مجلة جامعة الانبار للعلوم الانسانية
University of Anbar Journal for Humanities
P. ISSN: 1995-8463 E.ISSN: 2706-6673
Volume 18- Issue 1- March 2021 | المجلد ١٨- العدد ١ – اذار ٢٠٢١

الخصائص السيكومترية لمقياس الوسواس القهري لدى عينة من طلاب الجامعة باستخدام نظرية الاستجابة للفقرة

أ. م. د. ايسر فخري رحومي
جامعة بغداد- كلية العلوم الاسلامية
Dr. Asiar Fakrie @gmail.com

DOI
10.37653/juah.2021.171564

تم الاستلام: ٢٠٢٠/٥/١٤
قبل للنشر: ٢٠٢٠/٦/٣٠
تم النشر: ٢٠٢١/٣/١

الكلمات المفتاحية
نظرية استجابة العنصر
اعتماد العنصر المحلي
أحادية الجانب
مؤشر Q3

الملخص:

هدفت هذه الدراسة الى تطوير الكشف عن علاقة افتراض احادية البعد بافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للفقرة لمقياس اعراض اضطراب الوسواس القهري وكذلك الكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات الاختبار باستخدام مؤشر (Q3) ومعرف نسبة عدد ازواج الفقرات التي تظهر ارتباطاً موضوعياً باختلاف مستوى القدرة لدى افراد عينة الدراسة. ولتحقيق اهداف البحث الحالي تم تطبيق مقياس اعراض الوساوس القهرية لدى طلبة الجامعة المكون من (٨١) فقرة والمعد من قبل مؤمن وابو هذي ٢٠٠٦، على عينة البحث البالغة (١١٠٨) طالب وطالبة من طلبة جامعة بغداد اختيروا بالطريقة العشوائية البسيطة وبعد تحليل اجابات عينة البحث واستخدام ثلاث برمجيات احصائية وهي (LDID و Bilog-MG3 و SP.SS) على الترتيب.

اظهرت نتائج الدراسة ان نسبة عدد ازواج فقرات الاختيار التي كشف مؤشر (Q3) عن رصد ارتباط موضعي بينها بلغت (٠,١٣٥) وكذلك اظهرت النتائج ان هذه النسبة تنخفض بانخفاض مستوى القدرة للمفحوصين، كما اظهرت نتائج البحث ان افتراض احادية البعد افتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للفقرة، هما افتراضان متكافئان.

Psychometric properties of the obsessive-compulsive measure among a sample of university students using the item response theory

Dr. Asiar Fakrie rahomie
University of Baghdad -College of Islamic sciences

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: Uni-dimensionality and Local Item Independence, according to the 2Parameters Logistic Model (2-PLM). To achieve this, the researcher used data available about of obsessive compulsion scale, (OCS) prepared by Baghdad university, which is used to measure the freshman students' level when joining the (BA) program in 2007/2008. The test consisted of (81) 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**.**

Submitted: 14/05/2020
Accepted: 30/06/2020
Published: 01/03/2021

Keywords:
item response theory
local item dependence
unidimenstionality
Q3 index

©Authors, 2021, College of Education for Humanities University of Anbar. This is an open-access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

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 انه –وكما اشار عدد من الباحثين في دراساتهم (Killer et al, 2003; Fennessy, 1995) من المفروض عند صياغة فقرات الاختبار، ان تكون الاجابة عن فقرة ما غير مرتبطة بالاجابة عن فقرة اخرى، بمعنى اكثر تحديدا، ان تكون الفقرات مستقلة عن بعضها، بحيث يتم تجنب تكرار الخطأ، وتجنب جعل العقوبة مزدوجة او 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، بالاضافة الى تطبيقاتها المختلفة، التي اثبتت البحوث التجريبية انها تحقق الدقة والموضوعية المنشودة في العلوم النفسية والتربوية.

مما دفع الباحث لاختيار واحدة من ادوات القياس المهمة في مجال القياس النفسي والتربوي، وهو مقياس اعراض اضطراب الوسواس القهري لدى طلبة الجامعة، ومحاولة التحقق من افتراض احادية البعد وافتراض الاستقلال الموضعي بين الأزواج المختلفة لفقراته، وفاعلية مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي (LID) بين الأزواج المختلفة لفقراته، وخاصة ان هذا الاختبار تتخذ في ضوء نتائجه قرارات تهم مستقبل الطلبة المستجدين في مرحلة البكالوريوس اكاديمياً ومادياً.

أهداف الدراسة:

يمكن تلخيص اهداف الدراسة الحالية بما يأتي:

١- تعرف نسبة عدد ازواج فقرات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة بغداد لطلبتها في مرحلة البكالوريوس خلال العام الجامعي ٢٠١٥/٢٠١٦ تظهر ارتباطاً موضعياً (LID) وفق مؤشر Q3.

٢- تعرف مدى تحقق افتراض احادية البعد لنظرية الاستجابة للمفردة، لاختبار المستوى في الحاسوب الذي تقدمه جامعة بغداد لطلبتها المستجدين في مرحلة البكالوريوس خلال العام الجامعي ٢٠١٥/٢٠١٦، من خلال تحليل استجابات افراد عينة الدراسة على فقرات الاختبار. وتعرف علاقة هذا الافتراض بافتراض الاستقلال الموضعي لنظرية الاستجابة للمفردة.

فرضيات البحث:

وبالتحديد تسعى الدراسة الحالية للإجابة عن الفرضيات التالية:

١- هل تختلف نسبة عدد ازواج فقرات الاختبار، التي تظهر ارتباطاً موضعياً، وفق مؤشر Q3 باختلاف مستوى القدرة لدى افراد عينة الدراسة.

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

اهمية الدراسة:

ان الاختبار السهل من المتوقع ان يقدم تقديرات اكثر دقة عند مستويات القدرة المتدنية، لذا فهو اكثر فائدة وفاعلية للمفحوصين ذوي القدرة المتدنية. وعلى العكس من ذلك، فإن الاختبار الصعب من المتوقع ان يقدم معلومات اكثر دقة عند مستويات القدرة العليا، لذا فهو اكثر فائدة للمفحوصين ذوي القدرة العليا. وعلى الرغم من المحاولات التي يقوم بها الباحثون في كتابة فقرات مستقلة احصائياً، والذي يعد امراً مرغوباً فيه، إلا ان هذا لا يضمن تحقق الاستقلال الموضعي لاستجابات المفحوصين على الفقرات عند اخضاع تلك الفقرات للتحليل الاحصائي، وذلك كما تبين من خلال الاطار النظري للدراسة الحالية. من هنا، تبرز اهمية 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 ازواج فقرات اختبار مقياس اعراض الوسواس القهري لدى طلبة الجامعة باستخدام مؤشر Q3، من خلال تحليل بيانات حقيقية، يتخذ بناء على نتائجها قرارات تهم طلبة بغداد وفق برمجيات احصائية جديدة ومتطورة (LDID & Bilog– MG3) وقليلة الاستخدام على مستوى البحوث والدراسات العربية، لندرتها، وصعوبة الحصول عليها.

التعريفات الاجرائية:

-**اختبار احادي البعد (Un–idimensionality)**، اخبار يقيس سمة واحدة من خلال مجموعة الفقرات المختلفة التي تشكل هذا الاختبار.

