

愛着の顕在・潜在的内的作業モデルが対人スキルと 社会適応に及ぼす影響

——潜在連合テストを用いた検討——

大 浦 真 一

松 尾 和 弥

福 井 義 一

問題と目的

愛着の内的作業モデル (Internal Working Models: 以下 IWM) は、子どもが主要な愛着対象との間で経験する相互作用を通じて構築され、自分の周りの世界はどのようなものであるか、母親や他の重要な人物はどうふるまうか、自分自身はどうふるまうのかといった自分の周りの世界や愛着対象、そして自己に関する心的な表象モデルである (Bowlby, 1973 黒田他訳 1977)。IWM は自己に対する心的表象 (自己モデル) に相当する関係不安と、他者に対する心的表象 (他者モデル) に相当する関係回避の 2 次元から構成されており、このモデルを参照して、我々は様々な出来事を知覚し、未来を予測して自分の行動計画を立てる (坂上, 2005)。IWM は我々の対人行動を規定する要因であることから、これまでにノンバーバル・スキル (金政, 2005; 大浦・福井, 2015a) や情動制御 (坂上・菅沼, 2001)、共感性 (e.g., 今野・小川, 2012) やメンタライゼーション (e.g., Fonagy, 1997; Fonagy, Redfern, & Charman, 1997)、対人ストレスコーピング (金政, 2005) といった対人関係を構築・維持するスキル (以下、対人スキル) だけでなく、こうした対人関係の問題によって生じる可能性のある心身の不健康 (e.g., 金政・大坊, 2003; Mikulincer, Florian, & Weller, 1993) といった社会適応にも影響を及ぼすことが報告されている。

これらの研究において成人の愛着の個人差を測定するために、大きく分けて 2 つの方法が発展してきた。成人愛着面接 (Adult Attachment Interview: 以下 AAI) (George, Kaplan, & Main, 1985) と自記式尺度である。

AAI は半構造化面接による測定法であり、主に発達・臨床心理学領域で発展してきた。この方法では、個人

の愛着システムが活性化されるように工夫されており、被面接者自身も通常は意識し得ない愛着に関する情報処理過程の個人特性を抽出することが可能である。具体的には、プロトコルにしたがって被面接者に対し、子ども時代における両親または重要な養育者との関係について、制約を課すことなく自由に語らせる。そこでの語りは逐語的にまとめられ、語りの内容と語り方の 2 つの側面から分析される。しかし、AAI は手続きの習得が困難であり、データの処理にかかる時間と労力がかかなり大きいことから、大規模研究が困難であるという限界がある。さらに、AAI は記憶表象としての愛着対象に対する近接可能性と語りの整合一貫性を評価する方法であることから、過去の重要な愛着対象である親との間で形成された IWM を捉えることが可能であっても、現在の愛着対象であるパートナーや親友との間の愛着関係を直接測定していないという問題がある (林, 2001)。さらに、近年の愛着研究では、親子関係だけではなく、対人関係一般へとその対象領域を拡大してきているため、AAI は一般他者との関係を測定することには適していないと思われる。

一方、自記式尺度は主に人格・社会心理学領域で用いられており、愛着を測定するための様々な尺度が開発されている。自記式尺度は一般他者に対する IWM を測定することが可能である上に、データの収集や処理が比較的容易であるため、大規模な調査も可能であるという利点がある。それに対して、回答が社会的に望ましい方向に歪曲されて報告されることはかねてから指摘されている (Edwards, 1957; 登張, 2007)。

近年、人の態度や行動には意識 (顕在) 的な側面と非意識 (潜在) 的な側面の双方が影響していることが明らかになっている (小塩・西野・速水, 2009)。IWM についても、潜在的に働くことが指摘されている (遠藤, 1992; 坂上, 2005) ことから、その顕在面

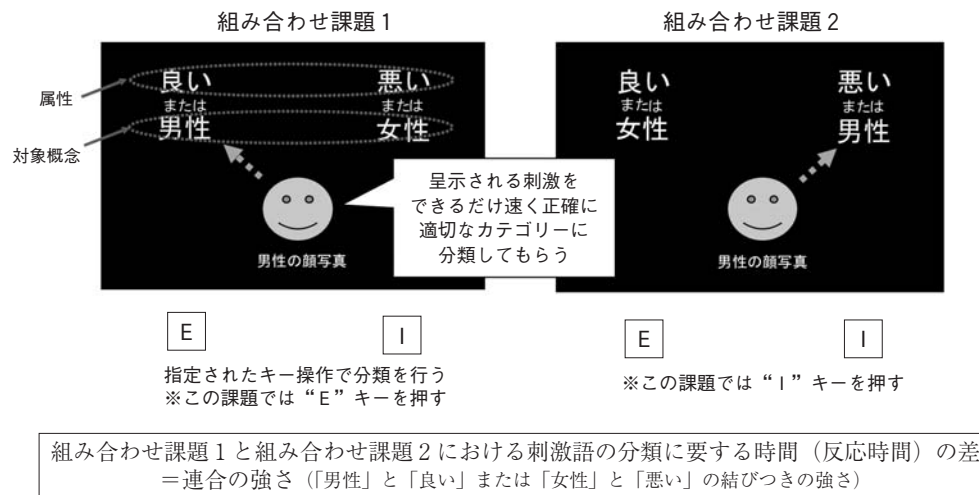


Figure 1 男性と女性に対する態度を測定するIAT

と潜在面を同時に測定する必要があると思われる。しかし、自記式尺度は、回答者が意識的にアクセスできる顕在面のみを反映していると考えられることから、回答者のIWMを十分に捉えられているとは言い難い。

社会心理学領域では、意識的なアクセスが困難な側面に対する注目が高まるにつれて、評価プライミング (Fazio, Jackson, Dunton, & Williams, 1995) や Go/No go Association Task (GNAT: Nosek & Banaji, 2001), Extrinsic Affective Simon Task (EAST: De Houwer, 2003) などのような潜在的測度が開発されてきた。さらに近年では、潜在連合テスト (Implicit Association Test: 以下 IAT) (Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998) を用いた研究も頻繁に行われている。IAT で得られた指標については、社会的望ましさと無相関であり、前述した他の潜在的測度と比して、再検査信頼性や内的一貫性が高いことが報告されている (Bargh, 2007 及川他訳 2009)。

IAT は語の分類課題を行い、その反応時間を対象概念に対する評価の連合の強さとして潜在的態度を捉える方法である。例えば、性別に対する潜在的態度を測定する場合、対象概念である男性・女性とその対象概念の属性 (例、良いと悪い) を組み合わせた課題を実施する。この組み合わせには、「男性」と「良い」、「女性」と「悪い」(組み合わせ課題1) と、「男性」と「悪い」、「女性」と「良い」(組み合わせ課題2) の2種類の組み合わせがある。組み合わせ課題1と組み合わせ課題2の画面の表示例を Figure 1 に示した。実験協力者は各組み合わせ課題において、呈示された刺激をキー操作によって適切なカテゴリーにできるだけ速く正確に分類することが求められる。なお、本例の刺激については、「男性」、「女性」、「良い」、「悪い」

に関連する語 (例、男性：一般的な日本人男性の名前、女性：一般的な日本人女性の名前、良い：快、悪い：不快) を複数用いる必要がある。また、刺激は必ずしも単語である必要はなく、写真 (例、男性・女性の顔写真) を用いることも可能である。女性よりも男性に対して肯定的な評価を有している者は、組み合わせ課題1の方が組み合わせ課題2よりも刺激を容易に分類することができるのに対し、男性よりも女性に対して肯定的な評価を有している者は、組み合わせ課題2の方が組み合わせ課題1よりも容易に刺激を分類することができる。すなわち、組み合わせ課題2の方が組み合わせ課題1よりも分類に要する反応時間が短くなるのである。

顕在指標と潜在指標では、それぞれ予測する側面が異なることが多くの IAT を用いた先行研究から明らかになっている。例えば、Asendorof, Banse, & Mucke (2002) は、自記式尺度を用いて顕在的シャイネスを、IAT を用いて潜在的シャイネスを測定し、これら2つのシャイネスと、実験的に設定された対人相互作用場面におけるシャイ行動との関連を検討した。その結果、自記式尺度から推定された顕在的シャイネスは、発話時間や説明を補うためのジェスチャーの程度といった相互作用場面における統制的なシャイ行動の多さを予測していたのに対し、IAT から推定された潜在的シャイネスは、相互作用場面における自身の身体への接触や姿勢の緊張の程度といった非統制的なシャイ行動の多さを予測した。この結果をうけて、相川・藤井 (2011) は、自記式尺度を用いて顕在的シャイネスを、IAT を用いて潜在的シャイネスを測定し、他者評定によるシャイネスや対人緊張との関連を検討した結果、顕在的シャイネスは賞賛獲得行動といった意識的に統

制可能な行動を予測していたのに対し、潜在的シャイネスは対人緊張といった意識的には統制困難な行動を予測していた。IWMについては、Dewitte, Houwer, & Buysee (2008) や藤井・山田・上淵・利根川 (2011a), 藤井・上淵・山田・利根川 (2011b) がIATを用いて、その潜在面を捉える試みを報告している。しかしながら、Dewitte et al. (2008) は、顕在面と潜在面を同時に扱っていない上に、潜在的な自己モデルのみを測定しており、潜在的な他者モデルは測定していない。藤井他 (2011b) については顕在面と潜在面を同時に扱っているものの、自尊心と他者軽視との関連を検討しており、対人スキルや社会適応との関連は検討していない。

また、IATを用いた様々な研究において、顕在面と潜在面は一致していないことが数多く報告されており (e.g., 藤井, 2011), 両側面が一致している場合と一致していない (不一致) 場合に、心理特性や行動、社会適応に違いが生じることが示されている。例えば、自尊心において、顕在・潜在面ともに高い者 (一致群) に比べ、顕在面が高く潜在面が低い者 (不一致群) は、自己愛が高く、内集団ひいきを行う傾向が高いことが明らかになっている (Jordan, Pencer, Zanna, Hoshino-Browne, & Cornell, 2003)。

さらに、顕在面と潜在面が不一致であった場合、その不一致の大きさ (程度) は個人間で異なる上に、顕在面が潜在面よりも不良である者と潜在面が顕在面よりも不良であるといった不一致の方向 (以下、不一致の大きさと方向) によって社会適応が異なる可能性があると考えられる。実際、自尊心においては、潜在面が顕在面よりも不良で、潜在面と顕在面の不一致の程度が大きいほど自殺念慮やうつ症状、孤独感が高くなることが報告されている (Creemers, Schole, Engels, Prinstein, & Wiers, 2012)。

