

学位論文

リアルタイム加速度解析を用いた
歩行分析法の研究

広島大学大学院保健学研究科保健学専攻

D104814 大坂 裕

(主指導教員：新小田幸一 教授)

学位論文

リアルタイム加速度解析を用いた
歩行分析法の研究

保健学専攻 心身機能生活制御科学講座 生体運動・動作解析学
(主指導教員：新小田幸一教授)

保健学専攻 心身機能生活制御科学講座 上肢機能解析制御科学
(副指導教員：砂川 融教授)

保健学専攻 心身機能生活制御科学講座 運動器機能医科学
(副指導教員：出家正隆教授)

広島大学大学院保健学研究科保健学専攻

D104814 大坂 裕

目次

序章 加速度計を用いた歩行分析法 —背景と目的—	1
1 歩行.....	1
2 これまでの歩行分析に関する研究.....	2
3 加速度計を用いた歩行分析法の課題と本研究の位置付け.....	3
4 本論文の構成.....	5
第1章 歩行分析における適切な加速度計装着部位の選択 —体幹加速度と床反力の比較—.....	6
1-1 はじめに.....	6
1-2 目的.....	6
1-3 実験1 (体幹加速度と床反力との相互相関係数による比較)	6
1-3-1 対象.....	6
1-3-2 方法.....	7
1-3-3 統計学的解析.....	8
1-3-4 結果.....	9
1-4 実験2 (体幹加速度と床反力との床反力特性値による比較)	13
1-4-1 対象.....	13
1-4-2 方法.....	13
1-4-3 統計学的解析.....	13
1-4-4 結果.....	14
1-5 考察.....	15

第2章 歩行時体幹加速度より得られる歩行指標の抽出.....	18
第1節 鉛直・前後・左右成分における歩行指標の比較.....	18
2-1-1 はじめに.....	18
2-1-2 目的.....	19
2-1-3 対象と方法.....	19
2-1-3-1 対象.....	19
2-1-3-2 測定方法.....	19
2-1-3-3 データ解析.....	19
2-1-3-4 統計学的解析.....	21
2-1-4 結果.....	21
2-1-5 考察.....	22
第2節 歩行指標と臨床的バランス評価との関連.....	24
2-2-1 はじめに.....	24
2-2-2 目的.....	24
2-2-3 対象と方法.....	25
2-2-3-1 対象.....	25
2-2-3-2 バランス評価.....	25
2-2-3-3 歩行計測とデータ解析.....	26
2-2-3-4 統計学的解析.....	26
2-2-4 結果.....	26
2-2-5 考察.....	29
第3節 まとめ.....	31

第3章	リアルタイム加速度解析を用いた 歩行分析システムの信頼性および臨床的有用性.....	32
第1節	加速度歩行分析システムの検者内・検者間信頼性.....	32
3-1-1	はじめに.....	32
3-1-2	目的.....	32
3-1-3	対象と方法.....	32
3-1-3-1	対象.....	32
3-1-3-2	リアルタイム加速度解析歩行分析システム.....	33
3-1-3-3	歩行計測.....	35
3-1-3-4	統計学的解析.....	35
3-1-4	結果.....	36
3-1-5	考察.....	39
第2節	加速度歩行分析システムの臨床的有用性 —変形性股関節症患者の人工股関節形成術前後における比較—.....	41
3-2-1	はじめに.....	41
3-2-2	目的.....	41
3-2-3	対象と方法.....	42
3-2-3-1	対象.....	42
3-2-3-2	歩行計測.....	42
3-2-3-3	統計学的解析.....	43
3-2-4	結果.....	43
3-2-5	考察.....	44
第3節	まとめ.....	45

第4章 総括.....	46
4-1 本研究の成果.....	46
4-2 加速度計を用いた歩行分析法についての知見とリアルタイム解析による計測の利点.....	47
4-3 本研究の限界と今後の展望.....	48
引用文献.....	50
本論文に関する研究業績.....	56

序章. 加速度計を用いた歩行分析法 —背景と目的—

1 歩行

歩行とは、姿勢を安定させながら下肢運動を繰り返し、身体を前方へ運ぶ動きであり、移動するための手段の一つである¹⁾。直立二足歩行は、動物の中でも人間のみが持つ特徴であり、人間の進化の過程で、学習により獲得、完成されたものである²⁻⁵⁾。初期人類の骨盤の形態の化石記録から、直立二足歩行の起源は約 400 万年前頃と推察されており、人間の進化において最も重要な指標とされている^{3,4,6)}。人間は直立二足歩行を獲得したことで、骨盤と下肢を移動に用い、それまで四足移動に用いてきた上肢を自由に使用できるようになった¹⁾。また、直立姿勢にて骨盤と下肢の直上に頭頸部と体幹が位置し、頭部を身体に対して直上に配置することができた。そして、そのことが脳の質量増大に伴う脳の発達へとつながるとともに、肺と声帯を効率的に使用できるようになり、言語の発達が促されたとされている^{2,4,7,8)}。このように、脳の大型化、上肢による道具の使用、言語によるコミュニケーションという人間の進化の特徴は、直立二足歩行の獲得が基礎になったと考えられている^{4,7-9)}。

歩行を運動学的側面から捉えると、健常者の正常歩行は骨盤と下肢の各肢節、各関節における運動を統合し、エネルギー消費を最小化するように筋活動を調節していることが様々な実験結果から裏付けられている^{1,2,7)}。正常歩行は骨盤の矢状面上の上下動、水平面上の回旋、前額面上の傾斜といった三次元的運動を伴い、身体重心（Center of Gravity：以下、COG）の移動を最小限とした安定した動作である。疾患などを有さない場合、歩行は協調的、効率的であり、非努力的に行われる。

上述のように、歩行は人間にとって大きな特徴であると同時に、最も基本的で重要な動作である。歩行能力に影響を与える因子は、基本的な運動機能やバランス能力だけでなく、認知機能や遂行機能を含めた中枢神経系の働き、環境など様々な因子が関与している^{9,10)}。人間は誰しも健康であれば普段何気なくこの動作を行っているが、加齢、脳血管障害や運動器疾患、神経筋疾患や呼吸・循環器疾患など、多くの疾患にて歩行障害が起こり、歩行能力の低下に伴う日常生活活動（Activities of Daily Living：以下、ADL）の能力低下が生じる。歩行を機能的側面から捉えると、単に人間の基本的機能であるが、歩行は人間が ADL を行うための移動手段として不可欠なものである。そのため、リハビリテーションでは基本的動作能力と ADL 能力の再獲得が大きな目標として挙げられる。特に、理学療法では基

本的動作能力として歩行能力の改善，再獲得は多くの患者の希望であり，理学療法士は歩行自立に向けた治療アプローチを画策している。歩行障害を有する患者の歩行能力の改善のためには，正常歩行からの逸脱を様々な方法により捉えることが必要となることから，理学療法において歩行分析は大きな意味を持つ。

2 これまでの歩行分析に関する研究

歩行分析は長い歴史を有し，その生体力学的側面での研究は，紀元前 4 世紀，古代ギリシアの Aristotles が始祖とされている^{11,12)}。歩行分析における最初の実験的研究は，イタリアの Borelli によってなされた。その後，歩行分析の研究は 18 世紀末頃からフランスの生理学者らにより進められ，19 世紀はじめにドイツの Weber 兄弟により，今日受け入れられている歩行の科学的概念の基礎が確立された¹¹⁾。しかし，肉眼での観察による研究は推論を基にしていたため，運動学・運動力学的指標を用いた定量的分析には至っていなかった。科学的計測法を用いた歩行分析が行われるようになったのは 19 世紀末のことであり，ストロボ写真法や，映画写真法を用いた研究がアメリカの Muybridge により行われた¹³⁾。フランスでは Marey が滑車を用いて連続的な写真撮影法による歩行分析を行い，Ducroquet 家の人々がさらにこれらの方法を発展させ，機能検査台を用いた歩行分析により様々な疾患における跛行について報告している¹⁴⁾。さらに同じ頃，フランスの Duchenne とドイツの Trendelenburg は，股関節外転筋不全患者の特徴的な歩容を報告している¹¹⁾。

歩行中の床反力について，Marey の弟子である Carlet は，靴底に圧変換器を挿入する手法で，床反力鉛直成分を世界で初めて測定した。床反力の鉛直・前後・左右成分を測定できる床反力計を初めて開発したのはフランスの Amar であり，今日でも使用されているひずみゲージを使用した床反力計は 1970 年代前半に製品化された¹¹⁾。

三次元動作解析による歩行分析は 19 世紀末，Braune と Fischer による研究が初めてとされている。その後，三次元動作解析の基礎は第一次大戦中にフランスで確立された。そして，第二次世界大戦中にカリフォルニア大学で結成された約 40 人からなる医師，工学士，義肢装具士によるバイオメカニクス研究所での研究成果によって三次元動作解析の大きな進歩がもたらされた^{11,12)}。そこでは整形外科医 Inman と工学士 Eberhart が中心となった写真映画法や筋電図を用いた研究により，下肢切断患者の治療に不可欠な正常歩行の基礎的理論が確立された。その後，Inman に師事した Perry と Sutherland により，近代的な三次元動作解析の実用化や臨床応用が実現された。

本邦では、1950年代から鈴木による動作筋電図を用いた歩行分析の研究が行われた^{5,6)}。鈴木は先天性股関節脱臼に対する治療装具である Riemenbugel を本邦に初めて紹介し、先天性股関節脱臼整復理論を完成させた整形外科医であり¹⁵⁾、足部アーチについての研究を行うとともに、一步型の床反力計を本邦で初めて用いた研究を報告している。その研究では、床反力をリサージュ図形化することにより歩行を視覚的に捉えやすくし、様々な症例の歩行分析を行っている¹⁶⁾。

1990年代に入ると、コンピュータの発展に伴い、床反力計を含めた三次元動作解析装置はさらに進歩を遂げ、現在では大がかりなシステムに比して導入経費も現実的なものとなり、臨床での使用が普及し始めている。本邦には約 300 台の三次元動作解析装置があるといわれており、世界で最も多い国である。しかし、これらのほとんどは民間の研究所や療法士の養成校に整備されていることが多く、病院での整備はまだ少ないため、設置台数に比して臨床研究が少ないのが現状である¹⁷⁾。

現在における歩行分析の代表的な方法としては、上述の三次元動作解析装置や床反力計などの大規模な測定装置の他、筋電計や呼気ガス分析装置を用いた方法に加えて、簡便な方法としてはストップウォッチ、ビデオカメラや加速度計、角速度計などを用いた方法がある^{18,19)}。

3 加速度計を用いた歩行分析法の課題と本研究の位置付け

近年、歩行分析機器の一つとして加速度計が用いられてきている^{20,21)}。加速度計による歩行分析では、身体に加速度計を装着し、歩行動作中の周期的な COG の移動を加速度の変化として検知することで、歩容の異常を客観的に把握することが可能となる²⁰⁾。加速度計の計測原理は、箱の中に設置した重りにかかる慣性力を測定するものである¹⁷⁾。図 1 のように、箱にかかる水平方向の加速度を α 、重りの質量を m 、外力を F とすれば、運動方程式は

$$\alpha = F/m \quad (1)$$

となり、外力 F を測定すれば加速度が求められる。ここで物体がバネ（バネ定数 k ）で固定され、これに外力 F が加わった場合、 x を変位量とすると

$$F=kx \quad (2)$$

となる。この(2)式より、変位量の x が分かれば、外力 F が求められる。このように、(1)式に(2)式を代入すると、加速度 α を算出するための式は、

$$\alpha = F/m = kx/m \quad (3)$$

となる。加速度計の種類は様々であるが、生体計測に用いられる加速度計の素子としては、小型のピエゾ抵抗型、ひずみゲージ型、静電容量型などがある^{17,20)}。

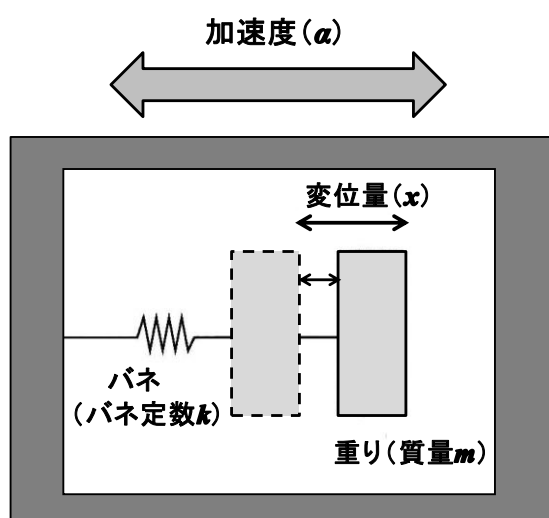


図1 加速度計の原理

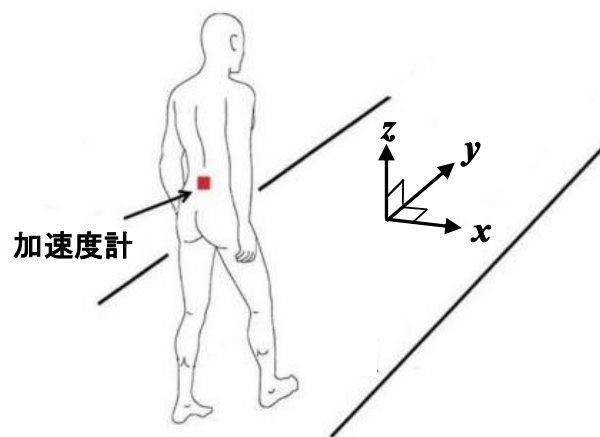


図2 加速度計を用いた歩行分析法

加速度計を用いた歩行分析の研究は、1960年代から本格的に始まり、歩行障害を有する患者の正常パターンから逸脱した要素の抽出などが報告されている^{22,23)}。その後、1970年代から1980年代後半までは加速度計を用いた歩行分析の研究が数多く行われたが²⁴⁻²⁶⁾、1990年代になると歩行分析の主流はより詳細なデータの分析が可能な三次元動作解析装置や床反力計に取って代われ、加速度計を用いた歩行分析は一旦衰退することとなった²⁷⁾。しかし、加速度計の小型化、高性能化に伴い、1990年代後半から2000年代にかけて多数の報告がみられるようになった²⁸⁻³⁶⁾。

加速度計を用いた歩行分析法としては、加速度計を身体背面に装着し、歩行時の身体の加速度を測定する方法が最も多く採用されている(図2)。本論文では、加速度計を身体背面に装着して測定された加速度を、体幹加速度と定義する。

加速度計を用いた歩行分析法の利点として、加速度計は比較的安価な測定機器であり、三次元動作解析装置などの大規模な動作解析装置と比べ簡便に計測でき、計測場所を選ば

ないということが挙げられる。しかし、臨床の場で加速度計を歩行分析に用いる頻度は高いとはいえない。その理由として、一般に歩行分析に用いられる加速度解析の専用ソフトウェアはほとんどがオプションとして扱われ、計測後の加速度信号のデータ解析は使用者や研究者が独自に行う必要があることと、データ解析による歩行評価指標を取得するには信号波形解析の知識と習熟が必要であることなどが挙げられる。また、歩行分析における加速度計の装着部位や、歩行時体幹加速度から得られる歩行指標の選択も研究者によって様々であり、一定の見解が得られていないことも臨床の場で加速度計が普及しない一因と考えられる。加速度計を用いた歩行分析法についての先行研究^{20,28-36)}は、すべて計測後に解析を行うオフライン解析によるものであり、リアルタイムに計測結果を算出するオンライン解析を用いた報告はない。オンライン解析により計測と同時に解析結果が算出される歩行分析システムが構築できれば、臨床の場にて理学療法士が歩行分析を行う際、観察に加え客観的、定量的な歩行分析が可能となると考えられる。加えて、リアルタイム解析を用いることで、患者自身に計測結果を即時的にフィードバックすることが可能となり、加速度計を用いた歩行分析法の利点である利便性の高さがさらに活かせると考える。

そこで本研究は、1) 歩行分析における加速度計の身体への適切な装着部位を同定すること、2) 同定された部位にて測定した加速度から得られる歩行指標の特性を明らかにすること、そして、これらを基に、3) リアルタイム解析の可能な加速度解析ソフトウェアを含むリアルタイム加速度歩行分析システムを構築すること、4) 構築したシステムの信頼性および臨床的有用性を示すことを目的として行った。

4 本論文の構成

第1章では、床反力と体幹加速度との関連を検討し、加速度計を歩行分析に用いる際に、COGの加速度に近似した体幹加速度を測定するための適切な装着部位を明らかにする。第2章では、歩行時加速度から歩行指標を算出し、鉛直、前後、左右成分における歩行指標について比較するとともに、歩行指標とバランス評価との関連を明らかにする。第3章では、リアルタイム解析による加速度計を用いた歩行分析システムを構築し、その信頼性および臨床的有用性を示すものとする。

なお、本研究は川崎医療福祉大学倫理委員会（承認番号：221, 248）、川崎医科大学倫理委員会（承認番号：1054）の承認を得た後に実施した。

第 1 章. 歩行分析における適切な加速度計装着部位の選択 —体幹加速度と床反力の比較—

1-1 はじめに

加速度計を用いた歩行分析において、加速度計を装着する部位は研究者により様々である。例えば、第 3 腰椎部に装着するもの^{28-30,38-42)}、第 2 腰椎部に装着するもの³¹⁾、第 2 胸椎部³⁷⁾、仙骨部に装着するもの^{32,36,43,47)}もあり、歩行分析における適切な加速度計の装着部位に関する一定の見解が得られていないのが現状である。一方、床反力は、前述 3, 4 項の(1)~(3)式に示す運動方程式を用いて、床反力から算出した加速度を 2 階積分することによって、重心の変位を算出することが可能であり、身体重心に働く加速度の変化を忠実に反映している⁴⁴⁻⁴⁶⁾。したがって、加速度計を用いた歩行分析法の有用性を明らかとするためには、歩行中の加速度計からの加速度信号と床反力を比較することにより、身体重心の加速度を反映できる適切な装着部位を同定することが必須である。

