

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

The Intra-rater and the Inter-rater Reliability of Tandem Gait Test with the Bland-Altman Analysis

下井 俊典¹⁾ 谷 浩明²⁾

TOSHINORI SHIMO¹⁾, HIROAKI TANI²⁾

¹⁾ Department of Physical Therapy, School of Health Science, International University of Health and Welfare: 2600-1 Kitakanemaru, Ohtawara City, Tochigi 324-8501, Japan. TEL +81 287-24-3000

²⁾ Department of Physical Therapy, School of Nursing and Rehabilitation at Odawara, International University of Health and Welfare

Rigakuryoho Kagaku 23(5): 625-631, 2008. Submitted Mar. 27, 2008. Accepted May 26, 2008.

ABSTRACT: [Purpose] In this study, we investigated the intra-rater and the inter-rater reliability of the tandem gait test. [Subjects and Methods]: Fifty-seven adult people (49 females and 8 males, 66.2 ± 8.3 years) were assessed twice by two assessors who had different clinical experience. The participants were instructed to walk heel to toe on a line of 50 mm width, red tape. We measured the three different values by tandem gait tests using the time of 5 m tandem gait and the number of mis-step(s). Intra- and inter-rater reliability were tested with the Intraclass Correlation Coefficient (ICC) and Bland-Altman analysis. [Results and Conclusion] The tandem gait tests can guarantee high reliability under a specific measurement condition, such as two or more repetitive measurements, and depend on the clinical experience of the assessor.

Key words: tandem gait, Bland-Altman analysis, systematic bias

要旨: [目的] 本研究は、継ぎ足歩行テストの異なる3種類の測定値について、検者内・検者間信頼性を検討することを目的とした。[対象と方法] 健常成人(57名、平均66.2歳)に、長さ5 m、幅50 mmのテープ上を継ぎ足歩行させ、臨床経験の異なる2名の検者に、その所用時間(TGT)とミス・ステップ数(TGI-1, -2)を測定させた。信頼性の検討には級内相関係数(ICC)とBland-Altman分析を用いた。[結果] いずれのテストにおいても、臨床経験の少ない検者の測定値は、臨床経験を有する検者より低いICC(1, 1)を示し、系統誤差を有していた。検者間信頼性に関しては、測定項目が比較的少ないTGT、TGI-1の2回目の測定値で、高いICCが得られた。またBland-Altman分析によっても、TGT、TGI-1の2回目の測定値で系統誤差が消失した。継ぎ足歩行を評価方法として使用する場合、所要時間のみを測定するTGTが最も検者内・間信頼性が高いことが明らかとなった。[結語] TGT、TGI-1のいずれについても、高い信頼性を補償するためには、少なくとも2回測定し、2回目の測定値を採用することが望ましいと考える。しかし、いずれのテストに関しても、検者の測定に対する熟練度の影響を考慮する必要性が示唆された。

キーワード: 継ぎ足歩行, Bland-Altman分析, 系統誤差

¹⁾ 国際医療福祉大学 保健医療学部理学療法学科: 栃木県大田原市北金丸2600-1 (〒324-8501) TEL 0287-24-3000

²⁾ 国際医療福祉大学 小田原保健医療学部理学療法学科

I. はじめに

バランスは静的バランスと動的バランスとに大別される。前者は支持基底面内でのバランス保持であるのに対し、後者は支持基底面が移動した状態でのバランス保持である^{1,2)}。動的バランスの評価、練習方法の1つに、継ぎ足歩行がある。継ぎ足歩行とは、床面に引いた一直線上を、一側のつま先に対側の踵を接触させながら歩行する応用歩行の1つで、特別な器具を使用しないため、広く臨床応用されている。継ぎ足歩行を動的バランス評価として使用している先行研究を参照すると、その評価は、次の2つの方法に大別された。

