

1730



مؤسسة الكويت للتقدم العلمي  
ادارة التأليف والترجمة والنشر



دراسة نظرية نقدية حول  
القياس الموضوعي  
للساوك  
نموذج "راش"

تأليف  
الدكتورة أمينة محمد كاظم



سلسلة الكتب للتخصیصة  
الطبعة الأولى ١٩٨٨م  
الكويت



بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

خَلَقَ الْإِنْسَانَ عَمَلًا نَبِيًّا

صدق الله العظيم

(سورة الرحمن، الآية، (٣) و (٤))





مخاضة بمناجحة الشوق نجا نزل الله عز وجل الجبال الصامع  
أشهره ولست الصعوب







سیدنا محمد بن عبدالمطلب  
ولی العهد، رشیدتہ مجلس الوزراء



## المحتويات

رقم الصفحة	الموضوع
١٣	تصدير
١٧	الفصل الاول : المشكلة
١٧	● : مقدمة
٢٢	● : أهمية الدراسة
٢٢	● : أهداف الدراسة
٢٢	● : تحديد المشكلة
٢٥	الفصل الثاني : القياس الموضوعي للسلوك
٢٥	● : مشكلات القياس السلوكي
٣٩	● : متطلبات القياس الموضوعي للسلوك
٤١	الفصل الثالث : نظرية السمات الكامنة
٤١	● : نماذج السمات الكامنة
٤٣	● : تفاعل قدرة الفرد مع صعوبة البند
٤٩	الفصل الرابع : نموذج (راش)
٤٩	اولا : الصيغة الرياضية لنموذج (راش)
٥٣	ثانيا : معنى الموضوعية في نموذج (راش)
٥٥	ثالثا : وحدة قياس كل من قدرة الفرد وصعوبة البند، وتعريف كل منها
٦٠	رابعا : تقدير كل من معلم صعوبة البند ومعلم قدرة الفرد
٦٨	خامسا : ملائمة البنود للنموذج

سادسا :	التحقق من توفر متطلبات الموضوعية في القياس .....	٨٨
سابعا :	صدق وثبات القياس .....	٩٨
ثامنا :	اختيار التدرج المناسب .....	١٠٠
تاسعا :	اهم تطبيقات نموذج راش (بنك الأسئلة) .....	١٠٨
عاشرا :	تطوير النموذج .....	١٢٥

### الفصل الخامس : مناقشة نقدية حول نموذج (راش) .....

(١) :	مناقشة بعض مسلمات النموذج الاساسية .....	١٣٥
(٢) :	مناقشة استخدام النموذج في مجالات معينة في القياس السلوكي .....	١٤٠
(٣) :	صعوبات عملية تكتنف تطبيق النموذج .....	١٤٠

١٤٣ ..... خلاصة وخاتمة :

١٤٩ ..... المراجع :

١٥٣ ..... معاني بعض الرموز والمصطلحات الواردة .....

١٥٥ ..... قائمة بالمعادلات المستخدمة في الدراسة .....

## فهرس الجداول

رقم الصفحة	عنوان الجدول	رقم الجدول
٥٨	قدرة الفرد وصعوبة البند باللوجيت واحتمال الاجابة والصواب في نموذج (راش) .....	١
٦٠	مصفوفة الاستجابات (فرد / بند) .....	٢
٨٣	مستوى كفاءة البند .....	٣
٩٥	جدول العلاقة التقييسية بين الدرجة الكلية المحتملة وتقدير القدرة لكل من الاختبار الكلي للمصفوفات (أ) والاختبارين الفرعيين (ب، ج) (BAS) .....	٤
١١١	دمج اختبارين احدهما سهل والآخر صعب في تدرج مشترك باستخدام مجموعة مشتركة من الافراد .....	٥
١١٥	تدرج الصورة (السهلة + الرابطة) والصورة (الرابطة + الصعبة) .....	٦
١١٦	تحليل مجموعة البنود والرابطة .....	٧
١١٧	دمج اختبارين أحدهما سهل والآخر صعب بواسطة رابطة من البنود المشتركة .....	٨

## فهرس الاشكال

رقم الصفحة	عنوان الشكل	رقم الشكل
٢٨	قياس أحد العناصر على متغير ما .....	١
٣٠	تعريف متغير بوساطة ستة بنود .....	٢
٣٢	صدق نمط الاستجابة .....	٣
٣٤	اعتماد درجة الفرد على مستوى صعوبة بنود الاختبار وتشتتها .....	٤
٣٧	عدم خطية القياس .....	٥
٤٤	الشرطان الاساسيان لاحداث الاستجابة .....	٦
	تأثير الفرق بين مستوى قدرة الفرد ومستوى صعوبة البند على	٧
٤٥	احتمال حدوث الاستجابة الصواب .....	
٤٦	منحنى الاستجابة .....	٨
٧٢	المنحنيات المميزة لاربعة بنود .....	٩
٧٤	الميل النسبي للمنحنيات المميزة للبنود .....	١٠
٨٩	تعريف المتغير .....	١١
٩٠	تعريف احد المتغيرات بوساطة تدرج صعوبة البنود .....	١٢

## تصدير

تشكل علوم القياس جانبا مهما في دراسة الظواهر المختلفة، فهي تختص بقياس الظاهرة موضوع الدراسة وتقديرها. وكلما كان القياس موضوعيا دقيقا كان فهمنا للظاهرة موضوعيا دقيقا، وادى هذا الى دقة في التنبؤ وما يستتبع ذلك من دقة في الضبط والتحكم. هنا تبدو أهمية الدراسة في مجال القياس، وذلك بهدف البحث والتقصي عن الطرق والوسائل والأدوات التي تحقق دقة القياس وموضوعيته. وإذا كان القياس الفيزيائي قد قطع شوطا كبيرا في تحقيق هذه الاهداف، فإن الطريق ما يزال طويلا في مجال القياس السلوكي. وينعكس هذا فيما نراه من بون شاسع بين التقدم في العلوم الفيزيائية والعلوم السلوكية، يتمثل في دقة التنبؤ بالظواهر الفيزيائية وكذلك في دقة ضبطها، والتحكم فيها، بما لا يتوفر بالقدر نفسه في الظواهر السلوكية. وعلى هذا فإن الفرصة واسعة امام العلماء والباحثين في مجال القياس السلوكي، لمزيد من الجهد والبحث.

ويشكل البحث في علم القياس السلوكي أهمية خاصة لدى الباحثة، وبخاصة تلك الإنجازات الحديثة التي تهدف إلى تحقيق الموضوعية في القياس بصورة تختلف عما كان مألوفاً وتقليدياً في السابق. ومن أهم هذه الإنجازات الحديثة تلك النماذج القائمة على نظرية الاحتمالات التي تنضوي تحت ما يسمى بنماذج السمات الكامنة، ومن أهمها نموذج (راش) للقياس الموضوعي للسلوك. ويرجع الفضل الأول في اهتمام الباحثة بهذا الاتجاه في القياس السلوكي إلى ذلك الحوار المفيد المثمر الذي كثيرا ما قاده ووجهه استاذنا الفاضل الدكتور رشدي فام، بقسم علم النفس بكلية البنات جامعة عين شمس.

لذا فعندما بدأت الباحثة مهمتها العلمية بجامعة لندن، والمؤسسة القومية للبحوث التربوية بانكلترا وويلز عام ١٩٧٦، كان همها الأول تقصي الجهود المبذولة في هذا المجال خاصة فيما يتعلق باستخدام نموذج (راش) في بناء المقاييس البريطانية للقدرة، التي اشترك في اعدادها فريق من الباحثين في اطار جامعة مانشستر والمؤسسة القومية للبحوث التربوية، وبدأ فيها عام ١٩٦٥ ولم يفرغ منها الا عام ١٩٨٣.

وبعد ان قدمت الباحثة دراستها السابقة حول التفسيرات المتباينة لنتائج الاختبارات (١٩٨١) التي تناولت فيها بصورة عامة ثلاثة اتجاهات مختلفة في تفسير نتائج القياس السلوكي . فانها تقدم الآن دراسة جديدة تتناول اتجاهها واحدا منها فقط ؛ هو أحدث هذه الاتجاهات الثلاثة ؛ وهو عن نماذج السمات الكامنة بوجه عام ونموذج (راش) بوجه خاص . وهذه الدراسة دراسة نظرية نقدية مفصلة حول القياس الموضوعي للسلوك . توضح كيف ينبغي ان تتحرر درجة الفرد من التقييد بأداة قياس معينة . وكيف ينبغي ان تتحرر من الانتساب الى اداء مجموعة معينة من الافراد . وتقارن هذه الدراسة بين القياس السلوكي والقياس الفيزيائي وتعرض لبعض مشكلات القياس المهمة حتى تصل الى متطلبات القياس الموضوعي للسلوك . وهنا تبرز الحاجة الى نظرية جديدة في القياس تحقق تلك المطالب . وتعرض الدراسة بعد ذلك الى نظرية السمات الكامنة ، وإلى نماذج السمات الكامنة بوجه عام ، ونموذج (راش) بوجه خاص . وتتناول الدراسة بعد ذلك الصيغة الرياضية لنموذج (راش) ، ثم معنى الموضوعية الخاصة لهذا النموذج وماذا تعني قدرة الفرد وصعوبة البند ووحدة قياسها (اللوجيت) . وقد ناقشت الدراسة كيفية تقدير كل من معلم قدرة الفرد ، ومعلم صعوبة البند ، وتعرضت للمعادلات الخاصة بذلك مع التعليق عليها ، وكذلك على برنامج الحاسب الآلي الخاص بذلك . ثم توصلت بعد ذلك إلى المحركات الرئيسية التي يطمأن على أساسها الى توفر شروط ومتطلبات الموضوعية في البنود التي تكون الاختبار ، أي التي على أساسها يعد البند ملائما للنموذج ، وقد امكن تلخيص المواصفات الاحصائية التي تتوفر في البنود الملائمة ، بناء على تلك المحركات السابقة ، ثم تعرضت الدراسة الى كيفية التحقق من توفر متطلبات موضوعية القياس في الاداة التي تبني بطريقة نموذج (راش) وتغلبها على مشكلات الصدق والثبات ، ثم تدرجت الدراسة لابرار الحاجة الى تدريجات جديدة مناسبة لبعض اغراض القياس ، التي يحتاج اليها الباحث ، او المدرس ، وعرضت لبعض وحدات القياس المناسبة لذلك . ثم تناولت الدراسة اهم تطبيقات النموذج ، وهو بنك الاسئلة ، وكيفية بنائه وتكوينه ، وسحب الإختبارات التي يحتاج اليها الباحث ، أو المدرس ، والتي تحقق أغراض القياس التي يهدف إليها . بعد ذلك ناقشت الدراسة جهود العلماء وباحثهم في تطوير نموذج (راش) ، للتغلب على بعض المشكلات النظرية أو التطبيقية . ثم لكيف يمكن الاستفادة من نموذج (راش) في البيئة العربية سواء في مجال التحصيل الدراسي او في مجال قياس الذكاء والقدرات .

واخيرا كانت المناقشة النقدية حول النموذج من حيث مسلماته الاساسية



ومجالات استخدامه، والصعوبات التي تكتنف تطبيقه، مما يفتح الباب امام الباحثين لمجالات جديدة من البحث والدراسة، كما تفتح الفرصة لجميع الافكار والاتجاهات التي تناولت قياس السلوك وعدم إقتصارها على فكر واحد، أو نظرية، أو طريقة واحدة .

وقد اعتمدت الباحثة في دراستها الراهنة على أهم الدراسات في هذا المجال، خاصة تلك التي قام بها وأشرف عليها العالم الأمريكي رايت (Wright) والتي وضع فيها خلاصة فكره في توضيح وتفسير نموذج (راش)، وإمكانية تطويعه للتطبيق العملي واعتبر بذلك الرائد والمرجع الأول في استخدام هذا النموذج الذي أرسى قواعده العالم الدانمركي (راش).

وقد تعرضت الباحثة في هذه الدراسة لبعض المعادلات الخاصة بالنموذج، وبإحصاءات الملاءمة المختلفة. وكلما اقتضى الامر، كانت الباحثة تضيف بعض المعادلات التي يمكن بها تفسير وتوضيح المعادلات الرئيسية، التي وردت في المراجع والمصادر الاساسية. وقد استخدمت الباحثة الرموز العالمية الشائعة، حتى لا يجد القارئ نقلة ذهنية بين صور المعادلات كما ترد في هذه الدراسة وصورها المألوفة في مراجعها الاصلية. وعلى الرغم من ألفة القارئ المتخصص بالرموز المستخدمة في المعادلات الواردة، الا ان الباحثة أضافت - في الحاشية اسفل الصفحات - تفسيرات لبعض الرموز والمصطلحات التي قد لا يألفها القارئ غير المتخصص كما أفردت لذلك جدولاً في نهاية الدراسة يضم معاني بعض هذه الرموز والمصطلحات المستخدمة. وقد أتبع ذلك بقائمة بأهم المعادلات الواردة بهذه الدراسة مرتبة ومرقمة ومكبرة وذلك للرجوع اليها اذا اقتضى الأمر ذلك.

وقد تبنت مؤسسة الكويت للتقدم العلمي - مشكورة - تقديم هذه الدراسة الى القارئ في الوطن العربي، فقد كان لهذه المؤسسة العلمية الكبيرة - دوماً - دور عظيم في تنشيط البحث العلمي وتشجيع العلماء والباحثين العرب في جميع أنحاء العالم. ولا يقوت الباحثة أن تتقدم بجزيل الشكر إلى القائمين على هذه المؤسسة لما بذلوه من جهد ومساندة لانجاز هذا العمل.

كما تأمل الباحثة أن يجد القارئ العربي في هذه الدراسة حافزاً لتحدي الافكار الجديدة والاستزادة من الدراسات الحديثة في مجال القياس الموضوعي للسلوك.

والله ولي التوفيق.

د. أمينة محمد كاظم

فبراير ١٩٨٦



## الفصل الاول المشكلة

### ● مقدمة

عندما يبدأ الباحث في فهم إحدى الظواهر السلوكية، فإنه يشرع في وضع الخطة المناسبة لاكتشاف العلاقة بين هذه الظاهرة وغيرها من الظواهر. وفي هذه الحال قد يكون أهم ما يجابهه الباحث هو كيف يمكن تقدير هذه الظاهرة وقياسها؟ وما الأداة المناسبة لتحقيق هذا الهدف؟ وكيف يمكن بناؤها بحيث تعرف المستويات الممكنة من هذه الظاهرة؟ وكيف يمكن ان نفسر درجة استجابات الافراد على هذه الاداة، بحيث تحدد مستوياتهم المختلفة على هذا المتغير؟ وهل يكون ذلك بمقارنة الدرجة بمقياس مستوى الجماعة التي ينتمي اليها هؤلاء الافراد، أو بمقياس المحك أو المستوى الذي ينبغي أن يصل اليه أداء الفرد، أو أن يقدر مستوى الأفراد بوحدة قياس مثل وحدات الطول، أو الوزن، أو مثل وحدات الحرارة؟

في اطار المحاولة للاجابة على هذه التساؤلات كانت جهود علماء القياس تهدف الى التوصل الى الموضوعية، في تقدير الظواهر السلوكية. ولكن هل استطاعت تلك الجهود أن تبلغ هذا الهدف؟ أم أن الشوط لا يزال بعيداً؟ وما تلك المقاييس السلوكية الشائعة التي تمثل نتاج جهود هؤلاء العلماء؟

في بحث سابق حول التفسيرات المتباينة لنتائج الاختبارات (امينة كاظم، ١٩٨١) كانت مناقشة نقدية لكل من:

### المقاييس الجماعية - المرجع

وهي اكثر المقاييس السلوكية شيوعاً وانتشاراً. وتقوم هذه المقاييس على تقدير الفروق الفردية للأداء وهو الاهتمام المتعارف عليه للمقاييس النفسية، فقد بدأت حركة القياس النفسي مع تأكيدات داروين على الفروق بين الأفراد والتميز بينهم.

وفي هذه المقاييس لا تكون لدرجة الفرد معنى ما لم ترد او تقارن بمعيار يعتمد على مستوى جماعة الاقران التي ينتمي اليها هذا الفرد. ويتمثل هذا المستوى بمتوسط درجات هذه الجماعة، وتمثل المقارنة بمدى انحراف درجة الفرد عن هذا المتوسط، وبوساطة المعايير المحسوبة لدرجات المجموعة الاختبارية، التي ينتمي اليها هذا الفرد. ولا يخفى أن معيار الجماعة الذي تعتمد عليه هذه المقاييس في تفسير درجة الفرد هو معيار يتغير بتغير الجماعة، ولا بد من تفسيره في اطار تركيب الجماعة او تكوينها .

### المقاييس المحكية - المرجع

عندما ظهر مفهوم التعلم من أجل الاتقان لم يعد الهدف هو التركيز أساسا على الفروق بين الأفراد والتمييز بينهم. وظهرت المناذاة بالابتعاد عن شكل الناقوس الذي يميز التوزيع الاعتدالي الذي اعتمدت عليه المقاييس الجماعية - المرجع في التمييز بين الافراد على الأداء. وكانت الحجة في ذلك ان النشاط التربوي نشاط مقصود، يبذل بهدف أن يتقن الطلبة ما تعلموه، ولا ينبغي أن يخضع توزيع الأداء لما تخضع له المتغيرات الطبيعية كالوزن والطول. وبذا تركز الاهتمام حول المستوى الذي يصل اليه أداء الفرد، وتقدير اكتسابه أو تحصيله، وهو الاهتمام المتعارف عليه للمقاييس التربوية. وأصبحت الوسيلة مقارنة أداء الفرد بالنسبة لميزان أو محك يحدد حسب الأهداف الموضوعية للقياس وبصرف النظر عن مستوى الأقران. لهذا السبب سميت تلك المقاييس بالمقاييس المحكية - المرجع. وهنا تبدو مشكلة المحك ومن الذي يحدده وعلى أي أساس موضوعي يمكن تحديد مستوى هذا المحك؟

ولا يقتصر الاختلاف بين المقاييس الجماعية - المرجع والمقاييس المحكية - المرجع على هدف القياس فقط وإنما يتعدى هذا الى الاختلاف في بناء الاختبار نفسه. فهما يختلفان من حيث إختيار البنود ومستويات صعوباتها، ومن حيث شروط صدقها وثباتها ومعاييرها .

فأفضل البنود من وجهة النظر الجماعية - المرجع هي الأقدر على التمييز، وهي تلك التي يساوي فيها كل من معاملي سهولة البند وصعوبته المقدار (٥، ٠). أما أسوأها فتلك التي لا تستطيع أن تميز بين الأفراد، كأن يخفق في الإجابة عليها جميع الافراد، أو أن ينجح في الإجابة عليها جميع الافراد .

أما من وجهة النظر المحكية - المرجع فأفضل البنود تلك الأقدر على قياس النمو، أو التحصيل، وهو البند الذي يكون مستوى سهولته، قبل البدء في البرنامج التربوي صفراً، أي لا يستطيع أحد من الأفراد الإجابة على السؤال قبل دراستهم للبرنامج، ثم يصبح معامل سهولة هذا البند واحداً صحيحاً، بعد تعلم البرنامج حيث يستطيع جميع الأفراد الإجابة على هذا السؤال .

أما مفهومي الصدق والثبات، فهما من وجهة النظر الجماعية - المرجع يتعلقان بصدق الاختبار وثباته في التمييز بين مستويات الأفراد، في حين أنها من وجهة النظر المحكية - المرجع يتعلقان بصدق الاختبار وثباته في قياس الاكتساب والتحصيل لدى الأفراد .

من هنا يبدو مدى الخطر عندما تستخدم المقاييس المقننة بمفهوم القياس الجماعي - المرجع لتقدير النمو السلوكي للفرد، فإنها لا تكون حساسة لهذا الغرض على الرغم من وجود نمو واكتساب. وبالمثل عندما تستخدم المقاييس المقننة بمفهوم القياس المحكي - المرجع لتقدير الفروق الفردية، فإنها لا تكون حساسة لهذا الغرض على الرغم من وجود فروق بين الأفراد .

وعلى هذا فإن كل نوع من هذه المقاييس يقتصر على الاهتمام بهدف واحد خاص من أهداف القياس لا يتعداها إلى غيرها من الأهداف .

ولكن ما أهداف القياس السلوكي؟ وهل تقتصر هذه الأهداف على مجرد التمييز بين أداء الأفراد؟ أو على مجرد قياس النمو في اتجاه مستوى معين من الأداء؟

### أهداف القياس السلوكي

عندما نحاول تحديد أهداف القياس السلوكي فمن الممكن تلخيصها فيما

يأتي :

- ١ - تقدير مستوى أداء الفرد بالنسبة لمستوى أداء أقرانه أو الجماعة التي ينتمي إليها. كأن يقدر مستوى أداء الطالب بالنسبة لمستوى فصله، أو الشعبة التي ينتمي إليها، أو بالنسبة لمستوى من هم في فئته العمرية نفسها. وهو الهدف الذي تسعى لتحقيقه المقاييس الجماعية - المرجع .
- ٢ - تقدير مستوى أداء الفرد بالنسبة لمستوى الجماعات الأخرى التي لا ينتمي إليها هذا الفرد. كأن يقارن مستوى أدائه بأداء الأفراد من الفئات العمرية المختلفة، أو من شعب دراسية مختلفة .

- ٣ - تقدير مستوى أداء الفرد بالنسبة لأداء أي فرد من الجماعة التي ينتمي إليها، وبالنسبة لأي فرد ينتمي لأي جماعة أخرى .
- ٤ - تقدير مستوى أداء الفرد بالنسبة لمحك أو مستوى معين من الأداء، كأن يقدر مستوى أداء الفرد بالنسبة للمستوى المطلوب للقبول في الكليات العسكرية، أو بالنسبة لمستوى الاتقان لأحد المقررات التي يدرسها الفرد. وهو الهدف الذي تسعى لتحقيقه المقاييس المحكية - المرجع .
- ٥ - تقدير مستوى أداء الفرد بالنسبة لمستوى أدائه السابق .
- ٦ - تقدير مستوى أداء الفرد بالنسبة لإمكانات ذاته، أي بالنسبة للمستوى المتوقع لأدائه .
- ٧ - تقدير مستوى أداء الفرد بالنسبة لمستوى طموحه، أي بالنسبة للمستوى الذي يود أن يصل إليه هذا الفرد .
- ٨ - تقدير مقدار النمو لصفة سلوكية معينة عبر فترة زمنية محددة . كأن يقدر معدل نمو القدرة اللغوية خلال ثلاث السنوات الأولى من عمر الطفل .
- ٩ - غير ذلك من أهداف قد لا تنطبق للتفكير في هذه المرحلة .

وإذا كانت هناك محاولات لتحديد أو حصر أهداف القياس السلوكي والطرق المختلفة لتحقيقها، فإن أهداف القياس الفيزيائي تتبلور في تقدير الظاهرة موضوع القياس بطريقة واحدة تمكن الباحث من تحقيق ما يشاء من أهداف تتعلق بفهم هذه الظاهرة، أو التنبؤ بها، أو السيطرة عليها والتحكم في إحداثها أو ضبطها .

### الموضوعية بين القياس السلوكي والقياس الفيزيائي

وحتى يمكن التوصل إلى صورة القياس التي تمكن من تحقيق جميع أهداف القياس المحتملة، فينبغي أن يكون القياس موضوعياً، أي يكون الوصف الكمي للظاهرة موضوعياً. ولكي يكون القياس موضوعياً ينبغي ألا يتأثر باختلاف الأداة المستخدمة (طالما أنها أداة قياس مناسبة). كما ينبغي ألا يتأثر أيضاً بالعناصر التي استخدمت هذه الأداة في تقديرها، وأن تتدرج هذه الأداة بوحدة قياس مطلقة ثابتة تتوافق مع تدرج مستويات المتغير، موضوع القياس. وهذا ما نراه مألوفاً في مجال الظواهر الفيزيائية، فالتقدير الكمي لوزن أحد الأجسام لا يتغير بتغير الميزان المستخدم أو بتغير الأجسام التي توزن بهذا الميزان، كما أن التقدير الكمي لا يختلف في المعنى إذا عبرنا عنه بوحدة الكيلو جرام، أو الرطل .

اما التوصل للموضوعية في القياس السلوكي ، بوضعه الراهن فعلى الرغم من انه قد أرق العلماء من قديم الزمان الا أنه ينبغي أن نواجه الحقيقة بأن الأمر لا زال بعيدا، يبعث على الأرق، ولا يبعث على الاطمئنان . فلا تزال الظاهرة السلوكية، في قياسها، أو تقديرها، تعتمد على الأداة المستخدمة في القياس، وكذا على عينة الأفراد التي استخدمت هذه الاداة. وقد يزيد على ذلك الاعتماد على المحك، أو المستوى المراد التوصل إليه .

فاذا حددنا مستوى القدرة الرياضية لأحد الأفراد بأنه المقابل للمئيني التسعين مثلا، فينبغي أن نحدد الاختبار المستخدم، وكذا عينة التقنين، حتى يكون للقياس معنى ما .

اما اذا حددنا طول هذا الفرد نفسه بالمقدار (١٧٠ سم) فلا يهمننا أي مسطرة من مجموعة المساطر قد استخدمت في قياس هذا الطول. فعلى الرغم من اختلاف هذه المساطر في اللون والطول والنوع فإنها تشترك جميعا في تدرج للطول، لا يتأثر بهذه الصفات، وتستطيع جميعها أن تقدر طول هذا الفرد بالمقدار (١٧٠ سم). أما مستوى قدرة هذا الفرد، فهو يختلف باختلاف الاختبار المستخدم من مجموعة الاختبارات، التي تقيس هذه القدرة، والتي قد تختلف من حيث الصياغة ومستوى السهولة، وكذا الصدق والثبات وغير ذلك . . وكلها عوامل تؤثر في تقدير مستوى قدرة الفرد. وبالمثل فبينما يظل طول هذا الفرد ثابتا (١٧٠ سم) مهما اختلفت الجماعة التي ينتمي إليها، فإن مستوى القدرة الرياضية لهذا الفرد يختلف باختلاف مستوى هذه الجماعة التي ينتسب إليها، أو باختلاف المستوى أو المحك الذي قد نهدف للتوصل اليه .

وقد قدمت الدراسة السابقة (أمينة كاظم، ١٩٨١) الى الدارسين باللغة العربية أحد الاتجاهات الجديدة في القياس التي تهدف الى حل مشكلة الموضوعية في القياس السلوكي وبحقق جميع اغراضه. وهو بذلك يقتررب من المقاييس في العلوم الطبيعية التي تتميز بعدم تأثر نتائج القياس بالأداة المستخدمة - طالما أنها أداة مناسبة لتقدير الظاهرة - كما يكون تدرج الأداة بوحدات قياس متساوية، لا تعتمد، ولا تتأثر بالعناصر التي تقدر عندها الظاهرة. ويقوم هذا الاتجاه الجديد في القياس السلوكي على احد النماذج الرياضية، التي تعتمد على نظرية الاحتمالات . وقد افترض هذا النموذج وأرسى قواعده عالم الرياضيات الدانمركي جورج راش (Rasch)، كما طوعه للتطبيق العملي العالم الاميركي بن رايت (ben wright)، الذي كانت جهوده وابحاثه

في هذا المجال المراجع الاولي والمهمة للباحث، والمستخدم لهذا النموذج. ويعد هذا النموذج أهم ما يسمى بنماذج السمات الكامنة (Latent Trait Models). وقد أمكن بذلك التوصل الى مقاييس لا تعتمد مواصفات بنودها على توزيع أداء مجموعة الأفراد، التي أجرت الاختبار. كما أمكن تقدير أداء الفرد، بحيث لا يختلف باختلاف مجموعة البنود المستخدمة في الاختبار، وعبر عن هذا الأداء بوحدة تدرج متساوية. وفي الواقع لم يتعد تقديم تلك الدراسة السابقة لهذا الاتجاه الجديد - ضمن ما قدمته لباقي اتجاهات القياس الشائعة - الفكرة العامة، والخطوط العريضة للنموذج، ومدى فوائده وتطبيقاته، ولم يصل هذا التقديم الى التفصيل في العرض والمناقشة.

### ● أهمية الدراسة

كما سبق تبدو الحاجة الى دراسة جديدة مفصلة حول مشكلة القياس الموضوعي للسلوك. وهي المشكلة التي أرقت بالعلماء في مجالي التربية وعلم النفس، دراسة جديدة تلقي ضوءاً اكبر واهتماماً أشد الى واحد من أهم اتجاهات القياس الموضوعي للسلوك في عصرنا الحديث، وهو نماذج السمات الكامنة بوجه عام ونموذج (راش) بوجه خاص.

### ● أهداف الدراسة

- ١ - تقديم دراسة نقدية مفصلة حول القياس الموضوعي للسلوك يصل بنا الى :  
توضيح مفصل لأحد الاتجاهات الجديدة في القياس الموضوعي للسلوك الذي يختص بأهم نماذج السمات الكامنة، وهو نموذج (راش).
- ٢ - توضيح كيف يمكن التحقق من متطلبات الموضوعية في تفسير نتائج القياس بناء على نموذج (راش).
- ٣ - مناقشة أهم التطبيقات العملية لنموذج (راش) في مجال القياس السلوكي.
- ٤ - تقديم مناقشة نقدية حول استخدام نموذج (راش) في تفسير نتائج القياس.

### ● تحديد المشكلة

- ١ - من الممكن تحديد المشكلة في صورة أسئلة تهدف الدراسة للاجابة عليها:  
ما مفهوم القياس الموضوعي للسلوك؟



- ٢ - ما متطلبات القياس الموضوعي للسلوك؟
- ٣ - ما مدى تحقيق الطرق الشائعة للقياس السلوكي لمتطلبات القياس الموضوعي؟
- ٤ - ما الاتجاه الجديد الذي يمكن به تحقيق متطلبات القياس الموضوعي للسلوك؟
- ٥ - كيف يمكن التحقق من توفر متطلبات القياس الموضوعي في نتائج القياس باستخدام نموذج (راش) .
- ٦ - ما مدى الاستفادة العملية والتطبيقية لنموذج (راش) في مجال القياس السلوكي وخاصة في بيئاتنا العربية؟
- ٧ - ما أهم أوجه النقد التي يمكن ان توجه لاستخدام نموذج (راش) في تفسير نتائج القياس؟



## الفصل الثاني القياس الموضوعي للسلوك

تناقش هذه الدراسة في هذا الفصل بعض مشكلات القياس السلوكي المهمة وتوضح كيف ينبغي أن تتحرر درجة الفرد من التقيد باختبار معين. وتصل المناقشة إلى تحديد لمتطلبات القياس الموضوعي للسلوك. وهنا تبرز الحاجة الى نظرية جديدة في القياس السلوكي، يمكن بها تحقيق تلك المتطلبات .

### ● مشكلات القياس السلوكي

تبدأ المناقشة بتصوير مشكلتين مهمتين من مشكلات القياس السلوكي. وتعلق هاتان المشكلتان بدرجات الأفراد في الاختبارات المختلفة التي تمثل متغيراً ما من المتغيرات السلوكية، كتعبير عن مستوى أداء هؤلاء الأفراد على هذا المتغير .

تصور الأولى كيف أن الدرجات الكلية في تقديرها لقياس الأفراد تتقيد بينود الاختبار الذي يؤديه الفرد. وتناقش كيف ينبغي أن نحررها من التقيد بينود معينة، قبل استخدامها أساساً للقياس. ويكون هذا التحرر بتحقيق التوافق بين تدرج الدرجات الكلية للأفراد ومميزات تدرج أي بنود مناسبة يمكن استخدامها. وتبدو هذه الفكرة بوضوح في حالة القياس الفيزيائي، فعندما يتوافق تدرج مجموعة من العناصر على متغير ما مع مميزات التدرج لمجموعة من الأدوات المناسبة، فإن الدلالة الكمية لأي عنصر من هذه العناصر لا يختلف باختلاف أي أداة تستخدم من هذه الأدوات المناسبة. فلن تختلف الدلالة الكمية لطول قطعة من القماش إذا استخدمنا في قياسها أي أداة مناسبة لقياس طولها (مسطرة خشبية - مسطرة بلاستيك - شريط مدرج... ) كما لا تختلف أيضاً تلك الدلالة الكمية باختلاف وحدات القياس المستخدمة (المتر أو الياردة).

وبالرغم مما سبق فقد تختلف الأدوات المناسبة لتقدير مجموعة من العناصر على

أحد المتغيرات عن تلك المناسبة لتقدير مجموعة أخرى من العناصر على هذا المتغير نفسه ويبدو هذا الاختلاف بين تلك الأدوات في :

أ - مستوى التدرج الذي تبلغه الأداة لتصل الى مستوى الدلالة الكمية لمجموعة العناصر على هذا المتغير .

ب - مدى الاتساع الذي يغطيه تدرج الأداة ليشمل المستويات المختلفة لمجموعة هذه العناصر على هذا المتغير .

ج - مضاعفة وحدة تدرج الأداة او تجزئتها بما يناسب تقديرات هذه المجموعة من العناصر .

ومن الممكن ضرب الامثلة من القياس الفيزيائي حيث :

- تختلف الأدوات من حيث مناسبتها لقياس الطول، تبعاً لتوافقها مع تدرج أطوال المجموعات المختلفة من العناصر . وتبدأ تلك الأدوات من تلك التي تتوافق مع أطوال العناصر الدقيقة مثل أى أداة تشبه الميكروميتر، وتكون وحداتها أجزاء من البوصة أو السنتيمتر، الى تلك الأدوات التي تتوافق مع أطوال مجموعة من العناصر، كالقلم الرصاص مثلاً، حيث تستخدم أي نوع من أنواع المساطر القصيرة، وتكون وحداتها المستخدمة هي البوصة أو السنتيمتر، إلى تلك الأدوات التي تتوافق مع تقدير أطوال قطع من القماش، حيث تستخدم أي مسطرة طويلة أو أي شريط مدرج، ويكون تقدير الطول في هذه الحالة باستخدام وحدات الyarde أو المتر، وهكذا حتى نصل إلى تلك الأدوات التي تتوافق مع أطوال المسافات، والتي تتراوح وحدات تقديرها من الyarde والمتر إلى الميل والكيلومتر .

- تختلف الأدوات من حيث مناسبتها لقياس درجة الحرارة تبعاً لتوافقها مع تدرجات الحرارة للمجموعات المختلفة من العناصر (مثال الترمومترات الطبية، والترمومترات العلمية).

- تختلف الموازين من حيث مناسبتها لقياس الوزن تبعاً لتوافقها مع تدرج أوزان المجموعات المختلفة من الاجسام، (مثال انواع الموازين الدقيقة للمعادن النفيسة، وأنواع الموازين القبابي التي تزن بالات القطن) .

وعندما يتحقق التوافق بين تدرج الأدوات المستخدمة وتدرج العناصر المقاسة فإن الدلالة الكمية لأي عنصر منها على المتغير موضوع القياس لا تختلف

باختلاف الأداة، حتى لو اختلفت وحدات القياس المستخدمة حيث يمكن عندئذ إجراء التحويلات اللازمة بين هذه الوحدات. وبهذا يتضح معنى تحرر القياس من مجموعة الأدوات المناسبة لتقدير أي مجموعة من العناصر على أحد المتغيرات.

وتصور المشكلة الثانية كيف أن درجات الاختبار لا تحدد مواضع القياس على متصل المتغير بصورة خطية، وأنه ينبغي تحويل درجات الاختبار إلى مقاييس خطية قبل دراسة النمو السلوكي للفرد، أو المقارنة بين سلوك الأفراد والمجموعات، وذلك لأن المقاييس الخطية توفر وحدات قياس متساوية على مدى المستويات المختلفة من المتغير موضوع القياس.

### المشكلة الأولى حول إتخاذ الدرجة الكلية أساسا للقياس

من الواضح أن التقدير الكمي لأي عنصر من العناصر على أحد المتغيرات يكون بملاحظة العلاقة بين هذا العنصر والأداة أو الوسيلة، التي تصمم خصيصا لتوضيح الدلالات الكمية المختلفة لمجموعة العناصر التي ينتمي إليها هذا العنصر على هذا المتغير. فإذا كنا بصدد تقدير وزن جسم ما، فإننا نلاحظ العلاقة بين هذا الجسم وأي أداة مناسبة لتقدير وزنه. وكما سبق أن ذكرنا، فلن تختلف الدلالة الكمية لوزن هذا الجسم باختلاف الأداة المستخدمة، أو باختلاف وحدات الوزن (الكيلوجرام أو الرطل). طالما أن وزن هذا الجسم يتوافق مع تدرج هذه الأداة. كما أن الأداة المستخدمة (الميزان) ووحداتها لن تتأثر بالأجسام التي تقوم بقياس أوزانها. ولا تتسم الدلالة الكمية لوزن الجسم بالدقة تماما، بل تكون هي أقرب التقديرات التي يمكن أن تصل إليها هذه الأداة في تقديرها لوزن هذا الجسم. وتتراوح القيمة الحقيقية لهذا الوزن بين مدى معين على جانبي هذا التقدير، أي تقل أو تزيد عنه.

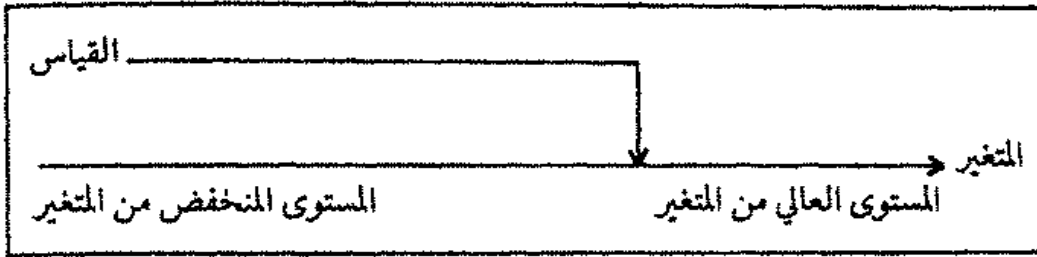
بالمثل إذا أردنا تقدير مستوى القدرة العقلية لفرد ما فإننا نلاحظ نتيجة تفاعل قدرة هذا الفرد مع أداة قياس مناسبة (إختبار مناسب). ويبدو هذا التفاعل بين قدرة الفرد وبنود هذا الاختبار في صورة إستجابة ملاحظة. ويكون مجموع إستجاباته الصحيحة على بنود الاختبار - كما يعبر عنها بالدرجة الكلية للفرد - مؤشرا لمستوى الفرد على هذا المتغير.

وستبدأ المناقشة بتصوير مفهوم القياس الموضوعي للسلوك، متضمنة اربع نقاط هي:

- التعريف الاجرائي للمتغير.
- تحديد موضع الفرد على المتغير.
- نمط الاستجابة المناسب.
- توافق تدرج الافراد، مع مميزات تدرج البنود .

### تصوير القياس

عندما نستطيع التعبير عن متغير ما بوساطة خط مستقيم، فانه يمكن تصوير القياس كنقطة على هذا المستقيم .



شكل (١)

### قياس احد العناصر على متغير ما

بناء على هذا التصور فاذا اخترنا فردا معيننا فان الهدف هو تقدير مكانه على ذلك المستقيم، الذي يمثل مضمون الاختبار المستخدم. هذا الاختبار الذي ينبغي ان يبني أولا بحيث تكون بين وحداته علاقة متدرجة محددة، تعرف مستقيما يمثل تدرج المتغير موضوع القياس. كما ينبغي أيضا إيجاد الوسيلة لتحويل أداء الفرد على الاختبار إلى موضع على المستقيم .

وعلى هذا يكون الهدف هو كيف يمكن ان تحدد بنود الاختبار خطا مستقيما؟ وكيف تستخدم استجابات الافراد على هذه البنود لتحديد مواضعهم على هذا المستقيم ؟

من الممكن تصور أربعة شروط ينبغي توفرها قبل أن تستخدم الدرجات

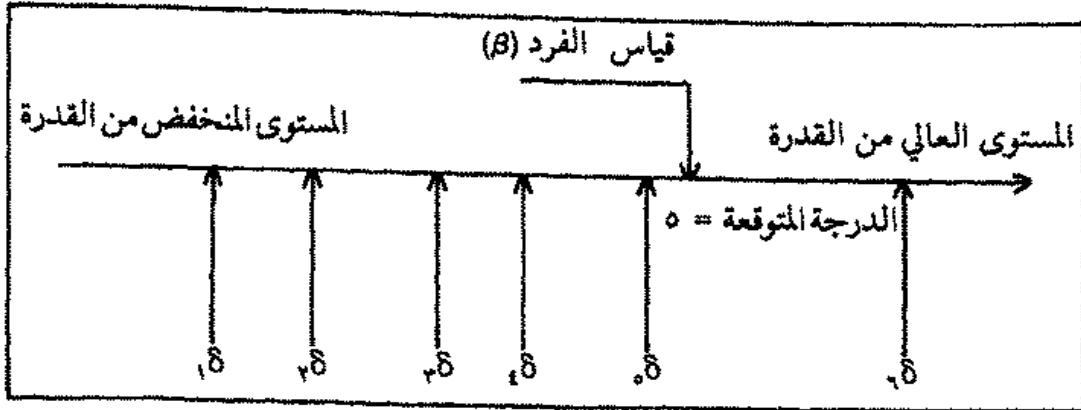
الكلية للأفراد على الاختبارات كأساس او كدالة لتقدير مستوى أدائهم على المتغير موضوع القياس، يمكن تلخيصها فيما يأتي:

- ١ - أن تكون البنود المكونة للاختبار هي التعريف الإجرائي للمتغير موضوع الدراسة .
  - ٢ - أن تتسق استجابات الافراد - المناسبين - على هذه البنود مع مفهوم تدرج الصفة، التي نحن بصدد قياسها، (وهذا يعتمد على صدق تدرج البنود).
  - ٣ - أن يتسق نمط استجابات الأفراد مع توقعاتنا حسب ترتيب صعوبة البنود، (وهذا يعتمد على صدق استجابات الأفراد) .
  - ٤ - توافق درجات الأفراد المناسبين مع مميزات تدرج بنود الاختبار. وهذا التوافق ينبغي أن يحول الدرجات المرتبطة بالاختبار الى قياس لأداء الفرد متحرر من هذا الارتباط .
- فإذا توفرت هذه الشروط السابقة فإن الدلالة الكمية لأداء الفرد، لا تختلف باختلاف الاختبار المستخدم أو مجموعة البنود المستخدمة .

#### أ - التعريف الاجرائي للمتغير

لكي يعرف أحد الاختبارات متغيراً من متغيرات القدرة العقلية، فينبغي أن تشترك البنود المكونة لهذا الاختبار في تكوين المستقيم المطلوب، الذي يمثل هذا المتغير. ويمكن تصوير هذا المستقيم، وتحديد اتجاهه نحو تزايد القدرة بسهم يكون طرفه الأيسر معبراً عن المستوى المنخفض من القدرة وطرفه الأيمن معبراً عن المستوى الأعلى من القدرة، ويعرف معنى هذا السهم بوساطة بنود الاختبار. فإذا استخدمنا الرموز  $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \dots$  لتمثل مستويات الصعوبة للبنود فإن كل  $(\delta_i)$  تحدد مكان أحد البنود على المستقيم . وهذه الرموز  $(\delta)$  هي تدريجات البنود على مدى المتغير. وهذه البنود المدرجة هي التعريف الاجرائي لما يقيسه المتغير

وتحدد البنود الصعبة التي تتحدى الأفراد الأكثر قدرة الطرف الاعلى (الأيمن) من المستقيم، في حين تحدد البنود السهلة التي يؤديها بنجاح الافراد الاقل قدرة الطرف المنخفض (الاييس) من المستقيم. والشكل الآتي يوضح أحد المتغيرات، كما يعرف او يحدد بوساطة مجموعة من البنود الممتدة على مدى طوله .



شكل (٢)

تعريف متغير بوساطة ستة بنود

ويبدأ المتغير كفكرة عامة عما نريد ان نقيسه. وتجسم هذه الفكرة العامة بوساطة كتابة بنود الاختبار، التي تصير علامات منتقاة للمتغير المراد تحديده لسلوك الأفراد. وتصبح بنود الاختبار هذه التعريف الاجرائي للمتغير.

