

推論スタイルの尺度構成の試みと抑うつモデルの検討

小 枝 貴 子

推論スタイルの尺度構成の試みと抑うつモデルの検討

An attempt to construct a scale of Inferential Style and a study of Depression model

小 枝 貴 子

【要約】

Beckにより創始され、60年代後半に確立された認知療法は、アセスメントによる実証に支えられ発展し、治療法としては幅広く用いられているものの、坂本ら（2004）が指摘するように、わが国におけるBeckの認知理論の研究は、国内における認知療法の広がりとは比べると立ち後れている。そこで、本研究では、Beck, A. Tにより考案された認知理論を基礎とする尺度構成の試みとモデル検証を行うため、北海道の大学生359名を対象に調査を実施した。尺度構成については、Alloy（2000）で使用されているCSQを、和訳およびバックトランスレーションしたものの短縮版を構成し、推論スタイル質問紙（Inferential Style Questionnaire: ISQ）として、信頼性と妥当性を検討した。その結果、内的整合性や2週間の間をおいた再検査法による信頼性は高く、ISQとローカス・オブ・コントロール尺度との相関はなかったものの、没入尺度やSDSとの間には正の相関が認められ、構成概念妥当性ともに確保された。すなわち、信頼性と妥当性、ともに質問紙として利用できる水準に達しているとみなすことができた。そして、抑うつモデルの検証では、Beckの認知モデルでは扱われていない原因帰属の概念や他の理論を取り入れ、新たな抑うつモデルを構築し、その主要構造を抜き出した形のモデル検証を行なった。その結果、仮説モデ

ルは、うまく適合する水準には達しなかったものの、修正指標を参考にし、解釈可能性を考慮に入れながら、パスのパターンを変え、試行錯誤を繰り返した結果、うまく適合する水準に達していると思われるものを、抑うつ主要構造モデルとして採択するに至った。

【問題と目的】

厚生労働省の報告によると、わが国における2005年のうつ病を含む気分障害の患者数は92万4000人で、1996年に比べ約2倍である。また、1998年以降、年間自殺者数が3万人を超え、その中にはうつ病患者も多いということで、うつ病の早期発見、早期治療の国をあげての取り組みもみられるようになった。しかし、うつ病は世界の公衆衛生上の最大の問題（Burns, 1980）、いわば心の風邪と言われて久しい中、うつ病との関連研究は数多くなされているが、そのメカニズムに注目した研究はほとんどされていないように思われる。そこで、うつ病に対する心理療法として広く知られている認知療法、いわゆる認知行動療法のモデルを切り口にして、メカニズム解明の一助となるような研究を行なうことは臨床心理の領域に少なからず貢献できるのではないかと考えた。

精神科医であるBeck, A. Tにより創始された認知療法は、簡易精神療法の一つで、認知の歪みに焦点を当てることによってうつ病

や恐怖性障害（パニック障害）など精神疾患の治療を行うものであり、アクティブで、指示的で、時間制限的で、構造的なアプローチである（Beck, Ruch, Shaw, Emery, 1979）。アセスメントによる実証に支えられ発展し、60年代後半に確立された。しかしながら、治療法としては幅広く用いられているものの、坂本・田中・丹野・大野（2004）が指摘するように、わが国における Beck の認知理論の研究は、国内における認知療法の広がりとは比べると立ち後れている。また、その要因の一つとしては、図 1 に示す Beck ら（1979）により提唱された認知モデルを図にしたものの中で、抑うつスキーマと自動思考については詳しく述べられているのに対し、その間に介在し、推論の誤りや認知の歪みなどと言われている概念への言及は少なく、それに対する考えは研究者により様々であることが挙げられるであろう。つまり、そのブラックボックスに当てはまるような概念構築に基づく適切な測度の不在を、研究の立ち後れの主要な要因として指摘することができる。

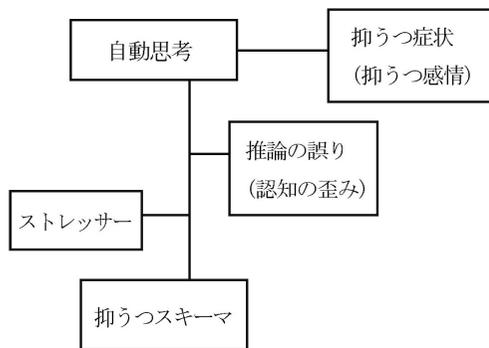


図 1 抑うつの認知モデル（丹野、1998より）

そこで、まずは、Beck の認知モデルを基本構造とし、Bower の感情理論で「気分一致効果」、Teasdale の「抑うつ処理活性仮説」、Alloy らの「絶望感抑うつ理論」、Pyszczynski と Greenberg の「抑うつの自己注目スタイル理論」の 4 つの理論の示唆を取り入れ、抑

うつモデルの構築を試みることにする。Beck の認知モデルでは、ブラックボックスであった推論の誤りが位置していたところに、絶望感抑うつ理論を参考にし「ネガティブな体験に対する原因帰属」を、推論スタイル (Inferential Style) として取り入れた。この推論スタイルが Beck の認知モデルでは扱っていない原因帰属の概念であり、抑うつスキーマと自動思考の間に介在する思考過程であると考える。このようにしてできた新たなモデルを、図 2 に示し、抑うつモデルとして扱う。以上のことを踏まえて、質問紙による推論スタイルの測度 (Inferential Style Questionnaire : ISQ) を構成することを目的とし、今後の研究でも使用可能性を確保できるような高い信頼性および妥当性を保持する尺度を作成することを試みる。また、ISQ 得点の性差および、領域合致仮説の検証を行なう。さらに、推論スタイルの質問紙を用いて、抑うつの主要構造モデル（抑うつスキーマ・推論スタイル・自動思考・抑うつ症状）の検討をすることとする。

【方法】

（1）調査対象者

①信頼性について

北海道内の 2 大学に通う 108 名を調査対象として調査を行った。調査紙自体の回答の有効性を確認し、104 名（男子 38 名、女子 66 名）の有効回答を今回の調査対象とした。平均年齢は 19.79 歳（SD = 1.31）であった。このうち、サンプル 83 名（男子 31 名、女子 52 名）には、2 週間後に 2 回目の質問紙調査を実施した。

②妥当性について

北海道内の 2 大学に通う 366 名を調査対象として調査を行った。調査紙自体の回答の有効性を確認し、104 名（男子 38 名、女子 66 名）

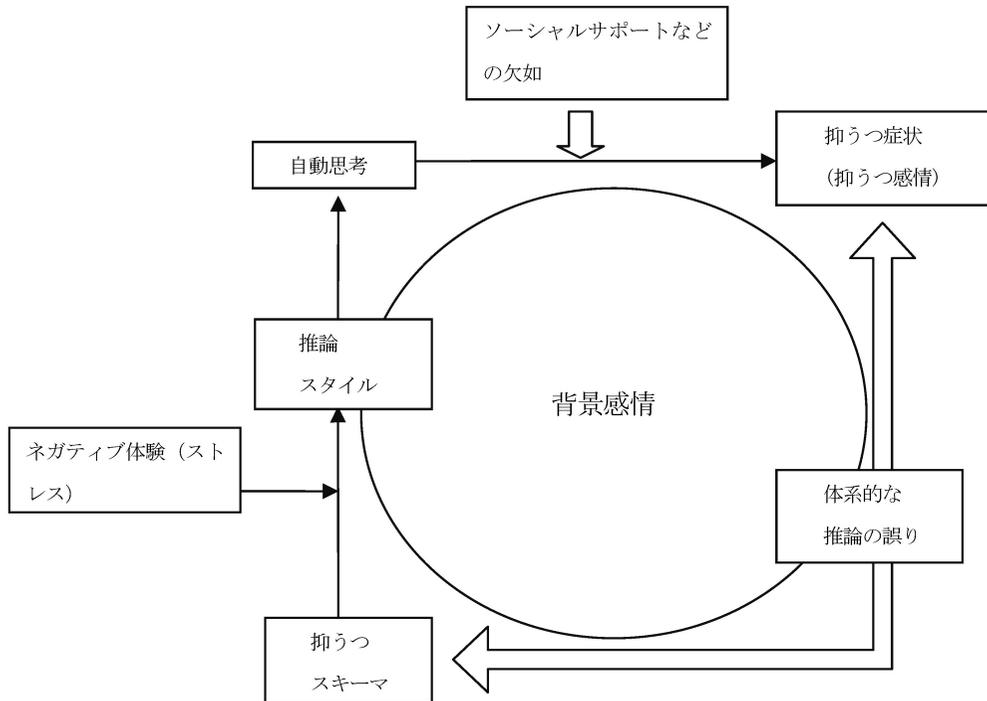


図2 抑うつモデル

および359名（男子104名、女子255名）の有効回答を今回の調査対象とした。

平均年齢は前者19.79歳（SD=1.31）、後者19.58（SD=1.16）であった。

③性差と抑うつモデルについて

北海道内の2大学に通う366名を調査対象として調査を行った。調査紙自体の回答の有効性を確認し、359名（男子104名、女子255名）の有効回答を今回の調査対象とした。平均年齢は19.58（SD=1.16）であった。

