

心配に関するメタ認知的信念尺度の作成及び 信頼性・妥当性の検討

金 築 優

帝京平成大学健康メディカル学部

伊 藤 義 徳

琉球大学教育学部

根 建 金 男

早稲田大学人間科学学術院

本研究では、心配に関するメタ認知的信念を測定する尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とした。大学生の自由記述式調査を基に項目の作成を行った。大学生 353 名のデータを対象として因子分析を行ったところ、第 1 因子「ネガティブなメタ認知的信念」と第 2 因子「ポジティブなメタ認知的信念」が抽出された。両下位尺度ともに安定的な内的整合性が示されたことから、尺度の信頼性が認められた。また、特性不安、心配性傾向及び問題解決スタイルを測定する尺度との関連性により、構成概念妥当性が確認された。加えて、心配を誘導する実験において、本尺度で測定されるメタ認知的信念が心配への評価と関連することが認められたことから、本尺度の構成概念妥当性が裏付けられた。本尺度によって測定される心配に関するメタ認知的信念の特徴について考察を行った。また、心配に関するメタ認知的信念に着目することによって得られる臨床的示唆について述べた。

キーワード：心配、メタ認知、信念、尺度、認知行動療法

問題と目的

心配とは、不安を構成する概念の一つであり、認知的要素に相当する。Borkovec, Robinson, Pruzinsky, & DePree (1983) は、心配 (worry) を「ネガティブな情緒を伴った、制御の難しい思考やイメージの連鎖」と定義している。心配には、日常的に誰もが経験しうるレベルから、DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000) における全般性不安障害 (Generalized Anxiety Disorder: 以下 GAD) のように、心配を制御することが難しくなり、日常生活に著しく支障をきたすレベルに至るものまである。また心配は、GAD に限らず、他の不安障害や気分障害においても見られる、精神疾患を構成する重要な認知的要素の一つであるとされる (Purdon & Harrington, 2006)。実際、心配が長引くと、ネガティブな情動経験を持続する

こと (Borkovec et al., 1983) が報告されている。

特に、心配の持続をもたらし、それを制御困難にさせる要因の一つに、メタ認知的信念があげられる (e.g., Wells, 1995)。心配に関するメタ認知的信念とは、個人が心配の機能や性質について、どのように捉えているかをテーマとする信念である (e.g., Wells, 1995)。Wells (1995) は、心配に関するメタ認知的信念こそが、GAD の発症と維持の中核的な役割を果たしていると述べており、心配に関するメタ認知的信念の役割を詳細に論じた GAD の認知モデルを提唱している。このモデルでは、心配を、2 つのタイプに区分している。タイプ 1 の心配は、日常生活に生じる出来事や、自分自身の内面に生じる認知的な内容を含まない事柄 (例えば、痛みや動悸) に関するものであり、それらを解決しようとする心配である。他方、タイプ 2 の心配とは、心配への心配、つまり、心配に関す

るメタ認知的評価であり、自分自身の認知過程へのネガティブな評価を意味する。心配に関するポジティブなメタ認知的信念（例えば、心配は問題解決に役立つ）は、心配は有用であると捉えるメタ認知的信念であるため、タイプ1の心配を多用することにつながり、心配をする期間が長くなる。また、ネガティブなメタ認知的信念（例えば、心配は制御できない）は、タイプ2の心配を強めると考えられている（e.g., Wells, 1995）。このように、心配に関するメタ認知的信念は、心配を持続させる大きな要因であり、その詳細を検討することが求められる。

心配に関するメタ認知的信念の実証的研究は、海外においていくつか存在する。Borkovec & Roemer (1995) は、GAD 患者が心配に関するポジティブなメタ認知的信念を有することを見出した。また、Freeston, Rheume, Letarte, Dugas, & Ladouceur (1994) は、心配に関するポジティブなメタ認知的信念を測定する尺度を開発し、ポジティブなメタ認知的信念と心配性傾向の間に正の相関があることを明らかにした。さらに、Cartwright-Hatton & Wells (1997) は、心配に関するポジティブな信念だけではなく、ネガティブな信念をも測定できるメタ認知尺度を開発した。Davey, Tallis, & Capuzzo (1996) も、心配がもたらすネガティブ及びポジティブな結果についての捉え方を測定する尺度を開発している。これらの研究から、心配に関するメタ認知的信念は心配性傾向と深い関連があることが示されているといえる。

ところで、従来開発された心配に関するメタ認知的信念尺度の特徴として、GAD 患者といった臨床群を想定しており、それらの尺度を使用できる対象者は非常に限定されているといえる。しかし、心配が問題となるのは GAD に限ったことではない。例えば、強い心配は、睡眠の質の低下 (Harvey & Greenall, 2003) やアルコール摂取の増加 (Kushner, Abrams, & Borchardt, 2000) と関連があることが指摘されている。また、Ruscio (2002) の

研究によれば、心配性の程度が非常に高い者でも、GAD の診断基準には当てはまらない者が多いことが指摘されている。つまり、GAD でなくとも、心配性傾向が高い者をも対象とした尺度が必要であるといえる。また、非臨床群にみられる心配に関するメタ認知的信念が明らかになれば、それをターゲットとした心配の低減を目指す心理的介入プログラムを開発する可能性が広がる。

そこで、本研究では、大学生の健常者を対象とした上で、新たに、心配に関するメタ認知的信念の項目を幅広く収集して、それらが測定可能な尺度を作成することを目的とする。新たにボトムアップ的に項目を収集することによって、海外の尺度と比して、より日本の文化に合った尺度が作成できると考えられる。また、本研究では、尺度の妥当性を検討する上で、実験的手法を用いる。先行研究では、尺度の妥当性を検討する上で、心配に関するメタ認知的信念を測定する尺度を用いた実験研究は皆無である。実験により心配場面を設定し、心配に関するメタ認知的信念が心配中の評価に及ぼす影響を調べることで、従来の尺度に比してより妥当性の高い尺度が作成できると考えられる。

