39
المجلد 12 العدد 1 مارس 2011

الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار باستخدام مؤشر Q3

د. إياد محمد حمادنه
قسم الإدارة التربوية والأصول
كلية العلوم التربوية- جامعة آل البيت

الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار باستخدام مؤشر Q3

د. إياد محمد حمادنه
قسم الإدارة التربوية والأصول
كلية العلوم التربوية- جامعة آل البيت

الملخص

هدفت هذه الدراسة إلى الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار باستخدام مؤشرQ3، ومعرّف نسبة عدد أزواج الفقرات التي تظهر ارتباطًا موضعيًا باختلاف مستوى القدرة لدى أفراد عينة الدراسة، وكذلك معرف علاقة افتراض أحادية البعد بافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للمفردة، وفق النموذج اللوجستي ثنائي المعلم. ولتحقيق هذا الهدف استخدم الباحث البيانات المتوافرة حول اختبار المستوى في الحاسوب، الذي تعده جامعة آل البيت؛ لقياس مستوى الطلبة المستجدين في الحاسوب، عند قبولهم في برنامج البكالوريوس للعام الجامعي ٢٠٠٧/٢٠٠٨، وهو اختبار مؤلف في صورته الكلية من (٥٠) فقرة، ويقيس بعض المهارات في الحاسوب. تكونت عينة الدراسة من استجابات (١١٠٨) مفحوص، موزعين على خمس جلسات مختلفة، وعلى نموذج الاختبار نفسه. ولتحليل بيانات الدراسة استخدم الباحث ثلاث برمجيات إحصائية (SPSS, Bilog–MG3, LDID) على الترتيب.

أظهرت نتائج الدراسة أن نسبة عدد أزواج فقرات الاختبار التي كشف مؤشرQ3 عن وجود ارتباط موضعي بينها بلغت ٠,١٣٥. وكذلك أظهرت النتائج أن هذه النسبة تنخفض بانخفاض مستوى القدرة للمفحوصين. كما أظهرت نتائج الدراسة أن افتراض أحادية البعد وافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للمفردة، هما افتراضان متكافئان.

الكلمات المفتاحية: نظرية الاستجابة للمفردة، الارتباط الموضعي للفقرة، أحادية البعد، مؤشر Q3.

* تاريخ تسلم البحث: ٢٠٠٩/٣/٣م * تاريخ قبوله للنشر: ٢٠٠٩/١٠/٧م

Detecting Local Item Dependence between the Test Item Pairs Using Q3 Index

Dr. Iyad M. Hamadneh
Faculty of Educational Sciences
Al al-Bayt University

Abstract

The present study aimed at detecting local item dependence (LID) between the test item pairs using Q3 index; identifying the percentage of item pairs that appear LID under different levels of examinees ability, and identifying the relationship between two Item Response Theory (IRT) assumptions: Unidimensionality and Local Item Independence, according to the 2–Parameters Logistic Model (2-PLM). To achieve this, the researcher used data available about the Computer Placement Test prepared by Al al-Bayt University, which is used to measure the freshman students' level when joining the (BA) program in 2007/2008. The test consisted of (50) items measure some computer skills. The sample of the study consisted of (1108) examinees, distributed into five different sessions on the same test. To analyze the collected data, the researcher used three statistical programs (SPSS, Bilog-MG3, LDID) respectively.

The results of the study indicated that the percentage of item pairs that reveal LID, using Q3 index, estimated at about 0.135. The results also indicated that the percentage of item pairs that reveal LID, using Q3 index, increased with increased examinees ability level. Finally, the results indicated that the two item response theory (IRT) assumptions: Unidimensionality and Local Item Independence were equivalent assumptions.

Key words: item response theory, local item dependence, unidimensionality, Q3 index.

الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار باستخدام مؤشر Q3

د. إياد محمد حمادنه
قسم الإدارة التربوية والأصول
كلية العلوم التربوية- جامعة آل البيت

المقدمة

اهتم علماء القياس بالتحقق من صدق وثبات الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية، وذلك منذ أن وجدت حركة القياس النفسي والتربوي، وكان الهدف الأسمى وراء هذا الاهتمام هو تحقيق أعلى درجة من الموضوعية والدقة في تلك الاختبارات، وخاصة أن الوحدة الأساسية في أي اختبار هي فقراته. وقد أجريت العديد من الدراسات حول فعالية النظرية التقليدية في القياس (CTT, Classic Test Theory) في اختيار فقرات الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية بشكل عام (Clarke, 1986; Duff, 1997; Entwistle & Kozeki, 1985; John, 1990)، وتبين من خلال دراسة الخصائص السيكومترية لمعظم المقاييس التي استخدمت في هذه الدراسات مثل: معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز والصدق والثبات، أنها تتأثر بخصائص عينة المفحوصين الذين تطبق عليهم. من هنا، تدعو الحاجة إلى تطوير مقاييس جديدة تتمتع بفقرات ذات خصائص سيكومترية متحررة من الأفراد، وبتقدير قدرات الأفراد بصورة موضوعية متحررة من الفقرات التي يستجيبون لها (Frisby, 1991).

ونتيجة لهذه الاهتمامات والجهود ظهرت بعض الاتجاهات الحديثة في مجال القياس والتقويم التربوي. وأبرز هذه الاتجاهات نظرية الاستجابة للمفردة Response Item Theory (IRT) (علام، ١٩٨٦؛ كاظم والشرقاوي والشيخ وعبد السلام، ١٩٩٦)، أو ما يطلق عليها أحياناً نظرية السمات الكامنة Latent Trait Theory (LTT)، إذ تقدم هذه النظرية أساساً مختلفاً عن النظرية التقليدية (CTT)، إذ تفترض أنه يمكن التنبؤ بأداء المفحوصين أو يمكن تفسير أدائهم في اختبار نفسي أو عقلي معين في ضوء خاصية أو خصائص مميزة لهذا الأداء تسمى القدرات أو السمات (Traits). وفي الحقيقة، يصعب ملاحظة هذه السمات مباشرة؛ لذلك يجب تقديرها، أو الاستدلال عليها من أداء المفحوصين على مجموعة من فقرات الاختبار أو المقياس (Embretson & Reise, 2000; Skaggs, 2007).

ونتج عن هذه النظرية مجموعة من النماذج تعرف باسم نماذج السمات الكامنة (Latent Models Trait)، تهدف إلى تحديد العلاقات بين أداء الفرد في الاختبار والسمة التي تكمن وراء هذا الأداء وتفسّره. ويمكن تصنيف هذه النماذج إلى ثلاثة أصناف، يرتبط الصنف الأول منها بالاستجابات الثنائية (Dichotomous)، أما الصنف الثاني فيرتبط بالاستجابات المتعددة (Polytomous)، والصنف الثالث، يكون خليطا من الصنفين الأول والثاني. وتجدر الإشارة، إلى أن النماذج اللوجستية ذات المعلم الواحد (نموذج راش) والمعلمين والثلاثة معالم، من أهم النماذج واسعة الانتشار، وتختلف هذه النماذج في عدد معالم الفقرة التي تقدرها، إذ يمثل النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم الشكل العام للنماذج اللوجستية؛ لأنه يضم المعالم الثلاثة الممكنة للفقرة، وهي: الصعوبة، والتمييز، والتخمين (c_i, a_i, b_i) على الترتيب، أما في النموذج اللوجستي ثنائي المعلم: فيفترض أن جميع قيم التخمين للفقرات تقترب من الصفر، وفي النموذج اللوجستي ذي المعلم الواحد، يفترض أن جميع قيم التخمين للفقرات تقترب من الصفر، وأن جميع الفقرات تميز بنفس القدر بين الأفراد، لكنها تتباين فقط في صعوبتها، ويعد النموذج اللوجستي ذو المعلمة الواحدة أكثر نماذج السمات الكامنة في عدد الافتراضات اللازم توافرها في البيانات (Gruijter & kamp, 2005; Lee, 2000).

ويشير هامبلتون (Hambleton, 1989) إلى أنه لا يوجد أساس إحصائي على الإطلاق يضمن لنا بأن الافتراضات لنموذج ما قد تحققت من قبل مجموعة من البيانات، وتحليل البيانات حسب نموذج إحصائي ما له غرض معين، وبقدر ما يتم الاستجابة لافتراضات النموذج في البيانات التي بين أيدينا، يتم تحقيق الغرض الذي نريده من تحليل البيانات. وفي الدراسة الحالية، استخدم الباحث النموذج اللوجستي ثنائي المعلم؛ وذلك لانسجام بيانات الاختبار التي تم الحصول عليها مع افتراضات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم.

وتقوم نظرية الاستجابة للمفردة على مجموعة من الافتراضات أهمها: افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) ويعني وجود قدرة واحدة تفسر أداء المفحوص في الاختبار، وافتراض الاستقلال الموضعي للفقرة (Local Item Independence, LII) ويعني أن تكون استجابات المفحوص للفقرات المختلفة في اختبار مستقلة إحصائيا، بمعنى أن لا تؤثر استجابة المفحوص لأحد الفقرات في استجابته لإحدى الفقرات الأخرى (Fennessy, 1995; Hambleton & Swaminathan, 1985).

ومن الجدير بالذكر، أن افتراض الاستقلال الموضعي للفقرة من الافتراضات الأساسية في كل من النظرية التقليدية في القياس(CTT)، ونظرية الاستجابة للمفردة (IRT). إذ تفترض النظرية التقليدية في القياس وبشكل ضمني، أن أخطاء القياس مستقلة إحصائيا (Statistically

Independence) بين الفقرات المختلفة المكونة للاختبار (Allen & Yen, 1979). أما في نظرية الاستجابة للمفردة فإن افتراض الاستقلال الموضعي للفقرة يعني وبشكل صريح، أن استجابات المفحوص لأي فقرتين مختلفتين يجب أن تكون مستقلة إحصائيا عن بعضها عند مستوى قدرة معين. وبمعنى أكثر تحديداً، أن لا تعطي إجابة المفحوص للفقرة أي تلميحات أو دلائل (Clues) نحو استجابته عن فقرة أخرى (Lawson & Brailovsky, 2006).

