

日本保健科学学会誌

June 2016
Vol. 19 No. 1



日本保健科学学会誌

The Journal of Japan Academy of Health Sciences



Vol. 19 No. 1

June 2016

日保学誌

J Jpn Health Sci

原 著

■看護師からみた患者との心理的距離—概念分析—	5
西田 三十一	
■交代制勤務を行う看護師のヒヤリ・ハット，インシデント，アクシデントに関連する要因	14
河西 洋子，石川 陽子，習田 明裕，志自岐 康子	
■重心動揺計を用いて測定した統合失調症患者の重心動揺とその関連要因の検討	24
古賀 誠，横道 洋司，丹波 正利，山縣 然太郎	
■4D-PET における新たな呼吸同期収集法の最適化	33
細川 翔太，小山 和也，井上 一雅	
■Measurement of radon and thoron concentrations in the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus building	40
Hiroshi Tsuruoka, Kazumasa Inoue, Shota Hosokawa, and Masahiro Fukushi	

学会だより	49
日本保健科学学会 会則	50
日本保健科学学会 細則	52
日本保健科学学会誌 投稿要領（日英）	54
編集後記	59

■原著

看護師からみた患者との心理的距離 —概念分析—

The psychological distance between the nurses and patients from nurses' point of view
— Concept Analysis —

西田 三十一

Mitoi Nishida

要 旨：看護師と患者との心理的距離は、看護師の患者へのケアに影響すると考える。本研究は、「看護師からみた患者との心理的距離」概念の特徴を明らかにし、定義することを目的とした。分析は、Rodgers の概念分析法を用い、心理的距離に関する 34 文献を抽出した。その結果、「看護師からみた患者との心理的距離」概念の属性は【患者情報の認知】、【患者への感情調整】、【専門職的役割意識】、【患者との一体感】、【動的な心の動き】、先行因子は【物理的交流】、【看護師の特性】、【相手の特性】、帰結は【看護師と患者の感情】、【患者・家族との信頼関係】、【患者への行為】が特徴として示され、本概念は、看護師が専門職的役割を意識しながら感情調整し、患者との一体感を捉える動的な心の動きであるということが定義された。本概念により、看護師が患者へのケアについて、心理的距離の視点から意識的に振り返ることを促進する可能性が示唆された。

キーワード：心理的距離、看護師、患者、概念分析

I はじめに

看護師は、日々の業務の中で、患者と何かを共有できているといった手ごたえから気持ちが近づいていると感じたり、患者を避けたいという思いから気持ちが遠ざかるなどの多様な感覚をもちながら患者との関係性を構築していると推察する。例えば、看護師と患者の心理的な距離感を質的に明らかにした研究では、患者と気持ちが共有できているというポジティブな感覚と共にとらえられる距離感や、看護師が患者とのかかわりに不安があるときに遠いと感じる距離感などがあることが報告されていた¹⁾。本研究では、このような看護

師が捉える心理的距離に着目する。

心理的距離について、新社会学辞典には、「人は、他の人に共感をおぼえ、強い親近感を抱くことがある一方で、それとは逆に、相手に親近感をもてず、さらには相手を見下したり拒否したりすることがあり、心理的距離とは、このような否定的関係の強弱を示す用語である」と記されている²⁾。多くの研究がなされている心理学の分野では、人が他者との間で感じる親近感や親密感であると述べられている³⁾⁴⁾。そして、親密感として心理的距離を感じるということは、相手に対する違和感・一体感・愛情などの対人感情を体験すること

1 聖徳大学看護学部看護学科 Department of Nursing, Faculty of Nursing, Seitoku University

であると説明している³⁾。その中でも、心理的距離を数値でとらえた表層的な尺度で測定している研究が多いことを問題視し、心理的距離とはどのような体験かについて構造的に解明する必要性を述べた報告がある⁴⁾。心理的距離には、自己から相手と相手から自己への2方向の距離があり、それらの距離は、内面的な表象層と行動的な表出層という2層から成るといった心理的距離の構造が示されていた⁴⁾。

心理的距離は、看護師個々が感じる感覚であり、多忙な業務の中ではあまり意識せずに患者との心理的距離をとっていることも多いと推測する。しかし、患者にケアをする看護師が患者との関わりをどのように感じているかということは、患者への看護行為に影響すると考えられ、自己の感覚を意識することは看護師の役割として必要であるといえる。心理的距離について、他分野では様々な報告がみられるが、看護学における患者との関わりは、一般的な対人関係における心理的距離とは異なり、看護師としての役割意識などが関与することが指摘されている¹⁾。ICN 看護師の倫理綱領によると、看護には、尊厳を保つ権利や敬意のこもった対応を受ける権利などの人権を尊重することがその本質として備わっていると示されている⁵⁾。つまり、患者へ否定的な感情をもっている際も、患者に害を与えるような行為を行わないという看護師の特徴的な役割があるといえる。看護師は、自己が患者との心理的距離をどのように捉えているかを自覚し、意識的に患者との援助的な人間関係を築くことが求められていると考える。

看護師と患者の心理的距離に関する先行研究の定義は、‘かわりの必要性を認知した対象に対して、看護師がかかわれると思う許容量に比し、どのくらい子どもと対応できているかという感覚¹⁾’、‘精神科看護師が患者との関係性を捉える時の主観的な表現のひとつ⁶⁾’などと示されている。これらの定義には、前述したような、心理学の分野で指摘されている心理的距離を構造的に捉えるということおよび看護師役割の特徴をふまえた内容が十分に含まれていない。そのため、本研究では、看護師からみた患者との心理的距離を定義することを目的とし、看護師が自己の患者への

ケアを振り返るといった活用可能性を検討した。

II 研究方法

心理的距離は看護師と患者との関係性の中で時間の経過と共に変化すると考えられる。よって、本研究では、概念を時代や状況に応じて変化するものであると捉えている Rodgers⁷⁾ の概念分析のアプローチを用いた。Rodgers のアプローチは、関心のある概念について明らかにし、概念分析のためにデータ収集する学問分野を選択し、文献を用い収集したデータから、用語の活用状況を先行因子、属性、帰結に分類し、概念がどのように用いられているのかを帰納的に分析し統合することで、概念の特徴を明らかにする。これらの手順に沿って、対象となる学問分野として、看護学、心理学、医学の3分野を選択した。文献検索は、医学中央雑誌、CiNii、PubMed を活用し、キーワードは「心理的距離」、「psychological distance」とした。

看護学分野の和文献は、医学中央雑誌では37件(原著論文、看護で制限)、CiNii では11件(キーワード「看護学」を追加)が抽出された。心理学分野の和文献は、医学中央雑誌では34件(原著論文で制限、心理学分野の論文を選択)、CiNii では46件(キーワード「心理学」を追加)が抽出された。医学分野の和文献は、医学中央雑誌では3件(原著論文で制限、医学分野の論文を選択)、CiNii では5件(キーワード「医学」を追加)が抽出された(検索日2010年8月)。また、英文献は、PubMed を用い、「psychological distance」がタイトルに含まれていることを条件に検索し、32件が抽出された。主に心理学分野であり看護学分野の文献は見当たらなかった(検索日2010年9月)。

最終的に、これらの文献のうち、心理的距離について用語の定義を示している、もしくは、この概念をどのように活用しているかについて明確に記述されている論文を抽出し、和文献は、看護学分野7件、心理学分野18件、医学分野1件、および、英文献は、心理学分野8件の計34件を本研究の分析の対象とした。

分析は、各文献の中で心理的距離の概念がどのように用いられているかについて注目し、先行因

表 1 看護師からみた患者との心理的距離 先行因子

カテゴリー	サブカテゴリー	文献	学問領域
物理的交流	看護師の家族との関わり	藤田ら, 2010	看護学
	患者-看護師間の物理的距離との関連	小野ら, 2009	看護学
	両者の間に存在するコミュニケーションの程度	山口・原野, 1992; 山口ら, 1997; 野本, 1997; 美山, 2003	心理学
	双方向の距離感の存在	山根, 2005	
看護師の特性	臨床経験年数	香月ら, 2006b; 香月, 2009	看護学
	病棟の特性	香月, 2009	看護学
	個人属性	美山, 2003	心理学
	自己概念肯定的	山口, 2004	心理学
	価値観	美山, 2003; 山口ら, 2003; 吉岡, 2008; 2009; Trope & Liberman, 2010; Hardy et al., 2010	心理学
		橋爪ら, 1987	医学
	看護師の対人関係能力	小野ら, 2009	看護学
	看護師の専門的実践能力	鈴木, 1998; 小野ら, 2009; 香月, 2009	看護学
	自分の対人関係能力	山口ら, 1997	心理学
	性格	山口・原野, 1992; 山口ら, 1997; Stephan et al., 2010	心理学
相手の特性	発達段階	金子, 1989; 坂井, 1991; 上野ら, 1994; 山口, 2004	心理学
		橋爪ら, 1987	医学
	生活背景	上野ら, 1994	心理学
		橋爪ら, 1987	医学

子, 属性, 帰結に関する文脈をデータとして抽出した。収集したデータは, 先行因子, 属性, 帰結ごとにラベルをつけてコード化した。そして, 共通性と相違性を考慮しながら抽象化することにより抽出されたカテゴリーから概念の特徴を明らかにし, 看護師からみた患者との心理的距離を定義した。

III 結果

分析の結果, 「看護師からみた患者との心理的距離」の特徴を示すカテゴリーとして, 3つの先行因子, 5つの属性, 3つの帰結が抽出された。尚, カテゴリーを【 】で表わす。

1. 先行因子

先行因子には, 【物理的交流】, 【看護師の特性】, 【相手の特性】の3つのカテゴリーが抽出された。(表1)

1) 【物理的交流】

心理学の分野において, 心理的距離が生じる前提として, 相手との物理的な交流が存在することがあげられ, どの程度交流するかが心理的距離に関与すると報告されていた⁴⁾⁸⁾⁻¹²⁾¹⁸⁾。

2) 【看護師の特性】

看護師の臨床経験年数, 価値観, 対人関係能力, 専門的実践能力などが抽出され, これらが患者との心理的距離のとり方に影響すると示されていた¹⁾³⁾⁶⁾⁹⁾¹⁰⁾¹²⁾¹⁴⁾¹⁵⁾¹⁷⁾²⁰⁾²¹⁾。

3) 【相手の特性】

心理学の分野において, 相手の性格, 発達段階, 生活背景が心理的距離に影響すると示されていた³⁾¹²⁾¹³⁾¹⁶⁾⁻¹⁹⁾²²⁾。看護学の心理的距離に関する文献では, 患者の特性に着目したものはなかった。

2. 属性

属性として, 【患者情報の認知】, 【患者への感情調整】, 【専門職的役割意識】, 【患者との一体感】, 【動的な心の動き】の5つのカテゴリーが抽出された。(表2)

1) 【患者情報の認知】

看護師が患者の病状や患者に関する状況をどの程度認知するかということであった³⁾⁶⁾⁸⁾⁹⁾。対象に関する情報を詳細に捉えているかというような解釈のレベルが心理的距離に影響するとの報告があり²⁰⁾²²⁾⁻²⁵⁾, 看護師が患者の情報をどの程度具体的に認知しているかということが患者との心理的距離に影響するといえる。

表2 看護師からみた患者との心理的距離 属性

カテゴリー	サブカテゴリー	文献	学問領域
患者情報の認知	患者の感情の認知	香月ら, 2006a; 香月, 2009	看護学
	患者の看護師への行為の認知	鈴木, 1998; 香月ら, 2006b; 小野ら, 2009; 香月, 2009; 藤田ら, 2010	看護学
	患者に関する状況の認知	小野ら, 2009; 香月, 2009; 藤田ら, 2010	看護学
	受動表象	山根, 2005	心理学
	受動表出	山根, 1987; 秋山ら, 1985; 坂井, 1991; 野本, 1997; 美山, 2003; 佐々木ら, 2005; 土田ら, 2009	心理学
	状況の抽象度の把握	山根, 1987; 美山, 2003; 山口, 2004	心理学
		Bar-Anan et al., 2006; 2007; Liberman & Förster, 2009; Trope & Liberman, 2010; Stephan et al., 2010	心理学
患者への感情調整	患者への肯定的感情	香月, 2009; 藤田ら, 2010	看護学
	患者への親密感	香月, 2009; 藤田ら, 2010	看護学
	看護師の患者に対する否定的感情	山口・原野, 1992; 山口ら, 1997; 山口, 2004	心理学
	能動表象	鈴木, 1998; 香月ら, 2006a	看護学
		坂井, 1991; 徳本, 2001; 勝又ら, 2008	心理学
	相手への感情の強さ	秋山ら, 1985; 山根, 1987; 橋爪ら, 1987; 坂井, 1991	心理学
	看護師の感情的安定のための患者との感情調整	Van Boven et al., 2010	心理学
専門職的役割意識	感情的安定のための感情調整	鈴木, 1998; 香月, 2009	看護学
	専門職者としての自分の感情の再確認	山根, 1987; 坂井, 1991; Bar-Anan et al., 2007	心理学
	専門職的役割の認識	鈴木, 1998; 香月ら, 2006a; 香月, 2009	看護学
	距離が一致しているかの察知	鈴木, 1998; 小野ら, 2009	看護学
患者との一体感	患者の受容	山根, 1987; 美山, 2003	心理学
	患者との共感	藤田ら, 2010	看護学
	信頼感	鈴木, 1998; 藤田ら, 2010	看護学
	共通の目標	山根, 2005	心理学
	強い心理的な結びつき	美山, 2003	心理学
	密着	Henderson, 2009	心理学
		板井, 1991	心理学
動的な心の動き	密着	橋爪ら, 1987; 徳本, 2001	医学
	動的な心の動き	美山, 2003; 藤井, 2004	心理学

また、看護師が、患者が自己に対してどのような思いを抱いていると推測できるか^{4)6)10)11)16)26)~28)32)}、さらに、自己へ表出している行為をどのように認知するか^{1)3)4)6)8)~10)21)}ということにより、患者から自己への距離感を捉えたと述べられていた。

2)【患者への感情調整】

看護師は患者に対して肯定的感情や否定的感情を抱き¹⁾³⁾⁶⁾⁸⁾¹²⁾¹⁶⁾¹⁸⁾²⁹⁾³⁰⁾³²⁾、その感情の強さが心理的距離に影響し³⁸⁾、患者への感情は、自己から患者への表象的な距離感であると述べられていた⁴⁾。そして、その自己の感情を再確認し¹⁾⁶⁾、看護師自身の感情的安定のために感情調整を行うことが抽出された¹⁾⁶⁾¹⁶⁾²⁴⁾³¹⁾。

3)【専門職的役割意識】

看護師からみた患者との心理的距離は、一般的な対人関係とは異なり、看護師としての役割意識が影響することが指摘されている¹⁾⁹⁾。そして、看護師が自己の感情を客観視する必要性が述べられていた¹⁾⁶⁾³²⁾。

4)【患者との一体感】

心理的距離は、自己が相手に感じる距離感と相手の自己に対する距離感が別途に存在し、それらは必ずしも同じ距離ではないというこの距離の二重性が対人関係における心理的距離の大きな特徴であると述べられている⁴⁾。これらの2方向の距離感がどの程度一致していると捉えるかということが心理的距離に影響すると述べられてい

表3 看護師からみた患者との心理的距離 帰結

カテゴリー	サブカテゴリー	文献	学問領域
看護師と患者の感情	看護師の肯定的感情の生成	鈴木, 1998; 細川, 2002; 藤田ら, 2010	看護学
	気楽な感情	山口, 2004	心理学
	看護師の否定的感情の生成	香月ら, 2006a	看護学
	看護師と患者の感情の変化	小野ら, 2009	看護学
	患者の精神的安定	坂井, 1991; 野本, 1997; 佐々木ら, 2005; 中武・佐藤, 2005; 土田ら, 2009	心理学
患者・家族との信頼関係	患者・家族との良好な信頼関係	鈴木, 1998; 細川, 2002; 藤田ら, 2010	看護学
		天貝, 1996	心理学
	患者との関係形成の困難さ	鈴木, 1998; 細川, 2002; 小野ら, 2009; 藤田ら, 2010	看護学
患者への行為	患者の理解とニーズに沿った援助	香月ら, 2006b; 小野ら, 2009; 藤田ら, 2010	看護学
	患者の不十分な理解と不適切な援助	細川, 2002; 香月ら, 2006b; 香月, 2009	看護学
		香月, 2009	看護学
	能動表出	山根, 1987; 坂井, 1991; 美山, 2003; 佐々木ら, 2005; Hardy et al., 2010	心理学
	相手への自己開示	山口ら, 1997; 美山, 2003; Hardy et al., 2010	心理学
	物理的距離への影響	橋爪ら, 1987 秋山ら, 1985	医学 心理学

た⁴⁾¹⁰⁾。これらは、相手との強い心理的な結びつき¹⁶⁾、対象との共通の目標がある³³⁾、密着¹⁷⁾³⁰⁾、患者と気持ちを共有し、共感するという¹⁾⁸⁾患者との一体感を意味する内容が示されていた。

5) 【動的な心の動き】

心理的距離は、生き生きとした躍動感をもつ力動的なものであり³⁴⁾、近づこうとする動きと遠ざかろうとする動きをもち、固定的ではなく動的に捉える必要性が述べられていた¹⁰⁾。

3. 帰結

帰結は、【看護師と患者の感情】、【患者・家族との信頼関係】、【患者への行為】の3つのカテゴリーが抽出された。(表3)

1) 【看護師と患者の感情】

看護師に満足感などの肯定的感情が生じることや看護師がバーンアウトに陥ること、患者の精神的安定に変化が生じると報告されていた¹⁾³⁾⁸⁾⁹⁾¹¹⁾¹⁶⁾²⁷⁾²⁸⁾³²⁾³⁵⁾³⁶⁾。

2) 【患者・家族との信頼関係】

看護師と患者・家族との関係性が良好になる、意志疎通が困難になるような変化が生じると示されていた¹⁾⁸⁾⁹⁾³⁶⁾³⁷⁾。

3) 【患者への行為】

心理学において、行為は心理的距離を表現するという意味では、目に見える形に記号化し表さ

れた心理的距離であり⁴⁾、自己開示の程度が心理的距離に影響すると示されていた¹⁰⁾¹²⁾¹⁴⁾。相手との心理的距離のとり方が物理的距離に影響する¹⁷⁾²⁶⁾。つまり、行為は、相手に対する思いや思考の結果を表出したものであり、互いに距離感を察知するために必要な要素であると述べられていた³⁾。看護師の患者への行為として、看護師による患者を理解した適切な援助や⁸⁾⁹⁾²¹⁾、患者についての不十分な理解による不適切な援助⁶⁾²¹⁾³⁶⁾が抽出された。

4. 「看護師からみた患者との心理的距離」の定義

本研究の分析から、先行因子は3つのカテゴリーが抽出された。看護師からみた患者との心理的距離は、両者に物理的交流による距離感が存在することが前提としてあげられ、看護師および相手の特性が影響することが示された。属性は5つのカテゴリーが抽出された。【患者情報の認知】は、患者の状況や看護師へ向けられた行為を看護師がどのように認知するかということや、看護師への感情をどのように推察するかということを示していた。【患者への感情調整】は、看護師が患者へ抱いた感情を、自己の感情的安定のために調整することが示されていた。【専門職的役割意識】は、心理学分野からは抽出されず、看護学分野に特徴的なカテゴリーであった。看護師は患者への感情を

もちながらも、同時に、自己が看護師役割を果たす存在であることを認識していた。【患者との一体感】は、患者との距離感がどの程度一致しているかを看護師がどのように捉えているかということであった。心理学分野において、心理的距離の概念を構造的に捉える必要性が指摘されていた。患者から自己(看護師)および自己(看護師)から患者への2方向の距離が存在することを示し、自己がその2方向の距離がどのように一致していると捉えるかといった構造的な視点により、このカテゴリは抽出された。【動的な心の動き】は、心理的距離が一定ではなく変化し続けるものであることを示すカテゴリであった。そして、帰結において抽出された3つのカテゴリである【看護師と患者の感情】や【患者・家族との信頼関係】および【患者への行為】は、属性において抽出された【患者との一体感】や【動的な心の動き】などにより変化するということが示された。

よって、「看護師からみた患者との心理的距離」は、「看護師と患者の感情や信頼関係の変化および患者への行為に至る過程において、看護師が関わりのある患者からの情報を認知し、専門職としての役割を意識し患者への感情を調整しながら、患者との一体感を捉える動的な心の動きである。」と定義した。

IV 考察

1. 「看護師からみた患者との心理的距離」概念

本分析から、「看護師からみた患者との心理的距離」の特徴を示すカテゴリは、3つの先行因子、5つの属性、3つの帰結が抽出された。これらから、心理学分野において指摘されていた構造的な側面³⁾を捉え、看護学分野において示されていた専門職的役割意識¹⁾を含む定義を示すことができた。

また、属性において、心理的距離は動的に変化するものであることが示された。これは、属性に示されたような患者情報の認知や患者との一体感などが、帰結に示されたような患者への感情および患者との信頼関係や患者への行為に影響し続けるということである。つまり、患者との信頼関係が構築されたり、患者への様々な行為が実践され

ることにより、再び、患者情報の認知内容や、患者との一体感の程度に変化が与えられ、心理的距離は近づいたり遠ざかったりするなどのように動的に変わり続けると考えられた。関わりをもった患者との心理的距離は、その後の関わりの中で様々に変化し続けるといえる。

2. 「看護師からみた患者との心理的距離」概念の活用

終末期患者に対する看護師の意識および行動に関連する要因を検討した研究では、患者との関わりに心的負担を感じる程、患者・家族とのコミュニケーションが不充分であることとの関連が示されている³⁹⁾。また、がん患者のケアに行き詰まりを感じている看護師の成長過程を探究した質的研究では、苦悩するがん患者の力になりたいと願いながらも、時に逃げ出したい気持ちになり、自己が傷つかないように距離を置いていたという内容が示されている⁴⁰⁾。つまり、看護師が患者との関わりをどのように感じているかということが、患者へのケアに大きく影響しており、看護師の心的負担や逃げたいという思いは、患者に向き合ったケアの実践を妨げているといえる。患者の苦悩を目の当たりにすることで看護師も様々な葛藤を抱くが、患者に寄り添ったケアを実践するために、看護師が患者への自己の感情や思いを振り返ることが必要である。本研究において、看護師からみた患者との心理的距離の特徴を表すカテゴリを示し、定義したことにより、具体的に振り返ることが可能となった。つまり、患者についてどのように認知しているか、自己の感情や看護師としての専門職的役割を意識しながら、患者との一体感をどう捉えているか等を自己の感情や思考を整理しながら見直し、看護師からみた患者との心理的距離の視点から患者との関係性を意識的に振り返ることを促進する可能性がある。

また、先行因子として看護師の価値観や対人関係能力などの【看護師の特性】や、心理学の文献で多くみられた相手の性格や生活背景などの【相手の特性】が心理的距離に影響すると示された。患者の特性が自己との関係性に影響を及ぼしていることを認識することのみではなく、看護師が自己の特性をみつめ直し自覚することも、患者との心

理的距離を形成するうえで重要であると考えられた。そして、患者情報をどのように認知し、患者との一体感を捉えるかなどということが、帰結として抽出された患者との信頼関係などに影響することが示された。病氣と共に生きる患者のニーズを知り、患者に寄り添った看護を実践するためには、看護師が患者と信頼関係を構築することが必要である。そのためにも、自己が患者とどのような心理的距離を築いているかを振り返り、患者との関係性を見つめ直すことは看護師に求められる役割であると考えられる。

3. 本研究の限界と今後の課題

心理的距離の研究は、看護学分野での報告は少なく、多くの報告がみられた心理学の分野における知見を主に活用し分析した。本研究では、看護学では看護師としての役割意識などが関与していることを述べた幾つかの文献と共に概念分析を実施し定義したが、概念を洗練するために、看護師を対象とした心理的距離についてさらに探究することが必要である。また、本概念の活用可能性を高めるために、心理的距離を構造的に示すという視点から、看護師を対象として看護師が患者との心理的距離をどのように捉え、意識的に調整しているかについて具体的に記述し明らかにすることが課題である。

