مقارنة طريقتَيْ مانتل-هانزل، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، في الكشف عن الأداء التفاضُليّ لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم

د. شرف الأحمدي*

المستخلص

هَدَفت الدراسةُ إلى مقارنة طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم في الكشف عن الأداء التفاضليّ لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان، كما هَدَفت إلى التعرُّف على نسبة الاتِّفاق بين الطريقتَيْن في الكشف عن الأداء التفاضليّ للمفرَدة وَفْقًا لمتغيِّر النوع.

وقد اشتملت الاستبانةُ على (44) مفرَدةً، وتكوَّنت العيِّنةُ من (813) طالبًا وطالبةً من جامعة طَيبةَ، وكان من أهمِّ النتائج ما يلي:

تَمَّ الكشف عن وجود أداء تفاضُليٍّ منتظِم في (3) مفرَدات بنسبة (6.8%) باستخدام طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، منها مفرَدتان لصالح الذكور، ومفرَدةٌ واحدة لصالح الإناث، أما عند استخدام طريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، فقد تَمَّ الكشف عن وجود أداء تفاضُليٍّ منتظِم في مفرَدتين بنسبة (4.5%)، مفرَدةٌ واحدة لصالح الذكور، ومفرَدةٌ واحدة لصالح الإناث.

وقد كان ثَمَّةَ اتِّفاقٌ بين طريقة مانتل- هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو في الكشف عن الأداء التفاضُليّ لمفرَدات الاستبانة؛ حيث اتَّفَقت الطريقتان في الكشف عن مفرَدتين من أصل (٣) مفرَدات، أظهرت أداءً تفاضليًّا وَفْقًا لمتغيِّر النوع بنسبة (٦٦.٦%)، علاوةً على أن قيمة مُعامِل الاتِّفاق لكابا (٠.٧٩)، ويُعتبَر توافقًا جوهريًّا، وقد أظهر التحليل الكَيفيُّ للمفرَدات الثلاثِ أن طبيعة التعلُّم الإنسانيّ والاختلاف النَّوعيّ بين الذكور والإناث قد تكون وراءَ ظهور الأداء التفاضُليّ المنتظِم في تلك المفرَدات، وعليه؛ سيَتِمُّ الاحتفاظ بها ضمنَ باقي مفرَدات الاستبانة.

الكلمات المفتاحيَّة: *الأداء التفاضلي للمفردات، مانتل-هانزل، مؤشر قياس المساحة الإشارية لراجو، النموذج اللوغارتمي الثنائي المعلم، استبانة مؤشر أساليب التعلم.*

مقدِّمة

تُعَدُّ المقاييسُ النفسيَّةُ الوسيلةَ الأكثرَ شيوعًا في الحكم على مقدار ما يمتلكه فردٌ (ينتمي لفئة معيَّنة) من السِّمة المقاسة، أو للمقارنة بين أداء المجموعات المختلفة في النوع، أو العِرق، أو الفئة العُمريَّة، أو الثقافة، وقد عُنِيَ المختصُّون بالتحقُّق من دقَّة وكفاءة الخصائص السيكومتريَّة التي تتميَّز بها تلك المقاييسُ قبل تطبيقها؛ مثل: خصائص الصِّدق والثبات، ومُعامِلات الصعوبة والتمييز، وفاعليَّة البدائل، وغيرها من المؤشِّرات التي يَتِمُّ جمعُها، كأدلَّة على جودة القياس، ودرجة الدقَّة والموثوقيَّة للنتائج المتحصَّلة منها، والذي بدَوره يمكِّن صانعَ القرار من التخطيط والتقويم الناجح.

* أستاذ القياس والتقويم المساعد، قسم علم النفس التربوي-كلية التربية- جامعة طيبة
البريد الالكتروني: shahmady@taibahu.edu.sa

بَيْدَ أن التحقُّق من الخصائص السيكومتريَّة للمقياس داخلَ كلِّ مجموعة لا يُعَدُّ كافيًا لضمان سلامة المقارنة بين المجموعات والاعتداد بنتائجها؛ لأن بعض مفرَدات المقاييس قد تعمل بشكل مختلف بالنسبة للمجموعات المختلفة، وقد تصبح مفرَدةٌ ما متحيّزةً (Item Bies)؛ بسبب بعض الخصائص المتعلِّقة بالمفرَدة ذاتِها، التي لا تعكس فروقًا حقيقيَّة في السِّمة بين المجموعات؛ مما قد يؤثِّر على القرار، ويؤدِّي إلى إجراءٍ أقلَّ أو أكبرَ لفئات معيَّنة؛ اعتمادًا على اتِّجاه التحيُّز، وهذا بدَوره قد يهدِّد صدق درجات المقياس، ويجعل نتائجَ استخدامه غيرَ عادلة (المسكري وآخرون، ٢٠١٩)، ومن ثَمَّ ارتبط مفهوم التحيُّز بعدم العدالة من الناحية الاجتماعيَّة والسياسيَّة أكثرَ من ارتباطه بالجوانب السيكومتريَّة.

لذا؛ دَرَج المتخصِّصون في مجال القياس على استخدام مفهوم الأداء التفاضليِّ للمفرَدة Differential Item Functioning (DIF) منذ بداية الثمانينيَّات؛ للتعبير عن الطرق الإحصائيَّة المستخدَمة في الكشف عن تحيُّز المفرَدات (البطوش، ٢٠١٨)، مع الأخذ في الاعتبار أن مفهوم التحيُّز أعمُّ من مفهوم الأداء التفاضليِّ؛ لأنه يشمل التفسيراتِ الكيفيَّةَ إلى جانب المؤشِّرات الإحصائيَّة (السوالمة والعجلوني، ٢٠١٩)، ومن ثَمَّ انتقل تحليل الفروق بين المجموعات، من مجرَّد التركيز على مقارنة الفروق بين المتوسِّطات (التي تُعَدُّ مؤشِّرًا لقياس أثر الاختبار على مجموعة معيَّنة)، إلى الاهتمام بتحليل الأداء على مستوى كلِّ مفرَدة؛ بهدف تحديد طبيعة الفرق بين المجموعات في الأداء على المفرَدة، هل هو نتيجةٌ لفرق في القدرة (السِّمة) بين المجموعات؟ أو يرجع إلى تحيُّزات مصطَنعة تَدخُل في محتوى مفرَدات المقياس، من خلال مَنهجيَّات سيكومتريَّة بها خللٌ، قد تجعل محتوى المفرَدة يُظهِر فروقًا لصالح إحدى المجموعات على حساب باقي مجموعات المقارنة، دون أن تكون تلك الفروقُ ذاتَ علاقة بالسِّمة، أو المهارة، أو السِّمة النفسيَّة المستهدَفة بالقياس؟ (لفنجستون ورينولدز، ٢٠١٣).

هذه الأسئلة وغيرُها أسهمت في زيادة الاهتمام بدراسة الطرق الإحصائيَّة التي تُستخدَم للكشف عن الأداء التفاضُليِّ للمفرَدة؛ لأن وجوده في المفرَدة يُربِك تفسير الدرجات، ويقلِّل من دقَّة الاستدلالات (Oliveri et al., 2018)؛ مما جعل مصطلح العدالة (Fairness) في عمليات القياس من أهمِّ المؤشِّرات التي أوصت جهاتُ الاختصاص العالميَّة بالتحقُّق منها؛ على سبيل المثال: الجمعيَّةُ الأمريكيَّة للبحوث التربويَّة [AERA]، والرابطةُ الأمريكيَّة لعلم النفس [APA]، والمجلس الوطنيُّ للقياس في التعليم [NCME]، فقد أكَّدت وثيقة معايير الاختبارات النفسيَّة والتربويَّة Standards for Educational and Psychological Testing (2014) على أهميَّة التحقُّق من عدالة الاختبار؛ للتقليل من العوائق التي قد تحول دون الوصول لتفسيرات دقيقة، يمكِن تعميمُها لأوسعِ مجموعة من الأفراد والمجموعات الفرعيَّة ذاتِ الصلة (American Educational Research Association(AERA) et al.,2014)؛ لأن الهدف الرئيسَ لمن يقوم بالقياس يتمثَّل في الحصول على نتائجَ قابلةٍ للمقارنة، بغضِّ النظر عن الجوانب الديموغرافيَّة؛ كعُمر وجِنس أفراد العيِّنة (Cameron et al., 2014).

وعند البحث في الطرق الإحصائيَّة التي تُستخدَم في الكشف عن الأداء التفاضليِّ، نجد أن ثَمَّةَ تباينًا في الأدبيَّات ونتائج الدراسات في هذا المجال، حول مدى دقَّة أساليب الكشف عن الأداء التفاضليِّ تَبعًا لاختلاف المداخل النظريَّة التي تنتمي إليها تلك الطرقُ لتنوُّعِها؛ مثل مدخل النظريَّة التقليديَّة في القياس، أو نظريَّة الاستجابة للمفرَدة، ولم تَثبُت فعاليَّة طريقة بعَينها في الكشف عن الأداء التفاضليِّ، ويظهر عدم

الاتِّساق في النتائج، حتى عند مقارنة نفس الطريقة في الكشف عن الأداء التفاضليِّ مع تنويع نموذج التقدير المستخدَم.

فعلى سبيل المثال: أجرت أبو حماد (٢٠٠٨) دراسة لتقصِّي فاعليَّة طرق منحنى خصائص المفرَدة بعد تقديرها بالنماذج اللوغارتميَّة المعلميَّة (الأحادي، والثنائي، والثلاثي) في الكشف عن الأداء التفاضليِّ لمفرَدات اختبار تحصيليٍّ وَفْقًا لمتغيِّر النوع، وتوصَّلت الدراسة إلى عدم وجود اتِّساق في نتائج التحليل بالطرق الثلاث؛ حيث تبيَّن أن بعض المفرَدات تُظهر أداءً تفاضليًّا بإحدى هذه الطرق، ولم تُظهر أداءً تفاضليًّا بموجب الطرق الأخرى؛ مما قد يستوجب استخدامَ أكثرَ من طريقة في الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدات، وبالنظر إلى طرق الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدات وَفْقًا لأساليب النظريَّة التقليديَّة، نجد أن من أشهرها وأكثرها استخدامًا طريقةَ مانتل-هانزل كاي تربيع Mantel-Haenszel(M-H) chi-square (Michaelides, 2008؛ حسن، ٢٠١٩؛ المسكري وآخرون، ٢٠١٩).

أما عند البحث في طرق الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدات وَفْقًا لأساليب نظريَّة الاستجابة للمفرَدة، القائمةِ على طرق مقارنة المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة في البيانات الثُّنائيَّة، فنجد أن من أكثرها شيوعًا طريقةَ مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو Raju's Signed Area Index Method (Raju, 1988؛1990 ؛ الناجي، ٢٠١١؛ المري، ٢٠١٨)، وقد تمَّت المقارنة بين هاتين الطريقتَيْن في العديد من الدراسات، باستخدام أدوات قياس متنوِّعة، وعيِّنات مختلفة؛ مثل دراسة كلٍّ من: هامبلتون وروجرز (Hambleton, & Rogers(1989 ، سكاجز وليستز (١٩٩٢) Skaggs & Lissitz، وراجو وآخرين (Raju et al. (1993، والبستنجي (٢٠٠٤)، والعطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، وشيو (Chiu (٢٠٠٨ ، وسلوبيبا (Salubayba (٢٠١٣ ، والمري (2018).

وتوصَّلت تلك الدراساتُ إلى نتائجَ متباينةٍ؛ فبعضُها أكَّد على فعاليَّة طريقة مانتل هانزل، وبعضُها الآخَرُ أكَّد على فعاليَّة طريقة مؤشِّر قياس المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة، بينما أشارت نتائج بعضِها إلى وجود اتِّفاق بين الطريقتَيْن في الكشف عن الأداء التفاضليِّ؛ مما يُبرِز أهميَّةَ إجراء المزيد من الدراسات في مجال المقارنة بين الأسلوبينِ؛ للإسهام في توفير معلومات حولَ أدقِّ الأساليب في الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدات.

ومن جانبٍ آخَرَ، ولِمَا تشكِّله سماتُ أساليب التعلُّم (Learning Style) لدى الطلبة من أهميَّة في المجال التربويِّ؛ حيث يُعَدُّ قياسُ وتحديد أساليب التعلُّم هدفًا لكلٍّ من المعلِّم والمتعلِّم؛ فهي تُسهم في مساعدة المتعلِّم في التعرُّف على كيفيَّة استثارة دوافعِه الذاتيَّة من خلالها، وإدراكِ بيئة التعلُّم والتفاعل الأمثلِ معها (العرفج، ٢٠١٩).

وبالنسبة للمعلِّم تُعَدُّ بمثابة خارطة لكيفيَّة إدارة الصفِّ عند تطبيقها، بحيث يُبنى التعلُّم، وتُكيَّف إستراتيجياتُ التدريس، وتِقْنيَاتُ التعليم، وطرق التقويم؛ بناءً على الفروق في أساليب التعلُّم؛ مما يوفِّر الجهودَ، ويرشِّد الإنفاق على التجهيزات بما يَخدُم العمليَّة التعليميَّة، ويتناسب مع الطلاب، ويرفع من تحصيلهم الأكاديميّ (عبد الله، 2011).

كما أن الطلاب الذين يتعلَّمون بإستراتيجيات تعليميَّة مطابِقةٍ لأساليب التعلُّم التي يفضِّلونها، تكون لديهم الفرصةُ أكبرَ لتحقيق تقدُّمٍ أفضلَ في مجالهم، من الطلاب الذين ينتمون للمجال نفسِه؛ لكن

الإستراتيجيات التعليميَّة تُخالف أساليبَ تعلُّمهم المفضَّلة (Chen et al., 2011)؛ لأن تطبيق إستراتيجيات التعلُّم التي تتناسب مع أساليب التعلُّم المفضَّلة لدى المتعلِّمين يُسهم في تطوير قدرتهم على التعلُّم (الشامي وآخرون، ٢٠٢٠).

ومن هنا تتَّضِح أهميَّةُ تركيز الاهتمام بجودة المقاييس، التي يمكِن من خلالها تحديدُ أساليب تعلُّم الطلاب والطالبات في المرحلة الجامعيَّة؛ خاصَّةً في ظلِّ التطوُّر الكبير والتنافس بين الجامعات؛ لمواكَبة معايير الجودة المحليَّة والعالميَّة، التي تركِّز على تجويد مِحْوَر التعليم والتعلُّم (جامعة طَيبةَ، ٢٠١١).

وفي هذا السياق توجَد عِدَّةُ مقاييسَ لأساليب التعلُّم، يختلف كلٌّ منها باختلاف النَّموذَج الذي تَمَّ بناؤها في ضوئه، ومنها على سبيل المثال: نَموذَجُ كولب، ونموذجُ دن ودن، ونموذج فلدر وسيلفرمان، وغيرُها من النماذج، ويمتاز نموذجُ فلدر وسيلفرمان بأنه يتناول تفضيلاتِ التعلُّم من خلال التركيز على الجوانب المختلفة لعمليَّة التعلُّم (إسماعيل، ٢٠٢٠).

وتُعَدُّ استبانةُ مؤشِّر أساليب التعلُّم (Index of Learning Styles Questionnaire) الذي أَعَدَّه فلدر وسيلفرمان (1988) Felder & Sylverman من المقاييس التي نالت شهرةً عالميَّة، وتَمَّ تطبيقُه، والتحقُّق من خصائصه السيكومتريَّة في العديد من الدراسات، وفي مختلِف الثقافات (محمد، 2006).

أما بالنسبة للدراسات التي أُجريت للتحقُّق من جودة مؤشِّراته السيكومتريَّة في البيئة العربيَّة، فقد قام محمد (2006) بدراسة عَبر ثقافيَّة، هَدَفت إلى فحص الخصائص السيكومتريَّة للنسخة العربيَّة من استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، على عيِّنة مِصريَّة مكوَّنةٍ من (٤٨١) طالبًا، ومقارنة تلك الخصائص بالنُّسخة الإنجليزيَّة على عيِّنة بريطانيَّة وأمريكيَّة مكوَّنةٍ من (٢٧٩)، (١٣١) طالبًا على التوالي، من خلال الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدات تبعًا للمتغيِّر الثقافيِّ (وقد تَمَّ اعتبار العيِّنة المصريَّة هي المرجعيَّةَ، والعيِّنة البريطانيَّة والأمريكيَّة هي المستهدَفةَ، وتمَّت المقارنة مَثنى مَثنى)، وكان من أهمِّ النتائج أن النسختين (المعرَّبة والأصليَّة) صالحتان للمقارنة بين الثقافات على مستوى الأبعاد، وأظهرت (١٥) مفرَدةً من أصل (٤٤) مفرَدةً عدمَ تكافؤ القياس بين العيِّنتين: المصريَّة والأمريكيَّة، كما وجدت الدراسة أن ثَمَّةَ فروقًا دالَّةً بين الثقافات الثلاث في أبعاد مؤشِّر أساليب التعلُّم.

وعلى المستوى المحلِّيِّ قام أبو هاشم (2012) بالتحقُّق من بِنْيَته العامليَّة على عيِّنة مكوَّنةٍ من (١١٦٠) طالبًا من طلاب جامعة الملك سعود، وكان من أهمِّ النتائج أنه قد تَمَّ التحقُّق من الصدق البِنائيِّ لنموذج فلدر وسيلفرمان لأساليب التعلُّم، كما وُجد أن ثَمَّةَ فروقًا بين متوسِّطات درجات الطلاب في كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، على اعتبار أن كلَّ أسلوب يمثِّل مجموعتين من الطلاب، ووُجد – أيضًا - أن ثَمَّةَ فروقًا بين متوسِّطات درجات الطلاب حسَبَ الكليَّة (علميَّة - إنسانيَّة) في بُعدَيِ: (العمليِّ- التأمُّليِّ، والحِسِّيِّ- الحَدْسيِّ)، كما أمكن التنبُّؤُ من الأداء على استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان بالتحصيل الدراسيِّ لدى طلاب الجامعة في البيئة السعوديَّة.

بَيْدَ أنه لم يَتِمَّ التحقُّقُ في البيئة المحليَّة أو العربيَّة من الأداء التفاضُليِّ على مفرَدات الاستبانة تبعًا لنوع الطلبة (ذكور وإناث)، وهنا تَبرُز الحاجة لهذه الدراسة؛ لكونها قد تمثِّل إضافةً للتراث السيكومتري في هذا المجال؛ حيث إنها قد تُسهم في تعميق الفَهْمِ حول مدى دقَّة أساليب الكشف عن الأداء التفاضليِّ، من خلال مقارنة طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم، كما أنها قد تُسهم في تقديم معلومات إضافيَّة حول الخصائص

السيكومتريَّة لاستبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في البيئة السعوديَّة، من خلال الكشف عن الأداء التفاضُليِّ لمفرَداته تبعًا لمتغيِّر النوع.

مشكلة الدراسة

يُعَدُّ استخدامُ طرق مختلفة للكشف عن الأداء التفاضليِّ لأيِّ مقياس من المتطلَّبات الضروريَّة؛ حتى يمكِنَ تحديدُ مصادر الأداء التفاضليِّ بصورةٍ أدقَّ، وتختلف طرق الكشف عن الأداء التفاضليِّ في كلٍّ من نظرية القياس التقليديَّة، ونظريَّة الاستجابة للمفرَدة، ولم يَتِمَّ الاتِّفاق - حتى الآن - على رأيٍ يُرجِّح إحدى الطرق على الأخرى (Uiterwijk & Vallen, 2005)؛ ولكن تُرك الأمر - بحسَبِ بعض المتغيِّرات السيكومتريَّة - لموقف القياس المستهدَفِ دراستُه؛ مثل: طبيعة البيانات (ثنائيَّة/متعدِّدة)، والمحكِّ الذي سيُستخدَم لمطابقة البيانات (الدرجة الملاحظة/ السِّمة الكامنة)، والعلاقة بين الدرجة على المفرَدة والمتغيِّر (معلمي/لا معلمي) (Gómez-Benito et al., 2010).

وتُعتبر طريقتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، من الطرق التي تمَّت التوصية بإجراء المزيد من الدراسات حولها؛ بهدف التوصُّل إلى مؤشِّرات قد ترجِّح طريقةً منهما على الأخرى (البستنجي، ٢٠٠٤؛ الناجي، ٢٠١١؛ المري، ٢٠١٨).

