琉球大学学術リポジトリ

愛着スタイル尺度における自己評定と他者評定の不一致が適応へ及ぼす影響

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 琉球大学教育学部 公開日: 2012-09-28 キーワード (Ja): 愛着スタイル尺度, 自己評定と他者評定, 評定時のバイアス, 心理的適応 キーワード (En): attachment style scale, self-other rating, bias in rating scales, psychological adjustment 作成者: 中尾, 達馬, Nakao, Tatsuma メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/20.500.12000/25154

愛着スタイル尺度における自己評定と他者評定の不一致が適応へ及ぼす影響[1]

中尾達馬[2]（琉球大学教育学部）

Do the disagreement of self and other ratings on attachment style scales decrease psychological adaptation ?

Tatsuma Nakao (Faculty of Education, University of the Ryukyus)

本研究の目的は，(1) 個人の持つ愛着スタイルが，愛着スタイル尺度における自己評定や他者評定を行う際にどのようなバイアスをもたらすのか，(2) 愛着スタイル尺度における自己評定と他者評定との間の不一致が心理的適応（精神的健康，大学環境への適応感）へどのような影響を及ぼすのかという2点を明らかにすることであった。調査対象は，大学・専門学校の一年生120名（60組）であった。調査の結果，(1) 拒絶型は，愛着スタイルの他者評定を行う際に，相手をよりポジティヴに評定すること，(2) 不安定型は，愛着スタイルの自己評定を行う際に，自己をよりネガティヴに評定すること，(3)「見捨てられ不安」では，自己評定が他者評定に比べてポジティヴであることが精神的健康へとつながることが示された。議論は，愛着スタイルに関わらず，自己評価が他者評価に比べてポジティヴであることが，心理的適応に繋がるかどうかを中心に行われた。

キーワード：愛着スタイル尺度，自己評定と他者評定，評定時のバイアス，心理的適応

This study examined (1) the bias evoked from attachment style in rating on attachment style scales for self and other, (2) the relation between the disagreement of self and other rating on the scales and the measures of psychological adjustment (mental health, subjective adjustment to university/college environment). Participants were 120 freshmen (60 pairs) at university and college of rehabilitation. Main results were as follows: (1) Dismissing individuals evaluated others more positive in rating attachment style scales for others. (2)Insecure individuals rated themselves more negative in the scales for self. (3) Individuals who rated themselves more positive than other-rating in "Anxiety" also had better scores on the mental health measurement. In the final section, whether or not positive self rating always tied psychological adaptation in spite of attachment styles was discussed.

Key words: attachment style scale, self-other rating, bias in rating scales, psychological adjustment

---

[1] 本研究は，文部科学省科学研究費（若手（B），課題番号：20730415）の助成を受けて2008年に実施し，九州心理学会第69回大会（大分大学）と日本心理学会第73回大会（立命館大学）において学会発表報告を行った調査の一部である。この調査で得た知見の一部分については，既に，中尾（2010）として公刊している。そのため，本研究と中尾（2010）は，調査対象および調査内容の点で重複がある。

[2] 本研究を行うにあたり，いろいろとご協力・アドバイスをして頂きました三沢　良さん（電力中央研究所）に心より感謝を申し上げます。また，調査にご協力頂いた調査協力者の皆様方，ご協力ありがとうございました。

問題と目的

愛着スタイルという構成概念は，青年期後期や成人期における親密な対人関係（e.g., 恋愛関係，夫婦関係，同性の親友との関係）での様々な行動を説明するための枠組みとして広く用いられている（Mikulincer & Shaver, 2007）。そして，この愛着スタイルという枠組みを種々の場面における他者への「見立て」として応用するためには，(1) 個人の持つ愛着スタイルが自他の愛着スタイルを評定する際にもたらすバイアス，そして，(2) 自己評定と他者評定の不一致が何を意味しているのか（e.g., 心理的適応と関連するかどうか）について検討する必要がある。

愛着スタイル

愛着スタイルとは，ストレス状況下において繰り返される愛着対象との間での相互作用の質に応じて形成されたパーソナリティのことである。具体的には，そこでの相互作用の質に応じて，個人は，(1) 愛着対象（他者）は，自分の支援や保護の求めに対して，概して，応じてくれる人物かどうか，(2) 自分は，愛着対象（他者）から，援助を受けやすい人物かどうか，という他者と自己についての内的作業モデル（表象）を形成し，このモデルに沿った情報処理や行動を行う（Bowlby, 1973）。

成人愛着研究では，(1) を「親密性の回避」（Avoidance，愛着対象との親密な関係を回避するかどうか），(2) を「見捨てられ不安」（Anxiety，愛着対象から見捨てられるかもしれないという不安が高いかどうか）として捉える。そして，これら愛着スタイルを構成する2因子を組み合わせることで，愛着スタイルを4つのタイプに分類する[3]（Bartholomew & Horowitz, 1991; Brennan, Clark, & Shaver, 1998; 中尾，2010）。

