

POMS では、混乱・Post とエントロピーが CWT-3 で $r_s=0.440$ であり、正の相関が見られた($p<.05$)。

DAMS では、肯定・Pre と最大リアプノフ指数が Pre で $r_s=-0.394$ であり負の相関が見られた($p<.05$)。不安・Pre と最大リアプノフ指数は CWT-2 で $r_s=0.325$ と正の相関が見られた($p<.05$)。不安・Pre とエントロピーでは Pre で $r_s=-0.317$ と負の相関が見られた($p<.05$)。

G 考察

1. 対象者の基本属性

今回、対象者は女性 31 名、男性 9 名と性別に偏りがみられた。男性の n (サンプルサイズ)が少ないため、性別で比較できない指標に関しては男女合わせて分析を行った。また、平均年齢は女性が 26.3 ± 10.4 歳、男性は 22.7 ± 2.5 歳と女性は男性に比べて年齢幅が大きかったが、今回は全体のサンプルサイズを重視し、年齢別の比較を行わなかった。BMI(Body Mass Index)は男女ともに平均値が 18.5 以上 25 未満の範囲内であり標準的であった(日本肥満学会肥満症診断基準検討委員会,2000)。前日の飲酒について 3 名が有りと回答したが、睡眠状態は全体で 90%以上の者が良好であったと回答しており、普段と著しく生活リズムが異なった状態の者はほぼいなかったものと考えた。

2. Stroop Color Word Conflict Test 前後におけるバイタルサインの変化

緊張場面や暗算負荷、CWT 負荷など精神的努力が求められる作業で心拍上昇が起こることは古くから知られており、情動変化の指標として用いられてきた。実際の時間的切迫感のある緊張場面や実験室での模擬的作業負荷でも、精神的努力が求められる作業での心拍上昇が報告されている。(大須賀,2004) 今回 CWT 中、心拍数と呼吸数は男女ともに有意に増加し先行研究の報告と同様の傾向を示したが、血圧と体温は CWT 中測定を行わなかったため CWT 前後のみでの比較となり、有意な変化は見られなかった。

3. Stroop Color Word Conflict Test の有効性と性差による影響

CWT の成績は、ステージ 1 では男女差が見られなかったが、ステージ 2、3 と難易度が上がると女性よりも男性の得点率が有意に高く、総合得点で見ると 80%近く正答している。このため男性にとって CWT が心理的ストレス負荷テストとして有効であったかについて疑問視されるが、心理指標の変化より、男性は CWT の前後で「活気」が有意に下がって

おり($p < .05$)、バイタルサイン変化より、CWT 中は心拍数と呼吸数が有意に増加していることから(心拍数： $p < .05$, 呼吸数： $p < .01$)、CWT が少なからずストレス刺激となったことが言えるのではないかと考える。今回、男性の n (サンプルサイズ)が少なかったこともふまえて性別の違いは考慮せず、全体での分析を行うこととした。

また表 6 より、全体で心理指標の POMS「混乱」がストレス負荷前に比べて負荷直後で有意に増加していることから、今回用いた CWT は心理的ストレス負荷テストとして有効であったものと判断し、分析を行った。

4. 心拍変動と加速度脈波より得られた自律神経系活動指標の変化と相関

心理的ストレスによって交感神経活動が増加し、激しい身体活動と急激な ATP の産生が支援され、視床下部の調整機能によって交感神経活動を高めると同時に副交感神経活動が抑制されほとんどの器官はこの拮抗支配を受けていると言われている(Gerard, and Bryan, 2007)。今回、副交感神経活動指標とされる HF が CWT 中有意に減少し、逆に交感神経活動指標とされる LF/HF が有意に増加していることから、CWT 中は心理的ストレスの影響によって副交感神経が抑制され交感神経活動が活発になっていることがわかった。

また、心拍変動から得られた HF、LF/HF と加速度脈波から得られた HF、LF/HF がいずれの条件下でも相関係数 $r_s > 0.9$ と非常に強い相関があり、ほぼ一致することがわかった。このため、心拍変動から得られる自律神経機能の情報は、加速度脈波を解析することによって得られる情報とほぼ一致し、簡便な測定手法である指尖容積脈波が心電図に代わる自律神経系活動指標の測定法となることが明らかとなった。同時に、今回使用した指尖容積脈波の計測機器:BACS 加圧式指尖脈波収集装置(CCI)のデバイスの信頼性が確認された。

澤田(1998)によると、指尖容積脈波は交感神経活動をほぼ純粋に反映しており、ストレス刺激負荷に対し指尖の皮膚を支配している α アドレナリン作動性の交感神経が亢進することが報告されている。このため、心臓とは独立した神経支配を持つ指尖において、加速度脈波より得られた HF、LF/HF と心臓自律神経系活動を反映している心臓由来の HF と LF/HF との間に差が見られるのではないかと推測されたが、今回は両者にほとんど差が見られず、値はほぼ一致していた。

この結果より、今回の研究では加速度脈波から得られた HF と LF/HF を自律神経系活動の指標とし、心理指標との関連を検討することとした。

5. 指尖容積脈波によるカオス指標の時系列変化

指尖容積脈波の波形の変化より、CWT 中は交感神経活動の賦活により血管が収縮し波高が小さくなったが、CWT 後はストレス負荷前の波形とほぼ変わらず血流が回復したものと考えられる。Gerard and Bryan(2007)によると、情動ストレス暴露後、指やつま先の細動脈平滑筋を支配する交感神経活動の亢進によって血流が著しく減少することが言われている。また、Malik(1996)や佐藤,三宅,久米(2002)は、心身の緊張による交感神経活動の賦活は末梢血管の収縮を生じさせ、血流量の減少が指尖容積脈波の振幅の減少となって表れると報告した。このことから、CWT の心理的ストレス刺激によって交感神経が活発になり、指尖が虚血状態に陥ったものと推測できる。血流量の大小を表すカオス指標のエントロピーでも、ストレス負荷前と比較すると、CWT 中は有意にエントロピーが小さく血流量が減少したことがわかった。また、アトラクタの変化を見ると CWT により波形が顕著に縮小し、CWT 後はストレス負荷前の状態に戻っていることから、CWT 中は指尖の血流量が少なくなったことがここからも推測できる。澤田(1998)によると、ストレス刺激は皮膚血管を動脈側・静脈側ともに収縮させ、指尖血管部位では総血液量が減じるとともに機能的緊張度の高まりから脈動が小さくなることが報告されている。このことから、今回の実験においても先行研究と同様の生理的変化が生じ、CWT のストレス刺激によって血流量が減少し、脈動が小さくなったものと考えられる。

次に、HF と LF のパワースペクトル密度の変化をみると、CWT 中は HF 成分が疎になり LF 成分が密になることから、ストレス刺激によって交感神経活動が活発になったことが考えられる。CWT 後はやや HF 成分の山が多くなり戻る傾向にあるが、完全にストレス負荷前の状態に戻ってはおらず、CWT の影響を引きずっていたことが推測される。

最大リアプノフ指数は CWT 中、有意に増大し、CWT 後はストレス負荷前の状態に戻ったことから、CWT のストレス刺激により混乱状態が引き起こされたことによって生体内のカオス性が増大した、つまり生体がストレスに対処しようと活発に反応したことが推測できる。

