

العلاقة بين مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين الفقرة والدرجة الكلية للاختبار وبين عدد فقرات الدرجة الكلية

د. العادل محمد أبو علام

كلية الآداب - جامعة الكويت

ملخص

بما أن درجة الفقرة تكون جزءاً من الدرجة الكلية للاختبار ، فإن التباين المشترك بين الفقرة والدرجة الكلية يشتمل على تباين أخطاء القياس في الفقرة وتباين العوامل الخاصة بها . ولذا فإن قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية تميل إلى التضخم . وطبقاً للدراسات السابقة حول هذه المشكلة فإنه إذا كانت كل معاملات الارتباط بين الفقرات تساوي الصفر ، وكانت كل الفقرات متساوية في التباين فإن معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية يأخذ القيمة $\frac{1}{\sqrt{n}}$ حيث n عدد الفقرات . وقد كان الغرض من هذا البحث دراسة العلاقة بين مقدار التضخم في قيم معاملات الارتباط الثنائي الأصيل بين الفقرات والدرجة الكلية وعدد فقرات الاختبار عندما ترتبط الفقرات ببعضها ارتباطاً موجباً .

وبافتراض تساوي الفقرات في التباين فقد وجد أن مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية يرتبط بعدد الفقرات طبقاً للمعادلة الآتية :

$$\text{ض}_\gamma = 1 - \sqrt{\frac{n}{n-1}} \sqrt{\frac{1}{n}} \quad \text{فبحق}$$

حيث ض_γ مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية ، $\bar{r}_{\gamma\gamma}$ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرة و باقي فقرات الاختبار ، $\bar{r}_{\gamma\gamma}$ متوسط معاملات الارتباط بين فقرات الاختبار ، n عدد الفقرات .

وقد وجد أنه بزيادة عدد الفقرات لمرّة فإن مقدار التضخم يقل إلى جزء محدد من قيمته الأصلية . وتتوقف قيمة هذا الجزء على كل من n ، $\bar{r}_{\gamma\gamma}$ ، ولكنها تنحصر بين $\frac{1}{\sqrt{n}}$ كحد أعلى ، $\frac{1}{n}$ كحد أدنى . وتصل قيمة هذا الجزء إلى الحد الأعلى عندما $\bar{r}_{\gamma\gamma} = 0$ ، بينما تصل إلى حدها الأدنى عندما تقترب n من مالا نهاية . كما وجد أن هذه القيمة تقترب بسرعة من الحد الأدنى بازدياد قيمة n أو $\bar{r}_{\gamma\gamma}$ أو كلاهما ، فإذا ما زادت n إلى عشرين فقرة ، وقيمة $\bar{r}_{\gamma\gamma}$ إلى ١٥ ، فإن العلاقة بين مقدار التضخم النسبي في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية ،

والطول النسبي للاختبار ل ، تصبح بالتقريب علاقة عكسية .

وباحلال $r_{\text{تقريب}}$ محل $r_{\text{معدل}}$ في المعادلة السابقة فإن المعادلة الناتجة تقدر متوسط قيم التضخم في معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية . وقد اقترحت بعض الطرق لتقدير عدد الفقرات اللازم لخفض متوسط قيم التضخم إلى حد مقبول ، ولتقدير حدود دنيا مقبولة لقيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية يمكن الاستعانة بها في عمليات تحليل واختيار الفقرات .

مقدمة

يدخل معامل الارتباط الثنائي الأصيل (Point biserial) بين الفقرة والدرجة الكلية للاختبار في علاقات جبرية تحدد خصائص هامة للدرجة الكلية هي التباين ومعامل الثبات ومعامل الصدق . ولهذا السبب يعتبر هذا المعامل مقياسا (Statistic) أو معلما (Parameter) إحصائيا للفقرة . والعلاقات بين مقياس الفقرات أو معلما ، وبين خصائص الدرجة الكلية أو معلما علاقات جبرية تامة كون درجات الفقرات في مجموعها تكون الدرجة الكلية للاختبار .

وعلى هذا الأساس يستخدم معامل الارتباط الثنائي الأصيل لأغراض هامة مثل تقسيم الفقرات إلى مجموعات متكافئة ، أو اعداد صورة جديدة مكافئة لاختبار قديم ، أو تقدير الخصائص الاحصائية للدرجة الكلية ، أو اختيار مجموعة الفقرات التي تحقق أعلى قيمة ممكنة لمعامل ثبات الدرجة الكلية أو لمعامل صدقها .

(Allen & Yen, 1979; Gulliksen, 1950; Henrysson, 1971; Lord & Novick, 1968; Magnusson, 1967; Thorndike, 1982)

مشكلة التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية*

ويستخدم معامل الارتباط الثنائي بين الفقرة والدرجة الكلية في عمليات تحليل الفقرات لاكتشاف الفقرات التي لا ترتبط بالدرجة الكلية ومن ثم لا تساهم في قياس المتغير الذي تقيسه الدرجة الكلية . كما يستخدم هذا المعامل أحيانا لاختبار صحة الفروض الاحصائية عن العلاقة بين المتغير الثنائي الذي تقيسه الفقرة والمتغير المتصل الذي تقيسه الدرجة الكلية .

ويختلف هذان الاستخدامان عن الاستخدامات الاخرى المشار إليها في أنها يعينان بالتوصل إلى استنتاجات أو اتخاذ قرارات تخص كل فقرة على حده ، في حين أن الاستخدامات

(*) Spuriousness (or inflation) in item-total Correlation.

السابقة تتعلق بعمل استنتاجات حول الدرجة الكلية أو درجة مجموعة كاملة من الفقرات . ويواجه هذان الاستخدامان مشكلة التضخم في قيمة معامل الارتباط والترتبة على كون درجة الفقرة نفسها جزء من الدرجة الكلية . وعدم أخذ هذا التضخم في الحسبان قد يؤدي إلى استنتاج خاطيء بوجود علاقة بين متغيرين ، أو اعتبارهما أكثر ارتباطا عن الحقيقة .

وقد تنبه الباحثون إلى مشكلة التضخم هذه من سنوات عديدة (Zubin, 1934) وإقترحوا عدة طرق أو معادلات يمكن الاستعانة بها لتصحيح معاملات الارتباط الثنائي من التضخم الناشيء عن التداخل بين درجة الفقرة والدرجة الكلية . (Cureton, 1966; Guilford, 1953, 1954; Henrysson, 1971; Magnusson, 1967)

كما خلص الباحثون إلى ضرورة تصحيح هذه المعاملات أو العمل على تقليل الآثار الناشئة عن التداخل بتجربة الفقرات في مجموعات كبيرة إذا كانت معاملات الارتباط ستستخدم دون تصحيح .

(Allen & Yen 1979, P. 123; Henrysson, 1971, P. 150; Lord & Novick, 1968, P. 331; Thorndike, 1982, P. 74)

وقد أشار الباحثون إلى بعض العوامل التي تحدد مقدار التضخم في قيم معاملات الارتباط . ومن هذه العوامل عدد فقرات الاختبار . والنسبة بين تباين الفقرة وتباين الدرجة الكلية ، ومعاملات الارتباط بين الفقرات ، ومعامل الارتباط ذاته بين الفقرة والدرجة الكلية . (Guilford, 1953, P. 87- 88, 1954, P. 439- 440; Henrysson, 1971, P. 150; Thorndike, 1982, P. 74)

ولكن العلاقة بين مقدار التضخم وأي من هذه العوامل على ما يبدو لم تدرس بدقة .

الأبحاث السابقة عن العلاقة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الاختبار

إن العلاقة بين مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية وبين عدد فقرات الاختبار تكاد تكون علاقة بديهية ، لأنه كلما زاد عدد الأجزاء كلما قلت نسبة الجزء إلى الكل وقل التداخل بينهما نسبيا . ولذلك فإن هذه العلاقة يشار إليها إشارة عابرة ولم تحدد بدقة إلا في حالة خاصة عندما تكون كل معاملات الارتباط بين الفقرات المكونة للاختبار مساوية للصفر ، وكانت الفقرات متساوية أيضا في المتوسط أو التباين . ففي هذه الظروف يأخذ معامل

الارتباط الثنائي بين الفقرة والدرجة الكلية التيممة ١/٢ حيث ن عدد فقرات الاختبار .

(Guilford, 1954, P. 439; Henrysson, 1971, P. 150)

وتستخدم هذه العلاقة عادة لتوضيح حجم مشكلة التضخم بشكل عام . فمثلا إذا كان الاختبار مكونا من ١٦ فقرة ، ففي الظروف المشار إليها تكون قيمة معامل الارتباط الأصيل بين أي فقرة في هذا الاختبار وبين الدرجة الكلية ٢٥ ، ٠ فإذا لم تؤخذ مشكلة التضخم في الحسبان فإن قيمة المعامل هذه قد تؤخذ كدليل على وجود علاقة دالة احصائيا بين المتغير الذي تقيسه كل فقرة وبين المتغير الذي تقيسه الدرجة الكلية ، أو على أن كل فقرة تساهم في قياس المتغير الذي تقيسه الدرجة الكلية وذلك بالرغم من أن معاملات الارتباط بين الفقرات تساوي كلها الصفر .

والواقع أن العلاقة التي توصل إليها الباحثون السابقون بين عدد فقرات الاختبار ومقدار التضخم تعطي الحد الأقصى لمقدار التضخم في قيمة المعامل لأن مقدار التضخم يقل كلما ارتفعت قيم معاملات الارتباط بين الفقرات .

ثم إن هذه العلاقة تم التوصل إليها بافتراض انعدام العلاقة بين فقرات الاختبار . وهذا الافتراض يعني أن معامل الاتساق الداخلي للاختبار (معامل ألفا) يساوي الصفر . ويلائم هذا الافتراض نوع معين من الاختبارات وهي التي تصمم خصيصا للتنبؤ بمحك خارجي له أهمية خاصة ، ويصبح مبرر جمع درجات الفقرات في درجة كلية هو أن الأخيرة ترتبط عاليا بهذا المحك بالرغم من أن الدرجة الكلية للفقرات لا تمثل أي سمة أو خاصية ذات معنى بحد ذاتها (Edwards, 1970, P.45) والفقرات المفضلة في هذه الحالة هي الفقرات التي ترتبط عاليا بالمحك الخارجي وتكون ارتباطاتها ببعضها البعض أو بالدرجة الكلية منخفضة . ويستخدم معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية في هذه الحالة لاختيار الفقرات ذات الارتباطات الضعيفة بالدرجة الكلية .

الهدف من البحث

كان الهدف الأساسي من هذا البحث دراسة العلاقة بين مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين الفقرة والدرجة الكلية ، وبين عدد الفقرات المكونة للدرجة الكلية وذلك في حالة الاختبارات المتسقة داخليا والتي تتكون من فقرات ترتبط ببعضها ارتباطا موجبا . فعند تصميم مثل هذه الاختبارات تستخدم الدرجة الكلية كمحك لاختيار الفقرات ،

وتستخدم معاملات الارتباط بين الفقرات وبين الدرجة الكلية بدلا من معاملات الارتباط بين الفقرات نفسها بهدف اختيار مجموعة من الفقرات التي ترتبط ببعضها البعض ارتباطا موجبا (Ed-wards, 1970, P. 31-32; Ghiselli, 1964, P. 188-192) وفي مثل هذه الحالات قد يصبح التداخل بين درجة الفقرة والدرجة الكلية عاملا مضللا في اختيار الفقرات ، وخاصة إذا كان عدد الفقرات المكونة للدرجة الكلية صغيرا .

وقد اختير عدد الفقرات كمتغير أساسي في هذا البحث لأنه بخلاف العوامل الأخرى التي تحدد مقدار التضخم والتي أشار إليها الباحثون يسهل تحديده والسيطرة عليه عمليا . ولقد كان من الطبيعي أن تتحدد أيضا علاقة التضخم بعوامل أخرى غير عدد الفقرات ، ولكن هذه العلاقات بالرغم من أهميتها النظرية والتطبيقية لم تكن مستهدفة في هذا البحث .

حدود البحث

اعتمد هذا البحث - شأنه شأن الأبحاث النظرية في مجال القياس - على فروض معينة حتى تتضح العلاقة الرياضية بين مقدار التضخم وعدد الفقرات . هذه الفروض وإن كانت مألوفة في الأبحاث النظرية إلا أنها لا تنطبق تماما على الواقع . ومن المتوقع أن تمهد هذه الدراسة إلى بحوث ميدانية توضح درجة انطباق النتائج النظرية على الحقائق الميدانية . أما البحث الحالي فيقتصر على النوصف الرياضي للعلاقة بين مقدار التضخم في قيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية وبين عدد فقرات الاختبار .

