

■ 論 文 ■

特性不安と抑うつが注意バイアスに及ぼす影響： 空間的手がかりパラダイムによる検討

上 田 紋 佳*

抄 録

高不安者はネガティブ語への選択的注意である注意バイアスを示すことが先行研究から明らかとなっている。しかし、これらの先行研究では、不安と抑うつとの合併による注意バイアスの影響は考慮されていない。そこで本研究では、空間的手がかり課題 (Fox, Russo, Bowles, & Dutton, 2001: 実験 5) を用いて、大学生を対象に、不安と抑うつが共存する場合の注意バイアスの様相について検討した。実験の結果、SOA が 200 ms 条件において、ネガティブ語に対する注意バイアスの大きさについての特性不安と抑うつとの交互作用が認められた。すなわち、抑うつ傾向が弱い場合においては、特性不安と注意バイアス得点の間に負の関係が見られた。一方、抑うつ傾向が強い場合には、特性不安と注意バイアス得点との有意な関係はみられなかった。したがって、Grant & Beck (2006) の「抑うつ傾向の強さは、不安傾向の強さによって生じた注意バイアスを取り消す機能をもつ」という指摘と整合的な結果が得られた。

Keywords : 不安, 抑うつ, 注意, 注意バイアス

問題と目的

近年の不安や抑うつの情報処理モデルの多くは、ネガティブな刺激への選択的注意が不安や抑うつ症状を生起、維持させると仮定する (Cisler, Bacon, & Williams, 2009; 藤原・岩永・生和, 2007; Williams, Watts, MacLeod & Mathews, 1988)。このような感情的な情報への注意のバイアス (偏り) は注意バイアス (attention bias) と

呼ばれる。注意バイアスについては数多くの研究がなされ、不安障害患者や不安傾向が高い健常者、または、うつ病患者や抑うつ傾向が高い健常者は、中性的な情報よりもネガティブな情報に対して選択的に注意を向けることが示された。さらに、その生起プロセスの詳細についても徐々に明らかになってきた。

注意バイアスの研究では、ネガティブな刺激に対する注意のどのプロセスにおいて、不安障害患者やうつ病患者に独自の特徴が見られるのかについて長年検討されてきた。その独自の特徴として、ネガティブ刺激への注意の促進 (facilitated

* Ueda, Ayaka
ルーテル学院大学

attention to negative information) と、ネガティブ刺激からの注意の解放の困難 (difficulty in disengagement from negative information) の二つがある。注意の促進とは、他の刺激と比較して、ネガティブ刺激の位置へより早く容易に注意が引きつけられることを指す。一方、注意の解放の困難とは、ネガティブ刺激に注意が捕らわれ、他の刺激へ注意をシフトすることが難しいことをいう (Cisler et al., 2009; Cisler & Koster, 2010)。この二つの特徴のうち、その存在がかなり強いエビデンスによって支持されているのが、ネガティブな刺激からの注意の解放の困難の現象である (Cisler & Koster, 2010; Wisco, Treat, & Hollingworth, 2012)。ネガティブな刺激からの注意の解放の困難は不安や抑うつ症状の持続と関連するため (Koster, Crombez, Verschuere, Van Damme, & Wiersema, 2006)、不安障害およびうつ病のメカニズムと深く関連すると考えられている。

上記のように、注意バイアスの現象は、様々な課題によって検討されているが、空間的注意の分配を測定する空間的手がかりパラダイム (spatial cuing paradigm) によって報告されることが多い (Cisler & Koster, 2010)。この空間的手がかりパラダイムを用いた研究のうち、不安研究では注意バイアスの現象は頑健であることが報告されている (Bar-Haim, Lamy, Pergamin, Bakermans-Kranenburg, & van IJzendoorn, 2007; Cisler et al., 2009; Cisler & Koster, 2010)。それに対して、同じパラダイムを用いた抑うつ研究では、注意バイアスを報告する知見 (Ellenbogen & Schwartzman, 2009; Koster, De Raedt, Goeleven, Franck, & Crombez, 2005; Koster, De Raedt, Leyman, De Lissnyder, 2010) と報告しない知見 (Koster, Leyman, De Raedt, & Crombez, 2006; Wisco et al., 2012) が混在しており、結果が一貫していない。つまり、注意の解放の困難の現象は高不安者では頑健に見られるが、抑うつ者においてはそうでないといえる。

