

抑うつ傾向と気分状態が自己認知に及ぼす影響： 気分一致効果の再検討

Effects of Depression and Mood on Self Perception: A Reappraisal of Mood-Congruent Effect in Depression

田上 恭子*

Kyoko TAGAMI*

要 旨

本研究の目的は、抑うつ傾向と気分状態が自己認知にどのように影響を及ぼすか、第一にこれまで広く見出されてきた抑うつ傾向におけるネガティブな自己認知を確認するとともに、そのような認知バイアスに抑うつ傾向と気分状態のいずれがより大きな影響を及ぼしているのかを検討すること、第二に、自己認知の特にどういった側面に抑うつ傾向や気分が影響を及ぼしているのかを明らかにすることを目的とし、田上(2002, 実験1)の自己関連度評定に関する再分析を行った。結果、抑うつ傾向におけるネガティブな自己認知は確認されたものの、ネガティブ語の自己関連度評定とポジティブ語の自己関連度評定は対称的ではないこと、自己の中でも抑うつ傾向と気分状態が広く影響を及ぼしている面(“情動性”), 気分状態が影響を及ぼしやすい側面(“調和性”)があること、一時的な気分は認知に影響を及ぼさないわけではないことが示唆された。

キーワード：抑うつ、気分状態、気分一致効果、自己認知

1. 問題と目的

抑うつ傾向者の自己認知がネガティブに歪んでいることは広く知られており(e.g., Beck, 1976; Beck, Rush, Shaw, & Emery, 1979), これを感情と認知との相互作用からとらえようとする試みが1970年代より盛んになった。この観点からは、ネガティブな感情と認知の悪循環が抑うつを持続をもたらすものと考えられている(e.g., Teasdale, 1983)。感情と認知との相互作用に関連するいくつかの現象の中で、感情が認知に及ぼす影響についての代表的なものとして気分一致効果(mood-congruent effect)がある。これは、生起した気分が整合的な評価価値をもった情報の認知が促進されるという現象(池上, 1992)であり、抑うつに関しては、抑うつ状態に特徴的な抑うつ気分などのネガティブな気分が、ネガティブな認知を引き起こすということになる。

気分一致効果に関する研究はこれまで非常に数多くなされてきている。たとえば Bower, Gilligan, &

Monteiro (1981) は、催眠によって気分誘導を行い、物語記憶に気分が及ぼす影響を検討した。結果、学習時に楽しい気分を誘導した場合には物語の中の楽しい内容が多く再生され、悲しい気分を誘導した場合には悲しい内容が多く再生されるという気分一致効果が見出されている。また Watkins, Mathews, Williamson, & Fuller (1992) は、うつ病群と統制群のポジティブ、ネガティブ、ニュートラルな感情価を持つ単語記憶の比較を行い、うつ病群ではネガティブ語の記憶率が、統制群ではポジティブ語の記憶率が高いという気分一致バイアスを示している。

気分一致効果を説明するモデルとしては、感情ネットワーク・モデル(Bower, 1981; Bower & Cohen, 1982) やスキーマ・モデル(e.g., Beck, 1976)などが挙げられる。前者のモデルは、Collins & Loftus (1975)の意味ネットワーク活性化拡散モデルを応用したもので、意味ネットワークの中に感情の調子を表すノードがあり、それと密接に結びついた記憶があると仮定されている。そしてある感情を経験しているときには、

* 弘前大学教育学部学校教育(教育心理学)講座

Department of School Education (Educational Psychology), Faculty of Education, Hirosaki University

関連する過去経験の記憶が活性化されると同時に、その記憶とノードを通じて結びついている概念のネットワークも活性化され、情報処理が促進されたり抑制されたりすると考えられている。

