

大学生の抑うつ傾向

—自己注目及び時間的展望との関係—

神田 信彦*・林 潔**

Depressive Tendency in University Students: Relation with Self-focus and Time Perspective

Nobuhiko KANDA and Kiyoshi HAYASHI

This study examined the relationships between depressive tendency and, time perspective, self-focus, self-esteem and the sense of trust. In study 1, a self-fullness and self-esteem were negative relation with depressive tendency. Study 2 showed that the self-preoccupation had a positive influence and the acceptance of past and hope had a negative influence on the depressive tendency after two months. However, in the analysis that adds the first depression tendency as an explaining variable, the influence of the self-preoccupation and acceptance of past disappeared. In addition, in the analysis concerning was the amount of the change of depressive tendency, it was shown that consistent low self-focus related to consistent low level of depressive tendency.

key words: depressive tendency, time perspective, self-preoccupation

問 題

抑うつに関する認知的理論によれば、否定的な認知が抑うつに関連するとされる（例えば、Beck, 1967, 1976; Bower, 1981; Teasdale & Dent, 1987）。これらは認知過程やその形式と、認知の内容から抑うつとの関係を扱っている。本研究においても認知過程や形式と認知の内容を取りあげ抑うつ傾向との関係を検討する。

認知過程やその認知の形式については、例えば、抑うつの認知的歪曲理論 (Beck, 1976) では、抑うつは認知の障害の結果であると考えられる。そこでは外界の刺激の解釈の仕方が焦点となり、自動思考、体系的推論の誤りおよび抑うつスキーマが想定される。

認知過程や認知の形式に関しては、この20年は

どの間に、抑うつに見られる特徴と自己注目によって生ずる自己に対する否定的認知という特徴との類似性が注目され、研究が進展している（例えば、Ingram & Smith, 1984; Pyszczynski & Greenberg, 1987; Sakamoto, 1998ab, 2000）。自己注目には状態に関するものと人格特性に関するものがある。本研究では人格特性である自己意識特性と自己没入に注目した。自己意識特性 (Fenigstein, Scheier, & Buss, 1975) とは私的自己意識特性と公的自己意識特性の2つからなり、前者は自分の感情、態度や思考など他者が直接知ることのできない側面に注意を向ける傾向であり、後者は自分の行動や外見など他者からも観察可能な自分を意識しやすい傾向を表す。Beck Depression Inventory (Beck, 1976; BDI) で測定される抑うつと自己意識特性との関係を扱っ

* 文教大学人間科学部
Department of Human Science, Faculty of
Human Science, Bunkyo University

** 白梅学園短期大学
Department of Psychology, Shiraume Gakuen
College

たこれまでの研究の多くは、BDI 得点と私的自己意識特性との間に有意で弱い正の相関を得ている。例えば Ingram & Smith (1984) は大学生を対象に .23~.32 の相関を、坂本 (1992) は同様に大学生を対象として .27 の相関を得ている。一方、公的自己意識特性との間に相関関係を得ている研究はほとんど見られず、坂本 (1992) が .20 と低い相関を得ている程度である。こうした結果は自己の内面に注意を向けやすい特性と抑うつ傾向との間に一定の関係があることを示唆している。

また坂本 (1998) は抑うつと自己注目の3段階モデルを提唱し、抑うつの脆弱性要因および抑うつ傾向を持続させる要因として“自己没入”をそのモデルに組み入れている。坂本によれば自己没入は「自己に注意が向きやすく、自己に注意が持続する特性」である。上述の私的自己意識特性が自己への注意の向きやすさを扱った概念であるのに対して、自己没入は主に自己注目の持続を扱う概念である。Sakamoto (1998b) は没入尺度 (Preoccupation Scale) を作成し、下位尺度として自己没入 (Self-Preoccupation Scale) と外界没入 (External-Preoccupation) の2因子を抽出し尺度を構成し、さらに抑うつと、自己意識特性と自己没入との相関関係を検討し、私的自己意識特性に比べ自己没入が抑うつと高い相関を示すことを明らかにした。また、Sakamoto (1998a) は4カ月間隔で2回の調査を実施し、1回目の調査の“自己没入”の高低が抑うつに関係すること、さらに自己没入が高い回答者では、4カ月の間に経験したネガティブな出来事の数が多いほど抑うつ傾向が増加することを明らかにした。Sakamoto の研究は否定的認知が抑うつに影響するという方向を確認しようとするものである。しかし、McGrath & Repetti (2002) は否定的認知から抑うつへの影響を確認できず、抑うつが否定的認知に影響するという結果を得ている。

認知の内容としては、上述の Beck の理論において、自動思考が“自己に対する否定的認知”、“自分を取り巻く状況(世界)に対する否定的認知”“未来に対する否定的認知”および“過去に対する否定的認知”を生じさせると考えている。特に前者3者は抑うつの認知の3つの徴候と呼ばれている。Beck はこれらを背景として抑うつが発症すると考える。Beck はこれらの認知の3つの徴候について以下の

ように述べている。「“自己”については不快な心理的、道徳的、身体的な欠点を自分に帰属する傾向である。“世界”は進行している経験を否定的な方法で解釈することである。すなわち過大な要求をし、目標達成のために克服しがたい障害があると見なしていることである。“未来”は絶えることのない困難、欲求不満や剥奪を予期することである。」(Beck, Rush, Shaw, & Emery, 1979)。また、“世界”は人生体験とも置き換えられている (Beck, 1976)。抑うつと否定的認知との関係に関する研究は多数行われている。例えば、抑うつの青年や子どもは自分を不幸であると考え、また将来について否定的期待を抱いていた (Asarnow & Bates, 1988; Mccauley, Mitchell, Burke, & Moss, 1988)。

