البنية العاملية وتكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن لدى طلاب المرحلة الإعدادية والثانوية في ضوء نموذج المعادلة البنائية

إعداد

د/ سوسن إبراهيم أبو العلا شلبي

أستاذ مساعد بقسم علم النفس التربوي

كلية الدراسات العليا للتربية – جامعة القاهرة

البنية العاملية وتكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن لدى طلاب المرحلة الإعدادية والثانوية في ضوء نموذج المعادلة البنائية

د/ سوسن إبراهيم أبو العلا شلبي[1]

المقدمـة:

تعد الاختبارات النفسية من أهم أدوات القياس في مجال علم النفس وتحديداً في مجال القياس العقلي، حيث يتزايد اهتمام الباحثين بها يوماً بعد يوم، وذلك منذ بدأت حركة القياس النفسي على يد العالم الفرنسي بينيه Binet (1905) والذي يرجع له الفضل الأول في بناء أول اختبار عقلي للتمييز بين الأطفال في مستوى القدرة العقلية. كما تعد أعمال سبيرمان Spearman (1939، 1949)، وتلميذه رفن بمثابة البداية الحقيقية والمبكرة لدراسة طبيعة العامل العام في الذكاء. General Intelligence (g)

وقد حظيت اختبارات المصفوفات المتتابعة لرفن Raven's Progressive Matrices Tests (المصفوفات المتتابعة المعياري Raven's Standard Progressive Matrices (SPM)، والمصفوفات المتتابعة المتقدم Raven's Advanced Progressive Matrices (APM)، واختبار المصفوفات المتتابعة الملون (Colored Progressive Matrices (CPM بدعم قوي وكبير منذ بدايات ظهورها نظراً لتحررها من أثر الثقافة Culture-fair فهي غير متحيزة ثقافياً ولا تستخدم عامل اللغة إلا في تعليمات الاختبار، كما أنها متحررة من عامل السرعة. وقد حظي اختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفن تحديداً بدعم جانب من الباحثين؛ فيصف (Spearman, 1946, p. 127) اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري "بأنه أفضل اختبار غير لفظي لقياس العامل العام" ويؤيد (Vernon & Parry, 1949, p. 234) وجهة نظر Spearman بأن "اختبار رفن من أنقى اختبارات العامل العام". ويؤكد (Jensen, 1980, P: 646) نفس وجهة النظر مؤكداً "أن البنية العاملية لاختبار المصفوفات تقيس بوضوح العامل العام(g) بالإضافة إلى عاملين آخرين (الإدراك، الأداء) إلا أن هذه العوامل ضعيفة ولا تتكرر من

[1] **د/ سوسن إبراهيم أبو العلا شلبي:** أستاذ مساعد بقسم علم النفس التربوي بمعهد الدراسات التربوية بجامعة القاهرة.

تحليل لآخر". (In Mackintosh & Bennett, 2005, P: 664). وعلى الرغم من هذا الاستخدام واسع الانتشار لاختبارات المصفوفات المتتابعة لرفن منذ أكثر من نصف القرن، إلا أن ثمة جدالا بين كثير من الباحثين (Van der Ven & Ellis, 2000; Lynn, Allik, and Irwing , 2004; Vigneau & Bors ,2005; Bakhiet , Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn (2015) حول البنية العاملية للاختبار وكونه أحادي البعد Unidimensional Nature.

هذا وقد تكررت المشكلات المتعلقة بعدد العوامل وتسميتها لاختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم لرفن وهو يعد إصدارا أصعب من اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، حيث إن مفرداته مشتقة من مفردات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري. فبينما يؤكد بعض الباحثين (Alderton and Larson, 1990; Arthur and Woehr, 1993) أنه يقيس بشكل نقي العامل العام؛ نجد أن البعض الآخر يشككون في الأمر. ففي دراسة Lynn (1994) التي تمت على عينة من الذكور والإناث بلغت أعمارهم خمسة عشر عاماً، توصلت إلى أن اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم لرفن يقيس القدرة على الاستدلال لدى الإناث، ويقيس القدرة المكانية لدى الذكور. كما توصل DeShon, Chan, and Weissbein (1995) إلى أن الاختبار يقيس عاملين هما القدرة التحليلية اللفظية، والقدرة على التصور في الفراغ. بينما تشير دراسة Colom and Garcia-Lopez (2002) إلى أن اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدمة لرفن يقيس عامليْن هما القدرة على الاستدلال، والقدرة المكانية. كما اختبرت دراسة Vigneau & Bors (2005) أحادية البعد لمقياس المصفوفات المتتابعة المتقدم لرفن بصورته المطولة للاختبار (36 مفردة) والمختصرة (12 مفردة) وذلك على عينة من طلاب الجامعة وذلك باستخدام التحليل العاملي ونموذج راش. وقد استخدمت الدراسة التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية، ولقد أسفرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للنسخة المختصرة عن عاملين، بينما أسفرت النتائج عن ثلاثة عوامل للنسخة المطولة. وعلى الرغم من غموض نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، إلا أن نتائج التحليل باستخدام نموذج راش قد أيدت وبقوة أن الصورتين المطولة والمختصرة من اختبار رفن للمصفوفات المتقدمة متعددة الأبعاد.

وقد وظف جانب من الدراسات (Lynn, Allik, & Irwing, 2004; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015) بالإضافة للتحليل

العاملي الاستكشافي كل من التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى والثانية، والتحليل الهرمي للتحقق من البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن. وقد اعتمدت هذه الدراسات في تحليل معاملات الارتباط الرباعية على طريقة المربعات الصغرى الموزونة للتقدير Weighted Least Square Parameter estimation (WLSMV) نظراً لأن مفردات الاختبار لا تتسم بالاعتدالية، فعندما تتوزع المفردات بشكل غير اعتدالي فإن استخدام طريقة دالة الترجيح القصوى Maximum Likelihood (ML) تؤدي إلى تقديرات متحيزة لمعالم النموذج، وعلى الرغم من إمكانية تحسين مطابقة النموذج باستخدام طريقة Robust Maximum Likelihood (MLM)، إلا أنه وفي حالة أن تكون البيانات شديدة الالتواء كما هو الحال في بيانات اختبار رفن يصعب معها مطابقة النموذج باستخدام هذه الطريقة في التقدير (Brown, 2006). وحري بالذكر أنه نظرا للطبيعة التصنيفية لبيانات احتبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن؛ حيث تتمثل الاستجابة على كل مفردة في استجابة ثنائية Dichotomous (0.1)؛ فإنه يتحتم على الباحثين استخدام التحليل العاملي للبيانات الثنائية وهو تحليل يعتمد على حساب معاملات الارتباط الرباعية Tetrachoric correlations بين المتغيرات الكامنة التي تندرج ضمنها أو تشبعت عليها المتغيرات (المفردات) المشاهدة الثنائية وذلك بدلا من الاعتماد على تباين/ تغاير المتغيرات المشاهدة كما هو الحال في المتغيرات المتصلة.

وعلى الرغم من تأكيد جانب كبير من الباحثين على عدم وجود فروق بين الجنسين في الذكاء؛ حيث يشير سيلجمان (Seligman, 1998, p: 72) إلى "أن متوسط القدرة العقلية للذكور والإناث واحدة". كما يرى (Lubinski, 2000, p:416 "أن غالبية الباحثين يتفقون على أن لدى كلا الجنسين متوسطات متساوية في الذكاء العام"، ويوضح (Bartholomew, 2004, p. 91) "أن الذكور يتفوقون على الإناث في حجم العقل، إلا أن ذلك لا يصاحبه تفوق في الأداء المعرفي لهم مقارنة بالإناث." ويؤكد (Halpern, 2012, p:233) على أن "درجات كلا الجنسين متطابقة تماماً في اختبارات الذكاء." إلا أن (Anderson, 2004, p:829) يشير إلى رأي مخالف؛ موضحاً أن "من النتائج المهمة المتعلقة باختبارات الذكاء عدم وجود فروق دالة إحصائيا بين الجنسين في متوسطات القدرة العقلية؛ وهذه النتيجة صحيحة حال استخدام اختبارات الذكاء التي تقيس القدرة العامة كما تقاس بنسبة الذكاء IQ باستخدام اختبار القدرات العقلية العامة مثل اختبارات وكسلر المختلفة، أو اختبار رفن للمصفوفات المتتابعة." ويدعم كل من (Dolan, Colom,

Abad, Wicherts, Hessen &Van de Sluis 2006, p:194) نفس الفكرة مؤكداً على " أن الفروق بين الجنسين في اختبار رفن للمصفوفات لا وجود لها." الأمر الذي يثمنه(Hines, 2004, p:103) مشيراً إلى "أنه لا توجد فروق بين الجنسين في القدرة العامة."

وعلى الرغم من وجود أدلة بحثية راسخة تؤيد عدم وجود فروق بين الجنسين في العامل العام للذكاء، إلا أن نظرية (Lynn, 1999)؛ "النظرية النمائية للفروق بين الجنسين" "Developmental Theory of Sex Differences'' تساند فكرة أن هناك فروقا بين الجنسين في الذكاء العام. فعلى سبيل المثال أشارت نتائج دراسة (Lynn, Allik & Irwing, 2004) إلى أن أداء الفتيات على الدرجات الفرعية والعامل العام على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن كانت أفضل من أداء الذكور بالنسبة لأفراد العينة في عمر (12) سنة، بينما لم تكن الفروق دالة بالنسبة للأفراد في عمر 14 سنة. وكان أداء الذكور أفضل من أداء الإناث في عمر 17 سنة وذلك في الدرجات الفرعية والعامل العام ما عدا القدرة على التصور المكاني. كما دعمت دراسة (Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015) نتائج دراسة Lynn, Allik & Irwing, 2004 حيث توصلت إلى أن وجود فروق دالة إحصائيا في كل من الدرجات الفرعية للعوامل الثلاثة والدرجة الكلية. استمرارية الجشطلت، القدرة البصرية المكانية، الاستدلال التحليلي اللفظي) التي أسفر عنها التحليل العاملي لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن ولصالح الذكور للأعمار من (14– 18).

ويرى Veenhoven (1996) أن الاختلافات أو الفروق بين المجموعات قد تكون نتاج أن مفردات الاختبار لا تحمل نفس الدلالات والمعاني عبر المجموعات محل المقارنة. فقد يختلف تفسير أفراد عينة الدراسة لبعض الكلمات في مفردات الاختبار وذلك بسبب اختلاف اللغات المستخدمة في الاختبار أو بسبب بعض الاختلافات الثقافية بين الشعوب. ومن ثم فإن دقة التفسير للفروق بين المجموعات في العامل الكامن لا تكون دقيقة ولا يمكن الاعتماد عليها. بمعنى آخر أن المقياس لا يقيس على نحو متشابه نفس البنى الكامنة عبر المجموعات، وفي هذه الحالة يعد الاختبار متحيزاً. ومن ثم فالفروق بين المجموعات لا تعكس فروقا حقيقية في المتغير الكامن. وحتى يمكن مقارنة المجموعات فلابد من التحقق من تكافؤ القياس.

ويعرف Byrne & Watkin (2003) تكافؤ القياس بأنه ثبات العمليات أو الوظائف التي من المفترض أن تقيسها أداة القياس عبر المجموعات المختلفة، بمعنى أن إدراك وتفسير محتوى بنود أداة القياس تكون متكافئة إذا ما تم فحصها لدى مجموعات مختلفة. يعد تكافؤ القياس أحد المسلمات الأساسية التي يجب إثباتها قبل الشروع في مقارنة المجموعات ببعضها البعض، وإلا فإن تلك المقارنات لن تكون ذات معنى وصحيحة، كما أن التفسيرات المترتبة عليها لن يجانبها الصواب. فتكافؤ القياس يضمن تفسير الفروق بين المجموعات محل المقارنة في ضوء الاختلافات في البنى التحتية أو المتغير الكامن.

ويرى Colom and Garc_ıa, Juan-Espinosa, and Abad (2002) أن الفروق بين الجنسين في العامل العام في اختبار رفن للمصفوفات ترجع إلى أن بناء الاختبار يعتمد بشكل كبير على القدرة المكانية البصرية، لذا فتفوق الذكور على الإناث في هذا الاختبار ليس حقيقياً. وقد دعمت نفس النتيجة دراسة Colom and Garc_ıa-L_opez (2002) التي تناولت الفروق بين الجنسين في العامل العام، حيث استخدمت اختبار المصفوفات المتقدم لرفن، وبطارية القدرات العقلية الأولية لسبيرمان. وقد أظهرت النتائج تفوق الذكور على الإناث في اختبار رفن (لاعتماده على القدرة المكانية البصرية التي يتميز بها الذكور)، بينما تفوقت الإناث على الذكور في بطارية سبيرمان (لاعتماده على الصيغة اللغوية التي تتميز بها الإناث).

لذا تسعى الدراسة الحالية بداية إلى استكشاف طبيعة البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن باستخدام كل من التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية، والتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى والدرجة الثانية للبيانات التصنيفية، وكذلك التحليل الهرمي وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة للتقدير Weighted Least Square Parameter Estimation (WLSMV). التي تتلاءم وطريقة تصحيح مفرداته الثنائية (0،1). ثم التحقق من تكافؤ القياس للاختبار بين الذكور والإناث باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multi-Groups Confirmatory Factor Analysis وذلك للاطمئنان إلى أن الفروق بين المجموعات محل المقارنة فروق حقيقية ويمكن تفسيرها في ضوء الاختلافات في المتغير الكامن. وأخيراً مقارنة متوسطات المجموعات في العوامل من الدرجة الأولى والعامل العام (الذكاء العام) بحسب الجنسين في كل مستوى من المستويات العمرية.

مشكلة الدراسة:

تتمثل مشكلة الدراسة في الأسئلة التالية:

1. ما طبيعة البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن؟
2. هل اختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفن ذو بنية عامليه هرمية تتكون من عوامل من الدرجة الأولى تتشبع على عامل عام من الدرجة الثانية؟
3. هل يتحقق تكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن بأنواعه المختلفة (الشكلي، القوي) لدى الذكور، الإناث؟
4. هل توجد فروق دالة إحصائياً بين الجنسين (ذكور، إناث) في المستويات العمرية (13، 14، 15، 16، 17، 18،19) في متوسطات درجات الذكاء العام وعوامله الفرعية على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن؟

أهداف الدراسة:

تسعى الدراسة الحالية إلى:

1-وصف طبيعة البنية العاملية لاختبار المصفوفات المعياري لرفن، وهل يقيس القدرة على العامل العام (g)، أم أنه يقيس بالإضافة إلى ذلك عوامل أخرى.

2- فهم طبيعة البنية العاملية الهرمية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن اعتمادًا على نتائج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية وباستخدام تحويل Leiman– Schmid Transformation.

3- التحقق من تكافؤ القياس (الشكلي، والقوي) لاختبار المصفوفات المعياري لرفن باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multi-Groups Confirmatory Factor Analysis بين الذكور والإناث.

4-وصف وفهم طبيعة الفروق بين الجنسين في متوسطات درجاتهم على العوامل الفرعية والدرجة الكلية (العامل العام) لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن وذلك في ضوء متغير النوع الاجتماعي وبحسب كل مستوى من المستويات العمرية.

أهمية الدراسة:

1-إن طبيعة البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن تعد مثار جدال بين بعض من علماء النفس المعاصرين، فعلى الرغم من تيقن الباحثين في مطلع القرن العشرين بأحادية البعد للاختبار، إلا أن نتائج الدراسات الحديثة المدعومة بتوظيف أساليب إحصائية أكثر ملاءمة لطبيعة الاستجابة على مفردات الاختبار، لم تبرهن على أن الاختبار أحادي البعد. لذا فقد تلقي

نتائج الدراسة الحالية ببعض الضوء لترجيح كفة أي من الفريقين في البيئة العربية.

2- إن التحقق من تكافؤ البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن بين الجنسين يساعد على التأكد من عمومية البنية العاملية للاختبار بين الجنسين ومن ثم يجعل الباحثين أكثر اطمئنانا لكون الفروق بين الجنسين في درجات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن تعكس فروقاً كمية حقيقية في الذكاء، الأمر الذي يضمن للباحثين أكبر قدر من العدالة عند المقارنة بين المجموعات المختلفة، الأمر الذي قد يلقي بالضوء حول الصدق التجريبي للنظرية "النمائية للفروق بين الجنسين" المتعلقة بالفروق الفردية في الذكاء بين الجنسين.

3- ندرة الدراسات على المستوى العربي والأجنبي- في حدود علم الباحثة – التي تناولت دراسة التكافؤ العاملي لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن بين الجنسين.

مصطلحات الدراسة:

النموذج العاملي من الدرجة الثانية Second- Order Factor Model، **والنموذج العاملي الهرمي** Hierarchical Factorial Model

النموذج العاملي من الدرجة الثانية: هو نموذج يشتمل على عامل عام يندرج تحته عدد من العوامل الأساسية التي تنتمي إلى مستوى أقل منه، وهو يستطيع أن يفسر التباين في درجات هذه العوامل الأساسية، التي بدورها تستطيع تفسير التباين في عدد من المتغيرات. (VandenBos, 2015, P: 165)

النموذج العاملي الهرمي: هو أسلوب إحصائي يأخذ بعين الاعتبار العلاقات بين عدد من المتغيرات الأساسية في المستوى الأقل التي يمكن أن تُفسر بعامل عام أو بعامل من الدرجة الأعلى.(VandenBos, 2015, P: 165) ويعد Humphreys(1962) من أوائل الباحثين الذين أشاروا إلى النماذج العاملية الهرمية، ويوضح McDonalds(1999) أن النماذج العاملية الهرمية تتم بناء على الحل الذي يقترحه النموذج العاملي من الدرجة الأعلى Higher – Order Model، حيث يتم إجراء تحويلات على الحل المقترح من النموذج من الدرجة الأعلى باستخدام تحويل Leiman– Schmid Transformation الذي يعتمد في حساباته بشكل أساسي على الحل الذي يقدمه النموذج العاملي من الدرجة الأعلى، لذا فكل من النموذج من الدرجة الأعلى (الثانية في حالة الدراسة الحالية) والنموذج الهرمي

(ممثلاً في تحويل Leiman– Schmid Transformation) هو ببساطة تمثيلات بديلة لنفس النموذج. (In Gignac, 2007a)

وقد استخدمت الدراسة الحالية تحويل Leiman– Schmid Transformation لتقديرات النموذج العاملي من الدرجة الثانية للتوصل إلى النموذج العاملي الهرمي لاختبار رفن للمصفوفات المتتابعة المعياري.

تكافؤ القياس: Measurment Invariance تعرفه Byrne and Watkin, 2003 بأنه ثبات العمليات أو الوظائف التي من المفترض أن تقيسها أداة القياس عبر المجموعات المختلفة، بمعنى أن إدراك وتفسير محتوى بنود أداة القياس تكون متكافئة إذا ما تم فحصها لدى مجموعات مختلفة من المفحوصين على المقياس. بمعنى أن الأفراد من المجموعات المختلفة والذين لديهم نفس السمة أو القدرة الكامنة ينبغي أن يحصلوا على نفس الدرجات المشاهدة المتوقعة على الأداة موضع القياس سواء على مستوى المفردة أو العوامل الفرعية.

التكافؤ العاملي: هو تحقق كل من تكافؤ القياس Measurement Invariance، والتكافؤ البنائي Structure Invariance للاختبار وذلك عند المقارنة بين المجموعات. وبداية يتم التحقق من تكافؤ القياس للاختبار، حيث يتيح هذا الإجراء التحقق من أن مفردات الاختبار المستخدمة في الدراسة تقيس نفس البنى النظرية (العوامل الكامنة) في كل المجموعات محل المقارنة، ثم يتم التحقق من التكافؤ البنائي وفي حال عدم تحقق تكافؤ القياس للاختبار فلن تكون نتائج المقارنات ذات معنى، ومن ثم فلا يمكن التأكد من التكافؤ البنائي للاختبار، فتكافؤ القياس متطلب أساسي لتنفيذ التكافؤ البنائي.
(Wang & Wang, 2012, P: 208).

التكافؤ الشكلي Configural Or Pattern Invariance: يقصد به أن تكون النماذج محل المقارنة عبر المجموعات لها نفس المعالم الحرة (المقدرة) Free Parameters، والمعالم الثابتة (غير المقدرة) Fixed Parameters دون وضع أي قيود بالتساوي Equal Constrains على أي من معالم النموذج. (Wang & Wang, 2012, P: 208).

التكافؤ الضعيف Weak Or Metric Invariance: يقصد به تكافؤ الأوزان الانحدارية عبر المجموعات محل المقارنة، والأوزان الانحدارية توضح قوة العلاقات الخطية بين المفردات والعوامل التي تنتمي إليها. فتحقق التكافؤ

الضعيف بين المجموعات يعني أن المفردات والعوامل الكامنة تقاس بنفس الطريقة في المجموعات محل المقارنة. .(Wang & Wang, 2012, P: 208)

التكافؤ القوي Strong Or Scalar Invariance: وهو يتمثل في وضع قيود بالتساوي على كل من الأوزان الانحدارية والبواقي Intercept/threshold عبر المجموعات محل المقارنة. .(Wang & Wang, 2012, P: 208)

تكافؤ القياس المتشدد Scalar Invariance: وفيه يتم وضع قيود بالتساوي على تباينات الخطأ، بالإضافة إلى تساوي التشبعات والبواقي وذلك بين المجموعات محل المقارنة. (Wang & Wang, 2012, P: 208)

الإطار النظري والدراسات السابقة:

اختبارات المصفوفات لرفن: قدم رفن ثلاثة اختبارات لقياس الذكاء أو العامل العام: اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري (SPM)، واختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم (APM)، واختبار المصفوفات المتتابعة الملون (CPM). وتتناول الدراسة الحالية اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن وذلك نظراً لعدة أسباب: تناوله لشريحة عمرية كبيرة (ست سنوات وما بعدها) مقارنة بالاختبارين الآخرين، فاختبار المصفوفات المتتابعة الملون يتناسب والمرحلة العمرية من (خمس سنوات إلى أحد عشر عاماً)، بينما يتلاءم اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم لمن تزيد أعمارهم عن أحد عشر عاماً من متوسطي ومرتفعي الذكاء. وفي نفس الوقت يتمتع اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن بقدرته على تشخيص حالات الضعف العقلي، وحالات التفوق العقلي أيضاً.