一方後者のスキーマ・モデルでは、Beckら (e.g., Beck, 1976) による、抑うつ者は自分自身や自分の将来、自分の周囲のことをネガティブにとらえる抑うつのセルフ・スキーマを持っているという説である。谷口 (1991) によれば、抑うつスキーマはポジティブな情報を選択的に除き、ネガティブあるいはニュートラルな情報をよりネガティブに認知するという。そのため、抑うつにおいてはネガティブな情報の処理が促進される、すなわち気分一致効果が生じると考えられている。しかし、抑うつ傾向者を対象とせず、抑うつ気分を実験的に誘導した場合にも、抑うつ傾向者やうつ病患者と同じ様な気分一致効果が認められる場合もあることから、永続的なセルフ・スキーマが存在しているのではなく、複数のスキーマの中からそのときの気分一致したものが活性化されるというように修正がなされてきているという (e.g., 高橋, 1997; 谷口, 1997)。

しかし、これらのモデルから説明できない現象も指摘されている。たとえば①ポジティブ感情とネガティブ感情が認知に及ぼす影響は対称的ではなく、ネガティブな気分では気分一致効果は認められにくいという PNA (positive-negative asymmetry) 現象の存在 (e.g., Blaney, 1986), ②一時的な気分 (たとえば抑うつ気分) と慢性的な状態 (たとえば抑うつ傾向) の認知に及ぼす影響の違い (e.g., Kwiatkowski & Parkinson, 1994; 田上, 2002), すなわち、慢性的な抑うつ傾向者においては気分一致バイアスがみられるが、実験的な気分誘導など、一時的な気分状態では気分一致効果が認められないことがあること, ③認知や気分を一次元的な感情価 (ポジティブ-ネガティブ, 楽しい-悲しい) で一対一対応で捉えることの問題点 (e.g., Niedenthal & Setterlund, 1994), ④気分不一致効果の生起 (e.g., Erber & Erber, 1994; Parrott & Sabini, 1990; 榊, 2006) などが挙げられる。

気分一致効果研究は非常に膨大な数行われ、以上のような点に関してさまざまな論議がなされてきており、たとえば①については、自己に関連する情報処理が気分一致効果の生起に関与していること, ④については気分調整動機の働きや自己知識の構造の関連など、幾つかの新たな仮説も提起されてはいるものの、抑うつにおける気分一致効果のメカニズムについ

て、さらには認知と感情の相互作用のメカニズムについて、まだ検討すべき点は多いと考えられる。上述のこれまで指摘されてきた問題点を踏まえ、本研究では特に②や③に関して検討することを目的とし、田上 (2002, 実験1) の自己関連度評定 (特性語がどの程度自分に当てはまるかの評定) に関する再分析を行う。

田上 (2002, 実験1) では、抑うつ平均得点 (12.46) \pm 1SD (6.93) より高い者を抑うつ群, 低い者を非抑うつ群とし、気分状態の群間差及び自己関連度評定値についての比較を行い、抑うつにおける気分一致効果の検証を行っている。結果、抑うつ群では否定的感情, 非抑うつ群では肯定的感情であることが示され、抑うつ群ではネガティブ語の自己関連度評定が高く、非抑うつ群ではポジティブ語の自己関連度評定が高いという気分一致効果が認められた。しかし、これが抑うつによるものであるのか、気分の影響によるものであるのかは明らかではない。また田上 (2002) の実験2で、実験的に誘導した気分状態下で同様の検討を行ってはいないものの気分一致効果は生じておらず、これは一時的な気分状態が影響を及ぼしていないということであるのか、それとも気分誘導の実験的操作がうまくいっていない可能性や実験的に誘導した気分の特殊性の影響によるのかは不明である。抑うつと気分のどちらの影響によるものか検討を直すことや、認知のどういった側面にどういった感情や抑うつの影響がみられるのか検討することは、気分一致効果の既存のモデルの修正や新たな説明モデルの構築に向けて、また抑うつの持続に認知が果たす役割を明らかにする上でも、意義あることではないかと考えられる。

以上から、本研究の具体的目的として、第一に抑うつにおける気分一致的認知、すなわちネガティブな自己認知を確認するとともに、抑うつ傾向と気分状態のいずれがより大きな影響を持つのかを明らかにする。第二に、特性語を単にポジティブ-ネガティブの一次元で捉えるのではなく、カテゴリーに分類し、抑うつ傾向やさまざまな気分状態が影響を及ぼす側面を探ることを目的とする。

