

【共同研究】

紙筆版潜在連合テストの妥当性の検討
大学生の超能力信奉傾向を題材として

岡部 康成*・木島 恒一**・佐藤 徳***・山下 雅子****
・丹治 哲雄*****

**Validating the Paper and Pencil Version of the Implicit Association Test:
Implicit Attitudes towards the Supernatural Power in Undergraduates**

**Yasunari OKABE, Tsunekazu KIJIMA, Atsushi SATO, Masako YAMASHITA,
and Tetsuo TAJIMI**

Until recently, the measurement of attitudes and beliefs has been limited to self-report questionnaires . The use of such measure unrealistically assumes that all the participants have both the ability and the motivation to report their attitudes and beliefs accurately. Recently, Greenwald, McGhee, and Schwartz (1998) developed the implicit association test (IAT) to overcome such limits inherent in self-report measures by examining attitudes and beliefs that lie outside conscious awareness and control. In the present study, we assessed implicit attitudes towards the supernatural power using two versions of IAT; the commonly used personal computer (PC) version and the recently developed paper and pencil version . Thirty-six undergraduates participated. Participants equally demonstrated negative attitudes towards supernatural power in either version. Moreover, the implicit attitudes indexes in the paper and pencil version were highly correlated with those in the PC version. These results suggest that the paper and pencil version of IAT can stand up to the use as more convenient method .

．緒 言

人は、時に、超能力やオカルト的な宗教の教えや予言、また血液型と性格の関係など、合理的根拠のない出来事や科学的には証明されていない現象を、現実中存在する現象として簡単に受け入れてしまうことがある。この

ような非合理的な現象を信奉しやすい個人の心理的傾向は非合理現象信奉 (paranormal belief) とよばれ、この心理的傾向を測定するためこれまでにさまざまな尺度が開発されてきた (例えば、Tobaccyk & Milford, 1983 ; 中島・佐藤・渡邊, 1993 ; 丹治・青木, 2000 など)。中島ら (1993) は、迷信因子、霊因子、超能力因子、超生命・超文明因子の4因子からなる尺度を開発しており、また、丹治・青木 (2000) は、超能力や心霊現象などの超常現象を信じやすい傾向 (超常現象信奉傾向) と御守りや縁起をかつぐなど生活に

* おかべ やすなり 文教大学人間科学部兼任講師
** きじま つねかず 文教大学人間科学部兼任講師
*** さとう あつし 文教大学人間科学部兼任講師
**** やました まさこ 文教大学人間科学部兼任講師
***** たじみ てつお 文教大学人間科学部人間科学科

溶け込んだ伝統的な慣習的行為を受け入れる傾向（生活慣習傾向）の2つの因子から構成される尺度を開発している。

しかしながら、これらの非合理現象信奉の測定に用いられている自己記述的な質問紙法だけでは、個人の心理的傾向を正確に測定できない可能性が指摘されている（例えば、Asendorpf, Banse & Muecke, 2002）。非合理現象信奉傾向を含む多くの個人の心理的特徴とは、本来、行動を予測するために作られた仮説構成概念であり、直接的に測定することはできない。そのため、測定される心理特徴は測定方法に大きく依存している。とくに質問紙法については、要求特性（demand characteristic；Orne, 1962）や社会的望ましさ（social desirability；Edwards, 1957）や偽りの反応（faking；Cronbach, 1990）などの要因によって変化することが指摘されてきた。そのため、質問紙法の結果が、個人の心理的特徴を必ずしも正確に反映しているとは言い切れないのである。

そこで、Greenwald, McGhee & Schwartz (1998) は、質問紙法とは異なる新しい測定手法として潜在連合テスト（implicit association test；以下、IATと略す）を開発した。Greenwald, Banaji, Rudman, Farnham, Nosek & Mellott (2002) は、質問紙法の測定結果を歪める要因として、質問紙法が内包する内省的制限（introspective limits）と反応要因（response factors）という2つのバイアスに着目した。内省的制限とは、回答者の内省能力によるバイアスである。本来、人間は、自分自身のことを必ずしも正確に理解しているわけではない。また、内省する能力にも個人差がある。そのため、質問して測定される結果には、常にこれらの個人差が含まれている。また、反応要因とは、要求特性や社会的望ましさなど回答する際に生じるバイアスである。彼らは、これらの2つのバイアスにより、質問紙法の測定結果が歪められると考えた。そして、これらのバイアスから解放される測定方法として、質問紙法とは理論的に全く異なる

