

早稲田大学審査学位論文  
博士（人間科学）

マインドワンダリングへの柔軟性が  
マインドフルネスの抑うつに対する効果を媒介する

The Flexibility of Mind-Wandering  
is a Mediator between Mindfulness and Depression.

2019年1月

早稲田大学大学院 人間科学研究科  
川島 一朔  
KAWASHIMA, Issaku

研究指導教員： 熊野 宏昭 教授

目次	頁
第1章 マインドフルネスとマインドワンダリングに関する研究動向 .....	1
1. マインドフルネスとは .....	1
2. マインドワンダリングとは .....	6
3. マインドフルネスとマインドワンダリングの関係 .....	10
第2章 従来の研究における問題点と本研究の目的 .....	15
1. MW への柔軟性を MBI の媒介要因として検討する研究の欠如 (問題 1) .....	15
2. MW への柔軟性を測定する指標の欠如 (問題 2) .....	15
3. MW に関する特性を多面的に評価する指標の欠如 (問題 3) .....	16
4. 本研究の目的 .....	16
第3章 脳波によるマインドワンダリング強度の推定 (研究 1) .....	22
1. 背景 .....	22
2. 方法 .....	28
3. 結果 .....	35
4. 考察 .....	42
第4章 瞑想経験がマインドワンダリングへの柔軟性に与える影響 (研究 2) .....	45
1. 背景 .....	45
2. 方法 .....	46
3. 結果 .....	52
4. 考察 .....	54
第5章 マインドワンダリングへの柔軟性が抑うつ症状に与える影響 (研究 3) .....	57
1. 背景 .....	57
2. 方法 .....	57

3. 結果 .....	59
4. 考察 .....	65
第6章 時系列的マインドワンダリング特性指標に関する探索的検討 (研究4).....	68
1. 背景 .....	68
2. 方法 .....	71
3. 結果 .....	72
4. 考察 .....	78
第7章 総合考察 .....	81
引用文献.....	88

## 第 1 章 マインドフルネスとマインドワンダリングに関する研究動向

### 1. マインドフルネスとは

マインドフルネスとは日本語で「気づき」として訳される言葉である (熊野, 2007)。これは, 今この瞬間の経験に対する, 判断を含まない注意態度を意味する。マインドフルネスを涵養し, 望ましい心理特性を高めたり, 望ましくない特性や症状を低めるための介入技法を **Mindfulness Based Intervention** (以下, **MBI**) と呼ぶ。代表的な **MBI** として, **Mindfulness Based Stress Reduction** (Kabat-Zinn, 1990; 以下, **MBSR**) や, **Mindfulness Based Cognitive Therapy** (Segal et al., 2002; 以下, **MBCT**) による 8 週間のグループ療法や, 10 日間程度の集中的なリトリートがある。8 週間のグループ療法では週に 1 回程度の頻度でセッションが行われ, マインドフルネス瞑想と呼ばれる心理的トレーニング技法の指導や実践, 実践中に感じたことなどの共有が行われる。またホームワークとして, 毎日のマインドフルネス瞑想の実践が求められる (Kabat-Zinn, 1990; Segal et al., 2002)。リトリートでは, 定められた期間中寺院などの場所に寝泊まりし, 一日のほとんどの時間を使ってマインドフルネス瞑想の実践を集中的に行う (Khoury et al., 2017)。いずれもマインドフルネスという心的態度を高めることを目的としている。そのため, 本研究ではマインドフルネスに基づいたグループ療法とリトリートを併せて **MBI** と呼ぶ。

マインドフルネス瞑想では主に、今この瞬間の身体感覚や思考、感情に対して、判断を含まない注意を向ける練習を行う (Baer 2003)。マインドフルネス瞑想は元来、仏教の開祖である仏陀が提唱したものである。仏教的な観点から、瞑想技法はサマタ瞑想とヴィパッサナー瞑想の2種類に分けられる。サマタ瞑想は「止瞑想」と訳され、呼吸に伴う感覚など、何らかの対象へ注意を集中することで通常の心の活動を止め、全ての心の状態から離れた状態に達することを目指す瞑想である。一方ヴィパッサナー瞑想は「観瞑想」と訳される瞑想技法である。ヴィパッサナー瞑想では、瞬間瞬間心の中に去来する全ての現象を観察し、気づきを向け続ける。そして、この瞑想を続けることにより、無情、苦、無我という法則性を理解し、悟りと呼ばれる境地へ達することを旨とする (熊野, 2007)。

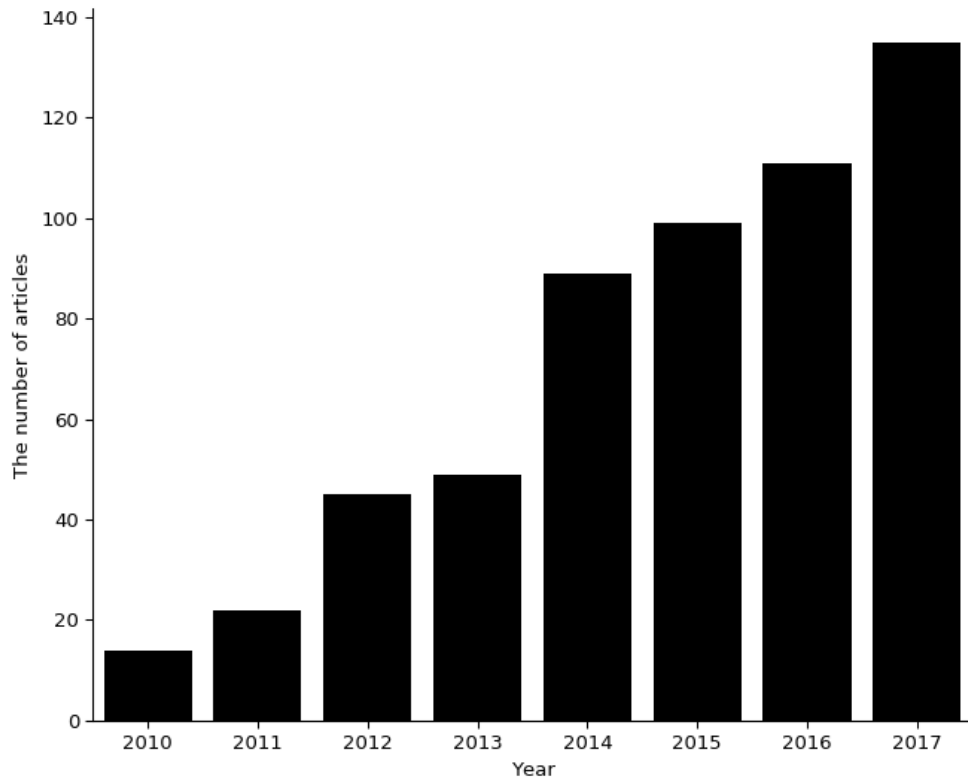
認知神経科学の分野においてマインドフルネス瞑想は、Focused Attention (以下、FA) 瞑想と Open Monitoring (以下、OM) 瞑想に分類されることが多い。これは、Lutz et al. (2008) により提案された分類法である。Lutz et al. (2008) はそれまでに行われてきた、瞑想についての神経科学的・認知心理学的知見をレビューしている。その中で、様々な種類の瞑想を区別せずに検討しようとするのは、数々の運動競技を「スポーツ」としてひとくくりにすることと同じだと述べ、瞑想を適切に分類した上で知見を整理する必要性を説いた。Lutz は瞑想中に行われる情動と注意制御の観点からこの2つに分類を行ったが、内容としてはサマタ瞑想とヴィパッサナー瞑想の区別とほぼ等しい。FA 瞑想はサマタ瞑想に対応し、OM 瞑想は

ヴィパッサナー瞑想に対応する。本研究においては、仏教的な文脈に限定がなされない区別名である「FA」・「OM」を主に用いる。

ヴィパッサナー瞑想は仏陀によって強力に推奨された技法であるとされる。これに対してサマタ瞑想は、ヴィパッサナー瞑想を行うために必要となる集中力を養うためのものとして理解されることが多い(熊野, 2007)。しかし、サマタ瞑想とほぼ同義であるFA瞑想のみを行うことによっても、マインドフルネスが涵養されることが示されている。Britton et al. (2018) は、FA瞑想のみを用いた8週間MBIプログラムとOM瞑想のみを用いたMBIプログラムをそれぞれ開発した。MBIのうちFA瞑想とOM瞑想を行うことによる効果やメカニズムを区別して検討することをその最終的な目的としている。この研究では、情動に関して中程度から重度の問題を持つ96名を3群に分け、それぞれに通常のMBCTを加えた3つのプログラムのうちいずれかを実施した。介入による効果を検討した結果、FA瞑想のみを用いた群においても、質問紙によって測定されたマインドフルネス特性が有意に上昇した。

MBIは、慢性疼痛に対して効果が示されて以来 (Kabat-Zinn, 1994), 様々な心理的症候に対しての有効性を検討した研究が多く出版された。PubMed (<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/>) にて「"Mindfulness" AND "effectiveness"」という語で検索をかけると、675件の論文が該当する(2018年4月現在)。1年間に出版される論文のうちこの検索にヒットするものの数は、2010年以降増え続けている (Figure 1-1)。論文数の増加に伴い、MBIの治療効果について

メタ解析を行う研究が複数報告された。Khoury et al. (2013) は、MBI の介入効果を報告した 209 本の論文をメタ解析し、症状を区別せず、種々の臨床指標に対する MBI の効果を検討した。これによると MBI は、心理教育などのアクティブコントロールと比べて、小～中程度の効果を持っている。またメタ解析の結果から、MBI は特に抑うつや不安といった感情の障害に対して強く効果を発揮することが示されている。Khoury et al. (2017) も同様に、MBI の効果についてメタ解析を行っている。ただし Khoury et al. (2013) においては MBCT と MBSR を検索語として論文収集したのに対し、Khoury et al. (2017) は伝統的な瞑想リトリートによる介入についての論文を解析している。20 件の論文を解析した結果、抑うつや不安といった傾向に対して大きな効果を持つことが示された。また、サマタ瞑想を中心としたものとヴィパッサナー瞑想を中心としたものとの効果に差がないことが報告された。また別の研究では、マインドフルネスやそれから発展した治療法による抑うつや不安への効果が、従来の認知行動療法の治療効果を上回る可能性も示されている (Newby et al., 2015)。ただしこの研究では、Acceptance and Commitment Therapy といった、マインドフルネスの概念を取り入れて作られた「第 3 の波」と呼ばれる認知行動療法の効果を検討する論文も解析対象に含まれている。前述した Khoury et al. (2013) のメタ解析においては、MBI が一般的な認知行動療法と比べてより効果的であることは示されていない。



**Figure 1-1. The transition of the number of the articles about effectiveness of mindfulness**

We searched with the keyword "Mindfulness" AND "effectiveness" on PubMed  
(<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/>)



MBI の治療機序に関しては様々な議論がなされているが、統一的な見解は未だない。しかし、複数の媒介要因を経て効果を発揮していると述べる論文が主である (Shapiro et al., 2006; Holzel et al., 2011; Tang et al., 2015)。

## 2. マインドワンダリングとは

マインドフルネス瞑想の作用機序を説明する要素の 1 つとして近年着目されているのが、マインドワンダリング (Mind-wandering: MW) である。MW とは、現在目の前にある環境や取り組んでいることに注意を払わず、それらとは無関係なことについて考えることを指す (Smallwood & Schooler, 2006)。

個人が特性としてもつ MW への陥りやすさは MW 傾向と呼ばれ、複数の方法で測定されうる。主に用いられるのは思考サンプリングを用いる方法である。この方法では、課題中や日常生活を送っている最中に今の意識状態を尋ねる質問が呈示され、その回答から被験者の MW 傾向を測る。この方法が probe-caught な思考サンプリングと呼ばれているのに対し、self-caught な思考サンプリングと呼ばれるサンプリング手法もある。この方法では、被験者自身が MW の発生に気がついたら、それを報告するよう求める。probe-caught と self-caught の両方のサンプリングを用いることもある。いずれの方法においても、報告された MW の数や程度が、その被験者の MW 傾向として扱われる。Probe-caught な思考サンプリングでは、質問の呈示により、進行中の課題や MW が中断されるというデメリットが

ある。一方 self-caught の方法は、被験者のボタン押しのみで MW が報告されるため、課題実施への影響がほぼない。しかし、self-caught 法は自身で気がつかれない MW が見過ごされるため、正確さにおいて probe-caught に劣るとされる (Smallwood and Schooler, 2006; Baird et al., 2013; Takarangi et al., 2014; Weinstein, 2017)。思考サンプリング手法の比較を Table 1-1 にまとめた。実験室でサンプリングを行う場合、被験者はなんらかの単純な集中課題を行う。特に、Sustained Attention to Response Task (SART; Robertson et al., 1997) を行うことが多い。この課題では、モニタに次々表れる 0 から 9 までの数字に集中し、3 が出た時以外は素早くボタンを押すことが求められる。3 が呈示される頻度を下げる (全体の 5%) ことによって、被験者は MW を起こしやすくなる。あるいは、FA 瞑想を実験室内での課題として行わせ、その間のサンプリングを行う研究も多い (e.g. Wang et al., 2016)。スマートフォンを用い、日常生活において思考サンプリングを行う研究も近年増えている (e.g. Killingsworth and Gilbert, 2010; Song and Wang 2012; Ottaviani et al., 2014)。SART を始めとする課題への反応時間を用いて MW 傾向を評価する方法も用いられている。経験サンプリングで報告される MW 傾向が、反応時間の分散と正相関することが示されている (Kucyi et al., 2016)。また、より簡易な方法として、質問紙による回答を用いる方法もある。例えば Mind-Wandering Questionnaire (MWQ) は高い内的整合性と収束的妥当性を持ち、経験サンプリングや行動指標で測定された MW 傾向と相関することが示されている (Mrazek et al., 2013)。

Table 1-1. The comparison of thought sampling methods

	Self-caught な思考サンプリング	Probe-caught な思考サンプリング
手法の内容	被験者が MW に陥っていることに自身で気がついたとき、それを報告する。	被験者に MW をしていないか尋ね、被験者はそれに応じて報告する。
中断性について	自然に MW へ気がついたときに、ボタン押しといった最小の動作で報告するため、課題や MW の進行を妨げない。	課題中に質問を呈示するため、呈示の度に課題や MW の進行を中断させる。
精度について	比較的低い。被験者自身に気がつかれない MW は見過ごされるためである。特に、MW に没頭しているときほどそれに気がつかないことが知られているため、そういった強い MW が測定しにくい。	比較的高い。質問の呈示によって、自身では気がつけなかった MW にも気がつき、報告ができるとされるためである。

MW は日常生活の 46.9%を占める身近な現象であり (Killinsworth and Gilbert, 2010), クリエイティビティの増進など, MW が持つ様々な機能について議論がされている (Mooneyham and Schooler, 2013; Leszczynski et al., 2017)。その一方, 高い MW 傾向が, 抑うつ症状や気分の落ち込みと関連することがいくつかの研究で示されている。Smallwood et al. (2007) は被験者に, 一般集団における抑うつ症状を測定する指標である Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D; Radloff, 1977) へ回答させた。その得点の中央値で被験者を 2 群に分け, それぞれに記憶課題を行わせた。課題中に思考サンプリングを行った結果, CES-D 得点の高い群の方が低い群よりも多く MW を行っていた。Hoffman et al. (2016) も同様に抑うつ診断を持つ者と健常者とを比べ, 経験サンプリングにおける MW 報告が多いことを確かめている。別の研究では, 被験者に FA 瞑想を行わせ, その最中の思考サンプリングを self-caught および probe-caught の方法で行っている。その結果, MW 報告がない期間の数と CES-D の得点が負の相関をした (Burg and Michalak, 2010)。Killingsworth and Gilbert (2010) の研究では日常生活において思考サンプリングを行い, 幸福な気分と MW の関係性を報告している。これによると, MW をしている時はそうでないときよりも幸福気分が小さいという。またこの研究では, 快・不快・中性な MW それぞれについて幸福気分との関連を調べている。結果, 不快な MW と中性な MW のどちらをしている時においても, MW をしていないときより幸福気分が落ちることが示された。また興味深いことに, 快な MW をしているときでさえも, MW をしていない時と変わ

らない幸福気分が報告されていた。さらにこの研究は、タイムラグ解析を用い、MWが後の幸福気分の低下を引き起こしていることを明らかにしている。これらの結果は、その内容や情動価に関わらず、MWそのものが気分に対して一貫した影響を与えている可能性を示唆している。

### 3. マインドフルネスとマインドワンダリングの関係

今この瞬間に注意を向けることを求めるマインドフルネスと、現在の体験以外のことに注意が向いてしまうMWは対の概念であるようにも見える。しかし、この考え方は複数の研究者により否定されている。まず、マインドフルネスであるためには、今この瞬間に注意を向けている（MWが生じていない）だけでは十分でない。注意を向けている経験に対し、反応や価値判断をせず受け入れるという態度が必要となる（Mrazek et al., 2012; Vago and Zeidan, 2016）。また必ずしも、マインドフルネスであればMWが生じていないということにもならない。例えばOM瞑想を行っている最中に身体感覚から注意が離れMWが生じたとしても、MWそのものに注意を向け観察することでマインドフルな状態を保つことができる。

一方、マインドフルネス瞑想によって、MW傾向が減少することがいくつかの論文で報告されている。Mrazek et al. (2012) は、FA瞑想を瞑想経験のない被験者に8分間行わせた。そして、FA瞑想を行った群は行わなかった群と比べ、MW傾向を示す行動指標の得点が低いことを示した。2週間のMBIを瞑想未経験者に行った研究

