العلاقة بين مقدار التضخم في قيمة ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للاختبار والانحراف المعياري للفقرة

د. العادل محمد أبو علام
قسم علم النفس ـ كلية الاداب
جامعة الكويت

ملخص

في هذه الدراسة أمكن وصف العلاقة بين مقدار التضخم في قيمة معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للإختبار المحتوي على الفقرة نفسها، والانحراف المعياري للفقرة بالصيغة التقريبية الآتية:

$$\text{ض}_{ر} = \frac{\text{ع}_{ر}\,(١ - \text{ر}_{ر})}{\text{ع}_{ك}}$$

حيث ض$_{ر}$ مقدار التضخم، ع$_{ر}$ الانحراف المعياري للفقرة، ع$_{ك}$ الانحراف المعياري للدرجة الكلية، ر$_{ر}$ متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات في الاختبار.

وقد اختبرت هذه المعادلة ميدانيا في حالة ٨٠ فقرة، عندما كانت كل منها ضمن اختبار مكون من ٢٠، ٤٠، ٨٠ فقرة. وقد تراوحت النسب بين القيم الفعلية والقيم المقدرة بالمعادلة بين ٠,٩٨، ١,٠٢ في حالة ٨٥ ٪ من الفقرات، وبين ٠,٩٦، ١,٠٢ في حالة ٩٥ ٪ من الفقرات. وبلغ معامل الارتباط بين القيم الفعلية والقيم المقدرة ٠,٩٩٩ وكانت القيم الفعلية والقيم المقدرة متساوية تماما في المتوسط، ومتقاربة في المعامل العزمي للالتواء. أما الانحراف المعياري للقيم المقدرة، فكان أقل قليلا من الإنحراف المعياري للقيم الفعلية. وقد انطبقت هذه النتائج على الفقرات في حالة الدرجات الكلية المختلفة، كل على حدة، وكان عددها سبعة.

وتؤيد هذه النتائج صدق المعادلة في وصف العلاقة بين مقدار التضخم والعوامل المحددة له، وهي ع$_{ر}$، ع$_{ك}$، ر$_{ر}$ بشكل واقعي ومبسط، ولكنه شامل ومتكامل. كما وجد اتساق تام بين نتائج هذه ا لمعادلة والنتائج النظرية والميدانية للدراسات السابقة عن التضخم.

وقد أمكن التوصل إلى معادلة لتقدير متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي فقرات الاختبار من معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية $ر_{فك}$ ، والانحراف المعياري للدرجة الكلية $ع_ك$ ، والانحرافات المعيارية للفقرات $ع_ف$ ، عدد فقرات الاختبار ن :

$$ر^*_{ف.ف} = \frac{ر_{فك} ع_ك - ع_ف}{ن \bar{ع}_ف - ع_ف}$$

وبتطبيق المعادلة على ٤٠ فقرة تبين أنها تميل لإعطاء تقديرات أعلى قليلا من القيم الفعلية . ولكن الفروق بين المتوسطات الفعلية والمتوسطات المقدرة تراوحت بين ٠ ، - ٠٠٧, ($\bar{ر}_ف$ = ٠٩,) ، كما بلغ معامل الارتباط بينهما ٩٩٨, مما يجعل المعادلة مفيدة للأغراض العملية .

وكحل لمشكلة استخدام معاملات الارتباط المتضخمة في اختيار الفقرات ـ يكون بديلا عن تصحيح هذه المعاملات ـ توصي الدراسة باتخاذ $ر_{ف.ف}$ كأساس لاختيار الفقرات . فإذا ما وجدت قيمة معينة لهذا المتوسط كحد أدنى للفقرات المقبولة ، فإنه يمكن تقدير الحدود الدنيا لمعاملات ارتباط هذه الفقرات بالدرجة الكلية بالمعادلة :

$$ر_{فك} = \frac{ن \bar{ع}_ف}{ع_ك} \times \bar{ر}_{ف.ف} + \frac{1 - \bar{ر}_{ف.ف}}{ع_ك} \times ع_ف$$

والحد الأول في المعادلة يساوي بالتقريب المعامل المصحح من التضخم ، أما الحد الثاني ، فيساوي مقدار التضخم الذي يتوقف على $ع_ف$. وقد وضحت طريقة تطبيق المعادلة في اختبار الفقرات بمثالين .

مقدمة

عند إيجاد معامل الارتباط بين متغيرين قيس كل منهما بطريقة مستقلة عن الأخرى ، فإن التباين المشترك بينهما تحدده العوامل المشتركة بين المتغيرين (Common Factors) ، ولا يساهم فيه تباين العوامل التي ينفرد بها كل متغير (Unigue variance) والذي يتكون من تباين العوامل الخاصة بالمتغير (specific variance) ، وتباين أخطاء القياس (Error variance) .

ولا يتحقق شرط الاستقلال في عملية القياس (Experimental independence) عند إيجاد معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية للاختبار المحتوي على الفقرة نفسها ، حيث تدخل درجة الفقرة نفسها في حساب الدرجة الكلية . وفي هذه الحالة يحتوي التباين المشترك بين الفقرة والدرجة الكلية على تباين الفقرة كاملا ، بما فيه تباين العوامل التي تنفرد بها الفقرة . ويتسبب هذا الجزء من تباين الفقرة من رفع قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية عن القيمة التي يمكن الحصول عليها ، لو أمكن قياس كلا المتغيرين بطريقة مستقلة عن الأخرى . وتوصف قيمة معامل الارتباط بين الجزء والكل بأنها متضخمة (Inflated) ، أو أنها

مرتفعة بشكل زائف (Spurious correlation). ويتضح من التحليل المنطقي السابق أن مقدار التضخم في قيمة المعامل يحدده جزء من تباين الفقرة.

وتعطي قيمة معامل الارتباط المتضخمة فكرة مضللة عن درجة العلاقة بين الفقرة والدرجة الكلية للاختبار. وتتضح هذه المشكلة في حالة انعدام العلاقة بين الفقرة وباقي فقرات الاختبار. ففي هذه الحالة لا يصبح معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية صفراً، وإنما يأخذ قيمة موجبة، تحددها النسبة بين تباين الفقرة $ع_{ف}^{2}$ (التباين المشترك بين الفقرة والدرجة الكلية في هذه الحالة)، والوسط الهندسي لتبايني الفقرة والدرجة الكلية $ع_{ف} \times ع_{ك}$ - أي تحددها النسبة $ع_{ف} / ع_{ك}$ (أبو علام، ١٩٨٥، ١٩٨٦، Guilford, 1953). فإذا كان الانحراف المعياري للفقرة ٠,٥، والانحراف المعياري للدرجة الكلية ثلاث درجات، فإن معامل الارتباط الثنائي بين الفقرة والدرجة الكلية يأخذ القيمة ٠,٧١ وطبقا للاختبارات الإحصائية المعتادة تعدّ هذه القيمة دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠٠١ إذا كان عدد أفراد العينة ٣٧٧ أو أكثر. وذلك على الرغم من أن معاملات الارتباط بين الفقرة وباقي فقرات الاختبار تساوي كلها الصفر.

وتقع الدراسات السابقة التي عنيت بمشكلة التضخم في فئتين تشتمل إحداهما على الأبحاث التي استهدفت التوصل إلى معادلات لتصحيح معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية من التضخم. وفي إحدى هذه الدراسات (Guilford, 1953) وجد الباحث أن مقدار التصحيح - أي مقدار التضخم - يتحدد بثلاثة عوامل هي: الانحراف المعياري للفقرة، الانحراف المعياري للدرجة الكلية، بالإضافة إلى معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية. وقد أعد في هذا البحث أربعة اشكال بيانية يمكن الاستعانة بها في تقدير معامل الارتباط المصحح. وقد خصص كل شكل منها لإحدى فئات قيم الانحرافات المعيارية للفقرات التي تتراوح بين الصفر، ٠,٥، الأمر الذي يؤكد أهمية الانحراف المعياري للفقرة في تحديد مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط.

وتشتمل الفئة الثانية على الأبحاث التي عنيت بالعلاقة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الاختبار. وتضم هذه الفئة أمثلة توضيحية بسيطة لهذه العلاقة (Guilford, 1954; Henrysson, 1971)، ودراسة نظرية مفصلة (أبو علام، ١٩٨٥)، ودراستان ميدانيتان على الأقل (أبو علام ١٩٨٦ و Wolf 1967). وقد اعتمدت المعالجات النظرية للعلاقة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الدرجة الكلية على افتراض أن درجات الفقرات محولة إلى قيم معيارية، أو أنها متساوية في المتوسط أو التباين.

وتثبيت تباين الفقرة كعامل محدد للتضخم، أمكن رياضيا توضيح العلاقة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الدرجة الكلية. وقد أمكن الاستفادة من هذه العلاقة بين تقدير متوسط قيم التضخم في معاملات ارتباط فقرات الاختبار بالدرجة الكلية على أساس عدد الفقرات، وفي تقدير الانخفاض الحادث في قيم التضخم عند إطالة الاختبار بنسبة معينة من طوله الأصلي، وفي تقدير عدد فقرات الاختبار التجريبي، الذي يضبط قيم التضخم عند مستوى محدد. وقد كشفت هذه المعالجات النظرية أيضا عن دور معاملات الارتباط بين الفقرات في تحديد قيم التضخم.

ويستند افتراض تساوي الفقرات في التباين في المعالجات النظرية لمشكلة التضخم إلى أن تباينات الفقرات محصورة عدديا في مدى ضيق. فإذا كان الاختبار يتكون من فقرات تتراوح متوسطاتها بين ٢, ، ٨, ، فإن قيم التباين سوف تنحصر بين ١٦, ، ٢٥, ، كما أن قيم الانحراف المعياري للفقرات سوف تنحصر بين ٤, ، ٥, . وعلى هذا الأساس افترض أن الفروق بين الفقرات في قيم التضخم والمرتبطة بالفروق بينها في قيم التباين، أو الانحراف المعياري يكون صغيرا، ولا يحد من القيمة التطبيقية للنتائج النظرية المبنية على افتراض تساوي الفقرات في التباين (أبو علام ، ١٩٨٥).

وقد تأيد هذا التوقع في دراسة ميدانية (أبو علام، ١٩٨٦) ، حيث تبين أن الفروق بين قيم التضخم الفعلية، وتلك المقدرة على أساس افتراض تساوي الفقرات في التباين، كانت صغيرة بالنسبة لمعظم الفقرات. ولم تصل هذه الفروق إلى حدود غير مقبولة عمليا، إلا في حالة عدد قليل نسبيا من الفقرات، وهي الفقرات التي شغلت الطرف الأيسر من توزيع الفقرات حسب التباين، والتي كانت تبايناتها متدنية وتصل إلى القيمة ٠٢٥, مسببة التواءً شديدا في هذا التوزيع. وقد ترتب على افتراض تساوي الفقرات في التباين اختفاء الالتواء السالب في توزيع قيم التضخم، والحصول على تقديرات لمتوسطات قيم التضخم أعلى قليلا من المتوسطات الفعلية.