-**الاستقلال الموضعي (Independence local)**، ان تكون علامات الفرد مستقلة احصائياً، عند اي نقطة على متصل السمة.

-**معلمة 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 المعلم لا توجد اعتبارات لمعلمة التخمين، بمعنى ان قيمة معلم التخمين تساوي صفراً ($G_i=0$)، لذلك فإن التعريف الدقيق لمعلم الصعوبة في الدراسة الحالية هو مقدار القدرة التي يكون عندها احتمال اجابة المفحوص تساوي ٠,٥.

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

- **حالة عدم وجود ارتباط موضعي:** تكون فيها قيمة مؤشر Q3 اعلى من القيمة المطلقة للعدد ٠,٠٥ لأزواج الفقرات، وتعني القيمة الموجبة للمؤشر Q3 ان اجابة فقرة ما تؤثر ايجاباً في اجابة فقرة اخرى.

-**حالة الارتباط الموضعي السلبية:** ان تكون قيم Q3 اقل من القيمة المطلقة للعدد ٠,٠٥ لأزواج الفقرات، وتعني القيمة السالبة للمؤشر (Q3) ان اجابة فقرة ما تؤثر سلباً في اجابة فقرة اخرى.

-**مؤشر** Q3: وهو مؤشر احصائي يستخدم للكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات الاختبار، ويعبر عن معامل الارتباط بين البواقي لزوج من الفقرات بعد ضبط السمة المقدرة.

حدود البحث:

تحدد البحث الحالي بما يلي:

١- اقتصرت الدراسة الحالية على طلبة جامعة بغداد للدراسات الصباحية للعام ٢٠١٥-٢٠١٦ فقط ولكلا الجنسين ولكافة الاختصاصات.

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 احصائية جديدة ومتخصصة، والمتمثلة ببرمجيتي (LDID & Bilog-MG3).

٤- نظرا لاتفاق غالبية نتائج الدراسات السابقة حول فاعلية مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات ادوات الدراسة المستخدمة في كل منها، فقد اقتصرت الدراسة

الحالة على استخدام مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات الاختبار.

الخصائص السيكومترية لمقياس اضطراب الوسواس القهري لدى عينة من طلبة الجامعة باستخدام نظرية الاستجابة للفقرة.

خلفية النظرية:

اهتم علماء القياس بالتحقق من صدق وثبات الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية، وذلك منذ ان وجدت حركة القياس النفسي والتربوي، وكان الهدف الأسمى وراء هذا الاهتمام هو تحقيق اعلى درجة من الموضوعية والدقة في تلك الاختبارات، وخاصة ان الوحدة الأساسية في اي اختبار هي فقراته. وقد اجريت 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؛ انها تتأثر بخصائص عينة المفحوصين الذين تطبق عليهم. من هنا، تدعو الحاجة الى 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. وابرز هذه الاتجاهات نظرية الاستجابة للمفردة Response Item Theory (IRT) (علام، ١٩٨٦؛ كاظم والشرقاوي والشيخ وعبد السلام، ١٩٩٦)، او ما يطلق عليها احياناً نظرية السمات الكامنة Latent Trait Theory (LTT)، إذ تقدم هذه النظرية أساساً مختلفاً عن النظرية التقليدية (CTT)، إذ تفترض انه يمكن التنبؤ بأداء المفحوصين او يمكن تفسير ادائهم في اختبار نفسي او عقلي معين في ضوء خاصية او خصائص مميزة لهذا الاداء تسمى القدرات او السمات (Traits). وفي الحقيقة، يصعب ملاحظة هذه السمات مباشرة؛ لذلك يجب تقديرها، او الاستدلال عليها من اداء المفحوصين

على مجموعة من فقرات الاختبار او المقياس (Embretson & Reise, 2000; Skaggs, 2007).

ونتج عن هذه النظرية مجموعة من النماذج تعرف باسم نماذج السمات الكامنة (Latent Models Trait)، تهدف الى تحديد العلاقات بين اداء الفرد في الاختبار والسمة التي تكمن وراء هذا الاداء وتفسره. ويمكن تصنيف هذه النماذج الى ثلاثة اصناف، يرتبط الصنف الأول منها بالاستجابات الثنائية (Dichotomous)، اما الصنف الثاني فيرتبط بالاستجابات المتعددة (Polytomous)، والصنف الثالث يكون خليطا من الصنفين الأول والثاني. وتجدر الاشارة الى ان النماذج اللوجستية ذات المعلم الواحد (نموذج راش) والمعلمين والثلاثة معالم، من اهم 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، اما في النموذج اللوجستي ذي المعلم الواحد، يفترض ان جميع قيم التخمين للفقرات تقترب من الصفر، وان جميع الفقرات تميز بنفس القدر بين الأفراد، لكنها تتباين فقط في صعوبتها، ويعد النموذج اللوجستي ذو المعلمة الواحدة اكثر نماذج السمات الكامنة في عدد الافتراضات اللازم توافرها في البيانات (Gruijter & Kamp, 2005; Lee, 2000).

ويشير هامبلتون (Hambleton, 1989) الى انه لا يوجد اساس احصائي على الاطلاق يضمن لنا بان الافتراضات لنموذج ما قد تحققت من قبل مجموعة من البيانات وتحليل البيانات حسب نموذج احصائي ما، له غرض معين، وبقدر ما يتم الاستجابة لافتراضات النموذج في البيانات التي بين ايدينا، يتم تحقيق الغرض الذي نريده من تحليل البيانات. وفي الدراسة الحالية، استخدام 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 اهمها: افتراض احادية البعد (Un-idimensionality) ويعني وجود قدرة واحدة تفسر اداء المفحوص في الاختبار، وافتراض الاستقلال الموضعي للفقرة (Local Item Independence, LII) ويعني ان تكون استجابات المفحوص للفقرات المختلفة في الاختبار مستقلة احصائياً، بمعنى ان لا تؤثر

استجابة المفحوص لأحد الفقرات في استجابته لإحدى الفقرات الأخرى (Fennessy, 1995; Hambleton & Swaminathan, 1985).

ومن الجدير بالذكر، ان افتراض الاستقلال الموضعي للفقرة من الافتراضات الاساسية في كل من النظرية التقليدية في القياس (CTT) ونظرية الاستجابة للمفردة (IRT) إذ تفترض النظرية التقليدية في القياس وبشكل ضمني، ان اخطاء القياس مستقلة احصائياً (Statistically Independence) بين الفقرات المختلفة المكونة للاختبار (Allen & Yen, 1979) اما في نظرية الاستجابة للمفردة فإن افتراض الاستقلال الموضعي للفقرة يعني وبشكل صريح، ان استجابات المفحوص لأي فقرتين مختلفتين يجب ان تكون مستقلة احصائياً عن بعضها عند مستوى قدرة معين. وبمعنى اكثر تحديداً، ان لا تعطي اجابة المفحوص للفقرة اي تلميحات او دلائل (Clues) نحو استجابته عن فقرة اخرى (Lawson & Brailovsky, 2006).

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

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

حيث ان Pi(θ): تشير الى احتمال اجابة الفقرة (i) اجابة صحيحة وQi: احتمال اجابة الفقرة (i) اجابة خاطئة، وui: استجابة المفحوص على الفقرة (i) وتكون قيمتها واحداً صحيحاً إذا استجاب المفحوص على الفقرة استجابة صحيحة، وصفراً إذا استجاب المفحوص على الفقرة استجابة خاطئة. و $L(u_1,u_2,u_3,\dots u_n/\theta)$ تشير الى الاحتمال المشروط لنمط استجابة المفحوص (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991).