（2）調査時期

2008年11月中旬から12月上旬に行った。

（3）調査手続き

質問紙は、いずれの場合も講義時間の一部を借りて、集団回答方式で実施した。回答に際しては、研究1の対象者にも「学籍番号」の記載を求めた（氏名の記入は求めなかった）。

この「学籍番号」は縦断的研究において、同一調査対象者のデータを照合するために使用するものである。キャリア・オーバー効果の影響をできるだけ小さくするため、不慣れが予想される難しいタイプの質問紙から取り組めるよう最初に配置した。教示の際には、最初の質問紙の回答方式に戸惑わせないように説明をすることが重要であるため、簡単な説明をし、さらに質問紙2ページ目には参考回答例が掲載されていることを告げた。そして、調査の性質上、「学籍番号」が必要であること、また、個人特定や授業成績には一切関係がないことを伝えた。なお、この結果を分析する際の都合上、一問も記入もれのないよう指示した。

（4）調査項目の構成

①フェイスシート

この調査についての趣旨を記し、学籍番号（信頼性検討の対象者のみ）、性別、学年、

年齢の記入を求めた。また、裏面には、最初の質問紙についての回答法、および、参考回答例を掲載した。

②「推論スタイル質問紙短縮版 (ISQ: Inferential Style Questionnaire-shortform)」

Alloy ら (2000) が作成した、ポジティブ12場面、ネガティブ12場面の24場面に各6項目を7件法で問う質問紙から構成されるCASQ (通称: CSQ) を、英語から日本語訳にした。この質問紙では、場面設定が設けられており、質問項目 (A) では、まず出来事が起きた主要な原因と思われるものを記述させる。その記述された原因は分析に用いるものではない。そして、次からの質問項目 (B) (C) (D) では、(A) で記述した原因について回答させる。さらに、質問項目 (E) (F) (G) では、今度は原因についてではなく、場面の状況について回答させる、という形式になっている。なお、長文で難解な文章から構成されている質問紙であったため、バックトランスレーションの必要性があると判断し、日本語訳の正確さを確認するため、英語を母国語とする大学の英語教師に、日本語に訳した質問紙の英訳を依頼し、報酬を支払った。そして、できあがった英訳とオリジナルCSQが同じ意味をもつかどうかということ、もう一人の英語を母国語とする大学の英語教師に、照合を依頼した。日本語訳したものの英訳とオリジナルCSQは、ほとんど同じ意味を有し、訂正箇所はないということが確認された。次に、あまりにも長文で難解な文章を質問紙調査の限界を考慮した上で、オリジナルのもつ意味は温存しながらも、単純明快なものにする必要があった。そこで、オリジナルCSQは、セリグマンらが開発したASQを参考にして作成されていることから、日本語版ASQの言い回しを参考にして文章構成を試みた。そして、日本文化や大学生生活にそぐわない表現は、見合うよう訂正し、ポジティブ12場面、ネガティブ12場面の24場面に各6項目を

7件法で問う質問紙を構成するに至った。

さらに、大学院生と一部の3、4年生37名 (男性4名、女性33名) を対象に、24場面の質問紙を用い予備調査を行なった。そして、協力者の意見や感想を参考に、内容的に重複している場面、天井・床効果の見られるもの、本来ならばカウンターバランスする目的で構成されているポジティブ12場面を削除することとし、最終的には、正規分布しているネガティブ8場面を採用した。回答は、各場面6項目、全48項目の質問に1~7の7件法で求めた。

6項目の質問 (B、C、D、E、F、G) は、各場面における、内在性次元 (B)、全般性次元 (C)、安定性次元 (D)、結果認知 (E)、自己認知 (F)、重要性 (G) の程度を表すものである。Alloy ら (2000) の研究では、全項目による因子分析は行なわれておらず、その代わりに、原因帰属 (B、C、D)、結果認知 (E)、自己価値特性 (F、G) というように、あらかじめ構成要素ごとに項目が配置されている。よって、本研究においても、同様、全項目による因子分析は行なわずに、内的整合性を確認した上で、3構成要素として扱うこととする。

加えて、Alloy らの絶望感理論では抑うつそれ自体の発症に内的帰属は中心的なものではないとして、内在性の質問項目 (B) を削除し使用しているが、Haefell ら (2008) が指摘するように、すでに抑うつの人では自尊心の低下は構成要素のひとつであろうと考えるため、今回は、原因帰属の要素として削除せずそのまま使用することとした。

③「没入尺度」 坂本 (1997)

自己没入の個人差を測定する尺度であり、本尺度は11項目の「自己没入」、8項目の「外的没入」という2つの下位尺度から構成され、全19項目の単純加算をもって全般的な没入傾向を測定するものとされている。回答

は“1 全くあてはまらない”から“5 かなりあてはまる”の5件法で求めた。

④ 「(成人用一般的) Locus of Control 尺度」 鎌原・樋口・清水 (1982)

本尺度は9項目のInternal項目、9項目のExternal項目から構成され、全18項目により内的-外的統制の傾向を測定するものとされている。回答は“1 そう思う”から“4 そう思わない”の4件法で求めた。しかし、算出時には、Internal項目は、「そう思う」を4点、「そう思わない」を1点とし、反対にExternal項目は、「そう思う」を1点、「そう思わない」を4点として、その項目の得点とする。全項目の合計点を算出し、得点が高いほど、Internal傾向が強くなる。

⑤ 「自動思考質問紙改定短縮版

(Automatic Thoughts Questionnaire-Revised shortform: ATQ-R 短縮版)」 坂本・田中・丹野・大野 (2004)

状態依存的な自動思考を測定するものであり、この測度は、肯定的自動思考の6項目、否定的自動思考の6項目から成るものであるが、本研究の目的と調査の限界を考慮し、否定的自動思考6項目のみを選択し、使用した。回答は“1 全く思い浮かばない”から“5 いつも思い浮かぶ”の5件法で求めた。

⑥ 「抑うつスキーマ尺度 (Depressogenic Schemata Scale: DSS)」 家接・小玉 (1999)

抑うつスキーマを測定するものとして作成され、24項目から成る尺度である。しかしながら、本研究の調査の限界を考慮すると、さらに項目を削る必要があり、8項目ずつの3下位尺度の中から、寄与率の高い5項目ずつを選択し、全15項目の尺度として使用した。オリジナルでは7件法で回答するが、7件法での回答は煩雑であると思われるので、本研

究では“1 全くそう思わない”から“5 全くそう思う”の5件法で回答を求めた。

⑦ 「自己評価式抑うつ性尺度 (Zung Self-rating Depression Scale: SDS)」 福田・小林 (1973)

抑うつ症状の重症度を測定するものであり、20項目からなる尺度で、各項目に対し“1 ほとんどない”から“4 ほとんどいつもある”の4件法で回答を求めらるものである。また、対象者が未婚者の場合は6項目目の「まだ性欲がある」は「異性と一緒にいると楽しい」と修正するようとの指示が示されているため、調査の際にはそれに従い、施行した。さらに、12項目目の「いつもとかわりなく仕事をやれる」は対象者が学生であることから不適切と考え「いつもとかわりなく授業にとりくめる」と変更を加えた。