وقد أوضحت الدراسة المشار إليها أهمية الانحراف المعياري للفقرة كعامل محدد للتضخم. فقد تبين أن الفروق بين القيم الفعلية للتضخم والقيم المقدرة على أساس افتراض تساوي الفقرات في التباين ـ على الرغم من صغرها ـ ارتبطت ارتباطا شبه تام بالانحرافات المعيارية للفقرات، بحيث أمكن تصحيح القيم المقدرة، والحصول على تقديرات دقيقة لقيم التضخم على أساس معادلة الانحدار. وتشير هذه النتيجة إلى أن أي تقدير دقيق لقيم التضخم

لابد أن يأخذ في الحسبان الانحراف المعياري للفقرة كعامل محدد للتضخم. ولكن معادلة الانحدار ليس لها صفة العمومية، وبالتالي ليس لها قيمة عملية؛ لأن ثوابت معادلة الانحدار يتعين تحديدها عمليا لكل اختبار على حدة. كما أن معادلة الانحدار لا توفر نموذجا رياضيا ملائما للعلاقة بين مقدار التضخم والانحراف المعياري للفقرة، ولا تفسر بعض النتائج المهمة لهذه العلاقة. ومن هذه النتائج ما تبين من أن النسبة الناتجة من تقسيم أي مقدار للتضخم للفقرة نفسها والمحسوبين من درجتين كليّتين متكافئتين في كل العوامل، عدا عدد الفقرات، لا تتوقف على تباين الفقرة وتكون ثابتة لكل الفقرات.

وقد كان الهدف من البحث الحالي دراسة العلاقة بين مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط الثنائي الأصيل (Point- biserial correlation) بين الفقرة والدرجة الكلية، والانحراف المعياري للفقرة. ويأتي هذا البحث مكملا لما سبق من دراسات نظرية ميدانية للعوامل المحددة لمقدار التضخم. فقد أوضحت الدراسات السابقة دور كل من الإنحراف المعياري للدرجة الكلية، وكذلك عدد فقرات الدرجة الكلية في تحديد مستوى التضخم لفقرات الاختبار بصفة عامة. وتكمن قيمة عدد الفقرات كعامل محدد للتضخم في سهولة تحديده والسيطرة عليه عمليا، وبالتالي في إمكانية توظيفه لضبط مستوى التضخم أو تقديره، عند تصميم الاختبارات. إلا أن عدد الفقرات ـ كخاصية ثابتة للاختبار ـ يفقد أهميته عند المقارنة بين الفقرات في التضخم. ولذلك ففي عملية تحليل واختيار الفقرات، تصبح خصائص الفقرات عوامل مهمة في تحديد مقدار التضخم في حالة كل فقرة على حدة. والانحراف المعياري للفقرة هو الخاصية المعلومة للفقرة، والتي يمكن استخدامها في عمل استنتاجات حول مقدار التضخم في معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية.

ويتضح مما سبق أن الحاجات النظرية والعملية تدعو إلى استكمال الأبحاث السابقة عن التضخم بدراسة العلاقة بين التضخم والانحراف المعياري للفقرة. **وتهدف هذه الدراسة إلى تحقيق فهم أدق وأشمل للعوامل المحددة للتضخم، وإلى التوصل إلى مبادىء عملية يمكن الاستفادة منها في تصميم الاختبارات.**

ويتضمن البحث تحليلا رياضيا للعلاقة بين مقدار التضخم والانحراف المعياري للفقرة، حيث أمكن تبسيط هذه العلاقة وفقا لفروض معينة في صيغة يسهل تداولها نظريا، والاستفادة منها عمليا. وقد كان من الضروري اختبار هذه الصيغة التقريبية بمثال ميداني للتحقق من أنها تعطي قيما للتضخم قريبة من القيم الفعلية. ولما كانت هذه الصيغة جامعة

لكل محددات التضخم، فقد درست العلاقة بينها وبين المعادلات الأخرى، التي تصف العلاقة بين مقدار التضخم وعدد الفقرات. وينتهي البحث بمعالجة للتطبيقات العملية للعلاقة بين مقدار التضخم والانحراف المعياري للفقرة.

التحليل الرياضي للعلاقة بين مقدار التضخم والانحراف المعياري للفقرة

معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية

يمكن لمعادلة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية للاختبار أن تأخذ الصيغة الآتية:

$$ر_{قك} = \frac{ع^{٢}_{ك} + \sum_{ف=١}^{ن} ع_{ف} ع_{ق} ر_{فق}}{ع_{ق} ع_{ق}} \qquad ف \neq ق \quad (١)$$

حيث

ع ترمز للانحراف المعياري

ف ، ق يرمزان لفقرات الاختبار

ك ترمز للدرجة الكلية للاختبار

ر يرمز لمعامل الارتباط

ن ترمز لعدد فقرات الاختبار

ويلاحظ أن بسط الطرف الأيسر للمعادلة عبارة عن تباين الفقرة ق مضافا إليه مجموع التباينات المشتركة بين الفقرة ق وباقي فقرات الاختبار، وهو عبارة عن مجموع العمود الخاص بالفقرة في مصفوفة التباين، والتباين المشترك لفقرات الاختبار.

وبملاحظة أن عدد التباينات المشتركة بين الفقرة ق وباقي الفقرات يساوي (ن - ١)، وأن $ع_{ق}$ مقدار ثابت في كل هذه التباينات المشتركة، فإن المعادلة (١) يمكن أن تأخذ الصيغتين الآتيتين:

$$\text{ر}_{\text{فق}} = \frac{\text{ع}^{2}_{\text{ق}} + (\text{ن} - ١)\,\overline{\text{ع}_{\text{ف}}\text{ع}_{\text{ق}}\,\text{ر}_{\text{فق}}}}{\text{ع}_{\text{ف}}\text{ع}_{\text{ك}}} \qquad \text{ف} \neq \text{ق} \quad (٢)$$

$$\text{ر}_{\text{فك}} = \frac{\text{ع}_{\text{ف}} + (\text{ن} - ١)\,\text{ع}_{\text{ف}}\,\text{ر}_{\text{فق}}}{\text{ع}_{\text{ك}}} \qquad \text{ف} \neq \text{ق} \quad (٣)$$

تعريف التضخم وقياسه

يلاحظ من بسط المعادلة (١) أن التباين المشترك بين الفقرة ق والدرجة الكلية يحتوي على تباين الفقرة ع$^{2}_{\text{ق}}$ كاملا. ويتكون هذا التباين من ثلاثة مكونات هي: التباين العام (Common variance) وهو التباين الناشيء عن العوامل المشتركة بين الفقرة وباقي الفقرات في الاختبار، والتباين الخاص (Specific variance) وهو التباين الناشيء عن العوامل الخاصة بالفقرة، والتي لا تشترك فيها مع أي فقرة أخرى في الاختبار، وتباين الخطأ (Error variance) وينشأ عن أخطاء القياس في درجة الفقرة.

وبما أن العوامل الخاصة وعوامل الخطأ لا تدخل في تحديد التباين المشترك لأي متغيرين، إذا توفر شرط الاستقلال في عملية القياس، فإن التضخم في قيمة معامل الارتباط عندما لا يتحقق هذا الشرط بسبب احتواء الدرجة الكلية على درجة الفقرة، يرجع إلى احتواء التباين المشترك لهذين المتغيرين على التباين الخاص، وتباين أخطاء القياس للفقرة؛ **أي إن التضخم ينشأ في هذه الحالة عن رفع قيمة التباين المشترك بين المتغير الذي تقيسه الفقرة، والمتغير الذي تقيسه الدرجة الكلية، بمقدار تباين العوامل التي تنفرد بها الفقرة** (Unigue variance). ومن الواضح أن التداخل بين درجة الفقرة والدرجة الكلية ليس له تأثير في تباين أي من هذين المتغيرين.

وعلى هذا الأساس عرف التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية على النحو الآتي (أبو علام، ١٩٨٥):

$$\text{ض}_{\text{ق}} = \frac{\text{ع}^{2}_{\text{ق ت}}}{\text{ع}_{\text{ق}}\text{ع}_{\text{ك}}} \quad (٤)$$

حيث ع$^{2}_{\text{ق ت}}$ ترمز لتباين العوامل التي تنفرد بها الفقرة.

وقد اقترح هنريسون (١٩٦٣) طريقة لتصحيح معامل الارتباط من التضخم، تعتمد على استبعاد التباين الذي تنفرد به الفقرة من التباين المشترك بين الفقرة والدرجة الكلية عند حساب معامل الارتباط، وطبقا لهذه الطريقة يستبدل تباين الفقرة ع$^{2}_{ف}$ بمتوسط التباينات المشتركة بين الفقرة ق وباقي فقرات الاختبار ع ف ق ر ك ف ق . كما يقترح هنريسون بالإضافة إلى ذلك تصحيح تباين الدرجة الكلية ع$^{2}_{ك}$ من التباينات التي تنفرد بها الفقرات بإجراء مماثل للحصول على معامل ارتباط لا يتأثر بعدد فقرات الاختبار. ويصف هنريسون (١٩٧١) هذه الطريقة بأنها تقدر معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية الحقيقية (True score) . أي إن الإجراء الأخير يصحح المعامل من أخطاء القياس في الدرجة الكلية (Correction for attenuation) . وفي الدراسة الحالية طبق الإجراء الأول فقط كأساس لتقدير التضخم، ولحساب معامل الارتباط المصحح من التضخم. أما الاجراء الثاني، فلم يؤخذ به؛ لأنه يعطي قيمة غير واقعية لمعامل الارتباط.

وبالتعويض اذن عن ع$^{2}_{ف}$ في بسط المعادلة (١) بمتوسط التباينات المشتركة بين الفقرة ق وباقي الفقرات في الاختبار ($\overline{ع_{ف} ع_{ف ق}}$)، وإجراء الاختصارات اللازمة، أمكن الحصول على المعادلة (٥) التي تقدر معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية مصححاً من التضخم*

$$ر_{ق ك (م)} = \frac{ن \overline{ع_{ف} ع_{ف ق}}}{ع_{ك}} \qquad ف \neq ق \qquad (٥)$$

وبطرح المعادلة (٥) من المعادلة (١) ، أو التعويض عن ع$^{2}_{ف}$ في المعادلة (٤) بالفرق بين ع$^{2}_{ف}$ ، ع ف ع ف ق ، وإجراء الاختصارات الملائمة، يمكن الحصول على المعادلة (٦) التي تقدر مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية**

(*) بتقسيم المعادلة (٥) على الجذر التربيعي لمعامل الفا تصبح المعادلة الناتجة مكافئة جبريا للمعادلة التي اقترحها هنريسون (١٩٧١) والتي تقدر معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية الحقيقية بعد تصحيحه من التضخم.

(**) المعادلة (٦) تكافىء جبريا المعادلة ض ر ن - ر ك √ ر ك ك (حيث ر ك ك يرمز لمعامل الفا، ر ك يرمز لمعامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية الحقيقية معامل هنريسون). وقد استخدمت هذه المعادلة في تقدير قيم التضخم الفعلية في دراسة «أبو» علام (١٩٨٦).

$$ض_{ق} = \frac{ع_{ق} - ع_{ف} ر_{ق ف}}{ع_{ك}} \quad ف \neq ق \qquad (٦)$$

وقد استخدمت المعادلة (٦) كأساس لدراسة العلاقة بين ض$_{ق}$ ، ع$_{ق}$.