وعندما يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار، فإن احتمال نمط استجابة ما لمفحوص تساوي حاصل ضرب احتمال استجابة المفحوص إجابة صحيحة عن الفقرة (i) عند مستوى قدرة معين (θ)، واحتمال استجابة المفحوص لنفس الفقرة (i) إجابة خاطئة. وعموماً، يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي لمجموعة الاستجابات على فقرات مختلفة عددها ((nعند مستوى قدرة معين(θ) إذا كانت العلاقة الآتية صحيحة:

$$L(u_1, u_2, u_3, \ldots, u_n / \theta) = \prod_{i=1}^{n} P_i(\theta)^{U} Q_i(\theta)^{1-U} \qquad (1)$$

حيث إن Pi(θ): تشير إلى احتمال إجابة الفقرة (i) إجابة صحيحة.و Qi :احتمال إجابة الفقرة (i) إجابة خاطئة، وui: استجابة المفحوص على الفقرة (i) وتكون قيمتها واحدًا صحيحًا إذا استجاب المفحوص على الفقرة استجابة صحيحة، وصفراً إذا استجاب المفحوص على الفقرة استجابة خاطئة. و $L(u_1, u_2, u_3, \ldots, u_n / \theta)$: تشير إلى الاحتمال المشروط لنمط استجابة المفحوص (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991).

وبين ماكدونالد (McDonald, 1981; Dresher, 2003) أنه يوجد نوعان من الاستقلال الموضعي للفقرة (LII)، هما: الاستقلال الموضعي المتشدد الذي يكون عند تحقق المعادلة (١) السابقة، مقابل الاستقلال الموضعي الضعيف، الذي يتحقق عندما يكون التباين المشترك بين أي فقرتين عند مستوى قدرة معين يساوي صفراً، ويعبر عنه بالصورة الآتية:

$$Cov(u_i u_j / \theta) = 0, i \neq j$$

أما إذا كانت قيمة التباين المشترك لأي فقرتين لا تساوي صفراً، فهذا مؤشر على عدم وجود استقلال موضعي بين الفقرتين موضع الاهتمام، وهو ما يعرف بالارتباط الموضعي للفقرة (Local Item Dependence, LID).

وقد بين زنسكي وهامبلتون وسيرسي (Zenisky, Hambleton & Sireci, 2002) أن وجود مثل هذا الارتباط بين فقرات اختبار يعدّ أمراً غير مرغوب فيه (Undesirable)؛ لأنه ربما يؤدي إلى تقديرات غير دقيقة لمعالم الفقرات وقدرات المفحوصين وإحصاءات الاختبار بشكل عام. ومن جهة أخرى، أشار الباحثون أنفسهم إلى أنه أحياناً تكون هنالك حاجة

مقنعة لتضمين الاختبار مثل هذا النوع من الفقرات المرتبطة موضعيا، وبرروا ذلك بأن بعض الفقرات – وخاصة تلك المتعلقة بحل المشكلات – تتطلب من المفحوص أن يفسر آلية توصله للإجابة على شكل خطوات مترابطة. وعلى أية حال، فإن التحدي لدى مطور الاختبار لا يكمن في التخلص من الفقرات المرتبطة، وإنما يكمن في كيف ينمذج وبشكل مناسب (Properly Model) مثل هذه الارتباطات، بحيث لا يحدث ارتباط موضعي بين الفقرات. ولحسن الحظ، كما أشار زنسكي وزملاؤه بأن طرق ومؤشرات الكشف عن الارتباط الموضعي بين الفقرات (LID) موجودة.

فقد ظهرت العديد من المؤشرات التي تستخدم في الكشف عن الارتباط الموضعي بين الفقرات (LID) في بيانات الاختبارات التي تتطلب الاستجابة الثنائية على الفقرات، ومن هذه المؤشرات، مؤشر G^2 للكشف عن الفروق بين ما هو متوقع وما هو ملاحظ لتكرار الاستجابات لزوج من الفقرات، بحيث يمكن عمل جدول توافقي Contingency Table يتم من خلاله تبيان التكرارات الملاحظة والمتوقعة لأي زوج من الفقرات (Chen & Thissen, 1997). ومن المؤشرات الأخرى في الكشف عن الارتباط الموضعي بين الفقرات، هو مؤشر فيشر (Fisher Z) الذي استخدمه شن (Shen, 1997) في دراسته الموسومة بعنوان "Quantifying Item Dependency by Fisher's Z" وهو مؤشر يتم من خلاله تحويل الأخطاء الملاحظة إلى أخطاء معيارية، والمنطق من وراء ذلك، هو أن توزيع قيم مؤشر فيشر (Fisher Z) للفقرات المستقلة ينبغي أن يتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط مقداره صفر، ومن ثمَّ فإن أي قيمة من قيم مؤشر فيشر (Fisher Z) للفقرات إذا كانت أعلى بمقدار إنحرافين معياريين لقيم مؤشر فيشر (Fisher Z) يمكن اعتبارها فقرات غير مستقلة موضعيا.

ومن أبرز المؤشرات التي استخدمت للكشف عن الارتباط الموضعي بين الفقرات، هو مؤشرQ3 الذي اقترحته ين (Yen, 1984; Kim, Cohen, & Lin, 2005) وهو عبارة عن مؤشر إحصائي يعبر عن العلاقة (معامل الارتباط) بين البواقي لزوج من الفقرات بعد ضبط السمة المقدرة، فإذا كان معامل الارتباط بين أي فقرتين عند مستوى قدرة معين أكبر من الصفر فهذا مؤشر على عدم وجود استقلال موضعي بين الفقرات (ارتباط موضعي). ويحسب مؤشرQ3 باتباع الخطوات الآتية:

١– يتم تقدير القدرة (θ) لكل مفحوص.

٢– يتم احتساب الباقي (Residual) بأخذ الفرق بين العلامة الملاحظة والعلامة المتوقعة للمفحوص على الفقرة، من خلال المعادلة الآتية:

$$d_{ij} = u_{ij} - T_i(\theta_j) \qquad (٣)$$

حيث (d_{ij}) تمثل العلامة الملاحظة للمفحوص (j) على الفقرة (i) وتأخذ قيمتين إما واحدًا صحيحًا عند الاستجابة الصحيحة أو صفراً عند الاستجابة الخاطئة. و تمثل ($T_i(\theta_j)$ احتمال إجابة الفقرة (i) إجابة صحيحة من قبل المفحوص (j) وتأخذ قيماً تقع بين الصفر والواحد الصحيح.

٣- استخدام معامل ارتباط بيرسون (Pearson product-moment correlation)، لحساب العلاقة بين البواقي لكل زوج من الفقرات وعند كافة المفحوصين (r(dj , dj' والذي يكون بمثابة القيمة المطلوبة لمؤشر Q٣بين الفقرتين (j، j') ويمكن التعبير عنه كما في المعادلة الآتية:

$$Q3_{jj'} = r(d_j \text{ ، } d_{j'}) \qquad (٤)$$

كذلك أشارت ين إلى أن توزيع Q٣ يتبع توزيعاً عينياً بمتوسط حسابي مقداره،(-1/n-1) وبانحراف معياري مقداره (1/ n-3) حيث (n) عدد الفقرات المكونة للاختبار.

واستخدم مؤشر Q3 في عدد من الدراسات والبحوث للكشف عن الارتباط الموضعي بين الفقرات (Balazs & Deboeck, 2006; Chen & Wang, 2007, Killer, Swaminathan & Sireci, 2003; Lee, 200):

فقد أجرت ين (Yen, 1993) دراسة هدفت إلى تعرف أثر الارتباط الموضعي لفقرات مطابقة للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلم في كل من دالة المعلومات والخطأ المعياري في التقدير ومعلمة التمييز، واستخدمت مؤشر Q3 للكشف عن الارتباط الموضعي لاختبارين: أحدهما في استيعاب المقروء، والآخر في الرياضيات. وأظهرت نتائج الدراسة أن الارتباط الموضعي بين الفقرات قد أثر في دالة المعلومات ومعلمة التمييز للفقرة، كما أشارت الدراسة إلى فاعلية مؤشرQ3 في الكشف عن أزواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعي.

وفي دراسة قام بها كل من زنسكي وهامبلتون وسيرسي (Zenisky, Hambleton, & Sireci, 2002) تم استخدام مؤشرين للكشف عن الارتباط الموضعي، وهما: عمل مقارنة بين تقديرين مختلفين لمعامل الثبات، ومؤشر Q3. وتم استخدام اختبار قبول في كلية الطب (MCAT). وبينت نتائج الدراسة قدرة المؤشرين في الكشف عن الارتباط الموضعي بين فقرات الاختبار، ولكن مع أفضلية لمؤشر Q3 الذي استطاع أن يكشف عن الارتباط الموضعي بين أي زوجين من الفقرات وبشكل أكثر تحديداً.

وأجرى كل من كلر وسواميناثان وسيرسي (Killer et al., 2003) دراسة استخدم فيها مؤشر Q3 للكشف عن الارتباط الموضعي. إذ استخدم الباحثون نوعين من الفقرات لاختبار

(CPA) المكون من جزأين: الجزء الأول فقرات من نوع الاختيار من متعدد وبلغ عددها ٧٥ فقرة، والجزء الثاني فقرات تتضمن أنماط إجابة موضوعية أخرى وفقرتين مقاليتين. وبينت النتائج أن فقرات النوع الأول من الاختبار أظهرت ارتباطًا موضعيًا، فيما لم تظهر فقرات النوع الثاني من الاختبار أي ارتباط موضعي، فقد تراوحت الفروق بين العلامة الملاحظة والعلامة المتوقعة لقيم Q3 بين ٠,٠٧٧ و٠,١٩٦.

كما أجرى بالازس وديبويك (Balazs & Deboeck, 2006) دراسة استخدما فيها أربعة مؤشرات في للكشف عن الارتباط الموضعي بين الفقرات، من ضمنها مؤشر Q3. واستخدم الباحثان بيانات تم توليدها وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم. وأظهرت النتائج وجود ارتباط موضعي بين الفقرات، دون أفضلية لأي مؤشر من المؤشرات الأربعة في الكشف عن عدد أزواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعيّ.

وفي دراسة أجراها شن ووانغ (Chen & Wang, 2007) لمعرفة فاعلية مؤشر Q٣ في الكشف عن وجود ارتباط موضعي بين الفقرات، من خلال بيانات تم توليدها وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم. أشارت النتائج إلى أن مؤشر Q٣ يعمل بشكل جيد في الكشف عن وجود ارتباط موضعي بين أزواج الفقرات.

