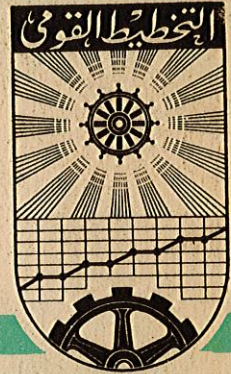


# UNITED ARAB REPUBLIC

## THE INSTITUTE OF NATIONAL PLANNING



مذكرة رقم ٧١٢

الطرق الاحصائية في الاقتصاد القياسى

ب - طرق التقدير عند تعدد اخطاء  
المشاهدة

دكتور محمد محمود الامام

أبريل سنة ١٩٦٧

الآراء التي وردت في هذه المذكرات  
تمثل رأي النائب ولا تمثل رأي المعهد فاته

---

ب - طرق التقدير عند تعدد أخطاء الملاحظة

المحتويات

رقم الصفحة

|    |                                                   |
|----|---------------------------------------------------|
| ١  | ١ - المشكلة                                       |
| ٤  | ٢ - الفروض                                        |
| ٦  | ٣ - الأسس العامة للتقدير                          |
| ٨  | أولا - <u>طريقة الأنحدار القطري</u>               |
| ٨  | ٤ - الفروض                                        |
| ١١ | ٥ - أسس التقدير                                   |
| ١٥ | ٦ - الأزدواح الخطي                                |
| ١٨ | ٧ - الأنحدارات الأولية                            |
| ٢١ | مثال (١)                                          |
| ٢٣ | تمارين (١)                                        |
| ٢٣ | ٨ - تحليل حزم الأنحدار                            |
| ٢٦ | مثال (٢)                                          |
| ٣٤ | تمارين (٢) - (٤)                                  |
| ٣٤ | ٩ - انتقادات نظرية الأنحدار القطري                |
| ٣٧ | ثانيا - <u>طريقة المتغيرات المساعدة</u>           |
| ٣٧ | ١٠ - نظرية رايرسول                                |
| ٤١ | مثال (٣)                                          |
| ٤٤ | تمارين (٥)                                        |
| ٤٥ | ١١ - حالة وجود متغيرات خالية من الخطأ             |
| ٤٦ | مثال (٤)                                          |
| ٥٠ | ثالثا - <u>طريقة الأنحدار المرجح</u>              |
| ٥٠ | ١٢ - نظرية كوسمانز                                |
| ٥٢ | ١٣ - نظرية تينتز                                  |
| ٥٤ | مثال (٥)                                          |
| ٥٨ | رابعاً - <u>النظرية العامة للمتغيرات المساعدة</u> |
| ٥٨ | ١٤ - نظرية جيرو وبارتلت                           |

## ١ - المشكلة :

اتضح لنا عند مناقشة قواعد التقدير باستخدام نظرية المربعات الصغرى<sup>(١)</sup> أن أحد الشروط الأساسية التي يجب أن تتوفر لضمان سلامة التقديرات هو استقلال المتغيرات المحددة عن الانحراف الذي يظهر في المعادلة . غير أنه كثيرا ما نواجه في الدراسات الاقتصادية بالموقف التالي :

تنص النظرية الاقتصادية على وجود علاقة رياضية ( تامة ) بين عدد ( م مثلا ) من المتغيرات ، بمعنى أنه لو أمكن مشاهدة هذه المتغيرات بدقة كاملة لتحقق المعادلة بدون أي انحراف . وسنرمز إلى هذه المتغيرات النظرية بالرمز  $\tilde{X}$  (  $\tilde{X} = \text{صفر} \text{ ، } 1 \text{ ، } 2 \text{ ، } \dots \text{ ، } m-1$  ) ، فإذا كانت العلاقة خطية أمكننا أن نقول

$$\tilde{X}_0 + \tilde{X}_1 + \tilde{X}_2 + \dots + \tilde{X}_{m-1} + \tilde{X}_m = \text{صفر} \quad (1)$$

حيث المعالم  $\tilde{X}_i$  مجهولة ويراد تقديرها . وحيث العلاقة صحيحة لأي نقطة من نقاط المشاهدة و (  $\tilde{X} = 1 \text{ ، } 2 \text{ ، } \dots \text{ ، } n$  ) .

غير أنه عند إجراء القياس للمشاهدات ترتكب أخطاء لواحد من عدة أسباب :

(١) الأخطاء الشائعة في جمع البيانات سواء كان هذا الجمع بطريق الحصر الشامل أو بالعينة . ويرجع في هذا الشأن إلى كتب الأخصاء الاقتصادي .

