

青年と中高年における食生活とメンタルヘルスの関連性

The Relation between Dietary Habits and Mental Health in University Students and the Middle-aged

福 士 一 恵^{1,2)}

Kazue FUKUSHI

大久保 岩 男³⁾

Iwao OHKUBO

松 下 真 美⁵⁾

Mami MATSUSHITA

梅 澤 敦 子⁶⁾

Atsuko UMEZAWA

久 保 ちづる³⁾

Chizuru KUBO

武 蔵 学³⁾

Manabu MUSASHI

鈴 木 純 子³⁾

Junko SUZUKI

清 水 真 理³⁾

Mari SHIMIZU

百々瀬 いづみ⁵⁾

Izumi MOMOSE

小 林 良 子⁷⁾

Ryouko KOBAYASHI

古 川 直 美⁵⁾

Naomi FURUKAWA

森 谷 梨⁸⁾

Kiyoshi MORIYA

大 塚 吉 則⁴⁾

Yoshinori OHTSUKA

白 幡 亜 希⁵⁾

Aki SHIRAHATA

山 口 敦 子³⁾

Atsuko YAMAGUCHI

斉 藤 昌 之⁸⁾

Masayuki SAITO

峯 岸 夕紀子⁵⁾

Yukiko MINEGISHI

要旨

【目的】食事摂取量や食パターンとメンタルヘルスの関連性の検討を行うとともに、性年齢階層別の差違についても検討した。【方法】2012年7月～2013年4月に、札幌市及びその近郊の地域住民207名を対象とし、メンタルヘルスパターン(MHP)、簡易型自記式食事歴法質問票、食パターン調査を行った。MHP各得点と栄養素・食品摂取量を相関係数検定で解析し重回帰分析を行った。【結果】207名全体の栄養素摂取量を説明変数とし、各MHP得点を従属変数とする重回帰分析の結果では、葉酸($\beta=0.15$)、ダイゼイン($\beta=-0.27$)、亜鉛($\beta=0.16$)、飽和脂肪酸($\beta=-0.15$)が回帰された($p<0.05$)。男性青年群は他の群に比べてSCL得点が高く、摂取している栄養素量が乏しかった($p<0.05$)。【考察】夜食を摂取しない食パターンや葉酸、亜鉛の高摂取と飽和脂肪酸の低摂取がメンタルヘルス良好な状態に寄与している可能性が示唆された。【結論】食パターンや栄養素・食品摂取量は、性年齢階層別に違いがあり、これは、メンタルヘルスの状態と関連していた。

-
- 1) 前天使大学大学院看護栄養学研究科 (2015年6月30日受稿、2015年11月26日審査終了受理)
 2) 社会福祉法人千歳福祉会特別養護老人ホーム暢寿園
 3) 天使大学大学院看護栄養学研究科 4) 北海道大学大学院教育学研究院
 5) 天使大学看護栄養学部栄養学科 6) 名寄市立大学保健福祉学部栄養学科
 7) 元天使大学看護栄養学部栄養学科 8) 元天使大学大学院看護栄養学研究科

Purpose : This study investigated the relationship of the content of consumed food and nutrients and eating patterns to mental health, as well as the differences in these relationships when people are classified by gender and age.

Methods : The subjects were 207 people living in Sapporo City and the surrounding areas, including male and female residents. The study period was from July 2012 to April 2013. Mental Health Pattern (MHP), a brief self-administered diet history questionnaire, and an eating pattern survey were used. Individual MHP scores and food and nutrition intake amounts were analyzed using Pearson's correlation coefficient, and a multiple regression analysis was performed with the MHP score as the dependent variable.

Results : The overall results for all 207 people of the multiple regression analysis, with nutritional intake as the independent variable and individual MHP scores as the dependent variable, indicated that folic acid ($\beta = 0.15$), daidzein ($\beta = -0.27$), zinc ($\beta = 0.16$), and saturated fatty acid ($\beta = -0.15$) were significant variables ($p < 0.05$). In a comparison by gender and age, young men were found to have higher Stress Check List (SCL) scores than the other groups ($p < 0.05$).

Discussion : The results of the study suggest that a dietary pattern of not eating midnight snacks, high zinc intake, high folic acid intake, and low saturated fatty acid intake is related to a state of good mental health.

Conclusion : Dietary pattern and the intake amounts of food and nutrients are clearly related to mental health state, and it is indicated that there are differences according to gender and age.

キーワード : Mental health(メンタルヘルス)

Dietary habits (食生活)

Mental Health Pattern (MHP) メンタルヘルスパターン診断検査 (MHP)

Dietary patterns (食パターン)

I. 緒 言

近年日本では、メンタルヘルス不調が原因のひとつであるうつ病等の気分障害者総数は増加傾向を示している。うつ病等の気分障害の総患者数は、1996年の43.3万人から2005年には92.4万人と、2倍以上の増加となっている¹⁾。年間自殺者数もまた、1997年まで2万人前半で推移していたが、1998年には3万人を超えている²⁾。自殺の原因・動機で明らかなもののうち、最も多かったのは「健康問題」で、この中で最も多いのが「うつ病の悩み・影響」である²⁾。このように、うつ病の増加は深刻な社会問題である。

日本における自殺やうつ病の経済的損失を計算すると、2009年単年度の経済的便益の推定額は2兆7000億円にも及ぶと試算され³⁾、経済的損失が大きいことも社会的な問題の一つである。その他、日本の地域住民を対象とした調査では、うつ病の生涯有病率は6.2%⁴⁾であり、うつ病発症者の少なくとも60%が2度目の発症を経験し、2度経験したものが3度目を経験する確率は70%、同様に4度目を経験する確率は90%⁵⁾というようにうつ病は罹患率が高く、完治が難しく再発率も高い疾患である。また、治療を受けているうつ病患者の多くは服薬により副作用が出る⁶⁾ことや、治療脱落者が半数にのぼる⁷⁾ことから予防の重要性が考えられる。

ストレスの多い生活により、ストレスが許容範囲を超えると、心身の健康のバランスが崩れ、うつ病などのメンタルヘルス不調になる⁸⁾。うつ病は、ストレス反応を担う視床下部—下垂体—副腎皮質系の制御の障害により、免疫能の低下、内臓脂肪の増加、高血圧、インスリン抵抗性などの身体疾患を併発しやすく、メタボリックシンドロームにいたる可能性が示唆されている⁹⁾。このことから、うつ病が生活習慣病の発症を誘引することが考えられ、生活習慣病の予防のためにも、メンタルヘルスケアは重要であると考えられる。

これに対応する国策として、厚生労働省は「健康日本21(第2次)」にてメンタルヘルスケア対策項目を掲げている。その中で、社会生活を営むために必要な機能の維持・向上に関する目標の第1項として「こころの健康」を掲げ、自殺者の減少を課題とし、バランスのとれた栄養・食生活はこころの健康を保つための重要な基礎となると示している¹⁰⁾。

このようにメンタルヘルスの問題は大きく、食生活や栄養との関わりも指摘されている。

食生活がメンタルヘルスに与える影響については、いくつか報告されている。Takadaらによる日本人公務員を対象とした研究では、食事の欠食によっては抑うつ症状が、夜食摂取によっては自殺念慮が高まると報告されている¹¹⁾。西らによると、夜勤等により睡眠時間が不規則になることによる生活リズムの攪乱よりも、食パターンによる生活リズムの攪乱がメンタルヘルス状態に関与している可能性があるという結果を得ている¹²⁾。また、Nakaoらによるとメンタルヘルスの不調因子として不規則な食習慣が報告¹³⁾されている。これらのことから、食事の欠食等による食パターンの乱れがメンタルヘルスに関連していることが考えられる。栄養素摂取状況がメンタルヘルスに与える影響としては、Murakamiらによると日本人男性では葉酸摂取量が多いと抑うつ症状の有訴率は低く、n-3系多価不飽和脂肪酸摂取量と抑うつ症状との有意な関連は認められなかった¹⁴⁾。一方、大学生を対象とした報告では、n-3系多価不飽和脂肪酸を多く含む食品を摂取していない人は、摂取している人に比べ有意に抑うつ症状が高くなる¹⁵⁾ことや、地域男性住民を対象とした報告において、n-3系多価不飽和脂肪酸の摂取量が少ないほど抑うつ頻度は高いことが報告されている¹⁶⁾。その他、Nanriらによる地方自治体職員を対象とした報告では、野菜、果物、大豆製品、きのこを高摂取する食事において、抑うつ症状に対する予防効果が示唆されている¹⁷⁾。また、芋類、きのこ類、その

他の野菜を高摂取する「和風お惣菜食パターン」は、健康関連 QOL である「全体的健康観」や「社会生活機能」の向上に影響すると報告されている¹⁸⁾。一方、野菜や果物、豆類、全粒穀類等を高摂取とする「healthy pattern」はメンタルヘルスと関連はないが、緑の野菜、果物の摂取とメンタルヘルスとの好ましい関連が示唆されている¹⁹⁾。

このように、メンタルヘルスと食事や食事摂取パターンの関連についてはいくつかの報告はあるが、n-3 系多価不飽和脂肪酸と抑うつ症状のように結果が一致していない報告もあり、今後さらなる研究が必要と考えられる。一方、国民の食生活をみると 10 年前に比べ、魚類の摂取量の減少や朝食欠食率の増加という食生活の変化や、20 歳代女性のやせや 30 歳代以降の男性の肥満者の割合は増加²⁰⁾しており、食パターンの変化や栄養バランスの偏りなど栄養に関する問題は依然存在している。このように、日本人の現状として世代間での食生活の違いや、性別による肥満者の割合の差などが指摘されており、性年齢階層別に食生活が大きく異なることが予想される。

