فحص الأداء التفاضلي المرتبط بالنوع لمصفوفات رافن المعيارية وأثره على الاستجابات المعرفية لعينة من المملكة العربية السعودية

د/ ديانا فهمي حمّاد
أستاذ القياس والتقويم المساعد
قسم علم النفس – كلية التربية
جامعة أم القرى – المملكة العربية السعودية

المستخلص:

هدف البحث إلى الكشف عن الأداء التفاضلي لمصفوفات رافن المعيارية تبعا للنوع (ذكر، أنثى) باستخدام طريقة مانتل هانزل لاختبار نسبة الأرجحية، وتحديد هل يؤثر وجود البنود ذات الأداء التفاضلي على نتائج القياس، وذلك من خلال اختبار دلالة الفروق بين متوسطات الأداء على المصفوفات تبعا للنوع قبل وبعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي، طبق المقياس على عينة حجمها (١٤٧٣) فردا من الجنسين، وتشير نتائج البحث إلى وجود (٦) بنود ذات أداء تفاضلي أربعة منها متحيزة للذكور واثنان متحيزة للإناث، كما تشير نتائج البحث الحالي إلى أن مقياس رافن المعياري لا يتأثر بوجود الأداء التفاضلي للبنود حيث لم يتغير اتجاه الفروق قبل وبعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي.

الكلمات المفتاحية: طريقة مانتل هانزل – طريقة نسبة الأرجحية - عدالة الاختبار.

Detecting Gender-Related Differential Item Functioning in Raven Standard Progressive Matrices and its Effect on Saudi Sample's Cognitive Responses

Abstract

The research aimed to detect differential item functioning (DIF) in Raven Standard Progressive Matrices (SPM) due to gender and to determine whether the presence of items with differential functioning (DF)

affect measuring results by administrating SPM to a sample of (1473) individuals. The Mantel-Haenszel approach (MH) was applied to test the odds ratio, and the differences in SPM responses due to gender were tested before and after deleting DF items. The results indicated the existence of six matrices with DF; four were biased in favor of males, while the other two in favor of females; and that SPM outcomes were not affected by the presence of DF items.

Key Words: Mantel-Haenszel Approach- Odds Ratio Method - Test Fairness

١) مقدمة:

تعد عدالة الاختبار Test fairness من المفاهيم الأساسية التي اهتم بها المختصون في العقود الأربعة الأخيرة، والتي تعني غياب التحيز العائد لإجراءات بناء المقياس، وتكافؤ فرص المختبرين، وأن يعكس الاختبار السمة الحقيقية للمفحوصين بغض النظر عن جنسهم أو عرقيتهم أو لغتهم أو أي سمة أخرى لا ترتبط بأداة القياس(Zwick, 2012)، وهو في هذا السياق يرتبط بصدق البنية الداخلية للاختبار(Kunnan, 2007 ؛Stoneberg, 2004)، فإذا عكس بند المقياس وجود اختلاف بين مجموعات الأفراد المتساوين في القدرة بسبب خصائص أخرى غير السمة المقاسة، يكون البند ذا أداء تفاضلي (Kunnan, 2007؛ دي أيالا، ٢٠١٧)، وفي الآونة الأخيرة صار فحص الأداء التفاضلي لبنود الاختبار للحصول على بنود جيدة لقياس السمة المحددة مطلبا هاما في بناء المقياس والتحقق من عدالته (Min & He, 2020)، وشرطا أساسيا لتطوير الاختبارات المستخدمة في اتخاذ القرارات حيث يؤثر على معالم بنود الاختبار (نوافله، ٢٠١٧).

وفي هذا المجال تُعدّ طريقة مانتل هانزل من أكثر الطرق استخداما للكشف عن الأداء التفاضلي لبنود المقياس بين مجموعات الأفراد المصنفين وفق سمة فرعية

غير السمة التي يقيسها المقياس، وذلك لسهولة إجراءات تطبيقها وجودة خصائصها السيكومترية (Golia, 2012؛ Rustam et al., 2019)؛ وفي الميدان التربوي يشيع استخدام مصفوفات رافن لقياس القدرة المعرفية العامة لأغراض تصنيفية وتشخيصية (Ismat & Sidiqui, 2015)وذلك لكونه من المقاييس المتحررة من أثر الثقافة، لذا يُعدالكشف عن الأداء التفاضلي للمصفوفاتإجراءًا ضروريًا للتحقق من عدالة المقياس.

٢) مشكلة البحث:

يكون المقياس عادلاً إذا تم التحقق من أن الفروق بين أداء المجموعات الفرعية لعينة القياس ترتبط بالبنية الداخلية للاختبار، بمعنى أن الفروق التي تظهر في الأداء هي فروق حقيقية وعائدة للسمة المقاسة وليست بسبب خصائص فرعية أخرى لعينة الأفراد مثل النوع، اللغة، العرقية.. الخ؛ فالفروق في القدرة العامة بين الأسوياء وضعاف العقول هي فروق عائدة لاختلاف مستوى القدرة العامة بين المجموعتين وليست عائدة إلى خصائص أخرى؛ ويظهر تحيز المقياس إذا ظهرت فروق بين مجموعتين من الأفراد قُسِّموا حسب النوع مثلا، ولكنهم متساوون في السمة الأصلية التي يقيسها الاختبار، فالتحيز هو فرق بين مجموعتين مشروط بخاصية غير السمة التي يقيسها المقياس، ويعد وجود بنود ذات أداء تفاضلي مؤشرًا لوجوده (Kamata & Vaughn, 2004).

وفي ميدان القياس يشيع استخدام مصفوفات رافن في تقدير القدرة العامة (عودة، وعبيدات، ٢٠١٣) وتعتبر درجة المفحوص مؤشرا لتصنيف الأفراد في مجال الموهبة (البرصان وبخيت، ٢٠١٥) وتشخيص صعوبات التعلم (بخيت وآخران، ٢٠١٧) والإعاقة السمعية (الشاعر، ٢٠٢٠)؛ ورغم أن أدبيات الذكاء وأغلب الدراساتفي هذا المجال تشير إلى تماثل الجنسين في القدرة العامة (Kluever & Green, 1994؛ Savage-McGlynn, 2012؛ يوسف، ٢٠١٤؛ الحسن، ٢٠١٧؛ Dutton et al., 2018) إلا أن نتائج بعض الأبحاث التي استخدمت مصفوفات رافن أظهرت اختلافا في اتجاه الفروق في القدرة العقلية لصالح الإناث (شلبي، ٢٠١٥؛ Qiu et al., 2020) وبعضها كان اتجاه الاختلاف

لصالح الذكور (Abad et al., 2004؛ Van der Elst et al., 2013؛ Abdelrasheed et al., 2020)، ووجود هذه الاختلافات قد يشير إلى وجود أداء تفاضلي للبنود، ورغم هذه المؤشرات فإن الدراسات التي تعرضت إلى الأداء التفاضلي لبنود مصفوفات رافن العائد إلى النوع كانت قليلة ونتائجها غير متسقة (Abad et al., 2004؛ Arendasy& Sommer, 2012؛ Chiesi et al., 2012)، ونظرا لأهمية مصفوفات رافن المعيارية في قياس القدرة العقلية واتخاذ القرارات المرتبطة بالإجراءات التشخيصية، يعد التحقق من وجود أداء تفاضلي لبنودها تبعا للنوع، وأثر هذه البنود على نتائج قياس أداء الأفراد هاما، وعليه **فإن مشكلة هذه الدراسة تتحدد في التساؤل التالي:**

هل توجد بنود ذات أداء تفاضلي عائدة للنوع في مقياس رافن المعياري تؤثر على أداء الأفراد؟

٣) أسئلة البحث:

تتضمن إجراءات الإجابة على تساؤل البحث الرئيس، قياس الفروق في الأداء على كامل المقياس ثم تحديد البنود ذات الأداء التفاضلي في مصفوفات رافن وإزالتها، وإعادة قياس الفروق في الأداء على المقياس بعد الحذف لتحديد أثر وجود هذه البنود على أداء الأفراد، وسيتم ذلك من خلال الإجابة على الأسئلة الآتية:

١) هل توجد فروق في متوسطات درجات القدرة العقلية المقاسة بمصفوفات رافن المعيارية تبعا للنوع (ذكر/ أنثى)؟
٢) هل توجد بنود ذات أداء تفاضلي تبعا للنوع في مصفوفات رافن المعيارية؟
٣) هل توجد فروق في متوسطات درجات القدرة العقلية المقاسة بمصفوفات رافن المعيارية تبعا للنوع بعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي؟

٤) هدف البحث:

يهدف البحث للكشف عن الأداء التفاضلي المرتبط بالنوع لبنود النسخة المعيارية من مصفوفات رافن باستخدام طريقة مانتل هانزل، وأثره على قدرة المقياس

على تحديد الفروق بين متوسطات الأداء بين الجنسين.

٥) أهمية البحث:

١) تعد مصفوفات رافن المعيارية من المقاييس الهامة المستخدمة في اتخاذ القرارات المرتبطة بالإجراءات التشخيصية للقدرة العقلية، والدراسة الحالية تقدم أدلة على عدالة المقياس لصانعي القرار في المجالات التي تعنى بالجانب العقلي للإنسان.

٢) نتائج الدراسة الحالية تحدد اتجاه الفروق العقلية بين الجنسين للعينة مما قد يسهم في حل التعارض بين الأبحاث السابقة.

٣) الدراسة الحالية تدعم التوجه الحالي نحو فحصا لأداء التفاضلي لبنود المقاييس بصفته إجراءا أساسيا وهاما للتحقق من عدالة الاختبار التي تعد خاصية مرتبطة بصدق البنية الداخلية للمقياس وصدق تفسيرات درجاته.