調 査 1

目 的

大学生を対象とした心配に関する信念尺度の原項目の作成、尺度の因子構造および信頼性の検討を行うことを目的とする。また、性差の検討も行う。

方 法

項目作成 自由記述調査による項目の収集によって、項目を収集し、原項目を作成した。(a) 調査対象者：首都圏にある私立大学の学生 249 名に調査を実施した。有効回答数は 234 名（男性 167 名、女性 67 名；平均年齢 19.33 歳、標準偏差（以下 *SD* と略す）=3.05、有効回答率 93.98%）であった。(b) 調査内容：調査では、まず心配の定

義を示し、次に、最近最も心配な出来事があった時のことを想起するように促し、その時の状況についての具体的な記述を求めた。それらの内容を踏まえて、心配がその出来事の結果にどのような良い影響と悪い影響を与えるかの記述を求めた。具体的には、心配することが出来事の結果に良い影響を与えるかどうかを、yes か no の 2 件法で尋ねた。yes と答えた者には、心配のどのような点が出来事の結果に良い影響を与えるかを自由記述してもらった。その後、同じようにして、心配の悪い影響について尋ねた。(c) 原項目の作成：心配することが出来事の結果に対して、良い影響を及ぼすと回答した者は、234 名中 144 名（全体の 61.54%）であった。このことから、多くの学生が心配することに関してポジティブな考えを持っていることが示唆された。次に、心配が出来事の結果に対して悪い影響を及ぼすと回答した者は、234 名中 194 名（全体の 82.91%）であった。心配することに関するネガティブな考えについても、ポジティブな考え以上に、多くの学生が持っていることが示された。得られた自由記述をもとに、第一著者がまずネガティブな信念とポジティブな信念ごとに類似する内容の記述をまとめ、できる限り類似した内容の項目が生じないようにした。その際、意味の通らない項目や回答数が一つしかない項目は除外した。そして、複数回答の記述について、回答が多い順に順位付けし、項目化していった。項目化の際には、項目内容が場面・状況特異的なものにならないように、表現を抽象化した。それらの項目について、心理臨床経験のある大学院生 4 名が独立して内容的妥当性の検討を行い、その結果を踏まえ、最終的な項目整理を行った。その結果、心配に関するネガティブな信念の項目 39 個とポジティブな信念の項目 34 個の計 73 項目を原項目とした。

尺度の構成 項目に対する回答は、「全くそう思わない (1 点)」、「あまりそう思わない (2 点)」、「どちらでもない (3 点)」、「だいたいそう思う (4

点)」、「全くそう思う (5 点)」の 5 件法で求めた。尺度の教示文では、回答者が心配に関するメタ認知的信念という概念を理解して回答できるように、心配の定義を示し、心配への考え方を問うていることを強調した。具体的な教示文は以下の通りである。「日常生活において、進路や学業・対人関係について不安になり、悲観的に想像したり、しなければいけないことを考えたりというように、未来のことを心配することがあります。この質問紙は、心配するということについて、あなた自身がどのように考えているのかをお聞きしています。正しい答えとか望ましい答えとかいうものではありませんので、素直にありのままお答えください。項目を順に読んであてはまると思う番号を○でかこんでください。」であった。

調査対象者 首都圏にある私立大学の学生と専門学校の学生の計 353 名に対して、大学の講義時間に質問紙を配布し、その場で回答を求めた。有効回答数は 327 名（男性 141 名、女性 186 名；平均年齢 20.23 歳、 $SD=2.40$ 、有効回答率 92.63%）であった。なお、調査を実施した大学の講義は、項目の収集のための自由記述調査を実施した講義とは異なるものであった。

結 果

因子分析 項目ごとの平均値と中央値を求め、それらの値が 2 未満か 4 以上の項目 2 項目は、偏りの大きい項目とみなして除外した。また、残り 71 項目について、分布を視察し、分布の偏りに問題がないことを確認した。残り 71 項目に対して、最尤法オブリンミン回転による因子分析を行った。固有値に関して、第 2 因子 (11.61) と第 3 因子 (2.07) の間で急落がみられたため、2 因子構造と解釈し、因子数を 2 に指定して、同様の因子分析を繰り返した。その結果、いずれの因子に対しても因子負荷量が 0.40 未満の項目 2 項目を除外して、解釈可能な 2 因子を抽出した。ここで、2 因子間の相関を確認したところ、相関が認められなかったため、因子構造は直交していることが想定