では、課題中の思考サンプリングにより測定された MW 傾向を介入が低下させることを報告している (Mrazek et al., 2013)。スマートフォンを使った 4 週間のマインドフルネストレーニングでも、行動指標により測定される MW 傾向が低下している (Bennike et al., 2017)。マインドフルネス瞑想を長期間継続した者と未経験者とを比較した研究においても、瞑想中 (Brewer et al., 2011) や課題中 (Cardeña et al., 2015) にサンプリングされた MW が少ないことが示されている。

以上をまとめると、マインドフルネス瞑想や MBI の実践は MW 傾向を弱め、MW 傾向は抑うつ症状やネガティブな気分を強める。ここから、Wang et al. (2016) は、MBI は MW 傾向を媒介して抑うつ症状や気分にも効果を発揮しているという仮説を提唱している。Wang et al. (2016) は媒介分析により、質問紙により測定したマインドフルネス特性と抑うつ気分の間に MW 傾向が介在することを明らかにした。ただし、介入としてのマインドフルネス瞑想や MBI 実践とその効果の間に、MW 傾向が介在することは示されていない。

しかし、マインドフルネスが MW に対して、単純にその傾向を減少させるという説には問題がある。上述の通り、MW はクリエイティビティといった適応的な機能を増進させる役割がある (Mooneyham and Schooler, 2013; Leszczynski et al., 2017)。マインドフルネス瞑想により MW 傾向が下がるのであれば、クリエイティビティも下がると考えられるが、実際はむしろ向上することがわかっている (Leduba et al., 2016)。マインドフルネスは MW 傾向より

も、MWの「仕方」に影響を与えている可能性がある。MWは、一見無関係な情報を様々に呼び出し、結び付けることによってクリエイティビティに寄与すると考えられている (Mooneyham and Schooler, 2013)。よって、ひとつのことについて考え続けるようなMWは、クリエイティビティを高めない可能性がある。また、そういった固執的なMWは、そうでないものと比べ、気分の悪化といった有害な事象を起こしやすいことが示されている (Ottabiani et al., 2015)。マインドフルネスは、このようなMWの「仕方」を変えることによって、抑うつを下げつつクリエイティビティを高めていると推測される。そしてMW傾向は、その変化に伴って間接的に生じているに過ぎない可能性がある。

Vago and Zeidan (2016) は、神経科学的見地に基づくレビューから、マインドフルネス瞑想はMWに対する柔軟性を上げていると説明している。MWの柔軟性とは、MWが生じたときに、必要に応じて素早く注意を切り替える能力を意味する。そもそも、一般的なMBIでは、MWが起こらないようにすることを教示しない。むしろ、MWが生じることは普通のこととして捉え、それに気がつくことや囚われないことを強調する (Segal et al., 2002)。ここからも、マインドフルネスはMW傾向よりも、MWに対する柔軟性を改善させる介入法であることが伺える。MBIは2通りのメカニズムでMWへの柔軟性を高めると考えられる。1つは、注意制御能力の向上である。MBIにより、様々な種類の注意制御機能が高められることが示されている (Chiesa et al., 2011)。中でも、1つの外的刺激から注

意を離す，注意転換 (Attention Switching) の機能は，MW への柔軟性に大きく貢献すると考えられる (Hodgins et al., 2010)。これに加え，価値判断をしない態度の向上を介して MW への柔軟性は高められていると考えられる。通常，情動価をもつ刺激はそうでない刺激と比べて，そこから注意を離すことが難しい。しかし MBI において価値判断をしない練習を行うことで，注意機能に対する影響を下げることができることが示されている (Vago and Nakamura, 2011)。MW が生じたときにも，その情動価や内容への関心によって柔軟な注意の切り替えが妨げられる (van Vugt and Broers, 2016)。しかし価値判断をしない態度の向上によって，MW の情動価や MW への関心が強いときにも，柔軟な切り替えを行えるようになると考えられる。価値判断しない態度による柔軟性の向上は，ディストラクションといった方略や，認知機能のトレーニングでは得られない MBI 独自の効果であると推測される (Bennike et al., 2017)。

MW の柔軟性は，MW と抑うつ気分の関係性を説明する上でも重要な変数となっている。高い MW 傾向が抑うつ気分の原因となることが示されていることは上述した。しかし近年，柔軟性の欠けた MW のみが気分やパフォーマンスに悪い影響を与えることが示されている (Ottaviani et al., 2013; Ottaviani et al., 2015; van Vugt and Broers, 2016)。マインドフルネス瞑想は MW がもたらす悪影響を予防する役割を持つことを指摘する論文 (Xu et al., 2017; Konjedi and Maleeh, 2017) も見られる。これは，マインドフルネス瞑想により MW への柔軟性を上げたことで，MW の気分に対する悪影響を減少



させたと解釈することができる。

## 第 2 章 従来の研究における問題点と本研究の目的

第 1 章では、マインドフルネスと MW についてそれぞれ紹介し、先行研究をまとめた。特に、MW の柔軟性とマインドフルネスの関わりが注目されていることを示した。しかし、マインドフルネスと MW の柔軟性との関係性については知見が不十分であり、いくつかの問題がある。

### 1. MW への柔軟性を MBI の媒介要因として検討する研究の欠如（問題 1）

MW への柔軟性は、MBI の媒介要因である可能性がある。第 1 章で述べたようにマインドフルネス瞑想は、従来扱われてきた MW 傾向よりも、MW に対する柔軟性に影響していると考えられる。また抑うつ気分を招く原因としても、MW 傾向より、MW に対する柔軟性が注目されつつある。これらより、マインドフルネスによる介入と抑うつ症状・気分との間に介在する、より妥当な媒介要因として、MW への柔軟性が考えられる。しかし、この媒介関係を検討した先行研究は見受けられない。

### 2. MW への柔軟性を測定する指標の欠如（問題 2）

MBI の媒介要因として MW への柔軟性が検討されていない理由の 1 つに、MBI を行う文脈において、柔軟性の変化を測定するのが難しいことがある。現状、MW の柔軟性を測定する方法は言語報告に依存している。柔軟性の測定方法として例えば、van Vugt and

Broers (2016) に倣い、認知課題中に「今、何について考えていましたか？その考えから注意を離すのは、どのくらい困難でしたか？」といった probe を提示する方法が考えられる。これら probe に対してどの程度困難と答えたかを、対象者の柔軟性で見做すことができる。しかし、自身の MW に気がつく練習を求める MBI を行うことによって、言語報告にかかるバイアスや、MW に関するメタ的な気づきが変わる（これまで困難であると気がついていなかったが、MBI を受けたことにより困難さに気がつくようになる）可能性が高い。この場合、MBI による柔軟性の変化を正しく観察することができない。対象者の自己報告によらない柔軟性の測定方法が必要である。

### 3. MW に関する特性を多面的に評価する指標の欠如（問題 3）

上述の通り、MW に関するこれまでの研究は、MW 傾向（MW に陥る傾向）を測定し、それについて検討するものであった。そして近年、MW に関する特性として、MW 傾向に代わり、MW の柔軟性が注目され始めた。しかし、それら以外にも、MW に関する特性としては様々なものが挙げられる。そういった MW 特性を多面的に測定する指標はなく、MW に関する研究の発展は制限されている。

### 4. 本研究の目的

本研究の主たる目的は、MBI と抑うつ症状の改善との間に介在する媒介要因の 1 つとして、MW への柔軟性が存在することを示すことである。またこれにより、MBI の治療メカニズム解明や、MBI に

よる治療の効率化に資することである。そのために本研究はまず、上述した問題 2 を解決し、それによって問題 1 を解決する。

問題 2 を解決するため、脳波と機械学習を用いた、MW の新しい観察方法を提案する (第 3 章)。MW への柔軟性を測定するために、生体信号と機械学習による MW の推定技法が有用となる。生体信号の複雑なパターンを機械学習によって読み取り、MW の強度を短い間隔で推定することができれば、対象における MW の変動を可視化することができる。MW 変動を追うことで、MW をしている状態から現在の課題に注意を戻すまでにかかる時間という、柔軟性の指標が計測できる。

続いて Kazdin (2007, 2009) の示す基準に従い、MW への柔軟性が MBI と抑うつの中に介在する媒介要因であることを示すことで、問題 1 を解決する。ある変数と変数の間に第 3 の変数が媒介することを示す場合には、媒介分析といった統計手法が用いられる。一方、ある変数が、特定の介入技法がアウトカム変数に影響を与える上での媒介要因であることを示すためにはいくつかの基準を満たす必要がある。1 つ目の基準は、**Strong Association** と題されている。これを満たすためには、介入技法と媒介要因候補、および媒介要因候補とアウトカム指標との関連性が確認される必要がある。2 つ目に挙げられる基準は、**Specificity** である。これは、検討したい媒介要因候補が、その他の変数と比べてより媒介要因として妥当であることを示すことにより検証される。3 つ目は **Consistency** と呼ばれ、複数の研究で媒介関係が示されることを要する。4 つ目の基準は、

Experimental Manipulation である。これを満たすにはまず、ランダム化比較試験等を用い、介入技法によりアウトカム変数が変化することを示す。さらに、媒介要因候補を操作する異なる介入技法によっても、アウトカムが同様に変化することを確認する。5つ目の Time Line の基準を検討するためには、介入中の複数時点で媒介要因候補とアウトカム変数を測定する。そして、媒介要因候補がアウトカム変数よりも先に変化することを示す。6つ目である Gradient の基準を満たすには、媒介要因候補の介入前後における差が、アウトカム変数の前後差と相関することを確認する必要がある。7つ目の基準は Plausibility or coherence と呼ばれる。これを満たすためには、先行研究の知見に基づき、媒介要因候補がどのように作動するのかについての妥当な論述が成されることが必要となる。

本研究はこれら基準のうち、特に基礎的な事項であると考えられる3つを検討する。まず、Strong Association の基準を満たすため、マインドフルネス瞑想の経験量と MW への柔軟性が相関すること(第4章)と、MW への柔軟性と抑うつ症状が相関すること(第5章)を明らかにする。次に Gradient の基準を満たすために、MBI による柔軟性の前後差と、抑うつ症状の前後差との相関を示す(第5章)。最後に、Specificity として提唱された基準について検討する。これを満たすために本研究は、従来検討されてきた MW 傾向を MWQ により測定し、これについても柔軟性と同様の検討を行う(第4章、第5章)。

第6章では、問題3を解決するために、MW 変動から読み取られ

ると考えられるその他の特性指標について探索的な研究を行う。これによって、今後の MW や MBI 研究の発展可能性を探る。

最後に、第 4 章および第 5 章で得られた結果から、柔軟性が MW 傾向よりも媒介要因として適切であることを確認する。それとともに、第 4-6 章で得られたすべての結果について考察を行い、MBI のメカニズムや、MW 研究の今後の展開可能性について論じる（第 7 章）。次章以降の本研究の構成を Figure 2-1 に示した。

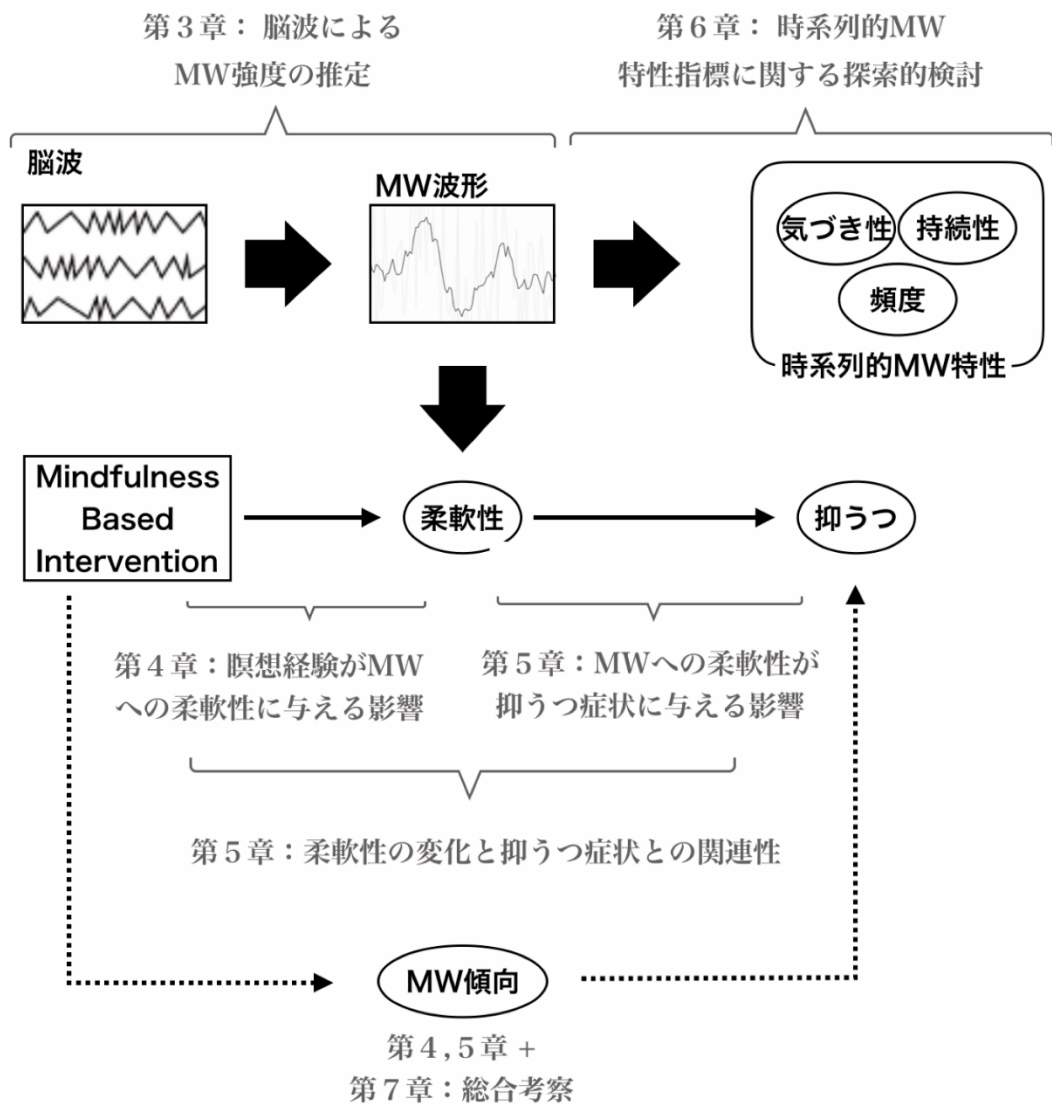


Figure 2-1. The structure of this thesis

本研究はすべて早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理委員会」の承認を受けて実施された。すべての被験者から書面によるインフォームドコンセントを受けている。

研究 1 承認番号：2015-308

研究 2, 4 承認番号：2015-335

研究 3, 4 承認番号：2016-065



### 第3章 脳波によるマインドワンダリング強度の推定（研究1）

#### 1. 背景

生体信号から得られる複数の変数から MW の有無を予測する研究が、近年増えている。Mittner et al. (2014) は、機能的核磁気共鳴法 (functional Magnetic Resonance Imaging: fMRI) を用い、MW の神経基盤として知られるデフォルトモードネットワーク (Default Mode Network: DMN; Raichle et al., 2001) の活動を測定した。これに、その時々瞳孔サイズ変化のデータを加え、機械学習のアルゴリズムを適用することで、MW の有無を予測するモデルを作成した。Bixler and D'Mello (2016) も同様に、視線の移動や瞳孔の大きさなど眼球の状態に関わる指標から、読書中における MW の有無を予測した。どちらの研究も、機械学習アルゴリズムにより生体信号から作成した予測モデルを用いて、probe-caught な MW を高い精度で検出している。これらの予測モデルによって得られる判定を MW の指標とすることで、高い時間分解能をもって、その時々 MW を評定することができる。

しかしこれらの研究によって作成されたモデルは、すべて MW の有無という二値の結果を予測するものであり、MW の強度に言及していない。MW は、それに陥っているかどうかという二値的な現象ではなく、連続的な強度を持ったものであることが主張されている (Schad et al., 2012; Farley et al., 2013)。MW の柔軟性を測定する

上でも、MW強度の変化に着目する必要がある。MWの連続的な強度を推定する機械学習モデルが求められる。

また研究の応用性の観点から、より汎用的な生体信号からMW強度を推定するモデルが望まれる。従来の研究で用いられた生体信号は汎用性に優れているとは言えない。fMRIは姿勢が臥位に限定されてしまう上、体動が許されないという問題を持っているため、限られた条件下でのMWしか測定することができない。また装置が大型であり、限られた施設でしか測定をすることができない。そのため、自宅でのニューロフィードバック訓練などに応用することは難しい。fMRIと比べ、瞳孔サイズといった眼球の状態を測定するための装置を導入することは容易である。しかし眼球状態についても、測定環境はある程度限定されてしまう。まず閉眼中の測定ができないため、MWとの関連が注目されている入眠前のMWや、閉眼にて行われることの多い瞑想中のMWを検出するといった使い方ができない。また、瞳孔の大きさは光の強さによって変化するため、明るさの異なる画像を提示するような課題中においても用いることは難しい。Blanchard et al. (2014) は、皮膚電気抵抗と皮膚温からMWの有無を予測しており、モデルの汎用性という問題をクリアしている。しかしこの研究は、予測の正確性に課題を残している。そしてその原因の1つとして、皮膚電気抵抗や皮膚温から得られた情報量が、予測に不十分であったことを考察している。

脳波 (Electroencephalogram: EEG) の測定は、fMRI等と比べて簡便であり、眼球状態の測定のような測定環境の制限が小さい。そし

て、複数の電極から得られる周波帯ごとのパワー値や電極間におけるコヒーレンスには、MW強度の予測に足る情報量が含まれていることが期待される。EEGを用いてMWの強さを示す指標を作成することができれば、従来の方法では難しかったMW評価が可能となる。例えば、入眠中や瞑想中においてMWの変動を測定することが可能になる。また、MWを操作するためのニューロフィードバックにも、EEGモデルは有用である。使用する電極数を限定したEEGモデルが作られれば、ポータブル脳波計といった簡易な測定装置からMWをフィードバックすることができる。Zich et al. (2015) が行ったように、被験者や患者が自宅にモバイル脳波計測定装置を持ち帰り、集中的に訓練を行うことで、訓練効果を高められる可能性もある。

MWに関連するEEGの特徴は複数の研究で報告されている。先行研究の多くは、MWの神経基盤であるDMNの活動との関連を調べているものである。Mantini et al. (2007) による研究では、安静時におけるfMRIとEEGの同時測定により、頭皮全体を覆う電極における周波帯パワーの平均とDMN活動との相関が検討された。その結果、アルファ周波帯 (8-13Hz) およびベータ周波帯 (13-30Hz) において有意な正の相関が報告されている。また同様の条件で測定を行った研究では、前頭ミッドライン領域におけるシータ周波帯 (2-9Hz) のパワー値が、DMNに含まれる領域の活動と負の相関を示した (Scheeringa et al., 2008)。ミッドライン領域におけるEEGとDMNの関連を報告した論文として他に、Berkovich-Ohana et al.

