

地域理学療法学

Japanese Journal of Community-based Comprehensive Physical Therapy



一般社団法人

日本地域理学療法学会

ISSN 2758-0318

地域理学療法学 第 2 卷

目 次

講座

- 施設入所高齢者に対して運動療法は推奨されるか
.....岡前 暁生・ 1

研究論文（原著）

- 新型コロナウイルス感染症対策の期間におけるフレイルの経時変化の要因は何か
.....篠原 智行・他・ 9
- 安価な簡易的徒手筋力計を用いた膝伸展筋力における再現性の高い測定条件：一般
化可能性理論を用いた検者間・検者内信頼性及び絶対信頼性の検討
.....杉田 翔・他・21
- ADL 障害を有する地域在住高齢者における通所リハビリテーション開始時の運動機
能と入院および死亡イベントとの関連
.....平井 智也・他・31
- 地域理学療法におけるアウトカム評価指標の使用状況と必要条件および障壁
-日本地域理学療法学会会員を対象とした web アンケート調査-
.....尾川 達也・他・39
- 地域在住の要支援・要介護高齢者における生活空間での移動性の広狭を判別する修
正版 5 回椅子立ち座りテストと片脚立位時間のカットオフ値の検証
.....五十嵐達也・他・52

施設入所高齢者に対して運動療法は推奨されるか

岡前 暁生*

Is therapeutic exercise recommended among older residents in long-term care facilities?

Akio OKAMAE*

キーワード：理学療法ガイドライン，地域理学療法，施設，高齢者，運動療法

はじめに

地域理学療法学第1巻¹⁾において地域理学療法ガイドラインを中心に「理学療法ガイドライン第2版」²⁾について概説されている。今回は、地域理学療法ガイドラインの6つのクリニカルクエスチョン (Clinical Question; CQ) のうち、CQ4「施設入所高齢者に対して運動療法は推奨されるか」について解説する。また、CQ4のアウトカムのうち、日常生活動作 (Activities of Daily Living; ADL) および Mini-Mental State Examination (MMSE) についてメタアナリシスによるサブ解析を行ったので、その結果についても報告する。

I CQ4の概要

1. CQ4の背景

施設入所高齢者の多くは、虚弱でADLの制限や認知障害があり³⁻⁵⁾、地域在住高齢者と比較して、身体機能や生活の質 (Quality of Life; QOL) が低下している可能性がある⁶⁾。また、施設入所高齢者は活動性が低く、日中の活動的な時間帯であっても、何もしないで座位や臥位で過ごす時間が長く、さらに廃用による機能低下が進行する可能性がある。先行研究においても介護施設では適切な運動プログラムがないと、時間

の経過とともに身体機能が低下し、ADLを悪化させることが指摘されている^{7,8)}。そのため、運動療法は施設入所高齢者の機能低下予防に対する重要な介入法であり、その効果を明らかにすることは重要な臨床課題であると考えられる。

2. CQの構成要素

PICOと呼ばれる形式で抽出されたCQの構成要素を表1に示す。PICOのP (Patients, Population) は対象のことであり、I (Interventions) は比較検討したい介入でCQ4では運動療法である。音楽療法や園芸療法など、運動療法以外の療法プログラム、もしくはレクリエーションを行っているものは除外された。C (Comparisons, Controls) はIと比較検討したい対照のことであり、CQ4では非介入あるいは通常ケアである。O (Outcomes) は介入を行った結果として起こり得るアウトカム事象のことであり^{2,9)}。

3. エビデンスの評価

アウトカムのエビデンスの強さは²⁾、筋力の指標である膝伸展筋力は「非常に弱い」、握力および立ち上がりテストでは「弱い」、バランス能力の指標である片脚立位、Berg Balance Scale (BBS) も「弱い」であった。歩行能力の指標である最大歩行速度、Timed Up & Go Test (TUG) は「弱い」、通常歩行速度、6分間歩行距離 (6 Minute Walk Distance; 6MWD) は「非常に弱い」であった。また、ADLの指標であるFunctional independence measure (FIM) は「弱い」、Barthel index (BI) は「非常に弱い」であり、身体活動量は「弱い」であった。精神心理機能の評価指標であるGeriatric Depression Scale (GDS)、MMSEはいずれ

兵庫医科大学ささやま医療センターリハビリテーション室
(Department of Rehabilitation, Hyogo College of Medicine
Sasayama Medical Center)

* 責任著者連絡先：兵庫医科大学ささやま医療センターリハビリテーション室

〒669-2321 兵庫県丹波篠山市黒岡5番地

TEL: 079-552-7381, FAX: 079-552-7372

E-mail: okamae@hyo-med.ac.jp

doi: 10.57351/jiccpt.JJCPT22017



© 2023 Japanese Society of Community-based Comprehensive Physical Therapy. This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution license (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

表1 CQの構成要素

構成要素	
P (Patients, Population)	60歳以上の施設入所高齢者
I (Interventions)	運動療法介入 (筋力強化運動, バランス練習, 歩行・ADL練習, 有酸素運動)
C (Comparisons, Controls)	非介入あるいは通常ケア
O (Outcomes)	筋力 (膝伸展筋力, 握力, 立ち上がりテスト)
	バランス能力 (片脚立位, BBS)
	歩行能力 (通常・最大歩行速度, TUG, 6MWD)
	日常生活活動能力 (BI, FIM)
	身体活動量
	精神心理機能 (GDS, MMSE)

BBS: Berg Balance Scale, TUG: Timed Up and Go, 6MWD: 6 Minute Walk Distance, BI: Barthel Index, FIM: Functional Independence Measure, GDS: Geriatric Depression Scale, MMSE: Mini-Mental State Examination

も「非常に弱い」であった。以上の結果から全体的なエビデンスの強さは「弱い」とされた。

エビデンス評価は⁹⁾、論文で報告されている結果が、その方法論によって偏っていないかを評価する。具体的には、ランダム割付されているか、介入が介入者や被介入者に盲検化されているか、アウトカム測定者が盲検化されているかなどのバイアスが評価される。また、異質性が高いことやサンプル数が少ない、CQで設定したPICOと選択された研究のPICOとの差異、研究が選択的に出版されることにより有益もしくは有害な効果を系統的に過小もしくは過大評価してしまう出版バイアスなどが評価される。これらの項目でグレードダウンに該当する事項があると、その数に応じてエビデンスの強さが低下する。今回、全てのアウトカムにバイアスリスクなど複数のグレードダウンに該当する事項があり、エビデンスの強さが「弱い」や「非常に弱い」という結果になっている。

4. 益と害のバランス評価

作成した検索式を用いて各データベースから論文を検索し、最終的に抽出されたランダム化比較試験(Randomized Controlled Trial; RCT)論文で、アウトカムごとにシステマティックレビューとメタアナリシスが行われた。その結果、施設入所高齢者に対する運動療法の望ましい効果として、ADLにおいて有意な効果が認められている。筋力、バランス能力、歩行能力、身体活動量、精神心理機能には有意な効果は認められなかった。一方、有害事象について調査している研究はみられず、施設入所高齢者にとってADL向上の効果の意義は非常に大きいため、望ましい効果(益)が望ましくない効果(害)を上回る可能性が高い²⁾。

II 運動療法の効果

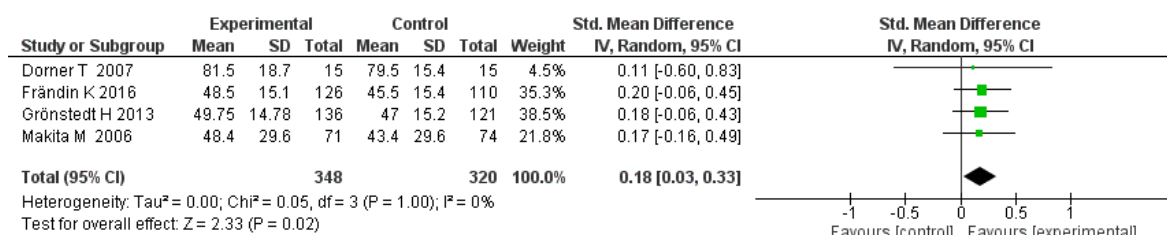
1. ADLに対する効果

アウトカムにFIMを採用していた論文4編とBIを採用していた論文5編で、それぞれメタアナリシスが行われた結果、両方のアウトカムで施設入所高齢者への運動療法の有意な望ましい効果が認められた²⁾(図1)。それぞれ効果量は小さいものの、施設に入所している高齢者のADLは、長期的には低下する傾向があるため^{10,11)}、改善は小さくなる傾向があり¹²⁾、その点から考慮すると意義のある結果であると考えられる。

ADLとMMSEをアウトカムにした採用論文の特徴を表2に示す。採用された研究の中では、次に示す2つの研究で有意な改善が認められた。Sahinら¹³⁾は、認知機能の低下がない高齢者に対し1 Repetition Maximum (RM)の40%と70%の強度のストレングストレーニングやバランストレーニングを40分、週3回、8週間行った。Venturelliら¹⁴⁾は、アルツハイマー病の高齢者に対し、ウォーキングを最低30分、週4回、24週間行った。どちらの介入も理学療法士による監修などの関わりがあったが、運動強度が高い介入も含まれているため、安全に実施するには適用する対象者を選ぶ必要がある。

機能改善を目的とした集団での介入は、機能的能力に応じて対象集団と介入を絞り込む必要があり¹⁵⁾、今後新しい介入方法の開発が望まれる¹⁶⁾。また、ADLに関しては、個々の入所者によって機能状態が異なることから、集団で画一的な介入を行っても改善することは難しく、専門家による評価を通じて、個々の能力に合わせ個別に調整された介入が必要である可能性がある。

FIM



BI

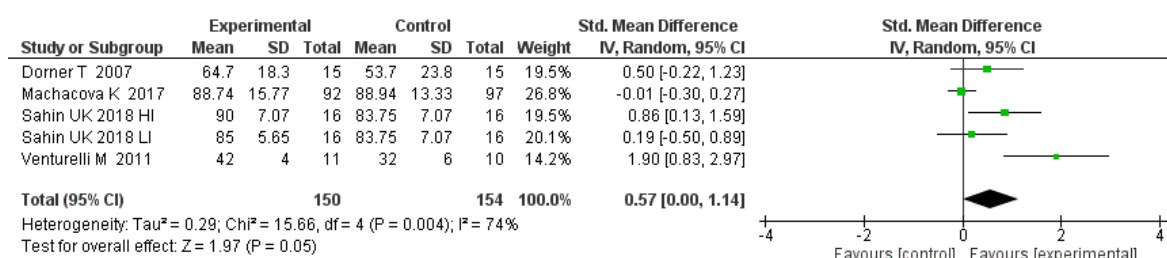


図1 ADLのフォレストプロット

BI: Barthel index, FIM: Functional independence measure

Henskens ら¹⁷⁾ は、ADL トレーニングとして理学療法士・作業療法士による教育を受けた看護師が、日々のセルフケアと活動を可能な限り独立して行えるよう一日を通して促す介入を行った。その結果、ADL トレーニング群はコントロール群と比べ歩行能力、持久力、抑うつに対し有益な効果が認められた。さらに、ADL トレーニングと運動を組み合わせたトレーニング群では、ADL トレーニングのみや運動トレーニングのみの群と比べ抑うつ症状と興奮、またコントロール群と比べ持久力に有益な効果が認められた。アウトカムにADLが含まれていないため、ADLに対する効果は明らかでないが、定期的な運動トレーニングに加え日々の生活の中で活動を促すことが、身体機能や精神心理機能に対し最も効果的である可能性が示唆されている。

介入の頻度に関しては、週3回以上の介入を推奨しているシステマティックレビューはあるものの、メタアナリシスは行われておらず、アウトカムもADLにフォーカスされたものではない¹⁸⁾。また、国際老年医学協会とグローバル・エイジング・リサーチネットワークなどによるタスクフォースレポートでは週2回以上の介入が推奨されており¹⁹⁾、介入頻度については一定した見解は得られていない。今回、介入頻度に関して、ガイドラインに採用された論文の中から、アウトカムにFIMとBI、Katz ADL Scaleが用いられた研究を統合してサブ解析を行った結果、週3回以上の介入がADLに対して有意な改善効果が認められた(表

3)。既に一部の施設では施設基準の算定要件として週3回以上の介入が必要とされているが、今回の結果からそのエビデンスが示された²⁰⁾。

国内の状況を見ると、理学療法士が多く所属する介護老人保健施設では、医療機関からの入所が51.2%で平均入所日数が300日、在宅への退所が33%であり²¹⁾、今回のガイドラインのCQ4の対象者と比べ、機能的変化が生じやすい状態であると考えられる。全国老人保健施設協会の報告書²²⁾では、回復期リハビリテーション病棟から入所した場合、自宅等へ退所した入所者は退所までの間にFIM運動項目が平均6.0点改善していたが、継続して入所している入所者は平均0.2点の改善に留まっている。他の施設の状況は明らかではないが、介護老人保健施設では病院からの入所者が多いことから回復期段階の入所者も含まれ、短期間で機能変化が生じやすく、大きな機能向上が得られる入所者も一定数存在する。一方で、医療の必要度が高く、機能が悪化する入所者も存在することから、臨床場面では各入所者の特徴に合わせた介入方法を選択することが重要となる。

2. 歩行能力・バランス能力に対する効果

理学療法ガイドライン第2版では²⁾、歩行能力・バランス能力ともに有意な効果は認められなかった。

先行研究のレビュー¹²⁾においても介入群と対照群で歩行速度、TUGともに有意な効果は認められていないが、歩行速度の効果推定値(ベースライン速度の

表 2 ADL と MMSE のメタアナリシスに採用された研究の特徴

研究	施設	対象者, 疾患	介入内容, 方法	介入頻度と期間	結果
Dorner T, 2007	高齢者介護施設	骨粗鬆症, 認知症, うつ, 脳卒中, 冠動脈疾患, MMSE 平均21点, 5m 以上歩行可能, 平均入所期間: 1.4±1.4年 (1日~8.3年)	介入群: 弾性抵抗バンドでの筋力トレーニング, エクササイズプログラム・バランスディスク・ブロッックを用いたバランストレーニング スポーツ科学者による集団介入 対照群: 記載なし	週3回 (1回50分), 10週間	筋力と認知機能に有意な向上が認められた。FIM などの ADL や抑うつは有意な改善が認められなかった。
Frändin K, 2016	ナーシングホーム	診断数: 平均3 (介入群) MMSE: 中央値 (範囲) 19点 (0-29), 75%が歩行可能, 60%が椅子からの立ち上がり自立, 少なくとも一つのADLに毎日介助が必要, 平均入所期間: 25.0ヶ月 (介入群)	介入群: 参加者と設定した目標に基づいて個別に調整された身体活動と日常生活活動 理学療法士と作業療法士による個別介入 対照群: 通常ケアと治療	平均93分/週, 10-13週間	ADL に有意な向上は認められなかった。バランスや認知機能, 下肢筋力, 歩行・車椅子の最大速度, 自己効力感なども有意な向上が認められなかった。
Grönstedt H, 2013	ナーシングホーム	診断数: 平均3 (介入群), MMSE: 中央値 (最小-最大) 19点 (0-30) 3/4 が介助の有無に関わらず歩行可能, 60%が椅子からの立ち上がり自立, 入所期間: 2年以上	介入群: 参加者と設定した目標に基づいて個別に調整された身体活動と日常生活活動 理学療法士と作業療法士による個別介入 対照群: 通常ケアと治療	3ヶ月間	ADL やバランス, 機能的モビリティは介入群では維持していたが, 対照群では低下していた。身体活動や歩行・車椅子最大速度は介入群で有意な改善が認められた。握力や自己効力感は有意な改善は認められなかった。
Machacova K, 2017	ナーシングホーム	MMSE: 24±5点	介入群: 社交ダンスの組み合わせを含む運動プログラム ダンスインストラクターによる集団介入 対照群: 通常の活動	週1回 (1回60分), 3ヶ月間	ADL は有意な改善は認められなかった。歩行能力と IADL は介入群では有意な向上はなかったが, 対照群では有意に低下しており, 両群間に有意な差が認められた。
Makita M, 2006	ナーシングホーム	女性, 平均入所期間: 1.256日	介入群: 関節可動域運動, 筋力運動, バランス運動, 歩行運動 看護師, 介護福祉士による介入 対照群: 記載なし	週3回, 3ヶ月間	ADL は有意な改善は認められなかった。関節可動域は有意な向上が認められた。
Sahin, 2018	施設	フレイル MMSE ≥24点	介入群: 上下肢の筋力運動, 低強度群は IRM の40%, 高強度群は IRM の70%の運動強度 理学療法士の介入 対照群: 通常の日課	週3回 (1回40分), 8週間	低強度群, 高強度群ともに筋力, ADL, IADL, SPPB, 抑うつ, 倦怠感, QOL で有意な向上が認められた。また, ADL 以外のアウトカムでは対照群で有意な低下があり, 両群で有意な差が認められた。

研究	施設	対象者, 疾患	介入内容, 方法	介入頻度と期間	結果
Venturelli, 2011	ナーシングホーム	アルツハイマー病の後期段階, 骨粗鬆症, 高血圧, うつ, MMSE: 16±2点, 2つ以上のADLに介入が必要, 移動制限なし, 平均入所期間: 21.5±3.7ヶ月 (介入群)	介入群: 簡単な有酸素運動 (歩行), 可能な限り速い歩行速度を維持するよう指示 理学療法士, 介護士による介入 対照群: ビンゴ, パッチワーク縫製, 音楽療法などの活動	週4回 (1回30分), 24週間	ADLは介入群が有意に改善し, 対照群との間で有意な差が認められた. 認知機能は対照群が有意に低下し, 介入群との間に有意な差が認められた. 身体機能と6分間歩行では両群間で有意な交互作用が認められた.
Henskens, 2018	ナーシングホーム の精神科病棟	認知症 内分泌/代謝/栄養系疾患, 心血管循環/筋骨格/神経/精神/肺疾患, その他 歩行可能	介入群: 集団でのエクササイズとトレーニング (ストレンダスとエアロビクスセッションを交互に行う) マルチコンポーネントトレーニング (個別でのADLトレーニング (看護師が毎日のセルフケアと活動を可能な限り独立して行えるよう一日を通じた促し) 理学療法士, 作業療法士, 看護師による集団と個別介入 対照群: 通常活動	エクササイズトレーニング: 週3回 (1回30-45分), 6か月, ADLトレーニング: 毎日, 一日を通じた活動の促し	ADLトレーニング群はコントロール群と比して歩行能力, 持久力, 抑うつに有意な望ましい効果があった. 運動トレーニング群は軽度から中等度の認知機能障害の握力にのみ有益であった. ADL練習と運動を組み合わせたトレーニング群は, ADLトレーニング群, 抑うつ症状と興奮, またコントロール群に比して持久力に対して有意な望ましい効果があった.
Molloy, 1988	ナーシングホーム	女性 MMSE: 25±5点 介助なしで歩行可能	介入群: バランス, 筋力, コーディネーション向上のための軽負荷のエクササイズ 理学療法士による介入 対照群: 通常の活動	週3回 (1回10-35分), 3か月	認知機能に有益な効果は認められなかった.
Mulrow, 1994	ナーシングホーム	脳血管障害, 関節炎, うっ血性心不全, 虚血性心疾患, 怪我/骨折, 閉塞性肺疾患, パーキンソン病, MMSE: 21±4点, 車いす (58%), 歩行可能 (39%), 寝たきり (3%), 2つ以上のADLに介入が必要, 入所期間: 3ヶ月以上	介入群: 関節可動域練習, レジスタンス練習, 持久力活動, 運動制御活動, 起居動作・移乗・車椅子駆動・歩行練習 理学療法士による個別介入 対照群: 1対1での読み聞かせ	週4回 (1回30-45分), 4か月	標準化された理学療法プログラムは筋力やADL, 認知機能, 抑うつに有意な効果は認めなかったが, モビリティに対するわずかな効果が認められた
Varela, 2012	在宅介護施設	軽度認知障害, MMSE: 21±5点, 人的介助なしに息切れることな く30m歩くことができる	介入群: 有酸素運動プログラム (心拍予備能の40%もしくは60%) 理学療法士による個別介入 対照群: レクリエーション活動 (トランプ, 新聞読み, 手芸)	週3回 (1回30分), 3か月	MMSEとTUGが有意ではないがわずかな改善が認められた.

文献(20)より改変引用

ADL: Activities of Daily Living, IADL: Instrumental Activities of Daily Living, MMSE: Mini-Mental State Examination, QOL: Quality of Life, RM: repetition maximum, SPPB: Short Physical Performance Battery, TUG: Timed Up & Go Test

表3 ADLのサブグループ解析

FIM, BI, Katz	対象者	研究数	標準化平均差	95%信頼区間	P値
介入頻度					
週3回以上	449	6	0.42	0.02, 0.82	0.04*
週3回未満	189	1	-0.01	-0.30, 0.27	0.93
介入方法					
個別介入	682	3	0.13	-0.03, 0.28	0.1
集団介入	219	2	0.13	-0.32, 0.59	0.57

文献20)より改変引用

* < .05, BI: Barthel index, Katz: Katz ADL scale, FIM: Functional independence measure

約5%)と比べ、TUGの効果推定値(ベースライン時間の約15%)が大きくなっていった。これは、運動療法が歩行速度より立ち上がりや着座、方向転換に対し大きく影響した可能性があることを示唆している。今回の結果では、このような傾向は認められていないが、興味深い考察であり、今後さらなる検証が望まれる。

バランス能力については、Sihvonenら²³⁾の研究で、BBSが介入群で有意ではないが改善しており、対照群との間に有意な交互作用が認められている。介入は足底圧の動きを視覚的にフィードバックするトレーニングデバイス(グッドバランス)を用いて、20~30分の個別のダイナミックバランスエクササイズが週3回、4週間行われていた。先行研究のレビュー¹²⁾においてもバランス能力について有意な効果があったという研究と効果がなかったとする研究に分かれている。個別の研究では筋力トレーニングとバランストレーニングの組み合わせなど、複合的なトレーニングで高い効果が認められている²⁴⁾。また近年、介護施設で画面を見ながらステップ運動を行うExergamingを用いたRCTが行われ、精神心理機能や歩行能力の改善が認められており²⁵⁾、今後の動向が注目される。

3. 筋力に対する効果

今回のガイドライン²⁾では筋力に対して有意な効果は認められなかった。採用された研究の中では、Sahinら¹³⁾が認知機能の低下がない高齢者に対して、高負荷のレジスタンストレーニングなどを行い、上下肢の筋力に有意な改善が認められたことを報告している。先行研究のレビュー¹²⁾においては上下肢の筋力で有意な効果があるとする論文と有意差がないとする論文に分かれており、メタアナリシスは行われていない。

一方で、座位での運動は施設でも効率的に行えることから実施されることが多く、椅座位でのエクササイズについてのシステムティックレビューでは、握力と

下肢筋力の向上が認められている²⁶⁾。椅座位でのエクササイズは他の職種でも実行しやすく安全であるというメリットがあり、対象者を絞ったニーズベースのマルチコンポーネント介入の実施が有効である可能性がある¹⁵⁾。

4. 精神心理機能に対する効果

今回のガイドライン²⁾では、運動療法は施設入所高齢者の精神心理機能(Mini-Mental State Examination: MMSE, Geriatric Depression Scale: GDS)に対して有意な効果は示されなかった。これまでも施設入所高齢者の認知機能に対する改善効果について、システムティックレビューでの報告があるが¹⁸⁾、介入には運動療法以外に認知トレーニングや音楽療法、アクティビティなどのレクリエーションが含まれていた。このレビューでは認知トレーニングとADL練習のコンビネーションは、アルツハイマー病の認知機能の改善に有効で、少なくとも週3回以上を8週間以上、1回のセッションに30分以上することを推奨している。また、Cordesら¹⁵⁾は椅子ベースの運動介入により、身体・認知機能、心理社会的幸福感に良い効果があったと報告している。

我々はガイドライン²⁾で採用された論文の中で、アウトカムにMMSEを用いた論文を用いて、介入頻度と介入方法についてサブ解析を行った。その結果、週3回以上の介入および集団での介入がMMSEの改善に効果があることが示された²⁰⁾(表4)。刺激の少ない高齢者では、運動の楽しさ、満足感、自己効力感などが集団運動によって改善される可能性がある^{27,28)}。さらに、先行研究²⁹⁾では10人以下のグループを対象とした研究で最大の効果があったことが報告されており、集団の大きさが結果に影響を与える可能性がある。小集団では高齢者が運動に適応しやすく、より大きな生理学的および認知的反応につながる可能性がある³⁰⁾。今回のサブ解析に含まれた研究の集団の人数は、

表4 MMSEのサブグループ解析

	対象者	研究数	平均差	95%信頼区間	P値
介入頻度					
週3回以上	414	8	2.28	0.07, 4.49	0.04*
週3回未満	-	0	-	-	-
介入方法					
個別介入	528	6	0.78	-0.70, 2.26	0.30
集団介入	96	3	3.36	0.91, 5.80	0.007*

文献20)より改変引用

*<.05, MMSE: Mini-Mental State Examination

4-6人¹⁷⁾と7-8人³¹⁾で、10人以下の小集団で運動が行われており、結果に好影響を与えた要因の一つになっている可能性が考えられた。

5. 今後の課題

今回のガイドラインで採用された論文の中では、心身の状態が不安定な高齢者、ADLの依存度が高い高齢者、自立度が高い高齢者などは除外されていることが多かった。従って、各論文の包含基準を満たさない高齢者や施設内で標準化することが難しい特別な取り組みを行った場合などは、個別事例を積み重ねることでエビデンスの構築に寄与していくことが望まれる。

さらに、施設入所高齢者に対する運動療法のエビデンスは全体的に不足しているため、今後は質の高いRCTや多施設での大規模な研究が必要である。また、今回のガイドラインに含まれる研究の対象者には様々な疾患や障害のある高齢者が含まれ、異質性の高さに影響していた可能性がある。そのため、今後は対象者を詳細に分類して運動療法の効果を検証する必要がある。

おわりに

理学療法ガイドライン第2版「地域理学療法ガイドライン」¹⁾のCQ4、「施設入所高齢者に対して運動療法(筋力強化運動、バランス練習、歩行・ADL練習、有酸素運動)は推奨されるか」の概説に加えて、サブ解析の結果について解説した。臨床に携わる多くの理学療法士が、ガイドラインをベースに目の前の個別事例に向き合い、出てきた臨床疑問を研究疑問へと発展させ、さらなる質の高いエビデンス構築の当事者になれることを切に望む。

謝 辞

原稿の執筆にあたり、理学療法ガイドライン第2版、地域理学療法ガイドライン作成時からご指導頂きました、牧迫飛雄馬先生、尾川達也先生、池添冬芽先生をはじめ

め、ご協力頂きました皆様に心より感謝いたします。

文 献

- 1) 池添冬芽：理学療法ガイドライン第2版—地域理学療法ガイドラインを中心に—。地域理学療法。2022; 1: 1-6.
- 2) 公益社団法人日本理学療法士協会(監修)：理学療法ガイドライン第2版。医学書院、東京、2021.
- 3) Wergeland JN, Selbæk G, et al. Predictors for nursing home admission and death among community-dwelling people 70 years and older who receive domiciliary care. *Dement Geriatr Cogn Dis Extra*. 2015; 5: 320-329.
- 4) Gnjdic D, Stanaway FF, et al. Mild cognitive impairment predicts institutionalization among older men: a population-based cohort study. *PLoS One*. 2012; 7: e46061.
- 5) Wang S-Y, Shamliyan TA, et al. Not just specific diseases: systematic review of the association of geriatric syndromes with hospitalization or nursing home admission. *Arch Gerontol Geriatr*. 2013; 57: 16-26.
- 6) Wilson RS, McCann JJ, et al. Nursing home placement, day care use, and cognitive decline in Alzheimer's disease. *Am J Psychiatry*. 2007; 164: 910-915.
- 7) Masciocchi E, Maltais M, et al. Time effects on physical performance in older adults in nursing home: a narrative review. *J Nutr Health Aging*. 2019; 23: 586-594.
- 8) Bürge E, von Gunten A, et al. Factors favoring a degradation or an improvement in activities of daily living (ADL) performance among nursing home (NH) residents: A survival analysis. *Arch Gerontol Geriatr*. 2013; 56: 250-257.
- 9) 小島原典子, 中山健夫, 他(編)：Minds診療ガイドライン作成マニュアル2017。公益財団法人日本医療機能評価機構、東京、2017.
- 10) Palese A, Menegazzi G, et al. Functional decline in residents living in nursing homes: a systematic review of the literature. *J Am Med Dir Assoc*. 2016; 17: 694-705.
- 11) Jerez-Roig J, de Brito Macedo Ferreira LM, et al. Functional decline in nursing home residents: a prognostic study. *PLoS One*. 2017; 12: 1-14.
- 12) Crocker T, Forster A, et al. Physical rehabilitation for older people in long-term care. *Cochrane Database Syst Rev*. 2013 (2): CD004294.
- 13) Sahin UK, Kirdi N, et al. Effect of low-intensity versus high-intensity resistance training on the functioning of the institutionalized frail elderly. *Int J Rehabil Res*. 2018; 41: 211-

- 217.
- 14) Venturelli M, Scarsini R, et al. Six-month walking program changes cognitive and ADL performance in patients with Alzheimer. *Am J Alzheimers Dis Other Demen.* 2011; 26: 381-388.
 - 15) Cordes T, Schoene D, et al. Chair-based exercise interventions for nursing home residents: a systematic review. *J Am Med Dir Assoc.* 2021; 22: 733-740.
 - 16) Cordes T, Zwingmann K, et al. Multicomponent exercise to improve motor functions, cognition and well-being for nursing home residents who are unable to walk—a randomized controlled trial. *Exp Gerontol.* 2021; 153.
 - 17) Henskens M, Nauta IM, et al. Effects of physical activity in nursing home residents with dementia: a randomized controlled trial. *Dement Geriatr Cogn Disord.* 2018; 46: 60-80.
 - 18) Yorozuya K, Kubo Y, et al. A systematic review of multimodal non-pharmacological interventions for cognitive function in older people with dementia in nursing homes. *Dement Geriatr Cogn Disord.* 2019; 48: 1-16.
 - 19) de Souto Barreto P, Morley JE, et al. Recommendations on physical activity and exercise for older adults living in long-term care facilities: a taskforce report. *J Am Med Dir Assoc.* 2016; 17: 381-392.
 - 20) Okamae A, Ogawa T, et al. Efficacy of therapeutic exercise on activities of daily living and cognitive function among older residents in long-term care facilities: A systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. *Arch Phys Med Rehabil.* 2022; 26: 01753-1.
 - 21) 厚生労働省 介護給付費分科会：介護老人保健施設の報酬・基準について。R2.11.26. https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/shingi-hosho_126698.html (2023年1月9日引用)
 - 22) 全国老人保健施設協会 平成30年リハビリテーションの医療機関・施設から在宅への円滑な移行に関する調査研究事業報告書.
 - 23) Sihvonen SE, Sipilä S, et al. Changes in postural balance in frail elderly women during a 4-week visual feedback training: a randomized controlled trial. *Gerontology.* 2004; 50(2): 87-95.
 - 24) Lazowski DA, Ecclestone NA, et al. A randomized outcome evaluation of group exercise programs in long-term care institutions. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci.* 1999; 54(12): M621-628.
 - 25) Swinnen N, Vandenbulcke M, et al. The efficacy of exergaming in people with major neurocognitive disorder residing in long-term care facilities: a pilot randomized controlled trial. *Alzheimers Res Ther.* 2021; 13(1): 70.
 - 26) Klempel N, Blackburn NE, et al. The Effect of Chair-Based Exercise on Physical Function in Older Adults: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Int J Environ Res Public Health.* 2021; 18(4): 1902.
 - 27) Baum EE, Jarjoura D, et al. Effectiveness of a group exercise program in a long-term care facility: a randomized pilot trial. *J Am Med Dir Assoc.* 2003; 4: 74-80.
 - 28) Xie Y, Wu Z, et al. The effects and mechanisms of exercise on the treatment of depression. *Front Psychiatry.* 2021; 12: 705559.
 - 29) Etnier J, Salazar W, et al. The influence of physical fitness and exercise upon cognitive functioning: a meta-analysis. *J Sport Exerc Psychol.* 1997; 19: 249-277.
 - 30) Gates N, Singh MAF, et al. The effect of exercise training on cognitive function in older adults with mild cognitive impairment: a meta-analysis of randomized controlled trials. *Am J Geriatr Psychiatry.* 2013; 21: 1086-1097.
 - 31) Dorner T, Kranz A, et al. The effect of structured strength and balance training on cognitive function in frail, cognitive impaired elderly long-term care residents. *Aging Clin Exp Res.* 2007; 19: 400-405.

