

原 著

## 安静立位における同一個人の複数回の足圧中心に対する ARIMA モデルのあてはめ

### Fitting the Center of Pressure at Multiple Resting Position of the Individual to an ARIMA Model

竹内 直子<sup>1) 2)</sup> 久利 彩子<sup>3)</sup> 綿森 葉子<sup>1)</sup>

**Abstract :** In order to prevent falls, it is necessary to know how the individual standing position is unstable. By grasping the normal standing position of the individual, we were able to observe the fluctuation of instability within individuals, which may lead to more effective prevention of falls. The purpose of this study is to explore the suitable sampling frequency to fit the center of pressure (COP) at multiple resting positions of the individual. In addition, we aim to estimate the parameters of a specific ARIMA (p, d, q) model. The two subjects were females in their 50s, and the COP at the open-eyes open-legs standing position was measured for 30 seconds at a sampling frequency of 100Hz. A total of 40 trials were obtained for each subject. Data sets corresponding to measurement at 50Hz, 25Hz, 20Hz, 10Hz were created by downsampling. As a result of fitting ARIMA models to these data, the two subjects had stationarity in the first order differential series in many trials. When the number of trials unsuitable for the ARIMA model is the smallest, the sampling frequency was 20Hz. Furthermore, (1, 1, 2), (2, 1, 0), and (2, 1, 2) are considered candidates for the parameters (p, d, q).

**Key words :** Both legs standing, COP, ARIMA model, speed

**要 約 :** 人の転倒を防止するために、個々の立位がどのように不安定であるか知ることが必要である。個人の通常の立位状況を把握することができれば、個人内での不安定さの変動がわかり、より有効な転倒防止につなげられると考えた。本研究の目的は、同一個人の複数回の安静立位時の足圧中心 (Center of Pressure : COP) を特定の ARIMA(p, d, q) モデルにあてはめるために適したサンプリング周波数と次数 (p, d, q) を探索することである。対象者を 50 歳代女性 2 名とし、開眼開脚立位での COP を、サンプリング周波数 100Hz で 30 秒間計測し、被験者ごとに 40 試行のデータを得た。ダウンサンプリングにより 50Hz、25Hz、20Hz、10Hz での計測に相当するデータセットも作成した。これらのデータに対し、ARIMA モデルのあてはめを試みた結果、両名とも 1 階差分系列で定常性が多くみられた。ARIMA モデルにあてはまらない試行数を最も少なくするサンプリング周波数は、20Hz であり、次数 (p, d, q) は、(1,1,2)、(2,1,0)、(2,1,2) が候補と考えられた。

**キーワード :** 両脚立位、COP、ARIMA モデル、速度

Naoko Takeuchi

E-mail : takeuchinaoko.g@gmail.com

- 1) 大阪府立大学 理学系研究科
  - 2) 大阪河崎リハビリテーション大学 研究員
  - 3) 大阪河崎リハビリテーション大学  
リハビリテーション学部 理学療法専攻
- 2018 年 9 月 20 日受付、2018 年 11 月 9 日受理

## 1 はじめに

内閣府「平成29年版高齢社会白書」によると、転倒・骨折は要介護にいたる原因の4位であり、転倒予防は健康寿命延伸にとって重要な課題である。人の転倒を防止するために、個々の立位がどのように不安定であるか知ることが必要である。また、個人の通常の立位状況から、現在の立位はどれだけ違う状態にあるのかが認識できれば、個人内での不安定さの変動もわかる。そのためには、不安定さの評価が、曖昧な主観的評価ではなく、客観的に明白であることが重要と思われる。これにより、転倒防止は、より有効に行われると考える。

立位安定性の評価は、立位保持時間や動揺の軌跡長、面積といった指標を用いることが多い<sup>1)</sup>。人の立位状況は時間と共に変化することを考えると、これらの指標に含まれない時間経過に沿った情報が表現されることが必要と考えられる。時系列データである立位時の足圧中心 (Center of Pressure : COP) は、個人のバランス戦略を知るための情報が含まれていると思われる、この時系列解析は、個人の立位状況の把握に重要な役割を果たすと考える。