本研究では、認知の内容に関わる概念として時間的展望を取り上げた。時間的展望は、「ある一定の時点における個人の心理学的過去および未来についての見解の総体」(Lewin, 1951) である。時間的展望は適応に関わる変数と関係があるとされ、例えば無気力との関係 (杉山・神田, 1996) や非行少年との関係 (勝俣・篠原・村上, 1982; 杉山・神田, 1991) などが研究されている。これらによれば、時間的展望が否定的であるほど不適応傾向が強いという結果が得られている。

白井 (1997) は時間的展望に関わる概念を詳細に検討し精緻化を行っている。それによれば、時間的展望は広義と狭義に分けられ、広義の時間的展望には狭義の時間的展望 (過去・現在・未来が事象によって分節化されるものと捉えた時のその事象の広がりや数、相互の関係)、時間的態度 (過去・現在・未来に対する感情的評価あるいは、将来または過去の事象に対する肯定的あるいは否定的評価の総体)、および狭義の時間知覚 (時間の流れる速さやその方向性、連続性等に関わる評価や判断) が含まれ、従来これに含まれていた時間的指向性を「過去・現在・未来の相互関係についての信念体系によるところの過去・現在・未来の重要性の順序づけである」と定義し、時間的展望とは独立した概念であるとした。本研究ではこれらのうち時間的態度を取り上げる。白井は時間的指向性を“信念”であるとしており、日常の通常を経験を通じて容易に変動するとは想定しにくい。また狭義の時間的展望はその構成要素が多くさらに肯定的側面や否定的側面を容易には

捉えにくいと考えられる。一方、時間的態度は上述のようにある個人の過去、現在および未来に対する肯定的・否定的態度側面を扱う概念である。そのためこれらは Beck の抑うつの認知の 3 つの徴候を扱うには十分であると考え時間的態度を取り上げることとした。

これを Beck の抑うつの認知の徴候と関係づけると、時間的態度のうち未来に対する態度が、抑うつの否定的認知の中の未来に対する否定的認知に、過去に対する態度を過去に対する否定的認知に、さらに現在に対する態度が状況に対する否定的認知に対応するものと見なすことが可能であろう。他の時制が未来と過去に対応していることを考えれば状況（世界）はまさに現在に関するものととらえることができよう。そこで間接的ではあるが（現在の）充実感をこれに対応するものとした。これに加えて状況（世界）に対する否定的認知として他者への信頼感をあてた。われわれを取り巻く世界は自然環境も含めて多様に考えられるが、われわれ自身の自己像の形成や社会生活を形作る大きな要因は対人関係にあると考えこれを加えた。また、否定的自己認知に関連する概念として“自尊心”を取り上げた。

本研究では認知内容と認知形式の抑うつ傾向への関わりについて検討し、さらに認知内容と形式の抑うつ傾向への関わりについて検討した。上述のことから認知の内容が否定的であるほど、抑うつ傾向が強くなることが予測された。つまり時間的態度が抑うつ傾向と負の関係を示すことが予想された。また、自己注目である私的自己意識と自己没入の程度と、抑うつ傾向の程度が正の関係を持つことが予測された。さらに抑うつ傾向の変動や持続への認知内容と認知の形式が関連する強さについて検討を行った。

研究 1 抑うつと否定的認知との関係の検討

上で述べたことから抑うつと否定的認知との関係を検討した。抑うつに関連する否定的認知の内容としては、主に時間的態度概念を通じて検討した。

方 法

調査対象 首都圏の複数の大学の学生 579 名（男性 234 名、女子 345 名、平均年齢 19.05 歳）。

質問紙の構成 BDI-II (Beck, Steer, & Brown, 1996)、自尊心尺度、他者信頼尺度（天貝, 1997）お

よび時間的態度体験尺度（白井, 1994）を使用した。BDI-II は林・神田 (2003) による邦訳版¹⁾で 21 項目からなり、4 件法 (0~3) で回答を求め得点が高くなるほど抑うつが強いとされる。とりうる得点の範囲は 0~63 点である。自尊心尺度は遠藤・井上・蘭 (1992) による Roseberg 尺度 (1965) の邦訳版を使用した。これは 10 項目で構成される。本研究では 4 件法 (1~4) で回答を求めた。したがってとりうる得点の範囲は 10~40 点であり、得点が高いほど自尊心が強いことになる。

他者信頼尺度は天貝の信頼感尺度のうち他者に対する信頼感を扱った 9 項目を使用した。これも 4 件法で回答を求めた。とりうる得点の範囲は 9~36 点であり得点が高いほど他者への信頼感が強いこと意味する。時間的態度体験尺度（白井, 1994）は 18 項目からなり 4 つの下位因子で構成されている。それらは“充実感”（5 項目），“目標指向性”（5 項目），“過去受容”（4 項目），“希望”（4 項目）である。回答は 5 件法 (1~5) で求め得点が高いほどそれぞれの傾向が強いことを示す。とりうる得点の範囲は充実感と目標指向性が 5~25 点、過去受容および希望が 4~20 点である。

調査時期 2002 年 11 月上旬から下旬の心理学関連科目の授業時に実施した。

調査方法 当該の授業時間中に配布しその場で回答を求め回収した。

結 果

各変数の信頼性係数 (α 係数) およびそれぞれの男女別の平均値と標準偏差および平均値の差の検定を示した (Table 1)。信頼性係数は過去受容を除いていずれも今後の検討に十分適用できる値である。また過去受容も項目数が 4 と少ないことを考慮すれば最低限の内の一貫性を備えていると考えられるのでその後の分析に加えることとした。

