

## Original Article

## リサーチ図形を用いた分回し、遊脚期骨盤挙上、前足部接地歩行の定量化

伊藤慎英,<sup>1</sup> 加賀谷 齊,<sup>2</sup> 才藤栄一,<sup>2</sup> 大塚 圭,<sup>3</sup> 山田純也,<sup>1</sup>  
谷川広樹,<sup>1</sup> 田辺茂雄,<sup>3</sup> 伊藤直樹,<sup>3</sup> 青木健光,<sup>4</sup> 金田嘉清<sup>3</sup>

<sup>1</sup> 藤田保健衛生大学病院リハビリテーション部

<sup>2</sup> 藤田保健衛生大学医学部リハビリテーション医学I講座

<sup>3</sup> 藤田保健衛生大学医療科学部リハビリテーション学科

<sup>4</sup> キッセイコムテック株式会社

## 要旨

Itoh N, Kagaya H, Saitoh E, Ohtsuka K, Yamada J, Tanikawa H, Tanabe S, Itoh N, Aoki T, Kanada Y. Quantitative assessment of circumduction, hip hiking, and forefoot contact gait using Lissajous figures. Jpn J Compr Rehabil Sci 2012; 3: 78-84.

【目的】トレッドミル歩行の三次元動作解析で得られるリサーチ図形を用いて異常歩行を定量化し、歩行障害の治療に役立てること。

【方法】健常者39名、片麻痺患者30名を対象に、三次元動作解析装置を用いたトレッドミル歩行分析を実施した。この歩行分析から得られたリサーチ図形から分回し、遊脚期骨盤挙上、前足部接地の各異常歩行の指標を作成し、歩行分析に習熟した理学療法士の視診評価と比較し、その指標の妥当性を検討した。

【結果】全ての指標において、片麻痺患者は健常者よりも有意に大きかった ( $p < 0.001$ )。各異常歩行の指標値と視診評価のスピアマンの順位相関係数は、分回し:  $-0.82$ 、遊脚期骨盤挙上:  $-0.64$ 、前足部接地:  $-0.84$ であった ( $p < 0.001$ )。

【結論】客観的で評価者に左右されない定量的指標の作成が可能になった。

**キーワード:**トレッドミル、歩行分析、異常歩行、リサーチ図形

ている歩行分析は視診である。視診は簡便で即時性が高いなどの利点があるが、異常や重症度の判定基準が評価者の主観に依存しているため、信頼性の問題がある。実際に、視診による評価の信頼性は、対象疾患、評価する内容、評価者の経験年数などによって大きく異なると報告されている [1-6]。三次元動作解析装置を用いた歩行分析は客観的であり、研究分野だけでなく、臨床にも用いられるが [7]、動作解析によって得られる結果の解釈が、非専門家にとって難しいため、一般的な臨床の検査としては普及していない。我々は、トレッドミル上で歩行分析を行い、マーカの動きをリサーチ図形で表現することで非専門家にとっても理解しやすい歩行分析を行っている。リサーチ図形とは互いに直角方向に振動する2つの単振運動を合成した図形のことである。トレッドミル上の歩行は同一空間で行われるために広いスペースは必要なく、歩行速度を自由に設定でき、多数歩の測定が容易で、懸垂装置や手すりを併用可能であるため低歩行能力者も対象に出来るというメリットがある。本研究の目的は、トレッドミル歩行の三次元動作解析で得られるリサーチ図形を用いて、片麻痺患者の3つの代表的異常歩行(分回し、遊脚期骨盤挙上、前足部接地)の定量的指標を作成し、その指標重症度の妥当性を、歩行分析に習熟した理学療法士による視診結果と比較し検討することである。

## はじめに

様々な歩行分析の中で、現在、臨床で最も活用され

## 方法

対象は健常者39名、片麻痺患者30名とした。健常者の内訳は、男性28名、女性11名、年齢 $30 \pm 5$ 歳、身長 $167.3 \pm 8.5$  cm、体重 $62.1 \pm 10.7$  kg、(平均値 $\pm$ 標準偏差)であった。片麻痺患者のプロフィールは表1に示す。