時系列解析について、本研究で用いたモデルについてまとめておく。基本的な時系列解析における対象データは、弱定常な時系列データであり、この定常な時系列データを対象としたモデルとして、広く用いられているものに、 $p$  次の自己回帰モデル (AutoRegressive model) :  $AR(p)$ 、 $q$  次の移動平均モデル (Moving Average model) :  $MA(q)$  がある。 $AR(p)$  は、 $p$  時点前までのデータを説明変数として自己回帰を行うモデル、 $MA(q)$  は、 $q$  時点前までのノイズを含めるモデルである。さらに、 $p$  次の自己回帰モデルと  $q$  次の移動平均モデルを組み合わせた自己回帰移動平均モデル :  $ARMA(p, q)$  がある。一方、定常ではない非定常な時

系列データに対しては、自己回帰和分移動平均モデル (AutoRegressive Integrated Moving Average model) :  $ARIMA(p, d, q)$  がある。これは、原系列に対し  $d$  回差分操作を行った系列に、 $ARMA(p, q)$  モデルをあてはめるものである<sup>2,3)</sup>。

時系列解析を COP に適用させたものとして、山下ら<sup>4)</sup> は、立位姿勢における身体動揺の前後方向成分を1次元 AR 過程とみなして AR モデルを作成し、その妥当性を確認しており、さらに、それをシミュレートした結果から、動揺の激しさと分散の大きさが対応することを報告している。また、2次元 AR モデルをあてはめ、推定されたモデルにより作用点動揺をシミュレートする方法を述べ、シミュレーション結果は測定データの特徴をよく再現していたことを報告している<sup>5)</sup>。これらは、1試行に対し1つのモデルのあてはめを行っている。

重心動揺図は、同一個人でも測定ごとに異なり、通常と異なる状態がどのような状態かを知るためには、同一個人の複数回の COP から共通した特徴を記述する必要がある。しかし、同一個人の複数回の COP に対し、特定のモデルをあてはめた報告は見当たらない。複数回の COP にあてはまるモデルが特定できれば、通常状態からの逸脱を発見することに役立つと考えられる。そこで、本研究では、安静立位での、同一個人の複数回の COP に対し、AR モデルの拡張である  $ARIMA$  モデルのあてはめを試み、特定の次数 ( $p, d, q$ ) によるあてはめが可能か否かを評価した。また、同一の COP データに対しダウンサンプリングによってサンプリング周波数を変えた場合、モデルのあてはめにどのような影響が出るか検討を行った。これらにより、サンプリング周波数と次数 ( $p, d, q$ ) の組合せのうち、モデルへのあてはまりが良いものを探索した。

本研究の目的は、同一個人の複数回の安静立

位時 COP に特定の ARIMA モデルをあてはめるために適したサンプリング周波数と次数(p, d, q) を探索することである。

## 2 方法

### 2.1 対象

対象者は、健康女性 50 歳代 2 名（被験者 A、被験者 B）とした。選定基準は、認知症がなく自立歩行が可能な者とした。対象者には、事前に本研究の目的、内容、参加の自由等を口頭にて説明し、研究参加の同意を得た。本研究は、大阪河崎リハビリテーション大学研究倫理審査委員会の承認を得た（承認番号 OKRU28-A018）。

### 2.2 実験方法

#### 2.2.1 計測条件

被験者に、重心動揺計 UM - BAR II（ユニメック社）上で、裸足、自然開脚、開眼、上肢は自然に下垂させた状態で立位保持させ、COP の計測を行った。計測中は、前方 2m 高さ 1.6m の印を注視させた。サンプリング周波数は 100Hz、計測時間は 30 秒とした。

#### 2.2.2 データ収集

被験者の計測肢位が安定したことを確認し、計測者は「開始します」と口頭指示を出し同時に計測を開始した。30 秒後、自動的に計測が終了した後に被験者へ終了したことを知らせた。測定は連続して 2 回行った。被験者ごとに 40 回分の COP データを取得した。

