九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

運動部活動が大学新入生の生活習慣とメンタルヘルスとの関係に及ぼす影響

須﨑，康臣
島根大学教育学部

杉山，佳生
九州大学大学院人間環境学研究院

斉藤，篤司
九州大学大学院人間環境学研究院

https://doi.org/10.15017/4372022

出版情報：健康科学. 43, pp.139-148, 2021-03-25. 九州大学健康科学編集委員会
バージョン：
権利関係：

健　康　科　学
Vol.43, 2021 年 3 月

－研究資料－

運動部活動が大学新入生の生活習慣とメンタルヘルスとの関係に及ぼす影響

須﨑康臣 [1)*]，杉山佳生 [2)]，斉藤篤司 [2)]

Effects of athletic club involvement on the relationship between the lifestyle and mental health of first-year undergraduates

Yasuo SUSAKI [1)*], Yoshio SUGIYAMA [2)], and Atsushi SAITO [2)]

Abstract

The aim of this study was to investigate the causal relationship between being involved in an athletic club and the lifestyle and mental health of first-year undergraduates. This was a longitudinal study involving 73 first-year undergraduates who completed questionnaires on 4 occasions separated by 1-month intervals during the academic year (time 1: April, time 2: May, time 3: June, time 4: July). The measures used included a questionnaire on life style and mental health (life satisfaction and stress). The results of a simultaneous multi-population approach using cross-lagged panel analyses revealed that (1) athletic club involvement had no effect on the causal relationship between lifestyle and mental health, (2) lifestyle affected life satisfaction (time 2 to time 3) and stress (time 3 to time 4), and (3) lifestyle was influenced by life satisfaction (time 1 to time 2 and time 2 to time 3). These findings suggest that there is a reciprocal relationship between lifestyle and mental health regardless of athletic club involvement.

***Key Words*:** life, satisfaction, stress, the causal relationship, moderator

(Journal of Health Science, Kyushu University, 43: 139-148, 2021)

1）島根大学教育学部　Faculty of Education, Shimane University, Matsue, Japan.
2）九州大学大学院人間環境学研究院　Faculty of Human-Environment Studies, Kyushu University, Fukuoka, Japan.
*連絡先：島根大学教育学部　〒690-8504 島根県松江市西川津町 1060　Tel & Fax：0852-32-6311
*Correspondence to: Faculty of Education, Shimane University, 1060 Nishikawatsu-cho, Matsue, Shimane, 690-8504, Japan.
Tel & Fax: +81-852-32-6311　E-mail: susaki@edu.shimane -u.ac.jp

はじめに

大学では，専門的な教育を受ける機会があるだけではなく，大学内や大学外で様々な活動を行う時間や機会があり，それらの機会を通して充実した大学生活を送ることができる。一方，大学では，自由な時間が増え，活動範囲が広がることが，大学生の生活習慣の乱れにつながる可能性も指摘されている[1)]。また，大学生が直面する問題には，生活習慣の乱れだけではなく，メンタルヘルスの悪化がある。抑うつや神経症性障害といったメンタルヘルスの悪化は，大学生の休学や，留年の理由として報告されている[2)]。大学生のメンタルヘルスの悪化につながる危険な時期は，大学に入学してから夏休みまでの期間がその一つに挙げられている[3)]。大学新入生は，これまでとは異なる人間関係，勉学，生活といった環境の変化を迎え，これらに適応できなければメンタルヘルスの低下につながることが指摘されている[3)]。また，大学新入生は，住み慣れた場所から離れての一人暮らしの開始や友人関係といった環境が大きく変化することが多く，新しい生活への不安や悩みを抱えるため，抑うつの症状があらわれやすい状況にあることが指摘されている[4)]。つまり，大学新入生は新たな学生生活に適応する過程において，生活習慣の変化と，ストレスの増加に直面することが考えられる。したがって，大学新入生の時期から，生活習慣とメンタルヘルスに対する支援を行うことが，その後の充実した大学生活を送るための有効な手段となり得る。

このように大学生の生活習慣とメンタルヘルスの改善を意図する支援は重要になるが，その支援を行う際には，生活習慣とメンタルヘルスとの関係も考慮する必要がある。生活習慣とメンタルヘルスとの関係は，生活習慣がメンタルヘルスに影響を及ぼすといった仮説が設定され，検討されている[5-7)]。これに対し，高尾・田中[8)]は，望ましい生活習慣が抑うつ反応の低下をもたらす方向と，抑うつのない健康な状態が望ましい生活習慣をもたらすといった方向の可能性を示唆している。つまり，生活習慣がメンタルヘルスに影響を及ぼすだけではなく，メンタルヘルスが生活習慣に影響を及ぼすといった相互的な関係があると考えられる。したがって，大学新入生の生活習慣とメンタルヘルスへの支援を行うには，これらの関係を考慮した支援を行うことが，その効果を高めることにつながると考えられる。しかしながら，大学新入生において，生活習慣とメンタルヘルスがどのような関係を有して推移するかといった知見がないのが現状である。そのため，大学新入生における生活習慣とメンタルヘルスとの因果関係について検討を行うことは，知見の蓄積に限らず，その支援を行うための資料となるため意義がある。

