

大学生の情動制御と精神的健康との関連

——情動制御尺度（国際適応力尺度の下位尺度）の有効性について——

明石聡子*

The Emotion Regulation Scale

(Subscale of the Intercultural Adjustment Potential Scale)

as a Predictor of Japanese College Students' Mental Health

AKASHI Satoko

abstract

This article reports two tests of whether a measure of emotion regulation (assessed by the Intercultural Adjustment Potential Scale - ICAPS) predicts mental health in Japanese university students. Both tests suggest that ICAPS emotion regulation (ER) predicts mental health above and beyond what is accounted for by other measures. In the first study, the ICAPS ER was the best predictor of a variety of mental health variables including low depression, low anxiety, low social dysfunction, low somatic symptom, high self-esteem and high life satisfaction. Study 2 replicated Study 1 with different measures. ICAPS ER also predicted low depression, low anxiety, and high self-esteem above and beyond that already predicted by other measures. In particular, ICAPS ER was most strongly related to high self-esteem. The validity of ICAPS ER as a predictor for a wide range of psychological well-being and distress in Japanese students is discussed.

Keywords : emotion regulation, the Intercultural Adjustment Potential Scale (ICAPS) , mental health, adjustment, psychological well-being

はじめに

情動制御とは

近年、情動制御という概念が着目されている (Gross, 1998)。情動制御には、情動による行動の制御 (Emotion as regulating) と、情動自体の制御 (Emotion as regulated) がある (Cole, Martin, & Dennis, 2004)。ここでは、後者の立場を取り、情動制御を、「情動表現や内面の気持ちをコントロール、管理、調整できる能力」と定義する (Matsumoto, Yoo, Hirayama, & Petrova, 2005)。

Grossによると、後者の立場の情動制御プロセスには、情動が喚起される前の制御 (状況の選択と修正、注意の配置、認知的変換) と、情動喚起後の反応の調節があるという (Gross, 1998)。情動喚起後の反応には、内面の気持ちや、情動の表出、生理的反応が含まれる。

キーワード：情動制御、国際適応力尺度、精神的健康、適応、心理的幸福感

*平成11年度生 人間発達科学専攻

情動制御の有効性

この情動制御は、精神的健康の維持・向上に、非常に重要であることが指摘されている (Cole, Michel, & Teti, 1994)。精神疾患の分類と診断の手引き (DSM-IV-TR) に分類されている疾患の多くは、何らかの情動の障害、と言い換えることができる。例えば、気分障害や不安障害は、極度で不適切な情動を経験し、その持続時間も長いのが特徴といえる (Cole, Michel, & Teti, 1994)。したがって、適切な情動制御を身に付けることが、心理療法の目標とも言われている (Cole, Michel, & Teti, 1994)。そこで、情動制御を測定する尺度について検討することが、重要になる。

情動制御尺度について

情動制御に関連した尺度には、情動制御質問票 (The Emotion Regulation Questionnaire: ERQ; Gross & John, 2003)、5 因子人格検査 (The NEO- Five Factor Inventory: NEO-FFI; 下仲・中里・権藤・高山, 1992) の神経症傾向、ネガティブな気分を制御できるという期待 (The Generalized Expectancy for Negative Mood Regulation: NMR; Catanzaro & Mearns, 1990)、情動知能尺度 (Emotional Intelligence Scale: EQS; 内山・島井・宇津木・大竹, 2001) の自己対応領域などが挙げられる。

Gross & John (2003) は、特に実験・調査で測定可能であり、日常的にもよく用いられる情動制御方略として、ERQ という尺度を作成した。これは、「認知的再評価」と、「情動表出の抑制」の、2つの下位尺度から成る。認知的再評価は、自分がいる状況についての考え方を変えることによって、自分の情動をコントロールすることを意味する。これができるほど、うつ傾向が低く、人生満足度、楽観性、自尊感情が高いという。一方、情動を外に表さないように抑制してしまうと、精神的健康は悪化する可能性が指摘されている (Gross & John, 2003)。