このように、自尊心においては顕在面と潜在面の一致・不一致、さらに不一致である場合、不一致の大きさと方向が様々な心理特性や行動、社会適応に影響を及ぼすことが明らかになっている。IWMにおいても顕在面と潜在面が必ずしも一致するとは限らないことが指摘されている (Bowlby, 1973 黒田他 1977) にも関わらず、両者について一致・不一致および不一致の大きさと方向の観点から検討された研究は皆無である。

そこで、本研究では顕在的IWMを自記式尺度、潜在的IWMをIATによって測定し、両者が対人関係スキルおよび社会適応に及ぼす影響について検討する。その際、IWMの顕在面および潜在面それぞれの単独

の効果だけではなく、両側面の一致・不一致および不一致の大きさと方向の観点からも検討する。具体的には、研究1で顕在・潜在的IWMを測定し、両者の関連を検討する。研究2では、顕在・潜在的IWMが対人スキルに及ぼす影響および顕在・潜在的IWMの不一致の大きさと方向が対人スキルに及ぼす影響を検討する。さらに研究3では、顕在・潜在的IWMが社会適応に及ぼす影響および顕在・潜在的IWMの不一致の大きさと方向が社会適応に及ぼす影響を検討する。

倫理的配慮

本研究では複数の大学の学生を対象とした大規模データベース (CAASK²; 福井・大浦・松尾, 2017) からそれぞれの研究において必要な変数が揃った対象者を抽出し分析を行った。

調査の際には、調査実施先の大学に研究倫理委員会が存在する場合にはその承認を受けた。また、研究倫理委員会がない場合には、調査実施先のルールに従うと共に、著者らの所属する大学の研究倫理委員会の審査に耐えうる基準を設定して、厳格に実施した。質問票調査は、授業時間中に調査の目的と参加の任意性、プライバシーの保護などについて、文書で同意を得た上で実施した。IATについては、授業時間中に協力を呼びかけ、希望した者に対して後日別々実施した。その際、質問票調査と同様に調査の目的と参加の任意性、プライバシーの保護などについて、文書で同意を得た。

研究1

研究1では、顕在的IWMを自記式尺度、潜在的IWMをIATによって測定し、両者の関連を検討する。多くの研究において潜在的態度と顕在的態度の間には相関がないか、あっても非常に低いことが報告されていること (e.g., 藤井・澤海・相川, 2011; Greenwald & Farnham, 2000) から、本研究においてもIWMの顕在面と潜在面には関連がないか、あっても非常に低いことが予測される。

方法

分析対象者

CAASK² (福井他, 2017) から、後述する変数が揃った63名 (男性31名, 女性32名) を対象とした。平均年齢は18.98歳 ($SD=1.51$) であった。

Table 1 本研究の IAT で用いられた刺激語

	概念カテゴリー		属性カテゴリー			
	両 IAT 共通		潜在不安 IAT		潜在回避 IAT	
	自己	他者	愛される	愛されない	信頼できる	信頼できない
刺激語	自分	友人	慕われる	うらまれる	間違いのない	薄情な
	自身	知人	想われる	憎まれる	頼もしい	期待はずれ
	私	他人	想いを寄せる	眼中にない	当てにできる	当てにならない
	我々	知り合い	かけがえのない	疎ましい	頼りになる	頼りない
	わたくし	ともだち	いとしく思う	見捨てられる	信じられる	不信な

Table 2 潜在不安 IAT の構成

ブロック	刺激語の出現数	左に割り当てられる語	右に割り当てられる語	課題名	試行名
1	20	自己	他者	自己・他者 (準備課題)	
2	20	愛される	愛されない	愛される・愛されない (準備課題)	
3	20	自己+愛される	他者+愛されない	自己・愛される① (組み合わせ課題 1 ①)	練習試行
4	40	自己+愛される	他者+愛されない	自己・愛される② (組み合わせ課題 1 ②)	本試行
5	20	他者	自己	他者・自己 (準備課題)	
6	20	他者+愛される	自己+愛されない	自己・愛されない① (組み合わせ課題 2 ①)	練習試行
7	40	他者+愛される	自己+愛されない	自己・愛されない② (組み合わせ課題 2 ②)	本試行

Table 3 潜在回避 IAT の構成

ブロック	刺激語の出現数	左に割り当てられる語	右に割り当てられる語	課題名	試行名
1	20	自己	他者	自己・他者 (準備課題)	
2	20	信頼できる	信頼できない	信頼できる・信頼できない (準備課題)	
3	20	自己+信頼できる	他者+信頼できない	自己・信頼できる① (組み合わせ課題 1 ①)	練習試行
4	40	自己+信頼できる	他者+信頼できない	自己・信頼できる② (組み合わせ課題 1 ②)	本試行
5	20	他者	自己	他者・自己 (準備課題)	
6	20	他者+信頼できる	自己+信頼できない	自己・信頼できない① (組み合わせ課題 2 ①)	練習試行
7	40	他者+信頼できる	自己+信頼できない	自己・信頼できない② (組み合わせ課題 2 ②)	本試行

変数

顕在的 IWM 愛着の顕在的内的作業モデルを測定するために、the Experiences in Close Relationships inventory (ECR: Brennan, Clark, & Shaver, 1998) の一般他者版であり、30項目からなる一般他者版成人愛着スタイル尺度 (the Experiences in Close Relationships inventory-the-generalized-other-version: ECR-GO) (中尾・加藤, 2004) を用いた。7件法で評定を求め、顕在的關係不安 (以下、顕在不安) と顕在的關係回避 (以下、顕在回避) の2つの下位尺度得点を得た。

潜在的 IWM 愛着の潜在的内的作業モデルの關係不安と關係回避を測定するために IAT をそれぞれ用いた。刺激語は、藤井他 (2011a) と同じものを用いた。本研究で用いた刺激語を Table 1 に、実験協力者が行った課題の実施手順を Table 2, 3 にそれぞれ示した。以下に潜在的關係不安を測定する IAT (以下、潜在不安 IAT) の実施手順について説明する。

ブロック 1 は20試行であり、画面左側に「自己」が、画面右側に「他者」が予め表示されており、前者に関

する刺激語は E キーで、後者に関する刺激語は I キーで分類するように教示した。ブロック 2 も20試行であり、画面左側に「愛される」が、画面右側に「愛されない」が予め表示されており、前者に関する刺激語は E キーで、後者に関する刺激語は I キーで分類するように教示した。ブロック 3 も20試行であるが、ブロック 1 とブロック 2 を組み合わせた課題であった。画面左側には「自己」と「愛される」が、画面右側には「他者」と「愛されない」が予め表示され、「自己」と「愛される」に該当する刺激語は E キーで、「他者」と「愛されない」に該当する刺激語は I キーで分類するように教示した。ブロック 4 は40試行からなり、ブロック 3 と同じ内容の課題であった。ブロック 5 は20試行からなり、ブロック 1 で予め表示されていた「自己」と「他者」の位置を入れ替えた課題であった。ブロック 6 は20試行からなり、ブロック 2 とブロック 5 を組み合わせた課題であった。すなわち、画面左側に「他者」と「愛される」が、画面右側に「自己」と「愛されない」が予め表示され、「他者」と「愛される」に

関する刺激語はEキーで、「自己」と「愛されない」に関する刺激語はIキーで分類するように教示した。ブロック7は40試行であり、ブロック6と同じ内容の課題であった。なお、潜在的関係回避を測定するIAT（以下、潜在回避IAT）については、属性カテゴリーが「愛される」と「愛されない」から「信頼できる」と「信頼できない」に変更されたのみであり、基本的な手続きは潜在不安IATと変わらなかった。

IATのデータの得点化

IATの得点は、Greenwald, Nosek, & Banaji (2003)にしたがってD得点を算出し、それぞれ潜在的関係不安（以下、潜在不安）、潜在的関係回避（以下、潜在回避）の得点とした。具体的な方法は以下の通りである。D得点の算出には、ブロック3, 4, 6, 7のデータを使用した。まず、これら4つのブロックにおいて、300ms以下の反応時間を示した試行が総試行数（120試行）の10%以上を占めた実験協力者は分析から除外¹⁾、各協力者において反応時間が10,000msを越える試行も削除した。次に、各ブロックの正反応の平均反応時間を算出した。そして、各実験協力者のブロック3, 6のすべての反応時間をまとめて1つの標準偏差を算出し、プールしておいた。またブロック4, 7についても同様に標準偏差を算出しプールしておいた。続いて、誤反応をその誤反応が起きたブロックの平均反応時間に600msを加えた値で置き換え²⁾、再度各ブロックで平均反応時間を算出した。その上でブロック3と6、ブロック4とブロック7の差得点を算出した。この際、潜在不安IATでは、「自己」「愛されない」の課題（組み合わせ課題2）における反応時間から「自己」「愛される」の課題（組み合わせ課題1）における反応時間を減算し、潜在回避IATでは、「自己」「信頼できない」の課題（組み合わせ課題2）における反応時間から「自己」「信頼できる」の課題（組み合わせ課題1）における反応時間を減算した。最後にそれぞれの差得点をプールしておいた標準偏差で割り、得られた2つの値（①ブロック3, 6の差得点/ブロック3, 6の標準偏差, ②ブロック4, 7の差得点/ブロック4, 7の標準偏差）の平均値を得た。なお、潜在不安IATの場合、得点が高いほど、「自己」と「愛される」の連合が強いことを示す。つまり、自己を肯定的にとらえる傾向が強い（潜在不安が低い）ことになる。しかし、本研究で用いたECR-GOの顕在不安は、得点が高いほど関係への不安が高いことを示すことから、本研究では解釈を統一するために、潜在不安IATのD得点の符号を反転させて報告した。潜在回避IAT

は、潜在不安IATと同様にD得点が高いほど、「自己」と「信頼できる」の連合が強いことを示すが、これは同時に「他者」と「信頼できない」の連合が強いことも示す。すなわち、他者を否定的に捉える傾向が高いことを表し、ECR-GOの顕在回避得点の高さが示す傾向と一致するため、潜在回避IATのD得点はそのままの値を用いた。

結果と考察

性差を検討するために、顕在・潜在的IWMの尺度得点についてt検定を実施した。その結果、顕在回避の得点は女性の方が男性よりも有意に高い傾向にあった($t(61)=1.98, p<.10$)。その他の変数においては性差が見られなかった。t検定の結果をTable 4に示した。