وفي دراسة أجراها النعيمي (٢٠٠٩) هدفت إلى مقارنة ثلاث طرق للكشف عن انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي، وهذه الطرق هي: (Q3, Fisher Z, G^2) تم استخدام بيانات الاختبار الوطني لضبط نوعية التعليم في الأردن ،وطبق هذا الاختبار على الصفوف الثامن والعاشر الأساسيين. أشارت النتائج إلى انسجام المؤشرات الثلاثة في الكشف عن أعلى المباحث انتهاكا لافتراض الاستقلال الموضعي ،وكانت في مبحث اللغة العربية، وكذلك انسجام المؤشرين (Fisher Z) و Q3 في الكشف عن أقل المباحث انتهاكا لافتراض الاستقلال الموضعي ،وكانت في مبحث اللغة الانجليزية.

وبناء على ما تقدم ،يتضح الاهتمام الكبير الذي توليه الدراسات في موضوع الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبارات المختلفة، وما له من دور كبير في تطوير المقاييس والاختبارات في معظم المجالات. فقد تناولت الدراسات أنواعاً مختلفة من الاختبارات: منها ما هو من نوع الاختيار من متعدد، ومنها ما هو مقالي، ومنها ما هو من إعداد الباحثين، ومنها ما تم توليد بياناته حاسوبيا، ليلائم أحد افتراضات نماذج نظرية الاستجابة للمفردة. ومن جهة أخرى، اتفقت غالبية نتائج الدراسات حول فاعلية مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات أدوات الدراسة المستخدمة في كل منها، باستثناء دراسة بالازس وديبويك (Balazs & Deboeck, 2006) التي لم تظهر أي أفضلية لمؤشر دون

آخر في الكشف عن عدد أزواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعي. أضف إلى ذلك، قلة الدراسات العربية– في حدود معرفة الباحث – التي تناولت تحديداً موضوع الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج الفقرات. من هنا ،تأتي هذه الدراسة في محاولة للكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت للطلبة المستجدين في برنامج البكالوريوس للعام الجامعي٢٠٠٧ / ٢٠٠٨، باستخدام مؤشرQ3.

مشكلة الدراسة

تعتمد موضوعية وصدق نتائج الاختبار على دقة الأساليب التي تستخدم في بنائه واختيار فقراته وتفسير نتائجه، وكذلك في وصف هذه الأساليب للقدرة التي يقيسها الاختبار. حيث إنه – وكما أشار عدد من الباحثين في دراساتهم (Killer et al., 2003; Fennessy, 1995) من المفروض عند صياغة فقرات الاختبار، أن تكون الإجابة عن فقرة ما غير مرتبطة بالإجابة عن فقرة أخرى، بمعنى أكثر تحديدا، أن تكون الفقرات مستقلة عن بعضها، بحيث يتم تجنب تكرار الخطأ، وتجنب جعل العقوبة مزدوجة أو تراكمية على الطالب ولنفس الموقف التعليمي. وهذا بدوره يتطلب ضرورة استخدام التوجهات الحديثة في القياس والتقويم التربوي، والمتمثلة في نظرية الاستجابة للمفردة، ومدى تحقق افتراضاتها، بالإضافة إلى تطبيقاتها المختلفة، التي أثبتت البحوث التجريبية أنها تحقق الدقة والموضوعية المنشودة في العلوم النفسية والتربوية.

مما دفع الباحث لاختيار واحدة من أدوات القياس المهمة في جامعة آل البيت، وهو اختبار المستوى في الحاسوب الذي تعده الجامعة للطلبة المستجدين عند قبولهم في برنامج البكالوريوس، ومحاولة التحقق من افتراض أحادية البعد، وافتراض الاستقلال الموضعي بين الأزواج المختلفة لفقراته، وفاعلية مؤشرQ3 في الكشف عن الارتباط الموضعي (LID) بين الأزواج المختلفة لفقراته، وخاصة أن هذا الاختبار تتخذ في ضوء نتائجه قرارات تهم مستقبل الطلبة المستجدين في مرحلة البكالوريوس أكاديمياً ومادياً.

أهداف الدراسة

يمكن تلخيص أهداف الدراسة الحالية بما يأتي:

١– تعرف نسبة عدد أزواج فقرات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت لطلبتها المستجدين في مرحلة البكالوريوس خلال العام الجامعي ٢٠٠٧/٢٠٠٨ التي

تظهر ارتباطًا موضعيًا (LID)، وفق مؤشرQ3.

٢- تعرف مدى تحقق افتراض أحادية البعد لنظرية الاستجابة للمفردة، لاختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت لطلبتها المستجدين في مرحلة البكالوريوس خلال العام الجامعي ٢٠٠٧/٢٠٠٨، من خلال تحليل استجابات أفراد عينة الدراسة على فقرات الاختبار. وتعرف علاقة هذا الافتراض بافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للمفردة.

أسئلة الدراسة

وبالتحديد تسعى الدراسة الحالية للإجابة عن الأسئلة الآتية:

١- هل تختلف نسبة عدد أزواج فقرات الاختبار، التي تظهر ارتباطًا موضعيًا، وفق مؤشر Q3، باختلاف مستوى القدرة لدى أفراد عينة الدراسة؟

٢- ما مدى تحقق افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) في بيانات الدراسة؟ وما علاقة هذا الافتراض بافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للمفردة؟

أهمية الدراسة

إن الاختبار السهل من المتوقع أن يقدم تقديرات أكثر دقة عند مستويات القدرة المتدنية، لذا فهو أكثر فائدة وفاعلية للمفحوصين ذوي القدرة المتدنية. وعلى العكس من ذلك، فإن الاختبار الصعب من المتوقع أن يقدم معلومات أكثر دقة عند مستويات القدرة العليا، لذا فهو أكثر فائدة للمفحوصين ذوي القدرة العليا. وعلى الرغم من المحاولات التي يقوم بها الباحثون في كتابة فقرات مستقلة إحصائيا، والذي يعدّ أمراً مرغوباً فيه، إلا أن هذا لا يضمن تحقق الاستقلال الموضعي لاستجابات المفحوصين على الفقرات عند إخضاع تلك الفقرات للتحليل الإحصائي، وذلك كما تبين من خلال الإطار النظري للدراسة الحالية. من هنا، تبرز أهمية هذه الدراسة في كونها –على حد علم الباحث– من الدراسات النادرة في هذا المجال على مستوى الوطن العربي والتي ستتناول الكشف عن الارتباط الموضعي (LID) بين أزواج فقرات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت للطلبة المستجدين في العام الجامعي ٢٠٠٧/٢٠٠٨، باستخدام مؤشرQ3، من خلال تحليل بيانات حقيقية، يتخذ بناء على نتائجها قرارات تهم طلبة جامعة آل البيت، وفق برمجيات إحصائية جديدة ومتطورة (LDID & Bilog– MG3) وقليلة الاستخدام على مستوى البحوث والدراسات العربية، لندرتها، وصعوبة الحصول عليها.

التعريفات الإجرائية

اختبار أحادي البعد (Unidimensionality): اختبار يقيس سمة واحدة من خلال مجموعة الفقرات المختلفة التي تشكل هذا الاختبار.

الاستقلال الموضعي (Independence Local): أن تكون علامات الفرد مستقلة إحصائياً، عند أي نقطة على متصل السمة.

معلم الصعوبة (b_i): هو مقدار القدرة التي يكون عندها $P_i(\theta) = \frac{1+C_i}{2}$ حيث (C_i) قيمة معلم التخمين، ولكن في النموذج اللوجستي الثنائي المعلّم لا توجد اعتبارات لمعلمة التخمين، بمعنى أن قيمة معلم التخمين تساوي صفراً (C_i=٠)، لذلك فإن التعريف الدقيق لمعلم الصعوبة في الدراسة الحالية هو مقدار القدرة التي يكون عندها احتمال إجابة المفحوص تساوي ٠,٥.

معلم التمييز (a_i): هو مؤشر يربط بين التغير في القدرات والتغير في احتمال الإجابة الصحيحة، وتحسب عند النقطة التي يتساوى فيها معلم القدرة ومعلم الصعوبة.

حالة عدم وجود ارتباط موضعي: تكون فيها قيمة مؤشرQ3 بين أزواج الفقرات تساوي ٠,٠٥ (فقد تم اعتماد القيمة ٠,٠٥ كحد فاصل بين أزواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعي عن غيرها من الفقرات).

حالة الارتباط الموضعي الإيجابية: أن تكون قيم Q3 أعلى من القيمة المطلقة للعدد ٠,٠٥ لأزواج الفقرات، وتعني القيمة الموجبة للمؤشر Q3 أن إجابة فقرة ما تؤثر إيجاباً في إجابة فقرة أخرى.

حالة الارتباط الموضعي السلبية: أن تكون قيم Q3 أقل من القيمة المطلقة للعدد ٠,٠٥ لأزواج الفقرات، وتعني القيمة السالبة للمؤشر Q3 أن إجابة فقرة ما تؤثر سلباً في إجابة فقرة أخرى.

مؤشرQ3: وهو مؤشر إحصائي يستخدم للكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار، ويعبر عن معامل الارتباط بين البواقي لزوج من الفقرات بعد ضبط السمة المقدرة.

محددات الدراسة

أجريت الدراسة الحالية في إطار المحددات الآتية:

١- اقتصرت عينة الدراسة على الطلبة المقبولين الجدد للعام الجامعي ٢٠٠٧/٢٠٠٨، ممن تقدموا على نفس النموذج لفقرات اختبار المستوى في الحاسوب في جامعة آل البيت، مما

سيحد من تعميم نتائج الدراسة خارج مجتمعها.

٢- اقتصرت الدراسة على ثلاثة مستويات للقدرة (مرتفعة، ومتوسطة، ومتدنية).

٣- اقتصرت الدراسة على استخدام النموذج اللوجستي ثنائي المعلم 2–Parameters Logistic Model (2-PLM) المستند على مفاهيم نظرية الاستجابة للمفردة؛ وذلك لانسجام بيانات الاختبار مع افتراضات هذا النموذج، وما تم استخدامه من برمجيات إحصائية جديدة ومتخصصة، والمتمثلة ببرمجيتي (LDID & Bilog– MG3).

٤- نظرا لاتفاق غالبية نتائج الدراسات السابقة حول فاعلية مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات أدوات الدراسة المستخدمة في كل منها، فقد اقتصرت الدراسة الحالية على استخدام مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار.

منهجية الدراسة وإجراءاتها:

منهجية الدراسة

اعتمد الباحث في تحليل بيانات الاختبار المستخدمة في الدراسة الحالية – والمتعلقة باختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت– على خطوات التأكد من افتراضات نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، باعتماد معايير الحكم على افتراض أحادية البعد، باستخدام برمجية (SPSS). كما تم التأكد من حسن مطابقة البيانات للنموذج اللوجستي ثنائي المعلم، وفق برمجية (MG3–Bilog)، وكذلك تم اتباع خطوات استخدام مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار، وفق برمجية (LDID).