(2012) がある。同研究では、安静状態から課題遂行状態へ推移する前後の EEG を測定している。DMN には、安静状態において活性化し、認知的処理を必要とする課題を行うことで活動が弱まるという性質がある。同研究はこれを利用し、状態推移に伴う EEG 変化を調べることで、DMN に関わる EEG を検討している。その結果、状態の推移に伴い、ミッドライン領域におけるガンマ周波帯 (25-45Hz) パワーの低下が観察された。MW に関わる EEG の特徴を直接的に調べた研究においても、ミッドラインの EEG と MW との関連が指摘されている。Braboszcz & Delorme (2010) は self-caught な思考サンプリングを用い、MW に気がつき注意を課題に向け直す前と後とで、EEG にどのような変化が生じるかを検討している。そして、MW の状態から注意を向け直すことによる変化として、頭頂ミッドライン領域におけるシータ周波帯 (4-7Hz) パワーの低下、前頭ミッドライン領域におけるデルタ周波帯 (2-3.5Hz) パワーの低下を報告している。周波帯についての報告は一致しないものの、これらの研究から、DMN の活動は EEG においてミッドライン領域における EEG の変化として表れると考えられる。背内側前頭前野や楔前部など、DMN の重要なノードとして知られる脳部位はミッドライン上に位置しており、これらの活動が EEG 上にも反映されていると推測される。

また、上述した Berkovich-Ohana et al. (2012) と Braboszcz & Delorme (2010) においては、ミッドライン領域のみならず、外側前頭前野における EEG の変化を報告している。ただし、前者では MW

の消失に伴い，ガンマ周波帯（25-45Hz）のパワーが減少することが報告されている一方，後者ではベータ（15-30Hz）パワーが増大するとしており，ミッドライン領域における EEG と同様，周波帯に関する報告は一致しない。外側前頭前野はトップダウンな注意コントロールに関わるネットワークである，Executive-Control Network (ECN; Seeley et al., 2007) を構成する領域として知られている。このネットワークは一般的に，DMN と相補的に活動すると考えられている (Menon, 2011) 。一方で，MW が生じているときには ECN と DMN が同時に活動することが指摘されており，特に自身で気づくことのできないほど強い MW が生じているときにおいて活動が強まることが報告されている (Christoff et al., 2009) 。

このように，MW を反映する EEG を調べた先行研究では，主に DMN と ECN に含まれる領域の関連が報告されている。しかし周波帯についての報告は一致していないことから，MW 状態を示す EEG 上の特徴は，複数の周波帯に表れる可能性がある。このため，EEG を MW の指標として用いるためには，複数の電極および周波帯から得られる多量の変数から，1つの数値を導く必要がある。また EEG に表れる神経活動の一部と MW との関連は，線形なものであるとは限らない。特に ECN の活動は，DMN の活動と拮抗して働くとされる一方，強い MW の背景に存在することが指摘されている (Christoff et al., 2009)。このことから，MW が比較的弱い時に ECN 活動と MW は負の相関を示し，強いときには正の相関を示すといった非線形な関係性が伺われる。

そこで本研究では、probe-caughtな経験サンプリングにより報告されるMWの強さを、複数のEEG変数から予測する回帰モデルを作成する。作成には、Support Vector machine Regression (SVR)を用いる。SVRは、非線形な二値分類モデルを提供する機械学習アルゴリズムの一種であるSupport Vector Machineを、回帰アルゴリズムとして拡張したものである。SVRは高次元データに対して適用しやすく、線形のみならず、非線形モデルを提供できることが特徴である。本研究のようにSVRを用い、被験者の主観報告を神経指標から予測した研究はまだ少ない。Hoexter et al. (2013)は、MRIのデータをSVRによって解析し、自己報告の不安症状を予測するモデルを作成している。この研究ではPearsonの相関係数 $r = .49$ という成績を示しており、本研究においてもこれに近い精度での予測が可能であると考えられる。また、SVRを用いた線形・非線形多変量回帰モデルは、従来検討されてきた線形単回帰モデルと比べて、より良い予測を行うと仮説づける。さらに、またECNとMWの非線形な関係性が伺われることから、SVRによって作られた非線形モデルは、同じくSVRを用いて作られた線形モデルと比べ、有意に高い予測精度を持つと推測する。1つの変数を用いた線形回帰モデルと比べ、有意に高い予測精度を持つと仮説づけ、これら仮説を検証しする。以上により、EEG指標と非線形な多変量回帰モデルが、MWの指標として有用であることを示すことを、本研究の目的とする。

## 2. 方法

### 参加者

早稲田大学内にてポスターなどの掲示により参加者を募集し，参加を希望する 50 名を対象に実験を行った。そのうち，抑うつ傾向を測る質問紙（後述）の得点が全被験者データの平均 + 2SD を超える 2 名と，MWQ の得点が全被験者データの平均 - 2SD を下回る 1 名を除外した。また，課題中報告された MW の最大値と最小値の差が 1 以下であった 5 名を除外した。これにより，最終的に解析に用いた参加者は 43 名となった。参加者は全て右利きであり，21 名が男性，22 名が女性であった。また，平均年齢は 21.77 ( $SD = 2.27$ ) 歳であった。

### 手続き

はじめに，本研究について説明を行い，参加同意を取得した。続いて，抑うつ傾向を測定する質問紙である CES-D と，MW の傾向を測定する MWQ へ回答を求めた。本研究は，probe-caught の思考サンプリングを用いて，MW の程度を報告させる。先述の通り，Probe-caught の施行サンプリングは，self-caught のものと比べ，被験者の MW へ気づく能力の影響を受けにくいとされている。しかし，自身の MW に気づく能力が極端に低い参加者は，実際と大きく乖離した MW の報告を行う恐れがある。そこで，抑うつ傾向が強い者と，MW 傾向を小さく報告している者を，気づく能力が極端に低い可能性のある者として除外することとした。うつ病において認められる特徴の 1 つに，自分の思考に対する気づきの弱さがあり，介

入の対象として捉えられている (Segal et al., 2002)。そのため、抑うつ傾向が高い者の中には課題において MW を正しく報告できない者が含まれる危険性がある。また、MWQ の得点が特に低い者の中にも、自らの MW に気づき正しく捉えることができない者が含まれる可能性がある。

さらに、2 種類の実験課題の説明を行い、短時間の練習を行わせることで参加者の理解を確認した。その後脳波計を装着し、前半の課題を実施させた。10 分程度の休憩を取らせた後、後半の課題を行わせ、その間の EEG を測定した。

### 実験課題

2 種類の課題を行っている最中の EEG を測定した。それぞれ、教示文の呈示時間や思考サンプリングの時間を除いて 14 分間の課題であった。また各課題の実施前後には、ベースライン測定として 30 秒間、安静時の EEG が測定された。前半の課題は指のタッピングを行わせるものと、聴覚刺激を用いたオドボール課題の 2 種類から構成されるものであったが、その測定データはこの研究において用いられない。

後半の課題は、SART に準じて設計されたものであった。参加者の正面に設置された画面に、2 秒間隔で 0 から 9 までの数字が呈示された。参加者は、数字が呈示されるたびにできるだけ早くボタンを押すよう求められた。ただし、3 が呈示されたときには、ボタンを押さず、次の数字が呈示されるのを待つよう教示された。各数字は偽ランダム順に呈示し、数字 3 を呈示する回数は全体の 0.5%とし



た。課題中，20秒に一度思考 probe を提示した。思考 probe は「この20秒間，注意はどこに向いていましたか？」という質問であり，参加者は「課題に向いていた」から「別のことに向いていた」までの7件法で回答した。ひとつの数字が呈示され，被験者がボタン押しの有無により反応するまでを1つのトライアルとした。10回(20秒間)のトライアルと一回の思考 probe 呈示を1つのセクションとし，42セクションを行わせた。すなわち，一人の参加者からは，840秒間の脳波データと，42個の probe 回答が得られた。得られた数値は，各参加者内で標準化された。

#### EEG 測定

課題中の EEG を Geodesics EEG System (Electrical Geodesics Inc.) を用いて測定した。頭頂部の電極 (Cz) を基準電位として用いた。この際，各電極のインピーダンス値が Electrical Geodesics 社の推奨する  $50\text{k}\Omega$  以下となるよう，課題実施直前に調整された。計測時のサンプリングレートは  $250\text{Hz}$  に設定した。17個の電極 (F7, F3, Fz, F4, F8, T3, T4, TP9, TP10, P3, Pz, P4, T5, T6, O1, Oz, O2) から得られたデータを利用した。測定されたデータには  $0.3\text{-}70\text{Hz}$  のバンドパスフィルターおよび  $50\text{Hz}$  のノッチフィルターがかけられた。以上の処理は，Net Station Version 4.2 (Electrical Geodesics Inc.) に付随する Waveform Tools によって行われた。

#### データの前処理

得られた EEG の振幅をもとに，精度不良の電極および，瞬目や眼球運動，体動等によるアーティファクトを検出した。検出のアルゴ

リズムは Waveform Tools に倣った。さらに EEG データは 1 秒間のエポックに分割され、アーティファクトを含むエポックは除外された。各エポックのデータをフーリエ変換し、8 つの周波帯 (delta: 1.5-6.0 Hz, theta: 6.5-8 Hz, alpha1: 8.5-10 Hz, alpha2: 10.5-12 Hz, beta1: 12.5-18 Hz, beta2: 18.5-21 Hz, beta3: 21.5-30 Hz, gamma: 35-44 Hz; Kubicki et al., 1979) ごとのパワー値を求めた。さらに、各電極間において、周波帯ごとのコヒーレンス値を求めた。これらの数値はセクションごとに加算平均された。加えて、個人差による影響を除くため、各参加者のデータは算出値ごとに標準化された。続いて、参加者を実験実施順に並べ、その順番が 3 の倍数となる者のデータをテストデータとし、その他の者から得られたデータをトレーニングデータとした。テストデータはモデル作成に用いず、モデル精度の検証にのみ用いた。最後に、トレーニングデータおよびテストデータにおいて変数ごとに Z 得点を確認し、5SD を超える値を含むセクションのデータを外れ値として除外した。

以上の処理により、440 個のデータサンプルから成るトレーニングデータと、187 個のデータサンプルから成るテストデータが得られた。1 つのデータサンプルには、EEG から得られた 1,520 個の予測変数と、1 個の目的変数が含まれる。目的変数は予測の対象となる変数を意味し、本研究では経験サンプリングにて報告された MW の強さとなる。トレーニングデータは変数ごとに標準化された。

### 変数削減

得られたデータには予測変数の数が多く、過学習などによる予測

精度の悪化が懸念される。そのため予測変数を何らかの方法で選定する必要があるが、その手法によってモデルの予測精度は大きく影響される。本研究では、用いるすべての回帰アルゴリズムに適用可能な選定手法として、Pearsonの相関係数を用いたフィルター手法を利用した (Mwangi et al., 2014)。すなわち、目的変数に対する相関係数の絶対値が、一定の閾値を上回る変数を予測変数として選定する手法を用いた。閾値には相関係数の絶対値  $|r| = 0.00$  から最大値までの値を 0.1 刻みで使用することで、異なる閾値を用いた、複数のデータセットパターンを生成した。さらに、単独の変数による予測性能を確認するため、相関係数が最も高い変数のみを予測変数として選んだパターンを加えた。なお、この相関係数の確認にもトレーニングデータのみを用いている。

### 回帰モデルの作成

以上の手法により得られたデータセットパターンそれぞれに対して、複数のアルゴリズムにより、MWの強さを予測する回帰モデルを作成した。まず、単独の変数のみを含むデータセットに対しては、線形回帰モデルを適用した。その他のデータセットに対しては、SVRを用いたSVRは、線形回帰モデル：

$$f(x_i) = x_i^T \beta + \beta_0$$

の重みベクトル  $\beta$  を求めるため、下記の式を最小化する。

$$H(\beta, \beta_0) = C \sum_{i=1}^N V(y_i - f(x_i)) + \frac{1}{2} \|\beta\|^2$$

where

$$V_H(r) = \begin{cases} 0 & \text{if } |r| < \epsilon, \\ |r| - \epsilon & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$i$  はデータサンプルの番号を示す。よって、 $x_i$  はトレーニングデータのうち、 $i$  番目の予測変数集合を指し、 $y_i$  は  $i$  番目の目的変数を指す。本研究において  $N$  は 440 となる。 $\epsilon$  はユーザーが操作可能なパラメータである。モデルから導かれた値と目的変数の値との誤差がこれよりも小さい場合、その誤差は 0 とみなされる。 $C$  もまたユーザーにより定められるパラメータである。これが小さいほど、誤差の小ささよりもモデルの非複雑さを重視したモデルが作られる。SVR はカーネル関数の導入により、非線形回帰モデルを導くことができる。代表的なカーネル関数である Radial Basis Function (RBF) を用いる場合、最適解を求める際に用いるドット積  $x_i \cdot x_j$  を下記のカーネル関数に置き換えることで、非線形モデルが生成される。

$$k(x_i, x_j) = \exp\left(-\frac{\|x_i - x_j\|^2}{2\sigma^2}\right)$$

本研究においては、RBF を用いた SVR と線形 SVR を使用した。

未知のデータセットに対して高い精度で予測を行うモデルを作るためには、パラメータ  $\epsilon, C, \gamma$  に適切な値を設定することが必要となる。本研究においては、グリッドサーチによりこれらのパラメータを設定した。グリッドサーチとは、多数のパラメータ候補の組み合わせを総当りに用いてモデルを作成し、最も高い予測精度を示したパラメータの組み合わせを採用する手法である。グリッドサーチにおける予測精度の確認には、交差検証を用いる。交差検証の手続き

ではまず，トレーニングデータに含まれる参加者をランダムに複数（本研究においては 10）のグループへ均等分割する。このうち 1 つのグループに含まれるデータを交差検証におけるテストデータ，その他のグループに含まれるデータを交差検証におけるトレーニングデータとする。交差検証におけるトレーニングデータを用い，線形または非線形の SVR によるモデル作成を行う。交差検証におけるテストデータに対してこのモデルを適用し，MW の推定値を求める。そして，推定値と実測値の非一致性を平均二乗誤差  $MSE$  にて求める。続いて，異なるグループを交差検証におけるテストデータに設定し，同様の手続きにて  $MSE$  を求める。これを繰り返し，すべてのグループを交差検証におけるテストデータとして設定した場合の  $MSE$  を求める。最後に全グループの  $MSE$  を平均し，これを，そのパラメータ組み合わせを用いた際のスコアとする。

以上の手続きによって作られたモデルのうち，5 つのモデルを採用し，その精度を検証した。Model 1 は，RBF を用いた SVR により作成された非線形モデルであり，交差検証により推定された  $MSE$  が最も低いデータセットから得られたものである。Model 2 も RBF の SVR により作成された非線形モデルであり，使用している電極数が 10 個未満のデータセットを用いたもののうち，最も  $MSE$  が小さいものである。Model 3, 4 は，線形カーネル SVR により作成された線形モデルである。交差検証により推定された  $MSE$  が最も低いデータセットから得られたものを Model 3，使用している電極数が 10 個未満のデータセットを用いたもののうち，最も  $MSE$  が小さい

ものを Model 4 とした。またこれらのモデルが、従来検討されている線形回帰モデルと比べ高い精度を持つことを確認するため、Model 5 を設定した。Model 5 は、相関係数が最も高い変数のみを予測変数として選んだデータセットを用いた、単回帰モデルである。これら 5 つのモデルの精度を確かめるため、各モデルをテストデータに適用し、推定値と実測値の相関係数  $r$  を求めた。

さらに、モデル間の精度に差があるかを確認するため、相関係数の差の検定を行った。まず、複数の変数を使用したモデルが単一の変数を使用したモデルと比べて高い精度を確認するため、Model 1-4 において、Model 5 に対しての相関係数の差の検定を行った。続いて、非線形モデルと線形モデルの精度に差があるかを確認するため、Model 1 と Model 3 の比較および Model 2 と Model 4 の比較を行った。最後に、使用する電極数を 10 個未満に限った場合とそうでない場合とで差があるかを確認するため、Model 1 と Model 2 の比較および Model 3 と Model 4 の比較を行った。以上の解析には、Matlab R2016a (Mathworks) を使用した。