ان حنكة واضع الاختبار واتخاذ الحرص عند تكوين بنوده ليس بالامر الكافي بل ينبغي جمع الأدلة والشواهد على أن هذا المتغير يعرف حقيقة ببنود هذا الاختبار. لذا ينبغي إعطاء الاختبار لأفراد مناسبين، وتحليل انماط الاستجابات الناتجة، لكي نرى ما إذا كانت بنود الاختبار تتدرج وتتلاءم مع بعضها بصورة تجعل استجابات الأفراد عليها تعريفا حقيقيا لهذا المتغير. (Wright & Stone, 1979, p.2)

ب - تحديد موضع الفرد على المتغير (صدق تدرج بنود الاختبار)

يعتمد تحديد مكان الأفراد على متغير ما، أول ما يعتمد، على إختبارهم ببعض البنود التي تتدرج وتتلاءم مع بعضها بحيث تعرف هذا المتغير. ثم يحدد بعد ذلك ما إذا كانت استجاباتهم تؤدي الى وضع على المستقيم. فاذا كان الرمز  $\beta$  يعبر عن مستوى فرد ما على أحد المتغيرات، وليكن مستوى قدرته، فان  $\beta$  تحدد موضعه على المستقيم، الذي يعرف هذا المتغير.

ويتضح من الشكل (٢) إن قياس الفرد الذي رمز له بالرمز  $\beta$  يضع هذا الفرد فوق أسهل خمسة بنود ودون أصعب بند. فعندما يؤدي هذا الفرد إختبارا مكونا من هذه البنود الستة، فان أكبر احتمال لدرجته على الاختبار تكون خمسة حيث من



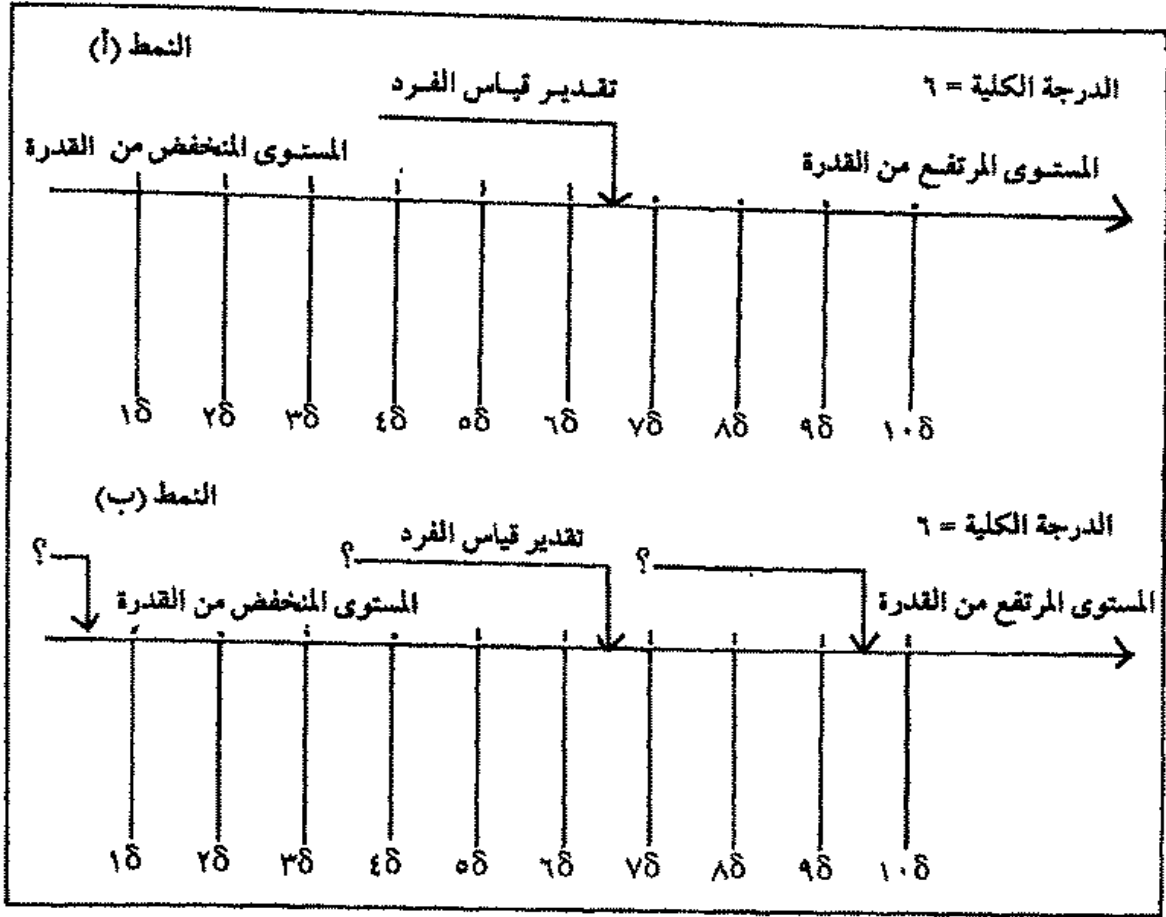
المتوقع أن يجيب هذا الفرد صوابا على خمسة البنود السهلة، ويخطئ في الاجابة على البند السادس وهو الأصعب .

ويرى رايت وستون (Wright & Stone) ان هذه الملاحظة مهمة جدا فوق ما يبدو، لأنها الأساس لكل نظرياتها في تقدير قياس الأفراد من درجات الاختبار (المرجع السابق ص ٢) . فعندما نريد أن نعرف مكان الأفراد بالنسبة لمتغير ما فإننا نحصل على استجاباتهم على بعض البنود التي تعرف هذا المتغير تعريفا صادقا والذي يعتمد بدوره على صدق تدرج هذه البنود. عندئذ يكون المكان الوحيد المعقول لتقدير مكانهم من هذه البيانات، هو في المسافة التي عندها تتغير استجاباتهم من كونها صوابا على الأغلب على البنود السهلة، الى كونها خطأ على الأغلب على البنود الصعبة .

#### ج - نمط الاستجابة المناسبة (صدق استجابة الافراد)

يرى (Wright and Stone, 1979,P.2)، أنه قبل أن نعتمد في تقديرنا لقدرات الأفراد على درجاتهم على إختبار ما، ينبغي أولا أن نفحص نمط استجاباتهم على هذا الاختبار، ونرى مدى تمشى هذه الاستجابات مع توقعاتنا. فإذا كانت البنود المستخدمة في اختبار الفرد مدرجة على المتغير من السهل إلى الصعب، فإننا نتوقع ان يكون نمط إستجابات الأفراد متمشيا مع ترتيب صعوبة هذه البنود على مدى المتغير. اي أننا نتوقع من الأفراد أن ينجحوا على البنود التي تعد سهلة بالنسبة لهم، وأن يخفقوا في الإجابة على البنود التي تعد صعبة بالنسبة لهم .

وقد أوضح (المرجع السابق، ص ٣) نمطين من أنماط الاستجابة، أولهما يتمشى مع ترتيب صعوبة البنود على مدى المتغير، والنمط الثاني لا يتمشى مع هذا الترتيب أي يخالف ما يتوقع، وعندئذ لا يمكن أن نصل إلى تقدير صحيح لمستوى الفرد على هذا المتغير. والشكل الآتي (رقم ٣) يوضح هذين النمطين على إختبار واحد مكون من عشرة بنود، حيث حدد مكان كل بند من هذه البنود العشرة على متصل المتغير، تبعا لمستوى صعوبتها. وقد سجل كل نمط من نمطي الاستجابة على الخط الممثل للمتغير، حيث تدل الدرجة واحد على الإجابة الصواب، وبدل الصفر على الاجابة الخطأ. ويؤدي كل من النمطين إلى الدرجة الكلية ٦ .



شكل (٣)

صدق نمط الاستجابة

الدرجة الكلية : مجموع الإجابات الصواب

صفر : الإجابة الخاطئة .

واحد : الإجابة الصواب .

ويلاحظ في حالة النمط (أ) أن إستجابات الفرد على البنود الستة السهلة كانت صوابا، وإستجابات الفرد على البنود الأربعة الصعبة كانت خاطئة . عندئذ لا يمكن ان يكون موضع القياس لهذا الفرد إلا في المسافة فوق ٦٥ وقبل ٧٥ ، حيث ٦٥ هو أصعب بند أجاب عليه الفرد صوابا، و ٧٥ هو أسهل بند اجاب عليه خطأ .

أما في حالة النمط (ب)، فمن الصعب جدا أن يحدث توافق بينه وبين

مضمون الدرجة ٦ ، فقد أجاب هذا الفرد صوابا على أصعب ستة بنود ، بينما أخفق في الاجابة على أسهل أربعة بنود . فإذا حاولنا ان نضع هذا الفرد فوق ١.8 وهو أصعب بند أجاب عليه صوابا ، فكيف اذن اجاب خطأ على البنود الاربعة السهلة . وإذا حاولنا ان نضعه دون ١.8 ، وهو أسهل بند ، أجاب عليه خطأ فكيف تفسر إجابته الصواب على البنود الستة الصعبة . وهكذا الحال بالنسبة لأي موضع آخر على متصل المتغير . فإذا حددنا موضع الفرد بين ١.8 ، ١.8 ، ليعبر عن الدرجة الكلية ٦ ، فإن هذا أيضا يكون غير مقنع كقياس للفرد ، الذي يستجيب على البنود ، بمثل هذا النمط (ب) . فهذا النمط من الاستجابات لا يتسق مع المتغير المعرف بهذه البنود . هنا نصل إلى وجود خطأ ما ، فلما أن تكون هذه البنود غير مدرجة بصورة صحيحة ، وإما أن هذا الفرد يجيب عليها بصورة لا نتوقعها ، وعلى هذا ، فليس هناك قياس صحيح للفرد ، يمكن الوصول إليه من هذا النمط (ب) .

وتبدو أهمية هذا المثال (النمط ب) في توضيح أهمية التأكد من صدق نمط الاستجابة لكل فرد من الأفراد قبل استخدام الدرجات الكلية ، كدالة لتقدير قياسهم . فاذا أنشأنا مجموعة من البنود ، التي تعرف أحد المتغيرات بصورة صادقة ، ثم تأكدنا من صدق ترتيب هذه البنود ، بوساطة عدد كاف من الأفراد المناسبين ، فإن معظم أنماط استجابات هؤلاء الأفراد يكون تقريبا من النمط الأول (أ) . ولكن ، فإن إمكانية حدوث نمط يقترب من فكرة النمط (ب) يدعوننا إلى ضرورة الفحص والتأكد من صدق نمط الاستجابة روتينيا لكل فرد من الأفراد ، قبل التسليم بتقدير قياسهم من درجاتهم على الاختبار .

#### د - توافق تدرج الأفراد على المتغير مع مميزات تدرج البنود

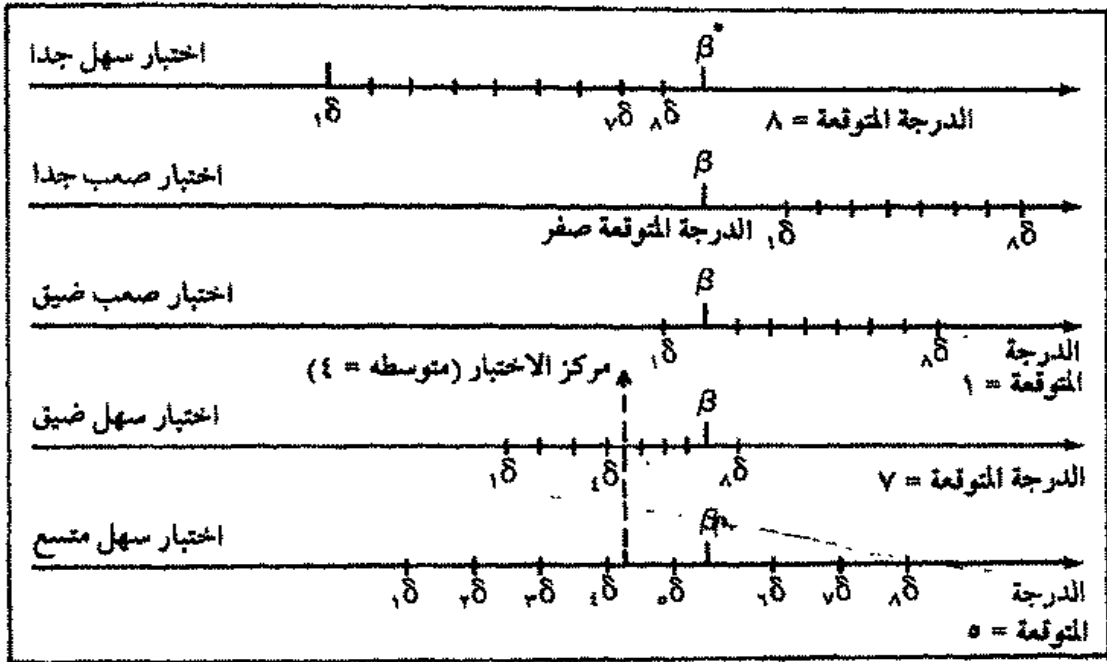
تهدف درجة الفرد على إختبار ما إلى تحديد وضعه على متغير سبق تعريفه بواسطة بنود هذا الاختبار ، الذي أداه هذا الفرد . وغالبا ما يكون تحديد وضع الفرد على المتغير إما بوساطة درجة الفرد ذاتها ، أو ببعض الدوال الخطية للدرجة ، حيث من المسلم به أن الدرجة أو تدرجها المكافئ تخبرنا بشيء ما ، عن مستوى الفرد المختبر . كما يسلم أيضا أن هذه الدرجات تكون مناسبة للقيام بالحساب اللازم لدراسة النمو أو للمقارنة بين الأفراد والمجموعات .

ولكن هل تتميز درجات الاختبار بوضعها الشائع الراهن بالخواص اللازمة ، التي تجعل من المعقول استخدامها بتلك الكيفية ؟

## — تأثير درجة الفرد بمستوى صعوبة البنود ومدائها

أوضحت المناقشات السابقة أنه، لكي يكون لدرجات الاختبار معنى، فينبغي التأكد من صدق استجابات الأفراد وصدق البنود في تعريفها للمتغير موضوع القياس. ويتحقق هذا عندما يتسق نمط استجابة الأفراد مع تدرج بنود الاختبار (نمط أ). ولكن هناك عوامل أخرى هامة قد تؤثر على درجة الفرد على الاختبار وتتعلق بمستوى ومدى صعوبة البنود المكونة له. وقد توضح المناقشة الآتية وتبين كيف تتأثر درجات الاختبار بمستوى صعوبة البنود وتشتتها؟

باستخدام الشكل الآتي (رقم ٤) نبين ما أوضحه رايت، وستون (Wright & Stone, 1977, P.5) لما يحدث عندما يؤدي أحد الأفراد، خمسة اختبارات تقيس المتغير نفسه. وتتكون كل منها من ثمانية بنود، لكنها تختلف في مستوى صعوبة تلك البنود، وفي مداها. وقد حددت هذه البنود على الخط الممثل للمتغير في كل اختبار.



شكل (٤)

إعتماد درجة الفرد على مستوى صعوبة بنود الاختبار ومدى تشتتها

• β قدرة الفرد

كما حدد مكان قدرة الفرد ولتكن  $\beta$  على كل مستقيم من المستقيمات التي تمثل المتغير، وذلك لكل اختبار من هذه الاختبارات. وعلى الرغم من اختلاف وضع كل اختبار على هذا المتغير، تبعاً لصعوبة بنوده، إلا أن وضع الفرد على متصل المتغير يكون ثابتاً. ويوضح الشكل (٤) الدرجات المختلفة التي نتوقعها لهذا الفرد على تلك الاختبارات الخمسة.

— أول هذه الاختبارات أسهلها، ويتكون من بنود سهلة جداً بالنسبة لهذا الفرد، الذي نتوقع له الحصول على الدرجة ثمانية من هذا الاختبار.

— ثاني هذه الاختبارات أصعبها، ويتكون من بنود غاية في الصعوبة بالنسبة لهذا الفرد، الذي نتوقع له عندئذ الحصول على الدرجة صفر على هذا الاختبار.

— أما الاختبار الثالث فهو إختبار ضيق من حيث مدى القدرة، وصعب من حيث مستواها، فهناك سبعة بنود فوق قدرة الفرد، وواحد أقل منها. وفي هذه الحالة تكون الدرجة التي نتوقعها لهذا الفرد على هذا الاختبار هي الدرجة (واحد).

— أما الإختبار الرابع فهو إختبار ضيق المدى، سهل المستوى، حيث هناك سبعة بنود أقل من مستوى قدرة الفرد، في حين ان هناك بنوداً واحداً فوق مستوى هذا الفرد. في هذه الحالة تكون الدرجة التي نتوقعها لهذا الفرد هي سبعة.

— أما الاختبار الخامس، فهو سهل المستوى، متسع المدى، حيث هناك خمسة بنود أقل من قدرة الفرد. ومع أن بنود هذا الاختبار تتمركز عند الموضع نفسه على المتغير، مثل الاختبار الضيق السهل - حيث لهما متوسط الصعوبة نفسه - إلا أنه بسبب هذا الاتساع الكبير في مدى صعوبة البنود، فنحن نتوقع لهذا الفرد خمس درجات على هذا الاختبار.

مما سبق، يبدو أن لهذا الفرد الواحد خمس درجات مختلفة متوقعة : هي ثمانية، صفر، واحد، سبعة، خمسة، مما يعطي المعنى أن لهذا الفرد خمسة مستويات مختلفة من القدرة على الرغم من معرفتنا أن قدرة الفرد لم تتغير. من هنا يتضح أن درجة الفرد على الإختبار تعتمد على خواص ومميزات بنود الإختبار، كما تعتمد على قدرة الفرد الذي يؤدي الإختبار.

وبلاحظ في الحالتين : تلك التي يحصل فيها الأفراد على درجة الصفر - حيث تكون الإجابة خطأ على جميع بنود الاختبار - وتلك التي يحصل فيها الأفراد على الدرجة الكاملة - حيث تكون الإجابة صواباً على جميع بنود الاختبار - فلإننا لا

نستطيع ان نستقر على تقدير نهائي لقدرة الأفراد . حيث يكون هؤلاء الأفراد إما أقل وإما أعلى من مستوى الاختبار، وينبغي في هذه الحال أن نجد الاختبارات التي تكون مناسبة لقدراتهم . وقد يكون هناك ميل الى تفسير الدرجات التامة بالتمكن الكامل . ولكن ما لم يكن الاختبار قد تضمن فعلا أصعب البنود التي يمكن كتابتها لتعريف هذا المتغير، تكون هناك دائما إمكانية وجود بنود أخرى أصعب مستوى، قد تؤدي إلى إجابات خاطئة حتى لهذا الفرد الذي حصل على الدرجة التامة . بل قد تكون الدرجة التامة للفرد على اختبار غاية في السهولة، تناظر المستوى المتوسط من القدرة .

وهكذا فإن اعتماد درجات الاختبار على صعوبة البنود مشكلة يألفها معظم مستخدمي الإختبارات حيث يدرك هؤلاء أن ٥٠٪ من الإجابات الصواب على إختبار سهل لا تعني ٥٠٪ من الإجابات الصواب على اختبار أصعب . كما أن ٧٥٪ من الإجابات الصواب على اختبار ضيق المدى لا تعني بالضرورة ما تعنيه ٧٥٪ من الإجابات الصواب على اختبار واسع المدى .

وعلى هذا فما دام تفسير درجة الفرد يعتمد على ما تتميز به بنود الاختبار، فإنه ينبغي قبل تحديد قدرة الفرد من درجته على إختبار ما ان تتوافق درجات الافراد المناسبين، مع تأثيرات البنود المعينة المكونة لهذا الاختبار، على ان يكون هذا التوافق قادراً على تحويل الدرجات المقيدة بالاختبار test-bound scores إلى قياس لقدرة الفرد، يكون مستقلاً عن الاختبار test-free بمعنى ان يكون من الممكن استخدام اي مجموعة اخرى من البنود المناسبة لقياس المتغير، ويكون لذلك الدلالة الكمية نفسها للقياس . (Wright and Stone, 1977, P.6)

### المشكلة الثانية : حول درجات الاختبار وعدم خطية القياس

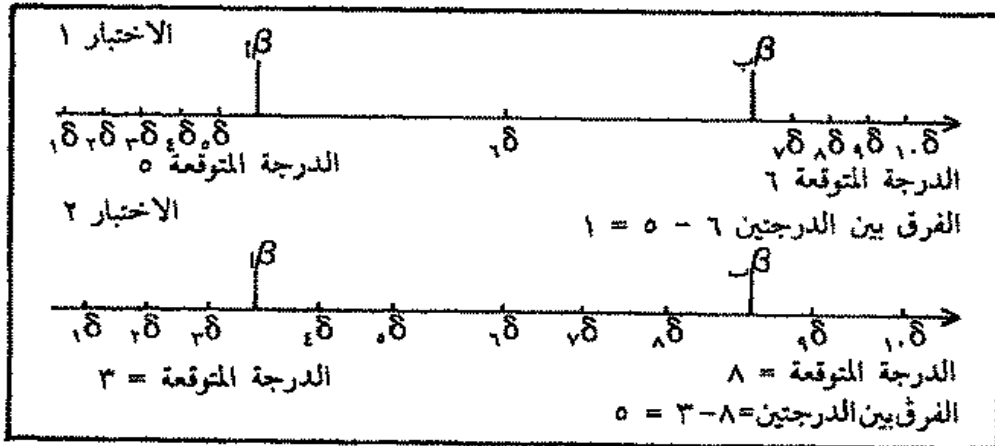
ونعني بخطية القياس أن يكون هناك معدل ثابت لتدرج القياس، وذلك على المدى الواسع، من متصل المتغير موضوع القياس . ويتمثل هذا المعدل الثابت بواسطة وحدة قياس ثابتة، وهو ما تتميز به مقاييس الظواهر الفيزيائية . وفي هذه الحالة، فعند اي مستوى من مستويات المتغير، يكون تقدير الفرق بين أي قياسين متتاليين على هذا التدرج ثابتاً . ولا يتغير الفرق بين أي قياسين على هذا التدرج، بتغير الأداة المستخدمة طالما أنها أداة مناسبة، تتمتع بوحدة قياس ثابتة . وفي هذه الحالة أيضاً، لا يختلف المعنى الكمي لأي فرق محدد بين أي قياسين عبر المدى الممتد

لمتصل المتغير. فالفرق المقدر بعشر درجات من درجات الحرارة المثوية لا يختلف في المعنى الكمي، سواء كان هذا الفرق بين الدرجتين ٢٠، ١٠ أو بين الدرجتين ٤٥، ٣٥.

وعندما تتوفر الخطية في القياس، يتيح توفرها تقدير التغير الحادث في الظاهرة، موضوع الدراسة، كما يتيح أيضا عمل المقارنات المختلفة التي يهتم بها الباحث.

أما في حالة القياس السلوكي، فلا تستطيع درجات الاختبار بوضعها الشائع الرامن أن تعطي أي قياسات خطية؛ لذا فقد أدى استخدام تلك الدرجات ومعالجتها بعمليات الحساب البسيطة في عمليات القياس المختلفة كقياس النمو، أو المقارنة بين المجموعات وقياس الارتباط والانحدار... إلى كثير من الخلط. فعلى الرغم من أن في إمكان هذه الدرجات ترتيب مستويات الأفراد، إلا أنها لا تستطيع أن تقدر المسافات بين هذه المستويات بطريقة مقنعة. فاعتماد درجات الأفراد على بنود الاختبار قد يؤدي إلى اختلاف المسافة بين كل درجتين متتاليتين. ويؤدي هذا إلى اختلاف المعنى الكمي لأي فرق محدد عبر مدى درجات الاختبار. فالفرق المقدر بثلاث درجات على اختبار للقدرة العقلية مثلا، قد يعبر عن تغير أكبر في القدرة عند المستويات المتطرفة (العالية / المنخفضة) عنه عند المستويات الوسطى من الاختبار.

وعندما يقارن بين مستوى فردين (أ، ب) على متغير قدرة ما، فإن عدم خطية القياس تؤدي إلى اختلاف الفرق بين درجتين للذين الفردين، باختلاف الاختبار المستخدم، حتى لو تساويا في متوسط صعوبة البنود، ومدى القياس الذي يصل إليه، والشكل الآتي يوضح هذه الفكرة.



شكل (٥)

عدم خطية القياس

فإذا كان التقدير الخاص بقدرة الفردين (أ، ب) هما  $\beta$ ،  $\beta$  على متغير القدرة، وإذا أدى كل من هذين الفردين الاختبارين (١)، (٢) الذين يعرفا هذا المتغير، فإن موضعي كل من هذين الفردين على المتغير يكونا ثابتين، ومن ثم تكون المسافة بينها ثابتة على هذا المتغير، كما يتمثل بكل اختبار من هذين الاختبارين. ولما كانت المسافات التي تحدد مواضع البنود على المتغير مسافات غير متساوية، فإنها تختلف أيضاً من الاختبار (١) إلى الاختبار (٢) لذا فإن الدرجات المحتملة لكل فرد منها تختلف من اختبار لاختبار. ومن ثم فإن الفرق بين درجتي الفردين يختلف أيضاً باختلاف الاختبار.

ويلاحظ من الرسم ان الدرجة المتوقعة للفرد (أ) على الاختبار (١) هي (٥) وأن الدرجة المتوقعة للفرد (ب) على الاختبار نفسه هي الدرجة (٦). عندئذ فإن الفرق بين الدرجتين = ١. أما بالنسبة للاختبار الثاني، فإن الدرجة المتوقعة للفرد (أ) على هذا الاختبار هي الدرجة (٣)، وأما الدرجة المتوقعة للفرد (ب) على الاختبار نفسه فهي الدرجة (٨). عندئذ يكون الفرق بين الدرجتين = ٥.

وعلى هذا، وعلى الرغم من ان الفرق بين قدرتي الفردين (أ، ب) فرق ثابت على متغير القدرة، فإن الفرق بين درجتيهما على كل اختبار من الاختبارين قد يختلف فيما بينهما. فعندما استخدم الاختبار الأول، كان الفرق بين درجتي الفردين درجة واحدة، وعندما استخدم الاختبار الثاني، كان الفرق بين الدرجتين خمس درجات، فكيف يحق لنا إذاً ان نستخدم درجات الاختبار لدراسة الفروق في القدرة لدى الأفراد؟

في الواقع ان درجات الاختبار بصورتها الراهنة غير الخطية لا يصح أن تستخدم - لكي تعبر عن الفروق في القدرة على متغير معين - بل ينبغي البحث عن طريقة يمكن بها تحويل درجات الاختبار إلى مقاييس خطية على وجه التقريب. فإذا اردنا استخدام نتائج الاختبارات لدراسة التغير أو النمو، أو لدراسة المقارنة بين المجموعات، فينبغي استخدام طريقة ما لعمل مقاييس تحدد مواضع درجات الاختبار على متصل المتغير في وحدات متساوية، أي تحويلها إلى صورة خطية.



## ● متطلبات القياس الموضوعي

من المناقشات السابقة يمكن التوصل إلى ان متطلبات القياس الموضوعي للسلوك تتضمن ما يأتي:

- ١ - بنود صادقة يمكنها تعريف المتغير موضوع القياس تعريفا اجرائيا.
- ٢ - صدق التدرج لهذه البنود، بحيث يمكنها تمثيل هذا المتغير بوساطة مستقيم.
- ٣ - أنماط استجابات صادقة، يمكنها تحديد مواضع الأفراد على متصل المتغير.
- ٤ - التوافق بين تدرج الأفراد على الاختبار ومميزات البنود، بحيث تؤدي إلى تقديرات لمستويات الأفراد لا تعتمد على اختبار معين، ويمكن استخدامها لوصف ما يتميز به الأفراد بصورة عامة.
- ٥ - قياسات خطية يمكن استخدامها لدراسة النمو، او للمقارنة بين المجموعات (Wright & Stone, 1979, pp. 1 - 9)

وعلى هذا ينبغي التوصل إلى بناء نظرية في القياس، تحقق تلك المطالب السابقة، التي هي مطالب الموضوعية في القياس.



## الفصل الثالث نظرية السمات الكامنة

### Latent Traits Theory

يقوم الاتجاه الجديد في القياس السلوكي على ما يسمى بنظرية السمات الكامنة. وتفترض هذه النظرية وجود واحد أو أكثر من المميزات أو السمات الأساسية، التي تحدد استجابات الفرد الملاحظة لنبود اختبار ما. وقد اصطلح على تسميتها بالسمات الكامنة، (أو القدرات في حالة الاختبارات المعرفية)، نظرا لعدم امكانية ملاحظتها، أو قياسها بصورة مباشرة. وقد كان التحليل العائلي أول وأحسن الطرق المعروفة، التي امكن بها تعريف السمات الكامنة.

#### ● نماذج السمات الكامنة

يعين نموذج السمة الكامنة العلاقة المتوقعة بين الاستجابات الملاحظة على الاختبار، والسمات أو القدرات غير الملاحظة، التي يفترض انها تحدد هذه الاستجابات. والسمة بعد كمي يمكن ان يحدد عليه مواضع الأفراد، ولا يصح نظريا ان يتوقف موضع الفرد على بعد سمة ما على صفات أي من العينات التي ينتمي اليها هذا الفرد. فعلى سبيل المثال، ينبغي أن يستقل وضع الفرد على متصل سمة ما - مثلا يستقل وزنه او طوله مثلا - عن اعتبارات العمر، الجنس، الشريحة الاجتماعية . . . الخ. حتى لو كان هناك ارتباط بين هذه العوامل وموضع الفرد على بعد السمة.

بهذا المعنى توفر نماذج السمات الكامنة تقديرا للقدر، مستقلا عن العينة. كما توفر ايضا مميزات القياس ذي الفئات المتساوية (Elliott, 1983a, p. 60). ومعنى أن يكون القياس متحررا من العينة Sample - free، ان يعبر عن تقديرات القدرة بوحدات لا تتعلق بصفات اي عينة، او مجموعة معينة من الأفراد، فكما ان تقدير

وزن فرد ما لا يتعلق بعمره او جنسه ، فان تقدير قدرة الفرد المشتق من أي من نماذج السمات الكامنة لا يتعلق بهذه العوامل او غيرها من المميزات .

وقد ناقش (Elliott, 1983a, pp. 60-65) ثلاثة جوانب لنماذج السمات الكامنة

هي :

- بعد السمة المقاسة .

- استقلالية القياس .

- المنحنيات المميزة للبنود .

ويعد نموذج (راش) اهم نماذج السمات الكامنة ، حيث يمكن أن تتوفر متطلبات الموضوعية عندما تستوفي فروض النموذج ، وهي :

— احادية البعد : حيث :

- يعرف المتغير (السمة) بوساطة مجموعة من البنود ، ذات صعوبة احادية البعد ، أي أن بنود الاختبار لا تختلف فيما بينها إلا من حيث مستوى الصعوبة فقط .

- كما يكون الأفراد ذوي قدرة أحادية البعد ، تحدد وحدها مستوى أدائهم على الاختبار .

ويعد نموذج (راش) نموذج السمة الكامنة الوحيد الأحادي البعد . (المرجع السابق ، ص ٦١)

— استقلالية القياس : ويعني هذا أن :

- لا يعتمد تقدير صعوبة البند على صعوبات البنود الأخرى المكونة للاختبار ، ولا على قدرة الأفراد الذين يجيبون عليها .

- لا يعتمد تقدير قدرة الأفراد على قدرة أي مجموعة أخرى من الأفراد الذين يؤدون الاختبار ، أو على صعوبات البنود التي يؤدونها .

— توازي المنحنيات المميزة للبنود :

أي أنه إلى الحد الذي تميز فيه البنود بين الأفراد ذوي المستويات المختلفة من قدرة ما ، فإن جميع هذه البنود ينبغي أن يكون لها قوة تمييز متساوية .

ويقوم نموذج (راش) كما تقوم أي نظرية في القياس العقلي ، على نتائج تفاعل قدرة الأفراد مع صعوبة البنود . وتتمثل نتائج هذا التفاعل على هيئة استجابات

ملاحظة، يمكن التوصل منها إلى تدرجات البنود، وتقديرات الأفراد، التي تتحقق بها مطالب الموضوعية في القياس.

هنا يكون من المناسب مناقشة ما يحدث عندما تتفاعل قدرة الفرد مع صعوبة البند.

### ● تفاعل قدرة الفرد مع صعوبة البند

عندما يشرع الفرد (V) في الاستجابة لبند معين (I) فإن قدرة هذا الفرد ( $\beta_v$ ) تعبر عن وضع هذا الفرد على متصل المتغير موضوع القياس. وتتحكم هذه القدرة ( $\beta_v$ ) في الأغلب في توقعنا لاحتمال الاستجابة الصواب للفرد (V) على البنود المتدرجة على متصل هذا المتغير. وتستخدم استجابات الفرد لتلك البنود المتدرجة الصعوبة، التي تعرف المتغير موضوع القياس، أساساً لتقدير مستوى قدرة هذا الفرد على هذا المتغير، وتحديد موضعه عليه.

وعلى الرغم من وجود العديد من العوامل المتداخلة، التي قد تؤثر في استجابة الأفراد للبنود غير عامل قدرة الفرد، فإن ما يهمنا بالفعل تقدير مستوى قدرة الفرد فقط. وعلى هذا، فمن المهم بذل الجهد، وتنظيم الموقف، لجعل قدرة الفرد هي العامل الأساسي فقط الذي يسود، ويتحكم في سلوكه الاختباري، وتقليل آثار العوامل الأخرى المتداخلة.

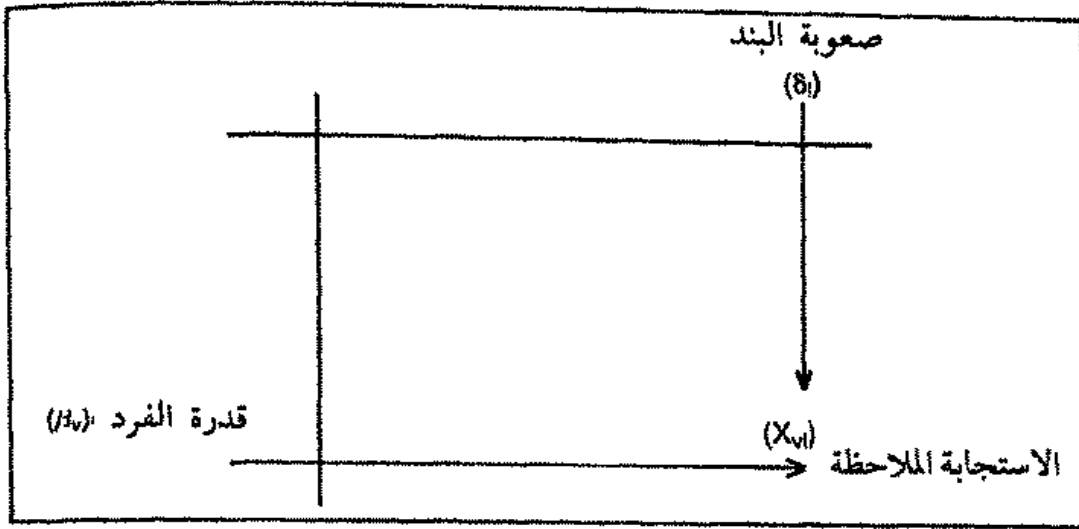
بالمثل، فإن الصعوبة ( $\delta_i$ ) للبند (I) تعبر عن وضع هذا البند على متصل المتغير. وتحدد هذه الصعوبة ( $\delta_i$ ) توقعنا لاحتمال الاستجابات الصواب على هذا البند من الأفراد المتدرجين على متصل هذا المتغير. وقد يكون هناك من العوامل التي تتعلق بالبنود، وتتداخل أو تؤثر في استجابة الأفراد لهذه البنود. هنا ينبغي أيضاً بذل أقصى الجهود، لكي لا تكون هناك عوامل أخرى سوى صعوبة البند تؤثر وتتحكم في كيفية استجابة الأفراد المختلفين في مستوى القدرة على هذا البند.

وعلى هذا ولجميع الأغراض العملية، فإن صعوبات البنود، وقدرات الأفراد هي العوامل التي تتحكم فقط في استجابات الأفراد لبنود الاختبار.

وبناء على هذه الاعتبارات، فعندما يستجيب الفرد (V) على البند (I) تحدث الاستجابة ( $X_{vi}$ ) ويتحكم في أحداث هذه الاستجابة شرطان أساسيان هما قدرة الفرد ( $\beta_v$ ) وصعوبة البند ( $\delta_i$ ) ويمكن تصوير ذلك بالشكل الآتي:

\* ( $X_{vi}$ ) تساوي (واحد) عندما تكون الإستجابة صواباً

\* ( $X_{vi}$ ) تساوي (صفر) عندما تكون الإستجابة خطأ



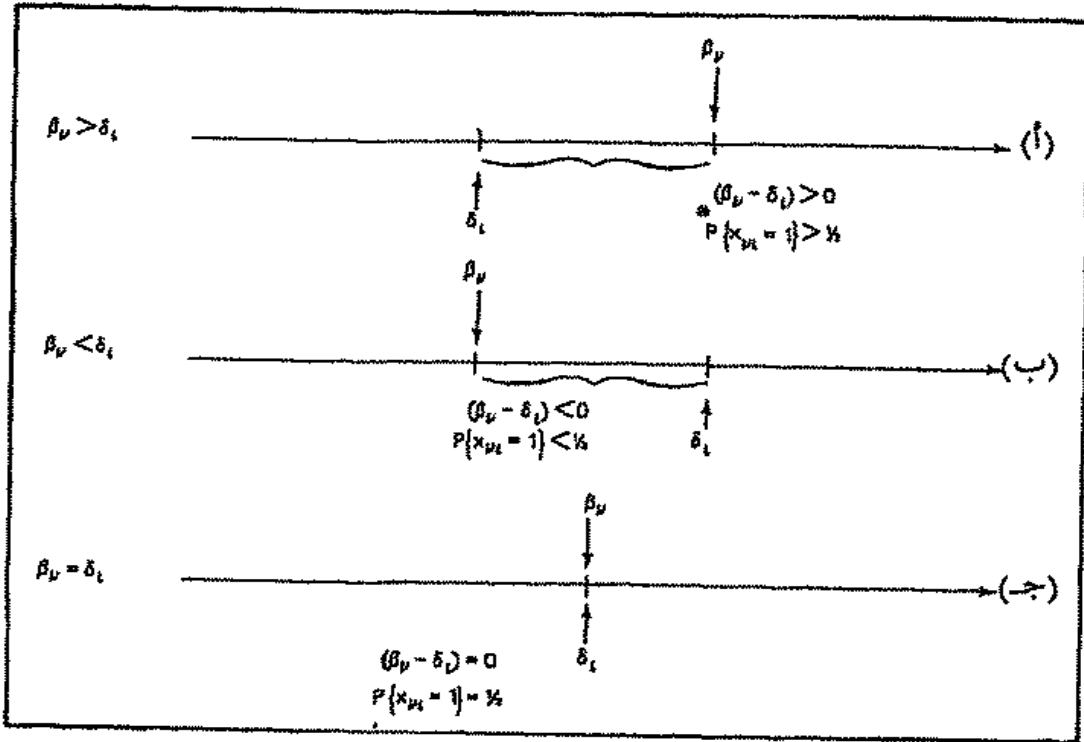
شكل رقم (٦)  
الشرطان الأساسيان لحدوث الاستجابة

ولما كانت كل من  $(\delta_i)$ ،  $(\beta_v)$  تمثلان وضعين على متصل متغير واحد يشتركان فيه لذا فإن الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  هو الصيغة الأكثر مناسبة، والأكثر طبيعية للعلاقة بينهما. ومن المنطقي إذا زادت قدرة الفرد  $(\beta_v)$  عن صعوبة البند  $(\delta_i)$  يكون الاحتمال الأكبر لاستجابة الفرد في هذه الحالة على هذا البند هو الصواب أي تكون  $(X_{vi})$  مساوية (واحدًا). أما إذا قلت قدرة الفرد  $(\beta_v)$  عن صعوبة البند  $(\delta_i)$  فيكون الاحتمال الأكبر لاستجابة الفرد في هذه الحالة على هذا البند هو الخطأ، أي تكون  $(X_{vi})$  مساوية (صفرًا). ولكن قد يحدث أحيانا أن تزيد قدرة الفرد  $(\beta_v)$  عن صعوبة البند  $(\delta_i)$  ومع ذلك يخفق هذا الفرد في الإجابة على هذا البند السهل نسبيا وتكون الاستجابة  $(X_{vi})$  مساوية (صفرًا). كما قد يحدث أحيانا أن تقل قدرة الفرد  $(\beta_v)$  عن صعوبة البند  $(\delta_i)$  ومع ذلك يوفق هذا الفرد في الاستجابة صوابا على هذا البند الصعب نسبيا، وتكون الاستجابة  $(X_{vi})$  عندئذ مساوية (واحدًا).

وعلى هذا فليس من المناسب القطع بعلاقة تحديدية فاصلة، بناء على أن  $(\beta_v - \delta_i)$  تحكم قيمة الاستجابة  $(X_{vi})$ ، بل من الأوفق التسليم بأن الطريقة التي يؤثر بها الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  في الاستجابة  $(X_{vi})$  تكون احتمالية، ومن ثم يمكن بناء على ذلك، التوصل إلى نموذج الاستجابة المناسب.

• تقرأ من اليسار إلى اليمين

ويصور الشكل (٧) ثلاث حالات (أ، ب، ج)، توضح منطقية تأثير الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  على احتمالية الاستجابة الصواب. فإذا كانت  $(\beta_v)$  أكبر من  $(\delta_i)$  أي أن مستوى قدرة الفرد أكبر من مستوى صعوبة البند، كان الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  أكبر من الصفر، وعندئذ يكون احتمال حدوث الاستجابة الصواب أكبر من النصف (العلاقة أ). أما إذا كان مستوى قدرة الفرد  $(\beta_v)$  أقل من مستوى صعوبة البند  $(\delta_i)$ ، فإن الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  يكون أقل من الصفر، وعندئذ يكون احتمال حدوث الاستجابة الصواب أقل من النصف (العلاقة ب). أما في حالة تساوي قدرة الفرد  $(\beta_v)$  مع صعوبة البند  $(\delta_i)$ ، فإن الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  يكون مساويا للصفر، وعندئذ يكون احتمال حدوث الاستجابة الصواب مساويا لاحتمال حدوث الاستجابة الخطأ، ويساوي كل منهما النصف (العلاقة ج).

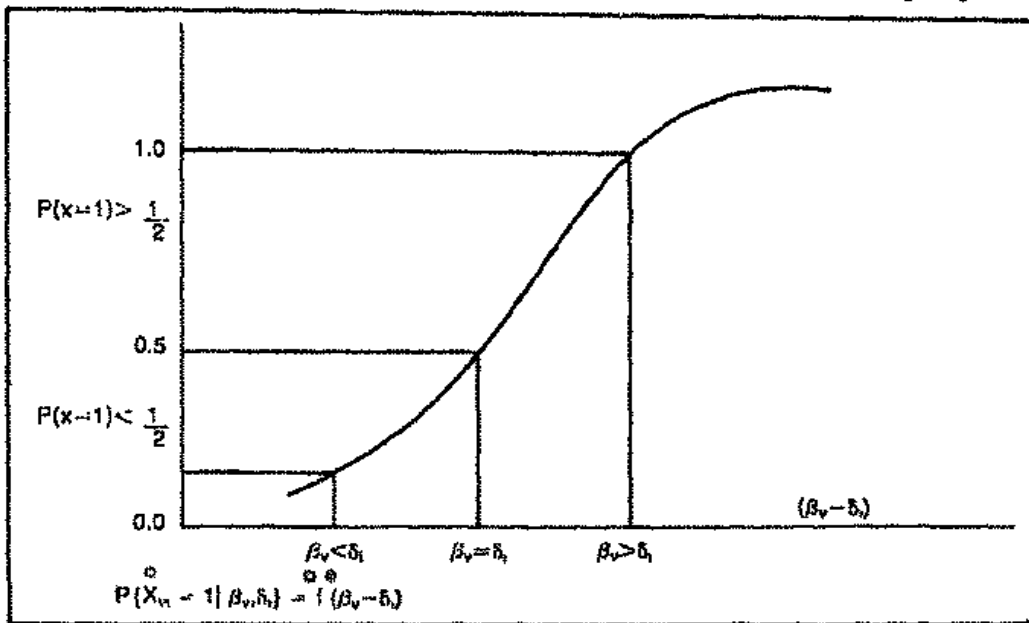


شكل (٧)  
تأثير الفرق بين مستوى قدرة الفرد ومستوى صعوبة البند  
في احتمال حدوث الاستجابة الصواب

\* P ترمز الى احتمال.

