أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري واختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور

د. يسري أحمد سيد عيسى
أستاذ مشارك بقسم التربية الخاصة
ysayed@ksu.edu.sa

أ.د. صلاح الدين فرح عطا الله بخيت
أستاذ بقسم التربية الخاصة
bakhiet@ksu.edu.sa

د. إسماعيل سلامة سليمان البرصان
أستاذ مشارك بقسم علم النفس
bursan@ksu.edu.sa

كلية التربية - جامعة الملك سعود - المملكة العربية السعودية

الملخص:

سعت الدراسة الحالية إلى مقارنة أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري الكلاسيكي، والمصفوفات المتتابعة المعياري المطور، تكونت عينة الدراسة من (221) طفلاً تراوحت أعمارهم من 6 إلى 12 سنة، بمتوسط عمري قدره (8.81) سنة وانحراف معياري (1.58)، المشخصين رسمياً بأنهم يعانون من صعوبات التعلم والملحقين بغرف المصادر التابعة لبرامج صعوبات التعلم بالمرحلة الابتدائية بمدينة الرياض، خلال العام الدراسي 1436-1437هـ واستخدمت أساليب إحصائية متعددة للإجابة عن أسئلة الدراسة من خلال البرنامج الإحصائي (IBM SPSS 19)، كشفت نتائج الدراسة أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور أكثر صعوبة من النسخة الكلاسيكية، وأن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري الكلاسيكي أفضل صدقاً وثباتاً من اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور.

وأوصت الدراسة باعتماد الاختبار العادي في الكشف عن صعوبات التعلم، وتوسيع الدراسة بإجرائها على عينة تضم الطلبة العاديين والطلبة ذوي صعوبات التعلم. وكذلك إدخال اختبار رافن الملون ضمن المقارنات في البحوث القادمة.

Performance of Children with Learning Disabilities on the Standard Progressive Matrices, and Standard Progressive Matrices Plus Tests

Yossry Ahmed Sayed Essa
Department of Special Education

Salaheldin Farah Attallah Bakhiet
Department of Special Education

Ismael Salamah Albursan
Department of Psychology
College of Education, King Saud University, Riyadh, Saudi Arabia

Abstract

The study sought to compare performance of children with learning disabilities on the tests: standard Progressive matrices, and standard Progressive matrices Plus, the study sample consisted of (221) children ranging from 6 to 12 years, with an average age of (8.81) years and a standard deviation (1.58). Officially they were diagnosed as learning disabled at the programs of learning disabilities in primary school in Riyadh, during academic year 14361437-. The study used several statistical methods to answer the question of the study through a statistical program (IBM SPSS 19). Results revealed that standard Progressive matrices Plus is more difficult than the classic e standard Progressive matrices, While standard Progressive matrices clasic has best validity and reliability than standard Progressive matrices Plus.

The study recommended the adoption of the classic e standard Progressive matrices for the Identification of learning disabilities, and expansion of the study is recommend on a sample of ordinary students and students with learning disabilities, using Raven CPM for comparison in the furure studies.

مقدمة:

تعد اختبارات الذكاء إبداعاً بشرياً ظهر في بداية القرن العشرين كنتيجة للنظريات التي تناولت موضوع الذكاء البشري، حيث ظهر في البداية اختبار بينيه عام 1905م في فرنسا ثم جرى تطويره من خلال اختبار ستانفورد بينيه الذي ظهرت نسخته الأولى عام 1916م في أمريكا. وقد ظهر بعد ذلك اختبارات عديدة للذكاء منها اختبار رافن للمصفوفات المتتابعة الذي طوره العالم الإنجليزي جون رافن. ويعد اختبار رافن من الاختبارات المتحررة من أثر الثقافة، حيث ظهرت نسخته الأولى عام 1938م، ثم تم تطوير نسخة ملونة منه خصصت للأطفال، فضلاً عن نسخة ثالثة متقدمة.

تعد اختبارات الذكاء من أهم أدوات تشخيص الأطفال ذوي صعوبات التعلم، وذلك من خلال ثلاثة مجالات أساسية هي: (1) قياس التفاوت بين القدرات العقلية والتحصيل الأكاديمي، (2) الدلالات الكلينيكية ونمط الأداء الخاص للأطفال ذوي صعوبات التعلم فيها، وتميزهم بصفحة نفسية (بروفيل)، (3) الدلالات التشخيصية للتباين بين الذكاء اللفظي والأدائي.

حيث يعد قياس التفاوت بين القدرات العقلية والتحصيل الأكاديمي (البتال، 2001) من أولى الاستخدامات، ويرى هارجروف وبوتيت (1988) في هذا السياق أن اختبارات الذكاء تستخدم لتحديد فيما إذا كان تحصيل الطالب الأكاديمي ليس متكافئاً مع عمره وقدرته، ويتفق مع ذلك (هلهان وكوفمان، 2008) إذ يريان أن اختبارات الذكاء تستخدم في مجال تقويم وتشخيص الأطفال ذوي صعوبات التعلم كأحد محكات التعرف، حيث تستخدم لقياس التفاوت (التباعد) بين القدرات العقلية والتحصيل الأكاديمي. فالطفل الذي يوجد لديه تفاوت بين مستوى ذكائه ومستوى تحصيله لا يتمكن من التحصيل الذي يتفق مع قدراته الكامنة التي تم قياسها باستخدام اختبار ذكاء مقنن. وفي نفس الإطار يرى سليمان، وعبد الحميد، والببلاوي (2007) أن اختبارات القدرة العقلية العامة تهدف إلى تحديد مدى الكفاية العقلية للطفل، إذ يعتبر تحديد القدرة العقلية العامة للطفل المعيار الأول في تشخيص مظاهر صعوبات التعلم للطفل، فإذا أثبتت اختبارات الذكاء أن القدرة العقلية للطفل تقع ضمن حدود الاعتدال، وأظهر الطفل في الوقت نفسه قصوراً واضحاً في التحصيل الأكاديمي، فإن ذلك يكون مؤشراً أولياً على وجود حالة من صعوبات التعلم.

وأشارت دراسات (البيلي، ونشواتي، ومحمود، والشايب، 1991؛ السبايلة، 2003؛ سيليفيا، 1991؛ الزراد، 1991؛ عماد، 2004) إلى عدة دراسات مسحية توصلت إلى حصر المحكات الرئيسة المستخدمة في تحديد صعوبات التعلم فكانت المحكات هي بالترتيب: التباعد (Discrepancy)، والاستبعاد، ومحك التربية الخاصة، ومحك النضج، ومحك المؤشرات النيورولوجية، حيث تدخل اختبارات الذكاء ضمن أولى محكات تحديد صعوبات التعلم. وذكر عواد (2002) أن قياس التفاوت بين القدرات العقلية والتحصيل الأكاديمي يندرج ضمن أساليب التقويم التقليدية لصعوبات التعلم الذي يعد نموذجياً إلى حد كبير وشائع الاستخدام، ويتفق مع الآراء السابقة الزيات (2007) الذي يرى أن استخدام اختبارات الذكاء يعد أساساً للتعرف على ذوي صعوبات التعلم سواء أكان الأسلوب المتبع في الكشف هو أسلوب التحليل الكمي أو التحليل الكيفي.