٦) تعريف المصطلحات:

- الأداء التفاضلي للبند Differential Item Functioning (DIF):هو دالة إحصائية للتعبير عن التباين في الاستجابة على البند لمجموعة من الأفراد عند مستوى قدرة واحد نتيجة لوجود فروق عائدة إلى متغيرات أخرى (Stoneberg, 2004: 2)
- المجموعة المرجعية Reference group (R): هي المجموعة ذات العدد الأكبر، وفي هذا البحث هي مجموعة الإناث.
- المجموعة المستهدفة(F) Focal group: هي المجموعة ذات العدد الأقل، وفي هذا البحث هي مجموعة الذكور.
- مصفوفات رافن المعيارية Raven's Standard Progressive Matrices (SPM): يقصد بها الصورة التي تتكون من (٦٠) بندا موزعة بالتساوي على (٥) مجموعات

(عودة، وعبيدات، ٢٠١٣)، للفئة العمرية من ٨- ٦١ سنة، وتتدرج صعوبتها تصاعديا (أبو حطب،١٩٧٩).

٧) الإطار النظري:

٧-١) الأداء التفاضلي للبند Differential Item Functioning (DIF)**:**

يظهر الأداء التفاضلي للبند (DIF) عندما يختلف أداء مجموعة من الأفراد متساوي القدرة بسبب خصائص المجموعة مثل النوع أو العرقية أو اللغة، والأداء التفاضلي للبند هو دالة إحصائية للتعبير عن التباين في الاستجابة على البند لمجموعة من الأفراد عند مستوى قدرة واحد (Stoneberg, 2004) ويعد الكشف عن الأداء التفاضلي للمقاييس هاما للحفاظ على صدق البنية الداخلية له.

تختلف طرق الكشف عن الأداء التفاضلي حسب النظرية التي اعتمد عليها بناء المقياس فهناك أساليب تتبع نظرية الاستجابة للبند واختيارها يعتمد على نموذج النظرية الذي بُني عليه المقياس وتحقق شروط النموذج (البرصان، ٢٠١٣؛ أبو شندي وكاظم، ٢٠١٨؛ الدوسري، ٢٠١٨)،وهناك طرق معتمدة على النظرية الكلاسيكية وهي: طريقة المعايرة، طريقة الانحدار اللوجستي، طريقة مانتل هانزل لاختبار نسبة الأرجحية (Golia, 2012؛ Stoneberg, 2004)والأخيرة من الطرق الأكثر استخداما لإمكانية إجراء حساباتها بواسطة العديد من البرامج الإحصائية بالإضافة إلى جودة خصائصها السيكومترية، وفيما يلي تفصيلا لها:

٧-١-١) طريقة مانتل هانزل لاختبار نسبة الأرجحية Mantel – Haenszel Approach for testing Odds Ratio**:**

طريقة مانتل هانزل لاختبار نسبة الأرجحية والتي سيشار لها تاليا "بطريقة مانتل هانزل"، تعتمد على تقسيم المستجيبين إلى طبقات من خلال مستويات المقياس، ثم مقارنة الأداء بين المجموعتين المرجعية (أنثى) والمستهدفة (ذكر) عبر الطبقات،

وتتم المقارنة من خلال حساب إحصاءتين لتقدير احتمالية أن يتمكن الفرد في المجموعة المرجعية (R) والمستهدفة (F) من الوصول إلى الإجابة الصحيحة (ملحق١)، الإحصاءة الأولى هي إحصاءة مربع كاي (MH_{χ^2}) التي تعطي تقديرا لدلالة الفروق بين المجموعتين وتختبر الفرض الصفري الذي ينص على أن نسبة الارجحية = ١، ويكشف عن دلالة قيمتها عند درجات حرية (df =1) (Jin et al. ,2018)، والثانية هي نسبة الأرجحية (Odds ratio $\hat{\alpha}_{MH_i}$) التي تقدر النسبة لاحتمال الإجابة الصحيحة بين المجموعتين للبند (i) (Kamata& Vaughn, 2004 ؛ Stoneberg, 2004)، وتفسر كما يلي:

- إذا كانت ($\hat{\alpha}_{MH_i} = 1$)، فإن احتمال الاستجابة الصحيحة للمجموعة المرجعية = احتمال الإجابة الصحيحة للمجموعة المستهدفة، أي أن البند ليس ذا أداء تفاضلي.
- إذا كانت موجبة ($\hat{\alpha}_{MH_i} > 1$)، فإن أداء المجموعة المرجعية على البند أفضل من أداء المجموعة المستهدفة.
- إذا كانت سالبة ($\hat{\alpha}_{MH_i} < 1$)، فإن أداء المجموعة المستهدفة على البند أفضل من أداء المجموعة المرجعية. (Kamata & Vaughn, 2004 ؛ دي أيالا، ٢٠١٧)

٧-١-٢) خصائص طريقة مانتل هانزل:

تعد طريقة مانتل هانزل من الطرق الأكثر انتشارا في الكشف عن الأداء التفاضلي لسهولة إجراءات تطبيقها للمختصين وغير المختصين، حيث لا تتطلب إلماما كبيرا بشروط النماذج الإحصائية المختلفة، كما أن حساباتها ميسرة باستخدام البرامج الإحصائية المختلفة مثل: (SPSS, SAT, STATA, R) (Jin et al. ,2018)؛ بالإضافة إلى دقتها وحساسيتها مقارنة بالطرق الأخرى؛ فمقارنة بطريقة منحنى خصائص الفقرة قام أبوشندي وكاظم (٢٠١٨) بالكشف عن الأداء التفاضلي وفق متغير النوع في اختبار وطني لمقرر الرياضيات مكون من (٢٥) بندا طبق على (٢٧٣٢٩) طالبا وطالبة من طلبة الصف السابع بسلطنة عمان، وخرجت النتائج بأن الطريقة الأولى أكثر صرامة

من مانتل هانزل إلا أن طريقة مانتل هانزل لا تتأثر باختلاف مستوى قدرة المفحوصين من حيث عدد البنود التي أظهرت أداءًا تفاضليًا؛ وخرجت دراسة (Jin et al. ,2018) بأن الطريقة التي تعتمد على استخدام نسبة الارجحية أفضل وأكثر ملاءمة من طريقة الانحدار اللوجستي وطريقة مانتل هانزل مع ضبط معدل الإجابات الخاطئة لبيانات مولدة؛ بالإضافة إلى دراسة (Rustam et al., 2019) التي هدفت إلى مقارنة حساسية ودقة طريقتي مانتل هانزل والمعايرة في الكشف عن الأداء التفاضلي للبنود، بتوليد بيانات لـ (١٠٠٠) فرد في المجموعتين المستهدفة والمرجعية، لـ (٤٠) بندا من نوع الاختيار من متعدد عند (٣) مستويات للأداء التفاضلي (٠,١، ٠,٢٥، ٠,٧٥)، فقد أشارت نتائجها إلى عدم وجود فروق بين حساسية الطريقتين عند مستوى أداء تفاضلي = (٠,١، ٠,٢٥)، أما إذا زادت نسبة الأداء التفاضلي فإن طريقة مانتل هانزل أكثر حساسية، وعند مستويات أداء تفاضلي (≤ ٠,١) فإن طريقة مانتل هانزل أكثر دقة من طريقة المعايرة.

٧-١-٣) استخدام طريقة مانتل هانزل للكشف عن الأداء التفاضلي:

استخدمت هذه الطريقة في العديد من الأبحاث للكشف عن الأداء التفاضلي تبعا لعدة متغيرات مثل النوع واللغة والصف الدراسي، ففي هذا السياق هدفت دراسة (البستنجي، ٢٠٠٤) لفحص الأداء التفاضلي لاختبار قدرة لعينة من (٩٥٠) طالبا وطالبة في الفئة العمرية (١٥- ١٦) عاما، وخرجت بوجود أداء تفاضلي لبعض البنود لصالح الذكور في القدرة المكانية ومفردات التضاد، ولصالح الإناث في بعض بنود القدرة المكانية؛ وأجرى (البرصان، ٢٠١٣) دراسة لفحص الأداء التفاضلي لبنود اختبار في الرياضيات وفقا للنوع عبر (٤) مستويات للاختبار (متقدم، ماهر، ماهر جزئيا، مبتدئ)، طبق الاختبار على عينة من (٤٣٤٨٦) من طلاب الصف العاشر، وخرجت نتائج الدراسة بان عدد البنود التي تظهر أداءا تفاضليا تبعا للنوع يزيد كلما اتجهنا من المستوى الأعلى للأدنى؛ بينما هدفت دراسة (مبارك ومبارك، ٢٠١٣) للكشف عن الأداء التفاضلي باستخدام طريقة مانتل هانزل تبعا لمتغير اللغة في اختبار الرياضيات في الدراسة الدولية بيزا على عينة عشوائية من (٤٠٠ألف) طالب وخرجت الدراسة بوجود

أداء تفاضلي لصالح المجموعة التي أدت الاختبار باللغة الإنجليزية، كما بينت أن متوسط الأداء للطلاب قد تحسن بعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي؛ وفي دراسة(الدوسري، ٢٠١٨) للكشف عن الأداء التفاضلي لاختبار رياضيات باستخدام طريقة مانتل هانزل وطريقة الانحدار اللوجستي، تم تطبيق الاختبار على عينة من (٤٢٠٠) من طلبة وطالبات الصف الرابع والخامس والسادس الابتدائي وفق النوع والصف الدراسي، تكون الاختبار من (٣٤) بندا مقاليا، وتشير نتائج البحث إلى وجود بنود ذات أداء تفاضلي لصالح الطالبات، وأخرى لصالح الصفوف الخامس والسادس؛وخرجت دراسة (السوالمة والعجلوني، ٢٠١٩) بوجود أداء تفاضلي في (٧) بنود من (٢٦) بندا (٣) بنود لصالح الذكور، والباقية لصالح الإناث وذلك في اختبار تحصيلي طبق على (١٥٤٠)طالبا وطالبة؛ وهدفت دراسة (فريحات، والبطوش، ٢٠١٩) لفحص الأداء التفاضلي باستخدام طريقة مانتل هانزل لبنود مقياس تقييم الأداء التدريسي لأعضاء هيئة التدريس من وجهة نظر الطلاب تبعا لمتغير المستوى الدراسي، وبتطبيق المقياس على (٧٣٤٣) طالبا وطالبة، خرجت الدراسة بوجود بند واحد ذي أداء تفاضلي بين طلاب المستوى الرابع والثاني لصالح طلاب المستوى الرابع، وأن حذف ذلك البند يؤدي إلى تحسين مؤشرات حسن المطابقة للأداة؛ كما خرجت دراسة (مرشود، ٢٠٢٠) التي استخدمت طريقة مانتل هانزل للكشف عن الأداء التفاضلي تبعا لمتغيرات منها النوع بعدم وجود بنود ذات أداء تفاضلي في مقياس البحث العلمي الذي تكون من (٣٠) بندا وطبق على (١٢٢)عضوا من أعضاء هيئة التدريس؛ أما دراسة (Shanmugam, 2020) فأظهرت نتائجها وجود بنود ذات أداء تفاضلي في اختبار رياضيات لغير الناطقين بالإنجليزية طبق على (٩٨٨)طالبا و(١٣٨١) طالبة وذلك لصالح الطلاب في البنود التي تتطلب استخدام مهارات المعرفية العليا، ولصالح الطالبات في المهارات التي تتطلب استخدام المهارات المعرفية الدنيا.