Table 1 因子分析の最終結果（最尤法バリマックス回転；因子負荷行列）

		第1因子	第2因子
Q45	心配すると、次々に心配事が増えてきて、ますます不安になる。	0.83	-0.13
Q67	心配すると、憂うつになる。	0.83	-0.07
Q58	心配すると、情緒不安定になる。	0.80	-0.10
Q48	心配すると、考えたくないのに、どうしても嫌なことを考えてしまう。	0.80	-0.11
Q25	心配すると、悲観的になり過ぎる。	0.80	-0.12
Q52	心配すると、その事しか考えられない。	0.76	0.02
Q31	心配すると、悪い結果ばかりを予測してしまう。	0.75	-0.20
Q62	心配すると、自信がなくなり、消極的になる。	0.74	-0.21
Q20	心配すると、嫌な考えで頭がいっぱいになる。	0.74	-0.15
Q71	心配すると、頭が混乱する。	0.74	-0.13
Q40	心配することで、やるべきことが何も手につかなくなる。	0.71	-0.09
Q34	心配すると、その心配事で生活が占められてしまう。	0.71	0.04
Q66	心配することは、精神的な負担になる。	0.70	-0.06
Q32	心配すると、神経質になる。	0.69	-0.03
Q57	心配すると、普段できるような事もうまできなくなる。	0.66	-0.15
Q72	心配することで、問題への対応策を練ることができる。	-0.12	0.74
Q69	心配することは、自分自身の問題点を自覚し、改善することにつながる。	-0.11	0.74
Q54	心配することで、自分にとって大切なことがわかる。	-0.06	0.73
Q22	心配することで、自分自身を見つめ直すことができる。	0.00	0.72
Q56	心配することで、自分がおかれている状況について冷静に考えることができる。	-0.21	0.72
Q53	心配することによって、目標に向かって努力するようになる。	-0.15	0.72
Q63	心配することで、問題に対して自分がやるべきことを考えることができる。	-0.17	0.71
Q30	心配することで、その物事に対して真剣に取り組むことができる。	0.00	0.70
Q43	心配することで、慎重な選択をすることができる。	-0.06	0.70
Q70	心配することで、注意深くすることができる。	-0.05	0.68
Q28	心配することで、将来起こりうる出来事について考えることができる。	-0.10	0.67
Q19	心配することで、気持ちの整理をすることができる。	-0.16	0.65
Q41	心配することで、問題の根本的な原因を探ることができる。	-0.06	0.65
Q27	心配することで、物事を様々な観点から考えることができる。	-0.08	0.63
Q23	心配することで、配慮に欠けた行動をしなくて済む。	-0.05	0.63
寄与率(%)；累積寄与率= 53.71		28.91	24.80
Cronbach の α 係数		0.95	0.94

された。よって、2因子指定の直交解最尤法バリマックス回転による因子分析に切り換えた。その結果、因子構造に変化は認められなかった。ただし、尺度の項目数が、第1因子37項目、第2因子32項目と多いため、利便性に欠けると考えられた。そこで、各因子の因子負荷量の上位から15項目ずつ選択し、計30項目に対して、2因子指定の直交解最尤法バリマックス回転による因子分析を行った。その結果、2重負荷項目や因子負荷量の低い項目は認められず、因子構造にも変化がなかったため、この結果を採用することとした¹⁾。なお、寄与

率は、第1因子が28.91%、第2因子が24.80%で、累積寄与率は53.71%であった (Table 1)。

第1因子は、「心配すると、次々に心配事が増えてきて、ますます不安になる」などの項目の負

- 1) 各因子の因子付加量の上位15項目の合計点とそれ以外の項目の合計点の間の相関係数を求めたところ、ネガティブなメタ認知的信念 $r=.92$ ($p<.01$)、ポジティブなメタ認知的信念 $r=.86$ ($p<.01$) であり、高い正の相関を示した。また、因子付加量の上位15項目とそれ以外の項目の内容に大きな違いは認められなかった。

Table 2 性別の尺度得点

	男 性	女 性	<i>t</i> 値
ネガティブなメタ認知的信念	48.72 (13.42)	52.43 (13.36)	-2.49*
ポジティブなメタ認知的信念	50.95 (11.16)	49.63 (10.67)	1.08
合計得点	99.67 (16.17)	102.07 (14.21)	-1.42

() 内は *SD*, **p* < .05

荷量が高かったため、この因子を「心配に関するネガティブなメタ認知的信念」と命名した。第2因子は、「心配することで、問題への対応策を練ることができる」などの項目の負荷量が高かったため、この因子を「心配に関するポジティブなメタ認知的信念」と命名した。

信頼性係数として Cronbach の α 係数を算出したところ、第1因子は 0.95、第2因子は 0.94 であった。このことから、2つの因子は共に満足 of いく内的整合性を有していることが確認された。

性差の検討 各下位因子の項目をそれぞれ単純合計した下位尺度得点及び合計得点に関して、性別で群分けをし、*t* 検定を行った。その結果、ネガティブなメタ認知的信念において群間差がみられ ($t = -2.49$, $df = 325$, $p < .05$)、女性の方が、男性よりも得点が高かった。ポジティブなメタ認知的信念と合計得点においては、有意差は見られなかった (Table 2)。

考 察

調査1によって、心配に関するメタ認知的信念尺度が完成した。この尺度は、大学生からの自由記述調査により項目を抽出した点が特徴的といえる。自由記述調査では、大学生の 82.91% が、「心配は出来事に悪い影響を及ぼす」と考えていることが明らかになった。また、61.54% の者が、「心配が出来事に良い影響を及ぼす」とも考えていた。Tallis, Davey, & Capuzzo (1994) によれば、英国の大学生の 71.10% の者が心配をネガティブなものとして捉えており、他方、46.00% の者が心配はポジティブなものであると報告している。これらの結果を比較すると、心配をポジティブに捉えている

者が、英国の大学生と比較して、本邦の大学生において若干多いといえる。心配に関するメタ認知的信念の構成には、文化差が存在する可能性を示唆しており、今後詳細に検討していく必要があるだろう。

心配に関するネガティブなメタ認知的信念の項目内容について見てみると、「心配すると、次々に心配事が増えてきて、ますます不安になる」といった項目は、Davey et al. (1996) の研究における「心配が不快な感情を引き起こす」ことをテーマとした信念に類似している。心配に関する実験研究 (e.g., Borkovec et al., 1983) では、実際に心配がネガティブな感情を喚起させることが明らかになっている。このことから、「心配が不快な感情を引き起こす」という考えは事実であるが、この考えを過度に持つと、不快な感情を避けようとして、心配を無理に回避することにつながりやすいと考えられる。そして、心配を無理に回避することは、Wegner (1989) の思考抑制の理論にあるように、かえって逆効果であり、心配を多く生起させることにつながるかもしれない。また、「心配すると、考えたくないのに、どうしても嫌なことを考えてしまう」などの項目は、心配は制御困難であるという信念である。このような信念は、Cartwright-Hatton & Wells (1997) が作成したメタ認知尺度の下位因子においても抽出されている。この「制御困難性についての信念」は、慢性的な心配と関連があることが明らかとなっている (e.g., Wells & Carter, 1999)。慢性的な心配において、その制御困難性は重要なテーマであり、本尺度はそのような側面を含んでいるという点で興味深い。