محددات التضخم وخصائصه

من المعادلة (٦) تتضح العوامل الأساسية المحددة للتضخم وهي الانحراف المعياري للفقرة. ومتوسط التباين المشترك بين الفقرة وباقي فقرات الاختبار، وانحراف المعياري للدرجة الكلية.

ويحدد الانحراف المعياري للدرجة الكلية مستوى التضخم في معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية للاختبار. وعند إطالة الاختبار بإضافة فقرات مكافئة تماما لفقرات الاختبار الأصلي، بحيث تبقى متوسطات التباينات المشتركة لفقرات الاختبار ثابتة، فإن مقدار التضخم في معامل الارتباط أي فقرة بالدرجة الكلية يتناسب تناسبا عكسيا تاما مع الانحراف المعياري للدرجة الكلية. وتظل هذه العلاقة قائمة، إذا ما حولت درجات الفقرات إلى قيم معيارية، أو افترض أنها متساوية في المتوسط، أو التباين، حيث تؤول المعادلة (٦) إلى المعادلة نفسها التي استخدمت لدراسة العلاقة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الاختبار (أبو علام ، ١٩٨٥) والتي تأخذ الصورة :

$$ض_{ق ن} = \frac{١ - ر_{.ق}}{\sqrt{ن}\ \sqrt{١ + (ن - ١)\, ر_{ق ق}}} \qquad (٧)$$

حيث ر$_{.ق}$ متوسط معاملات الفقرة بباقي الفقرات ، ر$_{ق ق}$. متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات. ويلاحظ أن المقام في المعادلة (٧) هي الانحراف المعياري للدرجة الكلية في حالة تحويل درجات الفقرات إلى قيم معيارية. كما يلاحظ أن العلاقة بين مقدار التضخم والانحراف المعياري للدرجة الكلية علاقة عكسية مستقيمة، عند ثبات ر$_{.ق}$ ، أما العلاقة بين مقدار التضخم وعدد الفقرات، فهي أكثر تعقيدا؛ لأنها تتوقف على ر$_{ق ق}$.

وفي حالة انعدام العلاقة بين الفقرة وباقي الفقرات ، فإن مقدار التضخم يساوي النسبة بين الانحراف المعياري للفقرة، والانحراف المعياري للدرجة الكلية، وهي نتيجة مماثلة

لما تم التوصل إليه في عدة دراسات سابقة. وتشكل هذه النسبة الحد الأعلى لمقدار التضخم لأي فقرة.

ومن المعادلة (٦) يلاحظ أن التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية لا ينعدم إلا في حالتين. فمهما كانت قيم معاملات الإرتباط بين الفقرات، فإن التضخم يؤول إلى الصفر، إذا اقترب عدد فقرات الدرجة الكلية، (ومن ثم الانحراف المعياري للدرجة الكلية) من مالانهاية. ومهما كان عدد فقرات الدرجة الكلية، ينعدم التضخم تماماً إذا ارتبطت الفقرات ببعضها ارتباطا تاما. في حالة الارتباط التام بين الفقرات تتساوى كل الفقرات في المتوسط والانحراف المعياري، ولذلك يصبح بسط المعادلة (٦) مساويا للصفر. كما تصبح الدرجة الكلية متغيرا ثنائيا بأخذ إحدى القيمتين الصفر أو ن. ويلاحظ أنه إذا انعدم التضخم، فإنه ينعدم لكل الفقرات في آن واحد.

فمن الناحية النظرية إذن ينحصر مقدار التضخم في معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية بين حدّين هما الصفر، ع$_{ف}$ / ع$_{ك}$. ومن الناحية العملية يكون مقدار التضخم دائما أكبر من الصفر، وتتوقف قيمته في الاختبار الواحد، حيث يكون ع$_{ك}$ ثابتا، على الانحراف المعياري للفقرة، وعلى معاملات ارتباطها بباقي الفقرات في الاختبار.

العلاقة بين ض$_{ف}$ ، ع$_{ف}$

للحصول على علاقة أكثر وضوحا بين مقدار التضخم والانحراف المعياري للفقرة عما تتضمنه المعادلة (٦)، كان لابد من تبسيط المقدار ع$_{ف}$ ر$_{ف ف}$ في بسط هذه المعادلة، وهو أمر يمكن تحقيقه باللجوء إلى التقريب. فطبقا لمعادلة معامل ارتباط بيرسون التي يمكن صياغتها على النحو الآتي:

$$\overline{\text{س ص}} - \overline{\text{س}}\,\overline{\text{ص}} = \text{ر}_{\text{س ص}}\,\text{ع}_{\text{س}}\,\text{ع}_{\text{ص}}$$

يكون متوسط حاصل ضرب متغيرين مساويا لحاصل ضرب متوسطيهما، إذا انعدم الارتباط بين المتغيرين. وبافتراض أن الارتباط بين ع$_{ف}$ ، ر$_{ف ف}$ - إن وجد - سوف يكون قريبا من الصفر، فإنه يمكن افتراض قيمة تقريبية للتضخم ض$_{ف}$ معادلتها :

$$\text{ض}_{ف} = \frac{\text{ع}_{ف} - \text{ع}_{ف} \times \text{ر}_{ف ف}}{\text{ع}_{ك}} \qquad (٨)$$

حيث عَ$_{و}$ متوسط قيم الانحراف المعياري لكل فقرات الاختبار، عدا الفقرة و موضع الدراسة، رَ.$_{و}$ متوسط معاملات ارتباط الفقرة و بباقي الفقرات.

ويملاحظة أن :

$$\text{عَ}_{و} = \frac{\text{ن عَ}_{و} - \text{ع}_{و}}{\text{ن} - ١}$$

حيث عَ$_{و}$ متوسط الانحرافات المعيارية لكل فقرات الاختبار، فإن المعادلة (٨) تأخذ الصيغة :

$$\text{ضَ}_{و} = \frac{(\text{ن} - ١)\,\text{ع}_{و} - \text{ن عَ}_{و}\,\text{رَ.}_{و} + \text{ع}_{و}\,\text{رَ.}_{و}}{(\text{ن} - ١)\,\text{ع}_{ك}} \qquad (٩)$$

وبإضافة وطرح المقدار ن ع$_{و}$ رَ.$_{و}$ في بسط المعادلة الأخيرة، ثم إعادة ترتيب حدود المعادلة، وإجراء الاختصارات الملائمة يمكن للمعادلة (٩) أن تأخذ الصيغة :

$$\text{ضَ}_{و} = \frac{\text{ع}_{و}\,(١ - \text{رَ.}_{و})}{\text{ع}_{ك}} + \frac{\text{ن}}{\text{ن} - ١}\,\frac{(\text{ع}_{و} - \text{عَ}_{و})\,\text{رَ.}_{و}}{\text{ع}_{ك}} \qquad (١٠)$$

وتقسم المعادلة (١٠) مقدار التضخم ضَ إلى حدين. ويتوقف الحد الأول على (١ -- رَ.$_{و}$)، بينما يتوقف الحد الثاني على رَ.$_{و}$ كما يتوقف الحد الأول على ع$_{و}$ ، بينما يتوقف الحد الثاني على (ع - عَ$_{و}$). ويلاحظ أن (رَ.$_{و}$) يكون صغيرا بالمقارنة مع (١ - رَ.$_{و}$). وباستثناء الفقرات المنخفضة في انحرافاتها المعيارية يكون (ع$_{و}$ - عَ$_{و}$) صغيرا بالمقارنة مع ع$_{و}$. أي إن الحد الأول في المعادلة يستوعب الجزء الأكبر من التضخم بينما لا يشكل الحد الثاني إلا جزءا ضئيلا منه. ويلاحظ أن الحد الثاني يساوي الصفر عندما ع$_{و}$ = عَ$_{و}$. كما أن متوسط الحد الثاني سوف يساوي الصفر إذا كان معامل الارتباط بين ع$_{و}$ ، رَ.$_{و}$ مساويا للصفر.

ويمكن من الناحية العملية إهمال الحد الثاني من الطرف الأيسر للمعادلة (١٠) للحصول على صيغة تقريبية مبسطة للعوامل المحددة للتضخم كما في المعادلة (١١).

$$ض^{=}_{ق} = \frac{ع_{ق}(١ - ر_{.ق})}{ع_{ك}} \qquad (١١)$$

ويلاحظ أن المعادلة (١١) كان من الممكن الحصول عليها مباشرة من المعادلة (٤) ، إذا افترض أن $ر_{.ق}$ هو أحسن تقدير ممكن لنسبة التباين التام في درجات الفقرة (Communality)، وأن أحسن تقدير ممكن لتباين العوامل، التي تنفرد بها الفقرة هو $ع^{٢}_{ق}(١ - ر_{.ق})$. ويمكن أيضا تفسير الاختلاف بين المعادلتين (٦)، (١١) في هذا الاطار. فبينما يقدر التباين العام للفقرة في المعادلة (٦) بمتوسط التباينات المشتركة بين الفقرة وباقي الفقرات ($ع_{ق} ع_{ق}$ $ر_{ق ق}$)، وذلك طبقا لاقتراح هنرسون (١٩٦٣)، فإنه يقدر في المعادلة (١١) بالمقدار $(ع^{٢}_{ق} \times ر_{.ق})$. ولكن التقدير الأخير جاء كنتيجة للتقريب، الذي أجري على المعادلتين (٦)، (١٠) ولم يستخدم كافتراض للحصول على المعادلة (١١). ويلاحظ أيضا أن التقديرين المشار إليهما يتساويان تماما، إذا افترض أن درجات الفقرات محولة إلى قيم معيارية، أو أن الفقرات متساوية في التباين. وتشير هذه النتائج إلى أن $ض^{=}_{ق}$ لا تعطي تقديرا تقريبيا لقيمة التضخم $ض_{ق}$ فحسب، وإنما ترتبط أيضا بعلاقة تامة بقيمة التضخم $ض_{ق}$ المقدر طبقا للمعادلة (٧) والتي تفترض تساوي الفقرات في التباين.

ويتضح من المعادلة (١١) أن مقدار التضخم $ض^{=}_{ق}$ يتوقف على ثلاثة عوامل، هي: الانحراف المعياري للفقرة، ومتوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات، بالإضافة إلى الانحراف المعياري للدرجة الكلية.

وتشبه المعادلة (١١) المعادلة (٦) في الخصائص الأساسية. فمقدار التضخم $ض^{=}_{ق}$ ينحصر بين حدين هما الصفر عندما ترتبط الفقرات ببعضها ارتباطا تاما، $ع_{ق} / ع_{ك}$ عندما يكون متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات مساويا للصفر. كما يرتبط المقدار $ض^{=}_{ق}$ بعلاقة عكسية تامة بالانحراف المعياري للدرجة الكلية عند إطالة الاختبار، بإضافة فقرات مكافئة لفقرات الاختبار الأصلي، بحيث يبقى $ر_{.ق}$ ثابتا. وطبقا لهذه العلاقة، إذا تضاعف الانحراف المعياري للدرجة الكلية، ينخفض مقدار التضخم في قيمة معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية إلى النصف. وتنطبق هذه النتيجة على كل الفقرات، ومهما كانت القيمة الأصلية للتضخم أو القيمة الأصلية للانحراف المعياري للدرجة الكلية.

