جامعة الجزائر 02 أبو القاسم سعد الله

كلية العلوم الاجتماعية

قسم علوم التربية

طرق تقدير معالم الفقرة والقدرة وأثرها في دقة التقدير باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة

(راش أنموذجا)

Methods for estimating item parameters and ability and their effect on the accuracy of estimation using the item response theory.

(The Rasch model)

أطروحة مقدمة لنيل شهادة الدكتوراه الطور الثالث ل.م.د في القياس والتقويم التربوي

إعداد الطالب:

عبد الكريم شرفاوي

إشراف الاستاذة الدكتورة:

بن نابي نصيرة

لجنة المناقشة

- بيبي مرزاق	أستاذ التعليم العالي	جامعة الجزائر 2	رئيسا
- بن نابي نصيرة	أستاذة التعليم العالي	جامعة الجزائر 2	مشرفا
- خطار زهية	أستاذة التعليم العالي	جامعة الجزائر 2	عضوا
- سماش راضية	أستاذ محاضر أ	جامعة الجزائر 2	عضوا
- بوطالية يمينة	أستاذ محاضر أ	جامعة البليدة	عضوا
- ربوح لطيفة	أستاذ محاضر أ	المدرسة العليا للأساتذة بوزريعة	عضوا

السنة الجامعية: 2022/2021

University of Algiers 2- Abou El kacem Saâdallah

Faculty of Social Sciences

Department of Educational Sciences

Methods for estimating item parameters and ability and their effect on the accuracy of estimation using the item response theory.

(The Rasch model)

Thesis Submitted in Fulfillment of the Requirements for the LMD Doctorate Degree in Educational Measurement and Evaluation

SUBMITTED BY :

Abdelkarim CHerfaoui

SUPERVISED BY:

Prof.Nacira Benabi

Board of Examiners

- Merzak Bibi	Professor	University of Algiers 2	Chairman
- Nacera Benabi	Professor	University of Algiers 2	supervisor
- Zahia Khettar	Professor	University of Algiers 2	Examiner
- Radhia Semache	MCA	University of Algiers 2	Examiner
- Yamina Boutalia	MCA	University of Blida	Examiner
- Latifa Rebouh	MCA	Teachers' Training School of Bouzareah	Examiner

Academic Year 2021/2022

الاهـــــــداء

الى من أنار لي الطريق ووقفا بجانبي أمي وأبي أطال الله في عمرهما ومتعهما بالصحة والعافية.

الى زوجتي الغالية..... رفيقة الدرب

الى قرة عيني..... محمد

الى اخوتي وأخواتي

الى كل طالب علم

شكــر وتقديـــر

الحمد لله الذي بنعمته تتم الصالحات، وبفضله تتنزل الخيرات والبركات وبتوفيقه تتحقق المقاصد والغايات، والصلاة والسلام على عبده ورسوله المبعوث رحمة للعالمين وعلى آله وصحبه أجمعين.

لا يسعني بعد أن اعانني الله على اتمام هذا العمل الا أن أتقدم بجزيل الشكر وعظيم العرفان لأستاذتي الفاضلة الاستاذة الدكتورة " نصيرة بن نابي" التي تفضلت وقبلت الاشراف على هذا العمل وعلى منحي من وقتها وجهدها الكثير، وزودتني بالنصح والارشاد، فكان لدعمها الاثر الاكبر في انجاز هذه الاطروحة، فجزاها الله عني وعن طلبة العلم كل خير.

كما أقدم شكري وتقديري لأساتذتي في تخصص القياس والتقويم التربوي ولجميع أساتذة قسم علوم التربية بجامعة الجزائر2 الذين نهلنا من علمهم والتوجيه، كما يطيب لي أن أتقدم بجزيل الشكر وعظيم الامتنان والتقدير لأعضاء لجنة المناقشة لتفضلهم بقبول مناقشة هذه الاطروحة.

وشكري وتقديري لكل الاخوة الذين تعاونوا واسهموا في اخراج هذا العمل.

الباحــث

طرق تقدير معالم الفقرة والقدرة وأثرها في دقة التقدير باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة

(راش أنموذجا)

الملخص:

هدف البحث الحالي إلى تقصي أثر طرق تقدير القدرة ومعالم الفقرة على دقة التقدير باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، ولتحقيق أهداف البحث تم الاعتماد على أسلوب المحاكاة للحصول على بيانات مولدة ثنائية الاستجابة (0،1) اختبارين الاول بـ (20) مفردة والثاني بـ (40) مفردة وفق النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش)، اذ تم توليد استجابات الافراد بواقع حجم عينة (250 فرد ، 500 فرد، 1000فرد) باستخدام برنامج (WinGen3) تبعا لتوزيع الطبيعي للقدرة ($\mu=0,\ \sigma=1$)، التوزيع الموجب الالتواء (توزيع بيتا $\propto=2$ ،$\beta=4$)، والتوزيع السالب الالتواء (توزيع بيتا $\propto=4$ ،$\beta=2$) وبالاعتماد على كل من طرق تقدير القدرة (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) وطريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP)) وطرق تقدير معالم المفردة (طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)) اعتمدا على الخطأ المعياري للتقدير كمؤشر على دقة التقدير، وتمت معالجة بيانات باستخدام البرمجيات الاحصائية Bilog_Mg و Winsteps، برنامج R.

وقد تم التوصل في البحث الحالي إلى النتائج التالية :

1- انتجت طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) تقديرات أكثر دقة لتقدير لمعلم صعوبة المفردة عند جميع مستويات حجم العينة وطول الاختبار في حالة شكل التوزيع الاعتدالي للقدرة.

2-انتجت طريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP) مع طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) تقديرات أكثر دقة لتقدير قدرة الافراد عند الاختبار المكون من 40 مفردة بينما كانت الافضلية لطريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP) عند الاختبار المكون من 20 فقرة في حالة شكل التوزيع الاعتدالي للقدرة.

3-انتجت طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) تقديرات أكثر دقة لتقدير لمعلم صعوبة المفردة عند جميع مستويات حجم العينة وطول الاختبار في حالة شكل التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

4-انتجت طريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP) تقديرات أكثر دقة لتقدير قدرة الافراد عند اختبار المكون من 20 فقرة، وأعطت طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) تقديرات أكثر دقة عند الاختبار المكون من 40 فقرة، في حالة شكل التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

5-انتجت طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) تقديرات أكثر دقة لتقدير لمعلم صعوبة المفردة عند جميع مستويات حجم العينة وطول الاختبار في حالة شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

6-انتجت طريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP) مع طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) تقديرات أكثر دقة لتقدير قدرة الافراد عند الاختبار المكون من 40 مفردة بينما كانت الافضلية لطريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP) عند الاختبار المكون من 20 فقرة في حالة شكل التوزيع الاعتدالي للقدرة.

الكلمات الدالة. دقة التقدير، طرق التقدير، نموذج راش، القدرة، معالم المفردة.

Methods for estimating item parameters and ability and their effect on the accuracy of estimation using the item response theory.

(The Rasch model)

Abstract:

This study aimed to investigate effect of the methods abilities estimating and item parameters on the estimating accuracy in light of item response theory. To achieve the objectives of the study, a simulation method was adopted to get a generated data binary responses (0,1) depends on two test ,the first with 20 items according and the second with 40 items; according to the one Parameter Model (the Rasch Model). When items responses generated at different sample sizes (250 persons , 500 persons, 1000 persons) by using **(WinGen3)** according to the normal distribution of ability **(**$\mu=0$, $\sigma=1$**)**, positively Skewed distribution (beta distribution $\propto = 2$ ،$\beta = 4$), negatively Skewed distribution (beta distribution $\propto = 4$ ،$\beta = 2$)**,** depending on ability estimating methods : Maximum Likelihood (ML), Expected a Posteriori (EAP), Maximum A Posteriori (MAP)**,** and item parameters estimating methods ; Joint Maximum likelihood (JML) , Marginal Maximum likelihood (MML) and Conditional Maximum likelihood (CML) depending on the standard error for estimating as a result of accuracy, information have been processed by Statistical software Bilog_Mg & Winsteps.

As a result of this study we have got :

1- The Conditional Maximum Likelihood (CML) method produced more accurate estimates for the item parameter difficulty at all levels of sample size and test length in the case of the normal distribution of ability form.
2- The method of Maximum A Posteriori (MAP) with the method of Expected a Posteriori (EAP) produced more accurate estimates for estimating the ability of persons when the test consisting of 40 Items, while the method of method of Maximum A Posteriori (MAP) was preferred when the test consisting of 20 items in the case of the form of the normal distribution of ability.
3- The marginal maximum likelihood (MML) method produced more accurate estimates for the Item parameter difficulty at all levels of

sample size and test length in the case of the positively Skewed distribution form.

4- The method of Maximum A Posteriori (MAP) produced more accurate estimates for estimating the ability of persons when the 20 items test, so; the method of Expected a Posteriori (EAP) gave more accurate estimates when the test consisted of 40 items, in the case of positively Skewed distribution form.
5- The marginal maximum likelihood (MML) method produced more accurate estimates of item parameter at all levels of sample size and test length in the case of negatively Skewed distribution.
6- The method of Maximum A Posteriori (MAP) with the method of Expected a Posteriori (EAP) produced more accurate estimates for estimating the ability of persons when the test consisting of 40 items, while the preference was for the method of Maximum A Posteriori (MAP) when the test consisting of 20 items in the case of the normal distribution of ability form.

Keywords: Estimation accuracy, Estimation methods, Rasch model, Ability, Item parameters

فهرس المحتويات

الفصل الثالث

طرق تقدير معالم الفقرة والقدرة

الفصل الرابع

الاجراءات المنهجية للبحث

الفصل الخامس:

عرض ومناقشة نتائج البحث

قائمة الجداول

قائمة الاشكال

قائمة الملاحق

مقدمة:

نظرا للتقدم المستمر في مجال القياس النفسي والتربوي وتزايد اهتمام المختصين من معدي ومطوري اجراءات واساليب بناء الاختبارات والمقاييس وتحليل مفرداتها والتأكد من صلاحيتها واتساع عدد مستخدميها مع الوقت، دعت الضرورة الى ظهور نظريات سعت للوصول الى اعلى مؤشرات للدقة في قياس الظواهر السلوكية، وقامت كل نظرية على مجموعة من الافتراضات، ففي البداية نجد النظرية الكلاسيكية (Classical Test Theory) والتي خدمت ولمدة طويلة من الزمن المختصين في القياس والتقويم التربوي في بناء وتحليل نتائج الاختبارات والمقاييس، هذا وبالرغم من انتشار استخدام هذه النظرية الا أن بعض الباحثين في مجال القياس النفسي قدموا لها الكثير من النقد، والنظرية الثانية التي ظهرت في هذا المجال هي النظرية الحديثة في القياس (Item Response Theory) والتي هدفت الى تفادي نقد النظرية الكلاسيكية السابقة، وتحقيق الموضوعية والدقة في تقدير سلوك الافراد، وانبثق عن هذه النظرية مجموعة من النماذج الرياضية يقوم كل منها على عدة افتراضات تحدد العلاقة بين احتمال الحصول على الاستجابة الصحيحة وقدرة التي يمتلكها هذا الفرد، وعملية التقدير الاحصائي لهذه العلاقة تعد المشكلة الاساسية لمستخدمي هذه النظرية وهذا ما دفع بالبحث السيكومتري الى ابتكار طرق واساليب مختلفة لتقدير معالم هذه النماذج وكذا قدرة الافراد، منها الطرق التي تقوم على اسلوب الارجحية العظمى، وطرق تعتمد على أسلوب بييز (Bayes) في التقدير.

كما تعد دقة تقديرات معالم المفردات وقدرة الافراد، من القضايا التي نالت اهتمام الكثير من الباحثين في نظرية الاستجابة للمفردة، اذ تتأثر هذه الدقة بكثير من العوامل اهتم البحث السيكومتري بدراستها وتباينت وجهات النظر حول تأثير هذه العوامل على دقة التقدير من بينها نجد عامل حجم العينة وطول الاختبار، شكل توزيع قدرات الافراد، مدى انتهاك بعض افتراضات النموذج، طرق تقدير القدرة وغيرها (عبدالحافظ، 2016،

ص 140)، وبما أنه لا يوجد اجماع على أفضلية أي طريقة من طرق التقدير أدق في تقدير معالم المفردة وقدرة الافراد في ظل نظرية الاستجابة للمفردة، ومنه جاء هذا البحث لمعرفة أي من طرق تقدير معالم المفردة (طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)) وطرق تقدير قدرة الافراد (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP)) تعطي أدق تقديرات في ضوء بعض العوامل المؤثرة كما سبق الاشارة لذلك كحجم العينة وطول الاختبار، عند استخدام عدة اشكال لتوزيع القدرة (التوزيع الاعتدالي، توزيع موجب الالتواء، توزيع سالب الالتواء) بالاعتماد على أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة وأكثرها استخداما وهو نموذج الاحادي المعلم (نموذج راش).

تم انجاز هذا البحث في خمسة فصول على النحو التالي:

عرضنا في الفصل الاول الاطار العام للبحث من خلال طرح اشكالية البحث واهميته والاهداف التي يسعى البحث الى تحقيقيها اضافة الى تحديد المفاهيم الاساسية وكذا محددات البحث ولننتهي بعرض بعض الدراسات السابقة والتعليق عليها.

أما الفصل الثاني فتم التطرق فيه الى نظرية الاستجابة للمفردة والافتراضات التي تقوم عليها كما تم تناول بعض نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الثنائية الاستجابة والمتعددة.

في حين تم تخصيص الفصل الثالث لطرق تقدير معالم المفردة وقدرة الافراد حيث تم عرض طرق تقدير معالم الفقرات وقدرة الافراد من خلال التطرق لطرق الارجحية العظمى بالنسبة لمعالم الفقرات، وطرق تقدير القائمة على نظرية بييز(Bayes) والارجحية العظمى بالنسبة للقدرة، اضافة الى التطرق الى دالة معلومات الفقرة والاختبار.

اما الفصل الرابع تم تخصيصه للإجراءات المنهجية للبحث من خلال تقديم الاجراءات المعتمدة لإنجاز البحث من تصميم البحث ومراحل توليد البيانات وكذا التحقق من توفر افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة في البيانات المولدة ومطابقة هذه البيانات لنموذج راش، والاساليب الاحصائية المستعملة في البحث.

خصص الفصل الخامس لعرض ومناقشة نتائج البحث من خلال الاجابة عن أسئلة البحث الستة (06) في ضوء الاطار النظري ونتائج الدراسات السابقة مع تقديم خلاصة لنتائج البحث وختمنا هذا البحث بمجموعة من الاقتراحات لبحوث مستقبلية، وخاتمة البحث.

الفصل الاول:

الاطار العام للبحث

1- الاشكالية:

سعى الكثير من علماء القياس النفسي والتقويم التربوي الى تحقيق الموضوعية والدقة في تقدير سلوك الافراد، باعتباره خطوة مهمة في فهم الظاهرة السلوكية وضبطها ومن ثم التحكم فيها، وفي سبيل تحقيق تقديرات للقدرات أو السمات تتسم بأعلى درجات الدقة، جاءت نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory (IRT) أو النظرية الحديثة، التي تعتبر تطورا مهما في ميدان القياس النفسي والتربوي، فهي تعالج الكثير من قضايا القياس بشكل أكثر فعالية من النظرية الكلاسيكية Classical Test Theory (CTT) أو نظرية الدرجة الحقيقية وقد أشار كل من هاملتون وسوامنثان (Swaminathan& Hambleton ,1985) إلى بعض المشكلات والقصور الذي تعاني منه النظرية الكلاسيكية كاعتمادها في استخراج إحصائيات الفقرة (الصعوبة، التمييز) على خصائص العينة المطبق عليها إذ تختلف هذه الإحصائيات باختلاف متوسط أفراد العينة، واعتماد درجات المفحوصين على خصائص المفردات التي يتكون منها الاختبار(أي غير مستقلة عن عينة فقرات الاختبار)، إضافة إلى افتراض أن تباين أخطاء القياس هو نفسه لمستويات القدرة جميعا، بينما نظرية الاستجابة للمفردة قدمت تقديرات لمعالم المفردات (صعوبة، تمييز، تخمين) مستقلة عن عينة الأفراد التي استخدمت في تقدير هذه المعالم، وان تقدير قدرات الأفراد مستقلة عن عينة الفقرات المستخدمة في عملية التقدير اضافة الى تقدير الخطأ المعياري للقياس لكل مستوى من مستويات القدرة (Hambleton and Jones, 1993,p.40)، كما يندرج تحت هذه النظرية عدة نماذج تعرف بنماذج الاستجابة للمفردة(Item Response Models) تهدف كلها إلى تحديد العلاقة بين أداء الأفراد على فقرات الاختبار وبين السمات أو القدرات التي تقف وراء هذا الأداء وتفسره، واكثر النماذج شيوعا واستخداما في مجال القياس والتقويم التربوي هي النماذج أحادية البعد (Unidimensional) مقارنة مع النماذج المتعددة الأبعاد (Multidimensionl)، في

ظل هذه النظرية أول خطوة بعد اختيار نموذج ما لتحليل البيانات من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة هي تقدير المعالم (البارامترات) التي يشتمل عليها النموذج وقدرات الافراد وفق اساليب واجراءات مختلفة، وتعتبر الركيزة الاساسية التي يتوقف عليها استخدام نظرية الاستجابة للمفردة مع العلم أنه من الصعب الوصول الى هذه التقديرات يدويا في معظم هذه النماذج لأنها تحتاج الى معالجات رياضية معقدة لذا تم تطوير العديد من برامج الحاسوب تستخدم هذه الاساليب للحصول على تقديرات لهذه المعالم(علام، 2005، ص91) ومن بين هذه الطرق المستخدمة في تقدير المعالم المفردات نجد طريقة الارجحية العظمى المشتركة (Joint Maximum likelihood (JML، طريقة الارجحية العظمى الهامشية (Marginal Maximum likelihood (MML وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (Conditional Maximum likelihood (CML، ولتقدير قدرة الافراد نجد كل من: طريقة توقع التوزيع البعدي (Expected A Posterior (EAP وطريقة تعظيم الاقتران البعدي (Maximum A Posterior (MAP واللتان تعتمدان على أسلوب بييز (Bayes) في التقدير، وطريقة الأرجحية العظمى (Maximum likelihood (ML ، قد تتأثر دقة هذه التقديرات المحصل عليها بكثير من العوامل تباينت الآراء بخصوصها من طرف الباحثين فالبعض يرى ان حجم العينة له أثر في دقة التقدير مثل دراسة البادية (2018)، دراسة ضعضع (2020) ودراسة شما (2013) التي تراوحت فيها مستويات حجم عينة بين 200 و2000 فرد، وكشفت نتائجهم عن أن دقة تقدير معلم الصعوبة وقدرة الافراد يزداد بارتفاع مستويات حجم العينة، بينما بعض الدراسات كدراسة الدرابيع (2001) ودراسة بارنس ووايز (Barnes & Wise, 1991) توصلا الى أن دقة تقدير قدرة الافراد لا تتأثر بحجم العينة باستخدام نموذج راش، كما أن بعض من الدراسات أكدت على أن لطول الاختبار أثر في دقة التقدير ومن بينها نجد دراسة الحواري(2015) ودراسة فيتزباترك وآن (Fitzpatric & Ann,2001) التي استخدمت اختبارين (25، 50) فقرة

أما البعض فيرى أن لطريقة تقدير معالم المفردات وقدرة الافراد أثر على دقة التقديرات فنجد مثلا: دراسة الحمادنة والنصراوين (2020) التي توصلت نتائجها الخاصة بالمقارنة بين طرق التقدير الى الوجود فروق في دقة التقدير باختلاف طريقة التقدير لصالح الطريقة البييزية، ودراسة بني عطا (2017) التي قارنت بين طرق تقدير قدرة الافراد فكشفت نتائجها عن وجود اثر لطريقة التقدير على دقة تقدير حيث تفوقت طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) على باقي الطرق الاخرى، بينما دراسة ألكساندر روبيتشش (Alexander Robitzsch, 2021) توصلت الى وجود اختلافات بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية(MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) وطريقة الأرجحية العظمى المشتركة (JML) في دقة التقدير معلم صعوبة المفردة، ان تحديد طريقة التقدير من أهم الخطوات في عملية تقدير معالم المفردات وقدرات الافراد في ظل وجود العديد من الطرق المستخدمة ضمن نماذج نظرية الاستجابة للمفردة ولكل طريقة معادلات وصيغ رياضية مختلفة، لذا يبقى التساؤل حول اي من هذه الطرق تعطينا تقديرات أدق تحت شروط معينة كحجم عينة الافراد، وعدد مفردات الاختبار، والنموذج الاحتمالي، بناء على ذلك وفي ظل تضارب نتائج الدراسات السابقة فان هذا البحث يسعى إلى تقصي مدى دقة معالم المفردات باستخدام طرق التقدير (JML, MML, CML) وطرق تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) وفق نموذج راش (Rasch) من خلال استخدام الخطأ المعياري للتقدير Standard Error of Estimation (SEE) كمؤشر لدقة التقدير. وعلى وجه التحديد فبحثنا هذا يهتم بالكشف، عن دقة تقديرات معالم المفردات وقدرة الافراد وتحديد اي من الطرق يفضل استخدامها في موقف محدد ويتم هذا بالإجابة عن الاسئلة التالية:

1- هل تختلف دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة باستخدام طرق التقدير (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية

العظمى الشرطية (CML)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع القدرة الاعتدالي وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

2- هل تختلف دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة باستخدام طرق التقدير (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل توزيع الموجب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

3- هل تختلف دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة باستخدام طرق التقدير (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

4- هل تختلف دقة تقدير قدرة الافراد باستخدام طرق التقدير (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل توزيع القدرة الاعتدالي وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

5- هل تختلف دقة تقدير قدرة الافراد باستخدام طرق التقدير (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى البعدي (MAP) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع الموجب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

6- هل تختلف دقة تقدير قدرة الافراد باستخدام طرق التقدير (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

2- أهداف البحث:

يهدف البحث الحالي إلي:

1- الكشف عن أي طريقة من طرق تقدير صعوبة الفقرة (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) تعطي تقديرات أكثر دقة باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل توزيع القدرة الاعتدالي وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش).

2- الكشف عن أي طريقة من طرق تقدير صعوبة الفقرة (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) تعطي تقديرات أكثر دقة باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع الموجب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش).

3- الكشف عن أي طريقة من طرق تقدير صعوبة الفقرة (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) تعطي تقديرات أكثر دقة باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش).

4- الكشف عن أي طريقة من طرق تقدير قدرة الافراد (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)) تعطي تقديرات أكثر دقة باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار عند شكل توزيع القدرة الاعتدالي وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش).

5- الكشف عن أي طريقة من طرق تقدير قدرة الافراد (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)) تعطي تقديرات أكثر دقة باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار عند شكل التوزيع الموجب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)

6- الكشف عن أي طريقة من طرق تقدير قدرة الافراد (طريقة الأرجحية العظمى (ML) طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)) تعطي تقديرات أكثر دقة باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار عند شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش).

3- أهمية البحث:

تكمن أهمية البحث الحالي في الحاجة لمعرفة دقة تقدير معالم المفردة (الصعوبة) وقدرة الأفراد وفق النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) باستخدام طرق التقدير المعتمدة في البحث الحالي ضمن نظرية الاستجابة للمفردة، في ظل مجموعة من المتغيرات وهي: مستويات مختلفة من حجم العينة، طول الاختبار (عدد الفقرات) وشكل توزيع القدرة (اعتدالي، وموجب الالتواء، وسالب الالتواء)، بالاعتماد على مؤشر الخطأ المعياري للتقدير لدقة التقدير، مما قد يساعد في توفير تبريرات عملية مبنية على أساس تجريبي من خلال بيانات محاكاة تساعد متخذي القرارات، الباحثين ومصممي الاختبارات النفسية والتربوية في تحديد واختيار طريقة التقدير المناسبة لتدريج بياناتهم وللحصول على دقة اكبر في تقدير معالم النموذج والقدرة أو السمة المقاسة، وبالتالي اتخاذ قرارات أكثر ثقة تتعلق بتصنيف لأفراد أو توجيههم أو إرشادهم، كما جاء هذا البحث ليلقي الضوء على بعض طرق التقدير المستخدمة في بناء الاختبارات والمقاييس في إطار نظرية الاستجابة للمفردة واستكمالا للجهود المبذولة للتحكم في المتغيرات التي تؤثر على دقة عملية القياس النفسي والتربوي .

4- تحديد مفاهيم البحث:

- **نموذج راش (Rasch Model)** : أحد النماذج اللوجستية لنظرية الاستجابة للمفردة والتي تتعلق بالفقرات ثنائية الاستجابة اقترحه عالم الرياضيات الدنماركي جورج راش (Georg Rash) سنة 1960، وان نجاح الفرد في استجابته على اي مفردة اختبارية يتوقف على قدرته وصعوبة المفردة ويفترض هذا النموذج أن جميع المفردات لها نفس القدرة التمييزية بين مستويات القدرة، ولكن تختلف في مستوي صعوبتها (علام، 2005، ص 69).

- **دقة التقدير (Accuracy of Estimation)** : هو تعبير يشير إلى جودة التقدير من خلال اقتراب قيم المقدرة من القيم الحقيقية للمعلم أو القدرة، وللحكم على دقة التقدير في هذا البحث تم الاعتماد على مؤشر الخطأ المعياري للتقدير (SEE).

- **الخطأ المعياري لتقدير (Standard Error of Estimation)**: هو مؤشر لدقة التقدير ويساوي مقلوب الجذر التربيعي لدالة معلومات الاختبار ويعبر عنه بالصيغة التالية: (Baker, 2001, p. 115).

$$SEE = \frac{1}{\sqrt{I(\theta)}}$$

حيث: $I(\theta)$: دالة معلومات الاختبار

- **طرق التقدير (Estimation Methods)**: هي الطرق المستخدمة في عملية تقدير قدرة الافراد ومعلم الصعوبة (التعبير الكمي)، ولتقدير صعوبة الفقرة استخدمنا طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML) باستخدام برنامج Winsteps، وطريقة الارجحية العظمى الهامشية(MML) بالاعتماد على برنامج Bilog-Mg، وطريقة الارجحية العظمى المشروطة(CML) باستخدام الحزمة الاحصائية eRm التي تشتغل في بيئة

برنامج R، أما للحصول على تقديرات القدرة فقد تم استخدام طريقة الارجحية العظمى (ML)، وطريقة طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) وطريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP) المتوفرة في برنامج Bilog-Mg.

- **معالم الفقرة (Item Parametres):** هي قيم احصائية يتم تقديرها باستخدام معادلات رياضية وتشمل (الصعوبة، التمييز، التخمين)، وفي هذا البحث تم استخدام نموذج راش الذي يحتوي على معلمة واحدة وهي معلمة الصعوبة.

- **معلم الصعوبة(Difficulty Parametre):** هي نقطة على متصل القدرة (السمة الكامنة) التي عندها يكون احتمال الاجابة الصحيحة للفرد يساوي 0,50 عندما تكون قيمة التخمين تساوي صفر.

- **معلم القدرة (Ability Parametre):** هو مستوى القدرة لدى الأفراد الذين يستجيبون لمفردات الاختبار يتم تقديرها في هذا البحث باستخدام النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش).

- **شكل توزيع القدرة (Ability distribution shape):** هو خصائص التوزيع التكراري للقدرة من حيث وسطه الحسابي وانحرافه المعياري ومدى التوائه وتفلطحه.

5- حدود البحث:

اقتصر تطبيق البحث الحالي على ما يلي:

1- اقتصر البحث على استخدام النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش).

2- أجري هذه البحث باستخدام طريقة المحاكاة (Simulation)، باستخدام برنامج WinGen في توليد البيانات.

3- اقتصر البحث على استخدام طرق تقدير التالية:

لتقدير معلم الصعوبة:

- طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML).
- طريقة الأرجحية العظمى المشتركة (JML).
- طريقة الأرجحية العظمى المشروطة (CML).

لتقدير قدرة الافراد:

- طريقة الأرجحية العظمى(ML).
- طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP).
- طريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP).

4- اقتصر البحث على استخدام ثلاث مستويات لحجم العينة (250 فرد، 500 فرد، 1000فرد) ومستويين من طول الاختبار (20 فقرة ، 40 فقرة).

5- اقتصر التوزيع القدرة المستخدم في البحث على:

- التوزيع الاعتدالي بمتوسط صفر وانحراف معياري واحد.
- توزيع موجب الالتواء (توزيع بيتا $\propto = 2$ ،$\beta = 4$).
- توزيع سالب الالتواء (توزيع بيتا $\propto = 4$ ،$\beta = 2$).

6- الدراسات السابقة:

اولا: الدراسات العربية:

1- دراسة الحمدانية والنصراوين، (2020):

تحت عنوان "مقارنة بين الطريقة البييزية وطريقة الأرجحية العظمى في دقة تقدير معلمة القدرة ومعلمة الصعوبة وفق نموذج راش باستخدام بيانات مولدة محاكاة"، هدفت الدراسة الى مقارنة دقة تقدير معلمة القدرة ومعلمة الصعوبة باستخدم طريقتين (البييزية، الارجحية العظمى) باستخدام بيانات مولدة (محاكاة) باستخدام برنامج (WinGen)

للحصول على بيانات لاختبارين بطول (20 و50) فقرة لعينتين متكونة من (250 و500) مفحوص، ولتقدير معلمة القدرة والصعوبة تم استخدام برنامج (Bilog_Mg) توصلت الدراسة الى عدم وجود فروق ذات دلالة احصائية بين المتوسطات الحسابية لمؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ (RMSE) في تقدير معلم الصعوبة باختلاف حجم العينة وكذلك باختلاف طول الاختبار، بينما كانت هناك فروق دالة احصائيا في تقدير معلمة القدرة باختلاف طريقة التقدير لصالح الطريقة البييزية، وباختلاف حجم العينة لصالح العينة ذات 500 مفحوص.

2- دراسة ضعضع هبة عبد اللطيف، (2020):

تحت عنوان "أثر حجم العينة وطرائق التقدير في دقة تقدير معالم نموذج راش" سعت الدراسة الى الكشف عن أثر طرائق التقدير (الارجحية العظمى، تقدير بييز، طريقة بروكس) باستخدام عينات ذات أحجام مختلفة (500، 1000، 1500، 2000) على دقة تقدير معالم المفردة والافراد باستخدام نموذج راش بالاعتماد على الخطأ المعياري للتقدير، باستخدام برنامج Bilog_Mg، ولتحقيق هدف الدراسة تم توليد استجابات لـ2000 مفحوص لاختبار مكون من 40 مفردة ثنائية الاستجابة باستخدام برنامج WinGen، بتوزيع طبيعي معياري لمعلم للقدرة والصعوبة، وأخذ عينات عشوائية جزئية منها (500، 1000، 1500)، من بين النتائج التي توصلت اليها الدراسة أنه توجد فروق في دقة تقدير معلم الصعوبة وقدرة الافراد تعزى لحجم العينة وطريقة التقدير والتفاعل بينهما، وتزايد دقة التقدير معلم الصعوبة وقدرة الافراد بازدياد حجم العينة.

3- دراسة البادية، فاطمة حمد خميس، (2020):

تحت عنوان "أثر حجم العينة على دقة تقدير خصائص المفردة والقدرة في اختبار التنمية المعرفية في مادة العلوم لطلبة الصف السابع بسلطنة عمان" هدفت الدراسة الى الكشف عن أثر حجم العينة على دقة تقدير خصائص المفردة والقدرة في اختبار التنمية المعرفية باستخدام نموذج راش، تكونت عينة الدراسة من كل طلبة الصف السابع بمحافظة شمال الباطنة والذين خضعوا لاختبار التنمية المعرفية عددهم 8484 طالب

وطالبة ومن هذه العينة تم استخدام 12 عينة بأحجام مختلفة تم سحبها بطريقة عشوائية حيث تم سحب اربع عينات مختلفة (200، 500، 1000، 1500) وفي كل عينة من العينات الاربع تم سحب ثلاث مختلفة بنفس الحجم ليصبح مجموع العينات يساوي 12 لتقدير قدرات الافراد وصعوبة المفردة (معايرة) تم استخدام برنامج Multilog، الذي يعتمد على طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) في التقدير وللحكم على دقة التقدير فقد اعتمد على الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (RMSE) بين المعالم المقدرة للعينة الكلية والمعالم المقدرة من العينات 12 المسحوبة المختلفة، توصلت الدراسة الى وجود أثر لحجم العينة حيث تزداد دقة تقديرات معلم الصعوبة وقدرة الافراد ودالة معلومات الاختبار بزيادة حجم العينة، كما توصلت الدراسة الى ان حجم عينة 500 فرد كاف ليعطي تقديرات للقدرة وصعوبة الفقرة بشكل دقيق باستخدام نموذج راش.

4- دراسة حمدان غسان حسن، (2019):

بعنوان "دراسة مقارنة لطرائق تقدير المعالم في نظرية الاستجابة للمفردة" هدفت الدراسة الى المقارنة بين عدة طرق لتقدير المعالم في نظرية الاستجابة للمفردة بالاعتماد على الخطأ المعياري للتقدير كمؤشر للحكم على دقة التقدير باستخدام برنامج (Bilog_Mg)، وباستخدام بيانات مفقودة وبيانات مكتملة من خلال تطبيق اختبار مكون من 60 مفردة، تمت مطابقة البيانات باستخدام النموذج الاحادي والنموذج الثنائي والنموذج الثلاثي المعلم، بالاعتماد على كل من طرائق التقدير التالية: طريقة بروكس (Prox)، وطريقة الارجحية العظمى(ML)، وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP)، وطريقة توقع التوزيع البعدي(EAP)، توصلت الدراسة الى تفوق طرائق التقدير القائمة على نظرية بييز (MAP, EAP) على طريقة الارجحية العظمى وطريقة بروكس في تقدير معالم الافراد والمفردات في حالة البيانات المفقودة والمكتملة، كما أن النموذج الاحادي أعطى تقديرات أكثر دقة مقارنة مع بقية النماذج الاخرى (الثنائي، الثلاثي).

5- دراسة سوميه شكري محمد محمود، (2017):

بعنوان "أثر شكل توزيع القدرة على ملائمة المفردات ودقة تقدير معلم الصعوبة في نموذج راش " سعت الدراسة الى تحديد أثر شكل توزيع القدرة على ملائمة المفردات ودقة تقدير معلم الصعوبة وفق نموذج راش، ولتحقيق اهداف الدراسة وباستخدام برنامج WinGen3 تم توليد القيم الحقيقية لمعلم الصعوبة لاختبار مكون من 60 فقرة بتوزيع اعتدالي (متوسط صفر وانحراف معياري واحد)، كما تم توليد عشرون مجموعة من البيانات تمثل كل منها قيم الدرجات الحقيقية للقدرة حيث جاءت خمس مجموعات الاولى طبقا للتوزيع الاعتدالي وخمس مجموعات الثانية بتوزيع بيتا موجب الالتواء، والرابعة بتوزيع بيتا سالب الالتواء أما خمس مجموعات الاخيرة طبقا للتوزيع المنتظم بأحجام مختلفة (100، 200، 300، 400، 500) لكل توزيع من التوزيعات الاربعة، ومن ثم توليد بيانات الاستجابة لكل عينة من العيانات العشرين (20) وللحصول على تقديرات القدرة و معلم الصعوبة تم استخدام برنامج (R.3.3) بعد ربطه ببرنامج SPSS، كما تم استخدام مؤشر الخطأ المعياري للتقدير ومعامل الارتباط سبيرمان للرتب بين القيم الحقيقية والمقدرة لمعلم الصعوبة لتقييم دقة التقدير معلم الصعوبة، توصلت الدراسة الى وجود فروق بين متوسطات الخطأ المعياري لتقدير معلم الصعوبة في كل مجموعة تبعا لشكل التوزيع وكان التوزيع المنتظم للقدرة الاكثر دقة يليه التوزيع الاعتدالي ثم التوزيعات الملتوية بينما معاملات الارتباط تراوحت بين (0,949 – 0,993) وكانت كلها دالة احصائيا.

6- دراسة بني عطا(2017):

بعنوان تقصي أثر طول الاختبار وحجم العينة على دقة طرق تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد في برنامج بايلوج، هدفت إلى الكشف عن دقة تقديرات طرق التقدير المستخدمة في برنامج بايلوج (Bilog-Mg) لمعالم الفقرات والقدرات في ضوء تغير طول الاختبار وحجم العينة، وذلك بالاعتماد على التصاميم التجريبية من خلال أسلوب المحاكاة باستخدام برنامج (WinGen) لتوليد أربعة اختبارات (80،60،30،10) فقرة

وأربع مستويات لحجم العينة (1500،1000،500،250) وباستخدام طرق التقدير المعتمدة في برنامج (Bilog–Mg) تم تحليل البيانات المولدة وتقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد وفق النموذج الثلاثي البارامتر وإيجاد مؤشر الجذر التربيعي لمتوسطات مربعات الانحرافات للفروق بين قيم المعالم الحقيقية والمولدة (RMSE) للدلالة على دقة التقدير أظهرت نتائج الدراسة فيما يخص معايرة فقرات الاختبار بالطرق الثلاثة المستخدمة وجود أثر ذو دلالة إحصائية لكل من طول الاختبار وحجم العينة وطريقة التقدير في دقة تقديرات معلمة القدرة حيث تفوقت طريقة توقع الاقتران (EAP) في دقتها.

7- دراسة اروى الحواري، (2015):

تحت عنوان" أثر طول الاختبار وشكل توزيع القدرة في تقديرات قدرات الافراد وفق نموذج راش في نظرية الاستجابة للمفردة " هدفت الدراسة للكشف عن أثر طول الاختبار وشكل توزيع القدرة في تقديرات قدرات الافراد وفق نموذج راش، ولتحقيق أهداف الدراسة تم توليد بيانات وفق النموذج الاحادي المعلم (راش) بواقع 1000 مفحوص واختبارات بطول (30، 60) مفردة، وشكل توزيع القدرة بـ: ملتو التواء سالبا، اعتدالي، ملتو التواء موجبا، ولتقدير معالم المفردة وقدرات الافراد تم استخدام برنامج Bilog_Mg، ولاعتماد على الخطأ المعياري للتقدير كمؤشر لدقة التقدير توصلت نتائج الدراسة الى وجود فروق دالة احصائيا بين تقديرات معالم قدرة الافراد تعزى لشكل توزيع القدرة وطول الاختبار حيث كانت تقدير قدرة الافراد أكثر دقة لصالح شكل الالتواء السالب والموجب، ولطول اختبار(30) مفردة، كما اشارت الدراسة الى وجود فروق في تقديرات معلم الصعوبة وكانت لصالح اختبار بطول (30) مفردة.

8- دراسة شادي يوسف خلف الشواورة ، (2015):

بعنوان "دقة تقدير معالم الفقرات بطريقة الأرجحية العظمى الهامشية وبييز (Bayes) في ظروف مختلفة في عدد الفقرات وحجم العينة والنموذج اللوغاريتمي المستخدم"، سعت هذه الدراسة إلى بيان أي من الطريقتين الارجحية العظمى الهامشية

باستخدام برنامج Bilog_Mg، وطريقة بييز باستخدام برنامج WinBUGS V1.4 أكثر دقة في تقدير معالم الفقرات وفقا للنموذج اللوغاريتمي المستخدم (الأحادي، الثنائي) بحجم عينة (250،500،1000،1500)، وعدد فقرات (10،40) باستخدام المنهج التجريبي وللإجابة عن تساؤلات الدراسة تم توليد بيانات الدراسة بالاعتماد على برنامج WinGen وفقا لكل نموذج تحت افتراض التوزيع الطبيعي لمعلمة القدرة والصعوبة والتوزيع المنتظم لمعلم التمييز بقيمة ابتدائية (0,4) وقيمة نهائية (1,7) وتم الاعتماد على الجذر التربيعي لمتوسطات مربعات الخطأ (RMSE) كمؤشر لدقة التقدير وتوصلت الدراسة إلى أفضلية طريقة بييز (Bayes) من طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) في معظم مواقف الدراسة، وخاصة في العينات الصغيرة، او عند استخدام النموذج اللوغاريتمي الثنائي.

9- دراسة سليم الصبح (2014):

بعنوان المقارنة بين دقة تقدير القدرة باختلاف طول الاختبار وشكل توزيع معلمة القدرة تبعا للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة باستخدام بيانات حقيقية ومولدة والتي هدفت إلى المقارنة بين دقة تقدير القدرة باختلاف طول الاختبار وشكل توزيع معلمة القدرة للبيانات الحقيقية والمولدة بالاعتماد على طريقة الأرجحية العظمى (MLE) وأسلوب توقع التوزيع البعدي (EAP) المعمول بهيما في برمجية Bilog-Mg وللإجابة عن تساؤلات الدراسة تم استخدام بيانات الاختبار الوطني لمادة العلوم للصف الثامن، وتوليد بيانات مماثلة لخصائص البيانات الحقيقية بالاعتماد على برنامج (WinGen)، تم تقدير قدرات الأفراد والخطأ المعياري للتقدير (مؤشر عن دقة التقدير) باستخدام برنامج Bilog-Mg باختلاف طول الاختبار (25،50) فقرة وحجم عينة 1000 مفحوص للعينات المستخدمة في كل المواقف البحثية، توصلت الدراسة إلى أن طريقة (EAP) قدمت أدق التقديرات حول معلمة القدرة باختلاف توزيع شكل القدرة (طبيعي، ملتوي نحو اليمين، ملتوي نحو

اليسار) كما بينت الدراسة بأنه لا توجد فروق بين دقة التقديرات الناتجة عن البيانات الحقيقية والمولدة.

10- دراسة يمان شما، (2013):

بعنوان "أثر حجم العينة على دقة تقدير صعوبة المفردات وقدرة الافراد باستخدام نموذج راش"، هدفت هذه الدراسة إلى التعرف على أثر حجم العينة على دقة تقدير صعوبة المفردات وقدرة الافراد باستخدام نموذج راش، حيث تم تطبيق اختبار أوتيس-لينون للقدرة العقلية (المستوى المتوسط- الصورة j) على عينة أساسية مكونة من 1300 تلميذ وتلميذة وتم الحصول على عينتين مختلفتين في الحجم من العينة الاصلية عن طريق الاختيار العشوائي لتصبح لدينا عينات ذات أحجام: (200، 800، 1300) تلميذ وتلميذة، كما تم استخدام برنامج Bilog_Mg للحصول على التقديرات وفق نموذج راش، والاعتماد على الخطأ المعياري للتقدير كمؤشر للدقة، توصلت الدراسة الى انه كلما زاد حجم عينة ازدادت دقة تقدير صعوبة المفردات، وانه لا يؤثر اختلاف حجم العينة على دقة تقدير قدرة الافراد.

15- دراسة الشريفين (2012):

هدفت الدراسة إلي الكشف عن أثر طريقة تقدير معالم الفقرة وقدرات الأفراد علي قيم معالم الفقرة والخصائص السيكومترية للاختبار، في ضوء تغير حجم العينة، لتحقيق هدف الدراسة تم بناء اختبار تحصيلي في الفيزياء من نوع الاختيار من أربعة بدائل يتكون من (33) فقرة طبق الاختبار علي عينة مكونة من (1000) طالب وطالبة من طلبة الصف الثاني الثانوي العلمي، وحللت النتائج باستخدام البرمجية (Bilog-Mg) حيث وجدت فروق ذات دلالة إحصائية في متوسطات الأخطاء المعيارية لتقديرات القدرة للأفراد تعزى لمتغير حجم العينة، وللتفاعل بين طريقة التقدير وحجم العينة، في حين لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية تعزى لطريقة التقدير كما أشارت النتائج إلي أن دقة

تقديرات معلمة القدرة تزداد في حالة عينة الأفراد ذوي القدرة العالية وعينة الأفراد ذوي القدرة المتدنية عند استخدام طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) في حين تزداد الدقة عند مستويات الأفراد ذوي القدرة المتوسطة باستخدام طريقة الأرجحية العظمى (MLE) بغض النظر عن حجم العينة.

16- دراسة الطراونة (2011):

تحت عنوان المقارنة بين طرق تقدير القدرة باستخدام النموذج المناسب في ضوء الخطأ المعياري في تقديرها، هدفت الدراسة إلى مقارنة طرق تقدير القدرة: طريقة الأرجحية العظمى (MLE)، وطريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي(MAP)، وطريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، ولتحقيق أهداف الدراسة تم استخدام نتائج الاختبار الوطني لضبط نوعية التعلم لسنة 2011 (معد من طرف وزارة التربية والتعليم الأردنية) في مادة الرياضيات بحجم عينة مقداره (8862) مفحوص ومادة العلوم بحجم عينة مقداره (7003) مفحوص واستخدمت برنامج Bilog-Mg في تقدير قدرات الأفراد والخطأ المعياري، وتوصلت الدراسة إلى أن طريقة توقع التوزيع البعدي أكثر الطرق دقة في تقدير القدرة وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي في المرتبة الثانية في حين جاءت طريقة الأرجحية العظمى في المرتبة الأخيرة وذلك لارتفاع الخطأ المعياري .

17- دراسة ماهر يونس الدرابيع ، (2001):

تحت عنوان "فعالية النموذج اللوغاريتمي ذي المعلمة الواحدة "نموذج راش" في دقة تقدير قدرة الفرد ومعامل صعوبة الفقرة باختلاف حجم العينة وطول الاختبار"، وهدفت إلى التحقق من فعالية نموذج راش في دقة تقدير قدرات الأفراد ومعلم صعوبة المفردة عند استخدام حجم عينة (50،100،500) وطول اختبار (25،50،300) ولتحقيق أغراض الدراسة تم توليد البيانات باستخدام أسلوب المحاكاة باستخدام برنامج IRTDATA،

وبرنامج Bilog-Mg لتقدير قدرة الأفراد وصعوبة المفردات، والاعتماد على الجذر التربيعي لمتوسطات مربعات الخطأ(RMSE) كمؤشر لدقة التقدير، توصلت الدراسة إلى وجود فروق ذات دلالة بين تفاعل كل من حجم العينة وطول الاختبار على دقة تقدير قدرة الفرد، وإلى وجود فروق معنوية في دقة التقدير ترجع إلى طول الاختبار وحده بينما لم تظهر وجود فروق ذات دلالة لمستويات حجم العينة.

ثانيا: الدراسات الاجنبية:

1- دراسة روبيتزش ألكسندر (Robitzsch, 2021) :

بعنوان "A Comparison of Estimation Methods for the Rasch Model" هدفت الدراسة الى مقارنة أساليب تقدير المعالم المفردة المختلفة (طريقة الارجحية العظمى المشتركة، طريقة الارجحية العظمى الشرطية، طريقة الارجحية العظمى الهامشية) وفق نموذج راش بالاعتماد على أسلوب المحاكاة من خلال توليد بيانات لمجموعتين متكونة من (10، 30) مفردة، وعينات بأحجام (100، 250، 500، 1000) وتوزيعات للقدرة (التوزيع الطبيعي، توزيع مربع كاي)، توصلت الدراسة الى عدم وجود تأثير لاختيار طريقة التقدير فيما يتعلق معالم المفردة ولا يكاد يذكر تقريبا لمعظم طرق التقدير خاصة في الاختبارات الاطول.

2- دراسة ألكساندر روبيتشش (Alexander Robitzsch, 2021) :

بعوان "A Comprehensive Simulation Study of Estimation Methods for the Rasch Model" هدفت الدراسة الى مقارنة طرق تقدير معالم المفردة (الصعوبة) من خلال دراسة محاكاة شاملة بالاعتماد على طريقة الارجحية العظمى الهامشية(MML) والارجحية العظمى الشرطية(CML) والأرجحية العظمى المشتركة (JML) تحت ظروف مختلفة باستخدام ثلاث مستويات لحجم العينة (250،500،1000) وطول اختبار مكون من (10، 30) فقرة باستخدام نموذج راش

بالاعتماد على برنامج R في استخراج التقديرات، توصلت الدراسة أن طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) تعاملت بشكل مرن مع السمة الموزعة بشكل غير اعتدالي كما توصلت الى وجود اختلافات أكثر بين طرق التقدير بالنسبة للاختبارات الاقصر.

3- دراسة بيلوند، ماجيس ورايش (Béland, Magis, & Raîche, 2013)

بعنوان " Estimation des paramètres d'item et de sujet à partir du modèle de Rasch" وهدفت الدراسة الى مقارنة بين برمجيات Bilog_Mg، ICL، حزمة LTM المتوفرة في برنامج R، في تقديرات معالم المفردة وقدرة الافراد وفق نموذج راش، لتحقيق أهداف الدراسة تم توليد بيانات محاكاة لاختبارات مكونة من (40، 60، 80) مفردة، وأربع أحجام من عينات (100، 500، 1000، 5000) فرد، وثلاث توزيعات للقدرة (الطبيعي المعياري، التوزيع المنتظم ، توزيع بيتا)، للمقارنة بين للنتائج التي تم الحصول عليها من كل برنامج تم الاعتماد على المؤشرات التالية: الجذر التربيعي لمتوسطات مربعات الخطأ(RMSE)، والارتباط بين المعالم المقدرة والمعالم الحقيقية، الوقت المطلوب لتقدير معالم المفردة، تبين نتائج الدراسة أن البرامج الذي تمت دراستها تعطي تقديرات للمعالم متشابهة (قيم RMSE متقاربة للأساليب الثلاثة)، والفرق الرئيسي بين هذه البرامج هو وقت تنفيذ إجراءات التقدير.

4- دراسة لوك و أدامس (Luc & Adams, 2013) :

تحت عنوان " Evaluate Rasch item parameter recovery in MML and JML estimations by ACER ConQuest " هدفت الدراسة الى مقارنة اساليب التقدير (طريقة الارجحية العظمى المشتركة JML، طريقة الارجحية العظمى الهامشيةMML) في تقدير معلمة المفردة باستخدام برنامج ACER ConQuest وفق نموذج راش، تم توليد بيانات لاختبارين بطول 10 و50 مفردة مع افتراض أربع التوزيعات

للقدرة (طبيعي، منتظم، وتوزيع مربع كاي، ثنائي)، توصلت الدراسة أن طريقة الارجحية العظمى الهامشية MML – طبيعي كانت أفضل طريقة بالنسبة لتوزيع القدرة بغض النظر عن طول الاختبار، كما أنها تنخفض الدقة في التقدير كلما تم انتهاك التوزيع الطبيعي للقدرة.

5- دراسة جاو وجن(Gao & Chen, 2005):

تحت عنوان" Bayesian or Non-Bayesian: A Comparison Study of Item Parameter Estimation in the Three-Parameter Logistic Model"، هدفت الدراسة إلى المقارنة في دقة التقدير بين طريقة الأرجحية العظمى وأسلوب بييز(Bayes) باستخدام طريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP)، ولتحقيق هدف الدراسة تم توليد بيانات بأحجام (100،500،2000)، واختبارات بأطوال (10،30،60) فقرة، توصلت الدراسة إلى أن دقة التقدير بين الطريقتين عند حجم عينة (500،2000) كانت متشابهة، كذلك عن تغير عدد الفقرات أما عند حجم عينة 100 فرد كانت الأفضلية لطريقة تعظيم الاقتران البعدي.

6- دراسة وانغ وفيسبول(Wang & Vispoel, 1998) :

تحت عنوان (Properties of Ability Estimation Methods in Computerized Adaptive Testing) هدفت الدراسة إلى مقارنة خصائص أربع طرق لتقدير القدرة: طريقة الأرجحية العظمى (MLE) وثلاث طرق تعتمد على أسلوب بييز(Bayes) (طريقة أوين (Owen's methode)، طريقة توقع التوزيع البعدي(EAP) وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) باستخدام أسلوب المحاكاة في توليد بيانات لاختبار تكيفي محوسب وتوصلت الدراسة إلى أفضلية طرق بييز(Bayes) الثلاثة في التقدير حيث أعطت أقل خطأ مقارنة مع طريقة الأرجحية

العظمى، بينما عادت الأفضلية في أسلوب بييز(Bayes) لطريقة توقع التوزيع البعدي(EAP).

7- دراسة بارنس ووايز(Barnes & Wise, 1991):

تحت عنوان (The Utility of a Modified One-Parameter IRT Model With Small Samples) هدفت الدراسة إلى استخدام نموذج راش مع مستويات حجم عينة صغير (50، 100، 200) فرد بالاعتماد على طول اختبارين الاول مكون من 25 فقرة والاختبار الثاني من 50 فقرة، توصلت نتائج الدراسة الى ان تقدير قدرة الافراد تتأثر بمستوى طول الاختبار ولا تتأثر بمستويات حجم العينة، وبالنسبة لمعلم صعوبة المفردة فقد كان تغيره بسيطا عند تغير مستويات حجم العينة.

7- التعليق على الدراسات السابقة:

بعد استعراض لمجموعة من الدراسات السابقة التي تناولت موضوع دقة التقدير ضمن نظرية الاستجابة للمفردة نجد ان أغلبية الدراسات تناولت وبشكل مركز أثر كل من حجم العينة وطول الاختبار، اضافة الى استخدام بعض الدراسات متغير شكل توزيع القدرة على دقة تقديرات معالم المفردة وقدرة الافراد سواء كانت باستخدام بيانات حقيقية أم بيانات مولدة (محاكاة)، أما بالنسبة لطريقة التقدير فأغلبية الدراسات تناولت طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) في تقدير معالم المفردة لأنها الطريقة المعتمدة في اغلب البرامج الحاسوبية المستخدمة في هذه الدراسات مثل برنامج: Bilog_Mg Parscale, Multilog، كما توجد دراسات قليلة قارنت بين الطرق الارجحية العظمى الثلاثة (JML, CML, MML) وهذا ربما بسبب عدم توفر برامج حاسوبية تتضمن المقاربات الثلاثة في التقدير اضافة الى محدودية طريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) واقتصارها على نموذج راش وامتداداته فقط، اما بخصوص استخدام اسلوب المحاكاة فنجده في معظم الدراسات التي قارنت بين تقديرات معالم المفردة وقدرة الافراد وهذا بهدف التحكم الجيد (الضبط التجريبي) في متغيرات الدراسة، وللحكم على

دقة التقديرات نجد هناك تنوع بين الدراسات في استخدام مؤشرات الحكم فالبعض اعتمد على الخطأ المعياري للتقدير (SEE)، والبعض الاخر على مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ (RMSE) أو ومؤشر تحيز المعلمة (Bias)، أو استخدام معاملات الارتباط، كما توصلت نتائج بعض الدراسات الى وجود الاختلاف في الحكم على دقة التقدير فبعض الدراسات اظهرت افضلية بعض طرق التقدير على الطرق الاخرى سواء باختلاف حجم العينة او طول الاختبار او باختلاف شكل التوزيع بينما بعض الاخر من الدراسات لم تظهر أي فرق بين الطرق.

مما سبق يظهر قلة الدراسات التي تناولت المقارنة بين طرق تقدير صعوبة المفردة خاصة عند أشكال مختلفة لتوزيع القدرة فمعظم الدراسات تناولت المقارنة بين أشكال توزيع القدرة في حد ذاتها، مع تفاوت في دقة التقدير بتفاوت اثر حجم العينة وطول الاختبارات، اضافة الى أن بعض الدراسات قارنت بين طرق تقدير معالم المفردة باستخدام برنامج حاسوبي واحد على أساس ان طرق تقدير قدرة الافراد هي نفسها طرق تقدير معالم المفردة، ومن هنا تكمن أهمية البحث الحالي بعمل مقارنات بين طرق الارجحية العظمى الثلاثة (JML, CML, MML) في تقدير صعوبة المفردة، وطرق تقدير قدرة الافراد (طريق الارجحية العظمى(ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي(EAP)، طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)) مع التركيز على اثر تفاعل المتغيرات المستقلة فيما بينها (طريقة التقدير، حجم العينة، طول الاختبار) على دقة التقدير كما يستعين هذا البحث بثلاث برامج حاسوبية مختلفة في تقدير ضمن نظرية الاستجابة للمفردة.

الفصل الثاني:

نظرية الاستجابة للمفردة

تمهيد:

جاءت نظرية الاستجابة للمفردة (Item Response Theory(IRT، كأحد التوجهات الحديثة في مجال القياس والتقويم للتغلب على بعض جوانب القصور الملحوظ في النظرية التقليدية للقياس (Classical Test Theory(CTT، حيث جاءت ثمرة لجهود مجموعة من العلماء والباحثين في مجال القياس وفي هذا الفصل ستتطرق الى مفهوم نظرية الاستجابة للمفردة والافتراضات التي تقوم عليها اضافة الى عرض بعض النماذج التي انبثقت عن نظرية الاستجابة للمفردة الاحادية البعد مثل: نموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) والنموذج الثنائي، والثلاثي المعلم في النماذج الثنائية الاستجابة، أما النماذج المتعددة الاستجابة (فئات الاستجابة أكثر من اثنين) فتطرقنا الى كل من: نموذج الاستجابة المتدرجة (Graded–Response Model (GRM، نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل (Modified Graded–Response Model (M–GRM، نموذج التقدير الجزئي(PCM) ثم نموذج التقدير الجزئي المعمم Generalized Partial credit Model (G–PCM)، وفي الاخير نموذج سلم التقدير(Rating scale Model (RSM.

1– نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory:

يطلق البعض على هذه النظرية بنظرية السمات الكامنة (Latent Trait Theory) والبعض الاخر يفضل اطلاق عليها اسم نظرية الاستجابة للمفردة (Item Response Theory) مثل هامبلتون (Hambleton) ولورد (Lord)، او كما يسميها ليندن (Linden) نظرية المنحنى المميز للمفردة (Item Characteristic Curve Theory)، (بركات، 2018، ص60) تعد نظرية الاستجابة للمفردة أحد التوجهات الحديثة في القياس السلوكي، حيث قدمت طرق سيكومترية ذات فعالية كبيرة في بناء الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية، وجاءت نتيجة لجهود بعض المهتمين بالقياس النفسي والتربوي من أمثال لورد (Lord,1952, 1953) وغيره من علماء القياس غير أن هذه الاعمال لم تنل

اهتمام الكثيرين من المتخصصين بسبب بطء الحركة البحثية والتطبيقية لهذه النظرية الى غاية سنة 1968 التي نشر فيها لورد Lord كتابه" النظريات الاحصائية لدرجات الاختبارات العقلية Statistical Theories of Mental Test Scores" الذي تطرق فيه لأسس كل من النظرية الكلاسيكية وأسس نظرية الاستجابة للمفردة، كما نجد اهتمام عالم الرياضيات والاحصاء الدنماركي جورج راش G.Rasch بالقياس النفسي ونظرية الاستجابة للمفردة وتقديمة لنموذج سيكومتري والذي عرف باسمه وهو نموذج راش، اضافة الى ذلك يرجع الفضل في انتشار نماذج هذه النظرية وتوسيع مجال تطبيقاتها واستخداماتها الى كل من رايت Wright، وهامبلتون Hambleton، وشوبين Choppin (علام، 2000، ص 682).

تفترض الاختبارات النفسية والتربوية أن هناك سمات وخصائص معينة يشترك فيها جميع الافراد ولكن الاختلاف بين هؤلاء الافراد يكون في مقدار هذه السمات، ومع العلم أن هذه السمات أو القدرات كامنة (غير منظورة) والاستدلال عليها يكون من خلال السلوك الملاحظ للأفراد وهو استجاباتهم على فقرات الاختبار أو المقياس، لذا تسعى هذه النظرية الى نمذجة العلاقة القائمة بين أداء الفرد في اختبار معين وبين السمات أو القدرات التي تكمن وراء هذا الاداء وتفسيره وبصورة أخرى أنه توجد علاقة منتظمة بين مستويات القدرة لمختلف الافراد واحتمالات اجابتهم على فقرات اختبارية معينة، لقد بين هامبليتون وسوامينثان (Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 11) ثلاث مزايا رئيسة لنظرية الاستجابة للمفردة:

1-عندما يكون هناك مجموعة الفقرات تقيس سمة او قدرة واحدة فان تقدير قدرة (السمة) الفرد على أي عينة من الفقرات لا يتأثر بهذه العينة، أي أن تقديرات قدرات الافراد تكون متحررة من معالم الفقرات (Item Free).

2-عندما يكون هناك مجموعة او مجتمع عام من الافراد يكون تقدير معالم الفقرات (الصعوبة، التمييز،...) مستقلا عن عينة الافراد أي تقدير معالم الفقرات تكون من متحررة من قدرات عينة الافراد المستخدمة في التقدير(Sample Free).

3-يمكن الحصول على احصائي يقيس درجة الدقة في قياس قدرة كل فرد، وهذا الاحصائي يختلف من فرد الى أخر.

تتميز نظرية الاستجابة للمفردة في انها تغلبت على الكثير من مشكلات القياس التي صعب حلها من خلال النظرية الكلاسيكية للاختبارات Classical Test Theory (CTT) التي تسعى الى تحديد العوامل التي تؤثر على الدرجة التي يحصل عليها الفرد في الاختبار، وتركز هذه النظرية على مفهوم الدرجة الحقيقية ودرجة الخطأ ومن أهم الافتراضات التي تقوم عليها هذه النظرية نجد: (Crocker & Algina, 2006, p. 111؛ محاسنة، 2013، ص97)

1- الدرجة التي يحصل عليها الفرد على اختبار أو مقياس ما تسمى الدرجة الملاحظة Obtainde Score (X) وهي مركب من مكونين هما الدرجة الحقيقية True Score (T) ومقدار خطأ القياس (E) Error Score يعبر عنها بالصيغة التالية: $X = T + E$، وبالتالي الدرجة الحقيقية هي حاصل طرح مقدار الخطأ (مقدار الخطأ قد يكون قيمة موجبة او قيمة سالبة) من الدرجة الملاحظة.

2- درجات الخطأ ليست منتظمة ولا تتكرر بنفس القيمة في كل الحالات التي يتم فيها تطبيق الاختبار.

3- الدرجة الحقيقية يمكن استنتاجها من خلال متوسط درجات الفرد التي قد يحصل عليها من خلال عدد لا نهائي من التطبيقات أو اختبارات متوازية تماما.

4- متوسط درجات الخطأ لمجتمع من المفحوصين يساوي صفر(0).

5- عدم وجود ارتباط بين الدرجات الحقيقية والخطأ لمجتمع من المفحوصين.

وعلى الرغم من اتساع استخدام الباحثين والعاملين في مجال القياس النفسي والتربوي للنظرية التقليدية في بناء الاختبارات وتحليل وتفسير نتائجها وهذا نظرا لقيامها على أساس نموذج رياضي سهل يستند الى افتراضات بسيطة يمكن أن تتحقق لبيانات الاختبار أو أداة القياس الا انه هناك بعض المشكلات التي قللت من دقة وموضوعية نتائجها حيث انتقدها كثير من علماء القياس المعاصر من بينهم رايت (Wright, 1967، لورد (Lord, 1968)، وهامبلتون (Hambleton, 1978) وغيرهم، ونوجز أهم هذه الانتقادات أو المشكلات التي عانت منها النظرية التقليدية والتي سعت نظرية الاستجابة للمفردة للتغلب عليها ومعالجتها في ما يلي (علام، 1985، ص 102) :

1-تعتمد على عينة الافراد التي يطبق عليها الاختبار وبالتالي تختلف الخصائص القياسية لمفردات الاختبار (مثل معاملات الصعوبة و معاملات التمييز، الثبات) باختلاف العينة المستخدمة وبالتالي تحد من الاستفادة من نتائج الاختبار سوى على العينة المستعملة، أي تأثر خصائص فقرات الاختبار بقدرة الافراد.

2-تأثر الدرجة الكلية للفرد في اختبار ما بفقراته حيث عندما يختبر بفقرات سهلة تكون درجته اعلى منها في حالة اختباره بفقرات سهلة وبالتالي يصعب تقدير قدرة الفرد تقديرا دقيقا لذا تختلف نتيجة القياس باختلاف الاختبار المستعمل.

3-للموازنة بين الافراد في القدرة التي يقيسها الاختبار يجب تطبيق نفس المفردات أو مفردات موازية لها على كل فرد من الافراد وبالتالي لا نستطيع الموازنة بين مستويات قدرة الافراد اذا أجاب الافراد على مفردات مختلفة ومتباينة في صعوبتها أي أن الاداء على مفردة أو مجموعة جزئية من المفردات لا يقدم معلومات كافية على مستوى اداء الفرد بل الاختبار الكلي هو الذي يقدم هذه المعلومات.

4- لا تقدم النظرية التقليدية تفسيرا سيكولوجيا يوضح كيف يحاول الفرد اجابة على احدى المفردات فهذا التفسير يعد ضروريا اذا أردنا التنبؤ بخصائص الدرجات المستمدة من

مجتمع معين أو مجتمعات مختلفة من الافراد، او ذا أردنا تصميم اختبارات تتميز بخصائص معينة تناسب مجتمعا ما من الافراد.

5- افتراض تساوي تباين أخطاء القياس لجميع الافراد المختبرين

6-وهذا بالرغم من انه قد يكون أداء بعض الافراد اكثر اتساقا من غيرهم وان درجة هذا الاتساق قد يختلف باختلاف مستويات القدرة التي يقيسها هذا الاختبار.

تسعى كل من نظريتي القياس الحديثة والتقليدية الى تحديد العلاقة بين استجابات الافراد على الاختبار أو المقياس والسمة الكامنة التي تقف وراء هذه الاستجابات للوصول الى تفسير وتنبؤ بالسلوك تحت ظروف مماثلة (بركات، 2018، ص ص 61-62) غير أن النظرية التقليدية تؤدي الى بناء اختبارات اقل مرونة، لذا وجه المتخصصون في مجال القياس والتقويم التربوي جهودهم لنظام قياس أكثر موضوعية ومرونة في اختيار مفردات الاختبار أو اضافة بعضها أو حذف البعض منها دون أن يتأثر الاختبار ككل والمتمثل في نظرية الاستجابة للمفردة والتي تقوم كذلك مثل النظرية التقليدية على مجموعة من الافتراضات.

2- افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة:

نظرية الاستجابة للمفردة كغيرها من النظريات لها مجموعة من الافتراضات القوية الواجب تحققها في البيانات التي ستطبق عليها حتى يمكننا الوثوق في نتائجها، ذكرها كل من هامبمتون وسواميثان (Hambelton & Swaminthan, 1985)، وعلام (2005) وهي:

أولا: أبعاد الفضاء الكامن (Dimensionality of the Latent Space):

الفضاء الكامن هو مجموعة من الابعاد التي تناظر السمات الكامنة وهذه الابعاد غير المرتبطة مثنى مثنى، ويعتمد أبعاد هذا الفضاء الكامن على عدد السمات التي ينطوي عليها أداء الشخص على مجموعة من المفردات حيث يمكن أن تتعدد هذه الابعاد وعندئذ تستخدم النماذج المتعدد الابعاد ضمن نظرية الاستجابة للمفردة

(Multidimensional Models)، كما يمكن أن يكون الفضاء الكامن أحادي البعد أي وجود قدرة أو سمة وحيدة (مسيطرة) تفسر أداء الفرد على هذه المفردات عندها نطبق نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاحادية البعد (Unidimensional Models)، ان افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) يصعب تحقيقه بشكل تام، لان هناك العديد من العوامل المعرفية والعوامل الشخصية، الدافعية، القلق وغيرها والتي قد تؤثر في أداء الفرد، يمكن التحقق من البعدية لمجموعة من البيانات من خلال التحليل العاملي لمصفوفة الارتباطات، او التحليل العاملي غير الخطي الذي اقترحه ماكدونالد (1967) وهذا التحليل متوفر في برنامج NOHARM وهو الصيغة المختصرة لـ (Normal Ogive Harmonic Analysis Robust Method) (De Ayala, 2009, p. 45).

ثانيا: **افتراض الاستقلال الموضعي (Local Independence):**

ويشار اليه بالاستقلال الشرطي أيضا ويقصد بهذا الافتراض أن الاداء على فقرتين لنفس الافراد من نفس القدرة يكون مستقلا، أي ان أداء الفرد على مفردة ما لا يوثر على أدائه على فقرة اخري من نفس مفردات الاختبار، أي أن الاستقلال الموضعي يشير الى عدم ارتباط بين مفردات الاختبار، حيث الاستجابات لمفردة مستقلة عن الاستجابات لأي فقرة أخرى مشروطا بموقع الفرد (القدرة) وهذا قد يشير الى ان مفردات الاختبار قد تقيس بعدا واحدا (علام، 2005، ص 64)، في كثير من الحالات يعتبر افتراض الاستقلال الموضعي وافتراض احادية البعد متكافئين (نظرا للتداخل افتراض الاستقلال الموضعي مع افتراض أحادية البعد) غير انه في بعض الحالات لا يتحقق هذا التكافؤ مثلا: في بعض الاختبارات التي تكون مفرداتها (او مجموعة من المفردات) عبارة عن أسئلة ترتبط جميعا بالنص نفسه أو قد تكون مرتبة هرميا مما قد يتيح نوع من الاعتماد الجزئي في الاجابة عن الفقرات الاخيرة على الفقرات الاولى في الاختبار، وبالتالي فعلى الاغلب قد يكون هناك انتهاك لافتراض الاستقلال الموضعي رغم ان هذه الاعتمادية لا تستدعي

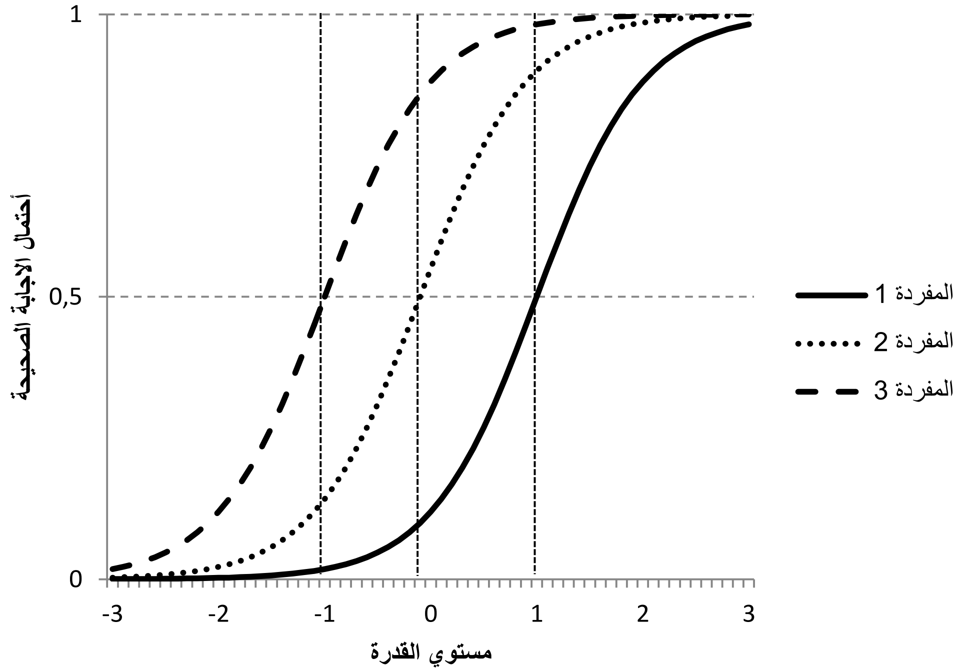
متغيرا كامنا اخر لتعريف الفضاء الكامن (De Ayala, 2009, p. 21)، كذلك قد يكون الاختبار لبعدين (اذا وجدت سمتان كامنتان) وهذه المفردات تكون مستقلة بالنسبة للأفراد المتجانسين في كل بعد، لذلك فان افتراض الاستقلال الموضعي لا ينطبق فقط على النماذج الاحادية البعد فقط بل يشمل أيضا النماذج المتعددة الابعاد.

ثالثا: **منحنى خصائص الفقرة (Item Characteristic Curve, ICC):**

أحد المفاهيم المركزية في نظرية الاستجابة للمفردة وجود دالة مميزة خاصة بكل مفردة تتخذ شكل منحنى الترجيح اللوغاريتمي الاحتمالي تسمى منحنى خصائص الفقرة وهي دالة رياضية تربط بين احتمال الاجابة الصحيحة عن الفقرة مع قدرة الافراد (يرمز للقدرة عادة بالحرف اليوناني " ثيتا " ($Theta\ \theta$))، ومنحنى خصائص الفقرة في حالة مفردة ثنائية الاستجابة (Dichotomous Item) هو عبارة عن انحدار غير خطي لاحتمال الاجابة الصحيحة عن الفقرة على القدرة او السمة المقاسة(عبدالله ، وعبدالرحمن، 1993، ص 16)، واذا كانت المفردة متعددة الاستجابة (Polytomous Item) فيعبر عن انحدار احتمال الاستجابات لكل قسم من أقسام الاستجابة للمفردة على القدرة أو مستوى السمة، وفي حالة مفردة متعددة الابعاد (تقيس سمتين أو أكثر) فان المنحنى يسمى السطح المميز للمفردة (Surface Characteristic Curve) .

يبين منحنى خصائص الفقرة أن احتمال اجابة الفرد اجابة صحيحة يزداد مع زيادة القدرة أو السمة المقاسة، لكون هذا المنحنى تراكميا تصاعديا كما يمكن الاستدلال على احتمال اجابة فرد ما على الفقرة بمعرفة مستوى قدرته، وبسبب اختلاف نماذج نظرية الاستجابة للمفردة أحادية البعد من حيث عدد المعالم، معلمة واحدة أو معلمتين أو ثلاث معالم وبالتالي اختلاف صور دوالها الرياضية الذي ينتج عنه اختلاف في شكل منحنى المميز للمفردة (عبدالغني، 2009، ص 22)، والشكل رقم (2-1) يظهر المنحنى المميز

لثلاث مفردات ثنائية الاستجابة لها نفس درجة التمييز وتختلف في مستوي صعوبتها على التوالي0،1،−1.

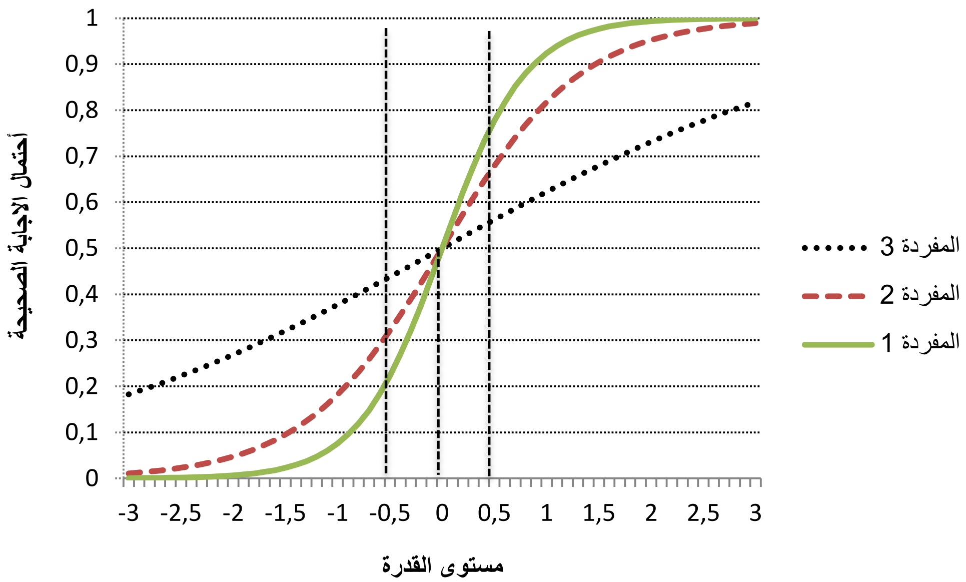


الشكل رقم (2−01): المنحنيات المميزة لثلاث مفردات تختلف في مستوى صعوبتها.

يتضح من الشكل رقم (2−1) ان المنحنى المميز للمفردة يأخذ شكل الحرف S واحتمال الاجابة الصحيحة (المحور العمودي يمثل احتمال الاجابة الصحيحة عن المفردة) عند مستويات القدرة المنخفضة (المحور الافقي يمثل مستويات القدرة) تقترب من الصفر بينما عند ذوي المستويات المرتفعة في القدرة فنجدها تقترب من الواحد، اي كلما زادت قدرة الفرد زاد احتمال الاجابة الصحيحة وبالتالي فان هذا المنحنى يصف العلاقة بين القدرة أو السمة واحتمال الاجابة الصحيحة عن المفردة، ولوصف هذا المنحنى هناك خاصية صعوبة المفردة Difficulty of the item وهي تحدد مكان فعالية المفردة على سلم او مقياس القدرة، فمثلا المفردة رقم 3 هي مفردة أكثر سهولة (درجة صعوبتها تساوي −1) مقارنة بباقي المفردات وبالتالي تظهر فعاليتها بين الافراد منخفضي القدرة، بينما المفردة رقم (1) الاكثر صعوبة (درجة صعوبتها تساوي +1)

تظهر فاعليها بين الافراد مرتفعي القدرة ولهذا فالصعوبة تدل على موقع او موضع المفردة Location Index على المنحنى المميز لها(Baker, 2001, p. 77)، وبالرجوع الى الشكل رقم (2−01) نلاحظ أن مستوى صعوبة المفردة تمثله نقطة على ميزان القدرة عندما يكون احتمال الاجابة الصحيحة يساوي 0,5 وهي نقطة انقلاب المنحنى كما ان المفردة الاقل صعوبة تكون جهة اليسار لان احتمال الاجابة الصحيحة عن هذه المفردة يكون مرتفع عند منخفضي القدرة ويقترب من الواحد عند مرتفعي القدرة او السمة وكلما كانت المفردة أكثر صعوبة فان المنحنى تحدث له ازاحة جهة اليمين مع المحافظة على شكلة.

الخاصية الثانية لوصف المنحنى المميز للمفردة هي التمييز Discrimination وهي تعبر عن قدرة المفردة عن التمييز بين الافراد الذين تقل قدراتهم عن موضع المفردة Item Location والافراد الذين تزيد قدرتهم عن موضع المفردة، وتنعكس في شدة انحدار المنحنى المميز للمفردة حيث كلما كان المنحنى أكثر انحدارا كانت المفردة أكثر تمييزا وتقل كلما كان أكثر تسطحا (Baker, 2001, p. 77)، ولتوضيح مفهوم التمييز أكثر نفترض انه لدينا ثلاث مفردات لها نفس مستوى الصعوبة وهو صفر 0 ودرجة التمييز لكل مفردة على التوالي: 2,5، 1,5، 0,5، والشكل رقم (2−02) التالي يعبر عن المنحنيات المميزة للمفردات الثلاثة:



الشكل رقم (2−02): المنحنيات المميزة لثلاث مفردات تختلف في درجة تمييزها.