1-2 目的

本章では、加速度計を異なる身体部位に装着し測定した歩行時体幹加速度と、床反力計にて測定した床反力との一致度を比較検討し、歩行分析における適切な加速度計装着部位を同定することを目的とした。

1-3 実験 1 (体幹加速度と床反力との相互相関係数による比較)

実験 1 では、医療工学の分野で 2 つの時系列信号の類似性を評価する指標として用いられている相互相関係数 (Cross-correlation Coefficient : 以下, CC)⁴⁸⁻⁵⁰⁾により、歩行時体幹加速度と床反力の一致度を数値化し比較検討した。歩行時体幹加速度から床反力推定値を求め、床反力実測値との CC を算出するとともに、床反力から加速度推定値を求め、体幹加速度実測値との CC を算出し、異なる加速度計装着部位にて比較することにより、高い CC を示す加速度計装着部位を同定した。

1-3-1 対象

対象は、歩行に影響を与える可能性のある整形外科疾患、神経筋疾患の既往歴および現

疾患をもたない健常成人男性 15 人（平均年齢 22.0 ± 1.0 歳，平均身長 $170.0 \pm 3.8\text{cm}$ ，平均体重 $63.7 \pm 6.7\text{kg}$ ）であった。

研究の実施にあたり，各対象者に事前に本研究の趣旨と目的を文書にて説明し協力を求め，同意書に署名を得た。

1-3-2 方法

対象者に約 10m の歩行路にて快適歩行を行わせ，歩行時体幹加速度と床反力の鉛直 (z)・前後 (y)・左右 (x) の各方向成分を同時に測定した。

加速度の測定は，ひずみゲージ型 3 軸加速度計（共和電業社製 AS-TG）を用い，サンプリング周波数 100[Hz]にて加速度信号をセンサインタフェース（共和電業社製 PCD-330B-F）を介してパーソナルコンピュータに記録し，解析を行った。加速度計は，Moe-Nilssen²⁸⁾の方法に準拠して，伸張性バンドを体幹に巻き，その上にマジックテープを用いて身体背面に装着した。実験 1 では，身体重心を反映する加速度計の適切な装着部位を同定することが目的であるため，全ての実験条件において加速度計は身体の正中線上に装着した。実験条件としての加速度計装着部位は，立位時に身体重心の位置する第 2 仙椎（以下， S_2 ）棘突起⁴⁷⁾，先行研究にて装着部位として最も多い第 3 腰椎（以下， L_3 ）棘突起^{28-30,38-42)}，および胸椎部では L_3 を基点として S_2 と同等の距離に位置する第 10 胸椎（以下， Th_{10} ）棘突起の 3 箇所とした。床反力の測定は床反力計（アニマ社製 MG-1120， $1200 \times 600\text{mm}$ ）を 4 基使用し，サンプリング周波数 100[Hz]にて記録，解析を行った。歩行時加速度の測定の際，1 軸加速度計（共和電業社製 AS-GB）をマーカーとして使用し，床反力計のマーカー入力と同時に加速度信号を入力して両機器を時間同期させた。解析は定常歩行状態における一歩行周期を対象とし，3 条件の測定順序は無作為とした。

加速度波形はカットオフ周波数 10[Hz]のローパスフィルタにて処理した。測定した歩行時加速度から， α_z を加速度鉛直成分， m を質量， g を重力加速度として，以下の(4)式を用いて床反力推定値鉛直成分 F_{zE} を求めた。

$$F_{zE} = m(g + \alpha_z) \quad (4)$$

α_x を加速度左右成分， α_y を加速度前後成分として，床反力推定値左右成分 F_{xE} と床反力推定値前後成分 F_{yE} を以下の(5)，(6)式により求めた。

$$F_{xE} = m \alpha_x \quad (5)$$

$$F_{yE} = m \alpha_y \quad (6)$$

また、床反力計にて測定した床反力より、 F_z を床反力鉛直成分とし、以下の(7)式により加速度推定値鉛直成分 α_{zE} を求めた。

$$\alpha_{zE} = -g + F_z / m \quad (7)$$

F_x を床反力左右成分、 F_y を床反力前後成分として、加速度推定値左右成分 α_{xE} と加速度推定値前後成分 α_{yE} を以下の(8)、(9)式により求めた。

$$\alpha_{xE} = F_x / m \quad (8)$$

$$\alpha_{yE} = F_y / m \quad (9)$$

上記のように算出した推定値と実測値を用い、 $x_S(t)$ を実測値の信号波形、 $y_E(t)$ を推定値の信号波形、 n を実測値のデータ数、 k を実測値と推定値の時間差とし、以下の(10)式により2つの信号波形のCCである $R_{xy}(k)$ を求めた。

$$R_{xy}(k) = \frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} x_S(t) y_E(t+k) \quad (10)$$

なお、CCは、-1~1の間に正規化され、1に近い値をとるほど2つの信号波形の一致度が高い⁴⁸⁾。本研究では床反力実測値と床反力推定値、および加速度実測値と加速度推定値の間のCCを算出した。

1-3-3 統計学的解析

加速度計装着部位 Th_{10} 、 L_3 、 S_2 におけるCCを比較するために、反復測定の一元配置分散分析を行った。多重比較検定としてBonferroni法を用い、有意水準は5%未満とした。統計学的解析には統計ソフトウェアSPSS 17.0 J for Windows (エス・ピー・エス・エス社製)を用いた。

1-3-4 結果

床反力鉛直，前後，左右成分の実測値と，加速度計を各々Th₁₀，L₃，S₂に装着し算出した床反力推定値の典型例をそれぞれ図 1-1～3 に示した。鉛直成分は 3 条件において床反力推定値は床反力実測値と近似した波形が得られた（図 1-1～3 (a)）。前後成分は L₃，S₂ 装着条件にて近似した波形が得られたが，Th₁₀ 装着条件では床反力推定値は最大ピークの減少を認めた（図 1-1～3 (b)）。左右成分は 3 条件ともに床反力推定値にて多峰性の波形を認めた（図 1-1～3 (c)）。

床反力の実測値と推定値間の CC，加速度の実測値と推定値間の CC をそれぞれ表 1-1，表 1-2 に示した。床反力鉛直成分と加速度鉛直成分の CC は装着部位 L₃，Th₁₀，S₂ の順で高く，各群間にて有意差が認められた（Th₁₀ vs L₃: p < 0.01，Th₁₀ vs S₂: p < 0.01，L₃ vs S₂: p < 0.01）。床反力前後成分と加速度前後成分の CC は L₃，S₂，Th₁₀ の順で高く，各群間にて有意差が認められた（Th₁₀ vs L₃: p < 0.01，Th₁₀ vs S₂: p < 0.01，L₃ vs S₂: p < 0.05）。床反力左右成分と加速度左右成分の CC は Th₁₀，L₃，S₂ の順で高く，Th₁₀ と L₃，Th₁₀ と S₂ にて有意差が認められた（Th₁₀ vs L₃: p < 0.01，Th₁₀ vs S₂: p < 0.01）。

表 1-1 各装着部位における床反力実測値と床反力推定値の CC

	Th ₁₀	L ₃	S ₂	多重比較
鉛直成分	0.76 ± 0.06	0.82 ± 0.04	0.59 ± 0.10	**，††
前後成分	0.39 ± 0.24	0.71 ± 0.09	0.63 ± 0.11	**，†
左右成分	0.49 ± 0.11	0.22 ± 0.17	0.15 ± 0.12	**

平均 ± 標準偏差，n=15

Bonferroni 法

** : Th₁₀ vs L₃・S₂ (p < 0.01)，† : L₃ vs S₂ (p < 0.05)，†† : L₃ vs S₂ (p < 0.01)

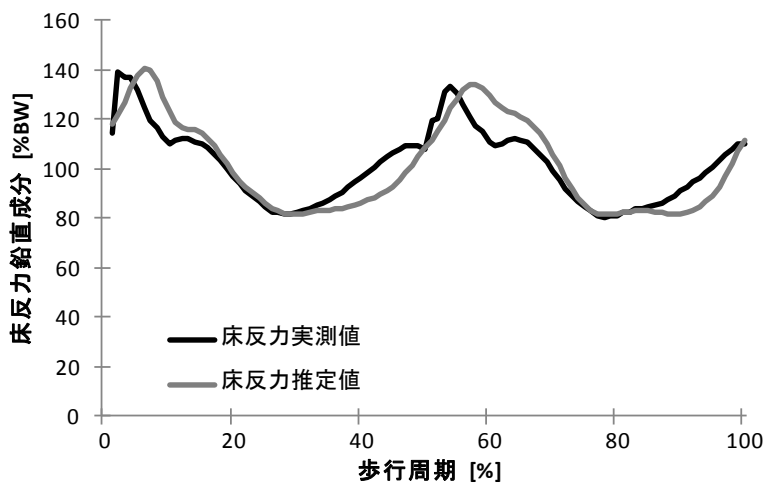
表 1-2 各装着部位における加速度実測値と加速度推定値の CC

	Th ₁₀	L ₃	S ₂	多重比較
鉛直成分	0.76 ± 0.06	0.82 ± 0.04	0.59 ± 0.10	**，††
前後成分	0.39 ± 0.24	0.71 ± 0.09	0.62 ± 0.10	**，†
左右成分	0.49 ± 0.12	0.22 ± 0.17	0.15 ± 0.12	**

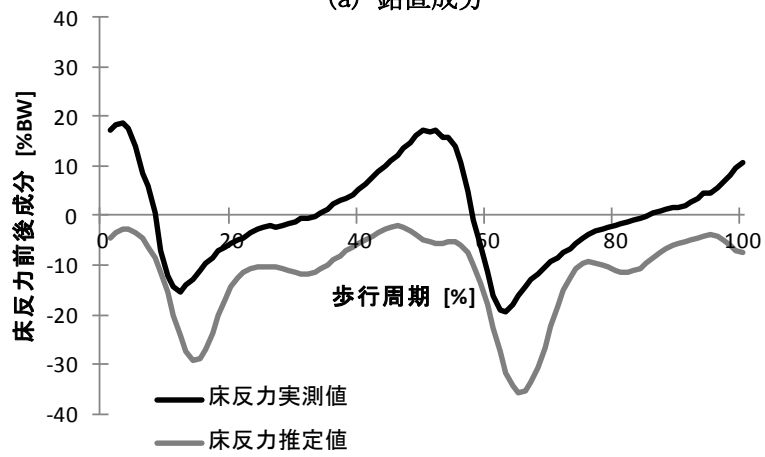
平均 ± 標準偏差，n=15

Bonferroni 法

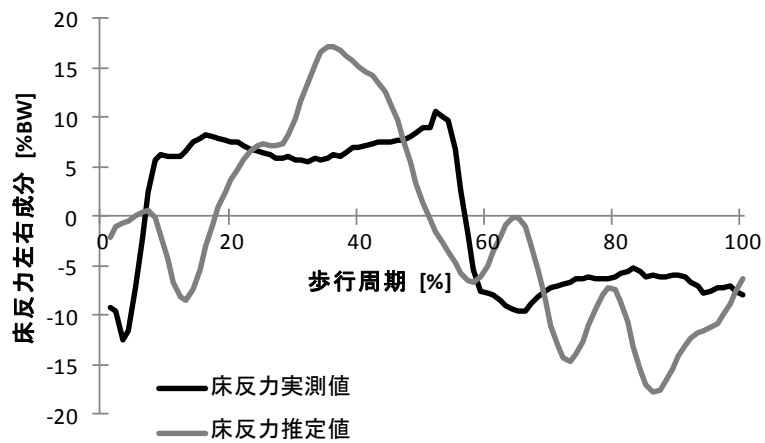
** : Th₁₀ vs L₃・S₂ (p < 0.01)，† : L₃ vs S₂ (p < 0.05)，†† : L₃ vs S₂ (p < 0.01)



(a) 鉛直成分

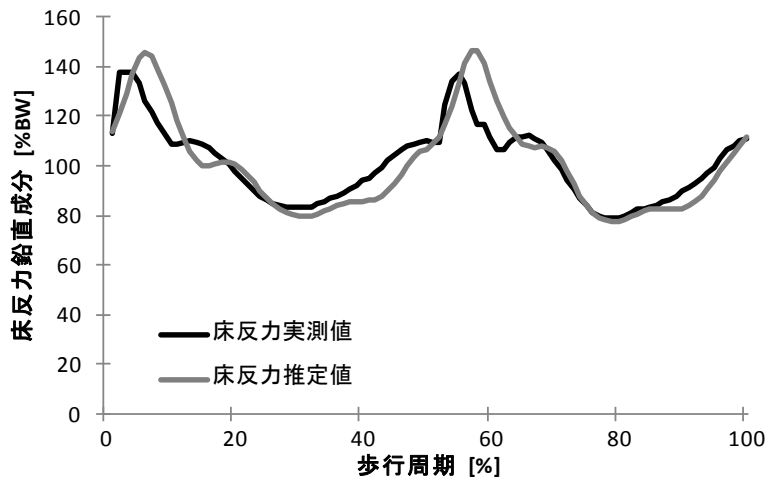


(b) 前後成分

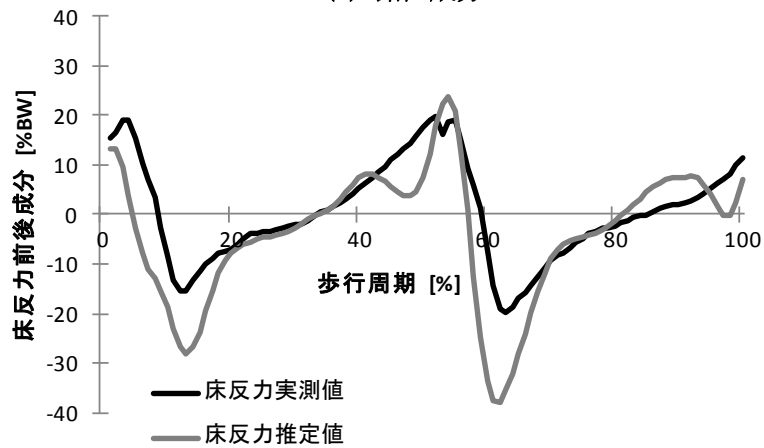


(c) 左右成分

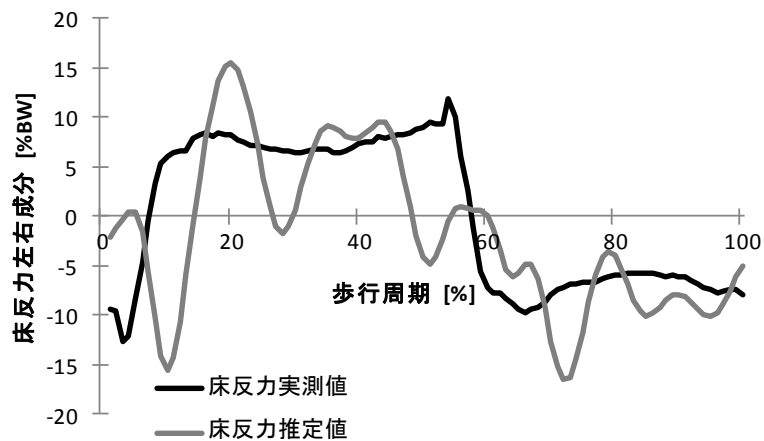
図 1-1 床反力実測値と Th₁₀ 装着による床反力推定値



(a) 鉛直成分

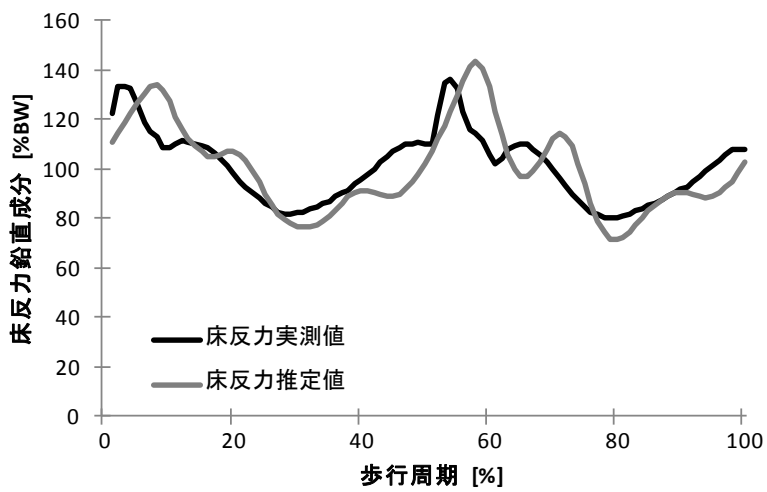


(b) 前後成分

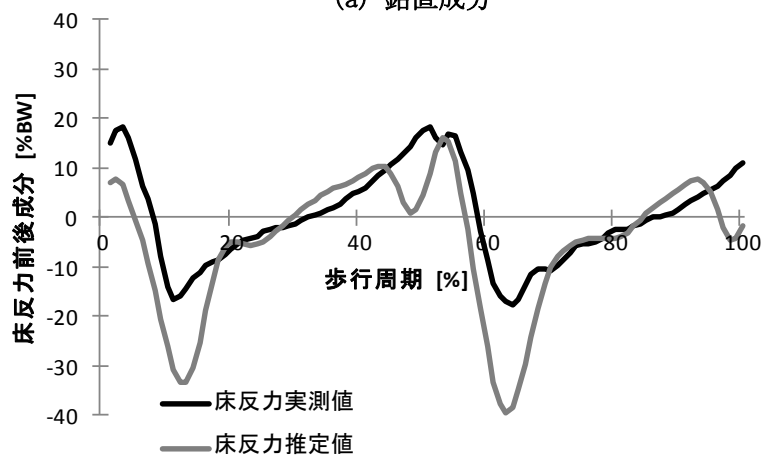


(c) 左右成分

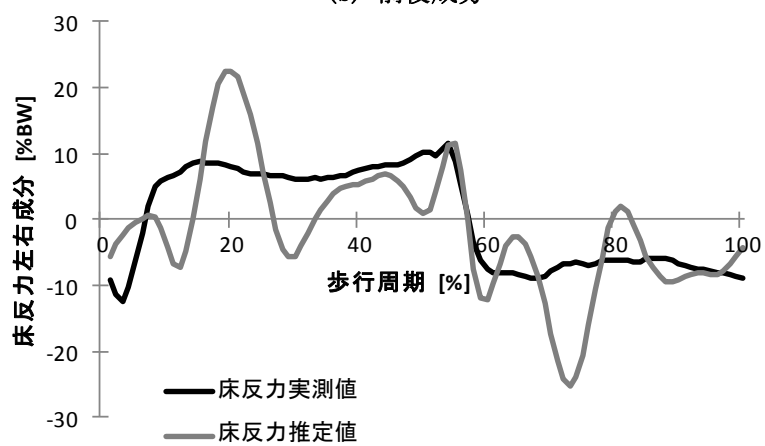
図 1-2 床反力実測値と L₃ 装着による床反力推定値



(a) 鉛直成分



(b) 前後成分



(c) 左右成分

図 1-3 床反力実測値と S_2 装着による床反力推定値

1-4 実験 2 (体幹加速度と床反力との床反力特性値による比較)