Table 4 性差の検討の結果

	男性 (N=31)		女性 (N=32)		t 値
	M	SD	M	SD	
顕在不安	3.49	1.13	3.63	1.02	0.53
顕在回避	3.59	0.99	4.10	1.02	1.98†
潜在不安	-0.66	0.45	-0.81	0.33	-1.52
潜在回避	0.64	0.44	0.62	0.31	-0.26

† $p<.10$

次に、顕在的IWMと潜在的IWMとの関連を検討するために、顕在・潜在的IWMの尺度得点を用いて相関分析を実施した。結果をTable 5に示した。その結果、顕在不安と潜在不安($r=.04, n.s.$)、顕在回避と潜在回避($r=-.11, n.s.$)はそれぞれ無相関であった。この結果は、顕在的態度と潜在的態度の間には相関がないか、あっても非常に低いという先行研究(e.g., 藤井他, 2011; Greenwald & Farnham, 2000)と一致するものであり、多くの人においてIWMの顕在面と潜在面は一致していないことが示された。また、顕在不安と顕在回避($r=-.12, n.s.$)は無相関であったのに対して、潜在不安と潜在回避($r=-.40, p<.001$)の間には有意な負の相関が見られた。中尾・加藤(2004)はECR-GOを用いた研究において、顕在不安と顕在回避の間は無相関($r=-.17, n.s.$)であることを報告しており、前者の結果は、この研究と同様の結果が得られたと言える。また、後者についても山田・藤井・上淵・利根川(2011)は、潜在不安と潜在回避の間に有意傾向ではあるが負の相関($r=-.22, p<.10$)を報告していることから、先行研究とほぼ同様の結果が得られたと言えるであろう。本研究の結果、

Table 5 顕在的 IWM と潜在的 IWM の関連

	顕在不安	顕在回避	潜在不安	潜在回避
顕在不安	—	-.12	.04	.06
顕在回避		—	.02	-.11
潜在不安			—	-.40***
潜在回避				—

*** $p < .001$

潜在不安・回避 IAT を用いて測定した潜在的 IWM は、先行研究で報告されているものとほぼ同様の結果を示したことから、以後の研究では、これらの IAT を用いて測定したデータを使用した。

研究 2

研究 2 では、研究 1 で測定された顕在・潜在的 IWM を用いて、対人スキルとの関連を検討する³⁾。その際、IWM の二次元から分類される愛着スタイルに加え、IWM の顕在面と潜在面の一致・不一致および不一致の大きさと方向が対人スキルに及ぼす影響も併せて検討する。愛着スタイルについては、関係不安・回避ともに良好である場合は安定型、関係不安が不良で関係回避が良好である場合はとらわれ型、関係不安が良好で関係回避が不良である場合は「拒絶-回避」型、関係不安・回避ともに不良である場合は「恐れ-回避」型と分類される (Figure 2)。また、一致・不一致については、顕在と潜在の両側面ともに良好である場合を「良好型」、顕在面が不良で潜在面が良好である場合を「見かけ不良型」、顕在面が良好で潜在面が不良である場合を「見かけ良好型」、両側面ともに不良である場合を「不良型」と新たに命名する (Figure 3)。なお、対人スキルの指標には、これまでに IWM との関連が報告されているノンバーバル・スキルと情動コンピテンス、共感性、対人ストレスコーピングを用いた。

方法

分析対象者

CAASK² (福井他, 2017) において、研究 1 で分析対象とした 63 名のうち、後述する変数に回答した 45 名 (男性 19 名, 女性 26 名) を分析対象とした。平均年齢 18.73 歳 ($SD = 0.84$) であった。

変数

顕在的 IWM 研究 1 の ECR-GO を用いて顕在不安

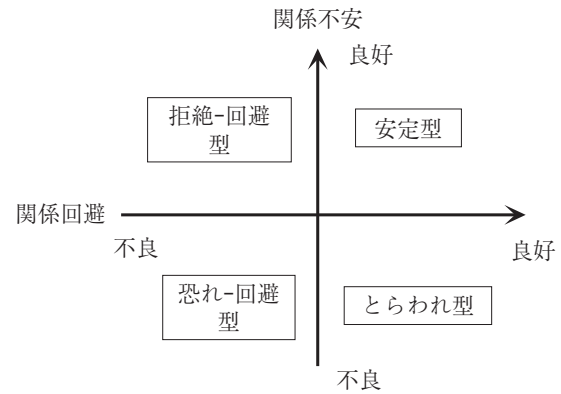


Figure 2 愛着スタイル

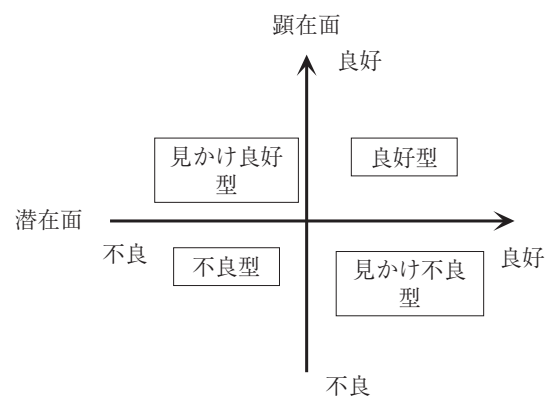


Figure 3 顕在面と潜在面の一致・不一致

と顕在回避の 2 つの下位尺度得点を得た。

潜在的 IWM 研究 1 の IAT を用いて潜在不安と潜在回避の 2 つの D 得点を得た。

ノンバーバル・スキル ノンバーバル・スキルを測定するために、10 項目からなるノンバーバル・スキル尺度 (和田, 1992) を用いた。5 件法で評定を求め、統制、表出性、感受性の 3 つの下位尺度得点を得た。

情動コンピテンス 情動コンピテンスを測定するために、28 項目からなる情動コンピテンス尺度 (久木山, 2002) を用いた。5 件法で評定を求め、ネガティブな情動の影響への対処、状況の読み取り、自分の情動の覚知、他者の情動への関心、共感性、表出の制御の 6 つの下位尺度得点を得た。しかし、本研究では共感性を後述する多次元共感性尺度を用いて測定したことから、本尺度の下位尺度である共感性は分析から除外した。

共感性 共感性を測定するために、24 項目からなる多次元共感性尺度 (鈴木・木野, 2008) を用いた。5 件法で評定を求め、被影響性、想像性、視点取得、個人的苦痛、共感的配慮の 5 つの下位尺度得点を得た。なお、被影響性は素質的な要素である (鈴木・木野,

Table 6 性差の検討の結果

	男性 (N=19)		女性 (N=26)		t 値
	M	SD	M	SD	
ノンバーバル・スキル					
感受性	2.70	0.89	2.22	0.82	-1.83 †
統制	3.47	0.56	3.40	1.06	-0.28
表出性	3.21	0.45	3.00	0.57	-1.39
情動コンピテンス					
ネガティブな情動の影響への対処	3.53	0.97	3.58	0.89	0.18
状況の読み取り	3.73	1.04	3.38	0.97	-1.15
自分の情動の覚知	3.69	0.93	2.83	1.05	-2.91 **
他者の情動への関心	4.30	0.90	3.81	1.11	-1.64
表出の制御	3.61	1.04	3.43	0.89	-0.58
共感性					
想像性	3.60	0.74	3.87	0.74	1.21
個人的苦痛	3.80	0.50	3.68	0.73	-0.66
視点取得	3.52	0.79	3.44	0.85	-0.31
共感的配慮	3.92	0.75	3.81	0.76	-0.48
対人ストレスコーピング					
ネガティブ関係コーピング	1.85	0.71	2.08	0.75	1.02
ポジティブ関係コーピング	2.18	0.64	2.16	0.78	-0.08
解決先送りコーピング	2.81	0.70	2.85	0.62	0.21

† $p < .10$, ** $p < .01$

2008) とされているため、本研究では分析から除外した。

対人ストレスコーピング 対人ストレスコーピングを測定するために、34項目からなる対人ストレスコーピング尺度(加藤, 2000)を用い、4件法で評定を求めた。ポジティブ関係コーピング, ネガティブ関係コーピング, 解決先送りコーピングの3つの下位尺度得点を得た。

結果と考察

対人スキルの尺度において性差を検討するために、対人スキルの各下位尺度をそれぞれ従属変数として t 検定を実施した。その結果を Table 6 に示した。分析

の結果、ノンバーバル・スキル尺度の感受性 ($t(43) = -1.83, p < .10$) と情動コンピテンス尺度の自分の情動の覚知 ($t(43) = -2.91, p < .01$) の得点において、男性の方が女性よりも高いことが分かった(感受性については有意傾向)。研究1では関係回避に、研究2では対人スキルの一部に性差が見られていることから、以後の分析では性別を統制して検討を行った。

顕在・潜在的 IWM と対人スキルとの関連を検討するために、性別を制御変数とした偏相関分析を実施した。その結果を Table 7 に示した。分析の結果、顕在不安はネガティブな情動の影響への対処 ($r = -.28, p < .10$) と視点取得 ($r = -.36, p < .05$)、共感的配慮 ($r = -.33, p < .05$)、解決先送りコーピング ($r = -.34, p < .05$) と負の、顕在回避は他者の情動への関

Table 7 性別を制御変数とした 顕在・潜在的 IWM と対人スキルとの偏相関分析

	ノンバーバル・スキル			情動コンピテンス					共感性			対人ストレスコーピング			
	感受性	統制	表出性	ネガティブな情動の影響への対処	状況の読み取り	自分の情動の覚知	他者の情動への関心	表出の制御	想像性	個人的苦痛	視点取得	共感的配慮	ネガティブ関係コーピング	ポジティブ関係コーピング	解決先送りコーピング
顕在不安	.12	-.14	.07	-.28 †	-.06	.19	-.12	-.08	-.10	.13	-.36 *	-.33 *	.22	.20	-.34 *
顕在回避	.16	.22	.06	-.15	.05	-.21	-.31 *	-.15	-.33 *	.17	-.20	-.50 **	.22	-.23	-.10
潜在不安	-.17	-.07	-.03	-.29 †	-.14	.00	-.05	.00	.03	.25	-.43 **	-.19	.18	-.08	-.06
潜在回避	.29 †	.22	-.08	.04	-.03	.07	-.05	-.15	-.16	-.03	.17	.09	-.26	-.12	.05