まず1つめの方法は、一定距離、あるいは一定歩数の継ぎ足歩行の可否により評価する方法である。例えば、4歩の継ぎ足歩行の可否、歩行補助具・介助の有無により、バランスを4段階に評価したものや^{3,4)}、2.5 mの継ぎ足歩行に要した歩数により評価している報告もみられた⁵⁻⁷⁾。Wrisleyらは、高齢者の歩行中の姿勢制御を評価するテストバッテリーであるFunctional Gait Assessment (FGA) のテストの1つに、継ぎ足歩行テストを採用している。その方法は、12フィート(約3.6 m)の継ぎ足歩行を行い、直線上から足部が逸脱せずに10歩、歩行可能であれば“normal”と判断している⁸⁾。成田らも65歳以上の健常高齢者について、同様の方法で評価している⁹⁾。

2つめの方法は、一定距離の所要時間や「ミス・ステップ」の数により評価する方法である。Nelsonらは、20フィート(約6.1 m)の継ぎ足歩行の所要時間を用いている¹⁰⁾。Kersch-Schindlらは、2 mの所要時間と、ミス・ステップ数を測定している¹¹⁾。Liuらは、5 mの継ぎ足歩行の所要時間に、ミス・ステップ数を2倍したものを加算し、“Tandem Gait Index (以下、TGI)”として算出し、動的バランスを評価している¹²⁾。しかし、ミス・ステップの操作定義は一定ではない。例えば、Liuらは足部が逸脱した場合のみをミス・ステップ数としている¹²⁾が、Kersch-Schindlらは、一側のつま先に対側の踵が接触しない場合と、直線上から足部が逸脱した場合の両方をミス・ステップ数としている¹¹⁾。

上記のように、継ぎ足歩行を評価指標として用いる場合、その評価手順は一定ではなく、さらに、評価方法としての信頼性を検討した報告は少ない。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、ピアソンの積率相関係数(Pearson's correlation coefficient, r)、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、複数の測定値が内包する誤差の量や種類に関する情報を得ることはできない¹³⁾。特に系統誤差は、同一条件下での繰り返しのよる克服が困難であること、どの程度の系統誤差が混入しているかが不可知であること、試験の計画・実施段階で発生した系統誤差には検定・推定が本質的に無力となることから、「試験現場で闘うべき最大の敵」とされている¹⁴⁾。この系統誤差の有無と内容を検討する方法の1つに、Bland-Altman分析がある¹⁵⁾。Bland-Altman分析は、ICCや相関係数では検討できない、2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徴を有している。加えて同分析方法は、2つの測定値間にある「ばらつき」が、どの程度のものか、換言すれば信頼性や基準関連妥当性の検討対象である測定方法を、臨床応用する際に問題あるかどうかを検討することが可能である。そこで本研究では、臨床・研究領域で様々な方法で実施されている継ぎ足歩行テストから、5 mの継ぎ足歩行の所要時間(tandem gait time; 以下TGT)と、ミス・ステップ数から算出するTGIを求め、ICCに加えて、Bland-Altman分析を用いて、それら測定値の信頼性を検討した。

II. 対象

検者は4年制理学療法士養成校に在籍する女性学生(以下、検者A)と、臨床経験6年間を有する男性理学療法士(以下、検者B)とした。

被検者はT県O市が主催する介護予防教室に参加した健常成人57名(女性49名、男性8名、年齢 66.2 ± 8.3 歳)である。被検者には、本研究の目的及び測定内容を説明し、参加の同意を得た。また、本研究内容は、O市個人情報保護条例を遵守して実施され、国際医療福祉大学研究倫理審査委員会の承認を得た。

III. 方法

1. 継ぎ足歩行の測定

被検者には、床面に引いた長さ5 m、幅50 mmのテープ上を、一側のつま先に対側の踵を接触させながら歩行させた。同時に、歩行する際には、つま先と踵を接触させるとともに、テープ上から足部を逸脱させないように、可能な限り速く歩くよう被検者に指示した。また、歩行中の上肢肢位は自由とした。5 mの継ぎ足歩行に要した時間を測定し、継ぎ足歩行時間(TGT)と