إفتراضات أساسية

تعتمد المعالجة النظرية للعلاقة بين مقدار التضخم في قيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية للاختبار وبين عدد الفقرات على بعض الافتراضات المتعلقة بالدرجة الكلية ودرجات الفقرات المكونة لها وتباين الدرجة الكلية ومعامل ثباتها .

الدرجة الكلية ودرجات الفقرات المكونة لها

يفترض في هذا البحث أن الاختبار يتكون من عينة من الفقرات التي تمثل مجالا سلوكيا معيناً ، وأن كل فقرة تمثل متغيراً ثنائياً يأخذ إحدى القيمتين ١، ٠ وأن درجة الاختبار عبارة عن متغير متصل هو مجموع قيم المتغيرات الثنائية . فإذا رمز للدرجة الكلية بالرمز S_k ، ولدرجة

الفقرة بالرمز s_j ولعدد الفقرات بالرمز n فإن :

$$(1) \quad s_k = \sum_{j=1}^n s_j \quad q = 1$$

ومن المؤلف عند دراسة العلاقة بين خصائص الدرجة الكلية وخصائص الفقرات افتراض أن درجات الفقرات محولة إلى قيم معيارية متوسطها الصفر وانحرافها المعياري الوحدة ، وذلك بهدف تبسيط الاشتقاقات الجبرية والتوصل إلى علاقات واضحة .

وقد اكتفى في هذا البحث بافتراض تساوي الفقرات في التباين . وفي هذه الحالة سوف يرمز للمتغير الثنائي بالرمز s_j وللدرجة الكلية بالرمز s_k .

ومن الناحية العملية لا تختلف فقرات الاختبار كثيرا عن بعضها في قيم الانحراف المعياري (Ghiselli, 1964, P. 192) . فمن المعلوم أن تباين أي فقرة ينحصر بين ٠ ، ٢٥ ، ، ولكن إذا لم يحتوي الاختبار على فقرات تقترب متوسطاتها كثيرا من الصفر أو الواحد فإن تباينات الفقرات ستنحصر في مدى أضيق . فإذا كانت متوسطات الفقرات محصورة بين ٢ ، ٠ ، ٨ ، كما هو الحال بالنسبة لغالبية الفقرات في معظم الاختبارات فإن قيم التباين تنحصر بين ١٦ ، ٠ ، ٢٥ ، كما تنحصر قيم الانحراف المعياري بين ٤ ، ٠ ، ٥ ، ولذلك فإن افتراض تساوي الفقرات في التباين لن يجد كثيرا من القيمة العملية للنتائج النظرية .

تباين الدرجة الكلية

من المعلوم أن تباين مجموع عدة متغيرات يساوي مجموع عناصر مصفوفة التباين والتباين المشترك لهذه المتغيرات (Gulliksen, 1950, P. 70) .
فإذا كانت :

$$E_j^2 \quad \text{تباين الفقرة} \quad q$$

$$E_k^2 \quad \text{تباين الفقرة} \quad f$$

$$r_{jk} \quad \text{معامل الارتباط الرباعي بين الفقرتين} \quad f, q$$

$$r_{jk} \quad \text{التباين المشترك للفقرتين} \quad f, q$$

تبين الدرجة الكلية $\sum_{k=1}^n E_k$

فإن :

$$\sum_{k=1}^n E_k = \sum_{f=1}^F \sum_{r=1}^R \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot r \cdot c} + \sum_{f=1}^F \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot c} \quad (2)$$

$$\sum_{k=1}^n E_k = \sum_{f=1}^F \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot c} + \sum_{f=1}^F \sum_{r=1}^R \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot r \cdot c} \quad (3)$$

وبافتراض تكافؤ الفقرات في التباين فإن المعادلة (3) تأخذ الصورة المبسطة الآتية :

$$\sum_{k=1}^n E_k = \sum_{f=1}^F \left[\frac{N}{f} + \sum_{r=1}^R \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot r \cdot c} \right] \quad (4)$$

حيث $\bar{r}_f$ متوسط معاملات الارتباط الرباعية بين فقرات الاختبار .

معامل ثبات الدرجة الكلية

. بافتراض تجانس الفقرات فإنه يمكن استخدام معامل ألفا كمقياس لثبات الدرجة الكلية .
ويمكن صياغة هذا المعامل كما يلي (Edwards, 1970, P. 19) .

$$\alpha_k = \frac{N}{1-N} \left[\frac{\sum_{f=1}^F \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot c} - \sum_{k=1}^n E_k}{\sum_{f=1}^F \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot c}} \right] \quad (5)$$

وبالتعويض عن البسط والمقام في المعادلة (5) طبقا للمعادلة (2) فإن معامل ألفا يأخذ الصيغة الآتية :

$$\alpha_k = \frac{N}{1-N} \left[\frac{\sum_{f=1}^F \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot c} - \sum_{f=1}^F \sum_{r=1}^R \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot r \cdot c} - \sum_{f=1}^F \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot c}}{\sum_{f=1}^F \sum_{c=1}^C \frac{N}{f \cdot c}} \right] \quad (6)$$

وبالتعويض عن البسط والمقام في المعادلة (6) طبقا للمعادلة (3) ثم إجراء الاختصارات الملائمة فإن معامل ألفا يأخذ الصورة :

$$(٧) \quad \frac{\frac{ن}{ر_٢} \times \frac{ع}{ر_٢}}{\frac{ع}{ر_٢} + (١ - ن) \times \frac{ر_٢}{ر_٢}} = \frac{ر_٢}{ر_٢}$$

ويمكن تبسيط المعادلة (٧) إذا افترض أن درجات الفقرات حولت إلى قيم معيارية أو أنها متكافئة في التباين . ومن ثم فإن :

$$(٨) \quad \frac{ن}{\frac{ر_٢}{ر_٢} + (١ - ن) \times \frac{ر_٢}{ر_٢}} = \frac{ر_٢}{ر_٢}$$

كما يمكن إعادة صياغة المعادلة (٨) لإيجاد $\frac{ر_٢}{ر_٢}$:

$$(٩) \quad \frac{\frac{ر_٢}{ر_٢}}{ن - (١ - ن) \times \frac{ر_٢}{ر_٢}} = \frac{ر_٢}{ر_٢}$$

وتوضح المعادلتان (٨) ، (٩) العلاقة بين $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ ، $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ ،

كما تستخدم المعادلة (٩) لتقدير قيمة $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ في حالة عدم توفر مصفوفة معاملات الارتباط بين الفقرات . وذلك بحساب قيمة $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ من المعادلة (٥) ثم التعويض بهذه القيمة في مكان $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ في المعادلة (٩)

(Green, Lissitz, & Mulaik, 1977, P. 834)

ويجب أن يلاحظ أن $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ لا تساوي تماماً $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ إلا إذا تساوت الفقرات في التباين كما هو واضح من المعادلة (٧) . ومن الناحية النظرية يفترض عادة عند اشتقاق المعادلة (٩) تساوي الفقرات في التباين ووضع $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ مكان $\frac{ر_٢}{ر_٢}$.

(Edwards, 1970, P. 20-21; Stanley, 1971, P. 397)

أما من الناحية العملية فإن قيمة $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ لا تتأثر كثيراً بالفروق بين الفقرات في التباين (Gul-liksen, 1950, P. 379) . فالمقدار $\frac{ر_٢}{ر_٢} \times \frac{ع}{ر_٢}$ في بسط ومقام المعادلة (٦) مكون من حاصل ضرب $(\frac{ر_٢}{ر_٢} \times \frac{ع}{ر_٢})$ حيث تنحصر قيم $(\frac{ع}{ر_٢} \times \frac{ع}{ر_٢})$ وكذلك $\frac{ع}{ر_٢}$ بين ٠ ، ٢٥ ، بينما تتراوح قيم $\frac{ر_٢}{ر_٢}$ في مدى أكبر من ذلك . ولذلك فإن قيمة $\frac{ر_٢}{ر_٢} \times \frac{ع}{ر_٢}$ وكذلك قيمة $\frac{ع}{ر_٢}$ في

المعادلة (٧) لا تتأثر بالفروق بين الفقرات في التباين إلا في نطاق ضيق نسبيا .

معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية

يمكن صياغة معامل الارتباط الثنائي الأصيل (Point-biserial) بين الفقرة والدرجة الكلية كما يلي (Ghiselli, 1964, P. 188) :

$$(10) \quad r_{fQ} = \frac{\sum_{i=1}^N r_{fi} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N r_{fi}^2}{\sum_{i=1}^N r_{fi} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N r_{fi}^2}$$

ويلاحظ أن البسط في المعادلة (١٠) عبارة عن تباين الفقرة مضافا إليه مجموع التباينات المشتركة لهذه الفقرة مع باقي الفقرات ، أي أنه عبارة عن مجموع العمود الخاص بالفترة Q في مصفوفة التباين والتباين المشترك للفقرات . ويلاحظ أنه في حالة انعدام الارتباط بين الفقرة Q وباقي الفقرات في الاختبار فإن r_{fQ} لن يساوي الصفر وإنما يأخذ القيمة $\frac{1}{2}$ والتي يمكن اعتبارها تضخما ناشئا عن التداخل بين الفقرة والدرجة الكلية .

وبافتراض تساوي الفقرات في التباين واحلال $\sum_{i=1}^N r_{fi}^2$ محل $\sum_{i=1}^N r_{fi}$ ثم التعويض عنها طبقا للمعادلة (٤) ثم إجراء الاختصارات المناسبة فإن المعادلة (١٠) تأخذ الصورة الآتية :

$$(11) \quad r_{fQ} = \frac{\sum_{i=1}^N r_{fi} + 1}{\sum_{i=1}^N r_{fi} + \sqrt{N + (N-1) \bar{r}_{fQ}^2}}$$

والمقدار $\sum_{i=1}^N r_{fi}^2$ عبارة عن مجموع معاملات الارتباط بين الفقرة Q وباقي الفقرات في الاختبار ، أي مجموع العمود الخاص بالفترة Q في مصفوفة معاملات الارتباط بين الفقرات إذا كانت الخلايا القطرية فارغة . فإذا رمز لم توسط هذه المعاملات بالرمز $\bar{r}_{fQ}$ فإن المعادلة (١١) تأخذ الصورة .

$$(12) \quad r_{fQ} = \frac{\bar{r}_{fQ} + 1}{\bar{r}_{fQ} + \sqrt{N + (N-1) \bar{r}_{fQ}^2}}$$

واضح أن $\bar{r}_{ij}$ هو المتوسط العام لمتوسطات الاعتماد $\bar{r}_{i.}$ في مصفوفة معاملات الارتباط بين الفقرات ، أي أن :

$$\bar{r}_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \bar{r}_{i.} \quad (13)$$

ويلاحظ من المعادلة (١٢) أنه إذا كانت $\bar{r}_{i.}$ ، $\bar{r}_{.j}$ يساوي كل منهما الصفر فإن معامل

الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية لن يساوي الصفر وإنما يأخذ القيمة $\frac{1}{n}$ وهي النتيجة التي يشار إليها لتوضيح مشكلة التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية .

ويلاحظ أن $\bar{r}_{ij}$ لا تساوي r_{ij} . ويتوقف الفرق بينهما على الفرق بين $r_{i.}$ والمقدار الثابت $\bar{r}_{i.}$. فإذا فرض أن $\bar{r}_{i.}$ يساوي تقريبا متوسط قيم $r_{i.}$ فإن الفرق بينهما لن يكون كبيرا إلا في حالة الفقرات التي تقترب متوسطاتها من الصفر أو الواحد . وكما ذكر سالفًا إذا انحصرت متوسطات الفقرات بين ٢ ، ٨ ، فإن قيم $r_{i.}$ سوف تنحصر بين ٤ ، ٥ ، وتكون متقاربة من قيمة $\bar{r}_{i.}$.

تصحيح معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية من التضخم

تعتمد إحدى الطرق المستخدمة لتصحيح معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية من التضخم الناشئ عن التداخل بين الفقرة والدرجة الكلية على استبعاد الفقرة نفسها من الدرجة الكلية عند حساب معامل الارتباط بينها (Guilford, 1953, P. 87-88; Magnusson, 1967, P. 212) . وقد انتقدت هذه الطريقة على أساس أن معامل ثبات الدرجة بعد حذف الفقرة منها يتناسب عكسيا مع معامل ثبات الفقرة المحذوفة (Cureton, 1966, P.93) . كما أن الدرجة الكلية سوف تختلف نوعا ما من فقرة إلى أخرى من حيث المحتوى الذي تمثله ، مما يجعل الدرجة الكلية لا تقيس نفس المتغير تماما (Henrysson, 1971, P. 151) .

