

Implicit Association Test を用いた不安の測定と行動予測

稲垣（藤井）勉^{*1} ・ 伊藤 忠弘^{*2}

^{*1} 長崎大学大学教育イノベーションセンター ^{*2} 学習院大学文学部

Prediction of Anxiety-Relevant Behavior: Implicit Association Test for Measuring Anxiety

Tsutomu INAGAKI (FUJII)^{*1}, Tadahiro ITO^{*1}

^{*1} Center for Educational Innovation, Nagasaki University

^{*2} Faculty of Letters, Gakushuin University

Abstract

This study aimed to investigate whether explicit (i.e., self-report) and implicit (i.e., Implicit Association Test; IAT; Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998) anxiety measures predict anxiety-relevant behavior. Forty six female undergraduates participated in a difficult speech task inducing anxiety. Results revealed that the explicit trait anxiety uniquely predicted the amount of change for self-reported state anxiety, whereas implicit anxiety uniquely predicted the amount of change for physiological indices (heart rate, skin conductance, and blinking). Taken together, we discussed the availability of explicit/implicit measures to assess anxiety.

Key Words : Anxiety, Implicit Association Test, Prediction of Behavior

1. はじめに

日々の生活の中で、人前に立って話をするという機会は多い。たとえば高校・大学の入学試験や会社の入社試験における面接、会社でのプレゼンテーション、結婚式でのスピーチなど、多岐にわたる。人前でスピーチをしたり、プレゼンテーションを行ったりする場合、不安そうにしていたり、自信なさげに話したりして成功することや良い評価を得られることは少ないだろう。多少の不安があっても、それを感じていないように振る舞ったり、不安であるかを尋ねられても否定したりすることは、ある程度は可能であるし、そのように振る舞うことで望ましい結果を得られる可能性も高くなると言える。

1.1 不安に伴う身体の変化 不安を感じたときには、私たちの身体にも種々の変化が生じる。たとえば、心悸亢進や息苦しさ、めまい、ふらつき、

発汗、筋の硬直などがある（鈴木, 2006）。このような、自分の身体に起こる生理的な反応、すなわち手に汗をかくことや、脈が早まることを自らの意志で抑えることは可能だろうか。むしろ、抑えようと考えれば考えるほど、かえって汗をかいたり、心臓がドキドキする感覚を覚えたりするかもしれない。発汗や脈拍の増加といった自律神経系の反応は、意識的なコントロールが非常に困難であるとされる（e.g., 高澤, 2009）。

さて、特性としての不安、すなわち「不安の感じやすさ」の程度は、実際に不安を喚起される状況に陥った際に主観的に経験される不安、すなわち状態不安と関連することが、繰り返し示されている。たとえば、自己報告の特性不安が高い者は、スピーチ課題などの不安を喚起させられる状況において、自己報告の状態不安も高くなる（Egloff & Schmukle, 2002; 藤井, 2014）。しかし、この主観的

な特性不安の程度は、不安が喚起される状況において身体に生じる生理的反応と関連する場合もあれば、関連しない場合もあることが報告されている（レビューとして、金井・坂野, 2006）。すなわち、自ら意識できる特性不安は、不安の喚起に伴って生じる身体的な変化である脈拍の増加や発汗といった生理的指標を予測できない場合があるということである（e.g., Schwerdtfeger, 2004）。

1.2 潜在的測定法の発展と潜在連合テスト この点に関連して、近年研究が盛んになっている「潜在的測定法」による研究を紹介する。心理学では、従前から「自ら意識できない（もしくは、意識することが極めて困難な）」心的傾性が存在しうることが繰り返し示されてきた。こうした心的傾性は、自ら回答内容を意識的に確認・修正できる質問紙を用いたものではなく、認知的な手法を用いて測定される。こうした手法の中で特に近年、研究が盛んになってきているのは Greenwald, McGhee, & Schwartz (1998) によって作成された潜在連合テスト（Implicit Association Test; 以下 IAT）であろう。IAT は特に信頼性および妥当性に優れ、個人差の測定に十分に敏感であるとされる（潮村, 2008, 2016）。

IAT は、画面上に連続して現れる単語の分類課題を通して、特定の概念間の連合を間接的に測定する。一般的に IAT を用いて不安を測定する際は、カテゴリ次元（自己－他者）と属性次元（不安－冷静な）に関連する刺激語（e.g., 自分、友だち、心配な、落ち着いた、など）について、対応するキー（e.g., 左側に分類する場合は F キー、右側に分類する場合であれば J キーなど）を押下す

ることによって、左右に分類する課題を行う。この際、「可能な限り早く、正確に行うこと」という教示の下で、カテゴリ次元と属性次元が組み合わせられた試行を 2 種類（そのうち 1 種類は組み合わせが逆になったもの）行い、反応時間が速い組み合わせ課題の方が、対になっているカテゴリと属性の連合が強いと考えられる。IAT を用いて測定された不安は、意識的な自己報告によって測定される顕在的な不安の推定値とは異なり、本人が意識することが困難な潜在的な不安の推定値であるとされる。後述する藤井（2013）が作成した不安 IAT のカテゴリ語、刺激語やブロック構成を表 1, 2 に、IAT 実施中の画面の例を図 1 に、それぞれ示す。

表 1 不安 IAT のカテゴリ語・属性語および刺激語

自己	他者	不安な	冷静な
自分	友人	心配な	安心な
自身	知人	怖がりな	穏やかな
私	他人	恐れる	静かな
我々	知り合い	自信がない	気楽な
わたくし	ともだち	おくびょうな	落ち着いた

注) 上段はカテゴリ語および属性語、下段は刺激語。

1.3 IAT を用いた研究 Egloff & Schmkle (2002) は、この IAT を用いて潜在的な不安の測定を試みている。彼らの研究では、IAT で測定した潜在的な不安の得点は、その後に課せられたスピーチ課題を実施している間の手の動きの程度や、スピーチの非流暢性といった非言語的な行動指標を予測していた一方、質問紙で測定した顕在的な特性不安の得点は、スピーチ課題後の自己報告による状態不安を予測していた。注目すべき点は、不安 IAT

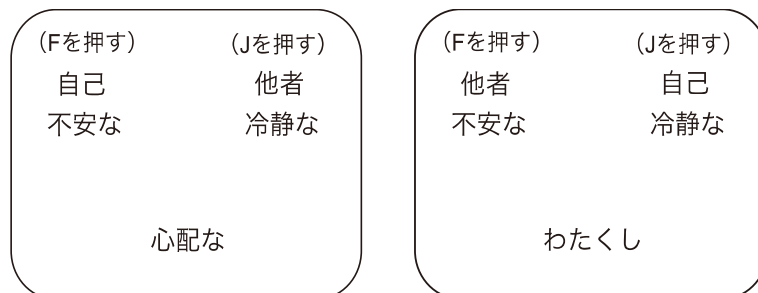


図 1 IAT 実施中の画面の例

注) 画面下部に刺激語が一つずつ呈示され、参加者はそれを F または J キーを押して左右に振り分ける。左側の組み合わせ課題と右側の組み合わせ課題のそれぞれの平均反応時間の差をとり、反応時間が速い組み合わせの方が縦に並んでいる 2 つの概念（e.g., 「自己」と「不安な」もしくは「自己」と「冷静な」）の連合が強いと判断される。

表 2 不安 IAT のブロック構成

ブロック	内容	詳細	試行数
1	カテゴリー弁別課題	自己－他者	20
2	属性弁別課題	不安な－冷静な	20
3	組み合わせ課題1	自己+不安な－他者+冷静な	20
4	組み合わせ課題1	自己+不安な－他者+冷静な	40
5	カテゴリー弁別課題	他者－自己	20
6	組み合わせ課題2	他者+不安な－自己+冷静な	20
7	組み合わせ課題2	他者+不安な－自己+冷静な	40

の得点から予測された行動指標は、質問紙で測定された特性不安の得点からは予測されなかったということである。このように、従来から使用されてきた質問紙を用いて特性を測定しても、その得点からは予測することができない行動指標があるということを示した点で、Egloff & Schmukle (2002) の研究はインパクトがあったと考えられる。また、この研究と類似した結果は、不安ではなくシャイネスを対象とした Asendorpf, Banse, & Mücke (2002) でも示されており、不安に限定されたものではないと言える。