愛着スタイルが自他評定時に及ぼすバイアス

今までに成人愛着研究では，妥当性の検討という観点から，愛着スタイル尺度における自己評定と他者評定との関連性が検討されてきた。そして，自己と他者の面識のレベルが深い場合（Bartholomew & Horowitz, 1991; Banai, Weller, & Mikulincer, 1998; Griffin & Bartholomew, 1994）および浅い場合（Banai et al., 1998; 中尾，2010）の両方において，愛着スタイルにおける自己評定と他者評定との間に有意な関連があることが示された。だが，近年，愛着の内的作業モデルが情報処理に影響を及ぼすという知見が積み重なりつつあるにもかかわらず（e.g., Mikulincer & Shaver, 2007; 島，2010），個人の持つ愛着スタイルが愛着スタイル尺度の自己評定時および他者評定時にもたらすバイアスについては，ほとんど検討が行われていない。特に，愛着スタイル尺度における自己評定については，理論的には奇妙であるが，とらわれ型は「社会的望ましさ」を気にするため，拒絶型や恐れ型は「防衛的情報処理」を行うために，「見捨てられ不安」や「親密性の回避」を自己評定する際に，本来評定すべき値よりも低く評定する可能性があるという尺度の妥当性を疑うような批判が存在する（Shaver & Mikulincer, 2004　中尾訳　2008）。そのため，このような検討を行うことは重要である。

自己評定と他者評定の不一致と心理的適応

また，当然のことながら，愛着スタイル尺度における自己評定と他者評定は完全に一致しているわけではなく，そこにはズレ（不一致）が生じている。では，このズレは一体何を意味しているのであろうか。

自尊感情に代表されるように，一般的には，自分自身をある程度価値のある人間だと見なすことは，心理的適応につながる（e.g., Rosenberg, 1965）。この仮定が成立するのであれば，愛着ス

[3] 愛着スタイルの2因子と4分類の関連は，以下の通りである。すなわち，(1) 安定型（Secure）は「親密性の回避」と「見捨てられ不安」の傾向がともに低いスタイル，(2) 拒絶型（Dismissing）は「親密性の回避」の傾向が高く「見捨てられ不安」の傾向が低いスタイル，逆に，(3) とらわれ型（Preoccupied）は「親密性の回避」の傾向が低く「見捨てられ不安」の傾向が高いスタイル，最後に，(4) 恐れ型（Fearful）は「親密性の回避」と「見捨てられ不安」の傾向がともに高いスタイルである。また，「親密性の回避」が高いほど，他者観（他者についての内的作業モデル）はネガティヴであり，「見捨てられ不安」が高いほど，自己観（自己についての内的作業モデル）はネガティヴである。

タイル尺度においても，自己評定が他者評定よりポジティヴな人は，心理的適応尺度の得点もよりポジティヴであろう（予測1）。

だが一方で，次のような想定も可能である。すなわち，「見捨てられ不安」が高いとらわれ型や恐れ型は，他者から見捨てられ不安が高い者として捉えられた方が，他者を巻き込むことができる可能性が高く，自他の関係性を維持する上では都合がよい。同様に，「親密性の回避」が高い拒絶型や恐れ型も，他者から親密性の回避が高い者として見なされた方が，他者と一定の距離を置くことができるので，自他の関係性を維持する上では都合がよい（Shaver & Mikulincer, 2004　中尾訳 2008)。つまり，不安定型にとっては，自己評定が他者評定に比べてネガティヴな方が，心理的適応へとつながる可能性もある（予測2)。しかし，予測1と2について，これらを直接的に検討した研究はほとんどない。

そこで本研究の目的は，愛着スタイル尺度について，(1) 個人が持つ愛着スタイルが他者評定や自己評定を行う際にどのようなバイアスをもたらすのか，(2) 自己評定と他者評定の不一致と心理的適応との関連について，予測1や予測2が支持されるかどうか，を明らかにすることであった。

方法

調査対象

調査対象は，大学・専門学校の一年生120名（平均年齢18.6歳，*range* = 18-23；男性60名，女性60名）であった。

質問紙および手続き

質問紙は，フェイスシート（年齢，性別，学部・学年）と愛着スタイル尺度，心理的適応尺度から構成された。実施に際しては，講義室にて，同性の友人同士で隣に座ってもらい，Banai et al.(1998)と同様に，「大学生活について(たとえば，自分のクラス，講義，サークル，などについて)，好きなことを話して，5分間，情報交換をしてください」と教示した。その後，質問紙への回答を求めた。以下の尺度における評定では，特に断らない限り，7件法（1=「全く当てはまらない」から7=「非常によく当てはまる」）を用いた。