した。測定値は1/100秒単位で記録し、小数点以下2位を四捨五入して1/10秒単位のデータとして解析の対象とした。加えて、ミス・ステップ数を測定し、TGTにミス・ステップ数を2倍したものを加えてTGIを算出した。本研究では、ミス・ステップとして、一側のつま先に対側の踵が接触しない場合、直線上から足部が逸脱する場合を、それぞれ「非接触」、「逸脱」と定義した。そして、Liuらの方法に準じて、「逸脱」のみをミス・ステップ数としてTGIに算入したものをTGI-1とし、Kerschan-Schindlらの方法に準じて、「非接触」と「逸脱」の両方を算入したものをTGI-2として検討した^{11,12)}。また、継ぎ足歩行は、同一日に、2回実施し、それぞれ2名の検者によりTGT, TGIを測定した。

2. 統計学的検討

得られたTGT, TGI-1, -2に関して、ICCを求めるとともに、Bland-Altman分析により、検者間および検者内信頼性を検討した。

1) 級内相関係数の算出

検者内信頼性としてICC(1,1)を求めた。また、検者間信頼性については、ランダム効果と固定効果の両方を検討するため、それぞれICC(2,1)とICC(3,1)を算出した¹⁶⁾。

2) Bland-Altman分析

まず2つの測定値の差 (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) を作成した (図1~6)。次に2つの測定値間の加算誤差の有無を判断するため、2つの測定値の差の平均 (\bar{d}) の95%信頼区間を求めた。2つの測定値の差の平均 (\bar{d}) の95%信頼区間は、標本数 n 、 \bar{d} の標準偏差 (s)、 \bar{d} の標準誤差 ($SE_{\bar{d}}$) と、自由度 $n-1$ のt値から

$$\bar{d} \pm t \times SE_{\bar{d}} \dots \textcircled{1}$$

$$SE_{\bar{d}} = \sqrt{\frac{s^2}{n}}$$

で求められる。同区間が0を含まない場合、測定値が一定方向に分布しているとして、加算誤差が存在すると判定した。

さらに、比例誤差の有無を判断するため、作成したBland-Altman plotについて、回帰式を算出し、さらに回帰の有意性の検定をおこなった。回帰が有意と判断された場合、比例誤差が存在すると判定した。

また、TGT, TGIの測定時の誤差が臨床応用上問題あるかどうかを検討するために、2つの測定値間の誤差の許容範囲である、“limit of agreement (以下、LOA)” を求めた¹⁵⁾。LOAは \bar{d} の95%信頼区間 (①式) でも求めら

れるが、このLOAは標本から得られたものであるため、母集団におけるLOAを推定しなければならない。このため、母集団におけるLOAの信頼限界は、標本から得られたLOAの標準誤差 (SE_{LOA}) から

$$\begin{aligned} \text{下限} & (\bar{d} - 1.96s) \pm tSE_{LOA} \\ \text{上限} & (\bar{d} + 1.96s) \pm tSE_{LOA} \end{aligned}$$

で求められる。このとき、 SE_{LOA} は、

$$SE_{LOA} = \sqrt{\frac{3s^2}{n}}$$

で概算できる¹⁵⁾。本研究では、LOAの信頼区間として、最も「あまい (optimisticな)」範囲である

$$(\bar{d} - 1.96s) + tSE_{LOA} \sim (\bar{d} + 1.96s) - tSE_{LOA}$$

を採用した。

本研究では、検者内・検者間信頼性のいずれについても、上記のBland-Altman分析による系統誤差の検出及びLOAの算出を行った。

IV. 結果

初回の測定のTGTは、評価者A, Bでそれぞれ15.5 ± 5.8秒, 15.6 ± 5.7秒, 2回目の測定で14.9 ± 4.7秒, 16.6 ± 13.8秒であった。初回の測定のTGI-1は、評価者A, Bでそれぞれ18.0 ± 8.0, 16.7 ± 6.9, 2回目の測定で15.7 ± 5.7, 17.2 ± 14.2であった。TGI-2に関しては、1回目の測定では、評価者A, Bでそれぞれ、22.6 ± 10.8, 23.5 ± 8.5, 2回目の測定では、それぞれ17.7 ± 7.2, 21.3 ± 8.2であった。

