

## 身体活動量と精神的健康度の因果関係の推定：国際学術交流を目指して

四国医療専門学校 四宮英雄

### 要旨

**目的：**本論文の目的は身体活動量と精神的健康度との因果関係を推測にすることであった。

**方法：**A 専門学校の健康教室に 2018 から 2019 年に参加した 65 歳以上の 71 人（ $75.2 \pm 5.6$  歳）の（男性 23 人、女性 48 人）を対象とした。分析手法は交差遅延効果モデルと同時効果モデルを組み込んだ構造方程式モデリングを用いた。代理変数として以下を採用した。すなわち、身体活動量は 1.5Met 以下が 30 分以上継続する時間（continued sedentary behavior than 30 minutes: CSB）、精神的健康度は精神的苦痛度（ケスラースケールで測定した得点：K6）であった。

**結果：**交差遅延効果モデルから、「2018 年の K6」は「2019 年の CSB」への影響は統計的に有意であったが（標準化係数： $\beta = 0.076$ 、 $p < 0.001$ ）、「2018 年の CSB」は「2019 年の K6」への影響は統計的に有意とはいえなかった（ $\beta = 0.025$ 、 $p = 0.891$ ）。また同時効果モデルから、「2019 年の K6」と「2019 年の CSB」は相互の影響がともに統計的に有意（K6 → CSB;  $\beta = 0.388$ , CSB → K6;  $\beta = 0.576$ ,ともに  $p < 0.001$ ）であった。構造方程式モデルの適合度は、 $\chi^2 = 6.202$  ( $p = 0.131$ )、適合度指数 (GFI) = 0.957、確認適合指数 (CFI) = 0.975、近似の二乗平均平方根誤差 (RMSEA) = 0.287 であった。

**結論：**精神的健康度（原因）は 1 年後の身体活動量（結果）に影響を及ぼす可能性があることを示した。

**キーワード：**65 歳以上の高齢者、身体活動量、精神的健康度、構造方程式モデリング

### 1 はじめに

日本は世界で最も高齢者（65 歳以上）人口比率の高い国の 1 つである。総務省統計局によると、日本の高齢化率（65 歳以上の人口の割合）は 2019 年に 28.4% (2019 年 9 月 15 日現在推計) であった<sup>1)</sup>。この比率は今後、一層高まることが予想される。また 2017 年における高齢者の占める医療費の割合は国民全体の約 60% であった<sup>2)</sup>。したがって、高齢者の健康を維持することは健康の面だけでなく、経済的にも重要であり、この問題を解決することが緊急の課題となっている。

ところで、世界保健機関（WHO）は、「健康は完全な身体的、精神的、社会的健康の状態であり、単に病気や病気の欠如ではない」と報告している（WHO、1946<sup>3)</sup>）。そして、身体的要因と精神的要因の間には強い相関があることがよく知られている。そのうち、いくつかの研究では、身体活動の増加が、うつ病の可能性を低下させることを報告している<sup>3-7)</sup>。しかし、他の研究では反対の結果を報告している<sup>8,9)</sup>。さらに、座位行動（座位及び臥位におけるエネルギー消費量が 1.5Mets 以下の全ての覚醒行動）を中断することが生活の質の改善に効果的であることが示された研究もある<sup>4,5)</sup>。本研究に関して留意することとして、身体的活動時間と座位行動時間の間にトレードオフが報告された研究がある<sup>6)</sup>。すなわち、身体的活動時間が増加すれば、座位行動時間は減少するということである。そこで、本研究では、座位行動時間を測定することによって、身体活動時間（量）の測定に代えることとする。

本研究では、身体的活動量は精神的要因によって影響を受けると仮定した。より具体的には、精神的健康度（精神的要因）は座位行動（身体的要因）比率に影響を与えると想定した。多くの研究では、座位行動時間の減少が健康リスクの減少につながることを示している<sup>7-10)</sup>。さらに、最近の研究では、座位行動の性質について詳細な研究がすすめられている。すなわち、座位時間が同じでも、座位行動が中断されたかどうかに応じて健康上のリスクに違いがあることが報告されている<sup>4,5)</sup>。そこで本研究では、最終的な仮定として、精神的健康度（原因）が中断された座位時間（結果）に影響を与えるとした。