NEO-FFI は、5 因子人格特性 (神経症傾向、外向性、開放性、調和性、誠実性) を測る尺度である。この中で、神経症傾向は、情動安定性の対概念であり、情動制御に深く関連した特性と言われている (Matsumoto, 2006)。神経症傾向が高いほど、怒りがコントロールできず、情動的な問題が多いという (下仲ほか, 1992)。

Catanzaro & Mearns (1990) は、ある行動や認知が、ネガティブな気分を改善できるという期待や信念についての尺度 (NMR) を開発した。この尺度は、特に、ネガティブな気分を変えるコーピング方略を測っているといえる。気分の制御が、問題行動やうつ傾向の低下につながるということが報告されている。

EQS の自己対応領域は、「自己の心の働きについて知り、行動を支え、効果的な行動をとる能力」を評価している (内山ほか, 2001)。特に、自己の情動に関する洞察や動機づけ、自己コントロールなど、情動制御に関する項目を測定している (内山ほか, 2001)。この得点が高いほど、不安や社会的活動の障害が低く、楽観性は高いことが報告されている (内山ほか, 2001)。

国際適応力尺度の情動制御

前述の尺度は、いずれも、精神的健康と関連していることが報告されている。中でも、近年、特に欧米で注目されている尺度に、国際適応力尺度 (The Intercultural Adjustment Potential Scale: ICAPS; Matsumoto, LeRoux, Ratzlaff, Tatani, Uchida, Kim, & Araki, 2001 など) の下位尺度にあたる、情動制御 (Emotion Regulation: ER) 尺度がある。

ICAPS は、当初、日本人の異文化適応に必要なスキルを測る尺度として、開発された (Matsumoto et al., 2001)。異文化でのストレス・葛藤状況では、ネガティブな情動を、いかに建設的に調整・管理できるか、ということが第一に求められると考えられる。したがって、異文化に適応する力として、最も重要なスキルは、情動制御であることが指摘されている (Matsumoto, Hirayama, & LeRoux, 2005)。Matsumoto et al. (2001) は、適応予測に優れた 55 項目を選定し、ICAPS を作成した。55 項目の因子分析を行った結果、情動制御、開放性、柔軟性、批判的思考能力の 4 因子に分かれた。予想通り、最も寄与率の高い第一因子に、情動制御因子が抽出された (Matsumoto, 2006; Matsumoto et al., 2001)。内的整合性、再検査信頼性、平行検査信頼性、様々な基準関連妥当性や、構成概念妥当性、外部妥当性が、17 以上の研究で、確認されている (Matsumoto et al., 2001; Matsumoto, LeRoux, Bernhard, & Gray, 2004; Matsumoto, LeRoux, Iwamoto, Choi, Rogers, Tatani, & Uchida, 2003)。そして、特に、情動制御の高さが、うつ傾向や不安の低さ、社会的適応や主観的適応、人生満足度、結婚生活満足度の高さなどを予測することが、報告されている (Matsumoto et al., 2003; Matsumoto et al., 2004)。また、1 ヶ月後の適応の予測や、行動的指標を用いても、同様の結果が得られている (Matsumoto et al., 2003; Matsumoto et al.,

2004)。

その後の研究で、ICAPSのER尺度は、日本人渡米者以外の異文化適応や、米国内でのアメリカ人の適応をも予測することが確認された(Matsumoto et al., 2003; Matsumoto et al., 2004)。ER尺度の項目は、心理的なスキルを測定しており、異文化状況に限定されていない。そのため、適応一般に必要な情動制御能力と考えられる。したがって、この尺度は、日本国内での適応や精神的健康の予測にも、役立つ尺度であることが示唆される。実際、平山(2006)は、高校生を対象とし、ICAPSのER尺度が、うつ傾向の低さや、自尊感情の高さと関連していることを確認している。そこで、本研究では、日本の大学生を対象として、ICAPSのER尺度の有効性を検討する。