ويتمثل مجال استخدام اختبارات الذكاء في تشخيص الأطفال ذوي صعوبات التعلم في استخدامها للكشف عن وجود دلالات إكلينيكية ونمط خاص لأداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم فيها، وتميزهم بصفحة نفسية (بروفيل) يميزهم عن غيرهم من الفئات، ولعل هذا الاتجاه قد برز منذ ظهور مقياس وكسلر بلفيو في الأربعينات من القرن الماضي، وقد دلت الدراسات الأولى التي استخدمته لدى فئات إكلينيكية (فصاميين، مكتئبين وغيرهم) على وجود نمط خاص من

الأداء يميز كل فئة من هذه الفئات، ومن هنا انطلقت الأبحاث للاستفادة منه في المساعدة على التعرف على الأطفال ذوي الاحتياجات الخاصة وكان أولها دراسة (Cohen, 1959).

وقد برز الاتجاه الثاني في مجال تشخيص ذوي صعوبات التعلم منذ الدراسات التي قام بنشرها بناتاين (Bannatyne, 1968, 1971, 1974) حيث اقترح بناءً على دراساته العاملية على مقياس وكسلر لذكاء الأطفال (6-16 سنة) (WISC) إعادة تصنيف درجات الاختبار إلى ثلاثة مكونات هي: الفهم اللفظي (المفاهيم) وتتألف من اختبار المفردات، والفهم، والمتشابهات، وهذه المجموعات تتعلق أساساً باللغة. والتنظيم الإدراكي (العلاقات المكانية) وتتألف من مجموع الدرجات الموزونة لرسوم المكعبات، وتجميع الأشياء، وتكميل الصور، وتتطلب هذه الاختبارات القدرة على تناول الأشياء بشكل رمزي أو مباشر في الفراغ. والتتابع وتتألف هذه المجموعة من اختبارات إعادة الأرقام، والترميز، والحساب، وترتبط اختبارات هذه المجموعة بالقدرة على الاحتفاظ بتتابع أو تسلسل المثيرات السمعية والبصرية في مجال الذاكرة قصيرة المدى والقدرة على التركيز والانتباه. وقد وضح استخدام هذا التصنيف في التعرف إلى الأطفال ذوي صعوبات التعلم، حيث يظهرون نمطاً مميزاً لهم في الأداء على هذه المكونات يصلح كمؤشر لتشخيصهم، إذ يرى بناتاين مثلاً أن أفضل وسيلة لتحليل وكسلر للأطفال الذين يعانون من عسر القراءة (Dyslexia) هي تصنيف الاختبار إلى ثلاث مجموعات وهي التي أشرنا إليها سابقاً، والأطفال الذين يعانون من صعوبة القراءة بسبب عوامل جينية يتميزون بأداء معين ضمن التصنيف المذكور حيث يحصلون على أعلى الدرجات في مجموعة العلاقات المكانية وأقل الدرجات في مجموعة التتابع، بينما تكون درجاتهم متوسطة في مجموعة المفاهيم (عبد الله، 1992)، كذلك أجرى كوفمان في عام (1975) تحليلاً عاملياً لمقياس وكسلر لذكاء الأطفال المعدل عند الأطفال الذين يعانون من صعوبات التعلم، ووجد أربعة عوامل لأداء هؤلاء الأطفال على المقياس تختلف عن تلك الموجودة لدى العاديين (Watkins, Kush & Gluting, 1997).

وقد وجد هذا الاتجاه تأييداً بالدراسة التحليلية التي قام بها (Rugel, 1974) المذكور في (عبد الله، 1992) حيث قام فيها بمراجعة (25) دراسة تناولت أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في مقياس وكسلر لذكاء الأطفال (6-16 سنة) (WISC) وقد كشفت النتائج عن تطابق مع تصنيف بناتاين، بينما لم تؤيد عدة دراسات هذا الاتجاه، وأشارت لتداخل هذا التصنيف مع فئات أخرى من الأطفال ذوي الاحتياجات الخاصة، وكذلك لم يجد (Smith & Watkins, 2004) ما يؤيد هذا التصنيف باستخدام مقياس وكسلر لذكاء الأطفال الطبعة الثالثة (6-16سنة)(WISC-III). وحاولت بعض الدراسات العربية فحص أداء ذوي صعوبات التعلم على مقياس وكسلر لذكاء الأطفال، مثل دراسات (زيادة، 2007؛ المهدي،2001).

بينما ظهر الاتجاه الثالث الدلالات التشخيصية للتباين بين الذكاء اللفظي والأدائي بعد الانتقادات الموجهة لأساليب التفاوت والتباعد من قبل (Fletcher, Lyon, Barnes, Stuebing, Frances, Olson, Shaywitz, & Shaywitz, 2002) إذ يرون أنه قد لا يتم التمييز بشكل دقيق بين أولئك التلاميذ الذين يتم تحديدهم على أنهم ذوي صعوبات تعلم وبين زملائهم الذين يتم تحديدهم على أنهم لا يعانون تلك الصعوبات، بمجرد حساب التباعد بين نسبة الذكاء ومستوى التحصيل الدراسي. حيث إن هذا المعيار كما يرى هالاهان، ولويد، وكوفمان، وويس (2007) يجعل من الصعب تحديد التلاميذ ذوي صعوبات التعلم قبل دخول المدرسة، مما يؤدي إلى ظاهرة انتظار الفشل حتى إكمال الطفل للصفوف الأولى.

ويتبين مما سبق أن اختبارات الذكاء على تنوعها تشكل أساساً للتعرف على الطلبة ذوي صعوبات التعلم من خلال اتجاهات مختلفة كذلك، هذا إلى جانب استخداماتها الأخرى.

وفي هذا المجال سعت دراسة بخيت وعيسى (2011) للتوصل إلى نموذج أو نمط أداء تفريقي

يمكن من خلاله التمييز بين ثلاث مجموعات من ذوي صعوبات التعلم الأكاديمية، وذلك من خلال تطبيق بطارية للقدرات العقلية مكونة من: اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري، واختبار رسم الرجل، واختبار الدوائر، تكونت عينة الدراسة من (151) تلميذاً من الملتحقين ببرامج صعوبات التعلم الملحقة بالمدارس الابتدائية للبنين بمدينة الرياض من تلاميذ الصف الرابع والخامس تراوحت أعمارهم بين (10-12) سنة بمتوسط عمري قدره (10.38) سنة وانحراف معياري قدره (1.7)، وتوزع الأطفال على ثلاث مجموعات هي: ذوو صعوبات القراءة (33.8%)، وذوو صعوبات الكتابة (31.1%)، وذوو صعوبات الرياضيات (35.1%)، واستخدمت أساليب إحصائية متعددة للتوصل لغايات الدراسة من خلال البرنامج الإحصائي(IBM SPSS 19)، كشفت نتائج الدراسة عن عدم وجود نموذج أو نمط للأداء قادر على التمييز بين ذوي صعوبات التعلم الأكاديمية الثلاثة في الاختبارات الثلاثة موضع الدراسة الحالية، ولعل أبرز النتائج التي توصلت إليها الدراسة هي القدرة التمييزية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري ونجاحه في التمييز بين مجموعتين من مجموعات الدراسة. وأوصت الدراسة بإعادة تطبيق الأدوات على عينات أكبر، والاستفادة من اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري في عمليات تشخيص ذوي صعوبات التعلم الأكاديمية بمدينة الرياض وعدم الاعتماد على اختبار رسم الرجل في عمليات التشخيص.

أما دراسة (Essix, Sapp, Abbot, & Kohler, 2004) تم التحقق من فاعلية بعض أدوات قياس القدرة العقلية الجمعية في التعرف على الأطفال ذوي صعوبات التعلم في المناطق الريفية، واستخدم مقياس وكسلر لذكاء الأطفال الطبعة الثالثة (6-16 سنة) (WISC - III) كمحك للتحقق من هذه الفاعلية، وأشارت نتائج الدراسة إلى فاعلية اختبار (توني3) الجزئية في التعرف على الأطفال ذوي صعوبات التعلم، وهو اختبار شبيه باختبارات المصفوفات المتتابعة.