大学新入生への生活習慣とメンタルヘルスに対する支援の一つには運動・スポーツの実施が考えられる。大学生を対象に運動・スポーツの実施と生活習慣およびメンタルヘルスとの関連が検討され，運動・スポーツの実施が多い大学生ほど，健康度の得点が有意に高いことが明らかされている[9)]。工科系の大学新入生において，運動習慣を有する者は，疲労の自覚症状が少なく，メンタルヘルスが良好であることが報告されている[10)]。そして，大学生は運動の充実度が下がると，メンタルヘルスも低くなる傾向が示されている[11)]。また，徳永・橋本[12)]は，大学生における運動・スポーツの実施状況が，ストレス回避行動や積極的健康行動といった生活習慣行動と，食事のバランスや規則性といった食生活状況と有意な関係にあることを明らかにしている。望月・富田[13)]は，2 年間の縦断研究でスポーツ実施率が増加した学生において，スポーツの実施頻度が週当たりの 3 食摂取日数に対して正の関係を有することを報告している。このように，運動・スポーツの実施が，大学生の健康度の増進やストレスの軽減といったメンタルヘルスと，食事や睡眠といった良好な生活習慣と関係していることが報告されている。そのため，運動・スポーツの実施が，メンタルヘルスと生活習慣向上に寄与する可能性が推察される。この点に関して，徳永ほか[14)]は，「学生の健康度や生活習慣の指導を適切に行う方策として，運動・スポーツの推進や運動・スポーツ指導を手がかりにした指導法を検討することが重要」と述べている。したがって，大学新入生に対する運動・スポーツの実施を促すような支援は，大学生活における良好な生活習慣とメンタルヘルスの向上への有効な手段になると考えられる。

しかし，大学生を含む 19 歳の運動実施率は 16 歳以下の青少年に比べて低い状況にあり，約 2 割の男子と

約4割の女子は運動を行わないことが報告されている[15]。大学生が運動・スポーツを行わない理由は，その機会がなかったことや，場所や施設がないからといったことが挙げられている[16]。そのため，大学新入生への支援には，運動・スポーツの実施に対する意図を高めるだけではなく，それを実施するための環境も提供することが重要になる。

運動・スポーツを実施する環境の一つには，大学での運動部活動が挙げられる。平井ほか[17]は，1 年生から 4 年生を含む大学生を対象に調査を行った研究で，1956 名の調査の回答の得られており，その内，運動部活動に所属する大学生は，635 名（約 32%）であることを報告している。また，大学新入生を対象に行った調査で，回答の得られた 1087 名のうち運動部活動に所属している者は，263 名（約 24%）であることが示されている[18]。このように，大学で運動部活動を通して，運動・スポーツを実施している大学生がおり，この大学生は運動・スポーツの実施によって，生活習慣[12,13]とメンタルヘルス[10-12]の改善や向上といった恩恵を受けている可能性が考えられる。このことを支持するように，辻ほか[19]は，2 年次から 4 年次にかけて大学生を対象に縦断研究を行っており，運動部活動を継続している群は，無所属群とその他（転部，退部，無所属から入部）群より，ストレス対処能力が高く，うつ，不安感が低いことを明らかにしている。Huffman et al.[20]は，運動部活動に所属する大学生は同年代の人に比べて，体の痛みを除く，身体的・精神的側面に関する QOL が高いことを明らかにしている。Sorenson et al.[21]は，運動部活動に所属する大学生は所属しない学生より精神的側面に関する QOL が高く，小程度の効果量を有することを報告している。徳永ほか[14]は，運動部活動に所属する大学生は，運動部活動に無所属の学生に比べて，身体的・精神的・社会的側面に関する健康度が高く，睡眠の充実性とストレス回避行動をとる習慣を有していることを報告している。このように，運動部活動に所属する大学生は，所属していない大学生に比べて望ましい生活習慣と良好なメンタルヘルスを有していることが示唆される。そのため，運動・スポーツ実施が可能な場である運動部活動は，大学生の生活習慣とメンタルヘルスの改善に寄与できる可能性が考えられる。

