心理学研究 2026 年　https://doi.org/10.4992/jjpsy.97.25205

原著論文［方法・開発］
Methodological Advancement

Multidimensional Test Anxiety Scale 日本語版の作成および信頼性と妥当性の検討

川﨑 紗和子（同志社大学），朝倉 智大（関西学院大学），
佐藤 寛（関西学院大学），石川 信一（同志社大学）

Reliability and validity of the Japanese version of the Multidimensional Test Anxiety Scale

Sawako Kawasaki (*Doshisha University*)**, Tomohiro Asakura** (*Kwansei Gakuin University*)**,**
Hiroshi Sato (*Kwansei Gakuin University*)**, and Shin-ichi Ishikawa** (*Doshisha University*)

This study aimed to develop a Japanese version of the Multidimensional Test Anxiety Scale (MTAS; Putwain et al., 2020) and examine its psychometric properties. Participants were first- to third-year high school students in Japan who completed the MTAS, a conventional test anxiety scale, and questionnaires measuring depressive symptoms, anxiety symptoms, and school adjustment. Confirmatory factor analysis supported both a four-factor structure model (worry, cognitive interference, tension, and physiological indicators) and a higher-order factor model, with acceptable fit indices. No substantial changes were observed across gender models, indicating measurement invariance. Evaluation of the scale's reliability showed satisfactory internal consistency, but test-retest reliability was only confirmed for total scores. Convergent validity analysis revealed the MTAS total and subscale scores were highly correlated with the traditional test anxiety scale. The MTAS showed strong correlations with anxiety, moderate correlations with depression, and weak to no correlations with school adjustment. These results suggest the MTAS is a useful instrument for measuring test anxiety among adolescents in Japan.

Key words: High school students, test anxiety, scale development, reliability, validity.

The Japanese Journal of Psychology
J-STAGE Advanced published date: March 30, 2026

青年期の学校生活において，テスト不安は深刻な問題として注目されている。テスト不安とは，テストや試験などのパフォーマンス評価の場面を脅威と認識することで生じる心配や認知的干渉，緊張，それに伴う自律神経の活性化を示す状態特異的な特性である（Spielberger & Vagg, 1995）。中高生の 15% から 22% が高いテスト不安を経験していることが示唆されている（Putwain & Daly, 2014; Thomas et al., 2018）。テスト不安は，学業成績と弱い負の相関があることがメタ分析で示されている（von der Embse et al., 2018）。また，学業に対する心配の影響は学校生活全体にもおよび，不登校のリスクを高めるとされている（Leduc et al., 2024）。メンタルヘルスの観点では，抑うつ症状と正の相関を持つほか（Akinsola et al., 2013），深刻なテスト不安を伴う青年は全般性不安症や社交不安症に匹敵する機能障害を伴うこと（King et al., 1995; LeBeau et al., 2010）も報告されている。したがって，テスト不安は学業，学校生活，そしてメンタルヘルスに影響を及ぼす重大な課題であり，対策が必要である。

テスト不安を測定する尺度は複数存在し，同一の構成要素が異なる用語で記述される点が課題とされている（Putwain et al., 2020）。初期の理論で，テスト不安は一次元的とされていたが（Mandler & Sarason, 1952），後に認知的次元と情動生理的次元を含む二次元モデルが提唱された（Liebert & Morris, 1967）。これを基に Test Anxiety Inventory（以下，TAI とする：Spielberger et al., 1980）が開発され，広く使用されてきた。その後，認知的干渉（Friedman & Bendas-Jacob, 1997），動機づけ（Pekrun et al., 2004），社会的要素（Lowe et al., 2008）などが追加され，テスト不安の概念は複雑化した。この結果，先行要因や結果要因との混同が指摘され（Putwain et al., 2020），基礎研究や介入研究の蓄積が十分でなく，一貫した知見が得られていない状況にある（von der Embse et al., 2021）。

従来のテスト不安尺度の課題を克服するために，Putwain et al.（2020）は，Multidimensional Test Anxi-

Correspondence concerning this article should be sent to: Sawako Kawasaki, Graduate School of Psychology, Doshisha University, Tatara Miyakodani, Kyotanabe-shi, Kyoto 610-0321, Japan.
(E-mail: sawako22250@gmail.com)

ety Scale（以下，MTAS とする）を開発した。MTAS は Spielberger & Vagg（1995）のモデルに基づき，テスト不安を心配，認知的干渉，緊張，生理的覚醒の 4 つの構成要素に分けた多次元的枠組みを採用している。心配は失敗とその結果に関する自己中心的な思考，認知的干渉は記憶や集中力の困難，緊張はパニックなどの不安関連の不快な感情，生理的覚醒は心拍数の高鳴りなどの自律神経覚醒の知覚を示す。これらの構成要素は，テスト不安の指標を先行要因や結果要因から区別することで，項目の妥当性を高めている。例えば，自信の欠如や評価懸念，回避行動は先行要因として除外された。尺度作成では，既存尺度の 92 項目を基にテスト不安の専門家のレビューを経て 38 項目に絞り込み，探索的および確認的因子分析により 16 項目，4 因子構造が最適とされた。項目はテスト前，テスト中，テスト後の時間的特異性を考慮して設計された。妥当性の検証では潜在 2 変数相関（latent bivariate correlation: ρ）を用いて，MTAS の全項目と TAI で強い正の相関（認知的懸念：ρ=.89, 情動性：ρ=.93），社会的・学業的・感情的メンタルヘルスリスク（項目例，社会的リスク：他人と口論する；学業的リスク：授業に集中するのが難しい；感情的リスク：何か嫌なことが起こると，気分が晴れるまで時間がかかる）で中程度の正の相関（ρ=.32），学校適応感で弱い負の相関（ρ=–.17），高校や大学の進学にかかわるテスト得点で弱いから中程度の負の相関（ρ=–.31 から–.17）が示されている。さらに，別のサンプルを用いて，因子構造の再検証，内的整合性と測定不変性の評価，カットオフ得点の特定が行われている（von der Embse et al., 2021）。こうしたプロセスにより作成された MTAS は，現代の理論に適した基礎研究や応用研究において広く活用できる尺度である。また，MTAS は既存の尺度を再構築し，4 つの要素を導き出しているため，他のテスト不安尺度とも互換性があり，先行研究を補完する役割を果たせる点が強みである。

以上の点から，日本でも MTAS を使用できれば文化比較研究が可能となる。日本は欧米圏と異なる特有の入試制度があり，受験に対する過度な不安を抱えやすい文化的背景がある。これにより，集中困難を主とする受験生症候群など独自の症状が古くから報告されてきた（熊倉，1991; 富田他，2017）。しかし，日本で使用されている TAI（荒木，1988）や Test Anxiety Scale（以下，TAS とする：坂野，1988）等のテスト不安尺度は開発時期が古く，現代の理論的進展を十分に反映していない（von der Embse et al., 2021）。MTAS 日本語版を作成し標準化することで，日本のテスト不安研究を最新の理論に基づいて進展させ，文化比較研究の基盤を提供することが期待される。