観点からIATを開発したのである。

IATの概念的理論背景は、人間の意味記憶に関するネットワークモデルである。Greenwald, et. al. (2002) によれば、言語や概念が経験に基づく意味的類似性の系列に沿ったネットワーク構造として保持されているように、人物（自己を含む）および集団に対する社会的知識も経験によって形成されるネットワーク構造（彼らは、これを社会的知識構造（Social Knowledge Structure）と命名した）として保持されており、さまざまな心理学的仮説構成概念は、過去の経験に基づく社会的知識構造として表現されていると考えられている。IATとはこうした仮定に基づき、ネットワーク上の概念間の連合の強さから心理的仮説構成概念の測定を行なう手法である。

具体的には、1組の対象概念（例えば、「男性」と「女性」）と1組の属性概念（例えば、「仕事」と「家庭」）について「男性」と「女性」を組み合わせ、コンピュータ画面上に左右の位置に呈示する（例えば、左に「男性」・「仕事」、右に「女性」・「家庭」）。そして、その間にそれぞれの概念に属する刺激（例えば、「兄」・「妹」・「残業」・「洗濯」）を1つずつ次々に呈示し、それらの刺激が4つの概念のいずれに属するかについて2つのキー押しによって分類が行われる。次に、対象概念と属性概念の組み合わせを換え（左に「男性」・「家庭」、右に「女性」・「仕事」）、同様に分類課題を行なう。刺激呈示から分類までに要する反応時間を測定し、組み合わせを換える前と後の反応時間を比較する。この場合に、もし組み合わせを換える前の「男性」・「仕事」の組み合わせのときの方が、組み合わせを換えた後の「男性」・「家庭」の組み合わせのときよりも反応時間が速い場合は、「男性」という概念は「家庭」よりも「仕事」という概念と密接に関係していると考えられる。つまり、この分類に要する反応時間の違いが、職業ジェンダーステレオタイプを反映していると考えるのである。

このようにIATでは、被験者に内省を求め

ないため、内省的制限から解放されている。さらに、被験者に要求する課題が呈示される刺激の分類課題であるため、回答者は何を測定されているのか理解することが難しい。また、測定対象を理解しても、測定指標として反応時間を用いているため、意図的に操作することが非常に難しい。そのため、反応要因による影響も受けにくいと考えられている。そして、近年では、IATは自尊心 (Greenwald, et. al., 1998) やシャイネス (Asendorpf, et.al., 2002) や不安 (Egloff & Schmukle, 2002) などさまざまな心理的構成概念の測定に用いられており、これまでの質問紙法による測定だけでは明らかにされていなかった幾つかの知見が報告されている。

さらに、近年では、パーソナル・コンピュータを用いない新しいIATも報告されている。このIATは、従来のパーソナル・コンピュータを用いて反応時間を測定する方法（以後、PC版IATと略す）ではなく、紙に印刷された刺激語を制限時間内にできるだけ多く分類することを求めることによって概念間の結合の強さを測定する方法（以後、紙筆版IATと略す）である (Kitayama & Uchida, 2003)。紙筆版IATは、PC版IATに比べ、集団実施が容易であり、一度に大量のデータを収集できるという利点を持つ。

そこで本研究は、中島ら (1993) や丹治・青木 (2000) が指摘する非合理現象信奉の一つである超能力信奉について測定するIATの開発を主な目的とする。さらに今回はその開発過程で、一般的なPC版IATと紙筆版IATを作成し、両者を比較することによって紙筆版IATの妥当性についても併せて検討してみた。今回の報告では、PC版及び紙筆版IATの結果からみた大学生の超能力信奉傾向について、また、今回作成した紙筆版IATの妥当性について報告する。

．方 法

2-1 被験者

被験者は、男子13名、女性23名の36名の学生（大学院生を含む）であり、平均年齢は、21.3歳（標準偏差 = 1.0）であった。

2-2 材料・装置

(1) 分類カテゴリと刺激語 今回の実験では、対象概念として能力カテゴリを、属性概念として虚実カテゴリの2つの次元を設定した。すなわち被験者が行う刺激語の分類について、能力カテゴリについては「超能力」・「運動能力」の2つの対象概念のどちらか一方に、虚実カテゴリについては「うそ」・「ほんとう」の2つの属性概念のどちらか一方に分類するように求めた。使用した刺激語は、各次元10語（各概念5語ずつ）の合計20語である (Table 1)。