٢-٧) مصفوفات رافن Raven's Progressive Matrices (SPM)**:**

تعد مصفوفات رافن من المقاييس المستخدمة لقياس العامل العام وقد حظيت بانتشار واسع لاعتمادها على الأشكال وتحررها من عامل اللغة والثقافة (عبدالرؤوف والمصري، ٢٠١٧؛ Ismat & Sidiqui, 2015)، بالإضافة إلى جودة خصائصها السيكومترية (عودة، وعبيدات، ٢٠١٣؛ أبو غالي وأبو مصطفى، ٢٠١٤)،ويقدم الاختبار موقوتا لقياس الكفاية العقليةMental Efficiency ويقصد بها قدرة الفرد على إصدار الاحكام السريعة والدقيقة، وغير موقوت لقياس السعة العقليةMental Capacity التي تعبر عن دقة الملاحظة والتفكير الواضح (يوسف، ٢٠١٤).

تستخدم مصفوفات رافن أساسا في قياس القدرة العقلية، كما يمكن الإفادة من تطبيقها في اكتشاف وتشخيص الأطفال ذوي صعوبات التعلم، وذوي الاحتياجات الخاصة (كاظم وآخرون، ٢٠٠٨)، وللمصفوفات ثلاث صور ثنائية التصحيح تطبق على فئات مختلفة من المستجيبين، الأولى مناسبة لقياس القدرة العقلية للأسوياء، والثانية مخصصة لذوي القدرة العقلية الأعلى من المتوسط، والثالثة لقياس القدرة العقلية لدى ضعاف العقول، وذلك كما يلي:

- **مصفوفات رافن المعيارية** Raven's Standard Progressive Matrices (SPM)

  تتكون من (٦٠) بندا موزعة بالتساوي على (٥) مجموعات (عودة، وعبيدات، ٢٠١٣)، للفئة العمرية من ٨- ٦١ سنة، تتدرج صعوبتها تصاعديا (أبو حطب،١٩٧٩؛ فرج، ٢٠٠٧)، وهي الأنسب لقياس القدرة العقلية للأسوياء.

- **مصفوفات رافن المتقدمة**Raven's Advanced Progressive Matrices (APM)

  صممت لقياس القدرة العقلية الأعلى من المتوسط لدىالمراهقين الذين تزيد أعمارهم عن (١١) سنة والبالغين، وتتكون من (٤٨) بندا، مقسمة إلى مجموعتين عدد بنودهما (١٢، ٣٦) على الترتيب (أبوحطب، ١٩٧٩).

- **مصفوفات رافن الملونة**Raven's Colored Progressive Matrices (CPM)

صممت لقياس القدرة العقلية للأطفال من سن ٥- ١١ سنة ولكبار السن وللضعاف عقليا، وتتكون من (٣٦) بندا موزعة على ثلاث مجموعات (أ، أب، ب)، بنود المجموعتين (أ، ب) مطابقة للموجودة في النسخة المعيارية و(١٢) بندا إضافيا (أبوحطب، ١٩٧٩م؛ عودة، وعبيدات، ٢٠١٣).

٧-٢-١) الفروق بين الجنسين في القدرة العقلية مقاسة بمصفوفات رافن :

تعددت الدراسات التي حددت مستوىالقدرة العقلية باستخدام نوع واحد من مصفوفات رافن أو عدة أنواع للمقارنة حسب النوع، وكانت نتائجها مختلفة من حيث العمر واتجاه الفروق، ويشير أغلبها إلى عدم وجود فروق بين الجنسين، وأما الدراسات التي خرجت بتفوق الإناثفكان التفوق في الأعمار الصغيرة، وهناك دراستان خرجت بتفوق الذكور بارتفاع العمر وفي بعض القدرات، كما نلاحظ قلة الدراسات التي طبقت على مدى عمري واسع، فمن بين الدراسات المعروضة فيما يلي لم توجد سوى دراسة واحدة (der Elst et al., 2013Van)، أما باقي الأبحاث فأجريت على عينات عمرية صغيرة لا تتجاوز مرحلة المراهقة، ونستعرضها فيما يلي:

من الدراسات التي استخدمت المصفوفات الملونة دراسة (Kluever & Green, 1994) التي هدفت لفحص الفروق في القدرة العقلية تبعا للعرقية والنوع لعينة من (٤٥٧) طالبا وطالبة من طلاب الصف الأول إلى الصف الخامس من العرقية الاسبانية والأنجلو باستخدام النسخة الملونة من مصفوفات رافن، خرجت النتائج بعدم وجود فروق دالة في القدرة العقلية بين الجنسين ووجود فروق بين العرقيتين لصالح الأنجلو، وأظهر فحص المجموعات الفرعية أن هذه الفروق العرقية عائدة إلى أن درجات الإناث من عرقية الانجلو هي الأعلى ودرجات الإناث الاسبانيات هي الأدنى، ولم توجد فروق بين أداء ذكور العرقيتين، كما أظهر التحليل تفوق الذكور في بعض بنود المجموعة الأولى وتفوق الإناث في بعض بنود المجموعة الأخيرة، ودراسة (كاظم وآخرون، ٢٠٠٨) التي تم فيها تطبيق اختبار رافن الملونة على عينة من (١٠٤٢) طفلا وطفلة في سلطنة

عمان تراوحت أعمارهم بين (٥- ١١) سنوات، وتشير نتائج البحث إلى وجود فروق دالة لصالح الإناث في عمر (٥) سنوات فقط، ولاتوجد فروق بين الجنسين بين باقي الاعمار.

ومن الدراسات التي استخدمت المصفوفات المعيارية دراسة (Lynn et al., 2004) التي هدفت للكشف عن الفروق تبعا للنوع في عينة حجمها (٢٧٣٥) فردا لأعمار (١٢، ١٤، ١٧) سنة، وأشارت النتائج إلى أن تفوق الإناث في عمر١٢ سنة، وعدم وجود فروق في عمر ١٤سنة، وتفوق الذكور في عمر ١٧ سنة؛ ودراسة (Savage-McGlynn, 2012) التي هدفت إلى تحديد الفروق بين الجنسين باستخدام مصفوفات رافن المعيارية التي طبقت على عينة تبلغ (٩٢٦) طفلا ومراهقا من الجنسين، تتراوح أعمارهم بين (٧- ١٨) سنة، وخرجت الدراسة بعدم وجود فروق بين الجنسين؛ ودراسة (Van der Elst et al., 2013) الهادفة إلى تقويم الخصائص السيكومترية لنسخة مختصرة من مصفوفات رافن المعيارية باستخدام النموذج أحادي وثنائي المعلم للنظرية الحديثة في القياس، تم تطبيق الصورة المختصرة على عينة بلغت (٤٥٣) من الأسوياء الذين تراوحت أعمارهم بين (٢٤- ٨٣) سنة، وأظهرت النتائج أن درجة تقدير القدرة العقلية تحت النموذج الأول والثاني متشابهة، وأن انخفاض الأداء على الاختبار يرتبط بارتفاع السن وبجنس النساء (أداء الذكور أعلى)؛ ودراسة (أبو غالي وأبو مصطفى، ٢٠١٤) التي سعت إلى تقنين اختبار رافن النسخة المعيارية على الفئة العمرية من (٨- ١٨) عاما، باستخدام عينة تقنين من (٣٤٩٥) طالبا وطالبة، وتشير النتائج إلى تمتع الاختبار بمؤشرات صدق وثبات عالية وإلى عدم وجود فروق بين الجنسين في القدرة العقلية المقاسة، وأن متوسط الأداء على الاختبار يزيد بتقدم العمر، وأن المعايير الأنسب لتفسير الدرجات الخام هي الرتب المئينية هي الأنسب في تفسير الدرجات الخام؛ أما دراسة (يوسف، ٢٠١٤) فكان هدفها تقنين اختبار رافن الصورة المعيارية وطبق الاختبار على عينة من (١١٢٣) الطلاب أعمارهم تراوحت بين (١٣- ١٨) سنة كما اختبرت الفروق بين الجنسين وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود فروق في الأداء على اختبار رافن يعزى إلى اختلاف الجنس؛ وأجرى (شلبي، ٢٠١٥) كان من أهدافها تحديد الفروق بين الجنسين في عمر (١٣ إلى ١٩) سنة، وبتطبيق مقياس رافن المعياري على عينة من (١٢٥٢) طالبا وطالبة،

توصلت الدراسة إلى وجود فروق دالة بين الجنسين في عمر (١٧) سنة لصالح الإناث، ولا توجد فروق بين الجنسين في باقي الأعمار في الذكاء العام، وأظهرت دراسة (الحسن، ٢٠١٧) وجود مؤشرات صدق وثبات جيدة كما أشارت إلى عدم وجود فروق دالة بين الجنسين، عند فحص الخصائص السيكومترية للنسخة المعيارية من اختبار المصفوفات المتتابعة على عينة من (٤٧٨) طالبا وطالبة تراوحت أعمارهم (٩- ١٢) سنة؛ وفي سياق تقنين النسخة المعيارية أجرت بيكوني وزميليها(Picone et al., 2017) دراسة على عينة من (٥٤٣٨) فردا من الجنسين تراوحت أعمارهم بين ٦- ١٨سنة، وأشارت النتائج الى عدم وجود فروق دالة بين الجنسين؛ أما (Dutton et al., 2018) فهدف بحثهم لفحص فروق الذكاء بين الجنسين باستخدام مصفوفات رافن المعيارية وبمقارنة نتائج الدراسات التي أجريت في المنطقة العربية توصل الباحثون إلى تفوق الإناث في العمر ٨- ١٨ سنة (الطفولة المتوسطة إلى المراهقة المتأخرة) ماعدا عند سن (١٢، ١٤) فلا توجد فروق بين الجنسين؛ وخرج بحث (Abdelrasheed et al., 2020) بوجود فروق لصالح الذكور من عمر ١٦ سنة وأكبر عند اختبار الفروق بين الجنسين في الذكاء بتطبيق مصفوفات رافن المعيارية على عينة تبلغ (١٤٠٦) فردا في الفئة العمرية (١٠- ١٩) سنة من الجنسين.