本研究の目的は，MTAS 日本語版を作成し，その信頼性と妥当性を検討することである。本研究では，健康関連測定尺度の国際的な評価指針である COSMIN（COnsensus-based Standards for the selection of health Measurement Instruments: Mokkink et al., 2018）に基づく尺度特性，すなわち信頼性は内的一貫性，再検査信頼性を検討し，妥当性は構造的妥当性，測定不変性，基準関連妥当性，構成概念妥当性を検討する。また，MTAS 日本語版の作成手続きは，原則として MTAS 原版（Putwain et al., 2020）で用いられた手続きや基準に準拠し，完全な一致が困難な場合には，可能な限り近い手続きを採用した。基準関連妥当性の検証は，世界的に広く用いられ，日本語版も存在する代表的な尺度である TAI と TAS を採用した。 また，予測的妥当性の観点から，テスト不安が成績を予測するという理論的背景に基づき，学業成績との相関を検討した。構成概念妥当性については，MTAS 原版（Putwain et al., 2020）で用いられた指標の日本語版が存在しないため，それに近い概念を測定する尺度を用いて検証を行った。検証する仮説は以下の通りである。

仮説 1（確証的因子分析） MTAS 原版（Putwain et al., 2020）と同じ 4 因子モデルと高次因子モデルによる確証的因子分析を行い，十分なモデル適合度（CFI ≧.90, TLI≧.90, SRMR≦.08, RMSEA≦.10: Hu & Bentler, 1999）と各項目の因子負荷量で十分な値（β≧.400）が示される。

仮説 2（内的一貫性） 1 時点目の MTAS 下位尺度と総得点の内的一貫性について，それぞれ十分な値が示される（α≧.700, ω≧.700, λ6≧.700）。

仮説 3（再検査信頼性） 2 時点間の MTAS 下位尺度と総得点の再検査信頼性で，ピアソンの積率相関係数と級内相関係数が十分な値を示す（r≧.700, ICC ≧.700）。

仮説 4（基準関連妥当性） 併存的妥当性について，MTAS 原版（Putwain et al., 2020）と同様に，TAI と TAS によるピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関が，総得点で r≧.800, ρ≧.800，下位尺度で r≧.500, ρ≧.500 が示される。予測的妥当性について，テスト得点によるピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関が，MTAS 原版と同様に r≦–.200, ρ≦–.200 が示される。

仮説 5（構成概念妥当性） 収束的妥当性について，不安症状と抑うつ症状によるピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関が，MTAS 原版（Putwain et al., 2020）と同様に r≧.300, ρ≧.300 の正の相関が示される。一方で，弁別的妥当性としては，学校適応感に関して学校肯定感と学校回避感との間で$|r|$<.300, $|\rho|$ <.300 が示される。

方法

翻訳手続き

MTAS（Putwain et al., 2020; von der Embse et al., 2021）の翻訳は，原著者に許諾を得て実施した。はじめに，教示と項目の順翻訳および逆翻訳を，学術翻訳サービス会社（株式会社クリムゾンインタラクティブ・ジャパン）に依頼し，MTAS 日本語版の暫定版を作成した。次に，逆翻訳の結果を原著者に送り，フィードバックを受けた。順翻訳は，臨床心理学を専門とし公認心理師の資格を持つ博士課程後期課程の大学院生である第 2 著者および，尺度翻訳の経験が豊富で臨床心理学を専門とし，公認心理師の資格を持つ大学教員である第 3 著者が表現の微調整を行った。順翻訳と逆翻訳の修正点について，再度学術翻訳サービス会社に問い合わせ，MTAS 日本語版の改訂を行った。原著者による逆翻訳の言語的等価性の確認，必要に応じた順翻訳の修正，学術翻訳サービス会社への問い合わせによる改訂の工程を合計 5 回行った後，原著者から逆翻訳の言語的等価性が認められ，最終的に第 1 著者，第 2 著者，第 3 著者によって教示，項目および選択肢を確定した。MTAS 日本語版の教示は「テストや試験を受けるときに，普段どのように考え，感じているかを考えてください。それぞれの質問について，あまり長く考えないようにしてください。それぞれの文章を読んで，あなたがどう考え，どう感じたか，その文章を選択してください。」とし，項目への回答は「1. 全くそう思わない」，「2. そう思わない」，「3. どちらともいえない」，「4. そう思う」，「5. 強くそう思う」の 5 件法であった。

調査時期および調査対象者

関西地方の私立高等学校 2 校（以下，A 高校と B 高校とする）に在籍する高校生を対象に，担任教師を経由して Web 調査を実施した。A 高校は中高一貫教育で，私立大学の系属校である。多くの生徒は推薦入学で大学に進学するため，日々の定期テストが重視されている。B 高校は中高一貫教育で，めざす大学のレベルに応じたコース分けがなされている。推薦による大学入学に加えて，難関国立大学への進学をめざす生徒が在籍している。

調査は 2024 年の以下の 3 時点で実施した。Time 1 は各学校 1 学期期末テスト 1 週間前であり，構造的妥当性，内的一貫性，併存的妥当性，構成概念妥当性を検証した。Time 2 は 1 学期期末テストの点数が返却されてから 1 週間以内で，テスト得点が得られた後の時期であり，予測的妥当性を検証した。Time 3 は 2 学期期末テスト 1 週間前であり，Time 1 の MTAS との関連を検討することで，テストまでの期間の長さを統制した再検査信頼性を検討した。Time 1 と Time 3 は，5 ヵ月の期間が空いていた。

本研究では，COSMIN が示す推奨基準（項目数×7 かつ 100 人以上）の 112 人以上を満たすサンプルサイズを目標とした。調査協力校の全校生徒数は 1,909 人であり，Time 1 の調査は 846 人（回答率約 44.3%）の回答が得られた。Time 2 の調査は 753 人（回答率約 39.4%）の回答が得られ，そのうち 531 人（回答率 27.8%）が Time 1 の調査に回答していた。Time 3 の調査は 891 人（回答率約 46.7%）の回答が得られ，そのうち 516 人（回答率約 27.0%）が Time 1 の調査に回答を行っていた。学年と性別の詳細なクロス表は Table 1 に示した。回答は倫理的配慮に基づき，生徒の自由意思に委ねられていたため，学校行事への参加や欠席など，各生徒の状況や判断により，継続して回答する者の割合は一定程度減少した。

質問内容

デモグラフィック項目　性別，学年に加え，時点間の調査を対応させる暗証番号の記入を求めた。

MTAS　上述の手続きによって翻訳されたテストに対する不安を測定する尺度である。原版は「心配」，「認知的干渉」，「緊張」，「生理的覚醒」の 4 つの下位尺度，16 項目で構成されている。回答は 5 件法で行い，各下位尺度の得点範囲は 4—20 点，総得点は 16—80 点であった。