الأساس النظري لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن: تعد نظرية العاملين Spearman هي الأساس النظري الذي ارتكز عليه بناء اختبار المصفوفات لرفن؛ وحري بالذكر أن Spearman أول من صمم نظرية لقياس الذكاء وقد نشرها في مجلة علم النفس الأمريكية في عام (1904)، حيث توصل إلى مصفوفة من الارتباطات بين درجات الاختبار والدرجات الأكاديمية، ولاحظ أنه يمكن ترتيبها بطريقة هرمية وتحليلها بحيث توضح أن كل المتغيرات تقيس عاملا واحداً فقط بصورة مشتركة ولكن بدرجات مختلفة، وبذلك فإن كل اختبار من مجموعة ما يتم اعتباره على أنه يقيس عاملاً واحداً عاماً تشترك فيه جميع الاختبارات الأخرى بالإضافة إلى عامل خاص ينفرد به ذلك الاختبار. ويشير Spearman أن العامل العام عبارة عن طاقة عقلية عامة متضمن في كافة الأنشطة العقلية للفرد، وتظهر على نحو خاص في القدرة على إدراك العلاقات، أما العامل الخاص يظهر في

مهارات ومهام خاصة، ومحدود بقدرات معينة، كالقدرة على الاستدلال أو القدرة على الابتكار أو القدرة اللفظية أو القدرة العددية. (سامي ملحم، 2002).

وقد صمم رفن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري عام 1939 ليقيس وبشكل نقي العامل العام، وفي هذا السياق أشار (Raven, Raven, and Court, 2000, p. 34) إلى "أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن يعد من أفضل المقاييس التي تقيس بشكل نقي ودقيق العامل العام أو القدرة العقلية العامة".

وعلى الرغم من ذلك يشير Cattell (1980) إلى أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن لا يقيس بشكل نقي الذكاء السائل؛ نظراً لكون بنوده لا تشتمل على مجموعات متنوعة (على الأقل من أربعة إلى خمسة أنواع) من الاختبارات الفرعية مثل المتسلسلات، المقارنات، المصفوفات، التصنيفات، وذلك لإلغاء أثر وجود نوع واحد من الاختبارات الفرعية في الاختبار (Cattell, 1980, p: 337). ويؤيد Jensen (1980a) وجهة نظر Cattell حيث يرى أن اختبار المصفوفات لرفن برغم تشبعه بالعامل العام بدرجة كبيرة، فإن هناك تباينا في درجاته يرجع إلى استخدام صيغة واحدة من المشكلات (المصفوفات) لم تتغير خلال مفرداته الستين، وهذا على العكس من اختبار Cattell الذي استخدم ووظف أنواعا مختلفة من المفردات التي تقيس الاستدلال غير اللفظي الأمر الذي ترتب عليه أن لا يسهم نوع المفردات المستخدمة في بناء اختبار كاتل في تفسير جانب من التباين في الدرجة الكلية للاختبار. ففي هذه الحالة يمكن إرجاع التباين في الدرجة الكلية للاختبار للعامل العام فقط دون أن يكون لنوع المفردة المستخدم إسهام في تفسير التباين في الدرجة الكلية للاختبار.

أولاً–البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن: على الرغم من أن ثمة اعترافاً عالمياً بين جانب من الباحثين بأن اختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفنيقيس بشكل نقي القدرة على الاستدلال والعامل العام (Çikrikçi-Demirtaşli, (2002، فريح محمد العطوي (2006) رحاب سعيد الحكماني (2008)، صلاح الدين فرح عطا الله (2010) صالح الغماري (2011)، عمر هارون الخليفة، ومنتصر كمال الدين، وحاج شريف حسين (2011)، صلاح الدين فرح عطا الله (2012)، (Al-Shahomee, (2012، عطاف محمود أبو غالي، نظمي عودة أبو مصطفى (2014)، إلا أن هناك فئة أخرى من الباحثين (Lynn,1994; DeShon, Chan, & Weissbein,1995; Van der Ven & Ellis, 2000; Colom and

Garcia-Lopez, 2002 ;Lynn, Allik & Irwing, 2004; Wicherts, Dolan, Carlson & van der Maas, 2010; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015) يؤكدون على أنه لا يقيس عاملا عاما، وإنما يقيس بالإضافة لذلك عدة عوامل أخرى. إلا أن المتأمل لدراسات الفريقين سيلحظ اختلافا واضحا في المنهجية والإجراءات والأساليب الإحصائية التي ركن إليها الباحثون في سبيل التحقق من البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، وإزاء هذا التنوع تباينت النتائج وبدت متعارضة. في ضوء هذه الملاحظة يمكن تصنيف الدراسات التي تناولت البنية العاملية لاختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفنإلى فئتين رئيستين:

أ–دراسات تدعم البنية العاملية أحادية العامل التي تصنف بدورها إلى فئتين في ضوء الإجراءات التي اعتمدت عليها في التحقق من ذلك:

1–دراسات سعت للتحقق من البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية لمفردات الاختبار الستين وذلك في إطار النظرية الكلاسيكية في القياس، ونظرية الاستجابة للمفردة – نظرا لكون أحادية البعد هي إحدى مسلمات نظرية الاستجابة للمفردة الواجب التحقق منها– وقد بنت تلك الدراسات نتائجها في ضوء نتائج اختبار التراكم ونسبة التباين المفسر؛ حيث تعتبر هذه الدراسات أن العامل الأول في نتائج التحليل العاملي الاستكشافي في حال قدرته على تفسير نسبة (20%) فأكثر من التباين في الدرجة الكلية للاختبار فهذا يعد دليلاً على أنه عاملاً عاماً. وحري بالذكر أن الباحثة لم تجد – في حدود علمها– ما يدعم هذا الأساس الذي استندت إليه هذه الفئة من الدراسات في تفسيرها للعامل العام سواء في الدراسات أو البحوث العلمية التي اطلعت عليها وتناولت التحليل العاملي.

وفي هذا السياق قارنت دراسة(2002) ,Çikrikçi-Demirtaşli بين النظرية الكلاسيكية في القياس، ونظرية الاستجابة للمفردة (النموذج الأحادي، الثنائي، الثلاثي المعالم) فيما يتعلق بإحصاءات (الصعوبة، التمييز) لمفردات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن على عينة من طلاب المرحلة الثانوية بتركيا. وفي سبيل التحقق من مسلّمة أحادية البعد في مفردات الاختبار لتمكين التحقق من مطابقة نماذج الاستجابة للمفردة، تم تنفيذ التحليل العاملي الاستكشافي على

المفردات الستين المكونة للاختبار. وقد أسفر التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية عن أربعة عشر عاملا بجذر كامن لا تقل قيمته عن الواحد الصحيح، وقد تشبعت خمسون مفردة على العامل الأول، بينما تشبعت بقية المفردات على ستة عوامل أخرى. وبمراجعة اختبار التراكم توصلت الدراسة إلى أن هناك ثلاثة عوامل تشبعت عليها مفردات الاختبار. وقد اعتبرت الدراسة أن العامل الأول يعد عاملا عاما نظرا لأنه فسر أكثر من (20%) من التباين في الدرجات (تحديداً 20.165%) كما أن سرعة الهبوط من العامل الأول إلى الثاني في اختبار التراكم كبيرة جدا. أيضاً هدفت دراسة رحاب سعيد الحكماني (2008) إلى مقارنة النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة في تقدير مستوبات القدرة للأفراد في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، وذلك على عينة من طلاب التعليم العام بعُمان. وفي سبيل ذلك قامت الدراسة بالتحقق من وجود عامل عام واحد يقيسه الاختبار (g). وقد أسفرت نتائج التحليل العاملي عن وجود عاملين: عامل عام، وعامل خاص. كما تحققت دراسة صلاح الدين فرح عطا الله (2012) من مطابقة مفردات اختبار المصفوفات المتتابعة العادي لنموذج راش أحادي المعلم، وتصميم معايير جديدة للاختبار تفسر من خلالها مستوبات القدرة للأفراد؛ حيث تم تطبيق الاختبار على عينتين الأولى بلغت (1200) مفحوص من الجنسين وذلك بهدف تدريج الاختبار، وقد تراوحت أعمارهم ما بين (25–6) سنة، والثانية بلغت (4000) مفحوص من الجنسين بهدف تقنين الاختبار. وقد تم حذف (8) مفردات بعد تدريج الاختبار باستخدام نموذج راش. وقد أسفرت النتائج على تشبع البنود على ستة عوامل، إلا أن العامل الأول فسر (91.25) من التباين في درجات أفراد العينة، ولذلك اعتبرت الدراسة أن الاختبار يقيس عاملا عاما؛ لأن نسبة التباين المفسر تزيد عن (20%). وفي البيئة الليبية قام الشحومي Al-Shahomee, (2012) بتقنين اختبار المصفوفات المتتابعة لرفن على عينة بلغت (600) من الراشدين. وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي عن وجود أربعة عوامل، يمثل العامل الأول العامل العام، حيث بلغت نسبة التباين المفسر (58.7%).

2–**دراسات سعت إلى التحقق من الخصائص السيكومترية للاختبار (الصدق، الثبات، المعايير، التقنين على بيئات محددة)** باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية باستخدام درجات أفراد العينات في المجموعات الخمسة المكونة لاختبار المصفوفات (أ، ب، ج، د، هـ) باعتبارها درجات لأبعاد فرعية للاختبار، الأمر الذي لم يدعمه الأساس

النظري للاختبار أو أي أساس في الأدبيات التي تناولت الاختبار التي تم الاطلاع عليها. ويلاحظ أن الدراسات التي تبنت هذا المنحى اقتصرت فقط على دراسات تمت في البيئة العربية – في حدود علم الباحثة.

في هذا الإطار هدفت دراسة فريح محمد العطوي (2006) إلى تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن على عينة تكونت من (1339) طالباً وطالبة من الفئة العمرية (18–16) سنة بالبيئة السعودية، وتوصلت في جانب من نتائجها عن وجود عامل عام واحد (g) حيث استخدمت الدراسة التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية مع إجراء التدوير المتعامد للمحاور، فتشبعت الدرجات الفرعية (المجموعات الخمس المكونة للمقياس) على العامل العام ليفسر نسبة (58%) من التباين في درجات أفراد العينة. وعلى نحو مشابه سعت دراسة صلاح الدين فرح عطا الله (2010) إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن على عينة تكونت من (393) طالباً وطالبة من طلاب الجامعة بالسودان. استخدمت الدراسة التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية على مجموعات الاختبار الخمس، وقد تشبعت مجموعات الاختبار الخمس على عامل واحد، واستطاع أن يفسر (63,77%) من التباين في درجات عينة الدراسة من الطلاب. كما تناولت دراسة صالح الغماري (2011) صلاحية اختبار المصفوفات المتتابعة العادي للاستخدام مع الفئة العمرية (50–38) في ليبيا. وبلغت عينة الدراسة (520) مفحوصاً. وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي أن مجموعات الاختبار الخمس تكون عاملا واحداً فقط وهو القدرة العقلية العامة. كما قننت دراسة عمر هارون الخليفة، ومنتصر كمال الدين، وحاج شريف حسين (2011) اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن على عينة تكونت من (5659) من الجنسين من الفئة العمرية (25–9) سنة بالبيئة السودانية. وباستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية على مجموعات الاختبار الخمس، فأظهرت النتائج عن تشبع المكونات الخمسة على عامل واحد يفسر نسبة (69,95%) من التباين في درجات أفراد العينة في الاختبار. وأخيراً تناولت دراسة عطاف محمود أبو غالي، نظمي عودة أبو مصطفى (2014) الخصائص السيكومترية ممثلة في الصدق والثبات لاختبار المصفوفات المتتابعة العادي لرفن على الطلبة الفلسطينيين في مراحل التعليم العام في الفئة العمرية من (18–8) سنة من الجنسين. وباستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية على مجموعات الاختبار الخمس، أظهرت

نتائج الدراسة تشبع المكونات الخمسة على عامل واحد يفسر نسبة (66,5%) من التباين في درجات أفراد العينة في الاختبار.

ب–دراسات تدعم البنية العاملية متعددة العوامل: على الرغم من أن أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية Prencepel Componant Analysis (PCA) من أكثر الأساليب الإحصائية تداولاً واستخداماً بين الباحثين للوقوف على البنية العاملية للاختبارات، إلا أنه لابد من مراعاة أن طريقة التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية تصبح محل شك في حال أن تكون مفردات الاختبار ثنائية (0.1) (كما هو الحال في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن) فاستخدام المفردات الثنائية يؤدي بشكل عام إلى تخفيض قيم معاملات ارتباط بيرسون التي قد تؤدي بدورها إلى تشكيل عوامل زائفة Spurious Factors؛ حيث يتألف كل منها من مجموعة من المفردات المتشابهة معاً في درجة الصعوبة. (Gorsuch, 1983)

ويؤكد Vigneau & Bors (2005) أنه من الصعوبات التي تواجه الباحثين لحل مشكلة أحادية البعد لمصفوفات رفن أن البنود تصحح بشكل ثنائي Dichotomously Scored (0.1)، كما أنها تتوزع على مدى كبير من مستويات الصعوبة. من جانب آخر تعد اعتدالية التوزيعات للمتغيرات (الاستجابة على كل مفردة) بمثابة أحد المسلمات الأساسية لإجراء التحليل العاملي الاستكشافي، إلا أنه مع وجود مفردات سهلة جداً مقارنة بأخرى أكثر صعوبة تؤدي إلى وجود مفردات ملتوية بشدة، وبعض الالتواء يكون موجبا، والبعض الآخر يكون سالبا، الأمر الذي يؤدي إلى إضعاف معاملات الارتباط عبر مصفوفة الارتباط بين المفردات. إن هذه الخاصية في مفردات اختبارات المصفوفات لرفن هي المسئولة عن جانب ليس بالقليل من الغموض في نتائج التحليل العاملي لبعض الدراسات؛ التي تتمثل في اقتراح تلك الدراسات إلى عوامل وأبعاد إضافية بجانب العامل العام. فتلك الأبعاد الإضافية غالباً ما تكون لها علاقة بصعوبة المفردات، حيث إنها نتاج خصائص توزيعات المفردات. وكمحاولة للتغلب على مشكلة التواء توزيعات مفردات رفن قام الباحثون بعمل تعديلات على حساب معاملات الارتباط بين المفردات التي تستخدم كأساس للتحليل العاملي مثل استخدام معامل ارتباط فاي Phi Coefficients، ومعامل ارتباط فاي المعدل Corrected Phi Coefficients، ومعامل الارتباط الرباعي Tetrachoric Correlation.

وفي سياق التصدي لمشكلة الالتواء لتوزيعات مفردات اختبارات رفن سعت دراسة غادة خالد عيد (2005) إلى تقييم بنية اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم، والصورة المختصرة منه باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية استناداً إلى نموذج راش. وقد تكونت عينة الدراسة من عينتين فرعيتين: الأولى تكونت من 500 طالب من طلاب الجامعة حيث تراوحت أعمارهم ما بين (20–17) سنة؛ طبقت عليهم الصورة الكاملة من اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم (36 مفردة)، بالإضافة إلى عينة أخرى تكونت من (640) طالبا من طلاب الجامعة تراوحت أعمارهم ما بين (21–17) سنة؛ حيث طبقت عليهم الصورة المختصرة من اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم (12 مفردة). وقد أظهرت نتائج الإحصاء الوصفي لبيانات مفردات الصورة الكاملة للاختبار على أن قيم معاملات الالتواء للمفردات كبيرة، الأمر الذي أثر في قيمة معاملات الارتباط بين المفردات، لذا استخدمت الدراسة معاملات الارتباط الرباعية بين المفردات كمدخل للتحليل العاملي. وقد أسفرت نتائج التحليل العاملي عن أحد عشر عاملا بجذور كامنة أعلى من واحد و3 عوامل بجذر كامن أعلى من اثنين. وقد فسر العامل الأول (21%) من التباين في درجات أفراد العينة. وقد تم اختيار مفردات الصورة المختصرة بناء على معيار التواء وتشبع المفردة بالعامل في الصورة الكاملة للاختبار. وقد أسفرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي بالاعتماد على مصفوفة معاملات الارتباط عن ثلاثة عوامل حيث فسرت مجتمعة (49,49%) من التباين في الدرجات. وفي ضوء هذه النتائج فلم تتوصل الدراسة إلى نتائج تدعم البنية العاملية الأحادية للاختبار. وتعد دراسة Van der Ven and Ellis (2000) محاولة رائدة لاستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، وتحديداً توظيف نموذج راش في التحقق من البنية العاملية لاختبار رفن للمصفوفات المتتابعة المعياري. وقد تحقق الباحثان من أحادية البعد لكل مجموعة فرعية من المجموعات الخمس للاختبار؛ حيث أسفرت النتائج عن تحقق أحادية البعد في المجموعات الفرعية: أ، ج، د، بينما انقسمت كل من المجموعتين الفرعيتين الباقيتين إلى مجموعتين فرعيتين: ب 1، ب 2، هـ1، هـ2. وقد توصلت الدراسة إلى أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن يتكون من عاملين: استمرارية الجشطلتGestalt Continuation حيث تتطلب الإجابة عن مفردات هذا العامل تطبيق قانون أو مبدأ الاستمرار للجشطلت وهو يظهر في المفردات الأولى، الاستدلال القياسي Analogical Reasoning وهو ممثل في المفردات الأخيرة من الاختبار، ويتطلب حل هذه المفردات أن يستنتج المفحوص باستخدام

وسائل الاستدلال القياسي أثناء انتقاله من العنصر الأول في الصف إلى العنصر التالي في الصف القاعدة التي يتم بها التغير التي لابد أن تتكرر في الصفوف التالية، كما توصلت الدراسة كذلك إلى ثلاثة عوامل أخرى، نقص المثابرة مع الانتباه الحسي وهو يتكون من خمس مفردات من المجموعة (ج) من الاختبار، وعامل المواجهة ويتكون من خمس مفردات من المجموعة (هـ)، وعامل أخير يتكون أيضاً من خمس مفردات من ذات المجموعة وهو عامل غير معرف Unknown Factor. ويشير الباحثان إلى أن الالتواء الشديد لجانب من مفردات الاختبار هو المسؤول عن تولد بعض العوامل في المكونات الفرعية للاختبار. وبالرغم من تفرد هذه الدراسة واعتبارها من الدراسات الرائدة في مجال البنية العاملية لاختبار رفن، إلا أن استناد الدراسة إلى نموذج راش في تحليلها للمفردات – الذي يفترض أحادية البعد للاختبار ككل كأحد مسلماته – قد يدفعنا للتعامل مع نتائج الدراسة بعين الحذر؛ فالباحث لم يتحقق من أحادية البعد للاختبار ككل بل تعامل مع المجموعات الفرعية وكأنها اختبارات مستقلة، ومع ذلك تنوعت وتعددت العوامل لتصل إلى خمسة عوامل، أيضاً تفترض نماذج نظرية الاستجابة للمفردة أن معاملات التمييز لمختلف المفردات متساوية، وأن مستويات التخمين منخفضة لها؛ الأمر الذي لا تدعمه البحوث التي تناولت اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن.

وقد لجأ جانب آخر من الباحثين إلى استخدام طرق التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي معاً التي تتلاءم وطبيعة المفردات الثنائية. وفي هذا السياق قام Lynn, Allik and Irwing (2004) في جانب من دراستهم باستكشاف طبيعة البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن (SPM) وذلك على عينة من طلاب المرحلة الثانوية بلغت (2735) انحصرت أعمارهم ما بين (12–18 سنة) في استونيا بفنلندا. وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي بطريقتي دالة الترجيح القصوىML، طريقة المربعات الصغرى الموزونة WLSMV للبيانات التصنيفية عن وجود ثلاثة عوامل. وللتحقق من ملاءمة النماذج المقترحة تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي للمقارنة بين تلك النماذج لتعرف أكثرها ملاءمة للبيانات. وقد كان النموذج ثلاثي الأبعاد هو صاحب أفضل مؤشرات لجودة المطابقة (SRMR), (RMSEA)، وأقل قيمة لمحك Akaike information criterion (CAIC) وقد أسفرت نتائج كل من التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي عن تشبع مفردات الاختبار على ثلاثة عوامل: استمرارية

الجشطلت Gestalt continuation الذي دعمته نتائج دراسة Van der Ven and Ellis(2000) وعامل الاستدلال التحليلي اللفظي Verbal–Analytical Reasoning، والقدرة على التصور المكاني Visuospatial ability. وقد أظهر التحليل العاملي من الدرجة الثانية تشبع العوامل الثلاثة على عامل عام (g). أيضاً تناول كل من بخيت، وحسيب، وصديق، شنج، لين Bakhiet , Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn (2015) في جانب من دراستهم البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن وذلك لدى عينة مكونة من (7226) من الطلاب بمراحل التعليم المختلفة بالسودان، وقد انحصرت أعمار الطلاب بين (6 إلى 18) عام. وباستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية توصلت الدراسة إلى ثلاثة عوامل يزيد الجذر الكامن لكل منها عن الواحد الصحيح، ثم تم إجراء التحليل العاملي الاستكشافي بافتراض وجود ثلاثة عوامل، وقد تم الإبقاء على المفردات التي تتشبع على أي من العوامل الثلاثة بقيمة (0.30) فأكثر. وأسفرت النتائج عن بنية عامليه تتطابق تماماً مع البنية العاملية التي أسفرت عنها نتائج دراسة Lynn, Allik & Irwing (2004)؛ فيما عدا بعض المفردات؛ حيث تشبعت بمعاملات أقل من (0.20) على عامل الاستدلال التحليلي اللفظي لذا تم استبعادها من الاختبار. وقد قام Wicherts, Dolan, Carlson, & van der Maas (2010) بمراجعات منظمة لعشر دراسات تناولت اختبارات المصفوفات المتتابعة لرفن في المجتمعات الأفريقية؛ حيث اعتمد على بيانات العديد من الدراسات التي تناولت اختبارات المصفوفات المتتابعة لرفن بالدراسة. وقد توصلت نتائج الدراسة في جانب منها إلى أن اختبارات المصفوفات لرفن تعد مؤشرات ضعيفة على الذكاء العام بين الطلاب في المجتمعات الأفريقية كما أنها عادة ما تقيس عوامل إضافية للذكاء العام، وغالباً ما تتشبع المفردات على أكثر من عامل Cross-Loading.