وهدفت دراسة شارما (Sharma, 2004) إلى مقارنة الخصائص الشخصية لمجموعة من الأطفال بلغ عددهم (180) طفلاً من الذكور والإناث أعمارهن بين 8، و9، و10 سنة يعانون صعوبات التعلم، يدرسون في الصفوف الثالث، والرابع، والخامس في المدارس الابتدائية بالمناطق الحضرية والريفية بمدينة اندرابيش بالهند. تم اختيار العينة وفقاً للتحصيل الدراسي للهجاء واختبارات الإملاء واختبار القراءة، والفهم القرائي، واختبار الحساب، بالإضافة لاختبارات القدرات العقلية مثل اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري، واختبار رسم الرجل، ونسخة مكيفة من استبانة شخصية الأطفال. وطبقت هذه الأدوات على مجموعتين هما: الأولى لديها صعوبات التعلم، والثانية أطفال عاديون. كشفت النتائج أن الأطفال ذوي صعوبات التعلم لديهم مشكلات في التوافق الاجتماعي والعاطفي، وأن الأطفال الأكبر سناً من ذوي صعوبات التعلم يظهرون مشكلات في التوافق أكثر من الأصغر سناً، كما كان هناك تأثير للجنس في النتائج بين أفراد الدراسة ذوي صعوبات التعلم.

وهدفت دراسة القريوتي (2005) إلى التعرف على الفروق في القدرات العقلية غير اللفظية لدى التلاميذ العاديين وذوي الاحتياجات الخاصة، ومدى ارتباط القدرات العقلية غير اللفظية بالتحصيل في الرياضيات والعمر والترتيب المئيني لاستجابات أفراد عينة الدراسة على اختبار رافن. اشتملت عينة الدراسة على (229) تلميذاً وتلميذة منهم (97) من العاديين، و(59) من تلاميذ فصول التربية الخاصة (بطيئي التعلم)، و(73) من المعاقين سمعياً. أظهرت نتائج الدراسة وجود ارتباط دال إحصائياً بين الدرجة الكلية لأفراد عينة الدراسة على اختبار رافن وبين تحصيلهم في الرياضيات والعمر وترتيبهم المئيني لكل مجموعة من المجموعات الثلاث. كما أظهرت النتائج عدم وجود فروق في القدرات العقلية غير اللفظية بين الذكور والإناث سواء في مجموعة التلاميذ العاديين أو المعاقين سمعياً أو التلاميذ بطيئي التعلم، أما بالنسبة إلى القدرات العقلية غير اللفظية لدى جميع أفراد عينة الدراسة فقد أظهرت نتائج الدراسة وجود فروق في القدرات العقلية غير اللفظية دالة إحصائياً بين التلاميذ العاديين والتلاميذ بطيئي التعلم وبين

المعاقين سمعياً والتلاميذ بطيئي التعلم، كما أظهرت النتائج عدم وجود فروق في القدرات العقلية غير اللفظية بين التلاميذ العاديين والمعاقين سمعياً.

وفي سوريا قامت الساحلي (2008) بدراسة للتأكد من الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة لرافن لذوي الاحتياجات الخاصة. وتكونت عينة الدراسة من1597 طالباً وطالبة تراوحت أعمارهم بين (10-14) سنة، موزعة على عينة العاديين، والمتفوقين، والصم، والمعاقين جسدياً، وقد أظهرت النتائج أن الاختبار بشكل عام يندرج من الأسهل إلى الأصعب لدى العينات الأربع، كما أشارت نتائج الدراسة إلى الاتساق الداخلي للاختبار عن طريق ارتباط البنود مع الدرجة الكلية للاختبار وأن أغلب معاملات الارتباط كانت دالة إحصائياً وأكثرها وقع فوق (0.30)، وأن معامل كرونباخ ألفا قد بلغ للعينة الكلية 0.894)) كما تم استخراج معايير مئينات كل نصف سنة من الأعمار تقابل المئينات (5-10-25-50-75-90-95)، لكل فئة من ذوي الاحتياجات الخاصة. وقد أظهرت النتائج صلاحية هذا الاختبار مبدئياً للاستخدام مع الأفراد ذوي الاحتياجات الخاصة في سوريا.

ويُلاحظ على الدراسات الأربع السابقة أنها جميعاً تناولت الذكاء والقدرات العقلية لدى التلاميذ ذوي صعوبات التعلم من عدة زوايا مختلفة، حيث قارنت دراسة (Essix, Sapp, Abbot, & Kohler, 2004) أداء التلاميذ في اختبارين عقليين، ولكن لا يوجد من بين هذه الدراسات من قارنت أداء التلاميذ ذوي صعوبات التعلم في اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري والمصفوفات المتتابعة المعياري المطور، ولعل ذلك يعد مبرراً كافياً لإجراء الدراسة الحالية.

مشكلة الدراسة:

تُستخدم اختبارات المصفوفات المتتابعة الملونة والمعيارية في تشخيص صعوبات التعلم بصورة كبيرة، ومؤخراً بدأ استخدام وتقنين نسخة المصفوفات المعياري المطور في الدول العربية، ولما لم تكن هناك دراسات توضح أداء ذوي صعوبات التعلم في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور (SPM+)، وخاصة أنها نسخة أحدث؛ لذا اهتمت الدراسة الحالية بفحص أداء التلاميذ ذوي صعوبات التعلم عليها، ومن ثم مقارنته مع أدائهم في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري الكلاسيكي، وتحاول الدراسة الإجابة عن الأسئلة التالية:

1. ما المؤشرات الإحصائية لأداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور؟
2. ما دلالات صدق اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور؟
3. ما دلالات ثبات اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور؟
4. هل توجد علاقة ارتباطيه دالة بين أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم على كلا الاختبارين؟

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى مقارنة أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمصفوفات المتتابعة المعياري المطور.

أهمية الدراسة:

تستمد هذه الدراسة أهميتها من أهمية عملية تشخيص حالات صعوبات التعلم وضرورة توفير معلومات سيكومترية شتى عن الأدوات المستخدمة فيها، وكذا أهمية قياس الذكاء، وتوفير بيانات دقيقة عنه للتلاميذ ذوي الصعوبات، وأيضاً أهمية اختبارات المصفوفات المتتابعة في قياس الذكاء، لذا تحاول الدراسة الإسهام في هذا المجال من خلال مقارنة الأداء في هذين الاختبارين لعدم وجود دراسات عربية مقارنة حولهما.

حدود الدراسة:

تتحدد الدراسة الحالية بطبيعة العينة المستخدمة، كما تتحدد الدراسة بالأدوات المستخدمة والتي تتمثل في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري، واختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، وبالعينة المستخدمة والتي تتكون من (221) طفلاً المشخصين والمسجلين فعلياً ببرامج صعوبات التعلم بالمرحلة الابتدائية بمدينة الرياض بالفصل الدراسي الأول للعام الدراسي 1436/1437هـ الموافق 2015/2016.