## 2 方法

### 2.1 研究デザイン

昨年実施されたデータ<sup>11)</sup>と本年度のデータという「2波」パネルデータを使用して縦断的研究を実施した。代理変数として以下を採用した。すなわち、身体活動量は 1.5Met 以下の活動量が 30 分以上継続する時間（continued sedentary behavior than 30 minutes: CSB）、精神的健康度:Physical distress [PD]はケスラースケールで測定した得点：K6 とした。目的を具体的に評価するために、次の仮説を採用した。すなわち、PD の改善によって、CSB の比率が低下する。調査方法は、3 軸加速度計と自記式アンケートを使用して評価された。2018 年度の調査では、香川県宇多津町（人口約 18,450 人）にある A 専門学校の健康教室に参加した 130 人の高齢者を対象とした。この調査は 2018 年 7 月 20 日から 9 月 10 日まで実施された。130 人中 10 人が協力を拒否した。また、得られたデータのうち 16 人が身体活動の標準測定値に達していないため、分析から除外した。したがって、残りの 104 人の回答者が参照データ

ベースとして使用された。2019年度には、前回と同様の追跡調査が2019年7月20日から9月15日まで実施した。104人中14人が協力を拒否した。また、得られたデータのうち19人が身体活動の標準測定値に達していないため、分析から除外した。したがって、残りの71人の回答者（75.2±5.6歳）に基づくデータを使用した。

2018、2019年度の研究は、四国医療専門学校倫理審査委員会（承認番号：H28-5、R01-01）によって承認され、書面によるインフォームドコンセントが各被験者から得られた。

## 2.2 臨床パラメーターと測定

人体測定および体組成のパラメーターは、2018年および2019年の年齢(年)、身長(cm)、体重(kg)、および体格指数(BMI; kg/m<sup>2</sup>)を測定した。これらのパラメーターは交絡因子として分析対象とした<sup>11)</sup>。

## 2.3 精神的健康度

精神的健康度は、K6尺度の日本語版の6項目を使用して評価された。K6は、効果的に判別できる心理的苦痛のスクリーニングテストとしてケスラー<sup>12)</sup>によって開発された自記式のアンケートで、国際的にも有効性も信頼性も高い。被験者は5点のリッカート尺度で6つの項目に回答し、各項目の応答は0~4点の点数に変換された。アンケートは6つの質問で構成されている。すなわち、この1カ月で、どのくらいの頻度で感じましたか：(1)緊張、(2)絶望的、(3)落ち着かない、または気まぐれ、(4)何もあなたを元気づけられないほど悲しい、(5)すべてが努力であったこと、(6)価値がない。被験者は、「すべての時間」(4ポイント)、「ほとんどの時間」(3ポイント)、「一部の時間」(2ポイント)、「少しの時間」(1ポイント)、「なし」(0ポイント)とし、合計ポイントで評価された。したがって、個人のスコアの範囲は0~24である。

## 2.4 身体活動量の測定

三軸加速度計(Active Style Pro HJA-750C; Omron health company; Kyoto, Japan)を使用して7日間連続で記録した。被験者は、水泳や入浴などの不可能な場合を除き、常にこの器具を着用するように求められた。この分析<sup>14,15)</sup>では、1日あたり10時間以上の着用と土曜日または日曜日を含む7日間を満たすデータを採用した。また、CBS(%) = (1日あたり30分を超える座位時間：単位・分) / (1日の携帯時間：単位・分) × 100とした。