各変数の平均値およびその性別による平均値の差の検定を見ると、性差がみられた変数は抑うつ傾向 (BDI-II)、希望および自尊心であった。これらはいずれも男性が女性に比べて高い平均値であった。

Table 2 は各変数間の積率相関係数を示してい

1) BDI-II については、小嶋・古川版 (2003) が公刊された。

Table 1 研究1の各変数の男女別 α

| | α | 男子 | 女子 | 全体 | 性別による t 検定の結果 t 値 |
|-------|----------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------------|
| | | ($n=234$) 平均値 | ($n=345$) 平均値 | ($n=579$) 平均値 | |
| 抑うつ傾向 | .91 | 9.67 (9.20) | 12.18 (9.51) | 11.16 (9.46) | -3.16** |
| 充実感 | .76 | 16.37 (4.44) | 16.13 (4.31) | 16.23 (4.36) | 0.65 |
| 目標指向 | .82 | 15.44 (5.04) | 15.14 (5.02) | 15.26 (5.02) | 0.71 |
| 過去受容 | .67 | 14.28 (3.43) | 14.15 (3.66) | 14.2 (3.57) | 0.42 |
| 希望 | .70 | 14.97 (3.27) | 14.15 (3.21) | 14.48 (3.25) | 2.98** |
| 自尊心 | .84 | 27.53 (5.23) | 25.11 (5.84) | 26.09 (5.91) | 4.92** |
| 他者信頼 | .81 | 22.28 (4.20) | 22.52 (4.53) | 22.42 (4.40) | -0.66 |

注) t 検定の自由度はいずれも括弧内の数値は標準偏差 ** $p < .001$

Table 2 研究1の各変数間の積率相関係数

| | 抑うつ 傾向 | 現在の 充実感 | 目標 指向 | 過去 受容 | 希望 | 他者 信頼 |
|------|-----------|------------|---------------------|----------|-----|----------|
| 充実感 | -.51 | | | | | |
| 目標指向 | -.15 | .24 | | | | |
| 過去受容 | -.37 | .25 | .01 ^{n.s.} | | | |
| 希望 | -.45 | .41 | .45 | .32 | | |
| 他者信頼 | -.34 | .34 | .17 | .39 | .40 | |
| 自尊心 | -.56 | .51 | .20 | .42 | .55 | .39 |

n.s. は有意でない相関係数であることを示す。
無印はいずれも $p < .001$

る。自尊心に関しては、抑うつ傾向を測定した BDI-II を構成する 21 項目中に自尊心と同等の項目が 3 項目存在した。BDI-II 21 項目と 3 項目を削除した単純相関係数はそれぞれ .56 ($r < .001$) と .51 ($r < .001$) であり、大きな差は見られないのでそのまま分析を行うこととした。

したがって説明変数として分析に投入された変数は、充実感、過去受容、希望、目標志向性、自尊心および他者信頼であり、基準変数は抑うつ傾向であった。まず、説明変数を一括投入して分析を行ったところ他者信頼は標準偏回帰係数が低く有意でもなかった ($\beta = -.06, n.s.$)。また、目標志向性も標準偏回帰係数も同様であった ($\beta = .02, n.s.$)。このため他者信頼および目標志向性を基準変数から削除し再度分析を行い、あわせて性別ごとに同様の分析を行った。その結果は Table 3 のとおりである。いずれの分析でも“自尊心”と“充実感”は共に有意な負の標準偏回帰係数となっている。しかし、“過去受容”と“希望”は全体では標準偏回帰係数は有意であるものの低い値となった。男子では“過去受容”と“希望”はいずれも有意な標準偏回帰係数とな

Table 3 研究1の抑うつ傾向を基準変数とする重回帰分析の結果

| | 全体 | | 男子 | | 女子 | |
|-------------------|---------|----------------------|---------|---------|---------|--------|
| | β | r | β | r | β | r |
| 自尊心 | -.25** | -.20** | -.44** | -.25** | -.55** | -.55** |
| 充実感 | -.28** | -.29** | -.45** | -.28** | -.52** | -.52** |
| 希望 | -.10* | .09 ^{n.s.} | -.38** | -.11* | -.43** | -.43** |
| 過去受容 | -.13** | -.10 ^{n.s.} | -.28* | -.18** | -.39** | -.39** |
| 調整済み 重決定係 数 | .34 | .25 | | .38 | | |
| F 値 | 74.75** | 20.24** | | 54.26** | | |

β は標準偏回帰係数 r は相関係数 ** $p < .001$

ていない。女子は全体を対象にした分析とほぼ同様の結果となっている。女子は男子に比較しやや“過去受容”の説明力が高い傾向にある。また重決定係数も男性に比較し女子で高い傾向にあった。

研究2 抑うつ傾向の変動と維持に関わる時間的態度および自己注目の関係の検討

自己注目のうち自己意識特性と自己没入とが抑うつに関係する程度を検討すると共に、認知内容としての時間的展望が抑うつに関係する程度を、2カ月の間隔を置いた2回の測定を実施し検討した。

方 法

調査対象 埼玉県内の大学の学生 225 名 (男性 81 名, 女子 144 名, 平均年齢 18.35 歳)。

質問紙の構成 BDI-II, 自己意識尺度 (押見・渡辺・石川, 1986), 自己没入感尺度 (坂本, 1997) および時間的展望体験尺度を使用した。自己意識尺