ومن الدراسات التي استخدمت عدة أنواع من مصفوفات رافن هناك دراسة (Plaisted et al., 2011) التي تعد تكرارا لإجراءات دراسات سابقة تم تنفيذها لتحديد العوامل المؤدية لتفوق الذكور على الإناث في بنود اختبار رافن، باستخدام أداة احتوت على بنود من إصدارين لمصفوفات رافن، حيث تضمنت (٣٦) بندا، (٥) منها من المصفوفات المعيارية، و(٣١) بندا من المصفوفات المتقدمة، وطبقت الأداة على عينة حجمها (٢٤٢) من طلاب وطالبات الثانوية تراوحت أعمارهم بين ١٦- ١٨ سنة، وخرجت الدراسة بعدم وجود فروق بين الجنسين على كامل بنود مصفوفات رافن، إلا أن أداء الذكور كان أعلى على البنود التي تقيس عمليات معرفية تخصصية، وأداء الإناث أعلى على البنود التي تقيس عمليات معرفية عامة؛ ودراسة (Qiu et al., 2020)

التي هدفت إلى تحديد الفروق في الذكاء بين الأطفال والمراهقين في الصين باستخدام مصفوفات رافن المعيارية والملونة، وتم تطبيق الأداة على عينة من (٦٩٧٠) طفلا ومراهقا أعمارهم في الفترة (٨- ١٦) سنة، وأظهرت النتائج وجود فروق في النوع في الأداء على النسخة المعيارية، حيث تفوقت الإناث على الذكور في عمر ٨سنوات، وعمر ١١- ١٦سنة.

٧-٢-٢) الأداء التفاضلي لمصفوفات رافن :

اختلفت نتائج الأبحاث التي تعرضت للأداء التفاضلي لمقياس رافن حسب عدة متغيرات منها: النوع والعرقية والعمر، إلا أن النتائج كانت غير متسقة فبعض الدراسات أشارت إلى وجود أداء تفاضلي للبنود لصالح الذكور وبعضها لم يخرج بوجود أداء تفاضلي تبعا للنوع، كما وأن نتائج الكشف عن الأداء التفاضلي للمقياس حسب العمر والعرقية أشار إلى وجود بنود ذات أداء تفاضلي، أما النتائج المرتبطة بحذف هذه البنود فتشير إلى أن ذلك قد يحسِّن من الخصائص السيكومترية للمقياس،ودقته في الكشف عن الفروق الحقيقية؛ فمن الدراسات التي هدفت لكشف الأداء التفاضلي حسب النوع دراسة (Abad et al., 2004) التي طبقت مصفوفات رافن النسخة المتقدمة Advanced Progressive Matrices Test (APM)، على عينة (١٩٧٠) طالبا وطالبة من طلاب الجامعة، وأظهرت النتيجة وجود عدة بنود متحيزة، ووجود فروق لصالح الذكور؛ ويدعم ذلك بحث (Arendasy & Sommer, 2012)الذي هدف للتحقق من نتائج الدراسات التي أظهرت فروقا في الذكاء لصالح الذكور الراشدين عائدة إلى فروق حقيقية أو عائدة إلى وجود بنود ذات أداء تفاضلي لصالح الذكور، وذلك بفحص بيانات ثلاث دراسات استخدمت مصفوفات رافن كانت حجوم عينتها(٦٢٠، ٥٦٣، ٥٩٧) فردا على التوالي، تم إجراء معالجة تجريبية في ضوء ثلاث خصائص لبنود المصفوفات هي: تعقد شكل المصفوفة، غموض قاعدة الحل، تعقد الشكل الهندسي للمصفوفة، أظهرت النتائج أن الخاصيتين الأولتين من أسباب زيادة احتمالية ظهور الأداء التفاضلي للبند لصالح الذكور، ولم يكن للخاصية الأخيرة أثر على زيادة الأداء

التفاضلي وتحيز البند، كما هدفت دراسة (Chiesi et al., 2012) للتحقق من الأداء التفاضلي لاختبار رافن النسخة المختصرة التي طورها Arthur & Day عام ١٩٩٤، وتتكون من (١٢) بندا، وذلك تبعا لعدة متغيرات منها النوع، وقد طبقت النسخة المختصرة على عينة من (٢٢٦٤) طالبا وطالبة في المرحلة الثانوي والجامعة، وخرجت الدراسة بعدم وجود أداء تفاضلي للبنود تبعا للنوع، وللكشف عن أثر الأداء التفاضلي للمصفوفات الملونة حسب العمر على دقة المعادلة العمودية لنموذجي الاختبار قام (علي وآخران، ٢٠١٦) بتطبيق المصفوفات على عينة حجمها (٢٠٠٠) من طلاب وطالبات البكالوريوس (الصف الأول والرابع) والدراسات العليا (الدبلوم العام) بكلية التربية خرج البحث بوجود (١٨) بندا ذات أداء تفاضلي (٨) بنود في الصورة الأولى و(١٠) بنود في الصورة الثانية، وأن حذف البنود ذات الأداء التفاضلي يحسن دقة المعادلة العمودية لنماذج الاختبار؛ وكان من أهداف بحث (Shibaev et al., 2020) اختبار الفروق بين العرقيتين الياقوتية والروسية على اختبار رافن المعياري المطور للأعمار من ٧سنوات فأقل إلى ١٨سنة فأعلى، وكان حجم العينة الروسية (٩٥٦) فردا، والعينة الياقوتية (٥١٨) فردا، أظهرت النتائج فروقا دالة في عمر (٩، ١٠، ١٢، ١٤، ١٥) سنة، وباستخدام الانحدار اللوجستي كان هناك أداء تفاضلي لعدة بنود وهي (ب٩، ب١٠، ب١١، ب١٢، ج١١)، وبإزالة البنود ذات الأداء التفاضلي وإعادة حساب الفروق بين العرقيتين حسب العمر بقيت الفروق بين العرقيتين لصالح العرقية الياقوتية في سن (٩، ١٠، ١٢، ١٤) أما في سن (١٥) سنة فحسب التعديل لم تصل الفروق إلى مستوى الدلالة.

٨) فروض البحث:

حيث أن قدرة الاختبار الإحصائي على اكتشاف الفروق الجوهرية تتأثر بحجم العينة وتزيد في العينات الكبيرة، فسيتم رفع مستوى ثقة قرار اختبار الفروض الرئيسة للبحث والذي يعتمد عليها الإجابة على تساؤلاته إلى مستوى ثقة (٩٩٪)، وسيتم اتخاذ القرار عند مستوى دلالة (α = ٠,٠١)؛ وبناء على عدم اتساق نتائج

الدراسات السابقة فإن الصياغة الصفرية الآتية لفروض البحث والتي تجيب على أسئلته هي الأنسب:

١) لا توجد فروق دالة بين متوسطات درجات القدرة العقلية المقاسة بمصفوفات رافن تبعا للنوع عند (α = ٠,٠١).

٢) قيمة نسبة الأرجحية للبنود = ١ عند (α= ٠,٠١).

٣) لا توجد فروق دالة بين متوسطات درجات القدرة العقلية المقاسة بمصفوفات رافن بعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي تبعا للنوع عند (α = ٠,٠١).

٩) إجراءات البحث:

٩-١) عينة البحث:

تم تطبيق المقياس بطريقة غير موقوتة، على عينة تتكون من (١٤٧٣) فردا من الأسوياء من الذكور والإناث من مدينة: مكة المكرمة، جدة، الطائف، وهي المدن الرئيسة الثلاث في منطقة مكة الإدارية، تراوحت أعمارهم بين (١٦) و (٦١) سنة، وتشكل الإناث، وسكان مدينة مكة المكرمة، والفئة العمرية "٢٢ سنة فأقل" (عمر الطلبة في المرحلة الجامعية والثانوية)، وفئة المستوى المتوسط عقليا المرتفع (+III) الفئات الأكثر عددا بين فئات العينة، وفيما يلي عرضا لخصائص العينة تبعا للنوع وحسب المدينة والفئة العمرية والمستوى العقلي لمصفوفات رافن المعيارية:

جدول ١: توزيع العينة تبعا للنوع وحسب المدينة والفئة العمرية ومستوى القدرة العقلية لمصفوفات رافن

التصنيف	النوع				المجموع	
	إناث	٪	ذكور	٪	الكلي	٪
المدينة:						
مكة المكرمة	٣٥٢	٢٣,٩٠	٢٠٩	١٤,١٩	٥٦١	٣٨,٠٩
جدة	٣٣٧	٢٢,٨٨	١٩٨	١٣,٤٤	٥٣٥	٣٦,٣٢
الطائف	٢٠٩	١٤,١٩	١٦٨	١١,٤١	٣٧٧	٢٥,٥٩