謝辞：本研究を行うにあたりご指導くださいました首都大学東京大学院人間健康科学研究科勝野とわ子教授に深く感謝致します。

本論文は、2013年度首都大学東京大学院人間健康科学研究科に提出した博士論文に加筆・修正したものの一部である。

文 献

- 鈴木千衣：小児がん患者—看護婦関係における看護婦の心理的な距離感の構成因子と意味。看護研究, 31(2): 179-188, 1998.
- 森岡清美, 塩原勉, 本間康平：新社会学辞典。有斐閣, 東京, 1993.
- 山口正二：生徒と教師の心理的距離に関する実証的研究 最適な心理的距離・自己概念・学校適応からの検討。カウンセリング研究, 37(1): 8-14, 2004.
- 山根一郎：あなたと私の心理的距離：1-23, 青山社, 東京, 2005.
- フライ ST, 片田範子, 山本あい子訳：看護実践の倫理 第3版 倫理的意思決定のためのガイド：ICN 看護師の倫理綱領 xi, 日本看護協会出版会, 東京, 2010.
- 香月富士日：精神科における看護師の患者に対する心理的距離の関連要因。日本看護研究学会雑誌, 32(1): 105-111, 2009.
- Rodgers, B L: Concept analysis: an evolutionary view. Rodgers, B L, Knafl, K A, Concept Development in Nursing Foundations, Techniques and Applications (2nd ed): 77-102, Sanders Company, Philadelphia, 2000.
- 藤田千春, 永田真弓, 廣瀬幸美：小児看護学実習における受持ち児の家族と学生の心理的距離の変化。横浜看護学雑誌, 3(1): 32-38, 2010.
- 小野晴子, 佐野好久, 土井英子他：学生の「距離観」を形成する授業の研究 学生による自己評価のカテゴリー分析を通して。インターナショナルNursing Care Research, 8(1): 85-93, 2009.
- 美山理香：大学生の友人との心理的距離に関する基礎的研究。九州大学心理学研究, 4: 27-35, 2003.
- 野本文幸：『心理的距離テスト』の試み 摂食障害45例, 他の非精神病性疾患45例, 正常対照群286名の比較。精神医学, 39(4): 403-413, 1997.
- 山口正二, 斎藤直文, 徳永佳一, 他：生徒と教師の心理的距離の変容に関する研究：現状と理想のズレの視点より。教育相談研究, 35: 33-42, 1997.
- 金子俊子：青年期女子の親子・友人関係における心理的距離の研究。青年心理学研究, 3: 10-19, 1989.
- Hardy, S A, Bhattacharjee, A, Reed, Ii A, Aquino, K: Moral identity and psychological distance: the case of adolescent parental socialization. J Adolesc, 33(1): 111-23, 2010.
- 山口正二, 平田修太郎, 高坂則之：生徒と教師の心理的距離に関する実証的研究 授業形態および生徒の呼称の視点より。カウンセリング研究, 36(3): 221-230, 2003.
- 坂井修一：母親の子供に対する心理的距離の測定, 久留米医学会雑誌. 54(9): 572-589, 1991.
- 橋爪広好, 七浦久子, 坂井修一他：心理的距離テストの臨床応用に関する研究 Personal spaceと母子関係。福岡県医報, 1133: 24-31, 1987.
- 山口正二, 原野広太郎：心理的距離の測定および変

- 容に関する基礎的研究 生徒の性格特性と教師との心理的距離の関連性. 行動療法研究, 18(2): 87-96, 1992.
- 19) 上野行良, 上瀬由美子, 松井豊他: 青年期の交友関係における同調と心理的距離. 教育心理学研究, 42(1): 21-28, 1994.
 - 20) Trope, Y, Liberman, N : Construal-level theory of psychological distance. Psychol Rev, 117(2): 440-63, 2010.
 - 21) 香月富士日, 後藤雅博, 染矢俊幸: 患者—看護師間の心理的距離を構成する要素 精神科看護における心理的距離と感情の態度, バーンアウト, 看護経験との関係. 日本社会精神医学会雑誌, 15(1): 3-11, 2006b.
 - 22) Stephan, E, Liberman, N, Trope, Y : Politeness and psychological distance: a construal level perspective. J Pers Soc Psychol, 98(2): 268-280, 2010.
 - 23) Liberman, N, Förster, J : Distancing from experienced self: how global-versus-local perception affects estimation of psychological distance. J Pers Soc Psychol, 97(2): 203-216, 2009.
 - 24) Bar-Anan, Y, Liberman, N, Trope, Y, Algom, D : Automatic processing of psychological distance: evidence from a Stroop task. J Exp Psychol Gen, 36(4): 610-22, 2007.
 - 25) Bar-Anan, Y, Liberman, N, Trope, Y : The association between psychological distance and construal level: evidence from an implicit association test. J Exp Psychol Gen, 135(4): 609-22, 2006.
 - 26) 秋山俊夫, 板井修一, 小串武: 母親の子供に対する心理的距離の測定の試み. 小児の精神と神経, 25(1): 27-37, 1985.
 - 27) 土田恭史, 田中勝博, 鈴木澄香: 不等号を用いた親への心理的距離測定の試み. 目白大学心理学研究, 5: 43-52, 2009.
 - 28) 佐々木淳, 菅原健介, 丹野義彦: 羞恥感と心理的距離との逆U字の関係の成因に関する研究—対人不安の自己呈示モデルからのアプローチ. 心理学研究, 76(5): 445-452, 2005.
 - 29) 勝又陽太郎, 東海林麗香, 吉野菜穂子他: 児童との心理的距離感が小学校教員のストレス対処方略に与える影響. 千葉県立衛生短期大学紀要, 27(1, 2): 75-80, 2008.
 - 30) 徳本祥: 青年期における空虚感と親からの心理的分離との関連に関する研究. 心理臨床学研究, 19(2): 109-118, 2001.
 - 31) 山根一郎: 心理的距離と面識度水準の効果にもとづく対人経験の分析. 心理学研究日本心理学会, 57(6): 329-334, 1987.
 - 32) 香月富士日, 石塚麻衣子, 後藤雅博他: 精神科看護師の感情表出(EE)と患者—看護師間の心理的距離に関する研究. 日本看護学会誌, 15(2): 48-53, 2006a.
 - 33) Henderson, MD : Psychological distance and group judgments: the effect of physical distance on beliefs about common goals. Pers Soc Psychol Bull, 35(10): 1330-1341, 2009.
 - 34) 藤井恭子: 青年期の友人関係における心理的距離に関する研究動向と発達の意義. 愛知教育大学教育実践総合センター紀要, 7: 279-288, 2004.
 - 35) 中武章子, 佐藤静一: 高校生における教師への心理的距離と学校適応に関する研究. 久留米大学心理学研究, 4: 53-60, 2005.
 - 36) 細川つや子: 集中治療室実習における看護学生の心理的距離 患者, 家族, 指導教員, 看護師に焦点を当てて. インターナショナルNursing Care Research, 1(2): 91-96, 2002.
 - 37) 天貝由美子: 中・高校生における心理的距離と信頼感との関係. カウンセリング研究, 29: 130-134, 1996.
 - 38) Van Boven, L, Kane, J, McGraw, AP, et al. : Feeling close: emotional intensity reduces perceived psychological distance. J Pers Soc Psychol, 98(6): 872-85, 2010.
 - 39) 二渡玉枝, 入澤友紀, 碓井真弓他: 終末期患者に対する看護師の意識および行動に関連する要因の検討, がん看護, 8(3): 241-247, 2003.
 - 40) 久保五月: トータルペインを体験しているがん患者のケアに携わる看護師のパターンの変化 —M. Newmanの健康の理論に基づくパートナーシップの過程を通して—. 北里看護学誌, 5(1): 1-11, 2003.

Abstract : It is considered that the psychological distance between the nurses and patients influences the care for patients. The purpose of this study was to clarify the characteristics of the concept of “the psychological distance between the nurses and patients from nurses’ point of view,” and to define this concept. After identifying 34 articles, an analysis was conducted using the Rodgers’ method of concept analysis. The analysis revealed the following characteristics of psychological distance between the nurses and patients from nurses’ point of view. The attributes were: the cognition of patients’ information, controlling emotions toward patients, awareness of their professional roles, nurses’ sense regarding degree of togetherness with patients, and the dynamic movement of the mind. The antecedents were: the physical exchanges, characteristics of nurses, and characteristics of patients. The consequences were: the emotions of patients and their family, trusting relationship between nurses and patients and their family, and nurses’ behaviors toward patients. The proposed definition of the concept was the nurses’ dynamic movement of the mind which obtained the sense of togetherness with patients, controlling their emotions, while being conscious of their professional role. It was suggested that the nurses could consciously reflect on the care for patients from the perspective of psychological distance.

Key words : Psychological distance, Nurses, Patients, Concept analysis

(2014 年 9 月 29 日 原稿受付)

■原著

交代制勤務を行う看護師のヒヤリ・ハット、インシデント、 アクシデントに関連する要因

Factors associated with medical near-miss, incidents and accidents by nurses performing shift work

河西 洋子¹, 石川 陽子², 習田 明裕², 志自岐 康子³

Yoko Kasai¹, Yoko Ishikawa², Akihiro Shuda², Yasuko Shijiki³

要 旨：本研究は交代制勤務を行う看護師のヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデント発生に関連する要因を明らかにすることを目的とし、関東地域のA総合病院で交代制勤務を行う328名の看護師を対象に自己記入式調査票による調査を実施した。7日間の調査で報告された1165勤務をヒヤリ・ハット、インシデントあり群、なし群に分けて分析した結果、ヒヤリ・ハット、インシデント発生に有意差がみられたのは、看護師要因5変数（性別、当日の役割、眠気の有無、連続覚醒時間、疲労度）、患者要因2変数（看護必要度A得点、B得点）、環境要因4変数（当日の勤務、受け持ち患者数、勤務時間、休憩時間）であった。17時間を超える連続覚醒は、ヒヤリ・ハット、インシデント発生と有意な関連が見られ、長時間夜勤は医療安全上のリスク因子になることが示唆された。

キーワード：交代制勤務、ヒヤリ・ハット、インシデント、眠気、連続覚醒時間

I はじめに

医療の質の確保や国民ニーズの多様化により看護師に期待される役割や業務は拡大している。在院日数が短縮し、入院患者に占める重症者や高齢者の割合が増加したことにより、昼夜を問わず看護業務量が増えている中、患者に安全かつ的確なケアを実施するために、看護師は常に強い緊張感を持ちながら業務に携わっている現状である。

看護師の仕事が重労働だと言われる要因のひとつに夜勤がある。入院患者のいる病棟で働く看護

師にとって夜勤は必須の勤務形態であり、三交代勤務の「日勤→深夜勤→準夜勤」や「準夜勤→日勤」は人間のサーカディアンリズムに対して逆循環であること、勤務時間間隔が8時間以下となることで睡眠確保や疲労回復の上で問題視されている¹⁾。また、二交代勤務に就いている看護職員の約半数が行っている²⁾16時間夜勤は、長時間の勤務であるという点で問題視されている¹⁾。

Goldら³⁾は、日勤または準夜勤のみの看護師に比べ、夜勤専門または交代制勤務の看護師は眠

1 がん・感染症センター 都立駒込病院 Tokyo Metropolitan Cancer and Infectious Diseases Center Komagome Hospital

2 首都大学東京大学院人間健康科学研究科看護科学域 Department of Nursing Sciences, Graduate School of Human Health Sciences, Tokyo Metropolitan University

3 元首都大学東京大学院人間健康科学研究科看護科学域 Former Department of Nursing Sciences, Graduate School of Human Health Sciences, Tokyo Metropolitan University

気による投薬ミスが1.83倍、ニアミスが1.93倍と報告している。看護師はサーカディアンリズムの障害から睡眠障害が多いことが知られている⁴⁾⁻⁷⁾。睡眠不足による疲労や眠気は、注意力の低下や短期的な記憶障害、問題対処能力の低下などを引き起こすことが指摘されている⁸⁾。

Dawsonら⁹⁾は、17時間の連続覚醒がアルコール血中濃度0.05%水準相当に認知機能を低下させると指摘している。海外では、勤務時間が長い場合に医療ミスが多いことが報告されている¹⁰⁾¹¹⁾が、日本では、日本看護協会の調査¹²⁾、荒川らの調査¹³⁾ともに、二交代勤務と三交代勤務によるヒヤリ・ハット、インシデント経験に有意差はみられなかった。

その他の研究¹⁴⁾¹⁵⁾で、超過勤務時間が長いほどヒヤリ・ハットが発生しやすいことが示されている。しかし、ヒヤリ・ハット、インシデントの具体的な内容について調査したものは少ない。また眠気や16時間以上の長時間勤務とヒヤリ・ハット、インシデントとの関連は明らかにされていない。

そこで本研究は前向き研究により交代制勤務を行う看護師のヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデント発生に関連する要因を明らかにし、医療安全の視点から交代制勤務のあり方への示唆を得ることを目的とした。

II 用語の定義

ヒヤリ・ハット：誤った行為が発生し、「ヒヤリ」「ハッ」としたが、実施される前に気付いた事象。

インシデント：誤った行為を患者に実施したが、結果として患者に影響がなかった場合、又は、何らかの影響を与えた可能性があり、観察の強化や検査の必要性が生じた場合の事象。

アクシデント(医療事故)：誤った行為により、本来必要でなかった治療や処置が必要となった場合や、集中治療や生命維持のための措置を要した場合、死亡に関連した疑いがある場合の事象。

交代制勤務：勤務者が交代で働く勤務形態であり、24時間を日勤と夜勤で行う二交代勤務と、日勤、準夜勤、深夜勤で行う三交代勤務を指す。

III 研究方法

1. 研究デザイン

量的記述研究デザイン

2. 研究の枠組み (図1)

川村¹⁶⁾は、1万例以上のヒヤリ・ハット事例を分析し、医療における危険要因を医療側要因、患者側要因、状況要因の3つに分類して示している。本研究では、川村の分類を参考にしながら、先行研究¹⁴⁾¹⁵⁾¹⁷⁾¹⁸⁾で示されたヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントの発生要因から「看護師要因」「患者要因」「環境要因」を設定し、図1に示した。

3. 研究対象

対象施設は、関東地域に位置する500床以上の総合病院(以下A病院とする)であり、便宜的に選出した。対象者はA病院で交代制勤務に従事する看護師とした。手術室、救急外来の勤務者は、継続して患者を受け持たないことから研究対象外とした。また、経験年数1年未満の看護師はインシデントレポートにおいて「忙しかった」という要因を挙げやすく¹⁹⁾、経験不足、知識不足からインシデントが多いことが示されており²⁰⁾、新人看護師(2011年4月採用の新卒者)は対象外とした。

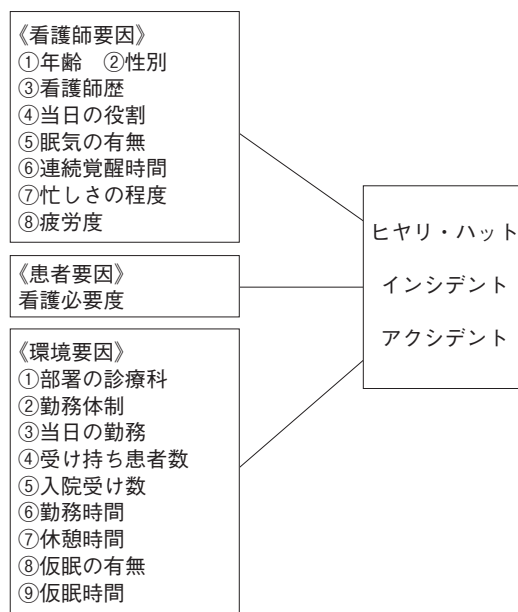


図1 研究の枠組み

4. 調査方法

1) 調査内容

本研究者が作成した無記名の自己記入式調査票を使用した。受け持ち患者数、入院受け数、手術件数、忙しさ、などは曜日によって異なる。曜日による調査結果の偏りと調査票に記入する看護師の負担を考慮して、7日間の調査とした。2011年9月の連続した7日間で25名にプリテストを実施し、7日間の調査であれば可能であること、答えにくい質問がなかったことを確認した。

(1) 看護師要因

年齢、性別、看護師歴、当日の役割、勤務中の眠気の有無、起床時間と勤務終了時間を尋ねた。連続覚醒時間は起床時間から勤務終了時間までとして算出した。ただし、深夜勤、夜勤で勤務中に仮眠をとった場合は、仮眠から目覚めた時間から勤務終了時間までを「仮眠考慮後の連続覚醒時間」として算出した。

忙しさの程度について、「全く忙しくなかった」から「非常に忙しかった」までを100 mmのVisual Analogue Scale(以下VAS)²¹⁾で測定した。疲労度については、「全く疲れていない」から「非常に疲れている」までを100 mmのVASで測定した。

(2) 患者要因

看護必要度を「一般病棟用の重症度・看護必要度に関わる評価票」²²⁾を用いて調査した。看護必要度は、モニタリング及び処置等に関わる得点(A得点)と患者の状況等に関わる得点(B得点)から成る²³⁾。本研究の変数としての看護必要度は、【部署毎のその日の患者一人当たりの平均看護必要度】×【受け持ち患者人数】で計算した。ICUも一般病棟と同じ評価票を用いて計算した。

(3) 環境要因

部署の診療科(外科系・内科系・混合)、勤務体制(二交代・三交代)、当日の勤務(日勤・準夜勤・深夜勤務・夜勤・中勤)は選択肢法とした。受け持ち患者数、入院受け数(予定及び緊急の入院受け数)、勤務時間、休憩時間を尋ねた。仮眠の有無は、休憩中に仮眠をとったか否かを尋ね、仮眠をとった場合は、仮眠時間(実際に眠れた時間)を尋ねた。

(4) ヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデント

勤務中に経験したヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントの発生時刻と内容、原因に対する自己分析、病院に対するインシデント・アクシデントレポート提出の有無を尋ねた。原因に対する自己分析の項目は、認知心理学でのヒューマンエラーの分類²⁴⁾をもとに本研究者が抽出した。確認不足、忘れた、誤った思い込み、知らなかった、知識不足、意図的にそうした、コミュニケーション不足、患者自身によるもの、不可抗力、他者によるもの(自分は発見者)、その他、の選択肢法(複数回答可)とした。

2) データ収集の手順

2011年10月17日から10月23日の連続した7日間に行った。各部署の看護師長を通して、研究対象となる看護師に研究協力依頼書、調査票、封筒を配布し、1回の勤務につき1枚の調査票の記載を依頼した。調査期間中に研究対象者には最低1回は休日が入るため、調査票はひとりにつき1枚から6枚の提出となった。休憩室内に回収箱を設置した留め置き法とした。

5. 分析方法

看護師要因、患者要因、環境要因の各変数とヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントの件数について記述統計を行った。

ヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントがあった勤務となかった勤務の2群間で、看護師要因、患者要因、環境要因の統計学的な差を検証し、有意差があったものをヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデント発生に関連する要因と考えた。看護師要因、患者要因、環境要因のうち、名義尺度に関しては χ^2 独立性の検定、間隔尺度に関してはShapiro-Wilk検定とヒストグラムにより非正規性を確認した後、Mann-WhitneyU検定を行った。

さらに、Dawsonら⁹⁾は17時間の連続覚醒がアルコール血中濃度0.05%水準相当に認知機能を低下させると指摘していること、二交代勤務の夜勤は、実労働時間は16時間だが、休憩時間を含むと勤務開始(16:30)から終了(9:30)までは17時間になることから、連続覚醒時間17時間未

満, 17 時間以上を算出し, χ^2 独立性の検定を行った。

統計解析には, 統計ソフト SPSS Statistics 19.0 for Windows を使用した。

6. 倫理的配慮

本研究は首都大学東京荒川キャンパス研究安全倫理委員会, 及び A 病院の倫理委員会の承認を得て実施した。自己記入式調査票は無記名とし, 調査票の提出をもって研究参加の同意を得たと判断すること, 研究に参加しなくても不利益を被ることがないこと等を文書で説明した。調査票の回収にはすぐに封ができる封筒を配布し, 中が見えず, 外から調査票を取り出せない回収箱を使用した。

IV 結果

1. 対象者の属性

調査票は 431 名の研究対象者に配布し, 333 名 (77.3%) から回収した。個人属性に欠損のある 5 名を除いた 328 名を分析対象とした。7 日間の調査期間中にひとりにつき 1 回から 6 回の勤務があり, 1276 勤務の調査票を回収した。研修, 委員会, 平日日勤看護師長代理の勤務を除いた 1165 勤務を分析対象とした (有効回答率 91.3%)。

対象者の平均年齢は 37.5 ± 8.7 歳, 平均看護師歴は 13.6 ± 9.5 年であった。性別は女性が 314 名で 1114 勤務 (95.6%) と大多数を占めていた。

2. 勤務の内訳

分析対象となる延べ勤務数 1165 勤務のうち, 二交代勤務が 223 名で 715 勤務 (61.4%), 三交代勤務が 105 名で 450 勤務 (38.6%) であった。勤務の内訳は, 日勤 (8:30 ~ 17:15) が二交代勤務と三交代勤務を合わせて 651 勤務 (55.9%), 準夜勤 (16:00 ~ 0:45) 118 勤務 (10.1%), 深夜勤 (0:00 ~ 8:45) 97 勤務 (8.3%), 夜勤 (16:30 ~ 9:30) 260 勤務 (22.3%), 中勤 (概ね 13:00 ~ 22:00) 39 勤務 (3.3%) であった。診療科は, 外科系が 124 名で 461 勤務 (39.6%), 内科系が 121 名で 399 勤務 (34.2%), 混合が 83 名で 305 勤務 (26.2%) であった。当日の役割は, リーダーが 154 勤務 (13.2%), メンバーが 949 勤務 (81.5%), フリーが 52 勤務 (4.5%), その他が 10 勤務 (0.8%) であった。

3. 勤務の実態

連続覚醒時間の中央値は, 勤務全体では 765 分 (12.8 時間), 日勤では 735 分 (12.3 時間), 準夜勤では 945 分 (15.8 時間), 深夜勤では 645 分 (10.8 時間), 夜勤では 1380 分 (23 時間), 中勤では 765 分 (12.8 時間) であった。仮眠考慮後の連続覚醒時間の中央値は, 深夜勤では 360 分 (6 時間), 夜勤では 420 分 (7 時間) であった。深夜勤・夜勤では, 深夜勤 1 勤務以外はすべて休憩時間を確保していた。仮眠の有無では, 深夜勤 76 勤務 (79.2%), 夜勤 215 勤務 (83.7%) が実際に眠れたという回答であった。仮眠時間 (実際に眠れた時間) の中央値は, 深夜勤で 30 分, 夜勤で 60 分であった。

連続覚醒時間が 17 時間以上となったのは, 勤務全体のうちの 275 勤務 (26.4%), 日勤 3 勤務 (0.5%), 準夜勤 32 勤務 (30.2%), 深夜勤 3 勤務 (3.5%), 中勤 1 勤務 (2.9%), 夜勤 236 勤務 (100%) であった。しかし, 深夜勤, 夜勤の勤務中の仮眠により, 仮眠考慮後の連続覚醒時間では, 17 時間以上となるのは, 深夜勤 1 勤務 (1.1%), 夜勤 39 勤務 (17.2%) へと減少した。

勤務中の眠気の有無では, 勤務全体の約半数である 576 勤務 (49.5%) が勤務中の眠気有と回答していた。勤務毎では, 日勤 224 勤務 (34.5%), 準夜勤 33 勤務 (28%), 深夜勤 79 勤務 (82.3%), 夜勤 230 勤務 (88.5%), 中勤 10 勤務 (25.6%) が眠気有という回答であり, 夜間帯で眠気を持つものが多かった。

受け持ち患者数は, 日勤リーダーでは 0 名のこともあるが, 準夜勤, 深夜勤, 夜勤では多く, 範囲 0 ~ 15 名, 中央値は 6 名であった。

予定の入院受けは, 1 名受けが 120 勤務 (10.4%), 2 名受けが 4 勤務 (0.3%), 緊急入院受けは, 1 名受けが 53 勤務 (4.6%), 2 名受けが 3 勤務 (0.2%) であった。

忙しさの程度 (VAS) の中央値は 62 mm, 疲労度 (VAS) の中央値は 72 mm であった。

4. 看護必要度

各看護師の受け持ち患者の看護必要度合計点の中央値は, A 得点 5.6 点, B 得点 12 点であった。ICU では, 患者ひとり当たりの看護必要度得点は高いが, 受け持ち患者数が最大 2 名であったため,