また，運動部活動は，生活習慣とメンタルヘルスに直接影響を及ぼすだけではなく，生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対して影響を与える可能性が考えられる。これは，望ましい生活習慣の獲得が，メンタルヘルスの改善に結びつくという関係を想定した場合には，運動部活動で運動・スポーツの実施することでもたらされる効果が，この関係に対して肯定的に働くことが推察される。そして，メンタルヘルスの改善が望ましい生活習慣の形成に対して影響を及ぼした場合には，運動部活動の効果が，この関係に対して影響を及ぼすことが考えられる。つまり，メンタルヘルスと生活習慣との関係において，運動部活動が調整変数としての機能を果たす場合には，いずれかの大学生においてのみ，それらの支援が効果的に働くことが生じてしまう可能性がある。そのため，生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対して，運動部活動が調整変数としての機能を有している場合は，その支援方法を考慮する必要がある。これまで，生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対して，運動部活動の所属が調整変数としての機能を有しているかどうかについては，検討されていないのが現状である。以上のことから，本研究では，運動部活動の所属を運動・スポーツ実施の機会の場として位置づけ，大学新入生の生活習慣とメンタルヘルスとの因果関係と，その関係に運動部活動の所属が及ぼす影響について検討を行うことを目的とする。なお，本研究では，生活習慣を徳永[22]の分類に準拠し，食生活状況，休養状況，運動状況とした。メンタルヘルスは，生きがいとストレスといったポジティブな側面とネガティブな側面に着目した[23]。

方法

1. 調査期間および調査対象者

本調査は，九州地方にある 4 年制の総合国立大学で開講される健康・スポーツ関連科目の時間を利用して，筆頭著者の説明のもと2017年4月（time1），5月（time2），6 月（time3），7 月（time4）に，月 1 回の調査を計 4 回実施した。調査を行った健康・スポーツ関連科目は，大学新入生が履修しており，必修に位置づけられるも

のであった。調査は，科目を担当する教員の許可を得たうえで，3クラスで計140名に対して実施した。140名に対して筆頭著者が研究の目的，得られたデータは研究以外で使用しないこと，研究の協力は自由意志に基づくものであり，途中で協力を辞めることができること，協力の有無によって成績に影響を及ぼさないことを説明した。そして，調査の協力に同意する場合は，調査票の回答データを切り離して，筆頭著者に提出することを求めた。その結果，調査協力の同意が得られた大学新入生は118名（男性104名，女性14名，平均年齢18.39歳±0.54歳）であった。調査対象者には，調査に際して個人を追跡する必要があるため学籍番号の記載を求めた。なお，分析対象者は4回分の調査で，欠席を含むデータに欠損がない73名（男性60名，女性13名，平均年齢18.51歳±0.58歳）を対象とした。その内訳は，time2以降継続して運動部活動[注)]に所属している者（以下，所属群）が35名（男性30名，女性5名，平均年齢18.49歳±0.51歳），調査を通して運動部活動に所属していない者（以下，非所属群）が38名（男性30名，女性8名，平均年齢18.53歳±0.65歳）であった。なお，調査対象者は全員time1で運動部活動に所属しておらず，time2以降に所属の変更があった者はいなかった。

2. 調査項目

2-1. 生活習慣

生活習慣の評価には，DIHAL.2[24)]を用いた。本尺度は，中学生から社会人の生活習慣と健康度を測定するために開発された尺度である。本研究では，この尺度の生活習慣に該当するデータを用いた。生活習慣は，運動（運動行動・条件，運動意識），食事（食事のバランス，食事の規則性，嗜好品），休養（休息，睡眠の規則性，睡眠の充実度，ストレス回避行動）の3つの次元から構成されている。各因子の合計得点の算出は，徳永[24)]に基づき，逆転項目の処置を行ったうえで，因子ごとの下位尺度を構成する項目の得点の和を求めた。また，生活習慣は，運動，食事，休養の因子得点の和から算出した[24)]。この尺度は，得点が高いほど，望ましい生活習慣であることを意味する。DIHAL.2の信頼性と妥当性は，徳永[22)]によって確認されている。

2-2. メンタルヘルス

メンタルヘルスの評価には，中学生から社会人を対象に開発された精神的健康パターン診断検査[25)]を用いた。この尺度は，生きがい（QOL：quality of life）とストレス（SCL：stress check list）の2つの次元から構成されている。生きがいは生活の満足感と生活意欲の2つの下位尺度から構成されている。ストレスは，心理的ストレス（こだわり，注意散漫），社会的ストレス（対人回避，対人緊張），身体的ストレス（疲労，睡眠・起床障害）から構成されている。生きがい得点とストレス得点の算出は，橋本ほか[25)]に基づき，これらの下位尺度を構成する項目の得点の和を求めた。生きがい得点が高いほど，生きがいを得ており，ストレス得点が高いほど，ストレスを感じていることを意味する。この尺度の信頼性と妥当性は確かめられている[23)]。

3. 統計処理

まず，運動因子得点を従属変数，群と時期を独立変数とした二要因分散分析を行った。次に，生活習慣とメンタルヘルス（生きがいとストレス）の変化について群間で比較するため，生活習慣得点および生きがい得点，ストレス得点を従属変数，群と時期を独立変数とした二要因分散分析を行った。さらに，生活習慣と生きがいおよびストレスの因果関係を検討するために交差遅延効果モデルを行った（図1）。なお，このモデル構築には，大学新入生を運動部活動の所属の有無によって大学新入生を分類ができる5月（time2）から7月（time4）までのデータを用いて，モデル構築を行った。そして，交差遅延効果モデルでは，群別でのモデル比較を行うために，多母集団同時分析も行った。有意確率は，5%水準とした。モデルの良さは一元的に定められるものではなく，複数の適合度指標から多面的にモデル適合について検討することが必要と指摘されている[26)]。そこで，本研究は適合度指標をCFIとRMSEAから総合的にモデルの適合を判断することとした。そして，モデル間の比較には，AICを用いた。その基準はCFIは.90以上，RMSEAは.10以下，AICは値の低さとした。全ての分析は，SPSS（ver.19.0）とAmos（ver.19.0）を用いた。