原 著

新型コロナウイルス感染症対策の期間におけるフレイルの経時変化の要因は何か

篠原 智行^{1,*}, 齊田 高介¹, 田中 繁弥¹, 村山 明彦², 樋口 大輔¹

【目的】新型コロナウイルス感染症対策のための自粛要請期間において、フレイル状態の経時変化に関連する要因を明らかにすることを目的とした。【方法】2020年5-7月のベースライン調査で回答が得られた地域在住高齢者1,217名を対象に、6ヶ月と12ヶ月後に再調査をするコホート研究を実施した。簡易フレイルインデックス、後期高齢者の質問票、生活変化の質問票を含む調査票を配布した。ベースライン調査で非フレイル群とフレイル群に分けた。【結果】フレイル状態を従属変数とする多重ロジスティック回帰分析の結果、非フレイルで有意に関連した項目は、6ヶ月後で自覚的な足腰の力 (Odd Ratio [OR] 3.35)、12ヶ月後でむせ (OR 1.68) と喫煙習慣 (OR 2.48) であった。フレイル群でフレイル改善に有意に関連した項目は、6ヶ月後で転倒経験なし (OR 31.98)、12ヶ月後で会話の機会 (OR 2.84) であった。【結論】フレイルの経時変化には、自覚的な足腰の弱りやむせ、喫煙習慣、転倒、会話の機会が関連した。

キーワード：フレイル、地域在住高齢者、新型コロナウイルス、コホート研究

はじめに

2020年から世界各地で流行している新型コロナウイルス (coronavirus disease 2019; COVID-19) は、多くの国民の生活に影響を及ぼしている。感染症対策のためのソーシャルディスタンスの遵守、それに伴う自粛生活は既に2年以上続いている。感染症対策に伴う高齢者の生活の変化により、フレイルの増加や悪化が懸念される。我々は、COVID-19による二次的な健康への影響、即ちコロナフレイルとして危惧している¹⁾。COVID-19の拡大に伴い、その治療や予防に重点を置かれる一方で、高齢者への健康への対策は十分とは言えず、高齢者への積極的な支援が求められている²⁾。前例のない状況で、これまでのフレイル予防をいかに継続するか、そのための知見や工夫が求められる。

複数のメタアナリシスにおいて、COVID-19に罹患

したフレイルの高齢者の死亡率が高いことが報告されている³⁻⁵⁾。フレイルの要因である炎症の増悪や免疫機能の低下、細菌叢の状態が悪化している状態でのウイルス感染により、死亡リスクは増加する⁶⁾。一方、感染症対策のためのロックダウンにより、地域の高齢者がフレイルであるほど身体機能の低下をきたすことが分かっている⁷⁾。また、感染症のパンデミックでは、フレイルの高齢者の活動や運動頻度、外出頻度の減少が認められ⁸⁾、パンデミック期間の高齢者の身体活動時間が約3割減少した⁹⁾。COVID-19の影響は精神面にも表れており、パンデミックは高齢者の精神的ストレスを増加させ¹⁰⁾、約4割の高齢者が精神的な不調を訴えている¹¹⁾。さらに、ロックダウンは精神的ストレスを増加させ、特に、独居や孤独感を感じている高齢者や認知機能の低下がある高齢者ほど、その影響が大きい¹²⁾。高齢者の行動も変容している。パンデミック期間は生活範囲が大幅に減少し¹³⁾、3分の1が受診控えをしており、適切な医療の措置を受ける機会が減っている¹⁴⁾。

このように、COVID-19感染症による社会状況の変化により、地域在住高齢者の身体活動や精神状態、行動は大きく変化し、コロナフレイルに至る影響が数々報告されている。日本ではロックダウンは実施されていないが、社会活動の自粛要請が発出されている。このような社会状況においてもフレイル状態の経時的変

¹ 高崎健康福祉大学保健医療学部理学療法学科

² 群馬医療福祉大学リハビリテーション学部理学療法専攻

* 責任著者連絡先：高崎健康福祉大学保健医療学部理学療法学科

〒370-0033 群馬県高崎市中大類町501

TEL：027-352-1291, FAX：027-352-1985

E-mail：shinohara-t@takasaki-u.ac.jp

(受付日 2022年1月18日, 受理日 2022年7月6日,

J-STAGE 早期公開日 2022年9月30日)

doi: 10.57351/jjccpt.JJCCPT21004



化には、高齢者の身体機能および活動の状況、そして生活の変化が関連することが予想される。高齢者のフレイル状態の変化に対して、医療や保健福祉の専門家や行政がどのように対処するべきかを理解することは重要である¹⁵⁾。

そこで本研究は、COVID-19感染症対策のための自粛要請期間において、フレイル状態の経時変化に関連する要因を明らかにすることを目的とした。

対象および方法

1. 研究デザイン

地域在住高齢者に前向きコホート研究を実施した。ベースライン調査は2020年5月11日から7月10日、2次調査は半年後の2020年11月11日から2021年1月10日、3次調査は2021年5月11日から7月10日に実施した。

2. 対象

民生委員や地域包括支援センター職員が従前より見回り訪問をしていた65歳以上の群馬県高崎市の地域在住高齢者であり、ベースライン調査にて調査依頼をした1,953名のうち、回答が得られた1,279名のうち欠損値のなかった1,217名を対象とした。

3. 方法

対象者に本研究の説明書と調査票、返信用封筒を配布した。配布は民生委員や地域包括支援センター職員が行った。対象者が本研究への参加に同意した場合、調査票に同意署名し、対象者が返信用封筒を用いて調査票を郵送した。調査票は、多くの地域高齢者が独力で回答できるよう、文章表記は平易にし、文字やレイアウトは大きく見やすくし、設問の量を必要最小限にするなどを考慮して作成した。

調査票には属性として年齢、性別、疾患、同居状況(独居あるいは同居者あり)、介護保険申請状況を聴取した。疾患は世界保健機関の基準を元に、2つ以上の慢性疾患がある場合を複数疾患ありとした¹⁶⁾。

フレイル評価には簡易フレイルインデックス¹⁷⁾、健康状態の評価には後期高齢者の質問票¹⁸⁾を用いた。簡易フレイルインデックスは質問紙による1項目1点の配点を持つ5項目で構成され、3点以上でフレイル、1-2点でプレフレイル、0点で健常とされる。簡易フレイルインデックスは要介護状態の予測的妥当性¹⁷⁾や、社会的フレイルとの併存的妥当性¹⁹⁾が示されている。後期高齢者の質問票は合計15項目の質問で構成され、フレイルに関する因子的妥当性が示されている^{20,21)}。また、感染症対策による近々の生活状況を評価するために、生活変化の質問票を用いた。生活変化

の質問票は、活動量、足腰の力、食事量、心配や不安、そして会話の機会の5項目で構成した。身体的フレイルに活動量²²⁾と下肢筋力²³⁾、食事量²⁴⁾、精神心理的フレイルに活動量²⁵⁾と不安²⁶⁾、社会的フレイルに交流機会²⁷⁾がそれぞれ関連するものとして、これらの項目を設定した。活動量と食事量、交流機会の回答肢は増えた/少し増えた/変わらない/少し減った/減った、下肢筋力の回答肢は強くなった/少し強くなった/変わらない/少し弱った/弱った、不安の回答肢は減った/少し減った/変わらない/少し増えた/増えた、をそれぞれ設けた。すべての項目にて過去1ヶ月間における自覚的な変化の回答を求めた。生活変化の質問票の各項目はフレイルと有意な関連性があることが示されている^{28,29)}。

ベースライン調査と2次調査では簡易フレイルインデックスと後期高齢者の質問票、生活変化の質問票、3次調査では簡易フレイルインデックスと生活変化の質問票を聴取した。

4. 統計学的処理

ベースライン調査の簡易フレイルインデックスと後期高齢者の質問票、生活変化の質問票、および2次と3次調査の簡易フレイルインデックスを解析に用いた。属性や質問紙の回答を単純集計した。フレイルの状態は、簡易フレイルインデックスにて2点以下を非フレイル、3点以上をフレイルとした¹⁷⁾。ベースライン調査におけるフレイル評価に基づき非フレイル群とフレイル群に二分した。その上で6ヶ月後、および12ヶ月後のフレイル状態ごとに各項目を集計し、群間比較をt検定、独立性の検定を χ^2 検定またはFisherの正確確率検定を用いて行った。なお、後期高齢者の質問票のうち、項目6、7、9はフレイル評価に用いた簡易フレイルインデックスと重複した項目のため解析から除外した。群間比較において $p < 0.1$ であった項目は、単変量解析においてフレイル状態変化に関連する可能性があることから、多変量解析で投入する項目とした。これらの項目を独立変数、6ヶ月後または12ヶ月後のフレイル状態を従属変数とし、尤度比を用いた変数増加法による多重ロジスティック回帰分析を行った。

統計解析にはDr. SPSS II for Windows、またはR version 4.0.0を用い、有意水準は5%とした。

5. 倫理的配慮

本研究はヘルシンキ宣言を順守して計画した。高崎健康福祉大学研究倫理委員会審査会の承認を得た上で実施した(許可番号2009)。全ての対象者に本研究の目的および情報の取り扱いに関する紙面での説明を行

い、書面にて同意署名を得た。本研究は UMIN に登録した上で実施した (UMIN000040335)。

結 果

ベースライン調査では非フレイル群1,086名、フレイル群131名であった。2次および3次調査で調査票を配布し、両方の返信があったのは、非フレイル群で398名 (回収率36.6%)、フレイル群で36名 (回収率27.5%)、合計で434名であった (回収率35.7%)。対象者のフローを図1に示す。リストワイズ法により欠損値のなかった非フレイル群339名 (91.4%)、フレイル群32名 (8.6%)、合計371名を本研究の解析対象とした。ベースライン調査での全体の結果を表1に示す。

6ヶ月後の2次調査では、ベースライン調査の非フレイル群のうち27名がフレイルに移行し (以下、フレイル移行) (8.0%)、フレイル群のうち21名がフレイルの改善を認めた (以下、フレイル改善) (65.6%, 表2)。非フレイル群でフレイルに移行した対象者の平均年齢が高く ($p=0.024$)、独居の割合が高かった ($p=0.042$)。後期高齢者の質問票では、フレイル移行の対象者では健康状態を問う設問の不良回答が多く ($p=0.002$)、1年間の転倒経験を有する割合が高かった ($p=0.012$)。生活変化の質問票では、フレイル移行の対象者では足腰の力が弱くなったとする回答が多く ($p<0.001$)、食事が少し減ったとする回答が多かった ($p=0.027$)。一方、フレイル群では、フレイル改善の対象者の転倒経験を有する割合が低く

($p<0.001$)、日付が分からない割合も低かった ($p=0.013$)。

12ヶ月後の3次調査では、ベースライン調査の非フレイル群のうち39名がフレイルに移行し (11.5%)、フレイル群のうち16名がフレイルの改善を認めた (50.0%, 表3)。非フレイル群でフレイル移行の対象者では、後期高齢者の質問票にてむせを認めた割合が高く ($p=0.001$)、喫煙習慣あるいは喫煙歴があった対象者が多かった ($p=0.002$)。生活変化の質問票では、フレイル移行の対象者は食事が減ったとする回答が多かった ($p=0.042$)。一方、フレイル群での単変量解析では有意な項目は認められなかった。

フレイル状態を従属変数とする多重ロジスティック回帰分析の結果、非フレイル群の6ヶ月後のモデル χ^2 検定の結果は $p<0.001$ 、Hosmer と Lemeshow の検定結果は $p=0.518$ と良好であった。フレイル移行に有意に関連した項目は自覚的な足腰の力 (Odd Ratio [OR] 3.35, 95% confidential interval [CI]; 1.88-5.97) であった。12ヶ月後のモデル χ^2 検定の結果は $p<0.001$ 、Hosmer と Lemeshow の検定結果は $p=0.724$ と良好であった。フレイル移行に有意に関連した項目はむせ (OR=1.68, 95% CI; 1.68-7.11) と喫煙習慣 (OR 2.48, 95% CI; 1.50-4.09) であった (表4)。フレイル群の6ヶ月後のモデル χ^2 検定の結果は $p<0.001$ で良好であったが、Hosmer と Lemeshow の検定では、発生確率の分割クラス数が2であり、 χ^2 値は分割したクラス数-2の自由度の χ^2 分布に従う

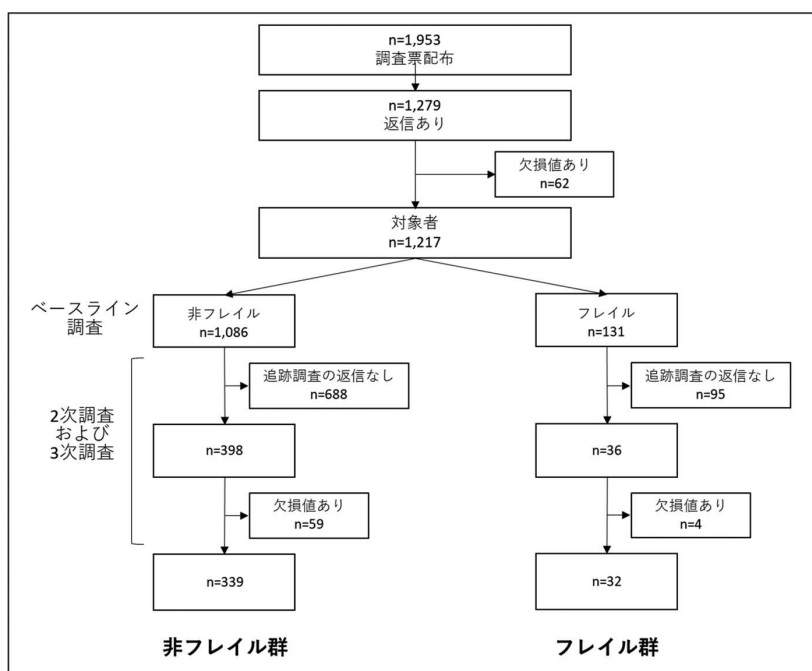


図1 本研究における対象者の Flow diagram

表1 ベースラインの対象

項目	全体 (n=371)	非フレイル群 (n=339)	フレイル群 (n=32)
年齢, 平均±標準偏差 (歳)	78.9±5.9	78.6±5.8	81.3±5.6
女性, n (%)	288 (77.6)	262 (77.3)	26 (81.3)
疾患			
高血圧	165 (44.5)	149 (44.5)	15 (44.5)
骨粗鬆症	63 (17.0)	52 (17.0)	11 (17.0)
脂質異常症	54 (14.6)	53 (14.6)	1 (14.6)
糖尿病	43 (11.6)	38 (11.6)	5 (11.6)
変形性膝関節症	39 (10.5)	32 (10.5)	7 (10.5)
複数疾患, n (%)	65 (17.5)	53 (15.6)	12 (37.5)
同居環境 (独居), n (%)	285 (76.8)	260 (76.7)	25 (78.1)
後期高齢者の質問票			
1 あなたの健康状態はいかがですか, n (%)			
1:よい	77 (20.8)	76 (22.4)	1 (3.1)
2:まあよい	101 (27.2)	95 (28.0)	6 (18.8)
3:ふつう	160 (43.1)	150 (44.2)	10 (31.3)
4:あまりよくない	32 (8.6)	17 (5.0)	15 (46.9)
5:よくない	1 (0.3)	1 (0.3)	0 (0.0)
2 毎日の生活に満足していますか, n (%)			
1:満足	118 (31.8)	114 (33.6)	4 (12.5)
2:やや満足	205 (55.3)	190 (56.0)	15 (46.9)
3:やや不満	36 (9.7)	28 (8.3)	8 (25.0)
4:不満	12 (3.2)	7 (2.1)	5 (15.6)
3 1日3食きちんと食べていますか (いいえ), n (%)	16 (4.3)	14 (4.1)	2 (6.3)
4 半年前に比べて固いものが食べにくくなりましたか (はい), n (%)	101 (27.2)	90 (26.5)	11 (34.4)
5 お茶や汁物等でむせることがありますか (はい), n (%)	86 (23.2)	77 (22.7)	9 (28.1)
8 この1年間に転んだことがありますか (はい), n (%)	79 (21.3)	64 (18.9)	15 (46.9)
10 周りの人から「いつも同じことを聞く」などの物忘れがあるとされていますか (はい), n (%)	27 (7.3)	21 (6.2)	6 (18.8)
11 今日が何月何日かわからない時がありますか (はい), n (%)	69 (18.6)	59 (17.4)	10 (31.3)
12 あなたはたばこを吸いますか			
1:吸っていない	318 (85.7)	289 (85.3)	29 (90.6)
2:やめた	33 (8.9)	31 (9.1)	2 (6.3)
3:吸っている	20 (5.4)	19 (5.6)	1 (3.1)
13 週に1回以上は外出していますか (いいえ), n (%)	22 (5.9)	18 (5.3)	4 (12.5)
14 ふだんから家族や友人と付き合いがありますか (いいえ), n (%)	14 (3.8)	10 (2.9)	4 (12.5)
15 体調が悪いときに, 身近に相談できる人がいますか (いいえ), n (%)	14 (3.8)	11 (3.2)	3 (9.4)
生活変化の質問票			
1 生活での活動量			
1:増えた	3 (0.8)	3 (0.9)	0 (0.0)
2:少し増えた	11 (3.0)	9 (2.7)	2 (6.3)
3:変わらない	193 (52.0)	184 (54.3)	9 (28.1)
4:少し減った	106 (28.6)	96 (28.3)	10 (31.3)
5:減った	58 (15.6)	47 (13.9)	11 (34.4)

2	足腰の力			
	1：強くなった	1 (0.3)	1 (0.3)	0 (0.0)
	2：少し強くなった	3 (0.8)	2 (0.6)	1 (3.1)
	3：変わらない	188 (50.7)	185 (54.6)	3 (9.4)
	4：少し弱った	137 (36.9)	125 (36.9)	12 (37.5)
	5：弱った	42 (11.3)	26 (7.7)	16 (50.0)
3	食事量			
	1：増えた	1 (0.3)	1 (0.3)	0 (0.0)
	2：少し増えた	22 (5.9)	19 (5.6)	3 (9.4)
	3：変わらない	287 (77.4)	272 (80.2)	15 (46.9)
	4：少し減った	55 (14.8)	44 (13.0)	11 (34.4)
	5：減った	6 (1.6)	3 (0.9)	3 (9.4)
4	心配や不安			
	1：減った	1 (0.3)	1 (0.3)	0 (0.0)
	2：少し減った	7 (1.9)	6 (1.8)	1 (3.1)
	3：変わらない	201 (54.2)	190 (56.0)	11 (34.4)
	4：少し増えた	135 (36.4)	119 (35.1)	16 (50.0)
	5：増えた	27 (7.3)	23 (6.8)	4 (12.5)
5	会話の機会			
	1：増えた	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)
	2：少し増えた	3 (0.8)	3 (0.9)	0 (0.0)
	3：変わらない	140 (37.7)	129 (38.1)	11 (34.4)
	4：少し減った	119 (32.1)	110 (32.4)	9 (28.1)
	5：減った	109 (29.4)	97 (28.6)	12 (37.5)

ことから算出できなかった。フレイル改善に有意に関連した項目は転倒経験がないこと (OR 31.98, 95% CI; 3.25-314.96) であった。12ヶ月後のモデル χ^2 検定の結果は $p=0.019$, Hosmer と Lemeshow の検定結果は $p=0.731$ と良好であった。フレイル改善に有意に関連した項目は会話の機会 (OR 2.84, 95% CI; 1.12-7.21) であった (表 5)。

考 察

COVID-19感染症対策の社会的制約がある時期に6ヶ月ごとの前向きコホート研究を実施した。感染症対策のため実測検査は実施せず、質問紙と郵送法を用いた。2回の追跡調査の回収率は35.7%であった。このうち、欠損値がなく解析対象としたのは85.5%であり、本研究で用いた調査票は、多くの地域高齢者が独力で回答できるものと考えられた。本研究の対象者は、紙面による研究協力依頼への理解と、2回の調査票の郵送作業が可能な心身機能を有する高齢者という特徴があると考えられた。対象者371名のうち、ベースラインにてフレイル8.6%であったことについて、我が国におけるフレイル率はメタアナリシスにおいて7.4% (95%信頼区間 6.1-9.0) とされている³⁰⁾。また、全国のパネル調査では、本研究の調査地域である関東圏域のフレイル率は8.0%と報告されている³¹⁾。本研究のフレ

イル評価は実測を伴わない簡易フレイルインデックスを用いたものの、我が国のフレイル率と概ね合致する母集団であった。よって、本研究の対象者は特異的な地域高齢者ではないと推察した。

ベースラインで非フレイルであった対象者のフレイル移行率は、6ヶ月後で8.0%、12ヶ月後で11.5%であった。フレイル移行率は4.4年で18.4%³²⁾、あるいは2年で13.4%³³⁾とされている。調査地域や対象者の年齢などの属性、および追跡期間が異なるため、一概に比較はできないが、本研究におけるフレイル移行率は若干高かった。本研究のベースラインでの生活変化の質問票からは、身体活動量減少、不安が増強、会話の機会が減少した対象者が4-6割ほど確認された。COVID-19感染症対策としての活動自粛が高齢者の生活に影響を及ぼし、健康状態を悪化させたことを示唆していると考えられた。一方でフレイル改善は、6ヶ月後で65.6%、12ヶ月後で50.0%であった。フレイル状態は可逆的であり、フレイル改善は2-4年で10-20%とみられている³²⁻³⁴⁾。COVID-19のパンデミック期間ではパンデミック前の期間と比べて身体活動時間が減少し、減少の程度はパンデミックの回数や時期によって異なることが報告されている³⁵⁾。また、生活範囲も大幅に減少している³⁶⁾。歩行機能の低下や転倒のリスクが高い高齢者では、ロックダウンの生活の影響

表2 6ヶ月後のフレイル状態による比較

	非フレイル群 (n=339)			フレイル群 (n=32)		
	非フレイル n=312	フレイル n=27	p-value	非フレイル n=21	フレイル n=11	p-value
年齢, 平均±標準偏差 (歳)	78.4±5.8	81.1±5.8	0.024	80.5±5.7	83.0±5.4	0.237
女性, n (%)	240 (76.9)	22 (81.5)	0.588	17 (81.0)	9 (81.8)	1.000
複数疾患, n (%)	46 (14.7)	7 (25.9)	0.162	6 (28.6)	6 (54.5)	0.250
同居環境 (独居), n (%)	235 (75.3)	25 (92.6)	0.042	17 (81.0)	8 (72.7)	0.667
後期高齢者の質問票						
1 あなたの健康状態はいかがですか, n (%)			0.002			0.153
1 : よい	73 (23.4)	3 (11.1)		1 (4.8)	0 (0.0)	
2 : まあよい	91 (29.2)	4 (14.8)		3 (14.3)	3 (27.3)	
3 : ふつう	136 (43.6)	14 (51.9)		9 (42.9)	1 (9.1)	
4 : あまりよくない	11 (3.5)	6 (22.2)		8 (38.1)	7 (63.6)	
5 : よくない	1 (0.3)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)	
2 毎日の生活に満足していますか, n (%)			0.135			0.575
1 : 満足	104 (33.3)	10 (37.0)		2 (9.5)	2 (18.2)	
2 : やや満足	178 (57.1)	12 (44.4)		11 (52.4)	4 (36.4)	
3 : やや不満	25 (8.0)	3 (11.1)		4 (19.0)	4 (36.4)	
4 : 不満	5 (1.6)	2 (7.4)		4 (19.0)	1 (9.1)	
3 1日3食きちんと食べていますか (いいえ), n (%)	13 (4.2)	1 (3.7)	1.000	0 (0.0)	2 (18.2)	0.111
4 半年前に比べて固いものが食べにくくなりましたか (はい), n (%)	81 (26.0)	9 (33.3)	0.405	5 (23.8)	6 (54.5)	0.123
5 お茶や汁物等でむせることがありますか (はい), n (%)	70 (22.4)	7 (25.9)	0.678	6 (28.6)	3 (27.3)	1.000
8 この1年間に転んだことがありますか (はい), n (%)	54 (17.3)	10 (37.0)	0.012	5 (23.8)	10 (90.9)	<0.001
10 周りの人から「いつも同じことを聞く」などの物 忘れがあるとされていますか (はい), n (%)	17 (5.4)	4 (14.8)	0.075	4 (19.0)	2 (18.2)	1.000
11 今日が何月何日かわからない時がありますか (はい), n (%)	51 (16.3)	8 (29.6)	0.108	3 (14.3)	7 (63.6)	0.013
12 あなたはたばこを吸いますか			0.376			1.000
1 : 吸っていない	268 (85.9)	21 (77.8)		19 (90.5)	10 (90.9)	
2 : やめた	27 (8.7)	4 (14.8)		1 (4.8)	1 (9.1)	
3 : 吸っている	17 (5.4)	2 (7.4)		1 (4.8)	0 (0.0)	
13 週に1回以上は外出していますか (いいえ), n (%)	16 (5.1)	2 (7.4)	0.645	3 (14.3)	1 (9.1)	1.000
14 ふだんから家族や友人と付き合いがありますか (いいえ), n (%)	9 (2.9)	1 (3.7)	0.569	2 (9.5)	2 (18.2)	0.593
15 体調が悪いときに, 身近に相談できる人がいますか (いいえ), n (%)	10 (3.2)	1 (3.7)	0.604	2 (9.5)	1 (9.1)	1.000
生活変化の質問票						
1 生活での活動量			0.933			0.405
1 : 増えた	3 (1.0)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)	
2 : 少し増えた	9 (2.9)	0 (0.0)		2 (9.5)	0 (0.0)	
3 : 変わらない	167 (53.5)	17 (63.0)		7 (33.3)	2 (18.2)	
4 : 少し減った	89 (28.5)	7 (25.9)		7 (33.3)	3 (27.3)	
5 : 減った	44 (14.1)	3 (11.1)		5 (23.8)	6 (54.5)	
2 足腰の力			<0.001			0.276
1 : 強くなった	1 (0.3)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)	
2 : 少し強くなった	2 (0.6)	0 (0.0)		1 (4.8)	0 (0.0)	
3 : 変わらない	180 (57.7)	5 (18.5)		3 (14.3)	0 (0.0)	
4 : 少し弱った	109 (34.9)	16 (59.3)		9 (42.9)	3 (27.3)	
5 : 弱った	20 (6.4)	6 (22.2)		8 (38.1)	8 (72.7)	

3	食事量			0.027		1.000
	1: 増えた	1 (0.3)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)
	2: 少し増えた	17 (5.4)	2 (7.4)		2 (9.5)	1 (9.1)
	3: 変わらない	256 (82.1)	16 (59.3)		10 (47.6)	5 (45.5)
	4: 少し減った	35 (11.2)	9 (33.3)		7 (33.3)	4 (36.4)
	5: 減った	3 (1.0)	0 (0.0)		2 (9.5)	1 (9.1)
4	心配や不安			0.066		0.918
	1: 減った	0 (0.0)	1 (3.7)		0 (0.0)	0 (0.0)
	2: 少し減った	6 (1.9)	0 (0.0)		1 (4.8)	0 (0.0)
	3: 変わらない	173 (55.4)	17 (63.0)		7 (33.3)	4 (36.4)
	4: 少し増えた	113 (36.2)	6 (22.2)		11 (52.4)	5 (45.5)
	5: 増えた	20 (6.4)	3 (11.1)		2 (9.5)	2 (18.2)
5	会話の機会			0.295		0.809
	1: 増えた	0 (0.0)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)
	2: 少し増えた	3 (1.0)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)
	3: 変わらない	114 (36.5)	15 (55.6)		8 (38.1)	3 (27.3)
	4: 少し減った	104 (33.3)	6 (22.2)		5 (23.8)	4 (36.4)
	5: 減った	91 (29.2)	6 (22.2)		8 (38.1)	4 (36.4)

として Body Mass Index の減少や栄養状態の悪化が認められている³⁷⁾。さらには、COVID-19のパンデミックによって精神的苦痛が増加、あるいは疲れやすいと感じる高齢者が増えている^{37,38)}。高齢者の心身の状態は、COVID-19の拡大の程度や感染症対策による生活の制限の影響を受けることが示唆されている。今回のフレイル評価に用いた簡易フレイルインデックスは、それぞれの回答時期の COVID-19の感染状況の影響から設問回答が変動し易く、フレイル状態の変化も大きかったと推察された。

ベースラインで足腰の力が弱くなったと感じている対象者では、6ヶ月後にフレイルに移行し易いことが示された。今回用いた簡易フレイルインデックスは主に身体的、認知的項目で構成され、身体機能の衰えを反映し易いことが考えられた。近年のシステムティックレビューではフレイルへの進行を防ぐには、筋肉量や筋力を改善させるための運動介入と栄養介入の組み合わせが推奨されている³⁹⁾。また、プレフレイルやフレイルからの改善には、有酸素運動やバランストレーニング、柔軟体操に加えてレジスタンストレーニングを含む多面的運動介入のエビデンスが示されている⁴⁰⁾。筋力などの身体機能がフレイル状態の予測に関連することは従前と同様であるが、身体機能の実測ではなく、自覚的な足腰の力の衰えを聴取する意義を提案できたと考えている。一方、過去1年間の転倒歴がなかったフレイル群の多くが、6ヶ月後にはフレイルが改善した。フレイルは健常の高齢者より転倒を繰り返すリスクが高く、転倒予測のためのフレイル評価や転倒予防のためのフレイルへの介入が推奨されている^{41,42)}。フレイルは転倒の一要因となるが、本研究は転倒の有無

がフレイル状態の変化に影響を及ぼすことを示唆した。転倒歴のないフレイルの高齢者は身体機能が保たれていたことから、フレイルが改善し易かったと考えられる。フレイルが要介護状態に移行することを抑制するための支援として、転倒歴の評価を含めて支援対象者をスクリーニングすることが有用と考えられた。