وبين ماكدونالد (McDonald,1981: Dresher,2003) انه 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 اي فقرتين عند مستوى قدرة معين يساوي صفراً، ويعبر عنه بالصورة الآتية:

$$Cov\ (ui\ uj\ /\ \theta) = 0,\ i \neq j$$

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, Hambelton & Sireci,2002) ان وجود مثل هذا الارتباط بين فقرات اختبار يعد امراً غير مرغوب فيه (Undesirable)؛ لأنه ربما يؤدي الى تقديرات غير دقيقة لمعالم الفقرات وقدرات المفحوصين واحصاءات الاختبار بشكل عام. ومن جهة اخرى، اشار الباحثون انفسهم الى انه احياناً تكون هنالك حاجة مقنعة لتضمين الاختبار مثل هذا النوع من الفقرات المرتبطة موضعياً وبرروا ذلك بأن بعض الفقرات –وخاصة تلك المتعلقة بحل المشكلات– تتطلب من المفحوص ان يفسر آلية توصله للإجابة على شكل خطوات مترابطة. وعلى اية حال، فإن التحدي لدى مطور الاختبار لا يكمن في التخلص من الفقرات المرتبطة، وانما يكمن في كيف ينمذج وبشكل مناسب (Properly Model) مثل هذه الارتباطات، بحيث لا يحدث ارتباط موضعي بين الفقرات. ولحسن الحظ، كما اشار 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 الى اخطاء معيارية، والمنطق من وراء ذلك، هو ان توزيع قيم مؤشر فيشر (Fisher Z) للفقرات المستقلة ينبغي ان يتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط مقداره صفر،

ومن ثم فإن اي قيمة من قيم مؤشر فيشر (Fisher Z) للفقرات إذا كانت اعلى بمقدار انحرافين معياريين لقيم مؤشر فيشر (Fisher Z) يمكن اعتبارها فقرات غير مستقلة موضعيا.

ومن ابرز المؤشرات التي استخدمت للكشف عن الارتباط الموضعي بين الفقرات، هو مؤشر Q3 الذي اقترحته ين (Yen, 1984; Kim, Cohen, & Lin, 2005) وهو عبارة عن مؤشر احصائي يعبر عن العلاقة (معامل الارتباط) بين البواقي لزوج من الفقرات بعد ضبط السمة المقدرة، فإذا كان معامل الارتباط بين اي فقريتن عند مستوى قدرة معين اكبر من الصفر فهذا مؤشر على عدم وجود استقلال موضعي بين الفقرات (ارتباط موضعي). ويحسب مؤشر Q3 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:

$$d_{ij} = u_{ij} - T_i(\theta_j) \quad (3)$$

حيث (d_{ij}) تمثل العلامة الملاحظة للمفحوص (j) على الفقرة (i) وتأخذ قيمتين إما واحداً صحيحاً عند الاستجابة الصحيحة او صفراً عند الاستجابة الخاطئة. وتمثل ($T_i(\theta_j)$) احتمال اجابة الفقرة (i) اجابة 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 Q3 بين الفقرتين (j, j') ويمكن التعبير عنه كما في المعادلة الآتية:

$$Q3_{jj'} = r(d_j, d_{j'}) \quad (4)$$

كذلك اشارتين الى ان توزيع Q3 يتبع توزيعاً عينياً بمتوسط حسابي مقداره ($-1/n-1$) وبانحراف معياري مقداره ($1/n-3$) حيث (n) عدد الفقرات المكونة للاختبار.

واستخدام 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 اجرت ين (Yen,1993) دراسة هدفت الى تعرف اثر 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: احدهما في استيعاب المقروء، والآخر في الرياضيات. واظهرت نتائج الدراسة ان الارتباط الموضعي بين الفقرات قد اثر في دالة المعلومات ومعلمة التمييز للفقرة، كما اشارت الدراسة الى فاعلية مؤشر Q3 في الكشف عن الازواج 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 من الافضلية لمؤشر Q3 الذي استطاع ان يكشف عن الارتباط الموضعي بين اي زوجين من الفقرات وبشكل اكثر تحديداً.

واجرى 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 انماط اجابة موضوعية اخرى وفقرتين مقاليتين. وبينت النتائج ان فقرات النوع الأول من الاختبار اظهرت ارتباطاً موضعياً، فيما لم تظهر فقرات النوع الثاني من الاختبار اي ارتباط موضعي، فقد تراوحت الفروق بين العلامة الملاحظة والعلامة المتوقعة لقيم Q3 بين (٠,٠٧٧ و٠,١٩٦).

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

وفي دراسة اجراها شن ووانغ (Chen & Wang, 2007) لمعرفة فاعلية مؤشر Q3 في الكشف عن وجود ارتباط موضعي بين الفقرات، من خلال بيانات تم توليدها وفق النموذج

اللوجستي ثلاثي المعلم. اشارت النتائج الى ان مؤشر Q3 يعمل بشكل جيد في الكشف عن وجود ارتباط موضعي بين ازواج الفقرات.

وفي دراسة اجراها النعيمي (٢٠٠٩) هدفت الى 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 الاردن، وطبق هذا الاختبار على الصفوف الثامن والعاشر الأساسيين. اشارت النتائج الى انسجام المؤشرات الثلاثة في الكشف عن اعلى المباحث انتهاكا لافتراض الاستقلال الموضعي، وكانت في مبحث اللغة العربية، وكذلك انسجام المؤشرين (Fisher Z) وQ3 في الكشف عن اقل 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 ازواج فقرات الاختبارات المختلفة، وما له من دور كبير في تطوير المقاييس والاختبارات في معظم المجالات. فقد تناولت الدراسات انواعاً مختلفة من الاختبارات: منها ما هو من نوع الاختيار من متعدد، ومنها ما هو مقالي، ومنها ما هو من اعداد الباحثين، ومنها ما تم توليد بياناته حاسوبيا، ليلائم احد افتراضات نماذج نظرية الاستجابة للمفردة. ومن جهة اخرى، اتفقت غالبية نتائج الدراسات حول فاعلية مؤشر Q3 في الكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات ادوات الدراسة المستخدمة في كل منها، باستثناء دراسة بالازس وديبويك (Balazs & Deboeck, 2006) التي لم تظهر اي افضلية لمؤشر دون آخر في الكشف عن عدد ازواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعي. اضف الى ذلك، قلة الدراسات العربية –في حدود معرفة الباحث– التي تناولت تحديداً موضوع الكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات اختبار المستوى في الحاسوب.

منهجية البحث:

اعتمد الباحث في تحليل بيانات المستخدمة في الدراسة الحالية والمتعلقة بمقياس الوسواس القهري لدى طلبة الجامعة على خطوات التأكد من افتراضات نماذج نظرية الاستجابة للفقرة باعتماد معايير الحكم على افتراض احادية البعد باستخدام برمجة (spss) كما تم التأكد من حسن مطابقة البيانات للنموذج اللوجستي ثنائي المعلم، وفق برمجية

(MG3-Bilog)، وكذلك تم اتباع استخدام مؤشر (Q3) في الكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات الاختبار، وفق برمجية (LDID).