青年版テスト態度調査（TAI）　TAI は Spielberger et al.（1980）によって作成され，荒木（1988）によって日本語版が作成されたテスト不安を測定する尺度で，「認知的懸念」と「情動性」の 2 因子 20 項目で構成されている。各項目は 4 件法「1. ほとんどない」—「4. ほとんどいつも」で回答を求め，得点可能範囲は 20—80 点であった。TAI 日本語版は荒木（1988）によって作成され，信頼性と構成概念妥当性および基準関連妥当性が確認されている。

Test Anxiety Scale（TAS）　TAS は Sarason（1972）によって作成され，坂野（1988）によって日本語版が作成されたテスト不安を測定する尺度であり，16 項目で構成されている。各項目は 2 件法「2. はい」，「1. いいえ」で回答を求め，得点可能範囲は 16—32 点であった。TAS 日本語版は松沼（2004）により内的整合性が確認されているが，妥当性については報告されていない。

スペンス児童用不安尺度短縮版　スペンス児童用不安尺度短縮版（Short version of the Spence Children's Anxiety Scale: 以下，Short-CAS とする）の日本語版は石川他（2018）により作成された児童生徒の不安症状を測定する尺度で，8 項目で構成されている。各項目は 4 件法「0. 全くあてはまらない」—「3. とても当てはまる」で回答を求め，得点可能範囲は 0—24 点であった。石川他（2018）により，高い信頼性と妥当性が報告さ

Table 1
回答データの対応表

		性別			合計
		男性	女性	その他	
1学期末	テスト前				
学年	1	130	183	5	318
	2	153	171	2	326
	3	93	98	4	195
	不明	1	4	2	7
	合計	377	456	13	846
1学期末	テスト後				
学年	1	130（ 72）	175（119）	4（ 3）	309（194）
	2	105（ 84）	134（ 98）	4（ 1）	243（183）
	3	99（ 68）	93（ 81）	2（ 1）	194（150）
	不明	2（ 1）	3（ 3）	2（ 0）	7（ 4）
	合計	336（225）	405（301）	12（ 5）	753（531）
2学期末	テスト前				
学年	1	190（ 97）	234（154）	7（ 4）	431（255）
	2	144（ 93）	167（113）	9（ 2）	320（208）
	3	47（ 13）	86（ 35）	2（ 0）	135（ 48）
	不明	1（ 1）	3（ 3）	1（ 1）	5（ 5）
	合計	382（204）	490（305）	19（ 7）	891（516）

注）カッコ内は1学期期末テスト前も回答していた人数を示す。

れている。Short-CASは，DSMの診断基準に則って作成された児童青年期のアセスメントツールとして国際的に用いられているSCAS（Ishikawa et al., 2009）を基に作成されており，高校生にも適用可能であることが示されている。

子ども用抑うつ自己評定尺度　子ども用抑うつ自己評定尺度（Depression Self-Rating Scale for Children: 以下，DSRS-Cとする）の日本語版は，村田他（1996）によって作成された児童生徒の抑うつ症状を測定する尺度で，「抑うつ気分」と「活動性および楽しみの減退」の2因子18項目で構成されている。各項目は3件法「0. そんなことはない」―「3. いつもそうだ」で回答を求めた。得点可能範囲は0―54点であった。村田他（1996）により高い信頼性と妥当性が報告されている。DSRS-Cは児童青年期の抑うつ症状のアセスメントツールとして用いられ，高校生への適用可能性も示されている（岡田他，2009）。

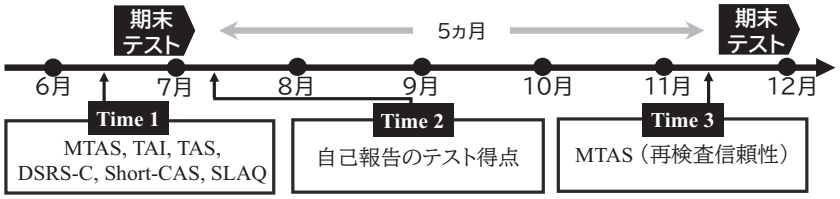
日本語版School Liking and Avoidance Questionnaire　School Liking and Avoidance Questionnaire（以下，SLAQとする）はLadd et al.（1997）によって作成され，大対他（2013）によって日本語版が作成された主観的な学校適応感を評定する尺度であり，学校肯定感（6項目）と学校回避感（5項目）の2因子11項目で構成されている。各項目は3件法「1. いいえ」，「2. ときどき」，「3. はい」で回答を求めた。学校側の依頼により，「お母さんやお父さん」という文言を作成者の許可を得たうえで「保護者」に変更して使用した。得点可能範囲について，「学校肯定感」は6―18点，「学校回避感」は5―15点であった。大対他（2013）により，信頼性と妥当性が報告されている。

自己報告のテスト得点　1学期期末テストの数学Ⅰ・Ⅱ・Ⅲ，数学A・B・C，英語コミュニケーション（以下，英コミュとする），論理・表現の4つのテスト得点を0―100点で尋ねた。数学や英語（Foreign language）は不安との関連が示されており，いずれも不安が認知的処理を妨げ学業成績を低下させると指摘されている（Luttenberger et al., 2018; Zhang, 2019）。分析では，テスト得点はすべて同一の得点範囲（0―100）となっている素点を用いた。また，学年や学校，コースで内容が異なるため，相対的な位置づけを確認するために，テストごとに平均0，標準偏差1に標準化した得点を副次的に用いた。

手続き

調査スケジュールはFigure 1に示した。調査は全時点で，ホームルーム等の時間に担任教師の指示のもと，同じ手続きで実施された。担任教師から，Web調査に回答するためのQRコードが記載された用紙が配布さ

Figure 1
調査スケジュール



れた。

データの連結　時点間のデータの連結には，個人情報(姓名，生年月日，出席番号)を基に生成されたハッシュ値を用いた。匿名での回答であることを強調するため，個人情報を入力後に，記録されるハッシュ値を回答者にも見えるよう画面内に明示した。

データの分析

MTAS 日本語版の因子構造を検討するために，MTAS 原版と同様に 4 因子モデルと高次因子モデルについて確証的因子分析を行った。また，性別による測定不変性の検証では，性別を群とした多母集団同時分析を実施した。まず，因子構造の同一性（配置不変性）を前提としたモデルを設定し，次に因子負荷に等値制約を加えた測定不変モデル，さらに因子間パスにも制約を加えた構造不変モデルを段階的に設定し，各モデルの適合度指標とその変化量を算出した。適合度の変化量は Chen（2007）の基準（ΔCFI≦.010, ΔSRMR≦.030, ΔRMSEA≦.015）に基づき不変性の妥当性を判断した。信頼性の検討は，MTAS の全項目と下位尺度について Cronbach's α 係数，McDonald's ω 係数，Guttman's λ6 を算出した。再検査信頼性の検討は，ピアソンの積率相関係数と絶対一致の二元配置混合モデルを用いた級内相関係数（Intraclass Correlation Coefficient: ICC）を算出した。妥当性の検討は，MTAS の総得点および各下位尺度と，従来のテスト不安尺度，不安症状，抑うつ症状，学校適応感，テスト得点間のピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関を算出した。潜在 2 変数相関は，検証に使用する尺度の全項目または下位尺度の項目から構造方程式モデリングを用いて算出された潜在変数得点を用い，これらの間のピアソンの積率相関係数として算出された。テスト得点は，数学Ⅰ・Ⅱ・Ⅲと数学 A・B・C で数学，英コミュと論理・表現で英語として，各科目で潜在変数を算出した。分析は統計解析環境 R 4. 2. 1（R Core Team, 2022）を用いた。