また、上述の Asendorpf et al. (2002) のように、種々の心的傾性を測定する潜在的測度が非言語的な行動指標と関連するという研究が報告されている。Asendorpf et al. (2002) では、シャイネスが喚起されやすい魅力的な異性との対人相互作用場面において、IAT を用いて測定した潜在的なシャイネスの得点が高いほど、姿勢が緊張していたり、自身の身体に触れるといった行動が多く見られていたが、この行動傾向は質問紙で測定した顕在的なシャイネスの得点とは関連していなかった。質問紙で測定した顕在的なシャイネスの得点の高さは、相互作用中の発話時間といった、自身の意思がある程度反映され则认为られる行動指標を予測していた。

小林・平井 (2009) は、禁煙外来に通う患者を対象に、煙草に対する顕在的態度・潜在的態度をそれぞれ質問紙と IAT を用いて 3 度にわたり測定し、行動指標を含む種々の変数との関連を検討した。その結果、顕在的指標（感情温度計や煙草のイメージ評定）は自己報告による喫煙本数と有意に関連していた。また、1 回目の測定において、煙草に対する潜在的態度がポジティブであるほど、2 回目に測定した尿中ニコチン濃度が高いと

いう結果が得られている。したがって、顕在的測度は自己報告による行動指標（喫煙本数）と関連し、潜在的測度は自己報告によらない生理的指標と関連していることが示された。

上記に加えて、IAT を用いた研究ではないが、Dovidio, Kawakami, Johnson, Johnson, & Howard (1997; 実験 3) は、白人の参加者 33 名に対して、白人および黒人の実験者とそれぞれ相互作用させる実験を行い、プライミングを用いて測定した黒人に対する態度がネガティブである参加者は、黒人の実験者とはアイコンタクトが少ないことや、相互作用中の瞬きが多くなることなどを示した。一方、顕在的に測定した黒人への態度がネガティブな参加者は、白人の実験者よりも、黒人の実験者に対して、より「好意的でない」というネガティブな評価を報告していた。さらに、この実験者に対する顕在的な評価は潜在的な態度とは関連しておらず、相互作用中の瞬きは顕在的な態度とは関連していなかった。

また、Egloff, Wilhelm, Neubauer, Mauss, & Gross (2002) は、ドットプローブ課題と呼ばれる手法を用いて測定した潜在的な不安の得点と、スピーチ課題中の血圧や心拍との関連を明らかにしている。彼らの研究では、質問紙を用いて測定した顕在的な不安の得点も血圧をわずかに予測していたが、潜在的な不安の得点の予測力の方が強く、また瞬きについては潜在的な不安の得点のみが有意な予測をしていた。このように、種々の研究において、潜在的測度を用いて測定された心的傾性は、非言語的行動や生理的な行動指標をよりよく予測することが示されている。

1.4 本邦における不安 IAT の研究 本邦においては、藤井 (2013) が Egloff & Schmukle (2002) を参考に不安 IAT を作成し、その基準関連妥当性お

よび再検査信頼性、そして予測的妥当性を検討している。ここで作成された不安 IAT の得点は、潜在的なシャイネスを測定するシャイネス IAT (相川・藤井, 2011; 藤井・相川, 2013) の得点と正の相関 ($r = .46$) が見られ、基準関連妥当性が示された。また、1 週間の間隔において 2 度にわたり不安 IAT を実施したところ、2 時点の不安 IAT 得点の相関係数は $r = .76$ という値が得られており、一定の再検査信頼性を有することも確認されている。そして、顕在的な特性不安尺度と不安 IAT がそれぞれ異なる他者評定の側面を予測する (前者は他者評定による特性不安の程度を予測し、後者は突発的な事態に直面した際に表出されると思われる状態不安の程度を予測した) ことを示し、これを予測的妥当性の根拠としている。

1.5 国内外の先行研究における課題 上述のように、国内外において IAT を用いて不安を測定する試みが行われ、一定の成果が得られていると言えるが、いくつかの課題も挙げられる。1 つ目の課題は、従属変数として用いられている指標の厳密さについてである。Egloff & Schmukle (2002) で従属変数として取り上げられた指標は、神経質な口の動きの程度やスピーチの非流暢さの程度、瞬きなどであり、瞬きを除くと、他者が受けた印象に基づく評定に限られている。同様に、藤井 (2013) において不安 IAT の予測的妥当性を検討するための従属変数として使用されたのは、他者評定による特性不安および状態不安の程度である。もちろん、他者評定はその性質上、評定者が被評定者の日常生活における行動を手掛かりとして、その人の特性を推測した結果が反映されていると考えられる (e.g., 下條, 2008) ことから、一定の妥当性を有していると思われるが、これらの先行研究では IAT と生理的な指標 (脈拍や発汗など) との関連は明らかにされていない。他者の目による推測ではなく、当人の行動をより直接的に予測することをめざすならば、瞬きのみならず脈拍・心拍や発汗といった生理的な指標を用いることで、厳密な検討ができると考える。

2 つ目の課題は、行動指標のベースラインが測定されていない点である。藤井 (2014) は Egloff & Schmukle (2002) と同様に、瞬きやスピーチの非

流暢性などを指標として取り上げて検討しており、ここでは不安 IAT の得点とスピーチ課題中の瞬きの回数に相関が見られている。ただし、不安 IAT の得点は他者評定によるスピーチの非流暢性を予測していなかった。Egloff & Schmukle (2002) では瞬きの回数と不安 IAT 得点の間には相関が見られておらず、このような個人差が大きい指標はベースラインを測定すべきであったと考察している。Egloff & Schmukle (2002) や藤井 (2014) の知見の不一致は、それぞれの研究においてベースラインとなる指標を測定していなかったことに起因すると考えることもできるため、この点を考慮した検討が必要と言える。

1.6 本研究における測定対象および方法の工夫

上記の 2 点の課題に対し、本研究では次のとおり工夫を行って対処する。まず、IAT と生理的指標との関連が検討されていないことについて、Asendorpf et al. (2002) や Egloff & Schmukle (2002)、藤井 (2013) などが主張するように、IAT が意識的なコントロールが非常に難しい指標を予測することを示すためには、IAT 得点が瞬きや脈拍、発汗といった生理的指標と関連することを示す必要がある。そこで本研究では、不安が喚起されるスピーチ課題場面を題材として、瞬き、脈拍、皮膚コンダクタンス (発汗の指標) という生理的指標を従属変数として取り上げる。

次に、先行研究において従属変数のベースラインを測定できていない点について、Egloff & Schmukle (2002) が考察しているとおり、瞬きのような生理的指標には個人差が想定される (i.e., 普段から瞬きが多い、あるいは少ない者が混在している)。したがって、ベースラインを測定した上で、課題遂行時の各指標との差分を従属変数として扱うことで、個人差の影響を取り除いて検討を行う。

1.7 本研究における使用する尺度の工夫 また、本研究では、使用する尺度についても吟味を行った上で用いることとする。たとえば、特性不安尺度や状態不安尺度はそれぞれ 20 項目で一つのパッケージであり (清水・今栄, 1981)、これらを全て使用することが一般的であるが、これらの項目には、必ずしもスピーチ課題を課す本研究の枠組

みには合わないと思われるものも散見される (e.g., 他の人と同じくらい幸せであったならと思う, 安心している, など)。そこで, 本研究の枠組みと一致しないと思われる項目については予め除き, 項目を精選した上で使用することとした。

1.8 本研究における IAT の外れ値の扱いへの工夫

Greenwald et al. (2003) が提唱している IAT の新たな得点化の方法 (*D score* と呼ばれる) は, 従前の得点化の方法に対して指摘されてきた方法特殊性分散 (*method specific variance*) の問題 (Mierke & Klauer, 2003) への対処がなされている。従来の得点化の方法は, 一方の組み合わせ課題の時間と, もう一方の組み合わせ課題の時間 (いずれも対数変換したもの) の差を取るというシンプルな方法であった。この方法は簡便であるものの, 子どもや高齢者, コンピュータを用いた課題に不慣れである者など, 反応が遅い参加者は IAT 得点が高くなりやすい (i.e., 反応時間と IAT 得点が一定の相関を持つ) という問題が指摘されていた (Hummert, Garstka, O'Brien, Greenwald, & Mellott, 2002)。これに対し, Greenwald et al. (2003) が提唱した新しい方法は, 参加者ごとの反応時間のばらつきを考慮に入れるものである。具体的には, 当該ブロックの試行全体における反応時間をもとに標準偏差を算出し, 当該ブロックの平均反応時間をその標準偏差で割る, すなわち標準化と類似した方法をとる。この手順を踏むことで, 従来の方法と比して IAT 得点と反応時間との相関が低くなることが示されている (Greenwald et al., 2003)。