### 3. 結果

各予測変数候補のうち応答値と最も強い相関を示したのは、Pz と O1 のベータ 3 におけるコヒーレンスであった ( $r = -.347$ )。よって、この変数のみを選定したデータセットから得られた単回帰モデルを Model 5 とした。さらに、閾値を  $|r| = .00$  から .34 まで 0.01 刻みで設定し、これを上回る変数を予測変数として選定することで、

35通りのデータセットパターンが得られた。これらデータセットとSVRを用いて線形および非線形回帰モデルを作成し、それらのトレーニングスコアを求めた。その結果、線形、非線形どちらのSVRを使用した際も、閾値を0.22としたデータセットから得られたモデルが最も良いスコアを示した。そこで、これらのモデルをそれぞれModel 1, Model 3として採用した。これらのモデルが使用する電極数は16個であった。電極数が10個未満であるデータセットから作られたモデルのうち、閾値を0.28としたモデルが、線形、非線形どちらのSVRを使用した際にも最も低いMSEを示した。そこで、これらをModel 2, Model 4として採用した。どちらも、8個の電極を使用するモデルである。各データセットパターンに対して線形・非線形(RBF)SVRを適用した際のMSEと、使用された電極数をFigure 3-1に示した。また、それぞれのモデルにおいて使用された変数をFigure 3-2に示した。

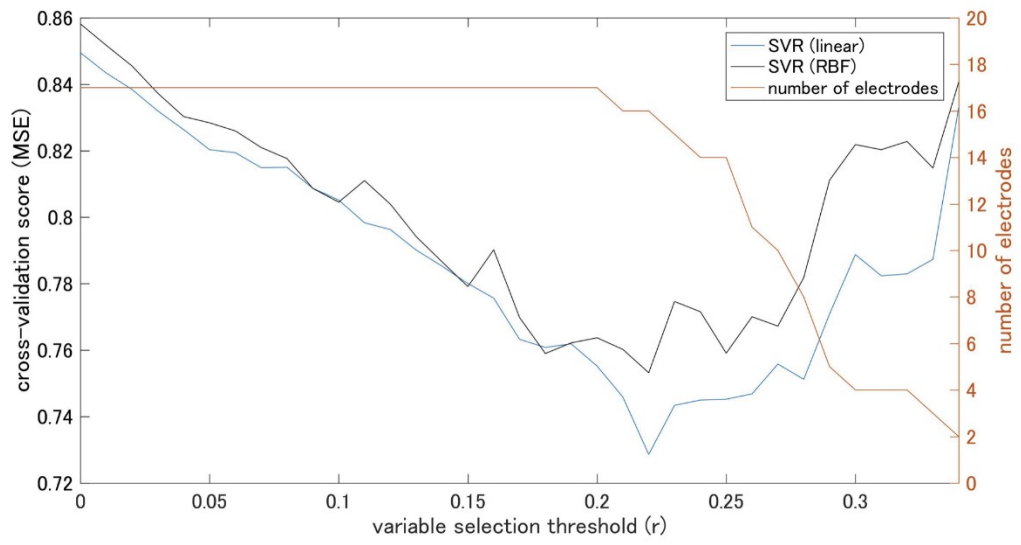


Figure 3-1. The Cross-validation scores of Support Vector machine Regression (SVR) models on each threshold and number of electrodes



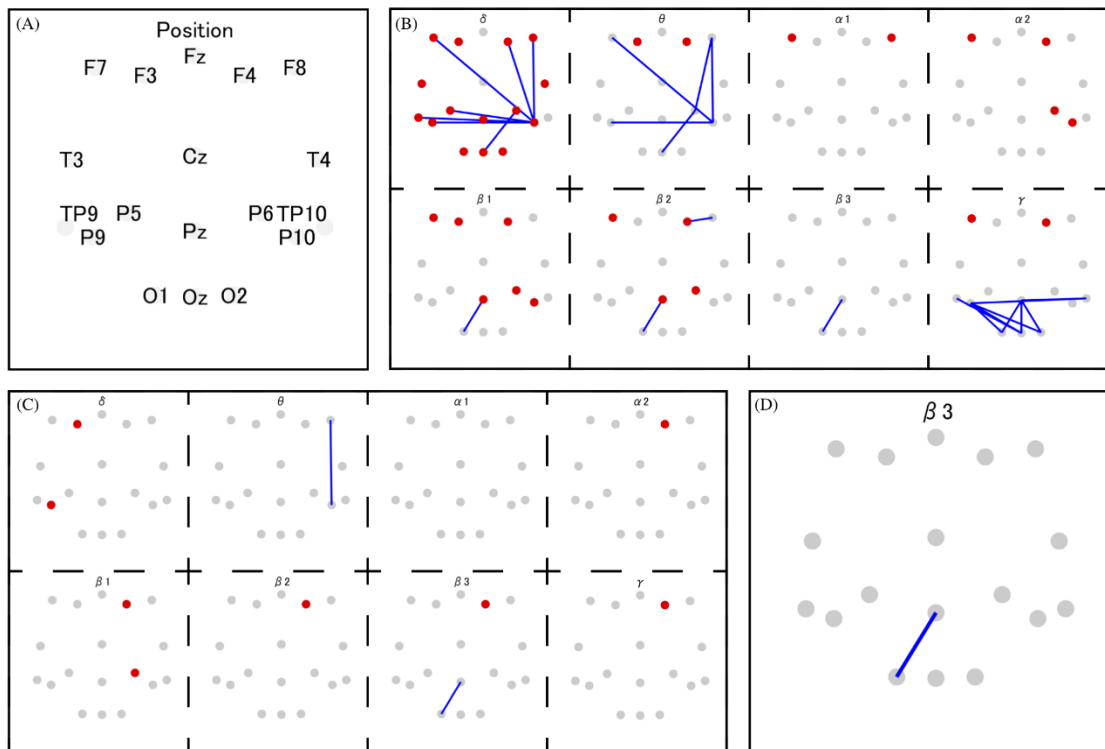


Figure 3-2. The set of selected features in Model 1 and 3 (B), Model 2 and 4 (C), and Model 5 (D)

The red and gray dots indicate disposed electrodes, and A indicates their corresponding names. The red dots mean that the power value of that electrode is used as a feature. The blue lines mean the coherence between those two electrodes is used as a feature (e.g. D indicates that the coherence between Pz and O1 in beta 3 frequency band is used as a feature in Model 5.)

続いて、テストデータを用い、各モデルの精度を検証した。モデルによる目的変数の推定値と実測値の相関係数を求めたところ、Model 1-3において中程度の相関、Model 4, 5において弱い相関が見られた (Model 1:  $|r| = .54$ ; Model 2:  $|r| = .49$ ; Model 3:  $|r| = .51$ ; Model 4:  $|r| = .39$ ; Model 5:  $|r| = .35$ )。さらにモデル間の精度に差があるかを確認するため、相関係数の差の検定を行った。Model 1-4において Model 5に対する相関係数の差の検定 (単一予測変数 vs 複数予測変数) を行ったところ、Model 1-3において有意な差が見られた (vs Model 1:  $Z = 3.45$ ,  $p = .00026$ ; vs Model 2:  $Z = 2.45$ ,  $p = .0067$ ; vs Model 3:  $Z = 2.53$ ,  $p = .0057$ )。一方、Model 4において有意な差は見られなかった ( $Z = 0.56$ ,  $p = .29$ )。全モデルの相関係数と、Model 5に対する Model 1-4 の相関係数の差を Table 2-1 に示した。

Model 1 と Model 3 および Model 2 と Model 4 の比較 (非線形 vs 線形) を行ったところ、Model 1 と Model 3 の間には有意な差が見られなかった ( $Z = 1.08$ ,  $p = .14$ )。一方、Model 2 と Model 4 の間には有意差が認められた ( $Z = 3.49$ ,  $p = .00024$ )。Model 1 と Model 2 および Model 3 と Model 4 の比較 (電極数制限あり vs 電極数制限なし) を行ったところ、Model 1 と Model 2 の間には有意な差が見られなかった ( $Z = 1.27$ ,  $p = 0.10$ )。一方、Model 3 と Model 4 の間には有意差が認められた ( $Z = 2.98$ ,  $p = .0014$ )。Model 1-4 を用いた相関係数の差の検定結果を Table 2-2 に示した。

**Table 1-1. The results of Pearson's correlation test and  $r$  difference test between Model 5 and Model 1-4**

	Pearson's correlation test		$r$ differ test (vs model 5)	
	$ r $	$p$	$Z$	$p$
Model 1 (RBF, full electrodes)	.54	1.02E-15	3.47	.00026
Model 2 (RBF, limited electrodes)	.49	8.40E-13	2.48	.0067
Model 3 (linear, full electrodes)	.51	9.74E-14	2.53	.0057
Model 4 (linear, limited electrodes)	.39	4.79E-08	0.56	.29
Model 5 (single electrodes)	.35	1.18E-06	-	-

RBF = Radial basis function

**Table 2-2. The result of  $r$  difference test between models**

	$Z$	$p$
Model 1 vs Model 3 (full electrodes, RBF vs linear)	1.08	.14
Model 2 vs Model 4 (limited electrodes, RBF vs linear)	3.49	.00024
Model 1 vs Model 2 (RBF, full vs limited electrodes)	1.27	.10
Model 3 vs Model 4 (linear, full vs limited electrodes)	2.98	.0014

RBF = Radial basis function

#### 4. 考察

本研究の目的は、簡便に測定可能な指標である EEG と非線形な多変量回帰アルゴリズムを用いて、MW の強さを推定するモデルが作成できることを示すことであった。使用する変数のパターンを複数用意し、それぞれにおいて予測モデルの作成を行った。交差検証により導いた各モデルの予測成績と使用した電極数から、5 種類のモデルを提示した。Model 1,2 は非線形多変量回帰モデル、Model 3, 4 は線形多変量回帰モデル、Model 5 は線形単回帰モデルである。Model 2, 4 は、使用する電極の数を 10 個未満に制限している。事前にホールドアウトしたテストデータを用いた検討の結果、いずれも頑健な予測精度を持っていることが確認された。

トレーニングデータにおいて目的変数である MW 強度と最も強い相関を示した変数は、頭頂ミッドライン (Pz) と後頭領域 (O1) とのベータ 3 周波帯におけるコヒーレンス値であった。DMN の活動がミッドライン上の EEG に表れるという先行研究 (Sheeringa et al., 2008; Berkovich-Ohana et al., 2012) から、この変数も DMN に関連するものと考えられる。Pz は DMN を構成する領域の中でも楔前部に近い電極である。楔前部は DMN のハブとして知られる脳部位であるため、EEG においても Pz に関連した活動が最も顕著に現れたと推測される。Model 2, 4 ではさらに、ベータ 1, 2 における外側前頭前野領域と、ベータ 1 における頭頂領域の EEG が用いられている。どちらの領域も ECN の一部となる部位である (Seeley et al., 2007) ことから、Model, 2, 4 は ECN 活動も予測の手がかりにして

いると考えられる。Model 1, 3 はこれに加え，低周波帯における前頭領域と右頭頂領域のコヒーレンスが含まれていることが特徴的である。同様のコヒーレンスが，暗算中に EEG 測定を行った先行研究でも報告されている。そして同研究は，同時測定された fMRI データとの相関から，この活動は右前運動野，左小脳，左角回の活動を反映していることを示している。同研究では各領域の特性から，これを数字の視覚的イメージに関わるコヒーレンスだと考察している (Mizuhara and Yamaguchi, 2007)。本研究において見られたこれらのコヒーレンスも，呈示された数字の処理や，ボタン押し運動準備に関連したものであると考えられる。

それぞれの Model が持つ精度を，相関係数の差の検定によって比較した。その結果，Model 1-3 は，Model 5 と比べ，有意に高い精度を示した。これより，MW の予測に多変量回帰モデルを使用することの妥当性が一部示された。さらに，Model 1 と 3 の比較を行ったが，精度に有意な差は見られなかった。このことから，非線形モデルが線形モデルと比べてより MW の予測に適切であることは確認できなかった。しかし，Model 2 と 4 の精度には有意差が示された。よって，電極数を制限した際には非線形モデルがより優れていることが示された。以上を総括すると，EEG から MW を予測する回帰モデルを作る際には，単回帰モデルではなく多変量回帰モデルが適していると考えられる。その際は線形・非線形のどちらのモデルを使うこともできるが，変数の数が比較的少ない場合は，非線形モデルを使用すべきである。Model 5 は DMN の活動から予測を行っ

ており、Model 2, 4 はそれに加えて ECN を手がかりとしていると推測された。ECN 活動と MW の強さの間には、非線形な関係が想定される。そのため、非線形モデルである Model 2 が Model 5 に対して有意に精度を向上させた一方、線形モデルである Model 4 の精度は Model 5 と有意差を示さなかったと考えられる。これに対し、電極数を制限しない場合には、数字の処理やボタン押しの運動に関する電気活動を手がかりにしていることが推測された。これらの活動と MW の関係性が非線形であるとは考えにくい。電極数を制限しなかった Model 1 と Model 3 においては、ECN の予測変数としての重要性が相対的に低くなったため、それらの精度に有意差が見られなかった可能性がある。

## 第4章 瞑想経験がマインドワンダリングへの柔軟性に与える影響（研究2）

### 1. 背景

研究1では、脳波からMWの強度を回帰する推定モデルを作成することに成功した。作成した5つのモデルのうちModel 2は、MWの神経基盤として知られるDMNと、これと相補的な働きをされるとされるECNの活動をもとに推定を行っており、単純な注意維持を求める課題中の脳波に適用可能と考えられる。このモデルを利用することによって、1秒以下の短いサンプリングレートで対象者のMWの程度を測定し、その細かい変動を波として描出することができるようになった。

このようにして導かれるMWの波形を用いて、本研究では、MWをしている状態から現在の課題に注意を戻すまでにかかる時間、すなわち、MWからの復帰時間を測定する。MWから素早く注意を切り替える能力というMWの柔軟性の定義に則ると、復帰時間はMWの柔軟性を示す直接的な指標であると言える。復帰時間を用いて、瞑想経験と柔軟性との関係性を検討する。MWから注意を切り替える訓練を重要な要素として含むマインドフルネス瞑想を続けるほど、MWへの柔軟性が高まることを仮説とする。

これまでに瞑想を経験した時間の合計値は、対象の瞑想経験の多さや熟達度を測るための指標として、先行研究で広く使われている



(e.g. Hasenkamp et al., 2012; Tang et al., 2012)。本研究では，柔軟性がマインドフルネス瞑想の経験・熟達に近い概念であると捉える。よって，瞑想経験によって柔軟性という心理量が高まることが一義的であり，それが瞑想経験時間という物理量に反映されるという関係性を想定する。

MW からの復帰時間測定のためにまず，推定モデルにより導出した FA 瞑想中の MW 波形を，4つのフェーズに分類する。FA 瞑想を行っている最中の意識状態は，呼吸へ集中している状態と，MW をしている状態が交互に出現するとされている (Hasenkamp et al., 2012)。これに基づき，FA 瞑想中の MW の変動は4つのフェーズに分類することができる。すなわち，呼吸に集中ができている「集中フェーズ」，注意が呼吸から離れている「MW フェーズ」，集中している状態から MW に陥りつつある「没入フェーズ」，MW に気づき，注意を呼吸に戻している「復帰フェーズ」である。MW への柔軟性とは，MW から素早く注意を切り替える能力である。よって，MW に陥った状態から集中している状態へ復帰しつつあるフェーズの時間的長さ（復帰時間）は，MW への柔軟性の直接的な指標であると言える。

## 2. 方法

### 被験者

十分に瞑想経験のある者として，日本ヴィパッサナー協会が主催する，10日間の瞑想指導合宿に2度以上参加した経験のある17名

を対象として実験を行った。そのうち男性は 13 名，女性は 4 名であり，平均年齢は 39.41 歳 ( $SD = 9.61$ ) であった。参加者の瞑想経験時間平均は 3579.56 ( $SD = 3347.45$ ) 時間であった。日本ヴィパッサナー協会は，日本におけるマインドフルネス瞑想の指導と実践を目的とする団体である。合宿では，一日 10 時間程度の集中的なリトリートが行われる。

### 手続き

まず，被験者の MW 傾向を測定するために MWQ へ回答させた。さらに，Hasenkamp et al. (2012) に基づき，継続的に行っている瞑想の頻度，一日の瞑想時間，集中的に瞑想を行った日数，その際の一泊あたりの瞑想時間を尋ねた。その後，20 分間の FA 瞑想を行わせ，その間の脳波を測定した。瞑想において被験者は，深さやタイミングをコントロールすることなく自然に鼻呼吸を行った。呼吸に伴って生じる鼻のあたりの感覚に注意を向け続け，意識がそれた時には再び身体感覚へ注意を戻した。戻す際には手に持ったボタンを押すよう教示した。ボタン押しに関するデータは，後の章で扱う。測定当日には，習慣的に行なっている瞑想を行わないよう求めた。