欠測値処理について，確証的因子分析および潜在 2 変数相関の算出では，完全情報最尤推定法を用いた。再検査信頼性および妥当性の検討におけるピアソンの積率相関係数や ICC の算出では，尺度の総得点が算出できない場合は除外し，リストワイズ削除を用いて算出した。

倫理的配慮

本研究は，同志社大学の「人を対象とする研究」倫理委員会から承認を受けて実施された（承認番号：202401 号）。Web 調査の最初に以下の 4 点，(a) 研究参加は自由意思によるもので，回答は強制ではないこと，(b) 回答は匿名で行われ，個人情報が第三者に開示されないこと，(c) データは大学の研究目的でのみ使用されること，(d) 正しい回答や間違った回答は存在しないことを明記し，質問紙への回答をもって研究協力への同意が得られたものとした。また，保護者に文書で同様の説明を行い，同意が得られない場合には，対象者のデータを分析に使用しない処置を取った。

結果

確証的因子分析

Time 1 のデータを用いて 4 因子モデルと高次因子モデルを用いて確証的因子分析を行った。その結果，4 因子モデルは十分なモデル適合度を示し（$\chi^2(98)=496.47$, $p<.001$, CFI=.947, TLI=.935, RMSEA=.069, 90%CI[.063, .076], SRMR=.044），高次因子モデルも十分なモデル適合度を示した（$\chi^2(100)=556.04$, $p<.001$, CFI=.939, TLI=.927, RMSEA=.074, 90% CI[.068, .080], SRMR=.049）。因子負荷量については Table 2 に示した。

性別による測定不変性と構造不変性を検討するために，多母集団同時分析を実施した。4 因子モデルについて，配置不変モデルは良好な適合度を示した（$\chi^2(196)=655.74$, CFI=.938, SRMR=.048, RMSEA=.075）。因子負荷に等値制約を課した測定不変モデル（$\chi^2(220)=687.10$, ΔCFI=–.001, ΔSRMR=.004, ΔRMSEA=–.004），因子間のパスに制約を加えた構造不変モデル（$\chi^2(230)=696.12$, ΔCFI=.000, ΔSRMR=.008, ΔRMSEA=–.002）は基準値を満たす変化量を示した。次に，高次因子モデルについて，配置不変モデルは許容可能な適合度を示した（$\chi^2(200)=716.82$, CFI=.930, SRMR=.054, RMSEA=.079）。測定不変モデル（$\chi^2(226)=755.57$, ΔCFI=–.002,

Table 2
記述統計量および因子負荷量

	M（*SD*）	因子負荷量			
		F1	F2	F3	F4
MTAS の総得点　（α = .925, ω = .920, λ6 = .937）	45.86(13.58)	—/.875	—/.633	—/.981	—/.844
F1　心配　（α = .862, ω = .862/.862, λ6 = .827）	13.39（ 4.29）				
1. テスト／試験の前は，失敗するのではないかと心配になる。	3.27（ 1.30）	.849/.849			
5. テスト／試験中，失敗した後のことを心配してしまう。	3.03（ 1.36）	.756/.759			
9. テスト／試験終了後，失敗したのではないかと心配になる。	3.49（ 1.23）	.781/.779			
13. テスト／試験中，間違った回答をしたのではないかと心配になる。	2.22（ 1.19）	.740/.738			
F2　認知的干渉　（α = .830, ω = .844/.842, λ6 = .808）	11.03（ 3.97）				
2. テスト／試験を受ける前は，これまでに学習してきた内容を忘れてしまう。	2.65（ 1.18）		.836/.835		
6. 学んできた内容自体をテスト／試験中に忘れてしまう。	2.83（ 1.24）		.828/.828		
10. テスト／試験中に，学んできたことを忘れてしまう。	2.96（ 1.20）		.850/.852		
14. テスト／試験中，集中することが難しいと感じる。	2.59（ 1.25）		.485/.481		
F3　緊張　（α = .845, ω = .856/.857, λ6 = .811）	12.02（ 4.18）				
3. テスト／試験の対策をしてきても，テスト／試験は神経質になる。	3.24（ 1.30）			.800/.801	
7. テスト／試験を受ける前は，緊張を感じる。	3.45（ 1.26）			.767/.761	
11. テスト／試験を受ける直前に，パニックになる。	2.28（ 1.19）			.693/.698	
15. テスト／試験の前は神経質になる。	3.06（ 1.29）			.795/.795	
F4　生理的覚醒　（α = .806, ω = .807/.807, λ6 = .767）	9.46（ 3.94）				
4. テスト／試験を受ける前は手が震えてしまう。	2.12（ 1.18）				.740/.737
8. 私の心臓はテスト／試験を受けるときドキドキする。	2.95（ 1.35）				.767/.771
12. テスト／試験中，胃に不快感がある。	2.22（ 1.25）				.599/.599
16. テスト／試験中，筋肉がこわばる。	2.17（ 1.17）				.757/.754
	F1		.646/—	.864/—	.686/—
	F2			.577/—	.566/—
	F3				.850/—

注）4 因子モデル／ 高次因子モデルを示す。

ΔSRMR=.007, ΔRMSEA=–.004）と構造不変モデル（χ^2 (231)=757.22, ΔCFI=.000, ΔSRMR=.004, ΔRMSEA=–.001）は基準値を満たす変化量を示した。

信頼性の検討

内的一貫性　Time 1 のデータを用いて下位尺度と尺度全体で Cronbach's α 係数，モデルごとに McDonald's ω 係数，Guttman's λ6 を算出した。その結果，全ての値で基準値以上の内的一貫性を示すことが確認された（αs≧.700, ωs≧.700, λ6s≧.700）。

再検査信頼性　再検査信頼性を検討するために，Time 1 と Time 3 の 2 時点間における下位尺度と総得点について，ピアソンの積率相関係数と絶対一致の二元配置混合モデルによる級内相関係数を算出した。その結果，総得点は仮説で設定した基準を満たす値を示したが（r≧.700, ICC≧.700; Table 3），下位尺度は基準に満たない値を示した（rs<.700, ICCs<.700; Table 3）。

ピアソンの積率相関係数による妥当性の検討

変数間のピアソンの積率相関係数を Table 4 に示した。

基準関連妥当性　併存的妥当性として，Time 1 で測定された MTAS と他の尺度で測定されたテスト不安

Table 3
再検査信頼性

	Pearson's r [95%CI]	ICC [95%CI]
総得点	.703**[.656, .744]	.707**[.681, .732]
心配	.614**[.557, .665]	.624**[.590, .655]
認知的干渉	.635**[.580, .683]	.645**[.614, .674]
緊張	.638**[.583, .686]	.641**[.609, .671]
生理的覚醒	.666**[.615, .712]	.665**[.635, .693]