本研究は倫理委員会の承認を受けた。被験者には、本研究の主旨と内容を口頭および文章で十分に説明し、書面で同意を得た。また、視診を行った理学療法士4名(臨床経験平均15.8年、経験年数8~34年)にも、研究内容を説明し、書面で同意を得た。

三次元動作解析装置は、KinemaTracer<sup>®</sup>(キッセイコムテック株式会社、松本市、日本)を使用した。

著者連絡先: 伊藤慎英

藤田保健衛生大学病院リハビリテーション部

〒470-1192 愛知県豊明市杣掛町田楽ケ窪1番地98

E-mail: nitoh@fujita-hu.ac.jp

2012年9月5日受理

本研究において一切の利益相反や研究資金の提供はありません。

表 1. 片麻痺患者のプロフィール

年齢	58±14 (21-87) 歳
身長	164.1±8.6 (140-176)cm
体重	60.6±9.4 (38-78)kg
性別	男性 24 名 女性 6 名
診断名	脳梗塞 17 名 脳出血 11 名 くも膜下出血 1 名 外傷性脳損傷 1 名
障害側	右側 18 名 左側 12 名
発症後日数	1,072±1,485 (21-6,026) 日
下肢 Brs. <sup>1</sup>	I : 1 名 II : 0 名 III : 4 名 IV : 15 名 V : 9 名 VI : 1 名
歩行 FIM <sup>2</sup>	4 : 1 名 5 : 10 名 6 : 18 名 7 : 1 名
杖使用	あり : 24 名 なし : 6 名
装具使用	あり : 19 名 なし : 11 名

年齢, 身長, 体重, 発症後日数は平均±標準偏差 (最小-最大) で表記した.

<sup>1</sup> Brs. : Brunnstrom Stage, <sup>2</sup> FIM : Functional Independence Measure.

KinemaTracer<sup>®</sup> は, 1 台の収録・解析用コンピュータとトレッドミルの周囲に配置する 4 台の CCD カメラで構成されている. 被験者はトレッドミル上での歩行に慣れていないため, 事前に練習を行った. 安定した

歩行が得られるようになった後, 人体マーカの三次元座標 (X : 側方, Y : 前後, Z : 鉛直) を計測した. マーカ (直径 30 mm) の貼着部位は, 被験者の両側の肩峰, 股関節 (上前腸骨棘と大転子を結んだ線上で大転子から 1/3 の位置), 膝関節 (大腿骨外側上顆の前後径中点), 足関節 (外果), 爪先 (第 5 中足骨骨頭) の計 10 個とした. トレッドミル速度は, 健常者では 4 km/h, 片麻痺患者では主観的快適平地歩行速度あるいはその 70% の速度に設定した. 主観的快適平地歩行速度は 10 m を 2 回計測した平均値とした. 片麻痺患者には, 手すりや装具の使用を許可した. 動画の記録は, サンプリング周波数 60 Hz で, 計測時間は 20 秒間とした. 同時に, 麻痺側側方と後方から計 2 台のビデオカメラ (SONY 社製ハンディカム HDR-FX1) により, サンプリング周波数 30 Hz でトレッドミル歩行を撮影し, その動画を視診評価用とした. 分回し, 遊脚期骨盤挙上, 前足部接地の各異常歩行の定義を表 2 に示す [8, 9]. 各異常歩行の指標の算出は次のとおりとした. 分回しの指標値は, 足関節マーカの遊脚期の 25-75% 時間における最外側 X 座標と立脚期の 25-75% 時間における最内側 X 座標の差とした (図 1). 遊脚期骨盤挙上の指標値は, 遊脚期における股関節マーカの Z 座標最大値から同時期の対側股関節マーカの Z 座標値を引いた値を, 両脚支持期中の両股関節マーカの Z 座標の差の平均値で補正した値とした (図 2). 前足部接地の指標値は, 初期接地時の足関節マーカの Z 座標と爪先マーカの Z 座標の差を, 安静立位時の足関節マーカと爪先マーカの Z 座標の差で引いた値とした (図 3). 各指標値の正常範囲は健常者の平均値±標準偏差×2 以内とした.

