OPEN ACCESS
تاريخ الاستلام: 01/ 11/ 2023م
تاريخ القبـول: 30/ 11/ 2023م

مجلة الآداب
للدراسات النفسية والتربوية

تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء لدى البالغين في ضوء الجنس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات

خلود بنت خالد العيدان*
K.ALIDAN@qu.edu.sa

د. نسرين بنت محمد زراع
n.zarea@qu.edu.sa

الملخص

هدفت الدراسة الحالية إلى التحقق من تكافؤ القياس على مستوى البنية الكامنة لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم في مدينة بريدة من خلال اختبار أربعة نماذج رئيسية، هي: التكافؤ الشكلي، والتكافؤ المتري، وتكافؤ التدريج، وتكافؤ تباين الخطأ، وذلك باستخدام الأسلوب الإحصائي: التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات. بالإضافة لذلك، هدفت الدراسة إلى التحقق من عدم وجود فروق في المتغيرات الكامنة بين الطلاب والطالبات في الاختبار بعد التحقق من تكافؤ قياسه وذلك باستخدام الأسلوب الإحصائي: متوسطات المتغيرات. وقد اعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي – المقارن، وطبقت اختبار كاتل للعامل العام مقياس الذكاء المتحرر من أثر الثقافة (المقياس الثالث) الصورة (أ) من إعداد العالم كاتل Cattell على عينة قوامها (681) طالبًا وطالبةً، اختيروا بالطريقة العشوائية. وقد أسفرت النتائج عن الوصول إلى تكافؤ القياس التام من خلال تحقق نماذجه الأربعة، وتطابق البنية الكامنة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم وعدم وجود فروق بين الجنسين في السمات الكامنة للذكاء. وبناءً على ما توصلت إليه الدراسة من نتائج قدمت مجموعة من التوصيات.

الكلمات المفتاحية: تكافؤ القياس – نمذجة المعادلة البنائية – التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات –اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.

---

* طالبة ماجستير علم نفس تربوي- قسم علم النفس – كلية التربية- جامعة القصيم – السعودية.

** أستاذ علم النفس التربوي المشارك - قسم علم النفس – كلية التربية - جامعة القصيم – السعودية.

للاقتباس: العيدان، خلود بنت خالد؛ زراع، نسرين بنت محمد. (2024). تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء لدى البالغين في ضوء الجنس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات، *مجلة الآداب للدراسات النفسية والتربوية*، *6*(1)، 9-45.

© نُشر هذا البحث وفقًا لشروط الرخصة Attribution 4.0 International (CC BY 4.0)، التي تسمح بنسخ البحث وتوزيعه ونقله بأي شكل من الأشكال، كما تسمح بتكييف البحث أو تحويله أو الإضافة إليه لأي غرض كان، بما في ذلك الأغراض التجارية، شريطة نسبة العمل إلى صاحبه مع بيان أي تعديلات أُجريت عليه.

(EISSN): 2708-5775 ISSN: 2707-5788
DOI: https://doi.org/10.53285/artsep.v6i1.1847

OPEN ACCESS
Received: 01-11-2023
Accepted: 30-11-2023

مجلة الآداب
للدراسات النفسية والتربوية

Measurement Equivalence in Cattell's Intelligence Test among Adults in Light of Gender Using Multi-Group Confirmatory Factor Analysis

Khulood Khaled Al-Idan *
K.ALIDAN@qu.edu.sa

Dr. Nisreen Mohammed Zarea**
n.zarea@qu.edu.sa

Abstract

The current study aimed to identify measurement equivalence at latent structure level of Cattell's Culture Fair Intelligence Test among male and female students at Qassim University in the city of Buraydah through Testing four main models: Configural Invariance, Metric Invariance, Scalar Invariance and Error variance invariance using statistical method Multi-Group Confirmatory Factor Analysis. The study also aimed to find out whether or not there are differences in the latent variables between male and female students in the test after verifying the equivalence of its measurement, utilizing Latent Mean Constructs statistical method. The descriptive-comparative approach was adopted; Cattell's Culture-Fair Intelligence Test (Scale 3) Form A, was administered to a sample of (681) male and female students, selected by randomization. The study results showed that there was a complete measurement equivalence through verifying its four models, and overall matching of latent structure between male and female students at Qassim University, and there were no differences between the sexes in the latent traits of intelligence. There are no differences between the sexes in the latent traits of intelligence Based on the results of the study, a set of recommendations were presented.

Keywords: Measurement Equivalence – Structural Equation Modeling – Multi-Group Confirmatory Factor Analysis – Cattell's Culture-Fair Intelligence Test.

* MA Scholar of Psychology of Education, College of Education, Qassim University, Kingdom of Saudi Arabia.

** Associate Professor of Psychology of Education, College of Education, Qassim University, Kingdom of Saudi Arabia.

Cite this article as:: Al-Idan, Khulood, Khaled & Zarea, Nisreen, Mohammed. (2024). Measurement Equivalence in Cattell's Intelligence Test among Adults in Light of Gender Using Multi-Group Confirmatory Factor Analysis., *Journal of Arts for Psychological & Educational Studies*, *6* (1). 9-45.

© This material is published under the license of Attribution 4.0 International (CC BY 4.0), which allows the user to copy and redistribute the material in any medium or format. It also allows adapting, transforming or adding to the material for any purpose, even commercially, as long as such modifications are highlighted and the material is credited to its author.

(EISSN): 2708-5775 ISSN: 2707-5788
DOI: https://doi.org/10.53285/artsep.v6i1.1847

المقدّمة.

في خضم التحولات الفكرية والاجتماعية الراهنة التي تشهدها الأوساط العربية تجاه العديد من القضايا، والتي تهدف إلى تحقيق العدالة الاجتماعية والمساواة بين جميع أفراد المجتمع باعتبارها أهم تمظهرات المجتمعات الحديثة، بما في ذلك تكافؤ الفرص التعليمية والوظيفية، يبرز الاهتمام بالفروق بين الجنسين من حيث قدراتهم العقلية وأدوارهم الاجتماعية وكفاءاتهم الذاتية ومدى تأثيرها على جودة أدائهم التعليمي والوظيفي. ولهذا الاهتمام امتداده الحضاري التاريخي الطويل الذي تمحور حول القضايا الجندرية واتصل بدراسة طبيعة الفروق بين الجنسين لاسيما الجانب العقلي.

وقد أثير الكثير من الجدل العلمي التاريخي حول جودة قياس الظواهر النفسية، ومدى خلو القياس النفسي من التحيز المبني على أسس ثقافية. حيث إن مشكلة التحيز Bias تعتبر من المشاكل التي ظهرت منذ بداية استخدام التقييم في القياس النفسي؛ بدءًا من (بينيه) في نهاية القرن التاسع عشر حتى (جنسن) خلال الخمسين عامًا الأخيرة. وقد اعتنى المختصون بدراستها كأحد التفسيرات الرئيسية لتحديد أسباب حدوث الفروق الجماعية، حيث تكون الاختبارات متحيزة بطريقة ما ضد جماعة معينة، ويشار لذلك بفرضية التحيز الثقافي للاختبارات Cultural-test-bias hypothesis. وتتمثل هذه الفرضية الجدلية في أن أي نوع أو عرق يؤدي أداءً مختلفًا في الاختبارات العقلية، ويرجع ذلك إلى تحيزات مصطنعة الاختبارات بسبب خلل منهجي في القياس، ويعتقد أن الفروق بين الجماعات تبرز من خصائص الاختبارات، وليست مرتبطة بأي فروق في السمة موضع التساؤل (رينولدز وليفنجستون، 2011-2013).

ويقصد بالتحيز إحصائيًا أنه خطأ منهجي في تقدير القيمة. فالاختبار المتحيز هو الذي يبالغ أو يقلل بشكل منهجي من قيمة المتغير الذي يهدف إلى تقييمه. وإذا حدث التحيز كدالة لمتغير الثقافة، مثل العرق أو الجنس، يقال بأن هناك تحيزا ثقافيا في الاختبار (Reynolds & Suzuki, 2012). وقد تعددت الطرق والأساليب الإحصائية المستخدمة في الكشف عن التحيز على مدى عقود، ومن الطرق المستخدمة مبكرًا اختبار مربع كاي (chi-square) وتحليل التباين (ANOVA)، لكن نظرا لوجود عيوب في هذه الطرق تم الاعتماد بعد ذلك على طرق أخرى مثل التحليل العاملي (Factor analysis) وطرق نظرية الاستجابة للمفردة (Item response theory)، والتي تعتبر أكثر فعالية في الكشف عن التحيز (Millsap, 2011).

يمكن من خلال مجال تكافؤ القياس Measurement Equivalence فحص وتقييم الاختبارات والتحقق من عدم تحيز مفرداتها. ويعود هذا المفهوم إلى العالم Jöreskog الذي يعد أول من كتب حول التكافؤ العاملي في أوائل السبعينيات، إلا أنه لم يتم الاهتمام باختبار تكافؤ القياس إلا بعد أن قدم من قِبَل Byrne, Shavelson And Muthén في نهاية الثمانينيات. ثم ساهمت بعد ذلك المراجعة الأدبية التي قام بها كل من Vandenberg وLance في بداية الألفية في زيادة كبيرة بالأبحاث التي اهتمت بالتحقق من تكافؤ القياس (محمد، 2019).

ويعرف Millsap (2011) تكافؤ القياس بأنه خاصية تعني أن خصائص القياس هي نفسها عبر المجموعات المختلفة بالنسبة للسمة الكامنة المستهدفة، أما Drasgow & Kanfer (1985) فيعرفان تكافؤ القياس بأنه التحقق من أن تكون العلاقات بين الدرجة الملاحظة والبنى الكامنة متطابقة عبر المجموعات الفرعية: الأفراد الذين لديهم نفس البنى الكامنة. ويفترض كل من (2000)، Vandenberg and Lance أن تكافؤ القياس هو شرط أساسي ومتطلب منطقي لا بد من التحقق منه قبل إجراء أي مقارنات جماعية جوهرية بين المجموعات. فقد تقيس دراسة ما نفس المعرفة أو السلوك (الشكل) عبر مجموعات أو أوقات معينة، لكن تلك المعرفة أو السلوك يكون لها معنى مختلف (وظيفة) بين المجموعات أو في التوقيتات المختلفة (Bornstein, 1995, as cited in Putnick & Bornstein, 2016). وهذا يعني أن المقارنة بين المجموعات المختلفة تتطلب تحققا من تكافؤ المفهوم الفرضي؛ أي التأكد من أن يحمل المفهوم نفس المعنى داخل كل مجموعة، وأن العبارات تفسر بنفس الطريقة عبر المجموعات المختلفة (محمد، 2006).

وتعتبر نمذجة المعادلة البنائية Structural Equation Modeling من أشهر مداخل التحقق من تكافؤ القياس، وبصورة أدق التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multiple Group Confirmatory Factor Analysis حيث يمكن من خلاله الكشف عن عدم تغير نموذج القياس عبر المجموعات المختلفة سواء على مستوى المفردات أو الاختبار ككل، وذلك بالتركيز على مدى تطابق الدرجات المتوقعة في الاختبار من نفس مستوى المتغير الكامن للأفراد في المجموعات الفرعية المختلفة. ومن أكثر المعالم التي يُكشف مدى تطابقها عبر المجموعات عند استخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات: تشبعات العوامل، وتباين وتغاير العوامل، وأخطاء القياس أو البواقي بين المجموعات، ويتم ذلك وفق عدة خطوات تتمثل في تحديد مؤشرات جودة المطابقة لعدد

من النماذج المختلفة في درجة القيود المفترضة بتطابق معالم نموذج القياس بين المجموعتين (رشوان، 2021، ص63).

ومن جانب آخر، نستطيع القول بأنه بدأ الاهتمام بدراسة الفروق بين الذكور والإناث من مختلف الأعمار في معدل الذكاء والمقارنة بينها منذ بداية استخدام اختبارات الذكاء (Cattell, 1987)، وقد كان هناك شبه إجماع علمي استمر لسنوات يؤكد عدم وجود فروق جوهرية بينها في الذكاء العام. ففي الدراسات المبكرة التي تناولت الفروق بين الجنسين، والتي من أبرزها دراسة الأمريكي تيرمان Terman في عام 1916، والتي قام فيها بتقنين مقياس ستانفورد – بينيه للذكاء على البيئة الأمريكية، لاحظ عدم وجود فروق بين ذكاء الفتيان والفتيات حتى 14 سنة على الأقل (الزهراني، 2012). وفي دراسة لكاتل Cattell (1971) أكد فيها أنه لا يظهر أي اختلاف ذو دلالة إحصائية بين الذكور والإناث، والفتيان والفتيات في القدرات العقلية – الذكاء السائل والمتبلور – في جميع الأعمار والثقافات. ثم جاءت بعد ذلك دراسات متقدمة نسبيًا كسرت الإجماع، ترى أن هناك اختلافاً بسيطًا في الذكاء بين الجنسين البالغين، حيث افترض Lynn (1999) عبر نظرية نمائية للفروق بين الجنسين Developmental of Sex Differences Theory أن هناك فروقا بين الجنسين في الذكاء العام تبدأ في الظهور مع سن الخامسة عشرة. وأجرى Lynn & Irwing (2004) كما جاء في الزهراني تحليلا بعديا على 57 دراسة أجريت على البالغين معتمدين على نسب الذكاء المستخلصة من تطبيق المصفوفات المتدرجة لرايفن، ووجدوا أن الذكور يتفقون على الإناث في نسب الذكاء بمقدار يناهز 5 درجات.