Table 1 カテゴリ別刺激語

超能力	運動能力	うそ	ほんとう
テレパシー	腕力	虚偽	本物
念写	脚力	模造品	事実
念動力	スタミナ	虚構	真実
テレポーテーション	持久力	偽物	実物

(2) 紙筆版IAT 紙筆版IATとして、17ページからなる冊子を作成した。基本単位として各分類課題を1ブロックとし、各ブロックは2ページで構成した。各ブロックの1ページ目には次ページで行う分類課題についての教示と刺激語の分類位置の例示とし、2ページ目には実際の分類課題用のページとした。分類課題用のページでは、各試行で分類する刺激語を中央に配置し、その左右に回答用の括弧を配置し、ページの両端には分類する概念名を記述した。また、各ページの刺激語数は40項目とし、刺激語の順序は試行ごとランダムに配置した。

(3) PC版IAT PC版IATの刺激呈示および反応装置として、Sony社製MODEL PCG-9A1Nのノート型パソコンを使用した。刺激の呈示の制御および反応時間の計測には、Cedrus社製SuperLab Pro 2.01を用いた。

2-3 手続き

実験は被験者ごとに個別に行い、すべての

被験者は、紙筆版 IAT を行った後に、PC 版 IAT を行った。紙筆版 IAT の実施から PC 版 IAT の実施までの期間は、被験者によって異なっており、その範囲は 0 日（連続実施）から 11 日までの間（平均 4.5 日 標準偏差 3.8）であった。

紙筆版 IAT の施行では、被験者にまず紙筆版 IAT の冊子を手渡し、実験者の合図に基づいて各ページをめくりながら分類課題を行うよう求めた。実験の目的として、言葉の分類に関する実験のみ伝えた。分類課題の教示として、ページ中央に並んだ言葉が左右の概念のどちらに属するかを速く正確に判断し、言葉の左右の括弧のうち該当する側の括弧に印をつけるように教示した。また、その際にできるだけ正確に数多く分類するように求めた。各分類課題についての制限時間は 20 秒とした。紙筆版 IAT のブロックの順序は、能力カテゴリブロック 1（超能力 / 運動能力）、虚実カテゴリブロック 1（ほんとう / うそ）、組み合わせブロック 1A（超能力・ほんとう / 運動能力・うそ）、組み合わせブロック 1B（超能力・うそ / 運動能力・ほんとう）、虚実カテゴリ 2（うそ / ほんとう）、能力カテゴリ 2（運動能力 / 超能力）、組み合わせブロック 2A（運動能力・うそ / 超能力・ほんとう）、組み合わせブロック 2B（運動能力・ほんとう / 超能力・うそ）の順序であった。このように被験者は、組み合わせブロック 1A および 1B（1 回目）と組み合わせブロック 2A および 2B（2 回目）として、左右の位置が逆転した同一内容のブロックのセットを 2 セット分を行った。PC 版 IAT では、パソコン画面上に順次提示される刺激語を、キーボードの指定された特定のキーを押すことによってできるだけ速く正確に左右の対象概念のどちらかに分類するように求めた。ブロックの順序は、能力カテゴリブロック（超能力 / 運動能力）、虚実カテゴリブロック 1（ほんとう / うそ）、組み合わせ A 練習ブロック（超能力・ほんとう / 運動能力・うそ）、組み合わせ A ブロック（超能力・ほんとう / 運動能力・うそ）、虚実カテゴリブ

ロック 2（うそ / ほんとう）、組み合わせ B 練習ブロック（超能力・うそ / 運動能力・ほんとう）、組み合わせ B ブロック（超能力・うそ / 運動能力・ほんとう）であった。能力カテゴリブロックおよび虚実カテゴリブロックでは、両分類概念に属する刺激語（10 語）を 2 回ずつ呈示した（計 20 試行）。組み合わせ練習ブロックでは、4 つの分類概念に属する刺激語（20 語）を 1 回ずつ呈示した（計 20 試行）。また、組み合わせブロックでは、4 つの分類概念に属する刺激語（20 語）を 3 回ずつ呈示した（計 60 試行）。試行間隔は、400ms をベースとしたが、誤答の場合には 300ms のフィードバック（“×”印の提示）を行ったため、700ms の場合もあった。刺激の提示順序は各セット内でランダムとし、被験者間ではすべて同一であった。