異常歩行の視診評価は, 歩行分析に習熟した理学療法士 4 名が, 対象者のトレッドミル歩行の動画を観察し, 各異常歩行の重症度を 5 段階 (表 3) にスコアリングした. スコアリング実施前に, 各評価者の異常歩行に関する定義を統一した. 麻痺側と後方の動画の観察時間は, 症例ごとに 1 方向ずつ 15 秒の計 30 秒とした. スコアリングは, 全症例の動画を一通り観察した後, 再度, 症例ごとの動画を観察し行った. スコアリングについての理学療法士間の協議は許可しなかった. 各異常歩行の視診の評価は, 理学療法士 4 名のスコアの中央値とした. スコアリングの評価者間信頼性

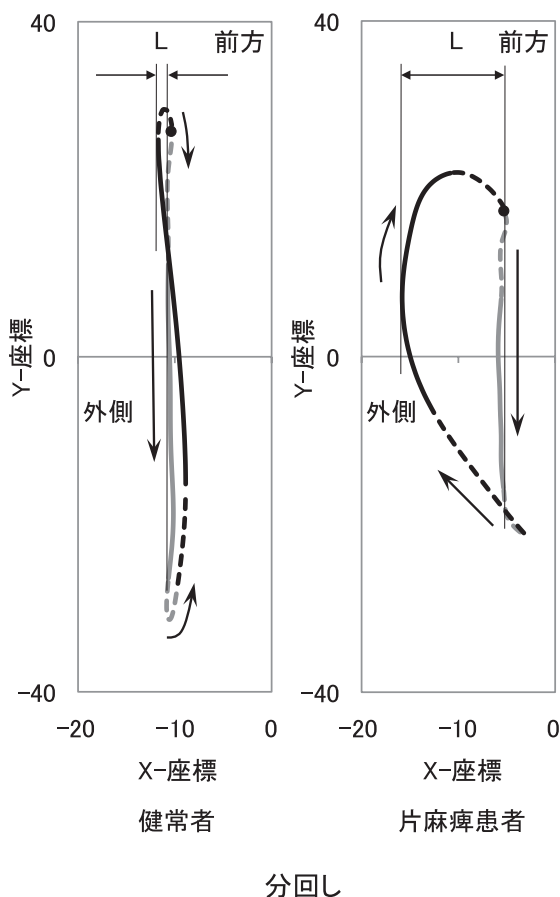


図 1. 分回しの指標となるリサーチ図形

健常者と左片麻痺患者の左足関節マーカの水平面におけるリサーチ図形を示す. 座標は, X : 側方 (+ 右側, - 左側), Y : 前後 (+ 前方, - 後方) を示す. 灰色線は立脚期, 黒線は遊脚期を示し, 立脚期および遊脚期におけるそれぞれの 0-25, 75-100% 時間の区間を点線で示している. 黒丸は初期接地を, L は指標値を示す.

表2. 各異常歩行の定義

## 1. 分回し

麻痺側下肢が、遊脚初期～遊脚中期に股関節外転、外旋、遊脚中期～遊脚終期に股関節内転・内旋が起こり、半円の軌跡を描くもの。麻痺側遊脚期における麻痺側足部の外側方向への移動量に応じて重症度を評価。