وفي سياق دراسة الفروق بين الجنسين في الذكاء العام، يحاول الباحثون عزو الاختلاف للعديد من الأسباب التي من بينها اختلاف في حجم الدماغ، فهناك دراسات تشير إلى أن هناك ارتباطا بين حجم الدماغ والذكاء العام، وأن متوسط حجم دماغ الذكور أكبر من الإناث (Linden, et al., 2017, Lynn, 1999). وهناك دراسات اهتمت بدراسة الاختلاف بين الجنسين في بنية الدماغ وعلاقته بالفروق بين الجنسين بالذكاء العام (Haier, et al., 2005). بالمقابل يشير باحثون إلى أن ظهور الفروق بين الجنسين في الذكاء العام ربما يعود إلى خلل منهجي في الاختبارات المستخدمة، حيث يرى Blinkhorn (2005) بإنه عندما تظهر فروق بين الجنسين، فإن دراسة الاختبار المستخدم يمكن أن توضح السبب، وبدلًا من الاعتماد على تفسير الاختلاف بأنه عائد لفروق طبيعية يمكن تصميم اختبارات عادلة بين الجنسين gender-fair tests.

وهنا لا بد من الإشارة إلى أن اختبارات الذكاء تعتبر من أكثر أدوات القياس جدلًا من حيث عدالتها، وعلى ذلك تقوم العديد من المؤسسات المتخصصة في نشر الاختبارات في تقييم أشهر مقاييس الذكاء استخدامًا؛ للتحقق من عدم وجود تحيز في محتواها. مع التوصية بضرورة الكشف عن التحيز المحتمل في المزيد من الاختبارات التي لم يتم تقيمها بعد (رينولدز وليفنجستون، 2011-2013). ومن بين أشهر اختبارات الذكاء العام اختبار كاتل المتحرر من أثر الثقافة الذي قام بإعداده ريموند كاتل، وقد قام فؤاد أبو حطب وآمال صادق بتقنينه على البيئة المصرية. (أبو حطب، وآخرون، 2005)

مشكلة الدراسة وتساؤلاتها:

عند تقييم جودة القياس، عادة ما يجري الاهتمام بالتحقق من الخصائص السيكومترية من حيث الموثوقية والصلاحية، وذلك بحساب معاملات الثبات والصدق، والتي تعتبر من أهم المؤشرات الإحصائية التي يجب التحقق من توفرها. ورغم أهميتها؛ فإنها لا تعطي مؤشرات كافية حول عدالة الاختبارات والمقاييس النفسية. بالمقابل، كان هناك إهمال لبعض الخصائص الأخرى المؤثرة في دقة القياس، والتي يمكن من خلالها الكشف عن مدى عدالة الاختبارات مثل تكافؤ القياس ومدى ثبات العمليات التي تقيسها الأدوات عبر المجموعات لاسيما في الدراسات التي تستهدف المقارنة بين الأفراد، حيث تفترض بعض الاختبارات الإحصائية، مثل اختبار ت (T- test)، عادةً تكافؤ القياس عبر المجموعات قيد المقارنة. رغم أن تجاهلها أو الفشل في التحقق منها وانتهاك افتراضاتها قد يؤثر على القدرة على إثبات الثبات والصدق للاختبارات والمقاييس النفسية والتفسيرات الموضوعية الناتجة عن استخدمها كما حذر من ذلك (Vandenberg and Lance, 2000).

إن انتهاك خاصية تكافؤ القياس تعتبر أحد مشكلات القياس التي تهدد صدق درجات الاختبار، وتعد من الأخطاء المنتظمة المؤثرة على دقة القياس. ويشار غالبًا لعدم تحقق التكافؤ على مستوى المفردة بالأداء التفاضلي للمفردة Differential Item Functioning (DIF)، ويظهر عندما تكون هناك احتمالية مختلفة لإعطاء استجابة معينة لمفردة ما للأفراد الذين لديهم نفس مستوى السمة المقاسة، وذلك اعتمادًا على انتمائهم لمجموعات مختلفة (Revicki et al., 2014). يمكن أن يظهر عدم تكافؤ للقياس على مستوى بنية الاختبار ككل، ويسمى بالأداء التفاضلي للاختبار Differential Test Functioning (DTF)، وذلك عندما لا تكون الدرجة الحقيقية المتوقعة على مستوى المقياس هي نفسها لمجموعتين من الأفراد (Pae & Park, 2006).

ومن ناحية أخرى، نجد أن هناك تباينا في الدراسات التي تناولت الفروق بين الجنسين في الذكاء العام، حيث تؤكد نتائج بعض الدراسات أنه لا توجد فروق جوهرية بين الجنسين في الذكاء العام (Cattell, 1971، Colom & Lo´pez, 2002، et al., 2006Sluis ، شلبي، 2015). بينما أسفرت نتائج دراسات أخرى عن أن هناك فروقا جوهرية بين الجنسين في معامل الذكاء تبدأ في الظهور بمرحلة المراهقة (Jackson & Rushton, 2006، Lynn & Kanazawa, 2011، Abdelrasheed, et al, 2019). بالإضافة لذلك، هناك من يشير إلى أن ظهور الفروق بين الجنسين يعود لوجود تحيزات مصطنعة في اختبارات الذكاء. مما يدفعنا إلى السؤال حول مدى حقيقة ظهور الفروق بين الجنسين في اختبارات الذكاء، وهل يرجع ذلك إلى السمة موضع القياس فعلًا؟ وهذا ما تذهب الدراسة الحالية إلى التحقق منه، وذلك من خلال التحقق من تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.

وبناءً على ما سبق، نستنتج أهمية التحقق من تكافؤ القياس عبر المجموعات لأدوات القياس قبل إجراء أي مقارنات بينها لاسيما اختبارات الذكاء. وعلى ذلك هدفت الدراسة الحالية إلى التحقق من تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء باستخدام نمذجة المعادلة البنائية، وبصورة أدق التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات لدى طلاب وطالبات جامعة القصيم، حيث لا توجد دراسة – بحدود اطلاع الباحثة – قد تحققت من تكافؤ قياس هذا الاختبار. وعلى ذلك، يمكن تحديد مشكلة الدراسة الحالية في الإجابة على الأسئلة التالية:

1. هل هناك تكافؤ في البنية الكامنة لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم؟
2. هل هناك فروق في السمات الكامنة في اختبار كاتل المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم؟

أهداف الدراسة: هدفت هذه الدراسة للتحقق من عدة أهداف، هي كما يلي:

1. التحقق من تكافؤ القياس على مستوى البنية الكامنة لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم.
2. التحقق من وجود فروق في السمات الكامنة في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم.

أهمية الدراسة:

أولًا: الأهمية النظرية:

1. تعود أهمية الدراسة الحالية إلى أن مفهوم تكافؤ القياس يعتبر من المفاهيم الحديثة نسبيًا، ومن القضايا المعاصرة في مجال القياس النفسي التي لم تجد الاهتمام الكافي في الأوساط البحثية العربية.
2. تنبع أهمية الدراسة الحالية بأنها من الدراسات القلائل عربيًا -بحدود اطلاع الباحثة -التي تتحقق من تكافؤ قياس أحد اختبارات الذكاء.

ثانيًا: الأهمية التطبيقية:

1. قد تساهم نتائج الدراسة الحالية في تزويد الباحثين والممارسين بصورة من اختبار كاتل للذكاء، المتحرر من أثر الثقافة، وذلك بعد التحقق من كفاءته القياسية وتحرره من تأثير عامل النوع.
2. قد تسهم هذه الدراسة في لفت انتباه الباحثين التربويين إلى أهمية الاعتماد على أدوات قياس تتصف بالعدالة، وضرورة التأكد من تكافؤ القياس بالأدوات المستخدمة بين المجموعات بما يزيد الثقة بصدق النتائج التي يتوصل إليها.

مصطلحات الدراسة:

- **تكافؤ القياس (Measurement Equivalence):** خاصية تعني أن خصائص القياس هي نفسها عبر المجموعات المختلفة بالنسبة للسمة الكامنة المستهدفة (Millsap, 2011).
- **نمذجة المعادلة البنائية (Structural Equation Modeling):** أسلوب إحصائي متقدم يسمح باختبار النظريات والنماذج والأبنية الكامنة أو التحتية لمفهوم أو لظاهرة نظرية مجردة (عامر، 2018).
- **التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات (Multiple Group Confirmatory Factor Analysis):** هو أسلوب إحصائي متعدد المتغيرات يستخدم لمقارنة البنية العاملية التي تمثل العلاقة بين عدد من المتغيرات المشاهدة والتكوينات الافتراضية التي

تقيسها عبر المجموعات المختلفة أو عبر فترات زمنية مختلفة لنفس المجموعة (محمد، 2019).

- **اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة (Cattell's Culture-Fair Intelligence Test):** أعد هذا الاختبار العالم الأمريكي " ريموند كاتل، ويعد اختبارا لقياس عامل الذكاء العام، وله ثلاثة مستويات هي: **المقياس الأول:** للأعمار من 4-8 سنوات والراشدين المتخلفين عقليًا، و**المقياس الثاني:** للأعمار من 8 – 13 سنة والراشدين العاديين، و**المقياس الثالث** من 13 -19 سنة والراشدين المتفوقين. ولكل من المقاييس الثلاثة صورتان متكافئتان (أبو حطب، عثمان، صادق، 2008).

ويحدد الذكاء إجرائيًا بالدرجة الكلية والدرجة الفرعية التي يحصل عليها طلاب وطالبات جامعة القصيم في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة في المقياس الثالث الصورة (أ).

حدود الدراسة:

- **الحدود الموضوعية:** اقتصرت الدراسة الحالية على دراسة مدى تحقق تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم، وذلك باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.
- **الحدود الزمانية:** تم تطبيق أداة الدراسة في الفصلين الثاني والثالث من العام الجامعي 1444 هـ
- **الحدود المكانية:** اقتصرت الدراسة على جامعة القصيم بمنطقة القصيم في مدينة بريدة.
- **الحدود البشرية:** اقتصرت الدراسة على الطلاب والطالبات.

الإطار النظري:

- **تكافؤ القياس في إطار التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات:**

أولًا: تكافؤ القياس Measurement Equivalence:

لقد أصبح الباحثون بالآونة الأخيرة أكثر إدراكًا لأهمية تكافؤ القياس Measurement Equivalence باعتباره من الشروط الأساسية والضرورية قبل اختبار الفروق بين المجموعات المختلفة محل المقارنة (على سبيل المثال: الجنس، والعمر، والمسار الأكاديمي، والثقافة ...الخ)، ويمكن أن يعزى ذلك كنتيجة للعديد من الأسباب، ومنها: المنشورات التربوية التي تناولت قضايا

القياس والتكافؤ البنائي، فضلاً عن العديد من المراجعات الأدبية لنمذجة المعادلة البنائية structural equation modeling، والاستخدام المتزايد لإجراءاته (Byrne & Vijver, 2010).

ويعود هذا المفهوم كما يشير محمد (2019) إلى Joreskog الذي يعد أول من كتب حول التكافؤ العاملي في عام 1971م. ويمكن تعريف تكافؤ القياس Measurement Equivalence بأنه: ثبات العمليات أو الوظائف التي من المفترض أن تقيسها أداة القياس عبر المجموعات المختلفة؛ بمعنى أن الطريقة التي يتم بها إدراك وتفسير محتوى مفردات أداة القياس تكون متكافئة إذا ما تم فحصها لدى مجموعات مختلفة من المستجيبين على المقياس (Byrne & Watkin، 2003، كما ورد في شلبي، 2015).

وقد ذكر Lubke, et al. (2003) أن المقصود بتكافؤ القياس هو أن تكون احتمالية الإجابة الصحيحة على مفردة في أداة قياس ما هي نفسها لدى جميع المتقدمين للاختبار ممن لديهم نفس المستوى من الخاصية موضع القياس بدون التأثر بخصائص أخرى لمقدم الاختبار مثل النوع الاجتماعي أو العرق أو تعليم الوالدين. وعرفه Millsap (2011) بأنه خاصية تعني أن خصائص القياس هي نفسها عبر المجموعات المختلفة بالنسبة للسمة الكامنة المستهدفة. ووضح كل من Wang & Wang (2012) بأن تكافؤ القياس يختبر تحقق تكافؤ كل من أنماط العوامل Patterns of Factor، والتشبعات Factor Loading، والقواطع Intercept، وتباين الخطأ Error Variance والتأكد من أن المؤشرات الملاحظة لأداة قياس ما تقيس نفس العوامل الكامنة عبر المجموعات.