ICAPSのER尺度と他の尺度との違い

ICAPSのER尺度と、その他の情動制御尺度との違いは、尺度の作成過程にある。ICAPSの項目は、適応を予測と思われる数多くの項目の中から、予測妥当性を最も重視して、選ばれている(Matsumoto et al., 2001)。したがって、ICAPSのER尺度は、「適応予測」を目的とした尺度といえる。ソーシャルスキルや、自己コントロールの高さ、神経症傾向の低さなどと関連しており(Matsumoto et al., 2004)、特に、心配やトラブルがあった時に、落ち着いて対応できる力全般を測定していると考えられる。

一方、他の情動制御の尺度は、情動制御概念の中の、特定の構成概念を測ることを目的に作られている。例えば、ERQ(Gross & John, 2003)の「認知的再評価」は、状況についての考え方を変える、という方略に焦点を当てている。「情動表出の抑制」尺度は、情動を外に表さないようにすることに焦点化している。つまり、尺度作成段階では、予測妥当性よりも、構成概念妥当性を重視して作られている。

このため、精神的健康との関連の面では、他の情動制御尺度よりも、ICAPSのER尺度の方が、幅広く関連性を示すことが予想される。そこで、他の情動制御の尺度と比較し、ICAPSのER尺度の有効性を検討する。

本研究の目的

目的1. 本研究では、日本の大学生を対象とし、ICAPSのER尺度と、精神的健康との関連を検証することを、第一の目的とする。

目的2. 他の情動制御の尺度に加えて、ICAPSのER尺度が、どの程度、精神的健康を説明するか検証することが、第二の目的である。

なお、ここでは、横断データを用いているが、ICAPSのER尺度を、適応予測の尺度として利用するための、基礎的研究として、本研究を位置づける。ここでの精神的健康は、うつ傾向や不安などの、心理的苦痛と共に、自尊感情や人生満足度といった、心理的幸福感も含める(Galambos & Costigan, 2004)。結果の交差妥当性を確認するため、異なるサンプルと、複数の尺度を用い、2つの研究を行う。

研究1

1. 仮説

仮説1-1. ICAPSのER得点の高さが、うつ傾向や不安の低さ、身体症状や社会的活動障害の少なさ、自尊感情や人生満足度の高さと関連することが予想される。

仮説1-2. ERQの認知的再評価尺度と、表出の抑制尺度以上に、ICAPSのER尺度が、精神的健康を説明すると考えられる。

方法

2. 調査対象者

関東の大学、短大計9校に通う183名(男性47名、女性134名、平均年齢20.3歳、範囲18~25歳)の学生を対象とした。

3. 質問紙の構成

(1) 情動制御の尺度

ア. ICAPS(Matsumoto et al., 2001)4つの下位尺度のうちの情動制御(ER)は、ストレスや葛藤状況において、

情動を安定させて対応できる能力を測定している(表1参照)。11項目について、7件法で回答を求めた。得点が高いほど、情動を制御していることを示す($\alpha = .76$)。

イ. ERQ (Gross & John, 2003)「認知的再評価」(6項目)と、「情動表出の抑制」(4項目)の、2つの下位尺度から成る。得点が高いほど、それぞれの要素が高い。7件法で回答を求めた($\alpha = .59 \sim .76$)。

表1 ICAPSのER尺度の項目

| |
|---------------------------------------|
| 1. 緊張した状況に陥ると不安になる。(逆転項目) |
| 2. 普通は緊急時にうまく対処できる。 |
| 3. 普段はあまり悩まない。 |
| 4. 心配したり、怖いと思うことがめったにない。 |
| 5. うまくいかないかもしれないとよく心配する。(逆転項目) |
| 6. いつも他人より劣っていると感じる。(逆転項目) |
| 7. 先生が周りにいると居心地が悪い。(逆転項目) |
| 8. 何か間違った事をしたら、人から隠れたいと思う。(逆転項目) |
| 9. 普段自分が無力に感じるので、誰かに改善して欲しいと思う。(逆転項目) |
| 10. 普段は幸せだと感じている。 |
| 11. 自分の体に満足している。 |

(2) 精神的健康の尺度

ア. 精神健康調査票 (GHQ; 中川・大坊, 1985) 神経症者の症状把握と評価のための尺度である(28項目)。4件法で回答を求めた。合計得点の他、「身体的症状」、「不安と不眠」、「社会的活動障害」、「うつ傾向」の、4つの下位尺度得点を算出した。得点が高いほど、各症状が強い($\alpha = .72 \sim .92$)。

