ISSN 2436-8075

運動器理学療法学

Journal of Musculoskeletal Physical Therapy

日本運動器理学療法学会機関誌
2026 Vol.6 No.1

運動器理学療法学　第 6 巻第 1 号

目　次

エディトリアル

非特異的腰痛における「stratified care」と「targeted treatment」
…… 隈元庸夫 … 1

研究論文（原著）

腰部脊柱管狭窄症患者における 6 分間歩行距離に関連する因子の検討
…… 廣津　昂　安彦鉄平　辰田明紀　槇尾　智　原田智久　村田　伸 … 3

人工膝関節全置換術前リハビリテーション期間中の膝屈曲可動域変化パターン：
術前初回屈曲角度による層別化分析
…… 扇谷恭輔　浮城健吾　三上達也　大森啓司　館山　唯　三浦浩太
鳥海柚葉　高橋大河　小野健斗　吉田俊教　大越康充 … 11

大腿骨近位部骨折患者における術後 48 時間以内の早期離床と術後合併症および術後 1 年の
歩行再獲得との関連：認知症の有無によるサブグループ解析
…… 片田昌志　南條恵悟　長塩拓也　野田　玄 … 19

短　　報

人工股関節全置換術前後におけるハンドヘルドダイナモメーターを用いた
筋力評価の最小可検変化量
…… 増田健人　尾藤貴宣　安藤貴弘　青木隆明　宮川貴樹　秋山治彦 … 31

運動器理学療法学　第 6 巻第 1 号　1 〜 2 頁（2026 年）

エディトリアル

非特異的腰痛における「stratified care」と「targeted treatment」*

隈元庸夫[1)#]

緒　　言

画像診断などで明確な原因が特定困難な非特異的腰痛に対する従来の画一的な体幹トレーニングやストレッチの治療効果（effect size）の低さが国際的に指摘されている[1)]。そのため，2023 年に世界保健機関（WHO）が発表した，慢性腰痛に関する初の世界統一ガイドライン[2)]や，過去 30 年間の国際ガイドラインを俯瞰した 2026 年の最新レビュー[3)]では，患者の特性に応じた「層別化ケア（stratified care）」や「サブグループ化（subgrouping）」への転換が強く推奨されている。腰痛は症状であり，多様な病態が混在するため，少しでも特定のメカニカル要因や心理社会的リスク要因を抽出し，ターゲットを絞った理学療法（targeted treatment）を提供することが腰痛理学療法の世界的なパラダイムシフトとなっている[4–6)]。

代表的な層別化ケアと臨床推論

層別化ケアは，主に「運動機能障害に基づく分類」と「予後・心理社会的リスクに基づく分類」に大別される[4–6)]。

1. 運動機能障害に基づく分類（バイオメカニクスに基づく分類）

1）屈曲障害型（Flexion Pattern）：体幹屈曲や座位保持で増悪。腰椎の過屈曲動作によって，前方支持組織へは圧縮，後面支持組織へは伸張といった力学的ストレスが生じる。

2）伸展障害型（Extension Pattern）：体幹伸展や立位保持で増悪。過前弯に伴い椎間関節や椎弓への圧迫ストレスが過剰となる。

評価においては，問題となる動作の部位と方向，機能不全の存在を特定していくことが重要である。動作における腰部の過剰な運動制限，つまり関節運動機能（movement）障害なのか，動作における腰部の制御能力が不十分，つまり運動制御（motor control）障害なのかを判断していく。つまり，非特異的腰痛の評価と治療においては解剖学やバイオメカニクスの原則に基づく臨床推論が重要となる。単に痛みの局所を追うのではなく，脊柱全体の姿勢制御や隣接関節との運動連鎖を科学的に評価・修正していく[7)]。

2. 予後・心理社会的リスクに基づく分類（危険度に基づく分類）

予後予測においては「STarT Back Tool（SBT）」などのリスク層別化ツールを用い，運動恐怖や痛みの破滅的思考の程度から「低・中・高リスク」にスクリーニングするアプローチが世界的に定着している[5)]。

層別化ケアに応じた理学療法

1. 運動機能障害へのアプローチ

1）屈曲障害型：腰椎の過屈曲抑制と股関節優位の動作再学習を行う。健常者では屈曲時に背筋群の筋活動が消失する屈曲弛緩現象を認めるが，これは背筋群の遠心性運動から，靭帯などの軟部組織による受動的な姿勢保持へ移行した結果とされる。屈曲角度が強まるほど骨盤の後方への並進運動の制御のために腰背筋群よりも大殿筋とハムストリングの筋活動が高まる[8)]。腰痛がある場合は背筋群の過剰収縮による屈曲弛緩現象の消失が認められる。腰痛者の背筋内圧は高く，筋血流量が減少し阻血

---

* Stratified Care and Targeted Treatment for Non-Specific Low Back Pain

1）北海道千歳リハビリテーション大学健康科学部リハビリテーション学科
（〒 066–0055　北海道千歳市里美 2 丁目 10 番）
Tsuneo Kumamoto, PT, PhD: Department of Rehabilitation, Faculty of Health Science, Hokkaido Chitose College of Rehabilitation
E-mail: t-kumamoto@chitose-reha.ac.jp

キーワード：非特異的腰痛，層別化ケア，サブグループ化，targeted treatment
Key words: Non-specific low back pain, Stratified care, Subgrouping, Targeted treatment

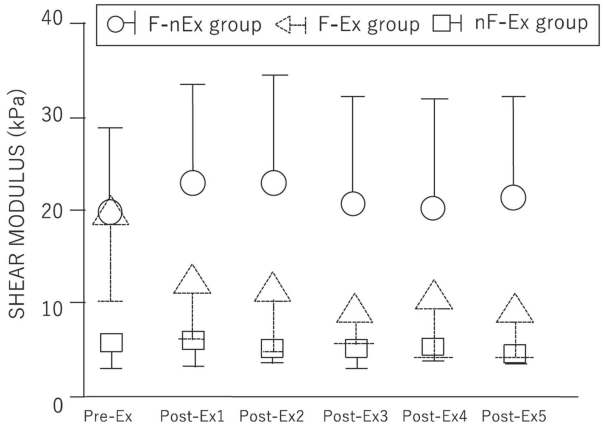


図 1　立位体幹伸展運動による多裂筋の剪断弾性率（shear modulus）の変化

F-nEx group では剪断弾性率の変化を認めなかったが，F-Ex group では立位体幹伸展運動による多裂筋の剪断弾性率の有意な低下（柔軟性の回復）を認めた。また，nF-Ex group では立位体幹伸展運動による剪断弾性率の変化を認めなかった。このことから，筋疲労性の屈曲時痛を有する症例に対しては，同運動による腰痛軽減が期待できる。

・F-nEx group：筋疲労した状態で，そのまま立位保持を行った群
・F-Ex group：筋疲労した状態から，立位体幹伸展運動を実施した群
・nF-Ex group：筋疲労していない状態から，立位体幹伸展運動を実施した群

が生じることによって疼痛が発生するが，立位での体幹伸展運動で多裂筋の shear modulus の軽減（柔軟性の回復）と循環動態の改善が認められる点からも屈曲時痛を有する場合は体幹伸展運動による腰痛軽減が期待できる[9)10)]（図 1）。

2）伸展障害型：腰椎過前弯の矯正と体幹・骨盤帯・股関節の協調性向上を図る。立位での体幹伸展時に過度に接近している腰椎の分節間を拡大するように上位棘突起部位を下方から持ち上げ，過度な分節間の伸展を抑制した状態での体幹伸展によって疼痛軽減を図る。股関節屈筋群や胸部前面筋群の柔軟性低下が確認できた場合には治療としてストレッチングを実施する。多裂筋は椎間関節の支配枝である脊髄神経後枝内側枝によって支配される。そのため，椎間関節に由来する特に一過性の多裂筋収縮による筋内圧の局所的上昇が疼痛を引き起こす要因となりうる。過剰収縮を引き起こした motor control 障害に対してリラクゼーションやストレッチ，適切な運動制御（モーターコントロール）を再獲得させる。

2. 心理社会的リスクへの最新アプローチ[5)]

1）低リスク群：医療の過剰介入（オーバーメディカライゼーション）を防ぐことが重要である。「構造的な大問題はない」という安心感（reassurance）を与え，活動性維持を促す最小限の指導（active management）に留め，自己管理を促す。

2）中リスク群：身体的な運動機能障害が痛みの主な要因である。このグループには，上述したバイオメカニクス的評価に基づき，個別化された特異的運動療法を提供する。

3）高リスク群：身体的アプローチだけでは効果が出にくい。国際ガイドラインの潮流である「痛み神経科学教育（PNE: pain neuroscience education）」により組織損傷と痛みの不一致を理解させる。最新の知見でも運動恐怖（kinesiophobia）軽減への有効性が支持されている。痛みを過度に恐れずに動ける範囲を少しずつ広げていく「段階的活動（graded activity）」や「段階的暴露（graded exposure）」を組み合わせ，脳のブレーキを外していく[3)5)]。

結　　語

非特異的腰痛に対する理学療法において，特定の治療手技の優位性は否定されつつあり，重要なのは「誰にどの治療を適用するか」である。バイオメカニクス的根拠をベースに患者の多面的なリスクを臨床推論で紐解き，層別化ケアとして最適な方針を選択すること，つまり targeted treatment が早期の機能回復と QOL 向上に直結する。

文　　献

1）Hayden JA, Ellis J, Ogilvie R, et al.: Exercise therapy for chronic low back pain. Cochrane Database Syst Rev 2021; 9(9): CD009790.
2）World Health Organization: WHO guidelines for the management of chronic primary low back pain in adults in primary and community care. Geneva: World Health Organization; 2023.
3）Oliveira CB, Koes BW, Pinto RZ, et al.: Towards global clinical practice guidelines for the management of non-specific low back pain in primary care: a review of current guideline recommendations and how they have changed over the last 30 years. Lancet Rheumatol 2026; 8(6): e470-e485.
4）O'Sullivan P: Diagnosis and classification of chronic low back pain disorders: maladaptive movement and motor control impairments as underlying mechanism. Man Ther 2005; 10(4): 242-255.
5）Hill JC, Whitehurst DG, Lewis M, et al.: Comparison of stratified primary care management for low back pain with current best practice (STarT Back): a randomised controlled trial. Lancet 2011; 378(9802): 1560-1571.
6）Foster NE, Hill JC, O'Sullivan PB, et al.: Stratified care for low back pain. Phys Ther 2015; 95(5): 740-747.
7）隈元庸夫：バイオメカニクスに基づく脊椎疾患患者の評価と治療の進め方．理学療法 2025; 42(4): 305-314.
8）隈元庸夫，世古俊明，田中昌史，他：立位と座位における屈曲弛緩現象の違い．理療科 2014; 29 (4): 321-326.
9）Kumamoto T, Seko T, Matsuda R, et al.: Change in the circulation and activity of the lower erector spinae muscles after repeated trunk extension movement. J Back Musculoskelet Rehabil 2019; 32(6): 931-936.
10）Kumamoto T, Seko T, Matsuda R, et al.: Repeated standing back extension exercise: Influence on muscle shear modulus change after lumbodorsal muscle fatigue. Work 2021; 68(4): 1229-1237.

運動器理学療法学　第 6 巻第 1 号　3 〜 10 頁（2026 年）

研究論文（原著）

腰部脊柱管狭窄症患者における 6 分間歩行距離に関連する因子の検討*

廣津　昂[1)2)#]　安彦鉄平[3)]　辰田明紀[1)]
槇尾　智[4)]　原田智久[4)]　村田　伸[3)]

【目的】本研究の目的は，術前腰部脊柱管狭窄症（lumbar spinal stenosis：LSS）における 6 分間歩行距離（6-minute walk distance：6MWD）の関連要因を，身体機能，歩行直後痛，および心理機能の観点から多角的に明らかにすることである。【方法】LSS 患者 142 名を対象に，6MWD，背部および下肢の歩行直後痛，膝伸展筋力，片足立ち保持時間，痛みの破局的思考，不安，抑うつを評価した。6MWD を従属変数，基本属性および各評価項目を独立変数とした重回帰分析を実施した。【結果】6MWD と独立して関連した要因は，年齢（$\beta = -0.214$，$p = 0.011$），下肢痛（$\beta = -0.166$，$p = 0.028$），膝伸展筋力（$\beta = 0.349$，$p < 0.001$），片足立ち保持時間（$\beta = 0.218$，$p = 0.006$）であった（調整済み $R^2 = 0.391$）。【結論】術前 LSS 患者における 6MWD は，心理機能と関連せず，年齢，下肢痛，膝伸展筋力，片足立ち保持時間が関連した。特に，膝伸展筋力が 6MWD を規定する重要な指標であることが示唆された。

キーワード　6 分間歩行距離，身体機能，歩行直後痛，心理機能，膝伸展筋力

はじめに

腰部脊柱管狭窄症（lumbar spinal stenosis：以下，LSS）患者は，下肢痛，しびれ，筋力低下および間欠性跛行を呈し，日常生活動作（Activities of Daily Living：以下，ADL）障害や生活の質（Quality of life：以下，QOL）低下を経験する[1)]。歩行能力の低下は，身体機能や QOL のみならず，地域社会への参加にも影響を及ぼす[2)]。LSS 患者の歩行能力評価には，自己ペース歩行テスト（the self-paced walking test：以下，SPWT）やトレッドミル歩行テストが一般的に用いられる。SPWT[3)] は，30 分以内に自分のペースで歩行し，神経性間欠性跛行により停止するまでの距離を測定する評価法である。一方，6 分間歩行試験（6-minute walk test：以下，6MWT）[4)] は，6 分間歩行距離（6-minute walk distance：6MWD）を簡便に測定でき，特殊な機器を必要とせず信頼性が高い[5)]。6MWT は，主に呼吸器・循環器疾患で用いられるが，LSS 患者の術後経過や治療効果の判定にも活用され[6)]，ADL および QOL とも関連する重要な指標である[7)]。また，SPWT と比較して短時間で実施できる利点があり，トレッドミル歩行テストとも相関関係が認められている[8)]。

Cazzoletti ら[9)] は，健常成人を対象に，6MWD には，性別，年齢，身長，体重が関連することを報告している。また，Takenaka ら[10)] は，LSS 患者を対象に，術後 6 ヵ月の 6MWD には，年齢，体重，手術椎間数，除圧術，体幹伸展筋力，術前 6MWD が関連することを報告している。このように，術前 6MWD は術後の予後予測因子となり得るが，術前 LSS 患者を対象とした横断的検討は限られており，十分な知見が得られていない。一方，術

* Assessment of Factors Associated with 6-minute Walking Distance in Patients with Lumbar Spinal Stenosis

1）洛和会丸太町病院
（〒 604–8401　京都市中京区七本松通丸太町上ル）
Subaru Hirotsu, PT, MSc, Akinori Tatsuda, PT: Department of Rehabilitation, Rakuwakai Marutamachi Hospital
2）京都橘大学大学院健康科学研究科
Subaru Hirotsu, PT, MSc: Graduate School of Health Sciences, Kyoto Tachibana University
3）京都橘大学健康科学部理学療法学科
Teppei Abiko, PT, PhD, Shin Murata, PT, PhD: Department of Physical Therapy, Faculty of Health Sciences, Kyoto Tachibana University
4）参宮橋脊椎センター
Satoshi Makio, MD, Tomohisa Harada, MD: Sangubashi Spine Center
E-mail: h901524002@st.tachibana-u.ac.jp

（受付日　2026 年 1 月 6 日／受理日　2026 年 3 月 25 日）

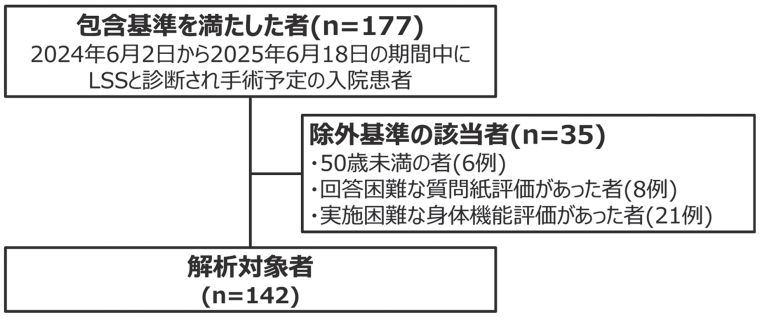


Fig. 1　対象者選定のフローチャート

前 LSS 患者を対象に，6MWD が患者立脚型 ADL 障害と独立して関連する要因であることが報告されている [11]。このことから，6MWD の関連因子を明らかにすることは，術前評価およびリハビリテーションの計画立案，ADL 障害の改善に寄与する可能性がある。また，6MWD には LSS 特有の神経性間欠性跛行が関連する [12] が，6MWT 実施時の背部痛および下肢痛を併せて評価した報告は少ない [13]。したがって，LSS 患者における 6MWD を検討する際には，背景因子に加えて病態，身体機能，歩行直後の痛みなどを含めて検討する必要がある。

さらに，LSS 患者の歩行能力には，心理機能が関係することが報告されている。Wada ら [14] は，術前・術後ともに Pain Catastrophizing Scale（以下，PCS）スコアが歩行速度と関連することを報告している。また，Ammendolia ら [15] は，抑うつなどの心理要因が間欠性跛行と関連することを報告している。特に，PCS が示す痛みの破局的思考は，患者の疼痛に対する行動回避を助長し，不活動や廃用を惹起し，身体機能や運動耐容能の低下につながるとされている [16]。これらの知見から，LSS 患者における 6MWD の関連要因を明らかにするうえで心理因子の影響も考慮すべきであることが示唆される。しかし，先行研究において，術前 LSS 患者を対象に，身体機能，歩行直後の痛み，心理機能を同一モデルに含めて 6MWD との関連を多角的に解析した報告は見当たらない。

本研究の目的は，LSS 患者における 6MWD の関連要因を，身体機能，歩行直後の痛み，および心理機能の観点から解明することである。本研究では，手術適応となった LSS 患者における間欠性跛行が関与する評価項目を整理し，重点的に介入すべき機能障害を特定することで，術前リハビリテーションの計画立案，術後の歩行機能および ADL 障害の改善に資する基礎的知見が得られる可能性がある。

対象と方法

1. 対象

対象者は，2024 年 6 月 2 日～ 2025 年 6 月 18 日までの間に LSS と診断された手術予定患者 177 例とした。2 名の脊椎専門医が画像所見や臨床症状から LSS を診断した。除外基準は，50 歳未満の者 [17]（n = 6），質問紙評価への回答が困難であった者（n = 8），身体機能評価の実施が困難であった者（n = 21）とした。なお，脳卒中，重度の心肺疾患，下肢の整形外科疾患の既往など，身体機能評価の結果に影響を及ぼす可能性のある併存疾患を有する症例は認められなかった（Fig. 1）。

なお，本研究はヘルシンキ宣言に概説された倫理原則にしたがい，京都橘大学研究倫理委員会の承認（承認番号：24-57）を得て実施された。参加者の個人情報は匿名化され，適切に保護された。本研究は後ろ向き観察研究であるため文書による同意取得は行わず，研究の趣旨や目的，個人情報の取扱いについてホームページ上に公開し，オプトアウト方式を用いた。

2. 方法

本研究は単施設の横断研究である。年齢，性別，身長，体重などの基本特性および罹患期間，狭窄椎体高位，狭窄タイプ（神経根型または馬尾型）は電子カルテから収集した。体重を身長の 2 乗で除した Body Mass Index（以下，BMI）を算出した。研究期間中に手術目的で入院した対象者に対し，手術前日にすべての評価を実施した。4 名の理学療法士が事前に作成したマニュアルに基づいて行い，測定方法を統一した。