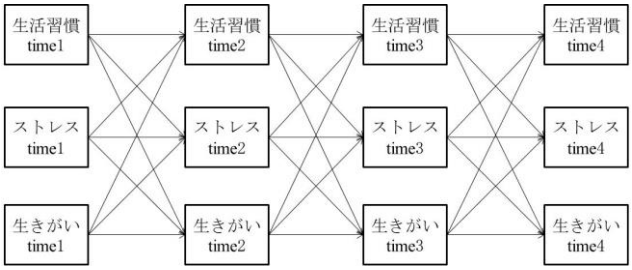


図１　本研究における仮説モデル

結果

分析の結果，運動因子は有意な交互作用（F（3,213）= 21.18, p<.05）が確かめられた（表 1）。単純主効果検定の結果，time2，time3，time4 において，所属群が非所属群より運動因子得点が有意に高かった。所属群において，time2，time3，time4 は time1 より運動因子得点が有意に高いことが示された。非所属群は，time1 は time2，time3，time4 に比べて運動因子得点が有意に低い値を示していた。つまり，運動部活動に所属する前である time1 で群間に有意な差は確かめられず，運動部活動に所属している time2 以降で群間に有意な差が確かめられた。このように，運動部活動の所属の有無によって，運動因子得点に有意な違いが示されたため，以降の分析では，生活習慣得点から運動因子得点を除くこととした。生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対する運動部活動の調整変数としての機能を検討した場合，運動因子得点が調整変数の機能に影響を及ぼしてしまうことが考えられる。そのため，生活習慣から運動因子得点を除くことによって，運動部活動の調整変数としての機能を検討することが可能となるためである。

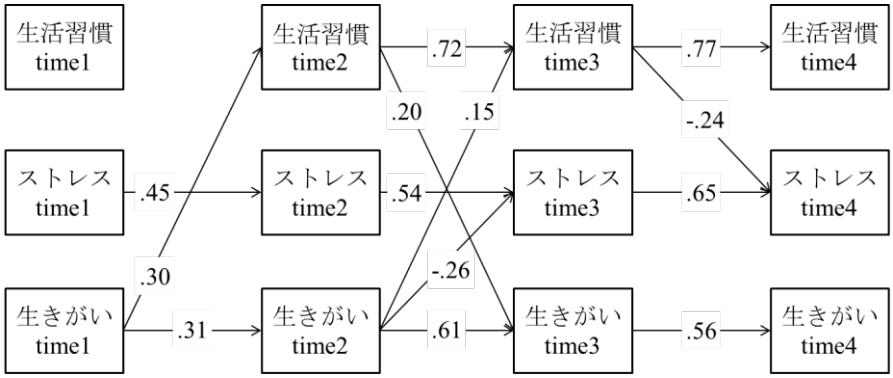
次に，運動因子得点を除いた生活習慣得点と生きがい得点，ストレス得点の変化を検討した結果，生活習慣得点（F（3,213）= 5.00, p<.05）と生きがい得点（F（3,213）= 4.96, p<.05），ストレス得点（F（3,213）= 15.34, p<.05）は時期の主効果が有意であった。時期の主効果が，それぞれ有意であったため，Bonferroni を用いた多重比較を行った結果，生活習慣において，time1 は time4 より有意に得点が高かった。生きがいにおいて，time3 は time1 と time4 より有意に得点が高かった。ストレスにおいて，time3 と time4 は，time1 と time2 より得点が高かった。また，time2 は time1 よりストレス得点が有意に高かった。なお，生活習慣得点と生きがい得点，ストレス得点において，有意な交互作用と群の主効果は確かめられなかった。