しかしながら、空間的手がかりパラダイムを用いたこれらの研究では、不安と抑うつの合併

による注意バイアスへの影響が考慮されていないという問題がある。注意バイアス研究は不安研究と抑うつ研究という異なる研究領域でほぼ独立に発展してきたが (Koster et al., 2006b)、不安障害とうつ病は高率で合併することが知られている (LeMoult & Joormann, 2010; Mineka, Watson, & Clark, 1998)。しかし、これまでの多くの研究は、不安障害とうつ病の合併患者と合併していない患者 (うつ病を併発していない不安障害患者や不安障害を併発していないうつ病患者) の間で、注意バイアスがどのように異なるのかについてほとんど検討してこなかった (LeMoult & Joormann, 2010)。

このような合併の視点を欠く研究では、合併することによって初めて生じる現象を見逃したり、治療的観点から研究知見を解釈する際に、その研究知見を合併患者に適用しても問題はないのかという問いに答えることができなかつたりするという問題がある。不安と抑うつの合併による影響は、空間的手がかりパラダイムとは異なる注意課題を用いた先行研究において指摘されている。具体的には、不安と抑うつの共存について検討した数少ない研究として、情動ストロープ課題 (emotional Stroop task) を用いた以下の二つの研究が挙げられる。情動ストロープ課題とは、古典的なストロープ課題を発展させた課題である。着色された感情語が刺激として用いられ、実験参加者はその色を言うことが求められる。ネガティブ語の方が中性語よりも命名までの時間が長い場合、注意バイアスが生じていると解釈する。

まず、Grant & Beck (2006) では、大学生を対象とし、社交不安のみが高い社交不安群、抑うつのみが高い抑うつ群、両方が高い社交不安/抑うつ群の三つの群に対して、情動ストロープ課題を行った。その結果、社交不安群は社会的脅威語と抑うつ語の両方に対して注意バイアスを示したのに対して、抑うつ群と社交不安/抑うつ群は注意バイアスを示さなかった。これらの結果から、Grant & Beck (2006) は、抑うつの症状が相乗的に社交不安に関連した情動ストロープ効果を無

効にすることを指摘している。

また, Bradley, Mogg, Miller, & White (1995) では, うつ病を併発していない全般性不安障害患者と併発している全般性不安障害患者を対象に, 情動ストループ課題を実施した。課題では, 刺激の半分は閾下提示され, 残りの半分は閾上提示された。実験の結果, うつ病を併発していない全般性不安障害患者は, 健常者と比較して, 閾下提示条件と閾上提示条件の両者において, 中性語よりもネガティブ語への反応時間が長く, 注意バイアスが見られた。一方, うつ病を併発している全般性不安障害患者では注意バイアスは見られず, 臨床患者における不安と抑うつが共存する場合には, 注意バイアスが見られないと指摘している。

さらに, 抑うつと不安の合併について直接検討されてはいないが, 情動ストループ課題を用いた Mogg, Bradley, Williams, & Mathews (1993) の研究も参考になる。高不安者は, 抑うつ者および統制群と比較して, 閾下条件と閾上条件のどちらにおいても, ネガティブ語に対する反応時間が長く, 注意バイアスが見られた。一方, 抑うつ者は, 高不安者と同程度の不安の高さであったが, 注意バイアスが得られなかった。このことから, Mogg et al. (1993) は抑うつの高まりによって, 不安に関する注意バイアスが得られなくなるという予測を提出している。

このように, これらの先行研究の共通点として, 不安のみが高い群では注意バイアスを示すのに対して, 不安と抑うつの高まりが高い群では注意バイアスを示さないことを指摘できる。すなわち, 抑うつ傾向の高まりは, 不安傾向の高まりによって生じた注意バイアスを取り消す機能をもつことが予測される (Grant & Beck, 2006)。

そこで, 本研究では, 第一の目的として, 不安と抑うつとの合併の影響を考慮し, 空間的手がかりパラダイムを用いて, 注意バイアスにおける特性不安と抑うつとの相互作用の影響の検討を行う。本研究では, 空間的手がかりパラダイムとして, Fox, Russo, Bowles, & Dutton (2001, 実験5) の手続きを用いる。空間的手がかりパラダイムの課

題では, 中央に手がかり刺激が提示され, 手がかり刺激の周辺に提示されるターゲット刺激に反応することが要求される。従来の空間的手がかりパラダイムではターゲット刺激が提示されると手がかり刺激は消えてしまうのに対して, この課題ではターゲット刺激への反応があるまで手がかり刺激が提示され続けるのが特徴である。その点で, 注意の解放を測定するのに, より望ましい手続きである (Weierich, Treat, & Hollingworth, 2008)。