しかし、性年齢階層別に食パターンや栄養素・食品摂取量がメンタルヘルスに与える影響の差異を検討した報告は確認できなかった。今後のメンタルヘルス対策を考えるうえで、生活習慣が確立し始める青年層と生活習慣がほぼ確立した 40 歳以上の中高年層を対象とし、メンタルヘルスに影響を与える食パターンや栄養素・食品摂取量の比較検討を行うことは、メンタルヘルス向上に寄与する食生活を明らかにし、メンタルヘルス不調の予防につながると考えられた。

そこで、本研究では、18 歳～23 歳の大学生男女ならびに 40 歳以上の札幌市及びその近郊の地域住民男女を対象とし、食パターンと栄養素・食品摂取量とメンタルヘルスの関連を明らかにすることを目的とする。また、性年齢階層別に食パターンや栄養素・食品摂取量がメンタルヘルスに及ぼす影響の差異についても合わせて検討を行う。

Ⅱ. 方 法

1. 対象

札幌市及びその近郊の地域住民を対象としたメタボリック・シンドロームの予防・改善を目指す「天使健康栄養クリニック (T クリニック)」における 2012 年度、2013 年度の参加者と T クリニックフォローアップ参加者合計 165 名を対象とした。調査日に欠席した者を除き、男性 29 名 (平均年齢±標準偏差: 62.9±10.1 歳)、女性 113 名 (平均年齢±標準偏差: 59.6±7.7 歳) の合計 142 名 (年齢 40～69 歳) から回答を得た (回収率 86%)。

また、H 大学の学生で、全学共通科目を 2012 年度に履修した者を対象とし、研究協力に同意した 126 名に調査用紙を配布し、男性 41 名 (平均年齢±標準偏差: 19.0±0.7 歳)、女性 24 名 (平均年齢±標準偏差: 19.1±1.1 歳) の合計 65 名 (18～23 歳) から回答を得た (回収率 51.6%)。

2. 調査・測定項目

1) メンタルヘルスの評価方法

本研究では、メンタルヘルスをネガティブな感情がないだけではなく、生きがいを持って生活できる等ポジティブな感情を含めて、こころの健康全般を示すこととして捉えた。そのため、メンタルヘルスの評価は、ネガティブな側面とポジティブな側面から評価することができるメンタルヘルスパターン診断検査 (Mental Health Pattern : MHP) を使用した。MHP は、ストレス度 (Stress Check List : SCL) として「こだわり」「注意散漫」「対人回避」「対人緊張」「疲労」「睡眠・起床障害」の 6 つの下位尺度 30 項目と生きがい度 (Quality of Life : QOL) である「生活の満足度」「生活意欲」の 2 つの下位尺度 10 項目からメンタルヘルス状態が診断できる質問紙である^{21, 22)}。

SCL 得点は、30 点から 120 点の範囲で点数が低いほどストレスが少なく、精神的に健康な状態を表し、QOL 得点は 10 点から 40 点の範囲で、高い

ほど QOL が高いことを表す。MHP は、SCL 得点と QOL 得点を軸として、「はつらつ型」「だらだら型」「ふうふう型」「へとへと型」の 4 つのパターンに分類される²³⁾。本研究では、ポジティブな感情が強いほどメンタルヘルス状態は良好であると捉え、QOL 得点が高いほどメンタルヘルス状態が良好であるとした。メンタルヘルス状態を把握するために MHP を得点化し、QOL 得点が低く SCL 得点が高い「へとへと型」を 1 点と配点し、QOL 得点が低く SCL 得点が高い「だらだら型」を 2 点、QOL 得点が高く SCL 得点が高い「ふうふう型」を 3 点、QOL 得点が高く SCL 得点が高い「はつらつ型」を 4 点と配点した。

2) 食習慣調査 (食事調査と食パターン調査)

食事調査は簡易型自記式食事歴法質問票 (BDHQ : brief-type self-administered diet history questionnaire) を用いた²⁴⁾。この調査票は、1 日の栄養摂取量は把握できるが、欠食の有無、3 食の偏重等食生活の状況が分からないため、3 度の食事の主食、主菜、副菜の摂取パターンと間食や夜食の摂取について、自記式質問票を独自に作成し、これを食パターン調査として使用した。この調査票では、間食とは朝食と昼食、昼食と夕食の間に摂取した食品を言い、夜食とは夕食後に摂取した食品とした。尚、飲料のみ摂取した場合は、エネルギーのある飲料については間食や夜食として取扱い、水やお茶等エネルギーの無いものは間食や夜食から除外した。

3) 調査方法

調査は、MHP、BDHQ、食パターン調査票を使用し、T クリニック参加者は、2012 年度 7 月、2013 年度は 4 月の T クリニック開催時、ならびに 2012 年度 11 月の過年度修了者を対象とした T クリニックフォローアップ時に行った。H 大学の学生の調査は、「健康科学」講義第 1 回目の 2012 年 9 月 27 日に調査票を配布し 10 月 4 日、11 日に回収を行った。

3. 統計解析

MHP は調査したデータを得点化し解析に使用した。BDHQ から得た栄養素および食品摂取量は、エネルギー摂取量の多少の影響を取り除くために、密度法により 1000kcal 当たりの値を算出し解析に用いた。また、三大栄養素はエネルギー比率を算出した。性年齢階層別の群分は、男性青年群 (18-23 歳; n=41)、男性中高年群 (40-69 歳; n=29)、女性青年群 (18-23 歳; n=24)、女性中高年群 (40-69 歳; n=113) の 4 群とし、青年は 18 歳~23 歳、中高年は 40 歳以上とした。

データは平均値±標準偏差で表し、4 群間の比較は一元配置分散分析を行い、その後の多重比較を Tukey 法で行った。MHP 4 分類別の食パターンの割合と性年齢階層群別の食パターンの割合は χ^2 検定を行った。その結果、期待度数 5 未満のセルが全体のセルに対して 20%以上存在する時は、Fisher の直接確率計検定の結果で判断するという対馬の見解に従った²⁵⁾。食パターンが MHP 各得点にどのような影響を与えているか推論するために数量化理論 I 類で検定を行った²⁶⁾。MHP 得点は、QOL 得点と SCL 得点の量的データから求め、段階間の大きさに意味をもつデータでは、純粹には順序尺度であっても、比、間隔尺度のデータとして同等に扱ってもかまわない²⁵⁾という見解に従い量的データとして取り扱った。また、市原によるパラメトリック検定と正規性の制約に基づき²⁷⁾、栄養素摂取量ならびに食品摂取量と MHP 各得点との単相関を Pearson の相関係数検定で分析した。相関の認められた栄養素または食品が多数の場合、主因子法 Promax 回転法にて因子分析を行い、抽出された各因子中で有意な相関が認められた複数の栄養素、または複数の食品が MHP とどのように関連しているか推論するために強制投入法による重回帰分析を行った²⁹⁾。すべてのデータは、SPSS Statistics Version 22 (日本アイ・ビー・エム株式会社、東京) を用いて解析し、有意水準は 5% 未満 (両側検定) とした。

4. 倫理的配慮

本研究は、「天使大学における人間を対象とする研究倫理委員会」の審査を受け、承認を得たうえで行った（番号：2012-20、承認日：2012年9月24日）。研究参加者には質問紙調査結果など得られたデータは、個人情報漏洩を防ぐため番号化して取り扱い、研究目的以外には使用しない等、十分な説明を行って文書で研究協力の同意を得た。

Ⅲ. 結 果

1. 群別による対象の特性と食パターンおよびMHPの割合

対象207名を、男性青年群(n=41)、男性中高年群(n=29)、女性青年群(n=24)、女性中高年群(n=113)の4群とし、身体特性と食パターンを表1に示し

た。食パターンでは、群間において夜食の摂取状況に有意な差 ($p < 0.01$) が認められ、男性青年群の「夜食をいつも食べる」は他の群の「夜食をいつも食べる」に比べて有意に多く（調整済み残差2.6）、女性青年群の「夜食をいつも食べる」は他の群の「夜食をいつも食べる」に比べて有意に少なかった（調整済み残差-2.6）。性年齢階層別群分けによるMHPの割合では、有意な差は認められなかった（図1）。

2. MHP分類別と食パターンの関連

食パターン各カテゴリがMHP各得点に与える影響を検討するために、朝食摂取状況、間食摂取状況、夜食摂取状況、食事バランス（主食主菜のある食事の摂取状況）を説明変数、MHP各得点を従属変数として、それぞれに数量化理論I類検定を

表1 群別の身体特性と食パターンの比較 (n=207)

