

MCQ-30 (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) 日本語訳版の信頼性の検討

田 崎 権 一

【概要】

メタ認知質問紙法短縮版 MCQ-30 (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) の日本語訳版 (田崎・諫早, 2007) について、今回は、尺度としての信頼性を再テスト法等により検討した。相関係数、G-P 分析、I-T 分析、 α 係数、 t 検定、効果量等を用いて検討し、MCQ-30 日本語訳の信頼性を確認した。

問題と目的

田崎 (2013) は、Wells & Cartwright-Hatton (2004) によるメタ認知質問紙法 MCQ (metacognitions questionnaire) (以下、MCQ) の背景と短縮版 MCQ-30 の意義を報告した。メタ認知質問紙 MCQ とは、メタ認知上の信念 (beliefs) を選択する際に現れる個人差を測定するものとされている。MCQ は、Cartwright-Hatton & Wells (1997) が、精神病理学に関連した詳細な 65 質問項目を作成したのが最初である。その後、彼ら (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) は、その中から精選した 30 質問項目から成る短縮版 (MCQ-30) を作成したのである。ともに共通して、「認知的自信」「積極的信念」「認知的自己意識」「制御不能と危険」「思考制御欲求」の 5 因子を確認している。筆者らはこの MCQ-30 について、日本語訳を作成し、日本語圏内で調査した (田崎・諫早, 2007)。その結果、Wells & Cartwright-Hatton (2004) とほぼ同様の因子を見出している (詳しくは、田崎, 2013)。

本報告の目的は、我々が作成した MCQ-30 日本語訳版の尺度としての信頼性を、再テスト (test-retest method) 等により検討することである。今回は、田崎・諫早 (2007) と同一の学校 (大学と専門学校) で実施した。しかしその前回実施 (田崎・諫早, 2007) とは別年度 (後年) に、在籍中の学生について、データを新たに取り直した。メタ認知質問紙法 MCQ-30 の尺度としての信頼性に関して、いくつかの指標を手掛かりに、我々が作成した MCQ-30 の尺度に検討を加えたい。

方法

質問紙：メタ認知質問紙短縮版 MCQ-30 (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) の日本語訳版 (田崎・諫早, 2007; 田崎, 2012, 2013) を用いた。「認知的自信」「積極的信念」「認知的自己意識」「制御不能と危険」「思考制御欲求」の5つの因子からなる尺度について、各6質問項目、計30質問項目から成る質問紙である(「表1」の“質問項目”欄参照)。これら30の質問項目の各項目について、自分自身に関して、4-point-scale(「4:非常に当てはまる」-「3:やや当てはまる」-「2:少しだけ当てはまる」-「1:当てはまらない」)で評定させた。

調査対象：日本国内中国地方に所在する学校に在籍中の(ただし、括弧内は回答が有効であった回答者数)4年制大学学生(国立A大学、男子65名、女子44名、計109名、有効回答率74%;地方私立B大学、同様に32名、47名、計79名、同64%)およびC専門学校学生(同様に、6名、40名、計46名、同88%)、最終的に有効で採用したデータとしては、合計、男子103名、女子131名、計234名(平均有効回答率72%、平均年齢21.5歳)について分析を実施した。同一対象・個人に対して、約3か月の期間を空けて二度実施したために、両検査とも受検した対象だけが有効なデータであった。したがって、どちらか一方だけしか受けていない(初回の検査は受検していても、再検査すなわち二度目の検査時に欠席した者は集計から除外、その逆のケースもあったが同様)場合には無効とした。また、記入時には記入漏れがないように、MCQ-30質問紙のフェースシートや口頭で注意を促した。それでも記入漏れが1項目でもあれば無効とした。こうして最終段階で有効となったのが前出の72%である。この有効回答率が高いか低いかについての議論は、機会を改めたい。

調査時期：初回：2010年4月(一部、10月);再検査2010年7月(同、2011年1月)。これらの実施時期は、初回調査が授業の開始時期(1回目の授業開始時間)と再検査が終了時期(15回目の授業の授業開始時間)であった。初回と再検査時ともに、MCQ-30質問紙の配布と回収は、その日の授業の開始時に、配布・記入させ、記入終了次第、回収した。そのために配布と回収はすべてその日の授業内で完了した。