愛着スタイル尺度

本研究では，以下に示す2つの愛着スタイル尺度について，自己評定用と他者評定用（隣に座った相手を評定する際に使用)を作成し実施した(教示および他者評定用のワーディングの変更については，中尾（2010）を参照のこと)。愛着スタイル尺度には，様々なバージョン（e.g., 恋愛関係版）が存在するが，本研究では，先行研究（e.g., Banai et al., 1998）と同様に，一般他者版を用いた。そこで以下では，本研究で用いた尺度が一般他者版であることを明確にするため，尺度名の後に，－GO（generalized other version）という表記を行う。

愛着スタイルの2因子（見捨てられ不安，親密性の回避）を測定するための尺度としては，「親密な対人関係体験尺度」(ECR: Experiences in Close Relationships inventory, Brennan, et al., 1998；中尾・加藤訳, 2004a)」の一般他者版（中尾・加藤, 2004b）を用いた（以下，ECR-GOとする)。項目数は30であり，7件法で評定を求めた。

愛着スタイルの4分類（安定型，拒絶型，とらわれ型，恐れ型）を決定する尺度としては，「関係尺度」(RQ: Relationship Questionnaire, Bartholomew & Horowitz, 1991）の日本語版（加藤訳, 1999）を用いた（以下，RQ-GOとする)。回答に際し，調査対象者は4つの愛着スタイルの特徴が記述してある文章を読み，それぞれについて自分にどのくらいよく当てはまるかを7件法で評定した。次に，その4つの中から最もよく当てはまる愛着スタイルを1つ選択した。

RQ-GOの用い方には2つの方法がある。1つは，最後に1つ強制選択させたものを，その個人の愛着スタイルとみなす方法である。もう1つは，4つの記述への評定を用いて自己観得点と他者観得点をそれぞれ算出する方法（Griffin & Bartholomew, 1994）[4]である。なお，ECR-GOおよびRQ-GOの信頼性と妥当性については，加藤（1999）や中尾・加藤（2004b）で確認されている。また，ECR-GOの自己評定および他者評定については，本研究でも十分な内的整合性（α係数）が得られた（詳細は，中尾（2010）に示したが，α = .81—.90)。

心理的適応尺度

心理的適応尺度としては，「精神健康調査票」(GHQ: General Health Questionnaire) の短縮12項目版 (Goldberg & Williams, 1988, 以下 GHQ12とする) の邦訳版 (中川・大坊訳, 1996) と「大学環境への適応感尺度」の下位尺度である「居心地の良さの感覚」(大久保・青柳, 2003, 以下, 居心地の良さ尺度とする) の2つを実施した。

GHQ12は，調査対象者の精神的健康状態を測定するための尺度であり，4件法で回答を求めた (評定値のワーディングおよび得点化の詳細については，Goldberg & Williams (1988) や中川・大坊 (1996) を参照のこと)。また，GHQ12は，各項目の得点を2値データへ変換した後に合計得点を算出するため，*range* = 0—12であり，得点が低いほど，精神的健康状態がよいことを示す (Goldberg & Williams, 1988)。

居心地の良さ尺度は，個人が大学環境と適合 (フィット) し，その環境を居心地良く感じているかどうかを測定するための尺度である。項目数は10であり，7件法で回答を求めた。また，本研究でも十分な内的整合性 (α 係数) が得られた (α = .93)。

調査時期

大学生については2008年7月に，専門学校生については2008年10月に調査を実施した。

結果と考察

まず，先行研究に従い，各尺度の得点を算出した (Table 1)。具体的には，ECR-GOは中尾・加藤 (2004b)，居心地の良さ尺度は大久保・青柳 (2003) の結果に従い，それぞれの尺度得点を，各因子に対応する項目の評定値の平均として算出した。また，GHQ12の得点はGoldberg & Williams (1988) の手続き，RQ-GOの自己観得点と他者観得点はGriffin & Bartholomew (1994) の手続き (脚注4) に従い算出した。

Table 1 愛着スタイル尺度 (自己評定と他者評定)，心理的適応尺度における平均値と標準偏差 [1)]

尺度名	下位尺度名	自己評定		他者評定	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
ECR-GO	見捨てられ不安	3.53	1.01	3.03	0.96
	親密性の回避	3.56	0.95	3.40	1.03
RQ-GO	自己観得点	−0.94	4.07	1.76	3.36
	他者観得点	2.05	3.42	2.12	3.31
GHQ12	精神的不健康度	3.99	2.98		
大学環境への適応感尺度	居心地の良さの感覚	4.62	1.19		

[1)] ECR-GO，RQ-GOの得点については，中尾 (2010) の Table 1 と同じである。Table 1 の自己評定得点は Figure 1 の矢印①と矢印④，他者評定得点は Figure 2 の矢印②と③を併合して算出した。

個人が持つ愛着スタイルが他者評定や自己評定を行う際にもたらすバイアス

まず，個人の持つ愛着スタイル (自己の愛着スタイル) が (1) 他者評定に及ぼすバイアスについて検討を行い，次に，(2) 自己評定に及ぼすバイアスについて分析を行う。その際には，愛着スタイルにおける自己評定得点と他者評定得点について，Figure 1 に図示した視点から分析を行っていく。