	全体 (n=207)	男性		女性		群間 p	多重比較				
		①青年 (n=41)	②中高年 (n=29)	③青年 (n=24)	④中高年 (n=113)		① vs ②	① vs ④	③ vs ②	③ vs ④	
年齢 (歳)	47.3±20.40	19.00±0.74	62.93±10.05	19.08±1.06	59.55±7.69	**	**	**	**	**	
BMI (kg/m ²)	24.7±6.50	21.32±2.35	25.86±3.28	19.76±2.30	26.03±3.32	**	**	**	**	**	
朝食	いつも食べている	194 (94)	36 (88)	26 (90)	24 (100)	108 (96)	n. s				
	ほとんど食べない	13 (6)	5 (12)	3 (10)	0 (0)	5 (4)					
間食	いつも食べている	158 (76)	33 (80)	20 (69)	19 (79)	86 (76)	n. s				
	ほとんど食べない	49 (24)	8 (20)	9 (31)	5 (21)	27 (24)					
夜食	いつも食べている	94 (45)	26 (63)	10 (34)	5 (21)	53 (47)	**				
	ほとんど食べない	113 (55)	15 (37)	19 (66)	19 (79)	60 (53)					
主食主菜がある食事	3食食べている	72 (35)	15 (37)	8 (28)	11 (46)	38 (34)	n. s				
	3食食べていない	135 (65)	26 (63)	21 (72)	13 (54)	75 (66)					

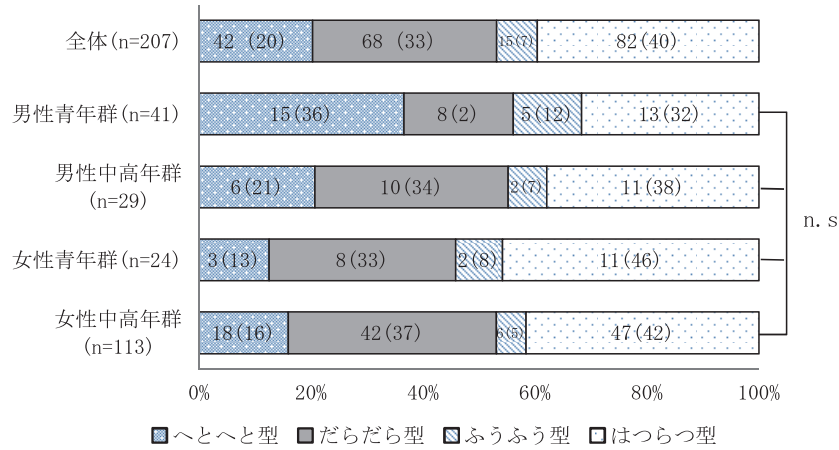
年齢、BMIは平均値±標準偏差で表し、4群間におけるの平均値の差の検定は一元配置分散分析で行った。一元配置分散分析で群間に有意差が認められた場合はTukey法で多重比較検定を行った。

その他の数値は人数 (%) で表し χ^2 検定を行った。

n. s=not significant

** $p < 0.01$

群分けは、①男性青年群 ②男性中高年群 ③女性青年群 ④女性中高年群とした。



図内の数字は人数(%), n. s=not significant (Fisherの直接確率計算法)

図1 群別におけるMHPの割合

表2 SCL得点に対する食パターンの数量化理論I類による分析(n=207)

アイテム	カテゴリ	B	度数	レンジ	標準回帰係数
朝食摂取状況	毎日食べている	0.00	194	9.32	0.17 *
	ほとんど食べていない	9.32	13		
間食摂取状況	毎日食べている	0.00	158	1.33	-0.04
	ほとんど食べていない	-1.33	49		
夜食摂取状況	毎日食べている	0.00	94	3.82	-0.14 *
	ほとんど食べていない	-3.816	113		
主食主菜のある食事の摂取状況	3食食べている	0.00	72	1.21	-0.04
	食べていない	-1.21	135		
<i>R</i>		0.23			
<i>R</i> ²		0.03*			

従属変数: SCL得点 B: 偏回帰係数 R: 重相関係数 R²: 決定係数
**p*<0.05

表3 MHP得点に対する食パターンの数量化理論I類による分析(n=207)

アイテム	カテゴリ	B	度数	レンジ	標準回帰係数
朝食摂取状況	毎日食べている	0.000	194	0.507	-0.105
	ほとんど食べていない	-0.507	13		
間食摂取状況	毎日食べている	0.000	158	0.135	0.048
	ほとんど食べていない	0.135	49		
夜食摂取状況	毎日食べている	0.000	94	0.378	0.156 *
	ほとんど食べていない	0.378	113		
<i>R</i>		0.21			
<i>R</i> ²		0.03*			

従属変数: MHP得点 B: 偏回帰係数 R: 重相関係数 R²: 決定係数
**p*<0.05

行なった (表 2)。SCL 得点へ「朝食をほとんど食べていない：9.324」($\beta=0.17$) は正の影響を及ぼし($p<0.05$)、「夜食をほとんど食べていない：-3.816」($\beta=-0.14$) は負の影響を及ぼしていた($p<0.05$)。MHP 得点には、「夜食をほとんど食べていない：0.378」($\beta=0.16$) は正の影響を及ぼしていた($p<0.05$) (表 3)。

3. 食事と MHP 各得点との関連

栄養素摂取量と MHP 各得点について単相関分析を行った結果、多くの有意($p<0.05$) な栄養素摂取量との相関が見られた。SCL 得点は、たんぱく質エネルギー比($r=-0.23, p<0.01$)や n-3 系多価不飽和脂肪酸($r=-0.21, p<0.01$)、葉酸($r=-0.14, p<0.05$)、鉄($r=-0.19, p<0.01$)等のミネラルやビタミン等相関のあったすべての栄養素摂取量と弱い負の相関を示した($p<0.05$)。MHP 得点は葉酸($r=-0.14$)や亜鉛($r=-0.16$)等の 5 項目すべてに弱い正の相関を示した($p<0.05$) (表 4)。

相関のあった栄養素摂取量が MHP 各得点に与える影響を検討するために、各栄養素摂取量を説明変数に、MHP 各得点を従属変数として強制投入法による重回帰分析を行った。SCL 得点と相関が見られた栄養素摂取量 21 項目を、主因子法 Promax 回転法にて因子分析を行なった結果、5 因子が抽出された。各因子から高い負荷量を示した葉酸、ビタミン B₁₂、ダイゼイン、n-3 系脂肪酸、カルシウムを説明変数とした。その結果、MHP 各得点すべてに有意な重回帰式($p<0.05$) が得られた。QOL 得点では葉酸($\beta=0.15$) が、SCL 得点ではダイゼイン($\beta=-0.27$) が回帰された。MHP 得点では亜鉛

表 4 栄養素・食品摂取量と QOL 得点, SCL 得点及び MHP の相関 (n=207)

Pearson の相関係数 (r)	QOL得点	SCL得点	MHP得点
	r	r	r
たんぱく質エネルギー比 (%/E)	0.09	-0.23 **	0.13
カリウム (mg/E)	0.12	-0.14 *	0.10
カルシウム (mg/E)	0.06	-0.18 *	0.07
マグネシウム (mg/E)	0.12	-0.23 **	0.14 *
リン (mg/E)	0.09	-0.22 **	0.11
鉄 (mg/E)	0.14 *	-0.19 **	0.13
亜鉛 (mg/E)	0.13	-0.20 **	0.16 *
銅 (mg/E)	0.17 *	-0.25 **	0.18 **
ビタミンD (μ g/E)	0.04	-0.18 **	0.04
ビタミンK (μ g/E)	0.14 *	-0.23 **	0.16 *
ビタミンB ₂ (mg/E)	0.08	-0.15 *	0.07
ナイアシン (mg/E)	0.03	-0.16 *	0.07
ビタミンB ₆ (mg/E)	0.13	-0.17 *	0.11
ビタミンB ₁₂ (μ g/E)	0.05	-0.21 **	0.09
葉酸 (μ g/E)	0.16 *	-0.14 *	0.14 *
パントテン酸 (mg/E)	0.12	-0.22 **	0.10
ビタミンC (mg/E)	0.15 *	-0.07	0.12
飽和脂肪酸 (g/E)	-0.14 *	0.03	-0.13
総食物繊維 (g/E)	0.11	-0.17 *	0.10
ショ糖 (g/E)	-0.14 *	0.07	-0.07
ダイゼイン (mg/E)	0.09	-0.30 **	0.12
ゲニステイン (mg/E)	0.09	-0.30 **	0.12
n-3系脂肪酸 (g/E)	0.03	-0.21 **	0.09
δ トコフェロール (mg/E)	-0.01	-0.21 **	0.09
いか・たこ・えび・貝 (g/E)	0.09	-0.11	0.19 **
骨ごと魚 (g/E)	0.09	-0.11	0.14 *
干物 (g/E)	-0.05	-0.15 *	-0.03
脂がのった魚 (g/E)	0.01	-0.17 *	0.05
とうふ・油揚げ (g/E)	0.10	-0.21 **	0.12
納豆 (g/E)	0.03	-0.24 **	0.10
生のレタス・キャベツ (g/E)	0.05	-0.18 *	0.18 *
緑葉野菜 (g/E)	0.16 *	-0.07	0.17 *
洋菓子 (g/E)	-0.10	0.14 *	-0.10
和菓子 (g/E)	-0.19 **	0.08	-0.08
アイスクリーム (g/E)	-0.21 **	0.10	-0.21 **
そば (g/E)	0.12	-0.15 *	0.15 *
ラーメン (g/E)	-0.07	0.25 **	-0.12
パスタ類 (g/E)	-0.14 *	0.08	-0.12
コーラ (g/E)	-0.02	0.16 *	-0.05
100%ジュース (g/E)	0.01	0.15 *	0.02
煮魚 (g/E)	0.11	-0.17 *	0.23 **
揚げ物 (g/E)	-0.11	0.25 **	-0.10
かき (g/E)	0.13	-0.14 *	0.16 *
調理食塩 (g/E)	0.08	-0.06	0.20 **
調理油 (g/E)	-0.06	0.20 **	-0.02
調理砂糖 (g/E)	0.10	-0.09	0.20 **