التصنيف	النوع				المجموع	
	إناث	٪	ذكور	٪	الكلي	٪
الفئة العمرية:						
٢٢ سنة فأقل	٥٦٧	٣٨,٤٩	٣٦١	٢٤,٥١	٩٢٨	٦٣,٠٠
٢٣ سنة فأكثر	٣٣١	٢٢,٤٧	٢١٤	١٤,٥٣	٥٤٥	٣٧,٠٠
مستوى القدرة العقلية:						
متوسط عقليا (III-)	١٧٢	١١,٦٨	١٠٣	٦,٩٩	٢٧٥	١٨,٦٧
متوسط عقليا مرتفع (+III)	٢٨٩	١٩,٦٢	١٥٣	١٠,٣٩	٤٤٢	٣٠,٠١
أعلى من المتوسط (II)	٢٢٧	١٥,٤١	١٣٠	٨,٨٣	٣٥٧	٢٤,٢٤
أعلى من المتوسط مرتفع (+II)	٨٢	٥,٥٧	٥٩	٤,٠١	١٤١	٩,٥٧
ممتاز عقليا (I)	١٢٨	٨,٦٩	١٣٠	٨,٨٣	٢٥٨	١٧,٥٢
المجموع	٨٩٨	٦٠,٩٦	٥٧٥	٣٩,٠٤	١٤٧٣	١٠٠

٩-٢) أداة البحث :

٩-٢-١) وصف الأداة :

يتكون اختبار رافن في صورته المعيارية من (٦٠) مصفوفة موزعة على (٥) أقسام يشمل كل قسم (١٢) مصفوفة مرتبة تصاعديا حسب صعوبتها، وتتطلب الإجابة عليها إدراك العلاقات المنطقية بين مكونات المصفوفة، وهو من مقاييس القدرة العقلية المطبق على مختلف الفئات العمرية التي تمتد من ٨- ٦١ عاما، وتعد الصورة المعيارية هي الأنسب من بين صور اختبارات رافن الأخرى لقياس القدرة العقلية لدى الأسوياء على اختلاف مستواهم التعليمي والاجتماعي وتخصصهم المهني وذلك لكونه اختبار متحررا من أثر الثقافة.

٩-٢-٢) الخصائص السيكومترية للأداة :

يعد مقياس رافن المعياري من المقاييس شائعة الاستخدام والتي أثبتت الأبحاث جودة خصائصه السيكومترية على سبيل المثال (Lynn et al., 2004؛ أبوغاليوأبومصطفى،

٢٠١٤؛يوسف، ٢٠١٤؛ Picone et al., 2017)،وفي البحث الحالي سيتم التحقق من صدقه باستخدام صدق الاتساق الداخلي، ومن ثباته بحساب معامل ثبات كودر – ريتشارسون ٢٠، لأن المقياس ثنائي التصحيح، وفيما يلي توضيحا لذلك:

٩-٢-٢-١) صدق الأداة:

تم التحقق من البنية الداخلية للمقياس من خلال حساب قيم معاملات الارتباط بين مصفوفات كل قسم ومجموع القسم، وحساب قيم معاملات الارتباط بين مجموع الأقساموالمجموع الكلي فكانت جميعها دالة عند (α = ٠,٠١)، وهذا يشير إلى تمتع المقياس بصدق اتساق داخلي عال (ملحق٢).

٩-٢-٢-٢) ثبات الأداة:

بلغ معامل ثبات كودر- ريتشاردسون٢٠ القيمة (٠,٨٢٩) وهي قيمة عالية تعكس اتساق استجابات الأفراد على المقياس.

١٠) اختبار الفروض ومناقشة النتائج:

١٠- ١) اختبار الفرض الأول الذي نصه"لاتوجد فروق دالة بين متوسطات الأداء على مصفوفات رافن تبعا للنوع عند (α = ٠,٠١)".

لاختبار الفرض سيتم تطبيق اختبار (ت) لعينتين مستقلتين، والجدول رقم (٢) يوضح نتائج اختبار (ت):

جدول ٢: نتائج اختبار تجانس التباين واختبار (ت) للفرق بين متوسطي الأداء على المصفوفات رافن تبعا للنوع

النوع	حجم العينة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الخطأ المعياري	اختبار تجانس التباين بين مجموعات المقارنة		اختبار (ت) بافتراض تجانس التباين		
					إحصاءة ليفين	مستوى الدلالة	درجات الحرية	إحصاءة (ت)	مستوى الدلالة
الإناث	٨٩٨	٤٥,٦٨	٥,٨٤	٠,١٩	٣,٠٣	٠,٠٨٢	١٤٧١	٣,٢٧	**٠,٠٠١
الذكور	٥٧٥	٤٦,٧٣	٦,٢٤	٠,٢٦					

ملاحظة: ** دال عند (α = ٠,٠١)

يشير الجدول رقم (٢)إلى وجود فروق دالة بين الجنسين لصالح الذكور، حيث كان متوسط أدائهم على المقياس الكلي لرافن يبلغ (٤٦,٧٣) بينما بلغ متوسط أداء مجموعة الإناث القيمة (٤٥,٦٨).

١٠-٢) اختبار الفرض الثاني الذي نصه"قيمة نسبة الأرجحية للبنود = ١ عند (α= ٠,٠١)".

يختبر هذا الفرض تساوي احتمال الاستجابة الصحيحة على البند للمجموعة المرجعية والمجموعة المستهدفة، ويتم ذلك بحساب قيمة إحصاءة مربع كاي لمانتل هانزل (MH_{χ^2}) وتحديد البنود المتحيزة واتجاه التحيز لهذه البنود حسب نسبة الأرجحية ($\hat{\alpha}_{MH}$)، والجدول (٣) التالي يوضح القيم للبنود المتحيزة فقط، أما قيم كل البنود فتم إدراجها في ملحق (٣):

جدول ٣: قيم إحصاءة مانتل هانزل ودلالتها وقيم نسبة الأرجحية واتجاه تحيز البنود ذات الأداء التفاضلي حسب النوع

رقم المصفوفة	إحصاءه مانتل هانزل	درجات الحرية	قيمة الدلالة	نسبة الأرجحية	اتجاه التحيز
٦ج	٧,٧٩	١	**٠,٠٠٥	٠,٥٥	الذكور
٨ج	١٧,٧٠	١	**٠,٠٠٠	٠,٤٤	الذكور
٩ج	١٧,٢٠	١	**٠,٠٠٠	١,٣٦	الإناث
١٠ج	٩,٤٦	١	**٠,٠٠٢	٠,٥٤	الذكور
١د	١٢,٠١	١	**٠,٠٠١	١,٦٣	الإناث
١٢هـ	٨,٤١	١	**٠,٠٠٤	٠,٤٧	الذكور

ملاحظة: ** دال عند (α = ٠,٠١)

يوضح جدول (٣) أرقام البنود الستةذات الأداء التفاضليالدال عند مستوى دلالة (α = ٠,٠١) تبعا للنوع، أربعة منها متحيزة لصالح الذكور وأرقامها (٦ج، ٨ج،١٠ج،١٢هـ) وبندان متحيزان لصالح الإناث وأرقامهما (٩ج، ١د).

١٠-٣) اختبار الفرض الثالث الذي نصه"لا توجد فروق دالة بين متوسطات الأداء على مصفوفات رافن بعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي تبعا للنوع عند (α = ٠,٠١)"

لاختبار الفرض تم حذف البنود الستة التي أظهرت أداءا تفاضليا وهي البنود ذات الأرقام (٦ج، ٨ج، ٩ج، ١٠ج، ١د، ١٢هـ)، وتعديل مجموع المقياس ثم تطبيق اختبار (ت) بين الجنسين، فكانت قيم إحصاءات الاختبار كما يلي:

جدول ٤: نتائج اختبار تجانس التباين واختبار (ت) للفرق بين متوسطي الأداء على مصفوفات رافن تبعا للنوع بعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي

النوع	حجم العينة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الخطأ المعياري	اختبار تجانس التباين بين مجموعات المقارنة		اختبار (ت) بافتراض عدم تجانس التباين		
					إحصاءة ليفين	مستوى الدلالة	درجات الحرية	إحصاءة (ت)	مستوى الدلالة
الإناث	٨٩٨	٤١,٩٧	٥,١٦	٠,١٧	٤,٨٣	*٠,٠٢٨	١١٦٢,٧٠	٢,٥٨	**٠,٠١٠
الذكور	٥٧٥	٤٢,٧١	٥,٥٢	٠,٢٣					

ملاحظة: * دال عند (α = ٠,٠٥)

**** دال عند (α = ٠,٠١)**

توضح نتائج اختبار (ت) أن الفروق بين الجنسين لا تزال دالة لصالح الذكور حتى بعد حذف العبارات ذات الأداء التفاضلي، وأن نتيجة الاختبار لم تتأثر نتيجة اختبار الفروق بحذف البنود ذات الأداء التفاضلي المتحيزة، وهذا يشير لصمود اختبار رافن وعدم تأثر نتائجه بوجود بنود ذات أداء تفاضلي فيه.

١٠-٤) مناقشة النتائج:

هدف البحثإلى دراسة الأداء التفاضلي لمصفوفات رافن المعيارية من خلال الكشف عن البنود التي تظهر أداءا تفاضليا تبعا للنوع، وتحديد هل يؤثر وجود البنود المتحيزة على عدالة المقياس، وذلك من خلال اختبار دلالة الفروق بين متوسطات الأداء على المصفوفات تبعا للنوع قبل وبعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي، وتشير نتائج البحث إلى وجود (٦) بنود ذات أداء تفاضلي أربعة منها متحيزة للذكور واثنان متحيزة للإناث، وهذه النتائج تؤيد نتائج الدراسات التي كشفت عن وجود بنود ذات أداء تفاضلي في مصفوفات رافن تبعا لمتغيرات عدة منها العمر (علي وآخران، ٢٠١٦)، والعرقية (Shibaev et al., 2020)، والنوع (Abad et al., 2004؛ Arendasy & Sommer, 2012).