1）6MWD

米国胸部医学会のガイドライン [4] では 30 m の歩行路が推奨されているが，本研究では測定施設で確保できた 15 m の歩行路とした [11]。歩行路が 15 m に設定された 6MWT は 30 m の場合と関連が強く [18]，信頼性と妥当性も確認されている [19] ことから，本研究においても評価

精度に問題はないと判断した。被験者に対し，歩行路を可能な限り最大努力で往復するよう指示し，6 分間の歩行距離を測定した。また，途中で休憩してもよいと説明して行った。歩行時は，対象者が普段使用している歩行補助具を使用し，測定は 1 回とした。なお，対象者は LSS 患者であり，転倒のリスクが考えられるため，安全面を考慮し検査者は対象者の後側方を並走した。

2）痛みの評価

疼痛強度[20]は，Numerical rating scale を用いて，痛みのない状態を 0，想像しうるもっとも強い痛みを 10 として表現し，6MWT 終了直後に背部痛と下肢痛の痛みの強さを直感的に表現してもらった。なお，背部痛は腰背部に生じる痛み，下肢痛は臀部および下肢に生じる痛みと定義した。

3）身体機能評価

膝関節伸展筋力の測定は，Hand-Held Dynamometer（以下，HHD）（μTas F-1，アニマ社製）を用い，Katoh ら[21]の方法に準じて実施した。測定肢位は端座位とし，膝関節 90° 屈曲位で，体幹を垂直位に保ち，代償を防ぐために両腕は胸の前で組むよう指示した。HHD のセンサーパッドはベルトで固定し，測定中はセンサーパッドのずれを防止するため，検者が前方で軽く支持した。測定は，左右 2 回ずつ行い，左右の最大値の平均値を体重で除し，筋力体重比（kgf/kg）を算出した。

片足立ち保持時間[22]は，ストップウォッチを用いて左右 2 回ずつ行い，左右の最長時間の平均値を代表値（秒）として採用した。この際，対象者は体側に上肢をつけ，開眼して 2 m 先の印を注視するように指示し，上肢が体幹を離れる，支持脚の位置がずれる，または対側の足部が床につくまでの時間を測定した。本研究では，60 秒を上限とした[23]。

4）心理機能評価

PCS[24]は，痛み経験をネガティブに捉える思考および認知を意味する破局的思考を評価する自記式質問紙である。設問は 13 項目であり，各項目 0 から 4 点で採点され（52 点満点），点数が高いほど痛みの破局的思考が重度であることを意味する。なお，下位尺度として反芻，拡大視，無力感の 3 因子に分類できる。PCS の点数が 30 点以上で破局的思考が強いと判定されている。

不安および抑うつの評価は，Örebro Musculoskeletal Pain Screening Questionnaire（以下，ÖMPSQ）[25]の下位項目を用いた。それぞれ 0 から 10 点で採点し，点数が高いほど不安または抑うつ傾向があると判定した。

3. 統計学的解析

基本特性および各評価項目は，shapiro-wilk 検定を用いて正規性の有無を確認した。次に，6MWD との関連性を明らかにするために，6MWD と各評価項目においてスピアマンの順位相関係数を用いた。さらに，6MWD と独立して関連する要因を明らかにするために，6MWD を従属変数とし，年齢，性別，BMI，罹患期間，狭窄が認められた椎間数，狭窄タイプ（馬尾型または神経根型），歩行直後の痛み（背部痛・下肢痛），膝伸展筋力，片足立ち保持時間，PCS，不安，抑うつを独立変数とした重回帰分析（強制投入法）を実施した。残差の正規性は，非標準化残差の Q-Q プロットおよび残差を shapiro-wilk 検定を用いて評価した。

なお，多重共線性を考慮するため，分散拡大係数（variance inflation factor：以下，VIF）を算出し，VIF が 5 未満であることを確認した[26]。

すべての統計解析には SPSS Statistics Ver.30.0（IBM）を使用し，有意水準は 5% とした。

結　　果

対象者の基本属性および臨床的特徴を Table 1 に示す。次に，各評価結果の相関分析の結果を Table 2 に示す。6MWD と膝伸展筋力（$\rho = 0.446$，$p < 0.001$），片足立ち保持時間（$\rho = 0.451$，$p < 0.001$）に有意な正の相関が認められ，年齢（$\rho = -0.425$，$p < 0.001$），背部痛（$\rho = -0.225$，$p = 0.007$），下肢痛（$\rho = -0.263$，$p = 0.002$）に有意な負の相関が認められた。

次に，6MWD を従属変数とし，背景因子，病態，歩行直後の痛み，身体機能，心理機能を独立変数とした重回帰分析の結果を Table 3 に示す。6MWD と独立して関連する要因は，年齢（$\beta = -0.226$，$p = 0.010$），下肢痛（$\beta = -0.156$，$p = 0.039$），膝伸展筋力（$\beta = 0.350$，$p < 0.001$），片足立ち保持時間（$\beta = 0.219$，$p = 0.006$）が抽出された（調整済み $R^2 = 0.391$）。また，Q-Q プロットでは点は概ね直線上に分布し，大きな逸脱は認められず（Fig. 2），非標準化残差は正規分布していると判断された（$p = 0.120$）。なお，独立変数間の VIF は 1.125 ～ 2.636 であり，多重共線性の懸念はなかった。

考　　察

本研究では，LSS 患者における 6MWD の関連要因を，身体機能，歩行直後の痛み，心理機能の観点から検討した。その結果，6MWD に独立して関連した要因は年齢，下肢痛，膝伸展筋力，片足立ち保持時間であり，膝伸展筋力の標準化偏回帰係数がもっとも高かった。一方，PCS，不安，抑うつはいずれも有意な関連を示さなかっ

Table 1　基本属性および臨床的特徴（n=142）

変数	記述統計量
年齢［歳］	71 [64−77]
BMI［kg/m^2］	24.1 ± 3.5
性別（男：女）	91: 51
n（%）	(64.1%: 35.9%)
狭窄タイプ（馬尾型：神経根型）	79: 63
n（%）	(55.6%: 44.4%)
狭窄椎体高位（L1−5）	L1:8, L2:50, L3:92, L4:116, L5:33
狭窄椎間数［椎間］	2 [1−3]
罹患期間［日］	466 [172−1123]
背部痛［点］（NRS）	2 [0−5]
下肢痛［点］（NRS）	5 [1−7]
膝伸展筋力［kgf/kg］	0.4 [0.3−0.5]
片足立ち保持時間［秒］	6.0 [17.2−40.8]
上限の 60 秒達成者数，n（%）	25 (18%)
6 分間歩行距離［m］	384.0 [316.0−432.0]
歩行補助具（杖：独歩）	9: 133
n（%）	(6.3%: 93.7%)
PCS［点］	24.2 ± 10.8
不安［点］	5 [2−6]
抑うつ［点］	3 [2−6]

平均±標準偏差，中央値［四分位範囲］
狭窄椎間数［椎間］：L1−5 のうち狭窄が認められた椎間の総数
BMI: Body mass index，NRS: Numerical rating scale，PCS: Pain Catastrophizing Scale

Table 2　各評価における相関分析の結果（n=142）

	6MWD	年齢	BMI	狭窄椎間数	発症期間	背部痛	下肢痛	膝伸展筋力	片足立ち保持時間	PCS	不安
年齢	−0.425**										
BMI	−0.079	−0.196*									
狭窄椎間数	−0.093	0.142	0.182*								
罹患期間	0.027	−0.010	−0.036	0.043							
背部痛	−0.225**	0.130	0.093	−0.055	0.116						
下肢痛	−0.263**	0.105	0.027	0.109	0.196*	0.423**					
膝伸展筋力	0.446**	−0.184*	−0.170*	0.206*	0.015	−0.194*	−0.090				
片足立ち保持時間	0.451**	−0.409**	−0.141	−0.106	−0.012	−0.187*	−0.105	0.180*			
PCS	−0.129	0.081	−0.032	0.203*	−0.057	0.108	0.056	−0.035	−0.075		
不安	−0.091	−0.053	−0.025	−0.156	0.032	0.013	0.030	−0.147	−0.018	0.284**	
抑うつ	−0.057	0.082	0.044	0.024	−0.004	−0.002	−0.028	−0.094	0.014	0.530**	0.683**

* $p < 0.05$，** $p < 0.01$
スピアマンの順位相関係数
6MWD: 6-minute walking distance，BMI: Body mass index，PCS: Pain Catastrophizing Scale

た。これらの結果から，LSS 患者における 6MWD には，心理的要因よりも身体的要因が強く関与し，特に膝伸展筋力がもっとも重要な指標であることが示唆された。

6MWD に独立して関連した要因は，年齢，歩行直後の下肢痛，膝伸展筋力，片足立ち保持時間であった。LSS 患者を対象とした大規模調査では，歩行能力が年齢や術前の下肢痛と関連することが示されており[27]，本研究はこれを支持する結果であった。加齢に伴い膝伸展筋力

Table 3　6MWD を従属変数とした重回帰分析の結果（n=142）

独立変数	非標準化係数		標準化係数（β）	95% 信頼区間	p	*VIF*
	B	標準誤差				
年齢	−2.496	0.955	−0.226	−4.385 〜 −0.607	0.010	1.723
性別	−6.799	14.857	−0.035	−36.198 〜 22.601	0.648	1.306
BMI	−0.58	2.25	−0.022	−5.040 〜 3.881	0.798	1.610
狭窄タイプ	−23.07	13.39	−0.122	−49.563 〜 3.426	0.087	1.146
罹患期間	0.003	0.002	0.127	0.000 〜 0.006	0.072	1.125
狭窄椎間数	−4.775	7.541	−0.050	−19.697 〜 10.148	0.528	1.438
背部痛	−0.401	2.514	−0.012	−5.375 〜 4.573	0.874	1.335
下肢痛	−4.885	2.345	−0.156	−9.526 〜 −0.244	0.039	1.295
膝伸展筋力	259.717	59.025	0.350	142.918 〜 376.517	<0.001	1.451
片足立ち保持時間	0.984	0.352	0.219	0.287 〜 1.681	0.006	1.413
PCS	−0.443	0.716	−0.051	−1.859 〜 0.974	0.537	1.568
不安	−3.3	3.666	−0.088	−10.555 〜 3.954	0.370	2.196
抑うつ	2.297	3.944	0.062	−5.507 〜 10.102	0.561	2.636
調整済み R^2		0.391	<0.001			

重回帰分析（強制投入法）
6MWD: 6-minute walking distance，VIF: variance inflation factor，BMI: body mass index，PCS: Pain Catastrophizing Scale

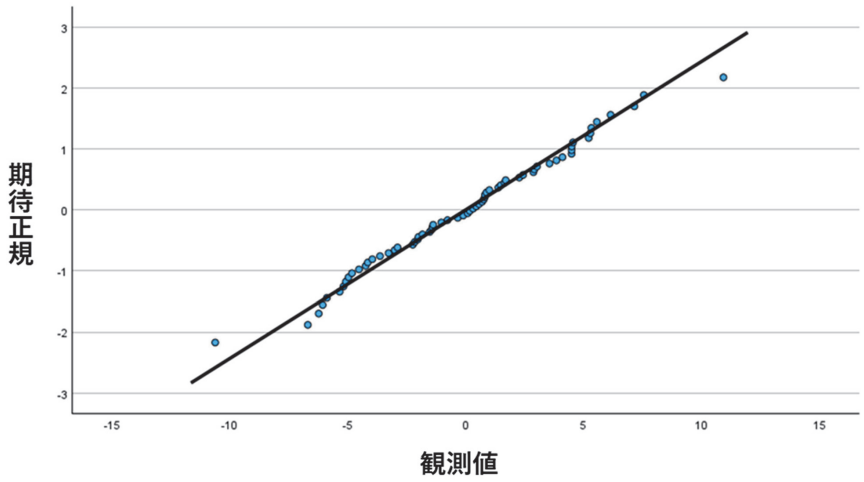


Fig. 2　非標準化残差の正規 Q-Q プロット

やバランス能力，歩行能力は低下することが報告されており [28]，本研究でも同様の傾向が示唆された。さらに，安静時痛よりも歩行直後の痛みが神経性間欠性跛行の発現に深く関与することが示されており [13]，本研究でも歩行直後の痛みが 6MWD の有用な関連因子であることが示された。6MWD は，その評価特性から歩行能力に加えて，バランス能力が関係することが考えられる。膝伸展筋力が歩行速度と関連する [29] ことも踏まえると，本研究結果は妥当な結果といえる。これらのことが関与し，6MWD に関連する可変因子は膝伸展筋力，片足立ち保持時間，歩行直後の下肢痛であり，標準化偏回帰係数の結果から，膝伸展筋力の寄与がもっとも大きく，次いで片足立ち保持時間，歩行直後の下肢痛の順であることが明らかになった。

LSS では脊柱管狭小化に伴う神経・血管の圧迫により神経性間欠跛行が生じ，下肢痛とともに筋力低下が生じる [30]。先行研究において，神経性間欠跛行を有する LSS 患者は，ない者と比較して下肢筋力および歩行能力が有意に低いことが報告されている [31]。膝伸展筋力は立脚期の安定化と推進を担い，歩行速度の主要規定因子であり [29]，この歩行速度は 6MWD と関連する可能性が高い。さらに，本研究結果から，膝伸展筋力は片足立ち保持時

間と相関関係が認められた。本研究では，膝伸展筋力がバランス能力と歩行速度を介した間接効果により，歩行持久性を反映する 6MWD と関連したことが推察された。理学療法介入により下肢筋力と歩行能力が改善することが報告されており [32]，膝伸展筋力は介入可能な要素である。LSS 患者において，6MWD が ADL および QOL と関連する点 [7] を踏まえると，膝伸展筋力の強化が LSS 患者の機能改善において重要な介入の 1 つと位置づけられる。

一方，心理機能は 6MWD と有意な関連を示さなかった。LSS 患者において PCS が歩行速度と関連することが報告されており，その平均値は 32.7 点であった [14]。本研究の対象者では平均 24.2 点と低く，破局的思考が強いとされるカットオフ値 30 点を下回っていた。したがって，破局的思考が軽度な LSS 患者では，6MWD への影響が小さい可能性が示唆された。また，質的研究により抑うつが間欠性跛行と関連すると報告されている [15] 一方で，CES-D による抑うつ評価が歩行距離と関連しなかったことが報告されている [33]。さらに，システマティックレビューでも，不安や抑うつと歩行能力との関連は一貫していないと結論づけられている [34]。これらの結果から，心理機能と歩行能力の関係については見解が分かれており，今後も検討が必要である。

本研究の限界は以下の通りである。まず，本研究は単施設で実施され，身体機能評価の実施が困難な者を除外しているため，重症例が十分に含まれていない可能性がある。次に，本研究は手術予定の腰部脊柱管狭窄症患者のみを対象としており，保存的治療が選択された患者は含まれていない。そのため，本研究結果の一般化可能性は限定的であり，選択バイアスが生じている可能性があるため，解釈には注意が必要である。さらに，本研究は横断研究であり，6MWD と身体機能，歩行直後の痛みおよび心理機能との因果関係について言及することはできない。また，本研究では鎮痛薬や抗不安薬などの薬剤使用が疼痛や心理機能に影響した可能性を完全に除外することはできないが，これらを統制することは困難であった。LSS は，障害椎体高位が多様であり，神経症状に伴う麻痺性筋力低下に加えて，疼痛や活動量低下による廃用性筋萎縮が混在している可能性がある。膝関節伸展筋は歩行時の立脚安定性や推進力に重要な役割を果たすことから，こうした病態下においても，歩行能力を代表的に反映する下肢筋力指標と考えられる。一方で，本研究では神経髄節レベルに特異的な筋力低下や感覚障害を十分に評価できておらず，この点は本研究の限界である。今後は，画像評価や神経学的評価を追加することで，6MWD に関連する機能的要因をより詳細に検討する必要がある。さらに，本研究では不安・抑うつの評価に ÖMPSQ の下位尺度を用いたが，The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale や Hospital Anxiety and Depression Scale などの尺度を併用することで，より詳細な心理状態を把握したい。加えて，縦断的研究を通じて，6MWD と身体機能，歩行直後の痛みおよび心理機能の変化の程度との因果関係を調査すること，膝伸展筋力強化による 6MWD 延長に向けた介入効果を検証したい。

結　　論

6MWD の評価は，心理機能よりも年齢，歩行直後の下肢痛，膝伸展筋力，片足立ち保持時間が重要である。このうち，膝伸展筋力が 6MWD ともっとも強い関連を示し，術前段階で優先的に評価すべき指標であることが示唆された。

利 益 相 反

開示すべき利益相反はない。

謝　　辞

本研究の実施にあたりご協力いただきました洛和会丸太町病院リハビリテーション部の奥田祐基先生，古川和哉先生，掛田千瑛先生，および看護部のスタッフの皆様，ならびに対象者としてご参加いただきました皆様に深謝いたします。

文　　献

1）Fanuele JC, Birkmeyer JD, Abdu WA, et al.: The impact of spinal problems on the health status of patients: Have we underestimated the effect? Spine 2000; 25: 1509-1514.
2）Tomkins-Lane CC, Holz SC, Yamakawa KS, et al.: Predictors of walking performance and walking capacity in people with lumbar spinal stenosis, low back pain, and asymptomatic controls. Arch Phys Med Rehabil 2012; 93: 647-653.
3）Tomkins CC, Battié MC, Rogers T, et al.: A criterion measure of walking capacity in lumbar spinal stenosis and its comparison with a treadmill protocol. Spine (Phila Pa 1976) 2009; 34: 2444-2449.
4）ATS Committee on Proficiency Standards for Clinical Pulmonary Function Laboratories: ATS statement: Guidelines for the six-minute walk test. Am J Respir Crit Care Med 2002; 166: 111-117.
5）Uszko-Lencer NHMK, Mesquita R, Janssen E, et al.: Reliability, construct validity and determinants of 6-minute walk test performance in patients with chronic heart failure. Int J Cardiol 2017; 240: 285-290.
6）Försth P, Ólafsson G, Carlsson T, et al.: A randomized, controlled