### 2.3 解析方法

#### 2.3.1 解析区間

計測者の口頭指示による立位重心動揺への影響を除くため、記録した 30 秒間のデータのうち、計測開始後 5 ～ 30 秒の 25 秒間のデータを解析対象とした。

#### 2.3.2 ダウンサンプリングによるデータセットの作成

機器の最大性能であるサンプリング周波数 100Hz で計測を行った。しかし、COP のモデル化に適したサンプリング周波数は不明である。そこで、計測により得たデータセットから、サンプリング周波数がそれぞれ 50Hz、25Hz、20Hz、10Hz での計測に相当するデータセットを、以下の通り作成した。左右方向 COP の解析対象である 25 秒間のオリジナルのデータセットを X100 とした。これはサンプリング周波数 100Hz のデータセットであり、X100 には 2501 個のデータが含まれる。X100 からデータを 2 個間隔で抽出、すなわちサンプリング周波数 50Hz での計測に相当する 1251 個のデータにしたものを X50 とした。同様に、4 個間隔で抽出すなわち 25Hz 相当、625 個のデータにしたものを X25、5 個間隔で抽出すなわち 20Hz 相当、501 個のデータにしたものを X20、10 個間隔で抽出すなわち 10Hz 相当、251 個のデータにしたものを X10 とした。前後方向の COP についても、同様に、データセット Y100 から、Y50、Y25、Y20、Y10 を作成した。図 1 に、サンプリング周波数ごとの COP の代表例を示す。

#### 2.3.3 統計

統計解析には、統計解析ソフトウェア R（The R foundation for Statistical Computing）（以下、R）を用いた。有意水準は 5% とした。

#### 2.3.4 モデルの作成と評価

データセット X100、X50、X25、X20、X10、および Y100、Y50、Y25、Y20、Y10 ごとに ARIMA モデルの次数推定を行った。次数の選択には R の auto.arima 関数を用いた。ARIMA(p, d, q) の次数 p, d, q の値の範囲を、 $p: 0 \sim 2$ 、 $d: 0 \sim 2$ 、 $q: 0 \sim 2$  に制限した。次数選択の判断基準には、赤池情報量基準（An Information

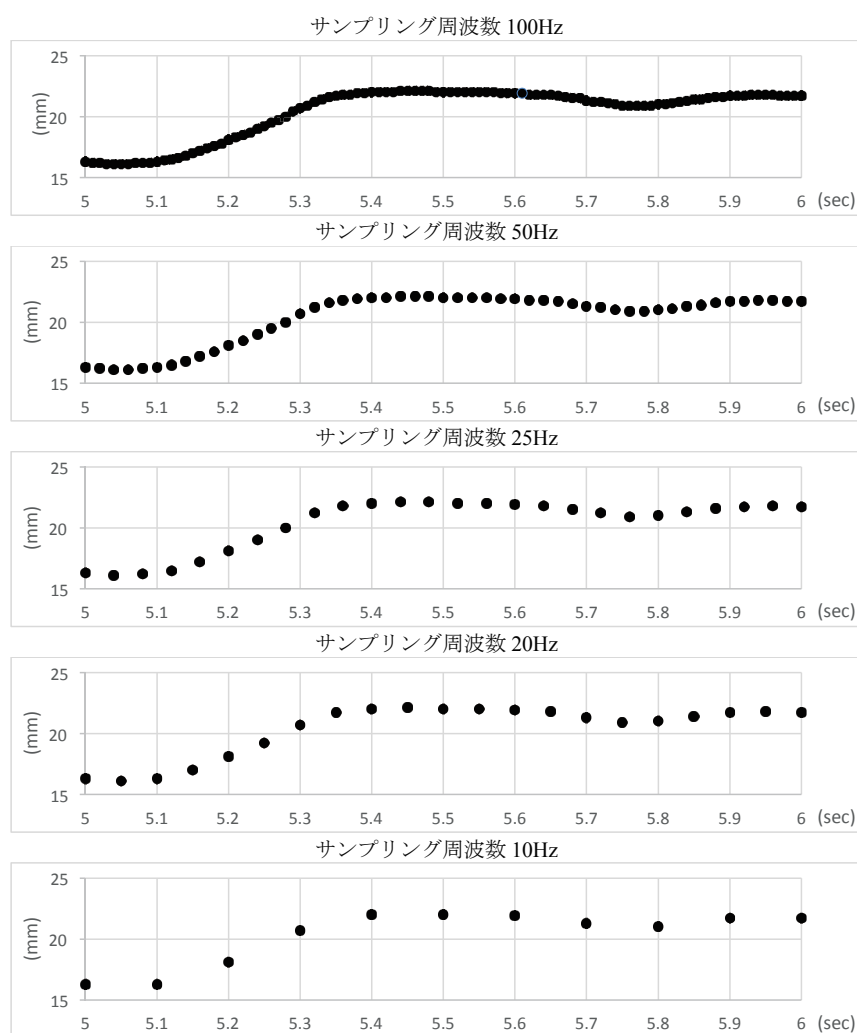


図1 COPの代表例(計測開始後5～6秒、前後方向)