## 2.5 統計分析

本研究は、高齢者の精神的健康度と座位行動との因果関係を明らかにことにあった。

第1に、参加者の経年変化の影響を測定するために、2018年のK6・CSBと2019年のそれらの変数の相関を測定した。

第2に、K6のCSBの因果関係を検証した。ここでいう、因果関係とは「グレンジャー」の意味での因果関係<sup>13)</sup>のことである。「グレンジャーの因果関係」は、各変数(X, Y)の時間を経過した2期(当期 $X_1, Y_1$ と次期 $X_2, Y_2$ )の値を用い、それらの間の相互遅延効果を調べることにより、因果関係を決定する。すなわち $X_1 \rightarrow Y_2$ と $Y_1 \rightarrow X_2$ の交差遅延効果が両方とも統計的に有意である場合、XとYの双方向の因果関係が存在する。また、交差遅延効果の一方だけが統計的に有意な場合には、その1つの方向の因果関係が成立する。さらに、両方の交差遅延効果が統計的に有意でない場合、2変数間に因果関係はない、ということになる。また、経年変化の影響を測定するために次期の同時効果についても検討した。ここで、 $X_2 \rightarrow Y_2$ ともに(あるいは) $Y_2 \rightarrow X_2$ が統計的に有意であれば、経年変化の影響がないといえる。具体的に、K6とCSBの因果関係を明らかにするために、交差遅延効果モデルと同時効果モデル(構造方程式モデル)を使用した。

最後に、今回のモデルの適合度を測定するために、 $\chi^2$  ( $p > 0.05$ の場合、モデルは得られたデータに適合していると見なされる)、適合度指数(GFI: 0から1、できれば0.95以上)、比較適合指数(CFI: 0~1、好ましくは0.95以上)、および近似の二乗平均誤差(RMSEA: 0.05未満が好ましい)を測定した。なお、交差遅延効果モデルと同時効果モデルの適切なサンプルサイズはまだ確立されていない。ただし、200サンプル以上が望ましいという報告があるので、ブートストラップ法<sup>14)</sup>を用いて71サンプルを10,000サンプルに拡張した。構造方程式モデル Structural Equation Modeling: SEMは、直接観測できない潜在変数を導入し、潜在変数と観測変数間の「因果関係」を識別することにより、社会現象を理解するための統計的アプローチである。本論文では、直接観測されたデータのみを使用したパス分析を使用して、「検証可能な因果関係」を推定した。また、2018年と2019年の変数を使用して、単一回帰分析を実施した。すべての分析は、SPSSバージョン25およびAMOSバージョン25(IBM、シカゴ、イリノイ州)を使用して実行した。

## 3 結果

参加者の臨床的特徴は表1に示した。また表2に示すように、2018年K6と

2018年CSBは相互に高い相関があったので(標準化係数;  $\beta : 0.850$ 、 $p < 0.001$ )、さらに分析をすすめることが可能となった。

第1に、2018年K6と2019年K6は統計学的に有意であった ( $\beta : 0.621$ 、 $p < 0.001$ )。また、2018年CSBと2019年CSBも統計学的に有意であった ( $\beta : 0.430$ 、 $p = 0.038$ ) (表2)。

第2に、図1の交差遅延効果モデルでは、2018K6スコアから2019CSBまでのモデルのパスが統計学的に有意であった (標準化係数;  $\beta : 0.076$ 、 $p < 0.001$ )。ただし、その逆は統計学的には有意ではなかった ( $\beta : 0.025$ 、 $p = 0.891$ )。したがって、2018年のK6スコアが2019年のCSBに因果効果(0.076)を及ぼした可能性がある (表2)。

第3に、図2の同時効果モデルに基づく、2019年のK6スコアから2019年のCSBへのパスは統計的に有意だった ( $\beta : 0.388$ 、 $p < 0.001$ )、逆も統計学的に有意だった ( $\beta : 0.576$ 、 $p < 0.001$ ) (図2)。したがって、2019年のK6スコアと2019年のCSBは互いに相関 (0.388, 0.576) があった。