ثانياً– طرق التقدير للبيانات التصنيفية ومؤشرات جودة المطابقة في التحليل العاملي التوكيدي:

طرق التقدير: يشير Muthen (1983) في دراسته الرائدة أنه على مدار العديد من العقود عالج الباحثون البيانات التصنيفية باعتبارها بيانات متصلة وذلك بسبب عدم توفر استراتيجية تتلاءم وطبيعة هذه النوعية من البيانات، وقد نادى Muthen بضرورة توجيه جهود العلماء نحو بناء أساليب تحليلية تتلاءم وطبيعة البيانات التصنيفية. وتوالت جهود العلماء على مستويين: مستوى التوصل لطرق تقدير تتلاءم وطبيعة البيانات التصنيفية، ومن جانب آخر تطوير الحزم

الإحصائية باستخدام الحاسوب كي تكون قادرة على توظيف تلك الطرق في برامجها ليتمكن الباحثون على نحو يسير من معالجة البيانات الإحصائية. وتشير دراسة West, Finch & Curran (1995) وهي إحدى دراسات توليد البيانات باستخدام تكنيك Monte Carlo إلى أن معالجة البيانات التصنيفية باعتبارها بيانات مستمرة يؤدي إلى مشكلات عديدة منها:

أ–تكون معاملات ارتباط بيرسون عند حسابها بين متغيرين مستمرين أكبر عن مثيلتها في حال حسابها بين المتغيرين بعد تحويلها إلى متغيرات رتبية أو تصنيفية. وهذا الانخفاض يكون كبيرا عندما يتم تحويل المتغير المستمر إلى متغير تصنيفي تقل فئاته عن خمس فئات؛ حيث يتولد عنه التواء شديد في البيانات وبخاصة إذا كانت بعض المتغيرات ملتوية التواء موجبا، والأخرى سالبا Skewed in Opposite Directions .

ب–على الرغم من أن عدد الفئات أو التصنيفات في البيانات التصنيفية له تأثير قليل على قيمة مؤشر جودة المطابقة χ Likelihood Ratio، إلا أن زيادة معاملات الالتواء (وبخاصة عندما تتنوع ما بين الموجب والسالب) تؤدي إلى تضخم قيمة مؤشر مربع *كا* ومن ثم تؤدي إلى رفض النموذج. وفي هذا الصدد تؤكد Brown (2006) على أن التضخم في قيمة مربع *كا* يزداد بشدة في حال كون عدد التصنيفات للبيانات تصنيفين فقط؛ حيث يؤدي ذلك إلى تكوين عوامل زائفة تنشأ نتيجة صعوبة المفردات.

ج–تكون تقديرات تشبعات المفردات بالعوامل، ومعاملات الارتباط بين العوامل في حال البيانات التصنيفية– أقل من قيمتها الحقيقية، وهذا الانخفاض يكون واضحاً في حال كون عدد التصنيفات للبيانات أقل من ثلاثة تصنيفات، ويكون الالتواء كبيراً خاصة إذا كان الالتواء متنوعاً.

د– تقديرات الخطأ المعياري لمعالم النموذج تميل إلى الانخفاض عن قيمتها الحقيقية، وهذا الانخفاض يكون كبيراً لا سيما في حال التواء البيانات وتنوع هذا الالتواء ما بين الموجب والسالب.

وعلى الرغم من ذلك يشير (Benteler & Chou,1987,P: 88) إلى "إمكانية استخدام البيانات التصنيفية الموزعة بشكل اعتدالي باعتبارها بيانات مستمرة دون أدنى قلق في حال أن تكون عدد التصنيفات أو بدائل الإجابة أربعة بدائل أو أكثر."

وتوضح Byrne (2013) إلى أنه وقبل عقدين من الآن كانت هناك طريقتان لتحليل البيانات التصنيفية سائدتان في مجال بحوث نماذج المعادلة البنائية، كلتاهما تعتمدان على التحليل باستخدام التقديرات المعيارية لمعاملات الارتباط Polychoric and Polyserial، إلا أن المسلمات التي ارتكنت إليها هذه الطرق اتسمت بصعوبة تلبيتها في الواقع العملي. لذا سعى العلماء إلى تعديل تلك الطرق وصولا لطرق يمكن من خلالها التعامل مع البيانات غير الاعتدالية فتولدت طرق جديدة. وتعد طريقة تقدير المربعات الصغرى الموزونة Weighted Least Square Parameter Estimation (WLSMV) من أفضل الطرق لتنفيذ التحليل العاملي التوكيدي للبيانات التصنيفية. وتؤكد Byrne (2013) على أن نتائج دراسات المحاكاة المرتبطة بهذه الطريقة في التقدير أظهرت دقة تقديراتها لكل من مؤشرات جودة المطابقة، ومعالم النموذج، والأخطاء المعيارية وذلك في حال كون البيانات اعتدالية أو ليست اعتدالية، وذلك على عينات متنوعة من حيث الحجم. ويدعم Beauducel & Herzberg (2006) نفس الفكرة بأن تقديرات ملاءمة النموذج للبيانات وتشبعات المفردات بالعوامل التي تتم باستخدام طريقة (WLSMV) هي الأكثر دقة وخاصة عندما تكون تصنيفات البيانات قليلة (2أو 3مقارنة ب4أو أكثر).

ويعد برنامج Mplus من برامج نمذجة المعادلة البنائية هو البرنامج الوحيد الذي استطاع أن يتعامل مع البيانات التصنيفية من خلال طريقة (WLSMV) في التقدير. لذا اعتمدت الدراسة الحالية في إجراء كافة التحليلات العاملية الاستكشافية والتوكيدية من الدرجة الأولى والثانية على هذه الطريقة في التقدير من خلال برنامج Mplus.

مؤشرات جودة المطابقة: يعد مؤشر مربع *كا* من أكثر مؤشرات جودة المطابقة استخداماً بين الباحثين في مجال بحوث نماذج المعادلة البنائية. فعدم الدلالة الإحصائية لمؤشر مربع *كا* تدل على مطابقة النموذج للبيانات؛ إلا أنه يترتب على زيادة حجم العينة (أكبر من 200) – الذي يعد أحد شروط بحوث نماذج المعادلة البنائية – دلالة مربع *كا* ومن ثم رفض النموذج. وقد اعتمدت الدراسة الحالية في المفاضلة بين النماذج العاملية الاستكشافية على عدد من مؤشرات جودة المطابقة؛ من بينها مؤشر χ^2 النسبي Relative chi-square أو χ^2 الاعتدالي Normed chi-square وهو يحسب بخارج قسمة χ^2 للنموذج على عدد درجات الحرية؛ وفي هذا السياق يشير (Ullman,2001) إلى أن ملاءمة النموذج للبيانات وفق هذا المؤشر تشترط أن لا تقل النسبة بين χ^2 إلى درجات

الحرية عن (2: 1)، بينما يرى (Schumacker & Lomax,2004) أن لا تقل النسبة عن (5: 1)، وأخيراً يشير (Kline, 2005) في دراسة حديثة إلى أن النسبة لا تقل عن (1:3). ويمتاز هذا المؤشر مقارنة بمؤشر مربع كا أنه أقل تأثراً بحجم العينة، حيث يشير Schumacker & Lomax (2004) إلى أن كلا من حجم العينة (حجم العينة أقل من 200)، وعد تحقق مسلمة اعتدالية البيانات يؤديان إلى عدم دقة قيمة χ^2 وما يترتب عليه من رفض للنموذج.

وتنقسم مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة في حالة النماذج التي تعتمد على بيانات تصنيفية إلى نوعين:

1- **مؤشرات المطابقة المتزايدة** Incremental Fit Indexes **أو المقارنة** Comparative Fit وهي تقيس التحسن النسبي في النموذج المفترض ومقارنته بالنموذج الأساسي Baseline Model.

ويعد مؤشر CFI (Comparatives Fit Index)، ومؤشر TLI (Yucker Lewis Index) من مؤشرات المطابقة المتزايدة Incremental Fit Indices، ويمتاز كلا المؤشرين بعدم تأثرهما بحجم العينة Marsh, Balla, & McDonald 1988 ; Fan, Thompson & Wang, 1999)، وكلا المؤشرين يوضحان مدى ملاءمة النموذج للبيانات من خلال مقارنة بالنموذج الأساسي، وكلما اقتربت قيمتهما من الواحد الصحيح كانت مطابقة النموذج للبيانات تامة، إلا أن كلا من (Bentler,1990; Hu & Bentler, 1999) يشيران إلى أن قيمة المؤشرين عندما تكون $\geq$ 0,95 تكون المطابقة للنموذج جيدة ومقبولة.

2-**مؤشرات المطابقة المطلقة** Absolute Fit Indexes وهي تقيس الدرجة التي يطابق بها النموذج البيانات، وعلى العكس من مؤشرات جودة المطابقة المتزايدة فهي لا تقارن بنموذج. ويعد كل من مؤشر جزر مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)، ومؤشر جزر متوسط مربعات البواقي المعياري Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) من مؤشرات جودة المطابقة المطلقة Absolute Indices of Fit. وبالنسبة لمؤشر (SRMR) فتشير القيمة $\geq$ 0,05 إلى مطابقة جيدة.(Hu & Bentler, 1999) وتشير قيمة مؤشر(RMSEA) (01.0، 05.0، 08.0) إلى مطابقة (ممتازة، جيدة، متوسطة) على التوالي. ويعد مؤشر متوسط مربعات البواقي الموزونة Weighted Root Mean Square Residuals (WRMR) من مؤشرات جودة المطابقة في حال البيانات

التصنيفية، والبيانات المستمرة غير الاعتدالية. ويعد مؤشر (WRMR) من المؤشرات الحديثة نسبيا ولا تزال الدراسات حوله في بداياتها (Byrne, 2013)، وتشير (Yu & Muthen, 2002) إلى أن النموذج صاحب أصغر قيمة لمؤشر (WRMR) هو النموذج الأكثر مطابقة للبيانات.

ثالثا– الفروق في الذكاء بين الجنسين وبين المستويات العمرية: تعد الفروق الفردية بين الجنسين في الذكاء أحد الموضوعات التي استحوذت على اهتمام جانب كبير من الباحثين بل والعامة كذلك؛ فهناك زيادة مضطردة في البحوث والكتابات التي تناولت تلك القضية. (Savage-McGlynn, 2012) وقد تم تناول مفهوم الذكاء من وجهات نظر مختلفة؛ ففسره البعض باعتباره مفهوما أحادي البعد بينما تناوله البعض الآخر منهم باعتباره بنية متعددة الأبعاد، في حين انشغل جانب منهم بالجوانب المعرفية مثل القدرات اللفظية والمكانية، وعلى جانب آخر اهتمت فئة أخرى بتناول الفروق الفردية في القدرة العقلية العامة أو العامل العام.

وبتتبع جهود الباحثين خلال القرن العشرين، نجد اتفاقا واضحا بينهم حول عدم دلالة الفروق بين الجنسين في متوسطات درجاتهم على اختبارات الذكاء العام مثل اختبارات استانفورد بينيه، وكسلر، كاتل وغيرهم من الاختبارات. فتحديداً في منتصف القرن العشرين أشار Cattell (1971, p.131) إلى أن الفروق بين الجنسين في الذكاء السائل والذكاء المتبلور غير دالة إحصائيا في العينات كبيرة الحجم أو العينات القومية. كما دعم (Brody, 1992, P.323) الفكرة بقوله "إن الفروق بين الجنسين في الذكاء العام صغيرة وغير موجودة فعلياً" وأخيرا يؤكد (Herrnstein & Murray, 1994, P. 275) على أن "الجنسين متطابقان تماما في نسب الذكاء".

ويعد اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن من أكثر الاختبارات شيوعاً في الاستخدام بين الباحثين لقياس الفروق بين الجنسين في الذكاء العام. وعلى الرغم من ذلك فالنتائج المتعلقة بالفروق الفردية في متوسطات الأداء على الاختبار أتت غير متسقة إلى حدٍ كبير. فجانب من البحوث (Irwing & Lynn, 2005; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015) أظهرت تفوق الذكور على الإناث في الذكاء العام، بينما تشير دراسات أخرى (Abdel-Khalek & Lynn, 2006; Khaleefa & Lynn,2008a) إلى تفوق الإناث على الذكور، بينما لا تزال هناك فئة من الدراسات (Khaleefa & Lynn, 2008b; Rushton &

(Cvorovic, 2009, Savage-McGlynn, 2012 لا تجد فروقا دالة بين الجنسين في الذكاء العام.

ويقترح Savage-McGlynn (2012) تفسيراً لتلك النتائج المتضاربة؛ حيث يرى أن عدم ملاءمة التحليلات المستخدمة في تلك الدراسات تعد أحد الأسباب المسئولة عن عدم اتساق نتائج الدراسات؛ فمعظم العينات المستخدمة في تلك الدراسات غير متجانسة في بعض المتغيرات الديموجرافية لأفراد العينة (العمر الزمني، المستوى الاقتصادي...إلخ) وبخاصة فيما يتعلق بأعمارهم الزمنية. فعلى مدار العديد من العقود الماضية سعى الباحثون للإجابة عن سؤال ماهية الفروق بين الجنسين في الذكاء وذلك باستخدام عينات متباينة؛ إلا أنهم لم يصلوا لإجابات حاسمة عن هذا السؤال. وتعد دراسات Lynn (1994, 1999) المبكرة أحد الجهود الرائدة التي تعد بمثابة نقطة تحول في دراسات الفروق بين الجنسين في الذكاء التي تلتها سلسلة من الدراسات (Colom & Lynn, 2004; Lynn, Allik, & Irwing, 2004; Lynn, Allik, &Must, 2000; Lynn, Allik, Pullmann, & Laidra, 2002; Pullmann, Allik, & Lynn, 2004). ألقت الضوء من جديد على هذه القضية. فقد تبنىLynn منظوراً جديداً في تناول الفروق بين الجنسين في الذكاء؛ حيث تناولها في سياق نمائي، فأرجع تلك الفروق إلى الاختلافات في معدلات النضج بين الجنسين، ومن ثم أوضح أن الفروق في الذكاء قد ترجع إلى التباين في مستويات النضج بين الجنسين. ويشير Lynn (1999) في دراسته إلى أنه يمكن تعليل عدم توصل الدراسات التي تمت على عينات من الأطفال والمراهقين إلى فروق بين الجنسين في الذكاء العام إلى عدم مراعاتها لمستويات النضج بين الجنسين عند تحليل بياناتها.

وتنطلق النظرية النمائية للفروق بين الجنسين Lynn (1999) ''Developmental Theory of Sex Differences'' من فكرة أن الفتيات ينضجن مبكراً مقارنة بالذكور فيما يتعلق بنمو بعض الجوانب الجسمية والخصائص المعرفية. وطبقاً لذلك فقياس الذكاء العام للجنسين دون وضع متغير العمر الزمني في الاعتبار يؤدي في كثير من الأحيان إلى عدم ظهور فروق بين الجنسين في متوسطات الذكاء العام لهم، فتلك الفروق تبدو جلية عندما تتم المقارنات في مستويات عمرية مختلفة على متصل النمو. فطبقا لنظرية "لين" تتفوق الفتيات على الذكور بمقدار نقطة واحدة من الIQ في المرحلة العمرية من (8–15) سنة. ويعزو "Lynn" هذه الفروق إلى تفوق معدلات النضج لدى الإناث

في هذه الفترة مقارنة بالذكور، إلا أن تلك المعدلات تتراجع عند سن الخامسة عشر لدى الإناث في حين تتحسن لدى الذكور. فعند سن السادسة عشر يتفوق الذكور على الإناث بمقدار نقطة واحدة من الIQ، وبمقدار أربع نقاط من الIQ وذلك خلال مرحلة البلوغ. وفيما يلي سيتم عرض جانب من الدراسات التي دعمت وجود فروق بين الجنسين في الذكاء العام.

أما دراسة Lynn, Allik, & Irwing (2004) فتناولت الفروق بين الجنسين في الذكاء العام للأعمار من (18–12) سنة وذلك لدى عينة من طلاب المرحلة الثانوية بلغت (2735) من التلاميذ الأستوانيين بفنلندا. وقد تم دراسة الفروق في الدرجات الفرعية والدرجة الكلية للذكاء باستخدام اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن بحسب النوع الاجتماعي، والعمر. أظهرت النتائج في جانب منها أن أداء الفتيات في الدرجات الفرعية والدرجة الكلية للذكاء أفضل من أداء الذكور وذلك بالنسبة لأفراد العينة من عمر (12) سنة. بينما لم تكن الفروق دالة بالنسبة لأعمار 14 سنة، وكان أداء الذكور أفضل من أداء الإناث بالنسبة لأعمار 17 سنة وذلك في مختلف في الدرجات الفرعية والدرجة الكلية للذكاء ما عدا القدرة على التصور المكاني. وعلى نحو مشابه تناولت أيضاً دراسة (Lynn, Allik, Pullmann, & Laidra (2004 عينة وطنية من التلاميذ الاستوانيين بفنلندا، وباستخدام اختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفن توصلت الدراسة إلى تفوق الإناث عن الذكور في الذكاء العام في المرحلة العمرية من (15–12) سنة، بينما تفوق الذكور على الإناث في الفترة العمرية من (18–16) سنة. أيضاً توصلت دراسة عبد الخالق، ولين Abdel-Khalek & Lynn (2006) باستخدام عينة وطنية كبيرة العدد من التلاميذ الكويتيين في المرحلة العمرية (15–8) سنة؛ إلى تفوق الفتيات مقارنة بالذكور في الفترة العمرية من (12–8) سنة، بينما اختلف بشكل بسيط وغير دال الذكور عن الإناث في الفترة العمرية من (15–13) سنة. كما قارنت دراسة .Lynn, Backhoff, & Contreras-Niño (2004) الجنسين في درجاتهم على اختبار المصفوفات المتتابعة المعيارية لرفن وذلك لدى عينة كبيرة من الأطفال المكسيكيين تراوحت أعمارهم ما بين (10–7) سنوات. أظهرت النتائج تفوق الذكور بشكل طفيف عند عمر السابعة، إلا أن تلك الفروق تناقصت تدريجياً لتتلاشى تماماً بين الجنسين عند عمر العاشرة. كما قام Lynn & Irwing (2004) بتحليل بعدي للعديد من الدراسات التي تناولت اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، وقد توصلت الدراسة إلى أن الذكور تفوقوا على الإناث في متوسط درجاتهم عن الذكور في الفترة العمرية (9–6) سنوات، إلا أن الفروق لم تكن دالة

إحصائيا، بينما في الفترة العمرية من (13–10) سنة تفوقت الإناث على الذكور في متوسط درجاتهم إلا أن الفروق لم تكن دالة إحصائيا أيضاً. بدأت الفروق بين الجنسين تظهر في سن الرابعة عشر لصالح عينة الذكور، إلا أنها لم تكن دالة إحصائيا إلا عند سن الخامسة عشر، وقد استمرت تلك الفروق في الزيادة وبشكل دال إحصائيا لصالح الذكور إلى سن الثامنة عشر. كما هدفت دراسة Strand, Deary, & Smith (2006) إلى بحث الفروق بين الجنسين فى القدرات الاستدلالية لدى عينة قومية وكبيرة الحجم من التلاميذ بالمملكة المتحدة، تراوحت أعمارهم ما بين 11–12، وتوصلت الدراسة في جانب منها إلى وجود فروق بين الذكور والإناث في القدرة اللفظية لصالح الإناث، وكانت لصالح الذكور في كل من القدرة الرياضية والقدرة على الاستدلال البصرى المكاني. وأخيراً تناولت دراسة Savage-McGlynn (2012) الفروق بين الجنسين وبين الفئات العمرية في الذكاء العام باستخدام اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن وذلك على عينة وطنية من الأطفال ممثلة للمجتمع الإنجليزي. وقد تم تقسيمهم إلى مجموعتين بحسب العمر الزمني لهما، هما المجموعة صغيرة السن (14–7 عاما) والمجموعة الأكبر سناً (15–18 سنة). وقد أظهرت النتائج عدم دلالة الفروق بين المجموعات في متوسطات الأداء أو التباين في الذكاء العام، ومن ثم فنتائج الدراسة لم تدعم النظرية الارتقائية Lynn (1999) المتعلقة بالفروق بين الجنسين في الذكاء العام.

وبمراجعة نتائج الدراسات السابقة يمكن استنتاج ملاحظتين أساسيتين: الأولى أنه وعلى الرغم من أن العديد من الدراسات المتعلقة بالفروق بين الجنسين في الذكاء على اختبار المصفوفات المتتابعة لرفن قد أيدت النظرية الارتقائية للفروق بين الجنسين في الذكاء Lynn إلا أن هذه النتائج لا تضاهي في جانب منها نمط واتجاه الفروق المفترض من قبل نظريته. لذا فيمكن اعتبار التذبذب في قيمة الفروق بين الجنسين في الأعمار المختلفة، وصغر حجم الأثر، والنتائج غير المتسقة مدعاة لعدم الافتراض بشكل قاطع بوجود فروق بين الجنسين في القدرة العقلية العامة. (Hyde, 2005) **ثانياً:** هناك تباين كبير في المستويات العمرية التي تسجل اختلافاً بين الجنسين في معدلات ذكائهم، وتلك التي يبدأ عندها الاختلاف بين معدلاتهم في الذكاء العام. فلا يوجد إجماع بين نتائج الدراسات – حتى تلك التي لم تستخدم اختبار رفن للمصفوفات المتتابعة المعياري–حول العمر الذي تظهر معه الفروق بين الجنسين في الذكاء العام. ويعزو (Molenaar, Dolan, Wicherts & van der Maas (2010 ذلك إلى تحيز العينات المستخدمة

في الدراسات فهي لا تمثل المجتمعات التي اشتقت منها. كما يرى Savage-McGlynn (2012) أن افتقار بعض من تلك الدراسات إلى استخدام فنيات نمذجة المعادلة البنائية، وغيرها من الأساليب الإحصائية الحديثة التي تستطيع تفسير خطأ القياس، وقياس تحيز المفردات، ومتوسطات الفروق في السمات الكامنة المقاسة باختبارات الذكاء؛ قد تؤدي في النهاية إلى نتائج مضللة. أيضاً أن استراتيجية تحليل البيانات التي اعتمدت عليها بعض من الدراسات للوقوف على الفروق بين الجنسين اعتمدت في جانب منها على دمج المستويات العمرية معاً والتعامل معها وكأنها مستوى عمري واحد (Lynn, Allike, Pullman & Laidra, 2004) بينما تناول جانب آخر من الدراسات العمرية المستويات العمرية بشكل مفصل(Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015)، مما يصعب معه مقارنة النتائج التي توصلت لها هاتان النوعيتان من الدراسات فيما يتعلق بالفروق بين الجنسين في الذكاء.

يتضح من العرض السابق لنتائج الدراسات المتعلقة بالفروق بين الجنسين من الفئات العمرية المختلفة في الذكاء العام وجود بعض من التضارب في النتائج ما بين مؤيد ومعارض لها، الأمر الذي يطرح تساؤلات متعددة حول حقيقة هذه الفروق وهل هي بالفعل ترجع إلى اختلاف حقيقي في متوسطات الدرجات المشاهدة ومن ثم هل يمكن عزوها إلى الفروق في المتغيرات الكامنة بين المجموعات أم لا. إن الإجابة عن هذا الأسئلة تتطلب التحقق من تكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري عبر المجموعات أولاً، وإذا ما تحقق تكافؤ القياس القوي للاختبار، فهذا يعني أن نفس العامل الكامن يتم قياسه عبر المجموعات (الجنسين في الدراسة الحالية)، ومن ثم فالفروق في متوسطات الدرجات على الاختبار تصبح فروقا حقيقية، والعكس صحيح.