ويُلخص المنحنى الموضح بشكل رقم (٨) (Wright & Stone, 1979, P.11) ما يتضمنه شكل (٧) من تلك العلاقات المنطقية بين الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  واحتمالات الإجابة الصواب .

ويوضح هذا المنحنى الشروط الواجب تحقيقها في نموذج الاستجابة ويبدو هذا الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  في صورتين: أولها؛ عند تفاعل المستويات المختلفة من قدرات الأفراد مع بند معين، وعندئذ يكون المنحنى وصفاً للبند، عندما يكون المتغير قدرة الفرد  $(\beta_v)$  ويسمى بالمنحنى المميز للبند Item Characteristic Curve I.C.C. والثانية؛ عندما نختبر البنود المختلفة الصعوبة قدرة فرد معين، وعندئذ يعد المنحنى وصفاً للفرد، عندما يكون المتغير صعوبة البند  $(\delta_i)$ ، ويسمى بالمنحنى المميز للفرد Person Characteristic Curve P.C.C.



شكل (٨)  
منحنى الاستجابة

ويصور هذا المنحنى نموذج الاستجابة المطلوب لتوضيح كيف يعتمد كل من معلم القدرة  $(\beta_v)$  ومعلم الصعوبة  $(\delta_i)$  - وهما ما نهدف إلى تقديرهما - على معطيات

\* من الممكن قراءة الدالة هكذا:

الاحتمال أن تساوي الاستجابة  $(X_{vi})$  واحداً صحيحاً (أي أن تكون صواباً)، بمعلومية معلم قدرة الفرد  $(\beta_v)$  ومعلم صعوبة البند  $(\delta_i)$  هو دالة (تعتمد على) الفرق بين  $(\delta_i - \beta_v)$   
\* \* \* ترمز إلى دالة



الاستجابة الملاحظة (X<sub>vi</sub>). فعندما نريد قياس قدرة فرد ما ينبغي تقدير (B<sub>v</sub>) ، وعندما نريد قياس صعوبة بند ما ينبغي تقدير (δ<sub>i</sub>). ولكي نحصل على تقدير أي من هذين المعلمين من الاستجابات الملاحظة للأفراد على البنود ينبغي بناء صورة رياضية تحقق هذه العلاقة المبينة في شكل (A) بين (B<sub>v</sub>) ، (δ<sub>i</sub>) ، أي (X<sub>vi</sub>). وتكون تلك الصورة الرياضية قادرة على عمل تقديرات لقدرة الفرد مستقلة عن الاختبار Test-free ، أي لا تعتمد على مجموعة بنود معينة بل أي مجموعة مناسبة من البنود تتوفر فيها الشروط المتطلبة للقياس الموضوعي ، وهي ما سبقت الإشارة إليها . كما تكون قادرة على عمل تقديرات لصعوبة البنود تكون مستقلة عن العينة Sample-free ، أي لا تعتمد على عينة أفراد بعينها ، بل أي عينة من الأفراد المناسبين ، الذين تتوفر فيهم الشروط المتطلبة .

---

• من الممكن استخدام الاصطلاح معلم أو بارامتر



## الفصل الرابع

### نموذج راش The Rasch Model

قام جورج راش ببناء نموذج الرياضي، الذي حقق به العلاقة بين قدرة الفرد ( $\beta_v$ ) وصعوبة البند ( $\delta_i$ ) والاستجابة الملاحظة ( $X_{vi}$ )، كما حقق به متطلبات القياس الموضوعي للسلوك.

واستخدام النماذج الرياضية اتجه جديد في ترجمة ظواهر الحياة المختلفة الى صيغ رياضية مناسبة. وتكون البداية من واقع المشكلة او الظاهرة وترجمتها الى نماذج وسيطة توضح المتغيرات المؤثرة في الظاهرة، ثم تحويلها الى نماذج رياضية بحيث يمكن دراستها وحلها، بغض النظر عن معناها الاصيلي ثم ارجاع نتيجة تلك الدراسة او الحل لاستخدامها وتطبيقها على الظاهرة الاصلية (معصومة كاظم، ١٩٧٨)

#### أولا : الصيغة الرياضية لنموذج راش

عندما نريد ان نضع الصيغة الرياضية لاستجابة الفرد ( $v$ ) للبند ( $i$ ) فاننا نبدأ بالمتغيرات الاساسية المؤثرة في الاستجابة، وهما هنا قدرة الفرد ( $\beta_v$ ) وصعوبة البند ( $\delta_i$ )\*\*. من المناقشات السابقة يتبين ان النموذج الوسيط الذي يمكن ان يوضح تأثير هذين المتغيرين في الاستجابة الملاحظة ( $X_{vi}$ ) هو الفرق بين هذين المعلمين ( $\beta_v - \delta_i$ ). ويعتمد احتمال حدوث الاستجابة الصواب على هذا الفرق، بمعنى ان احتمال حدوث الاستجابة الصواب ( $X_{vi} = 1$ ) دالة لهذا الفرق. وهذا يتمثل في منحنى الاستجابة السابق (شكل ٨) كما يتمثل ايضا في الدالة الآتية :

$$***P_{vi} = f(\beta_v - \delta_i) \quad (1)$$

---

\* ( $\beta_v$ ) بارامتر قدرة الفرد، أو المعلم عن قدرة الفرد، لحل جميع البنود المناسبة.  
\*\* ( $\delta_i$ ) بارامتر صعوبة البند أو المعلم عن مقاومة البند لقدرة جميع الأفراد المناسبين.  
\*\*\* تقرأ هذه الدالة هكذا:

إحتمال نجاح الفرد ( $v$ ) على البند ( $i$ ) دالة (أي تعتمد على) الفرق بين ( $\beta_v, \delta_i$ )

حيث  $P_{vi}$  احتمال نجاح الفرد (V) على البند (i)؛ أي احتمال حدوث الاستجابة الصواب. ومن الممكن بعد ذلك تحويل هذه الدالة الى نموذج رياضي يحقق هذه العلاقة.

وقد أمكن للمباحثة أن تصور كيف أمكن التوصل الى النموذج في صورته النهائية المألوفة، وذلك من الدالة الأصلية (1) حيث يلاحظ ان احتمال الإجابة الصواب ( $P_{vi}$ ) ينحصر بين القيمتين (صفر) و(واحد) في حين ان الفرق ( $\beta_v - \delta_i$ ) يمكن ان يكون أي عدد حقيقي، وقد يصل الى - ما لا نهاية وحتى + ما لا نهاية. لذا ينبغي ان نختار نموذج احتمال يعتمد على الفرق ( $\beta_v - \delta_i$ ) ويجعله منحصرًا بين القيمتين (صفر) و(واحد)، وليكن احتمال التوزيع الآسي مثلًا.

لذا نحول ( $\beta_v - \delta_i$ ) إلى الصيغة الآسية للأساس الطبيعي (e) فتكون الصيغة:

$$e^{(\beta_v - \delta_i)} = \exp(\beta_v - \delta_i) \quad (2)$$

وتتراوح هذه الصيغة بين صفر وما لا نهاية. ولتحويلها الى المدى من (صفر) الى (واحد) نصل الى النسبة.

$$\frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)}$$

وهنا يمكن مساواتها بالطرف الأيسر من الدالة (1) وتصبح المعادلة

$$P_{vi} = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (3)$$

∴ عند احتمال النجاح تكون الاستجابة ( $X_{vi} = 1$ )

$$\therefore P(X_{vi} = 1 | \beta_v, \delta_i) = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (4)$$

وعند احتمال الخطأ تكون الاستجابة ( $X_{vi} = 0$ )

$$\therefore P(X_{vi} = 0 | \beta_v, \delta_i) = 1 - \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)}$$

\*  $\exp$  تعني المقابل اللوغاريتمي  
\*\* احتمال الخطأ = (1 - احتمال النجاح)

وبتسيط هذه المعادلة تصبح

$$\therefore P (X_{vi} = 0 | \beta_v, \delta_i) = \frac{1}{1 + \exp (\beta_v - \delta_i)} \quad (5)$$

من المعادلتين (4) ، (5) تكون المعادلة العامة للنموذج هي

$$\therefore P (X_{vi} = X | \beta_v, \delta_i) = \frac{\exp [X(\beta_v - \delta_i)]}{1 + \exp (\beta_v - \delta_i)} \quad X = 0,1 \quad (6)$$

(Willmot, S. & v Fowles, D., 1974, P. 67; Murray, D., 1974, P.424; Wright, Mead & Bell, 1980; Wright & Stone , 1979)

وتعد هذه الصورة العامة للنموذج الصورة الأكثر ألفة من بين مجموعة من نماذج القياس التي ترجع لجورج راش، والتي لها خواص فريدة هي الأساس للموضوعية في القياس.

ومن الممكن ملاحظة ما يأتي :

- إن أي صيغة رياضية تصف منحنى الاستجابة (شكل 8)، توفر حلا لمشكلة الخطية، حيث يمكنها تحويل الدرجات المحصورة بين النسبة المئوية (صفر) و(100) الى قياسات ممتدة من - ما لا نهاية الى + ما لا نهاية.

- إن أي صيغة رياضية تربط بين احتمال الاستجابة (Xvi) كدالة للفرق بين  $(\beta_v)$  ،  $(\delta_i)$ ، بحيث يكون معلماها قابلين للقياس، يمكنها ان تعطي الفرصة لدراسة صدق كل من البند والاستجابة. فكل ما هناك تخصيص نموذج فعال لكيفية تحكم الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  في احتمال حدوث الاستجابة (Xvi)، واستخدام هذا النموذج لقياس كل من  $(\beta_v)$  ،  $(\delta_i)$  من بعض المعطيات او البيانات، ثم فحص كيفية تطابق هذه البيانات مع التنبؤات المحسوبة من النموذج.

- ولكن ليس هناك أي منحنى أو صيغة غير صيغة نموذج (راش) التي يمكنها إعطاء تقدير  $(\beta_v)$  ،  $(\delta_i)$  بحيث يستقل كل منها عن الآخر. وهذا يكون تقدير  $(\beta_v)$  محررا من تأثير  $(\delta_i)$  كما يكون تقدير  $(\delta_v)$  محررا من تأثير  $(\beta_i)$ . وهذا ما سيدوجليا عند مناقشة معنى الموضوعية في نموذج (راش).

وهكذا فإن الدالة اللوغاريتمية في المعادلة رقم (6) توفر نمودجا فعالا للاستجابة، حيث تجمع بين خطية التدرج وعمومية القياس. وعلى الرغم من

استخدام علماء القياس البيولوجي biometricians للدوال اللوغاريتمية منذ عام ١٩٢٠، إلا أن عالم الرياضيات الدانمركي جورج راش (١٩٦٠) هو أول من عبر عن دلالتها السيكمترية. وقد أطلق (راش) على المميزات الخاصة بتلك الدالة اللوغاريتمية البسيطة، التي جعلت القياس أمراً ممكناً، اسم (الموضوعية الخاصة) والتي ستناقش في هذه الدراسة تحت عنوان «معنى الموضوعية في نموذج (راش)». وقد وجد (راش) وغيره من العلماء أنه ليس هناك صيغة رياضية بديلة لهذا المنحنى الموضح بشكل (٨)، التي تتيح قياساً لقدرة الفرد ( $\beta_v$ )، وتدرجياً لصعوبة البند ( $\delta_i$ ) بحيث يكونا مستقلين كل عن الآخر. (Wright & Stone, 1979 P.15)

بالإضافة لما سبق فإن الإحصاء البسيط كافٍ لتقدير كل من معلمي النموذج، فلقدرة الفرد يحصي عدد البنود الصواب، التي أجابها الفرد، ولصعوبة البند يحصي عدد الأفراد الذين أجابوا على هذا البند صواباً (Wright, Mead & Bell, 1980, P.2). وعندما تشتق تقديرات ( $\beta_v$ )، ( $\delta_i$ ) بوساطة الترجيح الأكبر المشروط فإنها تكون غير متحيزة، ثابتة، فعالة، كافية (Wright & Stone, 1979, P.15,16) ويعد التقريب البسيط لتقديرات الترجيح الأكبر المشروط، على درجة كافية من الدقة لتحقيق الأغراض العملية، وقد فصل هذا في كثير من المراجع التي وردت في (المراجع السابق، ص ١٦)

ونظراً لهذه المميزات التي يتصف بها نموذج (راش) فقد أمكن استخدامه في تطبيقات واسعة المدى، مثل تطبيقات:

(Rentz & Bashaw, 1977; Willmott & Fowles, 1974; Elliott, Murray & Pearson, 1983)

ومن هذه التطبيقات المهمة للنموذج، المقاييس البريطانية للذكاء، (BIS)\* التي أطلق عليها فيما بعد المقاييس البريطانية للقدرات (BAS)\*\* وهي من أهم مشروعات المؤسسة القومية للبحوث التربوية بانجلترا وويلز. N.F.E.R.\*\*\* والتي بدأ العمل فيها منذ عام ١٩٦٥، ونشرت عام ١٩٨٣، وحصلت عليها الباحثة. عام ١٩٨٤.

ومن المناسب الآن مناقشة معنى تلك الموضوعية الخاصة التي ذكرها جورج راش.

\* (BIS) اختصار The British Intelligence Scales

\*\* (BAS) اختصار The British Ability Scales

\*\*\* N.F.E.R. اختصار The National Foundation of Educational Research

## ثانيا: معنى الموضوعية في نموذج (راش)

تعني الموضوعية هنا، موضوعية المقارنة بين نتيجة تفاعل قدرتي فردين مع صعوبة بند مناسب، أي موضوعية المقارنة بين استجابتي فردين لبند مناسب. كما تعني أيضا موضوعية المقارنة بين صعوبة بندين استجاب لهما فرد مناسب، أي تبدو هذه الموضوعية من ناحيتين:

أ - استقلال معلم قدرة الفرد عن البند المستخدم

Item-free

يحدد نموذج (راش) احتمال نجاح الفرد (v) على البند (i) بالمعادلة الآتية:

$$P_{vi} = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (3)$$

حيث  $(P_{vi})$  احتمال نجاح فرد، قدرته  $(\beta_v)$  على بند صعوبته  $(\delta_i)$ .  
وحيث  $\exp(\beta_v - \delta_i)$  يميز النجاح، أو مرجح النجاح odds of success

$$\therefore \exp(\beta_v - \delta_i) = \frac{P_{vi}}{1 - P_{vi}} \quad (7)$$

$$\therefore (\beta_v - \delta_i) = \ln \frac{P_{vi}}{1 - P_{vi}} \quad (8)$$

بأخذ لوغاريتم الطرفين تصبح:

وبالمثل في حالة استجابة فرد آخر (U) على البند نفسه (i) فإن

$$(\beta_u - \delta_i) = \ln \frac{P_{ui}}{1 - P_{ui}} \quad (9)$$

وبطرح المعادلة (9) من المعادلة (8) يُحذف معلم صعوبة البند  $(\delta_i)$ .

وتبدو معادلة المقارنة بين معلمي قدرة كل من الفرد (v) والفرد (U) من المعادلة

$$\therefore (\beta_v - \beta_u) = \ln \frac{(P_{vi})}{1 - P_{vi}} - \ln \frac{(P_{ui})}{1 - P_{ui}} \quad (10)$$

الآتية:

ومن الممكن أن نصل إلى هذه المقارنة نفسها بين قدرة هذين الفردين، وذلك عن طريق أي بند آخر، يكون مناسباً، أي تتوفر فيه الشروط المطلوبة.

\* إذا كان  $(P_{vi})$  احتمال النجاح، فإن  $(1 - P_{vi})$  احتمال الخطأ.

ويكون مرجح النجاح = احتمال النجاح / احتمال الخطأ

\*\* بما ترمز للوغاريتم الطبيعي الذي أساسه (e) أو هـ أي لو

وعلى هذا وعلى الرغم من اعتماد المقارنة بين قدرتي فردين، على استخدام بند مناسب، إلا أن هذه المقارنة لا تتأثر باستخدام أي من هذه البنود المناسبة. وهذا ما نعنيه بأن المقارنة بين قدرات الأفراد تكون مستقلة عن البند Item-free، فإن استجابة الفردين لأي بند من مجموعة البنود المناسبة ينبغي أن تؤدي إلى المقارنة نفسها بين هذين الفردين (wright, Mead & Bell, 1980, P.3). وعلى هذا فإن ما نصل إليه ليس القدرة المطلقة للفرد (v)، وإنما بعده عن قدرة فرد آخر هو (U). وهذا الفرق يجعل الفرد (U) نقطة أصل تقاس منها قدرة الفرد (v).

ب- استقلال معلم صعوبة البند، عن الفرد الذي يجب عليه

Person free

بالمثل إذا أجاب الفرد (v) على بندين من البنود المناسبة (C)، (i) فإننا نصل إلى المعادلتين الآتيتين: -

$$(\beta_v - \delta_i) = \ln \frac{(P_{vi})}{1 - P_{vi}} \quad (8)$$

$$(\beta_v - \delta_o) = \ln \frac{(P_{vo})}{1 - P_{vo}} \quad (11)$$

ويطرح المعادلة (11) من المعادلة (8) يُحذف معلم قدرة الفرد (v) وتبدو المقارنة بين البندين (C)، (i) من المعادلة.

$$(\delta_o - \delta_i) = \ln \frac{(P_{vi})}{1 - P_{vi}} - \ln \frac{(P_{vo})}{1 - P_{vo}} \quad (12)$$

ومن الممكن التوصل إلى المقارنة نفسها بين معلمي صعوبة البندين، وذلك عن طريق أي فرد آخر يكون مناسباً.

وعلى هذا وعلى الرغم من اعتماد المقارنة بين صعوبتي بندين على إجابة فرد مناسب إلا أن هذه المقارنة لا تتأثر باستجابة أي من الأفراد المناسبين. وهذا ما نعنيه بأن المقارنة بين صعوبات البنود تكون مستقلة عن الفرد Person free، حيث استجابة أي فرد مناسب (v) للبندين، ينبغي أن تؤدي إلى المقارنة نفسها بين هذين البندين. وعلى هذا فإن ما نصل إليه ليس الصعوبة المطلقة للبند (i)، وإنما بعده عن صعوبة بند آخر هو (C). وهذا الفرق يجعل من صعوبة البند (C) نقطة أصل تقاس منها صعوبة البند (i).



ولما كان معلم الفرد يقيس ما يقيسه معلم البند نفسه ويعبر عنه على نفس المقياس، لذا ينبغي أن ترد جميع التقديرات سواء الخاصة بالفرد، أو الخاصة بالبند، إلى نقطة أصل واحدة، من الممكن تحديدها بصورة مستقلة. فهي بهذا المعنى قرار اعتياري لا يلزم به نموذج (راش)، وإنما يختار تبعاً لاعتبارات القياس المختلفة. وهذا يشبه اختيار صفر التدرج، الخاص بدرجات الحرارة. فمن الممكن اعتبار درجة تجمد الماء نقطة الأصل التي نرجع إليها لمقارنة درجة حرارة جسم معين، (وذلك في حالة التدرج المثوي). كما أنه من الممكن اعتبار درجة التجمد هذه (32) (وذلك في حالة التدرج الفهرنهايتي)\* حيث تختلف عندئذ نقطة الأصل التي نرجع إليها لمقارنة درجة حرارة هذا الجسم. ولنا أن نستخدم أيًا من النقطتين وأيًا من الوحدتين تبعاً لما يتطلبه الأمر. وهذا لا يغير من الدلالة الكمية لدرجة حرارة هذا الجسم، حيث يمكن تحويل كل تدرج إلى الآخر.

وقد عدّ برنامج الحاسب الآلي (BICAL) لتحليل البنود، وتدرجها، بنموذج (راش)، والذي وضعه رايت، ميد وبل أن بداية التدرج لكل من قدرة الفرد، وصعوبة البند، هو متوسط الصعوبة لمجموعة البنود المقاسة (Wright, Mead & Bell, 1980, P.4).

ويعد هذا الأصل أو هذا الصفر، الذي ينسب إليه كل من قدرة الفرد وصعوبة البند معاً، أصلاً مؤقتاً يمكن استبداله بآخر، إذا ما استدعى الأمر ذلك.

ثالثاً: وحدة قياس كل من قدرة الفرد وصعوبة البند، وتعريف كلٍّ منها

يوضح نموذج (راش):

- أن معلم قدرة الفرد ( $\beta_v$ ) يقيس ما يقيسه معلم البند نفسه ( $\delta$ ) ويعبر عنه على المقياس نفسه.

- أن نقطة الصفر على تدرج المقياس هي النقطة التي ترد إليها تقديرات كل من معلم قدرة الفرد، ومعلم صعوبة البند، ويعرف كل من هذين المعلمين بوحدة قياس واحدة من نوع الفئات المتساوية، هي اللوجيت (logits)

- عندما يجابه الفرد بنداً، فإن أرجحية حدوث أي من الاستجابتين (صواب/خطأ)

\* الدرجة المثوية = 1,8 درجة فهرنهايتية.

يعتمد على قدرة الفرد ( $\beta_v$ ) وصعوبة البند، ( $\delta_i$ ) ، ويجدها المقابل اللوغاريتمي الطبيعي للفرق بين هذين المعلمين حيث:

يعدّ المقدار  $\exp(\beta_v - \delta_i)$  مميّزا، أو مرجحا للنجاح odds of Success، وحيث في حالة قدرة الفرد ( $\beta_v$ ) أكبر من صعوبة البند ( $\delta_i$ )، يكون احتمال الإجابة الصواب أكبر من ٥٠٪.

أ - تعريف قدرة الفرد

- عندما يعبر متوسط صعوبة البنود المقاسة عن صفر التدرّج فإن هذه النقطة ( $\delta_i = \text{صفر}$ ) تستخدم في تقدير قدرات الأفراد.

ولما كان:

$$\therefore e^{(\beta_v - \delta_i)} = \exp(\beta_v - \delta_i) \quad (2)$$

فإن:

$$\therefore e^{(\beta_v - \delta_i)} = \text{مرجح النجاح}$$

∴ في حالة  $\delta_i = \text{صفر}$  فإن:

$$e^{\beta_v} = \text{مرجح النجاح} \quad (13)$$

بأخذ لوغاريتم طرفي المعادلة (١٣)، عندئذ فإن اللوغاريتم الطبيعي لمرجح النجاح يساوي قدرة الفرد ( $\beta_v$ ) مقدرا باللوغيت.

وعلى هذا يمكن تعريف قدرة الفرد كما يلي

إن قدرة الفرد مقدرة باللوغيت هي اللوغاريتم الطبيعي لمرجح نجاح الفرد على البنود التي تعبر نقطة صفر التدرّج عن صعوبتها. (Wright & Stone, 1979, 17)

ب - وحدة القياس

عندما تكون قدرة فرد ما مساوية للوجيت (واحد)، فمعنى ذلك ان اللوغاريتم الطبيعي لمرجح نجاح هذا الفرد على البنود التي تعبر نقطة صفر التدرّج عن صعوبتها يساوي (واحد).

وقد أمكن للباحث حساب احتمال الإستجابة الصواب ( $X_{vi} = 1$ ) في هذه الحالة، أي في حالة ( $\beta_v = \text{لو جيت واحد}$ ) و ( $\delta_i = \text{صفر}$ )، حيث:

$$\therefore e^{(\beta_v - \delta_i)} = \exp(\beta_v - \delta_i) \quad (2)$$

∴ فعند  $\beta_v = 1$  ،  $\delta_i = 0$  صفر يصبح الطرف الأيسر من المعادلة السابقة مساوياً (e) أي مساوياً (e). وبذلك تصبح المعادلة (2) كما يلي:

$$e = \exp(\beta_v - \delta_i)$$

أي في هذه الحالة يكون مرجح النجاح  $\exp(\beta_v - \delta_i)$  مساوياً لأساس اللوغاريتم الطبيعي (e) = 2,72.

عندئذ، بالتعويض عن مرجح النجاح بالقيمة (2,72) في المعادلة الأساسية للنموذج (المعادلة رقم 4) حيث:

$$P(X_{vi} = 1 | \beta_v, \delta_i) = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (4)$$

عندئذ نجد أن احتمال حدوث الاستجابة الصحيحة ( $X_{vi} = 1$ )

$$,73 = \frac{2,72}{3,72} = \frac{2,72}{2,72 + 1}$$

وعلى هذا يمكن للباحثة تعريف وحدة القياس (اللوجيت) كما يلي:

اللوجيت وحدة قياس كل من قدرة الفرد وصعوبة البند.  
 - وتعرف باللوغاريتم الطبيعي لمرجح نجاح الفرد على البنود التي تعبر نقطة صفر التدرج عن صعوبتها، عندما يساوي هذا المرجح ثابتاً هو الأساس الطبيعي (e)؛ أي (2,72)، ويكون عندئذ احتمال نجاحه = ,73 .  
 - ويمكن تعريف وحدة اللوجيت أيضاً بأنها قدرة الفرد على النجاح على البنود التي تعبر نقطة صفر التدرج عن صعوبتها، عندما يكون احتمال النجاح ,73 .

#### ج - تعريف صعوبة البند

وكما استخدمت صعوبة البنود ( $\delta_i$ ) التي عبر عنها صفر التدرج في تقدير قدرات الأفراد، فكذلك يمكن استخدام قدرة الأفراد ( $\beta_v$ ) التي يعبر عنها صفر التدرج، في تقدير صعوبات البنود .

من الممكن ان نعد المقدار  $\exp(\delta_i - \beta_v)$ ، مميّزا او مرجحا للخطأ حيث في حالة صعوبة البند ( $\delta_i$ ) أكبر من قدرة الفرد ( $\beta_v$ )، يكون احتمال الاجابة الصواب اقل من .%50

عندئذ تصبح المعادلة (٢) كالآتي

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

(١٤)  $\therefore e^{(\beta_i - \beta_v)} =$  مرجح الخطأ

عند  $(\beta_v)$  تساوي صفر تصبح المعادلة السابقة على الصورة الآتية:

$$e^{(\delta_i)} = \text{مرجح الخطأ}$$

(١٥)

بأخذ لوغاريتم طرفي المعادلة (١٥)  
عندئذ تكون صعوبة البند  $(\delta_i)$  هي اللوغاريتم الطبيعي لمرجح الخطأ .  
وعلى ذلك يكون تعريف صعوبة البند كما يلي

ان صعوبة البند مقدرة باللوجيت هي اللوغاريتم الطبيعي لمرجح الخطأ لدى الافراد الذين تعبر نقطة صفر التدرج عن قدرتهم .

والجدول الآتي يوضح فيه رايت وستون (Wright & Stone, 1979, p.16) امثلة لقدرات الافراد وصعوبات البنود مقدرة باللوجيت، والفروق بينها  $(\beta_v - \delta_i)$  وكذلك كل من مرجح النجاح واحتمال النجاح . حيث تصور ستة الصفوف الاولى قدرات متنوعة للافراد واحتمالات نجاحهم عندما يستجيبون لبنود ذات صعوبة صفرية . أما ستة الصفوف الاخيرة، فهي تعطي امثلة لصعوبات متنوعة للبنود، واحتمالات النجاح عليها، عندما يستجيب لها افراد ذوي قدرة صفرية .

جدول رقم (١)

قدرة الفرد وصعوبة البند باللوجيت واحتمال الاجابة الصواب في نموذج (راش)

قدرة الفرد $\beta_v$	صعوبة البند $\delta_i$	الفروق $(\beta_v - \delta_i)$	مرجح النجاح $\exp(\beta_v - \delta_i)$	احتمال النجاح الصواب $\beta_{sv}$	احتمال الاجابة الصواب المخرجات النسبية $\beta_{sv}^*$
٥	٠	٥	١٤٨,٠٠٠	٠,٩٩	٠,٠١
٤	٠	٤	٥٤,٦٠٠	٠,٩٨	٠,٠٢
٣	٠	٣	٢٠,١٠٠	٠,٩٥	٠,٠٥
٢	٠	٢	٧,٣٩٠	٠,٨٨	٠,١١
١	٠	١	٢,٧٢٠	٠,٧٣	٠,٢٠
صفر	صفر	صفر	١,٠٠٠	٠,٥٠	٠,٢٥
صفر	١	١-	٠,٣٦٨	٠,٢٧	٠,٢٠
صفر	٢	٢-	٠,١٣٥	٠,١٢	٠,١١
صفر	٣	٣-	٠,٠٥٠	٠,٠٥	٠,٠٥
صفر	٤	٤-	٠,٠١٨	٠,٠٢	٠,٠٢
صفر	٥	٥-	٠,٠٠٧	٠,٠١	٠,٠١

\* تباين البند = احتمال النجاح x احتمال الخطأ

$$\Pi_{vi} = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad \text{حيث :}$$

$$I_{vi} = \Pi_{vi} (1 - \Pi_{vi}) \quad \text{فإن : (16)}$$

وكما سبق ان ذكرنا فان نقطة الأصل وتدرج وحدة القياس (اللوجيت) بالجدول السابق امر اعتباري . كما انه في الامكان اضافة اي ثابت لجميع القدرات وجميع الصعوبات دون ان يغير هذا من الفرق  $(\beta_v - \delta_i)$  . وهذا يعني انه بالامكان جعل نقطة الصفر على التدرج ، بحيث لا تظهر صعوبات او قدرات سالبة . كما يمكن جعل التدرج بحيث تتلافى اي كسور عشرية .

ويوضح العمود الاخير من الجدول المعلومات النسبية المتوفرة من الاستجابة الملاحظة عند كل فرق  $(\beta_v - \delta_i)$  . حيث كلما تقاربت قدرة الفرد مع صعوبة البند الذي يجيب عليه كانت معلوماتنا عن تقدير كل من صعوبة البند  $(\delta_i)$  وقدرة الفرد  $(\beta_v)$  اكثر كفاءة .

ومن الممكن ان نجعل نموذج (راش) فيما يلي :

- ١ - ان جميع البنود لاختبار ما تثير استجابات لدى الافراد على السمة نفسها ، بمعنى ان تقيس جميع البنود الصفة نفسها بما يؤدي الى تعريف المتغير المراد قياسه .
  - ٢ - عندما يجابه الفرد  $(v)$  البند  $(i)$  فهناك نتيجة واحدة فقط يمكن تسجيلها اما نجاح  $(X_{vi} = 1)$  واما خطأ  $(X_{vi} = 0)$  ، وهذه النتيجة تعتمد على :
    - أ - معلم الفرد  $(\beta_v)$  : وهو ثابت بالنسبة لكل البنود التي يجلبها هذا الفرد ، ومن الممكن ان يطلق عليه او يعبر عنه بالاصطلاح قدرة الفرد .
    - ب - معلم البند  $(\delta_i)$  : وهو ثابت بالنسبة لكل الافراد الذين يقومون بحل هذا البند ومن الممكن ان يعبر عنه بالاصطلاح صعوبة البند .
- وقد استخدم الاصطلاح صعوبة البند بدلا من سهولته ، لان مستوى الصعوبة ، ودرجة التحصيل الاعلى تسيران في الاتجاه نفسه .
- ٣ - ان معلم الفرد يقيس ما يقيسه معلم البند نفسه ويعبر عنه على المقياس نفسه ويعرف بوحدته القياس  $(\log I)$  نفسها وبنقطة الصفر نفسها .

رابعاً: تقدير كل من معلم صعوبة البند ومعلم قدرة الفرد

يكون تقدير درجة استجابة الفرد (٧) على البند (١) (واحد) في حالة النجاح، او صفراً، في حالة الاخفاق. وعندما تكون مصفوفة لنتائج استجابات مجموعة من الافراد (N) لمجموعة من بنود اختبار ما (L)، حيث محورها الافقي يمثل الافراد، ومحورها الراسي يمثل البنود، فان خلاياها تمثل استجابات كل فرد من هؤلاء الافراد على كل بند من بنود الاختبار، وتكون قيمة كل خلية من خلايا هذه المصفوفة اما (١) او (صفر). وعندما تجمع قيم خلايا الاعمدة تعطي في نهاية كل عمود الدرجة الكلية لكل فرد. وعندما تجمع قيم خلايا الصفوف تعطي في نهاية كل صف مجموعة الافراد الذين اجابوا اجابة صحيحة عن كل بند.

جدول رقم (٢)

مصفوفة الاستجابات (فرد/بند)

عدد الافراد	الفرد	أ	ب	ج	د	هـ	و	البند
٤		١	٠	١	١	١	٠	١
٣		١	١	٠	١	٠	٠	٢
٢		١	١	١	٠	٠	٠	٣
٥		١	١	١	١	٠	١	٤
٤		١	٠	١	١	١	٠	٥
٥		٠	١	١	١	١	١	٦
٢		٠	٠	٠	١	٠	١	٧
		٤	٤	٥	٦	٣	٣	الدرجة الكلية =

وقبل البدء بالتحليل، يحذف كل فرد اخفق في حل جميع بنود الاختبار، (أي حصل على الدرجة صفر) حيث يعد حينئذ اقل من مدى مستوى الاختبار، كما يحذف كل فرد نجح في حل جميع بنود الاختبار؛ (أي حصل على الدرجة النهائية)، حيث يعد حينئذ أعلى من مدى مستوى الاختبار. ويكون هؤلاء الافراد غير ملائمين؛ أي غير مناسبين للإجابة على هذا الاختبار.

كما يهدف أيضا كل بند يخفق في الاجابة عليه جميع الافراد، حيث يعدّ حينئذ اعلی من مستوى الافراد. وكذلك الحال بالنسبة لكل بند يجيب عليه جميع الافراد إجابة صحيحة، حيث يعدّ عندئذ تحت مستوى الافراد. وتكون هذه البنود غير ملائمة، أي غير مناسبة لاستجابة الافراد عليها.

وستتناول هذه الدراسة الراهنة طريقتين لتقدير كل من صعوبات البنود، وقدرات الافراد.

● طريقة الترجيح الأكبر غير المشروط  
 يمكن اشتقاق معادلات تقدير معالم البنود، ومعالم الافراد بواسطة تقدير الترجيح الأكبر غير المشروط Unconditional Maximum Likelihood Estimation (UCON).

وتكون المعادلة الخاصة بصعوبة البند، هي

$$SI = \sum_{v=1}^{N^*} P_{vi} \quad (17)$$

حيث (SI) هو العدد الكلي للافراد الذين اجابوا صوابا على البند (i) وحيث

$$P_{vi} = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (17)$$

اما المعادلة الخاصة بقدرة الفرد فهي

$$r_v = \sum_{i=1}^{L^{**}} P_{vi} \quad (18)$$

حيث (r) هو العدد الكلي للبنود التي اجاب عليها الفرد (v) صوابا.

(Wright, Mead, Bell, 1980, P.5)

- ومن الممكن إجراء بعض التبسيط في المعادلتين في 17، 18 حيث :  
 يصنف الافراد في مجموعات تبعا لدرجاتهم الكلية على الاختبار، ثم يرصد عدد الافراد في كل مجموعة من مجموعات الدرجات الكلية هذه، وعندئذ يمكن الاستعاضة عن المعادلة (17) بالمعادلة الآتية

$$SI = \sum_{r=1}^{L-1} \pi_r P_{ri} \quad (19)$$

\*  $\sum_{v=1}^N P_{vi}$  ترمز الى مجموع احتمالات نجاح الافراد من الفرد الاول (v = 1) إلى الفرد الأخير (N) على البند (i)

\*\*  $\sum_{i=1}^L P_{vi}$  ترمز الى مجموع احتمالات نجاح الفرد (v) على بنود الاختبار من البند الاول (i = 1) إلى البند الأخير (L)

حيث:

$r$  ترمز الى الدرجة الكلية

$\sum_{r=1}^{L-1}$  ترمز الى المجموع من الافراد الذين يحصلون على الدرجة (1) الى الافراد  
الحاصلين على الدرجة (1 - L)  
L هي اعلى درجة كلية ممكنة

$n_r$  هو عدد الافراد الذين يحصلون على الدرجة  $r$ .  
 $P_{ri}$  هو الاحتمال المقدر للنجاح الذي يعطي تقديرا للقدرة ( $b_r$ ) مقترنا بالدرجة ( $r$ )  
وتقديرا للصعوبة ( $d_i$ ) مقترنا بالبند ( $i$ ).

وحيث:

$$P_{ri} = \frac{\exp(b_r - d_i)}{1 + \exp(b_r - d_i)}$$

كذلك تصبح المعادلة (18)

$$r = \sum_{i=1}^L P_{ri} \quad (20)$$

حيث  $r$  هي الدرجة الكلية للمجموعة.

(المرجع السابق، ص 6)

وتحل هذه المعادلات بسهولة بوساطة الاعداد المتعاقبة فاستراتيجية تقدير معالم  
الصعوبة والقدرة هي الحصول على قيم هذه المعالم التي تحقق المعادلتين 19 ، 20 .

وتبدأ خطواتها بقيم أولية لمجموعة معالم الصعوبة للبند، ومعالم القدرة لكل  
مجموعة من مجموعات الدرجة الكلية . وتستخدم هذه القيم كبداية لعمليات إعادة  
متعاقبة حتى الوصول الى القيم التي تحقق المعادلتين 19 ، 20 . وحيث حل  
المعادلات بالنسبة للبند هي :

$$d_i^{(t+1)} = d_i^{(t)} - \frac{S_i - \sum_{nr} P_{ri}^{(t)}}{\sum_{nr} P_{ri}^{(t)} (1 - P_{ri}^{(t)})} \quad (21)$$



اما بالنسبة للدرجات فهي

$$b_i^{(t+1)} = b_i^{(t)} + \frac{r - \sum_i P_{ii}^{(t)}}{\sum_i P_{ii}^{(t)} (1 - P_{ii}^{(t)})} \quad (22)$$

حيث  $P_{ii}^{(t)}$  هو تقدير احتمال النجاح على البند (i) بواسطة فرد درجته (r) مبني على التقديرات المتحصلة عند التعاقب رقم (t).

وهذه التقديرات هي ترجيح الاكبر غير المشروط UCON وعلى هذا فإن أخطاها المعيارية المتقاربة قد تشتق من الاشتقاق الثاني من دالة لوغاريتم الترجيح الاكبر.

حيث الخطأ المعياري لصعوبة البند هو :

$$SEC = SE(d) = \left[ \sum_i n_i P_{ii} (1 - P_{ii}) \right]^{-1/2} \quad (23)$$

وحيث الخطأ المعياري لقدرة الفرد هو :

$$SEM = SE(b_i) = \left[ \sum_i P_{ii} (1 - P_{ii}) \right]^{-1/2} \quad (24)$$

(المرجع السابق ص ٧)

— وتتضمن هذه التقديرات نوعا من التحيز من الممكن تصحيحه بواسطة عوامل التدرج :

أ -  $\frac{1}{L}$  وذلك فيما يتعلق بمعلم صعوبة البند وهو (d).

ب -  $\frac{2}{L-1}$  وذلك فيما يتعلق بمعلم قدرة الفرد (br)

ومن الممكن تلمخيص خطوات تقديرات اللوغاريتمات المصححة غير المشروطة بواسطة برنامج BICAL وهي :

١ - الحصول على درجات البنود  $S_i$  (عدد الأفراد الذين أجابوا صوابا على كل بند)

٢ - حصر عدد الأفراد الحاصلين على كل درجة كلية (n<sub>i</sub>).

\* بتطبيق إجراء نيوتن - رافسون Newton-Raphson Procedure (Elliot, b, 1983, p.19)  
\*\* (t) ترمز لمرات التعاقب

- ٣ - كتابة البيانات السابقة، وذلك لحذف البيانات التامة مثل ( $r = 0, L$ ) و ( $S_i = 0, N$ ) وتكرار ذلك مرات عديدة كلما استدعى الامر ذلك، اي عند كل تغيير في ( $N$  أو  $L$ ) يؤدي إلى وجود الدرجات التامة السابقة.
- ٤ - تحديد مجموعة أولية من معالم القدرة ( $b_i^*$ ) حيث

$$b_i^* = \ln \left[ \frac{r}{L-r} \right] \quad r=1, L-1$$

- ٥ - تحديد مجموعة أولية من معالم صعوبة البند ( $d_i^*$ ) حيث

$$d_i^* = \ln \left[ \frac{N s_i}{s_i} \right] \quad i=1, L$$

- ٦ - جعل مركز المجموعة السابقة صفراً (متوسط صعوبات البنود) وذلك بطرح قيمة

$$\text{المتوسط} \quad d = \frac{\sum_{i=1}^L d_i}{L} \quad \text{من صعوبة كل بند.}$$

- ٧ - الحصول على مجموعة منقحة (معدلة) من ( $d_i$ ) وذلك بتعاقب وإعادة المعادلة (٢١) حتى تتقارب قيم ( $d_i$ ).

- ٨ - باستخدام هذه المجموعة المعدلة من ( $d_i$ ) التي حصلنا عليها في الخطوة (٧) نحصل على مجموعة منقحة (معدلة) من ( $b_i$ )، وذلك تعاقب وإعادة المعادلة (٢٢).

- ٩ - تعاد الخطوات ٦، ٧، ٨، حتى الحصول على قيم ثابتة من ( $d_i$ ).

- ١٠ - يصحح خطأ التحيز، وذلك بضرب كل ( $d_i$ ) في  $\frac{L-1}{L}$ .

- ١١ - يحسب ( $b_i$ ) المضبوطة (بعد التخلص من اثر التحيز بالخطوة ١٠)

- ١٢ - يصحح خطأ التحيز بضرب كل ( $b_i$ ) في  $\frac{L-2}{L-1}$ .

(المرجع السابق، ص ٧، ٨)

\*  $r = 0, L$  اي عند الدرجة الكلية ( $r$ ) تساوي صفر أو تساوي أقصى درجة ممكنة ( $L$ )  
 \*\*  $S_i = 0, N$  أي عندما يكون عدد الأفراد الذين يجيبون صواباً على البند ( $r$ ) مساوياً صفراً (يخفق الجميع في الإجابة الصواب) أو  $N$  (ينجح الجميع في الإجابة الصواب)

\*\*\* متوسط صعوبات البنود ( $d$ ) = مجموع صعوبات البنود من البند الأول ( $i=1$ ) إلى البند الأخير ( $i=L$ ) مقسوماً على عدد البنود ( $L$ )، فإذا طرح هذا المقدار من صعوبة كل بند تصبح هنالك قيم جديدة لصعوبة كل بند، ويكون متوسطها الجديد صفراً، وهي نقطة الأصل أو صفر التسديج، الذي ننسب إليه كل من تقديرات القدرة أو الصعوبة.

## ● طريقة كوهين التقريبية

### Cohen's Approximation:

وهي بديل اقتصادي قدمه كوهين (1976)، وذلك لتحديد معلمي النموذج، وذلك بافتراض ان قدرات الفرد يمكن ان تقرب بوساطة الدالة الصريحة للدرجة الكلية وان هذه الدالة معرفة تماما ما عدا واحد فقط من المعالم المضروبة والذي يمكن تقديره بوساطة الترجيح الأكبر (Wright, Mead & Bell, 1980. P. 8) ويقوم هذا الافتراض على ان الصورة الملائمة، التي يمكن ان يوصف بها التوزيع التكراري لكل من قدرات الافراد وصعوبات البنود هو التوزيع الاعتمادي. ولتطبيق هذه الطريقة التقريبية، تتبع في ذلك ثلاث خطوات رئيسية هي:

١- تعيين تقديرات اولية لمعلم كل من صعوبات البنود، وقدرات الافراد وتباينها

حيث يكون التقدير الاول لمعلم الصعوبة للبند (i) هو  $(d_i^0)$  حيث:

$$d_i^0 = \ln \left[ \frac{(N-s_i)}{s_i} \right] - \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \ln \left[ \frac{(N-s_i)}{s_i} \right] \quad i=1, L \quad (25)$$

ومنها تحسب القيمة (D) حيث

$$D = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L (d_i^0)^2 / (L-1) \quad (2.89) \quad (26)$$

(المرجع السابق ص 9)

كما يكون التقدير الاول لمعلم قدرة الفرد الحاصل على الدرجة الكلية (r) هو

$(b_r^0)$  حيث:

$$b_r^0 = \ln \left[ \frac{r}{L-r} \right] \quad r = 1, L-1 \quad (27)$$

ومنها يكون.

$$b^0 = \frac{1}{L-1} \sum_{r=1}^{L-1} n_r b_r^0 / N \quad (28)$$

\* حيث المقدار  $(1, 7) = 2, 89$

وحيث ١, ٧ هو معامل التدرج scaling factor الذي يحول المنحنى اللوغاريتمي إلى تطابق تقريبي مع المنحنى الاعتمادي.