2-4 データ整理

組み合わせ A ブロック（超能力・ほんとう / 運動能力・うそ）と組み合わせ B ブロック（超能力・うそ / 運動能力・ほんとう）についてそれぞれ誤反応率を算出し、誤反応率が 20% を超える被験者（PC 版 IAT で女性 1 名、紙筆版 IAT で男性 3 名、女性 1 名）を分析対象から除外した。その結果、32 名分のデータが分析対象となった。

なお、PC 版 IAT のデータについては、Greenwald, et al. (1998) の 3 つの基準に基づいて整理した。1) 分析対象となる第 3 ブロック（超能力・うそ / 運動能力・ほんとう）と第 5 ブロック（超能力・ほんとう / 運動能力・うそ）の各ブロックのはじめの 2 つの試行のデータを削除した。2) その後、反応時間が、300ms 以下のデータについては、300ms とし、3000ms を超えるデータは 3000ms とした。3) 反応時間をすべて対数変換した。このようにして得られた値（対数変換値）を以降の統計的分析に用いた。

結果

3-1 PC 版 IAT について

(1) 内的一貫性の検討 PC版IATの内的一貫性を検討するために、先行研究(Basson, Swann, & Pannebaker, 2000; Egloff, & Schmukle, 2002)を参考に、クロンバックの係数を算出した。まず、個人ごとに、組み合わせBブロック(超能力・うそ/運動能力・ほんとう)で呈示したそれぞれの刺激に対する反応時間から、組み合わせAブロック(超能力・ほんとう/運動能力・うそ)のそれぞれ同一の刺激に対する反応時間を減算した(各刺激語の組み合わせAブロックの1回目の呈示の反応時間から組み合わせBブロックの1回目の呈示の反応時間を減算し、同様に、2回目、3回目とそれぞれ対応する刺激の反応時間を減算した)。このようにして得られた57試行分のデータに基づいてクロンバックの係数を算出したところ、.94という高い値が示された。

(2) 超能力信奉傾向 被験者の超能力信奉傾向を算出するために、PC版IATの組み合わせAブロック(超能力・ほんとう/運動能力・うそ)および組み合わせBブロック(超能力・うそ/運動能力・ほんとう)の個人ごとの平均値およびブロック間の差(この差を個人の超能力信奉傾向とする)を算出した(これらの全被験者の平均値をTable 2に示した)。全体の傾向として、組み合わせAブロック(超能力・ほんとう/運動能力・うそ)の平均反応時間と組み合わせBブロック(超能力・うそ/運動能力・ほんとう)を比較すると、組み合わせブロックB(超能力・うそ/運動能力・ほんとう)の平均反応時間の方が速いという傾向がみられた。そこで、この2つのブロックの平均反応時間について、対応のあるt

検定を行ったところ、有意差が認められた($t(31) = 4.39, p < .01$)。つまり、全体に、超能力をうそであると考えているということを示す結果になった。

また、男女ごとに超常現象信奉傾向を求め(各平均値をTable 2に示した)、性別による超常現象信奉傾向についてt検定を行ったところ、有意差は認められなかった($t(30) = 0.47, n. s.$)。

3-2 紙筆版IATについて

分析に際して、まず、組み合わせブロック1(1回目)および組み合わせブロック2(2回目)ごとに、組み合わせAブロック(超能力・ほんとう/運動能力・うそ)および組み合わせBブロック(超能力・うそ/運動能力・ほんとう)の回答数を個人ごとに数え、この回答数で各ブロックの制限秒数である20を除し、各ブロックの各刺激に対する平均反応時間を算出した(これらの全被験者の平均値をTable 3に示した)。さらに、この値を対数変換し分析に用いた。全体の傾向として、1回目と2回目ともに、PC版IATの結果と同様に、超能力・うそのブロックの平均反応時間の方が速いという傾向がみられた。そこで、この2つのブロックの平均反応時間について、対応のあるt検定を行ったところ、1回目 $t(31) = 3.97, p < .01$; 2回目 $t(31) = 9.19, p < .01$ 。

さらに、PC版と同じように、1回目のテストおよび2回目のテストについて、男女ごとに超能力信奉傾向を求め(各平均値をTable 3に示した)、性別による超能力信奉傾向についてt検定を行ったところ、有意な差は認めら