Criterion : AIC) を用いた。

推定された次数による ARIMA モデル（以下、推定モデル）が適切であるかどうか残差検定により診断した。残差の独立性の検定には、R の checkresiduals 関数を用いて Ljung-Box 検定を行った。残差の正規性の検定は、R の jarque.bera.test 関数を用いて行った。また、R の tsdiag 関数を用いて、残差の独立性と正規性をグラフにより確認した。

### 3 解析と結果

#### 3.1 推定モデル

被験者 A、B のそれぞれ 40 試行における、デー

タセット X100、X50、X25、X20、X10、および Y100、Y50、Y25、Y20、Y10 ごとの推定モデル ARIMA(p, d, q) の次数 (p, d, q) の内訳を表 1 に示す。被験者 A、B ともデータセット X100、Y100 では推定モデルが ARIMA(2,1,2) に集中しており、他のデータセットでは推定モデルにばらつきがみられた。

#### 3.2 モデルの絞り込み 1

推定モデル ARIMA(p, d, q) の次数 (p, d, q) の組合せにはばらつきが見られたが、次数 d に注目すると、被験者 A の X50 を除いて次数 d は 1 に集中していると言える。推定モデルの次数 d の内訳を表 2 に示す。そこで、次数 d を 1

に限定し、再度 ARIMA モデルの推定を行った。  
推定モデルの次数(p, l, q)の内訳を表 3 に示す。

### 3.3 次数 d = 1 への絞り込みの評価

次数 d の値を 0 ~ 2 の範囲で推定した場合と 1 に限定した場合のそれぞれの推定モデルに対し残差検定を行った。40 試行中、残差検定により不適切と判断されたモデル数を表 4 に示す。この結果より、次数 d を 1 に限定したことによって、モデルのあてはめが不適切となる試行数に影響はないと考えた。

### 3.4 モデルの絞り込み 2

次数 d を 1 に限定した推定モデルに対し行った残差検定によって不適切と判断されなかったものの内訳を表 5 に示す。最も多かった推定モデルは、左右方向は、被験者 A、B ともに X100 での ARIMA (2,1,2) であり、被験者 A で

は 40 試行中 22 試行 (55%)、被験者 B では 40 試行中 18 試行 (45%) であった。前後方向は、被験者 A が Y100 での ARIMA (2,1,2) であり 40 試行中 22 試行 (55%)、被験者 B が Y100 と Y50 での ARIMA (2,1,2) であり 40 試行中 16 試行 (40%) あった。

次に、すべてのデータセットにおいて、次数を (0,1,2)、(1,1,0)、(1,1,1)、(1,1,2)、(2,1,0)、(2,1,1)、(2,1,2) に限定した ARIMA モデルを、それぞれ 40 試行すべてにあてはめ、残差検定を行った。残差検定の結果、不適切と判断されなかったものの内訳を表 6 に示す。40 試行のうち、残差検定の結果、不適切と判断されなかったものの数が最も多かったのは、左右方向は、被験者 A が X100 での ARIMA (2,1,2) であり 23 試行 (58%)、被験者 B が X20 での ARIMA (2,1,0) であり 29 試行 (73%) であった。前後方向は、被験者 A、B ともに Y20 での ARIMA (2,1,0) で