イ. Beck抑うつ質問票 (BDI-II; 小嶋・古川, 2003) 21項目について、4件法で回答を求めた。得点が高いほど、うつ傾向が強い($\alpha = .89$)。

ウ. 人生満足度尺度 (神澤・西元, 2003) 主観的幸福感の尺度とも言われている(5項目)。7件法で回答を求めた。得点が高いほど、人生への満足度が高い($\alpha = .84$)。

エ. Rosenberg自尊感情尺度 (清水, 2001; 山本・松井・山成, 1982) 10項目について、4件法で回答を求めた。得点が高いほど、自尊心が高い($\alpha = .87$)。

4. 手続き

順序効果を考慮し、各質問紙をランダムに並べた。全て質問紙法を用いたため、共通方法分散の問題(同じ種類の方法を、同時に用いることによって生じる偽相関)が懸念された。したがって、質問紙調査の半分を、授業時間内に実施した。残り半分は、別の日に自宅で記入後、次の授業で回収した。

結果と考察

仮説1-1の検証

まず、情動制御と精神的健康との単相関を表2に記した。ICAPSのER得点は、特に、人生満足度や自尊感情などの、心理的幸福感との正の相関が強く、うつ傾向と、負の相関も強かった。なおかつ、ICAPSのER得点が低いほど、不安で眠れず、日常生活がいつもよりうまくいかない、という関連も得られた。また、身体症状との負の相関が得られた。すなわち、ICAPSのERは、あらゆる精神的健康の得点と、有意な相関があり、仮説1-1が支持された。

ERQの認知的再評価得点も、うつ傾向との負の相関や、人生満足度、自尊感情との正の相関が得られた。ERQの情動表出の抑制得点は、特に、社会的活動障害との正の相関が得られた。情動表出を無理に抑制することが、日常生活に支障を与える可能性が示唆される。しかしながら、ERQの2得点は、いずれも、精神的健康の限定的な側面と関連しているに留まった。その相関係数も、ICAPSのERのものとは比べると、小さかった。

表2 情動制御の内部相関および精神的健康との相関 (研究1)

| | ERQ 再評価 | ERQ 抑制 | ICAPS ER | N |
|------------|----------|---------|----------|-----|
| ERQ 抑制 | .223** | | | 182 |
| ICAPS ER | .188** | -.040 | | 177 |
| GHQ 合計 | -.140* | .151* | -.604*** | 171 |
| GHQ 身体症状 | -.072 | .133* | -.328*** | 176 |
| GHQ 不安不眠 | -.098 | .149* | -.533*** | 172 |
| GHQ 活動障害 | -.135* | .239*** | -.495*** | 174 |
| GHQ うつ傾向 | -.177** | .069 | -.582*** | 175 |
| BDI-II 抑うつ | -.245*** | .195** | -.667*** | 172 |
| 人生満足度 | .369*** | -.086 | .669*** | 175 |
| 自尊感情 | .236** | -.110 | .738*** | 174 |

注. ERQ 抑制尺度の α 信頼性係数は .59 と低かったため, ERQ に関しては, 次の式を用い, 信頼性欠如を補正した上で, 相関を算出した。

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

$$\frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx} r_{yy}}}$$

仮説 1-2 の検証

各精神的健康の得点を目的変数とした, 階層的重回帰分析を行った (表3参照)。最初のステップに, ERQ の認知的再評価得点と, 情動表出の抑制得点を投入し, 次に, ICAPS の ER 得点を投入した。性差や大学差は, 特に見られなかったため, 分析には, 全てのデータを合わせて用いた。その結果, 全ての精神的健康得点において, ERQ との独自の関連性は, ほぼ消え, ICAPS の ER 得点が高いほど, 精神的健康度が高いことが示唆された。つまり, ERQ の認知的再評価や, 情動表出の抑制得点が説明し得る, 精神的健康の分散は, ICAPS の ER が全て網羅していることが示唆される。したがって, 仮説 1-2 が支持された。