生活習慣とメンタルヘルスとの関係および，運動部活動の所属がその関係に及ぼす影響について検討するために，多母集団同時分析を用いた。所属群のモデルを検討した結果，適合度指標は，CFI=.893, RMSEA=.137 であった。また，同様のモデルで，非所属群で解析した結果， CFI=.881，RMSEA=.206 であった。所属群と非所属群は全ての適合度指標は基準を満たす値が示されなかった。この結果に関して，豊田 [26]は，各集団での適合度指標が基準を満たさない場合でも，多母集団同時分析をすることで適合度指標が向上する場合もあると指摘していることから，配置不変性の検討を進めた。配置不変性を検討した結果，CFI=.868, RMSEA=.096 が示されており，CFI は基準を満たさなかったが，RMSEA が基準を満たされたことで，両母集団に共通して，データがモデルに適合しており，配置不変性が成立する可能性が高いことが示された。そこで，母集団間のパス係数，分散，誤差分散，共分散の差の検定統計量を算出したところ，有意な値が確かめられなかった。そのため，全てのパス係数，誤差分散，共分散に制約を課さないモデルと，全てのパス係数，分散，誤差分散，共分散に制約を課したモデルにおける多母集団同時分析での等値制約を検討した。制約を課さないモデルの適合度指標は，CFI=.885，RMSEA=.125，AIC=365.43 であることが示された。制約を課したモデルの適合度指標は，CFI=.874, RMSEA=.094, AIC=321.00 であることが確かめられた。制約を課さないモデルは，いずれの適合度指標も基準を満たすものではなく，制約を課すモデルは，RMSEA が基準を満たすものであった。また，制約を課したモデルの AIC の値は，制約を課さないモデルの AIC の値より小さいことが示された。以上のことから，相対的に制約を課したモデルの適合が良いと解釈されたため，所属群と非所属群は，同一のパス係数，分散，誤差分散，共分散をもつ母集団に属していることが推察される。そのため，運動部活動の所属別で生活習慣とメンタルヘルスとの関係を検討するのではなく，所属群と非所属群をまとめて，生活習慣とメンタルヘルスとの関係について分析を進めた

表 1　生活習慣およびメンタルヘルスの分析結果

	time1				time2				time3				time4				交互作用	主効果	
	所属		非所属		所属		非所属		所属		非所属		所属		非所属			群	時期
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	$F(3,213)$	$F(2,71)$	$F(3,213)$
運動因子	25.40	4.46	24.79	4.50	29.37	2.73	21.97	5.67	29.60	3.25	22.42	4.19	28.03	3.68	21.84	5.29	18.92 *	45.14 *	1.86
生活習慣	92.63	15.53	93.55	13.77	86.09	13.59	89.00	17.38	85.89	16.88	91.71	18.29	85.49	15.25	87.26	18.16	0.24	0.14	4.96 *
生きがい	25.60	6.06	25.26	5.43	27.86	5.28	26.74	6.38	27.89	6.11	27.97	7.54	26.34	7.51	25.89	6.70	0.57	1.16	15.35 *
ストレス	48.00	9.33	50.45	16.47	52.49	10.01	53.71	13.68	57.14	13.99	59.55	17.95	56.66	14.86	62.16	17.14	0.67	0.88	5.00 *

生活習慣得点は運動因子得点を除いた　　運動部活動所属:所属, 運動部活動非所属:非所属　　$*p<.05$



†*$p<.05$で有意なパスとパス係数（標準偏回帰化係数）のみを記載
††誤差変数および共分散は記載せず

図 2　交差遅延効果モデルの結果

（図 2)。その結果，time2 から time4 にかけて，全ての同変数間で有意なパス係数を示していた。また，time1 から time2 において，ストレス間（β=.45，p<.05）と生きがい間（β=.31，p<.05）では有意であったが，生活習慣間では有意ではなかった。次に，生活習慣とメンタルヘルスとの因果関係について，time1 から time2 にかけて，生きがいが生活習慣に有意なパス係数（β=.30, p<.05）を示していた。time2 から time3 にかけて，生活習慣は生きがいに有意な影響を示し（β=.20, p<.05)，生きがいは生活習慣（β=.15, p<.05）とストレス（β=-.26, p<.05）に有意な影響を及ぼしていた。time3 から time4 にかけて，生活習慣がストレスに対して有意なパス係数（β=-.24, p<.05）を示していた。

考察

本研究では，大学新入生の生活習慣とメンタルヘルスとの関係および，運動部活動を運動・スポーツの機会を提供する場として捉え，運動部活動への所属がこの関係に及ぼす影響について，交差遅延効果モデルを用いて検討した。分析の結果，CFI は基準を満たす値を示さなかったが, RMSEA は基準を満たす結果が得られた。このことから，得られた適合度指標の結果を総合的に判断して，本研究で構築した大学新入生における生活習慣とメンタルヘルスとの関係を示すモデルは, 本研究のデータを解釈可能とするモデルの 1 つであることが考えられる。そして，本研究で構築したモデルは，運動部活動の所属と非所属で関係が異なる関係を示すものではなく，同様の関係を示すモデルであることが確かめられた。また，本研究のモデルは，生活習慣とメンタルヘルスとの間には，直接効果と間接効果を有するものであることが明らかにされた。これらの結果を踏まえ，生活習慣からメンタルヘルスへの影響，メンタルヘルスから生活習慣への影響，生活習慣間の関係，運動部活動の調整変数としての機能，データ収集期間における誤差変数の 5 つについて考察する。