مجتمع البحث:

تحد مجتمع البحث الحالي من طلبة جامعة بغداد للعام الدراسي (٢٠١٥-٢٠١٦) والدراسات الصباحية ولكافة الاختصاصات والبالغ عددهم (٢٣٤٣٥) طالباً وطالبة.

عينة البحث:

تكونت عينة البحث الحالي من (١١٠٨) طالب وطالبة تم اختيارهم بأسلوب العينة العشوائية البسيطة من طلبة جامعة بغداد.

اداة البحث:

استخدم الباحث مقياس اعراض اضطراب الوسواس القهري الذي اعده كل من (مؤمن وابو هندي ٢٠٠٦) ويتكون هذا المقياس في صورته النهائية من (٨١) فقرة موزعة على اربعة عشر مجالاً فرعياً كاملاً، وكل مجال يمثل مقياساً فرعياً، وهذه المجالات هي (اجترار الأفكار والوساوس الجنسية، والوساوس العشوائية والوساوس الدينية ، ووساوس الطهارة، والنظافة والخوف من المرض والاندفاعات الوساوسية، والصور الوساوسية وافعال قهرية عامة ومتباينة والأفعال القهرية الدينية والطهارة والنظافة القهرية والبسط والمراجعة وطقوس اللمس واخيراً تأثير الوسواس على الأنشطة اليومية وبدائل اجابة ثنائية (نعم ولا) تأخذ عن التصحيح (١، صفر).

تطبيق المقياس: لغرض تحقيق اهدف البحث الحالي تم تطبيق مقياس اضطراب مقياس الوسواس القهري على عينة البحث الحالي والبالغة (١١٠٨) طالب وطالباً ثم حللت الاجابات وتم معالجتها احصائياً وبما ينسجم مع اهداف البحث ومتطلباته.

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

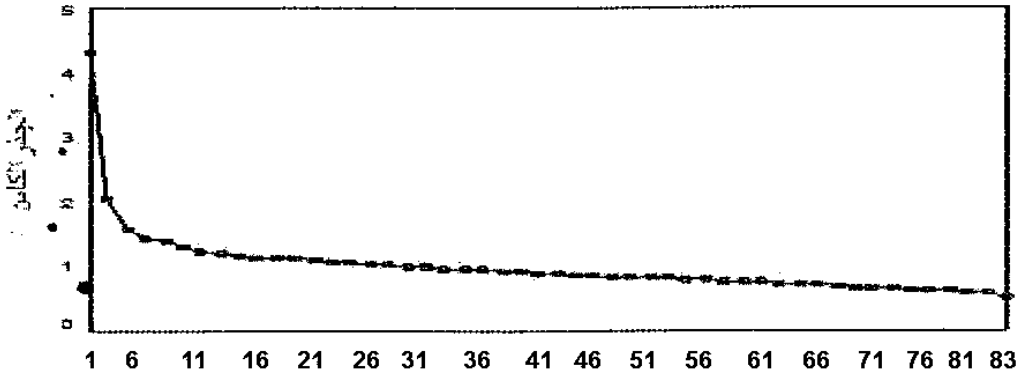
رقم المجال	قيمة الجذر الكامن	نسبة التباين المفسر%	نسبة التباين المفسر التراكمية %
١	٤,٣١٦	٨,٦٣٢	٨,٦٣٢
٢	٢,٠٦١	٤,١٢٣	١٢,٧٥٥
٣	١,٥٧٩	٣,١٥٩	١٥,٩١٤
٤	١,٤٥٥	٢,٩١٠	١٨,٨٢٤
٥	١,٣٩٤	٢,٧٨٩	٢١,٦١٢
٦	١,٣٠٧	٢,٦١٤	٢٤,٢٢٦
٧	١,٢٣٦	٢,٤٧٢	٢٦,٦٩٨
٨	١,١٩٤	٢,٣٨٧	٢٩,٠٨٥
٩	١,١٧٤	٢,٣٤٨	٣١,٤٣٣
١٠	١,١٤٣	٢,٢٨٧	٣٣,٧١٩
١١	١,١٣٤	٢,٢٦٩	٣٥,٩٨٨
١٢	١,١١٧	٢,٢٣٤	٣٨,٢٢٢

يتبين من الجدول رقم (١)، ان قيمة الجذر الكامن المجال الأول بلغت ٤,٣١٦ وهو يفسر ما نسبته ٨,٦٣٢% من التباين الكلي، وهي قيمة مرتفعة إذا ما قورنت مع قيم الجذور الكامنة لبقية المجال، اما المجال الثاني فقد بلغت قيمة جذره الكامن (٢,٠٦١) وفسرت ما نسبته ٤,١٢٣% من التباين، بمعنى ان المجال الأول فسر ما يزيد عن مثلي ما فسره المجال الثاني من تباين. وهذا مؤشر على تحقق افتراض احادية البعد للاختبار في صورته المكونة من (١٤) عشر مجالاً، اي ان الاختبار يقيس سمة واحدة (Hulin, Drasgow & Parson, 1983; Hambleton & Swaminathan, 1985; Hattie, 1985; Lord, 1980).

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

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

اختبار الهضبة



الشكل رقم (١)

التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للمجالات المكونة للاختبار على البيانات الكلية

ثبات الأداة:

تم تقدير ثبات الاختبار النظري (Reliability Theoretical)، والثبات الامبريقي/ التجريبي (Reliability Empirical) لمقياس بصورته الأولية قبل مطابقة الفقرات والأفراد لتوقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم باستخدام برمجية MG3–Bilog، وكذلك تم تقدير ثبات الاتساق الداخلي (كودرد رتشاردسون= 20(KP_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 المقياس 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)، ان معامل الثبات التجريبي، الذي يعتمد على كيفية تقدير علامات القدرة، اعلى من معامل الثبات النظري، الذي يعتمد على تقديرات معالم الفقرة للاختبار وفق توقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم. كما يلاحظ ان هناك شبه تطابق بين قيمتي معاملي الثبات النظري للاختبار، ومعامل الاتساق الداخلي للاختبار نفسه من جهة اخرى. وتشير هذه القيم الى ان المقياس يتمتع بدرجة مقبولة في قياسه للسمة موضع الاهتمام.

الوسائل الاحصائية:

للإجابة عن فرضيات البحث الحالي تم استخدام ثلاث برمجيات احصائية (MG3- Bilog,SPSS) (LDID) على الترتيب، وذلك على النحو الآتي:

تم التحقق من افتراض احادية البعد للاختبار من خلال اجراء 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 (2X) عند مستوى الدلالة (σ=0.01) 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 ازواج فقرات الاختبار، استخدمت برمجية مؤشرات الارتباط الموضعي للفقرات الثنائية (A Computer program for local dependence Indices for Dichotomous Item, LDID)(Kim et al, 2005).

نتائج البحث:

اولاً: النتائج المتعلقة بالسؤال الأول:

نص هذا السؤال على "هل تختلف نسبة عدد ازواج فقرات الاختبار، التي تظهر ارتباطاً موضعياً، وفق مؤشر Q3، باختلاف مستوى القدرة لدى افراد عينة الدراسة؟".