**p<.01

の類似性を検証するために，ピアソンの積率相関係数を算出した。TAI と MTAS の総得点および下位尺度において，仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（総得点：rs≧.800; 下位尺度：rs≧.500）。また，TAS では下位尺度のみ仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（総得点：rs＜.800; 下位尺度：rs≧.500）。

予測的妥当性として，テスト前（Time 1）のテスト不安がテスト後（Time 2）に測定された数学と英語のテスト得点に対し仮説で事前に設定した基準値（r≦–.200）を満たす相関が認められるか検証するために，ピアソンの積率相関係数を算出した。

素点において，数学Ⅰ・Ⅱ・ⅢではMTASの総得点と認知的干渉で基準値を満たす有意な負の相関が示され（rs≦–.200），その他では基準値を満たさない有意な負の相関が示された（rs＞–.200）。数学A・B・Cは，認知的干渉のみ基準値を満たす有意な負の相関が示され（r≦–.200），その他では基準値を満たさない有意な負の相関が示された（rs＞–.200）。英コミュは，MTASの総得点と認知的干渉で基準値を満たす有意な負の相関が示され（rs≦–.200），その他では基準値を満たさない有意な負の相関が示された（rs＞–.200）。論理・表現は，認知的干渉のみ基準値を満たす有意な負の相関が示され（r≦–.200），MTASの総得点では基準値を満たさない有意な負の相関が示され（rs＞–.200），心配，緊張，生理的覚醒では無相関が示された。標準化得点では，数学A・B・Cと認知的干渉の間でのみ基準値を満たす有意な負の相関が示された（r≦–.200）。

構成概念妥当性　収束的妥当性として，Time 1で測定された不安症状，抑うつ症状とテスト不安の関連を検証するためにピアソンの積率相関係数を算出した。不安症状は，MTASの総得点と下位尺度で，仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（rs≧.300）。抑うつ症状は，MTASの総得点と下位尺度で，仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（rs≧.300）。

弁別的妥当性として，Time 1で測定された学校適応感とテスト不安の関連を検証するために，ピアソンの積率相関係数を算出した。SLAQで測定される学校肯定感と学校回避感は，MTASの総得点と下位尺度において，仮説で設定した基準値を満たしていた（|rs|＜.300）。

潜在2変数相関による妥当性の検討

各変数間の潜在2変数相関をTable 4に示した。

基準関連妥当性　併存的妥当性として，Time 1で測定されたMTASと他の尺度で測定されたテスト不安の類似性を検証するために，潜在2変数相関を算出した。TAIとMTASの全項目および下位尺度で，仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（全項目：ρs≧.800; 下位尺度：≧.500）。また，TASにおいても，仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（全項目：ρs≧.800; 下位尺度：≧.500）。

予測的妥当性として，テスト前（Time 1）のテスト不安がテスト後（Time 2）で測定された数学と英語のテスト得点に対し仮説で設定した基準値を満たす相関が認められるか検証するために，潜在2変数相関を算出した。素点について，数学ではMTASの全項目と認知的干渉，生理的覚醒で基準値を満たす有意な負の相関が示され（ρs≦–.200），心配と緊張で基準値を満たさない有意な負の相関が示された（ρs＞–.200）。英語は認知的干渉のみ基準値を満たす有意な負の相関が示され（ρ≦–.200），心配と生理的覚醒では基準値を満たさない有意な負の相関が示され（ρs＞–.200），全項目と緊張では無相関が示された。標準化得点について，数学は認知的干渉のみ基準値を満たす有意な負の相関が示され（ρ≦–.200），全項目と生理的覚醒で基準値を満たさない有意な負の相関が示され（ρs＞–.200），心配と緊張では無相関が示された。英語は認知的干渉で基準値を満たす有意な負の相関が示され（ρ≦–.200），緊張では無相関が示され，全項目，心配，生理的覚醒はモデルが収束しなかった。

構成概念妥当性　収束的妥当性として，Time 1で測定された不安症状および抑うつ症状とテスト不安の関連を検証するために，潜在2変数相関を算出した。不安症状は，MTASの全項目と下位尺度で，仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（ρs≧.300）。抑うつ症状は，MTASの全項目と下位尺度で，仮説で設定した基準値以上の有意な正の相関が示された（ρs≧.300）。

弁別的妥当性として，Time 1で測定された学校適応感とテスト不安の関連を検証するために，潜在2変数相関を算出した。SLAQで測定される学校肯定感と学校回避感では，MTASの全項目と下位尺度において仮説で事前に設定した基準値を満たしていた（|ρs|＜.300）。

Table 4
仮説検証に使用した尺度の記述統計量と，MTAS の総得点および下位尺度得点との相関

	M（*SD*）	MTAS				
		ピアソンの積率相関係数（*r*）				
		総得点	心配	認知的干渉	緊張	生理的覚醒
TAI	41.28（13.54）	.815**	.713**	.596**	.716**	.685**
TAS	24.66（ 3.50）	.761**	.707**	.510**	.720**	.605**
Short-CAS	10.19（ 5.57）	.578**	.526**	.414**	.500**	.494**
DSRS-C	12.51（ 6.28）	.413**	.325**	.363**	.318**	.394**
SLAQ						
学校肯定感	13.26（ 3.45）	–.110**	–.071*	–.137**	–.065	–.106**
学校回避感	11.12（ 2.41）	.128**	.103**	.136**	.072*	.102**
数学						
Ⅰ・Ⅱ・Ⅲ	61.85（21.03）	–.224**/ –.119**	–.161**/ –.048	–.269**/ –.156**	–.172**/ –.065	–.160**/ –.132**
A・B・C	67.60（19.35）	–.193**/ –.129**	–.130**/ –.050	–.250**/ –.202**	–.143**/ –.067	–.130**/ –.120**
英語						
英コミュ	67.00（19.34）	–.200**/ –.058	–.141**/ –.016	–.278**/ –.159**	–.137**/ .021	–.131**/ –.031
論理・表現	65.31（18.25）	–.141**/ .006	–.093 / .019	–.278**/ –.160**	–.053 / .107*	–.057 / .065
	α 係数	潜在 2 変数相関（ρ）				
		全項目	心配	認知的干渉	緊張	生理的覚醒
TAI	.937	.863**	.786**	.649**	.782**	.779**
TAS	.773	.877**	.827**	.548**	.861**	.752**
Short-CAS	.872	.635**	.602**	.457**	.558**	.579**
DSRS-C	.832	.463**	.410**	.403**	.367**	.464**
SLAQ						
学校肯定感	.911	–.113**	–.080*	–.146**	–.065	–.136**
学校回避感	.692	.129**	.138**	.134**	.080	.108**
数学	---	–.253**/ –.145*	–.195**/ –.070	–.342**/ –.247**	–.181**/ –.064	–.201**/ –.186**
英語	---	.008 / –.001[a]	–.141**/ –.001[a]	–.338**/ –.204**	.004 / .090	–.110**/ .009[a]

注）数学（数学Ⅰ・Ⅱ・Ⅲ，数学 A・B・C）と英語（英コミュ，論理・表現）については，素点／標準化得点を示す。TAI=Test Anxiety Inventory; TAS=Test Anxiety Scale; Short-CAS=Short version of the Spence Children's Anxiety Scale; DSRS-C=Depression Self-Rating Scale for Children; SLAQ=School Liking and Avoidance Questionnaire.