6. 心理的ストレス負荷前後の情動反応

心理的ストレス負荷直後、POMS では「抑うつ・落ち込み」、「怒り・敵意」、「活気」が低下し、「混乱」が増加していることから CWT によって混乱が生じ、活力（主観的な元気さ）が低下したものと考えられる。対象者が平均 20 代と若い年齢層であったことをふま

えると、前頭葉の活動が活発になるとされている CWT のようなゲームに傾注することによって気が紛れ、抑うつや怒りといった CWT 以外のものに対して抱いていたネガティブな感情が消失する傾向にあったのではないかと推測する。DAMS では、全体で「不安」が低下しており、実験のメインである CWT を終えたことによって実験前に抱いていた不安が解消されたことが原因の一つではないかと考えられる。男性では平均的に CWT の成績が良く n(サンプルサイズ)も 9 と少なかったことが影響し、CWT 前後では有意差が見られなかったものと思われる。

SOC の総合スコアと POMS の各尺度との相関解析の結果から、POMS と DAMS の各尺度を合わせた計 10 個の尺度のうち、半数の尺度との相関が見られており、相関があった尺度に関しては、個人のストレス対処能力の高低と関連性があることが考えられる。SOC が比較的高い者は、抑うつや落ち込み、怒りや敵意、混乱を感じにくく活気が高い状態にあると言え、SOC が低い者はその逆と言える。また、SOC はストレス負荷前の 1 回の実施であったため、負荷前において各心理尺度との相関が多くみられたものと推測できる。「活気」に関しては、負荷直後でも負の相関が見られていることから、SOC が高い者は、元々ストレス対処能力が高いために、負荷されるストレスが軽いこと、または心理的ストレスに曝されても主観的な活気が下がりにくいのではないかと推察される。

7. 自律神経系指標と心理指標との関連

生理指標と心理指標の関連はばらつきがあるものの、いくつかの項目と尺度間で有意差が見られた。ストレス負荷前に主観的な疲労感や抑うつが高いほど、副交感神経活動指標がストレス負荷前から負荷中において高値を示し、疲労感や抑うつが副交感神経活動に影響を及ぼしているものと考えられる。これは、疲労を回復させる働きを持つ副交感神経活動の活性化が起こっているのではないかと推測できる。しかし、山口ら(2008)の先行研究では、健常者群に比べて慢性疲労症候群は副交感神経活動が低くなることが示されていることから、疲労蓄積の程度や期間により、副交感神経の活動性が影響を受けることが考えられる。今後は、自律神経機能との関連において、疲労の程度や期間についても観察項目に入れて検討する必要があると言える。

ストレス負荷前に活気や肯定感が高い者は、ストレス負荷前から負荷中において副交感神経活動指標が低値を示した。また、交感神経活動指標である LF/HF では、「疲労」や「抑

うつ」で相関が見られているものの、HF に比べると相関のある心理尺度の数が少ない。HF は LF/HF に比べて心理面をより敏感に反映しやすい指標であることが推察される。

SOC の総合スコアと処理可能感、把握可能感は CWT-1 と Post において HF と負の相関が見られる傾向があった。このことから、ストレスに耐えうる力が強いほど、心理的ストレス負荷後、副交感神経活動指標が低値を示すことが明らかになった。

8. カオス指標と心理指標との関連

最大リアプノフ指数に関しては、3つの心理尺度で相関が見られた。SOC の「有意味感」では CWT-2、CWT-3 で負の相関が見られた。これは有意味感が強い者、つまりストレスを肯定的に感じる者は、心理的ストレス負荷の状況下で生体内のカオス性が低く、ストレス反応が小さいと考えられる。同様に DAMS の「肯定」はストレス負荷前において最大リアプノフ指数と負の相関が見られたことから、肯定感が強いほど生体内のストレス反応が小さいが、CWT 中やストレス負荷直後では相関が見られなくなることから、ストレス負荷前の心理状況が生理指標に示されたものと考えられる。DAMS の「不安」は、CWT-2 で正の相関が見られた。ストレス負荷前と比較すると有意差は見られないものの CWT 後からストレス負荷直後の相関係数が高くなる傾向を示しているため、不安が高いほど心理的ストレス負荷中のカオス指標が高値を示す、つまりストレス反応の活性化が生じることが示唆された。山口ら(2008)によると、疲労時にカオス性が減弱し、より硬直化した状態に陥ることが報告されているが、今回の実験では課題提示時間が短かったため CWT 前後による疲労感の変化は見られず、疲労感とカオス指標との関連性を明らかにすることができなかった。

エントロピーも、3つの心理尺度で相関が見られた。CWT 中におけるエントロピーの値と、個々人のもつストレス対処能およびストレス負荷直後（ここでは CWT 時を反映するものと考えた）の心理状態との関連を解析した結果、SOC の「有意味感」と POMS の「混乱」で正の相関が観察された。すなわち、今回の心理的負荷をストレスとして肯定的に感じる者ほど、また実際に CWT により混乱を大きく感じた者ほど、相対的にエントロピーの値は高く、指先の血流量が高い傾向が観察された。また、負荷前安静時において、POMS の「不安」とエントロピーが負の相関関係を有することが示され、負荷前の不安感が大きい者ほど、指先の血流量が相対的に低い傾向が観察された。

これら個々人のストレス対処能力や心理状態がカオスに及ぼす影響を確かなものとする

には、今後、被験者数を増やしたさらなる統計解析が必要であると考えられるが、今回の結果より、カオス指標がいくつかの特徴的な心理指標と関連を持つことが明らかとなった。この結果は、指先から得られるカオス指標が、心臓の自律神経系活動指標だけではとらえにくい心理状態を反映できる可能性を示唆している。

9. 看護実践への応用

今回の実験から、健常者の場合、指尖容積脈波から得られた HF と LH/HF が心臓自律神経系活動指標とほぼ同じのものであると証明され、また心理指標との関連性も示唆された。心電図の測定は電極貼付位置の決定など専門的知識が必要であり、測定手法の指導を受けた者以外にとって測定やデータ解析は難しい。しかし、指尖容積脈波は非侵襲的で簡便な測定法なので、一般市民も日常生活において簡便に連続的に測定することができる。現在は血管年齢の測定ツールとして臨床応用されているが、血管の評価だけでなく、心臓自律神経系活動や心理面を反映する全身の健康管理ツールの一つとして使用できる可能性が高い。また、指尖容積脈波の測定原理は、パルスオキシメータとほぼ同じである。パルスオキシメータとは手術中など患者をモニタリングする際に、心肺機能を反映するバイタルサインの一つとして用いられるもので、動脈血中の酸素飽和度を簡便に計測する。現在は国内においてほぼ全ての医療施設で用いられており、在宅酸素療法などにも用いられている。このため、パルスオキシメータを用いて酸素飽和度や脈拍と同時に指尖容積脈波の測定と解析が行われるようになれば、ストレスに繰り返し曝露されることによって引き起こされる疾患の予防や患者の心理変化をとらえる有効な指標として看護の場への活用も期待される。特に自ら訴えを表出することができない乳幼児や術中、術後の患者における不穏状態、苦痛を早く察知することは適切な看護を実施する上で重要であると言える。さらに、日本人の国民的な特性として、痛みを我慢することが当然であるというような風潮があり患者の主観的な訴えだけでは正確な情報が把握できない場合がある。このような患者に対し、指尖容積脈波と情動面の関連性を示す研究が進めば、内在する問題を定量的に読み取ることが可能となる。生体が示す生命徴候を正確に把握し、適切に対処することによって、ストレス関連性の症状が緩和されれば、不必要な薬物治療などを受けずに済むことにもつながることが予測されるため、客観的な指標を用いて普段よりストレス状態を正しく把握することが疾患予防を行う上で重要であると言える。