12ヶ月後のフレイル移行の対象者は、ベースラインではむせや喫煙習慣があった。フレイルの高齢者の咀嚼力や嚥下機能といった口腔機能は、プレフレイルや健常の高齢者よりも弱化しているとされ⁴³⁾、フレイルへの移行や生命予後とも関連し⁴⁴⁾、近年は口腔機能の弱化はオーラルフレイルとして着目されている。また、喫煙習慣はフレイルに関連する生活習慣の一つとして挙げられており⁴⁵⁾、禁煙はフレイル予防や改善に有用であることが示されている⁴⁶⁾。本研究は COVID-19感染症対策期間の1年間のフレイル移行に関連する項目を示したが、過去の報告と合致する結果であった。一方、ベースライン時点で他者との会話の機会が維持できていたフレイル群の多くで、12ヶ月後にフレイルが改善していたことが示された。Abeら⁴⁷⁾は、日本における5年間のコホート研究にて、知的活動や社会参加がフレイル改善に有意に関連したことを報告している。Yeら³³⁾は、知人とより頻回に接することはフレイル移行を予防するとし、多くの社会参加はプレフレイルからの改善を促進するとしている。COVID-19感染症予防として社会活動の自粛要請がされている社会状況においても、会話や交流の機会維持はフレイル改善に寄与することが示唆された。感染症対策として各地の通いの場などの中止が余儀なくされたが、このような活動の意義を改めて示すとともに、感染症対策を

表3 12ヶ月後のフレイル状態による比較

	非フレイル群 (n=339)			フレイル群 (n=32)		
	非フレイル n=300	フレイル n=39	p-value	非フレイル n=16	フレイル n=16	p-value
年齢, 平均±標準偏差 (歳)	78.5±5.9	79.5±5.6	0.338	80.1±6.0	82.6±5.2	0.229
女性, n (%)	233 (77.7)	29 (74.4)	0.643	13 (81.3)	13 (81.3)	1.000
複数疾患, n (%)	46 (15.3)	7 (17.9)	0.672	4 (25.0)	8 (50.0)	0.144
同居環境 (独居), n (%)	230 (76.7)	30 (76.9)	0.972	13 (81.3)	12 (75.0)	1.000
後期高齢者の質問票						
1 あなたの健康状態はいかがですか, n (%)			0.727			0.067
1 : よい	68 (22.7)	8 (20.5)		1 (6.3)	0 (0.0)	
2 : まあよい	86 (28.7)	9 (23.1)		4 (25.0)	2 (12.5)	
3 : ふつう	129 (43.0)	21 (53.8)		7 (43.8)	3 (18.8)	
4 : あまりよくない	16 (5.3)	1 (2.6)		4 (25.0)	11 (68.8)	
5 : よくない	1 (0.3)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)	
2 毎日の生活に満足していますか, n (%)			0.074			1.000
1 : 満足	68 (22.7)	8 (20.5)		1 (6.3)	0 (0.0)	
2 : やや満足	86 (28.7)	9 (23.1)		4 (25.0)	2 (12.5)	
3 : やや不満	129 (43.0)	21 (53.8)		7 (43.8)	3 (18.8)	
4 : 不満	16 (5.3)	1 (2.6)		4 (25.0)	11 (68.8)	
3 1日3食きちんと食べていますか (いいえ), n (%)	11 (3.7)	3 (7.7)	0.210	0 (0.0)	2 (12.5)	0.484
4 半年前に比べて固いものが食べにくくなりましたか (はい), n (%)	76 (25.3)	14 (35.9)	0.160	5 (31.3)	6 (37.5)	0.710
5 お茶や汁物等でむせることがありますか (はい), n (%)	60 (20.0)	17 (43.6)	0.001	2 (12.5)	7 (43.8)	0.113
8 この1年間に転んだことがありますか (はい), n (%)	57 (19.0)	7 (17.9)	0.875	2 (12.5)	7 (43.8)	0.077
10 周りの人から「いつも同じことを聞く」などの物 忘れがあるとされていますか (はい), n (%)	19 (6.3)	2 (5.1)	1.000	2 (4.9)	12 (7.9)	1.000
11 今日が何月何日かわからない時がありますか (はい), n (%)	49 (16.3)	10 (25.6)	0.149	3 (18.8)	7 (43.8)	0.127
12 あなたはたばこを吸いますか			0.002			1.000
1 : 吸っていない	263 (87.7)	26 (66.7)		15 (93.8)	14 (87.5)	
2 : やめた	24 (8.0)	7 (17.9)		1 (6.3)	1 (6.3)	
3 : 吸っている	13 (4.3)	6 (15.4)		0 (0.0)	1 (6.3)	
13 週に1回以上は外出していますか (いいえ), n (%)	15 (5.0)	3 (7.7)	0.447	2 (12.5)	2 (12.5)	1.000
14 ふだんから家族や友人と付き合いがありますか (いいえ), n (%)	7 (2.3)	3 (7.7)	0.095	2 (12.5)	2 (12.5)	1.000
15 体調が悪いときに, 身近に相談できる人がいますか (いいえ), n (%)	8 (2.7)	3 (7.7)	0.121	2 (12.5)	1 (6.3)	1.000
生活変化の質問票						
1 生活での活動量			0.749			0.321
1 : 増えた	3 (1.0)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)	
2 : 少し増えた	8 (2.7)	1 (2.6)		1 (6.3)	1 (6.3)	
3 : 変わらない	162 (54.0)	22 (56.4)		6 (37.5)	3 (18.8)	
4 : 少し減った	83 (27.7)	13 (33.3)		6 (37.5)	4 (25.0)	
5 : 減った	44 (14.7)	3 (7.7)		3 (18.8)	8 (50.0)	
2 足腰の力			0.175			0.128
1 : 強くなった	1 (0.3)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)	
2 : 少し強くなった	2 (0.7)	0 (0.0)		0 (0.0)	1 (6.3)	
3 : 変わらない	169 (56.3)	16 (41.0)		3 (18.8)	0 (0.0)	
4 : 少し弱った	108 (36.0)	17 (43.6)		7 (43.8)	5 (31.3)	
5 : 弱った	20 (6.7)	6 (15.4)		6 (37.5)	10 (62.5)	

新型コロナウイルス感染症対策の期間におけるフレイルの経時変化の要因は何か

3 食事量			0.042		0.733
1: 増えた	1 (0.3)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)
2: 少し増えた	15 (5.0)	4 (10.3)		1 (6.3)	2 (12.5)
3: 変わらない	247 (82.3)	25 (64.1)		9 (56.3)	6 (37.5)
4: 少し減った	35 (11.7)	9 (23.1)		5 (31.3)	6 (37.5)
5: 減った	2 (0.7)	1 (2.6)		1 (6.3)	2 (12.5)
4 心配や不安			0.117		0.371
1: 減った	1 (0.3)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)
2: 少し減った	6 (2.0)	0 (0.0)		1 (6.3)	0 (0.0)
3: 変わらない	166 (55.3)	24 (61.5)		7 (43.8)	4 (25.0)
4: 少し増えた	110 (36.7)	9 (23.1)		7 (43.8)	9 (56.3)
5: 増えた	17 (5.7)	6 (15.4)		1 (6.3)	3 (18.8)
5 会話の機会			0.298		0.070
1: 増えた	0 (0.0)	0 (0.0)		0 (0.0)	0 (0.0)
2: 少し増えた	2 (0.7)	1 (2.6)		0 (0.0)	0 (0.0)
3: 変わらない	115 (38.3)	14 (35.9)		8 (50.0)	3 (18.8)
4: 少し減った	100 (33.3)	10 (25.6)		5 (31.3)	4 (25.0)
5: 減った	83 (27.7)	14 (35.9)		3 (18.8)	9 (56.3)

表4 非フレイル群における6ヶ月後および12ヶ月後の多重ロジスティック回帰分析 (n=339)

	6ヶ月後				12ヶ月後			
	偏回帰 係数	標準 誤差	OR	95%CI	偏回帰 係数	標準 誤差	OR	95%CI
後期高齢者の質問票								
5 お茶や汁物等でむせることが ありますか			-		1.241	0.368	1.68**	(1.68-7.11)
12 あなたはたばこを吸いますか			-		0.907	0.256	2.48**	(1.50-4.09)
生活変化の質問票								
2 足腰の力	1.208	0.295	3.35**	(1.88-5.97)			-	

従属変数は6ヶ月後または12ヶ月後のフレイル状態とした。独立変数は6ヶ月後で後期高齢者の質問票の1, 8, 10, 生活変化の質問票の2, 3, 4, 共変量として年齢と同居の有無とし, 12ヶ月後で後期高齢者の質問票の2, 5, 12, 14, 生活変化の質問票の3とした。

Odds Ratio が1を超える場合, 各設問の回答が不良回答であり, かつ, フレイルの状態になっていることを示す。

OR, Odds Ratio; 95%CI, 95% Confidential Interval

**<0.01

表5 フレイル群における6ヶ月後および12ヶ月後の多重ロジスティック回帰分析 (n=32)

	6ヶ月後				12ヶ月後			
	偏回帰 係数	標準 誤差	OR	95%CI	偏回帰 係数	標準 誤差	OR	95%CI
後期高齢者の質問票								
8 この1年間に転んだことが ありますか	3.465	1.167	31.98**	(3.25-314.96)			-	
生活変化の質問票								
5 会話の機会			-		1.043	0.475	2.84*	(1.12-7.21)

従属変数は6ヶ月後または12ヶ月後のフレイル状態とした。独立変数は6ヶ月後で後期高齢者の質問票の8, 11とし, 12ヶ月後で後期高齢者の質問票の1, 8, 生活変化の質問票の5とした。

Odds Ratio が1を超える場合, 各設問の回答が不良回答であり, かつ, フレイルの状態になっていることを示す。

OR, Odds Ratio; 95%CI, 95% Confidential Interval

*p<0.05; **<0.01

講じた通いの場の安全な運営や、少人数での交流機会の創出、家族や親族との電話やオンライン交流、回覧板の活用といった代替策など、他者との会話や交流の機会を極力減らさない仕組みづくりが必要と考えられた。

本研究の限界として数点が挙げられる。まず、行政のデータベースに基づいて調査票の配布や郵送を行う悉皆調査ではなく、感染症予防を講じながら民生委員や地域包括支援センター職員による調査票配布が可能であった地域在住高齢者に対象者が限定された。二つ目に、今回の調査票の回収率は35.7%であり、調査票を返信できなかった背景を調査、分析できていない。調査票の返信を忘れてしまった、自身の評価が困難であった、などの理由が想定され、フレイル、あるいはフレイル移行の可能性があった対象者の追跡を十分に行えていない可能性がある。三つ目に、我が国でのフレイル評価には、歩行速度や握力の実測を含む Japanese version of the Cardiovascular Health Study criteria (revised J-CHS 基準)⁴⁸⁾ が広く用いられている。今回は質問紙で評価する簡易フレイルインデックスを用いたが、J-CHS 基準との基準関連妥当性の検証が望まれる。四つ目に、6ヶ月毎に再評価する比較的短期間のコホート研究であった。フレイルは可逆的なものであり、一定の状態の変動を含む。数年後の再評価に基づく解析によって、本研究で示した項目の予測的妥当性を確認することができる。

結 論

COVID-19感染症対策のための自粛要請が発出されている期間において、地域在住高齢者を対象に質問紙と郵送法を用い、6ヶ月ごとの前向きコホート研究を1年間実施した。6ヶ月後のフレイル移行に関連したのは自覚的な足腰の弱り (OR 3.35)、フレイル改善に関連したのは転倒経験がないこと (OR 31.98) であった。12ヶ月後のフレイル移行に関連したのはむせ (OR 1.68) と喫煙習慣 (OR 2.48)、フレイル改善に関連したのは会話の機会 (OR 2.84) であった。フレイル移行およびフレイル改善の対象者を評価するための着眼点を提示できた。

利 益 相 反

本研究に関連して、開示すべき利益相反はない。

謝 辞

本研究調査にご協力頂いた群馬県高崎市の下村進氏、桑原万明氏、悴田信子氏、吉新百合子氏、小池良氏、新井正昭氏、および長野、倉賀野、八幡、新高尾、中

川、塚沢、浜尻地区の民生委員の皆様にご感謝申し上げます。また、目崎智恵子氏、石井純子氏、鳥塚典恵氏、青木久美氏、小川みゆき氏、井野由美氏、堤いずみ氏、青柳知子氏、山崎絢子氏にご感謝申し上げます。本調査の資料の一部を無償提供して頂いた高崎健康福祉大学須藤賢一氏、須藤領久氏にご感謝申し上げます。

本研究の一部は2020年度ニッセイ財団高齢社会若手実践的課題研究助成 (Grant2020-0203-04)、およびJSPS 科研費 (19K19712) の助成を受けて実施された。

文 献

- 1) Shinohara T, Saida K, et al. Rapid Response: Impact of the COVID-19 pandemic on frailty in the elderly citizen; corona-frailty. *BMJ*. 2020; 369: m1543.
- 2) Lloyd-Sherlock PG, Kalache A, et al. WHO must prioritise the needs of older people in its response to the covid-19 pandemic. *BMJ*. 2020; 23: 368: m1164.
- 3) Dumitrascu F, Branje KE, et al. Association of frailty with outcomes in individuals with COVID-19: A living review and meta-analysis. *J Am Geriatr Soc*. 2021; 69: 2419-2429.
- 4) Kastora S, Kounidas G, et al. Clinical frailty scale as a point of care prognostic indicator of mortality in COVID-19: a systematic review and meta-analysis. *EClinicalMedicine*. 2021; 36: 100896.
- 5) Zhang XM, Jiao J, et al. Frailty as a predictor of mortality among patients with COVID-19: a systematic review and meta-analysis. *BMC Geriatr*. 2021; 21: 186.
- 6) Hussien H, Nastasa A, et al. Different aspects of frailty and COVID-19: points to consider in the current pandemic and future ones. *BMC Geriatr*. 2021; 21: 389.
- 7) Salman D, Beaney T, et al. Impact of social restrictions during the COVID-19 pandemic on the physical activity levels of adults aged 50-92 years: a baseline survey of the CHARIOT COVID-19 Rapid Response prospective cohort study. *BMJ Open*. 2021; 11: e050680.
- 8) Kawamura K, Kamiya M, et al. Impact of the Coronavirus Disease 2019 Outbreak on Activity and Exercise Levels among Older Patients. *J Nutr Health Aging*. 2021; 25: 921-925.
- 9) Yamada M, Kimura Y, et al. The Influence of the COVID-19 Pandemic on Physical Activity and New Incidence of Frailty among Initially Non-Frail Older Adults in Japan: A Follow-Up Online Survey. *J Nutr Health Aging*. 2021; 25: 751-756.
- 10) Wang Y, Fu P, et al. Changes in psychological distress before and during the COVID-19 pandemic among older adults: the contribution of frailty transitions and multimorbidity. *Age Ageing*. 2021; 50: 1011-1018.
- 11) Bailey L, Ward M, et al. Physical and Mental Health of Older People while Cocooning during the COVID-19 Pandemic. *QJM*. 2021; 114: 648-653.
- 12) García-Esquinas E, Ortolá R, et al. Changes in Health Behaviors, Mental and Physical Health among Older Adults under Severe Lockdown Restrictions during the COVID-19 Pandemic in Spain. *Int J Environ Res Public Health*. 2021;

- 18: 7067.
- 13) Saraiva MD, Apolinario D, et al. The Impact of Frailty on the Relationship between Life-Space Mobility and Quality of Life in Older Adults during the COVID-19 Pandemic. *J Nutr Health Aging*. 2021; 25: 440-447.
 - 14) Schuster NA, de Breij S, et al. Older adults report cancellation or avoidance of medical care during the COVID-19 pandemic: results from the Longitudinal Aging Study Amsterdam. *Eur Geriatr Med*. 2021; 12: 1075-1083.
 - 15) Rockwood K. Rationing care in COVID-19: if we must do it, can we do better? *Age Ageing*. 2021; 50: 3-6.
 - 16) World Health Organization: Multimorbidity, Technical Series on Safer Primary Care. <https://www.who.int/publications/i/item/multimorbidity> (Accessed January 16, 2022)
 - 17) Yamada M, Arai H. Predictive Value of Frailty Scores for Healthy Life Expectancy in Community-Dwelling Older Japanese Adults. *J Am Med Dir Assoc*. 2015; 16: 1002.e7-11.
 - 18) 厚生労働省：後期高齢者医療制度の健診において使用している質問票の変更について。令和元年9月19日。 <https://www.mhlw.go.jp/content/000583196.pdf> (2021年10月23日引用)
 - 19) Yamada M, Arai H. Social Frailty Predicts Incident Disability and Mortality Among Community-Dwelling Japanese Older Adults. *J Am Med Dir Assoc*. 2018; 19: 1099-1103.
 - 20) 篠原智行, 齊田高介, 他：構造的観点における後期高齢者の質問票の構成概念妥当性の検証—新型コロナウイルス感染症対策の時期における予備的検討—。 *日本老年医学会雑誌*. 2021; 59: 39-48.
 - 21) Shinohara T, Saida K, et al. Construct validity of the Questionnaire for Older Senior Citizens based on a confirmatory factor analysis: A study during the period of self-restraint to prevent the spread of coronavirus disease 2019. *Geriatr Gerontol Int*. 2021; 21: 1018-1025.
 - 22) 田中友規, 高橋競, 他：フレイル予防のための社会参加：社会的フレイルのインパクト。 *Geriatric Medicine*. 2017; 55: 159-163.
 - 23) Fried LP, Tangen CM, et al. Frailty in older adults: evidence for a phenotype. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. 2001; 56: M146-156.
 - 24) O'Connell ML, Coppinger T, et al. The role of nutrition and physical activity in frailty: A review. *Clin Nutr ESPEN*. 2020; 35: 1-11.
 - 25) Shimada H, Makizako H, et al. Impact of cognitive frailty on daily activities in older persons. *J Nutr Health Aging*. 2016; 20: 729-735.
 - 26) Makizako H, Shimada H, et al. Physical frailty predicts incident depressive symptoms in elderly people: prospective findings from the Obu Study of Health Promotion for the Elderly. *J Am Med Dir Assoc*. 2015; 16: 194-199.
 - 27) Kojima G, Taniguchi Y, et al. Is living alone a risk factor of frailty? A systematic review and meta-analysis. *Ageing Res Rev*. 2020; 59: 101048.
 - 28) Shinohara T, Saida K, et al. Association between frailty and changes in lifestyle and physical or psychological conditions among older adults affected by the coronavirus disease 2019 countermeasures in Japan. *Geriatr Gerontol Int*. 2021; 21: 39-42.
 - 29) Shinohara T, Saida K, et al. Actual frailty conditions and lifestyle changes in community-dwelling older adults affected by coronavirus disease 2019 countermeasures in Japan: a cross-sectional study. *SAGE Open Nursing*. 2021; 7: 1-8.
 - 30) Kojima G, Iliffe S, et al. Prevalence of frailty in Japan: A systematic review and meta-analysis. *J Epidemiol*. 2017; 27: 347-353.
 - 31) Murayama H, Kobayashi E, et al. National prevalence of frailty in the older Japanese population: Findings from a nationally representative survey. *Arch Gerontol Geriatr*. 2020; 91: 104220.
 - 32) Trevisan C, Veronese N, et al. Factors Influencing Transitions Between Frailty States in Elderly Adults: The Progettoveneto Anziani Longitudinal Study. *J Am Geriatr Soc*. 2017; 65: 179-184.
 - 33) Ye B, Chen H, et al. Changes in frailty among community-dwelling Chinese older adults and its predictors: evidence from a two-year longitudinal study. *BMC Geriatr*. 2020; 20: 130.
 - 34) Pollack LR, Litwack-Harrison S, et al. Patterns and Predictors of Frailty Transitions in Older Men: The Osteoporotic Fractures in Men Study. *J Am Geriatr Soc*. 2017; 65: 2473-2479.
 - 35) Yamada M, Kimura Y, et al. The Influence of the COVID-19 Pandemic on Physical Activity and New Incidence of Frailty among Initially Non-Frail Older people in Japan: A Follow-Up Online Survey. *J Nutr Health Aging*. 2021; 25: 751-756.
 - 36) Saraiva MD, Apolinario D, et al. The Impact of Frailty on the Relationship between Life-Space Mobility and Quality of Life in Older Adults during the COVID-19 Pandemic. *J Nutr Health Aging*. 2021; 25: 440-447.
 - 37) Machón M, Mateo-Abad M, et al. Health Status and Lifestyle Habits of Vulnerable, Community-Dwelling Older People during the COVID-19 Lockdown. *J Frailty Aging*. 2021; 10: 286-289.
 - 38) Wang Y, Fu P, et al. Changes in psychological distress before and during the COVID-19 pandemic among older adults: the contribution of frailty transitions and multimorbidity. *Age Ageing*. 2021; 50: 1011-1018.
 - 39) Mareschal J, Genton L, et al. Nutritional Intervention to Prevent the Functional Decline in Community-Dwelling Older Adults: A Systematic Review. *Nutrients*. 2020; 12: 2820.
 - 40) Jadczyk AD, Makwana N, et al. Effectiveness of exercise interventions on physical function in community-dwelling frail older people: an umbrella review of systematic reviews. *JBIG Database System Rev Implement Rep*. 2018; 16: 752-775.
 - 41) Cheng MH, Chang SF. Frailty as a Risk Factor for Falls Among Community Dwelling People: Evidence From a Meta-Analysis. *J Nurs Scholarsh*. 2017; 49: 529-536.
 - 42) Jehu DA, Davis JC, et al. Risk factors for recurrent falls in older adults: A systematic review with meta-analysis. *Maturitas*. 2021; 144: 23-28.

- 43) Watanabe Y, Hirano H, et al. Relationship Between Frailty and Oral Function in Community-Dwelling Elderly Adults. *J Am Geriatr Soc.* 2017; 65: 66-76.
- 44) Tanaka T, Takahashi K, et al. Oral Frailty as a Risk Factor for Physical Frailty and Mortality in Community-Dwelling Elderly. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci.* 2018; 73: 1661-1667.
- 45) Feng Z, Lugtenberg M, et al. Risk factors and protective factors associated with incident or increase of frailty among community-dwelling older adults: A systematic review of longitudinal studies. *PLoS One.* 2017; 12: e0178383.
- 46) Kojima G, Iliffe S, et al. Smoking as a predictor of frailty: a systematic review. *BMC Geriatr* 2015; 15: 131.
- 47) Abe T, Nofuji Y, et al. Healthy lifestyle behaviors and transitions in frailty status among independent community-dwelling older adults: The Yabu cohort study. *Maturitas.* 2020; 136: 54-59.
- 48) Satake S, Arai H. The revised Japanese version of the Cardiovascular Health Study criteria (revised J-CHS criteria). *Geriatr Gerontol Int.* 2020; 20: 992-993.

Factor associated with changes in frailty status over time among community-dwelling older adults during the coronavirus disease 2019 countermeasures

Tomoyuki SHINOHARA^{1,*}, Kosuke SAIDA¹, Shigeya TANAKA¹, Akihiko MURAYAMA², Daisuke HIGUCHI¹

¹ Department of Physical Therapy, Faculty of Health Care Takasaki University of Health and Welfare

² Department of Physical Therapy, Faculty of Rehabilitation Gunma University of Health and Welfare

Objective: This study aimed to clarify the factors associated with changes in frailty status over time among community-dwelling older adults during the coronavirus disease 2019 countermeasures.

Methods: A prospective cohort study every 6 months was conducted. The baseline data were collected from May to July 2020. The second and third surveys were conducted 6 and 12 months later, respectively. A total of 1,217 community-dwelling older adults who returned their baseline survey forms were included. The survey forms were distributed to and returned by mail. They included the frailty screening index for the assessment of frailty, questionnaire for medical checkup of old-old to evaluate health conditions, and questionnaire to evaluate changes related to lifestyle and physical or psychological conditions. At baseline, the participants were divided into non-frailty or frailty groups based on assessment using the frailty screening index.

Results: Multiple logistic regression analysis using frailty status over time as the dependent variable revealed that in the non-frailty group, subjective leg muscle strength (odds ratio [OR] 3.35) was significantly correlated with frailty status at the 6-month follow-up and occasional choking (OR 1.68) and smoking habits (OR 2.48) were significantly correlated at the 12-month follow-up. In the frailty group, falls (OR 31.98) and opportunities of talking to people (OR 2.84) were correlated with frailty status at the 6- and 12-month follow-ups, respectively.

Conclusion: The factors associated with changes in frailty status over time were subjective leg muscle strength, choking, smoking habits, falls, and opportunities of talking to people.

Key words: frailty, community-dwelling older adult, COVID-19, cohort study

* Corresponding author

原 著

安価な簡易的徒手筋力計を用いた膝伸展筋力における 再現性の高い測定条件：一般化可能性理論を用いた 検者間・検者内信頼性及び絶対信頼性の検討

杉田 翔^{1,*}, 藤本 修平^{2,3}, 小向佳奈子^{2,3}

【目的】安価な簡易的徒手筋力計（ハンドヘルドダイナモメーター）の有用性として、膝伸展筋力測定の精度および信頼性を担保するための測定条件を調査した。【方法】測定者は、理学療法士5名とし、健康成人の膝伸展筋力を測定した。信頼性の指標として、検者内および検者間の級内相関係数を求めた。また、信頼度指数を算出し、信頼性の担保される測定条件を求めた。【結果】検者内の級内相関係数は男性で0.88, 0.92, 0.94, 女性は0.71と0.82であり、5名中4名が0.8以上の完全一致を示した。検者間では、測定者5名では0.36, 男性では0.89, 女性では0.32であり、男性でのみ良好な値を示した。信頼性が担保される測定条件は、男性測定者1名で1回以上であった。【結論】安価な簡易的徒手筋力計における膝伸展筋力の検者内信頼性は、男性測定者で良好であり、女性測定者では低い信頼性となった。信頼性には、測定者の握力や徒手固定力が影響している可能性があり、測定前に測定者自身の徒手固定力を把握する必要がある。

キーワード：評価, ハンドヘルドダイナモメーター, G研究, 誤差, 絶対信頼性

はじめに (Introduction)

リハビリテーション分野において、筋力測定は疾患の予後予測、介入効果の検証で用いられている¹⁾。筋力は身体能力や動作能力と関係することから^{2,3)}、筋力を測定することで、動作能力の低下に関与する原因の分析や、筋力増強の必要性を判断することが可能となる。特に、膝伸展筋力は移動能力^{2,3)}や生命予後⁴⁻⁶⁾、転倒⁷⁾に影響する要因であると報告されており、重要な評価指標である。

臨床現場において、膝伸展筋力の測定方法には、主に徒手筋力測定 (Manual muscle testing: 以下, MMT)⁸⁾、動作観察、徒手筋力計 (Hand-held Dynamometer: 以下, HHD)⁸⁾の使用が挙げられる。臨床で多く使用さ

れるMMTの利点として、特別な機器を必要としないため簡便であるが、数値の客観性が乏しいことや、測定分解能に限界がある⁸⁾。例えば、膝伸展筋力のMMT grade 4以上の段階づけは、被験者や測定者の年齢や体格が考慮されるため、主観的となりやすいことが報告されている⁹⁾。

HHDによる膝伸展筋力は、日常生活動作能力 (Activities of daily living: 以下, ADL)¹⁰⁾や歩行速度^{11,12)}、歩行能力^{13,14)}との関連が報告されており、客観性や妥当性の観点から^{8,14)}、臨床において有用である^{8,15)}。他方、以下の3つの欠点がある。第一に、設定の煩雑さにより、診療報酬体系の時間的な制約がある場合には用いられ難い。第二に、臨床研究で用いられているHHDは、20万円程度と高価であるため、臨床現場では購入され難い。第三に、ケーブルなどの機器付随の装置が多く持ち運びが不便であるため、訪問リハビリテーションなどでは導入され難い。そのため、難しい設定が不要であり、安価かつ携帯性に優れたHHDが臨床現場では選択されると予測される。

これら3つの欠点を改善したHHDが存在する。すなわち、第一に、設定の煩雑性を解消し、ボタンひとつで電源、測定、測定単位の切り替えを行える操作性を備えている。第二に、2万円以内で購入できる低価

¹⁾ 株式会社 Luxem

²⁾ 静岡社会健康医学大学院大学

³⁾ Rehatech Links 株式会社

* 責任著者連絡先: 株式会社 Luxem

〒214-0014 神奈川県川崎市多摩区登戸2706-5 白井ビル3F

TEL: 044-819-5302, FAX: 044-819-5304

E-mail: s.sugita.pt@gmail.com

(受付日 2022年4月24日, 受理日 2022年8月31日,

J-STAGE 早期公開日 2022年11月18日)

doi: 10.57351/jjccpt.JJCCPT22001



格である。第三に、携帯性として、付属品を要せずに測定ができ、48時間の連続稼働が可能で、利便性に優れている。

以上のような改善により、臨床現場での活用が期待される。他方で、利便性を追求するほど、精度の問題がトレードオフとなりやすい。そのため、先行研究においても、同じ目的であるものの、利便性が異なる機器の精度や妥当性が都度検証されている¹⁶⁻¹⁹⁾。

本研究では、安価で簡易的なHHDの有用性として、膝伸展筋力測定の精度および信頼性を担保するための測定条件を調査する事を目的とする。信頼性を担保する測定回数を決めることで、地域分野における適切な臨床活用の一助になると考えられる。

方法 (Methods)

1. 研究デザイン

研究デザインは、量的記述的研究である。

2. 対象

HHDを用いて筋力測定を行う者(以下、測定者)は、訪問看護ステーションに所属する理学療法士5名(男性3名、女性2名)とした。測定者は、本検証前にHHDを用いた筋力測定を十分に練習した。

被験者は、神経学的疾患および整形外科的疾患や椅子座位での膝関節伸展運動に対する制限のない健常者5名(男性2名、女性3名)とした。

測定者および被験者は、信頼性の担保される測定条件を算出するため、著者の在籍する事業所内で、性別の偏りに留意し測定者と被験者が最大となるよう抽出した。ヘルシンキ宣言に則って十分な説明を行ったうえで、書面にて同意を得た。なお、本研究は、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」を遵守し²⁰⁾、株式会社Luxem倫理審査委員会の承認(LX19-001:2019年11月7日)を得たうえで実施した。

3. 測定機器の測定精度の検証

等尺性膝関節伸展運動時の筋力を測定するHHDは、Power gauge(南波製作所)²¹⁾を使用した。Power gaugeは、寸法が100×60×31(mm)、重量が200gの小型筋力測定器である。測定範囲は0-50kgf、測定の最小単位は0.1kgfである。Power gaugeの測定精度は、事前検証として、先行研究²²⁾で測定の信頼性が検証されている μ -Tas MF-01(アニマ社製)との測定値の比較を行った。1名の測定者が、10名の被験者に対して、Power gaugeと μ -Tas MF-01を用いて膝伸展筋力の測定を行い、測定値のpearsonの積率相関係数を求めた。

4. 下肢筋力の測定

測定環境は、四脚の木製椅子を使用し、椅子の背もたれ全面が壁に接触するように配置した。さらに、椅子と測定者が動かないように、床面にはポリ塩化ビニル製のマットを設置した。

被験者の測定開始姿勢は、肘掛け椅子に背もたれを使用せずに着座し、両腕を胸の前で組ませ、股関節90°屈曲位、膝関節90°屈曲位、測定する被験肢の足底は非接地、もう一方は足底接地²²⁾とした。股関節と膝関節の屈曲角度は、ゴニオメーターで計測し確認した。なお、座面が低く、股関節と膝関節90°屈曲位にならない場合は、バスタオルを用いて調整した²²⁾。被験肢は、ボールを蹴る側の下肢を被験者に聴取し^{23,24)}、該当する一方とした。

