

立位姿勢動揺の対人間協調ダイナミクス

Dynamics of Interpersonal Coordination in a Standing Posture

井川大樹¹ 三浦哲都² 工藤和俊³

Daiju Ikawa¹, Akito Miura², and Kazutoshi Kudo³

¹株式会社プラスアルファえん訪問看護リハビリステーション

¹ En Visiting Nursing Rehabilitation Station, Plus Alpha Corporation

²早稲田大学人間科学学術院

² Faculty of Human Sciences, Waseda University

³東京大学大学院情報学環

³ Graduate School of Interdisciplinary Information Studies, The University of Tokyo

Abstract: The purpose of this study is to examine dynamical property of interpersonal postural coordination. We applied detrended fluctuation analysis (DFA) and detrended cross-correlation analysis (DCCA) to center of pressure during upright stance with or without interpersonal light touch. Scaling exponents α by DFA in the touch condition tended to be smaller than that in the no touch condition. In addition, the structures of fluctuation between two people tended to approach that of each other in the touch condition. Results by DCCA indicated that the time scale on which the strength of correlation changed is 4 seconds at touch condition. These results suggest that not only complexity was matched on a longer time scale, but also interpersonal coordination dynamics was emerged on time scales less than 4 seconds. Our results indicated that the importance of nonlinear fractal time series analysis as a method to evaluate the joint process of the interpersonal light touch task.

1 序論

リハビリテーション領域においては、療法士が軽く触れる程度の接触、もしくは側にいるという存在だけで、患者は安心して動くことができるといった事例が多くみられる。患者は自身の意図する動きを懸命に行い、療法士はその動きをサポートする関係である。人の動きは、最も基礎となる立位姿勢ですら、非線形な動きとして自発的に動揺し続けている (Błaszczyk & Klonowski., 2001) ため、相手の動きを阻害することなくサポートするためには技術が必要となる。熟練した療法士と患者の間にはどのような相互関係が構築されているのだろうか。

人と人が接触を介することによる、身体動作への影響を検討した研究は、静止立位を用いた研究が多く知られ、このような課題は Interpersonal Light Touch (以下, IPLT) と呼ばれている (Johannsen et al., 2009,2012; Reynolds & Osler., 2014)。これらの研究では、二者は床反力計の上で静止立位姿勢を保持し、足圧中心 (Center of pressure, 以下 COP) の時

系列を解析し、立位の動揺量や二者の協調関係について評価している。二者の協調関係の定量化については、相互相関関数が解析に用いられており、接触により二者の COP 時系列の相関関係が強くなり、強い相関がみられた時間遅れは 0 秒付近であることが報告されている (Johannsen et al., 2009,2012; Reynolds & Osler., 2014)。0 秒付近で二者の相関関係が強くなる理由について、指先で受ける剪断力を減らすために、二者が相手の立位動揺を予測的に調整する方略をとっていた可能性 (Johannsen et al., 2009) や、接触点の変動を最小に保つ方略により、二者間の立位動揺が同期した可能性 (Johannsen et al., 2012) が考えられている。

IPLT の先行研究で用いられた相互相関関数は、時系列全体の二者の動揺の類似性は評価できるが、二者の結合のプロセスが、短い時間スケールの様な局所的な結合に基づいて形成されているものか、局所的な結合はなくとも、長い時間スケールの様な大域的な結合に基づいて形成されているかは評価できない。

静止立位姿勢は健常な成人であっても、個々人の動揺量や動揺の周期性等は多様である。静止立位姿勢においては、周波数解析を用いた研究が数多く行われてきた (McClenaghan et al., 1994; Winter, 1995) が、Blaszczyk & Klonowski (2001) や Schmit et al. (2005) は、周波数解析では、立位姿勢の動揺の性質における、ダイナミクスを十分に表すことができない可能性を指摘しており、立位姿勢の動揺に関して、非線形性ダイナミクスの解析手法を用いる重要性を述べている。ダイナミクスとは、狭義では物体に対する力の作用を扱う分野である力学を指し、広義では数理科学分野であつかわれる系の時間発展を意味する (Strogatz, 2015)。立位動揺のダイナミクスを定量化する手法としては、トレンド除去変動解析法 (Detrended Fluctuation Analysis: DFA) が、COP の分析に広く用いられている (Blazquez et al., 2009; Wang & Yang., 2012)。

近年、非線形フラクタル時系列解析手法を用いて、二者の協調ダイナミクスの様相を定量的に評価する研究が行われ、二者の協調に関して、どのような時間スケールにまたがる結合が生じているかを評価することが可能となってきている。West et al. (2008) は、二つの複雑なネットワーク間の情報交換が、その複雑さが似ている場合に最大化されるという、複雑性の一致 (Complexity matching) という概念を提案した。これは、二者間関係の複雑性が似ている場合、局所的 (local) だけではなく、大域的 (global) な協調構造が存在していることを示すものである。Delignieres & Marmelat (2014) は、2つの時系列について、フラクタルの性質を用いて相互相関の長期的な性質を定量化する Detrended cross correlation analysis (以下、DCCA) という解析手法を用い、複雑性の一致が生じる二者の相互作用について、局所的な結合を含む複数の時間スケールにわたり協調関係が形成されることを報告した。このような複雑性の一致は、二者間のハンドベルを振る課題 (Marmelat & Delignieres., 2012) や、二人の会話の分析 (Abney et al., 2014) においても明らかにされている。