さらに本研究では, 第二の目的として, 刺激の提示時間についても検討する。注意バイアスの先行研究では現象の検出において刺激提示時間が重要な要因となる。本実験では, 複数の刺激提示時間を設け, 体系的に提示時間の影響を検証する。具体的には, 刺激の SOA (stimulus onset asynchrony: 刺激開始時間差) 条件として, 200, 400, 600 ms の 3 条件をを実験参加者内要因とし, 提示時間の長さが, ネガティブ語からの注意の解放の困難の現象に及ぼす影響を検討する。

方法

実験参加者 大学生・大学院生 65 名が参加した。平均年齢は 19.58 歳 (標準偏差 0.76) であった。

実験装置 刺激の提示および実験参加者の反応取得には, ノートパソコン (Panasonic Let's note CF-W2), 15 インチ・ディスプレイ (Intel 82852GM) およびマウス (ELECOM M-M3URBU) を使用した。刺激提示の制御および反応時間の取得のため, ONION software のプログラム言語 HSP (Hot Soup Processor) version3.1 によって独自に作成したプログラムを使用した。

刺激 手がかり刺激は, 五島・太田 (2001) のデータベースから, ネガティブ語, ポジティブ語, 中性語の漢字二字熟語がそれぞれ 20 語選択された。各 20 語のうち, 10 語が本試行の刺激, 6 語がフィルター項目, 4 語が練習課題の刺激として割り振られた。フィルター項目とは, 本試行の最初と最後に提示される試行であり, これらの試行は分析から

除外される。本試行の刺激の抽出の基準は、ネガティブ語、ポジティブ語、中性語の条件間で感情価の得点が異なり、かつ、使用頻度、心像性、連想数、モーラ数、総画数の5つの属性が感情価の

条件間で大きく異ならないというものであった。各条件における感情価、使用頻度、心像性、連想数、モーラ数、総画数の平均 (SD) を Table 1 に示した。漢字二字熟語の感情価および心像性は五島・

Table 1 ネガティブ語, ポジティブ語, 中性語の属性の平均 (SD)

属性	ネガティブ語	ポジティブ語	中性語
感情価	6.45 (0.09)	1.96 (0.06)	3.99 (0.07)**
使用頻度	0.01 (0.00)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
心像性	5.24 (0.51)	5.01 (0.50)	4.69 (0.66)
連想数	2.87 (0.46)	2.61 (0.32)	2.56 (0.44)
モーラ数	3.50 (0.50)	3.70 (0.46)	3.60 (0.49)
総画数	19.50 (5.75)	20.40 (3.32)	19.90 (3.75)

** $p < .01$

漢字二字熟語の感情価および心像性は五島・太田 (2001) のデータベースを用いた。感情価は、1：非常にポジティブ、4：ニュートラル、7：非常にネガティブの7段階で評定されている。心像性は、1：非常にイメージしにくい、4：どちらともいえない、7：非常にイメージしやすいの7段階で評定されている。

太田 (2001), 使用頻度は国立国語研究所 (1976), 連想数は五島・太田 (2002) によって調査された基準表を用いた。これらの6つの属性に関して、それぞれ単語の感情価 (ネガティブ, ポジティブ, 中性の3水準) を対応のない要因とする一要因分散分析を行った。その結果, 感情価において有意な差が認められた ($F(2,27) = 7963.8, p < .001$)。Ryan 法による多重比較を行ったところ, 全ての水準間で有意差がみられ, ポジティブ < 中性 < ネガティブという結果が得られた ($p < .001$)。使用頻度, 心像性, 連想数, モーラ数, 総画数の5つ

の属性に関しては有意な差が認められなかった。刺激はすべて白地に黒い文字で提示された。刺激のサイズは一文字縦 $3.96^\circ \times$ 横 3.96° であった。ターゲット刺激として S または X が用いられた。サイズは縦 $3.96^\circ \times$ 横 3.96° で, 画面中央の手がかり刺激から左右上下 3.96° 離れて提示された。**手続き** 実験は練習課題, 本実験, 質問紙の回答の順に行われた。実験参加者には視覚実験であることが予め伝えられた。実験参加者の頭部を顎台で固定し, 60 cm 前方にディスプレイを配置した。注意課題の各試行の流れの概略を Figure 1 に