結果

表1にMCQ-30の質問項目のすべて、初回の算術平均値、再検査時の算術平均値、積率相関係数、 t 検定の結果の有意水準、そして効果量を示した。

再テスト法 (test-retest method) について

再テスト法の辞典的定義では、「同一の受検者群に対して同一のテストを

適切な期間において2度実施し、得点の相関係数を信頼性係数の推定値とする方法である。実施期間が短すぎると問題項目の記憶が影響して信頼性が過大に評価され、逆に実施期間が長すぎると特性の変化により、信頼性が過小に評価される。したがって、内的整合性の基準に従って信頼性係数を推定する方法と併用するのが望ましい。なお、この方法はテスト得点の安定度という観点からテストの信頼性を評価するので、二つの得点間の相関係数を安定度係数とよぶことがある」(服部, 1999a) とある。以下、今回取り上げた統計的指標の結果により詳しく見ていく。

積率相関係数

初回の検査時と再検査時の、同じ質問項目間の積率相関係数 (r) は表1に示した。 $r (n = 234) = .36 \sim .61$ の範囲の相関係数となり、統計的に有意 ($p < .001$) であった。ただし、相関係数としては、「低いあるいは、あるが少しの相関: $\pm .20 \sim \pm .40$ 」が5つの質問項目、「27. いかなるときも思考を制御しておくべきだ」「12. 深く考えることで問題を事前に避けるのに役立つ」「17. 自分の思考を監視している」「6. 時々記憶違いで失敗することがある」「30. 制御しなければ罰せられる思考がある」でみられた。残りの25個の質問項目では、.4以上の相関係数であり、「実質上の、または著しい相関 ($\pm .40 \sim \pm .70$)」であった。

概して、相関係数の観点から、MCQ-30の信頼性は高いといえる。相関の統計的有意性については、以下の「 t 検定と効果量について」において述べるように、調査対象者数が多いことも一因となっているものと考えられる。

t 検定と効果量

初回と再検査時の平均値の差の検定として、対応がある場合の t 検定を用い、その結果を表1に示した。また、効果量 (d) を同様に示した。

効果量を算出する意義は、「一般に、因果関係の存在やその方向は問題にせず、示された現象だけに注目して、...差や関係の明確さを示す統計量を効果量と呼んでいる」(吉田, 2014) とあり、算出方法も、吉田 (2014, pp.255-257) を参考にした。

t 検定の結果、初回と再検査とで統計的有意差 ($p < .001 \sim .05$) が見られた因子と質問項目は、

認知的自信 「2. 記憶力がよくない」「3. 自分のしたことの記憶に自信がない」

積極的信念 「8. 深く考えることはストレス解消に役立つ」「9. 深く考えることで仕事を円滑に行うことができる」

認知的自己意識 「18. 問題を考えているとき自分の思考傾向を意識している」

表 1. MCQ-30の初回・再検査時算術平均、相関係数(r)、 t 検定、効果量(d) ($n = 234$)