مصطلحات الدراسة

الأطفال ذوو صعوبات التعلم:

إن مفهوم صعوبات التعلم مصطلحاً عاماً يصف مجموعة متنوعة من مشكلات التعلم، وتلك الصعوبات تؤدي إلى اضطراب في التعلم وفي استخدام مهارات القراءة، الكتابة، الفهم، النطق، الاستدلال، وإجراء العمليات الحسابية. فقد نجد طفلاً يعاني من صعوبة في القراءة والكتابة، وطفلاً آخر قد يكون لديه صعوبة في فهم الرياضيات، بينما طفل ثالث قد يعاني من صعوبة في كل الجوانب السابقة، أو في فهم ماذا يقول الآخرون (عواد والسرطاوي، 2011).

ويُعرف فريق البحث الأطفال ذوي صعوبات التعلم إجرائياً بأنهم أطفال عاديون من ناحية القدرة العقلية العامة، ولا يعانون من أي إعاقات حسية أو اضطرابات انفعالية، ولكنهم يعانون من عيوب نوعية في التفكير والإدراك أو في استخدام اللغة المنطوقة أوالمكتوبة، أو في استخدام مهارات مختلفة تعوق نجاحهم الأكاديمي، وهم التلاميذ المشخصون رسمياً بأنهم يعانون من صعوبات التعلم والملحقون بغرف المصادر التابعة لبرامج صعوبات التعلم بالمرحلة الابتدائية بمدينة الرياض.

اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري:

أحد اختبارات الذكاء المتحررة من أثر الثقافة، والذي يعتمد على المصفوفات المتتابعة المعتمدة على الأشكال الهندسية، ويتكون من 60 فقرة، وظهر في نسخته الأولى عام 1938، والنسخة المستخدمة في هذه الدراسة هي من تقنين أبو حطب (1977) على البيئة السعودية

اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور:

أحد اختبارات الذكاء المتحررة من أثر الثقافة، والذي يعتمد على المصفوفات المتتابعة المعتمدة على الأشكال الهندسية، ويتكون من 60 فقرة، ويستخدم مع الأعمار من (6-80) سنة، وقد تم تقنينه عام 2008 من قبل جون رافن وزميليه.

إجراءات الدراسة

العينة:

تكونت عينة الدراسة من (221) طفلاً تراوحت أعمارهم من 6 إلى 12 سنة، بمتوسط عمري قدره (8.81) سنة، وانحراف معياري (1.58) الملحقين بغرف المصادر التابعة لبرامج صعوبات التعلم بالمرحلة الابتدائية بمدينة الرياض خلال العام الدراسي 1436-1437هـ، وجدول (1) يوضح عدد كل فئة عمرية:

جدول (1) توزيع العينة حسب العمر

العمر	التكرار	النسبة المئوية
6	19	8.6
7	21	9.5
8	55	24.9
9	67	30.3
10	22	10.0
11	21	9.5
12	16	7.2
المجموع	221	100.0

أدوات الدراسة

(1) اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري:

يستخدم هذا المقياس بشكل أساسي للتعرف على ذوي صعوبات التعلم في تايوان منذ عام 1984م (Tzeng, 2007)، وفي جواتيمالا (Jim´enez & Cadena, 2007)، وقام بتقنين هذا الاختبار في المملكة العربية السعودية (أبو حطب وآخرون، 1977) وتكونت عينة التقنين من (4932) من الذكور والإناث في الأعمار (8 – 30)، ومن حيث صدق الاختبار فقد ارتبطت درجات عينة التقنين بزمن أداء الاختبار بمقدار 0.20 ولم يكن هذا الارتباط دالاً مما يشير إلى استقلال درجة الاختبار عن الزمن، كما وجدت فروق دالة إحصائياً بين الأعمار المختلفة المتتالية لصالح العمر الأعلى، كما ارتبطت درجاتهم باختبار رسم الرجل بمقدار (0.49) وهو دال عند مستوى 0.01. وفيما يتعلق بثبات الاختبار فقد بلغ بطريقة كيودر وريتشاردسون (0.95).

(2) اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور:

اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطورStandard progressive matrices Plus Test اختبار ذكاء جمعي غير لفظي طوره كل من آيرين استايلز، ومايكل ريفن، وجون رافن (Styles, Raven, & Raven, 1998)، ونشر معاييره البريطانية جون ريفن (Raven, 2008)، ويطبق على الأفراد من عمر (6) سنوات زمنية إلى (80) سنة، وهو نسخة مطورة من اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري الذي أعده ريفن في عام 1938م، وعُدل في عام 1956م، ويتكون من (60) بنداً موزعة على (5) مجموعات، هي (A, B, C, D, and E) حيث تحتوي كل مجموعة على (12) مصفوفة مفردة، حيث تتألف كل مصفوفة من رسوم أو تصميمات هندسية، بحيث تتزايد صعوبة الفقرات داخل كل مجموعة تدريجياً حتى نهاية الاختبار، والنسخة المعربة سميت مجموعاتها بـ: (أ، ب، ج، د، هـ) وتناسب الأعمار الزمنية من (6) إلى (80) عام. وكشفت الدراسات العالمية التي أجريت للتعرف على صدقه وثباته عن درجات صدق وثبات عالية للاختبار وذلك في دراسات:

(Bakhiet, Al-Khadher, & Lynn, 2015; Dobrean, Raven, Comsa, Rusu, & Balazsi, 2005; Grigoriev & Lynn, 2014; Matesic, 2000; Raven, 2008) وكذلك دراسة (الساحلي، 2008) في سوريا.

الأساليب الإحصائية:

أُستخدمت في الدراسة الأساليب الإحصائية التالية: بعض مقاييس النزعة المركزية (المتوسط الحسابي، الأدنى، الأكبر)، وبعض مقاييس التشتت (الانحراف المعياري، التباين، الالتواء، الخطأ المعياري للالتواء، التفرطح، الخطأ المعياري للتفرطح، المدى)، الرسوم البيانية.

نتائج الدراسة ومناقشتها:

1 - ما المؤشرات الإحصائية لأداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور؟

للإجابة عن هذا السؤال تم تطبيق اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور على عينة الدراسة للحصول على المؤشرات الإحصائية لأداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في الاختبارين كما هو مبين بالجدول رقم (2):

جدول (2) المؤشرات الإحصائية لأداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري والمعياري المطور

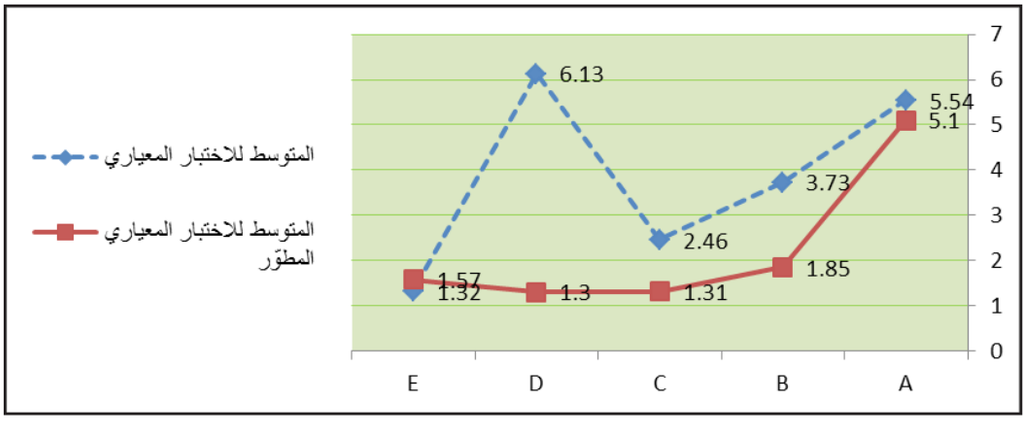
المؤشر	المصفوفات المتتابعة المعياري	المصفوفات المتتابعة المعياري المطور	المؤشر	المصفوفات المتتابعة المعياري	المصفوفات المتتابعة المعياري المطور
العدد	221	221	الانحراف المعياري	10.763	3.743
المدى	51	28	التباين	115.840	14.008
الأدنى	3	3	الالتواء	1.158	1.246
الأكبر	54	31	الخطأ المعياري للإلتواء	.164	.164
المتوسط	19.18	11.12	التفرطح	1.071	3.777
الخطأ المعياري للمتوسط	.724	.252	الخطأ المعياري للتفرطح	.326	.326