* $p<0.05$ ** $p<0.01$ E=1000kcal

($\beta=0.18$)、飽和脂肪酸 ($\beta=-0.15$) が回帰された。

食品摂取量と MHP 各得点について行った単相関分析の結果を表 3 に示した。有意な ($p<0.05$) 相関のあった食品摂取量が MHP 各得点に与える影響を検討するために、各食品摂取量を説明変数に、MHP 各得点を従属変数として強制投入法による重回帰分析を行った。SCL 得点と MHP 得点は、相関が見られた食品摂取量が多数見られたため、主因子法 Promax 回転法にて因子分析を行なった。その結果、SCL 得点と関連のある食品摂取量では、ラーメン、生のレタス・キャベツ、干物、揚げ物、納豆が、MHP 得点と関連のある食品摂取量では、煮魚、アイスクリーム、緑葉野菜、そば、生のレタス・キャベツが高い負荷量を示した。そのため、これらを説明変数として重回帰分析を行った。その結果、MHP 各得点すべてに有意な重回帰式 ($p<0.01$) が得られた。QOL 得点ではアイスクリーム ($\beta=-0.16$) が、SCL 得点ではラーメン ($\beta=0.18$)、揚げ物 ($\beta=0.23$)、生のレタス・キャベツ ($\beta=-0.14$)、納豆 ($\beta=-0.14$) が、MHP 得点では煮魚 ($\beta=0.15$)、そば ($\beta=0.14$)、アイスクリーム ($\beta=-0.16$) が回帰された。

4. 性年齢階層別における食事と MHP の関連

1) 性年齢階層別 4 群間における栄養素・食品摂取量および MHP 得点の比較

4 群の MHP 得点と栄養素・食品摂取量の比較を表 4、表 5 に示した。4 群間で有意な差のあった項目を Tukey 法で多重比較を行なった。その結果、男性青年群では、SCL 得点が高い群より有意に高く、ほとんどの栄養素・食品摂取量は有意に少なかった ($p<0.05$)。また、男性中高年群は、他の群に比べアルコールが有意に多く ($p<0.001$)、男性青年群、女性青年群に比べそばが有意に多かった ($p<0.01$)。女性青年群は、一価不飽和脂肪酸等の脂質が他の群に比べ有意に多く、男性中高年群と女性中高年群に比べ普通牛乳が有意に多かった (p

<0.05)。女性中高年群は、男性青年群、男性中高年群、女性青年群に比べビタミン C とカリウムが有意に多かった ($p<0.05$)。また、男性青年群と女性青年群は、男性中高年群と女性中高年群に比べてナイアシン、総食物繊維、コーヒーが有意に少なく ($p<0.001$)、ハンバーグ、炒め物、調理油が有意に多かった ($p<0.01$)。

2) 性年齢階層別 4 群間における栄養素・食品摂取量と MHP の関連

(1) 男性青年群の栄養素・食品摂取量と MHP の関連

男性青年群の栄養素・食品摂取量と MHP 各得点について行った単相関分析の結果 (表 7)、QOL 得点では、飽和脂肪酸 ($r=-0.38$) 等の脂質やアイスクリーム ($r=-0.32$) 等 12 項目とやや負の相関が見られた ($p<0.05$)。また、紅茶・ウーロン茶 ($r=0.33$) 等 3 項目とはやや正の相関が見られた ($p<0.05$)。SCL 得点では、揚げ物 ($r=0.43$) とはかなり正の相関が ($p<0.01$)、コーヒー ($r=0.38$) とは、やや正の相関が見られた ($p<0.05$)。MHP 得点は飽和脂肪酸 ($r=-0.32$)、アイスクリーム ($r=-0.31$) とやや負の相関が見られた ($p<0.05$)。

相関のあった食品摂取量が QOL 得点に与える影響を検討するために、アイスクリーム、紅茶・ウーロン茶、コーヒーを説明変数とし、従属変数を QOL 得点として強制投入法で重回帰分析を行った。その結果、有意な回帰式 ($p<0.01$) が得られ、紅茶・ウーロン茶 ($\beta=0.27$)、アイスクリーム ($\beta=-0.30$)、コーヒー ($\beta=-0.41$) が回帰された。

(2) 男性中高年群の栄養素・食品摂取量と MHP の関連

男性中高年群の栄養素・食品摂取量と MHP 各得点について行った単相関分析の結果 (表 8)、QOL 得点では、クリプトキサンチン ($r=0.47$, $p<0.01$) と柑橘類 ($r=0.44$, $p<0.05$) にかなり正の相関が、

表5 本研究における4群間のMHP得点と栄養素摂取量の比較

	群間				p	多重比較				
	①男性青年群 (n=41)	②男性中高年群 (n=29)	③女性青年群 (n=24)	④女性中高年群 (n=113)		①vs②	①vs③	①vs④	②vs③	②vs④
QOL得点 (点)	22.85 ± 5.58	23.10 ± 5.93	25.38 ± 5.72	23.44 ± 6.87	ns					
SCL得点 (点)	60.37 ± 16.79	49.62 ± 15.07	51.38 ± 10.33	50.78 ± 11.41	**	**	*	***		
MHP得点 (点)	2.39 ± 1.28	2.62 ± 1.21	2.88 ± 1.15	2.73 ± 1.17	ns				***	**
摂取エネルギー (kcal/E)	1,993 ± 664	2,124 ± 454	1,504 ± 504	1,748 ± 536	***	***	***	***	***	**
たんぱく質エネルギー比 (%/E)	14 ± 3	15 ± 3	14 ± 2	17 ± 3	**	**	**	**	**	
脂質エネルギー比 (%/E)	26 ± 7	25 ± 6	30 ± 5	27 ± 4	*	*	*	*	*	
炭水化物エネルギー比 (%/E)	57 ± 9	52 ± 7	54 ± 6	54 ± 6	***	***	***	***	***	*
ナトリウム (mg/E)	2,121 ± 542	2,422 ± 501	2,133 ± 501	2,488 ± 529	***	***	***	***	***	*
カリウム (mg/E)	1,099 ± 287	1,544 ± 446	1,366 ± 485	1,788 ± 473	***	***	***	***	***	*
カルシウム (mg/E)	234 ± 85	323 ± 132	308 ± 102	363 ± 107	***	***	***	***	***	***
マグネシウム (mg/E)	107 ± 21	154 ± 37	123 ± 36	168 ± 36	***	***	***	***	***	***
リン (mg/E)	493 ± 105	589 ± 144	557 ± 98	650 ± 131	***	***	***	***	***	***
鉄 (mg/E)	3.5 ± 0.8	4.7 ± 1.4	4.2 ± 1.6	5.2 ± 1.2	***	***	***	***	***	***
亜鉛 (mg/E)	4.3 ± 0.6	4.4 ± 0.7	4.5 ± 0.6	4.8 ± 0.8	**	**	**	**	**	*
銅 (mg/E)	0.57 ± 0.10	0.67 ± 0.11	0.60 ± 0.12	0.73 ± 0.14	***	***	***	***	***	***
レチノール当量 (μg/E)	296 ± 158	487 ± 483	377 ± 182	448 ± 217	**	*	*	*	*	*
ビタミンD (μg/E)	4.6 ± 3.7	7.3 ± 4.8	5.0 ± 2.5	8.7 ± 4.6	***	***	***	***	***	***
ビタミンK (μg/E)	125 ± 60	236 ± 112	172 ± 127	244 ± 105	***	***	***	***	***	*
ビタミンB ₁ (mg/E)	0.38 ± 0.09	0.42 ± 0.10	0.44 ± 0.09	0.49 ± 0.10	***	***	***	***	***	***
ビタミンB ₂ (mg/E)	0.62 ± 0.16	0.78 ± 0.25	0.73 ± 0.22	0.83 ± 0.19	***	***	***	***	***	***
ナイアシン (mg/E)	7.1 ± 2.2	9.5 ± 2.4	7.4 ± 2.3	10.6 ± 2.5	***	***	***	***	***	***
ビタミンB ₆ (mg/E)	0.56 ± 0.13	0.74 ± 0.21	0.65 ± 0.20	0.84 ± 0.22	***	***	***	***	***	***
ビタミンB ₁₂ (μg/E)	3.4 ± 2.3	5.3 ± 3.1	3.5 ± 1.7	6.2 ± 3.1	***	***	***	***	***	*
葉酸 (μg/E)	144 ± 43	214 ± 84	190 ± 111	241 ± 80	***	***	***	***	***	*
パントテン酸 (mg/E)	3.26 ± 0.55	3.86 ± 0.96	3.66 ± 0.64	4.08 ± 0.77	***	*	*	*	*	*
ビタミンC (mg/E)	47 ± 17	70 ± 25	65 ± 42	88 ± 36	***	*	*	*	*	*
飽和脂肪酸 (g/E)	7.95 ± 2.61	7.26 ± 2.00	9.41 ± 2.02	7.98 ± 1.75	**	*	*	*	*	*
一価不飽和脂肪酸 (g/E)	10.29 ± 3.02	9.49 ± 2.55	12.14 ± 2.52	10.39 ± 2.02	**	*	*	*	*	*
多価不飽和脂肪酸 (g/E)	6.57 ± 1.78	6.93 ± 1.77	7.62 ± 1.62	7.40 ± 1.37	*	*	*	*	*	*
総食物繊維 (g/E)	5.2 ± 1.4	7.9 ± 2.4	6.4 ± 2.8	8.9 ± 2.6	***	***	***	***	***	***
アルコール (g/E)	2.6 ± 5.6	9.7 ± 12.0	0.1 ± 0.4	2.0 ± 5.0	***	***	***	***	***	***
ダイゼイン (mg/E)	4.0 ± 3.1	10.4 ± 4.7	5.2 ± 3.5	10.3 ± 5.6	***	***	***	***	***	***
ゲニステイン (mg/E)	6.7 ± 5.2	17.5 ± 7.9	8.8 ± 5.8	17.4 ± 9.5	***	***	***	***	***	***
n-3系脂肪酸 (g/E)	1.2 ± 0.4	1.4 ± 0.5	1.4 ± 0.4	1.6 ± 0.4	***	***	***	***	***	***
n-6系脂肪酸 (g/E)	5.4 ± 1.4	5.5 ± 1.5	6.2 ± 1.3	5.8 ± 1.1	*	*	*	*	*	*
クリプトキサンチン (μg/E)	118 ± 104	173 ± 121	116 ± 127	233 ± 175	***	***	***	***	***	***
βトコフェロール (mg/E)	0.2 ± 0.1	0.2 ± 0.1	0.2 ± 0.0	0.1 ± 0.1	***	***	***	***	***	***
δトコフェロール (mg/E)	1.5 ± 0.5	1.9 ± 0.5	1.8 ± 0.4	1.9 ± 0.5	***	***	***	***	***	***