IPLT において、二者が立位動揺を予測的に調整する方略をとっていた可能性がある (Johannsen et al., 2009) とするならば、二者は刻一刻と相手の立位動揺に合わせて調整していたのか、数秒程度の時間スケールごとに調整をしていたのか、どのような時間スケールで調整し結合していたのかは、先行研究では明らかとされていない。

本研究の目的は、非線形フラクタル時系列解析手法を用い、二者の COP 時系列において、接触による協調ダイナミクスがどのような時間スケールで形成されているかを明らかとすることである。

また、近年、人の立位動揺は接触情報を介さずとも、視覚情報のみにおいても、他者の立位動揺との同期性が高まることが報告されてきた (Varlet et al., 2014; Okazaki et al., 2015)。接触情報は、立位動揺において他者との協調関係を強める要因となり得るが、相手の顔や身体が視野に入ることに先行研究では、横並び (Johannsen et al., 2012) もしくは開閉眼 (Reynolds & Osler., 2014) という条件を設定しており、接触と視覚情報がそれぞれ与える影響は検討されていない。そのため、本研究では、接触による結合と、相手の顔や身体が視野に入ることで結合の違いを明らかとすることを目的とした。

2 実験方法

2.1 実験参加者

成人 20 名 (男性 14 名, 女性 6 名, 平均年齢 24.40 ± 2.87 歳) が実験に参加した。参加者は、二人一組のペアを組んだ。二者は初対面ではなく、かつ異性ではないことを条件とした。合計 10 組のペアに、立位動揺の二者同時測定実験を行った。

2.2 実験装置

床反力計 (サンプリング周波数: 1000Hz, スポーツセンシング社製) を二つ用いた。本実験で使用した床反力計は、四つの 3 軸力覚センサーを用いている。二つの床反力計のデータは、LabVIEW (National Instruments, Inc, Austin, TX, USA) を用いて同期した。

2.3 実験課題

実験課題は、静止立位姿勢を 60 秒間保持することであり、その際に 2×2 要因の実験計画を設定した。

2つの要因は、視覚要因 (相手の顔や身体が見える Visible 条件, 見えない Invisible 条件) 及び、接触要因 (指先で軽く接触する Touch 条件, 接触しない No Touch 条件) である (図 1)。4 条件を 1 セットと設定し、合計 5 セット (20 試行) を実施した。Touch 条件の際に肩や肘に窮屈感を感じないことを指標に、二者の体格に合わせて床反力計の位置を設定した。床反力計の角度は、ペアの体格により若干異なり、 $52.90^{\circ} \pm 1.97$ であった。同一ペア内では、全ての条件において、同じ床反力計の位置関係で行った。セット内での 4 条件の試行順序はセット間においてランダムに設定し、各セットの間では、同じ条件の課題が行われない様に設定した。全ての条件において、二者はそれぞれ、つま先の向きは平行で足幅は 5 cm 開き、顔は前方を向き、視線を前方の注視点に固定した。

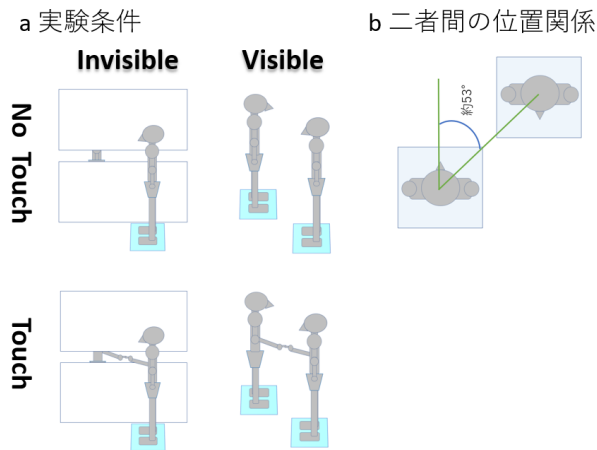


図 1. 実験計画.

a は実験環境と二者の姿勢を表し、b は二者間の位置関係を表している。

2.4 取得データ

【COP の算出方法】

床反力計から出力された値は、床反力計に生じる力と、その力周りのモーメントであった。式 1 と 2 から、COP の左右・前後方向を算出し、COP 位置時系列データを得た。

$$COPx = (My - Fx \times az0) \div Fz \quad \text{式 1}$$

$$COPy = -(Mx + Fy \times az0) \div Fz \quad \text{式 2}$$

ここで、COPx, COPy はそれぞれ COP の左右・前後の位置座標 m, Fx, Fy, Fz は床反力計からの力の出力値 N, Mx, My, Mz は床反力計からのモーメントの出力値 Nm を表す。az0 はセンサーの深さ m 表し、この実験装置の場合は az0=0.011m である。尚、この実験で使用した床反力計は、出力が左手座標系になっているため、一般的な COP の算出方法と比較し、式 1 と式 2 の符号がーとなっている。また、本実験では COP 位置座標の単位を m から mm に変換している。