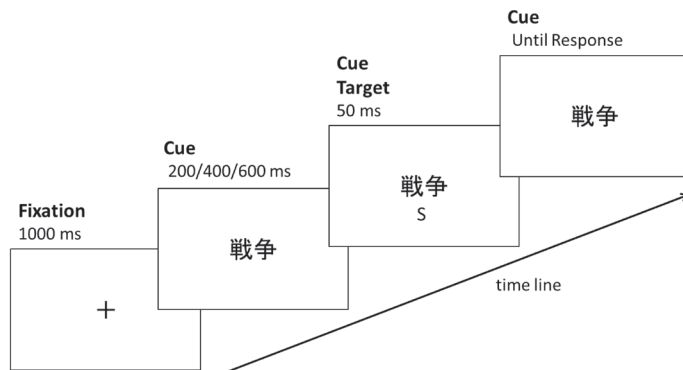


Figure 1 空間的手がかりパラダイムの各試行の概略

示した。各試行では、はじめに注視点「+」が中央に 1000 ms 提示され、実験参加者は注視点を注視するように教示された。続いて、手がかり刺激として漢字二字熟語が画面の中央に提示された。手がかり刺激は SOA 条件の長さで提示され、ターゲット刺激として S または X が手がかり刺激の左右上下のいずれかの位置に 50 ms だけ提示された。実験参加者はターゲット刺激である S が出現したらマウスの左クリックを、X が出現したら右クリックを、できるだけ速く正確に押すことが求められた。実験参加者の反応が得られるまで、手がかり刺激は提示され続けた。ターゲット刺激が提示されてからの反応時間を測定した。反応が得られ次第、次の試行に移った。試行間の時間間隔は 500 ms であった。

実験参加者は、12 回の練習試行の後に、本実験を行った。本実験は、フィラー項目と本試行から構成された。本試行の最初と最後に 9 個ずつ、分析から除外するフィラー項目が加えられた。以下に、本試行のターゲットの提示方法に関する手続きを説明する。本試行は全 360 試行であり、各 SOA 条件は 120 試行から構成された。各 SOA 条件では、ターゲットの提示位置が手がかり刺激の左である試行が 30 試行、右が 30 試行、上が 30 試行、下が 30 試行であった。手がかり刺激 1 単語につき、ターゲット刺激は手がかり刺激の左右上下に提示された。また、手がかり刺激 1 単語に対するターゲット刺激として S、X の 2 種類が等しい割合で割り振られた。つまり、本試行では、ある 1 つの手がかり刺激につき、ターゲット刺激が左右上下の位置に提示された。その 4 回の提示回数のうち、ターゲット刺激として S と X がそれぞれ 2 回ずつ割り振られた。このターゲットの提示位置とターゲットの種類を組み合わせをラン

ダムに 10 セット分作成した。この 10 セットを基に、ネガティブ語、ポジティブ語、中性語は同じターゲットの提示位置とターゲットの種類組み合わせによって提示された。以上より、本試行は、手がかり刺激数（ネガティブ語 10 個、ポジティブ語 10 個、中性語 10 個の合計 30 個）×ターゲットの提示位置（左右上下の 4 通り）× SOA 条件（200, 400, 600 ms の 3 通り）の計 360 試行から構成され、実験参加者ごとにランダムな順序で提示された。120 試行、240 試行後に、3 分間の休憩が挿入された。本実験では、フィラー項目 18 試行と本試行 360 試行の合計 378 試行であった。

質問紙は、日本語版状態－特性不安検査 (STAI: 清水・今栄, 1981)、自己評価抑うつ性尺度 (SDS: 福田・小林, 1973)、年齢などを尋ねるフェイスシートから構成された。なお、注意課題の直後、5 分程度の記憶課題を実施したが、本論文では記憶課題に関する報告は行わない。実験は全体で 35 分から 40 分程度であった。

倫理的配慮 本研究は著者が実験当時所属していた兵庫教育大学大学院において、実施されたものである。当時は倫理委員会が設置されていなかったが、指導教員の指導のもと、倫理面に十分配慮して実施された。実験計画に関しては、実験参加者へ与える身体的・精神的影響を十分考慮したものであった。実験の前に、実験者が実験の目的を説明し、実験参加者からの実験参加の同意を得た。また、実験終了後に、実験目的について実験者から事後説明がなされた。

結果

実験参加者全体の各尺度の平均および標準偏差を Table 2 に示す。

Table 2 実験参加者の各尺度得点の平均と標準偏差

	平均	標準偏差
特性不安 (STAIT)	48.46	7.63
抑うつ (SDS)	42.78	5.71
状態不安 (STAIS)	41.25	5.78

反応時間の分析

注意課題における正答反応（ターゲットに対する反応が正しかった反応）を分析対象とした。反応時間 100 ms から 1000 ms のもの以外は外れ値とした。さらに、守谷・丹野（2007）を参考に、各実験参加者において、平均反応時間 ± 3SD 以上に相当する値を外れ値として除外した。これらの操作によって、除去されたデータは、全体の 1.66% であった。各刺激に対する平均反応時間を Table 3 に示す。

