

Full and Partial Invariance of the Attitudes Structure Scale towards Learning Science Using Confirmatory Factor Analysis: A Comparative Study between Saudi Arabia and Singapore for the Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS)

Bandar Nawaf Tawfiq Jarrah* 

Department of Psychology, College of Education, King Saud University, Riyadh, Saudia Arabia

Received: 23/7/2024

Revised: 25/9/2024

Accepted: 4/12/2024

Published online: 15/3/2025

* Corresponding author:

bjarrah@ksu.edu.sa

Citation: Jarrah, B. N. T. (2025). Full and Partial Invariance of the Attitudes Structure Scale towards Learning Science Using Confirmatory Factor Analysis: A Comparative Study between Saudi Arabia and Singapore for the Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS). *Dirasat: Educational Sciences*, 52(1), 8287.

<https://doi.org/10.35516/edu.v52i1.8287>

87



© 2025 DSR Publishers/ The University of Jordan.

This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY-NC) license <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Abstract

Objectives: The study aims to examine the overall and partial measurement invariance of the attitudes toward science learning scale, which is administered alongside the TIMSS assessment.

Methods: The study utilized TIMSS 2019 data from Saudi Arabia and Singapore for a 26-item scale measuring attitudes toward science learning, divided into three dimensions: Love of Science Learning (SLS), Value of Science Learning (SVS), and Confidence in Science Learning (SCS). The Saudi sample included 1,945 male and 1,927 female students, while the Singaporean sample included 2,451 male and 2,343 female students. Multi-group confirmatory factor analysis (MGCFA) was used for data analysis.

Results: The findings revealed that measurement invariance was not achieved for female data between Saudi Arabia and Singapore. Partial measurement invariance was found for male data, with significant differences favoring Saudi males in the Love of Science Learning (SLS) and Value of Science Learning (SVS) dimensions, while no differences were observed in Confidence in Science Learning (SCS). Complete measurement invariance was achieved within Saudi Arabia for male and female data, with no significant differences between them. In Singapore, partial measurement invariance was achieved between males and females, with significant differences across all three dimensions (SLS, SCS, and SVS), favoring males.

Conclusion: Complete invariance was achieved within Saudi Arabia between males and females, while partial invariance was observed in Singapore and between male data across both countries. Invariance was not achieved for female data across countries. The study recommends further research on invariance across countries and years.

Keywords: Full invariance; partial invariance; multiple groups confirmatory factor analysis (MGCFA); attitudes of learning science; Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS2019)

اللاتغاير الكلي والجزئي لبنية مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم باستخدام التحليل العاملي التوكيدي: دراسة مقارنة بين السعودية وسنغافورة لبيانات الدراسة الدولية للرياضيات والعلوم TIMSS

بندر نواف توفيق جراح*

قسم علم النفس، كلية التربية، جامعة الملك سعود، الرياض، المملكة العربية السعودية

ملخص

الأهداف: تهدف الدراسة إلى فحص اللاتغاير الكلي والجزئي لمقياس بنية الاتجاهات نحو تعلم العلوم، والذي يتزامن تطبيقه مع اختبار (TIMSS).

المنهجية: لتحقيق أهداف الدراسة تم استخدام بيانات (TIMSS2019) للمملكة العربية السعودية وسنغافورة، لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم المكون من (26 فقرة) موزعة على ثلاثة أبعاد: حب تعلم العلوم (SLS)، قيمة تعلم العلوم (SVS) والثقة بتعلم العلوم (SCS). وبلغ حجم العينة السعودية (1945) طالباً و(1927) طالبة، وبلغ حجم العينة لسنغافورة و(2451) طالباً و(2343) طالبة. تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي عبر المجموعات (MGCFA).

النتائج: لم يتحقق اللاتغاير الكلي والجزئي لبيانات الإناث بين السعودية وسنغافورة. بينما تحقق اللاتغاير الجزئي لبيانات الذكور، وأظهرت قيم الفروق أن هناك دلالة إحصائية على بعدى (SLS) و(SVS) لصالح الذكور السعوديين، ولم تكن دالة إحصائية على بُعد (SCS). وتحقق اللاتغاير الكامل لبيانات السعودية بين الذكور والإناث، ولم تظهر قيم الفروق أن هناك دلالة إحصائية بينهم. وقد تحقق اللاتغاير الجزئي لبيانات سنغافورة بين الذكور والإناث، وأظهرت قيم الفروق أن هناك دلالة إحصائية على جميع أبعاد المقياس (SLS) و(SCS) و(SVS) لصالح الذكور.

الخلاصة: تحقق اللاتغاير الكامل بين بيانات الذكور والإناث لنفس الدولة كما هو الحال في السعودية. تحقق اللاتغاير الجزئي بين الذكور والإناث كما هو الحال في سنغافورة، وأيضاً بين بيانات الذكور عبر الدولتين. ولم يتحقق اللاتغاير لبيانات الإناث عبر الدولتين. وأوصت الدراسة بإجراء مزيد من البحوث لاستقصاء اللاتغاير الكلي والجزئي للمقياس نحو تعلم العلوم عبر الدول والسنوات. **الكلمات الدالة:** اللاتغاير الكلي، اللاتغاير الجزئي، التحليل العاملي التوكيدي عبر المجموعات، الاتجاهات نحو تعلم العلوم، اتجاهات الدراسة الدولية للرياضيات والعلوم (TIMSS 2019).

المقدمة:

تنامي الاهتمام في الآونة الأخيرة وعلى مستوى العالم بتعلم العلوم والتكنولوجيا والهندسة والرياضيات (Science, Technology, Engineering, and Mathematics (STEM)؛ لكونها مرتبطة ارتباطاً وثيقاً بالمهن التي يتطلبها سوق العمل في المستقبل. وبدأ الاهتمام بهذا المفهوم في أمريكا عام 2001م بسبب النقص الحاد في عدد العمال المؤهلين في مجالات (STEM)؛ نتيجة عدم الرغبة في هذه المهن، ولا سيما مهنة الهندسة، كما أن هناك دافعاً آخر ساعد أيضاً على المضي قدماً نحو الأخذ بمبادرة (STEM) للنتائج المتدنية للطلاب في مجالي العلوم والرياضيات في الاختبار الدولي في دراسة الاتجاهات للعلوم والرياضيات ((Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS) الدغدي وسيد والنجدي (2022).

ويُعقد هذا الاختبار منذ عام 1995م، وبشكل دوري كل أربع سنوات، ويطبق على طلبة الصف الرابع والثامن، بهدف مساعدة دول العالم لتحسين تعلم الطلبة في العلوم والرياضيات من خلال تزويدها بالتغذية الراجعة عن الاختبار التي يُرجى أن تسهم في تطوير السياسات التعليمية للدول. ويجرى الاختبار تحت رعاية الرابطة الدولية لتقييم التحصيل التربوي The International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) بتعريض الطالب إلى نوعين من التقييم، أحدهما خاص بالمجال المعرفي الذي يتكون من ثلاثة مستويات: المعارف بنسبة (35%)، والتطبيق بنسبة (35%)، والتفسير الثالث (30%) لمبحث العلوم. وأما المجال غير المعرفي فيقتصر على اتجاهات الطلبة نحو تعلم العلوم والرياضيات موزعة على ثلاثة أبعاد وهي: حب تعلم العلوم والرياضيات، والثقة بتعلم العلوم والرياضيات، وقيمة تعلم العلوم والرياضيات، وفق الإطار العام للتقويم لدورة 2019م الصادر (IEA) (Mullis, & Martin, 2017).

وقد شاركت بعض الدول العربية في هذا الاختبار، وكان منها المملكة العربية السعودية. وكان أول مشاركة للمملكة العربية السعودية في سنة 2003م. كما كان من ضمن الدول المشاركة دول سنغافورة، موضع المقارنة، وذلك في سنة 1995م. وقد تقدم لدورة 2019م لاختبار الصف الثامن أربعون دولة، وكان من ضمنها دول عربية، وهي: البحرين وقطر والإمارات وعمان والأردن والكويت والسعودية والمغرب ومصر ولبنان، مرتبةً حسب أدائها لمبحث العلوم. وقد حصلت السعودية على ترتيب 36 بينما حصلت سنغافورة على المرتبة الأولى (Mullis, Martin, Foy, Kelly, & Fishbein, 2020). وأظهرت نتائج الدورات السابقة لاختبار (TIMSS) تفوق الإناث على الذكور في الدول العربية، ومنها دورة 2019م، حيث بلغ متوسط الأداء للإناث لمبحث العلوم في السعودية (يساوي 455) والذكور (يساوي 408)، بينما في سنغافورة بلغ متوسط الأداء للإناث (يساوي 604)، والذكور (يساوي 611). وهنا نلاحظ الفارق الكبير بين البلدين في التحصيل المعرفي، وكما نلاحظ الفارق الكبير بين الجنسين في السعودية، والتقارب بين نتائج الجنسين في سنغافورة، مع ملاحظة تفوق الذكور على الإناث بفارق قليل. وقد يرجع تفوق الإناث على الذكور في الاختبار المعرفي إلى ارتفاع الدافعية للتحصيل الدراسي، والانضباط، وحسن الإصغاء، والتقيد بالتعليمات، والقدرة على الانتباه، وإتمام الواجبات، بالإضافة إلى مهارات ضبط النفس، كما أشارت إلى ذلك دراسة (البادري، والكندي، وبدر، 2019).

هذه النتيجة تطرح تساؤلاً حول مصدر هذا الفارق الكبير بين الدولتين، مما يستدعي دراسة محور الاتجاهات نحو تعلم العلوم والرياضيات، كما يستدعي البحث في إمكانية أسباب أخرى عند تعذر إمكانية التفسير من خلال الاتجاهات سلبية كانت أم إيجابية. وفي هذه الدراسة يرى الباحث، نظراً لاختلاف المعتقدات والاتجاهات العلمية عبر البلدين نتيجة الاختلاف الثقافي والاجتماعي والاقتصادي، أن تفسير الفروق يُمكن دراسته من خلال استقصاء نتائج البلدين في محور الاتجاهات نحو تعلم العلوم والرياضيات. كما أن هذه الفروقات الحاصلة بين الذكور والإناث من حيث الاهتمامات العلمية تُعد أحد النقاط التي تحتاج كذلك إلى تسليط الضوء عليها، لما أظهره التقرير العالمي الاقتصادي (World Economic Forum, 2020) من وجود فجوة بين الجنسين في المهن التي تنتهي إلى مجالات (STEM)، مثل: تحليل البيانات، والذكاء الاصطناعي، والهندسة، والحوسبة السحابية، وذلك لصالح الذكور أكثر منه لصالح الإناث. مع ملاحظة أن الفجوة في التحصيل المعرفي تقلصت كثيراً بين الجنسين (O'Dea, Lagisz, Jennions, & Nakagawa, 2018)؛ مما يعني أن الاختلافات بين الجنسين في مجالات العلوم والتكنولوجيا والهندسة والرياضيات لا يُستحسن أن يعزى إلى عوامل معرفية وإنما إلى عوامل أخرى غير معرفية، ومنها الاتجاهات التي قد تكون أحد أسباب هذه الفجوة (Ghasemi & Burly, 2019).

وتُعدُّ دراسة الاتجاهات بمكوناتها الثلاثة: المعرفية، والعاطفية، والسلوكية، نحو تعلم العلوم والرياضيات بين البلدين وفق مُتغيّر النوع (ذكور مقابل الإناث)، ولنفس البلد مسألة مهمة؛ لأنها يُمكن أن تؤثر على نحو كبير على القرارات التي يتخذها الإنسان. ومن ذلك أهمية كبرى دراستها، أي الاتجاهات، في مرحلة مبكرة من عمر الإنسان (14 أو 15 سنة) حيث يكون الطالب في طور تشكُّل اتجاهاته، ومعتقداته، وتخطيطه لمستقبله؛ مما يترتب عليه تطوير السياسات والتدخلات التعليمية وتعديل الاتجاهات والمعتقدات على النحو المرجو.

عادةً ما يتم دراسة الاتجاهات من خلال مقياس ليكرت الذي يُعد من أشهر الأساليب المستخدمة لقياس الاتجاهات لسهولة إعدادهِ وتصحيحهِ، كما أنه يتصف بخصائص سيكومترية جيدة، تسمح بعقد المقارنات بين نتائج الاستجابات عبر المجموعات المختلفة من خلال دراسة اللاتغاير (Dawis, 1987).