يوضح الجدول رقم(2) المؤشرات الإحصائية لأداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في اختبارالمصفوفات المتتابعة المعياري، واختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، وأبرز نتائج الجدول أن متوسط درجات الأطفال في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري الكلاسيكي أعلى منه في المعياري المطور، وكذلك اتساع مدى الكلاسيكي، والدرجات الأكبر أعلى في الكلاسيكي منها في المطور، وكذلك اتساع تباين الدرجات لصالح الكلاسيكي، وكل هذه النتائج تشير لصعوبة اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور مقارنة مع النسخة الكلاسيكية، وهو أمر مبرر إذ إن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور مصمم للأعمار حتى 80 سنة، وبذلك يكون ضيق المدى للأطفال حتى عمر 16 سنة، وضيق المدى ناتج عن صعوبة الاختبار، وينطبق الشئ ذاته على الانحراف المعياري والتباين لكن يلاحظ أن الالتواء متقارب في حين أن التفرطح ذو قيمة أكبر في الاختبار المطور والسبب أن الفئة التي تعرضت للاختبار في صورتيه محدودة ولا تمتد للاعمار التي يستهدفها الاختبار المطور، والتي تصل لغاية 80 سنة كما ذكر سابقاً، وبالتالي يبدو أن منحنى درجات الاختبار العادي يقترب بصورة أكبر من التوزيع الطبيعي. ويبين الجدول رقم (3) المتوسطات والانحرافات المعيارية لمجموعات الاختبارين:

جدول (3) المتوسطات والانحرافات المعيارية لمجموعات الاختبارين

المجموعة	المصفوفات المتتابعة المعياري		المصفوفات المتتابعة المعياري المطور	
	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
أ	5.54	3.261	5.10	1.848
ب	3.73	3.358	1.85	1.582
ج	2.46	2.476	1.31	1.407
د	6.13	3.643	1.30	1.105
هـ	1.32	1.107	1.57	1.318

يوضح الجدول رقم (3) أن متوسطات المجموعات الأربع الأولى (أ، ب، ج، د) في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري الكلاسيكي كلها أعلى من متوسطات مجموعات النسخة المطورة ما عدا المجموعة الخامسة (هـ) التي كان متوسطها أعلى من المجموعة (هـ) في النسخة الكلاسكية.



شكل (1) بروفايل الأداء للاختبارين العادي والمطور للمجموعات الخمس

يوضح شكل (1) المتوسطات الخاصة باختبار المصفوفات المتتابعة المعياري، واختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، حيث إن أكبر فرق في الأداء كان في المجموعة (د)، يليها المجموعة (ب)، ثم المجموعة (ج)، أما المجموعة (هـ) فالفرق فيها لصالح النسخة المطورة وهو فرق طفيف، وسيوضح شكل (2) وشكل (3) بروفايل الأداء بشكل خطي لكل اختبار على حدة.

2 - ما دلالات صدق اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور؟

للإجابة عن هذا السؤال تم الاعتماد على الاتساق الداخلي بين الفقرات ومجموعاتها والمجموعات والدرجة الكلية كأحد الأدلة على صدق الاختبارين ويبين الجدول رقم (4) ارتباطات الفقرات بمجموعاتها:

جدول (4) ارتباط الفقرة بمجموعته (بُعده) وبالدرجة الكلية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري والمطور

المجموعة (أ)			المجموعة (ب)			المجموعة (ج)			المجموعة (د)			المجموعة (هـ)		
رقم الفقرة	الارتباط بالبعد		رقم الفقرة	الارتباط بالبعد		رقم الفقرة	الارتباط بالبعد		رقم الفقرة	الارتباط بالبعد		رقم الفقرة	الارتباط بالبعد	
	عادي	مطور		عادي	مطور		عادي	مطور		عادي	مطور		عادي	مطور
1	.104	0.0a	1	.631**	.368**	1	.659**	.281**	1	.491**	.269**	1	.183**	.039
2	.724**	.719**	2	.593**	.347**	2	.550**	.417**	2	.426**	.371**	2	.378**	.169*
3	.753**	.659**	3	.699**	.363**	3	.570**	.091	3	.329**	.217**	3	.260**	.019-
4	.727**	.699**	4	.673**	.288**	4	.647**	.398**	4	.604**	.282**	4	.337**	.122
5	.763**	.734**	5	.674**	.451**	5	.651**	.182**	5	.537**	.362**	5	.331**	.187**
6	.788**	.260**	6	.646**	.407**	6	.581**	.206**	6	.359**	.268**	6	.351**	.109
7	.614**	.146*	7	.452**	.411**	7	.617**	.141*	7	.358**	.326**	7	.359**	.061
8	.586**	.264**	8	.642**	.449**	8	.585**	.243**	8	.520**	.198**	8	.209**	.180**
9	.708**	.281**	9	.635**	.338**	9	.579**	.374**	9	.502**	.443**	9	.216**	.311**
10	.613**	.276**	10	.705**	.346**	10	.254**	.207**	10	.472**	.279**	10	.336**	.007
11	.348**	.215**	11	.558**	.278**	11	.204**	.053-	11	.791**	.287**	11	.225**	.130
12	.145*	0.0a	12	.410**	.365**	12	.153*	.089	12	.348**	.286**	12	.343**	.225**

(**) دالة عند مستوى 0.01. (*) دالة عند مستوى 0.05.

يوضح الجدول رقم (4) ارتباط الفقرة بمجموعتها (بُعده) لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري، حيث كانت كل البنود مرتبطة مع البعد ارتباطاً دالاً عند مستوى (0.01)، ماعدا البند (1أ)، والبند (12 أ) ارتبط بالبعد ارتباطاً دالاً عند مستوى (0.05).

وبالنسبة للاختبار المطور كان ارتباط البند بمجموعته (بُعده) وبالدرجة الكلية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، حيث إن البندين (1أ)، و(12أ) لم يرتبطا بالبعد، وكذلك البنود (3ج)، و(12ج)، (10هـ) كانت ذات ارتباط ضئيل غير دال، بينما البند (11ج) ارتبط عكسياً بالدرجة الكلية. أما المجموعة (هـ) في الاختبار المطور فإن عدد (7) بنود ارتبطت ارتباطاً غير دال بالدرجة الكلية.

ويبين الجدول رقم (5) ارتباط مجموعات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري بالدرجة الكلية:

جدول (5) ارتباط مجموعات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري بالدرجة الكلية (بعد حذف الفقرة)

المجموعة	معامل الارتباط بالدرجة الكلية للاختبار العادي	معامل الارتباط بالدرجة الكلية للاختبار المطوّر
المجموعة أ	.785**	.667**
المجموعة ب	.888**	.556**
المجموعة ج	.796**	.589**
المجموعة د	.817**	.233**
المجموعة هـ	.245**	.413**

(**) دالة عند مستوى 0.01.(*) دالة عند مستوى 0.05.