10. 今後の課題

今回の研究では、心理的ストレスを実験的に誘発することで指尖容積脈波や心理尺度の測定により自律神経系活動の評価や主観的評価を行ったが、実際に目指すところは、ストレスを受けているかどうかわからない未知の状態の者に対し測定を行い、客観的なデータから潜在する問題を視覚化し、疾病状態になる前に適切な援助へとつなげていくことである。今回得られた健常者のデータを基に、今後はストレスを人為的に与える方法ではなく、入院患者や在宅療養者、強い緊張やストレスに長時間曝される労働者などを対象としたデータを収集し、疾病や症状の発現の有無とあわせてさまざまな心理状態での「カオスの形」を検証することで、指尖容積脈波の多様性と集団属性の違いによる特徴をとらえる試みが必要であると言える。同時に、性別や年代別、女性においては基礎体温と血清ホルモンにより分けた月経周期別などの比較も行いカオス解析の軸となるデータベースの構築につなげたい。

また、今回使用した心理指標は得点の高低で心理状態を評価するという一元的なものであるが、人間の心理や気分、刺激に対する応答、ストレスの種類、程度、強弱はより複雑で数値で表せるような次元のものではないと考える。生理指標と併せて個人の心理状態を適切に評価するためには、一つの心理尺度だけではなく多角的な視点から分析する必要がある。対象者の直接的な言葉を記録しキーワードの抽出やカテゴリー別に分析を行う方法を取り入れるなどの手法を検討していきたい。疲労感や緊張など CWT の前後で変化がなかった心理尺度に関しては、自律神経系活動指標やカオス指標との関連性の可能性は見出せたものの明らかにすることはできなかつたため、CWT ではなく別の課題や条件を与えることでさらに詳しく検討していく必要がある。

H 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

I 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得
2. 実用新案登録
3. その他
なし

文献

- 安保徹 (2003). *絵でわかる免疫*. 東京：講談社.
- Antonovsky, A. (1979). *Health, Stress, and Coping: New perspectives on mental and physical wellbeing*. San Francisco: Jossey-Bass Publishers.
- Bernardi, L., Wdowczyk-Szulc, J., Valenti, C., Castoldi, S., Passino, C., & Spadacini, G., et al. (2000). Effects of controlled breathing, mental activity and mental stress with or without verbalization on heart rate variability. *J Am Coll Cardiol*, 35(6), 1462-1469.
- Brown, T. E., Beightol, L. A., Koh, J., & Eckberg, D. L. (1993). Important influence of respiration on human R-R interval power spectra is largely ignored. *J Appl Physiol*, 75(5), 2310-2317.
- Cobb, S., & Rose, R. M. (1973). Hypertension, peptic ulcer, and diabetes in air traffic controllers. *JAMA*, 224, 489-492.
- Coppa, D. F. (1993). Chaos theory suggests a new paradigm for nursing science. *Journal of Advanced Nursing*, 18(6), 985-991.
- Dunbar, H. F. (1935). *Emotions and Bodily Changes*. New York: Columbia University Press.
- 福井至, 木津明彦, 陳峻文, 熊野宏昭, 坂野雄二 (2004). *DAMS(Depression and Anxiety Mood Scale)使用の手引き*. 東京：こころネット.
- Gerard, J. T., & Bryan, D. (2007) *Introduction to the Human Body the essentials of anatomy and physiology (7th ed.)*. (佐伯由香, 黒澤美枝子, 細谷安彦, 高橋研一ほか編訳). 東京：丸善株式会社. (Original work published 2007)
- Giardino, N. D., Lehrer, P. M., & Edelberg, R. (2002). Comparison of finger plethysmograph to ECG in the measurement of heart rate variability. *Psychophysiology*, 39, 246-53.
- Hoshikawa, Y., & Yamamoto, Y. (1997). Effects of Stroop color-word conflict test on the autonomic nervous system responses. *Am J Physiol*, 272(3), H1113-H1121.
- 池口徹, 山田泰司, 小室元政 (2000) *カオス時系列解析の基礎と応用*. (合原一幸編). 東京：産業図書株式会社.
- 池谷敏郎 (2004). 加齢と指尖容積脈波. *Modern physician*, 24(11), 1711-1715.
- 井上博編 (2001). *循環器疾患と自律神経機能 (第2版)*. 東京：医学書院, 71-109.
- Lewis, R. S., Weekes, N. Y., & Wang, T. H. (2007). The effect of a naturalistic stressor on frontal EEG asymmetry. *Biological Psychology*, 78, 239-247.
- 川口孝泰, 東ますみ, 太田健一, 鶴山治 (2001). 指尖容積脈波のカオス解析による日周期性疲労の評価 遠隔看護におけるバイタル情報の活用. *看護研究*, 34(4), 291-298.