表1.参加者の臨床的特徴

	2018				2019			
	平均	± 標準偏差	最小	最大	平均	± 標準偏差	最小	最大
人数	71 (men = 23)							
年齢								
身長 (cm)	157.1 ± 8.9		138.1	178.1	157.0 ± 8.8		138.0	178.0
体格指数 (kg/m <sup>2</sup> )	22.8 ± 2.8		15.2	30.1	22.7 ± 3.0		14.5	30.2
≤1.5 Mets (%/day)	55.4 ± 10.8		20.2	75.2	54.3 ± 10.7		20.2	75.2
CSB:Interrupted of sedentary behavior (%)	14.6 ± 7.7		0.0	39.8	13.1 ± 7.9		0.0	36.5
K6スコア	2.32 ± 2.31		0	11	2.29 ± 2.03		0	10

表2 Amosによる共分散構造分析の結果

パス係数				モデルの適合度	
	標準化係数	p 値			
CSB; 2018 ⇔ K6; 2018	0.850	< 0.001	$\chi^2$	6.202	$p = 0.131$
CSB; 2019 ← CSB; 2018	0.430	<b>0.038</b>	GFI	0.957	
K6; 2019 ← K6; 2018	0.621	< 0.001	CFI	0.975	
K6; 2019 ← CSB; 2018	0.025	0.891	RMSEA	0.287	
CSB; 2019 ← K6; 2018	0.076	< 0.001			
CSB; 2019 ← K6; 2019	0.388	< 0.001			
K6; 2019 ← CSB; 2019	0.576	< 0.001			

太字は有意差あり

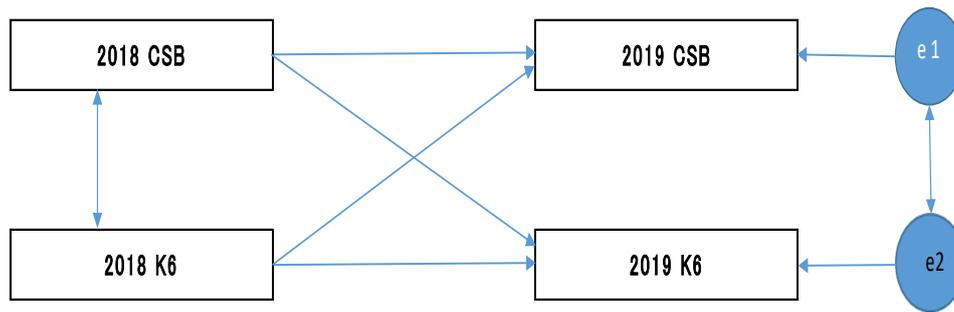


図 1.交差遅延効果モデル

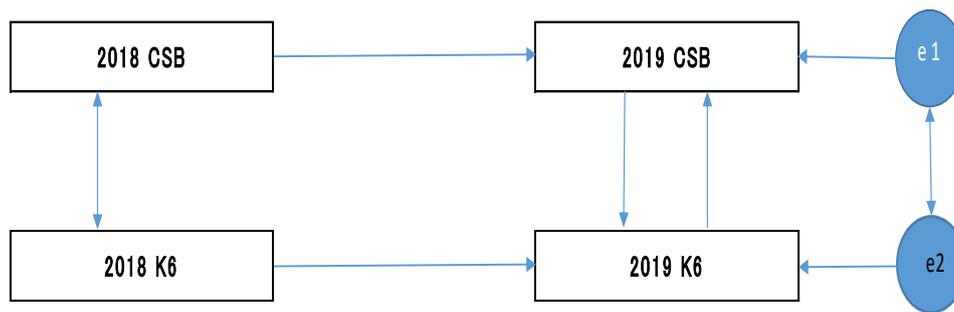


図 2.同時効果モデル

さらに、これらのモデルの適合度（重要でないパスを除く）を測定するために、次の適合度指数が得られ、両方とも適合度が高かった： $\chi^2 = 6.202$  ( $p = 0.131$ )、 $GFI = 0.957$ 、 $CFI = 0.975$ 、および  $RMSEA = 0.287$ 。