心配に関するポジティブなメタ認知的信念については、「心配することで、問題への対応策を練ることができる」といった項目に見られるように、問題解決志向との関連が示唆される。Davey, Hampton, Farrell, & Davidson (1992) は、特性不安の程度を統制すると、心配は積極的な問題解決スタイルと関連があることを見出している。心配に関するポジティブなメタ認知的信念は、心配の問題解決志向性を反映していると考えられる。しかし、このようなポジティブなメタ認知的信念が心配を低減させるとは限らない。杉浦 (1999) は、問題解決志向性が、問題が解決されていない感覚を強めることを通じて、心配の制御困難性を強めることを示している。今後、心配の持続過程における、ポジティブなメタ認知的信念の役割を詳細に検討していく必要があるだろう。

性差に関しては、女性が男性と比して、心配に関するネガティブなメタ認知的信念を強く有することが明らかになった。GAD の発症率は、女性が男性の2倍と言われている (American Psychiatric Association, 2000)。この理由として、女性が男性と比較して、ネガティブなメタ認知的信念を強く持ちやすいことが関係していると考えられる。しかし、なぜ女性が心配に関するネガティブなメタ認知的信念を持ちやすいかに関しては、本調査の結果からは明らかではない。今後、メタ認知的信念の形成メカニズムを調べていく必要がある。

調 査 2

目 的

調査1で作成された心配に関するメタ認知的信念尺度について、特性不安と心配性傾向及び問題解決スタイルとの相関関係を調べることで、構成概念妥当性を検討する。

方 法

調査対象者 首都圏にある私立大学の学生に対して、大学の講義時間に質問紙を配布し、その場で回答を求めた。調査は2回に分けて実施した。

1回目の調査では、心配に関するメタ認知的信念尺度と、特性不安及び the Penn State Worry Questionnaire の関連を調べるために、276名 (男性117名、女性159名；平均年齢20.23歳、 $SD=2.87$) を調査対象者とした。2回目の調査では、心配に関するメタ認知的信念尺度と問題解決調査項目との関連を検討するために、186名 (男性93名、女性93名、平均年齢20.18歳、 $SD=3.64$) を調査対象者とした。なお、調査2を実施した大学の講義は、調査1と異なるものであった。

質問紙の構成

1. 心配に関するメタ認知的信念尺度 調査1によって作成された尺度を用いた。心配に関するネガティブな信念15項目とポジティブな信念15項目の計30項目から成る。調査1で、ネガティブな信念において性差が認められたので、本尺度の得点は、調査1で得られた男女別の平均値と標準偏差 (Table 2) を用いて、T得点に換算して用いた²⁾。

2. 特性不安尺度 (State-Trait Inventory-Form JYZ : 以下 STAI-T) Spielberger, Gorsuch, & Luchene (1970) が状態不安と特性不安の自己報告式尺度として作成した STAI の改訂日本語版 (肥田野・福原・岩脇・曾我・Spielberger, 2000) を用いた。本研究においては、パーソナリティ特性としての特性不安を測定する STAI-T のみを用いた。先行研究 (e.g., Cartwright-Hatton & Wells, 1997) では、心配に関するネガティブなメタ認知的信念は特性不安との間に強い正の相関が認められ、ポジティブなメタ認知的信念は、比較的弱い正の相関が見られていることから、本調査においても使用した。

3. Penn State Worry Questionnaire (以下 PSWQ) Meyer, Miller, & Borkovec (1990) によって作成された、心配をする頻度やその強度

2) 粗点によって分析をした場合も結果に大きな変化は認められなかった。

Table 3 尺度得点間の相関係数

	心配性特性	特性不安	積極的問題解決スタイル
ネガティブなメタ認知的信念	0.67**	0.64**	0.22**
ポジティブなメタ認知的信念	-0.06	-0.07	0.47**

** $p < .01$

を特性として測定する質問紙の日本語版（杉浦・丹野，2000）を用いた。この尺度は、良好な信頼性と妥当性を有することが確認されている（杉浦・丹野，2000）。先行研究（e.g., Davey et al. 1996）での心配に関するネガティブなメタ認知的信念は、PSWQによって測定される心配性傾向と強い正の相関を示し、ポジティブなメタ認知的信念は、心配性傾向と比較的弱い正の相関が認められていることから、本調査にも採用した。

4. 問題解決調査項目 Heppner & Peterson (1982)が開発した社会的問題解決のスタイルを測定する尺度を用いた。項目は丸山 (1995) によるD'Zurilla (1986)の翻訳書の付録に掲載された項目を使用した。杉浦 (1999)を参考に、下位尺度のうち、「積極的問題解決スタイル」を用いた。既述した通り、調査1で作成された本尺度は、その項目内容から心配の問題解決志向性を含んでいることが考えられるため、積極的問題解決スタイルとは中程度の相関があることが予想される。

結 果

各尺度間の積率相関係数を求めたその結果、心配に関するネガティブなメタ認知的信念は、特性不安との間に $r=0.64$ ($p<.01$)、心配性特性との間に $r=0.67$ ($p<.01$)という強い正の相関が見られた。また、積極的問題スタイルとは、 $r=0.22$ ($p<.01$)という弱い正の相関が見られた。一方、ポジティブなメタ認知的信念は、特性不安と心配性特性とは、有意な相関が認められなかったが、積極的問題解決スタイルとは、 $r=0.47$ ($p<.01$)という中等度の正の相関が認められた (Table 3)。