階層的重回帰分析

注意バイアスに対する特性不安、抑うつ、状態不安、およびそれらの交互作用の影響を検討するために、階層的重回帰分析を行った（Table 4）。階層的重回帰分析には HAD12.23（清水・村山・大坊, 2006）を使用した。各 SOA 条件におけるネガティブ語への反応時間から中性語の反応時間を引いた得点（以下、ネガティブバイアス得点とする）、ポジティブ語への反応時間から中性語の反応時間を引いた得点（以下、ポジティブバ

Table 3 SOA 条件における反応時間の平均（標準偏差）(ms)

	SOA 条件		
	200ms	400ms	600ms
ネガティブ語	430.11 (51.09)	404.32 (47.43)	410.92 (48.78)
中性語	427.95 (46.66)	410.62 (48.57)	411.05 (45.61)
ポジティブ語	427.00 (48.31)	402.26 (44.79)	406.58 (47.82)

Table 4 階層的重回帰分析の結果

説明変数	200ms		400ms		600ms	
	Step1	Step2	Step1	Step2	Step1	Step2
ネガティブ						
Step1						
状態不安	-.017	.162	.025	.056	-.066	-.108
特性不安	-.214	-.228	-.194	-.205	.243	.240
抑うつ	.269	.131	.015	-.042	-.061	-.042
Step2						
状態不安 × 特性不安		.174		-.065		-.048
状態不安 × 抑うつ		-.256		-.022		.022
特性不安 × 抑うつ		.335*		.113		-.094
R ²	.048	.162	.033	.048	.043	.051
ΔR ²	.048	.113	.033	.015	.043	.009
ポジティブ						
Step1						
状態不安	.065	.117	-.194	-.199	-.149	-.194
特性不安	-.214	-.270	-.108	-.097	.283	.248
抑うつ	.081	-.092	.119	.166	-.103	-.164
Step2						
状態不安 × 特性不安		-.138		.119		-.175
状態不安 × 抑うつ		-.284		-.017		-.090
特性不安 × 抑うつ		.068		-.076		-.108
R ²	.031	.137	.050	.065	.063	.120
ΔR ²	.031	.107	.050	.015	.063	.058

数値は標準化偏回帰係数。

* $p < .05$

イアス得点とする)を目的変数として行った。正のネガティブバイアス得点は、中性語と比べてネガティブ語からの注意の解放が困難であることを示し、負の場合は中性語と比べてネガティブ語からの注意の解放が促進されていることを示す。ステップ1で、状態不安、特性不安、抑うつを説明変数として投入した。説明変数の値には、中心化得点を使用した。ステップ2では、状態不安と特性不安の交互作用項(以下、状態不安×特性不安)、

状態不安と抑うつとの交互作用項(以下、状態不安×抑うつ)、特性不安と抑うつとの交互作用項(以下、特性不安×抑うつ)を投入した。

分析の結果、ネガティブバイアス得点において、200 ms 条件で、特性不安×抑うつとの交互作用が有意であった($\beta = .34, t = 2.54, p < .05$)。そこで、交互作用の詳細を検討するために、Cohen & Cohen (1983)に基づき、 $\pm 1SD$ を基準に、下位検定を行った(Figure 2)。その結果、抑うつ

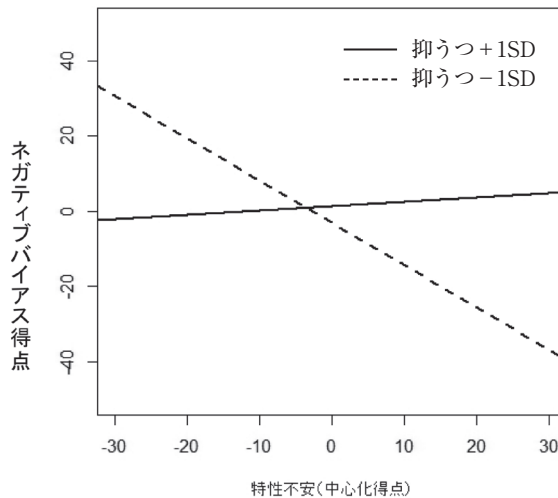


Figure 2 200ms 条件における抑うつと特性不安がネガティブバイアス得点に与える影響

が低い場合(-1SD)には、特性不安が高いほど、ネガティブバイアス得点が低くなることが示された($b = -1.13, t = -2.65, p < .05$)。一方で、抑うつが高い場合(+1SD)には、有意な傾斜は認められなかった。ネガティブバイアス得点におけるその他の主効果および交互作用は有意ではなかった。また、ポジティブバイアス得点については、状態不安、特性不安、抑うつとの主効果および交互作用はいずれも有意ではなかった。