وتتضح من المعادلة (١١) علاقة التضخم بالانحراف المعياري للفقرة. ففي الاختبار الواحد إذا تساوت عدة فقرات في قيمة $ر_{.ق}$ ، فإنه في هذه المجموعة من الفقرات يتناسب

مقدار التضخم ض ـ طرديا مع الانحراف المعياري للفقرة. وعلى الرغم من أن كل فقرات المجموعة ترتبط بباقي فقرات الاختبار بالدرجة نفسها تقريبا، إلا أن معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية تأخذ قيما مختلفة نتيجة اختلافها في قيم الانحراف المعياري. وبالعكس إذا تساوت عدة فقرات في قيم معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية واختلفت في التباين، فإن الفقرات المنخفضة في تبايناتها تكون أكثر ارتباطا بباقي الفقرات، بالمقارنة مع الفقرات ذات التباينات المرتفعة.

الاختبار الميداني للمعادلة(١١)

الهدف من الاختبار

تعطي المعادلة (١١) قيمة تقريبية للتضخم، كما تقدر المعادلة (٦)؛ لذا كان من الضروري تدعيم التوقعات النظرية التي على أساسها اشتقت المعادلة (١١) بأدلة ميدانية تؤيد إمكانية استخدام المعادلة (١١) بدلا من المعادلة (٦) في تفسير التضخم وفي تقديره. وقد تطلب ذلك المقارنة بين قيم التضخم المحسوبة طبقا لهاتين المعادلتين.

البيانات المستخدمة

توفرت البيانات اللازمة لهذه الدراسة من بحث ميداني سابق، تناول العلاقة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الدرجة الكلية (أبو علام، ١٩٨٦). ففي هذا البحث استخدمت أربعة صور متكافئة للاختبار نفسه، يتكون كل منها من ٢٠ فقرة. وقد أمكن بإضافة هذه الصور بعضها إلى بعض زيادة عدد فقرات الدرجة الكلية إلى ٤٠، ٦٠، ٨٠ فقرة. وبتوفر مصفوفة التباين والتباين المشترك للفقرات الثمانين أمكن تطبيق المعادلة (١)، والحصول على معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين كل فقرة من الفقرات الثمانين، والدرجات الكلية المكونة من ٢٠، ٤٠، ٦٠، ٨٠ فقرة. وقدرت قيم التضخم في هذه المعاملات بطريقة مكافئة جبريا للمعادلة (٦). وبالإضافة إلى ذلك، فقد استخدمت مصفوفة معاملات الارتباط بين الفقرات الثمانين في حساب متوسط معاملات ارتباط كل فقرة بباقي الفقرات في الاختبارات المكونة من ٢٠، ٤٠، ٦٠، ٨٠ فقرة. كما توفر من هذاالبحث أيضا قيم الانحرافات المعيارية للفقرات والدرجات الكلية المختلفة.

وقد استخدم من البحث المذكور قيم التضخم ضق ن للفقرات الثمانين في حالة الدرجات الكلية المكونة من ٢٠، ٤٠، ٨٠ فقرة. وتم استكمال البيانات اللازمة للبحث الحالي، بحساب قيم التضخم التقريبية المناظرة ض= ق ن بتطبيق المعادلة (١١). وقد توفر بذلك ٧ مجموعات من أزواج قيم التضخم الفعلية ضق، والتقريبية ض= ق ـ أربعة مجموعات في حالة الدرجة الكلية ٢٠، ومجموعتان في حالة الدرجة الكلية ٤٠، ومجموعة واحدة في حالة الدرجة الكلية ٨٠.

معالجة البيانات

كان الهدف من الدراسة الميدانية التحقق من أن المعادلتين (٦)، (١١) تعطيان نتائج متقاربة، بحيث يمكن استخدام المعادلة (١١) المبسطة بدلا من المعادلة (٦)، في المعالجات النظرية والتطبيقية لمشكلة التضخم. وقد تطلب ذلك دراسة مظاهر التشابه والاختلاف في نتائج هاتين المعادلتين. وقد تمت المقارنة بين قيم التضخم الفعلية ضق، والقيم المقربة المناظرة ض= ق في الخصائص الاحصائية الأساسية وهي الوسط الحسابي، والانحراف المعياري، ومعامل الالتواء. كما حسب معامل ارتباط بيرسون بين أزواج القيم الفعلية والمقربة. وقد عولجت مظاهر الاختلاف بدراسة الفروق بين أزواج القيم، وبدراسة النسبة بينهما. ونظرا لأن الاختلاف في نتائج المعادلتين ليس ناشئا عن عوامل عشوائية، حيث تتوقف قيمة الفرق بينهما على الانحراف المعياري للفقرة، وعلى متوسط معاملات ارتباطها بباقي الفقرات في الاختبار، وعلى الانحراف المعياري للدرجة الكلية، لذا فقد غلب على المعالجة الإحصائية للبيانات الطابع الوصفي التوضيحي.

وقد أجريت كل العمليات والنتائج الحسابية لستة أرقام بعد العلاقة العشرية، مع تقريب النتائج النهائية، عند عرضها، كلما كان ذلك ملائما من الناحية العملية.

النتائج

يحتوي جدول (١) على الوسط الحسابي، والانحراف المعياري، والمعامل العزمي للالتواء للقيم الفعلية ضق والتقريبية ض= ق، وعلى معامل الارتباط بين المتغيرين ضق، ض= ق لكل مجموعة من الفقرات.

ويتضح من الجدول أن المعادلة (١١) تعطي تقديرا دقيقا للغاية لمتوسطات قيم التضخم. أما الانحرافات المعيارية لقيم التضخم المقدرة طبقا للمعادلة (١١)، فتقل قليلا عن

الانحرافات المعيارية لقيم التضخم المقدرة طبقا للمعادلة (٦). ويرجع الانخفاض في تباين قيم التضخم ض̄ إلى تقسيم القيم الفعلية للتضخم إلى جزئين بينهما ارتباط موجب. فقد تراوحت قيم معاملات الارتباط بين ض̄ ، (ض ض̄) بين ٨٢, ، ٩١, .

ويتضح من قيم المعامل العزمي للالتواء المبينة في جدول (١)، ومن التوزيعات التكرارية لقيم التضخم المبينة في جدول (٢)، أن المعادلة (١١) تحافظ على الالتواء السالب، الذي يميز توزيع قيم التضخم وبالدرجة نفسها تقريبا. ويرتبط الالتواء السالب في قيم التضخم بالالتواء السالب، الذي يميز توزيع قيم الانحراف المعياري للفقرات، وهو أحد العوامل الأساسية، التي تحدد مقدار التضخم كما هو واضح في المعادلتين (٦)، (١١). وكان قد لوحظ في بحث سابق أن افتراض تساوي الفقرات في التباين عند تقدير التضخم بالمعادلة (٧) يؤدي إلى اختفاء الالتواء السالب، ويعطي توزيعات قريبة من التماثل لقيم التضخم (أبو علام، ١٩٨٦).

وتدل معاملات الارتباط المبينة في جدول (١) على وجود علاقة خطية تكاد تكون تامة بين نتائج المعادلتين (٦)، (١١).

جدول (١)

الخصائص الإحصائية لقيم التضخم الفعلية (ضق)

والقيم المناظرة (ض̄ق) المقدرة طبقا للمعادلة (١١)

لمجموعات الفقرات المكونة من ٢٠، ٤٠، ٨٠ فقرة

عدد الفقرات ن	مجموع الفقرات	الوسط الحسابي		الانحراف المعياري		المعامل العزمي للالتواء		معامل الارتباط بين ضق ، ض̄ق
		ضق	ض̄ق	ضق	ض̄ق	ضق	ض̄ق	
٢٠	١ - ٢٠	,١٣٠٢٦٨	,١٣٠٢٦٨	,٠٢٠٤٨٠	,٠١٩٢٤٤	-,٠٥٥١٤٠٠	-,٠٥٧١٥٩٥	,٩٩٩١٥٥
	٢١-٤٠	,١١٤٠٦٣	,١١٤٠٦٣	,٠٢٣٦٢٩	,٠٢١٣١٠	-,٠٥٧٧٤٨٥	-,٠٥٩٠١٤٠	,٩٩٩٠٢٣
	٤١-٦٠	,١٢٤٧٣٩	,١٢٤٧٣٨	,٠٢٦٣١٤	,٠٢٤٧٣٤	-,٩٩٨١٨٩	-,٩٩٤٥٦٠	,٩٩٩٥٤٨
	٦١-٨٠	,١١٣٣٠٩	,١١٣٣٠٩	,٠٢٩٤١٠	,٠٢٧٦٦٩	-١,٢٤٠٧٢٣	-١,٢٨٥٥٧١	,٩٩٩٣٠٩
٤٠	١ - ٤٠	,٠٦٥٦٤٦	,٠١١٨٠١	,٠١٠٨٢٥	,٠٦٤٨٩٦١	,٠٦٢٢٣٧٣	,٩٩٩١٢٤	
	٤١-٨٠	,٠٦٣٧٩٧	,٠٦٣٧٩٧	,٠١٤٨١٤	,٠١٣٩٦٦	-١,١٩٥٤٣٦	-١,٢٢٣٤٣٢	,٩٩٩٣٣١
٨٠	١ - ٨٠	,٠٣٣٦٠١	,٠٣٣٥٩٧	,٠٠٦٩٢٢	,٠٠٦٤٥٢	-١,٠٧٠٤٧٠	-١,١٠٢٤٨٠	,٩٩٩٢٠٢

جدول (٢)

التوزيع التكراري لقيم التضخم الفعلية (ضق)، وللقيم التقريبية (ض̄ق) في معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية المكونة من ٢٠، ٤٠، ٨٠ فقرة (عدد الفقرات المدروسة = ٨٠ فقرة)

مقدار التضخم	عدد فقرات الدرجة الكية					
	٢٠		٤٠		٨٠	
	توزيع القيم		توزيع القيم		توزيع القيم	
	ض	ض̄	ض	ض̄	ض	ض̄
١,١٥٠ - ,١٥٩	٥	٤				
,١٤٠ - ,١٤٩	١٥	١٥				
,١٣٠ - ,١٣٩	١٩	١٨				
,١٢٠ - ,١٢٩	١٠	١٢				
,١١٠ - ,١١٩	١٠	١١				
,١٠٠ - ,١٠٩	٥	٥				
,٠٩٠ - ,٠٩٩	٥	٤				
,٠٨٠ - ,٠٨٩	٤	٤	٢	١		
,٠٧٠ - ,٠٧٩	٣	٤	٤٢	٣٩		
,٠٦٠ - ,٠٦٩	١	٢	١٢	١٨		
,٠٥٠ - ,٠٥٩	٢		١١	١٠		
,٠٤٠ - ,٠٤٩	١	١	٩	٩	١٢	٩
,٠٣٠ - ,٠٣٩			٣	٢	٥١	٥٥
,٠٢٠ - ,٠٢٩			١	١	١٤	١٣
,٠١٠ - ,٠١٩					٣	٣

ويبين جدول (٣) توزيع الفروق (ضو - ض$'$و) في حالة الدرجات الكلية المختلفة. وبصفة عامة تتميز هذه الفروق بصغرها. وقد سبق التأكيد على أن هذه الفروق ليست أخطاءً عشوائية. طبقا للمعادلة نفسها تتوقف قيمة الفرق على العوامل التي تحدد قيمة ض$'$و، وهي ع$_{و}$، ر$_{و}$، ع$_{ك}$. ويوضح جدول (٤) العلاقة بين (ع$_{و}$ - عَ$_{و}$)، (ضو - ض$'$و). فباستثناء بضع فقرات يلاحظ أن الفروق الموجبة بين ضو، ض$'$و ترتبط بالانحرافات الموجبة في قيم ع$_{و}$، بينما ترتبط الفروق السالبة بالانحرافات السالبة في قيم ع$_{و}$.