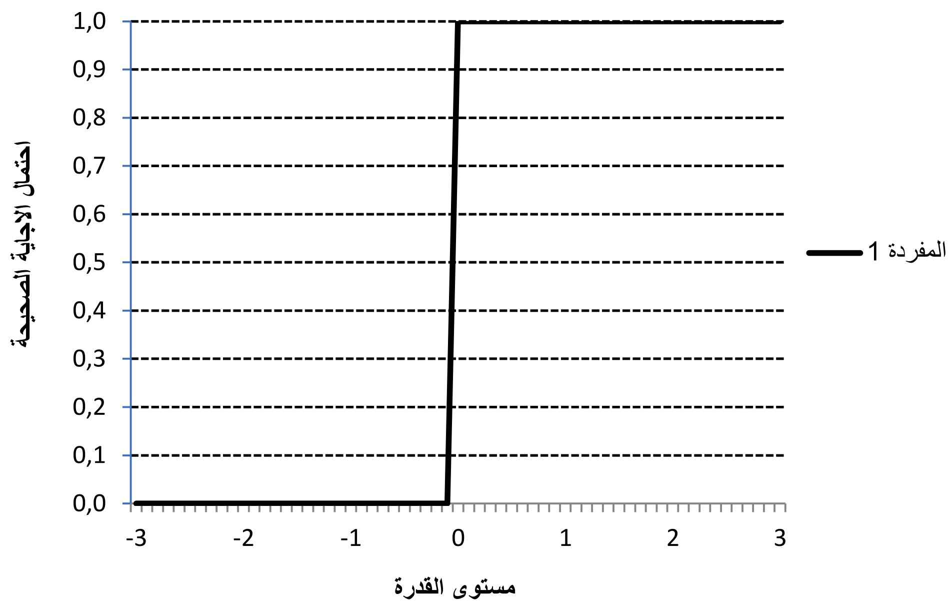
من خلال الشكل رقم (2−02) نلاحظ ان المنحنيات الثلاثة تتقاطع في نقطة واحدة (النقطة صفر 0) وهذا لان المفردات الثلاثة لها نفس مستوى الصعوبة، وبالنسبة للمنحنى الاعلى والخاص بالمفردة الاولى 1 والذي درجة تمييزه تساوي 2,5 يظهر أكثر ميلا (منحدر كثيرا في الوسط) من ميل باقي المنحنيات وبالتالي أكثرهم تمييزا وذلك لأنه من المحتمل ان تتغير احتمال الاستجابة الصحيحة على المفردة بسرعة كبيرة مع زيادة القدرة أو السمة أما المنحنى في الوسط والمتعلق بالمفردة الثانية ذات درجة تمييز تساوي 1,5 وهي أقل تمييزا من المفردة الاولى لذا نجد شكلها أقل انحدار وتغير احتمال الاستجابة الصحيحة على المفردة أقل سرعة مع زيادة القدرة بينما المفردة الاخير التي درجة تمييزها 0,5 وهو الاقل تمييزا وبالتالي ميل المنحني صغير جدا واحتمال الاجابة الصحيحة يتغير ببطء مع زيادة القدرة أو السمة، مثلا عند مستويات قدرة: 0,5−، 0، 0,5 نجد احتمال الاجابة الصحيحة لكل فقرة كالتالي:

الجدول رقم (2−01) احتمال الاستجابة الصحيحة عند تغير مستوى القدرة.

مستوى القدرة	احتمال الاستجابة الصحيحة		
	المفردة 1	المفردة 2	المفردة 3
	درجة التمييز 2,5	درجة التمييز 1,5	درجة التمييز 0,5
−0,5	0,22	0,32	0,43
0	0,50	0,50	0,50
0,5	0,77	0,67	0,56

من خلال الشكل رقم (2−02) والجدول رقم (2−01) نلاحظ أن بمجرد الانتقال قليلا من مستوي القدرة صفر 0,5− الى مستوى قدرة صفر 0 ثم مستوى قدرة اعلى 0,5 نلاحظ ان احتمال الاستجابة الصحيحة يتغير أسرع كلما كان تمييز المفردة مرتفعا ويكون ابطء كلما كان درجة التمييز أقل وهذا بسبب ميل المنحنى والذي يعبر عن تمييز المفردة.

وللتوضيح أكثر نفترض حالة خاصة وهي ان تكون المفردة لها تمييز تام وكان مستوي صعوبتها يساوي صفر فان المنحنى المميز للمفردة يأخذ الشكل التالي:



الشكل رقم (2−03): المنحنى المميز للمفردة ذات التمييز التام.

من خلال الشكل رقم(2−03) نلاحظ ان المنحنى المميز للمفردة يأخذ شكل خط رأسي على نقطة من محور مستوى القدرة (عند مستوي قدرة 0) وبالتالي فعلى يسار هذا الخط احتمال الاجابة الصحية يساوي صفر0 وعلى يمينه نجد احتمال الاستجابة الصحيحة يساوي الواحد 1 أي ان المفردة تميز تمييزا تاما بين الافراد الذين تفوق قدرتهم مستوى الصفر والافراد الذين تقل قدرتهم عن مستوى الصفر.

ان القدرة التمييزية للمفردة يمكن ملاحظتها من خلال زيادة ميل المنحنى المميز لها بالقرب من الوسط، فالميل الحاد يدل على التغير الطفيف في قدرة الفرد يجعل احتمال استجابته الصحيحة أكثر تباينا بينما الميل البسيط فيدل على ان التغير الكبير في مستوى القدرة للأفراد لا يغير احتمال الاستجابة الصحيحة كثيرا، وبالتالي فان المنحنى المميز للمفردة يعد من المفاهيم الاساسية في نظرية الاستجابة للمفردة احادية البعد.

رابعا: **افتراض التحرر من السرعة (Speededness):**

تفترض نظرية الاستجابة للمفردة أن عامل السرعة لا يلعب دورا في استجابات الافراد على المفردات أي أن هذه الاستجابات تتوقف فقط على ما يمتلكه الفرد من قدرة او السمة موضع القياس وبالتالي عدم الوصول الى الاجابة الصحيحة على مفردات الاختبار يرجع الى انخفاض القدرة وليس الى تأثير عامل السرعة على الاستجابة، وفي حالة كان هناك تأثير لعامل السرعة على اداء الافراد فانه يجب اضافة متغير كامن اضافي في تعريف الفضاء الكامن وبالتالي افتراض احادية البعد سينتهك لأنه أصبح لدينا متغيرين كامنين هما المتغير الكامن الاول او المستهدف والمتغير الكامن الثاني هو السرعة يؤثران على اداء الفرد على الاختبار، يمكن تحديد ما اذا كان عامل السرعة له تأثير ام لا عن طريق حساب عدد الافراد الذين لم يستطيعوا الاجابة على جميع المفردات في الوقت المحدد(Hambleton & Swaminathan, De Ayala, 2009, p. 21 ; 1985, p. 30).

3- نماذج نظرية الاستجابة للمفردة:

تقوم نظرية الاستجابة للمفردة على أن احتمال استجابة الفرد لمفردة اختبارية ما تكون دالة لكل من القدرة التي يمتلكها (التي يفترض أن الاختبار يقيسها لدى الفرد) وخصائص المفردة التي يحاول الفرد الاجابة عليها، أي تهدف نماذج نظرية الاستجابة للمفردة لتحديد العلاقة بين أداء الافراد في اختبار معين وبين القدرات والسمات (Traits) التي تقف وراء هذا الاداء، وهي عبارة عن دوال رياضية احتمالية تختلف باختلاف أبعادها (أحادية ومتعددة) عدد معالمها (أحادية، ثنائية، ثلاثية)، نوع الاستجابة (ثنائية الاستجابة، متعددة الاستجابة) (بركات، 2018، ص 60).

عند بداية الابحاث الاولى لنظرية الاستجابة للمفردة ساد الاعتماد على المنحنى الطبيعي التراكمي لمنحنى خصائص الفقرة، ولتبسط الحسابات أكثر تم الاعتماد على

النماذج اللوجستية (عند استخدام قيمة ثابتة تساوي (1,7) في الاساس المستعمل في النموذج اللوجستي لا تختلف المنحنيات التراكمية الطبيعية واللوجستية عن بعضها البعض بأكثر من 0,01 (Crocker & Algina, 2006, p. 353; التقي، 2009، ص 28) وأهم هذه النماذج هي:

أولا: النماذج الثنائية الاستجابة (Dichotomous Models):

وهي النماذج التي تستخدم مع البيانات الثنائية (Binary) التي يتم الحصول عليها من خلال أداء الافراد على المفردات او الفقرات حيث يأخذ الفرد العلامة واحد اذا نجح في الاجابة عنها ويأخذ العلامة صفر في حال فشل في الوصول الى الاجابة الصحيحة أو الاختيار بين نعم أو لا (ويأخذ الدرجة واحدا أو صفر)، وتختلف هذه النماذج في عدد البارامترات أو معالم الفقرة (الصعوبة، التمييز، التخمين) التي تؤثر على استجابة الافراد والتي يجب تقديرها عند تدريج مفردات الاختبار او أداة القياس، فنجد النموذج الاحادي أو الثنائي أو الثلاثي البارامتر ولكل نموذج من هذه النماذج معادلة رياضية خاصة به وفي ما يلى عرض لكل نموذج على حدة.

أ- النموذج اللوجستي الاحادي البارامتر (نموذج راش):

One- Parameter Logistic Model (The Rasch Model)

يعتبر نموذج راش أحد نماذج القياس الحديثة الذي يستعمل في ميدان العلوم الاجتماعية، تم نشر هذا النموذج سنة 1960 من طرف عالم الرياضيات الدنماركي جورج راش Georg Rash (1901- 1980)، وقام العالم الامريكي بن رايت (Ben Wright) بتطويع النموذج للتطبيق العملي (كاظم، 1988, ص21) ويفترض هذا النموذج أن جميع المفردات لها نفس القدرة التمييزية بين مستويات القدرة، ولكن تختلف في مستوي صعوبتها (علام، 2005، ص69) كما يفترض النموذج أن الفرد لا يلجأ الى التخمين العشوائي في اجابته على مفردات الاختبار ويعد هذا النموذج من أبسط نماذج الاستجابة

للمفردة أحادية البعد وأكثرها شهرة ويطلق على هذا النموذج نموذج المعلم الواحد لأنه يشتمل على معلم الصعوبة فقط item difficulties parameter، حيث يعتمد احتمال نجاح اي شخص (S) في استجابته على اي مفردة اختبارية (i)على الفرق $(\theta - \beta)$ وهو الفرق بين قدرة(θ) هذا الفرد (القدرة الكامنة وراء استجابة) ودرجة صعوبة المفردة (β) (التقي، 2009، ص19)، فاذا كانت استجابة الفرد على البند اجابة صحيحة عندها تمنح له درجة واحدة (01) ويرمز لها بالرمز $(X_{is} = 1)$ ويعبر عنها احتماليا بالعلاقة التالية:

$$P(X_{is} = 1/\theta_s, \beta_i) = \frac{e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}} \cdots\cdots\cdots (01 - 2)$$

وفي حالة اجابته خاطئة تمنح له العلامة صفر و يرمز لها بالرمز $(X_{is} = 0)$ و يعبر عنها كما يلي:

حيث لدينا:

$$(X_{is} = 1) + (X_{is} = 0) = 1$$

$$(X_{is} = 0) = 1 - (X_{is} = 1)$$

$$(X_{is} = 0) = 1 - \frac{e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}}$$

$$(X_{is} = 0) = \frac{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)} - e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}} = \frac{1}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}}$$

ومنه فاحتمال الاجابة الخاطئة عن المفردة يعطى بالعلاقة التالية:

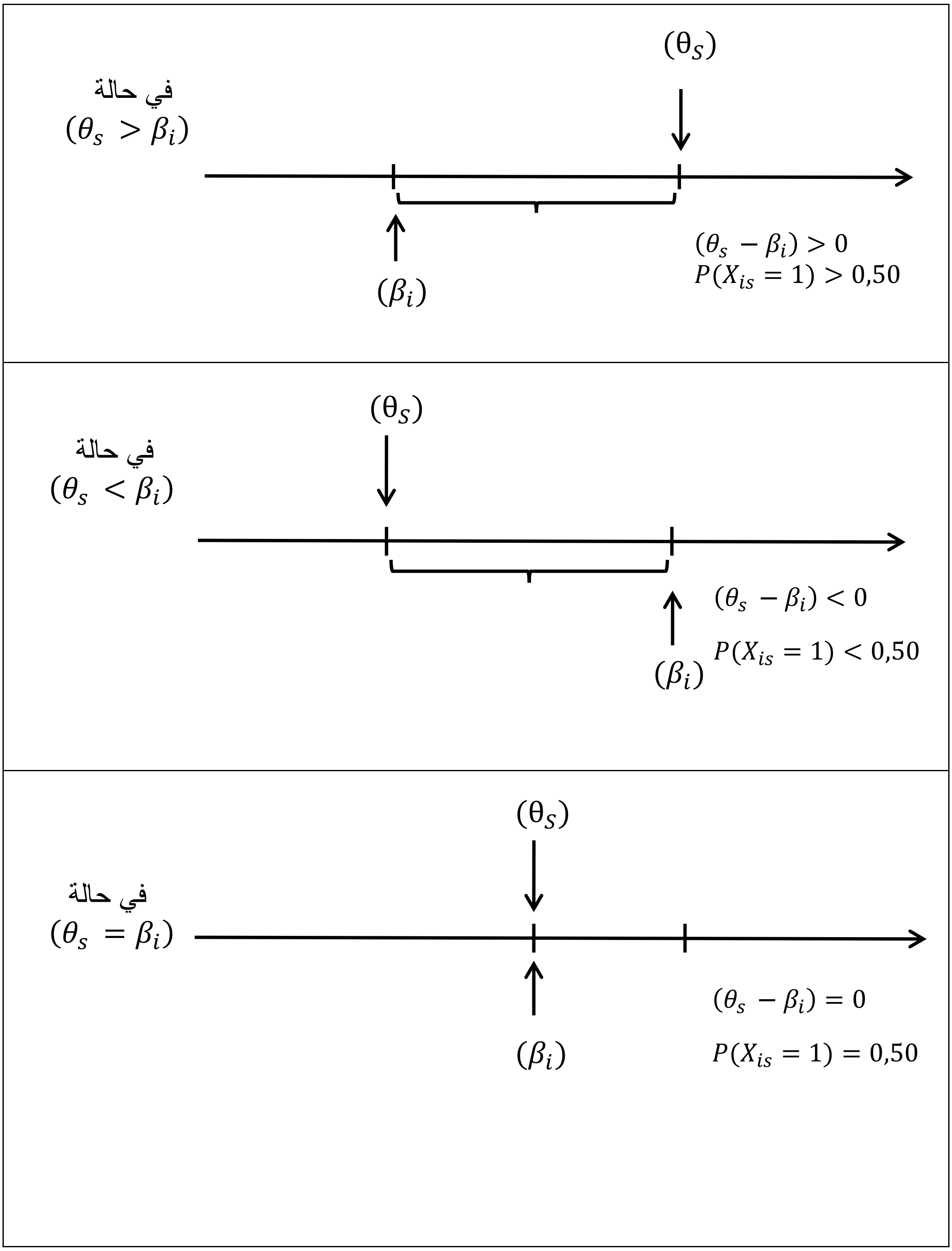
$$P(X_{is} = 0/\theta_s, \beta_i) = \frac{1}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}} \cdots\cdots\cdots (02 - 2)$$

الأساس المنطقي لنموذج راش:

يتوقف احتمال حدوث الاستجابة الصحيحة عن المفردة على القدرة او السمة التي يمتلكها الفرد (معلم القدرة (θ_S)) وصعوبة المفردة أو الفقرة الذي قام بالإجابة عليها (معلم الصعوبة(β_i)) ويمكن التعبير عنه رياضيا في شكل الدالة التالية:

$$P_{X_{is}} = f(\theta_s - \beta_i) \dots \dots \dots \dots \dots (03-2)$$

أي ان احتمال نجاح الفرد (S) على المفردة الاختبارية (i) دالة للفرق بين معلم القدرة ومعلم الصعوبة ($\theta_s - \beta_i$) (كاظم، 1988، ص49) ، مع العلم أن نموذج راش هو نموذج ثنائي الاستجابة أي توجد فئتان فقط للإجابة على الفقرة (صحيح، خطأ) وبالتدقيق في الفرق بين ($\theta_s - \beta_i$) في حالة اذا كانت قدرة الفرد(θ_S) أكبر من صعوبة الفقرة(β_i) فان هذا الفرق يكون أكبر من الصفر $0 < (\theta_s - \beta_i)$ وبالتالي احتمال اعطاء هذا الفرد اجابة صحيحة على هذه الفقرة أكبر من (0,50)، أما في حالة العكس أي أن قدرة الفرد أقل من صعوبة الفقرة ($\theta_s < \beta_i$) ومنه الفرق يكون أقل من الصفر $0 > (\theta_s - \beta_i)$ واحتمال اعطاء هذا الفرد اجابة صحيحة عن هذه الفقرة يصبح أقل من (0,50)، وعند تساوي قدرة الفرد(θ_S) مع صعوبة الفقرة (β_i) يصبح الفرق بينهما مساويا للصفر $(\theta_s - \beta_i) = 0$ وهنا يصبح احتمال الاجابة الصحيحة على الفقرة من طرف الفرد مساويا لـ (0,50) (المحسن، 2016، ص49؛ كاظم، 1988، ص45) والشكل(2−4) التالي يبين الاختلافات بين القدرة وصعوبة الفقرة واثره على احتمال الاستجابة الصحيحة (Wright & Stone, 1979, p. 13)



الشكل(2–04): يوضح الاختلافات بين القدرة وصعوبة الفقرة واثره على احتمال الاستجابة الصحيحة.

بالرجوع الى المعادلة رقم$(2-03)$ نلاحظ ان الفرق بين القدرة الفرد والصعوبة المفردة $(\theta_s - \beta_i)$ يمكن أن يكون أي عدد حقيقي يمتد بين $-\infty$ و$+\infty$ بينما احتمال

الاستجابة ينحصر بين قيمتين $(1،0)$ لذا يجب اختيار نموذج احتمالي يجعل الفرق محصورا بين الصفر والواحد لذا يتم تحويل الى الفرق الى الصيغة الاسية للأساس الطبيعي فتصبح:

$$\exp(\theta_s - \beta_i) = e^{(\theta_s - \beta_i)}$$

لتصبح هذه الصيغة محصورة بين الصفر وما لانهاية $(0، +\infty)$ ولجعل المدى بين الصفر و الواحد نصل الى النسبة التالية:

$$\frac{e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}} = \frac{\exp(\theta_s - \beta_i)}{1 + \exp(\theta_s - \beta_i)}$$

بمساواة هذه النسبة بالطرف الايسر للدالة $(2 - 03)$ التي تعبر عن احتمال الاجابة الصحيحة نحصل على الصيغة الرياضية التي تمثل نموذج راش في حالة $(X_{is} = 1)$:

$$P_{X_{is}} = \frac{e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}}$$

الوحدة المستخدمة في قياس كل من القدرة ودرجة الصعوبة هي اللوجيت وتعرف باللوغاريتم الطبيعي لمرجح نجاح الشخص على المفردة ومرجح النجاح هو عبارة عن ناتج قسمة احتمال الاجابة الصحيحة عن المفردة على احتمال الاجابة الخاطئة عنها (التقي، 2009، ص20) أي أن:

$$\frac{P(X_{is} = 1/\theta_s, \beta_i)}{P(X_{is} = 0/\theta_s, \beta_i)} = \frac{\frac{e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}}}{\frac{1}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}}}$$

$$= \frac{e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}} * \frac{1 + e^{(\theta_s - \beta_i)}}{1}$$

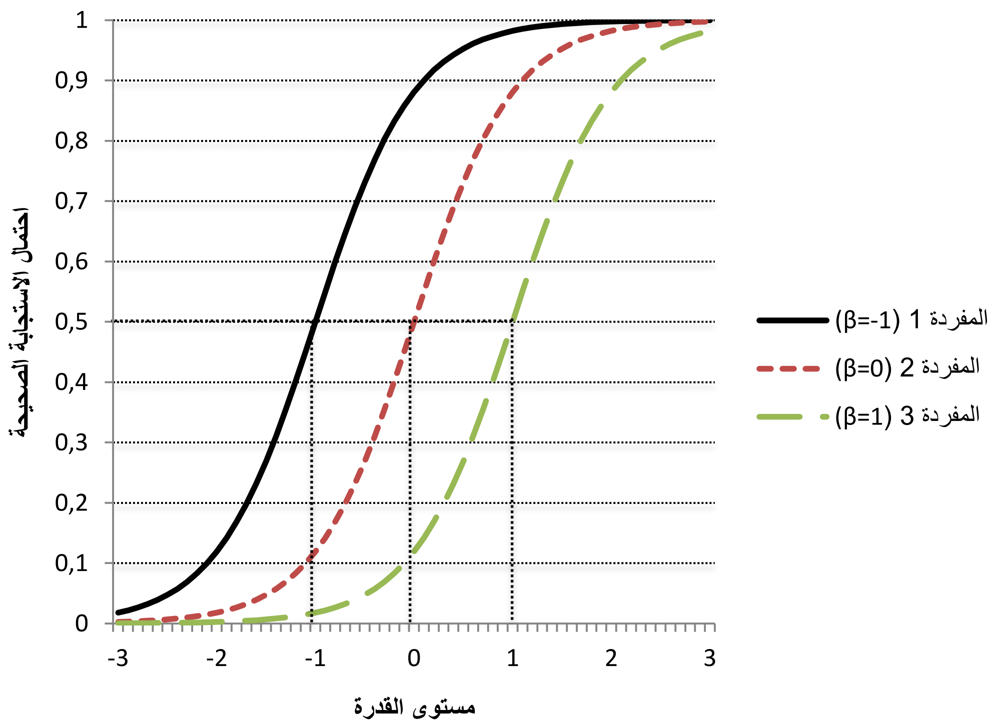
$$= e^{(\theta_s - \beta_i)}$$

وبادخال اللوغاريتم الطبيعي على ناتج مرجح النجاح نحصل على:

$$\ln \frac{P(X_{is} = 1/\theta_s, \beta_i)}{P(X_{is} = 0/\theta_s, \beta_i)} = (\theta_s - \beta_i)$$

وبالتالي فان قياس كل من القدرة ودرجة صعوبة المفردة يكون بوحدة مشتقة من اللوغاريتم الطبيعي وتسمى اللوجيت.

لتوضيح الصيغة الرياضية لنموذج راش من خلال تمثيل منحنيات تدل على احتمال اجابة الافراد ذوي القدرات المختلفة اجابة صحيحة عن كل مفردة وهو يعبر عن منحنى المميز للمفردة، وبافتراض أنه لدينا ثلاث مفردات درجة صعوبة كل منها $\beta_1 = -1$، $\beta_2 = 0$، $\beta_3 = 1$ ، مع التسليم بأنها تقيس سمة واحدة فان الشكل(2-05) يمثل المنحنيات المميزة لكل مفردة من المفردات:



الشكل رقم (2-05): التمثيل البياني لصيغة نموذج راش لثلاث مفردات.

من خلال الشكل رقم $(2-05)$ يتبين ان المنحنيات الثلاثة متوازية ولها نفس الميل ولكن تختلف في ازاحة موقع المفردة أي الصعوبة حيث أن المفردة الاولى (1) الاقل صعوبة أي أن الافراد الذين قدرتهم تساوي $(\theta = -1)$ فان احتمال اجابتهم عن هذه المفردة اجابة صحيحة يساوي 0,5 بينما احتمال اجابتهم الصحيحة (نفس الافراد) على المفردة الثانية (2) وهي مفردة أكثر صعوبة من المفردة الاولى (درجة صعوبتها صفر $(\beta_2 = 0)$) يساوي 0,1، أما احتمال اجابتهم على المفردة الثالثة والاكثر صعوبة فيقارب 0,01، كما نلاحظ من الشكل ان مستوى صعوبة كل مفردة هو عند القيمة التي يكون احتمال الاجابة الصحيحة يساوي 0,5.

مما سبق نستنتج أن التفاعل بين القدرة (السمة الكامنة) التي يمتلكها الفرد وصعوبة الفقرة الذي قام هذا الفرد بالإجابة عنها تنتج الاستجابة، هناك اساسين منطقيين يعتمد عليها نموذج راش هما:

1- احتمال أن يجيب الفرد اجابة صحيحة على فقرة سهلة هو أكبر من احتمال أن يجيب اجابة صحيحة على قفرة أكثر صعوبة.

2- يزداد احتمال الاجابة الصحيحة بزيادة مستوى قدرة الفرد.(المحسن، 2016، ص48)

ب- النموذج اللوجستي الثنائي البارامتر (نموذج بيرنبوم):

Two- Parameter Logistic Model (Birnbaum's Model)

تم اقتراح هذا النموذج في جامعة كلومبيا الامريكية من طرف عالم الاحصاء بيرنبوم (Birnboaum,1968) مع مجموعة من زملائه (علام، 2005، ص70)، يقوم هذا النموذج على معلمتين هما معلمة الصعوبة ومعلمة التمييز (Discrimination) يمثلان خصائص المفردة حيث يفترض هذا النموذج ان المفردات تختلف في صعوبتها وتمييزها يعتمد هذا النموذج على الفرق بين القدرة التي يمتلكها الفرد (θ_S) ودرجة صعوبة البند أو الفقرة الذي قام بالإجابة عليها (β_i) مضروبا في درجة تمييز الفقرة (α_i) الذي يصف

قدرة المفردة على التمييز بين الافراد على متصل المتغير (التقي، 2009، ص22)، ولقد تم اضافة معلم التمييز في هذا النموذج لصعوبة الحصول على مجموعة من المفردات تميز بين مستويات القدرة او السمة المقاسة بنفس الدرجة وهو الافتراض يقوم عليه نموذج راش.

يعبر عن احتمال الاجابة الصحيحة عن الفقرة في هذا النموذج بالصيغة التالية:

$$P(X_{is} = 1/\theta_s, \beta_i, \alpha_i) = \frac{e^{\alpha_i(\theta_s-\beta_i)}}{1+e^{\alpha_i(\theta_s-\beta_i)}} \cdots\cdots\cdots (04-2)$$

وعن احتمال عدم الاجابة بالصيغة التالية:

$$P(X_{is} = 0/\theta_s, \beta_i, \alpha_i) = \frac{1}{1+e^{\alpha_i(\theta_s-\beta_i)}} \cdots\cdots\cdots (05-2)$$

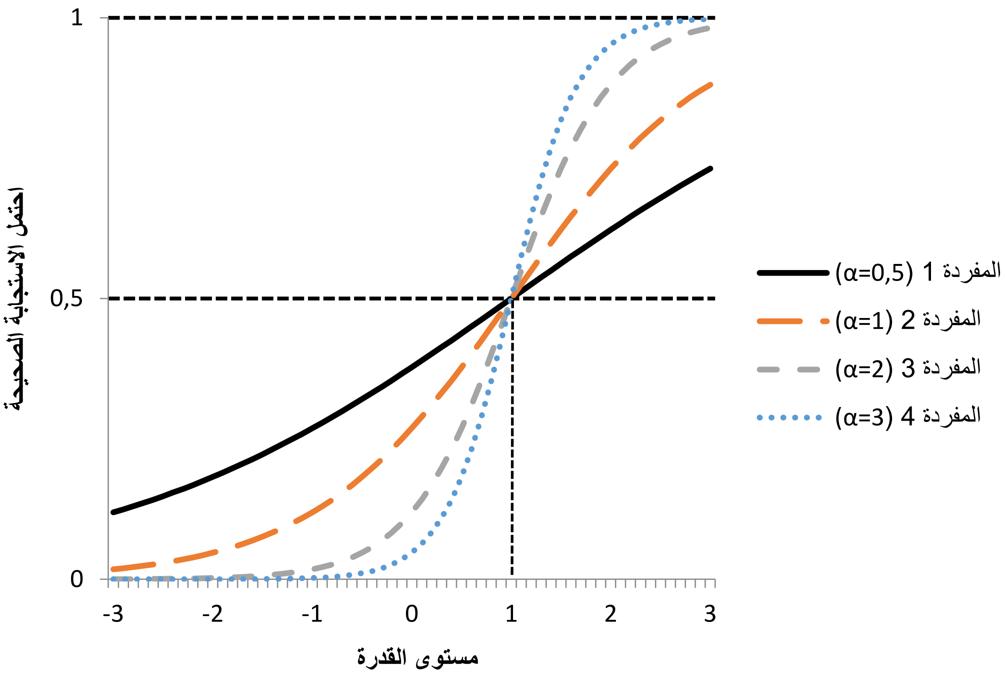
حيث أن: a_i : معلم التمييز

β_i : معلم الصعوبة

θ_s : مستوى قدرة الفرد 47

$i = 1,2,3 \dots, n$ حيث(n) عدد مفردات الاختبار الكلي.

ولإعطاء صورة أوضح عن مفهوم النموذج الثنائي المعلم نفترض أنه لدينا أربع مفردات اختبارية درجة صعوبة كل منها يساوي الصفر $(\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 1)$ بينما معاملات تمييز تختلف من مفردة الى أخرى $\left(\alpha_4 = 3، \alpha_3 = 2، \alpha_2 = 1، \alpha_1 = 0{,}5\right)$ والشكل التالي يوضح المنحنيات المميزة لهذه المفردات:



الشكل رقم (2−06): التمثيل البياني لدوال الاستجابة للمفردات الاربعة وفق النموذج الثنائي

نلاحظ في الشكل أعلاه أن المنحنيات تتقاطع فيما بينها(عكس نموذج راش الذي تتوازي فيه المنحنيات) كما يبين الشكل أن ميل (Slope) الفقرة رقم (1) أقل من باقي الفقرات الثلاثة الاخرى بشكل واضح مما يدل على أن هذه الفقرة أقل تمييزا ($\alpha_1 =$ 0,5) وكلما زادت قيمة درجة التمييز (α_i) يصبح ميل دالة الاستجابة للمفردة أكثر انحدارا وبالتالي هناك تناسب طردي بين قيمة درجة التمييز وميل منحنة دالة الاستجابة للمفردة فكلما كان الميل اكثر انحدارا دال على أن المفردة أكثر قدرة على التمييز بين الافراد في السمة، وقد أشار دي ايالا (De Ayala, 2009, p. 101) الى أنه من الناحية النظرية فان قيمة معلم التمييز تمتد من $-\infty$ و$+\infty$ اما من الناحية العملية فان قيم معلم التمييز الجيدة فيتراوح تقريبا بين 0,8 و 2,5، أما المفردات ذات معاملات تمييز سالبة فيجب ابعادها (على غرار مؤشرات التمييز التقليدية السالبة) لأنها لا تعمل

بطريقة تتسق مع النموذج، كما ان الميل عند نقطة الصعوبة β_i وهو نقطة انعطاف لدالة الاستجابة للمفردة يساوي $\beta_i * 0,25$، أما بيكر (Baker, 2001, p. 34) فقد اعطى تفسير او وصف للقيم الرقمية لمعلم التمييز كالتالي:

الجدول رقم (2−02): مدى قيم معلم التمييز وتفسيرها.

مدى قيم التمييز	التفسير
0	غير مميز
0,34−0,01	تمييز ضعيف جدا
0,64−0,35	تمييز منخفض
1,34−0,65	تمييز متوسط
1,69−1,35	تمييز مرتفع
1,70 أو أكثر	تمييز مرتفع جدا
$+\infty$	تمييز تام

ت− النموذج اللوجستي الثلاثي البارامتر (نموذج لورد):

Three− Parameter Logistic Model (Lord's Model)

لم يأخذ النموذجين السابقين بعين الاعتبار ظاهرة التخمين أو النجاح بالصدفة حيث ان المفحوصين ذوي القدرات المنخفضة (في النهاية الدنيا من متصل السمة الكامنة) سيجيبون على بعض الفقرات من الاختيار من متعدد اجابة صحيحة نتيجة التخمين (guessing) وبالتالي فان احتمال الاجابة الصحيحة تشتمل على جزء صغير يعود الى التخمين (Baker, 2001, p. 28)، لذلك أضاف النموذج الثلاثي معلما ثالثا(c_i) اضافة الى معلم الصعوبة ومعلم التمييز وهو الخط التقاربي الادنى (Lower Asymptote) للمنحنى المميز للمفردة ويمثل احتمال توصل هؤلاء المفحوصين الى الاجابة الصحيحة على الفقرة عن طريق التخمين والصيغة الرياضية للنموذج ثلاثي البارامتر كالاتي :

$$P(X_{is} = 1/\theta_s, \beta_i, \alpha_i, c_i) = c_i + (1 - c_i)\frac{e^{\alpha_i(\theta_s - \beta_i)}}{1 + e^{\alpha_i(\theta_s - \beta_i)}} \cdots\cdots\cdots (06 - 2)$$

حيث أن: a_i : معلم التمييز

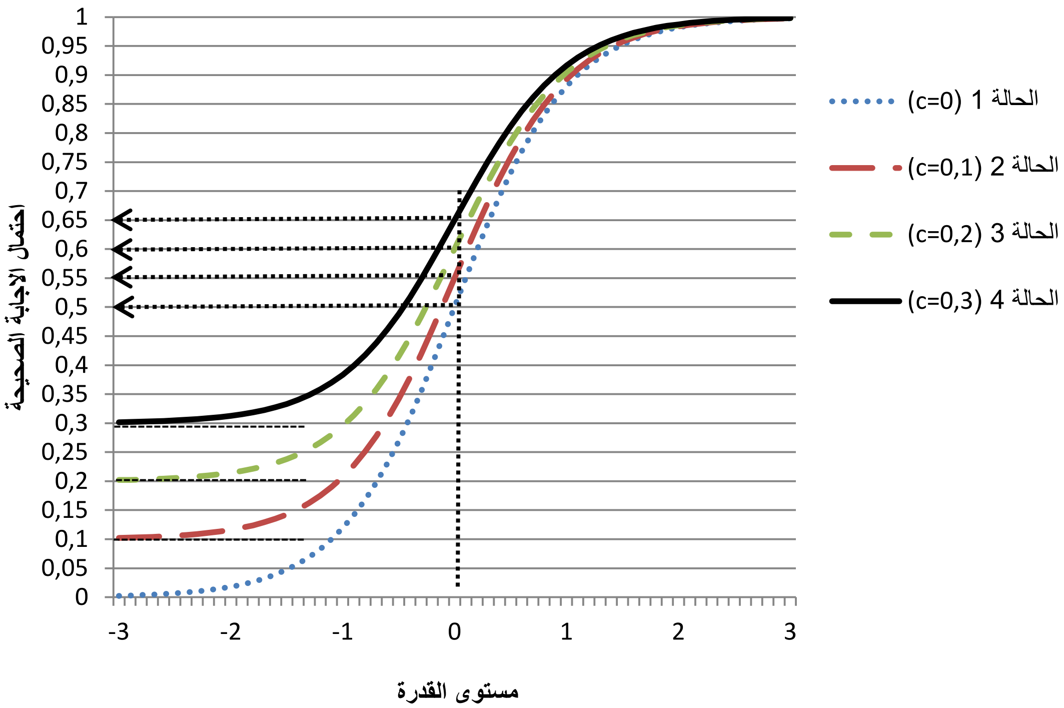
β_i : معلم الصعوبة

c_i : معلم التخمين

θ_s : مستوى قدرة الفرد

$i = 1,2,3 \dots, n$ حيث(n) عدد مفردات الاختبار الكلي.

من خلال التعريف السابق نستنج ان المعلم(c_i) هو احتمال التوصل الى الاستجابة الصحيحة باستخدام التخمين وان قيمته ليست كدالة لمستوى القدرة، وبالتالي ارتفاع أو انخفاض مستوى قدرة الافراد او الاشخاص لا تؤثر على التوصل للإجابة الصحيحة عن طريق التخمين وقيمة معلم التخمين محصورة نظريا بين الواحد والصفر $(1 \leq c_i \leq 0)$ وحسب بيكر (*Baker, 2001*) أنه في التطبيقات الميدانية او العملية فان اي قيمة تفوق $(0,35)$ تعتبر قيمة مرفوضة لذا فالمدى العملي لقيم التخمين تكون محصورة بين $(0,35 \leq c_i \leq 0)$، أما تفسير اي قيمة عددية لـ(c_i) ولتكن مثلا القيمة $(0,2)$ فانه عند كل مستويات القدرة سيكون احتمال الاجابة صحيحة على السؤال عن طريق التخمين فقط هو 0,2، ولتوضيح احتمال الاستجابة ضمن النموذج الثلاثي المعلم نفترض أنه لدينا مفردة واحدة صعوبتها تساوي صفر$(\beta = 0)$ ومعامل تمييزها بـ $(\alpha = 2)$ بينما معلم التخمين يأخذ أربع حالات ممكنة: الحالة الاولى $(c = 0)$، الحالة الثانية $(c = 0,1)$ الحالة الثالثة $(c = 0,2)$ والحالة الرابعة$(c = 0,3)$ الشكل التالي رقم (2–7) يمثل دوال الاستجابة للمفردة حسب كل حالة:



الشكل رقم (2−07): التمثيل البياني لدوال الاستجابة للحالات الاربعة للمفردة وفق النموذج الثلاثي.

من خلال الشكل رقم (2−7) نلاحظ أن الخط التقاربي السفلى للمنحنيات المميز للمفردة في كل الحالة الثانية$(c = 0,1)$ والثالثة$(c = 0,2)$ والرابعة$(c = 0,3)$ لا يقترب من الصفر بل يقترب من القيمة معلمة التخمين(c) لكل حالة أي يدل على أدنى احتمال للإجابة الصحيحة عن الفقرة، بينما الحالة الاولى والتي افترضنا فيها قيمة معلم التخمين يساوي صفر$(c = 0)$ فانه يقترب من الصفر (في هذه الحالة يؤول النموذج الى النموذج الثنائي المعلم)، كما نلاحظ أيضا من الشكل أن معلم صعوبة المفردة والذي يمثل نقطة على مقياس القدرة عندما يكون احتمال الاجابة الصحيحة يساوي 0,5، في مثالنا درجة صعوبة المفردة تساوي صفر $(\beta = 0)$ وهي ليست عند قيمة احتمال 0,5 كما هو الحال في النموذجين السابقين الاحادي والثنائي المعلم (ماعدا الحالة الاولى لما $(c = 0)$)، بل عند قيمة احتمال أكبر بقليل وهذا بسبب ادخال معلم التخمين حيث تصبح قيمة احتمال الاجابة الصحيحة المقابل لدرجة صعوبة المفردة هي: $2/(1 + c)$

(Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 38)، في مثالنا احتمال الاجابة الصحيحة المقابل لقيمة معلم الصعوبة للحالات الاربعة كما يلي:

- الحالة الاولى $(c = 0)$: $P = 2/(1 + 0)$= 0,5
- الحالة الثانية $(c = 0{,}1)$: $P = 2/(1 + 0{,}1)$= 0,55
- الحالة الثالثة $(c = 0{,}2)$: $P = 2/(1 + 0{,}2)$= 0,6
- الحالة الرابعة $(c = 0{,}3)$: $P = 2/(1 + 0{,}3)$= 0,65

كذلك معلم التمييز ونفس الشيء مع النموذجين السابقين حيث كلما زادت قيمة درجة التمييز α_i يصبح ميل دالة الاستجابة للمفردة أكثر انحدارا أي هناك تناسب طردي بين قيمة درجة التمييز وميل منحنى دالة الاستجابة للمفردة فكلما كان الميل اكثر انحدارا دل على أن المفردة أكثر تمييزا غير أن هذه العلاقة بين تمييز المفردة و الميل في هذا النموذج تتأثر بقيمة معلم التخمين(c) حيث كلما ارتفع معامل التمييز انخفضت القدرة التمييزية المفردة وهذا ما يظهره الشكل رقم (2–7) أعلاه حيث كلما ارتفعت قيمة معلم التخمين من حالة الى حالة انخفض انحدار المنحنى ويحدد الميل عند نقطة الصعوبة β_i وهو نقطة انعطاف لدالة الاستجابة للمفردة ب: $4/(c - 1)\alpha$ (Baker & Kim, 2017, p. 23) وبتطبيق هذه الصيغة على الحالات الاربعة في مثالنا مع العلم أن معلم التمييز والصعوبة ثابت لكل الحالات($\beta = 0;\ \alpha = 2$) نحصل على:

- الميل في الحالة الاولى $(c = 0)$: $4/(0 - 1)2$ = 0,50
- الميل في الحالة الثانية $(c = 0{,}1)$: $4/(0{,}1 - 1)2$ = 0,45
- الميل في الحالة الثالثة $(c = 0{,}2)$: $4/(0{,}2 - 1)2$ = 0,40
- الميل في الحالة الرابعة $(c = 0{,}3)$: $4/(0{,}3 - 1)2$ = 0,35

من خلال ما سبق قد تظهر التغيرات في تعريف كل من معلم الصعوبة ومعلم التمييز للمفردة طفيفة ولكنها مهمة عند تفسير نتائج تحليلات الاختبار.

ثانيا: النماذج المتعددة الاستجابة (Polytomous IRT Models):

تعددت وتنوعت الفقرات المستخدمة في المقاييس والاختبارات النفسية والتربوية فنجد في بعض المواقف التي تكون فيها استجابات الافراد عن الفقرة محددة بقيمتين فقط بمنح العلامة صفر(0) للإجابة الخطأ (عدم وجود السمة) والعلامة واحد(1) للإجابة الصحيحة (وجود السمة) مثل مفردات الاختيار من متعدد، أو مفردات الصواب والخطأ ففي هذه الحالة تستخدم نماذج الاستجابة للمفردة ثنائية الاستجابة مثل نموذج راش، النموذج الثنائي البارامتر والنموذج الثلاثي البارامتر التي سبق التطرق اليهم، ومن جهة ثانية هناك مواقف كثيرة تكون استجابات الفرد فيها متعددة الدرجات أي تحتمل أكثر من فئتي استجابة مثل مقاييس الاتجاهات التي تأخذ الدرجات (1، 2، 3،4، 5، ...) حسب عدد بدائل الاجابة، وقد تكون اجابة الفرد متدرجة فيحصل الافراد على درجة حسب خطوات الاجابة التي تم الوصل اليها(تكون خطوات مرتبة)، لهذا ظهرت نماذج الاستجابة للمفردة المتعددة الاستجابة مثل نموذج الاستجابة المتدرجة (Samejima, 1972)، نموذج الاستجابة الاسمية (Bock, 1982)، نموذج التقدير الجزئي (Masters, 1982)، نموذج سلم التقدير (Andrich, 1978) وغيرها من النماذج المناسبة لمثل هذه المفردات، والشكل التالي رقم(2-08) يعبر عن التسلسل الهرمي لبعض النماذج المتعددة الاستجابة: (Dodd, De Ayala, & Koch, 1995, p. 77)

النماذج المتعددة الاستجابة

نماذج القسمة على المجموع

نموذج الاستجابة الاسمية
(بوك)

نموذج التقدير الجزئي المعمم
(موراكي)

***نموذج التقدير الجزئي**
(ماسترز)

***نموذج سلم التقدير**
(أندريش)

نماذج القسمة على المجموع

نموذج الاستجابة المتدرجة
(سامجيما)

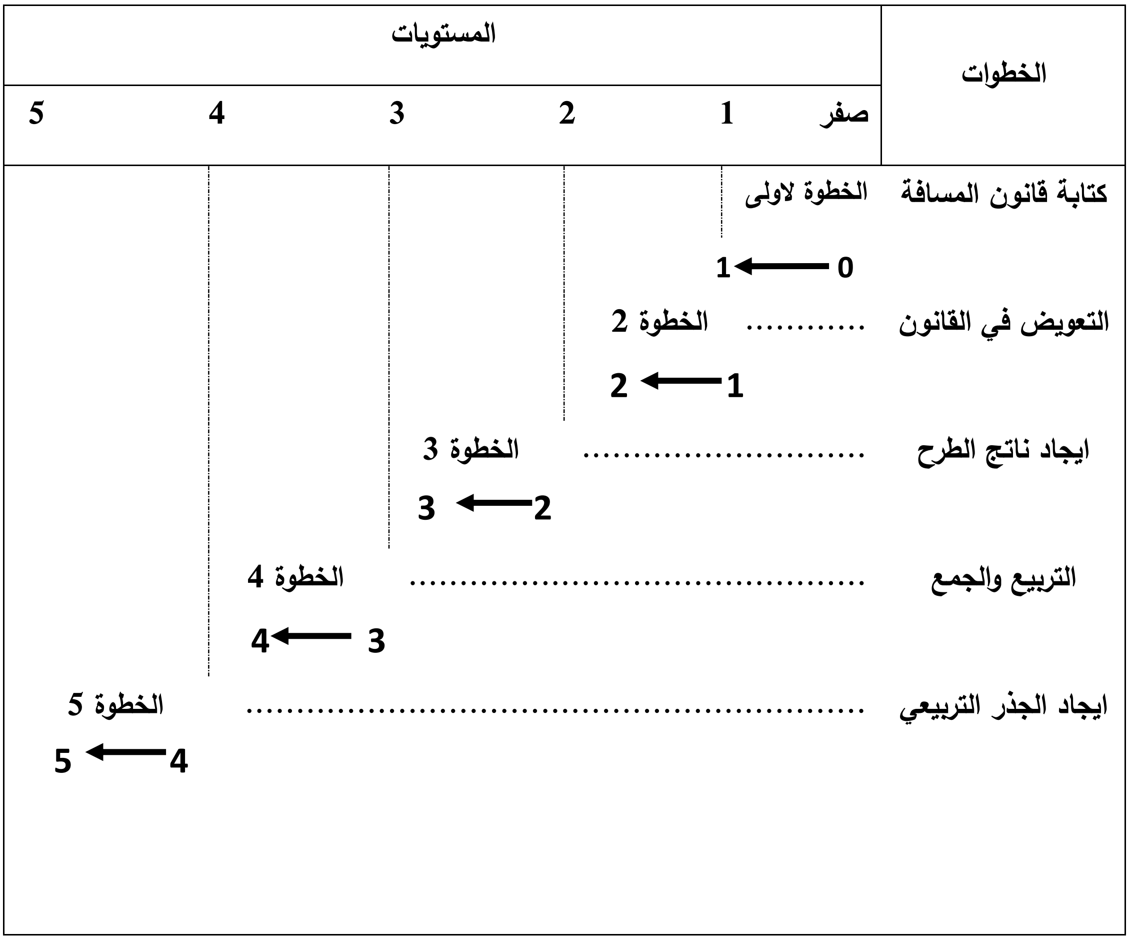
نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل
(موراكي)

(*نموذج ينتمي الى عائلة راش من نماذج الاستجابة للمفردة)

الشكل رقم (2−08): التسلسل الهرمي لنماذج الاستجابة للمفردة متعددة الاستجابة.

قبل التطرق الى بعض من النماذج المتعددة الاستجابة سنحاول توضيح بعض المفاهيم المستخدمة مثل المستويات، الفواصل وخطوات من خلال المثال التالي الذي هو عبارة عن فقرة تتضمن سؤال حول ايجاد المسافة بين النقطتين: أ(2−، 2) و ب(2 ،5) مع العلم أن هذه الفقرة تتطلب خمس (05) خطوات يمر بها الفرد للإجابة عن السؤال اجابة صحيحة وفي كل خطوة يصل الفرد الى مستوي من مستويات الستة (06) للحل واذا لم يقم الفرد بتقديم أي عمل او اجابة صحيحة في الخطوة الاولى هنا يبقى في

المستوى الصفري ويمنح العلامة صفر(0) وفي حالة قيامه بخطوة أولى صحيحة في الاجابة عن السؤال (وهو كتابة قانون حساب المسافة) سينتقل الى المستوى الاول ويمنح العلامة واحد(01) وهكذا كلما يقوم بخطوة صحيحة ينتقل الى مستوى أعلى (التقي، 1992، ص11) والشكل رقم (2-9) التالي يوضح العلاقة بين بين مستويات وخطوات الحل:



الشكل رقم (2-09): يوضح العلاقة بين المستويات وخطوات الحل.

أما الفواصل (Thresholds) بين كل مستوى والمستوى الذي يسبقه فنجد بعض النماذج تتعامل على ان درجة صعوبة اي فاصل أعلى من درجة صعوبة الفاصل الذي يسبقه أي التعامل مع مختلف مستويات السؤال على أنها امتداد لأسلوب الفترات المتلاحقة لثيرسون(successive intervals) في تقدير معالم الصعوبة للفواصل (Thresholds) بين كل مستوى والمستوى الذي يسبقه (درجة صعوبة اي فاصل اعلى من

درجة صعوبة الفاصل الذي يسبقه)، ويتوافق مع هذا النمط في التفكير كل من نموذج ساميجيما (Samejima) للاستجابة المتدرجة ونموذج سلم التقدير اندريش (Andrich 1978)، بينما في النمط الثاني نجد نماذج تتعامل مع صعوبة كل خطوة بشكل منفصل عن الخطوة السابقة لها مثل نموذج التقدير الجزئي، وفيما يلي سنعرض بعض النماذج المتعددة الاستجابة:

أ- ***نموذج الاستجابة المتدرجة*** **Graded–Response Model (GRM):**

قدمت هذا النموذج ساميجيما (Samejima, 1969) والذي يمكن استخدامه مع المفردات التي يكون الاستجابة عليها بفئات مرتبة (Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 51) مثل مقاييس الاتجاهات والشخصية (مثل سلم ليكرت) حيث يتم وفق هذا النموذج منح درجة جزئية على الاجابة الصحيحة للمشكلات المقدمة كما لا يشترط أن تكون عدد فئات الاستجابة متساويا في جميع الفقرات، ويعتبر هذا النموذج تعميما للنموذج الثنائي المعلم (علام، 2005، ص75)، يصف نموذج الاستجابة المتدرجة العلاقة الغير خطية بين مستوى قدرة (أو السمة) الافراد واحتمال اجابتهم على فئة من فئات الاجابة على المفردة وتوصف هذه الفقرة أو المفردة(i) بمعلم تمييز واحد(a_i) ومعالم العتبات الفارقة (Thresholds) (β_{ij}) بين فئات الاستجابة والتي عددها (m_i) حيث $(j = 1, 2, 3 \dots, m_i)$ أي أنه يمثل معلم صعوبة العتبة التي تفصل فئة الاستجابة (k) وفئة الاستجابة السابقة$(k-1)$ ويمكن تفسير قيمة معلمة العتبة الفارقة على أنها تمثل مستوى القدرة أو السمة اللازم لكي تتخطى الاستجابة العتبة(j) باحتمال قدره (0,5) أما عدد فئات الاستجابة فيساوي عدد العتبات زائد واحد $(k_i = m_i + 1)$ (عيد،2007، ص16).

لحساب احتمال اجابة الفرد لكل قسم من اقسام الاجابة (تساوي عدد العتبات الفارقة) والحصول على المنحنيات المميزة الاجرائية Operating Characteristic curves

نطبق في البداية معادلة النموذج الثنائي المعلم الذي تطرقنا اليه سابقا في النموذج الثنائي المعلم وهي:

$$P_{ix}^{*}(x \geq j/\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{ij})}}{1 + e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{ij})}} \cdots\cdots\cdots (07-2)$$

حيث: $P_{ix}^{*}(x \geq j/\theta)$: احتمال الحصول على الدرجة x او أعلى.

$x = j = 1, 2, 3 \dots, m_i$

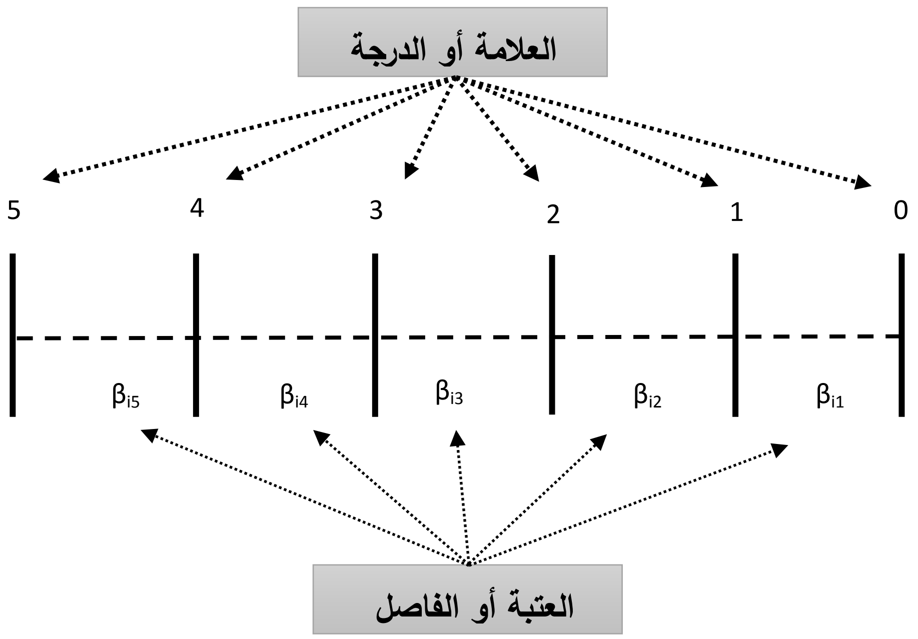
a_i : معلم التمييز

β_{ij} : معالم العتبات الفارقة

θ_s : مستوى قدرة الفرد

$i = 1,2,3 \dots, n$ حيث (n) عدد مفردات الاختبار الكلي.

لحساب احتمال اجابة الفرد اجابة صحيحة عن فئة من فئات الاستجابة على مفردة ما وفق نموذج الاستجابة المتدرجة يتطلب اجراء خطوتين ولتوضيح مفهوم هاتين الخطوتين نفترض انه لدينا مفردة اختبارية على شكل مقياس ليكرت (Likert) تتكون من ستة (06) مستويات للاستجابة يحصل فيها الفرد على علامات $(5, 4, 3, 2, 1, 0)$ والشكل رقم (2-10) التالي يبين العتبات الفارقة لهذه المفردة:



الشكل رقم (2−10): العتبات الفارقة لمفردة ذات ستة(06) مستويات

الخطوة الاولى:

في الخطوة الاولى يتم حساب احتمال الحصول على درجة في الفئة أو قسم من أقسام الاستجابة أو أعلى منها، حيث كما سبق وان ذكرنا أن نموذج الاستجابة المتدرجة يعتمد على لأسلوب الفترات المتلاحقة لثيرسون (successive intervals) في تقدير المعالم حيث يتم معالجة المفردة من خلال سلسلة من الاقسام الثنائية وفي مثالنا نجد السلسلة التالية:

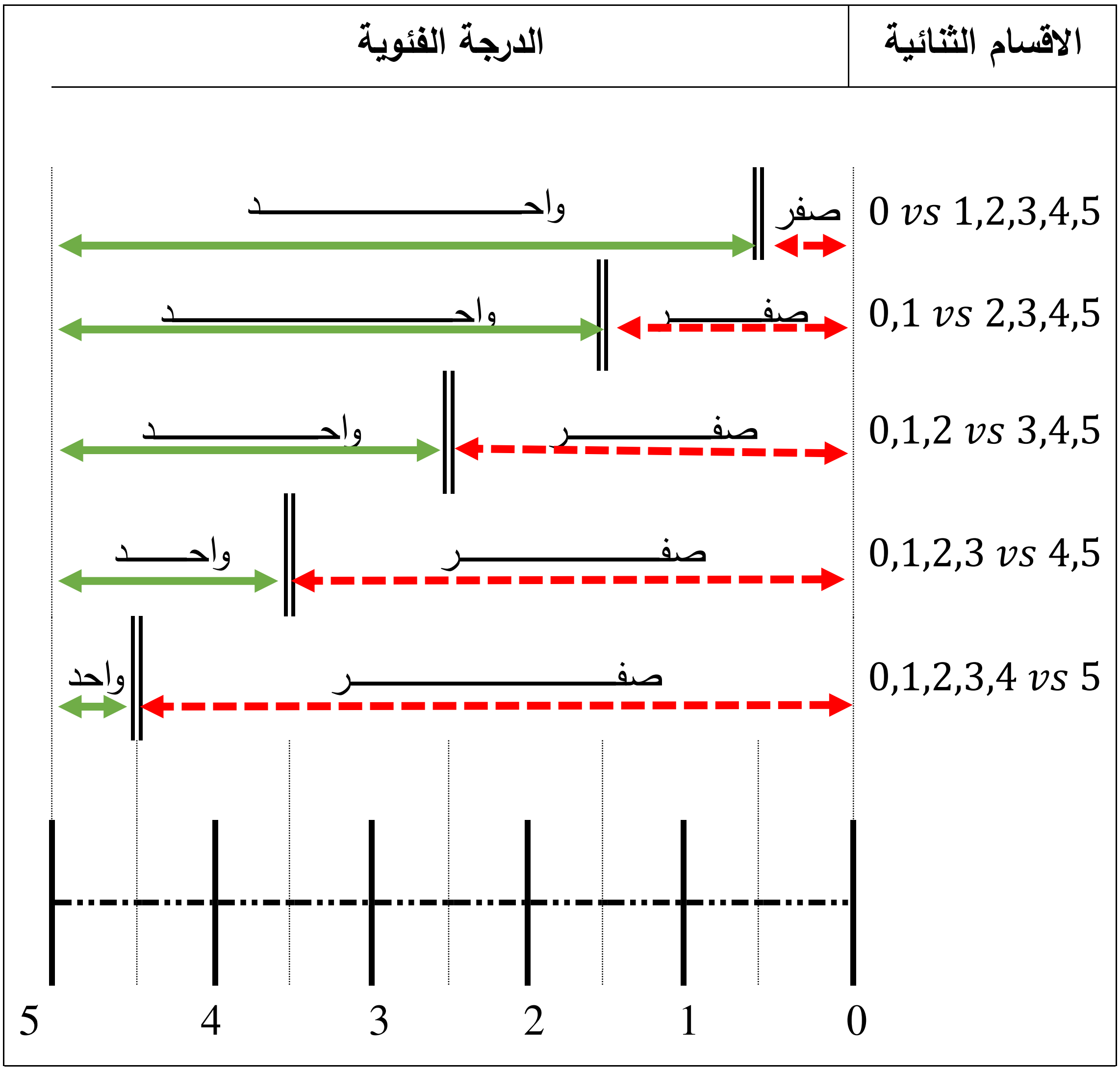
1 − (0 في مقابل 1 ،5،4،3،2).   2 − (1،0 في مقابل 5،4،3،2)

3 − (2،1،0 في مقابل 5،4،3).   4 − (3،2،1،0 في مقابل 5،4)

5 − (4،3،2،1،0 في مقابل 5)

وبتطبيق المعادلة رقم (7) الخاصة بنموذج الاستجابة للمفردة يتم حساب احتمال الاجابة الصحيحة لكل قسم او فئة من الاقسام الخمسة (5) السابقة وتساوي عدد العتبات

وبالتالي الاحتمالات المختلفة لان يقع الفرد في اي فئة من فئات الاستجابة والشكل رقم (2−11) التالي يوضح ذلك:



الشكل رقم (2−11): طريقة معالجة فقرة ذات خمسة أقسام ثنائية.

ومنه يتم حساب احتمال الاجابة الصحيحة لكل قسم كما يلي:

1− احتمال أن ينتقل الفرد (s) ذي القدرة (θ) من القيمة صفر (0) الى القيمة 1 أو أعلى منها والممثلة في الفئة أو القسم الاول $(0\ vs\ 1,2,3,4,5)$ يحسب كالتالي:

$$P_{i1}^{*}(x \geq 1/\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i1})}}{1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i1})}}$$

2- احتمال أن ينتقل الفرد (s) ذي القدرة (θ) من القيمة (0،1) الى القيمة 2 أو أعلى منها والممثلة في الفئة أو القسم الثاني $(0,1\ vs\ 2,3,4,5)$ يحسب كالتالي:

$$P_{i2}^{*}(x \geq 2/\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i2})}}{1 + e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i2})}}$$

3- احتمال أن ينتقل الفرد (s) ذي القدرة (θ) من القيمة (0،1،2) الى القيمة 3 أو أعلى منها والممثلة في الفئة أو القسم الثالث $(0,1,2\ vs\ 3,4,5)$ يحسب كالتالي:

$$P_{i3}^{*}(x \geq 3/\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i3})}}{1 + e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i3})}}$$

4- احتمال أن ينتقل الفرد (s) ذي القدرة (θ) من القيمة (0،1،2،3) الى القيمة 4 أو أعلى منها والممثلة في الفئة أو القسم الرابع $(0,1,2,3\ vs\ 4,5)$ يحسب كالتالي:

$$P_{i4}^{*}(x \geq 4/\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i4})}}{1 + e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i4})}}$$

5- احتمال أن ينتقل الفرد (s) ذي القدرة (θ) من القيمة (0،1،2،3،4) الى القيمة 5 أو أعلى منها والممثلة في الفئة أو القسم الخامس $(0,1,2,3,4\ vs\ 5)$ يحسب كالتالي:

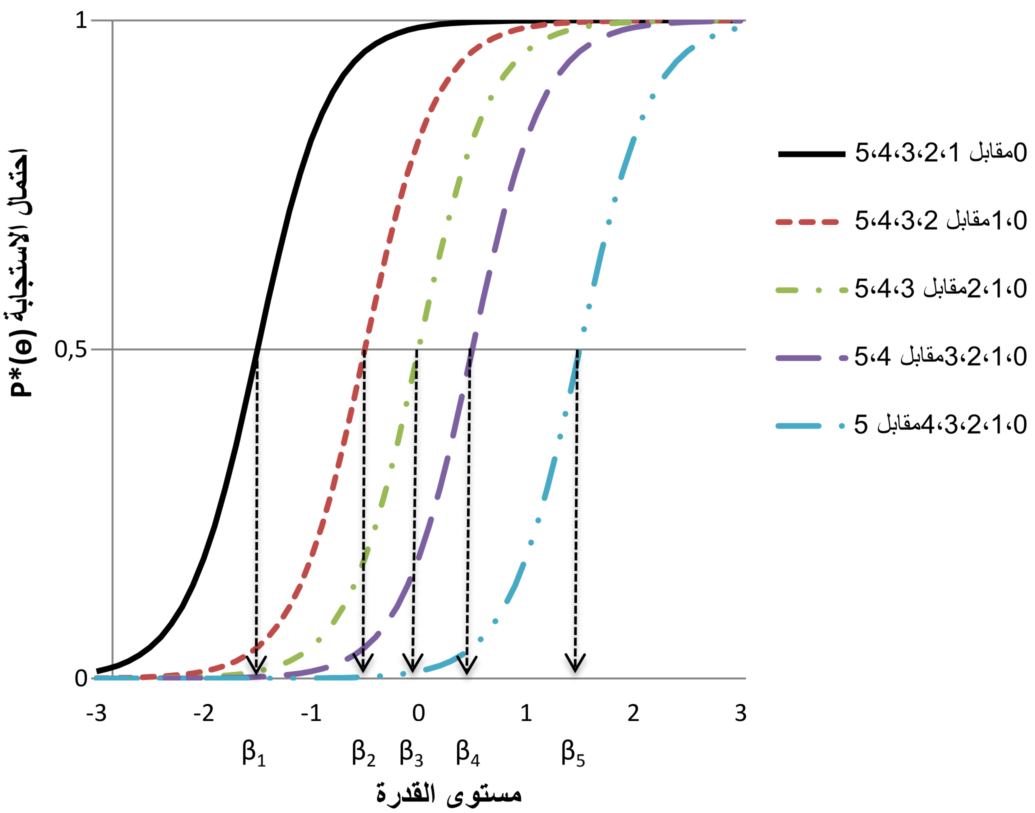
$$P_{i5}^{*}(x \geq 5/\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i5})}}{1 + e^{(\alpha_i)(\theta_s - \beta_{i5})}}$$

مع الاشارة الى ان معلم التمييز (α) ثابت في جميع الخطوات اي ميل منحنيات الخصائص العامة متساوية في الفقرة او المفردة الواحدة، كما أن درجة صعوبة الفواصل في نموذج الاستجابة المتدرجة تكون متزايدة أي أن:

$$(\beta_1 < \beta_2 < \beta_3 < \beta_4 < \beta_5 \cdots\cdots < \beta_m)$$

ولتمثيل المنحنيات المميزة الاجرائية Operating Characteristic curves بيانيا للأقسام الثنائية الخمسة $P_{ix}^{*}(\theta)$ (يشار اليها ايضا بمنحنيات حدود الفئات) وبافتراض

صعوبة الفواصل (العتبات) في هذه الفقرة هي $\beta_1 = -1,5,\ \beta_2 = -0,5,\ \beta_3 = 0,\ \beta_4 = 0,5,\ \beta_5 = 1,5$، وان معامل التمييز للفقرة $\alpha = 3$ من خلال الشكل رقم (2−12) التالي:



الشكل رقم (2−12): المنحنيات المميزة الاجرائية لمفردة ذات خمسة اقسام ثنائية ونموذج الاستجابة المتدرجة (GRM).

يتضح من عرض الشكل رقم (2−12) ان لكل معلم صعوبة الفواصل (العتبات الفارقة) (β_j) منحنى اجرائي واحد وجميع المنحنيات متساوية الميل (كل خطوات المفردة لها معامل تمييز واحد)، وتفسر هذه المعالم على انه يمثل مستوي السمة (القدرة) اللازم لكي تتخطى الاستجابة العتبة الفارقة Thresholds (j) باحتمال قدره 0,5، أي احتمال الحصول على درجة (X)أو اعلى منها يساوي 0,50 (علام، 2005، ص77)

ولحساب احتمال الحصول على درجة فئوية معينة (قسم معين) نمر الى الخطوة الثانية (لا تعبر P_{ix}^{*} عن احتمال الحصول على درجة فئوية معينة (قسم معين) بل تعبر عن احتمال الحصول على درجة فئوية أو أعلى منها).

الخطوة الثانية:

يتم في هذه الخطوة حساب مقدار الاحتمال الفعلي لأقسام او فئات الاستجابة الستة (06) من خلال طرح احتمال اجابة الفرد لكل قسم (فئة) من احتمال اجابة الفرد للقسم الذي يليه كما في المعادلة التالية:(Samejima, 1969, p. 20; van der Linden, 2016, p. 97)

$$P_{ix}(\theta) = P_{ix}^{*}(\theta) - P_{i(x+1)}^{*}(\theta) \cdots\cdots\cdots (08-2)$$

كما يجب أن نحدد كل من $P_{i0}^{*}(\theta)$ و $P_{i(m+1)}^{*}(\theta)$ حيث:

$$P_{i0}^{*}(\theta) = 1$$
$$P_{i(m+1)}^{*}(\theta) = 0$$

وعند تمثيل الاحتمالات التراكمية لـ (P_{ix}) نحصل على المنحنيات الاستجابة للفئة أو القسم Category Response Curves وهي تعبر عن احتمال الاستجابة الفرد في فئة معينة مشروطا بمستوى القدرة أو السمة:

$$P_{i0}(\theta) = 1 - P_{i1}^{*}(\theta) = 1 - P_{i1}^{*} = \frac{1}{1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i1})}}$$

$$P_{i1}(\theta) = P_{i1}^{*}(\theta) - P_{i2}^{*}(\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i1})} - e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i2})}}{(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i1})})(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i2})})}$$

$$P_{i2}(\theta) = P_{i2}^{*}(\theta) - P_{i3}^{*}(\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i2})} - e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i3})}}{(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i2})})(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i3})})}$$

$$P_{i3}(\theta) = P_{i3}^{*}(\theta) - P_{i4}^{*}(\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i3})} - e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i4})}}{(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i3})})(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i4})})}$$

$$P_{i4}(\theta) = P^*_{i4}(\theta) - P^*_{i5}(\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i4})} - e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i5})}}{(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i4})})(1+e^{(\alpha_i)(\theta_s-\beta_{i5})})}$$

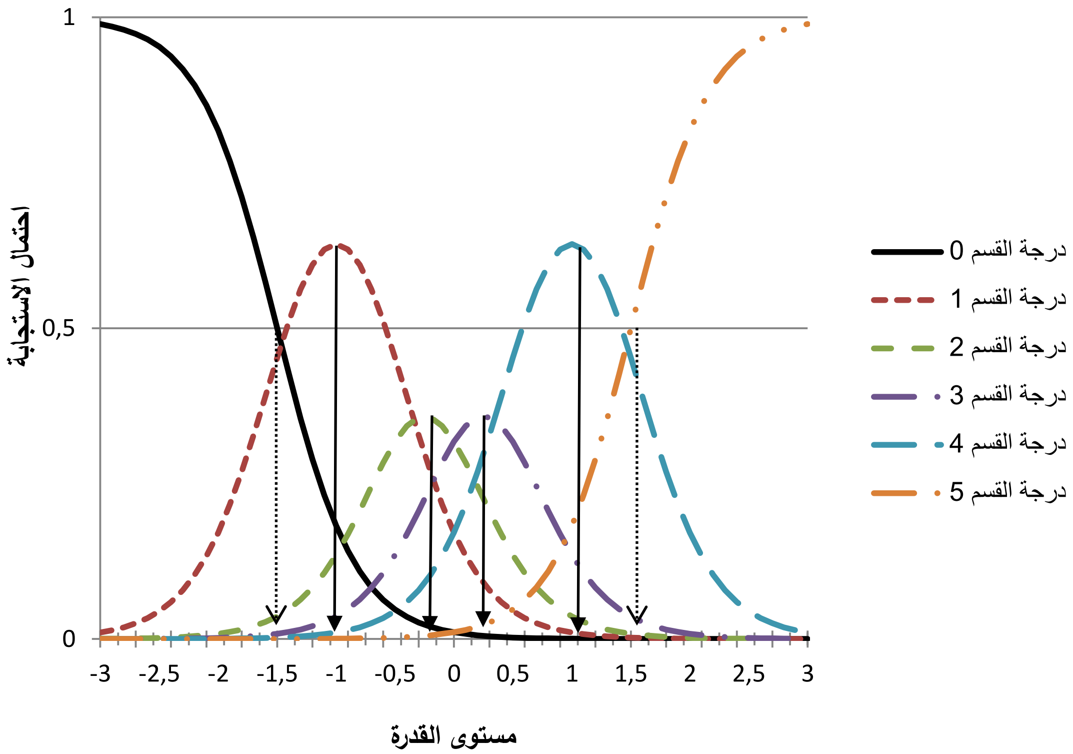
$$P_{i5}(\theta) = P^*_{i5}(\theta)$$

وتجدر الاشارة الى مجموع قيم الاحتمالات عند اي قيمة ثابتة للقدرة (θ) تساوي الواحد (1) الصحيح، ويعبر عنخا رياضيا:

$$\sum_{x=0}^{m_i} P_{ix}(\theta) = 1 \cdots\cdots\cdots (09-2)$$

والشكل التالي رقم (2−13) يوضح منحنيات احتمال الاستجابة في كل قسم أو فئة من الاقسام الستة (6) للمثال السابق حيث كانت:

صعوبة الفواصل تساوي: $\beta_1 = -1{,}5,\ \beta_2 = -0{,}5,\ \beta_3 = 0,\ \beta_4 = 0{,}5,$ $\beta_5 = 1{,}5$ ودرجة تمييز المفردة $\alpha = 3$:



الشكل رقم (2−13): منحنيات الاستجابة لمفردة بستة (06) أقسام (الفئات) ونموذج الاستجابة المتدرجة (GRM).

نلاحظ من الشكل(2−13) أن تقاطع منحنيات الاستجابة في قسم من اقسام الاستجابة المتجاورة لا تعني بالضرورة انها تقابل درجة صعوبة الفاصل ما عدا في أدنى قسم للاستجابة $(x = 0)$ وأعلى قسم $(x = 5)$ حيث تقابل فيه احتمال الاستجابة في القسم عند قيمة 0,50 مع صعوبة الفاصل الاول$(\beta_1 = -1,5)$ والفاصل الاخير $(\beta_5 = 1,5)$ (السهم المتقطع في الشكل رقم (2−13))، اما مواقع الفواصل او العتبات الاخرى التي تتعلق المنحنيات المتبقية فتعمل على تحديد منوال دالة الاستجابة المقابل للدرجة (x_j) ويحسب كما يلي (De Ayala, 2009, p. 221) : $2/(\beta_k + \beta_{k+1})$
وفي مثالنا نحدد منوال دالة الاستجابة المقابل كل من القيم $(x = 1, 2, 3,4)$:

- عند $(x = 1)$ المنوال يساوي $2/(\beta_2 + \beta_1) = 2/((-1,5) + (-0,5)) = -1$
- عند $(x = 2)$ المنوال يساوي $2/(\beta_3 + \beta_2) = 2/(0 + (-0,5)) = -0,25$
- عند $(x = 3)$ المنوال يساوي $2/(\beta_4 + \beta_3) = 2/(0,5 + 0) = +0,25$
- عند $(x = 4)$ المنوال يساوي $2/(\beta_5 + \beta_4) = 2/(1,5 + 0,5) = +1$

وهو ما يشير اليه السهم المستمر في الشكل رقم (2−13) أعلاه

ب− نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل:

Modified Graded−Response Model (M−GRM)

يطلق البعض على هذا النموذج اسم نموذج ميزان التقدير (The Muraki Rating Scale model (MRSM))، قدم هذا النموذج موراكي (Muraki, 1990) وهو تعديل لنموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) بحيث يسهل تحليل فقرات الاستبانات وموازين التقدير وتعد مقاييس الاتجاهات مثالا على هذا النوع من الاستجابات التي تحتوي جميع فقراتها على نفس العدد من اقسام الاستجابة (التقي، 2009، ص*39*؛ علام، 2005،

ص79) ففي هذا النموذج المعدل تم تقسيم صعوبة الفاصل أو عتبات فارقة (Thresholds) (β_{ij}) الى قسمين:

القسم الاول يدل على بارامتر صعوبة الفقرة(i) (Location Parameters) ويرمز له بالرمز (b_i) حيث لكل فقرة معلم صعوبة.

القسم الثاني يدل على بارامتر عتبة الفئة (Category Thershold Parameters) ويرمز لها بالرمز(c_j) وتقدر مجموعة واحدة من معلمات الفواصل (العتبات) لجميع مفردات المقياس، اي أن $(\beta_{ij} = b_i + c_j)$ وبالتالي فأن نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل (M–GRM) يتطلب تقدير عدد أقل من المعالم اذا ما تم مقارنته بنموذج الاستجابة المتدرجة مثلا اذا كان مقياس مكون من عشرة (10) فقرات فان عدد المعالم التي سيتم تقديرها هي: عشر (10) معالم تمييز(α_i) وعشر (10) معالم صعوبة الفقرة (b_i) وأربعة (04) معالم عتبات الفئات (الفواصل) أي ما مجموعه أربعة وعشرون (24) معلما، في حين لو قمنا بتدريج نفس المقياس باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) فان عدد المعالم التي سوف يتم تقديرها فهي خمسين (50) اي تقدير عشر(10) معالم تمييز(α_i) زائد أربعة (04) معالم عتبات الفئة لكل فقرة من الفقرات العشرة (10) ولحساب احتمال الاستجابة في نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل كما في نموذج الاستجابة المتدرجة يمر بخطوتين:

– حساب احتمال اجابة الفرد لكل قسم من اقسام الاجابة (الخطوة الاولى) نطبق الصيغة التالية(Embretson & Reise, 2000, p. 103):

$$P_{ix}^{*}(\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)\left(\theta_s-(b_i+c_j)\right)}}{1+e^{(\alpha_i)\left(\theta_s-(b_i+c_j)\right)}} \cdots\cdots\cdots (10-2)$$

أو بصيغة أخري

$$P_{ix}^{*}(\theta) = \frac{e^{(\alpha_i)(\theta_s - b_i - c_j)}}{1 + e^{(\alpha_i)(\theta_s - b_i - c_j)}} \cdots\cdots\cdots (11-2)$$

- اما في الخطوة الثانية كما هو الحال في نموذج الاستجابة المتدرجة يتم حساب قيمة الاحتمال الفعلي للاستجابة في قسم او فئة معينة من خلال الصيغة التالية:

$$P_{ix}(\theta) = P_{ix}^{*}(\theta) - P_{i(x+1)}^{*}(\theta) \cdots\cdots\cdots \ (12-2)$$

وكما تحدد القيم التالية:

$$P_{i0}^{*}(\theta) = 1$$

$$P_{i(m+1)}^{*}(\theta) = 0$$

بهدف توضيح الية عمل النموذج نفترض أنه لدينا مفردة $(i = 1)$ مكونة من خمسة فواصل (عتبات) أي ستة مستويات للاستجابة$(0, 1, 2, 3, 4, 5)$ ودرجة صعوبة المفردة تساوي $b_i = 0,5$ ودرجة تمييز $\alpha = 3$، أما صعوبة الفواصل (العتبات) في هذه المفردة هي $c_1 = -1,5,\ c_2 = -0,5,\ c_3 = 0,\ c_4 = 0,5,\ c_5 = 1,5$ وبما أن $(\beta_{ij} = b_i + c_j)$ فان صعوبة الفاصل أو عتبات فارقة (Thresholds) (β_{ij}) تصبح:

$$-\beta_{11} = b_1 + c_1 = 0,5 + (-1,5) = -1$$

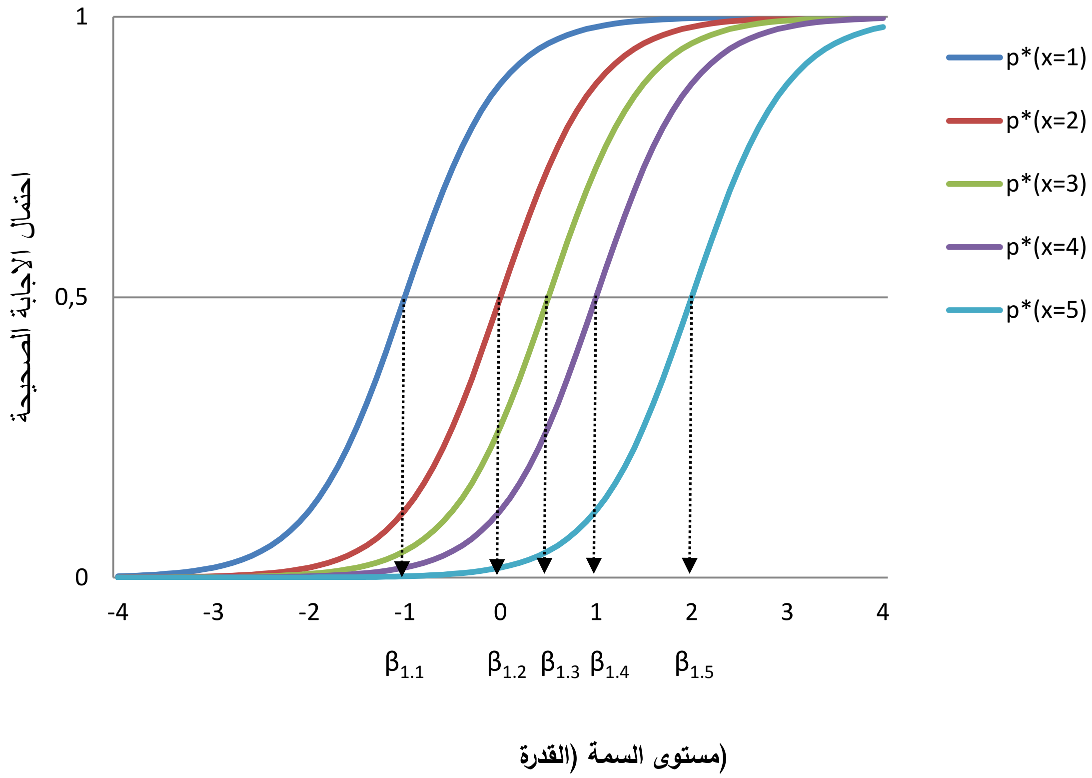
$$-\beta_{12} = b_1 + c_2 = 0,5 + (-0,5) = 0$$

$$-\beta_{13} = b_1 + c_3 = 0,5 + 0 = 0,5$$

$$-\beta_{14} = b_1 + c_4 = 0,5 + 0,5 = 1$$

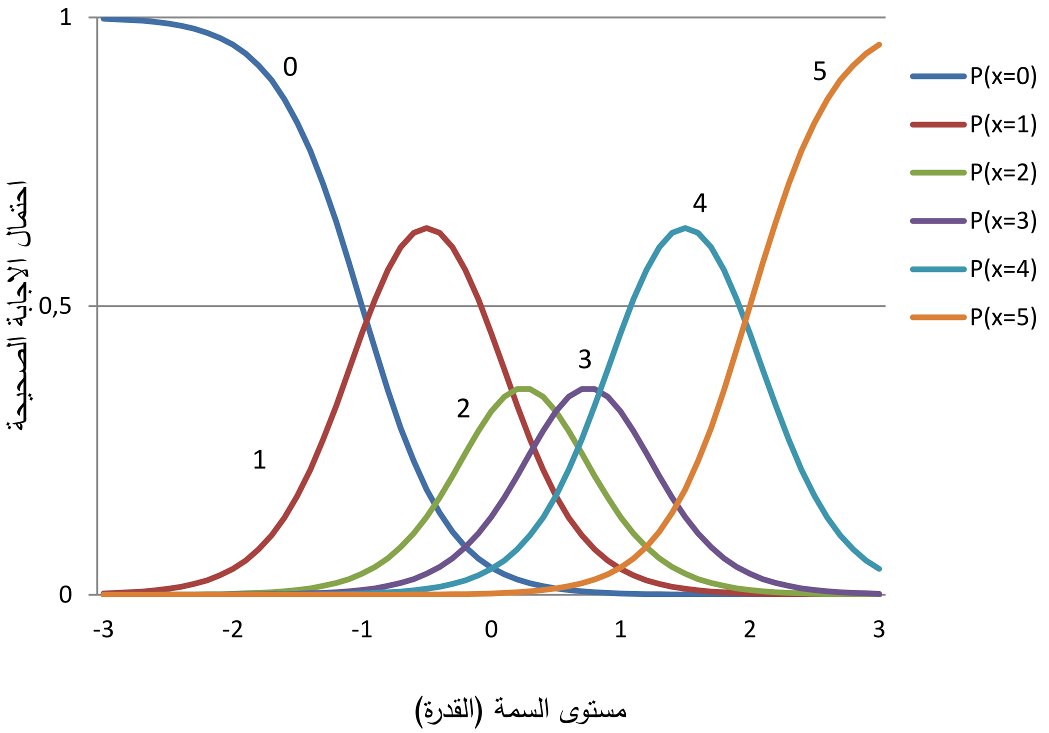
$$-\beta_{15} = b_1 + c_5 = 0,5 + 1,5 = 2$$

فان الشكل رقم (2–14) التالي يوضح المنحنيات المميزة الاجرائية لهذه الفقرة وهي منحنيات خاصة بالخطوة الاولى في احتمال اجابة الفرد لكل قسم من اقسام الاجابة:



الشكل رقم (2−14): المنحنيات المميزة الاجرائية لمفردة ذات خمسة فواصل (عتبات) وفق نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل (M−GRM).