実験 2 では、歩行時体幹加速度から算出した床反力推定値と床反力実測値の比較を、床反力のピーク値とピーク値出現時間で示される床反力特性値を用いて行った。床反力特性値は、床反力波形の特徴を数値化したものであり¹⁷⁾、実験 1 の結果を基に、床反力鉛直成分、前後成分と近似した体幹加速度が得られた Th₁₀ と L₃ 装着条件での床反力特性値による比較を行った。

1-4-1 対象

対象は、歩行に影響を与える可能性のある整形外科疾患、神経筋疾患の既往歴および現疾患をもたない健常成人男性 15 人 (平均年齢 21.2±1.2 歳, 平均身長 170.3±5.4cm, 平均体重 64.7±7.9kg) であった。

研究の実施にあたり、各対象者に事前に本研究の趣旨と目的を文書にて説明し協力を求め、同意書に署名を得た。

1-4-2 方法

方法は実験 1 と同じ歩行計測の条件下にて行った。ただし、加速度計の装着部位には、実験 1 にて床反力の鉛直および前後成分で高い CC が得られた Th₁₀ と L₃ を選択した。

体幹加速度から算出した床反力推定値と床反力実測値の比較のため、臨床歩行分析研究会が提唱している床反力特性値を用いた¹⁷⁾。実験 1 において、床反力実測値と床反力推定値の波形は、鉛直成分と前後成分にて近似した波形を示したため、実験 2 では鉛直成分と前後成分の床反力特性値のみを採用し、左右成分は除外した。

鉛直成分では第 1 最大ピーク (F_1)、第 1 最小ピーク (F_2)、第 2 最大ピーク (F_3)、第 2 最小ピーク (F_4)、前後成分では第 1 最大ピーク (F_5)、第 1 最小ピーク (F_6)、第 2 最大ピーク (F_7)、第 2 最小ピーク (F_8) と、それぞれのピーク時間 ($T_1 \sim T_8$) を求めた (図 1-4)。

床反力実測値と加速度から算出した床反力推定値の各々の特性値の差、特性値出現時間の差を絶対値として算出し、Th₁₀ と L₃ 装着条件での特性値の差を比較した。特性値の差は体重 (Body Weight: 以下, BW) にて正規化し (%BW)、特性値出現時間の差は歩行周期 (Gait Cycle: 以下, GC) 時間にて正規化した (%GC)。

1-4-3 統計学的解析

統計学的解析には統計ソフトウェア SPSS 17.0 J for Windows (エス・ピー・エス・エス社

製)を用いた。特性値の差、特性値出現時間の差の Th_{10} と L_3 装着条件間における比較は、正規性が認められた場合は 1 標本 t 検定を、正規性が認められなかった場合は Wilcoxon の符号付順位検定を用いて行った。なお、有意水準は 5%未満とした。

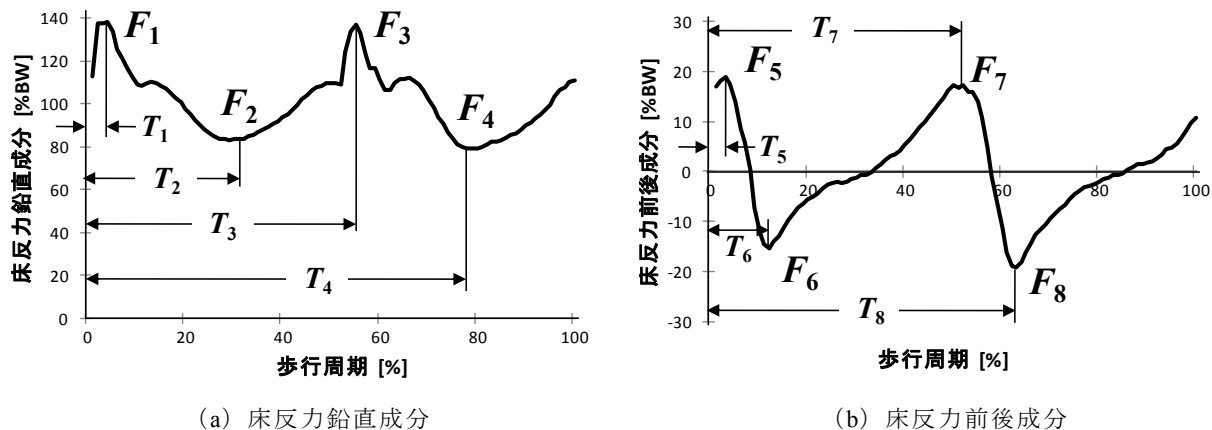


図 1-4 床反力の特性値を特性値出現時間

$F_1 \sim F_8$: 特性値, $T_1 \sim T_8$: 各特性値出現時間

1-4-4 結果

Th_{10} および L_3 装着条件における床反力実測特性値と床反力推定特性値の差を表 1-3 に示した。前後成分における F_5 と F_7 では、 L_3 測定条件の特性値の差が Th_{10} 装着条件での特性値の差に比較し有意に小さかった ($p < 0.01$)。鉛直成分の特性値の差、前後成分の F_6 , F_8 では Th_{10} 装着条件と L_3 装着条件間に有意差は認められなかった。

表 1-3 床反力実測値と床反力推定値との特性値の差

	Th_{10}	L_3
床反力鉛直成分		
F_1 [%BW]	4.4 (1.8 ~ 9.1)	4.3 (1.7 ~ 6.5)
F_2 [%BW]	1.8 ± 1.5	3.1 ± 2.1
F_3 [%BW]	9.6 (5.0 ~ 12.6)	3.6 (0.9 ~ 10.9)
F_4 [%BW]	1.1 (0.4 ~ 2.9)	1.6 (1.2 ~ 3.2)
床反力前後成分		
F_5 [%BW]	14.2 ± 6.3	5.7 ± 2.5 **
F_6 [%BW]	12.6 ± 7.8	10.0 ± 6.8
F_7 [%BW]	16.5 (11.7 ~ 19.9)	6.6 (4.5 ~ 8.8) **
F_8 [%BW]	16.3 ± 7.6	14.6 ± 5.9

中央値 (四分位範囲), 平均±標準偏差, BW: Body Weight, **: $p < 0.01$

Th₁₀ および L₃ 装着条件での床反力実測特性値の出現時間と床反力推定特性値の出現時間の差を表 1-4 に示した。鉛直成分における T₁ と T₃ では、L₃ 測定条件での特性値の出現時間の差が Th₁₀ 装着条件に比較し有意に短かった (p < 0.05)。鉛直成分の T₂, T₄, 前後成分の特性値の出現時間の差では Th₁₀ 装着条件と L₃ 装着条件間に有意差は認められなかった。

表 1-4 床反力実測値と床反力推定値との特性値出現時間の差

	Th ₁₀	L ₃
床反力鉛直成分		
T ₁ [%GC]	3.6 (3.2 ~ 4.0)	3.3 (2.4 ~ 3.9) *
T ₂ [%GC]	1.6 (0.9 ~ 2.0)	1.3 (0.5 ~ 1.8)
T ₃ [%GC]	3.4 ± 1.0	2.5 ± 1.0 *
T ₄ [%GC]	2.1 ± 1.2	2.1 ± 1.5
床反力前後成分		
T ₅ [%GC]	0.7 ± 0.5	0.7 ± 0.6
T ₆ [%GC]	2.1 ± 1.4	1.6 ± 1.2
T ₇ [%GC]	1.6 ± 1.4	1.1 ± 0.8
T ₈ [%GC]	1.9 (0.8 ~ 2.6)	1.0 (0.7 ~ 1.4)

中央値 (四分位範囲), 平均±標準偏差, GC: Gait Cycle, * : p < 0.05

1-5 考察

実験 1 では、加速度計を異なった部位に装着して測定した歩行時体幹加速度と、床反力計から得た床反力の値を実測値と推定値の一致度を示す CC を用いて比較した。その結果、測定した 3 つの装着部位において、L₃ 装着条件にて測定した鉛直成分と前後成分の加速度波形が、床反力波形と最も高い CC が得られた。一方、左右成分の CC については Th₁₀ 装着条件が他の条件と比較して最も高い値を示しているものの、CC の値から一致度は必ずしも高いとはいえなかった。Yack ら³⁷⁾は、加速度計では歩行時の体幹加速度左右成分は検知しにくいと述べており、小椋ら⁴³⁾は前後成分に比較し、左右成分は対象者によってばらつきが大きいと報告している。実験 1 にて 3 つの装着部位で測定した歩行時の体幹加速度左右成分は、いずれも左右に小刻みに減速と加速を繰り返す波形を示し、床反力と異なった波形パターンを示した (図 1-1~3 (c)参照)。Kavanagh ら²⁰⁾は、脊柱回旋の動きは体幹加速度の値に測定誤差を引き起こす可能性があるとして報告している。本研究では加速度計を体表

に装着しているため、歩行中の前額面上の左右方向の動きのみでなく、脊柱の回旋を伴った複合的な動きを検知した可能性が考えられる。身体の COG の位置は、成人ではほぼ第 2 仙椎前面に位置しており⁴⁾、COG の位置を想定して加速度計を S₂ に装着し測定を行った。しかしながら、鉛直成分と前後成分において、床反力実測値と体幹加速度より算出した床反力推定値との CC、および加速度実測値と床反力より算出した加速度推定値との CC は、ともに実験 1 にて測定した 3 つの装着部位の中で L₃ が最も高い値を示した (表 1-1, 1-2 参照)。本研究では伸張性バンドを身体に巻き、その上に加速度計を装着する測定方法にて行ったため、S₂ での測定ではバンドが股関節運動の干渉を受け、体表上に装着した加速度計がずれることにより、3 軸のベクトル成分をもつ回旋運動を加速度計が検知した可能性が考えられる。一方、下位の胸椎である Th₁₀ と腰椎部の L₃ 装着条件では歩行中の体節の動きが比較的少なく、体表上での加速度計のずれが少なかったため、鉛直成分と前後成分の歩行時体幹加速度を高い精度で測定することが可能であったと考えられる。

実験 2 では、床反力特性値とその出現時間を用い、実験 1 にて床反力鉛直成分、前後成分と高い CC が得られた Th₁₀ と L₃ 装着条件間で比較し、適切な加速度計装着部位を再検証した。その結果、床反力実測特性値と床反力推定特性値の差は、前後成分の F₅ と F₇ では L₃ 装着条件の方が Th₁₀ 装着条件より有意に小さかった。前後成分における特性値 F₅、F₇ はそれぞれ歩行周期のおよそ 0% と 50% に近い時間となっている。これらはともに歩行周期の左右脚の初期接地の時期に近く、このとき床反力は前方ピークを示す⁷⁾。本研究においても、L₃ 装着条件の体幹加速度から算出した床反力推定値で同様に前方ピークを示す結果が得られた。Th₁₀ 装着条件での F₅ と F₇ の床反力推定値は床反力実測値と比し小さい値を示した。Neumann⁷⁾は、歩行時の前方への加速度は身体各セグメントによって異なり、仙骨で最も大きく、頭部で最も小さいと述べている。さらに、Menz ら³²⁾は、頭部で測定した歩行時加速度の鉛直、前後、左右成分は骨盤での測定に比べて小さくなるのは、脊椎の分節的な動きや椎間板を含めた衝撃吸収機構が働いた結果によるものと述べている。装着部位として選択した Th₁₀ 装着条件での加速度前後成分最大ピークが低値であった原因として、Th₁₀ は L₃ より上部に位置しており、脊椎の緩衝作用により初期接地までに生じる前方への推進力が緩和された結果によるものと考えられる。

床反力実測特性値の出現時間と床反力推定特性値の出現時間の差は、鉛直成分の T₁ と T₃ において L₃ 装着条件の方が Th₁₀ 装着条件より有意に短かった。鉛直成分の T₁ と T₃ の出現時期はそれぞれ歩行周期の荷重応答期の時期に相当し、重心が最も低くなる時期である⁷⁾。また、床反力推定特性値の出現時間は床反力実測値に比し遅延を示した。Light ら⁵¹⁾は、歩行時踵接地の衝撃を加速度計にて測定し、下腿皮膚上で測定した加速度波形は、加速度計

を観血的に脛骨へ固定し測定した加速度波形よりもピーク値出現時間の遅延を認めたと報告している。その原因として、踵接地の衝撃は脛骨に直接的に伝わり、その衝撃が皮膚などを含めた軟部組織の伸張や皮膚上での加速度計のずれによって緩衝されたと述べている。本研究も身体表面に加速度計を装着する方法で測定したため、加速度計の体表上での動きは避けられず、床反力と比較して同波形の出現に遅れを示したと考えられる。これらの理由から、 L_3 、 Th_{10} 装着条件ともに特性値時間は床反力実測値に比し床反力推定値にて遅延を示しながらも、 L_3 装着条件では Th_{10} と比較し加速度計の体表上での動きが少ないことが、出現時間の差が短かった要因であると推察される。

本実験 1, 2 の結果より、歩行分析で加速度計を用いる場合は、その装着部位を L_3 付近に設定することにより、床反力波形に近似した鉛直成分または前後成分の加速度波形が得られることが示された。この結果を基に、次章では加速度計を L_3 に装着して歩行計測を行う。また、本章の 2 つの実験では、加速度波形と床反力波形の比較のみを行っているが、加速度計を歩行分析に用いる場合、歩行時体幹加速度より歩行指標を算出する方法が一般的である。このため、本論文の目的である歩行分析システムの構築に向け、次章では歩行時体幹加速度より算出する歩行指標の特性を明らかにする。

第 2 章. 歩行時体幹加速度より得られる歩行指標の抽出

第 1 節 鉛直・前後成分における歩行指標の比較

2-1-1 はじめに

加速度計を歩行分析に用いる場合、測定した体幹加速度を解析することで歩行指標を算出し、分析する方法が一般的である。本研究では、歩行時体幹加速度を解析処理することにより、歩行の特徴を数値化したものを歩行指標と定義する。

先行研究にて用いられている歩行指標として、加速度信号から算出した平均二乗平方根 (Root Mean Square : 以下, RMS) がある^{28,30-32,38-41})。RMS は信号波形の平均振幅を示すものであり、歩行時体幹加速度から算出した RMS は歩行における身体動揺の程度を表している³²)。一般的に、歩行中の身体の動揺は三次元方向の COG 移動幅である変位量にて表わされ^{45,46})、正常歩行では、骨盤や股・膝・足関節の連動した調節機構により、COG の変位量は最小限となる¹)。このことから、歩行時体幹加速度から算出した RMS と歩行中の COG 変位量は相関を示すという仮説が立てられるが、著者が渉猟する限り両者の関連を検討した報告は見当たらない。第 1 章にて体幹加速度と床反力の波形の比較を行ったが、リアルタイム加速度歩行分析システムの構築に向け、歩行時体幹加速度から算出される歩行指標の RMS と、床反力から求められる COG 変位量との関連について明らかにする必要があると考えた。

歩行時体幹加速度から算出される他の歩行指標として、自己相関係数 (Auto-correlation Coefficient : 以下, AC) がある。これは歩行時体幹加速度を定区間で区切り、波形の一致度を算出することにより歩行規則性 (Stride Regularity : 以下, SR)、左右対称性 (Step Symmetry : 以下, SS) を示す指標として用いられる^{29,34-36,38-41})。SR と SS は-1~1 の間に正規化され、1 に近い値をとるほど規則性、対称性が高い⁴⁸)。3 軸加速度計を歩行分析に用いる場合、鉛直、前後、左右成分それぞれの SR と SS が算出されるが、これら 3 方向成分における歩行指標の差異について言及した報告はない。第 1 章で示した結果からも体幹加速度と床反力の一致度については、3 方向成分で差異が生じることが示唆されており、体幹加速度から算出される歩行指標について、3 方向成分における比較が必要である。

2-1-2 目的

本章では、歩行時体幹加速度から算出した RMS と床反力から算出した COG 変位量との相関をみるとともに、鉛直、前後、左右成分における SR と SS のうち、いずれが 1 に近い値を示すかということ、3 成分の比較により明らかにすることを目的とした。

2-1-3 対象と方法

2-1-3-1 対象

対象は、歩行に影響を与える可能性のない整形外科疾患、神経筋疾患の既往歴および現疾患をもたない健常成人男性 29 人（平均年齢 21.4 ± 1.7 歳，平均身長 170.2 ± 5.3 cm，平均体重 64.6 ± 7.7 kg）であった。