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

Table 8 顕在・潜在的 IWM が対人スキルに及ぼす影響

	ノンバーバル・スキル			情動コンピテンス				共感性				対人ストレスコーピング		
	感受性	統制	表出性	ネガティブな情動の影響への対処	状況の読み取り	自分の情動の他者の情動への関心の覚知	表出の制御	想像性	個人的苦痛	視点取得	共感的配慮	ネガティブな関係コーピング	ポジティブな関係コーピング	解決先送りコーピング
統制変数	β													
性別	.38*	.03	.33†	-.05	.24	.45	.15	.07	-.29†	.03	.06	-.04	.06	-.02
年齢	.07	.18	.06	.21	.23	.23	.30	-.16	.04	.32†	.16	-.16	.10	-.30†
主効果														
顕在不安	.14	-.08	.13	-.25	.00	.35*	-.13	-.09	-.20	.12	-.30*	-.34*	.21	.22
顕在回避	.13	.20	.10	-.19	-.16	-.15	-.48*	-.23	-.36†	.14	-.28†	-.53***	.15	-.22
潜在不安	-.17	-.03	.03	-.23	-.34*	-.04	-.16	-.08	.10	.25	-.44*	-.10	.09	-.18
潜在回避	.15	.13	.04	-.08	-.03	.14	-.04	-.13	-.16	.07	.00	.03	-.19	-.14
交互作用														
顕在不安×顕在回避	-.21	-.04	.32	.16	-.09	.35*	-.09	-.14	.11	.08	.02	-.04	.01	.06
潜在不安×潜在回避	.15	-.06	-.28	-.07	.01	-.07	.02	-.15	.07	.01	.14	.03	-.30†	.03
顕在不安×潜在不安	.12	-.13	-.15	.05	-.40*	-.20	-.14	-.21	.20	.02	-.12	-.09	-.31†	-.11
顕在回避×潜在回避	-.21	.14	-.05	.03	-.52***	.06	-.36†	-.22	-.03	.17	-.27	-.14	.25	-.12
R^2	.23	.16	.28	.25	.41*	.45*	.30	.14	.29	.23	.41*	.43*	.34	.15

† $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .01$

心 ($r = -.31, p < .05$) と想像性 ($r = -.33, p < .05$), 共感的配慮 ($r = -.50, p < .01$) と負の相関を示すことが分かった (ネガティブな情動の影響への対処については有意傾向)。一方, 潜在不安はネガティブな情動の影響への対処 ($r = -.29, p < .10$) と視点取得 ($r = -.43, p < .01$) と負の, 潜在回避は感受性 ($r = .29, p < .10$) と正の相関を示すことが分かった (ネガティブな情動の影響への対処と感受性については有意傾向)。

次に顕在・潜在的 IWM が対人スキルに及ぼす影響を検討するために, 対人スキルの尺度の各下位因子を従属変数, 性別と年齢を統制変数, 顕在・潜在的 IWM およびそれらの交互作用項を独立変数とした重回帰分析を実施した⁴⁾。結果を Table 8 に示した。分析の結果, 顕在不安は自分の情動の覚知 ($\beta = .35, p < .05$) に正の影響を, 視点取得 ($\beta = -.30, p < .05$) と共感的配慮 ($\beta = -.34, p < .05$), 解決先送りコーピング ($\beta = -.32, p < .10$) に負の影響を及ぼしていた (解決先送りコーピングへの影響は有意傾向)。顕在回避は他者の情動への関心 ($\beta = -.48, p < .05$) と想像性 ($\beta = -.36, p < .10$), 視点取得 ($\beta = -.28, p < .10$), 共感的配慮 ($\beta = -.53, p < .01$) に負の影響を及ぼすことが分かった (想像性と視点取得への影響は有意傾向)。一方, 潜在不安は状況の読み取り ($\beta = -.34, p < .05$) と視点取得 ($\beta = -.44, p < .05$) に負の影響を及ぼすことが分かった。このことから, 対人スキルに対して, 顕在的 IWM だけでなく, 潜在的 IWM も影響を及ぼすことが分かった。

さらに, 状況の読み取りに対して顕在不安×潜在不安 ($\beta = -.40, p < .05$) および顕在回避×潜在回避 ($\beta = -.52, p < .01$) の, 自分の情動の覚知に対して顕在不安×顕在回避 ($\beta = .35, p < .05$) の, 他者の情動への関心に対して顕在回避×潜在回避 ($\beta = -.36, p < .10$) の, ネガティブ関係コーピングに対して潜在不安×潜在回避 ($\beta = -.30, p < .10$) および顕在不安×潜在不安 ($\beta = -.31, p < .10$) の交互作用がそれぞれ有意または有意傾向であることが分かった。単純傾斜の検定の結果, 状況の読み取り得点について, 関係不安の「見かけ不良型」の方が「良好型」よりも高く, 「見かけ良好型」の方が「不良型」よりも高いことが分かった (Figure 4)。また, 状況の読み取りについては, 関係回避の次元でも同様の結果が得られた (Figure 5)。自分の情動の覚知得点については, 顕在的な「拒絶-回避」型の愛着スタイルにおいて最も低くなることが分かった (Figure 6)。他者の情動への

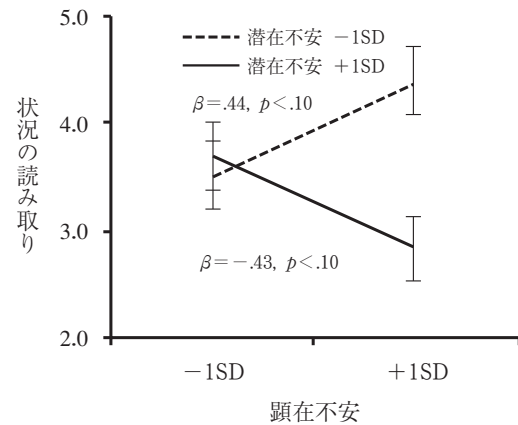


Figure 4 状況の読み取りに関する顕在不安×潜在不安の単純傾斜の検定の結果

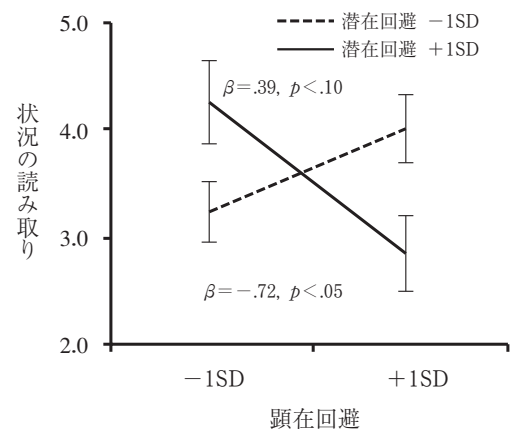


Figure 5 状況の読み取りに関する顕在回避×潜在回避の単純傾斜の検定の結果

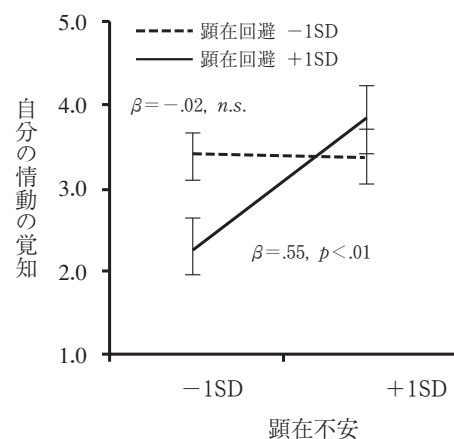


Figure 6 自分の情動の覚知に関する顕在不安×顕在回避の単純傾斜の検定の結果

関心得点については, 関係回避の「見かけ良好型」の方が「不良型」よりも高いことが分かった (Figure 7)。ネガティブ関係コーピングについては, 関係不安の「見かけ不良型」の方が「良好型」よりも使用頻度が高いことが分かった (Figure 8)。なお, ネガティブ

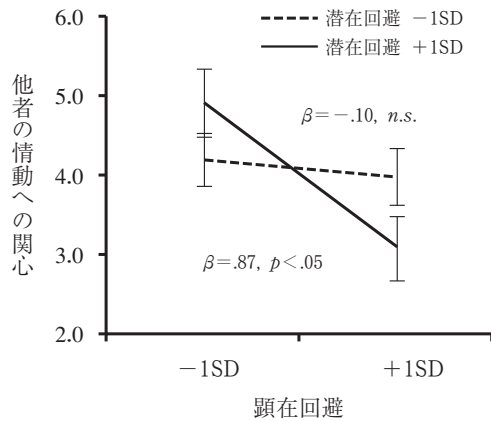


Figure 7 他者の情動への関心に関する顕在回避×潜在回避の単純傾斜の検定の結果

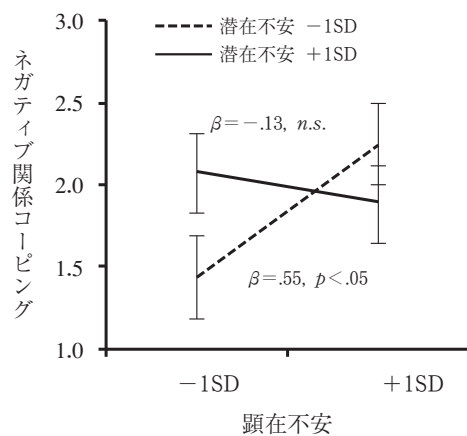


Figure 8 ネガティブ関係コーピングに関する顕在不安×潜在不安の単純傾斜の検定の結果

関係コーピングにおいては潜在不安×潜在回避の単純傾斜の検定も実施したが傾斜は有意でなかった。これらの結果から、IWMにおいても、一致・不一致の場合で対人スキルの一部に違いが生じることが分かった。

次に顕在・潜在的IWMの不一致の大きさと方向が対人スキルに及ぼす影響を検討するために Creemers et al. (2012) にならって、以下の手続きで変数を作成した。

まず、顕在・潜在的IWMのそれぞれの下位因子の標準化得点を算出した。その後、算出した標準化得点を用い、関係不安と関係回避のそれぞれについて顕在面と潜在面の差得点の絶対値を算出し、それぞれ関係不安の不一致の大きさと関係回避の不一致の大きさ得点とした。また、顕在不安から潜在不安を引いた値が正の場合（顕在不安優位）を0、負の場合（潜在不安優位）を1とした名義尺度を作成し、関係不安において顕在面また潜在面のどちらが優位であるかを表す変数（以下、関係不安の方向）を作成した。同様の手続

きで関係回避において顕在面また潜在面のどちらが優位であるかを表す変数（以下、関係回避の方向）を作成した。分析は従属変数に社会適応の尺度の各下位尺度得点を用い、性別と年齢を統制変数、顕在・潜在不安の不一致の大きさと顕在・潜在回避の不一致の大きさ、関係不安の方向と関係回避の方向および関係不安と関係回避のそれぞれについて不一致の大きさと方向の交互作用項を独立変数とした重回帰分析を実施した。その結果を Table 9 に示した。