表 1 ヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントの件数

原因に対する自己分析	ヒヤリ・ハット	インシデント	アクシデント	合計	
看護師の認知力の影響が考えられるもの	126	19	0	145	分析対象
患者自身によると考えられるもの	15	22	0	37	分析対象外
他者によると考えられるもの（自分は発見者）	17	8	0	25	分析対象外
合計	158	49	0	207	

ICU 看護師の受け持ち患者の看護必要度合計点は、病棟看護師の受け持ち患者の看護必要度合計点の範囲(A 得点 0 ～ 30 点, B 得点 0 ～ 48.6 点)に含まれていた。

5. ヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントの件数と内容 (表 1)

調査対象となった勤務では、ヒヤリ・ハット 158 件、インシデント 49 件の合計 207 件の記載があった。アクシデントの記載はなかった。インシデント 49 件はすべて A 病院の医療安全対策室にインシデント・アクシデントレポートが提出されていた。原因に対する自己分析から、確認不足、忘れた、誤った思い込み、など「看護師の認知力の関連が考えられるもの」、転倒・転落・自己抜去・自己管理薬間違いなど「患者自身によると考えられるもの」、「他者によると考えられるもの(自分は発見者)」の 3 つに分類した。

1) 看護師の認知力の関連が考えられるもの

インシデントが 19 件、ヒヤリ・ハットが 126 件であった。ヒヤリ・ハットは、「薬を渡すのを忘れていた」「手術オリエンテーションをするのを忘れて遅れて開始した」など、日常的にみられているような内容であった。

原因に対する自己分析では、「忘れた」75 件、「誤った思い込み」46 件、「確認不足」40 件、「情報不足」6 件、「コミュニケーション不足」6 件、「知識不足」4 件、「意図的にそうした」1 件、「不可抗力」1 件、「その他」14 件であった。「不可抗力」の 1 件は同時に「確認不足」にチェックがあった。「その他」の中には「なんとなくぼーっとしていた」「仮眠から目覚めた後でぼーっとしてしまった」という記載があった。

2) 患者自身によると考えられるもの

「転倒・転落(未遂も含める)」「ルート類の自己抜去(未遂も含める)」「自己管理薬の間違い」「患者が指示を守れなかった」などであり、インシデ

ントが 22 件、ヒヤリ・ハットが 15 件であった。

3) 他者によると考えられるもの

他者の間違いに気づいたものであり、インシデントが 8 件、ヒヤリ・ハットが 17 件であった。

6. ヒヤリ・ハット、インシデント発生に関連する要因

本研究では、交代制勤務を行う看護師の認知力の関連が考えられるヒヤリ・ハット 126 件、インシデント 19 件の合計 145 件を研究対象とした。看護師の認知力の関連が考えられるヒヤリ・ハット、インシデントの 145 件があった勤務を「ヒヤリ・ハット等あり群」、患者自身または他者によると考えられるヒヤリ・ハット、インシデントがあった勤務はヒヤリ・ハット、インシデントがなかった勤務に含めて「ヒヤリ・ハット等なし群」とした。ヒヤリ・ハット等あり群とヒヤリ・ハット等なし群の 2 群間で看護師要因、患者要因、環境要因の統計学的な差を検証し、有意差があったものをヒヤリ・ハット、インシデント発生に関連する要因と考えた(表 2)。看護師の認知力の関連が考えられるヒヤリ・ハット、インシデントは 2 件発生が 9 勤務、3 件発生が 2 勤務あったため、ヒヤリ・ハット等あり群は 132 勤務、ヒヤリ・ハット等なし群は 1033 勤務であった。

1) 看護師要因との関連

年齢、看護師歴、仮眠考慮後の連続覚醒時間、忙しさは、ヒヤリ・ハット等あり群、なし群で有意差はなかった。性別($P < 0.01$)、当日の役割($P < 0.01$)、勤務全体の眠気の有無($P < 0.001$)、準夜勤の眠気の有無($P < 0.01$)、連続覚醒時間(勤務全体: $P < 0.001$, 日勤: $P < 0.01$, 深夜勤 $P < 0.01$)、疲労度($P < 0.05$)は、有意差があった。男性、当日の役割のメンバー、眠気有のそれぞれにヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かった。また、ヒヤリ・ハット等あり群の方が、連続覚醒時間が長く、疲労度が高かった。連続覚

表 2 看護師要因, 患者要因, 環境要因とヒヤリ・ハット, インシデントあり・なし 2 群間の比較

			ヒヤリ・ハット等あり群 N = 132		ヒヤリ・ハット等なし群 N = 1033		検定方法	結果
			N		中央値 (4 分位範囲) または勤務数 (%)	中央値 (4 分位範囲) または勤務数 (%)		
看護師 要因	年齢 (歳)	1165			38 (30-42)	37 (31-44)	# 1	n.s.
	性別	1165	女性		119 (10.7)	995 (89.3)	# 2	**
			男性		13 (25.5)	38 (74.5)		
	看護師歴 (ヶ月)	1165			146 (70-223)	151 (67-246)	# 1	n.s.
	当日の役割	1165	リーダー		10 (6.5)	144 (93.5)	# 2	**
			メンバー		122 (12.9)	827 (87.1)		
			フリーその他		0 (0.0)	62 (100.0)		
	勤務中の眠気	勤務全体	1163	眠気無	47 (8.0)	540 (92.0)	# 2	***
				眠気有	85 (14.8)	491 (85.2)		
		日勤	650	眠気無	35 (8.2)	391 (91.8)	# 2	n.s.
				眠気有	29 (12.9)	195 (87.1)		
		準夜勤	118	眠気無	3 (3.5)	82 (96.5)	# 2	**
				眠気有	7 (21.2)	26 (78.8)		
		深夜勤	96	眠気無	3 (17.6)	14 (82.4)	# 2	n.s.
				眠気有	12 (15.2)	67 (84.8)		
		夜勤	260	眠気無	6 (20.0)	24 (80.0)	# 2	n.s.
				眠気有	37 (16.1)	193 (83.9)		
		中勤	39	眠気無	0 (0.0)	29 (100.0)		
				眠気有	0 (0.0)	10 (100.0)		
	連続覚醒時間 (分) ※①	勤務全体	1040		835 (728-1268)	765 (690-1005)	# 1	***
		日勤	579		750 (720-810)	730 (690-780)		**
		準夜勤	106		975 (910-1066)	945 (810-1035)		n.s.
		深夜勤	85		685 (650-728)	630 (605-670)		**
		夜勤	236		1335 (1238-1438)	1380 (1290-1470)		n.s.
		中勤	34		—	—		
	仮眠考慮後の連続覚醒時間 (分) ※②	勤務全体	1036		723 (455-821)	720 (585-790)	# 1	n.s.
		深夜勤	91		340 (290-420)	360 (270-435)		n.s.
		夜勤	226		488 (330-550)	408 (300-525)		n.s.
患者 要因	連続覚醒時間 ※①	1041	17 時間未満		75 (9.8)	691 (90.2)	# 2	**
			17 時間以上		46 (16.7)	229 (83.3)		
	仮眠考慮後の連続覚醒時間 ※②	1037	17 時間未満		106 (11.0)	855 (89.0)	# 2	n.s.
			17 時間以上		12 (15.8)	64 (84.2)		
	忙しさ (VAS) (mm)	1153			66 (47-86)	61 (45-80)	# 1	n.s.
	疲労度 (VAS) (mm)	1151			76 (56-93)	72 (50-88)	# 1	*
	看護必要度 A 得点	1155			6.7 (3.5-11.8)	5.4 (2.2-10.6)	# 1	**
	看護必要度 B 得点	1155			14.9 (9.5-22.6)	11.7 (5.4-18.6)		***
環境 要因	診療科	1165	外科系		45 (9.8)	416 (90.2)	# 2	n.s.
			内科系		44 (11.0)	355 (89.0)		
	勤務体制	1165	二交代		86 (12.0)	629 (88.0)	# 2	n.s.
			三交代		46 (10.2)	404 (89.8)		
	当日の勤務	1165	日勤		64 (9.8)	587 (90.2)	# 2	**
			準夜勤		10 (8.5)	108 (91.5)		
			深夜勤		15 (15.5)	82 (84.5)		
			夜勤		43 (16.5)	217 (83.5)		
			中勤		0 (0.0)	39 (100.0)		
	受け持ち患者数 (名)	1155			7 (5-10)	6 (2-8)	# 1	***
	予定入院受け	1155	なし		119 (11.5)	912 (88.5)	# 2	n.s.
			1 名受け		13 (10.8)	107 (89.2)		
			2 名受け		0 (0.0)	4 (100.0)		
	緊急入院受け	1145	なし		124 (11.3)	975 (88.7)	# 2	n.s.
			1 名受け		8 (15.1)	45 (84.9)		
			2 名受け		0 (0.0)	3 (100.0)		
	勤務時間 (分)	勤務全体	1128		660 (610-1044)	615 (570-714)	# 1	***
		日勤	635		640 (610-680)	605 (570-660)		***
		準夜勤	116		555 (536-576)	570 (554-600)		n.s.
		深夜勤	94		620 (590-635)	585 (570-615)		*
		夜勤	245		1078 (1050-1110)	1080 (1053-1105)		n.s.
		中勤	38		—	—		
	休憩時間 (分)	勤務全体	1147		60 (47-145)	60 (50-75)	# 1	*
		日勤	647		50 (45-60)	60 (50-60)		*
		準夜勤	117		45 (40-58)	45 (40-55)		n.s.
		深夜勤	94		85 (70-90)	90 (60-100)		n.s.
		夜勤	253		163 (149-195)	160 (120-180)		n.s.
		中勤	39		—	—		
	仮眠の有無	深夜勤	96	仮眠無	2 (10.0)	18 (90.0)	# 2	n.s.
				仮眠有	13 (17.1)	63 (82.9)		
		夜勤	257	仮眠無	8 (19.0)	34 (81.0)	# 2	n.s.
				仮眠有	35 (16.3)	180 (83.7)		
	仮眠時間 (分)	深夜勤	96		30 (15-40)	30 (10-60)	# 1	n.s.
		夜勤	255		65 (30-100)	60 (30-90)		n.s.

1 : Mann-WhitneyU 検定, # 2 : χ^2 独立性の検定 n.s.:notsignificant * : $P < 0.05$ ** : $P < 0.01$ *** : $P < 0.001$

※①は連続覚醒時間であり, 勤務前の起床時間から勤務終了時間までで計算している

※②は仮眠考慮後の連続覚醒時間であり, 仮眠無の場合は①で計算し, 仮眠有の場合は仮眠から目覚めた時間から勤務終了時間までで計算している

醒時間を17時間以上と17時間未満の群に分けると、17時間以上の勤務にヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かった($P < 0.01$)。

2) 患者要因との関連

看護必要度はA得点($P < 0.01$)、B得点($P < 0.001$)ともにヒヤリ・ハット等あり群、なし群で有意差があった。ヒヤリ・ハット等あり群の方が看護必要度A得点、B得点がそれぞれ高かった。

3) 環境要因との関連

診療科、勤務体制、入院受け数、仮眠の有無、仮眠時間は、ヒヤリ・ハット等あり群、なし群で有意差はなかった。

当日の勤務($P < 0.01$)、受け持ち患者数($P < 0.001$)、勤務時間(勤務全体： $P < 0.001$ 、日勤： $P < 0.001$ 、深夜勤： $P < 0.05$)、休憩時間(勤務全体： $P < 0.05$ 、日勤： $P < 0.05$)は、有意差があった。当日の勤務では、深夜勤と夜勤にヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かった。また、ヒヤリ・ハット等あり群の方が受け持ち患者数は多く、勤務全体と日勤、深夜勤で勤務時間は長く、勤務全体と日勤で休憩時間は短かった。

V 考察

1. 対象者の勤務の実態の特徴

脳波記録装置による調査²⁵⁾で三交代勤務の深夜勤で90分の仮眠休憩中平均59.6分眠っていたという結果が報告されていたが、16時間夜勤で実際にどれくらいの時間眠れているかを示す調査はなかった。本研究では、仮眠ができた夜勤は83.7%で、仮眠時間(実際に眠れた時間)の中央値は60分であった。自己申告ではあるが、仮眠休憩が確保できても、約2割の看護師は眠れていないこと、また眠れた場合でも仮眠休憩の半分程度の時間であることが示された。

勤務中の眠気の訴えが約半数の49.5%にみられたことは、睡眠不足による影響やサーカディアンリズムの障害による睡眠障害の可能性が考えられる。深夜2時から5時は眠気が強い時間帯と言われており、海外の調査¹⁰⁾では看護師が勤務時間内に居眠りをしてしまうのは2時から4時が最も多かった。深夜勤の82.3%、夜勤の88.5%に眠気がみられていたことは、人間のサーカディアン

リズムの上では当然と考えられる。しかし、日勤でも34.5%が眠気有と回答しており、慢性的な睡眠不足の影響が考えられる。

2. ヒヤリ・ハット、インシデントの特徴

看護師の認知力の影響が考えられるヒヤリ・ハットは127件、インシデントは19件であり、インシデントの約7倍のヒヤリ・ハット報告があった。

任意による自己申告の調査のため、実際の体験のすべてではないと推察される。しかし、前向きにヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントの体験を調査しているため、過去の体験を想起して回答するよりも実態に近い結果になったと思われる。

3. ヒヤリ・ハット、インシデント発生に関連する要因

1) 看護師要因

眠気有の群にヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かったということは、眠気がヒヤリ・ハット、インシデントの発生に影響していた可能性がある。これはGoldらの報告³⁾を支持する結果となった。また、ヒヤリ・ハット等あり群は、連続覚醒時間が長く、また連続覚醒時間17時間以上の勤務が多かった。本研究では、ヒヤリ・ハット、インシデントの原因に関する自己分析から、「確認不足」「忘れた」「誤った思い込み」など看護師の認知力の影響が考えられるものを分析している。連続覚醒時間17時間以上の勤務に看護師の認知力の影響が考えられるヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かったことから、Dawsonらの報告⁹⁾同様に17時間以上の連続覚醒が認知力に関連している可能性が示唆された。しかし、仮眠から覚醒後の時間を測定した仮眠考慮後の連続覚醒時間の17時間未満の勤務と17時間以上の勤務とでは有意差はみられず、仮眠の効果は検証できなかった。

深夜勤では、連続覚醒時間が17時間以上となったのは3勤務(3.5%)であった。これは、深夜勤の前に大多数が仮眠をとっていることを示す。連続覚醒時間から考えると、三交代勤務の「日勤・深夜勤」は連続覚醒時間が17時間以上になりやすく、夜勤と比較して安全な勤務体制となる。しか

し、三交代勤務はサーカディアンリズムに対して逆循環の勤務であること、深夜勤前の仮眠をとる19時頃は、ヒトのサーカディアンリズムでは眠りにくい時刻²⁶⁾であることを考慮しなければならない。夜間の勤務の安全性を考える場合には、仮眠時間や連続覚醒時間だけでなく、睡眠の質も考慮する必要がある。

当日の役割では、メンバーにはヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かった。メンバーという役割は、リーダーやフリー業務に比べ、受け持ち患者数が多く、患者と直接接する機会が多いことがヒヤリ・ハット、インシデント発生に影響している可能性がある。看護業務は、ひとつの業務を取り上げれば、指示受けから実施までシンプルな作業であるが、患者、薬剤が異なるものが複数あり、しかも同時進行し、中断や割り込み業務が多々ある。このような看護業務の特殊性がヒヤリ・ハットの要因となることが明らかにされている²⁷⁾。本研究でも間接的にこれらの要因がメンバーという役割としてヒヤリ・ハット、インシデント発生に関連したと考える。

疲労度とヒヤリ・ハット、インシデント発生とは有意な関連があった。疲労を示す群ではヒヤリ・ハット、インシデント体験が有意に多いことを示す先行研究¹⁷⁾¹⁸⁾と同様の結果であった。疲労は認知力を含めた人間の能力に影響することが知られており、疲労のある状態で作業を続けていることは様々なリスクにつながる。

性別では男性にヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かった。本研究の対象者の男性は調査票の記載漏れが少なく、ヒヤリ・ハット、インシデントの記載漏れも少なかった可能性も考えられる。

2) 患者要因

ヒヤリ・ハット等あり群の方が、看護必要度A得点、B得点それぞれが高かった。看護必要度が高いということは重症度や看護ケアニーズが高いということであり、それらがヒヤリ・ハット、インシデント発生と関連していることが示された。

3) 環境要因

疲労回復や生体リズムの維持における仮眠の効果が示されている²⁵⁾²⁸⁾が、本研究では、仮眠の

有無、仮眠時間はヒヤリ・ハット等あり群、なし群で有意差がなかった。16時間夜勤時にとる仮眠が120分以上の群と120分未満の群では、疲労度に対して有意な関連がなかった²⁹⁾という報告と類似の結果であった。しかし、仮眠は生体リズムの維持に効果があることから、交代制勤務のあり方を検討する際には、16時間夜勤勤務者の16.3%が仮眠休憩中に実際には眠ることができなかったという結果は参考となる。

当日の勤務では、深夜勤と夜勤にヒヤリ・ハット、インシデント発生が有意に多かった。深夜勤の82.3%、夜勤の88.5%に眠気がみられていたという結果からも、眠気のある状態での勤務がヒヤリ・ハット、インシデント発生に影響していたことが考えられる。交代制勤務を行う看護師が眠気によるミスが多いというGoldらの報告³⁾を支持する結果であった。

また、深夜勤、夜勤は、日勤と比べて少ない勤務者で患者を担当するため、受け持ち患者数は多くなる。受け持ち患者数が多いことがヒヤリ・ハット、インシデント発生に影響したことも考えられる。患者当たりの看護師の配置数に関しては、米国において、看護師配置が患者6人対看護師1人の時には患者4人対看護師1人の時に比べて患者1000人あたりの死亡が2.3人増加、合併症による死亡は9.5人増加するという研究結果³⁰⁾がある。本研究でも、受け持ち患者数が増加することが医療安全上のリスクであることが示唆された。超過勤務などで勤務時間が長い場合や日勤の休憩時間が短い場合に、ヒヤリ・ハット、インシデントが有意に多かったという結果は先行研究¹⁴⁾¹⁵⁾と同様であった。看護師の労働条件の改善が患者の安全確保につながることを示唆している。

VI 研究の限界と今後の課題

本研究は、調査対象が一施設であり、一般化には限界がある。

自己記入式調査票を用いているため、本人にしかわからない思い込みやうっかり忘れなどのヒヤリ・ハットが報告された点はメリットであるが、実際に発生したものの一部であると推察される。

また、ヒヤリ・ハット、インシデント、アクシデントの要因は多面的かつ複雑である。本研究で看護師の認知力の影響としているヒヤリ・ハット、インシデントの中にも、実は他の要因が強いものが含まれていた可能性は否定できない。IT化が進む中、より簡単に詳細な調査方法の開発が課題と言える。

VII 結論

交代制勤務を行う看護師のヒヤリ・ハット、インシデント発生は、性別、当日の役割、眠気の有無、連続覚醒時間、疲労度、看護必要度、当日の勤務、受け持ち患者数、勤務時間、休憩時間と有意に関連していた。17時間以上となる長時間夜勤は医療安全上のリスク因子になることが示唆された。

謝辞：本研究を行うにあたり、管理者の立場からご助言とご協力をいただいた看護部長、看護師長の皆様、お忙しいにも関わらず細かい調査票の記載にご協力をいただいた看護師の皆様に深く感謝いたします。

本研究は首都大学大学院人間健康科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆修正したものである。

【引用文献】

- 1) 佐々木司：健康、安全、生活からみた看護師の夜勤第1回 間違った3交代勤務。看護実践の科学, 35(1)：46-51, 2010.
- 2) 日本医療労働組合連合会：2014年度夜勤実態調査結果。医療労働, 573：7, 2014.
- 3) Gold DR, Rogacz S, Bock N, et al. : Rotating Shift Work, Sleep, and Accidents Related to Sleepiness in Hospital Nurses. American Journal of Public Health, 82(7)：1011-1014, 1992.
- 4) 草野昌樹, 藁谷暢, 金子信也, 他：医療関係者の睡眠習慣実態について。厚生指標, 50(13)：30-36, 2003.
- 5) 黒田真理子, 吉村啓子, 大藪七重, 他：看護職の睡眠に関する調査—交代制勤務と睡眠障害の関係。福島県立医科大学看護学部紀要, 1：23-31, 1999.
- 6) 大井田隆, 武村真治, 野崎直彦, 他：病院看護婦の睡眠問題と夜勤およびライフスタイルとの関連性。日本公衆衛生雑誌, 48(8)：595-603, 2001.
- 7) 松元俊：夜勤交代勤務者の睡眠問題とその対策。労働の科学, 65(9)：22-25, 2010.
- 8) 白川修一郎：「眠ることの重要性」睡眠の正体とその役割。看護学雑誌, 71(9)：782-788, 2007.
- 9) Dawson D, Reid K : Fatigue, alcohol and performance impairment. Nature, 338 : P235, 1997.
- 10) Scott LD, Rogers AE, Hwang W-T, et al. : Effects of Critical Care Nurses' Work Hours on Vigilance and Patients' Safety. American Journal of Critical Care, 15(1)：30-37, 2006.
- 11) Rogers AE, Hwang W-T, Scott LD, et al. : The Working Hours Of Hospital Staff Nurses And Patient Safety. Health Affairs, 23(4)：202-212, 2004.
- 12) 岡戸順一：看護職の夜勤・交代制勤務の現状と課題「2010年病院看護職の夜勤・交代制勤務等実態調査」より。看護, 63(8)：64-69, 2011.
- 13) 荒川千秋, 叶谷由佳, 佐藤千史：交替制勤務をしている病院勤務看護師のインシデント・アクシデントに影響する要因。日本看護管理学会誌, 14(1)：42-50, 2010.
- 14) 金子さゆり, 濃沼信夫, 伊藤道哉：病棟看護師の超過勤務および休憩時間と患者安全との関係。医療の質・安全学会誌, 2(4)：358-364, 2007.
- 15) 金子さゆり, 濃沼信夫, 伊藤道哉：急性期病棟における看護師の業務内容と患者安全との関連の検討。医療の質・安全学会誌, 5(3)：221-225, 2010.
- 16) 川村治子：書きたくなるヒヤリ・ハット報告 体験から学ぶ看護事故防止のツボ。第1版：37, 44, 医学書院, 東京, 2001.
- 17) 加地浩, 佐野嘉彦, 堀江正知, 他：医療現場における不安全行動の予測と回避…自己診断システムの開発と実地応用の試み。日本職業・災害医学学会誌, 54(2)：57-65, 2006.
- 18) 桜庭恵, 河田裕企子, 岸見加奈子：看護師の疲労とインシデントの関係性—インシデント多発時間の現状分析から考える安全性の向上—。第27回東京医科大学病院看護研究集録：31-34, 2007.
- 19) 藤田茂, 吉岡恵美子, 鈴木荘太郎：看護業務におけるインシデントの要因に関する研究—心身分析による「忙しさ」と「インシデント」の関係—。病院管理, 41(1)：47-54, 2004.
- 20) 松本あつ子, 丸山ひさみ, 太田君枝：卒後1年目看護

婦の起こすミス・ニアミス. 第25回日本看護学会看護教育学会誌: 72-74, 1994.

- 21) Gift AG: Visual Analogue Scales: Measurement of Subjective Phenomena. *Nursing Research*, 38 (5): 286-288, 1989.
- 22) 岩澤和子, 筒井孝子監修: 看護必要度 第4版: 3-89, 2009, 日本看護協会出版会, 東京, 2010.
- 23) 日本看護協会 平成22年度診療報酬改定【看護必要度】「一般病棟用の重症度・看護必要度に関わる評価票」
<http://www.nurse.or.jp/nursing/practice/housyu/22kaitei.html> (2015年2月14日閲覧)
- 24) 吉川榮和編著, 仲谷善雄, 下田宏他共著: ヒューマンインタフェースの心理と生理. 初版: 54-114, コロナ社, 東京, 2006.
- 25) 佐々木司, 菊池安行, 新藤悦子: 看護婦が深夜勤務時

にとる仮眠の効果(Ⅰ)—勤務中の覚醒水準の変化—, 人間工学, 29(1): 25-32, 1993.