【動揺のトレンド成分の除去】

立位姿勢の動揺には、低周波成分によって時間経過の長いドリフトを引き起こすようなトレンドが存在することが知られている。Johannsen et al. (2012) は、二者の協調関係が強くみられていた動揺成分に着目したため、解析では 0.1Hz 以上の周波数帯を用いている。本実験においては、ドリフト成分のみを除外する目的で、取得した二者の COP 位置時系列に関しては、Matlab R2017b (The Math Works, Inc, US A) の 'detrend' 関数を使用して線形トレンドを除去した。図 2 に、あるペアにおける前後方向のトレンド除去後の COP 時系列の典型例を示した。

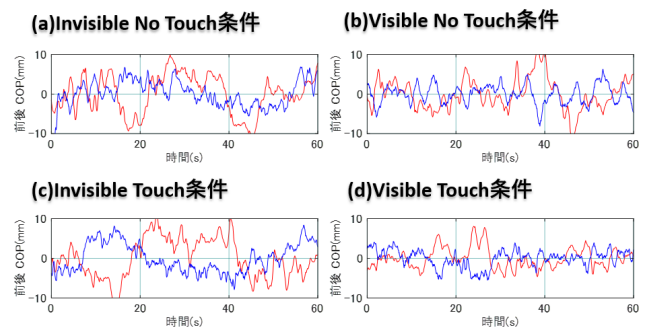


図 2. トrend除去後の COP 時系列の典型例。

(a) は Invisible No Touch 条件、(b) は Visible No Touch 条件、(c) は Invisible Touch 条件、(d) は Visible Touch 条件を表している。

【COP の軸方向の定義】

COP 位置時系列データを解析する際の軸の方向は、二者ともに、立位姿勢の前方向、右方向を正の方向と設定した。

2.5 データ解析

【相互相関関数 (Cross correlation)】

二者の COP 時系列全体の協調を定量化するため、相互相関関数を用いた。相互相関関数は、一方の時系列と、時間をずらしたもう一方の時系列の相関係数を計算し、どれくらいの時間遅れの時に、相関値が最も高いかを算出する手法である。相関値は $-1 \leq \leq 1$ の範囲を取り、相関値が 0 以下であれば負の相関、相関値が 0 であれば無相関、相関値が 0 以上であれば正の相関となる。本実験では、時間遅れ ± 3 秒で算出し、相互相関値は Fisher の Z 変換を行い、z 値を相関値の指標として使用した。尚、最も強い相関がみられた時間遅れが ± 3 秒の範囲外であった場合は、その相関値のピークは二者に影響を及ぼし合ったものではないとみなし、データから除外した。

【DFA (トレンド除去変動解析法)】

DFA は、フラクタルの性質を用いて測り、その持続性によって、未来の時系列の予測が比較的容易か、それとも難しいかを評価し、複雑性の指標とする手法である。DFA は、(Peng et al., 1994) の DNA の解析によって最初に報告された手法であり、立位動揺 (Blazquez et al., 2009; Wang & Yang., 2012) だけでなく、ランニング時のストライド間隔の変動 (Nakayama et al., 2010)、心電図の R-R 間隔の変動 (Golinska., 2012) などでも用いられている。

DFA の計算方法については、まず、時系列データを $x(t)$ 、時系列データの長さを N とおくと、始めに、 $x(t)$ のトレンドを除去し、累積和 $X(t)$ を求める (式 3)。次に、その $X(t)$ を、お互いにオーバーラップしないある時間長 n のデータ窓で分割し、

各データ窓 n 内において、それぞれ回帰直線を引きトレンドを除去し、再結合する。再結合して得られた時系列から、変動量 $F(n)$ を計算する (式 4)。以上の計算を、複数の時間長のデータ窓において繰り返し行う。データ窓の長さについては、 $10 \leq n \leq 2/N$ の範囲と言われており (Delignieres & Marmelat, 2014)、本実験においては、上記の範囲内において、100 種類の時間窓を設定し計算を行った。複数の計算により得られた変動量 $F(n)$ と、データ窓の時間長 n における両対数プロットから求められた傾きを α とする (式 5)。この α はスケーリング指数と呼ばれており、典型的には n の増大に従い指数関数的に増大し、時系列の持続性を表している。

$$X(t) = \sum_{i=1}^t [x(i) - \bar{x}] \quad \text{式 3}$$

$$F(n) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N [X(t) - X_n(t)]^2} \quad \text{式 4}$$

$$F(n) \propto n^\alpha \quad \text{式 5}$$

ここでの \bar{x} は、 $x(t)$ の平均値を表し、 $X_n(t)$ は、各データ窓 n 内における回帰直線の値を表す。DFA を用いて二者の COP 時系列のスケーリング指数 α を算出し、 α 値の平均値を No Touch 条件と Touch 条件で比較し、立位姿勢の動揺の性質が接触によりどのように変化するかを調べた。さらに、二者の α 値の差と相関係数を求め、二者の動揺の複雑性が接触によりどのように変化するかを調べた。