ومن المعادلتين (٢٦ ، ٢٧) تحسب القيمة (B) حيث

$$B = \sum_{r=1}^{L-1} b_r (b_r^* - b^*)^2 / (N-1) \quad (2.89) \quad (٢٩)$$

(المرجع السابق ص ٩)

### Expansion Coefficient

٢- حساب معاملي الامتداد

معامل الامتداد لصعوبة البند (x) : ويختص بتصحيح التقدير الاولي لمعلم صعوبة البند من تأثير اتساع مدى القدرة لأفراد العينة، ويعرف هذا المعامل بالمعادلة الآتية :

$$X = [(1+B)/(1-BD)]^{1/2} \quad (٣٠)$$

معامل الامتداد لقدرة الفرد (Y) : ويختص بتصحيح التقدير الاولي لمعلم قدرة الفرد من تأثير اتساع مدى الصعوبة لبند الاختبار، ويعرف هذا المعامل بالمعادلة الآتية :

$$Y = [(1+D)/(1-BD)]^{1/2} \quad (٣١)$$

(المرجع السابق، ص ٩)

### ٣- حساب التقديرات النهائية للمعالم وأخطائها المعيارية

— بحسب التقدير النهائي لمعلم صعوبة البند (d<sub>i</sub>) وذلك بضرب معامل الامتداد (X) في التقدير الاولي لمعلم صعوبة البند. أي :

$$d_i = X d_i^* \quad i = 1, \dots, L \quad (٣٢)$$

اما الخطأ المعياري لمعلم الصعوبة، فهو :

$$SE (d_i) = X [N/S_i (N-S_i)]^{1/2} \quad (٣٣)$$

(المرجع السابق، ص ٩)

— كما يحسب التقدير النهائي لمعلم قدرة الفرد (b<sub>r</sub>) وذلك بضرب معامل الامتداد (Y) في التقدير الاولي لمعلم قدرة الفرد أي .

$$b_r = Y b_r^* \quad r = 1, L-1 \quad (٣٤)$$

\* أي من البند الأول (i= 1) إلى البند الأخير (i= L)  
\*\* أي من الدرجة الكلية (r= 1) إلى الدرجة الكلية (r= L- 1)

اما الخطأ المعياري لمعلم القدرة، فهو

$$SE (b_r) = Y[L/r (L-r)]^{1/2} \quad (35)$$

(المرجع السابق، ص ٩)

وقد لوحظ بالنسبة للاختبارات الطويلة نوعا ما، او تلك التي لها بوجه عام توزيع درجات متماثل، أن هذه الخطوات التقريبية Prox تعطي تقديرات تختلف بمقدار كسر من الخطأ المعياري من القيم التي نحصل عليها من الطريقة المطولة UCON (المرجع السابق، ص ٩)

### ● العلاقة التقييسية Calibration Relationship بين البند، والصعوبة وبين الدرجة الكلية والقدرة

بعد الانتهاء من تقدير معالم كل من صعوبة البند، وقدرة الفرد، نصل الى علاقتين :

أولها : العلاقة التقييسية بين البند وصعوبته، وتتمثل في جدول يتضمن تقديرات الصعوبة (S) المقابلة لكل بند من البنود المدرجة، اي (L) من تقديرات الصعوبة، وكذا انحرافات المعيارية .

ثانيها : العلاقة التقييسية بين الدرجة الكلية المحتملة، وقدرة الفرد، وتتمثل في جدول يتضمن تقديرات قدرة الفرد (B<sub>v</sub>) المقابلة لكل درجة كلية محتملة على الاختبار، اي الممتدة من الدرجة الكلية (واحد) وحتى الدرجة الكلية (L - ١) ، حيث يحذف من التدرج الافراد الحاصلون على الدرجة (صفر) والدرجة النهائية (L) . كما يرصد ايضا في هذا الجدول الاخطاء المعيارية المقابلة لكل تقدير. ولا يقتصر الامر على تقدير القدرة المقابل للدرجات الكلية التي حصل عليها افراد العينة، بل يتعدى ذلك الى الدرجات الكلية المحتملة على الاختبار.

### خامسا : ملاءمة البنود للنموذج

ويعني هذا مطابقة بيانات البند مع توقعات النموذج . فالواقع ان ما سبق من تقدير للمعالم الخاصة بصعوبة البنود وقدرات الافراد، ما هي الا الخطوات الاولى لبناء اختبار مناسب ذي بنود تكون تدريجات متوافقة مع تقديرات قدرة الافراد . فقد نجد عند التطبيق العملي، وعلى غير ما نتوقع، عدم تحقق فروض النموذج بصورة ما . ويبدو هذا في عدم مطابقة النتائج الملاحظة مع توقعات النموذج . هنا نشك في ان هذا النقص في ملاءمة المعطيات للنموذج، قد يرجع الى مصدرين هما - سوء ملاءمة البنود، أو سوء ملاءمة الافراد، أو كليهما .

وتعود سوء ملاءمة الافراد الى ان الصعوبة النسبية لهذه البنود لدى هؤلاء الافراد تختلف عن الصعوبة النسبية لهذه البنود عند معظم الناس . وفي حقيقة الامر، فان هناك اختيار ما للافراد الذين يمكنهم اجراء اختبار معين، ويكمن هذا الاختيار في مدى القدرة التي يقيسها الاختبار . فكلما كان مدى القدرة الذي يقيسه الاختبار واسعا، كما وكيفا - دون ان يؤثر ذلك في خواص التدرج - كان الاختبار جيدا ومتوافقا مع الافراد الذين تمتد مستوياتهم الى مدى واسع . وعلى هذا، فلنكي نزيد من ملاءمة مجموعة من المعطيات للنموذج ينبغي التركيز على ملاءمة البند . ويعتد البند سيئا من حيث ملاءمته للنموذج، إذا كانت معطياته غير مطابقة لما يتوقعه النموذج . ويبدو هذا في اي من الحالتين الاتيتين :-

#### - الحالة الاولى

إذا لم تكن صعوبة البند مستقرة بالنسبة لباقي البنود، وذلك عبر المستويات المختلفة لقدرة الأفراد .

ومعنى استقرار الصعوبة للبند ان يكون ترتيب صعوبة البند بين باقي البنود ثابتا، مهما اختلفت قدرة الافراد، فلا يكون البند الرابع اسهل من البند الخامس مثلا عند الأفراد الأقل قدرة، وفي الوقت نفسه يكون اصعب منه عند الافراد الاعلى قدرة او العكس . وإذا كانت صعوبة أحد البنود ضعف صعوبة بند آخر، فإن هذه النسبة تظل محفوظة بينهما، مهما اختلفت قدرة الأفراد . وهذا يعني استقلال صعوبة البند عن قدرات الافراد . وفي هذه الحالة نكون قد حققنا اهم الاهداف في بناء اختبار ما، باصطلاحات نموذج (راش)، وهو ان تكون للبنود القدرة نفسها على التمييز بين قدرات الافراد .

#### - الحالة الثانية

إذا لم يتم البند فعلا إلى مجموعة بنود الاختبار، التي يجب أن تقيس صفة

واحدة معينة فقط دون غيرها من الصفات، وذلك كما يفترض النموذج ويتطلب.

### اختبار مدى ملاءمة البنود

هناك اختباران ضروريان لمعرفة مدى ملاءمة البند هما :-

- إحصاء (ت) للملاءمة بين المجموعات Between fit (t) statistics
- إحصاء (ت) للملاءمة الكلية Total fit (t) statistics

وقد تضمنها برنامج الحاسب الالى BICAL، الذي سبقت الإشارة اليه.

### أ - إحصاء (ت) للملاءمة بين المجموعات Between fit (t) Statistics

يعتمد هذا الإحصاء على اختبار احد فروض النموذج، وهو استقلال صعوبة البند عن قدرة الأفراد. فإذا كانت صعوبة البنود مستقلة فعلا عن العينة، فهذا يعني :-

- استقرار مستوى الصعوبة النسبي للبنود عبر مستويات القدرة المختلفة، ويتمثل في استقرار ترتيب صعوبة البنود عند أي مستوى من مستويات قدرة الأفراد.
- أن يكون لتلك البنود قوة تمييز متساوية بين الأفراد على هذه القدرة. وعندئذ يكون للمنحنيات المميزة للبنود I.C.C. شكل او انحناء مشترك، ويقوم إحصاء (ت) بين المجموعات على قياس مدى الاتفاق بين المنحنى المميز للبند، كما هو ملاحظ، وأحسن منحني يميز للبند، كما يحتمل من النموذج.

ويوضح المنحنى المميز لبند ما، كما يحتمل من النموذج، احتمالات الإجابة الصحيحة على هذا البند للأفراد عند المستويات المختلفة من القدرة، كما يتوقعها النموذج من المعطيات المتاحة. في حين يوضح المنحنى الملاحظ المميز للبند، نسبة الإجابات الصحيحة، الملاحظة على هذا البند للأفراد عبر المستويات المختلفة من القدرة.

وللوصول الى هذا الإحصاء مباشرة ينبغي التحقق من متطلبات استقلال صعوبة البند عن العينة. فإذا كانت تقديرات الصعوبة، في الواقع، مستقلة عن توزيع القدرة على عينة التدريج، فإن تقديرات الصعوبة المشتقة من مجموعات فرعية مختلفة تكون متكافئة إحصائيا مع تلك المشتقة من العينة الكلية. ومعنى ان تكون تقديرات الصعوبة متكافئة إحصائيا ان نأخذ في الاعتبار قيم الخطأ المعياري للصعوبة، والتي تتراوح بينها هذه التقديرات في كل مجموعة فرعية، وللعينة الكلية.

ويمكن اختبار ذلك بدقة بواسطة تقسيم العينة الى مجموعات فرعية بناء على الدرجة الكلية، اي بناء على مستوى القدرة، ثم مقارنة الاجابات الملاحظة للبند في كل مجموعة من تلك المجموعات الفرعية، مع تلك المتوقعة لكل مجموعة منها، والمحسوبة من تقديرات الصعوبة، التي اشتقت من العينة الكلية بناء على نموذج (راش). (Wright, Mead & Bell, 1980, P.10).

فإذا كان البند (i) ملائماً في إحدى المجموعات الفرعية، ولتكن (g)، فإن عدد الإجابات الصواب، الملاحظة في هذه المجموعة (g) على البند (i) يتقارب مع توقعات النموذج، وعلى هذا فإن

$$\hat{S}_{ig} = \sum_{r \in g} n_r P_{ri} \quad (36)$$

وهذا التعبير يتطابق مع المعادلة (19)، ما عدا انه مبني على عينة فرعية من الأفراد. فإذا كان تقدير صعوبة البند مستقلاً حقيقة عن العينة المختارة فإن هذا التعبير يمكن ان ينطبق على كل المجموعات الفرعية.

ومن الممكن تحويل المعادلة (36) إلى البواقي المعيارية

$$Z_{ig} = \frac{S_{ig} \sum_{r \in g} n_r P_{ri}}{\left[ \sum_{r \in g} n_r P_{ri} (1 - P_{ri}) \right]^{1/2}} \quad (37)$$

(المرجع السابق ص 11)

وهذه يمكن تحويلها إلى المعادلة (38)؛ لتحديد متوسط المربعات بين المجموعات كلها ولتكن M مجموعة.

$$V_{Bij} = \frac{M}{L-1} \left[ \frac{\sum_{r \in g} (S_{ig} - n_r P_{ri})^2}{\sum_{r \in g} n_r P_{ri} (1 - P_{ri})} \right] \cdot \left[ \frac{L}{(M-1)(L-1)} \right] \quad (38)$$

- 
- \* (S<sub>ig</sub>) تحدد عدد الأفراد الذين يجيبون صواباً على البند (i) في المجموعة (g)
  - \*\* (∑<sub>r ∈ g</sub> n<sub>r</sub> P<sub>ri</sub>) هو مجموع حاصل ضرب عدد الأفراد الحاصلين على كل درجة من الدرجات × (r) احتمال نجاح الأفراد الحاصلين على هذه الدرجة على البند (i) وذلك من أقل درجة ممكنة يحصل عليها فرد في المجموعة (r = 1) إلى أقصى درجة ممكنة يحصل عليها فرد في هذه المجموعة (L - 1)
  - \*\*\* (V<sub>Bij</sub>) متوسط المربعات بين المجموعات،



(المرجع السابق، ص ١١)

واخيرا، فإن متوسط المربعات بين المجموعات هذا يمكن التعبير عنه في صورة معيارية كما يلي :

$$i_{Bi}^* = aV_{Bi}^{1/3} - a + \frac{1}{a} \quad (39)$$

حيث  $a$  مقدار ثابت هو  
(المرجع السابق، ص ١١).

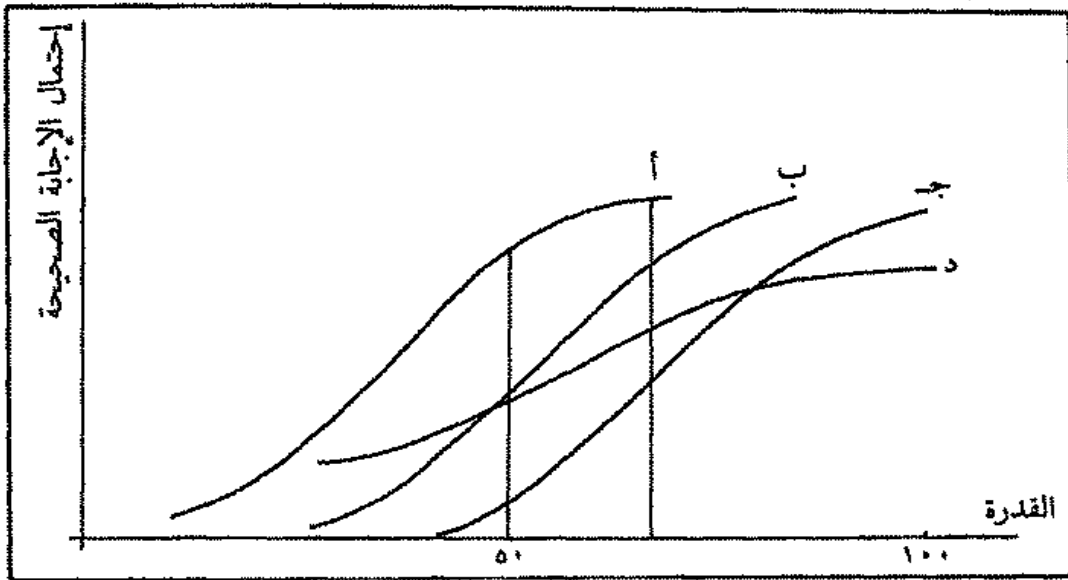
وتركز قيم إحصاء (ت) بين المجموعات على التغير Variation في الاستجابة للبند، عبر مجموعات القدرة المختلفة، والتي تتراوح بين مجموعتين، الى ست مجموعات. لذا فهذا الإحصاء حساس بصورة خاصة للتغير في صعوبة البند، التي تقترن بالتغير في قدرة الأفراد. وعلى هذا فعلى عكس الحال في تقدير صعوبة البند، التي لا تعتمد على العينة، فان هذا الإحصاء للملاءمة من الضروري ان يعتمد على العينة. اما درجات الحرية لهذا الإحصاء، فهي تساوي (عدد المجموعات - ١)، أي تتراوح بين درجة الى خمس درجات من درجات الحرية (المرجع السابق، ص ١٣). ومن الواضح ان متوسط المربعات بين المجموعات ( $V_{Bi}$ ) ينبغي ان يكون موجبا دائما، وعلى هذا فان توزيعه التكراري يكون ذا ذيل واحد فقط. لذا فانه عند تحويل ( $V_{Bi}$ ) الى الصورة المعيارية ( $i_{Bi}$ ) يكون توزيعها أيضا ذا ذيل واحد.

فاذا ساوت قيمة إحصاء (ت) بين المجموعات لاحد البنود - حد الدلالة، او تعدته، دل هذا على ابتعاد المنحنى الملاحظ المميز للبند عن المنحنى المتوقع من النموذج - المميز لهذا البند - ويكون البند عندئذ غير ملائم للنموذج. اما إذا قلت قيمة إحصاء (ت) بين المجموعات عن حد الدلالة، دل هذا على اقتراب المنحنيين من بعضهما، وأن الابتعاد بينهما غير جوهري. وعندئذ يتوفر للمنحنى الملاحظ المميز للبند ما يتوفر لذلك المنحنى المتوقع من النموذج، من استقرار لصعوبة البند عبر مستويات القدرة المختلفة؛ أي يتوفر فيه فرض النموذج من استقلال لصعوبة البند عن العينة، ويكون البند عندئذ ملائما للنموذج.

\* ( $i_{Bi}$ ) إحصاء (ت) للملاءمة بين المجموعات

## توازي المنحنيات المحددة للبنود الملائمة

يختص إحصاء (ت) بين المجموعات أيضا باختبار ما إذا كانت المنحنيات المميزة للبنود الملائمة ذات ميل، أو انحناء مشترك. (المرجع السابق، ص ١١) فعندما تكون البنود مستقلة فعلا عن العينة، فإن قوة البنود على التمييز تكون متساوية، ومن ثم تكون تلك المنحنيات المميزة للبنود متوازية؛ أي ذات انحناء مشترك. عندئذ يكون متوسط التوزيع الملاحظ لقيم (ت) بين المجموعات قريبا من الصفر وانحرافه المعياري قريبا من الواحد وذلك للبنود الملائمة. (المرجع السابق، ص ٨٤) ويمثل الشكل الآتي المنحنيات المميزة للبنود أ، ب، ج، د، حيث يلاحظ ما يأتي:



شكل (٩)

### المنحنيات المميزة لأربعة بنود

- تتوازي تقريبا المنحنيات (أ)، (ب)، (ج)، أي إن لها شكلا أو انحناء عاما واحدا. ومعنى هذا أن الزيادة المتساوية في مستوى القدرة (مستوى الدرجة الكلية)، يقترن بزيادة متساوية تقريبا في احتمال الإجابة الصحيحة على أي من هذه البنود. وبعبارة أخرى إن قوة تمييز البنود بين قدرات الأفراد متساوية، وهذا ما يختلف بالنسبة للمنحنى (د).

- إن فاعلية\* البند (أ) تمتد من المستوى المنخفض من القدرة، وحتى المستوى فوق

\* فاعلية البند على التمييز: هي مدى القدرة التي يمكن للبند أن يميز فيه بين الأفراد.

المتوسط مباشرة، وليس لهذا البند فائدة تذكر للأفراد ذوي المستوى العالي من القدرة ولا يستطيع ان يميز بينهم على هذه القدرة حيث يمكن هؤلاء الأفراد جميعا الإجابة الصواب على هذا البند. اما البند (ج)، فتمتد فاعليته من المستوى المتوسط، وحتى المستوى العالي من القدرة، وليس لهذا البند فائدة تذكر للأفراد المنخفضين في القدرة. حيث يخفق هؤلاء جميعا في الإجابة على هذا البند، ومن ثم فهولا يستطيع ان يميز بينهم. اما البند (ب)، فتمتد فاعليته عبر المستويات المتوسطة من القدرة.

في المدى المشترك لفاعلية هذه البنود الثلاثة (أ، ب، ج)، يكون احتمال الإجابة الصواب على البند (أ) أكبر دائما من احتمال الإجابة الصواب على البند (ب)، وهذا يكون دائما أكبر من احتمال الإجابة الصواب على البند (ج)، وذلك عند أي مستوى من مستويات هذه القدرة، المحدود بالمدى المشترك لفاعلية هذه البنود. أي ان البند (أ) يكون دائما اسهل من البند (ب)، وهذا يكون دائما اسهل من البند (ج)، وذلك عند المستويات المختلفة من القدرة في هذا المدى المشترك لفاعلية هذه البنود. أي ان صعوبة هذه البنود تكون مستقرة عبر مستويات القدرة، مما يعني ملاءمة هذه البنود للنموذج.

ان احتمال الإجابة الصواب على البند (د) يكون أكبر من احتمال الإجابة الصواب على البند (ب) عند المستوى المنخفض من القدرة في حين تكون أقل منها عند المستوى العالي من القدرة. معنى هذا ان البند (د) يكون اسهل من البند (ب) في المستويات المنخفضة من القدرة بينما يكون اصعب منه في المستويات العالية من القدرة. وهذا ما يمكن استنتاجه ايضا عند مقارنته بالبند، (ج)، حيث يكون البند (د) اسهل من البند (ج) في المستويات المتوسطة من القدرة، في حين يكون اصعب منه عند المستويات العالية من القدرة. ومعنى هذا ان صعوبة هذا البند (د) غير مستقرة عبر مستويات القدرة المختلفة. وهو اخلال بفرض النموذج عن استقلال صعوبة البند عند قدرات العينة، مما يعني عدم ملاءمة هذا البند للنموذج.

### قوة البند على التمييز

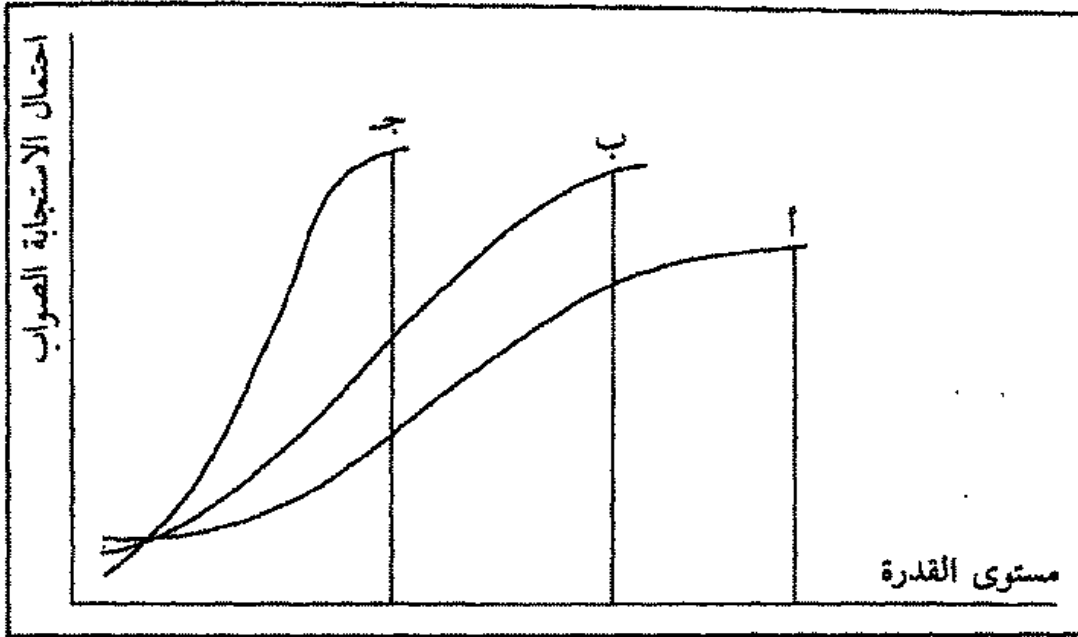
تقل قوة البند على التمييز بين الأفراد على مستويات القدرة المختلفة او تزيد تبعا لانحناء المنحنى المميز للبند، حيث يصور هذا المنحنى العلاقة بين

إحتمال الاستجابة الصواب والمستويات المختلفة للقدرة، ومن هنا أمكن للباحث التوصل للتعريف الآتي:

قوة البند على التمييز: هو معدل التغير في احتمال الاستجابة الصواب للأفراد على البند بالنسبة لمستوى القدرة. وتقدر هذه القوة بمعامل التمييز حيث:

معامل التمييز: هو الميل النسبي للمنحنى المميز للبند على محور القدرة.

ويوضح الشكل الآتي ثلاثة منحنيات مميزة لثلاثة بنود (أ، ب، ج)، حيث تختلف هذه المنحنيات في درجة انحنائها على محور مستوى القدرة.



شكل (١٠)  
الميل النسبي للمنحنيات المميزة للبنود

يلاحظ من الشكل (١٠) ما يأتي :

- ان فاعلية البند (أ) تغطي مدى من القدرة أكبر من ذلك الذي تغطيه فاعلية البند (ب)، والتي تغطي بدورها مدى أكبر من المدى الذي تغطيه فاعلية البند (ج).
- ان التغير الذي يحدث في احتمال الإجابة الصواب على البند، الذي يقترن بالتغير بمقدار ثابت، من مستوى القدرة، وذلك لكل منحنى من المنحنيات

- الثلاثة يكون أقل ما يمكن للمنحنى (أ) ثم يزيد للمنحنى (ب) ويزيد أكثر للمنحنى (ج).
- بمعنى أن البند (أ) هو أقل البنود من حيث القوة على التمييز بين مستويات القدرة وإن البند (ج) هو أكثر البنود من حيث القوة على التمييز بينها.
- وعلى هذا فإن :
- البند (أ) هو أكثر البنود فائدة للتمييز بين الأفراد على المدى الأوسع من القدرة، ولكنه أقلها فائدة من حيث حساسيته للتمييز بين هؤلاء الأفراد، أي أقلها من حيث قوة التمييز بينهم.
  - البند (ج) هو أقل البنود فائدة للتمييز بين الأفراد على المدى الضيق من القدرة، ولكنه أكثرها فائدة من حيث الحساسية للتمييز بين هؤلاء الأفراد. أي أنه أكثر البنود من حيث قوة التمييز.
  - البند (ب) هو أوسط البنود من حيث مدى القدرة التي يميز فيه بين الأفراد، وكذلك هو أوسط البنود من حيث قوتها على التمييز.
- أي إن أقوى البنود تمييزاً يكون ذا فاعلية على المدى الضيق من القدرة، وإن أضعف البنود تمييزاً يكون ذا فاعلية على المدى الأوسع من القدرة.
- وعلى هذا يكون أحسن البنود، من حيث قوة التمييز، هو تلك البنود متوسطة التمييز أي إن أحسن ميل للمنحنى المميز للبند، كما يحتمل من النموذج، هو عندما تكون زاوية ميله على محور القدرة  $45^\circ$  عندئذ يتأرجح ميل هذا المنحنى حول القيمة المثلى واحد، (حيث الميل النسبي للمنحنى ظا  $45^\circ = 1$ ).
- وتكون قوة تمييز البند مناسبة، عندما يقترب المنحنى الملاحظ المميز للبند من المنحنى الأمثل المحتمل من النموذج، وعندئذ يكون معامل التمييز للبند، الذي يصف الانحناء النسبي للمنحنى المميز لهذا البند قريباً من (الواحد). أما إذا قل معامل التمييز بشده عن (الواحد)، فإنه يكون أكثر تسطيحاً من المحتمل، ويخفق عندئذ في التمييز بين الأفراد، ويقترب هذا الحال بمعامل ارتباط ثنائي منخفض بين الإجابة على السؤال والدرجة الكلية على الاختبار. أما إذا زاد معامل التمييز بشده عن (الواحد) فإن المنحنى المميز للبند يكون أكثر انحداراً من المنحنى الأمثل للبند، ويبدو عندئذ هذا البند أكثر تمييزاً من البنود المتوسطة في الاختبار. ولكن ينبغي فحص هذا البند قبل عده مقبولاً، ففي أغلب الأحيان يكون ارتفاع معامل التمييز

الأكبر من (واحد)، عرضا لتفاعل نوعي بين خاصية للبند وميز ثانوي لبعض،  
وليس كل أفراد العينة. (Wright, Mead & Bell, 1980, P. 84 - 85)

معنى هذا أنه ليس هناك حد أدنى فقط لمعامل التمييز، كما هي الحال في  
الطريقة المألوفة (الجماعية - المرجع) لتحليل البنود، ولكن هناك حد أدنى وحد أعلى  
لمعامل التمييز عندما نعتمد في التحليل على نموذج (راش). أما المدى الذي تتراوح  
فيه قيمة معامل التمييز حول القيمة المثل (واحد)، فهو أمر توفيقى يعتمد على عوامل  
أخرى كثيرة، بجانب أسس القياس النفسي (Murray, 1976, P.427).

وقد أوضح (George, A., 1979)، أنه لكي يكون نموذج (راش) فعالا في  
تحليل نتائج الاختبارات، فينبغي أن تكون معاملات تمييز البنود شديدة التقارب.  
كما أوضحت دراسة (Ramaswamy, 1976) ضرورة حذف البنود التي تتجاوز المدى  
الضيق من معاملات التمييز، حتى يتوفر ثبات قوة التمييز للبنود الملائمة.

ولكن ما المدى الذي يعد مدى ضيقا؟

لم تحدد دراسة (Willmott & Fowles, 1974, P3g) المدى الذي تتأرجح بينة قيم  
معاملات التمييز، ولكنها أوضحت أن البنود غير الملائمة، إما أن تكون عالية  
التمييز، أو منخفضة التمييز، في حين أن معاملات التمييز للبنود الملائمة تقع في  
المدى الأوسط (الضيق) من قيم معاملات التمييز.

أما دراسة (Dinero & Haertel, 1977)، فقد أوضحت أن ازدياد التباين بين  
معاملات التمييز من (٠,٥) إلى (٠,٢٥) لا يؤثر كثيرا في نقص الملاءمة. وقد حسبت  
الباحثة. المدى الذي تتراوح بينة قيم معامل التمييز عند الحد الأدنى من هذا  
التباين، وهو (٠,٥)؛ أي عندما يكون الانحراف المعياري = (٠,٢٢)، وذلك  
حول القيمة المثل (واحد).

فكان المدى\*\* المتقبل الذي يتأرجح بينة معامل التمييز للبنود عند مستوى ٠,٥،  
هو من (٠,٥٧) إلى (١,٤٣) حيث تتأرجح زاوية الميل على محور القدرة بين  
(٢٩,٦٨) إلى (٥٥,٠٤).

أما المدى\*\* المتقبل الذي يتأرجح بينة معامل التمييز عند مستوى ٠,١، فهو:

\* الانحراف المعياري لهذا التوزيع =  $V$  التباين =  $V = ٠,٥ = ٢٢$

\*\* الحدود المتقبلة التي يتأرجح بينها معامل التمييز حول القيمة المثل (واحد)

عند مستوى الدلالة ٠,٥ =  $١ = ٠,٢٢ \times ١,٩٦ + ١ = ٠,٥٧$  إلى  $١,٤٣$

عند مستوى الدلالة ٠,١ =  $٠,٢٢ \times ٢,٥٨ \pm ١ = ٠,٤٣$  إلى  $١,٥٧$

من (٤٣ ، ) إلى (١ ، ٥٧) حيث تتأرجح زاوية الميل على محور القدرة بين (٢٧ ، ٢٣) إلى (٥٧ ، ٥١) .

وليس هناك مدى ثابت تتأرجح فيه قيم معاملات التمييز حول القيمة المثل (واحد) وإنما يتوقف هذا المدى على قيمة تباين معاملات التمييز لبنود الاختبار .

#### Total fit (t) Statistics

#### ب - إحصاء (ت) للملاءمة الكلية

يعتمد هذا الإحصاء على أحد فروض النموذج، وهو أن جميع البنود لاختبار ما تثير استجابات لدى الأفراد على الصفة نفسها. بمعنى أن تقيس جميع البنود صفة واحدة. وعلى هذا فإن البند الملائم للنموذج ينبغي أن يتفق في التعبير عن الصفة مع تلك التي تعبر عنها باقي بنود الاختبار.

ويُقوم إحصاء (ت) للملاءمة الكلية، مدى الاتفاق بوجه عام بين المتغير الذي يعرفه بند ما، والمتغير الذي تعرفه باقي البنود، وذلك عبر العينة كلها. (Wright, Mead, Bell 1980, P. 84) وعلى هذا فهو يختص باختبار ملاءمة البند بوجه عام من فرد إلى فرد.

فإذا كان البند متفقا مع باقي البنود في قياسه للمتغير، موضوع الدراسة، كان هناك اتساق بين الاستجابات الملاحظة للأفراد على هذا البند، واستجاباتهم على باقي بنود الاختبار (الدرجة الكلية للأفراد على الاختبار)، والتي يشق منها تبعا للنموذج احتمالات نجاح الأفراد على البند.

بناء على ذلك، إذا حدث اتساق بين الاستجابات الملاحظة للأفراد على بند ما، وبين احتمال نجاحهم عليه (كما يقدر من النموذج)، كان معنى هذا هو الاتساق بين الاستجابات الملاحظة لهؤلاء الأفراد على هذا البند، ودرجاتهم الكلية على الاختبار؛ أي استجاباتهم على باقي بنود الاختبار. وهذا دليل على الاتفاق في الصفة التي يعبر عنها هذا البند، والصفة التي تعبر عنها باقي البنود عبر جميع العينة. ويعني هذا ملاءمة البند للنموذج بوجه عام.

- حساب إحصاء (ت) للملاءمة الكلية من متوسط مربعات البواقي المعيارية (v)

يقوم حساب هذا الإحصاء على مقارنة نتائج تفاعل كل (فرد / بند) أي  $(X_{ij})$ ، بالاحتمال المتوقع لهذا التفاعل كما يقدر من النموذج أي  $(P_{ij})$ . وتكون للبواقي المعيارية هنا صورة البواقي بين المجموعات؛ أي:

$$Z_{vi} = \frac{X_{vi} - P_{vi}}{[P_{vi} (1 - P_{vi})]^{1/2}} \quad (٤٠)$$

(Wright, Mead & Bell, 1980, P. ١2)

وهذه يمكن تربيعها وتجميعها بالنسبة لجميع الأفراد، لتكون متوسط المربعات الكلي حتى يمكن تقويم ملاءمة البند للنموذج. كما يمكن تربيعها وتجميعها بالنسبة لجميع البنود، حتى يمكن تقويم ملاءمة الفرد للنموذج.

وإلى الحد الذي تقترب منه البيانات من النموذج، يكون توقع توزيع هذه البواقي المستخرجة ( $Z_{vi}$ ) اعتداليا تقريبا، بمتوسط قدره (صفر) وتباين قدرة (واحد).

كما تقترب توزيعات مربعاتها من توزيع كاي<sup>٢</sup> بدرجة حرية (واحدة).

وتساعد هذه القيم والتوزيعات المرجعية في معرفة ما إذا كانت البواقي المعيارية المقدرة تنحرف جوهريا عن توقعاتها النموذجية، مما ينبىء عما إذا كان هناك شيء غير متوقع قد حدث عند مجابهة الفرد ( $v$ ) للبند ( $i$ ). ولا تشير مجرد الاستجابة الواحدة غير المتوقعة من المتاعب، ما تثيره مجموعة كبيرة من القيم غير المتوقعة من ( $Z_{vi}$ ). ويتجمع التأثير المتراكم لهذه القيم عبر البنود لفرد ما، أو عبر الأفراد لبند ما، ليوضح مدى معقولية قياس الفرد أو تدريج البند، ومن ثم لوضع معنى قياس هذا الفرد أو تدريج هذا البند موضع الشك.

(Wright & Stone, 1970, P. 7١)

ولما كانت الاستجابة ( $X_{vi}$ ) لها قيمتان فقط هما (صفر)، (واحد)، فمن الممكن التعبير عن البواقي باصطلاحى تقدير قدرة الفرد ( $D_v$ )، وصعوبة البند ( $D_i$ )، فحيث

$$Z_x = \frac{(X - P)}{[P (1 - P)]^{1/2}} \quad (٤٠)$$

فعند  $X$  تساوي صفر فإن:

$$Z = \frac{-P}{[P (1 - P)]^{1/2}} = \left[ \frac{P}{1 - P} \right]^{1/2} \quad (٤١)$$



وعند  $X$  تساوي (واحد) فإن :

$$Z_1 = \frac{1-P}{[P(1-P)]^{1/2}} = \left[ \frac{1-P}{P} \right]^{1/2} \quad (٤٢)$$

$$\therefore P = \frac{\exp(b-d)}{1+\exp(b-d)}$$

$$\therefore \frac{P}{1-P} = \exp(b-d) \quad (٤٣)$$

$$\& \frac{1-p}{p} = \exp(d-b) \quad (٤٤)$$

$$\therefore Z_0 = -\frac{\exp(b-d)}{2} \quad \text{من المعادلتين (٤٣ ، ٤١)}$$

$$\therefore Z_0^2 = \exp(b-d) \quad (٤٥)$$

$$\therefore Z_1 = \exp \frac{(d-b)}{2} \quad \text{ومن المعادلتين (٤٤ ، ٤٢)}$$

$$\therefore Z_1^2 = \exp(d-b) \quad (٤٦)$$

وعلى وجه العموم تكون

$$Z^2 = \exp(2x-1)(d-b) \quad (٤٧)$$

وعلى هذا فإن المقدار  $\exp(b-d)$  يوضح ويدل على عدم التوقع عندما تكون الاستجابة خاطئة ( $X_{vi} = 0$ ) على بند سهل نسبياً ؛ أي عندما تكون قدرة الفرد أكبر من صعوبة البند ( $b > d$ ) .

كما يوضح المقدار  $\exp(d-b)$  ويدل على عدم التوقع ، عندما تكون الاستجابة صائبة ( $X_{vi} = 1$ ) على بند صعب نسبياً ؛ أي عندما تكون صعوبة البند أكبر من قدرة الفرد ( $d > b$ ) .

وعند تحقيق قيم  $(Z_1, Z_0)$  من المعادلتين (٤٥) ، (٤٦) وذلك لكل  $(X_{vi})$  المساوية لصفر أو (واحد) على الترتيب ، يتم تجميعها عبر البنود  $(\sum_{i=1}^N Z_i^2)$  لتقييم مدى معقولية قياس أي فرد . كما يتم تجميعها عبر الأفراد  $(\sum_{v=1}^N Z_v^2)$  لتقييم مدى معقولية تدرج أي بند . وتوضح هذه التجميعات نمط الاستجابة غير المتوقعة لكل من البند والفرد .

\* باستخدام نظريات التناسب

ويكون توزيع  $Z^2$   $\chi^2$  هو توزيع (كا) بدرجات حرية (d.f = L-1) \*  
حيث L عدد البنود

كما يكون توزيع  $Z^2$   $\chi^2$  هو توزيع (كا) بدرجات حرية (d.f = N-1) حيث  
N عدد الأفراد

ويحسب متوسط مربعات البواقي المعيارية الخاصة بالفرد من المعادلة

$$V_v = \frac{\sum_{i=1}^L Z^2}{L-1} \quad (48)$$

ويحسب متوسط مربعات البواقي المعيارية الخاصة بالبند من المعادلة

$$V_i = \frac{\sum_{v=1}^L Z^2}{N-1} \quad (49)$$

ويمكن تقييم متوسط مربعات البواقي المعيارية (V) بصورة مناسبة بإحصاء  
(٢) حيث:

$$t = (\ln(V) + (V - 1) \left[ \frac{d.f}{8} \right]^{1/2}) \quad (51)$$

حيث يتوزع بصورة اعتدالية تقريبا، بمتوسط قدرة صفر، وانحراف معياري  
قدره واحد، (Wright, Mead & Bell, 1980, P.13 & 84; Wright & Stone, 1979, P.77).

— حساب إحصاء (ت) للملاءمة الكلية من متوسط المربعات الموزونة

هناك اتجاه آخر لإحصاء (ت) للملاءمة الكلية بعدّ بديلا عن السابق وله  
صفات، مقارنة مشابهة - ولكنه أشد بالنسبة للبيانات التي تبعد عن نطاق دقة  
القياس. ويقوم هذا الاتجاه أو هذه الطريقة على نسبة كل بواقي مربعة إلى المقدار  
الآتي  $P_{vi}(1 - P_{vi})$  وبذلك يمكن حساب متوسط المربعات الموزون هذا بالطريقة  
الآتية:

- يوجد الفرق بين الاستجابة الملاحظة (x) وتوقع النموذج المقدر لها P  
حيث:

$$P = \frac{\exp(b-d)}{1 + \exp(b-d)}$$

\* d.f ترمز لدرجات الحرية

- تجمع مربعات الفروق هذه  $(X-P)^2$  بالنسبة للأفراد لاختبار ملائمة البند،  
وبالنسبة للبند، وذلك لاختبار ملائمة الفرد.

- يقسم مجموع مربعات الفروق  $\sum(X-P)^2$  على توقع النموذج  $\sum P(1-P)$   
لتكون أداة إحصائية هي متوسط المربعات الكلي.

$$V_i = \frac{\sum(X-P)^2}{\sum P(1-P)} \quad (51)$$

بقيمة متوقعة (واحد) وتباين قدره

$$S^2 = \frac{\sum P(1-P) - 4[\sum P(1-P)]^2}{[\sum P(1-P)]^2} \quad (52)$$

(Wright, Mead, Bell, 1980, P.13)

وهذه القيمة المتوقعة (واحد) تعدّ قيمة مرجعية، تعبر عن تمام ملائمة البند  
للمنموذج، وتزيد قيمة متوسط المربعات الموزونة عن (واحد)، كلما حاد المنحنى  
الملاحظ المميز للبند عن ذلك المتوقع؛ أي عندما يخفق عدد كبير من الأفراد ذوي  
القدرة العالية في استجاباتهم على بند سهل، أو عندما ينجح عدد كبير من الأفراد  
ذوي القدرة المنخفضة في استجاباتهم على بند صعب (Wright; Mead, Bell, 1980, P.83)  
أي تزيد قيمة متوسط المربعات الموزونة عن (الواحد) كما قلت ملائمة  
البند. ويكون البند ملائماً كلما كانت قيمة متوسط المربعات الموزونة مساوية أو تقل  
عن (واحد). وبالطبع فإن متوسط المربعات لا يكون إلا موجبا؛ لذا فهو توزيع ذو  
ذيل واحد ومن متوسط المربعات الموزونة يمكن الوصول إلى إحصاء (ت)، للملائمة  
الكلية (ب)

$$t_1 = (V_1 - 1) \frac{3}{S} + \frac{S}{3} \quad (53)$$

(Wright, Mead & Bell, 1980, P.13)

وينبغي نظريا أن يكون التوزيع التقريبي لهذا الإحصاء التائي إعتداليا، له  
متوسط (صفر)، وانحراف معياري = 1. أما تطبيقيا، فإن الانحراف المعياري قد  
ينخفض إلى (٧،) عندما تبعد البيانات عن نطاق دقة القياس. ويوجه عام إذا زادت  
قيم ملائمة (ت) الكلية سواء للبند أو للأفراد عن ١، ٥، فينبغي اختبار الاستجابة

\* هو الانحراف المعياري لمتوسط المربعات، وهو معرف بالمعادلة (52)

من حيث مخالفتها للمألوف. وبالطبع فإن القيم التي تزيد عن ٢، تكون جديرة بالملاحظة والانتباه (Wright, Mead & Bell, 1980, P.13)

ويقوم برنامج BICAL للحاسب الآلي الذي وضعه كل من رايت، ميد وبل، بحساب إحصاءات (ت) للملاءمة الكلية. كما يراجع أيضا عينة التدريج، بغرض اختبار ملاءمة الفرد، ثم حذف الأفراد عندما يكون نمط إجاباتهم بعيدا عن المتوقع إلى حد كبير. ويمكن إختبار محك الحذف هذا عند كل عملية تدريج. وعدّ برنامج بيكال أن الفرد الذي تزيد قيمة (ت) الكلية الخاصة به عن (٢) فردا غير ملائم، يحذف من عينة التدريج. وبهذا يمكن إبعاد الاستجابات غير المعقولة للأفراد، التي تؤثر في نتائج ملاءمة البنود، وعندئذ يعتمد تحليل ملاءمة (ت) الكلية على نوعية البند فقط (المرجع السابق ص ١٥).