وفكرة اللاتغاير يُمكن تقديمها بالاعتماد على القياس الفيزيائي، الذي لعب دوراً مهماً في تطوير نظريات القياس النفسي بشكل عام (Lord & Novik, 1968). فمن المتوقع، على سبيل المثال، أن يعطي الميزان نفس القراءة لجسمين متماثلين في الكتلة لكنهما مختلفين في الشكل، ليعتبر شكل الجسم من الخصائص التي ليس له علاقة بالخاصية المراد قياسها وهي الكتلة، وفي حالة أن أعطى الميزان قراءة مختلفة، عندها نستنتج أن هناك خطأ في الميزان، كأن يعطي قراءات متحيزة للوزن بناء على تغير الشكل، أي أن الميزان لا يحقق اللاتغاير عبر الأشياء التي تكون أوزانها متطابقة ولكنها مختلفة في الشكل (Millsap, 2011).

وقد قدم الأدب النظري في القياس النفسي (Meade & Lautenschlager, 2000 ; Milsap, 2011; Reise, Widaman, & Pugh, 1993; Well, 2021) منهجين عامين لدراسة اللاتغاير: الأول من خلال نظرية استجابة الفقرة، ويُعد مفهوم اللاتغاير حيز الزاوية لهذه النظرية، أي أن معالم الفقرات (الصعوبة والتمييز والتخمين) متحررة من قدرات المفحوصين، وأن قدرات المفحوصين متحررة من معالم الفقرات، كما تفترض النظرية الحديثة أيضاً أحادية البعد للمقياس واستقلالية الفقرات، ومنحى خصائص الفقرة، وعدم السرعة التي تعد افتراضات قوية وصعبة التحقق (de Ayala, 2022).

وأما المنهج الثاني فيكون من خلال التحليل العاملي التوكيدي، الذي يُعرف بالنموذج الانعكاسي (reflective model)، والذي يقوم على الاستدلال بوجود سمة أو بنية كامنة نتيجة الاستجابة على مجموعة من الفقرات، كما في (الشكل 1). وقد نتج عن هذا النموذج عدد من المعالم، من أهمها: التشبعات والمقاطع والأخطاء (Edwards & Bagozzi, 2000). وهذه المعالم لهذا النموذج التحليلي يمكن توظيفها باستخدام التحليل التوكيدي عبر المجموعات المختلفة (Multiple Groups Confirmatory Factor Analysis) (MGCFA) الذي يُعد من أكثر النماذج استخداماً في هذا المجال؛ لكونه يسمح بفحص خاصية اللاتغاير بسهولة عن طريق وضع قيود على النماذج المستخدمة عبر المجموعات، ثم مقارنة النماذج الأكثر تقييداً مع النماذج الأقل تقييداً (Byrne, Shavelson, & Muthen, 1989).

وأوصت بعض الدراسات (Meade & Lautenschlager, 2004 ; Steinmetz, Schmidt, Tina-Booh, Wiecezorek, & Schwartz, 2009) بتوظيف التحليل العاملي التوكيدي (MGCFA) عبر المجموعات المتعددة (النوع، والعرق، والثقافة، واللغة)، كما أوصت به في حالة تعدد الأبعاد للمقياس من أجل ضمان عدم تحيز المقياس لمجموعة دون أخرى. ولفحص خاصية اللاتغاير بشقية، الكلي والجزئي، فقد تم الاعتماد على الإحصائيات الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي التي تنقسم إلى نوعين:

النوع الأول، وهي الإحصائيات المتعلقة بالمتغيرات الظاهرة لفقرات المقياس، وتشمل التشبعات (loadings)، والمقاطع (intercepts)، والبواقي (Residuals)، ويسمى باللاتغاير القياسي، والذي يرمز له بالرمز (MI).

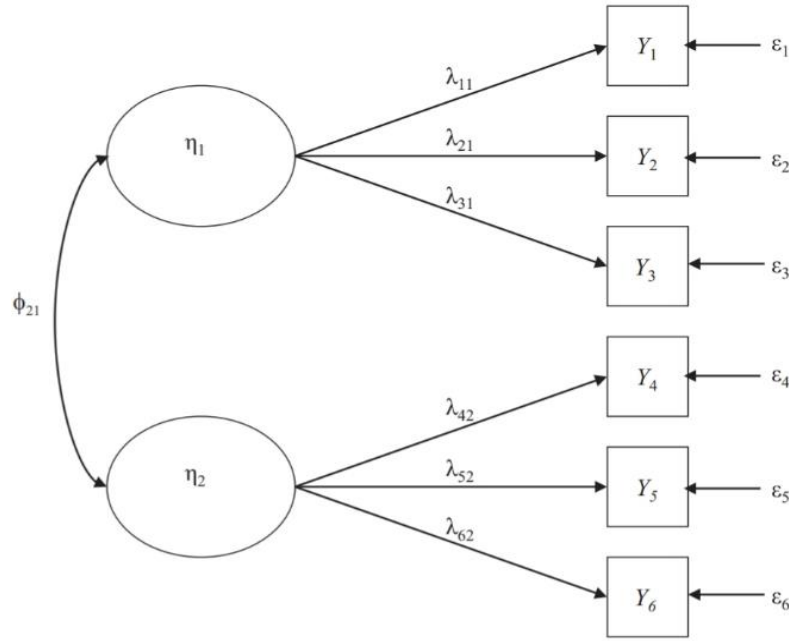
والنوع الثاني، وهي الإحصائيات المتعلقة بالمتغيرات الكامنة للسما، وتشمل تباين العامل (Variance factor)، والتباين المشترك بين العوامل (Covariance factors)، ووسط العامل (mean factor)، الذي يُعرف باللاتغاير البنائي (structural invariance). ويقوم التحليل العاملي التوكيدي على أسلوب تحليل الانحدار الإحصائي (Widaman & Aguilar, 2023; Wells, 2021)، الذي تُمثله المعادلة التالية:

$$Y_i = a + bX_i + e_i \quad (1)$$

حيث تشير الرموز التالية (Y_i) إلى العلامة المتنبأ بها، و(X_i) إلى العلامة الملاحظة، و(i) تشير إلى رقم الفقرة ($i=1,2,\dots$)، و(a) إلى مقطع الانحدار، و(b) إلى ميل خط الانحدار (e) إلى البواقي الشكل (2). ويمكن أن تكتب معادلة الانحدار رقم (1) بدلالة المتغير الكامن عبر المجموعات، فيتم استبدال (x) (بايتا η) و(a) (بتاوا θ) و(b) (لامبدا λ) و(e) ب (ابسلون ϵ)، فتصبح المعادلة فيما لو طبقت على أكثر من مجموعة تأخذ المنحى التالي:

$$y_i^g = \tau_i^g + \lambda_i^g \eta_i^g + \epsilon_i^g \quad (2)$$

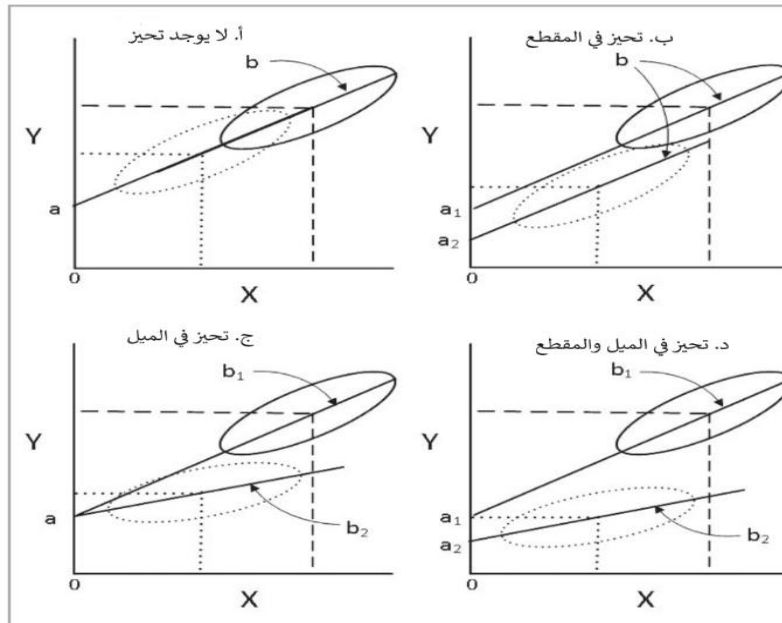
حيث تشير y_i^g إلى الاستجابات الملاحظة على الفقرة (i)، وللمجموعة الرمز (g)، و τ_i^g لمقاطع معادلات الانحدار في المحور (y) للمجموعة (g)، و η_i^g يشير إلى العامل الكامن للمجموعة، و λ_i^g يشير إلى مقدار التشبعات للمجموعة (g) التي تربط بين العامل الكامن والمتغير الظاهر كما في الشكل (1) الذي يُظهر مكونات المعادلة لعاملين كامين لكل عامل ثلاثة فقرات ولكل فقرة خطأ.



الشكل (1) معالم التحليل العاملي التوكيدي

ويوضح الشكل (1) المعالم الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي لسمتين كامنتين، واللتين يُرمز لهما η_1 و η_2 ، والارتباط بينهما بالرمز (ϕ_{21}) ، والارتباط بين السمة الكامنة والفقرات وهي ما تعرف بالتشبعات يرمز لها $(\lambda_{31}, \lambda_{21}, \lambda_{11})$ والسمة الأولى، $(\lambda_{62}, \lambda_{52}, \lambda_{42})$ السمة الثانية، وتعكس الرموز التالية $(\epsilon_1, \dots, \epsilon_6)$ أخطاء القياس.

الشكل (2) معادلتين انحدار لمجموعتين مختلفتين



الشكل (2): رسم توضيحي لمعادلتين انحدار لمجموعتين مختلفتين

ويوضح الشكل (2) رسوماً بيانية لمعادلاتي الانحدار لمجموعتين مختلفتين (الشكل 2: أ) لها نفس الميل والمقطع للمجموعتين (a_1, a_2) ، وبالتالي لا يوجد تحيز بينهما. ويوضح (الشكل 2: ب) معادلاتي انحدار بمقطعين مختلفين لكل من المجموعة (a_1, a_2) ، وبالتالي يُظهر أن هناك تحيزاً بالمقطع. ويوضح (الشكل 2: ج) معادلاتي انحدار بميلين مختلفين ومقطع واحد (a)، وبالتالي يُظهر أن هناك تحيزاً في التشعبات. ويوضح الشكل (الشكل 2: د) معادلاتي انحدار بميلين مختلفين ومقطعين مختلفين (a_1, a_2) ، وبالتالي يُظهر أن هناك تحيزاً في المقطع والميل، ويعبر عن ذلك بلغة المصفوفات في التحليل العاملي التوكيدي على النحو الآتي:

$$\Sigma_{yy}^g = \Lambda_y^g \Phi_y^g \Lambda_y^{g'} + \Theta_\varepsilon^g \quad (3)$$

ويشير الرمز Σ_{yy}^g إلى مصفوفة التباينات والتباين المشترك للاستجابات الملاحظة، والرمز Λ_y^g إلى مصفوفة التشعبات على العوامل، والرمز Φ_y^g إلى مصفوفة التباين والتباين المشترك بين العوامل، والرمز $\Lambda_y^{g'}$ إلى مدور مصفوفة التشعبات، والرمز Θ_ε^g إلى مصفوفة التباين والتباين المشترك للبواقي (الأخطاء).

ويتم فحص اللاتغاير وفق الخطوات التالية (Byrne, 2012; Schmitt & Kuljanin, 2008; Liou & linn, 202; Vandenberg & Lance, 2000):
الخطوة الأولى. تتطلب هذه الخطوة تأسيس نموذج بشكل منفرد لكل مجموعة بحيث تقع قيم مؤشرات المطابقة لكل مجموعة ضمن المحركات المقبولة كما في الجدول رقم (1).

الخطوة الثانية. تتطلب هذه الخطوة تأسيس نموذج عاملي موحد لكلا المجموعتين دون قيود، وتسمى هذه الخطوة باللاتغاير التكويني (Configural invariance) الذي يستخدم كمرجع لمقارنة باقي النماذج من خلال فحص اللاتغاير للتشعبات والمقاطع والبواقي والمعالم المقدرة.

