.4028 |
| Q1 | Q6* | Q9* | 0.3219 |
| Q2 | AGE*, Q8* | | 0.4142 |
| Q3 | Q4**, Q11* | | 0.4483 |
| Q4 | Q3** | | 0.4676 |
| Q5 | Q11**, Q10*, Q9* | | 0.4243 |
| Q6 | Q1* | | 0.3846 |
| Q7 | Q13***, Q10** | HGB** | 0.6304 |
| Q8 | Q2* | | 0.3932 |
| Q9 | CHO* | Q1** | 0.4822 |
| Q10 | Q7**, Q5* | Q11*, BMI* | 0.5228 |
| Q11 | Q12**, Q5**, Q3* | Q10** | 0.4785 |
| Q12 | Q11**, AGE**, Q13* Q14* | | 0.5208 |
| Q13 | Q7***, Q14**, Q12* | | 0.5500 |
| Q14 | Q13**, Q12* | | 0.4328 |
| CIG | | | 0.2851 |
| SAK | | | 0.3679 |

Abb : Refer to the footnote in table 10

くい点があり今後の課題である。

Q7(練り製品)については男女ともQ13(佃煮), Q3(卵)に強い相関性がみられ, 次いでQ13(油炒め), Q8(野菜料理)との相関性がみられることは, この食品の保存性, 料理の簡便性によって三村では広く利用されていることを示している。その反面, 女では練り製品がヘモグロビンに対し逆相関を示すことは先に指摘したように栄養指導では特に注意する点である。

Q14(甘い物, ソフトドリンク類)に対し, 男はQ13(佃煮), Q9(牛乳, 乳製品)が正相関を示し, 逆相関するものとしては, 酒, HDL, 血糖, 年齢がある。女はQ13(佃煮), Q10(油炒め), Q12(漬物), Q11(味噌汁), Q7(練り製品)などが正に, タバコ, 年齢は負の相関を示している。

このように目的変数と説明変数との相関性については文献的にも妥当性なものあるいは理解しにくい項目もあ

り, さらに検討を重ねる必要がある。¹⁰⁻¹⁴⁾

考 察

成人病に係る食生活が重視され, 食生活の解析が重要な課題となっている。食生活は近年多様化し益々複雑多岐にわたる食要因から成り立っており, その分析には多変量解析の応用が多く試みられている。¹⁵⁻¹⁹⁾

主成分分析は, 多数の変数から数少ない主成分という互いに無相関な合成変数を作るための多変量解析の一手法で, 食生活調査における多数の項目から対象集団の食生活構造の特性を解析する方法としては有用である。今回この手法を用いて大和高原三村の食生活構造の検討を行った。

主成分因子負荷量は Table 6-1 に表示した通り, 第一主成分として魚, 卵, 肉, 油炒め, 練り製品, 佃煮, これらに加え味噌汁, 野菜料理, 漬物などが抽出された。

Table 14. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis male subjects in Tuge.

| Criterion Var. | Explanatory Var. (24) | | multi. corr. coeff. |
|----------------|----------------------------------|--------------------|---------------------|
| | positive Corr. | negative Corr. | |
| AGE | Q12**, Q5, Q2* | HGB***, Q1* | 0.4870 |
| BMI | CHO***, HGB**, SAK*, SBP* | HDL***, CIG* | 0.5409 |
| SBP | HGB***, ECG**, BS*, BMI* | Q10* | 0.3957 |
| ECG | SBP*** | | 0.3242 |
| HGB | CHO***, SBP**, BMI* | AGE***, BS*, Q1* | 0.5968 |
| GOT | | Q6* | 0.3133 |
| CHO | HGB***, BMI***, HDL* | | 0.4695 |
| HDL | SAK***, CHO* | BMI***, Q14** | 0.4800 |
| BS | | HGB*, Q14* | 0.3555 |
| Q1 | Q13***, Q10** | Q4*, AGE*, HGB* | 0.4137 |
| Q2 | AGE**, Q6* | | 0.3855 |
| Q3 | Q7***, Q9* | | 0.4036 |
| Q4 | Q10***, Q5** | Q1**, Q6* | 0.4750 |
| Q5 | AGE**, Q4**, Q11**, Q12** | | 0.4655 |
| Q6 | Q2* | Q4*, GOT* | 0.3382 |
| Q7 | Q3***, Q13**, Q10* | | 0.4812 |
| Q8 | Q10**, Q9*, Q11* | | 0.4243 |
| Q9 | Q3*, Q8*, Q13* | CIG*** | 0.4685 |
| Q10 | Q4***, Q6**, Q1**, Q14* | SBP* | 0.5430 |
| Q11 | Q5*, Q10*, Q8* | | 0.4030 |
| Q12 | Q13***, AGE**, Q5* | | 0.4376 |
| Q13 | Q1***, Q12***, Q7**, Q14* Q9* | | 0.5083 |
| Q14 | Q13**, Q9**, Q10* | SAK***, HDL**, BS* | 0.4958 |
| CIG | SAK** | Q9***, BMI* | 0.4205 |
| SAK | HDL***, CIG**, BMI* | | 0.4688 |