1．生活習慣からメンタルヘルスへの影響

生活習慣を起点としたメンタルヘルスとの関係の推移は，5 月の良好な生活習慣が，6 月の生活習慣の質を高め，このことが 7 月のストレスを抑制することと，

生きがいを促すことが示された。これは，先行研究[5-7]を支持するように，生活習慣がストレスの低減と生きがいの獲得につながるといった因果関係を有していることが確かめられた。本研究では生活習慣を，運動を除く，食生活状況と休養状況から捉えている。そのため，本研究における良好な生活習慣とは，食事をバランスが良く，食事を習慣的に取り，嗜好品をさけるといった良好な食事の習慣および，休息をとり，睡眠の規則的な習慣を有しており，睡眠の質が高く，ストレス回避を行うといった望ましい休養の習慣を示すものである。これは，質の高い食生活や睡眠をとり，疲労を回復させるための休養ができる生活を送ることが，日常生活によって生じるストレスの解消につながっていることが考えられる。また，望ましい生活習慣が，生活の満足感と生活に対する意欲といった生きがいの獲得に寄与する関係が示された。これは，食事のバランスに気を配り，嗜好品をさけるといった食生活をこころがけ，規則正しい習慣を行うことが，生活に対する満足さと生活への張りをもたらすことが推察される。以上のことから，大学新入生において，望ましい生活習慣がメンタルヘルスへの改善に寄与する関係を有していることが示唆される。

2. メンタルヘルスから生活習慣への影響

メンタルヘルスを起点とした生活習慣への推移を確認すると，生きがいは望ましい生活習慣を促進することが示唆された。また，生きがいを有した生活を送ることで，望ましい生活習慣につながり，このような習慣を有することが，一層の生きがいの獲得に寄与する循環的な関係を有することが示された。このように本研究では，日常での満足や意欲といった生きがいが，望ましい生活習慣の獲得につながることや，生活習慣が媒介することによって，生きがいに循環するといった関係を有していることが確かめられた。これまでの研究[5-7]では，生活習慣が改善することによって，メンタルヘルスの向上に寄与することを想定して，その関係について検討を行っており，生活習慣がメンタルヘルスの向上に対して影響を及ぼすことを報告している。本研究は，高尾・田中[8]が指摘したように，生活習慣がメンタルヘルスに影響を及ぼす一方向の関係ではなく，メンタルヘルスが生活習慣に影響を及ぼすといった，相互的な関係であることを示唆している。しかしながら，この関係については，メンタルヘルスの生きがいのみで確かめられており，ストレスでは明らかにできなかった。本研究では，これらの違いを生じさせた要因については明らかにできないため，生活習慣とメンタルヘルスとの関係については，今後も検討していくことが重要となる。

また，生きがいは，生活習慣を介して，ストレスを抑制する間接的な過程と，直接的にストレスを軽減する過程が確かめられた。生きがいはストレスを抑制する要因の一つであることが指摘されている[27]。つまり，生活の張りや満足を感じた生活を送ることが，その過程で生じるストレスを抑える効果を有していることが考えられる。さらに，日常生活で生きがいを感じることは，望ましい生活習慣を媒介することによって，その過程で生じるストレスを軽減に寄与する間接的な関係を有していることが推察される。このことから，生きがいは，ストレスの軽減に対して，直接的な影響だけではなく，間接的な影響を有するものであることが示唆される。今後は，日常生活に対する生きがいのどのような側面が，直接的と間接的に日常生活で生じるストレスの抑制に寄与しているかについて検討していくことが求められる。

3. 生活習慣間の関係

生活習慣において 4 月から 5 月への影響は確かめられず，5 月以降は各翌月に対して正の影響を及ぼすことが示された。これは，5 月以降の生活習慣は，翌月の生活習慣を予測できる安定した関係にあることが考えられる。しかし，4 月の生活習慣から 5 月の生活習慣への関係が確かめられなかった。これは，4 月の生活習慣が 5 月の生活習慣を説明できない関係であることを示唆している。つまり，4 月の生活習慣から 5 月の生活習慣にかけて，1 カ月の間でその習慣が大きく変化した可能性が考えられる。4 月から 5 月は，大学に入学してから授業が始まる時期である。そのため，大学新入生は，これまでとは異なる人間関係，勉学，生活といった環境の変化を迎えており[3,4]，この環境に適応する過程で生活習慣が大きく変化した可能性が考

えられる。

また，この4月から5月にかけて生活習慣間で有意な差が示されなかったことが，一部の適合度指標が基準を満たさなかったことと関係していることが考えられる。今後は，生活習慣とメンタルヘルスとの関係を検討する際には,4月の生活習慣のデータを考慮して，モデル構築を行うことが必要となる。

4. 運動部活動の調整変数としての機能

本研究では，運動部活動の所属が，生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対して，影響を及ぼすという仮説を設定し，多母集団同時分析を用いて検討を行った。しかし，本研究では，運動部活動の所属の有無によって，生活習慣とメンタルヘルスとの関係のモデルが異ならなかったため，この関係に対して運動部活動が調整変数としての機能を有している仮説が支持されなかった。つまり，大学新入生における生活習慣とメンタルヘルスとの関係は，運動部活動の所属の有無と関係なく，同様のプロセスを有していることが示された。これは，生活習慣とメンタルヘルスを促進する支援を行い，生活習慣とメンタルヘルスが改善して，それが相互に影響を及ぼしたとしても，それらの影響が運動部活動の所属によって調整されることはなく，同様の効果が大学新入生にもたらされることが示唆される。そのため，運動部活動の所属を考慮せず，大学新入生への生活習慣とメンタルヘルスの支援を行うことが可能であることを示している。