最後に、2016年と2017年の変化量を使用して、 $CSB = 1.145 \times K6 + 1.085$ 、調整を示した。 $R^2 = 0.181$ 、 $F$  値 = 18.465、 $p < 0.001$ （他の変数による調整後は変化なし）。また、総身体活動 =  $0.133 \times K6 - 0.095$ 、調整。 $R^2 = 0.004$ 、 $F$  値 = 0.262、 $p = 0.262$ であった。

#### 4 考察

本研究では、精神的健康度（原因）は1年後の身体活動量（結果）に影響を及ぼす可能性があることを示した。なお、具体的な発見を以下のように示す。

第1に、2018年のK6は2019年のK6と統計的に有意な相関があった。同様に、2018年から2019年までのCSBも統計的に有意な相関があった。これらの結果から、本研究では経年変化の影響をあまり考慮する必要がないことがわかった。

第2に、交差遅延効果モデルを使用した分析では、2018年K6から2019年

CSB へのパスは、統計学的に有意であるが、2018 年 CSB から 2019 年 K6 へのパスは統計学的に有意でないことが明らかになった。このことは、K6 を原因として CSB という結果が生じるという因果関係を推定する可能性が高いことを示唆している。さらに、同時効果モデルを使用した分析でも、2019 年 K6 と 2019 年 CSB は互いに相関が成立しているので、前記の結果を補強している。したがって、K6 の改善により、1 年後に CSB の比率が低下する可能性がある。これらの結果は、身体活動（原因）の増加が精神的健康度（結果）を向上させることを報告した他の研究<sup>15, 16)</sup>とは逆の結果を導出した。従来の研究は、横断的研究か短期的な縦断的研究がほとんどであった。横断的研究では因果関係を推定することはできない。また、短期的な縦断的研究では、数時間の運動の前後で精神的健康度を測定している。この場合には、運動によって精神的健康度の改善が図られることは、日常しばしば経験することである。今回は、1 年間という長期の身体活動と精神的高齢者の原因と結果の関係を調査した。また、本研究の参加者の精神的健康度が良好である（K6 が低い= 2.4、同年代の平均 K6 = 3.6）可能性も高い。すなわち、精神的健康度が非常に良好な参加者の精神的健康度をさらに改善させることは難しい。

最後に、構造方程式モデルでは、モデルの適合度が良好であることを確認することが必要だった。 $\chi^2$  の数値からモデルとデータから得られた結果が適合している可能性が高いことが示された。他の指数からもモデルの適合性が高いことが示された。しかし、RMSEA (= 0.287) の数値は悪い結果だった。おそらく、この理由は 2018 年のデータ数は 104 でしたが、2019 年のそれは 71 と大幅に減少したことに原因がある可能性が高い。脱落率が約 30% という結果はモデルの適合度を大きく低める結果となってしまった。

私たちの研究にはいくつかの制限があった。まず、平均値への回帰に問題がある可能性がある<sup>17)</sup>。すなわち、2 時点で縦断調査を実施する場合、初期調査の高得点は調査対象の真の得点より高く、調査の低得点は調査対象の真の得点より低い傾向を示す。その結果、最初の調査の高得点は 2 回目の調査で大きく低下するが、最初の調査で測定された低得点は 2 回目には高くなる傾向がある。この問題を軽減するには、3 つ以上の時点での観察が必要である。その理由は、観測された得点が真の得点に関してランダムに変動するため、変化が 3 つを超える時点で測定された場合、平均値への回帰の問題が軽減されるためである<sup>17)</sup>。

第 2 に、この研究では、2 つの変数だけを研究の対象とした。しかし、精神的健康度と身体的運動の関係には、その他の要因が絡み合っている可能性が高い。本研究では、その他の変数の介入を検討しなかった。X から Y への因果関係が示されている場合でも、関係が未知の 3 番目の変数の影響を受ける可能性