## 2. 遊脚期骨盤挙上

麻痺側の前遊脚期～遊脚中期に、麻痺側体幹の短縮を伴い、麻痺側骨盤が挙上するもの。麻痺側の前遊脚期～遊脚中期における麻痺側骨盤の鉛直方向への移動量で重症度を評価。

## 3. 前足部接地

装具使用の有無にかかわらず、麻痺側の初期接地に前足部から接地するもの。初期接地時に足関節底屈角度の程度で重症度を評価。

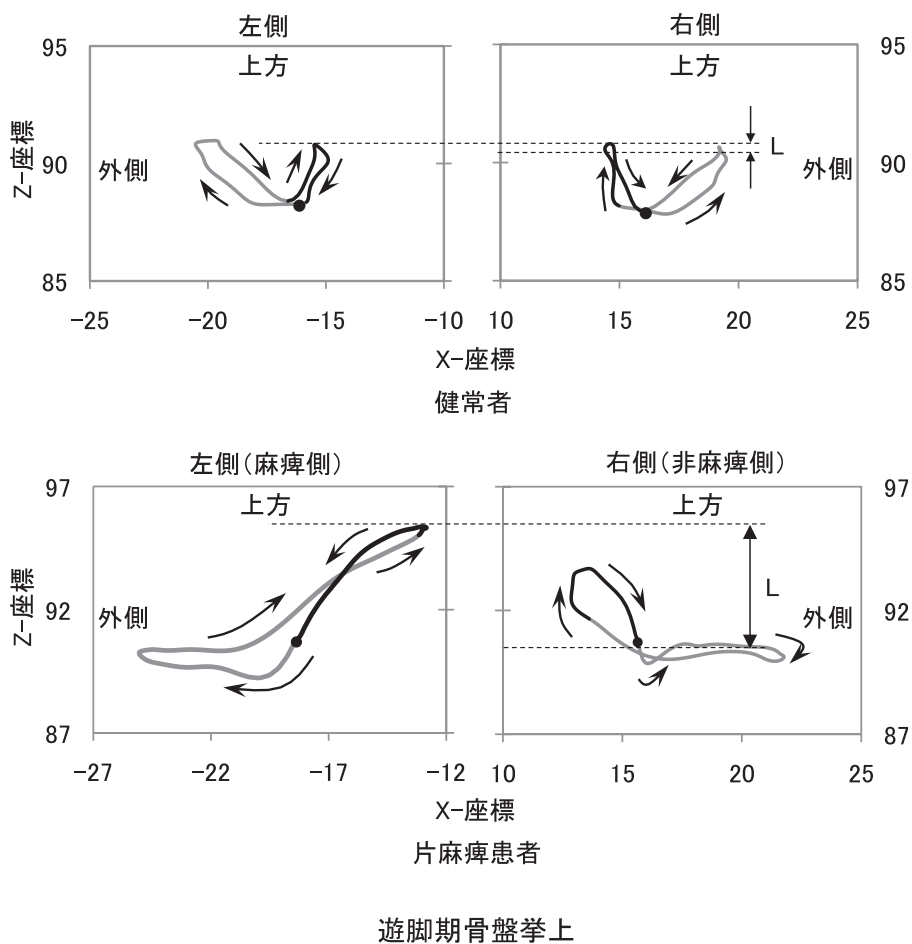
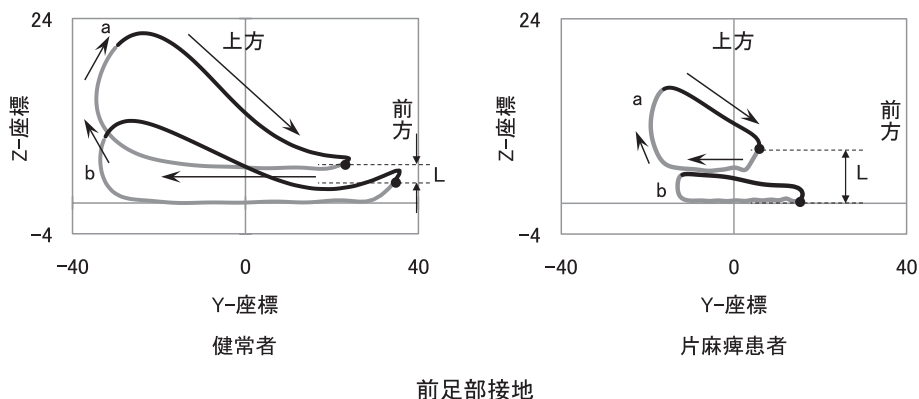


図2. 遊脚期骨盤挙上の指標となるリサーチ図形

健康者と左片麻痺患者の両股関節マーカの額面におけるリサーチ図形を示す。各座標は、X：側方（+右側，-左側），Z：鉛直（+上方，-下方）を示す。灰色線は立脚期，黒線は遊脚期を示す。黒丸は初期接地を，Lは指標値を示す。



**図3.** 前足部接地の指標となるリサーチ図形  
 健常者と右片麻痺患者の右足関節 (a) と右爪先マーカ (b) の矢状面におけるリサーチ図形を示す。座標は、Y：前後 (+前方, -後方), Z：鉛直 (+上方, -下方) を示す。灰色線は立脚期, 黒線は遊脚期を示す。黒丸は初期接地を, Lは指標値を示す。