研究の実施にあたり、各対象者に事前に本研究の趣旨と目的を文書にて説明し協力を求め、同意書に署名を得た。

2-1-3-2 測定方法

歩行時加速度、床反力の測定は、第 1 章と同様の方法で行った。加速度計は、第 1 章にて床反力との高い一致度を示した L₃ に装着した。

2-1-3-3 データ解析

快適歩行にて測定した定常状態における体幹加速度から、歩行の身体動揺の指標を RMS、規則性の指標として SR、および左右対称性の指標として SS を算出した。

RMS は信号波形の平均二乗平方根であり、加速度の RMS は加速度信号の平均振幅を示す³²⁾ことから、本研究では歩行の身体動揺を示す指標として算出した。RMS は、健常者と比較して脳卒中後片麻痺患者の歩行における増加⁴¹⁾や、変形性股関節症患者の歩行における増加³⁸⁾が報告されており、値が大きいほど歩行時の身体動揺が大きいと判断される。加速度信号を $\alpha(t)$ 、RMS 算出範囲時間を T とし、RMS を以下の(11)式より求めた。

$$RMS = \sqrt{\frac{1}{T} \int_t^{t+T} \alpha^2(t) dt} \quad (11)$$

RMS の算出時間は、先行研究^{32,38,39)}を参考に、床反力計と同期した時点から 2.56s（デー

ポイント数 256 ポイント) の範囲とした。

歩行規則性を示す SR は歩行時体幹加速度の 1 歩行周期毎の AC である^{29,34-36)}。ここでの 1 歩行周期は片側の踵接地から同側の踵接地までとした。AC は 2 つの信号の一致度を示す指標であり、-1~1 の間に正規化され、1 に近い値をとるほど 2 つの信号波形の一致度が高い⁴⁸⁾。測定した歩行時体幹加速度から、無作為に連続する 2 歩行周期における AC を SR とした。正常歩行では鉛直成分の SR は 0.91 と 1 に近い値を示し³⁵⁾、脳卒中後片麻痺患者の歩行では 0.40 と低い値を示す⁴¹⁾。加速度信号波形から平均値を減じ標準偏差で除した信号波形を $x(t)$ 、1 歩行周期の遅れ時間を k 、データ数を n とし、以下の(12)式より SR を求めた。

$$SR = \frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} x(t)x(t+k) \quad (12)$$

歩行対称性を示す SS は歩行時体幹加速度の 1 ステップ毎の AC である^{29,34-36)}。ここでの 1 ステップは片側の踵接地から反対側の踵接地までとした。測定した歩行時体幹加速度から、無作為に連続する 2 ステップ (1 歩行周期) における AC を SS とした。正常歩行では鉛直成分の SR は 0.89 と 1 に近い値を示し³⁵⁾、変形性股関節症患者の歩行では 0.56 と低い値を示す³⁹⁾。1 ステップの遅れ時間を l とし、以下の(13)式より SS を求めた。

$$SS = \frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} x(t)x(t+l) \quad (13)$$

左右方向の歩行時加速度は左右のステップにて逆の波形を示すため、左右方向の SS のみ絶対値を採用した。

加えて、床反力計にて測定した歩行時床反力を第 1 章と同様に、運動方程式の(7)~(9)式を用いて加速度へ変換した。さらにそれを 2 階積分することにより、COG の変位を算出し^{45,46)}、その最大ピークと最小ピークの差を COG 変位量として算出した。COG 変位量は、形態学的な影響を考慮し、身長 (Body Height : 以下, BH) にて正規化した (%BH)。

RMS, SR, SS, COG 変位量はそれぞれ鉛直 (Vertical : 以下, VT)、前後 (Anteroposterior : 以下, AP)、左右 (Mediolateral : 以下, ML) の 3 成分にて算出し、測定した 3 回の平均値を各対象者の代表値として採用した。

2-1-3-4 統計学的解析

統計学的解析には統計ソフトウェア SPSS 17.0 J for Windows (エス・ピー・エス・エス社製) を用いた。

3成分それぞれの RMS と COG の相関は Pearson の積率相関係数を用いた。SR と SS の3成分間での比較は一元配置分散分析を用い、3成分間に有意差が認められた場合、多重比較として Tukey 検定を実施した。有意水準は5%未満とした。

2-1-4 結果

3成分における RMS と GOG 変位量を表 2-1-1 に示した。Pearson の積率相関係数は、鉛直成分で 0.76 ($p < 0.01$), 前後成分で 0.12 ($p = 0.54$), 左右成分で -0.15 ($p = 0.45$) と鉛直成分においてのみが RMS と COG 変位量との間に有意な正の相関を認めた。

歩行の対称性と規則性を示す SR と SS を表 2-1-2 に示した。鉛直, 前後, 左右成分の SR はそれぞれ 0.82 ± 0.09 , 0.79 ± 0.12 , 0.61 ± 0.17 であり, 鉛直と前後は左右成分に比較し有意に高かった。鉛直, 前後, 左右成分の SS はそれぞれ 0.84 ± 0.07 , 0.81 ± 0.07 , 0.63 ± 0.12 であり, 鉛直と前後は左右成分に比較し有意に高かった。

表 2-1-1 鉛直, 前後, 左右成分の RMS と COG 変位量

	RMS	COG変位量 (%BH)	<i>r</i>
鉛直成分	31.8 ± 6.3	1.9 ± 0.4	0.76**
前後成分	25.9 ± 3.9	1.3 ± 0.2	0.12
左右成分	20.1 ± 4.8	2.3 ± 0.5	-0.15

平均±標準偏差

RMS: Root Mean Square, COG: Center of Gravity, BH: Body Height,
r: Pearson's correlation coefficient.

**: $p < 0.01$.

表 2-1-2 鉛直, 前後, 左右成分の SR と SS

	鉛直成分	前後成分	左右成分
SR	0.82 ± 0.09	0.79 ± 0.12	0.61 ± 0.17 * †
SS	0.84 ± 0.07	0.81 ± 0.07	0.63 ± 0.12 * †

平均±標準偏差

SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

*: Tukey 検定にて鉛直成分と有意差あり ($p < 0.05$).

†: Tukey 検定にて前後成分と有意差あり ($p < 0.05$).

2-1-5 考察

歩行における身体動揺の程度を示す指標である RMS は、整地歩行に比べ不整地歩行での増加³²⁾や、健常者に比べ脳卒中後片麻痺患者の歩行において増加することが報告されている⁴¹⁾。そのため、体幹加速度の平均振幅を示し、歩行時の身体動揺の程度を表す RMS は、COG 変位量と正の相関を示すという仮説を立てた。歩行時体幹加速度から算出した RMS と、同時に測定した床反力より算出した COG 変位量との相関を、鉛直、前後、左右の 3 成分毎に求めた結果、鉛直成分のみ有意な正の相関を認め、仮説は部分的に肯定されたものとする。正常歩行において COG 変位量を軽減させる重要な要因としては、骨盤の矢状面上の前後傾、水平面上の回旋、前額面上の側方傾斜という 3 次元的な運動がある^{1,7)}。床反力から算出した COG 変位量はこれらを含めた身体の複合的な運動の結果を示すものであるが、歩行時体幹加速度から算出した RMS は加速度計装着部位における歩行時の身体の動揺を表している。これらの違いが、3 成分における COG 変位量と RMS の相関の程度の違いの原因とする。第 1 章の結果からも、加速度計にて測定した体幹加速度は、装着部位での体表上のずれや脊柱の分節的な運動に影響を受ける可能性が示唆されており、体幹加速度鉛直成分は前後、左右成分に比較して身体の鉛直方向の運動を忠実に反映しているとする。COG 変位量の算出には、大規模な歩行分析装置である三次元動作解析装置を必要とする。安価な加速度計で測定した加速度鉛直成分より算出した RMS が、鉛直成分の COG 変位量と有意な相関を示すことは、体幹加速度から算出される歩行指標が運動学的な意味をもつ歩行指標であると考えられ、加速度計を用いた歩行分析を行う上で有益な情報となり得る。

歩行の規則性と対称性を示す歩行指標として、Auvinet ら²⁹⁾や Moe-Nilssen ら^{34,35)}が提唱している SR と SS を採用した。人間の歩行は定常状態では律動的な両下肢の運動により規則性を示し⁵²⁾、歩行中の動作筋電図、三次元動作解析による歩行中の関節モーメントや床反力には変動が少ない繰り返しのパターンが認められる^{53,54)}。このことから、正常歩行では、SR と SS は高い規則性と対称性を表す値である 1 に近似した値となると考えられる。本章では、SR と SS について、それぞれ 3 方向成分のいずれが 1 に近似した高い値を示すかを比較し、どの成分の SR と SS がより正常歩行の規則性や左右対称性を捉えることができるかを明らかにした。その結果、規則性を示す SR、対称性を示す SS とともに左右成分に比べ鉛直、前後成分にて有意に高い値を示した。その理由としては、床反力は左右成分に比較して鉛直成分は繰り返しの測定誤差範囲が少なく⁵³⁾、鉛直と前後成分は左右成分よりも歩行周期の再現性が高いという特徴⁵⁴⁾によるものとする。第 1 章にて鉛直成分と前後

成分の体幹加速度は床反力と近似した波形を認めたことから、体幹加速度より算出された SR と SS は左右成分に比較して鉛直成分と前後成分で高い値を示したと考える。

本研究の結果より、加速度鉛直成分から算出した RMS が鉛直成分の COG 変位量と関連が強いことと、定常歩行の規則性と対称性を表す歩行指標としては、鉛直成分と前後成分の SR と SS が妥当であることが示された。正常歩行を対象とした本研究の結果を踏まえ、3 軸加速度計を用いた歩容異常の分析では、上記の歩行指標を参照することが推奨されるものと思われる。

第2節 歩行指標と臨床的バランス評価との関連

2-2-1 はじめに

加速度計を用いた歩行分析法は、歩行時体幹加速度から歩行指標を算出し分析することにより、歩行動作を包括的に捉えることが可能である²⁰⁾。本章の第1節にて、歩行時体幹加速度から算出される歩行指標であるRMSが、運動学的側面からCOG変位量を反映していることが明らかとなった。続いて、臨床で用いられる基本的移動能力やバランス能力を評価する尺度との関連をみることによって、歩行時体幹加速度から算出した歩行指標の臨床的意義を示すことができると考える。

臨床で用いられる基本的移動能力やバランス能力の評価法、評価尺度としては、Timed Up & Go Test (以下、TUGT) や Berg Balance Scale (以下、BBS) が挙げられる。TUGTはPodsiadloら⁵⁶⁾によって報告された、簡便に測定できる基本的移動能力を示す評価法である。TUGTの再現性に関しては、検者間・検者内の信頼性が高いとされている^{56,57)}。また、転倒リスクとの関連性が、脳卒中後片麻痺患者を対象とした報告で数多くみられる⁵⁷⁻⁶¹⁾。BBSはBergら^{62,63)}によって開発された、高齢者の転倒との関連を示すバランス評価尺度であり、評価結果の信頼性の高さも実証されている⁶⁴⁾。高齢者を対象としたものの他、脳卒中後片麻痺患者を対象とした報告^{60,61,65-68)}も多い。いずれの報告においても、脳卒中後片麻痺患者を転倒群と非転倒群の2群に分類し、転倒群では非転倒群と比較し有意なTUGT時間の延長とBBS得点の低下が示されている。しかし、脳卒中後片麻痺患者を対象として、歩行時体幹加速度から算出される歩行指標とバランス能力の検査法や評価尺度であるTUGT、BBSとの関連を示した報告はない。歩行指標とバランス能力との関連を明らかにすることにより、バランス能力を反映する定量的な歩行指標が示されれば、加速度計を用いた歩行分析法はバランス能力や転倒リスクを把握する上で有用となると考える。

2-2-2 目的

本章では、脳卒中後片麻痺患者を対象に加速度計を用いた歩行分析を行い、重回帰分析により、転倒リスクや基本的移動能力を反映するTUGT、BBSと最も強い関連を示す歩行時体幹加速度由来の歩行指標を抽出することを目的とした。

2-2-3 対象と方法

2-2-3-1 対象

対象は A 大学病院と B リハビリテーション専門病院に入院中の脳卒中後片麻痺患者 22 人であった。対象者の特性を表 2-2-1 に示した。対象基準は、(1)脳卒中発症後 1 ヶ月以上経過し再発の危険性がないこと、(2)杖や短下肢装具を用いれば 15m の平地歩行が自立または監視下にて可能なこと、(3)研究の趣旨を理解し同意が得られることとした。除外基準は、移動能力に影響を及ぼす可能性のない重篤な整形外科的疾患、呼吸循環器疾患を有する場合、および研究の趣旨を理解することのできない場合あるいはこれに加えて認知機能低下を認める場合とした。

本研究の実施にあたり、各対象者に事前に本研究の趣旨と目的を文書にて説明し協力を求め、同意書に署名を得た。

表 2-2-1 対象者の特性

	平均±標準偏差, n (%)
年齢 [歳]	67.1 ± 14.2
発症からの経過 [日]	83.1 ± 43.0
性別	
男性	18 (82)
女性	4 (18)
麻痺側	
右	10 (45)
左	12 (55)
歩行能力	
自立	13 (60)
監視下	9 (40)
使用した歩行補助具・装具	
T杖	3 (14)
四脚杖	1 (5)
短下肢装具	4 (19)

2-2-3-2 バランス評価

TUGT の測定は、Podsiadlo ら⁵⁶⁾の方法に準拠し、座面高 45cm の肘掛け付き椅子に腰掛けた状態から起立後、3m 歩いた地点で方向転換し、再び椅子まで歩き着座する一連の動作の所要時間をストップウォッチにて測定した。杖や装具、および履物は対象者が通常使用しているものとした。TUGT では最大努力にて行わせ、測定は 2 回行い、所要時間の短い値を採用した。

BBS は 14 項目の様々な姿勢の維持やバランスに関連する動作を行うことにより評価さ

れ、得点は各項目 5 段階（0-4 点）にて 0 点から 56 点の値をとり、点数が高いほどバランスが良好と判断される。全ての対象者に対し、同一の検者が評価した。

2-2-3-3 歩行計測とデータ解析

対象者に 15m の平坦な歩行路にて快適歩行を行わせ、定常歩行における体幹加速度を測定した。加速度計は静電容量型 3 軸加速度計（マイクロストーン社製 MVP-RF8-AC）を用い、サンプリング周波数 100[Hz]にて加速度信号をパーソナルコンピュータに記録し、加速度信号は 10[Hz]のローパスフィルタにて処理後に解析を行った。加速度計は第 2 章第 1 節と同様に L₃に装着した。フットスイッチを踵足底面に貼付し、加速度計と時間同期させることにより歩行周期を同定した。

歩行時体幹加速度を基にして、本章の第 1 節と同様に歩行の動揺性を示す RMS、歩行の規則性を示す SR、歩行の対称性を示す SS を算出した。RMS、SR、SS は鉛直（VT）、前後（AP）、左右（ML）の 3 方向成分にてそれぞれ算出した。RMS は歩行スピードの影響を受けるため、歩行スピードの二乗で除した値を用いた³²⁾。また、左右成分の歩行時体幹加速度は左右のステップにて逆の波形を示すため、ML-SS のみ絶対値を採用した。歩行計測は全ての対象者に対して 3 回行い、各歩行指標は 3 回の平均値を採用した。

2-2-3-4 統計学的解析

TUGT、BBS 得点と歩行指標との関連を、Pearson の積率相関係数により検討を行った。TUGT と BBS 得点との相関係数が有意水準 5%未満であった歩行指標を独立変数とし、TUGT と BBS 得点を従属変数とした重回帰分析を行った。独立変数の投入はステップワイズ法により行い、有意水準は 5%未満とした。また、多重共線性を考慮し、独立変数間の相関係数が 1 に近い変数が複数存在する場合、従属変数との相関係数の高い変数を独立変数として投入した。統計学的解析には統計ソフトウェア SPSS 17.0 J for Windows（エス・ピー・エス・エス社製）を用いた。

2-2-4 結果

歩行スピード、TUGT、BBS と歩行指標を表 2-2-2 に示した。計測結果の一例として、比較的バランス機能の高い症例 A（歩行自立、TUGT 9.6 秒、BBS 55 点）と、バランス機能の低い症例 B（歩行近位監視、TUGT 39.1 秒、BBS 26 点）の二人の歩行時体幹加速度鉛直成分をそれぞれ図 2-2-1、図 2-2-2 に示した。症例 A は歩行周期に対応した周期的な波形を示

すのに対し，症例 B では不規則な波形を認めた。

表 2-2-2 臨床的バランス検査と歩行指標

	平均±標準偏差
歩行スピード [m/s]	0.80 ± 0.30
TUGT [s]	12.3 ± 11.4
BBS [点]	44.3 ± 10.2
VT-RMS	55.2 ± 38.1
AP-RMS	56.9 ± 75.1
ML-RMS	52.0 ± 62.0
VT-SR	0.73 ± 0.22
AP-SR	0.71 ± 0.17
ML-SR	0.68 ± 0.16
VT-SS	0.62 ± 0.26
AP-SS	0.45 ± 0.31
ML-SS	0.49 ± 0.21

TUGT: Timed Up and Go Test, BBS: Berg Balance Scale,
 VT: Vertical, AP: Anteriorposterior, ML: Mediolateral,
 RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