[4] RQ-GOにおける自己観得点と他者観得点は，次の方法により算出した (Griffin & Bartholomew, 1994, p. 432)。すなわち，「自己観得点＝安定型得点＋拒絶型得点－ (とらわれ型得点＋恐れ型得点)」，「他者観得点＝安定型得点＋とらわれ型得点－ (拒絶型得点＋恐れ型得点)」であった。

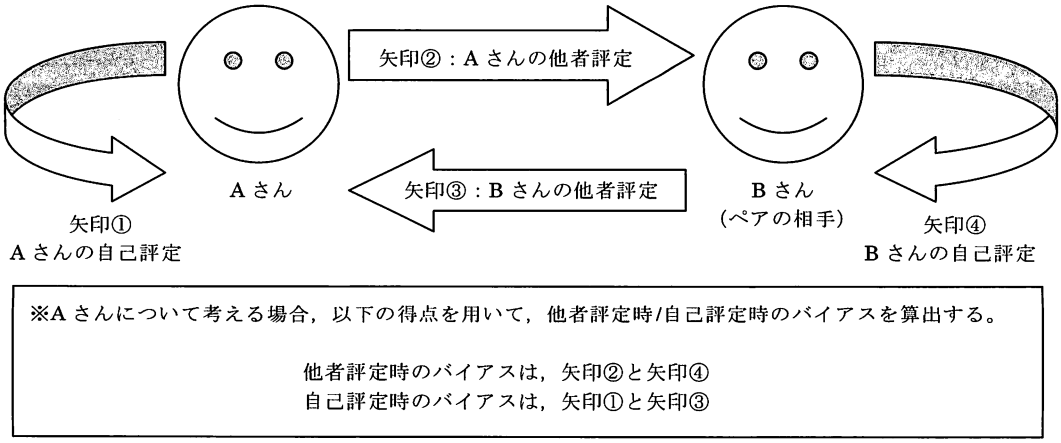

Figure 1 本研究における他者評定時のバイアス，自己評定時のバイアスの算出方法

他者評定時のバイアス

個人が持つ愛着スタイルによって，他者の愛着スタイルを評定する際にバイアスが生じるかどうかを検討するために，ECR-GO および RQ-GO の尺度得点に対して，4（愛着スタイル［RQ-GO の自己分類］:安定型，拒絶型，とらわれ型，恐れ型）×2（評定者：他者への評定，他者の自己評定［Figure 1 の矢印②と矢印④］）の 2 要因分散分析を行い，その交互作用について検討を行った[5]。なお，「愛着スタイル」は調査対象者間要因，「評定者」は調査対象者内要因であった。

その結果，ECR-GO の「親密性の回避」と RQ-GO の他者観得点において，愛着スタイル×評定者の交互作用が有意であった（それぞれ，

Table 2 愛着スタイル尺度における「他者への評定」と「他者の自己評定」の平均値と標準偏差[1)]

		安定型	拒絶型	とらわれ型	恐れ型
ECR-GO	*N*	43	5	48	18
見捨てられ不安	他者への評定	2.84 (0.97)	2.78 (1.33)	3.11 (0.97)	3.13 (0.94)
	他者の自己評定	3.54 (0.92)	2.72 (0.73)	3.65 (0.98)	3.59 (1.26)
親密性の回避	他者への評定	3.18 (0.93)	3.48 (0.92)	3.38 (1.04)	3.76 (1.20)
	他者の自己評定	3.36 (0.83)	5.17 (1.29)	3.56 (0.90)	3.62 (0.90)
RQ-GO	*N*	42	5	46	18
自己観得点	他者への評定	2.76 (3.02)	2.60 (2.88)	0.91 (3.84)	1.22 (2.56)
	他者の自己評定	−0.95 (4.00)	1.00 (5.66)	−1.41 (3.75)	−1.33 (4.45)
他者観得点	他者への評定	2.52 (3.12)	3.00 (4.64)	2.22 (3.36)	1.33 (3.68)
	他者の自己評定	1.81 (3.16)	−1.40 (5.90)	2.33 (3.29)	3.00 (3.01)

1) 調査対象者は，RQ-GO（自己分類）によって，4 つの愛着スタイル群に分類された。また，「他者への評定」は Figure 1 の矢印②，「他者の自己評定」は Figure 1 の矢印④である。表中の波線部分は，分散分析の交互作用が有意であったため単純主効果の検定を行った結果，有意であった部分である。