表 1 40 試行においてデータセットごとに推定された ARIMA モデルの次数 (p, d, q) の内訳

被験者 A											
(p, d, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, d, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(2,0,0)		22	3	9	7	(2,0,0)					1
(2,0,1)			3	1	1	(2,0,1)			1	2	2
(2,0,2)	1	2		5	3	(2,0,2)		2	1	1	1
(0,1,2)					1	(0,1,2)					5
(1,1,0)				1	6	(1,1,0)					2
(1,1,2)			14	19	2	(1,1,1)			1	15	10
(2,1,0)			6		2	(1,1,2)		5	12	5	
(2,1,1)				1	9	(2,1,0)			11	2	6
(2,1,2)	39	16	14	4	9	(2,1,1)			2	4	2
合計	40	40	40	40	40	(2,1,2)	39	33	12	11	11
						(1,2,2)	1				
						合計	40	40	40	40	40
被験者 B											
(p, d, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, d, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(1,0,2)					1	(2,0,0)					5
(2,0,1)		1	2	1	1	(2,0,1)			2	1	2
(2,0,2)		1	1	5	4	(2,0,2)	1	2	2	3	1
(0,1,1)					1	(0,1,2)					2
(0,1,2)			4	5		(1,1,0)				1	2
(1,1,0)					8	(1,1,1)			8	14	
(1,1,1)			7	5	5	(1,1,2)		13	8	10	
(1,1,2)		16	11	21	3	(2,1,0)			2	1	8
(2,1,0)					5	(2,1,1)				3	14
(2,1,1)				1	1	(2,1,2)	39	25	18	7	6
(2,1,2)	40	22	15	2	11	合計	40	40	40	40	40
合計	40	40	40	40	40						

次数 p, d, q は、p : 0 ~ 2、d : 0 ~ 2、q : 0 ~ 2 に制限した。

X は左右方向の、Y は前後方向のデータを示す。数字はサンプリング周波数を示す。

表2 40試行においてデータセットごとに推定されたARIMA(p, d, q)の次数dの内訳

被験者 A

次数d	X100	X50	X25	X20	X10	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
d=0	1	24	6	15	11	0	2	2	3	4
d=1	39	16	34	25	29	39	38	38	37	36
d=2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
合計	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40

被験者 B

次数d	X100	X50	X25	X20	X10	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
d=0	0	2	3	6	6	1	2	4	4	8
d=1	40	38	37	34	34	39	38	36	36	32
合計	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40

表3 40試行においてデータセットごとに推定されたARIMAモデルの次数(p, 1, q)の内訳  
(次数p, qは、p: 0~2、q: 0~2に制限した)

被験者 A

(p, d, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, d, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(0,1,2)					2	(0,1,2)					6
(1,1,0)				1	8	(1,1,0)					2
(1,1,1)			15	21	3	(1,1,1)			1	17	11
(1,1,2)		23	3	13	2	(1,1,2)		5	14	6	
(2,1,0)			7		5	(2,1,0)			11	2	6
(2,1,1)				1	10	(2,1,1)			2	4	3
(2,1,2)	40	17	15	4	10	(2,1,2)	40	35	12	11	12
合計	40	40	40	40	40	合計	40	40	40	40	40

被験者 B

(p, d, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, d, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(0,1,1)					1	(0,1,2)					2
(0,1,2)			4	5	2	(1,1,0)				1	3
(1,1,0)					8	(1,1,1)			9	16	
(1,1,1)			9	6	7	(1,1,2)		13	9	12	1
(1,1,2)		17	11	26	4	(2,1,0)			2	1	11
(2,1,0)					5	(2,1,1)				3	16
(2,1,1)				1	2	(2,1,2)	40	27	20	7	7
(2,1,2)	40	23	16	2	11	合計	40	40	40	40	40
合計	40	40	40	40	40						

表4 推定モデルに対し行った残差検定により、40試行中、不適切なモデルと判断された数

被験者 A

次数d	X100	X50	X25	X20	X10	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
d=0~2	18	19	20	22	20	18	20	20	14	11
d=1	18	19	20	23	22	18	20	20	14	12

被験者 B

次数d	X100	X50	X25	X20	X10	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
d=0~2	22	25	26	17	21	24	18	23	20	19
d=1	22	24	27	18	23	24	18	23	21	19



表 5 推定された次数 (p, 1, q) (表 3) のうち、残差検定によって不適切と判断されなかったものの内訳

被験者 A											
(p, 1, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, 1, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(0,1,2)						(0,1,2)					4
(1,1,0)					3	(1,1,0)					1
(1,1,1)			7	7		(1,1,1)				8	8
(1,1,2)		10		8	2	(1,1,2)		3	8	4	
(2,1,0)			6		3	(2,1,0)			7	2	4
(2,1,1)				1	6	(2,1,1)			1	4	2
(2,1,2)	22	11	7	1	4	(2,1,2)	22	17	4	8	9
合計	22	21	20	17	18	合計	22	20	20	26	28