測定者は、Power gaugeを安定して把持するための専用ストラップに手を通して、Power gaugeの筋力センサーを測定部位にあてた。測定部位は、Power gaugeのセンサーパッド下縁が、被験肢の内果および外果を結ぶ線にあたるように設定した²²⁾。測定者は、徳久らの先行研究に準じH固定法を用い²²⁾(図1)、測定と異なる上肢は椅子の脚を把持した。

測定時は、センサーの全面が脛骨遠位部前縁に接触していること、被験肢の足底が床から浮いていることを目視にて確認した。その後、被験者に対し、「私が“はい”と合図を出したら、全力で膝を伸ばしてください」と説明した。被験者は、合図に合わせて最大の力で膝関節伸展を5秒間実施した。その間、測定者は「押して、押して、強く、強く」と声掛けを行った。測定間の休憩は、1分間とし、2回目および3回目の合図と声掛けも、1回目と同様に行った。以上の測定を、すべての測定者と被験者の組合せで行った。測定順序は、測定者と被験者の疲労といった順番による影響を最小限にするために、ラテン方格法を採用した。

測定バイアスをできる限り排除するために、測定結果は、著者らと独立した1名が、測定結果を目視で確認したうえで記録し、測定者および被験者には、測定値をマスクした。測定時、他の測定者および被験者は、測定環境外で待機させ、測定値をマスクした。安全性の検証は、被験者に対し測定時および翌日以降の疼痛、皮膚状態を目視と問診にて評価した。

5. 身体特性・基本情報の調査

身体特性として、被験者は性別、身長(cm)、体重(kg)、Body mass index(以下、BMI:kg/m²)、年齢、棘下長(cm)、転子下長(cm)、下腿長(cm)を評価した。身長(cm)、体重(kg)、年齢に関しては、紙面による自己記入式にて収集した。BMIは、体重(kg)



図1 徒手筋力計の測定方法

*固定部位が分かるよう写真では体表に接地させているが、実際は衣服の上から行った。

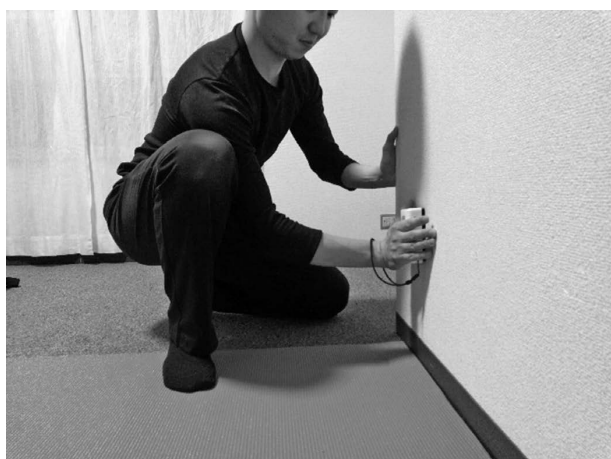


図2 徒手固定力（徒手圧迫力）の測定方法

を身長 (m) の二乗で除した値とした。棘下長 (cm)、転子下長 (cm)、下腿長 (cm) は、著者らと独立した理学療法士が、十分な練習を行ったうえで、非伸縮性のメジャーを用いて 1 mm 単位で記録をし、それぞれ 3 回測定分の平均値を採用した。測定者は、性別、身長 (cm)、体重 (kg)、BMI (kg/m^2)、握力、徒手固定力を測定した。被験者と同様に、身長 (cm)、体重 (kg)、年齢に関しては、紙面による自己記入式にて収集した。握力の測定者は、スメドレー式アナログ握力計 ES-100 EKJ107 (エバニュー製) を使用した。徒手固定力は、柏ら²⁵⁾ や山崎ら²⁶⁾ の報告に準じ、徒手最大固定重量との関連があるとされる、徒手最大圧迫力を採用した。徒手最大圧迫力は、下腿に見立てた柱 (壁) に、HHD のセンサー部をあて、最大努力にて押しつけさせた (図 2)。握力、徒手圧迫力は 3 回測定し、平均値を採用した。測定項目のうち、測定者の性別や握力、徒手圧迫力は、先行研究においても測

定結果に影響することが報告されており²⁶⁾、交絡因子となり得ることから採用した。

6. 統計学的解析

得られたデータから、信頼性の推定と、高い信頼性を保証できる測定条件を検討した。

まず、信頼性に関しては、相対的な信頼性の指標として級内相関係数 (Intraclass correlation coefficients: 以下、ICC) のうち、検者内信頼性を表す ICC (1.1) および検者間信頼性を表す ICC (2.1) を求めた。ICC (1.1) は、それぞれの測定者の 3 回測定分の値を解析し、ICC (2.1) は、測定者全員 (男女 5 名) に加え、測定者の徒手固定力の影響を考慮し、男性測定者のみ、女性測定者のみの 3 条件における測定の最大値で解析を行った²⁷⁾。また、先行研究では、3 回測定分の平均値を用いた調査も存在することから²⁸⁾、感度分析として、平均値および中央値による解析を行った。

ICC の解釈は、Landis ら²⁹⁾ の報告に基づき、0.0-0.2 をわずかに一致 (slight agreement)、0.21-0.40 をまずまずの一致 (fair agreement)、0.41-0.60 を中等度の一致 (moderate agreement)、0.61-0.80 をかなりの一致 (substantial agreement)、0.81-1.0 を完全一致 (almost perfect or perfect agreement) とした。

次に、絶対的な信頼性の指標として、測定値の分布傾向を示す Bland-Altman plot により、系統誤差である加算誤差と比例誤差の有無を評価した。なお、測定者内では 3 施行の組み合わせ (1 回目と 2 回目、1 回目と 3 回目、2 回目と 3 回目)、測定者間では 5 名の組み合わせ毎に系統誤差の有無を確認した。系統誤差が認められない場合、発生した誤差は偶然誤差であると判断した。

また、臨床場面で活用されることの多い、最小可検変

化量 (Minimal detectable change : 以下, MDC) および測定誤差 (Standard error of measurement : 以下, SEM) を求めた^{30,31)}.

なお, 統計的に系統誤差を認めた場合は, 系統誤差の要因を検討し, 追加解析として系統誤差の要因と考えられる測定者を除いた状態で, 検者間信頼性および SEM を求めた.

信頼性の高い測定条件は, 一般化可能性理論に基づき算出した. 一般化可能性理論とは, 測定対象や測定者に関する分散成分を推定し, それを用いて, 信頼性を担保できる条件を検討するモデルである.

本研究では, 対馬ら³²⁾の方法に準じ信頼性を担保できる条件を算出した. まず, 測定者, 被験者, 測定回数各要因における信頼性の度合いを表す係数である分散値を求めた. 次に, 係数の計算に用いた分散を利用し, 信頼度指数を求めた. 最後に, 被験者を固定し, 測定者および測定回数を変化させ, 信頼度指数 (index of dependability, Φ 指数) を求め, 目標とする信頼性を保証するために必要な測定者数と測定回数を決定した. 信頼度指数は, 0 から 1 の値をとり, 1 に近いほど信頼性が高いことを表す. 決定研究の基準は, Portney ら³³⁾, 対馬らの報告に準じ, 0.75 以上を高い信頼性が得られたと判断した³²⁾.

なお, 統計解析は著者が行い, 統計ソフト R2.8.1 (CRAN, freeware) を使用し, 系統誤差の有無の判断は有意水準 5 % を基準とした.

結果 (Results)

事前検証として, 先行研究²²⁾で測定の信頼性が検証されている μ -Tas MF-01 (アニメ社製) と Power gauge の測定値の相関関係を算出した. その結果, 相関係数は, $r=0.91$ (95%信頼区間 0.65-0.98, p 値 <0.05) と良好な結果であった.

測定者は, 年齢 31.6 ± 1.6 歳, 身長 170.9 ± 11.0 cm, 体重 63.4 ± 10.8 kg, BMI 21.6 ± 2.1 kg/m², 棘下長 88.6 ± 7.2 cm, 転子下長 80.8 ± 7.4 cm, 下腿長 40.4 ± 2.9 cm であった. 被験者は, 年齢 31.6 ± 4.3 歳, 身長 171.1 ± 5.4 cm, 体重 64.1 ± 12.4 kg, BMI 21.8 ± 3.2 kg/m² であった. 測定者および被験者は, 脱落すること無く最後まで研究に参加した. また, すべての測定において, 欠測値は発生しなかった (補遺表 1, 補遺表 2). 測定の安全性は, 被験者 H において, 測定終了後に下腿前面に $1\text{ mm} \times 3\text{ mm}$ の発赤を認めたが, 2 日後に消失した. 他の被験者では, 有害事象の発生はなかった.

ICC (1.1) および ICC (2.1) の推定値, 95%信頼区間を表 1, 2 に示す. 検者内信頼性 [ICC (1.1)] は,

3 名の男性測定者 (0.88 から 0.94) および 1 名の女性測定者 (0.82) が 0.8 以上の完全一致, 1 名の女性測定者 (0.71) がかなりの一致となった.

一方で, 検者間信頼性 [ICC (2.1)] は, 男性の測定者 (0.89) では, 完全一致と良好であるものの, 女性測定者 (0.32) や性別を考慮しない男女 5 名 (0.36) では, まずまずの一致であった. なお, 解析は, 各測定者における平均値, 最大値, 中央値の 3 条件で行なったが大きな差は認められなかった.

絶対信頼性では (表 3, 4), 測定者内では測定者 C の 1 回目と 2 回目の組み合わせで, 比例誤差が認められた. 他の組み合わせでは, 比例誤差および加算誤差は認められなかった. 検者間では系統誤差として, 加算誤差が, 測定者 D が関与したすべての組み合わせで認められた.

追加検証として, 他の測定者の間に系統誤差を認めた測定者 D を除いた, 男女 4 名における ICC (2.1) を求めた (補遺表 3). その結果, ICC (2.1) は 0.50 (95%信頼区間: 0.10-0.91) であり, 男女 5 名の 0.36 より高く, 男性測定者 3 人の 0.89 より低い値となった. SEM は 1.87 (95%信頼区間: 1.34-3.21) であった. なお, 追加検証での女性測定者は 1 名のため, 女性測定者の ICC (2.1) の解析は求められなかった.

測定条件の推定は, 分散値推定の結果 (補遺表 4) から, 測定者数と測定回数ごとの信頼度指数の変化を求めた. 信頼度指数は, 男性測定者では 1 回の測定で 0.95 以上 (図 3), 女性測定者では 0.85 以上を示し (補遺図 1), 基準の 0.75 を上回っていた. また, 測定人数, 測定回数を問わず, 信頼度指数が高い結果となった. 測定者の性別を問わない場合 (男女 5 名) は, 1 名が 1 回測定した場合の信頼度指数は 0.74 であり基準を下回り, 1 名が 3 回以上測定あるいは, 2 名以上で測定することで基準の 0.75 を上回った (補遺図 2).

すなわち, 理想的な測定条件は, 男性測定者あるいは女性測定者のみの場合は, 1 名で 1 回以上, 性別を問わない場合は, 1 名で 3 回以上, あるいは測定者 2 名以上となった.

考察 (Discussion)

健常者を対象に, 安価な簡易的 HHD を用いた膝伸展筋力の信頼性を調べた結果, 検者内信頼性は, いずれの測定者においても高い結果となった. 一方で, 検者間信頼性は, 男性測定者では良好であるものの, 女性測定者を含めた場合は, まずまずの一致と, 信頼性は低い結果となった. 検者内信頼性と比べ, 検者間信頼性が低値を示すことは, 神経障害者³⁴⁾ や股関節骨折後の患者³⁵⁾, 脳卒中患者³⁶⁾ を対象とした先行研究に

表1 検者内信頼性の結果 級内相関係数・標準偏差

測定者	級内相関係数 [ICC (1.1)]				標準誤差 (SEM)	標準誤差 (SEM) 95%信頼区間 (下限-上限)	最小可検変化量 (MDC)
	推定値	95%信頼区間 (下限-上限)					
A (男性)	0.92	almost perfect	0.71	0.99	1.21	0.82 2.32	3.36
C (男性)	0.94	almost perfect	0.78	0.99	0.99	0.67 1.90	2.74
E (男性)	0.88	almost perfect	0.57	0.98	1.08	0.73 2.08	3.01
B (女性)	0.71	substantial	0.22	0.96	1.31	0.89 2.51	3.63
D (女性)	0.82	almost perfect	0.44	0.98	0.88	0.60 1.69	2.45

ICC: Intraclass correlation coefficients (級内相関係数)

SEM: Standard error of measurement (標準誤差)

MDC: Minimum detectable change (最小可検変化量)

表2 検者間信頼性の結果 級内相関係数・標準誤差

測定者	級内相関係数 [ICC (2.1)]				標準誤差 (SEM)	標準誤差 (SEM) 95%信頼区間 (下限-上限)	最小可検変化量 (MDC)
	推定値	95%信頼区間 (下限-上限)					
平均値	全員	0.36	0.06	0.84	1.66	1.24 2.53	4.60
	男性	0.89	0.60	0.99	1.15	0.77 2.20	3.18
	女性	0.32	-0.15	0.86	1.36	0.81 3.90	3.76
最大値	全員	0.37	0.06	0.85	1.76	1.31 2.67	4.87
	男性	0.89	0.60	0.99	1.21	0.82 2.33	3.37
	女性	0.37	-0.12	0.88	1.24	0.74 3.55	3.42
中央値	全員	0.34	0.05	0.84	1.74	1.30 2.65	4.83
	男性	0.88	0.58	0.99	1.20	0.81 2.30	3.33
	女性	0.21	-0.20	0.82	1.61	0.96 4.62	4.45

ICC: Intraclass correlation coefficients (級内相関係数)

SEM: Standard error of measurement (標準誤差)

MDC: Minimum detectable change (最小可検変化量)

においても同様の結果を示しており、本研究の結果を支持した。

1. 検者間信頼性

本研究の検者間信頼性 [ICC (2.1)] は0.36であり、まずまずの一致となった。通所リハビリテーション利用者を対象とした徳久らの先行研究において、男性測定者と女性測定者の2名で本研究と同様にH固定法で膝伸筋力を測定した結果、ICC (2.1) は0.96であり²²⁾、本研究は先行研究よりも低値であった。

本研究において、検者間信頼性が低かった要因として2点挙げられる。

1点目は、徒手固定力が不十分な測定者が存在したことである。測定者の徒手固定力は、特に性別間で違いが生じている。例えば、被験者Hの測定値において、測定者A (男性) の最大値が35.5 kgfを示している。一方、測定者D (女性) の最大値は24.2 kgfを示し、測定者A (男性) と比較し、10 kgf以上小さい値を示

している。最大固定力も測定者A (男性) で40.7 kgf、測定者D (女性) で20.4 kgfと大きく異なっている。先行研究においても、最大固定重量は男性27.6±3.9 kg、女性19.0±4.1 kgであったと報告されており³⁷⁾、性別間で徒手固定力が異なることが報告されている。このような性別間の徒手固定力の違いにより、女性の徒手固定力を超える膝伸筋力を持つ被験者では、女性測定者が膝伸筋運動を制動できず、膝伸筋力の測定値にばらつきが生じ、検者間信頼性が低くなったと考えられる。

2点目は、被験者間の膝伸筋力の個人差の影響である。ICCは、被験者の個人差の大きさにより変化する範囲制約性がある³⁸⁾。例えば、徳久らの先行研究のように膝伸筋力の測定値の平均が15.9 kgf、範囲が6.6-26.1 kgfと個人差の大きいデータでは²²⁾、ICCが高い値になる性質を持つ。本研究では、徒手固定力が最も大きかった測定者Aにおいて、被験者5名の測定値の平均が27.5 kgf、範囲が23.1-33.9 kgfであり、

表3 検者内信頼性 Bland-Altman 分析

測定者	測定の組み合わせ	最小可検変化量 (MDC)	加算誤差			limits of agreement の推定			比例誤差			% difference の推定						
			平均の差	95%信頼区間 (下限-上限)	p 値	有無	平均の差	95%信頼区間 (下限-上限)	p 値	有無	平均の差	95%信頼区間 (下限-上限)	p 値	有無				
															回帰直線の傾き			
A	1と2回目	3.46	0.30	-1.89	2.49	0.72	なし	0.30	-1.89	2.49	0.72	なし	-0.49	0.40	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	1と3回目	3.86	-0.24	-2.68	2.20	0.80	なし	-0.24	-2.68	2.20	0.80	なし	-0.70	0.18	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	2と3回目	2.48	-0.54	-2.21	1.13	0.42	なし	-0.54	-2.21	1.13	0.42	なし	-0.39	0.52	なし	-1.79	-0.95	-2.63
C	1と2回目	2.41	-0.62	-2.14	0.90	0.32	なし	-0.62	-2.14	0.90	0.32	なし	-0.97	0.01	あり	-1.79	-0.95	-2.63
	1と3回目	1.87	-0.24	-1.42	0.94	0.60	なし	-0.24	-1.42	0.94	0.60	なし	0.18	0.78	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	2と3回目	3.65	0.38	-1.93	2.69	0.67	なし	0.38	-1.93	2.69	0.67	なし	0.74	0.15	なし	-1.79	-0.95	-2.63
E	1と2回目	3.25	0.24	-1.82	2.30	0.76	なし	0.24	-1.82	2.30	0.76	なし	0.50	0.39	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	1と3回目	2.51	0.20	-1.39	1.79	0.74	なし	0.20	-1.39	1.79	0.74	なし	-0.20	0.75	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	2と3回目	3.20	-0.04	-2.06	1.98	0.96	なし	-0.04	-2.06	1.98	0.96	なし	-0.66	0.22	なし	-1.79	-0.95	-2.63
B	1と2回目	2.48	-0.46	-2.03	1.11	0.46	なし	-0.46	-2.03	1.11	0.46	なし	-0.16	0.80	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	1と3回目	4.51	0.10	-2.76	2.96	0.93	なし	0.10	-2.76	2.96	0.93	なし	-0.06	0.92	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	2と3回目	3.62	0.56	-1.73	2.85	0.54	なし	0.56	-1.73	2.85	0.54	なし	0.04	0.95	なし	-1.79	-0.95	-2.63
D	1と2回目	2.14	-1.16	-2.52	0.20	0.08	なし	-1.16	-2.52	0.20	0.08	なし	0.17	0.78	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	1と3回目	2.61	-0.68	-2.34	0.98	0.32	なし	-0.68	-2.34	0.98	0.32	なし	-0.44	0.45	なし	-1.79	-0.95	-2.63
	2と3回目	2.56	0.48	-1.14	2.10	0.46	なし	0.48	-1.14	2.10	0.46	なし	-0.59	0.29	なし	-1.79	-0.95	-2.63

MDC: Minimum detectable change (最小可検変化量)

表 4 検者間信頼性 Bland-Altman 分析

測定者の組み合わせ	最小可検変化量 (MDC)	加算誤差			limits of agreement の推定			比例誤差					
		平均の差	95%信頼区間 (下限-上限)	p 値	有無	平均の差	95%信頼区間 (下限-上限)	回帰直線の傾き	p 値	有無	平均の差	95%信頼区間 (下限-上限)	
A-B	8.01	4.62	-0.46	9.70	0.06		0.59	0.29			4.41	3.51	5.31
A-C	3.37	0.90	-1.23	3.03	0.31		0.07	0.91					
A-D	4.92	7.68	4.56	10.80	0.00	あり	0.85	0.07			7.68	7.20	8.16
A-E	3.11	1.36	-0.61	3.33	0.13		0.96	0.01		あり	4.41	3.51	5.31
B-C	6.53	-3.72	-7.86	0.42	0.07		-0.64	0.25					
B-D	3.42	3.06	0.89	5.23	0.02	あり	0.02	0.97			3.06	2.73	3.39
B-E	5.74	-3.26	-6.90	0.38	0.07		-0.22	0.73			6.78	6.34	7.22
C-D	4.49	6.78	3.93	9.63	0.00	あり	0.87	0.06			-6.32	-6.06	-6.58
C-E	3.60	0.46	-1.82	2.74	0.61		0.77	0.13		あり			
D-E	2.65	-6.32	-8.00	-4.64	0.00	あり	-0.43	0.48					

MDC: Minimum detectable change (最小可検変化量)

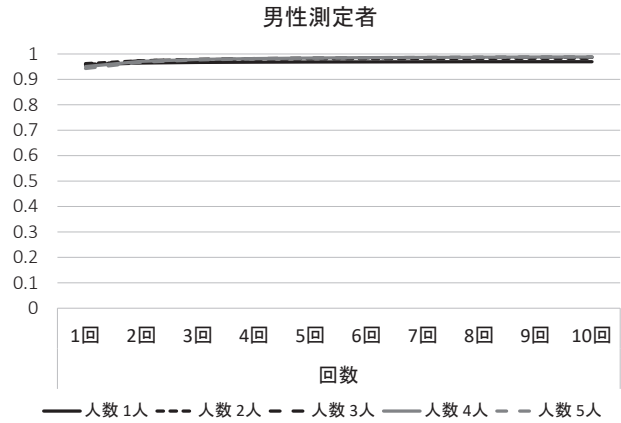


図 3 信頼性の高い測定条件 信頼性係数 男性測定者

先行研究と比べ、被験者間の膝伸展筋力の個人差が小さい結果となっている²²⁾。そのため、範囲制約性の影響により、先行研究と比較し、検者間信頼性は低くなったと考えられる。このように、ICC は、被験者の個人差の影響を受けるため、絶対信頼性である SEM や MDC を併用した解釈が推奨されている³⁸⁾。

測定者間の系統誤差に関しては、測定者 D が関与するすべての組み合わせで、加算誤差が認められた。測定者 D は、徒手固定力が 5 人の測定者の中で最も低く、測定値も低い値にとどまっている。そのため、他の測定者との間に測定値の乖離が生じやすく、加算誤差が生じたと考えられる。

また、測定者 A と E の間に測定者間の系統誤差である比例誤差が認められた。比例誤差は、測定値が特定の方向に偏る誤差であり、同一条件下で対象数や測定回数を増やしたとしても対処できないと報告されている³⁹⁾。系統誤差の対策には、実験計画の検討が重要であり、反復、無作為化、局所管理により系統誤差を減少させ、偶然誤差への転化を図ることができる⁴⁰⁾。本研究では、系統誤差を軽減させるために、3 回の反復測定、著者らと独立した者による研究参加者の選定や測定の記録、ラテン方格による測定順序の決定を行った。そのため、系統誤差である比例誤差が生じた理由は、統計解析の反復による多重性の問題であると考えられる⁴¹⁾。

2. 検者内信頼性

本研究の HDD による膝伸展筋力の検者内信頼性に関して、5 名中 4 名の ICC 1.1 は 0.8 以上の完全一致を示したが、1 名の女性測定者 (測定者 B) は 0.71 であり、かなりの一致となった。

被験者の膝伸展筋力と測定者の徒手固定力は、検者間信頼性のみならず、検者内信頼性にも関与している可能性がある。山崎らは、男性測定者による、徒手固

定での膝伸展筋力測定の見者内信頼性を調査し、被験者の膝伸展筋力が 30 kgf 以下の場合、ICC (1.1) が 0.993、40 kgf 以上の場合 0.402 であり³⁷⁾、膝伸展筋力が高いと見者内信頼性が低くなるという結果が報告されている。本研究では、被験者 H で最大 35.5 kgf、I で最大 30.9 kgf と 30 kgf を超える膝伸展筋力が示されている。そのため、被験者の膝伸展筋力が強く、見者内信頼性が低くなった可能性がある。

一方で、女性測定者 D では、最大徒手固定力が 20.4 kgf と低値であるが、見者内信頼性は高値であった。健常者の膝伸展筋力を調査した先行研究では、女性測定者の測定値が、被験者の筋力の大小によらず、20 kgf 付近に収束することを報告している^{26,37)}。また、測定者の徒手固定力が弱い場合、測定値は、被験者の膝伸展筋力を反映しているのではなく、測定者の徒手固定力を反映している可能性を示唆している^{26,37)}。本研究において、測定者の中で、最も徒手固定力が強い男性測定者 A の測定値が、22.4 kgf から 35.5 kgf であるのに対し、女性測定者 D は 17.0 kgf から 24.2 kgf と 20 kgf 付近に収束している。このことから、先行研究と同様に、女性測定者は、被験者の膝伸展運動を固定できず、一定の値を示したことで見者内信頼性が高くなったと考えられる。

見者内信頼性の系統誤差に関しては、測定者 C の 1 回目と 2 回目の組み合わせで、測定者内の比例誤差を認めた。これは、見者間信頼性と同様に、統計解析の反復による多重性の問題であると考えられる⁴¹⁾。

3. 信頼性の担保される測定条件

信頼性が担保される測定条件に関して調査した結果、男性測定者あるいは女性測定者のみの場合は 1 名で 1 回以上、性別を問わない場合は、1 名で 3 回以上、あるいは 2 名以上となった。

しかしながら、女性の徒手固定力が 20 kgf 程度にとどまる^{26,37)}という点を踏まえると、女性など徒手固定力が低い測定者の場合、測定値の妥当性は低いといえるだろう。また、複数人での測定は、臨床場面において実現性が乏しいことを考慮すると、1 名の男性測定者が 1 回以上行うことが最も一般化可能性が高いと考えられる。本研究における男性測定者の MDC は、見者内にて最小が 1.87 kgf、最大で 3.86 kgf である。そのため、3.86 kgf よりも大きな差が認められた場合は、測定誤差以上の変化が生じたものであると判断することが可能となる。

4. 本研究の限界

本研究の限界として、被験者が健常者であることか

ら、高齢者や神経や運動器に疾患のある対象では、膝伸展筋力測定の見者内信頼性や、信頼性の担保される測定条件が異なる可能性がある。先行研究では、虚弱高齢者や脳卒中、神経筋疾患のような膝伸展筋力が比較的低い者を対象とし、膝伸展筋力の信頼性を調査した結果、高い信頼性が得られたという多数の報告がある^{22,27,28)}。本研究と比較し、膝伸展筋力の弱い被験者を対象とした場合、測定値の信頼性は担保されるであろう。しかしながら、脳卒中や神経筋疾患では、代償動作や測定姿勢を保持できない場合があり、さらなる調査が必要である。また、アスリートのような筋力の強い対象では、徒手による固定が行えず膝伸展筋力の測定が困難であると考えられ、ベルトの活用や他の方法の検討が必要であろう。

有害事象として、被験者 H において、膝伸展筋力の測定後から翌日にかけて下腿に発赤を認めた。これは、HHD の外枠のプラスチック部分での圧迫により生じた可能性がある。被験者 H は、最も膝伸展筋力が高値を示しており、膝関節 90°での固定を行えず、パッドの下部に圧が偏ってしまったことが考えられる。有害事象は、HHD の一点に圧がかからないよう十分な練習を行うことや、タオル等を用いて緩衝させることで軽減するであろう。

結 論

簡易 HHD における膝伸展筋力の見者内信頼性は、男性測定者で良好であり、女性測定者では低い信頼性となった。信頼性には、測定者の握力や徒手固定力が影響している可能性があり、測定前に測定者自身の徒手固定力を把握する必要がある。信頼性の担保される測定条件は、男性測定者 1 名で 1 回以上の測定であった。

利益相反 (Conflict of Interest)

開示すべき利益相反はない。

謝辞 (Acknowledgments)

研究に協力していただいた測定者、被験者の方々に厚く御礼を申し上げ、感謝の意を表します。

文献 (References)

- 1) 和才嘉昭, 嶋田智明: 測定と評価. リハビリテーション医学全書 5. 医歯薬出版, 東京, 1989, pp. 232-243.
- 2) 浅川康吉, 池添冬芽, 他: 高齢者における下肢筋力と起居・移動動作能力の関連性. 理学療法学. 1997; 24: 248-253.
- 3) den Ouden ME, Schuurmans MJ, et al. Physical functioning is related to both an impaired physical ability and ADL disability: a ten year follow-up study in middle-aged and

- older persons. *Maturitas*. 2013; 74: 89-94.
- 4) Kim YH, Kim KI, et al. Muscle strength: a better index of low physical performance than muscle mass in older adults. *Geriatr Gerontol Int*. 2016; 16: 577-585.
 - 5) Newman AB, Kupelian V, et al. Strength, but not muscle mass, is associated with mortality in the health, aging and body composition study cohort. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. 2006; 61: 72-77.
 - 6) García-Hermoso A, Cavero-Redondo I, et al. Muscular Strength as a Predictor of All-Cause Mortality in an Apparently Healthy Population: A Systematic Review and Meta-Analysis of Data From Approximately 2 Million Men and Women. *Arch Phys Med Rehabil*. 2018; 99: 2100-2113.
 - 7) Ikezoe T, Asakawa Y, et al. The relationship between quadriceps strength and balance to fall of elderly admitted to a nursing home. *J Phys Ther Sci*. 2003; 15: 75-79.
 - 8) Wadsworth CT, Krishnan R, et al. Intrarater reliability of manual muscle testing and hand-held dynamometric muscle testing. *Phys Ther*. 1987; 67: 1342-1347.
 - 9) 吉村茂和, 相馬正之, 他：徒手筋力テストにおける段階づけ. *理学療法ジャーナル*. 2003; 37: 347-349.
 - 10) Wearing J, Stokes M, et al. Quadriceps muscle strength is a discriminant predictor of dependence in daily activities in nursing home residents. *PLoS One*. 2019; 14: e0223016.
 - 11) Bohannon RW: Comfortable and maximum walking speed of adults aged 20-79 years: reference values and determinants. *Age Ageing*. 1997; 26: 15-19.
 - 12) Rantanen T, Guralnik JM, et al. Association of muscle strength with maximum walking speed in disabled older women. *Am J Phys Med Rehabil*. 1998; 77: 299-305.
 - 13) 新井智之, 柴喜崇, 他：10 m 歩行における歩行周期変動と運動機能, 転倒との関連—小型加速度計を用いた測定—. *理学療法科学*. 2011; 38: 165-172.
 - 14) Suzuki M, Yamada S, et al. Reliability and validity of measurements of knee extension strength obtained from nursing home residents with dementia. *Am J Phys Med Rehabil*. 2009; 88: 924-933.
 - 15) Stark T, Walker B, et al. Hand-held dynamometry correlation with the gold standard isokinetic dynamometry: a systematic review. *PM R*. 2011; 3: 472-479.
 - 16) 藤本修平, 山口智史, 他：2 台のデジタルスチルカメラを用いた 3 次元動作解析の妥当性と信頼性の検討. *総合リハビリテーション*. 2012; 40: 1345-1348.
 - 17) 今法子, 藤本修平, 他：リーチ運動における 2 台のデジタルスチルカメラを用いた簡易上肢動作解析システムの妥当性の検討. *作業療法*. 2016; 35: 159-166.
 - 18) 村田伸, 忽那龍雄：足把持力測定の試み—測定器の作成と測定値の再現性の検討—. *理学療法科学*. 2002; 17: 243-247.
 - 19) 村田伸, 宮崎正光：障害高齢者の簡易下肢機能評価法—市販体重計を用いた下肢支持力の測定—. *理学療法科学*. 2005; 20: 111-114.
 - 20) 厚生労働省ホームページ：人を対象とする生命科学・医学系研究に関する倫理指針ガイダンス. <https://www.mhlw.go.jp/content/000769923.pdf> (2022年 4 月15日引用)
 - 21) 南波製作所ホームページ：筋力計. <https://www.powergauge.work/> (2022年 4 月15日引用)
 - 22) 徳久謙太郎, 鶴田佳世, 他：ハンドヘルドダイナモメーターを用いた新しい膝伸展筋力測定方法の臨床的有用性—虚弱高齢者を対象とした検者間再現性, 妥当性, 簡便性の検討—. *理学療法科学*. 2007; 34: 267-272.
 - 23) 山崎信寿：足の事典. 朝倉書店, 東京, 1999, pp. 106-109.
 - 24) Swearingen J, Lawrence E, et al. Correlation of single leg vertical jump, single leg hop for distance, and single leg hop for time. *Phys Ther Sport*. 2011; 12: 194-198.
 - 25) 柏智之, 稲岡忠勝, 他：ハンドヘルドダイナモメーターによる徒手圧迫力の測定. *高知リハビリテーション学院紀要*. 2016; 17: 39-41.
 - 26) 山崎裕司, 小川千衣美, 他：徒手最大固定重量と徒手最大圧迫力の関連. *高知リハビリテーション学院紀要*. 2012; 13: 47-49.
 - 27) 前田哲男, 黒瀬富義, 他：手持ち式筋力計の再現性—歩行障害患者の膝伸展筋力の測定—. *鹿児島大学医学部保健学科紀要*. 1999; 9: 83-87.
 - 28) 大山寛子, 高見彰淑：脳卒中患者の筋力測定におけるハンドヘルドダイナモメーターの有用性の検討. *秋田理学療法*. 1999; 7: 20-23.
 - 29) Landis JR, Koch GG: The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*. 1977; 33: 159-174.
 - 30) 下井俊典：評価の絶対信頼性. *理学療法科学*. 2011; 26: 451-461.
 - 31) Weir JP: Quantifying test-retest reliability using the intraclass correlation coefficient and the SEM. *J Strength Cond Res*. 2005; 19: 231-240.
 - 32) 対馬栄輝：背臥位からの立ち上がり動作の所要時間測定における検者間・検者内信頼性の検討. *理学療法科学*. 2002; 17: 93-99.
 - 33) Portney LG, Watkins MP: *Foundations of Clinical Research: Applications to Practice*. Appleton & Lange, USA, 1993, pp. 505-516.
 - 34) Kilmer DD, McCrory MA, et al. Hand-held dynamometry reliability in persons with neuropathic weakness. *Arch Phys Med Rehabil*. 1997; 78: 1364-1368.
 - 35) Roy MA, Doherty TJ, et al. Reliability of hand-held dynamometry in assessment of knee extensor strength after hip fracture. *Am J Phys Med Rehabil*. 2004; 83: 813-818.
 - 36) Bohannon RW, Andrew AW: Interrater reliability of hand-held dynamometry. *Phys Ther*. 1987; 67: 931-933.
 - 37) 山崎裕司, 加藤宗規, 他：膝伸展筋力評価における徒手固定の限界. *総合リハビリテーション*. 2007; 35: 1369-1371.
 - 38) 対馬栄輝：理学療法の研究における信頼性係数の適用について. *理学療法科学*. 2002; 17: 181-187.
 - 39) 足立堅一：統計学超入門. 篠原出版新社, 東京, 2007, pp. 137-144.
 - 40) 豊田秀樹：違いを見ぬく統計学 実験計画と分散：分析入門. 講談社, 東京, 1994, pp. 39-42.
 - 41) 宇津野宏樹：検定の多重性の問題. *日本臨床エンブリオロジスト学会雑誌*. 2014; 16: 5-8.