وقد توصل (Henrysson) إلى طريقة لتصحيح معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية تعتمد على تقدير معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الحقيقية (True score) لمجتمع الفقرات (Population of items) الذي تمثله عينة الفقرات المكونة للاختبار ، والمعامل المقدر بهذه الطريقة يبقى ثابتا لا يتأثر بعدد فقرات الاختبار (Henrysson, 1971, P. 150- 151) وقد استخدم هذا المعامل في هذا البحث كأساس لتقدير مقدار التضخم . وبما أن هذه الطريقة تقدر معامل

الارتباط بين الفقرة والدرجة الحقيقية فهي تصحح معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية من أثار أخطاء القياس في الدرجة الكلية (Correction for attenuation) بالإضافة إلى تصحيح المعامل من التضخم . ولذا فقد أعطى المعامل المصحح بهذه الطريقة الرمز r_{∞} في هذا البحث .

وتأخذ معادلة (Henrysson) الصورة الآتية :

$$(14) \quad r_{\infty} = \sqrt{\frac{n}{1-n}} \times \frac{r_{\text{فك}} - r_{\text{ك}}}{\sqrt{r_{\text{ك}}^2 - \sum_{i=1}^n r_{\text{فك}}^2}}$$

ويمكن توضيح خصائص المعامل r_{∞} بتبسيط المعادلة (14) عن طريق افتراض تساوي الفقرات في التباين وإحلال $r_{\text{فك}} = r_{\text{ك}}$ محل $r_{\text{فك}}$ ، $r_{\text{ك}} = r_{\text{ك}}$ محل $r_{\text{ك}}$.

فطبقا للمعادلتين (4) ، (12) يختصر البسط في المعادلة (14) كما يلي :

$$\begin{aligned} r_{\text{فك}} - r_{\text{ك}} &= r_{\text{فك}} - r_{\text{ك}} \times \frac{1 + (1-n)r_{\text{فك}}}{\sqrt{n + n(1-n)r_{\text{فك}}}} \\ &= r_{\text{فك}} \left[1 - \frac{1 + (1-n)r_{\text{فك}}}{\sqrt{n + n(1-n)r_{\text{فك}}}} \right] \\ &= r_{\text{فك}} (1-n)r_{\text{فك}} \end{aligned}$$

وطبقا للمعادلة (4) يختصر المقام في المعادلة (14) كما يلي :

$$\begin{aligned} &= \sqrt{r_{\text{فك}}^2 - \sum_{i=1}^n r_{\text{فك}}^2} \\ &= \sqrt{r_{\text{فك}}^2 - n + n(1-n)r_{\text{فك}}^2} \end{aligned}$$

$$\sqrt{\frac{\sigma^2}{n(1-n)}} = \frac{\sigma^2}{\sqrt{n(1-n)}}$$

وبالتعويض في بسط ومقام المعادلة (١٤) فإن :

$$\frac{\frac{\sigma^2}{n(1-n)}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n(1-n)}}} = \frac{\sigma^2}{\sqrt{n(1-n)}}$$

وأخيرا تتحول المعادلة (١٤) إلى الصورة :

$$(15) \quad \frac{\sigma^2}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n(1-n)}}} = \frac{\sigma^2}{\sqrt{n(1-n)}}$$

وبافتراض إطالة الاختبار بإضافة فقرات مكافئة تماما لفقرات الاختبار الأصلي بحيث يبقى كل من σ^2 ، σ^2 ثابتا فإن قيمة $\frac{\sigma^2}{\sqrt{n(1-n)}}$ تظل ثابتة ، أي أن هذا المعامل لا يتأثر بعدد فقرات الاختبار .

تعريف التضخم وتقديره

مصادر التضخم

ينشأ التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية نتيجة كون درجة الفقرة نفسها جزء من الدرجة الكلية . وباستخدام مفاهيم التحليل العاملي الأساسية يمكن تحديد مصادر هذا التضخم . فطبقا لهذه المفاهيم يمكن تقسيم تباين الفقرة إلى ثلاث مكونات هي : التباين العام (Common Variance) وهو التباين الذي يحدده العامل أو العوامل العامة المشتركة بين الفقرة وباقي الفقرات في عينة الفقرات التي تكون الاختبار ، والتباين الخاص (Specific Variance) ويحدده عامل خاص بالفقرة لا تشترك فيه أي فقرة أخرى في عينة الفقرات ، وتباين الخطأ (Error Variance) وينشأ عن أخطاء القياس في درجة الفقرة . كما يمكن تقسيم تباين الفقرة إلى جزئين هما التباين العام والتباين الذي تنفرد به الفقرة (Unique Variance) وهو التباين الناشئ عن العوامل الخاصة والعوامل المسببة للخطأ . وطبقا لهذه المفاهيم يمكن وصف تباين الفقرة كما يلي :-

$$(١٦) \quad \sigma^2_{\text{ع}} = \sigma^2_{\text{ع}^2} + \sigma^2_{\text{ع}^2} + \sigma^2_{\text{ع}^2}$$

$$(١٧) \quad \sigma^2_{\text{ع}} = \sigma^2_{\text{ع}^2} + \sigma^2_{\text{ع}^2}$$

حيث $\sigma^2_{\text{ع}^2}$ التباين العام للفقرة

$\sigma^2_{\text{ع}^2}$ التباين الخاص بالفقرة

$\sigma^2_{\text{ع}^2}$ تباين خطأ الفقرة

$\sigma^2_{\text{ع}^2}$ تباين العوامل التي تنفرد بها الفقرة .

ويفترض عادة أن العوامل الخاصة وكذلك أخطاء القياس لا ترتبط ببعضها البعض ، كما أنها لا ترتبط بالعوامل المشتركة . وعلى هذا الأساس يفترض أن معامل الارتباط بين متغيرين ، وكذلك التباين المشترك بينهما تحددهما العوامل المشتركة بين المتغيرين أما العوامل الخاصة وأخطاء القياس فلا تساهم فيها (Mulaik, 1972, P. 95- 100) ، وذلك بافتراض قياس كل من المتغيرين بطريقة مستقلة عن الأخرى .

وبلاحظ من المعادلة (١٠) أن التباين المشترك بين الفقرة والدرجة الكلية يشمل التباين الكلي للفقرة بالإضافة إلى مجموع التباينات المشتركة بين الفقرة وباقي الفقرات . والتباين الكلي للفقرة يشمل المكونات الثلاث للتباين وهي التباين العام للفقرة والناشيء عن العوامل المشتركة بين الفقرة وباقي الفقرات بالإضافة إلى التباين الخاص بالفقرة وتباين الخطأ .

ويمكن إعادة صياغة المعادلة (١٠) لتبين مساهمة هذه المكونات الثلاث في معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية .

$$(١٨) \quad r_{\text{فك}} = \frac{\sigma^2_{\text{ع}^2} + \sum_{k=1}^n r_{\text{فك}}^2 \sigma^2_{\text{ع}^2}}{\sigma^2_{\text{ع}^2} + \sigma^2_{\text{ع}^2}} + \frac{\sigma^2_{\text{ع}^2} + \sigma^2_{\text{ع}^2}}{\sigma^2_{\text{ع}^2} + \sigma^2_{\text{ع}^2}}$$

وبلاحظ أن الشق الثاني من الطرف الايسر للمعادلة (١٨) يمثل درجة الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية والناشيء عن العوامل المشتركة بين الفقرة وباقي الفقرات ، والذي يناظر معامل الارتباط بين متغيرين ليس بينهما تداخل في طريقة القياس . أما الشق الأول فيمثل الزيادة في قيمة معامل الارتباط والناشئة عن كون درجة الفقرة نفسها جزء من الدرجة الكلية .

وبلاحظ أنه إذا كانت الفقرة لا تقيس أي من العوامل المشتركة بين الفقرات فإن الشق

الثاني من الطرف الايسر للمعادلة (١٨) يصبح صفرا . أما الشق الاول فسوف يتكون بسطه من E_2 كاملا ، ويأخذ معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية قيمة مقدارها النسبة بين E_2 ، E_1 بالرغم من عدم وجود علاقة بين الفقرة وباقي الفقرات .

وقد أشار (Guilford) (١٩٥٤ ، ص ٤٤٠) إلى أن مقدار التضخم يحدده النسبة بين تباين الفقرة وتباين الدرجة الكلية .

تعريف التضخم

من المعادلة (١٨) يمكن تعريف التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة بأنه النسبة بين تباين العوامل التي تنفرد بها الفقرة عن سائر الفقرات في الاختبار والوسط الهندسي لتبايني الفقرة والدرجة الكلية .

فإذا أعطيت هذه النسبة الرمز E_2 فإن :

$$ض = \frac{E_2}{E_1} \quad (١٩)$$

وهذا التعريف تم التوصل إليه منطقيا بالاستعانة بمفاهيم التحليل العاملي . ويهدف التعريف إلى توضيح ظاهرة التضخم وقد استخدم كأساس منطقي في اختيار المقاييس المناسبة لتقدير التضخم . وترتبط مشكلة التضخم أساسا باستخدام مقاييس معينة في تحليل الفقرات ، كما تم التوصل إلى طرق لتصحيح معاملات الارتباط من التضخم من نفس نوع المقاييس المستخدمة في تحليل الفقرات . وقد استخدمت هذه المقاييس لتقدير التضخم .

ويبدو من التعريف أن مقدار التضخم يتناسب عكسيا مع الانحراف المعياري للدرجة الكلية والذي يتوقف بدوره على عدد الفقرات ولكن العلاقة بين الانحراف المعياري وعدد الفقرات ليست علاقة بسيطة وإنما تتوقف على معاملات الارتباط بين الفقرات . ولذلك فإن فهم ظاهرة التضخم يتطلب تحديد كيف تتأثر هذه الظاهرة بعدد الفقرات دون اللجوء إلى افتراض انعدام العلاقة بين الفقرات كما في الابحاث السابقة .

تقدير التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية

لتقدير قيمة التضخم على أساس المقاييس الاحصائية التي تتوفر عادة في عمليات تحليل

الفقرات يمكن اعادة ترتيب حدود المعادلة (١٨) لتبين قيمة ض كما يلي :

$$(20) \quad \text{ض} = \text{ر} - \frac{\sum_{i=1}^n \text{ر} \cdot \text{ع} + \text{ع}^2}{\text{ع} \cdot \text{ع}} \quad \text{ف} \neq \text{ق}$$

وبقسمة طرفي المعادلة (٢٠) على الجذر التربيعي لمعامل الفا يصبح الشق الثاني من الطرف الايسر للمعادلة مكافئا للمعامل ر الذي يمكن استخدامه كأساس لتقدير التضخم . فإذا فرض أن .

$$(21) \quad \frac{\text{ض}}{\sqrt{\text{ر}}} = \text{ض} \cdot \sqrt{\text{ر}}$$

فإن

$$(22) \quad \text{ض} = \frac{\text{ر}}{\sqrt{\text{ر}}} - \frac{\text{ر}}{\sqrt{\text{ر}}}$$

وقد استخدمت المعادلة (٢٢) كأساس لدراسة العلاقة بين مقدار التضخم ض وعدد الفقرات ، ولما كان المقياسين ض ، ض مرتبطان بعلاقة محددة فإن دراسة العلاقة بين ض ، ن من شأنه أن يساعد على دراسة العلاقة الأكثر تعقيدا بين ض ، ن .

$$\frac{\text{ر}}{\sqrt{\text{ر}}} \quad \text{خصائص المعامل}$$

يمكن توضيح خصائص المعامل $\frac{\text{ر}}{\sqrt{\text{ر}}}$ والفرق بينه وبين المعامل ر بافتراض

تساوي الفقرات في التباين . فطبقا للمعادلتين (١٢) ، (٨) :

$$\text{ف} \neq \text{ق} \quad \frac{\sqrt{(1-n) + 1}}{\sqrt{n}} \times \frac{\sqrt{(1-n) + 1}}{\sqrt{n(1-n) + n}} = \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{n}}$$

وباجراء الاختصارات المناسبة فإن :

$$(23) \quad f \neq \overline{r} \quad \frac{\overline{r} + 1}{\sqrt{\overline{r}(\overline{r} + 1)}} = \frac{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}$$

ويمكن اعادة ترتيب حدود الطرف الايسر للمعادلة (23) لتأخذ الصورة الآتية :

$$(24) \quad f \neq \overline{r} \quad \frac{1}{n} + \frac{\overline{r} - 1}{\sqrt{\overline{r}(\overline{r} + 1)}} = \frac{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}$$

أي أن

$$(25) \quad f \neq \overline{r} \quad \frac{1}{n} + \frac{\overline{r} - 1}{\sqrt{\overline{r}(\overline{r} + 1)}} = \frac{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}$$

وبافتراض أن $\overline{r}$ مقدار موجب فإن المقدار $\frac{\overline{r} - 1}{\sqrt{\overline{r}(\overline{r} + 1)}}$ يكون موجبا سواء كانت

قيمة $\overline{r}$ موجبة أو سالبة . ولا يؤول هذا المقدار إلى الصفر إلا عندما يأخذ $\overline{r}$ القيمة + 1 ، وهي حالة نادرة لأنها تعنى وجود ارتباط تام موجب بين كل الفقرات ، كما تعني بالضرورة أن قيمة كل من $\overline{r}$ ، $\overline{r}_K$ ، $\overline{r}_{K\infty}$ تساوي الوحدة .