TGTの検者内信頼性に関しては、ICC(1,1)は検者A, Bでそれぞれ、0.76, 0.78となった。Bland-Altman分析では、検者Bで加算・比例誤差のいずれも認められなかったが、検者Aでは比例誤差が認められた。LOAは、検者Aで-5.1 ~ 6.3秒, 検者Bで-4.5 ~ 6.1秒であった (表1, 図1)。また、TGIについては、ICC(1,1)は、TGI-1の検者A, Bでそれぞれ0.53, 0.71, TGI-2はそれぞれ0.40, 0.72となった。Bland-Altman分析により、TGI-1, -2ともに、検者Aでは加算・比例誤差のいずれも認められたが、検者Bでは、いずれも認められなかった。LOAは、TGI-1では、検者A, Bでそれぞれ-7.6 ~ 11.9, -6.0 ~ 8.5, TGI-2ではそれぞれ-9.3 ~ 18.8, -6.7 ~ 11.2となった (表1, 図2, 3)。

1回目の測定の検者間信頼性に関して、TGTのICC(2,1), ICC(3,1)は、それぞれ、0.77, 0.70, TGI-1は0.81, 0.76, TGI-2は0.70, 0.61となった。Bland-Altman分析では、TGT,

表1 TGT, TGI-1, -2の検者内信頼性

		ICC (1, 1)	LOA	Bland-Altman 分析				
				加算誤差		比例誤差		
				95%信頼区間	有無	回帰直線の傾き	有無	
TGT	検者 A	0.76	-5.1 ~ 6.3	-0.36 ~ 1.60	なし	0.23	p<0.05	あり
	検者 B	0.78	-4.5 ~ 6.1	-0.11 ~ 1.73	なし	0.18	p=0.05	なし
TGI-1	検者 A	0.53	-7.6 ~ 11.9	0.39 ~ 3.89	あり	0.41	p<0.01	あり
	検者 B	0.71	-6.0 ~ 8.5	-0.07 ~ 2.50	なし	0.2	p=0.06	なし
TGI-2	検者 A	0.40	-9.3 ~ 18.8	2.20 ~ 7.30	あり	0.5	p<0.01	あり
	検者 B	0.72	-6.7 ~ 11.2	0.68 ~ 3.85	あり	0.04	p=0.70	なし