يتبين من الشكل رقم (2−14) ان لكل معلم صعوبة الفواصل (العتبات الفارقة) (β_{ij}) منحنى اجرائي واحد وجميع المنحنيات متساوية الميل (كل خطوات المفردة لها معامل تمييز واحد)، يمثل مستوي السمة (القدرة) اللازمة لكي تتخطى الاستجابة الفرد العتبة الفارقة باحتمال قدره 0,5، والشكل رقم (2−15) التالي يمثل منحنيات خاصة بالخطوة الثانية وهي حساب احتمال استجابة الفرد لكل قسم من اقسام الاجابة الستة (06) باستخدام صيغة المعادلة رقم(2 − 12).



الشكل رقم (2-15): منحنيات الاستجابة للأقسام المفردة ذات ستة أقسام.

يعد استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة المعدل(M-GRM) في مواقف قياس الاتجاهات لها نفس العدد من المستويات هو أفضل من استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) بينما يفضل هذا الاخير في حالة المواقف التي يكون عدد المستويات مختلف بين فقرات الاختبار أو المقياس، كما يتحكم في شكل المنحنيات (المميزة الاجرائية للمفردة، الاستجابة للأقسام المفردة) بارامترات المفردة فمثلا كلما ارتفعت قيمة معلمة التمييز (α_i) زاد ميل المنحنيات المميزة الاجرائية وتدبب منحنيات الاستجابة للأقسام مما يشير الى تمييزها الجيد بين مستويات السمة الكامنة (علام، 2005، ص79).

ت- نموذج التقدير الجزئي (Partial credit Model (PCM:

يعد نموذج التقدير الجزئي الذي قدمه ماسترز (Masters 1982) في استراليا تعميما لنموذج راش (Rasch) وأحد النماذج المباشرة في نظرية الاستجابة للمفردة او نموذج القسمة على المجموع (اي احتمال الاستجابة على اي قسم أو فئة معينة ستتم كتابته مباشرة على شكل أسي مقسوم على مجموع الاسس) على خلاف النموذجين السابقين نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) ونموذج الاستجابة المتدرجة المعدل(M-GRM) اللذين يعتبران نموذجي فرق يتم حساب احتمال الاستجابة على مرحلتين (Embretson & Reise, 2000, p. 105)، ففي حالة الاسئلة التي تتطلب الاجابة عنها عدة خطوات فان نموذج التقدير الجزئي يعتبر النموذج الامثل للاستخدام حيث يتعامل مع مفردات يتطلب الاجابة عنها المرور بعدة خطوات، تمثل كل خطوة نجاحا جزئيا في الاجابة عن المفردة فهنا يتم تقدير كل خطوة تقديرا جزئيا في ضوء الدرجة الكلية للمفردة، لذا يصلح استخدام هذا النموذج في الاختبارات الموضوعية والمقالية التي يتطلب الاجابة عن مفرداتها المرور بعدة خطوات متسلسلة، كذلك يناسب تحليل الاستجابات على مقاييس الاتجاهات والشخصية التي تعتمد على موازين التقدير (علام، 2005، ص70)، والشكل التالي رقم (2-16) يبين ثلاث مفردات يمكن استخدام معها نموذج التقدير الجزئي: (Masters, 1982, p. 151)

المفردة الاولي في الرياضيات:

$$\sqrt{7.5 / 0.3 - 16} = ?$$

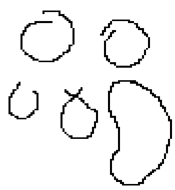
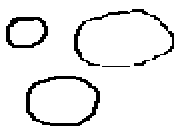
0 .... فشل –

1 .... $7.5 \div 0.3 = 25$ –

2 .... $25 - 16 = 9$ –

3 .... $\sqrt{9} = 3$ –

المفردة الثانية: أرسم دائرة ؟.

0	1	2	3
لا يقدم أي رد	خربشة، لا يشبه دائرة	عدم الإغلاق، الكثير من التداخل، ثلث (3\1) مشوه	اغلاق ، التداخل لا يتجاوز الثمن (8\1) ، ثلثي (3\2) الشكل دائري
			

المفردة الثالثة: عاصمة أستراليا هي.

أ– ويلينجتون (Wellington).............. 1

ب– كانبرا (Canberra).................. 3

جـ– مونتريال (Montreal).................. 0

د– سيدني (Sydney) 2

الشكل رقم (2–16): يوضح ثلاث مفردات يمكن استخدام نموذج التقدير الجزئي معها.

من خلال المفردة الاولى من الشكل رقم (2−16) سنوضح الالية التي يطبقها نموذج التقدير الجزئي، حيث لو طلب من أحد الافراد ايجاد ناتج: $\sqrt{7.5 / 0.3 \ - 16} \quad = \ ?$

فعندئذ على الفرد للوصول للحل الصحيح يجب اتباع الخطوات التالية:

- **<u>الخطوة الاولي (01):</u>** حساب القيمة $\left(\frac{\mathbf{7.5}}{\mathbf{0.3}}\right)$ والتي تساوي 25 وبالتالي يمنح الفرد العلامة واحد (1)، واذا فشل في الاجابة يعطى العلامة صفر (0).

- **<u>الخطوة الثانية (02):</u>** القيام بطرح القيمة (16) من ناتج الخطوة الاولى (25) والتي تساوي (09) عندها يمنح الفرد العلامة اثنان (2) بدلا من العلامة واحد (1).

- **<u>الخطوة الثالثة (03):</u>** يقوم الفرد بحساب الجذر التربيعي للقيمة الناتجة عن الخطوة الثانية $(\sqrt{9})$ والتي يساوي (03) وهنا يمنح الفرد علامة ثلاثة (3) بدلا من العلامة اثنان (2) .

نلاحظ في هذه المفردة أنه للوصول الى الحل النهائي نمر بثلاث خطوات لابد منها وبالتالي فان البيانات التي يعالجها نموذج التقدير الجزئي لابد أن تكون مرتبة جزئيا بحيث أن الفرد لا يستطيع الوصول الى الخطوة اللاحقة حتي يمر بالخطوة السابقة، كما تجدر الاشارة انه كلما ابتعدنا عن المفردات او المسائل الرياضية المتعددة الخطوات كلما تطلب الامر مزيدا من الجهد لتحديد حدود كل قسم او فئة كخطوات متتالية يجب الاجابة عليها من اجل تحديد موقع الافراد في اي مستوي فئة او قسم هم فيه، وبالرجوع الى المثال الذي قدمه ماسترز (1982)، للمفردة الثالثة المتعلقة بالعنصر جغرافي متعدد الخيارات الذي تم فيه ترتيب خيارات الاستجابة بشكل صريح من حيث القرب الجغرافي للإجابة الصحيحة، حيث كان السؤال: "ما هي عاصمة أستراليا؟" خيارات الاستجابة هي: أ− ويلينجتون Wellington (1 نقطة)، ب− كانبيرا Canberra (3 نقاط)، جـ− مونتريال

Montreal (0 نقطة)، واخيرا د- سيدني Sydney (2 نقطتان)، من الصعب أن نتخيل أن الفرد الذي اختار الإجابة الصحيحة قام على التوالي باختيار مدينة ويلينجتون على مدينة مونتريال (الخطوة الاولى)، ثم مدينة سيدني على مدينة ويلينجتون (الخطوة الثانية) ثم مدينة كانبيرا على مدينة سيدني (الخطوة الثالثة) ومع ذلك فإن عملية الاستجابة هذه متضمنة من خلال التصور المفاهيمي لهذا النموذج (Ostini & Nering, 2006, p. 26)، كذلك في حالة فقرة من فقرات استبيان الاتجاهات فرضا أنها تشمل أربع (04) أقسام أو فئات مرتبة بالشكل التالي: - لا أوافق مطلقا، - لا اوافق، - أوافق، - موافق جدا اي على الفرد الاختيار بين "لا اوافق مطلقا" و بين "لا اوافق" في الخطوة الاولى وثم بين "لا أوافق" و "أوافق" في الخطوة الثانية اما الخطوة الثالثة والاخيرة فعلية الاختيار بين "أوافق" و"موافق جدا" وبالتالي نستنتج أن البيانات التي يعالجها نموذج التقدير الجزئي لا بد وأن تكون مرتبة جزئيا بحيث لا يستطيع الوصل الى الخطوة اللاحقة حتى يمر بالخطوة السابقة ولتوضيح شكل استجابات الافراد في هذا النموذج اجابات عشرة (10) أفراد لمفردة اختبارية مكونة من ثلاث خطوات كما هو مبين في الجدول التالي رقم (2-03)، وسيرمز لعدد الافراد الذي وصلوا لكل مستوى من مستويات الحل بالرمز $S_3,\ S_2,\ S_1,\ S_0$.

الجدول رقم (2−03): اجابات افتراضية لعشرة (10) أفراد على مفردة من ثلاث خطوات.

الافراد	مستويات الحل				الدرجة
	0	1	2	3	
	الخطوة الاولى	الخطوة الثانية	الخطوة الثالثة		
1	1	1	1		3
2	1	1	0		2
3	1	0	0		1
4	0	0	0		0
5	1	1	0		2
6	1	1	1		3
7	1	0	0		1
8	1	1	0		2
9	1	0	0		1
10	1	1	1		0
المجموع	$S_1 = 9$	$S_2 = 6$	$S_3 = 3$		

بملاحظة الجدول رقم (2−03) يظهر ان عدد الافراد الذين وصلوا الى المستوى الاول لا يمكن ان يفوق عدد الافراد الذين وصلوا الى المستوى الثاني، والذين وصلوا الى المستوى الثاني لا يفوق عدد الذين وصلوا الى المستوى الثالث أي أنه $S_1 \geq S_2 \geq S_3$ كذلك نجد مستوى صعوبة الخطوة الثالثة أكبر من مستوى صعوبة الخطوة الثانية ومستوى صعوبة الخطوة الثانية أكبر من مستوى صعوبة الخطوة الأولى.

عندما قدم ماسترز نموذج التقدير الجزئي أعطى السبب للفرضية التي على اساسها بنى نموذجه حيث ذكر ان قابلية تطبيق نموذج راش على المتغير الثنائي يعتمد على قدرة الفرد ودرجة صعوبة الفاصل أو الخطوة وان وقوع الفرد في مستوى معين من مستويات السؤال (K) مستقلة عن قيم الفواصل السابقة لها$(K-1)$، وهذا غير متحقق في مثل

هذه الظروف لان عدم قدرة الفرد على تخطي احد الفواصل ليس بسبب صعوبة الخطوة فقط بل قد تكون بسبب صعوبة فواصل سابقة، ومنه افترض ماسترز (Masters, 1982) ان احتمال تخطي الفرد (n) للخطوة (K) يعتمد على مستوى صعوبة هذه الخطوة (δ_{ik}) وعلى قدرة الفرد (θ_n) وعبر عن ذلك باستخدام الرمز (φ_{kni}) حيث: (التقي، 1992، ص18)

$$\varphi_{kni} = \frac{\pi_{kni}}{\pi_{(k-1)ni} + \pi_{kni}} = \frac{e^{(\theta_n - \delta_{ik})}}{1 + e^{(\theta_n - \delta_{ik})}} \dots\dots\dots (13-2)$$

حيث أن:

-(π_{kni}): احتمال ان يقع الفرد (n) ذو القدرة (θ_n) في المستوى (K) بالنسبة للمفردة (i)

وبالتطبيق الصيغة رقم$(2-13)$ على المثال السابق الذي يحتوي على ثلاث(3) خطوات φ_{1ni} ,φ_{2ni},φ_{3ni} نحصل على:

- تخطي فاصل (العتبة) الاولى الذي درجة صعوبتها (δ_{i1}):

$$\varphi_{1ni} = \frac{\pi_{1ni}}{\pi_{0ni} + \pi_{1ni}} = \frac{e^{(\theta_n - \delta_{i1})}}{1 + e^{(\theta_n - \delta_{i1})}}$$

- تخطي فاصل (العتبة) الثانية الذي درجة صعوبتها(δ_{i2}) :

$$\varphi_{2ni} = \frac{\pi_{2ni}}{\pi_{1ni} + \pi_{2ni}} = \frac{e^{(\theta_n - \delta_{i2})}}{1 + e^{(\theta_n - \delta_{i2})}}$$

- تخطي فاصل (العتبة) الثالثة الذي درجة صعوبتها(δ_{i3}) :

$$\varphi_{3ni} = \frac{\pi_{3ni}}{\pi_{2ni} + \pi_{3ni}} = \frac{e^{(\theta_n - \delta_{i3})}}{1 + e^{(\theta_n - \delta_{i3})}}$$

مع العلم أن مجموع احتمالات الوقوع الفرد(n) في جميع مستويات السؤال او المفردة (i) يساوي 1 أي:

$$\varphi_{0ni} + \varphi_{1ni} + \varphi_{2ni} + \varphi_{3ni} = 1$$

بالرجوع الى معادلة الخطوة الاولى (φ_{1ni}) ونفترض أن نجاح الفرد (n) على الاجابة على المفردة (i) تقتصر الاستجابة على مستويين أي قيمتين (ثنائي التدريج) كما هو الحال في نموذج راش هنا نلاحظ ان مجموع احتمال وقوع هذا الفرد في المستوى (K) وحصوله على العلامة واحد (1) وبقائه في المستوي $(K-1)$ وبالتالي سيحصل على العلامة صفر (0) يساوي (1) ويعبر عنه رياضيا بـ :

$$\varphi_{0ni} + \varphi_{1ni} = 1 \cdots\cdots\cdots (14-2)$$

وبتعويض الصيغة $(14-2)$ في معادلة الخطوة الاولى (φ_{1ni}) نجد:

$$\varphi_{1ni} = \frac{\pi_{1ni}}{\pi_{0ni} + \pi_{1ni}} = \frac{e^{(\theta_n - \delta_{i1})}}{1 + e^{(\theta_n - \delta_{i1})}}$$

$$\varphi_{1ni} = \frac{\pi_{1ni}}{1} = \frac{e^{(\theta_n - \delta_{i1})}}{1 + e^{(\theta_n - \delta_{i1})}}$$

$$\varphi_{1ni} = \pi_{1ni} = \frac{e^{(\theta_n - \delta_{i1})}}{1 + e^{(\theta_n - \delta_{i1})}} \cdots\cdots\cdots (15-2)$$

وهذه الصيغة الاخيرة رقم $(15-2)$ تطابق صيغة الرياضية لنموذج راش التي سبق التطرق اليها في النماذج الثنائية الاستجابة، اما اذا كان هناك اكثر من مستويين للاستجابة (متعدد الخطوات) كانت قيمة $(\varphi_{0ni} + \varphi_{1ni})$ أقل من الواحد (1) (بدلا من واحد (1) كما هو الحال في نموذج راش) وهذا هو الفرق الوحيد بين المعادلة الخاصة بالخطوة الاولى لنموذج التقدير الجزئي والصيغة الرياضية لنموذج راش، وبالتالي نستنتج انه اذا كانت لدينا فقرة تتكون من:

1- أربع خطوات فان مجموع احتمالات الوقوع الفرد في جميع مستويات السؤال او المفردة يساوي:

$$\varphi_{0ni} + \varphi_{1ni} + \varphi_{2ni} + \varphi_{3ni} + \varphi_{4ni} = 1$$

2- في حالة خمسة خطوات نجد:

$$\varphi_{0ni} + \varphi_{1ni} + \varphi_{2ni} + \varphi_{3ni} + \varphi_{4ni} + \varphi_{5ni} = 1$$

وفي الحالة العامة يكون لدينا:

$$\sum_{K=0}^{m} \boldsymbol{\varphi_{kni}} = \mathbf{1} \cdots\cdots\cdots (16-2)$$

حيث أن m : عدد خطوات السؤال.

k : عدد مستويات للسؤال.

بصورة عامة فان النموذج الاحتمالي (p_{xni}) الذي يدل على وقوع الفرد (n) ذو القدرة (θ_n) في المستوى (x) من مستويات الاجابة عن المفردة (i) والذي يتضمن (mi)خطوة، ودرجات صعوبة كل خطوة على التوالي: $\delta_{i1}, \delta_{i2}, ..., \delta_{ik}$، فان المعادلة التالية تعبر عن الصيغة الرياضية لنموذج التقدير الجزئي (Masters, 1982, pp. 157-158)

$$P_{xni} = \frac{e^{\sum_{K=0}^{x}(\theta_n - \delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{mi} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n - \delta_{iK})}} \cdots\cdots\cdots (17-2)$$

حيث يعطى التعريف التالي:

$$\sum_{K=0}^{0}(\theta_n - \delta_{iK}) = 0$$

ويجدر الإشارة الى أن صعوبة خطوة المفردة (δ_{ik}) Difficulty Step Item المتعلقة بدرجة القسم (k) $(m_i, \cdots ,3,2,1 = k)$، فكلما زادت قيمة (δ_{ik}) زادت صعوبة خطوة معينة بالنسبة للخطوات الأخرى التي تتطلبها الاستجابة عن المفردة، ويمكن تفسيرها بانها النقطة التي على ميزان السمة الكامنة التي يتقاطع فيها منحنيي استجابة لقسمين متتالين(علام، 2005، ص80)، وبالتالي فان نموذج التقدير الجزئي لا يشترط ان تكون درجات صعوبة الفواصل (العتبات) متدرجة كما هو الحال في نموذج الاستجابة المتدرجة حيث يمكن لبعض الخطوات داخل الفقرة ان تكون اقل سهولة او اكثر صعوبة نسبيا من غيرها من الخطوات.

لتوضيح شكل منحنيات الاستجابة للأقسام المفردة وفق نموذج التقدير الجزئيِ Category Respons Courves التي تعبر عن العلاقة بين معالم صعوبة الفقرة وقدرة (سمة) الفرد نفترض انه عندنا ثلاث مفردات $(i = 1, 2, 3)$ تتكون كل مفردة من خمس خطوات (خمس الفواصل) ودرجة صعوبة هذه الفواصل الخمسة تأخذ القيم التالية:

الجدول رقم (2–04): درجة صعوبة الفواصل للمفردات الثلاثة ذات خمس خطوات

الفاصل		الفاصل الاول (δ_{i1})	الفاصل الثاني (δ_{i2})	الفاصل الثالث (δ_{i3})	الفاصل الرابع (δ_{i4})	الفاصل الخامس (δ_{i5})
	$(i = 1)$	-2	-1	0	1	2
المفردة(i)	$(i = 2)$	-1	$-0,5$	0,5	2	1,5
	$(i = 3)$	1	1	1	1	1

بتطبيق الصيغة رقم $(2 - 17)$ الخاصة بنموذج التقدير الجزئي من أجل الحصول على احتمال وقوع الفرد في مستوى من المستويات الستة (6) للمفردة وحصوله على درجة معينة (5،4،3،2،1،0) فان مقام كل من الاحتمالات:

$P_{i0}(\theta)$، $P_{i1}(\theta)$ ، $P_{i2}(\theta)$ $P_{i3}(\theta)$، $P_{i4}(\theta)$، $P_{i5}(\theta)$ لكل فقرة من الفقرات الثلاثة $(i = 1, 2\ 3)$ يحسب كما يلي:

$$\sum_{j=0}^{5} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n-\delta_{iK})} = e^{\sum_{k=0}^{0}(\theta_n-\delta_{iK})} + e^{\sum_{k=0}^{1}(\theta_n-\delta_{iK})} + e^{\sum_{k=0}^{2}(\theta_n-\delta_{iK})}$$
$$+e^{\sum_{k=0}^{3}(\theta_n-\delta_{iK})} + e^{\sum_{k=0}^{4}(\theta_n-\delta_{iK})} + e^{\sum_{k=0}^{5}(\theta_n-\delta_{iK})}$$

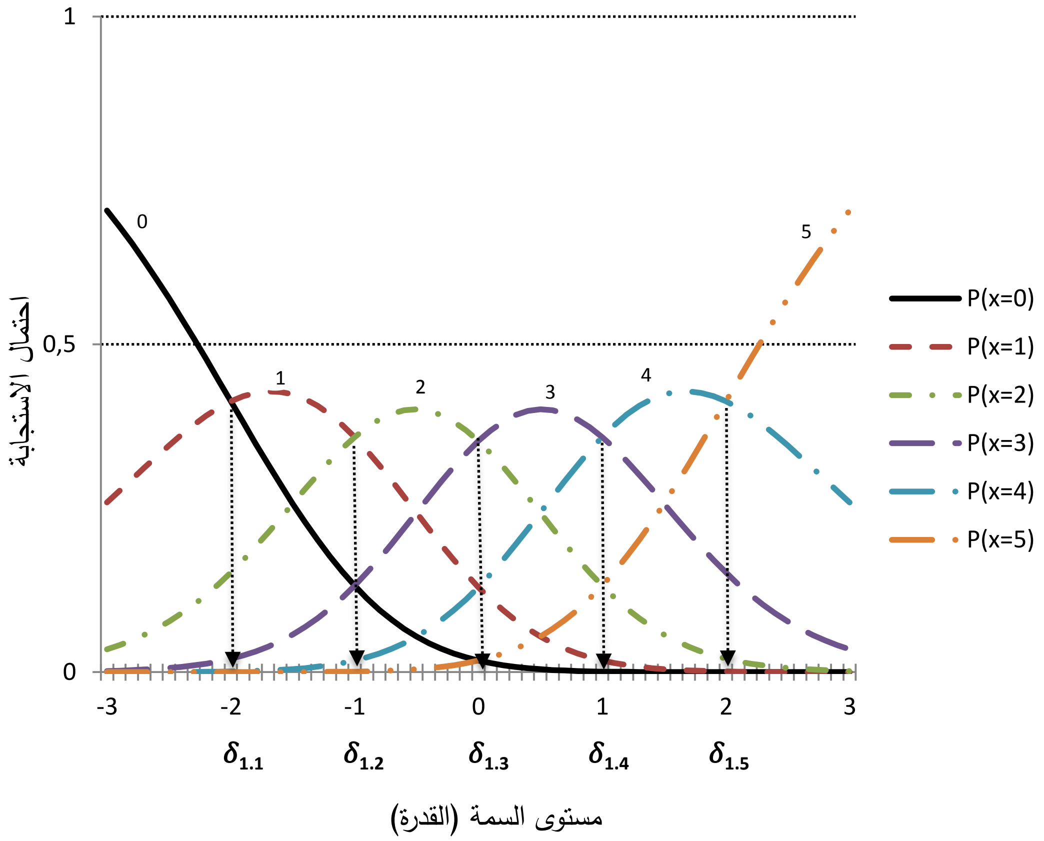
أما بسط هذه الاحتمالات:$P_{i0}(\theta)$، $P_{i1}(\theta)$ ، $P_{i2}(\theta)$، $P_{i3}(\theta)$، $P_{i4}(\theta)$ $P_{i5}(\theta)$ فهي الحدود الستة المذكورة اعلاه على التوالي (لذا سمي بنموذج القسمة على المجموع اي احتمال الاستجابة في قسم من الاقسام الستة من خلال قسمة الحد جبري الاسي على مجموع الحدود الجبرية الأسية) أي:

$$- P_{i1}(\theta) = \frac{e^{\sum_{k=0}^{1}(\theta_n-\delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{5} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n-\delta_{iK})}} \qquad - P_{i0}(\theta) = \frac{e^{\sum_{k=0}^{0}(\theta_n-\delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{5} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n-\delta_{iK})}}$$

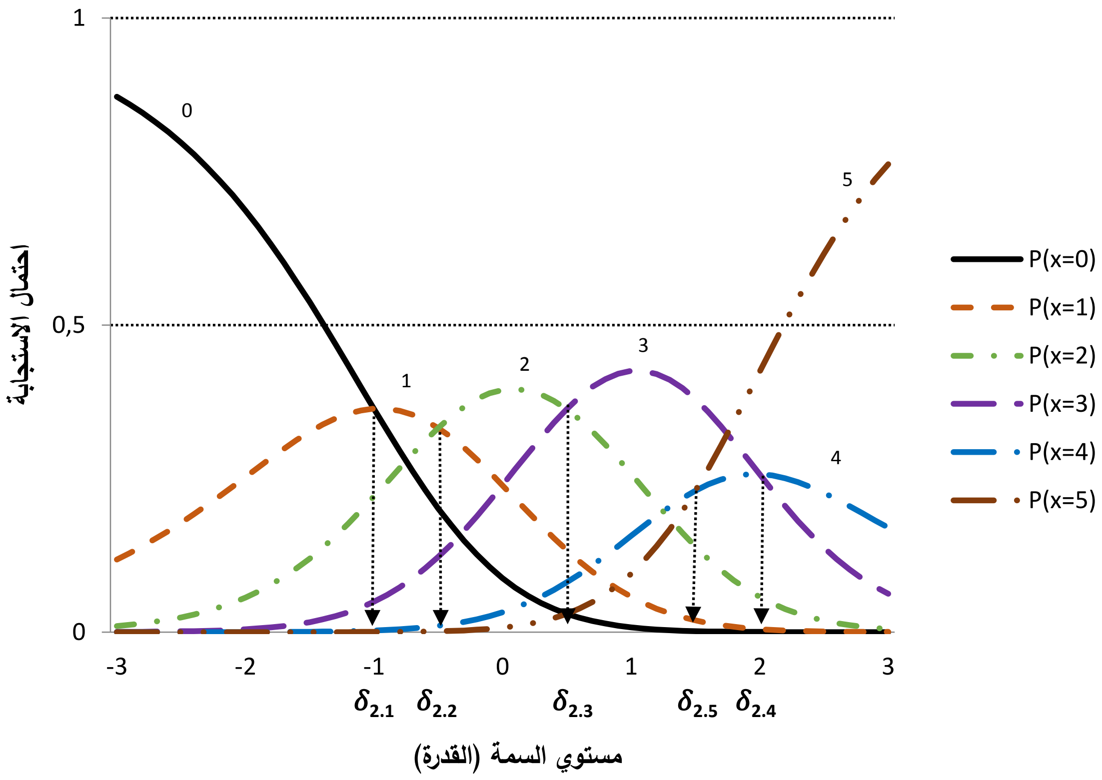
$$- P_{i3}(\theta) = \frac{e^{\sum_{k=0}^{3}(\theta_n-\delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{5} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n-\delta_{iK})}} \qquad - P_{i2}(\theta) = \frac{e^{\sum_{k=0}^{2}(\theta_n-\delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{5} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n-\delta_{iK})}}$$

$$- P_{i5}(\theta) = \frac{e^{\sum_{k=0}^{5}(\theta_n-\delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{5} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n-\delta_{iK})}} \qquad - P_{i4}(\theta) = \frac{e^{\sum_{k=0}^{4}(\theta_n-\delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{5} e^{\sum_{k=0}^{j}(\theta_n-\delta_{iK})}}$$

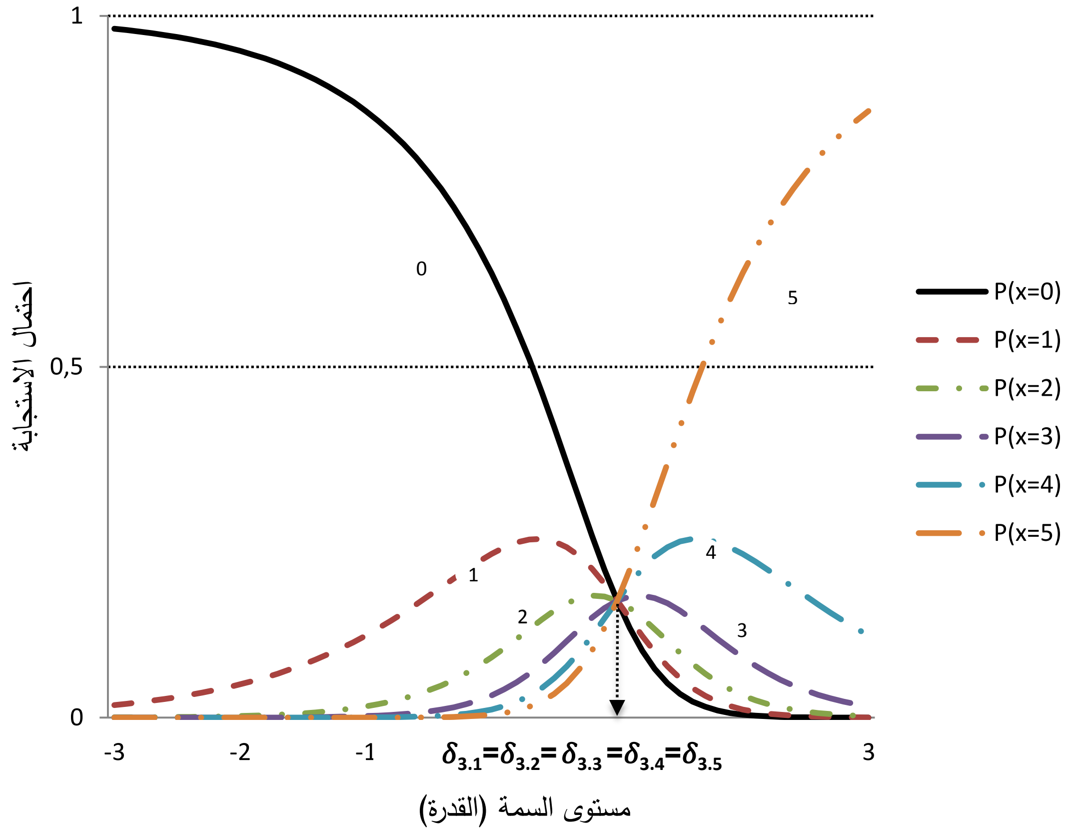
وبتمثيل منحنيات الاستجابة لهذه لأقسام الستة (6) لكل مفردة من المفردات الثلاثة نحصل على الاشكال التالية:



الشكل رقم $(2-17)$: المنحنى المميز للمفردة الاولى$(i = 1)$.



الشكل رقم $(2-18)$: المنحنى المميز للمفردة الثانية $(i = 2)$.



الشكل رقم (2−19): المنحنى المميز للمفردة الثانية ($i = 3$).

تظهر الاشكال السابقة رقم: (2−17)، (2−18) و(2−19) ان الفواصل (العتبات) في المفردات الثلاثة($i = 1, 2, 3$) هي مكان تقاطع المنحنيات المتتالية، فالفاصل (العتبة) الاولي ($\delta_{3.1}, \delta_{2.1}, \delta_{1.1}$) للمفردات الثلاثة هي مكان تقاطع المنحني الذي يدل على احتمال الحصول على القيمة الصفر($P(x = 0)$ مع المنحنى الذي يدل على احتمال الحصول على القيمة واحد ($P(x = 1)$ والتي تساوي: −2، −1، 1 على التوالي لكل مفردة، كذلك الفاصل الثاني($\delta_{3.2}, \delta_{2.2}, \delta_{1.2}$) هي مكان تقاطع المنحنى الذي يدل على احتمال الحصول على القيمة واحد ($P(x = 1)$ مع المنحنى الذي يدل على احتمال الحصول على القيمة اثنان($P(x = 2)$ والتي تساوي: −1، −0,5، 1 على التوالي وهكذا لباقي الفواصل الاخرى الفاصل الثالث، الرابع والخامس وبصورة عامة الفواصل بين قيمتين متتاليتين هي تقاطع محنيي احتمال الحصول على هاتين القيمتين: $P_{i(x)}\ (\theta)$

و $P_{i(x+1)}(\theta)$، لذلك اذا كانت صعوبة جميع الفواصل متساوية= $(\delta_{i.1} = \delta_{i.2} = \delta_{i.3} = \cdots)$ فإنها ستتقاطع في نقطة واحدة كما يظهره الشكل رقم (2−19) الخاص للمفردة الثانية$(i = 3)$.

بملاحظة الشكل رقم (2−18) الذي يمثل المنحنى المميز للفقرة الثالثة $(i = 2)$ انه يمكن لدرجات صعوبة الفواصل ان لا تكون متدرجة في الصعوبة، حيث نجد أن درجة صعوبة الفاصل(العتبة) الخامس$(\delta_{2.5} = 1,5)$ أقل من درجة صعوبة الفاصل الرابع $(\delta_{2.5} = 2)$، وبملاحظة للشكل رقم (2−19)الذي يمثل المنحنى المميز للفقرة الثالثة $(i = 3)$ والتي تفترض ان جميع خطوات المفردة الخمسة لها نفس درجة الصعوبة $(\delta_{3.1} = \delta_{3.2} = \delta_{3.3} = \delta_{3.4} = \delta_{3.5} = \delta_{3.5} = 1)$ يظهر أن تتقاطع كل منحنى مع المنحنى الذي يليه كلها في نقطة واحدة عند القيمة واحد 1.

تستخدم منحنيات الاستجابة في حساب الاستجابة الاكثر احتمالا للأفراد المختبرين عند نقاط مختلفة على طول السمة الكامنة او القدرة، فمثلا الفرد ذو مستوى قدرة (السمة) يساوي$(\theta = -1,5)$ ففي الشكل الاول رقم (2−17) الاستجابة الاكثر احتمالا له هي ان يكمل خطوة واحدة اي درجته على هذا السؤال هي واحد 1، بينما الفرد الذي يملك نفس مستوى القدرة $(\theta = -1,5)$ في الفقرة الثانية (الشكل رقم (2−18)) فالاستجابة الاكثر احتمالا لهذا الفرد هي أن يكمل صفر(0) من الخطوات وبالتالي درجته على السؤال هي صفر (0).

جـ- نموذج التقدير الجزئي المعمم:

Generalized Partial Credit Model (G-PCM)

طور موراكي (Muraki) سنة 1992 نموذج التقدير الجزئي الذي تطرقنا له سابقا الذي كان يفترض أن جميع المفردات تتساوى في تمييزها وذلك من خلال السماح للمفردات في هذا النموذج بالاختلاف في مستوى تمييزها وذلك بإدخال معلمة اضافية (α_i) تدل على تمييز الفقرة (i) وأطلق عليه اسم نموذج التقدير الجزئي المعمم، لقد اعتمد ماسترز (Masters) في حساب احتمال اختيار الفرد لاستجابة معينة عن اختيار فئة سابقة لها على نموذج راش الاحادي المعلم (1PL) بينما اعتمد موراكي (Muraki) في نموذجه على النموذج الثنائي المعلم ونموذجه الاحتمالي (p_{xni}) الذي يدل على وقوع الفرد (n) ذو القدرة (θ_n) في المستوى (x) من مستويات الاجابة عن المفردة (i) ويتضمن (mi)خطوة، ودرجات صعوبة كل خطوة على التوالي: $\delta_{i1}, \delta_{i2}, ..., \delta_{ik}$ بالمعادلة التالية التي تعبر عن الصيغة الرياضية لهذا النموذج (Muraki, 1992, pp. 160-161):

$$\boldsymbol{P_{xni}} = \frac{e^{\sum_{K=0}^{x} \alpha_i(\theta_n - \delta_{iK})}}{\sum_{j=0}^{mi} e^{\sum_{k=0}^{j} \alpha_i(\theta_n - \delta_{iK})}} \cdots\cdots\cdots \mathbf{(18-2)}$$

مع اعطاء التعريف التالي:

$$\sum_{K=0}^{0} \boldsymbol{\alpha_i(\theta_n - \delta_{iK}) = 0}$$

(Embretson & Reise, 2000, p. 111)

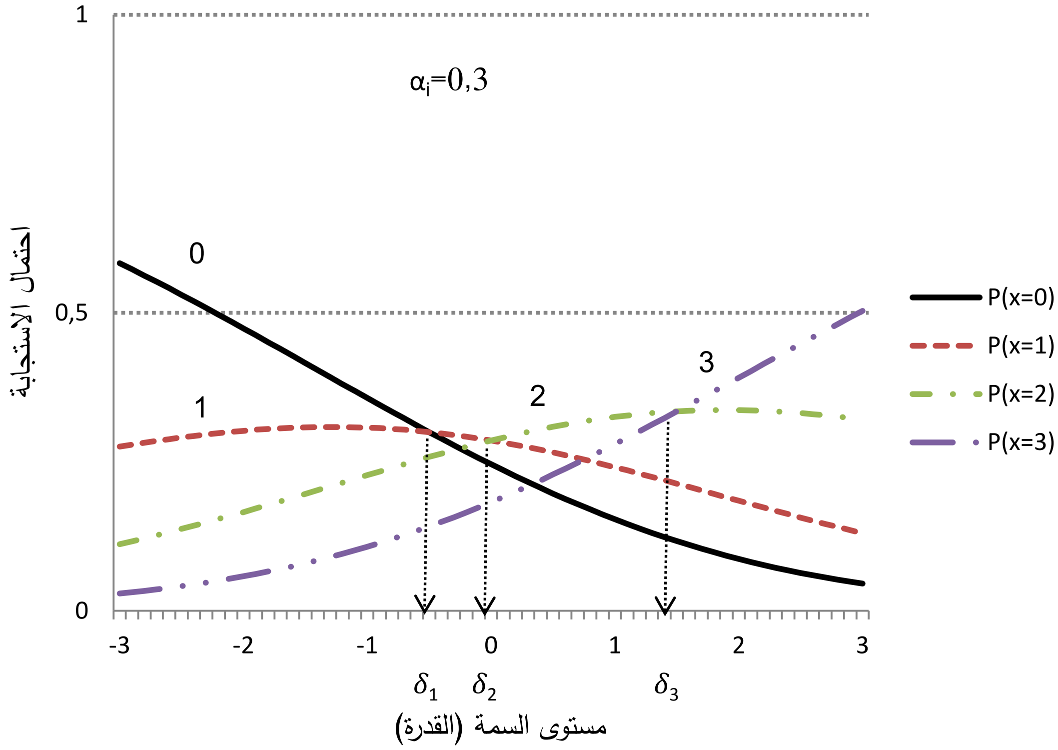
ونموذج التقدير الجزئي المعمم له نفس افتراضات نموذج التقدير الجزئي من حيث انه ليس من ضروري ان تكون درجة صعوبة الفواصل (العتبات) مرتبة، كما ان الوصول الى الحل النهائي للمفردة يمر بالنجاح في جميع الخطوات السابقة المرتبة، ولتوضيح

منحنيات الاستجابة لأقسام المفردة Category Respons Courves نعطي فقرة (i) مكونة من ثلاث خطوات (ثلاث الفواصل) ودرجة صعوبة هذه الفواصل تأخذ القيم المبينة في الجدول رقم (2−05) وبافتراض أن معامل التمييز يأخذ أربع حالات: 0,3، 0,5، 1، 2 في كل حالة:

الجدول رقم (2−05): قيم صعوبة الفواصل للفقرة ذات ثلاث خطوات.

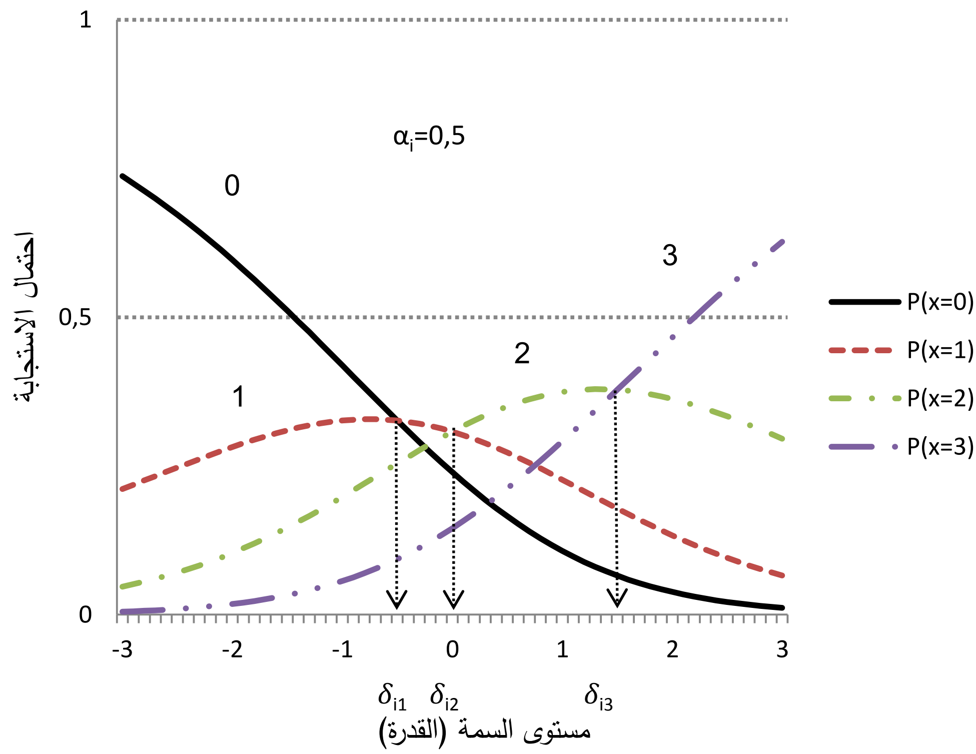
الفاصل	الفاصل الاول (δ_1)	الفاصل الثاني (δ_2)	الفاصل الثالث (δ_3)
	−0,5	**0**	**1,5**
الحالة الاولى		$(\alpha_i = 0,3)$	
الحالة الثانية		$(\alpha_i = 0,5)$	
الحالة الثالثة		$(\alpha_i = 1)$	
الحالة الرابعة		$(\alpha_i = 2)$	

بتطبيق الصيغة $(2 - 18)$ الخاصة بنموذج التقدير الجزئي المعمم من اجل للحصول على احتمال وقوع الفرد في مستوى من المستويات الاربعة (4) للفقرة وبالتالي حصوله على قيمة من بين القيم (3،2،1،0) فان منحنيات الاستجابة لأقسام المفردات في الحالات الاربعة تأخذ الشكل التالي:



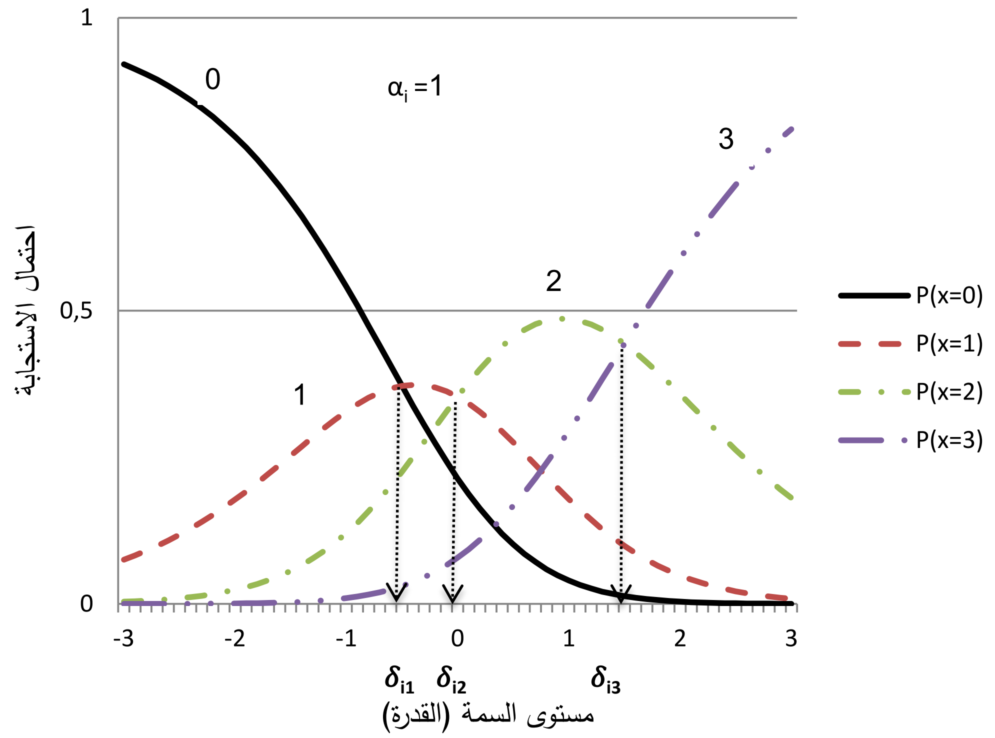
الشكل رقم (2−20): منحنى الاستجابة لأقسام المفردة وفق نموذج (G−PCM).

في الحالة الاولى ($\alpha_i = 0.3$).



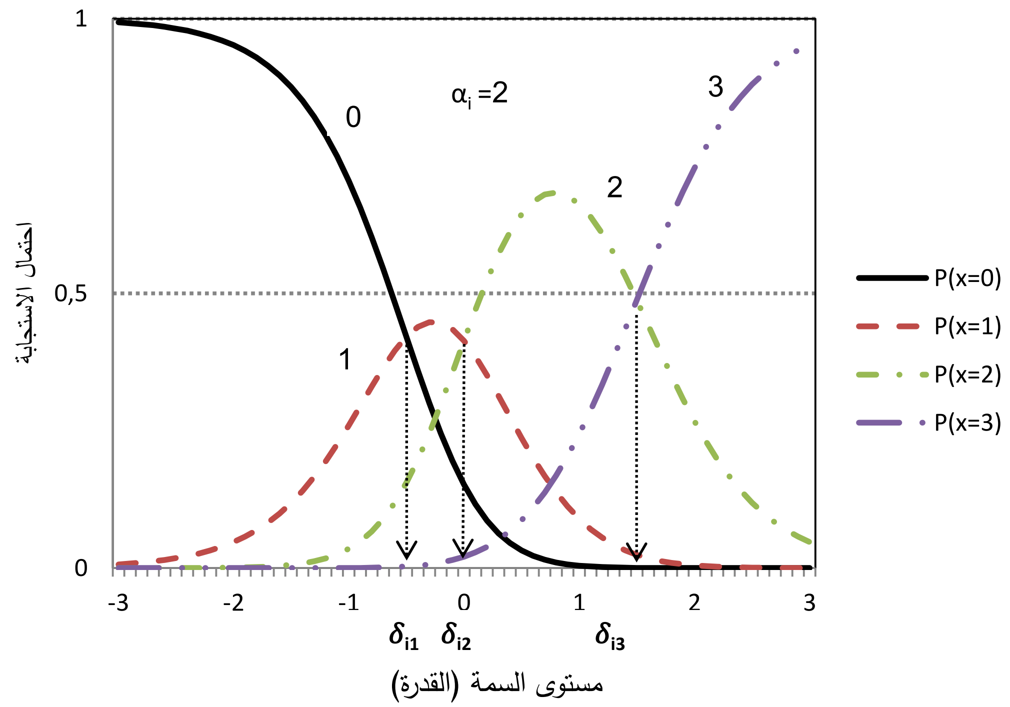
الشكل رقم (2−21): منحنى الاستجابة لأقسام المفردة وفق نموذج (G−PCM)

في الحالة الثانية ($\alpha_i = 0.5$).



الشكل رقم (2−22): منحنى الاستجابة لأقسام المفردة وفق نموذج (G−PCM)

في الحالة الثالثة $(\alpha_i = 1)$.



الشكل رقم (2−23): منحنى الاستجابة لأقسام المفردة وفق نموذج $(G - PCM)$

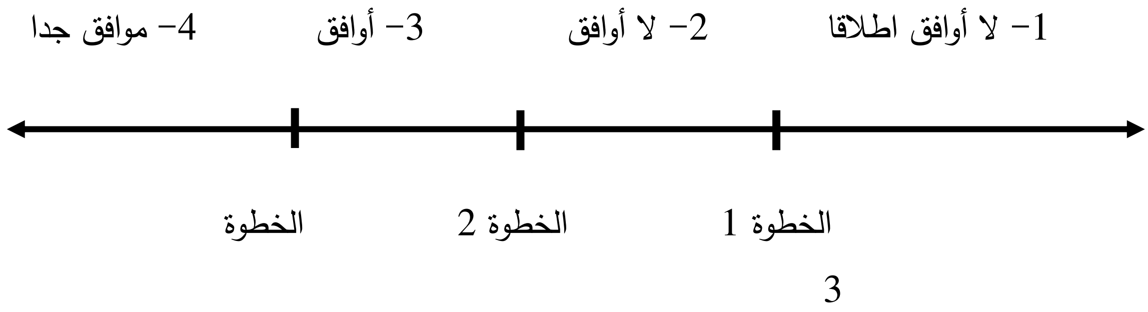
في الحالة الرابعة $(\alpha_i = 2)$.

توضح الاشكال السابقة المتعلقة بالحالات الاربعة لقيم معلمة التمييز $(\alpha_i = 0.3,$ $0.5 , 1, 2)$ للمفردة (i) أن نقاط التقاطع المنحنيات المتتالية ضمن الفقرة أو المفردة تمثل درجة صعوبة الفواصل الثلاثة بقيمة: $- 0,5 = \delta_1$، $\delta_2 = 0$ ،$\delta_3 = 1,5$ انها ثابتة عند كل قيمة من قيم معلمة التمييز في الحالات الاربعة وهذا راجع الى ان درجات صعوبة الفواصل(العتبات) لم تتغير(لأنها نفس المفردة)، بينما عند تغير قيمة معلمة تمييز المفرد نلاحظ تغير درجة تفلطح منحنيات الاستجابة لأقسام المفردة في الحالات الاربعة، الشكل الاول رقم (2−20) الذي يمثل الحالة الاولى بمعامل تمييز يساوي $(\alpha_i = 0.3)$ وهي قيمة منخفضة نسبيا حيث نلاحظ ان منحنيات الاستجابة للأقسام اقل تحدبا من منحنيات الاستجابة في الحالة الثانية عند معامل تمييز يساوي $(\alpha_i = 0.5)$ كما يظهره الشكل رقم (2−21)، وهكذا كلما ارتفع معامل التمييز عند $(\alpha_i = 1)$ ثم $(\alpha_i = 2)$ فان منحنيات الاستجابة للأقسام المفردة تكون أكثر تحدبا كما هو مبين في الشكلين رقم: رقم (2−22) و(2−23)، وبالتالي كلما انخفضت قيمة معامل التمييز (α_i) فان درجة تفلطح المنحنيات تزداد.

خـ- نموذج سلم التقدير (Rating scale Model (RSM :

قدم هذا النموذج اندريش (Andrich, 1978) ويعد حالة خاصة من نموذج التقدير الجزئي حيث انه في حالة تساوي عدد خطوات الاسئلة (المفردات ثابتة الخطوات لكل الاختبار) وان البعد النسبي هو متساو بين جميع الاسئلة لدرجة صعوبة الخطوة فان نموذج التقدير الجزئي يؤول الى نموذج سلم التقدير(التقي، 1992، ص32)، يناسب هذا النموذج المقاييس التي هي على نمط استجابة طوره رنسيس ليكرت (Rensis Likert, 1932) حيث في كثير من التطبيقات العملية تعتمد على هذا النمط في التدريج عندما تعمل على تقويم الاتجاه نحو مفهوم معين أو قياس الشخصية (De Ayala, 2009, p.

179) فمثلا لو افترضنا ان خطوات فقرة ما من فقرات استبيان تتكون من اربعة اقسام تأخذ الشكل رقم (2–24) التالي:



الشكل رقم (2–24): تمثيل خطوات الاستجابة على فقرة في نموذج سلم التقدير(RSM).

نلاحظ من الشكل رقم (2–24) أن المفردة التي تتكون من أربعة أقسام عدد خطوات الاستجابة عليها هو ثلاث(03) خطوات وكذلك أن أي الفرد سيختار بين "لا أوافق اطلاقا" و "لا أوافق" في الخطوة الاولى، ثم سيختار بين "لا أوافق" و"أوافق" في الخطوة الثانية اما في الخطوة الثالثة والاخيرة سيختار بين "أوافق" و"موافق جدا" وأن صعوبة كل خطوة (الانتقال من قسم الى قسم الذي يليه) هو ثابت عبر جميع الفقرات(Abdelwahab, 2010, p. 37).

قام ماسترز بتوضيح ذلك عن طريق فرض ان مستوى صعوبة الفاصل (العتبة) (δ_{ij}) يتكون اولا من درجة صعوبة الفقرة (i) ويرمز له بالرمز (δ_i) وثانيا من مستوى صعوبة الخطوة (j) ويرمز لها بالرمز (τ_j) وهي قيمة ثابتة على مستوى جميع فقرات الاختبار او المقياس اي ان:

$$\delta_{ij} = \delta_i + \tau_j$$

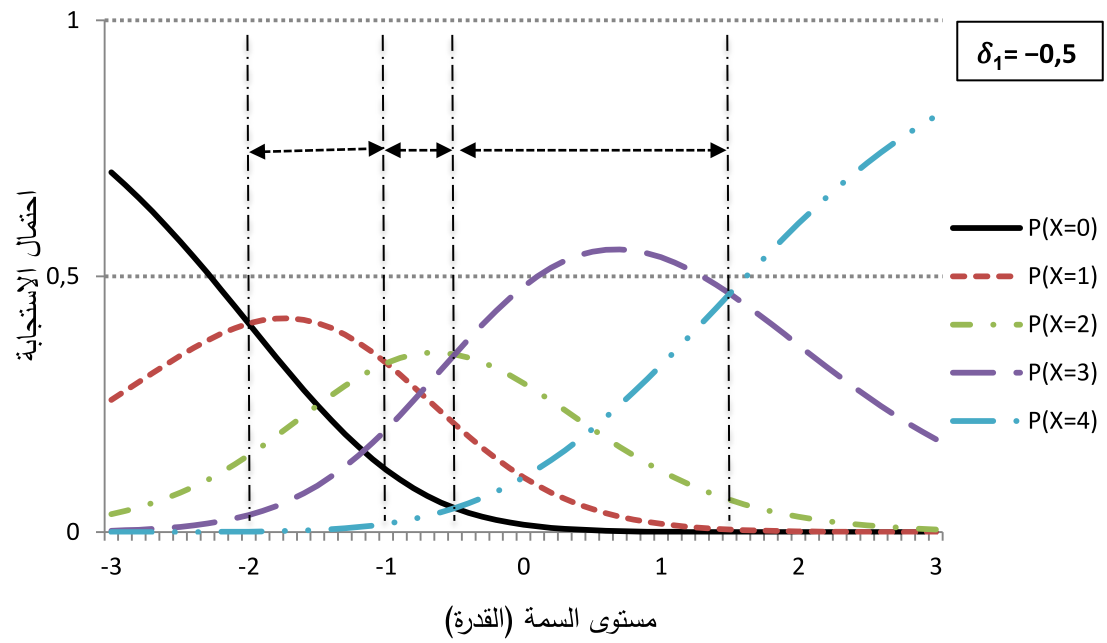
حيث أن التغير في تقدير معالم الخطوات (δ_{ij}) يعتمد على صعوبة الفقرة (δ_i) فقط، ونموذج الاحتمالي $(\ p_{xni})$ الذي يدل على وقوع الفرد (n) ذو القدرة (θ_n) في المستوى (x) من مستويات الاجابة عن المفردة (i) و يتضمن (m)خطوة، والمعادلة التالية تعبر عن الصيغة الرياضية لهذا النموذج: (Wright & Masters, 1982, p. 49)

$$\boldsymbol{P_{xni}} = \frac{e^{\sum_{j=0}^{x}\left[\theta_n-\left(\delta_i+\tau_j\right)\right]}}{\sum_{r=0}^{mi} e^{\sum_{j=0}^{r}\left[\theta_n-\left(\delta_i+\tau_j\right)\right]}} \cdots\cdots\cdots (\mathbf{19-2})$$

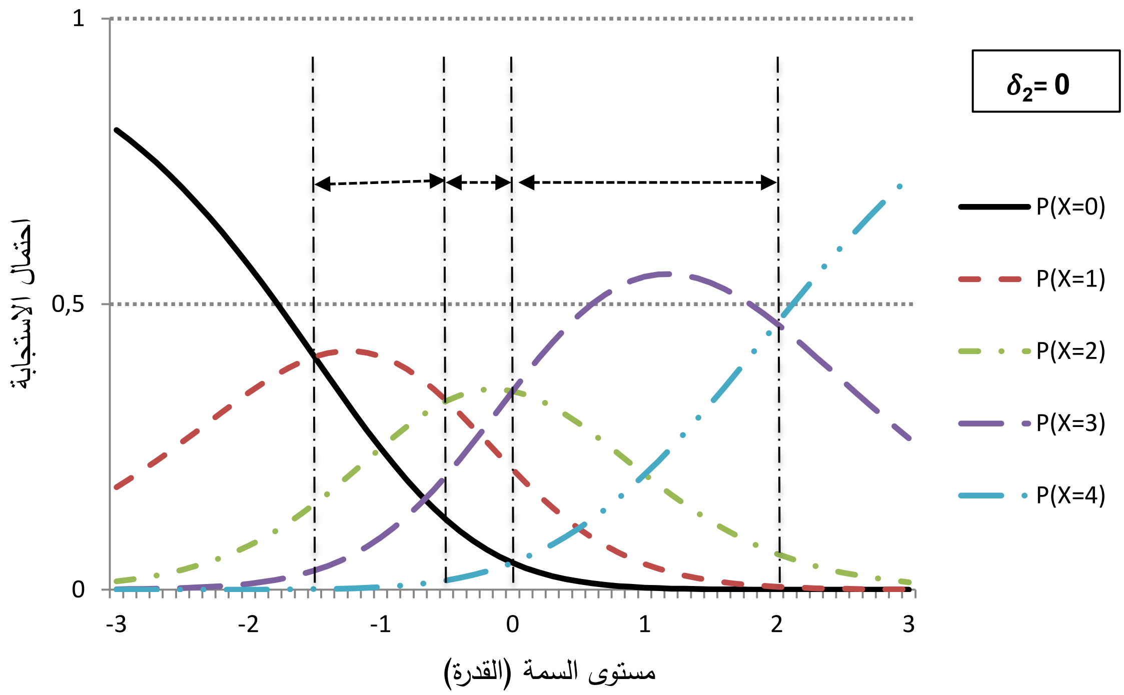
حيث أنه عندما $(\tau_0 \equiv 0)$ فان:

$$\sum_{j=0}^{0}\left[\theta_n-\left(\delta_i+\tau_j\right)\right]=0 \quad , \qquad exp\sum_{j=0}^{0}\left[\theta_n-\left(\delta_i+\tau_j\right)\right]=1$$

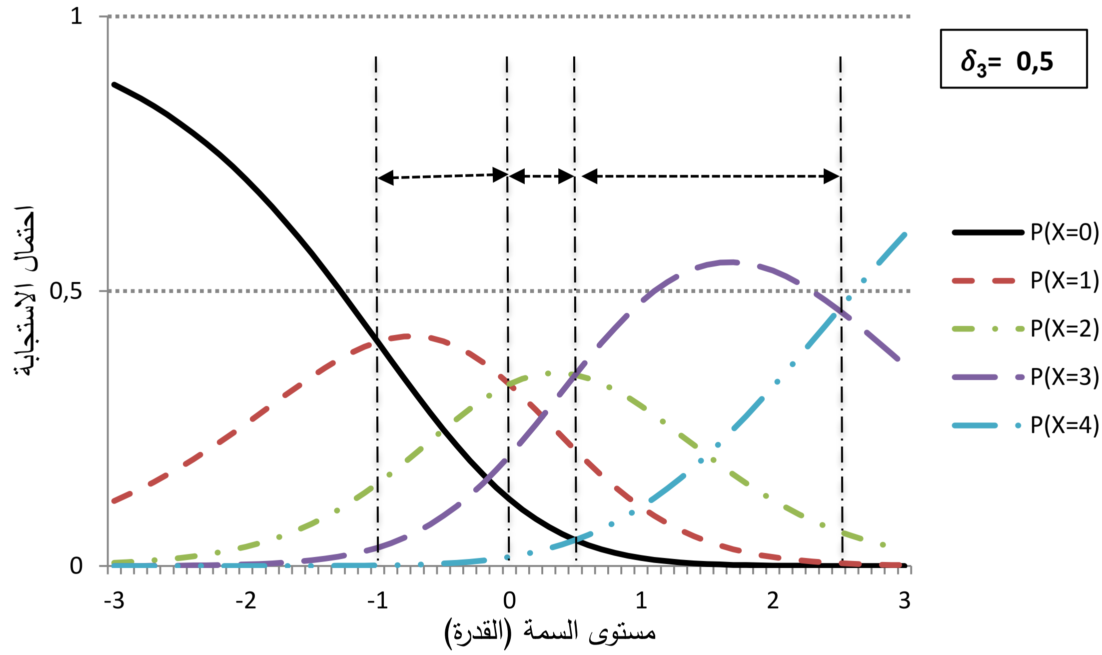
ولتبيان شكل منحنى الاستجابة لأقسام المفردة وفق نموذج سلم التقدير نفترض أن لدينا ثلاث (03) فقرات $(i = 1, 2, 3)$ من فقرات استبيان تحتوي على خمسة (05) أقسام استجابة ودرجة صعوبة هذه المفردات(δ_i) هي: −0,5، 0، 0,5 على التوالي ودرجة صعوبة الفواصل (خطوات) الاربعة (τ_j) (مع العلم أنها نفس القيم للفقرات الأخرى للاستبيان) تأخذ القيم التالية: −1,5، −0,5، 0، 2 على التوالي مع العلم ان مجموع صعوبة الفواصل (τ_j) يساوي صفر(0)، وبتطبيق الصيغة $(19-2)$ الخاصة بنموذج سلم التقدير للحصول على احتمال وقوع الفرد في مستوى من المستويات الخمسة (05) للفقرة وبالتالي يأخذ قيمة من بين القيم التالية: (0،1،4،3،2) ومنه فان منحنيات الاستجابة لأقسام المفردات في الحالات الثلاثة تأخذ الاشكال التالية:



الشكل رقم $(2-25)$: منحنى الاستجابة لأقسام للمفردة الاولى$(\delta_1 = -0,5)$ وفق نموذج سلم التقدير.



الشكل رقم $(2-26)$: منحنى الاستجابة لأقسام للمفردة الثانية $(\delta_2 = 0)$ وفق نموذج سلم التقدير.



الشكل رقم $(2-27)$: منحنى الاستجابة لأقسام للمفردة الثالثة $(\delta_3 = 0,5)$ وفق نموذج سلم التقدير.

من خلال الاشكال السابقة المتعلقة بالمفردات الثلاثة نلاحظ ان المسافة بين نقاط تقاطع منحنيات الاستجابة في كل قسم مع منحني الاستجابة الذي يليه هي ثابته للمفردات الثلاثة رغم اختلاف معامل صعوبة كل مفردة $(\delta_i = -0,5,\ 0,\ 0,5)$ وهذا لان الصعوبة النسبية لكل خطوة لا تختلف من فقرة الى أخرى (أي أن الصعوبة النسبية للانتقال من المستوى الاول الى المستوى الثاني (الخطوة الاولى في الاستجابة على المفردة) هي نفسها في الخطوة الاولى لجميع فقرات المقياس) أما معامل صعوبة الفقرة فهو يختلف من فقرة الى أخرى، كما نلاحظ في الاشكال الثلاثة السابقة أن هناك ازاحة للمنحنيات نحو اليمين كلما ارتفع معامل الصعوبة(δ_i).

كذلك بالرجوع الى منحنيات الاستجابة نلاحظ أن الاستجابة الاكثر احتمالا للأفراد المختبرين عند نقاط مختلفة على طول السمة الكامنة او القدرة، فمثلا لدينا شخصين حيث الفرد الاول ذو مستوى سمة (قدرة) يساوي (-2) والفرد الثاني مستوى قدرته تساوي$(+2)$

بالنسبة للفرد الاول في الشكل رقم $(2-25)$ الخاص بالفقرة الاولى $(i=1)$ التي درجة صعوبتها $(\delta_i=-0{,}5)$ لاستجابة الاكثر احتمالا له هي ان يكمل خطوة واحدة اي درجته على هذا السؤال هي واحد (1)، بينما في الشكل رقم $(2-26)$ المتعلق بالفقرة الثانية $(i=2)$ ذات درجة صعوبة $(\delta_i=0)$ فالاستجابة الاكثر احتمالا لهذا الفرد هي أن يكمل صفر (0) من الخطوات وبالتالي درجته على السؤال هي صفر (0)، وهي نفس درجته على المفردة الثالثة $(i=3)$ كما يوضحه الشكل رقم $(2-27)$، اما الفرد الثاني ذو مستوى قدرة يساوي $(+2)$ نلاحظ من خلال الشكل رقم $(2-25)$ والشكل رقم $(2-26)$ أن الاستجابة الاكثر احتمالا له في الفقرة الاولى والثانية هي اجابته على جميع الخطوات وحصوله على الدرجة الكاملة على السؤال وهي أربعة (04)، بينما في الفقرة الثالثة الشكل رقم $(2-27)$ فالاستجابة الاكثر احتمالا له هي ان يكمل ثلاث (03) خطوات الاولى وبالتالي درجة التي يتحصل عليها ثلاثة (03).

خلاصة الفصل:

من خلال عرضنا لنظرية الاستجابة للمفردة يتبن انها تقوم على مجموعة من الافتراضات يجب التحقق من توفرها في البيانات مثل افتراض احادية البعد (اذا كانت السمة احادية البعد) وافتراض الاستقلال الموضعي او الشرطي وغيرها من الافتراضات قبل تطبيق اي نموذج من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، وان انتهاك اي افتراض من افتراضاتها قد يؤدي الى نتائج غير دقيقة، كما أن لكل نموذج من النماذج دالة رياضية خاصة به تعبر عن العلاقة بين قدرة الفرد واحتمال الاجابة الصحيحة عن المفردة كما يتضمن كل نموذج على معلم واحد او اكثر للفقرة (صعوبة، تمييز، تخمين) ، كما يعتمد كل نموذج على نوع المفردات الاختبارية وكيفية تصحيحها واساليب تقدير درجاتها مثل المفردات الثنائية الاستجابة و المفردات المتعددة الاستجابة.

الفصل الثالث:

طرق تقدير معالم الفقرة والقدرة

تمهيد:

ان عملية الحصول تقديرات لقدرات الافراد ومعالم الفقرات (صعوبة، تمييز، تخمين) وفق نظرية الاستجابة للمفردة تتطلب العديد من الاساليب والعمليات الرياضية المتقدمة وتحتاج عملية تقدير المعالم الى الدقة وبالتالي اقل خطا ممكن للتقدير وسنعرض في هذا الفصل بعض من جوانب أساليب واجراءات تقدير المعالم الفقرات وقدرات الافراد من خلال عرض اساليب الارجحية العظمى او القصوى في التقدير المتمثلة في طريقة الارجحية العظمى الهامشية، طريقة الارجحية العظمى المشروطة وطريقة الارجحية العظمى المشتركة، اضافة الى عرض اساليب تعتمد على نظرية بييز(Bayes) في التقدير كطريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي، وطريقة توقع التوزيع البعدي، كما سيتم التطرق الى مفهوم دالة المعلومات التي من خلال يتم التحقق من دقة هذه التقديرات بواسطة الخطأ المعياري للتقدير.

1- تقدير معالم الفقرات:

يعد تقدير المعالم من الخطوات المهمة في بناء الاختبارات والمقاييس وتحليل مفرداتها عند استخدام نظرية الاستجابة للمفردة، ويطلق عادة على عملية تقدير المعالم مصطلح التعيير Calibration غير أن الحصول على هذه التقديرات غالبا لا يتم بطريقة يدوية، لذا تم تطوير العديد من البرامج الحاسوبية للقيام بالعملية باستخدام أساليب إحصائية مختلفة (علام، 2005، ص91)، وفي الواقع العملي فإننا لا نعلم قيمة معالم الفقرة (الصعوبة، التمييز، التخمين) ولا معالم الشخص (قيم القدرة) والشيء الوحيد الذي يكون معلوما لدينا هو استجابات الافراد على مفردات المقياس او الاختبار ومن خلال هذه الاستجابات نقوم بتحديد قيمة القدرة لكل فرد اجاب على مفردات الاختبار وقيم معالم المفردة وبما أن نماذج الاستجابة للمفردة هي نماذج غير خطية Nonlinear تستخدم اساليب وطرق معينة لتقدير معالم نماذج الاستجابة للمفردة، في هذا الجانب هناك

اتجاهان، الاول يعتمد على معلومات الظاهرة المدروسة فقط في تقدير معالم النماذج والاتجاه الثاني يعتمد على دمج معلومات مسبقة تكون في شكل توزيع احتمالي Prior Distribution حول المعالم النموذج مع المعلومات الحالية للظاهرة للحصول على التقديرات (طريقة بييز) وتسمى نظرية بييز Baye's Theorem نسبة الى العالم توماس بييز Thames Bayes (1702م-1761م) (حيدر، 2014، ص51) وفي ما يلي سنتطرق الى اساليب الارجحية القصوى واساليب تعتمد على نظرية بييز في التقدير:

أولا: طريقة الارجحية القصوى (Maximum Likelihood (ML :

تعتبر من الطرق الواسعة الانتشار حيث يتم تقدير المعالم فيها من خلال تعظيم الاحتمالية للمعلمة المراد تقديرها، يوجد ثلاث طرق لتقدير معالم الفقرات ضمن طريقة الارجحية القصوى وهذه الطرق تختلف في كيفية التعامل مع مستويات القدرة الغير المعلومة، وقبل التطرق هذه الطرق سنعرض شكل دالة الارجحية Likelihood Function (L)، اذا افترضنا ان $P_i(\theta_s)$ احتمال استجابة فرد ذو قدرة (θ_s) علي الفقرة (i)اجابة صحيحة ومنه يمكن اعطاء العلاقة التالية كتعبير عن احتمال الاستجابة عن الفقرة كالتالي:

$$P(u_{si}|\theta_s) = P_i(\theta_s)^{u_{si}}\, Q_i(\theta_s)^{(1-u_{si})} \dots\dots\dots (01-3)$$

يرمز بـ $Q_i(\theta_s)$ لاحتمال الاجابة الخاطئة للفرد ذو قدرة (θ_s) علي الفقرة (i)

حيث أن:

$$Q_i(\theta_s) = 1 - P_i(\theta_s)$$

$$u_i = \begin{cases} 1 & \text{اذا كانت الاجابة صحيحة} \\ 0 & \text{اذا كانت الاجابة خاطئة} \end{cases}$$

ولشرح المعادلة رقم $(3-01)$ نفترض الشخص اجاب عن الفقرة(i) اجابة صحيحة اي $(u_i = 1)$ تأخذ المعادلة السابقة الشكل التالي:

$$P(1|\theta_s) = P_i(\theta_s)^1 . Q_i(\theta_s)^{(1-1)}$$

$$P(1|\theta_s) = P_i(\theta_s)^1 . Q_i(\theta_s)^0$$

$$P(1|\theta_s) = P_i(\theta_s)^1 . 1$$

$$P(1|\theta_s) = P_i(\theta_s)$$

أما في حالة الاجابة الخاطئة عن المفردة (i) اي $(u_i = 0)$ تصبح المعادلة على الشكل التالي:

$$P(0|\theta_s) = P_i(\theta_s)^0 . Q_i(\theta_s)^{(1-0)}$$

$$P(0|\theta_s) = P_i(\theta_s)^0 . Q_i(\theta_s)^1$$

$$P(0|\theta_s) = 1 . Q_i(\theta_s)^1$$

$$P(0|\theta_s) = Q_i(\theta_s)$$

وبالتالي اذا استجاب الفرد ذو القدرة (θ_s) على عدد (n) من الفقرات فان الاحتمال المشترك للاستجابات $u_1, u_2, u_3, \dots , u_n$ يمكن التعبير عنها بالمعادلة التالية: (Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 76)

$$P(u_1, u_2, u_3, \dots , u_n|\theta_s) = P(u_1 |\theta_s)P(u_2 |\theta_s), \dots , P(u_n |\theta_s)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} P\,(u_i |\theta_s)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} P_i(\theta_s)^{u_i}\ Q_i(\theta_s)^{(1-u_i)} \dots\dots\dots (02-3)$$

والرمز $\prod$: هو ناتج الضرب

بصورة عامة فان الصيغة الرياضية لدالة الارجحية (L) لأنماط الاستجابات لعدد من الافراد(N) بواسطة مجموعة من الفقرات(n) ذوي مستويات قدرة ثابتة

$\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_N$ تأخذ الشكل التالي:

$$L = \prod_{s=1}^{N} \prod_{i=1}^{n} P_i(\theta_s)^{u_{si}} \; Q_i(\theta_s)^{(1-u_{si})} \dots\dots\dots\dots\dots (03-3)$$

من خلال هذه الصيغة التي تبين احتمال اجابات الافراد من ذوي مستوى قدرة معين هو حاصل ضرب الاحتمالات لجميع المفردات والجدير بالذكر ان عملية ضرب الاحتمالات لا تتم الا اذا كان هناك استقلالية في الاجابة على هذه المفردات اي اجابات الفرد على فقرتين او اكثر تكون مستقلة (لذا يجب تحقق شرط الاستقلال الموضعي Local Indepndence) (علام، 2005، ص93)، وفيما يلي سنقدم عرضا لاهم طرق تقديرات الارجحية القصوى:

ثانيا: طريقة الأرجحية العظمى المشتركة:

Joint Maximum Likelihood (JML)

في بعض المرات نصادف مصطلح "التقدير بالأرجحية القصوى اللاشرطية" Unconditional Maximum Likelihood estimation (UCON) وهو مرادف لمصطلح التقدير بالأرجحية القصوى المشتركة (JMLE) وهذه الطريقة مستخدمة في برامج تقدير المعالم لنظرية الاستجابة للمفردة مثل WINSTEPS, BIGSTEPS, FACETS, QUEST: LOGIST (De Ayala, 2009, p. 41)، يتم تقدير معالم الفقرات وفق هذه الطريقة على مرحلتين في البداية افتراض قيم للقدرة(θ_S) (قيم مبدئية لمعالم الافراد) ومنه يتم تقدير معالم الفقرات من خلال البدء بمعالم أولية للفقرات وفي المرحلة الثانية يتم تقدير القدرة (معالم الافراد) اعتمادا على معالم الفقرات التي تم تقديرها في المرحلة الاولى ونقوم بعملية تكرار المرحلتين السابقتين حتى نحصل على قيم تقديرية للمعالم لا تختلف

بين خطوتين متتالتين بأقل من مقدار ثابت معتمد مسبقا(محك التقارب) أي هناك نوع من الثبات في تقديرات المعالم (علام، 2005، ص96)، نلاحظ في هذه الطريقة ان استراتيجية التقدير لكل من معلم الافراد أو القدرة ومعالم الفقرات يتم في أن واحد من خلال رفع الحد الاعلى لدالة الارجحية المشتركة، وقبل الوصول لدالة الارجحية المشتركة (للأفراد والفقرات) نبدأ بدالة الارجحية للأفراد التي تعبر عن احتمال متجه استجابات$(\underline{u})$ مشروطا بقدرة الفرد(θ_s)وتمييز المفردة (a) ومتجه معالم المفردة $(\underline{\delta} = \delta_1,\ \delta_{2,} \dots, \delta_i)$ و(P_i) حسب نموذج الاستجابة المستخدم (نموذج أحادي، ثنائي،...) كما يلي:

$$P(\underline{u}|\theta_s, a, \underline{\delta}) = \prod_{i=1}^{n} {P_i}^{u_i}\ {Q_i}^{(1-u_i)} \dots\dots\dots (04-3)$$

بضرب المعادلة رقم $(04-3)$ التي تعبر عن احتمال استجابات فرد لمفردات أداة او مقياس (هو حاصل ضرب احتمال الاستجابة على كل فقرة) في (N) من احتمالات الافراد الذين استجابوا على مفردات الاداة نحصل على دالة الارجحية المشتركة (L) لكل من فقرات الأداة و الافراد (الاشخاص):

$$L = \prod_{s=1}^{N} \prod_{i=1}^{n} P_i(\theta_s)^{u_{si}}\ Q_i(\theta_s)^{(1-u_{si})} \dots\dots\dots (05-3)$$

من خلال هذه المعادلة نلاحظ أنه كلما زادت عدد الافراد (N) وعدد المفردات(i) فإننا نحصل على ناتج صغير جدا (بسبب ضرب الاحتمالات) مما يؤدي الى مشاكل في الدقة العددية، لذا فالتعامل مع لوغاريتم الارجية يكون اسهل من التعامل مع الارجحية لذا فهذا التحويل باستخدام اللوغاريتم الطبيعي يتيح استخدام عملية الجمع$(\sum)$ بدلا من

الضرب($\prod$)، وبالتالي نحصل على لوغاريتم دالة الارجحية المشتركة $(\ln L)$ بعد ادخال التحويل على المعادلة رقم $(3-05)$كالتالي:(De Ayala, 2009, p. 40)

$$\ln L\ \left(\underline{u}|\theta_s, a, \underline{\delta}\right) = \sum_{s}^{N}\sum_{i}^{n}[u_{si}\ln P_i(\theta_s) +\ (1-u_{si})\ \ln Q_i(\theta_s)] \cdots$$

$$\cdots\cdots(06-3)$$

حيث: N : عدد الافراد.

n : عدد المفردات.

θ_s : قدرة الفرد

$1-P_i(\theta_s) = Q_i(\theta_s)$

$\ln$: اللوغاريتم الطبيعي

$\underline{u}$: متجه ذو (Nn) استجابةN من الافراد على n من الفقرات.

u_{si}:متغير عشوائي يأخذ القيمة 1 اذا كانت الاجابة صحيحة و القيمة 0 في حالة الاجابة الخاطئة عن الفقرة.

لتقدير معلمة القدرة ومعالم الفقرة التي يكون الاقتران اللوغاريتم الطبيعي للأرجحية عندها قيمة عظمى من خلال تطبيق خوارزمية نيوتن–رافسون (Newton–Raphson) التكرارية التي تعتمد على ايجاد المشتقة الاولى والمشتقة الثانية لاقتران لوغاريتم الارجحية العظمى المبينة في المعادلة $(3-06)$ ومساواتها بالصفر(التقي، 2009، ص132).