الخطوة الثالثة. تتطلب هذه الخطوة فحص تشعبات الفقرات على العوامل عبر المجموعات المختلفة. وتشير التشعبات إلى قوة التأثير السببي للمتغير الكامن (ξ_j) على فقرات المقياس، ويمكن تفسيرها على أنها مؤشرات للصدق العاملي (Bollen, 1989). والفرضية الصفرية لهذا الاختبار هو " أن تشعبات المجموعة الأولى تساوي تشعبات المجموعة الثانية وهكذا بعدد المجموعات"، وتسمى هذه الخطوة باللاتغاير المتري (metric Invariance)، ويمكن صياغتها على النحو الآتي:

$$H_0 = \Lambda_x^{(1)} = \Lambda_x^{(2)} = \dots = \Lambda_x^{(g)} \quad (4)$$

ويترتب على رفض الفرضية الصفرية عدم تكافؤ التشعبات بين المجموعات، والذي يفسر أن هناك اختلافاً في معاملات الصدق؛ مما يثير الشكوك حول بنية العاملية للمقياس عبر المجموعات، وهو ما تسعى الدراسة الحالية إلى الكشف عنه. وعليه فإن اللاتغاير المتري ضروري لاستنتاج أن البنية المقاسة لها نفس المعنى بين المجموعتين.

الخطوة الرابعة. تتطلب هذه الخطوة فحص تساوي المقاطع (Intercepts) لفقرات المقياس بين المجموعات. وتظهر مقاطع الفقرات على محور y_i^g من قبل معادلات الانحدار التي تربط بين فقرات المقياس والمتغير الكامن كما في المعادلة رقم (2). والفرضية الصفرية لهذا الاختبار هو " أن جميع مقاطع الفقرات في النموذج متكافئة عبر المجموعات". وتسمى هذه الخطوة باللاتغاير العددي (Scalar invariance)، وتأخذ صياغتها النحو الآتي:

$$H_0: \tau_y^1 = \tau_y^2 = \dots = \tau_y^{(g)} \quad (5)$$

ويترتب على قبول الفرضية الصفرية تحقق اللاتغاير بين المجموعات في مقاطع الفقرات؛ مما يشير إلى عدم وجود تحيز، سواء أكانت درجة التحيز لأعلى أو لأسفل، كما في الشكل (الشكل 2: أ و ج). ويترتب، في حال رفض الفرضية الصفرية، عدم تكافؤ المقاطع للفقرات بين المجموعات؛ مما يشير إلى أن هناك تحيزاً منتظماً، والذي يترتب عليه أن تكون استجابات أحد مجموعات أعلى أو أقل لفقرات المقياس قيد الدراسة (الشكل 2: ب). وقد يكون المتوسط الظاهر أعلى أو أقل مما هو متوقع، وهذا يُمكن عزوه إلى اختلاف متوسط العامل الكامن للمجموعات وتشعباتها، كما في الشكل (الشكل 2: د).

الخطوة الخامسة. تتطلب هذه الخطوة فحص البواقي (Residuals) عبر المجموعات. والفرضية الصفرية لهذا الاختبار هي " أن البواقي تكون متكافئة بين المجموعات"، وتسمى هذه الخطوة باللاتغاير التام (Strict Invariance) التي تأخذ صياغتها على النحو الآتي:

$$H_0 = \Theta^A = \Theta^B = \Theta^G \quad (6)$$

وبترتب على قبول الفرضية الصفرية تحقق اللاتغاير التام بين المجموعات؛ يعني تساوي مقدار الأخطاء بين الفقرات مما يشير إلى تكافؤ ثبات فقرات المقياس عبر المجموعات في حال رفض الفرضية الصفرية، وهذا يشير إلى عدم تكافؤ ثبات فقرات المقياس عبر المجموعات. وهنا يُعدُّ اللاتغاير في الأخطاء ليس مطلباً أساسياً لإجراء المقارنة بين المجموعات (Steinmetz et al, 2009).

وتتطلب عملية المقارنة بين المجموعات التأكد من اللاتغاير الكامل لجميع فقرات المقياس الذي يشير إلى ضرورة إخضاع جميع الفقرات لتحقيق مستويات اللاتغاير لكل من (التشبعات والمقاطع). ولصعوبة تحقق هذا الأمر اقترحت بايرن وزملائها (Byrne et al, 1989) مفهوم اللاتغاير الجزئي، الذي يعني إخضاع بعض الفقرات لتحقيق اللاتغاير لكل من التشبعات والمقاطع. وتتطلب عملية المقارنة بين أوساط المتغيرات الكامنة تحقق اللاتغاير العددي وتوفر على الأقل فقرتين لكل بُعد، وأكد هذه النتيجة أيضاً كل (Baumgartner & Steenkamp, 1998). وبالإضافة إلى ما سبق، يتطلب تحليل اللاتغاير البنائي، الخطوات الآتية:

الخطوة السادسة. وفحص اللاتغاير لتباين العوامل (invariance of factor variance) عبر المجموعات الذي يشير إلى مقدار تشتت درجات العامل، فإن التأكد من اللاتغاير لتباين العامل مهماً عندما يهتم الباحث باللاتغاير لثبات الفقرات الذي يُعد شرطاً مسبقاً لذلك. ويتم فحص الفرضية الصفرية لهذا الاختبار من خلال القيم القطرية لمصفوفات فاي (Φ) التي تعطى على النحو الآتي:

$$H_o = \phi_{jj}^A = \phi_{jj}^B = \phi_{jj}^G$$

الخطوة السابعة. فحص تكافؤ التباين المشترك بين العوامل (invariance of factor covariance). وترتب على رفض الفرضية الصفرية إلى عدم التكافؤ في العلاقات بين عوامل المقياس عبر المجموعات المختلفة. وتعطى الفرضية الصفرية على النحو الآتي:

$$H_o = \phi_{jk}^A = \phi_{jk}^B = \phi_{jk}^G$$

الخطوة الثامنة. فحص اللاتغاير للأوساط الكامنة (factor mean invariance). وتعطى القيمة المتوقعة للفقرة (y_i) أي المتوسط الظاهر، للمجموعة (g) على النحو الآتي:

$$E(y_i^g) = \tau_i^g + \lambda_i^g \kappa_j^g \quad (3)$$

بناءً على المعادلة رقم (3) فإن المتوسط الظاهر للفقرة (y_i) للمجموعة (g) لا يعتمد فقط على متوسط السمة الكامنة الخاص بالفقرة، وإنما أيضاً على التشبعات ومقاطع الفقرات. وبالتالي، يمكن أن يكون سبب اختلاف المتوسط الظاهر للفقرة ليس فقط اختلاف المتوسط الكامن؛ وإنما أيضاً اختلاف في التشبعات أو المقاطع أو كليهما، وعليه يتطلب فحص تساوي المتوسطات الكامنة أولاً فحص تساوي التشبعات والمقاطع. وتعطى الفرضية الصفرية لفحص المتوسطات على النحو الآتي:

$$H_o = \kappa^A = \kappa^B = \kappa^G$$

وفي التحليل العاملي التوكيدي لا يتم تقدير الأوساط الكامنة، وإنما يتم تقدير الفروقات بين الأوساط الكامنة عن طريق تثبيت جميع الأوساط للعوامل في المجموعة المرجعية، وتقدير الأوساط للعوامل كمعالم حرة في مجموعة الأخرى.

تقييم التطابق

يكون الحكم على تطابق البيانات مع النموذج من خلال مؤشرات حُسن المطابقة، وتقسم إلى ثلاثة أنواع، وهي: مؤشرات المقارنة، وأشهرها مؤشر المطابقة المقارن (CFI)، ومؤشر تاكر-لويس (TLI) الذي لا يتأثر بحجم العينة، ومؤشرات الاختصار، وأشهرها القيمة التقريبية لجذر متوسط مربعات الأخطاء (RMSEA) والذي يتأثر بأحجام العينة، وأخيراً المؤشرات المطلقة مثل مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR). ويظهر الجدول (1) نوع المؤشر ورمزه ومحكات تفسيره وفق (Brown, 2015; West, McNeish, & Savord, 2023)

جدول (1): نوع المؤشر ورمزه ومحكات التفسير

نوع المؤشر	رمز المؤشر	محكات التفسير
المقارنة	CFI	$0.95 \leq CFI$ و TLI جيد جداً
	TLI	$0.94 \leq CFI$ و $TLI \leq 0.90$ جيد
المختصرة	RMSEA	$0.05 \geq RMSEA$ جيد جداً $0.05 \leq RMSEA \leq 0.08$ جيد
المطلقة	SRMR	$0.08 \geq SRMR$ جيد

ويُعدُّ المستوى المقبول لتطابق البيانات مع النموذج لكل من (TLI) و (CFI) أن تقع القيم ضمن $0.94 \leq CFI$ و $0.90 \leq TLI$ ، ول (RMSEA) أن تقع ضمن $0.05 \leq RMSEA \leq 0.08$ ، ول (SRMR) أن تكون أقل من (0.08).

تقييم اللاتغاير:

ولتقييم خاصية اللاتغاير عبر المستويات المختلفة (التشبعات، والمقاطع، والبواقي) وفق ما توصلت له دراسات المحاكاة (Cheung, 2002, & Rensvold, 2007)، فإن الأمر يتطلب أن يكون حجم العينة أكبر من 300 فرد ($N > 300$)، ويتحقق اللاتغاير إذا بلغت قيمة الفارق بين المستوى التكويني والمستوى الآخر للمؤشرات (CFI) و (TLI) تساوي أو أقل من 0.01، وللمؤشر (RMSEA) أن تكون القيمة تساوي أو أقل من 0.015، وللمؤشر (SRMR) أن تكون القيمة تساوي أو أقل من 0.03 (الجدول 2).

الجدول رقم (2) : محكات مؤشرات المطابقة والمستويات اللاتغاير

نوع المؤشر	رمز المؤشر	مستوى اللاتغاير	مقدار التغير (المحكات)
المقارنة	TLI و CFI	التكويني والعددي والمتشدد	≤ 0.01
المختصرة	RMSEA	التكويني والعددي والمتشدد	≤ 0.015
المطلقة	SRMR	التكويني	≤ 0.03
		العددي والتام	≤ 0.01

الدراسات السابقة

أجرى بايرن وزملاؤه (byrne et al, 1989) دراسة بعنوان فحص تكافؤ الأوساط الكامنة والتباين المشترك (اللاتغاير الجزئي). وقد قدموا في هذه الدراسة مفهوماً جديداً سمي باللاتغاير الجزئي توصلوا فيها إلى إمكانية إجراء اللاتغاير الجزئي في أي مستوى من مستويات اللاتغاير المتري أو العددي أو التام، وأنه لعمل المقارنة بين الأوساط الكامنة لا بد من تحقق مستوى اللاتغاير العددي وتوفر فقرتين على الأقل لكل بعد للمقياس. وقد تم توضيح هذه المفاهيم باستخدام بيانات مصدرها مقياس مفهوم الذات المتعدد الأبعاد الذي تم تطبيقه على عينة من طلبة عالية التقدير بالمستوى الثانوي (582) وعينة منخفضة التقدير (248).

وأجرى مارش وزملاؤه دراسة (Marsh, Abduljabbar, Abu-Hilal, Morin, Abdelfattah, Leung, Nagengast & Parker, 2013) مقارنة بين الدول العربية (السعودية والأردن ومصر وعمان) مع دول أنجلوسكسونية (أستراليا وأمريكا وإنجلترا وسكوتلاند) بالاعتماد على بيانات مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم والرياضيات (TIMSS 2007) وعلاقتها بالتحصيل المعرفي. وقد توصلوا فيها إلى تحقق اللاتغاير الكلي في المستوى العددي (التشبعات والمقاطع) عبر النوع في نفس الدولة، كما تم تحقق اللاتغاير الكلي بين الدول بالمستوى المتري (التشبعات)، وتحقق اللاتغاير الجزئي بالمستوى العددي (المقاطع). وأظهرت النتائج في الدول الأنجلوسكسونية أن الطلاب الذكور قد سجلوا درجات على مقياس الاتجاهات أعلى من الإناث بدرجة متوسطة إلى قليلة، بينما سجلت الإناث في الدول العربية درجات أعلى بدرجة قليلة من الطلاب ما عدا السعودية التي سجل فيها الذكور درجات أعلى من الإناث على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم والرياضيات، على الرغم من ارتفاع التحصيل المعرفي للإناث، وقد أوصت الدراسة إلى إجراء مزيد من الدراسات لدول أخرى، وأيضاً عبر السنوات لنفس الدولة.