Table 4 研究1の各尺度の平均値, 平均値の差の検定結果および α 係数

| | 1 回目 | | 2 回目 | | t 値 |
|--------|--------------|----------|---------------|----------|-----------------------|
| | 平均値 | α | 平均値 | α | |
| 抑うつ傾向 | 13.48 (9.26) | .89 | 13.77 (10.52) | .92 | -0.45 ^{n.s.} |
| 私的自己意識 | 30.96 (4.73) | .72 | 31.84 (4.39) | .75 | -3.28** |
| 公的自己意識 | 25.68 (5.16) | .81 | 25.80 (5.04) | .79 | -0.43 ^{n.s.} |
| 自己没入感 | 25.60 (7.57) | .89 | 27.37 (8.18) | .91 | -4.10** |
| 充実感 | 17.04 (4.55) | .74 | 16.42 (4.03) | .71 | 2.16* |
| 目標指向性 | 16.04 (5.41) | .54 | 15.53 (3.95) | .50 | 2.02* |
| 過去受容 | 14.47 (3.68) | .67 | 13.63 (3.67) | .65 | 3.84** |
| 希望 | 14.03 (3.65) | .70 | 13.69 (3.62) | .71 | 1.66 ^{n.s.} |

N=225 t 検定の自由度はいずれも 2 括弧内の数値は標準偏差 ** $p < .01$ * $p < .05$

度は 25 項目で構成され私的自己意識 (9 項目), 公的自己意識 (9 項目) および対人不安 (7 項目) の 3 つの下位尺度がある。今回の研究では対人不安尺度は除いた。自己意識尺度と自己没入感尺度は 4 件法で回答を求めた。とりうる得点の範囲は私的自己意識尺度と公的自己意識尺度が 9~36 点, 自己没入感尺度が 10~40 点である。BDI-II および時間的展望体験尺度は研究 I で使用したものと同一である。

調査時期 2003 年 5 月上旬 (1 回目) および 2003 年 7 月中旬 (2 回目) の同一授業時間。

調査方法 当該の授業時間中に配布しその場で回答を求め回収した。

結 果

研究 2 において使用した諸変数の平均値, 標準偏差, 信頼性係数 (α 係数) および 2 回の測定値間の対応のある平均値の差の検定結果は Table 4 のとおりである。 α 係数を見ると時間的展望体験尺度の下位尺度である目標指向性の値がそれぞれ .54, .50 と低くなっており, 内の一貫性が保証されたとは判断しにくいため後の分析から外すこととした。なお以下では, 各変数の 1 回目の測定を示すために①を, 2 回目の測定を示すために②を各変数の末尾に付し表記した。

2 回の測定で抑うつ傾向の平均得点には差が見られなかった。一方, 認知的変数では私的自己意識, 自己没入が 2 回目の得点が有意に上昇し, 充実感, 目標指向性, および過去受容は 2 回目より 1 回目より有意に減少した。認知的変数の平均得点の変化は不適応感の上昇を予想させるが抑うつ傾向の平均得点はこれに対応していない。また, 性差のある変数

Table 5 研究 2 で性差の見られた変数: 公的自己意識

| | 性別 | 平均値 | 標準偏差 | t 値 | 自由度 |
|---------|------------|-------|------|---------|-----|
| 公的自己意識① | 男性 (n=81) | 24.41 | 5.08 | -2.83** | 223 |
| | 女性 (n=144) | 26.40 | 5.09 | | |
| 公的自己意識② | 男性 (n=81) | 24.80 | 5.09 | -2.26* | 223 |
| | 女性 (n=144) | 26.37 | 4.94 | | |

** $p < .01$ * $p < .05$

を見ると 2 回の測定は共に公的自己意識特性について, 女性が男性よりも高い傾向を示していた (Table 5)。また, 研究 1 で性差が見られた抑うつ傾向は両回共に性差は見られなかった。

Table 6 に各変数間の積率相関係数を示した。いずれの回も私的自己意識は従来の研究と同様に抑うつ傾向とは有意ではあるが弱い正の相関が見られた。自己没入は抑うつ傾向との間にいずれも有意な正の相関を得た。自己没入は抑うつ傾向との間に有意な中程度の正の相関を得た。これは Sakamoto (1998b) の結果 ($r = .44, n = 227, p < .001$) とほぼ同様の結果である。時間的態度の諸変数については抑うつ傾向との間に有意で中程度の負の相関が見られた。これはいずれも研究 1 とおおむね同様の結果であると言えよう。抑うつ傾向②と 1 回目の諸変数との相関に関しては, 私的自己意識①は無相関, 自己没入①は有意な弱い相関, 充実感①は無相関, 過去受容①および希望①は有意な弱い相関が見られた。

次に 1 回目の各測定値が抑うつ傾向②に対して説明力を持つか否かを重回帰分析によって検討した。自己注目と時間的態度の変数を別々に説明変数とし, 抑うつ傾向②を基準変数として強制投入法に