لإيجاد مقدر معلمة القدرة (θ) للفرد(s) نحسب المشتق الاول والثاني لدالة الارجحية العظمى بالنسبة لـ للقدرة ومساواته بالصفر :

– المشتق الاول $\dfrac{\partial \ln L}{\partial \theta_s} = 0$

– المشتق الثاني $\dfrac{\partial^2 \ln L}{\partial {\theta_s}^2} = 0$

لإيجاد مقدر معالم المفردة $\varphi_i = (a_i, b_i, c_i)$ نجد المشتق الاول والثاني لدالة الارجحية العظمى بالنسبة لكل معلمة ومساواته بالصفر:

- المشتق الثاني $\frac{\partial \ln L}{\varphi_i} = 0$

- المشتق الثاني $\frac{\partial^2 \ln L}{\partial {\varphi_i}^2} = 0$

من أجل حل المعدلات السابقة وتقدير معالم الفقرات وقدرات الافراد الغير معلومة ويمكن تلخيص خطوات هذه الطريقة في ما يلي:

- **الخطوة الاولى:** يتم تحديد أولي لقدرات الافراد.

- **الخطوة الثانية:** يتم تقدير معالم الفقرات تبعا للقدرات الاولية التي تم تحديدها في الخطوة الاولى، حيث يتم في هذه الخطوة افتراض قيم لدرجة معلمة الفقرة التي يتم تقديرها، ثم ايجاد المشتقة الاولى والثانية عند هذه القيمة وبقسمة المشتقة الاولى على المشتقة الثانية نحصل على قيمة ε التي بواسطتها يتم تحسين قيمة المعلمة للدورة التالية حيث: درجة المعلمة الجديدة= درجة المعلمة الحالية– القيمةε ، ويمكن كتابة المعادلة لمعلمة الصعوبة مثلا على الشكل التالي:

$$[b_i]_{t+1} = [b_i]_t - \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial {b_i}^2}\right]_t^{-1} * \left[\frac{\partial \ln L}{\partial b_i}\right]_t$$

حيث أن:

$[b_i]_{t+1}$: تقدير درجة صعوبة المفردة في الدورة $t + 1$ التي تعبر عن القيمة الجديدة

$[b_i]_t$: تقدير درجة صعوبة المفردة في الدورة t. وهي القيمة الحالية

ε : ناتج قسمة المشتقة الاولى على المشتقة الثانية.

$$\varepsilon = \frac{\left[\frac{\partial \ln L}{\partial b_i}\right]}{\left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial {b_i}^2}\right]} = \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial {b_i}^2}\right]^{-1} * \left[\frac{\partial \ln L}{\partial b_i}\right]$$

وبتكرار العملية في هذه الخطوة من خلال وضع القيمة الجديدة $[b_i]_{t+1}$ مكان القيمة الحالية $[b_i]_t$ الى غاية ان نحصل على قيمة (الفرق) أقل من عدد صغير معطى (محك) منه تعتبر هذه القيمة الجديدة هي تقدير درجة صعوبة المفردة.(حمدان، 2019، ص62)

- **الخطوة الثالثة:** تقدير قدرات الافراد بناء على معالم الفقرات التي تم تقديرها في الخطوة السابقة.

- **الخطوة الرابعة:** في هذه الخطوة نعتمد على التقديرات التي تم الحصول عليها في الخطوة الثالثة(3) الخاصة بالأفراد ثم نضعها مكان القيم الاولية التي تم وضعها في الخطوة الاولى (1) ونقوم بعملية تكرير العملية من الخطوة الاولى (1) الى الخطوة الثالثة (3) الى غاية الحصول على تقديرات ثابتة لكل من معالم الفقرة و قدرة الافراد.(التقي، 2009، ص133)

تكون عملية التقدير بطريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) بشكل مباشر بدون وضع اي افتراضات لتوزيع قدرات الافراد او توزيع معالم الفقرة الا انه هناك بعض النقاط تأخذ على هذه الطريقة وقد ذكرها (علام، 2005) نوجزها في ما يلى:

- قد تنتج تقديرات غير متسقة بسبب تقدير معالم الفقرات والافراد في ان واحد ومتحيزة وبخاصة في النموذج الثنائي والثلاثي المعلم وطريقة الارجحية القصوى الهامشية تعالج بشكل أفضل مشكل اتساق تقديرات من خلال تحديدها لتوزيع تقديرات الافراد وبالتالي تحقق تقديرات معالم المفردات كلما زاد عدد الافراد.

- لا تستطيع هذه الطريقة تقدير قدرة الافراد الذين كانت كل اجابتهم على الفقرات اجابة صحيحة او كانت كلها خاطئة، كذلك بالنسبة لمعالم الفقرات حيث لا يمكن تقديرها اذا جاءت جميع اجابات الافراد عليها اجابة صحيحة أو اجابة خطأ لذا في هذه الطريقة يتم حذف هؤلاء الافراد وهذه الفقرات قبل البداية في عملية التقدير، لان في هذه الحالات عدم وجود قيمة عظمى للوغاريتم الارجحية.

- مشكل الاتساق والتحيز لتقديرات معالم المفردات وكذلك اعتمادها على قدرات الافراد التي تكون غير معلومة يؤثر على دقة تقدير الاخطاء المعيارية.

ثالثا: طريقة الأرجحية العظمى الهامشية:

Marginal Maximum Likelihood (MML)

تم تطوير هذه الطريقة من طرف بوك وأيتكن (R Darrell Bock & Aitkin, 1981) واستخدمت هذه الطريقة في التقدير معالم فقرات نماذج الاستجابة للمفردة الاحادية والمتعددة الابعاد، وهي فعالة سواء كانت عدد الفقرات قليلة أو كثيرة (علام، 2005، ص98)، وتعرض هذه الطريقة بديلا لطريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) من خلال الفصل بين عمليتي تقدير قدرة الافراد وتقدير معالم الفقرة، حيث يمكن الحصول على تقديرات معالم الفقرات في الاول وبعد تحقق من مطابقة البيانات للنموذج نمر الى تقدير قدرة الافراد (معالم الافراد) سواء لاستخدام طريقة الارجحية العظمى او احدى اساليب بييز في التقدير (Bayesian approach)، ان عملية الفصل هذه بين تقديرات الافراد وهي "معالم عرضية incidental parameters " ومعالم المفردات "معالم بنيوية او هيكلية structural parameters " ستؤدي الى نتائج اقل تحيزا في تقديرات قدرة الافراد ومعالم المفردات من طريقة الارجحية العظمى المشتركة في التقدير(JML) وبخاصة عند

تدريج ادوات قياس تتكون من عدد فقرات قليل (15 فقرة أو أقل)(De Ayala, 2009, (p. 69.

في أسلوب الارجحية العظمى المشتركة في التقدير(JML) تنظر الى ان فقرات الاداة والافراد على أنهما ثابتين، أي ينصب اهتمامها فقط على مفردات الاداة فقط ولا تتجاوز الى تعميم لمفردات اخري ربما قد تحتويها هذه الاداة ونفس الشيء بالنسبة للأفراد فالاهتمام لا يتجاوز عينة التدريج المستخدمة وفي هذا الجانب قدم بوك و ليبرمان (R. Darrell Bock & Lieberman, 1970) طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) الا أنها تطلبت مهمات حسابية كثيرة ولم تكن عملية الا في الاختبارات القصيرة جدا، ومع تطوير اجراء طريقة الارجحية العظمى الهامشية فيما بعد من طرف بوك وايتكن (Bock and Aitkin,1981) من خلال خوارزمية توقع تعظيم (EM) الى اجراء مقبول نظريا ومتاحا عمليا وأكثر بساطة من الناحية الحسابية (Baker & Kim, 2004, p. 158; Embretson & Reise, 2000)

تحت افتراض أن الافراد يتم انتقائهم بطريقة عشوائية من مجتمع يتبع التوزيع الطبيعي وبالتالي يتم الحصول على معلومات المجتمع في تقدير معالم المفردات دون الحاجة الى تقدير قدرات الافراد وبالتالي يتم الفصل بين تقدير معالم المفردات وتقديرات قدرات الافراد، ومن اجل الحصول على معادلة التقدير بطريقة الارجحية العظمى الهامشية نرجع أولا الى معادلة احتمال متجه الاستجابة او دالة الارجحية للأفراد مشروطا بقدرة الفرد(θ_s) ومتجه معالم المفردات$(\underline{\vartheta})$حسب نموذج الاستجابة المستخدم مثلا: (a) لتمييز المفردة و(δ) لصعوبة المفردة...، على الشكل التالي:

$$P(\underline{u}|\theta_s,\ \underline{\vartheta}) = \prod_{i=1}^{n} P_i(\theta_s)^{u_i}\ Q_i(\theta_s)^{(1-u_i)} \ \ldots\ldots\ldots (07-3)$$

حيث أن:

$$1 - P_i(\theta_s) = Q_i(\theta_s)$$

$\underline{u}$: متجه الاستجابة $(u_1, u_2, u_3, \dots, u_n)$.

n : عدد المفردات.

θ_s : قدرة الفرد

u_{si} : متغير عشوائي يأخذ القيمة 1 اذا كانت الاجابة صحيحة و القيمة 0 في حالة الاجابة الخاطئة عن الفقرة

ولتطبيق افتراض أن الافراد يتم انتقائهم بطريقة عشوائية من المجتمع نقوم بإجراء عملية تكامل علي توزيع المجتمع لتصبح المعادلة $(3-07)$كمايلي :

$$P(\underline{u}) = \int_{-\infty}^{+\infty} P(\underline{u}|\theta_s, \ \underline{\vartheta}) \ g(\theta_s | \ \underline{\tau}) \, d\theta \ \dots\dots\dots (08-3)$$

حيث أن: $P(\underline{u}|\theta_s, \ \underline{\vartheta})$: هي المعادلة رقم $(3-01)$.

$g(\theta_s | \ \underline{\tau})$: تمثل توزيع المجتمع المتصل للأفراد.

$(\underline{\tau})$: متجه الذي يحتوي على معالم توزيع المجتمع.

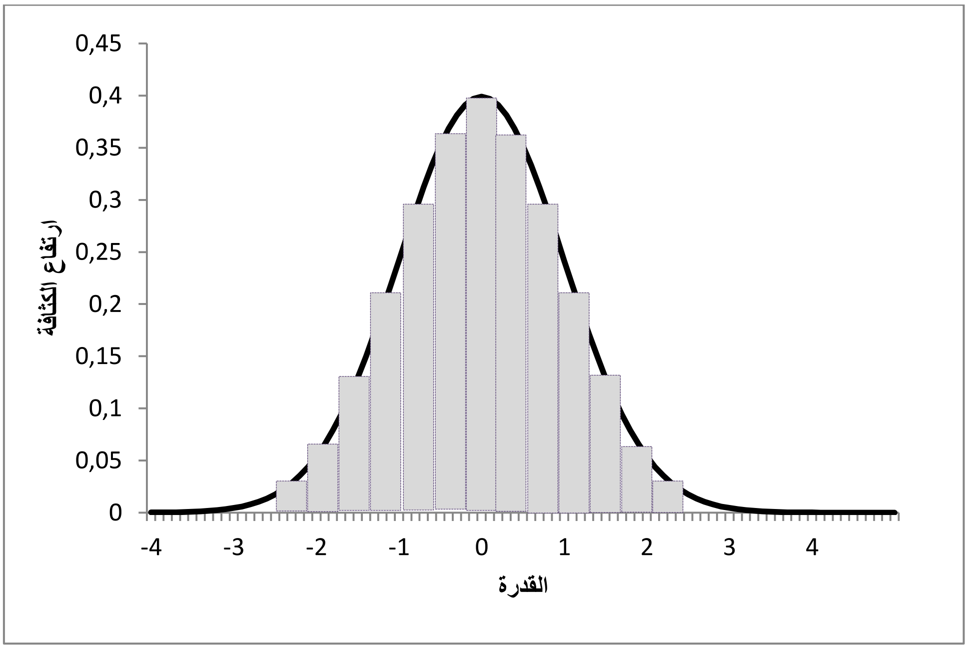
من المعادلة السابقة$(3-08)$ نلاحظ ان:

1- $P(\underline{u})$ ليست مشروطة بالقدرة الفرد θ_s اي ان المعالة تعبر عن الاحتمال غير الشرطي (أو الهامشي) لشخص تم اختياره بشكل عشوائي من مجتمع له توزيع متصل $g(\theta_s | \ \underline{\tau})$ يعطي هذا الفرد متجه استجابة $\underline{u}$، ومن هذا التوزيع الهامشي يتم تقدير معالم المفردات.(De Ayala, 2009, p. 70)

2- ان زيادة حجم العينة في عملية تقدير لا يرفع من عدد معالم الافراد في دالة الارجحية الهامشية لان الافراد يستبعدون في هذه العملية في حين يمكن افتراض مسبقا شكلا معينا للتوزيع مثل التوزيع الطبيعي.

3- توجد اشارة التكامل " $\int$ " وهو يعبر عن استخراج المساحة تحت المنحنى وهذه المساحة تقابل احتمال ان يعطي فرد متجه استجابة $\underline{u}$ عندما يتم اخيار عشوائيا لشخص من مجتمع بتوزيع كامن $g(\theta_s | \underline{\tau})$.

الاسلوب الاكثر استخداما في التقدير بطريقة الارجحية العظمى الهامشية لحساب المساحة تحت الدالة $(3-08)$ هو طريقة " تربيع هيرمت- جاوس Hermite-Gauss quadrature" من خلال الشكل التالي سنوضح الية عمل هذه الطريقة (Baker & Kim, 2004, p. 166)



الشكل رقم(3-01): التربيع جاوس بثلاثة عشر نقطة.

نقوم بتقسيم المساحة تحت المنحنى بواسطة سلسلة من المستطيلات لكل واحد منها: نقطة وسطية (أي نقطة التربيع) يرمز له بالرمز (X_r) كما هو مبين في الشكل رقم (3-01) هنا لدينا ثلاثة عشر (13) نقطة تربيع، واحتمال حدوث أو وزن التربيع$(w(X_r))$ الذي يعكس ارتفاع الدالة $g(\theta_s | \underline{\tau})$ حول نقطة التربيع (X_r)، فكلما زاد عدد المستطيلات فان هذه المستطيلات ستضيق وبالتالي نحصل على قيمة أكثر تقريبا، ويعبر المجموع الموزون لهذه المستطيلات عن تقدير مقرب للمساحة تحت

المنحنى والتي تمثل احتمال نمط الاستجابة، وبالتالي يمكن كتابة المعادلة رقم $(3-08)$ بشكل مبسط كالتالي(R Darrell Bock & Aitkin, 1981, p. 445):

$$P(\underline{u})^{*} \quad = \sum_{r}^{R} P(\underline{u}|X_r,\ \underline{\vartheta})\ \ (w(X_r)) \ldots\ldots\ (09-3)$$

حيث: $(\underline{\vartheta})$: متجه معالم المفردات.

R : نقاط التربيع.

المعادلة $P(\underline{u})^{*}$ تعبر عن الاحتمال غير الشرطي أو الهامشي لشخص تم اختياره بطريقة عشوائية من مجتمع ولديه متجه استجابة $\underline{u}$ نلاحظ في هذه الصيغة تم استبدال قدرات الافراد(θ_s) في المعادلة $(3-09)$ بنقاط التربيعX_r، وعملية التكامل بحاصل الجمع، اي ان المعادلة $(3-09)$ هي صيغة التربيع بطريقة جاوس للمعادلة $(08-3)$.

وبالرجوع الى دالة الارجحية $P(\underline{u})$ المعبر عنها في المعالة رقم: $(3-08)$ وبافتراض أنه لدينا (N) من الافراد الذين استجابوا على(n) مفردات نحصل على لوغاريتم دالة الارجحية الهامشية (L):

$$\ln L = \sum_{s=1}^{N} \ln P(\underline{u}) \quad \ldots\ldots (10-3)$$

صيغة المعادلة $P\ (\underline{u})$ فقد تم تعريفها في المعادلة $(3-08)$ وهي كما يلي:

$$P(\underline{u}) \quad = \quad \int_{-\infty}^{+\infty} P(\underline{u}|\theta_s,\ \underline{\vartheta})\ \ g(\theta_s|\ \underline{\tau})\, d\theta$$

بعد التعويض في المعادلة $(3-10)$ اجراء الاختصارات للتبسيط نحصل على:

$$\ln L = -\sum_{s=1}^{N} \int_{-\infty}^{+\infty} \{[u_{si} - P_i(\theta_s)][P_i(\theta_s|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})]\} \; d\theta \ldots\ldots (11-3)$$

حيث تعرف المعادلة $P_i(\theta_s|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})$ بـ:

$$P_i(\theta_s|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau}) = \frac{P(\underline{u}|\theta_s, \; \underline{\vartheta})g(\theta_s| \, \underline{\tau})}{P(\underline{u})} \ldots\ldots (12-3)$$

والصيغة التربيع بطريقة جاوس للمعادلة $(3-11)$ وهي معادلة الارجحية الهامشية من خلال حلها نقوم بتقدير موقع الفقرة اعتمادا على نمط استجابة الفرد من خلال حساب المشتق الدالة ومساواته بالصفر:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \delta_i} = -\sum_{r}^{R}\sum_{s=1}^{N}\Big[[u_{si} - P_i(X_r)][P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})]\Big] d\theta =$$

$$= -\sum_{r}^{R}\sum_{s=1}^{N}\Big[[u_{si} * P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})] - [P_i(X_r) * P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})]\Big] d\theta = 0$$

ولتبسيط المعادلة أكثر نقوم بتوزيع الجمع على الافراد N نحصل على الصيغة التالية:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \delta_i} = -\sum_{r}^{R}\left[\left[\sum_{s=1}^{N}\Big(u_{si} * P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})\Big)\right] - P_i(X_r)\sum_{s=1}^{N} P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})\right] d\theta = 0 \ldots\ldots\ldots (13-3)$$

مع الاشارة الى أن الصيغة $P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})$ هي الصيغة التربيعية للمعادلة $(3-12)$ وتساوي:

$$P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau}) = \frac{L(X_r)w(X_r)}{\sum_{r}^{R} L(X_r)w(X_r)} \ldots\ldots (14-3)$$

والحد $L(X_r)$ يرمز الى الصيغة التربيعية لدالة الارجحية وتساوي:

$$L(X_r) = \prod_{i=1}^{n} P_i(X_r)^{u_i}\ Q_i(X_r)^{(1-u_i)}$$

وبالرجوع الى المعادلة $(3-13)$ نلاحظ أنها تتكون من حدين فاذا رمزنا الى الحد الاول بالرمز $(\overline{C}_{ri})$ للحد الاول تعويض بصيغة المعادلة $P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})$، وبالرمز $(\overline{n}_{ri})$ للعبارة $\sum_{s=1}^{N} P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})$ من الحد الثاني للمعادلة فيصبح لدينا:

– بالنسبة للحد الاول للمعادلة:

$$\overline{C}_{ri} = \sum_{s=1}^{N}\left(u_{si} * P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})\right)$$

$$\overline{C}_{ri} = \sum_{s=1}^{N}\left(u_{si} * \frac{L(X_r)w(X_r)}{\sum_r^R L(X_r)w(X_r)}\right)$$

$$\overline{C}_{ri} = \sum_{s=1}^{N}\frac{u_{si} * L(X_r)w(X_r)}{\sum_r^R L(X_r)w(X_r)} \dots\dots\dots (15-3)$$

بما ان استجابات الافراد u_{si} هي استجابات ثنائية على المفردة وبالتالي فان حاصل الجمع يقوم بعد (احصاء) الاستجابات الصحيحة (تأخذ القيمة 1) للأشخاص على للمفردة (i) عند نقطة تربيع X_r، أي انها تعبر عن العدد المتوقع للاستجابات الصحيحة عن الفقرة عند نقطة تربيع .

– بالنسبة للحد الثاني للمعادلة:

$$\overline{n}_{ri} = \sum_{s=1}^{N} P_i(X_r|\underline{u},\underline{\vartheta},\underline{\tau})$$

$$\overline{n}_{ri} = \sum_{s=1}^{N}\frac{L(X_r)w(X_r)}{\sum_r^R L(X_r)w(X_r)} \dots\dots\dots (16-3)$$

والنتيجة $\overline{n}_{ri}$ تشير الى العدد المتوقع من الاشخاص عند كل نقطة تربيع X_r وعند تعويض المعادلتين$(3-15)$ و $(3-16)$ في المعادلة $(3-13)$ والتي نقوم بحلها حتى نقدر موقع الفقرة ومنه تصبح على الشكل التالي:

$$-\sum_{r}^{R}\overline{C}_{ri}-\overline{n}_{ri}*P_i(X_r)=0\ldots\ldots(17-3)$$

حيث ان $P_i(X_r)$ تعبر عن النموذج المستخدم حيث يتم استخدام نقاط التربيع X_r بدلا من قدرة الافراد (θ_s). (De Ayala, 2009, pp. 71-73; Harwell, Baker, & Zwarts, 1988, p. 254)

عملية التقدير في طريقة الارجحية العظمى الهامشية تعتمد على عملية التكرار (Iteration) بمرحلتين في كل دورة، يتم تقدير أولي للمعلم ويتم تحسينه في دورة الى ان تصل المعادلة$(3-17)$ قيمة الصفر (0) وفق محك تقارب يحدد دقتها، وللقيام بهذه الطريقة نستخدم خوارزمية EM (EM algorithm) وهو الاسلوب الذي قام بتطويره بوك وايتكن (Bock and Aitkin,1981)

تقوم خوارزمية EM في تقدير معالم المفردة على ما يلي:

1- **المرحلة الأولى (E):** وهي مرحلة التوقع (Expectation) حيث يتم حساب العدد المتوقع من الأفراد في كل مستوى من مستويات القدرة$(\overline{n}_{ri})$ وفق الصيغة $(3-16)$ توقع عدد الأفراد الذين يجيبون إجابة صحيحة عن كل نقطة تربيع $\overline{C}_{ri}$ من خلال المعادلة$(3-15)$

2- **المرحلة الثانية (M):** وهي مرحلة التعظيم (Maximization) في هذه المرحلة يتم إيجاد معالم الفقرات التي تعظم دالة الارجحية، من خلال حل المعادلة $(3-17)$ باستخدام قيم الخطوة الاولى التوقع (E).

3- بعد القيام بالمرحلة الثانية (M) نقارن التقديرات المعالم المتوصل اليها بتقديرات المرحلة السابقة، فاذا تقاربت (Convergance) تنتهي عملية التقدير(الفرق لا يتجاوز

محك التقارب)، خلاف ذلك يتم تكرار الخطوتين 1 و2 (اذا لم نصل بعد الى الحد الاقصى لدورات التكرار).

4- عندما يتم تقدير معالم الفقرات في الخطوات السابقة نمر الى تقدير معالم الافراد او قدرة الأفراد(θ_s) عن طريق تعظيم اقتران دالة الأرجحية العظمى أو استخدام احدى الطريق التي تعتمد على أسلوب بييز(Bayes) في تقدير قدرات الأفراد.(Baker & Kim, 2004, p. 171).

أشار علام (علام، 2005، ص98) الى أهم مميزات وعيوب طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML):

- يمكن استخدام هذه الطريقة في تقدير معالم جميع النماذج الاحادية البعد (أحادية، ثنائية، ثلاثية المعالم) اضافة الى النماذج المتعددة الابعاد.
- تمتاز هذه الطريقة بالفعالية (Efficiency) مهما اختلف طول الاختبار، واعطاء تقديرات لمعالم الفقرات سواء كانت الاجابة صحيحة أو خاطئة لجميع الفقرات (لا تشترط حذف هذه الفقرات) وبالتالي الاستفادة من جميع المعلومات.

رغم ما تمتاز به هذه الطريقة من مزايا الا انها يشوبها بعض العيوب أهمها:

- تتطلب هذه الطريقة في البداية قبل تقدير معالم المفردات افتراض توزيع لمستويات القدرة أو السمة للأفراد في المجتمع وبالتالي فان عملية التقدير تعتمد على مدى ملائمة هذا التوزيع الافتراضي لمستويات القدرة.
- في بعض الاحيان ويكون تقدير غير دقيق لمعلمة التخمين في النموذج الثلاثي المعلم (ارتفاع الخطأ المعياري للتقدير) مما يؤثر سلبا على تقدير باقي معالم المفردات و الافراد.
- تتطلب هذه الطريقة توفر حجم عينة كبير نسبيا من أجل الاقتراب من مستويات القدرة أو السمة والوصول الى الدقة في تقدير معالم الفقرات.

رابعا: طريقة الأرجحية العظمى الشرطية:

Conditional Maximum Likelihood (CML)

قدم هذه الطريقة في البداية راش (Rasch, 1960) ثم قام فيما بعد أندرسون Andersen عام 1973 بتطوير هذه الطريقة لتقدير معالم النموذج الاحادي المعلمة (نموذج راش) (Engelhard Jr & Wind, 2018, p. 238)، كما يمكن تطبيقها على النماذج المنبثقة عن نموذج راش، في هذه الطريقة يتم اشتراط دالة الارجحية بعدد الاجابات الصحيحة التي أجاب عنها الافراد، وأن الدرجة الكلية للفرد (مجموع الفقرات التي أجاب هنها الفرد) تعتبر احصاء كافيا لتقدير قدرة الفرد (يعني الإحصاء الكافي أنه لا توجد حاجة إلى معلومات أخرى من البيانات لتقدير المعلمة) وبالتي في هذه الطريقة سيتم حذف الفقرات التي يجيب عنها جميع الافراد اجابة صحيحة او اما اجابة خاطئة كما يحذف الافراد الذين تكون اجاباتهم كلها صحيحة او كلها خاطئة، وقد أشار هامبلتون وسوامينثان (Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 139) بأن هذا الاسلوب في تقدير يكون فعالا في تقدير معالم حتى 40 فقرة، وتكون اكثر بطئ عند 60 فقرة او أكثر وعند عدد الفقرات تتراوح بين (80 −100) تصبح غير مناسبة.

تهدف طريقة الارجحية العظمى الشرطية CML إلى نمذجة احتمالات نمط استجابة لمفردة ما مشروط بإجمالي درجات اختبار الأفراد، ولتوضيح ذلك نفترض المصفوفة التالية التي تمثل استجابات (N) من الافراد على (n) من المفردات والتي تمثل مصفوفة البيانات المشاهدة:

الجدول رقم (3−01): مصفوفة استجابات N من الافراد على n من المفردات.

		الفقرات					
		1	2	3	…	n	r_s
الأفراد	1	u_{11}	u_{12}	u_{13}	…	u_{1n}	r_1
	2	u_{21}	u_{22}	u_{23}	…	u_{2n}	r_2
	3	u_{31}	u_{32}	u_{33}	…	u_{3n}	r_3
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	N	u_{N1}	u_{N1}	u_{N1}	…	u_{si}	r_N

حيث أن u_{si} متغير عشوائي يأخذ القيمة واحد (1) اذا كانت الاجابة صحيحة والقيمة صفر (0) في حالة الاجابة الخاطئة عن المفردة $(i = 1, 2, \dots, n)$ من طرف الشخص $(s = 1, 2, \dots, N)$، (r_s) يرمز الى مجموع الدرجات التي حصل عليها الفرد (s) في الاختبار مكون من n من المفردات، وتحسب من مصفوفة البيانات كالتالي:

$$r_s = \sum_{i=1}^{n} u_{si}$$

وهذه الدرجة الكلية تعد بمثابة احصاء كاف لتقدير مستوى القدرة عند الفرد اي أن الاحتمال المشروط للدرجات $u_{si} = u_{s1}, u_{s2}, \dots, u_{sn}$ للفرد (s) اذا علمنا درجته الكلية على الاختبار يكون مستقلا عن قدرة هذا الفرد (θ_s) وبالتالي فان دالة الارجحية هي الاحتمال المشروط لجميع اجابات الافراد اذا علمنا درجاتهم الكلية وبتعظيم هذه الدالة يمكننا الحصول على تقديرات الارجحية العظمى المشروطة لمعلمة صعوبة المفردة بغض النظر عن معلمة القدرة، وقد اشار امبريستون وريز(Embretson & Reise, 2000, p. 216) الى أن معادلات تقدير طريقة الارجحية العظمى المشروطة (CML) لنموذج

راش (RASCH) مشابهة لمعادلات تقدير طريقة الارجحية العظمى المشتركة في التقدير(JML) إلا أن احتمال استجابة العنصر الصحيحة $P(u_{si}=1|r_s,\ \beta)$، يتم التعبير عنها من خلال الدرجة الكلية(r_s) بدلا من مستوى سمة غير معروف، وقدم معادلة تقدير طريقة الارجحية العظمى المشروطة (CML) التي من خلال حلها يتم تقدير معلمة الصعوبة للمفردة كما يلي:

$$\sum_{s=1}^{N} u_{si} - \sum_{s=1}^{N} P(u_{si}=1|r_s,\ \beta) = 0 \ldots\ldots\ldots (18-3)$$

تتميز طريقة الارجحية العظمى المشروطة (CML) في التقدير بمجموعة من المميزات أشار اليها كل من امبريستون وريزر (Embretson & Reise, 2000, pp. 217-218)، وعلام (علام، 2005، ص100):

- لا تعتمد طريقة الارجحية العظمى المشروطة على اي افتراض حول اي توزيع محدد لمستويات القدرة او السمة الكامنة في تقدير معلمة الصعوبة.

_ تحقق مبدأ اللاتغاير (Invariance) في تقدير معالم الفقرة (صعوبة الفقرات) عند اختلاف الافراد بسبب عدم تأثر هذه التقديرات بمستوى قدرات عينة الافراد.

- تتميز التقدير المحصل عليها بهذه الطريقة بخصائص جيدة مثل الاتساق (Consistency) حيث كلما كبر حجم العينة فان التقديرات تقترب من القيم الحقيقية، التوزيع الاعتدالي، والفعالية (Efficiency) أي أن لهذه التقديرات أقل تباين.

كما قدما بعض الانتقادات لهذه الطريقة في التقدير نوجزها في ما يلي:

- اقتصار استخدام هذه الطريقة في النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) وتعميماته فقط، حيث أنه في النماذج الاخرى(الثنائي والثلاثي المعلم) الدرجات الكلية في الاختبار لا تعد احصاء كافيا لتقدير مستويات القدرة للأفراد.

- طريقة الارجحية العظمى المشروطة لا تقوم بالتقدير للعلامات الكاملة او الصفرية سواء كانت للأفراد أو للمفردات وبالتالي تؤدي الى فقدان بعض المعلومات.

- توجد صعوبات في التحليل العددي عندما يكون عدد البنود أو المفردات في الاختبار كبير مما يؤدي الى فشل في استكمال اجراءات التقدير لبرامج الحاسوب خاصة اذا فاق عدد الفقرات 100 فقرة.

2- تقدير قدرة الافراد:

عند استخدام بعض طرق الارجحية العظمى في تقدير معالم المفردات (صعوبة، تمييز، تخمين) مثل طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) فإننا نمر الى تقدير قدرات الافراد وهنا توجد عدة طرق من بينها طريقة الارجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) وطريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي (MAP).

أولا: التقدير باستخدام أسلوب الارجحية العظمى:

سبق التطرق الى مفهوم دالة الارجحية عند عرض طرق تقدير معالم المفردات ولشرح أكثر الية تقدير معالم الافراد باستخدام أسلوب الارجحية العظمى نفترض انه لدينا ثلاث فقرات ثنائية الاستجابة (تأخذ القيمة (1) اذا كانت الاجابة صحيحة والقيمة (0) في حالة الاجابة الخاطئة عن الفقرة) والجدول التالي يبين صعوبة كل فقرة:

الجدول رقم (3-02): معامل صعوبة للفقرات الاربعة.

الفقرة	معامل الصعوبة
1	1,5-
2	1-
3	1
4	1,5

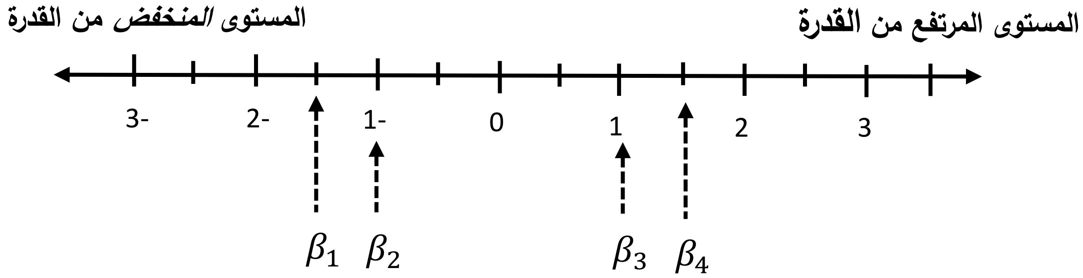
يتيح مثالنا المتكون من أربعة فقرات ثنائية الاستجابة امكانية ان ينتج لدينا 16 نمط استجابة مختلف $(2^n = 2^4 = 16)$ حيث تشير (n) الى عدد الفقرات والجدول التالي يبين أنماط الاستجابة التي يمكن الحصول عليها والدرجة الكلية للفرد في حالة استجابته وفقط نمط معين:

الجدول رقم (3−03): أنماط الاستجابة الممكنة لأربع فقرات.

رقم النمط	نمط الاستجابة	الدرجة الكلية
1	0000	0
2	0001	1
3	0011	2
4	0110	2
5	0111	3
6	0110	2
7	0100	1
8	0101	2
9	1000	1
10	1001	2
11	1010	2
12	1011	3
13	1100	2
14	1101	3
15	1110	3
16	1111	4

نلاحظ من الجدول رقم (3−03) أن النمط الاول 0000 يدل على ان جميع الاستجابات الخاصة بالفرد كانت خاطئة وبالتالي درجته الكلية على الفقرات تكون هي صفر (0) اما في حالة النمط الثاني 0001 فان الاستجابات الثلاثة الاولى كانت خاطئة بينما الاستجابة على الفقرة الرابعة جاءت صحيحة ومنه يحصل على درجة كلية تساوي

واحد (1) وهكذا مع باقي انماط الاستجابة، والشكل رقم (21) يمثل مستويات صعوبة المفردات على متصل القدرة أو السمة الكامنة:



الشكل رقم(3−02): التمثيل البياني لدرجات الصعوبة.

يبين الشكل رقم(3−02) أن الفقرة الاولى(β_1) والفقرة الثانية(β_2) تقعان تحت نقطة الصفر (بالسالب) حيث تبعد الفقرة الاولى عن الصفر (0) بوحدة ونصف (1,5−) وهي مفردة سهلة مقارنة مع المفردة الثانية التي تبعد بوحدة واحدة (1−)، أما موقع الفقرة الثالثة (β_3) والرابعة (β_4) فهو فوق نقطة الصفر(بالموجب) بوحدة واحدة (1+) ووحدة ونصف (1,5+) على التوالي، والمفردة الرابعة أكثر صعوبة مقارنة مع باقي المفردات الثلاثة الاخرى، ويطلق على وحدة قياس كل من صوبة المفردة وقدرة الفرد "اللوجيت" (Logit).

لتقدير قدرة الفرد الذي استجاب على الفقرات الاربعة وأنتج نمط استجابة معين (في مثالنا الحالي لدينا 16 نمط ممكن) من خلال البحث عن ماهي القدرة (θ_s) التي لها احتمال ان تنتج لنا هذا النمط من الاستجابة، ويمكن أن نلخص هذه العملية بمجموعة من الخطوات(De Ayala, 2009, p. 23):

– الخطوة الاولى نحسب احتمال الاستجابة في النمط باستخدام معادلة النموذج الاحتمالي (نموذج راش، ثنائي،...) المستخدم (في مثالنا نفترض اننا استخدمنا نموذج راش).

– الخطوة الثانية: نحسب احتمال لنمط الاستجابة مع توفر شرط افتراض الاستقلال الشرطي من خلال ضرب احتمالات الاستجابة عن المفردات عند قدرة (θ) معينة.

– الخطوة الثالثة: هي تكرار الخطوتين السابقتين لمدى من قيم القدرة(θ)، وعادة يقع مدى القدرة بين 3− و 3+ (وهو المدى الذي تقع في القدرة في مثالنا هذا).

– الخطوة الرابعة: هي تحديد عند أي قيمة للقدرة (θ) يكون لدينا أكبر احتمال للحصول او انتاج نمط معين.

نفترض انه لدينا نمط استجابة ما من بين 16 نمط محتمل في مثالنا المكون من أربع (4) مفردات وليكن مثلا نمط الاستجابة 0011، أي الشخص أو الفرد أجاب اجابة صحيحة في المفردتين لأولى والثانية وأخطأ في الاجابة في المفردة الثالثة والرابعة والمعادلة احتمال الحصول على الاستجابة الصحيحة (1) وفق نموذج راش المعتمد في مثالنا هي:

$$P(u_{is}=1/\theta_s,\beta_i)=\frac{e^{(\theta_s-\beta_i)}}{1+e^{(\theta_s-\beta_i)}} \dots\dots\dots (19-3)$$

ومعادلة احتمال الحصول على الاستجابة الخاطئة (0) وفق نموذج راش هي:

$$P(u_{is}=0/\theta_s,\beta_i)=\frac{1}{1+e^{(\theta_s-\beta_i)}} \dots\dots\dots (20-3)$$

وباعتبار ان مدى القدرة محصور بين 3− و 3+ فان احتمال الاستجابة الصحيحة للفقرة الاولى التي درجة صعوبتها تساوي (1,5−) من قبل شخص قدرته تساوي (3−) باستخدام المعدلة رقم (3 − 19) هي:

$$P(u_{1s}=1/\theta_s=-3,\beta_1=-1{,}5)=\frac{e^{(-3-(-1{,}5))}}{1+e^{(-3-(-1{,}5))}}=0{,}1824$$

أما الفقرة الثانية ذات درجة صعوبة (1−) والتي أجاب عليها الفرد اجابة صحيحة يكون احتمال الاستجابة الصحيحة عند شخص قدرته تساوي(3−) هي:

$$P(u_{2s}=1/\theta_s=-3,\beta_2=-1)=\frac{e^{(-3-(-1))}}{1+e^{(-3-(-1))}}=0{,}1192$$

والمفردتان الثالثة والرابعة والتي جاءت الاستجابة عليهما خاطئة من طرف الشخص فان احتمال الاستجابة الخاطئة (نرمز له بالرمز $(Q_i(\theta)$ من قبل شخص قدرته تساوي $(\theta_s=-3)$ باستخدام المعدلة رقم $(3-20)$ او يمكن استنتاجه من خلال الصيغة $(Q_i(\theta)=1-P(\theta))$:

- المفردة الثالثة درجة صعوبتها $(+1)$:

$$P(u_3=0/\theta_s=-3,\beta_1=+1)=\frac{1}{1+e^{(-3-1)}}=0{,}9820$$

- المفردة الرابعة درجة صعوبتها $(+1{,}5)$:

$$P(u_3=0/\theta_s=-3,\beta_1=+1{,}5)=\frac{1}{1+e^{(-3-1{,}5)}}=0{,}9890$$

من هذه الاحتمالات نستنتج ان الفرد الذي قدرته $(\theta_s=-3)$ لديه احتمال كبير على ان يستجيب اجابة خاطئة على المفردات الاكثر صعوبة (الثالثة والرابعة) كما ان احتمال الاستجابة صحيحة على المفردة السهلة يكون أكبر، الى غاية هنا نكون قد أتممنا الخطوة الاولى بحساب احتمالات المفردات الاربعة عند مستوى قدرة يساوي $(\theta_s=-3)$.

في **الخطوة الثانية** في التقدير باستخدام أسلوب الارجحية العظمى نحسب احتمال لنمط الاستجابة 0011 مع توفر شرط افتراض الاستقلال الشرطي (الموضعي) من خلال ضرب احتمالات الاستجابة عن المفردات (التي تم حسابها في الخطوة الاولى)، وهي تعبر على أن الافراد الذين مستوى قدرتهم تساوي $(\theta_s=-3)$ تكون الارجحية لحصول على نمط استجابة0011 تساوي:

$$P(u_1=1)*P(u_2=1)*P(u_3=0)*P(u_4=0)$$
$$=0{,}1824*0{,}1192*0{,}9820*0{,}9890$$
$$=0{,}02122$$

أي أن احتمال أن ينتج الفرد أو الشخص ذو القدرة $(\theta_s = -3)$ نمط استجابة 0011 (الاحتمالات المشتركة للنمط) هو بالتقريب 0,02.

الخطوة الثالثة: من خلال الخطوتين الاولى والثانية نكون قد حسبنا الاحتمالات المشتركة للنمط عند مستوى قدرة واحد وهو $(\theta_s = -3)$ وكما اشرنا سابقا أن مدى القدرة النظري يمتد بين -3 و $+3$ لذا في هذه الخطوة سيتم تكرار الخطوات السابقة لمدى القدرة النظري وسلسلة الاحتمالات الناتجة عنه تعبر عن دالة الارجحية (L) Liklihood function

وبصورة عامة اذا فرضنا ان (u_i) تدل على نمط الاستجابة للفرد (i) على (n) من الفقرات فان الأرجحية لمتجه الاستجابة لهذا النمط يمكن التعبير عنها بالعلاقة التالية:(Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 77)

$$L(u_1, u_2, u_3, \dots, u_n \mid \theta_s) = \prod_{i=1}^{n} P_i(\theta_s)^{u_i}\ Q_i(\theta_s)^{(1-u_i)} \quad \dots . (21-3)$$

حيث أن: $Q_i(\theta_s) = 1 - P_i(\theta_s)$

مع العلم أنه في حالة الاجابة الصحيحة على المفردة $u_i = 1$ فان العبارة الثانية $Q_i(\theta_s)^{(1-u_i)}$ تساوي واحد (1) وبالتالي لا تأثر على احتمال الاستجابة الصحيحة في طرف المعادلة، ونفس الشيء في حالة الاستجابة الخاطئة عن المفردة $u_i = 0$ فان العبارة الاولى $P_i(\theta_s)^{u_i}$ تساوي واحد (1) وبالتالي لا يتأثر طرف المعادلة الخاص باحتمال الاستجابة الخاطئة.

وبتطبيق ذلك على نمط الاستجابة $\left(\underline{u} = (u_1, u_2, u_3, u_4\right)$ والذي يساوي 0011 المعتمد عليه في مثالنا المكون من أربع مفردات فان دالة الارجحية تعطى كما يلي:

$$\begin{aligned} L(\underline{u} \mid \theta_s) &= P_1(\theta_s).\, P_2(\theta_s)\, Q_3(\theta_s).\, Q_4(\theta_s) \\ &= 0{,}1824 * 0{,}1192 * 0{,}9820 * 0{,}9890 \\ &= 0{,}02122 \end{aligned}$$

ومن أجل تجنب مشكلة التقريب العددي عند ضرب الاحتمالات الذي يصبح صغيرا جدا كلما زاد عدد الفقرات نستخدم التحويل اللوغاريتمي الذي نستخدم فيه عملية الجمع بدلا من الضرب وبالتالي نحصل على لوغاريتم دالة الارجحية $lnL(u_i \, |\theta_s \,)$ يعطى بالعلاقة التالية:

$$\ln L \; (\underline{u}|\theta_s \,) = \sum_{i=1}^{n} [u_{si} \ln P_i(\theta_s) + \; (1 - u_{si}) \; \ln Q_i(\theta_s)] \ldots \ldots \ldots (22 - 3)$$

ولإيجاد تقديرات القدرة θ_s للأفراد التي تجعل لوغاريتم الارجحية عندها قيمة عظمى من خلال تطبيق خوارزمية نيوتن–رافسون (Newton–Raphson) التكرارية التي تعتمد على ايجاد المشتقة الاولى والمشتقة الثانية لاقتران لوغاريتم الارجحية العظمى وفي ما يلي المشتقة الاول والثانية لدالة لوغاريتم الارجحية للنماذج الثنائية الاستجابة الثلاثة: (Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 84)

الجدول رقم(3-04): المشتقة الاول و الثانية لدالة الارجحية العظمى بالنسبة للقدرة.

المشتقة		الاولى	الثانية
النموذج	النموذج الثلاثي المعلم	$\sum_{i=1}^{n}\frac{a_i\big(u_{si}-P_i(\theta_s)\big)\big(P_i(\theta_s)-c_i\big)}{P_i(\theta_s)(1-c_i)}$	$\sum_{i=1}^{n}\frac{(a_i)^2.(P_i(\theta_s)-c_i).(u_{si}c_i-P_i(\theta_s)^2).Q_i(\theta_s)}{P_i(\theta_s)^2.(1-c_i)^2}$
	النموذج الثنائي المعلم	$\sum_{i=1}^{n}a_i[u_{si}-P_i(\theta_s)]$	$-\sum_{i=1}^{n}(a_i)^2Q_i(\theta_s)*P_i(\theta_s)$
	نموذج راش	$\sum_{i=1}^{n}[u_{si}-P_i(\theta_s)]$	$-\sum_{i=1}^{n}Q_i(\theta_s)*P_i(\theta_s)$

أشار تقي الدين (التقي، 2009، ص100) الى مجوعة من الخطوات لتطبيق خوارزمية نيوتن–رافسون نوردها فيما يلي:

1–القيام بتقدير مبدئي للقدرة θ_s ويرمز لها بالرمز θ_0

2–ايجاد قيمة قسمة المشتقة الاولى على المشتقة الثانية لدالة الارجحية العظمى بالصيغة التالي:

$$\varepsilon_0 = \frac{\left[\dfrac{\partial \ln L\ \left(\underline{u}|\theta_s\right)}{\partial\theta}\right]}{\left[\dfrac{\partial^2 \ln L\ \left(\underline{u}|\theta_s\right)}{\partial\theta^2}\right]}$$

3– ايجاد التقريب الاحسن للقدرة θ_s من خلال الصيغة $\theta_1 = \theta_0 - \varepsilon_0$

4–وضع التقدير θ_1 الذي تم الوصول في الخطوة السابقة (الخطوة 2) بديلا للتقدير مكان التقدير θ_0 في الخطوة الاولى.

5–تكرار الخطوات من 2 الى 4 حتى يكون الفرق بين قيمة القدرة في الخطوة الاخيرة والخطوة التي تسبقها أقل من قيمة يتم تحديدها مسبقا (مثلا 0,005) وعندها تكون القيمة النهائية تقديرا للقدرة θ_s التي عندها تكون لوغاريتم الارجحية عندها قيمة عظمى.

ثانيا: طرق التقدير القائمة على نظرية بييز Bayesian Estimation:

تعتمد هذه طرق في التقدير على نظرية بييز (Bayes THeorem) والتي تربط بين الاحتمالات الشرطية (Conditional) والاحتمالات الهامشية (Marginal) كما تتطلب كذلك افتراضات قبلية (Prior Probabilities) للمعالم بناء على اعتبارات نظرية أو امبريقية (علام، 2005، ص101)، اذا في طريقة بييز في التقدير ينظر لمعلمة (θ) كمتغير

عشوائي له توزيع قبلي Prior distribution (قبل أخذ العينة) وتستخدم بيانات العينة للحصول على التوزيع البعدي للمعلمة Posterior distribution (بعد أخذ العينة) الذي يستخدم فيما بعد في تقدير المعلمة (θ) وهي قدرة (حيدر، 2014، ص 49)، بعد تحديد نوع التوزيع الاحتمالي وعادة يكون التوزيع القبلي لمعالم القدرة هو توزيع اعتدالي (مع الاشارة الى أنه يمكن أن نفترض توزيعا أخر) تطبق الصيغة الرياضية الاحتمالية لنظرية بييز التي تربط الاحتمالات الشرطية بالهامشية بغية الحصول على دالة الكثافة للتوزيع البعدي للقدرة $P(\theta|u)$ كما يلي(Stone & Zhu, 2015, p. 27)

$$P(\theta|u) = \frac{L(u|\theta)g(\theta)}{P(u)} \dots\dots\dots (23-3)$$

حيث:

u : متجه استجابات الفرد ذو القدرة (θ) على المفردات.

$g(\theta)$: تعبر عن دالة الكثافة للتوزيع القبلي لقدرات الافراد (هو توزيع افتراضي لا يعتمد على معرفة مسبقة للإجابات الحقيقية للأفراد(u)).

$L(u|\theta)$: دالة الارجحية (الصيغة الرقم $(3-21)$).

$P(u)$: احتمال استجابة الفرد على مفردات الاختبار.

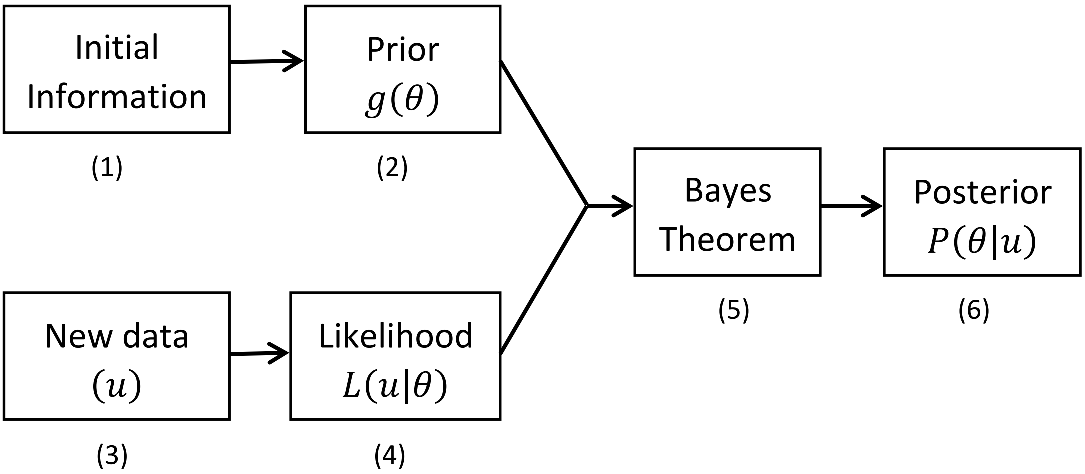
كما أن دالة الكثافة للتوزيع البعدي (Posterior distribution) تتناسب مع حاصل ضرب دالة الارجحية مع دالة الكثافة للتوزيع القبلي (Prior distribution) أي:

$$\text{Posterior} \propto \text{Likelihood} * \text{Prior}$$

ويعبر عن ذلك رياضيا بالصيغة التالية:

$$P(\theta|u) \propto L(u|\theta).g(\theta) \dots\dots\dots (24-3)$$

والشكل التالي يوضح خطوات عمل طريقة بييز في التقدير(العبد الله، 2012، ص36):



الشكل رقم (3−03): توضيح خطوات عمل طريقة بييز.

عندما يكون لدينا (N) من الافراد فان دالة الكثافة القبلية والبعدية تصبح دالة الكثافة المشتركة (Joint Densities) للقدرات $(\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_n)$ والتي عن طريقها يتم معرفة جميع المعلومات الضرورية المتعلقة أفراد العينة (Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 93).

وما سبق يمكن القول أن لب أسلوب بييز في تقدير مواقع الافراد (القدرة) هو أنه لدينا معلومات عن موقع الفرد بدلالة توزيع احتمالي قبل الحصول على أي معلومات أو قياسات ميدانية ويعتبر "توزيع قبلي" Prior distribution، وبدمج البيانات المشاهدة التي يتم الحصول عليها من خلال تطبيق أداة القياس بالمعلومات القبلية للتوزيع نحصل على "التوزيع البعدي" Posterior distribution، وبالاستناد الى هذا التوزيع البعدي نحصل على تقدير قدرة الافراد.

هناك استراتيجيتين رئيسيتين في أسلوب بييز في التقدير مواقع الافراد، الاولى تعتمد على المنوال للتوزيع القبلي كتقدير للقدرة وهي البعدية القصوى Maximum a Posteriori (MAP)، أما الاستراتيجية الثانية تعتمد على المتوسط للتوزيع القبلي كتقدير للقدرة وهي البعدية المتوقعة Expected a Posteriori(EAP).

. (De Ayala, 2009, p. 77)

أ- طريقة توقع التوزيع البعدي (Expected A Posteriori (EAP:

تم اقترح هذه الطريقة في التقدير من طرف بوك ومسليفي (Bock & Mislevy, 1982) وهي طريقة لا تعتمد على التقدير الدوراني مثل المستخدم في طريقة نيوتن – رافسون كباقي الطرق السابقة في عملية التقدير وانما يعتمد على طريقة مباشرة في التقدير (الاستخدام المباشر للتوزيع الطبيعي المعياري) وأسرع ودون الخوف من توقف عملية التقدير، وما يميزها بأنها تعمل على حساب جميع التقديرات في جميع الحالات (سواء حصل الفرد على الدرجة الكاملة من خلال اجابته اجابة صحيحة على جميع المغردات، أو حصل على الدرجة صفر في حال كانت اجابته خاطئة على جميع فقرات الاداة)، كما سبق وان ذكرنا أن هذه الطريقة تستخدم التوزيع الطبيعي المعياري حيث يتم تقسيم قيم السمة الكامنة (θ) التي تمثل هذا التوزيع الذي يقع في العادة بين (–3،+3) مثلا: بفترات طولها 0,1 أي تجزأ إلى61 جزءا وبفترات طولها 0,2 الى 31 جزءا وتسمى ربيعا ((Q_r) Quadrant) ويعطى لها وزنا $(W(Q_r)$ ويمثل المساحة الواقعة فوق التجزئة أو قيمة الاحتمال في التوزيع المعياري الطبيعي كما تبينه الصيغة التالية (Embretson & Reise, 2000, p. 177):

$$F(\theta) = \left[\frac{1}{\sqrt{2*\pi}}\right] e^{\left(-\theta^2/2\right)} \ldots\ldots\ldots (25-3)$$

واستخدام الاقتران اللوغاريتمي للأرجحية عند كل ربيع$L(Q_r)$، حيث في هذه الطريقة يتم تقدير القدرة مرة واحدة دون اجراء عمليات التقريب المتتابع كما هو الحال في طريقة الأرجحية العظمى (التقي، 2013، ص 106)، ويتم تقدير قدرة الفرد (θ) من خلال المعادلة التالية (R. Darrell Bock & Mislevy, 1982, p. 433) :

$$\theta = \frac{\sum_{r=1}^{R}[Q_r \; L(u|Q_r) \; W(Q_r)]}{\sum_{r=1}^{R}[L(u|Q_r) \; W(Q_r)]} \ldots\ldots\ldots (26-3)$$

والخطأ المعياري في تقدير القدرة (SE) بالصيغة التالية:

$$\mathrm{SE} = \frac{\sum_{\mathrm{r}=1}^{R}[(Q_{\mathrm{r}} - \theta)^2 \mathrm{L}(u|Q_r)\ \mathrm{W}(Q_{\mathrm{r}})]}{\sum_{\mathrm{r}=1}^{R}[\mathrm{L}(u|Q_r)\ \mathrm{W}(Q_{\mathrm{r}})]} \dots\dots\dots (27-3)$$

حيث:

R : عدد نقاط التربيع.

(Q_r): نقاط التربيع.

$\mathrm{W}(Q_{\mathrm{r}})$: أوزان نقاط التربيع المستخدمة، مع العلم أن مجموعها يساوي واحد أي:

$\sum_{r=1}^{q} \mathrm{W}(Q_{\mathrm{r}}) = 1$

$\mathrm{L}(u|Q_r)$: دالة الارجحية العظمى عند كل ربيع Q_r باعتبار نمط الاستجابة $u = u_1, u_2, \dots, u_n$ والنموذج المستخدم وصيغتها:

$$\mathrm{L}(u|Q_r) = \prod_{i=1}^{n} P_i(Q_r)^{u_i} \left(1 - P_i(Q_r)\right)^{(1-u_i)} \dots\dots\dots (28-3)$$

ب- طريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي:

Maximum A Posteriori (MAP)

هي الطريقة الثانية التي تعتمد على أسلوب بييز(Bayes) في تقدير قدرات الأفراد (تستخدم منوال التوزيع في التقدير)، وإجراءات هذه الطريقة في التقدير هي نفسها في طريقة الأرجحية العظمى باستثناء استخدام التوزيع القبلي للسمة الكامنة (معلومات سابقة عن توزيع القدرة) وغالبا ما يستخدم التوزيع الطبيعي المعياري، ومن خلال ما سبق نعلم أن دالة الكثافة للتوزيع البعدي (Posterior distribution) تتناسب مع حاصل ضرب دالة الارجحية مع دالة الكثافة للتوزيع القبلي (Prior distribution) وبالتالي يتم تعريف التوزيع البعدي من خلال ضرب اقتران الأرجحية (الصيغة رقم $(3-21)$) باقتران التوزيع

القبلي وفق المعادلة رقم $(3-25)$ المذكورة أعلاه (التقي ،2013، ص 102) كما يلي:

$$P(\theta|u)=\prod_{i=1}^{n}P_i(\theta_s)^{u_i}\;Q_i(\theta_s)^{(1-u_i)}*\left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right]e^{\left(-\,\theta^2/2\right)}\ldots\ldots\ldots(29-3)$$

ومنه نحصل على اقتران لوغاريتم الارجحية لاقتران التوزيع البعدي $lnP(\theta|u)$ بالعلاقة التالية:

$$P(\theta|u)=\sum_{i=1}^{n}[u_{si}\ln P_i(\theta_s)+\;(1-u_{si})\;\ln Q_i(\theta_s)]+\left[-\frac{\theta^2}{2}*\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right]\ldots\ldots\ldots(30-3)$$

وفي هذا الأسلوب يتم استخدام خوارزمية التوقع والتعظيم وتكرار مرحلة التوقع والتعظيم حتى يتقارب التقدير، من خلال تطبيق خوارزمية نيوتن–رافسون (Newton–Raphson) التكرارية التي تعتمد على ايجاد المشتقة الاولى والمشتقة الثانية لاقتران لوغاريتم الارجحية للتوزيع البعدي وفي ما يلي المشتقة الاول والثانية لاقتران لوغاريتم الارجحية للتوزيع البعدي للنماذج الثنائية الاستجابة:

الجدول رقم(3−05): المشتقة الاول و الثانية لاقتران لوغاريتم الارجحية للتوزيع البعدي .

النموذج	المشتقة: الاولى	المشتقة: الثانية
نموذج راش	$\sum_{i=1}^{n}\left(u_{si}-P_i(\theta_s)\right)+\frac{-\theta_s}{\sqrt{2\pi}}$	$-\sum_{i=1}^{n}P_i(\theta_s)\left(1-P_i(\theta_s)\right)+\frac{-1}{\sqrt{2\pi}}$
النموذج الثنائي المعلم	$\sum_{i=1}^{n}\left[\left(a_i\left(u_{si}-P_i(\theta_s)\right)\right)+\frac{-\theta_s}{\sqrt{2\pi}}\right]$	$-\sum_{i=1}^{n}\left[\left[\left(a_i{}^2\left(1-P_i(\theta_s)\right)\right)\left(-P_i(\theta_s)\right)\right]+\frac{-1}{\sqrt{2\pi}}\right]$
النموذج الثلاثي المعلم	$\sum_{i=1}^{n}\frac{a_i\left(u_{si}-P_i(\theta_s)\right)\left(P_i(\theta_s)-c_i\right)}{P_i(\theta_s)(1-c_i)}+\frac{-\theta_s}{\sqrt{2\pi}}$	$\sum_{i=1}^{n}\frac{(a_i)^2.\left(P_i(\theta_s)-c_i\right).\left(u_{si}c_i-P_i(\theta_s)^2\right).Q_i(\theta_s)}{P_i(\theta_s)^2.(1-c_i)^2}+\frac{-1}{\sqrt{2\pi}}$

يمتاز هذا الأسلوب في تقدير القدرة لجميع الأفراد عكس طريقة الأرجحية العظمى التي لا يمكنها تقدير معلمة القدرة للأفراد الذين أجابوا إجابة صحيحة أو خاطئة على كل الفقرات (حمادنة، 2011، ص11)، كما أن هذه الطريقة تعتمد على المنوال في اختيار قيمة القدرة الأكثر تكرار في التوزيع القبلي في بداية عملية التقدير أما طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) فتعتمد على حساب متوسط معلم القدرة من خلال التوزيع القبلي.

3- دالة المعلومات والخطأ المعياري للتقدير:

بعد القيام بعملية تقدير معالم النموذج فانه ينبغي التحقق من دقة تقدير المعلم ويمكن التعبير عن دقة القدير من خلال دالة المعلومات Information Function، وقد عرف فيشر Fisher المعلومات على أنها تبادل الدقة التي يمكن من خلالها تقدير المعلم اي انه كلما تم تقدير المعلم بدقة أكبر سنعرف الكثير عن هذا المعلم، ان دالة المعلومات تعد من المفاهيم الاساسية في نظرية الاستجابة للمفردة التي من خلالها يمكن تحديد الخطأ المعياري للتقدير (Standard Error of Estimation (S.E.E، فعند القيام باستخراج تقديرات الارجحية العظمى لمعلم القدرة فان تباين الخطأ في التقدير يساوي معكوس دالة المعلومات $I(\theta)$ ونفس الشيء بالنسبة لمعالم المفردة فان مصفوفة التباين – التغاير للتقديرات Variance – Covariance Matrix تكون معكوسا لمصفوفة المعلومات Information Matrix لبارامترات هذه المفردات (علام، 2005، ص113)

اي تقاس الدقة في تقدير المعلم بواسطة امكانية تغير التقديرات حول قيمة المعلم والصيغة التالية تعبر عن الخطأ المعياري لتقدير القدرة (Hambleton, Swaminathan, & Rogers, 1991, p. 38)

$$SEE = \frac{1}{\sqrt{I(\theta)}} \cdots\cdots\cdots (31-3)$$

حيث:$I(\theta)$: دالة معلومات الاختبار.

أ- دالة معلومات الفقرة (IIF) Item Information Function:

طبقا لنظرية الاستجابة للمفردة فان كل مفردة من مفردات التي يتكون منها الاختبار تقيس السمة الكامنة كما يمكن حساب مقدار المعلومات لكل مفردة عند اي مستوى للقدرة ويرمز لها بالرمز $I_i(\theta)$ (معلومات الفقرة تتغير عبر مستويات السمة المختلفة) واذا تم مقابلة المعلومات بالقدرة نحصل على الشكل البياني لدالة المعلومات للمفردة (Baker, 2001, p. 106)، كما يجدر الاشارة الى أن الفقرات التي تتضمن معالم تمييز مرتفعة تقدم معلومات أكبر عن قدرة الافراد وبالتالي دقة اكبر، والصيغة الرياضية لدالة لمنحنى معلومات المفردة كالتالي:

$$\mathrm{I}_i(\theta) = \frac{[\mathrm{P}_\mathrm{i}'(\theta)]^2}{[\mathrm{P}_\mathrm{i}(\theta)][1-\mathrm{P}_\mathrm{i}(\theta)]} \cdots\cdots\cdots (32-3)$$

حيث: $P_i(\theta)$: احتمال الاستجابة الصحيحة على الفقرة (i) عند مستوى قدرة معين (θ)

$P_i'(\theta)$: المشتقة الاولى لدالة احتمال الاستجابة الصحيحة على الفقرة (i) عند مستوى قدرة معين (θ)

ويمكن كتابة صيغة تشمل النماذج الثنائية الدرجة (النموذج الاحادي المعلم، الثنائي، الثلاثي) لحساب مقدار المعلومات عند مستوى قدرة معين (θ) كالتالي:

$$\mathrm{I}_\mathrm{i}(\theta) = \left[\alpha_i^2 \frac{1-P_i(\theta)}{P_i(\theta)}\right]\left[\frac{(P_i(\theta)-c_i)^2}{(1-c_i)^2}\right] \cdots\cdots\cdots (33-3)$$

حيث يشير الرمز (α_i) الى معلم تمييز الفقرة (i) والرمز (c_i) الى معلم التخمين للفقرة (i) (التقي، 2009، ص108).

لتوضيح ذلك ففي حالة النموذج الثنائي المعلمة وبالاعتماد على المعادلة رقم $(33-3)$ ونعوض معلم التخمين بالقيمة صفر $(c_i = 0)$ نحصل على الصيغة التالية:

$$\mathrm{I_i}(\theta) = \alpha_i^2 P_i(\theta)[1 - P_i(\theta)] \cdots\cdots\cdots (34 - 3)$$

وفي حالة النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) والاعتماد على نفس المعادلة رقم $(33 - 3)$ نعوض معلم التمييز بالقيمة واحد $(\alpha_i = 1)$ ومعلم التخمين يساوي صفرا $(c_i = 0)$ ومنه نتحصل على المعادلة التالية:

$$\mathrm{I_i}(\theta) = P_i(\theta)[1 - P_i(\theta)] \cdots\cdots\cdots (35 - 3)$$

ب- دالة معلومات الاختبار (TIF) Test Information Function:

يمكن الحصول على مقدار المعلومات التي يقدمها الاختبار ككل في اي مستوى من مستويات القدرة، وبما أن الاختبار هو مجموعة من المفردات لها دوال معلومات فان حاصل جمع معلومات المفردة عند مستوى قدرة معين يمثل معلومات الاختبار وبالتالي يمكن معرفة مساهمة كل مفردة وما تقدمه للاختبار وهذا ما يساعد في تطوير وبناء الاختبارات والمقاييس والصيغة التالية تعبر دالة معلومات الاختبار(Baker & Kim, 2004, p. 71) :

$$\mathrm{I}(\theta) = \sum_{i=1}^{n} \mathrm{I}_i(\theta) \cdots\cdots\cdots (36 - 3)$$

حيث: $\mathrm{I}(\theta)$: مقدار معلومات الاختبار عند مستوى قدرة معين(θ) .

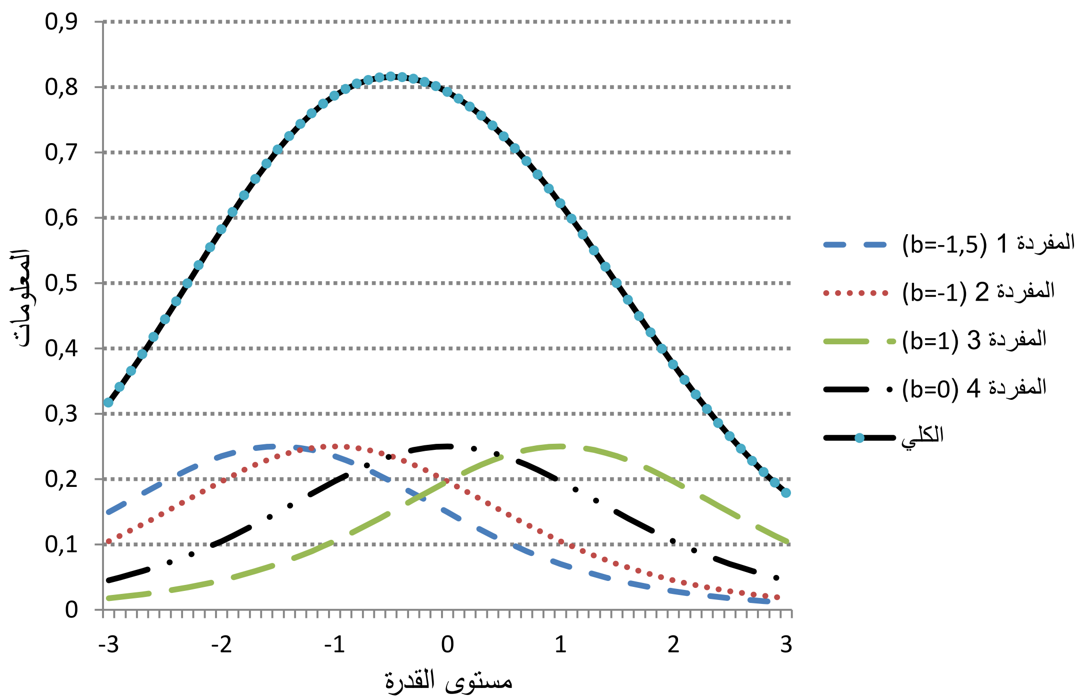
$\mathrm{I}_i(\theta)$: مقدار معلومات المفردة (i) عند مستوى قدرة(θ) وهي معرفة في المعادلة $(32 - 3)$

n: عدد مفردات الاختبار.

لذلك سنحصل على قيمة معلومات للاختبار أعلى بكثير من معلومات التي نحصل عليها من مفردة واحدة وبالتالي كلما كانت هناك مفردات أكثر كلما حصلنا على معلومات أكبر وبالتالي فالاختبارات الطويلة تعطي قياسات أكثر دقة من لاختبارات الاقصر، واذا

تم مقابلة معلومات الاختبار بالقدرة نحصل على الشكل البياني لدالة المعلومات الاختبار ككل.(Baker, 2001, p. 107)

ولإعطاء صورة أوضح عن دوال معلومات الفقرة ولاختبار ككل وباستخدام المعادلات السابقة الذكر في حساب مقدار المعلومات للمفردات عند مستويات مختلفة من القدرة (θ)، في البداية وبالنسبة للنموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) نفترض أنه لدينا أربع فقرات ودرجة صعوبة كل مفردة هي: $-1,5$، -1، 1، 0 والشكل رقم (3-3) يبين المعلومات التي تزودنا بها كل مفردة والاختبار ككل:



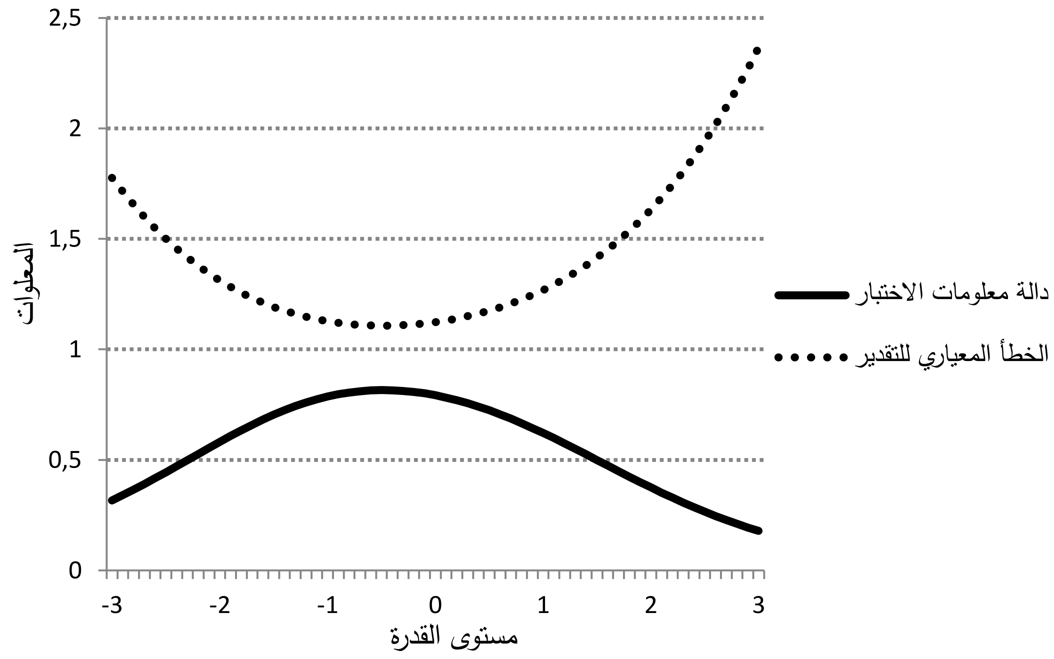
الشكل رقم (3-04): دوال المعلومات للفقرات الاربعة وفق النموذج الاحادي المعلم(نموذج راش)

من الشكل رقم(3-04) نلاحظ ان أعلى قيمة يمكن الوصول اليها (المعلومات القصوى) لكل مفردة هي عندما يتساوى احتمال الاستجابة الصحيحة على الفقرة $P_i(\theta)$ واحتمال الاستجابة الخطأ عن الفقرة $\left(1 - P_i(\theta)\right)$ وهي القيمة 0,25 ويعبر عنها

رياضيا عن أقصى قيمة يمكن الحصول عليها بالصيغة التالية(Baker & Kim, 2004, p. 74):

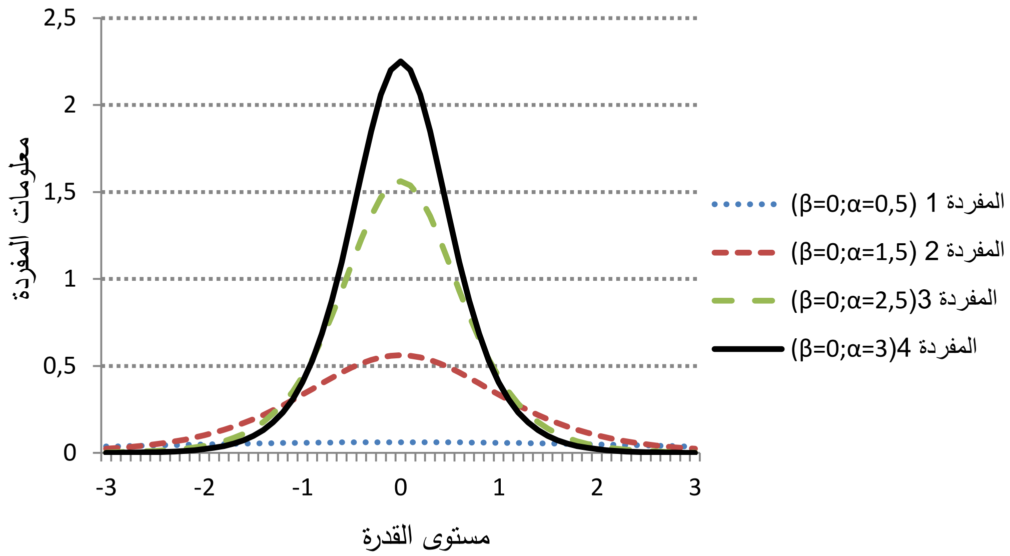
$$\max\left[\mathrm{I_i}(\theta)\right] = (0{,}5)(0{,}5) = 0{,}25 \cdots\cdots\cdots (37-3)$$

كما أن جميع الفقرات لها نفس القيمة القصوى عند درجة صعوبة كل منها فمثلا الفقرة رقم 1 تأخذ القيمة القصوى في تقدير القدرة (θ)عند درجة صعوبة (موقعها) تساوي – 1,5 وعند ابتعادنا عن هذه النقطة وفي كلتا الاتجاهين تنخفض المعلومات التي تقدمها هذه المفردة وبالتالي فدالة معلومات الفقرة أحادية المنوال ومتماثلة حول موقع الفقرة (درجة الصعوبة)، أما لدالة معلومات الاختبار في هذا المثال (اختبار من أربعة مفردات) فهي تنتج معلومات قصوى لتقدير القدرة (θ) حوالى 0,81 وبالابتعاد عن هذه المنطقة وكلما اقترب مستوى القدرة من طرفي التدريج تنخفض معلومات الاختبار بشكل واضح ويرتفع الخطأ المعياري للتقدير SEE بسبب العلاقة العكسية بين المعلومات والخطأ المعياري عند مستوى قدرة معين، والشكل التالي يوضح هذه العلاقة بين الدالة معلومات الاختبار والخطأ المعياري للتقدير:



الشكل رقم (3–05): دالة معلومات الاختبار والخطأ المعياري للتقدير

بالنسبة للنموذج الثنائي المعلم نفترض أنه لدينا أربع فقرات ولها نفس مستوى صعوبة وهي $(\beta = 0)$ بينما تختلف في قيم معلم التمييز والتي تساوي: $(\alpha_4 = 3, \alpha_3 = 2.5, \alpha_2 = 1.5, \alpha_1 = 0.5)$ والشكل التالي رقم $(06-3)$ يبين المعلومات التي تزودنا بها كل مفردة عند مستويات مختلفة للقدرة (θ) :



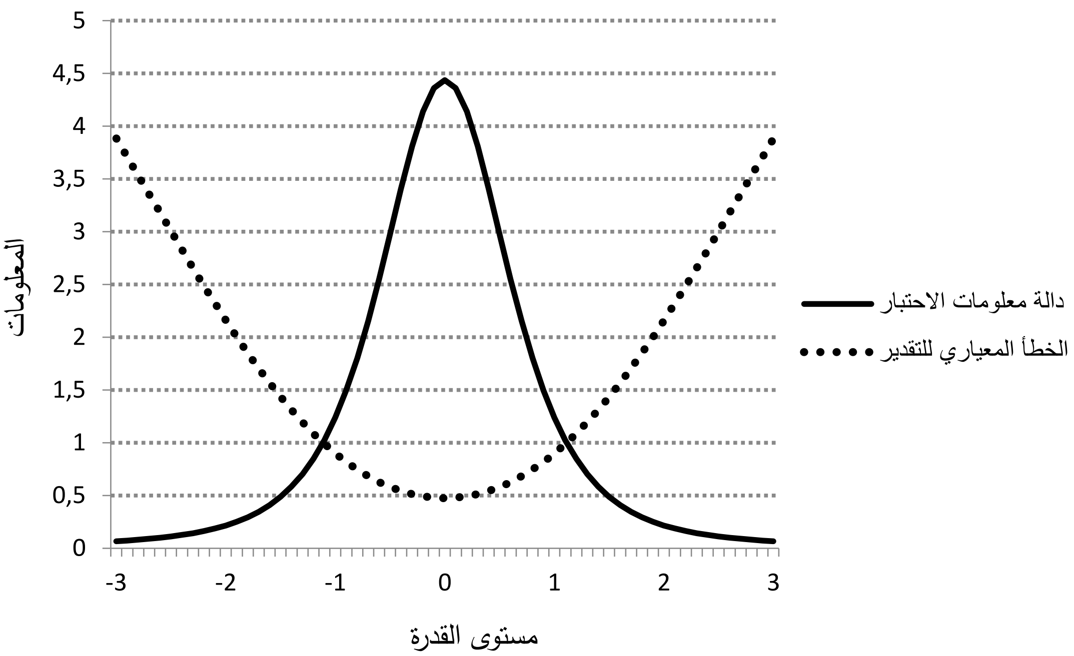
الشكل رقم $(06-3)$ دالة معلومات الاختبار والخطأ المعياري للتقدير وفق النموذج الثنائي المعلم

يظهر الشكل رقم $(06-3)$ دوال معلومات المفردات الاربعة $\mathrm{I_i}(\theta)$ أن الحد الاقصى للمعلومات التي تقدمها كل مفردة يكون عند مستوى الصعوبة $\beta_i = 0$ وبتوزيع أحادي المنوال ومتماثل حول موقع الفقرة (درجة الصعوبة)، كما في النموذج الاحادي المعلم، لكنها تختلف عنه في قيمة المعلومات التي تقدمها كل مفردة باختلاف درجة تمييزها فكلما كانت درجة تمييز المفردة مرتفعا اعطت اكبر قدر من المعلومات في التمييز بين الافراد اذن فالفقرة الرابعة والتي درجة تمييزها $\alpha_4 = 3$ أعطت اكبر قيمة للمعلومات بينما الفقرة الاولى التي درجة تمييزها تساوي $\alpha_1 = 0.5$ قدمت اقل قدر من المعلومات حول المفردة عند درجة صعوبة المفردة $\beta_i = 0$ ، كذلك مثلا عند النقطة او مستوى قدرة $(\theta = 2)$ او أكثر فانه لا ينتج عن هذه الفقرات أية معلومات لتقدير قدرات الافراد وبالتالي تقديرات غير دقيقة ومنه خطأ معياري مرتفع نوعا ما.