Reproducible measurement conditions for knee extensor strength using an inexpensive, simple manual muscle strength test: An investigation of inter- and intra-examiner reliability and absolute reliability using generalizability theory

Sho SUGITA^{1,*}, Shuhei FUJIMOTO^{2,3}, Kanako KOMUKAI^{2,3}

¹ Luxem Co., Ltd

² Shizuoka Graduate University of Public Health

³ Rehatech Links Inc.

Objective: The purpose of this study was to investigate the measurement conditions to ensure the accuracy and reliability of knee extensor muscle strength measurement as the effectiveness of a simple, inexpensive manual muscle strength meter.

Methods: Five physical therapists (three males and two females) measured knee extensor strength in healthy adults. The reliability indices were the intra- and interinspector reliability of each measurer and the measurement error, which is absolute reliability. The measurement conditions that ensure reliability were also calculated.

Results: The intra-examiner reliability [ICC (1.1)] was 0.88, 0.92, and 0.94 for male subjects, and 0.71 and 0.82 for female subjects. The inter-observer reliability [ICC (2.1)] was 0.36 for the five assayers, 0.89 for the male assayer, and 0.32 for the female assayer, with good values only for the male assayer. The reliability of the measurement was assured when the measurement was performed more than once by one person when the measurement was performed only by a male or female measurer, or more than three times by one person or more than two people when the measurement was performed regardless of gender.

Conclusion: An inexpensive simple manual muscle strength test can provide reliable results when used by male measurers.

Key words: Evaluation, hand-held dynamometer, generalizability study, error, absolute reliability

* Corresponding author

原 著

ADL 障害を有する地域在住高齢者における通所リハビリテーション
開始時の運動機能と入院および死亡イベントとの関連平井 智也^{1,*}, 上出 直人^{2,3}, 重田 暁¹

【目的】日常生活動作（以下、ADL）障害を有する地域在住高齢者における入院および死亡イベント（以下、イベント）発生を識別する運動機能のカットオフ値を算出し、イベント発生との関連を調査した。【方法】当院通所リハビリテーションに通所する65歳以上かつ Barthel index が100点未満の利用者143例（81.4±6.7歳、女性102例）を対象とし、最大3年間追跡した。イベント発生を識別する運動機能（握力、膝伸展筋力、快適歩行速度）のカットオフ値を算出し、イベント発生に関連する運動機能を調査した。【結果】追跡期間中に、65例（44%）の利用者にイベントが発生した。イベント発生を識別する握力のカットオフ値は15.6 kg、膝伸展筋力は15.2 kgf、快適歩行速度は0.89 m/sと算出され、握力15.6 kg 未満および快適歩行速度0.89 m/s 未満であることはイベント発生に関連することが示された。【結論】ADL 障害を有する地域在住高齢者におけるイベント発生の識別には握力と快適歩行速度の評価が有用であることが示唆された。

キーワード：地域在住高齢者、予後予測、運動機能

はじめに

地域在住高齢者における握力¹⁾や膝伸展筋力²⁾、歩行速度³⁾といった運動機能の低下は、入院や死亡といった有害事象の発生と強く関連する。また、近年ではフレイル⁴⁾やサルコペニア⁵⁾といった概念の普及や、フレイルやサルコペニアの有病が地域在住高齢者の有害事象の発生に強く影響することが報告^{6,7)}されていることから、高齢者における運動機能の重要性が高まっている。フレイルの診断⁸⁾において、歩行速度(1.0 m/s)と握力(男性が28 kg、女性が18 kg)が、アジア人におけるサルコペニアの診断⁹⁾において、歩行速度(1.0 m/s 未満)もしくは5回椅子立ち座りテスト(12秒)か Short physical Performance Battery (9点)と握力(男性が28 kg、女性が18 kg)が運動機能

のカットオフ値としてそれぞれ定められている。しかし、身体的フレイルやサルコペニアを診断する運動機能のカットオフ値は日常生活活動(Activities of Daily Living: 以下、ADL)障害の有無による変動を考慮したものではない。つまり、ADL 障害を有する地域在住高齢者に、フレイルやサルコペニアを診断するためのカットオフ値を当てはめることで、大半がフレイルやサルコペニアに該当してしまい、正確にリスクを層別化することができないと考えられる。前述した、地域在住高齢者の有害事象を識別するカットオフ値も同様に、ADL 障害を有する地域在住高齢者に当てはめることはできないと考えられる。

一般的に、ADL 障害を有する地域在住高齢者は、ADLが自立した地域在住高齢者と比べて入院や死亡といった有害事象のリスクが高い^{10,11)}。有害事象の発生リスクの高い集団の中で、さらにリスクの層別化をすることで、有害事象の発生予防につながることを期待される。さらに、ADLが低下している高齢者は、入院を契機にADLの更なる低下¹²⁾や自宅退院困難^{13,14)}、死亡¹⁵⁻¹⁷⁾などその後の生活に支障をきたすことが知られていることから、ADL 障害を有する地域在住高齢者における有害事象の予測と予防は重要と考えられる。また、近年、高齢化が進むにつれ、要支援、要介護認定者も増えており¹⁸⁾、それに伴い、通所リハ

¹ 北里大学北里研究所病院リハビリテーション技術科

² 北里大学医療衛生学部

³ 北里大学大学院医療系研究科

* 責任著者連絡先：北里大学北里研究所病院リハビリテーション技術科

〒108-8642 東京都港区白金5-9-1

TEL: 03-3444-6161, FAX: 03-3444-2530

E-mail: pt-hirai@insti.kitasato-u.ac.jp

(受付日 2022年6月29日, 受理日 2022年9月16日,

J-STAGE 早期公開日 2022年12月7日)

doi: 10.57351/jccpt.JJCCPT22002



ビリテーション（以下、通所リハビリ）利用者も増加¹⁹⁾しており、ニーズは高まっていると考えられる。有害事象のリスクが高く、有害事象後の予防が重要と考えられるADL障害を有する地域在住高齢者における運動機能と入院および死亡イベントとの関連や運動機能のカットオフ値を明確にすることで、通所リハビリや通所介護における目標設定や健康管理に役立つ情報となりうることが期待される。

そこで、本研究の目的は、第1にADL障害を有する地域在住高齢者における入院および死亡イベントの発生を識別する運動機能のカットオフ値を算出すること、第2にADL障害を有する地域在住高齢者における運動機能と入院および死亡イベントの発生との関連を明らかにすることとした。

方 法

1. 研究デザイン

本研究は、単一施設における後方視の観察研究である。研究の実施にあたり、個人情報取り扱いには十分配慮し、研究参加への同意についてはオプトアウトを用いた。また、本研究は北里大学北里研究所病院研究倫理委員会の承諾を得て行った（承認番号：18034）。

2. 対象

2014年4月から2018年12月の間に、当院の通所リハビリの利用を開始した連続165例のうち、65歳未満の利用者（ $n=6$ ）、通所リハビリ開始時に運動機能の測定が困難であった利用者（ $n=10$ ）、Barthel index（以下、BI）が100点の利用者（ $n=6$ ）を除いた143例を解析の対象とした。なお、BIは通所リハビリ開始時に担当者が評価し、リハビリテーション実施計画書に記載されている点数を採用した。

3. 運動機能の測定

運動機能の測定は、通所リハビリの利用開始時に通所リハビリ担当者が実施し、測定項目は、一般的に地域在住高齢者の予後に影響するとされている握力、等尺性膝伸展筋力（以下、膝伸展筋力）、10 m 快速歩行速度（以下、快速歩行速度）であった。

握力の測定は、デジタル握力計（グリップD、TKK-5401、竹井機器工業、新潟）を用いて、肘関節伸展位の立位で3秒間測定した。握り部分は示指の近位指節間関節が90度となるように調節し、測定は左右2回ずつ行い、最大値を解析値に採用した。

膝伸展筋力の測定は、筋力測定器（ μ -tas F1、アニメ株式会社、東京）を用いて、股関節および膝関節90度の座位で5秒間の等尺性膝伸展筋力を左右2回ずつ

測定した。最大値を解析値に採用した。

快速歩行速度の測定は、始点と終点に各3 mの加速路と減速路を含む16 mの平坦な歩行路を普段通りで歩行するように指示し、中間の10 mの通過に要する時間をストップウォッチで計測した。測定回数は2回とし、計測した時間と距離から快速歩行速度（m/s）を算出し、最大値を解析値に採用した。なお、歩行中の歩行補助具の使用を許可した。

4. 主要アウトカム評価

本研究における主要アウトカム評価として、予定された入院を除いた予期しない入院と死亡の有無を調査した。入院および死亡の発生については、通所リハビリの利用開始から最大3年間の追跡調査を行い、イベントの発生の有無は診療録より調査した。なお、死亡については、死亡要因を問わず、全死亡で解析を行った。

5. 交絡因子の調査

交絡因子に関する調査項目として、通所リハビリ開始時の年齢、性別、Body Mass Index（以下、BMI）、要介護度、主疾患、生活習慣病の有無（高血圧症、脂質異常症、糖尿病の有無）、追跡期間について診療録より調査した。本研究において主疾患については、骨折や人工関節術後などの整形外科疾患、脳梗塞や脳出血、パーキンソン病などの中枢神経疾患、心不全や癌などのその他の疾患に分類した。

6. 統計学的解析

入院または死亡イベントが発生しなかった利用者を非イベント群、発生した利用者をイベント群とし、両群における調査項目を対応のないt検定とカイ2乗検定を用いて比較した。次に、入院または死亡の発生率と各運動機能との関連については、各運動機能における入院および死亡イベントを予測するカットオフ値で2群に分類した後、kaplan-meier 曲線およびlog-rank 検定を用いて分析した。なお、Receiver Operating Characteristic Curve 解析（以下、ROC 曲線解析）を行い、曲線下面積（Area under the curve：以下、AUC）とカットオフ値を算出した。カットオフ値は、Youden's Index（感度+特異度-1）が最大になる時点の運動機能と定義した。さらに、入院および死亡と関連する因子については、Cox 回帰分析を行った。その際、単変量解析で有意となった項目に加え、性別を独立変数に投入した。なお、本研究においては、診療録での追跡が困難になった時点で打ち切りとして生存分析を行った。また、入院後に死亡となった利用者について

は、入院の時点で打ち切りとして解析した。統計ソフトはSPSS ver 27, IBMを使用し、有意水準は5%とした。

結 果

1. 対象全体の通所リハビリ開始時の調査測定項目とイベント群および非イベント群における比較

平均749±386日の追跡期間中に、65例(44%)の利用者に予期しない入院および死亡イベントが発生した。また、イベント群の年齢、要介護3認定率、中枢神経疾患有病率、高血圧症有病率は非イベント群よりも有意に高く、BMI、BI、要支援1認定率、整形外科疾患有病率、追跡期間、握力、握力15.6kg未満の割合、膝伸展筋力、膝伸展筋力15.2kgf未満の割合、快適歩行速度、快適歩行速度0.89m/s未満の割合が非イベント群よりも有意に低かった(表1)。また、入院および死亡イベントの内訳は、脳梗塞や脳出血など中枢神経疾患が5例(8%)、癌が8例(12%)、肺炎など呼吸器疾患が9例(14%)、心不全や不整脈など循環器疾患が10例(15%)、骨折や人工関節の手術など

整形外科疾患が13例(20%)、脱水や炎症性疾患などその他が20例(31%)で、死亡は2例(癌と循環器疾患)であった。

2. 入院または死亡イベントの発生を予測する運動機能のカットオフ値

入院または死亡イベントの発生を識別する通所リハビリ開始運動機能のカットオフ値を算出するため、ROC曲線解析を行ったところ、握力のカットオフ値は15.6kg(AUC=0.639, 感度=0.833, 特異度=0.477, P=0.004)、膝伸展筋力は15.2kgf(AUC=0.619, 感度=0.679, 特異度=0.523, P=0.015)、快適歩行速度は0.89m/s(AUC=0.654, 感度=0.564, 特異度=0.769, P=0.002)と算出された。

3. 各運動機能の高値群と低値群におけるイベント発生率の比較

ROC曲線解析より算出されたカットオフ値を基準にそれぞれ2群に分け、入院および死亡イベント発生率を比較したところ、握力において、低値群は高値群

表1 イベント群および非イベント群における調査測定項目の比較

	全体 (n=143)	イベント群 (n=65)	非イベント群 (n=78)	P value
年齢, 歳	81.4±6.7	82.9±6.7	80.1±6.6	0.014*
女性, n (%)	102 (71)	47 (72)	55 (71)	0.813
BMI, kg/m ²	23.4±4.0	22.6±3.7	24.1±4.1	0.021*
BI, 点	87.2±12.2	82.8±15.2	90.8±7.0	<0.001*
要支援1, n (%)	52 (36)	36 (55)	16 (21)	0.008*
要支援2, n (%)	34 (24)	18 (28)	16 (21)	0.830
要介護1, n (%)	26 (19)	11 (17)	15 (19)	0.166
要介護2, n (%)	13 (9)	7 (11)	6 (8)	0.958
要介護3, n (%)	12 (8)	2 (3)	10 (13)	0.006*
要介護4, n (%)	3 (2)	2 (3)	1 (1)	0.670
要介護5, n (%)	3 (2)	2 (3)	1 (1)	0.670
整形外科疾患, n (%)	119 (83)	48 (74)	71 (91)	0.006*
中枢神経疾患, n (%)	21 (15)	14 (22)	7 (9)	0.035*
その他, n (%)	7 (5)	4 (6)	3 (4)	0.524
HT, n (%)	79 (55)	44 (65)	35 (45)	0.006*
DL, n (%)	37 (26)	17 (26)	20 (26)	0.867
DM, n (%)	32 (22)	17 (26)	15 (13)	0.323
追跡期間, 日	749±386	429±310	1,016±189	<0.001*
握力, kg	19.1±6.6	17.5±5.9	20.5±6.9	0.006*
握力15.6kg未満, n (%)	44 (31)	31 (48)	13 (17)	<0.001*
膝伸展筋力, kgf	17.4±6.7	15.8±5.9	18.8±7.1	0.005*
膝伸展筋力15.2kgf未満, n (%)	59 (41)	34 (52)	25 (32)	0.014*
快適歩行速度, m/s	0.81±0.30	0.73±0.25	0.88±0.31	0.001*
快適歩行速度0.89m/s未満, n (%)	84 (59)	50 (77)	34 (44)	<0.001*

平均値±標準偏差で表示, n (%) で表示, *; P<0.050, BMI; Body Mass Index, BI; Barthel Index, HT; Hypertension, DL; Dyslipidemia, DM; Diabetes Mellitus

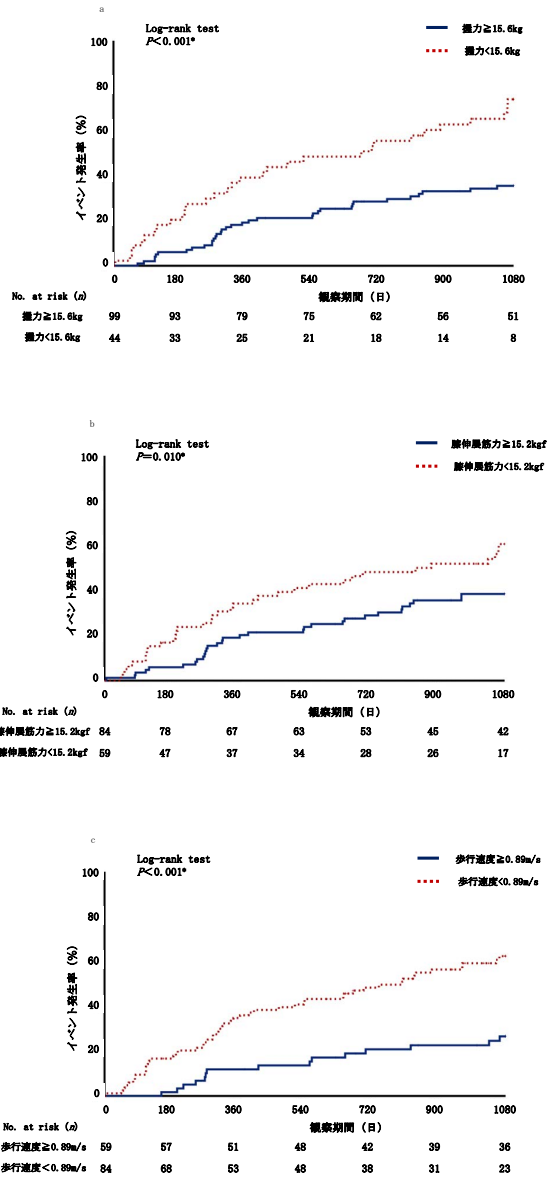


図1 各運動機能のカットオフ値における入院および死亡イベント発生率の比較

a: 握力におけるカットオフ値 (15.6 kg) 分類での比較, b: 膝伸展筋力におけるカットオフ値 (15.2 kgf) 分類での比較, c: 快適歩行速度におけるカットオフ値 (0.89 m/s) 分類での比較

よりも有意に入院または死亡イベントの発生率が高いことが示された (図1-a, 70 vs 34%, $P<0.001$). また, 膝伸展筋力 (図1-b, 58 vs 37%, $P=0.010$) と快適歩行速度 (図1-c, 60 vs 25%, $P<0.001$) においても同様に, 低値群は高値群よりも有意に入院および死亡イベントの発生率が高いことが示された.

4. 入院および死亡イベントの発生に関連する因子の検討

最後に, 入院および死亡イベントの発生に関連する

表2 入院および死亡イベントの発生に関連する因子の検討

	単変量解析		
	HR	95% CI	P value
年齢, 1歳ごと	1.045	1.007-1.086	0.021*
性別, 女性	0.979	0.746-1.285	0.878
BMI, 1 kg/m ² ごと	0.934	0.874-1.000	0.049*
BI, 1点ごと	0.965	0.950-0.980	0.001*
要介護	1.877	1.153-3.054	0.011*
整形外科疾患	0.388	0.222-0.677	0.001*
中枢神経疾患	2.112	1.166-3.822	0.014*
その他	1.743	0.633-4.801	0.283
HTあり	2.123	1.262-3.573	0.005*
DLあり	1.035	0.595-1.801	0.903
DMあり	1.410	0.810-2.452	0.224
握力 15.6 kg 未満	2.573	1.689-4.486	0.001*
膝伸展筋力 15.2 kgf 未満	1.879	1.155-3.059	0.011*
快適歩行速度 0.89 m/s 未満	3.188	1.787-5.688	0.001*

HR; Hazard Ratio, CI; Confidence Interval, *; $P<0.050$, BMI; Body Mass Index, BI; Barthel Index, HT; Hypertension, DL; Dyslipidemia, DM; Diabetes Mellitus

因子についてCox回帰分析にて検討したところ, 単変量解析では, 年齢, BMI, BI, 要介護, 主疾患, HT, 握力 15.6 kg 未満, 膝伸展筋力 15.2 kgf 未満, 快適歩行速度 0.89 m/s 未満が有意に入院および死亡イベントと関連を認めた (表2). また, 多変量解析の結果, 握力が 15.6 kg 未満および快適歩行速度が 0.89 m/s 未満であることは, 交絡因子と調整後も独立して入院および死亡イベント発生に関連することが示された (表3).

考 察

本研究においては, ADL障害を有する地域在住高齢者を対象に, 入院および死亡イベントの発生を識別する運動機能のカットオフ値を算出し, 運動機能と入院および死亡イベントの発生との関連を明らかにした.

まず, ADL障害を有する地域在住高齢者における入院および死亡イベントの発生を識別する運動機能のカットオフ値はそれぞれ, 握力が 15.6 kg, 膝伸展筋力が 15.2 kgf, 快適歩行速度が 0.89 m/s と算出された. 特に, 握力が 15.6 kg 未満および快適歩行速度が 0.89 m/s 未満は, 交絡因子とは独立して調整後も入院および死亡イベントの発生に影響することが示された.

地域在住高齢者の運動機能と予後との関連は, これまでに数多く報告されている. 地域在住高齢者の握力と予後について, Lingら²⁰⁾は85歳の地域在住高齢者を対象に, 女性は 16 kg, 男性は 27 kg 未満で死亡リスクが高まること, Newmanら²¹⁾は地域在住高齢者を対象に, 女性は 20 kg, 男性は 30 kg を下回ると死

表3 入院および死亡イベント発生に関連する因子の検討

	多変量解析								
	モデル 1			モデル 2			モデル 3		
	HR	95% CI	P value	HR	95% CI	P value	HR	95% CI	P value
年齢, 1 歳ごと	1.032	0.991-1.076	0.129	1.039	0.998-1.082	0.059	1.029	0.988-1.071	0.169
性別, 女性	1.116	0.601-2.070	0.729	1.309	0.709-2.417	0.389	1.330	0.695-2.546	0.389
BMI, 1 kg/m ² ごと	0.949	0.884-1.018	0.143	0.942	0.879-1.010	0.091	0.922	0.861-0.987	0.019*
BI, 1 点ごと	0.972	0.956-0.988	0.001*	0.970	0.955-0.986	0.001*	0.978	0.961-0.995	0.010*
整形外科疾患	0.401	0.140-1.152	0.090	3.174	1.098-9.177	0.033*	0.375	0.140-1.002	0.050
中枢神経疾患	0.913	0.304-2.744	0.872	1.218	0.400-3.710	0.728	0.766	0.275-2.132	0.610
HT	1.783	1.037-3.067	0.036*	0.574	0.335-0.984	0.043*	2.009	1.157-3.490	0.013*
握力 15.6 kg 未満	1.898	1.105-3.261	0.020*						
膝伸展筋力 15.2 kgf 未満				1.303	0.772-2.198	0.321			
快適歩行速度 0.89 m/s 未満							2.598	1.385-4.876	0.003*

HR: Hazard ratio, CI: Confidence interval, *: $P < 0.050$, BMI: Body Mass Index, BI: Barthel index, HT: Hypertension

亡リスクが高まることを報告している。歩行速度については、快適歩行速度が 1.0 m/s 以上の地域在住高齢者は平均寿命を超える²²⁾ こと、1.0 m/s を下回ると入院や死亡のリスクが高まる^{23,24)} とされている。しかし、これらの先行研究は主に ADL が自立した地域在住高齢者を対象にしている。ADL 障害のある地域在住高齢者を含む研究もあるが、その割合は数%であるため、ADL 障害のある高齢者に適応できる結果であるとは言い難い。そのため、これらの論文で報告されているカットオフ値は、ADL 障害を有する地域在住高齢者の有害事象の発生リスクを評価する指標として適切ではないと考えられる。冒頭でも述べたように、フレイルやサルコペニアの診断基準となっている握力や歩行速度は、ADL 障害の有無を考慮しておらず、ADL 障害を有する地域在住高齢者にそのまま適用して評価することはできないと考えられる。実際に、本研究の対象にフレイルやサルコペニアの診断基準であるカットオフ値を当てはめたところ、握力のカットオフ値を下回る利用者は 84 例 (59%)、快適歩行速度のカットオフ値を下回る利用者は 96 例 (67%) であった。日本人地域在住高齢者のフレイル有病率²⁵⁾ は 8.7%、サルコペニア有病率⁷⁾ は男性が 11.5%、女性が 16.7% と報告されていることから、ADL 障害を有する地域在住高齢者においてはリスクの高い高齢者を適切に識別するには限界があると考えられる。有害事象のリスクが高いとされる ADL 障害を有する地域在住高齢者のなかから、有害事象のリスクが高い対象者を適切に識別するには、ADL 障害を有する対象者固有の運動機能のカットオフ値の必要性があると言える。ADL 障害を有する地域在住高齢者において、入院や死亡といった有害事象のリスクを適切に評価するためには、

ADL 障害を有する地域在住高齢者を対象に検討する必要があるが、現時点ではそのような先行研究はない。本研究は、介護度や身体機能の状況ではなく BI で ADL を評価し、何らかの ADL 障害がある地域在住高齢者のみを対象に、運動機能と入院および死亡イベントとの関連を調査し、イベントの発生を識別する運動機能のカットオフ値を明らかにした点で新規性を有している。さらに通所介護の現場における健康管理のための評価指標として有用な情報を提供することができたと考える。また、握力や歩行速度の測定は特別な道具も必要とせず、日常の臨床で幅広く用いられる評価指標の一つであることから、本研究で得られたカットオフ値は日常診療に応用することも可能と考えられる。

握力および快適歩行速度は、年齢や疾患、ADL などの交絡因子と調整後も、独立して入院や死亡イベントの発生に関連する因子であった。握力は、簡便に測定することができ、信頼性²⁶⁾ に優れている。握力は全身の筋力を反映²⁷⁾ すること、栄養の指標²⁸⁾ となりうること、身体活動量に関連²⁹⁻³¹⁾ することが報告されていることから、握力の低下は単純な筋力の評価のみならず、健康状態の評価指標となることが考えられる。そのため、握力の低下が入院や死亡といった有害事象の発生に関連したと考えられた。快適歩行速度の評価も握力と同様に、信頼性³²⁾ や妥当性³³⁾ に優れており、血圧や脈拍といったバイタルサインを日常的に測定するのと同じように重要³⁴⁾ な評価と位置付けられている。歩行には、骨格筋のパフォーマンスや状態^{35,36)}、運動の制御³⁷⁾、感覚や知覚³⁸⁾、持久力³⁹⁾、認知機能⁴⁰⁾ など、骨格筋の機能だけではなく、心臓や肺などの循環器系および神経系の機能など様々な器官の働きが必要とさ

れている。つまり、歩行速度の評価は、単なる移動能力の指標ではなく、骨格筋系や循環器系、神経系といった身体の機能低下を反映していると考えられている。以上より、握力や歩行速度といった運動機能の低下は、筋力や移動能力の評価のみならず、身体の健康状態を反映する評価でもあることから、入院や死亡イベントといった有害事象の発生に関連したと考えられる。

1. 研究の限界

本研究の限界として、単施設による研究のため整形外科疾患の対象が多く偏りがあること、通所リハビリ介入によりその後の運動機能やADL、介護度などの変化が考慮されていないことが挙げられる。本研究で算出された運動機能のカットオフ値はAUC<0.7であり、予測精度としては十分ではない可能性がある。予測精度を向上させるためにさらなる検証が必要である。本研究のアウトカムは入院と死亡を合わせた複合アウトカムとなっており、入院と死亡それぞれでカットオフ値が異なる可能性がある。また、機能低下のために施設への入所や自宅での療養に移行され、追跡が困難となった利用者が含まれるため、全対象者を全ての期間追跡できていないことから、バイアスが生じている可能性も少なからず考えられる。本研究のサンプル数の影響から、握力のカットオフ値を男女別で解析できていないことも研究の限界としてあげられる。

結 論

ADL障害を有する地域在住高齢者における入院および死亡イベントの発生を識別する運動機能のカットオフ値は握力が15.6 kg、膝伸展筋力が15.2 kgf、快適歩行速度が0.89 m/sと算出された。また、握力と快適歩行速度の低下は交絡因子と調整後も入院および死亡イベントの発生に関連したことから、ADL障害を有する地域在住高齢者における有害事象の発生を予測する評価として有用であることが示唆された。

利益相反 (Conflict of Interest)

開示すべき利益相反はない。

謝辞 (Acknowledgments)

本研究の実施に協力くださった北里大学北里研究所病院リハビリテーション技術科の関係各位に深謝いたします。

文献 (References)

1) Rijk JM, Roos PR, et al. Prognostic value of handgrip

strength in people aged 60 years and older: A systematic review and meta-analysis. *Geriatr Gerontol Int.* 2016; 16: 5-20.

2) Guadalupe-Grau A, Jose AC, et al. Association of regional muscle strength with mortality and hospitalisation in older people. *Age and Ageing.* 2015; 44: 790-795.

3) Woo J, Ho SC, et al. Walking speed and stride length predicts 36 months dependency, mortality, and institutionalization in chinese aged 70 and older. *J Am Geriatr Soc.* 1999; 47: 1257-1260.

4) Fried LP, Tangen CM, et al. Frailty in older adults: Evidence for a phenotype. *J Gerontology A Biol Sci Med Sci.* 2001; 56: M146-M156.

5) Rosenberg IH. Sarcopenia: Origins and clinical relevance. *J Nutr.* 1997; 127: 990S-991S.

6) Vermeiren S, Vella-Azzopardi R, et al. Frailty and the Prediction of Negative Health Outcomes: A Meta-Analysis. *J Am Med Dir Assoc.* 2016; 17: 1163.e1-1163.e17.