وحدد Şekercioğlu (2018) تكافؤ القياس بأنه وصف يعبر عن أداة القياس التي تقيس نفس البنى بطريقة متطابقة عبر مجموعات مختلفة من الأفراد وأن يكون هناك تكافؤ في الخصائص السيكومترية لأداة القياس عبر المجموعات. ويمكن تعريف تكافؤ القياس بأنه: " تقييم لتكافؤ بنية ما من الناحية السيكومترية عبر مجموعات أو مواقف قياس مختلفة للتحقق من أن هذه البنية لها نفس المعنى لتلك المجموعات أو عبر القياسات المتكررة" (أبوبكر، 2019، ص27)

وبعد استعراض التعاريف السابقة، يمكن تحديد المقصود بتكافؤ القياس بأنه تقييم تكافؤ بنية ما بهدف التحقق من ثبات عمليات القياس في ظل الظروف المختلفة؛ أي استقرار القياس مع مرور الوقت أو عبر مجموعات مختلفة أو وسائط مختلفة، بحيث تكون احتمالية استجابة فردين لديهم نفس المستوى من الخاصية التي تقيسها أداة القياس هي نفسها مهما كان هناك اختلاف في الظروف؛ مما يعني حصولهم على نفس الدجات الخام المتوقعة، وأن هذه البنية لها نفس المعنى.

ويمكن اختبار تكافؤ القياس من خلال التحقق من تكافؤ أنماط العوامل، وتشبعات العوامل، والقواطع، وتباين الخطأ.

وفي إطار نمذجة المعادلة البنائية هناك العديد من النماذج المستخدمة في اختبار تكافؤ القياس، وفي كل نوع من هذه النماذج يوجد عدد من القيود المتساوية في تقدير المعالم عبر المجموعات محل المقارنة. ورغم وجود العديد من التصنيفات لنماذج اختبار تكافؤ القياس إلا أن هناك أربعة أنواع تعتبر الأكثر شيوعا. حيث يتم اختبار تلك الأنواع باستخدام خطوات متتابعة الواحدة تلو الأخرى في تنظيم هرمي، وهي كما يشير Wang & Wang (2012) كالتالي:

1. **التكافؤ الشكلي Configural Invariance:**

يمثل الخطوة الأولى لتأسيس التكافؤ بين المجموعات، ويشترط هذا النموذج أن تأخذ العوامل المشاهدة نفس عدد العوامل ونفس أنماط التشبعات عبر المجموعات التي يتم المقارنة بينها دون فرض قيود المساواة على أي معالم أخرى. ويعتبر تحقق التكافؤ الشكلي شرطا ضروريا لاختبار تكافؤ المعالم (على سبيل المثال: التشبعات، والتقاطع، وتباين الخطأ) التي تتعلق بخصائص القياس للمؤشرات الملاحظة، وإذا لم يتم إظهار التكافؤ الشكلي، فهذا يشير إلى أن المؤشرات الملاحظة للاختبار قيد الدراسة تقيس تركيبات وبنى مختلفة عبر المجموعات، ومن ثم فإن اختبارات التكافؤ الإضافية غير مبررة.

2. **التكافؤ المتري Metric Invariance:**

يمثل الخطوة الثانية للتحقق من التكافؤ ويشترط هذا النموذج أن يكون هناك تكافؤ في قيم تشبعات العوامل عبر المجموعات. وفي حال تحقق التكافؤ المتري للاختبار، فهذا يعني أنه يتم قياس المتغيرات / العوامل الكامنة بنفس الطريقة عبر المجموعات المختلفة. ويتم التحقق من التكافؤ المتري من خلال فرض قيود متساوية على تشبعات العوامل Factor Loading عبر المجموعات محل المقارنة فيما عدا المفردة Reference Indicator، حيث يتم تثبيت المعلم عند القيمة (1)، بينما يتم تقدير بقية معالم النموذج.

3. **تكافؤ التدريج Scalar Invariance:**

يمثل الخطوة الثالثة للتحقق من التكافؤ، ويعني هذا النموذج أن الأفراد الذين لديهم نفس القدرة أو السمة الكامنة يجب أن يكون لديهم نفس الدرجات المشاهدة على العوامل التي تتشبع عليها هذه المتغيرات، ولذلك فإن تحقيق هذا النوع من التكافؤ يعد ضروريًا لإجراء أية مقارنات بين

المجموعات محل المقارنة في متوسطات العوامل المشاهدة. وفي حال عدم تحققه، فهذا يعني أن أفراد كل مجموعة محل المقارنة ينظرون لمحتوى المفردة على نحو مختلف. ويتم التحقق من تكافؤ التدريج بوضع قيود بالتساوي على كل من تشبعات العوامل Factor Loading، والتقاطع Intercept عبر المجموعات محل المقارنة.

4. التكافؤ المتشدد Strict Invariance أو تكافؤ تباين الخطأ Error variance invariance:

يمثل الخطوة الرابعة للتحقق من التكافؤ ويشترط هذا النموذج بالإضافة لتساوي تشبعات العوامل، والقواطع، أن تتشابه تباينات الخطأ بين المجموعات محل المقارنة.

وبناء على هذا، فالدراسة الحالية تحاول التحقق من مدى تطابق خصائص القياس بين طلاب وطالبات جامعة القصيم في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة، وذلك باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات لاختبار نماذج تكافؤ القياس الأربعة: التكافؤ الشكلي من خلال تقييد البنية الكامنة، والتكافؤ المتري من خلال تقييد تشبعات العوامل، وتكافؤ التدريج من خلال تقييد التقاطع، وتكافؤ المتشدد من خلال تقييد تباينات الخطأ.

ثانيًا: التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multiple Group Confirmatory Factor Analysis:

إن التحليل العاملي التوكيدي (CFA) أحد أنواع نمذجة المعادلة البنائية (SEM) التي تقوم على اختبار فرضيات محددة مسبقًا حول العلاقة بين المتغيرات الملاحظة والعوامل الكامنة. حيث إن السمة الأساسية لـ (CFA) هي طبيعته القائمة على التحقق من فرضيات محددة. فهو على عكس نظيره، التحليل العاملي الاستكشافي (EFA)، يطلب من الباحث أن يحدد مسبقًا جميع جوانب النموذج، وذلك بالاستناد على أدلة ونظريات سابقة، لعدد العوامل الكامنة الموجودة في البيانات، والتي ترتبط المتغيرات الملاحظة بها، وما إلى ذلك. وبالإضافة إلى تركيزه الأكبر على اختبار النظرية والفرضيات، يوفر إطار (CFA) العديد من الإمكانيات التحليلية الأخرى التي لا تتوفر في (EFA)، مثل: تقييم تأثيرات الطريقة، وفحص الثبات أو تكافؤ النموذج العاملي في أوقات مختلفة أو عبر مجموعات متعددة (Brown, 2006).

ويمكن تعريف التحليل العاملي التوكيدي بأنه أحد تطبيقات نمذجة المعادلة البنائية الذي يهتم بدراسة العلاقات بين المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (مفردات أو درجات اختبار) والمتغيرات الكامنة أو العوامل (عامر، 2018، ص165).

وعند اختبار النموذج العاملي التوكيدي هناك العديد من الخطوات التي يجب اتباعها لاختبار جودة مطابقة النموذج النظري المفترض، وقد اختلفت المراجع في تحديد هذه الخطوات إلا أن (تيغزة، 2012) يشير إلى أن اختبار جودة المطابقة للنموذج يمر بخمس مراحل أساسية، هي:

المرحلة الأولى: تحديد النموذج، والمرحلة الثانية: تعيين النموذج، والمرحلة الثالثة: تقدير معالم النموذج العاملي المفترض، والمرحلة الرابعة: تقدير جودة مطابقة النموذج المفترض، والمرحلة الخامسة: تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل.

وقد سبقت الإشارة إلى أن إحدى المزايا الرئيسية للتحليل العاملي التوكيدي هي قدرته على فحص كافة المعلمات في تكافؤ القياس والتكافؤ البنائي في النموذج العاملي عبر المجموعات المتعددة. ويتعلق نموذج القياس بخصائص المتغيرات الملاحظة، ومن ثم يتكون من تشبعات العوامل، والقواطع، وتباين الخطأ ومن ثم فإن تقييم تكافؤ هذه المعلمات بين المجموعات يعكس اختبارات تكافؤ القياس (Brown, 2006).

ويعد التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات المنهج الأكثر استخدامًا لتقيم تكافؤ القياس داخل إطار نمذجة المعادلة البنائية، وقد اقترح Jöreskog هذه المنهجية للتعامل مع قضايا التكافؤ العاملي، بعد أن أظهرت العديد من الطرق، مثل التحليل العاملي الاستكشافي، فشلها في تناول هذه القضية (Raju & Laffitte, 2002).

ومن أجل تقييم تكافؤ القياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات، تتم مقارنة النموذج النظري البنائي عبر مجموعتين أو أكثر. وعادة ما يتم إتباع استراتيجية Jöreskog لتقييم قابلية المقارنة بين البنى العاملية لاختبار تكافؤ القياس. وفي استراتيجيته، يتم تحليل النماذج المتداخلة بشكل تسلسلي من خلال فرض عدد متزايد من القيود في كل نموذج لاحق. ويتم اختبار هذه النماذج التقييدية من حيث جودة مطابقة البيانات للنموذج (Milfont &Fischer, 2010).

- **اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة (Cattell's Culture-Fair Intelligence Test):**

يعتبر مفهوم الذكاء **Intelligence** من المفاهيم النفسية التي يدور حولها الكثير من الجدل، حيث إن هناك اختلافا حول مفهومه وما المقصود به، وكيف يمكن تفسيره وما هي مظاهره ومكوناته، وكيف يمكن قياسه، والعديد من القضايا التي ساهمت في تعقيد هذا المفهوم. وقد أدى

اختلاف وجهات نظر علماء النفس حول الذكاء وما المقصود به على وجه التحديد إلى تعدد تعريفات هذا المفهوم، والنظريات التي حاولت تفسيره، والاختبارات التي صممت لقياسه.

ولقد حاول علماء النفس خلال القرن الميلادي الماضي الوصول إلى تحديد معنى الذكاء، وظهرت العديد من التعريفات في هذا المجال، وكان هناك تباين فيما بينها حول مفهوم الذكاء، وقد أدى هذا الاختلاف إلى تعدد المعاني واختلاف التصورات التي وصولوا إليها، حيث عرفه العالم بينيه Binet بأنه القدرة على التكيف العقلي مع مشكلات الحياة وظروفها الجديدة، بينما عرفه العالم تيرمان Terman بأنه القدرة على التفكير المجرد، وقد عرفه كالفن Scolvin بأنه القدرة على التعلم. بالإضافة لذلك، عرف العالم وكسلر Wechslerالذكاء بأنه القدرة الكلية للفرد على التصرف الهادف والتفكير المنطقي والتعامل بفاعلية مع البيئة (مصطفى وآخرون، 2009).

وهنا يمكن ملاحظة أن تعاريف الذكاء المختلفة تخلط ما بينه وبين مصطلحات أخرى، مثل: التعليم والتفكير، مما يعني أن هناك صعوبة في تحديد المقصود بهذا المفهوم بدقة، وبهذا فقد جاء التعريف الإجرائي Operational محددًا للذكاء وسط اختلاف العلماء، حيث يعتبر هذا المفهوم؛ أي التعريف الإجرائي أكثر التعاريف شيوعًا وقبولًا لدى الأوساط العلمية (مراد وسليمان، 2002).

وبذلك ظهر توجه يرى أن أفضل الطرق التي يمكن توظيفها في دراسة مفهوم الذكاء والتعرف على مكوناته هي دراسة اختبارات الذكاء والتعرف على ماذا تقيس، وهذا ما يمثله تعريف العالم بورينج Boring الإجرائي للذكاء: وهو ما تقيسه اختبارات الذكاء (عيواج، 2021).

وقد تم الاهتمام بإعداد اختبارات ومقاييس ذات معايير لقياس القدرات العقلية والذكاء، وتعتبر محاولة العالم بينيه Binet بالاشتراك مع زميله سيمون Simon نقطة بداية قياسه بطريقة موضوعية حيث نشر أول مقاييس الذكاء باسم مقياس بينيه-سيمون للذكاء Binet-Simon Intelligence Scale، وذلك في عام 1905. ثم ظهرت العديد من التنقيحات للاختبار بهدف زيادة دقته، ومن أهمها ما قام به العالم تيرمان Terman، الذي أجرى على الاختبار تعديلات جوهرية ونشره تحت مسمى جديد هو مقياس استانفورد – بينيه للذكاء Stanford - Binet Intelligence Scale، وذلك في عام 1916، ثم صدرت له العديد من الصور المنقحة. وقد كان مقياس بينيه Binet أكثر ملاءمة لقياس ذكاء الأطفال مما دفع العالم وكسلر Wechsler لوضع مقياس لقياس ذكاء الراشدين، والذي يعتبر أول مقياس فردي عني بتقنينه لقياس ذكاء الراشدين وعرف باسم مقياس

وكسلر – بلفيو للذكاء Wechsler - Bellevue Intelligence Scale، وذلك في عام 1939 (جابر، 2012).