Abb : Refer to the footnote in table 10

旧来から言われてきたご飯、味噌汁、漬物、目刺しを主体とした農村型食構造とは全く違った食構造を形成していることが明らかになった。この中でかまぼこ、ちくわ等の練り製品や佃煮などは調理の簡便さ、保存性から好まれていることを示している。このように三村における食生活構造は多様化し、食生活の改善志向が見られることから本報では一応、三村における第一主成分は改善型食構造を表しているものと考えたい。

第二主成分ではごはん、佃煮、塩干魚、漬物が主成分として抽出されているが、これは旧来の農村型を代表する要因の一つである味噌汁が佃煮、塩干魚に変わったもので本質的には農村型とみられる。

第三主成分には野菜類、第四主成分にはおかゆが主とした食要因となっている。

三村全体からみれば近年の日本人の食生活を反映し、農村においても旧来の農村型から改善型への変化が認められる。その反面今なお農村型食生活を保持し続ける集団、或いは野菜型、おかゆ型など多様な食生活構造を形

成している集団からなっていることが示唆されている。このように栄養学的な偏りの強い集団の成人病との係り合いについて今後継続的観察が必要である。

主成分因子負荷量から各村における食生活構造の特性が明らかにされ、次いで個人レベルにおける食生活構造について検討するため、主成分得点から各次元における散布図を作成し、栄養学的偏り集団の特定を試みた。

各村とも第一主成分を形成する改善型集団については問題がなく、第二主成分の農村型形成集団は旧来型食生活に新たに佃煮、塩干物が加わり、第二主成分の偏りの強さから塩分過剰摂取の傾向集団を特定しうる。全般的に農村型は女が強い傾向を示している。

第三主成分では練り製品、おかゆ摂取の偏重集団が女に多いことを明らかにした。練り製品は保存性、調理の簡便性から広く販売され、摂取頻度の高い食品の一つとなっているが、その偏重は栄養のバランス、塩分摂取などの問題を含んでいる。

都祁、山添両村では第三主成分がおかゆで、男よりも

Table 15. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis female subjects in Tuge.

| Criterion Var. | Explanatory Var. (24) | | multi. corr. coeff. |
|----------------|---------------------------------|------------------------------|---------------------|
| | positive Corr. | negative Corr. | |
| AGE | BS***, GOT***, Q12**, SBP | Q4**, HDL* | 0.5436 |
| BMI | CHO***, SBP*** | HDL*** | 0.3878 |
| SBP | ECG***, HGB***, BMI** | Q9**, Q6* | 0.5164 |
| ECG | SBP*** | | 0.4224 |
| HGB | SBP***, CIG***, Q8*, CHO* | Q7** | 0.4195 |
| GOT | SAK***, AGE*** | CIG** | 0.4235 |
| CHO | BMI***, HGB* | | 0.3429 |
| HDL | | BMI***, AGB**, CIG* | 0.3123 |
| BS | AGE***, Q6** | Q5**, CIG* | 0.3225 |
| Q1 | Q10**, Q12* | | 0.3092 |
| Q2 | Q6* | | 0.2771 |
| Q3 | Q4***, Q11***, CIG**, Q9*, AGE* | | 0.4687 |
| Q4 | Q7***, Q10***, Q3***, Q9* | AGE** | 0.5076 |
| Q5 | SAK**, Q8**, Q9**, AGE**, Q6* | BS**, CIG* | 0.4752 |
| Q6 | BS**, Q5*, Q2* | BS* | 0.3509 |
| Q7 | Q4***, Q13**, Q11* | HGB** | 0.4841 |
| Q8 | Q10**, Q5**, HGB* | CIG** | 0.3782 |
| Q9 | Q5**, Q3*, Q4 | SBP** | 0.3995 |
| Q10 | Q4***, Q14***, Q8**, Q1* | | 0.4817 |
| Q11 | Q13***, Q7**, Q12**, Q13* | | 0.4287 |
| Q12 | Q13***, AGE**, Q11**, Q14*, Q1* | | 0.4259 |
| Q13 | Q14***, Q12***, Q7** | | 0.4601 |
| Q14 | Q13**, Q10*, Q12* | CIG* | 0.4279 |
| CIG | SAK***, HGB***, Q3** | Q8**, Q5**, GOT*, HDL*, GLU* | 0.5777 |
| SAK | CIG***, GOT***, Q5** | | 0.5679 |