trial of fusion surgery for lumbar spinal stenosis. N Engl J Med 2016; 374: 1413-1423.
7) Sakaguchi T, Tanaka M, Patel J, et al.: Minimal clinically important difference in the six-minute walking distance 12 months after lumbar spinal stenosis surgery. Cureus 2025; 17: e81153.
8) Nevelikova M, Dosbaba F, Pepera G, et al.: Validity and reliability of automated treadmill six-minute walk test in patients entering exercise-based cardiac rehabilitation. Ann Med 2023; 55(2): 2304664.
9) Cazzoletti L, Zanolin ME, Dorelli G, et al.: Six-minute walk distance in healthy subjects: Reference standards from a general population sample. Respir Res 2022; 23: 83.
10) Takenaka H, Sugiura H, Kamiya M, et al.: Predictors of walking ability after surgery for lumbar spinal canal stenosis: A prospective study. Spine J 2019; 19: 1824-1831.
11) Hirotsu S, Abiko T, Tatsuda A, et al.: Assessment of physical and psychological function factors and central sensitization-related symptoms associated with the Oswestry disability index in patients with lumbar spinal stenosis. Eur Spine J 2025; doi: 10.1007/s00586-025-09551-z.
12) McIlroy S, Bearne L, Weinman J, et al.: Identifying modifiable factors that influence walking in patients undergoing surgery for neurogenic claudication: A prospective longitudinal study. Sci Rep 2025; 15: 4959.
13) Tomkins-Lane CC, Battié MC: Predictors of objectively measured walking capacity in people with degenerative lumbar spinal stenosis. J Back Musculoskelet Rehabil 2013; 26: 345-352.
14) Wada T, Tanishima S, Kitsuda Y, et al.: Walking speed is associated with postoperative pain catastrophizing in patients with lumbar spinal stenosis: A prospective observational study. BMC Musculoskelet Disord 2022; 23: 1108.
15) Ammendolia C, Schneider M, Williams K, et al.: The physical and psychological impact of neurogenic claudication: The patients' perspectives. J Can Chiropr Assoc 2017; 61: 18-31.
16) Meeus M, Nijs J, Van Wilgen CP, et al.: Moving on to movement in patients with chronic joint pain. Pain Clinical Updates 2016; 24: 18.
17) Sato K, Iwabuchi M, Endo T, et al.: Association between trunk extensor strength and gait-induced back pain in the elderly with adult spinal deformity: A cross-sectional study. Eur Spine J 2024; 33: 2770-2776.
18) Chuatrakoon B, Seepang N, Chaiwong D, et al.: The agreement of the various distance walkway in the 6-minute walk test in healthy adults. PLoS One 2025; 20: e0321503.
19) Nusdwinuringtyas N, Triangto K, Alwi I, et al.: The validity and reliability of six-minute walk test in a 15-meter track. Indones J Phys Med Rehabil 2021; 10: 57-66.
20) Huskisson EC: Measurement of pain. Lancet 1974; 2: 1127-1131.
21) Katoh M, Isozaki K: Reliability of isometric knee extension muscle strength measurements of healthy elderly subjects made with a hand-held dynamometer and a belt. J Phys Ther Sci 2014; 26: 1855-1859.
22) Murata S, Nakano H, Ishida T, et al.: Association between the presence or absence of bow-legs and physical functions in community-dwelling elderly females. J Jpn Health Promot Phys Ther 2022; 12: 51-56.
23) Michikawa T, Nishiwaki Y, Takebayashi T, et al.: One-leg standing test for elderly populations. J Orthop Sci 2009; 14: 675-685.
24) Sullivan MJL: The pain catastrophizing scale: User manual. pp. 1-36; 2009, McGill University, Montreal.
25) Yoshimoto T, Yamada K, Fujii T, et al.: Validity and reliability of the Japanese version of the Örebro Musculoskeletal Pain Screening Questionnaire-short form for chronic low back pain. Pain Physician 2022; 25: E681-E688.
26) Kim HY: Statistical notes for clinical researchers: Simple linear regression 3 − Residual analysis. Restor Dent Endod 2019; 44: e11.
27) McIlroy S, Jadhakhan F, Bell D, et al.: Prediction of walking ability following posterior decompression for lumbar spinal stenosis. Eur Spine J 2021; 30: 3307-3318.
28) Nakao H, Yoshikawa T, Mimura T, et al.: Influence of lower-extremity muscle force, muscle mass and asymmetry in knee extension force on gait ability in community-dwelling elderly women. J Phys Ther Sci 2006; 18: 73-79.
29) Villacís V, Villacís RI, Fernández Soto GF, et al.: Knee extension strength on gait speed in the elderly. Ibero-Am J Health Sci Res 2024; 4(S): 196-201.
30) Inoue H, Watanabe H, Okami H, et al.: Handgrip strength correlates with walking in lumbar spinal stenosis. Eur Spine J 2020; 29: 2198-2204.
31) Schmidt CT, Ward RE, Suri P, et al.: Association of neuromuscular attributes with performance-based mobility among community-dwelling older adults with symptomatic lumbar spinal stenosis. Arch Phys Med Rehabil 2017; 98: 1400-1406.
32) Fors M, Enthoven P, Abbott A, et al.: Effects of pre-surgery physiotherapy on walking ability and lower extremity strength in patients with degenerative lumbar spine disorder: Secondary outcomes of the PREPARE randomized controlled trial. BMC Musculoskelet Disord 2019; 20: 468.
33) Zeifang F, Schiltenwolf M, Abel R, et al.: Gait analysis does not correlate with clinical and MR imaging parameters in patients with symptomatic lumbar spinal stenosis. BMC Musculoskelet Disord 2008; 9: 89.
34) Houle M, Bonneau JD, Marchand AA, et al.: Physical and psychological factors associated with walking capacity in patients with lumbar spinal stenosis with neurogenic claudication: A systematic scoping review. Front Neurol 2021; 12: 720662.

Assessment of Factors Associated with 6-minute Walking Distance in Patients with Lumbar Spinal Stenosis

Subaru Hirotsu[1)2)], Teppei Abiko[3)], Akinori Tatsuda[1)],
Satoshi Makio[4)], Tomohisa Harada[4)], Shin Murata[3)]

[1)] *Department of Rehabilitation, Rakuwakai Marutamachi Hospital*
[2)] *Graduate School of Health Sciences, Kyoto Tachibana University*
[3)] *Department of Physical Therapy, Faculty of Health Sciences, Kyoto Tachibana University*
[4)] *Sangubashi Spine Center*

Objective: We elucidated factors related to 6-minute walk distance (6 MWD) performance by patients with preoperative lumbar spinal stenosis (LSS), considering multiple perspectives, including physical function, pain immediately after walking, and psychological function.

Methods: We performed a single-center, cross-sectional study. A total of 142 participants (median age, 71 [64－77] years; 64.1% male) diagnosed with LSS met all eligibility criteria. The 6 MWD, back and lower limb pain immediately after walking, knee extension strength, one-leg standing time, pain catastrophizing, anxiety, and depression were assessed in each 142 participant. Multiple regression analysis was performed using the 6 MWD as the dependent variable, and basic attributes and other measured evaluation items as independent variables.

Results: Age ($\beta = -0.214$, $p = 0.011$), lower limb pain ($\beta = -0.166$, $p = 0.028$), knee extension strength ($\beta = 0.349$, $p < 0.001$), and one-leg standing time ($\beta = 0.218$, $p = 0.006$) each associated with 6 MWD (adjusted $R^2 = 0.391$).

Conclusions: The 6 MWD did not associate with psychological function in preoperative patients with LSS but with age, lower limb pain, knee extension strength, and one-leg standing time. Knee extension strength was the significant indicator of 6 MWD.

Key words: 6-minute walking distance, Physical function, Pain immediately after walking, Psychological function, Knee extension strength

運動器理学療法学　第 6 巻第 1 号　11 〜 18 頁（2026 年）

研究論文（原著）

人工膝関節全置換術前リハビリテーション期間中の膝屈曲可動域変化パターン：術前初回屈曲角度による層別化分析*

扇谷恭輔[1)#]　浮城健吾[1)]　三上達也[1)]　大森啓司[1)]　館山　唯[1)]　三浦浩太[1)]
鳥海柚葉[1)]　高橋大河[1)]　小野健斗[1)]　吉田俊教[1)]　大越康充[2)]

【目的】人工膝関節全置換術前膝屈曲可動域（ROM）120° を境界値として対象を層別化し，術前リハビリテーション期間中の可動域変化パターンが層間で異なるかを明らかにすることである。【方法】初回人工膝関節全置換術予定 112 例を ROM120° 未満（28 例）と 120° 以上（84 例）の 2 群に分け，初回評価と入院時の膝屈曲可動域の変化が群で異なるか 2 要因反復測定分散分析を用いて検討した。【結果】群×時点交互作用は有意であり（$F = 24.47$, $p < 0.01$, partial $\eta^2 = 0.18$），120° 未満群は 11.6° 増加（95%CI: 7.3–15.9°, $p < 0.01$）し，120° 以上群は変化がなかった（2.1°，$p = 0.23$）。【結論】対象を層別化した結果，術前リハビリテーション期間中の可動域変化パターンは層間で異なった。可動域低値例では平均 11.6° の増加を認めた一方，良好例では有意な変化を認めなかった。

キーワード　膝屈曲可動域，術前リハビリテーション，人工膝関節全置換術

はじめに

膝屈曲可動域は人工膝関節全置換術（total knee arthroplasty：以下，TKA）の患者満足度と強く関連する重要な臨床指標である[1)2)]。基本的動作（椅子立ち上がり，階段昇降）には 90 〜 110° の屈曲が必要であり[3)]，これが実用的な最小目標となるが，120° 以上の屈曲獲得がより望ましいとされている[2)]。さらに，術後膝屈曲可動域の主要な予測因子は術前膝屈曲可動域であることから[4)]，術前段階で可動域を向上させることは，術後の良好な機能獲得に向けた重要な戦略となる。

しかし，術前リハビリテーションによる術前可動域の改善については，先行研究は一貫した結果を示していない。6 週間の術前ホームエクササイズにより術前可動域が有意に改善したとの報告[5)]がある一方，小さな改善しか認められなかったとの報告[6)7)]もある。システマティックレビューにおいても一貫した結論は得られておらず[8)9)]，先行研究間で結果が一致しない要因は十分に検討されていない。これらの研究における知見の不一致は，対象患者の術前可動域による層別化の欠如に起因する可能性がある。先行研究では術前可動域が良好な症例と制限のある症例が混在しており，前者では改善余地が限られるため，集団全体としての変化が小さく観測された可能性がある[5)10)]。一方，可動域低値例では改善余地があり，術前リハビリテーション期間中の変化を検出しやすい可能性があるものの，術前可動域で層別化し，層間で変化パターンが異なるかを検討した研究は報告されていない。

本研究の目的は，術前膝屈曲可動域 120° を境界値と

* Patterns of Knee Flexion Range of Motion Change during Rehabilitation before Total Knee Arthroplasty: A Stratified Analysis by Baseline Flexion

1）医療法人悠康会　函館整形外科クリニックリハビリテーション部
（〒 041–0802　北海道函館市石川町 2 番 115 号）
Kyosuke Ohgiya, PT, Kengo Ukishiro, PT, MSc, Tatsuya Mikami, PT, MSc, Keiji Ohmori, PT, Yui Tateyama, PT, Kota Miura, PT, MSc, Yuzuha Toriumi, PT, Taiga Takahashi, PT, Kento Ono, PT, Toshinori Yoshida, PT: Department of Rehabilitation, Hakodate Orthopedics Clinic
2）医療法人悠康会　函館整形外科クリニック整形外科
Yasumitsu Ohkoshi, MD, PhD: Department of Orthopedic Surgery, Hakodate Orthopedics Clinic
E-mail: kyosukekunndayo.5@gmail.com

（受付日　2026 年 1 月 8 日／受理日　2026 年 4 月 8 日）

して対象を層別化し，術前リハビリテーション期間中の可動域変化パターンが層間で異なるかを明らかにすることである。

対象と方法

1. 研究デザイン

本研究は後ろ向き観察研究であり，単一施設において実施した。対象期間は 2021 年 11 月から 2025 年 1 月とした。

2. 参加者

本研究は当院生命倫理委員会の承認（承認番号 HOC-011）を受けて実施され，ヘルシンキ宣言に準拠した。当院では通常診療時に将来の研究利用を含む包括的同意を患者から取得しており，本研究のデータはこの同意の範囲内で使用した。

対象期間内に当院で TKA を施行した 444 例のうち，初回片側 TKA 施行予定の 430 例を対象とした。除外基準は，神経疾患の既往，下肢の整形外科手術歴，変形性膝関節症に対するリハビリテーション歴（当院・他院問わず），および初回時から入院時までの期間が 2 ヵ月未満とした。2 ヵ月未満を除外したのは，術前リハビリテーション期間中の変化を評価するために最低 2 ヵ月の観察期間が必要と判断したためである。除外基準に該当した 54 例を除外し，376 例が適格基準を満たした。

3. 測定および評価項目

膝屈曲可動域は，ゴニオメーターを用いて日本整形外科学会および日本リハビリテーション医学会の規定に準拠し測定した。測定は当院の理学療法士 20 名（経験年数 1 ～ 26 年）が通常の臨床評価として介入前に実施した。理学療法士介入の影響を最小化するため，背臥位における自動運動で計測し，被験者には「痛みを我慢できる範囲で，できるだけ膝を曲げてください」と指示した。股関節の内外旋が生じた場合は，被験者に正中位を保つよう口頭で指導した。測定は 3 回実施し，中央値を代表値として採用した。当院では測定手順の標準化のため，指示文，測定手順，および測定値の採用基準を記載したマニュアルを運用しており，すべての理学療法士は同一のトレーニングプログラムを受けている。測定者間信頼性は事前検証において級内相関係数 ICC (2,1) = 0.983（95% 信頼区間（confidence interval：以下，CI）：0.976−0.994），標準測定誤差（Standard Error of Measurement：以下，SEM）= 3.4°，95% 信頼水準における最小可検変化量（Minimal Detectable Change at 95% confidence level：以下，MDC95）= 9.4° であった。

膝屈曲時痛（Numerical Rating Scale：以下，NRS）は膝を最大屈曲位とした状態で，0 ～ 10 を用いて評価した。

膝屈曲可動域および膝屈曲時痛は，測定時に理学療法士が専用のデータベース（Microsoft Excel）に入力し，患者 ID および測定日時とともに管理した。患者背景（年齢，性別，身長，体重，BMI，OA 重症度），術前期間，術前リハビリテーション実施回数は，電子カルテの診療記録から後方視的に取得した。

主要アウトカムは初回時および入院時の膝屈曲可動域とした。副次アウトカムは膝屈曲可動域の変化量および膝屈曲時痛とした。変化量は（入院時の値－初回時の値）として算出した。

4. 術前リハビリテーション

全例に対して，TKA に関する知識，術後経過，運動メニューを記載したパンフレットを配布した。また，全例に対して理学療法士による直接介入（1 回 20 分～ 40 分）を実施し，大腿四頭筋筋力強化運動および膝屈曲可動域改善運動を行った。加えて，同一内容の自主トレーニング（1 日 2 回の実施）を指導した。

5. 統計解析

初回時の膝屈曲可動域に基づき，120° 未満を L 群（Limited 群），120° 以上を N 群（Non-limited 群）に分類した。この境界値は，基本的動作の遂行に必要とされる膝屈曲可動域（90 ～ 110°）を上回る水準であること [3]，および TKA 術後に良好な機能と患者満足度を得るための目標可動域として 120° 以上が推奨されていること [1)2)] ならびに当院において臨床的に意義のある制限を識別する基準として用いられていることを根拠として設定した。主要解析として，群（L 群 / N 群）×時間（初回時 / 入院時）の交互作用を二元配置反復測定分散分析により検証した。年齢，BMI，性別，OA 重症度を共変量とした反復測定共分散分析を追加し，交絡因子調整後の交互作用を評価した。単純主効果の検定には対応のある t 検定を用い，効果量は Cohen's *d* で算出した。

副次的解析として，屈曲可動域変化量の群間比較，膝屈曲時痛の推移，および術前リハビリテーション回数と屈曲可動域変化量の相関を検討した。屈曲可動域変化量の群間比較には対応のない t 検定を用い，平均への回帰の影響を評価するため初回時膝屈曲可動域を共変量とした共分散分析を実施した。膝屈曲可動域変化量と術前リハビリテーション期間および術前リハビリテーション回数の関連は，Pearson の積率相関係数を用い，95% 信頼区間を Fisher の z 変換により算出した。膝屈曲時痛の群

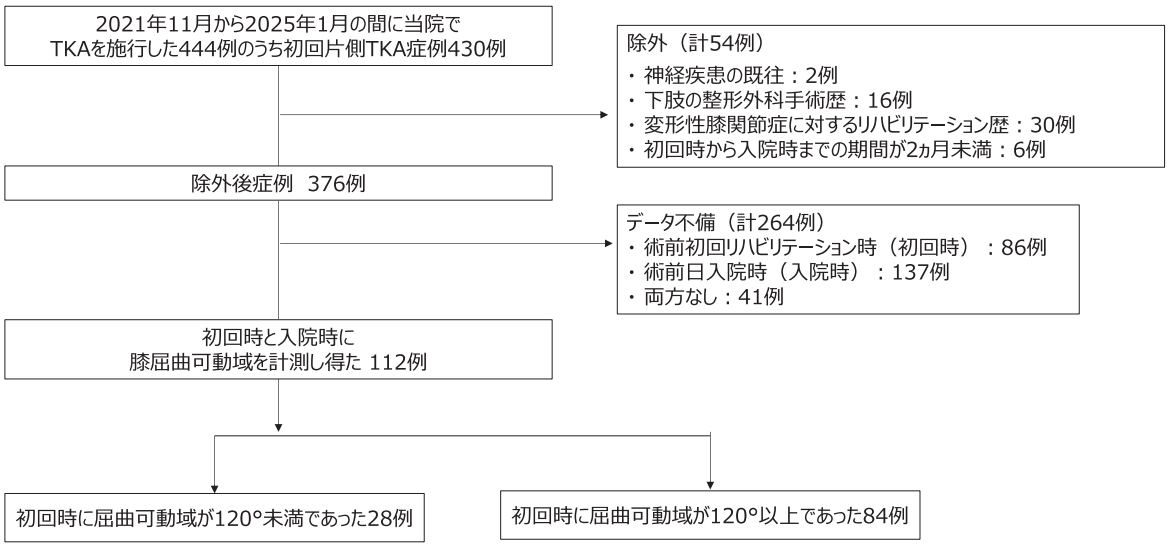


図 1　解析対象者抽出フローチャート
2021 年 11 月から 2025 年 1 月の間に当院で初回片側 TKA 施行した 430 例のうち，除外症例・データ不備例を除いた初回時と入院時に膝屈曲可動域を計測し得た 112 例を抽出した．
初回時に膝屈曲可動域が 120° 未満であった 28 例を L 群，120° 以上であった 84 例を N 群とした．

内変化には対応のある t 検定を用いた。群間の背景因子の比較に対応のない t 検定または χ^2 検定を用いた。

本研究は既存データを用いた後ろ向き研究であり，事前のサンプルサイズ設計は行わなかった。

バイアスの評価として，選択バイアスについては膝屈曲可動域データが得られた症例と得られなかった対象の間で年齢，性別，OA 重症度を比較した。

測定バイアスについては，測定は研究構想前の臨床評価として実施され，測定する理学療法士は測定時点で研究目的を知り得なかった。入院時測定では測定する理学療法士が初回時データを参照可能であったが，自動運動による測定を用いることで主観的バイアスの影響を最小化した。

データの質の担保として，研究者（K.O.）が全データについて論理的チェック（膝屈曲可動域の負の値，180° 超過，生理学的に不可能な値）を実施した。共著者（K.U.）が疑義データを検証し，電子カルテ記録と照合して修正，最終データセットの妥当性を確認した。

変化量の臨床的解釈には，事前検証で算出した SEM（3.4°）を群平均レベルでの測定誤差の基準として用い，先行研究で報告された臨床的に意義のある最小変化量（minimal clinically important change：以下，MCIC）3.8–6.4° [11] を参照基準とした。

統計解析には R version 4.3.3（R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria）を使用し，有意水準は 5% とした。

結　　果

適格基準を満たした 376 例中，初回時および入院時の両時点で膝屈曲可動域の測定記録を確認できた 112 例を最終解析対象とした（図 1）。初回時の膝屈曲可動域に基づき，120° 未満の 28 例を L 群，120° 以上の 84 例を N 群に分類した。選択バイアスの評価として，膝屈曲可動域データが得られた 112 例と得られなかった 264 例の間で，年齢（$p = 0.38$），性別（$p = 0.59$），OA 重症度（$p = 0.29$）に有意差は認められなかった。L 群と N 群の患者背景（年齢，性別，身長，体重，BMI，OA 重症度）および術前期間，術前リハビリテーション回数・頻度に群間差は認められなかった（表 1, 2）。膝屈曲可動域は，初回時，入院時ともに L 群が N 群に比して有意に低値であった（表 3）。

二元配置反復測定分散分析の結果，膝屈曲可動域において群の主効果および時間の主効果が有意であった。さらに，群×時間の交互作用も有意であった（表 4，図 2）。年齢，BMI，性別，OA 重症度を共変量とした反復測定共分散分析でも，群×時間の交互作用は依然として有意であった（$F = 27.45$, $p < 0.01$, partial $\eta^2 = 0.21$）。

単純主効果の検定の結果，L 群では初回時から入院時にかけて 11.6 ± 11.1°（95%CI: 7.3–15.9°）の有意な増加を認めた（$p < 0.01$, Cohen's $d = 1.14$）。一方，N 群では有意な変化を認めなかった（$p = 0.23$）。

感度分析の結果，除外基準を術前期間 3 ヵ月未満に変更した場合（L 群 25 例，N 群 80 例，計 105 例），群×時

表 1　患者背景

	L 群	N 群	*p* 値
性別（名）	男性：6，女性：22	男性：19，女性：65	0.896
年齢（歳）	72.0 ± 7.3	73.6 ± 6.6	0.299
身長（cm）	153.1 ± 8.6	154.9 ± 7.7	0.302
体重（kg）	65.3 ± 12.6	63.0 ± 10.8	0.373
BMI	27.7 ± 3.9	26.2 ± 3.5	0.066
OA stage（北大分類）	Ⅲ：2，Ⅳ：10，Ⅴ：16	Ⅱ：2，Ⅲ：8，Ⅳ：38，Ⅴ：36	0.538

データは平均±標準偏差で示す.
BMI: Body Mass Index，OA: osteoarthritis

表 2　術前期間，術前リハビリテーション回数・頻度

	L 群	N 群	*p* 値
術前期間（日）	175.5 ± 75.7	186.6 ± 69.2	0.479
術前リハビリテーション回数（回）	16.2 ± 11.2	15.1 ± 9.0	0.592
術前リハビリテーション頻度	0.23 ± 0.16	0.24 ± 0.09	0.242

データは平均±標準偏差で示す.
術前リハビリテーション頻度は（術前リハビリテーション回数 / 術前期間）で算出した.