وتعددت الاختبارات التي تقيس الذكاء، ويمكن تصنيف تلك الاختبارات على حسب طريقة الإجراء المستخدمة فيها إلى اختبارات فردية، وأخرى اختبارات جماعية. كما يمكن تصنيفها على أساس محتواها إلى اختبارات لغوية، وأدائية، واختبارات شبه أدائية. بالإضافة لذلك، يمكن تصنيف الاختبارات على أنها اختبارات قوة لا تهتم بعامل الزمن، واختبارات أخرى تتأثر بعامل الزمن وتقيس السرعة. وهناك اختبارات تتطلب الاستجابة عليها الورقة والقلم، بالمقابل هناك اختبارات عملية. كما أن هناك تصنيفا آخر للاختبارات وهو: اختبارات متحيزة ثقافية، واختبارات متحررة من أثر الثقافة، ويعد اختبار كاتل للعامل العام من الاختبارات البارزة غير المتحيزة ثقافيًا (أبو جراد، 2008).

لقد كان كاتل Cattell معارضا للاختبارات التقليدية المشبعة بالعامل اللفظي، مثل اختبار بينيه Binet التي يمكن أن تؤثر على درجات الذكاء بسبب الاختلافات في الحالة الاجتماعية أو القدرات الخاصة المتميزة عن الذكاء أو العوامل البيئية الأخرى. حيث حدد المشكلة بأن اختبارات الذكاء تركز على المهارات المكتسبة والقدرة اللفظية بدلاً من الذكاء في حد ذاته. وبناءً على ذلك اهتم كاتل Cattell بتطوير اختبارات ذكاء عادلة ثقافيًا استنادًا إلى المهارات غير اللفظية التي من شأنها تحديد الذكاء العام للشخص بغض النظر عن وضعه الاجتماعي أو العرق أو القدرة اللفظية أو الخبرة البيئية. وهكذا طور كاتل Cattell اختبارًا عادلًا ثقافيًا بسبعة اختبارات فرعية. وتم تصميم الاختبارات بحيث تكون غير لفظية مع إعطاء التعليمات باستخدام سلسلة من الأمثلة العملية بدلاً من التعليمات اللفظية (Brown, 2016).

الدراسات السابقة:

هدفت بعض الدراسات السابقة إلى التحقق من تكافؤ القياس على مستوى البنية الكامنة باستخدام نماذجه الأربعة: التكافؤ الشكلي، التكافؤ المتري (الضعيف)، تكافؤ التدريج (القوي)، تكافؤ تباين الخطأ. وقد قام Sooyeon et al. (2003) بإجراء دراسة بهدف التحقق من تكافؤ قياس بيانات مقياس المزاج المبكر للمراهقين Early Adolescent Temperament Questionnaire (EATQ) عبر الجنسين، وذلك باستخدام التحليل العاملي التوكيدي. وقد تكونت العينة من (115 فتى، 116 فتاة) تتراوح أعمارهم بين (10 – 14) سنة. وتمثل بنية المقياس خمسة عوامل، هي: الخجل، المتعة

عالية الشدة، والنشاط، والانتباه، والتهيج، والخوف. وقد أظهرت النتائج أن هناك تكافؤَ قياس للنموذج من الدرجة الأولى عبر الجنس، حيث إن أداة القياس تقيس نفس جوانب المزاج بغض النظر عن الجنس.

وقام Carle et al. (2007) بإجراء دراسة تهدف إلى تحقق تكافؤ القياس بين الجنسين باختبار العدوان للأطفال، وذلك من خلال التحليل العاملي التوكيدي، ونظرية الاستجابة للمفردة. وقد تكونت عينة الدراسة من 779 طفلا (364 ذكور، 415 إناث). وقد أسفرت نتائج الدراسة عن تحقق جميع نماذج التكافؤ (الشكلي، والضعيف، والقوي) في إطار التحليل العاملي التوكيدي. ومن خلال نظرية الاستجابة للمفردة، لم تُظهر أي مفردة من مفردات الاختبار أداء تفاضليا بين الجنسين.

وقام هيبة وعمر (2011) بأجراء دراسة هدفت إلى التحقق من تكافؤ القياس للقائمة المختصرة للعوامل الخمسة للشخصية في ضوء المنحنى التكاملي لنمذجة المعادلة البنائية (التحليل العاملي التوكيدي)، وفحص التكافؤ على مستوى المفردات وذلك من خلال نظرية الاستجابة للمفردة (الأداء التفاضلي للمفردة). وقد بلغت العينة 511 طالبا من طلبة الجامعة (230 ذكور، 281 إناث). وقد تم التحقق من تكافؤ القياس للقائمة المختصرة لنموذج العوامل المختصرة للشخصية. تتكون القائمة من 60 مفردة على خمسة أبعاد فرعية. وتوصلت نتائج الدراسة إلى أن هناك تحققا للتكافؤ العاملي في النموذج الشكلي والضعيف، وعدم تحقق النموذج القوي، وذلك وفق التحليل العاملي التوكيدي.

وقام أبوبكر (2019) بإجراء دراسة من بين أهدافها التحقق من تكافؤ قياس اختبار تورانس للتفكير الابتكاري (الصورة أ) عبر متغيري: النوع الاجتماعي والتخصص الأكاديمي، والتعرف على مدى تحقق تكافؤ القياس الشكلي والمتري وتكافؤ التدريج وتباين الخطأ باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات. وقد تم تطبيق الاختبار على عينة بلغت 264 من الطلاب والطالبات. وأسفرت نتائج الدراسة على تحقق تكافؤ القياس بنماذجه الأربعة: الشكلي، والمتري، والتدريج، وتباين الخطأ لبنية الاختبار العاملية عبر الجنسين، وتوصل إلى تكافؤ القياس الشكلي، والمتري، والتدريج عبر التخصص الأكاديمي مع عدم الوصول إلى تكافؤ تباين الخطأ.

كما أجرت عطية (2020) دراسة من بين أهدافها التحقق من تكافؤ قياس بمستوياته الأربعة: الشكلي، والمتري، والتدريج، والتقاطع لمقياس اضطراب الوظائف التنفيذية لباركلي عبر المجموعات المتعددة من الجنسين في ضوء تخصصهم الأكاديمي (العلمي والأدبي) وعمرهم الزمني، وذلك

باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات. وقد تم تطبيق المقياس على 678 طالبًا وطالبة. وقد أسفرت نتائج الدراسة عن تحقق تكافؤ القياس لبنية المقياس عبر المجموعات المختلفة باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات بشكل جزئي.

وقد قام التميمي (2021) بإجراء دراسة هدفت للتعرف على تكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية (SACQ) لدى طلاب وطالبات الدراسات العليا بجامعة الملك عبد العزيز بجدة. وقد تكونت العينة من 169 طالبًا و151 طالبةً. وباستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات، أظهرت نتائج الدراسة تمتع المقياس بتكافؤ القياس على المستويين الشكلي والمتري بين المجموعتين، في حين لم يتم تحقق تكافؤ القياس على مستويي التدريج والتقاطع.

وقامت هلال (2022) بإجراء دراسة هدفت إلى التحقق من تكافؤ القياس لمقياس الهوية المهنية لدى معلمي التعليم العام بنماذجه الأربعة: الشكلي، والمتري، والتدريج، وتباين أخطاء القياس عبر مجموعات مختلفة وفقًا لاختلاف المرحلة والخبرة. وقد تكونت العينة من (361) معلمًا ومعلمةً في مدارس محافظة الشرقية بمصر. وقد أظهرت النتائج تحقق تكافؤ القياس الشكلي، والمتري، والتدريج عبر المجموعات المختلفة للمعلمين والمعلمات في جميع مستويات الخبرة باستثناء تكافؤ تباين البواقي. بينما تحقق تكافؤ القياس الشكلي، والمتري فقط وفقًا لمتغير المرحلة.

وقام خلف (2023) بإجراء دراسة بهدف التحقق من تكافؤ القياس عبر الثقافتين (العمانية والكويتية) وعبر الجنسين (ذكورا وإناثا) في مقياس الاتجاه نحو التجارب النفسية الافتراضية. وتكونت عينة البحث من (328) طالبًا وطالبةً بكليتي التربية، جامعة السلطان قابوس، وجامعة الكويت. وقد أسفرت النتائج عن تحقق تكافؤ القياس سواء عبر الجنسين أم عبر الثقافتين.

وتناولت الدراسات السابقة الفروق بين الجنسين في الذكاء العام، حيث أجرى Colom and Abad (2000) دراسة هدفت إلى البحث حول الفروق الذهنية بين الجنسين، وهل هناك اختلاف بين الذكور والإناث في معدل الذكاء العام (g). وطبقت مجموعة من البطاريات الذهنية على عينتين مستقلتين تبلغ إجمالًا 10475 شخصًا بالغًا (6219 ذكور، 4256 إناث). وقد توصلت نتائج الدراسة إلى أن هناك اختلافا ضئيلا وغير جوهري بين الجنسين في (g)، أي قبول الفرضية الصفرية: لا توجد فروق بين الجنسين يمكن أن تعزى إلى الذكاء العام.

وقام كل من Colom and Lo´pez (2002) بأجراء دراسة هدفت إلى التحقق مما إذا كان هناك اختلاف بين الجنسين في الذكاء العام (g)، وذلك من خلال قياس الذكاء السائل بطريقة منهجية

باعتباره جوهر السلوك الذكي. وقد استخدمت الدراسة ثلاث اختبارات تقيس الذكاء السائل وهي: اختبار الاستدلال الاستقرائي، اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدمة، اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة (مقياس 3). وقد تم تطبيقه على مجموعة من خريجي المدارس الثانوية بلغ عددهم 4072 خريجًا (1772 من الإناث، 2300 من الذكور). وقد أسفرت النتائج عن أن الإناث يتفوقن على الذكور في اختبار الاستدلال الاستقرائي، والذكور يتفوقون باختبار المصفوفات المتتابعة المتقدمة، ولا توجد فروق بين الجنسين في اختبار الذكاء المتحرر من أثر الثقافة. وقد أشار الباحثان، إلى أن اختبار الذكاء المتحرر من أثر الثقافة يعتبر هو أفضل الاختبارات في قياس الذكاء السائل، وعليه يمكن استنتاج أنه لا يوجد اختلاف بين الجنسين في الذكاء السائل.

وقام كل من Jackson and Rushton (2006) بأجراء دراسة بهدف اختبار الفرضية القائلة: بأن متوسط درجات الذكور في معامل الذكاء العام أعلى من الإناث، وذلك باستخدام التحليل العاملي لـ 145 مفردة من اختبار سات. وقد بلغت العينة أجمالًا 102516 (46506 من الذكور، 56007 من الإناث)، والذين تتراوح أعمارهم بين 18 إلى 17 عامًا. وقد أظهرت نتائج الدراسة، أن هناك تفوقا للذكور في معامل الذكاء العام الكامن في اختبار سات اللفظي والرياضي، وذلك بفارق يبلغ 3.63 نقطة أعلى من نظيراتهم الإناث. ويشير الباحث إلى أنه رغم أن حجم الاختلاف بين الذكور والإناث في معامل الذكاء العام ليس كبيرًا إلا أنه حقيقي.

وقام Naderi et al. (2009) بأجراء دراسة تهدف للتعرف على العلاقة بين الذكاء والتحصيل الدراسي، وهل العلاقة تختلف بين الذكور والإناث. وقد كان إجمالي العينة 153 (الذكور:105، والإناث: 48). ولقياس الذكاء تم استخدام اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة، المقياس 3 الصورة (أ) والصورة (ب). وقد أظهرت النتائج أنه لم يكن هناك فروق بين متوسط درجات الذكور والإناث في الصورة (أ)، أما في الصورة (ب) فقد كان متوسط درجات الذكور أعلى بقليل من متوسط درجة الإناث. وفي كلا الصورتين، ظهر أن متوسط درجات الذكور كان أعلى منه لدى الإناث في الذكاء.

وأجرت شلبي (2015) دراسة للتحقق من البنية العاملية وتكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المعياري لرافن. وكان من بين أهداف الدراسة: التحقق مما إذا كان الاختبار يقيس الذكاء العام (g)، وهل يوجد فروق بين الجنسين في متوسط درجاتهم على العوامل الفرعية والذكاء العام بحسب المستويات العمرية. وقد تم تطبيق الاختبار الذي يتكون من خمس مجموعات (أ، ب، ج، د، ه)،

بحيث تتكون كل مجموعة من (12) مفردة، على عينة بلغت إجمالًا 1252 طالبًا وطالبة (690 ذكور، 562 إناث) في المرحلة الثانوية. وقد أسفرت النتائج عن عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متوسط الدرجات بين الطلاب والطالبات في الذكاء العام، وذلك في المستويات العمرية (15، 16، 18، 19).

وقام Abdelrasheed, et al. (2019) بإجراء دراسة تبحث عن الفروق بين الجنسين في الذكاء على اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم الذي يقيم القدرة على التفكير غير اللفظي، وذلك على عينة تبلغ إجمالًا 2206 طلاب وطالبات (1001 ذكور، 1205 إناث) تتراوح أعمارهم بين 15 و18 عامًا في المرحلة الثانوية. وقد أظهرت النتائج أن الذكور قد سجلوا درجات أعلى بكثير من الإناث في سن 16، 17، 18، وذلك بما يتفق مع نظرية Lynn النمائية للاختلاف بين الجنسين في الذكاء.