考 察

調査1で作成された「心配に関するメタ認知的

信念尺度」の構成概念妥当性を検討した結果、ネガティブなメタ認知的信念の因子は、特性不安と心配性特性と高い正の相関が認められ、ポジティブなメタ認知的信念の因子は、積極的問題解決スタイルと中等度の正の相関が認められた。Wells (1995)のGADの認知モデルでは、心配に関するポジティブなメタ認知的信念は対処方略として心配を導き、ネガティブなメタ認知的信念は慢性的な心配をもたらすとされている。本調査で得られた結果は、このモデルとも概ね一致した結果であった。以上のことから、本尺度の構成概念的妥当性が確認されたといえる。

本調査の結果からは、心配に関するネガティブなメタ認知的信念、特性不安及び心配性特性の因果関係は明らかではない。しかし、Wells (1995)のGADの認知モデルに基づく、例えば、心配に関するネガティブなメタ認知的信念が、心配への感受性を高め、不適応的な心配への対処方略が採用されることで、最終的に心配性特性を高めることが推量される。

また、心配に関するポジティブなメタ認知的信念の項目には、「心配することで、問題への対応策を練ることができる」といったように、心配への問題解決志向性が反映された項目が含まれていたことから、ポジティブなメタ認知的信念と積極的問題解決スタイルに正の相関が認められたことには納得できる。一方で、ポジティブなメタ認知的信念は、特性不安、心配性傾向と相関が認められなかった。この結果は、ポジティブなメタ認知的信念と心配性特性との間に比較的弱い正の相関を見出した従来の研究（e.g., Wells & Carter, 1999）と異なる。この点については、既存の尺度（e.g.,

Cartwright-Hatton & Wells, 1997) と異なる特徴と言える。従来の研究では、臨床群 (GAD) を対象としたものが多いのに対して、本調査では、非臨床群である大学生を対象としていた。調査対象者の心配の重篤度の違いによって、心配に関するポジティブなメタ認知的信念の役割や機能が異なる可能性が考えられる。したがって、本尺度を用いて、臨床群にみられる心配に関するポジティブなメタ認知的信念と非臨床群のその違いを比較してみることが今後求められる。

実 験

目 的

心配に関するネガティブ (ポジティブ) なメタ認知的信念を強く持つ者が、心配の最中に、心配することをネガティブ (ポジティブ) に評価するかどうかを実験的手法によって調べる。心配に関するメタ認知的信念といった特性的な指標は、心配の最中の、心配への評価といった状態的な指標と関連があることが想定され、その関連性は尺度の構成概念妥当性の程度を示すと考えられる。

方 法

実験協力者 首都圏私立大学の学生に、スクリーニングを目的として、調査1で作成した心配に関するメタ認知的信念尺度と PSWQ を実施した。まず、心配に関するメタ認知的信念尺度の得点を、調査1で得られた男女別の平均値と標準偏差 (Table 2) をもとに T 得点化した。そして、実験に参加することを前提に質問紙に回答した 242 名 (男性 107 名、女性 135 名; 平均年齢 20.55 歳, $SD=4.02$) の中から、心配に関するメタ認知的信念において特徴的な群を設定するために、ネガティブなメタ認知的信念とポジティブなメタ認知的信念の平均点 (T 得点で 50) を基準に、計 36 名 (男性 16 名、女性 20 名; 平均年齢 19.94 歳, $SD=1.43$) の実験協力者を選定し、以下の 4 群を設定した。群の構成は、ネガティブなメタ認知的信念が高く、ポジティブなメタ認知的信念が高い

群 (HH) が 8 名 (男性 4 名、女性 4 名)、ネガティブなメタ認知的信念が高く、ポジティブなメタ認知的信念が低い (HL) 群が 8 名 (男性 2 名、女性 6 名)、ネガティブなメタ認知的信念が低く、ポジティブなメタ認知的信念が高い (LH) 群が 11 名 (男性 6 名、女性 5 名)、ネガティブなメタ認知的信念とポジティブなメタ認知的信念が共に低い (LL) 群が 9 名 (男性 4 名、女性 5 名) であった。なお、実験協力者の選定の際には、群間で心配性特性に差が出ないように、PSWQ の得点をマッチングさせた。なお、スクリーニング調査の実施は、調査1及び調査2を実施した大学の講義とは異なる講義において行われた。

実験者 大学院生 (男性) 1 名が行った。

実験課題 実験課題は、「最近最も心配している出来事について、普段心配する時のように、考え事をする」ことであった。課題中は、実験者は実験室から退出し、実験協力者には一人で静かに考え事をするよう指示した。時間は 20 分間であり、課題中における心配への評価を聴取した。

実験場所・装置 広さ約 20 m^2 の防音設備のある実験室を用いた。実験室外のコンピューター (PCG-R505 ; ソニー社製) を実験室内の 14 インチモニター (EDT14A ; エプソン社製) に接続し、実験室外からコンピューターを操作することで、課題中の質問項目を提示した。マイクロフォン (ECM-MS907 ; ビクター社製) を通した実験協力者の音声を、実験室外の実験者がヘッドフォン (TH-15AV : オーディオテクニカ社製) を通して聴取した。なお、実験協力者の音声を録音するために CD ポータブルシステム (RC-X750 ; ビクター社製) を用いた。また、実験者の実験室内への音声指示は、マイクロフォン (ソニー社製) を使い、アンプ (Integra A-815 ; オンキヨー社製) を介して、実験室内のスピーカー (S-X500 ; パイオニア社製) を通して行われた。

指 標

1. 感情的指標 実験中の感情的変化を測定す

るため、POMS (Profile Of Mood State; 横山・荒記, 1991) の下位因子である、抑うつ-落ち込み (D) と緊張-不安 (TA) を用いた。得点は、日本語版 POMS 手引き (横山・荒記, 1991) に従い T 得点化し、分析に用いた。