يوضح الجدول رقم (5) أن ارتباط مجموعات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري والاختبار المطور مع الدرجة الكلية للاختبار (بعد حذف الفقرة) دالة إحصائياً عند مستوى دلالة 0.01، ويلاحظ أن معاملات الارتباط للأبعاد مع الدرجة الكلية هي أكثر في حالة الاختبار العادي منه في حالة المطور باستثناء المجموعة هـ.

الصدق العاملي لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري:

أُجري التحليل العاملي بطريقة الأرجحية العظمى، وكانت بيانات جودة ملاءمة الاختبار كما يلي: بلغت قيمة مربع كاي (745.)، بدرجة حرية (1) ومستوى دلالة (388.). إلى جانب ذلك تم التأكد من كفاية حجم العينة عن طريق اختبار كايزر ومايرو ولكن معامل KMO، ومعامل بارتلت Barteltt ، فكانت النتائج كما يلي في الجداول: (8، 9)، والشكل (2) بلغ معامل KMO (761.)، كما حسب معامل بارتلت Barteltt حيث كانت قيمة مربع كاي (406.980) بدرجات حرية (10) وكانت دالة عند مستوى (0.000).

جدول (6) اشتراكيات مجموعات الاختبارين (Communalities)

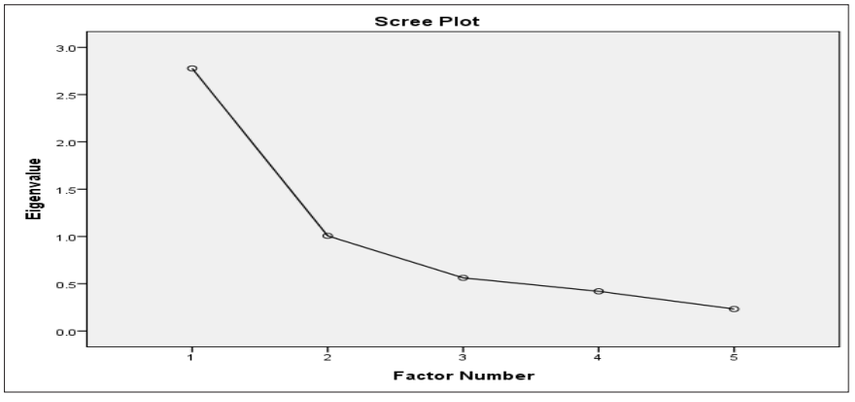
المجموعات	المصفوفات المتتابعة المعياري					المصفوفات المتتابعة المعياري المطور				
	أ	ب	ج	د	هـ	أ	ب	ج	د	هـ
الاشتراكيات	.449	.999	.538	.999	.055	.363	.999	.214	.081	091

يوضح الجدول رقم (6) اشتراكيات مجموعات الاختبارين، حيث إن اشتراكيات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري أفضل من مناظرتها في اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور.

جدول (7) قيم الجذر الكامن ونسبة التباين المفسرة للعوامل لاختبار المصفوفات المتتابعة لمعياري

العوامل	الحل العاملي قبل التدوير			التشبعات على العوامل		
	الجذر الكامن	نسبة التباين	النسبة التجميعية للتباين	الكلي	نسبة التباين	النسبة التجميعية للتباين
1	2.778	55.553	55.553	2.421	50.617	50.617
2	1.006	20.130	75.682	.509	10.173	60.791
3	.563	11.254	86.936	-	-	-
4	.420	8.408	95.345	-	-	-
5	.233	4.655	100.000	-	-	-

يوضح الجدول رقم (7) عوامل اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري والتشبعات على العوامل، حيث يفسر العامل الأول 55.55% من التباين بينما يفسر العامل الثاني 20.13% من التباين وبمجموع 75.68% من التباين للعاملين، أما التشبع على العامل الأول فقد فسرت 50.62% من التباين بينما فسر التشبع على العامل الثاني 10.17% من التباين وبمجموع 60.79% للعاملين، كذلك ويبين الشكل (4) مخطط Scree للعوامل.



شكل (2) مخطط Scree لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري

وعند إجراء التحليل العاملي المتعامد بطريقة فاريماكس (Varimax) تبين أن المجموعات تشبعت على عاملين كما يظهر في الجدول رقم (8) مصفوفة العوامل والتشبعات بعد التدوير للاختبار العادي:

جدول (8) تشبعات المجموعات على عوامل الاختبار

	العامل	
	الأول	الثاني
المجموعة ب/ عادي	.985	.170
المجموعة ج/ عادي	.673	.292
المجموعة أ / عادي	.644	.183
المجموعة د/ عادي	.455	.890
المجموعة هـ/ عادي	.035	.233

ويظهر من الجدول رقم (8) أن المجموعات أ، ب، ج، د قد تشبعت على العامل الأول بينما تشبعت المجموعات د، هـ على العامل الثاني مع ملاحظة أن تشبع المجموعة (هـ) على العامل الثاني كان ضعيفاً نوعاً ما، وسبب ذلك هو البنود ذات الارتباط المنخفض بدرجة البُعد.

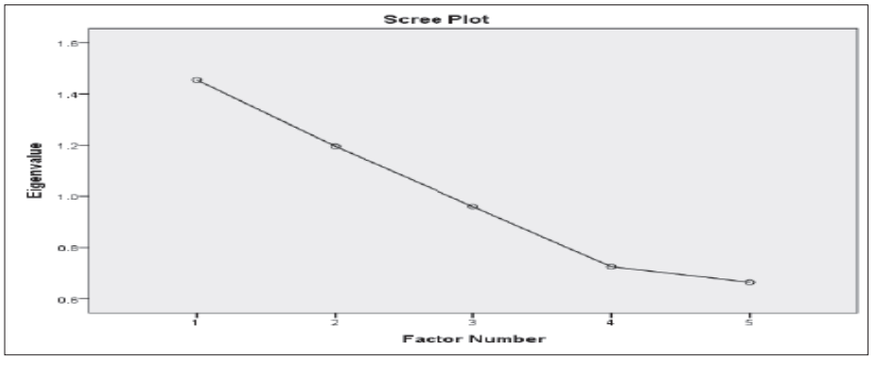
الصدق العاملي لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور:

أُجري التحليل العاملي بطريقة الأرجحية العظمى مع التدوير بطريقة دايركت البومن، وكانت بيانات جودة ملاءمة الاختبار كما يلي: بلغت قيمة مربع كاي (746.)، بدرجة حرية (1) ومستوى دلالة (388.). إلى جانب ذلك تم التأكد من كفاية حجم العينة عن طريق اختبار كايزر ومايرو، ولكن معامل KMO، ومعامل بارتلت Barteltt، فكانت النتائج كما يلي في الجداول (9، 10)، والشكل (3)، حيث بلغ معامل KMO(523.)، كما حسب معامل بارتلت Barteltt حيث كانت قيمة مربع كاي (47.254) بدرجات حرية (10) وكانت دالة عند مستوى (000.).