表 3　各群の初回時・入院時の膝屈曲可動域・屈曲時痛

	L 群	*p* 値（群内）	N 群	*p* 値（群内）	*p* 値（群間）
膝屈曲可動域（度）					
初回時	104.8 ± 9.8	−	131.8 ± 8.4	−	< 0.01
入院時	116.4 ± 11.5	−	133.9 ± 9.0	−	< 0.01
変化量	11.6 ± 11.1	< 0.01	2.1 ± 7.8	0.23	< 0.01
膝屈曲時痛（NRS）					
初回時	4.0 ± 3.0	−	1.8 ± 2.5	−	< 0.01
入院時	3.4 ± 2.8	−	1.7 ± 2.4	−	< 0.01
変化量	–0.6 ± 2.9	0.38	0.5 ± 3.2	0.53	0.143

データは平均±標準偏差で示す.
ROM: range of motion，NRS: Numerical Rating Scale
群内比較：対応のある t 検定（初回時 vs 入院時）
群間比較：対応のない t 検定（L 群 vs N 群）

表 4　二元配置反復測定分散分析（膝屈曲可動域）

	F 値	自由度 (*df*)	*p* 値	効果量 (partial η^2)
群（L 群 vs N 群）	153.00	1,110	< 0.01	0.58
時間（初回 vs 入院時）	50.56	1,110	< 0.01	0.32
群×時間 交互作用	24.47	1,110	< 0.01	0.18

効果量（partial η^2）：0.01 = 小，0.06 = 中，0.14 = 大

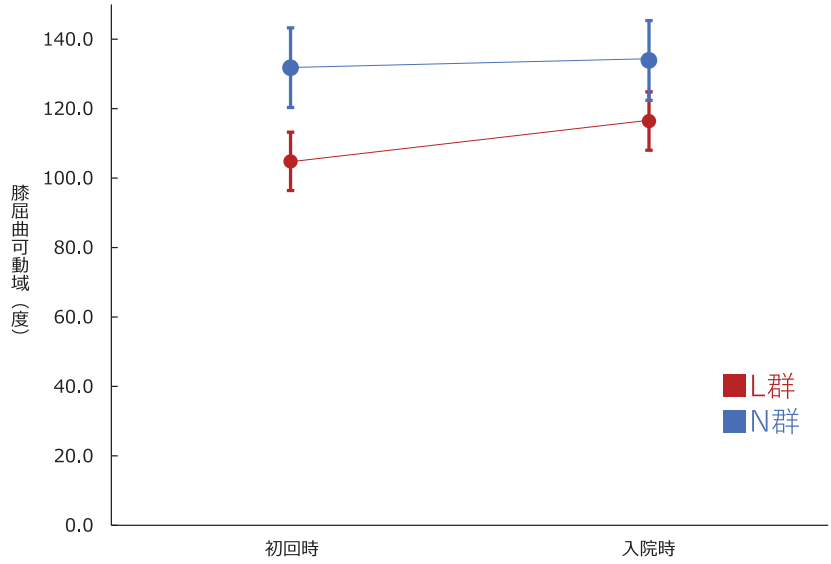


図 2　膝屈曲可動域の経時的変化
データは平均±標準偏差で示す．
L 群（Limited 群，術前 ROM < 120°），N 群（Non-limited 群，術前 ROM ≥ 120°）．
L 群では初回時から入院時にかけて有意な改善を認めたが，N 群では有意な変化は認められなかった．
群×時間の交互作用は有意であった（$F = 24.47$, $p < 0.01$, partial $\eta^2 = 0.18$）．

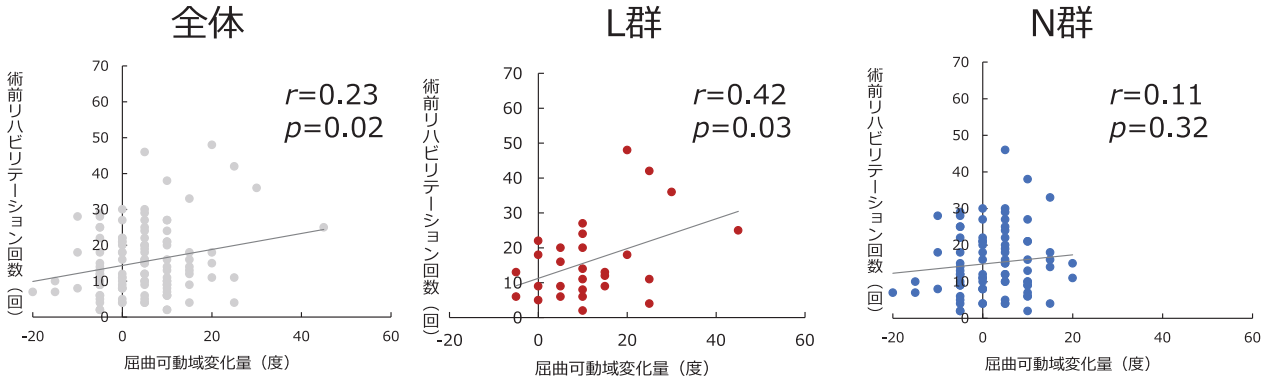


図 3　術前リハビリテーション回数と屈曲可動域変化量（度）の相関（全体・L 群・N 群）
術前リハビリテーション回数と屈曲可動域変化量の散布図．左から全体・L 群・N 群の相関を示す．L 群のみ中等度の正の相関を認めた（$r = 0.42$, $p = 0.03$）．

間の交互作用は依然として有意であった（F = 27.02, $p <$ 0.01, partial $\eta^2 = 0.21$）。境界値を 110° に変更した場合（L 群 12 例，N 群 100 例），群×時間の交互作用は有意であり（F = 22.88, $p < 0.01$, partial $\eta^2 = 0.18$），境界値を 130° に変更した場合（L 群 58 例，N 群 54 例）でも有意であった（F = 15.67, $p < 0.01$, partial $\eta^2 = 0.12$）。両群を統合し層別化を行わなかった場合，時間の主効果は有意であったが（$p < 0.01$, Cohen's $d = 0.44$），変化量は 4.3 ± 9.7° であった。

膝屈曲可動域変化量は L 群で有意に大きかった（表 3）が，初回時膝屈曲可動域を共変量とした共分散分析を実施したところ，群間差 –0.829°（95%CI: –6.7–5.1°），$p =$ 0.781 で有意差は認められなかった。

NRS は，初回時・入院時ともに L 群が N 群に比して有意に高値であった（表 3）。しかし，いずれの群においても初回時から入院時への有意な変化は認められなかった（L 群：–0.6 ± 2.9，N 群：0.5 ± 3.2）。

屈曲可動域変化量と術前リハビリテーション回数との関連を検討した結果，L 群では中等度の正の相関を認めた（$r = 0.42$, 95%CI: 0.05–0.69, $p = 0.03$）が，N 群では相関を認めなかった（$r = 0.11$, 95%CI: –0.11–0.32, $p = 0.32$）。全体では弱い正の相関を認めた（$r = 0.23$, 95%CI: 0.04–0.39, $p = 0.02$）（図 3）。一方，術前期間と屈曲可動域変化

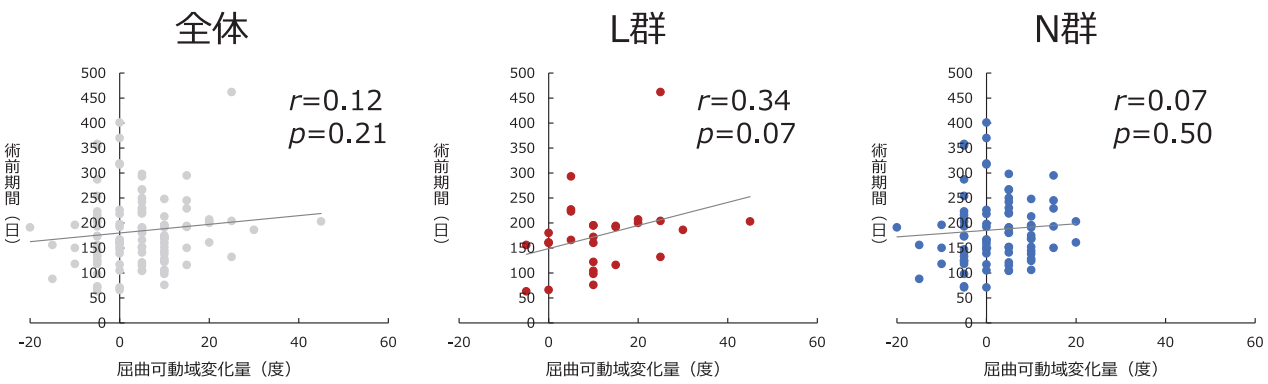


図 4　術前期間と屈曲可動域変化量の相関（全体・L 群・N 群）
術前期間と屈曲可動域変化量の散布図．左から全体・L 群・N 群の相関を示す．術前期間と屈曲変化量に有意な相関は認めなかった．

量との間には，全対象，群別いずれにおいても有意な相関を認めなかった（図 4）。

考　　察

本研究は，術前膝屈曲可動域 120° を境界値として層別化した結果，術前リハビリテーション期間中の可動域変化パターンが層間で異なることを明らかにした。可動域低値例では平均 11.6° の増加が認められた一方，良好例では有意な変化を認めなかった。

この知見の意義は以下の 3 点である。第一に，群×時間の交互作用が有意であり，可動域の増加は L 群において N 群より大きかった。第二に，L 群において観察された改善幅は，事前検証における SEM（3.4°）との比較から，群平均としては測定誤差を超えた変化が生じたと解釈できる。第三に，疼痛スコアの有意な変化を認めず，術前リハ期間中に疼痛悪化は生じなかった。

先行研究で術前リハによる可動域変化が一貫して検出されてこなかった要因として，術前可動域による層別化の欠如が考えられる。例えば，Gränicher ら [6] および Huber ら [7] は術前リハ介入を実施したが，術前 ROM に有意な改善を認めず，システマティックレビューでも術前介入と可動域の関連は一貫していないことが指摘されている [12]。これらの研究では術前可動域が良好な症例と制限のある症例が混在しており，多数を占める良好例の結果が集団全体の平均値を規定するため，少数の低値例で生じた変化が統計的に検出されにくくなった可能性がある。本研究でも L 群 28 例に対し N 群は 84 例と約 3 倍であり，両群を統合した感度分析では時間の主効果は有意であったものの，変化量は 4.3° にとどまり，L 群単独の 11.6° と比較して希釈された。本研究では 120° を境界値として層別化することで，群×時間の交互作用が検出され，可動域低値例における変化パターンを捉えるうえで術前可動域による層別化が有用であると考えられた。一方，N 群で有意な変化を認めなかった点については，天井効果により改善余地が限られていたことが主な要因と考えられる。

L 群における 11.6° の増加は，群平均として測定誤差を超え，臨床的に意義のある変化と解釈できる。L 群における変化量の 95% 信頼区間（7.3−15.9°）は可動域測定誤差 SEM（3.4°）を十分に上回っており，集団レベルでは真の変化が生じたと考えられる。さらに，この変化量は膝 OA 患者を対象としたメタ解析で推定された MCIC（3.8−6.4°）[11] を上回っており，患者が知覚可能な臨床的改善に相当する。一方，変化量の標準偏差が大きく（11.1°），個々の対象すべてで MDC95 を超えた変化が得られたとまでは言えず，個人レベルでの解釈には慎重を要する。それでもなお，基本的動作の遂行に必要な可動域という観点から見ると，本研究で認められた改善は一定の臨床的意義を有すると考えられる。椅子立ち上がりや階段昇降には膝屈曲 90 〜 110° が必要とされるが [3]，L 群の入院時平均は 116.4°（SD 11.5°）であり，平均から 1SD 下方の対象（約 105°）でもこの水準に達していた。この改善は術後成績の観点からも重要な意味をもつ。術前可動域は術後可動域の主要な予測因子であり [4]，術後に高い屈曲角度を獲得した症例ほど患者満足度が高いことが報告されている [13]。本研究では術後転帰を追跡していないため直接的な検証はできないが，術前段階で平均 116° まで改善していたことは，術後の良好な機能獲得に寄与する可能性がある。

この改善に関連する要因として，L 群では術前リハビリテーション回数と可動域変化量に中等度の正の相関が認められた（r =0.42, 95%CI: 0.05−0.69, p =0.03）。Young ら [14] は運動療法のセッション回数や総運動量が多いほ

ど膝疾患患者の疼痛および機能改善効果が大きいことを報告しており，Tsokanos ら[15]は徒手的理学療法が軟部組織の可動性改善に寄与することを示している。本研究の相関はこれらの報告と整合し，頻回の介入による疼痛管理，自主トレーニングの再指導，軟部組織伸張性の改善などの積み重ねが可動域改善に寄与したと考えられる。本研究の相関はこれらの報告と整合するものの，信頼区間が広く相関の強さには不確実性があること，また介入内容を定量化していないため具体的な作用機序は特定できないことに留意が必要である。術前リハビリテーション回数と改善の関連については，介入内容を統制した前向き研究による検証が求められる。

本研究には方法論的限界がある。第一に，本研究は後ろ向き観察研究であり，対照群（術前リハビリテーションを実施しなかった群）を設定していない。したがって，観察された可動域の増加が術前リハビリテーションの因果的効果であるかを結論づけることはできない。術前リハビリテーションの効果を検証するには無作為化比較試験が必要である。第二に，未測定の交絡因子（患者のモチベーション，自主トレーニングの遵守度，疼痛への耐性）の影響を完全には排除できていない。第三に，本研究では事前のサンプルサイズ設計を行わず，利用可能なデータを解析対象とした。サブグループ解析（OA 重症度別，年齢層別）は検出力不足のため実施できなかった。第四に，単一施設の後ろ向き研究であり一般化可能性には限界がある。術前リハビリテーションの介入内容，頻度，期間は施設によって異なるため，本研究の知見が他施設にそのまま適用できるかは不明である。第五に，副次的に検討した変化量について，初回時可動域で群分けしたうえで比較を行ったため，平均への回帰の影響を受ける可能性がある。実際，初回時可動域を共変量とした共分散分析では群間差は消失しており，この可能性を否定できない。一方，各測定時点で 3 回計測し中央値を採用しているため，測定誤差に起因する平均への回帰は軽減されている。また，L 群の変化量（11.6°）は事前検証で算出した SEM（3.4°）を上回っており，群平均としては測定誤差を超えた変化が生じたと考えられ，L 群において通院回数と変化量に正の相関が認められた点は，介入量に応じた変化を示唆する。平均への回帰の影響を完全に排除することはできないものの，これらの所見は観察された変化の一部が真の改善を反映している可能性を支持する。第六に，解析対象は適格例の 30%（112/376 例）にとどまった。年齢・性別・OA 重症度に有意差は認められなかったものの，未検討の変数における選択バイアスの可能性は残る。第七に，術前リハビリテーションのプロトコルは全例共通であったが，臨床現場では術前可動域が良好な症例に対して可動域改善運動の比重が相対的に小さかった可能性がある。介入内容の実際の配分は記録しておらず，N 群における変化の小ささには介入配分の違いが影響している可能性を否定できない。これらの限界にもかかわらず，術前可動域による層別化を行うことで，可動域変化パターンの層間差を捉え得た点に本研究の意義があると考えられる。

結　　論

術前膝屈曲可動域 120° を境界値として層別化した結果，術前リハビリテーション期間中の可動域変化パターンは層間で異なった。可動域低値例では平均 11.6° の膝屈曲可動域の増加が認められた一方，良好例では有意な変化を認めなかった。この改善は疼痛悪化を伴わず，群平均としては測定誤差を超える変化であった。術前可動域が良好な症例を含めた集団全体では変化が検出されにくいことから，可動域低値例における変化を捉えるには術前可動域による層別化が有用と考えられた。

利 益 相 反

本研究について，開示すべき利益相反はない。

謝　　辞

本研究の実施にあたり日々の計測作業を手伝ってくれた当院リハビリテーション部スタッフに心より感謝いたします。さらに，本研究の被験者を快く引き受けていただきました皆様に感謝申し上げます。

文　　献

1）Matsuda S, Kawahara S, Okazaki K, et al.: Postoperative alignment and ROM affect patient satisfaction after TKA. Clin Orthop Relat Res 2013; 471(1): 127-133.
2）Kubo M, Maeda T, Kumagai K, et al.: Good Postoperative Flexion Angle Improves Knee Function and Improvement of Flexion Angle Increases Patient Satisfaction After Total Knee Arthroplasty. J Arthroplasty 2021; 36(9): 3137-3140.
3）Kurosaka M, Yoshiya S, Mizuno K, et al.: Maximizing flexion after total knee arthroplasty: the need and the pitfalls. J Arthroplasty 2002; 17(4 Suppl 1): 59-62.
4）Gandhi R, de Beer J, Leone J, et al.: Predictive risk factors for stiff knees in total knee arthroplasty. J Arthroplasty 2006; 21(1): 46-52.
5）Matassi F, Duerinckx J, Vandenneucker H, et al.: Range of motion after total knee arthroplasty: the effect of a preoperative home exercise program. Knee Surg Sports Traumatol Arthrosc 2014; 22(3): 703-709.
6）Gränicher P, Stöggl T, Fucentese SF, et al.: Preoperative exercise

in patients undergoing total knee arthroplasty: a pilot randomized controlled trial. Arch Physiother 2020; 10: 13.
7） Huber EO, Roos EM, Meichtry A, et al.: Effect of preoperative neuromuscular training (NEMEX-TJR) on functional outcome after total knee replacement: an assessor-blinded randomized controlled trial. BMC Musculoskelet Disord 2015; 16: 101.
8） Kwok IH, Paton B, Haddad FS: Does Pre-Operative Physiotherapy Improve Outcomes in Primary Total Knee Arthroplasty? – A Systematic Review. J Arthroplasty 2015; 30(9): 1657-1663.
9） Vasileiadis D, Drosos G, Charitoudis G, et al.: Does preoperative physiotherapy improve outcomes in patients undergoing total knee arthroplasty? A systematic review. Musculoskeletal Care 2022; 20(3): 487-502.
10） Amano T, Tanaka R, Tanaka S: Clinical prediction rule for early recovery of knee range of motion after total knee arthroplasty: A prospective cohort study. Phys Ther Res 2020; 23(2): 202-208.
11） Silva MDC, Woodward AP, Fearon AM, et al.: Minimal clinically important change of knee flexion in people with knee osteoarthritis after non-surgical interventions using a meta-analytical approach. Syst Rev 2024; 13(1): 50.
12） Dennis J, Wylde V, Gooberman-Hill R, et al.: Effects of presurgical interventions on chronic pain after total knee replacement: a systematic review and meta-analysis of randomised controlled trials. BMJ Open 2020; 10(1): e033248.
13） Han HS, Kim JS, Lee B, et al.: A high degree of knee flexion after TKA promotes the ability to perform high-flexion activities and patient satisfaction in Asian population. BMC Musculoskelet Disord 2021; 22(1): 565.
14） Young JL, Rhon DI, Cleland JA, et al.: The Influence of Exercise Dosing on Outcomes in Patients With Knee Disorders: A Systematic Review. J Orthop Sports Phys Ther 2018; 48(3): 146-161.
15） Tsokanos A, Livieratou E, Billis E, et al.: The Efficacy of Manual Therapy in Patients with Knee Osteoarthritis: A Systematic Review. Medicina (Kaunas) 2021; 57(7): 696.