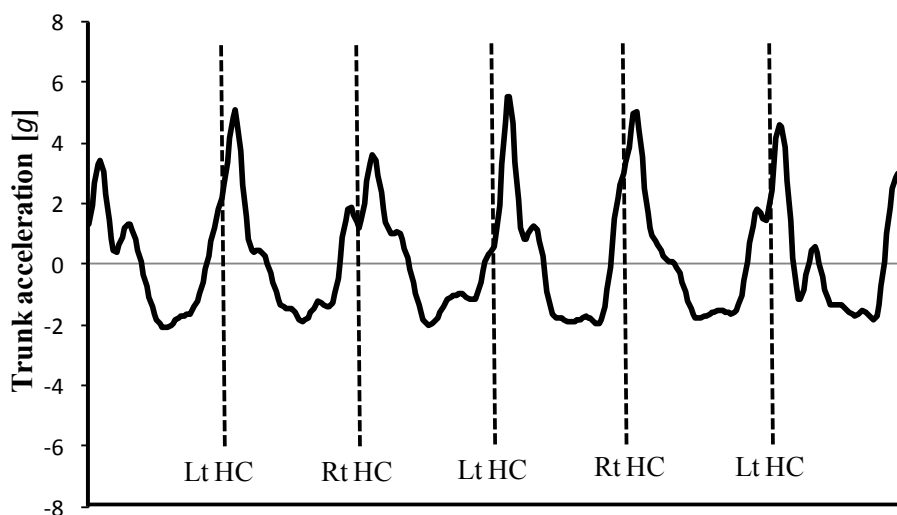


図 2-2-1 症例 A における体幹加速度鉛直成分

症例 A の歩行能力：自立，歩行スピード：1.1m/s，TUGT；9.6s，
 BBS：55 点，VT-RMS：25.0，VT-SR：0.91，VT-SS：0.67
 加速度 +上向き，-下向き
 図中の破線は左右の踵接地（HC）を示す。

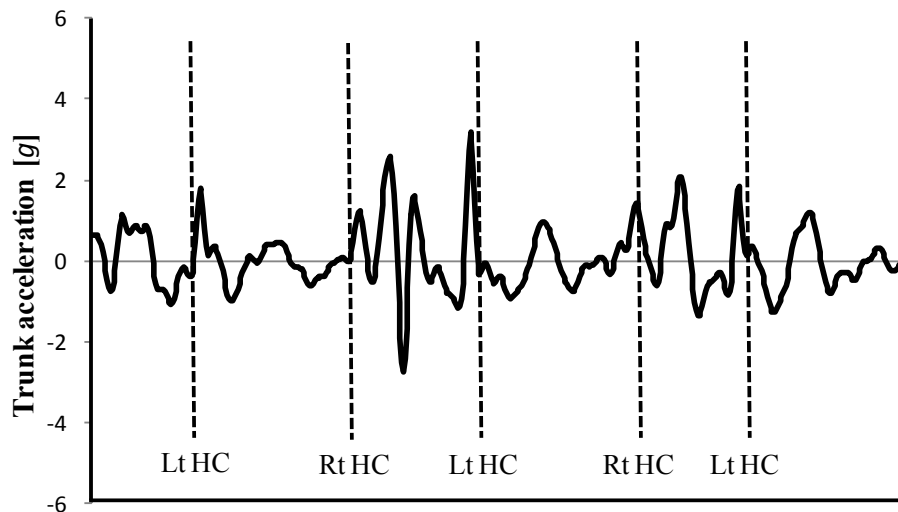


図 2-2-2 症例 B における体幹加速度鉛直成分

症例 B の歩行能力：監視，歩行スピード：0.4m/s，TUGT：39.1s，
 BBS：26 点，VT-RMS：102.4，VT-SR：0.47，VT-SS：-0.13
 加速度 + 上向き，- 下向き
 図中の破線は左右の踵接地（HC）を示す。

TUGT，BBS，体幹加速度から算出された歩行指標との相関を表 2-2-3 に示した。ML-SS を除く全ての歩行指標において，TUGT，BBS との有意な相関を認めた。VT-RMS，AP-RMS，ML-RMS の 3 つの指標間において，1 に近い相関係数を認めたため，重回帰分析における独立変数として投入する変数には，TUGT，BBS のいずれとも相関の高い VT-RMS を採用した。

表 2-2-3 TUGT と BBS と歩行指標における相関係数

	TUGT	BBS	VT-RMS	AP-RMS	ML-RMS	VT-SR	AP-SR	ML-SR	VT-SS	AP-SS
TUGT										
BBS	-0.80**									
VT-RMS	0.96**	-0.80**								
AP-RMS	0.81**	-0.72**	0.88**							
ML-RMS	0.92**	-0.75**	0.97**	0.85**						
VT-SR	-0.84**	0.77**	-0.80**	-0.83**	-0.83**					
AP-SR	-0.68**	0.68**	-0.53*	-0.33	-0.60**	0.67**				
ML-SR	-0.56**	0.47*	-0.59**	-0.61**	-0.61**	0.73**	0.52*			
VT-SS	-0.85**	0.74**	-0.75**	-0.79**	-0.79**	0.85**	0.70**	0.65**		
AP-SS	-0.70**	0.62**	-0.67**	-0.63**	-0.66**	0.50*	0.45*	0.28	0.76**	
ML-SS	-0.11	0.07	-0.24	-0.33	-0.18	0.27	0.00	0.45*	0.34	0.24

TUGT: Timed Up and Go Test, BBS: Berg Balance Scale, VT: Vertical, AP: Anteriorposterior, ML: Mediolateral, RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$

TUGT を従属変数とした重回帰分析の結果、VT-RMS と VT-SS が有意な変数として抽出され、調整済み決定係数は 0.90 であった（表 2-2-4、TUGT モデル）。標準偏回帰係数 β より、VT-RMS が最も TUG に影響のある歩行指標として抽出された。BBS を従属変数とした重回帰分析の結果から、VT-RMS、AP-SR が有意な変数として抽出され、調整済み決定係数は 0.73 であった（表 2-2-4、BBS モデル）。標準偏回帰係数 β より、VT-RMS が最も BBS に影響をもたらす歩行指標として抽出された。

表 2-2-4 重回帰分析モデル

独立変数	R ²	調整済みR ²	偏回帰係数(標準誤差)	β	p
TUGTモデル	0.95	0.90			
VT-RMS			0.18 (0.03)	0.64	<0.01**
VT-SS			-15.46 (4.62)	-0.37	<0.01**
BBSモデル	0.86	0.73			
VT-RMS			-0.17 (0.04)	-0.62	<0.01**
AP-SR			20.96 (8.45)	0.35	0.02*

R²: 決定係数 β : 標準化係数

TUGT: Timed Up and Go Test, BBS: Berg Balance Scale, VT: Vertical, AP: Anteriorposterior, ML: Mediolateral, RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

*: p<0.05, **: p<0.01

2-2-5 考察

臨床的バランス評価である TUGT 時間と BBS 得点を従属変数とし、体幹加速度から算出した歩行指標を独立変数として投入した重回帰分析を行った。その結果、鉛直成分の RMS が低値でかつ鉛直成分の SS が高値であるほど TUGT 時間は短く、鉛直成分の RMS が低値で、かつ前後成分の SR が高値であるほど BBS の得点が高いという結果が示された。重回帰式の適合度を示す調整済み決定係数は、TUGT を従属変数としたモデルでは 0.90、BBS を従属変数としたモデルでは 0.73 と高い値を示しており、適合度は良好と判断される。

歩行の動揺性を示す歩行指標である RMS は、鉛直、前後、左右成分の 3 成分間における相関係数が 1 に近い値を示したため、多重共線性を考慮し、その中でも従属変数である TUGT と BBS との相関係数が最も高い値を示した鉛直成分の RMS を独立変数として投入した。鉛直成分の RMS は本章の第 1 節にて鉛直成分の COG 変位量との有意な相関が得ら

れており、本研究の結果から、鉛直成分の RMS は臨床的バランス評価法とも強い関連を示す歩行指標であることが明らかとなった。

TUGT を従属変数とした重回帰分析では鉛直成分の SS, BBS では前後成分の SR が鉛直成分の RMS に続いて関連の強い歩行指標として抽出された。SR と SS は、歩行の規則性と左右対称性をそれぞれ示しており、これらの歩行指標は、歩行時体幹加速度から算出する解析方法（前述 20 項(12), (13)式参照）に基づくと、歩行スピードのような定量的指標に加え、歩行の規則性、左右対称性を示す要素をもつものと考えられる。歩行の規則性、左右対称性については、観察による歩行分析において、これまで定量的に示されていなかった。歩行時体幹加速度から算出された SR と SS によって歩行の規則性、左右対称性が定量的に数値化されたことで、臨床的バランス評価尺度との関連が示されたと考える。SR と SS の歩行指標について、Moe-Nilssen ら³⁴⁾は、高齢者を対象に、鉛直と前後成分の SR は健康高齢者群では高く、易転倒高齢者群では低い値を示し、これらの指標は易転倒群における歩行不安定性を表していると報告している。また、Bautmans ら³⁶⁾も転倒リスクを有する高齢者群では鉛直成分、左右成分の SR と SS が低値を示すことを報告している。これらの報告は、歩行時体幹加速度から算出される SR と SS は転倒に関連するバランス能力を反映していることを示唆しており、脳卒中後片麻痺患者を対象とした本研究においても、転倒との関連が示されている TUGT や BBS との関連が認められたと考える。RMS は鉛直成分のみを独立変数として投入したが、SR は鉛直、前後、左右成分の 3 成分、SS は鉛直、前後の 2 成分の指標に関して TUGT と BBS と有意な相関を認めたため独立変数として投入した。3 成分の歩行指標のうち、鉛直成分と前後成分における歩行指標がバランス評価との関連が強い歩行指標として抽出された。この理由としては、SR と SS は鉛直成分と前後成分がより 1 に近い値を示し、規則性と左右対称性を示す歩行指標として妥当であるという本章第 1 節の結果により裏付けられるものと考ええる。

本研究の結果より、TUGT と関連する歩行指標は鉛直成分の RMS と SS であり、BBS と関連する歩行指標は鉛直成分の RMS および前後成分の SR であることが示され、脳卒中後片麻痺患者に対するバランス評価法である TUGT と BBS と関連の強い歩行指標として、これら 3 指標が抽出された。臨床で用いるバランス評価法との関連が強い歩行指標が抽出されたことにより、歩行時体幹加速度から算出される歩行指標は、臨床的な評価法の多角的な側面を含有していることが示唆され、加速度計を用いた歩行分析により臨床上有益な情報が得られると考える。

第3節 ま と め

第2章では、歩行時体幹加速度から算出される鉛直指前標後、左右成分の3成分における相違やバランス評価法との関連を述べた。その結果を以下に挙げる。

1. 体幹加速度から算出した歩行指標のうち、歩行の動揺性を示す RMS は鉛直成分において床反力より求めた COG 変位量と有意な相関を示し、歩行の規則性と対称性を示す SR, SS は鉛直成分、前後成分における妥当性が高い（第1節）。
2. 脳卒中後片麻痺患者の歩行では、TUGT と関連する歩行指標は鉛直成分の RMS, SS であり、BBS と関連する歩行指標は鉛直成分の RMS, 前後成分の SR である（第2節）。

以上より、歩行時体幹加速度から算出される歩行指標と COG 変位量やバランス評価法との関連、3成分の歩行指標の相違などが明らかとなった。次章ではこれらの結果を基に、歩行指標を即時的に算出する解析ソフトウェアを含めたリアルタイム加速度歩行分析システムを構築し、信頼性および臨床的有用性を示すものとする。

第3章. リアルタイム加速度解析を用いた 歩行分析システムの信頼性および臨床的有用性

第1節 加速度歩行分析システムの検者間信頼性

3-1-1 はじめに

加速度計を用いた歩行分析法は、利点である計測の簡便さが注目されやすい一方で、歩行指標を算出する専用解析ソフトウェアが加速度計に付属していないため、解析を独自に行う必要がある。また、いずれの先行研究^{20,28-36)}でも解析はオフラインによるものであるが、オンライン解析により歩行指標がリアルタイムに算出されれば、臨床での有用性がさらに高まるものと考えられる。

本章では、第1章、第2章の結果を基にリアルタイム加速度解析ソフトウェアを作成し、それらを含めた加速度歩行分析システムの信頼性について述べる。一般的に信頼性や基準関連妥当性を検討する場合、対応する複数の測定値から Pearson の積率相関係数あるいは級内相関係数 (Intraclass Correlation Coefficients : 以下, ICC) を算出することが多い。しかし、これらの手法では、特に加算誤差や比例誤差といった系統誤差の抽出は困難である。この系統誤差の有無と内容を明らかにする方法の一つに、Bland-Altman 分析がある。Bland-Altman 分析は、ICC や相関係数では抽出できない二つの測定値間にある誤差の量や種類を、簡便な手順で明らかにできるという特長を有し、信頼性の検証のために、多くの研究で用いられている⁷⁰⁻⁷²⁾。構築した加速度歩行分析システムの計測結果に、系統誤差の混入がなければ、信頼性は良好であると考えられる。

3-1-2 目的

本章では、構築したリアルタイム加速度歩行分析システムにおける計測結果の検者内および検者間の信頼性を、ICC と Bland-Altman 分析を用いて明らかとすることを目的とした。

3-1-3 対象と方法

3-1-3-1 対象

対象は、整形外科疾患、神経筋疾患のない健常人 20 人（男性 11 人，女性 9 人，平均年齢 20.3 ± 0.5 歳）であった。検者は臨床経験 8 年を有する理学療法士（以下，検者 A）と，臨床経験 1 年を有する理学療法士（以下，検者 B）であった。

研究の実施にあたり，各対象者に事前に本研究の趣旨と目的を文書にて説明し協力を求め，同意書に署名を得た。

3-1-3-2 リアルタイム加速度解析歩行分析システム

本論文の第 1，2 章の成果を基に，加速度信号の解析方法や即時的に算出する歩行指標，加速度解析ソフトウェア表示画面の構成など，リアルタイム加速度解析歩行分析システム（以下，本システム）に関する構想を著者が練り，株式会社小沢医科器械に本システムの利便性を提案するとともに，構築を委託した。加速度計やフットスイッチといったハードウェアや，リアルタイム加速度解析ソフトウェアの仕様を著者と小沢医科器械にて検討を重ね，本システム）を構築した。本システムは，加速度計，加速度アンプ，送信機，フットスイッチ，受信機，リアルタイム加速度解析ソフトウェアを搭載したパーソナルコンピュータ（PC）で構成される（図 3-1-1）。

加速度計は静電容量型 3 軸加速度計（Analog Devices 社製 ADXL330），フットスイッチには圧センサ（Tekscan 社製 FlexiForce）を用いた。加速度計はサイズが $19 \times 14 \times 10$ mm，重さ 10g で，加速度の測定範囲は ± 3 [g]，感度は 300 [mV/g]を有している。加速度アンプと送信機，受信機のサイズはそれぞれ $60 \times 34 \times 20$ mm， $100 \times 61 \times 19$ mm， $66.5 \times 92 \times 21$ mm である（図 3-1-1）。加速度信号とフットスイッチ信号はワイヤレス通信にて受信され，通信ボーレートは $115,200$ [bps]，サンプリング周波数は 100 [Hz]とした。

受信した加速度信号は，リアルタイム加速度解析ソフトウェアにて解析され，後述する歩行指標が算出される。解析結果は，10m 歩行の開始と終了時にそれぞれ記録ボタンと停止ボタンを押すことにより，計測終了後直ちに表示される。3 軸加速度計の 3 成分の信号を，鉛直成分（CH1），左右成分（CH2），前後成分（CH3）の 3 つのチャンネルに割り当てた。算出される歩行指標として，第 2 章で検証した歩行の動揺性を表す RMS，歩行の規則性を表す SR，歩行の左右対称性を表す SS を採用した。なお，RMS は歩行スピードの影響を受けるため³²⁾，歩行スピードの二乗で除した値を算出するようプログラムした。ソフトウェア表示画面には受信した加速度信号の波形，フットスイッチ信号の波形，10m 歩行所要時間，歩行スピード，ケイデンス，および前述の歩行指標が表示される（図 3-1-2）。

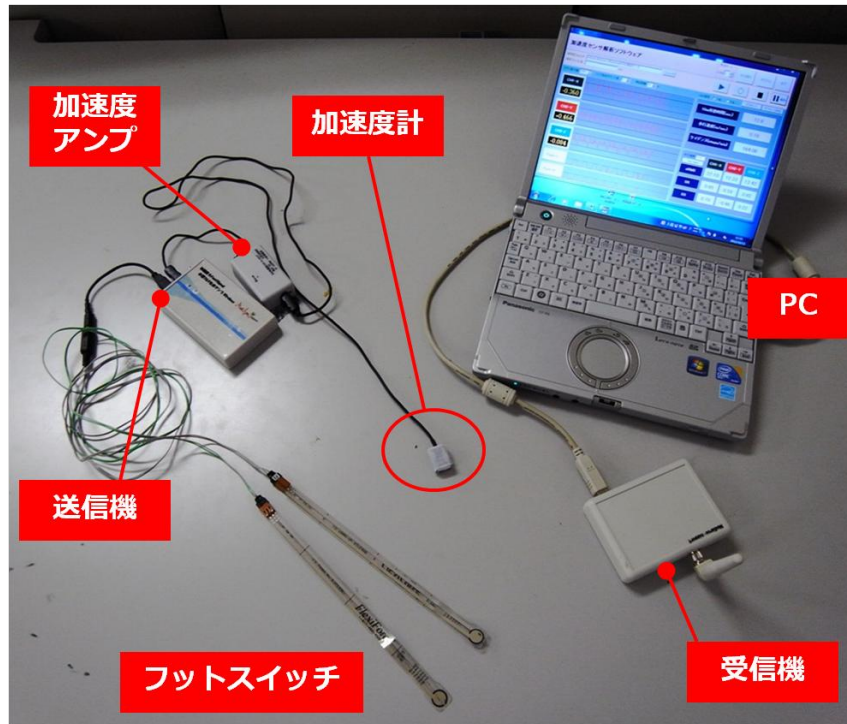


図 3-1-1 リアルタイム加速度解析歩行分析システム



図 3-1-2 リアルタイム加速度解析ソフトウェアの表示画面

画面左側に測定中のCH1～3各々の加速度波形，フットスイッチ波形が表示され，計測終了後直ちに画面右側上段に歩行スピードとケイデンス，画面右側下段に歩行指標が算出される。