平均値±標準偏差 E=1000kcal MHP得点はQOL得点とSCL得点から求めた。 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

4群間におけるの平均値の差の検定は一元配置分散分析で行った
一元配置分散分析で群間に有意差が認められた場合はTukey法で多重比較検定を行った。

表 6 本研究における 4 群間における食品摂取量の比較

	群間				多重比較						
	①男性青年群 (n=41)	②男性中高年群 (n=29)	③女性青年群 (n=24)	④女性中高年群 (n=113)	p値	①vs②	①vs③	①vs④	②vs③	②vs④	③vs④
普通乳	37.88 ± 49.40	25.81 ± 32.32	60.75 ± 55.61	32.29 ± 38.87	*				*		*
豚肉・牛肉	21.70 ± 14.60	11.62 ± 7.30	19.15 ± 8.96	14.30 ± 9.58	***	**			*		
干物	3.35 ± 5.20	7.79 ± 8.54	4.38 ± 5.72	9.37 ± 8.07	***				***		*
たまご	27.22 ± 18.73	17.32 ± 11.33	33.60 ± 23.48	17.78 ± 11.74	***	*			**		***
とうふ・油揚げ	11.49 ± 10.63	23.66 ± 18.03	20.98 ± 14.84	28.37 ± 19.98	***	*			***		**
納豆	4.61 ± 7.10	14.24 ± 8.22	4.10 ± 7.64	11.02 ± 9.97	***	***			**		**
漬物 (緑葉野菜以外)	1.48 ± 2.27	5.53 ± 6.66	2.96 ± 8.00	4.07 ± 5.30	*	*			*		
生のレタス・キャベツ	15.00 ± 11.13	15.24 ± 10.81	26.35 ± 25.28	18.67 ± 15.15	*		*				*
緑葉野菜	16.84 ± 13.09	24.12 ± 23.24	29.36 ± 33.50	28.52 ± 20.41	*			*			*
きのこ	2.86 ± 2.76	6.47 ± 6.60	6.32 ± 5.09	8.30 ± 6.04	***	*			***		
海草	3.56 ± 3.57	8.14 ± 5.94	9.74 ± 14.51	6.38 ± 5.29	**	*			**		
洋菓子	6.91 ± 8.83	13.45 ± 18.24	15.31 ± 14.98	12.91 ± 11.88	*				*		*
アイスクリーム	17.59 ± 16.96	8.14 ± 13.08	18.62 ± 19.73	8.54 ± 13.33	***	*			*		*
柑橘類	4.72 ± 7.19	12.81 ± 14.17	3.41 ± 3.57	16.49 ± 16.09	***	**			***		***
そば	5.62 ± 8.96	12.85 ± 10.38	3.66 ± 7.09	8.48 ± 9.35	**	**			**		**
ラーメン	21.74 ± 19.93	9.49 ± 12.09	6.89 ± 5.54	5.64 ± 6.28	***	*			***		**
パスタ類	13.11 ± 15.89	6.84 ± 7.46	7.86 ± 9.86	5.64 ± 6.75	***	*			***		**
コーヒー	27.91 ± 102.41	113.28 ± 93.57	9.74 ± 26.02	107.97 ± 87.03	***	***			***		***
コーラ	59.14 ± 74.65	24.04 ± 36.22	33.25 ± 40.22	15.12 ± 35.07	***	*			***		***
めし	203.27 ± 90.10	118.21 ± 60.61	189.10 ± 61.30	116.48 ± 58.28	***	***			***		***
日本酒	4.60 ± 15.55	14.94 ± 33.56	0.09 ± 0.42	1.97 ± 9.76	***	*			***		**
ビール	16.54 ± 37.32	65.79 ± 108.69	1.27 ± 5.48	16.52 ± 45.94	***	**			***		***
焼酎	4.06 ± 9.80	16.26 ± 41.56	0.14 ± 0.57	1.32 ± 5.07	***	*			***		***
焼き魚	13.88 ± 13.96	22.60 ± 17.64	13.92 ± 9.76	24.62 ± 18.23	***	*			***		*
煮魚	14.82 ± 20.23	23.14 ± 16.95	24.27 ± 26.84	33.24 ± 35.13	***	*			***		*
焼肉	12.79 ± 13.45	10.06 ± 7.52	9.52 ± 7.54	7.05 ± 9.05	**	*			**		**
ハンバーグ	31.05 ± 23.52	17.05 ± 12.71	37.19 ± 26.03	13.78 ± 12.86	***	**			***		***
揚げ物	14.67 ± 19.62	9.31 ± 8.44	14.95 ± 13.05	7.79 ± 6.75	***	*			***		*
炒め物	38.46 ± 24.65	21.58 ± 14.21	41.64 ± 20.71	26.63 ± 18.48	***	**			***		**
しょうゆ量	1.01 ± 0.45	0.72 ± 0.28	1.01 ± 0.32	0.75 ± 0.34	***	**			***		**
調理油	6.76 ± 3.20	4.39 ± 2.54	7.56 ± 3.01	4.40 ± 2.31	***	**			***		***
調理砂糖	1.21 ± 0.99	1.54 ± 0.89	1.61 ± 1.11	1.92 ± 1.17	**	*			**		**

平均値±標準偏差 E=1000kcal *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001
 4 群間におけるの平均値の差の検定は一元配置分散分析で行った。一元配置分散分析で群間に有意差が認められた場合は Tukey 法で多重比較検定を行った。

そば($r=0.38$)、ハンバーグ($r=0.37$)と、やや正の相関が見られた ($p<0.05$)。MHP 得点では、ハンバーグ($r=0.40$)とかなり正の相関が見られた ($p<0.05$)。SCL 得点ではシヨ糖($r=0.49$)、洋菓子($r=0.44$)、100% ジュース($r=0.60$)、炒め物($r=0.48$)とかなり正の相関が ($p<0.01$)、ラーメン($r=0.37$)、緑茶($r=0.37$)とやや正の相関が見られた ($p<0.05$)。柑橘類($r=-0.44$)、かき・いちご($r=-0.40$)はかなり負の相関 ($p<0.05$) が、納豆($r=-0.38$)はやや負の相関が見られた ($p<0.05$)。

相関のあった食品摂取量が SCL 得点に与える影響を検討するために、SCL 得点と有意な相関のあった炒め物、納豆、洋菓子、ラーメンを説明変数とし、SCL 得点を従属変数として強制投入法で重回帰分析を行った。その結果有意な回帰式 ($p<0.01$) が得られ、炒め物 ($\beta=0.35$)、洋菓子 ($\beta=0.37$) が回帰された。

(3) 女性青年群の栄養素・食品摂取量と MHP の関連

女性青年群の栄養素・食品摂取量と MHP 各得点について行った単相関分析の結果を表 9 に示した。QOL 得点では、脂ののった魚($r=-0.42$)と、かなり有意な負の相関が ($p<0.05$)、カルシウム($r=0.54$)と低脂肪乳($r=0.63$)は、かなり有意な正の相関が見られた ($p<0.01$)。SCL 得点では、漬物(緑黄野菜; $r=0.54$ 、緑黄野菜以外 $r=0.57$)、ラーメン($r=0.42$)とかなり有意な正の相関が見られた ($p<0.05$)。MHP 得点とカルシウム($r=0.54$)、リン($r=0.44$)、低脂肪乳($r=0.43$)、パン($r=0.44$)はかなり有意な正の相関が認められた ($p<0.05$)。

表 7 男性青年群の栄養素・食品摂取量と QOL 得点、SCL 得点及び MHP 得点の相関 (n=41)