#### تأثير الخطأ المتراكم : Error Impact

وهو الخطأ المتراكم الناتج عن عدم ملاءمة البند، فهو مقياس للخطأ النسبي، الذي يزداد ويتراكم، والذي قد يكون راجعا إلى عدم ملاءمة البند، وبحسب تأثير الخطأ المتراكم هذا بالمقدار  $(1 - \frac{1}{2} V_1)$  (المرجع السابق، ص ١٤).

وإذا كان متوسط المربعات الموزونة يساوي أو يقل عن (واحد)، كان تأثير الخطأ المتراكم مساويا صفرًا. أما إذا زاد متوسط المربعات الموزونة عن (واحد)، فإن تأثير الخطأ المتراكم يزداد متناسبا مع الفرق بين الجذر التربيعي لمتوسط المربعات والمقدار واحد (المرجع السابق، ص ٨٤)

#### كفاءة البند :

تزيد كفاءة البند في تقدير قدرة الفرد كلما اقترب كل منهما من الآخر، ويكون الحد الأقصى لهذه الكفاءة عند  $(b-d=0)$  وتكون البيانات عندئذ محققة للهدف تماما right on target. وتقل كفاءة البند في تقدير الفرد كلما زاد الفرق بينهما، وهنا تبدو الحاجة إلى مزيد من البنود للتوصل إلى قياس مشابه في دقته لذلك الحد الأقصى من الكفاءة؛ لذا فإن طول الاختبار الضروري لتحديد دقة معينة، يتناسب عكسيا مع الكفاءة النسبية للبنود المستخدمة.

وقد أمكن تصنيف كفاءة البنود إلى أربعة مستويات، يتناسب عكسياً مع الفرق بين d, b . (Wright & stone, 1979, P. 75)

### جدول رقم (٣) مستوى كفاءة البند

مدى الملاءمة	مدى تحقيق الهدف (القياس)	مستوى كفاءة البند	الفرق بين d, b
من الصعب أن يكون هناك عدم ملاءمة	يحقق الهدف تماما	٧٩٪ أو أكثر	$ b-d  < 1$
	يحقق الهدف تماما	٤٥٪ أو أكثر	$ b-d  < 2$
يبدو عدم الملاءمة عند تراكم الاستجابات غير المتوقعة	ابتعاد قليل عن الهدف	أقل من ٤٥٪	$2 <  b-d  < 3$
يبدو عدم الملاءمة حتى لو ظهرت استجابة واحدة غير ملاءمة	ابتعاد كبير عن الهدف	أقل من ١٨٪ وهي كفاءة ضعيفة	$3 <  b-d  < 4$
	تطرف في الابتعاد عن الهدف	أقل من ٧٪ وهي كفاءة ضئيلة جدا	$4 <  b-d $

وتقدر كفاءة البند النسبية (I) من المعادلة

$$I = 400 P(I - P) \quad (٥٤)$$

(Wright; Stone, 1979, P. 73)

ويهدى الكفاءة النسبية للبند يمكن للاستجابة المشاهدة أن تعطي معلومات عن تفاعل الفرد والبند. وقد أدخل العامل ٤٠٠ في المعادلة، حتى تكون الكفاءة النسبية لأي بند في قياسه لفرد ما على هيئة نسبة مئوية من الحد الأقصى لكفاءة البند؛ أي عندما تتساوى صعوبته مع قدرة الفرد؛ أي عند  $(b-d = 0)$ . وتستخدم هذه الكفاءة النسبية للبند للحكم على مدى دقة قياس البند للفرد. وعلى هذا تبدو الحاجة إلى خمسة بنود ذات كفاءة نسبية ٢٠٪؛ لتعطينا معلومات عن قدرة فرد ما، التي يمكن الحصول عليها من بند واحد فقط ذي كفاءة نسبية ١٠٠٪.

## الخلاصة

كما سبق يمكن استخلاص ثلاثة محكمات أساسية يمكن أن يقوم عليها اختيار البنود الملائمة واستبعاد البنود غير الملائمة .

المحك الأول : أن يتفق البند في تعريفه للمتغير مع ذلك الذي تعرفه وتعبر عنه باقي البنود .

ويختص بذلك إحصاء (ت) للملاءمة الكلية  $Totat (t) fit Statistics$  لكل بند من البنود . ويقوم هذا الإحصاء باختبار ملاءمة البند للنموذج ، وذلك بوجه عام من فرد إلى فرد . فإذا ما حدث اتساق بين الاستجابات الملاحظة للأفراد على البند ، واحتمال نجاحهم عليه ، كان معنى هذا ان هناك اتساقا بين الاستجابات الملاحظة للأفراد على هذا البند ، ودرجاتهم الكلية على الاختبار ، أي استجاباتهم على باقي بنود الاختبار . وهذا يدل على الاتفاق بين الصفة التي يعبر عنها هذا البند ، والصفة التي يعبر عنها باقي البنود ، وذلك عبر العينة كلها . ومعنى هذا ملاءمة البند بوجه عام لمتطلبات النموذج .

وعندئذ يكون :

- متوسط المربعات الموزنة  $(V_i)$  ، أصغر أو مساويا للواحد ، ويكون هذا دليلا على تمام ملاءمة البند للنموذج .
  - تأثير الخطأ المتراكم (Error Impact) الناتج عن عدم ملاءمة البند مساويا للصفر .
  - قيمة اختبار (ت) للملاءمة الكلية صفرية (غير دالة إحصائيا) .
- أما إذا كانت الحال هي العكس ، فيعني ذلك عدم ملاءمة البند للنموذج بوجه عام .

وعندئذ يكون :

- قيمة متوسط المربعات الموزونة  $V_i$  أكبر من الواحد ، (باستخدام الانحراف المعياري) .
- تأثير الخطأ المتراكم أكبر من الصفر .
- قيمة (ت) للملاءمة الكلية دالة إحصائية .

وينبغي عندئذ حذف مثل هذا البند، حيث إنه لا يعبر عن الصفة نفسها التي تعبر عنها باقي البنود .

وتتوزع قيم (ت) هذه، للبنود الملائمة اعتماديا، بمتوسط قدره (صفر) وانحراف معياري قدره (واحد) . ومن الملاحظ أنه قد تنخفض قيمة المتوسط إلى (٥ ، ٠) وانحراف معياري قدره (٦ ، ٠) (Wright, Mead & Bell, 1980, P.84) .

ويستخدم أيضا هذا الإحصاء (ت) للملاءمة الكلية لكل فرد من الأفراد، وذلك لاستبعاد الأفراد غير الملائمين للنموذج . حيث تختلف الصعوبة النسبية للبنود عند هؤلاء الأفراد عنها عند معظم الأفراد . ويؤثر عدم استبعاد الأفراد غير الملائمين للنموذج في نتائج ملاءمة البنود . إذا ينبغي حذفهم من التحليل قبل القيام بإحصاء الملاءمة الكلية للبنود .

**المحك الثاني : أن يكون البند مستقلا عن العينة .**

ويختص بذلك إحصاء (ت) للملاءمة بين المجموعات **Between fit (t)** **Statistics** الذي يحقق :

أ - اختبار مدى استقرار مستوى الصعوبة النسبي للبنود عبر مستويات القدرة المختلفة .

ومعنى هذا ان يظل ترتيب الصعوبة للبنود ثابتا عند كل مستوى من مستويات القدرة . ويعتمد هذا الاختبار على قياس مدى الانحراف بين المنحنى المميز للبند، كما هو ملاحظ، وبين المنحنى المميز للبند كما يتوقع من النموذج .

ويوضح المنحنى الملاحظ المميز لبند ما نسبة الإجابات الصحيحة الملاحظة على هذا البند للأفراد عبر مستويات القدرة المختلفة، في حين يوضح المنحنى المحتمل المميز للبند، احتمالات الإجابة الصحيحة على هذا البند عند المستويات المختلفة من القدرة .

وعندما تكون قيمة (ت) للملاءمة بين المجموعات صفرية، يكون الانحراف بين المنحنيين غير جوهري، ويدل هذا على الاتفاق بين المنحنى المميز للبند، كما هو ملاحظ وأفضل منحنى له، يلائم النموذج . عندئذ يتوفر لهذا المنحنى الملاحظ ما يتوفر للمنحنى المتوقع من النموذج، من استقلال لصعوبة البند عن العينة . ومن ثم من استقرار هذه الصعوبة عبر مستويات القدرة المختلفة .

ب - اختبار ما إذا كان للمنحنيات الملاحظة المميزة للبنود شكل (انحناء) عام مشترك .

عندما تكون البنود ملائمة للنموذج، يكون هناك شكل او انحناء عام للمنحنيات الملاحظة المميزة للبنود، أي تكون هذه المنحنيات متوازية. عندئذ تكون لها القوة نفسها على التمييز بين الأفراد على متصل الصفة، ويكون توزيع قيم (ت) للملاءمة بين المجموعات اعتداليا، ومتوسطها (صفر)، وانحرافها المعياري = واحد .

### المحك الثالث : أن تكون للبنود قوة تمييز مناسبة

سبق أن لاحظنا أن أقوى البنود تمييزا يكون ذا فاعلية على مدى ضيق من القدرة، وأن أقل البنود تمييزا يكون ذا فاعلية على مدى واسع من القدرة، وأن أوسط البنود تمييزا يكون ذا فاعلية على مدى متوسط من القدرة. لذا فإن أحسن البنود تلك المتوسطة، من حيث قوة التمييز، وفاعلية التمييز. لذا فقد عد أن أحسن ميل محتمل للمنحنى المحدد للبند هو عندما تكون زاوية ميله  $45^\circ$  على محور القدرة، عندئذ يتأرجح ميل هذا المنحنى المحتمل من النموذج حول القيمة (واحد). وتكون قوة تمييز البند مناسبة عندما يقترب المنحنى الملاحظ المميز للبند من المنحنى المحتمل من النموذج. عندئذ يكون معامل التمييز للبند الذي يصف الانحناء النسبي للمنحنى المميز لهذا البند قريبا من (الواحد) .

وقد سبق أن ناقشت الباحثة الحدود التي يعد عندها معامل التمييز قريبا من الواحد .

ويشير (Murray, 1976, P.426) إلى أن احسن البنود ملاءمة للنموذج ليست بالضرورة تلك المتقبلة من حيث شكل منحنياتها المميزة (I.C.G.)، لهذا ولمثل هذه الحالات ينبغي أولا اختيار البنود اعتمادا على شكل منحنياتها المميزة، ثم بعد ذلك تدخل هذه المجموعة المنتقاة من البنود في برنامج الحاسب الآلي، حيث تكون خطوات التحليل، آلية .

وعلى هذا تحذف البنود غير الملائمة للنموذج والتي تتصف بما يأتي :

- يكون متوسط المربعات الموزونة (V) أكبر من الواحد .
- يكون تأثير الخطأ المتراكم أكبر من الصفر .



- تكون قيمة (ت) للملاءمة الكلية دالة إحصائيا .
- تكون قيمة (ت) للملاءمة بين المجموعات دالة إحصائيا .
- تكون قيمه معامل التمييز بعيدة عن الواحد .

وتستبقى باقي البنود التي لا تتصف بهذا المواصفات . وعندئذ يكون توزيع قيم كل من (ت) للملاءمة الكلية ، و(ت) للملاءمة بين المجموعات قريبا من الاعتدالية بمتوسط قدره (صفر) ، وانحراف معياري قدره (واحد) . وتكون تلك البنود المستبقاه هي التي تتوافق مع تدرج الأفراد على المتغير موضوع الدراسة . ويمكن بهذه المجموعة من البنود تقدير مستوى الأفراد على هذا المتغير .

ويشير (Wright, Mead & Bell, 1980, P.82) إلى أنه على الرغم من أن البنود الملائمة لإحدى العينات تكون ملائمة على الأغلب لغيرها من العينات ، إلا أن ذلك لا يشكل ضمانا دائما للملاءمتها ، وعلى هذا ينبغي التأكد من ملاءمة كل من الفرد والبنود روتينيا عند كل تطبيق .

ويوضح (Wright & Stone, 1979, P.66) أنه على الرغم من أن نموذج القياس يبدو ملائما لموقف تطبيقي معين ، فإننا لا نستطيع التنبؤ كيف يمكن للبنود أن تستمر في فعاليتها في كل موقف آخر تطبق فيه . كما لا نستطيع أن نعرف مقدما كيف يمكن أن يستجيب كل الأفراد دائما على هذه البنود . وعلى هذا ينبغي عند كل تطبيق ، أن نختبر مدى وكيفية اتساق كل مجموعة من الاستجابات لتوقعات النموذج . ولا ينبغي أن نقيم فقط معقولية استجابات افراد العينة ، ولكن ينبغي أيضا اختبار معقولية استجابات كل فرد من الأفراد لمجموعة بنود الاختبار ، ويستدعي ذلك اختبار استجابة كل فرد من الأفراد لكل بند من البنود ، لتحديد ما إذا كانت تتسق مع النمط العام للاستجابات الملاحظة .

وقد تكون هذه الاعادة المتكررة لاختبار ملاءمة كل من الفرد والبنود ، من أهم اوجه النقد التي يمكن ان توجه إلى استخدام نموذج (راش) في القياس لذا كان من المهم الاعتماد على الحاسب الآلي في عمليات اختبارات الملاءمة تلك وقد تطورت البرامج والوسائل الخاصة بذلك ، حتى توصلت إلى تلك التي يمكن أن يستخدمها ويفسرها مدرسو الفصل ، مثل برنامج DICOT (Masters, 1984, P.145) حيث تقدم النتائج في صورة مبسطة سهلة التفسير .

وهكذا أمكن التوصل إلى وسيلة ، مناسبة لتقدير مستوى الأفراد على متغير ما . وتتوفر في هذه الوسيلة متطلبات القياس الموضوعي للسلوك ، حيث يمكن بعد ذلك التحقق من مدى توفر تلك المتطلبات .

## سادسا : التحقق من توفر متطلبات الموضوعية في القياس

إن التحقق من مدى توفر متطلبات الموضوعية في أداة القياس التي أنشئت بطريقة نموذج (راش)، هو في جوهره إختبار لصدق هذا النموذج - أو هذه الطريقة - فيما تدعيه من موضوعية في القياس .  
ويتلخص هذا التحقق في الجوانب الآتية :

- ان البنود تعرف فيما بينها متغيرا واحدا .
- أن تقديرات الأفراد مستقلة عن مجموعة البنود المستخدمة من الإختبار .
- ان تقديرات البنود مستقلة عن عينة الأفراد المؤدية للإختبار .

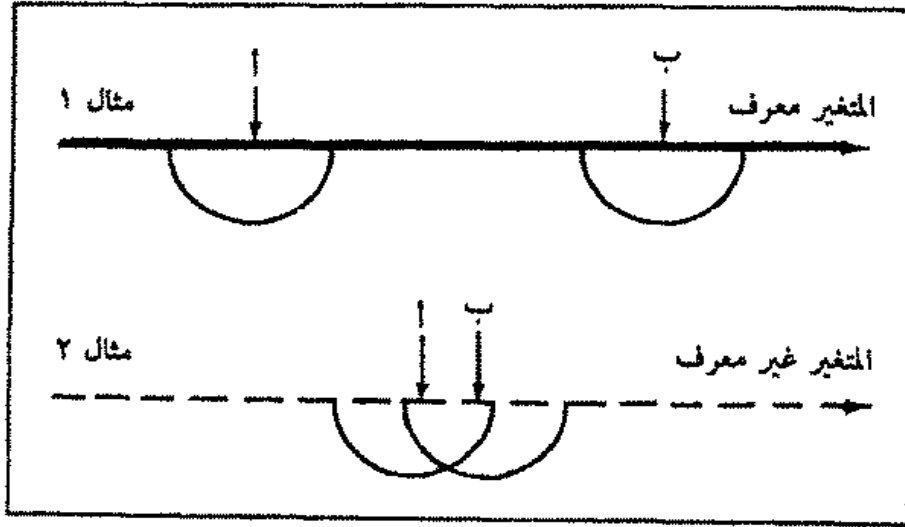
### ١ - ان البنود تعرف فيما بينها متغيرا واحدا

ويعني هذا فحصا لما تتضمنه البنود المدرجة من إمكانية تعريف للمتغير. ويقتضي هذا البحث عما اذا كانت البنود المدرجة تتدرج بطريقة توضح اتجاهها مترابطة ذا معنى .

ولكن كيف يمكن لبنود مدرجة أن تستخدم، كي تعرف متغيرا ؟  
وكيف يمكن التقصي عما إذا كان هذا التعريف الإجرائي - الذي نصل إليه - للمتغير يشكل معنى ؟

أول ما يبدأ به الباحث فحص المدى الذي تشتمت فيه صعوبات البنود، التي شكلت الاختبار. ولتوضيح أهمية ذلك نأخذ على سبيل المثال تقديري الصعوبة لبندين مع الخطأ المعياري لكل منهما، عندئذ يلاحظ أن هذين البندين يحددان بينهما خطأ مستقيماً، إذا كان الفرق بين تقديري صعوباتها أكبر بصورة جوهرية من الخطأ المعياري لهذا الفرق. ولا يمكن أن يحدد هذان البندان خطأ يعبر عن اتجاه المتغير الذي يعرفانه، ما لم ينفصل تقديرا صعوبتهما تماما بعده أخطاء معيارية. فإذا كان هناك تداخل جوهرية بين تقديري هذين البندين (أي باعتبار الخطأ المعياري)، فلا نستطيع التسليم باختلاف قيمتي التقديرين، ومن ثم فليس هناك تحديد لاتجاه متغير ما. وإنما يحدد هذين البندين نقطة واحدة ليس لها اتجاه .

والشكل الآتي يوضح هذه الفكرة (Wright & Stone, 1979, P.84)



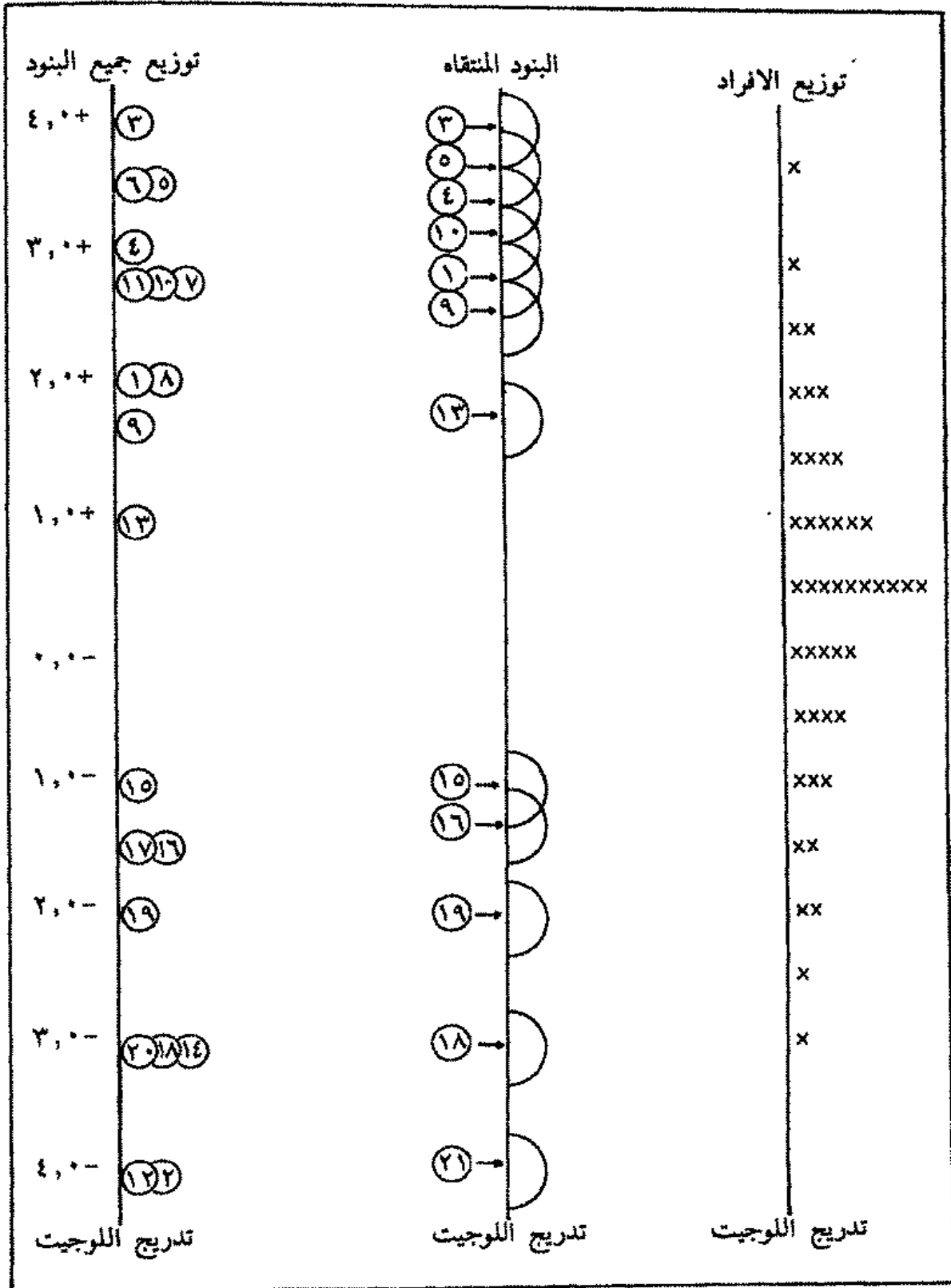
شكل رقم (١١)

### تعريف المتغير

حيث يوضح المثال الأول انفصال البندين أ، ب، عن الآخر بعده أخطاء معيارية. وعندئذ يلاحظ أن هناك اتجاها للمتغير الذي أمكن تعريفه بواسطة هذين البندين، أي هناك متغير يعرف بواسطة أ، ب.

ويوضح المثال الثاني اقتراب البندين أ، ب، كل من الآخر (مع اعتبار الخطأ المعياري)، مما يعني عدم انفصالهما. وهذا يعني عدم تحديد اتجاه معين يمكن أن يعرف متغيراً؛ أي ليس هناك متغير معرف.

وفيما يلي الخطوات التي يمكن بها معرفة مدى الدقة في تعريف اختبار مبني بطريقة نموذج (راش) لأحد المتغيرات، التي يمكن تصويرها بالشكل رقم (١٢) :



شكل رقم (١٢)  
تعريف أحد المتغيرات بواسطة تدرج صعوبة البنود

( ١ ) من جدول العلاقة التقييسية بين بنود الاختبار وتقديرات الصعوبة وأخطائها المعيارية، يمكن تحديد مدى الصعوبة التي تغطيها هذه البنود مقدرة بالرجحيت .

( ٢ ) يمثل المتغير بوساطة مستقيم رأسي محدد، عليه نقاط التدرج بوحدات اللوجيت، وذلك من الحد الأدنى (السالب) إلى الحد الأعلى (الموجب) لمدى الصعوبة، وكذا نقطة الصفر. ثم يحدد وضع كل بند من البنود في مكانه على الخط المحدد للمتغير، تبعاً لدرجة صعوبته. وبذا يمكن لصعوبة البنود أن توضح التدرج الكمي لهذه البنود على المتغير (العمود الأيسر) .

( ٣ ) عندئذ قد نلاحظ وجود بعض البنود المتساوية الصعوبة، أو المتقاربة بحيث يصعب التفريق بينها من حيث صعوبتها. في هاهـ الحال تنتقي أحسن البنود التي تحدد المعالم على مدى المتغير، وهي تلك التي تبدو من التحليلات أنها الأكثر ملاءمة للنموذج .

( ٤ ) بوساطة نصف دائرة مركزها النقطة التي تحدد صعوبة كل بند من البنود المختارة، ونصف قطرها الخطأ المعياري لها، يحدد نصيب كل بند من الخطأ المعياري حول كل تقدير من تقديرات الصعوبة (العمود الأوسط) .

( ٥ ) عندئذ يتضح مدى الانتظام الذي يوفره تدرج البنود، لتعريف المتغير، وما قد يتضح من نقص أو قصور في هذا التدرج عند بعض مستويات المتغير، والتي يعدّ عندها المتغير غير معرف .

( ٦ ) يوضح التوزيع التكراري للأفراد على متصل المتغير، إذا كانت هناك تقديرات لقدرة الأفراد عند بعض مستويات المتغير غير المعرفة (العمود الأيمن) .

ويوفر برنامج BIGAL خريطة للمتغير تؤدي إلى استخلاص ما تستخلصه النقاط السابقة .

( ٧ ) وهكذا يمكن تحديد مواضع النقص والضعف في الاختبار من حيث تعريفه للمتغير. وهذه يمكن تلافيها بإضافة بعض البنود الجديدة في أماكن النقص، بحيث يمكن تعريف المتغير عند هذه المستويات، وكذلك حتى يمكن تقدير قدرات الأفراد في جميع المستويات على المدى المعروف من المتغير .

( ٨ ) كذلك بإضافة بنود تتدرج للأسهل، وأخرى تتدرج للأصعب يمكن ان يتسع مدى القياس على هذا المتغير .

( ٩ ) عندئذ يكون لدينا اختبار جديد يختلف عن الاختبار الأول في بعض بنوده التي استكمل بها ما به من نقص، بحيث يكون أكثر دقة في تعريفه للمتغير (موضوع القياس).

(١٠) باستخدام نموذج (راش) يحلل الاختبار الجديد بعد اجرائه على عينة جديدة من الأفراد، وتحسب تقديرات كل من البنود والأفراد، وكذا إحصاءات الملاءمة اللازمة .

(١١) طالما كانت البنود ملائمة للنموذج، فإن تقديري صعوبة كل بند من البنود المشتركة بين الإختبارين، والمشتقة من تحليل كل اختبار لدى كل عينة اختبارية تكون متكافئة\* إحصائيا. ويمكن التأكد من ذلك برسم النقاط التي تعبر عن هذه العلاقة الخطية .

(١٢) وهكذا يصبح الاختبار في صورته الجديدة مكونا من بنود ذات صعوبة أحادية البعد أي تتدرج من حيث الصعوبة معرفة متغيراً واحداً، كما تتدرج على هذا المتغير قدرات الأفراد محددة مستوى أدائهم على هذا الاختبار. ويعني هذا أن صعوبة البنود، وقدرات الأفراد تتدرج على متصل واحد، يمثل متغيراً واحداً .

بعد ذلك يمكن التحقق مما يدعيه النموذج من إستقلالية القياس، ويعني هذا تحرر تقديرات الأفراد من مجموعة البنود المستخدمة، كذلك يعني تحرر تقديرات البنود من عينة الأفراد المؤدية للاختبار .

## ٢ - تحرر قدرة الأفراد من تأثيرات مجموعة البنود المستخدمة

كما تقدم نجد أنه، إذا توفر لدينا مجموعة من البنود المتدرجة، التي تلائم جميعها نموذج (راش)، فإنها بذلك تكون مقياساً واحداً مشتركاً لأحد المتغيرات. عندئذ يمكن استخدام هذه المجموعة من البنود في تقدير قدرات الأفراد الذين يجيبون عليها وتدرجهم على هذا المتغير .

وإذا كانت هذه البنود كبيرة العدد، فمن الممكن أن نسحب منها أي مجموعة من البنود، لتشكل فيما بينها اختباراً فرعياً، يمكن استخدامه في تقدير قدرات الأفراد.

\* يؤخذ في الاعتبار الخطأ المعياري لصعوبة كل بند كما يؤخذ في الاعتبار مقدار الازاحة الناتج عن اختلاف صفر التدرج لكل من الاختبارين .

فحسب ما يوفره نموذج (راش)، فإن قدرة الفرد لا تختلف (باعتبار الخطأ المعياري) سواء استخدمت في تقديرها جميع البنود المشكلة للمقياس الأصلي، أو أي مجموعة فرعية من البنود المسحوبة من المجموعة الأصلية .

ويعتمد هذا على ما يفترضه نموذج (راش) في القياس من تحرر تقديرات القدرة من تأثيرات البنود المستخدمة، طالما أنها ملائمة للنموذج، ومناسبة لمدى قدرة الأفراد، أي بشرط :

- استخدام نموذج (راش) في تدريج البنود الكلية
- مناسبة المجموعة المختارة من البنود بصورة معقولة لمجموعة الأفراد التي تستخدمها (أي لا تكون البنود المكونة للاختبار الفرعي شديدة الصعوبة أو شديدة السهولة) (Elliott, 1983 a, P.73)

وعندئذ، أي عند توفر هذين الشرطين، تكون تقديرات القدرة المشتقة من بنود الاختبار الفرعي معادلة equated بصورة مباشرة لتقديرات القدرة المشتقة من أي اختبار فرعي آخر .

أما إذا تدرجت بنود الاختبارين المستخدمين كل على حدة بطريقة نموذج (راش)؛ أي ليس لهما تدريج مشترك؛ فينبغي أولاً، القيام بعملية موازنة أو معادلة equating بين الاختبارين. وتهدف هذه العملية إلى تحويل التدريج المستقل لكل من بنود الاختبارين إلى تدريج مشترك. وتقوم هذه العملية على استخدام بعض البنود المشتركة بين الاختبارين، أو بعض الأفراد المشتركين في أداء كل منهما. وبهذا التدريج المشترك لبنود الاختبارين يتوفر الشرط الأول، لتحقيق فرض تحرر تقديرات قدرات الأفراد من تأثير البنود المستخدمة .

وللتحقق من هذا الفرض إجرائياً، يمكن القيام بما يأتي :

- سحب مجموعتين من بنود المجموعة الكلية، التي تكون مقياساً مدرجاً بوساطة نموذج (راش) .
- يجري كل اختبار فرعي بوساطة عينة واحدة من الأفراد .
- باستخدام نموذج (راش) تحلل نتائج استجابات أفراد العينة على بنود كل اختبار فرعي على حدة .

- تحدد العلاقة التقيسية بين كل درجة كلية محتملة، وتقديرات القدرة، وكذا أخطائها المعيارية، وذلك لكل اختبار على حدة .
- يصبح هناك تقديران لقدرة كل فرد من أفراد العينة، كل تقدير منها مشتق من اختبار فرعي مختلف .
- يعدل تدريج الاختبارين إلى تدريج واحد مشترك له صفر واحد مشترك، وذلك باستخدام عملية التبادل الرأسي التي سيأتي ذكرها .
- تقارن التقديرات المتناظرة لقدرة كل فرد من الأفراد المشتقة من كل اختبار فرعي بعد تعديل التدريج .
- إذا تكافأت تلك التقديرات المتناظرة لقدرة الأفراد، دل هذا على أنها لم تتأثر باختلاف الاختبار المستخدم . وهذا يعني تحرر قدرة الفرد من مجموعة البنود المستخدمة .

وجدير بالذكر، أنه في الوقت الذي يتوقع فيه تساوى قدرة الفرد المقدر من الاختبارين الفرعيين، فإنه من المتوقع اختلاف الدرجة الكلية التي يحصل عليها الفرد على كل اختبار. ويزيد هذا التوقع كلما اختلفا في مستوى الصعوبة .

ومن الممكن توضيح هذه الفكرة بمثال مأخوذ من أحد اختبارات المقاييس البريطانية للقدرات (BAS) (Elliott, 1983 a, P.120-124). ويوضح الجدول الآتي تقديرات القدرة المقابلة لكل درجة كلية محتملة لكل من الاختبار الكلي للمصفوفات (أ)، والاختبارين الفرعيين (ب، ج). كما رصد في هذا الجدول أيضا الانحرافات المعيارية لكل تقدير من التقديرات. ويلاحظ أن تقدير القدرة في الجدول قد حول من وحدة اللوجيت إلى وحدة قياس مئوية .



جدول رقم (٤)

جدول العلاقة التقيسية بين الدرجة الكلية المحتملة وتقدير القدرة لكل من الاختبار الكلي للمصفوفات (أ) والاختبارين الفرعيين (ب، ج)

(BAS)

الاختبار الفرعي ج عدد البنود = ١٠			الاختبار الفرعي ب عدد البنود = ١٠			الاختبار الكلي للمصفوفات عدد البنود = ٢٨					
الخطأ المعياري	تقدير القدرة	الدرجة الكلية	الخطأ المعياري	تقدير القدرة	الدرجة الكلية	الخطأ المعياري	تقدير القدرة	الدرجة الكلية	الخطأ المعياري	تقدير القدرة	الدرجة الكلية
١١	٦٣	١	١٤	١٠	١	٥	٩٨	١٥	١٤	١٠	١
٨	٧٢	٢	١٥	٣١	٢	٥	١٠١	١٦	١٥	٣٠	٢
٧	٧٨	٣	١١	٤٩	٣	٥	١٠٣	١٧	١١	٤٨	٣
٧	٨٣	٤	٩	٥٩	٤	٥	١٠٦	١٨	٩	٥٧	٤
٧	٨٨	٥	٨	٦٦	٥	٥	١٠٨	١٩	٨	٦٤	٥
٧	٩٣	٦	٨	٧٣	٦	٥	١١١	٢٠	٧	٦٩	٦
٧	٩٨	٧	٨	٧٩	٧	٥	١١٣	٢١	٧	٧٤	٧
٨	١٠٤	٨	٩	٨٦	٨	٥	١١٦	٢٢	٦	٧٨	٨
١١	١١٢	٩	١١	٩٦	٩	٦	١١٩	٢٣	٦	٨١	٩
						٦	١٢٣	٢٤	٦	٨٥	١٠
						٧	١٢٧	٢٥	٥	٨٨	١١
						٨	١٣٣	٢٦	٥	٩٠	١٢
						١١	١٤٢	٢٧	٥	٩٣	١٣
									٥	٩٦	١٤

حيث حصل احد الافراد على الدرجة الكلية (١١) على الاختبار الكلي، وعلى الدرجتين (٨)، (٥) على الاختبارين الفرعيين (ب)، (ج) على الترتيب. وهذه الدرجات الكلية التي حصل عليها الطالب على الاختبارات الثلاثة تقابل تقديرات للقدرة (٨٨)، (٨٦)، (٨٨) من وحدات القياس المئوية على الترتيب.

\* جميع الاختبارات لها تدرج مشترك، وصفر مشترك

وتعد هذه التقديرات متكافئة طالما لا يتجاوز الفرق بينها خطأ معياريا واحدا وهذا يعني تحرر تقدير القدرة من تأثير مجموعة البنود المستخدمة .

أما إذا لم تتكافأ تقديرات القدرة لأحد الأفراد المشتقة من الاختبارات المختلفة، فيرى (Elliott, 1983 a, P. 124) دراسة استجابات هذا الفرد على بنود هذه الاختبارات، حيث قد يتعلق هذا بصدق استجابة هذا الفرد .

وبتحقيق هذا الفرض، أي استقلال تقدير الأفراد عن مجموعة البنود المستخدمة، يمكن التغلب على مشكلة بناء الإختبارات المتكافئة. فلم يعد هناك ضرورة لبناء الاختبارات المتكافئة، طالما أنه يمكن الحصول على تقديرات متكافئة لقدرة الفرد من أي اختبار فرعي مأخوذ من المقياس الكلي المدرج بوساطة النموذج، وطالما أنها مناسبة لمستوى الفرد، عندئذ يمكن المقارنة بين الأفراد المختلفين باستخدام أي من هذه الاختبارات الفرعية، كما يمكن بذلك أيضا دراسة النمو أو الاكتساب الذي يطرأ على أداء الافراد .

### ٣ - تحرر صعوبة البند من توزيع أداء عينة الافراد

يفترض نموذج (راش) أن تقديرات الصعوبة لبنود الاختبار المدرج بوساطة النموذج لا تتأثر بأداء عينة الأفراد التي تؤدي الاختبار، أي ان تدرج صعوبة البند بين باقي بنود الاختبار يظل ثابتا، مهما اختلف الافراد الذين يؤدون هذا الاختبار طالما أن هؤلاء الأفراد مناسبون لأدائه . فإذا كان تقدير الصعوبة لبند ما من بنود الاختبار، يقدر بثلاثة أمثال الصعوبة لبند آخر من هذه البنود، فإن هذه النسبة تظل ثابتة، ولا تختلف أو تتغير باختلاف الافراد الذين يؤدون الاختبار، وهذا يعني استقلال صعوبة البند عن تقديرات الافراد.

ويتطلب التحقق من هذا الفرض وجود عينتين من الافراد المناسبين لتأدية المجموعة نفسها من البنود المدرجة بوساطة نموذج (راش). فإذا كانت تقديرات الصعوبة المتناظرة للبنود الناتجة من كل عينة من العينتين متكافئة احصائيا (مع الانحدار في الاعتبار الخطأ المعياري لهذه التقديرات)، دل هذا على عدم تأثير تقديرات صعوبة البنود باختلاف عينة الافراد. مما يعني تحرر صعوبة البند من توزيع الأداء لعينة الافراد .

وللتحقق من هذا الفرض اجرائيا، يمكن القيام بما يأتي:

- تقوم عينتان من الأفراد بإجراء بنود الاختبار المدرجة، بوساطة نموذج (راش). ومن الممكن اجراء الاختبار على عينة واحدة من الافراد في جلسة واحدة، ثم تقسيم هذه العينة الى عيتين باستخدام وسيط الدرجات .
  - باستخدام نموذج (راش) تحلل نتائج استجابات افراد كل عينة على حدة على بنود الاختبار .
  - تحدد العلاقة التقيسيه بين البنود، وتقديرات الصعوبة المقابلة، وكذا أخطائها المعيارية، وذلك لكل عينة على حدة .
  - يصبح هناك تقديران للصعوبة وذلك لكل بند من البنود، كل تقدير منها مشتق من اداء كل عينة على حدة .
  - تقارن التقديرات المتناظرة لصعوبة كل بند من البنود، التي اشتقت من كل عينة، مع الأخذ في الاعتبار مقدار الخطأ المعياري .
  - اذا تكافأت تقديرات الصعوبة المتناظرة للبنود، دل هذا على عدم تأثيرها باختلاف العينة، التي تجري الاختبار، ومن ثم عدم تأثيرها بتوزيع الأداء لعينة الافراد. وهذا يعني تحرر صعوبة البند من تقديرات العينة .
- وبتحقيق هذا الفرض، أي استقلال تقديرات البنود عن عينة الافراد، يمكن التغلب على المشكلات المتصلة بعينة التقنين. فليس من الضروري ان تكون عينة التقنين المستخدمة في تدريج بنود الاختبار ممثلة للمجتمع. كما ليس هناك ضرورة ان يكون توزيع الأداء لعينة التقنين ينحصر لشكل معين من التوزيعات، وذلك طالما ان تدرج البنود لا يتأثر بتوزيع الاداء لعينة التقنين .
- وبعد، فبالإضافة لما سبق، فإن ما يحققه نموذج (راش) من موضوعية في القياس يوفر حلا ضمنيا لبعض المشكلات التي تعد من أهم مشكلات القياس الشائعة، وهي تلك المتعلقة بتحقيق صدق وثبات القياس. وقد يكون من المناسب هنا تناول كيف يمكن لنموذج (راش) ان يحقق كلا من جانبي الصدق والثبات في القياس السلوكي .

## سابعاً: صدق وثبات القياس

ان استخدام نموذج (راش) في بناء اختبار ما من اختبارات القدرات، يعني توفر متطلبات الموضوعية في قياس متغير القدرة موضوع القياس. ويعني هذا ضمناً توفر شرطي الصدق والثبات لتقديرات كل من صعوبات بنود الاختبار، وقدرات الافراد، أي يعني تحقق صدق وثبات القياس.

### صدق القياس

يبدو صدق القياس عندما نتحقق اول مطالب الموضوعية في اداة القياس التي انشئت باستخدام نموذج (راش)، وهو ان تعرف البنود فيما بينها متغيراً واحداً. ويعني ذلك ان بنود الاختبار تتدرج من حيث صعوباتها بحيث تعرف متغيراً واحداً. كما يعني تدرج قدرات الافراد على المتغير محددة تقديرات ادائهم على هذا الاختبار، وهذا يوضح كما سبق ان ذكرنا ان كلا من صعوبات البنود، وقدرات الافراد تتدرج على متصل واحد يمثل متغيراً واحداً.

ويتعلق هذا بصدق تدرج البنود في تعريفها للمتغير موضوع القياس. كما يتعلق ايضاً بصدق تدرج قدرات الافراد على متصل هذا المتغير، الذي يقوم على صدق استجابات الافراد على الاختبار.

وعندما يقوم برنامج الحاسب الآلي BICAL بتحليل نتائج استجابات الافراد على بنود الاختبار، فانه يقوم بحذف الافراد غير الملائمين، وهذا يعني حذف الافراد غير الصادقين او غير المنطقيين في استجاباتهم على الاختبار، وهم الذين يختلف نمط استجاباتهم عن معظم الافراد. ويستبقي التحليل فقط تلك الاستجابات الصادقة في تدرجها على متغير القياس. وبالمثل فعندما يقوم البرنامج باعطاء بيانات الملاءمة الخاصة بالبنود المختلفة، فان هذا يمكن من حذف البنود غير الملائمة. ويكون هذا الحذف بناء على محكات الملاءمة المختلفة، ويكون البند غير الملائم للنموذج، هو ذلك الذي لا يتسق في تدرجه مع تدرج باقي البنود على المتصل موضوع القياس. وغالباً ما يتضمن هذا البند قياساً لصفة اخرى، غير التي هي موضوع القياس. او ان يكون هذا البند غامضاً، او هناك عيب ما في صياغته، وغير ذلك من اسباب أي ان في حذف البنود غير الملائمة، حذفاً للبنود غير الصادقة في تعريفها لهذا المتغير، وفي استبقاء البنود الملائمة، استبقاء للبنود الصادقة في تعريفها للمتغير موضوع القياس بما يعني صدقها في قياس هذا المتغير.

وبذا يتوفر:

- صدق تدرج بنود الاختبار في قياس المتغير موضوع القياس .
  - صدق تدرج قدرات الافراد على متصل هذا المتغير
- وهكذا يتوفر ما ينبغي ان يكون عليه الوصف الكمي الموضوعي للظاهرة السلوكية من صدق في القياس .

### ثبات القياس

- يبدو ثبات القياس بتحقق ما بقي من مطالب الموضوعية في القياس، عندما تستخدم أداة القياس التي انشئت باستخدام نموذج (راش)، حيث يتحقق:
- إستقلال القياس عن الاختبار المستخدم.
  - إستقلال القياس عن مجموعة الافراد المؤدية للاختبار .

### ثبات القياس على الرغم من اختلاف الاختبار المستخدم

يتيح استخدام نموذج (راش) الفرصة لعمل بنوك للاسئلة، ويتكون بنك الاسئلة من عدة اختبارات، تشترك بنودها جميعا وتدرج في تدرج واحد مشترك وصفر واحد مشترك، بحيث تغطي مدى واسعا من مستويات المتغير موضوع القياس. وتترابط الاختبارات المكونة لبنك الاسئلة مع بعضها، ببعض البنود المشتركة بينها. ومن الممكن عمل الجداول الخاصة بالعلاقات التقييسية بين الدرجات الكلية وقدرات الافراد، وكذا بين البنود المختلفة وصعوباتها المقابلة، وذلك لكل اختبار من هذه الاختبارات المكونة لبنك الاسئلة، وايضا لجميع هذه الاختبارات باعتبارها اختباراً كلياً واحداً .

وعندما يستخدم اي اختبار مناسب من هذه الاختبارات فان نتائج القياس تكون ثابتة، لا تختلف باختلاف الاختبار المستخدم، ويتمثل هذا في:

(١) ثبات صعوبة البند المشتقة من أي إختبار من اختبارات البنك، أي أن تقدير صعوبة هذا البند لا تتغير بتغير الإختبار الذي يشترك هذا البند في تدرج بنوده .

(٢) ثبات قدرة الفرد المشتقة من أي إختبار من اختبارات البنك، أي لا يتغير تقدير قدرة الفرد بتغير الإختبار المستخدم في القياس .

وبالطبع لا يعني هذا تساوي الدرجة الكلية للفرد على الاختبارات المختلفة. ولكنه يعني التكافؤ الاحصائي لقدرة هذا الفرد المقابلة لدرجته الكلية على أي إختبار من هذه الاختبارات .