さらに, 反応時間が 10000ms 以上の試行は分析から除く, 300ms を下回る反応が全体の 10% を超える参加者は分析から除く, といった基準が設けられているが, 特に 10000ms 以上の反応時間を分析から除くという上限の設定については, 彼らが Web 上で収集した膨大なサンプルのデータを処理する際に, ひとまずの基準として設けているように読み取ることもできる (Greenwald et al., 2003, p.201)。

Greenwald et al. (1998) では, 3000ms を超える反応時間はすべて 3000ms に置換して扱うという手法が用いられていた。著者がこれまで行ってきた IAT 実験では, 平均的な反応時間はいずれも

500ms—1500ms 程度の範囲内に収まるように思われる。実際に, Fujii, Sawaumi, & Aikawa (2013) では, シャイネスを測定する IAT のすべてのブロックにおける平均反応時間は 790.98ms (標準偏差: Standard Deviation : 以下 $SD = 175.03$), 自尊心を測定する IAT では 749.20ms ($SD = 176.37$) といった値が報告されている。したがって, 多くの反応が 700~800ms 前後で行われるにもかかわらず, 10000ms すなわち 10 秒間まで得点化の対象として許容するという基準は, やや甘いようにも思われる。

Greenwald et al. (2003) の *D score* は多くの論文で使用され, 当該論文は Google Scholar で検索する限り (2017 年 1 月 11 日時点), 3200 件を超す引用がなされているが, 上記のように, この得点化は外れ値の扱い方に多少の疑問がある。そこで, 本研究では試みに, Greenwald et al. (1998) でも用いられていた 3000ms を一つの基準として扱う。具体的には, Greenwald et al. (2003) が提案する *D score* をベースにしつつ, 3000ms を超えた反応時間について (1) Greenwald et al. (1998) と同様に 3000ms に変換する, (2) Greenwald et al. (2003) が 10000ms 以上の反応に対して施した方法と同様, 分析に用いず削除する, という 2 通りの変換方法を用いて得点化する。その上で, このようにして算出された 3 種類の得点と従属変数との関連を検討し, 顕著な違いが見られるか否かも併せて検討する。

1.9 本研究における IAT の反応パターンに基づく除外基準の設定

最後に, 本研究では 4 つの観点から, 他の参加者と比して特徴的な回答を示す参加者に注目した処理を行うこととする。1 つ目の観点は, 意図的に歪められた可能性のある反応への対処である。IAT の構造はきわめてシンプルであり, 構造を理解している者であれば, 反応を意図的に変化させることは可能である。すなわち, 不安 IAT の例で言えば, 潜在的な不安の得点が低いように見せかけるためには, 「自己」と「不安な」の組み合わせ課題において時間をかけてゆっくりと反応し, 「自己」と「冷静な」の組み合わせ課題では素早く反応すればよい。ただし, 反応時間をより速めるということは困難であるため, 後者は

現実的には不可能である。したがって、意図的に反応を歪めた際には、一方の組み合わせ課題の反応時間のみ遅くなる（すなわち、図2の左側のような反応パターンになる）ことが予想される。一方、多くの参加者の回答は、図2の右側のような反応パターンになり、特定のブロックのみ反応が遅くなるということは少ない。

図2の左側のような反応パターンが得られる理由は、少なくとも2つの可能性があると考えられる。1つは、当該参加者が組み合わせ課題に慣れていない、もしくは方法が分からないために反応が遅くなり、それ以降は慣れによって反応時間が速くなるという可能性である。もう1つは、当該参加者が回答を歪めるため、意図的にゆっくりと反応している可能性である。しかし、こうした反応パターンだけをもって、この2つを区別することは不可能であるため、本研究ではあくまで試みとして、こうした反応パターンを示す参加者を同定して分析から除き、結果に影響が見られるかを検討する。具体的には、反応が最も遅い組み合わせ課題と、反応が最も速い組み合わせ課題との平均反応時間の差をとり、その差が1000ms以上あった際には、当該参加者を分析から除くこととする。

2つ目の観点は、極端に早い、もしくは遅い反応時間を示す回答者への対処である。反応時間の外れ値については、Hummert et al. (2002) が、他の参加者と比して $2.5SD$ を超える参加者を除いているが、明確な根拠に基づくものではないと思われる。反応時間を扱う研究における外れ値の処理

について、大久保(2011)は、20以上のサンプルサイズが得られるなら、 SD の3倍を外れ値とすることが最も簡便で、実際によく使用される方法であると述べている。本研究ではこれを参考に、エラー率と同様の基準で、他の参加者と比して反応時間が $3SD$ 以上速い、または遅い参加者が見られた場合は当該参加者を分析から除くこととする。このように、反応時間の外れ値を定義する際に、 $3SD$ を一つの基準とする手法は、たとえば島(2011)や藤井・上淵・山田・斎藤・伊藤・利根川・上淵(2015)でも用いられている。

3つ目の観点は、他の参加者と比してエラー率が極端に高い回答者への対処である。IATのエラー率はさほど高くはなく、5~10%程度であるとされる(Rudman, 2011)。Rudman(2011)は25%以上のエラーがあった参加者は分析から除くべきであると述べているが、仮にほとんどの参加者のエラー率が5~10%程度であるIATがあったとして、15%のエラー率を示す者は目立つと思われる。たとえば、36名の参加者にIATを実施し、そのうち5名ずつが、5~10%までのエラー率を示したとする。このとき、残る1名のエラー率が15%だった場合、36名のエラー率の平均値は7.70% ($SD = 2.11$) となる。この場合、15%のエラー率は全体の平均エラー率から $3SD$ 以上離れていることになる。したがってエラー率についても大久保(2011)の提案を参考とし、他の参加者と比してエラー率が $3SD$ 以上高い参加者を除くこととする。

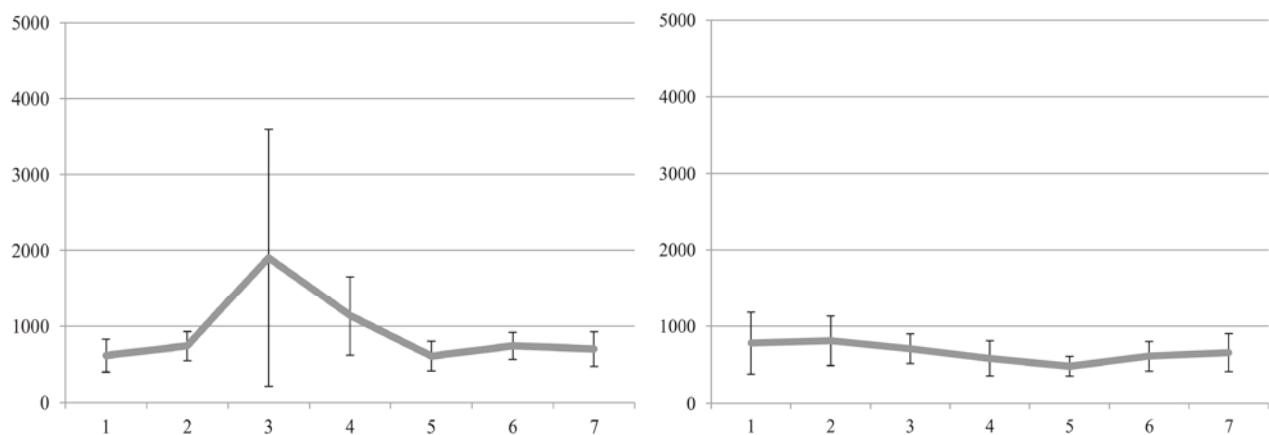


図2 特定のブロックのみ反応が遅い回答者の反応時間の分布（左）と、一般的な回答者の反応時間の分布
注）エラーバーは各ブロックの平均反応時間の SD を表す。左側の図は平均反応時間 = 918ms, $SD = 711$ の場合を、右側の図は平均反応時間 = 659ms, $SD = 262$ の場合を、それぞれ示す。