والصيغة الرياضية التي تبين أقصى قيمة للمعلومات التي يمكن أن تقدمها أي فقرة وفق النموذج الثنائي المعلم هي:

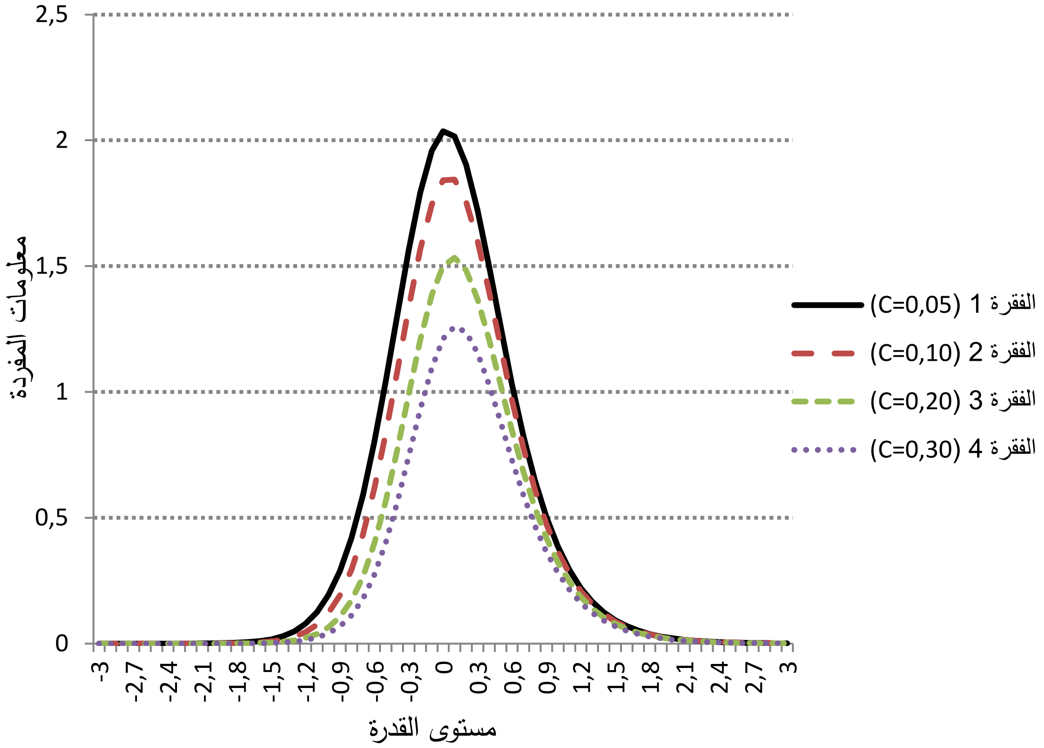
$$\max\,[\mathrm{I_i}(\theta)] = \alpha_i^2(0{,}5)(0{,}5) = 0{,}25.\,\alpha_i^2 \cdots\cdots\cdots (38-3)$$

والشكل رقم () التالي يوضح الرسم البياني لدالة لمعلومات الاختبار ككل (الفقرات الاربعة) والخطأ المعياري في التقدير Standard Error of Estimation (S.E.E):



الشكل رقم (3–07) دالة المعلومات للفقرات الاربعة وفق النموذج الثنائي المعلم

في حالة النموذج الثلاثي المعلم فرضا لو أخذنا الفقرة رقم أربعة (04) من المثال السابق حيث كانت درجة تمييزها تساوي ($\alpha_4 = 3$) ومستوى صعوبتها يقدر بصفر $\beta_i = 0$ ، وقيمة القصوى للمعلومات التي يمكن أن تقدمها هذه المفردة هي 2,25 (أنظر الشكل رقم (3–06)) وللتوضيح أكثر نفترض أن هناك أربع حالات ممكن أن يأخذها معلم التخمين لهذه المفردة ولتكن: $C = 0{,}05$، $C = 0{,}10$، $C = 0{,}20$ و $C = 0{,}30$ والشكل التالي رقم (3–08) يبين المعلومات التي تزودنها بها المفردة في الحالات الاربعة لقيمة معلم التخمين:



الشكل رقم (3−08) دوال المعلومات للفقرة في الحالات الاربعة لمعلم التخمين

بالنظر الى الشكل رقم(3−06) والشكل رقم (3−08) نلاحظ ان دوال المعلومات للمفردة للنموذج الثلاثي المعلم تشبه او تماثل دوال النموذج الثنائي المعلم عند ($\beta_i = 0,\ \alpha = 3$) الا ان المستوى العام لقيمة المعلومات يكون منخفضا في النموذج الثلاثي المعلم فمثلا عند مستوى قدرة $\theta = 0$ نجد قيمة المعلومات التي تقدمها المفردة تساوي $2{,}03$ عند قيمة معلم التخمين $C = 0{,}05$ بينما في النموذج الثنائي المعلم كانت $2{,}25$ (تحت نفس قيم معلم التمييز والصعوبة) وهذا يعتبر أمرا مقبولا لأنه لا ينبغي أن المفردات التي تم الاجابة عنها اجابة صحيحة عن طريق التخمين ان تؤدي الى زيادة الدقة في تقدير مستوى القدرة، وبالتالي نلاحظ من الشكل رقم (3−08) انه كلما ارتفع قيم معلم التخمين تنخفض قيمة المعلومات التي تقدمها المفردة، ان اقصى المعلومات التي يمكن الحصول عليها من المفردة ليس عند قيمة معلمة الصعوبة β_i كما هو الحال في النموذجين السابقين الاحادي والثنائي المعلم بل تنزاح قليلا فوق قيمة

معلمة الصعوبة والمعادلة التالية تبين مقدار الازاحة (Hambleton & Swaminathan, 1985, p. 105) :

$$\theta_{\max} = \beta_i + \frac{1}{\alpha_i} \ln\left[\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\sqrt{1 + 8c_i}\right] \cdots\cdots\cdots (39-3)$$

حيث أن: β_i: يشير الى معلم صوبة المفردة (i).

c_i: معلم التخمين.

α_i: معلم التمييز.

$\ln$: اللوغاريتم الطبيعي.

ويمكن تحديد أقصى قيمة للمعلومات التي يمكن أن تقدمها أي فقرة وفق النموذج الثلاثي المعلم بالصيغة التالية:

$$\max\,[\mathrm{I_i}(\theta)] = \frac{\alpha_i^2}{8.(1 - c_i^2)}\left[1 - 20.c_i - 8.c_i^2 + (1 + 8.c_i)^{3/2}\right] \cdots\cdots (40-3)$$

خلاصة الفصل:

من خلال العرض السابق لبعض استراتيجيات تقدير معالم المفردات وقدرة الافراد ودالة المعلومات نستنتج أن:

يمكن استخدام عدة طرق لتقدير معالم المفردات وقدرة الافراد (في الواقع العملي لا معالم المفردات ولا قدرات الافراد معلومة)، من بين الطرق التي تعتمد على تقدير لكل من القدرة ومعالم المفردة في نفس الوقت نجد طريقة الارجحية القصوى المشتركة (Joint maximum liklihood estimation, JMLE)، كما نجد منحى أخر مختلف عن الطريقة السابقة في تقدير معالم المفردات وقدرة الافراد حيث يفصل بين تقدير معالم المفردات ومعلم الافراد (القدرة) وهي طريقة الارجحية العظمى الهامشية (Marginal Maximum Likelihood, MML) بافتراض ان الافراد يختارون عشوائيا من مجتمع معين وبالتالي

الحصول على معلومات المجتمع في تقدير معالم المفردات دون الحاجة الى تقدير قدرات الافراد وبالتالي يتم الفصل بين تقدير معالم المفردات وتقديرات قدرات الافراد، اما طريقة الثالثة والمستخدمة في نموذج راش وتعميماته فقط هي طريقة الارجحية العظمى الشرطية (Conditional Maximum Likelihood ,CML) التي تفترض أن مجموع الدرجات هي شرط كاف لتقدير القدرة او السمة، كما أن الطرق الثلاثة السابقة الذكر في تقدير معالم المفردات تعتمد على التقدير الدوراني والذي بواسطته يتم تحسين التقديرات في كل دورة

اما بخصوص طرق تقدير قدرات الافراد فنجد أن:

- طريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي (MAP) تعتمد على التكرار في عملية التقدير مثل طريقة الارجحية العظمى (ML) بينما طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) تعتمد اسلوب اخر يتمثل في التربيع العددي وهو نفس الاسلوب المستخدم في طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) مما يجعل هذه الطريقة اكثر فعالية وسرعة في عملية تقدير قدرة الافراد من الطرق التي تعتمد على عملية التكرار.

- من الناحية الرياضية فان عملية تقدير قدرات الافراد باستخدام احد نماذج الاستجابة للمفردة تكون اقل تعقيدا في طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) منها في طريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي (MAP).

كما أشار " أيالا " (De Ayala, 2009, p. 78) الى بعض نقاط الاختلاف بين طريقتي التقدير التي تعتمد على نظرية بييز نوجزها في النقاط التالية:

1- تستخدم طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) توزيعا قبليا منفصلا بينما تستخدم طريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي (MAP) توزيع قبلي متصل.

2- على الرغم من ان طريقة القيمة العظمى التوزيع البعدي (MAP) تعطي تقديرات لجميع انماط الاستجابات الا انها تميل نحو المتوسط القبلي بدرجة اكبر من طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP).

3- متوسط مربعات الخطأ في تقديرات طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) في المجتمع تكون اقل من متوسط مربعات الخطأ في كل من طريقتي، القيمة العظمى التوزيع البعدي (MAP) وطريقة الارجحية العظمى (ML).

بعد القيام بالخطوة الاولى وهي تقدير معالم النموذج فانه يجب التحقق من دقة هذه التقديرات عن طريق دوال المعلومات والخطأ المعياري للتقدير حيث كلما ارتفع مقدار هذه المعلومات أدى الى تقدير أكثر دقة، ويعتمد المستوى العام وشكل دالة معلومات الاختبار على عدد المفردات وتوزيع صعوبة المفردات اضافة الى توزيع وقيمة متوسط معالم مفردات الاختبار.

الفصل الرابع:

الاجراءات المنهجية للبحث

تمهيد:

يتطرق هذا الفصل الى وصف البيانات التي تم توليدها من حيث طريقة ومراحل توليدها حاسوبيا وفق قيم افتراضية محددة للمعالم الحقيقية للفقرات وللقدرة باستخدام برنامج (WinGen)، وفق كل شكل من أشكال توزيع القدرة، وحجم العينة، وطول الاختبار اضافة الى التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة، كما يتناول وصفا للأساليب الاحصائية المستخدمة للإجابة عن أسئلة البحث.

الاجراءات المعتمدة لإنجاز هذا البحث:

1- التعريف بالمنهج و بالبيانات المولدة

تم الاعتماد على المنهج التجريبي للإجابة عن تساؤلات البحث، كما تم الاعتماد على البيانات المولدة في هذا البحث لما توفره من ظروف معيارية مثل شكل توزيع قدرة المفحوصين، وتوزيعات مناسبة لشكل معلم صعوبة الفقرة المستخدم في البحث، حيث يصعب الحصول عليها من بيانات واقعية، اي ان البيانات المولدة تساعد في السيطرة على الظروف التي يتم فيها البحث (الدرابسة، 2012، ص84)، وتتميز البيانات المولدة عن البيانات الواقعية بـ:

- تقدم قيم حقيقية للمعالم مما يمكن من مقارنتها مع القيم المقدرة لفحص دقة تقديرها بالاعتماد على البرامج المختلفة للتقدير.

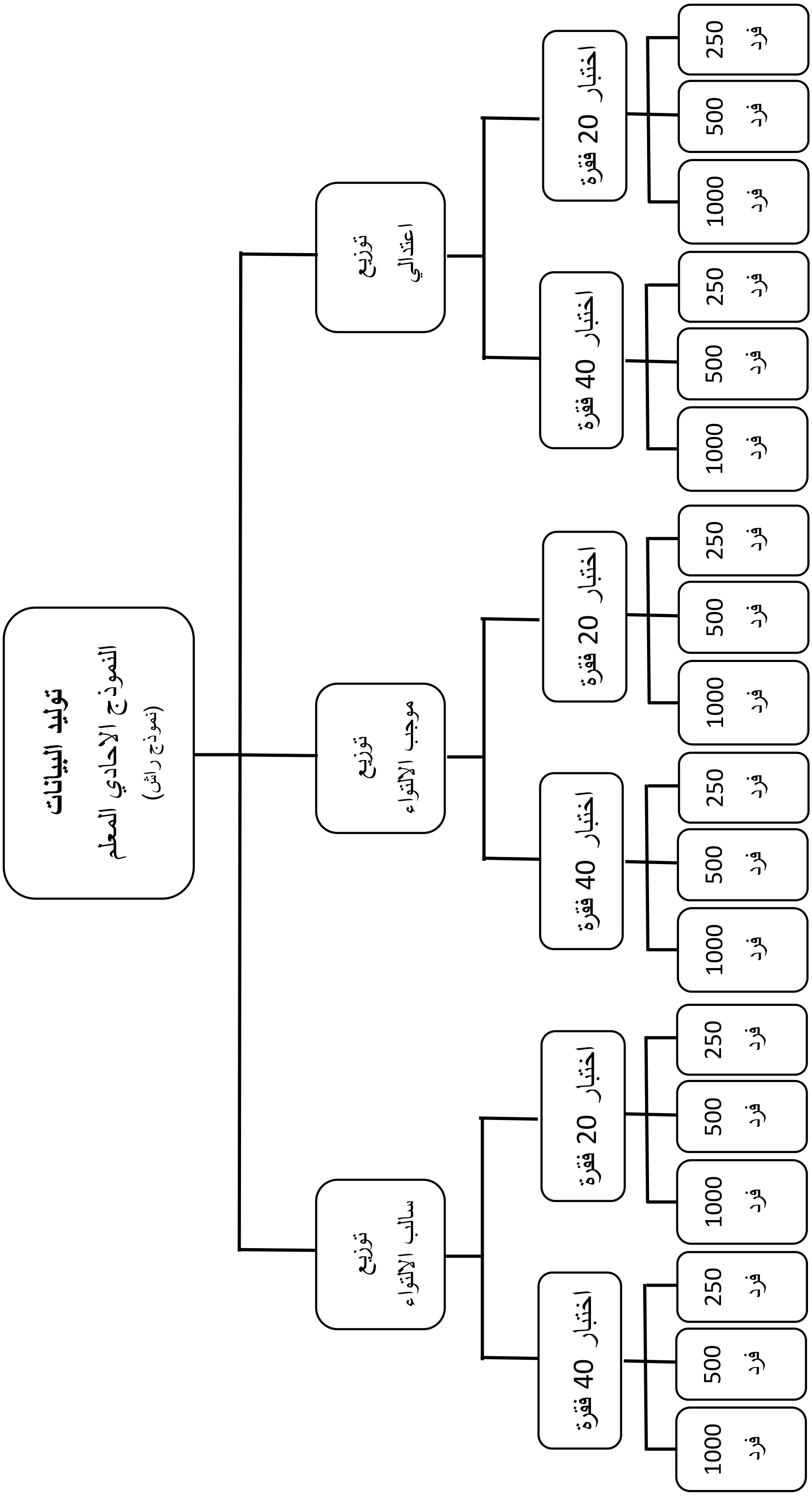
- تساهم في التخلص من تأثير بعض العوامل على استجابات الافراد مثل الغش والتخمين، كما تساعد في ضبط الموقف الاختباري من خلال معالجة مشكل عدم الجدية واللامبالاة، وترك الاجابة عن بعض الفقرات وغيرها.

- تقدم نتائج نظرية يمكن الاعتماد عليها ميدانيا.

- تسهل عملية جمع البيانات والمعلومات، والاقتصاد في التكلفة والوقت.

2- تصميم البحث:

تم في هذه المرحلة، تصميم البحث بما يخدم أهدافه والمتمثلة في الكشف عن الاختلاف في دقة تقدير صعوبة المفردة باختلاف الطرق التقدير الثلاث (طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML))، والكشف الاختلاف في دقة تقدير قدرة الأفراد باختلاف الطرق التقديرية الثلاث (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)) وهو متغير مستقل اول (نقصد هنا طرق التقدير) اعتمدنا على ثلاث مستويات لحجم العينة (250 فرد، 500 فرد،1000فرد) وهو متغير مستقل ثان مع الاشارة الى أن اختيار هذه المستويات لأنها تقترب من الواقع العملي لتطبيق الاختبارات، والمتغير المستقل الثالث هو طول الاختبار اعتمدنا على اختبارين الاول بـ (20) مفردة والثاني بـ (40) مفردة وذلك باستخدام النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) بالاعتماد على أسلوب المحاكاة وبالتالي نحصل على تصميم العاملي (3 X 3 X 2) وهذا بالنسبة لكل شكل من أشكال التوزيع قدرة الافراد (اعتدالي، موجب الالتواء، سالب الالتواء)، وللحكم على دقة تقدير (وهو المتغير التابع) لصعوبة المفردة باستخدام طرق الارجحية العظمى (الارجحية العظمى المشتركة، الارجحية العظمى المشروطة، الارجحية العظمى الهامشية) وقدرة الأفراد باستخدام كل من طريقة الأرجحية العظمى، طريقة توقع التوزيع البعدي، وطريقة تعظيم الاقتران البعدي وبالاعتماد على مؤشر الخطأ المعياري للتقدير، مما أتاح الحصول على 3 قياسات متكررة عند كل موقف من مواقف البحث، والشكل رقم (4-01) يوضح تصميم اجراءات توليد بيانات البحث.



الشكل رقم (4-01): يوضح تصميم اجراءات توليد البيانات

3- توليد البيانات

يقوم البحث الحالي على توليد بيانات من الاستجابات الثنائية (1،0) التي تناسب نموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) باستخدام طريقة المحاكاة (Simulation) (لان هذا الأسلوب يمكننا من ضبط المتغيرات) لعينات تحاكي عينات المجتمع الأصلي بطريقة المونتي كارلو ((Monte Carlo Methods (MCM) وفقا لمتغيرات البحث بهدف دراسة تأثير المتغيرات الاحصائية المختلفة على تقديرات نظرية الاستجابة للمفردة وهذا باستخدام برنامج (WinGen V.3) من تصميم هان وهامبيلتون (Han & Hambleton, 2007) وهو أحد البرامج المتعلقة بتوليد البيانات في نظرية الاستجابة للمفردة، فمن خلاله يمكن الحصول على معالم فقرات وقدرات الافراد تحت عدة توزيعات بهدف توليد الاستجابات الافراد أحادية البعد، واشتمل البحث الحالي على (18) مجموعة من البيانات استخدمت للمقارنة بين مختلف طرق التقدير التي تضمنها البحث، وفي ما يلي خطوات توليد بيانات البحث:

أولا: توليد الفقرات : تم توليد بيانات (معالم حقيقية) خاصة بمفردات اختبارين ثنائي الاستجابة (0، 1)، الاول مكون من 20 مفردة والثاني من 40 فقرة وفق النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) باستخدام برنامج WinGen V.3، وتم اختيار هذا العدد من المفردات (طول الاختبار) بالرجوع لكون الكثير من الاختبارات التربوية المبنية تتراوح ما بين 20 و40 مفردة، ففي البيئة الجزائرية نجد الاختبار الذي أعدته دحماني (2021) بلغ عدد مفرداته 39، وفي دراسة كتفي (2020) بلغ 33 مفردة، بينما في دراسة (فاتح, 2020) كان 20 مفردة، وتمت عملية توليد بيانات البحث الحالي تحت افتراض التوزيع الطبيعي لمعلمة الصعوبة بمتوسط حسابي مقداره (0) وانحراف معياري مقداره (1)، وهذا التوزيع يناسب الكثير من المتغيرات النفسية والتربوية التي تتوزع توزيعا اعتداليا، والجدول التالي رقم (4-01) يبين القيم الحقيقية (المولدة) لمعلم صعوبة المفردات للاختبارين:

الجدول (4−01) : القيم الحقيقية (المولدة) لمعلم صعوبة المفردات .

معلم الصعوبة									
رقم الفقرة	طول اختبار 20 فقرة	طول اختبار 40 فقرة	رقم الفقرة	طول اختبار 20 فقرة	طول اختبار 40 فقرة	رقم الفقرة	طول اختبار 40 فقرة	رقم الفقرة	طول اختبار 40 فقرة
01	−0,398	−0,734	**11**	0,389	−1,261	**21**	−1,201	**31**	1,344
02	0,009	0,550	**12**	1,327	1,474	**22**	1,256	**32**	−1,423
03	0,702	−0,107	**13**	−1,609	1,030	**23**	1,161	**33**	0,298
04	0,585	1,295	**14**	−1,236	−0,482	**24**	0,357	**34**	−0,343
05	1,913	1,026	**15**	−2,087	−0,145	**25**	0,913	**35**	−0,760
06	1,220	−0,347	**16**	−0,896	−1,474	**26**	0,437	**36**	0,573
07	−0,930	−1,330	**17**	−0,153	−0,558	**27**	−0,979	**37**	1,428
08	−0,077	−0,857	**18**	1,019	−0,400	**28**	−0,536	**38**	1,050
09	−0,560	−0,978	**19**	−0,448	−0,895	**29**	−0,439	**39**	−1,908
10	−0,262	0,576	**20**	−0,986	0,725	**30**	1,750	**40**	0,269

والجدول رقم (4−02) يبين المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم معلم الصعوبة المولدة وفق نموذج راش الاحادي المعلم:

الجدول (4−02) : الاحصاءات الوصفية لقيم لمعلم صعوبة المفردات وفق نموذج راش.

طول الاختبار	المعلمة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
20	معلمة الصعوبة المولدة	−0,123	1,038
40	معلمة الصعوبة المولدة	0,009	0,992

ثانيا: توليد القدرات: في هذه المرحلة تم توليد قدرات الافراد (أحادية البعد) لتسعة (09) مجموعات من البيانات المختلفة للقدرة، باستخدام أحجام عينات $(250، 500، 1000)$ فرد وتوزيعات للقدرة التالية:

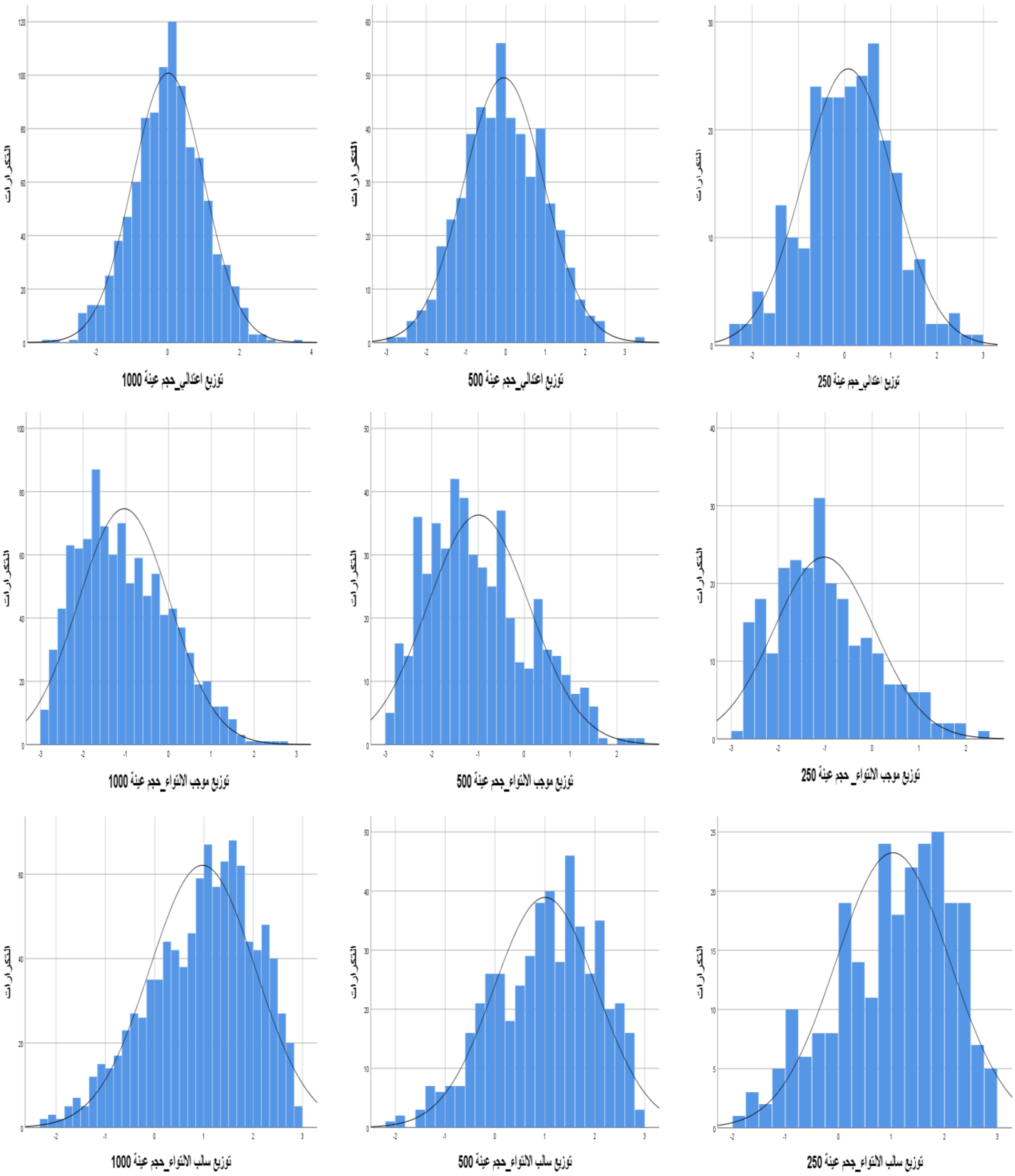
- التوزيع الاعتدالي بمتوسط صفر (0) وانحراف معياري واحد (1).
- توزيع موجب الالتواء اتجاه اليمين (توزيع بيتا $\beta = 4$، $a = 2$).
- توزيع سالب الالتواء اتجاه اليسار (توزيع بيتا $\beta = 2$، $a = 4$).

والجدول رقم (4−03) التالي يعطي ملخصا للإحصائيات لقيم قدرة الافراد الحقيقية (المولدة) وفق كل حالة من حالات البحث:

الجدول (4-03) : الاحصاءات الوصفية لقيم قدرة الافراد وفق حالات البحث.

شكل التوزيع	الاحصائي	حجم العينة 250	500	1000
اعتدالي	اصغر قيمة	-2,467	-2,913	-3,373
	أكبر قيمة	2,881	3,306	3,671
	المتوسط الحسابي	0,079	-0,049	0,012
	الانحراف المعياري	0,972	1,006	0,989
	قيمة اختبار Kolmogorov-Smirnov	0,027	0,029	0,020
	الدلالة الاحصائية	0,200	0,200	0,200
موجب الالتواء	اصغر قيمة	-2,952	-2,994	-2,973
	أكبر قيمة	2,393	2,459	2,600
	المتوسط الحسابي	-1,019	-0,987	-1,038
	الانحراف المعياري	1,065	1,099	1,069
	قيمة اختبار Kolmogorov-Smirnov	0,072	0,069	0,072
	الدلالة الاحصائية	0,003	0,000	0,000
	الالتواء	0,612	0,515	0,491
	التفلطح	0,012	-0,387	-3,379
سالب الالتواء	اصغر قيمة	-1,795	-2,011	-2,306
	أكبر قيمة	2,972	2,906	2,931
	المتوسط الحسابي	1,030	1,003	0,972
	الانحراف المعياري	1,072	1,024	1,070
	قيمة اختبار Kolmogorov-Smirnov	0,073	0,057	0,055
	الدلالة الاحصائية	0,003	0,001	000
	الالتواء	-0,499	-0,409	-0,503
	التفلطح	-0,499	-0,405	-0,304

والشكل التالي (4-02) يوضح التمثيل البياني لشكل توزيعات القدرة التي تم توليدها في هذه المرحلة:



الشكل (4−02): يوضح شكل توزيعات القدرة المولدة.

ثالثا: توليد الاستجابات: بعد اتمام الخطوة الاولى التي تم فيها توليد الفقرات للاختبار الاول المكون من 20 فقرة، والثاني المكون من 40 فقرة، وفيما بعد توليد قدرات المفحوصين أو الافراد وفق التوزيعات المختلفة للقدرة في الخطوة الثانية، تم في هذه

الخطوة الثالثة توليد استجابات هؤلاء الافراد على الفقرات باستخدام برنامج WinGen_V.3 من خلال استدعاء كل من ملف القيم الحقيقية لمعلم الصعوبة (تم توليدها في الخطوة الاولى) للاختبار، وملف الدرجات الحقيقية لقدرات الافراد (تم توليدها في الخطوة الثانية) ومن ثم توليد استجابات الافراد وحفظها في ملف، وتكررت هذه العملية أو الخطوة الاخيرة 18 مرة وفقا لطول الاختبار وشكل التوزيع وحجم العينة.

4- التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة

أولا: افتراض أحادية البعد (Unidimensionality): تم فحص افتراض أحادية البعد لجميع الاستجابات المولدة عند طول الاختبار (20، 40) فقرة، وحجم عينة (250، 500، 1000) فرد وشكل توزيع (اعتدالي، موجب الالتواء، سالب الالتواء) بالاعتماد على أسلوبين الاول هو التحليل العاملي الاستكشافي، والثاني التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي:

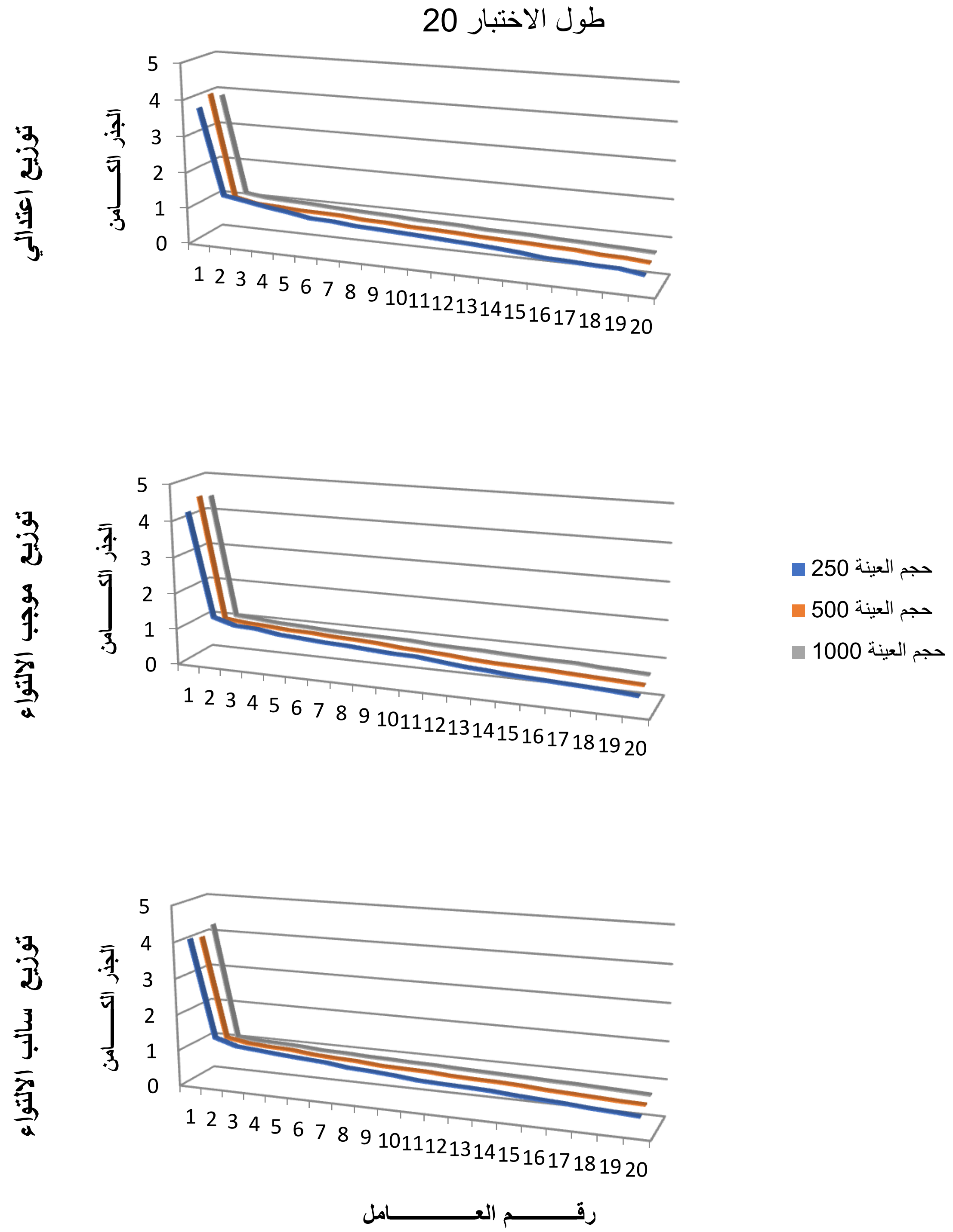
أ- **التحليل العاملي الاستكشافي:** باستخدام برنامج spss v26 اعتمادا على طريقة المكونات الرئيسة (Principal Component Analysis) ومن ثم تدوير العوامل باستخدام طريقة الفاريماكس (Varimax) للعوامل التي كانت قيمة الجذر الكامن لها أكبر من الواحد (01)، بالاعتماد على نسبة التباين المفسر للعامل الاول كمؤشر أول، وتجاوز نسبة الجذر الكامن الأول إلى الجذر الكامن الثاني القيمة اثنان (2) كمؤشر ثان على أحادية البعد (Lincare,2008) ، وناتج عملية قسمت حاصل طرح الجذر الكامن الثاني من الجذر الكامن الأول على حاصل طرح الجذر الكامن الثالث من الجذر الكامن الثاني اذ أعطى قيما أكبر من العدد سبعة (7) وهو مؤشر ثالث (3) إضافي على أحادية البعد (Hatti,1985)، اضافة الى تمثيل الجذور الكامنة بيانيا (Scree Plots)، والجدول رقم (4-04) يبن نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات المولدة حسب متغيرات البحث:

الجدول (4-04) : نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات المولدة باختلاف طول الاختبار وشكل التوزيع وحجم العينة.

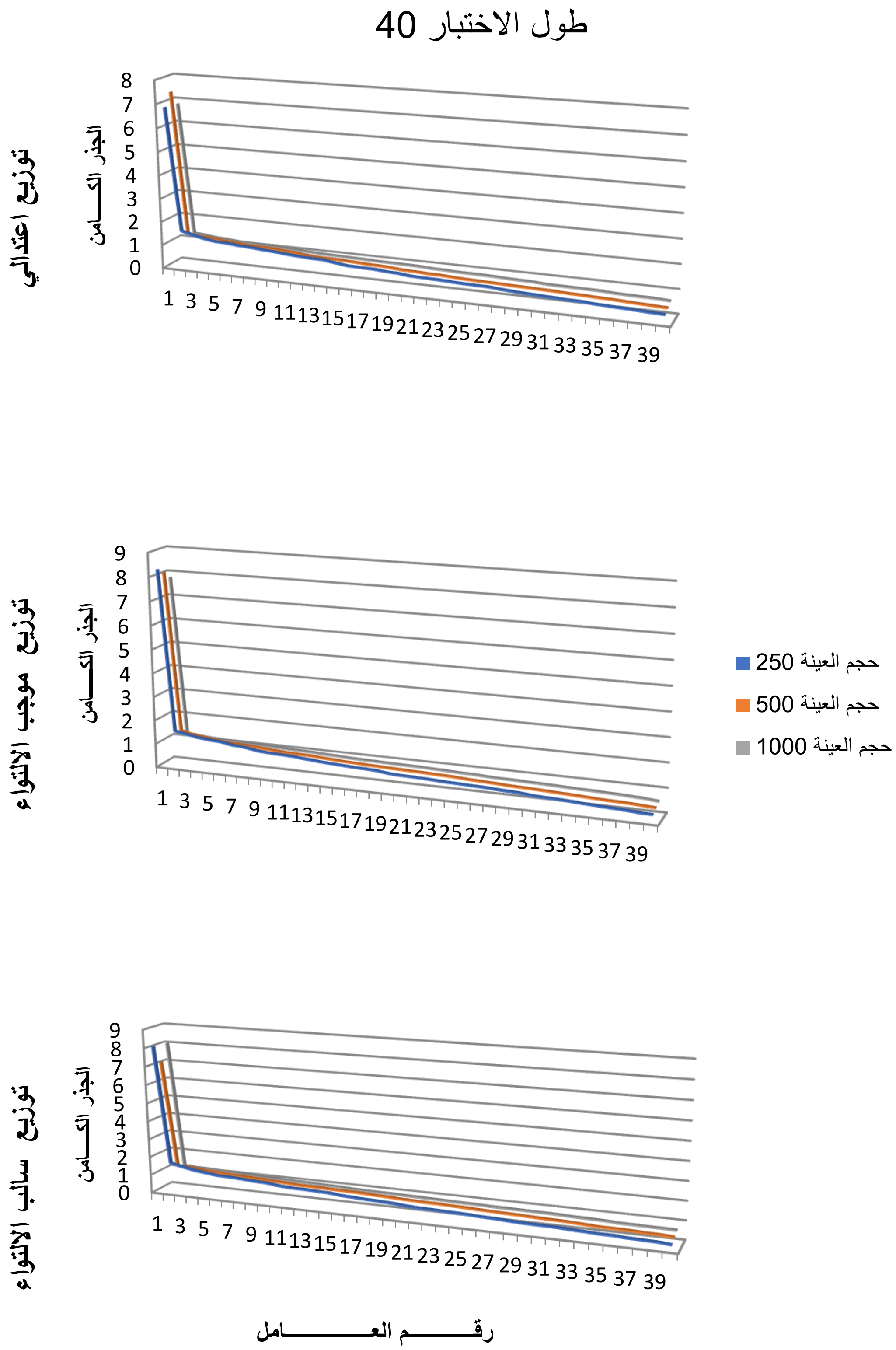
طول الاختبار	شكل التوزيع	حجم العينة	المكون	الجذر الكامن	العامل الثاني	العامل الثالث	مؤشر (02)	مؤشر (03)
20	اعتدالي	250	الجذر الكامن	3,764	1,383	1,285	2,72	24,30
			نسبة التباين المفسر	18,829	6,915	6,424		
		500	الجذر الكامن	4,020	1,164	1,041	3,45	23,22
			نسبة التباين المفسر	20,101	5,822	5,205		
		1000	الجذر الكامن	3,864	1,119	1,040	3,45	34,75
			نسبة التباين المفسر	19,322	5,593	5,202		
	موجب الالتواء	250	الجذر الكامن	4,224	1,350	1,171	3,13	16,06
			نسبة التباين المفسر	21,121	6,750	5,857		
		500	الجذر الكامن	4,531	1,141	1,076	3,97	52,15
			نسبة التباين المفسر	22,657	5,707	5,382		
		1000	الجذر الكامن	4,437	1,061	1,019	4,18	80,38
			نسبة التباين المفسر	22,186	5,306	5,095		
	سالب الالتواء	250	الجذر الكامن	4,071	1,377	1,189	2,96	14,33
			نسبة التباين المفسر	20,353	6,886	5,945		
		500	الجذر الكامن	4,004	1,215	1,108	3,30	26,07
			نسبة التباين المفسر	20,019	6,074	5,539		
		1000	الجذر الكامن	4,233	1,065	1,008	3,97	55,58
			نسبة التباين المفسر	21,163	5,324	5,040		
40	اعتدالي	250	الجذر الكامن	6,847	1,635	1,504	4,19	39,79
			نسبة التباين المفسر	17,117	4,089	3,759		
		500	الجذر الكامن	7,396	1,378	1,295	5,37	72,51
			نسبة التباين المفسر	18,491	3,446	3,238		
		1000	الجذر الكامن	6,800	1,252	1,210	5,43	132,10
			نسبة التباين المفسر	17,001	3,130	3,024		
	موجب الالتواء	250	الجذر الكامن	8,289	1,569	1,483	5,28	78,14
			نسبة التباين المفسر	20,723	3,922	3,707		
		500	الجذر الكامن	8,075	1,450	1,320	5,57	50,96
			نسبة التباين المفسر	20,187	3,625	3,301		

	1000	الجذر الكامن	7,785	1,189	1,139	6,55	131,92
		نسبة التباين المفسر	19,462	2,972	2,846		
سالب الالتواء	250	الجذر الكامن	8,072	1,694	1,550	4,77	44,29
		نسبة التباين المفسر	20,181	4,235	3,876		
	500	الجذر الكامن	7,092	1,353	1,321	5,24	179,34
		نسبة التباين المفسر	17,729	3,382	3,303		
	1000	الجذر الكامن	8,002	1,167	1,130	6,86	184,73
		نسبة التباين المفسر	20,005	2,917	2,825		

من خلال نتائج الجدول (4–04) نجد أن معظم قيم التباين المفسر عند طول اختبار (20، 40) مفردة، وشكل التوزيع (اعتدالي، موجب الالتواء، سالب الالتواء) ومستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد قد قاربت قيمة 20% وهو مؤشر أول على أحادية البعد، ونسبة الجذر الكامن الأول إلى الجذر الكامن الثاني تجاوزت كلها قيم العدد (2) وتراوحت بين (2,72 و 6,86)، وهو مؤشر ثان على أحادية البعد، وكذلك أعطت نتائج عملية قسمت حاصل طرح الجذر الكامن الثاني من الجذر الكامن الأول على حاصل طرح الجذر الكامن الثالث من الجذر الكامن الثاني قيما أكبر من العدد (7) وتراوحت بين (14,33 و132,10) وهو دليل إضافي على أحادية البعد (Hatti,1985)، يتضح من نتائج التحليل العاملي الاستكشافي تحقق افتراض أحادية البعد لجميع بيانات البحث كما تم تمثيل الجذور الكامنة بيانيا (Scree Plots) كما يوضحه الشكلين رقم: (4–03) و(4–04) التاليين:



الشكل (4-03): رسم بياني لقيم الجذور الكامنة لبيانات البحث عند طول اختبار20



الشكل (4-04): رسم بياني لقيم الجذور الكامنة لبيانات البحث عند طول اختبار 40 فقرة.

يلاحظ من الشكل رقم (4−03) والشكل رقم (4−04) السابقين، أن الجذر الكامن الأول يتميز بشكل واضح (سائد) عن بقية الجذور الكامنة لبقية العوامل في جميع مستويات حجم العينة وأشكال توزيع القدرة، وطول الاختبار، وهذا ما يعزز تحقق افتراض أحادية البعد في البيانات.

ب− التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي باستخدام نموذج راش (Principal Component Analysis of Residuals(PCAR: باستخدام برنامج Winsteps يمكن الحصول هذا التحليل العاملي للمكونات الاساسية المعتمدة على البواقي بهدف التعرف اذا كانت الانحرافات عن السمة المقاسة ترقى لان تكون عاملا مستقلا ام لا، والجدولين التاليين رقم: (4−05) و(4−06) يلخصان اهم نتائج العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي لبيانات البحث:

الجدول (4−05) : نتائج التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي باستخدام نموذج راش باختلاف حجم العينة عند طول اختبار 20 فقرة.

طول الاختبار	شكل التوزيع	حجم العينة	تباين البواقي المعيارية	الجذر الكامن Empirical	الملاحظ Observed	المتوقع Expected
20	اعتدالي	250	التباين الكلي في الاستجابات	29,3	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	9,3	%31,7	%31,7
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,6	%5,4	%8,0
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	\	\	\
		500	التباين الكلي في الاستجابات	29,8	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	9,8	%32,9	%32,9
			التباين غير المف سر للعامل الأول	1,3	%4,5	%6,7
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,3	%4,2	%6,3
		1000	التباين الكلي في الاستجابات	29,0	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	9,0	%31,1	%31,1
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,3	%4,5	%6,5
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,3	%4,4	%6,4
	موجب الالتواء	250	التباين الكلي في الاستجابات	29,6	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	9,6	%32,5	%32,2

		التباين غير المفسر للعامل الأول	1,6	%5,5	%8,1
		التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,4	%4,8	%7,2
	500	التباين الكلي في الاستجابات	30,0	%100	%100
		التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	10,0	%33,3	%33,4
		التباين غير المفسر للعامل الأول	1,4	%4,5	%6,8
		التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,3	%4,5	%6,7
	1000	التباين الكلي في الاستجابات	29,8	%100	%100
		التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	9,8	%32,8	%32,8
		التباين غير المفسر للعامل الأول	1,3	%4,3	%6,4
		التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,2	%4,2	%6,2
سالب الالتواء	250	التباين الكلي في الاستجابات	29,3	%100	%100
		التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	9,3	%31,8	%31,6
		التباين غير المفسر للعامل الأول	1,6	%5,3	%7,8
		التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,5	%5,0	%7,3
	500	التباين الكلي في الاستجابات	28,4	%100	%100
		التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	8,4	%29,6	%29,7
		التباين غير المفسر للعامل الأول	1,5	%5,2	%7,4
		التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,4	%4,8	%6,8
	1000	التباين الكلي في الاستجابات	29,7	%100	%100
		التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	9,7	%32,6	%32,7
		التباين غير المفسر للعامل الأول	1,3	%4,5	%6,6
		التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,2	%4,2	%6,2

من خلال ملاحظة نتائج التحليل الواردة في الجدول (4-05) أعلاه والمتعلقة بنتائج التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي باستخدام نموذج راش للاختبارات ذات طول 20 مفردة نجد التباين الكلي للاستجابات Total raw variance in observations في كل الحالات تراوحت قيمته بين 28,4 و 30,0، ونسبة التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش Raw variance explained by measures كلها تجاوزت نسبة 30% ماعدا في حالة واحدة كانت 29,4% وهي نسب تدخل في المجال المقبول (من 20% الى 80%) وبالتالي تعد القيم المحصل عليها في البحث مؤشرا قويا على أحادية البعد، اما المحك الثاني للحكم على أحادية البعد فهو التباين غير المفسر للعامل الأول Unexplned variance in 1st contrast والذي لم

تتجاوز قيم جذره الكامن القيمة اثنان (2) في جميع حالات البحث وهي قيم جيدة وهذا مؤشر ثان على أحادية البعد في البيانات.

الجدول (4-06) : نتائج التحليل العاملي المكونات الأساسية المعتمدة على البواقي باستخدام نموذج راش باختلاف حجم العينة عند طول اختبار40 فقرة.

طول الاختبار	شكل التوزيع	حجم العينة	تباين البواقي المعيارية	الجذر الكامن Empirical	الملاحظ Observed	المتوقع Expected
40	اعتدالي	250	التباين الكلي في الاستجابات	56,8	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	16,8	%29,6	%29,4
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,9	%3,3	%4,7
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,8	%3,2	%4,5
		500	التباين الكلي في الاستجابات	57,8	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	17,8	%30,8	%37,7
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,7	%2,9	%4,1
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,6	%2,8	%4,0
		1000	التباين الكلي في الاستجابات	56,8	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	16,8	%29,6	%29,5
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,5	%2,6	%3,6
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,3	%2,4	%3,4
	موجب الالتواء	250	التباين الكلي في الاستجابات	57,7	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	17,7	%30,6	%30,6
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,9	%3,3	%4,7
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,8	%3,1	%4,4
		500	التباين الكلي في الاستجابات	57,9	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	17,9	%30,9	%30,9
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,6	%2,8	%4,0
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,5	%2,6	%3,7
		1000	التباين الكلي في الاستجابات	57,0	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	17,0	%29,8	%29,8
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,4	%2,5	%3,5
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,3	%2,3	%3,3
	سالب الالتواء	250	التباين الكلي في الاستجابات	57,8	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	17,8	%30,8	%30,6
			التباين غير المفسر للعامل الأول	1,9	%3,4	%4,9
			التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,8	%3,0	%4,4
		500	التباين الكلي في الاستجابات	56,5	%100	%100
			التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	16,5	%29,2	%29,1

	التباين غير المفسر للعامل الأول	1,6	%2,8	%4,0
	التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,5	%2,8	%3,9
1000	التباين الكلي في الاستجابات	57,6	%100	%100
	التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	17,6	%30,6	%30,6
	التباين غير المفسر للعامل الأول	1,4	%2,5	%3,6
	التباين غير المفسر للعامل الثاني	1,3	%2,4	%3,4

من خلال ملاحظة نتائج التحليل الواردة في الجدول (4–06) أعلاه والمتعلقة نتائج التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي باستخدام نموذج راش للاختبارات ذات طول اختبار 40 مفردة نجد التباين الكلي للاستجابات Total raw variance in observations في كل الحالات تراوحت قيمته بين 56,5 و57,9، ونسبة التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش Raw variance explained by measures كانت في حدود نسبة 30% (بين 29,2% و30,9%) وهي نسب تدخل في المجال المقبول (من 20% الى 80%) وبالتالي فان القيم المحصل عليها في البحث عند اختبارات ذات طول 40 مفردة تعد مؤشرا قويا على أحادية البعد، اما المحك الثاني للحكم على أحادية البعد فهو التباين غير المفسر للعامل الأول Unexplned variance in 1st contrast والذي لم تتجاوز قيم جذره الكامن القيمة اثنان (2) في جميع حالات البحث وهي قيم جيدة وهذا مؤشر ثان على أحادية البعد في البيانات.

ثانيا– افتراض الاستقلال الموضعي Local Independence: التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي تم الاعتماد على المؤشر الاحصائي (Q_3) باستخدام برنامج Winsteps، وهو عبارة عن معامل الارتباط للبواقي لزوج من المفردات بعد ضبط القدرة أو السمة (الشقصي، 2018، ص17) اقترحت هذا المؤشرين(Yen, 1984) وقد اشارت دراسة زينسكي وهامبلتون وسيريسي (Zenisky, Hambleton, & Sireci, 2002) الى افضليته في الكشف عن الارتباط الموضعي بين ازواج فقرات الاختبار بينما نجد بعض الاختلاف في تحديد القيمة الحرجة لهذا المؤشر غير ان القيمة الملائمة هي القيمة المطلقة (0,2) غير أنه غالبا ما تستخدم القيم 0,3 (Chen & Thissen, 1997; Christensen, Makransky, & Horton, 2017, p. 285) فكلما كانت أعلى دل ذلك على انتهاك افتراض استقلال موضعي، كما أشار هامبلتون وسوامنيثان (Hambleton, Swaminatan& Rogers, 1991.p 10) إلى أن هذا الافتراض يكافئ افتراض أحادية البعد أي إذا تحقق افتراض أحادية البعد في الاختبار يحقق الاستقلال الموضعي، والجدول التالي رقم (4−07) يبين مدى ومتوسط قيم المؤشر الاحصائي(Q_3) لبيانات البحث:

الجدول (4−07): مدى ومتوسط قيم مؤشر (Q_3) لبيانات البحث باختلاف حجم العينة وطول الاختبار.

شكل التوزيع	حجم العينة	طول الاختبار			
		20		40	
		مدى قيم Q_3	المتوسط الحسابي	مدى قيم Q_3	المتوسط الحسابي
اعتدالي	250	(0,17 , 0,26−)	0,05−	(0,16 , 0,21−)	0,03−
	500	(0,09 , 0, 16−)	0,05−	(0,10 , 0,20−)	0,03−
	1000	(0,04 , 0,14−)	0,05−	(0,08 , 0,12−)	0,03−
موجب الالتواء	250	(0,11 , 0,23−)	0,05−	(0,20 , 0,22−)	0,03−
	500	(0,07 , 0,19−)	0,05−	(0,16 , 0,18−)	0,03−
	1000	(0,03 , 0,17−)	0,05−	(0,07 , 0,13−)	0,03−
سالب الالتواء	250	(0,22 , 0,19−)	0,05−	(0,25 , 0,26−)	0,03−
	500	(0,08 , 0,15−)	0,05−	(0,11 , 0,17−)	0,03−
	1000	(0,05 , 0,16−)	0,05−	(0,06 , 0,14−)	0,03−

يتبين من الجدول رقم (4−07) أن قيم المطلقة لمؤشر Q_3 لم تتجاوز القيمة (0,3) باختلاف حجم العينة وطول الاختبار وشكل التوزيع وبمتوسط (−0,05) عند طول اختبار مكون من 20 مفردة وبمتوسط (−0,03) عند طول اختبار مكون من 40 مفردة وبالتالي نستنتج أن استجابات الأفراد على فقرات الاختبار من نفس القدرة تكون مستقلة إحصائيا، ويعني هذا أن استجابة الفرد عن فقرة ما لا تؤثر سلبا أو إيجابا في استجابته عن أي فقرة أخرى.

5- مطابقة البيانات للنموذج: يعتبر فحص حسن مطابقة البيانات للنموذج خطوة اساسية في نظرية الاستجابة للمفردة، ولمعرفة درجة مطابقة الفقرات (Item Fit) والافراد (Person-Fit) لنموذج راش تم استخدام برنامج Winsteps لتحليل البيانات لكل اختبار (20، 40) فقرة ولكل توزيع قدرة من التوزيعات الثلاثة المستخدمة في البحث عند مختلف مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد من خلال المؤشران الاحصائيان التي يوفرها البرنامج وهما:

- مؤشر احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT، وهو احصائي مطابقة معياري غير موزون يستند الى مربع البواقي المعيارية بين ما هو مشاهد وما هو متوقع على أساس النموذج ويعرف هذا الاحصائي في جدول النتائج في برنامج Winsteps بـ متوسط مربعات OUTFIT MNSQ ، اضافة الى القيمة المعيارية للمطابقة OUTFIT ZSTD ويعتبر هذا المؤشر أكثر حساسية لشخص مرتفع القدرة ويخطئ في الاجابة على فقرة سهلة او فرد منخفض القدرة ينجح في الاستجابة على فقرة صعبة.

- ومؤشر احصائي المطابقة الداخلية INFIT، وهو احصائي موزون يستند الى مربع البواقي المعيارية بين ما هو مشاهد وما هو متوقع على أساس النموذج ويعرف هذا الاحصائي كذلك في جدول النتائج في برنامج Winsteps بـ INFIT MNSQ وهو اختصار لـ Mean Square، والمطابقة الداخلية حساسة للاستجابات غير المتوقعة القريبة من موقع الشخص، المدى لقيم المطابقة الداخلية والخارجية أولا القيم التي تزيد عن 2 يجب تفحص جيدا سواء بالنسبة للفقرات أو الافراد بينما القيم الواقعة بين (0,5 و1,5) تعتبر مقبولة (De Ayala, 2009, p. 53).

والجدولين التاليين يوضحان متوسطات المربعات (MNSQ)إحصائي المطابقة الداخلية والخارجية والقيم المعيارية للمطابقة(ZSTD) الداخلية والخارجية للمفردات ومدى قيمهم حسب كل موقف من مواقف البحث:

الجدول (4−08) : مدى وقيم متوسطات المربعات (MNSQ) المطابقة الداخلية والخارجية والقيم المعيارية للمطابقة(ZSTD) للمفردات باختلاف حجم العينة عند طول الاختبار20 فقرة.

شكل التوزيع	حجم العينة	احصائي المطابقة		مدى قيم المطابقة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الغير مطابقة
اعتدالي	250	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,91 − 1,11)	1,00	0,06	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−1,10 − 1,40)	0,00	0,80	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,83 − 1,15)	0,98	0,08	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,60 − 1,10)	−0,10	0,70	
	500	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,95 − 1,02)	1,00	0,03	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−1,10 − 1,40)	0,00	0,70	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,92 − 1,14)	1,00	0,07	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,40 − 1,6)	0,10	0,8	
	1000	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,95 − 1,07)	1,00	0,03	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−1,60 − 1,50)	0,00	0,80	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,91 − 1,09)	1,01	0,05	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,70 − 1,70)	0,10	0,90	
موجب الالتواء	250	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,91 −1,15)	1,00	0,06	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−1,40 − 2,10)	0,00	0,80	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,76 − 1,27)	1,01	0,13	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,10 − 1,40)	0,00	0,80	
	500	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,92 − 1,07)	1,00	0,04	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−1,30 − 1,6)	0,10	0,80	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,76 − 1,12)	0,98	0,12	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,30 − 1,40)	0,10	0,80	
	1000	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,96 − 1,04)	1,00	0,02	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−1,40 − 1,40)	0,00	0,70	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,92 − 1,08)	1,00	0,05	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,50 − 1,30)	0,10	0,70	
سالب الالتواء	250	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,91 − 1,21)	1,00	0,05	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−1,20 − 1,20)	0,00	0,70	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,78 − 1,21)	1,01	0,11	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,70 − 1,30)	0,00	0,70	
	500	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,94 − 1,06)	1,00	0,03	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−0,80 − 1,10)	0,00	0,50	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,76 − 1,15)	0,99	0,09	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,30 − 0,90)	−0,20	0,70	
	1000	احصائي المطابقة	MNSQ	(0,96 − 1,05)	1,00	0,02	0
		الداخلية INFIT	ZSTD	(−0,80 − 1,30)	0,10	0,50	
		احصائي المطابقة	MNSQ	(0,91 − 1,14)	1,00	0,07	0
		الخارجية OUTFIT	ZSTD	(−1,50 − 1,40)	−0,10	0,70	

نلاحظ من خلال البيانات الظاهرة في الجدول السابق رقم (4–08) أن متوسطات المربعات المطابقة الداخلية INFIT MNSQ لكل حالات البحث لاختبار مكون من 20 فقرة كانت تساوي الواحد(1,00) وهو الوضع المثالي الذي يتوقعه النموذج وبانحراف معياري تراوح بين (0,02 – 0,06)، كما أن متوسط القيم المعيارية للمطابقة الداخلية INFIT ZSTD بلغ الصفر (0,00) ماعدا في حاليتين كان (0,10) والانحراف المعياري لها تراوح بين (0,50 – 0.80) وتعد هذه القيم مثالية، وتقترب من القيم المثالية التي يفترضها النموذج.

كما أن متوسطات المربعات المطابقة الخارجية OUTFIT MNSQ لكل حالات البحث كانت تقترب من الواحد وتراوحت بين (0,98 – 1,01) وهو الوضع مثالي الذي يتوقعه النموذج (قيم قريبة من 1 تعتبر جيدة) وبانحراف معياري تراوح بين (0,05 – 0,12)، كما أن متوسط القيم المعيارية للمطابقة الخارجية OUTFIT ZSTD جاءت قيمه محصورة بين(0,10 – 0.20–) والانحراف المعياري لهذه القيم تراوحت بين (0,70 – 0.90) وتعد هاته القيم قريبة من القيم المثالية التي يفترضها النموذج

يتبن من القيم المحصل عليها للإحصائي المطابقة الداخلية والخارجية لمفردات الاختبارات المولدة بطول 20 فقرة كانت جميع فقراتها مطابقة لنموذج راش حيث لم تتجاوز قيم المطابقة لهذه الفقرات القيمة (+2) و(–2) كما قاربت قيم متوسط المربعات لهذه الفقرات الواحد (1,00) وهي القيمة الجيدة والمثالية.

الجدول (4–09) : مدى وقيم متوسطات المربعات (MNSQ) المطابقة الداخلية والخارجية والقيم المعيارية للمطابقة(ZSTD) للمفردات باختلاف حجم العينة عند طول الاختبار 40 فقرة.

شكل التوزيع	حجم العينة	احصائي المطابقة		مدى قيم المطابقة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الغير مطابقة
اعتدالي	250	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,91 − 1,11)	1,00	0,05	0
			ZSTD	(−1,10 − 1,80)	0,00	0,70	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,86 − 1,28)	1,01	0,08	0
			ZSTD	(−1,00 − 1,30)	0,10	0,60	
	500	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,93 − 1,07)	1,00	0,04	0
			ZSTD	(−1,40 − 1,60)	0,00	0,80	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,85 − 1,22)	1,00	0,08	0
			ZSTD	(−1,20 − 1,90)	0,00	0,80	
	1000	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,95 − 1,06)	1,00	0,02	0
			ZSTD	(−1,30 − 1,30)	0,00	0,60	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,91 − 1,14)	1,00	0,05	0
			ZSTD	(−1,40 − 1,80)	0,00	0,80	
موجب الالتواء	250	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,88 −1,10)	1,00	0,06	0
			ZSTD	(−1,40 − 1,40)	0,00	0,60	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,71 − 1,30)	0,98	0,11	0
			ZSTD	(−1,50 − 1,40)	0,00	0,70	
	500	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,91 − 1,08)	1,00	0,04	0
			ZSTD	(−1,40 − 1,60)	0,00	0,60	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,83 − 1,16)	1,00	0,06	0
			ZSTD	(−1,10 − 1,10)	0,00	0,60	
	1000	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,93 − 1,08)	1,00	0,03	0
			ZSTD	(−1,20 − 1,60)	0,00	0,80	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,84 − 1,09)	0,99	0,06	0
			ZSTD	(−1,80 − 1,30)	0,00	0,70	
سالب الالتواء	250	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,87 − 1,13)	1,00	0,05	0
			ZSTD	(−1,50 − 1,50)	0,00	0,60	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,74 − 1,35)	1,00	0,11	0
			ZSTD	(−1,50 − 1,60)	0,00	0,70	
	500	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,92 − 1,10)	1,00	0,04	0
			ZSTD	(−1,80 − 2,10)	0,00	0,70	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,78 − 1,16)	1,00	0,09	0
			ZSTD	(−1,70 − 0,50)	0,00	0,80	
	1000	احصائي المطابقة الداخلية INFIT	MNSQ	(0,93 − 1,03)	1,00	0,03	0
			ZSTD	(−0,50 − 1,10)	0,00	0,70	
		احصائي المطابقة الخارجية OUTFIT	MNSQ	(0,81 − 1,10)	0,99	0,06	0
			ZSTD	(−1,70 − 1,30)	0,00	0,80	

تظهر البيانات الواردة في الجدول السابق رقم (4–09) أن متوسطات المربعات المطابقة الداخلية INFIT MNSQ لكل حالات البحث لاختبار مكون من 40 فقرة كانت كلها تساوي الواحد(1,00) وهو الوضع المثالي الذي يتوقعه النموذج وبانحراف معياري تراوح بين (0,02 – 0,06)، كما أن متوسط القيم المعيارية للمطابقة الداخلية INFIT ZSTD بلغ الصفر (0,00) في كل الحالات والانحراف المعياري لها تراوح بين (0,60 – 0.80) وتعد هذه القيم مثالية والتي يفترضها النموذج.

كما أن متوسطات المربعات المطابقة الخارجية OUTFIT MNSQ لكل حالات البحث كانت تقترب من الواحد وتراوحت بين (0,98 – 1,01) وهو الوضع مثالي الذي يتوقعه النموذج (قيم قريبة من 1 تعتبر جيدة) وبانحراف معياري تراوح بين (0,05 – 0,11)، كما أن متوسط القيم المعيارية للمطابقة الخارجية OUTFIT ZSTD جاءت قيمه تساوي (0,00) ماعد قيمة واحدة كانت (0,10) والانحراف المعياري لهذه القيم تراوحت بين (0,60 – 0.80) وتعد هذه القيم قريبة من القيم المثالية التي يفترضها النموذج

يتبن من القيم المحصل عليها للإحصائي المطابقة الداخلية والخارجية لمفردات الاختبارات المولدة بطول 40 فقرة كانت جميع فقراتها مطابقة لنموذج راش حيث لم تتجاوز قيم المطابقة لهذه الفقرات القيمة (+2) و(–2) كما قاربت قيم متوسط المربعات لهذه الفقرات الواحد (1,00) والقيم المعيارية للمطابقة (0,00) وهي القيم الجيدة والمثالية.

أما بالنسبة لمطابقة الافراد فارتأينا في هذا البحث ابقاء حجم العينات (250، 500، 1000) فرد كما هي نظرا لعدد القليل للأفراد غير المطابقين للنموذج وهذا بغرض اجراء عملية المقارنة بين معلم الفقرة الناتجة عن طول كل اختبار وشكل توزيع للقدرة.

6- الأساليب الإحصائية المستعملة:

- الوسط الحسابي والانحراف المعياري.
- تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة.
- اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية.
- التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام طريقة المكونات الرئيسية Principal Component Analysis، وتدوير العوامل باستخدام طريقة الفاريماكس (Varimax).
- برنامج WinGen، برنامج Bilog_Mg، حزمة **eRm** العاملة ضمن بيئة **R**.
- برنامج SPSS V26.
- برنامج جداول البيانات Excel 2010 .

الفصل الخامس:

عرض ومناقشة نتائج البحث

تمهيد:

يتضمن هذا الفصل عرض النتائج التي توصل إليها الباحث مبوبة حسب أسئلة البحث، ثم مناقشة هذه النتائج من خلال الاجابة عن أسئلتها ولتحقيق هدفها والمتمثل في الكشف عن اي طريقة من طرق تقدير صعوبة الفقرة وقدرة الافراد تعطي تقديرات أدق عند اختلاف حجم العينة وطول الاختبار وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش) فبعد عرض نتائج البحث لابد التوقف عند هذه النتائج ومناقشتها في ظل الاطار النظري ومحاولة معرفة الاسباب التي أدت الى أفضلية بعض طرق التقدير عن اخرى في التقدير اضافة الى معرفة مدي تقارب نتائج هذا البحث مع الدراسات السابقة التي تناولت نفس متغيرات البحث.

أولا: النتائج المتعلقة بالإجابة عن السؤال الأول : هل تختلف دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة باستخدام طرق التقدير (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل توزيع القدرة الاعتدالي، وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

للإجابة عن هذا السؤال تم استخدام كل من برنامج Bilog–Mg لتقدير معلمة صعوبة الفقرات والخطأ المعياري في تقديرها للاستجابات المولدة عند حجم عينة (250، 500، 1000) فرد عندما يكون شكل توزيع القدرة اعتدالي وفق طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML)، والاعتماد على برنامج Winsteps في استخراج التقديرات وفق طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، وللحصول على التقديرات باستخدام طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) تم الاعتماد على حزمة eRm (Extended Rasch Modeling) التي تعمل ضمن بيئة برنامج R، حيث تم حساب المتوسطات الحسابية

والانحرافات المعيارية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة كما هو مبين في الجدول رقم (5−01) التالي:

الجدول رقم (5−01): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري(SE) لتقدير معلمة الصعوبة وفقا لطريقة التقدير باختلاف طول الاختبار وحجم العينة عند التوزيع الاعتدالي للقدرة.

طول الاختبار	حجم العينة	طريقة التقدير					
		الأرجحية العظمى الهامشية (MML)		الارجحية العظمى الشرطية (CML)		الارجحية العظمى المشتركة(JML)	
		الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
20	**250**	0,163	0, 169	0,147	0,015	0,155	0,016
	500	0,108	0,011	0,105	0,010	0,111	0,011
	1000	0,078	0,007	0,073	0,006	0,077	0,007
40	**250**	0,159	0,011	0,147	0,009	0,151	0,010
	500	0,105	0,007	0,105	0,006	0,108	0,007
	1000	0,078	0,005	0,073	0,004	0,075	0,005

يتضح من الجدول (5−01) الخاص بالمتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري(SE) لتقدير معلمة الصعوبة المحصل عليها من تطبيق الطرق الثلاثة في تقدير معلمة الصعوبة ما يلي:

أ- **في حالة الاختبار المكون من 20 فقرة:** نجد أن كافة قيم المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير عند استخدام طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) كانت أقل ظاهريا من الطرق الاخرى (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، الارجحية العظمى المشتركة(JML)) عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000)، ثم تليها طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML) في اغلب الحالات باستثناء أن قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير عند حجم عينة 500 في طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) كان أقل، بينما لا نجد تقريبا

أي فرق ظاهريا للانحراف المعياري لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير بين هاتين الطريقتين (المشتركة والهامشية).

ب- في حالة الاختبار المكون من 40 فقرة: نجد أن أغلب قيم المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير عند استخدام طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) كانت أقل ظاهريا من الطرق الاخرى (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، الارجحية العظمى المشتركة(JML)) عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) ماعدا عند حجم عينة 500 فرد نلاحظ تساوي متوسط مؤشر الخطأ المعياري بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية وطريقة الارجحية العظمى المشتركة، ثم تليها طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML) في اغلب الحالات باستثناء أن قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير عند حجم عينة 500 فرد في طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) كان أقل، بينما لا نجد تقريبا أي فرق ظاهريا للانحراف المعياري لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير بين هاتين الطريقتين (المشتركة والهامشية).

يلاحظ كذلك من الجدول أعلاه أن كافة قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير في حالة استخدام اختبار مكون من 40 فقرة هي أقل من أو تساوي ظاهريا قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير في حالة الاختبار المكون من 20 فقرة عند مختلف مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد وباختلاف طرق التقدير المستخدمة (الهامشية، الشرطية، المشتركة)، بينما كانت كافة قيم الانحراف المعياري لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير كانت أقل ظاهريا عند الاختبار المكون من 40 فقرة في جميع الحالات.

وفي ضوء ما تقدم، تم إجراء تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم مؤشر الخطأ المعياري لتقدير معلمة الصعوبة للكشف عن جوهرية الفروق الظاهرة بين

متوسطات الخطأ المعياري في التقدير باختلاف طريقة التقدير المستخدمة (MML, CML, JML)، وباختلاف متغيري البحث طول الاختبار(20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وعن طريق اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) تم التحقق من شرط الكروية في البيانات، والتي تمثل احدى الافتراضات الاساسية لتحليل التباين للقياسات المتكررة من خلال معرفة ان كان هناك فروق ذات دلالة احصائية عند مستوى دلالة 0,05 بين تباينات الفروق بين قيم مستويات المتغيرات المستقلة والجدول التالي رقم (5−02) يبين ذلك:

الجدول رقم (5−02): نتائج اختبار ماوكلي للتحقق من شرط الكروية في البيانات في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة.

ماوكلي Mauchly	قيمة كا^2 التقريبية	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية ابسلون Epsilon		
				معامل التصحيح Greenhouse−Geisser	معامل التصحيح Huynh−Feldt	الحد الادنى Lower bound
0,232	252,63	2	0,000	0,566	0,583	0,500

يلاحظ من الجدول رقم (5−02) أن قيمة كا^2= 252,63 وهي دالة احصائيا عند مستوى 0,01 مما يدل على عدم تحقق شرط الكروية (أي هناك فروق دالة احصائيا بين تباينات الفروق بين مستويات المتغيرات المستقلة) لذا يجب تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال أخذ أحد معاملي التصحيح وهو تعديل جرين هاوس−جايسر Greenhouse−Geisser أو تعديل هيوني−فيلد Huynh−Feldt، وسنأخذ بتعديل درجة الحرية عن طريق معامل Greenhouse−Geisser لان قيمته قريبة من الحد الادنى للكروية (Lower−bound) وهي أقل من 0,75، والجدول رقم (5−03) يوضح نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة:

الجدول رقم (5-03): نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير لمعلمة الصعوبة تبعا لطريقة التقدير وباختلاف متغيري (طول الاختبار، حجم العينة) عند التوزيع اعتدالي للقدرة.

الاثار	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	الدلالة الإحصائية	حجم الأثر η^2
بين المجموعات	طول الاختبار	0,000	1	0,000	1,146	0,286	0,007
	حجم العينة	0,493	2	0,247	926,14	0,000	0,914
	حجم العينة**x** طول الاختبار	0,000	2	7,236E-5	0,272	0,762	0,003
	الخطأ	0,046	174				
داخل المجموعات Greenhouse-Geisser (0,566)	طريقة التقدير	0,004	1,131	0,003	974,96	0,000	0,849
	طول الاختبار**x** طريقة التقدير	0,000	1,131	0,000	53,957	0,000	0,237
	حجم العينة**x** طريقة التقدير	0,002	2,263	0,001	318,74	0,000	0,786
	طول الاختبار**x** حجم العينة **x** طريقة التقدير	7,605E-5	2,263	3,361E-5	10,381	0,000	0,107
	الخطأ	0,01	196,85				

يتضح كذلك من الجدول **رقم** (5-03) وجود فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغير طول الاختبار (20، 40) فقرة ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد حيث بلغت قيمة(F) المصححة (10,381) بدلالة احصائية (0,00)، كذلك نجد أن مؤشر حجم الأثر (Effect size) أو الدلالة العملية (Practical significance) مربع ايتا (η^2) يساوي 0,107 وهو يقع في المجال المتوسط حسب معايير كوهين(Cohen, 1988) (بين 0,06 و 0,14)، أي يوجد أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وقد أسهم بـ 10,7 % في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة

صعوبة الفقرة، ويعبر التفاعل الثلاثي اختلاف العلاقات بين مستويات متغيرين مستقلين باختلاف مستويات المتغير المستقل الثالث اي يدل على الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير) والذي لا يمكن معرفته وتفسير هذا التفاعل اعتمادا على الاثر الرئيسي (Main effect) لكل متغير مستقل على حدى (مراد، 2011، ص304) بل يتطلب فحص التفاعلات الثنائية لتفسير هذا التفاعل الثلاثي ومنه نجد أنه:

توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع طول الاختبار (20، 40) فقرة، فقد بلغت قيمة(F) المصححة (53,957) بدلالة احصائية (0,00)، كما أن مؤشر حجم الأثر (Effect size) مربع ايتا (η^2) بلغ 0,237 وقيمته أكبر من 0,14 وهي مرتفعة حسب معايير كوهين(Cohen, 1988) أي أن لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير طول الاختبار أسهم بـ 23,7% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة.

توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، فقد بلغت قيمة(F) المصححة (318,74) بدلالة احصائية (0,00)، ومؤشر حجم الأثر مربع ايتا (η^2) بلغ 0,786 وتعد مرتفعة لأنها أكبر من 0,14، أي أن لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير حجم العينة أسهم بـ 78,6% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة والتفاعل الثنائي الدال يعني أن أثر المتغير المستقل يختلف باختلاف مستويات المتغير المستقل الثاني(في حالة التفاعل غير الدال يتم تفسير أثر كل متغير مستقل على حدى).

لتفسير التفاعل ثلاثي نعتمد على التفاعلات الثنائية من خلال فحص تفاعل بين متغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل مستوي من مستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة، والتفاعل بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند كل مستوي من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد.

1- عند مستوي طول اختبار 20 فقرة:

تم اجراء المقارنات البعدية المتعددة باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) ومستوى حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند طول اختبار مكون من 20 فقرة، بهدف تحديد لصالح من قد تكون الفروق والجدول التالي رقم (5-04) يوضح ذلك:

الجدول (5-04): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وحجم العينة عند طول اختبار20 فقرة في حالة التوزيع اعتدالي للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة: 500 فرد	حجم العينة: 1000 فرد
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	250 فرد	0,164	0,055*	0,085*
		500 فرد	0,108	–	0,030*
		1000 فرد	0,078	–	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	250 فرد	0,148	0,042*	0,074*
		500 فرد	0,105	–	0,032*
		1000 فرد	0,074	–	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	250 فرد	0,156	0,045*	0,078*
		500 فرد	0,111	–	0,034*
		1000 فرد	0,077	–	–

حجم العينة		طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير	
				CML	JML
حجم العينة	250 فرد	MML	0,164	0,016*	0,008*
		CML	0,148	–	−0,008*
		JML	0,156	–	–
	500 فرد	MML	0,108	0,003*	−0,003*
		CML	0,105	–	−0,006*
		JML	0,111	–	–
	1000 فرد	MML	0,078	0,005*	0,001
		CML	0,074	–	−0,004*
		JML	0,077	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−04) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير أنه توجد فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$) تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) عند كل طريقة من طرق التقدير، أي توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستويات حجم العينة عند استخدام طرق تقدير صعوبة الفقرة (MML, CML, JML)، حيث أعطت حجم العينة المكونة من 1000 فرد تقديرات أكثر دقة لصعوبة المفردة ثم تليها العينة المكونة من 500 فرد، وأخيرا العينة المكونة من 250 فرد (أقل دقة) في حالة استخدام أي من طرق التقدير.

أما النتائج المتعلقة بالمقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطرق التقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد فقد كانت أغلب الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، حيث أعطت طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في التقدير نتائج أكثر دقة من الطرق الأخرى عند مختلف مستويات حجم العينة، وتأتي في المرتبة

الثانية الارجحية العظمى المشتركة (JML) ماعدا في موقف واحد عند مستوي حجم عينة 500 فرد كان لصالح طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، بينما لم يكن هناك فرق دال بين طريقة (JML) و(MML) عند مستوى حجم عينة 1000 فرد، والشكل التالي رقم (5-01) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند طول اختبار من 20 فقرة:

الشكل رقم (5-01) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة في حالة اختبار مكون من 20 فقرة.

2- عند مستوي طول اختبار 40 فقرة:

تم اجراء المقارنات البعدية باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير صعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند اختبار مكون من 40 فقرة، بهدف تحديد الفروق لصالح من تكون والجدول التالي رقم (5-05) يبين ذلك:

الجدول (5-05): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وحجم العينة عند طول اختبار 40 فقرة في حالة التوزيع اعتدالي للقدرة.

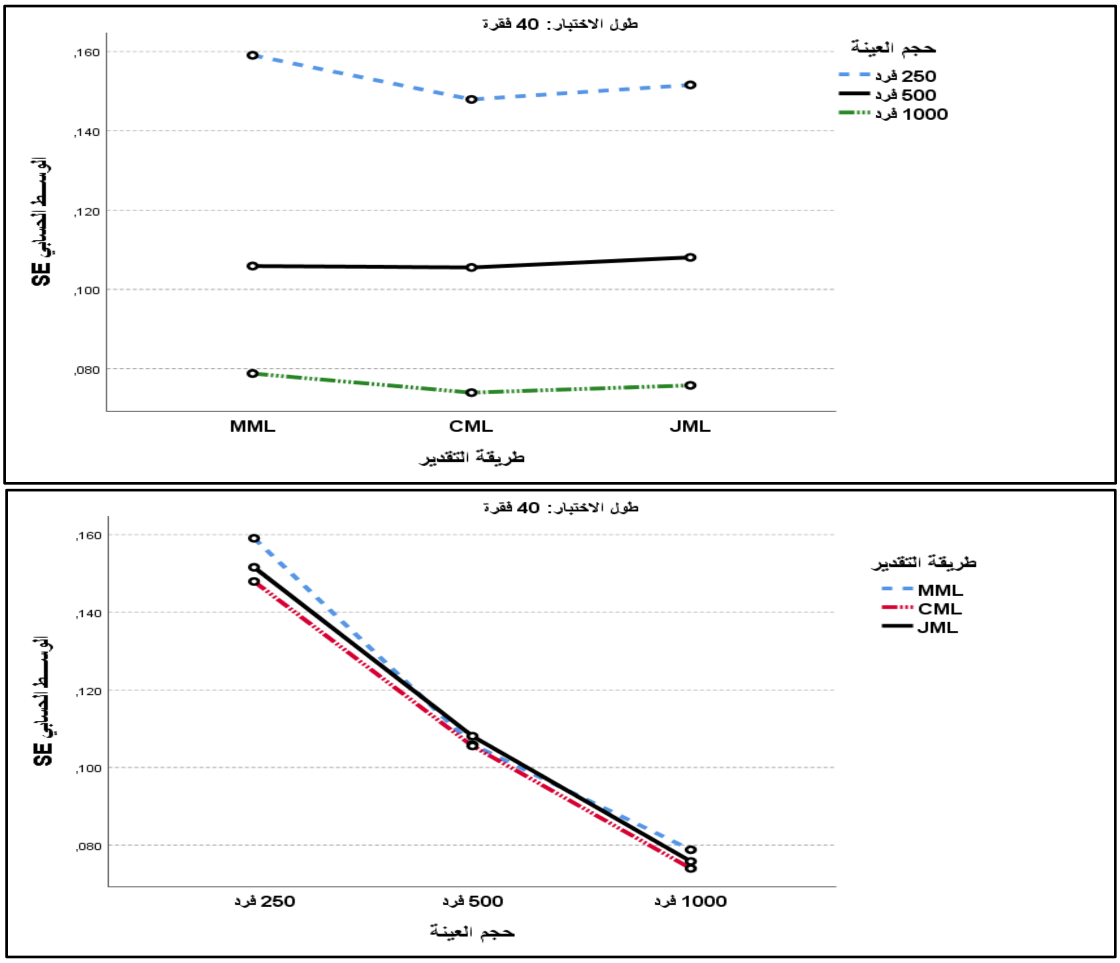
العامل	طريقة التقدير	حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة 500 فرد	حجم العينة 1000 فرد
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	**250**	0,159	0,053*	0,080*
		500	0,106	–	0,027*
		1000	0,079	–	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	**250**	0,148	0,042*	0,074*
		500	0,106	–	0,032*
		1000	0,074	–	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	**250**	0,152	0,044*	0,076*
		500	0,108	–	0,032*
		1000	0,076	–	–
العامل	**حجم العينة**	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير CML**	**طريقة التقدير JML**
حجم العينة	250 فرد	MML	0,159	0,011*	0,007*
		CML	0,148	–	−0,004*
		JML	0,152	–	–
	500 فرد	MML	0,106	0,000	−0,002*
		CML	0,106	–	−0,003*
		JML	0,108	–	–
	1000 فرد	MML	0,079	0,005*	0,003*
		CML	0,074	–	−0,002*
		JML	0,076	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5-05) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير أنه توج فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة

$(\alpha = 0,05)$ تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML)، أي يوجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستويات حجم العينة في حالة اختبار مكون من 40 فقرة، كما يلاحظ أن التقديرات صعوبة الفقرة عند مستوى حجم عينة مكونة من 1000 فرد كانت أكثر دقة ثم تليها مستوى حجم عينة 500 فرد، وأخيرا العينة المكونة من 250 فرد (أقل دقة) في حالة استخدام أي من طرق التقدير الثلاثة.