ثالثاً– تكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن:

التكافؤ العاملي Factorial Invariance: يشير Hirschfeld, & von Brachel (2014) إلى أن تكافؤ القياس Measurement Invariance or Measurement Equivalence يعني حصول أفراد العينة من نفس المستوى في المتغير الكامن على نفس الدرجة الخام المتوقعة في الاختبار. وتوضح الدراسة وجود منحيين أساسيين لاختبار تكافؤ القياس: المنحى الأول يعتمد على استخدام نموذج المعادلة البنائية Structural Equation Modeling (SEM) حيث يتم التحقق من تكافؤ البنية الداخلية للاختبار عبر المجموعات، ويعتمد المنحى الثاني على دراسة تكافؤ القياس على مستوى المفردات عبر المجموعات المختلفة

باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة. Item Response Theory والدراسة الحالية تتبنى المنحى الأول في تناول تكافؤ القياس.

ويوضح (Wang & Wang, 2012, P: 208) أن التكافؤ العاملي يتكون من كل من تكافؤ القياس Measurement Invariance، والتكافؤ البنائي Structure invariance وذلك عند المقارنة بين المجموعات. ويقصد بتكافؤ القياس التحقق من توفر تكافؤ كل من أنماط العوامل Patterns of Factor Loading، وتشبعات العامل أو الأوزان الانحدارية Factor Loading، والبواقي Intercept، وتباين الخطأ Error Variance. بينما يقصد بالتكافؤ البنائي التحقق من تكافؤ كل من تباين/ تغاير العاملFactor Variance/Covariance، ومتوسطات العامل Factor Mean. وبداية يقوم الباحث بالتحقق من تكافؤ القياس للاختبار، حيث يتيح هذا الإجراء للباحث أن يتحقق من أن مفردات الاختبار المستخدمة في الدراسة تقيس نفس البنى النظرية في الاختبار (العوامل الكامنة) في كل المجموعات محل المقارنة، ثم يقوم بالتحقق من التكافؤ البنائي وفي حال عدم تحقق تكافؤ القياس للاختبار فلن تكون نتائج المقارنات ذات معنى، ومن ثم فلا يمكن التأكد من التكافؤ البنائي للاختبار.

أنواع تكافؤ القياس:

وينقسم تكافؤ القياس إلى أربعة أنواع، حيث يتم اختبار تلك الأنواع باستخدام خطوات متتابعة الواحدة تلو الأخرى وذلك على نحو هرمي. وفيما يلي نوضح تلك الأنواع الأربعة لتكافؤ القياس:

في إطار نموذج المعادلة البنائية يوجد أربعة أنواع للتكافؤ العاملي: التكافؤ الشكلي Configural Invariance، التكافؤ الضعيف Weak or Metric Invariance، التكافؤ القوى Strong or Scalar Invariance، التكافؤ المتشدد Strict Invariance. ويوضح كامبوس Campos (2002) أن كل نوع من هذه الأنواع الأربعة يتحدد بوجود عدد معين من القيود المتساوية على تقدير المعالم المتشبعة عبر المجموعات محل المقارنة، فإذا تحقق النوع الأول من تكافؤ القياس (تكافؤ القياس الشكلي) يتم الانتقال للتحقق من النوع التالي من تكافؤ القياس وهكذا. وكلما وضعت قيود أكثر تشدداً على تقدير المعالم كان الباحث أكثر اطمئنانا للمقارنات بين المجموعات.

وتشرح دراسة Steinmetz, Schmidt, Tina-Booh, Wieczorek, & Schwartz (2009). الأنواع الأربعة لتكافؤ القياس كالتالي:

التكافؤ الشكلي Configural Or Pattern Invariance: لا يتطلب التكافؤ الشكلي وضع أي قيود على تساوي تقديرات معالم النموذج للمجموعات (التشبعات، البواقي، التباين) محل المقارنة، ولكنه يشترط أن تأخذ العوامل المشاهدة في المجموعات التي تتم بينها المقارنة نفس الشكل من التشبعات على العوامل الكامنة. وهذا يعني أنه لا يوجد عامل مشاهد يتشبع على متغير كامن في مجموعة ما، بينما يتشبع على عامل كامن آخر في مجموعة أخرى، فالبنية الداخلية للاختبار يجب أن يكون لها نفس الشكل من التشبعات عبر المجموعات محل المقارنة. فتحقق تكافؤ القياس الشكلي يتطلب أن تكون العوامل المشاهدة متشابهة بين المجموعات ولكنها غير متطابقة. ويتم التحقق من التكافؤ الشكلي في حالة أن يثبت مطابقة النموذج القاعدي Baseline Model للبيانات، حيث يتم مطابقة النموذج القاعدي Baseline Model لكل مجموعة على حدة للبيانات، وفي حال مطابقة النماذج الأساسية للمجموعات يتم دمج بيانات المجموعتين معا وذلك التحقق من مطابقتهم للبيانات المجمعة وذلك في ضوء مؤشرات جودة المطابقة للنموذج. وفي حال عدم تحقق ذلك فهذا يعني أن البنية الداخلية للاختبار للمجموعات محل المقارنة ليست واحدة، ولابد من الرجوع إلى فحص البنية النظرية لكل مجموعة على حدة.

التكافؤ الضعيف Weak Or Metric Invariance: يُعْنَى تكافؤ القياس الضعيف بتناول قوة العلاقة بين العوامل المشاهدة والمتغير الكامن، ويشترط أن تكون متطابقة عبر المجموعات محل المقارنة. في حال تحقق تكافؤ القياس الضعيف للاختبار فهذا يعني أن الاختبار يتمتع بنفس البنية الكامنة عبر المجموعات محل المقارنة. وهو يشترط أن تكون قيم تشبعات العوامل المشاهدة على المتغيرات الكامنة متساوية عبر المجموعات المختلفة محل المقارنة. ويتم التحقق من التكافؤ الضعيف من خلال وضع قيود بالتساوي على الأوزان الانحدارية في المجموعات محل المقارنة فيما عدا المفردة Reference Indicator حيث يتم تثبيت المعلم عند القيمة (1)، بينما يتم تقدير بقية معالم النموذج. وعلى الرغم من إمكانية التحقق من هذا النوع من التكافؤ في البيانات المتصلة Continuous والبيانات التصنيفية متعددة البدائل Categorical، إلا

أنه لا يمكن حساب هذا النوع من التكافؤ في حال أن تكون البيانات التصنيفية ثنائية (1،0) كما هو الحال في الدراسة الحالية[2] .

تكافؤ القياس القوي Strong Or Scalar: ويعني أن الأفراد الذين لديهم نفس القدرة أو السمة الكامنة يجب أن يكون لديهم نفس الدرجات المشاهدة على العوامل التي تتشبع عليها هذه المتغيرات الكامنة، ولذلك فإن تحقيق هذا النوع من التكافؤ يعد ضرورياً لإجراء أية مقارنات بين المجموعات محل المقارنة في متوسطات العوامل المشاهدة. وفي حال عدم تحققه، فهذا يعني أن أفراد كل مجموعة محل المقارنة تنظر لمحتوى المفردة على نحو مختلف. ويتم التحقق من التكافؤ القوي بوضع قيود بالتساوي على كل من الأوزان الانحدارية والبواقي Intercept/threshold عبر المجموعات محل المقارنة. ويتم حساب χ^2 difference للفروق بين النموذج (H0) والنموذج الأكثر تشدداً (النموذج الذي وضعت عليه قيود بالتساوي على كل من الأوزان الانحدارية والبواقي)، والنموذج الأقل تشدداً (النموذج الشكلي)، ويتحقق التكافؤ القوي في حال عدم وجود دلالة الإحصائية لقيمة χ^2 difference للفروق، بالإضافة إلى مؤشرات جودة المطابقة؛ حيث يتم مقارنة قيمة مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA التي يجب أن تكون قيمته $\geq$ 0.05 بفترة الثقة لذات المؤشر في النموذج الآخر، بمعنى أن تنحصر قيمة مؤشر RMSEA للنموذج الأكثر تشددا ما بين الحد الأدنى والحد الأعلى لفترة الثقة للنموذج الأقل تشدداً والعكس صحيح، هذا بالإضافة إلى أن تكون قيمة مؤشر CFI $\leq$ 0.95 لكلا النموذجين، وأن يكون التغير الحادث في قيمة هذا المؤشر بين النموذجين أقل من 0.01. (Cheung & Rensvold, 2002)

التكافؤ المتشدد Strict Invariance: وهو يشترط بالإضافة إلى تساوي التشبعات والبواقي، أن تتشابه كذلك تباينات الخطأ بين المجموعات محل المقارنة.

---

[2] بوجه عام عند حساب التكافؤ الضعيف للبيانات التصنيفية، لا يتم وضع قيد بالتساوي على العتبات Threshold (وهى تقابل البواقي في حال المتغيرات المتصلة Intercept)، إلا أنه يتم وضع قيد على بعض العتبات، وإلا فلن يكون النموذج معرفا بشكل موجب Positive Identified، والقيود توضع تحديدا على العتبتين الأولى والثانية من المفردة Reference Indicator، وكذلك العتبة الأولى لبقية المفردات. ويتم حساب عدد العتبات لكل مفردة من خلال حاصل طرح عدد بدائل الإجابة على المفردة – 1، لذا ففي حال البيانات الثنائية يكون عدد العتبات واحدة فقط؛ الأمر الذي يستحيل معه التحقق في هذه الحالة من التكافؤ الضعيف.

ويشير Bentler (2005) إلى أن هذا النوع من التكافؤ يصعب تحقيقه، وهو لا يحظى باهتمام كثير من الباحثين في الميدان. إلا أن البعض قد يهتم بهذا النوع من التكافؤ باعتباره دليلاً على تكافؤ معاملات الثبات للمفردات عبر المجموعات، فلا يمكن التحقق من ذلك إلا في حال أن يكون تباين العامل Factor Variance متكافئ عبر المجموعات (Cheung & Rensvold, 2002) تم حسابه من خلال حساب χ difference للفروق بين نموذج تكافؤ القياس القوي ونموذج التكافؤ المتشدد، ومؤشرات جودة المطابقة وعلى نفس النحو الذي تم في التكافؤ القوي

لذا ففي ضوء طبيعة البيانات المستخدمة في الدراسة الحالية (ثنائية ولا يمكن معها حساب التكافؤ الضعيف)، وأهداف الدراسة (ليس من أهدافها التحقق من تكافؤ معاملات الثبات للاختبار بين الجنسين)، سيتم الاكتفاء بالتحقق من التكافؤ الشكلي والتكافؤ القوي لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن.

وبمراجعة الدراسات التي استخدمت التحليل العاملي التوكيدي للتحقق من تكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، لاحظت الباحثة أن هناك ندرة في هذه الدراسات. ويمكن تفسير هذه الندرة نظراً لطبيعة البنية العاملية للاختبار وتضارب نتائج الدراسات – التي سبق وعرضت في مطلع الإطار النظري والدراسات السابقة – التي تناولت هذه البنية مع الأساس النظري الذي بني على أساسه الاختبار (قياسه لعام عام).

وقد قام Wicherts, Dolan, Carlson, & Van der Maas, (2010) بعمل مراجعات منظمة لعشر دراسات تناولت اختبارات المصفوفات المتتابعة لرفن في المجتمعات الأفريقية؛ حيث اعتمدت على بيانات العديد من الدراسات التي تناولت اختبارات المصفوفات المتتابعة لرفن. ولقد توصلت الدراسة إلى تحقق تكافؤ القياس في مفردات الاختبار عبر عينات المجتمعات الأفريقية كلها وفي بعض من العينات الغربية. كما تناولت دراسة Savage-McGlynn (2012) الفروق بين الجنسين وبين الفئات العمرية في الذكاء العام باستخدام اختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفن وذلك على عينة وطنية ممثلة من الأطفال الإنجليز. وقد تم تقسيمهم إلى مجموعتين بحسب العمر الزمني لهما هما المجموعة صغيرة السن (7–14 عام) والمجموعة الأكبر سناً (18–15 سنة). وقد توصلت الدراسة باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات إلى تحقق تكافؤ القياس الشكلي والضعيف والقوي لبنود الاختبار.

وقد اعتمدت الدراسة الحالية على نموذج المعادلة البنائية، وتحديداً على التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي للتحقق من البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، كما ستعتمد على التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multiple-Group Confirmatory Factor Analysis (MG-CFA) لدراسة درجة تكافؤ القياس (الشكلي، القوي) التي يتمتع بها المقياس عبر المجموعات (الجنسين).

استراتيجية تحليل البيانات:

1- تم استخدام الإحصاء الوصفي ممثلا في النسبة المئوية للإجابة الصحيحة ومعامل الالتواء لكل مفردة من مفردات الاختبار، فوجود مفردات سهلة جداً مقارنة بأخرى أكثر صعوبة تؤدي إلى وجود مفردات ملتوية بشدة (التواء موجب أو التواء سالب)، الأمر الذي يؤدي إلى أضعاف قيم معاملات الارتباط عبر مصفوفة الارتباط بين المفردات. كما أن المفردات الملتوية تسفر عن مصفوفة معاملات ارتباط غير معرفة بشكل موجب Not Positive Identified الأمر الذي يرجع إلى وجود تباين سالب لبعض المفردات أو معاملات ارتباط تزيد عن الواحد الصحيح؛ مما يترتب عليه عدم دقة تقديرات معالم النموذج ومما يدعو إلى عدم الوثوق فيها. لذا تم فحص مفردات الاختبار الستين للتعرف على المفردات شديدة الالتواء واستبعادها من الاختبار.

2- بلغت عينة الدراسة (1252) طالبا وطالبة، وهي عينة مناسبة من حيث الحجم لتنفيذ التحليل العاملي حيث يقترح Hair, Anderson, Tatham & Black (1995) بأن ثبات البنية العاملية المستخرجة من التحليل العاملي الاستكشافي تتطلب أن لا تقل النسبة بين عدد المفحوصين لكل مفردة من مفردات الاختبار عن (20: 1)، والنسبة في الدراسة الحالية تجاوزت العشرين مفحوصا لكل مفردة. كما يفترض Joreskog & Sorbom (1996) أن الحد الأدنى لحجم العينة في تطبيقات نموذج المعادلة البنائية يتحدد بالمعادلة الآتية: { (k+1) (k+2) / 2}، حيث إن (k) هي عدد المؤشرات (المتغيرات المشاهدة) المختبرة في النموذج. وطبقاً لهذه القاعدة يفترض أن لا يقل حجم العينة عن (1891) فردا، إلا أنه وفي دراسة حديثة نوعاً يشير Raykov & Marcoulided (2000) إلى أن حجم العينة يجب ألا يقل عن عشرة أمثال

عدد المعالم المقدرة في النموذج؛ وطبقاً لذلك يجب ألا تقل حجم العينة عن (10×60) = (600) فرد.

3–للإجابة عن السؤال الأول أُستخدم التحليل العاملي بنوعيه الاستكشافي والتوكيدي للبيانات التصنيفية نظراً للطبيعة التصنيفية لمفردات الاختبار (1،0) فقد تم تنفيذ التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية Exploratory Factor Analysis for Categorical Variables باستخدام برنامج Mplus[3] الذي يعتمد على تقدير مصفوفة معاملات الارتباط الرباعية Tetrachoric Correlations Matrix بدلا من مصفوفة معاملات ارتباط بيرسون وذلك نظراً لأن المفردات ثنائية.Dichotomous ويعتمد البرنامج في تقدير معالم النموذج على طريقة المربعات الصغرى الموزونة للتقدير Weighted Least Square Parameter Estimation (WLSMV). وفي ضوء نتائج اختبار التراكم Scree Plot، ومؤشرات جودة المطابقة للبيانات للنماذج الاستكشافية المقترحة (نموذج العامل، نموذج العاملين، نموذج العوامل الثلاثة، نموذج العوامل الأربعة) تمت المقارنة ما بين النماذج العاملية المقترحة من قبل التحليل العاملي لاختيار أكثرها ملاءمة للبيانات. وبهدف التحقق والتثبت من نتائج المقارنة بين النماذج العاملية الاستكشافية المقترحة، تم تنفيذ التحليل العاملي التوكيدي باستخدام برنامج Mplus باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة للتقدير Weighted Least Square Parameter Estimation (WLSMV)، وفي ضوء مقارنة نتائج مؤشرات جودة المطابقة للنماذج التوكيدية المقترحة باستخدام التحليل العاملي التوكيدي تم التوصل للنموذج الأكثر ملاءمة للبيانات.

4– تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي ثنائي الرتبة باستخدام برنامج Mplus 6، وتحويلLeiman– Schmid Transformation للتحقق من البنية الهرمية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن.

5– استخدم التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multiple-Group Confirmatory Factor Analysis (MG-CFA) باستخدام برنامج Mplus 6 للتحقق من درجة تكافؤ القياس (الشكلي، والقوي) لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن عبر الجنسين.

---

[3] جدير بالملاحظة أن برنامج Mplus هو البرنامج الوحيد الذي يمكنه التعامل مع البيانات التصنيفية الثنائية مقارنة ببقية البرامج الإحصائية الأخرى التي تندرج في إطار نموذج المعادلة البنائية.

6-استخدم اختبار "ت" لعينتين مستقلتين للمقارنة بين متوسطات كلا الجنسين (الذكور، الإناث) في العوامل الثلاثة والعام العام في الذكاء في كل مستوى من المستويات العمرية بعينة الدراسة.

منهج الدراسة وإجراءاتها:

المنهــج:

في ضوء أهداف الدراسة وأسئلتها تم استخدام المنهج الوصفي، حيث استخدم التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي للتعرف على البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، كما أُستخدم التحليل العاملي ثنائي الرتبة للتعرف على البنية الهرمية لأبعاد الاختبار. كما أُستخدم المنهج الوصفي المقارن للتعرف على تكافؤ القياس للاختبار بأنواعه المختلفة، وطبيعة الفروق بين الجنسين في درجات الأبعاد الفرعية والدرجة الكلية على الاختبار لدى كل مستوى من المستويات العمرية لأفراد العينة.

المجتمع والعينة: تمثل مجتمع الدراسة الحالية في طلاب المرحلة الثانوية بمحافظة الجيزة بإداراتها التعليمية في الفصل الدراسي الأول من العام الدراسي 2011/ 2012. وقد تكونت عينة الدراسة من (1252) طالبًا وطالبة بواقع (690) طالبًا، (562) طالبة من طلاب المدارس بالمرحلة الإعدادية والثانوية، تم تطبيق اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن على طلاب المرحلتين الإعدادية، والثانوية بمحافظة الجيزة على ستة مدارس[4] وقد انحصرت الأعمار الزمنية لأفراد العينة ما بين (12,42-18.92) سنة وقد بلغ المتوسط والانحراف المعياري للعمر الزمني (15.44±1.44) عاما لأفراد العينة الكلية. وقد بلغ المتوسط والانحراف المعياري للعمر الزمني لأفراد عينة الذكور (15.41±1.42) عاماً، (15.48±1.48) عاماً لعينة الإناث. وقد تم اختيار أفراد العينة بطريقة المعاينة العشوائية البسيطة من تلاميذ الصفوف الأول والثالث الإعدادي، والصفوف الثاني والثالث الثانوي، حيث تم اختيار ستة مدارس عشوائياً بالمرحلة الإعدادية والثانوية من إدارتي العجوزة والدقي التعليمية، وينتمي الطلاب في هذه المناطق إلى الطبقة المتوسطة في المستوى الاقتصادي والاجتماعي والثقافي. وقد تم تقسيم أفراد العينة

[4] مدرسة الأورمان الثانوية بالجيزة بنين، مدرسة أورمان شيراتون بنات، مدرسة الجيزة الثانوية بنين، مدرسة الجيزة الإعدادية بنين، مدرسة الأورمان الإعدادية بالعجوزة بنات، مدرسة الأوقاف الثانوية بنات.

إلى سبع مستويات عمرية (13، 14، 15، 16، 17، 18، 19) وذلك بهدف المقارنة بين الجنسين في متوسطات الذكاء في كل مستوى عمري على حدة.

أداة الدراسة:

اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن:

يتكون اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن من خمس مجموعات (أ، ب، ج، د، هـ)، وتتكون كل مجموعة من (12) مفردة مرتبة بحسب درجة صعوبتها ليشكل الاختبار في مجمله (60) مفردة. وتتكون كل مفردة من مربع به من (8:4) مربعات لتشكل مصفوفة (2×2 أو 3×3) وكل مصفوفة بها جزء ناقص ويجب على المفحوص أن يختار بديل واحد من بين بدائل الإجابة (6 أو 8) الموجودة أسفل المربع.

وقد تناول كاربنتر، جاست، وشيل Carpenter, Just, & Schell (1990) في دراستهم الرائدة القواعد الخمس التي تفسر حل مفردات اختبار رفن:

1- **الثابت في الصف:** نفس العنصر (شكل، صفة، عنصر) يتواجد في الصف ولكن يتغير مكانه من عمود لآخر.

2- **توزيع ثلاث قيم:** ثلاثة عناصر متمايزة ومختلفة تتوزع بطرق مختلفة خلال الصف.

3- **التقدم الزوجي:** تغير ثابت يحدث في الحجم، الوضع، العدد وذلك بين كل شكلين متجاورين في الصف.

4- **جمع أو طرح الأشكال:** يضاف عنصر من عمود إلى عمود أو يطرح منه للوصول للقيمة الثالثة.

5- **توزيع قيمتين:** يتم توزيع عنصرين متمايزين خلال الصف والعنصر الثالث يكون فراغا.

ويرى Carpenter, Just, and Schell (1990) أن التمييز بين هذه القواعد الخمس ليس قاطعاً؛ فعلى سبيل المثال قاعدة جمع أو طرح الأشكال يمكن أن تحل المفردات التي تحل باستخدام قاعدة توزيع القيمتين. إلا أنه يمكن التمييز بين تلك القواعد بتصنيفها في مجموعتين رئيستين: المجموعة الأولى تتكون من القواعد الثلاث الأولى، وهي تستخدم في حل بعض من مفردات المجموعات (ب، ج، د). والمجموعة الثانية وهي تتكون من القاعدتين (4،5) وتستخدم في حل مفردات المجموعة (هـ) والمفردات الأخيرة من المجموعة (ج، د).