ومن جانبٍ آخَرَ، نجد أنه قد تعدَّدت مقاييسُ أساليب التعلُّم، واختلف محتواها باختلاف النموذج النظريِّ والتجريبيِّ الذي تتبنَّاه، ولعلَّ من أشهر تلك المقاييس، استبانةَ مؤشِّر أساليب التعلُّم، المبنيِّ وَفْقًا لنموذج فلدر وسيلفرمان لأساليب التعلُّم، الذي يتمتَّع بدَوره بخصائصَ سيكومتريَّةٍ جيِّدة في العديد من البيئات الأجنبيَّة (Felder & Spurlin, 2005)، والعربيَّة (محمد، ٢٠٠٦) والمحليَّة (أبو هاشم، ٢٠١٢)؛ بَيْدَ أنه إذا تَمَّ الأخذُ في الاعتبار طبيعةَ التعلُّم الإنسانيِّ، ومدى تأثُّره بطبيعة الفروق بين الإناث والذكور في السِّمات الشخصيَّة والقُدرات العقليَّة (Mašić et al. ,2020)، فإنه لا توجد أيُّ دراسة عربيَّة أو محليَّة سَعَت إلى الكشف عن الأداء التفاضُليِّ لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم عند تطبيقه على فئات مختلفة في النوع (ذكور وإناث)؛ للتحقُّق من صدق النتائج، ومعرفة مدى إمكانيَّة الوثوق بعدالتها.

ولعلَّ هذا ما يَدعَم القيامَ بهذه الدراسة التي قد تقدِّم مؤشِّراتٍ سيكومتريَّةً حول الأداء التفاضليِّ لاستبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم وَفْقًا لمتغيِّر النوع، من خلال الإجابة عن السؤال الرئيس التالي:

ما مدى دقَّةِ نتائج التحليل باستخدام طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، في الكشف عن الأداء التفاضليِّ لمفرَدات كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان تبعًا لمتغيِّر النوع؟

ومن ثَمَّ ستركِّز مشكلة الدراسة على الإجابة عن الأسئلة الفرعيَّة التالية:

١- ما مدى دقَّةِ نتائج التحليل باستخدام مانتل-هانزل كاي تربيع، في الكشف عن الأداء التفاضُليِّ لمفرَدات أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليِّ-التأمُّليِّ، والحِسيِّ-الحَدْسيِّ، والبَصَريِّ-اللفظيِّ، والتتابُعيِّ-الكُلِّيِّ) تبعًا لمتغيِّر النوع؟

٢- ما مدى دقَّةِ نتائجِ التحليل باستخدام مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم، في الكشف عن الأداء التفاضليِّ لمفرَدات أبعاد استبانة

مؤشِّر أساليب التعلُّم، في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليّ-التأمُّليّ، والحِسِيّ-الحَدْسيّ، والبَصَريّ-اللفظيّ، والتتابُعيّ-الكُلِّيّ) تبعًا لمتغيِّر النوع؟

٣- ما أوجهُ الاتِّفاق والاختلاف بين نتائج كلٍّ من طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم، في الكشف عن الأداء التفاضليّ في مفرَدات كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليّ-التأمُّليّ، والحِسِيّ-الحَدْسيّ، والبَصَريّ-اللفظيّ، والتتابُعيّ-الكُلِّيّ)؟

أهداف الدراسة

تَهدُف الدراسة إلى ما يلي:

١- الكشف عن المفرَدات ذاتِ الأداء التفاضليّ باستخدام طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وتحديدُ وِجهة الفروق، ونوع الأداء التفاضليّ، وحجمه، وَفْقًا لمتغيِّر النوع في كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليّ- التأمُّليّ، والحِسِيّ- الحَدْسيّ، والبَصَريّ- اللفظيّ، والتتابُعيّ- الكُلِّيّ).
٢- الكشف عن المفرَدات ذاتِ الأداء التفاضُليّ باستخدام مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائصِ المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم، وتحديد وجهة الفروق، ونوع الأداء التفاضليّ، وحجمه، وَفْقًا لمتغيِّر النوع في كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليّ- التأمُّليّ، والحِسِيّ- الحَدْسيّ، والبَصَريّ-اللفظيّ، والتتابُعيّ-الكُلِّيّ).
٣- تحديد أوجه الاتِّفاق والاختلاف بين نتائج كلٍّ من طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم، في الكشف عن الأداء التفاضليّ، وَفْقًا لمتغيِّر النوع، في مفرَدات كلِّ بُعدٍ من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان.
٤- إبراز أهميَّة إجراء التحليل الكَيفيّ المنطقيّ لمحتوى المفرَدات التي تُظهر نتائجُ التحليل الكمِّيّ أن لها أداءً تفاضليًّا؛ وذلك بهدف التحقُّق من أن محتوى المفرَدة يعبِّر عن عواملَ ذاتِ علاقة بالسِّمة الْمُقاسة؛ ليَتِمَّ اتِّخاذ قرار بحذف المفرَدة، أو الاحتفاظ بها ضمنَ مفرَدات المقياس.

أهميَّة الدراسة

تتَّضِح أهميَّة الدراسة فيما يلي:

١- تقارن مدى فعاليَّة طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم في الكشف عن الأداء التفاضليّ؛ مما يُعَدُّ استكمالاً لِما توصَّلت إليه الدراسات السابقة في مجال جمع مؤشِّرات إحصائيَّة حول مدى دقَّة هاتين الطريقتَيْن.
٢- قد تشكِّل إضافةً للتُّراث السيكولوجي حول الخصائص السيكومتريَّة لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان؛ لنُدرة الدراسات العربيَّة التي تحقَّقت من الأداء التفاضليّ لمفرَداته وَفْقًا لمتغيِّر النوع.

٣- تتحقَّق من تكافؤ القياس على مفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم بين الذكور والإناث، بما يَضمَن العدالة في تفسير نتائج الفروق بينهما، وأنها تعبِّر عن فروق حقيقيَّة، بعد أخذ مؤشِّرات الأداء التفاضليِّ في الحُسبان.

محدِّدات الدراسة

يتحدَّد تعميم نتائج هذه الدراسة بالكشف عن الأداء التفاضليِّ، وبالأساليب الإحصائيَّة المستخدَمة، وهما: طريقة مانتل هانزل كاي تربيع كمَنحًى للنظريَّة التقليديَّة في القياس، وتطبيق إجراءات مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم كمنحى لنظريَّة الاستجابة للمفرَدة، وَفْقًا لمتغيِّر النوع لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان، وتتحدَّد بالعيِّنة، وهي عيِّنة من طلاب وطالبات جامعة طَيبةَ في الفصل الدراسيِّ الأول من العام الجامعيِّ 1441هـ / ١٤٤٢ هـ، وتتحدَّد بالبرامج الحاسوبيَّة التي تَمَّ استخدامها في تحليل البيانات.

مصطلحات الدراسة

الأداء التفاضليُّ للمفرَدة Differential Item Functioning (DIF)

تُعرَّف المفرَدة ذاتُ الأداء التفاضليِّ -بحسب هامبلتون وآخرين (١٩٩١) Hambleton et al. -بأنها: المفرَدةُ التي تكون الاستجابةُ عنها غيرَ متماثلة، بين مجموعتين من الأفراد، ممَّن هم في نفس المستوى من القدرة؛ أي: إن ثَمَّةَ اختلافًا في احتمال الإجابة الصحيحة على المفرَدة باختلاف المجموعة الفرعيَّة عند نفس مستوى القدرة.

وفي مقاييس السِّمات ذاتِ الاستجابات الترتيبيَّة، حيث لا توجد إجابة صحيحة وأخرى خطأ، فإن الأداء التفاضليَّ يعني أن الأفراد الذين يملكون نفس السِّمة الكليَّة، يُظهرون اختلافاتٍ في احتمال اختيار بدائل الاستجابة عن المفرَدة (عبد الوهاب، 2014).

ويُعرَّف إجرائيًّا بأنه: يَحدُث عندما لا يوجد تماثُلٌ في السِّمة المقاسة (حسن، ٢٠١٩)، حسب متغيِّر النوع في كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، وسيَتِمُّ الكشفُ عنه بالدلالة الإحصائيَّة لقيمة مانتل-هانزل كاي تربيع، وقيمة مؤشِّر قياس المساحة لراجو، بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة لمجموعتَيِ المقارنة.

طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع Mantel-Haenszel (M-H) chi-square Method

هي إحدى الطرق التي تقوم على إحصائي كاي تربيع، والتي تُستخدَم على نطاق واسع للكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدة، من خلال مقارنة توزيع الاستجابات بين مجموعتين فرعيتين من مجتمع الدراسة، إحداهما تسمَّى "المجموعة المرجعيَّة" Reference Group، والأخرى تسمَّى "المجموعة المستهدَفة" Focal Group وهي المجموعة التي يُعتقَد أنها تتأثَّر بالأداء التفاضليِّ للمفرَدة (Michaelides, 2008)

طريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو Raju's Signed Area Measuer Index Method

وهي إحدى الطرق الإحصائيَّة للكشف عن الأداء التفاضليّ للمفرَدة، وهي من الطرق التي تندرج تحت أساليبِ مقارنةِ منحنيات خصائص المفرَدة (Comparison of item characteristic curves) في نظريَّة الاستجابة للمفرَدة، وتقوم على تقدير الفروق المتوقَّعة في المساحة، من خلال معالم المفرَدة التي تَمَّ تقديرها (Raju, 1988, 1990)، وسيَتِمُّ تقديرها إجرائيًّا من خلال تقدير معالم النَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم (التمييز، الصعوبة)؛ لأن مفرَداتِ استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم لفلدر وسيلفرمان هي إحدى مقاييس السمات التي تصحَّح بطريقة ثُنائيَّة (٠، ١)، ولا تتأثَّر الإجابة عنها بعامل التَّخمين، مع الأخذ في الاعتبار أن معلم الصعوبة هنا يُعبِّر عن معلم الموضع (Location Parameter).

أساليب التعلُّم Lerning Styles

هي مجموعة من السمات المعرفيَّة والوِجدانيَّة التي تمثِّل الأساليب المعرفيَّة، أو أساليبَ التعلُّم (Cassidy, 2004) التي تعمل معًا كمؤشِّرات ثابتة ثباتًا نسبيًّا لكيفيَّة إدراك وتفاعل المتعلِّم مع بيئة التعلُّم (العرفج، ٢٠١٩)، ويرى بعض المختصِّين أن لها جوانبَ اجتماعيَّةً أيضًا (محمد، 2006)، وتتكوَّن أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان من أربعة أبعاد. والنَّموذجُ يصنِّف المتعلِّمين باعتبار وجود تفضيلات لفئة واحدة في كلٍّ من الأبعاد الأربعة التالية (Felder & Spurlin, 2005):

- الأسلوب العمليُّ- التأمُّليُّ (Active-Reflective Style): العمليُّ: (التعلُّم بتجربة الأشياء، يستمتع بالعمل في مجموعات)، أو التأمُّليُّ: (يتعلَّم بالتفكير المجرَّد، ويفضِّل العمل وحيدًا أو مع شخص مألوف وحيد).
- الأسلوب الحِسِيُّ- الحَدْسيُّ (Sensing-Intuitive Style): الحسيُّ: (مفكِّر ملموس، عمليٌّ، متوجِّه نحوَ الحقائق والإجراءات)، أو الحَدْسيُّ: (مفكِّر تجريديٌّ، مبتكِر، متوجِّه نحوَ النظريات وما وراء المعنى).
- الأسلوب البَصَريُّ- اللفظيُّ (Visual-Verbal Style): البصريُّ: (يفضِّل التمثيل المرئيَّ للمادَّة المقدَّمة؛ كالصُّور، والرسوم البيانيَّة، والمخطَّطات)، أو اللفظيُّ: (يفضِّل التفسيراتِ المكتوبةَ والشفهيَّة).
- الأسلوب التتابُعيُّ- الكُلِّيُّ (Sequential-Global Style): التتابعيُّ: (عمليَّة التفكير الخطيّ، يتعلَّم بواسطة خطوات تدريجيَّة صغيرة)، أو الكليُّ: (عمليَّة التفكير الشموليّ، يتعلَّم بخطوات كبيرة).

ويعرَّف إجرائيًّا بأنه: "مجموع الدرجات على مفرَدات كلِّ بُعْدٍ من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم Index of Learning Styles Questionnaire الذي أعَدَّه فلدر وسيلفرمان (Felder & Silverman, 1988): (العمليّ- التأمُّليّ، والحِسِيّ- الحَدْسيّ، والبَصَريّ-اللفظيّ، والتتابُعيّ- الكُلِّيّ)".

الخلفيَّة النظريَّة

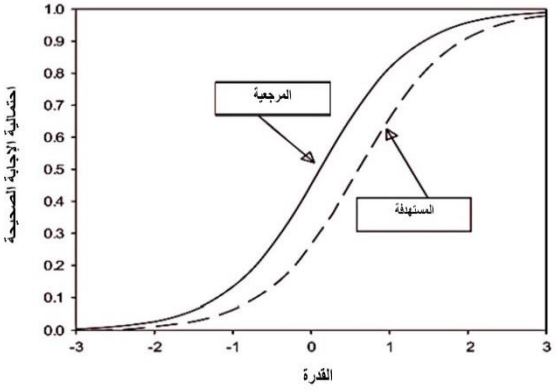
الأداء التفاضليُّ للمفرَدة

الأداء التفاضليُّ للمفرَدة، هو بمثابة تقييم لعدالة الاختبار، ويُعَدُّ من الخطوات الأساسيَّة للتحقُّق من دقَّة تقدير قُدرات الأفراد في السمة التي يقيسها اختبارٌ ما عن طريق التحليل الإحصائيِّ للمفرَدات، بافتراض تساوي قدرة الأفراد في السِّمة المقاسة، بغضِّ النظر عن العوامل الديموقرافيَّة؛ مثل: النوع، والثقافة، والفئة العُمريَّة، وغيرها (المري، ٢٠١٨).

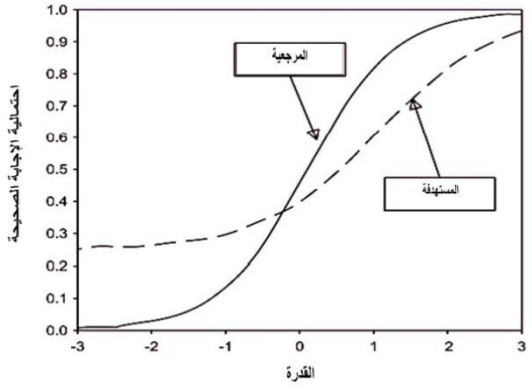
ورغم أن مفهوم التحيُّز يُفسَّر إحصائيًّا، فإنه ارتبط بقضيَّة عدم العدالة والمساواة؛ فوجودُ بنود متحيِّزة في المقياس يهدِّد عدالة نتائجه، وصدقَ التفسيرات التي يمكِن استنتاجها من تطبيقه (دي إيالا، ٢٠١٧). فإذا تَمَّ التسليم بأن الهدف من تجويد الاختبارات هو التحكُّم بمصادر التباين الخارجيَّة التي ليس لها علاقةٌ بالتبايُن الحقيقيِّ المتعلِّق بالسِّمة المقاسة؛ أملاً في رفع نسبة الثبات والصدق بأعلى ما يمكِن - فإن التحيُّز يَحدُث عندما تؤثِّر مصادر التباين تلك في الأداء على المفرَدة بطريقة مختلفة، وبشكل منتظِم على أداء إحدى المجموعات الفرعيَّة مَحِلِّ المقارنة (كروكر والجينا، ٢٠١٧)، ومن ثَمَّ تؤدِّي إلى تفسيرات مضلِّلة تؤثِّر على سلامة القرارات التي سوف تُتَّخذ بناءً على البيانات المستحصَلة من المقياس (لفنجستون ورينولدز، ٢٠١٣).

والأداء التفاضليُّ إما أن يكون "منتظِمًا" Uniform DIF؛ أي: إن الفرق في الأداء ثابتٌ بين المجموعتينِ: المرجعيَّة والمستهدَفة، عند جميع مستويات القدرة - كما يظهر في الشكل رقم (١) - أو يكون غيرَ منتظِم Non Uniform DIF؛ أي: إن الفرق في الأداء غيرُ ثابت بين المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة؛ أي: أنه يكون لصالح إحدى المجموعتين عند مستويات معيَّنة من القدرة، ثم ينعكس الفرق، ويصبح لصالح المجموعة الأخرى عند مستويات أخرى (أبو علام والمرابحة، ٢٠١٥)، كما يظهر في الشكل (٢):

شكل (١): منحنيا خصائص المفرَدة من نوع الأداء التفاضليِّ المنتظِم



شكل (٢): منحنيا خصائص المفرَدة من نوع الأداء التفاضليِّ غير المنتظِم



(Camilli, 2006).

وقد تَمَّ إجراء بعض الدراسات لتحديد أدقِّ الطرق في الكشف عن نوعَيِ الأداء التفاضليِّ المنتظِم وغيرِ المنتظِم، وتوصَّلت إلى نتائجَ متباينةٍ إلى حدٍّ ما؛ فعلى سبيل المثال: قارنت دراسة هامبلتون وروجرز Hamplton & Rogers (1989) بين طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر فرق المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة، باستخدام النَّموذج اللوغارتميِّ الثُّلاثيِّ المعلم في الكشف عن الأداء التفاضُليِّ وَفْقًا لمتغيِّر العِرق، وتَمَّ استخدام بيانات اختبار نيومكسيكو للكفاءة المعرفيَّة للصفوف العليا، لعيِّنة من (١٠٠٠) فرد من طلابٍ أمريكيِّي الأصل، وطلاب أمريكيين من أصل إنجليزيٍّ، وكان الاختبار يتكوَّن من (٧٥) مفرَدةً، وكان من أهمِّ النتائج وجودُ اتِّفاق بين الطريقتَيْن بنسبة تراوحت ما بين (٧٥-٨٠%) في كشف الأداء التفاضليِّ للمفرَدات، كما أظهرت اتِّفاقَ الطريقتَيْن في الكشف عن الأداء التفاضليِّ المنتظِم، بينما تفوَّقت طريقةُ فرق المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة في الكشف عن الأداء التفاضليِّ غيرِ المنتظِم.

وقام حمادنة (٢٠٠٧) بدراسة تَهدُف إلى مقارنة الأداء التفاضليِّ لمفرَدات اختبار تحديد الكفاءة اللُّغويَّة في اللغة الإنجليزيَّة في الجامعات الأردنيَّة، تبعًا لمتغيِّرَيِ النوع وفرع الثانويَّة العامَّة، باستخدام طريقة فرق المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة في النَّموذج اللوغارتميِّ الثُّلاثيِّ المعلم، وطريقة مانتل هانزل، وتَمَّ اختيار ثلاثةِ نماذجَ من الاختبار، تحوي مفرَداتٍ من نوع الاختيار من متعدِّد بأربعةِ بدائل استجابة، من الاختبارات التي تستخدمها كلٌّ من جامعة: آل البيت، والتكنولوجيا، واليرموك، وبأطوال (١٠٠، ٥٠، ٥٠) مفرَدة على الترتيب، وتكوَّنت عيِّنة الدراسة من (١٩٣٥) طالبًا وطالبة.

وقد أظهرت النتائج اتِّفاقَ طريقة فرق المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة مع طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، في الكشف عن المفرَدات التي تُظهر أداءً تفاضليًّا منتظِمًا في اختبارات الجامعات الثلاثِ في ضوء متغيِّرات الدراسة، وتفوَّقت طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع في الكشف عن أكبر عدد من المفرَدات التي تُظهر أداءً تفاضليًّا منتظِمًا، بينما تفوَّقت طريقة فرق المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة في الكشف عن أكبر عدد من المفرَدات التي تُظهر أداءً تفاضليًّا غيرَ منتظِم.

وجاء الأداء التفاضليُّ لمتغيِّر النوع لصالح الإناث في مهارتَيِ القواعد والمفرَدات، وفي مهارة فَهم المقروء لصالح الفرع العلميِّ.