جدول (٣)

الخصائص الإحصائية للفروق بين القيم الفعلية للتضخم (ضو) والقيم المناظرة (ض$'$و) المقدرة طبقا للمعادلة (١١) لمجموعات الفقرات المكونة من ٢٠، ٤٠، ٨٠ فقرة

الفرق (ضو - ض$'$و)	الفقرات المكونة للدرجة الكلية وعددها						
	٢٠				٤٠		٨٠
	١-٢٠	٢١-٤١	٤١-٦٠	٦١-٨٠	١-٤٠	٤٠-٨٠	١-٨٠
,٠٠٤		١					
,٠٠٣		١		١			
,٠٠٢	٤	٦	٣	٣	١		
,٠٠١	٥	٣	٩	٦	١٥	١٦	١٥
٠٠٠	٢	١	٢	٣	١٠	١٣	١٥
-,٠٠١	٤	٢	١	٣	١٠	٧	١٤
-,٠٠٢	٣	٢	٢	٢	٣	٣	
-,٠٠٣	٢	١	٢	١	١	١	
-,٠٠٤		٢	١				
-,٠٠٥		١		١			
الوسط الحسابي	صفر	صفر	,٠٠٠٠٠١	صفر	,٠٠٠٠٠١	صفر	,٠٠٠٠٠٤
الانحراف المعياري	,٠٠١٤٨١	,٠٠٢٥٢٢	,٠٠١٧٥٦	,٠٠٢٠٣٩	,٠٠١٠٨٥	,٠٠٠٩٩٩	,٠٠٠٥٤١

جدول (٤)

توزيع الفقرات طبقا للمتغيرين (ع$_{ف}$ - عَ$_{ف}$)، (ض$_{ف}$ - ض$^{=}_{ف}$)

في حالة الدرجات الكلية ٢٠، ٤٠، ٨٠

الدرجة الكلية	مجموع الفقرات	ع$_{ف}$ > عَ$_{ف}$		ع$_{ف}$ < عَ$_{ف}$		عَ$_{ف}$
		ض$_{ف}$ > ض$^{=}_{ف}$	ض$_{ف}$ < ض$^{=}_{ف}$	ض$_{ف}$ > ض$^{=}_{ف}$	ض$_{ف}$ < ض$^{=}_{ف}$	
٢٠	١ - ٢٠	١٠	٢	٧	١	,٤٢٩٢٧٠
	٢١ - ٤٠	١٢		٨		,٤٢٤١٧١
	٤١ - ٦٠	١٣		٧		,٤٢٩٣٤٦
	٦١ - ٨٠	١١	٢	٧		,٤١٤٨٣٨
	الجملة	٤٦	٤	٢٩	١	
٤٠	١ - ٤٠	٢٢	٢	١٥	١	,٤٢٦٧٢٠
	٤١ - ٨٠	٢٣	٣	١٤		,٤٢٢٠٩٢
	الجملة	٤٥	٥	٢٩	١	
٨٠	١ - ٨٠	٤٦	٤	٣٠		,٤٢٤٤٠٦

ولما كانت قيم التضخم الفعلية ض$_{ف}$ والمقربة ض$^{=}_{ف}$ تقل بازدياد عدد فقرات الدرجة الكلية، كما هو واضح من جدولي (١)، (٢)، فإن القيم العددية للفروق تقل أيضا بازدياد الدرجة الكلية. ويمكن الحصول على صورة تقويمية غير متأثرة بعدد فقرات الدرجة الكلية للفروق بين القيم الفعلية ض$_{ف}$، والقيم المقربة ض$^{=}_{ف}$، بنسبة هاتين القيمتين لبعضهما كما هو مبين في جدول (٥). وقد وجد أن القيم الفعلية ض$_{ف}$ تنحصر بين ٩٨, ض$^{=}_{ف}$، ١,٠٢ ض$^{=}_{ف}$ في حالة ٨٥ ٪ من الفقرات، كما تنحصر بين ٩٦, ض$^{=}_{ف}$، ١,٠٢ ض$^{=}_{ف}$ في حالة ٩٥ ٪ من الفقرات. وبأخذ بيانات جدول (٤) في الاعتبار يمكن القول: إن التقريب المترتب على استخدام المعادلة (١١) في تقدير قيم التضخم. لن يزيد عن ٠٢, ض$^{=}_{ف}$ في حالة الفقرات التي تزيد قيم انحرافاتها المعيارية عن المتوسط، ولن يزيد عن ٠٤, ض$^{=}_{ف}$ في حالة غالبية الفقرات التي تقل انحرافاتها المعيارية عن المتوسط.

وتؤيد النتائج السابقة المنطق الذي على أساسه اشتقت المعادلة (١١) وتبين أنه يمكن

استخدام هذه المعادلة بدلا من المعادلة (٦) في النواحي النظرية والتطبيقية. وفي الجداول المشار إليها للتقريب، يمكن وصف العلاقة بين التضخم والعوامل المحددة له بشكل مبسط ولكنه متكامل في الصيغة الآتية :

$$ض_{ق} = \frac{ع_{ق}(١ - ر_{ق})}{ع_{ك}} \qquad (١٢)$$

جدول (٥)

توزيع النسبة ض$_{ق}$ / ض$^{=}_{ق}$

للفقرات الثمانين في حالة الدرجات

الكلية ٢٠، ٤٠، ٨٠

ض$_{ق}$ / ض$^{=}_{ق}$	عدد الفقرات		
	الدرجة الكلية ٢٠	الدرجة الكلية ٤٠	الدرجة الكلية ٨٠
١,٠٣	١		
١,٠٢	٨	١٠	١١
١,٠١	٢٩	٢٧	٢٦
١,٠٠	١٣	١٦	١٥
,٩٩	١٠	١٠	١٠
,٩٨	٨	٥	٦
,٩٧	٢	٤	٥
٩٦	٦	٤	٣
,٩٥		٢	٢
,٩٤	١		
,٩٣	١	١	١
,٩٢	١	١	١

العلاقة بين نتائج البحث ونتائج الدراسات السابقة

في دراسة نظرية سابقة (أبو علام، ١٩٨٥) اشتقت المعادلة (٧) التي تفترض تساوي الفقرات في التباين، لوصف العلاقة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الدرجة الكلية، كما استخدمت هذه المعادلة في تقدير متوسط قيم التضخم، وفي تقدير الانخفاض النسبي في قيم التضخم عندما يزداد طول الاختبار بنسبة معينة من طوله الأصلي. كما أجريت دراسة ميدانية (أبو علام، ١٩٨٦)، للتحقق من انطباق النتائج النظرية على الواقع. وقد كشفت هذه الدراسة عن ضرورة تصحيح بعض النتائج النظرية التي تعتمد على افتراض تساوي الفقرات في التباين في ضوء العلاقة بين مقدار التضخم والانحراف المعياري للفقرة.

ولما كانت المعادلة (١١) تشتمل على كل محددات التضخم بصورة يسهل تداولها جبريا، فقد وجد أنه من الملائم توضيح العلاقة بين نتائج البحث الحالي، والنتائج النظرية، والميدانية، للدراستين المشار إليهما.

العلاقة بين المعادلتين (٧)، (١١)

تصف المعادلة (٧) العلاقة بين مقدار التضخم وكل من عدد فقرات الدرجة الكلية، ومتوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات، في حالة افتراض تساوي الفقرات في التباين. وقد تبين بتقويم هذه المعادلة ميدانيا أنها تعطي تقديرات أعلى من القيم الفعلية للتضخم في حالة الفقرات التي تقل انحرافاتها المعيارية عن الانحراف المعياري الموحد ع$_{ق}$، وتقديرات أقل من القيم الفعلية، في حالة الفقرات التي تزيد انحرافاتها المعيارية عن ع$_{ق}$. كما تبين أن الفروق بين القيم الفعلية للتضخم ض$_{ق}$ والقيم ض$_{ق}$ المقدرة طبقا للمعادلة (٧) ترتبط ارتباطا شبه تام بالانحرافات المعيارية للفقرات، بحيث أمكن استخدام معادلة الانحدار، لتصحيح القيم المقدرة بالمعادلة (٧) والحصول على تقديرات دقيقة تماما لقيم التضخم. ومن الممكن إثبات وجود علاقة تامة بين قيمة التضخم ض$^{=}_{ق}$ المقدرة، طبقا للمعادلة (١١)، والقيمة ض$_{ق}$ المقدرة طبقا للمعادلة (٧).

فبافتراض تساوي الفقرات في التباين يأخذ الانحراف المعياري للدرجة الكلية الصيغة الآتية:

$$ع_{ك} = ع_{ق} \sqrt{ن [١ + (ن - ١) ر_{ق ق}]} \qquad ف \neq ق \qquad (١٣)$$

حيث ع$_{ق}$ الانحراف المعياري الموحد لكل الفقرات، والذي يبقى تباين الدرجة الكلية ثابتا لا يتغير، بافتراض تساوي الفقرات في التباين، أو بتحويل درجات الفقرات إلى قيم معيارية. وواضح أن ع$_{ق}$ عبارة عن النسبة بين الانحراف المعياري الفعلي للدرجة الكلية، والانحراف المعياري للدرجة الكلية بعد تحويل درجات الفقرات إلى قيم معيارية.

وبالتعويض عن ع$_{ق}$ في المعادلة (١١) فإنها تأخذ الصيغة الآتية :

$$\text{ض}_{\text{ق ن}} = \frac{\text{ع}_{\text{ق}} (1 - \text{ر}_{\text{ق}})}{\text{ع}_{\text{ق}} \sqrt{\text{ن} [1 + (\text{ن} - 1) \text{ر}_{\text{ق}}]}} \qquad \text{ف} \neq \text{ق}$$

وطبقا للمعادلة (٧) تأخذ المعادلة (١٤) الصيغة الآتية :

$$\text{ض}_{\text{ق ن}} = \frac{\text{ع}_{\text{ق}}}{\text{ع}_{\text{ق}}} \text{ ض}_{\text{ق ن}} \qquad (١٥)$$

وتفسر المعادلة (١٥) العلاقة التي تم التوصل إليها ميدانيا بين التقديرات الفعلية للتضخم والتقديرات المبنية على أساس افتراض تساوي الفقرات في التباين. فالمعادلة (٧) لا تعطي تقديرات قريبة من التقديرات الفعلية، إلا في حالة الفقرات التي تقترب انحرافاتها المعيارية من المقدار الثابت ع$_{ق}$. ونظرا لأن معظم الفقرات تتراوح انحرافاتها المعيارية في مدى ضيق حول المقدا ر الثابت ع$_{ق}$، فقد وجد أن المعادلة (٧) تعطي تقديرات واقعية لقيم التضخم بالنسبة لغالبية الفقرات، ولكنها في الوقت نفسه تعطي تقديرات مبالَغ فيها كثيرا، في حالة الفقرات المتدنية في انحرافاتها المعيارية، التي تسبب الالتواء السالب، الذي يميز توزيع ع$_{ق}$. وتمتاز المعادلة (١٥) عن المعادلة (٧) في أنها تحتوي على ع$_{ق}$ كعامل محدد للتضخم، ولذلك فإنها تعطي تقديرات واقعية للتضخم، في حالة كل الفقرات دون استثناء.