وعلى هذا فإن استخدام نموذج (راش) في القياس يحقق الثبات في تقدير كل من صعوبة البند، وقدرة الفرد، وعدم تأثيرها بتغير الاختبار المستخدم. وهذا يعني ثبات القياس وعدم تأثيره باختلاف اداة القياس

### ثبات القياس على الرغم من اختلاف العينة

عندما يستخدم نموذج (راش) في تدرّيج بنود احد الاختبارات، وذلك باستخدام عينات مختلفة مناسبة، فإن تقديرات صعوبة البنود لهذا الاختبار لا تختلف باختلاف عينة التدرّيج. كما لا تختلف أيضا تقديرات قدرة الأفراد المقابلة لكل درجة كلية باختلاف هذه العينات .

وبذا يتحقق الثبات في تقدير كل من صعوبة البند وقدرة الفرد، وعدم تأثيرها باختلاف العينة المستخدمة . وهذا يعني ثبات القياس وعدم تأثيره باختلاف العينة المستخدمة .

وعلى هذا فإن إستخدام نموذج (راش) في القياس يحقق ثبات القياس على الرغم من اختلاف الإختبار المستخدم، أو العينة المستخدمة في التحليل .

وبذا فإن ما يحققه نموذج (راش) من موضوعية في القياس يوفر ضمنا صدق وثبات القياس .

### ثامنا : إختيار التدرّيج المناسب

كما سبق ان ذكرنا فإن صعوبات وقدرات الافراد تتدرج على ميزان مقياس واحد، وتقدر بوساطة وحدة قياس واحدة هي (اللوجيت). وقد اشتقت وحدة (اللوجيت) هذه مباشرة من نموذج (راش)، الذي تناول التقدير الاحتمالي للاستجابة الصواب للفرد (V) على البند (i).

وقد عرفت الباحثة وحدة (اللوجيت) بانها اللوغاريتم الطبيعي لمرجح نجاح الفرد على البنود التي تعبر نقطة صفر التدرّيج عن صعوبتها، عندما يساوي هذا

المرجح ثابتا هو الأساس الطبيعي (e)، أي (٢,٧٢) وعندها يكون احتمال نجاح الفرد ٧٣,٠٠.

وقد عدّ برنامج بيكال BICAL ان نقطة صفر التدرّج لكل من صعوبة البند وقدرة الفرد هي متوسط صعوبات البنود المستخدمة. ويؤدّي استخدام هذا التدرّج الذي نقطة صفّره هي متوسط صعوبات البنود المستخدمة، ووحده هي (اللوجيت)، الى بعض الصعوبات. واهم هذه الصعوبات ان تقدير كل من صعوبة البنود، او قدرة الافراد قد يكون سالبا او موجبا، وقد يكون عددا صحيحا أو كسريا. ولا تمنع مثل هذه الصعوبات من استخدام هذا التدرّج في تقدير صعوبة البند، او قدرة الفرد، ولكنها قد تكون غير مألوفة لدى الباحثين والمدرّسين.

ولما كان موضع الصفر في هذا التدرّج امرا اعتباريا، فمن الممكن تغيير وضع هذا الصفر بما يحقق سهولة القياس، وتفسيره، وذلك بتلافي التقديرات السالبة لكل من صعوبة البنود، وقدرة الافراد. كما يمكن ايضا تغيير حجم وحدة القياس، بحيث تتلافى التقديرات الكسرية لكل من الصعوبة والقدرة. وبهذا نصل إلى تدرّج جديد، يتلافى تلك العيوب التي نجدها في التدرّج السابق الذي اشرنا إليه.

### التدرّج الجديد

يتوقف اختيار التدرّج الجديد على ناحيتين :

أ - اختيار وحدة القياس المناسبة بما يعالج مشكلة الكسور

ولتحقيق ذلك يضرب تدرّج القياس المقدر بوحدة اللوجيت  $\times$  مقدار ثابت هو عامل المسافة spacing Factor، ثم تقرب كسور الوحدات الجديدة الناتجة إلى أقرب عدد صحيح.

ب - إختيار الموضع المناسب لصفر التدرّج

ولتحقيق ذلك يضاف ناتج الضرب السابق إلى مقدار ثابت آخر هو عامل الموضع Location factor.

وعلى هذا يمكن بواسطة هذين العاملين ان نعين تدرّجا جديدا لكل من الصعوبة والقدرة. ويتميز هذا التدرّج الجديد بنقطة اصل، او صفر، جديدة وكذلك بوحدة قياس جديدة.

ولا تقتصر مهمة التدريج الجديد على معالجة مشكلتي التقديرات السالبة والكسرية لكل من صعوبة البند، أو قدرة الفرد، بل تتعدى ذلك إلى تحقيق بعض الأهداف الخاصة بسهولة القياس وتفسيره.

ولهذا السبب تتعدد التدريجات الجديدة تبعاً لهذه الأهداف وإن كانت جميعها تشترك في هدف التغلب على المشكلتين السابقتين.

الصورة العامة للتدريج الجديد (Wright & Stone, 1979, P.P. 191 - 202)

مما سبق يمكن أن نصل إلى التدريج الجديد بوساطة التحويل الخطي الآتي :

$$Y = \alpha + \delta x \quad (55)$$

حيث :

X هو تدريج (اللوجيت)

Y، هو التدريج الجديد

$\alpha$  هو عامل الموضع الذي يحدد موقع نقطة الاصل في التدريج الجديد

$\delta$  هو عامل المسافة الذي يحدد وحدة القياس الجديدة.

وقد استخدم التحويل الخطي، حتى نبقي على مميزات الوحدات المتساوية (اللوجيت) المشتقة مباشرة من نموذج (راش).

وعلى هذا يمكن التعبير عن تقدير قدرة الفرد (B) بالتدريج الجديد هكذا.

$$B = \alpha + \delta b \quad (56)$$

كما يمكن التعبير عن تقدير صعوبة البند (D) بالتدريج الجديد هكذا

$$D = \alpha + \delta d \quad (57)$$

كما أن الخطأ المعياري لكل منها على الترتيب هو

$$SE(B) = \delta SE(b) \quad (58)$$

$$SE(D) = \delta SE(d) \quad (59)$$

وتتنوع التدريجات الجديدة، وتختلف تبعاً للأهداف المختلفة للقياس وفيما يلي بعض الأنواع المهمة من التدريجات الجديدة.

(Wright & Stone, 1979, 192)

- وحدات التدريج الجماعية (نيت)

Normative Scaling Units Nits (المرجع - السابق، ص 198) إلى أنه من الممكن تحويل تدريج



اللوغيت إلى تدريج مبني على معيار الجماعة، له وحدات جماعية تسمى نيت (Nit). ويمكن تقدير قدرة الفرد (B) وصعوبة البند (D)، بهله الوحدات الجديدة، كما يلي :

$$B = \alpha + \delta (b' - m)/s \quad (٦٠)$$

$$D = \alpha + \delta (d' - m)/s \quad (٦١)$$

حيث  $s, m$  هما المتوسط والانحراف المعياري لدرجات عينة التقنين مقدر (باللوغيت).

عندئذ يكون المتوسط  $\alpha$  والانحراف المعياري  $\delta$ ، وذلك كما تقدر بالوحدات الجديدة (نيت).

ومن الممكن اختيار قيم  $(\delta)$ ، بحيث تصبح وحدة القياس سهلة التذكر، مثل ١٠، ٢٠، ٥٠، ١٠٠. كما يمكن اختيار قيم  $(\alpha)$  بحيث يصبح متوسط عينة التقنين سهلة التذكر أيضا. فإذا اختيرت  $(\alpha)$  تساوي ٥٠، واختيرت  $(\delta)$  تساوي ١٠، فإننا نصل إلى تدريج الوحدات الجديدة (نيت) وتكون :

$$B = 50 + 10(b - m)/S \quad \text{حيث صورتها الأصلية هي } s/(m-b) \quad ١٠ + ٥٠ = B$$

$$D = 50 + 10(d - m)/S \quad \text{حيث صورتها الأصلية هي } s/(m-d) \quad ١٠ + ٥٠ = D$$

مثال:

إذا كانت قدرة الفرد (b) = ٣ وصعوبة البند (d) = ٢,٥ ومتوسط درجات العينة (m) = ٢، والانحراف المعياري (S) = ١ مقدر بوحدة (اللوغيت)

فإن قدرة الفرد (B) مقدر بوحدة (النيت) هي :

$$\therefore B = ١٠ + ٥٠ = s/(m-b)$$

$$\therefore B = ٥٠ + \frac{(٢ - ٣) ١٠}{١} = ٦٠ \quad \text{وحدة من وحدات (نيت)}$$

أما صعوبة البند (D) مقدر بوحدة النيت، فهي

$$\therefore D = ١٠ + ٥٠ = s/(m-d)$$

$$\therefore D = ٥٥ = \frac{(٢ - ٢,٥) ١٠}{١} + ٥٠ \quad \text{وحدة من وحدات (نيت)}$$

\* b هو تقدير القدرة، d تقدير الصعوبة وذلك بوحدة اللوغيت .

— وحدات التدرّيج المعتمد على عكس مستقل (سيت)  
Substantive Scaling Units (Sits)

قد يكون من المهم تحويل تدرّيج اللوجيت إلى تدرّيج جديد، له وحده جديدة تسمى سيت (Sits) ، حيث يعتمد هذا التدرّيج على اعتبارات مستقلة معينة، مثل مستويين معينين من مستويات الإتقان . فإذا حددنا مستوى الصعوبة  $(d_2, d_1)$  على تدرّج (اللوجيت) لكي نعين اختيارنا لموضعي محكيين للأداء، فإنه يمكن تحويلها إلى القيمتين  $(D_2, D_1)$  على تدرّيج جديد مستقل، يضع هذين المحكيين في وضع سهل التذكر، مثل ٥٠، أو ١٠٠، أو ٢٠٠. ويكون حساب كل من عامل الموضع  $(\alpha)$  وعامل المسافة  $(\delta)$ ، باستخدام المعادلتين الآتيتين:

$$\alpha = (D_1 d_2 - D_2 d_1) / (d_2 - d_1) \quad (٦٢)$$

$$\delta = (D_2 - D_1) / (d_2 - d_1) \quad (٦٣)$$

(المرجع السابق، ص ١٩٩)  
وبالتعويض عن قيم  $(\alpha)$  و  $(\delta)$  في المعادلتين (٥٦)، (٥٧)

$$B = \alpha + \delta b \quad (٥٦)$$

$$D = \alpha + \delta d \quad (٥٧)$$

نصل إلى التدرّيج الجديد لكل من القدرة B والصعوبة D.

فإذا كان المحك الأدنى للأداء على تدرّيج اللوجيت  $(d_1)$  يساوي (٣ لوجيت) وكان المحك الأعلى للأداء  $(d_2)$  يساوي (٢ لوجيت). وأخترنا للمحك الأدنى الوضع ٢٠ على التدرّيج الجديد، وللمحك الأعلى الوضع ٥٠ على التدرّيج الجديد، فبالتعويض في المعادلتين (٦٢، ٦٣) تكون  $\alpha = ٣٨$ ،  $\delta = ٦$  وهذا يصبح تدرّيجنا الجديد

$$B = 38 + 6b \quad \text{حيث الصورة المألوفة هي} \quad b + 38 = B$$

$$D = 38 + 6d \quad \text{حيث الصورة المألوفة هي} \quad d + 38 = D$$

مثال :

إذا كانت قدرة الفرد (b) = ٣ وصعوبة البند (d) = ٢ مقدره باللوجيت  
فإن قدرة الفرد (B) مقدره بوحدة (السيٲ) هي :

$$b \ 6 + ٣٨ = B \therefore$$

$$\therefore B = ٣٨ + ٣ \times 6 = ٥٦ \text{ وحدة من وحدات (السيٲ)}$$

أما صعوبة البند (D) مقدرة بوحدة (السيٲ) فهي :

$$d \ 6 + ٣٨ = D \therefore$$

$$\therefore D = ٥٠ = ٢ \times 6 + ٣٨ \text{ وحدة من وحدات (السيٲ)}$$

### - وحدات التدرج الخاصة باحتمال الاستجابة الصواب

Response Probability Scaling Units (Chips)

قد يستخدم أحياناً الاختبار المبني بطريقة نموذج (راش) لغرض التنبؤ باحتمال الاستجابة الصواب؛ وذلك بالاعتماد على تدرج جديد يفى بهذا الغرض، ويقوم هذا التدرج على وحدات، هي شيب (Chips)، تعين الفرق بين قدرة الفرد وصعوبة البند عبر احتمالات الاستجابة الصواب، مثل ١، ٢٥، ٥٠، ٧٥، ٩٠، وذلك بوحدة سهولة التذكر، مثل ٥، ١٠٠، ٢٠ أو ٢٥.  
(المرجع السابق، ص ١٠٢ - ٢٠٣)

- وحدة التدرج المستخدمة في المقاييس البريطانية للقدرات (BAS):  
في هذا المقياس حولت وحدات (اللوجيت) إلى وحدات جديدة لتحقيق  
الهدفين السابق ذكرهما وهما:

- أن تكون تقديرات كل من القدرة والصعوبة موجبة دائماً.
  - أن تكون هذه التقديرات بوحدة صريحة ليس فيها كسور.
- ولتحقيق الهدف الأول عُدَّ الأفراد الحاصلون على الدرجة الخام (واحد) على كل مقياس من مقاييس (BAS)، كوحدة قياس لتدرج هذا المقياس. وتستخدم هذه الوحدة في تعريف قدرات باقي الأفراد، كما تستخدم هذه الوحدة أيضاً في تعيين قيم صعوبات البنود. وللتخلص من القيم الكسرية تضرب قيم (اللوجيت) في العدد ١٠ ثم يقرب الناتج لأقرب عدد صحيح.

وعلى هذا فلتحويل صعوبة البنود من وحدات اللوجيت الى وحدات مقياس (BAS) يكون :

$$D_{BAS} = 10 [d_i + (1 - a_i)] \quad (٦٤)$$

حيث المعادلة هي :

ولتحويل قدرة الأفراد من وحدات اللوجيت الى وحدات مقياس (BAS) يكون :

$$B_{BAS} = 10 [a_r + (1 - a_r)] \quad (٦٥)$$

حيث المعادلة هي :

حيث :  
 $D_{BAS}$  صعوبة البند (i) بعد تحويلها الى وحدات التدرج BAS  
 $B_{BAS}$  قدرة الفرد الحاصل على الدرجة الكلية (r) بعد التحويل إلى وحدات BAS  
 $(d_i)$  صعوبة البند (i) مقدرة بوحدة (اللوغيت).  
 $(a_r)$  قدرة الفرد الحاصل على الدرجة الكلية (r) مقدرة باللوغيت.  
 $(a_r)$  قدرة الفرد الحاصل على الدرجة الكلية واحدة مقدرة باللوغيت

(Elliott, 2, 1983a, P. 20 - 23)

مثال :

إذا كانت :

قدرة الفرد الحاصل على الدرجة الكلية واحدا صحيحا  $(a_1) = 2^-$  لوجيت  
 وقدرة الفرد الحاصل على الدرجة الكلية ٢ وهي  $(a_2) = 3^-$  لوجيت  
 وصعوبة البند  $(d_1) = 2^-$  لوجيت  
 فإن صعوبة البند مقدرة بوحدات BAS هي

$$D_{BAS} = 10 \{ [(2^-) - 1] + 2^- \} = 10 (3 + 2) = 50$$

وحدة من وحدات المقياس البريطانية للقدرات

أما قدرة الفرد مقدرة بوحدات BAS، فهي

$$B_{BAS} = 10 \{ [(2^-) - 1] + 3^- \} = 10 (3 + 3) = 60$$

وحدة من وحدات المقياس البريطانية للقدرات

## - وحدة الواط

استخدم برنامج الكمبيوتر DICOT وحدات جديدة لتقدير كل من الصعوبة والقدرة، حيث حولت التقديرات من وحدات اللوجيت المألوفة إلى الوحدات الجديدة التي سميت الواط، حيث.

$$B = 50 + (15/\ln 4)b \quad (66)$$

حيث الصورة المألوفة هي:  $b \times \frac{15}{\ln 4} + 50 = B$

$$D = 50 + (15/\ln 4)d \quad (67)$$

حيث الصورة المألوفة هي:  $d \times \frac{15}{\ln 4} + 50 = D$

حيث:

(D, B) هما تقديرا كل من القدرة والصعوبة مقدران بالواط.

(d, b) هما تقديراهما مقدران (باللوجيت) (Masters, 1984, P.140)

ويؤدي هذا التدرج إلى أن يكون متوسط صعوبة البنود 50، وإلى أن تتدرج كل من (D, B) من القيمة صفر، وحتى القيمة 100، ويتميز هذا التدرج بسهولة تفسير تقديرات قدرة الأفراد.

مثال:

إذا كانت قدرة الفرد (b) = 3، وصعوبة البند (d) = 2 مقدره باللوجيت فإن قدرة الفرد (B) مقدره بوحدة الواط هي:

$$b \times \frac{15}{\ln 4} + 50 = B$$

$$\therefore 1.39 = \ln 4$$

$$\therefore B = 50 + \frac{15}{1.39} \times 3 = 82.5 = 83 \text{ وحدة من وحدات الواط تقريبا}$$

اما صعوبة البند D مقدره بوحدة الواط، فهي

$$d \times \frac{15}{\ln 4} + 50 = D$$

$$\therefore D = 50 + \frac{15}{1.39} \times 2 = 71.6 = 72 \text{ وحدة من وحدات الواط تقريبا}$$

## تاسعا : اهم تطبيقات نموذج راش : بنك الاسئلة

من اهم التطبيقات العملية لنموذج (راش) في القياس، تكوين بنك الاسئلة الذي يضم عدة اختبارات، تتدرج بنودها جميعا في تدرج واحد مشترك، وصفر واحد مشترك، بحيث تعرف مدى واسعا من مستويات المتغير موضوع القياس.

ويبدأ بنك الاسئلة بدمج اختبارين في تدرج واحد، وينتهي بشبكة من الاختبارات التي تغطي المدى الواسع من متغير القياس. وتقوم فكرة تكوين بنك الاسئلة على ما يتمتع به النموذج من خاصية استقلال القياس عن كل من تأثيرات العينة، ومجموعة البنود المستخدمة. وستتناول المناقشة الالية اربع نقاط هي :

- ١ - دمج بنود اختبارين في تدرج واحد.
- ٢ - تكوين بنك الاسئلة.
- ٣ - سحب الاختبارات الفرعية من بنك الاسئلة.
- ٤ - حيك الاختبار.

### ١ - دمج بنود اختبارين في تدرج واحد

وتهدف هذه العملية الى تحويل التدرج المستقل لكل من الاختبارين الى تدرج واحد مشترك، ويتطلب هذا التحويل القيام بعملية موازنة، او معادلة، لتدرج البنود المكونة لكل من الاختبارين. وتتم هذه العملية بأسلوبين: يقوم أولها على استخدام بعض البنود المشتركة بين الاختبارين، ويقوم الأسلوب الثاني على استخدام بعض الافراد المشتركين في أداء كل من الاختبارين، وفيما يلي مناقشة كل من الأسلوبين.

#### أ - دمج اختبارين باستخدام مجموعة مشتركة من الافراد

إذا توفر لدينا اختباران، يضم الاختبار الاول مجموعة من البنود الصعبة المتدرجة بوساطة نموذج (راش)، بحيث تعرف المستوى الصعب من متغير ما، ويضم الاختبار الاخر مجموعة من البنود السهلة المتدرجة بالطريقة نفسها بحيث تعرف المستوى السهل من المتغير نفسه، ثم اردنا ان نضم هذين الاختبارين في تدرج واحد مشترك، فمن الممكن ان نعتمد على اداء عينة واحدة من الأفراد لكل من الإختبارين. وفي هذه الحال يتوفر لدينا تقديران لكل فرد من افراد العينة، الذين

امكانهم الاستجابة لهذين الاختبارين، يشتق احد التقديرين من الاختبار السهل، ويشتق التقدير الاخر من الاختبار الصعب .

وتبعاً لنموذج (راش) ينبغي ان تتكافأ تقديرات القدرة المتناظرة للأفراد المشتقة من هذين الاختبارين . ولما كان متوسط صعوبة البنود للاختبار الصعب يختلف عن متوسط صعوبة بنود الاختبار السهل، فان نقطة صفر التدرج لكل من بنود الاختبارين تختلف في موقعها على متصل المتغير. هنا يبدو أن هناك اختلافاً ثابتاً في تقدير القدرة المشتق من كل من الاختبارين، وذلك نتيجة للازاحة الحادثة بين صفري التدرجين اللذين ينسب اليهما كل من تقديري القدرة . عندئذ ينبغي تعديل تدرج كل من بنود الاختبارين ليصبحا على تدرج واحد وصفر مشترك . وهذا ما يسمى بالتعادل الرأسى Vertical Equating لكل من الاختبارين الصعب والسهل . ويستخدم الفرق بين متوسطي قدرة الافراد، كما تقدر من كل من الاختبارين، في تقدير مقدار الازاحة المطلوبة لوضع كل من الاختبارين السهل والصعب على تدرج واحد وصفر مشترك هو متوسط صعوبة بنود الاختبارين معاً .

وينبغي ان نتوقع أن يكون عدد الافراد الذين يمكنهم أداء كل من الاختبارين قليلاً، حيث يهدف من التحليل جميع الأفراد الحاصلين على الدرجات التامة من الاختبار السهل، وكذلك جميع الأفراد الحاصلين على الدرجات الصفرية من الاختبار الصعب .

مثال :

ومن الممكن الاستعانة باحد الامثلة التي اوردها (Wright & stone, 1979, P.109) لمناقشة وتوضيح كيف يمكن تعديل تدرج اختبارين أحدهما يختص بتقدير المستوى السهل من المتغير والآخر بتقدير المستوى الصعب منه، وضمهما في تدرج مشترك، وذلك باستخدام مجموعة مشتركة من الافراد .

في هذا المثال يتكون الاختبار السهل من ٩ بنود . ويتكون الاختبار الصعب من ٨ بنود . وقد أدى الإختبارين ٢٩ فرداً . وكان متوسط قدرة الأفراد على الاختبار السهل ١,٤٩، والانحراف المعياري ٠,٨٠ . متوسط قدرة الأفراد على الاختبار الصعب - ٠,٥٧، والانحراف المعياري ٠,٤٣، وعلى هذا فان الفرق بين متوسط قدرة الافراد على كل من الاختبارين هو ٠,٠٦، وفيما يلي خطوات التعادل الرأسى Vertical Equating لكل الاختبارين ووضعها على تدرج مشترك باستخدام عينه مشتركة من الافراد .

(١) يقدر الفرق بين صعوبتي كل من الإختبارين السهل والصعب بوساطة الفرق الملاحظ بين متوسطي قدرة الأفراد، الذين قاموا بأداء كل من الإختبارين، وهو في مثالنا هذا = ٢,٠٦ .

(٢) يقسم هذا الفرق على كل من تسعة البنود السهلة وثمانية البنود الصعبة وذلك لكي يكون متوسط صعوبة البنود الـ ١٧ جميعها صفرا .

$$\text{نصيب كل بند من بنود الإختبار السهل} = \frac{9 - 17}{17} \times 2,06 = 0,97$$

$$\text{نصيب كل بند من بنود الإختبار الصعب} = \frac{8 - 17}{17} \times 2,06 = 1,09$$

(٣) لوضع كل من الإختبارين على تدرّيج مشترك يطرح المقدار ٠,٩٧ من كل بند من بنود الإختبار السهل، كما يضاف المقدار ١,٠٩ لكل بند من بنود الإختبار الصعب .

ويوضح الجدول رقم (٥) الخطوات السابقة، التي طبقت على المثال السابق .

- يتضمن العمود الأول تسلسل البنود جميعها وعددها ١٧ بندا .
- يوضح العمود الثاني تدرّج صعوبة بنود الإختبار السهل مقدرة باللوجيت، وحيث متوسط هذه الصعوبات صفر .
- يوضح العمود الثالث تدرّج صعوبة بنود الإختبار الصعب مقدرة باللوجيت حيث متوسط هذه الصعوبات صفر .
- يتضمن العمودان الرابع والخامس تعديل تدرّج كل من الإختبارين وتحويلهما الى تدرّيج مشترك بعد طرح القيمة ٠,٩٧ من كل بند من بنود الإختبار السهل، وإضافة المقدار ١,٠٩ لكل بند من بنود الإختبار الصعب. عندئذ يكون لصعوبة بنود الإختبارين تدرّيج مشترك وصفر واحد مشترك هو متوسط صعوبة هذه البنود جميعها .
- يتضمن العمود السادس تدرّج مجموعة البنود الكلية المكونة من ١٧ بندا، التي درجت باعتبارها مجموعة واحدة على عينة الأفراد نفسها (٢٩ فردا). ويعد هذا التدرّيج مرجعا نقارن به التدرّيج المشترك الناتج من ضم كل من الإختبارين السهل والصعب، باستخدام مجموعة مشتركة من الأفراد. وتهدف هذه المقارنة بين هذين التدرّيجين الى تقييم مدى كفاءة التدرّيج المشترك الناتج عن ضم الإختبارين .



جدول رقم (٥)

دمج إختبارين أحدهما سهل والآخر صعب في تدريج مشترك  
 باستخدام أفراد مشتركين

الفرق بين التدرجين	التدرج* المرجعي	التدرج المشترك للاختبارين معا		التدرج المستقل لكل من الاختبارين		مسلسل
		الصعب صعوبة البند + ١,٠٩	السهل صعوبة البند - ٩٧	الصعب	السهل	
,١٠-	١,٠٤-		,٩٤-		,٠٣	٥
,١٠-	١,٠٤-		,٩٤-		,٠٣	٦
,١٤-	٢,٠٥-		١,٩١-		,٩٤-	٧
,١٠-	١,٠٤-		,٩٤-		,٠٣	٨
,٠٩-	,٨٢-		,٧٣-		,٢٤	٩
,٠٨-	,٦٢-		,٥٤-		,٤٣	١٠
,٠٤-	,٣٥		,٣٩		١,٣٦	١١
,٢٢	,١٠-	,٣٢-		١,٤١-		١٢
,١١-	١,٣٠-		١,١٩-		,٢٢-	١٣
,٢١	,٠٥	,١٦-		١,٢٥-		١٤
,١٤-	٢,٠٥-		١,٩١		,٩٤-	١٥
,٢٧	١,٣٠	١,٥٧-		٢,٦٦-		١٦
,١٣	١,١٠	,٩٧		,١٢-		١٧
,٠٧	١,٨١	١,٧٤		,٦٥		١٨
,٠٧	١,٨١	١,٧٤		,٦٥		١٩
,٠٣-	٢,٩٠	٢,٩٢		١,٨٣		٢٠
,٠٥-	٣,٣٦	٣,٤١		٢,٣٢		٢٢
٠,٠٠	٠,٠٠		,٠٠	٠,٠٠	٠,٠٠	المتوسط
٠,١٤	١,٦٥		١,٦٢	١,٧٠	,٧٠	الانحراف المعياري

- يتضمن العمود السابع الفرق بين تقديري الصعوبة لكل بند من البنود، الذي يشتق أحدهما من التدرج المشترك الناتج عن ضم الاختبارين والتدرج المبني على أساس أن البنود جميعها تعد مجموعة واحدة. ويلاحظ أن الفروق بين هذه التقديرات المتناظرة صفرية، مما يطمئن إلى كفاءة التدرج المشترك الناتج عن تعديل تدريجي الاختبارين .

على الرغم من هذا الاطمئنان إلا أن هذا الأسلوب في ضم الاختبارين ليس هو الأسلوب الأكثر شيوعاً، نظر لقلّة عدد الافراد الذين يتمكنون من أداء كل من الاختبارين السهل والصعب. لذا فإن الأسلوب الثاني في دمج اختبارين بواسطة مجموعة من البنود المشتركة هو الأكثر إستخداماً .

### ب - دمج اختبارين باستخدام مجموعة من البنود المشتركة

إذا توفرت لدينا مجموعتان من البنود الملائمة المتدرجة كل منها على حدة بواسطة نموذج (راش)، وكانت إحدى المجموعتين تكون اختباراً سهلاً وتكون الأخرى اختباراً صعباً، وإذا أردنا ضم هذين الاختبارين في تدرج مشترك، فمن الممكن أن نعتمد على استخدام مجموعة مشتركة من البنود بين كل من الاختبارين. وتكون هذه البنود المشتركة رباطاً أو جسراً بين الاختبارين .

فإذا كونا اختبارين، يتكون أحدهما من مجموعة البنود السهلة، مضافاً إليها مجموعة من البنود المشتركة ويتكون الآخر من مجموعة البنود الصعبة مضافاً إليها مجموعة البنود المشتركة نفسها، ثم درجت بنود كل من هذين الاختبارين - كل على حدة - باستخدام عينتين مختلفتين، عندئذ يكون لدينا تقديران لصعوبة كل بند من بنود المجموعة المشتركة، أحدهما مشتق من الاختبار الأول، والآخر مشتق من الإختبار الثاني .

وتبعاً لنموذج (راش) ينبغي أن تتكافأ تقديرات الصعوبة لهذه البنود المشتركة المشتقة من كل من الاختبارين. ولما كان صفري التدرج لبنود كل من الإختبارين يختلفان على متصل المتغير، فإن هذه الإزاحة بين صفري التدرجين تؤدي إلى هذا الاختلاف الملاحظ بين تقديري الصعوبة لهذه البنود المشتركة بين الإختبارين. ويمكن التعبير عن هذه الإزاحة بمقدار ثابت، يضاف إلى صعوبات بنود الإختبار الصعب، حتى ينتظم مع الإختبار السهل في تدرج مشترك واحد .

ويمكن تقدير هذا الثابت، أي هذه الإزاحة، بمتوسط الفرق بين التقديرين

المتناظرين لصعوبة كل بند من البنود الرابطة، المشتقة من كل من الاختبارين السهل والصعب. ويمكن تصوير ذلك بالمعادلة الآتية:

$$C_{AB} = \frac{\sum_1^K (d_{iA} - d_{iB})}{K} \quad (68)$$

كما يقدر الخطأ المعياري لهذه الازاحة بالمقدار  $3.5 / (NK)^{1/2}$  (Elliott, 1983<sub>b</sub>, P.26; Wright and Stone, 1979, P.96)

حيث:

$C_{AB}$  هو الثابت الذي يعبر عن مقدار الازاحة

$K$  عدد البنود المشتركة

$d_{iA}$  هو صعوبة البند (i) على تدرج احد الاختبارين وليكن (A) وحيث (i) هو احد البنود المشتركة.

$d_{iB}$  هو صعوبة البند (i) على تدرج الاختبار الآخر وليكن (B)  $N$  عدد أفراد العينة المستخدمة في تدرج كل اختبار.

ومن الممكن تقييم هذه الرابطة بين الاختبارين باحصاء الملاءمة الآتي

$$\sum_1^K (d_{iA} - d_{iB} - C_{AB})^2 (N/12) [K/(K-1)] \quad (69)$$

حيث يكون توزيعه تقريبا هو  $\chi^2$  بدرجات حرية  $K$  كما يمكن تقييم ملاءمة أي بند من بنود المجموعة المشتركة (الرابطة) باحصاء الملاءمة الآتي .

$$(d_{iA} - d_{iB} - C_{AB})^2 (N/12) [K/(K-1)] \quad (70)$$

حيث توزيعه تقريبا هو  $\chi^2$  بدرجات حرية 1 (المرجعان السابقان)

وإذا كانت البنود الرابطة ملاءمة للنموذج، كما تقدر من كل من الاختبارين على العييتين المختلفتين، فهذا يعني أحادية البعد، واستقلالية القياس للاختبارين معا في تدرجهما المشترك .

مثال:

ومن الممكن الاستعانة بأحد الأمثلة التي أوردها (Wright & Stone, 1979, P.112) وذلك لمناقشة وتوضيح كيف يمكن تعديل تدرج اختبار صعب لضمه في تدرج

مشترك، مع اختبار آخر سهل، وذلك باستخدام مجموعة مشتركة من البنود (الرابطية).

في هذا المثال:

- تتكون مجموعة البنود السهلة من ٨ بنود.
- تتكون مجموعة البنود الرابطية من ٦ بنود.
- تتكون مجموعة البنود الصعبة من ٩ بنود.

ومن ذلك تكون إختباران، أحدهما الصورة السهلة، وتتكون من ٨ بنود سهلة + ٦ بنود رابطية (E) والآخر هو الصورة الصعبة، وتتكون من ٦ بنود رابطية + ٩ بنود صعبة (H) وقد درجت الصورة (السهلة + الرابطية) على عينة من خمسين فردا، بينما درجت الصورة (الرابطية + الصعبة) على عينة أخرى من واحد وخمسين فردا أعلى في المستوى من العينة الأولى .

والجدول الآتي يوضح تدرج بنود كل من الصورتين على حدة .

جدول رقم (٦)

تدرج الصورة (السهلة + الرابطة) والصورة (الرابطة + الصعبة)

الصورة (الرابطة + الصعبة) (H)		الصورة (السهلة + الرابطة) (E)		البنود
الخطأ المعياري	الصعوبة	الخطأ المعياري	الصعوبة	
			٣,٨٠-	٣
			٢,٠٠-	٤
			,٣٧-	٥
			,٣٧-	٦
			٢,٠٠-	٧
			,٣٧-	٨
			,٠٦	٩
			,٢٠	١٠
,٤٩	٢,٢٤-	,٣٦	,٩٧	١١
,٤٤	١,٨٣-	,٣٨	٢,٠٨	١٢
,٧٣	٣,٢٢-	,٣٦	١,٥٨	١٣
,٦١	٢,٨٠-	,٣٧	١,٩٥	١٤
١,٠١	٣,٩٠-	,٣٦	,٨٤	١٥
,٤٦	٢,٠٢-	,٣٦	١,٢١	١٦
	,٦٠			١٧
	,٥٠-			١٨
	,٢٦			١٩
	١,١٨			٢٠
	١,٥٦			٢١
	١,٥٦			٢٢
	٢,٧٨			٢٣
	٤,٥١			٢٤
	٤,٠٦			٢٥
	,٠٠		,٠٠	المتوسط
	٢,٦٤		١,٦٨	الانحراف المعياري

ويختص الجدول الآتي بتحليل مجموعة البنود الرابطة من حيث تحديد مقدار الازاحة (C)، وهو الثابت الذي يضاف الى صعوبة بنود الصورة الصعبة، لتدرج في تدرج مشترك مع البنود السهلة. كما يوضح هذا الجدول اختبار الملاءمة لمجموعة البنود الرابطة.

جدول رقم (٧)

### تحليل مجموعة البنود الرابطة

اختبار الملاءمة لمجموعة البنود الرابطة			حساب مقدار الازاحة الرابطة C			البنود الرابطة
البواقي المعيارية Z بواقي الفرق الخطأ المعياري	الخطأ المعياري للبنود S <sub>D</sub>	بواقي الفرق، = الفرق - الازاحة	الفرق بين الصعوبات المتناظرة	صعوبة البنود الرابطة من الصورة		
				الصعبة	السهلة	
١,٤٨-	,٦١	,٩٠-	٣,٢١	٢,٢٤-	,٩٧	١١
,٣٤-	,٥٨	,٢٠-	٣,٩١	١,٨٣-	٢,٠٨	١٢
,٨٥	,٨١	,٦٩	٤,٨٠	٣,٢٢-	١,٥٨	١٣
,٩١	,٧١	,٦٤	٤,٧٥	٢,٨١-	١,٩٥	١٤
,٥٩	١,٠٧	,٦٣	٤,٧٤	٣,٩٠-	,٨٤	١٥
١,٥٢-	,٥٨	,٨٨-	٣,٢٣	٢,٠٢-	١,٢١	١٦
١,١٧- صفر*		,٠٠	٤,١١ = C	٢,٦٧-	١,٤٤	للتوسط
١,١٣ ≈ ٣١		,٧٦	,٧٦	,٧٩	,٥٢	الانحراف المعياري

حيث تقدر الازاحة C من المعادلة (٦٨) حيث C = متوسط الفروق المبينة بالعمود الرابع

كما يقدر الخطأ المعياري لبواقي الفروق S<sub>D</sub> من المعادلة

$$S_D = (S_E^2 + S_H^2)^{1/2} \quad (٧١)$$

كما ان المتوسط المتوقع للبواقي المعيارية (Z) هو الصفر، والخطأ المعياري له هو الواحد.

\* توزيع اعتدالي بمتوسط صفر

\*\* توزيع اعتدالي بانحراف معياري (واحد).

\*\*\* للحصول على (S<sub>E</sub><sup>2</sup>) يربع الخطأ المعياري لصعوبة البنود المشتقة من الاختبار السهل  
للحصول على (S<sub>H</sub><sup>2</sup>) يربع الخطأ المعياري لصعوبة البنود المشتقة من الاختبار الصعب

يتطرق المثال بعد ذلك الى توضيح ضم البنود (السهلة + الرابطة) مع البنود (الرابطة + الصعبة) في تدرج مشترك هو تدرج البنود (السهلة + الرابطة).  
والجدول الاتي يوضح ذلك.

جدول رقم (٨)

دمج اختياريين أحدهما سهل والاخر صعب بوساطة رابطة من البنود المشتركة

البنود	التدرج الخاص بكل صورة		ازاحة التدرج الى (السهلة+الرابطة)		التدرج المشترك للبنود
	السهلة+الرابطة	الرابطة+الصعبة	لبنود الصورة الصعبة	للبنود الرابطة	
٣	٣,٨٠ -				المتوسط = صفر
٤	٢,٠٠ -				المتوسطة ٢,٣٠ =
٥	,٣٧ -				
٦	,٣٧ -				
٧	٢,٠٠ -				
٨	,٣٧ -				
٩	,٠٦				
١٠	,٢٠				
١١	,٩٧	٢,٢٤ -	١,٨٧	١,٤٢	
١٢	٢,٠٨	١,٨٣ -	٢,٢٨	٢,١٨	
١٣	١,٥٨	٣,٢٢ -	,٨٩	١,٢٤	
١٤	١,٩٥	٢,٨٠ -	١,٣١	١,٦٣	
١٥	,٨٤	٣,٩٠ -	,٢١	,٥٣	
١٦	١,٢١	٢,٠٢ -	٢,٠٩	١,٦٥	
١٧	,٦٠		٤,٧١		
١٨	,٥٠ -		٣,٦١		
١٩	,٢٦		٤,٣٧		
٢٠	١,١٨		٥,٢٩		
٢١	١,٥٦		٥,٦٧		
٢٢	١,٥٦		٥,٦٧		
٢٣	٢,٧٨		٦,٨٩		
٢٤	٤,٥١		٨,٦٢		
٢٥	٤,٠٦		٨,١٧		
المتوسط	,٠٠	,٠٠	٤,١١		٢,٣٠
الانحراف المعياري	١,٦٨	٢,٦٤	٢,٦٤		٣,٣٧

من الجدول رقم (٨) نلاحظ ما يأتي:

- يتضمن العمودان الثاني والثالث التدرج المستقل لكل من الصورتين (السهلة + الرابطة)، و(الرابطة + الصعبة) والمشتق كل منهما من عيتين مستقلتين. ولما كان تدرج الصورة (السهلة + الرابطة) هو التدرج المشترك الذي ستحول اليه التدريجات الأخرى لذا فإن صعوبات البنود السهلة من رقم ٣ الى ١٠ المدونة بالعمود الثاني تنقل مباشرة الى العمود السادس، حيث لن يمسه أي تغيير أو إزاحة.

- يتضمن العمود الرابع صعوبات البنود للصورة (الرابطة + الصعبة) بعد إضافة مقدار الإزاحة، السابق حسابه وهو ٤,١١ لكل بند من هذه البنود، وعندئذ تنقل صعوبات البنود الصعبة بعد هذا التعديل؛ أي من البنود رقم ١٧ حتى ٢٥؛ وذلك من العمود الرابع الى العمود السادس.

- يتضمن العمود الخامس صعوبات البنود الرابطة بعد تعديلها. ويكون هذا التعديل بحساب متوسط صعوبتي كل بند من تلك البنود الرابطة المشتقة من الصورة (السهلة + الرابطة)، والمشتقة من الصورة (الرابطة + الصعبة) بعد تعديلها، أي بعد إضافة مقدار الإزاحة المحسوب (٤,١١).

فإذا طبقنا ذلك على البند ١١، وهو البند الأول من البنود الرابطة، نجد أن صعوبة هذا البند كما تقدر من الصورة (السهلة + الرابطة) هي (٠,٩٧) كما أن صعوبة هذا البند كما تقدر من الصورة (الرابطة + الصعبة)، بعد تعديلها بثابت الإزاحة هي (١,٨٧).

$$\text{فيكون متوسطها هو} = \frac{١,٨٧ + ٠,٩٧}{٢} = ١,٤٢$$

ويكون هذا المتوسط هو صعوبة هذا البند بعد تعديله. وبعد تعديل باقي البنود الرابطة، أي البنود (من ١١ إلى ١٦) تنقل جميعها الى العمود السادس.

- يتضمن العمود السادس صعوبات جميع البنود (من ٣ إلى ٢٥) في صورتها النهائية، وهو يضم صعوبات البنود السهلة (من ٣ إلى ١٠) كما هي، كما يضم صعوبات البنود الرابطة (من ١١ إلى ١٦) بعد تعديلها، وايضا صعوبات البنود الصعبة (من ١٧ إلى ٢٥) بعد التعديل. وتترج جميع هذه البنود في تدرج



مشترك واحد، ويلاحظ ان متوسط صعوبات هذه البنود هو ٢,٣٠. ولكي يتمركز هذا التدرج حول الصفر، نجعل متوسط صعوبات البنود = صفرا، وذلك بطرح المقدار ٢,٣٠ من كل صعوبة من صعوبات هذه البنود، وترصد في العمود السابع.

وللتأكد من كفاءة هذه العملية تدرج صعوبات جميع البنود باعتبارها مجموعة واحدة تكون اختبارا واحدا، وذلك على عينة واحدة من الافراد، ويكون هذا التدرج هو التدرج المرجعي الذي على اساسه يقارن تدرج البنود الناتج من عملية ضم الاختبارين، باستخدام بنود مشتركة رابطة. فإذا كانت الفروق بين الصعوبتين المتناظرتين لكل بند صفرية، دل هذا على كفاءة عملية الضم بين الاختبارين.

### ٢ - تكوين بنك الاسئلة

تتضمن اغلب بنوك الاسئلة مئات من الاسئلة او البنود المدرجة على الاف من الافراد. ولما كان من المستحيل على كل فرد من الافراد أن يؤدي كل سؤال من هذه الاسئلة، فان بناء البنك يقوم على دمج المجموعات المختلفة من البنود في تدرج واحد مشترك. ومن المناقشات السابقة نستطيع ان نتبين ان نموذج (راش) يوفر طريقة خاصة واضحة لبناء بنك الاسئلة. ويبدأ الاسلوب الرئيسي لتدرج عدد كبير من البنود على متغير واحد، باستخدام مجموعة من البنود المشتركة بين إختبارين مختلفين تقوم كرابطة، تضمهما في تدرج واحد مشترك. ويتكرر الرباط بين إختبارين أو أكثر، تتجمع أعداد كبيرة من البنود في تدرج مشترك واحد، تشكل بنكا للبنود. ويتطور الرباط بين الاختبارات المختلفة حتى يصل الى شبكة من الارتباطات المختلفة، كل رباط منها يربط بين إختبارين. وتشكل هذه الشبكة من الارتباطات نسيجا من الاختبارات المدرجة جميعا على تدرج واحد. ويغطي بنك الاسئلة في هذه الحالة مدى واسعا من المتغير، كما يتضمن أيضا صورا متكافئة من الاختبارات التي تغطي المستويات المعرفة من المتغير موضوع القياس.

### ٣ - سحب الإختبارات الفرعية من بنك الاسئلة

رأينا فيما سبق كيف أتاح نموذج (راش) بناء بنك من الاسئلة الملائمة للنموذج، وان هذه الاسئلة تشكل فيما بينها نسيجا من الإختبارات المتلاحمة مع بعضها بجسور من البنود المشتركة. وتدرج بنود هذه الاختبارات جميعها في تدرج

واحد مشترك، يتمركز حول نقطة صفر واحدة، وبذا فهو يعرف مستويات متدرجة من المتغير المراد قياسه .

ويتحكم في بناء بنك الاسئلة، عدد البنود التي نود تدريجها في البنك، والحد الاعلى لعدد البنود التي تكون الصورة الواحدة من الاختبارات الفرعية ، ومدى الصعوبة التي نود أن يغطيها هذا البنك .