Abb : Refer to the footnote in table 10

女に偏りが強いことが示された。大和高原三村のおかゆ摂取頻度は平成3年度全体で31%(男28%,女33%)であった。この地域におけるおかゆ摂取頻度に関する和田文献²⁰⁾によれば1985年全体で23%(男22%,女24%)と報告されており、近年おかゆ摂取が僅かながら増加傾向を示していることになる。各村におけるおかゆ関連、主としてZ2, Z3の散布図によれば男よりも女のおかゆ偏重者が多いことが示されている。和田²⁰⁾によればおかゆそのものが栄養学的に問題があるのではなく、おかゆの過剰摂取が満腹感をよび、副食摂取不足を引き起こすことに問題があることを指摘している。

今回の調査からおかゆ摂取集団の成人病との因果関係は明かにされていないが、栄養学的偏りに起因する健康障害は今後の問題として、おかゆ摂取者に対しては副食摂取状況の把握が栄養指導に欠かせない要点である。重回帰分析では食生活調査の項目毎に対する説明変数との

関連性を明らかにすることができた。三村全体の結果はTable 10, 11に示した通り、おかゆは男女とも年齢($p < 0.001$)、佃煮($p < 0.01$)、漬物($p < 0.05$)に正の相関が示されている。このことは加齢に伴っておかゆ摂取が多くなり、佃煮、漬物が主なおかずとなっていることを示唆し、栄養学的偏りの強いことを裏付けている。その他、練り製品が改善型食生活構造の要因であることは既に指摘した通り、佃煮($p < 0.01$)、卵($p < 0.001$)、油炒め($p < 0.01$)、野菜($p < 0.05$)、女ではこれに肉類($p < 0.001$)などが加わり、これら料理の材料として広く利用されていることを示している。反面、負の相関性を示す項目としてHGB($p < 0.01$)が抽出されているが、これは調理の材料として練り製品が利用されることではなく、料理加工することなしに単品としての摂取が栄養のアンバランスを引き起こしヘモグロビンの低下に関係している可能性が強い。このため練り製品摂取者についてはカルテの

Table 16. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis for male subjects in Yamazoe.

| Crite- rion Var. | Explanatory Var. (24) | | multi. corr. coeff. |
|------------------------|----------------------------|---------------------|---------------------------|
| | positive Corr. | negative Corr. | |
| AGE | Q2*, BMI* | HGB** | 0.4567 |
| BMI | CHO***, SBP***, HGB** | HDL*** | 0.5098 |
| SBP | GOT***, ECG**, BMI*, BS* | | 0.5003 |
| ECG | SBP**, SAK* | Q13* | 0.3750 |
| HGB | CIG*, GOT*, CHO* | AGE**, Q3**, Q13* | 0.4952 |
| GOT | GBP***, HGB*, Q3* | | 0.4152 |
| CHO | BMI***, HDL***, SBP*, HGB* | Q11* | 0.5096 |
| HDL | CHO***, Q13**, SAK* | BMI***, CIG**, Q14* | 0.5478 |
| BS | SBP* | | 0.2980 |
| Q1 | | SAK* | 0.3594 |
| Q2 | AGE*, Q12* | Q5* | 0.3542 |
| Q3 | Q7***, Q4*, GOT | HGB** | 0.4342 |
| Q4 | Q10**, Q3, Q14* | | 0.3857 |
| Q5 | | Q2* | 0.4119 |
| Q6 | Q12*, Q11* | Q9* | 0.4086 |
| Q7 | Q3***, Q13** | | 0.4706 |
| Q8 | Q10** | | 0.4513 |
| Q9 | | CIG, Q6* | 0.3864 |
| Q10 | Q8**, Q4*, Q11 | | 0.4799 |
| Q11 | Q6*, Q10*, Q12* | CIG*, CHO* | 0.4633 |
| Q12 | Q13**, Q6*, Q11*, Q2* | | 0.4975 |
| Q13 | Q14**, CIG**, Q7**, Q12** | ECG* | 0.4937 |
| Q14 | Q13**, Q4* | SAK**, HDL* | 0.4403 |
| CIG | Q13**, SAK**, HGB* | HDL**, Q9**, Q11* | 0.4837 |
| SAK | CIG**, HDL*, ECG* | Q14** | 0.4706 |