なお被験者は本実験への参加直前（同日），異なる研究に参加している。そこでは 15 分間の認知課題が行われており，休憩ののち本実験に参加した。

### 脳波測定と MW の推定

研究 1 と同様の方法で測定し，0.3-49Hz のバンドパスフィルターによる下処理を行った。以降の研究と整合性を持たせるために，20

分のデータのうち後半の5分のデータを除外した。また、MWが少ないと考えられる初めの1分間のデータを除外した。残った14分間の脳波を1秒のエポックに分割した。各エポックにおいて、Waveform Tools が提供するアルゴリズムに基づき、一時的な接触不良や体動等により測定精度が落ちている電極を検出した。推定モデル（研究1における Model 2）の適用に必要な電極（F3, F4, F8, Pz, P6, P9, P10, O1）について、8つの周波帯（delta: 1.5-6.0 Hz, theta: 6.5-8 Hz, alpha1: 8.5-10 Hz, alpha2: 10.5-12 Hz, beta1: 12.5-18 Hz, beta2: 18.5-21 Hz, beta3: 21.5-30 Hz, gamma: 35-44 Hz）におけるパワー値と電極間のコヒーレンスを求めた。算出された変数に対して MW 推定モデルを適用した。これにより、マインドフルネス瞑想を行っている最中の MW 強度が1秒間隔で推定され、MW の推移が波形として算出された。推定に用いた電極が精度不良として検出されているエポックから導かれた MW の強度は除外し、除外された箇所は線形補間した（Figure 4-1, A）。5秒を超える区間が除外された場合、あるいは除外される区間の合計が波形全体の5%を超える場合は、その被験者を除外することとしたが、この条件に当てはまる被験者はいなかった。

フェーズ分類のために、まず MW 波形に3ポイントの移動平均を適用し、スムージングを行った。加えて、1/60Hz のハイパスフィルタを適用した（Figure 4-1, B）。続いて、MW をしている状態あるいは集中している状態で安定しているフェーズを抽出するために、fused lasso (Tibshirani and Saunders, 2005) を適用した。fused lasso

では，下記の式を解く。

$$\min_{\beta} \left[ \sum_{i=1}^N (y_i - \beta_i)^2 + \lambda \sum_{j=1}^{N-1} |\beta_{j+1} - \beta_j| \right]$$

$y_i$  と  $\beta_i$  はそれぞれ，fused lasso 適用前後の MW 波形における任意の点の値である。今回は 14 分の課題中における MW の強さを 1 秒ごとにプロットしているため，N は 840 となる。式を最小化すると，前半の項は，適用前後の波形がなるべく一致するように働く。一方，後半の項は隣接する 2 点の値がなるべく 0 になるよう働く。 $\lambda$  はユーザーが設定できるパラメータであり，この値が大きいほど，隣接する 2 点の差をなくしたスムージングを行う傾向が強くなる。本研究では， $\lambda$  の値に 0.5 を使用した。この方法により MW 波形は，複数の安定した（数値が一定時間変わらない）フェーズにまとまった (Figure 4-1, C)。集中状態と MW 状態が交互に現れるという前提に基づき，この波形におけるピークを抽出した。まず，正方向でのピークを抽出し，ピークに属するフェーズを MW フェーズとした。続いて負方向でも同様にピーク解析を行い，ピークとなったフェーズを集中フェーズとした。MW フェーズまたは集中フェーズに属さない箇所を除外し，線形補間した (Figure 4-1, D)。さらに，小さい変動の影響を除くため，連続する 2 点の差の絶対値が閾値を下回る場合，後の点の値を前の点の値に置換する処理を採用した。閾値には，その波形において連続する 2 点の差（ただし差が 0 のものは除く）の絶対値の平均値を用いた。この処理を各波形の 1 点目から順に適用した後，再度正負方向のピークを抽出することで，

Figure 4-1 (E) に示すような波形が得られた。この波形に含まれる複数の復帰フェーズ (MW フェーズから集中フェーズへ移っているフェーズ; Figure 4-1, F 上部に示した箇所) について時間的長さを算出した。そしてその平均値を被験者の復帰時間とし, MW への柔軟性の指標とした。

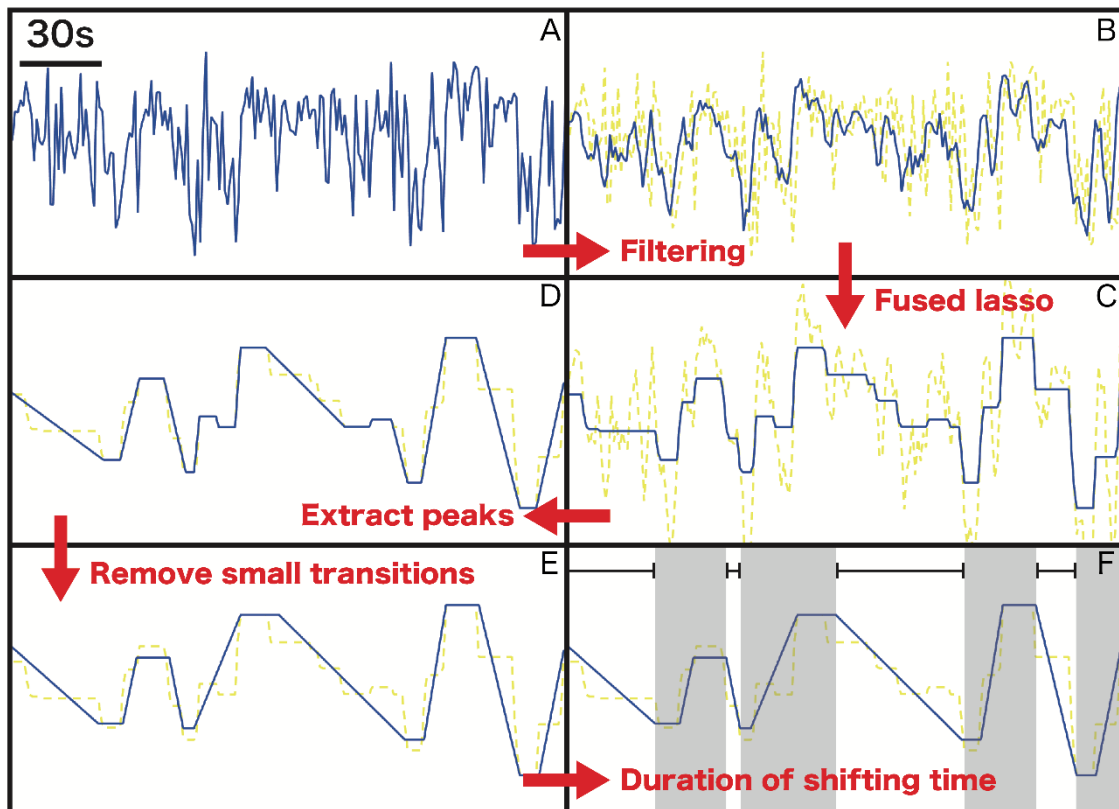


Figure 4-1. The processing of the MW wave

Raw MW wave for an arbitrary subject and period. First, the MW wave was processed by taking a moving average and applying a high-pass filter. **(B)** Second, a fused lasso was applied. **(C)** Next, maxima/minima were extracted. **(D)** Then, small transitions were removed and maxima/minima extracted again. **(E)** Finally, the duration of attention shifting due to MW was calculated. **(F)** Yellow lines indicate the plot before a processing step.

算出された柔軟性のスコアと瞑想経験時間について、Spearman の順位相関検定を行なった。

### 3. 結果

柔軟性の指標である MW からの復帰時間の平均は 10.59 ( $SD = 3.14$ ) 秒であった。MWQ の得点平均は 16.82 ( $SD = 4.39$ ) だった。相関検定の結果、柔軟性と瞑想経験時間には有意な Spearman の順位相関 ( $\rho = -.500, p = .041$ ) が示された。一方 MWQ 得点と瞑想経験時間の間には有意な順位相関は見られなかった ( $\rho = .226, p = .384$ ; Figure 4-2)。

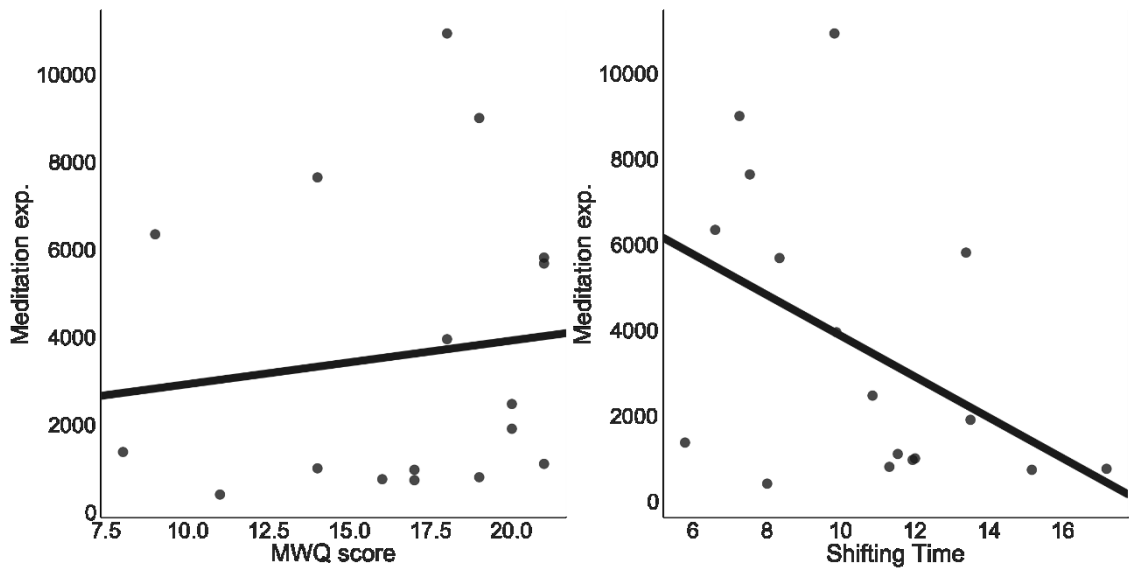


Figure 4-2. The scatter plots and regression lines

Meditation exp.: life-time experience of mindfulness meditation. Shifting Time: Duration of attention shifting from MW. MWQ: Mind wandering questionnaire.



#### 4. 考察

本研究の目的は、MWへの柔軟性がマインドフルネス瞑想と抑うつ  
の改善との間を媒介する変数であることを示すことである。この  
うち本研究では、マインドフルネス瞑想の経験とMWへの柔軟性が  
相関することを示すことを目的とした。そのために、瞑想の熟達度  
を表す心理量と想定しているMWからの復帰時間が、より弱く瞑想  
経験と対応すると考えられる瞑想経験時間と順位相関を示すことを  
確かめた。参加者の瞑想経験時間は平均3579.56時間であった。こ  
れは、瞑想経験者を対象としていると述べる先行研究 (e.g.  
Hasenkamp et al., 2012) における経験量を超える値である。よっ  
て、本研究の対象も同様に、瞑想の経験が十分にある者であるとみ  
なした。

実験の結果、柔軟性と瞑想経験時間に有意な負の相関が示され  
た。この結果は、瞑想の熟達度を反映すると想定するMWから注意  
を戻すのにかかる時間が短くなるほど、(弱く)瞑想経験を反映す  
ると想定する瞑想経験時間も長くなることを示しており、マインド  
フルネス瞑想の実践がMWの柔軟性を高めるという仮説を支持し  
た。

一方、MWQ得点と瞑想経験時間には有意な相関が見られなかつ  
た。この結果からは、MWQが瞑想の熟達度を反映している可能性  
は小さいことが窺われる。先行研究では、瞑想未経験者に単回  
(Mrazek et al., 2012) あるいは短期間 (Mrazek et al., 2013) のマイ  
ンドフルネス瞑想を行わせることによって、MWQで測定したMW

傾向が減少することを示している。また、瞑想経験者と未経験者を比べた研究においても、経験者において瞑想中や課題中の MW を報告する数が少なかった (Brewer et al., 2011; Cardeña et al., 2015)。これら先行研究と今回の結果の不一致は、瞑想経験段階によるマインドフルネスの効果の違いから説明できる可能性がある。Tang et al. (2012) はマインドフルネスの fMRI 研究をレビューしている。そして、MW 傾向を減らす観点から瞑想の経験段階を 3 つに分類している。ひとつ目の初期段階 (early-stage) は瞑想を行うことを習得する段階であり、MW を減らす練習を行う。必要に応じて適切に MW を止めることができるようになった段階を中途段階 (middle-stage) と呼ぶ。中途段階に到達した者は、発展段階 (advance-stage), すなわち MW が減弱した状態を作るためによりエフォートを必要としない状態を目指して訓練を続ける。本研究の被験者が 3 つのうちどのステージにあるかは不明である。しかし Tang et al. (2012) は、発展段階にある者に特徴的な fMRI 活動が報告されている研究として、被験者の平均瞑想経験時間が 44,000 時間のものを挙げている。また、中途段階の特徴が現れている研究として、Hasenkamp et al. (2012) と Hölzel et al. (2007) を挙げている。前者の被験者における平均瞑想経験時間は 1,386 時間である。一方、後者は瞑想経験時間を算出していないものの、被験者は最低 1 日 2 時間の瞑想をしており、平均継続年数は 7.9 年であったことを報告している。よって、経験時間の平均は 5,767 時間以上と推測される。本研究の被験者の平均瞑想経験時間は 3579.57 時間であったため、中途段階にある被験者群であった可能性が高い。本研究は瞑想経験

者内での瞑想経験時間と MW 傾向の関連を調べた初めての研究である。中途段階にある本研究の被験者らはすでに MW の制御が十分にできるようになっており、瞑想の継続はそのエフォートを減らすことにのみ影響していると考えられる。そのために、瞑想経験時間と MWQ の相関が有意とならなかった可能性がある。一方、上述の通り瞑想経験時間と柔軟性には相関関係が見られている。ある程度瞑想に熟練し、適切に MW をコントロールできるようになっていると思われる被験者においても、柔軟性は瞑想訓練に伴って変化することを示す結果であり、瞑想の熟達度を反映する指標として MW 傾向よりも適切であると考えられた。

## 第 5 章 マインドワンダリングへの柔軟性が抑うつ症状に 与える影響（研究 3）

### 1. 背景

研究 2 では、MW への柔軟性を示す指標である、MW からの復帰時間が瞑想経験時間と相関することが示された。これに加えて柔軟性と抑うつ症状との相関関係を示すことで、Kazdin (2007) が示す基準のうち、Strong Association を満たすことができる。また、MBI による柔軟性の前後差と抑うつ症状の前後差が相関することを示すことで、Kazdin (2007) が別に挙げた Gradient の基準を満たすことができる。これら 2 つの基準を検討し、MW への柔軟性が MBI と抑うつとの間に介在する媒介要因であることを支持することが本研究の目的である。

### 2. 方法

#### 被験者

あるクリニックにおいて行われている MBI に参加する者を対象として、実験参加者を募集した。この MBI は、「うつや不安にお困りの方」を対象に参加者を募集し、週 1 回 8 週間の Mindfulness-Based Cognitive Therapy に基づいた介入を行うものである。実験に参加した 33 名のうち、MBI 参加前に測定した脳波から得られた MW 波形のクオリティが低い 3 名（後述）を除いた。さらに、質問紙への回答が得られなかった 3 名を除き、27 名（男性 13 名、女性 14 名、

平均年齢 =  $43.44 \pm 8.42$  歳) から得たデータが最終的な解析対象となった。

### 手続き

プログラム参加の前後に，被験者に 15 分間のマインドフルネス瞑想を行わせ，その間の脳波を測定した。瞑想の教示や，脳波の測定条件，解析方法は研究 2 と同様である。ただし，ボタン押しによる MW の報告は求めている。取得された脳波から，研究 2 と同様の方法で MW からの復帰時間を算出した。導出された MW 波形について，研究 2 と同様の条件（5 秒を超える区間が連続して除外されるか，波形全体の 5% を超える区間が除外される場合）を MW 波形に適用し，条件に当てはまる 3 名を除外した。また脳波測定と同時期に，各被験者に Beck Depression Inventory-II (Beck et al., 1996) および MWQ へ回答を求めた。これら質問紙への回答は自宅にて行われ，WEB 質問フォームまたは郵送で実験者へ送られた。解析対象とした 27 名のうち，プログラム参加後において脳波データとすべての質問紙データを取得できたのは 17 名だった。

なお，マインドフルネス瞑想中の脳波測定を行う直前，別の研究目的のために 15 分の認知課題を実施している。休憩ののち，本実験を始めた。

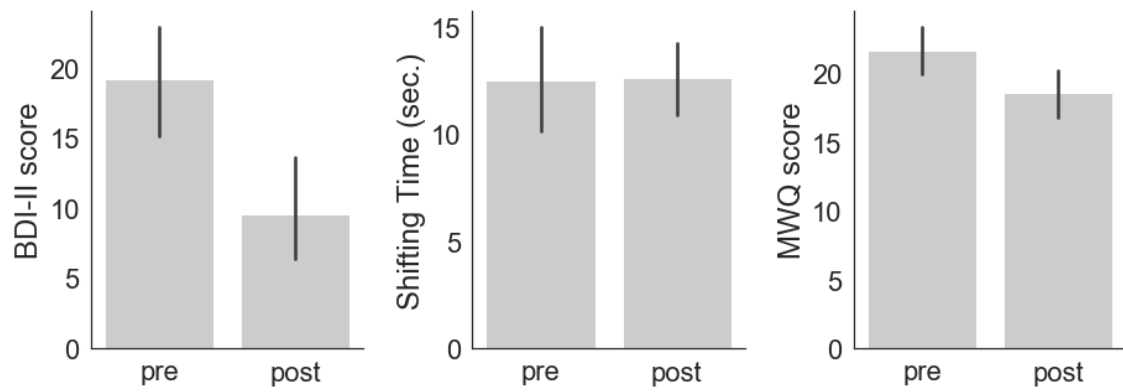
### 統計解析

初めに，2 回の測定時の各指標得点に差があるかを確かめるため，BDI-II 得点，復帰時間，MWQ 得点についてそれぞれ，参加前後での対応のある  $t$  検定を行った ( $N=17$ )。続いて，参加前時点に

において、MWQ得点と復帰時間について、BDI-II得点との順位相関検定を行った (N=27)。加えて、MWQや復帰時間がBDI-IIの前後差 (介入前の得点から介入後の得点を引いた値) を予測するか確認するため、参加前後でのBDI-II得点差と、参加前の復帰時間およびMWQ得点との順位相関係数を求めた (N=17)。最後に、介入前後での復帰時間およびMWQ得点の差について、BDI-II得点の差との順位相関検定を行った (N=17)。

### 3. 結果

プログラム参加前におけるBDI-II得点の平均は20.26 ( $SD = 11.09$ )であった。復帰時間の平均は12.62 ( $SD = 4.70$ )であった。MWQの平均得点は21.37 ( $SD = 3.91$ )であった。プログラム参加後における平均得点は、BDI-IIが10.68 ( $SD = 10.82$ )、復帰時間が13.22 ( $SD = 4.16$ )、MWQが18.59 ( $SD = 3.51$ )だった。t検定の結果、BDI-II ( $t = 3.717, p = .00187$ ) および MWQ ( $t = 3.363, p = .00396$ ) において、プログラム参加後の得点はプログラム参加前より有意に低かった。復帰時間については参加前後で有意差がなかった ( $t = -0.055, p = .96$ )。各平均値を Figure 5-1 に記載した。さらに、t検定の結果を Table 5-1 に記載した。



**Figure 5-1. The averages of each variable**

“pre” denotes scores before MBI and “post” indicates post-MBI scores. BDI-II: Beck Depression Inventory II. Shifting time: Duration of attention shifting from MW. MWQ: Mind Wandering Questionnaire. Error bars indicates 1 *SD*.