مجتمع الدراسة

تكون مجتمع الدراسة من جميع الطلبة الجدد المقبولين في برنامج البكالوريوس في جامعة آل البيت، والذين تقدموا على النماذج المختلفة لاختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه الجامعة للعام الجامعي ٢٠٠٧/ ٢٠٠٨، والبالغ عددهم (٢٨٦٧) طالباً وطالبة، وذلك حسب الكراس الإحصائي المعتمد في دائرة القبول والتسجيل التابعة للجامعة نفسها.

عينة الدراسة

تكونت عينة الدراسة من (١١٠٨) طالبٍ وطالبة، تم اختيارهم بأسلوب العينة العشوائية البسيطة من الطلبة الجدد المقبولين في برنامج البكالوريوس في جامعة آل البيت، والذين

تقدموا على نفس النموذج في محتوى وترتيب الفقرات لاختبار المستوى في الحاسوب المكون في صورته الكلية من (٥٠) فقرة، وفي جلسات منفصلة، على مدار العام الجامعي ٢٠٠٨/٢٠٠٧.

أداة الدراسة

استخدم الباحث اختبار المستوى في الحاسوب الذي عقدته جامعة آل البيت للطلبة المقبولين الجدد للعام الجامعي ٢٠٠٨/٢٠٠٧، والذي تعده لجنة من ذوي الخبرة والاختصاص في مركز الحاسوب في بداية كل عام جامعي؛ من أجل قياس مستوى الطالب في الحاسوب، والذي يحدد في ضوء نتائجه ما إذا كان ينبغي للطالب المستجد أن يدرس مساقاً في الحاسوب أو لا. ومن الجدير بالذكر، أن هذا الاختبار يتكون من (٥٠) فقرة من نوع الاختيار من متعدد، وتكون الاستجابة عليها إما صفراً أو واحد، ويصحح آليا باستخدام الحاسوب، وكل اختبار تحدد له جلسة منفصلة، مدة كل منها خمسون دقيقة.

صدق الأداة

تم التأكد من صدق الاختبار باستقصاء مؤشرات من دلالات الصدق، تتعلق بالصدق العاملي على بيانات الدراسة، باستخدام تحليل المكونات الأساسية (Principal Component Analysis)، وحساب قيم الجذر الكامن (Eigen value)، وملاحظة نسبة التباين المفسر (Explained Variance) لكل عامل من العوامل، وكذلك نسبة التباين المفسر التراكمي المقابلة لكل عامل من العوامل، وفق برمجية (SPSS)، كما هو مبين في الجدول رقم (١).

الجدول رقم (١)
خلاصة نتائج التحليل العاملي لاستجابة (١١٠٨) فرد على الاختبار في صورته المكونة من (٥٠) فقرة

رقم العامل	قيمة الجذر الكامن	نسبة التباين المفسر٪	نسبة التباين المفسر التراكمية ٪
١	٤,٣١٦	٨,٦٣٢	٨,٦٣٢
٢	٢,٠٦١	٤,١٢٣	١٢,٧٥٥
٣	١,٥٧٩	٣,١٥٩	١٥,٩١٤
٤	١,٤٥٥	٢,٩١٠	١٨,٨٢٤
٥	١,٣٩٤	٢,٧٨٩	٢١,٦١٢
٦	١,٣٠٧	٢,٦١٤	٢٤,٢٢٦
٧	١,٢٣٦	٢,٤٧٢	٢٦,٦٩٨
٨	١,١٩٤	٢,٣٨٧	٢٩,٠٨٥
٩	١,١٧٤	٢,٣٤٨	٣١,٤٣٣
١٠	١,١٤٣	٢,٢٨٧	٣٣,٧١٩
١١	١,١٣٤	٢,٢٦٩	٣٥,٩٨٨

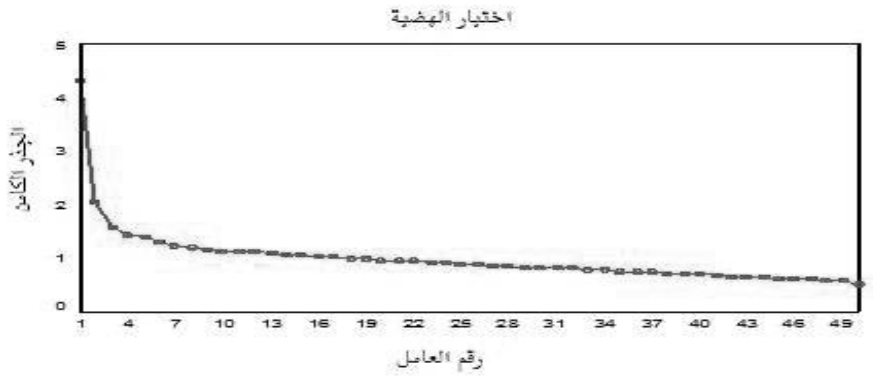
تابع الجدول رقم (١)

رقم العامل	قيمة الجذر الكامن	نسبة التباين المفسر٪	نسبة التباين المفسر التراكمية ٪
١٢	١,١١٧	٢,٢٣٤	٣٨,٢٢٢
١٣	١,٠٨١	٢,١٦١	٤٠,٣٨٣
١٤	١,٠٧٣	٢,١٤٦	٤٢,٥٢٩
١٥	١,٠٦٢	٢,١٢٤	٤٤,٦٥٣
١٦	١,٠٢٤	٢,٠٤٩	٤٦,٧٠٢
١٧	١,٠١٧	٢,٠٣٤	٤٨,٧٣٦
١٨	١,٠١٠	٢,٠١٩	٥٠,٧٥٥

يتبين من الجدول رقم (١)، أن قيمة الجذر الكامن للعامل الأول بلغت ٤,٣١٦ وهو يفسر ما نسبته ٨,٦٣٢٪ من التباين الكلي، وهي قيمة مرتفعة إذا ما قورنت مع قيم الجذور الكامنة لبقية العوامل. أما العامل الثاني فقد بلغت قيمة جذره الكامن ٤,١٢٣ وفسرت ما نسبته ٤,١٢٣٪ من التباين، بمعنى أن العامل الأول فسر ما يزيد عن مثلي ما فسره العامل الثاني من تباين. وهذا مؤشر على تحقق افتراض أحادية البعد للاختبار في صورته المكونة من (٥٠) فقرة، أي أن الاختبار يقيس سمة واحدة (Hulin, Drasgow & Parson, 1983; Hambleton & Swaminathan, 1985; Hattie, 1985; Lord, 1980).

كما أمكن التحقق من افتراض أحادية البعد من خلال استخدام ما يعرف باختبار "الهضبة" (Scree Plot) الذي يظهر في الشكل رقم (١).

يلاحظ من الشكل رقم (١)، أن الجذر الكامن للعامل الأول يتميز بشكل واضح عن بقية الجذور الكامنة للعوامل الأخرى. كما يلاحظ أن هناك انحداراً واضحاً في التمثيل البياني بين العامل الأول والذي يليه، وكذلك استقراراً وتقارباً في قيم الجذور الكامنة لبقية العوامل، مما يؤكد تحقق افتراض أحادية البعد في بيانات الاختبار.



الشكل رقم (١)
التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة للاختبار على البيانات الكلية

ثبات الأداة

تم تقدير ثبات الاختبار النظري (Reliability Theoretical)، والثبات الإمبريقي/التجريبي (Reliability Empirical) للاختبار بصورته الأولية قبل مطابقة الفقرات والأفراد لتوقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم باستخدام برمجية MG3–Bilog، وكذلك تم تقدير ثبات الاتساق الداخلي (كودرد رتشاردسون– 20 (KR_20)) للاختبار باستخدام برمجية SPSS، وكذلك تم استخدام مؤشرات الثبات السابقة نفسها ولكن بعد مطابقة الفقرات لتوقعات النموذج المستخدم. كما هو مبين في الجدول رقم (٢).

الجدول رقم (٢)
معاملات الثبات النظري والتجريبي لفقرات الاختبار والاتساق الداخلي وفق النموذج اللوجستي ثنائي المعلم لنظرية الاستجابة للمفردة

معامل الثبات		
النظري	التجريبي	الاتساق الداخلي KR_20
٠,٨٣١	٠,٨٩٥	٠,٨٦٣

يتبين من الجدول رقم (٢)، أن معامل الثبات التجريبي، الذي يعتمد على كيفية تقدير علامات القدرة، أعلى من معامل الثبات النظري، الذي يعتمد على تقديرات معالم الفقرة للاختبار وفق توقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم. كما يلاحظ أن هناك شبه تطابق بين قيمتي معاملي الثبات النظري للاختبار، ومعامل الاتساق الداخلي للاختبار نفسه من جهة أخرى. وتشير هذه القيم إلى أن الاختبار يتمتع بدرجة مقبولة في قياسه للسمة موضع الاهتمام.

إجراءات التنفيذ

– لأغراض هذه الدراسة تم الاطلاع على البيانات المتوافرة في مركز الحاسوب التابع لجامعة آل البيت، التي تمثل بيانات تطبيق الاختبار على جميع الطلبة الجدد المقبولين في برنامج البكالوريوس في جامعة آل البيت، والذين تقدموا على النماذج المختلفة لاختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه الجامعة للعام الجامعي ٢٠٠٧/٢٠٠٨.

– تمكن الباحث من الحصول على أكبر عدد ممكن من المفحوصين الذين تقدموا على نفس النموذج من الاختبار، الذين مثلوا عينة الدراسة الحالية.

– تم الحصول على الإجابات المتعلقة ببعض التساؤلات حول اختبارات المستوى في الحاسوب التي تقدمها جامعة آل البيت، مثل: مم يتكون الاختبار؟ ماذا يقيس؟ من يقوم

بإعداده؟ وكيف يقدم للمفحوص؟ وكيف يصحح؟
– وللإجابة عن أسئلة الدراسة الحالية، عولجت البيانات إحصائيا باستخدام البرمجيات الملائمة.