تقدير متوسط قيم التضخم

وجد أن متوسط قيم التضخم المقدر طبقا للمعادلة (٧) ض$_{ق}$ كان أكبر من المتوسط الفعلي ض$_{ق}$، في كل المقارنات التي أجراها أبو علام، (١٩٨٦) وعددها سبعة. وفي الوقت نفسه لوحظ أن ع$_{ق}$ كان أقل من ع$_{ق}$، في حالة كل الاختبارات الفرعية المستخدمة في الدراسة

المذكورة. وقد فسرت هذه النتيجة على أساس الالتواء السالب في توزيع قيم عَ‍ز . كما أمكن تصحيح قريب جدا من المتوسط الفعلي. ويمكن استخدام المعادلة (١٥) لتفسير هذه النتائج. فطبقا لهذه المعادلة يلاحظ أن :

$$\left(\frac{\text{ض}_{\text{ز ن}}}{}\right) = \frac{1}{\frac{\text{ع}_{\text{ز}}}{}} \left(\frac{\text{ع}_{\text{ز}}}{\text{ض}_{\text{ز ن}}}\right) \qquad (١٧)$$

وبافتراض أن الارتباط بين عَ‍ز ، ضز ن ، ومن ثم فإن :

$$\text{ض}_{\text{ز ن}} = \frac{\text{ع}_{\text{ز}}}{\text{ع}_{\text{ز}}} \text{ ضز ن} \qquad (١٨)$$

وقد تبين من جدول (١) أن المعادلة (١١) ـ وبالتالي المعادلتين (١٥) ، (١٧) ـ تعطي تقديرا دقيقا تماما لمتوسط قيم التضخم. أما المعادلة (٧) التي تفترض تساوي الفقرات في التباين، فإنها تعطي تقديرا متحيزا له، بسبب الالتواء السالب في قيم عَ‍ز.

التناسب بين مقدار التضخم وطول الاختبار

تبين من نتائج الدراسات السابقة أن زيادة عدد فقرات الاختبار بنسبة قدرها ل ـ وذلك بإضافة فقرات مكافئة تماما للفقرات الأصليه في الخصائص الاحصائية ـ يؤدي إلى خفض مقدار التضخم إلى نسبة معينة مما كان عليه. وقد وجد أن هذه النسبة ثابتة لكل الفقرات، ولا تتوقف على تباين الفقرة، كما أنها لا تتأثر بافتراض تساوي الفقرات في التباين. وتنحصر هذه النسبة بين ١ / ل كحد أعلى ، ١/ ت كحد أدنى، إلا أنها تكون أقرب إلى الحد الأدنى. هذه النتائج تم التوصل إليها نظريا على أساس المعادلة (٧)، ثم حققت ميدانيا (أبو علام، ١٩٨٥ ، ١٩٨٦). ويمكن استخدام المعادلة (١١) للتوصل إلى النتائج نفسها.

فإذا زيد عدد فقرات الاختبار ل مرة بإضافة مكافئة تماما للفقرات الأصلية، بحيث يبقى رَ.ز ثابتا، فطبقا للمعادلة (١١) ينخفض مقدار التضخم إلى :

$$\text{ض}_{\text{ز (ن ل)}} = \frac{\text{ع}_{\text{ز}} (١ - \text{ر}_{\text{.ز}})}{\text{ع}_{\text{ك (ل)}}} \qquad (١٩)$$

والانخفاض الحادث في مقدار التضخم ناشيء عن زيادة الانحراف المعياري للدرجة الكلية من ع$_{ك}$ إلى ع$_{ك (ل)}$.

وبقسمة المعادلة (١٩) على المعادلة (١١) فإن

$$\frac{\text{ض}^{-}_{\text{قـ (ن ل)}}}{\text{ض}^{-}_{\text{قـ ن}}} = \frac{\text{ع}_{\text{ك}}}{\text{ع}_{\text{ك (ل)}}} \qquad (٢٠)$$

ويلاحظ أن النسبة الناتجة لا تتوقف إلا على التغير الحادث في قيمة الانحراف المعياري للدرجة الكلية، نتيجة إطالة الاختبار ل مرة. فهي إذن ثابتة لكل فقرات الاختبار، ولا تتوقف على الانحراف المعياري للفقرة.

ولكن التغير في قيمة الانحراف المعياري يحدث وفقا للمعادلة الآتية :

$$\text{ع}_{\text{ك (ل)}} = \text{ع}_{\text{ك}} \sqrt{\text{ل}\,[١ + (\text{ل} - ١)\,\text{ر}_{\text{ك ك}}]} \qquad (٢١)$$

حيث ر$_{ك ك}$ معامل ثبات الاختبار الأصلي

ومن المعادلتين (٢٠) د (٢١):

$$\frac{\text{ض}^{-}_{\text{قـ (ن ل)}}}{\text{ض}^{-}_{\text{قـ (ن)}}} = \frac{١}{\sqrt{\text{ل}\,[١ + (\text{ل} - ١)\,\text{ر}_{\text{ك ك}}]}} \qquad (٢٢)$$

وبما أن ر$_{ك ك}$ ينحصر بين ٠ ، ١ فإن النسبة ض$^{-}_{\text{قـ (ن ل)}}$ / ض$^{-}_{\text{قـ ن}}$ تنحصر بين ١ / ل كحد أعلى ، ١ / ل كحد أدنى. ولكن قيم معاملات الثبات تكون أقرب إلى الواحد منها إلى الصفر، لذا فإن هذه النسبة تكون أقرب إلى ١ / ل ، ولكنها تكبرها قليلا ؛ ر$_{ك ك}$ يكون أقل من الواحد .

ويمكن استخدام المعادلة (٢٢) لتقدير الانخفاض النسبي في التضخم نتيجة إطالة الاختبار إذا علم معامل ثبات الدرجة الكلية . فإذا كان معامل الثبات ٨, ، فإن مضاعفة

عدد الفقرات يؤدي إلى خفض مقدار التضخم إلى حوالي ٥٣ , مما كان عليه، أما زيادة عدد الفقرات إلى ثلاثة أمثال ما كان عليه فيؤدي إلى خفض مقدار التضخم إلى حوالي ٣٦, مما كان عليه .

وللتحقق من أن الانخفاض النسبي في مقدار التضخم لا يتأثر بافتراض تساوي الفقرات في التباين يمكن تطبيق المعادلة (١٥) ، في حالة الاختبار المطول إلى ن ل فقرة ، والحصول على :

$$\text{ض}^{=}_{\text{ق (ن ل)}} = \frac{\text{ع}_{\text{ق}}}{\text{ع}_{\text{ق}}} \quad \text{ض}_{\text{ق (ن ل)}} \qquad (٢٣)$$

حيث ع$_{\text{ق}}$ الانحراف المعياري الموحد للفقرات بعد إطالة الاختبار . وبقسمة المعادلة (٢٣) على المعادلة (١٥) ينتج :

$$\frac{\text{ض}^{=}_{\text{ق (ن ل)}}}{\text{ض}^{=}_{\text{ق ن}}} \quad \frac{\text{ع}_{\text{ق}}}{\text{ع}_{\text{ق}}} \quad \frac{\text{ض}_{\text{ق (ن ل)}}}{\text{ض}_{\text{ق ن}}} \qquad (٢٤)$$

ويلاحظ أن نسبتي التضخم لا تتساويان إلا إذا بقي ع$_{\text{ق}}$ ثابتا لا يتغير بإضافة فقرات جديدة إلى الاختبار، وهو أمر تم افتراضه في الدراسات السابقة.

ومن تعريف الانحراف المعياري الموحد، المتضمن في المعادلة (١٣)، وبملاحظة العلاقة بين الانحراف المعياري للاختبار المطول، والانحراف المعياري للاختبار الأصلي، المتضمن في المعادلة (٢١) ، يمكن إثبات أن :

$$\frac{\text{ع}_{\text{ق}}}{\text{ع}_{\text{ق}}} = \frac{\sqrt{١ + (\text{ل} - ١)\, \text{ر}_{\text{ك ك}}}}{١ + (\text{ل} - ١)\, \text{ر}_{\text{ك ك}}} \qquad (٢٥)$$

حيث ر$_{\text{ك ك}}$ معامل ثبات الدرجة الكلية للاختبار الأساسي المحتوي على ن فقرة ، ر$_{\text{ك ك}}$ معامل ثبات الاختبار نفسه، ولكن بعد تحويل درجات فقراته إلى قيم معيارية. وواضح من المعادلة (٢٥) أن ع$_{\text{ق}}$ لا يظل ثابتا، إلا إذا لم تتأثر قيمة معامل الثبات بتحويل درجات الفقرات

إلى قيم معيارية.

وقد وجد فعلا أن معامل ألفا المقدر من متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات لا يختلف إلا بشكل طفيف للغاية عن المعامل الفعلي. ففي حالة الدرجات الكلية السبعة، المستخدمة في هذا البحث، كان الفرق العددي بينهما ٠١٣, ، أو أقل في حالة ست درجات، ٠٢٢, في حالة درجة كلية واحدة، مكونة من ٢٠ فقرة. وبتطبيق المعادلة (٢٥) على الحالة الأخيرة، وجد أن النسبة ع$_{ق}$ / ع$_{ق}$ تناقصت من ٩٩٣, عندما كانت ل = ٢ إلى ٩٨٤, عندما أصبحت ل = ١٠ . ولذا يمكن القول : إن المقدار ع$_{ق}$ لا يظل ثابتا تماما في كل الأحوال، وإنما قد يتغير ولكن بشكل طفيف للغاية، بحيث تظل النسبة ع$_{ق}$ / ع$_{ق}$ مساوية تقريبا للواحد الصحيح.

فإذا زادت ل وبقي ع$_{ق}$ ثابتا تقريبا، فإنه طبقا للمعادلتين (٢٣) ، (٢٤) يمكن استنتاج وجود علاقة مستقيمة بين المتغيرين ض$^{=}_{ق(ن\ ل)}$ ، ض$_{ق(ن\ ل)}$ لكل فقرة. أي إنه يمكن تمثيل أزواج قيم التضخم لكل فقرة على حدة ، بخط مستقم ميله يساوي تقريبا ع$_{ق}$ / ع$_{ق}$. ويلاحظ أن خطوط الانحدار ض$^{=}_{ق}$ / ض$_{ق}$ التي تمثل فقرات الاختبار سوف يختلف بعضها عن بعض في الميل، لاختلافها في قيم ع$_{ق}$ التي تحدده، ولكنها سوف تتلاقى كلها عند نقطة الأصل ـ حيث يؤول كل من ض$^{=}_{ق}$ ، ض$_{ق}$ إلى الصفر. هذه النتائج النظرية تفترض أن زيادة ل تم بإضافة فقرات مكافئة تماما لفقرات الاختبار الأساسي في الخصائص الإحصائية.