質問項目	初回	再検査	r	t 検定	効果量 d
認知的自信 (初回時 $\alpha = .76$, 再検査時 $\alpha = .79$)					
1 自分の記憶を信用していない	2.12	2.23	.44	<i>n. s.</i>	.12
2 記憶力がよくない	2.51	2.64	.61	*	.14
3 自分のしたことの記憶に自信がない	2.09	2.23	.51	*	.15
4 場所の記憶に自信がない	2.09	2.12	.55	<i>n. s.</i>	.02
5 言葉や名前についての記憶に自信がない	2.39	2.44	.53	<i>n. s.</i>	.06
6 時々記憶違いで失敗することがある	2.41	2.46	.39	<i>n. s.</i>	.05
積極的信念 (初回時 $\alpha = .72$, 再検査時 $\alpha = .78$)					
7 決心する前に深く考えることができる	2.55	2.59	.41	<i>n. s.</i>	.04
8 深く考えることはストレス解消に役立つ	1.46	1.59	.38	*	.17
9 深く考えることで仕事を円滑に行うことができる	2.16	2.35	.40	***	.24
10 深く考えることで問題解決に役立つ	2.39	2.48	.46	<i>n. s.</i>	.11
11 頭の中をきちんとしておくには深く考える必要がある	2.44	2.42	.42	<i>n. s.</i>	.02
12 深く考えることで問題を事前に避けるのに役立つ	2.43	2.41	.37	<i>n. s.</i>	.03
認知的自己意識 (初回時 $\alpha = .80$, 再検査時 $\alpha = .87$)					
13 常に自分の考えていることを意識している	2.40	2.32	.42	<i>n. s.</i>	.10
14 自分の心の動きに深く注意を払っている	2.17	2.10	.43	<i>n. s.</i>	.08
15 自分の思考についてよく考えている	2.43	2.39	.40	<i>n. s.</i>	.04
16 常に自分の思考について審査する	2.02	2.09	.43	<i>n. s.</i>	.08
17 自分の思考を監視している	1.88	1.93	.48	<i>n. s.</i>	.06
18 問題を考えているとき自分の思考傾向を意識している	2.07	2.21	.49	*	.16
制御不能と危険 (初回時 $\alpha = .82$, 再検査時 $\alpha = .82$)					
19 一度気になり始めると頭から離れなくなる	3.10	2.99	.44	<i>n. s.</i>	.13
20 心配し始めると止まらなくなる	2.79	2.78	.53	<i>n. s.</i>	.01
21 心配事で病気になるかもしれない	1.69	1.88	.54	**	.20
22 心配事があると無視できない	2.86	2.78	.54	<i>n. s.</i>	.09
23 心配事で気が狂うかもしれない	1.66	1.77	.52	<i>n. s.</i>	.12
24 心配事は脅威となる	2.18	2.30	.47	<i>n. s.</i>	.12
思考制御欲求 (初回時 $\alpha = .73$, 再検査時 $\alpha = .76$)					
25 思考を制御できなければ作業ができない	2.13	2.21	.44	<i>n. s.</i>	.09
26 自分の思考を制御できないのは弱さの現れだ	2.30	2.23	.43	<i>n. s.</i>	.08
27 いかなるときも思考を制御しておくべきだ	2.19	2.29	.36	<i>n. s.</i>	.12
28 思考の中には考えてはいけないものがある	2.26	2.37	.50	<i>n. s.</i>	.10
29 心配事を制御できないのは自分の責任である	2.34	2.36	.44	<i>n. s.</i>	.02
30 制御しなければ罰せられる思考がある	1.56	1.77	.39	***	.25

α 係数: 因子名の右 () 内に併記; t 検定: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, *n. s.*: non-significant

制御不能と危険「21. 心配事で病気になるかもしれない」

思考制御欲求「30. 制御しなければ罰せられる思考がある」

有意差がみられた以上の7つの質問項目の算術平均値は、いずれも再検査時の方が大きい(表1)。効果量の計算結果は、.01 ~ .25の範囲内であり、初回検査と再検査との間の変動における効果量は小さいといえる。効果が小さいながらも統計的な有意差がみられたことになる。

上掲の7つの質問項目以外の、23項目については、初回と再検査時との間で、時間経過に伴う統計的な有意差もなく、概して、安定した質問項目といえる。

G - P 分析

G-P 分析 (Good-Poor Analysis) とは、「多肢選択式テスト項目の善し悪しを吟味するための手法である。上位 = 下位分析ともいう。たとえばテストの合計点に従って受検者を上位群、中位群、下位群に分け、群間で選択肢に対する反応比率及び無回答を比較する。上位の群ほど正答率の大きいことが望ましいが、そうならない時は選択肢や問題文を検討し、修正する...」(服部, 1999b) 方法である。

今回は、G-P 分析における、上位群と下位群との差の有意性を調べるために、まず F 検定により分散の同質性を調べた後で、適した t 検定を行った。

初回実施のデータを用いて、因子ごとに含まれる質問項目で実施した。また、同様に再検査のときの因子と質問項目でも実施した。その結果、すべての質問項目においても、上位群と下位群との両群間で危険率 .1% 以下の水準で統計的な有意差が確認された。

次に効果量について、G-P 分析における上位群と下位群との比較したところ、初回では「8. 深く考えることはストレス解消に役立つ」の効果量が .7 であるが、それ以外 29 個の質問項目では、.8 以上であった。また、再検査では「7. 決心する前に深く考えることができる」が .58、「8. 深く考えることはストレス解消に役立つ」が .64 であるが、それ以外の 28 個の質問項目では .8 以上であった。効果量に関して、初回と再検査時のすべての質問項目において、G-P 分析の上位・下位群間差は効果量が高いといえる。