للإجابة عن هذا السؤال تم اتباع وتطبيق المراحل الآتية:

المرحلة الأولى: تم التحقق من افتراض حسن المطابقة (test-Fit-of-goodness) لبيانات الدراسة، إذ ادخلت البيانات الخاصة باستجابة افراد عينة البحث والبالغ

(١١٠٨) طالب وطالبة عن فقرات اختبار اضطراب الوسواس القهري لدى طلبة جامعة بغداد خلال العام الجامعي (٢٠١٥-٢٠١٦) والمكون من (٨١) فقرة من نوع ثنائي البدائل (نعم، لا) على برمجية (MG3-Bilog)، وتم استخراج النتائج وفق هذه البرمجية حسب الخطوات الآتية:

- افرزت نتائج التحليل عند استخدام البرنامج للمرة الأولى على البيانات الخام ومن خلال احصائي مربع كاي (2x) عند مستوى الدلالة (a=0.01) عدم مطابقة استجابات (٣٢) طالبة لتوقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم (2-PLM)، حيث كان مقدار الاحتمالية لبعضهم اقل من 0.01 (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 اعطاء القيمة (٩٩٩,٠٠٠) كمؤشر على ذلك، لذا تم حذف استجاباتهم والابقاء على (١٠٧٦) مفحوصاً.

- ثم اعيد التحليل لاختبار مدى مطابقة فقرات الاختبار للنموذج اللوجستي ثنائي المعلم المستخدم في الدراسة الحالية، إذ اظهرت نتائج التحليل في المرة الثانية والخاصة بمطابقة الفقرات من خلال اختبار مربع كاي عند مستوى الدلالة (σ=0.01) عدم مطابقة (A) فقرات للنموذج، حيث كانت قيمة احتمالية المطابقة لكل منها اقل من ٠,٠١ وهي الفقرات ذات الارقام التسلسلية (١٧، ١٨، ٢٣، ٤٢، ٤٤، ٤٧، ٥٩، ٧٣).

- بعد حذف الفقرات الثمان غير المطابقة للنموذج اللوجستي ثنائي المعلم في الخطوات السابقة، تم اعادة التحليل للحصول على تقديرات نهائية لكل من معالم الفقرات وقدرات المفحوصين. وهكذا تم اعتماد بقية فقرات الاختبار لغايات اكمال تحليل نتائج الدراسة، فقد تكون الاختبار في صورته النهائية المعتمدة من (٧٣) فقرة، وشكلت فقرات الاختبار المعتمدة (٩٨%) من فقرات اختبار المستوى في مقياس الوسواس القهري.

المرحلة الثانية: تم تقدير كل من معالم الفقرات (معلم الصعوبة، معلم التمييز) ومعالم القدرة للمفحوصين باستخدام طريقة الارجحية 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
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
٥١	٠,٤١٩	٠,٥٤١	٦٧	٠,٢٣١	٠,٥٠١
٥٢	٠,٣٤٠	٠,٢٦١	٦٨	٠,٤١٨-	٠,٢٤٢
٥٣	٠,٥٦٧-	٠,٢٩٥	٦٩	٠,٣١٨	٠,٢٥١

٥٤	٠,٢١٣-	٠,٣٣٧	٧٠	٠,٧٢٠-	٠,٣٦٨
٥٥	١,٠٦٠-	٠,٣٥١	٧١	٠,٦٤٢	٠,٥١١
٥٦	١,٠٨١-	٠,٤٧١	٧٢	٠,٣٥٠-	٠,٩٢١
٥٧	٠,٣٣٣-	٠,٣١١	٧٣	٠,٧٨٧	٠,٦٧١
٥٨	٠,٤٥١-	٠,٣٤٠	٧٤	٠,٨٧٤-	٠,٦٠٦
٥٩	٠,٧٥١-	٠,٤٥١	٧٥	٠,٤٣٥	٠,٤٤٤
٦٠	٠,٤٨١	٠,٣٩١	٧٦	٠,١٣٥-	٠,٨١٠
٦١	٠,٣٨٥-	٠,٣٣٩	٧٧	٠,٣٥٥-	٠,٧٠١
٦٢	١,٠٨١	٠,٣٨٨	٧٨	١,٠٨٦-	٠,٣١٠
٦٣	١,٠٤٢-	٠,٤٧٧	٧٩	١,١٧٠-	٠,٢٢١
٦٤	١,١١١-	٠,٨٦٦	٨٠	٠,٧٥١-	٠,٨١٠
٦٦	٠,٨٥٢	٠,٧٠٦			

يتبين من الجدول رقم (٣)، ان قيم معلم الصعوبة تتراوح بين -١,٣٨٦ و ٢,٢٥١ فيما تراوحت قيم معلم التمييز بين ٠,٢٤٢ و١,٤٦٨، مما يشير الى ان القيم التي افرزتها بيانات الدراسة الحالية تتمتع بدقة مقبولة.

المرحلة الثالثة: تم ايضاً تقدير معلم القدرة، باستخدام طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) من خلال البرمجية نفسها، ويبين الجدول رقم (٤) معالم قدرات المفحوصين والأخطاء المعيارية في تقديرها لفقرات الاختبار في صورته النهائية المعتمدة (٨١) فقرة طابقت توقعات النموذج اللوجستي ثنائي المعلم، علماً بأن الباحث قام بحذف ادنى 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 (٨١) فقرة

العلامة الخام	القدرة	الخطأ المعياري للقدرة	العلامة الخام	القدرة	الخطأ المعياري للقدرة
٢٥	-١,٩٢١	٠,٥٠٠	٤٣	٠,٢٨٢	٠,٣٧٠
٢٦	-١,٧٤٠	٠,٤٧١	٤٤	٠,٤١١	٠,٣٨٠
٢٧	-١,٥٧٠	٠,٤٥١	٤٥	٠,٥٧١	٠,٣٩١
٢٨	-١,٤١٢	٠,٤٤٠	٤٦	٠,٦٨٣	٠,٤٠٠
٢٩	-١,٢٧٠	٠,٤٣٠	٤٧	٠,٨٩٢	٠,٤٢٠
٣٠	-١,١٢٠	٠,٤٢٢	٤٨	١,٠٣١	٠,٤٤١
٣١	-١,٠١١	٠,٤١١	٤٩	١,١٩٠	٠,٤٥٠
٣٢	-٠,٨٦٠	٠,٤٠١	٥٠	١,٢٢٤	٠,٤٦١
٣٣	-٠,٧٣٣	٠,٣٩٤	٥١	١,٣١١	٠,٤٧٢
٣٤	-٠,٦٠٢	٠,٣٩٣	٥٢	١,٥٢٢	٠,٤٩٠
٣٥	-٠,٤٩٤	٠,٣٨١	٥٣	١,٧٠١	٠,٥٢٢
٣٦	-٠,٣٧٠	٠,٣٨١	٥٤	١,٨٩٣	٠,٥٣١
٣٧	-٠,٢٥١	٠,٣٧٠	٥٥	٢,١١٠	٠,٥٤١
٣٨	-٠,١٣٠	٠,٣٧٠	٥٦	٢,٣٠٠	٠,٥٦٠
٣٩	-٠,٠٢٠	٠,٣٧٠	٥٧	٢,٥٢٠	٠,٥٨٠
٤٠	٠,٠٨١	٠,٣٧٠	٥٨	٢,٨٤١	٠,٦١٠
٤١	٠,١٣٤	٠,٣٧٠	٥٩	٣,٠٧٠	٠,٦٤٠
٤٢	٠,١٩١	٠,٣٧٠			

يتبين من الجدول رقم (٤)، ان قيم معالم القدرة للمفحوصين على الاختبار بصورته النهائية (٨١) فقرة، تراوحت بين -١,٩٢١ و٣,٠٧٠ للعلامتين الخام ٢٥ و٥٩ على الترتيب. كما يلاحظ من الجدول تناقص قيم الخطأ المعياري كلما انتقلنا من مستويات القدرة الدنيا الى العليا، ثم يبدأ بعد ذلك بالزيادة مع زيادة مستويات القدرة.