كذلك أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−05) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة التقدير معلم صعوبة الفقرة (MML, CML, JML) عند كل مستوي من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، فقد كانت أغلبها دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$، ماعدا في موقف واحد عند مستوى حجم عينة 500 فرد بين طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) لم يكن هناك فرق في دقة التقدير أي أنه توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين طرق التقدير في حالة اختبار مكون من 40 فقرة عند استخدام طرق التقدير (MML, CML, JML)، حيث أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في التقدير أعطت نتائج أكثر دقة من باقي الطرق الأخرى عند مختلف مستويات حجم العينة، وتأتي في المرتبة الثانية طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) (ماعدا عند مستوي حجم عينة 500 فرد كان لصالح طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML))، والشكل التالي رقم (5−02) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند اختبار مكون من 40 فقرة:



الشكل رقم (5−02): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة في حالة اختبار مكون من 40 فقرة.

3− عند مستوي حجم عينة 250 فرد:

باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنة البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لمتغير لطريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 250 فرد، لتحديد لصالح من تكون الفروق بين المتوسطات، والجدول التالي رقم (5−06) يبين ذلك:

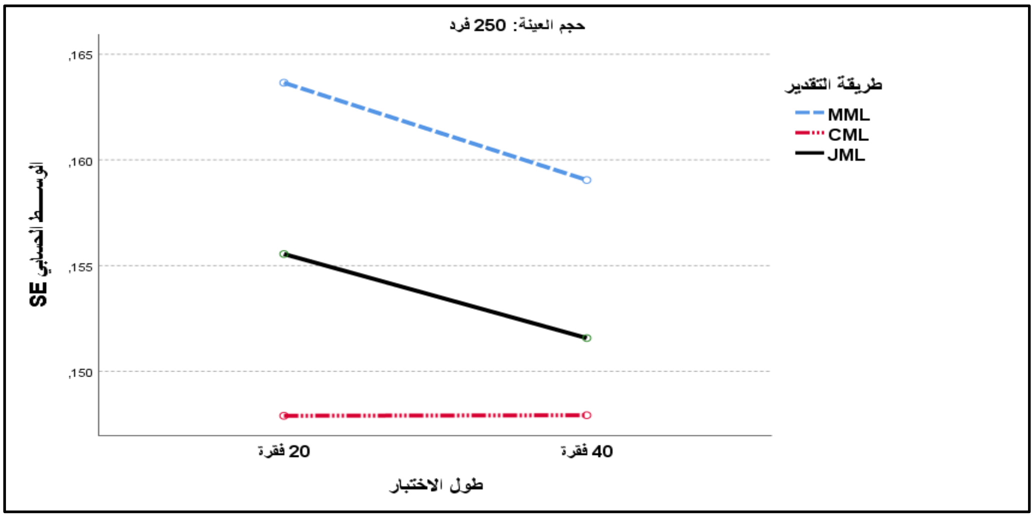
الجدول (5−06): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 250 فرد في حالة التوزيع اعتدالي للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار 20 فقرة	طول الاختبار 40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	**20 فقرة**	0,164	−	0,005
		40 فقرة	0,159	−0,005	−
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	**20 فقرة**	0,148	−	−2,5E−5
		40 فقرة	0,148	2,5E−5	−
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	**20 فقرة**	0,156	−	0,004
		40 فقرة	0,152	−0,004	−
	طول الاختبار	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير CML**	**طريقة التقدير JML**
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,164	0,016*	0,008*
		CML	0,148	−	−0,008*
		JML	0,156	−	−
	40 فقرة	MML	0,159	0,011*	−0,007*
		CML	0,148	−	−0,004*
		JML	0,152	−	−

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

بينت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−06) للمتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير عند مستوي حجم عينة 250 فرد أنه لا توجد هناك فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$) بين مستويات طول الاختبار(20 ،40) فقرة عند كل طريقة من طريقة التقدير (MML, CML, JML)، أي لا توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستوي طول اختبار مكون من 20 فقرة ومستوي اختبار مكون من 40 فقرة عند استخدام طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML).

أما بخصوص النتائج المتعلقة بالمقارنات الثنائية للمتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير بين طرق التقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة وحجم عينة 250 فرد، فقد كانت كل الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$، حيث أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) كانت أكثر دقة جوهريا في تقدير معلمة الصعوبة سواء في حالة الاختبار المكون من 20 فقرة أو 40 فقرة، ثم طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، وأخير طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML)، والشكل التالي رقم (5-03) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار في حالة حجم عينة يساوي 250 فرد:



الشكل رقم (5-03): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 250 فرد.

4- عند مستوي حجم عينة 500 فرد:

تم اجراء المقارنات البعدية باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير صعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 500 فرد، بهدف تحديد لصالح من كانت الفروق الجوهرية، والجدول التالي رقم (5-07) يبن ذلك:

الجدول (5−07): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 500 فرد في حالة التوزيع اعتدالي للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار	
				20 فقرة	40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	20 فقرة	0,108	−	0,002
		40 فقرة	0,106	−0,002	−
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	20 فقرة	0,105	−	0,000
		40 فقرة	0,106	0,000	−
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	20 فقرة	0,111	−	0,003
		40 فقرة	0,108	−0,003	−

العامل	طول الاختبار	طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير	
				CML	JML
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,108	0,003*	−0,003*
		CML	0,105	−	−0,006*
		JML	0,111	−	−
	40 فقرة	MML	0,106	0,000	−0,002*
		CML	0,106	−	−0,003*
		JML	0,108	−	−

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0,05$)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−07) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير عند مستوي حجم عينة 500 فرد تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند كل طريقة من طرق التقدير (MML, CML, JML) أنها كانت كلها غير دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، أي لا توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستوي طول اختبار مكون من 20 فقرة ومستوي اختبار مكون من 40 فقرة عند استخدام احدى طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML).

أما بخصوص النتائج المتعلقة بالمقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطرق التقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة، فقد كانت أغلب الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$ ما عدا في موقف واحد عند الاختبار المكون من 40 فقرة لم يكن هناك فرق بين طريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML)، كما تبين النتائج في حالة الاختبار المكون من 20 فقرة أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) كانت أكثر دقة جوهريا في تقدير معلمة الصعوبة عند التوزيع الاعتدالي للقدرة، ثم بعدها طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML)، وفي المرتبة الثالثة طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، اما في حالة الاختبار المكون من 40 فقرة فنجد الافضلية لطريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML) في التقدير مقارنة مع طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، والشكل التالي رقم (5−04) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار في حالة حجم عينة يساوي 500 فرد:

الشكل رقم (5−04): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 500 فرد.

5- عند مستوي حجم عينة 1000 فرد:

باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية تم اجراء المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 1000 فرد، بهدف تحديد اتجاه الفروق والجدول التالي رقم (5-08) يبن ذلك:

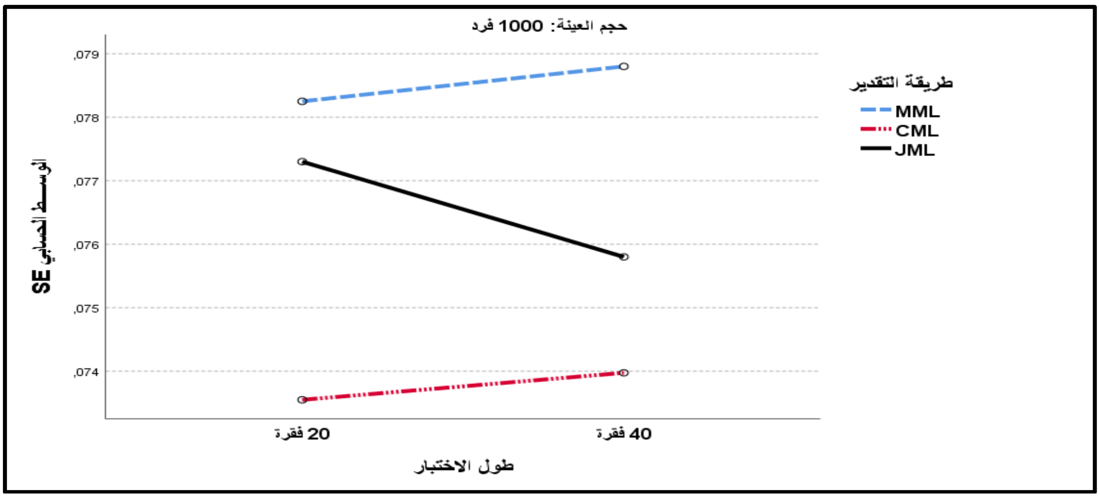
الجدول (5-08): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 1000 فرد في حالة التوزيع اعتدالي للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار: 20 فقرة	طول الاختبار: 40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	**20 فقرة**	0,078	–	−0,001
		40 فقرة	0,079	0,001	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	**20 فقرة**	0,074	–	0,000
		40 فقرة	0,074	0,000	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	**20 فقرة**	0,077	–	0,001
		40 فقرة	0,076	−0,001	–
	طول الاختبار	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير: CML**	**طريقة التقدير: JML**
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,078	0,005*	0,001
		CML	0,074	–	−0,004*
		JML	0,077	–	–
	40 فقرة	MML	0,079	0,005*	0,003*
		CML	0,074	–	−0,002*
		JML	0,076	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

من الجدول رقم (5−08) نجد ان نتائج المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير عند مستوي حجم عينة 1000 فرد تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML) كانت كلها غير دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0{,}05$)، أي لا توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستوي طول اختبار مكون من 20 فقرة ومستوي اختبار مكون من 40 فقرة عند استخدام احدى طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML).

أما نتائج المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى طول اختبار (20 ،40) فقرة وحجم عينة 1000 فرد، فقد كانت معظم الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0{,}05$)، حيث أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) كانت أكثر دقة جوهريا في تقدير معلمة الصعوبة عند مستوى حجم عينة يساوي 1000 فرد سواء في حالة الاختبار المكون من 20 فقرة أو المكون من 40 فقرة، ثم تليها طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) مع طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML) في المرتبة الثانية من حيث دقة التقدير بالنسبة لاختبار مكون من 20 فقرة، أما طول اختبار 40 فقرة فقد حلت طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) في المرتبة الثانية، والشكل التالي رقم (5−05) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار في حالة حجم عينة يساوي 1000 فرد:



الشكل رقم (5-05) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 1000 فرد:

مناقشة نتائج السؤال الاول:

أشارت نتائج البحث الى وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغير طول الاختبار ومتغير حجم العينة كذلك نجد أن مؤشر حجم الاثر (الدلالة العملية) متوسط لوقوع قيمته بين 0,06 و0,14 وبالتالي يتبين لنا أنه يوجد أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة، وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وقد أسهم بـ 10,7% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة، والتفاعل الثلاثي هو مدى اختلاف العلاقات بين مستويات متغيرين مستقلين باختلاف مستويات المتغير المستقل الثالث او مدى تغير التفاعل الثنائي عند مستويات المتغير المستقل الثالث (مراد، 2011، ص323) اي يدل على مدى وجود الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير) وهذا يتفق مع نتائج دراسة الحمدانية والنصراوين (2020) التي توصلت نتائجها الى وجود تفاعل ثلاثي دال احصائيا.

كما أشارت نتائج فحص التفاعلات الثنائية (الاثار البسيطة) عند مستويات المتغير المستقل الثالث (التفاعل بين طريقة التقدير وحجم العينة عند مستويات طول الاختبار، التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستويات حجم العينة) الى ما يلي:

1- بالنسبة لحجم العينة:

أظهرت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة (دقة التقدير) تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML) سواء عند طول اختبار مكون من 20 فقرة أو 40 فقرة ، أي أن دقة تقدير معلم الصعوبة كان يختلف باختلاف حجم العينة، وبملاحظة الشكلين رقم (5-01) و(5-02) يتبين أن زيادة حجم العينة كان يرافقها دائما تناقص في قيم الوسط الحسابي للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) سواء في حالة استخدام اختبار مكون من 20 فقرة أو من 40 فقرة مما يشير الى الاثر الايجابي لزيادة حجم العينة في الحصول على تقديرات أكثر دقة ويتفق هذا مع ما توصلت اليه كل من دراسة ضعضع(2020)، دراسة الدرابيع(2001) ودراسة فيتزباترك وآن (Fitzpatric & Ann, 2001) التي اعتمدوا فيها على بيانات مولدة حيث أظهرت النتائج أن دقة تقدير معامل الصعوبة يزداد بازدياد حجم العينة باستخدام نموذج راش، وهو كذلك ما توصلت اليه نتائج كل من دراسة شما(2013) دراسة البادية (2018)، دراسة القضاة (2020) والذين استخدموا في دراساتهم بيانات حقيقية واعتمدوا علي طريقة الارجحية العظمي الهامشية في تقدير صعوبة المفردات.

2- بالنسبة لطريقة التقدير:

أظهرت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة (دقة التقدير) بين طريقة تقدير (MML, CML, JML) عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد سواء عند طول اختبار 20 فقرة أو 40 فقرة ما عدا في موقفين: واحد بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) عند مستوي حجم عينة 500 فرد وطول اختبار 40 فقرة، والثاني بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) عند مستوي

حجم عينة 1000 فرد وطول اختبار 20 فقرة، حيث لم تظهر أي فرق بينهما عند طول الاختبار المكون من40 فقرة، وبملاحظة كذلك الاشكال رقم: (5−03)، (5−04) و(5−04) يتبين أن دقة تقدير معلم صعوبة الفقرة عند جميع مستويات حجم العينة كانت فيه الافضلية لطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) عن باقي الطرق الاخرى بينما الافضلية بين الطريقتين المتبقيتين فقد عادت لطريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) من طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) عند مستوي حجم عينة 1000 فرد،

3− بالنسبة لطول الاختبار:

أظهرت نتائج البحث عدم وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة (دقة التقدير) تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند جميع طرق التقدير (MML, CML, JML) أي أن دقة تقدير معلم صعوبة الفقرة لا يختلف عند استخدام اختبار مكون من 20 فقرة عن اختبار مكون من 40 فقرة باستخدام طريقة التقدير وهذا عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد وهو يختلف مع نتائج دراسة الحواري(2015) التي توصلت الى وجود أثر لطول الاختبار على دقة تقدير معلم الصعوبة المقدرة باستخدام نموذج راش.

ثانيا: النتائج المتعلقة بالإجابة عن السؤال الثاني : هل تختلف دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة باستخدام طرق التقدير (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) باختلاف حجم العينة، طول الاختبار، عند شكل التوزيع الموجب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟.

للإجابة عن هذا السؤال تم استخدام كل من برنامج Bilog-Mg لتقدير معلمة صعوبة الفقرات والخطأ المعياري للتقدير لاستجابات الافراد المولدة عند مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) فرد عندما يكون شكل توزيع القدرة موجب الالتواء وفق طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML)، وعلى برنامج Winsteps لاستخراج التقديرات وفق طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، أما التقديرات وفق طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) فتم الاعتماد على حزمة Extended Rasch eRm) (Modeling التي تعمل ضمن بيئة برنامج R، حيث تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للأخطاء المعيارية في تقدير صعوبة الفقرات، وذلك كما هو مبين في الجدول رقم (5-09) التالي:

الجدول رقم (5-09): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري(SE) لتقدير معلمة الصعوبة وفقا لطريقة التقدير باختلاف طول الاختبار وحجم العينة عند التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

طول الاختبار	حجم العينة	طريقة التقدير: الأرجحية العظمى الهامشية (MML)		الارجحية العظمى الشرطية (CML)		الارجحية العظمى المشتركة(JML)	
		الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
20	250	0,155	0,027	0,160	0,028	0,168	0,030
	500	0,105	0,021	0,114	0,022	0,120	0,023
	1000	0,074	0,014	0,080	0,014	0,084	0,015
40	250	0,149	0,025	0,164	0,026	0,168	0,027

	500	0,107	0,017	0,115	0,018	0,118	0,019
	1000	0,077	0,012	0,081	0,012	0,083	0,012

يلاحظ من الجدول (5−09) الخاص بالمتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري(SE) لتقدير معلمة صعوبة الفقرة التي تم استخراجها بعد تطبيق طرق التقدير الثلاثة المعتمدة في البحث أن:

كافة قيم المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير (SE) عند استخدام طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) كانت أقل ظاهريا من الطرق الاخرى (الارجحية العظمى الشرطية(CML)، الارجحية العظمى المشتركة(JML)) عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد سواء كان طول الاختبار 20 فقرة أو 40 فقرة، وبالتالي هي أكثر الطرق دقة في التقدير، ثم تليها في المرتبة الثانية طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) عند جميع مستويات حجم العينة ثم طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) بقيم متوسط حسابي وانحراف معياري أكبر.

في ضوء ما تقدم، تم إجراء تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم مؤشر الخطأ المعياري لتقدير معلمة الصعوبة للكشف عن جوهرية الفروق الظاهرة بين متوسطات الاخطاء المعيارية للتقدير باختلاف طريقة التقدير (MML, CML, JML) وباختلاف كل من متغيري طول الاختبار(20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وبالاعتماد على اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) تم التحقق من شرط الكروية في البيانات والجدول التالي رقم (5−10) يبين ذلك:

الجدول رقم (5−10): نتائج اختبار ماوكلي للتحقق من شرط الكروية في البيانات في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

ماوكلي Mauchly	قيمة $كا^2$ التقريبية	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية ابسلون Epsilon	
				معامل التصحيح Greenhouse−Geisser	معامل التصحيح Huynh−Feldt
0,264	230,72	2	0,000	0,576	0,594

يلاحظ من الجدول رقم (5−10) أن قيمة $كا^2$ تساوي 230,72 وهي دالة احصائيا عند مستوى 0,01 وهذا يدل على عدم تحقق شرط الكروية في البيانات لذا تم تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال الاخذ بتعديل عن طريق معامل Greenhouse−Geisser (قيمته أقل من 0,75)، والجدول التالي رقم (5−11) يوضح نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة:

الجدول رقم (5−11): نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة الصعوبة تبعا لطريقة التقدير وباختلاف متغيري (طول الاختبار، حجم العينة) عند التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

الاثار	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	الدلالة الإحصائية	حجم الأثر η^2
بين المجموعات	طول الاختبار	1,470E−5	1	1,470E−5	0,011	0,916	0,000
	حجم العينة	0,526	2	0,263	197,57	0,000	0,694
	حجم العينة x طول الاختبار	5,504E−5	2	2,572E−5	0,021	0,980	0,000
	الخطأ	0,231	174	0,001			
داخل المجموعات Greenhouse −Geisser (0,576)	طريقة التقدير	0,012	1,152	0,011	1764,1	0,000	0,910
	طول الاختبار x طريقة التقدير	0,000	1,152	0,000	31,425	0,000	0,153
	حجم العينة x طريقة التقدير	0,001	2,303	0,000	61,995	0,000	0,416

طول الاختبار x حجم العينة x طريقة التقدير	0,001	2,303	0,000	49,149	0,000	0,361
الخطأ	0,01	200,40	6,115E−6			

نلاحظ من الجدول رقم (5−11) وجود فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغير طول الاختبار (20، 40) فقرة ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، فقد بلغت قيمة(F) المصححة (49,149) بدلالة احصائية (0,00)، كما يظهر أن مؤشر حجم الأثر (الدلالة العملية) مربع ايتا (η^2) يساوي 0,361 وهو مرتفع حسب معايير كوهين(Cohen, 1988) (أكبر من 0,14)، أي يوجد هناك أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وقد أسهم بـ 36,1% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة، مما يدل على الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير) والذي يتطلب تفسيره فحص التفاعلات الثنائية لتفسيره، وبالرجوع الجدول رقم (5−11) نلاحظ أن:

هناك فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع طول الاختبار (20، 40) فقرة، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (31,425) بدلالة احصائية (0,00)، ومؤشر حجم الأثر (Effect size) مربع ايتا (η^2) بـ 0,153 وهو مرتفع (أكبر من 0,14) حسب معايير كوهين أي نستنتج أن لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير طول الاختبار أسهم بـ 15,3% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة.

هناك فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (61,995) بدلالة احصائية (0,00)، وبمؤشر حجم الأثر مربع ايتا (η^2) مرتفع يساوي 0,416 (أكبر من 0,14) أي أن تفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير حجم العينة أسهم بـ 41,6% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة، مع العلم أن التفاعل الثنائي الدال يعني أن أثر المتغير المستقل يختلف باختلاف مستويات المتغير المستقل الثاني (في حالة التفاعل غير دال يتم تفسير أثر كل متغير مستقل على حدى).

ولتفسير التفاعل ثلاثي نعتمد على التفاعلات الثنائية من خلال فحص تفاعل بين متغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل مستوي من مستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة، والتفاعل بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند كل مستوي من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

1- عند مستوي طول اختبار 20 فقرة:

بهدف تحديد اتجاه الفروق لصالح من تم استخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية المتعددة لإجراء المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) ومستوى حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند اختبار مكون من 20 فقرة بهدف تحديد اتجاه الفروق لصالح من في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة والجدول التالي رقم (5-12) يبين ذلك:

الجدول (5−12): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وحجم العينة عند طول اختبار 20 فقرة في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

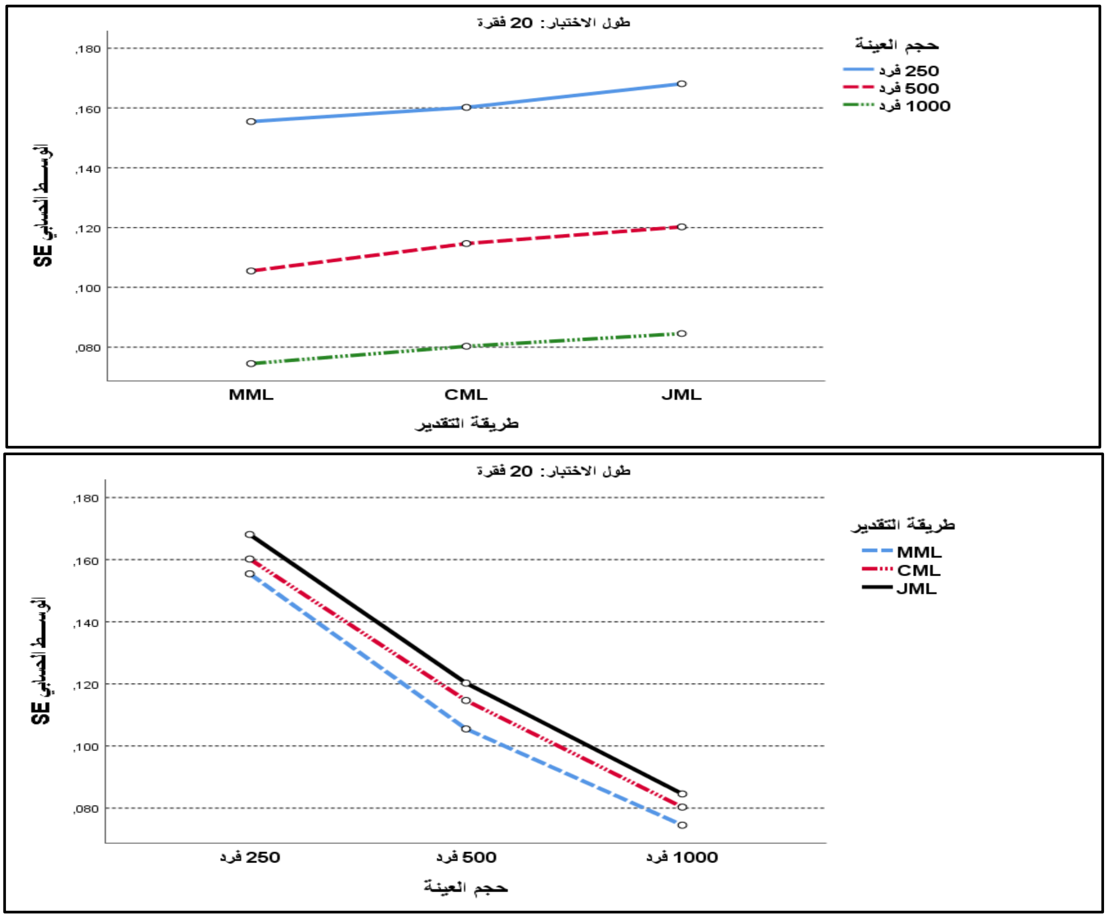
العامل	طريقة التقدير	حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة	
				500 فرد	1000 فرد
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	250 فرد	0,155	0,050*	0,081*
		500 فرد	0,105	−	0,031*
		1000 فرد	0,075	−	−
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	250 فرد	0,160	0,046*	0,080*
		500 فرد	0,115	−	0,034*
		1000 فرد	0,080	−	−
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	250 فرد	0,168	0,048*	0,084*
		500 فرد	0,120	−	0,036*
		1000 فرد	0,085	−	−
	حجم العينة	طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير	
				CML	JML
حجم العينة	250 فرد	MML	0,155	−0,005*	−0,013*
		CML	0,160	−	−0,008*
		JML	0,168	−	−
	500 فرد	MML	0,105	−0,009*	−0,015*
		CML	0,115	−	−0,006*
		JML	0,120	−	−
	1000 فرد	MML	0,075	−0,006*	−0,010*
		CML	0,080	−	−0,004*
		JML	0,085	−	−

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−12) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير أنه هناك فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة

$(\alpha = 0{,}05)$ تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل طريقة من طرق التقدير، ونستنتج انه يوجد فرق (أثر) في دقة التقدير بين مستويات حجم العينة في حالة اختبار مكون من 20 فقرة عند استخدام أحد طرق تقدير صعوبة الفقرة، حيث أعطت حجم العينة المكونة من 1000 فرد تقديرات أكثر دقة لصعوبة الفقرة ثم تليها العينة المكونة من 500، وأخيرا العينة المكونة من 250 فرد (أقل دقة) في حالة استخدام أي من طرق التقدير الثلاثة المعتمدة في البحث.

أما النتائج المتعلقة بالمقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة التقدير عند كل مستوى من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد فنجد هناك فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$ عند جميع مستويات حجم العينة، حيث جاءت طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) أكثر الطرق دقة في التقدير، ثم تليها طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في المرتبة الثانية بينما طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) كانت أقل الطرق دقة في التقدير عند مختلف مستويات حجم العينة، والشكل التالي رقم (5−06) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند طول اختبار مكون من 20 فقرة في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5-06): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند اختبار مكون من 20 فقرة في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

2- عند مستوي طول اختبار 40 فقرة:

تم اجراء المقارنات الثنائية باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند طول اختبار مكون من 40 فقرة، بهدف تحديد اتجاه الفروق لصالح من في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة، والجدول التالي رقم (5-13) يبين ذلك:

الجدول (5-13): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وحجم العينة عند طول اختبار 40 فقرة في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة: 500 فرد	حجم العينة: 1000 فرد
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	**250**	0,149	0,042*	0,072*
		500	0,107	–	0,029*
		1000	0,078	–	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	**250**	0,165	0,049*	0,083*
		500	0,116	–	0,034*
		1000	0,082	–	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	**250**	0,168	0,050*	0,085*
		500	0,119	–	0,035*
		1000	0,084	–	–

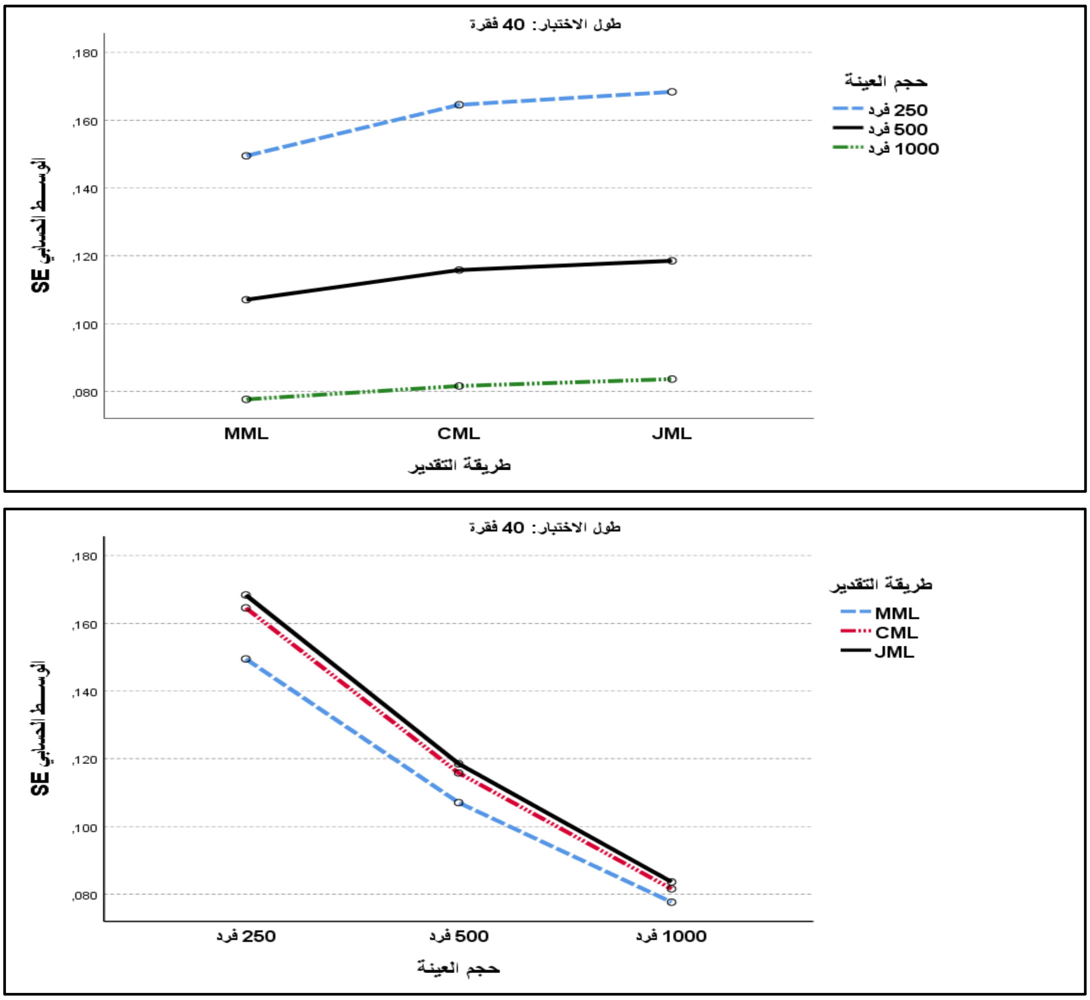
العامل	حجم العينة	طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير: CML	طريقة التقدير: JML
حجم العينة	250 فرد	MML	0,149	−0,015*	−0,019*
		CML	0,165	–	−0,004*
		JML	0,168	–	–
	500 فرد	MML	0,107	−0,009*	−0,011*
		CML	0,116	–	−0,003*
		JML	0,119	–	–
	1000 فرد	MML	0,078	−0,004*	−0,006*
		CML	0,082	–	−0,002*
		JML	0,084	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5- 13) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا مستويات حجم العينة (250، 500، 1000)

فرد عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML) أنها كانت كلها دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، أي أنه توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستويات حجم العينة في حالة اختبار مكون من 40 فقرة، حيث كانت هذه التقديرات عند مستوى حجم عينة مكونة من 1000 فرد كانت أكثر دقة ثم يأتي ثانيا مستوى حجم عينة 500 فرد، وأخيرا مستوى حجم عينة 250 فرد (أقل دقة) في حالة استخدام أي من طرق التقدير.

كذلك بينت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5− 13) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة تقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عن وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$) عند جميع مستويات حجم العينة بين طرق التقدير، فنجد طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) أكثر الطرق دقة، ثم تليها طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في المرتبة الثانية، وطريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) في المرتبة الاخيرة من حيث دقة التقدير، والشكل التالي رقم (5−07) يوضح التفاعل بين طريقة تقدير ومستويات حجم العينة في حالة اختبار مكون من 40 فقرة في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5−07): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند اختبار مكون من 40 فقرة في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

3− عند مستوي حجم عينة 250 فرد:

باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير معلمة صعوبة الفقرة (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 250 فرد، لتحديد لصالح من تكون الفروق بين المتوسطات، والجدول التالي رقم (5−14) يظهر ذلك:

الجدول (5–14): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 250 فرد حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار	
				20 فقرة	40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	20 فقرة	0,155	–	0,006
		40 فقرة	0,149	−0,006	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	20 فقرة	0,160	–	−0,004
		40 فقرة	0,165	0,004	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	20 فقرة	0,168	–	0,000
		40 فقرة	0,168	0,000	–

العامل	طول الاختبار	طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير	
				CML	JML
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,155	−0,005*	−0,013*
		CML	0,160	–	−0,008*
		JML	0,168	–	–
	40 فقرة	MML	0,149	−0,015*	−0,019*
		CML	0,165	–	−0,004*
		JML	0,168	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5–14) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير أنه لا توجد فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$) بين مستويات طول اختبار (20، 40) فقرة عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML)، أي أن دقة التقدير بين مستوي طول اختبار مكون من 20 فقرة ومستوي اختبار مكون من 40 فقرة لا يوجد بينهما فروق (أثر) باستخدام أي طريقة من طرق التقدير عند مستوى حجم عينة يساوي 250 فرد.

بينما المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة، فقد كانت كل الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0{,}05$)، حيث أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML) كانت أكثر دقة جوهريا في تقدير معلمة الصعوبة عند حجم عينة 250 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة سواء عند استخدام اختبار مكون من 20 فقرة أو اختبار مكون من 40 فقرة، ثم طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) ثانيا، وأخيرا طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) كأقل الدرق دقة، والشكل التالي رقم (5−08) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار عند حجم عينة 250 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة:

الشكل رقم (5−08): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 250 فرد في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

4− عند مستوي حجم عينة 500 فرد:

بالاعتماد على تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) تم اجراء المقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم

العينة 500 فرد، بهدف تحديد اتجاه الفروق لصالح من، والجدول التالي رقم (5-15) يبن ذلك:

الجدول (5-15): نتائج اختبار بينفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 500 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

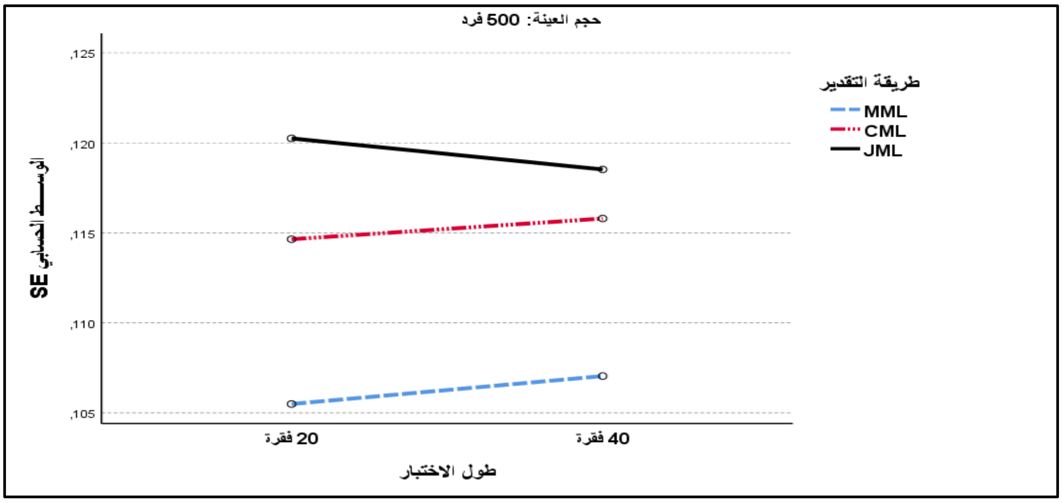
العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار: 20 فقرة	طول الاختبار: 40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	**20 فقرة**	0,106	–	-0,002
		40 فقرة	0,107	0,002	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	**20 فقرة**	0,115	–	-0,001
		40 فقرة	0,116	0,001	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	**20 فقرة**	0,120	–	0,002
		40 فقرة	0,119	-0,002	–
	طول الاختبار	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير: CML**	**طريقة التقدير: JML**
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,106	-0,009*	-0,015*
		CML	0,115	–	-0,006*
		JML	0,120	–	–
	40 فقرة	MML	0,107	-0,009*	-0,011*
		CML	0,116	–	-0,003*
		JML	0,119	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5-15) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير عند مستوي حجم عينة 500 فرد بين مستويات طول الاختيار (20، 40) فقرة عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML)، أنها كانت كلها غير دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، أي لم تظهر اي فروق (أثر) في دقة

التقدير باختلاف طول الاختبار عند استخدام احد طرق التقدير في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

أما بخصوص المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة تقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة، فقد كانت كل الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، حيث أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML) كانت أكثر الطرق دقة جوهريا في تقدير معلمة الصعوبة عند مستوي حجم عينة 500 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة سواء عند استخدام اختبار مكون من 20 فقرة أو من 40 فقرة، ثم بعدها طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في المرتبة الثانية، وأخيرا جاءت طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) أقل الطرق دقة في التقدير، والشكل التالي رقم (5−09) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار عند حجم عينة 500 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5−09): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 500 فرد في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

5- عند مستوي حجم عينة 1000 فرد:

باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية تم اجراء المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 1000 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة ولمعرفة اتجاه الفروق وأي من طرق القدير أكثر دقة، والجدول التالي رقم (5–16) يبن ذلك:

الجدول (5–16): نتائج اختبار بينفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 1000 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

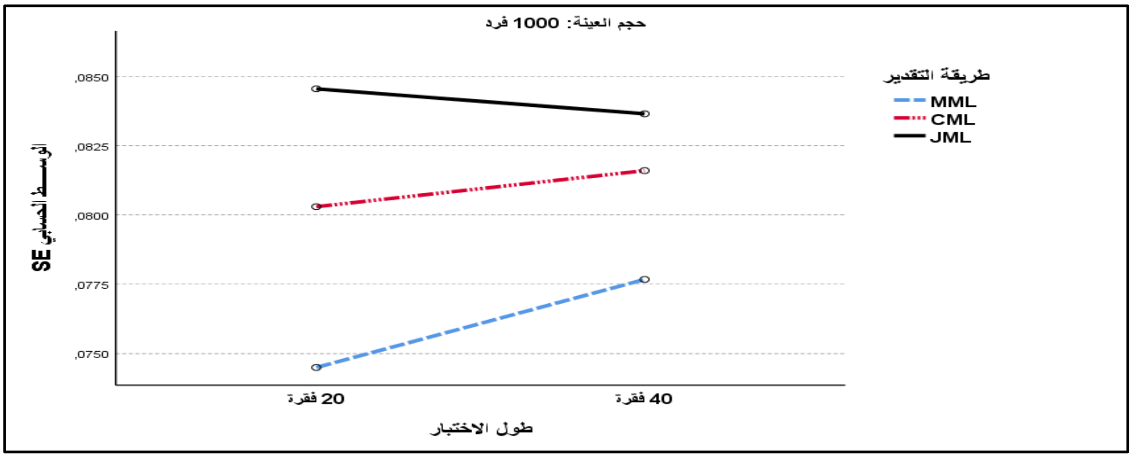
العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار	
				20 فقرة	40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	20 فقرة	0,075	–	−0,003
		40 فقرة	0,078	0,003	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	20 فقرة	0,080	–	−0,001
		40 فقرة	0,082	0,001	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	20 فقرة	0,085	–	0,001
		40 فقرة	0,084	−0,001	–

العامل	طول الاختبار	طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير	
				CML	JML
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,075	−0,006*	−0,010*
		CML	0,080	–	−0,004*
		JML	0,085	–	–
	40 فقرة	MML	0,078	−0,004*	−0,006*
		CML	0,082	–	−0,002*
		JML	0,084	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

من خلال الجدول رقم (5– 16) نلاحظ أن نتائج المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير عند مستوي حجم عينة 1000 فرد تبعا لمستويات طول اختبار (20، 40) فقرة لكل طريقة تقدير (MML, CML, JML) أنها كانت كلها غير دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، أي لا توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستوي طول اختبار مكون من 20 فقرة ومستوي اختبار مكون من 40 فقرة عند استخدام أي من طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML).

أما نتائج المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير صعوبة المفردة تبعا لطريقة تقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة، فقد كانت كل الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$) حيث أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML) كانت أكثر الطرق دقة في تقدير معلمة الصعوبة عند حجم عينة من 1000 فرد سواء في حالة اختبار مكون من 20 فقرة أو من 40 فقرة، ثم تأتي في المرتبة الثانية طريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) وفي المرتبة الاخيرة حلت طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، والشكل التالي رقم (5–10) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار عند حجم عينة 1000 فرد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5–10): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 1000 فرد في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

مناقشة النتائج السؤال الثاني:

أشارت نتائج البحث الى وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغيري طول الاختبار وحجم العينة، في حالة شكل توزيع القدرة الموجب الالتواء، وبمؤشر حجم الاثر مرتفع ، وبالتالي يوجد أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة، وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وقد أسهم هذا التفاعل بـ 36,1% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة، مما يدل على وجود الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير)

كما أشارت نتائج فحص التفاعلات الثنائية (الاثار البسيطة) عند مستويات المتغير المستقل الثالث (التفاعل بين طريقة التقدير وحجم العينة عند مستويات طول الاختبار، التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستويات حجم العينة) الى ما يلي:

1- بالنسبة لحجم العينة:

أظهرت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة (دقة التقدير) تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML) سواء عند طول اختبار مكون من 20 فقرة أو 40 فقرة في حالة شكل توزيع القدرة موجب الالتواء، أي أن اختلاف حجم العينة له اثر على دقة تقدير معلم الصعوبة وبملاحظة الشكلين رقم (5-06) و(5-07) يتبين أن زيادة حجم العينة كان يرافقها دائما تناقص في قيم الوسط الحسابي للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) الذي يدل انخفاضه على زيادة دقة التقدير وهذا في حالة استخدام اختبار مكون من 20 فقرة أو من 40 فقرة، مما يشير الى الاثر الايجابي لزيادة حجم العينة في الحصول على تقديرات أكثر دقة.

2- بالنسبة لطريقة التقدير:

أظهرت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة بين طرق التقدير (MML, CML, JML) عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد

سواء عند طول اختبار 20 فقرة أو 40 فقرة، في حالة شكل توزيع القدرة يكون موجب الالتواء، وبملاحظة كذلك الاشكال رقم: (5−03)، (5−04) و(5−04) يتبن أنه تفاعل رتبي Ordinal حيث بقي ترتيب متوسط الخطأ المعياري للتقدير لجميع طرق التقدير كما هو عند كل مستوي من مستويات حجم العينة (عدم تقاطع الخطوط) أي أن دقة تقدير معلم صعوبة الفقرة عند جميع مستويات حجم العينة وطول الاختبار كانت فيه الافضلية لطريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) في دقة التقدير عن باقي الطرق الاخرى وفي المرتبة الثانية جاءت طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) وفي الاخير طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، ويتفق هذا مع ما توصلت دراسة ألكساندر روبيتشش (Alexander Robitzsch, 2021) التي اعتمدت على بيانات مولدة حيث توصلت النتائج الى أن طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) تتعامل بشكل مرن أفضل في تقدير معامل الصعوبة في حالة عدم التوزيع الاعتدالي للقدرة.

3− بالنسبة لطول الاختبار:

أظهرت نتائج البحث عدم وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند جميع طرق التقدير (MML, CML, JML) أي أن دقة تقدير معلم صعوبة الفقرة لا يختلف عند استخدام اختبار مكون من 20 فقرة عن اختبار مكون من 40 فقرة باستخدام طريقة التقدير وهذا عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد وهو يتعارض مع ما توصلت اليه دراسة ألكساندر روبيتشش (Alexander Robitzsch, 2021) حيث خلصت الى وجود اختلافات أكثر بين طرق تقدير بالنسبة لطول لاختبارات الاقصر (10 فقرات) من الاختبارات الاطول (30 فقرة).

ثالثا: النتائج المتعلقة بالإجابة عن السؤال الثالث: هل تختلف دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة باستخدام طرق التقدير (الأرجحية العظمى الهامشية (MML)، طريقة الارجحية العظمى المشتركة(JML)، وطريقة الأرجحية العظمى الشرطية (CML)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

للإجابة عن هذا السؤال تم الاعتماد على كل من برنامج Bilog-Mg لتقدير معلمة صعوبة الفقرة والخطأ المعياري للتقدير لاستجابات المولدة في حالة شكل توزيع القدرة سالب الالتواء عند مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) فرد وفق طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML)، وعلى برنامج Winsteps لاستخراج التقديرات وفق طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، أما تقديرات طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) فتم الاعتماد على حزمة eRm (Extended Rasch Modeling) التي تعمل ضمن بيئة برنامج R، حيث تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للأخطاء المعيارية في تقدير صعوبة الفقرات كما هو مبين في الجدول رقم (5-17) التالي:

الجدول رقم (5-17): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة وفقا لطريقة التقدير باختلاف طول الاختبار وحجم العينة عند التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

طول الاختبار	حجم العينة	طريقة التقدير					
		الأرجحية العظمى الهامشية (MML)		الارجحية العظمى الشرطية (CML)		الارجحية العظمى المشتركة(JML)	
		الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
20	250	0,164	0,028	0,1648	0,028	0,172	0,031
	500	0,113	0,019	0,115	0,020	0,121	0,021
	1000	0,080	0,015	0,082	0,015	0,086	0,016
40	250	0,151	0,027	0,166	0,030	0,170	0,032

500	0,115	0,019	0,114	0,018	0,117	0,019
1000	0,075	0,012	0,081	0,012	0,083	0,013

من خلال الجدول (5- 17) الخاص بالمتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة التي تم الحصول عليها بعد تطبيق طرق التقدير الثلاثة المعتمدة في البحث الحالي نجد أن كافة قيم المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير(SE) عند استخدام طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) كانت أقل ظاهريا من الطرق الاخرى (الارجحية العظمى الشرطية (CML)، الارجحية العظمى المشتركة(JML)) عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) سواء كان طول الاختبار 20 فقرة أو 40 فقرة ما عدا في حالة واحدة عند حجم عينة 500 وطول اختبار 40 فقرة كانت أقل في طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)، وبالتالي فان طريقة الارجحية العظمى الهامشية هي أكثر الطرق دقة في التقدير، ثم تليها في المرتبة الثانية طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) ثم أخيرا طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) بقيم متوسط حسابي وانحراف معياري أكبر أي أقل دقة في التقدير.

وفي ضوء ما تقدم، تم إجراء تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم مؤشر الخطأ المعياري للتقدير لمعلمة صعوبة الفقرة للكشف عن جوهرية الفروق الظاهرة بين متوسطات الخطأ المعياري للتقدير باختلاف طريقة التقدير (MML, CML, JML) وباختلاف كل من طول الاختبار(20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وبالاعتماد على اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) تم التحقق من شرط الكروية في البيانات كما هو مبين في الجدول التالي رقم (5-18):

الجدول رقم (5−18): نتائج اختبار ماوكلي للتحقق من شرط الكروية في البيانات عند التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

ماوكلي Mauchly	قيمة كا^2 التقريبية	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية ابسلون Epsilon: معامل التصحيح Greenhouse−Geisser	معامل تصحيح درجة الحرية ابسلون Epsilon: معامل التصحيح Huynh−Feldt
0,269	226,90	2	0,000	0,578	0,596

يلاحظ من الجدول رقم (5−18) أن قيمة كا^2 تساوي 226,90 وهي دالة احصائيا عند مستوى 0,01 مما يدل على عدم تحقق شرط الكروية في البيانات لذا تم تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال الاخذ بتعديل درجة الحرية عن طريق معامل Greenhouse−Geisser (لان قيمته أقل من 0,75) والجدول التالي رقم (5−19) يوضح نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة:

الجدول رقم (5−19): نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم الأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة الصعوبة تبعا لطريقة التقدير وباختلاف متغيري (طول الاختبار، حجم العينة) عند التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

الاثار	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	الدلالة الإحصائية	حجم الأثر η^2
بين المجموعات	طول الاختبار	0,001	1	0,001	0,728	0,395	0,004
	حجم العينة	0,560	2	0,280	192,46	0,000	0,689
	حجم العينةx طول الاختبار	0,000	2	0,000	0,088	0,916	0,001
	الخطأ	0,253	174	0,001			
داخل المجموعات Greenhouse −Geisser (0,578)	طريقة التقدير	0,006	1,156	0,005	821,15	0,000	0,825
	طول الاختبار x طريقة التقدير	0,001	1,156	0,000	71,136	0,000	0,290
	حجم العينةx طريقة التقدير	0,001	2,311	0,001	95,649	0,000	0,524
	طول الاختبار x حجم العينة x طريقة التقدير	0,001	2,311	0,001	89,376	0,000	0,507
	الخطأ	0,01	201,08	6,201E−6			

نلاحظ من الجدول رقم (5−19) وجود فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغير طول الاختبار (20، 40) فقرة ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (89,376) بدلالة احصائية (0,00)، ومؤشر حجم الأثر مربع ايتا (η^2) يساوي 0,507 وهو مرتفع حسب معايير كوهين (لأنه أكبر من 0,14)، أي يوجد هناك أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وقد أسهم بـ 50,7% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة مما يدل على الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير) والذي يتطلب فحص التفاعلات الثنائية لتفسير هذا التفاعل الثلاثي حيث نلاحظ من الجدول رقم (5−19) أن:

توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع طول الاختبار (20، 40) فقرة، فقد بلغت قيمة(F) المصححة (71,136) بدلالة احصائية (0,00)، وبمؤشر حجم الأثر (Effect size) مربع ايتا (η^2) يساوي 0,290 وهو مرتفع لان قيمته أكبر من 0,14، أي أن لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير حجم العينة أسهم بـ 29% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة.

توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة صعوبة الفقرة تعزى لتفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (95,649) بدلالة احصائية (0,00)، كما أن مؤشر حجم الأثر مربع ايتا (η^2) قد بلغ 0,524 وهو يقع في المجال المرتفع حسب معايير كوهين(Cohen, 1988) أي نستنتج

أن تفاعل طريقة التقدير (MML, CML, JML) مع متغير حجم العينة أسهم بـ 52,4% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة، مع الاشارة الى أن التفاعل الثنائي الدال يعني أن أثر المتغير المستقل يختلف باختلاف مستويات المتغير المستقل الثاني.

بهدف تفسير التفاعل ثلاثي نعتمد على التفاعلات الثنائية من خلال فحص تفاعل بين متغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل مستوي من مستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة، والتفاعل بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند كل مستوي من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

1- عند مستوي طول اختبار 20 فقرة:

باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية تم اجراء المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند اختبار مكون من 20 فقرة، لمعرفة اتجاه الفروق وأي من طرق القدير أكثر دقة، في حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة والجدول التالي رقم (5–20) يبين ذلك:

الجدول (5−20): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وحجم العينة عند طول اختبار 20 فقرة في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

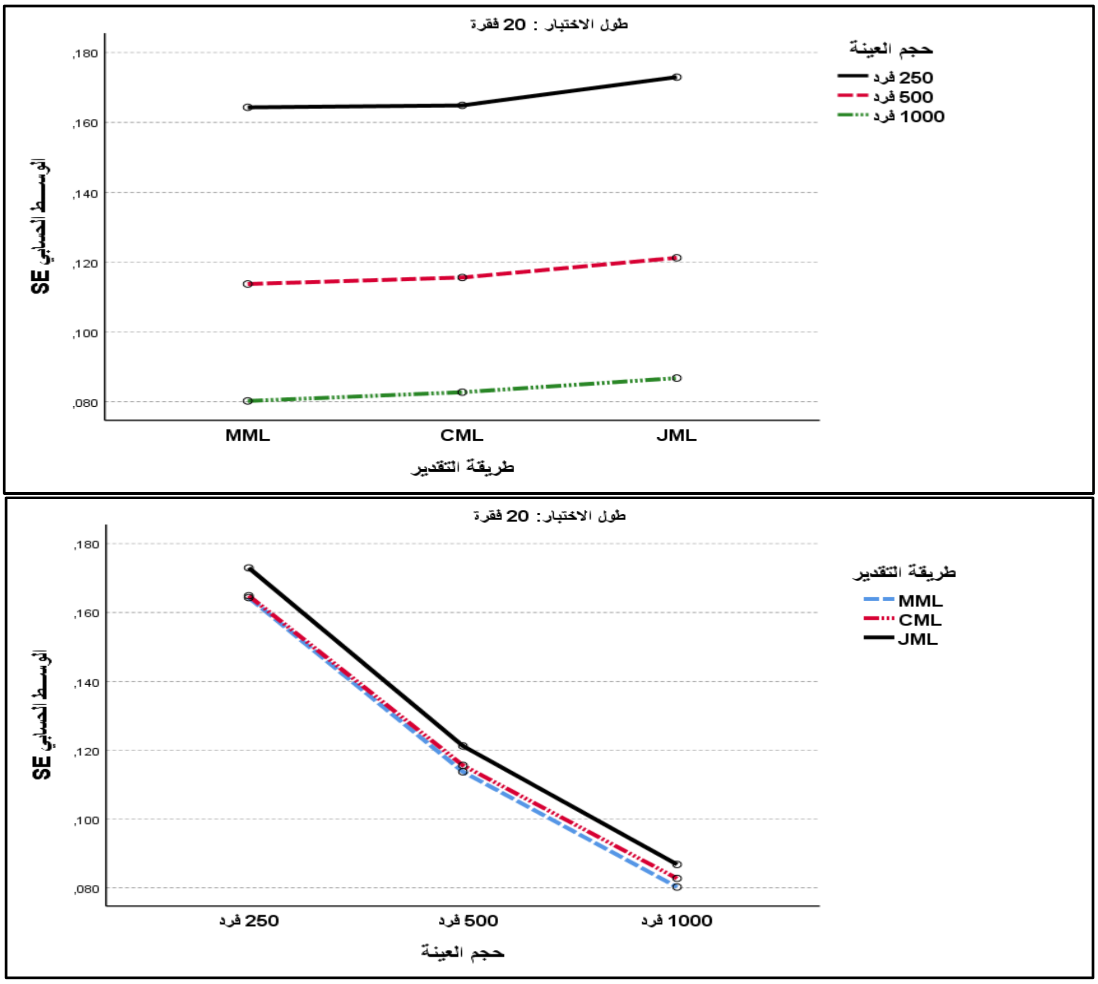
العامل	طريقة التقدير	حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة: 500 فرد	حجم العينة: 1000 فرد
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	**250 فرد**	0,164	0,051*	0,084*
		500 فرد	0,114	−	0,033*
		1000 فرد	0,080	−	−
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	**250 فرد**	0,165	0,049*	0,082*
		500 فرد	0,116	−	0,033*
		1000 فرد	0,083	−	−
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	**250 فرد**	0,173	0,052*	0,086*
		500 فرد	0,121	−	0,034*
		1000 فرد	0,087	−	−
	حجم العينة	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير: CML**	**طريقة التقدير: JML**
حجم العينة	250 فرد	MML	0,164	−0,001	−0,009*
		CML	0,165	−	−0,008*
		JML	0,173	−	−
	500 فرد	MML	0,114	−0,002*	−0,008*
		CML	0,116	−	−0,006*
		JML	0,121	−	−
	1000 فرد	MML	0,080	−0,002*	−0,007*
		CML	0,083	−	−0,004*
		JML	0,087	−	−

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−20) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا مستويات حجم العينة (250، 500، 1000)

فرد عند كل طريقة تقدير أنها كانت كلها دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0{,}05$)أي توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستويات حجم العينة في حالة اختبار مكون من 20 فقرة عند استخدام طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML) المعتمدة في البحث، فقد أعطت حجم العينة المكونة من 1000 فرد تقديرات أكثر دقة لصعوبة الفقرة، ثم تليها العينة المكونة من 500 فرد، وأخيرا نجد العينة المكونة من 250 فرد (أقل دقة) في حالة استخدام أي من طرق التقدير.

أما المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة (MML, CML, JML) عند مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، فنجد كذلك فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0{,}05$) عند جميع مستويات حجم العينة بين طرق التقدير ما عدا في موقف واحد عند مستوى حجم عينة 250 فرد لم يكن هناك فرق دال احصائيا بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)، بينما في بقيت المواقف الاخرى جاءت طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) أكثر الطرق دقة في التقدير، ثم تليها طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في المرتبة الثانية، بينما طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) كانت أقل الطرق دقة عند مختلف مستويات حجم العينة، والشكل التالي رقم (5−11) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند طول اختبار من 20 فقرة في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5-11): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند طول اختبار 20 فقرة في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

2- عند مستوي طول اختبار 40 فقرة:

تم اجراء المقارنات الثنائية باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومستوى حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند طول اختبار مكون من 40 فقرة، لمعرفة اتجاه الفروق وأي من طرق القدير أكثر دقة، في حالة شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة، والجدول التالي رقم (5-21) يوضح ذلك:

الجدول (5-21): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وحجم العينة عند طول اختبار40 فقرة في حالة شكل التوزيع السالب الالتواء.

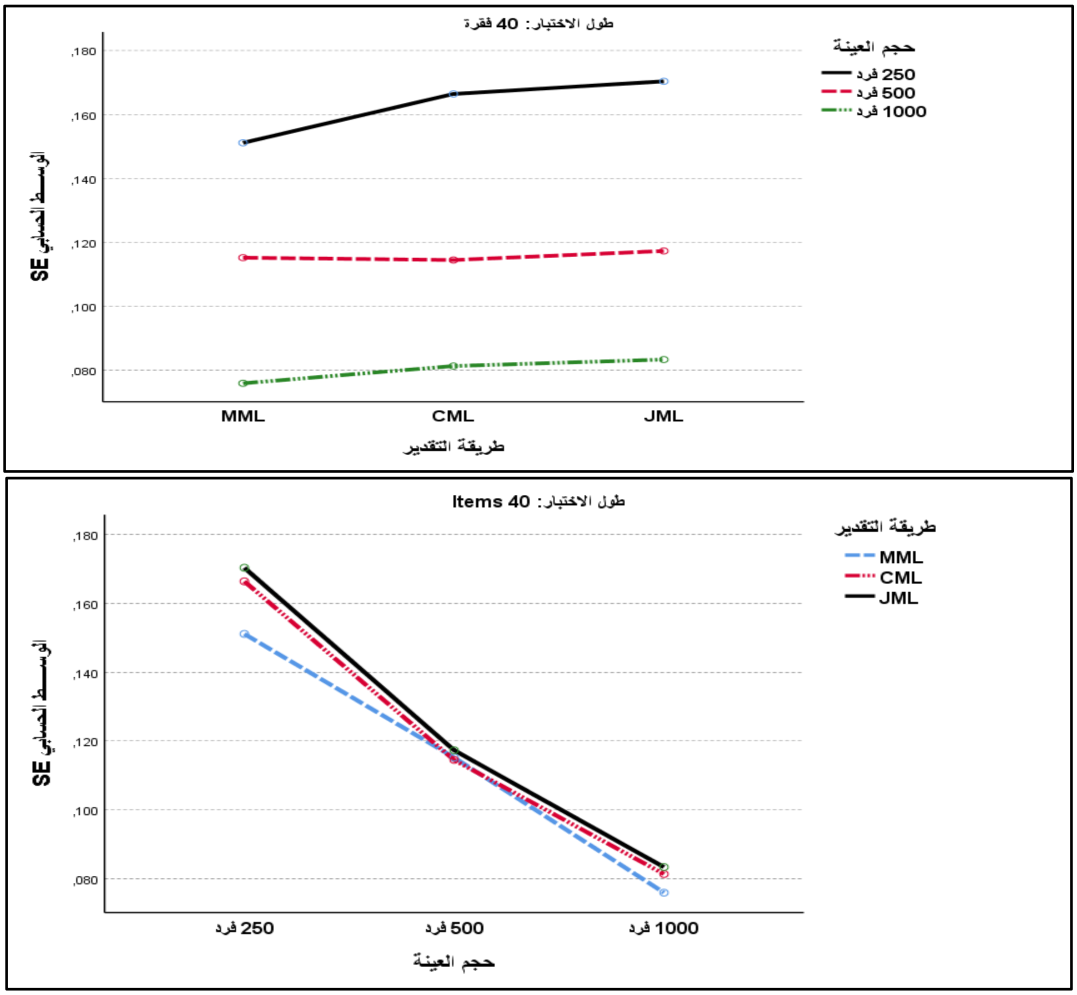
العامل	طريقة التقدير	حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة	
				500 فرد	**1000 فرد**
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	**250**	0,151	0,036*	0,075*
		500	0,115	–	0,039*
		1000	0,076	–	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	**250**	0,166	0,052*	0,085*
		500	0,114	–	0,033*
		1000	0,081	–	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	**250**	0,170	0,053*	0,087*
		500	0,117	–	0,034*
		1000	0,083	–	–
	حجم العينة	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير**	
				CML	JML
حجم العينة	250 فرد	MML	0,151	−0,015*	−0,019*
		CML	0,166	–	−0,004*
		JML	0,170	–	–
	500 فرد	MML	0,115	0,001	−0,002*
		CML	0,114	–	−0,003*
		JML	0,117	–	–
	1000 فرد	MML	0,076	−0,005*	−0,007*
		CML	0,081	–	−0,002*
		JML	0,083	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5- 21) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لمستوي من مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد لكل طريقة التقدير (MML, CML, JML) أنها كلها كانت دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، أي أنه توجد فروق (أثر) في دقة التقدير بين مستويات حجم

العينة في حالة اختبار مكون من 40 فقرة، فنجد أن التقديرات عند مستوى حجم عينة 1000 فرد أكثر دقة، ثم تأتي في المرتبة الثانية مستوى حجم عينة 500 فرد، وأخيرا مستوى حجم عينة 250 فرد (أقل دقة) في حالة استخدام أي من طرق التقدير الثلاثة المعتمدة في البحث.

كما أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5− 21) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عن وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$ عند جميع مستويات حجم العينة بين طرق التقدير ما عدا في موقف واحد عند مستوى حجم عينة 500 فرد حيث لم يكن هناك فرق دال احصائيا بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)، أما باقي المواقف الأخرى فقد كانت طريقة الأرجحية العظمى الهامشية (MML) أكثر الطرق دقة، ثم تليها طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في المرتبة الثانية بينما طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) حلت في المرتبة الثالثة من حيث دقة التقدير، والشكل التالي رقم (5−12) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وحجم العينة عند اختبار مكون من 40 فقرة في حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5–12): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات حجم العينة عند طول اختبار 40 فقرة في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

3– عند مستوي حجم عينة 250 فرد:

باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 250 فرد، بهدف تحديد اتجاه الفروق بين المتوسطات، والجدول التالي رقم (5–22) يبين ذلك:

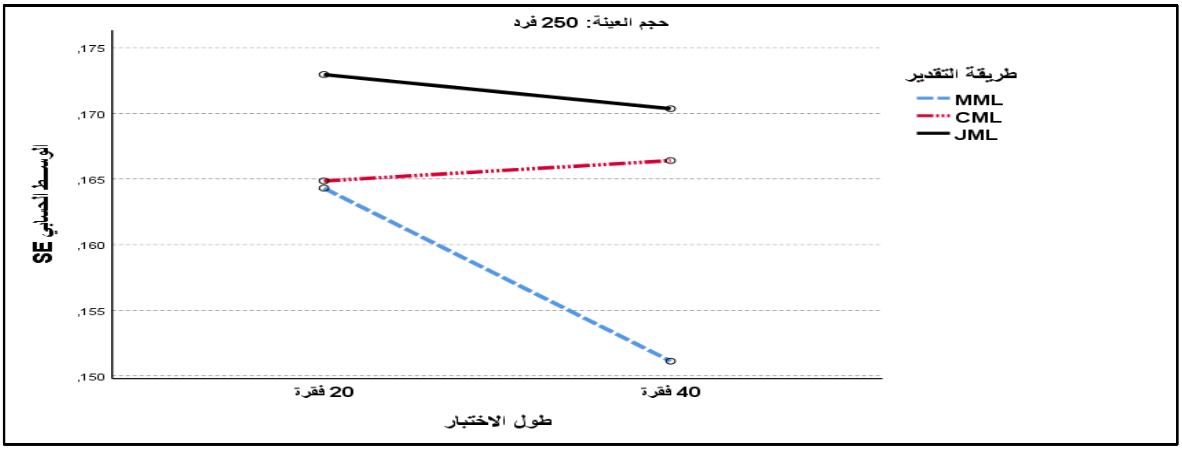
الجدول (5−22): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 250 فرد حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار: 20 فقرة	طول الاختبار: 40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	20 فقرة	0,164	−	0,013
		40 فقرة	0,151	−0,013	−
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	20 فقرة	0,165	−	−0,002
		40 فقرة	0,166	0,002	−
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	20 فقرة	0,173	−	0,003
		40 فقرة	0,170	−0,003	−
	طول الاختبار	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير: CML**	**طريقة التقدير: JML**
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,164	0,001	−0,009*
		CML	0,165	−	−0,008*
		JML	0,173	−	−
	40 فقرة	MML	0,151	−0,015*	−0,019*
		CML	0,166	−	−0,004*
		JML	0,170	−	−

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

نلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−22) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة عند مستوي حجم عينة 250 فرد أنه لا توجد فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$) بين مستويات طول الاختبار(20، 40) فقرة عند كل طريقة التقدير (MML, CML, JML)، أي أن دقة التقدير لا تختلف بين مستوي طول اختبار مكون من 20 فقرة ومستوي اختبار مكون من 40 فقرة باستخدام طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML) عند مستوى حجم عينة 250 فرد.

كما أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−22) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) عند كل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة أن أغلب الفروق كانت دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$، ما عدا في موقف واحد عند طول اختبار 20 فقرة لم يكن هناك فرق دال احصائيا بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في دقة التقدير، وجاءت طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) أقل الطرق دقة، أما عند الاختبار المكون من 40 فقرة فأن طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML) كانت أكثر دقة جوهريا في تقدير معلمة الصعوبة، ثم طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)، وأخيرا طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، والشكل التالي رقم (5−13) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار عند مستوى حجم عينة 250 فرد في حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5−13): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 250 فرد في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

4- عند مستوي حجم عينة 500 فرد:

بالاعتماد على تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) تم اجراء المقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 500 فرد، بهدف تحديد اتجاه الفروق بين المتوسطات، والجدول التالي رقم (5-23) يبين ذلك:

الجدول (5-23): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير معلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 500 فرد في حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

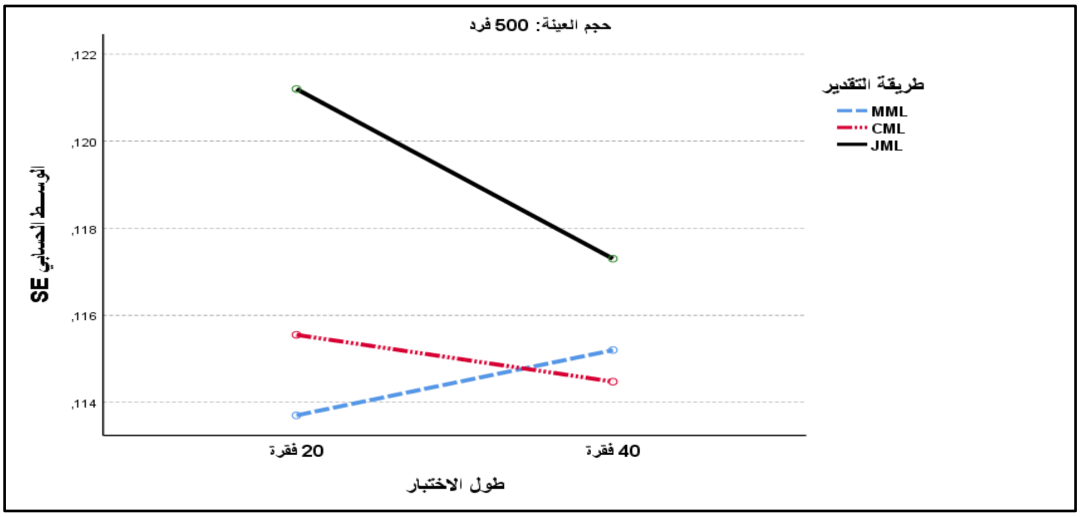
العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار	
				20 فقرة	40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	20 فقرة	0,114	-	-0,002
		40 فقرة	0,115	0,002	-
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	20 فقرة	0,116	-	0,001
		40 فقرة	0,114	0,001	-
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	20 فقرة	0,121	-	0,004
		40 فقرة	0,117	-0,004	-
	طول الاختبار	طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير	
				CML	JML
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,114	-0,002*	-0,008*
		CML	0,116	-	-0,006*
		JML	0,121	-	-
	40 فقرة	MML	0,115	<u>0,001</u>	-0,002*
		CML	0,114	-	-0,003*
		JML	0,117	-	-

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

أظهرت نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5-23) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير عند مستوي حجم عينة 500 فرد بين مستويات طول الاختبار (20، 40) لكل طريقة التقدير (MML, CML, JML) انها كانت كلها غير دالة

احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$، أي لم تظهر أي فروق في دقة التقدير بين مستوي طول اختبار مكون من 20 فقرة ومستوي اختبار مكون من 40 فقرة عند استخدام احدى طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML) المعتمدة في البحث.

أما بخصوص المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−23) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) عند مستوى طول الاختبار (20، 40) فقرة، فقد كانت كل الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$ ما عدا في موقف واحد عند طول اختبار 40 فقرة لم يظهر فرق دال احصائيا بين طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) وطريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) في دقة التقدير، بينما طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) كانت اقل الطرق دقة، أما عند اختبار من 20 فقرة فأن طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) كانت أكثر دقة في تقدير معلمة الصعوبة عند حجم عينة 500 فرد، ثم طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)، وأخيرا طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) والشكل التالي رقم (5−14) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار عند حجم عينة 500 فرد في حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5−14): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 500 فرد في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

5- عند مستوي حجم عينة 1000 فرد:

باستخدام تعديل اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية تم اجراء المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لمتغير طريقة التقدير (MML, CML, JML) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة عند مستوي حجم العينة 1000 فرد في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة، بهدف معرفة اتجاه الفروق بين المتوسطات، والجدول التالي رقم (5–24) يبين ذلك:

الجدول (5–24): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية للتقدير لمعلمة صعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوي حجم عينة 1000 فرد في حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار 20 فقرة	طول الاختبار 40 فقرة
طريقة التقدير	الأرجحية العظمى الهامشية (MML)	20 فقرة	0,080	–	0,004
		40 فقرة	0,076	−0,004	–
	الارجحية العظمى الشرطية (CML)	20 فقرة	0,083	–	0,001
		40 فقرة	0,081	−0,001	–
	الارجحية العظمى المشتركة (JML)	20 فقرة	0,087	–	0,003
		40 فقرة	0,083	−0,003	–
	طول الاختبار	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير CML**	**طريقة التقدير JML**
طول الاختبار	20 فقرة	MML	0,080	−0,003*	−0,007*
		CML	0,083	–	−0,004*
		JML	0,087	–	–
	40 فقرة	MML	0,076	−0,005*	−0,007*
		CML	0,081	–	−0,002*
		JML	0,083	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

نلاحظ من خلال الجدول رقم (5– 24) الخاص بنتائج المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير عند مستوي حجم عينة 1000 فرد تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) لكل طريقة التقدير (MML, CML, JML) انها كانت

كلها غير دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$، أي لا يوجد فروق في دقة التقدير بين اختبار مكون من 20 فقرة واختبار مكون من 40 فقرة عند استخدام أي من طرق التقدير الثلاثة (MML, CML, JML) عند مستوى حجم عينة 1000 فرد.

أما نتائج المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لصعوبة الفقرة تبعا لطريقة التقدير (MML, CML, JML) لكل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة عند حجم عينة 1000 فرد فكانت كل الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$، كما أن طريقة الارجحية العظمى الشرطية (MML) كانت أكثر دقة في تقدير معلمة الصعوبة سواء عند اختبار مكون من 20 فقرة أو 40 فقرة، ثم تأتي بعدها طريقة الارجحية العظمى الشرطية(CML) من حيث الدقة في التقدير، وفي المرتبة الاخيرة نجد طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML)، والشكل التالي رقم (5−15) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار عند حجم عينة 1000 فرد في حالة بيانات التوزيع السالب الالتواء للقدرة:

الشكل رقم (5−15): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستوى حجم عينة 1000 فرد في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

مناقشة النتائج السؤال الثالث:

أشارت نتائج البحث الى وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغيري طول الاختبار وحجم العينة، في حالة شكل توزيع القدرة الموجب الالتواء، وبمؤشر حجم الاثر (الدلالة العملية) مرتفع لوقوع قيمته فوق 0,14، وبالتالي هناك أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة، وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وقد أسهم هذا التفاعل بـ 50,7% في تفسير تباين قيم دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة، مما يشير الى الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير)، كما أشارت نتائج فحص التفاعلات الثنائية (الاثار البسيطة) عند مستويات المتغير المستقل الثالث (التفاعل بين طريقة التقدير وحجم العينة عند مستويات طول الاختبار، التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار عند مستويات حجم العينة) الى ما يلي:

1- بالنسبة لحجم العينة:

بينت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة (دقة التقدير) تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد عند كل طريقة تقدير (MML, CML, JML) سواء عند طول اختبار مكون من 20 فقرة أو 40 فقرة في حالة شكل توزيع القدرة موجب الالتواء، هذا يعني أن اختلاف حجم العينة له اثر على دقة تقدير معلم الصعوبة وبملاحظة الشكلين رقم (5-11) و(5-12) يتضح أن زيادة حجم العينة كان يرافقها دائما تناقص في قيم الوسط الحسابي للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) الذي يدل انخفاضه على الزيادة في دقة التقدير وهذا سواء في حالة استخدام اختبار مكون من 20 فقرة أو اختبار من 40 فقرة، مما يشير الى الاثر الايجابي لزيادة حجم العينة عند تدريج الاختبارات والمقاييس باستخدام نموذج راش للحصول على تقديرات أكثر دقة.

2- بالنسبة لطريقة التقدير:

أظهرت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة بين طرق التقدير (MML, CML, JML) عند جميع مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد سواء عند طول اختبار 20 فقرة أو 40 فقرة في حالة شكل توزيع القدرة موجب الالتواء ويتضح ذلك بملاحظة الشكل رقم: (5-13)، الشكل رقم: (5-15)، يتبن أنه هناك تفاعل رتبي Ordinal حيث بقي ترتيب متوسط الخطأ المعياري للتقدير لجميع طرق التقدير كما هو عند كل مستوي من مستويات حجم العينة (عدم تقاطع الخطوط) أي أن دقة تقدير معلم صعوبة الفقرة عند جميع مستويات حجم العينة وطول الاختبار كانت فيه الافضلية لطريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) في دقة التقدير عن باقي الطرق الاخرى، ما عادا في حالتين اثنتين لم يكن هناك فرق بين طريقة الأرجحية العظمى الهامشية(MML) والمشتركة (CML): الاولى عند مستوى حجم العينة 250 فرد وطول اختبار 20 فقرة، والحالة الثانية: عند مستوى حجم العينة 500 فرد وطول اختبار 40 فقرة، لذا وبالرجوع الى الشكل رقم (5-14) يظهر لنا أنه هناك تفاعل (تقاطع الخطوط) الا ان التفاعل غير دال كما سبق ذكره، وفي المرتبة الثانية من حيث دقة التقدير جاءت طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML)، وفي الاخير كانت طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) اقل الطرق دقة ، ويتفق هذا مع ما توصلت دراسة ألكساندر روبيتشش (Alexander Robitzsch, 2021) التي اعتمدت على بيانات مولدة حيث توصلت النتائج الى أن طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) تتعامل بشكل مرن أفضل في تقدير معامل الصعوبة في حالة عدم التوزيع الاعتدالي للقدرة.

3- بالنسبة لطول الاختبار:

أظهرت نتائج البحث عدم وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لمعلمة الصعوبة تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند جميع طرق التقدير (MML, CML, JML) أي أن دقة تقدير معلم صعوبة الفقرة لا يختلف عند استخدام اختبار مكون من 20 فقرة عن اختبار مكون من 40 فقرة باستخدام أي من طريق التقدير وهذا عند جميع

مستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد وهو يتعارض مع ما توصلت اليه دراسة ألكساندر روبيتشش (Alexander Robitzsch, 2021) حيث خلصت الى وجود اختلافات أكثر بين طرق تقدير بالنسبة لطول لاختبارات الاقصر (10 فقرات) من الاختبارات الاطول (30 فقرة).

رابعا: النتائج المتعلقة بالإجابة عن السؤال الرابع : هل تختلف دقة تقدير قدرة الافراد باستخدام طرق التقدير (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل توزيع القدرة الاعتدالي وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

للإجابة عن هذا السؤال تم الاعتماد على برنامج Bilog–Mg لتقدير قدرة الافراد والاخطاء المعيارية للتقدير باستخدام نموذج راش الاحادي البارامتر عند مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) فرد وطول اختبار (20، 40) فقرة في حالة بيانات شكل توزيع القدرة الاعتدالي وفقا لكل من طريقة الارجحية العظمى (ML)، طريقة التوقع التوزيع البعدي(EAP) **و**طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)، بعد عملية التدريج واستخراج التقديرات تم معالجة شكل البيانات (مخرجات المرحلة الثالثة من برنامج Bilog_Mg في التحليل (Phase 3)) لتتوافق مع البرنامج الإحصائي SPSS V26 حيث تم حساب كل من المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد، باستخدام طرق التقدير الثلاثة(ML, EAP, MAP)، والجدول التالي رقم (5–25) يبين ذلك:

لجدول رقم (5-25): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير(SE) لقدرة الافراد وفقا لطريقة التقدير باختلاف طول الاختبار وحجم العينة عند التوزيع الاعتدالي للقدرة.