- 近藤直子, 須田治, 今井亜希子, 遠田和彦, 指原俊介 (2006). 加速度脈波計による血管推定年齢と動脈硬化危険因子の関連性. *産業衛生学会誌*, *48*, 453.
- 厚生労働省 (2002). 報道発表資料 2002年4月 新しい「VDT作業における労働衛生管理のためのガイドライン」の策定について. (参照 2010-9-10)
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2002/04/h0405-4.html>
- 久保千春 (2001). ストレスと免疫機能. *日本医師会雑誌*, *126(3)*, 349-352.
- Malik, M. (1996). Heart rate variability: standards of measurement, physiological interpretation, and clinical use. *European Heart Journal*, *17*, 354-381.
- 宮田洋, 藤沢清, 山崎勝男, 柿木昇治編 (1998). *新生理心理学 1 巻 生理心理学の基礎*. 京都: 北小路書房.
- 水野(松本)由子, 田中康仁, 林拓世, 岡本永佳, 西村治彦, 稲田紘 (2010). 精神作業負荷時における作業環境と関連した脳波・脈波の定量解析. *生体医工学*, *48(1)*, 11-24.
- 日本肥満学会肥満症診断基準検討委員会 (2000). 新しい肥満の判定と肥満症の診断基準. *肥満研*, *6*, 18-28.
- 岡本陽子, 中桐佐智子, 樋口尚美 (2008). 高校生の食生活と加速度脈波による血管老化値との関連. *吉備国際大学 保健科学部紀要*, *13*, 43-51.
- 大須賀美恵子 (2004). インターフェースと生理計測 心的状態の指標としての心拍・心拍変動. *ヒューマンインターフェース学会誌*, *6(1)*, 9-14.
- Pagani, M., Lombardi, F., Guzzetti, S., Rimoldi, O., Furlan, R., & Pizzinelli, P., et al. (1986). Power spectral analysis of heart rate and arterial pressure variabilities as a marker of sympatho-vagal interaction in man and conscious dog. *Circ Res*, *59(2)*, 178-193.
- 佐藤浩樹, 佐藤幸子, 佐々木裕一, 吉岡英治, 岸玲子 (2009). 日常生活習慣が動脈硬化に及ぼす影響についての検討 加速度脈波を指標として. *北方産業衛生*, *47*, 5-9.
- 佐藤望, 三宅晋司, 久米靖文 (2002). 指尖容積脈波波高変動係数による精神作業負荷時の自律神経機能変動評価. *近畿大学理工学部研究報告*, *38*, 47-52.
- 佐野裕司, 片岡幸雄, 生山匡, 和田光明, 今野廣隆, 川村協平ほか (1985). 加速度脈波による血液循環の評価とその応用. *労働科学*, *61(3)*, 129-143.
- 澤田幸展 (1998). 指尖容積脈波再訪. *生理心理*, *17(1)*, 1999.
- Sawano, M., & Sawasa, Y. (1985). Measurement of the Lyapunov spectrum from chaotic time series. *Physical Review Letter*, *55(10)*, 1082-1085.
- Sayers, B. M. (1973). Analysis of heart rate variability. *Ergonomics*, *16(1)*, 17-32.
- Selye, H. (1936). A Syndrome Produced by Diverse Nocuous Agents. *Nature*, *138*, 32.
- Shimamura, A. P. (1987). Word comprehension and naming: An analysis of English and Japanese orthographies. *The American Journal of Psychology*, *100(1)*, 15-40.
Springer-Verlag, *898*, 366-381.

- Stroop, J. R. (1935a). Study of interference in serial verbal reactions. *J.exp. Psychol*, 643-661.
- Stroop, J. R. (1935b). The basis of Ligon's theory. *Amer. J. Psychol*, 41, 499-504.
- 鈴木昱雄 (2000). *カオス入門*. 東京：コロナ社.
- 鈴木桂輔, 岡田雄太 (2008). 指尖脈波のゆらぎ解析によるドライバの心理状態の推定. *日本機械学会論文集*, 74(743), 85-94.
- 田原孝 (1995). 臨床におけるカオスの応用. *バイオメカニズム学会誌*, 19(2), 105-116.
- 田原孝 (2001). カオス・複雑系で生活リズムと健康を考える. *教育と医学*, 49(4), 334-347.
- Takai, N., Yamaguchi, M., Aragaki, T., Eto, K., Uchihashi, K., & Nishikawa, Y. (2004). Effect of psychological stress on the salivary cortisol and amylase levels in healthy young adults. *Arch Oral Biol*, 49(12), 963-968.
- 高沢謙二, 黒須富士夫, 斎木徳祐, 安藤寿章, 奥秋勝彦, Baral, R. S.ほか (1999). 加速度脈波による血管年齢の推定. *動脈硬化*, 26, 313-319.
- 武井義明, 羽馬梓, 柳田泰義 (2008). 漸増負荷 Stroop color word conflict test が心臓自律神経系活動に及ぼす影響. *神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要*, 2(1), 127-132.
- Takens, F. (1981). Detecting strange attractors in turbulence. In Rand, D. A., Young, L. S. (Eds.), *Dynamical Systems and Turbulence, Lecture Notes in Mathematics*. 898, SpringerVerlag, Berlin, 366-381.
- Tsuda, I., Takahara, T., & Iwanaga, H. (1992). Chaotic pulsation in human capillary vessels and its dependence on mental and psysicalconditions. *J Bifurcation and Chaos*. 2(2), 313-324.
- 渡部朋子, 今淳, 渡部一郎 (2010). 若年喫煙者の生活習慣と自律神経機能. *Biomedical Thermology*, 29(2), 33-38.
- 山口浩二, 笹部哲也, 倉恒弘彦, 西沢良記, 渡辺恭良 (2008). 加速度脈波を用いた疲労評価. *治療*, 90(3), 537-547.
- 山崎喜比古, 吉井清子 (2001). *ストレス対処と健康保持のメカニズム*. 東京：有信堂高文社.
- 山田晋平, 三宅晋司 (2007). 長時間暗算の生理指標,主観指標,作業成績におよぼす影響. *J UOEH 産業医科大学雑誌*, 29(1), 27-38.
- 山本雅司, 貞光信之 (2007). 加速度脈波加齢指数と糖尿病との関連についての検討. *鳥取医学雑誌*, 35(4), 98-102.
- 横山和仁 (2008). *POMS 短縮版 手引きと事例解説*. 東京：金子書房.
- 吉岡利忠, 小林康孝, 後藤勝正, 吉原紳, 山本泰秀, 中野哲也ほか (2001). 心拍の動揺から見た精神的作業負荷の様相. *疲労と休養の科学*, 16(1), 27-38.

平成22年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)）
福祉・介護サービスの質向上のためのアウトカム評価拠点
－実態評価から改善へのPDCAサイクルの実現－ 分担研究年度終了報告書

中等度要介護者における要介護度変化に関連する 居宅サービス利用頻度に関する研究

主任研究者 田宮菜奈子 筑波大学大学院人間総合科学研究科 教授

研究分担者 加藤剛平 埼玉医科大学保健医療学部理学療法学科 助教
筑波大学大学院人間総合科学研究科 客員研究員
研究分担者 柏木聖代 筑波大学大学院人間総合科学研究科 講師
研究協力者 柏木公一 国立看護大学校 准教授

研究要旨

【研究目的】地域在住中等度要介護者（要介護度2～4）の短期（一年以内）、長期（一年以降）の介護度変化に関連する居宅サービスを探索的に検討することを目的とした。

【研究方法】某市の介護保険全レセプトデータを基に、2000年4月から2003年4月まで介護保険サービスを利用した60歳以上、要支援、要介護度1及び要介護度5を除く計535名を対象とし、2006年3月まで追跡調査した。データは居宅サービス利用開始年度、居宅サービス利用開始月、介護保険給付更新申請毎月の介護度と居宅サービス利用の有無のデータを得た。アウトカムは要介護維持期間とし、要介護認定月から要介護度が悪化した月までの期間（月数）から求めた。観察期間中に介護度が悪化しなかった対象は、打ち切り扱いにした。検討する居宅サービスは、住宅改修の有無及び、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリ、通所介護、通所リハビリ、福祉用具貸与、短期入所生活介護、短期入所療養介護（施設）、短期入所療養介護（病院）、居宅介護管理指導とし、これらの介護度悪化あるいは打ち切りまでの期間におけるサービス利用月数の割合（%）を調査した。要介護維持期間と各属性の単純な関連は生存時間分析（ログランク検定）を用いて検討した。さらに、各種要因を調整するために多変量解析を実施した。解析にはCox比例ハザードモデル用い、対象者を要介護維持期間により短期（一年以内）、長期（一年以降）に層別化したうえでハザード比（HR）求めた。