[5] 九州心理学会第 69 回大会（大分大学）での学会発表時には，愛着スタイル尺度の「自己評定得点－他者評定得点」（あるいは，その逆）という差異得点について，RQ の 4 つの自己分類を独立変数とする一元配置分散分析を行った。だが，池田（1982）によれば，差異得点においては，自己評定得点が高いと他者評定がそれよりも低くなり，逆に，自己評定得点が低いと他者評定がそれよりも高くなる傾向がある。そのため，本研究では，小塩（2007）と同様に，評定者（自己評定，他者評定）を独立変数として組み込み分析を行った。なお，差異得点に対する一元配置分散分析と本研究で行った再分析とでは，結果のパターンは基本的に同じであった。

$F(3, 110) = 3.33$, $p<.05$, $F(3, 107) = 3.29$, $p<.05$, 記述統計量については，Table 2を参照のこと)。そこで愛着スタイルにおける評定者の単純主効果の検定を行った結果，拒絶型において評定者の単純主効果が有意であった(それぞれ，($F(1, 220) = 20.51$, $p<.01$, $F(1, 214) = 11.41$, $p<.01$)。したがって，拒絶型は，他者の自己評定に比べて，他者への評定がポジティヴであることが示された。このことは，拒絶型には，「他者を理想化する傾向」(e.g., Hesse, 2008) があるためであろう。

自己評定時のバイアス

個人が持つ愛着スタイルによって，自己の愛着スタイルを評定する際にバイアスが生じるかどうかを検討するために，ECR-GOおよびRQ-GOの尺度得点に対して，4(愛着スタイル［RQ-GOの自己分類］:安定型，拒絶型，とらわれ型，恐れ型)×2(評定者:自己評定，他者からの評定［Figure 1の矢印①と矢印③］)の2要因分散分析を行い，その交互作用について検討を行った。なお，「愛着スタイル」は調査対象者間要因，「評定者」は調査対象者内要因であった。

その結果，ECR-GOの「見捨てられ不安」とRQ-GOの自己観得点および他者観得点において，愛着スタイル×評定者の交互作用が有意であった(それぞれ，$F(3, 110) = 5.63$, $p<.01$, $F(3, 107) = 13.31$, $p<.01$, $F(3, 107) = 3.70$, $p<.05$, 記述統計量については，Table 3を参照のこと)。そこで，愛着スタイルにおける評定者の単純主効果の検定を行った結果，「見捨てられ不安」のとらわれ型($F(1, 220) = 7.60$, $p<.01$)，RQの自己観得点のとらわれ型や恐れ型(それぞれ，$F(1, 214) = 15.94$, $p<.01$, $F(1, 214) = 14.37$, $p<.01$)，そしてRQの他者観得点の拒絶型($F(1, 214) = 8.39$, $p<.01$)において，評定者の単純主効果が有意であった。つまり，不安定型(拒絶型，とらわれ型，恐れ型)は，他者からの評定に比べて，自己評定がよりネガティヴであった。このことは，そのような評定を行った方が，自己成就的予言の点からも，自他の適切な距離を保つ上で有用なためであろう(cf. Shaver & Mikulincer, 2004　中尾訳　2008)。さらに，これらの結果から，不安定型は，愛着スタイル尺度に対して回答を行う際に，本来評定すべき値よりも低く評定する可能性は少ないことが示唆されたといえよう。そして，Shaver & Mikulincer (2004　中尾訳　2008) も指摘しているように，実際には，逆に，本来評定すべき値よりも高く評定する傾向があり，このことは不安定型の特徴とも合致している。

Table 3 愛着スタイル尺度における「自己評定」と「他者からの評定」の平均値と標準偏差[1)]

		安定型	拒絶型	とらわれ型	恐れ型
ECR-GO	*N*	44	5	48	17
見捨てられ不安	自己評定	2.88 (0.69)	2.97 (0.89)	4.08 (0.93)	3.78 (1.06)
	他者からの評定	2.84 (0.87)	2.28 (1.08)	3.12 (0.93)	3.69 (0.99)
親密性の回避	自己評定	3.16 (0.89)	4.83 (1.50)	3.46 (0.76)	4.41 (0.64)
	他者からの評定	3.34 (0.92)	4.07 (0.66)	3.16 (0.94)	4.07 (1.34)
RQ-GO	*N*	41	5	48	17
自己観得点	自己評定	2.90 (2.41)	3.00 (2.12)	−3.44 (2.88)	−4.35 (2.74)
	他者からの評定	2.41 (3.07)	4.00 (3.74)	1.21 (2.97)	0.06 (4.32)
他者観得点	自己評定	3.54 (2.49)	−2.60 (4.39)	2.98 (2.81)	−1.29 (2.14)
	他者からの評定	2.51 (3.22)	0.80 (3.49)	2.54 (3.11)	0.76 (3.98)

1) 調査対象者は，RQ-GO(自己分類)によって，4つの愛着スタイル群に分類された。また，「自己評定」はFigure 1の矢印①，「他者からの評定」はFigure 1の矢印③である。表中の波線部分は，分散分析の交互作用が有意であったため単純主効果の検定を行った結果，有意であった部分である。