【結果と考察】

1. 信頼性について

(1) 内的整合性による信頼性

ISQの1回目と2回目の内的整合性を調べるために、ISQ得点と各構成要素の信頼性係数(Cronbachのアルファ係数)を算出した。それを表1に示してある。表にあるように、ISQは1、2回とも α の値が.9に近く、かなり高い値を示しており、この尺度の項目同士が同じ得点傾向を持っていることが、わかった。Alloyら(2000)でも、ネガティブ項目の α 係数は.86であり、安定した尺度と考えられる。

また、各構成要素の原因帰属および自己価値特性の1、2回目は α の値が.79~.89と高い信頼性係数が確認できるが、1回目の結果認知では.67と信頼性係数の値が若干低めではある。しかしながら、2回目では.77を得ており、十分基準を満たす値といえるであろう。Haefelら(2008)のオリジナルCSQ

表1 1回目と2回目のISQ得点および各構成要素の α 係数

	ISQ	原因帰属	結果認知	自己価値
1回目	0.89	0.79	0.67	0.84
2回目	0.90	0.84	0.77	0.89

表2 1回目と2回目のISQ得点の相関係数および平均(SD)

	2回目	平均	SD
1回目	.79***	29.54	4.09
2回目	—	28.74	4.37

*** $p < .001$

を使用した30余りの研究を用いCSQの信頼性および妥当性を検討した結果によると、構成要素の α 係数は.83から.91の値をとり、かなり高い信頼性係数を示していることがわかっていて。これらのことから、ISQは安定した尺度であり、Alloyら(2000)が指示するとおり、原因帰属、結果認知、自己価値特性、これらを構成要素として用いることが可能であるといえよう。

(2) 再検査法による信頼性

① ISQ得点と各構成要素得点

1回目の調査の後、2週間の間隔をあけ2回目の調査を行ない、1回目の調査対象者104名のうちで、2回目の調査を受けた対象者83名について、Pearsonの相関係数を用いて、ISQ得点の相関係数を算出した。ISQ得点はAlloyら(2000)やHaefelら(2008)の指示するとおり、合計点を場面数で割ったものを尺度得点とする。その結果、有意な正の相関である $r = .79, p < .001$ が得られ、1回目と2回目のISQの間には、相互に高い相関があるといえる(表2参照)。

同様に、各構成要素(原因帰属、結果認知、自己価値特性)はそれぞれの合計点を項目数で割ったものを構成要素得点とし、ISQ構成要素の原因帰属、結果認知、自己価値特性の1回目と2回目の各得点の相関係数を算出したところ、それぞれ有意な正の相関がみられた($r = .68, p < .001$; $r = .78, p < .001$; $r = .80,$

$p < .001$)。原因帰属では、若干低めではあるが、削除対象になるほどではなく、結果認知および自己価値特性ではかなり高く十分な値であり、安定したものである。

1回目と2回目の施行の間隔は2週間であり、再検査の間隔は比較的短い。しかし、これは個人内特性のような安定したものを扱っているのではなく、出来事の意味づけの仕方という、他の影響要因による容易な変動が想定されるものであるため、気分の持続という観点から適当と思われる期間である。さらに、非臨床サンプルに見られる精神症状は軽度のものであり、症状は時間的に安定したものととは限らない。

以上のような理由から、再検査の間隔は比較的短い、この信頼性の値は、ISQは個人の出来事への意味づけの仕方を、かなり安定的に測定しているということがわかった。

また、Alloyら(2000)の研究では、CSQの1年の間をおいた再検査が行なわれており、その信頼性係数の値は.80で、かなり優れた水準にあることから、出来事に対する帰属や認知の傾向は個人内で比較的安定したものであることが示されている。

② ISQと各構成要素の方向性

ISQ得点と各構成要素の方向性を確認するため、Pearsonの相関係数を用いて算出したところ、1回目では有意な正の相関($r = .84,$

$p < .001$; $r = .83, p < .001$; $r = .83, p < .001$)、2回目でも有意な正の相関 ($r = .80, p < .001$; $r = .79, p < .001$; $r = .78, p < .001$) がみられた。1、2回ともそれぞれ、.8程度を示しており、高い関連性があることがわかった。よって、正の方向つまり同じ方向性を示していることが確認できる。

また、各構成要素間では、有意な正の相関がみられ、相関係数は.29～.65の値をとって、相互に中程度の関連性があることがわかった。すなわち、一つの要素にまとまる構成なので、3つの構成要素は、お互いに共通の核を持つ構成要素といえるだろう。

Haefelら (2008) によると、CSQの3つの構成要素の相関係数は、.45から.75であり、一つの要素にまとまる共通の核を持った要素といえるだろうと述べられている。

これらのことから、本研究で作成したISQは、質問紙として利用できる水準を十分に満たしているとみなすことができるといえる。

2. 尺度の因子構造の検討

(1) 「没入尺度」の因子分析

尺度の因子構造を明らかにするために、104名の有効データをもとに、「没入尺度」の19項目に対する主因子法（バリマックス回転）による因子分析を行った。項目の出し入れを繰り返し、最終的には、固有値は1.00以上を基準とし、固有値の減衰状況と因子の解釈可能性から因子数を2つと決め、因子負荷量は.400以上の項目を採択することとした。その結果、第1因子には9項目、第2因子には6項目の2因子15項目が採択された。

因子分析後の因子構造は、オリジナルである坂本 (1997a) と同じく2因子構造となり、因子ごとの項目配置も変わらなかったので、因子名は内容と対応させ同じものを採用し、第1因子は「自己没入」、第2因子は「外的没入」とした。このことから、この尺度は安定しているものと考えられる。

信頼性については、内的整合性を調べたところ、本研究の第1因子「自己没入」の α 係数は.89、第2因子「外的没入」は.85であり、どちらも高い信頼性係数を示した。

(2) 「Locus of Control 尺度」の因子分析

尺度の因子構造を明らかにするために、102名の有効データをもとに、「Locus of Control 尺度」の18項目に対する主因子法（バリマックス回転）による因子分析を行った。項目の出し入れを繰り返し、最終的には、固有値は1.00以上を基準とし、固有値の減衰状況と因子の解釈可能性から因子数を3つと決め、因子負荷量は.300以上の項目を採択することとした。その結果、第1因子には4項目、第2因子には4項目、第3因子には3項目の3因子11項目が採用された。第1因子は「自己効力感」、第2因子は「内的帰属」、第3因子は「外的帰属」とした。

内的整合性を調べたところ、「自己効力感」の α 係数は.60、「内的帰属」は.60、「外的帰属」は.58であり、高いとはいえない信頼性の値を示した。鎌原ら (1982) では因子分析をしていないため、比較はできないが、各因子の信頼性係数が.70を満たさなかったことから、この尺度については、因子ごとの分析はせず、全18項目 ($\alpha = .72$) を使用した分析を行うこととした。付け加えて、鎌原ら (1982) では、全項目の α 係数は.78である。よって、全項目で使用する場合は、信頼性は、十分確保されているといえるであろう。

(3) 「DSS」の因子分析

尺度の因子構造を明らかにするために、354名の有効データをもとに、「DSS」の15項目に対する主因子法（バリマックス回転）による因子分析を行った。項目の出し入れを繰り返し、最終的には、固有値は1.00以上を基準とし、固有値の減衰状況と因子の解釈可能性から因子数を3つと決め、因子負荷量は.400

以上の項目を採択することとした。その結果、第1因子には5項目、第2因子には4項目、第3因子には5項目の3因子14項目が採用された。

因子分析後の因子構造は、オリジナルである家接ら（1999）と同じく3因子構造となった。また、因子ごとの項目配置も変わらなかったのだが、その因子名はよりふさわしいものへ変更し、第1因子は「他者依存的思考」、第2因子は「他者評価予測」、第3因子は「高達成志向」とした。因子構造、項目配置が変わらなかったことから、この尺度は安定しているものと考えられる。

信頼性については、内的整合性を調べたところ、本研究の第1因子「他者依存的思考」の α 係数は.75、第2因子「他者評価予測」は.75、第3因子「高達成志向」は.69であり、項目数を減らしている割りに、どれも.7程度と十分な信頼性係数を示した。一方、対応順に家接ら（1999）の「他者依存的評価」の α 係数は.79、「失敗不安」は.78、「高達成志向」は.77で、十分な信頼係数を示している。したがって、「DSS」は安定した尺度であると解釈することができる。