【研究結果】多変量解析の結果、短期においては、介護度悪化が早いことには、高頻度の短期入所生活介護（HR 7.76）の利用が関連した。長期においては、介護度悪化が早いことに関連する居宅サービス利用は、高頻度の短期入所療養介護施設（HR 3.50）であり、逆に、介護度悪化が遅いことに関連したのは低頻度の短期入所生活介護（HR 0.45）、居宅療養管理指導（HR 0.23）であった。

【考察】一年以内における介護度悪化が早いことには、先行研究と同様の傾向で高頻度の短期入所サービスが関連した。一年以降の介護度悪化が早いことにも高頻度の短期入所療

養介護施設が関連したが、それとは対照的に低頻度の短期入所生活介護は介護度悪化が遅いことに関連していた。また、一年以降の介護度悪化が遅いことには低頻度の居宅療養管理指導が関連した。

【結論】居宅サービス利用の利用頻度は要介護度変化に関連し、その影響はサービス利用期間によっても異なる。

A. 研究目的

要介護高齢者の活動能力を維持し、健康的な在宅生活を支えることは、居宅サービスの重要な課題の一つである。従来は軽度要介護高齢者が注目されており、要介護度2から要介護度4までの中度要介護高齢者が着目された研究は未だ少ない。また、居宅サービスの要介護高齢者に対する短期的効果、長期的効果はまだ不明な点が多い。そこで、居宅サービスが活動能力に与える短期的・長期的影響を解明する基礎資料を提供するため、本研究は居宅サービス利用者が要介護度悪化するまでの期間（介護維持時間）と居宅サービスの利用頻度の関連について検討した。

B. 研究方法

某市の介護保険全レセプトデータを基に、2000年4月から2003年4月まで介護保険サービスを利用した計1,559名のうち、欠損値あり（23名）、60歳未満（19名）、要介護認定付きにおける施設サービス利用者（252名）、要支援、要介護度1及び要介護度5（779名）を除外した、計535名（83.5±8.7歳、女性68%）を対象とし、2006年3月まで追跡調査した。

居宅サービス利用開始年度（2000年度、2001年度、2002年度）、居宅サービス利用開始月（3・4・5月、6・7・8月、9・10・11月、12・1・2月）、介護保険給付更新申請（6ヶ月に1回以上か否か）、毎月の介護度と各居宅サービス利用の有無のデータを得た。アウトカムは要介護維持期間とし、要介護認定月から要介護度が悪化した月までの期間（月数）から求めた。また、観察期間中に介護度悪化が発生しなかった者、および施設入所者は打ち切り扱いにした。

検討する居宅サービスは、住宅改修の有無及び、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリ、通所介護、通所リハビリ、福祉用具貸与、短期入所生活介護、短期入所療養介護（施設）、短期入所療養介護（病院）、居宅療養管理指導とし、これらの介護度悪化あるいは打ち切りまでの期間におけるサービス利用月数の割合（%）を調査した。さらに、求めた割合から、居宅サービス利用頻度をサービス利用期間中0回（0%）、二ヶ月に1回未満（50%未満）、二ヶ月に1回以上（50%以上）の3カテゴリーに分類した。

要介護維持期間と各属性の単純な関連は、生存時間分析（ログランク検定）を用いて検討した。さらに、各種要因を調整した上で要介護維持期間に関連するサービスの利用を特定するために要介護維持期間を従属変数、基本属性及び各居宅サービスの利用頻度を独立

変数として多変量解析を実施した。解析はCox 比例ハザードモデル用い、対象者を要介護維持期間により短期（一年以内）、長期（一年以降）に層別化したうえで全変数を強制的に投入した調整ハザード比（HR）求めた。統計的有意水準は5%とした。

（倫理面への配慮）

本研究は筑波大学大学院人間総合科学研究科研究倫理審査委員会の承認を得ている。

C. 研究結果

対象者の属性の分布を表1に示す。サービス利用開始年度が2000年（60%）、サービス利用開始月が3・4・5月（53%）と最も多かった。最も高い割合で利用されていたサービスは福祉用具貸与（中央値41.4%）、次いで通所介護（中央値31.3%）であった。これらを除いた居宅サービスの利用割合の中央値は0%であった。

ログランク検定の結果（表2）、介護維持期間に単純に関連するサービスの利用は、訪問介護（ $p=0.004$ ）、通所介護（ $p=0.001$ ）、通所リハビリテーション（ $p=0.031$ ）、短期入所療養介護施設の利用（ $p<0.001$ ）、住宅改修の有無（ $p=0.002$ ）であった。また、基本属性として、性別（ $p=0.005$ ）、要介護度更新頻度（ $p<0.001$ ）が関連した。

多変量解析の結果（表3）、高頻度の短期入所療養介護施設の利用（Hazard Ratio（HR）7.76、95%信頼区間：1.27-47.29）、要介護更新頻度が6ヶ月に1回以上（HR 8.37、5.20-13.48）が有意にサービス利用開始から一年以内（短期）において介護度悪化が早いことに関連した。

また、高頻度の短期入所療養介護施設の利用（HR 3.50、1.41-8.67）、要介護更新頻度が6ヶ月に1回以上（HR 4.17、1.78-9.76）がサービス利用開始から一年以降において（長期）の介護度悪化が早いことに関連した。一方、低頻度の短期入所生活の利用（0.45、0.26-0.78）、低頻度の居宅療養管理指導の利用（HR 0.23、0.05-0.99）はサービス利用開始から一年以降において介護度悪化が遅いことと有意な関連を示した。

D. 考察

本研究では、居宅サービス利用頻度と短期・長期における介護度が悪化するまでの期間との関連を検討した。その結果、短期・長期に関わらず高頻度の短期入所療養介護の利用は介護度悪化が早いことに関連していた。一方、長期の介護度悪化が遅いことには低頻度の短期入所生活介護、低頻度の居宅療養管理指導が関連を示した。

本研究対象者の介護度維持時間の分布の特徴として、短期入所療養介護病院を除いた居宅サービスの低頻度利用者は、高頻度利用者に比して介護度維持時間が長い傾向が示された。これは、高頻度利用者は、低頻度利用者に比して、健康状態が悪く、介護度が悪化しやすい特性を持つため、より高頻度に居宅サービスを利用したと考える。

短期・長期において高頻度の短期入所療養介護の利用が、介護度悪化が早いことに関連していた。先行研究においても短期入所サービスである短期入所生活介護の利用が11ヶ月

後の介護度の悪化に関連することが示されており[1]、本研究もこれを支持する結果となった。この理由として、1) サービス利用者の特性、2) サービス効果そのものの影響した可能性が考えられる。ここで示す、介護度が悪化しやすい利用者の特性とは、高頻度にサービスを短期間のみならず長期間にわたり高頻度に利用せざるを得ない、介護力の低下した家族を持つ、あるいは認知症など介護負担が多い状態であると推察する。また、サービス利用の効果とは短期入所に特徴的な、自宅と短期入所施設を行き来することによって生じる療養環境の変化による影響があると推察する。