分析の結果、関係不安の不一致の大きさが状況の読み取り ($\beta = .30, p < .10$) に、関係回避の不一致の大きさが状況の読み取り ($\beta = .45, p < .01$) と自分の情動の覚知 ($\beta = .35, p < .05$)、他者の情動への関心 ($\beta = .40, p < .05$)、視点取得 ($\beta = .47, p < .01$)、共感的配慮 ($\beta = .32, p < .10$) に正の影響を及ぼすことが分かった（状況の読み取りと共感的配慮への影響は有意傾向）。また、関係不安の方向が解決先送りコーピング ($\beta = .28, p < .10$) に、関係回避の方向が想像性 ($\beta = .29, p < .10$) と共感的配慮 ($\beta = .31, p < .05$) に正の影響を、ネガティブ関係コーピング ($\beta = -.45, p < .01$) に負の影響を及ぼすことが分かった（解決先送りコーピングと想像性への影響は有意傾向）。これらの結果から、顕在面と潜在面の不一致が大きくなるほど対人スキルの一部が向上することが分かった。

さらに、自分の情動の覚知 ($\beta = -.34, p < .05$) について関係不安の不一致の大きさ×方向、自分の情動の覚知 ($\beta = .26, p < .10$) や他者の情動への関心 ($\beta = .40, p < .05$)、視点取得 ($\beta = .46, p < .01$)、共感的配慮 ($\beta = .38, p < .05$) について関係回避の不一致の大きさ×方向の交互作用が有意または有意傾向であることが分かった。単純傾斜の検定の結果、関係不安の顕在面が潜在面よりも不良である場合、不一致が大きくなるほど自分の情動の覚知が促進されるが、潜在面が顕在面よりも不良である場合は、不一致が大きくなっても自分の情動の覚知は有意に変化しないことが分かった (Figure 9)。一方、関係回避の顕在面が潜在面よりも不良である場合、不一致が大きくなるほど自分の情動の覚知 (Figure 10) と他者の情動への関心 (Figure 11)、視点取得 (Figure 12)、共感的配慮 (Figure 13) が促進されるのに対し、関係回避の潜在面が顕在面よりも不良である場合は、不一致が大きくなってもこれらの得点に有意な変化は見られないことが分かった。以上から、関係不安においては潜在面が、関係回避においては顕在面がそれぞれもう一方の側面よりも不良であった場合に、不一致が大きくなるほど

Table 9 顕在・潜在的IWMの不一致の大きさと方向が対人スキルに及ぼす影響

統制変数	ノンパバーバルスキル			情動コンピテンス				共感性			対人ストレスコーピング				
	感受性	統制	表出性	ネガティブな情動の影響への対処	状況の読み取り	自分の情動の認知	他の情動への関心	表出の制御	想像性	個人的苦痛	視点取得	共感的配慮	ネガティブ関係コーピング	ポジティブ関係コーピング	解決先送りコーピング
性別	.36*	-.02	.23	-.03	.24	.50**	.20	.06	-.24	-.01	.07	.04	-.14	.13	-.05
年齢	.15	.31	.10	.15	.26	.31*	.31*	-.20	-.06	.32†	.20	-.18	.22	-.08	-.33*
主効果															
関係不安の不一致の大きさ	-.08	.22	.09	-.07	.30†	.11	.19	.24	.06	.09	.12	.10	.23	.01	-.13
関係回避の不一致の大きさ	.25	.07	.16	.20	.45**	.35*	.40*	.05	.20	-.22	.47**	.32†	-.01	.17	.06
関係不安の方向	-.28	.13	-.06	.11	-.24	-.18	-.15	-.06	.20	.11	-.13	.14	-.25	-.16	.28†
関係回避の方向	.07	.00	.10	.31	-.05	.08	.08	-.03	.29†	-.01	.13	.31*	-.45**	.06	.18
交互作用															
関係不安の不一致の大きさ×方向	-.05	-.09	.05	-.11	-.12	-.34*	.10	.11	.04	.02	-.02	.03	.06	-.25	.06
関係回避の不一致の大きさ×方向	.11	.18	.24	-.02	.14	.26†	.40*	-.01	-.01	-.14	.46**	.38*	.07	-.04	-.07
R ²	.18	.16	.18	.18	.31†	.45**	.30†	.13	.16	.20	.26	.35*	.39*	.11	.24

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

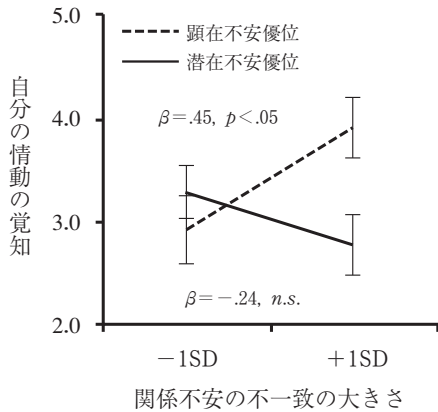


Figure 9 関係不安の不一致の大きさと方向が自分の情動の覚知に及ぼす影響

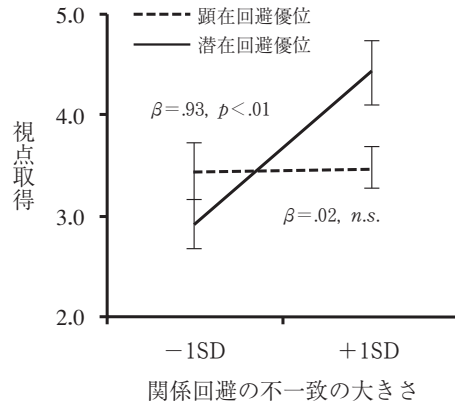


Figure 12 関係回避の不一致の大きさと方向が視点取得に及ぼす影響

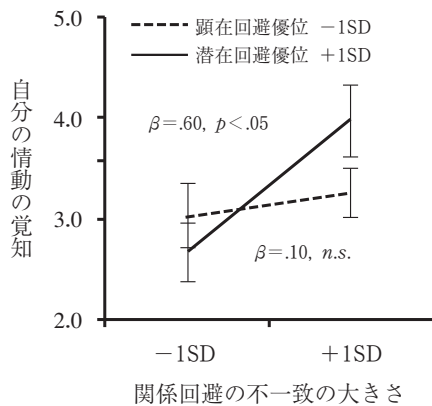


Figure 10 関係回避の不一致の大きさと方向が自分の情動の覚知に及ぼす影響

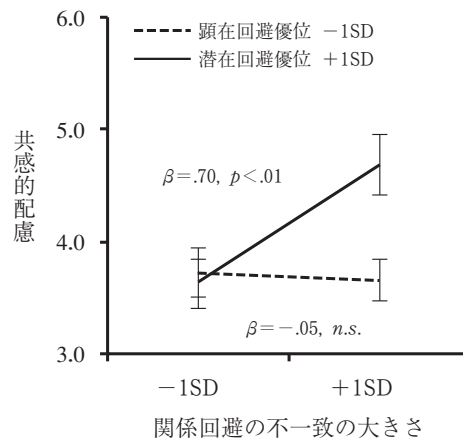


Figure 13 関係回避の不一致の大きさと方向が共感的配慮に及ぼす影響

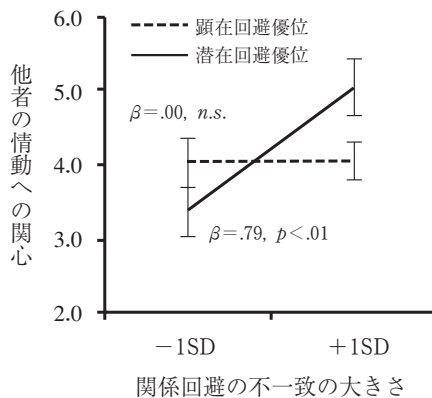


Figure 11 関係回避の不一致の大きさと方向が他者の情動への関心に及ぼす影響

対人スキルの一部が向上することが分かった。これらの結果は、IWMの顕在面または潜在面のどちらが優位であるかは違えど、不一致が大きくなるほど対人スキルが高くなることを示しているように思える。しかしながら、本研究で用いた対人スキルの変数はすべて自記式尺度であるため、あくまで本人の主観的評価に

過ぎない。そのため、研究2からは、顕在・潜在的IWMの不一致が大きくなるほど、対人スキルが高いと自己評価する傾向が明らかになったといえる。

研究3

研究3では顕在・潜在的IWMと社会適応との関連を検討する⁵⁾。社会適応の指標として先行研究でIWMとの関連が検討されている精神および身体的健康を用いるが、潜在的指標は意識的に歪曲できない変数群との関連が示唆されている(相川・藤井, 2011)ことから、本研究では社会適応の指標として、ライフイベントの経験頻度も加えた。この指標は、協力者に経験の有無を問うだけであるため、意識的な歪曲が生じにくいと思われることから、自記式尺度の中でもより客観的な社会適応の指標になり得ると考えられる。

方法

分析対象者

研究2で用いた45名を分析対象とした。このうち身体的健康については女性2名に欠損値が見られたため、身体的健康の分析対象者は43名であった。

変数

顕在的 IWM 研究1の ECR-GO を用いて顕在不安と顕在回避の2つの下位尺度得点を得た。

潜在的 IWM 研究1の IAT を用いて潜在不安と潜在回避の2つのD得点を得た。

精神的健康 精神面の健康状態を測定するために、20項目からなる自己評価式抑うつ性尺度 (Self-rating Depression Scale: SDS) (Zung, 1965) の日本語版 (福田・小林, 1973) を用いた。4件法で評定を求め、合計得点を抑うつ得点とした。

身体的健康 身体面の健康状態を測定するために、男性版160項目、女性版162項目からなる Cornell Medical Index (CMI: Brodman, Erdmann, Lorge, & Wolff, 1949) の日本語版 (金久・久松, 1972) を用いた。「1: はい」か「2: いいえ」の2件法で評定を求めたが、得点化の際には、「1: はい」を1点、「2: いいえ」を0点に変換し、合計得点を身体症状得点とした。

ライフイベント ライフイベントの経験頻度を測定するために、60項目からなる対人・達成領域別ライフイベント尺度 (高比良, 1981) を用いた。過去3か月間においてそれぞれのライフイベントを「0: 経験しなかった」か「1: 経験した」の2件法で評定を求め、対人ネガティブライフイベント (対人 NLE), 対人ポジティブライフイベント (対人 PLE), 達成ネガティブライフイベント (達成 NLE), 達成ポジティブライフイベント (達成 PLE) の4つの下位尺度得点を得た。