المعالجة الإحصائية

للإجابة عن أسئلة الدراسة تم استخدام ثلاث برمجيات إحصائية (MG3–Bilog, SPSS, LDID) على الترتيب ،وذلك على النحو الآتي:

تم التحقق من افتراض أحادية البعد للاختبار من خلال إجراء تحليل عاملي للبيانات باستخدام تحليل المكونات الرئيسة بواسطة برمجية (SPSS). وتم التحقق من افتراض حسن المطابقة (Goodness–of–Fit–Test) لبيانات الدراسة وفق النموذج اللوجستي ثنائي المعلم من خلال برمجية (Bilog–MG3) وباستخدام اختبار مربع كاي (χ^2) عند مستوى الدلالة ($\alpha = ٠,٠١$) كما تم تقدير معالم الفقرات الصعوبة، التمييز وقدرات المفحوصين باستخدام طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (Marginal Maximum Likelihood, MML) من خلال البرمجية نفسها (Zimowski et al., 1996). ولحساب مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار، استخدمت برمجية مؤشرات الارتباط الموضعي للفقرات الثنائية (A Computer Program for Local dependence Indices for Dichotomous Items, LDID) (Kim et al., 2005).

نتائج الدراسة

أولا: النتائج المتعلقة بالسؤال الأول

نص هذا السؤال على "هل تختلف نسبة عدد أزواج فقرات الاختبار، التي تظهر ارتباطًا موضعيًا، وفق مؤشرQ3، باختلاف مستوى القدرة لدى أفراد عينة الدراسة؟".

للإجابة عن هذا السؤال تم إتباع وتطبيق المراحل الآتية:

المرحلة الأولى: تم التحقق من افتراض حسن المطابقة (test– Fit–of –goodness) لبيانات الدراسة، إذ أُدْخِلَت البيانات الخاصة باستجابة أفراد عينة الدراسة (١١٠٨) طالبٍ وطالبة عن فقرات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت للطلبة المستجدين في مرحلة البكالوريوس خلال العام الجامعي ٢٠٠٧/٢٠٠٨، والمكون من (٥٠) فقرة من نوع الاختيار من أربعة بدائل، على برمجية (MG3 – Bilog)، وتم استخراج النتائج وفق هذه البرمجية حسب الخطوات الآتية:

– أفرزت نتائج التحليل عند استخدام البرنامج للمرة الأولى على البيانات الخام ومن خلال إحصائي مربع كاي (2χ) عند مستوى الدلالة (α = ٠,٠١) عدم مطابقة استجابات (٣٢) مفحوصًا لتوقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم (2-PLM)، حيث كان مقدار الاحتمالية لبعضهم أقل من ٠,٠١ (Fit probability < 0.01). في حين كان مقدار الخطأ في تقدير القدرة لبعضهم الآخر كبيراً، وهذا ما دلل عليه تعذر البرنامج في حساب الخطأ المعياري لقدراتهم من خلال إعطاء القيمة (٩٩٩,٠٠٠*) كمؤشر على ذلك، لذا تم حذف استجاباتهم والإبقاء على (١٠٧٦) مفحوصًا.

– ثم أعيد التحليل لاختبار مدى مطابقة فقرات الاختبار للنموذج اللوجستي ثنائي المعلم المستخدم في الدراسة الحالية، إذ أظهرت نتائج التحليل في المرة الثانية والخاصة بمطابقة الفقرات من خلال اختبار مربع كاي عند مستوى الدلالة (α = ٠,٠١)عدم مطابقة (٦) فقرات للنموذج، حيث كانت قيمة احتمالية المطابقة لكل منها أقل من ٠,٠١ وهي الفقرات ذات الأرقام التسلسلية (١٧، ١٨، ٢٣، ٤٢، ٤٤، ٤٧).

– بعد حذف الفقرات الست غير المطابقة للنموذج اللوجستي ثنائي المعلم في الخطوت السابقة، تم إعادة التحليل للحصول على تقديرات نهائية لكل من معالم الفقرات وقدرات المفحوصين. وهكذا تم اعتماد بقية فقرات الاختبار لغايات إكمال تحليل نتائج الدراسة، فقد تكون الاختبار في صورته النهائية المعتمدة من (٤٤) فقرة، وشكلت فقرات الاختبار المعتمدة ٨٨٪ من فقرات اختبار المستوى في الحاسوب في جامعة آل البيت.

المرحلة الثانية: تم تقدير كل من معالم الفقرات (معلم الصعوبة، معلم التمييز) ومعالم القدرة للمفحوصين باستخدام طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) من خلال نفس البرمجية، كما هو مبين في الجدول رقم (٣).

الجدول رقم (٣)
قيم تقديرات معلم الصعوبة ومعلم التمييز لفقرات الاختبار المعايرة وفق النموذج اللوجستي ثنائي المعلم، والمكون في صورته النهائية من (٤٤) فقرة

رقم الفقرة	معلم الصعوبة	معلم التمييز	رقم الفقرة	معلم الصعوبة	معلم التمييز
١	٠,٤١٧	٠,٥٣٦	٢٦	٠,٣٣٨	٠,٣٠١
٢	٠,١٤٠	٠,٣٦١	٢٧	١,٨٣٣	٠,٣٨٢
٣	٠,٥٥٣	٠,٥٢١	٢٨	١,١٤٠-	٠,٣٧٣
٤	٠,١١٣	٠,٣٢١	٢٩	٠,٩٥٢	٠,٣٤٢
٥	١,١٦٠	٠,٣٣٢	٣٠	١,٢١١	٠,٩٣٠
٦	١,٧٩٢	٠,٤٤٣	٣١	٠,٢٢٣	٠,٩٢١
٧	٠,٢٣٧	٠,٣٤٢	٣٢	١,٩٦٢	٠,٣٦٤
٨	٠,٣٥١	٠,٤٦٠	٣٣	٢,٢٥١	٠,٢٤٢
٩	٠,٧٧٢-	٠,٣٢٩	٣٤	٠,٧٠٢	٠,٢٧٢

تابع الجدول رقم (٣)

رقم الفقرة	معلم الصعوبة	معلم التمييز	رقم الفقرة	معلم الصعوبة	معلم التمييز
١٠	١,٨٦٩	٠,٤٨٥	٣٥	-٠,٠٤٦	٠,٦١١
١١	٠,٣١٠	٠,٤٤٠	٣٦	٠,٠٧٢	٠,٦٠٨
١٢	-٠,٥٠١	٠,٥٠٦	٣٧	-٠,٥٧٣	١,٠٦٤
١٣	-٠,٢١٨	٠,٤٣٧	٣٨	٠,٤٣٩	٠,٣٤٦
١٤	٠,٦٤١	٠,٣٠٥	٣٩	-١,٣٨٦	٠,٧٦٦
١٥	-٠,٩٢٦	١,٤٠٢	٤٠	-١,٢٤٧	٠,٥٧٣
١٦	-٠,٦١٥	٠,٤٥١	٤١	-١,٢٤٧	٠,٥٨٧
١٩	٠,١٠١	٠,٣٢٢	٤٣	-٠,٤٥٢	٠,٤٥٠
٢٠	٠,٣٥٨	٠,٤٣٨	٤٥	-٠,٦٠٤	٠,٨٨٠
٢١	٢,١٠٥	٠,٣١٤	٤٦	-٠,٨٣٠	١,٤٦٨
٢٢	٠,٩١١	٠,٤٣٠	٤٨	-١,٠١٧	١,٢٧٨
٢٤	١,٧٦٨	٠,٥١٨	٤٩	١,٨٦٦	٠,٢٧٥
٢٥	-١,١١٦	١,٤٠١	٥٠	-٠,٧٣٧	١,٢٣٢

يتبين من الجدول رقم (٣)، أن قيم معلم الصعوبة تتراوح بين -١,٣٨٦ و٢,٢٥١، فيما تراوحت قيم معلم التمييز بين ٠,٢٤٢ و١,٤٦٨، مما يشير إلى أن القيم التي أفرزتها بيانات الدراسة الحالية تتمتع بدقة مقبولة.

المرحلة الثالثة: تم أيضاً تقدير معلم القدرة، باستخدام طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) من خلال البرمجية نفسها. ويبين الجدول رقم (٤) معالم قدرات المفحوصين والأخطاء المعيارية في تقديرها لفقرات الاختبار في صورته النهائية المعتمدة (٤٤) فقرة طابقت توقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم، علماً بأن الباحث قام بحذف أدنى خمس علامات خام من البيانات (١٠، ١١، ١٢، ١٣، ١٤)؛ بسبب عدم احتساب قيمة الخطأ المعياري لتقدير القدرة من خلال برمجية (Bilog – MG3) لهذه العلامات.

الجدول رقم (٤)
العلامات الخام ومعالم قدرات المفحوصين والأخطاء المعيارية في تقديرها لفقرات الاختبار في صورته النهائية المعتمدة (٤٤) فقرة

العلامة الخام	القدرة	الخطأ المعياري للقدرة	العلامة الخام	القدرة	الخطأ المعياري للقدرة
١٥	-١,٩٢١	٠,٥٠٠	٣٣	٠,٢٨٢	٠,٣٧٠
١٦	-١,٧٤٠	٠,٤٧١	٣٤	٠,٤١١	٠,٣٨٠
١٧	-١,٥٧٠	٠,٤٥١	٣٥	٠,٥٧١	٠,٣٩١
١٨	-١,٤١٢	٠,٤٤٠	٣٦	٠,٦٨٣	٠,٤٠٠
١٩	-١,٢٧٠	٠,٤٣٠	٣٧	٠,٨٩٢	٠,٤٢٠
٢٠	-١,١٢٠	٠,٤٢٢	٣٨	١,٠٣١	٠,٤٤١
٢١	-١,٠١١	٠,٤١١	٣٩	١,١٩٠	٠,٤٥٠
٢٢	-٠,٨٦٠	٠,٤٠١	٤٠	١,٢٢٤	٠,٤٦١
٢٣	-٠,٧٣٣	٠,٣٩٤	٤١	١,٣١١	٠,٤٧٢

تابع الجدول رقم (٤)

العلامة الخام	القدرة	الخطأ المعياري للقدرة	العلامة الخام	القدرة	الخطأ المعياري للقدرة
٢٤	-٠,٦٠٢	٠,٣٩٣	٤٢	١,٥٢٢	٠,٤٩٠
٢٥	-٠,٤٩٤	٠,٣٨١	٤٣	١,٧٠١	٠,٥٢٢
٢٦	-٠,٣٧٠	٠,٣٨١	٤٤	١,٨٩٣	٠,٥٣١
٢٧	-٠,٢٥١	٠,٣٧٠	٤٥	٢,١١٠	٠,٥٤١
٢٨	-٠,١٣٠	٠,٣٧٠	٤٦	٢,٣٠٠	٠,٥٦٠
٢٩	-٠,٠٢٠	٠,٣٧٠	٤٧	٢,٥٢٠	٠,٥٨٠
٣٠	٠,٠٨١	٠,٣٧٠	٤٨	٢,٨٤١	٠,٦١٠
٣١	٠,١٣٤	٠,٣٧٠	٤٩	٣,٠٧٠	٠,٦٤٠
٣٢	٠,١٩١	٠,٣٧٠			

يتبين من الجدول رقم (٤)، أن قيم معالم القدرة للمفحوصين على الاختبار بصورته النهائية (٤٤) فقرة، تراوحت بين -١,٩٢١ و٣,٠٧٠، للعلامتين الخام ١٥ و٤٩ على الترتيب. كما يلاحظ من الجدول، تناقص قيم الخطأ المعياري كلما انتقلنا من مستويات القدرة الدنيا إلى العليا، ثم يبدأ بعد ذلك بالزيادة مع زيادة مستويات القدرة.