Table 5-1. The result of *t* test comparing the score before and after MBI

	<i>t</i>	<i>p</i>
BDI-II	3.717	.00187
Shifting Time	-0.055	.956
MWQ	3.363	0.00396

BDI-II: Beck depression inventory II. Shifting Time: Duration of attention shifting from MW.

MWQ: Mind wandering questionnaire.



Spearman の順位相関により，参加前での復帰時間および MWQ 得点と BDI-II 得点の相関関係を調べたところ，どちらにおいても有意な正の相関が得られた（復帰時間： $\rho = .482, p = .0109$ ；MWQ： $\rho = .464, p = .0147$ ）。また，参加前における復帰時間および MWQ 得点が BDI-II の前後差と有意な正の相関を示した（復帰時間： $\rho = .531, p = .0284$ ；MWQ： $\rho = .593, p = .0121$ ）。BDI-II の前後差と，復帰時間および MWQ の前後差との相関では，復帰時間前後差において有意な正の相関（ $\rho = .651, p = .00464$ ）が得られた一方，MWQ 前後差との相関は有意とならなかった（ $\rho = .310, p = .226$ ）。相関検定の結果を Table 5-2 に記した。各変数関係についての散布図を Figure 5-2 に示した。

**Table 5-2. Spearman's rank correlations**

	Shifting time	MWQ
pre-MBI BDI-II <b>vs.</b> pre-MBI shifting time or MWQ	.482*	.464*
var. of BDI-II <b>vs.</b> pre-MBI shifting time or MWQ	.531*	.593*
var. of BDI-II <b>vs.</b> var. of shifting time or MWQ	.651**	.310 <sup>n.s.</sup>

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

“pre-MBI” denotes the score before MBI. “var.” denotes the magnitude of the decrease. BDI-II: Beck Depression Inventory II. Shifting time: Duration of attention shift from mind wandering. MWQ: Mind Wandering Questionnaire.

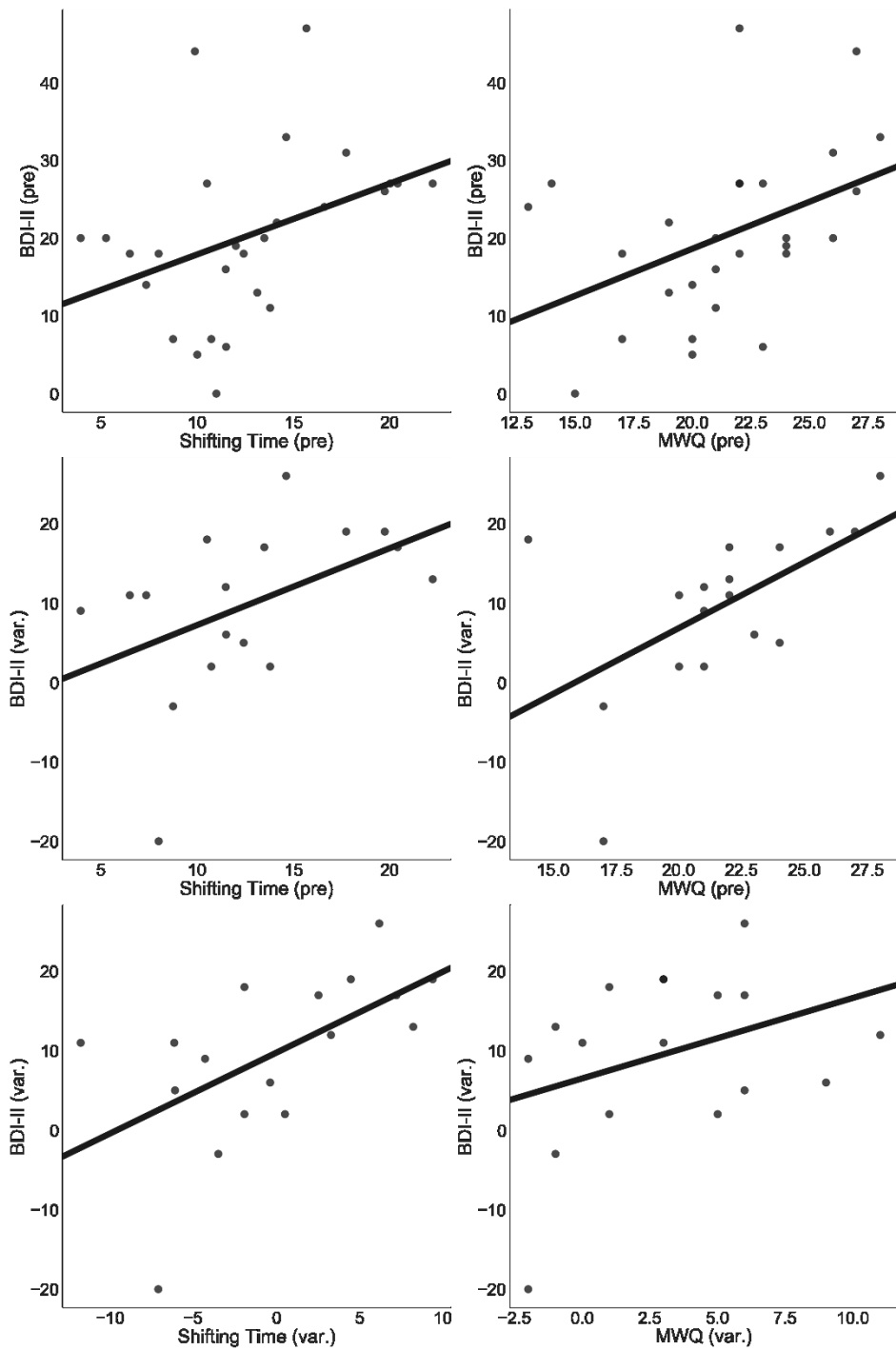


Figure 5-2. The scatter plots and regression lines

“(pre)” means the score that measured before MBI. “(post)” means the score that measured after MBI. “(var.)” means the amount of decrease after MBI. BDI- II : Beck depression inventory- II . Shifting Time: Duration of attention shifting from MW. MWQ: Mind wandering questionnaire.

#### 4. 考察

本研究は、MWへの柔軟性がMBIと抑うつ改善との媒介要因であることを示すため、Kazdin (2007) の挙げる基準のうち2つを検討した。MWへの柔軟性の指標である復帰時間が瞑想経験時間と相関するという研究2の結果に加え、復帰時間が抑うつ症状と相関すること、MBI前後における復帰時間の前後差と抑うつ症状の前後差とが相関することを示した。これらよりMWへの柔軟性は、検討した2つの基準を満たしていることが示された。

*t* 検定の結果、MBI参加前後でBDI-II得点やMWQ得点に有意差が見られた。本研究の本来の目的ではないものの、この結果はマインドフルネスの実践が抑うつ症状 (Khoury et al., 2013; Alsubaie et al., 2017) やMW傾向 (Mrazek et al., 2013) を低減させるという先行研究の結果を支持する。復帰時間については、MBI参加前後で有意な差が見られなかった。これは、MBIがMWに対する柔軟性を改善させるという先行研究 (Vago and Zeidan, 2016) の示唆と一致しない。同一の課題を繰り返したことにより慣れや飽きが生じ、課題中における復帰時間が延びる傾向があった可能性がある。あるいは、MWへの柔軟性に寄与する認知機能についての知見から、柔軟性は長期間の瞑想経験によって顕著な変化が生じる指標である可能性が考えられる。Chiesa et al., (2013) のレビューは、MBIによる注意転換機能への影響について知見をまとめている。注意転換機能とは、必要に応じてひとつの対象から注意を離す認知機能のことを指す。MBIがMWへの柔軟性を高める作用機序のうち1つとして、

注意転換があると考えられる (第 1 章参照)。このレビューによると、注意転換機能については、長期の瞑想経験者と未経験者とは差が見られる一方、8週間のマインドフルネストレーニングや10日間の集中的なリトリート等の短期介入では機能上昇が観察されない。そしてこの結果から、注意転換機能は、ある程度熟練した瞑想経験者において変化するものである可能性を指摘している。これらを踏まえると、MWの柔軟性も注意転換機能と同様、数千時間の瞑想経験によって顕著な変化が表れる機能であり、8週間のMBIでは変化しにくい可能性がある。ただし、今回の研究パラダイムではコントロール群を設けていない。よってこの結果が示す、MBIがBDI-II得点や復帰時間、MWQに影響を与えたとする解釈は限定的に行う必要がある。

プログラム参加前後でのBDI-II得点前後差との相関を求めた結果、プログラム参加前における復帰時間およびMWQ得点のどちらにおいても、有意な正の相関が認められた。BDI-IIの前後差は、高ければ高いほど、MBI後に抑うつ症状が改善していることを意味する。よってこの正の相関は、介入前における復帰時間やMWQが大きいほど、MBIの効果が出やすくなる可能性を示唆している。MBIがこういった対象に効果を発揮しやすいかを検討した研究は限られており(Kuyken et al., 2010; de Vibe et al., 2015)、ベースラインにおけるMW傾向がマインドフルネスの効果に影響する可能性を示した研究は本研究が初めてである。今後、MBIのRCTと適切な統計手法(Kraemer et al., 2002)を用い、ベースラインにおけるMW傾向が

MBI の効果 を調整することを示すことで、貴重な知見が得られるだろう。

## 第 6 章 時系列的マインドワンダリング特性指標に関する 探索的検討（研究 4）

### 1. 背景

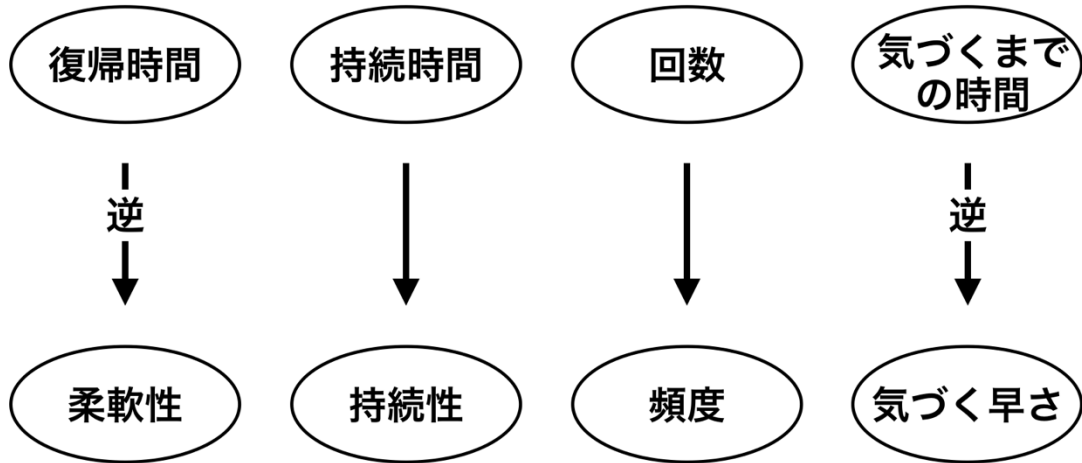
第 3 章から第 5 章にかけて、柔軟性の指標である復帰時間と、その他の変数との関連性を検討した。そしてそれにより、MBI と抑うつ症状の改善との間に MW への柔軟性が介在することを示した。復帰時間は、第 2 章で作成した MW 推定モデルにより描出された MW 波形を 4 つのフェーズに分類し、そのうち復帰フェーズの時間的長さを算出することで求めた。

MW 波形からは、復帰時間のほかに、時系列的な MW 変動に関連する複数の指標を算出することが可能であると考えられる。まず、一度 MW に陥った時に、それがどの程度続くかという特性を数値化することができる。この特性を本研究では、MW の持続性と呼ぶ。4 つの意識フェーズのうち MW フェーズの時間的長さ、すなわち MW の持続時間が、持続性の直接的な指標となると言える。さらに、どの程度頻繁に MW を始めるかという特性、すなわち MW の頻度は、MW フェーズの出現回数を数えることによって測定可能である。さらに、self-caught 法による MW 報告のデータを組み合わせることで、MW に陥ってから、それに気がつくまでにかかる時間を算出することができる。MW を強く生じさせている時ほど、MW が生じていることに気がつきにくい (Smallwood and Schooler, 2007)。よって MW の発生に気がつき報告したときにはすでに、MW からある程度

または完全に注意を離している可能性がある。MWが生じてから気づくまでにかかる時間には、個人差があると思われる。各MW報告の直前のMWフェーズ開始時点から、MW報告がなされた時点までの時間的距離を、MWに気づくまでの時間として定義する。そしてこれによって測定される特性を、MWへ気づく早さとする。本研究では、これまでの研究で検討してきたMWからの復帰時間に、MWの持続時間、MWの回数、MWに気づくのにかかる時間の4つを併せ、時系列的MW特性指標と総称する。そして時系列的MW特性指標によって測定される個人特性である、MWへの柔軟性、MWの持続性、MWの頻度、MWへ気づく早さを併せて、時系列的MW特性と総称する。本研究が提案する指標とそれによって測定される特性について、Figure 6-1にまとめた。



### 時系列的MW特性指標



### 時系列的MW特性

Figure 6-1. The relationships of indices and traits

時系列的 MW 特性として挙げた 4 つと類似の概念を検討した先行研究は見受けられない。しかし、いずれも MW や MW の制御に関連する特性であり、MW 傾向と関連する可能性がある。また、MW への柔軟性と同様、MBI と抑うつ改善との間に介在する媒介要因や、MBI のメカニズムを考える上で有用な変数となる可能性がある。そこで本研究では、他の変数との間の相関関係や、MBI の媒介要因である可能性について探索的に調査する。これにより、今後の MW や MBI のメカニズムを明らかにするための研究の、発展可能性を探ることを目的とする。

## 2. 方法

### 手続き

研究 2 および研究 3 にて取得したデータを用いた。研究 2・3 と同様の方法で MW 波形を描写し、4 つの意識フェーズへ分類した。各参加者において、観察された MW フェーズの個数を MW の回数、MW フェーズの時間的長さの平均を MW の持続時間として算出した。MW の回数において外れ値を示した 1 名（研究 3）のデータを除いた。さらに研究 2 のデータにおいては、各参加者における各ボタン押しについて、ボタンが押される直前の MW フェーズ開始点と、ボタン押しが行われた点との間の時間的長さを求めた。これの参加者内における平均値を、その者の MW に気づくまでの時間とした。ただし、ボタン押しを行わなかった 3 名については、気づくまでの時間を算出できないため、除外した。

## 統計解析

はじめに， MW に関する変数間の関係性を検討した。 MW に関する変数として， 時系列的 MW 特性指標に MWQ 得点を加えた 5 変数を用いて Pearson の相関行列を計算した。 この解析は， 研究 2 と研究 3 (MBI 実施前) のデータにそれぞれ適用した。 ただし， 研究 3 においてはボタン押しによる MW の報告を求めているため， MW へ気づくまでの時間を除く 4 変数を用いた。

続いて， 研究 2 および研究 3 と同様の方法を用いて， 復帰時間を除く時系列的 MW 特性指標が， それぞれ MBI と抑うつ改善の間にある媒介要因として妥当かを検討した。 はじめに， 研究 2 への参加者のデータのみを用い， 各指標と瞑想経験時間との相関関係を Spearman の順位相関分析によって確認した。 さらに， 研究 3 における MW の回数および持続時間について検討を行った。 まず MBI 実施前における BDI-II 得点との相関を Spearman の順位相関分析により求めた。 さらに， MBI 実施前における回数・持続時間と BDI-II 得点前後差との相関を同様に求めた。 そして， 回数および持続時間の前後差と BDI-II 得点前後差との相関を同様に求めた。

### 3. 結果

研究 2 のデータを用いて， MW に関する変数の相関関係を計算した結果， MWQ と持続時間の間に有意な負の相関が見られた。 得られた相関行列を Table 6-1 に記載した。 研究 3 (MBI 実施前) のデータを用いて同様に解析したところ， 持続時間および復帰時間と， 回

数との間に有意な負の相関が見られた。求めた相関行列を Table 6-2  
に記した。

**Table 6-1. The correlation matrix for the meditators**

Meditators	Earliness	Number	Sustaining	Shifting	MWQ
Earliness	-	-.344 n.s.	-.042 n.s.	.237 n.s.	.125 n.s.
Number	-	-	-.296 n.s.	-.230 n.s.	.185 n.s.
Sustaining Time	-	-	-	-.207 n.s.	-.594 *
Shifting Time	-	-	-	-	-.290 n.s.
MWQ	-	-	-	-	-
Age	-	-	-	-	-

\*  $p < .05$

MWQ: Mind wandering questionnaire.