Abb : Refer to the footnote in table 10

HGB 濃度の点検が必要であることを示している。

佃煮が多くの項目と正相関を示していることは保存性から簡便食品として広く食されている証である。女では血糖が正の相関($p < 0.05$)を示し、佃煮摂取群については血糖の点検が必要であることを示している。各村における結果についても、項目毎に相関性の強い説明変数については逐次カルテとの照合が必要である。

む す び

大和高原三村における総合健診では健診の最終段階で受診者の個別指導がおこなわれている。保健婦が担当する生活保健指導は健診判定結果に従って指導が行われるため、指導における誤りは殆ど有り得ない。これに対し個別栄養指導においては、健診カルテに記載された過去の検査結果を踏まえ、当日に提出した食生活調査票による食習慣を見比べて、改善すべき食生活の問題点を即座に見つけ出すことが求められる。成人病予防、あるいは健康づくりの食生活ガイドラインは参考にはなるが、画一的な判断基準ではない。従って指導に当たる栄養士、

指導医の裁量に頼らざるをえないのが現状である。

そこで個別栄養指導が的確、迅速、画一的に行われるための基礎資料、特に大和高原三村の食生活構造の特異性を明らかにし、地域に適合した指導に役立つ基礎資料を作るため、食生活調査票の主成分分析を行った。

主成分因子負荷量の解析から、第一主成分は改善型食生活構造、第二主成分は農村型食生活構造を示し、第三、第四主成分は村によって異なり、おかげ、ソフトドリンク類、野菜等が三村における食生活の要因となっていることを明らかにした。因子負荷量から地域集団の食生活構造の特性を推定することはできるが、個人レベルにおける食生活の偏りの検討は、個人の主成分得点による分析が必要である。各次元における主成分得点の散布図を作成し、食生活の偏り集団の特定、或いは男女の相違点を明らかにした。

このように地域における集団および個人レベルの食生活の問題点が明らかにされことは、当該地の個別指導において参考資料として役立つことが期待される。

一方健診情報 11 項目と食生活調査項目 14 項目との重

Table 17. Partial correlation coefficients of Explanatory Variables against Criterion Variable using multiple regression analysis for female subjects in Yamazoe