3-1-3-3 歩行計測

対象者に約 15m の歩行路にて快適歩行を行わせ、定常歩行状態の体幹加速度を測定するとともに、歩行指標を算出した。

検者内および検者間による測定誤差を検証するため、対象者への加速度計の装着、フットスイッチの貼付、PC 操作による歩行指標の算出までを各検者が行った。体幹加速度の測定方法は、第 2 章第 2 節と同様とし、フットスイッチは両踵足底面に貼付した。計測手順は、先行研究⁷²⁾に準拠し、検者 A のみが計測する計測日 P と、検者 A と検者 B が計測する計測日 Q を設定し、計測日 P と計測日 Q は 1 両日間隔を空け、順序は無作為とした。

3-1-3-4 統計学的解析

本システムにて算出された歩行指標について、鉛直成分の RMS, SR, SS を VT-RMS, VT-SR, VT-SS, 前後成分の RMS, SR, SS を AP-RMS, AP-SR, AP-SS, 左右成分の RMS, SR, SS を ML-RMS, ML-SR, ML-SS とした。各対象者に対し 3 回計測を行い、3 回の平均値を代表値として採用した。なお、左右成分の歩行時加速度は左右にて逆の波形を示すため、ML-SS のみ絶対値を採用した。

検者 A が異なる計測日に測定した歩行指標を比較する検者内信頼性と、検者 A と検者 B が異なる計測日に測定した歩行指標を比較する検者間信頼性について、ICC を求めるとともに、Bland-Altman 分析により、検者内および検者間信頼性を検討した。検者内信頼性として ICC (1,1) を、検者間信頼性として ICC (2,1) をそれぞれ算出した。次に、検者内・検者間の測定誤差の分布範囲を調査するため、Bland-Altman 分析を行った。2 つの測定値間の差 (d) を y 軸、2 つの測定値の平均を x 軸とする散布図 (Bland-Altman plot) を作成し、系統誤差である固定誤差、比例誤差の有無を検討した。固定誤差は、測定値の差の平均値 (\bar{d}) の 95%信頼区間 (95%CI) を算出し、この区間が 0 を含まない場合、正負いずれかの固定誤差が存在すると判断した。95%CI は自由度 $n-1$ の t 値 (t) と測定値の差の標準誤差 (Standard Error : 以下, SE) から、以下の(14)式にて算出した。

$$95\%CI = \bar{d} \pm t \times SE \quad (14)$$

比例誤差は作成した Bland-Altman plot の Pearson の積率相関係数を算出し、有意水準 5%にて、有意な相関がみられた場合、比例誤差が存在すると判断した。統計学的解析には統計ソフトウェア SPSS 17.0 J for Windows (エス・ピー・エス・エス社製) を用いた。

3-1-4 結果

検者 A による初回の計測における歩行指標, 検者 A による 2 回目の計測における歩行指標, 検者 B による計測における歩行指標を表 3-1-1 に示した。

表 3-1-1 各検者の計測した歩行指標

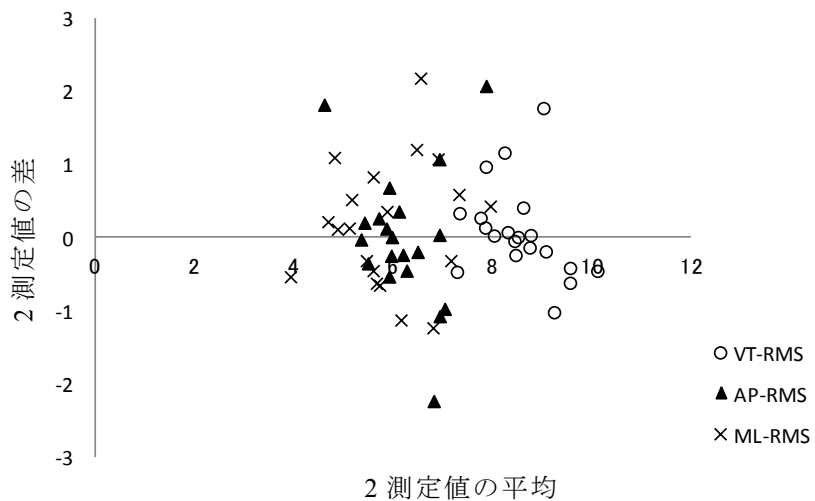
	検者A 初回	検者A 2回目	検者B
VT-RMS	8.45±0.74	8.50±0.90	8.30±0.75
AP-RMS	5.91±0.70	6.18±0.94	5.73±0.65
ML-RMS	5.66±1.07	5.80±1.05	5.69±1.09
VT-SR	0.90±0.05	0.91±0.04	0.90±0.04
AP-SR	0.81±0.10	0.85±0.05	0.83±0.07
ML-SR	0.77±0.12	0.80±0.09	0.77±0.13
VT-SS	0.87±0.05	0.86±0.05	0.86±0.05
AP-SS	0.75±0.10	0.77±0.09	0.76±0.07
ML-SS	0.68±0.11	0.66±0.12	0.69±0.15

平均±標準偏差, VT: Vertical, AP: Anteroposterior, ML: Mediolateral, RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

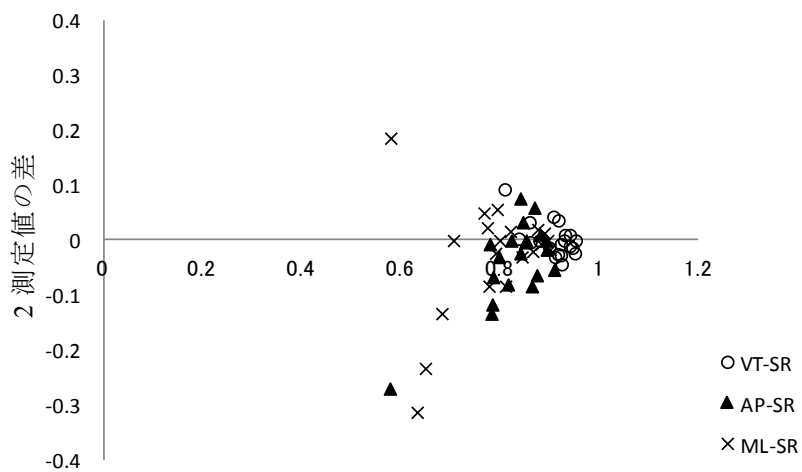
表 3-1-2 RMS, SR, SS の検者内信頼性

	ICC(1,1)	検者内モデルにおけるBland-Altman分析			
		95%信頼区間	加算誤差	回帰曲線の傾き	比例誤差
VT-RMS	0.82	-1.20 ~ 1.37	なし	- 0.31 (p=0.18)	なし
AP-RMS	0.61	-1.89 ~ 1.94	なし	0.15 (p=0.53)	なし
ML-RMS	0.82	-1.54 ~ 1.90	なし	- 0.13 (p=0.59)	なし
VT-SR	0.85	-0.07 ~ 0.05	なし	0.23 (p=0.33)	なし
AP-SR	0.65	-0.13 ~ 0.08	なし	0.12 (p=0.60)	なし
ML-SR	0.67	-0.23 ~ 0.18	なし	0.27 (p=0.24)	なし
VT-SS	0.90	-0.05 ~ 0.07	なし	0.04 (p=0.86)	なし
AP-SS	0.69	-0.20 ~ 0.17	なし	0.17 (p=0.47)	なし
ML-SS	0.63	-0.27 ~ 0.23	なし	- 0.10 (p=0.66)	なし

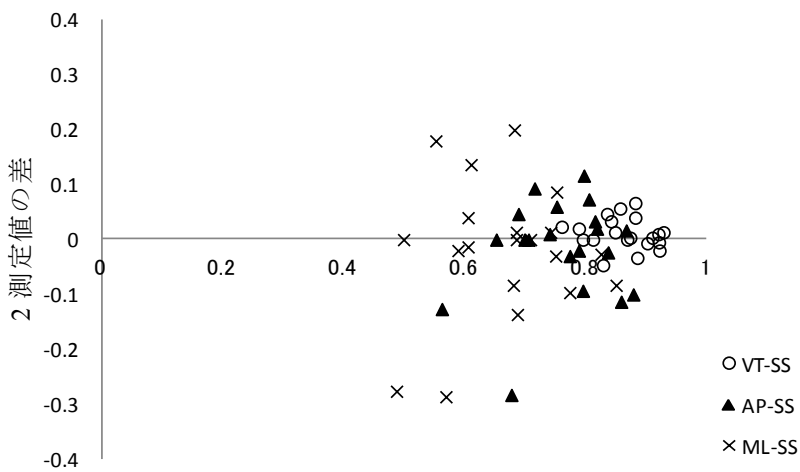
ICC: Intraclass Correlation Coefficients, VT: Vertical, AP: Anteroposterior, ML: Mediolateral, RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.



(a) RMS



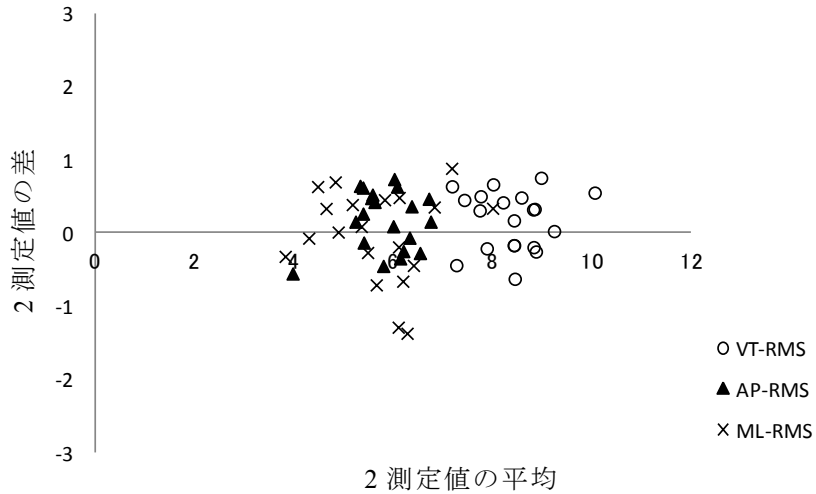
(b) SR



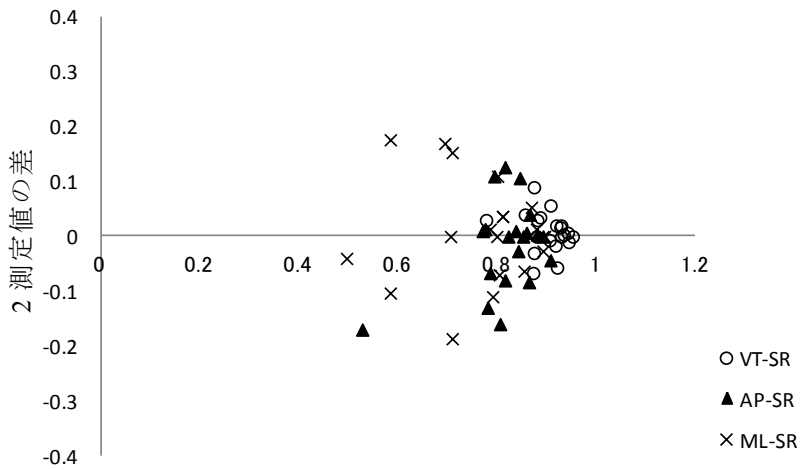
(c) SS

図 3-1-3 各歩行指標における検者内信頼性の Bland-Altman plot

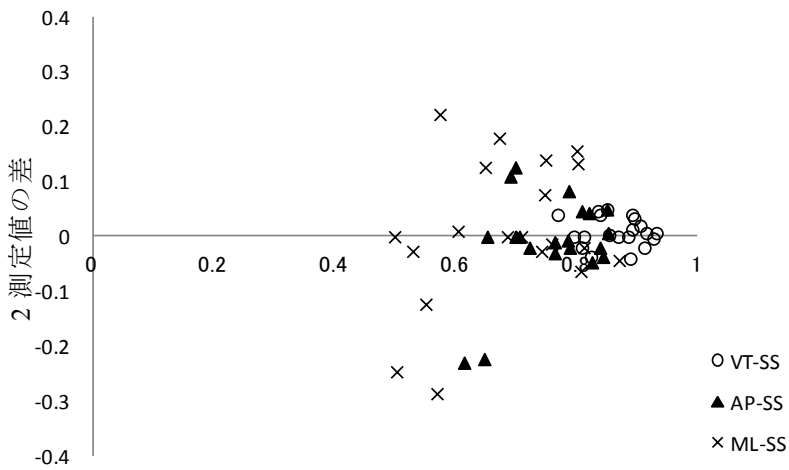
VT: Vertical, AP: Anteroposterior, ML: Mediolateral,
RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.



(a) RMS



(b) SR



(c) SS

図 3-1-4 各歩行指標における検者間信頼性の Bland-Altman plot

VT: Vertical, AP: Anteroposterior, ML: Mediolateral,
 RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

各歩行指標の検者内信頼性を表 3-1-2 に、Bland-Altman plot を図 3-1-3 に示した。検者内信頼性に関して、ICC(1,1)では VT-RMS, AP-RMS, ML-RMS はそれぞれ 0.82, 0.61, 0.82, VT-SR, AP-SR, ML-SR はそれぞれ 0.85, 0.65, 0.67, VT-SS, AP-SS, ML-SS はそれぞれ 0.90, 0.69, 0.63 であった。Bland-Altman 分析では、いずれの歩行指標においても加算誤差, 比例誤差ともに認められなかった。

各歩行指標の Bland-Altman plot を図 3-1-4 に、検者間信頼性を表 3-1-3 に示した。検者間信頼性に関して、ICC(2,1)では VT-RMS, AP-RMS, ML-RMS はそれぞれ 0.91, 0.90, 0.91, VT-SR, AP-SR, ML-SR はそれぞれ 0.80, 0.73, 0.71, VT-SS, AP-SS, ML-SS はそれぞれ 0.92, 0.66, 0.69 であった。Bland-Altman 分析では、いずれの歩行指標においても加算誤差, 比例誤差ともに認められなかった。

表 3-1-3 RMS, SR, SS の検者間信頼性

	ICC(2,1)	検者間モデルにおけるBland-Altman分析			
		95%信頼区間	加算誤差	回帰曲線の傾き	比例誤差
VT-RMS	0.91	-0.62 ~ 0.99	なし	0.24 (p=0.92)	なし
AP-RMS	0.90	-0.63 ~ 0.99	なし	0.13 (p=0.60)	なし
ML-RMS	0.91	-1.28 ~ 1.23	なし	- 0.39 (p=0.87)	なし
VT-SR	0.80	-0.07 ~ 0.08	なし	0.05 (p=0.85)	なし
AP-SR	0.73	-0.18 ~ 0.15	なし	0.42 (p=0.07)	なし
ML-SR	0.71	-0.18 ~ 0.20	なし	- 0.65 (p=0.79)	なし
VT-SS	0.92	-0.05 ~ 0.06	なし	0.21 (p=0.37)	なし
AP-SS	0.66	-0.25 ~ 0.27	なし	0.38 (p=0.10)	なし
ML-SS	0.69	-0.19 ~ 0.17	なし	- 0.32 (p=0.16)	なし

ICC: Intraclass Correlation Coefficients, VT: Vertical, AP: Anteroposterior, ML: Mediolateral, RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

3-1-5 考察

本章では、リアルタイム加速度解析ソフトウェアを独自に作成し、それを含めて構成した本システムを用いた歩行計測における検者内および検者間の信頼性を明らかにした。

歩行時体幹加速度から算出される歩行指標の値について、Moe-Nilssen ら³⁵⁾は、オフライン解析により得られた正常歩行における体幹加速度鉛直成分の SR と SS はそれぞれ 0.91 と 0.89 であったと報告している。本システムによりリアルタイムに算出された鉛直成分の SR

と SS の平均値はそれぞれ 0.90~0.91, 0.86~0.87 の範囲であった(表 3-1-1, VT-SR と VT-SS 参照)。先行研究で用いられている加速度計の種類や加速度信号の解析手段が異なるが、先行研究におけるオフライン解析の結果³⁵⁾と、本システムによりリアルタイムに算出された歩行指標の値が近似した値であったことは、本研究で作成したリアルタイム加速度解析ソフトウェアの演算精度の高さを示唆していると考ええる。

加速度計を用いた歩行分析法の信頼性に関し、Moe-Nilssen²⁸⁾は歩行時体幹加速度から RMS を算出し、検者間信頼性を検討した結果、RMS の鉛直、前後、左右成分の ICC はいずれも fair 以上であり、加速度計を用いた歩行分析法の高い再現性を報告している。また、Bautmans ら³⁶⁾は歩行時体幹加速度から SR と SS を算出し、計測回数の差異による再現性について、2 回計測した平均値を採用することにより good 以上の ICC が得られると報告している。これらの報告より、加速度計を身体背面にて装着した条件で測定した歩行時体幹加速度の値は高い信頼性と再現性をもつものと判断される。本研究にて得られた検者内および検者間の ICC は 0.61~0.92 の範囲を示し、いずれの歩行指標も possible 以上⁷³⁾であったことから、本システムによる計測は良好な再現性を有すると考えられる。

また、本研究では ICC に加え Bland-Altman 分析^{70,71)}により系統誤差である加算誤差、比例誤差の有無を検討した結果、測定値の差の平均の 95%信頼区間が 0 を含んでおり、Bland-Altman plot の回帰に有意な相関を認めなかったことから、検者内、検者間のいずれの歩行指標においても加算誤差、比例誤差ともに存在するとはいえないことが確認された。系統誤差である加算誤差と比例誤差は、偶然誤差と異なり同一条件下の測定の繰り返しにより克服されにくく、機器や評価法の絶対的な信頼性を示すものであり、臨床の場で機器や評価法を使用する場合にて重要となる⁷⁴⁾。構築した本システムによる計測では、系統誤差の混入は認めない結果となり、良好な再現性を有していると考えられる。