[a] モデルが収束せず推定不能であった。

**p<.01, *p<.05

考察

本研究の目的は，MTAS 日本語版を作成し，高校生を対象に信頼性と妥当性の検証を行うことであった。

確証的因子分析

4 因子モデルおよび高次因子モデルによる確証的因子分析では，いずれも十分なモデル適合度が示された。

また, 全ての尺度項目で因子負荷量が基準値を上回り, 原版と同様の因子構造が認められた。潜在 2 変数相関はいずれも高く，原版と概ね一致していた。さらに，性別による多母集団同時分析を行った結果，配置不変性，測定不変性，構造不変性で適合度の大きな変化は示されなかった。したがって，仮説 1 は支持され，MTAS 日本語版は因子的妥当性と性別による測定不変性が示され，性別を問わず妥当な測定が可能であると考えられる。

MTAS の因子構造は性別や文化的な違いの影響を受けにくい普遍的な特徴である可能性が示された。MTAS は原版のイギリス (Putwain et al., 2020) の他にフランス版（Fenouillet et al., 2023）で 4 因子構造が支持されており，異なる文化圏で類似した構造が示されている。原版と日本語版の共通点では，高次因子モデルの高次因子と下位尺度間のパスで，認知的干渉のパスが最も低い値（原版：心配 .93，認知的干渉 .60，緊張 .96，生理的覚醒 .87，日本語版：心配 .88，認知的干渉 .63，緊張 .98，生理的覚醒 .84）であった。このことから，認知的干渉が他の因子と比べてテスト不安の全体構造で独自の側面を反映している可能性がある。この結果は，原版と日本語版の両方で一貫しており，認知的干渉はテスト不安の中でも他の構成概念と異なる役割を果たしていると考えられる。

信頼性の検証

内的一貫性 Cronbach's α，McDonald's ω と Guttman's λ6 は, MTAS 原版（ω=.80—.91, λ6=.76—.83）と同様に尺度全体と下位尺度のいずれも十分な値を示した（α=.81—.93, ω=.81—.92, λ6=.77—.94）。したがって，仮説 2 が支持され，MTAS 日本語版は十分な内的一貫性を有していると考えられる。この結果は，MTAS 日本語版が多次元的な構造を持ちながらも，テスト不安という構成概念を十分に捉えていることを示しており，新しいテスト不安の理論を支持していると考えられる。

再検査信頼性 2 時点間の総得点と下位尺度におけるピアソンの積率相関係数と級内相関係数は，総得点のみ基準値を超え，下位尺度は基準値を下回った。したがって，仮説 3 は部分的に支持され，MTAS 日本語版の再検査信頼性は総得点でのみ認められた。下位尺度で基準値を下回った理由は，テスト内容や時期の違いが考えられる。本研究では，Time 1 と Time 3 の間に中間テストや実力テストなど複数のテストが実施され，頻繁なテストやフィードバックが生徒のテスト不安に影響を及ぼした可能性がある。また，認知的干渉は MTAS 原版でも 4 ヵ月の再調査で基準値を下回っていた。そのため，認知的干渉は調査時期やテスト内容に左右されやすい可変性の高い指標である可能性が示される。今後は，同一テストや同期間内における再検査信頼性の検討が必要である。

妥当性の検証

基準関連妥当性 併存的妥当性の検証として，MTAS の総得点および下位尺度と，同一の構成概念であるテスト不安を測定する TAI および TAS との間のピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関を算出した。その結果, TAS と MTAS のピアソンの積率相関係数以外で基準値以上の正の相関が示された。このことから，仮説 4 の併存的妥当性が一部支持され，MTAS 日本語版は既存のテスト不安尺度と概念的に整合していることが確認された。

MTAS 原版では TAI の認知的懸念と情動性の 2 つの下位因子を用いた検証が行われている。本研究では日本語版 TAI の因子構造が原版 TAI と異なるため（荒木，1988），総得点および 1 因子構造に基づく相関の検討に留まった。今後の研究において，日本語版 TAI の因子構造を再検討し，MTAS 原版とのより厳密な比較が必要である。

予測的妥当性の検証として，1 学期期末テストにおける数学と英語のテスト得点とのピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関を算出した。その結果，素点において, MTAS の総得点は英コミュと数学Ⅰ・Ⅱ・Ⅲで基準値を満たす負のピアソンの積率相関係数が示され，数学のテストで基準値を満たす負の潜在 2 変数相関が示された。下位尺度の認知的干渉では，全てのテスト得点で基準値を満たす負のピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関が示された。標準化得点では，下位尺度の認知的干渉と数学 A・B・C, 数学で基準値を満たす負のピアソンの積率相関係数と潜在 2 変数相関が示された。このことから，仮説 4 における予測的妥当性が部分的に支持され, MTAS 日本語版は概ね予測的妥当性を有していると考えられる。

日本語版と原版の共通点として，テスト不安の認知的干渉がテスト得点に最も強く影響を及ぼしていることが示された。このことから，テスト得点の向上には，認知的干渉に向けたアプローチが必要であると考えられる。ただし, テスト不安の影響はテストの文脈によって変動する可能性がある。MTAS 原版では GCSE Examination Performance と A Level Examination Performance によってテスト不安の関連を検証している (Putwain et al., 2020)。GCSE は日本でいう高校入試のような位置づけであり，A Level は大学入試のような位置づけである。GCSE（全項目：ρ=–.17, 心配：ρ=–.12, 認知的干渉：ρ=–.45, 緊張：ρ=.06, 生理的覚醒：ρ=–.01）と A Level（全項目：ρ=–.31, 心配：ρ=–.29, 認知的干渉：ρ=–.41, 緊張：ρ=.21, 生理的覚醒：ρ=–.21）では，テスト不安との関連は異なっている。特に，A Level は GCSE に比べて，テスト不安全項目および下位尺度の多くで強い負の相関が示されており，より認

知的負荷がかかるテストにおいてテスト不安の影響が高まる可能性が示唆される。一方で，本研究で測定したテスト得点は，1 年間に 5 回繰り返し行われる定期テスト得点であった。このような定期テストは GCSE や A Level とは異なる文脈である可能性があるため，テスト不安の影響も異なる可能性がある。加えて，本研究では標準化得点よりも素点でテスト不安との関連が示された。この違いは，学校間や学年間の違いが影響していた可能性がある。ただし，本研究は 2 校のみを対象としており，結果を一般化するには限界がある。したがって，テスト不安の影響はテストの重要性や，学校や学年などの集団によって異なる可能性があり，今後はこれらの違いを検討する必要がある。