2. 方法

対象 大学生及び大学院生364名。有効回答268 (男性112, 女性156)。

刺激・材料

青木 (1971) の性格表現用語から、社会的望ましさ中央値をもとに、3.5以下の望ましい語 (以下ポジティ

ブ語とする) 15語, 6.5以上の望ましくない語 (以下ネガティブ語とする) 15語を特性語として選択した。自己関連度評定課題では, 刺激語がどの程度自分自身に当てはまるかを6段階 (1; 全く当てはまらない~6; 非常に当てはまる) で評定してもらった。

気分の測定には, 寺崎・古賀・岸本 (1991) の多面的感情状態尺度 (MMS) 短縮版, 抑うつ傾向の測定には, 林・塚本 (1987) のベック抑うつ尺度 (BDI) を用いた。MMS 短縮版は, 否定的感情に関する“抑鬱・不安”“倦怠”“敵意”, 肯定的感情に関する“非活動的快”“活動的快”“親和”, 中性的感情に関する“集中”“驚愕”の8つの下位尺度から構成されている。各下位尺度には5つの感情を表す形容語が含まれ, 現在の感情状態について4件法で評定するものである。BDIは21項目から成り, 各項目に含まれる4~6つの質問文の中で現在の状態に最も当てはまる文を1つずつ選択するものである。得点範囲は0から63で, 得点が高くなるほど抑うつが重度であることを示す。

手続き 自己関連度評定課題, MMS 短縮版, BDI を含む質問紙を, 主に講義の時間を用いて, 配布・回収した。

3. 結果

3.1 特性語の因子分析

主因子法・プロマックス回転を用い, 固有値1.0以上の基準を設け, 複数の因子に3.5以上の負加量のある項目及びどの因子にも.35未満の項目を削除し, 繰り返し分析を行ったところ, 最終的に5因子17項目が抽出された。累積寄与率は46.98%であった。第1因子 (「親身な」など6項目) を“調和性”, 第2因子 (「勤勉な」など3項目) を“実直性”, 第3因子 (「憂うつな」など4項目) を“情動性”, 第4因子 (「身勝手な」「口汚い」) を“利己性”, 第5因子 (「しつっこい」「嫉妬深い」) を“粘着性”と命名した (表1)。

表 1 特性語の因子分析結果 (主因子法・プロマックス回転)

	F1	F2	F3	F4	F5
F1 調和性					
親身な	.74	-.13	-.15	.04	.21
優しい	.70	-.03	.03	-.08	.14
素直な	.65	.04	.20	-.01	-.11
寛大な	.63	-.09	-.17	.06	-.02
円満な	.62	.06	.07	.05	-.25
誠実な	.53	.24	-.09	-.06	.06
F2 実直性					
勤勉な	-.04	.85	-.07	.12	.03
真面目な	.14	.62	.21	-.15	-.03
着実な	-.09	.59	-.12	-.01	.04
F3 情動性					
憂うつな	-.08	.04	.62	.07	.15
不安定な	-.04	-.11	.59	-.13	.25
上の空の	.09	-.14	.45	.23	-.17
気の小さい	.01	.04	.42	.02	.04
F4 利己性					
身勝手な	.03	.02	.10	.81	-.03
口汚い	-.03	.01	-.04	.64	.19
F5 執着性					
しつっこい	-.10	.09	.05	.19	.64
嫉妬深い	.07	-.02	.16	-.04	.58
因子間相関					
F1		.41	-.33	-.38	-.05
F2			-.22	-.35	.02
F3				.34	.24
F4					.21
F5					

3.2. 自己関連度評定に抑うつ傾向と気分状態が及ぼす影響

変数間の相関 はじめに変数間の相関を求めた。表2, 3に示す。抑うつ傾向と気分状態の間には全て有意な相関がみられ、特に否定的感情状態を示す抑鬱・不安、倦怠、敵意との間には高い相関が認められた($r=.60, .54, .40, p<.001$)。