最後に、Rudman (2011) や Swanson et al. (2001) の述べるエラー基準の「25%」についても、さほど明確な根拠があるとは考えにくいと思われる。

Greenwald et al. (2003) においても、極端にエラーが多い場合は除く、という主旨の記述があるのみである。先に述べた 36 名の参加者の例では、15%のエラー率でも平均エラー率より 3SD 以上離れていることになる。また、車のブランドイメージに関する IAT を用いた Gattol, Sääksjärvi, & Carbon (2011) では、除外対象とするエラー率については 10%という厳しい基準を用いている。これらの研究を踏まえて、本研究では Rudman (2011) の基準よりも厳しい、エラー率が 10%以上の参加者を分析から除くという基準を加えて、結果への影響を検討する。これを 4 つ目の観点とする。

上記を整理すると、本研究で新たに除外対象とするのは、以下の 4 つの基準のいずれか、もしくは複数の該当した参加者である。

- (1) 反応時間が最も速い組み合わせと遅い組み合わせとの差が 1000ms 以上ある参加者
- (2) 他の参加者と比して平均反応時間が 3SD 以上速い、または遅い参加者
- (3) 他の参加者と比してエラー率が 3SD 以上高い参加者
- (4) エラー率が 10%を超える参加者

上記のとおり、本研究においては IAT の得点化や分析から除外する対象者について、従来の研究よりも厳しい基準を設けた。IAT は「できるだけ早く、正確に」反応するという教示のもとで遂行される課題であるため、反応時間が極端に遅い、あるいはエラーが極端に多いといった参加者は教示に従っていない、もしくは回答方法を正しく理解していない可能性がある。これらの参加者を分析から除くことは、結果の妥当性を向上させることに繋がると考えられる。

1.10 本研究における仮説 種々の先行研究を踏まえ、本研究の仮説を以下のとおり設定する。

- 1) 質問紙で測定された潜在的な不安の得点は、スピーチ課題の前後で測定した自己報告の状態不安の変化量と正の関連が見られる。
- 2) IAT で測定した潜在的な不安の得点は、スピーチ課題の前後で測定した生理的指標（瞬き、皮膚

コンダクタンス、脈拍）の変化量と正の関連が見られる。

2. 方法

2.1 参加者 東京都内の大学に通う女子大学生 48 名（18 歳～23 歳。平均年齢 19.40 歳、 $SD = 1.03$ ）を対象とした。

2.2 材料 本研究では、以下の尺度および機器を用いた。

(a) 特性不安尺度 参加者の特性としての不安を測定するため、Spielberger, Gorsuch & Lushene (1970) が作成した State-Trait-Anxiety-Inventory (STAI) を清水・今栄 (1981) が翻訳した日本語版 STAI を使用した。以下に述べる状態不安と区別するため、特性不安尺度を STAI-T、状態不安尺度と STAI-S と表記する。本来は STAI-T は 20 項目から成る尺度であるが、本研究において課したスピーチ課題と関連が弱いと考えられる 7 項目（たのしい、疲れやすい、泣き出したくなる、ほかの人と同じくらい幸せであったならと思う、やっかいなことは避けて通ろうとする、幸せである、満足している）は事前に除き、13 項目を使用した。

(b) 状態不安尺度 清水・今栄 (1981) が翻訳した日本語版 STAI における STAI-S を使用した。STAI-T と同様、本研究における課題と関連が弱い、もしくは異なる理由^{注1)}で得点変動すると思われる 8 項目（安心している、後悔している、ホットしている、まずいことが起こりそうで心配である、ピリピリしている、イライラしている、満足している、ひどく興奮しようばいしている）を除き、12 項目を使用した。

(c) 不安 IAT 藤井 (2013) が作成した不安 IAT を用いた。実施に際しては Inquisit 4 Web License を用いた。

(d) 脈拍の測定機器 Mio Global 社による MIO-BT-000001 を使用した。腕時計型のデザインをしており、参加者の腕に取り付けることで、1 秒単位で脈拍を測定できる装置である。この装置は単体では記録ができないため、wahoo Fitness 社が提供しているアプリケーションをインストールした apple 社の iPhone 6 に Bluetooth にて接続し、ベースラインおよび課題中の脈拍の記録を行っ

た。

(e) 皮膚コンダクタンスの測定機器 Stoelting 社によるポリグラフ装置である CPS pro を使用し、ベースラインおよび課題中の皮膚コンダクタンスの測定ならびに記録を行った。

(f) ビデオカメラ Victor 社製の GZ-HM350 に三脚を付け、撮影ならびに記録を行った。

2.3 手続き 授業時間の一部を使用し、質問紙調査と並行して実験参加者の募集を行った。この際、事前に実験者（第一著者）と実験参加者が相互作用を持つことを避けるため、質問紙調査および実験参加者の募集は第二著者が行った。実験の参加希望者は各自の都合のよい日程を記入し、その内容に沿ったスケジュール調整も第二著者が行った。したがって、実験当日まで実験者（第一著者）と実験参加者は一切のコミュニケーションをとらなかった。実験当日までに、第二著者を通じて、不安 IAT の実施用プログラムへアクセスする URL が記載された電子メールが送付された。この際、それぞれの参加者に対し、IAT の実施前の画面に、事前に実施した質問紙と同じ ID を入力するよう指示し、質問紙と IAT 得点の紐付けが行えるようにした。

実験当日、参加者が実験室に来訪したのち、実験者は簡単な自己紹介を行い、状態不安の測定（1 回目）を行った。その後、参加者に着席してもらい、カメラの調整と称して、参加者の表情を 30 秒間撮影し、ベースラインの瞬きの回数（1 回目）の指標とした。この際、信憑性を高めるため、カメラは他の機器に接続してあるように装い、映像は別室のモニタに投影されている旨を説明した。続いて、一度撮影を中止して脈拍計と皮膚コンダクタンス測定装置を装着し、30 秒間安静にしてもらい、ベースラインとして脈拍数および皮膚コンダクタンス（1 回目）を測定した。脈拍の測定は参加者の利き手に脈拍測定装置を装着し、皮膚コンダクタンス測定装置は利き手でない方の人差し指と薬指に電極を装着して測定を行った。

続いて、実験内容の説明を行った。まず、8 分間の時間の中で提示された文章を要約し、2 分間の制限時間の中で内容をスピーチすること、この課題は予備調査の結果、8 分の時間があれば十分

に要約可能であることが分かっていること、スピーチ時には別の部屋に待機している評定者がビデオカメラを通して見ており、最終的にその評定者によってスピーチの出来が評価されることを説明した。^{注 2)}

その後、要約課題に用いる文章を提示し、8 分間の制限時間を設けて要約課題を実施した。参加者には時計などの使用は許可せず、残り 2 分になった時点で声を掛けることを教示した。この間、A4 用紙 1 枚とボールペンを渡し、メモを取ることを許可した。ただし、スピーチ課題中にはメモは参照できないことを伝えておいた。8 分が経過したのち、再びビデオカメラを回し、脈拍および皮膚コンダクタンスを記録しながら、2 分間の制限時間を設けてスピーチ課題を実施した。その後、状態不安尺度に再度回答を求め、最後にデブリーフィングを行い、「評定者」とされる人物は存在しないことと、本実験の目的を説明した。

このように、本研究においては IAT の実施結果に基づいて第二著者が実験参加者と連絡を取っており、実験者の第一著者は実験参加者の IAT 得点を把握していない状況で実験が行われた。

実験終了後、ビデオカメラの映像をもとに、参加者のベースラインおよびスピーチ中の瞬きを 2 名（著者および協力者）がカウントした。

1. 結果

3.1 分析対象者の確定 48 名の参加者のうち、6 名に対しては、機器の不具合があり、生理的指標を正確に測定できていなかった可能性があるため、分析から除くこととした。