本システムを用いた歩行計測は、ICC と Bland-Altman 分析の結果より、検者内および検者間における計測がともに良好な再現性を有していることが明らかとなった。本研究にて、2 名の検者間には臨床経験の長さに差がみられたが、検者間の信頼性が良好な結果であったことから、本システムを用いた歩行計測は臨床経験の長さに関わらず、簡便な計測方法であると考えられる。しかしながら、本研究では平地条件における快適歩行のみを計測しており、今後は歩行路の環境や歩行速度などの条件設定を変化させた場合に測定される歩行指標の変化についても明らかにする必要がある。

第2節 加速度歩行分析システムの臨床的有用性 —変形性股関節症患者の 人工股関節形成術前後における比較—

3-2-1 はじめに

本章の第1節にて、構築したリアルタイム加速度解析歩行分析システム（以下、本システム）による計測では、研究や临床上重要である系統誤差の混入を認めず、良好な再現性を有していることが示された。次の段階としては、本システムを用いて実際の症例の歩行を計測して臨床的有用性の検討を行う必要があると考える。ここでいう臨床的有用性の検討とは、対象群において、その検査結果が関心のある異常症状の検出や予測が可能か、臨床的に意義を示しているかを調べる過程である⁷⁵⁾。

歩容異常を呈する代表的な骨関節疾患の一つとして変形性股関節症（Hip Osteoarthritis：以下、股OA）が挙げられる。歩容異常の原因としては、股関節外転トルク低下、脚長差、股関節屈曲拘縮・内転拘縮、疼痛などが報告されている⁷⁶⁾。股OA患者の歩容異常に関して、加速度計により歩行分析を行った報告が多い。山田ら³⁹⁾は歩行時体幹加速度からの算出した歩行指標と Trendelenburg's sign や股関節外転・伸展の関節可動域制限との関連を明らかにし、歩容の改善にこれらの機能障害の改善が重要であると報告している。さらに、歩行時体幹加速度から算出される歩行指標と股OAの進行程度を示す Harris hip score⁷⁷⁾やX線分類による重症度などの臨床指標との関連が示されている³⁸⁾。また、加速度計により人工股関節形成術（Total Hip Arthroplasty：以下、THA）前後の歩容の変化を分析し、歩容の対称性の改善を示した報告^{78,79)}がある。これらの報告から、加速度計を用いた歩行分析により、客観的に股OA患者の歩容異常の程度を判定することが可能と考える。

3-2-2 目的

先行研究^{78,79)}と同様に、THA後の股OA患者の歩行対称性の改善が本システムによる計測にて検出できれば、本システムは臨床的有用性を有すると考えられる。本章では、構築した本システムを用いて股OA患者のTHA前後の歩行計測を行い、THA前後の歩容の変化を評価することにより、リアルタイム加速度解析を用いた本システムの臨床的有用性を示すことを目的とした。

3-2-3 対象と方法

3-2-3-1 対象

対象は、A 大学病院に THA 施行目的で入院中の股 OA 患者 12 人であった。対象者の特性を表 3-2-1 に示した。対象者の内訳は、片側性股 OA 患者 6 人、両側性股 OA 患者 6 人であった。本研究の計測時において、片側性患者は全例とも初回の THA 施行時であり、両側性患者は全例が反対側の THA を既に施行しており、2 回目の THA 施行前後であった。全症例に対し、後外側アプローチによる THA が行われた。

研究の実施にあたり、各対象者に事前に本研究の趣旨と目的を文書にて説明し協力を求め、同意書に署名を得た。

表 3-2-1 対象者の特性

	平均±標準偏差
年齢 [歳]	61.3 ± 7.7
身長 [cm]	152.2 ± 3.8
体重 [kg]	57.7 ± 8.0
JOA Score	
疼痛+可動域(術側)	26.2 ± 8.1
疼痛+可動域(非術側)	52.8 ± 5.4
歩行	9.2 ± 3.6
ADL	11.4 ± 2.7
術側合計	46.8 ± 8.0
非術側合計	73.4 ± 7.5
術後在院日数[日]	15.3 ± 3.1
T-cane歩行獲得日数[日]	8.3 ± 2.4

JOA Score：日本整形外科学会股関節疾患治療成績判定基準、T-cane 歩行獲得日数：THA 術日より T-cane 歩行自立までに要した日数

3-2-3-2 歩行計測

構築した本システムを用いて、対象者の歩行を計測した。計測方法は本章第 1 節と同様とした。歩行計測は、THA 施行前日 (THA 前)、THA 施行後 7 日目 (THA 後 1 週間)、THA 施行後 14 日目 (THA 後 2 週間) の 3 回実施した。

本システムを用い、歩行の動揺性を表す RMS、歩行の規則性を表す SR、歩行の左右対称性を表す SS の歩行指標を算出した。CH1 を鉛直成分 (VT)、CH2 を左右成分 (ML)、CH3 を前後成分 (AP) とし、鉛直成分の RMS、SR、SS を VT-RMS、VT-SR、VT-SS、左右成分の RMS、SR、SS を ML-RMS、ML-SR、ML-SS、前後成分の RMS、SR、SS を AP-RMS、

AP-SR, AP-SS とした。各対象者にて 3 回計測を行い、3 回の平均値を代表値として採用した。なお、歩行時加速度左右成分は左右にて逆の波形を示すため、ML-SS のみ絶対値を採用した。

3-2-3-3 統計学的解析

3 回の計測にて得られた歩行スピード、歩行指標の平均値を統計学的に解析し、THA 前、THA 後 1 週間、THA 後 2 週間における歩行速度、歩行指標を比較するために一元配置分散分析を行った。多重比較検定として Tukey 法を用い、有意水準は 5%未満とした。統計学的解析には統計ソフトウェア SPSS 17.0 J for Windows (エス・ピー・エス・エス社製) を用いた。

3-2-4 結果

THA 前、THA 後 1 週間、THA 後 2 週間における歩行スピードと歩行指標を表 3-2-2 に示した。歩行スピードは THA 前と比較し、THA 後 1 週間にて有意に低下を認めた。体幹加速度から算出される歩行指標について、RMS と SR はいずれの成分においても 3 つの時期の間で有意な差は認めなかった。AP-SS は 3 つの時期の間において有意差は認めなかったが、VT-SS と ML-SS は THA 前と比較し THA 後 2 週間に有意な上昇を認めた。

表 3-2-2 歩行スピードと歩行指標

	THA前	THA後1週間	THA後2週間
歩行スピード [m/s]	0.96 ± 0.21	0.71 ± 0.19 *	0.84 ± 0.21
VT-RMS	12.3 ± 3.2	17.5 ± 9.5	11.0 ± 4.2
AP-RMS	10.3 ± 2.9	16.2 ± 12.0	9.1 ± 2.7
ML-RMS	11.0 ± 3.1	17.4 ± 12.5	9.9 ± 3.6
VT-SR	0.80 ± 0.17	0.77 ± 0.09	0.83 ± 0.06
AP-SR	0.82 ± 0.12	0.80 ± 0.09	0.85 ± 0.07
ML-SR	0.74 ± 0.18	0.72 ± 0.19	0.82 ± 0.07
VT-SS	0.43 ± 0.17	0.46 ± 0.27	0.71 ± 0.16 *
AP-SS	0.36 ± 0.25	0.23 ± 0.32	0.59 ± 0.26
ML-SS	0.34 ± 0.17	0.53 ± 0.24	0.70 ± 0.13 *

平均 ± 標準偏差, VT: Vertical, AP: Anteroposterior, ML: Mediolateral, RMS: Root Mean Square, SR: Stride Regularity, SS: Step Symmetry.

*: Tukey 検定にて THA 前と有意差あり (p < 0.05).

3-2-5 考察

THA後の股 OA 患者の歩行スピードは、THA 後 3 ヶ月で術前と同程度までに回復し、THA 後 6 ヶ月で術前より有意に高くなる^{78,79)}。本研究では、歩行スピードは THA 前と比較し THA 後 1 週間にて有意な低下を認めた。THA 前と THA 後 2 週間では有意差は認めなかったが、THA 前の歩行スピードを獲得するには至っていないと判断される。

歩行の動揺性を示す加速度 RMS と規則性を示す SR は、鉛直、前後、左右成分ともに THA 前と比較し THA 後 1 週間にて上昇し、THA 後 2 週間にて低下したが、いずれの時期にも有意差は認めなかった。RMS と SR は、歩行スピードと同様の変化を示した。相賀ら⁸⁰⁾は、本研究と同施設にて股 OA 患者を対象に筋力や歩行能力を THA 前後にて比較検討しており、その結果、股関節外転・内転、膝関節屈曲・伸展筋力は THA 後 1 週間においては術前より低下すると述べている。本研究においても、これらの筋力低下や疼痛の影響により THA 後 1 週間目において歩行スピードや歩行指標が低値を示した可能性が推察される。

一方、歩行の対称性を示す指標である SS は、鉛直成分と左右成分にて THA 前と比較し THA 後 2 週間に有意な上昇を認めており、歩行対称性には改善が得られたと考えられる。松原ら⁷⁸⁾は、加速度計を用いて股 OA 患者の THA 前後の歩行を測定し、THA 後 3 ヶ月にて術前と比較し歩容の対称性が有意に改善したと報告している。また、Hodt-Billington ら⁷⁹⁾も同様に THA 前後での歩容対称性の変化を術後 3, 6, 12 ヶ月において継時的に検討しており、体幹加速度から算出した左右対称性の歩行指標が THA 後に改善したと報告している。ともに歩容の左右対称性の改善を示したとするこれらの報告は、本研究の結果を支持するものであると考えられる。また、先行研究^{78,79)}では THA 後 3 ヶ月において歩行スピードの改善に先立って対称性の指標の改善がみられたと報告している。本研究では THA 後 2 週間にて THA 前と比較し歩行スピードの有意な改善は認めないが、歩行の対称性の指標である SS の有意な改善を認めており、THA 後 2 週間においても歩行スピードに先立ち歩行の対称性の改善がみられた。このことから、SS は歩行スピードとは異なった、歩容に関連する歩行の質的な側面を反映している可能性をもつものと思われる。

本研究では、構築した本システムにて股 OA 患者の THA 前後における歩行を計測した結果、THA 後に歩行の対称性を示す歩行指標に改善が得られるというオフライン解析による先行研究と同様の結果を示した。股 OA 患者の THA 前後の歩行能力の変化を本システムにより客観的に捉えることが可能であり、本システムによる歩行計測は臨床的有用性を有していると考えられる。

第3節 まとめ

第3章では、第2章にて検討した歩行時体幹加速度から算出される歩行指標をリアルタイムに算出するリアルタイム加速度解析歩行分析システム（以下、本システムを構築し、その信頼性および臨床的有用性を明らかにした。

本システムによる歩行時体幹加速度から算出される歩行指標は歩行の動揺性を示すRMS、歩行の規則性を示すSR、歩行の対称性を示すSSであり、それぞれ鉛直成分、前後成分、左右成分の歩行指標がリアルタイムに算出される。本システムによる計測を基に、信頼性および臨床的有用性の有無を示した成果を以下に挙げる。

1. 本システムにより算出した歩行指標における検者内および検者間の信頼性を、ICCに加え、Bland-Altman分析を用いて検討した結果、系統誤差の混入は認めず、良好な再現性を有していた（第1節）。
2. 本システムにより股OA患者の歩行をTHA前後で計測した結果、オフライン解析による先行研究と同様にTHA後に歩行対称性の改善を認め、リアルタイム加速度解析による本システムの臨床的有用性が示された（第2節）。

これらの結果より、構築した本システムは、計測における信頼性を有するとともに、股OA患者の歩行計測における臨床的有用性が示された。

第 4 章. 総括

4-1 本研究の成果

本研究では、加速度計の身体への装着部位や体幹加速度から算出される歩行指標の特性を明らかにするとともに、臨床での使用を想定しリアルタイムに解析結果の算出が可能な加速度歩行解析システムを構築し、その信頼性および臨床的有用性を示した。

第 1 章では、歩行分析における加速度計の適切な装着部位の同定を目的とし、歩行時の体幹加速度を測定し、同時に測定した床反力との比較を行った。その結果、歩行分析にて L₃ に加速度計を装着することにより測定される体幹加速度鉛直成分と前後成分は床反力と近似していることが示され、歩行分析における加速度計の装着部位としては L₃ が適切であることが明らかとなった。

第 2 章では、歩行時体幹加速度から得られる歩行指標について、COG 変位量やバランス評価法との関連を示した。第 1 節では歩行の動揺性を表す RMS と COG 変位量との相関をみるとともに、歩行の規則性、対称性をそれぞれ表す SR, SS の前後、鉛直、左右成分にて比較を行った。その結果、鉛直成分の RMS が COG 変位量を反映していることと、定常状態の歩行の規則性と対称性を表す指標である SR と SS は鉛直成分または前後成分にて妥当な値が得られることが示された。第 2 節では、脳卒中後片麻痺患者を対象とし、加速度計から得られる歩行指標を独立変数、TUGT 時間、BBS 得点を従属変数とした重回帰分析を行った。その結果、鉛直成分と前後成分における体幹加速度由来の歩行指標が脳卒中後片麻痺患者のバランス評価法と関連していることが明らかとなった。

第 3 章では、構築したリアルタイム加速度解析歩行分析システム（以下、本システム）の信頼性および臨床的有用性を示した。第 1 節では、本システムにより計測された歩行指標における検者内、検者間の信頼性を、ICC に加え、Bland-Altman 分析を用いて明らかにした。ICC はいずれの歩行指標においても possible 以上であった。また、Bland-Altman 分析の結果、検者内、検者間のいずれの歩行指標においても系統誤差の混入は認めない結果となり、良好な再現性を有していると考えられた。第 2 節では、股 OA 患者の歩行を THA 前後にて本システムにより計測した結果、オフライン解析による先行研究と同様に THA 後に歩行対称性の改善を認め、リアルタイム加速度解析を用いた本システムによる計測の臨床的有用性が確認された。

4-2 加速度計を用いた歩行分析の知見とリアルタイム解析の利点

本研究にて得られた、加速度計を用いた歩行分析法についての知見を以下に

1. 身体に加速度計を装着する場合、L₃に装着することにより床反力と近似した体幹加速度鉛直成分、前後成分が測定可能となる（第1章）。
2. 体幹加速度から算出される歩行指標について、歩行の動揺性を示すRMSは鉛直成分においてCOG変位量を反映しており、歩行の規則性と対称性を示すSR、SSは左右成分と比較し鉛直成分、前後成分で指標の妥当性が高い（第2章第1節）。
3. 脳卒中後片麻痺患者において、TUGTと関連する歩行指標は鉛直成分のRMS、SSであり、BBSと関連する歩行指標は鉛直成分のRMS、前後成分のSRである（第2章第2節）。
4. SSは歩行の対称性を示す指標であり、歩行スピードとは異なった歩行の質的な側面を反映している（第3章第2節）。

以上1~4の内容は、本システムを使用しないオフライン解析での加速度計を用いた歩行分析においても適用可能な知見であると考えられる。

鈴木⁸¹⁾は、臨床での歩行分析法として、できるだけ簡単な、患者に負担を与えない方法が理想的であると述べている。加速度計を用いた歩行分析法は、計測の簡便さにより患者への負担は非常に少ないと考える。しかし、計測の簡便さが最大の利点である反面、本論文序論にて述べたように計測後の解析の煩雑さといった欠点を内包している。本研究では、オンライン解析によりリアルタイムに計測結果が算出される加速度解析ソフトウェアを作成した。それを含めて構築した本システムは、構成は市販されている動作計測用加速度計、計測ソフトウェアと大きく変わらない。しかし、本システムは歩行分析に特化しており、リアルタイム加速度解析ソフトウェアにより計測後に自動的に、加えて即時的に計測結果である歩行指標が算出される点が、従来の市販品と最も異なる点であり、新規的な点であると考えられる。構築した本システムを使用し歩行分析を行うことによって、従来は煩雑であった計測後の解析も計測と同時に完了させることができる。したがって、本システムは加速度計を用いた歩行分析法の利点をさらに活かしたものであり、計測の利便性は非常に高いと考える。

本システムにて算出される歩行指標は、COG変位量や臨床で用いられるバランス評

価法の結果を反映するとともに、歩行の左右対称性といった歩行の質的な側面を評価できることを示した。これらの歩行指標が計測直後に算出可能な本システムを歩行分析に用いることにより、理学療法の効果判定に有用であると考えられる。

4-3 本研究の限界と今後の展望

本研究は、加速度計を用いた歩行分析法の利点に着目し、リアルタイムに歩行時体幹加速度から歩行指標を算出する歩行分析システムを構築した。本論文第3章第1節にて述べたように、本システムの解析方法として、フットスイッチからの信号を基準として歩行周期を同定しており、フットスイッチの貼付位置、歩行時に使用する靴の種類によっては歩行時体幹加速度の解析区間に差が生じる可能性がある。本システムの測定値は偶然誤差と系統誤差が内包されている可能性は低い実験結果となったが、上述の2点は測定値間に差が生じる一要因と考える。また、本システムを使用しての症例の計測は股 OA 患者にとどまっている。今後さらに臨床での多様な症例の歩行計測を経てシステムの改良を重ねるとともに、様々な疾患における異常歩行を捉えることにより、本システムのさらなる臨床的有用性を示すことが必要であると考えられる。