**表3.** 各異常歩行のスコア

分回し・遊脚期骨盤挙上	前足部接地
5点：異常なし	5点：踵接地で背屈十分
4点：わずかな異常	4点：全面接地～背屈不十分
3点：軽度異常	3点：軽度の前足部接地
2点：中等度異常	2点：中等の前足部接地
1点：重度異常	1点：重度の前足部接地

を確認するため, Cohenの $\kappa$ 係数および1段階のズレを半分一致とした重み付き $\kappa$ 係数を算出した。

数値は平均値±標準偏差で表し, 各異常歩行の指標値の健常者と片麻痺患者の2群間の比較は, マン・ホイットニー-U検定を用いて行った。また, 各異常歩行の指標の妥当性を検討するため, 指標値と視診評価のスピアマンの順位相関係数を算出した。統計ソフトには, PASW Statistics 18.0 (SPSS Inc., Chicago, USA) を使用し, 危険率5%未満を統計学的有意とした。

**結果**

**1. 異常歩行の指標値**

各異常歩行の指標値は, 分回しでは, 健常者 $0.78 \pm 1.09$  cm, 片麻痺患者 $2.96 \pm 2.75$  cm, 遊脚期骨盤挙上では, 健常者 $0.26 \pm 0.53$  cm, 片麻痺患者 $1.73 \pm 1.08$  cm, 前足部接地では, 健常者 $-2.79 \pm 0.64$  cm, 片麻痺患者 $-0.12 \pm 1.31$  cmであった。全ての指標において, 健常者に比べて片麻痺患者で有意に大きかった ( $p < 0.001$ )。正常範囲 (平均値±標準偏差×2) は, 分回し ( $-1.40 \sim (2.96)$  cm, 遊脚期骨盤挙上 ( $-0.80 \sim (1.32)$  cm, 前足部接地 ( $-4.07 \sim (-1.51)$  cm)であった。

**2. 異常歩行の指標の妥当性**

各異常歩行の視診評価と指標値との関係を図4に示す。視診評価において, 正常 (5点) と判定された片麻痺患者は, 分回しで19名, 遊脚期骨盤挙上で7名,

前足部接地で2名であった。各指標値において, 正常範囲内であった片麻痺患者は, 分回しで17名, 遊脚期骨盤挙上で14名, 前足部接地で4名であった。そして, 視診が正常, 指標も正常範囲内の症例は, 分回し16名, 遊脚期骨盤挙上6名, 前足部接地1名であった。視診は異常, 指標が正常範囲外の症例は, 分回しで10名, 遊脚期骨盤挙上15名, 前足部接地で25名であった。各異常歩行の相関係数は, 分回し:  $-0.82$ , 遊脚期骨盤挙上:  $-0.64$ , 前足部接地:  $-0.84$ と全ての指標値において有意な相関を認めた ( $p < 0.001$ )。

なお, 視診の評価間信頼性は完全一致 $\kappa$ 係数が $0.20 \sim 0.45$ , 重み付き $\kappa$ 係数が $0.31 \sim 0.58$ であった (表4)。

**考察**

マーカ座標そのものを用いた歩行分析は, サイクログラム (cyclogram) として, Bernstein[10]が考案した。これ以降, マーカ軌跡が指標として利用されることはあまりなかったが, 近年では, Hidlerら [11]が, ロボット制御での歩行運動と健常者のトレッドミルの歩行運動の比較に, 矢状面と前額面の股関節, 膝関節, 足関節の運動軌跡を利用している。また, Minettiら [12]は, 三次元の質量身体中心の軌跡を歩行と走行の分析に用いている。我々は, 分回し, 遊脚期骨盤挙上, 前足部接地の異常歩行の特徴的な身体部位のマーカのリサーチ図形を指標化し, 歩行分析に習熟した理学療法士の視診評価と比較した。その結果, 全ての指標値は, 健常者に比べて片麻痺患者で有意に大きく, 異常を表す指標として有用であることを確認で