構成概念妥当性　収束的妥当性の検証として，MTAS の全項目および下位尺度と，不安および抑うつ症状との間のピアソンの積率相関係数および潜在 2 変数相関を算出した。その結果，基準値以上の正の相関が示された。このことから，仮説 5 の収束的妥当性が支持された。

MTAS 原版（Putwain et al., 2020）では感情障害のリスク要因を測定し.300 を超える正の相関を示したのに対し，本研究では臨床的症状を測定する指標を用いた点で異なる。不安症状とテスト不安について，本研究ではいずれも.400 を超える相関が示された。Putwain et al.（2021）は MTAS の心配が全般性不安と，生理的覚醒がパニック症と関連することを指摘し，両者の強い相関を説明する可能性を示している。また，石川他（2018）は，本研究で用いた Short-CAS とテスト不安で r=.52 を報告している。したがって，テスト不安と不安症状は概念的に関連が強く，その相違点や区別の更なる検討が必要である。抑うつ症状は，Akinsola et al.（2013）が TAI と r=.32 を報告しており，本研究でも MTAS 日本語版の総得点と抑うつ症状との相関が r =.413 と同程度であった。この結果は，抑うつ症状がテスト不安とは独立した概念でありながら，安定した関連性を持つことを支持するものである。

弁別的妥当性の検証として，MTAS の全項目および下位尺度と，学校適応感との間のピアソンの積率相関係数および潜在 2 変数相関を算出した。その結果，基準値を満たす相関が示された。このことから，仮説 5 の弁別的妥当性が支持された。

本研究では，テスト不安と学校適応感の関連が低いことが示された。このことから，学校に行きたいもしくは行きたくないかどうかは，テスト不安以外の要因が影響していることが考えられる。例えば，学校適応感が学業より友人関係に強く関連していることが考えられる。大対他（2013）では，学校適応感は友人との関係に最も強い関連が示され，学習意欲とは最も弱い関連が示された。また，MTAS 原版（Putwain et al., 2020）では，本研究と同様に学校適応感とテスト不安の関連は低かった。したがって，学校適応感とテスト不安を検討する際は，友人関係などを含めた多面的な検討が必要だと考えられる。

限界点と今後の展望

本研究にはいくつかの限界点が存在する。第 1 に，MTAS 原版と本研究では，妥当性検証に用いた尺度が異なる。原版はテスト不安に関連する感情的リスク要因を測定し，本研究では臨床的な症状を測定した。また，学校適応感も異なる指標であり，先行研究との直接的な比較には一定の限界がある。第 2 に，サンプルが比較的学力の高い高校生に限定されていた。MTAS 原版は中学生を含む多様なサンプルを用いており，高校生にサンプルを限定している本研究の結果は一般化可能性に制約がある。今後，学力や年齢層が異なる生徒を対象とした研究が必要である。第 3 に，COSMIN に従うと，測定誤差や応答性は未検討である。これらを検討することで，MTAS 日本語版の信頼性と実用性がさらに明確になることが期待される。第 4 に，本研究では MTAS をテスト約 1 週間前に測定しているが，よりテスト直前の測定では一時的な不安変動の影響を受ける可能性もある。本研究の再検査信頼性の結果から MTAS で測定されるテスト不安は，比較的安定した不安傾向を捉えていることが示唆されたものの，今後はテスト直前での測定や，状態・特性不安の外的基準との比較検討が求められる。第 5 に，MTAS 原版では ROC 分析によりカットオフ値が設定されているが（von der Embse et al., 2021），本研究ではカットオフ値の算出を行っていない。テスト不安は診断基準を持たない概念であるため，明確な閾値を設定することには理論的な限界がある。今後は，カットオフ算出の意義と方法について検討の余地があると考えられる。第 6 に，本研究で用いたテスト得点は学校や学年，コースごとに異なるテストに基づき，難易度が統一されていない。また，群ごとの標準化はサンプル数が少ない場合に推定が歪んでいる可能性がある。加えて，得点は自己報告であり信頼性に限界がある。今後は，難易度が統一されたテストや客観的成績データを用いた検討が求められる。

本研究により，MTAS 日本語版の信頼性と妥当性が確認され，テスト不安を多面的に評価できる尺度が構築された。これにより，日本でもテスト不安の影響を評価するための基盤が提供されたと考えられる。MTAS 原版では，目的に応じて下位尺度または総得点の分析の選択が推奨されており，総得点は高いテスト不安を抱える生徒の特定に有用とされる。一方で，総得点のみを使用する場合は，下位尺度ごとの違いを見逃す可能性がある（Putwain et al., 2020）。例えば，MTAS 原版で下位尺度の緊張と生理的覚醒は，A Level 試験でのみ負の相関が示され，GCSE では示さ

れなかった。また，原版と日本語版の共通点として，認知的干渉がテスト得点と最も強い負の関連を示した。さらに，MTAS の実践的意義は，下位尺度の構成要素に着目することで，各生徒の特性に応じた柔軟な理解や支援に活用できる点が挙げられる。このことから，テスト不安全体を包括的に評価する場合には高次因子モデルが適し，下位尺度間の構成概念の違いに注目する場合には，4 因子モデルが有用であると考えられる。今後，下位尺度と総得点の使い方に関する検討や，テストの特性による関連性の違いを検討する必要がある。

利益相反

本論文に関して開示すべき利益相反関連事項はない。

関連する発表

本研究の一部は，第 17 回日本不安症学会学術大会（2025），日本認知・行動療法学会第 51 回大会（2025），日本教育心理学会第 67 回総会（2025），the 59th Annual Convention of the Association for Behavioral and Cognitive Therapies（2025）で発表された。

謝辞

本研究の調査にご協力いただいた高等学校の関係者の皆様に心より感謝申し上げます。

引用文献

Akinsola, E. F., & Nwajei, A. D. (2013). Test anxiety, depression and academic performance: Assessment and management using relaxation and cognitive restructuring techniques. *Psychology*, *4*(6), 18-24. https://doi.org/10.4236/psych.2013.46A1003

荒木 紀幸（1988）．青年版テスト態度検査（TAI）の標準化に関する研究――尺度の信頼性，妥当性の検討――　日本教育心理学会第 30 回総会発表論文集，480-481. https://doi.org/10.20587/pamjaep.30.0_480

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *14*(3), 464-504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Fenouillet, F., Prokofieva, V., Lorant, S., Masson, J., & Putwain, D. W. (2023). French study of multidimensional test anxiety scale in relation to performance, age, and gender. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *41*(7), 828-834. https://doi.org/10.1177/07342829231186871

Friedman, I. A., & Bendas-Jacob, O. (1997). Measuring perceived test anxiety in adolescents: A self-report scale. *Educational and Psychological Measurement*, *57*(6), 1035-1046. https://doi.org/10.1177/0013164497057006012

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

石川信一・石井僚・福住紀明・村山航・大谷和大・榊美知子・鈴木高志・田中あゆみ（2018）．短縮版児童用不安尺度（Short CAS）日本語版作成の試み――青年を対象とした信頼性と妥当性の検討――　不安症研究，*10*(1), 64-73. https://doi.org/10.14389/jsad.10.1_64