歩行時体幹加速度から算出される歩行指標は、歩行能力を包括的に評価している。簡便に測定でき、歩容を客観的に計測できる利点はあるが、歩行周期のどの時期に異常があるのか、何が原因かという詳細な評価が行えるまでには至っていない。鈴木⁸¹⁾は、人間の直立二足歩行のメカニズムは極めて複雑であり、古くから種々な歩行分析法が用いられてきたが、一つのパラメータだけを用いても、十分な理解は得られないと述べている。また、臨床的歩行分析における先駆者である Perry^{1,11)}は、歩行中の筋活動と時間空間的パラメータを組み合わせた歩行分析を行っている。これらを踏まえ、加速度計を用いた歩行分析法の利点と欠点を理解し、必要に応じて加速度計を歩行分析機器の一つとして選択することが、多角的な歩行分析を行うために重要であると考えられる。本システムは、計測の簡便さが最大の利点であることから、他の歩行分析機器との併用も十分実用的である。

本システムを用い、リアルタイムに計測結果が算出される利点として、患者あるいは被験者に計測直後または計測中に結果をフィードバックできることが挙げられる。歩行トレーニングにおいて、フィードバックの寄与が歩行能力の改善に効果的であるとする報告もあり^{82,83)}、本システムは理学療法の効果判定のみでなく、歩行トレーニ

ングの効果を向上させる可能性があると考えられる。本システムを用いた多角的な側面から歩行分析を行うことにより、理学療法における評価・治療・研究の分野へ発展・寄与が期待される。

引用文献

- 1) Perry J., Burnfield JM.: *Gait analysis, normal and pathological function*, 2nd ed. pp.1-47, 281-317, SLACK , Thorofare, 2010
- 2) Imnan VT.: *Human locomotion. Can Med Assoc J*, 94: 1047-1054, 1966
- 3) 近藤修: ヒト進化にみられるパラドックス, 直立二足歩行と出産. *バイオメカニクス研*, 10 : 167-176, 2006
- 4) 木村賛: 老いとは何か, 進化のなかの歩行, 直立二足歩行こそヒトの特徴. *地域リハ*, 1 : 84-87, 2006
- 5) Suzuki R.: *Human adult walking. Primate morphophysiology, locomotor analysis and human bipedalism*, pp.3-24, University of Tokyo Press, Tokyo, 1985
- 6) 鈴木良平: 歩行分析法とその臨床応用. *義装会誌*, 1 : 75-81, 1985
- 7) Neumann K., 月城慶一, 山本澄子, 江原義弘, 盆子原秀三 (訳): 観察による歩行分析. pp.1-80, 医学書院, 東京, 2005
- 8) 葉山杉夫: 霊長類のロコモーター・アダプテーションと発声器官ーヒトの喉頭原音生成の起原. *生物科学*, 40 : 65-77, 1988
- 9) 森茂美: ヒトの直立歩行のメカニズムと加齢変化. *Geriat Med*, 43 : 7-14, 2005
- 10) 松尾善美, 奈良勲 (監), 松尾善美 (編): 歩行を診るー観察から始める理学療法実践. pp.1-17, 文光堂, 東京, 2011
- 11) Baker R.: *The history of gait analysis before the advent of modern computers. Gait Posture*, 26: 331-342, 2007
- 12) 飯田勝: 歩行 (基礎から臨床まで) 1. 歩行の生体力学 (1) 歩行分析の目的, 歴史, 方法. *理・作・療法*, 20 : 40-46, 1986
- 13) Paul JP.: *Gait analysis. Ann Rheum Dis*, 48: 179-181, 1989
- 14) Ducroquet R., 鈴木良平 (訳): 歩行と跛行. pp.1-17, 医歯薬出版株式会社, 東京, 1973
- 15) 鈴木良平: 先天股脱の軌跡ー診断・治療・予防の物語ー. pp.33-71, 医歯薬出版, 東京, 1988
- 16) 鈴木良平: 整形外科からみた歩行解析論文集ー鈴木良平と共同研究者による論文集ー. pp.111-116, てらぺいあ, 東京, 1991
- 17) 江原義弘, 根本明宜, 山本澄子 (編): 臨床歩行計測入門. pp.1-77, 医歯薬出版, 東京, 2008
- 18) Harris GF., Wertsch JJ.: *Procedures for gait analysis. Arch Phys Med Rehabil*, 75: 216-225,

1994

- 19) 江原義弘 : 歩行計測の方法. 義装会誌, 28 : 107-112, 2012
- 20) Kavanagh JJ., Menz HB.: Accelerometry: A technique for quantifying movement patterns during walking. *Gait Posture*, 28: 1-15, 2008
- 21) Mathie MJ., Coster AC., Lovell NH., Celler BG.: Accelerometry: providing an integrated, practical method for long-term, ambulatory monitoring of human movement. *Physiol Meas*, 25: R1-20, 2004
- 22) Liberton WT., Holmquest HJ., Halls A.: Accelerographic study of gait. *Arch Phys Med Rehabil*, 43: 547-551, 1962
- 23) Gage H.: Accelerographic analysis of human gait. *ASME*, 64: 1-12, 1964
- 24) Smidt GL., Arora JS., Johnston RC.: Accelerographic analysis of several types of walking. *Am J Phys Med*, 50: 285-300, 1971
- 25) Robinson JL., Smidt GL., Arora JS.: Accelerographic, temporal, and distance gait factors in below-knee amputees. *Phys Ther*, 57: 898-904, 1977
- 26) Cavana G., Saibene F., Margaria R.: A three-directional accelerometer for analyzing body movements. *J Appl Physiol*, 16: 191, 1961
- 27) 香川真二 : 加速度計を用いた歩行障害に対する測定と評価. バイオメカニズム学会誌, 34 : 286-290, 2010
- 28) Moe-Nilssen R.: Test-retest reliability of trunk accelerometry during standing and walking. *Arch Phys Med Rehabil*, 79: 1377-1385, 1998
- 29) Auvinet B., Berrut G., Touzard C., Moutel L., Collet N., Chaleil D., Barrey E.: Reference data for normal subjects obtained with an accelerometric device. *Gait Posture*, 16: 124-134, 2002
- 30) Kavanagh JJ., Barrett RS., Morrison S.: Upper body accelerations during walking in healthy young and elderly men. *Gait Posture*, 20: 291-298, 2004
- 31) Latt MD., Menz HB., Lord SR.: Walking speed, cadence and step length are selected to optimize the stability of head and pelvis accelerations. *Exp Brain Res*, 184: 201-209, 2008
- 32) Menz HB., Lord SR., Fitzpatrick RC.: Acceleration patterns of the head and pelvis when walking on level and irregular surfaces. *Gait Posture*, 18: 35-46, 2003
- 33) Zijlstra W., Hof AL.: Assessment of spatio-temporal gait parameters from trunk accelerations during human walking. *Gait Posture*, 18: 1-10, 2003
- 34) Moe-Nilssen R., Helbostad JL.: Interstride trunk acceleration variability but not step width variability can differentiate between fit and frail older adults. *Gait Posture*, 21: 164-170, 2005

- 35) Moe-Nilssen R., Helbostad JL.: Estimation of gait cycle characteristics by trunk accelerometry. *J Biomech*, 37: 121-126, 2004
- 36) Bautmans I., Jansen B., Keymolen BV., Mets T.: Reliability and clinical correlates of 3D-accelerometry based gait analysis outcomes according to age and fall-risk. *Gait Posture*, 33: 366-372, 2011
- 37) Yack HJ., Berger RC.: Dynamic stability in the elderly: identifying a possible measure. *J Gerontol*, 48: 225-230, 1993
- 38) 山田実, 平田総一郎, 小野玲, 安藤啓司: 体幹加速度由来歩行指標による歩容異常の評価ー歩容指標の変形性股関節症患者と健常者との比較, および基準関連妥当性ー. *理学療法学*, 33 : 14-21, 2006
- 39) 山田実, 平田総一郎, 小野玲, 安藤啓司, 西山隆之, 荷田啓一, 黒坂晶弘: 変形性股関節患者における歩容異常の関連要因ー重回帰分析を用いた検討ー. *運動・物理療法*, 16 : 298-306, 2005
- 40) 浅井剛, 永嶋道浩, 前川匡, 土井剛彦: 小型 3 軸加速度センサを用いた変形性膝関節症患者の歩行分析. *神戸学院総合リハ研*, 4 : 23-29, 2009
- 41) Mizuike C., Ohgi S., Morita S.: Analysis of stroke patient walking dynamics using a tri-axial accelerometer. *Gait Posture*, 30: 60-64, 2009
- 42) Lowry KA., Carrel AJ., McIlrath JM., Smiley-Oyen AL.: Use of harmonic ratios to examine the effect of cueing strategies on gait stability in persons with Parkinson's disease. *Arch Phys Med Rehabil*, 91: 632-638, 2010
- 43) 小椋一也, 大淵修一, 小島基永, 古名丈人, 潮見泰藏: 通常歩行時の骨盤加速度に注目した歩行分析ー若年者における歩行時加速度の特徴的パターンの同定に関する検討ー. *理学療法科学*, 20 : 171-177, 2005
- 44) 星文彦: 理学療法機器 19. 床反力計. *理学療法*, 12 : 389-397, 1995
- 45) Iida H., Yamamuro T.: Kinetic analysis of the center of gravity of the human body in normal and pathological gaits. *J Biomech*, 20: 987-995, 1987
- 46) Lee CR., Farley CT.: Determinants of the center of mass trajectory in human walking and running. *J Exp Biol*, 201: 2935-2944, 1998
- 47) 中村隆一, 齋藤宏, 長崎浩: 基礎運動学 第6版. pp.361-420, 医歯薬出版, 東京, 2009
- 48) Winter DA.: *Biomechanics and motor control of human movement*, 4th ed. pp.14-44, John Wiley & Sons, Hoboken, 2009
- 49) Swift JL, Heuff R, Cramb DT.: A two-photon excitation fluorescence cross-correlation assay

- for a model ligand-receptor binding system using quantum dots. *Biophys J*. 2006 Feb 15;90(4):1396-410.
- 50) Liu X, Ramella-Roman JC, Huang Y, Guo Y, Kang JU.: Robust spectral-domain optical coherence tomography speckle model and its cross-correlation coefficient analysis. *J Opt Soc Am A Opt Image Sci Vis*. 2013 Jan 1;30(1):51-9
- 51) Light LH., McLellan GE., Klenerman L.: Skeletal transients on heel strike in normal walking with different footwear. *J Biomech*, 13: 477-480, 1980
- 52) Pailhous J., Bonnard M.: Steady-state fluctuations of human walking. *Behav Brain Res*, 47: 181-190, 1992
- 53) Winter DA.: Kinematic and kinetic patterns in human gait: variability and compensating effects. *Hum Mov*, 3: 51-76, 1984
- 54) Kabada MP., Ramakrishnan HK., Wootten ME., Gainey J., Gorton G., Cochran GVB.: Repeatability of kinematic, kinetic, and electromyographic data in normal adult gait. *J Orthop Res*, 7: 849-860, 1989
- 55) O'Sullivan M., Blake C., Cunningham C., Boyle G., Finucane C.: Correlation of accelerometry with clinical balance tests in older fallers and non-fallers. *Age Ageing*, 38: 308-313, 2009
- 56) Podsiadlo D., Richardson S.: The timed "Up & Go": a test of basic functional mobility for frail elderly persons. *J Am Geriatr Soc*, 39: 142-148, 1991
- 57) Ng SS., Hui-Chan CW.: The Timed Up & Go test: its reliability and associations with lower-limb impairments and locomotor capacities in people with chronic stroke. *Arch Phys Med Rehabil*, 86: 1641-1647, 2005
- 58) Persson CU., Hansson PO., Sunnerhagen KS.: Clinical tests performed in acute stroke identify the risk of falling during the first year: postural stroke study in Gothenburg (POSTGOT). *J Rehabil Med*, 43: 348-353, 2011
- 59) Hollands KL., Hollands MA., Zietz D., Wing AM., Wright C., van Vliet P.: Kinematics of turning 180 degrees during the timed up and go in stroke survivors with and without falls history. *Neurorehabil Neural Repair*, 24: 358-367, 2010
- 60) Andersson AG., Kamwendo K., Seiger A.: How to identify potential fallers in a stroke unit: validity indexes of 4 test methods. *J Rehabil Med*, 38: 186-191, 2006
- 61) Pang MY., Eng JJ.: Fall-related self-efficacy, not balance and mobility performance, is related to accidental falls in chronic stroke survivors with low bone mineral density. *Osteoporos Int*, 19: 919-927, 2008

- 62) Berg KO., Wood-Dauphinee SL., Williams JI., Gayton D.: Measuring balance in the elderly: preliminary development of an instrument. *Physiotherapy Canada*, 41: 304-311, 1989
- 63) Berg KO., Wood-Dauphinee SL., Williams JI., Maki B.: Measuring balance in the elderly: validation of an instrument. *Can J Public Health*, 83 Suppl 2: S7-11, 1992
- 64) Shumway-Cook A., Baldwin M., Polissar NL., Gruber W.: Predicting the probability for falls in community-dwelling older adults. *Phys Ther*, 77: 812-819, 1997
- 65) Simpson LA., Miller WC., Eng JJ.: Effect of stroke on fall rate, location and predictors: a prospective comparison of older adults with and without stroke. *PLoS One*, 6: e19431, 2011
- 66) Belgen B., Beninato M., Sullivan PE., Narielwalla K.: The association of balance capacity and falls self-efficacy with history of falling in community-dwelling people with chronic stroke. *Arch Phys Med Rehabil*, 87: 554-561, 2006
- 67) Beninato M., Portney LG., Sullivan PE.: Using the International Classification of Functioning, Disability and Health as a framework to examine the association between falls and clinical assessment tools in people with stroke. *Phys Ther*. 89: 816-825. 2009
- 68) Mackintosh SF., Hill KD., Dodd KJ., Goldie PA., Culham EG.: Balance score and a history of falls in hospital predict recurrent falls in the 6 months following stroke rehabilitation. *Arch Phys Med Rehabil*, 87: 1583-1589, 2006
- 69) Karuka AH., Silva JA., Navega MT.: Analysis of agreement of assessment tools of body balance in the elderly. *Rev Bras Fisioter*, 15: 460-466, 2011
- 70) 下井俊典, 谷浩明 : Bland-Altman 分析を用いた継ぎ足歩行テストの検者内・検者間信頼性の検討. *理学療法科学*, 23 : 625-631, 2008
- 71) Bland M., Altman DG.: Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet*, 1: 307-310, 1986
- 72) 徳久謙太郎, 生野公貴, 鶴田佳世, 北裏真己, 庄本康治, 嶋田智明 : 脳卒中片麻痺患者の膝伸展筋力測定における臨床上最適な測定回数—一般化可能性理論による測定誤差の推定による検討—. *理学療法学*, 37 : 460-469, 2010.
- 73) 桑原洋一, 斉藤俊弘, 稲垣義明 : 検者内および検者間の Reliability (再現性, 信頼性) の検討—なぜ統計学的有意が得られないのか—. *呼と循*, 41 : 945-952, 1933
- 74) 足立堅一 : 統計学超入門. pp.137-144, 篠原出版新社, 東京, 2001
- 75) Bossuyt PM., Reitsma JB., Linnet K., Moons KG. Beyond diagnostic accuracy: the clinical utility of diagnostic tests. *Clin Chem*, 58: 1636-1643, 2012
- 76) McCrory JL., White SC., Lifeso RM.: Vertical ground reaction forces: objective measures of

- gait following hip arthroplasty. *Gait Posture*, 14: 104-109, 2001
- 77) Harris WH.: Traumatic arthritis of the hip after dislocation and acetabular fractures: treatment by mold arthroplasty. An end-result study using a new method of result evaluation. *J Bone Joint Surg Am*. 51: 737-55, 1969.
- 78) 松原正明, 平澤直之, 奥田直樹, 和田義明, 小林哲平, 三宅美博 : 三次元加速度センサー計測装置による片側変形性股関節症術前・術後の歩行の検討. *Hip Joint*, 32: 522-525, 2006
- 79) Hodt-Billington C., Helbostad JL., Vervaat W., Rognsvåg T., Moe-Nilssen R.: Changes in gait symmetry, gait velocity and self-reported function following total hip replacement. *J Rehabil Med*, 43: 787-793, 2011
- 80) 相賀礼子, 難波良文, 門田弘明, 梅原憲史, 黒田崇之, 香川洋平, 三谷茂 : MIS-THA の治療成績. *日人工関節会誌*, 41 : 64-65, 2011
- 81) 鈴木良平 : 私の歩行研究. *リハ医学*, 24 : 2-6, 1987
- 82) Hamacher D., Bertram D., Fölsch C., Schega L.: Evaluation of a visual feedback system in gait retraining: a pilot study. *Gait Posture*, 36: 182-186, 2012
- 83) Lewek MD., Feasel J., Wentz E., Brooks FP Jr., Whitton MC.: Use of visual and proprioceptive feedback to improve gait speed and spatiotemporal symmetry following chronic stroke: a case series. *Phys Ther*, 92: 748-756, 2012

本論文に関する研究業績

- 1) 第1章, 第1節: 大坂裕, 渡邊進, 藤田大介, 石田弘, 小原謙一, 吉村洋輔, 伊藤智崇, 新小田幸一: 歩行分析における加速度計の適切な装着部位—相互相関係数を用いた比較—. 理学療法科学, 26: 785-789, 2011
- 2) 第1章, 第2節: 大坂裕, 渡邊進, 藤田大介, 石田弘, 小原謙一, 吉村洋輔, 伊藤智崇, 新小田幸一: 歩行分析における加速度計の適切な装着部位の設定—床反力特性値による比較—. バイオメカニズム学会誌, 36: 111-114, 2012
- 3) 第2章, 第1節: Osaka H., Shinkoda K., Watanabe S., Fujita D., Ishida H., Kobara K., Yoshimura Y., Ito T.: Validity of evaluation index utilizing three components of trunk acceleration during walking. J Phys Ther Sci, 25: 81-84, 2013