المرحلة الرابعة: تم استخدام البرمجية الإحصائية (LDID) للكشف عن أزواج فقرات الاختبار التي تظهر ارتباطًا موضعيًا، وفق مؤشرQ3. وهي برمجية مكتوبة بلغة فورتران (FORTRAN) وتحتاج عند تشغيلها إلى ثلاثة ملفات رئيسة، وذات تسميات محددة تشترطها البرمجية لكل ملف، وهي:

١- ملف (LDID.DAT) الذي يضم البيانات الخام (استجابات المفحوصين، وعدد الفقرات) بعد إجراء عملية المطابقة لتوقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم المستخدم في الدراسة الحالية.

٢- ملف (LDID.PAR) الذي يضم معالم الفقرات المقدرة (معلم الصعوبة، ومعلم التمييز) التي تم احتسابها من خلال برمجية، (Bilog-MG3) في المرحلة الثانية السابقة.

٣- ملف (LDID.SCO) الذي يضم قدرات المفحوصين المقدرة من خلال برمجية (Bilog-MG3) حسب المرحلة الثالثة من الدراسة الحالية.

وبعد تنظيم الملفات الثلاثة في برمجية (LDID) كان لابد من تحديد نقطة قطع؛ كحد فاصل بين أزواج الفقرات التي تظهر ارتباطًا موضعيًا، وتلك التي لا يوجد بينها ارتباط موضعي (مستقلة)، واعتماداً على هذه البرمجية تم اعتماد القيمة المطلقة للعدد ٠,٠٥ (٠,٠٥) كحد فاصل بين أزواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعي عن غيرها من الفقرات. فقيم مؤشر Q3 الأعلى من ٠,٠٥ بين أزواج الفقرات تعدّ مؤشراً على الارتباط الموضعي بين تلك الفقرات،

والقيمة الموجبة لمؤشر Q3 تعني أن إجابة فقرة ما تؤثر إيجابياً في إجابة فقرة أخرى، فيما تعني القيمة السالبة لمؤشر Q3 أن إجابة الفقرة تؤثر سلباً في إجابة فقرة أخرى تقارن معها.

والجدول رقم (٥)، يبين قيم مؤشر Q3 لأول فقرتين (الأولى، والثانية) مع باقي فقرات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت، والمكون في صورته النهائية المعتمدة من (٤٤) فقرة، طابقت توقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم.

الجدول رقم (٥)
قيم مؤشر Q3 لأول فقرتين من فقرات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت، مع باقي فقرات الاختبار، والمكون في صورته النهائية المعتمدة من (٤٤) فقرة

قيم مؤشر Q3	أزواج الفقرات (الفقرة الثانية، مع بقية فقرات الاختبار)	قيم مؤشر Q3	أزواج الفقرات (الفقرة الأولى، مع بقية فقرات الاختبار)
-٠,٠٢٩	(٤,٢)	-٠,٠٠٢	(٢,١)
-٠,٠٨٠	(٤,٢)	-٠,٠٤٤	(٣,١)
-٠,٠٠٥	(٥,٢)	-٠,٠١٣	(٤,١)
٠,٠٠٨	(٦,٢)	٠,٠٠٦	(٥,١)
٠,٠٠٧	(٧,٢)	٠,٠٢٣	(٦,١)
٠,٠٤٣	(٨,٢)	-٠,٠٣٧	(٧,١)
-٠,٠٢٧	(٩,٢)	٠,٠٠٥	(٨,١)
-٠,٠٤٣	(١٠,٢)	-٠,٠٤٠	(٩,١)
٠,٠١٢	(١١,٢)	-٠,٠٦١	(١٠,١)
-٠,٠٠٦	(١٢,٢)	٠,٠١١	(١١,١)
-٠,٠٠٥	(١٣,٢)	-٠,٠١٥	(١٢,١)
٠,٠٣٣	(١٤,٢)	-٠,٠٢٤	(١٣,١)
-٠,٠٦٦	(١٥,٢)	-٠,٠٠٣	(١٤,١)
-٠,٠٥٦	(١٦,٢)	٠,٠٢١	(١٥,١)
٠,٠١٩	(١٩,٢)	٠,٠٧٤	(١٦,١)
٠,٠١٦	(٢٠,٢)	-٠,٠٦٣	(١٩,١)
-٠,٠٧٤	(٢١,٢)	-٠,٠٤٩	(٢٠,١)
-٠,٠٢٣	(٢٢,٢)	-٠,٠٢٦	(١٩,١)
-٠,٠٠٣	(٢٤,٢)	-٠,٠١٣	(٢١,١)
٠,٠٠١	(٢٥,٢)	-٠,٠٠٢	(٢٤,١)
٠,٠١٧	(٢٦,٢)	-٠,٠٤٦	(٢٥,١)
٠,٠٠٢	(٢٧,٢)	-٠,٠٢٤	(٢٦,١)
٠,٠٢٤	(٢٨,٢)	-٠,٠٤٤	(٢٧,١)
-٠,٠٠٤	(٢٩,٢)	٠,٠١٨	(٢٨,١)
٠,٠٤٧	(٣٠,٢)	٠,٠١١	(٢٩,١)
٠,٠٠١	(٣١,٢)	٠,٠٣٥	(٣٠,١)
٠,٠١٩	(٣٢,٢)	-٠,٠٣٣	(٣١,١)
-٠,٠٦٨	(٣٣,٢)	٠,٠١٣	(٣٢,١)
٠,٠٣٤	(٣٤,٢)	-٠,٠١١	(٣٣,١)
-٠,٠٢٧	(٣٥,٢)	-٠,٠٤٧	(٣٤,١)
-٠,٠٤٢	(٣٦,٢)	٠,٠٢٥	(٣٥,١)
-٠,٠٣٠	(٣٧,٢)	٠,٠١٣	(٣٦,١)

تابع الجدول رقم (٥)

قيم مؤشر Q3	أزواج الفقرات (الفقرة الثانية، مع بقية فقرات الاختبار)	قيم مؤشر Q3	أزواج الفقرات (الفقرة الأولى، مع بقية فقرات الاختبار)
٠,٠٢٩-	(٣٨,٢)	٠,٠٠٣-	(٣٧,١)
٠,٠١٦	(٣٩,٢)	٠,٠٢٧-	(٣٨,١)
٠,٠٥٨-	(٤٠,٢)	٠,٠٥١-	(٢٩,١)
٠,٠٥٦	(٤١,٢)	٠,٠٢٤	(٤٠,١)
٠,٠٤٣	(٤٣,٢)	٠,٠٠٦-	(٤١,١)
٠,٠١٧	(٤٥,٢)	٠,٠٠٧-	(٤٣,١)
٠,٠٧٥	(٤٦,٢)	٠,٠٥٢-	(٤٥,١)
٠,٠٣٣-	(٤٨,٢)	٠,٠٥١-	(٤٦,١)
٠,٠٢٦-	(٤٩,٢)	٠,٠١٣	(٤٨,١)
٠,٠٢٧	(٥٠,٢)	٠,٠٠٥-	(٤٩,١)
		٠,٠٣٧-	(٥٠,١)

يتبين من الجدول رقم (٥)، وجود قيم موجبة وأخرى سالبة للمؤشر Q3؛ وهذا يعني أن هناك بعض الفقرات تؤثر إيجابيا في إجابة فقرة أخرى، وكذلك وجود بعض الفقرات المرتبطة التي تؤثر سلباً في إجابة فقرة أخرى. وبنفس الطريقة السابقة، تم حساب مؤشر Q3 لبقية أزواج فقرات الاختبار، والمكون في صورته النهائية من (٤٤) فقرة.

ولحساب نسبة عدد أزواج الفقرات التي تظهر ارتباطًا موضعيًا وفق برمجية (LDID) باستخدام مؤشر Q3، تم اعتماد المعادلة الآتية:

نسبة عدد أزواج الفقرات التي تظهر ارتباط موضعي = عدد أزواج الفقرات التي تظهر ارتباطًا موضعيًا/عدد أزواج الفقرات المستخدمة (٤٤) فقرة. وعليه، فإن نسبة عدد أزواج الفقرات التي أظهرت ارتباطًا موضعيًا، وفق مؤشرQ3، بلغت ٠،١٣٥ تقريبا.

المرحلة الخامسة: تم تقسيم بيانات الدراسة إلى ثلاثة مستويات للقدرة، وهي: قدرات مرتفعة، وقدرات متوسطة، وقدرات متدنية، بواقع ٢٠٠ مفحوص لكل قدرة، ومن ثم تم حساب مؤشر Q3 بين أزواج الفقرات عند كل مستوى من مستويات القدرة الثلاثة، ثم تم حساب نسبة عدد أزواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعي، ولكل مستوى من مستويات القدرة الثلاثة، كما هو مبين في الجدول رقم (٦).

يلاحظ من الجدول رقم (٦)، أن هناك اختلافاً في نسبة عدد أزواج فقرات الاختبار التي تظهر ارتباطًا موضعيًا، وفق مؤشر Q٣، باختلاف مستوى القدرة لدى أفراد عينة الدراسة، إذ تنخفض هذه النسبة بانخفاض مستوى القدرة للمفحوصين. كما يتبين أن الفرق في النسب عند الانتقال من مستوى القدرات المتدنية إلى مستوى القدرات المتوسطة قد بلغ (٠,٠٥٧)، في حين بلغ الفرق في النسب عند الانتقال من مستوى القدرات المتوسطة إلى

مستوى القدرات العالية (٠,٠٢١).