وقد وفرت دراسة أبو علام الميدانية (١٩٨٦) البيانات اللازمة للتحقق من صحة هذه الاستنتاجات، فقد حسبت لكل فقرة من الفقرات الثمانين قيمة التضخم الفعلية ض$_{ق}$ ـ وهي مساوية تقريبا للقيمة ض$^{=}_{ق}$ ـ والقيمة ض$_{ق}$ التي تفترض تساوي الفقرات في التباين عندما كانت الدرجة الكلية مكونة من ٢٠، ٤٠، ٦٠، ٨٠ فقرة. وقد استخدمت هذه البيانات في دراسة خصائص انحدار ض$_{ق}$ / ض$_{ق}$ للفقرات الثمانين.

وقد وجد أن كل معاملات الارتباط بين ض$_{ق}$ ؛ ض$_{ق}$ وعددها ٨٠ معاملا، كانت أكبر من القيمة ٩٩٩٩, ، أو مساوية لها. أما معاملات انحدار ض$_{ق}$ / ض$_{ق}$ ، فقد اختلفت من فقرة إلى أخرى، وتراوحت بين ٣٥١, ، ١,٢٢٧ . وقد حسب معامل الارتباط بين ميل خط انحدار ض$_{ق}$ / ض$_{ق}$ والانحدار المعياري للفقرة ع$_{ق}$ لكل مجموعة من الفقرات على حدة ـ وكان عددها أربعة، يحتوي كل منها على ٢٠ فقرة ـ، فوجد أن معاملات الارتباط الأربعة لم يقل أي منها عن ٩٩٩, . أما قيم الجزء المقطوع من المحور ض$_{ق}$ (قيمة ض$_{ق}$ عندما ض$_{ق}$ = ٠)،

فكانت قريبة من الصفر حيث بلغت ٠٠١, لغالبية الفقرات في المجموعتين (١ - ٢٠) ، (٤١ - ٦٠) ، وبلغت -٠٠١, لمعظم الفقرات في المجموعة (٦١ - ٨٠) ، كما بلغت -٠٠٢, أو -٠٠٣, لغالبية فقرات المجموعة (٢١ - ٤٠) . فإذا أخذ في الاعتبار أن شرط التكافؤ التام بين الفقرات المضافة ، والفقرات الأساسية ، يصعب تحقيقه عمليا ، فإن هذه النتائج تؤيد علاقة التناسب العكسي شبه التام بين طول الاختبار، وكل من قيم التضخم الفعلية ، والقيم المقدرة، طبقا للمعادلة (٧) التي تفترض تساوي الفقرات في التباين.

تطبيقات عملية

أمكن اشتقاق المعادلتين (٩) ، (١٠) لتقدير التضخم بشكل تقريبي ، بافتراض أن لكل فقرة قـ يكون معامل الارتباط بين الانحرافات المعيارية للفقرات الأخرى في الاختبار ع ، ومعاملات ارتباطها بالفقرة قـ مساويا للصفر. وقد تبين من اختبار المعادلة (١١) ميدانيا أنها تعطي تقديرات واقعية للتضخم. وبتطبيق الافتراض نفسه على المعادلة (٣) فإنها تأخذ الصيغة الآتية :

$$\text{ر}_{\text{ك}} = \frac{\text{ع}_{\text{ف}} + (\text{ن} - ١)\,\text{ع}_{\text{ف}}\,\text{ر}_{\text{ف}}}{\text{ع}_{\text{ك}}} \qquad \text{ف} = \text{ق} \qquad (٢٦)$$

وتعطي المعادلة (٢٦) تقديرا تقريبيا لمعامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية.

وبالتعويض عن ع ف كما يلي :

$$\text{ع}_{\text{ف}} = \frac{\text{ن}\,\text{ع}_{\text{ق}} - \text{ع}_{\text{ف}}}{\text{ن} - ١}$$

فإن المعادلة (٢٦) تأخذ الصيغة الآتية :

$$\text{ر}_{\text{ك}} = \frac{\text{ن}\,\text{ع}_{\text{ق}}\,\text{ر}_{\text{ق}}}{\text{ع}_{\text{ك}}} + \frac{\text{ع}_{\text{ق}}\,(١ - \text{ر}_{\text{ق}})}{\text{ع}_{\text{ك}}} \qquad (٢٧)$$

ويمكن الاستفادة من المعادلة (٢٧) في تقدير متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي

الاختبار، وفي تقدير حدود دنيا لقيم معاملات تمييز الفقرات، يمكن الاعتماد عليها في اختيار الفقرات.

تقدير متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات

للحصول على قيمة تقريبية لمتوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات، يمكن إعادة ترتيب حدود المعادلة (٢٧)، وإعطاء الرمز رض*.ق للمتوسط المقدر، والحصول على المعادلة (٢٨).

$$ر^{*}_{.ق} = \frac{ن ع_{ك} - ع_{ق}}{ن ع_{ق} - ع_{ق}} \qquad (٢٨)$$

وقد طبقت المعادلة (٢٨) على فقرات الصورة أ، المكونة من أربعين فقرة. ويبين جدول (٦) نتائج عشرين فقرة منها. ويلاحظ أن المعادلة (٢٨) تعطي تقديرات قريبة من التقديرات المحسوبة، من مصفوفة معاملات الارتباط بين الفقرات، فلم يزد الفرق العددي بين التقديرين عن ٠,٠٠٧، مع ملاظة أن القيم المقدرة كانت أعلى من القيم الفعلية لغالبية الفقرات. وقد بلغ معمل الارتباط بينهما ٠,٩٩٨

وقد وجد أن متوسط قيم ر*.ق كان أعلى قليلا من متوسط القيم الفعلية، والذي يساوي متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات رَرق بفارق قدره ٠٠٣, ، ولكنه يساوي تقريبا مع المتوسط المقدر على أساس معامل ألفا للدرجة الكلية، وعدد فقرات الاختبار.

ويمكن الاستفادة من المعادلة (٢٨) في الأغراض العملية إذا تطلب الأمر تقدير متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات، لكل الفقرات أو لبعضها، في حالة عدم توفر مصفوفة معاملات الارتباط بين الفقرات.

جدول (٦)

قيم رَ.ق الفعلية المحسوبة من مصفوفة الارتباط بين الفقرات والقيم المناظرة ر*.ق المقدرة طبقا للمعادلة (٢٨) لعشرين فقرة في اختبار مكون من ٤٠ فقرة

رقم الفقرة	رقك	عق	رَ.ق	ر*.ق	رَ.ق - ر*.ق
١	,٤٢٤	,٤٩١	,١١٤	,١٢١	-,٠٠٧
٣	,٣٤٥	,٤٩٧	,٠٩١	,٠٩٣	-,٠٠٢
٥	,٢٤٥	,٤٥١	,٠٦٠	,٠٦٠	,٠٠٠
٧	,٣٧٨	,٤٢١	,١٠٦	,١٠٩	-,٠٠٣
٩	,٢١٦	,٣٧٤	,٠٥٣	,٠٥٤	-,٠٠١
١١	,٠٧٤	,٤٤٠	-,٠٠٢	,٠٠٠	-,٠٠٢
١٣	,٥١٦	,٤٦٢	,١٥١	,١٥٥	-,٠٠٤
١٥	,٤٢٥	,٤٩٣	,١١٩	,١٢١	-,٠٠٢
١٧	,١٩٦	,٣٢٥	,٠٤٥	,٠٥٠	-,٠٠٥
١٩	,٤٢١	,٤٩٧	,١١٦	,١٢٠	-,٠٠٤
٢١	,٢٤٤	,٤٧٥	,٠٥٦	,٠٥٨	-,٠٠٢
٢٣	,٢٥٦	,٣٧٠	,٠٦٣	,٠٦٨	-,٠٠٥
٢٥	,٤١٤	,٤٤٢	,١١٦	,١٢٠	-,٠٠٤
٢٧	,٣٦٥	,٣١٥	,١١٠	,١١٠	,٠٠٠
٢٩	,٣٢٩	,٤٦٢	,٠٨٥	,٠٨٩	-,٠٠٤
٣١	,٣٦٧	,٤٧٩	,١٠١	,١٠٢	-,٠٠١
٣٣	,٣٢١	,٣٤١	,٠٨٦	,٠٩٣	-,٠٠٧
٣٥	,٥٣٠	,٥٠٠	,١٥٣	,١٥٤	-,٠٠١
٣٧	,٢٥٣	,٢٧١	,٠٧٣	,٠٧٣	,٠٧٣
٣٩	,٢٤٧	,٣٢٧	,٠٦٩	,٠٦٨	,٠٠١

معامل الارتباط بين رَ.ق ، ر*.ق (ن = ٤٠ فقرة) ,٩٩٨

متوسط قيم ر*.ق (ك = ٤٠ فقرة) ,٠٩٣

متوسط قيم رَ.ق المحسوبة من مصفوفة الارتباطات (ن = ٤٠ فقرة) ,٠٩٠

متوسط قيم رَ.ق المقدر من معامل الفا للدرجة الكلية ,٠٩٣

ع ك = ٥,٨٩٥ ، ن عَق = ١٧,٠٦٩ ، معامل ألفا = ٠,٨٠٤

مصدر البيانات : أبو علام ، ١٩٨٦ .

تقدير حدود الدنيا لمعاملات تمييز الفقرات

في تصميم الاختبارات بطريقة الاتساق الداخلي يتم استبعاد الفقرات التي لا ترتبط موجبا بباقي الفقرات. ولكن نظرا لأن معاملات الارتباط بين الفقرات تكون مجهولة عادة، لذا يستخدم معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية لاكتشاف هذه الفقرات (Edwards, 1970) . وفي العادة يتم استبعاد الفقرات التي تقل معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية عن قيمة معينة تعدّ حدا أدنى للدلالة على التمييز. ولا يوجد أسس موضوعية لاختيار هذه القيمة، ولذلك يختلف مصممو الاختبارات في تحديدها.

ومن ناحية أخرى فإن التضخم في قيمة معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية لا يجعل له دلالة ثابتة على قوة تمييز الفقرة،حيث يتوقف مقدار التضخم ـ وبالتالي دلالة المعامل ـ على عدد فقرات الدرجة الكلية، وعلى الانحراف المعياري للفقرة. ولما كان مقدار التضخم يتناقص بزيادة عدد فقرات الاختبار، فإن معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية سوف يتناقص تبعا لذلك، إذا ظل متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات ثابتا. وبالتالي إذا استخدم الحد الأدنى نفسه في اختيار الفقرات، فإن بعض الفقرات سوف تعد مميزة، إذا كان الاختبار قصيرا، وغير مميزه إذا كان الاختبار طويلا.

وفي الاختبار الواحد، حيث يكون عدد فقرات الدرجة الكلية ثابتا، يتوقف مقدار التضخم على الانحراف المعياري للفقرة. فإذا تساوت عدة فقرات في متوسطات معاملات ارتباطاتها بباقي الفقرات واختلفت في قيم الانحراف المعياري، فإنها قد تختلف في قيم معاملات الارتباط بالدرجة الكلية لاختلافها في قيم التضخم. فإذا وقعت قيم هذه المعاملات حول الحد الأدنى فإن بعض هذه الفقرات سوف يقبل، بينما قد يستبعد بعضها الآخر، بسبب اختلافها في قيم التضخم، وليس بسبب اختلافها في قوة التمييز كما يبدو.