（4）「SDS」の因子分析

尺度の因子構造を明らかにするために、351名の有効データをもとに、「SDS」の20項目に対する主因子法（バリマックス回転）による因子分析を行った。項目の出し入れを繰り返し、最終的には、固有値は1.00以上を基準とし、固有値の減衰状況と因子の解釈可能性から因子数を2つと決め、因子負荷量は.400以上の項目を採択することとした。その結果、第1因子には8項目、第2因子には6項目の2因子14項目が採用された。

因子分析後の因子構造は、2因子構造となり、第1因子は「身体気分」、第2因子は「生活不満感」とした。オリジナルである福田ら（1973）では因子分析はされていない

ため比較はできず、他の研究でも単純合計で扱われているようである。また、内的整合性を調べたところ、第1因子「身体気分」の α 係数は.79、第2因子「生活不満感」は.78であり、どちらも高い信頼性係数を示した。したがって、「SDS」は安定した尺度であると解釈することができる。

なお、ほとんどの研究では、抑うつ尺度の合計点を用いて研究を行なっている。研究間の比較をする上ではやむを得ないが、合計点を用いることによって、さまざまなプロフィールの患者が、重症度という一つの得点で表されてしまうため、重要な知見を見逃している可能性もある。たとえば、認知症状がおもに現われている人と身体症状がおもに現われている人は、症状の現れ方は異なっているのに、抑うつ尺度得点と同じであれば統計上は同じ抑うつ患者として扱われてしまう（坂本ら、2005）と述べ、症状ごとの得点も留意したデータ解析を行なうことの必要性を説いていることから、「SDS」を因子分析し、詳細を把握する意義は大きいと思われる。

（5）「ISQ」の場面の因子分析

尺度の1～8場面における因子構造を明らかにするために、347名の有効データをもとに、「ISQ」の8場面に対する主因子法（バリマックス回転）による因子分析を行った。固有値は1.00以上を基準とし、固有値の減衰状況と因子の解釈可能性から因子数を2つと決め、因子負荷量は.400以上の場面を採択することとした。その結果、表3に示すように、第1因子には4場面、第2因子には4場面の2因子8場面が採用された。

尺度の1～8場面における因子構造を明らかにするために、「ISQ」の8場面に対する主因子法（バリマックス回転）による因子分析を行った結果、第1因子には4場面、第2因子には4場面の2因子8場面が採用された。第1因子は「達成領域」、第2因子は「対人

領域」とし、内的整合性を調べたところ、第1因子「達成領域」の α 係数は.85、第2因子「対人領域」は.87であり、どちらも高い信頼性を示した。よって、「ISQ」の場面を2領域とし、分析することは十分可能であるといえる。

3. 妥当性について

ISQの妥当性を検証するため、没入尺度、Locus of Control 尺度およびSDSとの関連性を、Pearsonの相関係数を用いて算出した。表4、5に示すように、ISQと没入尺度の間には.38の中程度の相関($r = .38, p < .001$)があることがわかり、一方、ISQとLocus of

Control 尺度との間には有意な相関はないことが、また、ISQとSDSの間には.32の有意な中程度の相関($r = .32, p < .001$)があることがわかった。

まず、坂本(1997a)は、出来事を経験した後、自分の行動の原因を考える際、つまり、原因帰属過程を生じさせる要因として、自己注目は必須の条件と考えられると述べていることから、推論スタイルが自己注目の指標である没入傾向と正の関連を持つことが期待され、その予想を支持する結果が得られた。また、各構成要素と自己没入の間にもそれぞれ相関があったことも、これを支持する。

表3 ISQの因子分析結果

質問項目	抽出因子		
	I	II	共通性
I. 達成領域 ($\alpha = .85$)			
場面8 あなたは、専門のレポートを書き、低い成績をとります。	.72	.32	.62
場面6 あなたは、重要な授業で、先生があなたに期待する課題をやりとげられません。	.71	.15	.52
場面1 試験を受けて悪い成績をとります。	.52	.34	.38
場面3 その日の担当者として、あなたは授業で重要な発表をします。そして、それを聞いていた学生たちはあなたの発表に否定的な反応を示しました。	.50	.34	.37
II. 対人領域 ($\alpha = .87$)			
場面4 あなたが本当に親しくなりたいと思っている人は、あなたとは友達になりたいと思っています。	.33	.61	.49
場面7 あなたは友達と飲み会に参加したところ、飲み会の間じゅう誰もあなたに関心を示しません。	.41	.56	.48
場面5 あなたの外見はあなたが望むほどよくありません。	.22	.55	.35
場面2 あなたの彼氏(彼女)がもうあなたとは付き合いたくないため、あなたが夢中になっている重要な恋愛関係が破局します。	.13	.52	.29
寄与率 (%)	23.53	20.40	
累積寄与率 (%)	23.53	43.94	

表4 各尺度間の相関係数および平均 (SD)

	没入尺度	LoC	平均	SD
ISQ	.38***	-.15	29.54	4.09
没入尺度	-	-	49.65	9.40
LoC	-	-	48.68	6.41

LoC: Locus of Control

*** $p < .001$

表5 ISQとSDSの相関係数および平均 (SD)

	SDS	平均	SD
ISQ	.32***	29.42	4.40
SDS	-	31.90	6.97

SDS: Zung Self-rating Depression Scale

*** $p < .001$

一方、ISQと没入下位尺度（自己没入、外的没入）の関連性をみると、ISQと自己没入の間には.39の有意な中程度の相関（ $r = .39$, $p < .001$ ）があるが、ISQと外的没入の間には相関がなかった。

ISQと外的没入の間に相関がなかったことについては、本研究は学生を調査対象としたアナログ研究（坂本ら、2005）であることを考慮しなければならない。医学研究では患者を対象とした臨床研究が主であるが、教育や心理学の研究では臨床研究はそう多くされていないであろう。坂本（1997b）は、自己没入を「自己に注意が向きやすく、自己に向けた注意が持続しやすい傾向」として、自己没入の傾向が高い人は、抑うつになりやすく、しかも抑うつを持続させやすいとしており、また、自己没入だけでなく、外的没入（あるひとつの外的な対象に向けた注意が持続しやすい傾向）も、抑うつを引き起こす要因と考えている。外的没入の高い人は、取り組んだ仕事や課題を途中で止めずに最後までやり遂げようとする傾向を持ち、仕事が達成されないのに仕事に注意を向け続け、仕事達成へ過剰な努力を払う場合には、疲労困憊しバーンアウトするだろうし、あるいは、結果的に目標が達成されなかった場合は、目標達成に向けて繰り返し過剰な努力を傾けてきたため、より強い抑うつ気分を経験するだろうと述べている。そのような前提からすると、本研究では、目標達成に向けて努力する学生は調査対象者の中に多く存在するであろうが、その延長上で達成できずに疲労困憊し抑うつ気分を経験している学生はごくわずかであったと思われる。よって、ISQと外的没入との相関が期待できる母集団ではなかったのかもしれない。このことは、今後も詳細な調査分析や検討が必要とされるであろう。しかしながら、没入尺度は自己没入傾向の強さを測定するために開発されたものである（坂本、1997a）ことから、ISQと自己没入との関連が認め

られたことが重要である。

次に、推論スタイルには、一つの特徴としてローカス・オブ・コントロール（統制の所在）も含んでいる。鎌原（1982）によると、ローカス・オブ・コントロール、すなわち内的-外的統制の概念では、統制感をもたない人つまり外的統制の人ほど抑うつ性が高いとしている。一方、Alloyらの絶望感理論では、内的帰属つまり内的統制の人ほど抑うつ性が高いとしている。一見、反対のことを言っているように思えるが、これは項目内容の質の違いに依拠するものと考えられる。すなわち、ローカス・オブ・コントロールではポジティブな内容を前提として述べており、逆に、絶望感理論ではネガティブな内容を前提としているためであろう。よって、推論スタイルはローカス・オブ・コントロール尺度と負の関連を持つことが期待されたのだが、その予想を支持する結果は得られなかった。また、ISQの構成要素ごとに相関係数を算出すれば、少なくとも、原因帰属とLocus of Control尺度の間ならば、有意な負の相関がみられるかもしれないと予想し、各構成要素とLocus of Control尺度の相関係数を求めたが、有意な相関はなかった。その理由として、坂本ら（2005）によれば、絶望感理論では、否定的な帰属スタイルを有している者が否定的なライフイベントを経験した場合に、内的、全般的、安定的な帰属をオンにし、絶望感を発生させ、この絶望感が抑うつ症状を生み出す主因になると考える。内的帰属に関しては抑うつとの関連性を認めない研究も多く、これはずして安定的、全般的帰属だけを取り上げる場合もある。失敗事態における内的帰属には2つ意味があり、一つは能力不足などの普遍的な内在性質に帰属する場合と、もう一つは努力不足などの可変的、コントロール可能な内在性質に帰属する場合である。前者の場合は、抑うつに親和性を見せるが、後者は関連しにくいと考えられるのではないだろうか。