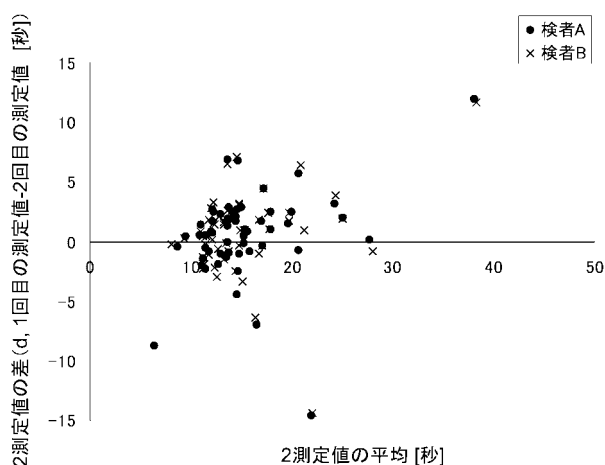


図1 TGTの検者内信頼性に関するBland-Altman plot

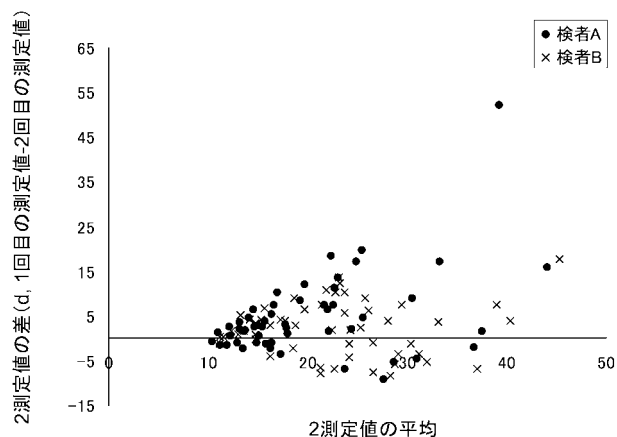


図3 TGI-2の検者内信頼性に関するBland-Altman plot

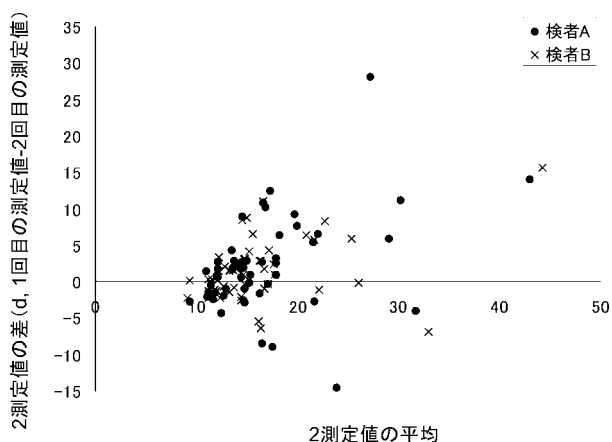


図2 TGI-1の検者内信頼性に関するBland-Altman plot

TGI-1, -2のいずれも、加算誤差、比例誤差のいずれかが認められた。対して2回目の測定では、TGTのICC(2,1), ICC(3,1)は、いずれも1.00, TGI-1はいずれも0.98, TGI-2はそれぞれ0.58, 0.55となった。さらにBland-Altman分析では、TGT, TGI-1には加算誤差、比例誤差のいずれも認められなかったが、TGI-2では加算誤差が認められた。TGT, TGI-1のLOAは、1回目の測定では±4.5以上であったが、2回目の測定では±2.0以下となった。対してTGI-2のLOAは、1回目の測定では±10.0以上、2回目の測定では±6.0以上であった(表2, 図4~6)。

V. 考 察

測定値に含まれる誤差は、偶然誤差と系統誤差に大別される。このうち偶然誤差は、同一条件下での測定の繰り返しにより克服できるが、系統誤差は同手順では克服できない。また、実験計画・実施段階で発生し

表2 TGT, TGI-1, -2の検者間信頼性

		ICC (2, 1)	ICC (3, 1)	Bland-Altman 分析					
				LOA	加算誤差		比例誤差		
					95%信頼区間	有無	回帰直線の傾き	有無	
TGT	1回目	0.77	0.7	-4.6 ~ 6.1	-0.16 ~ 1.69	なし	0.2	p<0.05	あり
	2回目	1.00	1.00	-0.6 ~ 0.5	-0.13 ~ 0.04	なし	0.01	p=0.19	なし
TGI-1	1回目	0.81	0.76	-5.3 ~ 8.2	0.19 ~ 2.63	あり	0.15	p=0.08	なし
	2回目	0.98	0.98	-1.3 ~ 1.8	-0.01 ~ 0.55	なし	-0.03	p=0.23	なし
TGI-2	1回目	0.70	0.61	-12.1 ~ 10.7	-2.79 ~ 1.38	なし	0.27	p<0.05	あり
	2回目	0.58	0.55	-13.7 ~ 6.1	-5.6 ~ -1.97	あり	-1.15	p=0.23	なし