また、「はじめに」の箇所述べたとおり、本研究では先行研究よりも厳しい基準を適用し、除外基準を設定している。それぞれの基準に該当する参加者の有無については、以下に示すとおりである。

(1) 反応時間が最も速い組み合わせと遅い組み合わせとの差が 1000ms 以上ある参加者 参加者のうち 1 名が、ブロック 3 (2320.55ms) とブロック 7 (1100.83ms) との間で、約 1220ms の平均反応時間の差を示していた。この参加者は基準 (1) に該当するため、分析から除くこととした。

(2) 他の参加者と比して平均反応時間が $3SD$ 以上速い、または遅い参加者 本研究で IAT への回答を得た 48 名について、全体の平均反応時間を算出したところ、 872.58ms ($SD = 229.08$) であった。最も速かった平均反応時間は 615.7ms であり、最も遅かった平均反応時間は 1683.10ms であった。平均反応時間から $3SD$ を減じると 185.35ms であり、これより速く回答した参加者は存在しなかった。平均反応時間に $3SD$ を加えると 1559.81ms であり、最も遅かった 1 名が基準 (2) に該当したため、この参加者を分析から除外した。

(3) 他の参加者と比してエラー率が $3SD$ 以上高い参加者 本研究で IAT への回答を得た 48 名について、平均エラー率を算出したところ、 4.59% ($SD = 4.50$) であり、最も高かったエラー率は 23.33% 、次いで 16.67% であった。平均エラー率に $3SD$ を加えると 18.10% であり、最もエラーが多かった 1 名が基準 (3) に該当したため、この参加者を分析から除外した。^{注3)}

(4) エラー率が 10% を超える参加者 7 名が該当した (うち 1 名は (3) の基準にも該当しており、もう 1 名は機器の不具合でデータが収集できていなかった参加者であった) ため、基準 (4) に該当するこれらの参加者を分析から除外した。

上記をまとめると、48 名の参加者のうち、本研究で分析から除かれたのは、実験機器に不具合があり生理的指標を測定できなかった 6 名および

(1) ~ (3) の基準でそれぞれ 1 名ずつ、(4) の基準で 7 名 (うち 2 名はそれぞれ (3) の基準や、機器の不具合があった参加者と重複している) 計 14 名であった。以降の分析は、特に断りがない場合、この 34 名のデータに基づいて行った。

3.2 STAI-T と STAI-S 尺度の因子分析 本研究では STAI-T および STAI-S のそれぞれについて、適宜項目を抜粋して使用した。そこで、各尺度について因子分析 (最尤法プロマックス回転) を行ったところ、いずれも 2 因子が抽出された。それぞれの項目を確認すると、ポジティブ項目とネガティブ項目に分かれていた。本研究で対象とする概念は「不安」であるため、「気分がよい」「たのしい」などの「リラックス」の成分を持つと判断できるポジティブ項目は扱わず、ネガティブ項目のみに絞って分析を行うこととし、STAI-T、STAI-S とともにネガティブ項目 (STAI-T は 7 項目、STAI-S は 5 項目) を用いることとした。信頼性係数の推定値として Cronbach の α 係数を算出したところ、STAI-T は $\alpha = .87$ 、スピーチ課題前の STAI-S は $\alpha = .76$ 、スピーチ課題後の STAI-S は $\alpha = .85$ という値が得られ、一定の内的一貫性を有していると判断した。

3.3 各尺度の得点化 IAT の得点化については、まず Greenwald et al. (2003) の D score を算出した。また、問題と目的で述べたとおり、この D score の他に、 3000ms 以上の反応時間を 3000ms に置換

表 3 各尺度間の相関係数および記述統計量 (課題の前後の値を中心に)

	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>						
1 IAT_D	1.00	**	.98	**	.03	.19	.39	*	-.12	.19	-.31	†	.33	†	-.37	*	.09	-0.95	0.52	-0.22	0.38
2 IAT_D'	—		.99	**	.03	.17	.38	*	-.12	.18	-.31	†	.33	†	-.36	*	.11	-0.95	0.59	-0.23	0.39
3 IAT_D''		—		.04	.16	.39	*	-.11	.16	-.29	.33	†	-.33	†	.15			-0.95	0.83	-0.22	0.41
4 STAI-T			—		.09	.49	**	-.08	-.06	.06	-.18	-.03	-.15					1.22	3.67	2.52	0.69
5 STAI-S1				—		.39	*	-.04	.05	-.09	.14	.07	.26					1.00	3.20	1.75	0.50
6 STAI-S2					—		-.17	.07	.13	.17	.12	.18	.18					1.20	3.60	2.31	0.69
7 瞬き 1						—		.54	**	.40	*	.09	-.04	-.22				6.00	89.00	39.59	19.41
8 瞬き 2							—		.28	.23	-.22	-.13						14.00	84.00	52.42	18.14
9 SC1								—		.25	.27	.02						2.46	16.46	5.94	2.81
10 SC2									—		-.13	.19						3.10	17.37	8.19	3.40
11 HR1										—		.62	**					55.00	106.00	75.05	13.58
12 HR2											—							71.00	132.00	100.31	18.46

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

注) D'および D''はそれぞれ、 3000ms 以上の反応時間を 3000ms に置換して得点化したもの、削除して得点化したものを示す。SC は皮膚コンダクタンス (Skin Conductance) を、HR は脈拍 (Heart Rate) をそれぞれ示す。尺度の横に付してある数字は、それぞれスピーチ課題の実施前および実施中 (STAI-S のみ実施直後) を示す。表 4 も同様である。脈拍は 1 分間あたりの量 (bpm) を、皮膚コンダクタンスは課題実施中の平均値 (μS) を示す。以下の表でも同様である。

した上で得点化したもの、3000ms以上の反応時間を削除した上で得点化したもの合わせて、全3パターンのIAT得点を算出した。STAI-TおよびSTAI-Sはそれぞれ合算得点を求め、項目数で除した値を算出した。瞬き、皮膚コンダクタンス、脈拍と各尺度の相関係数および記述統計量は表3、4に示すとおりである。煩雑になるのを避けるため、スピーチ課題の前と実施中（状態不安は実施後）に測定した瞬き、皮膚コンダクタンス、脈拍および状態不安尺度について、表3では変化量を計算する前の値を、表4では変化量を算出した後の値をそれぞれ用いて表を作成した。

3.4.3 種類のIAT得点の関係 表3から、3種類のIAT得点の相関はそれぞれ.98~1.00^{注4)}という極めて高い相関を示し、平均値、SDともにほとんど差がないことが分かる。3000ms以上の反応時間を取り除いて算出した得点は、他の2つと比して最大値がやや高かったが、対応のある t 検定の結果、平均値については、他の2種類の得点と比して有意に高いということとはなかった（ $ts < 1.48$, $ps > .14$ ）。

3.5 STAI-Tの得点と各尺度の関係 表3から、自己報告によるSTAI-Tの得点は、課題遂行直後に測定したSTAI-S得点とのみ有意な正の相関を示していた。続いて表4を見ると、STAI-Tは課題遂行の前後におけるSTAI-Sの変化量との正の相関が有意であった。それ以外の生理的指標とは有意な相関は見られなかった。

3.6 不安IAT得点と各尺度の関係 まず表3に注目すると、不安IAT得点は課題遂行直後のSTAI-S得点、課題遂行中の皮膚コンダクタンスと正の相

関が見られた。一方、課題遂行中の瞬きや脈拍の量とは有意な相関は得られなかった。続いて表4に注目すると、不安IAT得点は瞬き、皮膚コンダクタンスの変化量と有意な相関が得られ、脈拍の変化量とは有意傾向の相関が得られた。ただし、3000ms以上の反応時間を取り除いて算出した得点は、脈拍の変化量との相関は有意には至らなかった。

3.7 操作チェック 本研究で用いたスピーチ課題が、参加者にとって不安を喚起させるものであったか否かを確認するために、状態不安、瞬き、皮膚コンダクタンスおよび脈拍の得点について、課題の前および遂行中（状態不安のみ課題の前と直後）の差を対応のある t 検定によって検討した。その結果、いずれも2回目の測定時の方が、1回目の測定時より高い値が得られており（ $ts > 3.41$, $ps < .01$ ）、操作が成功であったことを示す結果であった。