2. 心配への評価 課題中の心配に対して、2 分に 1 度のペースで計 10 回、口頭で評定を求めた。心配への評価項目は、最近の不安の認知理論 (e.g., Wells, 2000) をもとにして、不快感 (そのように考えることはどの程度不快ですか)、コントロール感 (その考えが続くのを止められる可能性はどの程度ありますか)、抵抗感 (その考えを続けることにどの程度抵抗を感じますか) の 3 つであった。それぞれ 0 (最小) ~100 (最大) の間で、数値で回答を求めた。分析には 10 回の評定の平均値を用いた。

実験手続き Figure 1 に実験手続きの概略を示した。実験協力者は、はじめに実験の説明を受け、実験の同意書に記入した後、3 分間安静にした。次に感情的指標のベースラインとして、POMS の D と TA の測定を行った。心配誘導期間は、心配課題へのスムーズな導入と心配喚起の操作チェックのために設けられた。まず、最近心配している事について筆記を求め、その後の課題で行う心配を特定させた。そして、5 分間その心配事について考えることを求めた。その後、心配喚起の確認のために、再度 POMS の D と TA を測定した。心配課題期間では、心配誘導期間に行った心配について、更に 20 分間考え続けることを求めた。課題中は、2 分に 1 回のペースでモニターに質問項目が映し出され、口頭で回答するように求めた。質問内容は、直前に考えていた心配の内容とその心配への評価 (不快感・コントロール感・抵抗感) であった。以上の過程が終了した時点で、気分の回復を目的としたポジティブなイメージ想起とデブリーフィングを行った。最後に謝礼の図書券 500 円分が手渡された。

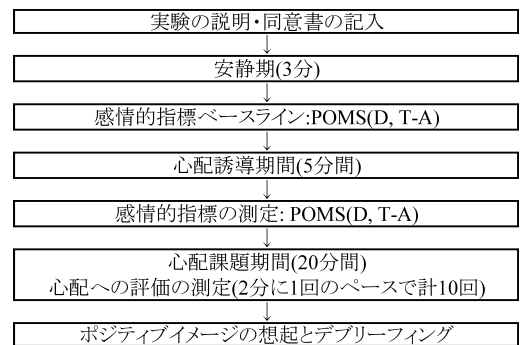


Figure 1 実験手続きの概略

結 果

群分けの妥当性の確認 群の各特性指標の平均値を Table 4 に示した。心配に関するメタ認知的信念に関して、群 (HH 群, HL 群, LH 群, LL 群) の要因の 1 要因分散分析を行ったところ、ネガティブなメタ認知的信念において、群の主効果が有意であった ($F(3, 32)=42.15, p<.01$)。フィッシャーのプロテクトド LSD 法による下位検定の結果、HH 群と HL 群は、LH 群と LL 群より、ネガティブなメタ認知的信念が有意に高かった。また、HH 群と HL 群の間、LH 群と LL 群の間には有意な差が見られなかった。ポジティブなメタ認知的信念に関しても、群の効果が有意であった ($F(3, 32)=33.71, p<.01$)。下位検定の結果、HH 群と LH 群は、HL 群と LL 群より、ポジティブなメタ認知的信念が有意に高かった。また、HH 群と LH 群の間、HL 群と LL 群の間には有意な差が見られなかった。このことから、4 群はネガティブなメタ認知的信念とポジティブな認知的信念の高低によって、適切に群分けされていることが確認された。

次に、PSWQ の得点に関して、分散分析を行ったところ、群の効果は有意でなかった。群間で心配性特性には有意な差は認められず、各群の心配性特性の程度は等質であったといえる。

心配誘導操作の妥当性の確認 感情に関する指標について、心配誘導の前後で変化があったかを

Table 4 特性に関する指標の群別の平均値と標準偏差

	HH 群	HL 群	LH 群	LL 群
PSWQ	48.75 (7.29)	49.50 (5.04)	46.55 (5.79)	49.44 (5.25)
ネガティブなメタ認知的信念	53.49 (2.59)	56.51 (3.25)	41.28 (4.36)	44.44 (2.52)
ポジティブなメタ認知的信念	56.48 (5.53)	41.93 (3.94)	58.10 (4.09)	42.95 (4.33)

HH 群：ネガティブなメタ認知的信念が高く、ポジティブなメタ認知的信念が高い群

HL 群：ネガティブなメタ認知的信念が高く、ポジティブなメタ認知的信念が低い群

LH 群：ネガティブなメタ認知的信念が低く、ポジティブなメタ認知的信念が高い群

LL 群：ネガティブなメタ認知的信念とポジティブなメタ認知的信念が低い群

Table 5 各群における心配への評価（不快感・コントロール感・抵抗感）の平均値と標準偏差

		ポジティブなメタ認知的信念			
		高		低	
ネガティブなメタ認知的信念	高	不快感	53.58 (14.61)	不快感	63.87 (16.29)
		コントロール感	39.43 (13.19)	コントロール感	51.12 (20.34)
		抵抗感	45.88 (17.07)	抵抗感	55.90 (18.55)
	低	不快感	37.84 (17.41)	不快感	52.50 (17.64)
		コントロール感	49.15 (23.82)	コントロール感	57.53 (16.26)
		抵抗感	31.94 (15.78)	抵抗感	42.35 (18.01)

確認するために、段階（プリテストとポストテスト）の要因の1要因分散分析を行った。その結果、抑うつに関して、段階の主効果が有意であり ($F(1, 35)=19.18, p<.01$)、心配誘導後に抑うつが高まっていた。また、緊張-不安に関しても、段階の主効果が有意であり ($F(1, 35)=13.29, p<.01$)、心配誘導後に緊張-不安が高まっていた。以上より、心配誘導の操作手続きが妥当であることが確認された。