طريقة التقدير	المؤشر (SE)	طول الاختبار					
		طول اختبار 20 فقرة			طول اختبار 40 فقرة		
		حجم العينة			حجم العينة		
		250	500	1000	250	500	1000
الأرجحية العظمى(ML)	الوسط الحسابي	0,583	0,544	0,561	0,399	0,379	0,398
	الانحراف المعياري	0,087	0,088	0,099	0,043	0,060	0,053
التوقع التوزيع البعدي(EAP)	الوسط الحسابي	0,489	0,465	0,475	0,363	0,342	0,358
	الانحراف المعياري	0,026	0,032	0,031	0,069	0,080	0,072
القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)	الوسط الحسابي	0,484	0,460	0,469	0,362	0,344	0,360
	الانحراف المعياري	0,021	0,024	0,025	0,022	0,025	0,023

يظهر الجدول (5-25) الخاص بالمتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير (SE) لقدرة الافراد والمحصل عليها من خلال تطبيق طرق تقدير القدرة المعتمدة في البحث الحالي عند طول اختبار من 20 فقرة، أن كافة قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير(SE) عند جميع مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) فرد كان أقل ظاهريا عند طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) من الطرق الاخرى (أكثر دقة) ثم تليها طريقة التوقع للتوزيع البعدي(EAP)، وأخيرا طريقة الارجحية العظمى (ML)، أما في طول الاختبار المكون من 40 فقرة فنجد أن كافة قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير(SE) عند مستويات حجم عينة (500، 1000) فرد كانت أقل ظاهريا عند طريقة التوقع للتوزيع البعدي(EAP) من الطرق الاخرى، بينما في مستوى حجم عينة 250 فرد فكانت طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) في تقدير القدرة ظاهريا أكثر دقة من باقي الطرق الاخرى المستخدمة في البحث.

وفي ضوء ما تقدم، تم إجراء تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم مؤشر الخطأ المعياري للتقدير لقدرة الافراد للكشف عن جوهرية الفروق الظاهرة بين متوسطات الاخطاء المعيارية للتقدير باختلاف طريقة التقدير المستخدمة (ML ،, EAP, MAP) وباختلاف متغيري البحث طول الاختبار(20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وتم التحقق من شرط الكروية في البيانات عن طريق اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) كما هو مبين في الجدول التالي رقم (5–26):

الجدول رقم (5–26): نتائج اختبار ماوكلي للتحقق من شرط الكروية في البيانات عند التوزيع الاعتدالي للقدرة.

ماوكلي Mauchly	قيمة كا^2 التقريبية	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية ابسلون Epsilon	
				معامل التصحيح Greenhouse–Geisser	معامل التصحيح Huynh–Feldt
0,762	949,26	2	0,000	0,808	0,809

يلاحظ من الجدول رقم (5–26) أن قيمة كا^2 تساوي 949,26 وهي دالة احصائيا عند مستوى 0,01 مما يشير الى عدم تحقق شرط الكروية في البيانات لذا يجب تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال الاخذ بتعديل درجة الحرية عن طريق معامل تصحيح هيوني– فيلد Huynh–Feldt وهذا لان قيمة معامل جرين هاوس – جايسر Greenhouse– Geisser كانت أكبر من 0,75، والجدول رقم (5–27) يوضح نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة:

الجدول رقم (5–27): نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير وباختلاف متغيري (طول الاختبار، حجم العينة) عند التوزيع الاعتدالي للقدرة.

الاثار	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	الدلالة الإحصائية	حجم الأثر η^2
بين المجموعات	طول الاختبار	35,705	1	35,705	5951,63	0,000	0,630
	حجم العينة	0,694	2	0,347	57,854	0,000	0,032
	حجم العينة**x** طول الاختبار	0,064	2	0,032	5,375	0,005	0,003
	الخطأ	20,961	3494	0,006			
داخل المجموعات Huynh–Feldt **(0,809)**	طريقة التقدير	6,779	1,619	4,188	1780,16	0,000	0,338
	طول الاختبار**x** طريقة التقدير	1,178	1,619	0,728	309,32	0,000	0,081
	حجم العينة**x** طريقة التقدير	0,015	3,237	0,005	1,920	0,119	0,001
	طول الاختبار**x** حجم العينة **x** طريقة التقدير	0,011	3,237	0,004	1,495	0,211	0,001
	الخطأ	13,30	5655,06	0,002			

نلاحظ من خلال الجدول رقم (5–27) عدم وجود فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) في تقدير قدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير(ML, EAP, MAP) مع متغير طول الاختبار (20، 40) فقرة ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد حيث بلغت قيمة(F) المصححة (1,495) بدلالة احصائية (0,211)، أي أنه لا تختلف العلاقات بين مستويات متغيرين مستقلين باختلاف مستويات المتغير المستقل الثالث اي عدم وجود الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير)، وبالتالي يستوجب فحص التفاعلات الثنائية وبالرجوع الى الجدول رقم (5–27) نلاحظ أنه:

أولا: لا توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير (ML, EAP, MAP) مع مستوي حجم العينة (250، 500، 1000) فرد أي أنه لا يوجد اثر مشترك للمتغيرين على الخطأ المعياري للتقدير (دقة تقدير قدرات الافراد) لذا يكون أمامنا فقط تفسير الفروق بالنسبة للمتغير المستقل الاول (طريقة تقدير القدرة) وللمتغير المستقل الثاني (مستويات حجم العينة) وبالرجوع للأثر الرئيسي (Main effect) لطريقة التقدير (بغض النظر عن مستويات حجم العينة) نجد ان هناك فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لطريقة التقدير (ML, EAP, MAP) حيث بلغت قيمة(F) المصححة (1780,16) بدلالة احصائية (0,00) بحجم أثر مربع ايتا (η^2) مرتفع يساوي 33,8% ولمعرفة اتجاه الفروق تم استخدام اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد كما هو مبين في الجدول التالي رقم (5−28):

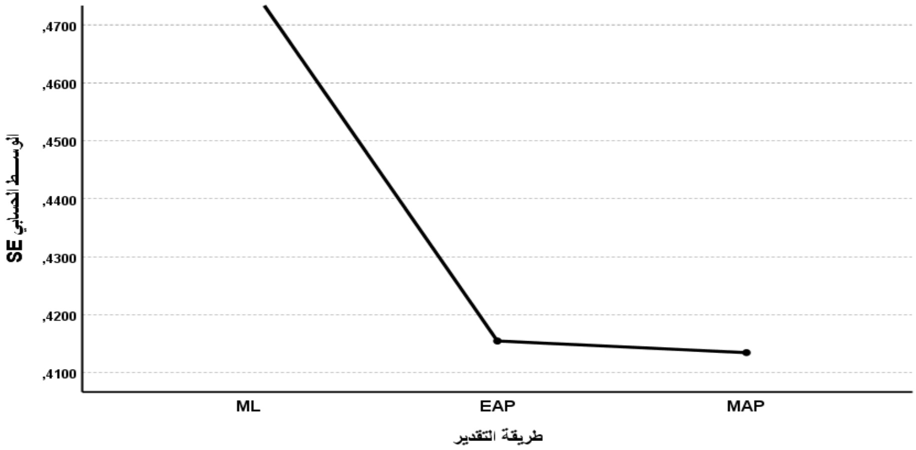
الجدول (5−28): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة.

طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير	
		التوقع للتوزيع البعدي(EAP)	القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP)
		0,415	**0,413**
طريقة الأرجحية العظمى (ML)	**0,477**	0,062*	0,064*
طريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP)	**0,415**	−	0,002

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−28) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير (ML, EAP, MAP)

كانت معظمها دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$، ما عدا بين طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) وطريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP) حيث لم تظهر أي فروق دالة احصائيا في دقة التقدير بين الطريقتين وهما أكثر الطرق دقة ثم تليهما طريقة الأرجحية العظمى (ML)، والشكل التالي رقم (5−16) يوضح الفروق بين طرق التقدير في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة:



الشكل رقم (5−16): يوضح الفروق بين طرق تقدير قدرة الافراد (ML EAP, MAP) في حالة بيانات التوزيع الاعتدالي للقدرة.

كذلك وبالرجوع للأثر الرئيسي (Main effect) لمتغير حجم العينة (بغض النظر عن طريقة التقدير) نجد ان هناك فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (57,854) بدلالة احصائية (0,00) وبحجم أثر مربع ايتا (η^2) منخفض يساوي 3,2% ولبحث الفروق تم استخدام اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد والجدول التالي رقم (5−29) يبين ذلك:

الجدول (5−29): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لمستويات حجم العينة في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة.

حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة 500 فرد	حجم العينة 1000 فرد
		0,422	**0,437**
250 فرد	**0,447**	0,024*	0,010*
500 فرد	**0,422**	−	−0,014*

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−29) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد كانت كلها دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0,05$)، غير ان مستوى حجم الاثر او الدلالة العملية كان منخفضا (قيمتها أقل من 6%) مما يدل على أن حجم العلاقة بين مستويات حجم العينة ومتوسط الاخطاء المعيارية للتقدير ضعيف جدا.

ثانيا: توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرات الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير (ML, EAP, MAP) مع طول الاختبار (20 فقرة، 40 فقرة)، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (309,32) بدلالة احصائية (0,00)، كما أن مؤشر حجم الأثر (Effect size) مربع ايتا (η^2) قد بلغ 0,081 وحسب معايير كوهين(Cohen, 1988) فقيمته تعتبر متوسطة، أي أن لتفاعل طريقة التقدير مع متغير طول الاختبار أسهم بـ 8,1% في تفسير تباين قيم دقة تقدير قدرة الافراد، وبفحص تأثيرات (التأثيرات البسيطة) التفاعل بين طريقة التقدير ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة وباستخدام اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد، تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي رقم (5−30) التالي:

الجدول (5-30): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة.

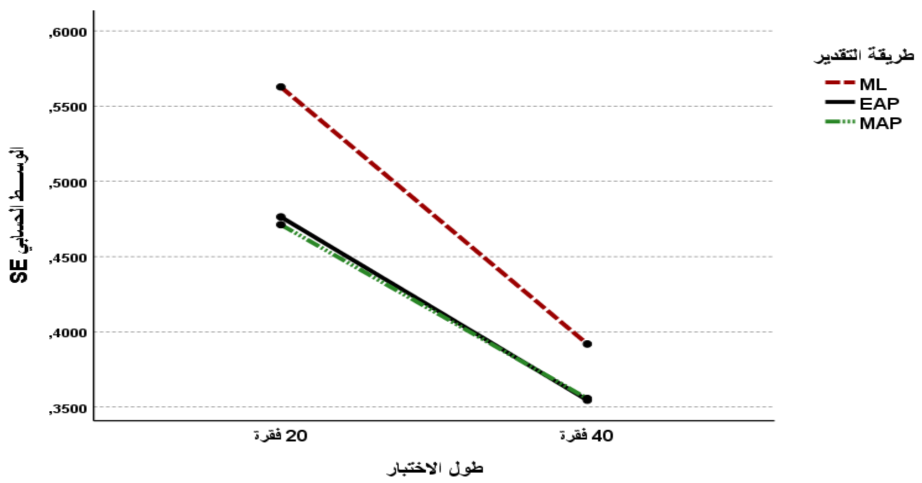
العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار: 20 فقرة	40 فقرة
طريقة التقدير	طريقة الأرجحية العظمى (ML)	20 فقرة	0,563	–	0,171*
		40 فقرة	0,392	-0,171*	–
	طريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP)	20 فقرة	0,476	–	0,122*
		40 فقرة	0,355	-0,122*	–
	طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)	20 فقرة	0,471	–	0,116*
		40 فقرة	0,356	-0,116*	–
	حجم العينة	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير: EAP**	**MAP**
طول الاختبار	20 فقرة	ML	0,563	0,086*	0,092*
		EAP	0,476	–	0,005*
		MAP	0,471	–	–
	40 فقرة	ML	0,392	0,037*	0,036*
		EAP	0,355	–	-0,001
		MAP	0,356	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5-30) أن الفروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لمستويات طول اختبار (20، 40) فقرة عند كل طريقة التقدير (ML, EAP, MAP) انها كانت كلها دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$، وبالتالي يتبين هناك فروق في دقة التقدير بين طول اختبار المكون من 20 فقرة وطول اختبار المكون من 40 فقرة لصالح الاختبار المكون من 40 فقرة.

بينما المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) عند كل مستوى طول اختبار (20، 40) فقرة

فقد كانت معظم الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$ ما عدا في موقف واحد بين طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) في حالة الاختبار المكون من 40 فقرة حيث لم تكن هناك فروق دالة احصائية بين طريقتين في دقة التقدير وهما أكثر دقة في التقدير(في الاختبار المكون من 20 فقرة الافضلية لطريقة (MAP)) وفي المرتبة الثالثة حلت طريقة الارجحية العظمى (ML) كأقل الطرق دقة في التقدير، والشكل التالي رقم (5−17) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة:



الشكل رقم (5−17): يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار في حالة بيانات التوزيع الاعتدالي للقدرة.

مناقشة النتائج السؤال الرابع:

أشارت نتائج هذا السؤال الى عدم وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغيري طول الاختبار وحجم العينة في حالة شكل توزيع القدرة الاعتدالي، وبالتالي ليس هناك أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة التقدير (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة، وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وبالانتقال الى تفسير التفاعلات الثنائية (بين كل متغيرين) نجد:

1- بالنسبة لحجم العينة:

بينت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير (SE) لقدرة الافراد لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد أي أن دقة تقدير قدرة الافراد تختلف باختلاف مستويات حجم العينة، غير ان حجم الاثر كان منخفضا، وبملاحظة الجدول رقم (5-29) نجد الزيادة في حجم العينة من 250 فرد الى 500 فرد قابله تحسن في دقة التقدير بينما الانتقال الى من مستوى حجم عينة 500 فرد الى 1000 فرد لم يقابله تحسن في دقة التقديرات (انخفاض في الاخطاء المعيارية للتقدير) وتتفق هذه النتيجة مع دراسة البادية (2018)، دراسة ضعضع(2020)، دراسة الحمادنة والنصراوين (2020)، دراسة حمدان (2019).

كما تعارضت هذه النتيجة مع العديد من الدراسات مثل دراسة شما (2013) ودراسة الدرابيع (2001)، دراسة بارنس ووايز (Barnes & Wise, 1991) الذين توصلوا الى أن دقة تقدير قدرة الافراد لا تتأثر بحجم العينة باستخدام نموذج راش.

2- بالنسبة لطريقة التقدير:

أظهرت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير (SE) لتقدير قدرة الافراد بين طرق التقدير المستخدمة (ML, EAP, MAP)، ويتضح ذلك بملاحظة الشكل رقم: (5-16)، يتبن أن ترتيب أفضلية طرق التقدير كان في المرتبة الاولى كل من طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) وطريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP) (لم يكن بين الطريقتين فرق دال احصائيا) وفي المرتبة الاخيرة جاءت طريقة الارجحية العظمى(ML).

اما الفروق بين طرق تقدير قدرة الافراد عند كل مستوى من مستويات طول الاختبار (20، 40) فقد كانت معظمها دالة احصائية وبملاحظة الشكل رقم: (5-17) يتبن لنا ان طرق التقدير سواء عند اختبار مكون من 20 فقرة أو 40 فقرة حافظت على نفس الترتيب (ما عدا بين طريقة EAP وMAP لم يكن بينهما فرق عند طول اختبار 40 فقرة) أي نستنتج أنه هناك تفاعل رتبي Ordinal بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار، حيث جاءت طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) أولا ثم طريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP) ثانيا (لا يوجد بينهما فرق عند طول اختبار 40 فقرة)

وأخيرا طريقة الارجحية العظمى (ML)، وهذه النتيجة توضح دون شك أن طرق تقدير القدرة القائمة على نظرية بييز (EAP, MAP) أفضل من طريقة الارجحية العظمى(ML) بغض النظر عن اختلاف المتغيرات الاخرى.

3- بالنسبة لطول الاختبار:

أظهرت النتائج وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند جميع طرق تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) وبالتالي فان الاختلاف في طول الاختبار يوثر على دقة تقدير قدرة الافراد، حيث كلما زادت عدد فقرات الاختبار ادى ذلك الى انخفاض الخطأ المعياري لتقدير قدرة الافراد (أي زيادة دقة التقدير) ويتفق هذا مع دراسة القضاة والشريفين(2020) التي توصلت الى وجود فروق جوهرية بين الاوساط الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير وفقا لطول الاختبار

خامسا: النتائج المتعلقة بالإجابة عن السؤال الخامس : هل تختلف دقة تقدير قدرة الافراد باستخدام طرق التقدير (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة القيمة العظمى البعدي (MAP) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع الموجب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

للإجابة عن هذا السؤال تم الاعتماد على برنامج Bilog-Mg لتقدير قدرة الافراد والأخطاء المعيارية للتقدير باستخدام نموذج راش الاحادي البارامتر عندما يكون شكل توزيع القدرة موجب الالتواء عند مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) وطول اختبار (20، 40) فقرة لكل من طريقة الارجحية العظمى (ML)، طريقة التوقع التوزيع البعدي(EAP)، **و**طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)، بعد عملية التقدير (التدريج) جاءت عملية معالجة شكل البيانات (مخرجات المرحلة الثالثة من برنامج Bilog_Mg في التحليل (Phase 3)) لتتوافق مع البرنامج الإحصائي SPSS V26

حيث تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد، لكل طريقة من طرق تقدير القدرة الثلاثة (ML, EAP, MAP) المعتمدة في البحث الحالي، كما هو مبين في الجدول التالي رقم (5−31):

الجدول رقم (5−31): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير(SE) لقدرة الافراد وفقا لطريقة التقدير باختلاف طول الاختبار وحجم العينة عند التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

طريقة التقدير	المؤشر (SE)	طول الاختبار: طول اختبار 20 فقرة – حجم العينة 250	500	1000	طول اختبار 40 فقرة – حجم العينة 250	500	1000
الأرجحية العظمى(ML)	الوسط الحسابي	0,561	0,538	0,540	0,384	0,384	0,397
	الانحراف المعياري	0,155	0,151	0,150	0,112	0,090	0,102
التوقع التوزيع البعدي(EAP)	الوسط الحسابي	0,468	0,449	0,453	0,322	0,336	0,347
	الانحراف المعياري	0,049	0,056	0,054	0,105	0,098	0,094
القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)	الوسط الحسابي	0,460	0,443	0,445	0,341	0,344	0,353
	الانحراف المعياري	0,042	0,044	0,045	0,047	0,043	0,045

يظهر الجدول (5−31) الخاص بالمتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير (SE) لقدرة الافراد والمحصل عليها من خلال تطبيق طرق تقدير القدرة المعتمدة في البحث الحالي في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة أن كافة قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير(SE) في حالة طول اختبار مكون من 20 فقرة أو من 40 فقرة وعند مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) فرد كان أقل ظاهريا عند طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) من الطرق الاخرى (أكثر دقة) ثم تليها ثانيا طريقة التوقع للتوزيع البعدي(EAP)، ثم أخيرا طريقة الارجحية العظمى (ML).

وفي ضوء ما تقدم، تم إجراء تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم مؤشر الخطأ المعياري للتقدير لقدرة الافراد للكشف عن جوهرية الفروق الظاهرة بين متوسطات الاخطاء المعيارية للتقدير باختلاف طريقة التقدير (ML, EAP, MAP)، وباختلاف متغيري البحث طول الاختبار(20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، كما تم التحقق من شرط الكروية في البيانات عن طريق اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) كما هو مبين في الجدول رقم (5−32):

لجدول رقم (5−32): نتائج اختبار ماوكلي للتحقق من شرط الكروية في البيانات عند التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

ماوكلي Mauchly	قيمة كا^2 التقريبية	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية ابسلون Epsilon	
				معامل التصحيح Greenhouse-Geisser	معامل التصحيح Huynh-Feldt
0,676	1365,72	2	0,000	0,756	0,757

يلاحظ من الجدول رقم (5−32) أن قيمة كا^2 تساوي 1365,72 وهي دالة احصائيا عند مستوى 0,01 مما يدل على عدم تحقق شرط الكروية لذا وجب تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال الاخذ بتعديل درجة الحرية عن طريق معامل تصحيح هيوني− فيلد Huynh−Feldt وهذا لان قيمة معامل جرين هاوس − جايسر Greenhouse- Geisser كانت أكبر من 0,75، والجدول رقم (5−33) يوضح نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة:

الجدول رقم (5–33): نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير وباختلاف متغيري (طول الاختبار، حجم العينة) عند التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

مصدر التباين		مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	الدلالة الإحصائية	حجم الأثر η^2
بين المجموعات	طول الاختبار	31,616	1	31,616	1816,61	0,000	0,342
	حجم العينة	0,099	2	0,050	2,845	0,058	0,002
	حجم العينة**x** طول الاختبار	0,336	2	0,168	9,650	0,000	0,005
	الخطأ	60,808	3494	0,017			
داخل المجموعات Huynh–Feldt **(0,757)**	طريقة التقدير	8,594	1,514	5,677	1171,44	0,000	0,251
	طول الاختبار**x** طريقة التقدير	1,004	1,514	0,663	136,90	0,000	0,038
	حجم العينة**x** طريقة التقدير	0,021	3,027	0,007	1,412	0,237	0,001
	طول الاختبار**x** حجم العينة **x** طريقة التقدير	0,010	3,027	0,003	0,671	0,571	0,000
	الخطأ	25,613	5288,84	0,005			

نلاحظ من الجدول رقم (5–33) عدم وجود فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) في تقدير قدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير(ML, EAP, MAP) مع متغير طول الاختبار (20، 40) فقرة ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (0,671) بدلالة احصائية (0,571)، أي أنه لا تختلف العلاقات بين مستويات متغيرين مستقلين باختلاف مستويات المتغير المستقل الثالث اي عدم وجود الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير) عند التوزيع الموجب الالتواء للقدرة، وبالتالي يستوجب فحص التفاعلات الثنائية وبالرجوع الى الجدول رقم (5–33) نلاحظ أنه:

<u>أولا</u>: لا توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية لتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير (ML, EAP, MAP) مع مستوي حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، أي أنه لا يوجد اثر مشترك للمتغيرين على الخطأ المعياري للتقدير (دقة تقدير قدرات الافراد) لذا يكون أمامنا فقط تفسير الفروق بالنسبة للمتغير المستقل الاول (طريقة التقدير) وللمتغير المستقل الثاني (حجم العينة) وبالرجوع للأثر الرئيسي (Main effect) لطريقة التقدير (بغض النظر عن مستويات حجم العينة) نجد ان هناك فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لطريقة التقدير (ML, EAP, MAP) حيث بلغت قيمة(F) المصححة (1171,44) بدلالة احصائية (0,00) وبحجم أثر مربع ايتا (η^2) مرتفع يساوي 25,1% ولمعرفة اتجاه الفروق تم استخدام اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد والجدول التالي رقم (5−34) يظهر ذلك:

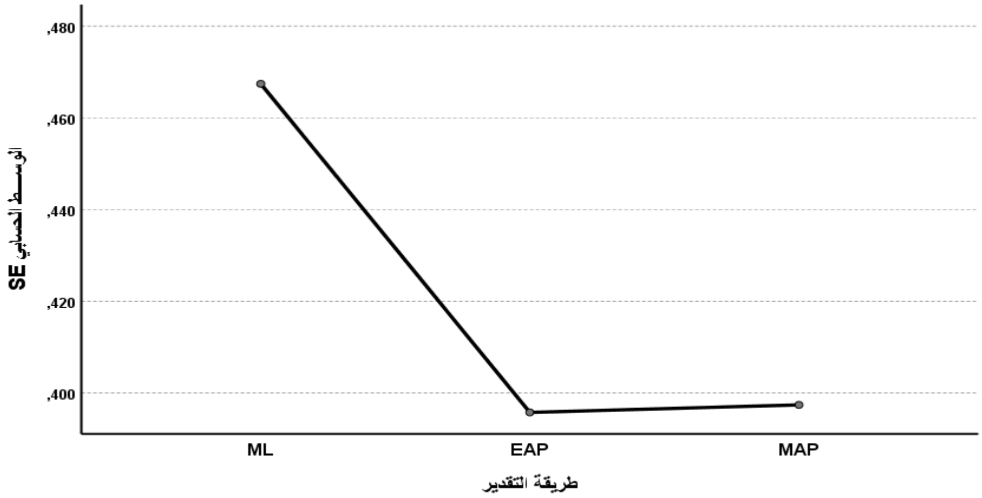
الجدول (5−34): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير التوقع للتوزيع البعدي(EAP) 0,396	 القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) 0,397
طريقة الأرجحية العظمى (ML)	**0,467**	0,072*	0,070*
طريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP)	**0,396**	−	−0,002

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يتبين لنا من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−34) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير (ML, EAP, MAP) أنها كانت معظمها دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$، ماعدا

بين طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) وطريقة التوقع للتوزيع البعدي(EAP) حيث لم تظهر أي فروق ذات دلالة احصائية بينهما في دقة التقدير وهما أكثر دقة، ثم تليهما طريقة الأرجحية العظمى (ML)، والشكل التالي رقم (5−18) يوضح الفروق بين طرق تقدير القدرة في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5−18): يوضح الفروق بين طرق تقدير قدرة الافراد في حالة بيانات التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

كذلك بالرجوع كذلك للأثر الرئيسي (Main effect) لحجم العينة (بغض النظر عن طريقة التقدير) نجد انه لا يوجد فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، هذا يعني أن اختلاف حجم العينة ليس له اثر على دقة تقدير قدرة الافراد في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

<u>ثانيا</u>: توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرات الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير (ML, EAP, MAP) مع طول الاختبار (20 ، 40) فقرة، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (136,90) بدلالة احصائية (0,00)، وبمؤشر حجم الأثر مربع ايتا (η^2) يساوي 0,038 وهي منخفضة(أقل من

0,06)، أي لتفاعل طريقة التقدير مع متغير طول الاختبار أسهم بـ 3,8% في تفسير تباين قيم دقة تقدير قدرة الافراد، وبفحص تأثيرات التفاعل بين طريقة التقدير ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة بالاعتماد على اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطرق تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة، تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي رقم (5–35) التالي:

الجدول (5–35): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة.

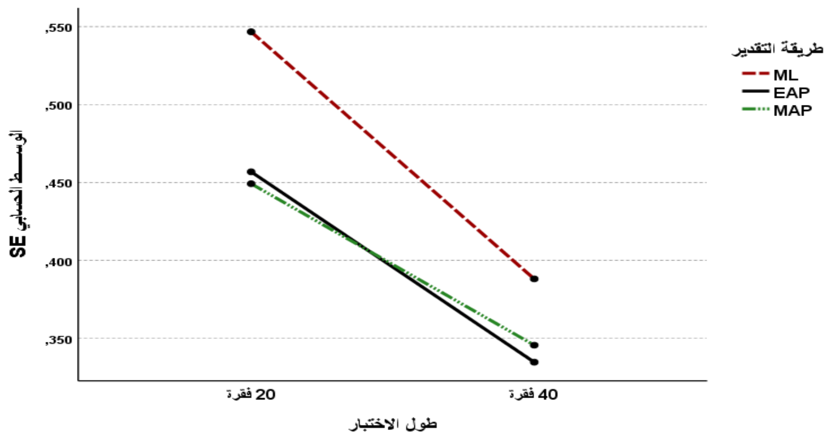
العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار 20 فقرة	طول الاختبار 40 فقرة
طريقة التقدير	طريقة الأرجحية العظمى (ML)	20 فقرة	0,547	–	0,158*
		40 فقرة	0,388	−0,158*	–
	طريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP)	20 فقرة	0,457	–	0,122*
		40 فقرة	0,335	−0,122*	–
	طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)	20 فقرة	0,449	–	0,104*
		40 فقرة	0,346	−0,104*	–
	حجم العينة	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير EAP**	**طريقة التقدير MAP**
طول الاختبار	20 فقرة	ML	0,547	0,090*	0,097*
		EAP	0,457	–	0,008*
		MAP	0,449	–	–
	40 فقرة	ML	0,388	0,053*	0,042*
		EAP	0,335	–	0,011*
		MAP	0,346	–	–

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5–35) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد بين مستويات طول الاختبار (20، 40)

فقرة عند كل طريقة تقدير (ML, EAP, MAP) أنها كانت كلها دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$، أي توجد فروق في دقة تقدير قدرة الافراد بين مستوى طول اختبار 20 فقرة و مستوى طول اختبار 40 فقرة لصالح الاختبار المكون من 40 فقرة.

اما المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لطريقة تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) عند كل مستوى من مستويات طول اختبار (20، 40) فقرة فقد كانت كل الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$، ففي حالة الاختبار المكون من 20 فقرة أعطت طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) تقديرات أكثر دقة، ثم تليها طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وفي المرتبة الثالثة حلت طريقة الارجحية العظمى (ML)، بينما في حالة الاختبار المكون من 40 فقرة كانت الافضلية في دقة التقدير لطريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة الارجحية العظمى (ML) كأقل الطرق دقة في التقدير، والشكل التالي رقم (5-19) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5-19) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير وطول الاختبار في حالة التوزيع الموجب الالتواء للقدرة.

مناقشة النتائج السؤال الخامس:

أشارت نتائج هذا السؤال الى عدم وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغيري طول الاختبار وحجم العينة في حالة شكل توزيع القدرة الموجب الالتواء، وبالتالي ليس هناك أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة تقدير القدرة (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة، وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، مما استوجب تفسير التفاعلات الثنائية (بين كل متغيرين) حيث توصلت نتائج البحث بالنسبة لحجم العينة الى عدم وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد أي أن دقة تقدير قدرة الافراد لا تختلف باختلاف مستويات حجم العينة، بالنسبة لطريقة التقدير أظهرت النتائج وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لتقدير قدرة الافراد تبعا لطرق التقدير (ML, EAP, MAP)، وبملاحظة الشكل رقم: (5−18)، يتبن أن ترتيب أفضلية طرق التقدير في المرتبة الاولى لصالح كل من طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) وطريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP) (لم يكن بين الطريقتين فرق دال احصائيا) وفي المرتبة الاخيرة جاءت طريقة الارجحية العظمى(ML)،

اما الفروق بين طرق تقدير قدرة الافراد عند كل مستوى من مستويات طول الاختبار (20، 40) فقد كانت كلها دالة احصائية، وبملاحظة الشكل رقم: (5−19) يتضح لنا ان طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) اعطت تقديرات اكثر دقة من تقديرات طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) في حالة طول اختبار من 40 فقرة عكس طول اختبار من 20 فقرة كانت فيه الافضلية لهذه الاخيرة بينما طريقة الارجحية العظمى(ML) كانت اقل دقة في التقدير، ومنه نستنتج أنه هناك تفاعل غير ترتبي Disordinal (تقاطع الخطين) بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار اي يتغير ترتيب دقة طرق التقدير عند كل مستوى من مستويات طول الاختبار، وهذه النتيجة توضح دون شك أن طرق تقدير القدرة القائمة على نظرية بييز(EAP, MAP) أفضل من طريقة الارجحية

العظمى(ML) بغض النظر عن اختلاف المتغيرات الاخرى، أما بالنسبة لعامل لطول الاختبار أظهرت النتائج وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند جميع طرق تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) وبالتالي فان الاختلاف في طول الاختبار يوثر على دقة تقدير قدرة الافراد، حيث كلما زادت عدد فقرات الاختبار ادى ذلك الى انخفاض الخطأ المعياري لتقدير قدرة الافراد (أي زيادة دقة التقدير).

سادسا: النتائج المتعلقة بالإجابة عن السؤال السادس : هل تختلف دقة تقدير قدرة الافراد باستخدام طرق التقدير (طريقة الأرجحية العظمى (ML)، طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP)، وطريقة تعظيم الاقتران البعدي (MAP)) باختلاف حجم العينة، وطول الاختبار، عند شكل التوزيع السالب الالتواء للقدرة وفق النموذج الأحادي البارامتر (نموذج راش)؟

للإجابة عن هذا السؤال تم الاعتماد على برنامج Bilog−Mg لتقدير قدرة الافراد ولأخطاء المعيارية للتقدير باستخدام نموذج راش عند مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) فرد وطول اختبار(20، 40) فقرة في حالة بيانات شكل توزيع القدرة سالب الالتواء وفقا لطريقة الارجحية العظمى (ML)، طريقة التوقع التوزيع البعدي(EAP) وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)، بعد ذلك تم معالجة شكل البيانات (مخرجات المرحلة الثالثة من برنامج Bilog_Mg في التحليل (Phase 3)) لتتوافق مع البرنامج الإحصائي SPSS V26 حيث تم حساب كل من المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للأخطاء المعيارية في تقدير قدرة الافراد، باستحدام طرق تقدير القدرة الثلاثة (ML, EAP, MAP)، والجدول التالي رقم (5−36) يبين ذلك:

الجدول رقم (5−36): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير(SE) لقدرة الافراد وفقا لطريقة التقدير باختلاف طول الاختبار وحجم العينة عند التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

طريقة التقدير	المؤشر (SE)	طول الاختبار					
		طول اختبار 20 فقرة			طول اختبار 40 فقرة		
		حجم العينة			حجم العينة		
		250	500	1000	250	500	1000
الأرجحية العظمى(ML)	الوسط الحسابي	0,598	0,597	0,580	0,390	0,413	0,386
	الانحراف المعياري	0,155	0,198	0,156	0,122	0,107	0,096
التوقع التوزيع البعدي(EAP)	الوسط الحسابي	0,488	0,484	0,478	0,333	0,370	0,340
	الانحراف المعياري	0,174	0,184	0,162	0,053	0,059	0,053
القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)	الوسط الحسابي	0,482	0,476	0,471	0,344	0,366	0,345
	الانحراف المعياري	0,047	0,053	0,047	0,050	0,042	0,043

يظهر الجدول (5−36) الخاص بالمتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للتقدير (SE) لتقدير قدرة الافراد المحصل عليها من خلال تطبيق طرق تقدير القدرة المستخدمة في البحث الحالي أنه عند الاختبار المكون من 20 فقرة كانت كافة قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير(SE) عند مستويات حجم عينة (250، 500، 1000) فرد أقل ظاهريا عند استخدام طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) من الطرق الاخرى (أكثر دقة) ثم تليها طريقة التوقع للتوزيع البعدي(EAP)، واخيرا طريقة الارجحية العظمى (ML)، وفي حالة الاختبار المكون من 40 فقرة نجد كذلك أن كافة قيم المتوسط الحسابي لمؤشر الخطأ المعياري للتقدير(SE) عند مستويات حجم عينة (250، 1000) فرد كانت فيه الافضلية لطريقة التوقع للتوزيع البعدي(EAP) حيث كانت المتوسطات أقل ظاهريا من الطرق الاخرى، وفي مستوى حجم عينة يساوي 500 فرد فكانت طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) في تقدير

القدرة ظاهريا أكثر دقة، كما يلاحظ كذلك أنه في جميع الحالات حلت طريقة الارجحية العظمى (ML) في المرتبة الثالثة ظاهريا من حيث دقة التقدير قدرة الافراد.

وفي ضوء ما تقدم، تم إجراء تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم مؤشر الخطأ المعياري للتقدير لقدرة الافراد للكشف عن جوهرية الفروق الظاهرة بين متوسطات الاخطاء المعيارية للتقدير باختلاف طريقة التقدير المستخدمة (ML, EAP, MAP) وباختلاف متغيري البحث طول الاختبار(20، 40) فقرة وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، كما التحقق من شرط الكروية في البيانات عن طريق اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) كما هو مبين في الجدول رقم (5-37):

لجدول رقم (5-37): نتائج اختبار ماوكلي للتحقق من شرط الكروية في البيانات عند التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

ماوكلي Mauchly	قيمة كا^2 التقريبية	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية ابسلون Epsilon	
				معامل التصحيح Greenhouse-Geisser	معامل التصحيح Huynh-Feldt
0,576	1928,68	2	0,000	0,702	0,703

يلاحظ من الجدول رقم (5-37) أن قيمة كا^2 تساوي 1928,68 وهي دالة احصائيا عند مستوى 0,01 مما يدل على عدم تحقق شرط الكروية لذا يجب تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال الاخذ بتعديل درجة الحرية عن طريق معامل جرين هاوس- جايسر Greenhouse-Geisser (قيمته أقل من 0,75) والجدول رقم (5-38) يوضح نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة:

الجدول رقم (5–38): نتائج تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لقيم الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير وباختلاف متغيري (طول الاختبار، حجم العينة) عند التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

الاثار	مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	الدلالة الإحصائية	حجم الأثر η^2
بين المجموعات	طول الاختبار	44,525	1	44,525	2317,01	0,000	0,399
	حجم العينة	0,623	2	0,311	16,207	0,000	0,009
	حجم العينة**x** طول الاختبار	0,270	2	0,135	7,017	0,001	0,004
	الخطأ	67,143	3494	0,019			
داخل المجموعات Greenhouse –Geisser (**0,702**)	طريقة التقدير	10,754	1,404	7,658	1266,66	0,000	0,266
	طول الاختبار**x** طريقة التقدير	1,850	1,404	1,317	217,90	0,000	0,059
	حجم العينة**x** طريقة التقدير	0,043	2,808	0,015	2,554	0,058	0,001
	طول الاختبار**x** حجم العينة **x** طريقة التقدير	0,025	2,808	0,009	1,453	0,227	0,001
	الخطأ	29,66	4906,29	0,006			

نلاحظ من الجدول رقم (5–38) عدم وجود فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) في تقدير قدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير(ML, EAP, MAP) مع متغير طول الاختبار (20، 40) فقرة، ومتغير حجم العينة (250، 500، 1000) فرد حيث بلغت قيمة(F) المصححة (1,453) بدلالة احصائية (0,227)، أي أنه لا تختلف العلاقات بين مستويات متغيرين مستقلين باختلاف مستويات المتغير المستقل الثالث اي عدم وجود الاثر المشترك للمتغيرات الثلاثة المستقلة الخاصة بالبحث على المتغير التابع (الخطأ المعياري للتقدير)، وبالتالي يستوجب الانتقال الى فحص التفاعلات الثنائية بين المتغيرات ومن خلال الجدول رقم (5–38) نلاحظ أنه:

<u>أولا</u>: لا توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير (ML, EAP, MAP) مع مستوي حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، أي أنه لا يوجد اثر لمستويات حجم العينة على الخطأ المعياري للتقدير (دقة تقدير قدرات الافراد) لذا يكون أمامنا فقط تفسير الفروق بالنسبة للمتغير المستقل الاول (طريقة التقدير) وللمتغير المستقل الثاني (حجم العينة) وبالرجوع للأثر الرئيسي (Main effect) لطريقة التقدير (بغض النظر عن مستويات حجم العينة) نجد ان هناك فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) قدرة الافراد تعزى لطريقة التقدير (ML, EAP, MAP) حيث بلغت قيمة(F) المصححة (1266,66) بدلالة احصائية (0,00) وبحجم أثر مربع ايتا (η^2) مرتفع يساوي 26,6%، ولمعرفة اتجاه الفروق تم لاعتماد على اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد كما هو مبين في الجدول التالي رقم (5−39):

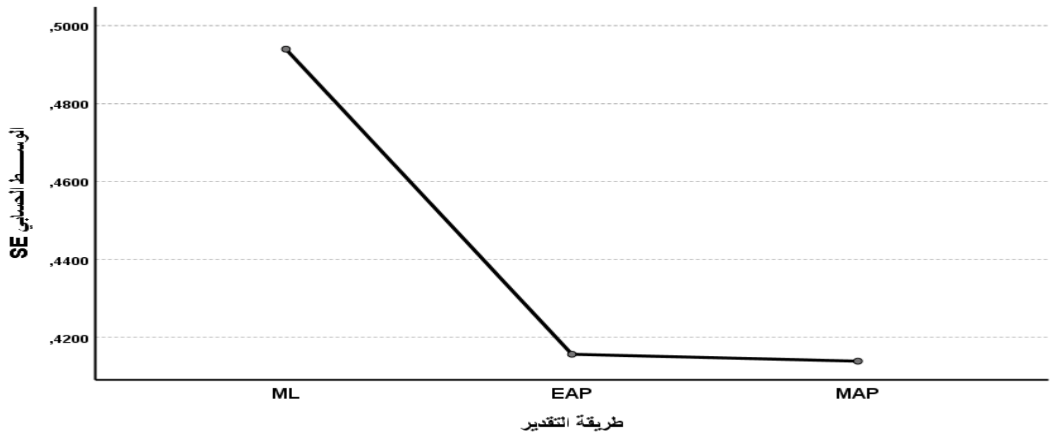
الجدول (5−39): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

طريقة التقدير	الوسط الحسابي	طريقة التقدير: التوقع للتوزيع البعدي(EAP)	طريقة التقدير: القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP)
		0,416	**0,414**
طريقة الأرجحية العظمى (ML)	**0,494**	0,078*	0,080*
طريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP)	**0,416**	−	<u>0,002</u>

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−39) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير لقدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير (ML, EAP, MAP) كانت معظمها دالة احصائيا عند مستوى دلالة (α = 0,05)، ما عدا بين طريقة

القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) وطريقة التوقع للتوزيع البعدي(EAP) حيث لم تظهر أي فروق دالة احصائيا في بينهما وهما أكثر الطرق دقة ثم تليهما طريقة الأرجحية العظمى (ML)، والشكل التالي رقم (5−20) يوضح الفروق بين طرق التقدير في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5−20): يوضح الفروق بين طرق تقدير قدرة الافراد (ML EAP, MAP) في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

بالرجوع كذلك للأثر الرئيسي (Main effect) لحجم العينة (بغض النظر عن طريقة التقدير) من خلال الجدول رقم (5−39) نجد ان هناك فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (16,207) بدلالة احصائية (0,00) وبحجم أثر مربع ايتا (η^2) متوسط يساوي 0,9% ولبحث الفروق بين مستويات حجم العينة تم استخدام اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للخطأ المعياري لتقدير قدرة الافراد والجدول التالي رقم (5−40) يبين ذلك:

الجدول (5−40): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لمستويات حجم العينة في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

حجم العينة	الوسط الحسابي	حجم العينة	
		500 فرد	1000 فرد
		0,451	0,433
250 فرد	0,439	−0,012*	0,006
500 فرد	0,451	−	0,018*

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5−40) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد كانت دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0,05)$ ما عدا بين مستوى حجم عينة 250 فرد و500 فرد لم يكن هناك فرق دال بينهما، غير ان مستوى حجم الاثر او الدلالة العملية كان منخفضا جدا (قيمتها أقل من 0,9%) مما يدل على أن حجم العلاقة بين مستويات حجم العينة ومتوسط الاخطاء المعيارية للتقدير ضعيف جدا.

ثانيا: توجد فروق دالة احصائيا بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرات الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير (ML, EAP, MAP) مع طول الاختبار (20، 40) فقرة، حيث بلغت قيمة(F) المصححة (217,90) بدلالة احصائية (0,00)، ومؤشر حجم الأثر مربع ايتا (η^2) منخفض يساوي 0,059، أي أن لتفاعل طريقة التقدير مع متغير طول الاختبار أسهم بـ 5,9 % في تفسير تباين قيم دقة تقدير قدرة الافراد، وبفحص تأثيرات التفاعل بين طريقة التقدير ومتغير طول الاختبار (20، 40) فقرة وباستخدام اختبار بنفيروني (Bonferroni) للمقارنات البعدية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقدير قدرة، تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي رقم (5−41) التالي:

الجدول (5-41): نتائج اختبار بنفيروني للمقارنات البعدية بين متوسطات الأخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد تبعا لطريقة التقدير وطول الاختبار في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

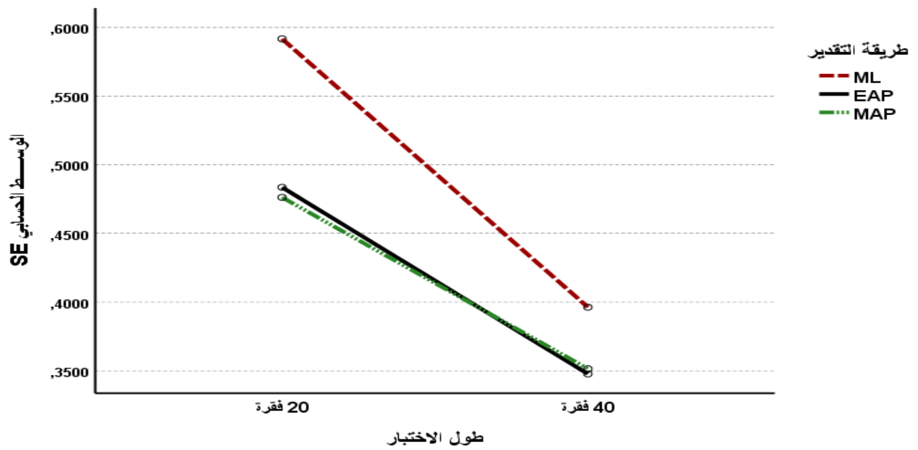
العامل	طريقة التقدير	طول الاختبار	الوسط الحسابي	طول الاختبار	
				20 فقرة	**40 فقرة**
طريقة التقدير	طريقة الأرجحية العظمى (ML)	**20 فقرة**	0,592	-	0,195*
		40 فقرة	0,396	-0,195*	-
	طريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP)	**20 فقرة**	0,484	-	0,136*
		40 فقرة	0,348	-0,136*	-
	طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP)	**20 فقرة**	0,476	-	0,125*
		40 فقرة	0,351	-0,125*	-
	حجم العينة	**طريقة التقدير**	**الوسط الحسابي**	**طريقة التقدير**	
				EAP	**MAP**
طول الاختبار	20 فقرة	**ML**	0,592	0,108*	0,115*
		EAP	0,484	-	0,007*
		MAP	0,476	-	-
	40 فقرة	**ML**	0,396	0,049*	0,045*
		EAP	0,348	-	-0,004
		MAP	0,351	-	-

*دال إحصائيا عند مستوى الدلالة (α= 0,05)

يلاحظ من نتائج المقارنات الثنائية الواردة في الجدول رقم (5-41) أعلاه أن الفروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا لمستويات طول اختبار (20 فقرة، 40 فقرة) عند كل طريقة من طرق تقدير قدرة الافراد (ML, EAP, MAP)) كانت كلها دالة احصائيا عند مستوى دلالة (α = 0,05)، أي هناك فروق في دقة التقدير بين طول اختبار المكون من 20 فقرة وطول اختبار المكون من 40 فقرة وهذه الفروق لصالح الاختبار المكون من 40 فقرة.

بينما المقارنات الثنائية بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير تبعا طريقة تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) عند مستويات طول اختبار (20، 40) فقرة

فقد كانت معظم الفروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0{,}05)$ ما عدا في موقف واحد بين طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) وطريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) في حالة الاختبار المكون من 40 فقرة حيث لم تكن هناك فروق دالة بين طريقتين في دقة التقدير وهما أكثر دقة في التقدير(في الاختبار المكون من 20 فقرة الافضلية لطريقة (MAP)) وفي المرتبة الثالثة حلت طريقة الارجحية العظمى (ML) كأقل الطرق دقة في التقدير(أكبر خطأ معياري للتقدير)، والشكل التالي رقم (5−21) يوضح التفاعل بين طريقة التقدير ومستويات طول الاختبار في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة:



الشكل رقم (5−21): يوضح التفاعل بين طريقة تقدير القدرة وطول الاختبار في حالة التوزيع السالب الالتواء للقدرة.

مناقشة النتائج السؤال السادس:

أشارت نتائج الاجابة عن هذا السؤال الى عدم وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية لقيم الأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تعزى لتفاعل طريقة التقدير(MML, CML, JML) مع متغيري طول الاختبار وحجم العينة، في حالة شكل توزيع القدرة سالب الالتواء، وبالتالي ليس هناك أثر للتفاعل الثلاثي بين طريقة تقدير القدرة (MML, CML, JML) وطول الاختبار (20، 40) فقرة

وحجم العينة (250، 500، 1000) فرد، وبالرجوع الى التفاعلات الثنائية (بين كل متغيرين) فنجد بالنسبة لعامل لحجم العينة فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لقدرة الافراد تبعا لمستويات حجم العينة (250، 500، 1000) فرد أي أن دقة تقدير قدرة الافراد تختلف باختلاف مستويات حجم العينة لصالح حجم العينة الاكبر، أما بالنسبة لطريقة التقدير فقد أظهرت نتائج البحث وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير(SE) لتقدير قدرة الافراد تبعا لطرق التقدير (ML, EAP, MAP)، وبملاحظة الشكل رقم: (5−20)، يتبن أن ترتيب أفضلية طرق التقدير كان في المرتبة الاولى لصالح كل من طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (MAP) وطريقة التوقع للتوزيع البعدي (EAP) (لم يكن بين الطريقتين فرق دال احصائيا) وفي المرتبة الاخيرة جاءت طريقة الارجحية العظمى(ML).

اما الفروق بين طرق تقدير قدرة الافراد عند كل مستوى من مستويات طول الاختبار (20، 40) فقد كانت كلها دالة احصائية، وبملاحظة الشكل رقم: (5−21) يتضح لنا ان طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) اعطت تقديرات اكثر دقة من تقديرات طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) في حالة طول اختبار من 40 فقرة بينما عند طول اختبار من 20 فقرة لم يكن هناك فرق بينهما، بينما طريقة الارجحية العظمى(ML) كانت اقل دقة في التقدير، وهذه النتيجة توضح دون شك أن طرق تقدير القدرة القائمة على نظرية بييز(EAP, MAP) أفضل من طريقة الارجحية العظمى(ML) بغض النظر عن اختلاف المتغيرات الاخرى، ربما يعزى أفضلية الطرق التي تعتمد على أسلوب بييز(Bayes) في التقدير على طريقة الأرجحية العظمى (ML) إلى أثر مراعاة التوزيعات القبلية للسمة الكامنة والى البناء الرياضي الذي تعتمده كل طريقة حيث نجد طريقة الأرجحية تغالي في مواجهة مشكلة تقدير قدرة المفحوصين الذين أجابوا إجابة صحيحة على كل الفقرات أو العكس مما يجعل الخطأ المعياري للتقدير أكبر من الخطأ المعياري لتقديرات قدرات الأفراد باستخدام طرق بييز(Bayes)، كما أظهرت النتائج

بالنسبة لعامل لطول الاختبار عن وجود فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة $(\alpha = 0.05)$ بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية للتقدير (SE) لقدرة الافراد تبعا لمستويات طول الاختبار (20، 40) فقرة عند جميع طرق تقدير القدرة (ML, EAP, MAP) وبالتالي فان الاختلاف في طول الاختبار يوثر على دقة تقدير قدرة الافراد، ولعل السبب في ذلك يعود الى أن ازدياد عدد مفردات الاختبار من شأنه زيادة كمية المعلومات المحصل عليها حول الفرد وبالتالي انخفاض الخطأ المعياري لتقدير قدرة الافراد (أي زيادة دقة التقدير).

خلاصة نتائج البحث:

أظهرت النتائج البحث حول طرق تقدير معالم الفقرة والقدرة وأثرها في دقة التقدير باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة وفق النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش)، في ظل مجموعة من المواقف وهي: مستويات مختلفة من حجم العينة (250 فرد، 500 فرد، 1000 فرد)، وطول الاختبار (20 فقرة، 40 فقرة)، شكل توزيع القدرة (اعتدالي، موجب الالتواء، سالب الالتواء)، وبالاعتماد على مؤشر الخطأ المعياري(SE) للتقدير للحكم على دقة التقدير معالم الفقرة والقدرة عن الاتي:

بالنسبة لتقدير معلم صعوبة الفقرة:

- تتأثر دقة تقدير معلمة صعوبة الفقرة بتفاعل كل من حجم العينة، طول الاختبار وطريقة التقدير عند جميع أشكال توزيع القدرة (اعتدالي، موجب الالتواء، سالب الالتواء).
- لا تتأثر دقة تقدير صعوبة الفقرة بتغير طول الاختبار (20 فقرة، 40 فقرة) عند كل طريقة تقدير بالنسبة لجميع اشكال توزيع القدرة.
- في أغلب مواقف البحث كانت طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) أكثر دقة من طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) ومن طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) في تقدير صعوبة الفقرة عند الشكل الاعتدالي لتوزيع القدرة.
- في كل مواقف البحث كانت طريقة الارجحية العظمى الهامشية (MML) أكثر دقة من طريقة الارجحية العظمى الشرطية (CML) او تتساوى معها في بعض المواقف في دقة تقدير معلم صعوبة الفقرة، وكانت طريقة الارجحية العظمى المشتركة (JML) اقل الطرق دقة عند الشكل الموجب والسالب لتوزيع القدرة، ويمكن تلخيص ترتيب طرق التقدير من حيث دقتها في الجدول رقم (5–42) التالي:

الجدول رقم (5-42) ترتيب طرق تقدير صعوبة الفقرة من حيث الدقة في التقدير وفقا لشكل توزيع القدرة.

حجم العينة	طول الاختبار					
	20 فقرة			40 فقرة		
	شكل التوزيع					
	اعتدالي	موجب الالتواء	سالب الالتواء	اعتدالي	موجب الالتواء	سالب الالتواء
250	1- CML 2- JML 3- MML	1- MML 2- CML 3- JML	**1- CML MML** 2- JML	1- CML 2- JML 3- MML	1- MML 2- CML 3- JML	1- MML 2- CML 3- JML
500	1- CML 2- MML 3- JML	1- MML 2- CML 3- JML	1- MML 2- CML 3- JML	**1- CML MML** 2- JML	1- MML 2- CML 3- JML	**1- CML MML** 2- JML
1000	1- CML **2- JML MML**	1- MML 2- CML 3- JML	1- MML 2- CML 3- JML	1- CML 2- JML 3- MML	1- MML 2- CML 3- JML	1- MML 2- CML 3- JML

بالنسبة لتقدير قدرة الافراد:

- تتأثر دقة تقدير قدرة الافراد بطول الاختبار وطريقة التقدير وبالتفاعل بينهما.

- لا تتأثر دقة تقدير قدرة الافراد بتفاعل حجم العينة مع طريقة التقدير بالنسبة لجميع اشكال توزيع القدرة.

- تتأثر دقة تقدير قدرة الافراد بمستويات حجم العينة فقط بالنسبة لشكال توزيع الاعتدالي والسالب الالتواء للقدرة.

- بالنسبة لطول اختبار 20 فقرة نجد أن طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) في تقدير القدرة أكثر دقة من طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) ومن طريقة الارجحية العظمى (ML) عند جميع اشكال توزيع القدرة.

- بالنسبة لطول اختبار 40 فقرة نجد تساوي طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي(MAP) مع طريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) في دقة تقدير القدرة عند شكل توزيع القدرة الاعتدالي وسالب الالتواء، وتفوق طريقة (MAP) عند التوزيع الموجب

الالتواء للقدرة كما ان هاتين الطريقتين أكثر دقة من طريقة الارجحية العظمى (ML) عند جميع اشكال توزيع القدرة، ويمكن تلخيص ترتيب طرق تقدير قدرة الافراد من حيث الدقة في الجدول رقم (5–43) التالي:

الجدول رقم (5–43) ترتيب طرق تقدير قدرة الافراد من حيث الدقة في التقدير بالنسبة لأشكال توزيع القدرة.

المرتبة	طول الاختبار					
	20 فقرة			40 فقرة		
	شكل التوزيع					
	اعتدالي	موجب الالتواء	سالب الالتواء	اعتدالي	موجب الالتواء	سالب الالتواء
الاولى	MAP –1	MAP –1	MAP –1	**1**– MAP, EAP	EAP –1	**1**– MAP, EAP
الثانية	EAP –2	EAP –2	EAP –2	ML –2	MAP –2	ML –3
الثالثة	ML –3	ML –3	ML –3		ML –3	

خاتمـــة:

في الختام واستنادا الى جملة النتائج التي تم التوصل اليها في هذا البحث واستئناسا ببعض نتائج الدراسات السابقة والاطار النظري يمكننا القول أن هذا البحث قدم دليلا امبريقيا حول طرق تقدير معالم الفقرة (الصعوبة) والقدرة وأثرها على دقة التقدير وفق النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) بالاعتماد على مؤشر الخطأ المعياري للتقدير للحكم على دقة التقدير، وهذا عند استخدام أشكل مختلفة لتوزيع قدرة الافراد المفحوصين سواء كانت قدرتهم معتدلة (توزيع اعتدالي) أو منخفضي القدرة (توزيع موجب الالتواء) أو مرتفعي القدرة (توزيع سالب الالتواء)، فعملية تدريج الاختبارات والمقاييس وفق نظرية الاستجابة للمفردة تعتمد على استخدام احدى طرق التقدير وهذه الطرق تختلف في أساسها الرياضي وفي استراتيجيات التقدير، كما تتأثر دقة هذه التقديرات ببعض العوامل كحجم العينة وطول الاختبار، وسعيا للتحكم والضبط الجيد لهذه العوامل في البحث تم الاعتماد على اسلوب المحاكاة في توليد استجابات ثنائية لاختبارات مختلفة الطول وبعدة مستويات لحجم العينة وبالتالي فان البحث الحالي يلفت انتباه الباحثين في مجال التربية وعلم النفس والمتخصصين في القياس بأهمية استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في بناء الاختبارات والمقاييس لما تقدمه من مزايا، كما يزود الباحثين بأفضل طريقة لتقدير صعوبة المفردة وقدرة الافراد التي تناسب بياناتهم أثناء القيام بعملية التدريج الاختبارات التي تم بنائها والبحث الحالي يقدم ايضا معلومات عن أثر حجم العينة وطول الاختبار على دقة القياس وفق النموذج الاحادي المعلم (نموذج راش) تساعد في الوصول الى نتائج تتسم بأعلى دراجات من الموثوقية.

الاقتراحـــــات :

بالرغم من أهمية النتائج التي توصل إليها البحث الحالي في الكشف عن دقة تقدير صعوبة الفقرة وقدرة الأفراد باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة وفق نموذج راش إلا انه هناك بعض العوامل المؤثرة الأخرى قد تلعب دورا مهما في دقة تقدير قدرات الأفراد ولم يتم ضبطها في البحث الحالي مثل تقصي دقة التقدير في ظل احجام عينات واطوال اختبارات أكثر تباين واختلاف أشكال توزيع معالم الفقرة مما قد يسهم في اثراء النظرية الحديثة في القياس، وبشكل عام يوصي الباحث بما يلي:

- دراسة أثر طرق التقدير باستخدام النماذج اللوجستية الثنائية أو المتعددة الاستجابة الأخرى على دقة تقدير قدرة الأفراد ومعالم الفقرة.
- دراسة أثر طرق التقدير على دقة تقدير قدرة الأفراد ومعالم الفقرة تحت ظروف مختلفة من أشكال التوزيع، كالتوزيع المنتظم والتوزيع الاسى وغيرها.
- إجراء دراسات تتناول طرق تقدير معالم الفقرة والقدرة المستخدمة في البحث الحالي باستخدام برامج حاسوبية أخرى.
- اجراء دراسات مشابهة ولكن باستخدام مستويات حجم العينة وأطوال مختلفة من الاختبارات.
- اعتمد البحث الحالي على بيانات مولدة لذا من المفيد اجراء دراسات مماثلة على بيانات واقعية من الميدان التربوي من خلال تطبيق الاختبارات والمقاييس النفسية مع الاخذ بالاعتبار ما جاء في مجموعة الاقتراحات.

قائمة المراجع:

البادية، فاطمة حمد خميس (2018). أثر حجم العينة على دقة تقدير خصائص المفردة والقدرة في اختبار التنمية المعرفية في مادة العلوم لطلبة الصف السابع بسلطنة عمان وفقا لنظرية الاستجابة للمفردة. *مجلة دراسات لجامعة عمار ثليجي*، (73)، 106-125.

بركات، زياد (2018). *القياس والتقويم النفسي والتربويبين النزرية والتطبيق*. فلسطين: جامعة القدس المفتوحة.

بني عامر، أيمن عمر عبد الغني (2009). *أثر خصائص الفقرة و مستوى القدرة على خصائص توزيع البواقي المعيارية للأفراد والفقرات لبيانات مولدة* (رسالة دكتوراه). جامعة اليرموك، إربد

بني عطا، زايد صالح (2017). تقصي أثر طول الاختبار وحجم العينة على دقة طرق تقدير معالم الفقرات وقدرات الافراد في برنامج بايلوغ. *المجلة الدولية للبحث في التربية وعلم النفس*. 05(02)، 581-606.

بني عطا، زايد صالح؛ الشريفين، نظال (2012). أثر اختلاف شكل توزيع القدرة على معالم الفقرة ودالة المعلومات للاختبار. *المجلة الاردنية في العلوم التربوية*. 08(02)، 151-166.

التقي، أحمد (2009). *النظرية الحديثة في القياس*. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع.

التقي، أحمد محمد عيسى (1992). *اللاتغير في تقدير معالم قدرات الافراد ودرجات صعوبة اسئلة المقال من خلال نموذجي التقدير الجزئي وسلم التقدير كحالتين خاصتين من نماذج راش* (رسالة دكتوراه). الجامعة الاردنبة، الاردن.

حجازين، نايل عيد (2007). *أثر تعدد الأبعاد في تقدير معالم فقرات ثنائية التدريج و متعددة التدريج و في تقدير معالم القدرة باستخدام برامج حاسوبية تفترض أحادية البعد أو التعدد في الأبعاد* (رسالة دكتوراه). جامعة عمان العربية، الاردن.

حسن، على صلاح عبد المحسن (2016). *أثر أداء الفقرات التفاضلي للنوع والعمر فى دقة معادلة الاختبار فى ضوء نموذجى راش وفيشر للاستجابة للمفردة* (رسالة دكتوراه). جامعة أسيوط، مصر.

حمادنة، مروان عبد الله ذياب (2011). *فاعلية اسلوب تحسين مطابقة الفرد القائم على تصحيح تقدير القدرة وتوزيعها المرجعي عند الاختلاف في حجم العينة والنموذج اللوجستي* (رسالة دكتوراه). جامعة اليرموك، اربد.

حمدان، غسان حسن (2019). *دراسة مقارنة لطرائق تقدير المعالم في نظرية الاستجابة للمفردة* (رسالة دكتوراه). جامعة حلب، سوريا.

الحمدانية، منار مازن عبد الله؛ النصراوين، معين سلمان سليم (2020). مقارنة بين الطريقة البييزية وطريقة الأرجحية العظمى في دقة تقدير معلمة القدرة ومعلمة الصعوبة وفق نموذج راش باستخدام بيانات مولدة محاكاة. *مجلة جامعة عمان العربية للبحوث، سلسلة البحوث التربوية والنفسية*، 04(01)، 111-144.

الحواري، اروى (2015). أثر طول الاختبار وشكل توزيع القدرة في تقديرات قدرة الافراد وفق نموذج راش في نظرية استجابة الفقرة. *مجلة جامعة النجاح للابحاث*. 29(08)، 1464-1488.

حيدر، محمد نعمان محمد (2014). *التوزيع القبلي واشتقاق التوزيع البعدي لبعض توزيعات العينة في طريقة بييز للتقدير* (رسالة ماجستير). جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، السودان.

دحماني، مهدية (2021). *بناء اختبار تشخيصي محكي المرجع لقياس الكفايات في الرياضيات عند المتعلمين في السنة الثانية متوسط باستخدام نموذج راش احادي المعلمة* (رسالة دكتوراه). جامعة الجزائر 2، الجزائر.

الدرابسة، رياض (2012). *أثر طريقة تقدير القدرة وطريقة التعامل مع القيم المفقودة على دقة تقدير معالم الفقرات والافراد* (رسالة دكتوراه). جامعة اليرموك، الاردن.

الدرابيع، ماهر يونس (2001). فعالية النموذج اللوغاريتمي ذي المعلمة الواحدة نموذج راش في دقة تقدير قدرة الفرد ومعامل صعوبة الفقرة باختلاف حجم العينة وطول الاختبار. *الجامعة الأردنية – عمادة البحث العلمي*، 28(01)، 197-208.

سومية، شكري محمد محمود (2017). أثر شكل توزيع القدرة على ملاءمة المفردات ودقة تقدير معلم الصعوبة فى نموذج راش. *دراسات عربية في التربية وعلم النفس–رابطة التربويين العرب*. (86)، 543-571.

الشريفين، نظال كمال محمد (2012). أثر طريقة تقدير معالم الفقرة وقدرات الأفراد على قيم معالم الفقرة والخصائص السيكومترية للاختبار في ضوء تغير حجم العينة. *المجلة التربوية–جامعة الكويت*، 26(104)، 177-238.

الشقصي، يعقوب بن زاهر بن سليمان (2018). *فعالية مؤشرات مطابقة الفرد في نماذج استجابة المفردة عند اختلاف قوة الارتباط الموضعي بين المفردات ونوع معالم النموذج* (رسالة ماجستير).جامعة السلطان قابوس، سلطنة عمان.

شما، يمان نزار (2013). أثر حجم العينة على دقة تقدير صعوبة المفردات وقدرة الافراد باستخدام نموذج راش. *مجلة الاداب–جامعة بغداد*. (105)، 673-698.

الشواورة، شادي يوسف خلف (2013). *دقة تقدير معالم الفقرات بطريقتي الأرجحية العظمى الهامشية وبييز في ظروف مختلفة في عدد الفقرات وحجم العينة والنموذج اللوغاريتمي المستخدم* (رسالة دكتوراه). جامعة اليرموك، إربد.

الصبح، عامر محمود سليم (2014). *المقارنة بين دقة تقدير القدرة باختلاف طول الاختبار وشكل توزيع معلمة القدرة تبعا للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة باستخدام بيانات حقيقية ومولدة* (رسالة ماجستير). جامعة مؤتة، مؤتة.

ضعضع، هبة عبد اللطيف (2020). أثر حجم العينة وطرائق التقدير في دقة تقدير معالم نموذج راش. *جرش للبحوث والدراسات*. 21(01)، 131-170.

الطراونة، أرياف أحمد (2011). *المقارنة بين طرق تقدير القدرة باستخدام النموذج المناسب في ضوء الخطأ المعياري في تقديرها* (رسالة ماجستير). جامعة مؤتة، الاردن.

عبابنة، عماد (2007). مقارنة فاعلية طريقة الأرجحية العظمى وطريقة بييز في تقدير معلمة القدرة عند استخدام النموذج اللوجستي الثلاثي. *مجلة الاكاديمية العربية المفتوحة في الدنمارك*. ع(03).

عباس، محمد خليل عبد الله (1993). *المقارنة بين خمس طرق لتقدير الخطأ المعياري الشرطي في القياس عند مستويات محددة لعلامات الاختبار*(رسالة دكتوراه). الجامعة الاردنية، الاردن.

العبد الله، زياد أحمد (2012). *أثر بعض طرق التقدير على دقة تقدير المعالم ضمن نماذج الاستجابة للمفردة متعددة التدريج* (رسالة دكتوراه). معهد الدؤاسات التربوية، جامعة القاهرة.

عبد الوهاب، محمد محمود محمد (2010). *استخدام نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية في تدريج مفردات بعض الاختبارات المعرفية* (رسالة دكتوراه). جامعة المنيا، مصر.

عبدالحافظ، محمد شحته عبد المولى (2016). الدقة الإحصائية لتقدير بارامترات النماذج الرياضية للاستجابة للمفردة. *رسالة التربية وعلم النفس–جامعة الملك سعود*. (52)، 139–161.

العكايلة، عبد الناصر سند (2017). فاعلية طريقتي بوتستراب وجاكنايف في دقة خفض تحيز تقديرات أساليب الأرجحية العظمى لقدرات الأفراد اعتماداً على نموذجي التقدير الجزئي والاستجابات المتدرجة. *مجلة جامعة الجوف للعلوم الاجتماعية*. 03(01)، 185–210.

علام، صلاح الدين محمود (1985). تحليل بيانات الاختبارات العقلية باستخدام نموذج راش اللوغاريتمي الاحتمالي دراسة تجريبية، *المجلة العربية للعلوم–جامعة الكويت*، 05(17)، 100–123.

علام، صلاح الدين محمود (2000). *القياس والتقويم التربوي والنفس أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة*. القاهرة: دار الفكر العربي.

علام، صلاح الدين محمود (2005). *نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية احادية البعد ومتعددة الابعاد وتطبيقاتها فى القياس النفسى والتربوى. القاهرة*: دار الفكر العربى للطباعة والنشر.

القضاة،عبد الحميد؛ الشريفين، نظال (2020). أثر طول الاستبانة على دقة تقديرات القدرة والخصائص السيكومترية للفقرة والمقياس في ضوء نظرية الاستجابة للفقرة. *مجلة جامعة النجاح للأبحاث– العلوم الإنسانية*، 34(06)، 953–982.

القيسي، حسين عبد النبي (2014). أثر طريقة تقدير معالم الفقرات باستخدام النموذج اللوجستي الثلاثي المعلمة للنظرية الحديثة في القياس في ضوء تغير ظروف الاختبار. مجلة كلية التربية– جامعة الازهر. (158)، 155–187.

كاظم، أمينة محمد (1988). استخدام نموذج راش في بناء اختبار تحصيلي في علم النفس وتحقيق التفسير الموضوعي للنتائج. جامعة الكويت، الكويت.

كاظم، أمينة محمد (1988). *دراسة نظرية نقدية حول القياس الموضوعي للسلوك نموذج "راش"*. الكويت: مؤسسة الكويت للتقدم العلمي.

كتفي, عبد الحق الشريف (2020). *بناء اختبار تحصيلي في مادة علوم الطبيعة والحياة وفق نموذج (راش-ماسترز) لتلاميذ السنة أولى من التعليم الثانوي العام والتكنولوجي*. (رسالة دكتوراه). جامعة الجزائر 2، الجزائر.

محاسنة، ابراهيم محمد (2013). *القياس النفسي في ظل النظرية التقليدية والنظرية الحديثة*. عمان: دار جرير للنشر والتوزيع.

مراد، صلاح أحمد (2011). *الاساليب الاحصائية في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية*. مصر: مكتبة الأنجلو المصرية.

الورعادي، فاتح (2020). *بناء إختبار تحصيلي في مادة الرياضيات لتلاميذ السنة الثالثة ثانوي وفق نموذج راش* (رسالة دكتوراه). جامعة الجزائر 2، الجزائر.

Baker, F. B. (2001). The basics of item response theory: ERIC.

Baker, F. B., & Kim, S.-H. (2004). *Item response theory: Parameter estimation techniques*: CRC Press.

Baker, F. B., & Kim, S.-H. (2004). Item response theory: Parameter estimation techniques: CRC Press.

Baker, F. B., & Kim, S.-H. (2017). *The basics of item response theory using R*: Springer.

Barnes, L. L. B., & Wise, S. L. (1991). The Utility of a Modified One-Parameter IRT Model With Small Samples. Applied Measurement in Education, 4(2), 143-157. doi:10.1207/s15324818ame0402_4

Béland, S., Magis, D., & Raîche, G. (2013). Estimation des paramètres d'item et de sujet à partir du modèle de Rasch : une étude comparative des logiciels BILOG-MG, ICL et R. *Mesure et évaluation en éducation, 36*(1), 83-110. doi:https://doi.org/10.7202/1024466ar

Bock, R. D., & Aitkin, M. J. P. (1981). Marginal maximum likelihood estimation of item parameters: Application of an EM algorithm. 46(4), 443-459.

Bock, R. D., & Lieberman, M. (1970). Fitting a response model for n dichotomously scored items. *Psychometrika, 35*(2), 179-197. doi:10.1007/BF02291262

Bock, R. D., & Lieberman, M. (1970). Fitting a response model for n dichotomously scored items. Psychometrika, 35(2), 179-197. doi:10.1007/BF02291262

Bock, R. D., & Mislevy, R. J. (1982). Adaptive EAP Estimation of Ability in a Microcomputer Environment. 6(4), 431-444. doi:10.1177/014662168200600405

Chen, W.-H., & Thissen, D. (1997). Local Dependence Indexes for Item Pairs Using Item Response Theory. Journal of Educational and Behavioral Statistics, 22(3), 265-289. doi:10.2307/1165285

Christensen, K. B., Makransky, G., & Horton, M. (2017). Critical Values for Yen's Q(3): Identification of Local Dependence in the Rasch Model Using Residual Correlations. Appl Psychol Meas, 41(3), 178-194. doi:10.1177/0146621616677520

Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences

Crocker, L., & Algina, J. (2006). *Introduction to classical and modern test theory*: ERIC.

De Ayala, R. J. (2009). *The theory and practice of item response theory*: Guilford Publications.

Dodd, B. G., De Ayala, & Koch, W. R. (1995). Computerized adaptive testing with polytomous items. *19*(1), 5-22 .

Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). Item response theory for psychologists. Maheah. In: New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

Engelhard Jr, G., & Wind, S. (2018). *Invariant measurement with raters and rating scales: Rasch models for rater-mediated assessments*: Routledge.

Fitzpatrick,& Ann . R. (2001) . The effects of test length and sample Size on the reliability and equating of tests Composed of constructed – response item. Applied Measurement in Education, 14(1): 412-425.

Gao, F., & Chen, L. (2005). Bayesian or non-Bayesian: A comparison study of item parameter estimation in the three-parameter logistic model. *Applied Measurement in Education, 18*(4), 351-380 .

Hambleton, R. K., & Jones, R. W. (1993). Comparison of classical test theory and item response theory and their applications to test development. *Educational measurement: issues practice* .47–38 ,(3)12

Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. (1985). *Item response theory: principles and applications*.

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

Harwell, M. R., Baker, F. B., & Zwarts, M. (1988). Item Parameter Estimation Via Marginal Maximum Likelihood and an EM Algorithm: A Didactic. *Journal of Educational Statistics, 13*(3), 243-271. doi:10.2307/1164654

Luc, L., & Adams, R. J. (2013). Evaluate Rasch item parameter recovery in MML and JML estimations by ACER ConQuest. *Camberwell, Australia: University of Melbourne Australian Council for Educational Research*

Masters, G. N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *47*(2), 149-174 .

Muraki, E. (1992). A generalized partial credit model: Application of an EM algorithm. *Applied Psychological Measurement, 16*(2), 159-176. doi:10.1177/014662169201600206

Ostini, R., & Nering, M. L. (2006). *Polytomous item response theory models*: Sage.

Robitzsch, A. (2021). A Comparison of Estimation Methods for the Rasch Model .

Robitzsch, A. (2021). A comprehensive simulation study of estimation methods for the Rasch model. *Stats*, *4*(4), 814-836.

Samejima, F. (1969). [Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores.(Psychometrika Monograph, No. 17). Psychometric Society, Richmond.

Stone, C. A., & Zhu, X. (2015). *Bayesian analysis of item response theory models using SAS*: Sas Institute.

van der Linden, W. J. (2016). *Handbook of item response theory, volume one: models*: CRC Press.

Wang, T., & Vispoel, W. P. (1998 .(Properties of Ability Estimation Methods in Computerized Adaptive Testing. *Journal of Educational Measurement, 35*(2), 109-135. doi:10.1111/j.1745-3984.1998.tb00530.x

Wang, T., & Vispoel, W. P. (1998 .(Properties of Ability Estimation Methods in Computerized Adaptive Testing. *Journal of Educational Measurement, 35*(2), 109-135. doi:10.1111/j.1745-3984.1998.tb00530.x

Wright, B. D., & Masters, G. N. (1982). *Rating scale analysis*: MESA press.

Wright, B. D & ,.Stone, M. H. (1979). *Best test design: Rasch Measurement*. Chicago: MESA Press.

Yen, W. M. (1984). Effects of Local Item Dependence on the Fit and Equating Performance of the Three-Parameter Logistic Model. 8(2), 125-145. doi:10.1177/014662168400800201

Zenisky, A. L., Hambleton, R. K., & Sireci, S. G. (2002). Identification and Evaluation of Local Item Dependencies in the Medical College Admissions Test. Journal of Educational Measurement, 39, 291-309.