そのように考えると、統制の所在は、内적および外的の一次元で測れるほど単純なものではなく、多次元的に成り立っているものなのかもしれない。

最後に、推論スタイルは、抑うつモデルに組み込まれる概念として考えられており、Haefelら(2008)の研究でも、ISQのオリジナルであるCSQと抑うつ関連の尺度との相関分析により、構成概念妥当性を検証している。ゆえに、推論スタイルが抑うつ傾向と正の関連を持つことが期待され、その予想を支持する結果を得ることができた。ISQとSDS下位尺度(身体気分、生活不満感)の関連性をみても、ISQは身体気分、生活不満感のどちらとも有意な相関($r=.27, p<.001$; $r=.28, p<.001$)があった。抑うつ症状として、身体と認知のどちらかというわけではなく、どちらとも関連があることがわかり、なお、ISQの各構成要素においてもそれぞれ有意な相関が認められた。すなわち、ISQとSDSには、おしなべて相互に関連があるといえよう。

これらのことから、ISQの構成概念としての予想をほぼ支持する結果を得たこととなり、構成概念妥当性が明らかとなったといえる。

4. 性差について

(1) ISQおよび各構成要素の性差

ISQ得点に性差はみられないであろうという仮説を設け、それを検証するため、性別によって、ISQ得点および各構成要素の平均値に違いがあるかどうかを、対応のないt検定により調べた。その結果、ISQ得点では性別の得点に、有意差はみられず、ISQ得点には性差がなかった。また、各構成要素では、結果認知においては性別の得点に、5%水準で有意差がみられ($t_{(350)}=2.09, p<.05$)、結果認知では女性よりも男性の得点の方がより高いといえる。一方、原因帰属と自己価値特性には性別の有意差はみられず、原因帰属と自己価値特性では性差がないといえる。

これらのことから、ISQ得点に性差はみられないであろうという仮説は、ISQ得点において支持され、各構成要素でも、ほぼ支持されたといえる。

Alloy, Abramson, Whitehouse, Hogan, Panzarella, Rose (2006)は、抑うつに対するCognitive Vulnerability to Depression Project (CVD)における認知的脆弱性仮説を検証するため、抑うつ的認知スタイルのあるなしを基本とした抑うつ高リスク非抑うつ大学生参加者を選び、二年半の予測的フォローアップ期間で抑うつを促進する可能性における認知的高リスクと低リスク群比較している。その中で、高群低群における性差を分析しているのだが、どちらにも性差はみられなかった。その結果について、疫学上、青年期から成人にかけて、男女の抑うつ割合は2:1である(Hankin et al., 1998; Hankin & Abramson, 2001; Nolen-Hoeksema, 1987, 1990)にもかかわらず、このような一般的な性差が、われわれの研究のように、大学生サンプルからは得られないことがあると言及している。また、Haefel, Abramson, Voelz, Metalsky, Halberstadt, Dykman, Donovan, Hogan, Hankin, Alloy (2003)は、23歳の大学生(男性407名、女性479名)を調査対象者としてCSQを含むいくつかの尺度に対し、性別における平均値の違いについて調べている。そして、分散分析を行なった結果では、CSQに性差はみられなかった。その結果について、大学生を対象とした抑うつ性尺度は短期間における抑うつを査定するが、診断的面接などにおける抑うつ診断はもっと長期間における抑うつを査定すると述べ、抑うつのスナップショットを撮るような短期間のことについて問う質問紙を使用した調査では性差が認められないという結果になるが、抑うつ集合体を確認できるような長期間のことについて問う調査ならば、本当の性差のパターンが明らかになるのかもしれない、と考察し

ていた。

わが国における研究では、友野・橋本（2002）が、190名（男子89名、女子101名）の大学生を対象に、対人場面におけるあいまいさへの非寛容を認知的脆弱性と捉え、対人ストレスイベントをストレスラーとした素質-ストレス-モデルの検討を目的とし、SDSを使用し抑うつ性を、拡張版絶望感尺度の日本語版（高比良, 1998；EHS）の対人領域のみを使用し絶望感を測定している。そして、性差を検討するため、各得点についてのt検定を行なったところ、すべての測度において有意な得点差が見られなかったという結果を得た。さらに、園田ら（1999）は、大学生356名（男182人、女174人）を対象に素質-ストレス-モデルにおける素質とストレスの交互作用効果について、階層的重回帰分析を用いて明らかにするという研究で、その分析に先立ち、t検定による男女差の検定を行っており、その結果、性差が認められなかったため、男女を分けずに分析を行なっている。

このようにして、推論スタイルのみならず、Haefelら（2003）が言うように、健常大学生を対象にここ最近の抑うつ症状を問うような抑うつ研究では、疫学上謳われているような男女差は認められないのかもしれないということが本研究ならびに諸研究から示唆されたように思われる。これは、青年期という自我同一性獲得の課題に向け、自己への注目が男女問わず強まる年代であるという、一般的な発達要因も関係することが予想される。がしかし、その要因について言及するには、年齢別や重症度別などあらゆる角度から、さらなる詳細な研究が求められるであろう。

（2）領域合致説の検討

推論スタイルの達成領域においては、男性が女性より、ISQ得点が高い、対人領域においては、女性が男性より、ISQ得点が高いであろうという仮説を検証するため、

ISQ得点を従属変数に、性別と領域を独立変数とした2要因の分散分析を行なった結果、領域の主効果に有意差 ($F_{(1,345)} = 14.06, p < .001$) がみられ、達成領域より対人領域の方が、よりISQ得点が高いことがわかり、さらに、性別と領域の交互作用に有意差 ($F_{(1,345)} = 6.97, p < .01$) がみられたことから、単純主効果の検定を行なったところ、図3に示すように、女性では達成領域より対人領域がよりISQ得点が高いことがわかった ($F_{(1,345)} = 35.77, p < .001$)。しかしながら、達成領域における性差にも、対人領域における性差にも有意差はみられなかった。つまり、それぞれの領域における性差はみられなかったものの、男性では領域の平均値に違いはないが、女性では達成領域より対人領域でネガティブな推論スタイルを示すということである。このことから、推論スタイルの達成領域においては、男性が女性より、ISQ得点が高い、対人領域においては、女性が男性より、ISQ得点が高いであろうという仮説は一部支持されたといえるであろう。

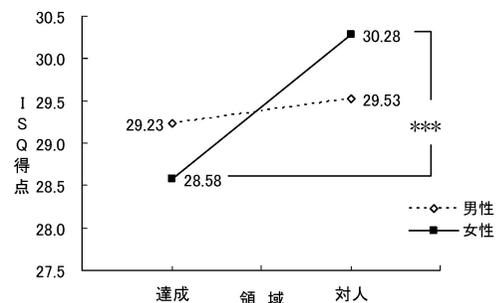


図3 性別×領域におけるISQ得点の平均値

丹野（1999）によれば、わが国では、絶望感理論の実証的研究で、高比良（1997）は「拡張版ホープレスネス尺度」を作成し、領域合致仮説について予測どおりの知見を得ている。一方、井沢（1997）が、質問紙のSociotropy-Autonomy Scaleを用いて、領域合致仮説を検討している。ストレスラーを対人