(٢) الالتجاء إلى مقاييس مركبة وفقا للقواعد الإحصائية المعروفة للدلالة على بعض المتغيرات الاقتصادية التي تتعذر مشاهدتها مباشرة . فالسعر مثلا متغير لا يمكن مشاهدته مباشرة ، لأن هناك أسعار مختلفة في الأسواق والأوقات المختلفة . وقد نضطر إلى التعبير عنه بمتوسط معين لبعض الأسعار الدالة ( في أوقات معينة أو أسواق محددة ) .

(٣) ومن هذا القبيل أيضا الاصطلاحات التي يستخدمها الكتاب النظريون للدلالة على مفاهيم ذات مغزى نظري واضح . ومع ذلك لا يوجد لها مقابل عملي مباشر . فالمستوى العام للأسعار هو تعبير نظري نلجأ للدلالة عليه إلى الأرقام القياسية للأسعار ، ومعلوم أن هذه الأرقام ان هي الا مؤشرات تقريبية .

(٤) وفي كثير من الأحيان يقوم الباحث بدراسة عن فترة ماضية معتمداً على بيانات سبق أن جمعها باحثون آخرون لأغراض مخالفة ، بتعاريف لا تتفق بالضرورة مع تعريفاته النظرية ، ويضطر في سبيل ذلك إلى الأخذ بهذه التعاريف في أقرب صورها إلى احتياجاته . فنحن قد نرغب في دراسة الاستثمار الصافي أو الدخل الصافي ، ومع ذلك لا تتاح لنا إلا البيانات الإجمالية ، فنضطر إلى الاستعاضة بها عن المتغيرات الحقيقية اللازمة لنا - وذلك على سبيل التقريب .

هذا النوع الأخير من الأخطاء شائع الحدوث بصور مختلفة ، خاصة وأن الهياكل السليمة تجمع البيانات ليست هي التي تقوم بتحليلها ، ولا يملك الباحث أن يقوم بعملية جمع البيانات من مصادرها الأولية في أغلب الأحوال . فضلاً عن ذلك فإنه حتى عندما تتوفر للهياكل المسؤولة عن جمع البيانات كافة الإمكانيات اللازمة فإنها لا تستطيع أن توفر كل المشاهدات بالدقة التامة ، وقد تكفى بإيراد التقديرات مع ذكر هامش الخطأ في كل منها (  $\pm 5\%$  أو  $\pm 20\%$  مثلاً )

إذن يمكننا أن نقول أن القيم  $\tilde{v}$  قلما تشاهد عملياً وإنما الذي يشاهد هو قيم أخرى  $v$  تختلف عنها بخطأ قدره  $\tau$  ، وهو مقدار مجهول ، والا أمكن تصحيح المشاهدات به للوصول إلى القيم الحقيقية . وبذلك يتلخص الموقف في أن المشاهدات تتكون من جزئين مجهولين :

(١) جزء حقيقي أو منتظم  $\tilde{v}$  ( Systematic or ideal )

(٢) خطأ في الملاحظة  $\tau$  ( Measurement or Observation Error )

بحيث تكون المشاهدات هي

$$v = \tilde{v} + \tau \quad (2)$$

فإذا حاول الباحث تقدير المعالم  $\tilde{v}$  في (١) باستخدام المشاهدات الخاطئة نشأت لديه معادلة جديدة هي :

$$1 = (v_1 - \tau_1) + \dots + (v_n - \tau_n) + (v_{n+1} - \tau_{n+1}) + \dots + (v_m - \tau_m) + \tau_{m+1} = \text{صفر}$$

هذه المعادلة يمكن كتابتها كالآتي

$$(3) \quad \tau = \tau_1 + \tau_2 + \dots + \tau_{n-1} + \tau_n$$

حی

$$(4) \quad 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{8} + \dots = 2$$

أى أنها مجموع لأخطاء المشاهدات كلها ، كل منها مرجح بوزن يساوى المعاملات الخاصة  
بمتغيره .

هذه الصورة الجديدة للمعادلة أظهرت أنها معادلة احصائية تحتوى على خطئاً (عشوائى) هو طو ، مما يغرى الباحث بأن يسعى لاستخدام طريقة المربعات الصغرى . وهذا هو ما كان شائعاً حدوثه سواء بين الاقتصاديين الذين ألما بعض الألمان ببعض الطرق الاحصائية ، أو بين الاحصائيين الذين لم يسعوا الى دراسة خصائص المشاهدات الاحصائية الاقتصادية ، ولذلك صاغوا المعادلة (١) مباشرة فى الصورة (٣) دون توضيح (٢) .