抑うつ傾向、気分状態と特性語の自己関連度評定値との相関関係については、抑うつ傾向、倦怠、敵意が全ての自己関連度評定値との間で相関が有意または有意傾向であった。ポジティブ語の自己関連度評定値、“調和性”因子の自己関連度評定値とは抑うつ傾向及び気分状態の全てで有意な相関が認められた。

感情価別の自己関連度評定に抑うつ傾向と気分状態が及ぼす影響 ポジティブ語とネガティブ語それぞれにおける自己関連度評定値を目的変数、抑うつ傾向と気分状態(8下位尺度)を説明変数とする重回帰分析(ステップワイズ法)を行った。結果を表4に示す。ポジティブ語については抑うつ(BDI)の影響は有意ではなく、肯定的感情である“活動的快”の影響が高くみられた($\beta=.35, p<.001$)。ネガティブ語については、抑うつの影響は有意であり($\beta=.30, p<.001$)、また否定的感情である“敵意”の影響が高かった($\beta=.36, p<.001$)。

因子別の自己関連度評定に抑うつ傾向と気分状態が及ぼす影響 上述の5因子それぞれにおける自己関連度評定値を目的変数、抑うつ傾向と気分状態を説明変数とする重回帰分析(ステップワイズ法)を行った(表4)。“調和性”については、否定的感情の“敵意”と肯定的感情の“活動的快”の影響が高かった($\beta=.36, p<.001$; $\beta=.36, p<.001$)。“実直性”については、抑うつ傾向及び否定的・肯定的感情の影響はみられず、中性的感情の影響、特に“集中”の影響が高くみられた($\beta=.41, p<.001$)。“情動性”については、抑うつ傾向も肯定的・否定的感情の影響も有意であり、多くの変数で説明されることが示された。中でも“抑鬱・不安”尺度得点、すなわち一時的な抑うつ気分の影響が高かった($\beta=.24, p<.001$)。“利己性”“執着性”は説明する変数はあまり多くはなく、“敵意”の影響が高いことが示された($\beta=.38, p<.001$; $\beta=.22, p<.001$)

4. 考察

4.1. 抑うつにおけるネガティブな自己認知について

感情価別の重回帰分析の結果、ネガティブ語に関する自己関連度評定では抑うつ傾向の正の影響が認められることが示されたことから、従来から指摘されてきている抑うつにおけるネガティブな自己認知は本研究においても確認されたと考えられる。しかし、ポジティブ語の自己関連度評定で負の影響が認められたわけではなかった。このことから、抑うつ傾向の影響はポジティブ語の認知的処理とネガティブ語の認知的処理に対称的に及ぼされるのではないと考えられる。すなわち、抑うつ傾向においてはネガティブな自己認知がなされていると考えられるものの、それは自己のネガティブな側面に関してのみ生じているものであり、ポジティブな側面への影響によるものではないといえよう。逆に考えれば、自己のポジティブな側面に関する認知は抑うつ傾向のネガティブな影響から免れているというようにも考えられるのではないだろうか。

次に、抑うつ傾向と気分状態ではどちらがより大きな影響力を持つのかという点に関しては、これも前述の通り、ポジティブ語に関する認知的処理とネガティブ語に関する認知的処理とは異なることが示唆される。ポジティブ語の認知的処理には、抑うつ傾向の影響は認められず、“活動的快”の標準化係数が高かったことから、気分状態、中でも、“活動的快”に代表される肯定的感情が正の影響を大きく及ぼすのではないかと考えられる。一方ネガティブ語の認知的処理には、抑うつ傾向と否定的感情である“敵意”及び覚醒度の低い肯定的感情である“非活動的快”の標準化係数が特に高く、抑うつ傾向と気分状態のいずれの影響も高く認められると考えられる。