しかし、低頻度かつ長期であれば短期入所サービスである短期入所生活介護はむしろ介護度悪化が遅いことに関連していた。この理由として、1) 高頻度の短期入所者に比して低頻度の短期入所サービス利用者の健康状態が比較的良いこと、2) 短期入所サービス利用効果が高頻度に比して低頻度の場合にむしろ肯定的に働いた可能性が考えられる。

また、低頻度の居宅療養管理指導の利用は、長期の介護度悪化が遅いことに関連していた。先行研究では、高介護度高齢者（要介護度3～5）の11ヶ月後の介護度悪化が早いことに居宅サービスの利用が関連しており、本研究とは一見異なる傾向の結果が示された。本研究では、居宅療養管理指導の利用が介護度悪化が遅いことに関連した理由として、1) 長期的な要介護度変化との関連であること、2) 低頻度の利用であること、3) 要介護度2と比較的健康状態が良い対象者が含まれ、要介護度5と健康状態が良くない利用者が含まれていないことが関与したと考える。このため一年以降、且つ低頻度の利用で、対象者が要介護度2～4の利用者であれば、居宅療養管理指導の利用は要介護度悪化までの時間を緩やかにする可能性があるかと推察する。

これらから、居宅サービスの利用はその利用頻度により要介護度変化との関連は異なり、また要介護度変化に対する短期・長期的な効果も異なる可能性が示唆された。具体的には、高頻度の居宅サービス利用者は、介護度が悪化しやすい特性を持つことが考えられる。一年以内、一年以降では要介護悪化までの時間に関連する居宅サービスの影響は異なり、低頻度の利用であれば、長期的に介護度維持時間に肯定的な影響を生じる可能性が示唆された。今後は、低頻度、高頻度により、利用者特性がどのように異なるのかを考慮し、居宅サービス利用の短期・長期的効果を検討する必要がある。

E. 結論

本研究では、居宅サービス利用頻度と居宅サービス利用開始から一年以内及び一年以降における介護度が悪化するまでの期間の関連について生存時間分析を用いて検討した。居宅サービスの利用頻度は要介護度変化に関連し、その関連性は利用期間によっても異なることが示された。

表1) 対象者の属性 (n=535)

| 変数 | カテゴリー | n (%) | | | | | | |
|--------------|------------|------------|-------------|----|--------------------|--------|------|-------|
| 性別 | 女性 | 319 (60) | | | | | | |
| | 男性 | 216 (40) | | | | | | |
| 要介護度 | 要介護度2 | 271 (51) | | | | | | |
| | 要介護度3 | 149 (28) | | | | | | |
| | 要介護度4 | 115 (21) | | | | | | |
| サービス利用開始年度 | 2000年度 | 320 (60) | | | | | | |
| | 2001年度 | 106 (20) | | | | | | |
| | 2002年度 | 109 (20) | | | | | | |
| サービス利用開始月 | 3, 4, 5月 | 283 (53) | | | | | | |
| | 6, 7, 8月 | 76 (14) | | | | | | |
| | 9, 10, 11月 | 80 (15) | | | | | | |
| | 1, 2, 12月 | 96 (18) | | | | | | |
| | | | 平均 | SD | 中央値 | 四分位数範囲 | 最小値 | 最大値 |
| 年齢 | (歳) | | 83.5 ± 8.7 | | 84.0 (77 - 90.0) | | 61.0 | 104.0 |
| 要介護認定更新回数 | (回) | | 0.7 ± 0.5 | | 1.0 (0 - 1.0) | | 0.0 | 1.0 |
| 訪問介護 | (%) | | 27.7 ± 39.2 | | 0.0 (0 - 63.3) | | 0.0 | 100.0 |
| 訪問入浴介護 | (%) | | 9.1 ± 25.0 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 訪問看護 | (%) | | 13.4 ± 30.6 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 訪問リハビリテーション | (%) | | 0.4 ± 3.3 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 46.2 |
| 通所介護 | (%) | | 43.9 ± 44.0 | | 31.1 (0 - 95.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 通所リハビリテーション | (%) | | 11.9 ± 29.0 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 福祉用具貸与 | (%) | | 48.5 ± 45.9 | | 41.4 (0 - 100.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 短期入所生活介護 | (%) | | 7.8 ± 19.6 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 短期入所療養介護(施設) | (%) | | 2.5 ± 10.5 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 短期入所療養介護(病院) | (%) | | 0.5 ± 4.0 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 61.5 |
| 居宅介護管理指導 | (%) | | 5.4 ± 20.3 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 100.0 |
| 住宅改修 | (%) | | 1.7 ± 7.8 | | 0.0 (0 - 0.0) | | 0.0 | 100.0 |