愛着スタイル尺度における自己評定と他者評定の不一致と心理的適応との関連

まず，(1) 愛着スタイル尺度における自己評定あるいは他者評定と心理的適応との関連について検討し，次に，(2) これらの不一致と心理的適応との関連について分析を行う。

愛着スタイル尺度の自己評定／他者からの評定と心理的適応

本研究においても，今までに得られた成人愛着の知見（e.g., Mikulincer & Shaver, 2007）と同様に，ECR-GO の「見捨てられ不安」や「親密性の回避」が低いほど（あるいは，RQ-GO における自己観得点や他者観得点が高いほど），より心理的適応の度合いが高いという結果が得られるのであろうか。この点について検討を行った結果，愛着スタイル尺度における自己評定得点（Figure 1 の矢印①）については，愛着が安定しているほどより心理的適応の度合いが高いという従来の知見を支持する結果が得られた（Table 4 上段）。

Table 4 愛着スタイル尺度（自己評定，他者からの評定）と心理的適応尺度との間の相関係数 [1)]

	a. 愛着スタイル尺度（自己評定）：Figure 1 の矢印①			
	ECR-GO		RQ-GO	
	見捨てられ不安	親密性の回避	自己観	他者観
GHQ12	.45**	.12	−.33**	.00
居心地の良さ尺度	−.25**	−.51**	.36**	.25**
	b. 愛着スタイル尺度（他者からの評定）：Figure 1 の矢印③			
	ECR-GO		RQ-GO	
	見捨てられ不安	親密性の回避	自己観	他者観
GHQ12	.04	−.09	−.01	.12
居心地の良さ尺度	−.10	−.28**	.14	.19*

1) $*p<.05$, $**p<.01$ である。GHQ12 は得点が低いほど，逆に，居心地の良さ尺度は得点が高いほど，適応がよい（両尺度の相関＝−.30, $p<.05$）。

また，この結果は，RQ-GO における自己分類を用いた分析においても，確認することができた（Table 5 上段）。RQ-GO の自己分類を独立変数とする一元配置分散分析を行った結果，愛着スタイルの主効果は，GHQ12 と居心地の良さ尺度において有意であった（それぞれ，F (3, 111) = 6.21,

Table 5 RQ-GO の 4 つの愛着スタイル群（自己分類，他者からの分類）における心理的適応尺度の平均値と標準偏差 [1)]

	a. 愛着スタイル尺度（自己分類）：Figure 1 の矢印①				
	安定型	拒絶型	とらわれ型	恐れ型	F値
N	44	5	48	18	
GHQ	2.68b	4.20ab	5.17a	3.78ab	F (3, 111) =6.21**
	(2.60)	(1.30)	(2.98)	(2.82)	
居心地の良さ尺度	5.25a	3.46b	4.43b	4.08b	F (3, 111) =8.94**
	(0.87)	(1.30)	(1.24)	(1.02)	
	b. 愛着スタイル尺度（他者からの分類）：Figure 1 の矢印③				
	安定型	拒絶型	とらわれ型	恐れ型	F値
N	65	18	21	9	
GHQ	4.14	3.39	4.24	4.00	F (3, 109) =0.34
	(3.26)	(2.35)	(2.64)	(3.00)	
居心地の良さ尺度	4.79	4.30	4.60	3.96	F (3, 109) =1.89
	(1.05)	(1.26)	(1.36)	(1.32)	

1) $*p<.05$, $**p<.01$ である。Tukey の *HSD* 検定の結果は，英語小文字の異同により示した。すなわち，5% 水準で有意差があった場合には異なった文字（e.g., aとb），有意差がなかった場合には同じ文字（e.g., aとa）により結果を示した。

p<.05, F (3, 111) = 8.94 p<.01)。そこでTukeyの*HSD*検定を行った結果，GHQ12では，安定型はとらわれ型に比べて得点が有意に低く（より心理的適応が高く），また，居心地の良さ尺度では，安定型は他の3つの愛着スタイルに比べて得点が有意に高かった。なお，他者からの評定（Figure 1の矢印③）を用いた分析においては，愛着スタイル尺度の自己評定得点を用いて分析を行った場合ほど，従来の知見を支持する結果は得られなかった（Table 4下段，Table 5下段）。

自己評定と他者評定の不一致と心理適応

予測1と予測2について，RQ-GOの自己分類において，自己評定が他者評定よりもポジティヴであること（あるいはネガティヴであること）により，心理的適応尺度の得点が異なるかどうかを検討した。具体的には，GHQ12や居心地の良さ尺度の得点に対して，3（RQ-GOの自己分類：安定型，とらわれ型，恐れ型）[6] × 2（自他評定：ポジティヴ群，ネガティヴ群；ECR-GOの自己評定が他者評定よりもポジティヴかあるいはネガティヴか）の2要因分散分析を行った[7]（Table 6）。これら2要因は，調査対象者間要因であった。また，「自他評定」については，ECR-GOは2因子から構成されているため，「見捨てられ不安」と「親密性の回避」のそれぞれについて分析を行った。