وفيما يخص دراسة الأداء التفاضلي للبنود تبعا للنوع، تتفق الدراسة الحالية مع نتائج دراسة (Abad et al., 2004) التي تشير نتائجها إلى أنه بالرغم من وجود بنود ذات أداء تفاضلي إلا أن القياسات تشير إلى تفوق الذكور بعد تحييد أثر هذه البنود،

وتختلف مع نتائج بحث (Arendasy & Sommer, 2012)الذي يشير إلى أن وجود البنود المتحيزة قد يكون سببا في توجيه الفروق لصالح الذكور، وقد يعود الاختلاف إلى طبيعة العينة حيث أجرى الباحثان معالجة حاسوبية لخصائص تصميم البند في سياق توليد البيانات، أما البحث الحالي فأُجريباستخدام بيانات واقعية وتم اختبار دلالة الفروق بعد حذف البنود المتحيزة؛ كما تختلف الدراسة الحالية عما خرجت به دراسة (Chiesi et al., 2012) التي لم تكشف نتائجها عن وجود بنود ذات أداء تفاضلي عائدة للنوع،وقد يعود ذلك إلى أن الباحثين استخدموا نسخة مختصرة من (١٢) بندا من مقياس رافن وليس كامل المقياس.

ورغم وجود البنود ذات الأداء التفاضلي تبعا للنوع إلا أن نتائج القياس العقلي باستخدام المصفوفات لم يتأثربحذف البنود ذات الأداء التفاضلي مما يشير إلى صمود المقياس وقوته في قياس القدرة العقلية وهذه النتيجة تتسق مع ما وصلت إليه دراسة (Shibaev et al., 2020) منثبات نتائج المقياس بعد حذف البنود ذات الأداء التفاضلي تبعا للعرقية، مما يدل على دقة المقياس في الكشف عن الفروق رغم وجود بنود ذات أداء تفاضلي؛ وفيما يرتبط بالفروق تبعا للنوع فإن نتائج البحث الحالي التي تشير إلى وجود فروق دالة في القدرة العقلية لصالح الذكور، وهذه النتيجة تتسق مع مخرجات بحث (Van der Elst et al., 2013) والذي كانت عينته أكثر قربا في خصائصها العمرية من البحث الحالي،بالإضافة إلى بحثي(Abdelrasheed et al., 2020 ؛ Lynn et al., 2004)رغم اختلاف المدى العمري لعينة البحثين، وبشكل ما تتسق هذه النتيجة مع نتائج (Plaisted et al,. 2011)التي تشير إلى وجود اختلاف بين الجنسين في الأداء على المصفوفات حسب العمليات المعرفية المستخدمة في حلها؛وهذه النتيجة تعطي مؤشرا على أن الفروق بين الجنسين هي فروق حقيقية لذلك بقيت رغم حذف البنود ذات الأداء التفاضلي، وهذه النتيجة تدعم نظرية ريتشارد لين التي تشير إلى تفوق الذكور على الإناث في الأداء

العقلي من سن (١٦) سنة، بسبب التباطؤ النسبي في نمو الإناثمقارنة بالذكور والذي يبدأ في هذا العمر(Lynn, 1999 ؛ Lynn & Irwing, 2004 ؛ Lynn et al., 2004 ؛ Lynn, 2017).

١١) التوصيات والدراسات المقترحة:

١) تشير نتائج الدراسة الحالية إلى ثبات اتجاه الفروق لصالح الذكور رغم حذف البنود ذات الأداء التفاضلي التي تسبب التحيز،وفي سياق عدالة الاختبار فإن هذا يدعم الاستنتاج بأن هذه الفروق قد تكون فروقا حقيقية عائدة للاختلاف بين الجنسين في العمليات المعرفية مما يتطلب المزيد من الأبحاث، وعليه توصي الباحثة بدراسة علاقة الأداء التفاضلي لبنود مقياس رافن المعياري العائدة للنوعبالعمليات المعرفية المستخدمة في حل مصفوفات رافن عند فترات عمرية مختلفة.

٢) من الملاحظ كثرة الأبحاث التي استخدمت مقياس رافن لقياس الذكاء في مرحلتي الطفولة والمراهقة وقلتها في المراحل العمرية التالية والتي تستقر فيها سمة الذكاء، رغم أنه من المناسب الكشف عن الأداء التفاضلي في مصفوفات رافن عند استقرار السمة، وعليه توصي الباحثة بدراسة الأداء التفاضلي لمصفوفات رافن في مرحلة الرشد.

٣) النتائج الفرعيةللبحث الحالي تدعم نظرية لين التي تشير إلى تفوق الذكور على الإناث بعد سن ١٦ سنة، أما قبل ذلك فالبحث الحالي لايغطي المرحلة العمرية تحت سن ١٦سنة، وعليه توصي الباحثة بإجراء المزيد من الدراسات للتحقق من افتراضات النظرية التي تشير إلى تفوق الإناث تحت سن ١٦ سنة، وتفوق الذكور بعد ذلك العمر.

المراجع:

أبو حطب ،فؤاد وآخرون (١٩٧٩). *تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة على البيئة السعودية – المنطقة الغربية*. مكة المكرمة: مركز البحوث التربوية والنفسية - جامعة أم القرى.

أبوشندي، يوسف، وكاظم، علي (٢٠١٨). الأداء التفاضلي لفقرات اختبار الرياضيات في برنامج التنمية المعرفية بسلطنة عمان تبعا لمتغير الجنس باستخدام طريقتي مانتل هانزل ومنحنى خصائص الفقرة. *المجلة الدولية لأنظمة إدارة التعليم*. ٦ (٢). ٦١- ٧٣ doi:10.18576/ijlms/060201

أبوغالي، عفاف، وأبومصطفى، نظمي (٢٠١٤). تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة العادي لرافن للفئة العمرية من (٨- ١٨) سنة على طلبة التعليم العام في محافظات غزة. *مجلة جامعة طيبة للعلوم التربوية*، ٩ (١). ٩٠- ١٠٨.

البرصان، إسماعيل (٢٠١٣). الأداء التفاضلي لمتغير الجنس لفقرات الاختبار الوطني الأردني لضبط نوعية التعليم لمادة الرياضيات للصف العاشر. *دراسات تربوية ونفسية – مجلة كلية التربية بالزقازيق. ٧٩*. ٣٥صفحة. سحب من الموقع http://www.journals.zu.edu.eg/upload/4c4b0392-8a28-46e0-9ca7-1e1da1764c9e.pdf

البستنجي، محمود(٢٠٠٤). مقارنة أربع طرق للكشف عن الأداء التفاضلي لمتغير الجنس في فقرات اختبار قدرات عقلية خاصة للفئة العمرية ١٥- ١٦ سنة في الأردن. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة عمّان.

الحسن، أسماء (٢٠١٧). الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعيارية (SPM) لرافن على تلاميذ الفئة العمرية (٩- ١٢) سنة ودراسة الفروق بينهم في ضوء عدة متغيرات. *مجلة جامعة البعث*، ٣٩(٧٢)، ١١- ٤٩.

الدوسري، راشد (٢٠١٨). استخدام طريقتي مانتل - هانزل والانحدار اللوجستي للكشف عن الأداء التفاضلي لفقرات اختبار في الرياضيات. *مجلة كلية التربية جامعة طنطا، ٧٠* (٢). ٢٤١- ٢٦٤.

دي أيالا، آر جاي (٢٠١٧). *النظرية والتطبيق في نظرية الاستجابة للفقرة* (ترجمة عبد الله الكيلاني وإسماعيل البرصان). الرياض: دار جامعة الملك سعود للنشر. (الكتاب الأصلي نشر سنة ٢٠٠٩)

السوالمة، يوسف، والعجلوني، جهاد (٢٠١٩). العلاقة بين الأداء التفاضلي للمموهات والأداء التفاضلي للفقرات في اختبار رياضيات مننوع الاختيار من متعدد. *المجلة الأردنية في العلوم التربوية، ١٥* (١). ٤٩- ٦٣.

الشاعر، خليل (٢٠٢٠). تصنيف التلاميذ الصم باستخدام اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري. *مجلة التربية الخاصة– جامعة الزقازيق*، (٣٠) ١٩٠- ٢١٨.

شلبي، سوسن (٢٠١٥).البنية العاملية وتكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرافن لدى طلاب المرحلة الإعدادية والثانوية في ضوء نموذج المعادلة البنائية. *مجلة العلوم التربوية - معهد الدراسات التربوية بجامعة القاهرة.* (٤) ج١. ٤٧- ١١٧

عبد الرؤوف، طارق،والمصري، إيهاب (٢٠١٧). *المقاييس والاختبارات : التصميم، الإعداد، التنظيم*. القاهرة:المجموعة العربية للتدريب والنشر.

علي، عماد، حسن، علي وأحمد، سميرة (٢٠١٦). أثر وجود أداء تفاضلي في الفقرات المشتركة على دقة المعادلة العمودية لاختبار رافن للذكاء في ضوء نموذج فيشر للاستجابة للمفردة. *مجلة كلية التربية جامعة أسيوط*. ٣٢(٤). ٢- ٣٢.

عودة، أحمد، وعبيدات، عمر (٢٠١٣). فاعلية الاختبار التكيفي المحوسب في تقدير القدرة العقلية باستخدام مصفوفات رافن. *دراسات - العلوم التربوية- الجامعة الأردنية*. ٤٠(٢). ١٦٠٢- ١٦٢١.

فرج، صفوت (٢٠٠٧). *القياس النفسي*. القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

فريحات، أيمن والبطوش، علي (٢٠١٩). فحص الأداء التفاضلي لفقرات أداة تقييم الأداء التدريسي تبعاً لمتغير المستوى الدراسي في جامعة اليرموك باستخدام طريقة مانتل هانزل العامة. سحب في ١٠ يوليو ٢٠٢٠ من الموقع https://www.researchgate.net/publication/333583140_fhs_alada_altfadly_lfqrat_adat_tqyym_alada_altdrysy_tbaa_lmtghyr_almstwy_aldrasy_fy_jamt_alyrmwk_bastkhdam_tryqt_mantl-_hanzl_alamt

كاظم، علي، الزبيدي، عبدالقوي، الصارمي، عبدالله، يوسف، يوسف، الجمالية، فوزية، المشهداني، سكرين، البلوشية، سناء، الخروصي، حسين، البوسعيدي، اميمة، البحرانية، وداد، والفورية، سعاد (٢٠٠٨). تقنين اختبار رافن للمصفوفات المتتابعة الملونة على الأطفال العمانيين في المرحلة العمرية بين ٥- ١١سنة. *رابطة الاخصائيين المصريين*، ١٨ (٣). ٣٩١- ٤٢٩.