Table 6 研究 2 の各回各変数間の積率相関係数

| | 抑うつ 傾向 ① | 抑うつ 傾向 ② | 私的自 己意識 ① | 私的自 己意識 ② | 公的自 己意識 ① | 公的自 己意識 ② | 自己 没入 ① | 自己 没入 ② | 現在の 充実感 ① | 現在の 充実感 ② | 過去 受容 ① | 過去 受容 ② | 希望 ① |
|---------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|---------------|-----------------|-----------------|---------------|---------------|---------|
| 抑うつ傾向② | .51** | | | | | | | | | | | | |
| 私的自己意識① | .29** | .16* | | | | | | | | | | | |
| 私的自己意識② | .14* | .24** | .57** | | | | | | | | | | |
| 公的自己意識① | .15* | .13 | .43** | .33** | | | | | | | | | |
| 公的自己意識② | .13* | .15* | .31** | .51** | .66** | | | | | | | | |
| 自己没入① | .48** | .30** | .60** | .41** | .36** | .33** | | | | | | | |
| 自己没入② | .31** | .43** | .46** | .63** | .37** | .48** | .66** | | | | | | |
| 充実感① | -.48** | -.18** | -.10 | -.08 | -.02 | .01 | -.27** | .09 | | | | | |
| 充実感② | -.33** | -.49** | -.07 | -.09 | .06 | .03 | -.18** | -.25** | .52** | | | | |
| 過去受容① | -.46** | -.36** | -.11 | -.18** | .11 | -.14 | -.38** | .34** | .31** | .23** | | | |
| 過去受容② | -.29** | -.35** | -.09 | -.28** | .18** | .27** | .28** | .50** | .17* | .24** | .60** | | |
| 希望① | -.45** | -.37** | .11 | -.10 | -.07 | -.05 | -.21** | .14* | .26** | .21** | .39** | .14* | |
| 希望② | -.30** | -.41** | .11 | .00 | -.05 | -.05 | -.16* | .21** | .15* | .35** | .26** | .23** | .65** |

各変数名の終わりの①は 1 回目の測定, ②は 2 回目の測定であることを示している。 ** $p < .01$ * $p < .05$

よって分析を行った。その結果, 自己注目を説明変数とする分析に関しては F 値は有意であった ($F = 7.52$ ($p < .01$)) が, 自由度調整済み重決定係数は低かった ($R^2 = .08$)。説明変数は自己没入①のみが有意な β ($\beta = .31, p < .01$) となったが私的自己意識① ($\beta = -.04$) と公的自己意識① ($\beta = -.03$) はいずれも有意な標準偏回帰係数とならなかった。時間的展望を説明変数とする分析に関しては自由度調整済み $R^2 = .18, F = 17.8$ ($p < .01$) であり, 説明変数は過去受容① ($\beta = -.25, p < .01$) と希望① ($\beta = -.27, p < .01$) が有意な β となり, 充実感① ($\beta = -.03$) は有意とならなかった。さらに自己没入①と過去受容①および希望①を説明変数とする重回帰分析を行った。また, 抑うつ傾向②への抑うつ傾向①の影響を考慮するために上記の 3 変数に加え抑うつ傾向①を説明変数とする重回帰分析を行った。この 2 つの分析結果は Table 7 に示したとおりである。抑うつ傾向①を含まない分析では自己没入①, 過去受容および希望①いずれも低い値ではあるが有意な β を得たが, 抑うつ傾向①を加えた分析では抑うつ傾向①と希望だけが有意な β となった。抑うつ傾向①が抑うつ傾向②に対して高い説明力を持つことは予想されるところであるが, 抑うつ傾向①の影響をコントロールしても希望①が抑うつ傾向②に対して説明力は弱い負の関係にあることが示された。

次に, 抑うつ傾向の変化量に注目し各変数との関係を検討した。抑うつ傾向①得点から抑うつ傾向②得点を減じ, 抑うつ傾向変化量としこれを 3 群に分

Table 7 抑うつ傾向②を基準変数とする重回帰分析の結果

| | 説明変数に抑 うつ傾向①を 含まず β | 説明変数に 抑うつ傾向 ①を含む β | 抑うつ傾 向②との 相関係数 |
|---------------|---------------------------------|--------------------------------|----------------------|
| 抑うつ傾向① | — | .36** | .51** |
| 自己没入 | .17** | .05 ^{n.s.} | .30** |
| 過去受容 | -.19** | -.11 ^{n.s.} | -.37** |
| 希望 | -.20** | -.16* | -.36** |
| 調整済み重決 定係数 | .21 | .29 | |
| F 値 | 20.64** | 23.49 | |

β は標準偏回帰係数 ** $p < .01$ * $p < .05$
n.s. は有意でないことを示す。

けた。分割にあたっては各群の人数が比較的均等になることに配慮し, 差が -4.00 以下を減少群, 3.00 以上を増加群, $-3.00 \sim 2.00$ を安定群とした。安定群は抑うつ傾向が高く安定する者と, 低く安定する者がいると考えられるため, 抑うつ傾向②の得点が 10.00 を高得点安定群とし 9.00 以下を低得点安定群とし, 変化量に関して 4 群とした。

まず, 抑うつ傾向の変化量を従属変数, 変化量の 4 群を独立変数とする 1 要因分散分析および多重比較を行った。その結果, 低得点安定群と高得点安定群には差は見られず, この 2 群間以外の組合せで有意差を得た (Table 8)。また低得点安定群と高得点安定群の抑うつ傾向の平均値の差の検定の結果は 1 回目について $t = -11.57$ ($df = 81, p < .001$), 2 回目について $t = -11.66$ ($df = 81, .001$) といずれも有意