المرحلة الرابعة: تم استخدام البرمجية الاحصائية (LDID) للكشف عن ازواج فقرات الاختبار التي تظهر ارتباطاً موضعياً، وفي مؤشر Q3، وهي برمجية مكتوبة بلغة فورتران

(FORTRAN) وتحتاج عند تشغيلها الى ثلاثة ملفات رئيسية، وذات تسميات محددة تشترطها البرمجية لكل ملف، وهي:

١- ملف (LDID.DAT) الذي يضم البيانات الخام (استجابات المفحوصين، وعدد الفقرات) بعد اجراء 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 ازواج الفقرات التي تظهر ارتباطاً موضعياً، وتلك التي لا يوجد بينها ارتباط موضعي (مستقلة)، واعتماداً على هذه البرمجية تم اعتماد القيمة المطلقة للعدد (٠,٠٥) كحد فاصل بين ازواج الفقرات التي بينها ارتباط موضعي عن غيرها من الفقرات. فقيم مؤشر Q3 الأعلى من ٠,٠٥ بين ازواج الفقرات تعد مؤشراً على الارتباط الموضعي بين تلك الفقرات، والقيمة الموجبة لمؤشر Q3 تعني ان اجابة فقرة ما تؤثر ايجابياً في اجابة فقرة اخرى، فيما تعني القيمة السالبة لمؤشر Q3 ان اجابة الفقرة تؤثر سلباً في اجابة فقرة اخرى 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	ازواج الفقرات (الفقرة الثانية، مع بقية فقرات الاختبار)	قيم مؤشر Q3	ازواج الفقرات (الفقرة الثانية، مع بقية فقرات الاختبار)
	(٤.٢)	-٠.٠٠٢	(٢.١)
	(٤.٢)	-٠.٠٤٤	(٣.١)
	(٥.٢)	-٠.٠١٣	(٤.١)
	(٦.٢)	٠.٠٠٦	(٥.١)
٠.٠٠٧	(٧.٢)	٠.٠٢٣	(٦.١)

	(٨.٢)	٠.٠٣٧-	(٧.١)
	(٩.٢)	٠.٠٠٥	(٨.١)
	(١٠.٢)	٠.٠٤٠-	(٩.١)
٠.٠١٢	(١١.٢)	٠.٠٦١-	(١٠.١)
	(١٢.٢)	٠.٠١١	(١١.١)
	(١٣.٢)	٠.٠١٥-	(١٢.١)
٠.٠٣٣	(١٤.٢)	٠.٠٢٤-	(١٣.١)
	(١٥.٢)	٠.٠٠٣-	(١٤.١)
	(١٦.٢)	٠.٠٢١	(١٥.١)
	(١٩.٢)	٠.٠٧٤	(١٦.١)
	(٢٠.٢)	٠.٠٦٣-	(١٩.١)
	(٢١.٢)	٠.٠٤٩-	(٢٠.١)
	(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)
٠.٠٢٩-	(٣٨.٢)	٠.٠٠٣-	(٣٧.١)
٠.٠١٦	(٣٩.٢)	٠.٠٢٧-	(٣٨.١)
٠.٠٥٨-	(٤٠.٢)	٠.٠٥١-	(٣٩.١)

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)
-٠.٠٣٠	(٥١.٢)		(٥٠.١)
-٠.٠٢١	(٥٢.٢)	٠.٠٠١٥٥	(٥١.١)
٠.٠٢٢	(٥٣.٢)	٠.٠٥٠٥	(٥٢.١)
٠.٠٢٠	(٥٤.٢)	٠.٠٤١٥	(٥٣.١)
٠.٠١٢١	(٥٥.٢)	٠.٠٠٥١	(٥٤.١)
-٠.٠٣٢٥	(٥٦.٢)	٠.٠٣٣٣	(٥٥.١)
-٠.٠٧١	(٥٧.٢)	-٠.٠٠٧	(٥٦.١)
٠.٠٣٦١	(٥٨.٢)	-٠.٠٠٤	(٥٧.١)
٠.٠٧٣٥	(٦٠.٢)	٠.٠٠١٢	(٥٨.١)
٠.٠١٢٠	(٦١.٢)	-٠.٠٣٧	(٦٠.١)
-٠.٠٥١	(٦٢.٢)	٠.٠٤٤٥	(٦١.١)
٠.٤١٢	(٦٣.٢)	٠.٠٣٩١	(٦٢.١)
-٠.٠٠٨	(٦٤.٢)	٠.٠٦١١	(٦٣.١)
٠.٠١٣٥	(٦٥.٢)	٠.٠٣٧	(٦٤.١)
٠.٠٢٧١	(٦٦.٢)	٠.٠٠٧١	(٦٥.١)
٠.٠٣٢١	(٦٧.٢)	٠.٠٠٨١	(٦٦.١)
٠.٠٤١٢	(٦٨.٢)	٠.٠٢٩١	(٦٧.١)
٠.٠٥١٠	(٦٩.٢)	٠.٠١٩١	(٦٨.١)
٠.٠٣١٣	(٧٠.٢)	٠.٠٢٣٩	(٦٩.١)
-٠.٣٣٢	(٧١.٢)	٠.٠٣٥١	(٧٠.١)
٠.٠١١١	(٧٥.٢)	٠.٠٠٥١	(٧١.١)
٠.٠٢٣٢	(٧٤.٢)	٠.٠٦٦٦	(٧٢.١)
-٠.٠٣٢٣	(٧٥.٢)	٠.٠٣٧٨	(٧٤.١)

٠.٠٢١١	(٧٩.٢)	٠.٠٢٦٥	(٧٥.١)
٠.٠٤١١	(٧٧.٢)	٠.٠٢١٩	(٧٦.١)
٠.٠٤٤٤	(٧٨.٢)	٠.٠٢٣٧	(٧٧.١)
٠.٥١٣	(٧٩.٢)	٠.٠٤٥١	(٧٨.١)
٠.٠١١٧	(٨٠.٢)	٠.٠٣١٢	(٧٩.١)
-٠.٠٢١١	(٨١.٢)	٠.٠١٢١	(٨٠.١)
		٠.٠٢١١	(٨١.١)

يتبين من الجدول رقم (٥)، وجود قيمة موجبة واخرى سالبة للمؤشر Q3؛ وهذا يعني ان هناك بعض الفقرات تؤثر ايجابياً في اجابة فقرة اخرى، وكذلك وجود بعض الفقرات المرتبطة التي تؤثر سلباً في اجابة فقرة اخرى. وبنفس الطريقة السابقة، تم حساب مؤشر Q3 لبقية ازواج فقرات الاختبار، والمكون في صورته النهائية من (٤٤) فقرة.