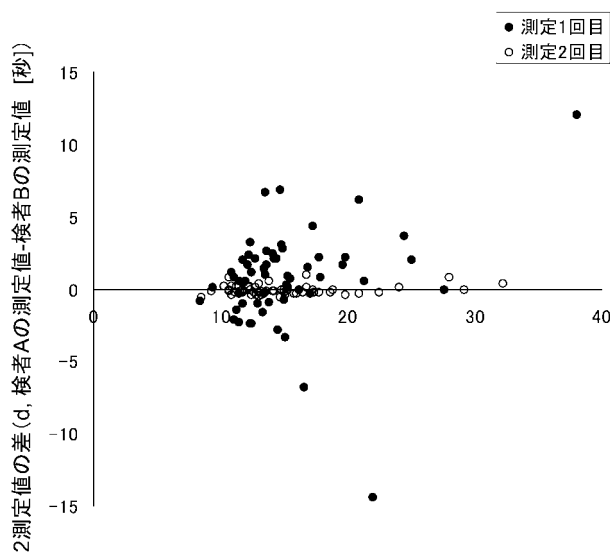


図4 TGTの検者間信頼性に関するBland-Altman plot

た系統誤差に対して、検定や推定をおこなうことは無意味であることから、実験デザインの吟味とともに、系統誤差を弁別し、抑制することが重要であるとされている¹⁴⁾。

測定方法の信頼性や基準関連妥当性に関しては、ピアソンの積率相関係数やICCにより検討する 경우가多い。しかし、相関係数やICCによる検討では、複数の測定値間に含まれる系統誤差を検出、弁別することはできない。系統誤差である加算誤差と比例誤差を弁別する方法の1つとして、Bland-Altman分析がある^{13,15,17)}。作成したBland-Altman plotが特定方向へ分布した場合、系統誤差の存在が考えられる。加算誤差は、測定値（真の値）の大小にかかわらず、特定方向に生じる誤差である。このため、Bland-Altman plot上では、真の値の予

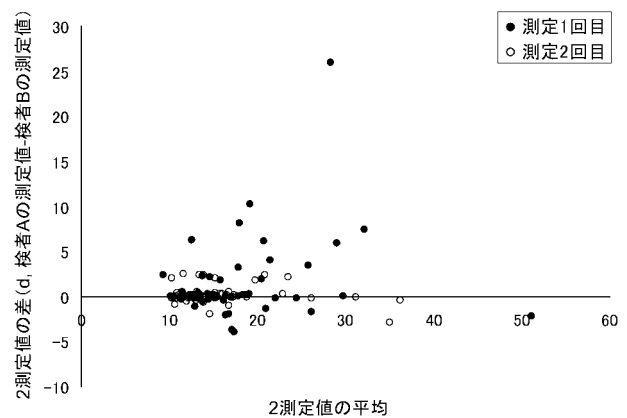


図5 TGI-1の検者間信頼性に関するBland-Altman plot

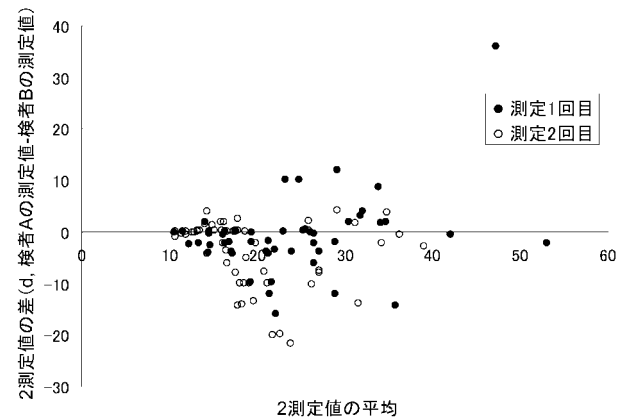


図6 TGI-2の検者間信頼性に関するBland-Altman plot

測値として設定した、2つの測定値の平均 (x 値) に関わらず、測定値の差 (d, y 値) が一様に分布する。統計学的には、2つの測定値の差の平均 (d) の95%信頼

区間が0を含まない場合、測定値が一定方向に分布しているとして、加算誤差が存在すると判断される。対して比例誤差は、測定値（真の値）に比例して大きくなる誤差のことである。Bland-Altman plot では、2つの測定値の差の平均（ \bar{d} ）を、真の値の予測値としているため、散布図は右側に開いた扇形となる。統計学的には、Bland-Altman plotの回帰の検定で有意とされた場合、比例誤差が存在すると判断される。本研究では、5mの継ぎ足歩行の所要時間（TGT）と、ミス・ステップ数から算出する2種類のTGIについて、Bland-Altman分析を用いて、その信頼性を検討した。

本研究の結果から、臨床経験を有する検者Bの検者内信頼性については、TGT, TGI-1, -2のいずれに関してもICC(1,1)は0.71~0.78を示し、“fair”と判断できた。TGT, TGI-1については、いずれの系統誤差も認められなかったが、TGI-2では加算誤差が認められた。対して、臨床経験のない検者AのICC(1,1)は、TGT, TGI-1, -2の順に低値となり、TGI-1, -2に関しては、“re-work”（要再考）の信頼性係数しか得られていない。TGT, TGI-1, -2のいずれのBland-Altman plotも、右に開いた扇形を呈し、統計学的にも比例誤差が認められた。また、TGI-1, -2では、加算誤差も認められた。さらに、臨床応用上の許容範囲を示すLOAに関しては、いずれの検者についても、TGT, TGI-1, -2の順で広がった（表1, 図1~3）。