表 2) 介護維持時間と基本属性及び居宅サービスの単純な関連

| 変数 | カテゴリー | n (%) | 平均 ± | SD | 中央値 | 四分位数範囲 | p値 |
|--------------|------------|------------|--------|------|------|-----------------|--------|
| 性別 | 女性 | 319 (60) | 16.1 ± | 16.2 | 11.0 | (5.0 - 23.0) | 0.005 |
| | 男性 | 216 (40) | 19.2 ± | 18.7 | 13.0 | (5.0 - 27.5) | |
| 年齢 | 60以上70歳未満 | 40 (7) | 17.5 ± | 17.9 | 14.0 | (4.0 - 24.0) | 0.494 |
| | 70以上80歳未満 | 126 (24) | 18.6 ± | 18.6 | 12.5 | (5.0 - 26.0) | |
| | 80歳以上 | 369 (69) | 16.9 ± | 16.8 | 11.0 | (5.0 - 23.0) | |
| 要介護度 | 要介護度2 | 271 (51) | 19.1 ± | 19.0 | 12.0 | (5.0 - 25.0) | 0.078 |
| | 要介護度3 | 149 (28) | 17.3 ± | 16.6 | 12.0 | (5.0 - 27.0) | |
| | 要介護度4 | 115 (21) | 13.3 ± | 12.9 | 9.0 | (3.0 - 18.0) | |
| 利用開始年度 | 2000年度 | 320 (60) | 19.0 ± | 18.7 | 12.0 | (6.0 - 27.5) | 0.374 |
| | 2001年度 | 106 (20) | 16.6 ± | 16.1 | 12.0 | (4.0 - 23.0) | |
| | 2002年度 | 109 (20) | 13.2 ± | 13.0 | 7.0 | (3.0 - 19.0) | |
| サービス利用開始月 | 3, 4, 5月 | 283 (53) | 19.5 ± | 18.2 | 13.0 | (7.0 - 28.0) | 0.523 |
| | 6, 7, 8月 | 76 (14) | 15.9 ± | 17.1 | 10.0 | (4.0 - 23.0) | |
| | 9, 10, 11月 | 80 (15) | 13.0 ± | 14.0 | 7.0 | (3.0 - 18.5) | |
| | 12, 1, 2月 | 96 (18) | 15.5 ± | 16.5 | 7.0 | (3.0 - 24.0) | |
| 要介護認定更新頻度 | 6ヶ月に1回未満 | 168 (31) | 35.7 ± | 18.9 | 32.0 | (22.5 - 48.0) | <0.001 |
| | 6ヶ月に1回以上 | 367 (69) | 8.9 ± | 6.9 | 7.0 | (3.0 - 13.0) | |
| 訪問介護 | 0回 | 297 (56) | 14.3 ± | 15.7 | 8.0 | (4.0 - 17.0) | 0.004 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 82 (15) | 27.3 ± | 19.7 | 21.5 | (13.0 - 37.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 156 (29) | 18.0 ± | 17.0 | 13.0 | (5.0 - 26.0) | |
| 訪問入浴介護 | 0回 | 439 (82) | 17.7 ± | 17.7 | 12.0 | (5.0 - 24.0) | 0.539 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 51 (10) | 17.9 ± | 15.9 | 13.0 | (7.0 - 23.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 45 (8) | 12.7 ± | 14.8 | 6.0 | (3.0 - 15.0) | |
| 訪問看護 | 0回 | 420 (79) | 17.5 ± | 17.6 | 12.0 | (5.0 - 24.0) | 0.481 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 43 (8) | 19.8 ± | 13.6 | 15.0 | (9.0 - 29.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 72 (13) | 15.2 ± | 17.3 | 9.0 | (3.0 - 19.5) | |
| 訪問リハビリテーション | 0回 | 520 (97) | 16.9 ± | 17.0 | 11.5 | (5.0 - 23.0) | 0.077 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 15 (3) | 33.7 ± | 19.7 | 29.0 | (20.0 - 49.0) | |
| 通所介護 | 0回 | 225 (42) | 11.2 ± | 12.4 | 7.0 | (3.0 - 15.0) | 0.001 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 57 (11) | 25.1 ± | 20.0 | 19.0 | (7.0 - 33.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 253 (47) | 21.0 ± | 18.7 | 14.0 | (7.0 - 30.0) | |
| 通所リハビリテーション | 0回 | 437 (82) | 16.1 ± | 16.3 | 11.0 | (4.0 - 22.0) | 0.031 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 31 (6) | 30.8 ± | 22.4 | 28.0 | (10.0 - 48.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 67 (13) | 19.3 ± | 18.5 | 11.0 | (6.0 - 24.0) | |
| 福祉用具貸与 | 0回 | 216 (40) | 17.2 ± | 18.0 | 12.0 | (4.0 - 23.0) | 0.381 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 53 (10) | 23.8 ± | 19.2 | 17.0 | (9.0 - 35.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 266 (50) | 16.1 ± | 16.1 | 11.0 | (5.0 - 22.0) | |
| 短期入所生活介護 | 0回 | 409 (76) | 15.7 ± | 16.2 | 11.0 | (4.0 - 22.0) | 0.053 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 89 (17) | 24.5 ± | 20.1 | 17.0 | (9.0 - 36.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 37 (7) | 18.1 ± | 18.4 | 11.0 | (6.0 - 25.0) | |
| 短期入所療養介護(施設) | 0回 | 478 (89) | 17.2 ± | 17.3 | 12.0 | (5.0 - 24.0) | <0.001 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 48 (9) | 20.3 ± | 18.3 | 13.5 | (9.0 - 21.5) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 9 (2) | 6.7 ± | 5.0 | 5.0 | (4.0 - 7.0) | |
| 短期入所療養介護(病院) | 0回 | 522 (98) | 17.3 ± | 17.3 | 12.0 | (5.0 - 24.0) | 0.369 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 12 (2) | 17.7 ± | 20.0 | 8.0 | (5.0 - 26.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 1 (0) | 13.0 ± | . | 13.0 | (13.0 - 13.0) | |
| 居宅介護管理指導 | 0回 | 489 (91) | 17.5 ± | 17.5 | 12.0 | (5.0 - 24.0) | 0.067 |
| | 2ヶ月に1回未満 | 15 (3) | 18.0 ± | 11.9 | 16.0 | (9.0 - 21.0) | |
| | 2ヶ月に1回以上 | 31 (6) | 13.6 ± | 16.4 | 6.0 | (3.0 - 16.0) | |
| 住宅改修 | 有り | 445 (83) | 15.8 ± | 16.8 | 10.0 | (4.0 - 19.0) | 0.002 |
| | 無し | 90 (17) | 24.8 ± | 17.9 | 24.0 | (9.0 - 36.0) | |

P 値：ログランク検定を用いた

表 3) 介護維持時間に関連する要因 (層別化比例ハザードモデル)

| 変数 | カテゴリー | 12ヶ月以内 (n=250) | | 13ヶ月以後 (n=285) | |
|--------------|----------------------|----------------|-------------------------------------|----------------|------------------------------------|
| | | HR | 95%CI | HR | 95%CI |
| 性別 | 女性 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 男性 | 0.87 | (0.58 - 1.31) | 0.94 | (0.64 - 1.38) |
| 年齢 | 60以上70歳未満 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 70以上80歳未満 | 1.14 | (0.57 - 2.28) | 0.48 | (0.21 - 1.09) |
| | 80歳以上 | 1.01 | (0.50 - 2.03) | 0.55 | (0.26 - 1.16) |
| 要介護度 | 要支援 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 要介護度1 | 1.32 | (0.87 - 2.01) | 0.90 | (0.59 - 1.37) |
| | 要介護度2 | 0.95 | (0.54 - 1.65) | 1.24 | (0.75 - 2.03) |
| 利用開始年度 | 2000年度 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2001年度 | 1.11 | (0.85 - 1.47) | 0.97 | (0.75 - 1.26) |
| | 2002年度 | 0.85 | (0.48 - 1.52) | 1.09 | (0.68 - 1.77) |
| サービス利用開始月 | 3, 4, 5月 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 6, 7, 8月 | 0.85 | (0.46 - 1.57) | 0.87 | (0.47 - 1.58) |
| | 9, 10, 11月 | 0.85 | (0.45 - 1.64) | 1.47 | (0.83 - 2.63) |
| | 12, 1, 2月 | 0.75 | (0.42 - 1.33) | 1.48 | (0.86 - 2.55) |
| 要介護認定更新頻度 | 6ヶ月に1回未満 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 6ヶ月に1回以上 | 8.37 | (5.20 - 13.48) | 4.17 | (1.78 - 9.76) |
| 訪問介護 | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 0.93 0.87 | (0.59 - 1.48) (0.55 - 1.37) | 1.32 1.39 | (0.71 - 2.47) (0.91 - 2.13) |
| 訪問入浴介護 | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 1.15 0.77 | (0.60 - 2.22) (0.31 - 1.95) | 0.63 0.96 | (0.33 - 1.18) (0.51 - 1.80) |
| 訪問看護 | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 1.11 1.52 | (0.63 - 1.97) (0.85 - 2.73) | 1.13 1.21 | (0.47 - 2.70) (0.70 - 2.09) |
| 訪問リハビリテーション | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 | 1.13 | (0.52 - 2.49) | 1.59 | (0.18 - 13.78) |
| 通所介護 | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 0.93 1.08 | (0.52 - 1.67) (0.68 - 1.71) | 1.14 1.38 | (0.56 - 2.33) (0.91 - 2.10) |
| 通所リハビリテーション | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 0.56 1.38 | (0.30 - 1.05) (0.72 - 2.63) | 0.51 1.08 | (0.15 - 1.67) (0.65 - 1.81) |
| 福祉用具貸与 | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 1.19 1.14 | (0.65 - 2.17) (0.76 - 1.72) | 0.72 1.28 | (0.38 - 1.38) (0.87 - 1.89) |
| 短期入所生活介護 | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 0.94 0.44 | (0.60 - 1.48) (0.16 - 1.20) | 0.45 0.78 | (0.26 - 0.78) (0.41 - 1.50) |
| | 短期入所療養介護(施設) | 0回 | 1.00 | 1.00 | |
| 短期入所療養介護(病院) | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 0.83 7.76 | (0.45 - 1.55) (1.27 - 47.29) | 0.55 3.50 | (0.29 - 1.02) (1.41 - 8.67) |
| | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 | 0.18 | (0.02 - 1.52) | 0.83 | (0.25 - 2.74) |
| 居宅介護管理指導 | 0回 | 1.00 | | 1.00 | |
| | 2ヶ月に1回未満 2ヶ月に1回以上 | 1.00 1.15 | (0.32 - 3.15) (0.51 - 2.60) | 0.23 1.35 | (0.05 - 0.99) (0.70 - 2.63) |
| | 住宅改修 | 有り | 1.00 | 1.00 | |
| | 無し | 0.94 | (0.62 - 1.44) | 0.79 | (0.42 - 1.49) |