また，本研究は，運動部活動に入部が判断できる5月以降において，所属群は非所属群に比べて運動因子得点が有意に高いことが示された。これは，運動部活動が運動・スポーツ実施を提供する場であるため，そこに入部することで運動状況に対して，肯定的な関係を示したことが考えられる。しかし，本研究は，運動部活動の所属の有無によって，生活習慣と，メンタルヘルスの生きがいとストレスで有意な差が示されなかった。この結果は，運動部活動による生活習慣やメンタルヘルスに対して肯定的な結果を示した先行研究[14,19,20,21]と異なるものであった。運動部活動では，運動・スポーツを実施するだけではなく，所属先での対人関係や組織運営などの関わりが求められる。そして，そこでは，運動・スポーツの実施が集団で行うことが求められ，個人の行動と時間が制限されてしまう環境にある。つまり，運動部活動での活動が，個人の行動と時間を制約してしまうことによって，食生活状況，休養状況，メンタルヘルスに対して改善をもたらさなかった可能性が考えられる。したがって，運動部活動は，大学新入生に対して，運動・スポーツ実施の機会を提供する場であるが，そこで活動に従事することが，食生活状況や休養状況の生活習慣の改善や，生きがいの獲得やストレスの軽減とは結びつかないことが示唆される。そのため，大学新入生の運動部活動での活動は，運動・スポーツの実施を提供する場として機能するが，生活習慣とメンタルヘルスの改善には寄与しない可能性があるため，その運用は慎重になる必要がある。

さらに，本研究は大学新入生を対象に4月から7月までの短期間で行われたため，部活動が生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対する調整変数としての機能が確かめられなかった可能性がある。辻ほか[19]は，2年次から4年次にかけての2年間の縦断研究を行い，運動部活動に継続している群は，ストレス対処能力の獲得と，うつと不安感が低いことを明らかにしている。そのため，今後は，長期の縦断研究を通して，運動部活動が生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対する調整変数としての機能を検討する必要がある。

5. データ収集期間における誤差変数

本研究は，5月から7月にかけての縦断データを用いて生活習慣とメンタルヘルスとの関係を検討しているが，本研究で検討していない他の要因（誤差変数）の影響について考慮する必要がある。この点に関して，中須賀ほか[28]は「学校教育現場を対象にし，なおかつ社会的変数を調査する場合，誤差変数となりうる他の授業や学校行事といった生徒に関わる条件は統制が困難になることは理解しておく必要がある」と指摘している。本研究の対象とした大学新入生においても，個人が履修する科目や学校行事，大学内外での交友関係が存在しており，これらが生活習慣とメンタルヘルスとの関係に対して，影響を及ぼした可能性が考えられる。つまり，これらの誤差変数の存在が，生活習慣とメンタルヘルスとの関係において，特定の時期のみに

関係が確かめられたことと関係していることが推察される。しかしながら，本研究では，生活習慣とメンタルヘルスとの関係に影響を及ぼす変数については，運動部活動の所属の有無を除いて，調査を行っておらず，どのような要因がこの関係に影響を及ぼしたかは明らかにできていない。以上のことから，本研究は，大学新入生における生活習慣とメンタルヘルスとの関係を示すモデルを提示したが，これは得られたデータに対して概ね当てはまりの良いモデルの 1 つを示したに過ぎない。そのため，大学新入生における生活習慣とメンタルヘルスとの関係については，本研究で誤差変数として位置づけられた要因について考慮して，検討していくことが必要となる。

注）：本研究では，運動・スポーツを実施する環境の一つとして，大学での運動部活動を位置づけている。そのため，本研究での運動部活動は，体育会系運動部活動と運動サークルを含むものとなっている。