Pearson の相関係数 (r)	QOL得点 SCL得点 MHP得点		
	r	r	r
脂質エネルギー比 (%)	-0.37 *	0.04	-0.24
飽和脂肪酸 (g/E)	-0.38 *	0.06	-0.32 *
一価不飽和脂肪酸 (g/E)	-0.35 *	0.05	-0.22
多価不飽和脂肪酸 (g/E)	-0.32 *	0.03	-0.15
n-6系脂肪酸 (g/E)	-0.33 *	0.06	-0.15
γ トコフェロール (mg/E)	-0.31 *	0.07	-0.12
δ トコフェロール (mg/E)	-0.33 *	0.08	-0.12
きのこ (g/E)	-0.39 *	0.14	-0.22
アイスクリーム (g/E)	-0.32 *	0.04	-0.31 *
紅茶・ウーロン茶 (g/E)	0.33 *	0.02	0.18
コーヒー (g/E)	-0.40 **	0.38 *	-0.18
めし (g/E)	0.32 *	-0.11	0.23
揚げ物 (g/E)	-0.32 *	0.43 **	-0.21
煮物 (g/E)	-0.24	0.43 **	-0.16
しょうゆ量 (g/E)	-0.12	0.31 *	-0.07
かき (g/E)	0.32 *	-0.26	0.21
調理油 (g/E)	-0.38 *	0.25	-0.18

* $p<0.05$ E=1000kcal

表 8 男性中高年群の栄養素・食品摂取量と QOL 得点、SCL 得点及び MHP 得点の相関 (n=29)

Pearson の相関係数 (r)	QOL得点 SCL得点 MHP得点		
	r	r	r
シヨ糖 (g/E)	-0.36	0.49 **	-0.32
クリプトキサンチン (μ g/E)	0.47 **	-0.01	0.35
豚肉・牛肉 (g/E)	0.18	0.45 *	0.14
納豆 (g/E)	-0.10	-0.38 *	-0.03
トマト (g/E)	-0.01	0.49 **	-0.03
洋菓子 (g/E)	-0.31	0.44 *	-0.21
柑橘類 (g/E)	0.44 *	-0.44 *	0.30
かき・いちご (g/E)	0.23	-0.40 *	0.16
そば (g/E)	0.38 *	-0.14	0.23
ラーメン (g/E)	-0.15	0.37 *	-0.21
緑茶 (g/E)	0.09	0.37 *	0.15
100%ジュース (g/E)	0.14	0.60 **	0.16
ハンバーグ (g/E)	0.37 *	-0.14	0.40 *
炒め物 (g/E)	0.09	0.48 **	0.11

* $p<0.05$ ** $p<0.01$ E=1000kcal

(4) 女性中高年群の栄養素・食品摂取量とMHPの関連

女性中高年群の栄養素・食品摂取量とMHP各得点について行った単相関分析の結果(表10)、QOL得点とMHP得点では銅やビタミンK、緑葉野菜、漬物(緑葉野菜)等多数の栄養素摂取量値とやや有意な正の相関が見られ、アイスクリームはやや有意な負の相関が見られた($p < 0.05$)。SCL得点ではナトリウム($r = -0.21$)等とやや有意な負の相関が見られた($p < 0.05$)。

相関のあった栄養素摂取量がQOL得点に与える影響を検討するために、QOL得点と有意な相関の認められた11項目を主因子法Promax回転法にて因子分析を行なった。高い負荷量を示した銅、総食物繊維、ビタミンB₁を説明変数とし、従属変数をQOL得点として重回帰分析を行った。その結果、有意な回帰式($p < 0.05$)が得られ、銅($\beta = 0.28$)が回帰された。相関のあった食品摂取量がMHP得点に与える影響を検討するため、緑葉野菜、調理食塩、砂糖、アイスクリームを説明変数とし、従属変数をMHP得点として重回帰分析を行った。その結果、有意な回帰式($p < 0.01$)が得られ、調理食塩($\beta = 0.29$)、砂糖($\beta = 0.30$)、アイスクリーム($\beta = -0.23$)は回帰された。

IV. 考 察

1. 食パターンとメンタルヘルスの関連

(1) 性年齢階層別による対象の特性

本研究では、食生活がメンタルヘルスに与える影響を検討することを目的とし、性年齢階層別の違いについても検討した。対象を性年齢階層別に男性青年群(18-23歳; n=41)、男性中高年群(40-69歳; n=29)、女性青年群(18-23歳; n=24)、女性中高年

表9 女性青年群の栄養素・食品摂取量とQOL得点, SCL得点及びMHP得点の相関(n=24)

Pearson の相関係数 (r)		QOL得点 SCL得点 MHP得点		
		r	r	r
カルシウム	(mg/E)	0.54 **	0.03	0.54 **
リン	(mg/E)	0.37	0.03	0.44 *
低脂肪乳 (g/日)	(g/E)	0.63 **	-0.05	0.43 *
脂がのった魚	(g/E)	-0.42 *	0.07	-0.29
漬物 (緑葉野菜)	(g/E)	-0.05	0.54 **	0.04
漬物 (緑黄色野菜以外)	(g/E)	-0.04	0.57 **	0.08
パン	(g/E)	0.33	-0.07	0.44 *
ラーメン	(g/E)	-0.13	0.42 *	-0.14
しょうゆの量	(g/E)	0.18	-0.43 *	0.21

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ E=1000kcal

表10 女性中高年群の栄養素・食品摂取量とQOL得点, SCL得点及びMHP得点の相関(n=113)

Pearson の相関係数 (r)		QOL得点 SCL得点 MHP得点		
		r	r	r
ナトリウム	(mg/E)	0.13	-0.21 *	0.18
カリウム	(mg/E)	0.20 *	-0.03	0.11
マグネシウム	(mg/E)	0.23 *	-0.12	0.17
鉄	(mg/E)	0.25 **	-0.14	0.17
亜鉛	(mg/E)	0.18	-0.16	0.20 *
銅	(mg/E)	0.28 **	-0.18	0.23 *
レチノール当量	(μ g/E)	0.19 *	-0.12	0.12
ビタミンK	(μ g/E)	0.21 *	-0.17	0.19 *
ビタミンB ₁	(mg/E)	0.19 *	-0.05	0.11
ビタミンB ₆	(mg/E)	0.22 *	-0.06	0.12
葉酸	(mg/E)	0.23 *	-0.06	0.16
総食物繊維	(g/E)	0.19 *	-0.05	0.09
食塩相当量	(g/E)	0.13	-0.21 *	0.18
ダイゼイン	(mg/E)	0.16	-0.23 *	0.15
ゲニステイン	(mg/E)	0.16	-0.23 *	0.15
いか・たこ・えび・貝	(g/E)	0.13	-0.11	0.24 *
いも	(g/E)	0.23 *	0.01	0.07
漬物 (緑葉野菜)	(g/E)	0.25 **	-0.14	0.21 *
漬物 (緑黄色以外)	(g/E)	0.02	0.20 *	-0.11
緑葉野菜	(g/E)	0.21 *	-0.04	0.20 *
アイスクリーム	(g/E)	-0.29 **	0.12	-0.21 *
砂糖	(g/E)	0.11	-0.20 *	0.24 **
煮魚	(g/E)	0.16	-0.13	0.25 **
しょうゆの量	(g/E)	-0.02	-0.19 *	0.13
調理食塩	(g/E)	0.16	-0.14	0.28 **
調理砂糖	(g/E)	0.16	-0.16	0.27 **

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ E=1000kcal

群（40-69歳；n=113）の4群に分け、BMIの群間比較を行ったところ、女性青年群のBMIは女性中高年群、男性中高年群に比べ低かった（表1）ことから、平成25年国民健康栄養調査結果^{20）}と同様に若年女性のやせを示唆する結果であった。

（2）性年齢階層別とMHPの関連

橋本ら^{22）}によるとMHPの4分類の出現率は男女ともに加齢に伴い「へとへと型」が減少し「はつらつ型」が増加する傾向がみられるとしているが、女性青年群の「はつらつ型」の割合は女性中高年群の「はつらつ型」の割合を上回る結果であった（図1）。4群間の「へとへと型」「だらだら型」「ふうふう型」「はつらつ型」の割合には、有意な差が認められなかった。しかし、男性青年群の「へとへと型」の割合は、先行研究^{22）}における男性学生の「へとへと型」の割合（24.7%）を大きく上回る結果であった。そのため、男性青年群は生きがいや生活の満足度が低くストレスが高まっている状態であり、女性青年群はストレスが低く生きがいを感じているタイプが多い可能性が推察された。対象の大学生の年齢はほとんどが20歳以下であり、1年次の学生が多いと考えられたことから、男性は、大学生活という環境の変化に適応力が弱く、女性は適応力があることが考えられた。

（3）性年齢階層別と食パターンの関連

食パターンを性年齢階層別の4群間で比較すると、男性青年群は夜食をいつも食べる者が多く、女性青年群は少なかった（表1）。メンタルヘルス状態は、男性青年群が低く女性青年群は高いことから（図1）、夜食摂取状況とメンタルヘルスには関連がある可能性が示唆された。