Table 6 RQ-GOの自己分類×ECR-GOの自他評定における心理的適応尺度の平均値と標準偏差 [1)]

	安定型		とらわれ型		恐れ型	
見捨てられ不安	P群	N群	P群	N群	P群	N群
N	21	23	7	40	9	8
GHQ12	2.29	3.04	2.71	5.50	3.11	4.63
	(2.78)	(2.44)	(2.29)	(2.88)	(2.20)	(3.50)
居心地の良さ尺度	5.11	5.39	4.74	4.43	3.98	4.00
	(0.89)	(0.84)	(1.36)	(1.19)	(1.10)	(0.87)
	安定型		とらわれ型		恐れ型	
親密性の回避	P群	N群	P群	N群	P群	N群
N	17	25	27	20	9	7
GHQ12	3.06	2.32	5.44	5.05	4.22	3.14
	(3.17)	(2.17)	(3.39)	(2.16)	(2.99)	(3.08)
居心地の良さ尺度	4.98	5.40	4.40	4.41	3.90	4.10
	(0.95)	(0.81)	(1.26)	(1.23)	(1.09)	(0.94)

[1)] ECR-GOの「見捨てられ不安」あるいは「親密性の回避」において，「他者からの評定－自己評定」（Figure 1の矢印③－矢印①）が0より大きい群をP群（自己評定ポジティヴ群），0より小さい群をN群（自己評定ネガティヴ群）とした。

RQ-GOの自己分類とECR-GOの「見捨てられ不安」について検討を行った結果，GHQ12では，自他評定（見捨てられ不安）の主効果が有意であった（F(1, 102) = 6.89, p<.05）。したがって，ポジティヴ群は，ネガティヴ群に比べて，GHQ12得点が有意に低い（より心理的適応が高い）ことが示された。また，居心地の良さ尺度では，愛着スタイルの主効果（F (2, 102)= 9.45, p<.01）が有

[6] 拒絶型が5名と少数であったため，この群を除いて分析を行った。

[7] RQ-GOの自己分類× RQ-GOの自他評定（RQ-GOの自己評定が他者評定よりもポジティヴなネガティヴか），ECR-GOの自己分類（中尾・加藤（2004b）の「見捨てられ不安」と「親密性の回避」の平均値を基準として，この値より得点が高いのか，あるいは低いのかによって4つの愛着スタイル群を決定）× ECR-GOの自他評定を用いても，同様の分析は可能である。ただし，これらの分析を行った場合でも，基本的な結果のパターンは本研究の結果と同じであった。

意であり，Tukeyの*HSD*検定を行った結果，安定型は，とらわれ型や恐れ型に比べて，居心地の良さ尺度の得点が有意に高かった。

RQ-GOの自己分類とECR-GOの「親密性の回避」について検討を行った結果，GHQ12では，愛着スタイルの主効果（$F(2, 99) = 8.93, p<.01$）が有意であり，Tukeyの*HSD*検定を行った結果，安定型は，とらわれ型に比べて，GHQ12得点が有意に低い（より心理的適応が高い）ということが示された。そして，居心地の良さ尺度では，愛着スタイルの主効果（$F(2, 99) = 9.16, p<.01$）が有意であり，Tukeyの*HSD*検定を行った結果，安定型は，とらわれ型や恐れ型に比べて，居心地の良さ尺度の得点が有意に高かった。

また，探索的に，愛着スタイル尺度における自己評価が他者評価に比べてポジティヴな方が，心理的適応尺度の得点もまたポジティヴであるかどうか（予測1）を検討した（この分析が探索的である理由，次善の策としての分析である理由については，脚注5を参照のこと）。その結果，Table 7より，予測1は支持され，全般的に，愛着スタイル尺度における自己評定が他者評定に比べて，ポジティヴであるほど，心理的適応尺度の得点もまたポジティヴであることが示唆された。

Table 7 自己評定と他者評定のズレと心理的適応尺度との相関[1)]

	ECR-GO		RQ-GO	
	見捨てられ不安	親密性の回避	自己観	他者観
GHQ	−.34**	.18	−.28**	−.10
居心地の良さ尺度	.12	−.18*	.23*	.08

1) RQ-GO＝「自己評定−他者からの評定」，ECR-GO＝「他者からの評定−自己評定」（自己評定＝**Figure 1**の矢印①，他者からの評定＝**Figure 1**の矢印③）であった(得点が高いほど，自己評価がポジティヴとなる)。**$p<.01$，*$p<.05$