7) Kitamura A, Seino S, et al. Sarcopenia: prevalence, associated factors, and the risk of mortality and disability in Japanese older adults. *J Cachexia Sarcopenia Muscle.* 2021; 12: 30-38.

8) Satake S, Arai H, et al. The revised Japanese version of the Cardiovascular Health Study criteria (revised J-CHS criteria). *Geriatr Gerontol Int.* 2020; 20: 992-993.

9) Chen LK, Woo J, et al. Asian Working Group for Sarcopenia: 2019 Consensus Update on Sarcopenia Diagnosis and Treatment. *J Am Med Dir Assoc.* 2020; 21: 300-307.

10) St John PD, Tyas SL, et al. Multimorbidity, disability, and mortality in community-dwelling older adults. *Can Fam Physician.* 2014; 60: e272-e280.

11) Fried LP, Guralnik JM. Disability in older adults: Evidence regarding significance, etiology, and risk. *J Am Geriatr Soc.* 1997; 45: 92-100.

12) 齋藤正和, 堀健太郎, 他: 多施設共同研究による高齢心不全患者の退院時日常生活動作 (ADL) に関連する因子の検討. *理学療法学.* 2015; 42: 81-89.

13) 横田純一, 高橋 蓮, 他: 高齢心不全患者の自宅退院の予測因子についての検討. *理学療法学.* 2021; 48: 79-86.

14) 湯崎仁美, 吉田つかさ, 他: 急性期脳卒中患者における Barthel Index と転機先の関連. *高知リハビリテーション学院紀要.* 2014; 15: 45-48.

15) 安井まや, 西村浩一, 他: COPD 急性増悪を対象とした呼吸リハビリテーション—京都桂病院での5年間の経験. *日本呼吸ケア・リハビリテーション学会誌.* 2011; 21: 40s-46s

16) Takabayashi K, Iwatsu K, et al. Clinical characteristics and outcomes of heart failure patients with long-term care insurance—Insights from the kitakawachi clinical background and outcome of heart failure registry. *Cir J.* 2020; 84: 1528-1535.

17) 岡田昌浩, 岡崎和子, 他: Barthel index の項目と終末期がん患者の死亡率との関連性. *医療薬学.* 2019; 45: 605-609.

18) 厚生労働省ホームページ: 介護給付費等実態統計. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kaigo/kyufu/>

- 19/index.html (2022年8月21日引用)
- 19) 厚生労働省ホームページ：令和元年度 介護保険事業報告。
<https://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyo/19/index.html> (2022年8月21日引用)
 - 20) Ling CHY, Taekema D, et al. Handgrip strength and mortality in the oldest old population: The Leiden 85-plus study. *CMAJ*. 2010; 182: 429-435.
 - 21) Newman AB, Kupelian V, et al. Strength, but not muscle mass, is associated with mortality in the health, aging and body composition study cohort. *J Gerontol A Biol Sci Med*. 2006; 61: 72-77.
 - 22) Studenski S, Perera S, et al. Gait speed and survival in older adults. *JAMA*. 2011; 305: 50-58.
 - 23) Cesari M, Kritchevsky SB, et al. Prognostic value of usual gait speed in well-functioning older people—Results from the health, aging and body composition study. *J Am Geriatr Soc*. 2005; 53: 1675-1680.
 - 24) Studenski S, Perera S, et al. Physical performance measures in the clinical setting. *J Am Geriatr Soc*. 2003; 51: 314-322.
 - 25) Maruyama H, Kobayashi E, et al. National prevalence of frailty in the older Japanese population: Findings from a nationally representative survey. *Arch Gerontol Geriatr*. 2020; 91: 104220.
 - 26) Abizanda P, Navarro JL, et al. Validity and usefulness of hand-held dynamometry for measuring muscle strength in community-dwelling older persons. *Arch Gerontol Geriatr*. 2012; 54: 21-27.
 - 27) Bohannon RW, Magasi SR, et al. Grip and Knee extension muscle strength reflect a common construct among adults. *Muscle Nerve*. 2012; 46: 555-558.
 - 28) Norman K, Stobäus N, et al. Hand grip strength: Outcome predictor and marker of nutritional status. *Clin Nutr*. 2011; 30: 135-142.
 - 29) Rantanen T, Era P, et al. Physical activity and the changes in maximal isometric strength in men and women from the age of 75 to 80 years. *J Am Geriatr Soc*. 2017; 45: 1439-1445.
 - 30) Gianoudis J, Bailey CA, et al. Associations between sedentary behaviour and body composition, muscle function and sarcopenia in community-dwelling older adults. *Osteoporosis Int*. 2015; 26: 571-579.
 - 31) Hamer M, Stamatakis E, et al. Screen-Based Sedentary Behavior, Physical Activity, and Muscle Strength in the English Longitudinal Study of Ageing. *PLoS ONE*. 2013; 8: 1-5.
 - 32) van Iersel MB, Munneke M, et al. Gait velocity and the Timed-Up-and-Go test were sensitive to changes in mobility in frail elderly patients. *J Clin Epidemiol*. 2008; 61: 186-191.
 - 33) Harada N, Chiu V, et al. Screening for balance and mobility impairment in elderly individuals living in residential care facilities. *Phys Ther*. 1995; 75: 462-469.
 - 34) Stacy F, Michelle L: White Paper- "Walking Speed- the Sixth Vital Sign". *J Geriatr Phys Ther*. 2009; 32: 46-49.
 - 35) Buchner DM, Larson EB, et al. Evidence for a non-linear relationship between leg strength and gait speed. *Age Ageing*. 1996; 25: 386-391.
 - 36) Ostchega Y, Dillon CF, et al. Isokinetic leg muscle strength in older Americans and its relationship to a standardized walk test: Data from the National Health and Nutrition Examination Survey 1999-2000. *J Am Geriatr Soc*. 2004; 52: 977-982.
 - 37) Gérin-Lajoie M, Richards CL, et al. The circumvention of obstacles during walking in different environmental contexts: A comparison between older and younger adults. *Gait Posture*. 2006; 24: 364-369.
 - 38) te Velde AF, Savelsbergh GJP, et al. Safety in road crossing of children with cerebral palsy. *Acta Paediatr*. 2003; 92: 1197-1204.
 - 39) Langlois JA, Keyl PM, et al. Characteristics of older pedestrians who have difficulty crossing the street. *Am J Public Health*. 1997; 87: 393-397.
 - 40) Persad CC, Jones JL, et al. Executive function and gait in older adults with cognitive impairment. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. 2008; 63: 1350-1355.

Relationship between the physical functions with hospitalization and mortality in patients with ADL disability

Tomoya HIRAI^{1,*}, Naoto KAMIDE^{2,3}, Kyou SHIGETA¹

¹ Department of Rehabilitation, Kitasato University Kitasato Institution Hospital

² School of Allied Health Science, Kitasato University

³ Graduate School of Medical Sciences, Kitasato University

Objective: The purpose of this study was to clarify the relationship between physical function and hospitalization, mortality in community-dwelling older people with disabilities, and to determine the cut-off values of the physical function tests that are predictable of the occurrence of hospitalization and mortality events.

Method: We analyzed 143 community-dwelling older people aged 65 years and older who had non-full marks for the Barthel index. The subjects were followed up for 3-years and the cut-off values that identified the occurrence of hospitalization and mortality events for physical function tests were calculated. We also investigated the relationship between the occurrence of hospitalization and mortality events and physical function by Cox regression analysis.

Result: During an average follow-up of 749 ± 386 days, 65 (44%) people were hospitalized or died. The cut-off values of physical function that predict the occurrence of hospitalization and mortality events were grip strength of 15.6 kg, knee extension strength of 15.2 kgf, and comfortable walking speed was calculated as 0.89 m/s. Cox regression analysis showed that grip strength less than 15.6 kg and comfortable walking speed less than 0.89 m/s were significantly associated with the occurrence of hospitalization or mortality events, even if confounding factors were adjusted.

Conclusion: The cut-off values of the physical function tests (grip strength: 15.6 kg, knee extension strength: 15.2 kgf, comfortable walking speed: 0.89 m/s) were calculated, and those could predict hospitalization and mortality events in community-dwelling older people with disability of ADL. Especially, among physical functions, assessment of grip strength and comfortable walking speed has been shown to be useful for the prediction of hospitalization and mortality events.

Key words: Community-dwelling, physical function, Hospitalization and mortality

* Corresponding author

原 著

地域理学療法におけるアウトカム評価指標の使用状況と 必要条件および障壁

—日本地域理学療法学会会員を対象とした web アンケート調査—

尾川 達也^{1,2,*}, 合田 秀人^{1,3}, 石垣 智也^{1,4}, 齋藤 崇志^{1,5},
脇田 正徳^{1,6}, 杉田 翔^{1,7}, 牧迫飛雄馬^{1,8}, 池添 冬芽^{1,6}

【目的】 地域理学療法の標準化されたアウトカム評価指標 (Standardized Outcome Measures: SOM) の作成・普及に向け、アウトカム評価指標の使用状況と必要条件、および障壁を調査することを目的とした。

【方法】 日本地域理学療法学会会員の中で要介護認定者への通所、訪問、施設サービスに従事する者を対象に web アンケートを実施した。【結果】 回答数は188名。アウトカム評価指標の使用に対して83.5%は重要と認識している一方、日常的に使用している者は44.7%であった。必要条件としては、尺度特性で信頼性や変化の検出可能性、測定方法で評価に必要な準備物や金銭的負担、実施時間が各々上位2つであった。また、障壁としては、教育不足や仲間と話す機会の不足が上位2つであった。【結論】 アウトカム評価指標への重要性に対する認識と実際の使用状況との間に乖離を認めた。アウトカム評価指標の日常的使用に至るには、実用性を考慮した SOM の作成と地域理学療法に特徴的な障壁に対処していく必要があると考える。

キーワード：アウトカム、標準化、評価指標、必要条件、障壁

はじめに

現在まで健康状態の様々な側面を測定する評価指標が開発されている。なかでも、対象者の心身機能や活動、参加などの経時的変化、または介入前後の変化を測定するために使用される場合、それらはアウトカム評価指標と呼ばれている^{1,2)}。理学療法領域において

Evidence-Based Medicine (以下、EBM) の実践が進められる中で、標準化されたアウトカム評価指標 (Standardized Outcome Measures: 以下、SOM) の使用に向けた取り組みが注目されている³⁾。SOM とは、日常的な臨床診療や研究環境で把握できるアウトカムの主要セットであり、特定の目的に対処するために補足的な評価指標も併用することができるとされている⁴⁾。SOM の多くは生活機能の要因別 (心身機能・活動・参加) に整備されており、脳卒中やパーキンソン病など疾患ごとの作成も進んでいる⁵⁾。この SOM を使用する利点として、適切な治療計画の実施、治療経過や効果判定を含む状態のモニタリングに有益となる他、他職種とのコミュニケーションの促進や別の医療環境へ移行する際の治療継続性の向上において利点があり^{2,6)}、理学療法の質保証に重要とされる⁷⁾。また、SOM を臨床で使用することによって、診療上の意思決定に役立つだけでなく、エビデンス構築に貢献するデータセット開発につながることも期待できる。

地域理学療法学とは、「動作や活動への多面的な働きかけにより人々が地域でのくらしを主体的につくり

¹ 一般社団法人日本地域理学療法学会

² 西大和リハビリテーション病院リハビリテーション部

³ 鹿島病院リハビリテーション科

⁴ 名古屋学院大学リハビリテーション学部理学療法学科

⁵ 国立障害者リハビリテーションセンター研究所障害福祉研究部

⁶ 関西医科大学リハビリテーション学部理学療法学科

⁷ 株式会社 Luxem

⁸ 鹿児島大学医学部保健学科理学療法専攻

* 責任著者連絡先：西大和リハビリテーション病院リハビリテーション部

〒639-0218 奈良県北葛城郡上牧町ささゆり台3丁目2-2

TEL: 0745-71-6688, FAX: 0745-71-1111

E-mail: t.ogawa.pt@gmail.com

(受付日 2022年8月29日, 受理日 2022年12月19日,

J-STAGE 早期公開日 2023年2月8日)

doi: 10.57351/jccpt.JJCCPT22004



あげられるよう探究する学問」と定義されており、その実践領域は支援対象として「個人-集団」という軸と、支援方法として「直接-間接」という軸を直行させた4つの領域で整理されている⁸⁾。その中でも、個別-直接支援に当てはまる通所、訪問、施設サービスに従事する理学療法士においては、より個別性に配慮した関わりが求められ、対象者1人1人にとって最適なアウトカム評価指標を選択することが必要となる。しかし、本邦の地域理学療法を対象とした調査では、臨床場面で対象者の変化を測定するためにアウトカム評価指標が適切に用いられていない可能性が指摘されている。例えば、合田ら⁹⁾は介護保険制度に基づく理学療法の実践者を対象に、日常臨床で使用している評価指標を調査したところ、使用率が50%を超えていたものは関節可動域測定 (Range of Motion Test: 以下, ROM-T) や徒手筋力テスト (Manual Muscle Test: 以下, MMT) など身体機能に関連する評価指標に限定していたことを報告している。つまり、地域理学療法では心身機能、活動、参加を包括した生活機能全般にアプローチすることが推奨されているにもかかわらず¹⁰⁾、日常臨床ではそれらを測定するためのアウトカム評価指標が十分に使用されていないことが課題となっている。今後、地域理学療法においてEBMの実践やエビデンス構築に向けた取り組みを進めるためにも、まずは生活機能の要因別 (心身機能・活動・参加) に対応したSOMを検討していくことが重要と考える。ただし、地域理学療法におけるSOMの作成、普及を進めるためには、いくつかの点に考慮する必要がある。

まず、日常臨床でのアウトカム評価指標の使用促進を目指す場合、その前提条件となる理学療法士の認識も含めて検討することが必要となる。例えば、Cavill & Bauman ら¹¹⁾は、健康行動の文脈の中で、行動を実施するまでの心理過程に関する階層の変容モデルを提唱しており、知識の向上、認識の変容、意図の形成、行動の実施といった連続体で説明している。これに関して、アウトカム評価指標に関する調査では、SOMを使用していない者の中で、今後もSOMを使用する予定がないと回答したものが49%存在し、理学療法士の認識も使用を阻害する理由の1つと考えられる²⁾。また、理学療法士のEvidence-Based Practice (以下, EBP) に関する調査では、診療ガイドラインに対する肯定的な認識にもかかわらず、実際に使用している割合は低いことが分かっており、この理由の1つにガイドラインの利用可能性を挙げている¹²⁾。つまり、理学療法士の認識のような行動の前提条件も含めて把握することで、アウトカム評価指標の使用促進に向け、現場課題に応じたより妥当な戦略を検討することが可能

になる。

次に、臨床現場でSOMの使用状況に影響する要因として、アウトカム評価指標を選択する上で必要な条件 (以下, 必要条件) や使用する際の障壁についても考える必要がある。理学療法士によるSOMの選択理由としては、短時間で実施できること、患者が理解しやすいこと、信頼性や妥当性が確認されていること等が挙げられている^{2,13,14)}。また、SOMを使用する際の障壁として、Jett ら²⁾は評価指標に関する知識不足や評価時間の長さ、評価の採点・分析の難しさ、対象者が完遂することの難しさ等を報告している。しかし、先行研究の多くは主に外来環境や入院環境で疾患を限定した調査が行われており^{2,6,14-16)}、施設や在宅といった限られた環境下で、生活機能全般の評価指標が必要となる本邦の地域理学療法では、必要条件や障壁が既知の結果と異なることが考えられる。そのため、日常臨床で実行可能性の高い地域理学療法のSOMを作成、普及していくためには、本邦の地域理学療法に従事する理学療法士を対象に、アウトカム評価指標を選択する上での必要条件や障壁を明らかにする必要がある。さらに、これらは対象者の身体機能や認知機能、臨床環境における時間的、空間的な制約にも影響を受ける可能性があり、地域理学療法においても通所、訪問、施設サービスの臨床環境別にその特徴を把握することが重要となる。

そこで、本研究では今後、地域理学療法のSOMを作成、普及していく前段階として、要支援者または要介護者を対象とした通所、訪問、施設サービスに従事する理学療法士を対象にwebアンケート調査を行い、地域理学療法におけるアウトカム評価指標の使用状況や必要条件、障壁を明らかにすることを目的とした。

方 法

1. 研究デザイン

本調査はweb上でのアンケート法を用いた横断的研究であり、データ収集は2022年5月16日から2022年6月6日の間に実施した。

2. 調査対象

対象は2022年5月1日時点で一般社団法人日本地域理学療法学会 (以下, 本学会) のメーリングリストに登録している理学療法士3,473名のうち、現在、要支援者または要介護者を対象とした通所サービス (通所リハビリテーション・通所介護)、訪問サービス (訪問リハビリテーション・訪問看護)、施設サービス (介護老人保健施設や特別養護老人ホームなどの入所施設) のいずれかに従事する専門会員Aまたは一般会員とし

た。本学会における会員要件として、専門会員 A とは大学等の勤務や修士号、博士号の取得、専門理学療法士資格を有するなど、当該領域の研究者とみなされる個人、また一般会員とは領域を問わず認定または専門理学療法士資格を有する、もしくは当該領域に関する学会発表の経験がある個人となっている。必要標本数に関して、本研究では本学会会員が勤務する臨床環境が不明であったため、便宜的に2022年5月1日時点の会員数962名（専門会員 A：220名、一般会員：742名）を用い、許容誤差5%、信頼度95%、回答比率50%とした場合に算出される274名とした。なお、本研究は名古屋学院大学医学研究倫理委員会（以下、倫理審査委員会）の承認を得た後に実施した（承認番号2021-30）。

3. 調査方法

本研究は、本学会のメーリングリスト登録者に対し、Google Forms で作成した調査票の URL リンクを電子メールにて送信した。調査期間は3週間とし、2週間が経過した際に全対象者に対しリマインドメールを送信した。なお、説明と同意に関しては、倫理審査委員会で承認の得られた説明書、同意書を web 上で十分に確認してもらい、対象者の自由意思をもって同意を得た。また、同意の有無の意思表示は web フォーム上の回答ボタンで得て行った。

4. 調査内容

調査票（補遺）は、先行研究¹⁷⁻¹⁹⁾を参考にし、本学会の専門会員 A である理学療法士 5 名（平均経験年数：14.5±3.5年、所属先：養成校 2 名、研究所 1 名、臨床 2 名）で構成されたワーキンググループで作成した。また、作成した調査票は本学会の理事全員（15名）の確認と指摘を受け、修正したものを最終版として使用した。調査票は回答者の基本情報の他、過去に使用経験のあるアウトカム評価指標（1項目）、アウトカム評価指標の認識と使用頻度（3項目）、アウトカム評価指標の必要条件（2項目）、アウトカム評価指標を使用する際の障壁（20項目）の5つのパートで構成した。なお、本調査ではアウトカム評価指標を「理学療法の介入前後での対象者の状態変化を評価するために使用する評価指標²⁾と定義し、対象者には現在の臨床環境として、通所リハビリテーション、通所介護、訪問リハビリテーション、訪問看護、介護老人保健施設、特別養護老人ホーム、その他の入所施設の中から1つ選択してもらい、その環境下での状況について回答を得た。また、本研究では日常臨床におけるアウトカム評価指標の使用に関する調査を目的としたため、

リハビリテーション計画書や報告書等の書類作成のためだけに使用した場合や、学会発表や論文作成等の研究目的のためだけに使用した場合は使用に含めないことを記載した。

1) 対象者情報

年代、性別、理学療法士の経験年数、地域理学療法領域（要支援者または要介護者を対象とした通所、訪問、施設サービス）での勤務年数、臨床環境（通所リハビリテーション、通所介護、訪問リハビリテーション、訪問看護、介護老人保健施設、特別養護老人ホーム、その他の入所施設）、最終学歴（専門学校、大学、修士課程修了、博士課程修了）、認定または専門理学療法士の取得状況、勤務形態（常勤、非常勤）、勤務時間とした。

2) アウトカム評価指標の使用経験

使用経験に関する質問は、「現在、あなたが主に働いている環境において、過去に使用したことがあるアウトカム評価指標にチェックをして下さい（複数選択有）」とし、リストに挙げた63個のアウトカム評価指標の中から回答を得た。本研究では地域理学療法における SOM が作成されていないため、評価指標リストには、理学療法診療ガイドライン第1版の地域理学療法における推奨評価²⁰⁾、理学療法ガイドライン第2版の地域理学療法の中で報告されていた評価指標、また Background Question に記載された評価指標^{21,22)}を統合した45個を採用した。また、これらの資料を基にワーキンググループにて地域理学療法のアウトカム評価指標として不足しているものを検討し、全員の合意が得られた18個を追加した。ただし、本研究では疾患特異的なアウトカム評価指標は調査票から除外した。

3) アウトカム評価指標に対する認識と使用頻度

理学療法士の認識に関して、本研究ではアウトカム評価指標を使用する重要度と望ましい使用頻度について質問した。重要度は「あなたは、臨床現場でアウトカム評価指標を使用することが、どの程度重要だと感じますか」とし、回答選択肢は「全く重要だと感じない」・「少し重要だと感じる」・「まあまあ重要だと感じる」・「非常に重要だと感じる」の4段階のリッカート法を用いた。次に、望ましい使用頻度は「あなたは、臨床現場でどの程度アウトカム評価指標を使用することが望ましいと思いますか」とし、回答選択肢は「ほとんど使用する必要はない」・「たまに使用した方がよい」・「頻繁に使用した方がよい」・「ほとんどいつも使用した方がよい」の4段階のリッカート法を用いた。

次に、使用頻度に関しては「実際、あなたは臨床現場でどの程度アウトカム評価指標を使用していますか」とし、回答選択肢は「ほとんど使用していない」・「た

まに使用している」・「頻繁に使用している」・「ほとんどいつも使用している」の4段階のリッカート法を用いた。

4) アウトカム評価指標の必要条件

必要条件には、Sullivanら¹⁸⁾が脳卒中者におけるSOMの開発で使用したEvidence Database to Guide Effectiveness formの項目を用いた。ただし、一部の文言は地域理学療法に適するようワーキンググループにて協議を重ね修正を加えた。具体的な内容としては、まずアウトカム評価指標の尺度特性に①信頼性、②妥当性、③天井効果/床効果、④変化の検出可能性 (Minimum Detectable Change や Minimal Clinically Important Difference の有無など) を使用した。次に評価指標の測定方法に①準備物や金銭的負担の有無、②評価時間の長さ、③採点方法の複雑さ、④対象者の参加の有無を使用し、尺度特性と測定方法のそれぞれ4つの中から最も重要とするものを1つ選択してもらった。

5) アウトカム評価指標を使用する際の障壁

障壁の質問には、合田ら¹⁷⁾が報告した地域理学療法における評価指標の使用を妨げる要因の調査項目を使用した。この項目はアウトカム評価指標の使用に関する障壁について組織要因、評価指標要因、使用者要因、仲間要因、利用者要因から成る20項目で構成されている。回答選択肢は「全く思わない(1点)」から「非常に思う(5点)」の5段階のリッカート法を用いた。

5. 統計解析

調査項目の回答頻度および平均値を算出し表で示した。その際、アウトカム評価指標に対する認識と使用頻度、障壁に関する項目に関しては、臨床環境間(通所、訪問、施設)の差を検討するため、カテゴリ変数に変換した後に分析を行った。具体的には認識の質問項目について、重要度では「全く重要だと感じない」と「少し重要だと感じる」を“重要とはいえない”，「まあまあ重要だと感じる」と「非常に重要だと感じる」を“重要である”と定義し二値変数に変換した。また、望ましい使用頻度と実際の使用頻度に関しては、本研究では日常臨床でのアウトカム評価指標の使用に焦点を当てるため、「ほとんど」と「たまに」，そして「頻繁に」と「ほとんどいつも」で統合し、二値変数に変換して分析に使用した。次にアウトカム評価指標の使用に関する障壁については、5点中4点以上に回答したものを“障壁あり”と定義し、回答頻度の比較を行った。統計手法は、Fisherの正確確率検定を使用し多重比較にはHolm法を用いた。統計解析にはEZR (EZR on R commander ver. 1.51)²³⁾を使用し、全ての検定における有意水準は5%とした。

結 果

1. 対象者の基本情報

アンケートの回答者は188名であり、本学会の一般会員と専門会員Aの会員数に占める割合は19.5%であった。ただし、アンケートの回答率に関しては、本学会のメーリングリスト登録者の理学療法士の中には、地域理学療法領域(通所、訪問、施設サービス)以外に勤務している者も存在するため、本研究では正確な回答率を算出することはできていない。

対象者の基本情報を表1に示す。対象者の年代は30代が最も多く77名(41.0%)、次に40代が75名(39.9%)であった一方、20代は8名と全体の4.3%のみであった。性別は男性が148名(78.7%)、理学療法士の平均経験年数は 16.8 ± 6.8 年で、10年以上の経験者割合は171名(90.9%)であった。また、地域理学療法領域の平均経験年数は 9.7 ± 6.3 年であった。認定・専門理学療法士の取得率は、認定のみ取得が118名(62.8%)、専門の取得が8名(4.3%)、どちらも取得していない者が62名(32.9%)であった。臨床環境は通所が59名(31.4%)、訪問が94名(50.0%)、施設が35名(18.6%)であり、勤務形態は常勤が172名(91.5%)となっていた。

2. 使用経験のあるアウトカム評価指標(表2)

過去に使用したことのあるアウトカム評価指標の中で全体の30%以上で回答が得られたものとして、握力(162名, 86.2%)、片脚立位(155名, 82.4%)、Barthel Index(以下、BI)(142名, 75.5%)、改訂長谷川式簡易知能評価スケール(Hasegawa's Dementia Scale-Revised: 以下、HDS-R)(140名, 74.5%)、Timed Up & Go Test(以下、TUG)(140名, 74.5%)、Functional Independence Measure(以下、FIM)(113名, 60.1%)、5回立ち上がりテスト(90名, 47.9%)、Mini-Mental State Examination(以下、MMSE)(85名, 45.2%)、Functional Reach Test(85名, 45.2%)、10 m 歩行テスト(71名, 37.8%)、30秒椅子立ち上がりテスト(64名, 34.0%)、歩数(59名, 31.4%)、Berg Balance Scale(以下、BBS)(58名, 30.9%)であった。一方、使用が稀であった他の評価指標として、手段的日常生活動作(Instrumental Activities of Daily Living: 以下、IADL)はFrenchay Activities Index(24名, 12.8%)、身体活動量は活動量計・加速度計(23名, 12.2%)、International Physical Activity Question(4名, 2.1%)、Physical Activity Scale for the Elderly(3名, 1.6%)、介護負担感Zarit介護負担尺度(31名, 16.5%)、健康関連QOLはEuroQOL(15名, 8.0%)、SF-8 Health Survey(10名, 5.3%)であった。

表1 対象者の基本情報 (n=188)

		回答数	(%)
年代 (名)	20～29歳	8	4.3%
	30～39歳	77	41.0%
	40～49歳	75	39.9%
	50～59歳	25	13.3%
	60歳以上	3	1.6%
性別 (名)	男性	148	78.7%
	女性	39	20.7%
	無回答	1	0.5%
理学療法士の経験年数 (年)	平均値 (標準偏差)	16.8	(6.8)
地域理学療法の経験年数 (年)	平均値 (標準偏差)	9.7	(6.3)
臨床環境 (名)	通所リハビリテーション	45	23.9%
	通所介護	14	7.5%
	訪問リハビリテーション	54	28.7%
	訪問看護	40	21.3%
	介護老人保健施設	23	12.2%
	特別養護老人ホーム	8	4.3%
	その他の入所施設	4	2.1%
認定・専門理学療法士の取得 (名)	認定のみ取得	118	62.8%
	専門のみ取得	2	1.1%
	認定・専門ともに取得	6	3.2%
	どちらも取得なし	62	32.9%
最終学歴 (名)	専門学校卒	94	50.0%
	大学卒	59	31.4%
	修士課程修了	22	11.7%
	博士課程修了	13	6.9%
勤務形態 (名)	常勤	172	91.5%
	非常勤	16	8.5%
勤務時間 (時間/週)	平均値 (標準偏差)	35.2	(11.6)

理学療法士の経験年数, 地域理学療法の経験年数に関しては年数と標準偏差, 勤務時間に関しては時間と標準偏差を記載する。

3. 認識と使用頻度について (表3)

アウトカム評価指標を使用することの重要度に関して, 59名 (31.4%) が「まあまあ重要と感じる」, 98名 (52.1%) が「非常に重要だと感じる」と回答しており, 83.5%がアウトカム評価指標の重要性について認識していた。一方, 望ましい使用頻度では, 85名 (45.2%) が「頻繁に使用した方がよい」, 35名 (18.6%) が「ほとんどいつも使用した方がよい」と回答し, 63.8%が日常的にアウトカム評価指標を使用する認識を示していた。ただし, 実際の使用頻度では, 63名 (33.5%) が「頻繁に使用している」, 21名 (11.2%) が「ほとんどいつも使用している」と回答し, 日常的な使用に至っている割合は44.7%となっていた。また, これらの認識と使用頻度の項目に関して, 通所, 訪問, 施設サービスの臨床環境間で有意差は認めなかった。

4. 必要条件について (表4)

必要条件として, アウトカム評価指標の尺度特性では, 信頼性があることが最も多く81名 (43.1%), 続いて変化の検出可能性が60名 (31.9%), 妥当性があることが40名 (21.3%), 天井効果・床効果がないことが7名 (3.7%)であった。また, 評価指標の測定方法では, 準備物や金銭的負担が不要であることが88名 (46.8%)と最も多く, 続いて評価時間の長さが78名 (41.5%), 採点方法の複雑さが17名 (9.0%), 対象者の参加不要が5名 (2.7%)であった。これらの必要条件に関して, 通所, 訪問, 施設サービスの臨床環境間で有意差は認めなかった。

5. 障壁について (表5)

障壁の中で最も多かったものは, 「評価指標の使用に

表2 使用経験のあるアウトカム評価指標

	全体 (n=188)		通所 (n=59)		訪問 (n=94)		施設 (n=35)	
	回答数	(%)	回答数	(%)	回答数	(%)	回答数	(%)
握力	162	86.2%	55	93.2%	78	83.0%	29	82.9%
片脚立位	155	82.4%	47	79.7%	85	90.4%	23	65.7%
Barthel Index	142	75.5%	43	72.9%	68	72.3%	31	88.6%
Timed Up and Go Test	140	74.5%	51	86.4%	62	66.0%	27	77.1%
改訂長谷川式簡易知能評価スケール	140	74.5%	42	71.2%	70	74.5%	28	80.0%
Functional Independence Measure	113	60.1%	28	47.5%	63	67.0%	22	62.9%
5回立ち上がりテスト	90	47.9%	22	37.3%	54	57.4%	14	40.0%
Functional Reach Test	85	45.2%	31	52.5%	39	41.5%	15	42.9%
Mini-Mental State Examination	85	45.2%	21	35.6%	41	43.6%	23	65.7%
10 m 歩行テスト	71	37.8%	24	40.7%	29	30.9%	18	51.4%
30秒椅子立ち上がりテスト	64	34.0%	20	33.9%	36	38.3%	8	22.9%
歩数	59	31.4%	15	25.4%	38	40.4%	6	17.1%
Berg Balance Scale	58	30.9%	15	25.4%	32	34.0%	11	31.4%
Life Space Assessment	52	27.7%	16	27.1%	31	33.0%	5	14.3%
6分間歩行テスト	47	25.0%	16	27.1%	21	22.3%	10	28.6%
SPPB	43	22.9%	9	15.3%	28	29.8%	6	17.1%
等尺性膝伸筋力	36	19.1%	11	18.6%	20	21.3%	5	14.3%
老研式活動能力指標	35	18.6%	12	20.3%	16	17.0%	7	20.0%
2ステップテスト	31	16.5%	8	13.6%	20	21.3%	3	8.6%
Zarit 介護負担尺度	31	16.5%	10	16.9%	18	19.1%	3	8.6%
Frenchay Activities Index	24	12.8%	4	6.8%	17	18.1%	3	8.6%
6 m 歩行テスト	23	12.2%	13	22.0%	9	9.6%	1	2.9%
活動量計, 加速度計	23	12.2%	5	8.5%	17	18.1%	1	2.9%
短縮版 Berg Balance Scale	21	11.2%	4	6.8%	16	17.0%	1	2.9%
短縮版 Zarit 介護負担尺度	20	10.6%	5	8.5%	14	14.9%	1	2.9%
4 m 歩行テスト	19	10.1%	8	13.6%	11	11.7%	0	0.0%
Home-Based Life Space Assessment	18	9.6%	2	3.4%	15	16.0%	1	2.9%
Bedside Mobility Scale	15	8.0%	1	1.7%	13	13.8%	1	2.9%
EuroQOL (EQ-5D)	15	8.0%	1	1.7%	12	12.8%	2	5.7%
PGC モラルスケール	12	6.4%	3	5.1%	6	6.4%	3	8.6%
Functional Ambulation Categories	11	5.9%	2	3.4%	7	7.4%	2	5.7%
SF-8 Health Survey	10	5.3%	1	1.7%	8	8.5%	1	2.9%
Mini-BESTest	8	4.3%	2	3.4%	5	5.3%	1	2.9%
Get Up and Go Test	8	4.3%	3	5.1%	3	3.2%	2	5.7%
Rivermead Mobility Index	8	4.3%	0	0.0%	8	8.5%	0	0.0%
2.4 m 快適歩行時間	7	3.7%	0	0.0%	6	6.4%	1	2.9%
閉じこもりスクリーニング尺度	7	3.7%	3	5.1%	4	4.3%	0	0.0%
SF-36	7	3.7%	2	3.4%	4	4.3%	1	2.9%
2分間ステップテスト	6	3.2%	0	0.0%	6	6.4%	0	0.0%
Montreal Cognitive Assessment	6	3.2%	2	3.4%	1	1.1%	3	8.6%
Clinical Dementia Rating	4	2.1%	2	3.4%	2	2.1%	0	0.0%
Katz Index	4	2.1%	3	5.1%	1	1.1%	0	0.0%
IPAC	4	2.1%	1	1.7%	3	3.2%	0	0.0%
PASE	3	1.6%	0	0.0%	3	3.2%	0	0.0%
BESTest	2	1.1%	0	0.0%	1	1.1%	1	2.9%
CIQ	2	1.1%	0	0.0%	2	2.1%	0	0.0%
SF-12 [®] Health Survey	2	1.1%	0	0.0%	2	2.1%	0	0.0%
Brief-BESTest	1	0.5%	0	0.0%	0	0.0%	1	2.9%
Caregiver Reaction Assessment	1	0.5%	0	0.0%	1	1.1%	0	0.0%

SPPB: Short Physical Performance Battery, SF-36: MOS 36-Item Short-Form Health Survey, IPAC: International Physical Activity Question, PASE: Physical Activity Scale for the Elderly, CIQ: Community Integration Questionnaire.