ويتضمن البنك عادة عددا هائلا من تلك البنود المشتركة جميعها في تدريج واحد مشترك، والتي يتسع مدى صعوبتها ويزيد عما يستطيع أداءه فرد واحد من الافراد .

ويتميز بنك الاسئلة هذا بما يتميز به نموذج (راش) من استقلالية القياس . وتحرر بذلك تقديرات الأفراد من تأثيرات البنود المستخدمة، وهذا يعني تكافؤ تقديرات الأفراد، مهما اختلفت البنود المستخدمة، المسحوبة من بنك الاسئلة، بشرط مناسبتها لمستوى الافراد .

ويتيح المدى الواسع من القدرة، الذي يغطي بنك الاسئلة فرصة إختيار المجموعات المختلفة من البنود التي تشكل الاختبارات التي تناسب مستويات

#### الافراد المتباينة .

كما يتيح ما يتضمنه البنك من ذلك المدى العريض من البنود المتناظرة والمتكافئة الصعوبة، الفرصة لاختيار مجموعات البنود التي تشكل الصور المختلفة من الاختبارات، التي تناسب مجموعات الأفراد المتشابهة في مستوى القدرة .

وهكذا يشكل بنك الاسئلة مصدرا مفيدا لعائلة من الاختبارات، التي تعرف مدى واسعا من المتغير، وسواء كانت هذه الاختبارات طويلة او قصيرة، سهلة او صعبة، واسعة من حيث مدى الصعوبة، او ضيقة، فانها تتعادل في تقديرها لمستوى قدرة الافراد . وبهذا يمكن اعتبار مشكلة بناء الصور المختلفة من الاختبارات الموضوعية في طريق الحل، وذلك بما يتيح بنك الاسئلة من مرونة في اختيار الاختبارات المختلفة التي تتعادل تقديراتها للافراد بصورة مباشرة .

وهكذا يمكن ان نقارن بين مستويات القدرة للافراد او المجموعات المختلفة . كما يمكن أيضا قياس التغير الذي يحدث في مستوى الفرد، أو مستوى الافراد . وتكون هذه المقارنة، او قياس هذا التغير باستخدام اي مجموعات من البنود، طالما انها مسحوبة من بنك واحد للاسئلة، وطالما انها مناسبة للافراد الذين يؤدون الاختبار . وكلما كان الاختبار مناسباً للافراد كان تقدير القدرة اقرب للدقة .

ويكون الاختبار مناسباً للفرد أو لمجموعة الأفراد الذين يؤدونه عندما تقترب المميزات الإحصائية للاختبار من المميزات التي يمكن أن يتصف بها الفرد أو الأفراد الذين نهدف إلى تقديرهم. وعلى هذا الأساس يمكن اختيار البنود التي تكون الاختبار المناسب لقياس قدرتهم من بين البنود التي يضمها بنك الأسئلة.

ومن الممكن تلخيص المميزات الإحصائية للفرد أو الأفراد المراد تقدير قدراتهم في الصورة الآتية  $G(M,S,D)$  حيث ترمز:  
G إلى الهدف المراد قياسه (الفرد أو الأفراد).  
M إلى تقدير الفرد أو متوسط تقدير الأفراد.  
S هو الانحراف المعياري لتقدير الفرد أو الأفراد.  
D هو شكل التوزيع.

ويكون تقدير هذه المميزات الخاصة بقدرة الفرد أو الأفراد بصورة تقريبية، أما عن طريق خبرة الباحث وتوقعه، وأما عن طريق تجربته لبعض الصور المختصرة من المقياس. أما المميزات الإحصائية، التي ينبغي توفرها في الاختبار المناسب، فيمكن التعبير عنها هكذا  $T(H,W,L)$  حيث ترمز:  
T إلى الاختبار المناسب للقياس  
H إلى ارتفاع الاختبار، وهو متوسط الصعوبة للبنود المختارة، التي تكون الاختبار.  
W إلى عرض الاختبار، وهو مدى الصعوبة لبنود الاختبار.  
L إلى طول الاختبار، وهو عدد بنوده.

أما المميزات الإحصائية التي تتوفر فعلاً في الاختبار المستخدم، فيرمز لها  $t(h,w,l)$  حيث ترمز:  
t الاختبار الفعلي المستخدم  
h متوسط صعوبة البنود الفعلية.  
w مدى الصعوبة الفعلي.

وقد لخص (Wright & Stone, 1979, P.139) الخطوات التي يمكن بها تصميم الاختبار  $T(H, W, L)$  ليناسب الأفراد الذين نهدف إلى تقديرهم  $G(M, S, D)$ ، فيما يلي:

- \* تقدير الفرد إذا كان المراد تقدير قدرة فرد واحد
- \* متوسط تقدير الأفراد إذا كان المراد تقدير قدرات مجموعة من الأفراد.
- وفي كلتا الحالتين يُرمز لها بالرمز (M).

- ١- من افتراضنا\* لتقدير متوسط القدرة M نحدد المتوسط المناسب لصعوبة البنود  
 $M=H$
- ٢- من افتراضنا للانحراف المعياري للقدرة S نحدد التشتت المناسب لصعوبة  
البنود  $4S=W$
- ٣- تبعا للخطأ المعياري SEM، الذي تتطلبه دقة القياس، نحدد طول الاختبار  
 $L = C/SEM^2$  حيث  $C=6$  أو  $C=6S$
- ٤- من  $H, W, L$  يمكن تحديد مجموعة من تقديرات البنود  $(\delta_i)$  تبعا للصورة الآتية.
- $$\delta_i = H - (W/2) (L - 2i + 1/L) \quad i = 1, L \quad (٧٢)$$

- بعد ذلك يحدد الاختبار الذي سيستخدم فعلا  $t(h, w, L)$  من هذا التصميم  
للاختبار المناسب  $T(H, W, L)$  وذلك باتباع الخطوات الآتية :
- ٥- نختار مجموعة  $d_i$  من بنك الاسئلة هذا، بحيث تكون اقرب ما يمكن لمجموعة  
تقديرات البنود  $(\delta_i)$  وذلك بالتقليل من الفرق  $(d_i - \delta_i)$  على قدر المستطاع.
- ٦- عندئذ نحسب متوسط صعوبة الاختبار وانحرافه المعياري حيث :

$$h = \frac{L}{\sum_{i=1}^L} d_i/L = d. \quad (٧٣)$$

$$w = [(d_L + d_{L-1} - d_2 - d_1)/2] [L / (L - 2)] \quad (٧٤)$$

حيث :

- $D_L, D_{L-1}$  هما صعوبة اصعب بندين، وهما البنودان  $L-1, L$ .
- $d_1, d_2$  هما صعوبة اسهل بندين، وهما البنودان الأول والثاني.
- ٧- عندئذ تكون مجموعة تقديرات البنود  $(d_i)$  هي الاختبار  $t(h, w, L)$  الذي يستخدم  
في تقدير قدرة الفرد او الأفراد المراد تقديرها.
- ٨- باستخدام قيم الصعوبة المقدرة في بنك الاسئلة لهذه البنود المختارة التي تكون  
الاختبار، يعوض في المعادلة (٧٢) لتحديد تقديرات الأفراد المقابلة لكل درجة  
كلية على هذا الاختبار الفرعي. وهذه التقديرات تعادل تقديرات الافراد  
أنفسهم على اي اختبار فرعي اخر يسحب من هذا البنك نفسه، وإن اختلفت  
الدرجة الكلية للفرد على الاختبارين.

\* يساعد على هذا الافتراض خبرة الباحث، او بتجربة صور مختصرة من الاختبار.

وقد استخدمت بنوك الاسئلة في مجال التحصيل الدراسي، مثل تلك التي استخدمت في التعليم الطبي (Kelley, & Schumacher, 1984) وفي مناهج الرياضيات (Robitaille, & Q'shea, 1983) وفي القراءة (Rentz, & Bashaw, 1977) كما يجري الان عمل بنوك لاسئلة بعض المقررات في امتحانات الثانوية العامة بالمملكة المتحدة مثل مقررات الرياضيات.

كما استخدمت فكرة بنك الأسئلة ايضا في مجال القياس العقلي. ففي المقياس البريطانية للقدرات المكونة من ٢٣ مقياسا للقدرات العقلية المختلفة، تنقسم أغلب هذه المقاييس إلى مقاييس فرعية متعادلة.

(Elliott, Murray & Pearson, 1983)

Tailoring the test

#### ٤ - حيك الاختبار

تبدو الحاجة واضحة الى ضرورة تعيين أو تخصيص الاختبار الذي يناسب الفرد، حتى لا نجابه ذلك الموقف الذي تكون فيه البنود غير مناسبة للفرد الذي يجربها. لذا فقد كان من اهم المشكلات التي يجابهها الفاحص هي كيف يحدد مستوى الفرد بحيث يمكن اختيار او سحب بنود من بنك الاسئلة تقترب صعوباتها من قدرة هذا الفرد، حتى تكون هذه البنود اختبارا محبوكا على الفرد او الافراد الذين سوف يؤدون هذا الاختبار. وكلما كان الاختبار محبوكا على الفرد استطعنا التوصل الى الدقة في القياس. وتتم عملية حيك الاختبار للفرد او لمجموعة الافراد بعدة طرق: (Wright & Stone, 1979, P.0.151 - 153)

#### أ - حيك الاختبار بناء على حالة الفرد (الدراسية او العمرية).

Status Tailoring

حيث تكون المعلومات حول الصف الدراسي المناسب او العمر المناسب للفرد كافية لحيك اختبار مدرسي. وفي هذه الحالة يمكن استخدام تلك المعلومات عن الصف الدراسي المناسب للفرد او مجموعة الأفراد، وكذلك المتغيرات المتعلقة بمعايير هذا الصف الدراسي في تحديد مجموعة من البنود المناسبة لقدرة هؤلاء الافراد. وبالإضافة الى ذلك تلعب خبرة المدرس دورا مهما في تحقيق هذا الهدف.

Performance Tailoring

#### ب - حيك الاختبار بناء على الاداء

عندما تكون المعلومات المتوفرة عن المستوى الدراسي او العمري غير كافية،

فقد تعتمد عملية حيك الاختبار ليكون مناسباً للفرد، على أحد الاختبارات الاستطلاعية. ويتكون هذا الاختبار الاستطلاعي عادة من ٥ إلى ١٠ بنود يمتد مدى صعوباتها بصورة كافية، بحيث يغطي أبعد مستوى متوقع للفرد. وفي الأحوال التي يكون فيها الاختبار الاستطلاعي اختباراً ذاتي التصحيح، فمن الممكن أن يستدل الفرد بنفسه على الاختبار المحبوك المناسب لمستوى قدرته، وذلك من درجته الكلية على ذلك الاختبار الاستطلاعي.

### Self - Tailoring

### ح - الحيك الذاتي

تتسم هذه الطريقة بأنها طريقة عملية حيث يعطي الفرد المراد تقدير قدرته، كراسة البنود، وهي بنود تتدرج صعوبتها بانتظام، ويطلب من الفرد أن يحدد المستوى المناسب له. وتبدأ عملية الاختبار عندما يحدد الفرد بنوداً صعبة تتحدى انتباهه، ولكنها في الوقت نفسه سهلة في مستوى التناول. ويستمر الفرد في عملية الاستجابة للبنود الأكثر صعوبة، حتى يقرر الفرد نفسه أن مستوى الصعوبة قد أصبح خارج نطاق قدرته. ويتكون عندئذ الاختبار من مجموعة البنود المتصلة التي استخدمها الفرد.

ويوفر هذا الاتجاه توافقاً ذاتياً لاختلاف الأفراد في السرعة والارتياح للاختبار ومستوى القدرة. ويتحدد التسلسل لكل من أسهل وأصعب البنود التي اجاب عليها الفرد، وكذلك لعدد الاستجابات الصحيحة التي اصابها هذا الفرد يمكن أن نصل إلى تقدير لقدرته، وكذا لخطتها المعياري، ويكون ذلك بمجرد الاطلاع على جدول من صفحة واحدة، يوضع ليناسب مجموعة البنود المستخدمة للقياس وهو جدول العلاقة التقييسية بين الدرجة الكلية وتقدير القدرة المشتق من هذه المجموعة من البنود.

وتناظر هذه الطريقة ما يجري في حالة الاختبارات الفردية كاختبار ستانفورد - بينيه من تحديد للمستوى الأدنى والمستوى الأعلى للاداء. وإن كان تحديد البنود في حالة الحيك الذاتي تتم عن طريق المفحوص وليس عن طريق الفاحص. (المرجع السابق، ص ١٥١ - ١٥٣).

## عاشرا : تطوير النموذج

كان لعالم الرياضيات الدانمركي جورج راش الفضل الاول في ابتداع ذلك النموذج اللوغاريتمي. المسمى باسمه لتحقيق المتطلبات التي تصل بنا الى الموضوعية في القياس السلوكي. كما كان للعالم الاميركي رايت الفضل الاكبر والنصيب الاوفر في تفسير وتطوير هذا النموذج للتطبيق العملي. ولم تقتصر جهود رايت على ذلك، بل عمل ايضا على تطوير النموذج، وتطوير اساليب ووسائل ومجالات تطبيقه. لهذه الاسباب كانت مؤلفات رايت في هذا المجال ودراساته وابحائه وبرامجه للحاسب الآلي هي المراجع والوسائل الاساسية لمن يتصدى لهذا النموذج سواء بالدراسة او بالتطبيق. وعلى الرغم من بساطة النظرية التي يقوم عليها نموذج (راش) الا انه قد لاقى صعوبات عديدة. وتبدو هذه الصعوبات احيانا في مفاهيمه الجديدة في القياس، وتبدو احيانا في الصعوبات العملية التي قد تقف عثرة في سبيل الاقتناع به كوسيلة سهلة التطبيق والانتشار. وقد كانت هذه الصعوبات تحديا وحافزا لكثير من العلماء على البحث والتقصي في سبيل العمل على تطوير النموذج. وسيتناول هذا الجزء من الدراسة بعض هذه التطويرات التي قام بها بعض العلماء وأمكن للباحثة التوصل اليها وسيكون هذا تناول كما يلي:

- تطوير النموذج من حيث بعض النواحي النظرية.
- تطوير النموذج للتغلب على بعض مشكلات القياس
- تطوير النموذج من حيث مجالات التطبيق.
- استخدام نموذج (راش) في البيئة العربية.

— تطوير النموذج من حيث بعض النواحي النظرية

(١) أحادية البعد - تعدد البعد

كان من أهم أوجه النقد التي وجهت إلى استخدام نموذج (راش) في القياس السلوكي، هو ما يفترضه النموذج ويقوم عليه، من أحادية في بعد القياس، قد يصعب تحقيقها في مجال الظواهر السلوكية المتشابكة.

وقد قدم ( Mckinley, and Fleckase, 1982) بحثا ناقشا فيه ما يتعلق باقتصار القياس على سمة واحدة تمشيا مع أحادية البعد الذي تقوم عليه وتتطلبه نماذج السمات الكامنة، وأهمها نموذج (راش). وأوضحا أن الاختبار التحصيلي لا

تقتصر أهدافه على قياس سمة واحدة، وإنما يهدف إلى قياس عينة مما يغطيه المنهج. وهذا يعني، في رأيهما، أن أغلب هذه النماذج لا تكون مناسبة لهذه الاختبارات التي قد لا يصح عدّها بوجه عام أحادية البعد. وبهذا قدم هذان الباحثان تعليلاً من وجهة نظرهما لما قد يصاب نماذج السمات الكامنة من قصور في بعض الأحيان. وقد ناقشت هذه الدراسة ستة نماذج مختلفة من نماذج السمات الكامنة، التي يمكن أن تستخدم مع معطيات الاستجابات المتعددة البعد. وقد تبين أن اثنين فقط من هذه النماذج قد أمكن تطبيقها لمثل هذه البيانات المتعددة، وهما نموذج Bock and Atkin model ونموذج (راش) العام the generalized Rasch model. وقد كان الهدف الأساسي لدراسة هذين الباحثين، النظر في تطبيق نموذج (راش) العام على البيانات المتعددة البعد. وقد تعرض بحثهما لعدة صور مختلفة من هذا النموذج، تتدرج من حيث تعقيدها لتحديد مدى نجاحها في تمثّل البيانات المتعددة البعد، كما تعرض البحث أيضاً إلى إمكانية اشتقاق المعالم الخاصة بهذه النماذج. وقد تعرضت الدراسة بالبحث والتقصي، للنماذج الآتية: -

- أ - نموذج المتجه . The vector model
- ب - نموذج حاصل ضرب الحدود The product term model
- ج - نموذج المتجه وحاصل ضرب الحدود The vector and product term model
- د - نموذج المتجه المختزل وحاصل ضرب الحدود The reduced vector and product term model
- هـ - نموذج البنود المتجمعة The Item cluster model

وقد تبين عدم قدرة هذه الصور جميعها على التعامل مع البيانات المتعددة البعد، ما عدا النموذجين الأخيرين. وعلى الرغم مما يبدو على النموذج الأخير من إمكانية التعامل مع هذه البيانات إلا أنه محدود في إطار ضيق من التطبيق. ويبقى بعد ذلك النموذج المتجه المختزل وحاصل ضرب الحدود، الذي يبدو أنه أقدر النماذج السابقة على تمثّل البيانات المتعددة البعد على الرغم من صعوبة تقديره للمعالم عن غيره من تلك النماذج.

## (٢) ثنائية الاستجابة - تدرج الاستجابة

يقوم نموذج (راش) على التقدير الثنائي للاستجابة. فإما أن يصيب الفرد الهدف، ويحسب على البند إجابة صحيحة، وعندئذ يحصل على الدرجة (واحد)،



ولما أن يخطيء الفرد الهدف، ويجيب على البند إجابة خاطئة، وعندئذ يحصل على الدرجة (صفر). وقد عملت محاولات لتطوير النموذج، بحيث يتضمن الاستجابة المتدرجة على البند. وفي هذه الأحوال قد تمتد الإجابة مثلاً من تمام الموافقة إلى تمام الرفض، وتدرج بينها مستويات أخرى من الموافقة. وغالباً ما يكون تدرج الاستجابة من خمس نقاط أو أربع نقاط أو ثلاث نقاط.

كانت دراسة (Vogt, K., 1971) حول تعميم استخدام نموذج (راش) من الحالة الثنائية للاستجابة على البند، إلى الحالة التي تكون فيها الاستجابة عبارة عن تدرج من نقاط أو أوزان. وفي هذه الحالة، التي تتعدد فيها درجة الاستجابة، تعتمد درجة الفرد على بند ما، على تدرج مجموعة من البدائل الخاصة بالاستجابة، حيث تعطى لكل منها درجة معينة، أو وزن معين، وذلك علاوة على اعتمادها على كل من معلمي قدرة الفرد وصعوبة البند. وقد استخدمت هذه الدراسة احتمال الترجيح الأكبر The maximum likelihood الذي قدمه رايت للاستجابة الثنائية، في حالات الاستجابة المتدرجة أيضاً. كما توصل البحث كذلك إلى برنامج للحاسب الآلي، يناسب هذا التعميم.

وقد قام (Jansen, and Roskam, E. E. 1983) بدراسة أخرى حول نموذج (راش) المتعدد الاستجابة، وثنائية الاستجابات المتدرجة. وقد ناقشت هذه الدراسة اتساق نموذج (راش) المتعدد الاستجابة Polychotomous Rasch Model، مع ثنائية متصل الاستجابة dichotomization of the response continuum باعتبار أن تقسيم الاستجابة المتدرجة الذي يقدم للأفراد هو أساساً تقسيم اعتباري على مدى متصل الصفة. وقد ميزت المناقشة بين التعدد والثنائية عند تصميم شكل الاستجابة، وكذلك عند تحويل البيانات الفعلية للاستجابة المتعددة إلى الثنائية. وقد وجد الباحثان أنه، في هذه الحالة الأخيرة، فإن نموذج (راش) المتعدد الاستجابة لا يتسق مع مثل هذه الثنائية. فقد تحقق البيانات نموذج (راش) الأحادي البعد المتعدد الاستجابة، ولكنها قد لا تحققه بعد تحويلها إلى الثنائية إلا عند حالة خاصة معينة لمعلمي النموذج. وطالما ليس هناك فرق جذري بين الثنائية عند تصميم شكل الاستجابة والثنائية عندما تتحول إليها الاستجابة المتدرجة، فإن قيمة نموذج (راش) الأحادي البعد، والمتعدد الاستجابة يكون في حاجة إلى مزيد من الجهد في البحث والدراسة.

## — تطوير النموذج للتغلب على بعض مشكلات القياس

من أهم مشكلات القياس التي صاحبت استخدام نموذج (راش)، مشكلة الاستجابات غير الملائمة. وقد تعرض (Wright and stone, 1979, P.P.165 - 190) لهذه الاستجابات، وأمكن لها حصرها في الأحوال الآتية: الميل إلى النوم sleeping or fumbling، والتخمين guessing، والثاقل، أو عدم الحماس plodding. وقد قاما بمناقشة نمط الاستجابة في كل حال من هذه الأحوال ومقارنتها بنمط الاستجابة العادية. وقد توصلا إلى بعض التصميمات التي يمكن أن تعالج هذه الحالات، حتى تعطي تقديرات لقدرة الفرد تقرب من القيمة الحقيقية لها. وحول هذا تعرضت أيضا دراسة (Smith, 1981)

أما مشكلة تجانس الاختبار، فقد قدم لذلك (Lindstrom, 1983) دراستين امبريقتين تبين استخدام نموذج (راش) لاختبار مدى تجانس الاختبار. وقد أوضحت هاتان الدراستان أن الاختبارات الإحصائية الخاصة بميل المنحنى المميز للبيد (I.C.C) غير كافية لاختبار عدم التجانس، وأن اختبارات التساوي لهذه المنحنيات عبر مجموعات الأفراد، وكذلك اختبارات التساوي للمنحنيات المميزة للفرد عبر مجموعات البنود هي الاختبارات المناسبة التي ينبغي أن تستخدم. وقد أوضحت هاتان الدراستان الحاجة الكبيرة للأساس النظري لهذه التطبيقات، وأن مشكلة اختبار عدم التجانس هي بالأساس مشكلة نظرية.

## — تطوير النموذج من حيث مجالات التطبيق

كان من بين أوجه النقد التي وجهتها الباحثة في دراستها السابقة، التي نشرت (1981) اقتصار تطبيقات النموذج إما على القدرات في مجال القياس النفسي أو على التحصيل الدراسي في مجال القياس التربوي. وعللت ذلك بأن بعض المجالات الأخرى في القياس، مثل مجال الاتجاهات والقيم تتشعب بوضوح بثقافة المجتمع، حيث تختلف عندئذ معايير الصواب والخطأ. ومنذ بدأت الجهود في تطوير النموذج، ليشمل الاستجابات المتدرجة بعد اقتصاره في أول الأمر على الاستجابة الثنائية، أصبحت الفرصة متاحة، كي يتسع إطار التطبيق أمام النموذج، ويمتد إلى نواحي جديدة لم يتطرق إليها من قبل.

ففي مجال السمات الوجدانية بدأ كل من (Curry & Riegel, 1978) بتطبيق

نموذج (راش) على قياس السمات الوجدانية، وقد توصل الباحثان إلى أن اختبار الملاءمة لاستجابات الفرد هو اختبار صدق لدرجة هذا الفرد على الاختبار. كما أن اختبارات الملاءمة للبنود وسيلة لاستكشاف العوامل الوجدانية، وأن البنود المتجمعة في تدرّيج واحد تتيح الفرصة لإضافة بنود جديدة، تصل في النهاية إلى مقياس واحد ممتد لقياس احد هذه المتغيرات الوجدانية.

أما في مجال الاتجاهات، فقد طبق (Kifer, Berger & Domer, 1975) نموذج (راش) في بناء اختبار حول الاتجاهات نحو التوسع في اعباء مساعدي أطباء الأسنان .

ولبناء مقياس لتقدير الذات لدى المسنين قام بذلك (Buysse, Van den Wollenberg & Wimmer, 1983) وأوضح النتائج قوة نموذج (راش) في تطوير أساليب القياس في علم الشيخوخة. وكما اتسع المجال أمام نموذج (راش) وتوصل إلى مجالات عديدة مثل بناء الاختبارات الخاصة بالخدمة المدنية (Durovic, 1970)، وكذلك في مجال الاعلام. (Warfel, 1984)

أما التطبيقات العديدة في مجال القدرة العقلية، فقد كان من أبرزها المقياس البريطانية للقدرات (BAS)، التي بدأ العمل بها عام ١٩٦٥، ونشرت عام ١٩٨٣ م. واهتمت بها الباحثة منذ عام ١٩٧٦ إلى الآن. وقد قامت بنشر هذا المقياس المهم المؤسسة القومية للبحوث التربوية في إنجلترا وويلز (N.F.E.R)، كما نشطت وحدات الأبحاث بهذه المؤسسة لتطبيق نموذج (راش) في بناء مقياس تحصيل مستوى الثانوية العامة تضمنها بنوك الأسئلة المختلفة، لخدمة المملكة المتحدة كلها .

### — استخدام نموذج (راش) في البيئة العربية

إن التوصل إلى الموضوعية في قياس الظواهر السلوكية هدف، طالما سعى إلى تحقيقه المهتمون بالبلاد العربية. وقد بدأ هذا الاهتمام منذ بدأت حركة القياس في مصر، وذلك بجهود روادها الأوائل إسماعيل القباني، ثم عبدالعزيز القوصي، ومن بعدهما فؤاد البهي السيد. وقد قامت جهود هؤلاء العلماء مثلما قامت جهود غيرهم من علماء القياس على فلسفة القياس جماعية - المرجع وهي الفلسفة التي اتضح من المناقشات السابقة مدى قصورها في تحقيق الموضوعية في القياس السلوكي .

وقد كان لتضارب نتائج الأبحاث وتناقضها مع ما يتوقعه العلماء أثر في الشعور بالقصور في تحقيق الموضوعية في القياس، سواء في مجال التحصيل أو القدرات أو

الاتجاهات وغيرها من سمات الشخصية. وقد اتضح هذا التضارب في تلك الدراسات التي قامت حول تقويم الطالب بكلية الآداب في جامعة الكويت، حيث كان الأساتذة من وجهة نظر الطلبة متشددون في تقديراتهم، بينما كان الأساتذة متساهلون في تقديراتهم من وجهة نظر إدارة الكلية (امينة كاظم، ١٩٨٤، ص ٤٨). أما تناقض النتائج مع ما يتوقعه الباحثون، فمن الممكن ان يتمثل في عدم ثبات العلاقة بين اختبارات الذكاء، واختبارات التحصيل، بوضعها الراهن في البيئة العربية .

وقد كان غياب الموضوعية في قياس تحصيل الطلبة واضحا كما ابرزتها تلك الدراسات الاربعة التي قامت بها (امينة كاظم، ١٩٨٤) بعنوان «دراسة في تحليل نتائج التحصيل لطلاب كلية الآداب جامعة الكويت». لذا كان من اهم التوصيات التي اكدت عليها تبني قضية الموضوعية في تقدير تحصيل الطلاب، فعند غياب الموضوعية تختلط الأمور ويصح اي تفسير كان .

هنا تبدو اهمية الاستفادة من تطبيق نموذج (راش) للقياس، في حل بعض مشكلات الموضوعية في القياس، في البيئة العربية، سواء في مجال التحصيل، أو قياس الذكاء، أو غير ذلك .

## ١ - استخدام نموذج (راش) في قياس التحصيل الدراسي

### أ - في مجال التعليم الجامعي

إن استخدام نموذج (راش) في بناء الاختبارات المختلفة التي تعرف متغيرا ما، وليكن تحصيل أحد المقررات الجامعية، يتيح بناء بنوك للأسئلة تحقق خواص الموضوعية في القياس. وكما سبق ان ذكرنا، فإن هذا يعني أن نتائج القياس :

- لا تختلف باختلاف مجموعة البنود المستخدمة .
- لا تختلف باختلاف مجموعة الأفراد المستخدمة للاختبار .

ويمكن استغلال هذه الخواص في تقويم تحصيل الطلبة بالجامعات العربية، سواء تلك التي تتبع النظم الجامعية التقليدية، مثل اغلب الجامعات المصرية، أو تلك التي تتبع نظما جامعية حديثة (مثل نظام المقررات)، وهي التي نراها شائعة في اغلب الجامعات الخليجية .

ففي الجامعات المصرية ينقسم الطلبة إلى شعب متعددة، تستوعب تلك الأعداد الهائلة من طلبة تلك الجامعات. وبالمثل ينقسم الطلبة في الجامعات التي تتبع نظام المقررات إلى شعب متعددة، وذلك لكل مقرر من المقررات المختلفة حتى يختار الطالب من بينها ما يلائم تخصصه ووقته، والاستاذ الذي يفضله. وفي كلتا الحالتين، يتباين طلبة المقرر الواحد، ويختلفون من شعبة إلى أخرى، ويقوم على تدريسهم أساتذة مختلفون سواء في طرق التدريس، أو طرق التقويم، ومراته وأسلوبه. وفي هذه الأحوال نجد أنه من النادر توفر اختبار تتوفر فيه شروط المقياس الجيد. وإنما الأمر مجرد اجتهادات قائمة على أساس غير علمي سليم، إلا عند بعض أعضاء هيئة التدريس، ممن له معرفة بأسس القياس الشائعة. ويات هناك اعتقاد شائع لدى الطلاب أن تقديراتهم تتغير باختلاف الشعبة التي يلتحقون بها، وباختلاف الاستاذ، وكذا باختلاف الاختبار المستخدم. هنا تبدو أهمية استخدام نموذج (راش) في بناء بنوك الاسئلة التي تتدرج على تدرج مشترك واحد، وتشارك في صفر واحد، يتيح للأستاذ أن يسحب منها مجموعة البنود المناسبة لطلبة الشعبة التي يقوم بتدريسها، والتي تحقق اهدافه من القياس. وعندئذ يكون تقدير مستوى تحصيل الطالب موضوعيا، لا يتأثر بمجموعة البنود المستخدمة، طالما أنها تنتمي للبنك نفسه، كما لا تتأثر بالشعبة التي ينتمي إليها الطالب. وبذا يمكن دراسة مدى نمو التحصيل لدى الطالب، كما يمكن المقارنة بين تحصيل الطلبة في الشعبة الواحدة، وفي الشعب المختلفة، وكذا المقارنة بين المجموعات المختلفة، وغير ذلك، مما يمكن تحقيقه من أهداف.

### ب - استخدام نموذج (راش) في مجال التعليم العام

تعتمد سياسة قبول الطلبة بالجامعات العربية على مستوى الطالب في شهادة الثانوية العامة، كما يتمثل في المجموع الكلي للدرجات. ويختلف مستوى أو محك القبول من عام إلى عام تبعا لعدة أسباب من بينها، مستوى الطلبة ومستوى الامتحانات. وعندما يستخدم نموذج (راش) في بناء بنوك للأسئلة لكل مقرر من المقررات، التي تزود دائما وعاما بعد عام بينود جديدة تتدرج مع باقي البنود، يمكن عندئذ أن يسحب من هذه البنوك كل عام مجموعة الاسئلة المناسبة التي تحقق الأهداف، عندئذ تكون المحكات المحددة على هذه الاختبارات، المسحوبة من بنك الأسئلة، قابلة للمقارنة من عام إلى عام، بصرف النظر عن اختلاف الدرجات الكلية للطلبة على هذه الاختبارات. كما يمكن أن يسحب من هذه البنوك في العام

الواحد مجموعات من الاسئلة المختلفة، يمكن بها تكوين إختبارات مستقلة تعقدتها المديریات التعليمية بالمحافظات المختلفة، ولايتأثر عندئذ تقدير مستوى الطلاب بإختلاف الإختبار أو بإختلاف الطلاب بالمحافظات المختلفة. كما يمكن البدء أيضا في استخدام نموذج (راش) في بناء الإختبارات، وتكوين بنوك الاسئلة لتحقيق ما نستطيع من موضوعية في قياس التحصيل في أي مرحلة من مراحل التعليم العام .

## ٢ - في مجال القياس العقلي

إن مانلاحظه من تباين وما نلمحه من إختلاف بين الشرائح المكونه لأي مجتمع من المجتمعات، يجعل من العسير تقنين أي إختبار للذكاء على جميع هذه الشرائح المتباينة من المجتمع، وذلك إذا استخدمنا الطرق الشائعة في القياس. وهنا تبدو أهمية استخدام نموذج (راش) في عمل مقاييس للقدرات أو للذكاء، تصلح لقياس المستويات الممتدة على المدى الواسع من هذه المتغيرات .

وعندما نفكر في عمل مقاييس مصرية للقدرات، أو مقاييس خليجية للقدرات على غرار المقاييس البريطانية للقدرات (BAS)، فهذا يعني أن يمتد تدرج بنود كل مقياس من أدنى مستوى ممكن لقياس القدرة موضوع القياس، إلى أعلى مستوى ممكن لقياسها.

ويحتاج بناء هذه المقاييس إلى عمل من المتخصصين، وتديره إحدى الهيئات العلمية المتخصصة. وعندما يتم بناء مثل هذه المقاييس، فإن ذلك يتيح دراسة نمو القدرة العقلية، كما يتيح عقد المقارنات بين الشرائح المختلفة من المجتمع على هذه القدرة، وغير ذلك مما لا تبيحه أدوات القياس السلوكي الشائعة . وقد بدأت الباحثة خطواتها فعلا لتحقيق هذا الهدف .

## ٣ - الاستفادة من المقاييس السلوكية السابق إنشاؤها

من الممكن الاستفادة بما يتيح نموذج (راش) من إمكانية، في عمل بنوك للأسئلة تتكون من البنود الملائمة من مقاييس السلوك المتوفرة حاليا، والتي سبق أن أنشئت بطرق القياس الشائعة .

فمن الممكن استخدام مجموعة من هذه الإختبارات التي تتيح صياغة بنودها

الفرصة؛ لكي تضم في بنك واحد للأسئلة، التي تعرف مدى واسعا من إحدى القدرات العقلية ولتكن القدرة اللغوية مثلا. ولما كان من الصعب إجراء هذه المجموعة الكبيرة من الاختبارات مع عينة واحدة من الأفراد في جلسة واحدة، فمن الممكن استخدام عينات مختلفة لإعادة تدريج بنود كل اختبار من هذه الاختبارات، وذلك بطريقة نموذج (راش). وعندئذ تستبعد تلك البنود غير الملائمة، وتستبقى فقط البنود الملائمة للنموذج. بعد ذلك يمكن ضم هذه الاختبارات في بنك واحد للأسئلة، وذلك بضم كل اختبارين معا في تدريج واحد مشترك، له صفر واحد مشترك، وذلك باستخدام بنود مشتركة بين الاختبارين، وتكرار ذلك حتى يتكون بنك الأسئلة الذي يغطي مدى واسعا من متغير القدرة موضوع القياس وبذلك نكون قد استفدنا من الاختبارات العقلية المتوفرة، وإعادة استخدامها بصورة موضوعية، كما يوفرها نموذج (راش) في القياس.





## الفصل الخامس

### مناقشة نقدية حول نموذج (راش)

- وجهت الدراسة السابقة (أمينة كاظم، ١٩٨١) وناقشت بصورة عامة بعض أوجه النقد لنموذج القياس السلوكي، موضوع الدراسة (راش) من حيث :
  - مناقشة بعض مسلماته الأساسية .
  - تقييمه من حيث مدى تحقيقه لبعض الأغراض التي وضع من أجلها .
  - مناقشة بعض الصعوبات التي تكتنف تطبيقه .

وتهتم هذه الدراسة الراهنة، وبعد ما حدث لنموذج (راش) من نمو وتطوير، أن تضع هذا النموذج مرة أخرى على ميزان النقد، وترى ما ينشأ به هذا الميزان . وقد يكون من المناسب أن تتناول المناقشة النقدية في هذا الفصل أهم تلك الجوانب السابق مناقشتها؛ لتقييم ما حدث فيها من تغيير، وأن تتعدى ذلك إلى أوجه جديدة لم تكن موضوعاً لمناقشات سابقة .

#### ١ - مناقشة بعض مسلمات النموذج الأساسية

##### أ - أحادية القياس

كان لدراسة (أمينة كاظم، ١٩٨١)، علامة استفهام كبيرة حول إحدى مسلمات النموذج الرئيسية، وهي أن الأفراد ذوو قدرة أحادية البعد مثلها هي الحال بالنسبة لأطوالهم وأوزانهم . وأوضحت أن تشبيه المستوى السيكولوجي للقياس بالمستوى الفيزيائي تشبيه يعوزه الدقة، ويتسم بالاختزالية، أي بتسطيح المشكلات المعقدة واختزالها اختزالاً قد يكون مغللاً، وأن تشبع السلوك بالمتغيرات الثقافية المختلفة وأساليب التنشئة الاجتماعية المتنوعة، يجعل تعريف المتغيرات السلوكية بوساطة الاختبارات التي لا تختلف بنودها إلا في بعد واحد فقط، هو صعوبتها، أمر لا يبدو هيناً .

وقد لفت هذا أنظار بعض الباحثين من أمثال (Rentz and Rentz, 1978) ودارت المناقشات حول فرض أحادية البعد، الذي يقوم عليه نموذج (راش). وحول هذا أيضا كانت دراسة (Mckinley and Reckase, 1982). وقد ناقش هذان الباحثان محدودية نجاح نماذج السمات الكامنة في إطار قياس السمة الواحدة، وعلا ذلك باعتماد أغلبها على هذا الفرض القائل بأحادية البعد. وأوضحا محدودية نجاح تلك النماذج في قياس التحصيل الدراسي، الذي يهدف إلى قياس عينة من المادة المتعلمة. لذا كان البديل لتخطي هذه العقبة، في رأي هذين الباحثين، إنشاء نماذج أخرى متعددة البعد.

وكما سبق أن ذكرنا فلم تستخدم هذه النماذج المتعددة البعد إلا في أبحاث قليلة كانت جميعها محدودة النجاح. كما تطلب بعضها شروطا إحصائية معينة أو ظروفًا تجريبية صارمة.

ولكن هل تعقد الظاهرة السلوكية يؤثر حقا في امكانية تدرجها على متصل بعد واحد؟.

إذا نظرنا إلى إحدى هذه الظواهر السلوكية، وليكن متغير التحصيل الدراسي باعتباره محصلة لتفاعل مجموعة من المتغيرات المؤثرة، نجد أن من الممكن تمثيل كل متغير من هذه المجموعة من المتغيرات بوساطة بعد أو متصل خاص، ولا يمنع هذا من التعبير عن محصلة هذه المتغيرات وهي التحصيل الدراسي بوساطة بعد أو متصل واحد تتدرج عليه مستوياتها المختلفة. وهذا ما افترضه نموذج (راش) الأحادي البعد، واستطاع أن يثبت عمليا نجاحه ومصداقيته في تعريف المتغيرات السلوكية. كما أمكن لأحصاءات الملاءمة المختلفة أن تستبعد تلك البنود غير الملائمة وتستبقى تلك التي تتسق مع بعضها وتتدرج على متصل الصفة موضوع القياس كبعد أحادي الاتجاه.

## ب - استقلالية القياس

ويعني تحرر القياس من تأثيرات كل من تقديرات البند، وتقديرات العينة فعلى الرغم من ضرورة اعتماد أداء الفرد على مجموعة من البنود الملائمة، إلا أن تقدير هذا الأداء، كما يفترضه ويتطلبه نموذج (راش)، لا يعتمد على مجموعة بنود معينة، وإنما يعتمد على أي مجموعة من البنود الملائمة. وهذا هو معنى تحرر تقدير الفرد من تقديرات البند Item-free، وبالمثل فعلى الرغم من ضرورة اعتماد تقدير

صعوبة البند على مجموعة من الأفراد الملائمين، إلا أن تقدير هذه الصعوبة لا تعتمد على مجموعة معينة من الأفراد، وإنما تعتمد على أي مجموعة من الأفراد الملائمين. وهذا هو معنى تحرر تقديرات البند من تقديرات العينة. Sample-free

وتقوم أهمية نموذج (راش) بل جميع نماذج السمات الكامنة عامة، على مدى تحقيقها لمتطلبات استقلالية القياس هذه - فعلى هذا تقوم فكرة الموضوعية في القياس الذي يهدف النموذج إلى الوصول إليها، وتقوم هذه الموضوعية على معنى الموضوعية الخاصة التي سبقت مناقشتها، والتي تقوم في جوهرها على موضوعية المقارنة بين قدرة فردين تكون إحداها نقطة الصفر، أو المقارنة بين تدريج بندين يكون أحدهما نقطة الصفر. ولما كان ما يقيسه تقدير البند هو ما يقيسه تقدير الفرد نفسه، فإن نقطة الصفر - وهي نقطة اعتباطية - من الممكن توحيدها لكل من تقديرات الفرد، وتقديرات البند.

إن الموضوعية بهذا المعنى تعني أن تقديرات البنود تبقى دائما متعادلة (باعتبار الخطأ المعياري)، مهما استخدمنا أي مجموعة من الأفراد المناسبين، كما أن تقديرات العينة تبقى كذلك متعادلة، مهما استخدمنا أي مجموعة من البنود المناسبة. ولكن حتى نصل إلى دقة القياس وتحرره، ومن ثم موضوعيته، ينبغي أن تقترب تقديرات عينة الأفراد من تقديرات البنود المستخدمة. وهذا يرادف ما سبق أن نوقش في هذه الدراسة من تعادل وزن الجسم أو تساويه، مهما استخدمنا من أنواع الموازين (أي الأداة المعدة لقياس متغير الوزن)، طالما أنها تتوافق مع وزن هذا الجسم، ولكن لا يمكن أن نصل إلى هذه النتيجة، إذا لم تكن تلك الموازين مناسبة. فقد لا يتعادل وزن جسم ما إذا استخدم في ذلك ميزان الذهب الحساس، وميزان القباني المعد لقياس بالات القطن.

وقد تناولت الأبحاث والدراسات هذه النقطة المهمة - وهي استقلالية القياس - بالبحث والتقصي، وذلك لأنها حجر الزاوية في هذه النظرية في القياس الموضوعي، وعلى أساسها تقوم. كما أنها تتمثل في شكل تطبيقات عملية أبرزها تكوين بنك الأسئلة. وقد تنوعت واختلفت نتائج هذه الدراسات، فمنها ما يبرز أوجه النقص أو الضعف، ومنها ما يبرز النواحي الإيجابية، ويرد بذلك على بعض هذه الدراسات الأخرى. ولكن الباحث الموضوعي يجد في هذا الاختلاف وسيلة لإمعان الفكر، ووضع يد البحث على كل ما يعيق مسيرة الموضوعية في القياس السلوكي. فإن تعدد المحاولات والاتجاهات هو في الواقع إثراء للتفكير الإنساني.

فإن إبراز المشكلات وما يحيط بها من علامات الاستفهام، يشحذ الفكر الإنساني لتحديها والتغلب عليها. وقد تظهر بعد ذلك مشكلات جديدة، وعلامات استفهام جديدة، تشكل بدورها تحدياً جديداً، يجابهه العلم، ويتصدى للإجابة عليه. وهنا يكمن التقدم في مسيرة العلم والإنسانية.

وقد تناولت بعض الدراسات دعوى النموذج باستقلالية القياس، وذلك بالبحث والتقصي عن تعادل التقديرات، سواء للبنود أو الأفراد، وذلك عند اختلاف عينات الأفراد التي تشكل عينة التدريج - أو عند اختلاف مجموعات البنود المستخدمة.

ومن بين هذه الأبحاث تلك الدراسة التي قام بها (Slind and Linn, 1978) حول استخدام نموذج (راش) في التعادل الرأسي Vertical equating للاختبارات. وعلى الرغم من عدّ هذه الدراسة للنموذج أنه كان واعداً، إلا أن نتائجها الأمبريقية أدت إلى التساؤل حول كفاية نموذج (راش).