ولحساب نسبة عدد ازواج الفقرات التي تظهر ارتباطاً موضعياً وفق برمجية (LDID) باستخدام مؤشر Q3، تم اعتماد المعادلة الآتية:

نسبة عدد ازواج الفقرات التي تظهر ارتباط موضعي = عدد ازواج الفقرات التي تظهر ارتباطاً موضعياً/ عدد ازواج الفقرات المستخدمة (٤٤) فقرة. وعليه، فإن نسبة عدد ازواج الفقرات التي اظهرت ارتباطاً موضعياً، وفق مؤشر Q3، بلغت ٠,١٣٥ تقريبا.

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

يلاحظ من الجدول رقم (٦)، ان هناك اختلافاً في نسبة عدد ازواج فقرات الاختبار التي تظهر ارتباطاً موضعياً، وفق مؤشر Q3، باختلاف مستوى القدرة لدى افراد عينة الدراسة، اذ تنخفض هذه النسبة بانخفاض مستوى القدرة للمفحوصين. كما يتبين ان الفرق في النسب عند الانتقال من مستوى القدرات المتدنية الى مستوى القدرات المتوسطة قد بلغ (٠,٠٥٧)، في حين بلغ الفرق في النسب عند الانتقال من مستوى القدرات المتوسطة الى مستوى القدرات العالية (٠,٠٢١).

الجدول رقم (٦)نسبة عدد ازواج الفقرات التي بينها ارتباطا موضعيا لكل مستوى من مستويات القدرة الثلاثة، باستخدام مؤشر Q3

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

ثانياً: نتائج المتعلقة بالسؤال الثاني:

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

تم التحقق من افتراض احادية البعد لنظرية الاستجابة للمفردة من خلال اجراء تحليل عاملي لبيانات الدراسة المتعلقة باستجابات (١١٠٨) مفحوص عن (٨١) فقرة تمثل اضطراب الوسواس القهري لدى طلبة جامعة بغداد، وذلك كما تم توضيحه في الجدول رقم (١) من الدراسة الحالية، بطريقة تحليل العوامل الرئيسة (Principle components analysis, PCA)، إذ افرز التحليل، وجود (١٤) عاملاً كانت قيم جذرها الكامن (Eigenvalues) اكبر من الواحد صحيح، وفسرت جميع العوامل ٥٠,٧٥٥% من التباين الكلي.

وتبين من الجدول رقم (١)، ان 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. اما العامل الثاني فقد بلغت قيمة جذره الكامن (٢,٠٦١) وفسرت ما نسبته ٤,١٢٣% من التباين، بمعنى ان العامل الأول فسر ما يزيد عن مثلي ما فسره العامل الثاني من تباين. وهذا مؤشر على تحقق افتراض احادية البعد للاختبار بصورته المكونة من (٨١) فقرة، اي ان الاختبار يقيس سمة واحدة (Hulin, Drasgow & Parson, 1983; Hambleton & Swaminathan, 1985; Hattie, 1985; Lord, 1980).

كما امكن التحقق من افتراض احادية البعد من خلال استخدام ما يعرف باختبار (الهضبة) (Scree Plot) الذي ظهر في الشكل رقم (١) السابق.

وبعد ذلك، قام الباحث بتقسيم الفقرات التي اظهرت ارتباطاً موضعياً الى ثلاث حالات: حالة الارتباط الموضعي المتدنية، حيث يكون فيها عدد الفقرات التي بينها ارتباط موضعي يساوي (٠.٢٠)، وحالة الارتباط الموضعي المتوسطة، حيث يكون فيها عدد الفقرات

التي بينها ارتباط موضعي يساوي (٠.٢٥)، وحالة الارتباط الموضعي المرتفعة، حيث يكون فيها عدد الفقرات التي بينها ارتباط موضعي يساوي (٠.٤٠)، وتم اجراء تحليل 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

		حالات الارتباط			
		لا يوجد	مرتفع	متوسط	متدني
المجال 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 لمؤشر Q3 هي (-1/n-1)

يتبين من الجدول رقم (٧)، ان 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 الى الجذر الكامن الثاني (ناتج القسمة) اعلى من ٢ لجميع الحالات، وهذه المؤشرات تدل على تحقق افتراض احادية البعد لجميع الحالات المختلفة (Hambleton & Swaminathan, 1985).

ومن جهة اخرى، يتبين من الجدول ان متوسطات قيم مؤشر Q3 كانت قريبة من القيمة المتوقعة لهذا المؤشر (-1/n-1) = -٠.٠٢٣ التي تعد محكاً لتحقق الاستقلال الموضعي، فكلما اقتربت متوسطات مؤشر Q3 من هذا المعيار وكانت سالبة، دلت على عدم

وجود فقرات بينها ارتباط موضعي (LID)، اي ان الفقرات مستقلة احصائيا، والعكس صحيح. ومن ثم نستنتج ان تحقق افتراض احادية البعدي ضمن للباحث تحقق افتراض الاستقلال الموضعي (LI) بمعنى ان كلا الافتراضين متكافئان.

مناقشة النتائج والتوصيات:

اولا: مناقشة النتائج المتعلقة بالسؤال الأول الذي نص على: "هل تختلف نسبة عدد ازواج فقرات الاختبار، التي تظهر ارتباطاً موضعياً، وفق مؤشر Q3، باختلاف مستوى القدرة لدى افراد عينة الدراسة؟".

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

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

اظهرت نتائج التحليل العاملي بطريقة تحليل العوامل الرئيسة (PCA)، بأن هنالك عاملاً وحيداً طاغياً، قام بشرح اكبر تباين ممكن مقارنة مع العوامل الأخرى، لاستجابات

(١١٠٨) مفحوص، على فقرات الاختبار الكلية (٨١) فقرة، حيث افرز التحليل، وجود (١٤) عاملاً كانت قيم جذرها الكامن (Eigenvalues) اكبر 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 (٢,٠١٦) وفسرت ما نسبته ٤,١٢٣% من التباين، وهذا مؤشر على تحقق افتراض احادية البعد في بيانات الدراسة الحالية، وفق المؤشرات المعتمدة على اسلوب المكونات الرئيسة، وقد اشار لورد (Lord,1980) الى ان الفقرات تكون احادية البعد، اذا كانت قيمة الجذر الكامن للمجال الأول كبيرة مقارنة مع قيمة الجذر الكامن للمجال الثاني، وبحيث تكون قيمة الجذر الكامن للمجال الثاني قريبة من بقية الجذور الكامنة التي تليه. كما بين محك هاتي (Hattie,1985) ان الفقرات تكون احادية البعد، إذا كانت نسبة الفرق بين قيمتي الجذرين الكامنين الأول والثاني الى الفرق بين قيمتي الجذرين الكامنين الثاني والثالث كبيرة، وهذا ينطبق على النتائج التي توصلت اليها هذه الدراسة.

وكذلك فإن القيمة العالية لمعامل ثبات الاتساق الداخلي (KR_20) للاختبار في صورته الكلية (٨١) فقرة، اظهرت مؤشرا لتحقق افتراض احادية البعد وفقا لرأي كرونباخ (Cronbach,1979;Hattie,1985) إذ يرى ان معامل الثبات يعد مؤشراً جيداً لتحقق احادية البعد، لأنه يمثل متوسط كل من المعاملات النصفية الممكنة، (Split– half Coefficients) بالاضافة الى ان (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، اظهرت نتائج التحليل، ان قيم التباين المفسر للعامل الأول كانت عالية لجميع حالات الارتباط المختلفة، مقارنة مع ما يفسره العامل الثاني لتلك الحالات. وبالاعتماد على محك هامبلتون وسواميناثان (Hambelton & Swaminathan, 1985) الذي ينص على ان فقرات الاختبار تكون احادية البعد، إذا كانت قيم الجذر الكامن الأول الى الجذر الكامن الثاني (ناتج القسمة) اعلى من ٢.