مبارك، مأمون، ومبارك، وائل (٢٠١٣). الأداء التفاضلي لاختبار الرياضيات في الدراسة الدولية بيزا ٢٠٠٦. *مجلة العلوم التربوية- جامعة الملك سعود*، ٢٥ (٢)، ٢٤١- ٢٦١.

مرشود، محمد (٢٠٢٠). فحص الأداء التفاضلي لفقرات مقياس البحث العلمي في جامعة عمان الأهلية باستخدام طريقة مانتل هانزل العامة وفق متغيرات الجنس والرتبة الاكاديمية وفرع الكلية. *المجلة الدولية التربوية المتخصصة- الجمعية الأردنية لعلم النفس*. ٩ (١)، ١٨- ٣٤.

نوافله، علي (٢٠١٧). أثر الفقرات ذات الأداء التفاضلي في تقديرات معالم فقرات الاختبار والأفراد في ضوء بعض المتغيرات باستخدام بيانات مولدة وفقا لنموذج استجابة الفقرة ثلاثي المعلمة. *دراسات العلوم التربوية- الجامعة الأردنية*، ٤٤، ١٨٧- ٢٠٧.

يوسف، علا (٢٠١٤). *تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة المعيارية لجون رافن (النسخة الموازية: "SPM-parallel version") على عينات من طلبة مدارس دمشق*. رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة دمشق.

Abad, F., Colom, R., Rebollo, I., & Escorial, S. (2004). Sex differential item functioning in the Raven's Advanced Progressive Matrices: Evidence for bias. *Personality and Individual Differences,36*(6), 1459-1470. doi:10.1016/s0191-8869(03)00241-1

Abdelrasheed, N. S. G., Albaraami, Y. A. B., Dutton, E., Nijenhuis, J. te, & Qatan, M. B. M. I. (2020). Sex differences in intelligence on the SPM+ in Dhofar in the Sultanate of Oman. *Personality and Individual Differences*, *159*.doi: 10.1016/j.paid.2020.109880

Ackerman, T. (1992). A Didactic Explanation of Item Bias, Item Impact, and Item Validity From a Multidimensional Perspective. *Journal of Educational Measurement,29*(1), 67-91. doi:10.1111/j.1745-3984.1992.tb00368.x

Arendasy, M., & Sommer, M. (2012).Gender differences in figural matrices: The moderating role of item design features. *Intelligence,40*(6), 584-597. doi:10.1016/j.intell.2012.08.003

Chiesi, F., Ciancaleoni, M., Galli, S., Morsanyi, K., & Primi, C. (2012). Item Response Theory Analysis and Differential Item Functioning across Age, Gender and Country of a Short Form of the Advanced Progressive Matrices. *Learning and Individual Differences*, *22*(3), 390–396.

Dutton, E., Bakhiet, S., Madison, G., Essa, Y., & Rajeh, M. (2018). Sex differences on Raven's Standard Progressive Matrices within Saudi Arabia and across the Arab world: Females' advantage decreases from childhood to adolescence. *Personality and Individual Differences,134*, 66-70. doi:10.1016/j.paid.2018.05.048

Golia, S. (2012). Differential Item Functioning Classification for Polytomously Scored Items. *Electronic Journal of Applied Statistical Analysis*, *5*(3), 367–373. doi: 10.1285/i20705948v5n3p367

Ismat, S., & Sidiqui, J. S. (2015).A Study of Intelligence Measure Using Raven Standard Progressive Matrices Test Items by Principal Components Analysis. *FUUAST Journal of Biology*, *5*(1), 169–173.

Jin, K., Chen, H., & Wang, W. (2018).Using Odds Ratios to Detect Differential Item Functioning.*Applied Psychological Measurement,42*(8), 613-629.doi:10.1177/0146621618762738

Kamata, A., & Vaughn, B. K. (2004).An Introduction to Differential Item Functioning Analysis. *Learning Disabilities -- A Contemporary Journal*, *2*(2), 49–69.

Kluever, R. C., & Green, K. E. (1994). An Examination of Ethnic and Gender Differences in the Raven Coloured Progressive Matrices Test. *Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research*, 21pages, ERIC Number: ED372085

Kunnan, A. J. (2007). Test Fairness, Test Bias, and DIF. *Language Assessment Quarterly,4*(2), 109-112. doi:10.1080/15434300701375865.

Lynn, R. (1999). Sex Differences in Intelligence and Brain Size: A Developmental Theory. *Intelligence*, *27*(1), 1–12.

Lynn, R. (2017). Sex Differences in Intelligence: The Developmental Theory. *Mankind Quarterly, 58*(1), 9–42. doi:10.46469/mq.2017.58.1.2

Lynn, R., & Irwing, P. (2004). Sex differences on the progressive matrices: A meta-analysis. *Intelligence,32*(5), 481-498. doi:10.1016/j.intell.2004.06.008

Lynn, R., Allik, J., & Irwing, P. (2004).Sex differences on three factors identified in Raven's Standard Progressive Matrices. *Intelligence*, *32*(4), 411–424. doi:10.1016/j.intell.2004.06.007

Picone, L., Orsini, A., & Pezzuti, L. (2017). Raven's Standard Progressive Matrices: Contribution to Italian standardization for subjects between ages 6 and 18. *BPA - Applied Psychology Bulletin (Bollettino Di Psicologia Applicata)*, *65*(280), 70–81.

Plaisted, K., Bell, S., & Mackintosh, N. J. (2011). The role of mathematical skill in sex differences on Raven's Matrices. *Personality and Individual Differences*, *51*(5), 562–565. doi: 10.1016/j.paid.2011.05.005

Qiu, C., Hatton, R., & Hou, M. (2020).Variations in Raven's Progressive Matrices scores among Chinese children and adolescents. *Personality and Individual Differences*, *164*.doi: 10.1016/j.paid.2020.110064

Rustam, A., Naga, D., & Supriyati, Y. (2019). Sensitivity and Accuracy of the Mantel-Haenszel Method and Standardization Method: Detection of Item Functioning Differential. *International Journal of Education and Literacy Studies,7*(3), 28- 37. doi:10.7575/aiac.ijels.v.7n.3p.28

Savage-McGlynn, E. (2012). Sex differences in intelligence in younger and older participants of the Raven's Standard Progressive Matrices Plus. *Personality & Individual Differences*, *53*(2), 137–141. doi: 10.1016/j.paid.2011.06.013

Shanmugam, S. K. S. (2020). Gender-Related Differential Item Functioning of Mathematics Computation Items among Non-native Speakers of English. *Mathematics Enthusiast*, *17*(1), 108–140.

Shibaev, V., Grigoriev, A., Valueva, E., & Karlin, A. (2020). Differential Item Functioning on Raven's SPM+ Amongst Two Convenience Samples of Yakuts and Russians. *Psych*, *2*, 44- 51.

Stoneberg, B. D. (2004). *A Study of Gender-Based and Ethnic-Based Differential Item Functioning (DIF) in the Spring 2003 Idaho Standards Achievement Tests Applying the Simultaneous Bias Test (SIBTEST) and the Mantel-Haenszel Chi Square Test*. The University of Maryland, Department and the National Center for Education Statistics, 74 pages, ERIC Number**:** ED483777.

Van der Elst, W., Ouwehand, C., Van Rijn, P., Lee, N., Van Boxtel, M., & Jolles, J. (2013). The Shortened Raven Standard Progressive Matrices: Item Response Theory-Based Psychometric Analyses and Normative Data. *Assessment*, *20*(1), 48–59.

Zwick, R. (2012). *A review of ETS differential item functioning assessment procedures: Flagging rules, minimum sample size requirements, and criterion refinement* (Report No. RR-12-08). ETS Research Report, 30 pages. doi:10.1002/j.2333-8504.2012.tb02290.x

ملحق١: حساب إحصاءة مانتل هانزل

يعتمد حساب إحصاءة مانتل هانزل للأداء التفاضلي على تلخيص عدد الاستجابات الصحيحة والخاطئة على البند في جدول ذي بعدين، البعد الأول يمثل الدرجة وفئاتها (إجابة صحيحة = ١، إجابة خاطئة = صفر) والبعد الثاني يمثل المجموعة وفئاتها (مرجعية، مستهدفة) والشكل (١) يعرض شكل مصفوفة الاحتمالات وترميز البيانات:

		عدد الاستجابات على البند *i*		
		إجابة صحيحة (١)	إجابة خاطئة (٠)	المجموع
المجموعة	المرجعية (R)	a_k	b_k	n_{R_k}
	المستهدفة (F)	c_k	d_k	n_{F_k}
	المجموع	n_{1_k}	n_{0_k}	N_k

شكل ١: مصفوفة الاحتمالات وترميز البيانات لحساب إحصاءة مانتل هانزل

فإذا كان عدد الطبقات = K، فإن (k =1, 2, …, K) وتحسب إحصاءة مانتل هانزل (MH_{χ^2}) بالمعادلة:

$$MH_{\chi^2} = \frac{\left[\left|\sum_{k=1}^{K}(a_k - E(d_k))\right| - 0.5\right]^2}{\sum_{k=1}^{K} Var\,(a_k)}$$

تشير المعادلة السابقة إلى أنه لحساب إحصاءة مانتل هانزل يتم طرح قيمة التوقع لإجابات المجموعة المرجعية ($E(d_k)$) من مجموع الإجابات الصحيحة للمجموعة المرجعية (a_k)، وقسمة حاصل الطرح على تباين الإجابات الصحيحة لها، فإذا كان حاصل طرح البسط موجبا فهذا يشير إلى أن عدد الذين أجابوا إجابة

صحيحة من المجموعة المرجعية (a_k) أكبر مما نتوقع ($E(d_k)$) وتكون قيمة الإحصاءة موجبة أي أن ($MH_{\chi^2} > 0$)، ويكون البند ذا أداء تفاضلي لصالح المجموعة المرجعية، وإذا كان العكس ($MH_{\chi^2} < 0$)، فإن الأداء التفاضلي للبند يكون لصالح المجموعة المستهدفة؛ والقيمة (٠,٥) في بسط المعادلة السابقة هي معامل تصحيح ييتس للاتصال.