謝辞

この研究は, 九州体育･スポーツ学会の「課題研究」の助成金を受けて実施しています。

引用文献

1) 折原茂樹・目黒忠道（2006）大学生の健康意識と生活習慣．近畿大医誌，31，1，21-20.
2) 布施泰子・三浦　淳・平井伸英・苗村育郎・佐藤武（2015）大学における休・退学，留年学生に関する調査（平成 25 年度調査結果）．第 37 回全国大学メンタルヘルス研究会報告書，7-16.
3) 学生のメンタルヘルスに関する特別委員会（1992）大学におけるメンタルヘルス：教職員のためのガイドブック，国立大学保健管理施設協議会.
4) 三宅典恵・岡本百合・神人　蘭・矢式寿子・内野悌司・磯部典子・高田　純・小島奈々恵・二本松美里・松山まり子・石原令子・杉原美由紀・古本直子・玉田美江・石橋涼子・山手紫緒・横崎恭之・日山　亨・吉原正治（2013）大学新入生のうつ傾向に関する検討．総合保健科学，29，7-11.
5) 橋本公雄・藤塚千秋・石橋剛士・栗原武志・宮林達也・北井和利・井上弘人・荒井久仁子・須﨑康臣（2016）学生生活 QOL 向上に向けた因果モデルの構築：メンタルヘルス、学業、生活習慣、心理社会的変数を用いて．社会福祉研究所報，44，75-96.
6) 須﨑康臣・杉山佳生・斉藤篤司（2017）大学新入生におけるメンタルヘルスの変化と生活習慣との関連．健康科学，39，79-88.
7) 高橋俊哉・伊藤菜緒・伊藤武樹・面澤和子・北宮千秋・大澤義介・河内見地子・柄本和吉・齋藤直人・棟方達也・奥村俊樹（2004）大学生のライフスタイルが健康度および QOL におよぼす因果的影響について. 弘前大学教育学部紀要, 92, 71-77.
8) 高尾万衣子・田中美由紀（1999）大学生における生活習慣とストレッサー・ストレス反応との関連の検討．早稲田心理学年報，31，1，49-54.
9) 徳永幹雄・橋本公雄（2002）青少年の生活習慣が健康度評価に及ぼす影響．健康科学，24，39-46.
10) 佐藤　進・鈴木貴士・川尻達也・山口真史・清水節・高畑俊成・山田裕憲・金　永鍾（2014）工科系大学生の生活習慣とメンタルヘルスの関係．KIT progress：工学教育研究，21，147-156.
11) 甲斐奈津美・山崎文夫（2009）大学生における運動に関するライフスタイルと精神的健康．産業医科大学雑誌，31，1，89-95.
12) 徳永幹雄・橋本公雄 (2001) 学生の健康度・生活習慣に関する診断検査の開発．健康科学，23，53-63.
13) 望月知徳・富田寿人 (2016) 縦断的研究よる大学生のスポーツ実施に対して生活習慣，運動意識，スポーツ情報への接触が及ぼす影響について．静岡工科大学紀要, 24, 79-84.
14) 徳永幹雄・岩﨑健一・山崎先也（2004）学生の運動及び修学状況と健康度･生活習慣に関する研究．第一福祉大学紀要，1，59-73.
15) スポーツ庁（2018）平成 30 年度体力・運動能力調査報告書．https://www.mext.go.jp/sports/b_menu/toukei/chousa04/tairyoku/kekka/k_detail/1421920.htm（2019 年 12 月 23 日閲覧）
16) 相澤勝治・斎藤　実・久木留毅（2014）大学生に

おける運動習慣の実態調査．専修大学スポーツ研究所紀要，37，35-42.

17) 平井博志・木内敦詞・中村友浩・浦井良太郎 (2012) 大学期における課外活動の種類とライフスキルの関係．大学体育, 9, 117-125.

18) 須﨑康臣・入部祐郁・杉山佳生・斉藤篤司 (2016) 大学における運動部の実態調査：入部・不継続理由について．健康科学, 38, 33-41.

19) 辻　大士・笹川　修・中村信次・小平英志・近藤克則・山崎喜比彦（2017）大学生におけるスポーツ系の部・サークル活動参加とストレス対処能力，うつ・不安感の縦断研究：2 年間（3 時点）の追跡調査に基づく分析．運動疫学研究，19，1，24-35.

20) Huffman, G. R., Park, J., Roser-Jones, C., Yagnik, G., & Webner, D.（2008）Normative SF-36 values in competing NCAA intercollegiate athletes differ from values in the general population. Journal of Bone and Surgery, 90, 3, 471-476.

21) Sorenson, S. C., Romano, R., Scholefield R. M., Martin, B. E., Gordon, J. E., Azen, S. P., Schroeder, E. T., & Salem, G. J. (2014) Holistic life-span health outcomes among elite intercollegiate student- athletes. Journal of Athletic Training, 49, 5, 684-695.

22) 徳永幹雄 (2005)「健康度・生活習慣診断検査 (DIHAL.2)」の開発．健康科学, 27, 57-70.

23) 橋本公雄・徳永幹雄（1999）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.

24) 徳永幹雄（2003）健康度・生活習慣診断検査（DIHAL.2，中学生～社会人）．トーヨーフィジカル.

25) 橋本公雄・徳永幹雄・金崎良三 (1994) 精神健康パターン診 断検査（MHP.1）．トーヨーフィジカル，福岡.

26) 豊田秀樹 (2007) 共分散構造分析 [Amos 編] －構造方程式モデリング－．東京図書.

27) 瀬戸正弘（2006）女子大学生の生きがいがストレス反応とコーピングに及ぼす影響の研究．心理教育相談研究，5，31-40.

28) 中須賀巧・阪田俊輔・杉山佳生 (2018) 体育学習における動機づけ雰囲気，目標志向性， 生きる力の因果関係の推定．体育学研究, 63(2), 623-639.