- 26) 佐々木司: 間違った3交代勤務. *看護実践の科学*, 35 (1): 46-51, 2010.
- 27) 横井郁子: 看護業務の環境と医療事故. *日本信頼性学会誌*, 24(2): 127-133, 2002.
- 28) 折山早苗, 宮腰由紀子, 小林敏生: 三交代制勤務従事看護師の深夜勤務中にとる効果的な短時間仮眠. *日本医療・病院管理学会誌*, 45(1): 7-15, 2008.
- 29) 松元俊, 佐々木司, 崎田マユミ, 他: 看護師が16時間夜勤時にとる仮眠がその後の疲労感と睡眠に及ぼす影響. *労働科学*, 84(1): 25-29, 2008.
- 30) Aiken LH, Clarke SP, Sloane DM, et al.: Hospital Nurse Staffing and Patient Mortality, Nurse Burnout, and Job Dissatisfaction. *JAMA*, 288(16): 1987-1993, 2002.

Abstract: The purpose of this study was to investigate factors associated with the occurrence of potentially serious medical near-misses, incidents, and accidents. A self-administered questionnaire was completed by 328 nurses performing shift work at general hospital A in the Kanto region. 1165 shifts worked by these nurses in seven days were analyzed by comparing two groups, one with near-misses or incidents and one without near-misses or incidents during a shift of work. Five nurse related factors (gender, duties of the day, drowsiness, consecutive waking hours, and level of fatigue), two patient related factors (level of nursing care - A score and B score), and four environmental factors (working shifts of the day, patient-nurse ratio, hours of work, and break time) were found. There was a significant relationship between both near-misses and incidents and nurses who were awake continuously for 17 hours or more. There was no significant relationship existed in near-misses or incidents and the presence or absence of naps. From these results, continuous waking was indicated as a risk factor of near-misses and incidents.

Key words: shift system, medical near-miss, incidents, drowsiness, consecutive waking hours

(2015年7月22日 原稿受付)

■原著

重心動揺計を用いて測定した統合失調症患者の重心動揺とその関連要因の検討

Postural sway of schizophrenia patients measured using stabilograph and factors explaining the sway characteristics

古賀 誠^{1,2}, 横道 洋司³, 丹波 正利⁴, 山縣 然太郎³Makoto Koga^{1,2}, Hiroshi Yokomichi³, Masatoshi Niwa⁴, Zentaro Yamagata³

要 旨：統合失調症患者の転倒事故予防のための基礎資料とするために同患者の重心動揺の特徴について重心動揺計を用いて評価し、重心動揺に影響を及ぼす要因を探索した。対象は入院中及び外来治療中の統合失調症患者 40 名であった。同患者の重心動揺の開眼時総軌跡長は健常者と変わらず、閉眼時では 13 cm 短かった ($p < 0.01$)。同患者の重心位置は開眼時・閉眼時ともに 3 cm 後方へ変位していた。($p < 0.01$)。性・年齢・療養状況 (入院・外来)・罹患期間・抗精神病薬量・抗不安薬量・薬原性錐体外路障害評価スコアを投入した重回帰分析の結果、閉眼時でのみ、罹患期間が長いほど重心総軌跡長が有意に長く、抗精神病薬量が多いほど重心が後方変位しやすいことが示された。

キーワード：統合失調症、重心、平衡機能、重心動揺計、転倒予防

I はじめに

統合失調症患者には平衡機能障害や異常な姿勢、不自然な動き、異常な筋緊張が観察され¹⁾²⁾、転倒やけがの事故が多いことが報告されている^{3)~9)}。その理由として、前庭機能障害や小脳の器質的異常の関与のほか^{10)~13)}、抗精神病薬の副作用や不活発な長期入院療養生活による筋力やバランス感覚の低下といった二次的障害の関連も示唆されている^{14)~17)}。

臨床現場における平衡機能の評価法には、片足立ち時間検査やファンクショナル・リーチ検査が汎用される^{8)14)~16)}。これらは簡便であるが、測定条件や繰り返し測定の際の検査への「慣れ」の問題があり、より客観的で精度の高い方法の開発が待たれていた¹⁸⁾。重心動揺計はそのような技術の一つとして注目され、研究・臨床検査の両面での利用が広がり始めている^{19)~21)}。重心動揺計は、板型のセンサー面に立位で静止して、その重心動

1 昭和大学保健医療学部作業療法学科 Department of Occupational Therapy, School of Nursing and Rehabilitation Sciences, Showa University

2 首都大学東京大学院人間健康科学研究科作業療法科学域 Department of Occupational Therapy, Graduate School of Human Health Sciences, Tokyo Metropolitan University

3 山梨大学大学院総合研究部社会医学講座 Department of Health Sciences, School of Medicine, University of Yamanashi

4 杏林大学保健学部作業療法学科 Department of Occupational Therapy, Kyorin University

揺を経時的に測定する機器であり、簡便に客観的かつ定量的に重心動揺の特徴を記録・評価できる。その測定法の妥当性・信頼性の検証が進められ、平衡機能障害の有無や様々な治療効果判定への応用例が報告されている²⁰⁾²²⁾。

そこで本研究の目的は、臨床現場での統合失調症患者の転倒事故の予防に寄与するために、この重心動揺計を用いて、統合失調症患者の重心動揺の特徴を捉えること、そして統合失調症患者の重心動揺に関連する要因を探索することとした。

II 方法

1. 対象者

精神科 A 病院に入院中及び外来通院中であり、国際疾病分類第 10 版に基づき統合失調症と診断された 23 歳から 59 歳までの患者を対象として、調査および測定を平成 22 年 9 月～平成 22 年 11 月にかけて実施した。薬原性錐体外路症状の影響を把握するために、対象者を薬原性錐体外路症状評価 (Drug-Induced Extrapyrimal Symptoms Scale, 以下 DIEPSS) を受けた者に限定した²³⁾。全ての対象者は薬物療法及び、その他の精神療法や作業療法、精神科デイケア等を利用していた。

2. 評価項目

重心動揺の指標として 重心の総軌跡長、左右方向動揺平均中心変位、前後方向動揺平均中心変位の 3 項目を評価した。総軌跡長とは、重心動揺の大きさを示す指標の一つで、計測時間内に移動した重心位置の変化の全長である。左右方向動揺平均中心変位とは、計測時間内の左右方向の重心位置の平均中心位置で、+ の値は右方向を示す。前後方向動揺平均中心変位とは、計測時間内の前後方向の重心位置の平均中心位置で、+ の方向は前方向を示す。測定には株式会社ユニメックの平衡機能計 UM-BAR II を使用した。先行研究にならない、サンプリング周波数は 20 Hz、記録時間は 30 秒に設定した²²⁾²⁴⁾²⁵⁾。

診察録情報から年齢(歳)、罹患期間(月)、抗精神病薬量(mg)、benzodiazepine 系の抗不安薬量(mg)、DIEPSS を取得した。抗精神病薬量は chlorpromazine 換算を、抗不安薬量は diazepam 換算を行った。DIEPSS は、下位項目に「歩行」、「動

作緩慢」、「流涎」、「筋強剛」、「振戦」、「アカシジア」、「ジストニア」、「ジスキネジア」の 8 つの錐体外路症状と総合的な重症度を表わす「概括重症度」を 0 から 4 までの 5 段階 (0 = なし・正常, 1 = ごく軽度・不確実, 2 = 軽度, 3 = 中等度, 4 = 重度) で評価した尺度である²³⁾。

3. 環境設定と手順

対象者を重心動揺計の上に裸足で足を閉じた直立姿勢で立たせ、体幹に両上肢を揃えるよう指示した。計測前に 10 秒程度調整時間を取り、30 秒間計測した。開眼・閉眼の順で計測を行った。1 分の休憩をおき、開眼時の重心動揺を 3 回、閉眼時の重心動揺を 3 回測定した。1.5 m 離れた壁に患者の視点と同じ高さに直径 5 cm の円の視標を設置し、開眼時は指標をみることを指示した。閉眼検査は視標に視点を合わせた後、閉眼して検査した。A 病院内作業療法室、精神科デイケアセンター内の静かで明るい部屋を用意して、対象者が本研究の計測に集中できるよう配慮した¹⁹⁾²²⁾。

健常者群との比較のために、今岡ら²²⁾による重心動揺検査における健常者データの集計」を使用した。これはアニマ株式会社が重心動揺検査における日本人の基礎データの作成を目的として、1995 年～1996 年に全国の健康な男女約 2,201 名の集計を行なったものである。対象者群の年齢に対応した 20～24.9 歳, 25 歳～29.9 歳, 30～34.9 歳, 35～39.9 歳, 40～44.9 歳, 45～49.9 歳, 50～54.9 歳, 55～59.9 歳(計 909 名)のデータを使用した。

4. 統計解析

対象者の男性と女性、外来患者と入院患者の年齢、身長、体重、body mass index (以下、BMI)、罹患期間、抗精神病薬量、抗不安薬量、DIEPSS の平均値について対応のない t 検定を行った。次に対象者の男性と女性、外来患者と入院患者の重心動揺の計測値について対応のない t 検定を行った。有意水準を両側 0.05 とした。

重心動揺計測値の健常者の比較対照データは男女別・年齢階級別で測定値が提示されていたため、開眼時・閉眼時総軌跡長、開眼時・閉眼時左右方向動揺平均中心変位、開眼時閉眼時前後方向動揺平均中心変位の標準値について、本研究の対

象者に合わせて年齢階級・性別人数で重み付けし、平均値を算出した。対象者と健常者の差は一標本 t 検定により検討した。有意水準を両側 0.05 とした。

統合失調症患者の重心動揺に関連する要因を検討するために、対象者の開眼時・閉眼時総軌跡長、左右方向動揺平均中心変位、前後方向動揺平均中心変位を目的変数にし、性別、年齢、入院・外来の別、罹患期間、抗精神病薬量、抗不安薬量、DIEPSS の重症度を説明変数として重回帰分析を行った。DIEPSS は連続変数として扱った。対象者の 1～3 回目の重心動揺の計測値間の相関については Spearman の相関分析を行った。統計解析には JMP ver.8 を使用した。

5. 倫理的配慮

本研究は、平成 22 年 7 月 14 日山梨大学医学部倫理審査委員会の承認を得た(承認番号 715)。対象者には、本研究の主旨を口頭と書面にて説明し同意を得た。

表 1 対象者の内訳 (N = 40)

年齢 (歳)	男 (人)	女 (人)
20～24	0	1
25～29	6	1
30～34	4	2
35～39	3	3
40～44	2	1
45～49	5	2
50～54	3	0
55～60	4	3
計	27 (67.5%)	13 (32.5%)

III 結果

1. 対象者の属性

対象者は 40 名で、男性が 67.5% を占めた(表 1)。入院患者が 47.5% で、平均年齢は 41.2 ± 11.2 歳、罹患期間は 7 カ月から 501 カ月と幅広く、平均 216.3 ± 145.1 カ月であった。抗精神病薬量は平均 705.6 ± 598.6 mg、抗不安薬量は平均 5.4 ± 9.0 mg であった。DIEPSS スコアの平均値は 1.8 であった。体格の指標の BMI は平均 24.0 ± 3.5 kg/m² であった(表 2)。DIEPSS スコアの平均値に統計的に有意な男女差がみられたものの、差の絶対値は臨床的に無視できる程度であった。対象者の DIEPSS の概括重症度は、正常から軽度のスコアが 32 名であった(表 3)。

2. 重心動揺計測値

各計測の 1 回目、2 回目、3 回目と Spearman の相関係数は 0.66 から 0.93 と強い相関があったことから、1 回目はより不慣れな状態と判断して 1 回目の計測値を使用して重回帰分析を行った。

全対象者 40 名の開眼時の重心の総軌跡長、左右方向動揺平均中心変位、前後方向動揺平均中心変位の平均値はそれぞれ 40.4 ± 16.2 cm、 -0.3 ± 1.2 cm、 -3.8 ± 1.6 cm であった。また、閉眼時の各項目の平均値は 48.8 ± 21.2 cm、 0.1 ± 1.7 cm、 -3.6 ± 1.7 cm であった。男女間、入院患者-外来患者間には、計測値の平均値に統計的な有意な差は見られなかった(表 4)。

3. 健常者データとの比較結果

一標本 t 検定の結果、開眼時総軌跡長は健常者

表 2 対象者の基本属性 (N = 40)

評価項目	対象者 40 名	男性 27 名	女性 13 名	p 値	外来患者 21 名 (52.5%)	入院患者 19 名 (47.5%)	p 値
	平均±標準偏差	平均±標準偏差	平均±標準偏差		平均±標準偏差	平均±標準偏差	
年齢 (歳)	41.2 ± 11.1	41.2 ± 11.0	41.2 ± 11.9	0.98	40.4 ± 11.3	42.0 ± 11.3	0.66
身長 (cm)	166.3 ± 8.9	170.8 ± 6.5	156.9 ± 4.6	0.00 **	165.3 ± 9.5	167.4 ± 8.3	0.45
体重 (kg)	66.5 ± 10.9	69.9 ± 9.3	59.5 ± 12.0	0.00 **	69.2 ± 10.9	63.6 ± 10.3	0.10
BMI (kg/m ²)	24.0 ± 3.5	24.0 ± 2.9	24.2 ± 1.3	0.81	25.3 ± 3.0	22.7 ± 3.5	0.02 *
罹患期間 (ヵ月)	216.1 ± 145.1	221.9 ± 138.6	204.2 ± 163.2	0.72	203.2 ± 128.6	230.4 ± 163.9	0.56
抗精神病薬量 (mg)	705.6 ± 598.5	768.8 ± 671.3	574.3 ± 400.0	0.34	652.0 ± 600.9	764.7 ± 606.5	0.56
抗不安薬量 (mg)	5.4 ± 9.0	4.6 ± 8.4	6.9 ± 10.5	0.46	6.8 ± 11.0	3.8 ± 6.0	0.31
DIEPSS (概括重症度)	1.8 ± 1.0	2.0 ± 1.0	1.2 ± 0.8	0.01 *	1.6 ± 0.9	2.0 ± 1.1	0.18

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

対象者を性別と外来と入院別に分けて、年齢、身長、体重、BMI、罹患期間、抗精神病薬量、抗不安薬量、DIEPSS の平均値について対応のない t 検定を行った。

と変わりなかった。一方で、閉眼時総軌跡長は健常者の平均 61.7 cm に対し、対象者では平均 48.8 cm と統計的に有意に短かった。また、開眼時・閉眼時の前後方向動揺平均中心変位はそれぞれ - 3.8, - 3.6 cm と、健常者と比べて統計的に有意に値が小さく、統合失調症患者では重心が後方へ移動していることが示された。(表 5)

4. 統合失調症患者の重心動揺に関連する要因の検討結果

開眼時の総軌跡長を統計的に有意に説明する要因は見られなかった。一方閉眼時の総軌跡長については、罹患期間が 1 カ月長くなるごとに 0.1 cm 総軌跡長が延長する、という統計的に有意な関連が見られた($p = 0.03$)。(表 6)。

表 3 対象者の DIEPSS 概括重症度の内訳

重症度	0	1	2	3	4	計
人数	4	12	16	6	2	40

左右方向の平均中心変位については、開眼時において、女性では男性に比べて 1.0cm 右方向の変位が大きかった。ただし閉眼時では同様の結果は見られなかった。その他に左右方向の変位を説明する要因は見出されなかった(表 7)。

前後方向動揺平均中心変位について、開眼時については統計的に有意な関連を示す要因は見られなかった。閉眼時において、抗精神病薬量が 100 mg 増加するごとに 0.1 cm 後方へ変位するという統計的に有意な結果が得られた($p = 0.045$) (表 8)。

IV 考察

1. 統合失調症患者と健常者の重心動揺計測値の比較について

重心動揺計を使用して統合失調症患者の重心動揺を客観的に捉え、健常者データと比較した結果、まず統合失調症患者では開眼時の重心動揺の程度

表 4 重心動揺の計測値(N = 40)

測定項目	対象者 40 名	男性 27 名	女性 13 名	p 値	外来患者 21 名	入院患者 19 名	p 値
	平均±標準偏差	平均±標準偏差	平均±標準偏差		平均±標準偏差	平均±標準偏差	
開眼時総軌跡長	40.4 ± 16.2	40.2 ± 13.1	40.9 ± 21.9	0.89	37.1 ± 14.6	44.1 ± 17.5	0.17
閉眼時総軌跡長	48.8 ± 21.2	48.0 ± 18.2	50.5 ± 27.3	0.73	45.9 ± 24.1	52.1 ± 17.5	0.37
開眼時左右方向動揺 平均中心変位	- 0.3 ± 1.2	- 0.5 ± 1.3	0.2 ± 0.7	0.08	- 0.2 ± 0.8	- 0.4 ± 1.5	0.52
閉眼時左右方向動揺 平均中心変位	0.1 ± 1.7	- 0.0 ± 2.0	0.2 ± 0.8	0.82	0.4 ± 2.2	- 0.2 ± 0.8	0.28
開眼時前後方向動揺 平均中心変位	- 3.8 ± 1.6	- 3.8 ± 1.6	- 4.0 ± 1.5	0.65	- 3.6 ± 1.5	- 4.1 ± 1.6	0.36
閉眼時前後方向動揺 平均中心変位	- 3.6 ± 1.7	- 3.5 ± 1.6	- 3.7 ± 2.0	0.72	- 3.4 ± 2.0	- 3.8 ± 1.4	0.41

単位: cm

* $p < 0.05$

重心動揺の計測値について、対象者を性別と外来・入院別に分けて、開眼時・閉眼時の総軌跡長と左右方向動揺平均中心変位、前後方向動揺平均中心変位の平均値について対応のない t 検定を行った。

表 5 対象者の重心動揺計測値と健常者データの各重み付け平均値の結果(N = 40)

測定項目	平均値±標準偏差	健常者	t 値	p 値
開眼時総軌跡長	40.4 ± 16.2	40.5	- 0.03	1.0
閉眼時総軌跡長	48.8 ± 21.2	61.7	- 3.9	0.4E - 10**
開眼時左右方向動揺平均中心変位	- 0.3 ± 1.2	0.00	- 1.7	0.1
閉眼時左右方向動揺平均中心変位	0.1 ± 1.7	0.00	0.03	1.0
開眼時前後方向動揺平均中心変位	- 3.8 ± 1.6	- 0.8	- 18.6	1E - 20**
閉眼時前後方向動揺平均中心変位	- 3.6 ± 1.7	- 0.4	- 11.7	0.25E - 13**

単位: cm

自由度 39 t = 2.02

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

今岡ら²²⁾による重心動揺検査における健常者データを、今回の対象者に合わせた年齢階級・性別・人数とで重み付けした。平均値と対象者の開眼時・閉眼時の総軌跡長、左右方向動揺平均中心変位、前後方向動揺平均中心変位の平均値について一標本 t 検定を行った。

表 6 総軌跡長の重回帰分析結果 (N = 40)

説明変数	開眼時				閉眼時			
	回帰係数	標準誤差	t 値	p 値	回帰係数	標準誤差	t 値	p 値
切片	17.25	13.70	1.26	0.22	35.90	15.95	2.16	0.04 *
性別 (女性の場合)	2.36	5.75	0.41	0.68	6.95	6.97	1.00	0.33
年齢 (1 歳上昇ごとに)	0.48	0.45	1.05	0.30	- 0.37	0.55	- 0.67	0.50
入院/外来 (外来患者の場合)	- 6.05	5.09	- 1.19	0.24	- 4.63	6.17	- 0.75	0.46
罹患期間 (1 カ月上昇ごとに)	0.02	0.04	0.46	0.65	0.10	0.04	2.26	0.03 *
抗精神病薬量 (100 mg 増量ごとに)	- 0.00	0.47	- 0.00	1.00	- 0.69	0.57	- 1.21	0.23
抗不安薬量 (1 mg 増量ごとに)	0.11	0.32	0.34	0.74	0.44	0.39	1.12	0.27
DIEPSS (錐体外路症状の重症度が 1 上昇するごとに)	0.98	2.71	0.36	0.72	5.45	3.28	1.66	0.11

開眼時 $R^2 = 0.28$ 開眼時 $R = 0.53$ 閉眼時 $R^2 = 0.39$ 閉眼時 $R = 0.62$ * $p < 0.05$
 DIEPSS: 薬原性錐体外路症状評価スコア。開眼時, 閉眼時の左右方向動揺平均中心変位を目的変数として, 上記の説明変数 7 つを同時投入した重回帰分析を実施した。
 性別に関して, 男性 = 0, 女性 = 1 に, 入院患者と外来患者に関して, 入院患者 = 0, 外来患者 = 1 とダミー変数に置き換えた。

表 7 左右方向動揺平均中心変位の重回帰分析結果 (N = 40)

説明変数	開眼時				閉眼時			
	回帰係数	標準誤差	t 値	p 値	回帰係数	標準誤差	t 値	p 値
切片	- 1.94	1.03	- 1.88	0.07	- 2.25	1.60	- 1.40	0.17
性別 (女性の場合)	1.00	0.43	2.30	0.03 *	0.32	0.67	0.47	0.64
年齢 (1 歳上昇ごとに)	0.01	0.03	0.26	0.80	0.04	0.05	0.81	0.42
入院/外来 (外来患者の場合)	0.38	0.38	0.98	0.34	0.73	0.60	1.22	0.23
罹患期間 (1 カ月上昇ごとに)	0.00	0.00	0.20	0.84	- 0.00	0.00	- 0.68	0.50
抗精神病薬量 (10 mg 増量ごとに)	0.00	0.04	0.05	0.96	- 0.02	0.05	- 0.33	0.74
抗不安薬量 (1 mg 増量ごとに)	- 0.02	0.02	- 0.68	0.50	- 0.00	0.04	- 0.66	0.95
DIEPSS (錐体外路症状の重症度が 1 上昇するごとに)	0.40	0.20	1.96	0.06	0.46	0.32	1.45	0.16

開眼時 $R^2 = 0.20$ 開眼時 $R = 0.45$ 閉眼時 $R^2 = 0.12$ 閉眼時 $R = 0.35$ * $p < 0.05$
 DIEPSS: 薬原性錐体外路症状評価スコア。開眼時, 閉眼時の左右方向動揺平均中心変位を目的変数として, 上記の説明変数 7 つを同時投入した重回帰分析を実施した。
 性別に関して, 男性 = 0, 女性 = 1 に, 入院患者と外来患者に関して, 入院患者 = 0, 外来患者 = 1 とダミー変数に置き換えた。

表 8 前後方向動揺平均中心変位の重回帰分析結果

説明変数	開眼時				閉眼時			
	回帰係数	標準誤差	t 値	p 値	回帰係数	標準誤差	t 値	p 値
切片	- 3.35	1.39	- 2.41	0.02 *	- 3.76	1.55	- 2.42	0.02 *
性別 (女性の場合)	- 0.22	0.58	- 0.37	0.71	- 0.64	0.65	- 0.97	0.34
年齢 (1 歳上昇ごとに)	- 0.05	0.05	- 1.00	0.33	0.02	0.05	0.39	0.70
入院/外来 (外来患者の場合)	0.43	0.52	0.83	0.41	0.25	0.58	0.43	0.67
罹患期間 (1 カ月上昇ごとに)	0.00	0.00	1.14	0.26	0.00	0.00	0.03	0.98
抗精神病薬量 (100 mg 量ごとに)	- 0.08	0.05	- 1.70	0.10	- 0.11	0.05	- 2.09	0.045 *
抗不安薬量 (1 mg 増量ごとに)	0.05	0.03	1.65	0.11	0.06	0.04	1.53	0.14
DIEPSS (錐体外路症状の重症度が 1 上昇するごとに)	0.36	0.28	1.31	0.20	- 0.06	0.31	- 0.19	0.85

開眼時 $R^2 = 0.22$ 開眼時 $R = 0.47$ 閉眼時 $R^2 = 0.18$ 閉眼時 $R = 0.42$ * $p < 0.05$
 DIEPSS: 薬原性錐体外路症状評価スコア。開眼時, 閉眼時の左右方向動揺平均中心変位を目的変数として, 上記の説明変数 7 つを同時投入した重回帰分析を実施した。
 性別に関して, 男性 = 0, 女性 = 1 に, 入院患者と外来患者に関して, 入院患者 = 0, 外来患者 = 1 とダミー変数に置き換えた。