وفي دراسة حديثة قام بها (Liu & Lin, 2022) بعنوان: مقارنة الاتجاهات نحو تعلم العلوم لدى المراهقين لكل من أمريكا وتايوان وأستراليا عبر البلدان والنوع، باستخدام بيانات (TIMSS 2019) لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم توصلوا فيها إلى أن اللاتغاير القياسي الكلي للمعتقدات نحو تعلم العلوم بأبعاده الثلاث بين الدول تحقق فقط بالمستوى المتري فقط؛ مما يجعل المقارنة المتوسطة الكامنة غير ممكنة، بينما تحقق اللاتغاير

الكلي في المستوى العددي بين الجنسين داخل كل بلد ؛ مما يسمح بالمقارنة بين المتوسطات الكامنة للجنسين، توصلنا فيها أن هناك فروقا بين المتوسطات الكامنة ذات ودلالة إحصائية لصالح الإناث على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم بأبعاده الثلاثة (حب تعلم العلوم الثقة بتعلم العلوم فائدة تعلم العلوم)، باستثناء اتجاهات نحو فائدة تعلم العلوم التي كانت لصالح الطلاب الأمريكيين وفق المتوسطات، ولكن لم يكن هناك فروق ذات دلالة إحصائية. كما أوصت الدراسة بتقسي اللاتغاير بين البلدان من خلال اللجوء إلى اللاتغاير الجزئي.

وبالنظر إلى الدراسات السابقة التي تناولت اللاتغاير الكلي والجزئي معاً للبيانات الدولية لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم الرياضيات (TIMSS)، نلاحظ ندرة في هذا النوع من الدراسات مما يُسوّغ لقيام هذه الدراسة. ومن المسوّغات كذلك أن المقياس يطبق بالتزامن مع الاختبار الدولي لدي جميع الطلبة في جميع الدول المشاركة، ويخضع لعمليات ترجمة وترجمة عكسية لكل لغة من لغات الدول المشاركة، وغيرها من الإجراءات التي تمنع ظهور اختلافات في الأداء على المقياس لأسباب ترتبط بالمقياس أو التطبيق؛ مما يُظهر الضرورة في القيام بدراسة تكشف الفقرات التي لم تحقق اللاتغاير في مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم التي قد تحول دون عمل مقارنات عادلة بين المجموعات المختلفة.

مشكلة الدراسة

تتمثل مشكلة الدراسة في حقيقة أن اختلاف الأداء على المقياس قد يتوقف على عوامل أخرى قد لا تُؤخذ في الحسبان عند عمل المقارنات؛ مما يترتب عليه حدوث تحيّز في التفسير، مما يستلزم فحص التكافؤ الكلي والجزئي لبنية مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم. وهذه المتغيرات هي الثقافة والدولة والنوع، والتي تُعد مصدراً من مصادر تحيز فقرات المقياس عند عمل المقارنات بينها. فأدبيات الحقل في علم القياس تستلزم تحقق التكافؤ لكل من معلم تشبع الفقرات (λ) ومقطع الفقرات (τ) معاً، بالإضافة إلى تشبّع فقرتين، على الأقل، لكل بُعد من أبعاد المقياس باستخدام تحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات (MGCF) الذي يأخذ خطوات دقيقة وتسلسلية، مع تقديمه معلومات مهمة متعلقة بصدق وثبات المقياس من خلال الكشف عن فقرات المقياس التي لم تحقق التكافؤ لمعلم تشبع الفقرات المرتبط بصدق الفقرات والأخطاء المرتبطة بثبات المقياس.

أسئلة الدراسة :

1. ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الإناث لدولتي السعودية وسنغافورة لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم؟
2. ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الذكور لدولتي السعودية وسنغافورة لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم؟
3. ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الذكور والإناث لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم في السعودية؟
4. ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الذكور والإناث لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم في سنغافورة؟
5. ما قيم المتوسطات الظاهرة على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم وفق البلد (السعودية مقابل سنغافورة) ووفق النوع (ذكور مقابل إناث)؟
6. هل هناك فروق بين المتوسطات الكامنة لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم بين البلدين وفق مُتغيّر النوع (الإناث والذكور)؟
7. هل هناك فروق للأوساط الكامنة لمقياس نحو تعلم العلوم وفقاً للنوع بين الدولتين (السعودية وسنغافورة) ؟

أهمية الدراسة

تتضمن أهمية الدراسة من الناحية النظرية في تقديم إطار نظري مفصل لعملية فحص اللاتغاير باستخدام التحليل العاملي التوكيدي بنوعية القياسي الذي يبدأ باللاتغاير التكويني ثم العددي ثم التام، والنوع الآخر هو اللاتغاير البنائي ويكون لكل من المتوسط الكامن للعوامل والتباين الكامن للعوامل والتباين المشترك بين العوامل. وعلى الجانب التطبيقي تظهر أهمية هذه الدراسة في توظيفها أفضل الممارسات الإحصائية التي يُتحقق من خلالها من خاصيتي الصدق والثبات لبيانات مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم على نحو يسمح بإجراء المقارنة العادلة بين الدول وبين النوع.

التعريفات الإجرائية

اللاتغاير القياسي الكلي: وهو التكافؤ وفق النوع (ذكر، أنثى) لكل من العينة السعودية وسنغافورة، أو وفق الدولة (سنغافورة والسعودية) لكل من عينة الذكور والإناث لجميع فقرات مقياس نحو تعلم العلوم (TIMSS2019) لجميع المعالم الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي عبر المجموعات (MGCF)، وهي التشبعات (loadings)، والمقاطع (intercepts)، والبواقي (Residuals).

اللاتغاير القياسي الجزئي: وهو التكافؤ وفق النوع (ذكر، أنثى) لكل من العينة السعودية وسنغافورة، أو وفق الدولة (سنغافورة والسعودية) لكل من عينة الذكور والإناث لبعض من فقرات مقياس اتجاهات نحو تعلم العلوم (TIMSS2019)، ولبعض من المعالم الناتجة عن التحليل العاملي

التوكيدي عبر المجموعات (MGCFA)، وهي التشبعات (loadings)، والمقاطع (intercepts)، والبواقي (Residuals).
بنية المقياس: وتشمل أبعاد مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم (TIMSS2019): حب تعلم العلوم، والثقة بتعلم العلوم، وفائدة تعلم العلوم، بالإضافة إلى فقرات المقياس التي تمثل الأبعاد، والمعالج الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي التي تصف العلاقة بين الفقرات والأبعاد.
التحليل العاملي التوكيدي عبر المجموعات المتعددة (MGCFA): وهو إجراء إحصائي يستخدم لفحص التكافؤ بين المجموعات المختلفة والذي يقوم على وصف العلاقة بين فقرات المقياس والمتغيرات الكامنة أو العوامل وفق إطار نظري قوي.

منهجية الدراسة

تم استخدام المنهج الوصفي التحليلي والذي يبحث في بيانات واسعة النطاق على مستوى الدول والتي تم جمعها من قبل منظمات دولية والقائمة على إعادة تحليل استجابات طلبة السعودية وسنغافورة على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم الذي طبق في الدراسة الدولية للرياضيات والعلوم (TIMSS2019).

أفراد وعينة الدراسة

تكونت عينة الدراسة من طلبة الصف الثامن في العام 2019م، لكل من دولة السعودية ودولة سنغافورة؛ لكونها آخر بيانات تم نشرها على الموقع الإلكتروني. وقد بلغ معدل أعمار الطلبة السعوديين (13,9 سنة)، بينما بلغ معدل الأعمار لطلبة دولة سنغافورة (14,3 سنة). وبلغ عدد المدارس في السعودية (7248)، وإجمالي عدد الطلبة فيها (397,795). وقد تم اختيار العينة وفق التصميم الطبقي على مرحلتين الأولى بالاختيار وفق نوع المدرسة (حكومي، أهلي، دولي) وجنس الطالب (ذكور، إناث). وفي المرحلة الثانية تم اختيار الصف، وبلغ عدد المدارس المختارة بهذه الطريقة (207) مدرسة، وكان عدد الطلبة فيها (5680) طالباً. ولدولة سنغافورة، بلغ عدد المدارس (153) مدرسة، وكان عدد الطلبة إجمالاً (38,517) طالباً، باختيار جميع المدارس البالغ عددها (153) مدرسة، باختيار صفين من كل مدرسة، وكان عدد الطلبة المختارون للدراسة (4,853) طالباً وفق التقرير (LaRoche & Foy, 2020) الصادر عن منظمة (IEA).

وبلغت أحجام العينات بعد حذف البيانات المفقودة على النحو الآتي: من السعودية (3377) طالباً وطلبة موزعين على (1927) طالبة بنسبة (57%)، و(1450) طالباً بنسبة (43%). ومن سنغافورة كان عدد الطلاب (4794) طالباً وطلبة متوزعين على (2343) طالبة بنسبة (49%)، و(2451) طالباً بنسبة (51%)، ليلبلغ مجموع الطلبة من كلا الدولتين (4270) طالبة بنسبة (52%)، و(3901) طالباً بنسبة (48%).

أداة الدراسة

طبقت أداة قياس اتجاهات الطلاب نحو تعلم العلوم والرياضيات في الدورة الأولى من العام 1995م، والذي تزامن تطبيقها مع الدراسة (TIMSS) على طلاب الصف الثامن، ووفق الإطار التقويقي للمقياس (Mullis & Martin, 2017). وقد تضمنت الأداة أبعاداً ثلاثة، وهي:
الأول: حب تعلم العلوم (SLS: student like learning Science): ويمثل هذا البعد المكون للاتجاه، والذي يشكل الدافع الداخلي للسلوك نحو تعلم العلوم وتعلم المهام الصعبة والجديدة. وقد أظهرت أيضاً النتائج المنبثقة عن اختبار (TIMSS) وبشكل متكرر وجود علاقة قوية بين تقدير الطلاب للمادة وتحصيلهم، وقد تضمن هذا البعد تسع فقرات (Gottfried, 1990).

الثاني: الثقة بتعلم العلوم (SCS: Student Confident Science): يمثل هذا البعد المكون المعرفي للاتجاه يهدف إلى قياس مفهوم الذات الأكاديمي للطلاب المرتبط بمعرفة الطلاب عن أنفسهم ويعتمد تقييمهم الذاتي على تجاربهم السابقة، وكيف يرون أنفسهم مقارنة بأقرانهم (Marsh & Craven, 2006) وقد أظهرت الدورات السابقة للاختبار (TIMSS) وجود علاقة قوية بين المفاهيم الذاتية الأكاديمية للطلاب وتحصيلهم، ويتكون هذا البعد من ثمن فقرات.

الثالث: قيمة تعلم العلوم (SVS: student Value Science): ويمثل هذا البعد المكون السلوكي الذي يهدف إلى قياس الدافع الخارجي لتعلم العلوم، والذي يكون مدفوعاً بالمكافآت الخارجية، مثل الثناء أو النجاح الوظيفي. وقد أظهرت نتائج الأبحاث أن التحفيز الداخلي يرتبط ارتباطاً وثيقاً بالإنجاز أكثر من الدوافع الخارجية (Becker, McElvany & Kortenbruk, 2010). وقد تضمن هذا البعد تسع فقرات.

وقد أخضعت جميع الفقرات إلى التدرج الرباعي وفق مقياس ليكرت: أوافق بشدة (1) وأوافق (2) لا أوافق (3) ولا أوافق بشدة (4). وتشير الدرجة الأقل إلى الاتجاهات الإيجابية نحو تعلم العلوم، وهناك بعض الفقرات السلبية تم عكس تدرجها، وهي: فقرة "أتمنى أن لا أجبر على تعلم العلوم"، وفترة "تعلم العلوم ثمل" وفترة "مادة العلوم أصعب بالنسبة لي أكثر زملائي في الصف".