また、一時的な抑うつ気分を示していると考えられる“抑鬱・不安”がポジティブ語、ネガティブ語いずれの自己関連度評定にも影響を及ぼしていないという点は注目に値すると考えられる。田上(2002, 実験2)では、先にも述べた通り、実験的に誘導した気分状態で気分一致効果が認められなかったが、この時誘導した気分は“抑鬱・不安”気分の特徴づけられるものであった。このことが田上(2002)の実験2で気分一致効果が生じなかった理由としてひとつに考えられる。すなわち、単なる“抑鬱・不安”な気分だけでは認知への影響はなく、敵意感情や非活動的快感情を伴うことでネガティブな認知が促進され、さらに活動的快感情も同時に生起していることでポジティブな認知が促進され、結果として気分一致効果が認められるのではないだろうか。

したがって、一時的な気分状態は認知に影響を及ぼ

表 2 抑うつと気分との相関

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1. BDI	—	.60***	.54***	.40***	-.25***	-.45***	-.14*	-.10*	.31***
2. MMS 抑鬱・不安		—	.50***	.40***	-.17**	-.29***	.06	.07	.46***
3. 倦怠			—	.41***	-.11*	-.53***	-.16**	-.09†	.21***
4. 敵意				—	-.19**	-.18**	.01	.08	.37***
5. 非活動的快					—	.33***	.32***	.12*	-.01
6. 活動的快						—	.47***	.27***	.08†
7. 親和							—	.35***	.25***
8. 集中								—	.24***
9. 驚愕									—

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

表 3 抑うつ及び気分と自己関連度評定値との相関

	自己関連度評定						
	感情価別		因子別				
	ポジ	ネガ	調和性	実直性	情動性	利己性	執着性
BDI	-.31***	.47***	-.25***	-.12*	.49***	.23***	.23***
MMS 抑鬱・不安	-.17**	.38***	-.10†	-.05	.49***	.17**	.23***
倦怠	-.34***	.43***	-.27***	-.17**	.46***	.22***	.12*
敵意	-.34***	.45***	-.36***	-.09†	.35***	.36***	.29***
非活動的快	.16**	.02	.23***	.01	.01	-.02	-.05
活動的快	.45***	-.32***	.39***	.17**	-.35***	-.09†	-.03
親和	.29***	-.08	.25***	.11*	-.07	-.03	.17**
集中	.29***	-.18**	.17**	.37***	-.10*	-.19**	.01
驚愕	-.14*	.15**	-.11*	-.07	.22***	.06	.09†

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

表 4 抑うつと気分を説明変数、自己関連度評定値を目的変数とした重回帰分析結果(ステップワイズ法)

	自己関連度評定						
	感情価別		因子別				
	ポジ	ネガ	調和性	実直性	情動性	利己性	執着性
BDI	—	.30***	—	—	.21**	—	.17**
MMS 抑鬱・不安	—	—	.15*	—	.24***	—	—
倦怠	—	—	—	—	.12†	—	—
敵意	-.24*** a)	.36***	-.36***	—	.13*	.38***	.22***
非活動的快	—	.24***	—	—	.19**	—	—
活動的快	.35***	-.15*	.36***	—	-.16*	—	—
親和	—	—	—	—	—	—	.19**
集中	.24***	-.17**	—	.41***	—	-.21***	—
驚愕	-.14*	—	—	-.17**	—	—	—
R^2	.33***	.38***	.26***	.17***	.37***	.18***	.14***

a) 標準化係数

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

さないという可能性は否定されるのではないかと考えられる。実験的に誘導した気分が特殊である可能性及び実験的操作がうまくいっていない可能性については、どう考えるかによるが、実験的に誘導した気分が特殊であるというよりは、ある種の単独の気分しか喚起されないと、認知への影響が認められない、というように考えられるのではないだろうか。またこのことについては、感情の同時生起の問題として考えることもできよう。そこには言語的な問題や感情に関する知識の問題、個人差の問題などが複雑に絡み合っているとされている (e.g., 川野・平野・下川, 1992; Russell, 1991)。今後はこういった観点からの検討も必要であると考えられる。