(総軌跡長)は健常者とほぼ同様であったが、重心位置は健常者より3 cm 後方にあることがわかった。また、統合失調症患者の閉眼時総軌跡長は開眼時と比較して8 cm ほど延長したものの、健常者よりも13 cm ほど統計的に有意に短かった。左右方向の重心動揺は健常者と比較しても変わりなく、ほぼ中心で安定していた。以上より、統合失調症患者と健常者との重心動揺は開眼時には変わりなく、閉眼時ではむしろ統合失調症患者が小さい一方、統合失調症患者は重心位置が3 cm 後方へ変位していることがわかった。

重回帰分析の結果、本研究では、健常者に比べ統合失調症患者で重心変位が前後方向に認められたが、左右方向には認められなかった。これは先行研究と整合的である。Marvel ら²⁶⁾は36人の統合失調症患者と36人の健常者と比較し、統合失調症患者における重心変位は左右より前後方向に大きいことを見出した。左右方向の重心変位は、理論上脳内の一側性の機能障害によって生じるため、通常両側性の脳機能障害として理解される統合失調症において左右方向の重心変位が見られなかった点は合理的であった。

健常者と比較して重心位置が後方に変位する疾患としては、パーキンソン病が知られている²⁷⁾。パーキンソン病患者では、錐体外路症状としてすくみ足や振戦、筋強剛が起きるため、前方に倒れこむことを防ぐために重心を後方変位して起立姿勢を維持する場合があります、錐体外路系の異常が原因と考えられている。統合失調症患者にも抗精神病薬の副作用による錐体外路症状がみられることはよく知られている²³⁾。しかし本研究の結果では、DIEPSS で測定した錐体外路症状の重症度と重心の後方変位とに独立した有意な関連は見られなかったことから、別のメカニズムの関与も考える必要がある。例えば統合失調症では姿勢制御を司る前庭機能や固有受容器、視覚システムの障害が起きることが報告されている¹⁰⁾¹¹⁾²⁸⁾。

2. 統合失調症患者の重心動揺の関連要因について

重回帰分析の結果、重心動揺の総軌跡長は罹患期間が長いほど、閉眼時で有意に延長する可能性が示された。閉眼時の重心動揺総軌跡長は罹患期

間が長くなるほど統計的に有意に延長したのに対して、開眼時総軌跡長については罹患期間の回帰係数はほぼ0であった。

また、抗精神病薬量が増えるほど、閉眼時に重心が後方に有意に変位することが示された。開眼時は統計的に有意な差は見られなかったが、推定値がマイナス値になっており、重心動揺の質としては後方向への重心移動が考えられた。

開眼時に、女性の左右方向の平均中心変位が男性に比べて1.0 cm 右方向の有意に変位することが示された。開眼時の左右方向動揺平均中心変位は、女性は 0.2 ± 0.7 cm に対し、男性は -0.5 ± 1.3 cm と最大で -2.3 cm の差が見られた。性別以外に左右方向の重心変位に影響を強く及ぼす要因は見当たらなかった。開眼時・閉眼時とも女性は左右方向への重心動揺がほとんど見られないことや、性別による抗精神病薬量、抗不安薬量、DIEPSS の平均値にも統計的な有意差は見られないことから、性別における重心動揺の特徴であると考えられた。

重心動揺計の信頼性については先行研究同様、本研究においても、3回の測定間の相関係数が0.66 から0.93 と、一定の再現性が認められた²⁵⁾。したがって、統合失調症患者の罹患期間と抗精神病薬量が姿勢制御に与える影響は視覚入力の有無による作用修飾を受ける可能性が考えられた。これは、長期間の罹患期間による長期間抗精神病薬による身体的側面への曝露と、短期間の罹患期間がであっても、大量の抗精神病薬量が一気に投与されることによる身体的側面への曝露が推測できる。

視覚入力が姿勢制御に及ぼす影響について中井ら²⁸⁾は、入院中の慢性統合失調症患者26名と統合失調感情障害者10名を対象に、一点固視時と追跡眼球運動負荷時の重心動揺変化および眼球運動障害について健常者21名と比較した。その結果、統合失調症患者群では、固視時に他の2群と比較して重心動揺面積の差が有意に大きかった。統合失調症患者において、疾病の重症度と視覚入力とがどのように相互的に作用して姿勢制御に影響を与えているのか、今後そのメカニズムについての研究が待たれる。

3. 本研究の利点と限界

本研究の利点は、重心動揺計を使用した客観的・定量的な平衡機能評価を先行研究²⁶⁾²⁹⁾よりも多くの対象者に対して実施した点である。また、対象者の錐体外路症状について、信頼性・妥当性が担保されているDIEPSSを用いて評価した点も利点といえる。

一方、対象者は比較的精神症状が落ち着き、本研究の同意説明が理解できる集団であったため、本研究の結果を重症な患者を含めた統合失調症患者全体には一般化しにくい点が限界といえる。また、本研究では対象者の精神症状の詳細な評価は実施しておらず、精神症状が統合失調症患者の重心動揺にどのように関連するかを検討することはできなかった。さらに、重心調節機能は平衡機能の根幹をなすが、平衡機能を決定するそれ以外の要因については十分コントロールされておらず、未調整の交絡因子が存在する可能性がある。

重心動揺に関して、前後方向の動揺は、前庭機能障害や、抗重力筋の活動の低下、小脳前葉障害が予測される²⁰⁾。横山ら³⁰⁾は、統合失調症患者の体力の低下を指摘している。疾患による活動性の低下を含めて、統合失調症による疾患そのものの身体的兆候であるかを検討する必要があると考えられた。本来ならば、未治療の統合失調症で、かつ、投薬治療されていない対象者が理想的ではあるが、倫理的な問題が生じる。さらなる統合失調症患者の平衡機能面のメカニズムや身体的側面の特徴を捉えていくためには、脳障害や迷路障害を特定できる重心動揺計測器の使用や精神症状評価による対象者の選定、今回使用した健常者データ²²⁾のように他施設と連携して対象者数の増加を見込み、数値の信頼性を上げていく必要が考えられる。抗精神病薬については、岡村ら³¹⁾が抗精神病薬の多剤併用が微細な運動機能に悪影響を示唆していることから、抗精神病薬量のみならず単剤処方か多剤併用であるかを考慮する必要がある。

V 臨床・研究への示唆

本研究では、客観的な測定手法を用いて、統合失調症患者の重心動揺に関する基礎データを示し

た。また、統合失調症患者は視覚入力がない状況下で姿勢制御が特に困難となる可能性が示された。また、健常者に比べて重心が後方へ変位していることが明らかになった。これらの知見は、長期療養中の統合失調症患者における転倒予防のための対策を検討するための基礎資料となることが期待される。また、転倒は重心動揺のみでなく、様々な要因により引き起こされることから、統合失調症患者の転倒リスクや平衡機能について、より多面的な観察をさらに進めることで、転倒事故予防に有効な介入策を示していく必要がある。

精神疾患患者における入院の長期化は、高齢化や身体合併症、身体運動能力の低下を招き、社会復帰を遅らせる原因の一つとなっている³²⁾。工藤ら³³⁾は、統合失調症患者への「からだ」への気づきは、彼らをときほぐし、治療者との基本的信頼感が生まれる、と述べている。転倒予防対策として、定期的な重心動揺計測を取り入れた体力測定を促して、自己への気づきや人間本来の自然治癒力に働きかけることや、感覚統合的視点に立った前庭および固有受容機能の賦活³⁴⁾を目的にウォーキング³⁵⁾やノルディックウォーキング³⁶⁾、エアロバイク³⁷⁾、フットサル³⁸⁾³⁹⁾、といった協調運動や有酸素運動⁴⁰⁾を病相の早期から作業療法プログラムに取り入れて、精神的側面のみならず身体的側面に焦点を当てた作業療法を展開する必要があると考える。

謝辞：本研究の実施にあたり、ご協力とご指導いただきました中谷真樹先生、宇都宮守先生、A病院作業療法士の皆様に感謝いたします。そして、ご協力いただいた対象者の皆様に感謝いたします。論文構成にあたり、ご指導いただいた東京大学大学院医学系研究科保健社会行動学分野・健康教育・社会学分野の近藤尚己先生に深謝いたします。

本研究は、平成21年・22年度健康科学大学研究助成費を受けて行った。

文 献

- 1) Kraepelin, E : Dementia praecox and paraphrenia

- Livingstone. Edinburgh, 1919.
- 2) Bleuler, E : Dementia praecox or the group of schizophrenias. International press universities, New York, 1911.
 - 3) 石井一彦 : 精神科病院における医療事故(第2報). 日本精神科病院協会誌 : 436-442, 2007.
 - 4) 細井 匠, 牧野英一郎 : 我が国の精神科病床における転倒事故実態調査. 精神障害とリハビリテーション 12(2) : 55-62, 2008.
 - 5) 伊藤弘人, 山角 駿 : 精神科病院入院患者の転倒に関する分析. 病院管理 38(Suppl) : 62, 2001.
 - 6) 泉 キヨ子編 : エビデンスに基づく転倒・転落予防. 中山書店, 東京, 2005.
 - 7) 川田和人, 佐藤ふみえ編 : 実践! 精神科における転倒・転落対策. 中山書店, 東京, 2008.
 - 8) 山田和正, 岩井和子, 梶野しず江, 他 : 精神科病院在院患者における転倒状況と身体能力について. 理学療法学 22(2) : 267-271, 2007.
 - 9) 大嶋陽子, 長雄眞一郎, 東 登志夫 : 単科精神病院の転倒・転落に関する事故報告書の分析. 作業療法 30(3) : 317-326, 2011.
 - 10) 日本感覚統合障害研究会編 : 感覚統合研究第7集. 協同医書出版社, 東京, 1990, pp1-99.
 - 11) Deborah L. Levy, Philip S., Holzman, and Leonard R. Proctor: Vestibular dysfunction and psychopathology. Schizophrenia bulletin. oxfordjournals 9(3) : 383-438, 1983.
 - 12) Ichimiya T, Okubo Y, Suhara T, et al.: Reduced volume of the cerebellar vermis in neuroleptic-naïve schizophrenia, Biological psychiatry 49: 20-27, 2001.
 - 13) Anjali Deshmukh, Margaret J. Rosenbloom, Adolf Pfefferbaum, et al. : Clinical signs of cerebellar dysfunction in schizophrenia, alcoholism, and, their comorbidity. Schizophrenia resarch 57: 281-291, 2002.
 - 14) 鈴木正孝 : 向精神病薬を服用している精神障害者の立位安定性. リハビリテーション医学 43(7) : 431-437, 2006.
 - 15) 岩井和子, 山田和政, 梶野しず江, 他 : 精神科病院長期入院患者の身体能力およびその関連要因. 精神障害とリハビリテーション 11(2) : 164-169, 2007.
 - 16) 石井良和, 茂木奈智子, 山田 孝, 他 : 精神分裂病における特徴的平衡機能の一考察. 作業療法 16 : 451-457, 1997.
 - 17) 美和千尋, 植村博也, 新宮尚人, 他 : 精神分裂病患者の身体機能に及ぼす入院期間および薬物量の影響. 作業療法 16(4) : 280-285, 1997.
 - 18) 望月久 : バランス能力の評価指標とバランス障害に対する運動療法の検討. 運動・物理療法 15(3) : 236-241, 2004.
 - 19) 伊藤八次 : 姿勢の分析 重心動揺計. 臨床検査 52(12) : 1465-1469, 2008.
 - 20) 時田喬, 宮田秀雄, 伊藤八次, 他 : バランス健診を目的とした重心動揺検査. Equilibrium Res 63(4) : 325-334, 2004.
 - 21) 内山靖, 白田滋, 山端り子, 他 : 理学療法における標準(値)6 平衡機能. PTジャーナル 32(12) : 949-959, 1998.
 - 22) 今岡薫, 村瀬仁, 福原美穂 : 重心動揺検査における健常者データの集計. Equilibrium 12: 1-84, 1987.
 - 23) 稲田俊也, 八木剛平監修 : 薬原性錐体外路症状の評価と診断DIEPSSの解説と利用の手引き. 星和書店, 東京, 1996.
 - 24) 内山靖, 小林武, 間瀬教史編 : 計測表入門 測り方, 測る意味. 初版, 協同医書出版社, 東京, 2001. p145-156.
 - 25) 望月久, 峯島孝雄 : 重心動揺系を用いた姿勢安定度評価指標の信頼性および妥当性, 理学療法学 27(6) : 199-203, 2000.
 - 26) Cherie L. Marvel, Barbara L Schwartz, Richard : A quantitative measure of postural sway deficits in schizophrenia. Schizophrenia resarch 68 : 363-372, 2004.
 - 27) 井上隆三 : パーキンソン病及びパーキンソン症候群患者の重心位置, 重心移動, 重心動揺の変化. 理学療法学 19(6) : 546-550, 1992.
 - 28) 島蘭安雄, 稲永和豊編 : 分裂病とはなにに生物学的成因と病態. 東京大学出版会, 東京, 1984, pp23-47.
 - 29) 中井康人, 郭哲次, 志波充, 他 : 精神分裂病患者の視覚-姿勢制御系-追跡眼球運動負荷時の重心動揺変化一. 精神神経学雑誌 94(7) : 611-624, 1992.
 - 30) 横山浩之, 西村良二 : 統合失調症患者の体力と精神症状およびGAFとの関連性について, スポーツ精神医学 4 : 20-24, 2007.
 - 31) 岡村武彦, 高谷義信, 森本一成, 他 : 統合失調症の微細な運動機能に及ぼす抗精神病薬多剤療法の影響について. スポーツ精神医学 3 : 24-28, 2006.
 - 32) 新貝修, 丸山弘毅, 高田治, 他 : 精神病院と身体合併症. 日本精神科病院協会雑誌 9 : 9-18, 1990.
 - 33) 工藤潤一郎, 五味潤隆志, 星野弘 : 分裂病者の「重さの感覚」をめぐる「硬さ」と「やわらかさ」の観点

から一中安・編, 治療の展開(分裂病の精神病理と治療8), 誠和書店, 東京, 1997, pp.51-72.

- 34) 山田孝, 荻原喜茂: 精神分裂病に対する感覚統合療法に関する一研究. 日本感覚統合障害研究会編 感覚統合研究第2集: 115-130, 1985.
- 35) Beebe LH, Tian L, Morris N, et al.: Effects of exercise on mental and physical health parameters of persons with schizophrenia. *Issue Ment Health Nurs.* Jul, 26 (6): 661-676, 2005.
- 36) 仙石直子, 小泉大亮, 竹島伸生: 機能的体力を指標とした高齢者に対するノルディックウォーキングの介入効果について. *体育学研究*: 449-454, 2012.
- 37) 武田秀和, 中原凱文: 自転車エルゴメーターを用い

た運動プログラムの継続が残遺型精神分裂病者の作業持続時間とBMIに及ぼす影響. *体力科学* 51: 101-108, 2002.

- 38) 岡村武彦: 精神障害者スポーツがもたらす病気をはね返す力. *最新精神医学* 20(2): 141-147, 2015.
- 39) 高野隼, 杉山祐夫, 嶽北佳輝, 他: 精神障がい者に対する地域運動プログラムの有用性—統合失調症患者と精神障がい者サッカーアカデミーの出会い—. *作業療法* 30(6): 745-750, 2011.
- 40) 泉水宏臣, 肥田裕久, 藤本敏彦, 他: 精神疾患患者への運動療法 デイケア施設における実践からの提言. *体力研究* 109: 9-16, 2011.

Abstract: To provide evidence for fall prevention in schizophrenia patients, we evaluated the characteristics of their postural sway by using a stabilograph and studied the factors explaining these characteristics. We measured the postural sway of 40 schizophrenia patients from the in- and out-patient departments of a psychiatric hospital. The average total trajectory length from the center of gravity when the patient's eyes were open unchanged as compared to healthy controls. However, when their eyes were closed, it was 13 cm shorter than that of them ($p < 0.01$). The average location of the center of gravity in patient's shifted backward by an average of 3.0 cm when the patient's eyes were opened and closed as compared to them ($p < 0.01$). Multiple linear regression analysis with variables such as age, sex, out-patient status, disease duration, amount of anti-psychotic and anti-anxiety drugs, and levels of drug-induced extrapyramidal symptoms revealed that disease duration was significantly associated with a longer trajectory from the center of gravity. The center of gravity likely shifted backward with higher doses of anti-psychotics; however, these observations were noted only when the patient's eyes were closed.

Key words: schizophrenia, center of gravity, equilibrium function, stabilograph, fall prevention

(2013年8月2日 原稿受付)

■原著

4D-PET における新たな呼吸同期収集法の最適化

Optimization of novel respiratory-gated imaging technique in 4D-PET

細川 翔太^{1,2}, 小山 和也^{1,3}, 井上 一雅¹Shota Hosokawa^{1,2}, Kazuya Koyama^{1,3} and Kazumasa Inoue¹

要 旨：PET 撮像における新たな呼吸同期収集法である位相限局法が提案されているが、その精度に関する検討が不十分である。本研究では、動物プラットホームを用いて人体の呼吸運動を再現して、位相限局法の精度および至適撮像条件の検討を行った。検討では、直径 10–37 mm 径の球体ファントムを設置した NEMA/IEC body ファントムを頭尾方向に運動させ、呼吸位相を指標として収集幅を変化させて PET 撮像を行った。収集幅を変化させて得られた PET 画像の最大 SUV (SUV_{max}) を計測した結果、収集幅が狭いほど SUV_{max} は真値に近づき、呼吸性移動に伴う画質改善を認めた。特に、10 mm 径の球体ファントムにおいて改善効果が顕著であった。しかし、収集幅が狭くなると、統計ノイズの増加により SUV_{max} の過大評価する傾向にあった。至適な収集幅は、1 呼吸サイクルの 25% を収集するのが最適であった。

キーワード：PET/CT, 呼吸同期, 最適化, 4D-PET

I はじめに

¹⁸F-fluoro-deoxyglucose (¹⁸F-FDG) を用いた全身 Positron Emission Tomography (PET) 検査は、種々の悪性腫瘍の診断および治療効果判定に有用である。しかし、得られる PET 画像の画質は、撮像方法や画像再構成方法に大きく依存するため、臨床検査を想定したこれらの至適条件の検討が必須である。さらに、近年の核医学検査は Computed Tomography (CT) と一体型になった PET/CT 装置が用いられるようになった。これにより、従来の PET 単独装置で行われていた外部

線源を用いた減弱補正用のトランスミッションデータ収集を短時間で撮影が可能な CT 撮影に代替ができるようになり、検査時間が飛躍的に短縮した¹⁾。一方で、良質な PET 画像を得るためには CT 撮影と比較して長時間を要するため、両者の検査時間の乖離に伴う呼吸性移動の影響が PET 画像において顕著となった^{2,3)}。特に、肺がんの診断においては、PET と CT 画像を重ね合わせた際に位置ずれが生じるため、診断および減弱補正の精度低下を招く恐れがある⁴⁻⁸⁾。そのため、良質な PET 画像を得るためには、呼吸性移動の

1 首都大学東京大学院人間健康科学研究科放射線科学域 Department of Radiological Sciences, Graduate School of Human Health Sciences, Tokyo Metropolitan University

2 国立がん研究センター東病院放射線治療科 Department of Radiation Oncology, National Cancer Center Hospital East

3 日本医療大学保健医療学部診療放射線学科 Department of Radiological Sciences, Faculty of Radiological Sciences

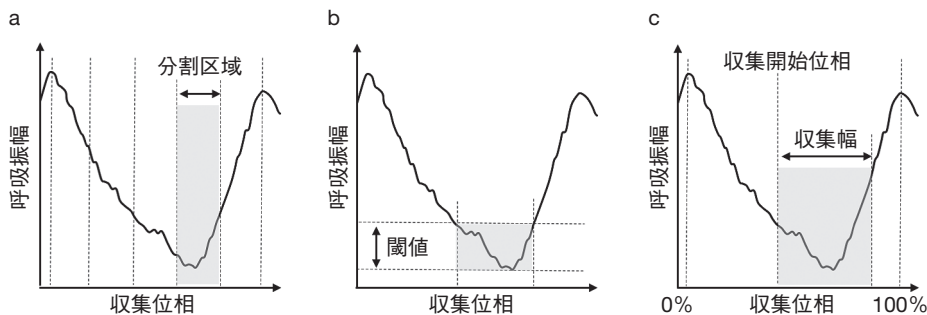


図1 PET収集における呼吸同期法
(a)Phase法, (b)Amplitude法, (c)位相限局法

影響を最小限にする必要がある。

この問題を解決する方法の1つとして、呼吸同期法がある。この方法は、PET/CT検査時に被検者の呼吸波形をモニタリングするシステムを用いて、得られる呼吸波形に同期させてデータ収集を行う手法である。これにより、呼気時に撮影したCT画像と同等の位相で収集したPETデータのみを抽出してPET画像を得ることにより、呼吸性移動の影響を除去することができる⁹⁻¹¹⁾。現在提案されている呼吸同期法は、Phase法とAmplitude法に大別できる^{12,13)}。前者は、一つの呼吸波形を等分割して、分割された位相時に収集されたデータを用いてPET画像が得られる(図1a)¹⁴⁾。しかし、全ての呼吸位相においてCT撮影が必要であるため、被ばく線量の増加が懸念されている。一方、後者は呼気位相を振幅から判別してCT画像に合わせた位相のPET画像が得られる(図1b)。しかし、呼吸位相に単に閾値を設定して判別するため、不規則な呼吸下では呼吸運動成分を除去することができないため、安定した呼吸同期収集は困難である。

これらの問題点を解決するために、位相限局法が近年開発されて臨床応用されている。この方法は、一つの呼吸波形を0-100%で区切り、PET収集開始位相(%)および収集幅(%)の2つの条件を指定して、収集位相を限局して同期画像を取得できる(図1c)。さらに、減弱補正用のCT撮影時の位相に合致させた条件を設定することにより、減弱補正の精度を担保できることが期待されている。しかし、位相限局法を用いたPET収集

において、これら2つの条件設定が得られる画質に大きく依存することが考えられるが、その同期収集の精度および至適条件に関する検討が十分ではない。そこで、本研究では、位相限局法の精度および至適条件を検証するために、動体ファントムを用いた基礎的実験を行った。

II 実験方法

1. 使用装置および条件

本研究では、GE社製PET/CT装置(Discovery 710)を用いた。本装置は、24列のPET検出器リングで構成されており、シンチレータはLBS-lutetium($4.2 \times 6.3 \times 25$ mm)が装備されている。断面内および体軸方向有効視野は、それぞれ700 mmおよび157 mmである。画像再構成方法は、Time of flight(TOF)計測技術を使用した三次元逐次近似法(3D-OSEM)を用いた。画像再構成条件は、臨床検査で用いている条件に準じてsubset 12, iteration 3, 2次元Gaussian filterサイズ4.0 mm(FWHM)に設定した。減弱補正方法はCT based attenuation correction(CTAC)法、偶発同時計数補正にはSingles法を使用した。PET画像のマトリックスサイズは 192×192 、スライス厚は3.27 mmとした。

ファントムは、体幹部を模擬したNEMA/IEC bodyファントムを使用した。ファントム内部のバックグラウンド領域に4.3 kBq/mLの ^{18}F 溶液を封入した。これは、標準体型に185-370 MBqを投与した場合の放射能濃度(2.65-5.3 kBq/mL¹⁵⁾)を考慮して、その中間濃度値とした。また、

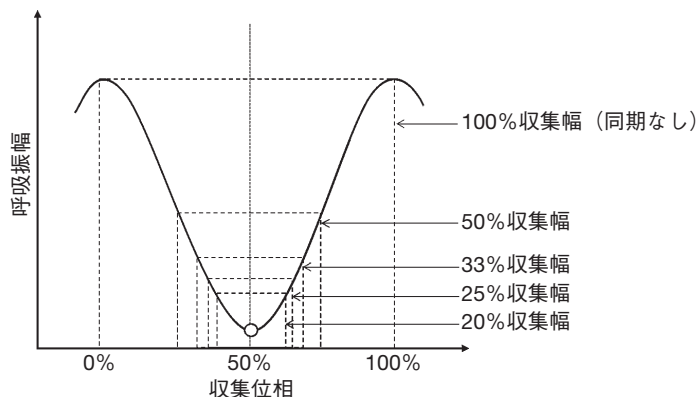


図2 位相限局法における収集条件

病変部を模擬した直径の異なる6つの球体部(直径: 10, 13, 17, 22, 28, 37 mm)にバックグラウンド領域の濃度に対して8:1の濃度となるように ^{18}F 溶液を封入した。人体の呼吸運動の模擬には、CIRS社製の動体プロットフォームを使用し、周期15 cycle/min, 移動量 ± 1.0 cmに設定してファントムを頭尾方向へ正弦波形にて運動させた。