وهَدَفت دراسة سلوبيبا Salubayba (2013) إلى الكشف عن الأداء التفاضليِّ لمفرَدات اختبار فَهم المقروء المكوَّن من (٦٠) مفرَدةً، وَفْقًا لمتغيِّرَيِ النوع ونوع المدرسة لعيِّنة الإناث (مختلطة وغير مختلطة)، على عيِّنة مكوَّنةٍ من (١٩٢٥) طالبًا وطالبة من الصف السادس في الفلبين، وتَمَّ استخدام طريقة مانتل-هانزل، وطريقة منحنى خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِّ أحاديِّ المعلم، وأظهرت نتائج طريقة مانتل-هانزل وجودَ أداء تفاضليٍّ منتظِم في (٩) مفرَدات وَفْقًا لمتغيِّر النوع، (٥) مفرَدات منها لصالح الذكور، كما أظهرت أداءً تفاضليًّا منتظِمًا في (٢٥) مفرَدةً وَفْقًا لمتغيِّر نوع المدرسة، (١١) مفرَدةً منها لصالح مدارس الإناث المختلطة.

فيما كشفت نتائج طريقة منحنى خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِ أحاديِّ المعلم عن وجود أداء تفاضليٍّ منتظِم في (٤٦) مفرَدةً وَفْقًا لمتغيِّر النوع، (٤٤) مفرَدةً منها لصالح الذكور، كما كشفت عن وجود أداء تفاضليٍّ منتظِم في (٣٦) مفرَدةً وَفْقًا لمتغيِّر نوع المدرسة، (٣٤) مفرَدةً منها لصالح مدارس

الإناث المختلطة، وكانت الطريقة الأخيرة أكثرَ فاعليَّةً من الطريقة الأولى في الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدة وَفْقًا لمتغيِّرَيِ النوع ونوع المدرسة، كما كانت نسبة الاتِّفاق منخفضةً بين الطريقتَيْن.

طرق الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدة

إن دراسة الأداء التفاضليِّ للمفرَدة تستوجب تطبيق إجراءات إحصائيَّة بطرق مختلفة؛ لتحديد المفرَدات ذاتِ الأداء التفاضليِّ لمجموعة دون الأخرى؛ بهدف الكشف عن أغلب مصادر التحيُّز لتلك المفرَدات، مع التسليم بصعوبة تحديد العنصر المسبِّب للأداء التفاضليِّ بنسبة تامَّة، ومن ثَمَّ اتِّخاذ القرار؛ هل مصادرُ الأداء التفاضليِّ تتعلَّق ببِنيَة الاختبار أو السمة المرادِ قياسُها؟ أم أنها متحيِّزة، ويجب حذفها من الاختبار (Uiterwijk & Vallen, 2005).

وثَمَّةَ عِدَّةُ تقسيمات لطرق الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدة، منها تقسيمُها إلى أربعة أقسام، وتتلخَّص في الطرق القائمة على مفاهيم النظريَّة التقليديَّة، ونظريَّة الاستجابة للمفرَدة، والتحليل العامليِّ، وإحصاء مربَّع كاي (Benito & Navas-Ara, 2000، البطوش، ٢٠١٨)، وثَمَّةَ مَن قسَّم المفاهيمَ والإجراءاتِ إلى قسمين قائمينِ على مفاهيم نظرية القياس التقليديَّة، التي تعتمد على الدرجة الكليَّة في الاختبار (الدرجة الملاحظة) للمقارنة بين المجموعات، ونظريَّة الاستجابة للمفرَدة، التي تعتمد على مقارنة منحنيات خصائص المفرَدة، أو مقارنة معالم المفرَدة (كروكر والجينا، ٢٠١٧).

ومن أمثلة الطرق التي تَتبَع النظريَّة التقليديَّة: صعوبةُ المفرَدة المحوّلة، وتمييز المفرَدة، وتحليل التباين، وطريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، والنموذج الخطيُّ اللوغارتميُّ، والانحدار اللوجستيُّ (دي إيالا، ٢٠١٧؛ المري، ٢٠١٨).

ومن أمثلة الطرق التي تندرج تحت نظريَّة الاستجابة للمفرَدة: مربَّعُ كاي للورد، ونسبة الأرجحيَّة، ومؤشِّرُ قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، وتحيُّز المفرَدة المتزامن (الناجي، ٢٠١١؛ رشوان، ٢٠١٥).

وفي حال استخدام أيِّ طريقة من الطرق التي تندرج تحت نظريَّة الاستجابة للمفرَدة، يجب التحقُّق من أن البياناتِ تحقِّق افتراضاتِ النظريَّة، وهي: أُحاديَّة البُعد، والاستقلال الموضعيُّ، والاطِّراديَّة لمنحنى خصائص المفرَدة، والتحرُّر من السرعة (Hambleton et al., 1991)، وفي هذه الدراسة سيَتِمُّ استخدام طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة بين منحنيات خصائص المفرَدة لراجو، وسيَتِمُّ شرحها بشيء من الاختصار، فيما يلي:

أ. طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع

تُعَدُّ طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع من أشهر الطرق الإحصائيَّة اللامعلميَّة للمقارنة بين المجموعات، والإحصائيُّ مانتل-هانزل كاي تربيع MH_{x^2} يَتبَع توزيع X^2 بدرجات حريَّة تساوي (١)، وقد أورد كلٌّ من: هولاند وثاير Holand & Thayer (1988) شرحًا مفصَّلاً لاستخدام هذا الإحصائيِّ في الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدة، وتَمَّ اعتباره الأسلوبَ الأكثرَ مناسَبةً عندما يَتِمُّ اختبار الفرض الصِّفريِّ، الذي ينصُّ على أنه: "لا توجَد فروقٌ في الأداء على المفرَدة تُعزى لعضويَّة المجموعة (مرجعيَّة-مستهدَفة) عند كلِّ مستوًى من مستويات القدرة"، ويَتِمُّ تطبيق معادلة مانتل-هانزل كاي تربيع رقم (١)، كما يلي:

$$MH_{x^2} = \frac{\left(\sum A_j - \sum E(A_j) - 0.5\right)^2}{\sum Var(A_j)} \dots (1)$$

حيث إن:

-(A_j): عدد أفراد المجموعة المرجعيَّة الذين أجابوا عن المفرَدة إجابةً صحيحة في مستوى القدرة (j).

-$E(A_j)$: هي القيمة المتوقَّعة لعدد أفراد المجموعة المرجعيَّة الذين أجابوا عن المفرَدة إجابةً صحيحة.

- $Var\ (A_j)$: هو تباين (A_j).

وتُستخدَم نسبة الأرجحيَّة المشترَكة ($\propto_{MH}$) للدلالة على وجود الأداء التفاضليّ، والتي تُحسَب وَفْقَ المعادلة رقم (٢):

$$\propto_{MH} = \frac{\sum \frac{A_j\ D_j}{T_j}}{\sum \frac{B_j\ C_j}{T_j}} \dots (2)$$

حيث إن:

-(A_j) : عدد أفراد المجموعة المرجعيَّة الذين أجابوا عن المفرَدة إجابةً صحيحة في مستوى القدرة (j).

-(B_j): عدد أفراد المجموعة المرجعيَّة الذين أجابوا عن المفرَدة إجابةً خاطئة في مستوى القدرة (j).

-(C_j) : عدد أفراد المجموعة المستهدَفة الذين أجابوا عن المفرَدة إجابةً صحيحة في مستوى القدرة (j).

-(D_j): عدد أفراد المجموعة المستهدَفة الذين أجابوا عن المفرَدة إجابةً خاطئة في مستوى القدرة (j).

-(T_j): عدد أفراد المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة، في مستوى القدرة (j).

ويتمُّ الحكم على وجود الأداء التفاضليّ للمفرَدة إذا كانت قيمةُ الدلالة الإحصائيَّة لمانتل هانزل ($\alpha \leq 0.05$)، وأيضًا يمكِن الحكم على وجود الأداء التفاضليّ للمفرَدة من خلال قيمة نسبة الأرجحيَّة المشترَكة ($\propto_{MH}$)، فإذا كانت قيمة ($\propto_{MH}$) تساوي (١)، فالمفرَدة لا تُظهر أداءً تفاضليًّا بين المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة، وإن كانت أقلَّ من (١)، فالمفرَدة تُظهر أداءً تفاضليًّا لصالح المجموعة المستهدَفة، وإن كانت أكبرَ من (١)، فالمفرَدة تُظهر أداءً تفاضليًّا لصالح المجموعة المرجعيَّة (حمادنة، ٢٠٠٧؛ المري، ٢٠١٨).

واقترح مركز خِدمات الاختبارات التربويَّة Educational Testing Service (ETS) تحويل قيمة نسبة الأرجحيَّة ($\propto_{MH}$) إلى قيمة نسبة الأرجحيَّة اللوغارتميَّة، ويُرمَز لها بقيمة دلتا مانتل-هانزل (Δ_{MH}) كمقياس لحجم الأثر للأداء التفاضليّ من خلال المعادلة رقم (٣):

$$\Delta_{MH} = -2.35 \ln(\propto_{MH}) \dots (3)$$

وعند الحُكم على القيم الناتجة، يمكِن اعتماد المحكَّات المذكورة من قِبَلِ مركز الخِدمات التربويَّة (ETS)، وهي: يُعَدُّ حجمُ الأداء التفاضليّ كبيرًا، إذا كانت القيمة المطلقة لدلتا مانتل هانزل $|\Delta_{MH}|$ أكبرَ من (1.5)، ويسمَّى تفاضلاً من النوع (C)، ويتضاءل حجم الأداء التفاضليّ، إذا كانت القيمة المطلقة لدلتا مانتل هانزل أقلَّ من (1)، ويسمَّى تفاضلاً من النوع (A)، وما بينهما يكون تفاضلاً من النوع (B) (Zwick, 2012).

ب. طريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو

تُعتبَر طريقة حساب المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة Area Measure Between Item Characteristic Curve (ICCs) من طرق الكشف عن التحيُّز التي تعتمد على إجراءات نظريَّة الاستجابة للمفرَدة؛ حيث تُظهر المفرَدة أداءً تفاضليًّا إذا كان الفرق في المساحة بين منحنيات خصائصها في مجموعات المقارنة المتكافئة في القدرة دالَّةً إحصائيًّا (الناجي، ٢٠١١)، ويَتِمُّ تقدير الأداء التفاضليّ من خلال حساب المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للمجموعتين، والمقارنة بينهما، ويستخدم حجم المساحة بين المنحنيات كمؤشِّر على الأداء التفاضليّ للمفرَدة (المري، ٢٠١٨).

وقد اقترح راجو Raju (1988) صيغة لحساب المساحة الإشاريَّة (Signed Area)؛ حيث يَتِمُّ حساب المساحة بالاعتماد على الفروق بين منحنيات المفرَدة، وتدلُّ على الأداء التفاضليّ المنتظِم، والمساحة غير الإشاريَّة (Unsigned Area)، وتدلُّ على الأداء التفاضليّ غير المنتظِم؛ حيث يَتِمُّ حساب المساحة بالاعتماد على القيمة المطلَقة للفروق بين المنحنيات، سواءً عند حساب المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة للنماذج ذاتِ المعلم أو المعلمين أو الثلاثة معالم.

وسيَتِمُّ تقدير المعالم وَفْقًا للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم، الذي يعمل على تقدير معلمَيِ الصعوبة (b_i) والتمييز (a_i) للمفرَدة، ويُفترض انعدام التخمين (c_i) باقتراب قيمته من الصفر؛ مما يؤدِّي إلى تقاطع المنحنيات المميِّزة لمفرَدات الاختبار (ICC)؛ حيث يُفترَض أن المفرَداتِ تختلف في درجة صعوبتها وقدرتها التمييزيَّة في ضوء المستويات المختلفة للقدرة.

وتقدَّر احتماليَّة أن يجيب الفرد عن المفرَدة إجابةً صحيحة بالمعادلة رقم (٤) (Hambleton et al., 1991):

$$P_i(\theta) = \frac{e^{Da_i}(\theta - b_i)}{1 + e^{Da_i(\theta - b_i)}} \dots (4)$$

حيث إن:

$P_i(\theta)$: هي احتمال أن يُجيب الفرد ذو القدرة (θ) إجابةً صحيحة على المفرَدة i.

D: عامل التدريج، ويمثِّل قيمة ثابتة تساوي 1.7.

b_i: معلم صعوبة المفرَدة i.

a_i: معلم تمييز المفرَدة i.

وفي حالة استخدام النموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم، يُعبَّر عن المساحة الإشاريَّة بالمعادلة رقم (٥) (Raju,1990؛ الناجي، ٢٠١١):

$$\text{Area} = \left|1\frac{2(a_2-a_1)}{Da_1a_2}\ln\left[1+\exp\left(\frac{Da_1a_2(b_2-b_1)}{a_2-a_1}\right)\right]-(b_2-b_1)\right| \ldots(5)$$

حيث إن:

Area: المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة. a_1: قيمة معلم التمييز للمجموعة الأولى.

a_2: قيمة معلم التمييز للمجموعة الثانية. b_1: قيمة معلم الصعوبة للمجموعة الأولى.

b_2: قيمة معلم الصعوبة للمجموعة الثانية. D: عامل التدريج، ويمثِّل قيمة ثابتة تساوي 1.7.

وتَتِمُّ عمليَّة الكشف عن الأداء التفاضليّ للمفرَدة بدلالة الفرق في المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة، ومن ثَمَّ إيجاد قيمة نقطة القطع (Cut-Off Value) التي تُعتبر معيارًا للحكم على وجود الأداء التفاضليّ، فإذا كانت قيمة كاي تربيع لقيمة الأداء التفاضليّ دالَّةً إحصائيًّا ($\alpha \leq$ ٠.٠٥)، وقيمة الأداء التفاضليّ أكبرَ من قيمة نقطة القطع المقابلة لها، فعندها يَتِمُّ الحكم بوجود أداء تفاضليٍّ للمفرَدة (حمادنة، ٢٠٠٧).

وقد تَمَّ إجراء العديد من الدراسات بهدف المقارنة بين فاعليَّة الكشف عن الأداء التفاضليّ للمفرَدات، في ضوء كلٍّ من طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر فرق المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة، وَفْقًا لمتغيِّر النوع، وبعض المتغيِّرات الأخرى، منها على سبيل المثال: دراسةُ سكاجز وليستز (Skaggs & Lissitz (1992 التي بحثت حول درجة اتِّساق عدد من طرق الكشف عن الأداء التفاضليّ للمفرَدة باختلاف طرق التطبيق لاختبار تحصيليٍّ لمادَّة الرياضيات مكوَّنٍ من (٩٦) مفرَدةً، على عيِّنة مكوَّنةٍ من (٦٦٠٠) طالب وطالبة بولاية فرجينيا.

وتَمَّ استخدام طرق نظريَّة الاستجابة للمفرَدة: (طريقة المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة، وطريقة لورد كاي تربيع، وطريقة مجموع مربَّعات الفروق بين المعالم المختلفة للمفرَدة الإشاريَّة، وطريقة مجموع مربَّعات الفروق بين المعالم المختلفة للمفرَدة غير الإشاريَّة)، وأيضاً تم استخدام طرق ا النظريَّة التقليديَّة في القياس: (طريقة دلتا مانتل-هنزل، وطريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، كما استُخدِم مُعامِل الارتباط الرتبي كمؤشِّر على استقرار الطرق).

وأظهرت النتائج أن طرق مجموع مربَّعات الفروق بين المعلم أكثرُ الطرق استقرارًا، تَلِيها طريقة مانتل-هانزل، بينما كانت طرق كاي تربيع، والمساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة، وطريقة لورد كاي تربيع، أقلَّها استقرارًا.

كما قارنت دراسة راجو وآخرين Raju et al. (1993) بين أربع طرق للكشف عن الأداء التفاضليّ لمفرَدات الجزء اللفظيّ من اختبار جيتس ماكجانيتي للقراءة وَفْقًا لمتغيِّرَيِ النوع (ذكر وأنثى)، والعِرق (بيض وملوَّنين)، على عيِّنة مكوَّنةٍ من (٨٣٩) طالبًا وطالبة من ولاية إلينوي، وتَمَّ استخدام طريقة المساحة الإشاريَّة، وطريقة المساحة غير الإشاريَّة، وطريقة لورد كاي تربيع التي تستند لنظريَّة الاستجابة للمفرَدة، وطريقة مانتل-هانزل.

وأظهرت النتائج قدرةَ طريقة مانتل-هانزل على الكشف عن أكبر عدد من المفرَدات التي تُظهر أداءً تفاضليًّا وَفْقًا لمتغيِّرَيِ النوع والعِرق، كما أظهرت وجودَ ارتباط عالٍ بين طرق نظريَّة الاستجابة للمفرَدة الثلاث، وطريقة مانتل-هانزل، في الكشف عن الأداء التفاضليِّ وَفْقًا لمتغيِّر النوع فقط.

وقام البستنجي (٢٠٠٤) بدراسة تَهدُف إلى مقارنة أربع طرق للكشف عن الأداء التفاضليِّ، وهي: (مانتل هانزل، والانحدار اللوغارتميُّ، ومؤشِّر فرق المساحة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم، ومؤشِّر فرق المساحة للنموذج اللوغارتميِّ الثُّلاثيِّ المعلم)، لمفرَدات اختبار يقيس أربع قدرات عقليَّة خاصَّةٍ لأفراد أردنيين في الفئة العُمريَّة (١٥-١٦) سنةً، وهي القدرات: اللفظيَّةُ والرياضيَّة والمكانيَّة، والمفرَدات بالتضادِّ، ويتكوَّن من (٩٠) مفرَدةً، وتَمَّ تطبيقه على عيِّنة مكوَّنةٍ من (٩٥٠) طالبًا وطالبة.

وكان من أبرز النتائج ما يلي: جاء ترتيب الطرق من حيث الفعاليَّةُ: أولًا طريقةُ مانتل-هانزل كاي تربيع، التي كشفت عن (٤١) مفرَدةً، ثم طريقةُ الانحدار اللوجستيِّ، التي كشفت عن (٣٣) مفرَدةً، ثم طريقةُ مؤشِّر فرق المساحة للنموذج اللوغارتميِّ الثُّلاثيِّ المعلم، التي كشفت عن (٢٦) مفرَدةً، وأقلُّها فعاليَّةً طريقةُ مؤشِّر فرق المساحة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم، التي كشفت عن (٢٠) مفرَدةً، وجاءت المفرَدات ذاتُ الأداء التفاضليِّ لصالح الذكور في اختبار القدرة الرياضيَّة، واختبار القدرة المكانيَّة، ولصالح الإناث في اختبار القدرة اللفظيَّة.

وأجرت العطيوي (٢٠٠٤) دراسة تَهدُف إلى الكشف عن الأداء التفاضليِّ لمتغيِّر النوع لمفرَدات اختبار العلوم العامَّة التحصيليِّ في الأردن، ويتكوَّن من (٦٠) مفرَدةً، وقد تَمَّ تطبيقه على عيِّنة مكوَّنةٍ من (٥٧٥) من الذكور والإناث، وتَمَّ استخدام طريقتَيْن للكشف عن الأداء التفاضليِّ، هما: مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة، وقد كشفت طريقة المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة عن الأداء التفاضليِّ في (٢١) مفرَدةً، منها (١٠) ذاتُ أداء تفاضليٍّ منتظِم، و(١١) مفرَدةً ذاتُ أداء تفاضليٍّ غير منتظِم، بواقع (٦) مفرَدات لصالح الذكور، و(٤) مفرَدات لصالح الإناث، بينما كشفت طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع عن (١١) مفرَدةً، جميعُها ذاتُ أداء تفاضليٍّ منتظِم، بواقع (٧) مفرَدات لصالح الذكور، و(٤) مفرَدات لصالح الإناث، وتَمَّ الاتِّفاق بين الطريقتَيْن في الكشف عن (٥) مفرَدات.

كما أجرى شيو Chiu (2008) دراسة بهدف المقارنة بين طريقتَيْ مانتل-هانزل والمساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة، في الكشف عن الأداء التفاضليِّ لمفرَدات اختبار إتقان الرياضيات الدوليِّ المكوَّن من (٨٤) مفرَدةً، على عيِّنة مكوَّنةٍ من (١٠٨٨) من المتقِنين وغير المتقِنين لُلُّغة الإنجليزيَّة لمعرفة تأثير اللغة على الأداء في الاختبار، وقد تَمَّ تضمين الطلاب البيض والأسيويين والأسبان في الدراسة، وتَمَّ اعتماد درجة الاتِّفاق بين الطريقتَيْن كمعيار للحُكم على وجود أداء تفاضليٍّ للمفرَدة من عدمه.