Patterns of Knee Flexion Range of Motion Change during Rehabilitation before Total Knee Arthroplasty: A Stratified Analysis by Baseline Flexion

Kyosuke Ohgiya[1)], Kengo Ukishiro[1)], Tatsuya Mikami[1)], Keiji Ohmori[1)], Yui Tateyama[1)], Kota Miura[1)], Yuzuha Toriumi[1)], Taiga Takahashi[1)], Kento Ono[1)], Toshinori Yoshida[1)], Yasumitsu Ohkoshi[2)]

[1)] *Department of Rehabilitation, Hakodate Orthopedics Clinic*
[2)] *Department of Orthopedic Surgery, Hakodate Orthopedics Clinic*

Objective: Preoperative knee flexion range of motion (ROM) is a well-established predictor of postoperative ROM after total knee arthroplasty (TKA). However, previous studies examining preoperative ROM changes have yielded inconsistent findings, possibly because of a lack of stratification by baseline ROM. This study aims to examine whether ROM change patterns during the preoperative rehabilitation period differed between patients with limited (< 120°) and non-limited (≥ 120°) baseline ROM.

Methods: This retrospective observational study included 112 patients scheduled to undergo primary TKA at a single institution. Patients were stratified by baseline ROM into limited (n = 28; < 120°) and non-limited groups (n = 84; ≥ 120°). The primary outcome was knee flexion ROM measured at the initial assessment and at hospital admission. The group × time interaction was assessed using a two-way repeated-measures analysis of variance.

Results: The group × time interaction was significant (F = 24.47, $p < 0.01$, partial $\eta^2 = 0.18$). The limited ROM group showed a mean increase of 11.6° (95%CI: 7.3−15.9°, $p < 0.01$; Cohen's $d = 1.14$), whereas the non-limited ROM group showed no meaningful change (2.1°, $p = 0.23$). In an exploratory analysis, the number of rehabilitation visits in the limited ROM group positively correlated with ROM increase ($r = 0.42$, $p = 0.03$).

Conclusions: Stratifying patients by baseline ROM revealed distinct ROM change patterns: the limited ROM group showed ROM increases during the preoperative period, while the non-limited group did not.

Key words: Knee flexion, Preoperative rehabilitation, Total knee arthroplasty

運動器理学療法学　第 6 巻第 1 号　19 〜 30 頁（2026 年）

研究論文（原著）

大腿骨近位部骨折患者における術後 48 時間以内の早期離床と術後合併症および術後 1 年の歩行再獲得との関連：認知症の有無によるサブグループ解析 *

片田昌志[1)#]　南條恵悟[2)]　長塩拓也[2)]　野田　玄[2)]

【目的】大腿骨近位部骨折患者に対する術後 48 時間以内の早期離床と術後合併症および術後 1 年の歩行再獲得の関連性を，認知症の有無によるサブグループ解析を含めて検討することを目的とした。【方法】対象は 241 例で，早期離床群と離床遅延群の 2 群に分類した。術後合併症の発生および術後 1 年の歩行再獲得を従属変数とした多重ロジスティック回帰分析を認知症の有無によるサブグループ化を含めて行った。【結果】多重ロジスティック回帰分析の結果，術後合併症の発生には早期離床（B ＝ –0.98，Odds ratio：OR ＝ 0.38，$p < 0.05$），性別が有意な独立関連因子であった。一方，術後 1 年の歩行再獲得には早期離床との有意な関連は認めなかった（B ＝ 0.64，OR ＝ 1.89，$p = 0.09$）。サブグループ解析では，非認知症群において早期離床は術後 1 年の歩行再獲得と有意に関連した（B ＝ 1.09，OR ＝ 2.99，$p < 0.05$）。【結論】術後 48 時間以内の早期離床は重要であるが，臨床的意義は認知症の有無により異なる。

キーワード　大腿骨近位部骨折，早期離床，術後合併症，認知症，歩行

はじめに

日本における大腿骨近位部骨折の発生数は，2020 年に 226,000 例，2030 年に 277,000 例，2040 年には 300,000 例を超えることが予測され，2020 年と比較して約 1.3 倍に増加するとされる [1)]。大腿骨近位部骨折の多くは高齢者に発生し，認知症を含む複数の併存疾患を有することが多い。また，受傷前より日常生活活動（Activities of Daily Living：以下，ADL）に制限を抱えている症例も多い。大腿骨近位部骨折を受傷した患者は，入院中に術後合併症，疼痛，活動量の低下に加え生活の質（Quality of Life：QOL）の低下により，さらなる身体的および精神的機能低下をきたす。その結果，要介護状態へ移行する患者は 36 〜 42% と報告されており [2)]，社会的および経済的に大きな負担となっている。

大腿骨近位部骨折の主な治療目標は，早期手術および早期離床である。各国の診療ガイドラインでは，英国 [3)]，米国 [4)]，オーストラリア・ニュージーランド [5)] のいずれも，術後 48 時間以内の早期離床を推奨している。これらのガイドラインでは，早期離床が入院期間の短縮，術後合併症の減少，短期成績の改善に寄与することが報告されている。本邦のガイドライン [6)] では，早期離床の重要性が推奨されているが，離床開始時期に関する明確な時間基準は示されていない。

Oldmeadow ら [7)] は，術後 48 時間以内の早期離床により術後 7 日時点の車椅子自立率および歩行距離の増加を報告している。また，Kuru ら [8)] は，術後 48 時間以内の早期離床により術後 1 ヵ月の Harris Hip Score の改善を報告している。一方で，Baer ら [9)] は，早期離床により院内死亡率と術後合併症の減少に影響を与えるが，退院時の Merle d’Aubigne スコアによる機能成績（疼痛，可動性，

* Associations of Early Mobilization within 48 Hours of Surgery with Postoperative Complications and Gait Reacquisition One Year Postoperatively in Patients with Proximal Femoral Fractures: Subgroup Analysis by the Presence of Dementia

1）福岡徳洲会病院リハビリテーション部
（〒 816–0864　福岡県春日市須玖北 4 丁目 5）
Masashi Katada, PT: Department of Rehabilitation, Fukuoka Tokushukai Hospital
2）湘南鎌倉総合病院リハビリテーション部
Keigo Nanjo, PT, PhD, Takuya Nagashio, PT, Gen Noda, PT: Department of Rehabilitation, Shonan Kamakura General Hospital
E-mail: apoapo1918@yahoo.co.jp

（受付日　2026 年 3 月 31 日／受理日　2026 年 9 月 8 日）

歩行機能）には関連を認めないと報告しており，早期離床の機能的アウトカムに対する影響については一定の見解は得られていない。また，これらの先行報告[7)8)]はいずれも，術後 1 ヵ月あるいは退院時といった術後早期の短期的アウトカムに焦点をあてており，一般的に機能回復の改善が乏しくなるとされる，術後 6 ヵ月以降の長期アウトカムに対する早期離床の関連については十分に検討されていない。

さらに，大腿骨近位部骨折患者における認知症の有病率は 19.2%，認知機能障害の有病率は 41.8% と報告されており，一定割合で認知機能低下を認める[10)]。このような認知症の有無は，離床の進行や機能回復に影響を及ぼす可能性が指摘されている[11)]。しかしながら，これまでの研究は，認知症の有無を共変量として調整するにとどまり，認知症の有無によって早期離床の効果がどのように異なるかを検討した報告は少ない[12)]。特に，術後合併症および長期的な機能回復の双方の観点から検討した研究は，渉猟し得た限りでは確認できなかった。

このような背景から，早期離床の効果は一様ではなく，認知症の有無によって臨床的意義（合併症予防あるいは機能回復）が異なる可能性がある。これらを明らかにすることは，患者特性に応じた個別化された周術期リハビリテーション戦略の構築に資する可能性がある。

本研究は，大腿骨近位部骨折患者において，術後 48 時間以内の早期離床と術後合併症の減少および術後 1 年の歩行再獲得との関連を検証することを目的とした。この仮説は，早期離床が術後早期の身体機能や活動量の改善に寄与する報告[7)8)]に加え，臥床期間の延長が廃用症候群を介してその後の機能回復に負の影響を及ぼす[13)]とされていることに基づくものである。さらに，認知症の有無によるサブグループ解析を行い，早期離床の意義をより詳細に検討した。術後 1 年における歩行再獲得に有益な関連性が示されれば，早期離床の長期的な臨床的意義を支持する知見となる。

対象と方法

1. 対象者

本研究は，後ろ向き観察研究である。対象は，湘南鎌倉総合病院において 2020 年 12 月 1 日～ 2022 年 3 月 31 日の期間に大腿骨近位部骨折（大腿骨頚部骨折または大腿骨転子部骨折）に対して手術療法を受けた 884 例とした。対象者の取り込み基準は，1）65 歳以上，2）大腿骨頚部骨折または大腿骨転子部骨折，3）手術療法を受けた者，4）術後翌日から荷重制限なく理学療法を開始した者とした。除外基準は，1）交通事故などの高エネルギー外傷，2）受傷前より寝たきりまたは車椅子生活だった症例，3）術後 1 年の経過観察が困難であった者とした。

本研究は徳洲会グループ共同倫理審査委員会の承認（承認番号：TGE02599-024）を得て実施した。オプトアウト方式により湘南鎌倉総合病院のホームページ上に研究内容をデータの集積前に公示した。

2. リハビリテーションプロトコル

研究対象機関の大腿骨近位部骨折患者のクリニカルパスでは，手術翌日から荷重制限なく，起立歩行練習を開始している。この方針は，骨折型および手術法（骨接合術や人工骨頭置換術など）にかかわらず基本的に共通である。

理学療法士は，患者の受傷前歩行機能や認知機能，術後の全身状態をもとに，段階的に車椅子離床，平行棒内での起立歩行練習，歩行器等の歩行補助具を使用した歩行練習を行っている。その他にも，関節可動域練習，筋力増強練習，バランス練習，ADL 練習を行っている。また，365 日リハビリテーションを提供する体制をとっており，担当理学療法士の休暇時は他の理学療法士によるリハビリテーション提供を行い，日曜日および祝日を含む週 7 日間のリハビリテーション実施体制を整備している。当院のクリニカルパスでは，術後在院日数は約 2 週間を目安とし，理学療法は 1 日あたり約 40 ～ 60 分間実施することを基本としている。

3. 測定項目

診療録より，年齢，性別，体格指数（Body Mass Index：以下，BMI），受傷前住居，受傷前歩行機能，骨折型，手術法，心疾患の既往歴，術後の認知機能（Revised Hasegawa Dementia Scale：以下，HDS-R），手術待機日数，平行棒内歩行開始日数，急性期病院在院日数，術後合併症，術後 1 年の歩行機能を収集した。受傷前歩行機能および術後 1 年の歩行機能は，Kim ら[14)]の報告を参考に，独歩，歩行補助具歩行，非自立歩行の 3 段階で判断した。前述したように，受傷前より寝たきりまたは車椅子生活だった症例は解析から除外されている。すなわち，解析対象における「非自立歩行」の定義は，受傷前では「伝い歩き，介助歩行」のいずれかに該当する者である。また，術後 1 年では「伝い歩き，介助歩行，寝たきり，車椅子生活」のいずれかに該当する者である。これらの評価は，日常生活における基本的移動能力を反映する屋内（自宅内もしくは施設内）に限定して判定を行い，屋外移動は含めなかった。情報は，患者本人もしくは家族・施設職員から聴取した。認知機能は，HDS-R を用いて評価し，先行研究[15)]に基づき，認知症（HDS-R ≦ 22 点）と非

認知症（HDS-R ≧ 23 点）の 2 群に分類した。

4. 早期離床の定義

早期離床に関する複数の報告では，術後 24 ～ 72 時間以内を「早期」としているが，「離床」の定義はベッド上運動，ベッドから車椅子までの離床，3 m の歩行可否など，各研究で異なり，統一された基準は存在しない[16]。一方で，歩行までを含めて早期離床と定義している報告も存在する[17]。そこで本研究では，臨床的な再現性および客観性を考慮し，「術後 48 時間以内に平行棒内歩行を実施したか否か」を早期離床の指標として定義した。平行棒内歩行は，単なる離床（車椅子移乗など）とは異なり，術側下肢への荷重および歩行動作を伴う活動であり，術後早期の身体機能および患者の能動的活動レベルをより反映する指標と考えられる。なお，動作時の介助量，歩行距離の設定は設けなかった。

5. 主要アウトカム

主要アウトカムは，術後合併症の有無と術後 1 年の歩行再獲得の可否とした。術後合併症は，大腿骨近位部骨折の術後 48 時間以降に生じ，かつ，急性期病院入院中に認めた術後合併症を調査した。術後合併症は，Shigemoto ら[18] の報告を参考に分類した。術後 1 年の歩行再獲得の定義は，受傷前歩行機能と術後 1 年の歩行機能をそれぞれ 3 段階（独歩，歩行補助具歩行，非自立歩行）で評価し，同一のカテゴリーに該当する場合を歩行再獲得の達成，非該当の場合を未達成とした。また，術後 48 時間以内の早期離床が困難であった要因を診療録から調査した。

6. 統計解析

術後 48 時間以内の早期離床の可否により，早期離床群と離床遅延群の 2 群に分類した。2 群間比較には，連続変数に対して Mann-Whitney U 検定，カテゴリ変数には χ^2 検定を用いた。術後合併症および術後 1 年の歩行再獲得に関連する独立因子を検討するために，従属変数はそれぞれ，術後合併症の有無と術後 1 年の歩行再獲得の可否とし，術後合併症（あり = 1，なし = 0），術後 1 年の歩行再獲得（達成 = 1，不達成 = 0）として解析した。独立変数は術後 48 時間以内の早期離床の可否，共変量は先行研究および臨床的妥当性を考慮して重要と判断した，年齢[7–9]，性別[10)11)]，BMI[14)15)]，受傷前歩行機能[3)4)7)]，心疾患既往歴[3)9)]，骨折型[8)]，認知症[9)11)] を因子とした多重ロジスティック回帰分析を主要解析として行った。なお，名義尺度の独立変数はダミー変数化して解析に投入した。具体的には，術後 48 時間以内の早期離床（達成 = 1，非達成 = 0），性別（男 = 1，女 = 0），認知症（あり = 1，なし = 0），心疾患既往歴（あり = 1，なし = 0），骨折型（大腿骨頚部骨折 = 1，大腿骨転子部骨折 = 0）とした。受傷前歩行機能は 3 カテゴリであったため，非自立歩行を基準カテゴリとし，独歩および歩行補助具歩行をそれぞれダミー変数として投入した。さらに，認知症の有無が早期離床の効果を修飾している可能性を検討する目的で，認知症の有無によるサブグループ解析を副次的解析として実施した。認知症の有無による共変量，主要アウトカムの 2 群間比較には，連続変数に対して Mann-Whitney U 検定，カテゴリ変数には χ^2 検定を用いた。なお，サブグループ解析における多重ロジスティック回帰分析では，独立変数は認知症の有無を除き，主要解析と同様とした。各ロジスティック回帰モデルの適合性の評価には赤池情報量規準（Akaike's Information Criterion：以下，AIC）を算出した。統計解析には EZR（version 1.68，自治医科大学附属さいたま医療センター，埼玉）を使用し，すべての検定の統計学的有意水準は 5% とした。

結　　果

解析対象のフローチャートを図 1 に示した。解析対象は 241 例であった。早期離床群は 100 例，離床遅延群は 141 例，48 時間以内の早期離床達成率は 41.5% であった。

対象者の概要を表 1 に示した。年齢，受傷前歩行機能，骨折型，手術法，認知症，心疾患既往歴，急性期病院在院日数，術後 1 年の歩行機能，歩行再獲得で 2 群間に統計学的有意差を認めた（$p < 0.05$）。

術後合併症の内訳を表 2 に示した。全対象の術後合併症の発生頻度は 69 例（28.6%）であった。術後合併症の内訳は，せん妄 21 例（8.7%），排尿障害 18 例（7.5%），尿路感染症 8 例（3.3%），肺炎 8 例（3.3%）の順で多かった。早期離床群は，離床遅延群と比較して，術後合併症の発生率が有意に低く（$p < 0.05$），なかでも排尿障害の発生率が有意に低かった（$p < 0.05$）。

術後 1 年の歩行再獲得は 174 例（72.2%）であった。早期離床群は 82 例（82.0%），離床遅延群は 92 例（65.2%）であり，早期離床群が有意に高かった（$p < 0.05$）。

多重ロジスティック回帰分析の主解析の結果を表 3 に示した。術後合併症には，早期離床（Odds Ratio：以下，OR = 0.38），性別（OR = 3.76）が独立した変数として抽出され，早期離床は認知症の有無とは独立して術後合併症と関連することが示された。一方，術後 1 年の歩行再獲得には年齢（OR = 0.38），認知症（OR = 0.31），受傷前歩行機能（OR = 3.07）が独立した変数として抽出され，早期離床は有意な独立変数とはならなかった。主

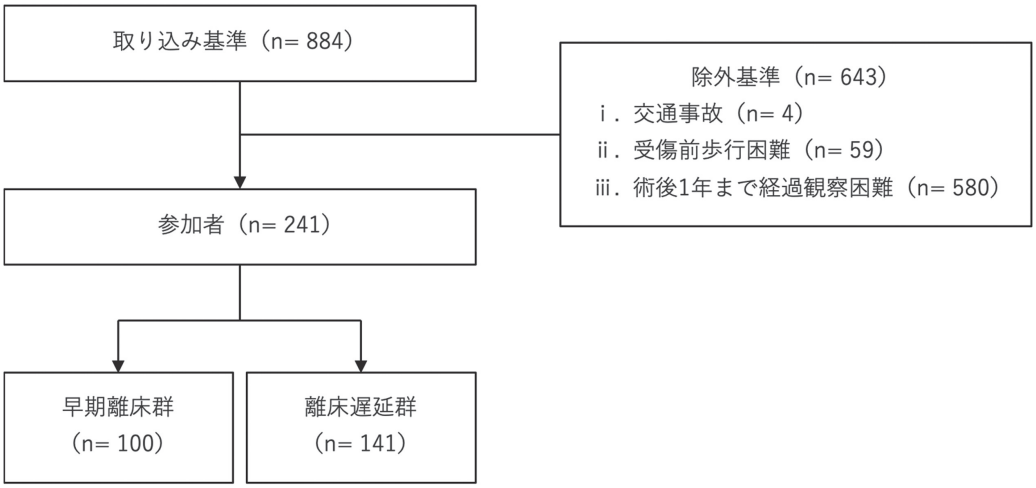


図 1　対象者のフローチャート

表 1　対象者の概要

	全対象者 (N = 241)	早期離床群 (N = 100)	離床遅延群 (N = 141)	*P* 値
年齢（歳）	82.1 ± 8.6	79.6 ± 8.4	83.8 ± 8.4	<0.05
性別（女性 / 男性）	191/50	82/18	109/32	0.42
BMI（kg/m^2）	20.6 ± 3.6	20.7 ± 3.7	20.6 ± 3.6	0.86
受傷前住居（自宅 / その他）	204/37	89/11	115/26	0.15
受傷前歩行機能 （独歩 / 歩行補助具 / 非自立歩行）	148/66/27	72/23/5	76/43/22	<0.05
骨折型（頚部 / 転子部）	155/86	78/22	77/64	<0.05
手術法（人工骨頭置換術 / 骨接合術）	121/120	53/47	68/73	<0.05
認知症（有 / 無）	92/149	20/80	72/69	<0.05
心疾患既往歴（有 / 無）	49/192	28/72	21/120	<0.05
手術待機日数（日）	2.7 ± 1.9	2.5 ± 1.7	2.8 ± 2.1	0.21
急性期病院在院日数（日）	15.1 ± 6.4	13.5 ± 5.4	16.1 ± 6.8	<0.05
術後 1 年の歩行機能 （独歩 / 歩行補助具 / 非自立歩行）	128/44/69	70/13/17	58/31/52	<0.05
歩行再獲得（達成 / 不達成）	174/67	82/18	92/49	<0.05