2. 位相限局法の条件検討

体幹部を模擬したbodyファントム内に設置した球体ファントムの中心がPET装置の体軸方向中心視野と一致するように設置し、PET撮像およびCT撮影(120 kV, 100 mAs)を行った。PETの撮像時間は、ファントムを静止した条件下で10分、運動条件下で30分とした。統計変動を検討するため、両者の条件下で5回の独立した収集を行った。

位相限局法のPET収集開始位相は、最呼吸点を50%として設定して、1呼吸サイクルに対して収集幅(収集位相: %)を20%(40–60%), 25%(37.5–62.5%), 33%(34.5–66.5%)および50%(25–75%)に設定して呼吸同期画像を得た(図2)。さらに、呼吸同期効果を検討するため、ファントム運動条件下で呼吸同期収集を行わなかった場合(収集幅: 100%)の画像も取得した。画像解析では、得られたPET画像において各球体ファントムよりも十分に大きな関心体積を設置し、最大SUV(SUV_{max})およびPET集積体積(mm^3)を計測した。得られた結果は平均値 $\pm$ 標準偏差で示

した。さらに、各収集幅で得られたPET画像において、10 mmの球体ファントムの SUV_{max} および集積体積の有意差検定をone-way repeated analysis of variance (ANOVA)により行った。有意水準は $p = 0.05$ に設定した。有意差検定は、SPSSソフトウェア(IBM Japan)を使用した。

III 結果

ファントムを静止した条件下および運動条件下で得られたPET画像の各球体サイズにおける SUV_{max} を表1に示す。理想的な条件であるファントム静止下(収集幅: 100%)では、37 mm径の球体サイズで真値($\text{SUV} = 8.00$)を示し、球体サイズが小さくなるにしたがい部分容積効果の影響により SUV_{max} が低下傾向を示した。ファントム運動下(100%)での撮像では、10 mm径の球体サイズでファントム静止下(収集幅: 100%)と比較して2.2倍低い値を示し、呼吸同期法の有用性を確認した。ファントム運動下において、位相限局法(収集幅: 20, 25, 33, 50%)を用いて呼吸同期収集を行った結果、10 mm径の球体サイズでは、収集幅が狭いほどファントム静止下(収集幅: 100%)で得られた結果と同等の結果が得られた。一方で、球体サイズの大きい28 mmおよび37 mm径では、真値より高値を示した。

種々の撮像条件下で得られた各球体サイズにおけるPET集積体積を表2に示す。ファントム運動下(100%)で得られた10 mm径の球体サイズは、理想的な条件であるファントム静止下(100%)

表 1 種々の撮像条件下で得られた各球体サイズにおける SUV_{max}

ファントム 運動の有無	PET 同期収集の 有無 (収集幅)	球体サイズ					
		10 mm	13 mm	17 mm	22 mm	28 mm	37 mm
無	無 (100%)	4.95 ± 0.06	7.02 ± 0.10	7.65 ± 0.10	7.56 ± 0.13	7.82 ± 0.09	8.03 ± 0.08
有	無 (100%)	2.21 ± 0.11	3.46 ± 0.28	4.98 ± 0.27	6.43 ± 0.28	7.82 ± 0.34	8.30 ± 0.13
有	有 (50%)	3.79 ± 0.18	5.64 ± 0.28	7.45 ± 0.32	7.86 ± 0.20	8.41 ± 0.21	8.62 ± 0.12
有	有 (33%)	4.56 ± 0.32	6.26 ± 0.20	7.74 ± 0.31	8.07 ± 0.30	8.48 ± 0.23	8.66 ± 0.26
有	有 (25%)	4.98 ± 0.27*	6.90 ± 0.34	7.81 ± 0.19	8.07 ± 0.15	8.44 ± 0.15	8.26 ± 0.16
有	有 (20%)	4.90 ± 0.34*	6.88 ± 0.22	7.86 ± 0.23	8.22 ± 0.12	8.61 ± 0.13	8.65 ± 0.13

*有意差なし

表 2 種々の撮像条件下で得られた各球体サイズにおける PET 集積体積 (mm^3)

ファントム 運動の有無	PET 同期収集の有無 (収集幅)	球体サイズ					
		10 mm	13 mm	17 mm	22 mm	28 mm	37 mm
無	同期収集無 (100%)	731 ± 34	1045 ± 38	2374 ± 40	5778 ± 126	11650 ± 98	28750 ± 159
有	同期収集無 (100%)	5260 ± 1109	2786 ± 447	2948 ± 184	5196 ± 617	8720 ± 716	22730 ± 700
有	同期収集有 (50%)	766 ± 113	1020 ± 149	1700 ± 120	4050 ± 260	8880 ± 299	23680 ± 341
有	同期収集有 (33%)	558 ± 75	917 ± 84	1698 ± 107	4276 ± 96	9310 ± 311	23960 ± 510
有	同期収集有 (25%)	509 ± 84*	731 ± 60	1530 ± 395	4218 ± 143	9260 ± 490	24198 ± 509
有	同期収集有 (20%)	522 ± 87*	771 ± 60	1726 ± 92	4158 ± 136	8936 ± 288	24342 ± 439

*有意差なし

で得られた結果と比較して 7.2 倍大きい PET 集積体積を示し、本検討においても呼吸同期法の有用性を確認した。一方、位相限局法を用いて呼吸同期収集を行った結果、収集幅が狭くなるにしたがい PET 集積体積が小さくなる傾向を示した。

図 3 に種々の撮像条件下で得られた球形サイズ 10 mm の PET 画像を示す。ファントム静止下 (収集幅: 100%) で得られた画像は、10 mm 径の球体ファントムを良好に描出している (図 3a)。しかし、ファントム運動下で収集幅が広がるほど 10 mm 径の球体ファントムを認識することが困難な傾向にあった (図 3b-f)。表 1 および表 2 で示した 10 mm 径の球体ファントムの SUV_{max} および PET 集積体積について統計解析を行った結果、ファントム運動下で収集幅 20% と 25% で得られた SUV_{max} および PET 集積体積において有意差が認められなかった。その他の収集方法 (収集幅) 間においては、有意差が認められた ($p < 0.05$)。

IV 考察

新たな PET 呼吸同期収集法である位相限局法を用いた検討において、収集幅を変化させて得ら

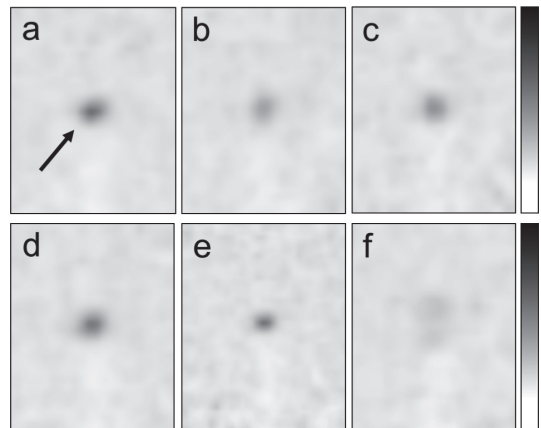


図 3 異なる撮像条件下で得られた直径 10 mm 径のファントム画像

(a) ファントム静止下 (同期無), (b) ファントム運動下 (収集幅 50%), (c) ファントム運動下 (収集幅 33%), (d) ファントム運動下 (収集幅 25%), (e) ファントム運動下 (収集幅 20%), (f) ファントム運動下 (同期無)

れる各球体ファントムの SUV_{max} および PET 集積体積の変化を検討した。 SUV_{max} を指標とした検討では、呼吸を模擬したファントム運動の有無により得られる SUV_{max} が過小評価する傾向を示し、呼吸同期収集の必要性を認めた (表 1)。呼吸

同期収集において収集幅を変化させた検討では、その収集幅が狭く、球体ファントムのサイズが小さいほど呼吸同期収集による SUV_{max} の改善効果が期待できた。特に、最小の 10 mm 径の球体ファントムではその改善効果が有意であり、基準となるファントム静止下の結果と同等の結果が得られた。さらに、実際の再構成画像においても、その有用性が視覚的に明らかであった(図 3)。この傾向は、本研究で設定したファントムの移動量が ± 10 mm であるため、この移動量に対して球体ファントムが小さいためである。実際の臨床検査において、呼吸同期収集が適用されるのは、臓器の呼吸性移動が大きい肺野部である。本研究結果から、大きさが 10 mm 前後の早期の微小肺がんや所属リンパ節の描出における改善効果が期待できる。一方、呼吸同期収集法を行った場合、28 mm および 37 mm 径の球体ファントムにおいて SUV_{max} が真値より高い傾向を示した。例えば、37 mm 径の球体ファントムでは、収集幅が 20 % で SUV_{max} が 8 % 高い結果であった。同期収集を行った場合、PET 総収集時間が同期収集を行わなかった場合と同じと仮定したとき、得られる総収集カウント数が収集幅に依存して少なくなる。そのため、総収集カウント数の低下に伴い統計ノイズ量が増加するため、統計ノイズの影響を受けやすい大きな球体ファントムで SUV_{max} の過大評価が顕著であった。

表 2 に PET 集積体積の変化を示したが、ファントム運動下において同期収集の有無により PET 集積体積に有意な差を認めた(表 2)。特に、 SUV_{max} と同様に球体ファントムのサイズが小さいほど改善効果が大きい傾向を示した。ここで、各球体ファントムの実際のサイズは、小さい方から 500, 1,200, 2,600, 5,600, 11,500, 26,500 mm³ である。この実際のサイズと比較すると、球体ファントム径が 13 mm 以上で過小評価している傾向を示した。本検討では、PET 集積体積を算出するために SUV_{max} を基準として一定の閾値処理を用いた。そのため、先に述べた SUV_{max} の改善効果に伴い PET 集積体積が過小評価したためと考えられる。 SUV_{max} を基準とした PET 集積体積の算出は、図 3 に示した実際の PET 画像を評価す

る際の参考データとしては有用であると考えられる。しかし、同期収集法の精度を直接的に検討することは困難であると考えられる。

統計解析の結果、収集幅が 25 % 以下では得られる SUV_{max} に有意差が認められなかった。収集幅の至適条件を検討する場合、収集幅 20 % または 25 % を選択すべきであるが、先に述べたように収集幅が狭いほど統計ノイズの影響が大きくなり、十分な収集カウント数を得るために長時間を要するため、収集幅 25 % を選択するのが妥当であると考えられた。この結果は、機器製造会社が推奨する収集幅 50 % と乖離したものであった。しかし、Guerra ら¹⁶⁾の報告では、1 呼吸を 4–6 分割(収集幅 16–25 % 相当)して同期収集することが望ましいと結論付けている。また、Park ら⁵⁾の報告においても、同様に 5 分割以上(収集幅 20 % 以下相当)で効果に変化がないことが報告されており、本検討の結果と一致している。

V 結論

本研究では、動体ファントムを用いて人体の呼吸運動を再現して、位相限局法の同期精度について基礎的な検証を行った。位相限局法を適用することにより、呼吸性移動による画質の劣化が抑制され、さらに SUV_{max} の改善効果を認めた。特に、収集幅を狭くして同期収集を行った場合、球体サイズの小さなファントムにおいてそれらの改善効果が顕著であった。一方で、収集幅を狭くすると単位時間あたりに得られる収集カウント数が低下して統計ノイズ量の増加を招いた。そのため、実際の臨床検査では、収集時間の最適化が必要である。

謝辞：本研究のデータ収集に協力していただいた首都大学東京大学院の青木沙起氏、三本拓也氏に対し心より感謝申し上げます。

文 献

- 1) Kinahan PE, Townsend DW, Beyer T, et al.: Attenuation correction for a combined 3D PET/CT scanner. *Med Phys*, 10:2046–2053, 1998.
- 2) Osman MM, Cohade C, Nakamoto Y, et al.: Clinically

- significant inaccurate localization of lesions with PET/CT: frequency in 300 patients. *J Nucl Med*, 2:240–243, 2003.
- 3) Cohade C, Osman M, Marshall LN, et al.: PET-CT: accuracy of PET and CT spatial registration of lung lesions. *Eur J Nucl Med Mol Imaging*, 5:721–726, 2003.
 - 4) Callahan J, Binns D, Dunn L, et al.: Motion effects on SUV and lesion volume in 3D and 4D PET scanning. *Australas Phys Eng Sci Med*, 4:489–495, 2011.
 - 5) Park SJ, Ionascu D, Killoran J, et al.: Evaluation of the combined effects of target size, respiratory motion and background activity on 3D and 4D PET/CT images. *Phys Med Biol*, 13:3661–3679, 2008.
 - 6) Pan T, Mawlawi O, Nehmeh SA, et al.: Attenuation correction of PET images with respiration-averaged CT images in PET/CT. *J Nucl Med*, 9:1481–1487, 2005.
 - 7) Teske H, Mercea P, Schwarz M, et al.: Real-time markerless lung tumor tracking in fluoroscopic video: Handling overlapping of projected structures. *Med Phys*, 5:2540–2549, 2015.
 - 8) McQuaid SJ, Hutton BF: Sources of attenuation-correction artefacts in cardiac PET/CT and SPECT/CT. *Eur J Nucl Med Mol Imaging*, 6:1117–1123, 2008.
 - 9) Lupi A, Zaroccolo M, Salgarello M, et al.: The effect of ^{18}F -FDG-PET/CT respiratory gating on detected metabolic activity in lung lesions. *Ann Nucl Med*, 2:191–196, 2009.
 - 10) Garcia Vicente AM, Soriano Castrejon AM, Talavera Rubio MP, et al.: (^{18}F)-FDG PET-CT respiratory gating in characterization of pulmonary lesions: approximation towards clinical indications. *Ann Nucl Med*, 3:207–214, 2010.
 - 11) Werner MK, Parker JA, Kolodny GM, et al.: Respiratory gating enhances imaging of pulmonary nodules and measurement of tracer uptake in FDG PET/CT. *AJR Am J Roentgenol*, 6:1640–1645, 2009.
 - 12) Tsutsui Y, Kidera D, Taniguchi T, et al.: Accuracy of amplitude-based respiratory gating for PET/CT in irregular respirations. *Ann Nucl Med*, 8:770–779, 2014.
 - 13) Jani SS, Robinson CG, Dahlbom M, et al.: A comparison of amplitude-based and phase-based positron emission tomography gating algorithms for segmentation of internal target volumes of tumors subject to respiratory motion. *Int J Radiat Oncol Biol Phys*, 3:562–569, 2013.
 - 14) Pepin A, Daouk J, Bailly P, et al.: Management of respiratory motion in PET/computed tomography: the state of the art. *Nucl Med Commun*, 2:113–122, 2014.
 - 15) Fukukita H, Suzuki K, Matsumoto K, et al.: Japanese guideline for the oncology FDG-PET/CT data acquisition protocol: synopsis of Version 2.0. *Ann Nucl Med*, 7:693–705, 2014.
 - 16) Guerra L, De Ponti E, Elisei F, et al.: Respiratory gated PET/CT in a European multicentre retrospective study: added diagnostic value in detection and characterization of lung lesions. *Eur J Nucl Med Mol Imaging*, 9:1381–1390, 2012.

Abstract : Although the novel respiratory-gated PET imaging is a commercially available technique, no details of its accuracy and its optimal parameter have been reported. Therefore, the accuracy and optimal acquisition window size were evaluated using a dynamic motion phantom which can simulate breathing movements of the human body. A PET scan was performed using a moving NEMA/IEC body phantom with six hot spheres (diameter: 10 – 37 mm) by changing the acquisition window size as an index of the respiration phase. In the reconstructed PET images obtained from different window sizes, the image quality was improved when the window size was narrow. Especially, the improvement of image quality for the 10 mm sphere was significantly higher than that of the other hot spheres. However, the statistical noise contained in the acquisition PET data was increased when the window size was narrow. The optimal acquisition window size was 25% of one breathing cycle.

Key words : PET/CT, respiratory-gated PET, Optimization, 4D-PET

(2016 年 4 月 18 日 原稿受付)

■原著

Measurement of radon and thoron concentrations in the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus building

Hiroshi Tsuruoka^{1,2}, Kazumasa Inoue¹, Shota Hosokawa^{1,3}, and Masahiro Fukushi¹

Abstract: Smoking and radon inhalation are the primary causes of lung cancer in many countries. The world average annual dose due to radon inhalation is 1.26 mSv y^{-1} , which is more than half of the annual exposure dose from natural radiation sources, 2.40 mSv y^{-1} . In this study, radon and thoron radioactivity concentrations (hereafter referred to simply as concentrations) measurements were carried out in the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus building using a pulse type ionization chamber and passive radon and thoron discriminative monitors. The respective average ($\pm \sigma$) radon concentrations (Bq m^{-3}) for each day of the week from Sunday to Saturday were: 21 ± 7 , 20 ± 7 , 20 ± 8 , 22 ± 6 , 21 ± 7 , 20 ± 6 , 23 ± 7 . On week days, the radon concentration peaked daily at 8:00 am with a value of $25 \pm 6 \text{ Bq m}^{-3}$, it decreased until 7:00 pm reaching a value of $17 \pm 7 \text{ Bq m}^{-3}$, and then, showed a rising trend to the next morning's peak. Radon concentration tended to show a higher value and less fluctuation on weekends. No seasonal change was observed. No correlation was observed between radon concentration and thoron concentration. In Japan, the reported arithmetic average radon concentration indoors is 15.5 Bq m^{-3} and the arithmetic average concentration outdoors is 5.4 Bq m^{-3} . The annual effective dose of radon by inhalation in Japan is 0.64 mSv y^{-1} . The average radon concentration of reinforced concrete buildings tends to be higher, though a radon concentration survey in reinforced concrete buildings in Japan is lacking. Calculated annual average exposure dose in the campus reinforced concrete building was 0.15 mSv y^{-1} . Annual average exposure dose considering an indoor environment other than the Arakawa Campus building was 0.42 mSv y^{-1} .

Key words: Radon concentration, Thoron concentration, Pulse type ionization chamber, Passive monitor, Annual effective dose

1 Department of Radiological Sciences, Graduate School of Human Health Sciences, Tokyo Metropolitan University

2 Department of Radiology, National Cancer Center Hospital East

3 Department of Radiation Oncology, National Cancer Center Hospital East

Introduction

Inhalation of radon and smoking are the primary causes of lung cancer in many countries¹⁾. The world average annual dose due to radon inhalation is 1.26 mSv y^{-1} , which is more than half of the annual exposure dose from natural radiation source which is $2.40 \text{ mSv y}^{-1, 2)}$. The half-life of radon (^{222}Rn) is approximately 3.8 days, and it is present in every scene of the living environment. ^{222}Rn is a descendant nuclide of the uranium series that is produced from radium (^{226}Ra) contained in the materials used to form the concrete used in buildings and in soil. Thoron (^{220}Rn), half-life 55.6 s, is an isotope of radon (^{222}Rn) which is a thorium series nuclide generated mainly from materials in the soil. ^{222}Rn and ^{220}Rn are exhaled from the building materials used in walls, floors and ceilings. Both of them are noble gases and they have tendencies to stay in a sealed interior space and to accumulate.

In Japan, the arithmetic mean value of the radon concentration indoors is 15.5 Bq m^{-3} and the average concentration outdoors is $5.4 \text{ Bq m}^{-3, 3)}$. Annual effective dose by radon inhalation in Japan is 0.64 mSv y^{-1} which is 50.8% of the world average value⁴⁾. In general, Japanese houses are predominantly wooden structures, and due to the composition of Japanese soil and bedrock, the annual effective dose by radon inhalation is lower than that in many other countries. However, high-rise buildings are the main structures in metropolitan areas with high population densities and buildings made of reinforced concrete, which is a source of radon and thoron, are more common than conventional wooden buildings. The average radon concentration of reinforced concrete used in buildings has been reported to be as high as $36.8 \text{ Bq m}^{-3, 5)}$. In a recent study using active type radon detectors, however, it has found that the radon concentration in reinforced concrete buildings is greatly changed by air conditioning equipment and the its pattern of use⁶⁾, hence there is a need for a survey of radon concentration in reinforced concrete building in Ja-

pan. Although the presence of thoron and its decay products has been ignored because their measurement is not easy, the importance of the measurement has been recognized in order to evaluate the radon risk accurately⁷⁾. Several surveys using radon and thoron discriminative monitors have been reported, but the number of data are not sufficient to assess radon risk.

In this study, exposure dose due to radon inhalation was calculated from measurements of radon and thoron concentrations made using a pulse type ionization chamber and passive radon and thoron discriminative monitors. The measurements were made in the reinforced concrete building of a university branch campus. The building was expected to have a higher value compared to the average indoor radon and thoron concentrations in Japan.

Materials and Methods

Radon and thoron radioactivity concentrations were measured at the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus. The Arakawa Campus is located in Arakawa Ward, Tokyo and has one five-story building with a reinforced concrete structure. The building windows can be opened and closed. Placement of the two kinds of measuring instruments and the measurements were carried out with the consent of the administrator of the Arakawa Campus facility. A pulse type ionization chamber (AlphaGUARD PQ2000 PRO, SAPHHYMO GmbH, Germany) was installed on the building first floor in order to observe the temporal change of the radon concentration. The instrument was operated in the diffusion mode and the radon concentration, temperature, barometric pressure and humidity were measured once every hour. Measurements were carried out for 11 weeks from March 16 (Sunday) beginning at 18:00 until May 29 (Thursday) ending at 12:00 (noon). To measure radon and thoron concentrations throughout the year, passive radon and thoron discriminative monitors (RAD-POT[®]) (Figure 1) were placed at 30

locations on different floor levels (1F to 5F). The numbers of monitors were: 1F, 12; 2F, 6; and 3F, 4F, 5F, 4 on each level. Total measurement period was one year (from October to September) and the average radon and thoron concentrations (Bq cm^{-3}) for three months were measured four times. After being installed for three months, the monitors were collected and chemically etched by sodium hydroxide at 90°C for 6 h. Then the conical etch pits were observed with an optical microscope. The reported lower detection limits (LLDs) for the monitors used in this study were 3.5 Bq m^{-3} and 13.0 Bq m^{-3} for radon and thoron concentrations, respectively. To calculate annual effective dose H_1 (mSv y^{-1}) from radon concentration obtained from passive radon and thoron discriminative monitors, the following equation was used which has been proposed in the UNSCEAR Annual Report 2000 General Assembly Annex B⁽²⁾.

$$H_1 = F \times D \times Q \times T \quad (1)$$

Here F is the equilibrium coefficient of radon (0.4), D is the dose conversion factor ($9 \times 10^{-6} \text{ mSv Bq}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ m}^3$), Q is the average radon concentration in the air, and T is the average time spent in the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus building by workers and students. Based on the method described in the UNSCEAR Annual Report 2000, total time spent in the Arakawa Campus building was estimated as 2,000 h per year, assuming 250 work or class days per year and staying in the building for 8 hours per day. The average air radon concentration was defined as the average radon concentration in air (Bq m^{-3}) during 8 hours in the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus premises from 9:00 to 17:00. Also, the annual effective dose H_2 was calculated considering the exposure dose when not at the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus building using the following formula.