領域と達成領域に分け、Sociotropy の人は対人領域のストレスラーによって抑うつとなるか、一方、Autonomy の人は達成領域のストレスラーによって抑うつとなるかを調べている。しかし、仮説を支持する結果は得られなかった。むしろ、単純な素因ストレス・モデルが支持された。つまり、Sociotropy にせよ Autonomy にせよ、いずれかの素因をもつ人は、対人領域にせよ達成領域にせよ、いずれかのストレスラーによって、抑うつが強まっていた。また、Hammen et al. (1985) は、大学生を被験者にした調査から、対人領域における失敗や失望が達成領域の問題よりも相対的に大きな抑うつの予測要因であったことを報告している。さらに、高比良 (2003) は、否定的な経験には大きく分けて、対人関係領域と達成領域の二つの問題があり、どちらの領域を特に苦手とするかという帰属スタイル上の個人差があるとして、達成領域よりも対人関係領域の方がより絶望感を生じさせやすくなると述べている。この結果は Joiner & Rudd (1995) とも一致しており、帰属スタイルが対人関係問題においてどのような役割を果たしているのか、また領域別に役割が分化するのはなぜなのかなどの問いは今後の研究の注目されるべき課題となるはずである (坂本ら、2005による)。このように、本研究からも、男性では対人領域より達成領域で ISQ 得点が高くなるという予想のもとで得た結果が、有意差はなく、一方、女性では圧倒的に達成領域よりも対人領域で ISQ 得点が高かったことから、性別にかかわらず時代と共に対人関係の重要性が強調されてきていることが示唆される。

純粋な達成領域の出来事であるかのような、例えば「仕事を期限までに終わらすことができなかつた」という場面も、終わらすことができなかつたがゆえに迷惑を被る人がいるために、または人からの評価が下がると懸念し、自分を責め落ち込むのかもしれないと考える

と、人とのインタラクションのない達成領域イベントというのは、ほぼ存在しないものなのかもしれない。

現代社会のストレスの多くは対人関係問題であるといわれており、対人コミュニケーションに関する臨床社会心理学的な帰属-抑うつ研究の重要性はますます増加しているといえるのではないだろうか。

(5) 抑うつモデルについて

本研究では、わが国における認知療法の広がりと比較すると、研究が立ち後れている Beck の認知理論を取り上げ、これまでほとんど検討されていない、そのメカニズムについて、モデルを作成し、今回は、その一部である主要構造モデル、いわゆる、Beck の認知モデルに近いモデルを、相関分析および分散構造分析によって検討を行なった。

(1) DSS、ISQ、ATQ、SDS の関連性

抑うつスキーマ、推論スタイル、自動思考、抑うつ感は相互に高い相関を持つであろうという仮説を検証するため、抑うつスキーマ DSS、推論スタイル ISQ、自動思考 ATQ、抑うつ性 SDS の関連性を、Pearson の相関係数を用いて、これらの尺度間の相関係数を算出した。その結果、SDS と ATQ ($r = .73, p < .001$)、SDS と ISQ ($r = .32, p < .001$)、SDS と DSS ($r = .43, p < .001$)、ATQ と ISQ ($r = .38, p < .001$)、ATQ と DSS ($r = .45, p < .001$)、ISQ と DSS ($r = .44, p < .001$)、すべての間に有意な正の相関がみられ、SDS と ATQ 間には強い相関が、他の組合せには中程度の相関があるといえる。わかりやすいよう、Beck の認知モデルにこれら尺度間の相関係数をあてはめたものを図 4 に示す。よって、抑うつスキーマ、推論スタイル、自動思考、抑うつ感は相互に高い相関を持つであろうという仮説は支持されたといえる。

加えて、Beck の認知モデルの中に位置づけられる、ISQ と抑うつスキーマおよび、自

動思考の間に有意な中程度の相関が認められたということは、ISQの構成概念妥当性をさらに後押しする結果と解釈できるであろう。ただし、ISQを始め、DSSもATQもSDSも質問項目にネガティブなものが多いために、相関があっても当然だという批判もありうる(丹野, 1998)。これについては、協力者の負担に対する考慮や調査の限界を考慮し、質問項目の数を削ぐ策として重きを置かれるネガティブ項目を残しポジティブ項目を落とした結果である。ポジティブ、ネガティブ両側面からの関連性の検証は、今後の課題になるとと思われる。

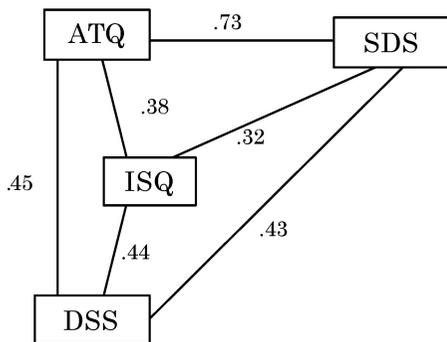


図4 尺度間の相関係数

(2) モデルの検討

丹野ら(1998)の研究でも、ISQの代わりに丹野ら(1998)らが開発した体系的な推論の誤り尺度(TES)を用いて、抑うつスキーマ、自動思考、抑うつ性との相関係数を算出している。そして、すべての間に有意な正の相関がみられ、抑うつ性と自動思考の間には強い相関が、他の組合せには中程度の相関があるという本研究とほぼ同様の結果を得ている。その課題として、相関研究であるからして、今後、因果関係を踏み込む研究が求められると述べていた。そこで、本研究にて抑うつメカニズムの解明を試みるために作成した抑うつモデルを図2に示し、前述したように、調査の限界を考慮した上、このモデルにおけ

る要の構造と考えられる主要構造モデル(抑うつスキーマ・推論スタイル・自動思考・抑うつ症状)の検討および修正をするため、共分散構造分析を行なった。

共分散構造分析では、解の推定方法として、最尤法を採用した。そして、より適切なモデルを作成するために、仮説モデルに変更を加え、試行錯誤を繰り返し、適合度の比較を行なった。その結果、解釈可能性と適合度の兼ね合いで最もバランスの良いと思われるモデルを、本研究における抑うつ主要構造モデルとして採択することとした。モデルの適合度の判定に当たっては、適合指標として χ^2 値、Goodness of Fit Index (GFI)、Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)、Comparative Fit Index (CFI)、Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)を採用した。適合指標は随時、図中表示することとする。

まず、抑うつスキーマ、推論スタイル、自動思考という一連のプロセスを経て抑うつ感が生じるであろうという仮説、また、推論スタイルや抑うつスキーマからも自動思考ほどではないが抑うつ感へ与える影響があるだろうという仮説に基づき、作成した仮説モデルの分析結果を図5に示す。この場合、推論スタイルから抑うつへのパス係数は有意ではないことがわかった。そして、モデルの評価について検討を行なったところ、 χ^2 値は161.91 ($p < .001$)と有意であり、仮説モデルは正しいとはいえないことが示された。一方、適合度指標からするとGFI=.91、AGFI=.81、CFI=.86であることから、説明力のあるモデルではあるが、データへの当てはまりがよいとは言えない。また、RMSEA=.14であり、うまく適合する水準には達していないことがわかる。

次に、仮説モデルの修正を試みた。有意ではなかった推論スタイルから抑うつへのパスを消してから、修正指標を参考にし、解釈可

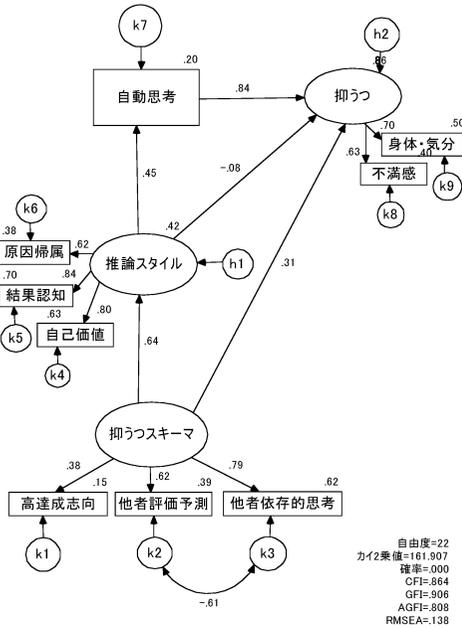


図5 抑うつの主要構造による仮説モデル

能性を考慮に入れながら、パスのパターンを変え、数回の分析を繰り返した。しかし、十分な適合の値は得られなかった。そこで、本研究のポイントである推論スタイルは潜在変数として残すこととし、抑うつスキーマから抑うつへのパス係数が比較的低いいため、抑うつスキーマを観測変数（他者依存的思考・他者評価予測・高達成志向）として扱うこととした。そして、修正指標を参考にし、解釈可能性を考慮に入れながら、パスのパターンを変え、数回の分析を繰り返した結果、最終的な抑うつの主要構造モデルとして採択されたものが図6である。モデルの評価についてだが、 χ^2 値は39.35 ($p < .01$)と有意であり、このモデルは正しいとはいえない。しかしながら、GFI=.97、AGFI=.94、CFI=.98であることから、説明力があり、データへの当