**Table 6-2. The correlation matrix for the pre-MBI participants**

pre-MBI	Number	Sustaining	Shifting	MWQ
Number	-	-.656 **	-.554 **	.122 n.s.
Sustaining Time	-	-	.145 n.s.	-.211 n.s.
Shifting Time	-	-	-	.185 n.s.
MWQ	-	-	-	-
Age	-	-	-	-

\*\*  $p < .01$ , †  $p < .10$ .

MWQ: Mind wandering questionnaire.

研究 2 のデータを用いて，時系列的 MW 特性指標と瞑想経験時間との順位相関係数を求めた結果，気づくまでの時間と瞑想経験時間に有意な負の相関が認められた。研究 3 のデータを用いた相関解析では，有意な相関関係は見られなかった。これらの結果を，Table 6-3 に記した。

**Table 6-3. Spearman's rank correlations of MW related indices**

Spearman's rho	Earliness	Number	Sustaining
meditation exp.	-.565 <sup>*</sup>	.136 <sup>n.s.</sup>	-.125 <sup>n.s.</sup>
pre-MBI BDI vs. pre-MBI...	-	-.036 <sup>n.s.</sup>	-.166 <sup>n.s.</sup>
var. of BDI vs. var. of ...	-	.100 <sup>n.s.</sup>	-.145 <sup>n.s.</sup>

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ .

“pre-MBI” denotes the score before MBI. “var.” denotes the magnitude of the decrease. BDI-II: Beck Depression Inventory II. Shifting time: Duration of attention shift from mind wandering. MWQ: Mind Wandering Questionnaire.



#### 4. 考察

本研究の目的は、第3章で作成した MW 推定モデルから描出される MW 波形から得られる複数の指標について探索的に検討することであった。MW 波形を4つのフェーズに分類することによって、MW からの復帰時間に加えて、MW の持続時間、MW の回数、MW へ気づくのにかかる時間を算出することができる(ただし、気づくのにかかる時間を測定するためには MW の自己報告が必要になる)。これらの指標が測定する個人特性をそれぞれ、MW の持続性、MW の頻度、MW へ気づく早さと命名した。MW への柔軟性を含めこれら4つの特性を時系列的 MW 特性と総称し、これらを測定する上述の指標4つを時系列的 MW 特性指標と総称した。これらについて扱った先行研究がないため本研究では、これまでに得られたデータを用い、これら特性の性質について探索的に検討を行なった。

研究2, 3のデータをそれぞれ用い、時系列的 MW 特性指標に MWQ 得点を加え、これら変数間の相関関係を確かめた。その結果、瞑想経験者のデータにおいて、持続時間と MWQ との間に負の相関が見られた。質問紙により測定された MW 傾向が高い者は、長く持続しない MW をすることを意味している。一方、MBI 参加前のデータにおいては、同様の相関は有意とならなかった。瞑想の訓練を長く続けることにより、MW に気づき中断する傾向が生じると考えられる。その傾向が強い者ほど、MW を自覚する機会が多くなり、MWQ 得点が高くなる可能性がある。

研究3のデータを用いて同様の変数間(ただし気づくまでの時間

は算出不可であるために用いていない) の相関関係を確かめたところ、持続時間と回数との間に有意な負の相関が見られた。また、復帰時間と回数には有意な負の相関が認められた。持続時間や復帰時間が短いほど、MWへ頻繁に陥るようになる特徴があることが示唆された。持続時間・復帰時間が短いほど、MWの変動サイクルが短くなり、MWの回数が増えたと考えられる。一方瞑想経験者においては、同様の相関関係は有意とならなかった。瞑想経験のある者、あるいは抑うつ傾向の小さい者においては、MWの持続時間や復帰時間が短くなった分、集中状態が長くなる傾向がある可能性が考えられる。その結果、回数との相関関係が弱まったと解釈できる。

研究2,3のデータを用いて、回数・持続時間がMBIの媒介要因となりうるかを検討した。研究2,3と同様に、瞑想経験者との相関、BDI-IIとの相関、MBIによる前後差とMBIによるBDI-II前後差との相関関係をSpearmanの順位相関分析により調べた。また、研究2のデータを用いて、MWに気づくまでの時間と瞑想経験時間との相関をSpearmanの順位相関分析により検討した。

結果、MBI実施前における回数・持続時間や、MBI前後での回数・持続時間の前後差と相関を示す変数はなかった。このことから、MWの頻度や持続性は、MBIの媒介要因として妥当でない可能性が高い。類似した概念の先行研究が不足しているため、本研究は仮説を持たずに変数間の関係性を調べた。しかし、MWの持続時間や回数は、従来の手法によって測定されたMW傾向に近い概念であると推測される (Smallwood, 2013)。しかし、いずれもMWQ得点

と相関しなかった。また、他の変数との関係性も、MWQとは類似しない。持続時間および回数が瞑想経験と相関しなかったのは、MWQの結果と一致している。一方、MWQに見られた抑うつ傾向との相関や、抑うつ変化量との相関は見られなかった。MW傾向は、MWの回数と持続時間それぞれによってではなく、それらの交絡によって表現される概念である可能性がある。あるいは、今回の結果は、質問紙によるMW傾向測定の問題を反映している可能性もある。MWQは日常生活におけるMWの自覚を尋ねる質問紙である。よって、抑うつと関連するのは、実際のMWの頻度や持続性ではなく、MWに対する自覚そのものであると考察することもできる。

MWに気づくまでの時間は、瞑想経験時間と有意な負の相関を示した。マインドフルネス瞑想の実践を続けることによって、MWに気がつくまでの時間が短くなることを示している。FA瞑想においては、MWへ気がつき、そこから注意を戻す練習を繰り返し行う。しかし、瞑想の実践によってMWへ気がつく早さが変化する可能性を実証した研究は、本研究が初めてである。MWへの柔軟性と同様、MWへ気づく早さが、MBIの媒介要因となる可能性が期待される。今後の研究において、MBI前後でのMWへ気づく早さの変化が検討され、MBIの媒介要因としての妥当性が検討されることが望まれる。

## 第 7 章 総合考察

第 1 章では初めに、マインドフルネスと MW の概念について説明した。そして、MW 傾向が MBI の抑うつに対する効果の媒介要因として検討されていることを紹介した。一方で、MW 傾向よりも、MW に対する柔軟性がより妥当な媒介要因として注目されているという研究動向を示した。これを踏まえ第 2 章では、MW への柔軟性が MBI と抑うつの改善の間に介在する媒介要因であるという仮説を提示し、これを検討するための方法論について述べた。第 3 章（研究 1）では、MW への柔軟性を測定するために必要となる、MW 強度の推定技法を開発し、その精度を検討した。これにより測定可能となった柔軟性が媒介要因として妥当であることを、Kazdin (2007) の指針に従い、第 4 章（研究 2）と第 5 章（研究 3）で検討した。その結果、柔軟性の低さを表す指標である復帰時間と瞑想経験時間との間に負の相関が確認され、復帰時間と抑うつ得点の間に正の相関が確認された。また、8 週間の MBI による抑うつ得点の前後差と復帰時間の前後差が相関した。以上の結果をまとめると、MW への柔軟性については、媒介要因として妥当であることを示すための基準のうち 2 つが満たされた。

これに対して、MWQ により測定された MW 傾向は BDI-II 得点と正の相関をしたものの、瞑想経験時間との相関を示さず、MWQ 減少量と BDI-II 減少量との相関が有意にならなかった。よって、本研究が検討した 2 つの基準に、MW 傾向は適合しなかった。以上の結

果から、MBIと抑うつ症状に介在する媒介要因としては、復帰時間の方がMWQと比べ優れている可能性が示唆された。候補となる別の変数と比較して、より媒介要因として妥当であることを示すことは、Kazdin (2007) の提唱する基準のうち1つである。これについても、MWへの柔軟性は適合すると言える。

本研究の結果を踏まえ、今後はKazdin (2007) が示した基準のうち、本研究において検討していないものを調査することが望まれる。まず、Experimental Manipulationの基準を満たすために、MBI以外の方法でMWへの柔軟性を操作し、抑うつ症状に変化が見られるかを確認することが必要となる。復帰時間をオンラインに算出し、フィードバックするニューロフィードバックシステムの開発により、これを達成することができる可能性がある。Timelineの基準を満たすためには、MBI中の複数時点で復帰時間と抑うつ症状を査定し、復帰時間が先に変化することを確認する必要がある。MBIでは一般に、ホームワークとして自宅でのマインドフルネス瞑想の実践を求める。ホームワークのうち、本研究で用いた呼吸に注意を向ける瞑想を行う際に脳波計を装着することで、一日間隔で復帰時間を測定することができる。近年ではアクティブ電極といったノイズの影響を受けにくい電極が開発されている。簡易な脳波計を自宅に持ち帰り、被験者自身に測定を行わせる研究も見られる (e.g. Zich et al., 2015)。本研究でMWの算出に用いた推定モデルは8つの電極のみを手がかりとして用いているため、簡易な脳波計測装置を用意し、参加者自身に測定させることは可能であると考えられる。BDI-

II は最近 2 週間のうつ症状を尋ねるものであるため、多時点での使用には向いていない。より少ない項目を用いて、復帰時間とあわせて抑うつ気分を質問するのがよいだろう。

また、本研究が副次的に示した成果を確かめるために、ウェイトイングリストやアクティブコントロール群を用意した RCT を実施することが求められる。RCT の実施によってまず、介入前における MW 傾向の高さおよび柔軟性の低さが MBI の効果に影響する可能性について結論が得られる。これは、MBI の適用対象を選定する上で重要な知見となりうる。また、瞑想の経験段階による MW 傾向および柔軟性への影響の変化を確かめることができる。上述したとおり、長期間（平均 3,575 時間）の瞑想経験と柔軟性との関連性については、瞑想経験時間と復帰時間との相関から明らかになった。しかし、RCT により MW への柔軟性が短期間の瞑想経験で変化することが確かめられなかった場合は、介入法と媒介要因との関連性について、追加の検証を行うべきだろう。つまり、短期間の瞑想経験と柔軟性との関連性を再度検討すべきである。相関分析にてこれを検証する場合、8 週間程度の MBI を受けた瞑想初心者における練習量と媒介要因候補との相関関係を調査するのが良いと考えられる。

Parsons et al. (2017) はメタ解析により、MBI にてホームワークとして行った瞑想量とアウトカム指標の改善が相関することを示している。同様に、MBI 期間中におけるホームワークの実施量と復帰時間および MWQ との相関を確認することで、MW への柔軟性の媒介要因としての妥当性をより強く主張できるだろう。さらに、第 6 章

(研究 4) にて行った探索的検討によって、MW へ気づく早さもまた、MBI の媒介要因となる可能性が示された。この変数についても並行して調査を行うことで、MBI が作用する上での MW の役割についてより深く理解することができるだろう。

さらに本研究は、MW が始まってから、それに気がつくまでの時間が、瞑想経験時間と相関することを示した。この指標によって測られる、MW へ気づく早さもまた、MBI の効果の媒介要因となる可能性がある。今後の研究では、MW に気づくまでの時間についても並行して測定・検討されることが望まれる。

本研究はいくつかの限界点を含んでいる。まず、研究 1 によって作成された MW 予測モデルを、研究 3 および 4 における参加者・課題へ適用する妥当性が限定的にしか示されていない。研究 1 においては、モデル作成にデータを用いていない参加者を使用して精度検証を行い、頑健な精度を示している。そのため、研究 1 に参加していない者を対象にモデルを適用することは妥当である。しかし、研究 1 の対象は年齢の若いものであり、研究 2・3 対象者の平均年齢とは離れている。加齢による MW への影響として、課題中の MW 発生頻度が下がることが知られている。Zavagnin et al. (2014) は複数の年齢グループに対して SART を行い、probe-caught な思考サンプリングにより MW の頻度を調べた。結果、群の年齢が上がるとともに、MW が生じていたという報告の回数は減少していた。生理的指標による裏付けとして、DMN の安静時活動が高齢者で低下するという知見もある (Damoiseaux et al., 2008)。しかしこれは、高齢の参

加者の方が課題に対する興味を強く示す傾向があるためとも考えられており (Maillet & Schacter, 2016) , MW 発生における神経的メカニズムが質的に異なるとは考えにくい。そのため研究 1 で得られた結果は異なる年齢層の対象においても再現されると考察されるが、実証はされていない。また、研究 1 では SART を行っている最中の脳波を用いて予測モデルを作成している。それに対し、研究 2・3 では FA 瞑想を行っている最中の EEG に予測モデルを適用している。使用されたモデルが、SART 実施中以外の条件における EEG に対して適用できるかについても、明らかでない。SART は単純なヴィジランスを求める課題であるため、適用できる条件は広いと推測される。特に、研究 2・3 で使用した Model 2 は ECN と DMN の活動のみから予測を行っていると推測される。そのため、FA 瞑想を含む、様々な状況において予測が可能であると推察できる。しかしこれについても、検証が必要となる。

研究 2・3 で使用した MW 予測モデルは、研究 1 における精度検証により、相関係数  $r = .49$  の精度を持つことが示されている。この値が、研究 2 以降での使用に耐えうるものであるとは言い切れない。研究 2・3 ではモデルによって MW を予測し、MW の波形を描いている。これにスムージングをかけ、全体的な変動に着目して解析を行った。一方、MW 強度の絶対量などには言及していない。このため、MW 予測の精度不良による影響は比較的小さくなる。しかし、より高精度なモデルを用いて研究 2 以降の研究が再現されるかを確かめる必要があるだろう。研究 1 では、モデルの比較がしやす



くなるよう、Pearsonの相関係数を使用して変数削減を行った。主成分分析といった異なる変数削減方法や、アンサンブル学習と言われる、複数の予測モデルを組み合わせることでより強力な推定を行うアルゴリズムを使用することで、モデル精度を上げられる可能性がある。

本論文は、短期間のMBIと長期間の瞑想経験を区別していない。両者により生じる効果には、質的な差がないという前提をもっている。しかし、研究2の結果と先行研究の不一致や、Tang et al. (2012)の主張する瞑想経験段階説から、今後これらを区別して検証する必要性が示唆される。研究2, 3を統合した考察には注意が必要であり、今後の検証が求められる。なお、本論文における研究2, 3ではそれぞれ、同じ経験段階にある被験者を対象としていると考えられる。そのため、各研究内においては、瞑想経験と諸変数との線形関係を想定している。

本論文では、MWの程度について、自己報告された得点を真の値(i.e. 真のMWの程度)に最も近い変数として扱っている。研究1において作成されたMW予測モデルが返す値も、あくまで、MWの自己報告を予測しているに過ぎない。Probe-caughtな思考サンプリングによる測定は、十分な正確性を持っていると考えられている(Weinstein, 2017)。また、参加者に自己報告を求めた研究1では、MWを正しく内省・報告できない可能性のある被験者を除外している。それでもなお、研究1にて得られた変数にはある程度のバイアスが含まれているだろう。研究2・3の参加者には自己報告を求め

ていない。しかし、研究 1 で作成したモデルを使用しているため、同様にバイアスの影響を受けている。将来の研究では自己報告に依存しない MW 測定方法を使用した研究が求められるが、これは容易ではない。自己報告以外の方法で MW を評価する試みとしては、まず行動指標が挙げられる。例えば、SART における反応時間の分散が、MW の指標となることが主張されている (Kucyi et al., 2016)。しかし、種々の行動指標についても、その精度は MW の自己報告と相関を確かめることによって示されている。つまり、行動指標が予測している変数もまた、あくまで自己報告の MW であり、十分に優れた変数であるとは言えない。MW の神経基盤として知られる DMN の活動量を示す fMRI 信号も、MW の指標として有効である。しかし、真の値としての MW は、DMN の活動に ECN といった異なるネットワークの活動が交絡した結果として表象されると考えられている (Christoff et al., 2009)。DMN 活動が自己報告の MW を予測することは示されているが (Kucyi et al., 2016)、やはりより優れた変数であるとは言えない。画期的な測定方法が開発されるまでは、MW の評価には自己報告に頼らざるを得ないだろう。

本研究は MW への柔軟性を測定する新しい手法を提案した。またこれを用い、Kazdin (2007) の提示するフレームワークに基づいて、MW への柔軟性が MBI と抑うつ症状改善の間にある媒介要因であることを示した。本研究を発展させ、マインドフルネスの媒介要因や MW の特質をより明らかにすることで、効果的に MBI を行うための知見が得られることを期待する。