Table 2 超能力信奉傾向に関するPC版IATの結果

性別	条件	被験者数	平均値(ms)	標準偏差	最小値	最大値
全体	超能力・うそー運動能力・本当	32	656.50	160.38	443.90	1130.21
	超能力・本当ー運動能力・うそ	32	774.51	154.82	546.84	1281.66
	超能力信奉傾向(ブロック間の差)	32	118.01	152.17	-174.16	467.05
男性	超能力・うそー運動能力・本当	11	640.99	166.17	443.90	906.59
	超能力・本当ー運動能力・うそ	11	765.67	131.03	546.84	940.90
	超能力信奉傾向(ブロック間の差)	11	124.68	150.05	-75.45	421.76
女性	超能力・うそー運動能力・本当	21	664.63	160.81	462.26	1130.21
	超能力・本当ー運動能力・うそ	21	779.15	168.82	584.76	1281.66
	超能力信奉傾向(ブロック間の差)	21	114.52	156.84	-174.16	467.05

Table 3 超能力信奉傾向に関する紙版IATの結果

実施回	性別	条件	被験者数	平均値(ms)	標準偏差	最小値	最大値
一回目	全体	超能力・うそー運動能力・本当	32	1019.84	277.96	625.00	1818.18
		超能力・本当ー運動能力・うそ	32	1287.32	406.72	689.66	2500.00
		超能力信奉傾向(ブロック間の差)	32	267.48	414.91	-641.71	1166.67
	男性	超能力・うそー運動能力・本当	11	1000.39	212.44	645.16	1333.33
		超能力・本当ー運動能力・うそ	11	1354.41	438.42	952.38	2500.00
		超能力信奉傾向(ブロック間の差)	11	354.02	380.42	-138.89	1166.67
	女性	超能力・うそー運動能力・本当	21	1030.04	311.24	625.00	1818.18
		超能力・本当ー運動能力・うそ	21	1252.18	395.63	689.66	2000.00
		超能力信奉傾向(ブロック間の差)	21	222.14	433.82	-641.71	1090.91
二回目	全体	超能力・うそー運動能力・本当	32	870.54	206.03	588.24	1538.46
		超能力・本当ー運動能力・うそ	32	1225.08	250.15	769.23	1666.67
		超能力信奉傾向(ブロック間の差)	32	354.54	234.51	-109.89	848.81
	男性	超能力・うそー運動能力・本当	11	863.91	207.09	606.06	1333.33
		超能力・本当ー運動能力・うそ	11	1235.36	213.89	909.09	1538.46
		超能力信奉傾向(ブロック間の差)	11	371.45	184.73	95.24	629.37
	女性	超能力・うそー運動能力・本当	21	874.02	210.51	588.24	1538.46
		超能力・本当ー運動能力・うそ	21	1219.69	272.08	769.23	1666.67
		超能力信奉傾向(ブロック間の差)	21	345.68	260.66	-109.89	848.81

れなかった(1回目 $t(30) = 0.84$, n. s. ; 2回目 $t(30) = 0.45$, n. s.)).

紙筆版IATの信頼性の指標として、個人ごとの1回目と2回目の超能力信奉傾向の相関係数を算出した。その結果、両者の間に比較的高い正の相関が示された($r = .61$, $p < .01$).

3-3 PC版IATと紙筆版IATによる超能力信奉傾向の関連

PC版IATと紙筆版IATの2つのテストを行った被験者32名について、PC版IATによる超能力信奉傾向と紙筆版IATの1回目および2回目の超能力信奉傾向について相関係数を算出したところ、両相関係数ともに、有意な正の相関であることが示された(PC版IATと質問紙筆版IATの1回目 $r = .64$, $p < .01$; PC版IATと紙筆版IAT2回目 $r = .46$, $p < .01$).

・考 察

本研究は、非合理現象信奉の測定について中島ら(1993)や丹治・青木(2000)の作成した非合理現象信奉尺度に含まれている超能力信奉傾向を測定するIATを作成することを第一の目的とした。その際、従来のPC版IATだけでなく、紙筆版IATも作成し、両者の比較検討を行った。

まず、PC版IATの信頼性について、クロンバックの係数を算出すると、.94という高い値を示した。この値は、シャイネスに関する

IAT(Asendorpf, et. al., 2002)の.89や不安に関するIAT(Egloff & Schmukle, 2002)の.77と比較しても、かなり高い値を示しており、今回作成した超能力信奉傾向に関するIATの内的一貫性は高いと考えられる。