（4）MHPと食パターンの関連

MHPの下位尺度であるSCL得点と食パターンの関連の結果（表2）から、朝食を食べ、夜食をほとんど食べない事とストレスが少ない事が関連す

ると考えられた。これらの結果は、朝食摂取はメンタルヘルスを高め^{30）}、夜食摂取はメンタルヘルス不調になる可能性がある^{31）}という先行研究と一致する結果であった。これらのことから、生活リズムの一つである食パターンの朝食摂取はメンタルヘルスが良好な状態に、夜食の摂取はメンタルヘルス不調な状態に寄与している可能性が推測された。これは、自律神経やホルモン分泌など生体機能リズムを調節している時計遺伝子が関与し^{32）}、夜食摂取により体内の概日時計の位相が乱れ、メンタルヘルスに影響を及ぼした可能性が考えられた。

2. 栄養素・食品摂取量とメンタルヘルスの関連

（1）栄養素・食品摂取量とQOLとの関連

栄養素・食品摂取量とQOL得点の関連では、飽和脂肪酸、ショ糖、アイスクリームは負の相関が見られた（表4）。また、鉄等のミネラルや葉酸等のビタミン、緑葉野菜は正の相関が見られ（表4）、特に葉酸はQOL得点に正の影響を与えていることから、緑葉野菜を多く摂取することとアイスクリームなどの砂糖を含む乳製品の少ない摂取が、良好なQOLに寄与している可能性が考えられた。

（2）栄養素・食品摂取量とストレスとの関連

栄養素摂取量とストレスとの関連では、たんぱく質エネルギー比やn-3系多価不飽和脂肪酸、葉酸、鉄等のミネラルやビタミンなどの栄養素摂取量とストレス得点に負の相関が認められたことから（表4）、たんぱく質やn-3系多価不飽和脂肪酸、ミネラル、ビタミンなどの栄養素の低摂取が、高ストレス状態に寄与している可能性が考えられた。このことは、たんぱく質^{16）}、葉酸^{14）}、鉄^{33）}、n-3系多価不飽和脂肪酸^{15）}の摂取量低下により抑うつ症状が高くなるという報告を支持していると考えられる。また、n-3系多価不飽和脂肪酸の高摂取とメンタルヘルス良好^{34）}を示唆する報告があり、本研究においても全体のSCL得点と負の相関

が認められ(表4)、n-3系多価不飽和脂肪酸の摂取量が多いとストレスが低くなる可能性が考えられた。また、SCL得点にラーメンと揚げ物は正に影響しており、生野菜のレタスやキャベツ、魚の干物、納豆は負に影響していた。このことから、ラーメンの摂取量が多いと、使用される食材が限られてしまうことが推測され栄養素の偏りのある可能性が考えられた。また、ストレス低下には、メニューに偏らず生の野菜や納豆、干し魚等のミネラルやビタミン、たんぱく質を含む様々な食品を高摂取する事が、好影響を与える可能性が示唆された。

(3) 栄養素・食品摂取量とメンタルヘルスの関連

栄養素摂取量とメンタルヘルスの関連では、マグネシウムや葉酸等のミネラルやビタミンと正の相関が見られたことから(表4)、メンタルヘルス良好な状態には野菜や果物の高摂取が重要と考えられ、葉酸摂取量が多くなる程抑うつ傾向が低下するという報告¹⁵⁾を支持する結果であった。葉酸については、ビタミンB₆やビタミンB₁₂とともに、メチオニン・葉酸代謝を行うメチル化サイクルや葉酸サイクルに重要であり、このサイクルに異常をきたすと、高ホモシステイン血症となり精神疾患のリスクを高めることが指摘されている³⁵⁾。また、マグネシウムは体内コルチゾール量を減らし、抑うつ症状軽減する可能性から抗ストレスミネラルと示唆されている³⁶⁾。たんぱく質摂取については、繰り返す強いストレスによりセロトニン活性が低下しセロトニンが減少してうつ状態に陥ってしまうため、セロトニンの前駆体であるトリプトファンを摂取することが必要となり、たんぱく質の摂取がメンタルヘルスに好影響を与える可能性がある³⁷⁾とされている。このことから、葉酸やたんぱく質の高摂取がメンタルヘルスに好影響を与えると考えられ、本研究結果もこれらの報告を支持する結果であった。

食品摂取量とメンタルヘルスの関連では、納豆やそば、干物、煮魚といった日本食を想起させる食品や生野菜の高摂取と、揚げ物やラーメン、アイスクリームの低摂取はメンタルヘルス良好な状態に寄与しており、「健康日本食パターン」は抑うつ症状の予防に効果があるというNanriら¹⁷⁾の報告や、野菜や魚等の「自然食品高摂取群」は揚げ物や高脂肪の乳製品等の「加工食品高摂取群」に比べてうつ病リスクが低いというロンドンの先行研究³⁸⁾を支持している結果であった。

3. 栄養素・食品摂取量の性年齢階層別比較とメンタルヘルスの関連

(1) 栄養素摂取量の性年齢階層別比較

栄養素摂取量を群間で比較すると、男性青年群では、エネルギー摂取量は女性青年群、女性中年群より多く摂取されていたが、他の群に比べたんぱく質やビタミン、ミネラル等ほとんどの栄養素摂取量が少ないことから(表5)、偏った食事を摂っている可能性が推察された。また、SCL得点が他の群に比べ高値であったことから、メンタルヘルスが不調であったことが考えられ、メンタルヘルス不調と関連する栄養素の摂取不足が考えられた。男性青年群のQOL得点と脂質エネルギー比や多価不飽和脂肪酸等の脂肪摂取量と負の相関が見られたこと(表7)、「はつらつ型」の割合が多かった女性青年群の脂質エネルギー比は男性青年群に比べて有意に高いことから(表5)、脂肪エネルギー比率の上昇に伴って抑うつ頻度は有意に低いという先行研究¹⁶⁾を支持する結果であると考えられた。

(2) 男性青年群の栄養素・食品摂取量とメンタルヘルスの関連

食品では男性青年群のQOL得点にアイスクリームとコーヒーは負の影響を、紅茶・ウーロン茶が正の影響を与えたことから、男性青年群ではアイスクリームやコーヒーを多く摂取するとQOLが低

下し、紅茶やウーロン茶の高摂取はQOLを高める可能性が示唆された。

(3) 男性中高年群の栄養素・食品摂取量とメンタルヘルスの関連

男性中高年群のQOL得点はクリプトキサンチン、柑橘類と正の相関がみられ、SCL得点は、ショ糖、洋菓子と正の相関が認められ、特に洋菓子は正の影響を与えた。この結果から、男性中高年群は洋菓子の高摂取でストレス状態が高く、柑橘類高摂取でQOLが高いことが示された。

(4) 女性青年群の栄養素・食品摂取量とメンタルヘルスの関連

女性青年群のQOL得点およびMHP得点と正の相関の見られた低脂肪乳には、セロトニンの前駆体であるトリプトファンが含まれているためメンタルヘルスが良好であったと考えられた。

(5) 女性中高年群の栄養素摂取量とメンタルヘルスの関連

女性中高年群のQOL得点と相関の見られた葉酸のおもな食品は、正の相関の見られた緑葉野菜と考えられ、MHP得点と相関のあった銅のおもな食品は、いか・たこ・エビと考えられた。アイスクリームは負の影響を示し、男性青年群と同様の結果であったことから、アイスクリーム摂取は年齢階層を問わずメンタルヘルス低下と関連がある可能性が示唆された。

(6) 性年齢階層別の栄養素・食品摂取量の比較とメンタルヘルスの関連

性年齢階層別に栄養素摂取量と食品摂取量を検討した結果、各群間でメンタルヘルスに関連ある栄養素や食品には違いがあることが示唆された。また、炒め物やハンバーグ等は青年の摂取量が多く、納豆は中高年が多いというように食品摂取量の種類や量が、性年齢階層により違いが見られた。

このことから、通常摂取している料理や献立は、世代間に相違があることが考えられた。そしてその相違によってメンタルヘルスに影響を及ぼす栄養素および食品が、性年齢階層別に異なった可能性も考えられた。また、料理や献立等の食品や栄養素のみではない食習慣が、メンタルヘルスに影響を与える可能性も考えられ、これが性年齢階層別に異なる結果をもたらしたことも考えられた。

そのため、男性青年群には、コーヒー、アイスクリームその他、男性中高年群のメンタルヘルス不調と関連のあった洋菓子の摂取を控え、男性中高年群のメンタルヘルス良好な状態と関連のあった柑橘類の摂取を推奨する。また、女性青年群には、低脂肪乳、緑葉野菜、いか・たこ・エビの摂取を推奨し、アイスクリームの摂取を控えるという情報提供を行うことにより、メンタルヘルス不調の予防につながる可能性が考えられた。その他、労働者のメンタルヘルスケアとして、ストレスチェック制度³⁹⁾の実施とともに、メンタルヘルスと関連のある食パターンや栄養素・食品摂取量の情報提供を行うことにより、メンタルヘルス不調を未然に防ぐ支援になると考える。

本研究の対象は、青年群は健康に関連した全学部共通科目履修者であり、中高年群はT健康栄養クリニック参加者であったことから、健康を意識した集団であったため、特性は母集団から偏っている可能性がある。また、就労及び障害・疾病の有無がメンタルヘルス状況に関連する可能性があるため、集団設定において検討が必要であったと考える。その他、経済的、時間的余裕の差による食生活への影響に配慮し、青年群を大学生、中高年群の集団はT健康栄養クリニック参加者としたが、年代、性別による年代特有のメンタルヘルス影響要因を把握できなかったことは今後の課題と考える。