3.8 IAT得点と総エラー数、平均反応時間の関係 3種類の不安IATの得点と、総エラー数および平均反応時間との相関係数を算出したところ、総エラー数との相関係数は最も高いもので $r = -.13$ （ $p = .45$ ）、平均反応時間との相関係数は最も高いもので $r = .02$ （ $p = .91$ ）であった。このことは、不安IATの得点が高い者が、エラーが少なくなるよう慎重に回答していたり、正確さを求めて反応を遅らせたりしていた可能性が低いことを示す。

3.9 各尺度の関連の検討 次に、仮説および相関係数の検定結果から予想されるモデル（図3）について、各尺度の関連をパス解析によって検討した。なお、IAT得点は3種類を算出したため、合

表4 各尺度間の相関係数および記述統計量（変化量を中心に）

	2	3	4	5	6	7	8	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
1 IAT_D	1.00 **	.98 **	.03	.25	.46 **	.52 **	.32 †	-0.95	0.52	-0.22	0.38
2 IAT_D'	—	.99 **	.03	.26	.47 **	.52 **	.30 †	-0.95	0.59	-0.23	0.39
3 IAT_D''		—	.04	.28	.50 **	.50 **	.28	-0.95	0.83	-0.22	0.41
4 STAI-T			—	.44 *	-.16	-.20	.03	1.22	3.67	2.52	0.69
5 STAI-S 変化量				—	-.08	-.09	.19	-0.60	2.20	0.55	0.68
6 瞬き変化量					—	.47 **	.31 †	-15.00	60.00	12.83	18.00
7 SC 変化量						—	.23	-5.80	12.82	2.24	3.83
8 HR 変化量							—	3.00	69.00	25.26	14.73

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

計で3回の検定を行っている。モデルの適合度指標については表5に示すとおりである。モデルの適合度指標はいずれも許容できる範囲であり、データの共分散構造をよく説明していたと判断した。特性不安は自己報告による STAI-S の変化量を予測しており、いずれの得点化の方法を用いた場合でも、不安 IAT の得点は生理的指標を予測していた（ただし瞬きの変化量のみ、いずれも有意傾向であった）。

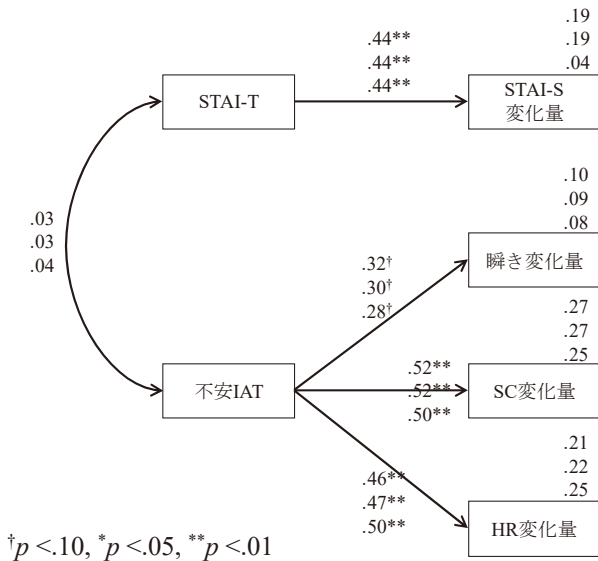


図3 各尺度間の関連 (N=34)

注) 誤差変数は記載を省略している。係数は上段からそれぞれ D score, 3000ms 以上の反応時間を 3000ms に丸めて得点化したもの、削除して得点化したものによる。観測変数の右上の値は決定係数を示す。以下の図においても同様である。

表5 IAT 得点の違いによる適合度指標の相違

	D	D'	D''
χ^2	9.062	9.495	10.571
p	.432	.393	.306
RMSEA	.014	.041	.073
GFI	.926	.923	.916
AGFI	.826	.820	.805

3.10 補足的な分析 本研究で新たに設けた除外基準である、(1) 反応時間が最も速い組み合わせと遅い組み合わせとの差が 1000ms 以上ある場合、(4) エラー率が 10% を超える場合の効果を検討するために、それぞれの場合に該当する参加者のデータを除いて、図3と同様のモデルの検討を行った。^{注5)}

まず、(1) 反応時間が最も速い組み合わせと遅い組み合わせとの差が 1000ms 以上ある参加者の

みを除いた結果が図4である。

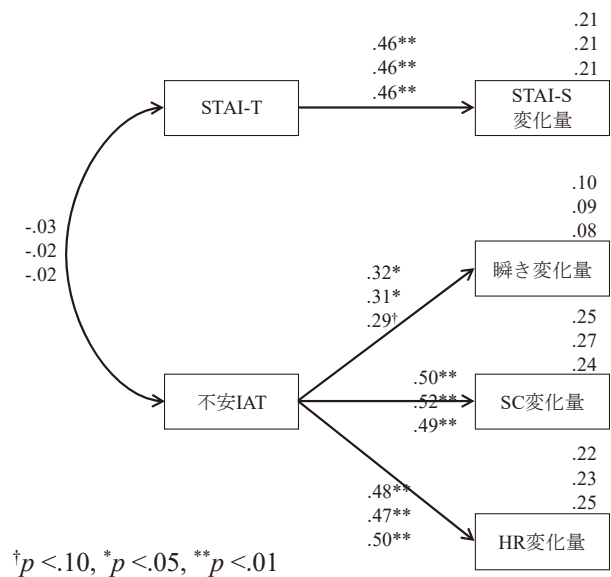


図4 各尺度間の関連（反応が最も速い組み合わせと遅い組み合わせとの差が 1000ms 以上ある参加者のみを除いた場合：N=39）

図3と4を比較すると、(1) の除外基準のみを適用した場合には、 D score および 3000ms 以上の反応を 3000ms に置換する方法において、不安 IAT の得点から瞬きの変化量への影響が有意傾向から有意に変わっていた他は、大きな差異は認められなかった。

次に、(4) エラー率が 10% を超える参加者のみを除いた結果が図5である。

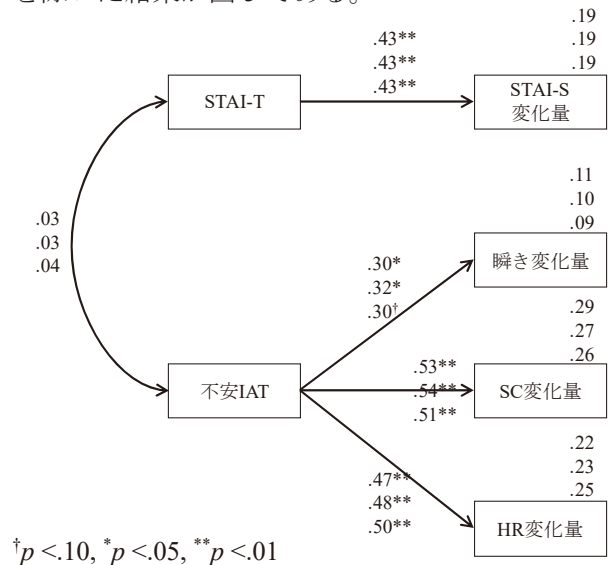
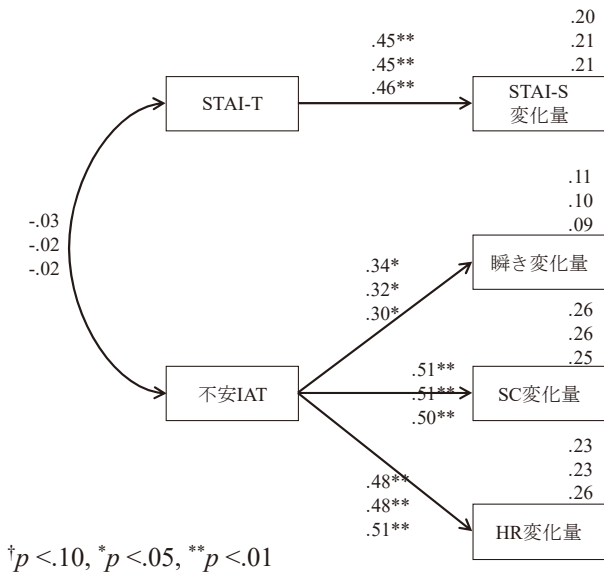