وقد تم تقنين الاختبار على بعض الأقطار العربية، تحديداً على العراق والمملكة العربية السعودية، كما قامت الهيئة النفسية العسكرية التابعة للقوات المسلحة المصرية بتقنينه على القوات المسلحة المصرية، كما تم تقنين الاختبار على عينة ممثلة للقطاع الجنوبي بمصر عام 1989 على عينة مكونة من (7264) مفحوصاً بمدى عمري يتراوح ما بين (65–8) سنة وقد سعت الدراسة إلى مقارنة معايير التقنين بين كل من البيئة المصرية والإنجليزية، وقد توصلت إلى وجود اختلافات بينهما. (في: منى ربيع الطنطاوي، 2000).

تم تقديم الاختبار للطلاب وطلب منهم الاستجابة في مدى زمني (ساعة) وغالباً ما كان الطلاب ينتهون من حل الاختبار قبل انتهاء الزمن المحدد.

نتائج الدراسة:

نتائج السؤال الأول: ما طبيعة البنية العاملية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن؟

للإجابة عن السؤال الأول، تم استكشاف طبيعة البيانات من خلال الإحصاء الوصفي، حيث تم حساب النسبة المئوية للإجابة الصحيحة ومعامل الالتواء لكل مفردة من مفردات الاختبار، ويوضح جدول (1) النسبة المئوية للإجابة الصحيحة ومعامل الالتواء لكل مفردة من المفردات الستين:

جدول (1) النسبة المئوية للإجابة الصحيحة
ومعامل الالتواء لمفردات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن

رقم المفردة	% للإجابة الصحيحة	م. الالتواء	رقم المفردة	% للإجابة الصحيحة	م. الالتواء
ا1	%99.3	11.714–	ج7	%87.7	2.297–
أ2	%99	10.108–	ج8	%64.6	0.610–
أ3	%98.2	7.203–	ج9	%83.3	1.790–
ا4	%98.6	8.441–	ج10	%54.2	0.168–
ا5	%98.4	7.753–	ج11	%53.6	0.145–
أ6	%98.5	7.964–	ج12	%9.2	2.824
ا7	%90.9	2.857–	د1	%96.9	5.421–
ا8	%82.3	1.693–	د2	%93.4	2.503–
أ9	%96.3	4.946–	د3	%90.6	2.791–
ا10	%89.9	2.126–	د4	%90.2	2.698–
ا11	%74.5	3,126–	د5	%.93	3.378–
ا12	%52	0.081–	د6	%88.3	2.390–
ب1	%99	10.108–	د7	%77.9	1.348–
ب2	%98.6	8.441–	د8	%80.4	1.532–
ب3	%96.3	4.887–	د9	%72.3	0.997–
ب4	%90.8	2.824–	د10	%75.6	1.195–
ب5	%82.4	1.708–	د11	%30.9	0.828
ب6	%76.4	1.246–	د12	%21.1	1.416
ب7	%78.8	1.410–	هـ1	%76.9	1.277–
ب8	%79.9	1.494–	هـ2	%59.9	0.404–
ب9	%82.8	1.744–	هـ3	%64.0	0.585–
ب10	%90.2	2.698–	هـ4	%56.6	0.268–
ب11	%82.6	1.722–	هـ5	%58.4	0.340–
ب12	%63.5	0.563–	هـ6	%44.2	0.235
ج1	%95.9	4.616–	هـ7	%35.7	0.596
ج2	%94.1	3.756–	هـ8	%30.7	0.836
ج3	%91.3	2.926–	هـ9	%24.5	1.184
ج4	%79.3	1.452–	هـ10	%14.9	1.970
ج5	%89.2	2.529–	هـ11	%5.5	3.917
ج6	%77.7	1.331–	هـ12	%12.7	2.242

يتضح من جدول (1) أن النسبة المئوية للإجابات الصحيحة لمفردات الاختبار الستين قد انحصرت ما بين (5.5% إلى 99.3%)، وذلك بمتوسط (73.06%) وانحراف معياري (25.97%). كما انحصرت معاملات الالتواء للمفردات الستين ما بين (–11.714 إلى 3.917) مما يعكس وجود عدد من

المفردات شديدة الالتواء[5] الأمر الذي سيكون له تأثير على مصفوفة معاملات الارتباط يحول دون تحليلها، كما تمت الإشارة له مسبقا. وقد تم استبعاد (15) مفردة من إجمالي مفردات الاختبار وذلك في ضوء قيم معاملات التوائها، حيث تم استبعاد المفردات التي يزيد معامل التوائها عن (± 3)، وقد تمثلت في المفردات التالية: المفردات من أ$_1$ إلى أ$_6$، أ$_9$، المفردات من ب$_1$: ب$_3$، المفردات ج$_1$، ج$_2$، د$_1$، د$_5$، هـ$_{11}$.

- تم التحقق من ثبات مفردات الاختبار (45) مفردة باستخدام معامل ثبات كيودر ريتشاردسون (20) Kuder & Richardson Formula 20 وقد بلغ معامل ثبات الاختبار ككل (0,904)، كما تراوحت معاملات ثبات المفردات ما بين (0,897، 0,902) مما يشير إلى تمتع الاختبار بدرجة ثبات مرتفعة.
- تم تنفيذ كافة إجراءات التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي باستخدام المفردات الاختبار (45 مفردة) فقط وذلك وفق الخطوات الآتية:

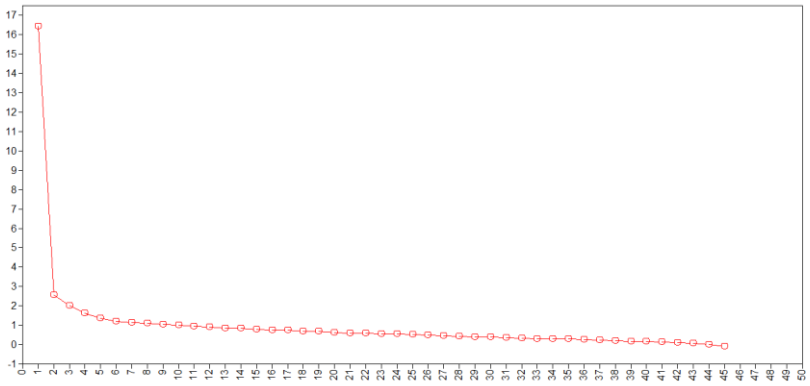
1- تحديد عدد العوامل:

في ضوء نتائج الدراسات السابقة التي سبق الإشارة لها في الإطار النظري للبحث، فقد تراوحت عدد العوامل التي يتكون منها اختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفن ما بين عامل عام.(2002) Çikrikçi-Demirtaşli، وخمسة عوامل Van Der Ven & Ellis (2000)، إلا أن العامل الخامس لم يكن معرفا في هذه الدراسة، كما تشبعت عليه خمس مفردات فقط، مما يصعب تكراره في دراسات لاحقة. لذا وبشكل مبدئي اختبرت الدراسة الحالية باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية أربعة حلول عاملية استكشافية (عامل عام، عاملين، ثلاثة عوامل، أربعة عوامل) وفاضلت بينهم في ضوء نتائج اختبار التراكم Scree Plot ومؤشرات جودة المطابقة، وذلك وفق الخطوات التالية:

أ-اختبار التراكم:

يشير شكل (1) إلى نتائج اختبار التراكم Scree Plot الذي أسفر عنه التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية باستخدام طريقة(WLSMV).

[5] وقد قامت الباحثة بالفعل بتنفيذ التحليل العاملي التوكيدي باستخدام كامل المفردات الستين، وقد أسفر التحليل عن مصفوفة ارتباط غير معرفة بشكل موجب، ومن ثم كان لزاما استبعاد المفردات شديدة الالتواء.



شكل (1) اختبار التراكم لاختبار المصفوفات المتتابعة المعيارية لرفن المكون من (45) مفردة باستخدام طريقة (WLSMV)

يتضح من شكل (1) وجود عشرة عوامل يزيد الجذر الكامن لكل منها عن الواحد الصحيح، كما يُلاحظ أن هناك سرعة في الهبوط من العامل الأول إلى الثاني في اختبار التراكم كبيرة جدا، وأن هناك استمرارية واتصال بعد العامل الرابع. نخلص من اختبار التراكم أن عدد العوامل المناسب هو أربعة عوامل. وتتفق هذه النتيجة مع ما أسفرت عنه نتائج التحليل العاملي الاستكشافي في دراسة Lynn, Allik, & Irwing (2004) التي توصلت إلى أحد عشر عاملاً، كما أشار اختبار التراكم إلى بنية عاملية ثلاثية العوامل للاختبار، كما اتفقت مع نتائج دراسة Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn 2015 التي دعمت البنية العاملية ثلاثية العوامل أيضاً. كما اختلفت مع نتائج دراسات كل من (Van der Ven and Ellis,2000 ; Çikrikçi-Demirtaşli , 2002) حيث دعمت الدراسة الأولى نموذج البنية العاملية المكونة من خمسة، بينما دعمت الدراسة الثانية عوامل العامل العام.

ب- مؤشرات جودة المطابقة باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية: تمت المقارنة بين أربعة حلول عاملية (عامل واحد، عاملين، ثلاثة عوامل، أربعة عوامل) للمفردات الخمس والأربعين لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن وذلك باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLSMV) للتقدير من خلال برنامج Mplus.

ويوضح جدول (2) مؤشرات جودة المطابقة للحلول العاملية الاستكشافية الأربعة باستخدام طريقة (WLSMV):

جدول (2)

مؤشرات جودة المطابقة للحلول العاملية الاستكشافية (عامل واحد، عاملين، ثلاثة عوامل، أربعة عوامل) لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLSMV).

النموذج	χ^2	درجات الحرية	الدلالة	Relative χ^2	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
العامل الواحد	2337.355	945	0.01	2.473	0.918	0.914	0.034	0.075
العاملين	1594.139	901	0.01	1.769	0.959	0.955	0.025	0.061
العوامل الثلاثة	1256.547	858	0.01	1.464	0.977	0.973	0.019	0.051
العوامل الأربعة	988.842	816	0.01	1.211	0.990	0.988	0.013	0.044

يتضح من جدول (1) ما يلي: أنه وعلى الرغم من أن مؤشر χ^2 دال إحصائيا للنماذج الأربعة؛ إلا أن بقية مؤشرات جودة المطابقة تدل على جودة مطابقة للنماذج الأربعة. وهذه النتيجة منطقية حيث تتأثر قيمة مؤشر χ^2 بحجم العينة؛ فكلما كبر حجم العينة كان احتمال رفض النموذج كبيراً، لذا سعى الباحثون إلى التوصل لمؤشرات جودة مطابقة إضافية أقل تأثيراً بهذه الحدود التي تقيد مؤشر χ^2، وفيما يلي توضيح لنتائج مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة في الدراسة الحالية:

1. **تشير نتائج الدراسة** الحالية إلى عدم تجاوز نموذج (العاملين، العوامل الثلاثة، العوامل الأربعة) لنسبة (2: 1)، فكانت قيمة المؤشر (1.769، 1.464، 1.211) على التوالي. بينما كانت قيمة مؤشر χ^2 النسبي لنموذج العامل الواحد (2,473) إلا أن قيم مؤشر χ^2 النسبي لنموذج العوامل الثلاثة، والعوامل الأربعة اتسم بالصغر مقارنة بالنموذجين الآخرين مما يشير إلى ملاءمة ومطابقة هذين النموذجين للبيانات في ضوء نتائج هذا المؤشر.
2. **بالنسبة لقيمة مؤشر**: (CFI) لنماذج (العاملين العوامل الثلاثة، العوامل الأربعة) فبلغت (0.959، 0.990،0.977) على التوالي، بينما لم يصل النموذج الأحادي لنقطة القطع (0,95) مما يدعم ملاءمة تلك النماذج الثلاثة

للبيانات في ضوء هذا المؤشر، مع تميز النموذج الرباعي بالمقارنة بالنموذج الثنائي والثلاثي العوامل.

3. **بالنسبة لقيمة مؤشر**: (TLI) لنماذج (العاملين، العوامل الثلاثة، العوامل الأربعة) فبلغت (0,955، 0,988،0,973) على التوالي، بينما لم يصل النموذج الأحادي لنقطة القطع (0,95) حيث بلغ قيمة المؤشر له(0,914)، مما يدعم ملاءمة تلك النماذج الثلاثة للبيانات في ضوء هذا المؤشر، مع تميز النموذج الرباعي بالمقارنة بالنموذج الثنائي والثلاثي العوامل.
4. **بالنسبة لقيمة مؤشر** (RMSEA) للنماذج الأربعة، فقد تحققت المطابقة الممتازة للنموذج الثلاثي والرباعي العوامل، حيث تحققت في قيمة المؤشر للنموذجين الثلاثي والرباعي نقطة القطع (أقل من 0.01) فكانت (0.019، 0,013) على التوالي. إلا أن كل من النموذج أحادي العامل، وثلاثي العوامل تمتعا بمطابقة جيدة للبيانات وفق هذا المؤشر حيث بلغت قيمة المؤشر لهما (0.034، 0.025) على التوالي. وتدعم هذه النتيجة تميز النموذجين الثلاثي والرباعي مقارنة بالنموذجين الأحادي والثنائي العوامل في ضوء هذا المؤشر.
5. فيما يخص مؤشر (SRMR) للنموذجين الأحادي، والثنائي العوامل، فلم يحقق النموذجان نقطة القطع المناسبة ($\leq$ 0.05) حيث بلغت (0.075، 0.061) لهما على التوالي، بينما بلغت قيمة المؤشر لنموذجي العوامل الثلاثة، والعوامل الأربعة (0.051، 0.044) على التوالي، مما يشير إلى مطابقة النموذجين للبيانات مقارنة بالنموذجين الأحادي والثنائي العوامل.

يتضح من نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية، وذلك في ضوء نتائج مؤشرات جودة المطابقة إلى جودة مطابقة نموذجي (العوامل الثلاثة، والعوامل الأربعة) للبيانات مقارنة بالنموذجين (الأحادي، والثنائي العوامل)، وذلك يرجع للأسباب التالية:

أ–لم يتحقق للنموذج أحادي العامل مؤشرات جيدة للمطابقة؛ حيث لم تصل مؤشرات(χ Relative) (CFI, TLI & SRMR إلى نقاط القطع التي تؤيد مطابقة النموذج للبيانات، لذا تم رفض هذا النموذج.

ب– يتضح من قيمة مؤشر (SRMR) للنموذج الثنائي العامل أنها لم تصل إلى نقطة القطع (أقل من (0.05) التي تؤيد مطابقة النموذج، ومن ثم تم رفض النموذج ثنائي العامل.

ج– يتضح أن النموذجين (ثلاثي العوامل، والنموذج رباعي العوامل) كلاهما يتمتع بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة وذلك فيما يتعلق بمؤشرات ,CFI ,

(Relative χ^2 (TLI,RMSEA & SRMR، ويوضح جدول (3) تشبعات مفردات الاختبار (45) على العوامل الثلاثة التي أسفر عنها التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية باستخدام طريقة (WLSMV).

جدول (3)

تشبعات مفردات اختبار رفن (45) على العوامل الثلاثة التي أسفر عنها التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية باستخدام طريقة (WLSMV).[6]

المفردة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	المفردة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث
أ7	0.506			ج12			0.781
أ8	0.328			د2		0.936	
أ10	0.543			د3		0.784	
أ11	0.530			د4		0.742	
أ12	0.511			د6		0.775	
ب4	0.492			د7		0.534	
ب5	0.545			د8		0.700	
ب6	0.490			د9		0.629	
ب7	0.303			د10		0.654	
ب8		0.475		د11	–	–	–
ب9		0.538		د12	–	–	–
ب10		0.491		هـ1		0.451	
ب11		0.487		هـ2			0.485
ب12		0.370		هـ3			0.481
ج3		0.681		هـ4			0.698
ج4		0.498		هـ5			0.704
ج5		0.572		هـ6			0.562
ج6		0.429		هـ7			0.381
ج7		0.486		هـ8	–	–	–
ج8	–	–	–	هـ9			0.675
ج9		0.536		هـ10			0.602
ج10		0.305		هـ12	–	–	–
ج11		0.300					

يتضح من نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية أن (40) مفردة من مفردات اختبار رفن للمصفوفات المعياري قد تشبعت على العوامل الثلاثة للنموذج ثلاثي العوامل، ويتضح تشبع المفردة ب11 فقط على أكثر من عامل Cross Loading وهما العاملين الأول والثاني، إلا أنها تشبعت بشكل

[6] تم حذف تشبعات المفردات التي قلت تشبعاتها عن (0,3) من جدول (3).

أكبر على العامل الثاني، بينما لم تتشبع خمس مفردات: ج8، د11، د12، هـ8، هـ12 على أي من العوامل الثلاثة بتشبع (0,3 فأكثر).

التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى: تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، وذلك بهدف التحقق من نتائج الحل العاملي الذي أسفر عنه التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية، وانطلاقاً من مبدأ أن البيانات التصنيفية لابد وأن تعالج باستخدام طرق في التقدير تتناسب وطبيعتها، فقد تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى من خلال برنامج Mplus باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة للتقدير. Weighted Least Square Parameter Estimation (WLSMV) التي سبق وأشرنا أنها تتناسب وطبيعة البيانات التصنيفية الثنائية. وقد تمت مقارنة النماذج الأربعة (عامل واحد، عاملين، ثلاثة عوامل، أربعة عوامل) التي أسفر عنها التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى وذلك في ضوء نتائج مؤشرات جودة المطابقة لكل نموذج من النماذج الأربعة، ويوضح جدول (4) مؤشرات جودة المطابقة للنماذج الأربعة كالتالي:

جدول (4)

مؤشرات جودة المطابقة للحلول العاملية (عامل واحد، عاملين، ثلاثة عوامل، أربعة عوامل) لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن (45 مفردة) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي بطريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLSMV).

النموذج	χ^2	درجات الحرية	الدلالة	Relative χ^2	CFI	TLI	RMSEA	WRMR
العامل الواحد	2305.073	860	0.000	2.680	0.913	0.909	0.037	1.504
العاملين	1819.849	739	0.000	2.462	0.932	0.928	0.034	1.403
نموذج العوامل الثلاثة	1328.426	737	0.000	1.802	0.961	0.950	0.025	1.161
العوامل الأربعة	1237.506	738	0.000	1.986	0.951	0.955	0.028	1.216

يتضح من جدول (4) ما يلي: أنه على الرغم من أن مؤشر χ^2 دال إحصائيا للنماذج الأربعة؛ إلا أن بقية مؤشرات جودة المطابقة استطاعت أن تميز بين النماذج الأربعة من حيث درجة مطابقتها للبيانات، وفيما يلي توضيح لنتائج مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة في الدراسة الحالية.

6. بالنسبة لمؤشر χ^2 النسبي Relative chi-square أو χ^2 الاعتدالي Normed chi-square فتشير نتائج الدراسة الحالية إلى تجاوز كل من نموذج

العامل الواحد ونموذج العاملين لنسبة (2: 1)، إلا أن مؤشر χ^2 النسبي لنموذج الثلاثة عوامل قد بلغ أقل قيمة له (1.802: 1) وهو يقل عن قيمة نظيره للنموذج الرباعي العوامل مقارنة بالنموذجين الآخرين مما يشير إلى ملائمة ومطابقة كل النموذج الثلاثي العوامل، والنموذج الرباعي العامل للبيانات مقارنة بالنموذجين الأحادي والثنائي العامل.

7. بالنسبة لقيمة مؤشر: (CFI) لنماذج (العامل الواحد، والعاملين) فبلغت (0.913، 0.932) على التوالي، مما يشير إلى عدم ملاءمتهما في ضوء هذا المؤشر. بينما بلغت قيمة المؤشر للنموذجين الثلاثي والرباعي العوامل (0,961، 0,958) على التوالي مما يدعم ملاءمة هذين النموذجين للبيانات في ضوء هذا المؤشر، حيث تجاوز المؤشر نقطة القطع (0.95).
8. بالنسبة لقيمة مؤشر: (TLI) لنماذج (العامل الواحد، والعاملين) فبلغت (0.909، 0.921) على التوالي، مما يشير إلى عدم ملاءمتهما في ضوء هذا المؤشر. بينما بلغت قيمة المؤشر للنموذجين الثلاثي والرباعي العوامل (0.959، 0.955) على التوالي مما يدعم ملاءمة هذين النموذجين للبيانات في ضوء هذا المؤشر حيث تجاوز المؤشر نقطة القطع (0.95).
9. بالنسبة لقيم مؤشر (RMSEA) فقد كانت قيمه منخفضة للنماذج الأربعة حيث بلغ (0.037، 0.034، 0.025، 0.028) على التوالي، وتشير هذه القيم إلى مطابقة جيدة للنماذج الأربعة، إلا أن نموذج العوامل الثلاثة كان صاحب أقل مؤشر (RMSEA) مقارنة بالنماذج الثلاثة الباقية.
10. بالنسبة لقيم مؤشر (WRMR) للنماذج الأربعة فقد تراوحت ما بين (1.504، 1.161) للنموذج أحادي العامل، والنموذج الثلاثي العوامل على التوالي، وتشير هذه القيم إلى أن النموذج الثلاثي هو النموذج الأكثر مطابقة مقارنة بالنماذج الثلاثة الباقية.

يتضح من العرض السابق لمؤشرات جودة المطابقة التي أسفر عنها التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى للنماذج العاملية الأربعة أن هناك دليلاً إضافياً على مطابقة النموذج الثلاثي العوامل؛ فقد حظي بأقل قيم لكل من مؤشرات Relative chi-square، RMSEA، WRMR، كما حظي بأكبر قيم لمؤشري CFA, TLI وذلك مقارنة بالنماذج الثلاثة الأمر الذي يشير إلى أن النموذج ثلاثي العوامل هو الأكثر ملاءمة ومطابقة للبيانات.

وتتفق النتائج المتعلقة بالبنية للنموذج الثلاثي والرباعي العوامل لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن مع نتائج دراسات (Lynn, Allik, & Irwing, 2004) التي دعمت البنية العاملية الثلاثية العوامل مقارنة بالبنية العاملية رباعية العوامل للاختبار، بينما اختلفت مع نتائج دراسة(2000) Van der Ven and Ellis التي توصلت إلى بنية عاملية مكونة من خمسة عوامل.

وبذلك فإنه في ضوء الخطوتين السابقتين (اختبار التراكم والتحليل العاملي الاستكشافي، والتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى) تمت الإجابة عن السؤال الأول من منظور تكاملي بين طرق التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي.