بيانات الدراسة

تم استخدام البيانات الخام لإجراء التحليلات ببرنامج (SPSS) والتي يوفرها الموقع الإلكتروني للاختبار الدولي (TIMSS)، وقد أخذت فقرات أبعاد المقياس ترميزاً، على النحو التالي: بُعِد "حب تعلم العلوم" الترميز (BSBS22A..BSBS22I)، وبُعِد "الثقة بتعلم العلوم" الترميز (BSBS24A...BSBS24I)، وبُعِد "قيمة تعلم العلوم" الترميز (BSBS25A...BSBS25I). يُنظر في ذلك الرابط المرفق (<https://timss2019.org/international-database/>).

الأساليب الإحصائية والبرامج

أُستخدِم برنامج (Mplus7.4) بالإضافة إلى بعض الحقائق الإحصائية التي يوفرها برنامج (R) مثل (MplusAutomation, Semplot) وطريقة تقدير طريقة الأرجحية العظمى القوية (MLR) التي هي اختصار (Maximum Likelihood Robust)، والتي تفوقت على طريقة تقدير الأرجحية العظمى العادية للمتغيرات الرتببة (Li,2016) و (Muthen&Muthen,2017)، وذلك للإجابة عن أسئلة الدراسة، وقد اتَّبَعَ الباحث الخطوات نفسها التي أجراها بعض الباحثين ((Byrne,2012; Steinmetz et al.,2009; Wang&Wang,2021).

1. تأسيس نموذج مطابق للبيانات بدرجة مقبولة لكل مجموعة على حدى في ضوء مؤشرات المطابقة، ومن خلال التعديل بالنموذج بربط الفقرات التي بينها تباين مشترك عالي بالاعتماد على مؤشرات التعديل (Modification indices).
2. إجراء اللاتغاير التكويني، وذلك بعمل نموذج مشترك للمجموعتين ومطابقاً للبيانات على نحو جيد ومختصر (parsimony). ويشكل هذا المستوى من اللاتغاير نقطة مرجعية لمقارنة المؤشرات الخاصة مع باقي مؤشرات المستويات الأخرى.
3. إجراء اللاتغاير المتري، وذلك بتثبيت جميع تشبعات فقرات المقياس للنموذج المشترك بين المجموعتين، ثم مقارنة مؤشرات المطابقة الناتجة مع مؤشرات النموذج التكويني في حال كانت الفروقات تقع ضمن محكات تقييم اللاتغاير وفق جدول رقم (2)؛ مما يعني تحقق اللاتغاير لتشبعات المقياس بين المجموعتين.
4. إجراء اللاتغاير العددي وذلك بتثبيت جميع المقاطع فقرات المقياس بالإضافة إلى التشبعات للنموذج المشترك ثم المقارنة بين مؤشرات المطابقة مع النموذج التكويني. وفي حال كانت الفروقات بين المؤشرات تقع ضمن محكات اللاتغاير يكون قد تحقق اللاتغاير لجميع مقاطع الفقرات، بالتالي يمكن إجراء مقارنة بين الأوساط الكامنة. وفي حال عدم تحقيق اللاتغاير لجميع مقاطع الفقرات يتم البحث عن الفقرات التي لم تحقق اللاتغاير للمقاطع من خلال النتائج التي يوفرها برنامج (mplus).
5. إجراء المقارنة بين الأوساط الكامنة في حال تحقق شروط اللاتغاير، وهي تحقق اللاتغاير العددي، وتوفر فقرتين لكل بعد على الأقل (Byrne et al,1989).

نتائج التحليل الإحصائي

للإجابة عن السؤال الأول الذي ينص على "ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الإناء لدولتي السعودية وسنغافورة لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم؟" فقد جاءت النتائج كما يلي:

الجدول (3): اللاتغاير القياسي الكلي بين السعودية وسنغافورة لبيانات الإناء

م	مستوى اللاتغاير	المعالم	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	SRMR	ΔSRMR	RMSEA_	ΔRMSEA
1	النموذج الأساسي سعودي	90	0.929	-	0.920	-	0.054	-	0.051	-
2	النموذج الأساسي سنغافورة	89	0.932	-	0.924	-	0.049	-	0.057	-
3	اللاتغاير التكويني	179	0.931	-	0.922	-	0.051	-	0.054	-
4	اللاتغاير المتري	156	0.921	.01	0.914	.008	0.064	.013	0.056	.002
5	اللاتغاير العددي	130	0.883	.048	0.878	.044	0.122	.071	0.067	.013
6	اللاتغاير التام	104	0.861	.07	0.861	.062	0.133	.082	0.072	.018

يظهر الجدول (3) أن قيم مؤشرات حُسن المطابقة للنموذجين الأساسيين ذات تطابق جيد يسمح بتشكيل نموذج مشترك في مستوى اللاتغاير التكويني. وتشير القيم (CFI=0.931) و (TLI=0.922) و (RMSEA = 0.054) و (SRMR=0.51) إلى تحقق معقول لحُسن المطابقة؛ مما يجعله نقطة مرجعية مناسبة لعمل مقارنات مع المستويات الأخرى. كما تشير النتائج أن قيم الفروقات (ΔCFI=0.01) و (ΔTLI=0.008) و (ΔRMSEA=0.002) و (ΔSRMR=0.013) تقع جميعها ضمن المدى المقبول؛ مما يدل إلى تحقق اللاتغاير المتري الخاص بتشبعات الفقرات التي تعد مؤشرات تدعم صدق

استجابات الإناث في السعودية وسنغافورة على فقرات مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم. وتشير قيم الفروقات ($\Delta CFI=0.048$) و ($\Delta TLI=0.044$) و ($\Delta SRMR=0.071$) إلى عدم تحقق اللاتغاير العددي الخاص بمقاطع الفقرات حيث تقع خارج المدى المقبول، ولكن المؤشرات المختصرة ($\Delta RMSEA=0.013$) وقعت ضمن المحك (≥ 0.015) بفارق بسيط، وهذا غير كافٍ للحكم على خاصية اللاتغاير للمقاطع المقياس ككل كما جاء في دراسة (Liou & Linn, 2021) ودراسة (Nagengast & Marsh, 2014): مما يدل على وجود اختلافات بين مقاطع الفقرات عبر المجموعات والذي يترتب عليه تحيز في بعض فقرات المقياس والذي يستدعي البحث عن الفقرات التي لم تحقق اللاتغاير. وهنا لا بد من الانتقال إلى اللاتغاير الجزئي (Byrne et al., 1989) وذلك بالاعتماد على مؤشرات التعديل (Modifications indices) التي يوفرها برنامج (Mplus) حيث تم تحرير الفقرات التالية (15، 13، 10، 14، 17، 11، 4، 23، 16، 12، 9، 19، 7، 3.8، 1، 2، 22، 21، 20، 5، 6) من مستوى اللاتغاير العددي لنحصل على فارق يقع ضمن المحكات المقبولة لتحقيق اللاتغاير العددي، وبالتالي استبعاد الفقرات السابقة الذكر من المقياس ليبقى منها (18، 25، 26) فقرة التي حققت اللاتغاير العددي الخاص.

الجدول (4): اللاتغاير العددي الجزئي لبيانات الإناث السعودية وسنغافورة

م	نوع اللاتغاير	المعالم	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	SRMR	$\Delta SRMR$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
3	اللاتغاير التكويني	179	0.931	-	0.922	-	0.051	-	0.054	-
4	اللاتغاير المتري	156	0.921	0.01	0.914	0.008	0.064	0.013	0.056	0.002
5	اللاتغاير العددي الجزئي	153	0.921	0.01	0.914	0.008	0.065	0.014	0.056	0.002

يظهر الجدول (4) قيم فروقات للمؤشرات التالية: ($\Delta CFI=0.01$) و ($\Delta TLI=0.008$)، و ($\Delta SRMR=0.014$) و ($\Delta RMSEA=0.002$)، وهذا يعني تحقق اللاتغاير العددي الجزئي بثلاث فقرات فقط وهي غير كافية لإجراء المقارنة بين الأوساط الكامنة. وللإجابة عن السؤال الثاني، والذي ينص على "ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الذكور لدولتي السعودية وسنغافورة لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم؟"، فقد أظهرت نتائج التحليل ما يلي:

الجدول (5): ث اللاتغاير القياسي الكلي لبيانات الذكور في السعودية وسنغافورة

م	مستوى اللاتغاير	المعالم	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	SRMR	$\Delta SRMR$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
1	النموذج الأساسي سعودي	91	0.933	-	0.923	-	0.055	-	0.050	-
2	النموذج الأساسي سنغافورة	90	0.930	-	0.920	-	0.052	-	0.058	-
3	اللاتغاير التكويني	181	0.929	-	0.919	-	0.064	-	0.054	-
4	اللاتغاير المتري	158	0.923	0.006	0.916	0.003	0.075	0.011	0.055	0.001
5	اللاتغاير العددي	132	0.902	0.027	0.898	0.021	0.085	0.021	0.061	0.007
6	اللاتغاير التام	106	0.881	0.048	0.881	0.038	0.105	0.030	0.065	0.011

يظهر الجدول (5) أن قيم مؤشرات حُسن المطابقة للنموذجين الأساسيين ذات تطابق جيد يسمح بتشكيل نموذج مشترك في مستوى اللاتغاير التكويني، إذ أظهرت قيم المؤشرات ($CFI=0.929$) و ($TLI=0.919$) و ($SRMR=0.064$) و ($RMSEA=0.054$) وجود حُسن مطابقة مقبول؛ مما يجعله نقطة مرجعية مناسبة لعمل مقارنات مع المستويات الأخرى. وأظهرت قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.006$) و ($\Delta TLI=0.003$) و ($\Delta SRMR=0.011$) و ($\Delta RMSEA=0.001$) تحقق اللاتغاير المتري، والتي تقع جميعها ضمن المدى المقبول، وهذا يدل على صدق استجابات الذكور في السعودية وسنغافورة على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم.

وتشير قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.027$) و ($\Delta TLI=0.021$) و ($\Delta SRMR=0.021$) إلى عدم تحقق اللاتغاير العددي، إذ كانت الفروقات تقع خارج المدى، بينما أظهرت قيم المؤشر ($\Delta RMSEA=0.007$) وقوعها ضمن المحك (≥ 0.015)، ولكن لم يكن هذا كافياً للحكم على خاصية اللاتغاير العددي ككل (Liou & Linn, 2021) و (Nagengast & Marsh, 2014): مما يستدعي البحث عن الفقرات التي لم تحقق اللاتغاير الكلي من خلال النتائج التي يوفرها برنامج (Mplus) حيث تم تحرير الفقرات التالية (10، 13، 14، 15، 17) التي لم تحقق خاصية اللاتغاير العددي والتي من المحتمل

أن تحمل في طياتها تحيزاً ما؛ مما استدعى استبعادها من المقياس والاحتفاظ بالفقرات التالية (1، 2، 3، 4، 5، 6، 7، 8، 9، 11، 12، 16، 18، 19، 20، 21، 22، 23، 24، 25، 26).

الجدول (6): اللاتغاير العددي الجزئي لبيانات الذكور في السعودية وسنغافورة

م	نوع اللاتغاير	المعالم	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	SRMR	$\Delta SRMR$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
3	اللاتغاير التكويني	181	0.929	-	0.919	-	0.064	-	0.054	-
4	اللاتغاير المتري	158	0.923	0.006	0.916	0.003	0.075	0.011	0.055	0.001
5	اللاتغاير العددي الجزئي	138	0.919	0.01	0.915	0.004	0.077	0.013	0.055	0.001

يظهر الجدول (6) قيم فروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.01$) و($\Delta TLI=0.008$) و($\Delta SRMR=0.014$) و($\Delta RMSEA=0.002$) تحقق اللاتغاير العددي الجزئي بإحدى وعشرين فقرة (21) موزعة على البعد الأول (9 فقرات) والبعد الثاني (3 فقرات) والبعد الثالث (9 فقرات)؛ مما يسمح بإجراء مقارنة بين الأوساط الكامنة لأبعاد المقياس.