【DCCA (トレンド除去相互相関解析法)】

DCCA は二者間の長期相関を定量化する手法であり、これまでペアで行う同期課題遂行時における協調性解析用いられてきた (Okano et al., 2019; Roum et al., 2018)。DCCA の計算方法については、2 つの時系列データを $x(t)$ 、 $y(t)$ とし、時系列データの長さを N とおくと、始めにそれぞれの時系列のトレンドを除去し、累積和 $X(t)$ 、 $Y(t)$ をそれぞれ求める (式 6)。次に、累積和の時系列 $X(t)$ と $Y(t)$ のそれぞれにおいて、お互いにオーバーラップしないある時間長 n のデータ窓で分割し、各データ窓 n 内において、それぞれ回帰直線を引きトレンドを除去し、再結合する。再結合して得られたそれぞれの時系列の共分散である変動量 $F_{xy}(n)$ を計算する (式 7)。以上の計算を、複数の時間長のデータ窓において繰り返し行う。データ窓の長さについて、本実験

においては 100 種類の時間窓を設定し計算を行った。複数の計算により得られた変動量 $F_{xy}(n)$ と、データ窓の時間長 n における両対数プロットから求められた傾きを λ とする (式 8)。Zebende (2011) は、 λ それ自体は相互相関の強さを表さないと指摘しており、DCCA 相互相関係数である ρ DCCA (n) を用いている。 ρ DCCA (n) は $x(t)$ と $y(t)$ それぞれの DFA により得られた変動量 $F(n)$ を用いて、式 9 により求められる。 ρ DCCA (n) は 2 つの時系列における相関係数と考えられ (Zebende, 2011)、 $-1 \leq \rho$ DCCA(n) ≤ 1 の範囲を取り、 $+1$ であれば正の相関、 0 であれば無相関、 -1 であれば負の相関となる。

$$X(t) = \sum_{i=1}^t [x(i) - \bar{x}] \quad Y(t) = \sum_{i=1}^t [y(i) - \bar{y}] \quad \text{式 6}$$

$$F_{xy}(n) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N [X(t) - X_n(t)][Y(t) - Y_n(t)] \quad \text{式 7}$$

$$F_{xy}(n) \propto n^\lambda \quad \text{式 8}$$

$$\rho \text{ DCCA}(n) = \frac{F_{xy}(n)}{F_x(n)F_y(n)} \quad \text{式 9}$$

ここでの \bar{x} 、 \bar{y} は、 $x(t)$ と $y(t)$ の時系列の平均値を表し、 $X_n(t)$ 、 $Y_n(t)$ は、各データ窓 n 内における回帰直線の値、 $F_x(n)$ と $F_y(n)$ は、 $x(t)$ と $y(t)$ それぞれの DFA により得られた変動量を表す。以上の計算方法により、二者の COP 時系列を DCCA し、得られた ρ DCCA (n) の波形の、全参加者による平均値を求め、条件間で比較した。

2.6 統計解析

全ての結果における、平均値の比較については、左右・前後方向それぞれについて、視覚 (2 水準: Visible, Invisible) と接触 (2 水準: Touch, No Touch) を要因とした、対応ありの 2 要因反復測定分散分析 (repeated measures ANOVA) を行い、有意な交互作用がみられた場合は、単純主効果検定を行った。

3 結果

3.1 相互相関関数の結果

時間遅れ 0 秒時点における z 値について、全参加者の平均値 (±標準偏差) を条件間で比較した (図 3)。

左右方向 (図 3-a) における Invisible No Touch 条件では、 0.03 ± 0.21 、Visible Touch 条件では、 -0.25

±0.31, Invisible Touch 条件では, -0.15 ± 0.21 , Visible Touch 条件では, -0.07 ± 0.21 であり, 前後方向における Invisible No Touch 条件では, 0.06 ± 0.24 , Visible Touch 条件では, -0.11 ± 0.24 , Invisible Touch 条件では, -0.34 ± 0.26 , Visible Touch 条件では, -0.29 ± 0.27 であった. 統計的検定の結果, 左右方向では, 交互作用 ($F(1, 9) = 17.72, p < .01$) が有意であった. 視覚の主効果 ($F(1, 9) = 2.70, p = .13$) と接触の主効果 ($F(1, 9) = 0.00, p = .97$) は有意でなかった. 交互作用が有意であったことから単純主効果の検定を行った. その結果, No Touch 条件における視覚の主効果 ($F(1, 9) = 9.71, p < .05$) と Invisible 条件における接触の主効果 ($F(1, 9) = 16.90, p < .01$), Visible 条件における接触の主効果 ($F(1, 9) = 4.86, p < .10$) は有意であった. Touch 条件における視覚の主効果 ($F(1, 9) = 2.60, p = .14$) は有意ではなかった.