ومن ثم فإذا كان $\overline{r}$ موجبا فإن

$$\frac{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}} \text{ يكون أكبر من } \overline{r}_{K\infty}$$

وتتفق هذه النتيجة مع ظاهرة التضخم الموضحة بالمعادلة (22) .

ويلاحظ من المعادلة (24) أن النسبة $\frac{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}{\sqrt{\frac{\overline{r}}{\overline{r} + 1}}}$ تتوقف على عدد الفقرات n وتقل كلما

زادت n . ومن المعلوم أن النسبة بين معامل الارتباط بين متغيرين ليس بينهما تداخل في طريقة القياس والجذر التربيعي لمعامل ثبات أي منها تبقى ثابتة ولا تتأثر بعدد الفقرات في أي من المتغيرين (Gulliksen, 1950, P. 94) . ويلاحظ أن هذه الخاصية تنطبق على المعامل $\overline{r}_{K\infty}$ ولكنها

لا تنطبق على المعامل $\frac{\hat{r}_{\text{فك}}}{\sqrt{\hat{r}_{\text{فك}}}}$ بسبب احتواء الدرجة الكلية على درجة الفقرة .

وبما أن $\hat{r}_{\text{فك}} \rightarrow \infty$ ، ثابت ، فإن زيادة n يعمل على تناقص قيمة $\frac{\hat{r}_{\text{فك}}}{\sqrt{\hat{r}_{\text{فك}}}}$ لتقترب من قيمة $\hat{r}_{\text{فك}} \rightarrow \infty$ ، بحيث لا تساويها إلا عندما تؤول n إلى مالا نهاية . ولكن عندما تؤول n إلى مالا نهاية فإن $\hat{r}_{\text{فك}} \rightarrow \infty$ تبلغ الوحدة . أي أن :

$$\hat{r}_{\text{فك}} \rightarrow \infty = \hat{r}_{\text{فك}} = \frac{\overline{r_{\text{فك}}}}{\sqrt{\overline{r_{\text{فك}}}}} = \frac{\hat{r}_{\text{فك}}}{\sqrt{\hat{r}_{\text{فك}}}} \quad \text{نها } n \leftarrow \infty$$

العلاقة بين مقدار التضخم في قيم معاملات الارتباط وعدد فقرات الدرجة الكلية الحقيقية

العلاقة بين $\hat{r}_{\text{فك}}$ ، n

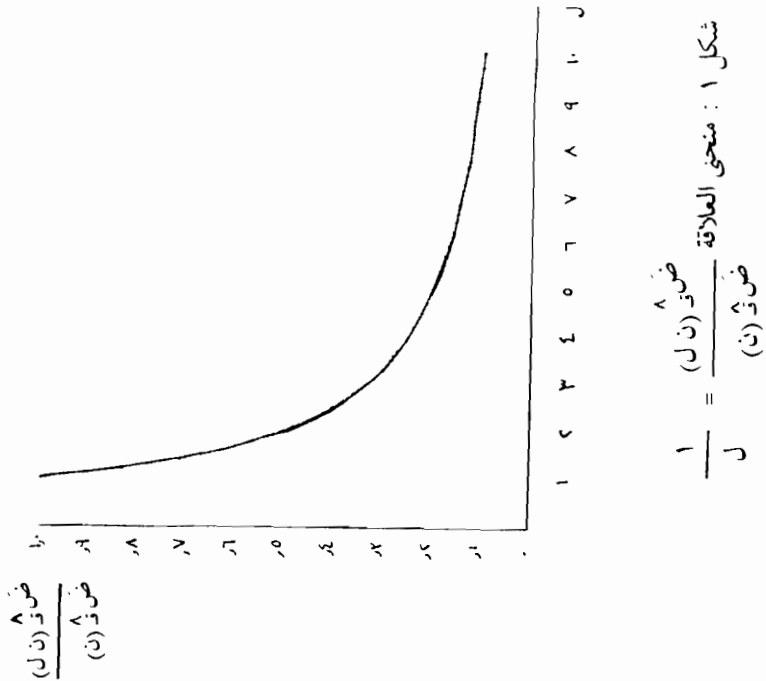
يمكن إعادة ترتيب حدود المعادلة (٢٥) لتبين مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية الحقيقية في حالة تساوي الفقرات في التباين كما يأتي :

$$\hat{r}_{\text{فك}} = \frac{1}{n} \sqrt{\frac{\overline{r_{\text{فك}}} - 1}{\overline{r_{\text{فك}}}}} \quad \text{ف } \neq \text{ق} \quad (٢٦)$$

ويلاحظ من المعادلة (٢٦) أنه إذا زاد عدد فقرات الاختبار باضافة فقرات مكافئة تماما لفقرات الاختبار الاصيل بحيث يبقى كل من $\overline{r_{\text{فك}}}$ ، $\overline{r_{\text{فك}}}$ ثابتا فإن مقدار التضخم $\hat{r}_{\text{فك}}$ يتناسب تناسباً عكسياً تماماً مع عدد الفقرات .

ومن المعادلة (٢٦) يمكن تقدير التغير النسبي في قيمة $\hat{r}_{\text{فك}}$ عندما يزداد طول الاختبار بنسبة معينة من طوله الاصيل . فإذا زاد عدد فقرات الاختبار من n إلى $n \cdot l$ فان :

$$\hat{r}_{\text{فك}}(n \cdot l) = \frac{1}{n \cdot l} \sqrt{\frac{\overline{r_{\text{فك}}} - 1}{\overline{r_{\text{فك}}}}} \times \frac{1}{l} = \frac{\hat{r}_{\text{فك}}(n)}{n} \quad (٢٧)$$



ويلاحظ من المعادلة (٢٦) أن مقدار التضخم لا يتوقف فقط على عدد فقرات الاختبار بل يتوقف أيضا على متوسط معاملات الارتباط بين الفقرة وباقي الفقرات $\bar{r}_{ij}$ ، وعلى متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات $\bar{r}_{ij}$. ومن الناحية العملية نادرا ما يبقى أي من $\bar{r}_{ij}$ ، $\bar{r}_{ij}$ ثابتا تماما باضافة فقرات جديدة إلى الاختبار الأصلي . ولذا فإن مقدار التضخم ينخفض بنسبة اكبر من $1/n$ إذا ترتب على إضافة فقرات جديدة ارتفاع قيمة $\bar{r}_{ij}$ أو قيمة $\bar{r}_{ij}$ أو كلاهما . وينخفض مقدار التضخم بنسبة أقل من $1/n$ إذا أدى إضافة فقرات جديدة إلى خفض قيمة $\bar{r}_{ij}$ أو قيمة $\bar{r}_{ij}$ أو كلاهما ، كما هو واضح من المعادلة (٢٧) .

العلاقة بين $\bar{r}_{ij}$ ، n

تتطلب النواحي النظرية والتطبيقية التوصل إلى مقياس لمستوى التضخم في قيم معاملات الارتباط بين فقرات الاختبار والدرجة الكلية . مثل هذا المقياس يمكن أن يستخدم في تقييم مستوى التضخم في قيم معاملات ارتباط فقرات الاختبار بشكل عام ، كما يمكن استخدامه

للمقارنة بين الاختبارات المختلفة ، وفي تقدير التغير الناتج عن زيادة عدد فقرات الاختبار في مستوى التضخم .

ويمكن قياس مستوى التضخم في قيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية الحقيقية بإيجاد الوسط الحسابي لقيم التضخم المحسوبة من المعادلة (٢٦) إلا أنه يمكن الحصول على هذا المقياس مباشرة بجمع طرفي المعادلة (٢٦) ثم القسمة على عدد الفقرات وإجراء الاختصارات المناسبة كما يلي :

$$\frac{\sum_{i=1}^n \bar{r}_{ij} - 1}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \bar{r}_{ij}^2}} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \quad \text{ض } \bar{r}_{ij}$$

وبملاحظة أن $\sqrt{\sum_{i=1}^n \bar{r}_{ij}^2}$ في مقام الطرف الايسر ثابت ، وأن

$$\left(\sum_{i=1}^n \bar{r}_{ij} - 1 \right) \frac{1}{n} = \left(\bar{r}_{ij} - 1 \right) \sum_{i=1}^n \frac{1}{n}$$

$$\bar{r}_{ij} - 1 =$$

فإن

$$\text{ض } \bar{r}_{ij} = \frac{1}{n} \times \frac{\bar{r}_{ij} - 1}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \bar{r}_{ij}^2}} \quad \text{ف } \neq \quad (٢٩)$$

ويمكن عمليا تقدير قيمة ض $\bar{r}_{ij}$ مباشرة وذلك بتقدير قيمة $\bar{r}_{ij}$ من معامل ألفا وفقا للمعادلة (٩) ثم التعويض بقيمته في المعادلة (٢٩) .

وتوضح المعادلة (٢٩) العلاقة بين مستوى التضخم في قيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية الحقيقية وعدد فقرات الاختبار . فإذا فرض زيادة عدد فقرات الاختبار بإضافة فقرات مكافئة بصفة عامة للفقرات الاصلية بحيث يبقى $\bar{r}_{ij}$ ثابتا فإن متوسط قيم التضخم يتناسب تناسبا عكسيا تاما مع عدد الفقرات .

كما يلاحظ من المعادلة (٢٩) أن متوسط قيم التضخم في معاملات الارتباط يتوقف أيضا على متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ، أي على مستوى الاتساق الداخلي للاختبار ، حيث يتناسب متوسط التضخم عكسيا مع $\bar{r}_{ij}$.

وبصفة عامة إذن يقل مستوى التضخم في قيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية الحقيقية كلما زاد عدد الفقرات أو كلما كانت معاملات الارتباط بين الفقرات مرتفعة . وفي الاختبارات القصيرة تميل قيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية الحقيقية إلى التضخم وخاصة إذا كانت معاملات الارتباط بين الفقرات تميل إلى الانخفاض . وفي الاختبارات شديدة التجانس يقل مستوى التضخم في قيم معاملات الارتباط ، وخاصة إذا كان عدد فقرات الاختبار كبيراً نسبياً .

ويوضح جدول (١) العلاقة بين $\bar{r}_{\text{ن}}$ وكل من عدد الفقرات ن ، ومتوسط معاملات الارتباط بين الفقرات $\bar{r}_{\text{ن}}$. وقد أعد هذا الجدول بالتعويض في المعادلة (٢٩) بعدة قيم لكل من ن ، $\bar{r}_{\text{ن}}$. ويتضح من الجدول كيف يتناقص $\bar{r}_{\text{ن}}$ بزيادة كل من ن ، $\bar{r}_{\text{ن}}$.

جدول ١ : متوسط قيم التضخم في معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية الحقيقية والمناظر لكل من عدد الفقرات ن ، ومتوسط معامل الارتباط بين الفقرات $\bar{r}_{\text{ن}}$

$$\bar{r}_{\text{ن}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{1 - \bar{r}_{\text{ن}}^2}{\text{ن}}}}$$

عدد الفقرات ن	متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات				
	١	٢	٣	٤	٥
١٠	٢٨٥	١٧٩	١٢٨	٩٥	٧١
٢٠	١٤٢	٨٩	٦٤	٤٧	٣٥
٣٠	٩٥	٦٠	٤٣	٣٢	٢٤
٤٠	٧١	٤٥	٣٢	٢٤	١٨
٥٠	٥٧	٣٦	٢٦	١٩	١٤
٦٠	٤٧	٣٠	٢١	١٦	١٢
٧٠	٤١	٢٦	١٨	١٤	١٠
٨٠	٣٦	٢٢	١٦	١٢	٩
٩٠	٣٢	٢٠	١٤	١١	٨
١٠٠	٢٨	١٨	١٣	٩	٧

ويمكن دراسة التغير النسبي في متوسط قيم التضخم عندما يتغير طول الاختبار بنسبة معينة من طوله الاصيل . فاذا فرض أن عدد الفقرات تغير من n إلى $n + l$ فإن

$$(30) \quad \frac{\frac{1}{n+l} - 1}{\sqrt{\frac{1}{n+l} - 1}}} = \frac{1}{n} \quad \text{ف محق} \quad (30)$$

حيث $\bar{r}_q$ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات بعد اضافة فقرات جديدة إلى الاختبار .