منهج الدراسة وإجراءاتها:

منهج الدراسة:

بما أن الدراسة الحالية هدفت إلى التحقق من تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين الجنسين، للتعرف على مدى كفاءته السيكومترية، فإن المنهج المناسب هو: المنهج الوصفي-المقارن.

مجتمع الدراسة:

يتكون مجتمع الدراسة من طلاب وطالبات جامعة القصيم في مرحلة البكالوريوس في مدينة بريدة، ويشمل كلًا من كلية الاقتصاد والإدارة، والشريعة والدراسات الإسلامية، والعلوم والآداب، والعلوم، واللغة العربية والدراسات الاجتماعية، والتربية، والعلوم التطبيقية، والحاسب، والتصاميم، والبالغ إجمالي عددهم (30000) تقريبًا، وذلك بحسب ما نشرته مكتبة البيانات المفتوحة في جامعة القصيم 2020م.

عينة الدراسة:

- **العينة الاستطلاعية:** طُبقت الدراسة على عينة استطلاعية قوامها (308) طلاب وطالبات تم اختيارهم بالطريقة العشوائية، وقد بلغ عدد الطلاب المتجاوبين (66) طالبًا بنسبة 21.43%، بينما بلغ عدد الطالبات المتجاوبات (242) بنسبة 78.57%، توزعوا بين الكليات النظرية والعلمية.

- **العينة الأساسية:** تكونت العينة الأساسية من (681) طالبًا وطالبةً تم اختيارهم بالطريقة العشوائية، وقد بلغ عدد الطلاب المتجاوبين (330) طالبًا، وذلك بنسبة 48.46%، بينما بلغ عدد الطالبات المتجاوبات (351) طالبة بنسبة 51.54%.

أدوات الدراسة:

تم استخدام اختبار كاتل للعامل العام مقياس الذكاء المتحرر من أثر الثقافة (المقياس الثالث) (Cattell's Culture-Fair Intelligence Test (Scale 3 الصورة (أ)، وهو من إعداد العالم كاتل Cattell، الذي قام بتطويره لقياس الذكاء أو المعامل العام، وذلك في عام 1941 م. ويعتبر من الاختبارات غير اللفظية التي تحاول قياس الذكاء بمعزل عن التأثيرات الاجتماعية والثقافية. وقد تم تقنينه على البيئة المصرية من قبل (أبو حطب وآخرون، 2005).

وتم اختيار المقياس الثالث؛ لأنه المستوى المحدد للفئة العمرية من 13 إلى 19 الراشدين، والذي تفترض النظرية النمائية للفروق بين الجنسين Developmental of Sex Differences Theory بأنه في هذه المرحلة تبدأ الفروق بين الجنسين في القدرة العقلية العامة في الظهور. ويتكون إجمالي الاختبار من 50 مفردة تتوزع في أربع اختبارات فرعية هي: **الاختبار الأول:** السلاسل Series، **والاختبار الثاني:** التصنيف Classification، **والاختبار الثالث:** المصفوفات Matrices، **والاختبار الرابع:** الشروط Conditions.

الخصائص السيكومترية للاختبار في الدراسات السابقة:

- **صدق الاختبار Validity:** قام أبو حطب عام 2004 بالتحقق من صدق اختبار كاتل للذكاء المستوى الثالث الصورة (أ) عن طريق الصدق المرتبط بمحك، وذلك من خلال حساب الارتباط بين اختبار كاتل للذكاء ومحك التحصيل الأكاديمي، حيث بلغ معامل الارتباط بين الدرجة الكلية للاختبار والتحصيل الأكاديمي العام لإحدى العينات (0.436) (أبو حطب وآخرون، 2005). وفي دراسة غنيم وآخرون (2013) تأكد من الصدق باستخدام الصدق المرتبط بمحك " الصدق التلازمي"، وذلك مع اختبار المصفوفات المتتابعة لرافن، وقد بلغت قيمة معامل ارتباط بيرسون (0.61)، وتعتبر قيمة دالة إحصائيًا عند مستوى الدلالة (0.01).
- **ثبات الاختبار Reliability:** قام أبو حطب عام 2004 بتقدير معامل الثبات من خلال عدة طرق: طريقة الصور المتكافئة، وقد بلغت قيمته (0.79) وهو دال عند مستوى الدلالة (0.01).

وطريقة التجزئة النصفية، وقد بلغت قيمة معامل الثبات بعد المعادلة التصحيحية (0.94)، وهو معامل دال عند مستوى الدلالة (0.01) (أبو حطب وآخرون، 2005). كما قام غنيم وآخرون (2013) بتقدير معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية، حيث كانت قيمة معامل الارتباط بين نصفي الصورة (أ) هي (0.384)، وبعد استخدام معادلة التصحيح لسبيرمان أصبحت قيمة معامل الثبات (0.55). وتم تقدير معامل الثبات كذلك باستخدام طريقة الاتساق الداخلي، باستخدام معادلة كيود – ريتشاردسون، وبلغت قيمة معامل الثبات لاختبار كاتل الصورة (أ – ب) (0.6).

الخصائص السيكومترية للاختبار في الدراسة الحالية:

- **الصدق Validity:**

الصدق البنائي Construuct validity: لقد تم التحقق من الصدق البنائي لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة باستخدام التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor (Analysis)، حيث تم تحديد النموذج المفترض للاختبار والذي يتكون من أربعة عوامل كامنة تمثل الاختبارات الفرعية للاختبار، وذلك بطريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood وباستخدام برنامج AMOS v. 22. وقد أظهرت النتائج تشبعات بعض مفردات الاختبار أقل من (0.3)، وتم حذفها. وبعد الحذف تم حساب مؤشرات جودة مطابقة درجات أفراد العينة للنموذج المفترض، وقد أظهرت النتائج أن مؤشرات جودة المطابقة للنموذج المفترض لقياس العامل العام تتطابق بدرجة جيدة مع درجات أفراد العينة، فقد بلغت نسبة مربع كاي إلى درجة الحرية (1.438)، وهي أقل من القيمة الحرجة (2)، وتعتبر هذه النسبة مقبولة. وبلغت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ التقاربي (038.) وهي أقل من (0.05) وهذا يدل على أن هناك مطابقة جيدة. كما أن قيمة مؤشر المطابقة المقارن بلغت (93.)، أما قيمة مؤشر توكر – لويس، فقد بلغت (92.)، وكذلك قيمة مؤشر المطابقة التزايدي بلغت (39)، وجميع هذه القيم تعتبر مقبولة (تيغزة، 2012) مما يؤكد الصدق البنائي لمفردات الاختبار. بالإضافة لذلك، أسفرت النتائج عن تشبعات مرتفعة للعوامل الكامنة على العام (*g*)، والتي تراوحت بين (.72.0) و(1.00) مما يؤكد النموذج المفترض الذي يفترض أن العوامل الكامنة تقيس عاملا عاما.

- **الثبات Reliability:**

معامل ماكدونالد أوميجا McDonald's Omega: تعتبر هذه الطريقة إحدى طرق تقدير معامل ثبات درجات الاختبار التي تعتبر مناسبة وتعطي قيم جيدة عندما تكون بنية الاختبار تتكون من عدة أبعاد (تيغزة، 2009). تم حساب معامل ثبات درجات الاختبار باستخدام معامل أوميجا ω من خلال برنامج SPSS V.29، وذلك من خلال حساب معامل ثبات درجات كل اختبار فرعي، ومعامل ثبات درجات الاختبار الكلية، وقد أسفرت النتائج عن أن قيمة معامل ثبات أوميجا للاختبارات الفرعية قد تراوحت بين (.605) و (.831)، وقيمة معامل ثبات أوميجا لدرجات الاختبار الكلية قد بلغت (.897)، وتعتبر هذه القيمة مقبولة، وذلك يشير إلى أن معامل درجات ثبات الاختبار يتمتع بدرجة مقبولة، وهذا يعطينا مؤشرا على موثوقية قياس الأداة.

الأساليب الإحصائية المستخدمة في الدراسة:

- **الأساليب الإحصائية المستخدمة للتحقق من الخصائص السيكومترية للأدوات:**

1. التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis للتحقق من الصدق البنائي لمفردات الاختبار.
2. معامل ماكدونالد أوميجا McDonald's Omega للتحقق من ثبات درجات الاختبار.

- **الأساليب الإحصائية المستخدمة للإجابة على أسئلة الدراسة:**

1. التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multiple Group Confirmatory Factor Analysis للتحقق من تكافؤ القياس على مستوى البنية الكامنة لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.
2. متوسطات المتغيرات الكامنة Latent Mean Constructs للتحقق من عدم وجود فروق في المتغيرات الكامنة بين الطلاب والطالبات في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.

نتائج الدراسة وتفسيرها:

أولًا: عرض نتائج السؤال الأول ومناقشتها، والذي كان ينص على "هل هناك تكافؤ في البنية الكامنة لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم؟"

وللإجابة على السؤال الأول، تم التحقق من تكافؤ القياس لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة عبر مجموعتين من الذكور والإناث، ومدى تطابق البنية الكامنة المقاسة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم، وذلك باستخدام إجراءات التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multiple Group Confirmatory Factor Analysis، وبطريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood، وباستخدام برنامج AMOS v. 26. حيث تم اختبار تكافؤ القياس باستخدام أربعة نماذج في خطوات متتابعة في تنظيم هرمي، وهي: التكافؤ الشكلي Configural Invariance، والتكافؤ المتري Metric Invariance، وتكافؤ التدريج Scalar Invariance، والتكافؤ المتشدد Strict Invariance أو تكافؤ تباين الخطأ Error variance invariance. من خلال تقديرات مؤشرات جودة المطابقة Fit Indexes، وفرض قيود على المعلمات المتعلقة بتشبعات العوامل للمفردات على عواملها، وقيم المعلمات المتعلقة بالتباينات المشتركة بين العوامل، وقيم المعلمات المتعلقة بالتباينات المشتركة بين أخطاء القياس، والحكم على كل نموذج بالاعتماد على اختبار الفرق في مربع كاي Chi Square Difference test، فإذا كان الفرق غير دال فذلك يعني أن الاختبار فشل في رفض الفرض الصفري وتحقق النموذج المختبر. بالإضافة لذلك، حساب الفرق في مؤشرات جودة المطابقة بين النماذج، بحيث لا يتجاوز الفرق (0.01). وقد أسفرت النتائج عما يلي:

1. **التكافؤ الشكلي Configural Invariance**: لقد تم التحقق من التكافؤ الشكلي من خلال تحديد النموذج الأساسي للتحليل العاملي التوكيدي من خلال إثبات مطابقة النموذج القاعدي للبيانات Baseline Model لمجموعة الطلاب ومجموعة الطالبات كل مجموعة على حدة. ويوضح الجدول (1) مؤشرات جودة المطابقة لنموذجي الطلاب والطالبات.

جدول (1)

مؤشرات جودة المطابقة لنموذجي الطلاب والطالبات.

النموذج	مؤشر مربع كا	درجات الحرية	مربع كا / درجات الحرية	مؤشر RMSEA	مؤشر CFI	مؤشر TLI
النموذج الأساسي للطلاب	531.591	373	1.425	.036	.914	.906
النموذج الأساسي للطالبات	510.350	373	1.368	.032	.930	.923

- بالنظر في الجدول (1)، نلاحظ أن مؤشرات جودة المطابقة للنموذجين الأساسيين للطلاب والطالبات كلٍّ على حدة تظهر أن هناك تطابقا بدرجة مقبولة، حيث إنه:
- في النموذج الأساسي للطلاب بلغت نسبة مربع كاي إلى درجة الحرية في النموذج الأساسي للطلاب (1.425)، وهي أقل من درجة القطع (2)، وتعتبر هذه النسبة مقبولة. كما بلغت قيمة مؤشر (**RMSEA**) (0.036)، وهي أقل من (0.05) وهذا يدل على إن هناك مطابقة جيدة. كما إن قيمة مؤشر (**CFI**) بلغت (914.)، وقيمة مؤشر (**TLI**)، فقد بلغت (906.). وفي النموذج الأساسي للطالبات، فقد بلغت نسبة مربع كاي إلى درجة الحرية (1.368)، وهي أقل من درجة القطع (2)، وتعتبر هذه النسبة مقبولة. كما بلغت قيمة مؤشر (**RMSEA**) (032.)، وهي أقل من (0.05) وهذا يدل على إن هناك مطابقة جيدة. كما إن قيمة مؤشر (**CFI**) بلغت (930.)، أما قيمة مؤشر (**TLI**)، فقد بلغت (923.).