Table 8 抑うつ傾向の変化群ごとの各回の変数の平均値

| | 減少群 (n=72) | | 低得点安定群 (n=42) | | 高得点安定群 (n=41) | | 増加群 (n=70) | | 分散分析の結果 | |
|-----------|----------------------------------|---------|------------------------------|--------|------------------------------|------|--------------------------------|----------|--------------------|------------------|
| | 平均値① | t 値 | 平均値② | t 値 | 平均値③ | t 値 | 平均値④ | t 値 | F 値 | 多重比較の結果 (α=.05) |
| 抑うつ傾向の変化量 | -9.50 (4.95) | — | -.50 (1.57) | — | -.37 (1.85) | — | 11.24 (8.05) | — | 175.15** | ④>③②>① |
| 抑うつ傾向 | ① 18.15 (8.84) ② 8.65 (7.20) | 16.29** | 4.60 (2.91) 4.10 (2.64) | 1.90 | 19.20 (7.63) 18.83 (7.80) | 1.26 | 10.64 (7.82) 21.89 (10.04) | -11.68** | 40.22** 63.53** | ③①>④>② ④③>①>② |
| 私的自己意識 | ① 26.13 (4.48) ② 26.32 (4.72) | .74 | 22.64 (5.06) 23.90 (5.31) | -2.31* | 26.85 (3.86) 27.27 (4.27) | -.59 | 25.54 (4.66) 27.40 (4.75) | -2.94** | 7.19** 5.32** | ③①④>② ④③>② |
| 公的自己意識 | ① 25.72 (5.16) ② 25.39 (4.93) | .65 | 24.50 (4.23) 24.69 (5.46) | -.33 | 25.71 (4.89) 26.30 (4.51) | -.98 | 26.34 (4.66) 26.61 (4.75) | -.50 | 1.12 1.59 | ② |
| 自己没入 | ① 26.74 (7.60) ② 27.22 (7.87) | 1.00 | 20.62 (6.70) 21.12 (7.45) | .55 | 28.32 (6.47) 29.78 (6.88) | 1.70 | 28.51 (7.41) 29.86 (7.73) | -4.85** | 9.30** 13.43** | ③④①>② ④③①>② |
| 充実感 | ① 15.90 (4.72) ② 17.36 (3.60) | -3.16** | 18.45 (4.04) 18.60 (3.67) | .23 | 15.12 (4.26) 14.32 (3.73) | 1.45 | 18.50 (4.20) 15.39 (4.81) | 6.35** | 8.45** 10.53** | ④②>①③ ②①>④③ |
| 過去受容 | ① 14.08 (3.62) ② 13.49 (3.73) | 1.38 | 16.05 (3.22) 15.57 (3.30) | 1.14 | 14.34 (3.07) 13.44 (3.12) | 1.92 | 13.99 (4.10) 12.71 (3.77) | 3.21** | 3.37* 5.78** | ②>①④ ②>①③④ |
| 希望 | ① 13.78 (3.72) ② 13.82 (3.57) | -.12 | 15.52 (3.30) 15.29 (3.79) | .58 | 13.15 (3.75) 13.10 (3.30) | .94 | 13.90 (3.52) 12.96 (3.52) | 2.60* | 3.43* 4.24** | ②>③ ②>③④ |

** $p < .01$; * $p < .05$; 対応のある t 検定の自由度は減少群=71; 低得点群=41; 高得点群=40; 増加群=69 分散分析の自由度はいずれも $df=3, 221$; 多重比較はいずれも Bonferroni 法によった。

となり群分けが有効であることが示された。したがって以下ではこの4群に基づく分析を行った。結果は Table 8 のとおりである。まず各群ごとの1回目と2回目の各変数の平均値を比較すると減少群では充実感が1回目に比べ2回目が有意に増加した。低得点安定群では私的自己意識が t 値は低いものの有意な増加を示し、高得点安定群では有意な変化を示した変数はなかった。増加群では充実感、過去受容および希望が有意な減少を示し、私的自己意識および自己没入が有意な増加を示し、そして減少群では充実感が1回目に比べ2回目が有意に増加した。つまり増加群では抑うつ傾向の増加と対応する変化が見られたが、減少群では充実感以外それが見られなかった。さらに変化量の4群を独立変数とし他の変数をそれぞれ従属変数とする1要因4水準分散分析を行った (Table 8)。低得点安定群は自己没入得点が1回目、2回目共に他の3群に比べ有意に低かったことをはじめ、公的自己意識を除く他の変数で他の1群~3群との間に有意差を得ている。高得点安定群で増加群および減少群と有意差が見られたのは充実感だけであった。この分析からは、自分の内面に注目しにくくまた自己への注目が持続しにくい場合、抑うつ傾向を持ちにくいということを予想させる。

考 察

本研究では抑うつ傾向と認知内容および形式との関係を検討した。研究1では認知内容として時間的態度の諸変数、自尊心および他者信頼を取り上げ、研究2では2回の測定に基づいて抑うつ傾向と時間的態度の諸変数、自己注目の諸変数の関係を検討した。

認知の内容から抑うつ傾向の説明を試みた重回帰分析では、同時に測定した変数から抑うつ傾向に対してある程度の負の説明力を持ったものは自尊心と充実感であり、これはそれぞれ自己に対する否定的認知と状況に対する否定的認知に対応するものである。希望と過去受容も説明力を持ったが弱いものであった。研究2の分析の2カ月の間隔をおいた分析では、充実感は説明力はなく、希望と過去受容が弱いながらも説明力を持っていた。“今”という時点の抑うつ傾向は現在の状況に対する認知が関係するが、その後の抑うつ傾向に関連するのは過去をどう受け止め、さらに未来に対する希望の持ち方が関係する可能性を示すものである。このことは抑うつ傾向の軽減を考える場合、現在の状況に対する認知よりも未来や過去に対する認知を肯定的にするように働きかけることが効果的であることを示唆するものであろう。なお本研究では抑うつ傾向の3つの徴候のうち“自分を取り巻く状況(世界)に対する否定

的認知”に関しては抑うつ傾向とは無関係という結果であったが、その原因は他者信頼ということに限定したことによるものかもしれない、社会一般に対する認知を取り込んだ概念構成が必要だったのであろう。また研究1で自己評価の側面として抑うつに影響力を持った自尊心に関しても、時をおいた測定に基づく分析によってその関係をさらに確認必要があると考えられる。