前後方向 (図 3-b) では, 交互作用 ($F(1, 9) = 9.67, p < .05$) が有意であった. 視覚の主効果 ($F(1, 9) = 3.23, p = .10$) は有意でなく, 接触の主効果 ($F(1, 9) = 34.78, p < .001$) は有意であった. 交互作用が有意であったことから単純主効果の検定を行った. その結果, No Touch 条件における視覚の主効果 ($F(1, 9) = 11.37, p < .01$) と Invisible 条件における接触の主効果 ($F(1, 9) = 38.94, p < .001$), Visible 条件における接触の主効果 ($F(1, 9) = 13.25, p < .01$) は有意であった. Touch 条件における視覚の主効果 ($F(1, 9) = 0.03, p = .85$) は有意ではなかった.

以上の結果から, No Touch 条件においては, 視覚により二者の立位動揺の同期性が高まり, 左右方向では特に顕著であった (図 3-a). しかし, Touch 条件においては, 視覚による効果はみられなかった (図 3-a).

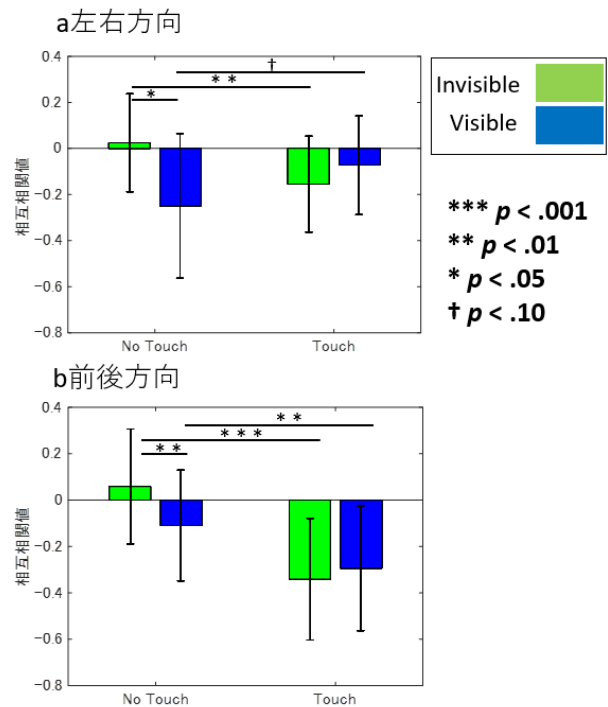


図 3. 時間遅れ 0 秒時点の z 値における条件間比較.

a 左右・b 前後方向それぞれにおける, 時間遅れ 0 秒時点における z 値 (平均値±標準偏差) を条件間で比較した. 緑の棒は Invisible 条件を, 青の棒は Visible 条件を示し, 緑と青の棒に跨っている黒線は, 各ペアの条件間での代表値 (各条件ともに 5 試行を平均した値) の推移を表す.

3.2DFA の結果

全参加者の α 値の平均値 (±標準偏差) を条件間で比較した (図 4).

左右方向における Invisible No Touch 条件では, 1.605 ± 0.048 , Visible Touch 条件では, 1.604 ± 0.053 , Invisible Touch 条件では, 1.602 ± 0.043 , Visible Touch 条件では, 1.604 ± 0.045 であり, 前後方向における Invisible No Touch 条件では, 1.624 ± 0.054 , Visible Touch 条件では, 1.612 ± 0.055 , Invisible Touch 条件では, 1.606 ± 0.044 , Visible Touch 条件では, 1.603 ± 0.047 であった. 統計的検定の結果, 左右方向では, 視覚の主効果 ($F(1, 18) = 0.04, p = .82$) と接触の主効果 ($F(1, 18) = 0.05, p = .82$) は有意でなかった. 交互作用 ($F(1, 18) = 0.12, p = .72$) も有意ではなかった.

前後方向 (図 4) では, 視覚の主効果 ($F(1, 18) = 1.01, p = .32$) は有意でなかったが, 接触の主効果 ($F(1, 18) = 16.69, p < .001$) は有意であった. 交互作用 ($F(1, 18) = 0.03, p = .86$) は有意ではなかった.

以上の結果から, 前後方向においてのみ, 接触により定常性の高い動揺へと変化することが分かった.

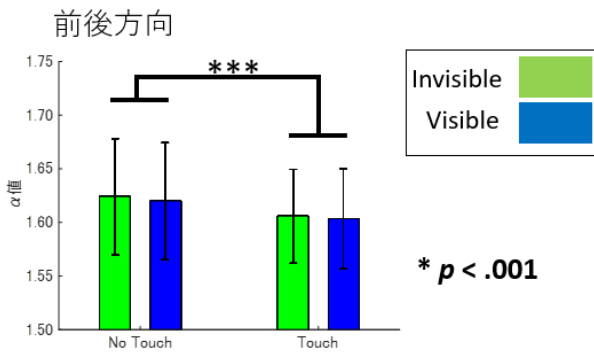


図4. 前後方向における α 値の平均値の条件間比較。緑の棒は Invisible 条件を示し、青の棒は Visible 条件を示し、緑と青の棒に跨っている黒線は、各参加者の条件間での代表値（各条件ともに5試行を平均した値）の推移を表す。