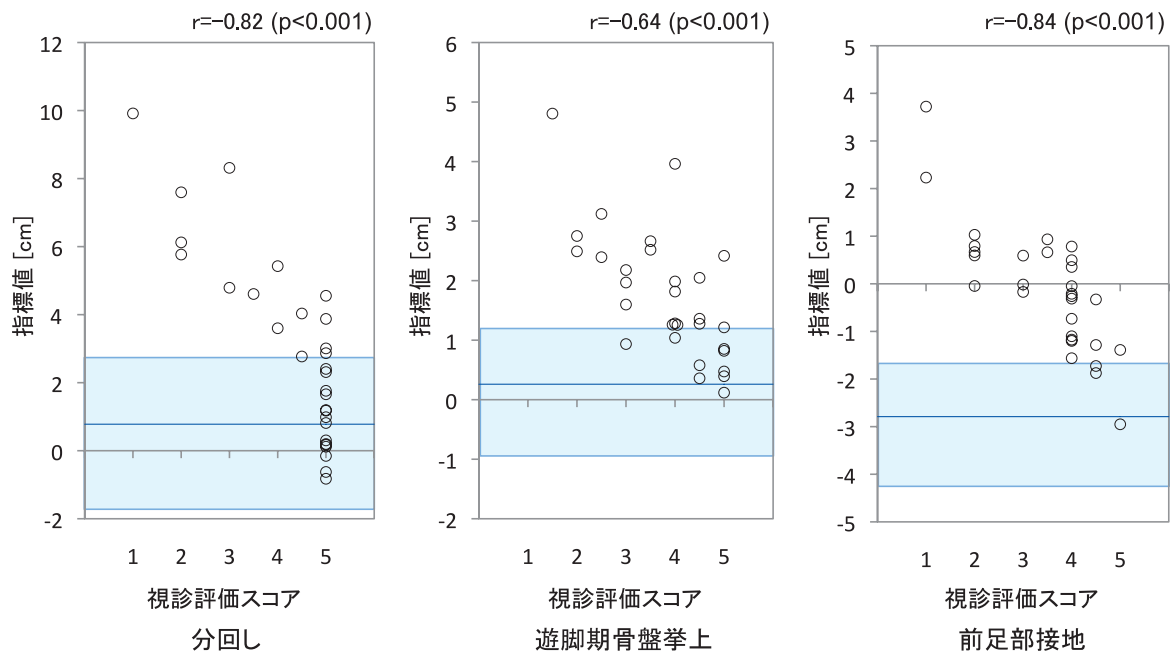


図4. 各異常歩行の視診評価と指標値との関係

グラフの紺色の横実線は健康者の平均値，水色の領域は正常範囲，白丸は片麻痺患者を示す。

表4. 視診の評価者間信頼性

	完全一致 $\kappa$ 係数	重み付き $\kappa$ 係数
分回し	0.45 (0.30-0.63)	0.52 (0.35-0.75)
遊脚期骨盤挙上	0.20 (0.02-0.29)	0.31 (0.10-0.45)
前足部接地	0.43 (0.31-0.57)	0.58 (0.48-0.67)

数値は平均（最小-最大）で表記した。

きた。また、視診によって異常あり（1～4点）と判断された片麻痺患者の各異常歩行の指標値は、ほぼ正常範囲外に存在した。さらに、3つの異常歩行の指標値は、視診評価と強い相関関係を認めたことから、指標として妥当と考えられた。

通常の三次元動作解析装置による歩行分析は、ストライド時間、歩幅などの時間距離因子や関節角度の運動学的因子を定量化することが多いが [13]、これらのデータだけでは、異常歩行像を想像しにくい。一方、今回用いた指標は、各異常歩行の運動パターンそのものを表現するマーカのリサーチ図形を用い、指標値を算出している。よって、動作解析の非専門家でも直感的に理解しやすい。

従来の視診による評価は評価者の熟練度に左右される。精度の高い評価を行うためには、その評価法に関するマニュアルやガイドが必要であり [14]、明確な評価基準の設定をすることで、評価者間信頼性が向上する [15]。本研究では、歩行分析に習熟した理学療法士を評価者とし、各異常歩行の定義の解釈の統一を行った上で視診による評価を実施した。 $\kappa$  係数は、0.00～0.20 が slight, 0.21～0.40 が fair, 0.41～0.60 が moderate, 0.61～0.80 が substantial, 0.80～1.00 が almost perfect と解釈できる [16]。Eastlack ら [2] の報告では、54名の理学療法士が3名のリウマチ患者