وأظهرت النتائج باستخدام طريقة مانتل-هانزل أداءً تفاضليًّا في (٥) مفرَدات، فيما أظهرت نتائج طريقة المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة أداءً تفاضليًّا في (١٨) مفرَدةً، كما اتَّفقت الطريقتان في الكشف عن (٣) مفرَدات.

وأجرى الناجي (٢٠١١) دراسةً هَدَفت إلى مقارنة فاعليَّة طريقة التحليل العامليِّ المقيَّد مع طريقة صعوبة المفرَدة المحوّلة، وطريقة فرق المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة وَفْقَ النموذج أُحاديِّ

المعلم، وطريقة مانتل-هانزل كاي تربيع من حيث تحقُّقُ الفرضيَّة والأخطاء من النوع الأول والثاني، وكذلك هَدَفت إلى التعرُّف على أثر كلٍّ من حجم العيِّنة وطول الاختبار على فاعليَّة كلِّ طريقة، وتَمَّ إجراء دراسة محاكاة بتصميم يتكوَّن من أحجام عيِّنات يساوي (٢٠٠، ٥٠٠) فرد، وأطوال اختبار يساوي (٣٠، ٦٠، ٩٠) مفرَدةً، وتَمَّ توليد البيانات بتوزيع طبيعيٍّ لكلٍّ من معلمَيِ: الصعوبة والقدرة، لكلٍّ من المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدفة، ومن ثَمَّ تَمَّ الخروج بـ(٦) اختبارات لإجراء المقارنات.

وقد أظهرت النتائج عدم وجود فروق دالَّةٍ في أداء الطرق الأربع على جميع الاختبارات، ما عدا طريقةَ التحليل العامليِّ المقيَّد، وطريقةَ الصعوبة المحوّلة، وذلك فقط في الاختبار المكوَّن من (٦٠) مفرَدةً، تَمَّ تطبيقها على (٢٠٠) فرد، وفي الاختبار المكوَّن من (٩٠) مفرَدةً، تَمَّ تطبيقها على (٢٠٠) فرد.

وقامت المري (2018) بدراسة هَدَفت إلى الكشفِ عن الأداء التفاضليِّ لفِقرات اختبار القدرات العامَّة للجامعيين بأجزائه الثلاثة: (اللفظيِّ، والكميِّ، والمنطقيِّ)، الذي يتكوَّن من (104) مفرَدةٍ، باستخدام طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، والنموذج اللوغارتميِّ الثُّلاثيِّ المعلم، باستخدام مؤشِّر قياس المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة لراجو، كما هَدَفت إلى التعرُّف على نسبة الاتِّفاق والاختلاف بين الطريقتَيْن، وَفْقًا لمتغيِّرَيِ النوع والجامعة، وتكوَّنت عيِّنة الدراسة من (2280) طالبًا وطالبة من السعوديين.

وأظهرت طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع فاعليَّةً أكبرَ في الكشف عن الأداء التفاضليِّ لفِقرات اختبار القُدرات العامَّة للجامعيين، مقارنةً بطريقة النَّموذج اللوغارتميِّ الثُّلاثيِّ المعلم، باستخدام مؤشِّر قياس المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة لراجو تبعًا لمتغيِّرَيِ النوع والجامعة. وأيضًا كانت نسبة الاتِّفاق منخفضةً بين طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر قياس المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة لراجو، في الكشف عن الأداء التفاضليِّ لفِقرات اختبار القدرات العامَّة للجامعيين وَفْقًا لمتغيِّرَيِ النوع والجامعة.

ممَّا سبق؛ سيَتِمُّ الاستفادة مما ورد في العرض السابق للخلفيَّة النظريَّة، والدراسات السابقة المرتبطة بها، كالتالي:

- تقصِّي الأداء التفاضليِّ المنتظِم وغير المنتظِم، وتحديدُ حجمه.
- النموذج اللوغارتميُّ الثنائيُّ المعلم هو النموذج المناسب لتحليل مفرَدات الدراسة وَفْقًا لنظريَّة الاستجابة للمفرَدة؛ نظرًا لكون درجات الاستبانة ثُنائيَّةَ التقدير (٠، ١)، والمفرَدات لا تتأثَّر بعامل التخمين.
- الأداة التي سيَتِمُّ تطبيقها على عيِّنة من طلاب وطالبات الجامعة، هي استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، وتُعتبَر من مقاييس الميول، بينما تنوَّعت الدراسات السابقة من حيث الأدواتُ التي تَمَّ استخدامها؛ فبعضُها استَخدَم اختباراتٍ وطنيَّةً للقدرات العامَّة للقَبول في التعليم العامِّ، أو الجامعات، أو اختبارات قدرات عقليَّة؛ مثل دراسة كلٍّ من: هامبلتون وروجرز (1989)، وراجو وآخرين (١٩٩٣)، والبستنجي (٢٠٠٤)، والمري (2018)، وبعضُها الآخَرُ استخدم اختباراتٍ تحصيليَّةً؛ مثل دراسة كلٍّ من: سكاجز وليستز (١٩٩٢)، والعطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، وشيو (٢٠٠٨)، وسلوبيبا (٢٠١٣)، وبعضُها استخدم بيانات محاكاة؛ مثل: دراسة الناجي (٢٠١١).

أما من حيث العيّناتُ المستخدَمة، ففي بعض الدراسات كانت من طلاب التعليم العامّ؛ مثل دراسة كلٍّ من: العطيوي (٢٠٠٤) وسلوبيبا (٢٠١٣)، وبعضُها من طلاب المرحلة الجامعيَّة؛ مثل دراسة كلٍّ من: حمادنة (٢٠٠٧)، والمري (2018)، وبالنسبة للمتغيّرات التي على أساسها تَمَّ الكشف عن الأداء التفاضليّ نجد أن غالبيَّة الدراسات كشفت عنه وَفْقًا لمتغيّر النوع، وبعضها وَفْقًا لمتغيّر النوع ومتغيّرٍ آخَرَ؛ مثل: الجامعة أو نوع الدراسة (علمي – أدبي)، ومن حيث عددُ العيّنات الكليَّة التي تَمَّ التطبيق عليها، فقد تراوحت من (٥٧٥) إلى (٦٦٠٠) طالب وطالبة.

- الطرق التي سيَتِمُّ استخدامُها للكشف عن الأداء التفاضليّ هما طريقتا: مانتل هانزل كاي تربيع وَفْقًا للنظريَّة التقليديَّة، ومؤشّر المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة وَفْقًا لنظريَّة الاستجابة للمفرَدة؛ وذلك لأهميَّة الطريقتَيْن واستخدامهما الواسع، ولكون كلٍّ منهما تمثِّل منحًى نظريًّا مختلفًا، كما أن ثَمَّةَ اختلافًا في نتائج الدراسات التي قارنت بين هاتين الطريقتَيْن فقط، أو بين هاتين الطريقتَيْن وطرق أخرى من حيث مدى الدقَّة في الكشف عن الأداء التفاضليّ؛ مثل دراسة كلٍّ من: العطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، وشيو (٢٠٠٨)، وسلوبيبا (٢٠١٣)، والمري (2018)، هامبلتون وروجرز (1989)، وسكاجز وليستز (١٩٩٢)، وراجو وآخرين (١٩٩٣)، والبستنجي (٢٠٠٤)، والناجي (٢٠١١).

وبالنسبة للنتائج أظهرت بعض الدراسات فعاليَّةَ طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع في الكشف عن الأداء التفاضليّ، مقارنةً بباقي الطرق مَحِلّ المقارنة؛ مثل دراسة كلٍّ من: سكاجز وليستز (١٩٩٢)، والبستنجي (٢٠٠٤)، والمري (2018)، بينما أظهرت نتائج دراسات أخرى فعاليَّةَ طريقة مؤشّر فرق المساحة بين منحنَيات خصائص المفرَدة، مقارنةً بباقي الطرق مَحِلّ الدراسة؛ مثل دراسة كلٍّ من: العطيوي (٢٠٠٤)، وشيو (٢٠٠٨)، وسلوبيبا (٢٠١٣)، بينما أظهرت بعض الدراسات اتِّفاق طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع مع طريقة مؤشّر فرق المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة في الكشف عن الأداء التفاضليّ؛ مثل دراسة كلٍّ من: هامبلتون وروجرز (1989)، وراجو وآخرين (١٩٩٣)، وحمادنة (٢٠٠٧)، والناجي (٢٠١١).

وبالنسبة للنتائج المتعلِّقة بفعاليَّة الكشف عن نوع الأداء التفاضليّ، نجد أن دراسة كلٍّ من: العطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، والمري (2018)، أكَّدت على فعاليَّة نموذج مانتل-هانزل كاي تربيع في الكشف عن الأداء التفاضليّ المنتظِم، وأكَّدت تلك الدراسات على فعاليَّة طريقة فرق المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة في الكشف عن الأداء التفاضليّ غير المنتظِم، ووُجِد في دراسة هامبلتون وروجرز (١٩٨٩) أن ثَمَّةَ اتِّفاقًا بين الطريقتَيْن في الكشف عن الأداء التفاضليّ المنتظِم، بينما أظهرت نتائج الدراسة تفوُّقَ طريقةِ فرق المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة في الكشف عن الأداء التفاضليّ غير المنتظِم.

مما سبق يتَّضِح أن ثَمَّةَ اختلافًا في الأدب النظريّ ونتائج الدراسات السابقة، حولَ فعاليَّة الإجراءات والأساليب المستخدَمة في الكشف عن الأداء التفاضليّ للمفرَدات، وَفْقًا لطريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة فرق المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة؛ مما يؤيِّد الحاجة للمزيد من الدراسات في هذا المجال باستخدام بيانات مختلفة، حيث سيَتِمُّ تحليل بيانات استبانة مؤشّر أساليب التعلُّم، وهو من المقاييس التي لم يَسبِق تحليل الأداء التفاضليّ لمفرَداته وَفْقًا لمتغيّر النوع، كما لم يَسبِق المقارنة بين الطريقتَيْن في الكشف عن الأداء التفاضليّ لمفرَداته.

وعليه؛ ستسعى الدراسةُ للمقارنة بين طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، في الكشف عن الأداء التفاضليّ لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان.

إجراءات الدراسة

منهَج الدراسة

تَهدُف الدراسةُ للكشف عن المفرَدات ذاتِ الأداء التفاضليّ في استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان، تبعًا لمتغيّر النوع، وتحديد وجهة الفروق وحجمها، ومن ثَمَّ مقارنة أوجه الاتِّفاق والاختلاف بين نتائج كلتا الطريقتَيْن.

ولتحقيق هذا الهدف؛ تَمَّ استخدام المنهج الوصفيّ لدراسة الظاهرة، ووصفها وصفًا دقيقًا، ومن ثَمَّ التعبير عنها كميًّا وكيفيًّا، من خلال تحليل بيانات عيّنة الدراسة للوصول إلى وصف دقيق للظاهرة، وتحديد طبيعة علاقتها بالمتغيّرات موضعِ الاهتمام (القحطاني وآخرون، ٢٠١٠).

مجتمَع الدراسة وعيّنتُها

يتكوَّن مجتمَع الدراسة من جميع طلاب وطالبات جامعة طَيبةَ في جميع الكليات بالفرع الرئيس بالمدينة المنوَّرة، وحيث إن الدراسة تركِّز على متغيّر النوع؛ فقد تَمَّ اختيار العيّنة بطريقة عشوائيَّة من الطلاب والطالبات الدارسين ببعض شُعب المقرَّرات العامَّة التي تقدَّم في مستويات مختلفة في الفصل الأول من العام الدراسيّ في التخصُّصات النظريَّة والتطبيقيَّة، وقد بلغ العدد الإجماليُّ لأفراد العيّنة (٨١٣) طالبًا وطالبةً، وذلك بعد استبعاد الإجابات غير المكتمِلة، وبعد التحقُّق من عدم وجود استجابات صفريَّة أو تامَّة، بواقع (٣٩٦) طالبًا، و(417) طالبةً، ونسب مِئويَّة تساوي (٤٨.٧٠%)، و(٥١.٣٠%) على التوالي، والجدول رقم (١) يوضِّح توزيع عيّنة الدراسة بحسَب النوع، والتخصُّص، والمستويات الجامعيَّة.

جدول رقم (١): توزيع عيّنة الدراسة بحسب النوع والتخصُّص والمستوى الجامعيّ

(ن= ٨١٢) طالبًا وطالبة

النوع	التخصُّص	المستويات				المجموع	المجوع الكليُّ	النسبة المئويَّة
		الأول	الثالث	الخامس	السابع			
ذكور	نظريَّة	٤٣	٣٩	٧١	٣٨	١٩١	٣٩٦	%٤٨.٧٠
	تطبيقيَّة	٥٤	٤١	٦٣	٤٧	٢٠٥		
إناث	نظريَّة	٥٧	٦٢	٤٩	٤٨	٢١٦	٤١٧	%٥١.٣٠
	تطبيقيَّة	٣٧	٤٩	٦٣	٥٢	٢٠١		

أداة الدراسة

تَمَّ تطبيق استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم من إعداد فلدر وسيلفرمان Felder & Silverman (1988) وقد قام كلٌّ من: محمد (٢٠٠٦)، و"أبو هاشم" (2012) بترجمته إلى اللغة العربيَّة، ويتكوَّن من (44) مفرَدةً، موزَّعةً على أربعة أبعاد ثُنائيَّة القُطب، كلُّ بُعد يتكوَّن من (11) مفرَدةً، والأبعادُ هي: (العمليُّ- التأمُّليُّ)، و(الحِسِيُّ- الحَدْسيُّ)، و(البَصَريُّ- اللفظيُّ)، و(التتابُعيُّ- الكُلِّيُّ) على التوالي.

وتضمَّنت الإجابة خيارين: (أ) و(ب)، يَتِمُّ تقديرهما بالقيمتين: (1+)، و(1-) على التوالي، ويمثِّلان طرفَيِ السِّمة ثُنائيَّة القُطب، وقد تَمَّ توزيع مفرَدات الاستبانة بصورة دوريَّة، ويوضِّح الجدول رقم (٢) أرقام المفرَدات المنتمية لكلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان.

جدول (٢): أرقام المفرَدات المنتمية لكلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان

الأسلوب	أرقام المفرَدات
العمليُّ-التأمُّليُّ	١-٥- ٩- ١٣- ١٧- ٢١- ٢٥- ٢٩- ٣٣- ٣٧-٤١
الحِسِّيُّ-الحَدْسيُّ	٢-٦ -١٠- ١٤-١٨-٢٢- ٢٦- ٣٠- ٣٤-٣٨-٤٢
البصريُّ – اللفظيُّ	٣-٧- ١١- ١٥- ١٩-٢٣-٢٧- ٣١-٣٥- ٣٩-٤٣
التتابُعيُّ- الكلِّيُّ	٤-٨- ١٢-١٦-٢٠-٢٤- ٢٨- ٣٢- ٣٦-٤٠- ٤٤

يلاحظ من خلال الجدول رقم (٢) عدمُ وجود درجة كليَّة للاستبانة؛ ولكن تفسَّر الدرجة لكلِّ بُعْدٍ على حِدَةٍ، ويصنَّف المستجيب (في حالة التطبيق الفردي) وَفْقًا لهذا النموذج كالتالي: الدرجة من (3-) إلى (3+) تعني أنه لا يفضِّل أيَّ أسلوب على القُطبين، والدرجة من (5-) إلى (7-) أو من (5+) إلى (7+) تعني أنه يفضِّل أيَّ أسلوب على القُطبين بدرجة متوسِّطة، والدرجة من (9-) إلى (11-) أو من (9+) إلى (11+) تعني أنه يفضِّل أيَّ أسلوب على القُطبين بدرجة عالية؛ ولكن عند تقدير درجات المقياس بشكل جماعيٍّ - ولأسباب إحصائيَّة عند تحليل البيانات - يعطي الخيار (أ) القيمة (1)، ويعطي الخيار (ب) القيمة (0) (Zywno, 2003; Felder and Spurlin, 2005; Stavros and Ioannis, 2009)

البرامج الإحصائيَّة

تَمَّ تحليل بيانات استجابات أفراد عيِّنة الدراسة على مفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، باستخدام البرامج الإحصائيَّة التالية: برنامج، SPSS 25.0 ((IBM SPSS 25.0, Armonk, NY, USA))، وبرنامج Xcalibre 4.2 (Guyer & Thompson, 2014)، وبرمجيَّة مُعَدَّة على برنامج (Microsoft Excel 2010) للتحقُّق من الأداء التفاضليِّ للمفرَدة بمؤشِّر مقياس المساحة الإشاريَّة لراجو Differential Item Functioning by using Raju's Area Measures (DIF-RAM) Tool) (المري،٢٠١٨).

الخصائص السيكومتريَّة للاستبانة

أولا: أدلَّة الصدق لتفسير درجات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في الدراسات السابقة

تَمَّ التحقُّق من ثبات وصدق درجات استبانة مؤشِّر أسلوب التعلُّم على عيِّنات من طلاب الجامعة في العديد من الدراسات، كما أظهرت قيمًا متباينة لثبات الدرجات من دراسة إلى أخرى؛ حيث تراوحت قيمُ مُعامِلات ثبات أبعاد الاستبانة في دراسة فان زوانبنيرج وآخرين(2000) .VanZwanenberg et al بين (٠.٤١) إلى (٠.٥٦)، وهي قيم منخفضة إلى حدٍّ ما، كما قام زونو (2003) Zywno بالتحقُّق من صدق وثبات درجات الاستبانة على عيِّنة مكوَّنةٍ من (١٢٥) طالبًا بجامعة ريرسون بكندا، وباستخدام طريقة إعادة التطبيق، وُجِد أن قيم مُعامِلات الثبات تراوحت ما بين (٠.٥١) و(٠.٧٨)؛ أي: إن درجاتِ الاستبانة تتمتَّع بدرجة مقبولة - إلى حدٍّ ما - من الثبات والصدق.

فيما توصَّل جينوفيس (2004) Genovese إلى قيم لِمُعامِلات ثبات درجات أبعاد الاستبانة تراوحت ما بين (٠.٥٣) و(٠.٧٢)، كما تراوحت قيم مُعامِلات ثبات درجات الاستبانة باستخدام ألفا لكرونباخ في دراسة كوك (Cook, 2005) بين (٠.٦١) و(٠.٧٨)، وهي قيمٌ – تقريبًا - تزيد عن القيم التي توصَّلت إليها باقي الدراسات السابقة.

فيما مسح فيلدر وسبيرلن (2005) Felder & Spurlin بعض الدراسات التي استَخدَمت الاستبانةَ، ووجدا أن مُعامِلاتِ ثبات درجات الاستبانة تتراوح ما بين (٠.٧٠) و(٠.٩٠)، وذلك باستخدام طريقة إعادة التطبيق، كما توصَّلا إلى أن قيم مُعامِلات الثبات باستخدام مُعامِل ألفا لكرونباخ أكبرُ من القيمة المحكيَّة (٠.٥٠) التي تُستخدَم في مقاييس الاتِّجاهات، كما أظهر التحليل العامليُّ - في الدراسة ذاتِها - تأييدًا لاستقلاليَّة أبعاد: العمليّ- التأمُّليّ، والبَصَريّ- اللفظيّ، في حين أظهر البُعدانِ: التتابُعيُّ- الكُلِّيُّ، والحِسيُّ- الحَدْسيُّ، مقدارًا من الترابط تَمَّ اعتباره غيرَ مؤثِّر، والنتائج كانت متَّسِقةً مع النظريَّة التي بُنِيت عليها استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم؛ مما يدلُّ على ثبات وصدق درجاته.