二者間の α 値の差の平均値（±標準偏差）を条件間で比較した（図5）。

左右方向における Invisible No Touch 条件では、 0.054 ± 0.038 、Visible Touch 条件では、 0.056 ± 0.047 、Invisible Touch 条件では、 0.047 ± 0.034 、Visible Touch 条件では、 0.061 ± 0.037 であり、前後方向における Invisible No Touch 条件では、 0.070 ± 0.045 、Visible Touch 条件では、 0.067 ± 0.050 、Invisible Touch 条件では、 0.053 ± 0.033 、Visible Touch 条件では、 0.054 ± 0.037 であった。統計的検定の結果、左右方向では、視覚の主効果 ($F(1, 9) = 3.19, p = .10$) と接触の主効果 ($F(1, 9) = 0.06, p = .80$) は有意でなかった。交互作用 ($F(1, 9) = 1.74, p = .21$) も有意ではなかった。

前後方向（図5）では、視覚の主効果 ($F(1, 9) = 0.01, p = .89$) は有意でなかったが、接触の主効果 ($F(1, 9) = 7.41, p < .05$) は有意であった。交互作用 ($F(1, 9) = 0.41, p = .54$) は有意ではなかった。

以上の結果から、前後方向においてのみ、接触により、二者間の複雑性の差が近づくことが分かった。

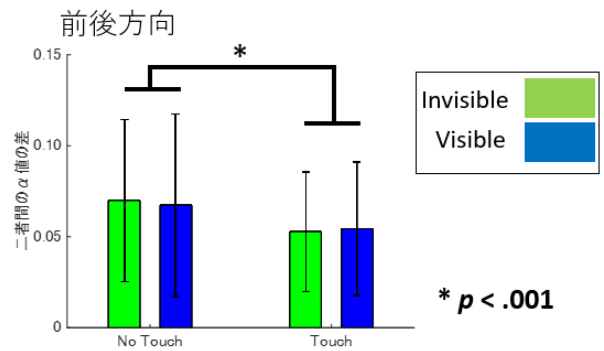


図5. 前後方向における二者の α 値の差の条件間比較。緑の棒は Invisible 条件を示し、青の棒は visible 条件を示し、緑と青の棒に跨っている黒線は、各ペアの条件間での代表値（各条件ともに5試行を平均した値）の推移を表す。同一のマーカーは同一組の参加者を示す。

3.3 DCCA の結果

ρ DCCA (n) の波形における全参加者の平均値を条件間で比較した（図6）。

左右と前後方向ともに Touch 条件では、時間スケール（データ窓のサイズ）が4秒程度まで徐々に相関が強くなり、特に前後方向では顕著にみられていた。さらに、この強い負の相関は、時間スケールが4秒程度以降は、時間スケールが大きくなったとしても、変わらない傾向であった。Touch 条件でみられていた傾向は、No Touch 条件ではみられなかった。

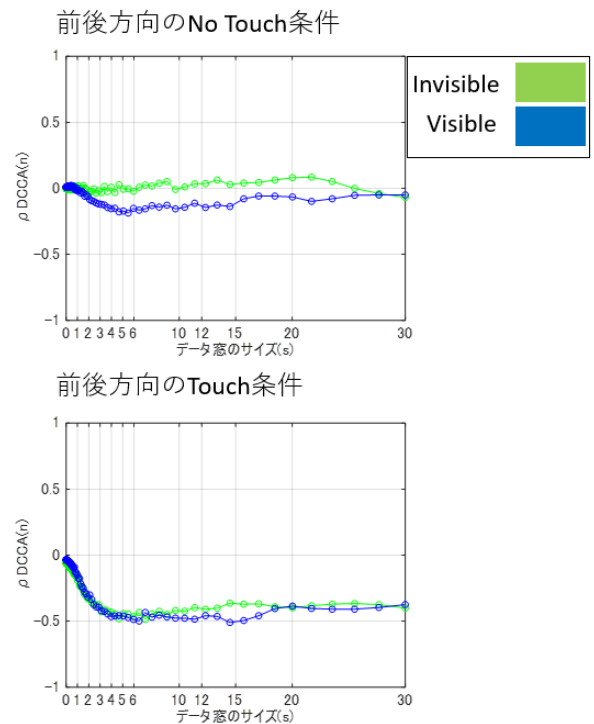


図6. ρ DCCA (n) の波形の条件間で比較。

4 考察

4.1 個人の立位姿勢動揺の複雑性の変化

本研究の DFA の結果 (図 4) である α 値 >1 というのは、時系列のどの部分をとっても平均値や分散などの統計的性質が同じであることが保たれない、非定常な状態と考えられている。非定常な状態は、未来の時系列は平均値から徐々に離れていく (発散) 傾向が強いと考えられ、 α 値 $=1$ は定常性が保たれる限界の値であり、この値を示す時系列は「 $1/f$ ゆらぎ」、またはピンクノイズと呼ばれる。Nakayama et al. (2010) は、熟練したランナーは、そうでないランナーに比べ、ストライド間隔を DFA した α 値が小さくなり、 α 値が小さくなることは、よりばらつきの小さい、熟練した指標となる可能性を示唆している。本研究において、 α 値の減少 (図 4)、二者の α 値の差が近づく (図 5) という結果は、接触により、相対的に定常な状態、より発散性が抑えられた立位姿勢動揺となったのではないかと考える。