نتائج السؤال الثاني: هل اختبار المصففات المتتابعة المعياري لرفن ذو بنية عاملية هرمية تتكون من عوامل من الدرجة الأولى تتشبع على عامل عام من الدرجة الثانية؟

للإجابة عن السؤال الثاني قامت الباحثة بما يلي:

أ- تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية لغايتين؛ الأولى تتمثل في التوصل لأدلة إضافية تدعم أي من النماذج العاملية (الثلاثي، والرباعي العوامل) إضافة إلى الأدلة التي عرضت في التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى. وقد تمثلت تلك الأدلة في مؤشرات جودة المطابقة للنموذجين العامليين من الدرجة الثانية. أما الهدف الثاني من هذه الخطوة فهو استخدام الحلول التي سيسفر عنها التحليل العاملي من الدرجة الثانية في التحقق من البنية الهرمية للاختبار باعتبارها متطلبا لحساب تحويل Leiman – Schmid Transformation

ب- تم استخدام تحويل Leiman– Schmid Transformation لتقديرات النموذج العاملي من الدرجة الثانية للتوصل إلى النموذج العاملي الهرمي لاختبار رفن للمصفوفات المتتابعة المعياري. وفيما يلي تفصيل للخطوتين:

أولا- التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية

Second-Order Confirmatory Factor Analysis

في ضوء نتائج مؤشرات جودة المطابقة للنموذجين الثلاثي والرباعي العوامل باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى توصلت الدراسة إلى ملاءمة هذين النموذجين مقارنة بالنموذج الأحادي والثنائي العامل، كما أن نتائج مؤشرات جودة المطابقة أشارت إلى أن

النموذج ثلاثي العوامل أكثر مطابقة للبيانات مقارنة بالنموذج رباعي العوامل. وفي سبيل تقديم دليل إضافي للتثبت من ملاءمة أي من النموذجين لبيانات الدراسة، تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية للنموذجين وذلك باعتبارهما أفضل النماذج الأربعة مطابقة للبيانات، وفي ضوء قيم مؤشرات جودة المطابقة لكلا النموذجين من الدرجة الثانية سيتم تحديد النموذج الأكثر ملاءمة للبيانات، كما سيتم التحقق من إمكانية أن تتشبع مفردات الاختبار على عامل عام من الدرجة الثانية (الذكاء). ويوضح جدول (5) نتائج مؤشرات جودة المطابقة للنموذجين الثلاثي ورباعي العوامل باستخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية بطريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLSMV).

جدول (5)

مؤشرات جودة المطابقة للنماذج العاملية (ثلاثة عوامل، أربعة عوامل) لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن (45 مفردة) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية بطريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLSMV).

النموذج	χ^2	درجات الحرية	الدلالة	Relative χ^2	CFI	TLI	RMSEA	WRMR
العوامل الثلاثة	1318.960	**738**	**0.000**	**1.786**	**0.952**	**0.960**	**0.025**	**1.162**
العوامل الأربعة	1318.038	**626**	**0.000**	**2.105**	**0.952**	**0.949**	**0.030**	**1.293**

يتضح من جدول (5) ما يلي: إنه على الرغم من الدلالة الإحصائية لمؤشر مربع *كا*، إلا أن بقية مؤشرات جودة المطابقة تستطيع أن تميز بين النموذجين بشكل جيد وتحدد أيهما أكثر مطابقة للبيانات وذلك على النحو التالي:

1. بالنسبة لمؤشر χ^2 النسبي Relative chi-square أو χ^2 الاعتدالي Normed chi-square فتشير نتائج الدراسة الحالية إلى تجاوز كل من نموذج العامل الأربعة عوامل لنسبة (2: 1)، إلا أن مؤشر χ^2 النسبي لنموذج الثلاثة عوامل بلغ (1,786: 1)، مما يشير إلى ملاءمة ومطابقة النموذج الثلاثي العوامل مقارنة بالنموذج الرباعي للبيانات في ضوء هذا المؤشر.
2. **بالنسبة لقيمة مؤشر**: (CFI) فقد تخطت قيم المؤشر لكلا النموذجين نقطة القطع (0.95) للنموذجين، إلا أن قيمة المؤشر للنموذج الثلاثي كانت أفضل

(0.962) مقارنة بالنموذج الرباعي، مما يدعم ملاءمة النموذج الثلاثي العوامل للبيانات في ضوء هذا المؤشر.

3. **بالنسبة لقيمة مؤشر**: (TLI) للنموذج رباعي العوامل فبلغ (0.949)، مما يشير إلى عدم ملاءمته للبيانات نظراً لأنها لم تصل لنقطة القطع التي تدل على المطابقة الجيدة للبيانات (0.95). بينما بلغت قيمة المؤشر للنموذج الثلاثي العوامل (0.960) مما يدعم ملائمة النموذج للبيانات في ضوء هذا المؤشر.
4. **بالنسبة لقيم مؤشر** (RMSEA) فقد كانت قيمة منخفضة لكلا النموذجين ثلاثي ورباعي العوامل، فبلغ (0.025، 0.030) على التوالي، وتشير هذه القيم إلى مطابقة ممتازة للنموذجين، إلا أن نموذج العوامل الثلاثة كان صاحب أقل لمؤشر (RMSEA) مقارنة بالنموذج الرباعي العوامل.
5. **بالنسبة لقيم مؤشر** (WRMR) لكلا النموذجين الثلاثي والرباعي العوامل فإنها بلغت (1.161، 1.293) على التوالي. وتشير هذه القيم إلى أن النموذج الثلاثي هو النموذج الأكثر مطابقة مقارنة بالنموذج الرباعي العوامل.

يتضح من العرض السابق لمؤشرات جودة المطابقة التي أسفر عنها التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية للنموذجين ثلاثي ورباعي العوامل أن التأييد يتزايد للنموذج ثلاثي العوامل؛ فقد حظي بأقل قيم لكل من مؤشرات Relative chi-square، RMSEA، WRMR، كما حظي بأكبر قيم لمؤشري CFA, TLI وذلك مقارنة بالنموذج رباعي العوامل، كما أن النموذج الرباعي لم يحقق الحد الأدنى اللازم للمطابقة لمؤشري Relative chi-square, TLI، الأمر الذي يشير إلى أن النموذج ثلاثي العوامل هو الأكثر ملاءمة ومطابقة للبيانات.

لذا ففي ضوء نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات التصنيفية، والتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى والثانية توصلت الدراسة الحالية إلى أن النموذج ثلاثي العوامل هو الأكثر مطابقة للبيانات وذلك للأسباب التالية:

1–من الناحية النظرية، فقد اشتمل النموذج الثلاثي على ثلاثة عوامل تكررت في جانب من الدراسات السابقة (Lynn, Allik, & Irwing, 2004 ; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015) كما أن العوامل الثلاثة يمكن تفسيرها ولها مدلول نظري واضح مقارنة بالنموذج الرباعي الذي تضمن بداخله نفس العوامل الثلاثة، بالإضافة إلى عامل آخر اشتمل على عدد من المفردات المتشبعة عليه وعلى أحد العوامل الباقية أو بعض منها Cross- Loading؛

لذا فاحتمال تكرار وثبات البنية العاملية للنموذج الثلاثي تفضل نَظِيرَتهَا للنموذج الرباعي العوامل.

2-على الرغم من تمتع كلا النموذجين (ثلاثي العوامل، ورباعي العوامل) بمؤشرات جودة مطابقة جيدة، إلا أن النموذج الأكثر بساطة More Parsimonious Model هو النموذج ثلاثي العوامل مقارنة بالنموذج رباعي العوامل.

وعلى هذا النحو تتبنى الدراسة الحالية النموذج العاملي المكون من ثلاثة عوامل: استمرارية الجشطلت، القدرة البصرية المكانية، الاستدلال التحليلي اللفظي. وفيما يلي تفسير وشرح لهذه العوامل:

1-استمرارية الجشطلت: Gestalt Continuation تم تعريف العامل الأول الذي أسفر عنه التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي "باستمرارية الجشطلت"، فهو يتطلب توظيف مبدأ الاستمرار في نظرية الجشطلت في حل المفردات. فيرتبط هذا العامل بالمفردات التي يتطلب حلها إدراك الشكل أو الصيغة (وهو ما تعنيه الكلمة الألمانية: جشطلت) وتحديد الجزء المتبقي لاستكمال الشكل دون استخدام الاستدلال. وهو يقابل عامل استمرارية الجشطلت لدى .Van der Ven & Ellis (2000)، وعامل استمرارية الجشطلت لدى كل من (Lynn, Allik, & Irwing, 2004; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015)

وقد تشبعت على هذا العامل كما يتضح من نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، والتحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى تسع مفردات هي: المفردات (أ7، أ8، أ10، أ11، أ12، ب4 إلى ب7)، بينما تشبعت في دراسة Van Der Ven & Ellis (2000) المفردات من أ3 إلى أ12، ب3، ب5، ب6، ب7 على عامل استمرارية الجشطلت. أيضاً تشبعت في دراسة Lynn, Allik, & Irwing, 2004 المفردات من أ7 على أ12، والمفردات من ب1 إلى ب4، والمفردات من ج1 إلى ج3 على ذات العامل. وبتفحص هذه النتائج نجد أن دراسة Lynn, Allik, & Irwing, 2004 قد استبعدت المفردات من أ1 إلى أ6 من تحليلاتها نظراً لأن توزيعاتها كانت ملتوية بشدة مما ترتب عليه صعوبة تحليلهما وتصنيفهما. وعلى نفس النهج استبعدت دراسة Van der Ven & Ellis (2000) المفردات الأولى والثانية لذات السبب؛ ويفسر Lynn, Allik, & Irwing (2004)

ذلك بأن المفردة أ$_1$ على سبيل المثال استخدمت للتدريب ويفترض أن يجيب عنها أي فرد (نسبة من أجاب عنها بشكل صحيح 99.3 في دراستهم والدراسة الحالية).

وقد يرى البعض(Vigneau & Bors,2005) أن العامل الأول هو عامل تشبعت عليه المفردات السهلة ولا يعبر عن استمرارية الجشطلت. وما يدعم استبعاد هذا التفسير، أن الباحثة قامت بحساب معاملات ارتباط بيرسون بين متوسط النسب المئوية للإجابات الصحيحة لكل مفردة من المفردات المتشبعة على العامل (جدول1)، وتشبع المفردة على العامل الذي يمثلها من العوامل الثلاثة (جدول3) فبلغت معاملات الارتباط: (0.016، 0.015، 0.344) على التوالي للعوامل الثلاثة، مما يشير إلى أن صعوبة المفردة كانت أقل اهمية للعامل الأول لأن معامل ارتباطها ضعيف جدا.

وبفحص المفردات التي تشبعت في الدراسة الحالية على عامل استمرارية الجشطلت نجد أنها يمكن حلها باستمرارية الجشطلت، وجدير بالذكر أن (8) مفردات من مجموع (9) مفردات التي تشبعت على هذا العامل في الدراسة الحالية قد تشبعت على نفس العامل في دراستي (Van Der Ven and Ellis, 2000; Lynn, Allik, & Irwing , 2004)

2–**القدرة البصرية المكانية** Visuospatial ability

تم تسمية العامل الثاني الذي أسفر عنه التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي بعامل "القدرة البصرية المكانية"، ويرتبط هذا العامل بالمفردات التي يتطلب حلها القدرة على إدراك وتنظيم وفهم وتصور العلاقات المكانية بين الموضوعات أو الأشكال بصرياً. فحل هذه المفردات يمكن التوصل إليه إدراكياً. وقد أسفرت دراسة DeShon, Chan, & Weissbein, (1995) عن ذات العامل بالنسبة لاختبار المصفوفات المتتابعة المتقدمة لرفن. كما أنه يقابل عامل القدرة البصرية المكانية لدى كل من (Lynn, Allik, & Irwing, 2004; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015)

أسفر نتائج التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي معا عن تشبع (22) مفردة على عامل القدرة البصرية المكانية تمثلت في من ب8 إلى ب12، ومن ج3 إلى ج7، ومن ج9، ج11، من د2 إلى د4، كن د6 إلى د10، ثم هـ1. بينما تشبعت في دراسة Lynn, Allik, & Irwing (2004) المفردات من ب$_5$ إلى ب$_{11}$،

ومن ج5 الى ج9، ومن د1 الى د10، هـ1 على ذات العامل. ونلاحظ أن هناك تشابها كبيرا بين نتائج الدراسة الحالية ودراسة(2004) Lynn, Allik, & Irwing حيث تشبعت (17) مفردة من المفردات الاثنين والعشرين على ذات العامل في كلا الدراستين. وجميع المفردات الاثنين والعشرين استخدمت القدرة البصرية المكانية لحلها؛ إلا أن المفردات: ج3، ج4، من ج9 إلى ج11 تحتاج لحلها إلى قدر بسيط من القدرة التحليلية Analytical Ability، إلا أن الحل لهذه المفردات يرتكز وبقوة على القدرة البصرية المكانية.

3- الاستدلال التحليلي اللفظي Analytic Reasoning:

أسفر التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي عن عامل ثالث عُرف باسم الاستدلال التحليلي اللفظي، وقد أسفرت دراسة DeShon., Chan, & Weissbein,. (1995). عن نفس العامل وذلك بالنسبة لاختبار المصفوفات المتتابعة المتقدمة لرفن. كما أسفرت دراستا (Lynn, Allik, & Irwing, 2004; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015) عن ذات العامل أيضاً. ومبررات هذه التسمية ترجع إلى أن المفردات التي تشبعت على هذا العامل هي مشكلات يحتاج حلها إلى التوصل إلى مفهوم لفظي Verbal Concept من خلال الاستدلال مثل الطرح أو الجمع أو نمط المتسلسلة ..الخ، فلابد من تحليل المفردة بالاستعانة بالاستدلال لحلها.

وقد تشبعت في الدراسة الحالية تسعة مفردات هي ج12، والمفردات من هـ2 إلى هـ9، والمفردة هـ11 على هذا العامل، وجميع هذه المفردات تحل تماما بالاستدلال التحليلي اللفظي. وتشبعت في دراسة(2004) Lynn, Allik, & Irwing المفردات من ج12،د12، والمفردات هـ2، هـ3، هـ4، والمفردات من هـ6 إلى هـ12 على ذات العامل. ونلاحظ أن هناك تشابها كبيرا بين نتائج الدراسة الحالية ودراسة Lynn, Allik, & Irwing (2004) حيث تشبعت (8) مفردات من المفردات التسع على ذات العامل في كلا الدراستين.

ويوضح جدول (6) نتائج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية للنموذج ثلاثي العوامل؛ حيث تشبعات المفردات بالعوامل التي تنتمي إليها، ومعاملات الارتباط بين العوامل الثلاثة.

جدول (6) نتائج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية للبيانات التصنيفية باستخدام طريقة (WLSMV) للنموذج ثلاثي العوامل.

المفردة	استمرارية	القدرة	الاستدلال	المفردة	استمرارية	القدرة	الاستدلال

	الجشطلت	البصرية المكانية	التحليلي اللفظي		الجشطلت	البصرية المكانية	التحليلي اللفظي
ا7	0.784			ج10		0.507	
ا8	0.416			ج11		0.491	
ا10	0.570			ج12			0.495
ا11	0.618			د2		0.856	
ا12	0.563			د3		0.767	
ب4	0.723			د4		0.771	
ب5	0.755			د6		0.778	
ب6	0.639			د7		0.641	
ب7	0.592			د8		0.628	
ب8		0.722		د9		0.648	
ب9		0.705		د10		0.716	
ب10		0.881		هـ1		0.649	
ب11		0.656		هـ2			0.694
ب12		0.618		هـ3			0.778
ج3		0.770		هـ4			0.809
ج4		0.556		هـ5			0.852
ج5		0.771		هـ6			0.636
ج6		0.558		هـ7			0.561
ج7		0.782		هـ9			0.625
ج9		0.617		هـ10			0.486

معامل ارتباط العوامل من الدرجة الأولى بالعامل العام من الدرجة الثانية	
0.827	استمرارية الجشطلت
0.921	القدرة البصرية المكانية
0.822	الاستدلال التحليلي اللفظي

يتضح من جدول (6) أن المفردات تشبعت بشكل قوي على العوامل التي تمثلها؛ فقد انحصرت تشبعات مفردات عامل استمرارية الجشطلت ما بين (0.416، 0.784)، كما انحصرت تشبعات مفردات عامل القدرة البصرية المكانية ما بين (0.491، 0.856)، أيضاً انحصرت تشبعات مفردات عامل الاستدلال التحليلي اللفظي ما بين (0.486، 0.852). وهي في مجملها معاملات قوية. وقد اتسمت معاملات الارتباط بين العوامل من الدرجة الأولى (استمرارية الجشطلت، القدرة البصرية المكانية، الاستدلال التحليلي اللفظي) والعامل العام من الدرجة الثانية (الذكاء) بكونها معاملات قوية أيضاً، حيث بلغت (0.827، 0.921، 0.822) على التوالي. وتشير هذه النتيجة إلى أن العامل العام من الدرجة الثانية (الذكاء) استطاع أن يفسر (68%، 85%، 68%) من التباين في درجات العوامل من الدرجة الأولى (استمرارية الجشطلت، القدرة البصرية المكانية، الاستدلال التحليلي اللفظي).

ثانياً–استخدام تحويل Leiman– Schmid Transformation **لتقديرات النموذج العاملي من الدرجة الثانية:** تمت الإشارة آنفا إلى أن النماذج العاملية الهرمية تتم بناء على الحل الذي يقترحه النموذج العاملي من الدرجة الأعلى، لذا فقد تم استخدام تحويل Leiman– Schmid Transformation الذي يعتمد في حساباته بشكل أساسي على الحل الذي يقدمه النموذج العاملي من الدرجة الأعلى (الثانية في حالة الدراسة الحالية) للتوصل إلى النموذج العاملي الهرمي لاختبار رفن للمصفوفات المتتابعة المعياري.

ويوضح جدول (7) تحويل Leiman– Schmid Transformation لتقديرات النموذج العاملي من الدرجة الثانية للتوصل إلى النموذج العاملي الهرمي لاختبار رفن للمصفوفات المتتابعة المعياري. والفكرة الأساسية في هذا التحويل هو تحليل التباين الكلي للمفردة إلى ثلاثة مكونات:

أ–التباين المفسر بالعامل العام من الدرجة الأعلى (الثانية) (الخلية: D).

ب– التباين المفسر بالعوامل من الدرجة الأولى (الخلية: G).

ج–تباين المفردة غير المفسر بالعوامل (من الدرجة الأولى والثانية) (الخلية: H)

جدول (7) تحويل Leiman– Schmid Transformation
لتقديرات النموذج العاملي من الدرجة الثانية

المفردة	A تشبعات المفردة بالعامل من الدرجة الأولى	B تشبعات المفردة بالعامل من الدرجة الثانية	C مجمع التباين المفسر بالعوامل A^2	D تباين المفردة المفسر بالعامل العام من الدرجة الثانية $(A*B)^2$	E الجذر التربيعي للتباين غير المفسر للعوامل من الدرجة الأولى $\sqrt{(1-B2)}$	F براقي تشبعات العامل من الدرجة الأولى A*E	G تباين المفردة المفسر بالعامل من الدرجة الأولى F^2	H تباين المفردة الغير مفسر بالعوامل 1 – (D +G)
استمرارية الجشطلت:								
أ7	0.784	0.827	0.615	0.420	0.562	0.441	0.194	0.385
أ8	0.416	0.827	0.173	0.118	0.562	0.234	0.055	0.827
أ10	0.570	0.827	0.325	0.222	0.562	0.320	0.103	0.675
أ11	0.618	0.827	0.382	0.261	0.562	0.347	0.121	0.618
أ12	0.563	0.827	0.317	0.217	0.562	0.317	0.100	0.683
ب4	0.723	0.827	0.523	0.358	0.562	0.406	0.165	0.477
ب5	0.755	0.827	0.570	0.390	0.562	0.424	0.180	0.430
ب6	0.639	0.827	0.408	0.279	0.562	0.359	0.129	0.592
ب7	0.592	0.827	0.350	0.240	0.562	0.333	0.111	0.650
الإدراك المكاني البصري:								
ب8	0.722	0.921	0.521	0,442	0,390	0,281	0,079	0,479
ب9	0.705	0.921	0.450	0,422	0,390	0,275	0,075	0,503
ب10	0.881	0.921	0.776	0,658	0,390	0,343	0,118	0,224
ب11	0.656	0.921	0.430	0,365	0,390	0,256	0,065	0,570
ب12	0.618	0.921	0.382	0,324	0,390	0,241	0,058	0,618
ج3	0.770	0.921	0.592	0,503	0,390	0,300	0,090	0,407
ج4	0.556	0.921	0.309	0,262	0,390	0,217	0,047	0,691
ج5	0.771	0.921	0.594	0,504	0,390	0,300	0,090	0,406
ج6	0.558	0.921	0.311	0,264	0,390	0,217	0,047	0,689
ج7	0.782	0.921	0.611	0,519	0,390	0,305	0,093	0,388
ج9	0.617	0.921	0.380	0,323	0,390	0,240	0,058	0,619
ج10	0.507	0.921	0.257	0,218	0,390	0,198	0,039	0,743
ج11	0.491	0.921	0.241	0,204	0,390	0,191	0,037	0,759
د2	0.856	0.921	0.733	0,621	0,390	0,333	0,111	0,267
د3	0.767	0.921	0.588	0,499	0,390	0,299	0,089	0,412
د4	0,771	0,921	0,594	0,504	0,390	0,300	0,090	0,406
د6	0,778	0,921	0,605	0,513	0,390	0,303	0,092	0,395
د7	0,641	0,921	0,410	0,348	0,390	0,250	0,062	0,589
د8	0,628	0,921	0,394	0,334	0,390	0,245	0,060	0,606
د9	0,648	0,921	0,419	0,356	0,390	0,252	0,064	0,580
د10	0,716	0,921	0,513	0,435	0,390	0,279	0,078	0,487
هـ1	0.649	0.921	0.421	0.357	0.390	0.253	0.064	0.579
الاستدلال التحليلي:								
ج12	0.495	0.822	0.245	0.166	0.569	0.282	0.079	0.755
هـ2	0.694	0.822	0.482	0.325	0.569	0.395	0.156	0.518
هـ3	0.778	0.822	0.602	0.410	0.569	0.443	0.196	0.395
هـ4	0.809	0.822	0.654	0.422	0.569	0.461	0.212	0.346
هـ5	0.852	0.822	0.725	0.490	0.569	0.485	0.235	0.275
هـ6	0,636	0.822	0.404	0.273	0.569	0.362	0.131	0.596
هـ7	0.561	0.822	0.315	0.213	0.569	0.319	0.102	0.685
هـ9	0.625	0.822	0.391	0.264	0.569	0.356	0.127	0.609
هـ10	0.486	0.822	0.236	0.160	0.569	0.277	0.07	0.764

يتضح من جدول (7) ما يلي:

6. توضح الخلية (A) التشبعات المعيارية للمفردة بالعوامل من الدرجة الأولى Standardized First – Order Factor Loading وذلك لمفردات الاختبار، كما توضح الخلية (B) التشبعات المعيارية للمفردة بالعامل العام من الدرجة الثانية (الذكاء العام)، وقد سبق الإشارة إليها وهي تتسم بكونها معاملات قوية.
7. توضح الخلية (C) التباين الكلي المفسر بالعوامل من الدرجة الأولى والثانية، ويتم حسابه من تربيع قيمة (A). فعلى سبيل المثال: التباين الكلي المفسر بالعوامل للمفردة ($هـ_5$) حوالي (73%)؛ أي أن (73%) من التباين في المفردة ($هـ_5$) يرجع إلى العامل الثالث (الاستدلال التحليلي اللفظي)، والعامل العام من الدرجة الثانية (الذكاء العام).
8. توضح الخلية (D) تباين المفردة المفسر بالعامل العام من الدرجة الثانية ويتم حسابه من خلال مربع حاصل ضرب التشبعات المعيارية للمفردة بالعوامل من الدرجة الأولى (A) بالتشبعات المعيارية للمفردة بالعامل العام من الدرجة الثانية (B). فعلى سبيل المثال: استطاع العامل العام من الدرجة الثانية (الذكاء العام) أن يفسر ما نسبته (49%) من التباين الكلي في المفردة ($هـ_5$).
9. توضح الخلية (G) تباين المفردة المفسر بالعامل العام من الدرجة الأولى، ويتم حسابه من ناتج طرح التباين المفسر بالعوامل (C) من التباين المفسر بالعامل العام من الدرجة الثانية (D)، كما يمكن التوصل إليه كذلك من خلال كل من الخليتين (E,F)، ثم بتربيع قيمة (F) نصل إلى قيمة (G). وعلى سبيل المثال: فقد بلغت نسبة التباين المفسر للمفردة ($هـ_5$) بالعامل الثالث من الدرجة الأولى (الاستدلال التحليلي اللفظي) (23.5%)؛ أي أن عامل الاستدلال التحليلي اللفظي استطاع أن يفسر (23.5%) من التباين الكلي للمفردة ($هـ_5$).
10. توضح الخلية (H) تباين المفردة غير المفسر بالعوامل أو تباين البواقي Residual Variance وهو ناتج جمع كل من التباين المفسر بالعوامل من الدرجة الأولى (G)، والتباين المفسر بالعامل من الدرجة الثانية (D) مطروحا من الواحد الصحيح. فعلى سبيل المثال: بلغت نسبة التباين المفسر للمفردة ($هـ_5$) والذي يمكن إرجاعه إلى العامل العام من الدرجة الثانية (D) حوالي (49%)، بينما بلغت نسبة التباين المفسر لذات المفردة التي ترجع إلى العامل العام من الدرجة الأولى (الاستدلال التحليلي اللفظي) (G) حوالي (23,5%)،

لذا تصبح نسبة التباين غير المفسر بالعوامل لهذه المفردة (27,5%)، وذلك بناء على هذه المعادلة (1−(0.490+ 0.235).