ثانيًا: أدلَّة الصدق لتفسير درجات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في هذه الدراسة

تَمَّ جمع أدلَّة الصدق لتفسير الدرجات على استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم على مرحلتين؛ المرحلة الأولى: أثناء تطبيق الدراسة الاستطلاعيَّة على عيِّنة من (٩٨) طالبًا وطالبة، والمرحلة الثانية: بعد التطبيق على العيِّنة الكليَّة، المكوَّنةِ من (٨١٣) طالبًا وطالبة، وذلك من خلال جمع عِدَّةِ أدلَّة للتحقُّق من صدق التكوين الفرضيِّ، منها أدلَّةٌ تعتمد على البِنية الداخليَّة، وتتضمَّن: الاتِّساق الداخليَّ للاستبانة، وثباتَ الدرجات بطريقة ألفا لكرونباخ، والتحليل العامليَّ الاستكشافيَّ، وتحليلَ مفرَدات الاستبانة، من خلال إيجاد قيم مُعامِل التمييز (AERA, APA, & NCME, 2014)، وتَمَّ توضيح إجراءات ونتائج كلِّ دليل، كما يلي:

١- الاتِّساق الداخليُّ (Internal Consistency)

تَمَّ التحقُّق من الاتِّساق الداخليِّ لمفرَدات كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، بحساب مُعامِل الارتباط بين درجات المفرَدة، ومجموع درجات البُعد الذي تنتمي إليه المفرَدة، بعد تطبيق الاستبانة على عيِّنة استطلاعيَّة مكوَّنةٍ من (98) طالبًا وطالبة، وجاءت النتائج كما في الجدول رقم (٣):

جدول (٣): قيم مُعامِلات ارتباط كلِّ مفرَدة مع المجموع الكليِّ للبُعد الذي تنتمي إليه المفرَدة (ن= 98) طالبًا وطالبة

العمليُّ - التأمُّليُّ		الحسيُّ - الحَدْسيُّ		البصريُّ - اللفظيُّ		التتابُعيُّ – الكليُّ	
رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد	رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد	رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد	رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد
١	0.658*	٢	0.660*	٣	0.292*	٤	0.516*
٥	0.288*	٦	0.521*	٧	0.618*	٨	0.574*
٩	0.625*	١٠	0.658*	١١	0.645*	١٢	0.558*
١٣	0.473*	١٤	0.424*	١٥	0.295*	١٦	0.514*
١٧	0.683*	١٨	0.535*	١٩	0.475*	٢٠	0.587*
٢١	0.570*	٢٢	0.588*	٢٣	0.535*	٢٤	0.587*
٢٥	0.726*	٢٦	0.473*	٢٧	0.369*	٢٨	0.470*
٢٩	0.444*	٣٠	0.685*	٣١	0.390*	٣٢	0.598*

العمليُّ - التأمُّليُّ		الحسيُّ - الحَدْسيُّ		البصريُّ - اللفظيُّ		التتابُعيُّ – الكليُّ	
رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد	رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد	رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد	رقم المفرَدة	مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد
٣٣	0.625*	٣٤	0.238*	٣٥	0.513*	٣٦	0.512*
٣٧	0.200*	٣٨	0.250*	٣٩	0.423*	٤٠	0.283*
٤١	0.613*	٤٢	0.671*	٤٣	0.560*	٤٤	0.674*

* دالة عند مستوى الدلالة $\alpha \leq 0.05$

يتَّضِح من الجدول رقم (٣) أن قيم مُعامِلات الارتباط بين درجات كل مفرَدة والدرجة الكليَّة للبُعد الذي تنتمي إليه، تراوحت ما بين (0.200) إلى(0.726)، وكانت دالَّةً عند مستوى دلالة ($\alpha \leq 0.05$)؛ مما يعني أن جميع مفرَدات الاستبانة بأبعادها الأربعة تتمتَّع باتِّساق داخليٍّ، يُعَدُّ أحدَ أدلَّة البِنيَة الداخليَّة؛ مما يؤيِّد صدق (التكوين الفرضيّ) للاستبانة.

٢- ثبات ألفا لكرونباخ (Cronbach's Alpha Reliability)

تَمَّ إيجاد مُعامِل ألفا لكرونباخ لثبات درجات مفرَدات الاستبانة لكلِّ بُعد من الأبعاد، بعد تطبيقه على عيِّنة استطلاعيَّة مكوَّنةٍ من (98) طالبًا وطالبة، والنتائجُ موضَّحة في الجدول رقم (٤):

جدول (٤): قيم مُعامِل الثبات بطريقة ألفا لكرونباخ لكلِّ بُعد من الأبعاد الأربعة للاستبانة (ن=98) طالبًا وطالبة

الأبعاد	عدد المفرَدات	قيمة مُعامِل ألفا لكرونباخ
العمليُّ – التأمُّليُّ	11	0.76
الحسيُّ – الحدْسيُّ	11	0.73
البصريُّ - اللفظيُّ	11	0.71
التتابعيُّ – الكليُّ	11	0.74

من الجدول رقم (٤) نجد أن مُعامِل ألفا لكرونباخ للأبعاد الأربعة: (العمليّ - التأمُّليّ)، و(الحسيّ - الحدْسيّ)، و(البصريّ - اللفظيّ)، و(التتابُعيّ - الكليّ) بلغ (0.76)، (0.73)، (0.71)، (0.74) على التوالي، وهي مُعامِلات جيِّدة، وتُطمئن على ثبات درجات مفرَدات الاستبانة، ويُعَدُّ أحدَ أدلَّة البنية الداخليَّة التي تؤيِّد صدق التكوين الفرضيّ للاستبانة.

٣- التحليل العامليُّ

بعد التطبيق على العيِّنة الكليَّة المكوَّنةِ من (813) طالبًا وطالبة، تَمَّ إجراء التحليل العامليّ الاستكشافيّ بطريقة المكوِّنات الرئيسة مع التدوير المتعامِد (Varimax)، وتَمَّ التحقُّق من كفاية حجم العيِّنة، من خلال محكِّ كايزر؛ حيث كانت قيمتُه تساوي (٠.٨٣) وهي أكبرُ من المحكِّ الذي اعتمده كايزر لكفاية حجم العيِّنة (٠.٥٠)، والنتائج موضَّحة في الجدول رقم (٥).

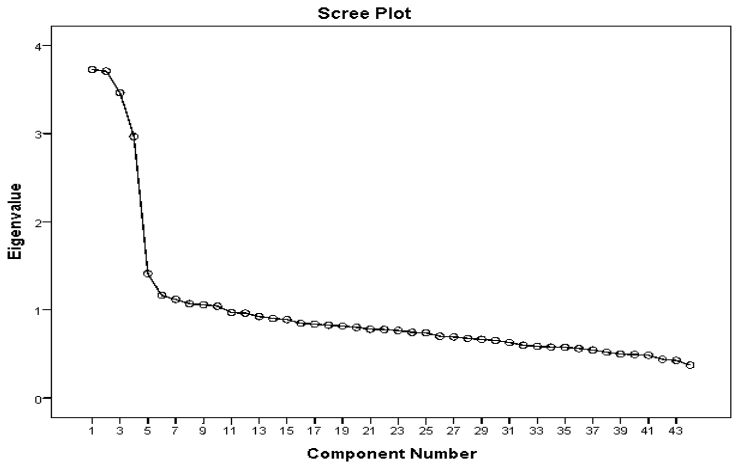
جدول (٥): ملخَّص نتائج التحليل العامليِّ الاستكشافيِّ لأبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم (ن=813)

العمليُّ - التأمُّليُّ		الحسيُّ - الحَدْسيُّ		البصريُّ - اللفظيُّ		التتابُعيُّ – الكليُّ	
رقم المفرَدة	قيمة التشبُّع	رقم المفرَدة	قيمة التشبُّع	رقم المفرَدة	قيمة التشبُّع	رقم المفرَدة	قيمة التشبُّع
١	0.682*	٢	0.635*	٣	0.355*	٤	0.657*
٥	0.377*	٦	0.537*	٧	0.634*	٨	0.630*
٩	0.538*	١٠	0.666*	١١	0.692*	١٢	0.447*
١٣	0.591*	١٤	0.449*	١٥	0.787*	١٦	0.512*
١٧	0.661*	١٨	0.603*	١٩	0.359*	٢٠	0.631*
٢١	0.579*	٢٢	0.655*	٢٣	0.490*	٢٤	0.555*
٢٥	0.703*	٢٦	0.607*	٢٧	0.496*	٢٨	0.575*
٢٩	0.522*	٣٠	0.707*	٣١	0.368*	٣٢	0.663*
٣٣	0.566*	٣٤	0.767*	٣٥	0.469*	٣٦	0.539*
٣٧	0.856*	٣٨	0.696*	٣٩	0.683*	٤٠	0.312*
٤١	0.592*	٤٢	0.659*	٤٣	0.687*	٤٤	0.667*
الجذر الكامن	3.480	الجذر الكامن	3.542	الجذر الكامن	2.960	الجذر الكامن	3.644
نسبة التباين المفسر	7.910	نسبة التباين المفسر	8.051	نسبة التباين المفسر	6.729	نسبة التباين المفسر	8.283

* دالة وفقاً لمحك كايزر ($X \leq 0.30$)

من الجدول رقم (٥) نجد أنه قد تَمَّ استخلاص أربعةِ عواملَ فسّرت (30.98 %) تباين درجات الاستجابة على مفرَدات الاستبانة، وقيمة الجذر الكامن لكلٍّ منها أكبرُ من (2)، وتشبَّعت على كلِّ عامل (١١) مفرَدةً، وكانت التشبُّعات دالَّةً وَفْقًا لمحكِّ كايزر بأن تكون القيمة ($X \leq 0.3$)، وفيما يلي تمثيلٌ بيانيٌّ لقيم الجذر الكامن برسم المنحدر (Scree Plot)، موضَّحة في الشكل رقم (٣):

شكل (٣): التمثيل البيانيُّ لقيم الجذر الكامن للعوامل الناتجة برسم المنحدَر



يتَّضِح من الشكل رقم (٣) استخلاص (٤) عواملَ أو أبعادٍ لاستبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم (مماثلة للتكوين الفرضيِّ لنموذج فيلدر وسيلفرمان)، وأن كلَّ بُعد من الأبعاد مُحقِّق لافتراض أحاديَّة البُعد.

٤- تحليل مفرَدات المقياس بإيجاد قيم مُعامِل التمييز

تَـمَّ حساب مُعامِل التمييز لكلِّ مفرَدة من مفرَدات الأبعاد الأربعة للاستبانة، باستخدام برنامج Xcalibre 4.2، والنتائج موضَّحة في الجدول رقم (٦):

جدول (٦): تحليل المفرَدات بحساب مؤشِّر التمييز لكلِّ مفرَدة من مفرَدات الأبعاد الأربعة للاستبانة (ن= 813)

العمليُّ - التأمُّليُّ		الحسيُّ - الحَدْسيُّ		البصريُّ - اللفظيُّ		التتابُعيُّ – الكليُّ	
رقم المفرَدة	مُعامِل التمييز	رقم المفرَدة	مُعامِل التمييز	رقم المفرَدة	مُعامِل التمييز	رقم المفرَدة	مُعامِل التمييز
١	0.525	٢	0.500	٣	0.232	٤	0.527
٥	0.264	٦	0.441	٧	0.479	٨	0.502
٩	0.396	١٠	0.505	١١	0.521	١٢	0.361
١٣	0.466	١٤	0.306	١٥	0.261	١٦	0.380
١٧	0.536	١٨	0.472	١٩	0.244	٢٠	0.521
٢١	0.436	٢٢	0.524	٢٣	0.446	٢٤	0.443
٢٥	0.567	٢٦	0.462	٢٧	0.364	٢٨	0.426
٢٩	0.392	٣٠	0.559	٣١	0.283	٣٢	0.527
٣٣	0.400	٣٤	0.285	٣٥	0.290	٣٦	0.421
٣٧	0. 124	٣٨	0.265	٣٩	0.476	٤٠	0.274
٤١	0.448	٤٢	0.527	٤٣	0.510	٤٤	0.543
المتوسط	0.414	المتوسط	0.440	المتوسط	0.373	المتوسط	0.447

يتبيَّن من الجدول رقم (٦) أن قيم مُعامِلات التمييز تراوحت ما بين (232 .0) و(0.559)، بمتوسِّط تمييز للمفـرَدات يسـاوي (0.414)، (0.440)، (0.373)، (0.447) للأبعـاد الأربعـة: (العملـيّ - التـأمُّليّ)، و(الحسيّ - الحدْسيّ)، و(البصريّ - اللفظيّ)، و(التتابُعيّ - الكليّ) على التوالي، وهي قيم جيِّدة للتمييز، باستثناء المفرَدة رقم (37)؛ حيث إن تمييزها منخفضٌ ويساوي (0.124)؛ ولكن بالنظر لباقي مؤشِّراتها السيكومتريَّة السابقة؛ مثل: (مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد الذي تنتمي إليه، والتشبُّع العامليّ)،

وبالتحليل الكيفيّ لمحتواها اتَّضَح أهميَّةُ وجودها في الاستبانة. لذا؛ تَمَّ الاحتفاظ بها، ومن ثَمَّ نجد أن تحليل المفرَدات يؤيِّد صدق التكوين الفرضيّ لدرجات الاستبانة.

التحقُّق من افتراضات نظريَّة الاستجابة للمفرَدة

- أُحاديَّة البُعد: تَمَّ التحقُّق من أحاديَّة البُعد لكلِّ بُعد من الأبعاد الأربعة: (العمليّ - التأمُّليّ)، و(الحسيّ - الحدْسيّ)، و(البصريّ - اللفظيّ)، و(التتابُعيّ - الكليّ) باستخدام التحليل العامليّ، ويمكِن الرجوع للنتائج المدوَّنة في الجدول رقم (٥)، والشكل رقم (٣)، التي أظهرت أن كلَّ بُعد من الأبعاد الأربعة يحقِّق افتراض أحاديَّة البُعد. لذا؛ سيَتِمُّ تحليل كلِّ بُعد على حِدَةٍ.
- الاستقلال الموضعيُّ: بتحقُّق افتراض أُحاديَّة البُعد ضمنيًّا، يمكِن افتراض تحقُّق الاستقلال الموضعيّ لمفرَدات الاستبانة (Hambleton & Swaminathan, 1990,24)
- التحرُّر من السرعة: استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم تُعَدُّ من المقاييس التي لا تعتمد على زمن معيَّن للإجابة عنه؛ حيث أُعطي المفحوصون الوقت الكافيَ للإجابة، إضافةً إلى أنه عند مراجعة الاستجابات، لم توجد أيُّ بيانات مفقودة، وذلك يؤكِّد تحرُّره من السرعة.
- مطابقة البيانات للنموذج الْمُستخدَم: تَمَّ التحقُّق من المطابقة بين البيانات والنموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم عن طريق حساب قيمة البواقي z (z Residual Statistic Fit)، عند مستوى دلالة ($\alpha \leq$ 0.05) لجميع الأبعاد، وقد وُجد أن جميع المفرَدات كانت مطابِقةً للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم، ما عدا المفرَدةَ رقم (44)، لم تكن مطابقةً؛ لأن جميع أفراد العيِّنة أجابوا عنها الإجابةَ نفسَها. لذا؛ سيَتِمُّ حذفُها، ولن تَدخُل في التحليل حتى بطريقة مانتل هانزل؛ ولكن سيَتِمُّ الاحتفاظ بها في الصورة النهائيَّة للاستبانة؛ لأنه بالنظر إلى (مُعامِل الارتباط مع مجموع درجات البُعد الذي تنتمي إليه، والتشبُّع العامليّ)، وُجِد أنها تَملِك مؤشِّراتٍ سيكومتريَّةً جيِّدة، كما أنها لا تملك أداءً تفاضليًّا؛ حيث إن جميع أفراد العيِّنة اختاروا نفس الإجابة عنها.
- تَمَّ إعادة تحليل البُعد الرابع مرَّةً أخرى بعد حذف المفرَدة رقم (٤٤)، أما من حيث مُطابقةُ الأفراد للنموذج، فإجراءات برنامج (Xcalibre 4.2) تقوم بحذف الأفراد غير الْمُطابقين للنموذج بشكل تلقائيٍّ (Guyer & Thompson, 2014)، وقد تَمَّ إدراج عدد الأفراد غير المطابقين للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم تبعًا لمتغيِّر النوع حَسَبَ كلِّ بُعد في الجدول رقم (٧):

جدول (٧): عدد الأفراد غير المطابقين للنَّموذج اللوغارتميّ الثُّنائيّ المعلم تبعًا لمتغيِّر النوع حسب كلِّ بُعد

عدد الأفراد غير المطابقين للنموذج المستخدَم	العمليُّ - التأمُّليُّ	الحسيُّ - الحدْسيُّ	البصريُّ - اللفظيُّ	التتابُعيُّ – الكليُّ
الذكور	١٥	١٨	٢٠	23
الإناث	١٨	٢٥	١٦	34
المجموع	٣٣	٤٣	٣٦	57

وقد تَمَّ تحديد المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة؛ بناءً على معيار حجم العيِّنة لكلِّ بُعد من الأبعاد للذكور والإناث، وبناءً على ذلك؛ تَمَّ اعتماد الإناث مجموعةً مرجعيَّة (Reference Group) والذكورِ مجموعةً مستهدَفة (Focal Group) لكلِّ بُعد من الأبعاد، والجدولُ رقم (٨) يوضِّح عدد أفراد المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة، بعد حذف الأفراد غير المطابقين للنموذج لكلِّ بُعد من أبعاد الاستبانة.

جدول (٨): عدد أفراد المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة، بعدَ حذف الأفراد غير المطابقين للنموذج لكلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم

حجم العيِّنة	العمليُّ – التأمُّليُّ	الحسيُّ – الحدْسيُّ	البصريُّ - اللفظيُّ	التتابُعيُّ – الكليُّ
المستهدَفة(الذكور)	٣٨١	٣٧٨	٣٧٦	٣٧٣
المرجعيَّة(الإناث)	٣٩٩	٣٩٢	٤٠١	٣٨٣

عرض النتائج ومناقشتها

وفيما يلي عرضُ نتائج الدراسة:

أولًا: النتائج المتعلِّقة بالإجابة عن السؤال الأول

هل يوجد أداء تفاضليٌّ ذو دلالة إحصائيَّة باستخدام طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وَفْقًا لمتغيِّر النوع في مفرَدات كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليِّ-التأمُّليِّ، والحِسيِّ - الحَدْسيِّ، والبَصَريِّ - اللفظيِّ، والتتابُعيِّ - الكُلِّيِّ)؟

وللإجابة عن هذا السؤال؛ تَمَّ حساب قيم دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع (Δ_{MH}) والدلالة الإحصائيَّة، ونسبة الأرجحيَّة المشتركة ($\propto_{MH}$) لكلِّ مفرَدة من مفرَدات الاستبانة، والنتائج موضَّحة في الجدولين رقم (٩) و(١٠).

جدول (٩): قيم دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ونسبة الأرجحيَّة لمفرَدات البُعد الأول من الاستبانة وَفْقًا لمتغيِّر النوع

العمليُّ – التأمُّليُّ					
رقم المفرَدة	دلتا مانتل هانزل	نسبة الأرجحيَّة	الدلالة الإحصائيَّة	هل يوجد تفاضل؟	نوعه
١	0.872	0.690	0.147	لا	-
٥	-1.108	1.602	0.035*	نعم	B متوسط
٩	-0.185	1.082	0.726	لا	-
١٣	-0.491	1.232	0.418	لا	-
١٧	0.051	0.979	0.933	لا	-
٢١	0.311	0.876	0.554	لا	-
٢٥	-0.473	1.223	0.471	لا	-
٢٩	0.015	0.994	0.978	لا	-
٣٣	0.526	0.799	0.323	لا	-
٣٧	-24.42	32625	0.417	لا	-
٤١	0.141	0.942	0.800	لا	-

* دالة عند مستوى الدلالة $\alpha \leq 0.05$

جدول (١٠): قيم دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ونسبة الأرجحيَّة لمفرَدات البُعد الثاني من الاستبانة وَفْقًا لمتغيِّر النوع

الحسيُّ – الحدْسيُّ					
رقم المفرَدة	دلتا مانتل هانزل	نسبة الأرجحيَّة	الدلالة الإحصائيَّة	هل يوجد تفاضل؟	نوعه
٢	0.141	0.942	0.809	لا	-
٦	-0.075	1.033	0.896	لا	-
١٠	-0.536	1.256	0.388	لا	-
١٤	0.534	0.797	0.274	لا	-
١٨	0.363	0.857	0.515	لا	-
٢٢	0.137	0.943	0.824	لا	-
٢٦	0.077	0.968	0.887	لا	-
٣٠	0.300	0.880	0.614	لا	-
٣٤	-0.540	1.258	0.271	لا	-
٣٨	-0.609	1.296	0.220	لا	-
٤٢	0.043	0.982	0.941	لا	-

* دالة عند مستوى الدلالة $\alpha \leq 0.05$

يتَّضِح من الجدولين رقم (٩) و(١٠) نتائج دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ودلالتها الإحصائيَّة لمفرَدات البُعدينِ: الأول والثاني، ويمكِن ملاحظة أن مفرَدة واحدةً من البُعد الأول -وهي تمثِّل ما نسبتُه (٩%) من مفرَدات البُعد - قد أظهرت أداءً تفاضليًّا متوسِّطًا من النوع (B) لصالح الذكور (المجموعة المستهدَفة)، وهي المفرَدة رقم (٥)؛ حيث كانت قيمةُ دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع دالَّةً إحصائيًّا عند مستوى دلالة ($\alpha \leq 0.05$)، في حين لم تُظهِر مفرَدات البُعد الثاني أيَّ أداءٍ تفاضليٍّ بين المجموعتين.