## 引用文献

- Alsubaie, M., Abbott, R., Dunn, B., Dickens, C., Keil, T. F., Henley, W., & Kuyken, W. (2017). Mechanisms of action in mindfulness-based cognitive therapy (MBCT) and mindfulness-based stress reduction (MBSR) in people with physical and/or psychological conditions: A systematic review. *Clinical Psychology Review, 55*(Supplement C), 74–91.
- Baer, R. A. (2003). Mindfulness Training as a Clinical Intervention: A Conceptual and Empirical Review. *Clinical Psychology-Science and Practice, 10*(2), 125–143.  
<http://doi.org/10.1093/clipsy.bpg015>
- Baer, R. A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of Mindfulness by Self-Report The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessment, 11*(3), 191–206.  
<http://doi.org/10.1177/1073191104268029>
- Baird, B., Smallwood, J., Fishman, D. J. F., Mrazek, M. D., & Schooler, J. W. (2013). Unnoticed intrusions: Dissociations of meta-consciousness in thought suppression. *Consciousness and Cognition, 22*(3), 1003–1012.
- Bennike, I. H., Wieghorst, A., & Kirk, U. (2017). Online-based Mindfulness Training Reduces Behavioral Markers of Mind Wandering. *Journal of Cognitive Enhancement, 1*(2), 172–181.
- Berkovich-Ohana, A., Glicksohn, J., & Goldstein, A. (2012). Mindfulness-induced changes in gamma band activity - implications for the default mode network, self-reference and attention. *Clinical Neurophysiology : Official Journal of the International Federation of Clinical Neurophysiology, 123*(4), 700–710. <http://doi.org/10.1016/j.clinph.2011.07.048>
- Bixler, R., & D’Mello, S. (2016). Automatic gaze-based user-independent detection of mind wandering during computerized reading. *User Modeling and User-Adapted Interaction, 26*(1), 33–68.  
<http://doi.org/10.1007/s11257-015-9167-1>
- Blanchard, N., Bixler, R., Joyce, T., & D’Mello, S. (2014). Automated Physiological-Based Detection of Mind Wandering during Learning. In S. Trausan-Matu, K. E. Boyer, M. Crosby, & K. Panourgia (Eds.), *Intelligent Tutoring Systems. ITS 2014. Lecture Notes in Computer Science* (Vol. 8474, pp. 55–60). Cham: Springer International Publishing. [http://doi.org/10.1007/978-3-319-07221-0\\_7](http://doi.org/10.1007/978-3-319-07221-0_7)
- Braboszcz, C., & Delorme, A. (2011). Lost in thoughts: neural markers of low alertness during mind wandering. *NeuroImage, 54*(4), 3040–3047. <http://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2010.10.008>

- Brewer, J. A., Worhunsky, P. D., Gray, J. R., Tang, Y. Y., Weber, J., & Kober, H. (2011). Meditation experience is associated with differences in default mode network activity and connectivity. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, *108*, 20254–20259.
- Britton, W. B., Davis, J. H., Loucks, E. B., Peterson, B., Cullen, B. H., Reuter, L., et al. (2018). Dismantling Mindfulness-Based Cognitive Therapy: Creation and validation of 8-week focused attention and open monitoring interventions within a 3-armed randomized controlled trial. *Behaviour Research and Therapy*, *101*, 92–107.
- Burg, J. M., & Michalak, J. (2010). The Healthy Quality of Mindful Breathing: Associations With Rumination and Depression. *Cognitive Therapy and Research*, *35*(2), 179–185.  
<http://doi.org/10.1007/s10608-010-9343-x>
- Cardena, E., Sjöstedt, J. O. A., & Marcusson-Clavertz, D. (2015). Sustained Attention and Motivation in Zen Meditators and Non-meditators. *Mindfulness*, *6*(5), 1082–1087.
- Chiesa, A., Calati, R., & Serretti, A. (2011). Does mindfulness training improve cognitive abilities? A systematic review of neuropsychological findings. *Clinical Psychology Review*, *31*(3), 449–464.
- Christoff, K., Gordon, A. M., Smallwood, J., Smith, R., & Schooler, J. W. (2009). Experience sampling during fMRI reveals default network and executive system contributions to mind wandering. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, *106*(21), 8719–8724. <http://doi.org/10.1073/pnas.0900234106>
- Damoiseaux, J. S., Beckmann, C. F., Arigita, E. J. S., Barkhof, F., Scheltens, P., Stam, C. J., et al. (2008). Reduced resting-state brain activity in the “default network” in normal aging. *Cerebral Cortex (New York, N.Y. : 1991)*, *18*(8), 1856–1864. <http://doi.org/10.1093/cercor/bhm207>
- Farley, J., Risko, E. F., & Kingstone, A. (2013). Everyday attention and lecture retention: the effects of time, fidgeting, and mind wandering. *Frontiers in Psychology*, *4*, 619.  
<http://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00619>
- Hasenkamp, W., Wilson-Mendenhall, C. D., Duncan, E., & Barsalou, L. W. (2012). Mind wandering and attention during focused meditation: a fine-grained temporal analysis of fluctuating cognitive states. *NeuroImage*, *59*(1), 750–760. <http://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2011.07.008>
- Hodgins, H. S., & Adair, K. C. (2010). Attentional processes and meditation. *Consciousness and Cognition*, *19*(4), 872–878.

- Hoffmann, F., Banzhaf, C., Kanske, P., Bermpohl, F., & Singer, T. (2016). Where the depressed mind wanders: Self-generated thought patterns as assessed through experience sampling as a state marker of depression. *Journal of Affective Disorders*, 198(Supplement C), 127–134.
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full Catastrophe Living*. Random House USA Inc.
- Kazdin, A. E. (2007). Mediators and Mechanisms of Change in Psychotherapy Research. *Annu. Rev. Clin. Psychol.*, 3(1), 1–27. <http://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.3.022806.091432>
- Kazdin, A. E. (2009). Understanding how and why psychotherapy leads to change. *Psychotherapy Research*, 19(4-5), 418–428. <http://doi.org/10.1080/10503300802448899>
- Khoury, B., Knäuper, B., Schlosser, M., Carrière, K., & Chiesa, A. (2017). Effectiveness of traditional meditation retreats: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Psychosomatic Research*, 92, 16–25. <http://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2016.11.006>
- Khoury, B., Lecomte, T., Fortin, G., Masse, M., Therien, P., Bouchard, V., et al. (2013). Mindfulness-based therapy: A comprehensive meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 33(6), 763–771.
- Killingsworth, M. A., & Gilbert, D. T. (2010). A Wandering Mind Is an Unhappy Mind. *Science (New York, N.Y.)*, 330(6006), 932–932.
- Konjedi, S., & Maleeh, R. (2017). A closer look at the relationship between the default network, mind wandering, negative mood, and depression. *Cognitive, Affective, & Behavioral Neuroscience*, 17(4), 697–711.
- Kraemer, H. C., Wilson, G. T., Fairburn, C. G., & Agras, W. S. (2002). Mediators and moderators of treatment effects in randomized clinical trials. *Archives of General Psychiatry*, 59(10), 877–883.
- Kucyi, A., Esterman, M., Riley, C. S., & Valera, E. M. (2016). Spontaneous default network activity reflects behavioral variability independent of mind-wandering. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(48), 13899–13904.
- 熊野宏昭 (2007). 瞑想の画像研究のレビュー 貝谷久宣・熊野宏昭 (編) マインドフルネス・瞑想・坐禅の脳科学と精神療法 新興医学出版社 pp. 33-46.
- Kuyken, W., Watkins, E., Holden, E., White, K., Taylor, R. S., Byford, S., et al. (2010). How does mindfulness-based cognitive therapy work? *Behaviour Research and Therapy*, 48(11), 1105–1112.
- Lebuda, I., Zabelina, D. L., & Karwowski, M. (2016). Mind full of ideas: A meta-analysis of the mindfulness-creativity link. *Personality and Individual Differences*, 93, 22-26.

- Leszczynski, M., Chaieb, L., Reber, T. P., Derner, M., Axmacher, N., & Fell, J. (2017). Mind wandering simultaneously prolongs reactions and promotes creative incubation, *Scientific Reports*, 7, 10197.
- Lutz, A., Slagter, H. A., Dunne, J. D., & Davidson, R. J. (2008). Attention regulation and monitoring in meditation. *Trends in Cognitive Sciences*, 12(4), 163–169. <http://doi.org/10.1016/j.tics.2008.01.005>
- Maillet, D., & Schacter, D. L. (2016). From mind wandering to involuntary retrieval: Age-related differences in spontaneous cognitive processes. *Neuropsychologia*, 80 IS -, 142–156.
- Mantini, D., Perrucci, M. G., Del Gratta, C., Romani, G. L., & Corbetta, M. (2007). Electrophysiological signatures of resting state networks in the human brain. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(32), 13170–13175.
- Menon, V. (2011). Large-scale brain networks and psychopathology: a unifying triple network model. *Trends in Cognitive Sciences*, 15(10), 483–506. <http://doi.org/10.1016/j.tics.2011.08.003>
- Mittner, M., Boekel, W., Tucker, A. M., Turner, B. M., Heathcote, A., & Forstmann, B. U. (2014). When the brain takes a break: a model-based analysis of mind wandering. *The Journal of Neuroscience : the Official Journal of the Society for Neuroscience*, 34(49), 16286–16295. <http://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.2062-14.2014>
- Mizuhara, H., & Yamaguchi, Y. (2007). Human cortical circuits for central executive function emerge by theta phase synchronization. *NeuroImage*, 36(1), 232–244. <http://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2007.02.026>
- Mooneyham, B. W., & Schooler, J. W. (2013). The costs and benefits of mind-wandering: a review. *Canadian Journal of Experimental Psychology*, 67(1), 11–18. <http://doi.org/10.1037/a0031569>
- Mrazek, M. D., Franklin, M. S., Phillips, D. T., Baird, B., & Schooler, J. W. (2013a). Mindfulness Training Improves Working Memory Capacity and GRE Performance While Reducing Mind Wandering. *Psychological Science*, 24(5), 776–781. <http://doi.org/10.1177/0956797612459659>
- Mrazek, M. D., Phillips, D. T., Franklin, M. S., Broadway, J. M., & Schooler, J. W. (2013b). Young and restless: validation of the Mind-Wandering Questionnaire (MWQ) reveals disruptive impact of mind-wandering for youth. *Frontiers in Psychology*, 4, 560. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00560>
- Mrazek, M. D., Smallwood, J., & Schooler, J. W. (2012). Mindfulness and mind-wandering: finding convergence through opposing constructs. *Emotion*, 12(3), 442–448. <http://doi.org/10.1037/a0026678>
- Mwangi, B., Tian, T. S., & Soares, J. C. (2014). A review of feature reduction techniques in neuroimaging. *Neuroinformatics*, 12(2), 229–244. <http://doi.org/10.1007/s12021-013-9204-3>

- Newby, J. M., McKinnon, A., Kuyken, W., Gilbody, S., & Dalgleish, T. (2015). Systematic review and meta-analysis of transdiagnostic psychological treatments for anxiety and depressive disorders in adulthood. *Clinical Psychology Review, 40*, 91–110.
- Ottaviani, C., & Couyoumdjian, A. (2013). Pros and cons of a wandering mind: a prospective study. *Frontiers in Psychology, 4*, 524.
- Ottaviani, C., Medea, B., Lonigro, A., Tarvainen, M., & Couyoumdjian, A. (2015). Cognitive rigidity is mirrored by autonomic inflexibility in daily life perseverative cognition. *Biological Psychology, 107*, 24–30.
- Ottaviani, C., Shahabi, L., Tarvainen, M., Cook, I., Abrams, M., & Shapiro, D. (2014). Cognitive, behavioral, and autonomic correlates of mind wandering and perseverative cognition in major depression. *Frontiers in Neuroscience, 8*, 433.
- Parsons, C. E., Crane, C., Parsons, L. J., Fjorback, L. O., & Kuyken, W. (2017). Home practice in Mindfulness-Based Cognitive Therapy and Mindfulness-Based Stress Reduction: A systematic review and meta-analysis of participants' mindfulness practice and its association with outcomes. *Behaviour Research and Therapy, 95*, 29–41.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. *Applied Psychological Measurement, 1*(3), 385–401.
- Raichle, M. E., MacLeod, A. M., Snyder, A. Z., Powers, W. J., Gusnard, D. A., & Shulman, G. L. (2001). A default mode of brain function. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 98*(2), 676–682.
- Robertson, I. H., Manly, T., Andrade, J., Baddeley, B. T., & Yiend, J. (1997). “Oops!”: performance correlates of everyday attentional failures in traumatic brain injured and normal subjects. *Neuropsychologia, 35*(6), 747–758.
- Schad, D. J., Nuthmann, A., & Engbert, R. (2012). Your mind wanders weakly, your mind wanders deeply: Objective measures reveal mindless reading at different levels. *Cognition, 125*(2), 179–194.
- Scheeringa, R., Bastiaansen, M. C. M., Petersson, K. M., Oostenveld, R., Norris, D. G., & Hagoort, P. (2008). Frontal theta EEG activity correlates negatively with the default mode network in resting state. *International Journal of Psychophysiology, 67*(3), 242–251.
- Seeley, W. W., Menon, V., Schatzberg, A. F., Keller, J., Glover, G. H., Kenna, H., et al. (2007). Dissociable Intrinsic Connectivity Networks for Salience Processing and Executive Control. *The Journal of Neuroscience, 27*(9), 2349–2356.

- Segal ZV, Williams JMG, Teasdale JD. *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford Press; 2002.
- Smallwood, J. (2013). Distinguishing how from why the mind wanders: A process–occurrence framework for self-generated mental activity. *Psychological Bulletin*, 139, 519–535. doi:10.1037/a0030010.
- Smallwood, J., & Schooler, J. W. (2006). The restless mind. *Psychological Bulletin*, 132(6), 946–958.
- Smallwood, J., McSpadden, M., & Schooler, J. W. (2007a). The lights are on but no one's home: Meta-awareness and the decoupling of attention when the mind wanders. *Psychonomic Bulletin & Review*, 14(3), 527–533. <http://doi.org/10.3758/BF03194102>
- Smallwood, J., O'Connor, R. C., Sudbery, M. V., & Obonsawin, M. (2007b). Mind-wandering and dysphoria. *Cognition & Emotion*, 21(4), 816–842.
- Song, X., & Wang, X. (2012). Mind Wandering in Chinese Daily Lives – An Experience Sampling Study. *PloS One*, 7(9), e44423. <http://doi.org/10.1371/journal.pone.0044423>
- Takarangi, M. K. T., Strange, D., & Lindsay, D. S. (2014). Self-report may underestimate trauma intrusions. *Consciousness and Cognition*, 27 IS -, 297–305.
- Tang, Y.-Y., Lu, Q., Fan, M., Yang, Y., & Posner, M. I. (2012). Mechanisms of white matter changes induced by meditation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 109(26), 10570–10574.
- Vago, D. R., & Nakamura, Y. (2011). Selective Attentional Bias Towards Pain-Related Threat in Fibromyalgia: Preliminary Evidence for Effects of Mindfulness Meditation Training. *Cognitive Therapy and Research*, 35(6), 581–594.
- de Vibe, M., Solhaug, I., Tyssen, R., Friborg, O., Rosenvinge, J. H., Sørli, T., et al. (2015). Does Personality Moderate the Effects of Mindfulness Training for Medical and Psychology Students? *Mindfulness*, 6(2), 281–289.
- van Vugt, M. K., & Broers, N. (2016). Self-Reported Stickiness of Mind-Wandering Affects Task Performance. *Frontiers in Psychology*, 7, 732.
- Wang, Y., Xu, W., Zhuang, C., & Liu, X. (2016). Does Mind Wandering Mediate the Association Between Mindfulness and Negative Mood? A Preliminary Study. *Psychol Rep*, 120(1), 118–129. <http://doi.org/10.1177/0033294116686036>
- Weinstein, Y. (2018). Mind-wandering, how do I measure thee with probes? Let me count the ways. *Behavior Research Methods*, 50(2), 642–661.



Xu, M., Purdon, C., Seli, P., & Smilek, D. (2017). Mindfulness and mind wandering: The protective effects of brief meditation in anxious individuals. *Consciousness and Cognition, 51*, 157–165.

Zavagnin, M., Borella, E., & De Beni, R. (2014). When the mind wanders: age-related differences between young and older adults. *Acta Psychologica, 145*, 54–64.  
<http://doi.org/10.1016/j.actpsy.2013.10.016>

Zich, C., Schweinitz, C., Debener, S., & Kranczioch, C. (2015). Multimodal evaluation of motor imagery training supported by mobile EEG at home: A case report (pp. 3181–3186). Presented at the 2015 IEEE International Conference on Systems, Man, and Cybernetics (SMC 2015): Big Data Analytics for Human-Centric Systems, IEEE. <http://doi.org/10.1109/SMC.2015.552>

## 謝 辞

本学位論文を完成させるにあたり、多くの人物の協力が不可欠であった。特に、下記に挙げる人物に対し、ここに謝意を示す。まず、研究計画から論文の執筆に至るまで、終始、指導教官・主査である早稲田大学 人間科学学術院 教授 熊野宏昭先生による綿密なご指導があった。副査である同教授 野村忍先生、嶋田洋徳先生からは、多くの有益なご助言を頂いた。研究の遂行にあたっては、特に脳波の測定・解析に関して、同准教授 百瀬桂子先生からご指導を頂いた。論文執筆においては、同教授 大須理英子先生からのご推敲が欠かせなかった。研究2の実施に必要となるデータは、早稲田大学大学院 人間科学研究科 高橋徹氏により提供されたものである。その被験者募集にあたっては、京都大学大学院 教育学研究科 藤野正寛氏による協力を受けている。研究3における MBI の開催は、高野山大学 文学部 教授 井上ウイマラ先生のご協力のもと、文京学院大学 人間学部 助手 杉山風輝子先生、早稲田大学大学院 人間科学研究科 木甲斐智紀氏、同研究科 高橋徹氏を中心に執り行われた。熊野宏昭先生をはじめとし、すべての協力者に、心から深謝の意を表す。最後に、研究に関わる生活を支えた妻友子とすべての家族に感謝する。