数値は平均値±標準偏差もしくは人数で示した．
BMI：Body Mass Index

解析モデルの AIC は，術後合併症モデルで 269.2，術後 1 年の歩行再獲得モデルで 245.9 であった。

認知症の有無のサブグループにおける共変量，主要アウトカムの 2 群間比較の結果を表 4 に示した。年齢，BMI，受傷前歩行機能，術後 1 年の歩行機能で 2 群間に統計学的有意差を認めた（$p < 0.05$）。

認知症の有無による術後 1 年の歩行再獲得のサブグループ解析の結果を表 5 に示した。サブグループ解析モデルの AIC は，非認知症群で 136.5，認知症群で 107.8 であった。術後 1 年の歩行再獲得には，非認知症群では早期離床（OR ＝ 2.99），年齢（OR ＝ 0.92）が統計学的に有意な独立変数であった（$p < 0.05$）。認知症群では，受傷前歩行（OR ＝ 4.81）が統計学的に有意な独立変数であった（$p < 0.05$）。さらに，受傷前から歩行が不可能な対象者の影響を排除するために，受傷前非自立歩行症例 27 例を除外した 214 例を対象とした感度分析を実施した（補遺 1）。その結果，術後 1 年の歩行再獲得に対して，受傷前歩行機能は有意な独立関連因子として抽出されなかった（補遺 2）。一方，非認知症患者のみに限定した場合には早期離床（OR ＝ 3.21）が有意な独立関連因子として抽出された（補遺 3）。

術後合併症を従属変数としたロジスティック回帰モデ

表 2　術後合併症の内訳

	全対象者 (N = 241)	早期離床群 (N = 100)	離床遅延群 (N = 141)	*P* 値
術後合併症（有 / 無）	69/172	18/82	51/90	<0.05
軽症合併症（有 / 無）				
排尿障害	18/223	3/97	15/126	<0.05
尿路感染症	8/233	2/98	6/135	0.48
深部静脈血栓症	3/238	1/99	2/139	1.00
消化器症状	2/239	0/100	2/139	0.51
低 Na 血症	2/239	0/100	2/139	0.51
褥瘡	1/240	0/100	1/140	1.00
重症合併症（有 / 無）				
肺炎	8/233	1/99	7/134	0.15
心不全	4/237	1/99	3/138	0.64
創部感染	4/237	0/100	4/137	0.14
急性腎障害	4/237	2/98	2/139	1.00
せん妄（有 / 無）	21/220	5/95	16/125	0.11
その他（有 / 無）	6/235	4/96	2/139	0.65

数値は人数で示した．

表 3　多重ロジスティック回帰分析の結果

	B	調整前 *OR*	調整後 *OR*	95% 信頼区間		*P* 値
				下限値	上限値	
術後合併症						
早期離床	−0.98	0.39	0.38	0.19	0.76	<0.05
年齢	0.04	1.04	1.04	0.99	1.09	0.06
性別	1.32	3.34	3.76	1.80	7.84	<0.05
BMI	−0.01	1.00	0.99	0.91	1.08	0.80
認知症	−0.06	1.48	0.94	0.46	1.91	0.86
受傷前歩行	0.003	1.26	1.00	0.61	1.64	0.99
心疾患既往歴	0.19	1.43	1.21	0.55	2.67	0.64
骨折型	0.67	1.16	1.96	0.99	3.85	0.05
術後 1 年の歩行再獲得						
早期離床	0.64	2.43	1.89	0.90	3.99	0.09
年齢	−0.08	0.92	0.92	0.88	0.97	<0.05
性別	0.06	0.99	1.06	0.45	2.49	0.89
BMI	0.003	1.00	1.00	0.92	1.10	0.95
認知症	−1.17	0.29	0.31	0.15	0.65	<0.05
受傷前歩行	1.12	1.28	3.07	1.76	5.35	<0.05
心疾患既往歴	−0.36	0.75	0.70	0.31	1.60	0.40
骨折型	0.17	1.44	1.18	0.60	2.36	0.63

従属変数：術後合併症，術後 1 年の歩行再獲得
独立変数：術後 48 時間以内の早期離床（早期離床）
共変量：年齢，性別，BMI，認知症，受傷前歩行機能，心疾患既往歴，骨折型
B：回帰係数
OR：Odds Ratio
BMI：Body Mass Index
AIC：Akaike’s Information Criterion，術後合併症モデル = 269.2，術後 1 年の歩行再獲得モデル = 245.9
各変数の VIF5 未満であり，多重共線性は認めなかった．

表 4　認知症の有無のサブグループにおける共変量，主要アウトカムの 2 群間比較の結果

	全対象者 (N = 241)	非認知症群 (N = 149)	認知症群 (N = 92)	*P* 値
年齢（歳）	82.1 ± 8.6	79.3 ± 8.4	86.6 ± 6.9	<0.05
性別（女性 / 男性）	191/50	116/33	75/17	0.52
BMI（kg/m^2）	20.6 ± 3.6	21.0 ± 3.7	20.0 ± 3.4	<0.05
受傷前歩行機能（独歩 / 歩行補助具 / 非自立歩行）	148/66/27	109/38/2	39/28/25	<0.05
骨折型（頚部 / 転子部）	155/86	100/49	55/37	0.27
心疾患既往歴（有 / 無）	49/192	35/114	14/78	0.14
術後合併症（有 / 無）	69/172	38/111	31/61	0.19
歩行再獲得（達成 / 不達成）	174/67	122/27	52/40	<0.05

数値は平均値±標準偏差もしくは人数で示した．
BMI：Body Mass Index

表 5　認知症の有無による術後 1 年の歩行再獲得のサブグループ解析

	B	調整前 *OR*	調整後 *OR*	95% 信頼区間		*P* 値
				下限値	上限値	
非認知症						
（HDS-R ≧ 23）						
早期離床	1.09	3.42	2.99	1.09	8.18	<0.05
受傷前歩行	0.03	0.55	1.03	0.39	2.69	0.95
年齢	−0.08	0.91	0.92	0.86	0.99	<0.05
性別	0.29	1.31	1.33	0.41	4.32	0.63
BMI	0.04	1.05	1.04	0.92	1.18	0.51
心疾患既往歴	0.11	0.68	1.11	0.34	3.61	0.86
骨折型	−0.12	1.52	0.89	0.33	2.39	0.82
認知症						
（HDS-R ≦ 22）						
早期離床	−0.40	0.71	0.67	0.19	2.35	0.53
受傷前歩行	1.57	3.65	4.81	2.25	10.30	<0.05
年齢	−0.07	0.98	0.93	0.86	1.01	0.10
性別	0.27	0.63	1.31	0.31	5.51	0.71
BMI	−0.04	0.90	0.96	0.83	1.12	0.64
心疾患既往歴	−0.57	0.52	0.57	0.13	2.47	0.45
骨折型	0.58	1.18	1.78	0.58	5.45	0.31

従属変数：術後 1 年の歩行再獲得
独立変数：術後 48 時間以内の早期離床（早期離床）
共変量：年齢，性別，BMI，受傷前歩行機能，心疾患既往歴，骨折型
HDS-R：Revised Hasegawa Dementia Scale
B：回帰係数
OR：Odds Ratio
BMI：Body Mass Index
AIC：Akaike's Information Criterion，非認知症群モデル = 136.5，認知症群モデル = 107.8
各変数の VIF5 未満であり，多重共線性は認めなかった．

ルについては，主解析にて認知症が有意な独立変数とならなかったため，サブグループでのモデル作成は行わなかった。

認知症の有無による術後 48 時間以内の離床阻害因子の内訳を表 6 に示した。離床遅延群 141 例における離床阻害因子の内訳は，疼痛 44 例（31.2%），介助量の多さ 22 例（15.6%），血圧低下・頻脈 14 例（9.9%）の順で多かった。認知症患者では，介助量の多さが非認知症患者

表 6　認知症の有無による術後 48 時間以内の離床阻害因子の内訳

	全体 (N = 141)	非認知症患者 (N = 69)	認知症患者 (N = 72)	*P* 値
疼痛（有 / 無）	44/97	23/46	21/51	0.72
介助量の多さ（有 / 無）	22/119	6/63	16/56	<0.05
血圧低下・頻脈（有 / 無）	14/127	10/59	4/68	0.09
輸血（有 / 無）	13/128	8/61	5/67	0.39
患者の拒否（有 / 無）	8/133	1/68	7/65	0.06
せん妄・覚醒不良（有 / 無）	6/135	3/66	3/69	1.00
自覚症状（有 / 無）	3/138	3/66	0/72	0.12
発熱・COVID-19（有 / 無）	2/139	1/68	1/71	1.00
リハビリ未処方（有 / 無）	2/139	1/68	1/71	1.00
セラピスト判断・未記録（有 / 無）	27/114	13/56	14/58	1.00

数値は人数で示した.
自覚症状：嘔気・眩暈・呼吸困難を含む.
COVID-19：Coronavirus Disease 2019

と比べて有意に多かった（$p < 0.05$）。一方，非認知症患者では，疼痛に加えて血圧低下・頻脈などの身体的要因が多い傾向を認めた。

考　　察

本研究は，大腿骨近位部骨折患者に対して術後 48 時間以内の早期離床と術後合併症および術後 1 年の歩行再獲得の関連性を検討した。多重ロジスティック回帰分析の結果，認知症の有無にかかわらず，術後 48 時間以内の早期離床は術後合併症の発生率の低さに関連した。一方，術後 1 年の歩行再獲得には年齢，認知症，受傷前歩行機能が関連し，早期離床は有意な因子とはならなかった。認知症の有無によるサブグループ解析では，非認知症患者において早期離床と術後 1 年の歩行再獲得との関連が示唆された。本研究の結果は，早期離床が短期的アウトカムと関連するという先行研究の知見を支持するとともに，長期的アウトカムへの関連を検証した点に意義がある。さらに，非認知症患者においては長期的な歩行再獲得を見据えた介入として早期離床が有用である可能性が示唆された。

1. 術後 48 時間以内の早期離床と術後合併症との関連

大腿骨近位部骨折の術後合併症の発生率は 8.1 ～ 25.2%と報告されており [6]，せん妄や肺炎など高齢者に特徴的な内科的合併症が多いことから，早期離床を含む周術期管理の重要性は高い。Agarwal ら [19] は，システマティックレビューおよびメタアナリシスにより，早期離床が術後合併症の減少に有効であることを示しており，本研究の結果はこれらの知見を支持するものであった。本研究では，術後合併症の種類ごとに両群間で発生頻度を比較したところ，早期離床群における排尿障害のみ有意に発生頻度が低かった（表 2）。大腿骨近位部骨折術後の排尿障害は高頻度に認められ [20]，尿路感染症やせん妄のリスク増大，入院期間の長期化，身体・精神機能の低下に関与することが報告されている [21]。Tantigate ら [22] は，離床遅延を排尿障害の独立した危険因子として報告し，術後翌日の早期離床を推奨している。早期離床は，自律神経機能の改善や尿道カテーテルの早期抜去を通じて，排尿障害の軽減に寄与する可能性がある。一方で，早期離床と排尿障害との因果関係を直接検証した研究は限られている。本研究においても，全身状態や身体機能が良好な患者が早期離床を達成しやすかった可能性は否定できない。また，本研究では，性別による排尿障害の発生頻度に有意差は認めなかった（補遺 4）。この理由として，症例数の制約による統計学的検出力不足の可能性に加え，高齢者の大腿骨近位部骨折患者では周術期の全身状態や活動性の影響が大きく，性差の影響が相対的に小さくなった可能性が考えられる。それでもなお，排尿障害は術後合併症や身体機能の低下と密接に関連することから，術後 48 時間以内の早期離床は排尿障害予防の観点においても臨床的に重要であると考えられる。

2. 認知症の有無による術後 48 時間以内の早期離床と歩行再獲得との関連

本研究では，術後 1 年の歩行再獲得率は 72.2%であり，早期離床群は離床遅延群と比較して有意に高い歩行再獲得率であった。多重ロジスティック回帰分析の結果，術

後 1 年の歩行再獲得には年齢，認知症，受傷前歩行機能が独立した因子として抽出された。一方で，サブグループ解析の結果，非認知症群においてのみ早期離床と術後 1 年の歩行再獲得との関連が示唆された。主解析において認知症は共変量として調整されているものの，サブグループ解析において結果が異なったことから，認知症は単なる交絡因子ではなく，認知症の有無により早期離床と歩行再獲得との関連性が異なる可能性が考えられる。すなわち，主解析では平均化されていた効果が，サブグループ解析により顕在化した可能性がある。ただし，本解析はサブグループ解析であり，サンプルサイズの制約を受けるため，結果の解釈には慎重を要する。非認知症患者では，認知機能が保たれていることから，早期離床がその後のリハビリテーションへ円滑に移行し，活動量の増加を通じて長期的な歩行能力の回復に関連した可能性がある。なお，本研究の歩行再獲得の定義では，受傷前非自立歩行群はそれ以上カテゴリーが低下しないため，歩行再獲得を達成しやすい構造を有している。この影響を検討するため，受傷前非自立歩行群を除外した感度分析（補遺 1 ～ 3）を追加実施した結果，非認知症患者における早期離床の有意性は感度分析後も一貫して認められたことから，本研究で示された早期離床と歩行再獲得との関連は一定の頑健性を有する可能性が示唆された。

早期離床群では人工骨頭置換術の割合が高かったが，これは大腿骨頚部骨折症例が多かったことを反映している可能性がある。一般に骨折型と手術法は関連しており [6]，本研究では骨折型を調整因子として投入していることから，手術法の影響は一定程度調整されていると考えられる。また，本研究は観察研究であるため，認知症患者がもともと高齢で全身状態が不良であった可能性や，医療者の判断による離床時期の選択などの未調整の交絡が残存している可能性は否定できない。本研究では年齢，BMI，受傷前歩行機能などを共変量として調整したが，フレイルや併存疾患，栄養状態，リハビリテーション量などの未測定の交絡因子が結果に関連している可能性がある。以上より，早期離床の効果を画一的に評価するのではなく，認知症の有無を考慮した介入目的とアウトカム設定が重要であると考える。

3. 術後 48 時間以内の早期離床の阻害因子

術後 48 時間以内の早期離床をいかに達成するかは重要な課題である。Gray ら [16] は，大腿骨近位部骨折の早期離床の阻害因子として，外科的要因（手術待機日数，週末手術），非急性期の健康要因（年齢，受傷前機能，認知症），急性期の健康要因（せん妄，疼痛，低血圧，貧血），患者心理的要因（拒否，介護依存，離床に対する理解度），医療環境 / 医療者要因（理学療法士の存在，知識不足，7 日間のリハビリテーション提供体制や人員配置）の 5 つの因子を報告している。本研究では，疼痛，介助量の多さ，血圧低下・頻脈などが早期離床の阻害因子となっていた。また，認知症の有無によって阻害因子の傾向に違いがみられ，認知症患者では介助量の多さや患者の拒否が多く，非認知症患者ではバイタルサインの変動や自覚症状の訴えが多い傾向が認められた。これらの結果は，早期離床の可否が患者の背景因子のみによって規定されるのではなく，急性期における疼痛管理や循環動態の安定化，リハビリテーション体制といった周術期管理と関連する可能性を示唆している。さらに，認知症の有無により離床阻害因子が異なることから，離床達成に向けた介入は認知機能に応じて最適化する必要があると考えられる。したがって，術後 48 時間以内の早期離床を達成するためには，鎮痛管理や多職種連携による周術期管理，リハビリテーション体制の整備に加え，認知機能に応じた包括的な対応が重要であると考えられる。

4. 本研究の限界と課題

本研究にはいくつかの限界がある。第 1 に，術後 1 年の歩行再獲得をアウトカムとしたが，この期間中には早期離床以外の多様な因子が関連した可能性がある。具体的には，退院後のリハビリテーション介入の量や内容，生活環境など，急性期以降の要因を十分に把握・調整できていない点が挙げられる。また，術後 1 年という長期経過では，加齢や基礎疾患の進行，認知機能の変化といった時間的な要因の関連性も無視できない。さらに，本研究では除外基準として，術後 1 年の経過観察が困難であった者を設定しており，これらの対象の中には，術後経過が不良で通院困難となった症例が含まれている可能性がある。そのため，予後不良例が解析対象から除外されることによる選択バイアスが生じ，本研究の結果が過大評価されている可能性は否定できない。今後は，急性期から回復期，生活期に至るリハビリテーションおよび生活環境を含めた縦断的評価により，早期離床が長期的機能回復に及ぼす関連性をより明確に検討する必要がある。

第 2 に，本研究は認知症を含む高齢患者を多く含む集団を対象としていたため，術後疼痛を統一的かつ定量的に評価できていない点が限界である。特に，認知症患者では自己申告による疼痛評価が困難であり，疼痛の程度を客観的に把握することが難しい。このため，疼痛が早期離床の阻害因子としてどの程度関連していたかを十分に評価できておらず，結果の解釈に関連を及ぼした可能性は否定できない。また，早期離床群では人工骨頭置換

術の割合が高かったが，これは大腿骨頚部骨折症例が多かったことを反映している可能性があり，術式そのものの影響を直接示すものではない。一般に，人工骨頭置換術では骨接合術と比較して術後疼痛や荷重制限の影響が比較的小さいため，術式選択が早期離床に影響した可能性も考えられる。さらに，疼痛を含めた離床阻害因子についても，先行研究にて報告されているすべての因子を交絡因子として調整することは困難であった。本研究では複数の回帰モデルを構築したが，各モデル間で AIC に大きな差は認めなかったことから，モデル適合性は概ね維持されていると考えられた。一方で，サンプルサイズおよびイベント数には制約があり，説明変数の投入数やモデルの安定性には限界があるため，結果の解釈には慎重を要する。今後は，認知症患者にも適用可能な行動観察型疼痛評価尺度を用いた前向き研究が求められる。

最後に，本研究は単施設研究であるため，リハビリテーション体制や周術期管理が異なる施設への一般化には慎重な解釈が必要である。一方で，術後管理およびリハビリテーション方針が比較的均一であった点は，本研究の内的妥当性を高める要因であると考えられる。今後は，多施設前向き研究により，本研究結果の再現性および因果関係を検証する必要がある。

結　　語

本研究により，大腿骨近位部骨折患者において，術後 48 時間以内の早期離床は術後合併症の発生率の低さと関連することが示された。一方，術後 1 年の歩行再獲得との関連は主解析では認められなかったが，サブグループ解析では非認知症患者において術後 48 時間以内の早期離床が長期的な歩行機能回復に関連する可能性が示された。これらの結果から，術後 48 時間以内の早期離床は，周術期管理およびリハビリテーション戦略と関連する要素の 1 つである可能性があり，認知機能に応じた個別化された対応の重要性が明らかとなった。