11. بمراجعة نسبة التباين المفسر لمفردات الاختبار التي ترجع للعوامل (C)، نلاحظ ما يلي:

أ- انحصر التباين الكلي المفسر لمفردات العامل الأول (استمرارية الجشطلت) ما بين (0.172، 0.615) وذلك للمفردتين ($أ_8$، $أ_7$) على التوالي.

ب- انحصر التباين الكلي المفسر لمفردات العامل الثاني (القدرة البصرية المكانية) ما بين (0.241، 0.611) وذلك للمفردتين ($ج_{11}$، $ج_7$) على التوالي.

ج- انحصر التباين الكلي المفسر لمفردات العامل الثالث (الاستدلال التحليلي اللفظي) ما بين (0.245، 0.726) وذلك للمفردتين ($ج_{12}$، $هـ_5$) على التوالي.

وبتأمل هذه النتائج تتبين أن نسبة التباين المفسر بالعوامل من الدرجة الأولى (استمرارية الجشطلت، القدرة البصرية المكانية، الاستدلال التحليلي اللفظي) أقل من نسبة التباين المفسر بالعامل من الدرجة الثانية (الذكاء). فعلى سبيل المثال المفردة ($هـ_5$) بلغت نسبة التباين المفسر بالعامل العام من الدرجة الثانية (D) (49%)، بينما بلغت نسبة التباين المفسر بالعامل (الاستدلال التحليلي اللفظي) من الدرجة الأولى (23,5%) فقط، بينما كانت نسبة التباين غير المفسر أو تباين البواقي للمفردة ($هـ_5$) بلغ (27,5%). وبمراجعة الخليتين (D, G) يتضح أن الجانب الأكبر من التباين في المفردات يمكن تفسيره بالعامل العام (الذكاء) مقارنة بالعوامل الثلاثة من الدرجة الأولى (استمرارية الجشطلت، القدرة البصرية المكانية، الاستدلال التحليلي اللفظي).

يتضح من العرض السابق للنتائج المتعلقة بتحويل Schmid Leiman – Transformation، أنه على الرغم من نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، والتوكيدي من الدرجة الأولى والثانية التي دعمت البنية العاملية الثلاثية، إلا أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري استطاع أن يقيس الذكاء كعامل عام أيضاً. لذا فإنه يمكن اعتبار هذه النتيجة دعما بسيطا للنموذج الأحادي في ظل عينة الدراسة الحالية، ومن ثم يمكن استخدام الدرجات الفرعية بالإضافة للدرجة الكلية للاختبار في البحوث التطبيقية المختلفة.

وتتفق النتائج المتعلقة بالبنية الهرمية للنموذج ثلاثي العوامل لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن مع نتائج دراسات (Lynn, Allik, & Irwing, 2004; Bakhiet, Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn, 2015) التي دعمت البنية الهرمية للاختبار، بينما اختلفت مع نتائج دراسة Van der Ven and Ellis (2000) التي توصلت إلى بنية عاملية مكونة من خمسة عوامل، كما أنها لم تتشبع على عامل أعلى في الرتبة.

نتائج السؤال الثالث: هل يتحقق تكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن بأنواعه المختلفة (الشكلي، القوي) بين الذكور والإناث؟

تم التحقق من تكافؤ القياس الشكلي والقوي لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن باستخدام التحليل العاملي متعدد المجموعات للبيانات التصنيفية باستخدام برنامج Mplus كما يلي:

أ- **تكافؤ القياس الشكلي: ولقد** تم التحقق منه على مرحلتين، تمثلت المرحلة الأولى في مطابقة النموذج القاعدي للبيانات Baseline Model (النموذج ثلاثي العوامل الذي أسفر عنه التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى) لمجموعة الذكور ولمجموعة الإناث كل على حدة. ويوضح جدول (8) مؤشرات جودة المطابقة لنموذجي الذكور والإناث:

جدول (8) مؤشرات جودة المطابقة للنموذج الأساسي للبيانات وذلك لعينة الذكور (692) والإناث (560)

النموذج	مؤشر مربع كا	درجات الحرية	الدلالة	مؤشر RMSEA	مؤشر CFI	مؤشر TLI
النموذج الأساسي للذكور	**1059.672**	**737**	**0.000**	**0.025**	**0.962**	**0.960**
النموذج الأساسي للإناث	**1084.939**	**737**	**0.000**	**0.029**	**0.951**	**0.950**

يتضح من جدول (8) مؤشرات جودة المطابقة للنموذج الأساسي لعينة الذكور والإناث كل على حدة للبيانات؛ وعلى الرغم من الدلالة الإحصائية لمؤشر مربع *كا*، إلا أن بقية المؤشرات تؤكد ملاءمة النموذج بشكل جيد. فقد بلغ مؤشر RMSEA (0.025، 0.029) لنموذج الذكور والإناث على التوالي، هما أقل من نقطة القطع (0.05). كما بلغ مؤشر CFI لنموذج الذكور والإناث (0.962، 0.951) على التوالي، وهو مؤشر جيد على مطابقة كلا النموذجين للبيانات. كما بلغ مؤشر TLI لنموذج الذكور والإناث (0.960، 0.950) على التوالي، وهو

مؤشر جيد ويدل على مطابقة كلا النموذجين للبيانات. بعد أن تم التحقق من مطابقة كل نموذج (نموذج الذكور، ونموذج الإناث) للبيانات، تمت الخطوة الثانية التي تمثلت في مطابقة النموذج الثلاثي للمجموعتين معاً حيث تم دمج بيانات المجموعتين معا وذلك التحقق من مطابقة النموذج للبيانات المجمعة وذلك في ضوء مؤشرات جودة المطابقة للنموذج. وفي هذه الخطوة تم التحقق منه من ملاءمة النموذج ثلاثي العوامل الذي أسفر عنه التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى دون وضع أي قيود على معالم النموذج (التشبعات، البواقي، تباين الخطأ). وتوضح مؤشرات جودة المطابقة للنموذج مطابقته للبيانات، حيث بلغت قيمة مربع كا (2142.788) بدرجات حرية (1474) وعلى الرغم من دلالتها الإحصائية، إلا أن بقية مؤشرات جودة المطابقة تؤيد مطابقة النموذج للبيانات، فقد بلغت قيمة مؤشر RMSEA (0.027) حيث إنها أقل من نقطة القطع (0,05) مما يشير إلى مطابقة النموذج للبيانات، كما بلغت قيمة مؤشري المطابقة (CFI, TLI) (0.956، 0.953) على التوالي، وهما يدعمان أيضاً مطابقة النموذج للبيانات.

ب- **تكافؤ القياس القوي:** ولقد تم التحقق منه من خلال اختبار ملاءمة النموذج ثلاثي العوامل الذي أسفر عنه التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى مع وضع قيود على معالم النموذج (التشبعات، البواقي). وقد تم ذلك على خطوتين؛ تمثلت الخطوة الأولى في حساب مؤشرات جودة المطابقة للنموذج (H0) (وهو النموذج الذي وضع عليه قيود بالتساوي على كل من الأوزان الانحدارية والبواقي)، وقد اتسمت بكونها جيدة. فقد بلغت قيمة مؤشر RMSEA (0.026) وهي تشير إلى مطابقة النموذج للبيانات، كما بلغت قيمة مؤشري المطابقة (CFI, TLI) (0.957، 0.956) على التوالي، وهما يدعمان أيضاً مطابقة النموذج للبيانات. وكخطوة ثانية تم حساب χ^2 difference بين النموذج (H0) وهو النموذج الأكثر تشدداً (النموذج الذي وضع عليه قيود بالتساوي على كل من الأوزان الانحدارية والبواقي)، والنموذج (H1) وهو النموذج الأقل تشدداً (النموذج الشكلي)، ويتحقق التكافؤ القوي في حال عدم الدلالة الإحصائية لقيمة χ^2 difference حيث بلغت قيمته (46.151) بدرجات حرية (37)، وهي غير دالة إحصائيا مما يدعم التكافؤ القوي للاختبار. بالإضافة إلى ذلك

انحصرت قيمة مؤشر RMSEA للنموذج (H0) الذي بلغ (0.026) بداخل حدي فترة الثقة لذات المؤشر في النموذج (H1) التي انحصر بين (0.024، 0.029). كما انحصر مؤشر RMSEA للنموذج الأقل تشدداً(H1) الذي بلغ (0.027) بداخل حدي فترة الثقة لذات المؤشر في النموذج الأكثر تشدداً(H0) التي انحصرت بين (0.024، 0.029)، مما يدعم التكافؤ القوي للاختبار. هذا بالإضافة إلى أن التغير الحادث في قيمة مؤشر CFI بين النموذجين أقل من 0.01؛ حيث بلغ (0.001) فقط، الأمر الذي يدعم كذلك التكافؤ القوي لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن.

وتتفق هذه النتيجة مع دراستي Wicherts, Dolan, Carlson, & van der Maas, 2010; Savage-McGlynn, 2012) حيث توصلت كلتاهما إلى تكافؤ القياس لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن. وبذلك تم الإجابة عن السؤال الثالث.

نتائج الإجابة عن السؤال الرابع: هل توجد فروق بين الجنسين (ذكور، إناث) في المستويات العمرية (13، 14، 15، 16، 17، 18، 19) في متوسطات درجات العوامل الفرعية للذكاء، والذكاء العام على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن؟

تمت الإجابة عن السؤال الرابع باستخدام اختبار "ت" لعينتين مستقلتين لحساب الفروق بين مجموعات الدراسة في متوسطات درجات العوامل الفرعية للذكاء، والذكاء العام، كما تم حساب حجم الأثر باستخدام معامل Cohen's d فهي تكمل بعضها البعض، فالدلالة الإحصائية تظهر ما إذا كانت هناك فروق دالة أم لا بين المجموعات دون بيان حجم هذا الفرق، في حين يظهر حجم الأثر مدى هذه الفرق، ويوضح معامل Cohen's d الفرق بين المتوسطين في صورة وحداتUnits من الانحراف المعياري. ويوضح جدول (9) نتائج اختبار "ت" ومعامل Cohen's d لحساب حجم الأثر كما يلى:

جدول (9) قيمة "ت " ومعامل Cohen's d للفروق بين الذكور والإناث للمستويات العمرية على متوسطات درجات العوامل الفرعية للذكاء، والذكاء العام على اختبار رفن للمصفوفات المتتابعة

المستوى العمري	المتغيرات	الذكور			الإناث			ت ودلالتها	dCohe$_n$[7]
		م	ع	ن	م	ع	ن		
13	استمرارية الجشطلت	8.000	0.953	12	8.333	1.322	9	0.673	--
	القدرة البصرية المكانية	18.083	3.146	12	19.666	2.397	9	1.309	--
	الاستدلال التحليلي اللفظي	4.666	2.605	12	4.111	2.713	9	1.475	--
	الذكاء العام	30.750	5.454	12	32.111	5.710	9	0.550	--
14	استمرارية الجشطلت	7.948	1.284	116	7.794	1.444	102	0.834	--
	القدرة البصرية المكانية	19.534	2.382	116	19.666	2.204	102	0.423	__
	الاستدلال التحليلي اللفظي	4.974	2.136	116	4,843	2.160	102	0.449	__
	الذكاء العام	32,456	4.314	116	32.303	4.524	102	0.255	__
15	استمرارية الجشطلت	7.993	1,149	153	7.923	1.320	117	0.467	__
	القدرة البصرية المكانية	19.457	2,835	153	19.068	3.234	117	1.051	__
	الاستدلال التحليلي اللفظي	4.895	2,118	153	4.794	2,264	117	0.375	__
	الذكاء العام	32.346	4,804	153	32,346	5,765	117	0.870	__
16	استمرارية الجشطلت	7.255	1.1766	145	7.444	1.386	99	0.935	__
	القدرة البصرية المكانية	17.917	3.742	145	18.070	3.185	99	0.334	__
	الاستدلال التحليلي اللفظي	3.717	2.126	145	3.717	2.149	99	0.653	__
	الذكاء العام	28.889	6.313	145	28.889	5.258	99	0.681	
17	استمرارية الجشطلت	6.496	2.058	139	7.033	1.588	119	*2.363	0.289
	القدرة البصرية المكانية	16.165	4.497	139	17.277	3.321	119	*2.247	0.278
	الاستدلال التحليلي اللفظي	2.798	2.109	139	3.033	2.049	119	0.904	__
	الذكاء العام	25.640	7.322	139	27.344	5.490	119	*2.306	0.260
18	استمرارية الجشطلت	6.218	2.087	110	5.650	2.295	103	1.980	__
	القدرة البصرية المكانية	14.618	6.164	110	14.116	5.868	103	0.607	__
	الاستدلال التحليلي اللفظي	2.100	1.910	110	1.562	1.593	103	*2.009	– 0.288
	الذكاء العام	22.936	8.643	110	21.359	8.274	103	1.395	__
19	استمرارية الجشطلت	5.153	2.034	13	5.428	1.741	14	0.378	__
	القدرة البصرية المكانية	14.153	4.450	13	14.642	4.253	14	0.292	__
	الاستدلال التحليلي اللفظي	1.769	1.423	13	1.357	1.549	14	0.718	__
	الذكاء العام	21.076	5.823	13	21.428	6.453	14	0.148	__

*دال عند 0.05

يتضح من جدول (9) ما يلي:

1. توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات درجات الذكور والإناث على مستوى الطلاب في عمر السابعة عشر في كل من استمرارية الجشطلت

7 لم يتم حساب معامل **dCohe** لمعاملات ت غير الدالة احصائياً، ووفقاً لدراسة Cohen (1988) تفسر معاملات **dCohe** (0.8، 0,5، 0.2) بكونها معاملات (كبيرة، متوسطة، صغيرة) على التوالي.

والاستدلال التحليلي اللفظي والذكاء العام، وذلك لصالح عينة الإناث. حيث بلغت قيمة "ت" المحسوبة (2.363، 2.247، 2.306) على التوالي وجميع المعاملات دالة عند مستوى (0.05). كما بلغ حجم هذه الفروق بين عينتي الذكور والإناث في العوامل الثلاثة والمحسوبة باستخدام معامل Cohen'd (0.289، 0.278، 0.260) وهو حجم أثر صغير.

2. توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات درجات الذكور والإناث على مستوى الطلاب في عمر الثامنة عشر في عامل والاستدلال التحليلي اللفظي وذلك لصالح عينة الذكور. حيث بلغت قيمة "ت" المحسوبة (2.009) وهو دال عند مستوى (0.05). كما بلغ حجم هذه الفروق بين عينتي الذكور والإناث في عامل الاستدلال التحليلي اللفظي (−0.288) وذلك باستخدام معامل Cohen'd وهو حجم أثر صغير.
3. عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية لبقية الفروق بين متوسطات درجات الذكور والإناث في المستويات العمرية للطلاب (13، 14، 15، 16، 19) في مختلف العوامل الفرعية للذكاء وفي الذكاء العام، وعدم الدلالة الإحصائية للفروق بين متوسطات درجات الذكور والإناث من الطلاب في عمر السابعة عشر في عامل القدرة البصرية المكانية، أيضاً عدم الدلالة الإحصائية للفروق بين متوسطات درجات الذكور والإناث من الطلاب في عمر الثامنة عشر في عامل استمرارية الجشطلت، والقدرة البصرية المكانية والذكاء العام.

وقد اتفقت نتائج الدراسة الحالية فيما يتعلق بوجود فروق في الذكاء بين الجنسين لصالح الإناث في الأبعاد الفرعية للذكاء والدرجة الكلية فيما عدا عامل القدرة البصرية المكانية للطلاب في عمر السابعة عشر مع نتائج دراسات Abdel-Khalek & Lynn (2006); Khalefa & Lynn (2008a)، كما اتفقت نتائج الدراسة الحالية حول وجود فروق في عامل الاستدلال التحليلي اللفظي بين الجنسين لصالح الذكور للطلاب في عمر الثامنة عشر مع نتائج دراسات كل Lynn, Allik, and Irwing (2004) ; Bakhiet , Haseeb, Seddieg, Cheng & Lynn (2015)، بينما اتفقت نتائج الدراسة الحالية فيما يتعلق بعدم الدلالة الإحصائية للفروق بين الجنسين في الذكاء ومكوناته في بقية عينات الدراسة مع نتائج دراسات كل من Anderson (2004); Dolan, Colom, Abad,

Wicherts, Hessen, & Van De Sluis. (2006); Khaleefa & Lynn (2008b); Rushton & cvorvoic (2009; Savage-Mcglynn (2012)

مناقشة النتائج:

1- فيما يتعلق بالنتائج المتعلقة بالبنية العاملية من الدرجة الأولى والثانية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، فهناك العديد من الأدلة النظرية والتجريبية التي تدعمها وهي كما يلي:

أ-توصلت الدراسة الحالية إلى نتائج متشابهة مع دراسات كل من (Van Der Ven & Ellis, 2000; Lynn & Irwing, 2004) فيما يتعلق بعامل استمرارية الجشطلت برغم وجود اختلاف بسيط في تفاصيل المفردات التي تشبعت على العامل في الدراسة الحالية وهاتين الدراستين. توصلت الدراسة الحالية إلى عاملي القدرة البصرية والمكانية، والاستدلال التحليلي غير اللفظي وهو يتفق مع نتائج دراسة (Lynn & Irwing, 2004 التي توصلت إلى ذات العاملين وقد تشابهت المفردات التي تشبعت على كلا العاملين في الدراستين بدرجة كبيرة. ونلاحظ أن هذين العاملين معاً يقابلان في دراسة Van der Ven & Ellis(2000) عامل الاستدلال القياسي؛ حيث انقسم عامل الاستدلال القياسي في دراسة Van der Ven & Ellis(2000) إلى عاملي القدرة البصرية والمكانية، والاستدلال التحليلي غير اللفظي في الدراسة الحالية ودراسة Lynn & Irwing (2004). وقد ظهر عاملا القدرة البصرية والمكانية، والاستدلال التحليلي غير اللفظي أيضاً في دراسة Colom & Garcia- Lopez (2002) ولكن بمسمى القدرة المكانية والقدرة على الاستدلال، مما يدعم ما توصلت له الدراسة الحالية من نتائج.

ب- تقع التعريفات التي استندت إليها الدراسة الحالية، وجانب من الدراسات السابقة فيما يتعلق بعاملي الاستدلال التحليلي اللفظي، وعامل القدرة على التصور المكاني – ضمن تصنيفات القدرات التي تناولها McGrew & Flanagan (1998)؛ فعامل الاستدلال التحليلي اللفظي هو نفسه عامل الاستدلال التسلسلي العام General Sequential Reasoning كما وصفه (McGrew & Flanagan, 1998, p: 15) "وبالنسبة لعامل القدرة البصرية المكانية فهو نفسه عامل القدرة البصرية Visuospatial Ability Factor كما وصفه (McGrew & Flanagan, 1998, p: 16).

ج–بالنسبة لتفسير نتائج كل من التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية والتحليل الهرمي، التي أسفرت عن تشبع العوامل الثلاثة من الدرجة الأولى على عامل عام من الدرجة الثانية، وقد اعتبرته الدراسة الحالية ذكاء عام، حيث تشبعت عليه جميع مفردات الاختبار الأربعين. وقد تشابهت هذه النتيجة مع ما توصلت إليه دراسة Lynn & Irwing (2004) التي أكدت أن اختبار المصفوفات المعياري لرفن يقيس العامل العام بالإضافة إلى العوامل الثلاثة.