以上のことから，予測1は部分的に支持されたが，予測2は必ずしも支持されなかったといえよう。その理由としては，もしかしたら，そもそも不安定型愛着と心理的適応とが負の相関関係にあり，また，不安定型愛着を持つ個人の行動方略の中に，自己をより否定的に他者に示すことによって，自他の適切な距離の調整をはかるという方略が含まれているためなのかもしれない（cf. Shaver & Mikulincer, 2004　中尾訳　2008）。

結果の整理および今後の課題

本研究で得られた結果を整理すると，次のようになる。すなわち，(1)拒絶型は，愛着スタイルの他者評定時に，相手をよりポジティヴに評定すること[8]，(2)不安定型は，愛着スタイルの自己評定時に，自己をよりネガティヴに評定すること，(3)「見捨てられ不安」において，自己評定が他者評定に比べてポジティヴであることが精神的健康につながることが示唆された。今後は，愛着理論の理論的想定とは逆になる「他者評定に比べて自己評定の方がポジティヴな不安定型」や「他者評定に比べて自己評定の方がネガティヴな安定型」について，彼（女）らの愛着スタイルが安定化／不安定化しやすいかどうか，あるいはどの程度の時間的安定性を有するのかについて検討する必要があろう。

8 (1)は，中尾（2010）における「愛着スタイルによる情報処理の違いはあるものの（Mikulincer & Shavar, 2007），その情報処理の違いが，関係性初期の段階において，他者評定に大きなバイアスを可能性は低い」（p. 154）という解釈と矛盾するように感じられるかもしれない。Table 2からも示唆されるように，拒絶型の他者評定得点は，他のスタイルに比べて極端に高いというわけではない。つまり，本研究の知見は，あくまで，拒絶型は，他者の自己評定に比べて，他者をポジティヴに評定していたということであり（i.e., あまり面識のない他者に対して，ポジティヴな評定を行う傾向があるということは否定できないが），他のスタイルに比べて，極端にポジティヴな評定を行う傾向があるということを示唆しているわけではない。そのため，中尾（2010）が述べているように，自己評定と他者評定との間の一致度を左右するほど大きな影響力があるということにはならないであろう。

引用文献

Banai, E., Weller, A., & Mikulincer, M. (1998). Interjudge agreement in evaluation of adult attachment style: The impact of acquaintanceship. *British Journal of Social Psychology*, **37**, 95-109.

Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, **61**, 226-244.

Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss*. Vol 2. *Separation*. New York: Basic Books.

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: Guilford Press, pp. 46-76.

Goldberg, D., & Williams, P. (1988). *A User's Guide to the General Health Questionnaire*. NFER-NELSON.

Griffin, D. W., & Bartholomew, K. (1994). Models of the self and others: Fundamental dimensions underlying measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*, **67**, 430-445.

Hesse, E. (2008). The Adult Attachment Interview: Protocol, method of analysis, and empirical studies. In J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications*. 2nd ed. New York: Guilford Press, pp. 552-598.

池田　央（1982）. 教育学大全集25　テストと測定　第一法規

加藤和生（1999）. Bartholomewらの4分類成人愛着尺度（RQ）の日本語版の作成　認知・体験過程研究, **7**, 41-50.

小塩真司（2007）. 自己愛傾向と自己イメージ・友人によるイメージ間の差異との関連　人文学部研究論集, **18**, 19-33.

Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (Eds.) (2007). *Attachment in adulthood: Structure, dynamics, and change*. New York: Guilford Press.

中川秦彬・大坊郁夫（1996）. 日本語GHQ精神的健康調査票手引き　日本文化科学社

中尾達馬（2010）. 面識があまりなくとも, 他者の愛着スタイルを認識することは可能なのか？——愛着スタイル尺度における自己評定と他者評定の一致度の検討——　パーソナリティ研究, **19**, 146-156.

中尾達馬・加藤和生（2004a）. 成人愛着スタイル尺度（ECR）の日本語版作成の試み.　心理学研究, **75**, 154-159.

中尾達馬・加藤和生（2004b）. "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.

大久保　智生・青柳　肇（2003）. 大学生用適応感尺度の作成の試み——個人－環境の適合性の視点から——　パーソナリティ研究, **12**, 38-39.

Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. New Jersey: Princeton University Press.

Shaver, P. R., & Mikulincer, M. (2004). What do self-report attachment measures assess? In W. S. Rholes., & J. A. Simpson (Eds.), *Adult attachment: theory, research, and clinical implications*. New York: Guilford Press, pp. 17-46.
(シェーヴァー, P.R., & ミクリンサー, M. 中尾達馬(訳)(2008). 自己報告式アタッチメント測度は, 何を測定しているのか？　W・スティーヴン・ロールズ&ジェフリー・A・シンプソン(編)(遠藤利彦・谷口弘一・金政祐司・串崎真志（監訳）成人のアタッチメント：理論・研究・臨床　北大路書房, pp. 16-50)

島　義弘（2010）. 愛着の内的作業モデルが対人情報処理に及ぼす影響——語彙判断課題による検討——　パーソナリティ研究, **18**, 75-84.