| Crite- rion Var. | Explanatory Var. (24) | | multi. corr. coeff. |
|------------------------|----------------------------------|---------------------|---------------------------|
| | positive Corr. | negative Corr. | |
| AGE | Q2***, Q5**, CHO**, Q12*, Q6* | BMI**, HDL**, CIG* | 0.4964 |
| BMI | SBP***, CHO**, HGB* | | 0.4579 |
| SBP | ECG***, BS**, Q1* | | 0.4970 |
| ECG | SBP***, BS**, Q1* | Q5* | 0.4181 |
| HGB | CHO***, CIG***, BMI*, SBP* | | 0.4302 |
| GOT | AGE* | Q12** | 0.2882 |
| CHO | HDL***, HGB***, BMI**, AGE** | | 0.4760 |
| HDL | CHO***, Q9* | BMI***, AGE**, Q12* | 0.4661 |
| BS | ECG** | Q4* | 0.3508 |
| Q1 | Q7**, Q12**, ECG* | | 0.3301 |
| Q2 | AGE*** | | 0.7596 |
| Q3 | Q7***, Q9**, Q4** | | 0.4260 |
| Q4 | Q10***, Q5**, Q3** | BS* | 0.4562 |
| Q5 | Q8***, AGE**, Q4** | ECG* | 0.4470 |
| Q6 | Q7**, HDL* | Q4**, Q9*, AGE* | 0.3109 |
| Q7 | Q13***, Q3***, Q6**, Q14**, Q1** | | 0.4511 |
| Q8 | Q10***, Q5***, SBP* | | 0.4089 |
| Q9 | Q3**, HDL* | Q6* | 0.3443 |
| Q10 | Q4***, Q8**, Q13** | SBP* | 0.4484 |
| Q11 | Q14***, Q13**, Q12* | | 0.4426 |
| Q12 | Q13**, Q1*, AGE*, Q11* | GOT**, HDL* | 0.4204 |
| Q13 | Q7***, Q12**, Q11*, Q10* | | 0.4514 |
| Q14 | Q11**, Q7** | CIG** | 0.4216 |
| CIG | SAK***, HGB*** | Q14**, BMI*, AGE* | 0.4760 |
| SAK | CIG*** | | 0.4175 |

Abb : Refer to the footnote in table 10

回帰分析を行い、各項目を目的変数にした場合の説明変数の相関性の検討において、多数の項目は文献的に妥当性ある結果がえられた。しかし中には今後の調査で再検討を要する項目もみられる。

本研究に当たり、絶大なご協力を頂いた奈良県奈良保健所の保健婦、栄養士をはじめとし関係各位、各村診療所の諸先生方、保健婦、および月ヶ瀬村、都祁村、山添村の関係各位に深謝の意を表します。

本論文の要旨は第13回奈良県公衆衛生学会(平成4年11月19日)で発表した。

文 献

- 厚生省大臣官房老人保健福祉部：平成2年度全国市町村別健康マップ数値表。財団法人健康・体力づくり事業団，東京，p 45, p 224, 1991.
- 八木国夫：代謝 25 (9) : 25, 1988.
- 奥野忠一，久米 均，芳賀敏郎，吉沢 正：多変量解析法。日科技連，東京，1981.
- 田中 豊，垂水共之，脇本和昌：パソコン統計解析ハンドブック II多変量解析編。共立出版，東京，1984.
- 市川雅教，柳井晴夫：公衆衛生 47 : 603, 1983.
- 奥野忠一，芳賀敏郎，矢島敬二，奥野千恵子，橋本茂司，古賀陽子：統多変量解析法。日科技連，東京，1967.
- 高木廣文，服部芳明，柳井晴夫：公衆衛生 47 : 671, 1983.
- 柳井晴夫，松村康弘，木村信子，高木廣文：公衆衛生 47 : 744, 1983.
- 厚生省：喫煙と健康。厚生省，東京，p 48, 1988.
- Avocaro, P., Cazzolato, G. and Bon, G. B. : Atherosclerosis 31 : 85, 1978.
- Hulley, b. b., Cohen, R. and Widdowson, G. : JAMA. 328 : 2269, 1977.
- Enger, S. C., Herbjørnsen, K. and Erikssen,

- J.: Scand. J. Clin. Lab. Invest. **37**: 251, 1977.
- 13) 中井継彦: HDL 代謝・測定・臨床. 中外医学社, 東京, 1986.
- 14) 中村治雄: Mediac Practice **9**(4): 534, 1992.
- 15) 飯泉久子, 阪部京子, 古武弥国, 田崎武信, 雨宮武彦: 日本公衛誌. **27**: 543, 1980.
- 16) 飯泉久子, 阪部京子, 古武弥国, 田崎武信, 雨宮武彦: 栄養と食糧 **55**: 259, 1977.
- 17) 池田順子, 浅野弘明, 木村みさか, 永田久紀: 日本公衛誌. **29**: 616, 1982.
- 18) 木村美恵子, 松本晶博, 長井清久, 中川晋一, 糸川嘉則: 日衛誌. **42**: 231, 1987.
- 19) 森田明美, 木村美恵子, 糸川嘉則, 恒松徳五郎: 日衛誌. **47**: 467, 1992.
- 20) 和田昭治: 奈医誌. **37**: 502, 1986.