G-P 分析の結果、尺度としての信頼性が確認できた。

I-T 相関分析

一般に信頼性が高い尺度では、因子群ごとの尺度得点の高い回答者は各項目でも高得点であることが予想される。そこで、MCQ-30 日本語版でも、尺度得点と質問項目得点との積率相関係数を算出して、I-T 相関分析 (Item-Total Correlation Analysis) をおこなった。相関係数が低ければ、その質問項目は尺度から削除しなければならなくなるので、調べる必要があり、尺度得点と各項目との間で積率相関係数を求めた。

積率相関係数は $r (n = 234) = .24 \sim .68$ となった。これらの相関係数はすべて、1% 以下の危険率で有意差がみられた。すなわち、得点の方向性が、尺度合計得点と因子内の質問項目との間で同方向であることが明らかとなった。これにより、今回の MCQ-30 日本語版尺度から削除されるべき質問項目は皆無といえる。

α 係数

含まれる質問項目が「全体として同じ特性を測定しているかどうか」の分析 (内的整合性) で、等質性を算出方法として、SPSS による因子分析の際

に α 係数 (Chronbach's coefficient alpha) を求めた (表 1)。

初回と再検査時のそれぞれの α 係数は、第 1 因子の「認知的自信」が初回で .76、再検査時で .79、以下同様に、第 2 因子の「積極的信念」が .72 と .78、第 3 因子「認知的自己意識」が .80 と .87、第 4 因子「制御不能と危険」が .82 と .82、第 5 因子「思考的制御欲求」が .73 と .76、となった。信頼性係数ともいわれる α 係数は .8 以上が妥当な尺度の要件とされるが .7 以上あれば尺度として可能とする見解もある。今回の MCQ-30 は、尺度として、5 つの因子のすべてで信頼性を確認できた。

校種効果 (分散分析の結果) と多重比較

大学、専門学校など、学校種を主効果として調べるために、一元配置分散分析を実施し、以下の質問項目で有意差がみられた。効果量は η^2 を用いたが、小さかった ($p < .001 \sim .05$, $\eta^2 = .03 \sim .06$)。

初回については、**積極的信念**の「9. 深く考えることで仕事を円滑に行うことができる」($\eta^2 = .03$)、「10. 深く考えることで問題解決に役立つ」($\eta^2 = .06$)、「12. 深く考えることで問題を事前に避けることに役立つ」($\eta^2 = .03$)、**認知的自己意識**の「15. 自分の思考についてよく考えている」($\eta^2 = .04$)で統計的有意差がみられた。「10. 深く考えることで問題解決に役立つ」で有意差が目立っている。

再検査では、**積極的信念**の「10. 深く考えることで問題解決に役立つ」($\eta^2 = .05$)、「12. 深く考えることで問題を事前に避けることに役立つ」($\eta^2 = .04$)で、統計的有意差がみられた。

多重比較 (Bonferroni) の結果、 $A > B$ と $A > B \cdot C$ で、統計的有意差が見られた ($p < .05$)。つまり、校種 A は、他の校種 B・C との間の隔たりが大きいことがわかった。特に、「積極的信念」において校種間差が大きいといえる。

性差

素点を男女ごとに分けて、因子に含まれる質問項目ごとに合計しその算術平均値の差により、性差を t 検定で調べたところ、初回と再検査ともに、「積極的信念」の平均得点で統計的有意差がみられた。初回 ($p < .01$, 効果量 (d) .35)、再検査 ($p < .05$, 効果量 (d) .30) とともに、男性がやや高得点であった。

考 察

再検査法の結果、MCQ-30 日本語訳版尺度でも、信頼性を確認することができた。なお、初回と再検査時の間で変動がみられた 7 つ項目については、今後検討すべき問題である。しかし、効果量を参考にすると、その差は小さいことが明らかである。このことから、MCQ-30 日本語訳版の信頼性は覆

ることにはないように思われる。以下、今回の MCQ-30 日本語訳版のデータに関して、各統計指標に基づいて検討する。

再テスト法 (test-retest method)

初回の検査時と再検査時の積率相関係数を計算したところ .36 ~ .61 の範囲で相関が認められ、統計的にも有意であった (何れも、 $p < .001$)。初回検査から再検査までの3ヶ月の期間を経ても、ある程度の実質的な相関が見られた。とりわけ「認知的自信」や「制御不能と危険」の因子で、相関係数が .5 以上の質問項目が各4個含まれており、安定していると考えられる。

t 検定と効果量

t 検定の結果において、初回と再検査で統計的な有意差が見られたのは、「認知的自信」で2質問項目、「積極的信念」で2質問項目、「認知的自己意識」と「制御不能と危険」と「思考制御欲求」で各1質問項目であった。