بعد مطابقة النماذج الأساسية للمجموعتين تم دمجها في نموذج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات، وتم تنفيذه في وقت واحد عبر جميع المجموعات للتحقق من **التكافؤ الشكلي**، ومدى مطابقة النموذج الذي أسفر عنه التحليل العاملي التوكيدي، واختبار هذا النموذج دون وضع أي قيود على معالم النموذج (تشبعات العوامل، التقاطع، تباين الخطأ). ويظهر جدول (2) أن مؤشرات جودة المطابقة للنموذج مطابقة للبيانات:

جدول (2)

مؤشرات جودة المطابقة للنموذج

النموذج	مؤشر مربع كاي	درجات الحرية	الدلالة	مربع كاي / درجات الحرية	مؤشر RMSEA	مؤشر CFI	مؤشر TLI
النموذج القاعدي	1041.946	746	.000	1.397	.024	.922	.915

بالنظر في الجدول (2)، نلاحظ:

- إن قيمة مؤشر مربع كاي تبلغ (1041.946)، ودرجة الحرية (746)، ومستوى الدلالة يبلغ (000.)، وتبلغ قيمة نسبة مربع كاي إلى درجة الحرية (1.397)، وهي أقل من القيمة الحرجة (2)، وتعتبر هذه النسبة مقبولة. وقيمة مؤشر (**RMSEA**) بلغت (024.)، وهي أقل من

(0.05) وهذا يدل على إن هناك مطابقة جيدة. أما قيمة مؤشر (**CFI**) فقد بلغت (.922)، بينما قيمة مؤشر (**TLI**)، فقد بلغت (.915). وهذا يدل على مطابقة النموذج للبيانات مما يعني تحقق **النموذج الشكلي**.

2. **التكافؤ المتري Metric Invariance**: لقد تم اختبار هذا النموذج من خلال فرض قيود متساوية على معالم النموذج (تشبعات العوامل Factor Loading) عبر المجموعتين، فيما عدا المفردة Reference Indicator، حيث تم تثبيت المعلم عند القيمة (1) لكل عامل من عوامل النموذج، بينما تم تقدير بقية معالم النموذج. وقد تم التحقق من عدم وجود فرق بين النموذج المقيد$_1$ والنموذج القاعدي بالاعتماد على الفرق بين مؤشرات جودة المطابقة واختبار الفرق في مربع كاي للتأكد من تحقق التكافؤ المتري. ويظهر جدول (3) النتائج التالية:

جدول (3)

مؤشرات جودة المطابقة واختبار الفرق في مربع كاي للتأكد من تحقق التكافؤ المتري.

نموذج التكافؤ	مؤشر مربع كاي	درجات الحرية	الدلالة	مربع كاي / درجات الحرية	مؤشر RMSEA	مؤشر CFI	مؤشر TLI
النموذج القاعدي	1041.946	746	.000	1.397	.024	.922	.915
النموذج المقيد$_1$	1059.175	771	.000	1.374	.023	.924	.920
الفرق△	17.229	25	.873	-	-	.002	.005

بالنظر في الجدول (3)، نلاحظ:

- إن قيمة مؤشر مربع كاي للنموذج المقيد$_1$ تبلغ (1059.175)، ودرجة الحرية (771)، ومستوى الدلالة يبلغ (.000). كما تبلغ قيمة نسبة مربع كاي إلى درجة الحرية (1.374)، وهي أقل من القيمة الحرجة (2)، وتعتبر هذه النسبة مقبولة. وقيمة مؤشر (**RMSEA**) بلغت (.023)، وهي أقل من (0.05) وهذا يدل على إن هناك مطابقة جيدة. كما إن قيمة مؤشر (**CFI**) قد بلغت (.924)، أما قيمة مؤشر (**TLI**)، فقد بلغت (.920). وهذا يدل على مطابقة النموذج للبيانات.
- إن قيمة الفرق في مؤشرات المطابقة بين النموذج المقيد$_1$ والنموذج القاعدي لم تتجاوز حدود (0.01)، وهذا يدل على عدم وجود فروق جوهرية بين مؤشرات جودة المطابقة

للنموذجين (Church et al, 2011). وقيمة مربع كاي في اختبار الفرق في مربع كاي بين النموذجين بلغت (17.229)، بدرجة الحرية (25)، ومستوى دلالة (873.) وهذا يشير إلى إن الفرق بين النموذجين غير دال مما يعني إن الاختبار فشل في رفض الفرض الصفري ويدل على تحقق **النموذج المتري**. أي: " لا يوجد اختلاف في تشبعات العوامل بين المجموعتين".

3. **تكافؤ التدريج Scalar Invariance**: لقد تم اختبار هذا النموذج من خلال فرض قيود متساوية على معالم النموذج (تشبعات العوامل Factor Loading، والقواطع Intercept) عبر المجموعتين. وقد تم اختبار عدم وجود فرق بين النموذج المقيد 2 (تساوي تقديرات تشبعات العوامل والقواطع) والنموذج المقيد1 (تساوي تقديرات تشبعات العوامل) في قيمة اختبار الفرق في مربع كاي. ويظهر جدول (4) النتائج التالية:

جدول (4)

اختبار الفرق في مربع كاي بين النموذج المقيد 2 والنموذج المقيد1

نموذج التكافؤ	مؤشر مربع كاي	درجات الحرية	الدلالة	مربع كاي / درجات الحرية	مؤشر RMSEA	مؤشر CFI	مؤشر TLI
النموذج المقيد1	1059.175	771	.000	1.374	.023	.924	.920
نموذج المقيد2	1063.466	774	.000	3741.	.023	.924	.920
الفرق∆	4.290	3	232.	-	-	.000	.000

بالنظر في الجدول (4)، نلاحظ:

- إن قيمة مؤشر مربع كاي للنموذج المقيد2 تبلغ (1063.466)، ودرجة الحرية (774)، ومستوى الدلالة يبلغ (000.). كما تبلغ قيمة نسبة مربع كاي إلى درجة الحرية (1.374)، وهي أقل من القيمة الحرجة (2)، وتعتبر هذه النسبة مقبولة. وقيمة مؤشر (**RMSEA**) بلغت (023.)، وهي أقل من (0.05) وهذا يدل على إن هناك مطابقة جيدة. بينما مؤشر (**CFI**)، فقد بلغت (924.)، أما قيمة مؤشر (**TLI**)، فقد بلغت (920.). وهذا يدل على مطابقة النموذج للبيانات.
- إن قيمة الفرق بين مؤشرات المطابقة النموذج المقيد2 والنموذج المقيد1 لم تتجاوز 1حدود (0.01) وهذا يدل على عدم وجود فروق جوهرية بين مؤشرات جودة المطابقة للنموذجين. وقيمة مربع كاي في اختبار الفرق في مربع كاي بين النموذجين بلغت (4.290)، بدرجة الحرية

(3)، ومستوى دلالة (232.) وهذا يشير إلى إن الفرق بين النموذجين غير دال، مما يعني إن الاختبار فشل في رفض الفرض الصفري ويدل على تحقق **نموذج التدريج**. أي: " لا يوجد اختلاف في عوامل التشبعات والتقاطع بين المجموعتين".

4. **التكافؤ المتشدد Strict Invariance أو تكافؤ تباين الخطأ Error variance invariance:** لقد تم اختبار هذا النموذج من خلال فرض قيود على معالم النموذج (تشبعات العوامل Factor Loading، والتقاطع Intercept، وتباين الخطأ **Error variance**) عبر المجموعتين. وقد تم اختبار عدم وجود فرق بين النموذج المقيد$_3$ (تساوي تقديرات معاملات الانحدار، والتقاطع، وتباين الخطأ) والنموذج المقيد$_2$ (تساوي تقديرات معاملات الانحدار والتقاطع) في قيمة اختبار الفرق في مربع كاي. ويظهر جدول (5) النتائج التالية:

جدول (5)

اختبار عدم وجود فرق بين النموذج المقيد3 والنموذج المقيد2

نموذج التكافؤ	مؤشر مربع كاي	درجات الحرية	الدلالة	مربع كاي / درجات الحرية	مؤشر RMSEA	مؤشر CFI	مؤشر TLI
نموذج المقيد$_2$	1063.466	774	.000	3741.	.023	.924	.920
نموذج المقيد$_3$	1063.631	775	.000	721.3	.023	924.	920.
الفرق	.165	1	.685	-	-	.000	0.00

بالنظر في الجدول (5)، نلاحظ:

- إن قيمة مؤشر مربع كاي للنموذج المقيد$_3$ تبلغ (1063.631)، ودرجة الحرية (775)، ومستوى الدلالة يبلغ (000.). كما تبلغ قيمة نسبة مربع كاي إلى درجة الحرية (1.372)، وهي أقل من القيمة الحرجة (2)، وتعتبر هذه النسبة مقبولة. وقيمة مؤشر (**RMSEA**) بلغت (023.)، وهي أقل من (0.05) وهذا يدل على إن هناك مطابقة جيدة. بينما قيمة مؤشر (**CFI**) بلغت (924.)، أما قيمة مؤشر (**TLI**)، فقد بلغت (920.). وهذا يدل على مطابقة النموذج للبيانات.
- إن قيمة الفرق بين مؤشرات المطابقة للنموذج المقيد$_3$ والنموذج المقيد$_2$ لم تتجاوز حدود (0.01) وهذا يدل على عدم وجود فروق جوهرية بين مؤشرات جودة المطابقة للنموذجين. وقيمة مربع كاي في اختبار الفرق في مربع كاي بين النموذجين بلغت (165.)، بدرجة حرية (1)، ومستوى دلالة (685.) وهذا يشير إلى إن الفرق بين النموذجين غير دال، مما يعني إن الاختبار

فشل في رفض الفرض الصفري ويدل على تحقق **نموذج التكافؤ الصارم**. أي: " لا يوجد اختلاف في تشبعات العوامل والتقاطع وتباين الخطأ بين المجموعتين".

يتبين من النتائج السابقة تحقق تكافؤ القياس التام لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة عبر مجموعتي الذكور الإناث، وتطابق البنية الكامنة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم، حيث تحققت نماذجه الأربعة: التكافؤ الشكلي Configural Invariance، والتكافؤ المتري Metric Invariance، وتكافؤ التدريج Scalar Invariance، والتكافؤ المشدد Strict Invariance أو تكافؤ تباين الخطأ Error variance invariance. فالفروق بين مؤشرات جودة المطابقة لكل النماذج لم تتجاوز حدود (0.01)، وقيمة مربع كاي في اختبار الفرق في مربع كاي لجميع النماذج كذلك كانت غير دالة إحصائيًا، مما يعني فشل الاختبار في رفض الفروض الصفرية وتحقق كل النماذج. وهذا يعني عدم وجود فروق بين النماذج بعد فرض القيود على التشبعات العوامل والتقاطع وتباين الخطأ، وتمتع أداة القياس بتكافؤ القياس وخلوها من الأداء التفاضلي على مستوى البنية الكامنة بين الجنسين. وهنا يمكن القول بإن الفروق في متوسط الدرجات بين طلاب وطالبات جامعة القصيم يمكن أن يعبر عن فروق حقيقية في مستوى السمة الكامنة المراد تقديرها.

ويمكن عزو هذه النتيجة إلى كون اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة يعتبر من الاختبارات غير اللفظية التي تحاول قياس الذكاء بمعزل عن التأثيرات الاجتماعية والثقافية بما فيها النوع الاجتماعي، فقد صمم هذا الاختبار كنوع من الاختبارات العادلة ثقافيًا التي تستهدف قياس القدرة على الاستدلال الاستقرائي والاستنباطي استنادًا على مهارات غير لفظية يمكن أن تحدد الذكاء العام للفرد بغض النظر عن نوعه ووضعه الاجتماعي والعرقي وقدراته اللفظية وخبرته البيئية.

وفي هذه الدراسة تم الوصول إلى تكافؤ القياس التام، وذلك من خلال تحقق نماذجه الأربعة بما فيها النوع الأكثر تشدد وصرامة؛ تكافؤ تباين الخطأ، والذي يعني تساوي تشبعات العوامل والتقاطع وتباين الخطأ بين المجموعتين، وقد جاءت النتيجة متوافقة مع العديد من الدراسات مثل دراسة: (أبو بكر، 2019). بينما نجحت الدراسات: (Sooyeonet et al, 2003، هلال، 2022) في التحقق من التكافؤ الشكلي، والمتري، والتدريج. ودراسات أخرى مثل: (هيبة وعمر، 2011، التميمي، 2021) توصلت إلى تحقيق النموذج الشكلي والمتري. بينما هناك دراسات حققت النموذج الشكلي والتدريج.

وهنا يمكن القول بأنه تم الوصول لتكافؤ القياس التام لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم، وبذلك فإن الفروق في متوسط الدرجات يمكن أن تعبر عن فروق حقيقية في مستوى السمة الكامنة المراد تقديرها.