4.2 時間スケールによる結合強度の違い

COP の周波数成分の大部分は、1Hz 以下であることが報告されており (Kouzaki et al., 2007)、立位動揺の大部分の周期性は 1 秒以上の時間スケールに収まると考えることができる。Jeka et al. (1998) は、振動している接触面に立位姿勢で軽く接触する研究を行い、接触面が 0.1~0.4Hz 内の周波数帯の振動に対しては、立位姿勢の動揺が同調し、0.4~0.8Hz 内の周波数帯の振動に対しては同調しないことを報告しており、人との接触においても、相手の動揺と協調し易い周期性が存在している可能性が考えられる。DCCA の結果、4 秒程度の時間スケールまで徐々に相関が強くなったこと (図 6) については、4 秒以上の長い時間スケールにて二者の複雑性の一致が生じていたことのみならず、4 秒以下の短い時間スケールにおいても、二者の協調関係が構築されていたことを示唆するものであると考える。4 秒以下の短い時間スケール、特に 1 秒以下の時間スケールにおいても相関関係が強くなっていたペアも存在しており、相手の立位動揺の刻一刻とした動揺のダイナミクスに合わせて修正を行っていた可能性も考えられる。

ペアや試行間での ρ DCCA (n) の傾きのトレンドに沿った滑らかさや、相関の強い時間スケールの統計解析結果を検討することで、二者の相性、相手の動揺に合わせる事が上手い人、集中して取り組めた時間帯、局所的な修正ができない限界の時間スケール等、検討できる可能性があるのではないかと考え、今後さらに詳細に研究していきたい。

4.3 視覚要因が二者の協調に与えた影響

視覚要因については、接触を介さずとも、視覚要因のみで二者の動揺の協調関係が強くなる (図 3-a) という結果となった。これは、Varlet et al. (2014) や Okazaki et al. (2015) らの先行研究を支持するだけでなく、相手の顔や身体を見なくても、相手の身体が視野に入るだけで、相手の動揺と協調する可能性が示唆された。視覚により動作の引き込みが生じることは、Miyata et al. (2017; 2018) によっても報告されている。

しかし、接触を介した場合に生じた長い時間スケールにおける二者の複雑性の一致 (図 6) は、視覚要因のみでは生じないことが明らかとなった。これは、時系列全体の類似性による評価 (図 3) では分からなかったことであり、非線形フラクタル時系列解析手法が、接触と視覚の要因による結合プロセスを評価する手法としての重要性を示すものであると考える。

4.4 今後の課題

Collins & De Luca (1993) は、静止立位動揺において、持続性相関から反持続性相関へ移行するクロスオーバーの存在を主張している。このクロスオーバーにより、DFA の両対数プロット α の傾きが、ある時間スケールを境に変化する可能性が考えられている。つまり、短い時間スケールと長い時間スケールの時で、DFA α 値の傾きが異なる可能性がある。Delignieres et al. (2011) は、COP 位置を DFA した結果、クロスオーバーは存在しなかったが、COP 速度を DFA した結果、クロスオーバーの存在を認めたと報告しており、安静時の立位姿勢は COP 位置ではなく、COP 速度の情報に基づいて制御されている可能性を示唆している。本実験においては、線形トレンド除去後の COP 位置を変数として用いていたが、今後は、短い時間スケールと長い時間スケールによる α 値の傾きの変化や、速度変数を用いた時の変化も検討していく必要があると考える。

DCCA に関しては、試行の組み合わせを入れ替えた場合の ρ DCCA (n) の傾きを算出し、二者の時系列の複雑性の一致について詳細に検討する必要もあると考える。さらに、複雑性の一致は、パワースペクトル密度 (PSD) の両対数プロットの傾きからも定量することができると言われており、 ρ DCCA (n) の傾きと合わせて評価していく必要もあると考える。