回答者が1名以上有したアウトカム評価指標のみ記載する。

表3 アウトカム評価指標に対する認識と使用頻度

	全体 (n=188)		通所 (n=59)		訪問 (n=94)		施設 (n=35)		p 値 ^{*1}
	回答数	(%)	回答数	(%)	回答数	(%)	回答数	(%)	
[重要度]									
重要でない/少し重要	31	16.5%	11	18.6%	14	14.9%	6	17.1%	0.838
まあまあ重要/非常に重要	157	83.5%	48	81.4%	80	85.1%	29	82.9%	
[望ましい使用頻度]									
ほとんど/たまに	68	36.2%	22	37.3%	34	36.2%	12	34.3%	0.979
頻繁に/ほとんどいつも	120	63.8%	37	62.7%	60	63.8%	23	65.7%	
[実際の使用頻度]									
ほとんど/たまに	104	55.3%	31	52.5%	53	56.4%	20	57.1%	0.888
頻繁に/ほとんどいつも	84	44.7%	28	47.5%	41	43.6%	15	42.9%	

*1 臨床環境間 (通所, 訪問, 施設) の差を検討するため Fisher の正確確率検定を使用した。

表4 アウトカム評価指標を選択する上で必要とする条件

	全体 (n=188)		通所 (n=59)		訪問 (n=94)		施設 (n=35)		p 値 ^{*1}
	回答数	(%)	回答数	(%)	回答数	(%)	回答数	(%)	
[尺度特性]									
信頼性が報告されている	81	43.1%	28	47.5%	35	37.2%	18	51.4%	0.749
妥当性が報告されている	40	21.3%	11	18.6%	24	25.5%	5	14.3%	
天井効果や床効果が少ない	7	3.7%	2	3.4%	4	4.3%	1	2.9%	
対象者の変化を捉えられる	60	31.9%	18	30.5%	31	33.0%	11	31.4%	
[測定方法]									
準備物や金銭的負担が必要でない	88	46.8%	23	39.0%	50	53.2%	15	42.9%	0.274
実施時間が長くない	78	41.5%	31	52.5%	34	36.2%	13	37.1%	
採点方法が難しくない	17	9.0%	4	6.8%	8	8.5%	5	14.3%	
対象者の参加が不要	5	2.7%	1	1.7%	2	2.1%	2	5.7%	

*1 臨床環境間 (通所, 訪問, 施設) の差を検討するため Fisher の正確確率検定を使用した。

関する教育が不足している」であり、123名 (65.4%) が障壁ありに分類された。その他、50%以上で障壁ありとなった項目は、「仲間 (同僚, 上司, 知人等を含む) と評価指標について話す機会がない (118名, 62.8%)」, 「評価指標について仲間からフィードバックをうける, 仲間にフィードバックする時間がない (108名, 57.4%)」, 「人的資源が不足している (104名, 55.3%)」, 「評価指標が多く適切なものを選べない (102名, 54.3%)」, 「評価指標を使用する時間がない (101名, 53.7%)」, 「対象者が完遂することが難しい (96名, 51.1%)」であった。一方、障壁として回答割合の少なかった3項目は、「対象者に関係する評価指標がない (37名, 19.7%)」, 「臨床に役立つ評価指標がない (40名, 21.3%)」, 「自身の評価技術に自信がない (43名, 22.9%)」などであり、評価指標の欠如や実施に対する自己効力感などは障壁になりにくかった。通所, 訪問, 施設サービスの臨床環境間で障壁に有意差を認めた項目として、訪問 (37.2%) よりも通所 (59.3%) で「臨床業務内容を変えることが難しい」

の障壁が多く (p=0.036), 訪問 (23.4%) よりも施設 (51.4%) で「対象者の理解が不足している」の障壁が多かった (p=0.014)。また、「評価指標の使用が施設の利益につながらない」では通所 (52.5%, p=0.037), 施設 (60.0%, p=0.025) とともに訪問 (33.0%) よりも障壁として報告される割合が有意に多くなっていた。

考 察

本研究の目的は、地域理学療法におけるアウトカム評価指標の使用状況や必要条件、障壁を検討することであった。その結果、使用経験が全体の30%を超えていた評価指標は、身体機能や認知機能、Activities of Daily Living (以下、ADL) に限られ、地域理学療法の中で日常的にアウトカム評価指標を使用している者は44.7%と低い使用率が明らかとなった。

本研究において使用経験のあるアウトカム評価指標は、握力や片脚立位、TUGなどの身体機能、HDS-RやMMSEなどの認知機能、BIやFIMなどのADLを

表5 アウトカム評価指標を使用する際の障壁

	全体 (n=188) 回答数 (%)	通所 (n=59) 回答数 (%)	訪問 (n=94) 回答数 (%)	施設 (n=35) 回答数 (%)	p 値 ^{*1}
評価指標の使用に関する教育が不足している	123 65.4%	36 61.0%	65 69.1%	22 62.9%	0.569
仲間(同僚、上司、知人等を含む)と評価指標について話す機会がない	118 62.8%	43 72.9%	55 58.5%	20 57.1%	0.151
評価指標について仲間からフィードバックをうける、仲間にフィードバックする時間がない	108 57.4%	38 64.4%	54 57.4%	16 45.7%	0.212
人的資源が不足している	104 55.3%	39 66.1%	46 48.9%	19 54.3%	0.119
評価指標が多く存在し、適切なものを選べない	102 54.3%	32 54.2%	53 56.4%	17 48.6%	0.730
評価指標を使用する時間がない	101 53.7%	35 59.3%	45 47.9%	21 60.0%	0.283
対象者が完遂することが難しい	96 51.1%	28 47.5%	44 46.8%	24 68.6%	0.074
評価指標の使用に関する知識が不足している	92 48.9%	24 40.7%	52 55.3%	16 45.7%	0.203
設備が不足している	89 47.3%	25 42.4%	41 43.6%	23 65.7%	0.058
臨床業務内容を変えることが難しい	85 45.2%	35 59.3%	35 37.2%	15 42.9%	0.029 ^{**2}
スコアを分析、計算するのに時間がかかる	83 44.1%	29 49.2%	39 41.5%	15 42.9%	0.685
評価指標の使用が施設の利益につながらない	83 44.1%	31 52.5%	31 33.0%	21 60.0%	0.006 ^{**3}
評価指標を入手しづらい	71 37.8%	25 42.4%	35 37.2%	11 31.4%	0.606
評価結果の解釈が難しい	66 35.1%	21 35.6%	32 34.0%	13 37.1%	0.938
評価指標の使用に関する個人的興味不足している	65 34.6%	24 40.7%	29 30.9%	12 34.3%	0.449
対象者の理解が不足している	61 32.4%	21 35.6%	22 23.4%	18 51.4%	0.009 ^{**4}
費用がかかる	44 23.4%	15 25.4%	17 18.1%	12 34.3%	0.138
自身の評価技術に自信がない	43 22.9%	17 28.8%	20 21.3%	6 17.1%	0.402
臨床に役立つ評価指標がない	40 21.3%	11 18.6%	19 20.2%	10 28.6%	0.497
対象者に関係する評価指標がない	37 19.7%	10 16.9%	18 19.1%	9 25.7%	0.581

※1 臨床環境間(通所、訪問、施設)の差を検討するため Fisher の正確確率検定を使用した。

※2 多重比較: 通所 vs 訪問 (p=0.036), 通所 vs 施設 (p=0.278), 訪問 vs 施設 (p=0.685), 通所が訪問よりも業務内容を変え難しさを障壁と認識している。

※3 多重比較: 通所 vs 訪問 (p=0.037), 通所 vs 施設 (p=0.025), 訪問 vs 施設 (p=0.025), 通所と施設が訪問よりも施設利益につながらないことを障壁と認識している。

※4 多重比較: 通所 vs 訪問 (p=0.278), 通所 vs 施設 (p=0.014), 施設が訪問よりも対象者の理解不足を障壁と認識している。

評価するものが中心で、IADLや身体活動量、健康関連QOL、介護負担感などに関連する評価指標を使用した経験のある者は稀であった。これに関して、合田ら⁹⁾も同様の結果を報告しており、理学療法士が介護保険サービスの対象者に対して使用した評価指標として、ROM-TやMMT、片脚立位、握力、HDS-Rなどの使用頻度が多いことを明らかにしている。このことから、地域理学療法の臨床現場において使用されるアウトカム評価指標は、身体機能や認知機能にとどまっている可能性が考えられる。また、志波ら²⁴⁾はリハビリテーション関連雑誌で使用されている評価指標の動向調査を実施しており、使用頻度の多い上位5つの中にFIMやMMSE、BBSの他、MOS 36-Item Short-Form Health Surveyのような健康関連QOL尺度も含まれていた。これらは地域理学療法に限定した結果ではないものの、研究と日常臨床では使用される評価指標が異なる可能性があり、本研究のように日常臨床に焦点化した調査方法を用いたことで、より実臨床に近いアウトカム評価指標の使用状況の実態が明らかになったと考える。一方、本邦の通所リハビリテーションや訪問リハビリテーションにおけるサービス提供内容では、機能訓練やADL練習の他、IADL練習や自宅外練習、介護者への助言なども実施していることが報告されている²⁵⁾。また、利用者の目標においても、運動の習慣や身体機能の維持・向上の割合は多いものの、趣味活動や社会参加の実施、活動量の確保、介護負担の軽減なども目標に設定していることが分かっている²⁵⁾。つまり、対象者の活動や参加の促進、主介護者の介護負担感の軽減などを目標に設定し、アプローチしている臨床場面があるにも関わらず、それらのアウトカム評価指標が適切に用いられていない可能性が考えられた。

次に、本邦の地域理学療法におけるアウトカム評価指標の使用率として、合田ら⁹⁾は茨城県内の介護保険制度に基づく理学療法を実施している者を対象にアンケート調査を行い、98%が何らかの評価指標を使用していることを報告している。ただし、この調査では評価指標の定義を示しておらず、アウトカム評価を目的に使用されていたかどうかは明らかではない。そのため、本研究と直接的に比較することは困難である。一方、諸外国の先行研究と比較すると、主に急性期や外来環境で勤務するアメリカの理学療法士協会会員を対象とした調査では47.8%が日常臨床の中でSOMを使用していると報告している²⁾。また、オランダの理学療法士を対象とした調査では、脳卒中者に関連するガイドラインで推奨される7つの評価指標のうち3つ以上を使用している割合が53%であったと報告してい

る²⁶⁾。このことから研究間で調査方法の違いはあるものの、本研究の結果はSOMの使用状況で課題となっている諸外国と同様の割合であり、本邦の地域理学療法においてもアウトカム評価指標の乏しい使用状況が課題となっていると考えられた。

この課題に影響する要因として、アウトカム評価指標の使用に関わる認識では、重要度に関して全体の83.5%がアウトカム評価指標の重要性を認識していた。また、アウトカム評価指標の望ましい使用頻度では、63.8%が日常臨床の中でアウトカム評価指標を使用する認識を示していた。それにもかかわらず、実際にアウトカム評価指標を使用している者は44.7%と限定的であり、これら理学療法士の認識と実際の使用状況との間には乖離が生じていることが明らかとなった。このようなアウトカム評価指標に対する肯定的な認識にも関わらず、実際の使用に至らない状況は諸外国でも認められている。例えば、Källら¹⁹⁾の調査では、スウェーデンのプライマリケアに従事する理学療法士の中で、アウトカム評価指標を使用することが重要であると認識している者は90%以上であった一方、日々の臨床でアウトカム評価指標を使用している者は約40%と、本研究と同様の乖離が認められている。そして、このような乖離が生じる理由には、アウトカム評価指標を選択する際の必要条件が満たせていない場合や、実際に使用する上での障壁が存在することが明らかとなっている。

本研究におけるアウトカム評価指標の必要条件として、尺度特性では信頼性や妥当性が検証されており、変化に対する検出可能性のある評価指標を重要としていた。また、測定方法の特性では、準備物や金銭的負担が不要なこと、評価時間が長くないことが特に重要な要素として選択され、この2つで全体の88.3%を占めていた。さらに、これらの結果は通所、訪問、施設サービスの臨床環境間で差を認めなかった。これに関して、Jtttら²⁾はアウトカム評価指標を選択した理由として、短時間で終了できること、患者にとってわかりやすいこと、信頼性や妥当性が確認されていることが上位を占めることを報告している。また、Mehtaら²⁷⁾も選択する評価指標の基準として、信頼性や妥当性の他、記入時間の速さや患者が理解し易いことなど、短時間で実用的な手段が優先的に選択されており本研究の結果と類似している。これらのことから、アウトカム評価指標の必要条件に関しては、国の違いや臨床環境に関わらず同様の要素が重要視されており、実行可能性の高い地域理学療法のSOMを作成するには、評価指標の計量心理学的特性だけでなく、評価に必要な準備物や金銭的負担、実施時間など実用性も考慮して

作成する必要があると考える。

さらに、アウトカム評価指標を使用する際の障壁に関して、理学療法士を対象とした先行研究では、評価指標を使用する時間がない^{2,28,29)}、資源が不足している²⁸⁾、適切な評価指標を選べない²⁹⁾、対象者が完遂することが難しい²⁾などが報告されており、本邦の地域理学療法とも共通した障壁が存在していることが明らかとなった。その一方、本研究の障壁として上位3つに挙げられた評価指標に関する教育不足や仲間と話す機会の不足などは、先行研究では障壁として報告される割合が少なく²⁹⁾、地域理学療法に特徴的な障壁である可能性が示唆された。

教育不足に関して、上岡ら³⁰⁾は、訪問リハビリテーション教育で育成すべき能力の1つとして、対象者の多様性を理解した上で包括的な評価と対応ができる専門技能を挙げており、アウトカム評価指標に限定したものではないものの、評価能力の向上は教育課題のひとつとなっている。また、室田ら³¹⁾は、訪問リハビリテーションの単独実施可能に向けた On the Job Training の到達目標を開発しており、様々な到達目標のひとつに情報収集・検査・評価を設定している。このように評価に関する課題や必要性は報告されているが、地域理学療法では幅広い疾病や障害に加えて、対象者の生活状況によって最適なアウトカム評価指標も異なるため、SOMが作成されていない現状では卒前・卒後教育につなげにくい現状があるかもしれない。さらに、全国規模の調査では新卒者の訪問リハビリテーションの従事を可能とする施設は30%と少なく、従事するまでの理学療法免許取得年数としては6割以上の施設が4年目以降を設定していた³²⁾。また、訪問リハビリテーションの教育体制として、69.5%が充実していないと回答し、各事業所の教育内容としては同行訪問など実務が中心で、学術的な教育機会は少ないことが報告されている³³⁾。つまり、地域理学療法に勤務した際、実務以外の教育を体系的に受ける機会が乏しく、本研究の対象者は先行研究（10年以上の経験者割合：43.0%）³⁴⁾と比較し経験年数が長いにも関わらず、評価指標に関する教育不足という障壁が最も多かったと推察される。次に仲間と話す機会に関して、地域理学療法では同じ事業所内で働く理学療法士の人数が病院環境と比べると少ないことが考えられる。例えば、本邦通所サービスにおける一事業所当たりの平均常勤人数は、通所リハビリテーションが1.7人、通所介護が0.12人と理学療法士が1名で運営していることも少なくない³⁵⁾。一方、訪問リハビリテーションにおける一事業所当たりの平均常勤人数は2.9人と通所サービスより多いが、臨床時間の多くは居宅を訪問しており、

事業所内で仲間と話す時間は必然的に限られてしまう³⁶⁾。このような本邦における地域理学療法の特性もあり、アウトカム評価指標について仲間と話す機会が確保できていない可能性が考えられた。

これらの結果から、日常臨床における SOM の使用促進を目指す際、一般的な障壁に加え、教育機会や仲間要因のような地域理学療法に特徴的な要素にも考慮する必要があると考える。具体的な取り組みとして、例えば、Sumner ら³⁷⁾は理学療法士への日常的なアウトカム評価指標の使用に対する教育効果として、資料配布という間接的な教育方法であっても、3ヶ月後のアウトカム評価指標の使用率が向上したことを報告している。このことから、本学会においても実行可能性の高い地域理学療法における SOM を作成し、教育資料として情報発信していくことは有効な手段であると考える。一方、仲間と話す機会の不足に対処するためには情報発信のみで解決することは難しく、各事業所単位で取り組む必要があるだろう。特に、組織的な要因により実施することが難しくなっているアウトカム評価指標を活用した症例検討などは、仲間と話す機会を確保できるだけでなく、地域理学療法の中で EBM の実践を進める卒後教育の一環としても重要であると考える。興味深いことに、理学療法士を対象に EBP と SOM の使用の関係について検討した研究では、全体として SOM の使用割合は43.2%であったが、EBP の必要性を支持した対象者に限ると SOM の使用割合は86.9%であると報告している¹⁶⁾。つまり、EBP を導入する理学療法士は、アウトカム評価指標を使用する目的を理解し、SOMによって理学療法の効果判定を実践していることが想定される。さらに、このような SOM の具体的な活用に関する理解や技術の差が、本研究で見られたアウトカム評価指標への高い重要度に対する低い使用頻度という乖離を生じているとも考えられる。そのため、SOM の使用に併せて EBP の教育も進めていく必要があるかもしれない。

本研究にはいくつかの限界点があり、結果の一般化に関しては注意が必要である。まず、1つ目は調査対象者の点である。本研究では、本学会会員を対象とした調査を行うため、一般会員と専門会員 A という学術活動経験者が対象となっており、理学療法士としての経験年数も比較的長い者が多く占めた。そのため、地域理学療法における通所や訪問、施設サービスに従事する理学療法士全体の意見を十分に考慮することはできていない。2つ目は標本数の点である。本学会会員の中で、通所や訪問、施設サービスに従事する理学療法士の人数は把握することができず、本研究では本学会の一般会員と専門会員 A の総数を母集団として

必要標本数の計算を行った。その結果、実際の回答者数は必要数に届かず、本研究結果が母集団の特性を適切に捉えているかの判断には注意が必要である。最後に自己選択バイアスが生じた可能性が考えられる。本研究ではweb上でのアンケート法を用いたため、調査への参加は対象者の判断に依存する手続きとなっている。そのため、地域理学療法におけるアウトカム評価指標の重要性や課題を認識している理学療法士が多く回答した可能性も考えられる。

これらの限界点はあるものの、本研究は本学会会員を対象として地域理学療法におけるアウトカム評価指標の使用状況や必要条件、障壁について調査したはじめての報告であり、今後、実行可能性の高いSOMの作成と、その普及戦略を検討するための基礎的知見になると考える。

結 論

本学会会員を対象にアウトカム評価指標の使用状況や必要条件、障壁の調査を実施した。その結果、日常臨床でのアウトカム評価指標の使用状況は乏しく、使用している評価指標も身体機能や認知機能、ADLにとどまっている可能性が考えられた。また、アウトカム評価指標を選択する必要条件として、計量心理学的特性だけでなく、評価に必要な準備物や金銭的負担、実施時間など実用性の部分も重要視していることが明らかとなった。さらに、アウトカム評価指標を使用する際の障壁としては、教育不足や仲間と話す機会など地域理学療法に特徴的な要素も顕在化し、地域理学療法におけるSOM作成と普及に向けた基礎的知見を得ることができた。

利益相反 (Conflict of Interest)

開示すべき利益相反はない。

謝辞 (Acknowledgments)

本論文は2022年5月16日に日本地域理学療法学会で実施したwebアンケート調査の結果を基に作成した。アンケート調査にご協力いただきました、日本地域理学療法学会の一般会員、専門会員Aの皆様、また理事の皆様には深謝いたします。

文献 (References)

- 1) Duncan EA, Murray J: The barriers and facilitators to routine outcome measurement by allied health professionals in practice: a systematic review. *BMC Health Serv Res.* 2012; 12: 96.
- 2) Jette DU, Halbert J, et al. Use of standardized outcome measures in physical therapist practice: perceptions and applications. *Phys Ther.* 2009; 89: 125-135.
- 3) Colquhoun HL, Lamontagne ME, et al. A systematic review of interventions to increase the use of standardized outcome measures by rehabilitation professionals. *Clin Rehabil.* 2017; 31: 299-309.
- 4) Leavy M, Berliner E, et al. Beyond Harmonization: Implementing Standardized Outcome Measures to Support Value-Based Care. *Value & Outcomes Spotlight.* 2020; 6: 20-22.
- 5) Academy of Neurologic Physical Therapy: ANPT Outcome Measures Recommendations. <https://www.neuropt.org/practice-resources/neurology-section-outcome-measures-recommendations> (2022年10月25日引用)
- 6) Haigh R, Tennant A, et al. The use of outcome measures in physical medicine and rehabilitation within Europe. *J Rehabil Med.* 2001; 33: 273-278.
- 7) Australian Physiotherapy Council: Australian Standards for Physiotherapy. Canberra, ACT: Australia Physiotherapy Council 2006. <https://physiocouncil.com.au/> (2022年7月31日引用)
- 8) 日本地域理学療法士学会ホームページ：地域理学療法学会定義（学会原案）。<https://www.jsccpt.jp/outline/> (2022年7月31日引用)
- 9) 合田秀人, 岩井浩一, 他：地域理学療法における評価指標の使用状況と臨床で必要とされる評価指標の条件に関する調査報告。理学療法学。2020; 47: 363-368.
- 10) 厚生労働省：高齢者の地域における新たなリハビリテーションの在り方検討会報告書。 <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000081906.html> (2022年7月31日引用)
- 11) Cavill N, Bauman A: Changing the way people think about health-enhancing physical activity: do mass media campaigns have a role? *J Sports Sci.* 2004; 22: 771-790.
- 12) Bernhardsson S, Johansson K, et al. Determinants of guideline use in primary care physical therapy: a cross-sectional survey of attitudes, knowledge, and behavior. *Phys Ther.* 2014; 94: 343-354.
- 13) Abrams D, Davidson M, et al. Monitoring the change: current trends in outcome measure usage in physiotherapy. *Man Ther.* 2006; 11: 46-53.
- 14) Al-Muqiren TN, Al-Eisa ES, et al. Implementation and use of standardized outcome measures by physical therapists in Saudi Arabia: barriers, facilitators and perceptions. *BMC Health Serv Res.* 2017; 17: 748.
- 15) Agyenkwa SK, Yarfai C, et al. Assessing the Use of Standardized Outcome Measures for Stroke Rehabilitation among Physiotherapists in Ghana. *Stroke Res Treat.* 2020: 9259017.
- 16) El-Sobkey SB, Helmy AM: Evidence-based practice and standardized outcome measures: Egyptian physical therapists' beliefs, perceptions and adoption. *World Appl. Sci. J.* 2012; 16: 1282-1291.
- 17) 合田秀人, 岩井浩一, 他：地域理学療法における評価指標の使用を妨げる要因に関する検討。理学療法科学。2019; 34: 817-822.
- 18) Sullivan JE, Crouner BE, et al. Outcome measures for

- individuals with stroke: process and recommendations from the American Physical Therapy Association neurology section task force. *Phys Ther.* 2013; 93: 1383-1396.
- 19) Käll I, Larsson ME, et al. Use of outcome measures improved after a tailored implementation in primary care physiotherapy: a prospective, controlled study. *J Eval Clin Pract.* 2016; 22: 668-676.
 - 20) 公益社団法人日本理学療法士協会：理学療法診療ガイドライン第1版 地域理学療法. https://www.japanpt.or.jp/upload/jspt/obj/files/guideline/00_ver_all.pdf (2022年7月31日引用)
 - 21) 公益社団法人日本理学療法士協会：理学療法ガイドライン第2版 地域理学療法ガイドライン. <https://www.japanpt.or.jp/privilege/management/materials/ptguideline2/> (2022年7月31日引用)
 - 22) 公益社団法人日本理学療法士協会 (監修)：理学療法ガイドライン第2版. 医学書院, 東京, 2021, pp. 594-612.
 - 23) Kanda Y: Investigation of the freely-available easy-to-use software "EZ R" (Easy R) for medical statistics. *Bone Marrow Transplant.* 2013; 48: 452-458.
 - 24) 志波直人, 水尻強志, 他：リハビリテーション関連雑誌における評価法使用動向調査-9-. *Jpn J Rehabil Med.* 2017; 54: 158-166.
 - 25) 一般社団法人全国デイ・ケア協会：「通所・訪問リハビリテーションの目的を踏まえた在り方に関する調査研究事業」報告書. <https://day-care.jp/wp/wp-content/uploads/fa15e10924242c4141492d390f170c41.pdf> (2022年7月31日引用)
 - 26) Van Peppen RP, Maissan FJ, et al. Outcome measures in physiotherapy management of patients with stroke: a survey into self-reported use, and barriers to and facilitators for use. *Physiother Res Int.* 2008; 13: 255-270.
 - 27) Mehta S, Grafton K: A survey on the use of outcome measures by musculoskeletal physiotherapist's in India. *Physiother Theory Pract.* 2014; 30: 110-122.
 - 28) Kay TM, Myers AM, et al. How far have we come since 1992? A comparative survey of physiotherapists' use of outcome measures. *Physiother Can.* 2001; 53: 268-275.
 - 29) Swinkels RA, van Peppen RP, et al. Current use and barriers and facilitators for implementation of standardised measures in physical therapy in the Netherlands. *BMC Musculoskelet Disord.* 2011; 12: 106.
 - 30) 上岡裕美子, 松田智行, 他：訪問リハビリテーションの教育プログラム構築に向けた調査報告：実践家から見た養成施設における教育の課題. *理学療法学.* 2013; 40: 378-385.
 - 31) 室田由美子, 大橋三広, 他：訪問療法士の On the Job Training における到達目標の開発. *理学療法科学.* 2019; 34: 601-606.
 - 32) 一般社団法人日本訪問リハビリテーション協会：『研修・研鑽に関する実態調査』調査報告 (令和3年3月31日). <https://www.houmonreha.org/mypage/library/detail167.html> (2022年10月25日引用)
 - 33) 齋藤正美, 大塚吉則：訪問リハビリテーションの教育・研修の現状と課題. *北海道大学大学院教育学研究院紀要.* 2007; 103: 127-135.
 - 34) 平野康之, 井澤和夫, 他：訪問リハビリテーション実践における要介護利用者の病状把握に重要なアセスメントの検討. *理学療法科学.* 2015; 30: 569-576.
 - 35) 厚生労働省：社会保障審議会介護給付費分科会第141回 通所リハビリテーション (平成29年6月21日). https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/0000168706.pdf (2022年7月31日引用)
 - 36) 厚生労働省：社会保障審議会介護給付費分科会第182回 訪問リハビリテーション (令和2年8月19日). <https://www.mhlw.go.jp/content/12300000/000679685.pdf> (2022年7月31日引用)
 - 37) Sumner M, Mead J, et al. Audit and re-audit of the CSP core standards of physiotherapy practice. *Physiotherapy.* 2000; 86: 512-516.

Practice, requirements, and barriers to outcome measures in
community-based physical therapy
—A web survey of members of the Japanese Society of Community-based
Comprehensive Physical Therapy—

Tatsuya OGAWA^{1,2,*}, Shuto GODA^{1,3}, Tomoya ISHIGAKI^{1,4}, Takashi SAITO,^{1,5}
Masanori WAKIDA^{1,6}, Sho SUGITA^{1,7}, Hyuma MAKIZAKO^{1,8}, Tome IKEZOE^{1,6}

¹ Japanese Society of Community-based Comprehensive Physical Therapy

² Department of Rehabilitation, Nishiyamato Rehabilitation Hospital

³ Department of Rehabilitation, Kashima Hospital

⁴ Department of Physical Therapy, Faculty of Rehabilitation Sciences, Nagoya Gakuin University

⁵ Department of Social Rehabilitation, Research Institute of National Rehabilitation Center for Persons with Disabilities

⁶ Department of Physical Therapy, Faculty of Rehabilitation, Kansai Medical University

⁷ Luxem Co., Ltd

⁸ Department of Physical Therapy, School of Health Sciences, Faculty of Medicine, Kagoshima University

Objective: To investigate the practice, requirements, and barriers to the development and disperse of standardized outcome measures (SOM) for community-based physical therapy.