جدول (9) قيم الجذر الكامن ونسبة التباين المفسرة للعوامل لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور

العوامل	الحل العاملي قبل التدوير			التشبعات على العوامل		
	الجذر الكامن	نسبة التباين	النسبة التجميعية للتباين	الجذر الكامن	نسبة التباين	النسبة التجميعية للتباين
1	1.455	29.095	29.095	1.073	21.563	21.563
2	1.195	23.907	53.002	1.60	13.385	34.947
3	.960	19.199	72.200	-	-	-
4	.725	14.508	86.708	-	-	-
5	.665	13.292	100.000	-	-	-

يوضح الجدول رقم (9) عوامل اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور والتشبعات على العوامل، حيث يفسر العامل الأول 29.10% من التباين بينما يفسر العامل الثاني 23.91% من التباين وبمجموع 53.00% من التباين للعاملين، أما التشبع على العامل الأول فقد فسرت 21.56% من التباين بينما فسر التشبع على العامل الثاني 13.39% من التباين وبمجموع 34.95% للعاملين، ويلاحظ هنا أن العوامل فسرت مقداراً أقل من التباين منها في الاختبار العادي كذلك، ويبين الشكل (5) مخطط Scree للعوامل:



شكل (3) مخطط Scree لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور

وعند إجراء التحليل العاملي المتعامد بطريقة فاريماكس (Varimax) تبين أن المجموعات تشبعت على عاملين كما يظهر في الجدول رقم (10):

جدول(10) مصفوفة العوامل والتشبعات بعد التدوير للاختبار العادي

المجموعة	العامل	
	الأول	الثاني
المجموعة ب/ عادي	.745	-.077-
المجموعة ج/ عادي	.707	-.256-
المجموعة أ / عادي	.558	.648
المجموعة د/ عادي	-.129-	.633
المجموعة هـ/ عادي	.211	-.576-

ويظهر من الشكل أن المجموعات ب، ج قد تشبعت على العامل الأول بينما تشبعت المجموعات د، هـ على العامل الثاني، وكان تشبع المجموعة (أ) على كلا العاملين متقارباً، وكان الاختلاف عن الاختبار العادي فقط في المجموعة الثانية التي تشبعت على العامل الأول في الاختبار العادي.

وبشكل عام وبعد التحليل العاملي الاستكشافي لكلا الاختبارين يظهر أن درجات الاختبار العادي أكثر صدقاً من درجات الاختبار المطور وربما يكون ذلك عائداً إلى أن عينة التطبيق هي من الطلبة ذوي الحاجات الخاصة ولو جرى توسيع العينة بحيث تشمل الطلبة العاديين فلربما تغيرت النتيجة.

3 - ما دلالات ثبات اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور؟

وللإجابة عن هذا السؤال تم حساب معامل ثبات اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور بطريقة ألفا كرونباخ كما هو مبين بالجدول رقم (11):

جدول (11) معامل ثبات ألفا كرونباخ للاختبارين ومجموعاتهما

المجموعة	معامل ألفا كرونباخ	
	المصفوفات المتتابعة المعياري	المصفوفات المتتابعة المعياري المطور
أ	.840	.576
ب	.847	.419
ج	.750	.460
د	.523	.064
هـ	.063	.254
كامل الاختبار	.886	.525

يوضح الجدول رقم (11) معاملات ألفا كرونباخ لمجموعات الاختبارين وللدرجة الكلية، حيث يتضح أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري كان مجموعاته ودرجته الكلية أكثر ثباتاً واتساقاً داخلياً من اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، ما عدا المجموعة (هـ) في المطور كانت أكثر ثباتاً، وهذا أمر متوقع إذ إن التباين للمجموعات الخمس عدا الأخيرة كان أكبر، الأمر الذي أدى لأن يكون الثبات في الاختبار العادي أكبر.

4 - هل توجد علاقة ارتباطيه دالة بين أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في كلا الاختبارين؟

وللإجابة عن هذا السؤال قام فريق البحث بحساب معامل ارتباط بيرسون بين اختباري المصفوفات المتتابعة المعياري، والمعياري المطور ككل وأبعادهما المختلفة لدى عينة الدراسة، ويوضح الجدول رقم (12) قيم معاملات الارتباط:

جدول (12) معاملات ارتباط أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم في كلا الاختبارين

المجموعات	معامل الارتباط بين كلا مجموعتي الاختبارين
أ	.637**
ب	-.325-**
ج	.405**
د	-.276-**
هـ	.247**
كامل الاختبار	.284**

(**) دالة عند مستوى 0.01. (*) دالة عند مستوى 0.05.

ويظهر من الجدول رقم (12) أن المعاملات كلها دالة عند مستوى 0.01 وهي كبيرة في حالة المجموعات (أ)، (ب) الأمر الذي يدل على تشابه أداء فقرات المجموعتين في كل من الاختبارين. بينما كانت سالبة في المجموعات(ب)، (د) الأمر الذي يدل على التناسب العكسي في أداء كل من المجموعتين

في الاختبارين وهذا ما يفسر اختلاف الأداء بين درجات الاختبارين، وكنتيجة لهذا السؤال يمكن طرح السؤال الآتي «هل يمكن التنبؤ بنتيجة الاختبار المطور من خلال نتيجة الاختبار العادي؟» وباستخدام تحليل الانحدار البسيط والذي يمكن اعتباره تطويراً للارتباط يظهر أنه يمكن ذلك من خلال تحليل التباين المرتبط بتحليل الانحدار، إذ إن القيمة الاحتمالية تساوي 0.000 الأمر الذي يفيد بإمكانية التنبؤ بنتيجة الاختبار المطور من خلال نتيجة الاختبار العادي، أما معادلة التنبؤ فهي:

م= 0.099ع + 9.225 حيث م: درجة الاختبار المطور، ع: درجة الاختبار العادي، وقد بلغت القيمة الاحتمالية لكلا من ثابت الاختبار ومعامل الانحدار 0.000 وتؤكد نتائج الصدق والثبات والتمييز النتائج التي توصلت إليها دراسات (بخيت وعيسى، 2011؛ القريوتي، 2005؛ Essix, Sapp, Abbot, & Kohler, 2004)، بينما تختلف جزئياً مع نتائج دراسة الساحلي (2008).

التوصيات:

في ضوء نتائج الدراسة وما سبقها من عرض نظري يمكن الخروج بعدد من التوصيات على النحو الآتي:

1. اعتماد الاختبار العادي في الكشف عن صعوبات التعلم.
2. إدخال اختبار رافن الملون ضمن المقارنات بين الاختبارات المختلفة المستخدمة في تشخيص ذوي صعوبات التعلم في البحوث القادمة.
3. توسيع الدراسة بإجرائها على عينة تضم الطلبة العاديين والطلبة ذوي صعوبات التعلم.
4. اشتقاق معايير محلية للأطفال ذوي صعوبات التعلم لاختبار المصفوفات المعياري الكلاسيكي.
5. إجراء دراسات لمعرفة علاقة اختبار المصفوفات المعياري الكلاسيكي بأدوات وبطاريات الكشف عن صعوبات التعلم الأخرى.

المراجع

المراجع العربية:

أبو حطب، فؤاد؛ وزهران، حامد؛ وصادق، آمال؛ وموسى، عبد الله؛ ورمزي، عواطف؛ وخضر، علي (1977). تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة. في: أبو حطب، فؤاد *(محرر) بحوث في تقنين الاختبارات النفسية، المجلد الأول* (191 -246). القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

البتال، زيد (2001). استخدام أساليب التفاوت بين القدرات العقلية والتحصيل الأكاديمي في تعرف صعوبات التعلم لدى الأطفال. *المجلة التربوية*، 58، 177-213.

بخيت، صلاح الدين فرح؛ وعيسى، يسري أحمد سيد (2011). الدلالات الإكلينيكية لأداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم الأكاديمية في بعض اختبارات القدرات العقلية بمدينة الرياض. الكويت: *مجلة الطفولة العربية، 12* (48)، 35-59.