وللإجابة على السؤال الثالث، والذي ينص "ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الذكور والإناث لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم في السعودية؟"، فقد أظهر تحليل البيانات النتائج التالية:

جدول (7): اللاتغاير الكلي لبيانات الدولة السعودية بين الذكور والإناث

م	مستوى اللاتغاير	المعالم	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	SRMR	$\Delta SRMR$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
1	النموذج الأساسي طالبات	89	0.921	-	0.911	-	0.056	-	0.054	-
2	النموذج الأساسي طلاب	90	0.919	-	0.908	-	0.077	-	0.054	-
3	اللاتغاير التكويني	179	0.920	-	0.910	-	0.066	-	0.054	-
4	اللاتغاير المتري	156	0.917	0.003	0.910	0.00	0.074	0.008	0.054	0.00
5	اللاتغاير العددي	130	0.913	0.007	0.909	0.001	0.077	0.011	0.054	0.00
6	اللاتغاير التام	107	0.910	0.01	0.909	0.001	0.080	0.014	0.054	0.00

يظهر الجدول (7) أن قيم مؤشرات حسن المطابقة للنموذجين الأساسيين قد تحققت بدرجة جيدة يسمح بتشكيل نموذج مشترك في مستوى اللاتغاير التكويني. وتشير القيم للمؤشرات ($CFI=0.920$) و($TLI=0.910$) و($SRMR=0.066$) و($RMSEA=0.054$) إلى تحقق حسن المطابقة بدرجة مقبولة؛ مما يجعله نقطة مرجعية لعمل مقارنة مع المستويات الأخرى. وتُظهر قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.003$) و($\Delta TLI=0.00$) و($\Delta SRMR=0.008$) و($\Delta RMSEA=0.00$) تحقق اللاتغاير المتري؛ مما يُستدل به على صدق مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم لدى الذكور والإناث في السعودية. وتُظهر قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.007$) و($\Delta TLI=0.001$) و($\Delta SRMR=0.011$) و($\Delta RMSEA=0.00$) تحقق اللاتغاير العددي الكامل بوقوعها جميعها ضمن المحكات، مما يسمح بالتالي بإجراء مقارنة بين الأوساط الكامنة. وتُظهر قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.01$) و($\Delta TLI=0.001$) و($\Delta SRMR=0.014$) و($\Delta RMSEA=0.00$) تحقق اللاتغاير التام حيث نجد أن جميعها تقع ضمن المحكات المقبولة؛ مما يُستدل به على وجود تكافؤ في ثبات فقرات مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم لدى كل من الذكور والإناث في السعودية.

وللإجابة على السؤال الرابع، والذي ينص "ما درجة تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي بين بيانات الذكور والإناث لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم في سنغافورة؟"، فقد أظهر التحليل النتائج التالية:

جدول (8): اللاتغاير الكلي لبيانات دولة سنغافورة بين الذكور والإناث

م	مستوى اللاتغاير	المعالم	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	SRMR	$\Delta SRMR$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
1	النموذج الأساسي طالبات	89	0.932	-	0.924	-	0.049	-	0.054	-
2	النموذج الأساسي طلاب	90	0.931	-	0.922	-	0.054	-	0.058	-
3	اللاتغاير التكويني	179	0.932	-	0.923	-	0.052	-	0.056	-
4	اللاتغاير المتري	156	0.928	0.004	0.922	0.001	0.057	0.005	0.056	0.000
5	اللاتغاير العددي	130	0.921	0.011	0.918	0.005	0.066	0.014	0.058	0.002
6	اللاتغاير التام	107	0.921	0.013	0.920	0.003	0.061	0.016	0.057	0.001

يظهر الجدول (8) قيم مؤشرات حُسن المطابقة للنموذجين الأساسيين، حيث تحققا بدرجة جيدة؛ مما يسمح بعمل نموذج مشترك في مستوى اللاتغاير التكويني. وتشير القيم للمؤشرات (CFI=0.932) و (TLI=0.923) و (SRMR=0.052) و (RMSEA=0.056) إلى تحقُّق حُسن مطابقة؛ مما يسمح بتشكيل نموذج جيد لعمل مقارنات لاحقة. وتظهر قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.004$) و ($\Delta TLI=0.001$) و ($\Delta SRMR=0.005$) و ($\Delta RMSEA=0.00$) إلى تحقُّق خاصية اللاتغاير المتر، حيث نجد أن جميعها تقع ضمن المدى؛ مما يُستدل به على صدق فقرات المقياس لكلا المجموعتين. وتشير قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.011$) و ($\Delta SRMR=0.014$) إلى عدم تحقق اللاتغاير العددي؛ وذلك لأن الفروقات وقعت خارج المدى، بينما جاءت قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta TLI=0.001$) و ($\Delta RMSEA=0.00$) ضمن المدى، ولكن لم يكن كافياً للحكم على اللاتغاير العددي الكلي. وقد تم تحرير الفقرات (14,22,9) والاحتفاظ بثلاث وعشرين (23) فقرة للمقياس موزعةً على النحو الآتي: البعد الأول (8 فقرات)، والبعد الثاني (7 فقرات)، والبعد الثالث (8 فقرات).

جدول (9): اللاتغاير القياسي الجزئي بين بيانات الذكور والإناث لدولة سنغافورة

م	مستوى اللاتغاير	المعالم	CFI	ΔCFI	TLI	ΔTLI	SRMR	$\Delta SRMR$	RMSEA	$\Delta RMSEA$
3	اللاتغاير التكويني	179	0.932	-	0.923	-	0.052	-	0.056	-
4	اللاتغاير المتري	156	0.928	0.004	0.922	0.001	0.057	0.005	0.056	0.000
5	اللاتغاير العددي	133	0.926	0.006	0.923	0.00	0.057	0.005	0.056	0.000

ويُظهر الجدول (9) أن قيم الفروقات للمؤشرات ($\Delta CFI=0.008$) و ($\Delta TLI=0.003$) و ($\Delta SRMR=0.01$) و ($\Delta RMSEA=0.001$) قد حققت اللاتغاير العددي؛ مما يسمح بإجراء المقارنة بين الأوساط الكامنة.

وللإجابة عن السؤال الخامس الذي ينص على "ما قيم المتوسطات الظاهرة على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم وفق البلد (السعودية مقابل سنغافورة) ووفق النوع (ذكور مقابل إناث)؟"، فقد أظهر تحليل البيانات النتائج التالية:

جدول (10): المتوسطات الحسابية لفقرات مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم وأبعاده الفرعية حسب متغيري النوع والدولة

متوسطات		متوسطات							
		سنغافورة				سعودية			
م	نص الفقرة	ذكور	إناث	كلي	ذكور	إناث	كلي	ذكور	إناث
1	أتمتع بتعلم مادة العلوم	1.57	1.58	1.58	1.65	1.82	1.74	1.62	1.71
2	أتمنى أن لا أجبر على تعلم العلوم	1.97	1.81	1.88	1.95	2.06	2.01	1.96	1.94
3	تعلم العلوم مُمل	2	1.87	1.93	1.93	1.99	1.96	1.96	1.94
4	تعلمت أشياء كثيرة ممتعة في العلوم	1.54	1.53	1.53	1.53	1.57	1.55	1.54	1.55
5	أحب تعلم العلوم	1.66	1.66	1.66	1.71	1.91	1.81	1.69	1.80
6	أتشوق لتعلم العلوم في المدرسة	1.74	1.81	1.78	1.84	2.05	1.94	1.80	1.94
7	يعلمني العلوم كيف تعمل الأشياء في العالم	1.41	1.39	1.40	1.57	1.61	1.59	1.51	1.51
8	أحب إجراء التجارب العلمية	1.52	1.50	1.50	1.63	1.72	1.67	1.59	1.62
9	يعتبر العلوم أحد موضوعاتي المفضلة	1.74	1.78	1.76	1.86	2.15	2.01	1.82	1.99
	حب تعلم العلوم (SLS)	15.14	14.92	15.02	15.69	16.88	16.27	15.49	15.99
10	عادة ما يكون أداي جيداً بالعلوم	1.54	1.54	1.54	2.02	2.30	2.16	1.84	1.96
11	مادة العلوم أصعب بالنسبة لي أكثر من زملائي في الصف	2.14	1.82	1.96	2.21	2.38	2.29	2.18	2.12
12	لا تعتبر مادة العلوم من النقاط القوة.	2.35	2.12	2.22	2.29	2.55	2.42	2.31	2.36
13	أتعلم الأشياء بسرعة في مادة العلوم	1.61	1.57	1.59	2.06	2.36	2.20	1.89	2
14	أنا جيد في حل مشاكل العلوم الصعبة	1.91	2.00	1.96	2.19	2.63	2.40	2.08	2.35
15	يخبرني المعلم أنك جيد في تعلم العلوم	1.68	1.67	1.67	2.45	2.78	2.61	2.16	2.28
16	مادة العلوم أصعب بالنسبة لي من باقي المواد	2.15	1.86	1.98	2.09	2.27	2.18	2.11	2.08
17	تجعلني مادة العلوم مرتبكاً	2.04	1.84	1.92	2.30	2.50	2.40	2.20	2.20
	الثقة بتعلم العلوم (SCS)	15.42	14.41	14.84	17.61	19.76	18.66	16.80	17.35
18	أعتقد أن تعلم العلوم يساعدني في الحياة اليومية	1.49	1.51	1.50	1.61	1.64	1.62	1.56	1.58

م	نص الفقرة	متوسطات					
		سعودية			سنغافورة		
		ذكور	إناث	كلي	ذكور	إناث	كلي
19	أحتاج العلوم لتعلم الموضوعات الأخرى	1.74	1.81	1.78	1.99	2.07	2.03
20	أعمل جيداً في العلوم حتى أحصل على التخصص الذي أرغبه في الجامعة	1.53	1.54	1.54	1.71	1.75	1.73
21	أحتاج أن أعمل جيداً في العلوم حتى أحصل على الوظيفة التي أرغب بها	1.58	1.62	1.60	1.78	1.86	1.82
22	أحب الوظيفة التي تتضمن توظيف العلوم	1.92	1.95	1.94	1.99	2.20	2.10
23	من المهم أن أتعلم العلوم حتى أصبح من قادة العالم	1.53	1.58	1.56	1.62	1.66	1.64
24	تعلم العلوم سيعطيني فرص أكثر للحصول على وظيفة	1.54	1.63	1.59	1.63	1.69	1.66
25	يعتقد والذي أنه من المهم أن أعمل في العلوم	1.53	1.54	1.54	1.63	1.62	1.62
26	من المهم أن أعمل جيداً في العلوم	1.41	1.40	1.41	1.51	1.49	1.50
	فائدة تعلم العلوم (SVS)	14.28	14.59	14.46	15.44	15.97	15.70
		15.01	15.35	15.17	15.01	15.35	15.18

يظهر الجدول السابق مقادير الأوساط الحسابية الظاهرة لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم، مع ملاحظة أن المدى لبعدي "حب تعلم العلوم وفائدة تعلم العلوم" هو (9 - 36)، ولبعد "الثقة بتعلم العلوم" هو (8 - 32). تعني الدرجة الأقل في المقدار أن الاتجاه أكثر إيجابية نحو تعلم العلوم. وقد أظهرت النتائج أن أكثر الاتجاهات إيجابية نحو حب تعلم العلوم كانت السعودية_ إناث بمتوسط قدره (14.92)، يليه السعودية_ ذكور بمتوسط قدره (15.14)، يليه سنغافورة_ ذكور بمتوسط قدره (15.69)، ثم سنغافورة_ إناث بمتوسط قدره (16.88). وبشكل عام، على مستوى الدول، كانت الاتجاه أكثر إيجابية لطلبة السعوديين بمتوسط قدره (15.02)، وطلبة سنغافورة بمتوسط قدره (16.27). بينما على المستوى النوع، فقد أظهرت النتائج أن الذكور حصلوا على متوسط قدره (15.49) والإناث متوسط قدره (15.99).

أما بالنسبة إلى بُعد "الثقة بتعلم العلوم" فكانت أكثر الاتجاهات إيجابية هي السعودية_ إناث بمتوسط قدره (14.41) ثم السعودية_ ذكور بمتوسط قدره (15.42)، ثم سنغافورة_ ذكور بمتوسط قدره (17.61) وسنغافورة_ إناث بمتوسط قدره (19.76). وبشكل عام على مستوى الدولة، أظهرت النتائج أن الطلبة السعوديين حصلوا على متوسط قدره (14.84) والطلبة السنغافوريين متوسط قدره (18.66). وعلى مستوى النوع، أظهرت النتائج أن الطلبة الذكور حصلوا على متوسط قدره (16.80) والإناث متوسط قدره (17.35).