検者間信頼性に関しては、TGT, TGI-1とも2回目の測定で、ICC(2,1), ICC(3,1)のいずれも、0.98以上を示し、さらに加算誤差、比例誤差のいずれも認められなかった（表2）。すなわちTGT, TGI-1については、2回目の測定では1回目で生じていた系統誤差が消失しているため、ICC(3,1)とICC(2,1)が近似したと考えられる。しかしTGI-2に関しては、特に2回目の測定のICC(2,1), ICC(3,1)が、ともに“re-work”（要再考）の信頼性係数しか得られなかった。またTGT, TGI-1のLOAは、1回目の測定では±4.5以上であったが、2回目の測定では、いずれも±2.0以内となり、臨床応用上の許容範囲となった。対して、TGI-2のLOAは、測定回数にかかわらず±6.0以上となった。加えてTGI-2では、複数回の測定でも系統誤差（比例誤差）が認められた（表2）。Bland-Altman plotについても、TGT, TGI-1では、測定1回目のプロットが右に開いた扇形となったのに対して、測定2回目のプロットは、x軸周辺に集約していることが理解できる（図4, 5）。しかしTGI-2に関しては、測定回数にかかわらずプロットが散らばっている（図6）。

以上のことから、継ぎ足歩行テストの信頼性は、検

者の測定技量に依存すると考えられる。また、検者の測定技量にかかわらず、所要時間に加えてミス・ステップ数を測定するTGIは、所要時間のみを測定するTGTに比べて系統誤差が生じやすく、LOAも大きくなることが明らかとなった。特に、TGT, TGI-1の2回目の測定に関する検者間信頼性を除いては、LOAは±4.5以上であり、この誤差範囲は臨床応用上、無視できない。ストップウォッチによる3~7秒の動作所要時間の測定の誤差範囲が0.2秒以内という先行研究¹⁸⁾から、継ぎ足歩行の測定値の誤差には、測定誤差以外の要素が混入していることが考えられる。

前述したように、TGTは5mの継ぎ足歩行の所要時間を計測するのみであるが、TGI-1は足部が直線上から逸脱する回数を計測しなければならない。さらにTGI-2に関しては、逸脱する回数に加えて、一側のつま先に対側の踵が接触しない回数も計測しなければならない。検者の測定項目が多くなると、検者間信頼性については、検者の臨床経験の違いによる誤差の発生内容に差が生じる。さらに、検者の臨床経験の有無にかかわらず、測定項目が多くなるほど、検者内信頼性、特に臨床応用上の許容範囲であるLOAが拡大することが明らかとなった。

以上のことから、継ぎ足歩行を評価方法として使用する場合、測定項目が少ないTGTが最も検者内・間信頼性が高いことが明らかとなった。また、検者信頼性に関しては、TGT, TGI-1のいずれについても、安定した測定結果を得るためには、少なくとも2回測定し、2回目の測定値を採用することが望ましいと考える。TGI-2については、複数項目を同時に測定しなければならない、1人の検者が測定する際には、その信頼性が低下する。しかし、TGT, TGI-1に関しては、1回目の測定に比べて、2回目の測定のLOAが極端に狭小化していることから、TGT, TGI-1は1回の施行による練習効果が高いことが示唆される。今後は測定手順、オリエンテーションを含めて、動的バランスの評価方法としての妥当性を検討する必要がある。

本研究で採用したBland-Altman分析は、複雑な数学的知識がなくても実施できる簡便な分析方法であるが、比例誤差と加算誤差が同時に存在する場合に、特に加算誤差の判定には、注意が必要という指摘もある^{13,19)}。比例誤差が存在する（Bland-Altman plotの回帰直線の傾きが0（ゼロ）ではない）場合、2つの測定値の差の平均（ \bar{d} ）は必然的に0からはずれ、加算誤差が過剰に見積もられてしまう。また、比例誤差が一方向に偏り、加算誤差が他方向に存在する場合は、加算誤差が少なく