被験者 B											
(p, 1, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, 1, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(0,1,2)			2	1	1	(0,1,2)					2
(1,1,0)					3	(1,1,0)				1	2
(1,1,1)			1	4	5	(1,1,1)			3	9	
(1,1,2)		6	3	15	2	(1,1,2)		6	4	4	1
(2,1,0)					2	(2,1,0)			1	1	3
(2,1,1)					1	(2,1,1)				2	8
(2,1,2)	18	10	7	2	3	(2,1,2)	16	16	9	2	5
合計	18	16	13	22	17	合計	16	22	17	19	21

表 6 40 試行すべてに対し特定の次数 (p, 1, q) をあてはめ、残差検定によって不適切と判断されなかった試行数

被験者 A											
(p, 1, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, 1, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(0,1,2)	0	0	0	0	3	(0,1,2)	0	0	0	0	16
(1,1,0)	0	0	3	2	12	(1,1,0)	0	0	1	0	9
(1,1,1)	0	0	18	13	13	(1,1,1)	0	0	13	20	21
(1,1,2)	11	18	20	17	13	(1,1,2)	4	13	19	23	20
(2,1,0)	0	4	16	19	13	(2,1,0)	0	0	18	31	19
(2,1,1)	0	4	16	15	18	(2,1,1)	0	0	18	23	23
(2,1,2)	23	22	20	17	18	(2,1,2)	17	20	20	25	25

被験者 B											
(p, 1, q)	X100	X50	X25	X20	X10	(p, 1, q)	Y100	Y50	Y25	Y20	Y10
(0,1,2)	0	0	3	5	9	(0,1,2)	0	0	0	1	7
(1,1,0)	0	0	0	0	11	(1,1,0)	0	0	0	1	7
(1,1,1)	0	0	9	9	15	(1,1,1)	0	0	14	15	12
(1,1,2)	4	11	9	22	15	(1,1,2)	1	19	17	18	15
(2,1,0)	0	1	4	29	15	(2,1,0)	0	0	12	24	15
(2,1,1)	0	1	7	11	15	(2,1,1)	0	2	14	17	18
(2,1,2)	18	15	13	21	17	(2,1,2)	23	22	17	18	20

あり、被験者 A では 31 試行 (78%)、被験者 B では 24 試行 (60%) であった。

## 4 考察

本研究では、開眼開脚立位で、同一個人の複数回の COP に対し、ARIMA モデルの次数推定を探索的に試みた。データの取得はサンプリング周波数 100Hz で行ったが、重心動揺検査の基準は「20Hz 以上」となっており<sup>6)</sup>、必ずしも

100Hz で計測されるものではない。同一の立位であっても、サンプリング周波数が異なると時系列データとしては異なるものになる。そこで、モデル推定に適したサンプリング周波数を調べるために、サンプリング周波数 100Hz、50Hz、25Hz、20Hz、10Hz に相当するデータセットをダウンサンプリングにより作成した。

モデルが特定できた場合、そのモデルから個人の通常状態での COP のふるまいを表すことができる。そこからの逸脱が異常な状態として

検知されることになるが、一般に、推定モデルを利用する際、次数  $p, d, q$  が高すぎると実用的ではない。そのため、本研究では、次数  $p, d, q$  は、 $p:0 \sim 2, d:0 \sim 2, q:0 \sim 2$  の範囲に制限した。この条件のもとで人の安静立位時 COP に対して ARIMA モデルへのあてはめを試みた結果、ARIMA( $p, d, q$ ) の次数  $d$  を 1 に限定することが可能であった。次数  $d$  は、原系列に対して行う差分操作の回数を示すもので、本研究の場合、データの原系列 ( $d = 0$ ) は COP の位置系列、1 階差分系列 ( $d = 1$ ) は COP の速度系列、2 階差分系列 ( $d = 2$ ) は COP の加速度系列である。40 試行について得られた推定モデルの差分回数は、表 2 に示す通り、被験者 A では、データセット X50 を除いて  $d = 1$  が 6 割を超えていた。被験者 B では  $d = 1$  が 8 割を超えていた。このことから、開眼開脚立位での COP は、速度系列に対して定常性を持つことが多いと言えた。