謝辞

本研究は科研費新学術領域研究 No.B01-K104 「トランスカルチャー状況下における顔身体学の構築—多

文化をつなぐ顔と身体表現―」の助成を受けたものです。

参考文献

- [1] Abney, D. H., Paxton, A., Dale, R., & Kello, C. T. (2014). Complexity matching in dyadic conversation. *Journal of Experimental Psychology: General*, 143(6), 2304-2315.
- [2] Blaszczyk, J. W., & Klonowski, W. (2001). Postural stability and fractal dynamics. *Acta Neurobiologiae Experimentalis*, 61(2), 105-112.
- [3] Blazquez, M. T., Anguiano, M., Arias de Saavedra, F., Lallena, A. M., & Carpena, P. (2009). Study of the human postural control system during quiet standing using detrended fluctuation analysis. *Physica A*, 388(9), 1857-1866.
- [4] Collins, J. J., & De Luca, C. J. (1993). Open-loop and closed-loop control of posture: A random-walk analysis of center-of-pressure trajectories. *Experimental Brain Research*, 95(2), 308-318.
- [5] Delignieres, D., & Marmelat, V. (2014). Strong anticipation and long-range cross-correlation: Application of detrended cross-correlation analysis to human behavioral data. *Physica A*, 394, 47-60.
- [6] Delignieres, D., Torre, K. Bernard, P. (2011). Transition from persistent to anti-persistent correlations in postural sway indicates velocity-based control. *PLoS Computational Biology*, 7(2).
- [7] Golinska, A. K. (2012). Detrended fluctuation analysis (DFA) in biomedical signal processing: selected examples. *Studies in Logic, Grammar and Rhetoric*, 29(42), 107-115.
- [8] Jeka, J., Oie, K., Schoner, G., Dijkstra, T., & Henson, E. (1998). Position and velocity coupling of postural sway to somatosensory drive. *Journal of Neurophysiology*, 79(4), 1661-1674.
- [9] Johannsen, L., Guzman-Garcia, A., & Wing, A. M. (2009). Interpersonal light touch assists balance in the elderly. *Journal of Motor Behavior*, 41(5), 397-399.
- [1 0] Johannsen, L., Wing, A. M., & Hatzitaki, V. (2012). Contrasting effects of finger and shoulder interpersonal light touch on standing balance. *Journal of Neurophysiology*, 107(1), 216-225.
- [1 1] Kouzaki, M., Masani, K., Akima, H., Shirasawa, H., Fukuoka, H., & Kanehisa, H. (2007). Effects of 20-day bed rest with and without strength training on postural sway during quiet standing. *Acta Physiologica*, 189(3), 279-92.
- [1 2] Marmelat, V., & Delignieres, D. (2012). Strong anticipation: complexity matching in interpersonal coordination. *Experimental Brain Research*, 222(1-2), 137-148.
- [1 3] McClenaghan, B. A., Williams, H., Dickerson, J., & Thombs, L. (1994). Spectral signature of forces to discriminate perturbations in standing posture. *Clinical Biomechanics*, 9(1), 21-27.
- [1 4] Miyata, K., Varlet, M., Miura, A., Kudo, K., & Keller, P. E. (2018). Interpersonal visual interaction induces local and global stabilisation of rhythmic coordination. *Neuroscience Letters*, 682(24), 132-136.
- [1 5] Miyata, K., Varlet, M., Miura, A., Kudo, K., & Keller, P. E. (2017). Modulation of individual auditory-motor coordination dynamics through interpersonal visual coupling. *Scientific Reports*, 7(1), 16220.
- [1 6] Nakayama, Y., Kudo, K., & Ohtsuki, T. (2010). Variability and fluctuation in running gait cycle of trained runners and non-runners. *Gait and Posture*, 31(3), 331-335.
- [1 7] Okano, M., Kurebayashi, W., Shinya, M., Kudo, K. (2019) Hybrid dynamics in a paired rhythmic synchronization-continuation task. *Physica A*.524, 625-638.
- [1 8] Okazaki, S., Hirotsu, M., Koike, T., Bayard, J. B., Takahashi, H. K., Hashiguchi, M., Sadato, N. (2015). Unintentional interpersonal synchronization represented as a reciprocal visuo-postural feedback system: A multivariate autoregressive modeling approach. *PLoS ONE*, 10(9).
- [1 9] Reynolds, R. F., & Osler, C. J. (2014). Mechanisms of interpersonal sway synchrony and stability. *Journal of the royal society interface*, 11 (101), 1-11.
- [2 0] Roume, C., Almurad, Z. M. H., Scotti, M., Ezzina, S., Blain, H., & Delignieres, D. (2018). Windowed detrended cross-correlation analysis of synchronization processes. *Physica A: 503*, 1131-1150.
- [2 1] Schmit, J. M., Regis, D. I., & Riley, M. A. (2005). Dynamic patterns of postural sway in ballet dancers and track athletes. *Experimental brain research*, 163(3), 370-378.
- [2 2] Strogatz, S. H. (2015). ストロガッツ 非線形ダイナミクスとカオス 数学的基礎から物理・生物・化学・工学への応用まで (田中久陽・中尾裕也・千葉逸人訳) . 丸善出版株式会社. p. 1-3.
- [2 3] Varlet, M., Stoffregen, T. A., Chen, F., Alcantara, C., Marin, L. & Bardy, B. G. (2014). Just the sight of you: Postural effects of interpersonal visual contact at sea. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception*

and Performance, 40(6), 2310-2318.

- [2 4] Wang, C., & Yang, W. (2012). Using detrended fluctuation analysis (DFA) to analyze whether vibratory insoles enhance balance stability for elderly fallers. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 55(3), 673-676.
- [2 5] West, B. J., Geneston, E. L., & Grigolini, P. (2008). Maximizing information exchange between complex networks. *Physics Reports*, 468(1-3),1-99.
- [2 6] Winter, D. A. (1995). Human balance and posture control during standing and walking. *Gait & Posture*, 3(4), 193-214.
- [2 7] Zebende, G. F. (2011). Deca cross-correlation coefficient: Quantifying level of cross-correlation. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 390(4), 614-618.