の歩行を3段階で評価した結果、一致率は $\kappa$ 係数0.11～0.52であった。また、Keenan ら [6] の報告では、5名の足病医 (podiatrist) が14名の整形疾患の既往のない成人歩行を3段階で評価した結果、一致率は $\kappa$ 係数0.19であった。今回の視診の評価者間の一致率は、slight～moderateであったが、先行研究と比較すると、決して低い一致率ではなかった。今回は視診の信頼性を確保するためにその中央値を用い、視診の中央値とリサーチ図形を用いた指標の相関が十分高かったことから、より客観的で評価者に左右されない定量的指標が作成できたと思われる。

本研究では片麻痺患者に手すりや装具の使用を許可している。しかし、指標値の正常範囲作成に用いた健康者の計測では両者とも使用していない。このことが、今回の結果に何らかの影響を与えている可能性がある。今後の課題である。

リハビリテーション医療における低歩行能力者の歩行訓練を精緻化する上で、客観的な定量的指標を評価に用いることは必須である。多忙な臨床で使用可能な歩行分析を直感的に理解しやすい形で導入することがその一助になると期待している。今後、他の異常歩行の定量化についても試みていきたい。

## 文献

1. McGinley JL, Goldie PA, Greenwood KM, Olney SJ.

- Accuracy and reliability of observational gait analysis data: judgments of push-off in gait after stroke. *Phys Ther* 2003; 83: 146–60.
2. Eastlack ME, Arvidson J, Snyder-Mackler L, Danoff JV, McGarvey CL. Inter-rater reliability of videotaped observational gait-analysis assessments. *Phys Ther* 1991; 71: 465–72.
  3. Hughes KA, Bell F. Visual assessment of hemiplegic gait following stroke: pilot study. *Arch Phys Med Rehabil* 1994; 75: 1100–7.
  4. Brunnekreef JJ, van Uden CJ, van Moorsel S, Kooloos JG. Reliability of videotaped observational gait analysis in patients with orthopedic impairments. *BMC Musculoskelet Disord* 2005; 6: 17.
  5. Krebs DE, Edelstein JE, Fishman S. Reliability of observational kinematic gait analysis. *Phys Ther* 1985; 65: 1027–33.
  6. Keenan AM, Bach TM. Video assessment of rearfoot movements during walking: a reliability study. *Arch Phys Med Rehabil* 1996; 77: 651–5.
  7. McGinley JL, Baker R, Wolfe R, Morris ME. The reliability of three-dimensional kinematic gait measurements: a systematic review. *Gait Posture* 2009; 29: 360–9.
  8. Perry J. *Pathological Gait. Gait Analysis: Normal and Pathological Function*. Thorofare: NJ, SLACK; 1992, p. 169–347.
  9. Kerrigan DC, Frates EP, Rogan S, Riley PO. Hip hiking and circumduction: quantitative definitions. *Am J Phys Med Rehabil* 2000; 79: 247–52.
  10. Bernstein NA. *The co-ordination and regulation of movement*. London: Pergamon Press; 1967. p. 1–21.
  11. Hidler J, Wisman W, Neckel N. Kinematic trajectories while walking within the Lokomat robotic gait-orthosis. *Clin Biomech* 2008; 23: 1251–9.
  12. Minetti AE, Cisotti C, Mian OS. The mathematical description of the body centre of mass 3D path in human and animal locomotion. *J Biomech* 2011; 44: 1471–7.
  13. Kadaba MP, Ramakrishnan HK, Wootten ME. Measurement of lower extremity kinematics during level walking. *J Orthop Res* 1990; 8: 383–92.
  14. Johnston MV, Keith RA, Hinderer SR. Measurement standards for interdisciplinary medical rehabilitation. *Arch Phys Med Rehabil* 1992; 73: S3–23.
  15. Bernhardt J, Bate PJ, Matyas TA. Training novice clinicians improves observation accuracy of the upper extremity after stroke. *Arch Phys Med Rehabil* 2001; 82: 1611–8.
  16. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 1977; 33: 159–174.