الملاحق

الملحق رقم (01)

استجابات الافراد

وفق شكل التوزيع الاعتدالي للقدرة- حجم عينة 250 فرد

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
1	11111011100111110101	36	10111011111111111110	71	01100010001010110000
2	01100011101111111100	37	10000010010000000000	72	11100111011111011011
3	11110111111111111111	38	01010111111011110011	73	10100000101001011001
4	10010000110011111000	39	00000001100010100001	74	00000011000011100100
5	01001011111111111011	40	10000000000001100001	75	11000010111111111000
6	10100110100011011000	41	10000011110011101111	76	10000011000011111011
7	11010011111111111010	42	00111010100011110101	77	10011110100110101000
8	11010011100011111110	43	01000011100010010010	78	00000000000000110001
9	11010111111111101110	44	00000000001001111000	79	11010000111111111001
10	10000010000010110000	45	10000101111011111111	80	10000111101010100010
11	11111010111011111111	46	11111011111111111111	81	00000010010010110111
12	11010100111010100000	47	10010111000000101000	82	10000000110011100010
13	11100011001000101111	48	10000101011011110000	83	11010010111111111111
14	11101110110011110111	49	11110011101110111101	84	00000010100001111010
15	00110000000110111000	50	11010001111010111110	85	00000100010010110011
16	10110000110010101001	51	01101111110011101011	86	00000000010000100010
17	10110000111001110110	52	01010010111011111111	87	00000010100011100101
18	10000000010011110111	53	00101010110011111011	88	01000000000000111000
19	11110111011111111111	54	11110111011011110101	89	00100010000000100000
20	01000001100011011101	55	11100110101011111111	90	11000010000111111011
21	10010111011011111011	56	10000000010010110011	91	01001011110011111011
22	11010111101011111010	57	11000001110110111011	92	10010100000011110010
23	10110011010011100011	58	11110110111011111111	93	00111111111111111111
24	01010000101011111001	59	10000010100011111001	94	11100010111001111111
25	00110010110010001011	60	00000010101010110100	95	10110110101010110001
26	11000010110001100111	61	11111111101011100010	96	00000010100010010001
27	11000110110011111011	62	11110111101011110011	97	00000010110001010111
28	00000100101000111000	63	11011100000011100001	98	11110010111111111101
29	10111111011011110111	64	10000000000011001001	99	00000001110010111100
30	11110111111111111010	65	01000011100001011111	100	11001110000111101111
31	10010000111011111011	66	00000010010000110000	101	00000000001000101001
32	10110011110111111011	67	00000011010010111110	102	01000110110101010000
33	01010110111011111011	68	11110111111011111111	103	11010001000011100000
34	11110011111011101111	69	11000011110011101011	104	11110011110111111111
35	00000010000011110000	70	11000001111111111011	105	01010011100111110101

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
106	10101110110011111011	144	10000011001011100101	182	01000000100011101000
107	10010101101010101011	145	01010000111010110011	183	11010001101011111111
108	11111011000010100011	146	10110110100011111011	184	11100011111111110111
109	10110011011011101001	147	00000001000010111000	185	11000110110001111000
110	11010000111110111011	148	01110111111011111111	186	01110010100111111111
111	01000001000011101000	149	01110011010011010011	187	10110011101011110010
112	00100010000011100011	150	00000011010010000110	188	11110000010111111001
113	00100010010011111001	151	11110111111111100110	189	00011000100001010001
114	01110011011001111001	152	10000001111001111011	190	00000000100000101010
115	11000010000110001000	153	00000000000000110000	191	11000011110011111011
116	11100111111011110011	154	11100011010011101001	192	11111011110011111111
117	11110010110011111010	155	00100010001110101000	193	10110011010000000011
118	00000011110011111011	156	01100010100000100011	194	10111111010011111111
119	10010000100011111011	157	11110010000000111001	195	10100011100011100011
120	11000000000011100001	158	11010011101011011011	196	00010010110011111011
121	00000010000001100000	159	01000010001001101001	197	10100011100011101111
122	10100000110111111101	160	11110111101011100011	198	11001010111111111011
123	01000011110011111111	161	00000010010010110000	199	10110001100011110110
124	01000000000001110000	162	11000010110011111011	200	10000000101001111010
125	01000110000011111101	163	00010010010011011011	201	11100010001111111010
126	10010011100111101010	164	11011011011111111000	202	10000000110111110111
127	10100111111011111011	165	00001001000011000101	203	00010000110011110101
128	11000001111111111011	166	11011111111011111011	204	11000010000011111011
129	11001001100010110000	167	11001010011011110010	205	10100001110011111011
130	10100010000111010000	168	00100000000000001001	206	10100010111010000111
131	01101010101010111010	169	00100001010011110101	207	01000010111010100111
132	00000011111001101001	170	11110111110011111011	208	11010011111101111011
133	10010010000000101110	171	01111101110011111010	209	00000000000010010000
134	11010011001010111011	172	10001000110111010111	210	00000001100011111101
135	10100000000011111011	173	00000010001001100000	211	00100000000011100001
136	10000010000011100011	174	00000011000011111011	212	00110111110011101001
137	11010010111011101110	175	11011001110111110011	213	00010100000011010001
138	00000010000010100010	176	11000011110111111100	214	10001001011011111011
139	11010010111011111010	177	11000100100011010011	215	10100010111011111001
140	10000000110011100011	178	00000010101111111111	216	11101111111111101001
141	11011111101111110011	179	11011011111111111001	217	11011001110011111111
142	11000111111011110011	180	10111111111011111111	218	10110010101110110011
143	01100011100011101011	181	00000001000011001101	219	11010001100101111001

الفرد	الاستجابات
220	11110010111011111001
221	10100011110010010001
222	00100011110011111010
223	11110111111011111011
224	11110011001011111001
225	11000111101011100111
226	00010011111101111111
227	11110111001111111011
228	11010000111000110011
229	01001001000010111011
230	11111011010110101101
231	10000001000011100000
232	11100111100111111111
233	10011011100111110101
234	01000011111111110101
235	10010001101111111001
236	10000111110010100011
237	11000000000011111101
238	11000001011111110001
239	00000010111011011001
240	00100110111011101011
241	11001010111111111011
242	10000010111111111011
243	11010111100111110001
244	00000010100000100000
245	11111111111011111111
246	01000010000011110110
247	00000010100010010000
248	11010111100011111011
249	00000000000001110000
250	00000001011001000000

الملحق رقم (02)

استجابات الافراد

وفق شكل التوزيع الاعتدالي للقدرة- حجم عينة 500 فرد

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
1	00101010100011110001	36	01101111111111010011	71	11010100110011110001
2	11101110011010110111	37	00000010000011101001	72	00100011110010110011
3	11010010110011111111	38	11011111111011111111	73	11111110111111111111
4	00010000000010110000	39	11011011111011110011	74	00000001100001110010
5	10000001010000100000	40	00001010100000000001	75	00000000100010100001
6	01000010010010110011	41	01000000100011110001	76	10000110101101111101
7	00000010000001111010	42	11000011000010000000	77	11101111110111111111
8	00010011100010111010	43	01000010100001101000	78	11101010010011110011
9	01000010110111111001	44	01000000100000100000	79	10100010111011110011
10	01000000100101110011	45	00000000011001100001	80	01100001111011110001
11	11000000100111100001	46	00100010000011011111	81	11100110111111111111
12	11000011111111111011	47	10000000010110100000	82	11011011110011111110
13	10000000010011101000	48	11000010100011111000	83	10000000010001100011
14	00000000011010000000	49	01111111111011111111	84	01101010111111111111
15	11100011100011110001	50	11100110010001101011	85	11111111100111101011
16	00000000100011000001	51	11010011111011111101	86	10110011010010110001
17	10010001001010001100	52	10000010100011111011	87	10010010010011111010
18	01010111001011111011	53	11010010110010111011	88	11000011010011101011
19	10000111000001101000	54	11010010110111111100	89	10111011111011111111
20	11010000100011110010	55	00000001000011101001	90	10110011110111111111
21	00000001100011001010	56	11010010101011110001	91	00000011110011110011
22	01110011111011111001	57	10010010010011100000	92	11000010011101110101
23	11110111111010101111	58	01110110110011111111	93	01101011110011001011
24	11010000011111111000	59	11000011110011111111	94	10000111110111111010
25	00000010001011111011	60	11000111110101111011	95	01000011011010110111
26	11000010101001110000	61	11000010111011111011	96	11000010111111111011
27	10110110100011111110	62	11100011100111110011	97	10010011000011100011
28	01110110101011010000	63	10110110101011111101	98	11010111101111111001
29	00000110010010111000	64	10000101100011111101	99	10000101011010100001
30	00110111100011111111	65	01000011001001100001	100	01010111010011111101
31	10000000100001110001	66	11000011100000100100	101	10000000010000001000
32	11100011101011110001	67	11010110110011011111	102	10101010110000111010
33	11010111001011110001	68	11101111101011110111	103	11011110101010111010
34	01000111110011110010	69	00000001010001100011	104	11000010111111111011
35	00000000101000110000	70	01000100000011011011	105	11111111111111111111

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
106	01100011110010110001	145	00000011000010101111	184	10000010000011100101
107	11110111110011111001	146	11001011110111111111	185	01010010100010000100
108	00000000100011110001	147	00000000111011110010	186	10010010110011101011
109	10000111001011110010	148	00000010000010100010	187	00100010101001100000
110	11110010010111111111	149	10110011111111011011	188	10011010101111111111
111	10110000111111110110	150	01000011010011110111	189	00110110110011110010
112	01000011000011111111	151	11100010110110111011	190	01000011110011110111
113	10010011101111100011	152	10000000000011100000	191	00000010000011000010
114	11100011111011101110	153	11111001110111111011	192	00010111111010110101
115	00001010101011100010	154	00010011100000111011	193	10010011101011110111
116	00000000100001001000	155	00001110100110011000	194	00010101100000111010
117	10001001000000100011	156	11000001100011100001	195	01110000111001110010
118	11100010101011111111	157	00001011100001110010	196	00000001001001110000
119	10010001100010110011	158	01000100110111011001	197	00000010000010110111
120	01010111000111101110	159	01010110000011110011	198	01010110111011100001
121	00000010000010000000	160	00110110110011110101	199	11101101111011111100
122	00010001010001100010	161	00000000010000010001	200	11010111110011111011
123	10100111110011111111	162	10100101111011111011	201	10000000010000000000
124	00110100100111101011	163	11110111001111111111	202	11110111111111111111
125	11000010001001100011	164	00000001100111110000	203	10000111111111110011
126	11000011111011110011	165	11000010110011111011	204	10101011110011111001
127	01110011111111111011	166	10000010110001000011	205	10111111111111110111
128	10000010110011111111	167	00010010001011100011	206	10000010010011011011
129	00111101101111111111	168	01100000011000101011	207	00111111101111111011
130	01000011111111110001	169	11100001000010000100	208	11011011111011110101
131	01000010000001111000	170	01000001100011100011	209	10010010100010110010
132	11010111111011111000	171	10000000000001110000	210	10100010110011100001
133	10100100000010110101	172	00010111010010111111	211	11010011111111111111
134	11100011101111110001	173	10010111100111110001	212	10010010100111111011
135	11001101100011110100	174	11000011011011111100	213	00110010111011110101
136	10100010011001001000	175	10110010010011111011	214	01000010000001110011
137	10010010011011111111	176	10001010000010000000	215	01000110010011111010
138	10000001000000100000	177	00000000001011111011	216	01000000100101110100
139	11000011111111011101	178	01001000111111111010	217	00010011110101100001
140	00100001100001011001	179	01000110100010110001	218	11100011110111101111
141	00000010000011000010	180	01000010111011010010	219	00000001100011000010
142	10110011010011111001	181	01000000011010100011	220	01000010000000000001
143	11000011111011111011	182	00000000010010101000	221	10010010110011110111
144	11110111111011111011	183	01000010000011110011	222	01000001100010100010

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
223	11010011100011111111	262	00010001101011110001	301	10000000000000110011
224	10010111010011110011	263	11011011101011101101	302	01000011110011111011
225	01000000010001010000	264	01000000000000100011	303	10000010000011111000
226	10010000000011111101	265	10000011010010111000	304	01000000101001100010
227	00000010100000110000	266	00000000000010000000	305	10111011110010110011
228	00100100000001110010	267	10111011101011111111	306	00000100000010010000
229	10000000000010110011	268	11100111011011110011	307	11110001111010101001
230	01010010001010100001	269	00100010100011111111	308	10110111101111111011
231	00100001000001110100	270	10001111111011111100	309	11110001000011111011
232	01000000010011100110	271	11110011110011111001	310	11010110111111111011
233	10101111101010100011	272	00000000010000100001	311	11100010111011111111
234	10010011101111110110	273	11000011000001110001	312	10000010100001100000
235	10000011110001110010	274	11100010001001110000	313	00000011101010110001
236	00000010010011101001	275	10010010101001111010	314	00010010110010010000
237	11100010000011111001	276	00000010001010000000	315	11000011011111111011
238	00000001000011101001	277	11000011010011110101	316	10000000000101110011
239	10000110111010111111	278	10110001010011100000	317	00111000111001101011
240	00101010111010101000	279	00000001000011100010	318	10010111111101111111
241	10000110111001011011	280	11000010001011111011	319	00100010111001100001
242	00000000010000100001	281	11111011001111111001	320	00010011101111111001
243	10000010101011100001	282	00010010110011111101	321	01110011111011111111
244	11110011110011111111	283	01000000000010110000	322	11010011111011111111
245	01000110110011110100	284	00000010000010001000	323	00100000000010011001
246	10100010110010110001	285	11111111101100101101	324	10000010100001110101
247	11011110110011111011	286	00000000000001110001	325	00001110001111110001
248	00000000011001011011	287	01000010111011101001	326	11110010011011111010
249	10000110100001110000	288	10110010100001111100	327	01100011100011100011
250	11000011011101111111	289	10000000000001110001	328	10000011111110010101
251	11100101010000010010	290	00000001100011111011	329	10000011110011000101
252	00000010100011110100	291	10010011100011111101	330	00000010001011111100
253	00000011111001111010	292	00000000000010100010	331	11101011110010111001
254	10000010000011110011	293	11110111110010110001	332	11000111011110111111
255	11100011001111111001	294	11110010111111110111	333	11000000110011101000
256	00001010100111110011	295	11000011110011111110	334	10010000111011111111
257	11100011111011101111	296	00000001101011001010	335	10000110000011100101
258	01010000110011110010	297	00000011000000110000	336	11110111100111111111
259	11000010100010011110	298	01100111111011111010	337	01010010111111110011
260	00000000010011100010	299	10100010010010111001	338	10000001101011111000
261	00000000000000000001	300	10110000011011110011	339	11110011011111011011

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
340	10010000100011110000	379	10100111111011111111	418	10000010110111101011
341	00000010101010100010	380	01100110100000111001	419	00010011111111111011
342	01000000010011100000	381	01000010000011110001	420	01000001000011100001
343	00011111111011110011	382	11011011100011111110	421	11000011000111001000
344	11010011110011111001	383	10000000110011010000	422	01000110000011111101
345	11010001100011110011	384	00001011110010100000	423	01111011000111100111
346	10110010000010111010	385	01111010001101001111	424	00100000100011101101
347	00000000010010100000	386	11010111111111111111	425	01010001110011110111
348	11000111100011010000	387	10100111011011111011	426	11110111111111111111
349	10000011110111011010	388	00000001100010110000	427	10010000000010000000
350	11010110111111101000	389	10010000010001110000	428	00000000000000100001
351	00000001000000011010	390	00010000000000000000	429	10000101110001001011
352	11000111000011111000	391	11100011010011111101	430	00000010000001100001
353	11110011101101111111	392	10110000000011100000	431	01100010110010110101
354	11001001111011110001	393	11001011111011110111	432	11000000010011100111
355	11000110010010110001	394	10011010101011010111	433	11100111111111111011
356	11000010110011110011	395	01100111001111111111	434	10000000110001101011
357	11010111110101111011	396	11110011111011110111	435	01000011000001111111
358	11001001111011111111	397	11000111110011101111	436	11111111110011111111
359	10010011110011110000	398	11000010011010111000	437	00110010001001110001
360	10010010110011110001	399	00000000000011100000	438	10010000010001110011
361	00000000011011111100	400	11111111111011101111	439	11100011110111110011
362	00110011111010111011	401	00010010100000101000	440	00110111100111110011
363	01000011100011100001	402	10000111111011101011	441	11010011111011111000
364	10010000010010100011	403	11100101100111101010	442	01000010110111010001
365	11111111111011111111	404	00000001101010010001	443	11110110010011111011
366	11010001111111111011	405	11000011111111101001	444	00000010111001100011
367	10000000110001110010	406	11010110111011111011	445	01000000000011010001
368	11010011100001110111	407	10001001100010011011	446	11010111111001101101
369	10000011000010010000	408	00010110111111110011	447	01100010000001100001
370	10000010010011100000	409	11000011110111111111	448	00010010100001100010
371	11111111111111111111	410	10000000110110010110	449	00010011110011111010
372	11010001111111101111	411	10000001010011010011	450	00000011000010000010
373	00100011000000010001	412	11000010011011111011	451	11010011100011110111
374	10100000100011100001	413	00100000000000000000	452	11110111001011111010
375	01000010000011100010	414	01000011011000101110	453	10000110111011111000
376	01010010100111110001	415	10000010000001110011	454	11110111111111111111
377	11010001111010100111	416	01110000001011010111	455	11101111111011111101
378	10110110101011111111	417	11110011111011111111	456	01010010000110111001

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
457	10100101111011100011	496	01110101011011101011
458	01111011111111111011	497	00000000000000000000
459	01000010001001101001	498	11010000000010110010
460	10110001111111111110	499	00010011100011110101
461	10100011101111110110	500	01000010100011101111
462	10000010110010100011		
463	11110111111011100011		
464	11011110111111111111		
465	01011110110011111011		
466	11010111010111111111		
467	01110111111111111110		
468	01100100110011010001		
469	10000110000011101001		
470	11011110110011110011		
471	11110001000111111111		
472	00000111000011111111		
473	10100010110011101011		
474	10110001010011100010		
475	11100011111111111010		
476	00110011010011011011		
477	01000010111010100011		
478	11000000000001100000		
479	00100010101011110110		
480	11010111111011111111		
481	11100111101010111111		
482	01011111100011110101		
483	00010010100101111001		
484	11010010111110101001		
485	00000000000011000000		
486	01100011111111110011		
487	11101011111111111011		
488	00000100010101000000		
489	11000111101111111011		
490	11110010101011111111		
491	11000010101000111000		
492	10001011110111111001		
493	00010000000010100001		
494	11000010110011101001		
495	00000101111011110011		

الملحق رقم (03)

استجابات الافراد

وفق شكل التوزيع الاعتدالي للقدرة –حجم عينة 1000 فرد

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
1	00010000111010100111	36	01000000011001100010	71	01100010011011100011
2	10000111111111111001	37	11111010111011111111	72	11000111011111110111
3	00101111111110110011	38	00000000011000110010	73	00000011001010110010
4	11100111011011101111	39	11111111111111111111	74	11111011111111111111
5	10010000000110001010	40	01000000001010100010	75	11000111011011110111
6	11110001000011011110	41	01110010110001010001	76	11010110111111111111
7	00100000010010000000	42	00000000000010100000	77	01100000010010110010
8	00100111000010110001	43	01010010110011010011	78	01000010111001100011
9	11111111111011101011	44	01110110111111111011	79	00000001000010100001
10	11000100011011100011	45	00000000000010000000	80	11001100011001100111
11	01110010100001111010	46	11011111110010111110	81	00000010110011110011
12	01110010010100100001	47	11011011110011111111	82	01110011110111111111
13	00010010000111110001	48	10000010011011110010	83	00100000111010100001
14	11110011111111110001	49	00001011100110100110	84	00000010000001000000
15	11101111111011110111	50	11001010100010101011	85	10100011100011111011
16	01000000110011000001	51	10000010001011000001	86	00001010010011111011
17	00100001000001111111	52	10110000001000101000	87	10000010110010001111
18	11011010000101111110	53	10110000010010101001	88	01101000011011111111
19	11110000101001110101	54	00011010101011111000	89	11000010010011110011
20	11000011111010100010	55	11100010111111110011	90	11111111111111111111
21	11111010001011111111	56	00001011101111101011	91	01100011000011000111
22	10101000111001111010	57	11110010101011111011	92	11110101111111111111
23	00100011010011111100	58	11111111111111111011	93	11110011111001101001
24	11001001111111110111	59	01100111111011100001	94	11110111111111100010
25	11000010110011111011	60	00000000000001100000	95	11111001111111111111
26	01011100010011010001	61	01001101010110010010	96	10101011111111111101
27	11111111110011111011	62	00100000111011111011	97	11110111111111111011
28	11000010011001110111	63	11000101011111111101	98	11110111111111111111
29	10000000111011101011	64	01000010101111111100	99	01010010001001100000
30	00110101000110110001	65	10000011111101110010	100	01000010110010100011
31	11100011011001101011	66	11000001000110111010	101	00010010010011111011
32	00000000000011001010	67	10100001111111111011	102	11110111110011110111
33	00000010111010001011	68	10101111101110110011	103	10010001111111111011
34	01011010111011110011	69	10010011111011111111	104	10100000100011000010
35	00010011110111101010	70	10100010000000111001	105	11111011111011111111

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
106	1111101111111111111	145	1100001101111100101	184	0111111111111111111
107	1101101011101110101	146	1000000101101111100	185	0100001010101010101
108	1110101111101111110	147	1000011100001111111	186	1110101101101111011
109	0101010110101110000	148	1010011011101101110	187	1110001010101111000
110	1001011111100110000	149	0010000011101110001	188	0101011111111111111
111	1000000110010110000	150	1101001111010011111	189	1111111111111011111
112	0000010111101111100	151	1000001101000011101	190	0000011001000101100
113	0001101011001111101	152	0000000010101010100	191	0000001001001000001
114	0000000011101011100	153	0011001011001111101	192	1000001011001111001
115	0001000011101110001	154	0010000011011111011	193	0111011110001111111
116	0000000000010010001	155	1000000011010110000	194	0100001110101111101
117	1110001110011111101	156	1100000101001110001	195	1001100010111110010
118	0100001000001000111	157	1000000110001100001	196	1110000000110011100
119	1100011111110111100	158	0000000000000100100	197	0100001000000010000
120	1000000010110111001	159	1111001000011111101	198	0100001010111111001
121	0001000010000110000	160	1001001010101011001	199	1110010011001110100
122	1100000101001011101	161	0000001011100110010	200	0001011111001111100
123	1001001010001011000	162	1111001111101111010	201	1101011110000110101
124	1111101011110111111	163	1011111011111011001	202	1101010001100111001
125	1100001011011011100	164	1110001100001110111	203	0100000100001010001
126	1101101111011111101	165	0101010110001010101	204	0001011000101000000
127	1100001110111110100	166	0011001101101111100	205	1011011111110111111
128	0100100010001111001	167	0000000000001011000	206	0000000000000101010
129	0010011011001111000	168	1010111100111111100	207	0000000011100000100
130	1000100000100011100	169	0100001111001110100	208	1101011110001111011
131	0100000110101110001	170	0111011011111111101	209	1100001110101111010
132	0111001110011111101	171	1100011011101111100	210	1101001011001111100
133	0101001011001111101	172	1000000001000010000	211	1001001110000010001
134	0000000011100111010	173	1101001101011011011	212	0100001101101111000
135	0100101011101111100	174	1111101101101111101	213	0111000110011111101
136	1001011111110111011	175	1110011101101110011	214	1001111100001111001
137	1100001110111111001	176	1011011111111111101	215	1100000110001010100
138	0101001011101111001	177	1111001100101111100	216	1000100101111111011
139	0011010010010110000	178	1000001001001110100	217	1000001011001101001
140	1111001101001110101	179	1001001000001010100	218	1110101011001111001
141	1100101111011111110	180	1110000011111111101	219	1011001111011111101
142	1100001110011010001	181	1100000000100111101	220	1001000110101111001
143	0000000000000101000	182	0000000001001000000	221	0110000100000011000
144	1000001000000000000	183	1110000111111111111	222	1001001111101111001

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
223	10001000000011111001	262	10100000100110100011	301	00010011001000110111
224	01000111110011110101	263	11111001110110111010	302	10100000100011111011
225	00111011101101111011	264	00011010010011110001	303	01000010000011111000
226	11000001101011111011	265	01110111111011111111	304	00010010100001100001
227	01110010011110111001	266	10100011011010110001	305	11010011101011111111
228	10000000110010100100	267	11110011001011110001	306	11100011010011110111
229	11010011011011111101	268	11100001111011110101	307	11110111111111111111
230	00000000000100000100	269	11100110001111110001	308	01000011110101111001
231	11100000111111111001	270	11100010101011101010	309	10011101101011100010
232	00110011010000101001	271	10000011100011100011	310	10101011100010101011
233	00000011000010101011	272	10000001100011011000	311	11011010111111100110
234	11000010110011110011	273	10101011001111110011	312	11000110111111110011
235	01000111000110110001	274	00000010110010100001	313	01000111111111111101
236	10110010010010100001	275	11000011111011110011	314	10000010000000100011
237	10010110111111110111	276	10000010001111101001	315	00000001011001111001
238	10100111101011101111	277	10111011110011111110	316	11000001000101010000
239	00111110101011110010	278	10000011010010100010	317	11100110000011100011
240	11110011100011111111	279	01000000000011100100	318	01001010111011111111
241	01000011001111100011	280	11110011111111100111	319	01111111111111111111
242	11000010100011111001	281	00000101001011010011	320	11010011011011111011
243	00000000110011110001	282	00000000000001100001	321	10000110101011001111
244	01100011110011111010	283	11100010010010110010	322	11000010110011100001
245	10010010101110111001	284	00000000010011111001	323	11110100111011111011
246	11110011111001101111	285	10010000101111111111	324	00000001010010100000
247	10100011001111101001	286	11101010111011101011	325	11111111111111111111
248	01000000000000110000	287	11100011101011111001	326	01010010110001111010
249	01110011101011011110	288	11000010110010100001	327	00000001110011001001
250	11011111101111111111	289	10000010011011010000	328	00000001000000100101
251	10001010100011111001	290	00000000010011000000	329	01010001010000110000
252	00000001101011010000	291	11011001100111010001	330	00010011100111110101
253	01100011000011100001	292	00100010011010110110	331	01000010111011111101
254	01010011010110111011	293	11011111101111111011	332	00100010010011100001
255	10000010100010000010	294	00010000010010000001	333	10001010110111111011
256	11011111111111111011	295	01010011011010101011	334	11011001100111100101
257	11111011111111111010	296	11000011001011111101	335	00000001000010100000
258	11110010110011100011	297	10000001000001100010	336	01001011111111111011
259	11011110001011011001	298	11101111111111110111	337	10010011000111110110
260	00000100101011111010	299	10110110110011110110	338	01000101010011111000
261	01000010100011111001	300	00000010100011111000	339	11001011111111011011

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
340	11010010110011101010	379	00000010100000110000	418	01110011110111111111
341	00100010010011100111	380	00110010110010111111	419	01010010100011111010
342	00100001100011110001	381	00100001110110000000	420	01010101110011110111
343	00110111101011110100	382	11000111111011110011	421	01100111111111111111
344	00000000100010110111	383	11010011100011101010	422	00000010000011111011
345	10110100010000010010	384	10010011110011111011	423	11010001110011111111
346	00000000000000110000	385	10111110010001111111	424	01110011111011111011
347	10111111111111111011	386	00000000000010000001	425	11100010110111110010
348	11111111110111111111	387	11010011111111111011	426	00100011010110101010
349	11010011111111111111	388	00000011000001000000	427	11010000110001110111
350	11111111111111011011	389	11110111110111101011	428	11110110111011110011
351	10000001111011011001	390	11111101111011111011	429	00000001000001000001
352	11011011111010111111	391	00000000110010100001	430	10100010010010010000
353	10011010111111111000	392	10000011100011111001	431	01000000100011110011
354	11111011111111111111	393	01010110001011101100	432	11000010111111110111
355	11010111111011110111	394	11011111111011100111	433	00000000000010001001
356	00010010110110111111	395	10100011100011111111	434	10000011101011110001
357	00110001010001110001	396	10001000010110110111	435	10111111111111110011
358	11010110101111111011	397	10010111101011111001	436	00000010000011010011
359	11010011100011111010	398	11000010000011101011	437	11001100110011111001
360	10000000000101000000	399	01010111111110101101	438	11010111110011111011
361	10001011011011110101	400	00000010010001100010	439	11111110110011110111
362	00110111111011111001	401	00000000100010100000	440	11100010100111110000
363	00100000101010111011	402	00000001101010110000	441	11100011101001111000
364	10110110010011100000	403	11110011000111111111	442	10000001100011111001
365	10010010000000110001	404	10110110111011110111	443	11001011111011111010
366	00000000111111101000	405	01000010100010100000	444	00000001100001111010
367	01010011110111110111	406	01100011100011110001	445	01110011110111101011
368	01000000010000110010	407	10000001011010000000	446	00010000110001111111
369	00000010000000000110	408	10011010111010111001	447	10100011110011110001
370	01000000100011100000	409	11010010111010111101	448	11110011010111110110
371	11000010000001110001	410	10000010100010010001	449	10010010010011110101
372	00000000000010010010	411	10000000001000100000	450	01011011010011111010
373	00110011111011111011	412	11110110011111101011	451	11100110111111111111
374	00000001110011100001	413	00000001010011110011	452	10000010010011011000
375	10000010100001111001	414	10000011110111111001	453	11100010100011111011
376	11100000101111101001	415	00101001010111111000	454	01010110100001000011
377	01010011000011101011	416	11110010110000111011	455	00110010111011111011
378	00000011111001111001	417	10110010000010110010	456	11010011010011111011

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
457	0001000000010000110	496	1101011111111111011	537	0100000100000100100 1
458	1011010111001111011	497	1011111111111111001	538	0100001011011110011
459	1111011100000111000 0	498	0110011111011110111	539	1010000000001100000 0
460	0000001010001111000 1	501	1111111111111011011	540	1111111001010111111 1
461	0000000011001010101 1	502	1100011111011011011	541	1111101110101111101 1
462	0110000011001111110 1	503	1100011100011110010 1	542	1101001110111111111 1
463	0001011010001111101 1	504	0010000000000000000 0	543	0000000000000000000 0
464	0101001100101110100 1	505	1101011100111111111	544	1101011111111110101
465	0010000001001010001 1	506	1010001110101110001 1	545	1101001110100111001 0
466	1010101111100111101 1	507	1000001000001110000 1	546	1000000100000000000 0
467	1111001101011111111 1	508	1110001111001111110 1	547	0010001010011110111 1
468	0000000111101110101 0	509	0110000101001011000 1	548	1100001111111111101 0
469	0001001100001011101 1	510	1111001011100011000 1	549	0100001000011111111 0
470	1010101110001101101 1	511	1111111111111111111	550	0000000011101111101 1
471	1110011010101111101 1	512	1000000010011010001 0	551	1111011111111111111
472	1100000110101111101 1	513	1100001111101111011 1	552	1110001011000010100 1
473	1000000010111111100 1	514	0010011011101011000 1	553	0000001101100111100 0
474	0010001000001110100 1	515	1010010111101111101 1	554	1110101111001111111 1
475	0110000111101001010 0	516	0000001000001011000 1	555	1111001111101010100 1
476	1010000000011011001 1	517	0000000000100010000 0	556	1111011001011111001 1
477	1000010100000111100 1	518	0010001000001110001 1	557	0000001000000010001 1
478	0010001100000111111 1	519	0100001001000010010 1	558	0000000010000111101 1
479	0000000010001110110 0	520	0101001000001011101 1	559	1000100001101110100 0
480	1111111110101111111 1	521	1001111111111111011 1	560	1001001101001111110 1
481	0100001110001111011 0	522	1000001011001010010 1	561	0100111111101111101 1
482	1111001110111110111	523	0101001100001111111 1	562	0000001001000111001 0
483	1100001111101111111 0	524	1111111011111110101	563	1101001010001111100 1
484	1011010111111110011 1	525	0000001101011110100 1	564	1110011111110111111 0
485	0111011111111111111 1	526	1001011001000011111 0	565	1100000101101111000 1
486	1101010111101111110 1	527	1101011101001111111 1	566	1001001010101101101 0
487	0101011101001100101 1	528	0000100100001111001 0	567	1100101010011010101 1
488	1000001101101100001 0	529	0100000110000100111 1	568	0000010010001100101 1
489	1111111111111111101 1	530	1100001100001010101 1	569	1111001110101111111 1
490	0000001100001101000 0	531	0000000100000111100 0	570	1101001101101111101 1
491	1101001001001111001 0	532	1101001111100111101 1	571	1100001111101011111 1
492	0000001000001100001 0	533	1000001110001110000 1	572	1110011110001111001 1
493	0000000011001010100 1	534	0000001101101011001 0	573	1111111111001111101 1
494	1101011111111111011 1	535	1001000010100111010 1	574	0000000000101000000 0
495	1000100110101110111 1	536	0000000000111111100 1	575	0001000000111110001 1

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
576	00000010000010100000	615	01110000010010010011	654	10101010110001111011
577	01110001000000010011	616	00000001000111111000	655	00110011011011110011
578	10100010011011101011	617	11011111111011111011	656	11100011011011111111
579	10100000110110110010	618	11100011011011101111	657	10101111100010110111
580	00001000000001100000	619	11000100100011100101	658	01101011100011111011
581	00010000110011010011	620	11000010011011100111	659	01000010111011110011
582	00100010000011111110	621	01010010110000110000	660	01111111111010111111
583	10011110011111110111	622	00000000110011110001	661	01000101110010110110
584	00101000101000111101	623	00000110100010111011	662	11110010110111100111
585	01101111110011111011	624	10000001000010111011	663	10110011100111101111
586	01100111101011101011	625	01110011011011000000	664	11000001001011100111
587	00100000100011100100	626	01010110010001110111	665	10000011010010111001
588	10111011110011111111	627	01010000110011101010	666	10111010111011111010
589	01011110010101110011	628	11000101101001111010	667	11010001000010110010
590	01000000000000100000	629	00100001000011110111	668	10001100110010110011
591	01011001110011110011	630	11101110111011111011	669	11110011101011011011
592	10100000100010010000	631	10110010100010111011	670	00100000000010101101
593	11010111000111111010	632	11100011111001111011	671	10010110000011110001
594	11111011111011111001	633	00100001001001111011	672	10110011000011111111
595	00000000000001010000	634	10010000110011111010	673	10100111101011111001
596	01000001110111110001	635	01000011111111100011	674	01000010010110110011
597	00010000000001111001	636	10000100100011100000	675	00000010001001001000
598	10000010000011111011	637	00100000010011100001	676	00110011111011110011
599	00100010010010000010	638	11000010010111110111	677	11100011001011111011
600	10110001100110111110	639	01000011100011111011	678	01000000000011000000
601	10000011111011110111	640	11100000110110111110	679	11010001110011111000
602	11000100110111111011	641	00000010101011110000	680	10011010110011111101
603	01010010000011110001	642	11010110111111111110	681	00010000000001101010
604	00010001011010100011	643	01001011010111011011	682	01010011100001100000
605	10000010110011111100	644	11100011111011111001	683	11111011110011111111
606	01010001111011110000	645	11111010111011111110	684	11111011110101101110
607	00000001000010100000	646	10010110110011001001	685	10100111010111000010
608	10000011111011000001	647	00000110111010101101	686	01000011100011100000
609	10100101010001110000	648	01100010100000111011	687	11000000100010100001
610	01000010100110100000	649	00000000001001111000	688	11010111111111111011
611	11010010100010111001	650	01000000100011111000	689	11000000110010110110
612	00011010010011100100	651	10000110101011110111	690	10000001011000101111
613	01100000000011010010	652	10100000110101110000	691	00000111001000101000
614	01111011111010111011	653	11110111110111111111	692	10000001001011110111

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
693	11000111000010111001	732	11110011110001111111	771	00000010000010100011
694	00011001111011111011	733	00011110001111110001	772	11010001110111111001
695	11110010100001101011	734	01010011110001010001	773	11001001110011110011
696	10111011111111111111	735	11011011111010111010	774	11111011101011111111
697	01110001110011100111	736	11010110111011101001	775	00010100101011110010
698	10000010110011111011	737	10011010010011101011	776	11110111110111111111
699	01000010100011011001	738	00000000000010000000	777	01010000011010010010
700	00100000001111100000	739	11100011110111010011	778	00110011111110111011
701	00110010111111101010	740	00100101000001101011	779	11000111001011110001
702	10100010111001111011	741	10000011110011010010	780	01000100000010000000
703	10000011101110101001	742	01010110111111110001	781	11100010100011111111
704	10000010001010110011	743	11000010111001101111	782	10000111110011111001
705	00000000001000110001	744	00000000010010100010	783	00010111110111100111
706	00001010101001100011	745	11100000010010111000	784	11000001000011011001
707	11100111100111111111	746	11000010100011010101	785	00010100010001111011
708	10100100011011101000	747	01000010100001000000	786	11000010001011111001
709	11110111101011111111	748	01000011101111111011	787	11100101101011100011
710	00000001111011111000	749	11110110110001100111	788	01100011111010111111
711	00000100000011000001	750	11010010111100111011	789	10100000111011100011
712	11000010010111110001	751	01100000110011111001	790	00100111110011110001
713	11111010110010111001	752	00000000000010100000	791	11101001110111111101
714	10010010111111111001	753	10000011100011101000	792	11110110111111010101
715	00110010111011111011	754	10110111011111111111	793	00000001100000100000
716	00010010011001100011	755	00100001110011111001	794	00000010010100101001
717	10100011110111010110	756	01001011101011111010	795	00110011110011111011
718	11000111100011100001	757	11110011101111110011	796	11010111111011111110
719	11011011111111111111	758	11000000111011110111	797	11011010110011111111
720	01110010010011110010	759	01000100110011010011	798	10110011011011111111
721	00010011100011011010	760	01001010010101100011	799	11000101110111100100
722	00000000000010010001	761	11010011011011111011	800	00000000101001100010
723	00000000000010000101	762	00000001100000001001	801	00100010110010000011
724	11111111010111110011	763	11101011111111100111	802	11000111101111111001
725	10110011100011111001	764	01101001110010100011	803	11111111111011111111
726	11011111110111111101	765	11100011000011101101	804	11111011101011111001
727	10100001100010111001	766	10000110110011110011	805	00010010110010110011
728	10000011110010111110	767	00010000000000100001	806	00000000100010110000
729	01011111110011011000	768	11011101111011111101	807	11000011010011111001
730	01001010111111101011	769	00010010110011111011	808	11011000010111111001
731	01101000000010110001	770	00000000010010000001	809	11110111011110111111

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
810	01111111111011110111	849	00000010000000111110	888	00000111000010100010
811	11001000110111100111	850	00000000000001110010	889	01100111001111111111
812	00011001110001110011	851	01100000001011111011	890	01100011110011111011
813	00010000000000100001	852	01010011011111110111	891	11110111100101101101
814	10000011001011100101	853	11100001010111101001	892	11111111110111111111
815	00000000000000110011	854	00101110011011110111	893	00001000100000110011
816	11110011110011111111	855	00100000000011011000	894	00000000000010100000
817	00000000001111001010	856	10100110111111010001	895	11100010001111111111
818	11010011010010110011	857	00100001111011111100	896	01000011001010111001
819	00001000000011000011	858	01110011101011111011	897	01100001110011101000
820	11000010110011010011	859	11101011110011111011	898	11000010101011110011
821	10010111111011110011	860	10010000010101110010	899	10110011111011110111
822	11100011110011111111	861	10101011010010111010	900	11100011111010110001
823	11011111111111111011	862	01000100100111111001	901	10000000011001111111
824	00100101010011111001	863	00000011110011111001	902	00000000101000111010
825	10000011100011111011	864	11010111111011111011	903	11110000000011100001
826	10000110110010101011	865	01000011111111111110	904	01000010000000111010
827	00000000000001101001	866	11110111111111111111	905	10000001010000011001
828	11110000110001111011	867	10101111111111111111	906	00000010000010100001
829	10000010000000000000	868	10001011110001111000	907	01000010110011100001
830	01110011101011111001	869	10100001001110010011	908	11000010111111111011
831	00010111010011111011	870	10100111111111101111	909	10000000000000110010
832	11001010100011111011	871	00000000010001110010	910	11000010010011110011
833	10000011010010100011	872	00100010100000111011	911	00100100100111010011
834	11010011111011101111	873	01010111111000110111	912	01000100100011110011
835	00000001111001110011	874	00000001100001111000	913	01001111110011111011
836	00000010101001110000	875	11110111101011111110	914	10001001111011111111
837	00000010100001100010	876	10010001001011111000	915	10000111011110011101
838	00000000010011100100	877	10100010000111110010	916	00100000010001111000
839	11001000010011110010	878	11111110110011110111	917	01110100111111111111
840	00100010101010000001	879	10000010100101101011	918	10110010101001011101
841	11100001111000100011	880	11110111111010111111	919	11110110110111111111
842	10100010101111111011	881	00001000101011111101	920	00011011110111111001
843	11011001110111111101	882	00011011110011110001	921	11011111101011111111
844	11100001101010100111	883	01110001110111101011	922	11001011000011110010
845	00000000000010100001	884	00000010111110100100	923	10010110011010111001
846	10001010000001110001	885	11110010110111111011	924	10000010010011000001
847	11101011110111110001	886	00000000001101101001	925	01000000100011110100
848	11110111101111111101	887	10101010010011111010	926	11000000011001110011

الفرد	الاستجابات	الفرد	الاستجابات
927	11010011001001110111	966	01110011000011110001
928	00000001110011111001	967	11000010100011100001
929	01111010011011110001	968	11010111010011111111
930	01000010000110000100	969	00000011010011010010
931	01100011110010111011	970	10000010010010111010
932	11010010101001100101	971	11000010100011110011
933	11010010100011100111	972	10000000000111110000
934	11101010110111111111	973	01000010100001111001
935	10000010000011010001	974	00100000000001100000
936	00000000000011000000	975	00000010000000110001
937	00100001000011010010	976	10000011000010000000
938	01001101111011110010	977	11111110110011111011
939	11010110011011110011	978	10000000111000100101
940	11100000100011101000	979	01101011110011110000
941	00010010001001111001	980	00010111010111100011
942	10010001111011111011	981	01010011111011101001
943	01100001111010011111	982	00000010101111111001
944	01010111111101100101	983	10010011000001110011
945	11100010010011111111	984	11000011011011100111
946	11000111001011111011	985	10000001100011111001
947	11111111100111111111	986	10110010100010011011
948	10000000100001110001	987	11100010110011111010
949	11001110010011111111	988	10011010000111111000
950	10110010100011111010	989	00000001100001110001
951	01100011110111110101	990	11110111111111111011
952	11010010111011111111	991	00100010100111101101
953	00000111000001111001	992	11111111111111111110
954	11011011011111110011	993	00000001100101011111
955	00000100100011110011	994	10000110101011111011
956	01101010111011111011	995	10100010110110111011
957	00100010010011111001	996	00000010100010100001
958	10000000100001011000	997	01000000011011110110
959	11010011111011111111	998	00000000000001000000
960	00010001010000110011	999	00000010000010110111
961	11000011100001111010	1000	00000010100000010000
962	10010011111110110011		
963	10000000000010100011		
964	10000001101011110011		
965	11000011011010111010		

الملحق رقم (04)

ملف الاوامر الخاص بحزمة eRm العاملة ضمن بيئة R

لتقدير صعوبة الفقرة وفق طريقة التقدير CML

لطول اختبار 20 فقرة وحجم عينة 250 في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة

```
R_Normal_250_20i <- read_sav("C:\Users\hamid\Desktop\generat_data_study\TEST 20
ITEMS\Normal distribution\response 250_20i.sav")
View(R_Normal_250_20i)
typeof(R_Normal_250_20i)
head(R_Normal_250_20i)
names(R_Normal_250_20i)
dim(R_Normal_250_20i)
new.names<- paste("Item", 1:20, sep="")
new.names
length(new.names)
names(R_Normal_250_20i)
names(R_Normal_250_20i)<- new.names
names(R_Normal_250_20i)
dim(R_Normal_250_20i)
head(R_Normal_250_20i)
new.names
mod.R<-RM(R_Normal_250_20i)
mod.R$conv
round (cbind(-mod.R$betapar, mod.R$se.beta), 4)
round (cbind(-confint(mod.R)[,2], -confint(mod.R)[,1]), 3)
summary(mod.R)
plotICC(mod.R, 1:4)
item.subset = c(1,3,5)
p.R<-person.parameter(mod.R)
p.R
round(cbind(p.R$thetapar$NAgroup1, p.R$se.theta$Nagroup1), 4)
summary(p.R)
plot(p.R)
plotPImap(mod.R)
alrt<-LRtest(mod.R)
alrt
```

```
MLoef(mod.R, splitcr = "median")
Waldtest(mod.R)
plotGOF(alrt, conf=list())
itemfit(p.R)
plotICC(mod.R, item.subset = 1:4, empICC=list("raw"))
# nonparameteric test
X<-as.matrix(data_R20I)
NPtest(X, n=250, method = "T11")
personfit(p.R)
plotINFO(mod.R)
plotINFO(mod.R, type="item")
SepRel(p.R)
```

الملحق رقم (05)

ملف الاوامر الخاص ببرنامج Bilog_Mg

لتقدير صعوبة الفقرة وفق طريقة التقدير MML

لطول اختبار 20 فقرة وحجم عينة 250 في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة

```
asch calibration Test 20 item, 250 person,Normal distribution
>GLOBAL DFName = 'response_Normal_250_20i.wgr',
        NPArm = 1,
        SAVe;
>SAVE CALib = '250_20i_Normal.CAL',
      PARm = '250_20i_Normal.PAR',
      SCOre = '250_20i_Normal.SCO',
      COVariance = '250_20i_Normal.COV',
      TSTat = '250_20i_Normal.TST',
      ISTat = '250_20i_Normal.IST';
>LENGTH NITems = (20);
>INPUT NTOtal = 20,
       NALt = 2,
       NIDchar = 3;
>ITEMS ;
>TEST1 TNAme = '250N20I',
       INUmber = (1(1)20);
(3A1, 7X, 20A1)
>CALIB ACCel = 1.0000;
>SCORE METhod = 1;
```

الملحق رقم (06)

مخرجات برنامج Bilog_Mg

لتقدير صعوبة الفقرة وفق طريقة التقدير MML

لطول اختبار 20 فقرة وحجم عينة 250 في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة

```
                    BILOG-MG V3.0
                 REV 19990329.1300

     BILOG-MG ITEM MAINTENANCE PROGRAM: LOGISTIC ITEM RESPONSE MODEL

             ***  BILOG-MG ITEM MAINTENANCE PROGRAM  ***

                       *** PHASE 2  ***

 rasch calibration Test 20 item, 250 person,Normal distribution

 >CALIB ACCel = 1.0000;

 CALIBRATION PARAMETERS
 ======================

 MAXIMUM NUMBER OF EM CYCLES:                     20

 MAXIMUM NUMBER OF NEWTON CYCLES:                  2
 CONVERGENCE CRITERION:                           0.0100
 ACCELERATION CONSTANT:                           1.0000

 LATENT DISTRIBUTION:                           NORMAL PRIOR FOR EACH
GROUP
 PLOT EMPIRICAL VS. FITTED ICC'S:               NO
 DATA HANDLING:                                 DATA ON SCRATCH FILE
 CONSTRAINT DISTRIBUTION ON SLOPES:             NO
 CONSTRAINT DISTRIBUTION ON THRESHOLDS:         NO
1

                 ******************************

                   CALIBRATION OF MAINTEST

                          250N20I

                 ******************************
```

```
METHOD OF SOLUTION:

EM CYCLES (MAXIMUM OF    20)
FOLLOWED BY NEWTON-RAPHSON STEPS (MAXIMUM OF   2)


QUADRATURE POINTS AND PRIOR WEIGHTS:


               1           2           3           4           5
POINT    -0.4000E+01 -0.3429E+01 -0.2857E+01 -0.2286E+01 -0.1714E+01
WEIGHT    0.7648E-04  0.6387E-03  0.3848E-02  0.1673E-01  0.5245E-01


               6           7           8           9          10
POINT    -0.1143E+01 -0.5714E+00 -0.8882E-15  0.5714E+00  0.1143E+01
WEIGHT    0.1186E+00  0.1936E+00  0.2280E+00  0.1936E+00  0.1186E+00


              11          12          13          14          15
POINT     0.1714E+01  0.2286E+01  0.2857E+01  0.3429E+01  0.4000E+01
WEIGHT    0.5245E-01  0.1673E-01  0.3848E-02  0.6387E-03  0.7648E-04



[E-M CYCLES]


-2 LOG LIKELIHOOD =       5725.748

CYCLE      1;   LARGEST CHANGE=   0.03806

-2 LOG LIKELIHOOD =       5719.413

CYCLE      2;   LARGEST CHANGE=   0.02115

-2 LOG LIKELIHOOD =       5717.740

CYCLE      3;   LARGEST CHANGE=   0.01254

-2 LOG LIKELIHOOD =       5717.178

CYCLE      4;   LARGEST CHANGE=   0.01912

-2 LOG LIKELIHOOD =       5716.874

CYCLE      5;   LARGEST CHANGE=   0.00389

[NEWTON CYCLES]


-2 LOG LIKELIHOOD:         5716.8627


CYCLE     6;   LARGEST CHANGE=   0.00148
```

```
INTERVAL COUNTS FOR COMPUTATION OF ITEM CHI-SQUARES
 -------------------------------------------------------------------------
       10.    10.    21.    29.    42.    47.    45.    30.    16.
 -------------------------------------------------------------------------

INTERVAL AVERAGE THETAS
 -------------------------------------------------------------------------
     -2.019 -1.706 -1.310 -0.833 -0.337  0.187  0.675  1.174  1.792
 -------------------------------------------------------------------------
SUBTEST 250N20I ;  ITEM PARAMETERS AFTER CYCLE   6

ITEM       INTERCEPT    SLOPE    THRESHOLD   LOADING   ASYMPTOTE    CHISQ     DF
              S.E.       S.E.       S.E.       S.E.       S.E.      (PROB)
--------------------------------------------------------------------------------
ITEM0001 |   0.354  |   0.555  |  -0.638  |   0.485  |   0.000  |     6.4   7.0
         |   0.087* |   0.026* |   0.157* |   0.022* |   0.000* | (0.4896)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0002 |   0.009  |   0.555  |  -0.016  |   0.485  |   0.000  |    15.5   8.0
         |   0.085* |   0.026* |   0.154* |   0.022* |   0.000* | (0.0501)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0003 |  -0.358  |   0.555  |   0.644  |   0.485  |   0.000  |    14.9   6.0
         |   0.084* |   0.026* |   0.151* |   0.022* |   0.000* | (0.0212)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0004 |  -0.229  |   0.555  |   0.413  |   0.485  |   0.000  |     4.5   6.0
         |   0.086* |   0.026* |   0.155* |   0.022* |   0.000* | (0.6103)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0005 |  -1.102  |   0.555  |   1.986  |   0.485  |   0.000  |     0.9   6.0
         |   0.106* |   0.026* |   0.192* |   0.022* |   0.000* | (0.9877)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0006 |  -0.744  |   0.555  |   1.341  |   0.485  |   0.000  |    11.4   7.0
         |   0.093* |   0.026* |   0.168* |   0.022* |   0.000* | (0.1204)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0007 |   0.526  |   0.555  |  -0.949  |   0.485  |   0.000  |     4.6   7.0
         |   0.086* |   0.026* |   0.156* |   0.022* |   0.000* | (0.7040)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0008 |  -0.002  |   0.555  |   0.004  |   0.485  |   0.000  |     3.3   7.0
         |   0.083* |   0.026* |   0.150* |   0.022* |   0.000* | (0.8513)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0009 |   0.402  |   0.555  |  -0.725  |   0.485  |   0.000  |     6.4   7.0
         |   0.088* |   0.026* |   0.159* |   0.022* |   0.000* | (0.4988)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0010 |   0.088  |   0.555  |  -0.159  |   0.485  |   0.000  |     4.1   7.0
         |   0.084* |   0.026* |   0.151* |   0.022* |   0.000* | (0.7670)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0011 |  -0.206  |   0.555  |   0.371  |   0.485  |   0.000  |     4.6   8.0
         |   0.085* |   0.026* |   0.154* |   0.022* |   0.000* | (0.7951)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0012 |  -0.759  |   0.555  |   1.367  |   0.485  |   0.000  |     6.2   5.0
         |   0.094* |   0.026* |   0.169* |   0.022* |   0.000* | (0.2888)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0013 |   1.065  |   0.555  |  -1.920  |   0.485  |   0.000  |    19.0   6.0
         |   0.109* |   0.026* |   0.197* |   0.022* |   0.000* | (0.0042)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0014 |   0.772  |   0.555  |  -1.391  |   0.485  |   0.000  |     6.1   7.0
         |   0.096* |   0.026* |   0.173* |   0.022* |   0.000* | (0.5336)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0015 |   1.313  |   0.555  |  -2.367  |   0.485  |   0.000  |     7.2   7.0
         |   0.116* |   0.026* |   0.210* |   0.022* |   0.000* | (0.4035)
         |          |          |          |          |          |
```

```
ITEM0016 |   0.618  |   0.555  |  -1.114  |   0.485  |   0.000  |     1.6   8.0
         |   0.087* |   0.026* |   0.157* |   0.022* |   0.000* | (0.9915)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0017 |   0.307  |   0.555  |  -0.553  |   0.485  |   0.000  |     6.6   7.0
         |   0.084* |   0.026* |   0.151* |   0.022* |   0.000* | (0.4703)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0018 |  -0.529  |   0.555  |   0.954  |   0.485  |   0.000  |     7.1   7.0
         |   0.085* |   0.026* |   0.154* |   0.022* |   0.000* | (0.4223)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0019 |   0.260  |   0.555  |  -0.468  |   0.485  |   0.000  |     2.2   6.0
         |   0.086* |   0.026* |   0.156* |   0.022* |   0.000* | (0.9031)
         |          |          |          |          |          |
ITEM0020 |   0.552  |   0.555  |  -0.995  |   0.485  |   0.000  |    10.6   8.0
         |   0.088* |   0.026* |   0.159* |   0.022* |   0.000* | (0.2235)
-------------------------------------------------------------------------------
                                                           * STANDARD ERROR

    LARGEST CHANGE =    0.001480                          143.3 137.0
                                                         (0.3392)
-------------------------------------------------------------------------------


PARAMETER       MEAN  STN DEV
-----------------------------------
THRESHOLD     -0.211    1.128


QUADRATURE POINTS, POSTERIOR WEIGHTS, MEAN AND S.D.:


                  1            2            3            4            5
POINT       -0.4059E+01 -0.3480E+01 -0.2900E+01 -0.2320E+01 -0.1741E+01
POSTERIOR    0.1333E-04  0.2619E-03  0.2935E-02  0.1799E-01  0.5880E-01


                  6            7            8            9           10
POINT       -0.1161E+01 -0.5813E+00 -0.1623E-02  0.5780E+00  0.1158E+01
POSTERIOR    0.1182E+00  0.1821E+00  0.2226E+00  0.2017E+00  0.1247E+00


                 11           12           13           14           15
POINT        0.1737E+01  0.2317E+01  0.2897E+01  0.3476E+01  0.4056E+01
POSTERIOR    0.5209E-01  0.1515E-01  0.3049E-02  0.4084E-03  0.3585E-04

MEAN         0.00000
S.D.         1.00000


    25612 BYTES OF NUMERICAL WORKSPACE USED OF   8192000 AVAILABLE IN PHASE-2

     2644 BYTES OF CHARACTER WORKSPACE USED OF   2048000 AVAILABLE IN PHASE-2
          12/15/2021  18:55:58
```

الملحق رقم (07)

مخرجات برنامج Bilog_Mg

لتقدير قدرة الافراد وفق طريقة التقدير ML

لطول اختبار 20 فقرة وحجم عينة 250 في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة

```
   BILOG-MG V3.0

     BILOG-MG ITEM MAINTENANCE PROGRAM: LOGISTIC ITEM RESPONSE MODEL

                  *** LOGISTIC MODEL ITEM ANALYSER  ***

                             *** PHASE 3  ***

rasch calibration Test 20 item, 250 person,Normal distribution

>SCORE METhod = 1;

PARAMETERS FOR SCORING, RESCALING, AND TEST AND ITEM INFORMATION


METHOD OF SCORING SUBJECTS:                    MAXIMUM LIKELIHOOD
SCORES WRITTEN TO FILE                         250_20I_NORMAL.SCO

SCORES WRITTEN TO FILE                         250_20i_Normal.PH3

TYPE OF RESCALING:                             NONE REQUESTED
ITEM AND TEST INFORMATION:                     NONE REQUESTED
DOMAIN SCORE ESTIMATION:                       NONE REQUESTED
-----------------------


                       ******************************

                                  SCORING

                       ******************************


GROUP   SUBJECT IDENTIFICATION
WEIGHT   TEST      TRIED  RIGHT  PERCENT     ABILITY      S.E.
----------------------------------------------------------------
  1  1                                 |                      |
  1.00   250N20I      20     15    75.00 |    1.2065    0.5990 |
  1  2                                 |                      |
  1.00   250N20I      20     13    65.00 |    0.5898    0.5503 |
```

1 3							
1.00	250N20I	20	19	95.00	3.4023	1.1186	
1 4							
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283	
1 5							
1.00	250N20I	20	15	75.00	1.2065	0.5990	
1 6							
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283	
1 7							
1.00	250N20I	20	15	75.00	1.2065	0.5990	
1 8							
1.00	250N20I	20	13	65.00	0.5898	0.5503	
1 9							
1.00	250N20I	20	16	80.00	1.5681	0.6421	
1 10							
1.00	250N20I	20	5	25.00	-1.6300	0.5943	
1 11							
1.00	250N20I	20	17	85.00	1.9960	0.7100	
1 12							
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283	
1 13							
1.00	250N20I	20	11	55.00	0.0435	0.5296	
1 14							
1.00	250N20I	20	15	75.00	1.2065	0.5990	
1 15							
1.00	250N20I	20	7	35.00	-1.0224	0.5468	
1 16							
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283	
1 17							
1.00	250N20I	20	11	55.00	0.0435	0.5296	
1 18							
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283	
1 19							
1.00	250N20I	20	18	90.00	2.5471	0.8307	
1 20							
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283	
1 21							
1.00	250N20I	20	14	70.00	0.8851	0.5701	
1 22							
1.00	250N20I	20	14	70.00	0.8851	0.5701	
1 23							
1.00	250N20I	20	11	55.00	0.0435	0.5296	
1 24							
1.00	250N20I	20	10	50.00	-0.2191	0.5266	
1 25							
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283	
1 26							
1.00	250N20I	20	10	50.00	-0.2191	0.5266	
1 27							
1.00	250N20I	20	13	65.00	0.5898	0.5503	
1 28							
1.00	250N20I	20	6	30.00	-1.3136	0.5658	
1 29							

```
1.00    250N20I       20      16     80.00 |    1.5681     0.6421 |
1  30                                      |                      |
1.00    250N20I       20      17     85.00 |    1.9960     0.7100 |
1  31                                      |                      |
1.00    250N20I       20      12     60.00 |    0.3115     0.5372 |
1  32                                      |                      |
1.00    250N20I       20      15     75.00 |    1.2065     0.5990 |
1  33                                      |                      |
1.00    250N20I       20      14     70.00 |    0.8851     0.5701 |
1  34                                      |                      |
1.00    250N20I       20      16     80.00 |    1.5681     0.6421 |
1  35                                      |                      |
1.00    250N20I       20       5     25.00 |   -1.6300     0.5943 |
1  36                                      |                      |
1.00    250N20I       20      17     85.00 |    1.9960     0.7100 |
1  37                                      |                      |
1.00    250N20I       20       3     15.00 |   -2.4082     0.7056 |
1  38                                      |                      |
1.00    250N20I       20      14     70.00 |    0.8851     0.5701 |
1  39                                      |                      |
1.00    250N20I       20       5     25.00 |   -1.6300     0.5943 |
1  40                                      |                      |
1.00    250N20I       20       4     20.00 |   -1.9861     0.6374 |
1  41                                      |                      |
1.00    250N20I       20      12     60.00 |    0.3115     0.5372 |
1  42                                      |                      |
1.00    250N20I       20      11     55.00 |    0.0435     0.5296 |
1  43                                      |                      |
1.00    250N20I       20       7     35.00 |   -1.0224     0.5468 |
1  44                                      |                      |
1.00    250N20I       20       5     25.00 |   -1.6300     0.5943 |
1  45                                      |                      |
1.00    250N20I       20      14     70.00 |    0.8851     0.5701 |
1  46                                      |                      |
1.00    250N20I       20      19     95.00 |    3.4023     1.1186 |
1  47                                      |                      |
1.00    250N20I       20       7     35.00 |   -1.0224     0.5468 |
1  48                                      |                      |
1.00    250N20I       20       9     45.00 |   -0.4811     0.5283 |
1  49                                      |                      |
1.00    250N20I       20      15     75.00 |    1.2065     0.5990 |
1  50                                      |                      |
1.00    250N20I       20      13     65.00 |    0.5898     0.5503 |
1  51                                      |                      |
1.00    250N20I       20      14     70.00 |    0.8851     0.5701 |
1  52                                      |                      |
1.00    250N20I       20      14     70.00 |    0.8851     0.5701 |
1  53                                      |                      |
1.00    250N20I       20      12     60.00 |    0.3115     0.5372 |
1  54                                      |                      |
1.00    250N20I       20      15     75.00 |    1.2065     0.5990 |
1  55                                      |                      |
1.00    250N20I       20      15     75.00 |    1.2065     0.5990 |
```

1 56	1.00	250N20I	20	7	35.00	-1.0224	0.5468
1 57	1.00	250N20I	20	12	60.00	0.3115	0.5372
1 58	1.00	250N20I	20	17	85.00	1.9960	0.7100
1 59	1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1 60	1.00	250N20I	20	7	35.00	-1.0224	0.5468
1 61	1.00	250N20I	20	14	70.00	0.8851	0.5701
1 62	1.00	250N20I	20	15	75.00	1.2065	0.5990
1 63	1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1 64	1.00	250N20I	20	5	25.00	-1.6300	0.5943
1 65	1.00	250N20I	20	10	50.00	-0.2191	0.5266
1 66	1.00	250N20I	20	4	20.00	-1.9861	0.6374
1 67	1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1 68	1.00	250N20I	20	18	90.00	2.5471	0.8307
1 69	1.00	250N20I	20	12	60.00	0.3115	0.5372
1 70	1.00	250N20I	20	14	70.00	0.8851	0.5701
1 71	1.00	250N20I	20	7	35.00	-1.0224	0.5468
1 72	1.00	250N20I	20	15	75.00	1.2065	0.5990
1 73	1.00	250N20I	20	8	40.00	-0.7471	0.5347
1 74	1.00	250N20I	20	6	30.00	-1.3136	0.5658
1 75	1.00	250N20I	20	12	60.00	0.3115	0.5372
1 76	1.00	250N20I	20	10	50.00	-0.2191	0.5266
1 77	1.00	250N20I	20	10	50.00	-0.2191	0.5266
1 78	1.00	250N20I	20	3	15.00	-2.4082	0.7056
1 79	1.00	250N20I	20	13	65.00	0.5898	0.5503
1 80	1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1 81	1.00	250N20I	20	8	40.00	-0.7471	0.5347
1 82							

```
1.00   250N20I      20      7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  83                                   |                     |
1.00   250N20I      20     16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  84                                   |                     |
1.00   250N20I      20      7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  85                                   |                     |
1.00   250N20I      20      7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  86                                   |                     |
1.00   250N20I      20      3     15.00 |   -2.4082    0.7056 |
1  87                                   |                     |
1.00   250N20I      20      7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  88                                   |                     |
1.00   250N20I      20      4     20.00 |   -1.9861    0.6374 |
1  89                                   |                     |
1.00   250N20I      20      3     15.00 |   -2.4082    0.7056 |
1  90                                   |                     |
1.00   250N20I      20     11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  91                                   |                     |
1.00   250N20I      20     13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  92                                   |                     |
1.00   250N20I      20      8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  93                                   |                     |
1.00   250N20I      20     18     90.00 |    2.5471    0.8307 |
1  94                                   |                     |
1.00   250N20I      20     14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  95                                   |                     |
1.00   250N20I      20     11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  96                                   |                     |
1.00   250N20I      20      5     25.00 |   -1.6300    0.5943 |
1  97                                   |                     |
1.00   250N20I      20      8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  98                                   |                     |
1.00   250N20I      20     16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  99                                   |                     |
1.00   250N20I      20      8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  100                                  |                     |
1.00   250N20I      20     13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  101                                  |                     |
1.00   250N20I      20      4     20.00 |   -1.9861    0.6374 |
1  102                                  |                     |
1.00   250N20I      20      8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  103                                  |                     |
1.00   250N20I      20      7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  104                                  |                     |
1.00   250N20I      20     17     85.00 |    1.9960    0.7100 |
1  105                                  |                     |
1.00   250N20I      20     12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  106                                  |                     |
1.00   250N20I      20     14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  107                                  |                     |
1.00   250N20I      20     11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  108                                  |                     |
1.00   250N20I      20     11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
```

```
1  109                                        |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  110                                        |                      |
1.00   250N20I      20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  111                                        |                      |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  112                                        |                      |
1.00   250N20I      20       7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  113                                        |                      |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  114                                        |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  115                                        |                      |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  116                                        |                      |
1.00   250N20I      20      15     75.00 |    1.2065    0.5990 |
1  117                                        |                      |
1.00   250N20I      20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  118                                        |                      |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  119                                        |                      |
1.00   250N20I      20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  120                                        |                      |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  121                                        |                      |
1.00   250N20I      20       3     15.00 |   -2.4082    0.7056 |
1  122                                        |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  123                                        |                      |
1.00   250N20I      20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  124                                        |                      |
1.00   250N20I      20       4     20.00 |   -1.9861    0.6374 |
1  125                                        |                      |
1.00   250N20I      20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  126                                        |                      |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  127                                        |                      |
1.00   250N20I      20      15     75.00 |    1.2065    0.5990 |
1  128                                        |                      |
1.00   250N20I      20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  129                                        |                      |
1.00   250N20I      20       8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  130                                        |                      |
1.00   250N20I      20       7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  131                                        |                      |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  132                                        |                      |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  133                                        |                      |
1.00   250N20I      20       7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  134                                        |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  135                                        |                      |
```

```
1.00   250N20I       20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  136                                    |                       |
1.00   250N20I       20       7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  137                                    |                       |
1.00   250N20I       20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  138                                    |                       |
1.00   250N20I       20       4     20.00 |   -1.9861    0.6374 |
1  139                                    |                       |
1.00   250N20I       20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  140                                    |                       |
1.00   250N20I       20       8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  141                                    |                       |
1.00   250N20I       20      16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  142                                    |                       |
1.00   250N20I       20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  143                                    |                       |
1.00   250N20I       20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  144                                    |                       |
1.00   250N20I       20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  145                                    |                       |
1.00   250N20I       20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  146                                    |                       |
1.00   250N20I       20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  147                                    |                       |
1.00   250N20I       20       5     25.00 |   -1.6300    0.5943 |
1  148                                    |                       |
1.00   250N20I       20      17     85.00 |    1.9960    0.7100 |
1  149                                    |                       |
1.00   250N20I       20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  150                                    |                       |
1.00   250N20I       20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  151                                    |                       |
1.00   250N20I       20      16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  152                                    |                       |
1.00   250N20I       20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  153                                    |                       |
1.00   250N20I       20       2     10.00 |   -2.9536    0.8271 |
1  154                                    |                       |
1.00   250N20I       20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  155                                    |                       |
1.00   250N20I       20       7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  156                                    |                       |
1.00   250N20I       20       7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  157                                    |                       |
1.00   250N20I       20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  158                                    |                       |
1.00   250N20I       20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  159                                    |                       |
1.00   250N20I       20       7     35.00 |   -1.0224    0.5468 |
1  160                                    |                       |
1.00   250N20I       20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  161                                    |                       |
1.00   250N20I       20       5     25.00 |   -1.6300    0.5943 |
```

```
1  162                                      |                       |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  163                                      |                       |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  164                                      |                       |
1.00   250N20I      20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  165                                      |                       |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  166                                      |                       |
1.00   250N20I      20      17     85.00 |    1.9960    0.7100 |
1  167                                      |                       |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  168                                      |                       |
1.00   250N20I      20       3     15.00 |   -2.4082    0.7056 |
1  169                                      |                       |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  170                                      |                       |
1.00   250N20I      20      16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  171                                      |                       |
1.00   250N20I      20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  172                                      |                       |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  173                                      |                       |
1.00   250N20I      20       4     20.00 |   -1.9861    0.6374 |
1  174                                      |                       |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  175                                      |                       |
1.00   250N20I      20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  176                                      |                       |
1.00   250N20I      20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  177                                      |                       |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  178                                      |                       |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  179                                      |                       |
1.00   250N20I      20      16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  180                                      |                       |
1.00   250N20I      20      18     90.00 |    2.5471    0.8307 |
1  181                                      |                       |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  182                                      |                       |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  183                                      |                       |
1.00   250N20I      20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  184                                      |                       |
1.00   250N20I      20      16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  185                                      |                       |
1.00   250N20I      20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  186                                      |                       |
1.00   250N20I      20      14     70.00 |    0.8851    0.5701 |
1  187                                      |                       |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  188                                      |                       |
```

```
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  189                                    |                      |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  190                                    |                      |
1.00   250N20I      20       4     20.00 |   -1.9861    0.6374 |
1  191                                    |                      |
1.00   250N20I      20      13     65.00 |    0.5898    0.5503 |
1  192                                    |                      |
1.00   250N20I      20      17     85.00 |    1.9960    0.7100 |
1  193                                    |                      |
1.00   250N20I      20       8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  194                                    |                      |
1.00   250N20I      20      16     80.00 |    1.5681    0.6421 |
1  195                                    |                      |
1.00   250N20I      20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  196                                    |                      |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  197                                    |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  198                                    |                      |
1.00   250N20I      20      15     75.00 |    1.2065    0.5990 |
1  199                                    |                      |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  200                                    |                      |
1.00   250N20I      20       8     40.00 |   -0.7471    0.5347 |
1  201                                    |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  202                                    |                      |
1.00   250N20I      20      11     55.00 |    0.0435    0.5296 |
1  203                                    |                      |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  204                                    |                      |
1.00   250N20I      20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  205                                    |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  206                                    |                      |
1.00   250N20I      20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  207                                    |                      |
1.00   250N20I      20      10     50.00 |   -0.2191    0.5266 |
1  208                                    |                      |
1.00   250N20I      20      15     75.00 |    1.2065    0.5990 |
1  209                                    |                      |
1.00   250N20I      20       2     10.00 |   -2.9536    0.8271 |
1  210                                    |                      |
1.00   250N20I      20       9     45.00 |   -0.4811    0.5283 |
1  211                                    |                      |
1.00   250N20I      20       5     25.00 |   -1.6300    0.5943 |
1  212                                    |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
1  213                                    |                      |
1.00   250N20I      20       6     30.00 |   -1.3136    0.5658 |
1  214                                    |                      |
1.00   250N20I      20      12     60.00 |    0.3115    0.5372 |
```

1	215					
1.00	250N20I	20	12	60.00	0.3115	0.5372
1	216					
1.00	250N20I	20	16	80.00	1.5681	0.6421
1	217					
1.00	250N20I	20	15	75.00	1.2065	0.5990
1	218					
1.00	250N20I	20	12	60.00	0.3115	0.5372
1	219					
1.00	250N20I	20	11	55.00	0.0435	0.5296
1	220					
1.00	250N20I	20	14	70.00	0.8851	0.5701
1	221					
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1	222					
1.00	250N20I	20	11	55.00	0.0435	0.5296
1	223					
1.00	250N20I	20	17	85.00	1.9960	0.7100
1	224					
1.00	250N20I	20	13	65.00	0.5898	0.5503
1	225					
1.00	250N20I	20	13	65.00	0.5898	0.5503
1	226					
1.00	250N20I	20	14	70.00	0.8851	0.5701
1	227					
1.00	250N20I	20	16	80.00	1.5681	0.6421
1	228					
1.00	250N20I	20	10	50.00	-0.2191	0.5266
1	229					
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1	230					
1.00	250N20I	20	14	70.00	0.8851	0.5701
1	231					
1.00	250N20I	20	5	25.00	-1.6300	0.5943
1	232					
1.00	250N20I	20	16	80.00	1.5681	0.6421
1	233					
1.00	250N20I	20	13	65.00	0.5898	0.5503
1	234					
1.00	250N20I	20	13	65.00	0.5898	0.5503
1	235					
1.00	250N20I	20	12	60.00	0.3115	0.5372
1	236					
1.00	250N20I	20	10	50.00	-0.2191	0.5266
1	237					
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1	238					
1.00	250N20I	20	11	55.00	0.0435	0.5296
1	239					
1.00	250N20I	20	9	45.00	-0.4811	0.5283
1	240					
1.00	250N20I	20	12	60.00	0.3115	0.5372
1	241					

```
  1.00   250N20I      20     15    75.00 |    1.2065    0.5990 |
  1  242                                 |                       |
  1.00   250N20I      20     13    65.00 |    0.5898    0.5503 |
  1  243                                 |                       |
  1.00   250N20I      20     13    65.00 |    0.5898    0.5503 |
  1  244                                 |                       |
  1.00   250N20I      20      3    15.00 |   -2.4082    0.7056 |
  1  245                                 |                       |
  1.00   250N20I      20     19    95.00 |    3.4023    1.1186 |
  1  246                                 |                       |
  1.00   250N20I      20      8    40.00 |   -0.7471    0.5347 |
  1  247                                 |                       |
  1.00   250N20I      20      4    20.00 |   -1.9861    0.6374 |
  1  248                                 |                       |
  1.00   250N20I      20     14    70.00 |    0.8851    0.5701 |
  1  249                                 |                       |
  1.00   250N20I      20      3    15.00 |   -2.4082    0.7056 |
  1  250                                 |                       |
  1.00   250N20I      20      4    20.00 |   -1.9861    0.6374 |
----------------------------------------------------------------


SUMMARY STATISTICS FOR SCORE ESTIMATES
======================================

CORRELATIONS AMONG TEST SCORES

                250N20I
250N20I       1.0000

MEANS, STANDARD DEVIATIONS, AND VARIANCES OF SCORE ESTIMATES

TEST:                250N20I
MEAN:               0.0110
S.D.:               1.2050
VARIANCE:           1.4521

HARMONIC ROOT-MEAN-SQUARE STANDARD ERRORS OF THE ML ESTIMATES

TEST:                250N20I
RMS:                0.5702
VARIANCE:           0.3251

EMPIRICAL
  RELIABILITY:      0.7761


       44 BYTES OF NUMERICAL WORKSPACE USED OF   8192000 AVAILABLE IN
PHASE-3

      552 BYTES OF CHARACTER WORKSPACE USED OF   2048000 AVAILABLE IN
PHASE-3
```

الملحق رقم (08)

ملف الاوامر الخاص ببرنامج Winsteps

لتقدير صعوبة الفقرة وفق طريقة التقدير JML

لطول اختبار 20 فقرة وحجم عينة 250 في حالة التوزيع الاعتدالي للقدرة

```
INST
Title= "data_spss_Normal_250_20i.sav"
; SPSS file created or last modified: 12/10/2021 11:02:52
;
;     SPSS Cases processed = 250
; SPSS Variables processed = 21
ITEM1 = 1 ; Starting column of item responses
NI = 20 ; Number of items
NAME1 = 22 ; Starting column for person label in data record
NAMLEN = 4 ; Length of person label
XWIDE = 1 ; Matches the widest data value observed
CODES = 01 ; matches the data
UDECIMALS = 3;
TOTALSCORE = Yes ; Include extreme responses in reported scores
; Person Label variables: columns in label: columns in line
@Case = 1E3 ; $C22W3
&END ; Item labels follow: columns in label
ITEM01 ; Item 1 : 1-1
ITEM02 ; Item 2 : 2-2
ITEM03 ; Item 3 : 3-3
ITEM04 ; Item 4 : 4-4
ITEM05 ; Item 5 : 5-5
ITEM06 ; Item 6 : 6-6
ITEM07 ; Item 7 : 7-7
ITEM08 ; Item 8 : 8-8
ITEM09 ; Item 9 : 9-9
ITEM10 ; Item 10 : 10-10
ITEM11 ; Item 11 : 11-11
ITEM12 ; Item 12 : 12-12
ITEM13 ; Item 13 : 13-13
ITEM14 ; Item 14 : 14-14
ITEM15 ; Item 15 : 15-15
ITEM16 ; Item 16 : 16-16
ITEM17 ; Item 17 : 17-17
ITEM18 ; Item 18 : 18-18
ITEM19 ; Item 19 : 19-19
ITEM20 ; Item 20 : 20-20
```

END NAMES
11111011100111110101 1
01100011101111111100 2
11110111111111111111 3
10010000110011111000 4
01001011111111111011 5
10100110100011011000 6
11010011111111111010 7
11010011100011111110 8
11010111111111101110 9
10000010000010110000 10
11111010111011111111 11
11010100111010100000 12
11100011001000101111 13
11101110110011110111 14
00110000000110111000 15
10110000110010101001 16
10110000111001110110 17
10000000010011110111 18
11110111011111111111 19
01000001100011011101 20
10010111011011111011 21
11010111101011111010 22
10110011010011100011 23
01010000101011111001 24
00110010110010001011 25
11000010110001100111 26
11000110110011111011 27
00000100101000111000 28
10111111011011110111 29
11110111111111111010 30
10010000111011111011 31
10110011110111111011 32
01010110111011111011 33
11110011111011101111 34
00000010000011110000 35
10111011111111111110 36
10000010010000000000 37
01010111111011110011 38
00000001100010100001 39
10000000000001100001 40
10000011110011101111 41
00111010100011110101 42
01000011100010010010 43
00000000001001111000 44
10000101111011111111 45
11111011111111111111 46

10010111000000101000 47
10000101011011110000 48
11110011101110111101 49
11010001111010111110 50
01101111110011101011 51
01010010111011111111 52
00101010110011111011 53
11110111011011110101 54
11100110101011111111 55
10000000010010110011 56
11000001110110111011 57
11110110111011111111 58
10000010100011111001 59
00000010101010110100 60
11111111101011100010 61
11110111101011110011 62
11011100000011100001 63
10000000000011001001 64
01000011100001011111 65
00000010010000110000 66
00000011010010111110 67
11110111111011111111 68
11000011110011101011 69
11000001111111111011 70
01100010001010110000 71
11100111011111011011 72
10100000101001011001 73
00000011000011100100 74
11000010111111111000 75
10000011000011111011 76
10011110100110101000 77
00000000000000110001 78
11010000111111111001 79
10000111101010100010 80
00000010010010110111 81
10000000110011100010 82
11010010111111111111 83
00000010100001111010 84
00000100010010110011 85
00000000010000100010 86
00000010100011100101 87
01000000000000111000 88
00100010000000100000 89
11000010000111111011 90
01001011110011111011 91
10010100000011110010 92
00111111111111111111 93

11100010111001111111 94
10110110101010110001 95
00000010100010010001 96
00000010110001010111 97
11110010111111111101 98
00000001110010111100 99
11001110000111101111 100
00000000001000101001 101
01000110110101010000 102
11010001000011100000 103
11110011110111111111 104
01010011100111110101 105
10101110110011111011 106
10010101101010101011 107
11111011000010100011 108
10110011011011101001 109
11010000111110111011 110
01000001000011101000 111
00100010000011100011 112
00100010010011111001 113
01110011011001111001 114
11000010000110001000 115
11100111111011110011 116
11110010110011111010 117
00000011110011111011 118
10010000100011111011 119
11000000000011100001 120
00000010000001100000 121
10100000110111111101 122
01000011110011111111 123
01000000000001110000 124
01000110000011111101 125
10010011100111101010 126
10100111111011111011 127
11000001111111111011 128
11001001100010110000 129
10100010000111010000 130
01101010101010111010 131
00000011111001101001 132
10010010000000101110 133
11010011001010111011 134
10100000000011111011 135
10000010000011100011 136
11010010111011101110 137
00000010000010100010 138
11010010111011111010 139
10000000110011100011 140

11011111101111110011 141
11000111111011110011 142
01100011100011101011 143
10000011001011100101 144
01010000111010110011 145
10110110100011111011 146
00000001000010111000 147
01110111111011111111 148
01110011010011010011 149
00000011010010000110 150
11110111111111100110 151
10000001111001111011 152
00000000000000110000 153
11100011010011101001 154
00100010001110101000 155
01100010100000100011 156
11110010000000111001 157
11010011101011011011 158
01000010001001101001 159
11110111101011100011 160
00000010010010110000 161
11000010110011111011 162
00010010010011011011 163
11011011011111111000 164
00001001000011000101 165
11011111111011111011 166
11001010011011110010 167
00100000000000001001 168
00100001010011110101 169
11110111110011111011 170
01111101110011111010 171
10001000110111010111 172
00000010001001100000 173
00000011000011111011 174
11011001110111110011 175
11000011110111111100 176
11000100100011010011 177
00000010101111111111 178
11011011111111111001 179
10111111111011111111 180
00000001000011001101 181
01000000100011101000 182
11010001101011111111 183
11100011111111110111 184
11000110110001111000 185
01110010100111111111 186
10110011101011110010 187

11110000010111111001 188
00011000100001010001 189
00000000100000101010 190
11000011110011111011 191
11111011110011111111 192
10110011010000000011 193
10111111010011111111 194
10100011100011100011 195
00010010110011111011 196
10100011100011101111 197
11001010111111111011 198
10110001100011110110 199
10000000101001111010 200
11100010001111111010 201
10000000110111110111 202
00010000110011110101 203
11000010000011111011 204
10100001110011111011 205
10100010111010000111 206
01000010111010100111 207
11010011111101111011 208
00000000000010010000 209
00000001100011111101 210
00100000000011100001 211
00110111110011101001 212
00010100000011010001 213
10001001011011111011 214
10100010111011111001 215
11101111111111101001 216
11011001110011111111 217
10110010101110110011 218
11010001100101111001 219
11110010111011111001 220
10100011110010010001 221
00100011110011111010 222
11110111111011111011 223
11110011001011111001 224
11000111101011100111 225
00010011111101111111 226
11110111001111111011 227
11010000111000110011 228
01001001000010111011 229
11111011010110101101 230
10000001000011100000 231
11100111100111111111 232
10011011100111110101 233
01000011111111110101 234

10010001101111111001 235
10000111110010100011 236
11000000000011111101 237
11000001011111110001 238
00000010111011011001 239
00100110111011101011 240
11001010111111111011 241
10000010111111111011 242
11010111100111110001 243
00000010100000100000 244
11111111111011111111 245
01000010000011110110 246
00000010100010010000 247
11010111100011111011 248
00000000000001110000 249
250 00000001011001000000

الملحق رقم (09)

ملف الاوامر الخاص ببرنامج SPSS

تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة الخاص بطرق تقدير القدرة

```
DATASET ACTIVATE Jeu_de_données1.
GLM ML_SE EAP_SE MAP_SE BY test_length Sample_size
  /WSFACTOR=METHODE 3 Polynomial
  /METHOD=SSTYPE(3)
  /PLOT=PROFILE(test_length*Sample_size*METHODE) TYPE=LINE ERRORBAR=NO
MEANREFERENCE=NO YAXIS=AUTO
  /EMMEANS=TABLES(test_length*Sample_size*METHODE) COMPARE(
test_length)ADJ(BONFERRONI)
 /EMMEANS=TABLES(test_length*Sample_size*METHODE) COMPARE(
Sample_size)ADJ(BONFERRONI)
 /EMMEANS=TABLES(test_length*Sample_size*METHODE) COMPARE(
METHODE)ADJ(BONFERRONI)
  /PRINT=DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY
  /CRITERIA=ALPHA(.05)
  /WSDESIGN=METHODE
/   DESIGN=test_length Sample_size test_length*Sample_size.
```