HR :Hazard Ratio

95%CI:95%信頼区間

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

加藤剛平, 田宮菜奈子, 柏木聖代, 柏木公一: 要介護認定から3年後の居宅高齢者の介護度変化に関連する居宅サービスの利用 第69回日本公衆衛生学会総会

G. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む。)

1. 特許取得

2. 実用新案登録

3. その他

なし

引用文献

1. Kato G, Tamiya N, Kashiwagi M, Sato M, Takahashi H: **Relationship between home care service use and changes in the care needs level of Japanese elderly.** *BMC Geriatr* 2009, **9**:58.

平成22年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)）
福祉・介護サービスの質向上のためのアウトカム評価拠点
－実態評価から改善へのPDCAサイクルの実現－ 分担研究年度終了報告書

高齢者の personal competence と転居、高齢者施設への入所に関連する要因

主任研究者 田宮菜奈子 筑波大学大学院人間総合科学研究科 教授

研究分担者 陳礼美 関西学院大学人間福祉学部社会福祉学部 准教授

研究分担者 柏木聖代 筑波大学大学院人間総合科学研究科 講師

研究協力者 加納智子 筑波大学大学院人間総合科学研究科 修士課程

研究要旨

【研究目的】 高齢者の personal competence と転居、高齢者施設への入所との関連性を明らかにすることを目的とした。

【研究方法】 米国の70歳以上の高齢者を代表するデータベースである the Longitudinal Study on Aging (LSOA II)の3つのウェーブデータ(1994年:9,447人、1997から1998年:7,060人、1999から2000年:5,294人)を用いた。

【研究結果】 一般化推定方程式(GEE)モデルにより、主に以下の3つの結果を得た:(1) Personal competence は、高齢者の転居と有意な関連を示した;(2) 変化する機能制限は複数回の転居を誘発するが、医学的に定義された機能障害は単一の移住を誘発する可能性が高い;(3) 抑うつにある高齢者は転居する可能性が低い。

【考察】 Personal competence は転居および転居先を予測する変数として有用である。縦断的に検証した結果、Personal competence の中でも、身体的機能の制限が転居の可能性が高い。これは Wolinsky(1993) Miller (1999)等による先行研究の結果と一致していた。すなわち、転居先の環境が高齢者の身体的機能の低下を補充する役割がなければ Person-Environment Fit は保持できない。高齢者の日常的な行動を補足する環境にいなければ、高齢者が転居することを推奨する必要がある。

【結論】 高齢者の personal competence は、他の健康的指標に比べ、介護政策と社会福祉の実践に重要な指標となることが示唆された。特に、高齢者の身体的とメンタル的な personal competence によってケアの選択肢に格差がないか調査をする必要がある。

A. 研究目的

身体機能の低下が居住場所の移動に関連しているというエビデンスがあるにも関わらず、長期間、高齢者個々に生じている能力(以下、personal competence)の変化のパターンや大きさを調査した研究はほとんどない。さらに、先行研究の結果は一致しておらず、様々な personal competence の

要因が、どのような居住場所の変化や転居先（種類）を引き起こすのかは明らかになっていない。

そこで、本研究では、米国における高齢者の personal competence、および personal competence の変化と終の生活における居住場所の移動との関連に焦点を当てた。われわれは、米国の 70 歳以上の高齢者を代表する 3 つの wave の国レベルのデータを用いて、合併症、機能的障害、機能制限、健康関連、健康度自己評価 (self-rated health)、メンタルヘルスによって測定された personal competence の関連について、一般化推定方程式モデル (Generalized estimating equation : GEE) により分析した。

70 歳以上の国を代表する高齢者のサンプルを用いて、居住場所の移動と機能的な状態の変化との関連を調べた研究は、Wolinsky ら (1993) や Miller ら (1999) によって行われた研究だけである。Wolinsky ら (1993) は、体の限界と Advanced ADL (AADL: 金銭の管理が困難である、電話を使用できる、食事をする事ができる) の低さはナーシングホームへの移動のオッズが有意に高いことを報告している。また、ともに同じデータを用いて Wolinsky ら、Miller らが行った研究では、地域をベースとした移動の predictors は同じ (つまり、身体的限界が低いことと AADL が低いこと) であったが、Wolinsky らのチームが行ったナーシングホームの結果はこれらと異なっていた。

そもそもこうした研究は少ないことから、personal competence と居住場所の移動との関連については、未だ一定の見解は得られておらず、検証が求められている。機能的健康、すなわち ADL や IADL は、基本的な personal competence の重要な指標であるが (Lawton, 1983)、身体的能力に影響を受けるなどその限界についても報告されている (Johnson & Wolinsky, 1993)。

Person-environment fit (個人-環境の適合性) から personal competence を記述する場合、Johnson と Wolinsky (1993) の Structure of Health Status モデルが、personal competence の包括的な概念枠組みに最も近いと考える。このモデルは Nagi の体系に基づいており、Johnson と Wolinsky はこの考え方に基づき、社会的モデルをつくりだした。加齢に伴う competence の喪失の段階的な進行に伴い、病気から健康状態までの過程として、personal competence を測定することは、高齢者の移住プロセスを縦断研究のモデリングに適していると考えられる。

唯一、本モデルが取り扱っていないものが高齢者のメンタル・ヘルスである。先行文献では、高齢者のうつ発症は潜在的に居住場所の移動を引き起こす可能性があることが指摘されている (Castle, 2001)。先行研究では、身体の障害とうつとの関係性 (Bruce, 2001)、主にうつが身体障害の兆候を示す (Cole & Dendukuri, 2003; Turner & Noh, 1988) ことが報告されている。しかし、高齢者のうつが居住場所の移動の要因になっているか否かについての検証されていない。

そこで、本研究では、米国の高齢者を対象とし、メンタル・ヘルスを含む personal competence およびその変化と、居住場所の移動との関連を明らかにすることを目的とした。

B. 研究方法

研究対象