Methods: A web-based questionnaire was sent to members of the Japanese Society of Community-based Comprehensive Physical Therapy who are engaged in day-care, home-visit, and facility services to people requiring long-term care.

Results: A total of 188 responded to the survey. While 83.5% recognized the importance of using outcome measures, only 44.7% used them routinely. The top two requirements were reliability and detectability of change for the scale characteristics, and the measurement method were the preparation and financial burden required for the assessment, and the time required to conduct the assessment. The top two barriers were lack of education and lack of opportunities to talk with peers.

Conclusion: We found a gap between the recognition of the importance of outcome measures and their implementation. In order to reach routine use of outcome measures, it is necessary to development SOM that take into account practicality and address barriers characteristic of community-based physical therapy.

Key words: outcome, standardized, measure, requirement, barrier

* Corresponding author

原 著

地域在住の要支援・要介護高齢者における生活空間での移動性の 広狭を判別する修正版5回椅子立ち座りテストと 片脚立位時間のカットオフ値の検証

五十嵐達也^{1,*}, 塩浦 宏祐², 谷 友太¹, 小田原大昂³,
井上 和樹⁴, 星野 涼⁵, 松岡 秀典⁶, 三友 恵一⁷

【目的】要支援・要介護高齢者を対象に、生活空間での移動性の広狭を判別する修正版5回椅子立ち座りテスト (modified SS-5) と片脚立位時間 (OLS) のカットオフ値を明らかにすることを目的とした。【方法】要支援・要介護高齢者66名 (年齢80.9±7.6歳, 女性39名) を Life Space Assessment の点数から2群に分類した。modified SS-5と OLS のカットオフ値と判別精度を、ROC 曲線による Youden Index と AUC で算出した。【結果】AUC とカットオフ値は、modified SS-5が0.905 (感度0.889, 特異度0.754) と12.82秒, OLS が0.860 (感度0.778, 特異度0.842) と7.25秒であった。【結論】要支援・要介護高齢者の生活空間での移動性の広狭の判別には、下肢筋力とバランス能力が重要な指標であることが示唆された。本研究の結果は、社会参加の向上を目指した理学療法における目標設定や介入計画の意思決定に寄与する知見である。

キーワード：下肢筋力, バランス能力, Life Space Assessment, 妥当性, 参加

はじめに

本邦の2021年10月時点での総人口に占める65歳以上の人口の割合は28.9%とされている¹⁾。また、要支援および要介護者数は、第1号被保険者の18.4%を占めており、いずれも増加傾向にある¹⁾。加齢に伴う筋力低下²⁾や外出頻度が減少した閉じこもり状態³⁾は、要介護状態の悪化や死亡などの有害健康転帰の発生に影響するとされている^{4,5)}。したがって、要介護高齢者を対象としたリハビリテーションにおいては、下肢筋

力やバランスといった身体的機能、地域への外出といった社会参加等に包括的な評価、介入を行うことが重要である。

高齢者における身体活動は、日常生活活動 (Activities of Daily Living: ADL) や社会参加において重要な役割を担う。身体活動の評価尺度の1つとして Life Space Assessment (LSA) がある⁶⁾。LSA は身体活動を生活空間といった概念でとらえ、過去4週間の各活動範囲レベルでの活動や頻度、自立度を数量的に評価する指標である。May ら⁷⁾は、生活空間を自宅内の移動から町や地域を超えた移動を含み、「一定の期間に人が移動した範囲」と定義している。すなわち、LSA は生活空間での移動性 (Life-Space Mobility)⁶⁾を把握する評価指標の1つであると言える。要介護高齢者における LSA でとらえられる生活空間での移動性には、社会参加^{8,9)}や自己効力感^{8,10)}、ADL 能力¹⁰⁾、身体機能¹¹⁾などが関連するとされており、日常生活に不可欠な活動である。

下肢筋力の評価手法の1つに、修正版5回椅子立ち座りテスト (modified five-repetition Sit-to-Stand test: modified SS-5)¹²⁾がある。modified SS-5 は、腕組み座位で椅子からの立ち上がりを遂行する5回椅子立ち座

¹ 沼田脳神経外科循環器科病院リハビリテーション部門

² 榛名荘病院

³ かがやき訪問看護ステーション

⁴ かがやき訪問看護ステーション前橋

⁵ 特別養護老人ホーム菜の花館

⁶ 沼田クリニック

⁷ 訪問看護ステーションまつかぜ

* 責任著者連絡先：沼田脳神経外科循環器科病院リハビリテーション部門

〒378-0014 群馬県沼田市栄町8番地

TEL: 0278-22-5052, FAX: 0278-22-5469

E-mail: h202c001@gunma-u.ac.jp

(受付日 2022年10月28日, 受理日 2022年12月29日,

J-STAGE 早期公開日 2023年3月10日)

doi: 10.57351/jccpt.JJCCPT22009



りテスト (five-repetition Sit-to-Stand test: SS-5)¹³⁾ を、虚弱高齢者に適用できるように修正し、両手を膝の上に置いた姿勢で椅子からの立ち座りを5回遂行する指標である。また、バランス能力の評価手法の1つに片脚立位保持 (One Leg Stand: OLS)^{14,15)} がある。いずれも特別な機器や場所を必要とせず、信頼性^{12,16)} や妥当性^{12,16)} に優れた評価尺度であり、要介護高齢者の身体機能評価として広く用いられているが、生活空間での移動性の広狭を判別するためのカットオフ値や判別精度は十分に検討されていない。在宅や通所リハビリテーションといった測定機器や場所に制約を受けやすい状況で実現可能性の高い評価手法を用い、生活空間での移動性の広狭を判別するためのカットオフ値を明らかにすることは、社会参加の向上を目指した地域理学療法における適切な目標設定や介入計画の意思決定に寄与する。

本研究の目的は、地域在住の要支援および要介護認定を受ける高齢者を対象に、在宅で簡便に測定が可能な modified SS-5 および OLS における、生活空間での移動性の広狭を判別するための両者のカットオフ値を確立することである。

対象および方法

1. 対象

本研究は2施設の通所リハビリテーション、3施設の訪問看護ステーションを対象とした多施設共同の横断的研究であった。調査対象は2021年1月から6月の間に通所リハビリテーションまたは訪問看護ステーションを利用する要支援または要介護高齢者とした。

取り込み基準は、1)要支援または要介護の認定を受けて何らかのサービスを利用中の者、2)65歳以上の者とした。除外基準は、1)測定が困難と判断される重篤な既往歴または合併症を有する者、2)失語症や認知症などにより検査内容の理解が困難であった者、3)本研究の同意が得られない者とした。本研究はヘルシンキ宣言に基づき、対象者へ本研究の趣旨を説明し、書面によりご本人もしくはご家族から同意署名を得た。同意の得られた66名の対象が本研究に参加した。本研究は沼田脳神経外科循環器科病院 倫理委員会 (承認番号: 300-2) の承認を得た。なお、本研究は Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology¹⁷⁾ のガイドラインに沿って実施された。

2. 方法

対象者の基本属性として、年齢、性別、要介護度、主疾患、下肢装具と歩行補助具の使用の有無、過去1年間の転倒歴の有無、SARC-F¹⁸⁾ を診療録から収集し

た。評価項目は、下肢筋力の指標に modified SS-5¹²⁾、バランス能力の指標に OLS^{14,15)}、生活空間での移動性の指標に LSA⁶⁾ とした。評価は同一日に全て測定した。

SARC-Fはサルコペニアのスクリーニングツールとして開発された5つの質問で構成された評価尺度である。各質問は Strength (S:力の弱さ)、Assistance walking (A:歩行補助具の有無)、Rising from a chair (R:椅子からの立ち上がり)、Climbing stairs (C:階段を登る)、Falls (F:転倒) で構成され、「まったくない」から「とても難しい」までの0-2点で回答する¹⁸⁾。合計点は0-10点に分布し、4点以上の場合にサルコペニアのリスクありと判断される。

modified SS-5 は、虚弱高齢者の下肢筋力を簡便に評価するために開発された評価手法である¹²⁾。原版の SS-5¹³⁾ では、腕組み座位で椅子からの立ち座りの遂行時間を測定するが、虚弱高齢者では腕組み座位からでは課題施行が困難なことが多く適用が限定されるため、modified SS-5 では両手を膝の上に置いた姿勢で椅子からの立ち上がりの遂行時間を測定する。測定には、背もたれ付きの高さ41 cmの椅子を用い、全ての測定に同仕様の椅子を使用して1回測定した。両脚を肩幅程度に広げた安静座位を開始肢位とし、5回の立ち座り動作をできるだけ早く遂行し、開始から5回目の着座時までの遂行時間をデジタルストップウォッチで測定した¹²⁾。遂行時間が短いほど、下肢筋力に優れていると解釈される。要支援および要介護高齢者を対象とした modified SS-5 の測定の信頼性は、Intraclass Correlation Coefficients が0.92で高い再検査信頼性が確認されている¹²⁾。また、下肢筋力や歩行能力との相関関係を有しており、妥当性が検証されている¹²⁾。

OLS は、両手を腰に置き、非支持脚を屈曲し、支持脚 (ボールを蹴る側) のみでの立位保持時間をデジタルストップウォッチにより測定した。保持時間が長いほど、バランス能力に優れていると解釈される。2回の測定を行い、平均を代表値とした。保持時間は120秒を上限として設定した。地域在住高齢者を対象とした OLS の信頼性と妥当性は検証されている¹⁶⁾。

LSA は、身体活動を生活空間といった概念でとらえ、過去4週間の各活動範囲レベルでの活動や頻度、自立度を数量的に評価する指標である⁶⁾。活動範囲は寝室内、自宅内、自宅近隣、住居から800 m以内、住居から16 km以内、住居から16 km以上の6つに区別される。頻度は1週間のうち、1日未満、1-3日、4-6日、7日の4つに区分される。自立度は物的および人的介助を要せずに自立して活動した最大の活動レベル、歩行補助具を用いて活動した最大の活動レベル、物的および人的介助を用いて活動した最大の活動レベ

ルの3つに区分される。得点化は、各生活空間（0-5点）の得点に頻度（1-4点）と自立度（1-2点）の得点を乗じて、それら得点の和をLSAの合計点とした。合計点は、0-120点の範囲であり、得点が高いほどより活動範囲が広く、活動の頻度や自立度が高いことを意味する。地域在住高齢者を対象としたLSAの信頼性と妥当性は検証されている^{6,19)}。

統計処理は、基本属性の記述統計量として、各測定値の平均値と標準偏差または人数と割合を算出した。また、臨床指標の記述統計量は、平均値と標準偏差、最大および最小値、中央値と四分位範囲、歪度と尖度を算出した。次に、modified SS-5およびOLSの生活空間での移動性の広狭を判別するためのカットオフ値および判別精度を検証するため、LSAの合計から60点をカットオフ値²⁰⁾として2群に分類し、基本属性および臨床指標を比較した。Sawyerら²⁰⁾はLSAの合計が60点以上の群と60点未満の群とでは、ADLおよび手段的ADLの制限や4年間の死亡率に差があったとされている。また、LSAの合計が60点以上の者は近隣から自立して外出する能力と一致したとされている²⁰⁾。そのため、本研究ではLSAの合計が60点以上を生活空間の移動性が広い群、60点未満を生活空間の移動性が狭い群と定義した。群間比較は、比率尺度に対応のないt検定、順序尺度にMann-WhitneyのU検定、名義尺度にFisherの正確確率検定を用いた。また、LSAを従属変数とし、modified SS-5およびOLSと両者の複合変数の3つを独立変数としたReceiver Operating Characteristic曲線により、それぞれのArea Under the Curve (AUC)によるカットオフ値を算出した。事前にLSAの合計から60点をカットオフ値とする2群を従属変数とし、modified SS-5、OLSの双方を独立変数として傾向スコアを算出した。この傾向スコアをmodified SS-5とOLSの複合変数とした。Youden Indexにより、感度、特異度、陽性尤度比、陰性尤度比、それぞれの95%信頼区間を算出した。AUCによる判別精度の程度は以下のように決定された。0.7-0.8で許容範囲、0.8-0.9で高い、0.90-1.0で優れた識別力とした²¹⁾。すべての統計解析にSPSS Statistics ver.25.0 (IBM Corp., Armonk, NY)を用い、有意水準は5%とした。

結 果

対象者の基本属性を表1に示した。全対象は66名で、性別は女性の割合が多く、要介護度は要支援の割合が多かった。主疾患は運動器疾患が最も多く、半数以上が歩行補助具を使用しており、かつ過去1年以内の転倒歴を有していた。SARC-F \geq 4点以上の者は48.5%

表1 対象者の基本属性

	全対象 (n=66)
年齢 (歳), 平均 (標準偏差)	80.9 (7.6)
性別 (女性), n (%)	39 (59.1)
要介護度 (人), n (%)	
要支援1	14 (21.2)
要支援2	22 (33.3)
要介護1	15 (22.7)
要介護2	9 (13.6)
要介護3	3 (4.5)
要介護4	2 (3.0)
要介護5	1 (1.5)
主疾患 (人), n (%)	
脳血管疾患	15 (22.7)
循環器疾患	7 (10.6)
運動器疾患	27 (40.9)
神経性疾患	12 (18.2)
その他	5 (7.6)
下肢装具の使用 (人), n (%)	7 (10.6)
歩行補助具の使用 (人), n (%)	46 (69.7)
過去1年間の転倒歴 (人), n (%)	35 (53.0)
SARC-F \geq 4 (人), n (%)	32 (48.5)

であった(表1)。表2にmodified SS-5、OLS、LSAの分布を示した。それぞれの平均値は順に、15.4秒、6.8秒、43.9点であった(表2)。

表3に生活空間での移動性の広狭で分類した基本属性、臨床指標の比較の結果を示した。歩行補助具の使用、SARC-F \geq 4点以上の者は生活空間の移動性が狭い群で有意に多かった。臨床指標はいずれも生活空間の移動性が広い群で有意に優れていた(表3)。

表4と図1に生活空間での移動性の広狭を判別するmodified SS-5、OLSと両者の複合変数のROC曲線の結果を示した。OLSに比べ、modified SS-5で生活空間での移動性の広狭の判別精度に優れており、modified SS-5とOLSの複合変数はAUCに最も優れていた。それぞれのカットオフ値は、modified SS-5が12.82秒で、OLSが7.25秒であった(表4、図1)。

考 察

本研究では地域在住の要支援・要介護認定を受ける高齢者を対象に、在宅で簡便に測定が可能なmodified SS-5とOLSにおける、生活空間での移動性の広狭を判別するための両者のカットオフ値を明らかにした。その結果、要支援・要介護認定を受ける高齢者では、modified SS-5とOLSのいずれも高い精度で生活空間での移動性の広狭を判別でき、両者を組み合わせた際に最も判別精度が高いことが明らかとなった。

これまでSS-5のカットオフ値はいくつか検討され

表2 modified SS-5, OLS, LSA の分布

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	中央値	第1四分位	第3四分位	歪度	尖度
modified SS-5 (秒)	15.4	6.3	4.9	43.5	15.0	10.9	18.4	1.5	4.9
OLS (秒)	6.8	14.0	0.0	93.4	2.1	0.5	7.0	4.4	23.4
LSA (点)	43.9	18.4	4.0	120.0	42.8	31.8	51.0	1.3	3.7

modified SS-5, modified 5 times Sit to Stand test; OLS, One-Leg Standing test; LSA, Life Space Assessment

表3 生活空間での移動性の広狭で分類した基本属性, modified SS-5, OLS, LSA の群間比較

	LSA ≥60 (n=9)	LSA <60 (n=57)	p value
年齢 (歳), 平均 (標準偏差)	79.7 (7.6)	81.1 (7.7)	0.593
性別 (女性), n (%)	5 (55.6)	34 (59.6)	1.000
要介護度 (要支援1/2/要介護1/2/3/4/5), (人)	2/4/2/0/1/0/0	12/18/13/9/2/2/1	0.506
主疾患 (脳血管疾患/循環器疾患/運動器疾患/神経性疾患/その他), (人)	1/0/5/2/1	14/7/22/10/4	p<0.05
下肢装具の使用 (人), n (%)	0.0 (0.0)	7 (12.3)	0.581
歩行補助具の使用 (人), n (%)	1 (11.1)	45 (78.9)	p<0.01
過去1年間の転倒歴 (人), n (%)	4 (44.4)	31 (54.4)	0.724
SARC-F ≥ 4 (人), n (%)	0.0 (0.0)	32.0 (48.5)	p<0.01
modified SS-5 (秒), 平均 (標準偏差)	9.2 (2.7)	16.4 (49.5)	p<0.01
OLS (秒), 平均 (標準偏差)	24.9 (29.4)	3.9 (50.5)	p<0.01
LSA (点), 平均 (標準偏差)	77.9 (18.0)	38.5 (51.5)	p<0.01

対応のない t 検定または Fisher の正確確率検定または Mann-Whitney の U 検定で比較した. modified SS-5, modified 5 times Sit to Stand test; OLS, One-Leg Standing test; LSA, Life Space Assessment

表4 生活空間での移動性の広狭を判別する modified SS-5, OLS と両者の複合のカットオフ値と判別精度

	Cut off 値	Youden index	AUC (95% CI)	感度 (95% CI)	特異度 (95% CI)	陽性尤度比 (95% CI)	陰性尤度比 (95% CI)
modified SS-5 + OLS	—	0.696	0.910 (0.819-1.000)	0.889 (0.597-0.980)	0.807 (0.761-0.821)	4.606 (2.500-5.485)	0.138 (0.025-0.529)
modified SS-5	12.82	0.643	0.905 (0.814-0.997)	0.889 (0.594-0.980)	0.754 (0.708-0.769)	3.619 (2.033-4.237)	0.147 (0.026-0.574)
OLS	7.25	0.620	0.860 (0.741-0.978)	0.778 (0.485-0.934)	0.842 (0.796-0.867)	4.926 (2.375-7.007)	0.264 (0.076-0.647)

modified SS-5, modified 5 times Sit to Stand test; OLS, One-Leg Standing test; LSA, Life Space Assessment; AUC, Area Under the Curve; 95% CI, 95% Confidence Interval

ており、地域在住高齢者における障害発生の予測には10-12.8秒^{22,23)}、転倒予測には12-15秒^{24,25)}と報告されている。本研究における modified SS-5 のカットオフ値は12.82秒であり、本研究の結果はこれら先行研究²²⁻²⁵⁾と近似した値を示した。また、OLS の転倒予測²⁶⁾のカットオフ値は、入院高齢者で1.02秒²⁷⁾、要介護高齢者で3秒²⁸⁾、健常高齢者で12.7秒²⁹⁾と報告されている。本研究における OLS のカットオフ値は7.25秒であり、入院および要介護高齢者の転倒予測のカットオフ値^{27,28)}よりも高い値を示した。生活空間での移動性には、趣味活動や近隣住民との交流といった社会活動^{8,9)}が関連することが報告されている。要支援・

要介護高齢者における生活空間での移動性の広狭を判別するためには、転倒予測に比べ、より高次のバランス能力が求められることが示唆された。

本研究における modified SS-5, OLS の生活空間での移動性の広狭を判別するための AUC は、0.905, 0.860 であり、生活空間での移動性の広狭で分類した2群間の比較でも双方で有意な差を認めた。また、modified SS-5, OLS の両者を組み合わせた場合の AUC は0.910 と生活空間での移動性の広狭の判別精度に最も優れていた。高齢者における生活空間の移動性は下肢筋力やバランス能力を包括的に評価する Short Physical Performance Battery と関連したことが報告されている¹⁹⁾。

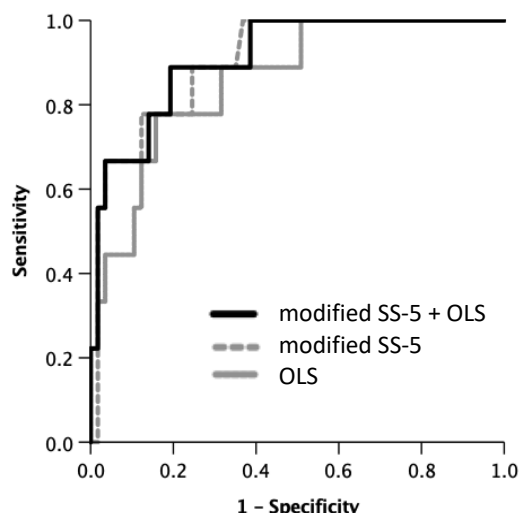


図1 生活空間での移動性の広狭を判別する modified SS-5, OLS, 両者の複合変数の ROC 曲線
modified SS-5, modified 5 times Sit to Stand test; OLS, One-Leg Standing test

本研究においても下肢筋力やバランス能力は高い判別精度であったことから、ADL および手段的 ADL の制限や 4 年間の死亡率に関連があったとされる生活空間での移動性に優れた要支援・要介護高齢者を判別するためには、下肢筋力とバランス能力が極めて重要であることが示唆された。

OLS のバランス構成要素は静的安定性と基礎的な運動システムで構成されている^{30,31)}。本研究における OLS の分布は歪度が 4.4、中央値が 2.1 であり、バランス能力における静的安定性の能力層が低い症例が対象の多くを占めていた可能性がある。また、modified SS-5 の平均は 15.4 秒と、通所介護施設を利用する要介護者¹²⁾ に比べ、優れた下肢筋力であった。全対象のうち要支援高齢者が 54.5% を占めており、要支援・要介護高齢者の中でも下肢筋力に優れた母集団であった可能性がある。これらの得点分布の特性は一般化可能性として留意すべき点であると考えられた。

本研究では、地域在住の要支援・要介護認定を受け高齢者を対象に、在宅で簡便に測定が可能な modified SS-5 および OLS における生活空間での移動性の広狭を判別するためのカットオフ値を明らかにした。本研究の限界は、2 群間の比較においてサンプルサイズの差が大きかった点である。今後はより大規模な集団で外的妥当性を検証することが望ましいと考える。また、要介護度や主疾患の分布に偏りが見られた。今後は、要介護度や主疾患毎に検証を行うことで、臨床での一般化可能性がより高くなると考える。また、歩行速度などの他のパフォーマンステストは解析に含められていないため、今後検証する必要がある。

結 論

地域在住の要支援・要介護高齢者における生活空間での移動性の広狭を判別するためのカットオフ値は、modified SS-5 が 12.82 秒で、OLS が 7.25 秒で、いずれも高い判別精度であった。本研究の結果は、対象者の社会参加の向上を目指した地域理学療法における適切な目標設定や介入計画の意思決定に寄与する知見である。

利 益 相 反

本研究に関連し、開示すべき利益相反はない。

文 献

- 1) 厚生労働省ホームページ：令和 4 年度版高齢社会白書。
https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2022/zenbun/pdf/1s1s_01.pdf (2022年10月10日引用)
- 2) Clark BC, Manini TM: What is dynapenia. *Nutrition*. 2012; 28: 495-503.
- 3) 渡辺美鈴, 渡辺丈真, 他：自立生活の在宅高齢者の閉じこもりによる要介護の発生状況について. *日本老年医学会雑誌*. 2005; 42: 99-105.
- 4) Cooper R, Kuh D, et al. Objective measures of physical capability and subsequent health: a systematic review. *Age Ageing*. 2011; 40: 14-23.
- 5) 新開省二, 藤田幸司, 他：地域高齢者におけるタイプ別閉じこもりの予後 2 年間の追跡研究. *日本公衆衛生雑誌*. 2005; 52: 627-638.
- 6) Baker PS, Bodner EV, et al. Measuring life-space mobility in community dwelling older adults. *J Am Geriatr Soc*. 2003; 51: 1610-1614.
- 7) May D, Nayak USL, et al. The life-space diary: a measure of mobility in old people at home. *Int Rehab Med*. 1985; 7: 182-186.
- 8) 森川真也, 玉利光太郎, 他：生活空間の短期的変化と予測因子の抽出—通院・通所リハビリテーションを利用する低活動高齢者を対象とした小規模他施設研究一. *理学療法学*. 2015; 42: 494-502.
- 9) 川村皓生, 加藤智香子, 他：通所リハビリテーション利用者の生活活動度の関連因子について. *日本老年医学会雑誌*. 2018; 55: 65-73.
- 10) 堀越一孝, 藤田峰子, 他：要支援・要介護高齢者の活動狭小化に影響する生活機能・精神機能および社会機能の検討. *日本老年医学会雑誌*. 2021; 58: 436-445.
- 11) 南條恵吾, 長澤弘, 他：通所リハビリテーションにおける運動機能に対する介入効果に 1 年間の生活空間の変化が及ぼす影響. *理学療法学*. 2017; 44: 357-363.
- 12) 牧迫飛雄馬, 太田暁美, 他：虚弱高齢者における身体運動機能評価を目的とした 5 回椅子立ち座りテストの改良とその信頼性の検証. *スポーツ科学研究*. 2008; 5: 71-78.
- 13) Lord SR, Murray SM, et al. Sit-to-stand performance depends on sensation, speed, balance, and psychological status in addition to strength in older people. *J Gerontol A*

- Biol Sci. 2002; 57: M539-M543.
- 14) Veltas BJ, Wayne SJ, et al. One-leg balance is an important predictor of injurious falls in older persons. *J Am Geriatr Soc.* 1997; 45: 735-738.
 - 15) Tinetti ME: Performance-oriented assessment of mobility problems in elderly patients. *J Am Geriatr Soc.* 1986; 34: 119-126.
 - 16) Lin MR, Hwang HF, et al. Psychometric comparisons of the timed up and go, one leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc.* 2004; 52: 1343-1348.
 - 17) von Elm E, Altman D, et al. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) Statement: guidelines for reporting observational studies. *Epidemiology.* 2007; 18: 800-804.
 - 18) Malmstrom TK, Morley JE: SARC-F: a simple questionnaire to rapidly diagnose sarcopenia. *J Am Med Dir Assoc.* 2013; 14: 531-532.
 - 19) Peel C, Baker PS, et al. Assessing mobility in older adults: the UAB Study of Aging Life-Space Assessment. *Phys Ther.* 2005; 85: 1008-1119.
 - 20) Sawyer P, Allman RM: Resilience in mobility in the context of chronic disease and aging: Cross-sectional and prospective findings from the University of Alabama at Birmingham (UAB) Study of Aging. In P. S. Fry & C. L. M. Keyes (Eds.), *Frontiers of resilient aging: Life-strengths and wellness in late life.* Cambridge University Press, New York, 2010, pp. 310-339.
 - 21) Hosmer DW, Lemeshow S: *Applied logistic regression.* 2nd ed. Wiley, New York, 2000, pp. 47-90.
 - 22) Makizako H, Shimada H, et al. Predictive cutoff values of the five-times sit-to-stand test and the timed "up & go" test for disability incidence in older people dwelling in the community. *Phys Ther.* 2017; 97: 417-424.
 - 23) Kim M, Won CW: Cut points of chair stand test for poor physical function and its association with adverse health outcomes in community-dwelling older adults: A cross-sectional and longitudinal study. *J Am Med Dir Assoc.* 2022; 23: 1375-1382.
 - 24) Tiedemann A, Shimada H, et al. The comparative ability of eight functional mobility tests for predicting falls in community-dwelling older people. *Age Ageing.* 2008; 37: 430-435.
 - 25) Buatois S, Miljkovic D, et al. Five times sit to stand test is a predictor of recurrent falls in healthy community-living subjects aged 65 and older. *J Am Geriatr Soc.* 2008; 56: 1575-1577.
 - 26) Kozinc Ž, Löfler S, et al. Diagnostic balance tests for assessing risk of falls and distinguishing older adult fallers and non-fallers: a systematic review with meta-analysis. *Diagnostics (Basel).* 2020; 10: 667
 - 27) Thomas JI, Lane JV: A pilot study to explore the predictive validity of 4 measures of falls risk in frail elderly patients. *Arch Phys Med Rehabil.* 2005; 86: 1636-1640.
 - 28) Shimada H, Suzukawa M, et al. Which neuromuscular or cognitive test is the optimal screening tool to predict falls in frail community-dwelling older people? *Gerontology.* 2009; 55: 532-538.
 - 29) Jalali MM, Gerami H, et al. Balance performance in older adults and its relationship with falling. *Aging Clin Exp Res.* 2015; 27: 287-296.
 - 30) Mancini M, Horak FB: The relevance of clinical balance assessment tools to differentiate balance deficits. *Eur J Phys Rehabil Med.* 2010; 46: 239-248.
 - 31) Sibley KM, Beauchamp MK, et al. Using the systems framework for postural control to analyze the components of balance evaluated in standardized balance measures: A scoping review. *Arch Phys Med Rehabil.* 2015; 96: 122-132.

Validation of cutoff values of the modified five-repetition Sit-to-Stand and One-Leg Stand tests to discriminate life-space mobility in community-dwelling older adults needing support or care

Tatsuya IGARASHI^{1,*}, Kosuke SHIOURA², Yuta TANI¹, Hiroataka ODAWARA³, Kazuki INOUE⁴, Ryo HOSHINO⁵, Hidenori MATSUOKA⁶, Keiichi MITOMO⁷

¹ Department of Rehabilitation, Numata Neurosurgery and Cardiovascular Hospital

² Harunaso Hospital

³ Kagayaki Visiting Nurse Station

⁴ Kagayaki Visiting Nurse Station Maebashi

⁵ Special Nursing Home Nanohanakan

⁶ Numata Clinic

⁷ Visiting Nurse Station Matsukaze

Objective: The purpose of this study was to clarify the cutoff values of the modified five-repetition Sit-to-Stand and the One-Leg Stand tests, which discriminate life-space mobility in community-dwelling older adults certified as needing support or care.

Methods: Data obtained from 66 adults (age: 80.9 ± 7.6 years, 39 women) who were using either day-care rehabilitation or home-visit nursing stations were analyzed cross-sectionally. Participants were classified into two groups according to the degree of life-space mobility as determined by Life Space Assessment. Cutoff values and discriminant accuracy of both tests were calculated using the Youden Index and area under the curve (AUC) based on the receiver operating characteristic curve.

Results: The respective AUCs and cutoff values were 0.905 (sensitivity: 0.889, specificity: 0.754) and 12.82 sec for the modified five-repetition Sit-to-Stand test and 0.860 (sensitivity: 0.778, specificity: 0.842) and 7.25 sec for the One-Leg Stand test.

Conclusion: The results suggest that lower-limb muscle strength and balance ability are important indicators for life-space mobility in community-dwelling older adults needing support or care. The findings of this study contribute to decision making in goal setting and intervention planning in physical therapy aimed at improving social participation in older adults.

Key words: lower limb muscle strength, balance, Life Space Assessment, validity, participation

* Corresponding author

地域理学療法学 第 2 卷

編集委員長 牧迫飛雄馬

編集委員 池添 冬芽 石垣 智也 尾川 達也 小林 聖美

鈴川芽久美 樋口 由美 松林 義人 山上 徹也

脇田 正徳 (五十音順)

地域理学療法学 第 2 卷

2023 年 3 月 31 日 発行

編集発行

一般社団法人 日本地域理学療法学会

〒106-0032 東京都港区六本木七丁目 11 番 10 号

公益社団法人 日本理学療法士会館内

URL : <https://www.jsccpt.jp/>

e-mail : [jjccpt.edit\(at\)gmail.com](mailto:jjccpt.edit(at)gmail.com)

(メールアドレスの(at)は@に変更しご利用ください)

(制作) レタープレス株式会社

〒739-1752 広島県広島市安佐北区上深川町 809-5

TEL 082-844-7500 / FAX 082-844-7800