利 益 相 反

本研究に関して，開示すべき利益相反はない。

謝　　辞

本研究の実施にあたり，患者の情報収集にご協力をいただきました湘南鎌倉総合病院リハビリテーション部理学療法士，外傷センター医師の皆様に深謝いたします。

文　　献

1）Hagino H: Current and Future Burden of Hip and Vertebral Fractures in Asia. Yonago Acta Med 2021; 64: 147-154.
2）太田壽城，原田　敦，徳田治彦：日本における大腿骨頚部骨折の医療経済．日本老年医学学会雑誌 2002; 39: 483-488.
3）National Institute for Health and Care Excellence, UK: Hip fracture: management. https://www.nice.org.uk/guidance/cg124（2026 年 5 月 19 日閲覧）
4）McDonough CM, Harris-Hayes M, Kristensen MT, et al.: Physical Therapy Management of Older Adults With Hip Fracture. J Orthop Sports Phys Ther 2021; 51: 1-81.
5）Australian and New Zealand Hip Fracture Registry Steering Group: Australian and New Zealand guideline for hip fracture care: Improving outcomes in hip fracture management of adults. https://anzhfr.org/wp-content/uploads/2016/07/ANZ-Guideline-for-Hip-Fracture-Care.pdf（2026 年 5 月 19 日閲覧）
6）日本整形外科学会，日本骨折治療学会：大腿骨頚部 / 転子部骨折診療ガイドライン（改訂第 3 版）．南江堂，東京，2021.
7）Oldmeadow LB, Edwards ER, Kimmel LA, et al.: No rest for the wounded: early ambulation after hip surgery accelerates recovery. ANZ J Surg 2006; 76: 607-611.
8）Kuru T, Olçar HA: Effects of early mobilization and weight bearing on postoperative walking ability and pain in geriatric patients operated due to hip fracture: a retrospective analysis. Turk J Med Sci 2020; 50: 117-125.
9）Baer M, Neuhaus V, Pape HC, et al.: Influence of mobilization and weight bearing on in-hospital outcome in geriatric patients with hip fractures. SICOT J 2019; 5: 4.
10）Seitz DP, Adunuri N, Gill SS, et al.: Prevalence of dementia and cognitive impairment among older adults with hip fractures. J Am Med Dir Assoc 2011; 12: 556-564.
11）Hou M, Zhang Y, Chen AC, et al.: The effects of dementia on the prognosis and mortality of hip fracture surgery: a systematic review and meta-analysis. Aging Clin Exp Res 2021; 33: 3161-3172.
12）Goubar A, Martin FC, Potter C, et al.: The 30-day survival and recovery after hip fracture by timing of mobilization and dementia: a UK database study. Bone Joint J 2021; 103-B: 1317-1324.
13）Kortebein P, Symons TB, Ferrando A, et al.: Functional impact of 10 days of bed rest in healthy older adults. J Gerontol A Biol Sci Med Sci 2008; 63: 1076-1081.
14）Kim JL, Jung JS, Kim SJ: Prediction of Ambulatory Status After Hip Fracture Surgery in Patients Over 60 Years Old. Ann Rehabil Med 2016; 40: 666-674.
15）Umehara T, Tanaka R, Nagao S, et al.: Efficient predictors for the decline of activities of daily living in patients with hip fracture one year after surgery: A multicenter prospective cohort study. J Back Musculoskelet Rehabil 2020; 33: 553-560.
16）Gray R, Lacey K, Whitehouse C, et al.: What factors affect early mobilization following hip fracture surgery: a scoping review. BMJ Open Qual 2024; 13: e002281.
17）Barone A, Giusti A, Pizzonia M, et al.: Factors associated with an immediate weight-bearing and early ambulation program for older adults after hip fracture repair. Arch Phys Med Rehabil 2009; 90: 1495-1498.
18）Shigemoto K, Sawaguchi T, Horii T, et al.: Multidisciplinary care model for geriatric patients with hip fracture in Japan: 5-year experience. Arch Orthop Trauma Surg 2022; 142: 2205-2214.
19）Agarwal N, Feng T, Maclullich A, et al.: Early mobilization after

hip fracture surgery is associated with improved patient outcomes: A systematic review and meta-analysis. Musculoskeletal Care 2024; 22: e1863.
20） Arroyo-Huidobro M, de la Fuente JL, Pagespetit MR, et al.: Incidence of urinary incontinence after hip fracture surgery and associated risk factors: a prospective study. BMC Geriatr 2024; 24: 3.
21） Tang Y, Wu XY, Tang LJ, et al.: Effect of postoperative urinary retention in older patients with hip fracture on self-efficacy, resilience, and quality of life. Ann Palliat Med 2021; 10: 10789-10796.
22） Tantigate D, Jansatjawan N, Adulkasem N, et al.: Risk factors for postoperative urinary retention in fragility hip fracture patients: a prospective study. BMC Geriatr 2024; 24: 483.

補遺 1　受傷前非自立歩行を除外した対象者 214 例の概要

	全対象者 (N = 214)	早期離床群 (N = 95)	離床遅延群 (N = 119)	*P* 値
年齢（歳）	81.2 ± 8.5	79.3 ± 8.3	82.8 ± 8.3	<0.05
性別（女性 / 男性）	166/48	77/18	89/30	0.32
BMI（kg/m^2）	20.9 ± 3.7	20.8 ± 3.6	20.9 ± 3.7	0.96
受傷前住居（自宅 / その他）	188/26	88/7	100/19	0.06
受傷前歩行機能（独歩 / 歩行補助具）	148/66	72/23	76/43	0.07
骨折型（頚部 / 転子部）	144/70	74/21	70/49	<0.05
手術法（人工骨頭置換術 / 骨接合術）	111/103	49/46	62/57	<0.05
認知症（有 / 無）	67/147	15/80	52/67	<0.05
心疾患既往歴（有 / 無）	45/169	28/67	17/102	<0.05
手術待機日数（日）	2.7 ± 2.0	2.5 ± 1.7	2.8 ± 2.2	0.20
急性期病院在院日数（日）	15.2 ± 6.3	13.6 ± 5.5	16.4 ± 6.7	<0.05
術後 1 年の歩行機能（独歩 / 歩行補助具 / 非自立歩行）	125/42/47	70/13/12	55/29/35	<0.05
歩行再獲得（達成 / 不達成）	147/67	77/18	70/49	<0.05

数値は平均値±標準偏差もしくは人数で示した．
BMI：Body Mass Index

補遺 2　受傷前非自立歩行を除外した対象者 214 例の多重ロジスティック回帰分析の結果

	B	調整前 *OR*	調整後 *OR*	95% 信頼区間		*P* 値
				下限値	上限値	
術後 1 年の歩行再獲得						
早期離床	0.52	2.92	1.68	0.78	3.64	0.19
年齢	−0.08	0.89	0.93	0.88	0.97	<0.05
性別	0.22	1.12	1.24	0.53	2.92	0.62
BMI	0.02	1.03	1.02	0.93	1.12	0.65
認知症	−1.37	0.15	0.25	0.12	0.53	<0.05
受傷前歩行	−0.06	0.48	0.94	0.45	1.97	0.87
心疾患既往歴	−0.12	0.80	0.88	0.37	2.12	0.78
骨折型	0.36	1.88	1.43	0.68	3.02	0.34

従属変数：術後 1 年の歩行再獲得
独立変数：術後 48 時間以内の早期離床（早期離床）
共変量：年齢，性別，BMI，認知症，受傷前歩行機能，心疾患既往歴，骨折型
B：回帰係数
OR：Odds Ratio
BMI：Body Mass Index
AIC：Akaike's Information Criterion，術後 1 年の歩行再獲得モデル = 221.9
各変数の VIF5 未満であり，多重共線性は認めなかった．

補遺 3　受傷前非自立歩行を除外した対象者 214 例の認知症の有無による術後 1 年の歩行再獲得のサブグループ解析

	B	調整前 *OR*	調整後 *OR*	95% 信頼区間		*P* 値
				下限値	上限値	
非認知症						
（HDS-R ≧ 23）						
早期離床	1.17	3.46	3.21	1.14	9.05	<0.05
受傷前歩行	−0.08	0.91	0.93	0.86	1.00	<0.05
年齢	0.44	1.31	1.55	0.46	5.25	0.48
性別	0.04	1.05	1.04	0.92	1.18	0.50
BMI	−0.34	0.41	0.71	0.25	2.06	0.53
心疾患既往歴	−0.04	0.64	0.96	0.29	3.21	0.95
骨折型	−0.10	1.63	0.91	0.33	2.49	0.85
認知症						
（HDS-R ≦ 22）						
早期離床	−0.56	0.68	0.57	0.15	2.18	0.41
受傷前歩行	−0.06	0.92	0.94	0.87	1.02	0.13
年齢	−0.01	0.98	0.99	0.24	4.09	0.99
性別	0.01	0.98	1.01	0.86	1.19	0.87
BMI	0.08	0.93	1.09	0.35	3.35	0.89
心疾患既往歴	−0.21	0.70	0.81	0.18	3.65	0.78
骨折型	1.04	3.25	2.83	0.78	10.30	0.11

従属変数：術後 1 年の歩行再獲得
独立変数：術後 48 時間以内の早期離床（早期離床）
共変量：年齢，性別，BMI，受傷前歩行機能，心疾患既往歴，骨折型
HDS-R：Revised Hasegawa Dementia Scale
B：回帰係数
OR：Odds Ratio
BMI：Body Mass Index
AIC：Akaike's Information Criterion，非認知症群モデル = 135.9，認知症群モデル = 93.6
各変数の VIF5 未満であり，多重共線性は認めなかった．

補遺 4　性別による術後合併症の 2 群間比較

	全対象者 (N = 241)	女性 (N = 191)	男性 (N = 50)	*P* 値
術後合併症（有 / 無）	69/172	44/147	25/25	<0.05
軽症合併症（有 / 無）				
排尿障害	18/223	14/177	4/46	0.77
尿路感染症	8/233	6/185	2/48	0.67
深部静脈血栓症	3/238	1/190	2/48	0.11
消化器症状	2/239	1/190	1/49	0.37
低 Na 血症	2/239	1/190	1/49	0.37
褥瘡	1/240	1/190	0/50	1.00
重症合併症（有 / 無）				
肺炎	8/233	6/185	2/48	0.67
心不全	4/237	4/187	0/50	0.58
創部感染	4/237	3/188	1/49	1.00
急性腎障害	4/237	1/190	3/47	<0.05
せん妄（有 / 無）	21/220	11/180	10/40	<0.05
その他（有 / 無）	6/235	1/190	5/45	<0.05

数値は人数で示した．
COVID-19：Coronavirus Disease 2019

Associations of Early Mobilization within 48 Hours of Surgery with Postoperative Complications and Gait Reacquisition One Year Postoperatively in Patients with Proximal Femoral Fractures: Subgroup Analysis by the Presence of Dementia

Masashi Katada[1)], Keigo Nanjo[2)], Takuya Nagashio[2)], Gen Noda[2)]

[1)] *Department of Rehabilitation, Fukuoka Tokushukai Hospital*
[2)] *Department of Rehabilitation, Shonan Kamakura General Hospital*

Purpose: The associations of early mobilization of patients with proximal femoral fractures within 48 hours of surgery with postoperative complications and gait reacquisition one year postoperatively, with subgroup analysis by the presence of dementia, were investigated.
Methods: The participants were 241 patients who were divided into an early mobilization group and a delayed mobilization group. Multiple logistic regression analysis with occurrence of postoperative complications and gait reacquisition one year postoperatively as the dependent variables, with stratification by the presence of dementia, was performed.
Results: Multiple logistic regression analysis showed that early mobilization was significantly associated with a lower incidence of postoperative complications (B = −0.98, odds ratio: OR = 0.38, $p < 0.05$), and sex was also identified as an independent associated factor. In contrast, early mobilization was not significantly associated with gait reacquisition one year postoperatively (B = 0.64, OR = 1.89, $p = 0.09$), whereas age, dementia, and pre-injury gait function were identified as significant independent associated factors. Subgroup analysis showed that early mobilization was significantly associated with gait reacquisition one year postoperatively in patients without dementia (B = 1.09, OR = 2.99, $p < 0.05$).
Conclusions: Early mobilization within 48 hours of surgery is important, but its clinical significance varies depending on the presence of dementia.

Key words: Hip Fractures, Early Mobilization, Postoperative Complications, Dementia, Gait

運動器理学療法学　第 6 巻第 1 号　31 〜 36 頁（2026 年）

短　報

人工股関節全置換術前後におけるハンドヘルドダイナモメーターを用いた筋力評価の最小可検変化量*

増田健人[1)#]　尾藤貴宣[1)]　安藤貴弘[1)]　青木隆明[2)]
宮川貴樹[2)]　秋山治彦[2)]

【目的】人工股関節全置換術（THA）患者における術前後の筋力評価の信頼性および反応性を確認し，最小可検変化量（MDC）を算出することを目的とした。【方法】対象は初回片側 THA を施行された 92 例とし，術前と術後 6 週時に術側股関節伸展・外転・膝関節伸展の最大等尺性筋力を測定した。検者内信頼性 ICC（1, 1）を求め，標準化測定誤差を用いて MDC を算出した。系統誤差の有無を Bland-Altman 分析で確認し，系統誤差を認めた場合は誤差の許容範囲（LOA）を確認した。【結果】全運動方向で ICC 0.9 以上であった。MDC（Nm/kg）は股関節伸展（術前 / 術後 6 週）で 0.07/0.08，外転 0.05/0.06 となった。膝関節伸展の LOA は −0.12−0.09/−0.07−0.10 であった。【結論】THA 患者に対する HHD を用いた筋力評価は一定以上の信頼性および反応性を有していた。今回得られた各運動方向の MDC 以内の変化は誤差の範囲であり，MDC を超える変化をもって効果判定や臨床判断の基準となることが示唆された。

キーワード　最小可検変化量，測定誤差，筋力評価

はじめに

人工股関節全置換術（Total hip arthroplasty；以下，THA）後患者の筋力は歩行能力や日常生活動作（Activity of daily living；ADL）に影響を及ぼすことが報告されている[1)2)]。したがって，THA 患者における機能回復において，筋力評価は重要な指標の 1 つである。

これまで臨床場面での筋力評価は徒手筋力検査（Manual muscle testing；以下，MMT）が広く用いられてきた。MMT は簡便で特別な機器を必要としない利点があるものの，客観性や再現性に限界があり，微小な変化を検出することは困難であることや間隔尺度としての精度にも限界があると報告されている[3)4)]。一方で，ハンドヘルドダイナモメーター（Hand-held dynamometer；以下，HHD）を用いた筋力評価は，筋力を数値としてより定量的かつ客観的に捉えることが可能であり，高い信頼性を有した評価方法として注目されている[5–8)]。

最小可検変化量（Minimal detectable change；以下，MDC）は，測定誤差の基準の 1 つであり測定に伴う誤差の範囲を超えて「真の変化」と判断できる最小限の変化量を示す指標である[9)]。MDC を明らかにすることで，臨床現場における個別患者の変化や効果判定が可能となり，評価結果の解釈の信頼性や客観性向上に寄与すると考えられる。加えて臨床で得られたデータを効果判定や治療法の選択といった臨床判断の指標として解釈するためには，各疾患や検査ごとに測定誤差を考慮した変化量の基準が必要となる。しかしながら HHD を用いた筋力評価は多くの臨床現場で行われているにもかかわらず，対象疾患や検査ごとの MDC が十分に確立されていない領域

* Minimal Detectable Change in Muscle Strength Assessment Using a Hand-Held Dynamometer Following and Prior to Total Hip Arthroplasty

1）岐阜大学医学部附属病院リハビリテーション部
（〒 501–1194　岐阜県岐阜市柳戸 1–1）
Kento Masuda, PT, MS, Takanobu Bito, PT, MS, Takahiro Ando, PT, MS: Department of Rehabilitation, Gifu University Hospital
2）岐阜大学医学部整形外科
Takaaki Aoki, MD, PhD, Takaki Miyagawa, MD, PhD, Haruhiko Akiyama, MD, PhD: Department of Orthopaedic Surgery, Gifu University Graduate School of Medicine
E-mail: masuda.kento.s6@f.gifu-u.ac.jp

（受付日　2025 年 12 月 17 日／受理日　2026 年 5 月 18 日）

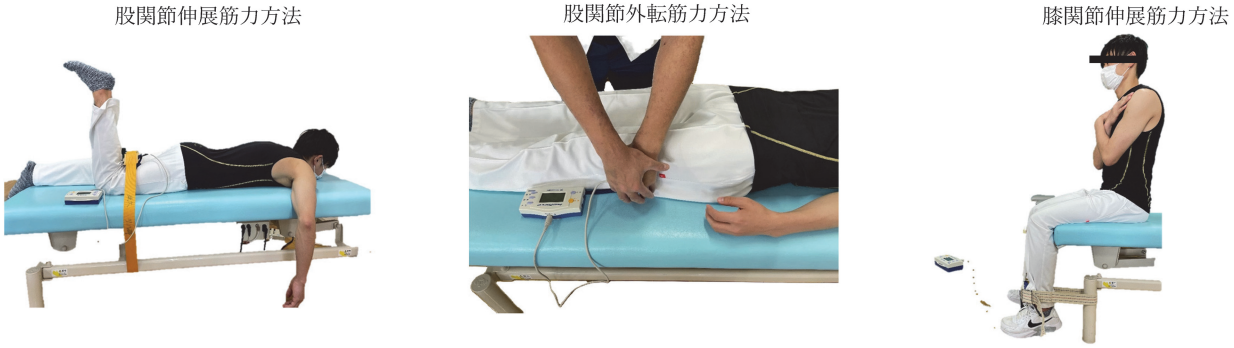


図 1　ハンドヘルドダイナモメーターを用いた筋力測定方法

もあり，実臨床への応用を促進するためにも MDC の算出は重要な課題である。これまでに健常者 [7] や股 OA 患者 [10]，TKA 患者 [11]，脳卒中患者 [12]，大腿骨頸部骨折患者 [13] を対象とした筋力評価の MDC は存在するものの，THA 患者においては不明である。そこで本研究の目的は，THA 患者における術前後の筋力評価の信頼性および反応性を確認し，MDC を算出することとした。

対象と方法

1. 対象

本研究の対象は，2021 年 3 月～ 2024 年 12 月に当院にて股 OA または大腿骨頭壊死症と診断され，初回片側 THA を施行された 92 例とした（年齢：65.2 ± 9.2 歳，男性：22 例，女性：70 例）。除外基準は，関節リウマチを原疾患として THA を施行された患者や股関節以外の下肢関節疾患を有する患者および精神・神経学的疾患を有する患者とした。本研究は当院倫理審査委員会にて承認（承認番号：26-446）を得て実施した。対象者には研究に関する説明を書面および口頭で行った。その後，書面にて同意書を取得し研究を実施した。

2. 研究デザイン

本研究のデザインは観察的横断研究である。

3. 測定時期・測定方法

測定時期は術前と術後 6 週時とした。測定は 2 名の理学療法士によって実施され，各療法士は 5 年以上の臨床経験を有していた。筋力評価は Katoh ら [6] の先行研究に準じた方法で各療法士が単独で行い，各動作は 30 秒の休憩をはさみ 2 回実施した。測定機器は OG 技研社製 Isoforce GT-300 を使用し，最大等尺性筋力を測定した。股関節伸展は，対象者は腹臥位にて膝関節 90 度屈曲位とし，HHD のセンサー部の位置は大腿後面遠位 1/3 とした。膝関節伸展は，対象者は両腕を前胸部で組み，膝関節 90 度屈曲位とした端座位とし，HHD のセンサー部の位置は下腿前面遠位部とした。これらの運動方向の測定には固定用ベルトを併用した。股関節外転は，対象者は背臥位にて股関節内外転および内外旋中間位とし，HHD のセンサー部の位置は大腿外側遠位 1/3 とした（図 1）。各測定において検者は対象者に対し，“3 秒かけて最大出力”となるよう指示し，最大筋力を記録した。