الجدول رقم(٦)
نسبة عدد أزواج الفقرات التي بينها ارتباطا موضعياً لكل مستوى من مستويات القدرة الثلاثة، باستخدام مؤشرQ3

مستويات القدرة	القدرات المرتفعة	القدرات المتوسطة	القدرات المتدنية
النسبة	٠,٢٢٢	٠,٢٠١	٠,١٤٤

ثانياً: النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني

نص هذا السؤال على: "ما مدى تحقق افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) في بيانات الدراسة؟ وما علاقة هذا الافتراض بافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للمفردة؟".

تم التحقق من افتراض أحادية البعد لنظرية الاستجابة للمفردة من خلال إجراء تحليل عاملي لبيانات الدراسة المتعلقة باستجابات (١١٠٨) مفحوص عن (٥٠) فقرة تمثل اختبار المستوى في الحاسوب في جامعة آل البيت، وذلك كما تم توضيحه في الجدول رقم (١) من الدراسة الحالية، بطريقة تحليل العوامل الرئيسة (Principle Components Analysis, PCA)، إذ أفرز التحليل، وجود (١٨) عاملاً كانت قيم جذرها الكامن (Eigenvalues) أكبر من الواحد صحيح، وفسرت جميع العوامل ٥٠,٧٥٥٪ من التباين الكلي.

وتبين من الجدول رقم (١)، أن قيمة الجذر الكامن للعامل الأول بلغت ٤,٣١٦ وهو يفسر ما نسبته ٨,٦٣٢٪ من التباين الكلي، وهي قيمة مرتفعة إذا ما قورنت مع قيم الجذور الكامنة لبقية العوامل. أما العامل الثاني فقد بلغت قيمة جذره الكامن ٤,١٢٣ وفسرت ما نسبته ٤,١٢٣٪ من التباين، بمعنى أن العامل الأول فسر ما يزيد عن مثلي ما فسره العامل الثاني من تباين. وهذا مؤشر على تحقق افتراض أحادية البعد للاختبار بصورته المكونة من (٥٠) فقرة، أي أن الاختبار يقيس سمة واحدة (Hulin, Drasgow & Parson, 1983; Hambleton & Swaminathan, 1985; Hattie, 1985; Lord, 1980).

كما أمكن التحقق من افتراض أحادية البعد من خلال استخدام ما يعرف باختبار «الهضبة» (Scree Plot) الذي ظهر في الشكل رقم (١) السابق.

وبعد ذلك، قام الباحث بتقسيم الفقرات التي أظهرت ارتباطًا موضعيًا إلى ثلاث حالات: حالة الارتباط الموضعي المتدنية، حيث يكون فيها عدد الفقرات التي بينها ارتباط موضعي يساوي ١٠، وحالة الارتباط الموضعي المتوسطة، حيث يكون فيها عدد الفقرات التي بينها ارتباط موضعي يساوي ١٥، وحالة الارتباط الموضعي المرتفعة، حيث يكون فيها عدد

الفقرات التي بينها ارتباط موضعي يساوي ٢٠. وتم إجراء تحليل عاملي لحالات الارتباط المختلفة (متدني، متوسط، ومرتفع) باستخدام طريقة تحليل العوامل الرئيسة (PCA). ويبين الجدول رقم (٧) قيم الجذر الكامن، ونسبة التباين المفسر للعامل الأول والعامل الثاني، وناتج قسمة الجذر الكامن للعامل الأول على الجذر الكامن للعامل الثاني، بعد مطابقة بيانات الدراسة لتوقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم، وكذلك يبين الجدول متوسط قيم مؤشر Q3 لحالات الارتباط المختلفة.

الجدول رقم (٧)
خلاصة نتائج التحليل العاملي، ومتوسط قيم مؤشرQ3، لحالات الارتباط المختلفة.

رقم العامل		حالات الارتباط			
		لا يوجد	مرتفع	متوسط	متدني
العامل الأول	الجذر الكامن	٣,٩٦٠	٣,٦٨٣	٣,٥٤١	٣,٢٧١
	التباين المفسر	١٢,٧٧٢	١٢,٠٨٢	١١,٧٦٧	١١,٥٥٤
العامل الثاني	الجذر الكامن	١,٦٣٣	١,٦٥٥	١,٥٩١	١,٥٤١
	التباين المفسر	٥,١٦٧	٥,٥٠١	٥,٤٢٥	٥,٢١٩
	ناتج القسمة	٢,٤٢٥	٢,٢٢٥	٢,٢٢٦	٢,١٢٣
	عدد الفقرات(n)	٤٤	٤٤	٤٤	٤٤
	متوسط قيم مؤشر Q3	٠,٠٠٠	-٠,٠١٢	-٠,٠١٤	-٠,٠١٢
	(القيمة المتوقعة)*	(-٠,٠٢٣)	(-٠,٠٢٣)	(-٠,٠٢٣)	(-٠,٠٢٣)

*القيمة المتوقعة لمؤشرQ٣ هي (١-n /١-)

يتبين من الجدول رقم (٧)، أن قيم التباين المفسر للعامل الأول كانت عالية لجميع حالات الارتباط الثلاثة، ولحالة الاستقلال الموضعي للفقرات، مقارنة مع ما يفسره العامل الثاني لتلك الحالات. كما كانت قيم الجذر الكامن الأول إلى الجذر الكامن الثاني (ناتج القسمة) أعلى من ٢ لجميع الحالات، وهذه المؤشرات تدل على تحقق افتراض أحادية البعد لجميع الحالات المختلفة (Hambleton & Swaminathan, 1985).

ومن جهة أخرى، يتبين من الجدول أن متوسطات قيم مؤشر Q3 كانت قريبة من القيمة المتوقعة لهذا المؤشر(١-n/١-)= -٠,٠٢٣ التي تعدّ محكاً لتحقق الاستقلال الموضعي، فكلما اقتربت متوسطات مؤشرQ3 من هذا المعيار وكانت سالبة، دلّت على عدم وجود فقرات بينها ارتباط موضعي (LID)، أي أن الفقرات مستقلة إحصائيا، والعكس صحيح. ومن ثمّ نستنتج أن تحقق افتراض أحادية البعد يضمن للباحث تحقق افتراض الاستقلال الموضعي (LII)، بمعنى أن كلا الافتراضين متكافئان.

مناقشة النتائج والتوصيات

أولا: مناقشة النتائج المتعلقة بالسؤال الأول الذي نص على: "هل تختلف نسبة عدد أزواج فقرات الاختبار، التي تظهر ارتباطًا موضعيًا، وفق مؤشرQ3، باختلاف مستوى القدرة لدى أفراد عينة الدراسة؟"

أظهرت نتائج الدراسة أن نسبة عدد أزواج فقرات اختبار الحاسوب الذي تقدمه جامعة آل البيت، التي تظهر ارتباطًا موضعيًا، وفق مؤشر Q3، تختلف باختلاف مستوى القدرة لدى أفراد عينة الدراسة، وذلك عند تقسيم قدرة المفحوصين إلى ثلاثة مستويات (متدنية، متوسطة، ومرتفعة). إذ تبين أن هذه النسبة تنخفض بانخفاض مستوى القدرة للمفحوصين؛ وربما يعود السبب في هذا الاختلاف إلى قيمة نقطة القطع التي تم اعتمادها في هذه الدراسة، كمعيار لتحديد الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار المستخدم، والتي بلغت قيمتها ٠,٠٥ حسب برمجية (LDID). بينما في الدراسات السابقة التي أجريت حول هذا الموضوع (Balazs & Deboeck, 2006; Chen & Wang, 2007; Killer, Swaminathan & Sireci, 2003) كانت قيم المعايير المستخدمة في تحديد درجة الارتباط الموضعي بين أزواج الفقرات، مرتفعة نوعاً ما، وكان أقلها قيمةً هو (٠,١٠)؛ مما يجعل المعيار المستخدم في الدراسة الحالية مقبولاً في تحديد الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار. وقد اتفقت نتائج هذه الدراسة مع دراسة بل وباتيسون ووايذرز (Bell & Pattison & Withers, 1988) والتي أظهرت نتائجها أنّ الارتباط الموضعي بين أزواج الفقرات، ينخفض بانخفاض مستوى قدرة المفحوصين.

ثانياً: مناقشة النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني ونصّه: ما مدى تحقق افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) في بيانات الدراسة؟ وما علاقة هذا الافتراض بافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للمفردة؟

أظهرت نتائج التحليل العاملي بطريقة تحليل العوامل الرئيسة (PCA)، بأن هنالك عاملاً وحيدًا طاغيًا، قام بشرح أكبر تباين ممكن مقارنة مع العوامل الأخرى، لاستجابات (١١٠٨) مفحوص، على فقرات الاختبار الكلية (٥٠) فقرة، حيث أفرز التحليل، وجود (١٨) عاملاً كانت قيم جذرها الكامن (Eigenvalues) أكبر من الواحد الصحيح، وبلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول ٤,٣١٦ وفسرت ما نسبته ٨,٦٣٢٪ من التباين الكلي، وهي قيمة مرتفعة إذا ما قورنت مع قيم الجذور الكامنة لبقية العوامل. أما العامل الثاني فقد بلغت قيمة جذره الكامن ٤,١٢٣ وفسرت ما نسبته ٤,١٢٣٪ من التباين، وهذا مؤشر على

تحقق افتراض أحادية البعد في بيانات الدراسة الحالية، وفق المؤشرات المعتمدة على أسلوب المكونات الرئيسة، وقد أشار لورد (Lord, 1980) إلى أن الفقرات تكون أحادية البعد، إذا كانت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول كبيرة مقارنة مع قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني، وبحيث تكون قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني قريبة من بقية الجذور الكامنة التي تليه. كما بين محك هاتي (Hattie, 1985) أن الفقرات تكون أحادية البعد، إذا كانت نسبة الفرق بين قيمتي الجذرين الكامنين الأول والثاني إلى الفرق بين قيمتي الجذرين الكامنين الثاني والثالث كبيرة، وهذا ينطبق على النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسة.

وكذلك فإن القيمة العالية لمعامل ثبات الاتساق الداخلي (KR_20) للاختبار في صورته الكلية (٥٠) فقرة، أظهرت مؤشرا لتحقق افتراض أحادية البعد وفقا لرأي كرونباخ (Cronbach, 1979; Hattie, 1985) إذ يرى أن معامل الثبات يعد مؤشراً جيداً لتحقق أحادية البعد ،لأنه يمثل متوسط كل من المعاملات النصفية الممكنة، (Split-half Coefficients) بالإضافة إلى أن (KR_20) تمثل القيمة المتوقعة بالنسبة للتباين المفسر من العوامل المشتركة (Factors Common) بين الفقرات عند ارتباط عينتين عشوائيتين من تجمع الفقرات الكلي.