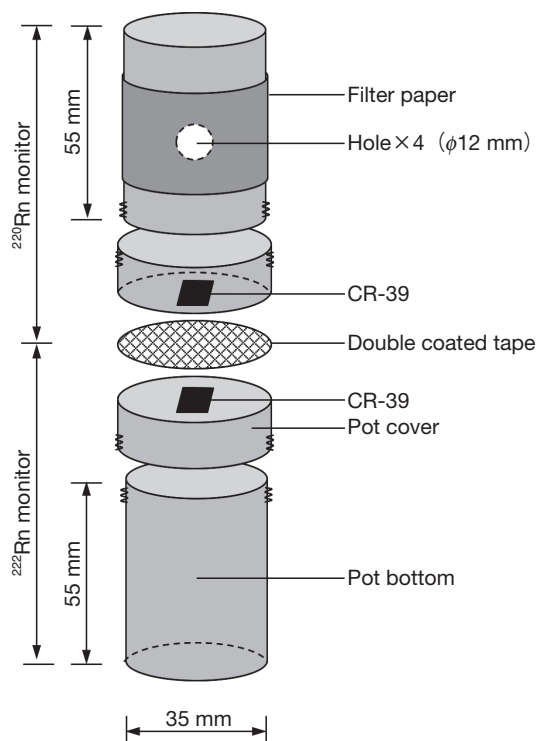


Figure 1 Structure of the passive radon and thoron discriminative monitors (RAD-POT®).

$$H_2 = F \times D (Q_1 \times T_1 + Q_2 \times T_2) \quad (2)$$

Here Q_1 is the average radon concentration in air in the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus building. Q_2 is the average indoor radon concentration in air in Japan (15.5 Bq m^{-3})⁽⁹⁾. T_1 is occupancy factor (0.8) multiplied by the annual average time at the location (2,000 h). T_2 is obtained by subtracting the average time at the location (2,000 h) from the hours in a year (8,760 h) and multiplying by the occupancy factor (0.8).

Results and Discussion

Radon concentration in air was measured in the pulse type ionization chamber for each day of the week and the results are summarized here. The respective average ($\pm \sigma$) radon concentrations (Bq m^{-3}) for each day of the week from Sunday to

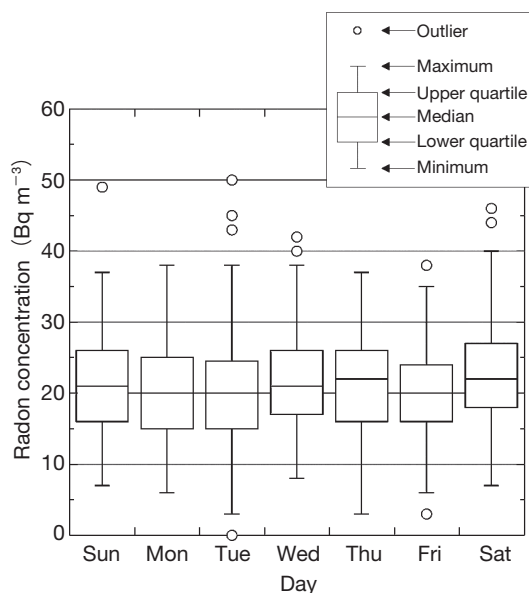


Figure 2 Distribution of radon concentration for each day of the week. Shaded time periods indicate the hours that offices are open and students are attending classes.

Saturday were: 21 ± 7 , 20 ± 7 , 20 ± 8 , 22 ± 6 , 21 ± 7 , 20 ± 6 , 23 ± 7 . **Figure 2** shows the distribution and median value of radon concentrations for each day of the week. The error bars in the graph indicate the maximum and minimum values. The average radon concentration in the measurement period (11 weeks) was $21 \pm 7 \text{ Bq m}^{-3}$. Although no clear differences between days were observed, the highest average value was observed on Saturday. On the other hand, the lowest average value was observed on Monday morning. This value was 14% lower than the Saturday average radon concentration. As an overall tendency, over the weekend (Friday to Sunday) the radon concentration tended to rise. It is likely because of a decreased indoor air ventilation rate. Opening and closing of doors occurred less often on the weekend because the number of people working and students in the building was reduced and the radon accumulated. Despite being a weekday, Wednesday had a higher average radon concentration for two reasons. The

first is because the number of persons entering and exiting the building was very low from Tuesday afternoon to Wednesday morning due to the workers' and students' schedule. Second, Wednesday is the day of the week on which leaving work on time is recommended for university workers. Therefore, the number of people working in the building during the evening time is less compared to the other weekdays and that led to the rise of radon concentration by the decreased air ventilation rate.

The change per hour of the average value of radon concentration, temperature, pressure and humidity for the five weekdays and two weekend days are shown in **Figure 3** and **Figure 4**. On weekdays, there was a decrease of radon concentration from a peak value of $25 \pm 6 \text{ Bq m}^{-3}$ observed at 8:00 to the lowest value $17 \pm 7 \text{ Bq m}^{-3}$ observed at 19:00. After 19:00, the radon concentration had a rising trend until the next morning. On the other hand, radon concentration on the weekend remained high during the day time. These results suggested that the air ventilation rate due to the entrance and exit of people and the operational status of the air conditioning equipment affect radon concentration.

Pressure and humidity showed a similar trend to the radon concentration. However, the trend of temperature was opposite that of radon concentration. From the measurement results of the present study, a certain correlation was observed in the radon concentration and the indoor environment, although the correlation between the indoor factors, such as temperature or humidity, and radon concentration was negative in the prior study⁵⁾. In this study, measurements were carried out in a highly airtight reinforced concrete building, in which the air conditioning management had been strict, in comparison with air conditioning use in a typical house. Therefore, the present results are considered to reflect the operational status of the air conditioning and the indoor ventilation rate.

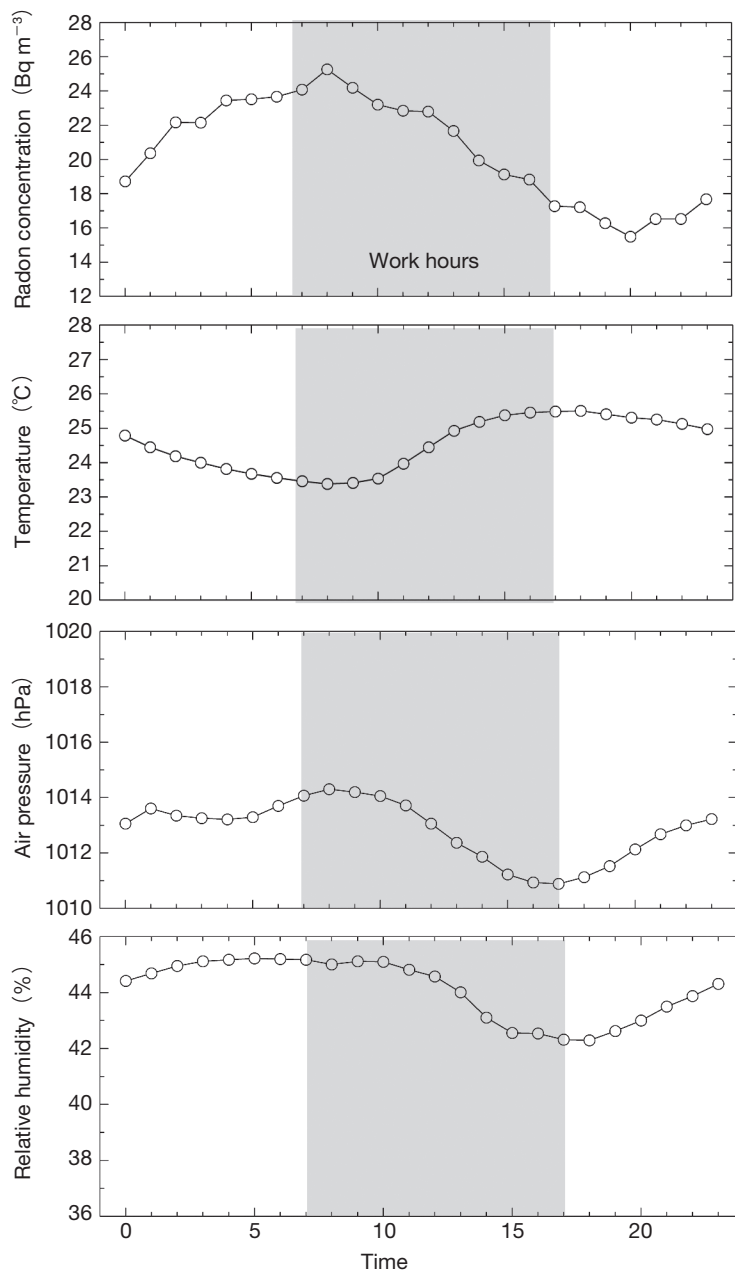


Figure 3 Average value of radon concentration, temperature, pressure and humidity on week days.

The 3-month averages of radon concentration on each floor, which were obtained by the passive radon and thoron discriminative monitors, are listed in **Table 1**. Annual average radon concentration of the entire building was $20 \pm 14 \text{ Bq m}^{-3}$ (3 –

125 Bq m^{-3}), and that value was 130% higher than the indoor average radon concentration in Japan, 15.5 Bq m^{-3} ¹⁰⁾. Compared to a typical house, public facilities including office buildings and university buildings tend to be highly airtight. There

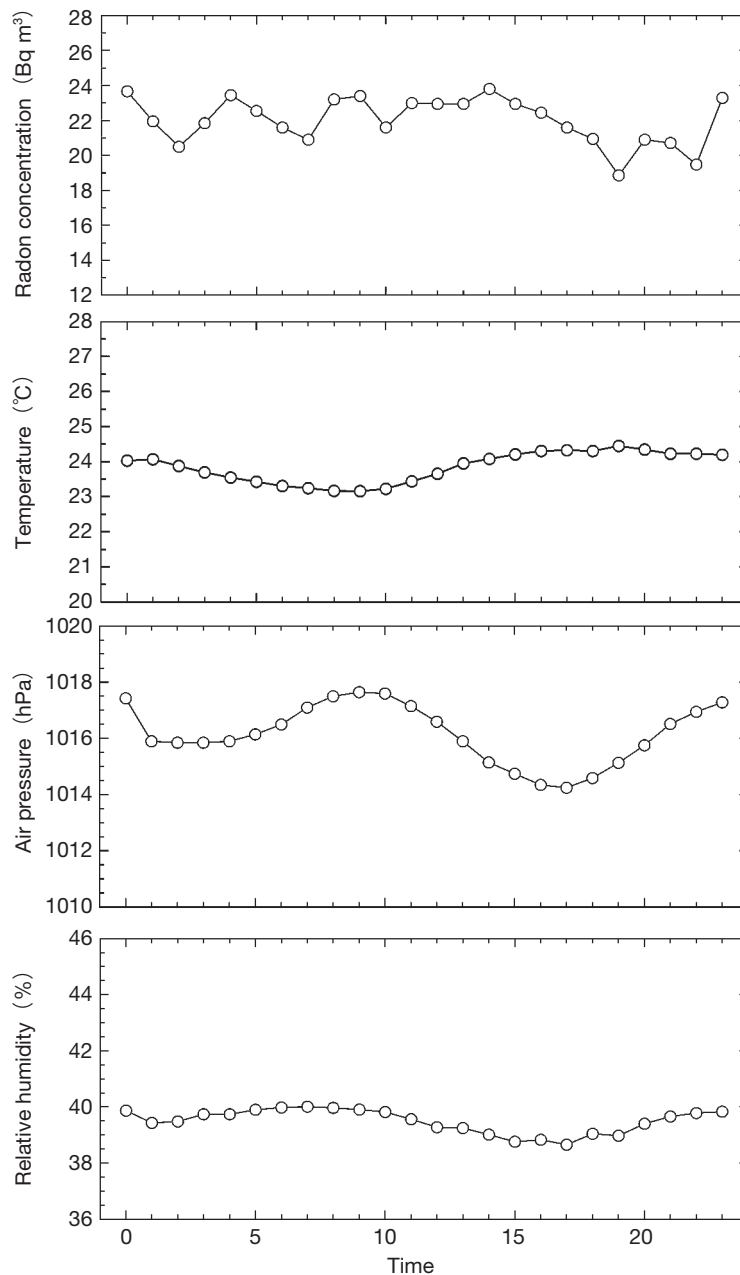


Figure 4 Average value of radon concentration, temperature, pressure and humidity on weekends.

is a tendency that radon concentration is high because in many cases reinforced concrete is used as a primary building material³⁾. The 3-month averages of radon concentration were $23 \pm 22 \text{ Bq m}^{-3}$ (October–December), $17 \pm 13 \text{ Bq m}^{-3}$ (January–

March), $23 \pm 11 \text{ Bq m}^{-3}$ (April–June), $18 \pm 12 \text{ Bq m}^{-3}$ (July–September); and no seasonal variation was observed. Although to the windows of the campus building can be opened and closed, from the viewpoint of security, they are basically

Table 1 Average radon concentrations (Bq m^{-3}) for each floor level.

Floor level	Oct.–Dec.	Jan.–Mar.	Apr.–Jun.	Jul.–Sep.
	Ave. $\pm \sigma$ (range)	Ave. $\pm \sigma$ (range)	Ave. $\pm \sigma$ (range)	Ave. $\pm \sigma$ (range)
5F	19 $\pm$ 1 (18–20)	14 $\pm$ 6 (7–23)	17 $\pm$ 4 (10–20)	10 $\pm$ 2 (7–13)
4F	25 $\pm$ 9 (12–36)	19 $\pm$ 15 (8–44)	24 $\pm$ 9 (15–29)	18 $\pm$ 8 (11–31)
3F	14 $\pm$ 6 (5–20)	14 $\pm$ 9 (5–28)	21 $\pm$ 5 (15–29)	11 $\pm$ 5 (4–17)
2F	17 $\pm$ 9 (7–31)	12 $\pm$ 4 (9–19)	20 $\pm$ 9 (7–37)	13 $\pm$ 8 (3–22)
1F	30 $\pm$ 31 (6–125)	22 $\pm$ 17 (3–69)	27 $\pm$ 14 (7–52)	25 $\pm$ 14 (7–46)
Ave.	23 $\pm$ 22 (5–125)	17 $\pm$ 13 (3–69)	23 $\pm$ 11 (7–52)	18 $\pm$ 12 (3–46)

Table 2 Average thoron concentrations (Bq m^{-3}) for each floor level.

Floor level	Oct.–Dec.	Jan.–Mar.	Apr.–Jun.	Jul.–Sep.
	Ave. $\pm \sigma$ (range)	Ave. $\pm \sigma$ (range)	Ave. $\pm \sigma$ (range)	Ave. $\pm \sigma$ (range)
5F	17 $\pm$ 7 (LLD–29)	ND	20 $\pm$ 12 (LLD–40)	12 $\pm$ 2 (9–15)
4F	18 $\pm$ 9 (LLD–33)	13 $\pm$ 3 (9–18)	15 $\pm$ 3 (LLD–19)	12 $\pm$ 3 (LLD–11)
3F	38 $\pm$ 40 (LLD–107)	17 $\pm$ 7 (LLD–29)	21 $\pm$ 13 (LLD–43)	ND
2F	19 $\pm$ 14 (LLD–50)	25 $\pm$ 18 (LLD–56)	16 $\pm$ 6 (LLD–29)	15 $\pm$ 8 (LLD–30)
1F	37 $\pm$ 22 (15–74)	14 $\pm$ 7 (4–33)	20 $\pm$ 10 (LLD–36)	15 $\pm$ 8 (7–41)
Ave.	28 $\pm$ 24 (LLD–107)	16 $\pm$ 10 (LLD–56)	18 $\pm$ 9 (LLD–43)	14 $\pm$ 7 (LLD–41)

Note: LLD indicates the value was below 13 Bq kg^{-1} . ND indicates not detected.

closed. Therefore, it is reasonable that no seasonal variation was observed when the environment is well managed by the air conditioning system. There was a tendency that radon concentrations measured on the first floor were higher than the other floors. Laboratories occupy most of first floor of the building. Therefore, there is less entering and exiting of doors, and the air ventilation rate is lower compared to other floors leading to the higher radon concentration.

The 3-month averages and the annual averages of thoron concentration on each floor are listed in **Table 2**. Annual average thoron concentration of the entire building was $19 \pm 7 \text{ Bq m}^{-3}$ (LLD–107 Bq m^{-3}) which was lower than previously reported¹¹⁾. The 3-month averages of thoron concentration were $28 \pm 24 \text{ Bq m}^{-3}$ (October–December), $16 \pm 11 \text{ Bq m}^{-3}$ (January–March), $18 \pm 10 \text{ Bq m}^{-3}$ (April–June), $14 \pm 7 \text{ Bq m}^{-3}$ (July–September); and no seasonal variation was observed, just as for the radon concentration results. It has been reported that there was no effect on the thoron concentration due to seasonal variation⁵⁾. No significant trend for the annual average thoron

concentration on each floor was measured. Thoron concentration up to 107 Bq m^{-3} was observed on the first floor. In this study, the measuring instrument was installed close to a concrete wall due to the matter of space. Thoron concentration measurements are significantly dependent on the distance from the wall compared to radon concentration measurements, and the location of the detector had a bigger effect for the thoron measurements in the present study.

Radon concentrations are plotted against thoron concentrations in **Figure 5**. The correlation coefficient (r) was 0.172. No clear correlation between radon and thoron concentrations was seen. The thoron concentration should not to be estimated simply from the radon concentration as reported in previous studies.

Annual effective dose (H_1) due to radon inhalation in the building of the Tokyo Metropolitan University Arakawa Campus was 0.15 mSv y^{-1} . In a survey that was carried out in a reinforced concrete high-rise building located in the Tokyo metropolitan area, the average radon concentration in the building was 16.0 Bq m^{-3} ⁶⁾. Annual effective

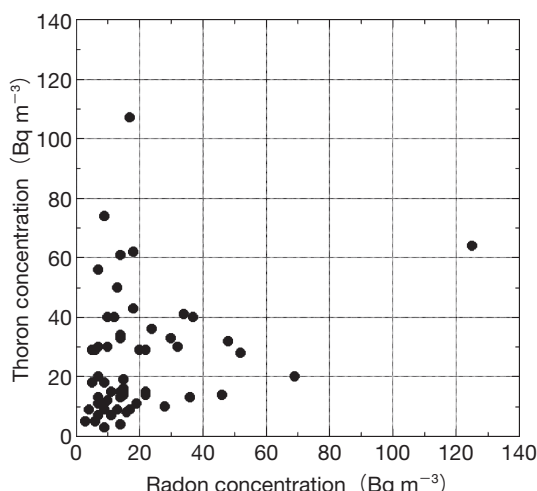


Figure 5 Correlation between radon and thoron concentrations.

dose during working hours was $0.08 \text{ mSv y}^{-1.5}$). The result of the present study was approximately 190% of the previous research value. Annual effective dose (H_2) in the case of considering an indoor environment other than the Arakawa Campus building was 0.42 mSv y^{-1} . This result was 114 % of the annual effective dose 0.37 mSv y^{-1} reported in prior research, and also the value was 33.6% of the dose compared to the global average.

Conclusion

In this study, long term radon and thoron radioactivity concentration measurements were carried out in a reinforced concrete building using the pulse type ionization chamber and passive radon and thoron discriminative monitors. In continuous measurement of radon concentration using the pulse type ionization chamber, the radon concentration varied depending on the air ventilation rate due to the entrance and exit of people and the air conditioning operation status in the building. The average radon and thoron concentrations obtained from the passive radon and thoron discriminative monitors were $20 \pm 14 \text{ Bq m}^{-3}$ and $19 \pm 7 \text{ Bq m}^{-3}$, respectively. No seasonal change and no

correlation between radon and thoron concentrations were observed. Annual exposure dose calculated on the basis of the radon concentrations obtained in the building was 0.15 mSv y^{-1} . Additionally, annual effective dose in the case of considering the indoor environment out of the University was 0.42 mSv y^{-1} .

References

- 1) Zeeb, H, Shannoun, F (Eds.): WHO handbook on indoor radon: a public health perspective, WHO Press, Geneva, Switzerland 2009.
<http://www.nrsb.org/pdf/WHO%20Radon%20Handbook.pdf>. Accessed 28 May 2016.
- 2) United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation, UNSCEAR 2000 Report to the General Assembly Annex B: Exposures from natural radiation sources. United Nations, New York, 2000.
<http://www.unscear.org/docs/reports/annexb.pdf>. Accessed 28 May 2016.
- 3) Japan Health Physics Society: Expert study group activity report on the protection standards of radon. Japan health physics society expert study group report series, Vol. 8, No.1, 2012. (in Japanese)
- 4) Shimo K, Sanada T, Fujitaka K, et al.: Dose due to natural radiation in Japan. Isotope News, 706: 23–32, 2013. (in Japanese)
- 5) Tokonami, S, Pan, J, Matsumoto, M, et al.: Radon measurements in indoor workplaces. Radiat Prot Dosim, 67(2): 143–146, 1996.
- 6) Inoue, K, Hosoda, M, Tokonami, S, et al.: Investigation of radon and thoron concentrations in a landmark skyscraper in Tokyo. J Radioanal Nucl Chem, 298(3): 2009–2015, 2013.
- 7) Tokonami, S: Why is ^{220}Rn (thoron) measurement important? Radiat Prot Dosim, 141(4): 335–339, 2010.
- 8) Sugino, M, Tokonami, S, Zhuo, W: Radon and thoron concentrations in offices and dwellings of the Gunma prefecture, Japan. J Radioanal Nucl Chem, 226(2): 205–209, 2005.
- 9) Sanada, T, Fujimoto, K, Miyano, K, et al.: Measurement of nationwide indoor Rn concentration in Japan. J Environ Radioact, 45: 129–137, 1999.

- 10) National Institute of Radiological Sciences: Radon concentration measurement and dose evaluation final report. NIRS-R-34, Chiba, 1998.
- 11) Zhuo, W, Tokonami, S, Yonehara, H, et al.: A simple passive monitor for integrating measurements of indoor thoron concentrations. Review of Scientific Instruments, 73(8): 2877-2881, 2002.
- 12) Doi, M, Fujimoto, K, Kobayashi, S, et al.: Spatial distribution of thoron and radon concentrations in the indoor air of a traditional Japanese wooden house. Health Physics, 66(1): 43-49, 1994.