وكانت أكثر الاتجاهات إيجابية نحو "فائدة تعلم العلوم"، هي السعودية_ ذكور بمتوسط قدره (14.28)، ثم السعودية_ إناث بمتوسط قدره (14.59)، ثم سنغافورة_ ذكور بمتوسط قدره (15.44) ثم سنغافورة_ إناث بمتوسط قدره (15.97). وبشكل عام على مستوى الدول، حصل الطلبة السعوديين على متوسط قدره (14.46) ثم الطلبة السنغافوريين على متوسط قدره (15.70). وعلى المستوى النوع، حصل الذكور على متوسط قدره (15.01) والإناث على متوسط قدره (15.35).

وللإجابة عن السؤال السادس، والذي ينص على "هل هناك فروق بين المتوسطات الكامنة لمقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم بين البلدين وفق مُتغيّر النوع (الإناث والذكور)؟"، فقد أظهر التحليل النتائج التالية:

نظراً لتحقق شروط المقارنة بين الأوساط الكامنة، واستيفائها لبيانات الذكور بتحقيق اللاتغاير العددي الجزئي، وتوفر على الأقل فقرتين لكل بُعد فرعي، فقد انتهى عدد الفقرات للأبعاد على النحو التالي: تسع فقرات (9) لبُعد "حب تعلم العلوم"، وثلاث فقرات (3) لبُعد "ثقة تعلم العلوم"، وتسع فقرات (9) لبُعد "فائدة تعلم العلوم"، مما يسمح بإجراء المقارنة بين الأوساط الكامنة. وأما بالنسبة لبيانات الإناث، فإن شروط المقارنة بين الأوساط الكامنة لها لم تتحقق، وانتهى عدد الفقرات إلى التالي: ثلاث فقرات (3) لبُعد "فائدة تعلم العلوم"، بينما لم يبق العدد الكافي من الفقرات للأبعاد الأخرى، أي: لبُعد "حب تعلم العلوم" وبُعد "الثقة بتعلم العلوم"، مما يتعدّر معه إجراء المقارنة بين الأوساط الكامنة (byrne et al, 1989).

جدول (11): نتائج اختبار الفروقات بين المتوسطات الكامنة لاستجابات الذكور والإناث على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم تبعاً للدولة

النوع	البعد الفرعي للمقياس	الفروقات بين البلدين	الخطأ المعياري المقدّر	قيمة اختبار (t)	مستوى الدلالة
الذكور	حب تعلم العلوم	0.077	0.023	3.304	0.001
	الثقة بتعلم العلوم	-0.039	0.042	-0.928	0.354
	فائدة تعلم العلوم	0.106	0.020	5.429	0.000
الإناث	حب تعلم العلوم	لا يمكن إجراء مقارنة لأن لا عدد الفقرات غير كافي			

يظهر الجدول (11) الطريقة التي اتبعها البرنامج (mplus) في تحليله للفروقات للأوساط الكامنة لبيانات الذكور والإناث بافتراض أن السعودية هي البلد المرجعي الذي يأخذ متوسطه الحسابي القيمة (0). ويتم الحصول على الفروقات بين الأوساط الكامنة من خلال التالي: الوسط الكامن سنغافورة (الأخرى) – الوسط الكامن السعودية (0). وتدل الإشارة السالبة على أن الوسط الظاهر للمجموعة الأخرى أقل من الوسط المفترض للمجموعة المرجعية.

وقد أظهرت نتائج التحليل (الجدول 11) لبيانات الذكور أن الفروقات بين الأوساط الكامنة ذات دلالة إحصائية لبُعد "حب تعلم العلوم"، وذلك عند مستوى دلالة (0.001)، وكذلك لبُعد "فائدة تعلم العلوم" وبمستوى دلالة (0.00)، وكان ذلك لصالح بيانات الطلاب السعوديين. وهذا يعني أن الاتجاهات الإيجابية نحو "حب تعلم العلوم" و"فائدة تعلم العلوم" كانت أعلى عند الطلاب الذكور السعوديين منها عند الطلاب الذكور السنغافوريين، بينما لم تكن هناك فروق ذات دلالة إحصائية لبُعد "الثقة بتعلم العلوم"، مع ملاحظة أن البعد في هذا التحليل كان للفقرات التالية (11، 12، 16).

وللإجابة عن السؤال السابع، والذي ينص "هل هناك بين فروق للأوساط الكامنة لمقياس نحو تعلم العلوم وفقاً للنوع بين الدولتين، السعودية وسنغافورة؟"، فقد أظهر التحليل النتائج التالية:

نظراً لتحقق شروط المقارنة بين الأوساط الكامنة لبيانات الذكور والإناث لدولة السعودية، بتحقق اللاتغاير الكلي لجميع فقرات المقياس في المستوى العددي، بخلاف بيانات دولة لسنغافورة التي تحقق معها شروط المقارنة بمستوى اللاتغاير الجزئي العددي، حيث تم استبعاد ثلاث فقرات من المقياس (9، 22، 14)، والاحتفاظ بثلاث وعشرين فقرة (23) موزعةً على النحو التالي: ثماني (8) فقرات للبُعد الأول، وسبع (7) فقرات للبُعد الثاني، وثمان (8) فقرات للبُعد الثالث.

جدول (12): نتائج اختبار الفروقات بين المتوسطات الكامنة لاستجابات عيني الدولتين على مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم تبعاً للنوع

البلد	البعد الفرعي للمقياس	الفروقات الأوساط الكامنة	الخطأ المعياري المقدر	قيمة اختبار (t)	مستوى الدلالة
السعودية	حب تعلم العلوم	0.011	0.036	0.465	0.642
	الثقة بتعلم العلوم	0.016	0.039	0.962	0.336
	فائدة تعلم العلوم	-0.037	0.036	-1.708	0.088
سنغافورة	حب تعلم العلوم	-0.154	0.020	-7.825	0.000
	الثقة بتعلم العلوم	-0.292	0.022	-13.016	0.000
	فائدة تعلم العلوم	-0.033	0.015	-2.155	0.031

يظهر الجدول (12)، وبالإجراء السابق ذكره، نتائج تحليل الفروقات بين الأوساط الكامنة للذكور والإناث بافتراض أن الإناث تشكل المجموعة المرجعي بمتوسط قيمته (0). ويتم الحصول على الفروقات بين الأوساط الكامنة، على النحو التالي: وسط الكامن للذكور (الأخرى) – وسط الكامن للإناث (0). وقد أظهرت نتائج التحليل عدم وجود فروقات بين الأوساط الكامنة لأبعاد المقياس ككل (حب تعلم العلوم، والثقة بتعلم العلوم، وفائدة تعلم العلوم) بين الذكور والإناث في بيانات الدولة السعودية؛ مما يعني أن الطلبة السعوديين، ذكراً وإناً، يحملون الاتجاهات نفسها نحو تعلم العلوم، والتي كانت اتجاهات إيجابية.

وبالنسبة لبيانات الطلبة السنغافوريين، وقد أظهرت النتائج أن قيم الفروقات ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث لأبعاد المقياس الثلاثة، وكان ذلك لصالح الطلبة الذكور بمتوسطات كامنة أكبر؛ مما يعني اتجاهات الطلبة الذكور السنغافوريين كانت أعلى منها للإناث (الجدول 12).

مناقشة النتائج

يمكن تفسير النتائج المتعلقة بالسؤال الأول والسادس على النحو الآتي، وهو أنه نتيجة عدم تحقق اللاتغاير الكلي العددي لبيانات الإناث تم إجراء اللاتغاير الجزئي، ولكن لكون أن أغلب فقرات المقياس لم تحقق اللاتغاير العددي، وهي (23) فقرة من أصل (26) فقرة، وهذا يعني أن عدد الفقرات المتبقية كانت ثلاث (3) فقرات، وهذا لا يسمح بعمل المقارنة بين الأوساط الكامنة. فعدم تحقق اللاتغاير عامةً، قد يرجع إلى الاختلاف الثقافي بين السياقين السعودي والسنغافوري؛ وبالتالي قد تحمل الفقرات في طياتها تحيزاً تجعل من المقارنة بين الأوساط غير عادلة، وهذا يتطلب البحث في احتمالية ما يُميز الطلبة الإناث في السعودية عن الطلبة الإناث في سنغافورة، وفي احتمالية العوامل الكامنة الممكنة في تفسير اللاتغاير، وفق اختلاف الثقافات، والسياقات التعليمية بين البلدين. وهذا اللاتغاير العددي الذي توصلت إليه هذه الدراسة يتفق مع ما جاء في دراسات سابقة، كما هو

الحال في دراسة ليو ولن (Liou & Lin, 2021)، الذين قاما بمقارنة بيانات مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم عبر ثلاث دول (أمريكا، وتايوان، وأستراليا)، وذلك عبر النوع (ذكور والإناث)، وتوصلا إلى أن اللاتغاير العددي الكامل لم يتحقق عبر الدول، مما يجعل من القيام بالمقارنة في البيانات غير ممكن.

ويمكن تفسير النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني والسادس على النحو الآتي، وهو أنه نتيجة عدم تحقق اللاتغاير الكلي العددي لبيانات الذكور تم إجراء اللاتغاير الجزئي على الفقرات التالية: تسع (9) فقرات للبُعد الأول، وثلاث (3) فقرات للبُعد الثاني، وتسع (9) فقرات للبُعد الثالث، لاستيفاء شروط المقارنة بين الأوساط الكامنة. وقد أظهرت نتائج التحليل أن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية للبُعد "حب تعلم العلوم" (0.001)، والبُعد "فائدة تعلم العلوم" (0.00)، وذلك لصالح بيانات الطلبة الذكور السعوديين؛ مما يعني أن الاتجاهات كانت إيجابية وأعلى لديهم في هذين البعدين بالمقارنة إلى الطلبة الذكور السنغافوريين. وبالنسبة للبُعد "الثقة بتعلم العلوم"، فلم يُظهر التحليل وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلبة الذكور الدولتين؛ مما يعني أن لديهم نفس درجة الثقة، على الرغم من أن درجة الثقة كانت لدى طلبة سنغافورة، في المتوسط، أعلى بقليل من الطلبة السعوديين. وهذه النتيجة تُعتبر بشكل عام نتيجة محيرة نوعاً حيث أن الاتجاهات الإيجابية في الأبعاد كلها (حب تعلم العلوم والثقة وفائدة تعلم العلوم) كانت أكثر لدى طلبة الدولة السعودية الذكور، منها لدى الطلاب الذكور في دولة سنغافورة، على الرغم من أن نتائجهم في التحصيل المعرفي كانت أقل بالقياس إلى الطلبة السنغافوريين الذين كانت نتائجهم في الاختبار المعرفي مرتفعة. وهذه تُعد نتيجة غير متوافقة مع ما جاء في أدبيات الحقل التربوي، من وجود علاقة إيجابية بين التحصيل المعرفي والاتجاه حب تعلم العلوم (Gottfried, 1990)، وفائد تعلم العلوم (Becker, 2010)، McElvany & Kortenbruk، الثقة بتعلم العلوم (Marsh & Craven, 2006)، توصلت بعض الدراسات إلى أن هذه العلاقة ليس بالضرورة أن تكون علاقة إيجابية، فقد تكون علاقة سلبية كما هو الحال مع الدراسة الحالية، ومع دراسات أخرى، كدراسة مارش وزملاؤه (Marsh et al, 2013) التي أظهرت أن الارتفاع في الاتجاهات قبله انخفاض في التحصيل المعرفي عند مقارنتهم بين الاتجاهات نحو تعلم العلوم والرياضيات (TIMSS2007) لدول أنجلوسكسونية (الولايات المتحدة، وإنجلترا، وأستراليا، وأسكتلندا) مع دول عربية (السعودية، والأردن، ومصر، وعمان)، وكذلك الحال مع دراسة شين وتام (Shen & Tam, 2006) التي تم فيها المقارنة بين دول غربية (وتحديداً الولايات المتحدة الأمريكية) ودول من شرق آسيا (وتحديداً اليابان والصين)، حيث وجد أن بُعد "المفاهيم الذاتية" (أي: الثقة في تعلم العلوم) لدى الطلبة الأمريكيين أعلى بكثير، على الرغم من أن تحصيلهم المعرفي كان أقل بكثير من قرنائهم من الآسيويين. هذه النتائج التي انتهت إليها الدراسة الحالية والدراسات السابقة الذكر، والتي قد تُظهر شيئاً من التناقض، مما يُعقد من عملية تفسيرها وتتطلب إجراء مزيد من البحث. وفي العموم، أرجع بعض الباحثين وجود هذا التناقض في البيانات إلى أن هناك متغير دخیل آخر قد يُربك التفسير، وهو قيمة هذه الحقول المعرفية في سياقها (أي القيمة الثقافية لها داخل المجتمع)، وهو ما أشار إليه مارش وزملاؤه (Marsh et al, 2013).