Table 10 性差の検討の結果

	男性		女性		t 値
	M	SD	M	SD	
抑うつ	39.47	7.38	46.23	6.26	3.23 **
身体症状	12.95	8.82	29.17	14.99	4.17 ***
対人NLE	4.21	2.46	6.65	4.18	2.27 *
対人PLE	8.68	3.20	10.19	2.98	1.61
達成NLE	6.26	2.58	7.69	2.70	1.79 †
達成PLE	9.05	2.78	9.08	3.19	0.03

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

結果と考察

性差を検討するために、社会適応の各変数を従属変数としたt検定を実施した。結果を Table 10 に示した。分析の結果、抑うつ得点 ($t(43)=3.23, p < .01$) と身体症状得点 ($t(41)=4.17, p < .001$), 対人 NLE 得点 ($t(43)=2.27, p < .05$), 達成 NLE 得点 ($t(43)=1.79, p < .10$) において、女性の方が男性よりも有意に高いことが分かった (達成 NLE については有意傾向)。ほとんどの尺度得点において性差が見られたことから、以下の分析では性別を統制して検討した。

顕在・潜在的 IWM と社会適応の各変数間の関連を検討するために性別を制御変数とした偏相関分析を実施した。その結果を Table 11 に示した。顕在不安は抑うつ ($r=.49, p < .001$) と身体症状 ($r=.29, p < .10$), 達成 NLE ($r=.26, p < .10$) と、顕在回避は抑うつ ($r=.31, p < .01$) と正の相関を示したのに対し、顕在回避は対人 PLE ($r=-.35, p < .01$) と達成 PLE ($r=-.29, p < .10$) と負の相関を示した (身体症状と達成 NLE, 達成 PLE については有意傾向)。一方、潜在不安は身体症状 ($r=.36, p < .05$) および対人 NLE ($r=.27, p < .10$) と正の相関を示した (対人 NLE については有意傾向)。

次に顕在・潜在的 IWM が社会適応に及ぼす影響を検討するために、社会適応の尺度の各下位因子を従属変数とし、性別と年齢を統制変数、顕在・潜在的

Table 11 性別を制御変数とした顕在・潜在的 IWM と社会適応の偏相関分析

	抑うつ	身体症状	対人 NLE	対人 PLE	達成 NLE	達成 PLE
顕在不安	.49 ***	.29 †	.16	-.11	.26 †	-.07
顕在回避	.31 *	.09	-.09	-.35 *	.01	-.29 †
潜在不安	.08	.36 *	.27 †	-.01	.22	-.13
潜在回避	-.04	-.16	.11	.13	-.09	.10

† $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

Table 12 顕在・潜在的 IWM が社会適応に及ぼす影響

	抑うつ	身体症状	ライフイベント			
			対人 NLE	対人 PLE	達成 NLE	達成 PLE
β						
統制変数						
性別	-.31 *	-.62	-.48 **	-.36 *	-.27	-.04
年齢	.00	-.09	.21	-.01	-.20	.21
主効果						
顕在不安	.48 **	.18	.06	-.14	.23	-.05
顕在回避	.45 **	.10	-.21	-.41 *	.09	-.31
潜在不安	-.06	.29 †	.35 †	.12	.14	-.06
潜在回避	-.07	.04	.25	.17	-.05	.08
交互作用						
顕在不安×顕在回避	.04	.02	-.14	-.02	-.06	.23
潜在不安×潜在回避	.16	-.13	.05	.01	-.17	.14
顕在不安×潜在不安	.07	.07	-.07	-.07	.12	.03
顕在回避×潜在回避	.26 †	.12	.04	-.09	.18	-.06
R^2	.57 **	.49 **	.32	.23	.32	.21

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

IWM およびこれらの交互作用項を独立変数とした重回帰分析を実施した。結果を Table 12 に示した。分析の結果、顕在不安 ($\beta = .48, p < .001$) と顕在回避 ($\beta = .45, p < .01$) は抑うつに正の影響を、また、顕在回避は対人 PLE に負の影響 ($\beta = -.41, p < .05$) を及ぼすことが分かった。一方、潜在不安は身体症状 ($\beta = .29, p < .10$) と対人 NLE ($\beta = .35, p < .10$) に有意傾向ではあるが、正の影響を及ぼすことが分かった。本研究で使用した尺度のうち、身体症状と対人 NLE の尺度については、その有無について尋ねており、抑うつの尺度に比べて客観性が高いと思われることから、潜在指標は主に客観的側面を予測する可能性があることが示唆された。さらに、潜在不安は達成領域ではなく対人領域の NLE を予測していた。潜在回避も有意ではなかったが、対人 NLE に対する標準偏回帰係数 ($\beta = .25$) が達成領域のライフイベントのそれら ($\beta = -.05, .08$) よりも高かった。IWM は対人関係を規定する要因であることから、本研究の潜在不安・回避 IAT を用いて測定した潜在指標は、IWM の潜在的側面を捉えている可能性が高いことを示唆していると思われる。

さらに、抑うつに対して顕在回避×潜在回避の交互作用が有意傾向であった ($\beta = .26, p < .10$)。単純傾斜の検定の結果、関係回避において「不良型」の方が「見かけ良好型」よりも抑うつ得点が高いことが分かった (Figure 14)。両者は潜在回避が高いことが共通していることから、潜在回避が高い場合に顕在回避が加

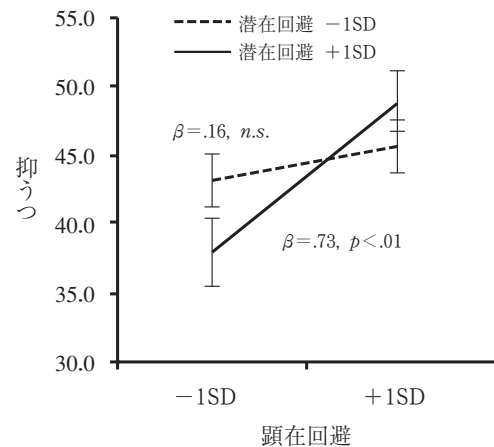


Figure 14 抑うつに関する顕在回避×潜在回避の単純傾斜の検討の結果

算的に抑うつに対して悪影響を及ぼすことが分かった。

次に顕在・潜在的 IWM の不一致の大きさと方向が社会適応に及ぼす影響を検討するために、社会適応の尺度の各下位尺度得点を従属変数、性別と年齢を統制変数、顕在・潜在不安の不一致の大きさと顕在・潜在回避の不一致の大きさ、関係不安の方向と関係回避の方向および関係不安と関係回避のそれぞれについて不一致の大きさと方向の交互作用項を独立変数とした重回帰分析を実施した。その結果を Table 13 に示した。

分析の結果、関係回避の不一致の大きさ ($\beta = -.41, p < .01$) と関係回避の方向 ($\beta = -.28, p < .05$) が抑うつに負の影響を及ぼしていたのに対し、関係回避の不一致の大きさ ($\beta = .38, p < .05$) は達成 PLE に

Table 13 顕在・潜在的 IWM の不一致の大きさと方向が社会適応に及ぼす影響

	抑うつ	身体症状	ライフイベント			
			対人 NLE	対人 PLE	達成 NLE	達成 PLE
β						
統制変数						
性別	-.35 *	-.56 *	-.42 *	-.30 †	-.21	-.01
年齢	.00	-.05	.21	.02	-.19	.22
主効果						
関係不安の 不一致の大きさ	-.09	-.12	.03	.00	.09	-.07
関係回避の 不一致の大きさ	-.41 **	.03	-.13	.22	-.14	.38 *
関係不安の方向	-.21	.01	-.25	-.05	-.07	.12
関係回避の方向	-.28 *	-.01	-.10	-.19	.18	-.23
交互作用						
関係不安の 不一致の大きさ×方向	-.23 †	-.02	.06	-.15	.21	-.09
関係回避の 不一致の大きさ×方向	-.28 *	-.23	-.17	-.42 *	.04	-.35 †
R^2	.49 **	.40 *	.23	.25	.17	.19

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

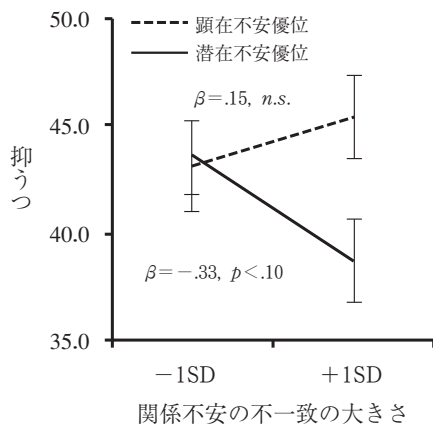


Figure 15 関係不安の不一致の大きさと方向が抑うつに及ぼす影響

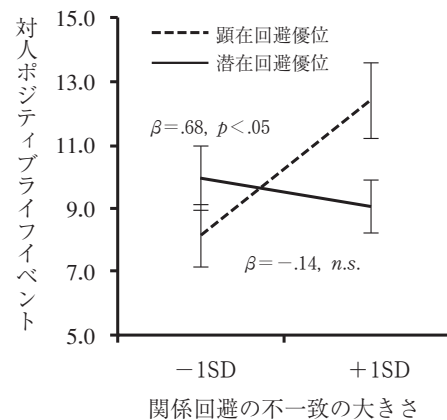


Figure 17 関係回避の不一致の大きさと方向が対人ポジティブライフイベントに及ぼす影響

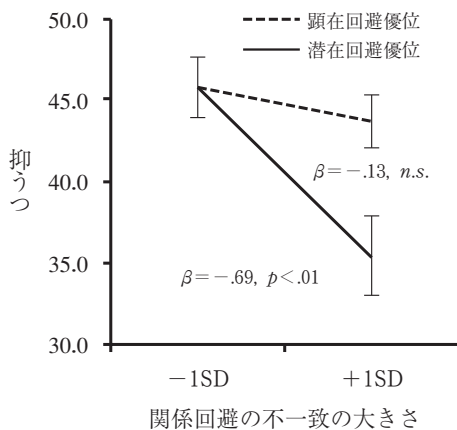


Figure 16 関係回避の不一致の大きさと方向が抑うつに及ぼす影響

正の影響を及ぼしていた。さらに、抑うつ ($\beta = -.23, p < .10$) に対して関係不安の不一致の大きさ×方向の交互作用が有意傾向、抑うつ ($\beta = -.28, p < .05$) と対人 PLE ($\beta = -.42, p < .01$)、達成 PLE ($\beta = -.35, p < .10$) に対して関係回避の不一致の大きさ×方向の交互作用が有意であった。単純傾斜の検定の結果、関係不安と関係回避ともに顕在面よりも潜在面が不良である場合、不一致が大きくなるほど抑うつが低下する (Figure 15, 16) 一方で、関係回避の顕在面が潜在面よりも不良である場合、不一致が大きくなるほど、対人 PLE および達成 PLE を多く経験することが分かった (Figure 17, 18)。前者は、研究 2 でも考察したように抑うつ の程度については自記式尺度を用