ومن ناحية أخرى إذا تساوت عدة فقرات في قيم معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية، واختلفت في انحرافاتها المعيارية، فإنها سوف تختلف أيضا في متوسطات معاملات ارتباطاتها بباقي الفقرات. وعلى الرغم من ذلك فإن هذه الفقرات سوف تبدو مميزة بالدرجة نفسها وتقبل كلها أو تستبعد إذا كان معامل الارتباط بالدرجة الكلية هو أساس الاختبار. وتتضح هذه المشكلة في جدول (٦) في حالة الفقرتين ٢٣ ، ٣٧، وفي حالة الفقرات ٥ ، ٢١ ، ٣٩ .

ويقترح بعض الباحثين تصحيح معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية كعلاج لمشكلة التضخم، خاصة في حالة الاختبارات القصيرة: ويرى ثورنديك أن هذا الإجراء يكون

مفضلا عند استخدام هذه المعاملات في الاعمال التحليلية (Thorndike, 1982) . كما أن هذا الإجراء قد يكون مقبولا من الناحية العملية، إذا توفرت خدمات الحاسب الآلي، عند تقدير الخصائص الإحصائية للفقرات. ولكن عملية تصحيح معاملات الارتباط تصبح لا مسوغ لها، إذا كانت ستستخدم أساسا، كوسيلة لاكتشاف الفقرات غير المميزة في اختبار تجريبي، لاستبعادها من الاختبار النهائي. فهذه الفقرات تكون في العادة قليلة العدد، بحيث يتضمن تصحيح كل المعاملات جهدا زائدا لا فائدة منه.

ويمكن كعلاج بديل لمشكلة التضخم استخدام متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات، كأساس لاستبعاد الفقرات غير المميزة في عمليات تحليل الفقرات. فإذا ما تقرر استبعاد الفقرات التي يقل متوسط معاملات ارتباطها بباقي الفقرات عن قيمة معينة، فإنه يمكن استخدام المعادلة (٢٧) ، لتقدير قيم الحدود الدنيا لمعاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية، التي تحقق الحد الأدنى لمتوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات.

وتقسم المعادلة (٢٧) معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية إلى جزئين. ويلاحظ أن الجزء الأول يساوي بالتقريب المعامل المصحح من التضخم، وهو يساوي حاصل ضرب مقدارين أحدهما (ن عَ ف / ع ك) ثابت لكل الفقرات. والآخر متوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات (رَ.ف). أما الجزء الثاني في المعادلة، فيساوي بالتقريب مقدار التضخم، وتتوقف قيمته على الانحراف المعياري للفقرة. وبالتعويض في المعادلة (٢٧) عن رَ.ف بالحد الأدنى المقرر لاختيار الفقرات، تنتج معادلة تقدر الحد الأدنى لقيمة رف ك المناظر لأي قيمة ع ف .

فاذا كان رَ.ف ≥ رَ.ف

فان رف ك ≥ رف ك

$$\text{حيث } ر_{ف\,ك} = \frac{ن\,ع_{ف}}{ع_{ك}} \times ر_{.ف} + \frac{١ - ر_{.ف}}{ع_{ك}} \times ع_{ف} \qquad (٢٩)$$

وواضح أن قيمة الحد الأدنى لمعامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية تتوقف على قيمة ع ف . ويمكن تبسيط عملية اختيار الفقرات باتباع الخطوات الآتية :

١ ــ بالتعويض عن ع ف بأقل قيمة (أو بالقيمة صفر)، ينتج حد أدنى أول رف ك (أ) . وتستبعد أي فقرة يقل معامل ارتباطها بالدرجة الكلية عن هذا الحد.

٢ ــ بالتعويض عن ع$_{ق}$ بأكبر قيمة (أبو بالقيمة ٥ ,)، ينتج حد أدنى ثانٍ ر$_{ق ك (ب)}$. ويتم قبول أي فقرة يزيد معامل ارتباطها بالدرجة الكلية عن هذا الحد أو يساويه.

٣ ــ بالنسبة للفقرات المتبقية، التي تقع معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية بين هذين الحدين، يتم حساب ر$_{ق ك}$ لكل منها، بالتعويض عن ع$_{ق}$ بقيمة الانحراف المعياري للفقرة ذاتها. ويتم استبعاد الفقرة، إذا تبين أن معامل ارتباطها بالدرجة الكلية يقل عن ر$_{ق ك}$ ، ويتم قبول الفقرة إذا كان ر$_{ق ك}$ ≥ ر$_{ق ك}$.

ويمكن استخدام بيانات جدول (٦) لتوضيح هذه الطريقة :

١ ــ بافتراض أن الحد الأدنى الذي تم اختياره لقيمة رَ$_{ق}$ هو ٠٧ , ، وبالتعويض في المعادلة (٢٩) ينتج :

$$\text{ر}_{\text{ق ك}} = \frac{١٧,٠٦٩}{٥,٨٩٥} \times ,٠٧ + \frac{١ - ,٠٧}{٥,٨٩٥} \times \text{ع}_{\text{ق}}$$

$$= ٢٠٣ + ١٥٨\ \text{ع}_{\text{ق}}$$

٢ ــ بملاحظة أن أقل قيمة في العمود ع$_{ق}$ تساوي ٢٧١ ، فإن :

ر$_{ق ك (أ)}$ = ٢٤٦ ,

ويشتمل جدول (٦) على خمس فقرات تقل معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية عن ٢٤٦ , ، وتقل متوسطات معاملات ارتباطاتها بباقي الفقرات عن ٠٧ , .

٣ ــ بالتعويض عن ع$_{ق}$ = ٥ , فإن

ر$_{ق ك (ب)}$ = ٢٨٢ , ٠

ويشتمل جدول (٦) على ١٢ فقرة، يزيد معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية عن ٢٨٢ , ، كما تزيد متوسطات معاملات ارتباطاتها بباقي الفقرات عن ٠٧ , ٠

٤ ــ بالنسبة للفقرات التي تقع معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية بين ٢٤٦ , ، ٢٨٢ , :

الفقرة	ر$_{ق ك}$	ع$_{ق}$	ر$_{ق ك}$	رَ$_{ق}$	
٢٣	,٢٥٦	,٣٧٠	,٢٦١	,٠٦٣	تستبعد
٣٧	,٢٥٣	,٢٧١	,٢٤٦	,٠٧٣	تقبل
٣٩	,٢٤٧	,٣٢٧	,٢٥٥	,٠٦٩	تستبعد

ويلاحظ أن الفقرتين (٢٣) ، (٣٧) متساويتان تقريبا في قيمة رَ.ك ، ولكن أمكن التفرقة بينهما على أساس رَ.ق .

ويحتوي جدول (٧) على مثال آخر يوضح الطريقة المقترحة. ويشتمل الجدول على بيانات اختبار مكون من ٢٠ فقرة ، مع ملاحظة أن قيم رَ.ق تكون مجهولة عادة، وإلا أمكن الاستعانة بها مباشرة في اختيار الفقرات. وقد اتخذت القيمة ٠٥, كحد أدنى لمتوسط معاملات ارتباط الفقرة بباقي الفقرات. ويلاحظ من الجدول أنه أمكن التعرف على كل الفقرات التي يقل متوسط معاملات ارتباطها بباقي الفقرات عن ٠٥, باستثناء الفقرة ٥٩ التي بلغ متوسط معاملاتها ٠٤٨, . وقد وجد أن السبب في ذلك راجع إلى تقريب النتائج عند حساب رَ.ك . على أن الأخطاء الناشئة عن تقريب النتائج ، أو استخدام مقاييس تقريبية للأغراض العملية، كما في حالة المعادلة (٢٧)، والمعادلات المبنية عليها، أمران لايمكن تلافيهما تماما وبصفة خاصة عندما تكون النتائج قريبة من القيم الحدية.

جدول (٧)

استخدام معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية للتعرف على الفقرات التي يقل متوسط معاملات ارتباطاتها بباقي الفقرات عن ٠٥, في اختبار مكون من ٢٠ فقرة

رقم الفقرة	رقـ ك	عقـ	رَ.قـ	رقـ ك = رقـ ك (أ) = ٢٠٩, (عقـ=٢٤١,)	١٣٦, + رقـ ك (أ) = ٢٨٧, (عقـ =٥٠,)	٣٠١, عقـ رقـ ك
٤١	٢٥٨	٤٩٢,	٠٤٠,			٢٨٤, −
٤٢	٣٣٨,	٣٩١,	٠٧٦,			+
٤٣	٢٧٢,	٢٨٣,	٠٦٥,			٢٢١, +
٤٤	٤٢٢,	٥٠٠	٠٩٤,		+	
٤٥	٤٣٤,	٤٩٣,	١٠٧,		+	
٤٦	٣٠١,	٣٨٣,	٠٦٩,		+	
٤٧	٥٣٢,	٤٨٤,	١٣٨,		+	
٤٨	٤٨٤,	٠٨٧,		+		
٤٩	١٣٧,	٢٤١,	٠٢٠,	−		
٥٠	٤٤١,	٤٧٥,	١٠٨,		+	
٥١	٤٦٩,	٤٩١,	١١٦,		+	
٥٢	٢٨٤,	٤٨١,	٠٥٠,			٢٨١, +
٥٣	٤٩٨,	٤٧٦,	١٢٨,		+	
٥٤	٢٧٨,	٤٧٩,	٠٤٨,			٢٨٠, −
٥٥	٢٣٠,	٢٦٢,	٠٥٤,			٢١٥, +
٥٦	٣٨١,	٤٧٢,	٠٨٨,		+	
٥٧	٤٨٧,	٥٠٠,	١٢٢,		+	
٥٨	٢٦٨,	٤٩٣,	٠٤٠,			٢٨٤, −
٥٩	٢٢٢,	٢٨٦,	٠٤٨,			٢٢٢, +
٦٠	٤١٧,	٤٢١,	١٠٨,		+	

المراجع

أبو علام، العادل محمد. العلاقة بين مقدار التضخم في قيمة الارتباط الثنائي الأصل بين الفقرة والدرجة الكلية للاختبار وبين عدد فقرات الدرجة الكلية. **المجلة التربوية**؛ (١٩٨٥)، ٢ (٦)، ٨٠-١١٨.

أبو علام، العادل محمد. « التقويم الميداني لمجموعة معادلات تصف مجمل العلاقات بين مقدار التضخم في قيم معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية وعدد فقرات الأختبار ». **المجلة التربوية**، (١٩٨٦) اصدار خاص (٢).

Edwards, A.L. (1970). **"The measurement of personality traints by scales and inventories".** New York: Holt, Rinehart and Winston.

Guilford, J.P. "The correlation of an item with a composite of the remaining items in a test. **Educational and Psychological Measurement",** 1953 13, 87-93.

Guilford, J.P. **"Psychometric methods".** (1954). New York: McGraw Hill.

Henrysson, S. "Correction of item-total correlations in item analysis. **Psychometrika,** 1963. 28, 211-218.

Henrysson, S. (1971). Gathering, analyzing, and using data on test items. In R.L. Thorndike (Ed). **Educational measurement.** (2nd. ed.) PP. 130-159. Washington, D.C.: American Council On Education.

Thorndike, R.L. (1982). **Applied psychometrics.** Boston: Houghton Mifflin.

Wolf, R. (1987). Evaluation of several formulae for correction of item-total correlations in item analysis. **Journal of Educational Measurement, 4,** 21-26.