ويمكن أن تفسر النتائج المتعلقة بالسؤال الثالث والسؤال السابع التي أظهرت أن قيم الفروقات بين الذكور والإناث داخل الدولة السعودية فروقات صغيرة وغير دالة إحصائياً؛ مما يعني أنهم يحملون نفس الاتجاهات نحو تعلم العلوم. هذا التقارب بين الذكور والإناث داخل الدولة السعودية يمكن إرجاعه إلى السياق الثقافي المُشترك؛ وبالتالي يحملون نفس الأفكار والاعتقادات نحو تعلم العلوم بالرغم من أن درجة التفضيل كانت لدى الإناث أعلى قليلاً للبعدين "حب تعلم العلوم" و"الثقة بتعلم العلوم"، وأما البُعد الثالث، "فائدة تعلم العلوم" فكان لصالح الذكور، وهي نتائج تتفق جزئياً مع دراسة مارش وزملاؤه (Marsh et al, 2013) الذين توصلوا إلى أن الاختلافات بين الجنسين كانت لصالح الذكور على بعدي "حب تعلم العلوم" و"فائدة تعلم العلوم" بدلالة إحصائية، ولم يكن ذا دلالة إحصائية على بُعد "الثقة بتعلم العلوم"، بينما أظهرت الدراسة الحالية أن الفروقات كانت غير دالة إحصائياً مع درجة التفضيل قليلاً لصالح الإناث، وذلك لبعدي، "حب تعلم العلوم" و"الثقة بتعلم العلوم"، بينما كانت لصالح الذكور على بُعد "فائدة تعلم العلوم"، وقد يعود هذا الاختلاف في النتائج، كما أشار أبو هلال (Abu Hilal, 2001) إلى أن عملية التنشئة الاجتماعية في المدرسة والأسرة تؤدي بأولاد العرب إلى أن يكونوا أقل انتقاداً لأنفسهم، بحيث تكون لديهم الكفاءة الذاتية أعلى مما يمكن توقعه من إنجازاتهم الفعلية.

ويمكن أن تفسر النتائج المتعلقة بالسؤال الرابع والسؤال السابع لبيانات الذكور والإناث لدولة سنغافورة الذي تم معها تحقق إجراء اللاتغاير العددي الجزئي، التي كشفت عن وجود فروقات ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث لكل أبعاد المقياس "حب تعلم العلوم" و"الثقة بتعلم العلوم" و"فائدة تعلم العلوم" لصالح الذكور، أي أن الاتجاهات الإيجابية كانت لدى الذكور أعلى منها لدى الإناث. وبالنظر إلى التحصيل المعرفي نجد أن الذكور حصلوا على قيم أعلى من الإناث، وهو ما ينسجم مع نظرية القيمة المتوقعة التي تتنبأ بالتحصيل الأكاديمي بناءً على الدافعية (Meyer, Fleckenstein, & Köller, 2019).

الاستنتاجات

بالاعتماد على نتائج البحث فيمكن الوصول إلى الاستنتاجات التالية:

1. عدم تحقق اللاتغاير الكلي والجزئي لبيانات الإناث لكل من السعودية وسنغافورة، وعليه لا يمكن المقارنة بين اتجاهات الطالبات الإناث لكل الدولتين نحو تعلم العلوم.
2. إن تحقق اللاتغاير العددي الجزئي لبيانات الذكور لكل من السعودية وسنغافورة يسمح بإجراء المقارنة بين الأوساط الكامنة وصولاً إلى النتيجة التالية: إن اتجاهات الطلاب الذكور السعوديين نحو تعلم العلوم على بُعدي "حب تعلم العلوم" و"فائدة تعلم العلوم" أعلى من اتجاهات طلاب سنغافورة، وأن الثقة بتعلم العلوم جاءت متقاربة لدى كل من طلاب الدولتين.
3. إن تحقق اللاتغاير الكلي بين بيانات الذكور والإناث للسعودية يسمح بعمل المقارنة بين الأوساط الكامنة، وعليه فإن اتجاهات الطلاب السعوديين الذكور نحو تعلم العلوم جاءت متقاربة مع اتجاهات الإناث.
4. إن تحقق اللاتغاير العددي الجزئي بين بيانات الذكور والإناث لسنغافورة يسمح بعمل المقارنة بين الأوساط الكامنة، وعليه فإن اتجاهات طلاب الذكور في سنغافورة نحو تعلم العلوم على الأبعاد الثلاثة: "حب تعلم العلوم"، و"الثقة بتعلم العلوم"، و"فائدة تعلم العلوم" كانت أعلى منها لدى الطالبات الإناث.

التوصيات

إجراء مزيد من الأبحاث لتقصي اللاتغاير الكلي والجزئي في مقياس الاتجاهات نحو تعلم العلوم والرياضيات عبر السنوات لمعرفة النمط التفضيلي للذكور والإناث لبيانات الدولة السعودية وعلاقتها بالتحصيل؛ وذلك لمحاولة فهم التناقض بين الاتجاهات الإيجابية والتحصيل المنخفض والاتجاهات السلبية والتحصيل المرتفع.

المصادر والمراجع

الدغيد، هـ وسيد، ش. والنجدي، م. (2022). *العلوم والتقنية والهندسة والرياضيات (STEM) مدخل تكاملي للتعليم*. دار جامعة الملك سعود للنشر.

البادري، س. م. والكندي، س. ب. (2019). أسباب تفوق الإناث على الذكور من وجهة نظر المعنيين في الحقل التربوي وأولياء أمور الطلبة. *مجلة روافد/المجلد، (3)1*، 71-115.

REFERENCES

- Abu-Hilal, M. M. (2001). Correlates of achievement in the United Arab Emirates: A sociocultural study. In D. M. McInerney & S. Van Etten (Eds.), *Research on sociocultural influences on motivation and learning* (Vol. 1, pp. 205–230). Information Age.
- Baumgartner, H., & Steenkamp, J. B. E. M. (1998). Multi-group latent variable models for varying numbers of items and factors with cross-national and longitudinal applications. *Marketing Letters*, 9(1), 21-35. <https://doi.org/10.1023/A:1007911903032>
- Becker, M., McElvany, N., & Kortenbruck, M. (2010). Intrinsic and extrinsic reading motivation as predictors of reading literacy: A longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, 102(4), 773–785. <https://doi.org/10.1037/a0020084>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthen, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105, 456–466. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.456>
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203807644>

- de Ayala, R. J. (2022). *The theory and practice of item response theory*. Guilford Press.
- Dawis, R. V. (1987). Scale construction. *Journal of Counseling Psychology*, 34(4), 481–489. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.34.4.481>
- Edwards, J. R., & Bagozzi, R. P. (2000). On the nature and direction of relationships between constructs and measures. *Psychological Methods*, 5(2). <https://doi.org/10.1037/1082-989X.5.2>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Ghasemi, E., & Burley, H. (2019). Gender, affect, and math: A cross-national meta-analysis of Trends in International Mathematics and Science Study 2015 outcomes. *Large-scale Assessments in Education*, 7, 10. <https://doi.org/10.1186/s40536-019-0078-1>
- Gottfried, A. E. (1990). Academic intrinsic motivation in young elementary school children. *Journal of Educational Psychology*, 82(3), 525–538. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.3.525>
- LaRoche, S., & Foy, P. (2020). Sample implementation in TIMSS 2019. In M. O. Martin, M. von Davier, & I. V. S. Mullis (Eds.), *Methods and Procedures: TIMSS 2019 Technical Report* (pp. 9.1-9.261). Retrieved from Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center. <https://timssandpirls.bc.edu/timss2019/methods/chapter-9.html>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavioral Research*, 48, 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Liou, P.-Y., & Lin, J. J. H. (2021). Comparisons of science motivational beliefs of adolescents in Taiwan, Australia, and the United States: Assessing the measurement invariance across countries and genders. *Frontiers in Psychology*, 12, 674902. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.674902>
- Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Addison-Wesley.
- Marsh, H. W., Abduljabbar, A. S., Abu-Hilal, M. M., Morin, A. J. S., Abdelfattah, F., Leung, K. C., Xu, M. K., Nagengast, B., & Parker, P. (2013). Factorial, convergent, and discriminant validity of TIMSS math and science motivation measures: A comparison of Arab and Anglo-Saxon countries. *Journal of Educational Psychology*, 105(1), 108–128. <https://doi.org/10.1037/a0029907>
- Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2006). Reciprocal effects of self-concept and performance from a multidimensional perspective: Beyond seductive pleasure and unidimensional perspectives. *Perspectives on Psychological Science*, 1(2), 133–163. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2006.00010.x>
- Meade, A. W., & Lautenschlager, G. J. (2004). A comparison of item response theory and confirmatory factor analytic methodologies for establishing measurement equivalence/invariance. *Organizational Research Methods*, 7(4), 361–388. <https://doi.org/10.1177/1094428104268027>
- Meyer, J., Fleckenstein, J., & Köller, O. (2019). Expectancy value interactions and academic achievement: Differential relationships with achievement measures. *Contemporary Educational Psychology*, 58, 58–74. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2019.01.006>
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P., Kelly, D. L., & Fishbein, B. (2020). *TIMSS 2019 International Results in Mathematics and Science*. Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center. Available online at <https://timssandpirls.bc.edu/timss2019/international-results/> (accessed February 10, 2021).
- Mullis, I. V. S., & Martin, M. O. (Eds.). (2017). *TIMSS 2019 assessment frameworks*. Retrieved from Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website: <http://timssandpirls.bc.edu/timss2019/frameworks/>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus: Statistical analysis with latent variables: User's guide* (Version 7). Los Angeles, CA: Authors.
- Nagengast, B., & Marsh, H. (2014). Motivation and engagement in science around the globe: Testing measurement invariance

- with multigroup structural equation models across 57 countries using PISA 2006. In L. Rutkowski, M. von Davier, & D. Rutkowski (Eds.), *Handbook of international large-scale assessment: Background, technical issues, and data analysis* (pp. 317–344). Chapman & Hall/CRC Press.
- O'Dea, R. E., Lagisz, M., Jennions, M. D., & Nakagawa, S. (2018). Gender differences in individual variation in academic grades fail to fit expected patterns for STEM. *Nature Communications*, 9(1), 3777. <https://doi.org/10.1038/s41467-018-06292-0>
- Reise, S. P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: Two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 114(3), 552–566. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.3.552>
- Schmitt, N., & Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review*, 18, 210–222. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.001>
- Shen, C., & Tam, H. P. (2006). The paradoxical relationship between students' achievement and their self-perceptions: A cross-national analysis based on three waves of TIMSS data. In H. Wagemaker (Ed.), *The Second IEA International Research Conference: Proceedings of the IRC-2006, Vol. 1: Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS)* (pp. 43–60). International Association for the Evaluation of Educational Achievement.
- Steinmetz, H., Schmidt, P., Tina-Booh, A., Wieczorek, S., & Schwartz, S. H. (2009). Testing measurement invariance using multigroup CFA: Differences between educational groups in human values measurement. *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, 43(4), 599–616. <https://doi.org/10.1007/s11135-007-9143-x>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Wang, J., & Wang, X. (2020). *Structural equation modeling application using Mplus* (2nd ed.). Wiley. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/book/10.1002/9781119422730>
- Wells, C. S. (2021). *Assessing measurement invariance for applied research*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108750561>
- West, S. G., Wu, W., McNeish, D., & Savord, A. (2023). Model fit in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (2nd ed., pp. 184–205). Guilford Press.
- World Economic Forum. (2020). *The global gender gap report*. Retrieved from http://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2020.pdf
- Widaman, K. F., & Aguilar, M. O. (2023). Investigating measurement invariance using confirmatory factor analysis. In R. H. Roky (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (2nd ed., pp. 367–385). Guilford Press.