心配への評価の比較 心配への評価（不快感・コントロール感・抵抗感）の各平均点を Table 5 に示す。各評価について、2 要因（心配に関するネガティブなメタ認知的信念の高低×ポジティブなメタ認知的信念の高低）の分散分析を行った。

心配への不快感について、ネガティブなメタ認知的信念の主効果 ($F(1, 32)=6.00, p<.01$) が有意であり、ネガティブなメタ認知的信念が高い群が、

低い群に比べて不快感が高かった。また、ポジティブなメタ認知的信念の主効果 ($F(1, 32)=4.85, p<.05$) が有意であり、ポジティブなメタ認知的信念が高い群の方が、低い群に比べて不快感が低かった。交互作用は有意でなかった。これらから、普段から心配することに対してネガティブなメタ認知的信念を持っている者は、心配している最中に、心配すること自体に対して不快感を強く感じるようになった。また、ポジティブなメタ認知的信念を持っている者は、心配すること自体に対しては不快感が低いことが示された。

心配のコントロール感に関して、メタ認知的信念の主効果と交互作用は認められなかった。

心配への抵抗感について、ネガティブなメタ認知的信念の主効果が有意であり ($F(1, 32)=5.62, p<.05$)、ネガティブなメタ認知的信念が高い群の方が、低い群に比べて抵抗感が高かった。また、

ポジティブなメタ認知的信念の主効果 ($F(1, 32)=3.10, p<.10$) が有意傾向であり、ポジティブなメタ認知的信念が高い群の方が、低い群に比べて抵抗感が低かった。交互作用は有意でなかった。これらの結果から、普段から心配することに対してネガティブな信念を持っている者は、心配している最中に、心配すること自体に強い抵抗感を感じることがわかった。一方、ポジティブなメタ認知的信念を持っている者は、抵抗感が低まることが示唆された。

考 察

本実験の結果から、心配に関するネガティブなメタ認知的信念は、心配している最中の、心配への不快感と抵抗感の高さに関連があることが判明した。一方、ポジティブなメタ認知的信念は、心配への不快感と抵抗感の低さに関連が認められた。これらの結果から、調査1によって作成された「心配に関するメタ認知的信念尺度」によって測定される信念は、実際の心配時の評価を予測することが明らかになり、構成概念妥当性が確認されたといえる。

心配への不快感と抵抗感は、心配をしているその瞬間における状態的なネガティブな評価であり、即時的な気分の悪化や生理的反応（例えば、心拍数の増加）をもたらすと考えられる。一方、心配に関するネガティブなメタ認知的信念は、トップダウン的に心配時の経験の解釈をネガティブに方向づける効果があるとされる (Wells, 2000)。本実験の結果より、ネガティブなメタ認知的信念を強く持つ者は、心配への不快感と抵抗感を強めることで、心配の持続や悪化を経験しやすいことが推測される。

一方、心配に関するポジティブなメタ認知的信念を強く持つ者は、心配への不快感と抵抗感が低いという結果であった。ポジティブなメタ認知的信念には、心配の持続を防ぐ肯定的な効果が含まれると推測される。ただし、その解釈には慎重を要する。なぜなら、心配への不快感や抵抗感が低

いということは、逆に、心配を止めることに消極的になることにつながり、結果的には心配の持続を招く可能性があると考えられるからである。実際に、心配に関するポジティブなメタ認知的信念が心配性傾向と正の相関を示した研究がいくつか存在する (Cartwright-Hatton & Wells, 1997; Davey et al., 1996)。今後、心配に関するポジティブなメタ認知的信念が、心配の持続過程に与える影響を検討していく必要があるだろう。

総合考察

本研究では、心配に関するメタ認知的信念尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討した。因子分析によって、心配に関するネガティブなメタ認知的信念とポジティブなメタ認知的信念が抽出され、それぞれ高い内的整合性が得られた（調査1）。また、心配に関するネガティブなメタ認知的信念は特性不安、心配性傾向との間に強い正の相関を、ポジティブなメタ認知的信念は積極的問題解決スタイルとの間に中等度の正の相関があることが認められ、構成概念妥当性が確認された（調査2）。さらに、実験的手法により、心配に関するメタ認知的信念が心配中の評価に影響を与えることが明らかとなり、構成概念妥当性が示された。これらの結果より、本研究によって作成された「心配に関するメタ認知的信念尺度」は、十分な信頼性と妥当性を有するといえるだろう。

本研究によって作成された「心配に関するメタ認知的信念尺度」の特徴として、日本の大学生から新たに収集された項目から構成されている点があげられる。このことより、海外の尺度 (e.g., Cartwright-Hatton & Wells, 1997) と比較して、本尺度は日本の文化により即した項目群が含まれているといえる。しかしながら、その一方で、心配の制御困難性といったように、海外の尺度に含まれる項目内容との幾つかの類似点も確認されたことから、通文化的に、心配に関するメタ認知的信念が心配への維持要因の一つとして寄与しているこ

とがうかがえる。以上より、本邦において、心配に関するメタ認知的信念を積極的に取り上げる意義が示されたといえよう。

今後は、「心配に関するメタ認知的信念尺度」を用いて、心配の持続過程におけるメタ認知的信念のメカニズムを解明していくことが期待される。また、今回の研究結果から、心配に関するポジティブなメタ認知的信念と特性的な積極的問題解決スタイルとの関連が認められた。今後は、心配に関するポジティブな信念を有する者が、実際の心配喚起場面においても、問題解決的な対処方略（例えば、情報の収集や解決策の産出）をとっているのかどうかを検証することも重要である。さらに、心配に関するメタ認知的信念と心配の諸側面（例えば、心配性特性やネガティブな気分状態）との因果関係を明らかにしていくためには、メタ認知的信念を操作する実証研究の積み上げが望まれる。心配に関するメタ認知的信念を介入の標的として取り上げることは、大学生の心配がもたらす問題の悪化を予防することにつながり、ひいては、彼らのメンタルヘルスの維持あるいは増進に寄与する基礎的知見を提供する手がかりになるのではないだろうか。