認知の形式として自己注目を説明変数とした分析では、自己没入①は抑うつ傾向②を弱いながら説明できた。これは Sakamoto (1998a) の結果に近いものである。また時間的態度のうち希望①と過去受容①も抑うつ傾向②を説明できた。説明変数に抑うつ傾向①を加えた分析では、抑うつ傾向①と希望①だけが説明力を持っていた。希望に働きかけることが抑うつ傾向の減少に関係する可能性がここでも示された。本研究では認知的変数が抑うつの原因であるか否かよりも、その関連性を中心に検討を進めてきた。しかし抑うつ認知モデルは否定的認知が抑うつの一因であり、原因の一つを構成する要因であると仮定している。例えば、反芻スタイルが抑うつを予測するか否かに関してはこれを支持する研究と支持しない研究が見られる。支持する研究では、Nolen-Hoeksema, Morrow, & Fredrickson (1993) は、大学生の反芻スタイルが抑うつ気分持続期間を予測することを明らかにしている。また、Just & Alloy (1997) は抑うつでなかった人の抑うつ発症に反芻スタイルが関係することを明らかにしている。しかしその一方で、Nolen-Hoeksema (2000) は、反芻スタイルの強さが同時測定時の抑うつを説明するが、同時測定時の抑うつをコントロールした場合、反芻スタイルの強さが1年後の抑うつを予測しないという結果を得ている。本研究の研究2の自己没入に関する2つの重回帰分析のそれぞれの先行研究と類似している。このことは自己没入に注目して抑うつ傾向を理解しようという試みを否定するものではなからう。つまり Table 6 で抑うつ傾向①と自己没入②の相関係数は .31 であり、自己没入①と抑うつ傾向②の相関係数は .30 でありクロスラグ分析としてみると、一方がもう一方の原因であると断定することはできず相互に影響し合っている可能性を考えることができるからである。

抑うつ傾向の変化量に注目した分析では抑うつ傾

向が低く安定することに自己注目の一貫した低得点に関係することが示され特に自己没入でそれが強く表れていた。私的自己意識と自己没入は比較的安定した特性であると考えられるが、仮に各変数が変動しながら抑うつ傾向に関係を持つものであるとすれば、抑うつ傾向の減少群では自己没入は減少し時間的展望は上昇し、増加群では自己没入は増加し時間的展望は下降すると考えられる。増加群ではそうした結果を得たが、減少群では現在の充実以外は異なる結果となった。自己没入や時間的態度が抑うつ傾向の変動に一貫した関わりを持たないとすれば、それにかわる認知形式・特性や認知内容はどのようなものであろうか。坂本 (1998) の3段階モデルによれば、抑うつ傾向の始まりに関しては否定的出来事の後に自己に注意を向けることで抑うつが強まる。本研究では調査期間内における被験者の負の出来事の有無やその質や量の測定を行っていないが、これらの条件のために生じるのかもしれない。また自己意識特性尺度や自己没入尺度で測定されるものは正負を交えた自己の内面への注目のしやすさであると考えられ、このことが抑うつとの関連が強く見られない原因であるかもしれない。Nolen-Hoeksema (1991) の反芻スタイル理論によれば、上述した反芻スタイルは自分の否定的感情状態に繰り返し意識を集中することであり、自己没入に比べ否定的側面に範囲を限定した考え方である。このような否定的な自己の側面への関心を向けやすさを考慮することが考えられる。また、Nolen-Hoeksema は反芻スタイルと拮抗する概念として転換スタイルを挙げている。これは抑うつ的なことから注意をそらすような愉快なことやあたりさわりのない活動を行うスタイルである。これらの拮抗する変数の相対的關係によって抑うつ傾向を検討することも考えられよう。

さらに Watson & Clark (1988) は否定的感情と肯定的感情の相互関係を区別して抑うつや不安を捉えている。この考え方を認知の内容の側面にも適用すれば肯定的な時間的態度と否定的な時間的態度のそれぞれの増減とその相対的關係から抑うつ傾向を捉えることが可能であろう。今回の研究では肯定的な時間的態度の欠如が高抑うつ傾向に関連すると捉えることができよう。

一方、希望と同じく時間的展望の未来側面を測定する目標指向性 (研究1では無関連, 研究2では分

析から削除)が、抑うつ傾向に対して希望と同じような関係にはなかった点はどうであろうか。白井(1997)は目標指向に関して「目標の実現と予測可能性とは一対をなしている」「目標指向においては予期の働きと行為調整的な営みを感じさせ…」と述べ、「希望は不安と対をなしている」と述べている。また希望を構成する項目を見ると、「自分の将来は自分で切り開く自信がある」「私の将来には希望が持てる」などで構成されている。このことから目標指向性は予測可能—不可能、希望は統制可能—不可能とそれぞれ関係を持つと考えられる。Seligman(1975)をはじめ統制不可能性が抑うつと関係する可能性が指摘されており、この点から今回の結果を解釈することができよう。また研究2で目標志向性の α 係数はいずれも.50台であり、研究1の.82や白井(1994)の.79とは異なり低い値となってしまった。その原因は明確でないが研究2の調査実施が取りあえず目標を達成した大学入学後間もない学生たちを対象にしたことが関係しているのかもしれない。今後の検討課題である。さらに本研究のような縦断的調査においては調査と調査との間に経験されたストレスを測定する必要もあった。それにより変数間の関係をより明確に捉えることができたと考えられる。