ويقسمة المعادلة (30) على المعادلة (29) ، فإن :

$$(31) \quad \frac{\frac{1}{n+l} - 1}{\sqrt{\frac{1}{n+l} - 1}}} \times \frac{\bar{r}_q}{\sqrt{\bar{r}_q}} = \frac{\bar{r}_q (n+l)}{\bar{r}_q n}$$

حيث $\bar{r}_q$ ، $\bar{r}_q$ ف محق

وبلاحظ من المعادلة (31) أن مستوى التضخم في قيم معاملات الارتباط ينخفض بنسبة أكبر من $1/n$ إذا ترتب على اضافة فقرات جديدة رفع متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ، وينخفض مستوى التضخم بنسبة أقل من $1/n$ إذا أدى إضافة فقرات جديدة إلى خفض متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات .

وبافتراض بقاء متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ثابتا فإن المعادلة (31) تأخذ الصورة الآتية :

$$(32) \quad \frac{1}{n} = \frac{\bar{r}_q (n+l)}{\bar{r}_q n}$$

حيث $\bar{r}_q = \bar{r}_q$

ف محق ، ف محق

ويمكن تمثيل المعادلة (32) بيانيا بمنحنى واحد لا تتوقف خصائصه على قيمة أي من n أو $\bar{r}_q$ طالما بقية ثابتة ، وهو نفس المنحنى المبين في شكل (1) . وإذا نسبت قيم كل عمود في جدول (1) إلى أول قيمة فيه فإن القيم المتناظرة في كل الاعمدة تتساوي مع القيمة $1/n$.

العلاقة بين مقدار التضخم في قيم معاملات الارتباط وعدد فقرات الدرجة الكلية الفعلية

طبقا للمعادلة (٢١) يرتبط مقياسا التضخم ض ، ض بالعلاقة الآتية :

$$(٣٣) \quad \sqrt{r_{kk}} = \frac{\text{ض}_k}{\text{ض}_\omega}$$

وبما أن $\sqrt{r_{kk}}$ أقل من الوحدة فإن قيمة ض_ω تكون أقل من قيمة ض_k المناظرة لها .
وبزيادة عدد الفقرات ن تتناقص قيمتا ض_ω ، ض_k . ولكن زيادة عدد الفقرات يؤدي إلى زيادة
قيمة $\sqrt{r_{kk}}$ في اتجاه الوحدة ، ومن ثم فإن قيمة ض_ω تقترب من قيمة ض_k ، ولذلك فإن قيمة
 ض_ω تتناقص بمعدل أقل من قيمة ض_k . ومن الناحية النظرية لا تتساوى قيمتا ض_ω ، ض_k
إلا عندما تصل ن إلى ما لانهاية حيث تصل قيمة $\sqrt{r_{kk}}$ إلى الوحدة . وإدراك العلاقة بين ض_ω ، ض_k
من شأنه أن يساعد على فهم العلاقة بين ض_ω ، ن وهي أكثر تعقيدا من العلاقة بين ض_ω ،
ن .

العلاقة بين ض_ω ، ن

بافتراض تساوي الفقرات في التباين فإن المعادلة (٣٣) تأخذ الصورة الآتية

$$(٣٤) \quad \sqrt{r_{kk}} = \frac{\text{ض}_k}{\text{ض}_\omega}$$

وبالتعويض عن ض_k طبقا للمعادلة (٢٦) ، وعن

$\sqrt{r_{kk}}$ طبقا للمعادلة (٨) ، ثم اجراء الاختصارات الملائمة فإن المعادلة (٣٤) تؤول إلى :

$$(٣٥) \quad \text{ض}_\omega = \frac{1 - \bar{r}_\omega}{\sqrt{n(1 - \bar{r}_\omega) + 1}} \quad \text{ف ن ح ق}$$

ويلاحظ من المعادلة (٣٥) أن قيمة ض_ω ن تقل كلما زاد أي من $\bar{r}_\omega$ ، $\bar{r}_\omega$ ، ن . كما
يلاحظ أن العلاقة بين ض_ω ، ن تتوقف على قيمة $\bar{r}_\omega$.

وبافتراض زيادة عدد الفقرات من ن إلى ن ل فإن مقدار التضخم يصبح :

$$\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن} \text{ ل})} = \frac{1 - \overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل})}{\sqrt{\text{ن} \text{ ل}} \sqrt{1 + \overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل}) - 1}} \quad \text{ف} \neq \text{ق} \quad (36)$$

حيث

$\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل})$ متوسط معاملات ارتباط الفقرة ق بباقي الفقرات بعد اضافة فقرات جديدة إلى الاختبار .

$\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}$ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات بعد اضافة الفقرات .
وبقسم المعادلة (36) على المعادلة (35) فإن :

$$\frac{1}{\sqrt{\text{ن} \text{ ل}}} \times \frac{1}{\sqrt{\frac{1 + \overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل}) - 1}{\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل}) + 1}}} = \frac{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن} \text{ ل})}}{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن})}} + \frac{1 - \overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل})}{\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن}) - 1} \quad (37)$$

حيث $\text{ف} \neq \text{ق}$ ، $\text{ف} \neq \text{ق}$

والمعادلة (37) تقدر التغير النسبي في قيمة $\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}}$ عندما يزداد عدد الفقرات من ن إلى $\text{ن} \text{ ل}$ ، وهي تناظر المعادلة (27) ، إلا أنها أكثر تعقيدا منها .

وبافتراض بقاء كل من $\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}$ ، $\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}$ ثابتا فإن المعادلة (37) تأخذ الصورة الآتية :

$$\frac{1}{\sqrt{\text{ن} \text{ ل}}} \times \frac{1}{\sqrt{\frac{1 + \overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل}) - 1}{\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}(\text{ن} \text{ ل}) + 1}}} = \frac{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن} \text{ ل})}}{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن})}} \quad (38)$$

حيث $\text{ف} \neq \text{ق}$

وتناظر المعادلة (38) المعادلة (28) . وطبقا للمعادلة (28) فإن النسبة $\frac{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن} \text{ ل})}}{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن})}}$

لا تتوقف إلا على قيمة ل ، اما النسبة $\frac{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن} \text{ ل})}}{\text{ض}^{\wedge}_{\text{ق}(\text{ن})}}$ في المعادلة (38)

فتتوقف على ن (عدد الفقرات في الاختبار المستخدم كأساس لقياس التضخم) ، وعلى $\overline{\text{ر} \cdot \text{ق}}$ ، بالإضافة إلى المتغير ل .

فعندما تكون ل ثابتة يمكن للنسبة $\frac{\text{ض } \bar{ل} (ن)}{\text{ض } \bar{ل} (ن)}$ أن تأخذ قيما مختلفة حسب قيمة

كل من $\bar{ل}$ ، $\bar{ن}$. وبما أن قيمة $\bar{ل}$ تنحصر بين حدين هما الصفر والوحدة ، وبما أن قيمة $\bar{ن}$ تنحصر أيضا بين حدين هما الصفر ، وما لا نهاية فإن نسبة التضخم لا بد وأن تنحصر بين حدين . ولايجاد هذين الحدين يمكن وضع المعادلة (٣٨) على الصورة :

$$(٣٩) \quad \frac{1}{\sqrt{\bar{ل}}} \times \frac{1}{\sqrt{\bar{ل}}} = \frac{\text{ض } \bar{ل} (ن)}{\text{ض } \bar{ل} (ن)}$$

حيث

$$(٤٠) \quad \frac{1 + (1 - \bar{ل}) \bar{ل}}{1 + (1 - \bar{ن}) \bar{ل}} = \bar{ل}$$

وبالتعويض في المعادلة (٤٠) عن قيمة $\bar{ل} = 0$ فإن

$$\bar{ل} = 1 \quad \text{مهما كانت قيمة } \bar{ن}$$

وبالتعويض عن قيمة $\bar{ل} = 1$ فإن

$$\bar{ل} = \frac{\bar{ن}}{1} = \bar{ل} \quad \text{مهما كانت قيمة } \bar{ن}$$

وبالتعويض عن قيمة $\bar{ن} = 0$ فإن

$$\bar{ل} = \frac{1 - \bar{ل}}{1 - \bar{ل}} = 1 \quad \text{مهما كانت قيمة } \bar{ل}$$

ولايجاد قيمة $\bar{ل}$ عندما تصل $\bar{ن}$ إلى مالا نهاية ، يقسم البسط والمقام في المعادلة (٤٠) على $\bar{ن}$ كما يأتي :

$$(٤١) \quad \frac{\frac{1}{\bar{ن}} + (\frac{1}{\bar{ن}} - \bar{ل})}{\frac{1}{\bar{ن}} + \frac{1 - \bar{ن}}{\bar{ن}}} = \bar{ل}$$

وبازدياد قيمة $\bar{ن}$ فإن الكسر $\frac{1}{\bar{ن}}$ يقل باستمرار ، أما الكسر $\frac{1 - \bar{ن}}{\bar{ن}}$ فإنه يزداد

باستمرار . وعندما تكبر n كثيرا فإن $\frac{1}{n}$ يقترب من الصفر ، $\frac{1-n}{n}$ يقترب من الوحدة .
وعندما تقترب n من مالا نهاية فإن :

$$L = \frac{\overline{L}^{\text{ض } n}}{\overline{L}^{\text{ض } n}} = \overline{L}^{\text{ض } n} \quad \text{مهما كانت قيمة } \overline{L}^{\text{ض } n}$$

ويتضح مما سبق أن L ينحصر بين الحدين ١ ، L . وبما أن $L < 1$ ، فإن الحد الأدنى لقيمة L هو الوحدة ، أما الحد الأعلى لقيمة L فهو المقدار L . ومن الناحية الجبرية يصل المقدار L لحدّه الأدنى عندما $\overline{L}^{\text{ض } n} = \overline{L}^{\text{ض } n}$ تساوي الصفر ، أو عندما تصل n إلى الصفر . وبما أن افتراض n تساوي الصفر لا معنى له فإن الحد الأدنى للمقدار L يحدده $\overline{L}^{\text{ض } n} = 0$ ، أي عندما يكون التضخم أكبر ما يمكن (المعادلتين ١٢ ، ١٩) .

وبالتعويض في المعادلة (٣٩) عن $L = 1$ فإن

$$(٤٣) \quad \frac{1}{\sqrt{L}} = \frac{\overline{L}^{\text{ض } n} (L)}{\overline{L}^{\text{ض } n} (n)} \quad \overline{L}^{\text{ض } n} = \text{صفر}$$

وبيلغ المقدار L حده الأعلى عندما $\overline{L}^{\text{ض } n} = 1$ أو عندما تقترب n من مالا نهاية . وبما أن التضخم ينعدم تماما عندما $\overline{L}^{\text{ض } n} = 1$ ، فإن L يبلغ حده الأعلى عندما تقترب n من مالا نهاية ، ويقل التضخم إلى أدنى حد ، وتقترب $\overline{L}^{\text{ض } n}$ من $\overline{L}^{\text{ض } n}$ (المعادلة ٣٣) .

وبالتعويض في المعادلة (٣٩) عن $L = 1$ فإن

$$(٤٤) \quad \frac{1}{L} = \frac{\overline{L}^{\text{ض } n} (L)}{\overline{L}^{\text{ض } n} (n)} \quad n \leftarrow \infty$$

$$\frac{1}{L} < \frac{1}{\sqrt{L}} \quad \text{فإن} \quad 1 < L$$

وبالتالي فإن النسبة $\frac{\overline{L}^{\text{ض } n} (L)}{\overline{L}^{\text{ض } n} (n)}$ تنحصر بين حد أدنى هو $\frac{1}{L}$ وحد أعلى هو

$$\frac{1}{\sqrt{L}} . \text{ ولذا يمكن صياغة المدى الذي تنحصر فيه قيم النسبة } \frac{\overline{L}^{\text{ض } n} (L)}{\overline{L}^{\text{ض } n} (n)} \text{ لاي قيمة ل كما يأتي :}$$

$$(٤٥) \quad \frac{1}{\sqrt{L}} \geq \frac{\text{ض } \hat{z}^L (N, L)}{\text{ض } \hat{z}^L (N)} \geq \frac{1}{L}$$

وطبقا للمعادلة (٢٨) يلاحظ أن الحد الأدنى للنسبة $\frac{\text{ض } \hat{z}^L (N, L)}{\text{ض } \hat{z}^L (N)}$ هي النسبة

$$\frac{\text{ض } \hat{z}^L (N, L)}{\text{ض } \hat{z}^L (N)} . \text{ كما يلاحظ أنه عندما تزداد قيمة } N \text{ فإن } \sqrt{\frac{N}{L}} \text{ في المعادلة (٣٤)}$$

يقترّب من الوحدة وتقترّب قيمة $\text{ض } \hat{z}^L$ من قيمة $\text{ض } \hat{z}^L$.