ثانيًا: نتائج السؤال الثاني ومناقشاتها، والذي كان ينص على: "هل هناك فروق في متوسطات المتغيرات الكامنة في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين طلاب وطالبات جامعة القصيم؟"

وللإجابة على هذا السؤال، تم اختبار الدلالة الإحصائية للفروق بين متوسطات السمات الكامنة Latent Mean Constructs باستخدام برنامج AMOS v. 22، وذلك في إطار نمذجة المعادلة البنائية، من خلال إجراء خطوتين أولًا، وهما:

1. تحديد النموذج من خلال فرض قيود متساوية على معالم النموذج (تشبعات العوامل Factor Loading، والتقاطع Intercept) بين المجموعتين؛ والتحقق من تساوي تشبعات العوامل بين المجموعتين؛ إذ تعتبر شرطا أساسيا لا بد من توفره. وبالنظر إلى نتائج السؤال الأول نجد أنه قد تم التحقق من تساوي تشبعات العوامل والتقاطع بين المجموعتين. انظر للجدول (3)
2. تحديد المجموعة المرجعية Reference group والمجموعة المستهدفة Focus group، حيث تم افتراض أن مجموعة الإناث هي المجموعة المرجعية، ومجموعة الذكور هي المجموعة المستهدفة، وذلك من أجل اختبار فرضية (Lynn): " أن هناك فروقا بين الجنسين في معدل الذكاء بعد عمر 16 لصالح الذكور". (تم افتراض أن متوسط المجموعة المرجعية = صفر، ومتوسط المجموعة المستهدفة = غير مقيد). والجدول (6) يوضح ذلك:

جدول (6)

تقدير الفروق في متوسطات المتغيرات الكامنة في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة لمجموعة الذكور

اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة	الفرق في قيمة المتوسط الكامن	S.E. الخطأ المعياري	C.R. النسبة الحرجة	مستوى الدلالة
العامل العام (*g*)	.006	.013	.350	.621

يتبين من الجدول (6) أن:

- قيمة الفرق في متوسط السمات الكامنة بين المجموعة المرجعية والمجموعة المستهدفة يبلغ: (**006.**)، بما يعني إن الفرق بين المتوسط الكامن في للعامل العام (*g*) لمجموعة الذكور (المجموعة المستهدفة) لا يختلف بشكل كبير عن الصفر لمجموعة الإناث (المجموعة المرجعية).
- مستوى الدلالة الإحصائية للفرق بين متوسطات السمات الكامنة بين المجموعتين يبلغ (**621.**)، وهو أكبر من مستوى الدلالة (0.05)، بما يعني إن الفرق بين الذكور والإناث في متوسط السمات الكامنة غير دال إحصائيًا؛ أي لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الجنسين في السمات الكامنة لاختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.

يظهر من النتائج أنه لا توجد فروق بين طلاب وطالبات جامعة القصيم في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة، إذ إن الدلالة الإحصائية في السمات الكامنة لجميع العوامل الفرعية كانت أكبر من مستوى الدلالة (0.05)، وتأتي هذه النتيجة متعارضة مع فرضية النظرية النمائية للفروق بين الجنسين Developmental of Sex Differences Theory لـ Lynn والتي تفترض أن الفروق بين الجنسين في القدرة العقلية العامة تبدأ في الظهور في مرحلة المراهقة. كما تأتي نتائج هذه الدراسة متفقة مع العديد من الدراسات التي توصلت إلى أنه لا يوجد فروق بين الجنسين في اختبارات الذكاء العام، مثل (Colom & Abad, 2000, Naderi et al., 2009, شلبي، 2015).

التوصيات:

1. استخدام اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة في المقارنة بين الجنسين في الذكاء العام باستخدام اختبارات إحصائية أخرى.
2. استخدام نماذج تكافؤ القياس في التحقق من تكافؤ اختبارات ومقاييس أخرى قبل إجراء مقارنات عبر المجموعات المختلفة.

المقترحات:

1. التحقق من تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة بين النسخة الورقية والنسخة الإلكترونية.
2. التحقق من تكافؤ القياس في اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة على مستوى المفردة باستخدام أساليب إحصائية أخرى، مثل: نظرية الاستجابة للمفردة.

3. استخدام التحليل العاملي متعدد المجموعات على مستوى المفردة في التحقق من اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.

المراجع العربية والإنكليزية

أولا: المراجع باللغة العربية

أبوبكر، مصطفى حفيضة سليمان. (2019). *البنية العاملية لاختبار تورانس الشكلي للتفكير الابتكاري (الصورة أ) وتكافؤ قياسه عبر متغيري النوع الاجتماعي والتخصص الأكاديمي للطلبة المعلمين. مجلة كلية التربية. 29*(3)، 21 – 64.

أبو حطب، فؤاد، وصادق، وآمال أحمد مختار، وعبد العزيز، مصطفى محمد. (2005). *اختبارات كاتل للعامل العام: مقياس الذكاء المتحرر من أثر الثقافة. المقياسان الثاني والثالث الصورة أ، ب*. مكتبة الأنجلو المصرية.

أبو حطب، فؤاد، عثمان، سيد، صادق، آمال. (2008). *التقويم النفسي* (ط 4). مكتبة الأنجلو المصرية.

أبو جراد، حمدي يونس. (2008). *استخدام نموذج (راش) في تطوير اختبار كاتل الثالث للذكاء الصورة (أ). مجلة الجامعة الإسلامية للبحوث الإنسانية، 16* (2)، 555-583.

بو سالم، عبد العزيز، أحمد، كريش. (2015). *الأداء التفاضلي للبند في الاختبارات النفسية، مصادره وتفسيره. مجلة العلوم الاجتماعية، 10* (2)، 127 – 142.

تيغزة، أحمد بوزيان. (2009). البنية المنطقية لمعامل ألفا كرونباخ، ومدى دقته في تقدير الثبات في ضوء افتراضات نماذج القياس. *مجلة جامعة الملك سعود – العلوم التربوية والدراسات الإسلامية، 21*(3)، 637-688.

تيغزة، أحمد بوزيان. (2012). *التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي: مفاهيمهما ومنهجيتهما بتوظيف حزمة SPSS وليزر LISREL*. دار المسيرة.

التميمي، خالد بن حسن بن عمر شيبان. (2021). البنية العاملية وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية لدى طلاب وطالبات كلية الدراسات العليا التربوية بجامعة الملك عبد العزيز بجدة. *مجلة جامعة الملك عبد العزيز – الآداب والعلوم* الإنسانية، 29*(3)*، 55 -82.

جابر، جابر عبد الحميد. (2012). الذكاء ومقاييسه (ط *10*). دار النهضة العربية.

خلف، مصطفى علي. (2023). *البنية العاملية وتكافؤ القياس عبر الجنسين والثقافتين لمقياس الاتجاه نحو التجارب النفسية الافتراضية لدى طلبة الجامعة في سلطنة عُمان والكويت. مجلة البحث في التربية وعلم النفس، 38(2)*، 503 – 548.

رشوان، ربيع عبده أحمد. (2021). *الأداء التفاضلي للبنود وتأثيره على الأداء التفاضلي للاختبار باستخدام نماذج نظرية الاستجابة للمفردة والتحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات. مجلة العلوم التربوية والدراسات الإنسانية، 6* (15)، 44 – 93.

رينولدز، سيزيل، ر، وليفنجستون، رونالد، ب،. (2013). إتقان القياس النفسي الحديث النظريات والطرق (ترجمة: صلاح الدين علام)، دار الفكر. (العمل الأصلي نشر في 2011).

الزهراني، سعيد بن سعد. (2012). *القدرات العقلية والذكاء الإنساني المفاهيم والنظريات المحددات والمستويات التقييم والقياس الأسس الحيوية*. كرسي سابك – جامعة الملك سعود.

شلبي، سوسن إبراهيم أبو العلا. (2015). *البنية العاملية وتكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرافن لدى طلاب المرحلة الإعدادية والثانوية في ضوء نموذج المعادلة البنائية. العلوم التربوية، 1* (4)، 46-116.

عامر، عبد الناصر السيد. (2018). *نمذجة المعادلة البنائية للعلوم النفسية والاجتماعية الأسس والتطبيقات والقضايا*. دار جامعة نايف للنشر.

عطية، عائشة علي رف الله. (2020). البنية العاملية لمقياس اضطراب الوظائف التنفيذية لباركلي Barkley وتكافؤ قياسه في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة والتحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات لدى طلبة الجامعة. جامعة القاهرة -*كلية الدراسات العليا للتربية، 28(4)*، 327 – 438.

عيواج، صونيا. (2021). *هيكل العقل البشري والأطر النظرية المفسرة له*. مجلة علوم الإنسان والمجتمع، 18(*2*)، 431 – 450.

غنيم، محمد إبراهيم. (2013). دراسة عاملية لاختباري كاتل ورافن للذكاء لدى طلاب المرحلة الثانوية. *مجلة كلية التربية، 24(96)*، 279 – 306.

محمد، محمد حبشي حسين. (2006). تكافؤ القياس بين النسختين العربية والإنجليزية لاستبيان مؤشر أساليب التعلم في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. *دراسات نفسية، 16* (4)، 537-519.

محمد، محمد حبشي حسين. (2019). تكافؤ القياس في البحوث النفسية والتربوية: مقارنة بين التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات ونظرية الاستجابة للمفردة. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، 29*(103)، 25-56.

مصطفى، علي أحمد سيد، محمد، بسيوني أحمد، أسماء، عبد العزيز الحسين. (2009). *علم النفس التربوي*. دار الزهراء.

مراد، صلاح أحمد، أمين علي سليمان. (2002).*الاختبارات والمقاييس في العلوم النفسية والتربوية، خطوات إعدادها وخصائصها*. دار الكتاب الحديث.

هلال، مروة حمدي عبد الله. (2022). *البنية العاملية لمقياس الهوية المهنية وتكافؤ قياسه عبر متغيرات النوع والمرحلة والخبرة لدى معلمي التعليم العام. مجلة جامعة الفيوم للعلوم التربوية والنفسية، 29(11)*، 416 – 512.

هيبة، محمد أحمد علي وعمر، محمود أحمد. (2011). *تكافؤ قياس القائمة المختصرة للعوامل الخمسة للشخصية بين الجنسين في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة ونمذجة المعادلة البنائية* [رسالة جامعية] . *مجلة القراءة والمعرفة*، (115)، 90-131.

Arabic References:

Abwbkr, Muṣṭafá ḥfyḍh Sulaymān. (2019). al-binyah al-ʿĀmilīyah lākhtbār twrāns al-shaklī lil-tafkīr al-ibtikārī (al-Ṣūrah U) wa-takāfu' qyāsh ʿabra mtghyry al-nawʿ al-ijtimāʿī wāltkhṣṣ al-Akādīmī lil-Ṭalabah al-Muʿallimīn. *Majallat Kullīyat al-Tarbiyah. 29* (3), 21 – 64.

Abū Ḥaṭab, Fu'ād, wa-Ṣādiq, wa-āmāl Aḥmad Mukhtār, wa-ʿAbd al-ʿAzīz, Muṣṭafá Muḥammad. (2005). *akhtbārāt kātl lil-ʿāmil al-ʿāmm : miqyās al-dhakā' almtḥrr min Athar al-Thaqāfah. almqyāsān al-Thānī wa-al-thālith al-Ṣūrah U, b.* Maktabat al-Anjlū al-Miṣrīyah

Abū Ḥaṭab, Fu'ād, ʿUthmān, Sayyid, Ṣādiq, Āmāl. (2008). *al-Taqwīm al-nafsī* (Ṭ 4). Maktabat al-Anjlū al-Miṣrīyah.

Abū Jarād, Ḥamdī Yūnus. (2008). istikhdām namūdhaj (rāsh) fī taṭwīr ikhtibār kātl al-thālith lldhkā' al-Ṣūrah (U). *Majallat al-Jāmiʿah al-Islāmīyah lil-Buḥūth al-Insānīyah, 16* (2), 555-583.

Būsālim, ʿAbd al-ʿAzīz, Aḥmad, Kuraysh. (2015). al-adā' altfāḍly llbnd fī al-ikhtibārāt al-nafsīyah, maṣādiruh wa-tafsīruh. *Majallat al-ʿUlūm al-ijtimāʿīyah, 10* (2), 127 – 142.

Tyghzh, Amḥammad Būziyān. (2009). al-binyah al-manṭiqīyah lmʿāml Alfā krwnbākh, wa-madá dqth fī taqdīr al-thabāt fī ḍaw' aftrāḍāt namādhij al-qiyās. Majallat Jāmiʿat al-Malik Saʿūd – *al-ʿUlūm al-Tarbawīyah wa-al-Dirāsāt al-Islāmīyah, 21* (3), 637-688.

Tyghzh, Amḥammad Būziyān. (2012). *al-Taḥlīl al-ʿĀmilī alāstkshāfy wāltwkydy : mfāhymhmā wmnhjythmā btwẓyf Ḥazamat SPSS wlyzr LISREL*. Dār al-Masīrah.

al-Tamīmī, Khālid ibn Ḥasan ibn ʿUmar Shaybān. (2021). al-binyah al-ʿĀmilīyah wa-takāfu' al-qiyās lmqyās al-tawāfuq maʿa al-ḥayāh al-Jāmiʿīyah ladá ṭullāb wa-ṭālibāt Kullīyat al-Dirāsāt al-ʿUlyā al-Tarbawīyah bi-Jāmiʿat al-Malik ʿAbd al-ʿAzīz bi-Jiddah. *Majallat Jāmiʿat al-Malik ʿAbd al-ʿAzīz – al-Ādāb wa-al-ʿUlūm al-Insānīyah, 29* (3), 55-82.

Jābir, Jābir ʿAbd al-Ḥamīd. (2012). *al-dhakā' wa-maqāyīsuhu* (Ṭ 10). Dār al-Nahḍah al-ʿArabīyah.

Khalaf, Muṣṭafá ʿAlī. (2023). al-binyah al-ʿĀmilīyah wa-takāfu' al-qiyās ʿabra al-jinsayn wālthqāftyn lmqyās al-Ittijāh Naḥwa al-tajārib al-nafsīyah al-iftirāḍīyah ladá ṭalabat al-Jāmiʿah fī Salṭanat ʿumān wa-al-Kuwayt. *Majallat al-Baḥth fī al-Tarbiyah wa-ʿilm al-nafs, 38* (2), 503 – 548.