والجدولان رقم (١١) و(١٢) يوضِّحان قيم دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ونسبة الأرجحيَّة لمفرَدات البُعدين: الثالث والرابع، من الاستبانة، وَفْقًا لمتغيِّر النوع.

جدول (١١): قيم دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ونسبة الأرجحيَّة للبُعد الثالث من الاستبانة وَفْقًا لمتغيِّر النوع

البصريُّ – اللفظيُّ					
رقم المفرَدة	دلتا مانتل هانزل	نسبة الأرجحيَّة	الدلالة الإحصائيَّة	هل يوجد تفاضل؟	نوعه
3	-0.176	1.078	0.720	لا	-
7	0.366	0.856	0.532	لا	-
11	0.741	0.729	0.221	لا	-
15	0.145	0.940	0.764	لا	-
19	-0.181	1.080	0.711	لا	-
23	-5.666	11.147	*0.000	نعم	C كبير
27	0.572	0.784	0.249	لا	-
31	0.382	0.850	0.442	لا	-
35	-0.093	1.040	0.857	لا	-
39	0.770	0.721	0.165	لا	-
43	-0.234	1.105	0.694	لا	-

* دالة عند مستوى الدلالة $\alpha \leq 0.05$

جدول (١٢): قيم دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ونسبة الأرجحيَّة للبُعد الرابع من الاستبانة وَفْقًا لمتغيِّر النوع

التتابُعيُّ – الكليُّ					
رقم المفرَدة	دلتا مانتل هانزل	نسبة الأرجحيَّة	الدلالة الإحصائيَّة	هل يوجد تفاضل؟	نوعه
4	0.117	0.951	0.842	لا	-
8	0.333	0.868	0.566	لا	-
12	-0.822	1.419	0.124	لا	-
16	0.261	0.895	0.606	لا	-
20	0.187	0.923	0.757	لا	-
24	-0.094	1.041	0.866	لا	-
28	-0.699	1.346	0.209	لا	-
32	-0.469	1.221	0.454	لا	-
36	2.093	0.410	0.000 *	نعم	C كبير
40	-0.263	1.118	0.604	لا	-
44	لم يتم فحصها لأنها غير مطابقة للنموذج المستخدم				

* دالة عند مستوى الدلالة $\alpha \leq 0.05$

يَظهَر من الجدولين رقم (١١) و(١٢) نتائج دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع، ودلالتها الإحصائيَّة لمفرَدات البُعدين: الثالث والرابع، ونلاحظ أن مفرَدة واحدة من البُعد الثالث - وهي تمثِّل ما نسبتُه (٩%) من مفرَدات البُعد - قد أظهرت أداءً تفاضليًّا كبيرًا من النوع (C) لصالح الذكور (المجموعة المستهدَفة)، وهي المفرَدة رقم (٢٣)، وأيضًا أظهرت المفرَدة رقم (٣٦) من البُعد الرابع أداءً تفاضليًّا كبيرًا من النوع (C)، وهي تمثِّل ما نسبتُه (٩%) من مفرَدات البُعد؛ ولكن لصالح الإناث (المجموعة المرجعيَّة)؛ حيث كانت قيمة دلتا مانتل-هانزل كاي تربيع للمفرَدتين دالَّةً إحصائيًّا عند مستوى دلالة ($\alpha \leq 0.05$).

ثانيًا: النتائج المتعلِّقة بالإجابة عن السؤال الثاني

هل يوجد أداء تفاضليٌّ ذو دلالة إحصائيَّة باستخدام مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم، وَفْقًا لمتغيِّر النوع في مفرَدات كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليِّ- التأمُّليِّ، والحِسيِّ- الحَدْسيِّ، والبَصَريِّ-اللفظيِّ، والتتابُعيِّ-الكُلِّيِّ)؟

تَمَّ استخدام معادلة راجو لمؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة في النموذج الثنائيِّ المعلم للمجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة؛ وذلك للكشف عن الأداء التفاضليِّ لاستبانة مؤشِّر أساليب التعليم، لكلِّ بُعد من أبعاد الاستبانة.

ويُظهر الجدول رقم (١٣) قيم المساحة الحرجة (بين منحنيَيْ المجموعتين العشوائيتين)، والمساحة الفعليَّة (بين منحنيَيْ المجموعتين: المرجعيَّة والمستهدَفة)، لمفرَدات الأبعاد الأربعة للاستبانة.

جدول (١٣): قيم المساحة الحرجة (بين منحنيَيْ المجموعتين العشوائيَّتين) والفعليَّة (بين منحنيَيْ الذكور والإناث) لمفرَدات أبعاد الاستبانة

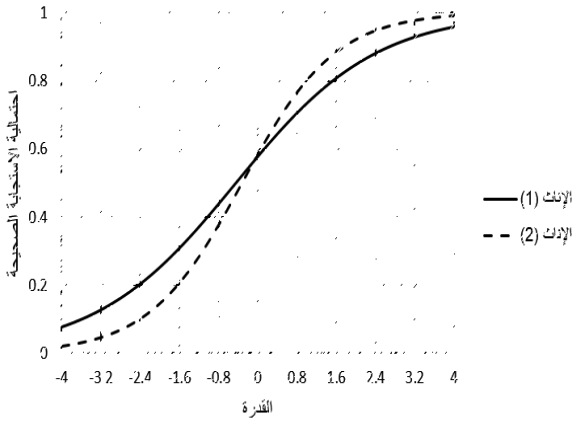
العملىُّ - التأمُّلىُّ			الحسىُّ - الحَدْسىُّ			البصرىُّ - اللفظىُّ			التتابُعىُّ – الكلىُّ		
رقم المفرَدة	المساحة الحرجة	المساحة الفعليَّة	رقم المفرَدة	المساحة الحرجة	المساحة الفعليَّة	رقم المفرَدة	رقم المفرَدة	المساحة الفعليَّة	المساحة الحرجة	المساحة الفعليَّة	رقم المفرَدة
١	0.26	0.28	٢	0.14	0.09	٣	1.42	1.09	٤	0.29	0.13
*٥	0.26	0.47	٦	0.06	0.26	٧	0.17	0.09	٨	0.06	0.15
٩	0.40	0.34	١٠	0.14	0.24	١١	0.22	0.16	١٢	0.09	0.37
١٣	0.16	0.02	١٤	0.25	0.18	١٥	0.17	0.26	١٦	0.25	0.40
١٧	0.13	0.11	١٨	0.10	0.10	١٩	0.17	0.31	٢٠	0.31	0.12
٢١	0.25	0.25	٢٢	0.08	0.04	٢٣	0.25	1.37	٢٤	0.25	0.14
٢٥	0.24	0.12	٢٦	0.16	0.04	٢٧	0.16	0.06	٢٨	0.25	0.16
٢٩	0.27	0.14	٣٠	0.28	0.26	٣١	0.07	0.40	٣٢	0.25	0.20
٣٣	0.24	0.29	٣٤	0.34	0.37	٣٥	0.23	0.32	*٣٦	0.38	0.74
٣٧	0.21	**-	٣٨	0.57	0.54	٣٩	0.18	0.06	٤٠	0.44	0.09
٤١	0.18	0.26	٤٢	0.05	0.04	٤٣	0.18	0.20	٤٤	0.28	0.20

* المفردات التي أظهرت أداء تفاضلي بين الذكور والإناث

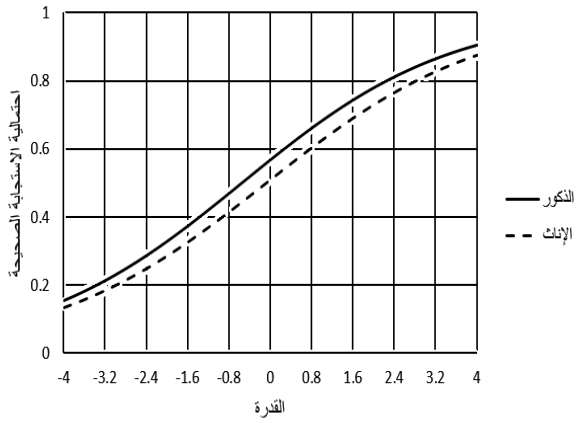
** تم حذف المفردة رقم (٣٧) من التحليل؛ لعدم وجود تباين بين الأفراد في الإجابة عليها في المجموعة العشوائية.

يتَّضِح من الجدول رقم (١٣) أن أكبر قيمةٍ للمساحة الحرجة بلغت (٠.٤٠) للمفرَدة رقم (٩)، ولذلك تَمَّ اعتمادها نقطةَ قطع؛ للمقارنة بقيمة المساحة الفعليَّة بين منحنيَيْ المجموعتين: المرجعيَّة (الإناث) والمستهدَفة (الذكور)، وبالمقارنة تبَيَّن أن جميع قيم المساحة الفعليَّة لمفرَدات البُعد الأول كانت أقلَّ من (٠.٤٠)، ما عدا المفرَدةَ رقم (٥) التي أظهرت أداءً تفاضليًّا؛ حيث كانت قيمة المساحة الفعليَّة لها أكبرَ من نقطة القطع المعتمَدة، ويمكِن توضيح ذلك من خلال الشكلين رقم (٤) و(٥)، اللذين يتَّضِح من خلالهما أن الأداء التفاضليَّ للمفرَدة رقم (٥) من النوع المنتظِم.

شكل (٤): أكبر قيمة للمساحة الحرجة بين المجموعتين العشوائيتين للمفرَدة رقم (٩)

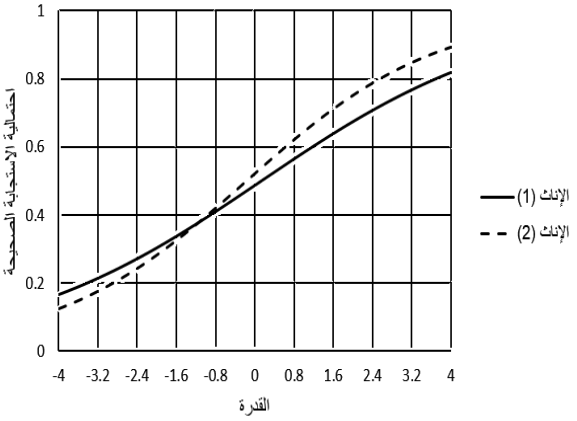


شكل (٥): أكبر قيمة للمساحة الفعليَّة بين المجموعتين للمفرَدة رقم (٥)

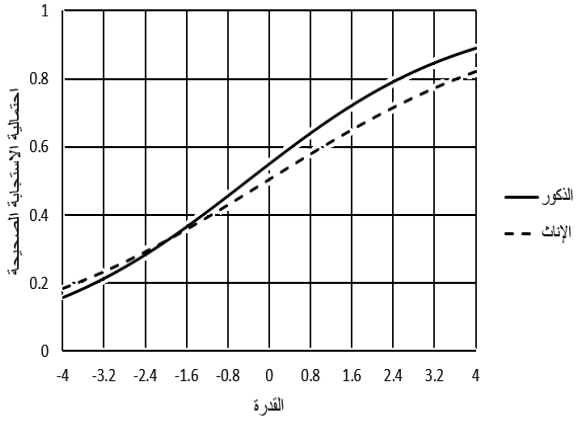


أما بالنسبة للبُعد الثاني، فقد بلغت أكبرُ قيمةٍ للمساحة الحرجة (٠.٥٧) للمفرَدة رقم (٣٨)، وبذلك ستمثِّل نقطةَ القطع، وبمقارنتها مع جميع مفرَدات البُعد الثاني تبيَّن أنه: لم يَظهَر أداءٌ تفاضليٌّ لأيّ مفرَدة من مفرَدات هذا البُعد؛ لأن قيمة المساحة الفعليَّة للمنحنيَيْن أقلُّ من نقطة القطع، ويتَّضِح ذلك من خلال الشكلين رقم (٦) و(٧).

شكل (٦): أكبر قيمة للمساحة الحرجة بين المجموعتين العشوائيتين للمفرَدة رقم (٣٨)

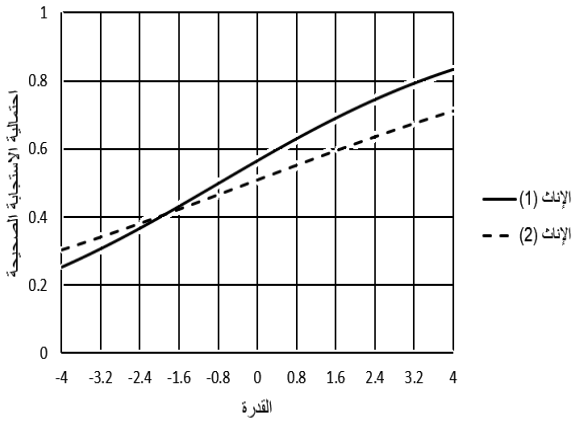


شكل (٧): أكبر قيمة للمساحة الفعليَّة بين المجموعتين للمفرَدة رقم (٣٨)

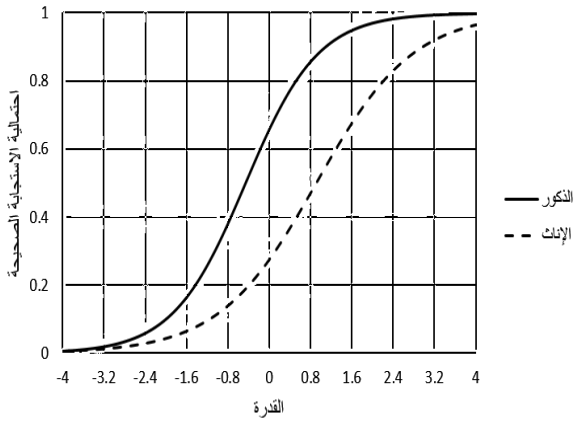


في المقابل لم تُظهر مفرَدات البُعد الثالث أيَّ أداء تفاضليٍّ بين الذكور والإناث، وذلك عند المقارنة بين المساحة الحرجة (١.٤٢) للمفرَدة رقم (٢٣) والمساحة الفعليَّة؛ حيث كانت قيم المساحة الفعليَّة لجميع المفرَدات أقلَّ من درجة القطع، ويتَّضِح ذلك من خلال الشكلين رقم (٨) و(٩):

شكل (٨): أكبر قيمة للمساحة الحرجة بين المجموعتين العشوائيتين للمفرَدة رقم (٢٣)

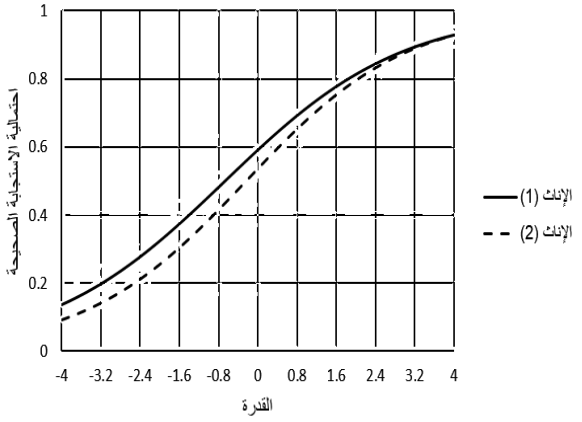


شكل (٩): أكبر قيمة للمساحة الفعليَّة بين المجموعتين للمفرَدة رقم (٢٣)

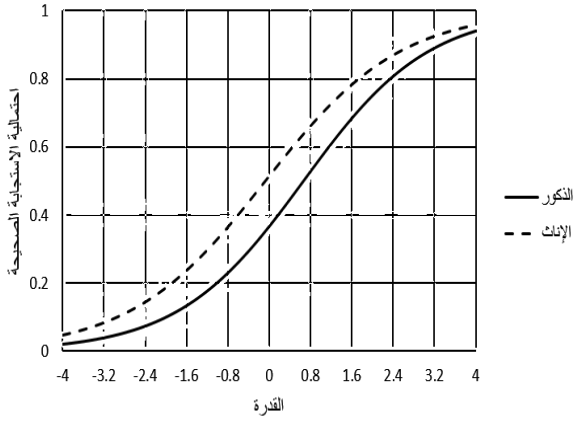


أما بالنسبة لمفرَدات البُعد الرابع، فقد ظهر أن ثَمَّةَ أداءً تفاضليًّا للمفرَدة رقم (٣٦)؛ وذلك لأن المساحة الفعليَّة لهما تساوي (٠.٧٤) وهي أكبر من القيمة الحرجة (٠.٤٤) للمفرَدة رقم (٤٠)، ومن خلال الشكل رقم (١٠) و(١١) يتبيَّن أن نوع الأداء التفاضليِّ للمفرَدة من النوع المنتظِم.

شكل (١٠): أكبر قيمة للمساحة الحرجة بين المجموعتين العشوائيتين للمفرَدة رقم (٤٠)



شكل (١١): أكبر قيمة للمساحة الفعليَّة بين المجموعتين للمفرَدة رقم (٣٦)



ثالثًا: النتائج المتعلِّقة بالإجابة عن السؤال الثالث

ما أوجهُ الاتِّفاق والاختلاف بين نتائج كلٍّ من طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم، في الكشف عن الأداء التفاضليِّ في مفرَدات كلِّ بُعد من أبعاد استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم في ضوء نموذج فلدر وسيلفرمان (العمليِّ-التأمُّليِّ، والحِسيِّ- الحَدْسيِّ، والبَصَريِّ - اللفظيِّ، والتتابُعيِّ - الكُلِّيِّ)؟

لمعرفة أوجه الاتِّفاق والاختلاف بين الأداء التفاضليِّ للمفرَدات بطريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنَّموذج اللوغارتميِّ الثُّنائيِّ المعلم؛ تَمَّ عرض مفرَدات البُعدين: الأول والثاني، التي أظهرت أداءً تفاضليًّا مع نوعه، وقد تَمَّ تلخيص تلك النتائج

التي يوضِّحها الجدول رقم (١٤)، ومن ثَمَّ سيَتِمُّ حساب نسبة الاتِّفاق بين الطريقتَيْن، وسيَتِمُّ إيجاد مُعامِل الاتِّفاق لكابا.

جدول (١٤): مفرَدات أبعاد الاستبانة الأربعة التي أظهرت أداءً تفاضليًّا بالطريقتَيْن ونوعه

البُعد	المفرَدة التي أظهرت أداءً تفاضليًّا	مانتل هانزل	مؤشِّر قياس المساحة لراجو	نوع الأداء التفاضليّ
العمليُّ – التأمُّليُّ	٥	√	√	منتظِم (لصالح الذكور)
الحسيُّ – الحدْسيُّ	لا يوجد	×	×	-
البصريُّ – اللفظيُّ	٢٣	√	×	منتظِم (لصالح الذكور)
التتابُعيُّ – الكليُّ	٣٦	√	√	منتظِم (لصالح الإناث)

يَظهَر من الجدول رقم (١٤) أن المفرَدة رقم (٥) من البُعد الأول، قد أظهرت أداءً تفاضليًّا منتظِمًا لصالح الذكور بطريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، بينما لم يُظهِر البُعدُ الثاني أيَّ أداء تفاضليٍّ لأيِّ مفرَدة من المفرَدات بالطريقتَيْن، كما أن المفرَدة رقم (٢٣) من البُعد الثالث، قد أظهرت أداءً تفاضليًّا منتظِمًا لصالح الذكور بطريقة دلتا مانتل هانزل، في حين لم تُظهِر أيَّ أداء تفاضليٍّ بطريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، بينما أظهر البُعد الرابع أداء تفاضليًّا منتظِمًا لصالح الإناث بطريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو للمفرَدة رقم (٣٦).