ومن المعادلة (٤٥) يمكن القول بأنه إذا زاد عدد فقرات الاختبار إلى الضعف فإن مقدار التضخم في قيمة معامل ارتباط أي فقره فيه بالدرجة الكلية ينخفض إلى مقدار ينحصر بين نصف ما كان عليه ، ٠,٧١ ، مما كان عليه . وإذا زاد عدد الفقرات إلى ثلاثة أمثال ما كان عليه فإن مقدار التضخم ينخفض إلى نسبة تنحصر بين ٠,٣٣ ، ٠,٥٨ ، مما كان عليه وهكذا .

ويمكن استخلاص خصائص العلاقة بين $\frac{\text{ض } \hat{z}^L (N, L)}{\text{ض } \hat{z}^L (N)}$ ، L بالتعويض في

المعادلة (٣٨) عن N ، R_z ، L بعده قيم لكل منها ، كما هو مبين في جدول (٢) . ويتنظم

الجدول في ٢٤ سطرا يبين كل منها العلاقة بين النسبة $\frac{\text{ض } \hat{z}^L (N, L)}{\text{ض } \hat{z}^L (N)}$ ، L عندما

يحتوي الاختبار المستخدم كأساس لقياس التضخم على عدد معين من الفقرات (N) ، وعندما يأخذ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات R_z قيمة محدده . ويلاحظ أن معدل الانخفاض في قيمة التضخم النسبي يكون كبيرا في البداية ثم يتناقص باستمرار مع ازدياد قيمة L . هذا النمط العام ينطبق على قيم كل سطر في جدول (٢) .

كما ينتظم جدول (٢) في ٢٤ عمودا يبين كل منها التغير في النسبة $\frac{\text{ض } \hat{z}^L (N, L)}{\text{ض } \hat{z}^L (N)}$

عندما يزداد عدد الفقرات في الاختبار المستخدم كأساس لقياس التضخم (N) . ويلاحظ أن

جدول ٢ : قيمة النسبة $\frac{\text{ض } \hat{z} (ن ل)}{\text{ض } \hat{z} (ن)}$ المناظرة لكل من الطول النسبي

للاختبار (ل) ، وعدد فقرات الاختبار الاصيلي (ن) ، ومتوسط معاملات الارتباط بين الفقرات $\bar{r}_{\text{فقرات}}$.

عدد الفقرات ن	$\bar{r}_{\text{فقرات}}$	ل						$\bar{r}_{\text{فقرات}}$	ل					
		٢	٣	٤	٥	٦	٧		٢	٣	٤	٥	٦	٧
١٠	٠,٥	٠,٦١	٠,٤٤	٠,٣٥	٠,٢٩	٠,٢٥	٠,٢٢	٠,١٥	٠,٥٥	٠,٣٨	٠,٢٩	٠,٢٤	٠,٢٠	٠,١٧
٢٠		٠,٥٧	٠,٤١	٠,٣١	٠,٢٦	٠,٢٢	٠,١٩		٠,٥٣	٠,٣٦	٠,٢٧	٠,٢٢	٠,١٨	٠,١٦
٣٠		٠,٥٦	٠,٣٩	٠,٣٠	٠,٢٤	٠,٢٠	٠,١٧		٠,٥٢	٠,٣٥	٠,٢٧	٠,٢١	٠,١٨	٠,١٥
٤٠		٠,٥٥	٠,٣٨	٠,٢٩	٠,٢٣	٠,١٩	٠,١٧		٠,٥٢	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٨	٠,١٥
٥٠		٠,٥٤	٠,٣٧	٠,٢٨	٠,٢٣	٠,١٩	٠,١٦		٠,٥١	٠,٣٥	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٧	٠,١٥
٦٠		٠,٥٣	٠,٣٦	٠,٢٧	٠,٢٢	٠,١٩	٠,١٦		٠,٥١	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٧	٠,١٥
١٠	٠,١٠	٠,٥٧	٠,٤٠	٠,٣١	٠,٢٥	٠,٢١	٠,١٨	٠,٢٠	٠,٥٤	٠,٣٧	٠,٢٨	٠,٢٣	٠,١٩	٠,١٧
٢٠		٠,٥٤	٠,٣٧	٠,٢٩	٠,٢٣	٠,١٩	٠,١٧		٠,٥٢	٠,٣٥	٠,٢٧	٠,٢١	٠,١٨	٠,١٥
٣٠		٠,٥٣	٠,٣٦	٠,٢٧	٠,٢٢	٠,١٩	٠,١٦		٠,٥٢	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٨	٠,١٥
٤٠		٠,٥٢	٠,٣٥	٠,٢٧	٠,٢٢	٠,١٨	٠,١٦		٠,٥١	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٧	٠,١٥
٥٠		٠,٥٢	٠,٣٥	٠,٢٧	٠,٢١	٠,١٨	٠,١٥		٠,٥١	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٧	٠,١٥
٦٠		٠,٥٢	٠,٣٥	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٨	٠,١٥		٠,٥١	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٢١	٠,١٧	٠,١٥
٧١/١		٠,٧١	٠,٥٨	٠,٥٠	٠,٤٥	٠,٤١	٠,٣٨		٠,٧١	٠,٥٨	٠,٥٠	٠,٤٥	٠,٤١	٠,٣٨
ل/١		٠,٥٠	٠,٣٣	٠,٢٥	٠,٢٠	٠,١٧	٠,١٤		٠,٥٠	٠,٣٣	٠,٢٥	٠,٢٠	٠,١٧	٠,١٤

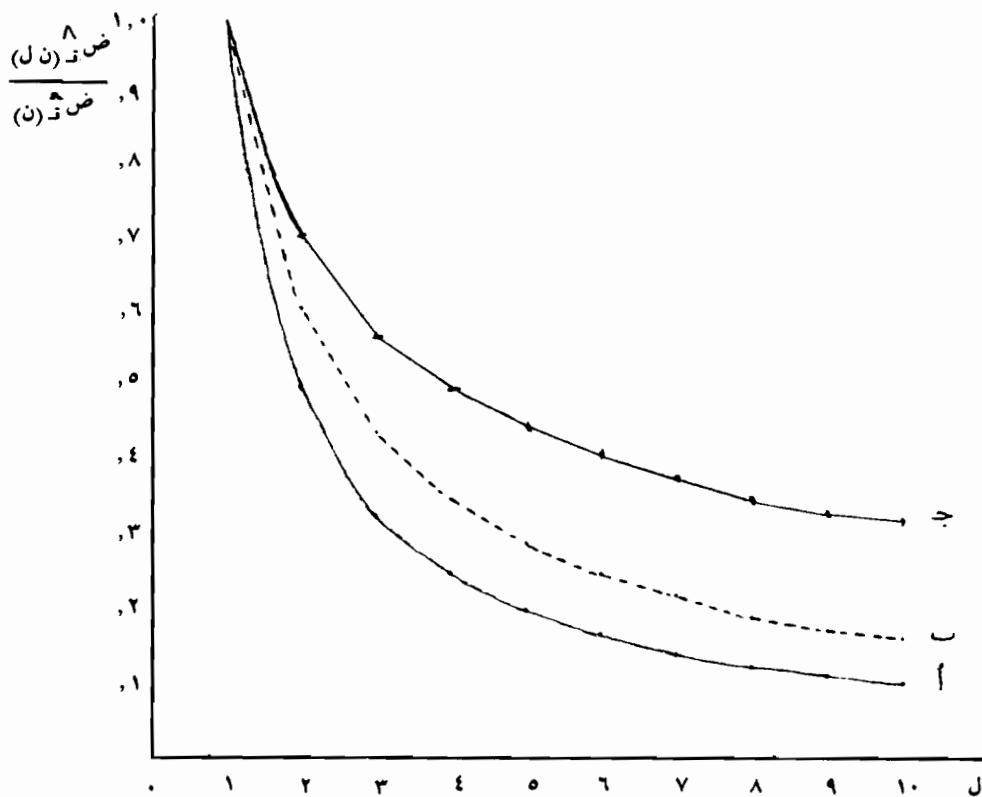
$$\frac{1}{\sqrt{\frac{1 + (1 - ن) \bar{r}_{\text{فقرات}}}{1 + (1 - ل) \bar{r}_{\text{فقرات}}}}} = \frac{\text{ض } \hat{z} (ن ل)}{\text{ض } \hat{z} (ن)}$$

القيم في كل عمود تتناقص مع ازدياد (ن) ، مبتعدة عن الحد الاعلى $\frac{1}{\sqrt{ل}}$ ومقتربة من الحد

الادنى $\frac{1}{\sqrt{ل}}$. كما يبين الجدول الانخفاض الحادث في قيمة النسبة $\frac{\text{ض } \hat{z} (ن ل)}{\text{ض } \hat{z} (ن)}$

عندما يزداد متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات من ٠,٥ إلى ٠,٢٠ ،

ويبرز الجدول ظاهرة هامة وهي ميل القيم لان تكون اقرب إلى الحد الأدنى $\frac{1}{L}$ منها إلى الحد الأعلى $\frac{1}{\sqrt{L}}$ حتى عندما يكون متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات متدنيا بدرجة كبيرة (٠,٥) ، وعندما تكون ن صغيرة (١٠ فقرات) .



شكل ٢ : منحنيات العلاقة $\frac{1}{\sqrt{L}} = \frac{\text{ضد (ن)}}{\text{ضد (ل)}}$

$$\frac{1}{\sqrt{L}} = \frac{\overline{r_{pq}}(1 - n) + 1}{\overline{r_{pq}}(1 - L) + 1}$$

أ- $n \rightarrow \infty$
 ب- $n = 10$ ، $\overline{r_{pq}} = 0.5$
 ج- $\overline{r_{pq}} = \text{صفر}$

وقد أعد شكل (٢) لتوضيح هذه الظاهرة . ويحتوي الشكل على ثلاث منحنيات ويمثل

المنحنى (أ) العلاقة $\frac{ص\hat{ن}(ل)}{ص\hat{ن}(ن)} = \frac{1}{ل}$ ، ويمثل المنحنى (ج) العلاقة بين التغير النسبي في مقدار التضخم والطول النسبي للاختبار عندما $ر\bar{ر} = 0$ ، صفرا ، $\frac{ص\hat{ن}(ل)}{ص\hat{ن}(ن)}$ =

$\frac{1}{ل}$ ، أما المنحنى (ب) فيمثل قيم السطر الاول في جدول (٢) أي العلاقة بين التغير النسبي في مقدار التضخم والطول النسبي للاختبار عندما تكون ن عشر فقرات ، $ر\bar{ر} = 0.05$ ، فإذا مثلت قيم كل سطر في جدول (٢) بمنحنى لانهضرت كل هذه المنحنيات بين المنحنى (أ) والمنحنى (ب) .

وبصفة عامة إذن إذا كان $ر\bar{ر}$ لا يقل عن ٠,١٠ ، تقريبا ، ن لا تقل عن ٢٠ فقرة فإن

النسبة $\frac{ص\hat{ن}(ل)}{ص\hat{ن}(ن)}$ تساوي تقريبا $\frac{1}{ل}$. هذه العلاقة التقريبية لها أهميتها العملية

لأنها تساعد على عمل تقديرات سريعة للتغير الحادث في مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية . فمثلا إذا قسمت ٤٠ فقرة إلى مجموعتين متكافئتين من الفقرات وكان متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ليس متدنيا بدرجة كبيرة فإن مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين كل فقرة وبين الدرجة الكلية المكونة من ٢٠ فقرة سوف يتضاعف .