つぎに、PC版と紙筆版を比較すると、絶対的な基準としてみれば、両者の間には、大きな平均反応時間の差が認められるが、その傾向は類似しており、PC版と紙筆版ともに、「超能力」・「うそ」の組み合わせの際に平均反応時間が速くなるという類似した傾向を示していた。さらに、PC版と紙筆版の両IATを行った被験者のデータについて、両IATによる超能力信奉傾向の相関係数は、比較的高い正の相関を示した。このことは、PC版と紙筆版という測定の手法が異なっても、比較的類似した傾向の測定可能性を示唆する結果であるといえる。このことから、大量の被験者にIATの実施を行う場合や本実験のための予備的調査には、紙筆版IATによる測定も有用であると考えられる。

また、今回の実験結果において、PC版IATおよび紙筆版IATともに超能力信奉傾向に性差は認められなかったことは注目すべき点である。従来の質問紙法を用いた丹治・青木(2000)では、男性と比較して女性の方が、非合理現象信奉傾向が高いことが指摘されていた。しかしながら、今回作成したPC版IATおよび紙筆版IATではともに性差は認められなかった。この点に関する解釈については、2

つの解釈可能性がある。1つめの解釈として、これまで質問紙法で報告されていた性差が反応バイアス効果であったというものである。先に述べたように、質問紙法はさまざまな反応要因により測定結果が歪む可能性を内包している。特に、「男性＝科学的」というステレオタイプが存在する可能性が指摘されており（Greenwald & Farnham, 2002）、このようなステレオタイプによる反応バイアスにより質問紙法の結果では性差が生じた可能性もある。もう一つの解釈として、質問紙法では測定されなかった超能力信奉の心理的側面を今回のIATが測定している可能性である。さまざまな心理的特徴の測定にIATを用いたこれまでの研究でも、質問紙の結果とIATの結果が関連しないという報告は数多くなされている（例えば、Asendorpf, et. al., 2002）。それらの研究では、IATは質問紙法では測定できない潜在的特徴を測定している可能性が示唆されている。これらの研究を踏まえれば、今回のIATが潜在的な超能力信奉傾向を測定しており、潜在的な超能力信奉傾向には性差がないと解釈することができる。これらの解釈可能性について検討するために、今後は、丹治・青木（2000）の非合理現象信奉尺度との並存的妥当性の検討や実際の行動に対する予測的妥当性の検討が必要であると考えられる。

引用文献

- Asendorpf, J. B., Banse, R., & Muecke, D. 2002 Double dissociation between implicit and explicit personality self-concept : The case of shy behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83 (2) , 380-393.
- Bosson, J.K., Swan, W. B., & Pennacker, J. W. 2000 Stalking the perfect measure of implicit self-esteem : The blind men and the elephant revisited ? *Journal of Personality and Social Psychology*, 79 (2) , 760-773.
- Cronbach, L. J. 1990 Essentials of psychological testing (5th ed.) . New York : Harper & Row.
- Edwarz, A. L.1957 The social desirability variable in personality assessment and research. New York :
- Dryden.
- Egloff, B., & Schmukle, S. C. 2002 Predictive validity of an implicit association test for assessing anxiety. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83 (6) , 1441-1455.
- Greenwald, A. G., Banaji, M. R., Rudman, L. A., Farnham, S. D., Nosek, B. A., & Mellott, D. S. 2002 A unified theory of implicit attitudes, stereotypes, self-esteem, and self-concept. *Psychological Review*, 109 (1) , 3-25.
- Greenwald, A. G., & Farnham, S. D. 2000 Using the Implicit Association Test to measure self-esteem and self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79 (6) , 1022-1038.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. 1998 Measuring individual differences in implicit cognition : The implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74 (6) , 1464-1480.
- Kitayama, S. & Uchida, Y. 2003 Explicit self-criticism and implicit self-regard : Evaluating self and friend in two cultures. *Journal of Experimental Social Psychology*, 39 (5) , 476-482.
- 中島定彦・佐藤達哉・渡邊芳之 1993 超自然現象信奉尺度の作成 *Journal of the Japan Skeptics*, 2, 69-79.
- Oren, M. T. 1962 On the social psychology of the psychological experiment : With particular reference to demand characteristics and their implications. *American psychologist*, 17, 776-783.
- 丹治哲雄・青木忠明 2000 非合理現象信奉尺度の作成 : その信頼性と妥当性の検討, 生活科学研究 (文教大学生生活科学研究所), 22 , 109-120.
- Tobaccyk, J. & Milford, G. 1983 Belief in paranormal phenomena : Assessment instrument development and implications for personality functioning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 1029-1037.

(注) 本研究は2003年度および2004年度文教大学人間科学部共同研究費による。