表3 階層的重回帰分析の最終ステップにおける結果 (研究1)

| 目的変数 | 予測変数 | | | R^2 | R^2 変化量 | F 変化量 | N |
|------------|------------|-----------|-------------|-------|--------------|------------|-----|
| | ERQ 再評価 | ERQ 抑制 | ICAPS ER | | | | |
| | 標準偏回帰係数 | | | | | | |
| GHQ 合計 | -.056 | .120 | -.600*** | .380 | .353 | 95.12*** | 171 |
| GHQ 身体症状 | -.018 | .075 | -.327*** | .113 | .105 | 20.30*** | 176 |
| GHQ 不安不眠 | -.023 | .113 | -.533*** | .296 | .279 | 66.67*** | 172 |
| GHQ 活動障害 | -.054 | .160* | -.489*** | .271 | .234 | 54.64*** | 174 |
| GHQ うつ傾向 | -.074 | .064 | -.573*** | .347 | .321 | 84.04*** | 175 |
| BDI-II 抑うつ | -.124* | .144* | -.651*** | .476 | .415 | 133.06*** | 172 |
| 人生満足度 | .192** | -.103 | .644*** | .489 | .407 | 136.11*** | 175 |
| 自尊感情 | .059 | -.101 | .731*** | .556 | .521 | 199.61*** | 174 |

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

本研究で扱った精神的健康の指標は, うつ傾向や不安などの, 不適応感情に限定されていない。「いつもより何かするのに余計に時間がかかる」といった, 行動レベルの指標や, 「疲れを感じる」などの身体レベルの指標, 更には, 人生満足度や自尊感情といった, より広い根本的な健康度など, 様々な領域に渡っている。ICAPS の ER は, これらの指標全てに渡って, 関連が強かった。このことから, 適応予測における, ICAPS の ER 尺度の, 幅広い有効性がうかがえる。

研究 2

研究 1 では、仮説が支持された。しかし、ICAPS の ER 尺度の有効性を示すためには、異なる尺度、および調査対象者を用いて、結果を確認することが必要といえる。2 つの研究結果を比較できるように、研究 1 で用いた精神的健康の尺度のうち、標準偏回帰係数の最も大きかった自尊感情尺度を、研究 2 にも含めた。

1. 仮説

仮説 2-1. ICAPS の ER 得点の高さが、うつ傾向や不安の低さ、自尊感情の高さと関連することを確認する。

仮説 2-2. 情動知能や気分の制御の高さ、神経症傾向の低さに加え、ICAPS の ER 得点の高さが、これらの精神的健康を、更に説明すると予想される。

方法

2. 調査対象者

東京、神戸、兵庫の大学計 4 校に通う 186 名（男性 95 名、女性 90 名、平均年齢 19.4 歳、範囲 18 ~ 24 歳）の学生を対象とした。

3. 質問紙の構成

(1) 情動制御の尺度

ア. ICAPS 研究 1 と同様に、ER 得点を用いた ($\alpha = .76$)。

イ. 5 因子人格検査 (NEO-FFI; 下仲ほか, 1992) 下位尺度の「神経症傾向」(12 項目) を用いた。5 件法で回答を求めた。得点が高いほど、神経症傾向が高い ($\alpha = .82$)。

ウ. ネガティブな気分を制御できるという期待 (NMR; Catanzaro & Mearns, 1990) 30 項目について、5 件法で回答を求めた。得点が高いほど、ネガティブな気分を制御できる、という信念が強い ($\alpha = .86$)。

エ. 情動知能尺度 (EQS; 内山ほか, 2001) 下位領域の自己対応領域は、自己の心の働きについて知り、行動を支え、効果的な行動をとる能力を評価している (21 項目)。5 件法で回答を求めた。得点が高いほど、この要素が高い ($\alpha = .87$)。

(2) 精神的健康の尺度

ア. Zung 自己評価式抑うつ尺度 (SDS; 福田・小林, 1973) 20 項目について、4 件法で回答を求めた。得点が高いほど、うつ傾向が強い ($\alpha = .78$)。