図5 各尺度間の関連（エラー率が 10% を超える参加者のみを除いた場合：N=35）

図3と5を比較すると、(4)の除外基準のみを適用した場合においても、*D score*および3000ms以上の反応を3000msに置換する方法において、不安IATの得点から瞬きの変化量への影響が有意傾向から有意に変わっていた他は、大きな差は見られなかった。

最後に、これらの基準を適用せずに、すべての参加者のデータ ($N = 40$) を用いた場合についても同様の分析結果を報告する (図6)。



† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$
図6 各尺度間の関連 (どの参加者も除かない場合: $N = 40$)

どの参加者も除かない場合においては、3種類の得点化のいずれを用いても、不安IATの得点から瞬きの変化量へのパスが有意であった他は、図3のモデルと比して特に顕著な違いは見られなかった。

したがって、本研究で新たに設けた基準を用いて分析対象者を変更したいずれのケースでも、不安IATの得点から瞬きの変化量へのパスが有意もしくは有意傾向になることを除いて、パス係数の大きさやその有意性について著しい変化は見られなかった。また、STAI-Tの得点と不安IATの得点の相関はいずれの場合でも有意ではなかった。

4. 考察

4.1 顕在的・潜在的不安の予測対象 本研究の大きな目的の一つは、自己報告による顕在的不安と、潜在的測度による潜在的不安の予測する対象を検

討することであった。この点については、仮説と一致して、自己報告によるSTAI-Tの得点は自己報告によるSTAI-Sの得点の変化量を予測し、不安IATの得点は瞬き、皮膚コンダクタンス、脈拍の変化量を予測していた。したがって、この点は本研究の仮説1)および2)を支持するとともに、顕在的・潜在的測度が関連する対象が異なるとしたAsendorpf et al. (2002)やEgloff & Schmukle (2002)と一致するものである。

特に、生理的指標の変化量が顕在的な特性不安から予測されなかった点は注目すべきであろう。自己報告の大きなメリットは、短い時間で回答者の特性を簡便に把握できることにあると言える。この自己報告を用いて測定した特性が、種々の行動を幅広く予測するのであれば、新たな尺度を検討する価値は低い。しかしながら、先行研究では、特性としての不安が高い者は、プレッシャーを感じる場面での生理的指標の反応も高いであろうという素朴な予想を支持しないものもあった。本研究は、潜在的測度であるIATを用いて、生理的指標の高まりの程度を予測することに成功した。このことは、自己報告では捉えきれないパーソナリティの側面を、IATのような潜在的測度が捉えられること、そして実際の行動予測にも有用であることを示している。

4.2 ベースラインを測定する意義 また、変化量を指標とした本研究において、仮説に一致する結果が得られたことは、これまで結果が一貫しなかった先行研究に一つの解をもたらしたと考えられる。Egloff & Schmukle (2002)では、不安IATの得点が課題遂行中の瞬きの回数を予測しなかった一方で、藤井 (2014)では不安IATの得点と課題遂行中の瞬きの回数に正の相関が見られていた。そして、本研究では不安IATの得点と課題遂行中の瞬きの相関は正の値ではあったが、有意ではなかった。このように、課題遂行中の指標のみを取り上げた場合、結果が一貫していなかったと言えるが、本研究においてベースラインからの変化量を指標にしたところ、不安IATの得点と生理的指標との関連が見られた。すなわち、Egloff & Schmukle (2002)が述べるように、瞬きのような個人差が大きいことが予想される生理的指標を用

いる際は、ベースラインの情報も含めて検討すべきであると言える。本研究はこのことを示したという点で、有意義であると考ええる。

4.3 IAT の新しい得点化の評価 ここからは、本研究のもう一つの目的である、IAT の新しい得点化、および新しい除外基準の適用による効果について考察する。

まず、従来の研究で用いられていた得点化の手法に加えて、本研究で新たに検討を行った 2 種類の得点化については、いずれの手法を用いても、不安 IAT の得点から他の変数に対するパス係数に大きな変動はなかった。不安 IAT の得点から瞬きの変化量に対してのみ、用いる得点化の種類によって有意傾向もしくは有意となり、結果が異なったが、パス係数自体は大きく変化するものではなかった(図 3 においては.28~.32 の範囲であった)。したがって、従来の研究で用いられてきた得点化の方法を用いても、少なくとも見かけ上は、本研究の結果への影響は生じていないと言える。しかしながら、得点化の方法についての議論が不要であると結論づけるのは尚早であろう。たとえば、Project Implicit (<https://implicit.harvard.edu/implicit/>) のように Web 上で不特定多数の人に IAT を実施する場合と、実験室場面において参加者に IAT を実施する場合(もしくは、Web 上で IAT を行うとしても、実験者と参加者が互いの存在を意識している場合)とでは、参加者の動機づけにも差があるように思われる。Web 上で IAT を実施する場合、個人を特定しない代わりに、謝礼が提供されないことも多く、実際に Project Implicit の Web サイト IAT を実施しても、謝礼は提供されない。そのような見返りがない、もしくは少ない場合、謝礼が提供される実験とは異なり、IAT 課題に集中できず、Greenwald et al. (2003) が報告しているような「10⁶ms 以上」すなわち 15 分以上も要するような長い反応時間が出現しやすくなると考えられる。このように、15 分とまでは行かずとも、遅い反応が散見されるような場合には、今回提案したような手法が有効であるかもしれない。

また、問題と目的で述べた方法特殊性分散に関する議論を踏まえれば、特に遅い反応時間を置換したり除いたりせずに得点化に用いた方が、IAT

得点の平均値 (i.e., 効果量に準ずるもの) は大きくなることが予想できる。しかしながら、多くの場合において、IAT を用いて心的傾性を測定することの目的は、効果量の大きい測定方法を発見することではなく、当人の行動を予測する (e.g., Asendorpf et al., 2002; Egloff et al., 2002)、もしくは当人のパーソナリティを多面的に理解する (e.g., 相川・藤井, 2011) ことである。ゆえに、他の参加者と比して大きく逸脱を示すような反応時間については、そのまま得点化に用いることなく、何らかの処理を施す、もしくは分析に用いないことが望ましいと考えられる (e.g., 橋本, 2010)。

上記のことから、今回提案した 2 種類の新たな IAT の得点化の有効性については、本研究の結果のみで判断せず、継続した検討が求められると考える。

4.4 本研究で設定した新しい除外基準について 本研究では新たな試みとして、先行研究 (Greenwald et al., 2003; Swanson et al., 2001; Rudman & Asmore, 2007) よりも厳しい基準による回答者の選抜を実施した。その結果、新たに設けた基準によって参加者を選抜した場合と、先行研究と同様の従来の基準を用いた場合とでは、変数間の関連に大きな差は見られなかった。したがって、IAT の得点化の節で述べた内容と同様に、従来の研究で用いられてきた除外基準を用いても、少なくとも本研究において見かけ上は結果への影響は生じていないと言える。

しかしながら、既に述べたとおり、多くの IAT における平均反応時間は 500ms~1000ms 程度 (e.g., Fujii et al., 2013) であり、本研究で用いた不安 IAT も、平均反応時間は 872ms, *SD* は 229ms 程度であった。多くの参加者がこれらの範囲で回答しているにもかかわらず、2 種類の組み合わせ課題の間の平均反応時間の差が 1000ms を超える、他の参加者と比して 3*SD* 以上、平均反応時間が遅いといった参加者の存在は目立つだろう。また、本研究における平均エラー率については 4.59%, *SD* は 4.50%程度であったが、20%以上のエラーを示す参加者の存在も、多分に目立つと言えよう。

本研究では、特に反応時間に関する基準に該当し除外対象となったサンプルが少なかったことに

も注目したい。平均反応時間が最も早い組み合わせ課題と最も遅い組み合わせ課題に 1000ms 以上の差があるために除外対象となった参加者と、平均反応時間が他の参加者と比して 3SD 以上遅かったために除外対象となった参加者は、それぞれ 1 名に過ぎなかった。本研究ではこのようにきわめて少ない参加者が除外基準に該当したが、こうした参加者が複数現れた際には、結果への毀損が生じる可能性も考えられる。