كما اظهرت نتائج الدراسة ان متوسطات قيم مؤشر Q3 كانت قريبة من القيمة المتوقعة لهذا المؤشر (–٠.٠٢٣) التي تعد محكاً لتحقق الاستقلال الموضعي، فكلما ابتعدت

متوسطات مؤشر Q3 عن هذا المعيار وكانت سالبة، دلت على تحقق الاستقلال الموضعي بين الفقرات، والعكس صحيح (Kim & Cohen & Lin,2005).

ومن ثم خلصت نتائج الدراسة الحالية، إلى ان تحقق افتراض احادية البعد يضمن للباحث تحقق افتراض الاستقلال الموضعي (LII)، بمعنى ان كلا الافتراضين متكافئان. وتتفق نتائج هذه الدراسة مع ما ذكره هامبلتون وسواميناثان وروجرز (Hambleton et al,1991) بأن افتراض احادية البعد يكافئ افتراض الاستقلال الموضعي (LII). وكذلك اتفقت مع ما اشار اليه هلن وزملاؤه (Hulin et al, 1983) في قولهم بأن تحقق افتراض الاستقلال الموضعي يضمن ان تقيس مجموع الفقرات سمة واحدة، وان احادية البعد يضمن تحقق افتراض الاستقلال الموضعي. كما اتفقت نتائج هذه الدراسة مع ما ذكره كروكر والجينا (Crocker & Algina, 1986) بأن المتطلب الأساسي لأي اختبار حتى يكون احادي البعد، هو امكانية عزو الارتباط الموضعي بين ازواج فقراته الى سمة واحدة فقط. بمعنى اكثر تحديداً، ان الاختبار يكون احادي البعد إذا كانت فقراته مرتبطة احصائيا لدى المجموعة الكلية للمفحوصين، وفقراته مستقلة احصائيا عند كل مجموعة من المفحوصين الذين يشتركون في نفس القدرة. فيما اختلفت نتائج الدراسة الحالية مع نتيجة دراسة ميرا وروبن وسيرسي (Meara, Robin & Sirci, 2000) التي توصلت الى ان افتراض الاستقلال الموضعي وافتراض احادية البعد، هما افتراضان غير متكافئين.

التوصيات:

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

١- ضرورة اهتمام القائمين على اعداد اختبارات الاضطراب النفسية بصورة عامة عند صياغتهم فقرات الاختبار، بأن تكون الفقرات مستقلة عن بعضها؛ بمعنى اكثر تحديداً، أن تكون الاجابة عن فقرة ما غير مرتبطة بالإجابة عن فقرة اخرى، بحيث يتم تجنب تكرار الخطأ، وتجنب جعل العقوبة مزدوجة او تراكمية على الطالب عند استجابته على تلك الفقرات.

٢- اجراء دراسة مماثلة على انواع اخرى من الاختبارات (فقرات الصواب والخطأ، فقرات اكمال الفراغ، فقرات المزاوجة، وغيرها)؛ لبيان درجة مساهمة ازواج فقراتها المختلفة في الارتباط الموضعي وللاختبارات العقلية والاجتماعية.

٣- استخدام مؤشر Q3 عند الكشف عن ازواج فقرات الاختبارات المتنوعة التي تظهر ارتباطاً موضعياً؛ نظراً لدقة اجراءاته ونتائجه.

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

قائمة المصادر:

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

-كاظم، امينة والشرقاوي، انور والشيخ، سليمان وعبد السلام، نادية (١٩٩٦)، اتجاهات معاصرة في القياس والتقويم النفسي والتربوي، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.

-النعيمي، عز الدين (٢٠٠٩)، مقارنة ثلاثة طرق للكشف عن انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي في الاختبارات الوطنية لضبط نوعية التعليم في الأردن، مجلة علوم انسانية، 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, 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, 5 5(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,
-Frisby, C. (1991). A metal-analytic investigation of the relationship between grade level and mean scores on the cornell critical thinking test, Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 162-170.
-Gruilter, D. & Kamp, L. (2005). Statistical test theory for education and psychology. Retrieved December 30, 2005 from: www.leideflUfhv.nl/gruijterdnmde.
-Hambleton, R. (1989). Principles and selected applications of item response theory. New York: Macmillan publishing Company.
-Hambleton, R. & Swamiflathan, H. (1985). Item response theory: principles and applications. Boston, MA: Kiuwer Nij publishing.
-HambletOfi, R., Swamifiathan. H. & Rogers, J. (1991). Fundamentals of item response theory. Newbury Perk California: Stage publications.
-Hattie, J. (1985). ethodo1ogy 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 reliability 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 items1 [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). elated local item dependence (lid) using q3 indices in comprehension test. (ERIC Document Reproduction Service No.ED458244).
-Lord, F. (1980). Application of item response theory to practical testing problems. Hillsdate., NJ: Lawrence Eribaum Associates.
-McDonald, P. (1981). The dimensionality of tests and items. British Jo Mathematic and Statistical Psychology, 34, 100-117.
-Meara, K., Robin, F., & Sireci. S. (2000). Using multidimensional scaling to assess the dirnensionality 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

English Reference

- Alam, Salah al-Din (1986), contemporary developments in psychological and educational measurement, Kuwait: Faculty of Arts.
- Kazem, Amina and El Sharkawi, Anwar and El sheikh, Suleiman and Abdel Salam, Nadia (1996), contemporary trends in psychological and educational measurement and evaluation, Cairo: Anglo-Egyptian library.
- Al-Nuaimi, Ezz al-Din (2009), comparison of three methods for detecting violation of the assumption of positional independence in national tests to control the quality of education in Jordan, Journal of Human Sciences, 41, 2-15.
- -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, 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, 5 5(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,
- -Frisby, C. (1991). A metal-analytic investigation of the relationship between grade level and mean scores on the cornell critical thinking test, Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 162-170.
- -Gruilter, D. & Kamp, L. (2005). Statistical test theory for education and psychology. Retrieved December 30, 2005 from: www.leideflUfhv.nl/gruijterdnmde.
- -Hambleton, R. (1989). Principles and selected applications of item response theory. New York: Macmillan publishing Company.
- -Hambleton, R. & Swamiflathan, H. (1985). Item response theory: principles and applications. Boston, MA: Kiuwer Nij publishing.
- -HambletOfi, R., Swamifiathan. H. & Rogers, J. (1991). Fundamentals of item response theory. Newbury Perk California: Stage publications.
- -Hattie, J. (1985). ethodo1ogy 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 reliability 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 items1 [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). elated local item dependence (lid) using q3 indices in comprehension test. (ERIC Document Reproduction Service No.ED458244).
- -Lord, F. (1980). Application of item response theory to practical testing problems. Hillsdate., NJ: Lawrence Eribaum Associates.
- -McDonald, P. (1981). The dimensionality of tests and items. British Jo Mathematic and Statistical Psychology, 34, 100-117.
- -Meara, K., Robin, F., & Sireci. S. (2000). Using multidimensional scaling to assess the dirnensionality 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.