وفي بحث آخر عن التعادل الرأسي بوساطة نموذج (راش)، وذلك لمجموعات من الأفراد مختلفة في القدرة، واختبارات مختلفة في الصعوبة قام به (Slind and Linn, 1979 a). واستخدم فيه الباحثان مجموعة من اختبارات الفهم اللغوي المختلفة جداً في الصعوبة، وذلك لثلاث مجموعات من الأفراد، تختلف كل منها جداً عن الأخرى في مستوى القدرة. وتحت هذه الظروف المتطرفة، لم يكن نموذج (راش) مقنعاً لتحقيق التعادل بين التقديرات المتناظرة (وهذا يذكرنا بميزان الذهب الحساس، والميزان القباني للبضائع، وعدم قدرتها على تحقيق التعادل في وزن أحد الأجسام).

وفي بحث آخر قامت به (Holmes, Susan, 1982) حول أحادية البعد والتعادل الرأسي بوساطة نموذج (راش). قامت الباحثة بتكوين اختبارين من اختبارات التحصيل في القراءة. وقامت الباحثة بعمل التعادل الرأسي بين تقديرات الاختبارين، مستخدمة في ذلك عينات من المستويين الثالث والرابع، وكان هناك اختلاف في التقديرات المتناظرة، أدى إلى عدّ نموذج (راش) لا يوفر وسيلة مقنعة للتعادل الرأسي من وجهة نظر هذه الباحثة.

وقد رد (Gustafsson, 1979) على انتقاد (Slind and Linn) بدراسة حول نموذج (راش) والتعادل الرأسي للاختبارات. دلى فيها على أن انتقاص هذين

الباحثين لفائدة نموذج (راش) لتعادل الاختبارات قد يكون نتيجة لأسلوبها الاصطناعي، الذي اختيرت على أساسه العينات في تلك الدراسة.

وهذا ما توصل إليه فعلا الباحثان أنفسهما (Slind and Linn, 1979 b) عندما استخدمتا مجموعات من الأفراد لا تختلف كثيرا في القدرة، فبمجرد استخدامها لزوج واحد من الاختبارات، ومستوى دراسي واحد، كان نموذج (راش) وسيلة معقولة لعملية تعادل الاختبارات.

وقد قدم (Dong and Others, 1983) بحثا إمبريقيا حول ما يدعيه نموذج (راش) من استقلال في تدرج البنود عن تقديرات العينة، حيث قاموا بمقارنة تقديرات صعوبة البنود، وكذا تقديرات القدرة بين عينات مختلفة في مستوى القدرة. واستخدم في ذلك ثلاثة اختبارات من مجموعة اختبارات بول للقدرة Ball Aptitude, Battery

وقد لاءم نموذج (راش) هذه الاختبارات الثلاثة وكذا ثلاث العينات جميعها. وقد عضد ذلك دعوى استقلال تقديرات القياس عن تأثيرات العينة، حيث كانت معالم النموذج لكل من صعوبة البند، وقدرة الفرد، مستقلة نسبيا عن مستوى قدرة عينات التدريب.

بالإضافة إلى هذا فقد كانت تلك الدراسة التطبيقية التي قام بها (Willmott, and Fowles, 1974) على مجموعة من الاختبارات التحصيلية لامتحان الثانوية العامة البريطانية G.C.E. وتحققا فيها من دعوى استقلالية القياس باستخدام نموذج (راش).

كما قامت وحدة الأبحاث في المؤسسة القومية للبحوث التربوية بانجلترا وويلز، وكذلك جامعة مانشستر بتبني مجموعة من هذه الدراسات، وأبرزها المقاييس البريطانية للقدرة (BAS) (Elliott, 1983).

وعلى الرغم من دراسة (Mclean and Ragsdale, 1983) التي عنوانها نموذج (راش) لاختبارات التحصيل غير مناسب في الماضي، وغير مناسب في الحاضر، وغير مناسب في الغد، فإنها يدعوان إلى الاستمرار في تطبيقه وتشجيعه.

إن هذه الدراسات المختلفة المتنوعة الاتجاه لصيحة تحذير للباحثين عند استخدامهم لنموذج (راش)، واعتمادهم عليه كوسيلة موضوعية للقياس السلوكي. ويكمن هذا التحذير في اختيار عينة التدريب، عندما نقوم ببناء اختبار

ما، وكذا في اختيار مجموعة البنود التي تقدر بها قدرات الأفراد. فعند ضبط جميع العوامل التي يمكن أن تؤثر في ملاءمة كل من البند والفرد فينبغي تقارب مستوى صعوبة البنود المستخدمة مع قدرات أفراد العينة، فيصل بنا هذا إلى التوافق المطلوب بين الأداة والعناصر المقاسة مما يؤدي إلى تحرر القياس وموضوعيته. وهذا يرادف اختيار المسطرة المناسبة التي تتوافق مع العنصر المطلوب قياس طولها، ولا يחדش هذا دعوى الموضوعية في القياس.

## ٢ - مناقشة استخدام النموذج في مجالات معينة من القياس السلوكي

كان مما وجهته الباحثة في دراستها السابقة (١٩٨١)، لنموذج (راش) من أوجه النقد، اقتصار تطبيقاته على قياس القدرات في المجال النفسي، وعلى قياس التحصيل في المجال التربوي. ولكن ما سبق ذكره، حول ما قامت به الدراسات والابحاث الحديثة من محاولات التطوير لاستخدام هذا النموذج في مجالات جديدة، مثل مجالات الاتجاهات، والقيم، والسمات الوجدانية، وتقدير الذات، جعل هذا النقد يتوارى نوعاً. ولعل هذا الاستخدام في هذه المجالات الجديدة، كان نتيجة للتطوير الذي حدث، من تعدد البعد، وتدرج الاستجابة ووحدات القياس الجديدة. ولكن ما زالت بعض الصعوبات التي سبق مناقشتها تعترض الطريق امام تطبيق النموذج في مجالات اوسع وما زالت الجهود العلمية مستمرة في إطار تخطي هذه العقبات.

## ٣ - صعوبات عملية تكتنف تطبيق النموذج

كانت جهود رايت لجعل ذلك النموذج الذي قدمه جورج راش عام (١٩٦٠)، ممكن التطبيق، كبيرة جداً، فعلى الرغم مما يبدو على النموذج من بساطة من الناحية النظرية، فلم يكن تطويعه للتطبيق سهلاً. وهذه الصعوبة في التطبيق، بالإضافة الى صعوبة بعض المفاهيم، جعلت الكثيرين من العلماء والباحثين والتربويين يقفون معارضين أو متخوفين. ومن أهم أوجه المعارضة والتخوف عدم سهولة استخدام النموذج في بناء الاختبارات وتحليلها، وتقدير الأفراد بوساطتها وذلك بالنسبة للمدرس العادي في المدرسة. هذا المدرس العادي الذي أصبح في أحيان كثيرة متمرساً في بناء ما يسمى بالاختبارات الموضوعية بالطرق الشائعة المعروفة.

ووصل هذا الخوف أيضا إلى صعوبة إدراك معنى وحدة القياس، وخاصة عندما يكون تقدير القدرة بهذه الوحدة سالباً. وقد شكلت مثل هذه الصعوبات تحدياً أمام العلماء، للتغلب على صعوبات التطبيق العلمية، خاصة في المدارس، فقد كان من ضمن الأهداف ألا يكون استخدام النموذج قاصراً على استخدام العلماء، ومراكز البحوث، بل يتعدى ذلك إلى التربويين والمدرسين في مدارسهم.

وفي دراسة (Masters, 1984) حول تحليل اختبارات الفصل بوساطة نموذج (راش)، أوضح الباحث تلك الصعوبات التي تقف أمام استخدام نماذج السمات الكامنة، وجعلتها تتحدد في إطار البحث العلمي، والجهود القومية. وقد أوضح أن كثيراً من هذه الصعوبات يرجع إلى النقص في برامج الحاسب الآلي الخاصة بهذه النماذج، والقادرة على تحليل نتائج الاختبارات بوساطة المدرسين أنفسهم. وبعد الانتشار الواسع للآلات الحاسبة بالمدارس، وازدياد عدد المدرسين القادرين على استخدام الأدوات، القادرة على تحليل نتائج الاختبارات، باستخدام نماذج السمات الكامنة، فقد آن الأوان لإعطاء الفرصة للمدرسين لاستخدام هذه النماذج.

وقد قدم الباحث في دراسته هذه برنامجاً يحقق هذا الغرض، وهو برنامج DICOT الذي طور من خلال قسم التربية لغرب استراليا، وذلك لتحليل تحصيل الأطفال على اختبارات الفصل. وقد كان التأكيد على تقديم النتائج بصورة سهلة التفسير، لتكون مفيدة للمدرسين، وبحيث توفر تحليلاً مفصلاً لتحصيل التلاميذ.

كما أوضحت الدراسة السابقة أن برنامج DICOT قد بني على نموذج (راش) الثنائي الاستجابة، كما استخدمت فيه خطوات الترجيح الأكبر غير المشروط.

وكما سبق أن ذكرنا فقد أمكن بهذا البرنامج تحويل كل من تقديرات القدرة، والصعوبة من القياس المألوف (لوجيت) إلى وحدة قياس جديدة هي (الواط)، حيث متوسط صعوبة البنود تساوي (٥٠) كما تأخذ تقديرات كل من الصعوبة والقدرة القيم من صفر إلى ١٠٠، وهذه هي الملامح المألوفة للقياس، وتؤدي إلى تفسير سهل لتقدير قدرة الفرد.

### من المناقشات النقدية السابقة نستطيع ان نستخلص ما يأتي

- على الرغم مما دار من مناقشات حول فرض احادية البعد، الذي يقوم عليه نموذج (راش)، وعلى الرغم من المحاولات العلمية لإنشاء النماذج متعددة البعد، فإن ما يوفره نموذج (راش) من احصاءات للملاءمة، سواء لبنود الاختبار أو لأفراد العينة

اتاح الفرصة لاستبعاد البنود غير الملائمة واستبقاء البنود الملائمة للنموذج، التي تحقق للمتغير موضوع القياس تعريفاً أحادي البعد ومن ثم استطاع هذا النموذج ان يثبت نجاحه ومصداقيته في تعريف المتغيرات السلوكية .

- ان ما يقوم عليه نموذج (راش) من فرض استقلالية القياس، وتحمره، يصبح أحياناً مثيراً للتساؤل والمناقشة عند القيام ببعض عمليات التعادل الراسي .

ولكن تبين من بعض الدراسات السابقة أنه عند ضبط جميع العوامل المؤثرة في ملاءمة كل من البند والفرد، فإن تقارب مستوى صعوبة البنود المستخدمة مع مستوى قدرة الأفراد المراد تقدير قدراتهم قد يصل بنا إلى التوافق المطلوب بين الأداة والعناصر المقاسة مما يؤدي إلى تحجر القياس واستقلاليته . وهذا يؤكد أهمية ان تكون مجموعة البنود المستخدمة في القياس، محبوكة بحيث تناسب مستوى قدرة الفرد أو الأفراد، الذين يؤدونها . وهذا يناظر استخدام اي مسطرة من المساطر، التي تتوافق مع العناصر المراد تقدير اطوالها، ولا يقلل هذا من دعوى الموضوعية في القياس، وإنما يؤكد على أهمية عملية حبك الاختبار، التي سبقت الإشارة إليها .

- إن محاولات تطوير النموذج في مجال تعدد البعد، وتدرج الاستجابة، ادى الى ان يمتد استخدام النموذج إلى مجالات جديدة، مثل الاتجاهات، والقيم، والسمات الوجدانية، وتقدير الذات، ولم يعد النموذج قاصراً على النواحي المعرفية فقط، وهي إحدى جوانب النقد السابقة التي وجهت إلى نموذج (راش) .

- ولم تقف جهود العلماء عند ما بذله رايت في جعل نموذج (راش) ممكن التطبيق لدى العلماء ومراكز البحوث، ولكن تعدت ذلك إلى جعل مجال استخدام النموذج في بناء الاختبارات وتحليلها، وتقدير الأفراد بوساطتها يتسع ليشمل استخدامه لدى المدرس العادي في المدرسة . فقد توصل العلماء إلى برامج للحاسب الآلي سهلة الاستخدام، تقدم النتائج بصورة سهلة التفسير، وبوحدات قياس مئوية، وتتوفر فيها كل مميزات وحدة القياس الأصلية، الخاصة بالنموذج (اللوجيتي)، مع التغلب على ما تشكله هذه الوحدة من صعوبة في الاستخدام، والتفسير، خاصة تلك الدرجات السالبة والكسرية .



## خلاصة وخاتمة

تهدف هذه الدراسة إلى تقديم دراسة نقدية مفصلة حول أحد الاتجاهات الحديثة في القياس الموضوعي للسلوك، حيث تلقي الضوء على أهم نماذج السمات الكامنة، وهو نموذج (راش)، وتوضح كيف يمكن التحقق من متطلبات الموضوعية في تفسير نتائج القياس بناء على هذا النموذج، ومناقشة أهم التطبيقات العملية للنموذج في مجال القياس السلوكي، وما أوجه النقد الموجهة إلى هذا النموذج، والمشكلات التي تعترضه بما يفتح الباب أمام البحث والدراسة للتغلب عليها.

وقد تعرضت الدراسة للنقاط الآتية :

### القياس الموضوعي للسلوك

تعرضت الدراسة في مناقشتها لمفهوم القياس الموضوعي للسلوك لمشكلات القياس السلوكي . وناقشت كيف ينبغي أن تتحرر درجة الفرد من التقيد بأداة قياس معينة، وكيف ينبغي أن تتحرر من الانتساب لأداء مجموعة من الأفراد . ولإيضاح ذلك قارنت بين القياس السلوكي والقياس الفيزيائي حتى توصلت إلى متطلبات الموضوعية في القياس . هنا برزت الحاجة إلى نظرية جديدة في القياس السلوكي يمكن بها تحقيق تلك المتطلبات .

### نظرية السمات الكامنة

تعرضت الدراسة إلى اتجاه جديد في القياس، يمكن به تحقيق متطلبات القياس الموضوعي للسلوك، وهو نماذج السمات الكامنة بوجه عام، ونموذج (راش) بوجه خاص . وقد توصل لهذا النموذج عالم الرياضيات الدانمركي جورج راش وطوره للتطبيق العملي العالم الأمريكي بن رايت .

### نموذج (راش)

ويتميز نموذج (راش) بثلاث نواح هي :

- أحادية البعد .

- استقلالية القياس .
- تساوي قوة البنود على التمييز .

وقد تناولت الدراسة الصيغة الرياضية لنموذج (راش)، ثم معنى الموضوعية الخاصة بهذا النموذج، وهي موضوعية المقارنة بين قدرة الأفراد أو بين صعوبات البنود. وعلى الرغم من استقلالية القياس في هذا النموذج فإن موضوعية القياس تعتمد على أن تكون بنود الاختبار بنوداً ملائمة، وكذلك أن تكون استجابات الأفراد استجابات صادقة .

### معلم قدرة الفرد، ومعلم صعوبة البند

وقد عرفت الدراسة كلا من معلم قدرة الفرد ومعلم صعوبة البند، حيث يقيس كل منهما ما يقيسه الآخر، ويعبر عنه على ميزان القياس نفسه ويعرف بوحدة القياس نفسها ونقطة الصفر نفسها. وقد قدمت الدراسة تعريفاً لوحدة القياس، (اللوجيت). كما ناقشت كيف يمكن تقدير كل من معلم صعوبة البند ومعلم قدرة الفرد، وذلك بطريقة الترجيح الأكبر غير المشروط، وكذلك بطريقة كوهين التقريبية، وتعرضت للمعادلات الخاصة بذلك مع التعليق عليها، وإضافة بعض المعادلات اللازمة لايضاها. كما اشارت الى برنامج الحاسب الآلي (بيكال) BICAL لتحليل البنود وتدريبها باستخدام نموذج (راش).

### ملاءمة البنود للنموذج

- وقد توصلت الدراسة إلى ثلاثة محكات أساسية يمكن على أساسها اختيار البنود الملائمة للنموذج أي التي تتوفر فيها شروط الموضوعية في القياس، وهي :
- ان يتفق البند في تعريفه للمتغير مع ذلك الذي تعرفه وتعبر عنه باقي البنود. ويختص بذلك إحصاء (ت) للملاءمة الكلية .
- ان يكون البند مستقلاً عن العينة، ويختص بذلك إحصاء (ت) للملاءمة بين المجموعات .
- أن تكون للبنود قوة تمييز مناسبة، ويختص بذلك معامل التمييز .

وقد قامت الدراسة بتلخيص المواصفات الإحصائية التي ينبغي أن تتوفر في البنود الملائمة بناء على تلك المحكات الأساسية، التي سبقت الإشارة إليها. عندئذ يمكن استبقاء تلك البنود الملائمة، وحذف تلك البنود غير الملائمة، وذلك لتكوين الاختبار في صورته النهائية، كأداة تتوفر فيها شروط الموضوعية .

## التحقق من توفر متطلبات الموضوعية في القياس

ناقشت الدراسة كيف يمكن التحقق من توفر متطلبات الموضوعية في أداة القياس، التي تبنى باستخدام نموذج (راش)، أي كيف يمكن التأكد من تحقق ما يأتي:

- أن تعرف البنود فيما بينها متغيراً واحداً.
- أن تستقل تقديرات الأفراد عن مجموعة البنود المستخدمة من الاختبار.
- أن تستقل تقديرات البنود عن عينة الأفراد المؤدية للاختبار.
- صدق وثبات القياس.

## اختيار التدرّيج المناسب

أبرزت الدراسة بعد ذلك الحاجة إلى تدريجات جديدة مناسبة لبعض أغراض القياس التي يحتاج إليها الباحث، أو المدرس، وتعرضت لبعض وحدات القياس المناسبة لذلك، مثل وحدات النيت (Nit)، وحدات السيت (Sit)، ووحدات الشيب (Chip)، ووحدات الواط (Watt)، بالإضافة إلى وحدة التدرّيج المستخدمة في المقاييس البريطانية للقدرات (BAS)

## أهم تطبيقات نموذج (راش)

وقد تناولت الدراسة أهم التطبيقات العملية للنموذج، وهبناء بنك للأسئلة تتوفر فيه شروط الموضوعية في القياس، وكيف يسحب الباحث أو المدرس مجموعة من البنود أو الاختبارات، التي يحتاج إليها، لتحقيق أهدافه من القياس.

## تطوير النموذج

أوضحت الدراسة ما قام به العلماء والباحثون في مجال القياس من تطوير للنموذج، بهدف التغلب على بعض مشكلاته النظرية، أو التطبيقية. كما أوضحت كيف يمكن الاستفادة من استخدام نموذج (راش)؛ لحل مشكلات القياس السلوكي في بيئتنا العربية.

## مناقشة نقدية حول النموذج:

واختتمت الدراسة بمناقشات نقدية حول النموذج، تناولت مسلماته

الأساسية ومجالات استخدامه، والصعوبات التي نكتنف تطبيقه، والتي تشكل تحديات ينبغي تخطيها، والتغلب عليها، وتؤدي إلى اقتراح بحوث ودراسات في هذه المجالات.

### مجالات لبحوث ودراسات مقترحة

قد يكون من المناسب هنا ان تشير الباحثة الى بعض الجوانب التي ترى انها لا تزال في حاجة الى بذل الجهد من جانب الدارسين والمهتمين بالبحث في مجال السمات الكامنة بوجه عام ونموذج (راش) بوجه خاص.

— من أهم أمثلة التحديات التي تواجه العلماء والباحثين في مجال القياس الحاجة الواضحة إلى البحث، في مجال التعامل مع البيانات المتعددة البعد فعندما طبقت خمس صور مختلفة من نموذج (راش) العام؛ لتقييم مدى ملاءمتها للبيانات المتعددة البعد، تبين عدم قدرة هذه النماذج جميعها على التفاعل مع هذا النوع من البيانات، ما عدا نموذجين اثنين، أحدهما محدد في إطار ضيق من التطبيق والآخر وهو اصلحها جميعا، في حاجة الى مزيد من الجهد والدراسة. كما ينبغي ايضا العمل على حسم ذلك الجدل الدائر حول مدى فاعلية نموذج (راش) الأحادي البعد في التعامل مع تلك البيانات.

— حظيت مشكلة التعادل الراسي للاختبارات، التي تتحقق بها دعوى استقلالية القياس، بكثير من الأبحاث والدراسات. وقد تنوعت نتائج هذه الدراسات واختلفت، بل تناقضت، بما يوحي بحاجة الميدان إلى المزيد من البحث والتقصي.

وقد يكون من الجدير بالدراسة، مدى التقارب بين تقديرات كل من صعوبه البند وقدره الفرد وعلاقه ذلك بدقه التعادل الرأس للاختبارات.

— أما ما يكتنف النموذج من صعوبات عملية، فيوضح الحاجة إلى بذل الجهد في سبيل التطوير، وذلك إما من حيث حل المشكلات السابقة، وإما من حيث وحدات القياس، أو برامج الحاسب الآلي، وغير ذلك، حتى يصبح استخدام النموذج لدى المدرسين أمرا عاديا، لا يشكل صعوبة من حيث التطبيق، أو الألفة، بمفهوم وحدة القياس، الذي قد يعوق انتشار هذا الاتجاه الجديد خارج نطاق الباحثين والدارسين.

## الرموز المستخدمة في الدراسة

استخدمت الباحثة في جميع مراحل هذه الدراسة، الرموز العالمية الشائعة، سواء كانت الخاصة بصورة النموذج ومعادلاته، أو تلك الخاصة بإحصاءات الملاءمة المختلفة، أو التدريجات المتنوعة، أو غير ذلك. وكان الهدف هو ألا يجد القارئ نقلة ذهنية بين ما استخدم في هذه الدراسة الراهنة، وبين ما هو مألوف في المراجع الأساسية العالمية.

وقد قدمت الباحثة تفسيرات لبعض الرموز المستخدمة، التي قد لا يألّفها القارئ غير المتخصص، سواء في الحاشية أسفل الصفحات أو في الجدول الذي أفردته في نهاية الدراسة.

هذا وقد أفردت الباحثة في نهاية الدراسة قائمة بالمعادلات المستخدمة، مرتبة، ومرقمة، ومكبّرة، بما يتيح للقارئ الرجوع إليها إذا اقتضى الأمر ذلك.

## خاتمة

مضى الزمن منذ أن توصل العالم الدانمركي جورج راشر إلى نموذج الاحتمالي في القياس السلوكي في أوائل الستينات، ومنذ أن طوعه للتطبيق العملي بعد ذلك العالم الأميركي بن رايت.

وقد استخدم هذا النموذج في كثير من الأبحاث والدراسات، وزادت بذلك المحاولات لتطويره للتغلب على بعض المشكلات التي تعترض طريق استخدامه، ليشمل قياس جوانب سلوكية جديدة، غير تلك الجوانب المعرفية، التي كانت بداية استخدام هذا النموذج. وقد اتسع نطاق استخدام نموذج (راشر) في كثير من المجتمعات، وذلك في مجال القياس التربوي، وفي مجال القياس النفسي. فقد استخدم في بناء الاختبارات التحصيلية، وعمل بنوك الأسئلة المختلفة، كما استخدم في عمل مقاييس القدرات المختلفة التي من أهمها المقاييس البريطانية للقدرات (BAS) وامتد أيضا إلى قياس الاتجاهات وتقدير الذات.

وقد آن الأوان أن يستخدم هذا النموذج للقياس بصورة جادة في مجتمعاتنا العربية تتعدى تلك المحاولات الفردية إلى مستوى العمل كفريق، وذلك في مجال التطبيق العملي؛ لتحقيق موضوعية القياس السلوكي، وفي مجال الدراسات التي تلقي الضوء على المشكلات التي تعترض طريق النموذج، والتغلب عليها.

وترى الباحثة أن تلك الصعوبات التي لا زالت تعترض الطريق ما هي إلا علامات تؤدي إلى المسالك الصحيحة على درب الموضوعية في القياس السلوكي. فإن وعي الباحثين لهذه الصعوبات، والمعوقات، تشكل التحدي إلى تخطيطها، والتغلب عليها، وتشكل الحافز إلى القيام بالبحوث والدراسات في هذا المجال. وعندما تتعدد وتتنوع جهود واتجاهات العلماء والباحثين للتوصل إلى إجابات وحلول لما يكتنف القياس الموضوعي للظواهر السلوكية من مشكلات وما يبدو فيه من نقص أو قصور، فإن ذلك يعني مزيدا من الثراء، ومزيدا من التقدم، في إطار التفسير الموضوعي لنتائج الاختبارات.

## المراجع

### أ- المراجع العربية :

- كاظم، أمينة محمد. (١٩٨١). حول التفسيرات المتباينة لنتائج الاختبارات. الكويت: مجلة العلوم الاجتماعية. ٣ (٩) ٣٧ - ٧٠ .
- كاظم، أمينة محمد. (١٩٨٤). دراسة في تحليل نتائج التحصيل لطلاب كلية الاداب جامعة الكويت، الكويت: دار السلاسل.
- كاظم، معصومة محمد. (١٩٧٨). دور النماذج الرياضية في تطوير مفهوم الرياضيات التطبيقية في التعليم العام. القاهرة: دار المعارف.

### ب- المراجع الاجنبية :

- Buysse, H. P.J., Venden Wollenberg, A.L. & Wimmer, M.F.H.C. (1983, August). **Construction of a self esteem scale**. Nijmegen. The Netherland: Catholic University, Psychological laboratory.
- Curry, R. & Riegel, N. (1978, March) **Latent trait theory in the affective domain - applications of the Rasch model**. Paper Presented at the Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education, Toronto, Canada.
- Dinero, T.E. & Haertel, E. (1977). Applicability of the Rasch model with varying item discriminations. **Applied Psychological Measurement**, 1, (4), 581-92.
- Dong, et al (1983, August). **An emperical investigation of sample free calibration claim of the Rasch model**. Glen Elllyn Illinois: Ball Foundation.

- Durovic, J. (1970, November). **Application of the Rasch model to civil service testing**. Albany, NY: New York State Department of Civil Service.
- Elliott, c. (1983a). **British Ability Scales, Manual 1: Introductory Handbook**. Windsor, England: National Foundation for Educational Research.
- Elliott, C. (1983b). **British Ability Scales, Manual 2: Technical Handbook**. Windsor, England: National Foundation for Educational Research.
- Elliott, C., Murray, D. & Pearson, L. (1983). **British Ability Scales, Manual 4: Tables of Abilities and Norms**. Windsor, England: National Foundation for Educational Research.
- George A. (1979, April) **Theoretical and practical consequences of the use of standardized residuals as Rasch model fit statistics**. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, San Francisco, CA.
- Gustafsson, J. (1979). The Rasch model in vertical equating of tests: A critique of Slinde & Inn. **Journal of Educational Measurement**, 16(3), 153-58.
- Holmes, Susan E. (1982, Summer) Unidimensionality and vertical equating with the Rasch model. **Journal of Educational Measurement** 19(2), 139-47.
- Jansen, P.G.W. & Roskam, E.E. (1983, October) **Polychotomous Rasch model and dichotomization of graded responses**. Nijmegen, The Netherlands: Catholic University, Psychology laboratory.
- Kelley, R. & Schumacher, F. (1984). The Rasch model: Its use by the National Board of Medical Examiners. **Evaluation and the Health Professions**, 7 (4), 443-54.
- Kifer, E., Berger, P. & Dornier, L. (1975, November). **Application of the Rasch model to scale attitudes towards expanded duty dental auxiliaries**. Paper presented at the Annual Meeting of the American Public Health Association.



- Lindstrom, B. (1983, April). **The Rasch model as a Criterion: applying the Rasch model to the analysis of test heterogeneity.** Paper Presented at the 67th Annual Meeting of the American Educational Research Association, Montreal, Canada.
- Masters, N. (1984). DICOT: Analysis class room test with the Rasch model. **Educational and psychological Measurement.** 44(1), 145-50.
- Mckinley, L. & Reckase, D. (1982, August). **The use of the general Rasch model with multidimensional item response data.** Iowa: American College testing Program, Resident Programs Department.
- Mclean, D. & Ragsdale, G. (1983). The Rasch model for achievement tests - Inappropriate in the past, inappropriate today, inappropriate tomorrow. **Canadian Journal of Education.** 8(1), 71-76.
- Murray, D. (1976, Spring). Rasch item analysis and scaling. **Occasional Papers of the Division of educational and Child Psychology of the British Psychological Society.** 10, 419-429.
- Ramaswamy, T. (1976, January). Some methodological considerations in the testing of Rasch model claims. RIE.
- Rentz, R., Bashaw, W.L. (1977, summer). An application of the Rasch model. **Journal of Educational Measurement.** 14 (2), 161-79.
- Rentz, R. and Rentz, G. (1978, December) **Does the Rasch model really work? A discussion for practitioners.** Princeton, New Jersey: ERIC Clearinghouse on Test, Measurements, and Evaluation.
- Robitaille, F. & O'shea, T. (1983) The development of an item bank in mathematics using the Rasch model, **Canadian Journal of Education.** 8(1), 57-70.
- Smith, M. (1981, april) **Person fit analysis with the Rasch model.** Illinois: Research Report.
- Slind, A & Linn, L. (1979a). A note on vertical equating via the Rasch model for groups of quite different ability and tests of quite different difficulty. **Journal of Educational Measurement.** 16(3), 159-65.

- Slinde, A. & Linn, L. (1979b). The Rasch model objective measurement, equating and robustness. **Applied Psychological Measurement**. 3 (4), 437-52.
- Slinde, A. & Linn, L. (1978). An exploration of the adequacy of the Rasch model for the problem of vertical equating, **Journal of Educational Measurement**. 15(1), 23-35.
- Vogt, K. (1971, February). **On an extension of the Rasch model to the case of polychotomously scored items**. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, New York, NY.
- Warfel, A. (1984, November). **Use of the Rasch model in communication education: An explanation and example application**. Paper presented at the Annual Meeting of the speech communication association Chicago, IL.
- Willmot, S. & Fowles, D. (1974). **The objective interpretation of test performance: The Rasch model applied**, Windsor, England: National Foundation for Educational Research.
- Wright, B., Mead, R. & Bell, S. (1980). BICAL: Calibrating items with Rasch model, **Research Memorandum No. 23**. Statistical laboratory, Department of Education, University of Chicago, Chicago, Illinois.
- Wright, D. & Stone, M. (1979). **Best test design: A hand book For Rasch Measurement**. Chicago: MESA Press.

## معاني بعض الرموز والمصطلحات الواردة بالدراسة

المصطلح	المعنى
	أ - بالنسبة للبنود حيث (I) ترمز للبنود:
$\delta_i$	معلم صعوبة البند (I)
$d_i$	تقدير صعوبة البند (I)
SE(d)	الخطأ المعياري للصعوبة (d)
$S_i$	الدرجة الملاحظة للعينة على البند (I) أي عدد الافراد الذين اجابوا صوابا على البند (I)
$X_i$	درجة العينة على البند (I) مقدره باللوجيت.
Y	معامل الامتداد لقدرة الفرد، ويختص بتصحيح التقدير الاولي لقدرة الفرد من اثر تشتت صعوبة البنود.
	ب - بالنسبة للأفراد حيث (V) ترمز للفرد:
$B_v$	معلم الفرد (V)
$b_v$	تقدير قدرة الفرد (V)
SE(b <sub>v</sub> )	الخطأ المعياري للقدرة (b <sub>v</sub> )
$r_v$	الدرجة الملاحظة للفرد (V) على الاختبار، أي عدد البنود الصواب التي اجاب عليها الفرد.
$b_r$	تقدير القدرة المقابل للدرجة (r)
$n_r$	عدد الافراد الحاصلين على الدرجة (r)
X	معامل الامتداد لصعوبة البند ويختص بتصحيح التقدير الاولي لصعوبة البند من اثر تشتت قدرة الافراد.
	ج - بالنسبة للاستجابة
$X_{vi}$	استجابة الفرد (V) على البند (I)
$P \{X_{vi}   b_{vi}, \delta_i\}$	احتمال الاستجابة (X <sub>vi</sub> ) بمعلومية معلم القدرة (β <sub>v</sub> ) ، ومعلم الصعوبة (δ <sub>i</sub> )

المصطلح	المعنى
$II_{vi}$	احتمال الاستجابة الصواب أى $(X_{vi})$ تساوي (1)
$P_{vi}$	تقدير $(II_{vi})$ المعتمد على $(d_i), (b_v)$
$P_{ri}$	تقدير $(II_{vi})$ للدرجة $(r)$ المعتمد على $(d_i), (b_r)$
$I_{vi}$	المعلومات من $(X_{vi})$ عن الفرد $(V)$ والبند $(i)$
$Z_{vi}$	البواقي المعيارية للاستجابة $(X_{vi})$ من التقدير المتوقع
$S_{gij}$	عدد الاستجابات الصواب الملاحظة في المجموعة $(g)$ على البند $(i)$
$V_{Bij}$	متوسط المربعات بين المجموعات
$t_{Bij}$	احصاء $(t)$ للملاءمة بين المجموعات
$V_i$	متوسط المربعات الكلي
$t_i$	احصاء $(t)$ للملاءمة الكلية
	د - اصطلاحات رياضية عامه:
$P$	احتمال
$f$	داله اي تعتمد على
$A > B$	A أكبر من B
$A < B$	A أصغر من B
$d.f$	درجات الحرية
$\ln$	اللوغاريتم الطبيعي الذي اساسه $(e)$ اي $(e^{-1})$
$\chi^2$	كا <sup>2</sup>
$\chi^2 \sim N(0,1)$	كا <sup>2</sup> تتوزع اعتداليا بمتوسط قدرة (صفر) وانحراف معياري قدره (1)
$\sum_{i=1}^L$	المجموع من البند الاول $(i=1)$ الى البند الاخير $(i=L)$
$\sum_{v=1}^N$	المجموع من الفرد $(V)$ حتى الفرد الاخير $(V=N)$

## قائمة بالمعادلات المستخدمة في الدراسة

$$P_{vi} = f(\beta_v - \delta_i) \quad (1)$$

$$e^{(\beta_v - \delta_i)} = \exp(\beta_v - \delta_i) \quad (2)$$

$$P_{vi} = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (3)$$

$$P(X_{vi} = 1 | \beta_v, \delta_i) = \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)}$$

$$P(X_{vi} = 0 | \beta_v, \delta_i) = 1 - \frac{\exp(\beta_v - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (4)$$

وبتبسيط هذه المعادلة تصبح

$$\therefore P(X_{vi} = 0 | \beta_v, \delta_i) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad (5)$$

$$\therefore P(X_{vi} = X | \beta_v, \delta_i) = \frac{\exp[X(\beta_v - \delta_i)]}{1 + \exp(\beta_v - \delta_i)} \quad X = 0,1 \quad (6)$$

$$\exp(\beta_v - \delta_i) = \frac{P_{vi}}{1 - P_{vi}} \quad (7)$$

$$\therefore (\beta_v - \delta_l) = \ln \frac{P_{vl}}{1 - P_{vl}} \quad (8)$$

$$(\beta_u - \delta_l) = \ln \frac{P_{ul}}{1 - P_{ul}} \quad (9)$$

$$\therefore (\beta_v - \beta_u) = \ln \frac{(P_{vl})}{1 - P_{vl}} - \ln \frac{(P_{ul})}{1 - P_{ul}} \quad (10)$$

$$(\beta_v - \delta_o) = \ln \frac{(P_{vo})}{1 - P_{vo}} \quad (11)$$

$$(\delta_o - \delta_l) = \ln \frac{(P_{vl})}{1 - P_{vl}} - \ln \frac{(P_{vo})}{1 - P_{vo}} \quad (12)$$

$$e^{(\beta_v - \delta_l)} = \text{مرجح النجاح}$$

$\therefore$  في حالة  $\delta_l = 0$  = صفر فإن :

$$e^{\beta_v} = \text{مرجح النجاح} \quad (13)$$

$$e^{(\delta_l - \beta_v)} = \exp (\delta_l - \beta_v) \quad (14)$$

$$e^{(\delta_l - \beta_v)} = \text{مرجح الخطأ}$$

في حالة  $\beta_v = 0$  = صفر فإن :

$$e^{(\delta_l)} = \text{مرجح الخطأ} \quad (15)$$

$$I_{vi} = II_{vi} (1 - II_{vi}) \quad (17)$$

$$S_i = \sum_{v=1}^N P_{vi} \quad (18)$$

$$r_v = \sum_{i=1}^L P_{vi} \quad (19)$$

$$S_i = \sum_{r=1}^{L-1} n_r P_{ri} \quad (20)$$

$$r = \sum_{i=1}^L P_{ri} \quad (21)$$

$$d_i^{(t+1)} = d_i^{(t)} - \frac{S_i - \sum_{r=nr} P_{ri}^{(t)}}{\sum_{r=nr} P_{ri}^{(t)} (1 - p_{ri}^{(t)})} \quad (22)$$

$$b_i^{(t+1)} = b_i^{(t)} + \frac{r - \sum_i P_{ri}^{(t)}}{\sum_i P_{ri}^{(t)} (1 - P_{ri}^{(t)})} \quad (23)$$

$$SEC = SE(d) = \left[ \sum_i n_r P_{ri} (1 - P_{ri}) \right]^{-1/2} \quad (24)$$

$$\text{SEM} = \text{SE}(b_r) = \left[ \sum_r P_{ri} (1 - P_{ri}) \right]^{-1/2} \quad (24)$$

$$d_i^{\circ} = \ln \left[ \frac{(N - s_i)}{s_i} \right] - \frac{1}{L} \sum_i \ln \left[ \frac{(N - S_i)}{S_i} \right] \quad /L \quad i=1, L \quad (25)$$

$$D = \sum_i \frac{(d_i^{\circ})^2}{(L-1)} \quad (2.89) \quad (26)$$

$$b_r^{\circ} = \ln \left[ \frac{r}{L-r} \right] \quad r = 1, L-1 \quad (27)$$

$$b^{\circ} = \sum_{r=1}^{L-1} n_r b_r^{\circ} / N \quad (28)$$

$$B = \sum_{r=1}^{L-1} b_r (b_r^{\circ} - b^{\circ})^2 / (N-1) \quad (2.89) \quad (29)$$

$$X = [(1+B)/(1-BD)]^{1/2} \quad (30)$$

$$Y = [(1+D)/(1-BD)]^{1/2} \quad (31)$$

$$d_i = X d_i^{\circ} \quad i = 1, L \quad (32)$$

$$\text{SE}(d_i) = X [N/S_i (N-S_i)]^{1/2} \quad (33)$$

$$b_r = Y b_r^{\circ} \quad r = 1, L-1 \quad (34)$$



$$SE(b_i) = Y[L/r(L-r)]^{1/2} \quad (35)$$

$$S_{gi} = \sum_{r \in g} n_r P_{ri} \quad (36)$$

$$Z_{gi} = \frac{S_{gi} - \sum_{r \in g} n_r P_{ri}}{[\sum_{r \in g} n_r P_{ri} (1-P_{ri})]^{1/2}} \quad (37)$$

$$V_{Bi} = \sum_{g=1}^M \left[ \frac{\sum_{r \in g} n_r P_{ri}^2}{\sum_{r \in g} n_r P_{ri} (1-P_{ri})} \right] \cdot \left[ \frac{L}{(M-1)(L-1)} \right] \quad (38)$$

$$t_{Bi} = aV_{Bi}^{1/3} - a + \frac{1}{a} \quad (39)$$

$$Z_{vi} = \frac{X_{vi} - P_{vi}}{[P_{vi} (1-P_{vi})]^{1/2}} \quad (40)$$

$$Z_x = \frac{(X-P)}{[P(1-P)]^{1/2}} \quad (40)$$

$$Z_a = \frac{-P}{[P(1-P)]^{1/2}} = \left[ \frac{P}{1-P} \right]^{1/2} \quad (41)$$

$$B_{BAS} = 10 [a_r + (1 - a_1)] \quad (70)$$

$$B = 50 + (15/\ln 4)b \quad (71)$$

$$D = 50 + (15/\ln 4)d \quad (72)$$

$$C_{AB} = \sum_i^K (d_{iA} - d_{iB})/K \quad (73)$$

$$\sum_i^K (d_{iA} - d_{iB} - C_{AB})^2 (N/12) [K/(K-1)] \quad (74)$$

$$(d_{iA} - d_{iB} - C_{AB})^2 (N/12) [K/(K-1)] \quad (75)$$

$$S_D = (S_C^2 + S_H^2) / 2 \quad (76)$$

$$\delta_i = H - (W/2) (L - 2i + 1/L) \quad i = 1, L \quad (77)$$

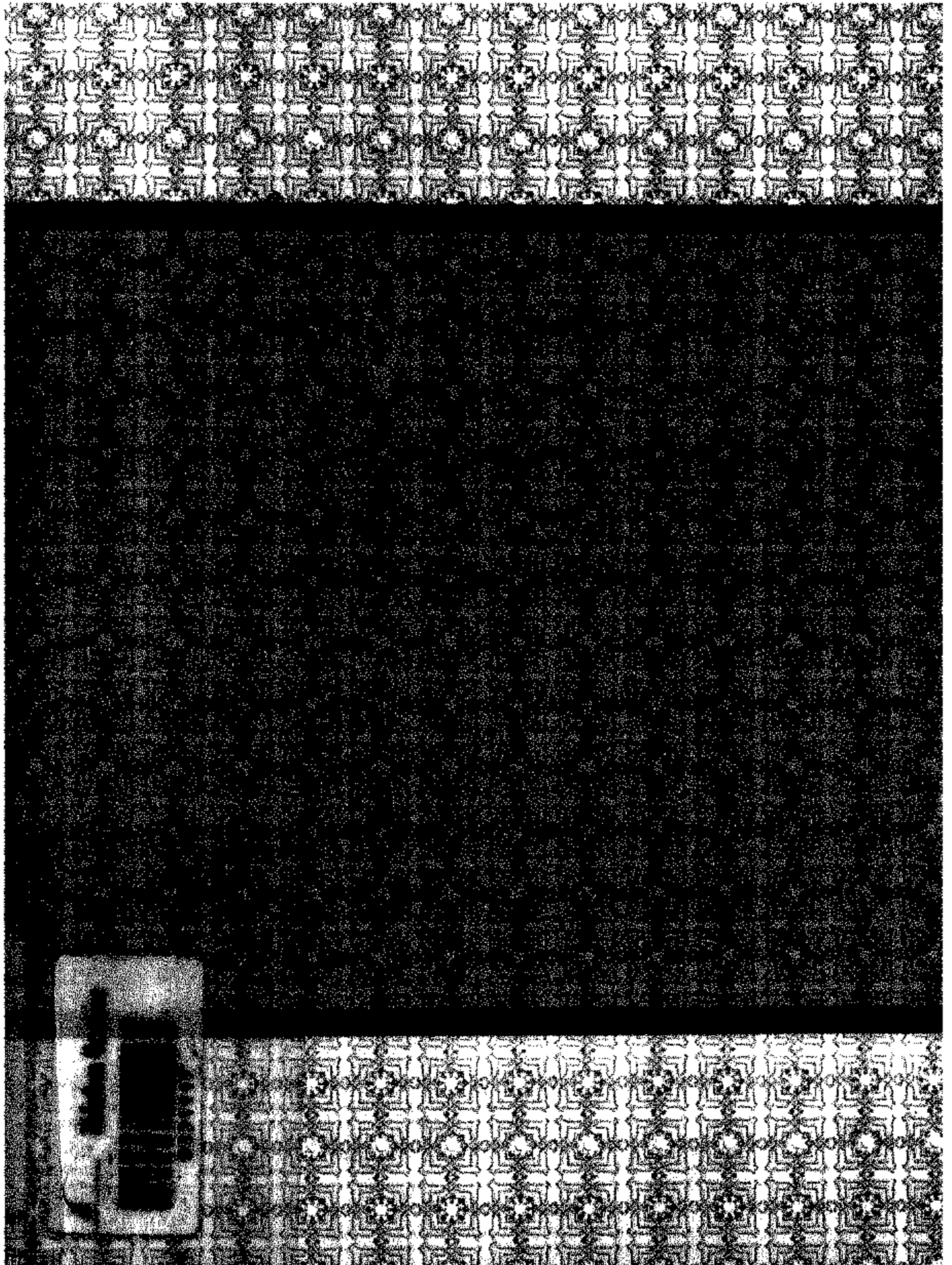
$$h = \sum_i^L d_i/L = d. \quad (78)$$

$$w = [(d_L + d_{L-1} - d_2 - d_1)/2] [L / (L - 2)] \quad (79)$$









To: [www.al-mostafa.com](http://www.al-mostafa.com)