考察

本研究の第一の目的は、ネガティブ語からの注意の解放の困難の現象を検出するのに適した空間の手がかり課題である Fox et al. (2001, 実験5)の手続きを用い、注意バイアスにおける特性不安

と抑うつとの相互作用の影響を検討することであった。実験の結果、200 ms 条件においてネガティブバイアス得点における特性不安と抑うつとの有意な交互作用が認められた。特に、抑うつが低い参加者において、特性不安とネガティブバイアス得点の間に有意な負の関係が見られた。一方、抑うつが高い参加者の場合には、特性不安とネガティブバイアス得点との有意な関係はみられなかった。したがって、先行研究から予測された、抑うつ傾向の高さは、不安傾向の高さによって生じた注意バイアスを取り消す機能をもつという Grant & Beck (2006)の指摘を支持する結果が得られた。

不安と抑うつが注意バイアスに及ぼす影響

本研究では、200 ms 条件のみで、ネガティブ語に対する注意バイアスに特性不安と抑うつとの有

意な交互作用が見られた。事後検定では、抑うつが低い参加者において、特性不安とネガティブバイアス得点との関連がみられた。このことから、社交不安群 (Grant & Beck, 2006) や全般性不安障害患者 (Bradly et al., 1995), 高不安者 (Mogg et al., 1993) において注意バイアスが得られた先行研究と同様の結果が得られたといえる。つまり、不安と抑うつを両方を考慮した場合、注意バイアスは不安のみと関連し、抑うつとは関連しないことが本研究からも示された。

一方、抑うつが高い場合は、特性不安とネガティブバイアス得点との関係はみられなかった。Figure 2 から読み取れるように、切片の値もおおよそ 0 であることから、抑うつが高い場合には、特性不安が高い場合であっても、ネガティブ語に対する注意バイアスが生じていないといえる。この結果は、抑うつ群では注意バイアスが認められなかった Grant & Beck (2006) の知見と整合的である。

これらの本研究の結果は、Grant & Beck (2006) が主張するように、抑うつ傾向の高さが、相乗的に不安に関した注意バイアスを無効にするという解釈を支持するものである。しかしながら、SOA 条件が 200 ms であるときのみそのような関係がみられた点については上記の先行研究からは解釈しきれない。不安と抑うつを合併が注意バイアスに及ぼす影響はそれよりも複雑な要因によって規定されていると言える。今後はその機序を明らかとするために、刺激の性質、提示時間、注意課題などの要因に着目して、知見を積み重ねていく必要があるだろう。

ネガティブ語からの注意の解放

本研究では、ネガティブバイアス得点の 200 ms 条件でみられた特性不安と抑うつを交互作用において、抑うつが低い場合に特性不安とネガティブバイアス得点に負の関係が示された (Figure 2)。この結果は、抑うつが低く、特性不安が高い場合は、中性語よりもネガティブ語に対する反応時間が速い、つまり、ネガティブ語から

の注意の解放が速いと解釈される。したがって、本研究の結果は抑うつが低い場合において、特性不安の高さはネガティブ語からの注意の解放を促進することを示すものである。

この結果は、これまで先行研究で報告されてきた、不安や抑うつの高い者はネガティブ刺激からの注意の解放が困難であるとする知見と逆の結果である。その原因として、SOA の長さが 200 ms と比較的短い点が考えられる。空間的手がかりパラダイムを用いた不安に関する注意バイアスの研究では、SOA が 600 ms に設定された Fox et al. (2001, 実験 5) と Georgiou, Bleakley, Hayward, Russo, Dutton, Eltiti, & Fox (2005) の両方で注意の解放の困難が報告されている。また、守谷・丹野 (2007) は、SOA の長さが社交不安が高い健常者の注意バイアスに及ぼす影響を検討している。SOA は 100 ms と 800 ms の 2 条件に設定され、800 ms 条件では社交不安高群において社会的脅威語からの注意の解放が難しいことが示されたが、100 ms 条件では、社交不安高群と社交不安低群で社会的脅威語に対する反応時間に差は認められなかった。これらの先行研究から、不安における注意の解放の困難はある程度の SOA の長さを必要とするといえる。それに対して、本研究では、交互作用がみられたのが 200 ms 条件であることから、SOA が比較的短い条件においてネガティブ刺激からの注意の解放の促進が見られる可能性が示された。注意バイアス現象の検出において刺激提示時間は重要な要因となるため、今後、体系的に SOA の長さを操作し、不安と抑うつを合併における注意バイアスについて検討する必要があるだろう。