イ. 状態・特性不安検査 (STAI; 清水・今栄, 1981) 「状態不安」(20 項目) と、「特性不安」(20 項目) から成る。4 件法で回答を求めた。得点が高いほど、不安が強い ($\alpha = .89 \sim .92$)。

ウ. Rosenberg 自尊感情尺度 研究 1 と同様である ($\alpha = .82$)。

4. 手続き

研究 1 と同様である。質問紙調査の半分を、授業時間内に回答し、残り半分は、自宅で記入してもらった。

結果と考察

仮説 2-1 の検証

情動制御と精神的健康との単相関を、表 4 に記した。ICAPS の ER は、うつ傾向や状態・特性不安と、強い負の相関、自尊感情と強い正の相関が得られた。したがって、仮説 2-1 が支持された。しかし、NEO-FFI の神経症傾向と、NMR に関しても、同様に、これらの精神的健康との強い相関が確認された。また、ICAPS の ER と NEO-FFI の神経症傾向、NMR 同士の相関も高かった。したがって、相関結果を見るだけでは、精神的健康に対する、ICAPS の ER の、直接的寄与がどの程度かについての判断ができない。そこで、次の分析で、NEO-FFI の神経症傾向や、NMR に加えて、ICAPS の ER が、精神的健康を有意に説明できるか検証する。

表4 情動制御の内部相関および精神的健康との相関 (研究2)

| | NEO-FFI 神経症傾向 | NMR | EQS 自己 対応 | ICAPS ER | N |
|----------|------------------|----------|--------------|----------|-----|
| NMR | -.598*** | | | | 164 |
| EQS 自己対応 | -.260*** | .254** | | | 164 |
| ICAPS ER | -.705*** | .552*** | .356*** | | 164 |
| SDS 抑うつ | .613*** | -.676*** | -.257*** | -.577*** | 164 |
| 状態不安 | .541*** | -.618*** | -.152** | -.527*** | 164 |
| 特性不安 | .786*** | -.698*** | -.195** | -.724*** | 163 |
| 自尊感情 | -.604*** | .556*** | .361*** | .685*** | 161 |

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

仮説 2-2 の検証

研究1同様、階層的重回帰分析を行った(表5参照)。NEO-FFIの神経症傾向、NMR、EQSの自己対応領域の得点を、最初に投入し、次に、ICAPSのER得点を投入した。性差や大学差は、特に有意ではなかったため、全てのデータを合わせて分析を行った。

表5 階層的重回帰分析の最終ステップにおける結果 (研究2)

| 目的変数 | 予測変数 | | | | R^2 | R^2 変化量 | F 変化量 | N |
|---------|------------------|----------|-------------|-------------|-------|--------------|------------|-----|
| | NEO-FFI 神経症傾向 | NMR | EQS 自己対応 | ICAPS ER | | | | |
| | 標準偏回帰係数 | | | | | | | |
| SDS 抑うつ | .225** | -.445*** | -.028 | -.163* | .540 | .012 | 4.12* | 164 |
| 状態不安 | .161 | -.428*** | .070 | -.202* | .447 | .018 | 5.29* | 164 |
| 特性不安 | .418*** | -.312*** | .097* | -.292*** | .740 | .039 | 23.40*** | 163 |
| 自尊感情 | -.157 | .197** | .118* | .422*** | .536 | .079 | 26.69*** | 161 |

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

分析の結果、他の予測変数と比べ、ICAPSのER得点の高さは、自尊感情の高さと、強く関連していることが確認できた。ICAPSのERは、特に、心理的幸福感のような、広い意味での精神的健康と関連することが考えられる。また、ICAPSのERやNMRの得点が高く、NEO-FFIの神経症傾向が低いほど、特性不安の得点が低かった。うつ傾向と状態不安に関しては、ICAPSのERよりも、NMRの方が、強い負の関連を示していた。うつ傾向や状態不安は、その場の状態や、気分が大きく依存すると考えられる(福田・小林, 1973; Spielberger & Sydeman, 1994)。したがって、ネガティブな気分を改善できる方法を知っていることは、一過性の、抑うつ状態や不安の軽減に、即効性があるのかもしれない。その点、ICAPSのERは、精神的健康の中でも、自尊感情の高さや、特性不安の低さのような、比較的、その場の状況には影響されにくい側面との関連が強いことがうかがえる。このことは、ICAPSのERが、将来的な適応状態まで予測できる可能性を示唆している、と考えられる。