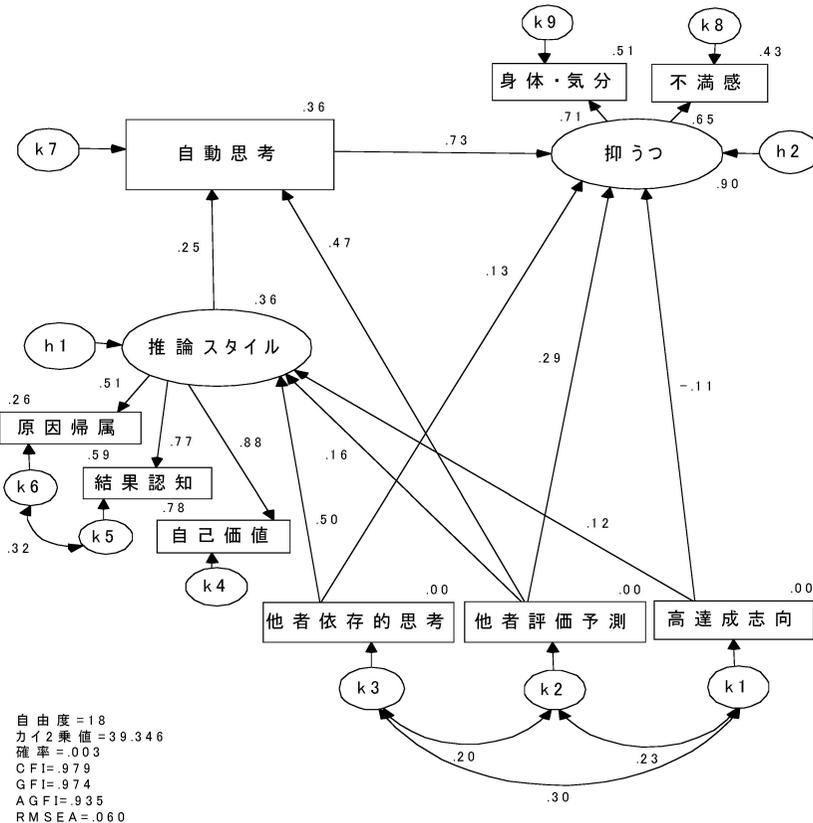


図6 抑うつの主要構造モデル

てはあまりがよいモデルであるといえる。また、RMSEA = .06であり、ある程度ではあるが、うまく適合する水準には達しているといえる。

以上、図6に示すモデルを、より適合したモデルとして採用することができた。

その際、図5を仮説モデルとして当初想定していたのだが、うまく適合する水準には達しなかった。まず、推論スタイルから抑うつへのパスが有意ではなかった。前述したように、推論スタイルからも自動思考ほど強くはないだろうが抑うつ感へ与える影響があると仮説を設け考えていた。これについては、先行研究があるわけではないので、はっきりしたことは言えないが、おそらく、推論スタイルは直接抑うつに影響を与える要因ではなく、あくまで出来事つまりストレスの意味づけという形で機能し、自動思考を介して間接的に影響を与える要因である可能性が示唆された。また、抑うつスキーマを潜在変数から観測変数（他者依存的思考・他者評価予測・高達成志向）として扱うことにした理由は、抑うつスキーマから抑うつへのパス係数が比較的低いこと、また、DSS、ISQ、ATQ、SDSおよび各下位尺度間の関連性をみると、全般的に中程度の正の相関がみられるにもかかわらず、DSSの因子の一つである高達成志向と他尺度間、特にSDSとその下位尺度の相関係数が低い、むしろ相関がないということが明らかだったためである。よって、DSSを潜在変数から観測変数として扱い、一つ一つからどのようなパスがのびるのかを詳細に見ていった方が妥当と考えた。その結果、潜在変数として機能するよりも、観測変数として機能するほうが適合が良くなった。3つとも推論スタイルに影響していることから、抑うつスキーマの3因子として捉えるより、もともと3つの要因として成立していると考えられる。

主要構造モデル内の変数間の関係を見ていくと、「抑うつ」に対しては、「自動思考」と

「他者依存的思考」、「他者評価予測」から有意な正の影響が、「高達成志向」からは有意な負の影響が認められた。自動思考から抑うつには、他の変数に比べると、かなり強い影響を及ぼすことが示され、抑うつスキーマの下位尺度である3変数のうち、他者との関わりが想定できる2変数からは正の影響、一方、高達成志向からは負の影響があることがわかった。また、「抑うつ」に対する直接効果は認められなかったものの、「推論スタイル」は「自動思考」に対して有意な正の影響が認められた。そのため、繰り返しになるが、推論スタイルは自動思考を経由して抑うつに、間接的・複合的に影響を及ぼすことが示唆された。「自動思考」に対しては、「他者評価予測」から有意な正の影響が認められる。比較的強い影響であり、抑うつスキーマの他の2変数からは認められないパスである。続いて、「推論スタイル」に対しては、「他者依存的思考」、「他者評価予測」、「高達成志向」から有意な正の影響が認められた。特に、他者依存的思考から推論スタイルへの影響は、強めである。後の2変数からの影響は、かなり弱いものといえる。

予想外だった結果としては、「抑うつ」に対して「他者依存的思考」、「他者評価予測」から有意な正の影響が、「高達成志向」からは有意な負の影響が認められたことである。なぜなら、抑うつスキーマの下位尺度である3変数からは、抑うつに対しどれからも正の影響が認められると考えていたからである。これについては、完全主義の研究からヒントが得られるかもしれない。大谷・桜井（1995）は、過度に完全性を求めることを完全主義と言い、それには自己志向的完全主義と他者志向的完全主義と社会規定的完全主義があり、大学生を対象に、それらと抑うつおよび絶望感との関連を調べている。これまでに、多くの研究から完全主義は抑うつとプラスの相関を持つことが確認されている。しかし、調査

の結果、絶望感および抑うつと社会規定的完全主義はプラスの相関があり、絶望感と自己志向的完全主義にはマイナスの相関があることを明らかにした。つまり、自己志向的完全主義傾向が高い者ほど、絶望感の得点が低くなるという関係であり、自己志向的完全主義にはポジティブな面が含まれると述べている。その追跡的研究で、桜井・大谷（1997）は、自己志向的完全主義を4つの因子、つまり4つの側面から構造的に捉える尺度を開発し、抑うつおよび絶望感との関係を調べた。4つの側面には、完全でありたいという欲求（DP）、自分に高い目標を課する傾向（PS）、失敗を過度に気にする傾向（CM）、自分の行動にいつも漠然とした疑いをもつ傾向（D）があり、調査の結果、自分に高い目標を課するというPSは、その傾向が高いほど抑うつや絶望感に陥りにくく、健康と親和的な側面といえることを明らかにした。その他は、特にCMであるが、その傾向が高いと抑うつや絶望感に陥りやすく、不健康と関連するという結果を得ている。これらのことから、抑うつスキーマの下位尺度である高達成志向が抑うつに負の影響を与える変数であることが説明できるであろう。すなわち、自分に高い目標を課する傾向は、これまで不適応の指標とされてきたが、逆に適応的であることを示すと考えられる。続いて、「自動思考」に対して、抑うつスキーマの3変数のうち「他者評価予測」からのみ、有意な比較的強い正の影響が認められることであるが、他者評価予測は抑うつに対しても比較的強い影響を与えており、これも、完全主義の視座からすると、他者評価予測は、もともと家接ら（1999）の尺度では「失敗不安」と命名されていた因子であり、その項目は、完全主義で言う失敗を過度に気にする傾向（CM）に対応するものが多い。CMは、特にその傾向が高いと抑うつや絶望感に陥りやすく、不健康と関連するという結果を得ている（桜井・大谷、1997）