同一個人の複数回の COP を特定の ARIMA モデルにあてはめるため、次数の絞り込みを行った結果、次数 ( $p, d, q$ ) の候補として (0,1,2)、(1,1,0)、(1,1,1)、(1,1,2)、(2,1,0)、(2,1,1)、(2,1,2) が得られた。40 試行すべてに対しこれらの次数をあてはめ、残差検定によって不適切と判断されなかった試行数 (表 6) が最大となったのは、左右方向では、被験者 A は X100 の (2,1,2)、被験者 B は X20 の (2,1,0) であり、被験者間に違いがみられた。前後方向では、被験者 A、B ともに Y20 での (2,1,0) であり、同じ次数による ARIMA モデルへ少なくとも 60% があてはまった。また、表 6 での値のばらつき方は、被験者間で類似しており、サンプリング周波数 20Hz、次数 (1,1,2)、(2,1,0)、(2,1,2) が、多い傾向となっている。このことは、これらサンプリング周波数と次数を用いることで、開眼開脚立位での 1 つの指針として、そこからの逸脱の程度を客観的に表現できる可能性があることが示唆された。

ARIMA( $p, d, q$ ) の次数  $p$  は、 $p$  時点前までの値が現時点の値に影響を与えることを意味し、次数  $q$  は、 $q$  時点前までの誤差が現時点の値に影響を与えることを意味する。サンプリング周波数が小さくなると、推定モデルの次数にばらつきがみられるが、これは、サンプリング周波数が小さくなるに従い、1 時点前に相当する実際の時間間隔が長くなることに起因すると考えられる。そのため、人の立位の特徴を特定のモデルで表す際には、サンプリング周波数が重要な要素であると言える。今回の測定肢位は開眼開脚立位であったが、より不安定となる閉眼開脚立位や片脚立位の場合、COP の移動速度が速くなるため<sup>7)</sup>、サンプリング周波数が 100Hz であっても次数のばらつきが予想される。今後、測定肢位による違い、さらに年代や疾患による違いも研究課題としたい。今回用いた ARIMA モデルは、時系列解析では広く用いられている手法であり、より柔軟性をもつ状態空間モデルの特殊な場合として含まれる<sup>8)</sup> ことなどからも、さらにあてはまりの良いモデルの検討材料になり得ると考えられる。また、今回は前後方向と左右方向の COP をそれぞれ単独にモデルへあてはめ、検討を行った。これを発展させ、前後方向と左右方向の COP が互いに影響を及ぼしあっていることを視野に入れ、多変量時系列モデルへのあてはめを試みたい。

## 5 結論

本研究では、同一個人の複数回の安静立位時 COP を特定の ARIMA モデルにあてはめるために適したサンプリング周波数と次数 ( $p, d, q$ ) を探索した。どちらの被験者についても多くの試行において、1 階差分系列つまり速度系列に定常性がみられた。40 試行中、ARIMA モデルにあてはまらない試行数を最も少なくするサンプリング周波数は 20Hz、次数は (1,1,2)、(2,1,0)、



(2,1,2) が候補と考えられた。

## 6 利益相反

本研究において、開示すべき利益相反はない。

### [参考文献]

- 1) 國弘幸伸: 重心動揺検査. 耳鼻咽喉科・頭頸部外科, 86:718-724, 2014.
- 2) 北川源四郎: 時系列解析入門. 岩波書店、東京、pp.75-81, 2017.
- 3) 馬場真哉: 時系列分析と状態空間モデルの基礎. R と Stan で学ぶ理論と実装. プレアデス出版、長野、pp.32-53, 2018.
- 4) 山下忠、谷口隆雄、舌間末博: 直立時の床反力作用点動揺の自己回帰モデル. バイオメカニズム, 6:89-95, 1982.
- 5) 山下忠、谷口隆雄、安藤誠、酒井正: 立位時の作用点動揺に対する 2 次元自己回帰モデル. バイオメカニズム, 7:206-216, 1984.
- 6) 浅井正嗣: 重心動揺検査の国際基準化とわが国の問題点と今後の動向. Equilibrium Research, 75:135-141, 2016.
- 7) 五島桂子: 重心動揺検査の検討—コンピュータ分析における検査項目と正常域—. Equilibrium Research, 45:368-387, 1986.
- 8) Petris G, Petrone S, Campagnoli P: Dynamic Linear Models with R. Springer, New York, 2009. [R によるベイジアン動的線型モデル. 朝倉書店、東京、pp.33-34, 88-89, 2013.]