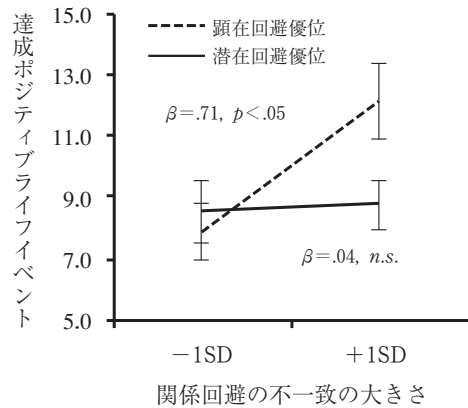


Figure 18 関係回避の不一致の大きさと方向が達成ポジティブライフイベントに及ぼす影響

いて測定していたことから、不一致が大きいほど自身が適応的であると自己評価しているに過ぎないことを表しているのかもしれない。しかしながら、後者は比較的客観性の高いと思われる PLE の経験頻度を問うていたことから、必ずしも主観的に自己を適応的であると評価しているだけではない可能性も考えられる。これについては、今後さらなる検討が必要である。

総合考察

本研究の目的は、IWM の顕在面と潜在面をそれぞれ測定し、両者が対人スキルおよび社会適応に及ぼす影響について検討することであった。

まず、IWM の顕在面は自記式尺度を、潜在面は IAT を用いて測定し、両者の関連を検討した。その結果、IWM の顕在面と潜在面は無相関であったことから、多くの人の顕在面と潜在面は必ずしも一致していないことが示唆された。

そこで、対人スキルと社会適応に対して顕在・潜在的 IWM が及ぼす影響および両側面の一致・不一致および不一致の大きさと方向が及ぼす影響を検討した。その結果、先行研究 (e.g., 金政, 2005; 大浦・福井, 2015; 坂上・菅沼, 2001; 今野・小川, 2012;

Fonagy, 1997; Fonagy et al., 1997; 金政, 2005) で示されているように対人スキルに対して顕在的 IWM が影響を及ぼしていたが、潜在的 IWM (特に潜在不安) も状況の読み取りと視点取得を低下させていることが分かった。さらに社会適応において、顕在的 IWM は抑うつを促進していたが、潜在的 IWM (特に潜在不安) は身体症状や対人 NLE の経験頻度といった抑うつに比べてより客観性の高い側面に影響を及ぼしていることが分かった。このことから、IWM は顕在的にも潜在的にも機能しており、対人スキルや社会適応に影響を及ぼしていることが示唆されたと言えるであろう。また、潜在不安は達成領域ではなく対人領域の NLE を予測しており、潜在回避も有意ではなかったが、対人 NLE に対する標準回帰係数の方が達成領域のライフイベントのそれよりも高かった。IWM は対人関係を規定する要因であることから、本研究の関係不安・回避 IAT を用いて測定した潜在指標は、IWM の潜在的側面を捉えている可能性が高いことが示唆された。

次に IWM の顕在面と潜在面の一致・不一致の観点から検討した結果、対人スキルと社会適応の一部に対して一致・不一致による違いが見られた。Table 14 に本研究で用いた対人スキルおよび社会適応の変数について、一致群と不一致群で有意差が見られたものをまとめた。「見かけ不良型」や「見かけ良好型」といったいわゆる不一致群は、「良好型」や「不良型」の一致群に比べ、周囲の状況を読み取ろうとし、他者の情動に関心を持つようとし、対人ストレスに対して回避的なコーピングをとることが分かった。この結果は一見、不一致群の方が適応的であるように思えるが、状況の読み取りや他者の情動への関心の上位概念である情動コンピテンスを測定するために用いた尺度はスキルの巧拙ではなく、スキルの使用に関する姿勢や願望を測定している可能性がある (松尾・大浦・福井, 2017) ことから、不一致群は対人場面で適応しようと過剰に努力している可能性があると考えられる。

Table 14 顕在・潜在的 IWM の一致・不一致が対人スキルおよび社会適応に及ぼす影響のまとめ

	状況の読み取り	自分の情動の覚知	他者の情動への関心	ネガティブ関係コーピング	抑うつ
愛着スタイル		顕在的安定型, 顕在的とらわれ型, 顕在的恐れ-回避型 > 顕在的拒絶回避型			
関係不安	見かけ不良型 > 良好型, 見かけ良好型 > 不良型			見かけ不良型 > 良好型	
関係回避	見かけ不良型 > 良好型, 見かけ良好型 > 不良型		見かけ良好型 > 不良型		不良型 > 見かけ良好型

また、IWMの顕在面と潜在面の不一致と大きさと方向から検討した結果、関係不安または関係回避の顕在面または潜在面のどちらか一方が不良で不一致が大きいほど、自他の感情への関心や共感性、心理的健康を肯定的に評価することが分かった。このことは、不一致が大きいほど適応的である可能性も考えられるが、本研究の従属変数はすべて自記式尺度であったことから自身を適応的であると自己報告しているだけに過ぎず、実態はこれらと異なっている可能性も考えられる。しかしながら、顕在回避と潜在回避の不一致が大きいほど比較的客観性の高いと思われる対人および達成領域のPLEの経験頻度が多くなっていたことから、不一致が大きいほど適応的である可能性も否定できない。現時点では、これ以上の言及をすることが困難であるため、今後の検討を待ちたい。

本研究の限界と今後の課題

本研究で用いたIATでは、潜在的な関係不安（自己モデル）と関係回避（他者モデル）の測定の際、自己と他者の対比により測定していた。そのため、潜在的な関係不安と関係回避の間に有意な負の相関（ $r = -.40$ ）が生じていた。これは先行研究（山田他，2011）とほぼ同様の結果であるものの、本来、関係不安と関係回避は無相関であることが想定されていることから、本研究で用いたIATでは、潜在的な関係不安と関係回避を区別して捉えられていない可能性がある。したがって、両者を区別できるようにIATを改良する必要がある。今後はIATと手続きはほぼ同じであるが、単一概念に対する態度を測定することが可能なシングル・ターゲット潜在連合テスト（Bluemke & Friese, 2008）を用いて再検討する必要がある。

また、本研究の分析対象者は43名～63名であり、重回帰分析を行うサンプル数としては十分であると言えない。そのため、本研究の結果を持って顕在・潜在的IWMが対人スキルおよび社会適応に及ぼす影響を十分に明らかにできたとは言えない。今後は、単一概念に対する態度を測定するIATを作成した上で、十分なサンプル数で再検討する必要があると思われる。さらに、本研究で用いた従属変数はすべて自記式尺度であった。潜在指標は意識で統制が不可能な側面と関連することが指摘されていることから、今後は生理指標や実験的な試みによって得られた変数との関連を検討していく必要もあるだろう。

結論

本研究の結果、多くの人のIWMの顕在面と潜在面は一致していないことが明らかになった。また、顕在的IWMだけでなく潜在的IWMも対人スキルや社会適応の一部に影響を及ぼしていることが示唆された。特に潜在的IWMは、身体症状や対人NLEといったより客観性の高い指標を予測し、顕在的IWMとの一致・不一致によって、さらに不一致の場合、その大きさと方向によって対人スキルや社会適応に違いが生じてくることが明らかになった。本研究では、従属変数に自記式尺度から得られた変数のみを用いていたことから、今後は実験的な試みによって得られた変数を従属変数とし、潜在的IWMの働きについてより多面的に検討することが必要である。

【付記】本論文は、2名の文学部教員（研究指導教員を除く）による査読を経た後に人文科学研究科委員会で掲載を決定したものである。

注

- 1) 本研究では、ブロック3, 4, 6, 7の4つのブロックにおいて、300ms以下の反応時間を示した試行が総試行数（120試行）の10%以上を占めた実験協力者はいなかった。
- 2) Greenwald et al. (2003) は、各ブロックの誤答について対応するブロックの正答の平均反応時間に600msを加えて算出したD得点が、尺度で得られたデータとの相関が最も高く、加齢による反応時間の遅れの影響を受けにくいことを報告している。そのため、D得点算出の際には、各ブロックの誤答を対応するブロックの正答の平均反応時間に600msを加えた値に置き換える方法が標準的なものとなっている。
- 3) 研究2は、日本心理学会第78回大会（大浦・福井，2014a）と関西心理学会第126回大会（大浦・福井，2014b）、日本教育心理学会第56回総会（大浦・福井，2014c）、日本感情心理学会第23回大会（大浦・福井，2015b）、関西心理学会第127回大会（大浦・松尾・福井，2015a）、The 31st International Congress of Psychology (Oura, Matsuo, & Fukui, 2016a, b) において発表された内容を統合し、大幅に加筆・修正したものである。
- 4) 本研究のサンプル数は分析に耐えうる人数としては十分とは言えない。そのため、第2種の過誤が生じる可能性を減じるため R^2 が有意でない場合でも β が有意または有意傾向のものは報告するようにした。
- 5) 研究3は、日本パーソナリティ心理学会第22回大会（大浦・松尾・福井，2013）、日本パーソナリティ心理学会第23回（大浦・福井，2014d）、日本社会心理学

会第56回大会（大浦・松尾・福井，2015b），The 6th Asian Congress of Health Psychology（Oura, Matsuo, & Fukui, 2016c）において発表された内容を統合し，大幅に加筆・修正したものである。