Rashwān, Rabīʿ ʿAbduh Aḥmad. (2021). al-adā' altfāḍly llbnwd wa-ta'thīruhu ʿalá al-adā' altfāḍly llākhtbār bi-istikhdām namādhij Naẓarīyat al-istijābah llmfrdh wa-al-taḥlīl al-ʿĀmilī altwkydy mutaʿaddid al-majmūʿāt. *Majallat al-ʿUlūm al-Tarbawīyah wa-al-Dirāsāt al-Insānīyah, 6 (*15), 44 – 93.

Rynwldz, syzyl, R, wlyfnjstwn, Rūnāld, b,. (2013). *itqān al-qiyās al-nafsī al-ḥadīth al-naẓarīyāt wa-al-ṭuruq (tarjamat : Ṣalāḥ al-Dīn ʿAllām*), Dār al-Fikr. (al-ʿamal al-aṣlī Nashr fī 2011).

al-Zahrānī, Saʿīd ibn Saʿd. (2012). *al-qudrāt al-ʿaqlīyah wa-al-dhakāʾ al-insānī al-mafāhīm wa-al-naẓarīyāt al-Muḥaddidāt wa-al-mustawayāt al-Taqyīm wa-al-qiyās al-Usus al-ḥayawīyah.* Kursī sābk – Jāmiʿat al-Malik Saʿūd.

Syzyl, R ; rynwldz, Rūnāld, b ; lyfnjstwn : tarjamat Ṣalāḥ al-Dīn ʿAllām. (2013). *itqān al-qiyās al-nafsī al-ḥadīth al-naẓarīyāt wa-al-ṭuruq,* Dār al-Fikr.

Shalabī, Sawsan Ibrāhīm Abū al-ʿUlā. (2015). al-binyah al-ʿĀmilīyah wa-takāfuʾ al-qiyās lākhtbār almṣfwfāt al-mutatābiʿah al-miʿyārī lrfn ladá ṭullāb al-marḥalah al-iʿdādīyah wa-al-thānawīyah fī ḍawʾ namūdhaj al-Muʿādalah al-bināʾīyah. al-*ʿUlūm altrbwyt, 1* (4), 46-116.

ʿĀmir, ʿAbd al-Nāṣir al-Sayyid. (2018). *nmdhjh al-Muʿādalah al-bināʾīyah lil-ʿUlūm al-nafsīyah wa-al-Ijtimāʿīyah al-Usus wa-al-taṭbīqāt wa-al-qaḍāyā.* Dār Jāmiʿat Nāyif lil-Nashr.

ʿAṭīyah, ʿĀʾishah ʿAlī rf Allāh. (2020). al-binyah al-ʿĀmilīyah lmqyās Iḍṭirāb al-waẓāʾif al-tanfīdhīyah lbārkly Barkley wa-takāfuʾ qyāsh fī ḍawʾ Naẓarīyat al-istijābah llmfrdh wa-al-taḥlīl al-ʿĀmilī altwkydy mutaʿaddid al-majmūʿāt ladá ṭalabat al-Jāmiʿah. Jāmiʿat al-Qāhirah-*klyh al-Dirāsāt al-ʿUlyā lil-Tarbiyah, 28* (4), 327 – 438.

ʿAllām, Ṣalāḥ al-Dīn Maḥmūd. (2000). *al-qiyās wa-al-taqwīm al-tarbawī wa-al-nafsī : asāsyāth wa-taṭbīqātuhu wa-tawjīhātuhu al-muʿāṣirah.* Dār al-Fikr al-ʿArabī lil-Ṭibāʿah wa-al-Nashr.

ʿYwāj, Ṣūniyā. (2021). Haykal al-ʿaql al-Bishrī wāl'ṭr al-naẓarīyah al-mufassirah la-hu. *Majallat ʿulūm al-insān wa-al-mujtamaʿ, 18* (2), 431 – 450.

Ghunaym, Muḥammad Ibrāhīm. (2013). dirāsah ʿāmlyh lākhtbāry kātl wrāfn lldhkāʾ ladá ṭullāb al-marḥalah al-thānawīyah. *Majallat Kullīyat al-Tarbiyah, 24* (96), 279 – 306.

Muḥammad, Muḥammad Ḥabashī Ḥusayn. (2006). takāfuʾ al-qiyās bayna al-nuskhatayn al-ʿArabīyah wa-al-Injlīzīyah lāstbyān Muʾashshir Asālīb al-taʿallum fī ḍawʾ Naẓarīyat al-istijābah llmfrdh. *Dirāsāt nafsīyah, 16* (4), 537-519.

Muḥammad, Muḥammad Ḥabashī Ḥusayn. (2019). takāfuʾ al-qiyās fī al-Buḥūth al-nafsīyah wa-al-tarbawīyah : muqāranah bayna al-Taḥlīl al-ʿĀmilī altwkydy mutaʿaddid al-majmūʿāt wa-naẓarīyat al-istijābah llmfrdh. *al-Majallah al-Miṣrīyah lil-Dirāsāt al-nafsīyah, 29* (103), 25-56.

Muṣṭafá, ʿAlī Aḥmad Sayyid, Muḥammad, Basyūnī Aḥmad, Asmāʾ, ʿAbd al-ʿAzīz al-Ḥusayn. (2009). *ʿilm al-nafs al-tarbawī.* Dār al-Zahrāʾ.

Hilāl, Marwah Ḥamdī ʿAbd Allāh. (2022). al-binyah al-ʿĀmilīyah lmqyās al-huwīyah al-mihnīyah wa-takāfuʾ qyāsh ʿabra mutaghayyirāt al-nawʿ wa-al-marḥalah wa-al-khibrah ladá Muʿallimī al-Taʿlīm al-ʿāmm. *Majallat Jāmiʿat al-Fayyūm lil-ʿUlūm al-Tarbawīyah wa-al-nafsīyah, 29* (11), 416 – 512.

Haybah, Muḥammad Aḥmad ʿAlī wa-ʿUmar, Maḥmūd Aḥmad. (2011). takāfu' Qiyās al-qā'imah al-mukhtaṣarah lil-ʿawāmil al-khamsah lil-shakhṣīyah bayna al-jinsayn fī ḍaw' Naẓarīyat al-istijābah llmfrdh wnmdhjh al-Muʿādalah al-binā'īyah] Risālat jāmiʿīyah [. *Majallat al-qirā'ah wa-al-maʿrifah,* (115), 90-131.

ثانيا: المراجع الأجنبية

Abdelrasheed, N., Almashikhi, K., Dutton, E., Bakhiet, S. & Lynn, R. (2019*). Sex Differences in Intelligence on the Advanced Progressive Matrices among 15- to 18-Year-Old Students in Minya Governorate, Southern Egypt. MANKIND, 5*9(3), 394-405. 10.46469/mq.2019.59.3.6

Blinkhorn, Steve. (2005*). Intelligence - A gender bender. Nature, 438*(7064), 2-31. 10.1038/438031a

Brown, T. A. (2006). Confirmatory Factor Analysis for Applied Research, SECOND EDITION (E2). ThE GUILFORD PRESS New York London

Brown, R. E. (2016). Hebb and Cattell: The genesis of the theory of fluid and crystallized intelligence. **Frontiers in Human Neuroscience, 10,** Article 606. 10.3389/fnhum.2016.00606

Byrne, B. M., & van De Vijver, F. J. R. (2010). Testing for measurement and structural equivalence in large-scale cross-cultural studies: Addressing the issue of nonequivalence. **International Journal of Testing, 10**(2), 107–132. https://doi.org/10.1080/15305051003637306

Cattell, R .B. (1971). *ABILITIES: Their Structure, Growth, and Action*. Houghton Mifflin.

Cattell, R .B. (1987). *Intelligence: Its Structure, Growth and Action*. North-Holland.

Carle A. C., Millsap R. E. & Cole D. A. (2007). *Measurement Bias Across Gender on the Children's Depression Inventory: Evidence for Invariance from Two Latent Variable Models. Educational and Psychological Measurement, 68*(2),281-303.**10.1177/0013164407308471**

Colom, R. & Abad, F. (2000). *Negligible Sex Differences in General Intelligence*. ELSEVIER, 28(1), 57-68. **10.1016/S0160-2896(99)00035-5**

Colom, R. & Lo´pez, O. (2002). *Sex differences in fluid intelligence among high school graduates*. ELSEVIER, *32*(3), 445-451. **10.1016/S0191-8869(01)00040-X**

Church, A. T., Alvarez, J. M., Mai, N. T. Q., French, B. F., Katigbak, M. S., & Ortiz, F. A. (2011). Are cross-cultural comparisons of personality profiles meaningful? Differential item and facet functioning in the Revised NEO Personality Inventory. **Journal of Personality and Social Psychology, 101**(5), 1068 – 1089. 10.1037/a0025290

Drasgow, F., & Kanfer, R. (1985). Equivalence of psychological measurement in heterogeneous populations. **Journal of Applied Psychology, 70**(4), 662–680. 10.1037/0021-9010.70.4.662

Haier, R. J., Jung, R. E., Yeo, R. A., Head, K. & Alkired M. T. (2005). *The neuroanatomy of general intelligence: sex matters. ELSEVIER, 25*(1), 320-327**. 10.1016/j.neuroimage.2004.11.019**

Jackson, D. N. & Rushton, J. P. (2006). *Males have greater g: Sex differences in general mental ability from 100,000 17- to 18-year-olds on the Scholastic Assessment Test.* **Intelligence, 34**(5), 479-486. **10.1016/j.intell.2006.03.005**

Linden, D. v. d., Dunkel, C. S. & Madison, G. (2017). Sex differences in brain size and general intelligence (**g**). ELSEVIER, 36(July 2017), 78-88. **10.1016/j.intell.2017.04.007**

Lubke, G. H., Dolan, C. V., Kelderman, H., & Mellenbergh, G. J. (2003). Weak measurement invariance with respect to unmeasured variables: An implication of strict factorial invariance. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 56, 231-248. **10.1348/000711003770480020**

Lynn, R. (1999). Sex differences in intelligence and brain size: a developmental theory. ELSEVIER, 27(1), 1 – 12. **10.1016/S0160-2896(99)00009-4**

Lynn, R. & Kanazawa, S. (2011). A longitudinal study of sex differences in intelligence at ages 7, 11 and 16 years. ELSEVIER, 51(2011), 321-324. **10.1016/j.paid.2011.02.028**

Milfont, T. L. & Fischer, R. (2010). *Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research.* International Journal of Psychological Research, *3* (1), 111-121**. 10.21500/20112084.857**

Millsap, R. E. (2011). *Statistical Approaches to Measurement Invariance*. Routledge Taylor & Francis Group.

Naderi, H, Abdullah, R, Aizan, H. T, Sharir, J. and Kumar, v. (2009). *Self Esteem, Gender and Academic Achievement of Undergraduate Students. American Journal of Scientific Research, 3(2009),* 26-37. **http://www.eurojournals.com/ajsr.htm**

Pae, T.I. and Park, G.P. (2006). *Examining the relationship between differential item functioning and differential test functioning. Language Testing, 23*(4), 475-496. **10.1191/0265532206lt338oa**

Putnick, D. L. & Bornstein, M. H. (2016). *Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. Elsevier, 41*(2016) 71-90. **10.1016 / j.dr.2016.06.004**

Raju, N. S., Laffitte, L. J. & Byrne, B. M. (2002). *Measurement Equivalence: A Comparison of Methods Based on Confirmatory Factor Analysis and Item Response Theory. Journal of Applied Psychology, 87*(3), 517-529.

Revicki, S. P., Chen, W., & Tucker, C. (2014). Developing Item Banks for Patient-Reported Health Outcomes. In S. P. Reise, D. A. Revicki (Eds), *Handbook of Item Response Theory Modeling: Applications to Typical Performance Assessment*, (pp. 334–363). Routledge

Reynolds, C. R. & Suzuki L. C. (2012). Bias in Psychological Am Assessment: An Empirical Review and Recommendations. In I. B. Weinrt (Ed). *Handbook of Psychology* (Edition:2, PP. 82-113). John Wiley & Sons. 10.1002/0471264385.wei1004

Şekercioğlu, G. (2018). Measurement invariance: Concept and implementation. International Online Journal of Education and Teaching (IOJET), 5(3). 609-634. http://iojet.org/index.php/IOJET/article/view/439/257

Sluis, S., Posthuma, D., Dolan, C. V., Geus, E. J. C., Colom, R., & Boomsma, D. I. (2006). Sex differences on the Dutch WAIS-III. ELSEVIER, 34(3), 273-289. **10.1016/j.intell.2005.08.002**

Sooyeon, K., Bordy, G. H and Murry, V. M. (2003). Factor Structure of the Early Adolescent Temperament Questionnaire and Measurement Invariance Across Gender. *The Journal of Early Adolescence 23(3)*,268-294. **10.1177/0272431603254178**

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), 4-70. **10.1177/109442810031002**

Wang, J. & Wang, X. (2012). *Structural Equation Modeling: Applications Using Mplus.* Higher Education Press.