وللتعرُّف على مدى الاتِّفاق بين طريقتَيْ مانتل هانزل، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، في الكشف عن المفرَدات ذاتِ الأداء التفاضليّ؛ تَمَّ إيجاد مُعامِل الاتِّفاق لكابا، كما تَمَّ حساب نسبة الاتِّفاق بين الطريقتَيْن، والنتائج موضَّحةٌ في الجدول رقم (١٥):

جدول (١٥): التَّكرارات وقيمة مُعامِل التوافق كابا، ونسبة الاتِّفاق بين بطريقتَيْ مانتل هانزل ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، في تحديد المفرَدات ذات الأداء التفاضليّ في استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم

		مؤشِّر المساحة الإشاريَّة لراجو		
		يوجد أداء تفاضليٌّ	لا يوجد أداء تفاضليٌّ	المجموع
مانتل هانزل	يوجد أداء تفاضليٌّ	2	١	٣
	لا يوجد أداء تفاضليٌّ	0	٤١	٤١
الإحصائيُّ		القيمة		قيمة (α)
مُعامِل كابا		0.788		٠.٠٠٠
نسبة الاتِّفاق		%٦٦.٦		

* دالة عند مستوى الدلالة α ≤0.05

يَظهَر من الجدول رقم (١٥) أن ثَمَّةَ اتِّفاقًا بين كلٍّ من طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع، ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، في الكشف عن الأداء التفاضليّ لمفرَدتين، وهما: المفرَدتان رقم (٥) و(٣٦)، فيما أظهرت طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع أداءً تفاضليًّا في المفرَدة رقم (٢٣)، ولم تُظهره طريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، وكانت قيمة مُعامِل الاتِّفاق لكابا تساوي (٠.٧٨٨) وهي دالَّة عند مستوى الدلالة (α ≤0.05)، وهي قيمة تدلُّ على اتِّفاق جوهريٍّ (Yilmaz & Aktas, 2018)، كما أن نسبة

الاتِّفاق بين الطريقتَيْن تساوي تقريبًا (٦٦.٦%)؛ مما يؤكِّد وجودَ توافق بين الطريقتَيْن في الكشف عن الأداء التفاضليِّ للمفرَدة.

مناقشة النتائج

تَمَّ التوصُّل إلى أن ثَمَّةَ (٣) مفرَدات من استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم، أظهرت أداءً تفاضليًّا بين الذكور والإناث؛ أي: بنسبة (6.8%) تقريبًا من أصل (٤٤) مفرَدةً، وتتَّفِق هذه النتيجةُ مع معظم نتائج الدراسات السابقة التي قارنت بين طريقتَيْ مانتل هانزل ومؤشِّر قياس المساحة لراجو، وَفْقًا لمتغيِّر النوع، والتي أشارت إلى وجود أداء تفاضليٍّ للمفرَدات وَفْقًا لمتغيِّر النوع؛ مثل دراسة كلٍّ من: هامبلتون وروجرز (1989)، وسكاجز وليستز (١٩٩٢)، وراجو وآخرين (١٩٩٣)، والبستنجي (٢٠٠٤)، والعطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، وشيو (٢٠٠٨)، وسلوبيبا (٢٠١٣)، والمري (2018).

وقد كان الأداء التفاضليُّ الذي تَمَّ الكشف عنه من النوع المنتظِم، في ثلاث مفرَدات حسب طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وفي مفرَدتين حسب طريقة مؤشِّر قياس المساحة بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة لراجو، بنسب (6.8%)، و (4.5%) من أصل (44) مفرَدةً على التوالي؛ أي: إن طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع أظهرت فاعليَّةً في الكشف عن الأداء التفاضليِّ المنتظِم، وتتَّفِق هذه النتيجةُ مع نتائج دراسة كلٍّ من: العطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، والمري (2018).

ومن جانب آخَرَ، هذه النتيجةُ تتَّفِق مع نتائج دراسة هامبلتون وروجرز (١٩٨٩) التي أظهرت اتِّفاقًا بين الطريقتَيْن في الكشف عن الأداء التفاضليِّ المنتظِم؛ ولكن بالنسبة لطريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، تختلف هذه النتيجةُ مع نتائج دراسة كلٍّ من: هامبلتون وروجرز (1989)، والعطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، والمري (2018)، حيث أكَّدت تلك الدراسات على فعاليَّة هذه الطريقة في الكشف عن الأداء التفاضليِّ غير المنتظِم.

وقد يرجع سبب كشف الأداء التفاضليِّ من النوع المنتظِم في هذه الدراسة - حتى في حالة استخدام مقياس المساحة الإشاريَّة لراجو - إلى اختلاف طبيعة استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم؛ كونَها من مقاييس السمات الشخصيَّة (الأداء الْمُميِّز)؛ مما قد يَزيد احتماليَّةَ حدوث فروق منتظِمة بين المجموعتين على طول متَّصِل السِّمة، بينما في دراسة كلٍّ من: هامبلتون وروجرز (1989)، والعطيوي (٢٠٠٤)، وحمادنة (٢٠٠٧)، والمري (2018)، كانت المقاييس المستخدَمة تحصيليَّةً، أو قدرات (الأداء الأقصى)؛ مما قد يُتيح حدوثَ فروق غير منتظِمة بين المجموعتين.

وبالعودة لنتيجة السؤال الثالث، نجد أن نسبة الاتِّفاق بين طريقتَيْ مانتل-هانزل كاي تربيع ومؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو، حولَ المفرَدات التي تُظهر أداءً تفاضليًّا - جاءت مرتفعةً؛ حيث اتَّفَقت الطريقتان في الكشف عن مفرَدتين بنسبة (٦٦.٦%) من مجموع (٣) مفرَدات أظهرت أداءً تفاضليًّا وَفْقًا لمتغيِّر النوع، كما أن قيمة مُعامِل الاتِّفاق لكابا تساوي (٠.٧٨٨) وهي قيمة دالَّة إحصائيًّا، وتدلُّ على توافق جوهريٍّ بين الطريقتَيْن.

وتتَّفِق هذه النتيجةُ مع دراسة كلٍّ من: هامبلتون وروجرز (1989)، وراجو وآخرين (١٩٩٣)، وحمادنة (٢٠٠٧)، التي أظهرت اتِّفاقَ طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع مع طريقة مؤشِّر فرق المساحة بين منحنيات خصائص المفرَدة في الكشف عن الأداء التفاضليِّ، وتختلف مع نتائج دراسة كلٍّ من:

البستنجي (٢٠٠٤)، والمري (٢٠١٨)، اللتين أظهرتا عدم وجود اتِّفاق بين الطريقتَيْن حول المفرَدات التي تملك أداء تفاضليًّا.

وسيَتِمُّ إجراء تحليل كَيفيٍّ منطقيٍّ لمحتوى المفرَدات الثلاث، التي تبيَّن من خلال التحليل الكميِّ الإحصائيِّ، أن لها أداءً تفاضليًّا وَفْقًا لمتغيِّر النوع، وستَتِمُّ مناقشة علاقة المحتوى بمتغيِّر النوع؛ للتأكُّد من وجود تفاضل حقيقيٍّ في الأداء على المفرَدة (Salubayba, 2013).

وبالتحليل الكيفيِّ للمفرَدات تبيَّن ما يلي:

- أن المفرَدة رقم (٥) من البُعد الأول (العمليِّ- التأمُّليِّ) ذاتُ أداء تفاضليٍّ منتظِم من النوع (B) بطريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر فرق المساحة بمعادلة راجو، وقد نَصَّت المفرَدة على أنه: عندما أتعلَّم شيئًا جديدًا، يساعدني ذلك في: (أ) التحدُّث عنه، (ب) التفكير فيه. وبحساب النسبة المئويَّة، تبيَّن أن ما نسبتُه (٦٠%) من الذكور، و(٤٩%) من الإناث، فضَّلوا التعلُّم بالتحدُّث، فيما فضَّل (٤٠%) من الذكور، و(٥١%) من الإناث، التفكيرَ للتعلُّم.

  ومن الملاحظ تقارب النِّسَب بين الذكور والإناث، وقد اتَّضَح هذا من خلال رسم فرق المساحة بين المنحنيَيْن للمجموعتين؛ حيث كانت المساحة الحرجة تساوي (٠.٤٠)، فيما كانت المساحة الفعليَّة (٠.٤٧)؛ أي: بفارق يسير؛ لتقارب الإجابات بين الذكور والإناث، واتَّفَقت هذه النتيجة مع دراسة روستي Rosati (1997) التي توصَّلت إلى أنه لم تَظهَر فروقٌ دالَّة بين الذكور والإناث في البُعد (العمليِّ - التأمُّليِّ)؛ بَيْدَ أن الطلاب الذكور كانوا أكثرَ انفتاحًا من الطالبات الإناث؛ حيث أظهروا ثقةً ومَيلاً لتجربة الأشياء الجديدة عوضًا عن التفكير فيها؛ كمحاولة توصيل الأزرار لجهاز ما، وضغطها، بدلًا من قراءة كتيِّب التعليمات الإرشاديَّة.

  ومن الممكِن أن يَرجع ذلك إلى أن الذكور يميلون إلى التركيز على العوامل الخارجيَّة (كالتحدُّث مع الآخر، والتجربة المباشرة)، على العكس من الإناث، اللاتي تُفضِّلن التركيز الداخليَّ (التفكير، والنقد الذاتيَّ) (Escarlos & Escarlos, 2018).
- أظهرت المفرَدة رقم (٢٣) من البُعد الثالث للمقياس (اللفظيِّ – البصريِّ) أداءً تفاضليًّا منتظِمًا عاليًا من النوع (C) لصالح الذكور، وذلك بطريقة مانتل-هانزل كاي تربيع فقط، وتنصُّ المفرَدة على أنه: أفضِّل أن أحصل على وصف مكان ما من خلال: (أ) خريطة، (ب) تعليمات مكتوبة. وقد بلغت نسبة الأفراد الذكور (المجموعة المستهدَفة) ممن قاموا باختيار الخريطة باعتبارها طريقتَهم المفضَّلة للوصول على وصف مكان ما (٦٣.٩٠%)؛ أي: أكثر من نصف أفراد العيِّنة.

  أمَّا الإناث (المجموعة المرجعيَّة)، فقد بلغت نسبة اللاتي تفضِّلن التعليماتِ المكتوبةَ؛ للوصول على وصف مكان ما (75.54%)، وهذا قد يعود إلى طبيعة التفكير لدى الذكور، التي تميل إلى فَهم الخرائط والمواقع بشكل جيِّد، على العكس من الإناث اللاتي تتميَّزن في القدرة اللفظيَّة. لذا؛ فضَّل غالبيتهن وصف المكان بالطريقة المكتوبة.

  وقد أشار كانوفاس وآخرون Cánovas et al. (2008) في مقالة بعنوان (مَهمَّة افتراضيَّة جديدة لتقييم التعلُّم المكانيِّ للإنسان)، إلى مقارنة قدرة التعلُّم المكانيِّ بين الذكور والإناث، وتوصَّلوا فيها إلى وجود اختلافات مرتبطة بالنوع في القُدرة الْمَكانيَّة؛ حيث كانت الإناث أقلَّ دقَّةً وأكثرَ بُطئًا، وقد توصَّل ساندستروم وآخرون Sandstrom et al. (1997) إلى أن الذكور يعتمدون بشكلٍ أكبرَ

على المعالم المميّزة والاتِّجاهات المكانيَّة كما تتطلَّب الْمَهمَّة، في حين تقتصر الإناث على الاعتماد على المعالم المميّزة فقط، حتى إذا تطلَّب الأمر معرفة بالاتِّجاهات.

إلى جانب ذلك أكَّد ليون وآخرون (٢٠١٦) .León et al إلى أنَّ الذاكرة المكانيَّة التي تَعني القُدرة على التخيُّل والتنقُّل، وتصوير المكان والأشياء بشكل ثُلاثيِّ الأبعاد؛ بُغيَةَ الوصول إليه بأقصر طريقة، وأقلِّ وقت ممكِن - كانت أكثرَ دقَّةً لدى الذكور منها لدى الإناث، ويؤيِّد ذلك التجربة التي قام بها غور وآخرون Gur et al (1999) بشأن الاختلاف التشريحيِّ لأدمغة الذكور والإناث، وقد توصَّلوا إلى أن الأداء اللفظيَّ لدى الإناث كان أقوى من الذكور، في حين تفوَّق الذكور على الإناث في الأداء المكانيِّ، وهذا لا يعني أن الذكور هم الأفضلُ دائمًا في الأداء المكانيِّ.

والأمر كذلك للإناث في الجانب اللفظيِّ؛ حيث أشارت هالبيرن وآخرون .Halpern et al (2007) إلى أنه من الممكِن للإناث أن يحقِّقن مستوياتٍ عاليةً من الأداء المكانيِّ، بإستراتيجيات مختلفة عن التي يستخدمها الذكور، وكذلك الحال بالنسبة للذكور في الأداء اللفظيِّ، وهذا بالضبط ما ظهر في نتائج هذه الدراسة من خلال إجابة الطلاب والطالبات؛ حيث فضَّل الطلاب طريقة الخريطة؛ أي: استخدام الاتِّجاهات الأربعة في معرفة المكان، ومن ثَمَّ يتسنَّى لهم اختيار الطريقة المناسبة للوصول إليه، في حين فضَّلت الطالبات التعليماتِ المكتوبةَ، التي غالبًا ما تحتوي على المعالم المميّزة في الوصف؛ كطريق معيَّن، أو مسجد، أو مستشفى؛ ليلتزموا بالوصف المكتوب تمامًا بدون محاولة منهن لإيجاد طريقة أخرى للوصول كما يفعل الطلاب.

وجاءت هذه النتيجةُ متَّسِقةً مع نتيجة دراسة روستي Rosati (1997) التي توصَّلت إلى أن الطلاب الذكور أَعطَوا تفضيلًا قويًّا لأساليب التعلُّم البصريَّة والصور والمخطَّطات، عوضًا عن المعلومات الشفهيَّة أو المكتوبة.

- المفرَدة رقم (٣٦) من البُعد الرابع (التتابعيِّ - الكُليِّ) قد أظهرت أداءً تفاضليًّا منتظِمًا من النوع (C) بطريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة فرق المساحة بمعادلة راجو لصالح الإناث، وقد نَصَّت المفرَدة على أنه: عندما أتعلَّم موضوعًا جديدًا أفضِّل: (أ) التركيز على الموضوع والتعلُّم أكثر حوله بقدر الإمكان، (ب) محاولة عمل ارتباطات بين الموضوع والموضوعات ذات الصلة. وبحساب النسبة المئويَّة تبيَّن أن ما نسبتُه (65%) من الذكور و(48%) من الإناث فضَّلوا التعلُّم بالربط مع الموضوعات السابقة، فيما (٣٥%) من الذكور و (٥٢%) من الإناث فضَّلوا التعلُّم بالتركيز على الموضوع نفسه. وبملاحظة الشكل رقم (١١) يتبيَّن أن نتائج الطلاب والطالبات كانت أقربَ ما يمكِن عند طرفَيِ المنحنى المميّز للمفرَدة، فيما كان الفرق بينهما عند القدرة المتوسِّطة أكبرَ ما يمكِن، ونلاحظ أن النسبتين للإناث متقاربتان بين الخيارين (أ) و(ب)، حيث الفرق بينهما (٤%) فقط، فيما كان الفرق أكبرَ لدى الذكور بحوالي (٣٠%)؛ أي: إن الغالبيَّة من الذكور يفضِّلون ربط موضوع التعلُّم الجديد بالموضوعات السابقة لديهم؛ فالذكور لديهم قدرةٌ على التعميم على المواقف الجديدة، بينما الإناث يستخدمن القوانين بشكل روتيني، ومن ثَمَّ يكنَّ أكثرَ تفوُّقًا في المقرَّرات الصفيَّة (النجار، ٢٠٠٩).

وهذه النتيجة تتَّفِق مع نتيجة دراسة روستي (Rosati (1997 التي أظهرت أن الإناث أظهرن تفضيلًا قويًّا لأسلوب التعلُّم بالتتابع؛ أي: التركيز على الموضوع المرادِ تعلُّمُه، وتعلُّمه خُطوةً بخطوة، وهذا ما يتناسب مع طريقة التدريس في الجامعة، التي تقوم على تقسيم المنهج إلى محاضرات، والبَدْءِ بالموضوعات حسب التسلسل المنطقيِّ لها.

وقد أضاف سكارلوز وسكارلوز (٢٠١٨) Escarlos & Escarlos بهذا الخصوص أن الذكور يميلون - بشكلٍ أكبرَ - إلى أن يَعزوا نجاحهم الدراسيَّ لأسباب خارجيَّة؛ كأسلوب التدريس والمنهج وغيره، فيما ترى الإناث أن نجاحهن مرتبط بمجهودهن في الفصل الدراسيّ، وبذلك يبذلن أقصى ما لديهن من إمكانيات في سبيل التعلُّم، وهذا ما ظهر من خلال الفرق بين نسبتَيِ الإناث في اختيار أحد الخيارين (أ) و(ب).

والمتعلِّمون بالطريقة الكليَّة يستوعبون المعلومة بشكل مفاجئ، ولا يحتاجون بالضرورة إلى التسلسل المنطقيّ لفَهم الموضوع من البداية للنهاية، وعند الرجوع إلى نتائج البُعد الثاني (البصريّ – اللفظيّ)، نجد أن غالبيَّة الذكور كانوا بصريّين، وهذا ما يرتبط مباشرة مع البُعد الثالث (التتابعيّ – الكليّ)؛ حيث لوحظ أن الذكور يفضّلون التعلُّم الكليَّ، وهذا ما يفسّر أن الذكور يفضّلون الخرائط والرسوم التوضيحيَّة على الكتابة؛ حيث إنه - في الغالب - تُعَدُّ الرسومات التوضيحيَّة ملخَّصًا للصورة الكبيرة، أو للموضوع الرئيس، وبذلك يَسهُل عليهم ربطه بشيء يدركونه، ومن ثَمَّ يفهمونه بشكل سهل وجيّد.

مما سبق، وبالعودة للتفسير المنطقيّ لمحتوى المفرَدات ذاتِ الأداء التفاضليّ؛ بناءً على درجة ارتباط السمات النوعيَّة (بين الذكور والإناث)، بالإجابة التي تَمَّ اختيارها بنسبةٍ أكبرَ؛ لا بدَّ من التمييز بين نوعينِ من العوامل الثانويَّة، وهي: إما عواملُ جوهريَّةٌ متضمَّنة في السِّمة مَحِلّ القياس (أساليب التعلُّم)، ففي هذه الحالة الفروق التي تَظهَر في الأداء على المفرَدة بين الذكور والإناث تُشير إلى فروق حقيقيَّة في السِّمة، ويُعَدُّ ذلك مؤشِّرًا من مؤشِّرات الصدق البنائيّ لدرجات الاستبانة.

والنوع الثاني يُمثِّل العوامل الثانويَّة الخارجيَّة التي لا تَهدُف الاستبانة لقياسها، ففي هذه الحالة الفروق التي تَظهَر في الأداء على المفرَدة بين الذكور والإناث تُشير إلى فروق غير حقيقيَّة في السِّمة، وفي هذه الحالة يُعَدُّ الأداء التفاضليُّ مهدِّدًا لصدق درجات الاستبانة (رشوان، ٢٠١٥؛ دي إيالا، ٢٠١٧)؛ وذلك لأنه من الممكِن أن تُظهِر المفرَدة أداءً تفاضليًّا، دون أن تكون متحيِّزةً، ويَحدُث ذلك عندما تعكس الإجابة عنها فروقًا حقيقيَّة في القدرة أو السمة المقاسة (Anderson & DeMars, 2002؛ حسن، ٢٠١٩).

وبالتحليل المنطقيّ تَمَّ استنتاج أن المفرَداتِ الثلاثَ غيرُ متحيِّزة (وسيَتِمُّ الاحتفاظ بها)؛ لأن الاختلاف في الاستجابة عليها يرجع إلى فروق حقيقيَّة بين الذكور والإناث في أساليب التعلُّم.