العلاقة بين $ص\hat{ن}$ ، ن

يمكن قياس مستوى التضخم في قيم معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية للاختبار بجمع طرفي المعادلة (٣٥) ثم القسمة على ن . وبملاحظة ان مقام المعادلة (٣٥) ثابت ، وأن متوسط قيم $ر\bar{ر}$ يساوي $ر\bar{ر}$ فإن المعادلة الناتجة تأخذ الصورة :

$$\frac{ص\hat{ن}}{ص\hat{ن}} = \frac{1 - ر\bar{ر}}{\sqrt{ن(1 - ر\bar{ر}) + 1}} \quad \text{ذ ق - (٤٦)}$$

وواضح من المعادلة (٤٦) أن متوسط قيم التضخم $ص\hat{ن}$ يتوقف على ن وعلى $ر\bar{ر}$. كما أن العلاقة بين $ص\hat{ن}$ ، ن تتوقف على قيمة $ر\bar{ر}$.

وبوضح جدول (٣) العلاقة بين $\bar{X}_1$ ، $\bar{X}_2$ ، $\bar{X}_3$ ، $\bar{X}_4$ ، $\bar{X}_5$. وقد أعد هذا الجدول بالتعويض في المعادلة (٤٦) بعده قيم لكل من $\bar{X}_1$ ، $\bar{X}_2$ ، $\bar{X}_3$ ، $\bar{X}_4$ ، $\bar{X}_5$. ويلاحظ من الجدول أن قيمة $\bar{X}_1$ ، تتناقص بزيادة أي من $\bar{X}_2$ ، $\bar{X}_3$ ، $\bar{X}_4$ ، $\bar{X}_5$ ، كما يلاحظ أن العلاقة بين $\bar{X}_1$ ، $\bar{X}_2$ ، $\bar{X}_3$ ، $\bar{X}_4$ ، $\bar{X}_5$ تقترب من التناسب العكس التام بازدياد $\bar{X}_1$.

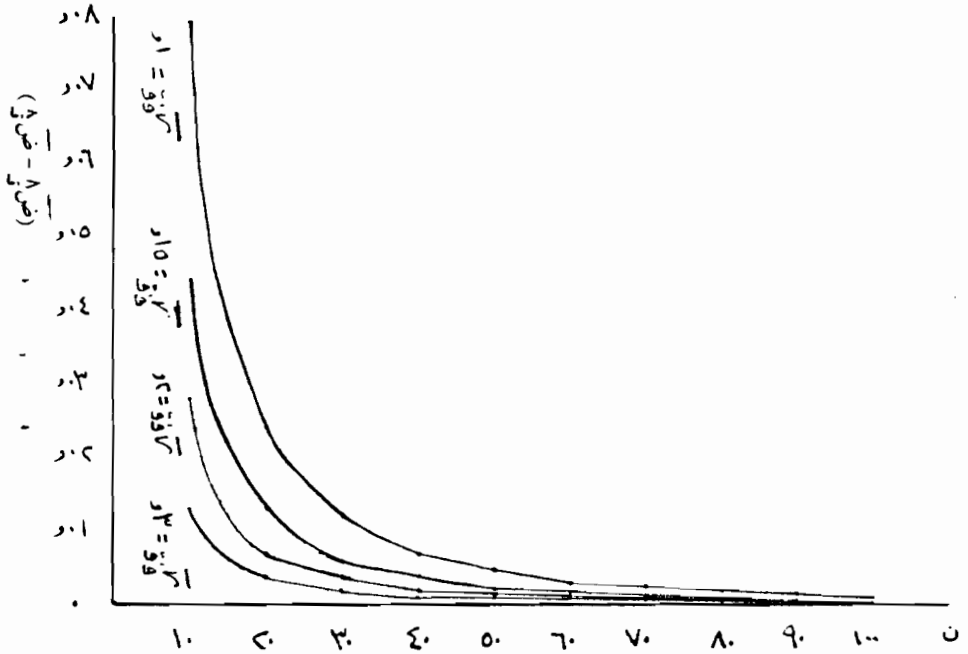
جدول ٣ : متوسط قيم التضخم في معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية الفعلية . والمناظر لكل من عدد الفقرات (ن) ، ومتوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ($\bar{X}_1$) .

$$\bar{X}_1 = \frac{\bar{X}_2 - 1}{\sqrt{N} \sqrt{1 + (N-1)\bar{X}_2}}$$

عدد الفقرات ن	متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات $\bar{X}_1$				
	١	٢	٣	٤	٥
١٠	٢٠٦	١٥١	١١٥	٠٨٨	٠٦٧
٢٠	١١٨	٠٨٢	٠٦٠	٠٤٦	٠٣٥
٣٠	٠٨٣	٠٥٦	٠٤١	٠٣١	٠٢٣
٤٠	٠٦٤	٠٤٣	٠٣١	٠٢٣	٠١٧
٥٠	٠٥٢	٠٣٤	٠٢٥	٠١٩	٠١٤
٦٠	٠٤٤	٠٢٩	٠٢١	٠١٦	٠١٢
٧٠	٠٣٨	٠٢٥	٠١٨	٠١٣	٠١٠
٨٠	٠٣٤	٠٢٢	٠١٦	٠١٢	٠٠٩
٩٠	٠٣٠	٠١٩	٠١٤	٠١٠	٠٠٨
١٠٠	٠٢٧	٠١٨	٠١٣	٠٠٩	٠٠٧

ويلاحظ من جدول (١) ، (٣) أن قيمة $\bar{X}_1$ تكون أقل دائما من قيمة $\bar{X}_2$ ، $\bar{X}_3$ ، $\bar{X}_4$ ، $\bar{X}_5$ المناظرة لها . ولكن الفرق بينهما يتوقف على قيمة كل من $\bar{X}_2$ ، $\bar{X}_3$ ، $\bar{X}_4$ ، $\bar{X}_5$ ، ومن شكل (٣) . ويلاحظ من الجدول ومن الشكل أن الفرق ($\bar{X}_2 - \bar{X}_1$) يتناقص بسرعة بزيادة

ن أو $\bar{r}_q$. وباستثناء الحالات التي تكون فيها قيمتا $\bar{r}_q$ ، ن منخفضتين فإن الفرق بين مقياسي التضخم يكون صغيرا يمكن اهماله عمليا .



شكل ٣ : العلاقة بين $(\bar{r}_q - \bar{r}_q)$ ، ن

عندما يأخذ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات القيم ١ ، ١٥ ، ٢٠ ، ٣٠ ، (جدول ٤) .

ولدراسة التغير النسبي في متوسط قيم التضخم عندما يتغير طول الاختبار بمقدار ل من طوله الاصيلي ن ، يعوض في المعادلة (٤٦) بعدد الفقرات ن ل كما يأتي .

$$\bar{r}_q^N (ن ل) = \frac{\bar{r}_q^{1-N}}{\sqrt{\frac{ن ل}{ن ل + 1 + (ن ل - 1) \bar{r}_q}}} \quad \text{ف محق} \quad (٤٧)$$

جدول ٤ : الفرق بين متوسطي قيم التضخم في معاملات الارتباط بين الفقرات وكل من الدرجة الكلية الحقيقية والفعلية والمناظر لكل من عدد الفقرات (ن) ومتوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ($\bar{r}_{ij}$) .

$$(\bar{r}_{ij} - \bar{r}_{ij})$$

عدد الفقرات ن	متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات $\bar{r}_{ij}$				
	١	٢	٣	٤	٥
١٠	,٠٧٩	,٠٢٨	,٠١٣	,٠٠٧	,٠٠٤
٢٠	,٠٢٤	,٠٠٧	,٠٠٤	,٠٠١	,٠٠٠
٣٠	,٠١٢	,٠٠٤	,٠٠٢	,٠٠١	,٠٠١
٤٠	,٠٠٧	,٠٠٢	,٠٠١	,٠٠١	,٠٠١
٥٠	,٠٠٥	,٠٠٢	,٠٠١	,٠٠٠	,٠٠٠
٦٠	,٠٠٣	,٠٠١	,٠٠٠	,٠٠٠	,٠٠٠
٧٠	,٠٠٣	,٠٠١	,٠٠٠	,٠٠١	,٠٠٠
٨٠	,٠٠٢	,٠٠٠	,٠٠٠	,٠٠٠	,٠٠٠
٩٠	,٠٠٢	,٠٠١	,٠٠٠	,٠٠١	,٠٠٠
١٠٠	,٠٠١	,٠٠٠	,٠٠٠	,٠٠٠	,٠٠

حيث $\bar{r}_{ij}$ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات بعد إضافة فقرات جديدة الى الفقرات الاصلية .

وبقسمة المعادلة (٤٧) على المعادلة (٤٦) فإن :

$$(٤٨) \quad \frac{\bar{r}_{ij} - 1}{\bar{r}_{ij} - 1} \times \frac{1}{\sqrt{1 + (1 - \bar{r}_{ij})}} \times \frac{1}{\sqrt{1 + (1 - \bar{r}_{ij})}} = \frac{\bar{r}_{ij}^n (n)}{\bar{r}_{ij}^n (n)}$$

ف $\bar{r}_{ij}$ ، ف $\bar{r}_{ij}$ ، ف $\bar{r}_{ij}$

وبافتراض أن الفقرات المضافة مكافئة بصفة عامة للفقرات الاصلية بحيث يبقى متوسط

معاملات الارتباط r_{ij} بين الفقرات ثابتا فان المعادلة (٤٨) تؤول إلى :

$$(٤٩) \quad \frac{\sum_{i,j} \frac{r_{ij}^2}{(1 - r_{ij}) + 1}}{\sum_{i,j} \frac{r_{ij}^2}{(1 - L - r_{ij}) + 1}} \times \frac{1}{L} = \frac{\sum_{i,j} \frac{r_{ij}^2}{(1 - L - r_{ij}) + 1}}{\sum_{i,j} \frac{r_{ij}^2}{(1 - r_{ij}) + 1}}$$

والمعادلة (٤٩) تشبه المعادلة (٣٨) التي تصف التغير النسبي في مقدار التضخم في معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية . وبما أن r_{ij} ، ن في المعادلة (٣٨) ثابتان في حالة الاختبار الواحد فإنه يمكن تمثيل العلاقة بين التغير النسبي في مقدار التضخم وبين الطول النسبي للاختبار (ل) بمنحنى واحد ينطبق على كل الفقرات وذلك بافتراض بقاء r_{ij} ثابتا . وتتوقف خصائص هذا المنحنى على قيمة كل من ن ، r_{ij} ، طبقا للنتائج التي تم التوصل إليها عند مناقشة المعادلة (٣٨) .

وانطبق المعادلة (٣٨) على كل الفقرات في الاختبار مرتبط بافتراض تساوي الفقرات في التباين . ومن الناحية العملية فإن المعادلة (٣٨) سوف تنطبق بالتقريب وبدرجات متفاوتة على الفقرات نظرا لاختلافها في التباين وإن كان هذا الاختلاف محصور في نطاق ضيق . أما المعادلة (٤٩) فمن المتوقع أن تنطبق على الواقع بدرجة أكبر لأن اختلاف الفقرات في التباين يقل تأثيره عند تقدير متوسط قيم التضخم لمجموعة الفقرات كما أن افتراض ثبات r_{ij} أكثر واقعية من افتراض ثبات r_{ij} ، ويسهل تحقيقه عمليا كما في حالة تصميم الصور المتكافئة .

الخلاصة والأهمية النظرية والتطبيقية لنتائج البحث

ينشأ التضخم في قيمة معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين درجة الفقرة كمتغير ثنائي وبين الدرجة الكلية للاختبار - كمجموع عدة متغيرات ثنائية من بينها درجة الفقرة - نتيجة مساهمة تباين العوامل الخاصة بالفقرة ، وتباين خطأ الفقرة في تحديد قيمة التباين المشترك بين الفقرة والدرجة الكلية .

والواقع أن مساهمة تباين خطأ الفقرة وتباين العوامل الخاصة بها في تحديد قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية تجعل هذا المعامل مختلفا في طبيعته ودلالته كمقياس لدرجة العلاقة ، عن معامل الارتباط بين متغيرين ليس بينهما تداخل في طريقة القياس . فالتداخل بين الفقرة والدرجة الكلية ينشأ عنه بعض المشكلات ذات طابع نظري . ومن هذه المشكلات عدم

امكانية تصحيح هذا المعامل من أثار أخطاء القياس في الفقرة أو الدرجة الكلية ، لأن هذا التصحيح يفترض خلو التباين المشترك من تباين أخطاء القياس لكلا المتغيرين .