引用文献

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 4th ed. Text Revision. *DSM-IV-TR*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- (アメリカ精神医学会 高橋三郎・大野 裕・染矢俊幸 (訳) (2002). *DSM-IV-TR 精神疾患の分類と診断の手引* 新訂版 医学書院)
- Borkovec, T. D., Robinson, E., Prunzinsky, T., & DePree, J. A. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy*, **21**, 9–16.
- Borkovec, T. D., & Roemer, L. (1995). Perceived functions of worry among generalized anxiety subjects: Distraction from more emotionally distressing topics? *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, **26**, 25–30.
- Cartwright-Hatton, S., & Wells, A. (1997). Beliefs about worry and intrusions: The meta-cognitions questionnaire and its correlates. *Journal of Anxiety Disorders*, **11**, 279–296.
- Davey, G. C. L., Hampton, J., Farrell, J., & Davidson, S. (1992). Some characteristics of worrying: Evidence for worrying and anxiety as separate constructs. *Personality and Individual Differences*, **13**, 133–147.
- Davey, G. C. L., Tallis, F., & Capuzzo, N. (1996). Beliefs about the consequences of worrying. *Cognitive Therapy and Research*, **20**, 499–520.
- D'Zurilla, T. J. (1986). *Problem-solving therapy: A social competence approach to clinical intervention*. New York: Springer Publishing Company.
- (ズリラ, T. J. 丸山 晋 (監訳) (1995). 問題解決療法——臨床的介入への社会的コンピテンスアプローチ—— 金剛出版)
- Freeston, M. H., Rheaume, J., Letarte, H., Dugas, M. J., & Ladouceur, R. (1994). Why do people worry? *Personality and Individual Differences*, **17**, 791–802.
- Harvey, A. G., & Greenall, E. (2003). Catastrophic worry in primary insomnia. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, **34**, 11–23.
- Heppner, P. P., & Peterson, C. H. (1982). The development and implication of a personal problem-solving inventory. *Journal of Counseling Psychology*, **29**, 66–75.
- 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我祥子・Spielberger, C. D. (2000). 新版 STAI マニュアル 実務教育出版
- Kushner, M. G., Abrams, K., & Borchardt, C. (2000). The relationship between anxiety disorders and alcohol use disorders: A review of major perspectives and findings. *Clinical Psychology Review*, **20**, 149–171.
- Meyer, T. J., Miller, M. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, **28**, 487–495.
- Purdon, C., & Harrington, J. (2006). Worry in psychopathology. In G. C. L. Davey, & A. Wells (Eds.), *Worry and its psychological disorders: Theory, assessment and treatment*. England: Wiley. pp. 41–50.
- Ruscio, A. (2002). Delimiting the boundaries of generalized anxiety disorder: Differentiation high worriers with and without GAD. *Journal of Anxiety Disorders*, **16**, 377–400.

- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Luchene, R. L. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory (Self-Evaluation Questionnaire)*. California: Consulting Psychologists Press.
- 杉浦義典 (1999). 心配の問題解決志向性と制御困難性の関連 教育心理学研究, **47**, 191-198.
- 杉浦義典・丹野義彦 (2000). 強迫症状の自己記入式質問票——日本語版 Padua Inventory の信頼性と妥当性の検討—— 精神科診断学, **11**, 175-189.
- Tallis, F., Davey, G. C. L., & Capuzzo, N. (1994). The phenomenology of non-pathological worry: A preliminary investigation. In G. C. L. Davey, & F. Tallis (Eds.), *Worrying: Perspectives on theory, assessment, and treatment*. London: Wiley. pp. 61-89.
- Wegner, D. M. (1989). *White bears and other unwanted thoughts: Suppression, obsession, and the psychology of mental control*. New York: Penguin.
- Wells, A. (1995). Meta-cognition and worry: A cognitive model of generalized anxiety disorder. *Behavioural and Cognitive psychotherapy*, **23**, 301-320.
- Wells, A. (2000). *Emotional disorders and metacognition: Innovative cognitive therapy*. England: Wiley.
- Wells, A., & Carter, K. (1999). Preliminary tests of a cognitive model of generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, **37**, 585-594.
- 横山和仁・荒記俊一 (1991). 日本語版 POMS 手引き 金子書房
- 2006.10.6 受稿, 2007.11.14 受理—

Development of Metacognitive Beliefs about Worry Questionnaire and Investigation of Its Reliability and Validity

Masaru KANETSUKI¹, Yoshinori ITO² and Kaneo NEDATE³

¹ Faculty of Medical Sciences for Health, Teikyo Heisei University

² Faculty of Education, Ryukyu University

³ Faculty of Human Sciences, Waseda University

THE JAPANESE JOURNAL OF PERSONALITY 2008, Vol. 16, No. 3, 311-323

The purpose of this study was to develop Metacognitive Beliefs about Worry Questionnaire. Factor analysis found two factors for metacognitive beliefs about worry: negative and positive. Cronbach's coefficient alpha demonstrated high reliability for each subscale of the questionnaire. Correlations of the subscales with other related scales were high, indicating convergent validity. In an examination of the questionnaire's validity, we conducted an experiment to investigate whether the subscale scores predicted real-time appraisals about worry when participants were put in a situation to worry in the laboratory. Results showed that the scores predicted the real-time appraisals. The authors discussed the characteristics of metacognitive beliefs about worry and potential contribution of the concept to psychological intervention for worry.

Key words: worry, metacognition, belief, questionnaire, cognitive behavior therapy