وفيما يتعلق بحالات الارتباط المختلفة، أظهرت نتائج التحليل، أن قيم التباين المفسر للعامل الأول كانت عالية لجميع حالات الارتباط المختلفة، مقارنة مع ما يفسره العامل الثاني لتلك الحالات. وبالاعتماد على محك هامبلتون وسواميناثان (Hambleton & Swaminathan, 1985) الذي ينص على أن فقرات الاختبار تكون أحادية البعد، إذا كانت قيم الجذر الكامن الأول إلى الجذر الكامن الثاني (ناتج القسمة) أعلى من ٢.

كما أظهرت نتائج الدراسة أن متوسطات قيم مؤشرQ3 كانت قريبة من القيمة المتوقعة لهذا المؤشر (٠,٠٢٣-) التي تعدّ محكاً لتحقق الاستقلال الموضعي، فكلما ابتعدت متوسطات مؤشر Q3 عن هذا المعيار وكانت سالبة، دلّت على تحقق الاستقلال الموضعي بين الفقرات، والعكس صحيح (Kim & Cohen & Lin, 2005).

ومن ثمّ خلصت نتائج الدراسة الحالية، إلى أن تحقق افتراض أحادية البعد يضمن للباحث تحقق افتراض الاستقلال الموضعي (LII)، بمعنى أن كلا الافتراضين متكافئان. وتتفق نتائج هذه الدراسة مع ما ذكره هامبلتون وسواميناثان وروجرز (Hambleton et al., 1991) بأن افتراض أحادية البعد يكافئ افتراض الاستقلال الموضعي (LII). وكذلك اتفقت مع ما أشار إليه هلن وزملاؤه (Hulin et al., 1983) في قولهم بأن تحقق افتراض الاستقلال الموضعي يضمن أن تقيس مجموع الفقرات سمة واحدة، وأن أحادية البعد يضمن تحقق افتراض

الاستقلال الموضعي. كما اتفقت نتائج هذه الدراسة مع ما ذكره كروكر وألجينا (Crocker & Algina, 1986) بأن المتطلب الأساسي لأي اختبار حتى يكون أحادي البعد، هو إمكانية عزو الارتباط الموضعي بين أزواج فقراته إلى سمة واحدة فقط..بمعنى أكثر تحديدًا، أن الاختبار يكون أحادي البعد إذا كانت فقراته مرتبطة إحصائيا لدى المجموعة الكلية للمفحوصين، وفقراته مستقلة إحصائيا عند كل مجموعة من المفحوصين الذين يشتركون في نفس القدرة. فيما اختلفت نتائج الدراسة الحالية مع نتيجة دراسة ميرا وروبن وسيرسي (Meara, Robin & Sireci, 2000) التي توصلت إلى أن افتراض الاستقلال الموضعي وافتراض أحادية البعد، هما افتراضان غير متكافئين.

التوصيات

في ضوء النتائج التي توصلت إليها هذه الدراسة، يوصي الباحث بما يلي:

١- ضرورة اهتمام القائمين على إعداد اختبارات المستوى في الحاسوب بجامعة آل البيت عند صياغتهم فقرات الاختبار، بأن تكون الفقرات مستقلة عن بعضها؛ بمعنى أكثر تحديدا، أن تكون الإجابة عن فقرة ما غير مرتبطة بالإجابة عن فقرة أخرى، بحيث يتم تجنب تكرار الخطأ، وتجنب جعل العقوبة مزدوجة أو تراكمية على الطالب عند استجابته على تلك الفقرات.

٢- إجراء دراسة مماثلة على أنواع أخرى من الاختبارات (فقرات الصواب والخطأ، فقرات إكمال الفراغ، فقرات المزاوجة، وغيرها)؛ لبيان درجة مساهمة أزواج فقراتها المختلفة في الارتباط الموضعي.

٣- استخدام مؤشرQ3 عند الكشف عن أزواج فقرات الاختبارات المتنوعة التي تظهر ارتباطًا موضعيًا؛ نظراً لدقة إجراءاته ونتائجه.

٤- الاستناد على برمجية (LDID)، ومحاولة الاستفادة من المؤشرات الأخرى التي تقدمها هذه البرمجية في الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج الفقرات، بعد مطابقة البيانات المستخدمة لتوقعات نماذج نظرية الاستجابة للمفردة المختلفة.

المراجع

علام، صلاح الدين (١٩٨٦). **تطورات معاصرات في القياس النفسي والتربوي**. الكويت: كلية الآداب

كاظم، أمينة والشرقاوي، أنور والشيخ، سليمان وعبدالسلام، نادية (١٩٩٦). **اتجاهات معاصرة في القياس والتقويم النفسي والتربوي**. القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

النعيمي، عزالدين (٢٠٠٩). مقارنة ثلاثة طرق للكشف عن انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي في الاختبارات الوطنية لضبط نوعية التعليم في الأردن. **مجلة علوم إنسانية**، ٤١، ٢-١٥.

Allen, M. & Yen, W. (1979). **Introduction to measurement theory.** Monterey, California: Cole Publishing Company.

Balazs, K. & Deboeck, P. (2006). **Detecting local item dependence stemming from minor dimension.** Retrieved from: http:// www.stat.ucl.ac.be/IAP.

Bell, R., Pattison, P. & Withers, G. (1988). Conditional independence in a clustered item test. **Applied Psychological Measurement, 12,** 15-25.

Chen, C. & Wang, W. (2007). Effects of ignoring item interaction on item parameter estimation and detection of interacting items. **Applied Psychological Measurement, 31**(5), 388-411.

Chen, W. & Thissen, D. (1997). Local dependence indexes for item pairs using item response theory. **Journal of Educational and Behavioral Statistics, 22**, 265-289.

Clarke, R. (1986). Students approaches to learning in an innovative medical school: across- sectional study. **British Journal of Educational Psychology, 56**(3), 309-320.

Crocker, L. & Algina, J. (1986). **Introduction to classical and modern test theory.** New York: CBS College Publishing.

Cronbach, J. (1979). **Essential of psychological testing.** New York: Harper & Row.

Dresher, A. (2003). **An empirical investigation of local item dependency in NAEP data.** Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association (AERA) and the National Council on Measurement in Education (NCME) Held Between April 21 to 25, 2003, Retrieved from: http:// www.ets.org\legal\copyright.html.

Duff, A. (1997). A note on the reliability and validity of a 30–item version of entwistle and trait's revised approaches to studying inventory. **British Journal of Educational Psychology, 67**(4), 529-539.

Embretson, S. & Reise, S. (2000). **Item response theory for psychologists.** New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Entwistle, N., & Kozeki, B. (1985). Relationships between School Motivation, approaches to studying, and attainment, among British and Hungarian Adolescents. **British Journal of Educational Psychology, 55**(2), 124-136.

Fennessy, L. (1995). **The impact of local dependencies on varions IRT outcomes.** Unpublished doctoral dissertation, University of Massachusetts at Amherst. [Dissertation Abstract International, 65-03A, 899].

Frisby, C. (1991). A meta-analytic investigation of the relationship between grade level and mean scores on the cornell critical thinking test, Level X. **Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 23**(4), 162-170.

Gruijter, D. & Kamp, L. (2005). **Statistical test theory for education and psychology.** Retrieved December 30, 2005 from: www.leidenuniv.nl /~ gruijterdnmde.

Hambleton, R. (1989). **Principles and selected applications of item response theory.** New York: Macmillan Publishing Company.

Hambleton, R. & Swaminathan, H. (1985). **Item response theory: principles and applications.** Boston, MA: Kluwer Nij Publishing.

Hambleton, R., Swaminathan, H. & Rogers, J. (1991). **Fundamentals of item response theory.** Newbury Perk California: Stage publications.

Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. **Applied Psychological Measurement, 9**(2), 139-164.

Hulin, C., Drasgow, F. & Parson, K. (1983). **Item response theory: Applications to psychological measurement.** Homewood, Illinois: Dow Jones–Irwin.

John, R. (1990). Reliability and replicability of the relationship of the approaches to studying questionnaire. **Studies in Higher Education, 15**(2), 155-168.

Killer, L., Swaminathan, H. & Sireci, S. (2003). Evaluating scoring procedures for context- dependent item sets. **Applied Measurement in Education, 16**(3), 207-221.

Kim, S., Cohen, A., & Lin, Y. (2005). **LDID: Local dependence indices for dichotomous items[1] [A Computer Program].** The University of Georgia: Scientific Software.

Lawson, D. & Brailovsky, C. (2006). The presence and impact of local item dependence on objective structured clinical examinations scores and the potential use of the polytomous, many- facet rash model. **Journal of Manipulative and Physiological Therapeutics, 29**(8), 651-657.

Lee, Y. (2000). **Examining passage–related local item dependence (lid) using q3 indices in an EFL reading comprehension test.** (ERIC Document Reproduction Service No.ED458244).

Lord, F. (1980). **Application of item response theory to practical testing problems.** Hillsdate, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

McDonald, P. (1981). The dimensionality of tests and items. **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 34,** 100-117.

Meara, K., Robin, F., & Sireci, S. (2000). Using multidimensional scaling to assess the dimensionality of dichotomous item data. **Multivariate Behavioral Research, 35**(2), 229-259.

Shen, L. (1997). **Quantifying item dependency by fisher's z.** Paper presented at the annual meeting of the american educational research association. Chicago, IL, March 24-28, 1997 (ERIC Document Reproduction Service No. ED 410241).

Skaggs, G. (2007). Bookmark locations and item response model selection in the presence of local item dependence. **Journal of Measurement, 8**(1), 65-83.

Yen, W. (1984). Effect of local item dependence on the fit and equating performance of the three-parameter logistic model. **Applied Psychological Measurement, 8,** 125-145.

Yen, W. (1993). Scaling performance assessments: strategies for managing local item dependence. **Journal of Educational Measurements, 30**(3), 187-213.

Zenisky, A., Hambleton, R., & Sireci, S. (2002). **Effects of local item dependent on the validity of irt items, tests, and ability statistics.** MCAT Monograph. Association of American Medical Colleges, Washington Retrieved from: http:// www.aamc.org/mcat.

Zimowski, M.F., Maraki, E., Mislevy, R.J. & Back, D. (1996). **BILOG-MG3: multiple group irt analysis and test maintenance for binary items [A Computer Program].** Chicago: Scientific Software.