うつ病の発症ピークは、春と秋であることや日照時間の短い冬に発症する冬季うつ病がある。気温の変化⁴⁰⁾や太陽の光線量が脳のセロトニン産生

活性に影響し季節による気分の変動に関連している⁴¹⁾と考えられているが、全対象の調査を同時期に行えなかった。このため季節によるメンタルヘルス状態の違いを考慮出来なかったことによる限界もある。その他、偏食だと抑うつ症状がある⁴²⁾こと、高抑うつ群では孤食頻度が高い⁴³⁾との報告があるが、偏食や生活環境、食環境がメンタルヘルスに与える影響や、料理および献立の検討を行っていないことも課題としてあげられる。また、メンタルヘルスがもともと不良のため、過食や拒食等により食事内容に影響を与えた可能性も考えられるため、食事の変化によるメンタルヘルスの変化を検討したいと考える。

今後は、これらの点に配慮して研究を行い、メンタルヘルスをよりよい状態に改善し維持するための食生活を明らかにしたいと考える。

V. 結 論

メンタルヘルス良好な状態には、食パターン、栄養素・食品摂取量と関連があることが示唆された。具体的には、朝食の摂取や夜食を控える食パターンと、栄養素では、ミネラル、ビタミン、たんぱく質と、食品では、納豆やそば等日本食を想起させる食品や野菜の摂取を推奨し、揚げ物、ラーメン、アイスクリームの摂取を控えることが示めされた。さらに男性青年群は、アイスクリームやコーヒーの摂取を控え、男性中高年群は、洋菓子の摂取を控えて柑橘類を高摂取し、女性青年群は低脂肪乳を高摂取し、女性中高年群は緑葉野菜やいか・たこ・エビを高摂取することが、メンタルヘルス良好な状態に寄与する可能性が示唆された。

VI. 謝 辞

本研究の実施にあたり、研究にご協力いただきました皆様に深く感謝いたします。

本論文は、2014年度天使大学大学院看護栄養学

研究科栄養管理学専攻修士論文(福士 一恵)の一部を公表するものである。

VII. 引用文献

- 1) 厚生労働省大臣官房統計情報部:平成 23 年患者調査(疾病分類別), 39, 2011.
- 2) 内閣府:平成 26 年度中における自殺の状況 <http://www8.cao.go.jp/jisatsutaisaku/toukei/h26.html> (accessed 2015.8)
- 3) 厚生労働省:自殺・うつ対策の経済的便益(自殺やうつによる社会的損失)の推計の概要, <http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000000qvsy.html> (accessed 2015.6)
- 4) 川上憲人 他:こころの健康に関する疫学調査の研究:平成 18 年度厚生労働科学研究費補助金(こころの健康科学研究事業)こころの健康についての疫学調査に関する研究総括研究報告書, 2007.
- 5) American Psychiatric Association: DSM - IV - TR 精神疾患の診断・統計マニュアル(高橋三郎他訳), 医学書院, 東京, pp357-364, 2002.
- 6) 渡邊衛一郎:変わりゆくうつ病の薬物療法, 精神神経誌, 112 巻, 11 号, 2010.
- 7) 佐藤啓二:精神科診療所における治療脱落の実態の一例, 精神神経誌, 114 巻 7 号, 2012.
- 8) 秋山一文, 斉藤淳:ストレスと精神障害, Dokkyou Journal of Medical Sciences 33(3) 204-212, 2006.
- 9) 音羽健司:生活習慣病としてのうつ病, 精神科 22(1), 38-43, 2013.
- 10) 厚生省厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会次期国民健康づくり策定専門委員会:健康日本 21 (第 2 次) の推進に関する参考資料, 63-69, 2012.
- 11) Takada M et al: Associations between Lifestyle Factors, Working Environment,

- Depressive Symptoms and Suicidal Ideation
A Large-scale Study in Japan, *Industrial Health*, 47, 649-655, 2009.
- 12) 西基, 三宅浩次: 朝食摂取と勤労者のメンタルヘルス, *北海道医療大学看護福祉学部学会誌*, 4(1), 79-80, 2008.
- 13) Nakao R et al: Relationship between Lifestyle and Mental Health: A Population-Based Survey in Nagasaki Prefecture, Japan, *Acta Medica Nagasakiensia*, 55, 55-60, 2010.
- 14) Murakami K et al: Dietary intake of foliates, other B vitamins, and ω -3 polyunsaturated fatty acids in relation to depressive symptoms in Japanese adults, *Nutrition*, 24, 140-147, 2008.
- 15) 萩谷久美子 他: ω 3 多価不飽和脂肪酸の摂取量とうつ関連性, *臨床栄養*, Vol. 122 No1, 95-99, 2013.
- 16) 安藤富士子: 中高年者の栄養素摂取量と抑うつに関する研究, *厚生科学研究補助金(長寿科学総合研究事業) 分担報告書*, 17-21, 2006.
- 17) Nanri A et al: Dietary patterns and depressive symptoms among Japanese men and women, *European J of Clin Nutr*, 64, 832-839, 2010.
- 18) 小西香苗他: 女子大学生における食事パターンと健康 QOL との関連, *信州公衆衛生雑誌*, 7(2), 83-94, 2013.
- 19) Oddy, W H et al: The association between dietary patterns and mental health in early adolescence, *Preventive Medicine*, 49, 39-44, 2009.
- 20) 厚生労働省: 平成 25 年国民健康・栄養調査結果報告,
<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/h25-houkoku.html> (accessed 2015.06)
- 21) 橋本公雄, 徳永幹雄: メンタルヘルスパター
ン診断検査の作成に関する研究(1) -MHP 尺度の信頼性と妥当性-, *健康科学*, 21, 53-62, 1999.
- 22) 橋本公雄, 徳永幹雄: メンタルヘルスパター
ン診断検査の作成に関する研究(2) -MHP-1 尺度の信頼性と妥当性-, *日本スポーツ心理学学会研究発表抄集*, 38-39, 1999.
- 23) 橋本公雄: 新版健康と運動の科学 C 九州大学健康センター1993, 1998, 大修館書店, 東京, pp109-111, 2001.
- 24) 佐々木敏, 生体指標ならびに食事歴法質問票を用いた個人に対する食事評価法の開発・検証(分担研究総合報告書). 厚生科学研究費補助金 がん予防等健康科学総合研究事業: 「健康日本 21」における栄養・食生活プログラムの評価手法に関する研究(総合研究報告書:平成 13~15 年度:主任研究者:田中平三) 10-44, 2004.
- 25) 対馬栄輝: SPSS で学ぶ医療系データ解析, 東京書籍, 東京, pp13-113, 2012.
- 26) 内田治: すぐにわかる SPSS によるアンケートの多変量解析第 3 版, 東京図書, 東京, pp68-99, 2011.
- 27) 市原清志: バイオサイエンスの統計学, 南江堂, 東京, pp309, 1990.
- 28) 小塩真司: SPSS と Amos による心理・調査データ解析・因子分析・共分散構造分析まで. 東京図書, 東京, pp 94-98, 2004.
- 29) 伊藤桜子 他: メンタルヘルスセンター利用者の精神的健康度と生活習慣要因との関連性, *久留米大学心理学研究*, 4, 89-102, 2005.
- 30) 原田亜紀子 他: 地域住民の抑うつ状態と生活習慣の検討, *ストレス科学研究*, Vol. 26, 68-71, 2011.
- 31) Hida A et al: In vitro circadian period is associated with circadian/sleep preference, *Scientific Reports*3, 2074, 2013.
- 32) Lozoff B et al: Double burden of iron

- deficiency in infancy and low socioeconomic status—a longitudinal analysis of cognitive test scores to age 19 years, *Arch Pediatr Adolesc Med*, 160, 1108-1113, 2006.
- 33) 浜崎景 他: ω 3系多価不飽和脂肪酸と気分障害, 静脈経腸栄養学会, Vol.28, No.4, 967-971, 2013.
- 34) Bottiglieri T: Homocysteine and folate metabolism in depression, *Progress in Neuro-Psychopharmacology & Biological Psychiatry*, 29, 1103-1112, 2005.
- 35) Eby GA, Eby KL: Rapid recovery from major depression using magnesium treatment, *Medical Hypotheses*, 67, 362-370, 2006.
- 36) 武田英二: メンタルヘルスと栄養 食品と開発, Vol.48, No.4, 4-6, 2013.
- 37) Akbaraly T et al: Dietary pattern and depressive symptoms in middle age. *Br J Psychiatry*, 195, 408-413, 2009.
- 38) 坂元薫: 気分障害の季節性, *臨床精神医学*, 26(10), 1281-1293, 1997.
- 39) 厚生労働省: 労働安全衛生法の一部を改正する法律の施行に伴う厚生労働省関係省令の整備に関する省令等の施行について (心理的な負担の程度を把握 するための検査等関係), <http://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/anzeneisei12/> (accessed 2015.09)
- 40) Lambert GW et al: Effect of sunlight and season on serotonin turnover in the brain, *Lancet*, Dec 7, 360(9348), 1840-2, 2002 .
- 41) 多田志摩子 他: 食行動及び食物嗜好と心身の関係, ノートルダム大学紀要, 26, 79-84, 2002.
- 42) 佐藤巖光 他: 大学生の抑うつ症状と食習慣の関連についての性別の検討, 北海道公衆衛生学会雑誌, 26, 121-124, 2012.