ただし、前述の通り、ICAPSのERとNEO-FFIの神経症傾向、NMRは、いずれも、目的変数との間に、高い単相関が得られた。そのため、標準偏回帰係数の値が変動する可能性が残されている。その点に関しては、今後の研究で、結果を確認する必要がある。

いずれにせよ、全ての分析で、ICAPSのERを投入した際の、 R^2 変化量が有意であった。つまり、ICAPSのERは、うつ傾向や不安に関しても、他の尺度では説明できない部分を説明している、ということが推察される。仮説2-2では、他の変数に加え、ICAPSのERが、精神的健康を更に説明することを予想した。したがって、仮説2-2が支持されたといえる。

総合的考察

二つの研究結果から、ICAPSのER尺度は、異文化での適応に限らず、日本国内での、大学生の精神的健康と関連することが示唆された。異文化に適応していくために必要な心理的スキルは、自国でうまくやっていくスキルと、共通していることがうかがえる。

研究1では、ICAPSのER得点の高さが、うつ傾向や不安、不眠、社会的な活動の障害の低さ、人生への満足度や自尊感情の高さの他、身体症状の少なさまで関連していることが確認された。研究2では、特に、ICAPSのER得点と、自尊感情との間に、強い正の関連が得られた。うつ傾向や状態不安に関しては、NMRの方が、関連が強い可能性が示唆された。ネガティブな気分が制御できるほど、うつ傾向や状態不安が低い、という結果は、ある意味、当然のことと考えられる。今回の結果からは、うつ傾向や不安のような、狭い意味での精神的健康に関しては、NMRのような尺度の方が、予測力が高い可能性が推察される。

しかし、研究1の結果と考え合わせると、ICAPSのERは、特に、人生満足度や自尊感情のような、心理的幸福感、更には、不眠や社会的な活動の障害の低さ、身体症状の少なさのような、より広い意味での適応と関連があることが示唆された。しかも、ICAPSのERは、うつ傾向や不安の低さとの関連も、十分にあった。つまり、ICAPSのERは、他の尺度と比べて、広い適用範囲があることが考えられる。

これまでの研究で、ICAPSのER尺度は、様々な異文化適応や精神的健康（うつ傾向や不安、ホームシック、カルチャーショック、対人関係ストレス、社会的適応、主観的適応、人生満足度、結婚生活満足度、言語能力、学業成績、課題遂行能力など）を予測していた（Matsumoto et al., 2003; Matsumoto et al., 2004）。今後は、このような、幅広い種類の適応を目的変数として含め、日本人サンプルにおける、ICAPSのER尺度の有効性を、更に確かめていきたい。また、本研究では、全ての尺度を同時に測定している。そのため、尺度の適応予測力を検証するためには、今後は、縦断研究を行うことが必要と考えられる。より精緻な情動制御を測るためには、項目内容の検討も、今後、必要になってくると思われる。

謝辞

本研究の実施に際して、日本大学文理学部 山田寛先生、国士舘大学体育学部 森脇保彦先生、関西学院大学社会学部 福地直子先生、流通科学大学情報学部 中川典子先生、星美学園短期大学 黒澤洋一先生、和光大学人間関係学部 林真一郎先生、代々木の森診療所の皆様に、大変お世話になりました。厚く御礼申し上げます。また、調査にご協力いただきました学生の皆様に、心より感謝致します。

最後に、ご指導いただきましたお茶の水女子大学の無藤隆先生、藤田宗和先生、サンフランシスコ州立大学のDavid Matsumoto先生に、この場をお借りしまして、御礼申し上げます。