本研究の限界点

本研究の限界点として、本研究の知見は健常な大学生を対象とした実験によって得られたものである点があげられる。そのため、本研究で得られた知見をそのまま不安障害患者やうつ病患者に当てはめることは出来ない。一方で、不安や抑うつ傾向が高い健常者によるアナログ研究は、注意バ

イアスの現象を明らかにするための重要な第一歩であり (Grant & Beck, 2006), また, 臨床患者を対象とした研究の必要性を正当化する準備データとして位置付けることができる (Koster et al., 2010)。したがって, 将来的には臨床患者を対象とし, 追試を行う必要がある。

今後の課題

最後に, 不安と抑うつ の合併研究の重要性について述べる。まず, 不安と抑うつ の合併に関する研究は, 臨床的な視点からも非常に重要である。不安障害やうつ病は, 単体の場合と比べて, 合併した場合に自殺のリスクが高まったり, 治療が長引いたり重症化することが報告されている (Mineka, Watson, & Clark, 1998)。したがって, このような重症化のメカニズムを明らかにするためにも, 本研究のような基礎研究の蓄積が重要である。

次に, 本研究の知見は応用可能性の観点から, 重要な視点を提供するものと考ええる。近年, 注意バイアスに着目した治療法として注意バイアス修正法 (attention bias modification) が注目されている (Bar-Haim, 2010)。注意バイアス修正法とは, 注意バイアス課題の手続きを応用して, ネガティブな刺激に選択的な注意を示さないように, トレーニングする方法である。注意バイアス修正法の研究では, 不安障害や特性不安のみ扱うことが多く, 抑うつとの合併に関する議論は十分ではない。不安と抑うつ の交互作用が注意バイアスに影響することを示した本研究や, 抑うつ の症状が相乗的に不安に関した注意バイアスを相殺する可能性を示した Bradley et al. (1995) や Grant & Beck (2006) の知見は, 不安障害とうつ病の合併患者に対する注意バイアス修正法の課題の開発や効果の検証の必要性を示すものである。このような臨床的応用可能性の観点からも, 不安と抑うつ の併発と注意バイアスの関係を検討する必要があるだろう。

文献

- Bar-Haim, Y. (2010). Research Review: attention bias modification (ABM): a novel treatment for anxiety disorders. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 51, 859–870.
- Bar-Haim, Y., Lamy, D., Pergamin, L., Bakermans-Kranenburg, M. J., & van IJzendoorn, M. H. (2007). Threat-related attentional bias in anxious and non-anxious individuals: A meta-analytic study. *Psychological Bulletin*, 133, 1–24.
- Bradley, B. P., Mogg, K., Millar, N., & White, J. (1995). Selective processing of negative information: Effects of clinical anxiety, concurrent depression, and awareness. *Journal of Abnormal Psychology*, 104, 532–536.
- Cisler, J.M., Bacon, A.K., & Williams, N.L. (2009). Phenomenological Characteristics of Attentional Biases Toward Threat; A Critical Review. *Cognitive Therapy and Research*, 33, 221–234.
- Cisler, J.M., & Koster, E.H.W. (2010). Mechanisms of attentional biases towards threat in anxiety disorders: An integrative review. *Clinical Psychology Review*, 30, 203–216.
- Cohen, J., & Cohen, P. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (2nd ed). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Ellenbogen, M. A., & Schwartzman, A. E. (2009). Selective attention and avoidance on a pictorial cueing task during stress in clinically anxious and depressed participants. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 128–138.
- Fox, E., Russo, R., Bowles, R., & Dutton, K. (2001). Do threatening stimuli draw or hold attention in subclinical anxiety? *Journal of experimental psychology. General*, 130, 681–700.
- 藤原裕弥・岩永 誠・生和秀敏 (2007). 「不安と抑うつ における認知バイアスに関する研究」『行動療法研究』, 33, 145–155.
- Georgiou, G. A., Bleakley, C., Hayward, J., Russo, R., Dutton, K., Eltiti, S., & Fox, E. (2005). Focusing on fear: attentional disengagement from emotional faces. *Visual Cognition*, 12, 145–158.
- 五島史子・太田信夫 (2001). 「漢字二字熟語における感情価の調査」『筑波大学心理学研究』, 23, 45–52.
- 五島史子・太田信夫 (2002). 「感情語における連想数の差異」『筑波大学心理学研究』, 24, 37–42.
- Grant, D.M., & Beck, J.G. (2006). Attentional biases in social anxiety and dysphoria: Does comorbidity