(2016 年 4 月 27 日 原稿受付)

学会だより

平成 28 年度 日本保健科学学会 理事会, 評議員会, 総会 報告

日時: 平成 28 年 5 月 20 日 (金) 18 時 30 分

場所: 首都大学東京 荒川キャンパス 管理棟 2
階大会議室

出席者: 新田 収, 笠井久隆, 安保雅博, 倉橋俊
至, 渡邊 賢, 飯村直子, 福士政広, 河
原加代子, 安達久美子, 金子誠喜, 井上
順雄, 森 浩一, 齋藤秀敏, 西村ユミ,
寺山久美子, 谷口千絵, 織井優貴子, 小
林法一, 関根紀夫, 野村亜由美, 大谷浩
樹 (理事会, 評議員会出席者)

書記: 浅川康吉 (評議員), 飯塚哲子
(順不同, 敬称略)

資料

- ・平成 27 年度事業報告 (報告資料 1)
- ・第 25 回学術集会報告 (報告資料 2)
- ・平成 27 年度収支決算案 (議案第 1 号資料 1, 2, 3, 4)
- ・平成 28 年度事業計画案 (議案第 2 号資料)
- ・平成 28 年度予算案 (議案第 3 号資料)

I 議事録署名人の選出

安達久美子理事, 齋藤秀敏評議員が選出され承認された。

II 議事

1. 報告事項

(1) 平成 27 年度事業報告

学術集会事業, 会誌発行事業, 学会事務局の管理およびホームページの運営について報告された。

(2) 第 25 回学術集会報告

安部真治集会長に代わり大谷浩樹評議員から収支最終報告がされた。

(3) 第 26 回学術集会長挨拶

曾田玉美実行委員長から平成 28 年 10 月 8 日に

目白大学 新宿キャンパス研心館で開催されることが報告された。

2. 審議事項

(1) 平成 27 年度収支決算報告

収支決算報告書に基づき, 収入・支出それぞれの説明がされ, 倉橋俊至監事から監査報告書が提出された。審議の結果, 承認された。

(2) 平成 28 年度事業計画

学術集会の実施 (第 26 回), 会誌発行事業 (第 19 巻 1 号～4 号発行 各 800 部), 学会事務局の管理, ホームページの運営について審議され承認された。

(3) 平成 28 年度予算

予算案に基づき, 収入・支出それぞれの説明がされ, 審議の結果承認された。

(4) 平成 29 年度第 27 回学術集会長選出

学術集会長として東京都理化学療法士協会長 森島 健先生が承認された。

3. その他

新田収理事より学会運営改革に関する以下の提案がされ, 次回役員会まで検討を続けることとなった。

- ・学会誌の PDF 化
- ・年会費見直し
- ・研究助成金事業創設

日本保健科学学会会則

第1章 総 則

第1条 本会は、日本保健科学学会（Japan Academy of Health Sciences）と称する。

第2章 目 的

第2条 本会は、わが国における保健科学の進歩と啓発を図ることを目的とする

第3章 事 業

第3条 本会は、前条の目的を達成するため次の事業を行う。

- 一、学術交流を目的とする学術集会を開催する
- 二、会誌等を発行する
- 三、その他理事会が必要と認めた事業を行う

第4章 会 員

第4条 本会の会員は、次のとおりとする。

- 一、正会員
- 二、学生会員
- 三、賛助会員

第5条 正会員とは、本会の目的に賛同するもので保健科学に関心がある研究者もしくは実践家であり、所定の会費を納入した個人をいう。

2. 正会員は総会に出席し、議決権を行使することができる。
3. 正会員は、会誌に投稿し、学術集会で発表し、会誌等の配布を受けることができる。

第6条 学生会員とは大学学部に在学し、保健科学に関連する分野に関心があるものであり、正会員1名の推薦があった個人をいう。学生会員は別途さだめる会費を納入する義務を負う。

2. 学生会員は総会への出席および議決権の行使はできない。
3. 学生会員は、会誌等の配布を受けることができる。

第7条 賛助会員とは、本会の目的に賛同する個

人または団体で、理事の承認を得た者をいう。

第8条 本会に入会を認められた者は、所定の年会費を納入しなければならない。

2. 既納の会費は、理由のいかんを問わずこれを返還しない。

第9条 会員は、次の理由によりその資格を失う。

- 一、退会
- 二、会費の滞納
- 三、死亡または失踪宣告
- 四、除名
2. 退会を希望する会員は、退会届を理事会へ提出しなければならない。
3. 本会の名誉を傷つけ、または本会の目的に著しく反する行為のあった会員は、評議員会の議をへて理事長がこれを除名することができる。

第5章 役員および学術集会会長

第10条 本会に次の役員を置く。

- 一、理事長1名
- 二、理事15名程度
- 三、監事2名
- 四、事務局長1名
- 五、評議員定数は別に定める

第11条 役員の選出は次のとおりとする。

- 一、理事長は、理事会で理事のうちから選出し総会の承認をうる。
- 二、理事および監事は、評議員のうちから選出し総会の承認をうる。
- 三、事務局長は正会員のうちから理事長が委嘱する。
- 四、評議員は正会員のなかから選出する。
- 五、役員の選出に関する細則は、別に定める。

第12条 役員の任期は2年とし再選を妨げない。

第13条 役員は、次の職務を行う。

- 一、理事長は本会を代表し会務を統括する。
- 二、理事は理事会を組織し会務を執行する。
- 三、監事は本会の会計および資産を監査する。

- 四. 評議員は評議員会を組織し、理事会の諮問に応じ本会の重要事項を審議する。

第14条 学術集会長は、正会員のなかから選出し総会の承認をうる。

第15条 学術集会長の任期は当該学術集会の前の学術集会終了日の翌日から当該学術集会終了日までとする。

第6章 会議

第16条 本会に次の会議を置く。

- 一. 理事会
- 二. 評議員会
- 三. 総会

第17条 理事会は、理事長が招集しその議長となる。

2. 理事会は年1回以上開催する。ただし理事の3分の1以上からの請求および監事からの請求があったときは、理事長は臨時にこれを開催しなければならない。

3. 理事会は理事の過半数の出席をもって成立する。

第18条 評議員会は、理事長が招集する。評議員会の議長はその都度、出席評議員のうちから選出する。

2. 評議員会は、毎年1回以上開催し、評議員の過半数の出席をもって成立する。

第19条 総会は、理事長が招集する。総会の議長はその都度、出席正会員のうちから選出する。

2. 総会は、会員現在数の10%以上の出席がなければ議事を開き議決することができない。ただし、委任状をもって出席とみなすことができる。

3. 通常総会は、年1回開催する。

4. 臨時総会は、理事会が必要と認めたとき、理事長が招集して開催する。

第20条 総会は、次の事項を議決する。

- 一. 事業計画及び収支予算に関する事項
- 二. 事業報告及び収支決算に関する事項

- 三. 会則変更に関する事項

- 四. その他理事長または理事会が必要と認める事項

第7章 学術集会

第21条 学術集会は、学術集会長が主宰して開催する。

2. 学術集会の運営は会長が裁量する。

3. 学術集会の講演抄録は会誌に掲載することができる。

第8章 会誌等

第22条 会誌等を発行するため本会に編集委員会を置く。

2. 編集委員長は、正会員のうちから理事長が委嘱する。任期は2年とし、再任を妨げない。

第9章 会計

第23条 本会の費用は、会費その他の収入をもってこれに充てる。

2. 本会の予算および決算は、評議員会および総会の承認を受け、会誌に掲載しなければならない。

第24条 本会の会計年度は各年4月1日にはじまり、3月末日をもって終わる。

第25条 学術集会の費用は大会参加費をもって充てる。ただしその決算報告は理事会において行う。

第26条 本会の事務局は、当分の間、首都大学東京 健康福祉学部内におく。

2. 事務局の運営に関しては、事務局運用規定に定める。

第10章 会則変更

第27条 本会則の変更は、理事会および評議員会の議を経たのち総会の承認をうることを必要とする。

第11章 雑則

第28条 この会則に定めるもののほか本会の運営に必要な事項は別に定める。

付 則 本会則は、1998年9月30日から実施する。
(2005年9月10日改訂)

以上

日本保健科学学会細則

〔会費〕

1. 正会員の年度会費は、10,000 円とする。賛助会員は年額 30,000 円以上とする。
2. 会費は毎年 3 月 31 日までに、その年度の会費を納付しなければならない。

〔委員会〕

1. 本会の事業を遂行するため、必要に応じて委員会を設置することができる。その設置は事業計画に委員会活動の項目を設けることで行う。
2. 委員長は理事・評議員の中から選出し、理事会で決定する。委員は正会員の中から委員長が選任し、理事長が委嘱する。委員の氏名は、会員に公表する。
3. 必要に応じて、副委員長、会計棟の委員会役員を置くことができる。委員会の運営規約は、それぞれの委員会内規に定める。
4. 委員会の活動費は、学会の経常経費から支出できる。
5. 委員会は総会において活動報告を行う。

(発効年月日 平成 11 年 6 月 26 日)

〔事務局運用規約〕

1. 本学会に事務局を置く。事務局の所在地は、当分の間下記とする。
116-8551 東京都荒川区東尾久 7-2-10
首都大学東京健康福祉学部内
2. 事務局に事務局長 1 名、事務局員若干名、事務局職員を置く。事務局員は、会員の中から事務局長が推薦し理事長が委嘱する。事務局長と事務局員は無給とする。事務局職員は有給とする。
3. 事務局においては事務局会議を開催し、学会運営に関する事務を行う。事務局会議の結果は、理事長に報告する。

(発効年月日 平成 13 年 7 月 28 日)

〔編集委員会規約〕

1. 日本保健科学学会誌（以下、会誌という）の編集代表者は理事長とする。
2. 編集委員会の委員は正会員のうちから理事長が委嘱する。任期は 2 年とし再任は妨げない。
3. 編集委員会は、編集にかかわる業務を行い、会誌を定期的に刊行する。
4. 投稿論文は複数の審査者による査読の結果に基づき、編集委員会において掲載を決める。
5. 編集委員会には、編集協力委員をおくことができる。編集協力委員は、編集委員長が推薦し理事長が委嘱する。
6. 編集委員会の結果は、理事長に報告する。

(発効年月日 平成 13 年 7 月 28 日)

〔役員選出に関わる細則〕

1. 評議員は、職種別会員構成に準拠して、本人の承諾を経て選出する。
2. 評議員は、保健科学の学識を有し、本学会に貢献する者とする。
3. 新評議員は 2 名以上の評議員の推薦を要する。
4. 理事長により選出された役員選出委員会にて推薦された新評議員について上記 1. 2. の条件への適合について審議の上、新評議員候補者名簿を理事会へ提案する。

(発効年月日 平成 15 年 9 月 13 日)

〔学会功労者に関する表彰規定〕

1. 理事より推薦があり、理事会において日本保健科学学会の発展に著しい功績があると認められた場合、表彰状を授与することができる。

(発効年月日 平成 19 年 9 月 6 日)

〔大学院生の会費割引に関わる規程〕

1. 入会時および会費納入時に、所属する大学院および研究科、および博士前期、後期を問わず、学生証の提示により大学院生であることが確認されれば、正会員資格のまま、会費の 50% を軽減する。

(発効年月日 平成 20 年 4 月 1 日)

[会費未納に伴う退会規程]

1. 2年間会費未納の場合学会誌送付を中止し、さらに2年間未納の場合は退会とする。
2. 上記規程により退会となった者が会員資格の回復を希望する場合は原則として未納分の会費の納入を必要とする。

(発効年月日 平成20年4月1日)

[学会賞に関わる細則]

1. 日本保健科学学会誌に掲載された論文の中から、特に優秀な論文に対し以下の手順に従っ

て、優秀賞および奨励賞を授与することが出来る。

選出手順

- ①日本保健科学学会誌編集委員長が優秀賞・奨励賞選考委員会を招集する。
- ②優秀賞・奨励賞選出委員会は当該年度日本保健科学学会誌掲載論文の中から、優秀賞1編、奨励賞1編を選出する。ただし奨励賞は筆頭著者が40歳未満であることを条件とする。

(発効年月日 平成20年4月1日)

日本保健科学学会誌 投稿要領

1. 本誌への投稿資格は日本保健科学学会会員とする。ただし、依頼原稿についてはこの限りではない。投稿論文の共著者に学生会員を含むことができる。研究や調査の際に倫理上人権上の配慮がなされ、その旨が文中に明記されていること。
2. 原稿は未発表のものに限る。
3. 原稿は次のカテゴリーのいずれかに分類する。
 - ・総説
 - ・原著（短報、症例報告、調査報告などを含む）
 - ・その他（資料など）
4. 投稿原稿の採否は、査読後、編集委員会において決定する。
5. 審査の結果は投稿者に通知する。
6. 原稿の分量および形式は、下記の通りとする。
 - (1) 原稿はパソコンまたはワープロ（テキストファイル形式）を用い、A4 版横書き縦 40 行・横 40 字の 1600 字分を 1 枚とし、文献、図表、写真を含み、本文の合計が 10 枚（16000 字相当）以内を原則とする。1600 字用紙で 3 枚程度の短報も可能。
 - (2) 図表、写真は、それぞれ 1 枚につき原稿 400 字分と換算し、原則として合計 5 枚以内とする。図は製版できるよう作成し、表はタイプ又はワープロで作成する。写真は白黒を原則とし、カラー写真の場合には実費負担とする。
 - (3) 刷り上がり 5 ページ（8,000 字相当）までの掲載は無料。6 ページ以上の超過ページの印刷に関する費用は有料とする（1 ページ当たり 8,000 円）。
7. 原稿の執筆は下記に従うものとする。
 - (1) 原稿の表紙に、題名（和文および英文）、著者氏名（和文および英文）、所属（和文および英文）、連絡先、希望する原稿のカテゴリー、別刷必要部数を明記する。なお、著者が大学

院学生の場合、所属として大学院および研究科等を記す。ただし他の施設・機関等に所属している場合、これを併記することができる（例：首都大学東京大学院人間健康科学研究科看護科学域、〇〇病院看護部）。連絡先には、郵便番号、住所、氏名、電話、ファックス、e-mail アドレスを含む。いずれの原稿カテゴリーにおいても上記の様式とする。

- (2) 原稿本文には、和文の要旨（400 字以内）とキーワード（5 語以内）、本文、文献、英語要旨（300 語以内の Abstract）と Keywords（5 語以内）の順に記載し、通し番号を付け、図表及び写真を添付する。
- (3) 図、表及び写真は 1 枚ずつ別紙とし、それぞれの裏に通し番号と著者名を記入する。さらに図及び写真の標題や説明は、別紙 1 枚に番号順に記入する。また、原稿中の図表、写真の挿入箇所については、欄外に朱筆する。
- (4) 年号は原則として西暦を使用し、外国語、外国人名、地名は、原語もしくはカタカナ（最初は原綴りを併記）で書く。略語は本文中の最初に出たところでフルネームを入れる。
- (5) 文献の記載方法
 - a) 本文中の該当箇所の右肩に、順に 1), 2) …の通し番号を付し、文末に番号順に揚げる。
 - b) 雑誌の場合
著者名：題名、雑誌名、巻(号)：引用ページ、発行年 の順に記載する。
(例)
井村恒郎：知覚抗争の現象について、精神神経誌、60：1239-1247, 1958.
Baxter, L R, Schwartz, J M, et al. : Reduction of prefrontal cortex metabolism common to three types of depression. Arch Gen Psychiatry, 46 : 243-250, 1989.
 - c) 単行本の場合
著者名：題名、監修ないし編集者、書名、版数：引用ページ、発行社名、発行地名、西暦発行日の順に記載する。
(例)
八木剛平、伊藤 斉：躁鬱病。保崎秀夫

編著, 新精神医学: 282-306, 文光堂, 東京, 1990.

Gardnar, M B : Oncogenes and acute leukemia. Stass SA (ed) , The Acute Leukemias : 327 - 359, Marcel Dekker, New York, 1987.

- d) 著者名が4名以上の場合, 3名連記の上, ○○○, 他, あるいは○○○, et al. とする。
8. 原稿はパソコン又はワープロ (テキストファイル形式) で作成し, 正原稿1部とそのコピー1部, 所属・著者名を削除した副原稿2部, 合計4部を提出する。また, 電子媒体 (DVD, CD, USB メモリー等) (氏名, ファイル名等を明記) と所定の投稿票と投稿承諾書 (巻末) を添付する。
 9. 修正後の原稿提出の際には, 修正原稿1部とそのコピー1部, 修正副原稿 (所属, 著者名を削除) 2部, 修正後の電子媒体 (氏名, ファイル名等を明記), 査読済の元原稿 (コピー) 2部を添えて提出する。
 10. 著者校正は1回とする。校正の際の大幅な変更は認めない。
 11. 採択した原稿及び電子媒体は, 原則として返却しない。
 12. 論文1編につき別刷30部を贈呈する。それ以上の部数は著者の実費負担とする。
 13. 原稿は日本保健科学学会事務局
〒116-8551 東京都荒川区東尾久7-2-10
首都大学東京 健康福祉学部内
に提出する。
 14. 本誌に掲載された論文の著作権は日本保健科学学会に帰属する。
 15. 査読候補者について
 - (1) 査読者候補の指名を希望する場合は, 該当者の①氏名, ②所属, ③ e-mail アドレスを明記した別紙 (フォーマットは任意) を添付すること。なお, 査読者の最終的な選定は編集委員会で行うため, 必ずしも査読候補者が査読者に加わるとは限らない。
 - (2) 投稿者の不利益が予想される場合, 投稿者は該当者を指名して査読候補者から除外するよう希望することができる。指名する場合は, ①投稿者に不利益が生じる理由, および該当者の②氏名, 所属, e-mail アドレス等を明記した別紙 (フォーマットは任意) を添付すること。なお, 査読者の最終的な選定は編集委員会で行うため, 該当者が査読者に加わる場合もある。

(2015年6月10日改訂)

入会の おすすめ

日本保健科学学会（旧）東京保健科学学会）は平成10年9月30日に設立されましたが、現在会員数は500余名を数えます。大東京を中心とする保健医療の向上と福祉の増進および学問の交流・推進に寄与するためにはますます本学会の活動を充実させる事が必要です。この骨組みに肉付け・味付けするのは会員の皆様です。また、会誌の発行などは会員の年会費に大いに依存しています。この趣旨に賛同される皆様の入会を切に希望します。備え付けの入会申込書に年会費1万円を添えてご入会下さい（下記郵便振替も可）。

投稿論文 募 集

日本保健科学学会雑誌は、皆様の投稿論文をよりスピーディに円滑に掲載できるよう年4回の発行を予定しています。また、論文の受付は常時行っており、審査終了後、逐次掲載していきますので、会員多数のご投稿をお待ちしております。投稿論文は本誌掲載の投稿要領をご熟読の上、学会事務局までお願いします。

入会や会誌に関しては、日本保健科学学会事務局までお問い合わせ下さい。

事務取り扱い時間は、

月曜日と水曜日は午前10時～午後4時まで、金曜日は午後1時30分～午後5時となっております。

〒116-8551 東京都荒川区東尾久7-2-10
首都大学東京 健康福祉学部内
TEL. 03-3819-1211 内線270 e-mail : gakkai@tmu.ac.jp
ダイヤルイン 03-3819-7413 (FAX 共通)
郵便振替 口座番号 00120-0-87137, 加入者名 日本保健科学学会

Submission Guide for the Journal of Japan Academy of Health Sciences

1. All authors wishing to submit papers to the journal must be members of the Japan Academy of Health Sciences. Authors preparing manuscripts on request from the Editorial Board are exempt from this qualification. Co-authors may include student members. All research should fully protect the participants' rights and conform to accepted ethical guidelines. This should be confirmed in the manuscript.
2. Manuscripts published previously or that are currently being considered for publication elsewhere will not be accepted.
3. Manuscripts should be categorized as one of the following types of articles.
 - Review article
 - Original article (including brief report, case study, field report, etc.)
 - Other (data, information, materials)
4. The Editorial Board decides on acceptance of the manuscript following review.
5. The author will be notified of the decision.
6. Article lengths and formats are as below.
 - (1) English manuscript should be double spaced, using PC or word processor (text file), 12 pt font in A4 size, no longer than 10 pages (7,000 words) in principle including references, tables, figures and photographs. Short report (approximately 2,000 words) is also acceptable.
 - (2) Each table, figure and photograph is counted as 200 words and maximum of 5 tables, figures and photographs is permitted in total. Figures should be of adequate quality for reproduction. Tables should be made using word processor. Photographs should be black and white in principle; expenses for color printing must be borne by the author.
- (3) No charge will be imposed on the author for manuscripts up to 5 pages (printed pages in the journal, approximately 3,000 words) in length. Charges for printing manuscripts in excess of 6 pages will be levied on the author at a rate of JPY 8,000 per page.
7. Manuscripts should be prepared in the following style.
 - (1) The title page includes: Title, name of each author with departmental and institutional affiliation, address, postal code, telephone and fax numbers, e-mail address of the corresponding author, type of article and number of offprints you require. When the author is a graduate student, academic affiliation should be listed as an institutional affiliation, however, she/he may write workplace affiliation (ex. Department of Nursing Sciences, Graduate School of Human Health Sciences, Tokyo Metropolitan University /Department of Nursing, XX Hospital). All submissions should follow the above style.
 - (2) Manuscripts should include: abstract (300 words or fewer), keywords (5 or few words). Text, references, abstract and keywords should be presented in the above order. Tables, figures and photographs must be enclosed. Abstract in Japanese (400 characters or fewer) may be included optionally.
 - (3) Tables, figures and photographs should be numbered and have the name of the author on the back sides. Their locations in the text should be indicated in the margin with red ink. A list of titles of tables, figures and photographs and brief explanation (if necessary) should be presented in order on a separate sheet.
 - (4) Dates should be indicated using the Western calendar. Words, names and names of places

in non-English languages should be stated in original languages or katakana. when they appear first in the text. When using an abbreviation, use the full word the first time it appears in the manuscript.

(5) References

a) Consecutive superscript numbers are used in the text and listed at the end of the article. Each reference should be written in the following order.

b) Journal article

Names of author (s), title, name of journal, volume/issue number, pages and year of publication.

(Example)

Baxter, L R, Schwartz, J M, et al.: Reduction of prefrontal cortex metabolism common to three types of depression. Arch Gen Psychiatry, 46: 243-250, 1989.

c) Books

Names of author (s), article or chapter title, editor(s), book title, volume number in series, pages, publisher, place of publication and year of publication.

(Example)

Gardner, M B: Oncogenes and acute leukemia. Stass SA (ed). The Acute Leukemias: 327-359, Marcel Dekker, New York, 1987.

d) In case of more than four authors, use “et al” after the citation of three authors.

8. Manuscripts should be prepared using PC or word processor (text file) and submitted in duplicate as one original and one copy. In addition, two hard copies without the authors' name(s) and affiliation(s) should be enclosed. Together with the manuscript, electronic files (DVD, USB, etc; labeled with the author and file names), submission form and Author Consent Form should be enclosed.

9. After changes or corrections, the revised manuscript, a copy and two hard copies without authors' name(s) and affiliation(s) should be submitted, along with electronic files on 3.5 inch diskette (labeled with author and file names). The initial manuscript and the copy should be enclosed.

10. Page proofs will be made available once to the author. Further alterations other than essential correction of errors are not permitted.

11. In principle, accepted manuscripts and electronic files will not be returned.

12. The author will receive thirty free offprints from the journal. Additional offprints will be provided upon request at the author's expense.

13. Manuscripts should be sent to:

Japan Academy of Health Sciences
C/O Faculty of Health Sciences, Tokyo Metropolitan University
Higashiogu, Arakawa-ku, Tokyo, Japan Postal Code 116-8551

14. Copyright of published articles belong to Japan Academy of Health Sciences.

15. Suggesting referee(s)

(1) Authors may suggest referee candidate(s) to provide quick and smooth review process. Authors wishing to suggest referee candidate(s) must attach a file with referee candidate(s)' name(s), affiliation(s), and e-mail address(es). However, referees are selected by the Editorial Board, so suggested referee candidate(s) may not be utilized.

(2) Authors may request to remove designated person(s) from a list of referees when there is a potential conflict of interest. The author must attach a file with the person(s)' names, affiliation(s), and the reason of the conflict. However, final choice of referees is made by the Editorial Board.

編集後記

久々に“ドラえもん”と“サザエさん”を観ましたが、やはり楽しい番組です。しかし、見方を変えれば我々の研究に通じるものがあると思われまふ。ドラえもんて登場する色々な便利グッズは、「こうなったらいいな、こんなものがあつたらいいな」という願望の産物で、ほとんどは飛躍しすぎた非現実的なものです。しかし、固定概念にとらわれず、自由な発想力で「こうなったらいいな、こんなものがあつたらいいな」と常に考えることは個人の自由であり権利です。次なる目標はこれを具現化すれば良いのですが、これは大変な労力が必要です。しかし、具現化する過程には楽しさが段々加わってくることが多いことも付け加えます。

一方、サザエさんでは、日常の些細な事柄を、あの短い時間枠で起承転結させています。サザエさんの出発点は4コマ漫画であることから合点がいきませんが、その構成する能力には敬服するものがあります。我々に目を向けると、研究成果を公表する術としては、学術大会での発表や学会誌への論文投稿があります。その際には、限られた時間枠、ページ数で研究成果を起承転結しなければなりません。

自由な発想と起承転結を成し遂げ、投稿を期待します。

(加藤 洋)

編集委員 (※は編集協力委員)

繁田 雅弘 (顧問)	小林 法一 (編集委員長)
河原加代子 (副編集委員長)	網本 和 石井 良和
井上 薫 井上 順雄	笠井 久隆 加藤 洋※
篠原 広行 杉原 素子	竹井 仁 谷村 厚子※
西村 ユミ 沼野 智一	廣川 聖子※ 福井 里美
福士 政広 古川 順光※	丸山 仁司 山村 礎
山本美智代 米本 恭三	(五十音順)

日本保健科学学会では、ホームページを開設しております。

<http://www.health-sciences.jp/>

日本保健科学学会誌

(略称：日保学誌)

THE JOURNAL OF JAPAN ACADEMY OF HEALTH SCIENCES

(略称：J Jpn Health Sci)

定価 1部 2,750 円 (送料と手数料を含む)

年額 11,000 円 (送料と手数料を含む)

2016 年 6 月 25 日発行 第 19 巻第 1 号©

発行 日本保健科学学会

〒116-8551 東京都荒川区東尾久 7-2-10

首都大学東京 健康福祉学部内

TEL. 03(3819)1211(内線270)

ダイヤルイン 03(3819)7413(FAX 共通)

製作・印刷 株式会社 双文社印刷

〒173-0025 東京都板橋区熊野町 13-11

TEL. 03(3973)6271 FAX. 03(3973)6228

ISSN 1880-0211

本書の内容を無断で複写・複製・転載すると、著作権・出版権の侵害となることがありますのでご注意下さい。