2–**بالنسبة للنتائج المتعلقة بالتحقق** من تكافؤ القياس بين الجنسين لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، فعلى الرغم من تحقق كل من التكافؤ الشكلي والقوي للاختبار، إلا أنه يصعب مضاهاة هذه النتائج بغيرها من الدراسات لاختلاف الأسلوب الإحصائي الذي استخدمته الدراسة الحالية في تنفيذ تكافؤ القياس؛ فمع الطبيعية التصنيفية لبيانات اختبار رفن يستحيل معه حساب التكافؤ الضعيف كما هو في حال دراسة Savage-McGlynn (2012) الأمر الذي يؤكد احتمالية تعامل هذه الدراسة مع بيانات الاختبار باعتبارها بيانات متصلة، وهو ما يلقي بظلال من الشكوك حول نتائجها ومن ثم يصعب مقارنة نتائج الدراسة الحالية بها.

3–فيما يتعلق بتفسير النتائج المتعلقة بالفروق بين الجنسين في أبعاد الذكاء والذكاء العام:

أ–دعمت نتائج الدراسة الحالية جزئياً النظرية النمائية للفروق بين الجنسين Lynn المتعلقة بكل من الفروق بين الجنسين في كل من عوامل (استمرارية الجشطلت، الاستدلال التحليلي اللفظي، الذكاء العام) في عمر السابعة عشر، بينما لم تدعم نتائج الدراسة الحالية الفروق بين الجنسين على بعد القدرة البصرية المكانية في ذات المستوى العمري. وتعد هذه النتيجة مثيرة للاهتمام؛ فالعديد من نتائج الدراسات تؤيد تفوق الذكور على الإناث في القدرة المكانية والقدرة على الإدراك البصري. فالتحليل البعدي الذي قام به Linn & Petersen (1985) الذي تناولا فيه الفروق بين الجنسين في قدراتهم كانت نتيجته أن هناك ثلاثة قدرات فرعية: التدوير العقلي Mental Rotation الإدراك المكاني Spatial Perception، القدرة البصرية المكانية Spatial Visualation، حيث يتفوق الذكور عن الإناث في القدرتين الأولى والثانية وأحيانا يتفوق الذكور على الإناث في الثالثة

فالفروق ضئيلة بينهما. بالنسبة للدراسة الحالية فعامل القدرة على الإدراك البصري المكاني يشبه عامل القدرة المكانية البصرية (الأخير) ومن ثم فهذه النتيجة تتسق مع نتيجة Linn & Petersen (1985).

ب– دعمت نتائج الدراسة الحالية جزئياً النظرية النمائية للفروق بين الجنسين Lynn (1999) المتعلقة بالفروق بين الجنسين في بعد الاستدلال التحليلي اللفظي في عمر الثامنة عشر النظرية النمائية للفروق بين الجنسين Lynn (1999)، وتستند الدراسة الحالية في تفسير هذه النتيجة في ضوء ما أشار إليه Colom, Garcı´a-Lo´pez (2002) "بأن عامل الاستدلال العقلي يتأثر بنوع المحتوى في مفردات الاختبار؛ فاستخدام محتوى لفظي Verbal Content في المفردة كما هو الحال مثلا في السلاسل اللفظية في اختبار القدرات العقلية الأولية لأحمد زكي صالح يجعل الإناث أكثر عرضة للتفوق فيه مقارنة بالذكور، بينما استخدام محتوى تصويري Figural Content كما هو الحال في اختبارات المصفوفات لرفن يجعل الذكور أكثر عرضه للتفوق فيه مقارنة بالإناث" (Colom, Garcı´a-Lo´pez, 2002, P: 450)

ج–ولقد تلاشت هذه الفروق تماماً عند عمر التاسعة عشر برغم افتراض Lynn استمراريه معدلات النمو لدى الذكور بمقدار يقترب من خمس نقاط IQ (Lynn & Irwing, 2004). ويمكن تفسير هذه النتيجة لعوامل تتعلق بطبيعة العينة المستخدمة في الدراسة الحالية، من بينها صغر حجم عينة الطلاب في عمر التاسعة عشر (13 طالبا، 14 طالبة)، فهؤلاء الطلاب تحديداً قد تكون لهم خصائص مغايرة لبقية الطلاب حيث إن متوسط أعمارهم يزيد عن أقرانهم في ذات الصف الدراسي (الثاني الثانوي) بمقدار يقترب من العام، فهم عرضة لأن يكونوا متعثرين في دراستهم أو التحقوا بالدراسة في أعمار متأخرة، الأمر الذي يجعلنا نتعامل بحذر مع هذه النتيجة، فهي بحاجة إلى تدعيم أو دحض في دراسات لاحقة من الباحثين.

د– بالنسبة لعدم لعدم وجود فروق دالة إحصائياً للفروق بين الجنسين في أبعاد الذكاء والذكاء العام لبقية المستويات العمرية التي تناولتها الدراسة الحالية، فبرغم اتفاق هذه النتائج جزئياً مع النظرية النمائية للفروق بين الجنسين في الذكاء فيما يتعلق بالفترة العمرية من (13 إلى 15سنة)، إلا أن النظرية ترى أن الفروق بين الجنسين تبزغ منذ سن السادسة عشر في الذكاء لصالح الذكور، الأمر الذي لم تثبته الدراسة الحالية.

هـ- برغم من الاتفاق الجزئي بين نتائج الدراسة الحالية والنظرية النمائية للفروق بين الجنسين في الذكاء، إلا أنه لابد أن نتناول تلك النتائج بعين الحذر واضعين في الاعتبار العديد من الملاحظات قبل الوصول إلى تعميمات في قضية الفروق بين الجنسين في الذكاء: **فأولاً** تقتضي المقارنة بين نتائج الدراسات فيما يتعلق بالفروق بين الجنسين في الذكاء أن تركن الدراسات محل المقارنة إلى استخدام ذات الأدوات حتى تكون المقارنة عادلة الأمر الذي لم تراعه دراسات التحليل البعدي في بعض الأحيان Vernon,Wickett, Bazana,& Stelmack (2000). **ثانيا:** إن النتائج التي توصلت إليها بعض الدراسات (Lynn, Allike, Pullman & Laidra, 2004; Abdel-Khalek & Lynn, 2006) تمت باستخدام تجميع أفراد العينة بمستوياتها العمرية المتباينة في فئات عريضة للمقارنة بينها في مستويات الذكاء الأمر الذي يصعب معه التوصل لنتائج دقيقة حول معدلات النمو لدى كل مستوى عمري على حدة من الجنسين، لذا فلابد من تحليل البيانات بحسب الأعمار الزمنية لأفراد العينة. ثالثاً: قد اعتمدت الدراسة الحالية في التوصل لنتائجها المتعلقة بالفروق بين الجنسين في الذكاء على الدرجات الخام[8]

و-في كل مستوى عمري على حدة، بينما اعتمدت الدراسات السابقة في هذا الصدد إلى الدرجات المعيارية أو IQ Points، مما يدعو إلى ضرورة تضافر جهود الباحثين من أجل بناء معايير قومية على البيئة لهذا الاختبار الذي يعد بمثابة العلامة الفارقة في تاريخ اختبارات الذكاء بعد جهود Spearman في قياس العامل العام.

حدود الدراسة:

1-برغم من كبر حجم عينة الدراسة الحالية (1252) طالبا وطالبة، إلا أنه لا يمكن التعامل معها باعتبارها عينة وطنية تمثل المجتمع المصري، فهناك مستويات عمرية غير ممثلة فيها (من 6 سنوات إلى 12 سنة)، وكذلك هناك بعض المستويات العمرية ممثلة بشكل غير كافٍ للتوصل لتعميمات على

[8] لم تتوفر للباحثة المعايير التي أعدت للاختبار بجنوب مصر التي أشارت لها منى ربيع طنطاوي (2000) في متن دراستها، ونظرا لاشتمال عينة الدراسة على فئات عمرية متعددة (13، 14، 15، 16، 17، 18، 19) فإن الباحثة لم تتمكن من المقارنة بين الجنسين في الدرجات الخام للذكاء في ضوء متغيري النوع الاجتماعي (ذكور، إناث) والمستويات العمرية معاً باستخدام تحليل التباين ثنائي الاتجاه.

مجتمع العينة (عمر19 سنة). لذا ينبغي أن نتعامل مع بعض من نتائج الدراسة الحالية بحذر، والأفضل أن تتضافر جهود الباحثين معاً في التحقق من البنية العاملية للاختبار وبناء معايير قومية على عينات ممثلة للمجتمع المصري من أجل تعميم النتائج بدرجة أكبر من خلال المشاريع البحثية التي تتبناها الجامعات والمراكز البحثية ومراكز الضمان والجودة بالدولة.

2- تحققت الدراسة الحالية من تكافؤ القياس فقط لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لرفن، بينما لم تتحقق من التكافؤ البنائي للاختبار، فالتحقق من التكافؤ العاملي للاختبار يتطلب التأكد من كل من تكافؤ القياس والتكافؤ البنائي للاختبار معاً.

3-الأسلوب الإحصائي المستخدم في الدراسة الحالية الذي يستند إلى نموذج المعادلة البنائية – التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي للبيانات من الدرجة الأولى والتحليل العاملي التوكيدي للبيانات من الدرجة الثانية للبيانات التصنيفية – يعد من الأساليب الإحصائية المتقدمة، وتكمن أهميته في تعامله مع البيانات التصنيفية الثنائية (1،0) دون أن يتجاهل طبيعتها، فتجاهل خصائص هذه البيانات والتعامل معها باعتبارها بيانات متصلة يلقي بظلال من الشك على مصداقية نتائجها. الأمر الذي يزيد من درجة الوثوق في ما توصلت إليه الدراسة من نتائج تتعلق بالبنية العاملية وتكافؤ القياس للاختبار، وقد يكون حافزاً لبعض الباحثين لتوظيف مثل هذه التحليلات الإحصائية في دراساتهم.

المراجـع

أولا– المراجع العربية:

رحاب بنت سعيد بن راشد الحكماني (2007)، مقارنة بين النظرية الكلاسيكية للاختبار ونظرية الاستجابة للمفردة في تقدير قدرات الأفراد، ومدى استقرار مؤشرات المفردات الاختبارية، رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التربية – جامعة السلطان قابوس.

سامي محمد ملحم: صعوبات التعلم، عمان: دار المسيرة، عمان، (2002)، طبعة أولى.

صالح الغماري (2011): معاملات الثبات والصدق لاختبار المصفوفات المتدرجة العادي SPM للعينة الليبية الفئة العمرية (50–38) سنة، مجلة المختار للعلوم الإنسانية، جامعة عمر المختار، العدد 12. ص238–263.

صلاح الدين فرح عطا الله. (2010) صدق وثبات ومعايير اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري لدى طلبة كلية الآداب بجامعة الإمام المهدي، مجلة العلوم التربوية والإسلامية، جامعة الملك سعود، 22 (2)، ص 401–365.

صلاح الدين فرح عطا الله (2012) إعادة تدريج وتقنين اختبار المصفوفات المتتابعة العادي باستخدام نموذج راش. مجلة كلية التربية، جامعة الخرطوم، العدد السادس السنة الرابعة، ص 62– 94.

عطاف محمود أبو غالي نظمي عودة أبو مصطفى (2014) تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة العادي لرافن للفئة العمرية من 8 إلى 18سنة على طلبة التعليم العام في محافظات غزة. مجلة جامعة طيبة للعلوم التربوية. المجلد 9، العدد 1، ص (108–90).

غادة خالد عيد (2005) تقييم بنية اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم لرفن والصورة المختصرة له باستخدام التحليل العاملي ونموذج راش. مجلة البحوث النفسية والتربوية، العدد الثالث، ص 256– 283.

فريج محمد العطوي (2006) تقنين اختبار رافن للمصفوفات المتتابعة المستوى العادي– للفئة العمرية 18–16 في السعودية، رسالة ماجستير، جامعة مؤتة.

منى ربيع طنطاوي (2000) دراسة سيكومترية حول تطوير اختبار المصفوفات المتتابعة لرافن باستخدام نموذج راش. رسالة ماجستير غير منشورة. كلية البنات. جامعة عين شمس.

هارون الخليفة، ومنتصر كمال الدين، وحاج شريف حسين (2011) .معدلات الذكاء في اختبار الذكاء وسط طلاب جامعة الإمام المهدي، المجلة العربية لتطوير التفوق،(2) 3، ص (31–1).

ثانيًا– المراجع الأجنبية:

Abdel- Khalek, A. M., & Lynn, R. (2006). Sex differences on the Standard Progressive Matrices and in educational attainment in Kuwait. *Personality and Individual Differences, 40*(2), 175-182

Alderton, D. L., & Larson, G. E. (1990). Dimensionality of Raven's advanced progressive matrices items. *Educational and Psychological Measurement, 50*(4), 887-900.

Anderson, M. (2004). Sex differences in general intelligence. In R. L. Gregory (Ed.), The Oxford companion to the mind. Oxford, United Kingdom: Oxford University Press.

Al-Shahomee, A. A. (2012). A standardisation of the Standard Progressive Matrices for adults in Libya. *Personality and Individual Differences, 53*(2), 142-146

Arthur, W., & Woehr, D. J. (1993). A confirmatory factor analytic study examining the dimensionality of the Raven's Advanced Progressive Matrices. *Educational and Psychological Measurement, 53*(2), 471-478.

Bakhiet, S. F. A., Haseeb, B.-W. M., Seddieg, I. F., Cheng, H., & Lynn, R. (2015). Sex differences on Raven's Standard Progressive Matrices among 6 to 18year olds in Sudan. *Intelligence, 50*, 10-13.

Beauducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural equation modeling, 13*(2), 186-203

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 23

Bentler, P. M., & Chou, C.-P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research, 16*(1), 78-117.

Bentler, P. M., & Wu, E. J. (2005). EQS 6.1 for Windows. *Encino, CA: Multivariate Software*. .

Brown, T. A. (2006) . *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* . NY: The Guilford Press.

Butterworth, B. (2000). The mathematical brain. Macmillan: London, United Kingdom.

Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*: Routledge.

Byrne, B. M., & Watkins, D. (2003). The issue of measurement invariance revisited. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 34*(2), 155-175.

Carpenter, P. A., Just, M. A., & Shell, P. (1990). What one intelligence test measures: a theoretical account of the processing in the Raven Progressive Matrices Test. *Psychological review, 97*(3), 404.

Cattell, R. B. (1980). *Personality and Learning Theory: A systems theory of maturation and structured learning*: Springer Publishing Company.

Cattell, R. B. (1971). Abilities: Their structure, growth, and action. Oxford, England.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling, 9*(2), 233-255. .

Çikrikçi-Demirtaşli, N. (2002). A STUDY OF RAVEN STANDARD PROGRESSIVE MATRICES TEST'S ITEM MEASURES UNDER CLASSIC AND ITEM RESPONSE MODELS: AN EMPIRICAL COMPARISON1. *Ankara University, Journal of Faculty of Educational Sciences, 35*(1-2).

Colom, R., García, L. F., Juan-Espinosa, M., & Abad, F. J. (2002). Null sex differences in general intelligence: Evidence from the WAIS-III. *The Spanish journal of psychology, 5*(01), 29-35.

Colom, R., & García-López, O. (2002). Sex differences in fluid intelligence among high school graduates. *Personality and Individual Differences, 32*(3), 445-451.

Colom, R., & Lynn, R. (2004). Testing the developmental theory of sex differences in intelligence on 12–18 year olds. *Personality and Individual Differences, 36*(1), 75-82.

Campos , L. R. (2002) The structure of leadership constructs : A test of factorial invariance using structural equation modeling . Dissertation Doctoral, Faculty of graduate college, Western Michigan University

DeShon, R. P., Chan, D., & Weissbein, D. A. (1995). Verbal overshadowing effects on Raven's Advanced Progressive Matrices: Evidence for multidimensional performance determinants. *Intelligence, 21*(2), 135-155.

Dolan, C. V., Colom, R., Abad, F. J., Wicherts, J. M., Hessen, D. J., & van de Sluis, S. (2006). Multi-group covariance and mean structure modeling of the relationship between the WAIS-III common factors and sex and educational attainment in Spain. *Intelligence, 34*(2), 193-210.

Gignac, G. E. (2007a). Multi-factor modeling in individual differences research: Some recommendations and suggestions. *Personality and Individual Differences, 42*(1), 37-48.

Gorsuch, R. (1983). Factor analysis. Hillsdale, NJ: L. Erlbaum Associates.

Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. and Black, W. C. (1995) Multivariate Data Analysis, 3rd ed, , New York, Macmillan Publishing Company.

Halpern, P. G. (2012). *A naval history of World War I*: New York , Naval Institute Press.

Herrnstein, R. J., & Murray, C. (1994). The bell curve: The reshaping of American life by differences in intelligence. *New York: Free*

Hirschfeld, G., & von Brachel, R. (2014). Multiple-Group confirmatory factor analysis in R–A tutorial in

measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 19*(7),

Hines M. (2004*). Brain gender*. New York , Oxford University Press.

Hirschfeld, G., & von Brachel, R. (2014). Multiple-Group confirmatory factor analysis in R–A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 19*(7), 2.

Hu, L. t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal, 6*(1), 1-55

Hyde, J. S. (2005). The gender similarities hypothesis. *American psychologist, 60*(6), 581.

Irwing, P., & Lynn, R. (2005). Sex differences in means and variability on the progressive matrices in university students: A meta-analysis. *British Journal of Psychology, 96*(4), 505-524

Jensen, A. R. (1980). Bias in mental testing. ERIC Number**:** ED183698.

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*: Scientific Software International.

Khaleefa, O., & Lynn, R. (2008a). A study of intelligence in the United Arab Emirates. *Mankind quarterly, 49*(1), 58.

Khaleefa, O., & Lynn, R. (2008b). Sex differences on the Progressive Matrices: Some data from Syria. *Mankind quarterly, 48*(3), 345

Linn, M. C., & Petersen, A. C. (1985). Emergence and characterization of sex differences in spatial ability: A meta-analysis. *Child development*, 1479-1498.

Lubinski, D. (2000). Scientific and social significance of assessing individual differences:"Sinking shafts at a few

critical points". *Annual review of psychology, 51*(1), 405-444.

Lynn, R. (1994). Sex differences in intelligence and brain size: A paradox resolved. *Personality and Individual Differences, 17*(2), 257-271.

Lynn, R. (1999). Sex differences in intelligence and brain size: A developmental theory. *Intelligence, 27*(1), 1-12.

Lynn, R., Allik, J., & Irwing, P. (2004). Sex differences on three factors identified in Raven's Standard Progressive Matrices. *Intelligence, 32*(4), 411-424.

Lynn, R., Allik, J., & Must, O. (2000). Sex differences in brain size, stature and intelligence in children and adolescents: some evidence from Estonia. *Personality and Individual Differences, 29*(3), 555-560.

Lynn, R., Allik, J., Pullmann, H., & Laidra, K. (2004). Sex differences on the progressive matrices among adolescents: Some data from Estonia. *Personality and Individual Differences, 36*(6), 1249-1255.

Lynn, R., Backhoff, E., & Contreras-Niño, L. A. (2004). Sex differences on g, reasoning and visualisation tested by the progressive matrices among 7–10 year olds: some normative data for Mexico. *Personality and Individual Differences, 36*(4), 779-78

Lynn, R., & Irwing, P. (2004). Sex differences on the progressive matrices: A meta-analysis. *Intelligence, 32*(5), 481-4

Mackintosh, N., & Bennett, E. (2005). What do Raven's matrices measure? An analysis in terms of sex differences. *Intelligence, 33*(6), 663-674.

Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103*(3), 391.

McGrew, K. S., & Flanagan, D. P. (1998). *The intelligence test desk reference (ITDR): Gf-Gc cross-battery assessment*: Allyn & Bacon.

Molenaar, D., Dolan, C. V., Wicherts, J. M., & van der Maas, H. L. (2010). Modeling differentiation of cognitive abilities within the higher-order factor model using moderated factor analysis. *Intelligence, 38*(6), 611-624.

Muthén, B. (1983). Latent variable structural equation modeling with categorical data. *Journal of Econometrics, 22*(1), 43-65

Pullmann, H., Allik, J., & Lynn, R. (2004). The growth of IQ among Estonian schoolchildren from ages 7 to 19. *Journal of Biosocial Science, 36*(06), 735-740.

Raven, J., & Raven, J. (2000). Court, JH (2000). *Manual for the Raven's Progressive Matrices and Vocabulary Scales. Section 3: The Standard Progressive Matrices*.

Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2000). A method for comparing completely standardized solutions in multiple groups. *Structural equation modeling, 7*(2), 292-308.

Rushton, J. P., & Čvorović, J. (2009). Data on the Raven's Standard Progressive Matrices from four Serbian samples. *Personality and Individual Differences, 46*(4), 483-486.

Savage-McGlynn, E. (2012). Sex differences in intelligence in younger and older participants of the Raven's Standard Progressive Matrices Plus. *Personality and Individual Differences, 53*(2), 137-141.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*: Psychology Press.

Seligman, D. (1998). Gender mender. Forbes 161: 72-74.

Strand, S., Deary, I. J., & Smith, P. (2006). Sex differences in cognitive abilities test scores: A UK national picture. *British Journal of Educational Psychology, 76*(3), 463-480.

Steinmetz, H., Schmidt, P., Tina-Booh, A., Wieczorek, S., & Schwartz, S. H. (2009). Testing measurement invariance using multigroup CFA: Differences between educational groups in human values measurement. *Quality & Quantity, 43*(4), 599-616.

Ullman, J. (2001). Structural equation modeling. BG Tabachnick & LS Fidell (Eds.), Using multivariate statistics: Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.

Van der Ven, A., & Ellis, J. (2000). A Rasch analysis of Raven's standard progressive matrices. *Personality and Individual Differences, 29*(1), 45-64.

VandenBos, G. R. (2015). APA Dictionary of Psychology: American Psychological Association. Second Edition. Washington, DC.

Veenhoven, R. (1996). Developments in satisfaction-research. *Social Indicators Research, 37*(1), 1-46.

Vernon, P. A., Wickett, J. C., Bazana, P. G., & Stelmack, R. M. (2000). The neuropsychology and psychophysiology of human intelligence. Handbook of intelegance, New York: Cambridge Unversity press.

Vigneau, F., & Bors, D. A. (2005). Items in context: Assessing the dimensionality of Raven's Advanced Progressive Matrices. *Educational and Psychological Measurement, 65*(1), 109-123.

Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*: John Wiley & Sons press.

West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables. *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, 56-75

Wicherts, J. M., Dolan, C. V., Carlson, J. S., & van der Maas, H. L. (2010). Raven's test performance of sub-Saharan Africans: Average performance, psychometric properties, and the Flynn Effect. *Learning and Individual Differences, 20*(3), 135-151.

Yu, C. Y, & Muthen, B. (2002). *Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes.* Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, LA