ことから、他者評価予測が、自動思考、並びにその大きな影響を受ける抑うつに対し強い影響力があっても不思議ではないのではなからうか。抑うつスキーマの3変数については、性別との一致は抜きにしても、Beckの領域合致仮説でいう対人領域と達成領域に分類しての解釈が可能かもしれない。現代社会は、対人コミュニケーションに関することへ重要性がシフトしていることが示唆され、3変数のうち他者との関わりが想定される「他者依存的思考」や「他者評価予測」の抑うつへの影響性が、直接的にも、間接的にも高いと考えられる。対人領域のISQ得点が達成領域のそれよりも、有意に高かったことから、対人領域の出来事が抑うつに与える影響の大きさについて、十分言及できたとと思われる。

最後に、2つの仮説について検討する。まず、抑うつスキーマ、推論スタイル、自動思考という一連のプロセスを経て抑うつ感が生じるであろうという仮説は、抑うつスキーマの3因子を観測変数として扱ったものの、その流れのパターンは満足に支持されたといえよう。抑うつモデルに示した他の変数を取り入れての更なる研究が期待される。また、推論スタイルや抑うつスキーマからも自動思考ほどではないが抑うつ感へ与える影響があるだろうという仮説は、推論スタイルから抑うつへの影響は認められなかったが、抑うつスキーマの他者依存的思考と他者評価予測から抑うつへの影響が認められたため、これは一部支持されたといえるであろう。このことは、抑うつ症状は自動思考から直接生み出され、抑うつスキーマや認知の歪み（ISQ）からは、間接的に生み出されるという古典的なBeckの理論と矛盾はしない結果が得られたと思われる。

【今後の課題】

本研究の結果から、以下の点が今後の課題となるであろう。まず、第1に、因子分析についてである。帰属理論はいまやわが国の心理学に十分に定着している感があるが、本研究をはじめ、翻訳された帰属尺度で、因子分析論的に成功したものは少ない。場面設定ごとと同じ項目内容の質問が繰り返されるといった特質のもと、因子分析を行ない寄与率の低いものを除く作業をすれば、場面によってはあったりなかったりする項目が出てしまう。また、本研究では6つの次元の項目を3つの構成要素としているが、全項目で因子分析を行なうと各次元の混在が見込まれる。これは、大きな課題であり再考を促さざるを得ないものである。さらに、もう一つは、内在性次元の扱いである。本研究で翻訳した質問紙には重要性の次元が含まれており、本来これは内在性次元に変わるものである。がしかし、内在性が影響する自尊心の低下が抑うつと無関係であるというのは、いまだ確かなものではなく、削除するに至るには、研究の積み重ねが必要であろう。すなわち、尺度について、因子的妥当性を始め、他の妥当性検証が、さらに求められる。

第2に、健常大学生を対象にした抑うつ研究では、疫学上謳われているような男女差は認められないのかもしれないということが本研究ならびに諸研究から示唆されたように思われる。よって、年齢別や重症度別などあらゆる角度から、さらなる詳細研究が求められるであろう。

第3に、丹野ら(1998)らが開発した体系的な推論の誤りや、他の変数として感情尺度やソーシャルサポートの測定尺度を加えるなどして、抑うつモデルのメカニズムを新たに検証し、精緻化および解明が望まれる。

第4に、ポジティブな場面設定における推論スタイルも抑うつ症状と関係するのかわ

かは、これからの抑うつ研究で明らかにされたい。

第5に、推論スタイルは直接抑うつに影響を与える要因ではなく、あくまで出来事つまりストレスの意味づけという形で間接的に影響を与える中継ポイントのような要因であるならば、ストレスをポジティブな推論スタイルで処理すると、その先には何があるのかを想定し、例えば、自己成長感との関係を考えてみるのも統合的な研究の一歩となるのかもしれない。

以上、それらの点が、今後の検討課題になり、研究されていくことが期待されるであろう。

謝辞

本論文の作成にあたり、今川民雄教授には、多岐に亘る指導と貴重な助言を賜り、深く御礼申し上げます。

また、膨大であるバックトランスレーションを快く引き受けてくださった、J.E.アリソン教授並びに、T.ゲッツ教授に、重ねて御礼申し上げます。

そして、お忙しい中、調査協力していただいた大学教員方並びに生徒の皆様をはじめ、関係者の皆様に感謝申し上げます。

引用文献

- Alloy, L. B., Abramson, L. Y. 2000 *The Temple-Wisconsin Cognitive Vulnerability to Depression Project: Lifetime History of Axis I Psychopathology in Individuals at High and Low Cognitive Risk for Depression*. *Journal of Abnormal Psychology*, **109**, 403-418
- Alloy, L. B., Abramson, L. Y., Whitehouse, W. G., Hogan, M. E., Panzarella, C., D. T. Rose 2006 *Prospective Incidence of First Onsets and Recurrences of Depression in Individuals at High and Low Cognitive Risk for Depression*. *Journal of Abnormal Psychology*, **115** (1), 145-156
- Beck, A. T., Ruch, A. J., Shaw, B. F., Emery, G.

- 1979 *Cognitive Therapy of Depression*. Guilford Publications. (坂野雄二監訳 神村栄一・清水里美・前田基成共訳 1992 うつ病の認知療法 岩崎学術出版社)
- Burns, D. D. 1980 *Feeling Good: The New Mood Therapy*. Morrow. 野村総一郎・夏刈郁子・山岡功一・成瀬梨花訳 1990 いやな気分よ, さようなら—自分で学ぶ「抑うつ」克服法 星和書店
- 福田一彦・小林重彦 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
- Haefel, G. J., Gibb, B. E., Metalsky, G. I., Alloy, L. B., Abramson, L. Y., Hankin, B. L., Joiner Jr., T. E., Swendsen, J. D. 2008 *Measuring cognitive vulnerability to depression: Development and validation of the cognitive style questionnaire*. *Clinical Psychology Review*, **28**, 824-836
- Haefel, G. J., L. B. Abramson, Voelz, Z. R., Metalsky, G. I., Halberstadt, L., Dykman, B. M., Donovan, P., Hogan, M. E., Hankin, B. L., Alloy, L. Y. 2003 *Cognitive Vulnerability to Depression and Lifetime History of Axis I Psychopathology: A Comparison of Negative Cognitive Styles (CSQ) and Dysfunctional Attitudes (DAS)*. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, **17** (1), 3-22
- 家接哲次・小玉正博 1999 新しい抑うつスキーマ尺度の作成の試み 日本健康心理学会, **12** (2), 37-46
- 鎌原雅彦・樋口一辰・清水直治 1982 (成人用一般的) Locus of Control 尺度 堀洋道監修・山本真理子編 2001 心理測定尺度集 I—人間の内面を探る〈自己・個人内過程〉—サイエンス社 Pp180-183
- 厚生労働省 2006 厚生労働省統計調査一覧
- 大谷佳子・桜井茂男 1995 大学生における完全主義と抑うつ傾向および絶望感との関係 心理学研究, **66** (1), 41-47
- 坂本真士 1997a 没入尺度 堀洋道監修・山本真理子編 2001 心理測定尺度集 I—人間の内面を探る〈自己・個人内過程〉—サイエンス社 Pp58-63
- 坂本真士 1997b 自己注目と抑うつとの社会心理学 東京大学出版会
- 坂本真士・田中江里子・丹野義彦・大野裕 2004 Beck の抑うつモデルの検討—DAS と ATQ を用いて— 日本大学心理学研究, **25**, 14-23.
- 坂本真士・丹野義彦・大野裕 2005 抑うつとの臨床心理学 東京大学出版会
- 桜井茂男・大谷佳子 1997 “自己に求める完全主義”と抑うつ傾向および絶望感との関係 心理学研究, **68** (3), 179-186
- 園田明人・藤南佳代 1999 絶望感理論の因果分析: ストレス反応に及ぼす素質と近接要因の効果 健康心理学研究, **12** (1), 1-16
- 丹野義彦 1998 Beck の認知療法と認知病理学 精神科診断学, **9**, 379-388
- 丹野義彦・坂本真士・石垣琢磨・杉浦義典・毛利伊吹 1998 抑うつと推論の誤り—推論の誤り尺度 (TES) の作成— このはな心理臨床ジャーナル, **4**, 55-60.
- 丹野義彦 1999 Beck 理論への批判と抑うつ研究の展開 精神科診断学, **10**, 343-351
- 友野隆成・橋本宰 2002 抑うつとの絶望感理論の検討: 認知的脆弱性としての対人場面におけるあいまいさへの非寛容, 同志社心理, **49**, 1-8