وتتعلق المشكلة الثانية بمفهوم مقياس ثبات الفقرة (Item Reliability Index) الذي يعرف بأنه حاصل ضرب معامل الارتباط الثنائي الأصيل بين الفقرة والدرجة الكلية في الانحراف المعياري للفقرة (Allen & Yen, 1979, p. 124 Gulliksen, 1950, P. 377; Henrysson, 1971, p. 154) . هذا المقياس له فائدته النظرية والعملية في اطار العلاقة التي تربط بينه وبين معامل ثبات الدرجة الكلية . ولكن التداخل بين الفقرة والدرجة الكلية يجعل تباين خطأ الفقرة جزءا من التباين الحقيقي للفقرة ، وجزءا من التباين المشترك بين الفقرة والدرجة الكلية ، الأمر الذي يجعل تسمية المقياس غير متفق مع مفهوم الثابت نفسه .

أما المشكلة الثالثة فتتعلق باختبار الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط الثنائي بين الفقرة والدرجة الكلية . فإذا فرض أن متوسط معاملات الارتباط بين الفقرة وباقي الفقرات يساوي الصفر فإن معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية يأخذ قيمة محددة هي النسبة بين الانحراف المعياري للفقرة والانحراف المعياري للدرجة الكلية . فإذا كانت قيمة الانحراف المعياري للفقرة لا تساوي الصفر فإن معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية يأخذ قيمة موجبة . هذه حقيقة احصائية تتعلق بالمجتمع ومن ثم فإن اختبار انعدام العلاقة بين المتغيرين (الجزء والكل) في المجتمع يتسم بالغموض إن لم يتنافى مع منطق الاستدلال الاحصائي .

والواقع أن معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية لا يساوي الصفر إلا إذا كان الانحراف المعياري للفقرة يساوي الصفر مما يعني أنها ليست متغيرا ، أو كان متوسط معاملات الارتباط بين الفقرة وباقي الفقرات سالبا . وبافتراض تساوي الفقرات في التباين ، وطبقا للمعادلة (١٢) ، فإن معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية يساوي الصفر عندما يأخذ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرة وباقي الفقرات القيمة $-\frac{1}{n-1}$ حيث ن عدد الفقرات .

وباستخدام معادلة (Henrysson) لتصحيح معامل الارتباط الثنائي من التضخم كأساس لتقدير التضخم ، وبافتراض تساوي الفقرات في التباين أمكن التوصل إلى علاقات جبرية محددة بين مقدار التضخم وبين عدد الفقرات المكونة للدرجة الكلية الحقيقية والدرجة الكلية الفعلية . وتكمن الأهمية العملية لهذه العلاقات في أنها تجعل من الممكن تقدير مستوى التضخم في قيم معاملات الارتباط بين الفقرات والدرجة الكلية بطريقة سهلة وسريعة تعتمد فقط على عدد

الفقرات ، وعلى متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات الذي يمكن تقديره من معامل ألفا . كما أن هذه العلاقات تجعل من الممكن تقدير طول الاختبار الملائم لخفض مستوى التضخم إلى درجة مقبولة ، وكذلك جدوى محاولة إطالة الاختبار لهذا الغرض .

وقد وجد أن مقدار التضخم في معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية الحقيقية يتناسب تناسباً عكسياً تاماً مع عدد الفقرات بحيث إذا تضاعف عدد الفقرات ل مرة فإن مقدار التضخم يقل إلى $\frac{1}{L}$ مما كان عليه . أما في حالة الدرجة الكلية الفعلية (غير المصححة من أخطاء القياس) فقد وجد أن العلاقة بين مقدار التضخم وعدد الفقرات علاقة أكثر تعقيداً . فقد تبين أنه إذا تضاعف عدد الفقرات ل مرة فإن مقدار التضخم ينخفض إلى نسبة معينة مما كان عليه ، وتنحصر هذه النسبة بين حدين هما $\frac{1}{L}$ كحد أعلى عندما يكون متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات صفراً ، $\frac{1}{L}$ كحد أدنى عندما يكون العدد الأصلي للفقرات كبيراً . كما وجد أن هذه النسبة تقترب بسرعة من الحد الأدنى $\frac{1}{L}$ بزيادة عدد الفقرات أو متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات . فإذا لم يكن العدد الأصلي للفقرات صغيراً ولم يكن متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات متدنياً بشكل كبير ، فإن العلاقة العكسية البسيطة بين مقدار التضخم وعدد فقرات الدرجة الكلية الفعلية تكاد تكون تامة .

وتوحي النتائج السابقة أنه من الممكن عملياً خفض مستويات التضخم في قيم معاملات الارتباط بزيادة عدد الفقرات في ظروف معينة . فإذا كان العدد الأصلي للفقرات صغيراً ، ومستوى التضخم مرتفعاً فإنه من الممكن خفض مستوى التضخم بدرجة فعالة مع بقاء طول الاختبار ملائماً من الناحية العملية . فمثلاً إذا كان الاختبار مكون من عشر فقرات ، وكان متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ١ ، فإن متوسط قيم التضخم يساوي ٢٠٦ ، وهي قيمة لا يستهان بها . وبإضافة ٣٠ فقرة مكافئة إلى الاختبار فإن متوسط قيم التضخم ينخفض إلى ٠,٠٦٤ ، ويلاحظ أن إضافة ٤٠ فقرة أخرى لن يجدي كثيراً في خفض التضخم حيث لن ينخفض إلا إلى ٠,٣٤ ، فضلاً عن المشكلات المتضمنة في إطالة الاختبار إلى هذا الحد . وواضح أنه إذا كان العدد الأصلي للفقرات كبيراً فإنه من غير المجدي محاولة خفض مستوى التضخم بإضافة فقرات جديدة .

وقد وجد أن مستوى التضخم يتوقف أيضاً على متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات . ومن ثم فإن زيادة عدد الفقرات يكون فعالاً بدرجة أكبر في خفض التضخم إذا أدى إضافة فقرات

جديدة إلى رفع قيمة متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات . أما إذا أدى إضافة فقرات جديدة إلى خفض مستوى الاتساق الداخلي للاختبار فإن هذا الاجراء يظل فعالا ولكن بدرجة أقل في خفض مستوى التضخم . وفي حالات نادرة قد يؤدي إضافة فقرات جديدة إلى خفض مستوى الاتساق الداخلي للاختبار بحيث يظل مستوى التضخم ثابتا أو يرتفع قليلا . فمثلا ، إذا كان عدد فقرات الاختبار ٢٠ فقرة ، وكان معامل الفا حوالي ٩ ، فإن متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات يكون حوالي ٣ ، ومتوسط قيم التضخم حوالي ٠,٠٦ ، فإذا أضيفت ٢٠ فقرة جديدة وأدى ذلك إلى انخفاض قيمة معامل الفا إلى ٨٢ ، فإن متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات سينخفض إلى حوالي ١ ، أما متوسط قيم التضخم فيصبح ٠,٠٦٤ ، وبصفة عامة يمكن تقدير التغير في مستوى التضخم إذا تغير كل من عدد الفقرات ومتوسط معاملات الارتباط بين الفقرات في آن واحد .

وفي الاختبار الواحد يكون عدد الفقرات ، وكذلك متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات ثابتين . وفي هذه الحالة يتوقف مقدار التضخم في قيمة معامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية على متوسط معاملات الارتباط بين الفقرة وباقي الفقرات ، بحيث يقل مقدار التضخم كلما زاد هذا المتوسط . ويقترح بعض الباحثين تصحيح معاملات الارتباط بين الفقرات وبين الدرجة الكلية من التضخم عند استخدام هذه المعاملات في اختيار الفقرات . هذا الاقتراح يتضمن تطبيق معادلة التصحيح على كل فقرة . إلا أن هذا الاجراء في الحقيقة ليس له ما يبرره حيث يمكن تقدير حد أدنى لمعامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية يأخذ في الاعتبار مشكلة التضخم ويستخدم كأساس لاختيار الفقرات .

فعلى سبيل المثال إذا كان عدد فقرات الاختبار التجريبي ٤٠ فقرة ، وكان معامل ألفا ٨ ، فإنه طبقا للمعادلة (٩) يكون متوسط معاملات الارتباط بين فقرات هذا الاختبار حوالي ٠,٠٩ . وطبقا للمعادلة (٤٦) فإن متوسط قيم التضخم يساوي ٠,٧ ، تقريبا . وواضح أن متوسطات معاملات الارتباط بين كل فقرة وباقي الفقرات تتراوح حول القيمة ٠,٠٩ ، فإذا قرر الباحث استبعاد أي فقرة يقل متوسط معاملات ارتباطها وباقي الفقرات عن ٠,٥ ، فإنه بتطبيق المعادلة (١٢) يصبح الحد الأدنى المقبول لمعامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية ٠,٢٢ ، أما إذا قرر الباحث استبعاد أي فقرة يقل متوسط معاملات ارتباطها وباقي الفقرات عن ٠,٧ ، فإن الحد الأدنى لمعامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية والذي سيستخدم كمحك في اختيار

الفقرات يصبح ٠,٢٨ ، ويلاحظ في هذا المثال أن متوسط معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية يساوي ٠,٣٤

ولقد لُفِتِ الانتباه إلى أن معادلة (Henrysson) لتصحيح معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية تعطي تقديرا للمعامل الارتباط بين الفقرة والدرجة الكلية الحقيقية ، أي أنها تعطي تقديرا مصححا من التضخم ومن أخطاء القياس في الدرجة الكلية في آن واحد . وهذه المعادلة تعطي تقديرات نظرية مرتفعة لمعاملات الارتباط ، وبالتالي فإن الفرق بين قيمة المعامل الأصلي وقيمة المعامل المصحح بهذه المعادلة يعطي تقديرا منخفضا للتضخم . وهذه المعادلة في الحقيقة تستبدل مشكلة التأثير المضلل للتضخم في اتخاذ القرارات العملية . بمشكلة أخرى هي استخدام تقديرات نظرية تميل إلى الارتفاع في اتخاذ قرارات من نفس النوع .

ويمكن بتطبيق المعادلة (١٥) تقدير متوسط معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية في المثال السابق طبقا لطريقة (Henrysson) . والمعامل المقدّر بهذه الطريقة يساوي ٠,٣٠ ، وهو يقل عن المعامل غير المصحح بمقدار ٠,٠٤ ، فقط ، في حين أن مقدار التضخم المقدّر طبقا للمعادلة (٤٦) يبلغ ٠,٠٧

والعلاقات التي تم التوصل إليها في هذا البحث هي علاقات جبرية تامة ولكنها تستند إلى افتراض محدد هو تساوي الفقرات في التباين . ولما كانت فقرات الاختبار تختلف عن بعضها البعض في التباين في نطاق محدود فمن المتوقع أن تنطبق هذه العلاقات بالتقريب وبدرجات متفاوتة على معظم الفقرات في معظم الاختبارات ، وتنطبق بدرجة أدق على متوسطات التضخم. ولكن التحقق من انطباق العلاقات النظرية على الواقع يعتمد في النهاية على البحوث الميدانية المكتملة للبحوث النظرية .

المراجع

- Allen, M.J. & Yen, W.M. **Introduction to measurement theory**. Monterey, Calif.: Brooks/Cole, 1979.
- Cureton, E.E. Corrected item-test correlations. **Psychometrika**, 1966, **31**, 93-96.
- Edwards, A.L. **The measurement of personality traits by scales and inventories**. New York: Holt, Rinehart & Winston, 1970.
- Ghiselli, E.E. **Theory of psychological measurement**. New York: McGraw-Hill, 1964.
- Green, S.B, Lissitz, R.W., & Mulaik, S.A. Limitations of coefficient Alpha as an index of test unidimensionality. **Educational and Psychological Measurement**, 1977, **37**, 827-838.
- 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**. (2nd ed.) New York: McGraw-Hill, 1954.
- Gulliksen, H. **Theory of mental tests**. New York: Wiley, 1950.
- Henrysson, S. Gathering, analyzing, and using data on test items. In R. L. Thorndike (Ed.) **Educational measurement**. (2nd ed.) Washington, D.C.: American Council On Education, 1971. P.p. 130-159.
- Lord, F.M. & Novick, M.R. **Statistical theories of mental test scores**. Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1968.
- Magnusson, D. (**Test theory**.) (H. Mabon, Trans.) Reading, Mass.: Addison-Wesley, 1967. (Originally published, 1966.)
- Mulaik, S.A. **The foundations of factor analysis**. New York: McGraw-Hill, 1972.
- Stanley, J.C. Reliability. In R.L. Thorndike (Ed.), **Educational measurement**. (2nd ed.) Washington, D.C.: American Council On Education, 1971. Pp. 356-442.
- Thorndike, R.L. **Applied psychometrics**. Boston: Houghton Mifflin, 1982.
- Zubin, J. The method of internal consistency for selecting test items. **Journal of Educational Psychology**, 1934, **25**, 345-356.