がある。将来の研究では、例えば、XとYの因果関係の推定に影響を与える可能性のある3番目の変数Zを考慮し、モデルに組み込む必要がある。

第3に、サンプル数が100未満だったため、最尤法と単純なモデルを使用せざるを得なかった。ブートストラップ法によるシミュレーションを用いて分析を補強したものの、将来的には、より複雑なモデルを使用するために、より多くのサンプル数で分析する必要がある。

最後に、精神的健康度が座位行動に影響を与えるメカニズムはまだ完全には解明されていない。このメカニズムを解明するには、さらなる研究が必要である。もしかしたら、精神的健康度が良好な高齢者の場合、座位行動は精神的健康度に影響しない可能性もあるのでメカニズムの解明が急務である。

## 5 結論

この結果は、精神的健康度PDの改善が1年後の座位行動CSBの比率を減少させる可能性があることを示唆している。

## 参考文献

- 1.総務省統計局「高齢者の人口」2019年<https://www.stat.go.jp/data/topics/topi1211.html>
- 2.厚生労働白書2018年版
- 3.World Health Organization: GLOBAL RECOMMENDATIONS ON PHYSICAL ACTIVITY FOR HEALTH. 2011.
4. Sardinha LB, Santos DA, Silva AM, Baptista F, and Owen N: Breaking-up sedentary time is associated with physical function in older adults. *J Gerontology A* (2015) 1: 119–124.
5. Honda T, Chen S, Yonemoto K, Kishimoto H, Chen T, Narazaki K, et al.: Sedentary bout durations and metabolic syndrome among working adults: a prospective cohort study. *BMC Public Health* (2016) 16: 888, 9 pages.
6. Dunstan DW, Howard B, Healy GN, and Owen N: Too much sitting – A health hazard. *Diabetes Res Clin Pract* (2012) 97: 368-376.
- 7.Carr LJ, Karvinen K, Peavler M, Smith R, and Cangelosi K: Multicomponent intervention to reduce daily sedentary time: a randomized controlled trial. *BMJ Open* (2013) 3: e003261.
- 8.Evans RE, Fawole HO, Sheriff SA, Dall PM, Grant PM, and Ryan CG: Point-of-choice prompts to reduce sitting time at work: a randomized trial. *Am J Prev Med* (2012) 43: 293-297.

9. Neuhaus M, Healy GN, Dunstan DW, Owen N, and Eakin EG: Workplace sitting and height-adjustable workstations: a randomized controlled trial. *Am J Prev Med* (2014) 46: 30-40.
10. Parry S, Straker L, Gilson ND, and Smith AJ: Participatory workplace interventions can reduce sedentary time for office workers – a randomized controlled trial. *PLoS One* (2013) 8: e78957.
11. 鹿庭祥平「65歳以上の高齢者を対象とした身体運動量と健康関連 QOL の関係」平成 30 年度研究助成事業 柔道整復学校協会
12. Kessler, R.C.; Andrews, G.; Colpe, L.J.; Hiripi, E.; Mroczek, D.K.; Normand, S.L.; Walters, E.E.; Zaslavsky, A.M. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychol Med.* 2002, 32, 959-976.
13. Granger, C.W.J. Investigating causal relation by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica.* 1969, 37, 424-438.
14. Dawn I: Structural equations modeling: fit indices, sample size and advanced topics. *J consumpsychol* (2010) 20: 90-98.
15. Juliet AH, Sebastien FM Chastin, Dawn AS: Prevalence of sedentary behavior in older adults: a systematic review. *Int J Environ Res Public Health* (2013) 10: 6645-6661.
16. Healy GN, Clark BK, Winkler EA, Gardiner PA, Brown WJ, and Matthews CE: Measurement of adult' sedentary time in population-based studies. *Am J Prev Med* (2011) 41: 216-227.
17. Barnett, A.G.; van der Pols, J.C.; & Dobson, A.J. Regression to the mean: what it is and how to deal with it. *Int J Epidemiol.* 2005, 34, 215-220.