これらの7つの質問項目の算術平均値は、いずれも再検査時の方が大きい (表1)。再検査時の実施時期が学期末試験を控えた時期に相当することが影響しているかもしれない。あるいは一部、今回の対象者は敏感な青年期の渦中にあり、この3か月の間にも特性の変動が皆無とは言えないだろう。

効果量は、.01 ~ .25 の範囲内であり、再検査による変動は効果量が小さいといえる。t 検定では調査参加者数 (サンプル数) が多いほど統計的有意差が生じやすい (吉田, 2014; 南風原, 2014) 結果を表しているのかもしれない。t 検定と効果量を同時に考慮することで、解釈が多面的になり、2次元の・面的な解釈が可能であるように思われる。

再検査までの時間的経過が、適切かどうかの議論もあるだろう。今回は、調査担当者 (筆者) の都合 (授業進行上の配慮など) で3ヶ月としたのであり、研究法上の必然的根拠はない。記憶・学習の問題の影響は少ないことが考えられるので、むしろ適切であったかもしれない。この種の問題は、質問項目の内容のほか、諸々の要因が影響することが考えられるので、一律に期間を限定する必要はないように思われる。そのことが、もし大きな要因として考えられるならば、再検査までの期間を変数とした、別の研究が必要であろう。

G - P 分析

G-P 分析の結果、どの項目でも、上位群と下位群との両群間差において、危険率が .1% 以下の水準で統計的な有意差が確認された。その意味で、信頼性が確認されたものと考えられる。初回では「8. 深く考えることはストレス解消に役立つ」の効果量が .7 であるが、それ以外 29 個の質問項目では、.8 以上であった。また、再検査では「7. 決心する前に深く考えることができる」が .58、「8. 深く考えることはストレス解消に役立つ」が .64 であるが、

それ以外の28個の質問項目では.8以上であった。初回と再検査時とともに、G-P分析における上位群と下位群の差では効果量が大いといえる。

しかしながら、質問項目「8. 深く考えることはストレス解消に役立つ」は、効果量では初回と再検査ともに、やや小さいことが明らかになった（初回が.7、再検査が.64）。尺度化においては、この質問項目はさらに精緻化する必要があるかもしれない。 t 検定だけでは見落とされがちな観点を、効果量を算出し追加指標として視点を加えることにより、気づくことができた。

質問項目「8. 深く考えることはストレス解消に役立つ」に関しては、MCQ-30を研究している、Copenhagen大学の海野氏から、「深く考えることでうまく取り組むことができる」（海野, personal communication, 2014, August 8）の方がいいのではないかと、その方が逆訳した時にも違和感がないというコメントをいただいた。海野氏は、この件で直接に原著者のWellsの支持を得たとのことであった。今後、新たにこの調査を実施する際にはあらかじめ、「深く考えることでうまく取り組むことができる」を採用することを検討しておくべきであろう。

ところで、項目分析の一つとして、秋山・豊田（2014）は項目特性図の作成を唱えている。「テストを構成している項目の性質（測定性能）を調べる際に有用な道具」であり「設問項目における受験者の正答率（通過率）から、当該項目がどのような性質（難易）であったかを分析するための道具」としている。概略は以下のように行う。

- (1) 各テスト受験者の和得点を昇順に並べる。
- (2) 和得点を $G (= 1, \dots, g, \dots, G)$ 個の群に分割する。現状では、 $G = 5$ が多い。群間隔と群内所属人数をほぼ等しくなるようにする。
- (3) 各群の、各項目の選択率を計算する。
- (4) 群を横軸に、確率を縦軸にとったグラフに選択率をプロットし、直線で結ぶ。

今回はこの項目特性図を検討に含めることができなかった、こういったいろいろな項目分析の方法を取り入れてMCQ-30を検討することが、この尺度がさらに精緻化され実用化に繋がるものと考えられる。

I-T 相関分析

統計的に有意な相関係数が得られたことにより、得点の方向性が、尺度合計得点と因子内の質問項目との間で同方向であることが明らかとなった。この統計的指標からも、信頼性が確認できた。ただし、相関係数の有意性が、調査対象者数 (n) の大きさに左右されていることは注意すべきであろう。