البيلي، محمد؛ ونشواتي، عبد المجيد؛ ومحمود، نبيل؛ والشايب، عبد الحافظ (1991). صعوبات التعلم في مدارس المرحلة الابتدائية بدولة الإمارات العربية المتحدة «دراسة مسحية». *مجلة كلية التربية، 7*، 77-125.

الزراد، فيصل (1991). صعوبات التعلم لدى عينة من تلاميذ المرحلة الابتدائية في دولة الإمارات العربية المتحدة (دراسة مسحية، تربوية، نفسية). *رسالة الخليج العربي*، 38، -121 178.

الزيات، فتحي (2007). *قضايا معاصرة في صعوبات التعلم*. الطبعة الأولى. القاهرة: دار النشر للجامعات.

زيادة، خالد (2007). دراسة للفروق بين الأطفال الذين يعانون صعوبات تعلم الرياضيات فقط والأطفال الذين الذين يعانون صعوبات تعلم الرياضيات والقراءة معاً والأطفال العاديين في الأداء على مقياس وكسلر لذكاء الأطفال. *المجلة التربوية، 82*، 189-255.

الساحلي، ندى (2008). *تقنين أولي لاختبار رافن للمصفوفات على عينات من ذوي الاحتياجات الخاصة في الجمهورية العربية السورية*. رسالة ماجستير، جامعة دمشق.

سالم، سيلفيا (1991). *تشخيص صعوبات التعلم النفس لغوية لدى الطلبة الأردنيين في المرحلة الابتدائية*. رسالة ماجستير، الجامعة الأردنية: عمان.

السبايلة، عبيد (2003). المحكات التشخيصية لصعوبات التعلم. *مجلة صعوبات التعلم،1*، 33 – 35.

سليمان، عبد الرحمن؛ وعبد الحميد، أشرف؛ الببلاوي، إيهاب (2007). *التقييم والتشخيص في التربية الخاصة*. الرياض: دار الزهراء.

عبد الله، أحمد (1992). دراسة مقارنة لأداء مجموعة من الأطفال المتخلفين عقلياً وذوي الذكاء فوق المتوسط، والمتأخرين دراسياً وبطيئي التعلم في التصنيف الثلاثي لاختبار وكسلر لذكاء الأطفال. *مجلة مركز البحوث التربوية، 2*، 243-269.

علي، عماد (2004). استخدام أساليب التفاوت في تحديد صعوبات التعلم لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية، *مجلة كلية التربية أسيوط*، 20(1)، 314-356.

عواد، أحمد (2002). مدخل شامل لنماذج وأساليب التقييم التشخيصي لصعوبات التعلم. *مجلة الإرشاد النفسي*، 15، 105 – 142.

عواد، أحمد وزيدان السرطاوي (2011). *صعوبات القراءة والكتابة النظرية والتشخيص والعلاج*. الرياض: دار الناشر الدولي للنشر والتوزيع.

القريوتي، إبراهيم (2005). القدرات العقلية غير اللفظية لدى عينة من التلاميذ العاديين وذوي الاحتياجات الخاصة. *مجلة القراءة والمعرفة*، 41، 138-160.

المهدي، أسامة (2001). *تحليل ومقارنة درجات ذكاء الأطفال المتخلفين عقلياً وذوي صعوبات التعلم في المرحلة الابتدائية بدولة البحرين*. رسالة ماجستير، جامعة البحرين: مملكة البحرين.

هارجروف، لندا؛ وبوتيت، جيمس (1988). *التقييم في التربية الخاصة، التقويم التربوي*. ترجمة: عبد العزيز السرطاوي، وزيدان السرطاوي. الرياض: مكتبة الصفحات الذهبية.

هلهان، دانيل؛ وكوفمان، جيمس (2008). *سيكولوجية الأطفال غير العاديين وتعليمهم، مقدمة في التربية الخاصة*. ترجمة: عادل عبد الله محمد. عمان: دار الفكر.

هالاهان، دانيال؛ ولويد، جون؛ وكوفمان، جيمس؛ وويس، مارجريت (2007). *صعوبات التعلم مفهومها - طبيعتها - التعليم العلاجي*. ترجمة: عادل عبد الله محمد. عمان: دار الفكر.

المراجع الأجنبية:

Bakhiet, S, Al-Khadher, M, & Lynn, R. (2015). A Study of means and sex differences on Raven's standard progressive matrices plus in Yemen. *Mankind Quarterly, 55(3)*, 268277-

Bannatyne, A. (1974). Diagnosis: A note on recategorization of the WISC scaled scores. *Journal of learning disabilities, 7*, 272-273.

Bannatyne, A. (1971). *Language, reading and learning disabilities: psychology, neuropsychology, diagnosis and remediation*. Springfield, IL: Charles C.Thomas publisher.

Bannatyne, A. (1968). Diagnosing learning disabilities and writing remedial prescriptions. *Journal of learning disabilities, 1*, 242-249.

Cohen, J. (1959). The factorial structure of the WISC at age 6-7, 6-10, and 6-13. *Journal of Consulting Psychology, 23,* 285-299.

Dobrean, A., Raven, J., Comsa, M., Rusu, C., & Balazsi, R. (2005, October 10). Romanian standardization of Raven's standard progressive matrices plus. WebPsychEmpiricist. *Retrieved October 10, 2005, from:* http://wpe.info/papers_table.html.

Essix, B., Sapp, G., Abbot, G., & Kohler, M. (2004). *Using the Toni – 3 to assess cognitive functioning of urban children with learning disabilities: A brief review of the literature*. University of Alabama at Birmingham.

Fletcher, J., Lyon, G., Barnes, M., Stuebing, K., Frances, D., Olson, R., Shaywitz, S., & Shaywitz, B. (2002). Classification of learning disabilities: An evidenced-based evaluation. In R. Badley, L. Danielson, & D.P. Hallahan (Eds). *Identification of Learning Disabilities: Research to Practice,* 185-250. Mahwah, NJ: Erlbaum.

Grigorieva, A, & Lynn, R. (2014). A study of the intelligence of Kazakhs, Russians and Uzbeks in Kazakhstan. *Intelligence, 46*, 40–46.

Jim´enez, J., & Cadena, C. (2007). Learning disabilities in guatemala and spain: A cross-national study of the prevalence and cognitive Processes associated with reading and spelling disabilities. *Learning disabilities research & Practice, 22(3),* 161–169.

Matesic, K. (2000). Relations between results on Raven progressive matrices plus sets and school achievement, *Review of Psychology, 7(1-2),* 75-82.

Raven, J. (2008). *Standard Progressive matrices-plus version and mill hill vocabulary scale manual*. London: Pearson.

Sharma, G. (2004). A comparative study of the personalty characteristics of primary-school students with learning disabilities and their non learning-disabled peers. *Learning Disability Quarterly, 27*, 127-140.

Smith, C. & Watkins, M. (2004). Diagnostic utility of the bannatyne WISC-III pattern. *Learning Disabilities Research & Pactice, 19(1)*, 49- 56.

Styles, I., Raven, M, & Raven, J. (1998). *Raven's Progressive matrices: SPM plus: Sets A-E*. San Antonio (Tex.): Harcourt.

Tzeng, S. (2007). Learning disabilities in Taiwan: A case of cultural constraints on the education of students with disabilities. *Learning Disabilities Research & Practice, 22(3)*, 170-175

Watkins, M., Kush, J., & Gluting, J. (1997). Discriminate and predictive validity of the WISC – III ACID profile among children with learning disability. *Psychology in the Schools, 37(4)*, 303 – 319.