4.2. 自己認知のどの側面に抑うつ傾向及び気分状態が影響を及ぼしているのか

因子別の重回帰分析の結果、因子によって抑うつ傾向及び気分状態の影響は大きく異なっていることが示された。中でも特に顕著な特徴が示されたと考えられるのは、“情動性”と“調和性”に関する面である。“情動性”の側面においては、有意な影響を示した変数の数が多く、抑うつ傾向や気分状態が広く影響していることが示唆される。これはある意味もつともな結果であるとも考えられるが、自己の情動性に関する認知は影響を受けやすく、揺らぎ易い面であると考えられよう。

対人的側面と考えられる“調和性”には否定的感情である“敵意”の負の影響と肯定的感情である“活動的快”の正の影響が認められ、一時的な気分状態が正負ともに影響を及ぼす自己の側面であることが示唆される。

以上から、気分一致効果研究においてはどのような内容の刺激を用いるかによって、抑うつ傾向の効果や気分の効果が認められたり認められなかったりするのではないかと考えられる。したがって、単にポジティブ語-ネガティブ語、抑うつ語-非抑うつ語というような二分的カテゴリーで一致性を検討するのは十分であるとはいえず、その内容的な面にも着目していく必要があると考えられる。榊 (2006) では、自己知識の構造が気分一致・不一致効果の規定因であると述べているが、抑うつにおける気分一致効果についてもそういった観点からの検討が今後望まれるであろう。

4.3. まとめと今後の課題

本研究では、これまでの気分一致効果研究から指摘

されてきた、一時的な気分と慢性的な状態の認知に及ぼす影響の違い、及び認知や気分を一次元的な感情価で一対一対応で捉えることの問題を検討するために、第一に抑うつ傾向におけるネガティブな自己認知の確認および抑うつ傾向と気分状態のいずれが影響しているのかを明らかにすること、第二に自己のどのような側面にどのような抑うつ傾向と気分状態の影響が認められるのかを探索的に検討することを目的とし、田上 (2002, 実験1) の再分析を行った。

結果、第一の目的に関しては、抑うつ傾向においてはネガティブな自己認知が認められると結論づけることはできそうである。しかし、ネガティブ語に関する自己認知においてのみ抑うつ傾向の影響が認められ、ポジティブ語には影響しないという非対称的な効果が本研究では示された。このことから抑うつ傾向はネガティブな認知を促進するが、ポジティブな認知を抑制するわけではないと考えることもできるかもしれないが、この点に関しては今後の検討が必要であると考えられる。これまでの気分一致効果研究では、刺激の感情価をポジティブ-ネガティブなど一次元的に捉えている研究が多かったが、抑うつ傾向における気分一致効果を検討する際には、これまでのような一次元的な捉え方では十分に現象を捉えられない可能性があると考えられ、研究デザインや分析方法など、工夫していく必要があるだろう。

抑うつ傾向と気分状態のいずれの影響が大きいのかという点に関しては、抑うつ気分だけでは認知への影響は認められにくい、敵意や覚醒度の低い快気分の同時生起や覚醒度の高い快気分の低下を伴うことで、気分一致的な認知が生じる可能性が示唆され、抑うつにおける気分一致効果は一時的な気分状態が認知に影響を及ぼした結果ではないという説明 (e.g., Kwiatkowski & Parkinson, 1994; 田上, 2002) は否定される可能性が示唆された。なお、抑うつ傾向と一時的な気分状態とのどちらが認知への影響量が大きいのかという点に関しては、本研究からは明らかになっていない。今後、階層的重回帰分析や共分散構造分析などを用い、明らかにすることが必要であると考えられる。

第二の目的に関しては、自己の側面によって抑うつ傾向や気分状態の影響が異なることが示され、ポジティブ-ネガティブ、抑うつ-非抑うつという二分的な捉え方では十分ではないことが示唆された。このことはまた、気分一致効果研究の中で一時的な気分の影響が認められたり認められなかったりする現象を説明

することにもつながると考えられる。さらに、自己の中でも特に抑うつ傾向が影響を及ぼす側面・及ぼさない側面があることを示唆するものであるとも考えられよう。この点についても今後明らかにしていくことが望まれる。

以上から、抑うつ持続は単なるネガティブな自己認知とネガティブな感情との悪循環によるのではなく、認知、感情ともにもっと特定の関連性があることが示唆される。この点を明らかにしていくことが、抑うつ持続・回復に関するメカニズムの解明にもつながるであろう。