α 係数

信頼性係数ともいわれている α 係数は .72 ~ .87 の範囲にあり、.5 以下ならば検討すべきとされている中で、今回の α 係数の数値では、信頼性係数は高いといえる。ここでも MCQ-30 日本語訳版の信頼性が高いことが確認された。

校種効果 (分散分析の結果) と多重比較

いくつかの質問項目で、学校種主効果に有意差がみられた ($p < .001 \sim .05$)。多重比較の結果、「積極的信念」では、校種 A は B よりも、あるいは校種 A は B や C よりも高く、統計的に有意差でみられた ($p < .05$)。また、校種 A は、校種 B や C と、隔たりが大きいことがわかった。特に、「積極的信念」において校種間差が大きいといえる。いわゆる学力偏差値が高い学校に在籍する調査対象者の方が、「自分は前向きな思考である」と自己評価していることがわかる。このことから「積極的信念」が、学力や動機づけに関係しているものと考えられる。実証的な証拠を示すためにはさらに検討する必要がある。

性差

初回と再検査ともに、唯一、「積極的信念」の男女間の尺度平均得点で t 検定を実施した結果、統計的有意差がみられた。今回の調査対象者の構成から考えると、全男子の約 3 分の 2 が校種 A に所属し、全女子の同じく約 3 分の 2 が校種 B と C に所属していた。この男女比の偏りが一つの原因と考えられる。今回の調査対象者の構成から考えられることは、今回は性差というよりも、校種差が重なって背景に潜んでいる可能性がある。

今後の課題

- (1) 今回は再テスト法により MCQ-30 の信頼性だけを検討した。
- (2) 尺度としての妥当性の問題にも言及すべきであろう。
- (3) 効果量の際に信頼区間を付けなかったことなど反省すべき点がある。
- (4) 5 つの因子間の関係を説明するために、パス図を用いたモデル構築などの検討を進めたい。
- (5) 新たにデータを収集する際には質問項目 8 については改めたものを使用することを検討したい。

引用文献

- 秋山 隆・豊田 秀樹 (2014). 項目分析のための項目特性図の作成方法の精緻化 日本心理学会第 78 回大会 (同志社大学開催: 同題目での小講演) 配布資料
- Cartwright-Hatton, S. & Wells, A. (1997). Beliefs about Worry and Intrusions: The

Metacognitions Questionnaire and its Correlates. *Journal of Anxiety Disorders*, **11**, 279-296.

- 服部 環 (1999a). 「再テスト法 test-retest method」中島義明・安藤清志・子安増生・坂野雄二・繁榊数男・立花政夫・箱田裕司・編集 心理学辞典 有斐閣, p.291.
- 服部 環 (1999b). 「G-P 分析 good-poor analysis」中島義明・安藤清志・子安増生・坂野雄二・繁榊数男・立花政夫・箱田裕司・編集 心理学辞典 有斐閣, p.357-358.
- 南風原 朝和 (2014). コメント: 有意性検定と効果量推定について - 解説的コメント 児童心理学の進歩, **53**, 274-278.
- 田崎 権一 (2012). MCQ-30 (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) の信頼性の検討 日本教育心理学会第 54 回総会発表論文集, p.519.
- 田崎 権一 (2013). メタ認知質問紙 (metacognitions questionnaire: MCQ) の背景と短縮版 MCQ-30 の意義 熊本県立大学大学院文学研究科論集, **6**, pp.17-35.
- 田崎 権一・諫早 正行 (2007). MCQ-30 (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) 日本語訳版作成の試み 日本教育心理学会第 49 回総会発表論文集, p.500.
- Wells, A. & Cartwright-Hatton, S. (2004). A short form of the metacognitions questionnaire: properties of the MCQ-30. *Behavior Research and Therapy*, **42**, 385-396.
- 吉田 寿夫 (2014). 効果量とその信頼区間の活用 児童心理学の進歩, **53**, 247-273.

付記

本稿は、日本教育心理学会第 54 回総会 (2012 年 11 月 23 日～25 日、琉球大学) にてポスター発表したもの (日本教育心理学会第 54 回総会発表論文集, p.519) を、加筆修正してまとめ直したものである。今回用いたデータは、前回と対象校は同一だが、個々の調査対象者は前回とは異なり、新たに収集し直したものである。

本研究で調査対象者としてご協力いただいた皆さんに、心からお礼を申し上げます。