最後に研究1で、抑うつ傾向の指標としたBDI-IIの得点に性差が見られ、女子が男性に比べ抑うつ傾向が高かった。Stewart et al.(2004)はBDI-IIをアメリカ合衆国と香港の14~18歳の青年を対象にそれぞれ女性が男性に比べてBDI-IIの得点が高く、本研究1と同様の結果を得ている。しかし、本研究の研究2で2回測定した抑うつ傾向に関しては性差は見られなかった。性差が一貫した傾向であった、研究2のサンプルが例外的であるのか、あるいは一貫した性差は存在しないのかに関しても明らかにしていく必要がある。

引用文献

- 天貝由美子 1997 成人期から老年期にわたる信頼感の発達 教育心理学研究, 45, 79-86.
- Asarnow, J. R. & Bates, S. 1988 Depression in child psychiatric inpatients: Cognitive and attributional patterns. *Journal of Abnormal Psychology*, 6, 601-615.
- Beck, A. T. 1967 *Depression: Clinical, experimental and theoretical aspects*. New York: Hoeber.
- 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 Press.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. 1996 *BDI-II manual*, San Antonio: The Psychological Corporation.
- Bower, G. H. 1981 Mood and Memory. *American Psychologist*, 36, 129-148.
- Duval, S. & Wickland, R. A. 1972 *A theory of self-awareness*. New York: Academic Press.
- 遠藤辰雄・井上祥治・蘭 千壽編 1992 セルフ・エスティームの心理学 ナカニシヤ出版.
- Fenigstein, A., Scheier, M. F., & Buss, A. H. 1975 Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 522-527.
- 林 潔・神田信彦 2004 Beck Depression Inventory-II についての一考察 白梅学園短期大学紀要, 40, 49-62.
- Ingram, R. E. & Smith, T. W. 1984 Depression and internal versus external focus of attention. *Cognitive Therapy and Research*, 8, 139-152.
- Just, N. & Alloy, L. B. 1997 The response styles theory of depression: Tests and an extension of theory. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 221-229.
- Lewin, K. 1951 *Field theory and social science*. New York: Harper. (猪股佐登留訳 1985 「社会科学における場の理論」誠信書房)
- McGrath, E. & Repetti, R. 2002 A longitudinal study of children's depressive symptoms, self-perceptions, and cognitive distortions about the self. *The Journal of Abnormal Psychology*, 111, 77-87.
- Mccauley, E., Mitchell, J. R., Burke, P., & Moss, S. 1988 Cognitive attributes of depression in children and adolescents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54, 528-536.
- Nolen-Hoeksema, S. 1991 Responses to depression and their effects on the duration of depressive episode. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 569-582.
- Nolen-Hoeksema, S. 2000 The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 109, 504-511.

- Nolen-Hoeksema, S., Morrow, J., & Fredrickson, B. L. 1993 Response style and the duration of episodes of depression mood. *Journal of Abnormal Psychology*, **102**, 20-28.
- 押見輝男・渡辺浪二・石川直弘 1986 自己意識尺度の検討 立教大学心理学科研究年報, **28**, 1-15.
- 勝保暎史・篠原弘章・村上みどり 1982 非行少年の時間的展望 熊本大学教育学部紀要, **3**, 267-277.
- Pyzczynski, T. & Greenberg, J. 1987 Self-regulatory perseveration and the depressive self-focusing style: A self-awareness theory of reactive depression. *Psychological Bulletin*, **102**, 122-138.
- Rosenberg, M. 1965 *Society and the adolescent self-image*. Princeton: University Press.
- 坂本真士 1992 抑鬱尺度と自己意識尺度との相関 日本健康心理学会第5回大会発表論文集, 32-33.
- 坂本真士 1997 自己注目と抑うつ社会心理学 東京大学出版会.
- 坂本真士 1998 自己注目と抑うつ—抑うつ発症・維持を説明する3段階モデルの提起— 心理学評論, **41**, 283-302.
- Sakamoto, S. 1998a The effects of self-focus on negative mood among depressed and non-depressed Japanese students. *Journal of Social Psychology*, **138**, 514-523.
- Sakamoto, S. 1998b The Preoccupation Scale and Relation with Depressed Scales. *Journal of Clinical Psychology*, **54**, 645-654.
- Sakamoto, S. 2000 Self-focus situations and depression. *The Journal of Social Psychology*, **140**, 107-118.
- Seligman, M. E. P. 1975 *Helplessness: On depression, development, and death*. San Francisco: W. H. Freeman and Company.
- 白井利明 1994 時間的展望体験尺度の作成に関する研究 心理学研究, **65**, 54-60.
- 白井利明 1997 時間的展望の将来発達心理学 勁草書房.
- Stewart, S. M., Kennard, D., Lee, P. W. H., Hughes, C. W., Mayes, T. L., Emslie, G. J., & Lewinsohn, P. M. 2004 A cross-cultural investigation of cognitions and depressive symptoms in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, **113**, 248-257.
- 杉山 成・神田信彦 1991 時間的展望に関する研究 (1) 一非行少年の時間的展望について— 立教大学心理学科研究年報, **34**, 63-69.
- 杉山 成・神田信彦 1996 青年期における一般統制感と時間的展望 —アパシー傾向との関連性— 教育心理学研究, **44**, 418-424.
- Teasdale, J. D. & Dent, J. 1987 Cognitive vulnerability to depression: An investigation of two hypotheses. *British Journal of Clinical Psychology*, **26**, 113-126.
- Watson, D. & Clark, L. A. 1988 Positive and Negative Affectivity and Their Relation to Anxiety and Depressive Disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, **97**, 346-333.

(受付: 2005. 5. 6, 受理: 2006. 2. 16)