- make a difference? *Journal of Anxiety Disorders*, 20, 520-529.
- 福田一彦・小林重雄 (1973). 「自己評価式抑うつ性尺度の研究」『精神神経学雑誌』, 75, 673-679.
- 国立国語研究所 (1976). 現代新聞の漢字 秀英出版
- Koster, E. H. W., Crombez, G., Verschuere, B., Van Damme, S., & Wiersema, J. R. (2006). Components of attentional bias to threat in high trait anxiety: Facilitated engagement, impaired disengagement, and attentional avoidance. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1757-1771.
- Koster, E. H. W., De Raedt, R., Goeleven, E., Franck, E., & Crombez, G. (2005). Mood-congruent attentional bias in dysphoria: Maintained attention to and impaired disengagement from negative information. *Emotion*, 5, 446-455.
- Koster, E. H. W., De Raedt, R., Leyman, L., & De Lissnyder, E. (2010). Mood-congruent attention and memory bias in dysphoria: Exploring the coherence among information-processing biases. *Behaviour Research and Therapy*, 48, 219-225.
- Koster, E. H. W., Leyman, L., De Raedt, R., & Crombez, G. (2006). Cueing of visual attention by emotional facial expressions: The influence of individual differences in anxiety and depression. *Personality and Individual Differences*, 41, 329-339.
- LeMoult, J., & Joormann, J. (2010). Attention and memory biases in Social Anxiety Disorder: The role of comorbid depression. *Cognitive Therapy and Research*, 36, 47-57.
- Mineka, S., Watson, D. W., & Clark, L. A. (1998). Comorbidity of anxiety and unipolar mood disorders. *Annual Review of Psychology*, 49, 377-412.
- Mogg, K., Bradley, B. P., Williams, R., & Mathews, A. (1993). Subliminal processing of emotional information in anxiety and depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 304-311.
- 守谷 順・丹野義彦 (2007). 「社会的脅威刺激からの注意の解放：社会不安の視点から」『認知心理学研究』, 4, 123-131.
- 清水秀美・今栄国晴 (1981). 「STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORY の日本語版 (大学生用) の作成」『教育心理学研究』, 29, 62-67.
- 清水裕士・村山綾・大坊郁夫 (2006). 「集団コミュニケーションにおける相互依存性の分析 (1) コミュニケーションデータへの階層的データ分析の適用」『電子情報通信学会技術研究報告』, 106, 1-6.
- Weierich, M. R., Treat, T. A., & Hollingworth, A. (2008). Theories and measurement of visual attentional processing in anxiety. *Cognition & Emotion*, 22, 985-1018.
- Williams, J. M. G., Watts, F.N., MacLeod, C., & Mathews, A. (1988). *Cognitive psychology and emotional disorders*. Chichester, UK: Wiley.
- Wisco, B. E., Treat, T. A., & Hollingworth, A. (2012). Visual attention to emotion in depression: Facilitation and withdrawal processes. *Cognition & Emotion*, 26, 602-614.

Effects of Trait Anxiety and Dysphoria on Attention Bias: Experimental Studies Using a Spatial Cueing Paradigm

Ueda, Ayaka

Previous studies have shown that anxious individuals show a phenomenon called attention bias, paying too much attention to negative stimuli. However, these studies have not investigated the effects of comorbid anxiety and dysphoria on emergence of attention bias. The present study examines the influence of the comorbidity on undergraduate students by using a spatial cueing paradigm (Fox, Russo, Bowles, & Dutton, 2001 : Exp 5). As a result, a significant interaction effect was found between anxiety and dysphoria on occurrence pattern of attention bias in the 200 ms condition of SOA. For participants with low dysphoria tendency, high trait anxiety was associated with lower attention bias score. On the other hand, for participants with high dysphoria tendency, there was no significant relationship between trait anxiety and attention bias score. These results support the suggestion of Grant & Beck (2006) that people's tendency to high dysphoria might synergistically cancel out attention bias associated with trait anxiety.

Keywords: anxiety, depression, attention, attention bias