引用文献

- 相川 充・藤井 勉（2011）潜在連合テスト（IAT）を用いた潜在的シャイネス測定の試み．*心理学研究*，**82**，41-48.
- Asendorpf, I. B., Banse, R., & Mucke, D. (2002) Double dissociation between implicit and explicit personality self-concept: The case of shy behavior. *Journal of personality and social psychology*, **83**, 380-393.
- Bargh, A. J. (2007) *Social Psychology and the Unconscious: The Automaticity of Higher Mental Processes*. Psychology Press.
（バージ, A. J. 及川昌典・木村晴・北村英哉（編訳）（2009）無意識と社会心理学—高次心理過程の自動性—。ナカニシヤ出版）
- Blumenke, M., & Friese, M. (2008) Reliability and validity of Single-Target IAT (ST-IAT): Assessing automatic affect towards multiple attitude objects. *European Journal of Social Psychology*, **38**, 977-997.
- Bowlby, J. (1973) *Attachment and Loss: Vol. 2. Separation: Anxiety and anger*, New York: Basis Books.
（黒田実朗・岡田洋子・吉田恒子（訳）（1977）母子関係の理論Ⅱ—分離不安—。岩崎学術出版社）
- Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998) Self report measurement of adult attachment: An integrative overview. In J. A. Simpson & W. S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships*. New York: The Guilford Press. Pp. 46-76.
- Brodman, K., Erdmann, A. J., Lorge, I., & Wolff, H. G. (1949) The Cornell Medical Index: An adjunct to medical interview. *Journal of the American Medical Association*, **140**, 530-534.
- Creemers, D. H., Scholte, R. H., Engels, R. C., Prinstein, M. J., & Wiers, R. W. (2012) Implicit and explicit self-esteem as concurrent predictors of suicidal ideation, depressive symptoms, and loneliness. *Journal of behavior therapy and experimental psychiatry*, **43**, 638-646.
- De Houwer, J. (2003) The Extrinsic Affective Simon Task. *Experimental Psychology*, **50**, 77-85.
- Dewitte, M., De Houwer, J., & Buysse, A. (2008) On the role of the implicit self-concept in adult attachment. *European Journal of Psychological Assessment*, **24**, 282-289.
- Edwards, A. L. (1957) *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Dryden
- 遠藤 利彦（1992）愛着と表象—愛着研究の最近の動向—内的作業モデル概念とそれをめぐる実証研究の概観．*心理学評論*，**35**，201-233.
- Fazio, R. H., Jackson, J. R., Dunton, B. C., & Williams, C. J. (1995) Variability in automatic activation as an unobstructive measure of racial attitudes: A bona fide pipeline?. *Journal of Personality and Social Psychology*, **69**, 1013-1027.
- Fonagy, P. (1997) Attachment and theory of mind: Overlapping constructs?. *Association for Child Psychology and Psychiatry Occasional Papers*, **14**, 31-40.
- Fonagy, P., Redfern, S., & Charman, T. (1997) The relationship between belief - desire reasoning and a projective measure of attachment security (SAT). *British Journal of Developmental Psychology*, **15**, 51-61.
- 藤井 勉（2011）顕在・潜在的態度，自己概念の「不一致」に関する研究—各研究における「不一致」に関する研究—各種研究における「不一致」の基礎データ集計．*学習院大学文学部研究年報*，**58**，77-86.
- 藤井 勉・澤海崇文・相川 充（2011）シャイネスを測定する潜在連合テストの信頼性・妥当性の検討—再検査信頼性・基準関連妥当性の検討から—。電子情報通信学会技術研究報告，**111**，17-22.
- 藤井 勉・上淵 寿・山田琴乃・利根川明子（2011）愛着の内的作業モデルと他者軽視傾向，自尊心の関連（3）—愛着4類型からの検討—。日本心理学会第75回大会発表論文集，**1005**。
- 藤井 勉・山田琴乃・上淵 寿・利根川明子（2011）愛着の内的作業モデルを測定する試み。日本認知心理学会第9回大会発表論文集，**104**。
- 福井義一・大浦真一・松尾和弥（2017）被虐待経験と不安定愛着が情動調整不全を介して心身の不健康や不適応に及ぼす影響：青年期を対象とした大規模調査（CAASK²）の概要。甲南大學紀要 文学編，**167**，71-94。
- 福田一彦・小林重雄（1973）自己評価式抑うつ尺度の研究。精神神経学雑誌，**75**，673-679。
- George, C., Kaplan, N., & Main, M. (1985) *Adult Attachment Interview* (2nd ed.). Unpublished manuscript, University of California at Berkeley
- Greenwald, A. G., & Farnham, S. D. (2000) Using the implicit association test to measure self-esteem and self-concept. *Journal of personality and social psychology*, **79**, 1022-1038.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998) Measuring individual differences in implicit cognition: The implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, **74**, 1464-1480.
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003) Understanding and using the Implicit Association Test: I. An improved scoring algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology*, **85**, 197-216.
- 林もも子（2001）成人のアタッチメント—概観と臨床心理学的考察—。立教大学コミュニティ福祉学部紀要，**3**，35-49。
- Jordan, C. H., Spencer, S. J., Zanna, M. P., Hoshino-Browne, E., & Correll, J. (2003) Secure and Defensive High Self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, **85**, 969-978.

- 金久卓也・深町 建 (1972) CMI コーネルメディカル インデックス：その解説と資料. 三京房.
- 金政祐司 (2005) 青年期の愛着スタイルと感情の調節と感受性ならびに対人ストレスコーピングとの関連—幼児期と青年期の愛着スタイル間の概念的—貫性についての検討—. *パーソナリティ研究*, **14**, 1-16.
- 金政祐司・大坊郁夫 (2003) 青年期の愛着スタイルと社会的適応性. *心理学研究*, **74**, 466-473.
- 加藤 司 (2000) 大学生用対人ストレスコーピング尺度の作成. *教育心理学研究*, **48**, 225-234.
- 久木山健一 (2002) 情動コンピテンスと社会的情報処理の関連—アサーション行動を対象として—. *カウンセリング研究*, **35**, 66-75.
- 今野仁博・小川俊樹 (2012) 認知的共感性と成人愛着の関連について：愛着回避に着目して. *筑波大学心理学研究*, **43**, 97-107.
- 中尾達馬・加藤和生 (2004) “一般他者”を想定した愛着スタイル尺度の信頼性と妥当性の検討. *九州大学心理学研究*, **5**, 19-27.
- Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2001) The go/no-go association task. *Social Cognition*, **19**, 625-664.
- 松尾和弥・大浦真一・福井義一 (2017). 愛着型と対人スキルの関連——情動コンピテンス尺度とENDCOREsを用いて——. *関西心理学会第129回大会発表論文集*, 78.
- Mikulincer, M., Florian, V., & Weller A. (1993) Attachment styles, coping strategies, and posttraumatic psychological distress: The impact of the Gulf War in Israel. *Journal of Personality and Social Psychology*, **64**, 817-826.
- 大浦真一・福井義一 (2014a) 顕在・潜在的内的作業モデルの一致・不一致と感情調節との関連—潜在連合テスト (Implicit Association Test) を用いた検討—. *日本心理学会第78回大会発表論文集*, 58.
- 大浦真一・福井義一 (2014b) 青年期において顕在・潜在的内的作業モデルの一致・不一致が情動コンピテンスに及ぼす影響—潜在連合テスト (Implicit Association Test) を用いた研究—. *関西心理学会第126回大会発表論文集*, 64.
- 大浦真一・福井義一 (2014c) 顕在・潜在的内的作業モデルが対人ストレスコーピングに及ぼす影響—潜在連合テスト (Implicit Association Test) を用いた検討—. *日本教育心理学会第56回総会発表論文集*, 546.
- 大浦真一・福井義一 (2014d) 顕在・潜在的内的作業モデルがライフイベントの経験頻度に及ぼす影響—潜在連合テスト (Implicit Association Test) を用いた検討—. *日本パーソナリティ心理学会第23回大会発表論文集*, 135.
- 大浦真一・福井義一 (2015a) 回顧された虐待的養育環境と愛着の内的作業モデル, 感情調節との関連. *甲南大学臨床心理学研究*, **23**, 41-47.
- 大浦真一・福井義一 (2015b) 愛着の顕在・潜在的内的作業モデルが共感性に及ぼす影響—潜在連合テスト (IAT) を用いた検討—. *日本感情心理学会第23回大会プログラム*, 47.
- 大浦真一・松尾和弥・福井義一 (2013) 青年期において愛着の顕在・潜在的内的作業モデルが抑うつに及ぼす影響—潜在連合テストを用いた検討—. *日本パーソナリティ心理学会第22回大会論文集*, 82.
- 大浦真一・松尾和弥・福井義一 (2015a) 愛着の顕在・潜在的内的作業モデルの不一致の大きさと方向が社会適応に及ぼす影響その1—情動コンピテンスを用いた検討—. *関西心理学会第127回大会発表論文集*, 41.
- 大浦真一・松尾和弥・福井義一 (2015b) 愛着の顕在・潜在的内的作業モデルの不一致の大きさと方向が抑うつに及ぼす影響. *日本社会心理学会第56回大会*, 114.
- Oura, S., Matsuo, K., & Fukui, Y. (2016a) Effects of Internal Working Models of Attachment on Social Adaptation 1-From the perspective of congruity/incongruity of explicit and implicit aspects of IWM. *Poster presented in The 31st International Congress of Psychology 2016*.
- Oura, S., Matsuo, K., & Fukui, Y. (2016b) Effects of Internal Working Models of Attachment on Social Adaptation 2 -From the perspective of size and direction of discrepancy between explicit and implicit aspects of IWM. *Poster presented in The 31st International Congress of Psychology 2016*.
- Oura, S., Matsuo, K., & Fukui, Y. (2016c) Effect of explicit/implicit internal working models on somatic symptoms. — Study by using Implicit Association Test —. *Poster presented in The 6th Asian Congress of Health Psychology 2016*.
- 小塩真司・西野拓朗・速水敏彦 (2009) 潜在的・顕在的自尊感情と仮想的有能感の関連. *パーソナリティ研究*, **17**, 250-260.
- 坂上 裕子 (2005). アタッチメントの発達を支える内的作業モデル 数井 みゆき・遠藤 利彦 (編) アタッチメント—生涯にわたる絆— ミネルヴァ書房 pp. 32-48.
- 坂上裕子・菅沼真樹 (2001) 愛着と情動制御. *教育心理学研究*, **49**, 156-166.
- 鈴木有美・木野和代 (2008) 多次元共感性尺度 (MES) の作成—自己指向・他者指向の弁別に焦点を当てて—. *教育心理学研究*, **56**, 487-497.
- 高比良美詠子 (1998) 対人・達成領域別ライフイベント尺度 (大学生用) の作成と妥当性の検討. *社会心理学研究*, **14**, 12-24.
- 登張真稲 (2007) 社会的望ましさを尺度を用いた社会的望ましさを修正法. *パーソナリティ研究*, **15**, 228-239.
- 和田 実 (1992) ノンバーバルスキル尺度およびソーシャルスキル尺度の改訂. *東京学芸大学紀要*, **43**, 123-136.
- 山田琴乃・藤井 勉・上淵 寿・利根川明子 (2011) 愛着の内的作業モデルと他者軽視傾向, 自尊心の関連 (2)—潜在レベルでの検討—. *日本心理学会第75回大会発表論文集*, 1004.
- Zung, W. W. K. (1965) A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, **12**, 63-70.