يتم الكشف عن دلالة قيمة الإحصاءة عند درجات حرية (df =1)؛ ويحسب تباين الإجابة الصحيحة للمجموعة المرجعية ($Var\ (a_k)$) والتوقع ($E(d_k)$) بالمعادلات التالية:

$$Var\ (a_k) = \frac{n_{R_k}\, n_{F_k}\, n_{1_k}\, n_{0_k}}{N_k^2 (N_k - 1)}$$

$$E(d_k) = \frac{n_{R_k}\, n_{1_k}}{N_k}$$

أما نسبة الأرجحية لكل بند ($\hat{\alpha}_{MH_i}$) فتحسب بالمعادلة:

$$\hat{\alpha}_{MH_i} = \frac{\sum_{k=1}^{K} a_k\ d_k / N_k}{\sum_{k=1}^{K} b_k\, c_k / N_k}$$

(Kamata & Vaughn, 2004؛ دي أيالا، ٢٠١٧)

ملحق٢ : الصدق الارتباطي لمقياس رافن

جدول ٥ : معامل ارتباط بيرسون للمصفوفة بمجموع القسم الذي تنتمي اليه

رقم المصفوفة	معامل الارتباط بمجموع القسم الأول	رقم المصفوفة	معامل الارتباط بمجموع القسم الثاني	رقم المصفوفة	معامل الارتباط بمجموع القسم الثالث	رقم المصفوفة	معامل الارتباط بمجموع القسم الرابع	رقم المصفوفة	معامل الارتباط بمجموع القسم الخامس
أ١	٠,٣٨**	ب١	٠,١٣**	ج١	٠,١٦**	د١	٠,٣٠**	هـ١	٠,٤٤**
أ٢	٠,٣٥**	ب٢	٠,١٧**	ج٢	٠,٢٣**	د٢	٠,٤٢**	هـ٢	٠,٦١**
أ٣	٠,٣٩**	ب٣	٠,١١**	ج٣	٠,٢٠**	د٣	٠,٤٧**	هـ٣	٠,٦٢**
أ٤	٠,٢١**	ب٤	٠,١٨**	ج٤	٠,٣٣**	د٤	٠,٤٤**	هـ٤	٠,٦٥**
أ٥	٠,٢٠**	ب٥	٠,١٢**	ج٥	٠,٢٩**	د٥	٠,٤٥**	هـ٥	٠,٦٦**
أ٦	٠,٢٤**	ب٦	٠,٢٧**	ج٦	٠,٤٧**	د٦	٠,٥٢**	هـ٦	٠,٦٣**
أ٧	٠,٢٩**	ب٧	٠,٤٩**	ج٧	٠,٣٣**	د٧	٠,٥٣**	هـ٧	٠,٥٦**
أ٨	٠,٢٥**	ب٨	٠,٤٥**	ج٨	٠,٥٢**	د٨	٠,٥٠**	هـ٨	٠,٥٨**
أ٩	٠,١٩**	ب٩	٠,٤١**	ج٩	٠,٣٩**	د٩	٠,٥٤**	هـ٩	٠,٥٣**
أ١٠	٠,٣٤**	ب١٠	٠,٣٢**	ج١٠	٠,٥٨**	د١٠	٠,٥٩**	هـ١٠	٠,٥٢**
أ١١	٠,٤٦**	ب١١	٠,٤٩**	ج١١	٠,٥٩**	د١١	٠,٣٦**	هـ١١	٠,٢٤**
أ١٢	٠,٦٦**	ب١٢	٠,٥٤**	ج١٢	٠,٥٣**	د١٢	٠,٢٨**	هـ١٢	٠,٣١**

جدول ٦ : معامل ارتباط بيرسون لمجموع القسم بالمجموع الكلي للمقياس

القسم	معامل ارتباط مجموع القسم بالمجموع العام
أ	٠,٤١❖❖
ب	٠,٤٨❖❖
ج	٠,٧٦❖❖
د	٠,٦٩❖❖
هـ	٠,٨٧❖❖

ملحق٣ : قيم إحصاءة مانتل هانزل ودلالتها لكامل مصفوفات رافن تبعا للنوع

جدول ٧ : قيم إحصاءة مانتل هانزل ودلالتها ونسبة الارجحية لمصفوفات رافن المعيارية تبعا للنوع

رقم المصفوفة	إحصاءة مانتل هانزل MH_χ	درجات الحرية	مستوى الدلالة	نسبة الأرجحية $\hat{\alpha}_{MH}$
أ١	٠,٨١	١	٠,٣٦٧	٠,٧٢
أ٢	٠,٠٤	١	٠,٨٤٩	٠,٤٣
أ٣	٠,٠١	١	٠,٩١٦	٠,٥٠
أ٤	٠,٠٥	١	٠,٨١٦	٠,٥١
أ٥	٠,٠٣	١	٠,٨٦٠	٠,٣٤
أ٦	٠,٠٥	١	٠,٨٢٣	٠,٣٧
أ٧	٠,٤٣	١	٠,٥١٤	٠,٣٢
أ٨	٠,٣٢	١	٠,٥٧٢	٠,٦٧
أ٩	٠,٠٧	١	٠,٧٨٥	٠,٤٣
أ١٠	٠,٠٠	١	٠,٩٤٥	٠,٥٢
أ١١	٢,٥٥	١	٠,١١٠	٠,٥٣
أ١٢	٠,١٠	١	٠,٧٤٧	٠,٨٣
ب١	٠,١٨	١	٠,٦٧٥	٠,٥٥
ب٢	٠,٠٩	١	٠,٧٦٥	٠,٥٨
ب٣	٠,١٠	١	٠,٧٥٣	٠,٢٥
ب٤	٠,٥٢	١	٠,٤٧١	٠,٥٩
ب٥	٠,١٤	١	٠,٧٠٦	٠,٣٣
ب٦	٤,٢١	١	٠,٠٤٠	٠,٣٣
ب٧	٠,٠٠	١	٠,٩٤٤	٠,٧٨
ب٨	٠,٥٤	١	٠,٤٦٤	٠,٦٠
ب٩	١,٠١	١	٠,٣١٦	٠,٨٤
ب١٠	٠,١٧	١	٠,٦٨٠	٠,٤٩
ب١١	٠,٧٣	١	٠,٣٩٤	٠,٨٤
ب١٢	٠,١٢	١	٠,٧٢٥	٠,٧٤
ج١	٠,٠٠	١	٠,٩٦٧	٠,٤٥

رقم المصفوفة	إحصاءة مانتل هانزل MH_χ^2	درجات الحرية	مستوى الدلالة	نسبة الأرجحية $\hat{\alpha}_{MH}$
٢ج	١,٠٦	١	٠,٣٠٢	٠,٤٠
٣ج	٠,٦٥	١	٠,٤٢٠	٠,٧٧
٤ج	١,٣٧	١	٠,٢٤٢	٠,٨٩
٥ج	٠,٠٣	١	٠,٨٦٥	٠,٥٩
٦ج	٧,٧٩	١	**٠,٠٠٥	٠,٥٥
٧ج	١,٥٢	١	٠,٢١٧	٠,٤٣
٨ج	١٧,٧٠	١	**٠,٠٠٠	٠,٤٤
٩ج	١٧,٢٠	١	**٠,٠٠٠	١,٣٦
١٠ج	٩,٤٦	١	**٠,٠٠٢	٠,٥٤
١١ج	٣,٥٦	١	٠,٠٥٩	٠,٦٢
١٢ج	٠,٠٠	١	٠,٩٧١	٠,٧٥
١د	١٢,٠١	١	**٠,٠٠١	١,٦٣
٢د	٣,٥٤	١	٠,٠٦٠	١,٠١
٣د	٠,٨٢	١	٠,٣٦٤	٠,٥٧
٤د	٠,٥٤	١	٠,٤٦٣	٠,٧٨
٥د	٠,٦٢	١	٠,٤٣٠	٠,٧٧
٦د	٠,٠٤	١	٠,٨٤٦	٠,٧٣
٧د	٠,٠٠	١	٠,٩٦٥	٠,٧٤
٨د	٠,٧٨	١	٠,٣٧٨	٠,٨٦
٩د	٠,٤٧	١	٠,٤٩٢	٠,٨٤
١٠د	٠,٠٠	١	٠,٩٨١	٠,٧٥
١١د	٠,٠٩	١	٠,٧٦٦	٠,٧٥
١٢د	٠,٠٠	١	٠,٩٦٣	٠,٧٥
١هـ	٠,٣٣	١	٠,٥٦٨	٠,٨٤
٢هـ	٢,١٠	١	٠,١٤٨	٠,٩٤
٣هـ	٠,٠٨	١	٠,٧٨١	٠,٨٠

رقم المصفوفة	إحصاءة مانتل هانزل MH_{χ^2}	درجات الحرية	مستوى الدلالة	نسبة الأرجحية $\hat{\alpha}_{MH}$
٤هـ	١,٠٥	١	٠,٣٠٥	٠,٨٩
٥هـ	٤,٤٥	١	٠,٠٣٥	١,٠٣
٦هـ	٢,٩٩	١	٠,٠٨٤	٠,٩٨
٧هـ	٠,٠٣	١	٠,٨٧١	٠,٨١
٨هـ	١,٤٧	١	٠,٢٢٦	٠,٦٤
٩هـ	٠,١٣	١	٠,٧٢٠	٠,٧٤
١٠هـ	٠,٣٨	١	٠,٥٣٧	٠,٨٢
١١هـ	٢,٦٤	١	٠,١٠٤	٠,٥٣
١٢هـ	٨,٤١	١	**٠,٠٠٤	٠,٤٧

ملاحظة : ** دال عند (α = ٠,٠١)