引用文献

- 青木孝悦(1971). 性格表現用語の心理 - 辞典的研究 - 455語の選択, 分類および望ましさの評定 - 心理学研究, **42**, 1-13.
- Beck, A.T. (1976). *Cognitive therapy and the emotional disorders*. New York: International University Press.
- Beck, A.T., Rush, A.J., Shaw, B.F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford.
- Blaney, P.H. (1986). Affect and memory: A review. *Psychological Bulletin*, **99**, 229-246.
- Bower, G.H. (1981). Mood and memory. *American Psychologist*, **36**, 129-148.
- Bower, G.H., & Cohen, P.R. (1982). Emotional influences in memory and thinking: Data and theory. In S.Fiske & M.Clark (Eds.), *Affect and social cognition*, Hillsdale, NJ: Erlbaum, Pp.291-331.
- Bower, G.H., Gilligan, S.G., & Monteiro, K.P. (1981). Selectivity of learning caused by affective states. *Journal of Experimental Psychology: General*, **110**, 451-473.
- Collins, A. M., & Loftus, E. F. (1975). A spreading-activation theory of semantic processing. *Psychological Review*, **82**, 407-428.
- Erber, R., & Erber, M.W. (1994). Beyond mood and social judgment: Mood incongruent recall and mood regulation. *European Journal of Social Psychology*, **24**, 79-88.
- 林潔・塚本嘉寿(1987). Beck Depression Inventory (新改定版) についての検討 埼玉大学教養部紀要 (総合篇), **6**, 45-57.
- 池上知子 (1992). 社会的認知の情報処理 多鹿秀継・川口潤・池上知子・山祐嗣, 情報処理の心理学: 認知心理学入

- 門, サイエンス社, Pp.184-191.
- 川野健治・平野直己・下川昭夫(1992). 感情研究レビュー①: 感情の操作と自己報告について 東京都立大学心理学研究, **2**, 13-20.
- Kwiatkowski, S.J., & Parkinson, S.R. (1994). Depression, elaboration, and mood congruence: Differences between natural and induced mood. *Memory and Cognition*, **22**, 225-233.
- Niedenthal, P.M., & Setterlund, M.B. (1994). Emotion congruence in perception. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **20**, 401-411.
- Parrott, W.G., & Sabini, J. (1990). Mood and memory under natural conditions: Evidence for mood incongruent recall. *Journal of Personality and Social Psychology*, **59**, 321-336.
- Russell, J.A. (1991). In defense of a prototype approach to emotion concepts. *Journal of Personality and Social Psychology*, **60**, 37-47.
- 榊美知子 (2006). 自己知識の構造が気分不一致効果に及ぼす影響 心理学研究, **77**, 217-226.
- 田上恭子(2002). 抑うつにおける自己関連的な認知のネガティブ・バイアス: 気分一致効果に着目して 心理学研究, **73**, 412-418.
- 高橋雅延 (1997). 悲しみの認知心理学: 気分と記憶の関係 松井豊編, 悲嘆の心理, サイエンス社, Pp.52-82.
- 谷口高士 (1991). 認知における気分一致効果と気分状態依存効果 心理学評論, **34**, 319-344.
- 谷口高士 (1997). 学習・記憶と感情 海保博之編, 「温かい認知」の心理学: 認知と感情の融接現象の不思議, 金子書房, Pp.53-75.
- Teasdale, J.D. (1983). Negative thinking in depression: Cause, effect, or reciprocal relationship? *Advances in Behaviour Research and Therapy*, **5**, 3-25.
- 寺崎正治・古賀愛人・岸本陽一 (1991). 多面的感情状態尺度・短縮版の作成 日本心理学会第55回大会発表論文集, 435.
- Watkins, P.C., Mathews, A., Williamson, D.A., & Fuller, R.D. (1992). Mood-congruent memory in depression: Emotional priming or elaboration? *Journal of Abnormal Psychology*, **101**, 581-586.

(2011. 1.24受理)