文献

- Catanzaro, S. J., & Mearns, J. (1990). Measuring generalized expectancies for negative mood regulation: Initial scale development and implications. *Journal of Personality Assessment*, 54, 546-563.
- Cole, P. M., Martin, S. E., & Dennis, T. A. (2004). Emotion regulation as a scientific construct: Methodological challenges and directions for child development research. *Child Development*, 75 (2), 317-333.
- Cole, P. M., Michel, M. K., & Teti, L. O. (1994). The development of emotion regulation: A clinical perspective. In N. A. Fox (Ed.), *The Development of emotion regulation: Biological and behavioral considerations. Monographs of the Society for Research in Child Development* (Vol. 59, pp. 73-100).
- 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.
- Galambos, N. L., & Costigan, C. L. (2004). Emotional and personality development in adolescence. In R. M. Lerner, M. A. Easterbrooks & J. Mistry (Eds.), *Handbook of Psychology : Developmental Psychology* (Vol. vol.6, pp. 351-372) : John Wiley & Sons Inc.
- Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology*, 2, 271-299.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and

well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 348-362.

- 平山聡子. (2006). 高校生の精神的健康と情動制御および家族・友人関係. *お茶の水女子大学 大学院人間文化研究科 人間文化論叢*, 9, 369-375.
- 神澤創・西元直美. (2003). 主観的幸福感に関する基礎的研究: SWLS を用いて. *関西福祉科学大学紀要*, 6, 163-170.
- 小嶋雅代・古川壽亮. (2003). *日本版 BDI-II - ベック抑うつ質問票 - 手引*. 東京: 日本文化科学社.
- Matsumoto, D. (2006). Are cultural differences in emotion regulation mediated by personality traits? *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 37, 421-437.
- Matsumoto, D., Hirayama, S., & LeRoux, J. A. (2005). Psychological skills related to intercultural adjustment. In Wong, P. T. P., & Wong, L. C. J. (Eds.), *Handbook of multicultural perspectives on stress and coping*. New York: Kluwer Academic/ Plenum Publishing.
- Matsumoto, D., LeRoux, A. J., Bernhard, R., & Gray, H. (2004). Unraveling the psychological correlates of intercultural adjustment potential. *International Journal of Intercultural Relations*, 28, 281-309.
- Matsumoto, D., LeRoux, A. J., Iwamoto, M., Choi, J., Rogers, D., Tatani, H., & Uchida, H. (2003). The robustness of the intercultural adjustment potential scale (ICAPS): the search for a universal psychological engine of adjustment. *International Journal of Intercultural Relations*, 27, 543-562.
- Matsumoto, D., LeRoux, J., Ratzlaff, C., Tatani, H., Uchida, H., Kim, C., & Araki, S. (2001). Development and validation of a measure of intercultural adjustment potential in Japanese sojourners: The Intercultural Adjustment Potential Scale (ICAPS). *International Journal of Intercultural Relations*, 25, 483-510.
- Matsumoto, D., Yoo, S., Hirayama, S., & Petrova, G. (2005). Development and initial validation of a measure of display rules: The Display Rule Assessment Inventory (DRAI). *Emotion*, 5, 23-40.
- 中川泰彬・大坊郁夫. (1985). *日本版 GHQ 精神健康調査票手引*. 東京: 日本文化科学社.
- 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 (4), 348-353.
- 清水 裕. (2001). 自尊感情尺度. 堀 洋道. (監修) 山本真理子. (編) *心理測定尺度集 I*. 東京: サイエンス社. pp. 29-31.
- 下仲順子・中里克治・権藤恭之・高山緑. (1992). *日本版 NEO-PI-R, NEO-FFI 使用マニュアル*. 東京: 東京心理株式会社.
- Spielberger, C. D., & Sydeman, S. J. (1994). State-Trait Anxiety Inventory and State-Trait Anger Expression Inventory. In M. E. Maruish (Ed.), *The use of psychological testing for treatment planning and outcome assessment*. (pp. 292-321). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 内山喜久雄・島井哲志・宇津木成介・大竹恵子. (2001). *EQS マニュアル*. 東京: 実務教育出版.
- 山本真理子・松井 豊・山成 由紀子. (1982). 認知された自己の諸側面の構造. *教育心理学研究*, 30, 64-68.

(2008年1月11日受理)