Ishikawa, S., Sato, H., & Sasagawa, S. (2009). Anxiety disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, *23*(1), 104-111. https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2008.04.003

King, N. J., Mietz, A., Tinney, L., & Ollendick, T. H. (1995). Psychopathology and cognition in adolescents experiencing severe test anxiety. *Journal of Clinical Child Psychology*, *24*(1), 49-54. https://doi.org/10.1207/s15374424jccp2401_6

熊倉 伸宏（1991）．大学受験生にみられる神経衰弱状態の分析　こころの健康，*6*(2), 74-81. https://doi.org/10.11383/kokoronokenkou1986.6.2_74

Ladd, G. W., Kochenderfer, B. J., & Coleman, C. (1997). Classroom peer acceptance, friendship and victimization: Distinct relational systems that contribute uniquely to children's school adjustment? *Child Development*, *68*(6), 1181-1197. https://doi.org/10.2307/1132300

LeBeau, R. T., Glenn, D., Liao, B., Wittchen, H. U., Beesdo - Baum, K., Ollendick, T., & Craske, M. G. (2010). Specific phobia: A review of DSM-IV specific phobia and preliminary recommendations for DSM-V. *Depression and Anxiety*, *27*(2), 148-167. https://doi.org/10.1002/da.20655

Leduc, K., Tougas, A. M., Robert, V., & Boulanger, C. (2024). School refusal in youth: A systematic review of ecological factors. *Child Psychiatry & Human Development*, *55*(4), 1044-1062. https://doi.org/10.1007/s10578-022-01469-7

Liebert, R. M., & Morris, L. W. (1967). Cognitive and emotional components of test anxiety: A distinction and some initial data. *Psychological Reports*, *20*, 975-978. https://doi.org/10.2466/pr0.1967.20.3.975

Lowe, P. A., Lee, S. W., Witteborg, K. M., Prichard, K. W., Luhr, M. E., Cullinan, C. M., Mildren, B. A., Raad, J. M., Cornelius, R. A., & Janik, M. (2008). The Test Anxiety Inventory for Children and Adolescents (TAICA): Examination of the properties of a new multidimensional measure of test anxiety among elementary and secondary school students. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *26*(3), 215-230. https://doi.org/10.1177/0734282907303760

Luttenberger, S., Wimmer, S., & Paechter, M. (2018). Spotlight on math anxiety. *Psychology Research and Behavior Management*, *11*, 311-322. https://doi.org/10.2147/PRBM.S141421

Mandler, G., & Sarason, S. B. (1952). A study of anxiety and learning. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, *47*(2), 166-173. https://doi.org/10.1037/h0062855

松沼 光泰(2004). テスト不安，自己効力感，自己調整学習及びテストパフォーマンスの関連性――小学校 4 年生と算数のテストを対象として―― 教育心理学研究，*52*(4), 426-436. https://doi.org/10.5926/jjep1953.52.4_426

Mokkink, L. B., De Vet, H. C., Prinsen, C. A., Patrick, D. L., Alonso, J., Bouter, L. M., & Terwee, C. B. (2018). COSMIN risk of bias checklist for systematic reviews of patient-reported outcome measures. *Quality of Life Research*, *27*, 1171-1179. https://doi.org/10.1007/s11136-017-1765-4

村田 富久・清水 亜紀・森 陽二郎・大島 祥子(1996). 学校における子どものうつ病――Birleson の小児期うつ病スケールからの検討―― 最新精神医学，*1*, 131-138.

岡田 倫代・鈴江 毅・田村 裕子 (2009). 高校生における抑うつ状態に関する調査――Birleson 自己記入式抑うつ評価尺度 (DSRS-C) を用いて―― 児童青年精神医学とその近接領域，*50*(1), 57-68.

大対 香奈子・堀田 美佐緒・竹島 克典・松見 淳子 (2013). 日本語版 SLAQ の作成――学校適応の規定要因および抑うつとの関連の検討―― 日本学校心理士会年報，*6*, 59-69.

Pekrun, R., Goetz, T., Perry, R. P., Kramer, K., & Hochstadt, M. (2004). Beyond test anxiety: Development and validation of the Test Emotions Questionnaire (TEQ). *Anxiety, Stress and Coping*, *17*(3), 287-316. https://doi.org/10.1080/10615800412331303847

Putwain, D., & Daly, A. L. (2014). Test anxiety prevalence and gender differences in a sample of English secondary school students. *Educational Studies*, *40*(5), 554-570. https://doi.org/10.1080/03055698.2014.953914

Putwain, D. W., Stockinger, K., von der Embse, N. P., Suldo, S. M., & Daumiller, M. (2021). Test anxiety, anxiety disorders, and school-related wellbeing: Manifestations of the same or different constructs? *Journal of School Psychology*, *88*, 47-67. https://doi.org/10.1016/j.jsp.2021.08.001

Putwain, D. W., von der Embse, N. P., Rainbird, E. C., & West, G. (2020). The development and validation of a new Multidimensional Test Anxiety Scale (MTAS). *European Journal of Psychological Assessment*, *37*(3), 236-247. https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000604

R Core Team. (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. https://www.r-project.org/

坂野 雄二(1988). テスト不安の継時的変化に関する研究 早稲田大学人間科学研究，*1*, 31-44.

Sarason, I. G. (1972). Experimental approaches to test anxiety: Attention and the uses of information. *Anxiety: Current Trends in Theory and Research*, *2*(5), 383-403.

Spielberger, C. D. (1980). *Preliminary professional manual for the Test Anxiety Inventory (TAI)*. Consulting Psychologists Press.

Spielberger, C. D., & Vagg, P. R. (Eds.). (1995). *Test Anxiety: Theory, Assessment and Treatment*. Taylor & Francis.

Thomas, C. L., Cassady, J. C., & Finch, W. H. (2018). Identifying severity standards on the cognitive test anxiety scale: Cut score determination using latent class and cluster analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *36*(5), 492-508. https://doi.org/10.1177/0734282916686000

富田 吉敏・菊地 裕絵・安藤 哲也 (2017). 受験生と心療内科――ストレスを抱える受験生への心療内科的対応―― 心身医学，*57*(8), 849-855. https://doi.org/10.15064/jjpm.57.8_849

von der Embse, N., Jester, D., Roy, D., & Post, J. (2018). Test anxiety effects, predictors, and correlates: A 30-year meta-analytic review. *Journal of Affective Disorders*, *227*, 483-493. https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.11.048

von der Embse, N. P., Putwain, D. W., & Francis, G. (2021). Interpretation and use of the Multidimensional Test Anxiety Scale (MTAS). *School Psychology*, *36*(2), 86-96. https://doi.org/10.1037/spq0000427

Zhang, X. (2019). Foreign language anxiety and foreign language performance: A meta‐analysis. *The Modern Language Journal*, *103*(4), 763-781. https://doi.org/10.1111/modl.12590

――2025. 4. 16 受稿，2025. 9. 27 受理――