HHD を用いた筋力評価における出力単位“Nm（ニュートンメートル）”は関節にかかる回転力（トルク）を定量的に表す指標であり，筋力の大きさや関節の構造的なてこを考慮した力学的負荷を正確に反映することができる [11]。また“Nm/kg（トルク体重比）”は，対象者間の体格差を調整した比較が可能となり集団間や経時的変化の評価においても汎用性が高いことが報告されている [14) 15)]。したがって，本研究においても出力単位は“測定値（N）”と大腿遠位 1/3 および膝関節裂隙からセンサー中央部を“アーム長（m）”とした積を“体重（kg）”で除したトルク体重比に換算することとした。

4. 統計解析

筋力評価の信頼性を確認するため，検者内信頼性 ICC（1, 1）を求めた。さらに系統誤差の有無を確認するため Bland-Altman 分析を行い，系統誤差を認めた場合は誤差の許容範囲（Limit of agreement；以下，LOA）を確認した。系統誤差を認めなかった場合は，測定誤差の大きさを ICC に基づいて計算される，標準化測定誤差（Standard Error of Measurement；以下，SEM）を用いて MDC を算出した。算出式は下井ら [16] が報告している SEM ＝測定値の標準偏差×（1-ICC），MDC ＝ SEM × 1.96 × $\sqrt{2}$ を用いた。尺度としての反応性の評価は，SEM%を算出して行った。

サンプルサイズに関しては，股 OA 患者に対する筋力評価の Vaz ら [10] の先行研究から ICC の最小許容値を

0.80，期待値を 0.90，測定回数を 2 回，有意水準 0.05，検出力 0.80 として設定し，必要サンプル数を 39 名と見積もった。

すべての解析は改変 R コマンダー（ver4.3.1）を使用し行った。

結　　果

本研究対象者の基本・医学的属性を表 1 に示す。各運動方向における筋力評価それぞれの測定値の平均（術前 / 術後 6 週時：Nm/kg）は，股関節伸展 0.27/0.32・股関節外転 0.29/0.30・膝関節伸展 0.65/0.68 であった。検者内信頼性 ICC（1, 1）は，股関節伸展 0.97/0.96・股関節外転 0.96/0.95・膝関節伸展 0.97/0.98 であった。Bland-Altman 分析の結果，術前および術後 6 週時の膝関節伸展筋力評価のみ固定誤差を認めたため LOA を確認した。その際の平均差は –0.016（p = 0.02，95％ CI：–0.029––0.002）/0.016（p = 0.004，95％ CI：0.005–0.028）であった。また，LOA は –0.12–0.09/–0.07–0.10 であった。股関節伸展および外転筋力評価は系統誤差を認めなかったため，SEM より MDC を算出した（図 2）。SEM（Nm/kg）は，股関節伸展 0.02/0.03・股関節外転 0.02/0.02 であり，さらに SEM% は 8.64/8.94・6.75/6.85 となった。MDC（Nm/kg）は，股関節伸展 0.07/0.08・股関節外転 0.05/0.06 であった（表 2）。

表 1　対象者基本情報

年齢（歳）	65.2 ± 9.2
性別（男 / 女）	22/70
BMI（kg/m^2）	24.3 ± 4.0
原疾患 （大腿骨頭壊死 /OA）	11/81
術式 （前方 / 前側方）	12/80

平均値±標準偏差
BMI：Body mass index
OA：Osteoarthritis

考　　察

本研究の結果，THA 患者における HHD を用いた筋力評価は全運動方向で ICC 0.9 以上となった。Koo ら[17]は 0.9 以上の信頼性は Excellent reliability と報告しており，この基準から本研究においても高い検者内信頼性を有していたことが明らかとなった。また，先行研究では SEM% が平均値の 10%以下であれば尺度としての反応性は良好であることを報告している[18)19)]。よって，本研究で示した各筋力評価は一定の反応性を有していることが明ら

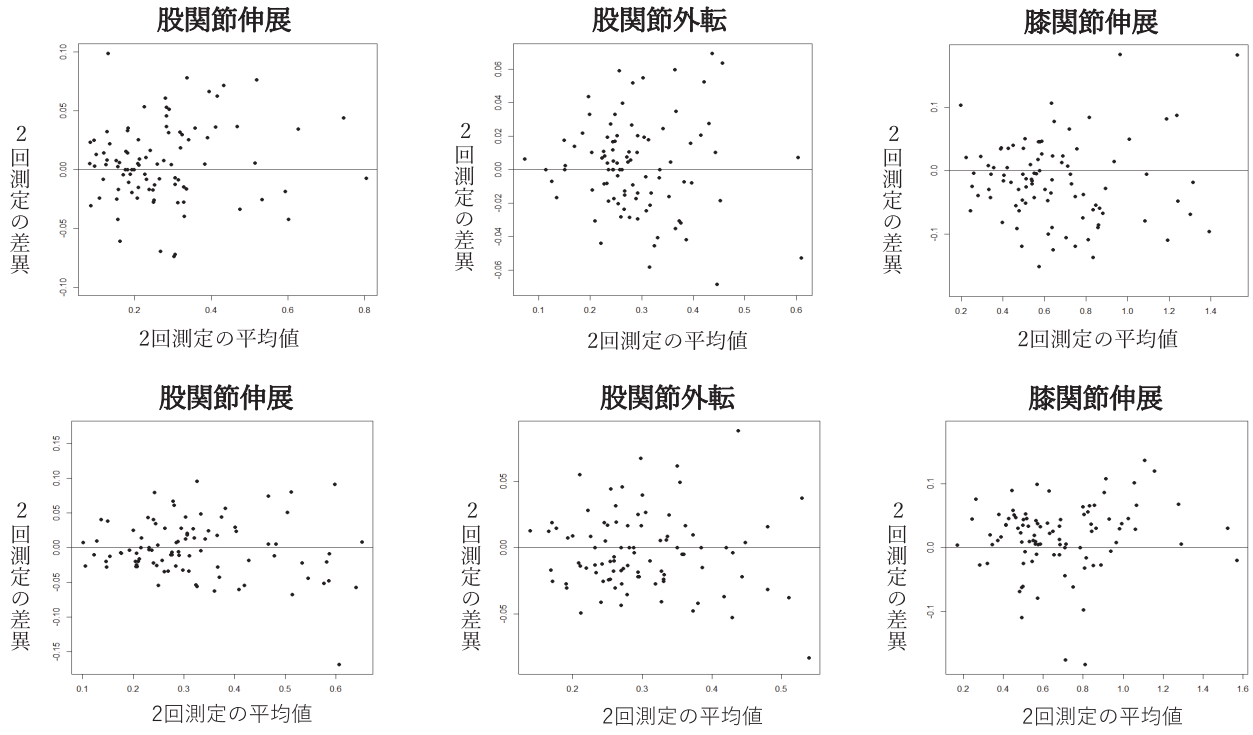


図 2　Bland-Altman plot（上段：術前時，下段：術後 6 週時）

表 2　平均値・ICC・SEM（SEM%）・MDC・LOA 結果

		平均値±標準偏差（Nm/kg）	ICC（95% CI）	SEM（Nm/kg）（SEM%）	MDC（Nm/kg）	LOA
股関節伸展	Pre	0.27 ± 0.14	0.97（0.96−0.98）	0.02（8.64）	0.07	−
	6w	0.32 ± 0.13	0.96（0.93−0.97）	0.03（8.94）	0.08	−
股関節外転	Pre	0.29 ± 0.09	0.96（0.94−0.97）	0.02（6.75）	0.05	−
	6w	0.30 ± 0.09	0.95（0.92−0.96）	0.02（6.85）	0.06	−
膝関節伸展	Pre	0.65 ± 0.28	0.97（0.96−0.98）	−	−	−0.12−0.09
	6w	0.68 ± 0.27	0.98（0.97−0.99）	−	−	−0.06−0.10

ICC：Intraclass correlation coeficients
SEM：Standard error of measurement
MDC：Minimal detectable change
LOA：Limit of agreement

かとなった。さらに先行研究 [10] で報告されている筋力評価の SEM% と比較しても同程度の水準となっており，本対象における筋力評価も一定の反応性を有していると考えられる。

本研究では THA 前後の HHD を用いた筋力評価の MDC を算出し，股関節伸展 0.07/0.08・股関節外転 0.05/0.06 となり，LOA は膝関節伸展 –0.12−0.09/–0.07−0.10 となった（術前 / 術後 6 週：単位 Nm/kg）。これら各運動方向の MDC 以内の変化は誤差の範囲であり，MDC を超える変化をもって効果判定や臨床判断の基準となることが示唆された。MDC は対象や検査ごとに解釈されることが望ましいため，今後も様々な対象および検査における MDC を算出することが根拠に基づいた理学療法（Evidence-based physical therapy）に寄与していくと考えられる。

本研究の限界として，検者内信頼性 ICC（1, 1）のみの検討となっており，検者間信頼性 ICC（2, 1）の検討や ICC（2, 1）を用いた SEM および MDC の算出はできていない点が挙げられる。また当該疾患以外における HHD を用いた筋力評価の結果には本研究で示した MDC は適用とならない可能性があることや，出力単位が異なる場合には適用が困難な場合が考えられる。先行研究で示された股 OA 患者の股関節伸展および外転筋力評価の MDC は 0.46 および 0.48 kgf と報告されている [10]。本研究で示した術前値は手術を控えた股 OA 患者であり，先行研究で示された股 OA 患者とは厳密には対象が異なることや，出力単位も異なることから結果の解釈には注意が必要である。さらに，本研究では男性と女性を合わせて MDC を算出しているため，股 OA および大腿骨頭壊死症を原疾患とする THA 患者に対して一定の汎用性を有する一方で，性差の影響を十分に考慮できていない。そのため，個々の患者に対する筋力評価結果を過大または過少に評価する可能性がある点には留意する必要がある。MDC は，統計学的に測定誤差を超えた最小変化量を示す指標であると報告している [20]。一方，Minimal clinical important difference（以下，MCID）は，患者にとって臨床的に意義のある最小変化量を示す概念であり，患者の主観的な変化を反映する点で MDC とは異なる。THA 患者における筋力評価に関して，本研究では主観的評価を含めた検討を行っていないため，より臨床的に意義のある効果判定を行うには，今後 MCID の検討が必要である。

結　　論

THA 患者に対する HHD を用いた筋力評価は一定以上の信頼性および反応性を有していた。今回得られた各運動方向の MDC 以内の変化は誤差の範囲であり，MDC を超える変化をもって効果判定や臨床判断の基準となることが示唆された。

利 益 相 反

本研究に関して開示すべき利益相反はない。

謝　　辞

当院で手術を受け，本研究にご協力いただいた患者様ならびに研究期間を通じて貴重な支援を賜りました関係者の皆様に心より御礼申し上げます。

文　　献

1）Ohmori T, Kabata T, Yoshimoto K, et al.: Contralateral lower-limb functional status before total hip arthroplasty: an important indicator for postoperative gait speed. J Bone Joint Surg Am 2021; 103: 1093-1103.
2）Ozcadirci A, Caglar O, Coskun G: Range of motion and muscle strength deficits of patients with total hip arthroplasty after surgery. Balt J Health Phys Act 2021; 13: 7.
3）Bohannon RW: Considerations and practical options for measuring muscle strength: a narrative review. Biomed Res Int 2019; 2019: 8194537.
4）Mahony K, Hunt A, Daley D, et al.: Inter-tester reliability and precision of manual muscle testing and hand-held dynamometry in lower limb muscles of children with spina bifida. Phys Occup Ther Pediatr 2009; 29: 44-59.
5）Hayes KW, Falconer J; Reliability of hand-held dynamometry and its relationship with manual muscle testing in patients with osteoarthritis in the knee. J Orthop Sports Phys Ther 1992; 16: 145-149.
6）Katoh M, Yamasaki H: Comparison of reliability of isometric leg muscle strength measurements made using a hand-held dynamometer with and without a restraining belt. J Phys Ther Sci 2009, 21: 37-42.
7）Keep H, Luu L, Berson A, et al.: Validity of the Handheld Dynamometer Compared with an Isokinetic Dynamometer in Measuring Peak Hip Extension Strength. Physiother Can 2016; 68: 15-22.
8）Stark T, Walker B, Phillips JK, et al.: Hand-held dynamometry correlation with the gold standard isokinetic dynamometry: a systematic review. PM R 2011; 3: 472-479.
9）Beckerman H, Roebroeck ME, Lankhorst GJ, et al.: Smallest real difference, a link between reproducibility and responsiveness. Qual Life Res 2001; 10: 571-578.
10）Vaz GF, Freire FF, Goncalves HM, et al.: Intra- and inter-rater reliability, agreement, and minimal detectable change of the handheld dynamometer in individuals with symptomatic hip osteoarthritis. PLos One 2023; 18: e0278086.
11）Eymir M, Unver B, Karatosun V: Reliability, Concurrent Validity, and Minimal Detectable Change of the Hand-Held Dynamometry for the Assessment of Knee Muscle Strength in Patients With Revision Total Knee Arthroplasty. Arch Phys Med Rehabil 2024; 105: 34-39.
12）Itoh S, Tanikawa H, Kondo H, et al.: Minimal Detectable Change in Muscle Strength Measurements Obtained Using a Hand-Held Dynamometer in Patients with Stroke. Jap J Compr Rehabil Sci 2025; 16: 9-18.
13）渕上正浩，新井龍一，山本知真，他：大腿骨近位部骨折患者の足趾把持力における最小可検変化量の検討．理学療法科学 2023; 38: 216-219.
14）Hebert LJ, Maltais DB, Lepage C, et al.: Hand-held dynamometry isometric torque reference values for children and adolescents. Pediatr Phys Ther 2015; 27: 414-423.
15）Sarabon N, Kozinc Z, Perman M: Establishing reference values for isometric knee extension and flexion strength. Front physiol 2021; 12: 767941.
16）下井俊典，谷　浩明：最小可検変化量を用いた 2 種類の継ぎ足歩行テストの絶対信頼性の検討．理学療法科学 2010; 25: 49-53.
17）Koo TK, Li MY: A Guideline of Selecting and Reporting Intraclass Correlation Coefficients for Reliability Research. J Chiropr Med 2016; 15: 155-163.
18）Flansbjer UB, Holmbäck AM, Downham D, et al.: Reliability of gait performance tests in men and women with hemiparesis after stroke. J Rehabil Med 2005; 37: 75-82.
19）Cejudo A, Sainz de Baranda P, Ayala F, et al.: Test-retest reliability of seven common clinical tests for assessing lower extremity muscle flexibility in futsal and handball players. Phys Ther Sport 2015; 16: 107-113.
20）de Vet HC, Terwee CB, Ostelo RW, et al.: Minimal changes in health status questionnaires: distinction between minimally detectable change and minimally important change. Health Qual Life Outcomes 2006; 4: 54.

Minimal Detectable Change in Muscle Strength Assessment Using a Hand-Held Dynamometer Following and Prior to Total Hip Arthroplasty

Kento Masuda[1)], Takanobu Bito[1)], Takahiro Ando[1)], Takaaki Aoki[2)],
Takaki Miyagawa[2)], Haruhiko Akiyama[2)]

[1)] *Department of Rehabilitation, Gifu University Hospital*
[2)] *Department of Orthopaedic Surgery, Gifu University Graduate School of Medicine*

Objective: This study evaluated the reliability and responsiveness of pre- and postoperative muscle strength assessments and calculated the minimum detectable change (MDC) in patients with total hip arthroplasty (THA).
Methods: This study included 92 patients who underwent unilateral THA for the first time. Maximum isometric muscle strength for hip extension, hip abduction, and knee extension was measured preoperatively and six weeks postoperatively on the operated side. The intra-rater reliability (ICC1, 1) was calculated, and the MDC was determined using a standardized measurement error. The presence of systematic error was assessed using the Bland-Altman analysis. If systematic errors were detected, the limits of agreement (LOA) were confirmed.
Results: The ICC was ≥0.9 in all movement directions. MDC (Nm/kg) was 0.07/0.08 and 0.05/0.06 for hip extension and abduction (preoperative/six weeks postoperative), respectively. The LOA for knee extension was −0.12−0.09/−0.07−0.10.
Conclusion: Muscle strength assessment using the HHD in patients with THA demonstrated sufficient reliability and responsiveness. Changes within the MDC for each movement direction fell within the margin of error, suggesting that changes exceeding the MDC should serve as criteria for determining efficacy and clinical judgment.

Key words: Minimal detectable change, Standard error, Muscle strength assessment

編集後記

「患者がどのような病気を持っているかを知ることよりも，どのような患者が病気を持っているかを知ることの方が遥かに重要である」。ウィリアム・オスラーの言葉と知られるこの名言は現在，「層別化」という方法論で具現化できます。

エディトリアルの隈元論文は，非特異的腰痛への画一的な運動療法の限界を指摘し，運動機能障害と心理社会的リスクに基づく stratified care と targeted treatment への転換を説いています。この核心は「誰にどの治療を適用するか」といえます。掲載論文も，この問いに応えています。廣津論文は，腰部脊柱管狭窄症患者の 6 分間歩行距離に関連するものは心理的因子ではなく身体機能であり，層別化の軸を病態ごとに見極める必要を教えてくれます。扇谷論文は，人工膝関節全置換術前の初回屈曲角度による層別化により，制限群でのみ可動域が拡大するという，平均値に埋もれていたものを明らかにしています。片田論文は，大腿骨近位部骨折術後 48 時間以内の早期離床が合併症の少なさと関連する一方で，術後 1 年の歩行再獲得は認知症の有無で異なることを示しています。そして増田論文では，人工股関節全置換術前後の筋力評価における最小可検変化量が，個人の変化を測定誤差から見分ける物差しとなることを提言しています。

平均値という患者はいません。誰に，何を行い，どれだけ変わったのか。本号は，冒頭の名言に科学の言葉で応えています。この続きを，これからの「運動器理学療法学」に託し，皆様のご投稿をお待ちしています。

（森山英樹）

編集委員会

編集委員長	建内　宏重				
副編集委員長	加藤　　浩				
編集委員	阿南　雅也	家入　　章	石田　水里	伊藤　浩充	瓜谷　大輔
	小栢　進也	金井　　章	久保田雅史	隈元　庸夫	前田　慶明
	宮坂　淳介	森山　英樹			
アドバイザリーボード	市橋　則明				
査読委員	安彦　鉄平	井川　達也	石田　和宏	井野　拓実	井原　拓哉
	岩本　義隆	上田　泰之	上田　雄也	遠藤　達矢	太田　　恵
	澳　　昂佑	川端　悠士	木村　佳記	金　　承革	越野　裕太
	小宮　　諒	坂口　　顕	佐藤　久友	田中　貴広	壇　　順司
	中野渡達哉	原田　伸哉	飛山　義憲	平尾　利行	平山　和哉
	藤田　　努	本田祐一郎	正木　光裕	松尾　英明	壬生　　彰
	宮地　　諒	村尾　昌信	村田　健児	森田　　伸	八木　優英
	和田　　治				

運動器理学療法学
第 6 巻第 1 号

2026 年 10 月 31 日　発行

編集
発行　一般社団法人
日本運動器理学療法学会
〒 106-0032
東京都港区六本木 7 丁目 11-10
日本理学療法士協会事務局内
TEL: 03-5843-1747（代表）

DTP　株式会社　東京プレス
〒 161-0033
東京都新宿区下落合 3-12-18 3F

運動器理学療法学 HP

http://jspt.japanpt.or.jp/jsmspt/undoukirigakuryouhougaku/