التَّوصيَاتُ والدراسات المستقبَليَّة المقترَحة

من خلال نتائج الدراسة، يمكِن الخروج بالتوصيات والمقترحات التالية:

١. تأييد استخدام طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر قياس المساحة لراجو؛ لفعاليَّتهما في الكشف عن الأداء التفاضليّ للمفرَدة بين المجموعات المختلفة.
٢. تأييد تطبيق استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم لفلدر وسيلفرمان في المواقف والدراسات التربويَّة، وعند مقارنة أساليب التعلُّم وَفْقًا لمتغيِّر النوع؛ حيث تَمَّ التحقُّق من تكافؤ القياس باستخدام الاستبانة بين الذكور والإناث.
٣. الاهتمام بإجراء تحليل كيفيّ لمحتوى المفرَدة التي تُظهر - من خلال التحليل الكميّ - أداءً تفاضليًّا؛ للتحقُّق من وجود التحيُّز في أداء المفرَدة أو عدمه.
٤. التركيز على استخدام إستراتيجيات التعلُّم التتابعيّ للإناث، والتعلُّم الكليّ للذكور.

٥. إجراء دراسة للمقارنة بين طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر قياس المساحة؛ للكشف عن الأداء التفاضليِّ لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم وَفْقًا لمتغيِّر مستوى تحصيل الطلاب (مرتفع - منخفض).
٦. إجراء دراسة للمقارنة بين طريقة مانتل-هانزل كاي تربيع، وطريقة مؤشِّر قياس المساحة الإشاريَّة لراجو بين منحنيَيْ خصائص المفرَدة للنموذج اللوغارتميِّ الأُحاديِّ المعلم؛ للكشف عن الأداء التفاضليِّ لمفرَدات استبانة مؤشِّر أساليب التعلُّم وَفْقًا لمتغيِّر النوع.

المراجع العربيَّة

إسماعيل، إبراهيم السيد إبراهيم (٢٠٢٠). أساليب التعلم وأساليب التفكير وعلاقتها بالاندماج في دراسة الرياضيات لدى طلاب كلية التربية. *المجلة المصرية للدراسات النفسية: الجمعية المصرية للدراسات النفسية*، ٣٠ (١٠٦)، ١٥-٨٤. http://search.mandumah.com/Record/574174

البستنجي، محمود محمد محمد (٢٠٠٤). مقارنة أربع طرق للكشف عن الأداء التفاضلي لمتغير الجنس في فقرات اختبار قدرات عقلية خاصة للفئة العمرية " ١٥ -١٦ " سنة في الأردن. (*رسالة دكتوراه غير منشورة*). جامعة عمان العربية، عمان. http://search.mandumah.com/Record/574174

البطوش، علي يوسف أحمد (٢٠١٨). فحص الأداء التفاضلي لفقرات أداة تقييم الأداء التدريسي تبعاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي في جامعة اليرموك باستخدام طريقة مانتل -هانزل العامة (*رسالة دكتوراه غير منشورة*). جامعة اليرموك، اربد. http://search.mandumah.com/Record/953963

جامعة طيبة (٢٠١١). *الخطة الاستراتيجية العامة لجامعة طيبة ٢٠٢٠* ، المدينة المنورة، المملكة العربية السعودية: جامعة طيبة.

أبو حماد، كوثر رضوان صالح (٢٠٠٨). تقصي فاعلية منحى خصائص الفقرة في الكشف عن الأداء التفاضلي لمتغير الجنس في عينة مختارة من اختبار في الرياضيات (*رسالة ماجستير غير منشورة*). جامعة اليرموك، إربد. http://search.mandumah.com/Record/721598

حسن، ياسر عبد الله حفني (٢٠١٩). استخدام نموذج سلم التقدير لاندريش في تدريج مقياس التعلم المنظم ذاتيا وتأثيره على الأداء التفاضلي للمقياس باستخدام طريقة مانتل -هانزل المعممة. *مجلة العلوم التربوية*، (٤)، ٣٥٣ -٤٦٦. http://search.mandumah.com/Record/ 1018574

حمادنة، إياد محمد ذياب (٢٠٠٧). الأداء التفاضلي لفقرات اختبارات " تحديد الكفاءة اللغوية في اللغة الإنجليزية " في الجامعات الأردنية: دراسة مقارنة (*رسالة دكتوراه غير منشورة*). جامعة اليرموك، إربد. http://search.mandumah.com/Record/559631

دي إيالا، ر. ج. (٢٠١٧). *النظرية والتطبيق في نظرية الاستجابة للمفرد*، (ترجمة، عبد الله زيد الكيلاني، واسماعيل سلامة البرصان). دار جامعة الملك سعود للنشر. (٢٠٠٩/٢٠١٧)

رشوان، ربيع عبده أحمد (٢٠١٥). الأداء التفاضلي لبنود "اختبار واطسون وجليسر للتفكير الناقد" باستخدام النماذج البارامترية واللابارامترية في نظرية الاستجابة للمفردة وعلاقته بالأداء التفاضلي للاختبار باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات. *مجلة التربية*، ٢ (١٦٥)، ٤٥٥ -٥٢٥. http://search.mandumah.com/Record/771701

السوالمة، يوسف؛ والعجلونى، جهاد (٢٠١٩). العلاقة بين الأداء التفاضلي للموهات والأداء التفاضلي للفقرات في اختبار رياضيات من نوع الاختيار من متعدد. *المجلة الأردنية في العلوم التربوية*، ١٥ (١)، ٤٩ -٦٣. http://search.mandumah.com/Record/956497

الشامي، ريم إبراهيم حلمي علي؛ وبدوي، منى حسن السيد؛ وإبراهيم، أماني سعيدة سيد (٢٠٢٠). العلاقة بين أساليب التعلم والدافعية للإنجاز لدى الموهوبات منخفضات التحصيل الدراسي بالمرحلة الإعدادية. *المجلة الدولية للعلوم التربوية والنفسية*، (٣٨)، ١٥٧ -١٨٧. http://search.mandumah.com/Record/1042640

عبد الله، محمود محمد إبراهيم (٢٠١١). البنية العاملية لأساليب التعلم لدى طلبة الكليات العملية والنظرية بجامعة السلطان قابوس وفق مستوياتهم الأكاديمية في ضوء نموذج " ريد". *العلوم التربوية*، ١٩ (٢)، ٥-٦١. http://search.mandumah.com/Record/114904

عبد الوهاب، محمد محمود (٢٠١٤). الكشف عن الأداء التفاضلي على مفردات مقياس أساليب المعاملة الوالدية بين الأباء والأمهات وبين الأبناء من الجنسين. *دراسات عربية في التربية وعلم النفس: رابطة التربويين العرب*، ٤٥ (٤)، ١٥٥-١٧٨. http://search.mandumah.com/Record/653743

العرفج، عبير محمد (٢٠١٩). أساليب التعلم لدى طالبات الكليات الصحية بجامعة الملك سعود وعلاقتها بمستوى التحصيل الدراسي. *المجلة التربوية*، ٦٢ ، ٢٢٥ -٢٦٢. http://search.mandumah.com/Record/989951

العطيوي، إيمان محمد علي (٢٠٠٤). الكشف عن الأداء التفاضلي لمتغير الجنس لفقرات اختبار تحصيلي في العلوم العامة للصف الثامن الأساسي في مديرية تربية وتعليم عمان الرابعة، (*رسالة ماجستير غير منشورة*)، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان.

أبو علام، رجاء محمود؛ والمرابحة، عامر جبريل (٢٠١٥). أثر نسبة المفردات ذات الأداء التفاضلي وحجم العينة على قوة وفاعلية اختبار تحيز المفردة المتزامن "دراسة محاكاة"، *المجلة العربية للعلوم الاجتماعية*، ٢ (٧)، ١٣٩-١٦٥. http://search.mandumah.com/Record/894156

القحطاني، سالم سعيد؛ العامري، أحمد سالم؛ آل مذهب، معدي محمد؛ العمر، بدران عبد الرحمن(٢٠١٠). *منهج البحث في العلوم السلوكية مع تطبيقات في SPSS*، ط٤، العبيكان.

كروكر، ليندا؛ الجينا، جيمس (2017). *مدخل إلى نظرية القياس التقليدية والمعاصرة* (ترجمة، هند الحموري، وزينات دعنا). دار الفكر. (٢٠١٧/٢٠٠٨)

ليفنجستون، رونالد ب.؛ رينولدز، سيسيل ر. (٢٠١٣). *إتقان القياس النفسي الحديث* (ترجمة، صلاح الدين محمود علام). دار الفكر. (٢٠١٣/٢٠١٢)

محمد، محمد حبشي حسين (٢٠٠٦). تكافؤ القياس بين النسختين العربية والإنجليزية لاستبيان مؤشر أساليب التعلم في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. *دراسات نفسية: رابطة الإخصائيين النفسيين المصرية*، ١٦ (٤)، ٥٣٧ -٥٩١. http://search.mandumah.com/Record/84039

المري، منى علي (٢٠١٨). الأداء التفاضلي لفقرات القدرات العامة للجامعيين باستخدام مانتل-هانزل ونموذج الاستجابة للمفردة اللوغارتمي الثلاثي المعلم وفقاً لمتغيري الجنس والجامعة (*رسالة ماجستير غير منشورة*)، جامعة الملك سعود، الرياض.

المسكرى، هلال بن أحمد بن سعيد؛ والمحرزي، راشد بن سيف؛ وحسن، عبد الحميد سعيد(٢٠١٩). الأداء التفاضلي لمفردات اختبار القدرة اللفظية بمقياس الخليج للقدرات العقلية المتعددة تبعاً لمتغيري النوع الاجتماعي والدولة (*رسالة ماجستير غير منشورة*). جامعة السلطان قابوس، مسقط. http://search.mandumah.com/Record/1050237

الناجي، عادل أحمد (٢٠١١). فاعلية طريقة التحليل العاملي المقيد مقارنة بعدة طرق للكشف عن الأداء التفاضلي على الفقرة (*رسالة دكتوراه غير منشورة*). جامعة اليرموك، إربد. http://search.mandumah.com/Record/741891

النجار، نبيل جمعه صالح (٢٠٠٩). فاعلية ثلاث طرق في الكشف عن الأداء التفاضلي لمتغير الجنس في فقرات اختبار رياضيات ثنائية التدريج. *مجلة كلية التربية*، ٣٣ (٢)، ٤٤٧ -٥٠٤. http://search.mandumah.com/Record/45172

أبو هاشم، السيد محمد(٢٠١٢). الصدق البنائي لنموذج فلدر وسيلفرمان لأساليب التعلم لدى طلاب الجامعة. *مجلة جامعة الملك سعود*، ٢٤ (٤)، ١٢٨٩ -١٣١٦. http://search.mandumah.com/Record/427248

المراجع الأجنبيَّة

American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. DC: American Educational Research Association.

Cameron, I. M., Scott, N. W., Adler, M., & Reid, I. C. (2014). A comparison of three methods of assessing differential item functioning (DIF) in the Hospital Anxiety Depression Scale: Ordinal logistic regression, Rasch analysis and the Mantel chi-square procedure. *Quality of Life Research, 23*(10), 2883-2888. https://doi.org/10.1007/s11136-014-0719-3

Camilli, G. (2006). Test fairness. *Educational Measurement, 4*, 221-256

Cánovas, R., Espínola, M., Iribarne, L., & Cimadevilla, J. M. (2008). A new virtual task to evaluate human place learning. *Behavioural Brain Research, 190*(1), 112-118. https://doi.org/10.1016/j.bbr.2008.02.024

Cassidy, S. (2004). Learning styles: An overview of theories, models, and measures. *Educational psychology, 24*(4), 419-444. https://doi.org/10.1080/01443410 42000228834

Chen, N. S., Liu, C. C., Kinshuk, & Wei, C. W. (2011). Effects of matching teaching strategy to thinking style on learner's quality of reflection in an online learning environment. *Computers & Education, 56*(1), 53-64. https://doi.org/10.1016/j.compedu.2010.08.021

Chiu, P. C. (2008). The effect of English proficiency on mathematics performance: A comparison of Item Response Theory-based area and Mantel-Haenszel methods (*Doctoral dissertation, University of Kansas*)

Cook, D. A. (2005). Reliability and validity of scores from the index of learning styles. *Academic Medicine, 80*(10), S97-S101

Escarlos, J. A., & Escarlos, G. S. (2018). Gender Differences in Learning Style Preferences Among Veterinary Medicine Students. *International Journal of Scientific & Technology Research, 7*(6), 50-53.

Elena Oliveri, M., Lawless, R., Robin, F., & Bridgeman, B. (2018). An exploratory analysis of differential item functioning and its possible sources in a higher education admissions context. *Applied Measurement in Education, 31*(1), 1-16 https://doi.org/10.1080/08957347.2017.1391258

Felder, R. M., & Silverman, L. K. (1988). Learning and teaching styles in Engineering Education. *Engineering education, 78*(7), 674-681.

Felder, R. M. & Spurlin, J. (2005). Applications, reliability and validity of the index of learning styles. *International Journal of Engineering Education, 21*(1): 103–112.

Genovese, J. E. (2004). The Index of Learning Styles: An Investigation of its Reliability and Concurrent Validity with the Preference Test. *Individual Differences Research, 2*(3), 169-172.

Gómez-Benito, J., & Navas-Ara, M. J. (2000). A Comparison of $\chi 2$, RFA and IRT Based Procedures in the Detection of DIF. *Quality and Quantity, 34*(1), 17-31. https://doi.org/10.1023/A:1004703709442

Gómez-Benito, J., Hidalgo, M. D., & Guilera, G. (2010). Bias in measurement instruments. Fair tests. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 75-84

Gur, R. C., Turetsky, B. I., Matsui, M., Yan, M., Bilker, W., Hughett, P., & Gur, R. E. (1999). Sex differences in brain gray and white matter in healthy young adults: Correlations

with cognitive performance. *Journal of Neuroscience, 19*(10), 4065-4072. https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.19-10-04065.1999

Guyer, R., & Thompson, N.A. (2014). *User's Manual for Xcalibre item response theory calibration software, version 4.2.2 and later*. Woodbury MN: Assessment Systems Corporation.

Halpern, D. F., Benbow, C. P., Geary, D.C., Hyde, J.S., & Gernsbacher, M. A. (2007). The Science of Sex Differences in Science and Mathematics. *Psychological Science in the Public Interest, 8*(1), 1-51. https://doi.org/10.1111/j.1529-1006.2007.00032.x

Hambleton, R. K. & Swaminathan, H. (1990). *Item Response Theory: Principles and Applications*. Boston, MA: Kluwer-Nijhoff Publishing.

Hambleton, R. K., & Rogers, H. J. (1989). Detecting potentially biased test items: Comparison of IRT area and Mantel-Haenszel methods. *Applied Measurement in Education, 2*(4), 313-334. https://doi.org/10.1207/s15324818ame0204_4

Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers H. J. (1991*). Fundamentals of item response theory*. Newbury Park, CA: Sage Publications, Inc.

Holland, P. W., & Thayer, D. T. (1988). Differential item performance and the Mantel-Haenszel procedure. *Test validity*, 129-145.

León, I., Tascón, L., & Cimadevilla, J. M. (2016). Age and gender-related differences in a spatial memory task in humans. *Behavioural Brain Research, 306*, 8-12. https://doi.org/10.1016/j.bbr.2016.03.008Get rights and content

Mašić, A., Polz, E., & Bećirović, S. (2020). The Relationship Between Learning Styles, GPA, School Level and Gender. *European Researcher, 11*(1), 51-60. https://dx.doi.org/ 10.13187/er.2020.1.51

Michaelides, P. (2008). "An Illustration of a Mantel-Haenszel Procedure to Flag Misbehaving Common Items in Test Equating". *Practical Assessment, Research, and Evaluation, 13*(7), 1-13, https://scholarworks.umass.edu/pare/vol13/iss1/7

Raju, N. S. (1988). The area between two item characteristic curves. *Psychometrika, 53*(4), 495-502. https://doi.org/10.1007/BF02294403

Raju, N. S., Drasgow, F., & Slinde, J. A. (1993). An empirical comparison of the area methods, Lord's chi-square test, and the Mantel-Haenszel technique for assessing differential item functioning. *Educational and Psychological Measurement, 53*(2), 301-314. https://doi.org/10.1177/0013164493053002001

Raju, N. S. (1990). Determining the significance of estimated signed and unsigned areas between two item response functions. *Applied Psychological Measurement, 14*(2), 197-207. https://doi.org/10.1177/014662169001400208

Rosati, P.A. (1997). Gender differences in the learning preferences of engineering students, In Proceedings of the 1997 American Society for Engineering Education annual conference & exposition.

Salubayba, T. (2013). Differential item functioning detection in reading comprehension test using Mantel Hanzel Item Response Theory and Logical Data Analysis. *The International Journal of Social Sciences. 14*(1). 76-82.

Sandstrom, N. J., Kaufman, J., & Huettel, S. A. (1998). Males and Females use different distal cues in a virtual environment navigation task. *Cognitive Brain Research, 6*(4), 351-360. https://doi.org/10.1016/S0926-6410 (98)00002-0

Skaggs, G., & Lissitz, R. W. (1992). The consistency of detecting item bias across different test administrations: Implications of another failure. *Journal of Educational Measurement, 29*(3), 227-242. https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1992.tb00375.x

Spss, I. (2017). IBM SPSS Statistics for Windows, version 25. *Armonk, NY: IBM SPSS Corp.*

Uiterwijk, H., & Vallen, T. (2005). Linguistic sources of item bias for second-generation immigrants in Dutch tests. *Language Testing*, *22*(2), 211-234. https://doi.org/10.1191/0265532205lt301oa

Van Zwanenberg, N., Wilkinson, L. J., & Anderson, A. (2000). Felder and Silverman's Index of Learning Styles and Honey and Mumford's Learning Styles Questionnaire: How do they compare, and do they predict academic performance? *Educational Psychology, 20*(3), 365-380. https://doi.org/10.1080/713663743

Yilmaz, A. E., & Aktas, S. (2018). Ridit and exponential type scores for estimating the kappa statistic. *Kuwait Journal of Science, 45*(1), 89-99. https://doi.org/ 10.10800266 4760903012666/.

Zwick, R. (2012). A review of ETS differential item functioning assessment procedures: Flagging rules, minimum sample size requirements, and criterion refinement. ETS *Research Report Series*, (1), i-30. https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.2012.tb02290.x

Zywno, M. S. (2003). A contribution to validation of score meaning for Felder-Soloman's index of learning styles. In Proceedings of the 2003 American Society for Engineering Education annual conference & exposition, 119, 1-5. Washington, DC: American Society for Engineering Education

A Comparison of the Mantle-Hansel and Raju's Signed Area Measure Index Methods for Detecting Differential performance of Item of the learning styles index questionnaire

Sharaf H. Al-Ahmadi

Assistant Professor, College of Education, Taibah University

shahmady@taibahu.edu.sa

Abstract

The study aimed to a comparison of the Mantle-Hansel (MH) chi-square and Raju's Signed Area Measure index (RSAI) between the curves of the item properties with the (2PLM) Methods for Detecting Differential performance of Item of Learning Styles Index Questionnaire (LSIQ) considering Felder-Silverman model. It also aimed to find out the extent of agreement between the two methods of detecting (DIF) according to gender variable. The questionnaire included (44) items and the sample consisted of (813) students of Taibah University. Here are the most important findings:

Uniform DIF was detected in (3) items, equals (6.8%) using (MH) method; two items, favouring male group, and one item, favouring female group, but when using the (RSAI) method, a uniform DIF was detected in two items, equals (4.5%); one item, favouring male group, and one item, favouring female group.

The percentage of agreement between the (MH) and the (RSAI) methods was high, as the two methods reveal two items at a rate of (66.6%) out of (3) items that showed (DIF) due to gender variable. Moreover, the value of the coefficient of agreement kappa (0.79) and is considered a substantial agreement, The qualitative analysis that carried out to the three items having uniform (DIF) revealed that the nature of Humanistic education and difference in gender between male and female may result in showing uniform (DIF) in these items. Therefore, we are going to maintain them within the remaining items of the questionnaire.

***Keywords**: Differential Item Functioning (DIF), Mantel-Haenszel (MH), Raju's Area Measurement Index (RSAI), Two-Parameter Logistic Model (2PLM), Learning Styles Index Questionnaire (LSIQ).*