上記のことを考慮すれば、反応時間やエラー率の観点から、より厳しい基準で参加者を分析から除くように設定した本研究の手続きは適切であり、その結果として得られた結果（図 3）は妥当性が高いものであると言えよう。今後は、この基準を用いることで、より適切な検討ができると考えられると同時に、従来の研究知見について、同様の基準を用いて再検討を行うことも一考に値すると思われる。

5. 結論

最後に、本研究で得られた結果に基づき、以下の 3 点を結論として述べる。

- 1) IAT を用いて測定した潜在的な不安の得点は、スピーチ課題を遂行する前後において測定された生理的指標の変化量を予測することが示された。また、この生理的指標の変化は、従来から用いられてきた質問紙尺度で測定した顕在的な不安の得点からは予測できず、潜在的測定法の有用性が示されたと言える。一方、質問紙尺度で測定した顕在的な不安の得点は、自己報告による状態不安の変化量を予測しており、顕在的測定と潜在的測定の予測対象は異なることが示された。
- 2) 本研究において新たに提案した IAT の得点化の方法による結果の相違は見出されなかったが、反応時間を扱う課題においては、極端な値を除くことに十分な意義があると考えられる。したがって、この妥当性については引き続き検討すべきであると言える。
- 3) IAT の反応傾向に基づいて、従来の研究よりも厳しい除外基準を適用した結果、不安 IAT の得点と生理的指標との関連について、より妥当性の高い結果が得られたと言える。今後の研究に適用す

ると同時に、従来の知見を再検討することも有意義であると考えられる。

注

1. たとえば、STAI-S の「安心している」という項目は、スピーチ課題が終わった直後では、課題が終わったという安心感によって高く評定される可能性が考えられる。また、「イライラしている」「ピリピリしている」といった項目は、実験者が目の前にいる状況では高い値を報告しにくいと思われるため、除くこととした。
2. なお、同様の課題は藤井（2014）で実施されており、この際の参加者への聞き取りや実際のパフォーマンスから、8 分では時間は足りず、十分なパフォーマンスを示せないことを確認している。
3. (2) および (4) の基準で除かれた参加者 2 名 ((4) において機器の不具合でデータを収集できなかった 1 名を除く) は、スピーチ課題を行っていない。本研究ではスピーチ課題よりも先に（数日前に）IAT を実施していたが、その時点でこの 2 名は回答の傾向が目立っていたため、スピーチ課題を実施しなかった。すなわち、データが揃わない段階で経験的に除外していたが、後続の分析によって、本研究の基準においては除外することが妥当であったと確認できたと言える。
4. この 1.00 は値を丸めて示しており、正確には .997 である。
5. (2) 他の参加者と比して平均反応時間が 3SD 以上速い、または遅い場合、(3) 他の参加者と比してエラー率が 3SD 以上高い場合、という基準で除外された参加者は、スピーチ課題を実施していないため、共分散構造分析によるモデルの検討を行うことができない。したがって、本論文では (1) と (4) の基準に基づいて参加者を除外した場合について検討した結果を報告する。

引用文献

- 相川 充・藤井 勉 (2011). 潜在連合テスト (IAT) を用いた潜在的シャイネス測定の試み 心理学研究, 82, 41–48.
- Asendorpf, J.B., Banse, R., & Mücke, D. (2002). Double dissociation between implicit and explicit personality

- self-concept: The case of shy behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 380–393.
- Dovidio, J., Kawakami, K., Johnson, C., Johnson, B., & Howard, A. (1997). The nature of prejudice: Automatic and controlled processes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 33, 510–540.
- Egloff, B. & Schmukle, S. C. (2002). Predictive validity of an Implicit Association Test for assessing anxiety. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 1441–1455.
- Egloff, B., Wilhelm, F. H., Neubauer, D. H., Mauss, I. B., & Gross, J. J. (2002). Implicit anxiety measure predicts cardiovascular reactivity to an evaluated speaking task. *Emotion*, 2, 3–11.
- 藤井 勉 (2013). 対人不安 IAT の作成および妥当性・信頼性の検討 パーソナリティ研究, 22, 23–36.
- 藤井 勉 (2014). 潜在的不安は実際の行動を予測するのか?——不安 IAT を用いて—— 日本心理学会第 78 回大会発表論文集, 977.
- 藤井 勉・相川 充 (2013). シャイネスの二重分離モデルの検証——IAT を用いて—— 心理学研究, 84, 529–535.
- Fujii, T., Sawaumi, T., & Aikawa, A. (2013). Test-retest reliability and criterion-related validity of the Implicit Association Test for measuring shyness. *IEICE TRANSACTIONS on Fundamentals of Electronics, Communications and Computer Sciences*, E96-A, 1768–1774.
- 藤井 勉・上淵 寿・山田琴乃・斎藤将大・伊藤 恵里子・利根川 明子・上淵 真理江 (2015). 潜在的な愛着の内的作業モデルと情報処理の関連——GNAT を用いて—— 心理学研究, 86, 132–141.
- Gattol, V., Sääksjärvi, M. C., & Carbon, C. C. (2011). Extending the Implicit Association Test (IAT): Assessing consumer attitudes based on multi-dimensional implicit associations. *Plos ONE*, 6, e15849.
- 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, 1464–1480.
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003). Understanding and using the Implicit Association Test: I. An improved scoring algorithm. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 197–216.
- 橋本健一 (2010). 反応時間計測実験における外れ値の取扱い——L2 心理言語実験の場合—— より良い外国語教育研究のための方法, 外国語教育メディア学会 (LET) 関西支部 メソドロギー研究部会 2010 年度報告論集, 133–145.
- Hummert, M. L., Garstka, T. A., O'Brien, L. T., Greenwald, A. G., & Mellott, D. S. (2002). Using the Implicit Association Test to measure age differences in implicit social cognitions. *Psychology and Aging*, 17, 482–495.
- 金井嘉宏・坂野雄二 (2006). 社会不安障害患者の生理的反応に関する研究の展望 行動療法研究, 32, 117–129.
- 小林知博・平井 啓 (2009). 禁煙外来患者の煙草に対する潜在的・顕在的態度の変化と禁煙行動との関係 日本社会心理学会第 50 回大会・日本グループダイナミックス学会第 56 回大会合同大会発表論文集, 180–181.
- Mierke, J., & Klauer, K. C. (2003). Method-specific variance in the Implicit Association Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 1180–1192.
- 大久保 街亜 (2011). 反応時間分析における外れ値の処理 専修人間科学論集 心理学篇, 1, 81–89.
- Rudman, L. A. (2011). *Implicit Measures for social and personality psychology*. London: Sage.
- Rudman, L. A., & Ashmore, R. D. (2007). Discrimination and the Implicit Association Test. *Group Processes & Intergroup Relations*, 10, 359–372.
- Schwerdtfeger, A. (2004). Predicting autonomic reactivity to public speaking: don't get fixed on self-report data! *International Journal of Psychophysiology*, 52, 217–224.
- 島 義弘 (2011). 内的作業モデルが情報処理に及ぼす影響——プライムされた関係との関連—— 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要 (心理発達科学), 58, 77–82.
- 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, 348–353.

- 下條信輔 (2008). サブリミナル・インパクト——情動と潜在認知の現代—— 筑摩書房
- 潮村公弘 (2008). 潜在的自己意識の測定とその有効性 下斗米 淳 (編) 自己心理学 6 社会心理学へのアプローチ 金子書房 pp. 48-62.
- 潮村公弘 (2016). 自分の中の隠された心 セレクション社会心理学 29 サイエンス社
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press
- 鈴木伸一 (2006). 不安と身体症状 坂野雄二・丹野義彦・杉浦義典 (編) 不安障害の臨床心理学 東京大学出版会 (pp.175-191)
- Swanson, J. E., Rudman, L. A., & Greenwald, A. G. (2001). Using the Implicit Association Test to investigate attitude-behavior consistency for stigmatized behavior. *Cognition and Emotion*, 15, 207-230.
- 高澤則美 (2009). ポリグラフ検査——日本における検査実務と研究の動向—— 生理心理学と精神生理学, 27, 1-4.

謝辞

本研究は学習院大学人文科学研究所の支援を受けて行われた。実験にご協力くださいました大学生の皆様に心より感謝申し上げます。