見積もられてしまう。しかし、本研究のように、新しい評価方法の信頼性や基準関連妥当性を検討する場合、複数の検者・方法による測定値間に差がないということよりも、どの種類の誤差が、どの程度存在するか、また、どの程度の誤差ならば臨床応用上問題ないかを明らかにすることが重要である。Bland-Altman分析はICCや相関係数よりも簡便で、有用な検討方法の一つであるが、上記のような問題点をふまえて、活用する必要性がある。

引用文献

- 1) Woollacott MH, Tang P-F: Balance control during walking in the older adult: research and its implications. *Phys Ther*, 1997, **77**(6): 646-660.
- 2) 島田裕之, 内山 靖: 高齢者に対する3ヶ月間の異なる運動が静的・動的姿勢バランス機能に及ぼす影響. *理学療法学*, 2001, **28**(2): 38-46.
- 3) Dargent MP, Favier F, Grandjean H, et al.: Fall-related factors and risk of hip fracture: the EPIDOS prospective study. *Lancet*, 1996, **348**: 145-149.
- 4) 岡田真平, 上岡洋晴, 小林佳澄・他: 農村在住高齢者の移動能力・バランス能力とその関連事項に関する考察. *身体教育医学研究*, 2001, **2**: 13-20.
- 5) 金 憲経, 吉田英世, 胡 秀英・他: 地域高齢者の転倒予防を目指す介入プログラムとその成果. *理学療法京都*, 2002, **31**: 26-32.
- 6) 上岡洋晴, 岡田真平, 武藤芳照・他: 転倒恐怖者の移動能力と生活状況に関する研究. *身体教育医学研究*, 2003, **4**: 21-26.
- 7) 征矢野あや子, 岡田佳澄, 横井佳代・他: 生きがい型介護予防支援事業利用者の移動能力, 転倒恐怖と外出状況. *身体教育医学研究*, 2005, **6**: 49-55.
- 8) Wrisley DM, Marchetti GF, Kuharsky DK, et al.: Reliability, internal consistency, and validity of data obtained with the functional gait assessment. *Phys Ther*, 2004, **84**(10): 906-918.
- 9) 成田有吾, 小澤竜三, 松本勝久・他: 健常高齢者の継ぎ足歩行. *日本老年医学会雑誌*, 2000, **37**(5): 412-413.
- 10) Nelson ME, Layne JE, Bernstein MJ, et al.: The effects of multidimensional home-based exercise on functional performance in elderly people. *J Gerontol*, 2004, **59A**: 154-160.
- 11) Kerschman-Schindl K, Uher E, Grampp S, et al.: A neuromuscular test battery for osteoporotic women. *Am J Phys Med*, 2001, **80**(5): 351-357.
- 12) Liu C-S, Hsu H-M, Cheng W-L, et al.: Clinical and molecular events in patients with Machado-Joseph disease under lamotrigine therapy. *Acta Neurol Scand*, 2005, **111**: 385-390.
- 13) Ludbrook J: Statistical techniques for comparing measurers methods of measurement: a critical review. *Clin Exp Pharmacol Physiol*, 2002, **29**: 527-536.
- 14) 足立堅一: 統計学超入門. 篠原出版新社, 東京, 2003, pp137-144.
- 15) Bland M, Altman DG: Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet*, 1986, 307-310.
- 16) 谷 浩明: 評価の信頼性. *理学療法科学*, 1997, **12**(3): 113-120.
- 17) Ludbrook J: Comparing methods of measurement. *Clin Exp Pharmacol Physiol*, 1997, **24**: 193-203.
- 18) 竹沢 実, 半田健壽: 理学療法士の動作所要時間測定技能の検討—ストップウォッチ法の信頼性について—. *東北理学療法学*, 1992, **4**: 35-38.
- 19) Chinn S: The assessment of methods of measurement. *Stat Med*, 1990, **9**: 351-362.