فإذا كان هناك ما يدعو إلى اعتبار أن أحد المتغيرات ص. مثلا متغيرا تابعا ، استبقى هذا المتغير في الطرف الأيمن بمعامل يساوى الواحد الصحيح ونقلت باقى المتغيرات إلى الطرف الأيسر لتبدل و كمتغيرات متبوعة وفقا للمنطق الاقتصادى . وينتقل الأمر بعد ذلك إلى ترجمة هذا الاتجاه للعلاقة السببية أن يعتبر أن ص. هو المتغير التابع احصائيا ، بينما الباقين متبوعين فيؤخذ احداً منهم . فنحن اذا نقلنا المتغيرات ص<sub>١</sub> إلى ص<sub>٢</sub> إلى الطرف الأيسر فانها تشغل مكان المتغيرات ع. وتصبح المعادلة هى :

(۵) ص = ب ص<sub>۱</sub> + ب ص<sub>۲</sub> + ..... + پ ص<sub>۱-م</sub> - م ص<sub>۱+و</sub> + م ق و

مجلس

$$(p, \dots, p) = r) \quad \cdot \quad 1/1 = r$$

ق = ط ١٧٠

وهذه الصورة توحى بتطبيق المربعات الصغرى ، ولكن هل هذا جائز ؟  
 من الواضح أن فرض استقلال المتغيرات " المتبوعة " عن البواقي ق لا يتحقق لأن ق تحتوى

على الخطأ ط<sub>ص</sub> الذي هو جزء من ص<sub>ص</sub> ، وهذا يهدم أحد الشروط الأساسية للمربعات الصغرى (١) ، وعلينا أن نبحث عن طريقة جديدة للتقدير ، ومن هنا نجد أن النظرية الاحصائية يجب أن تتطور بما يخدم أغراض البحث الاقتصادي وظروفه ، وكانت هذه الملاحظة هي أول لبنة وضعت في صرح علم الاقتصاد القياسي .

## ٢ - الفروض :

كما فعلنا بالنسبة للمربعات الصغرى ، علينا أن نبدأ بتحديد الفروض التي تناسب الموقف الجديد ، وبالأذات نبرز خصائص المتغيرات العشوائية ط<sub>ص</sub> عن طريق تحديد بعض المعالم الأساسية لتوزيعها . وهذه الفروض هي :

(١) توقع كل خطأ هو الصفر لكل نقطة من نقاط الملاحظة

$$(٦) \quad \text{ت ( ط )} = \text{صفر} \quad (\text{لجميع } \text{ص} , \text{و})$$

وهذا ينفي وجود تحيز في قياس مشاهدة ما ، يجعل طريقة القياس المستخدمة تعطي دائما نتيجة أعلى من الواقع أو دون الواقع . ( لاحظ أن هذا قد لا يتحقق أحيانا : فرقسم لا سبيرز القياسي متحيز الى أعلى بعكس رقم باشي . غير أننا نعتبر أنه حتى لو استخدمت صيغة مثل فستغل هناك أخطاء أخرى عشوائية يمكن أن تكون تارة بالزيادة وأخرى بالنقصان بحيث نستطيع أن نعتبر قيمتها المتوسطة النظرية هي الصفر ) .

(٢) الأخطاء مستقلة عن بعضها البعض سلسليا Serially Independent بمعنى أن القيمة لخطأ معين في نقطة معينة مستقلة عن قيمته وقيمة غيره من الأخطاء في نقطة أخرى . وأحد شروط الاستقلال أن يكون :

$$(٧) \quad \text{ت ( ط } \times \text{ ط' )} = \text{صفر} \quad (\text{لجميع } \text{ص} , \text{ص' حيث } \text{و} \neq \text{و'})$$

(لاحظ أيضا أن هذا قد لا يتحقق في الدراسات الاقتصادية ، فقد نعتد على تعسداً إنتاج يؤخذ كل عشر سنوات لإنشاء سلسلة زمنية باستخدام بيانات عن السنوات بين التعدادات تبني على رقم التعداد ، مما قد يؤدي إلى تكرار خطأ معين لعدد من السنوات . ولذلك فإن عملية جمع البيانات الاقتصادية عملية مستمرة ودائبة التصحيح كلما توفرت معلومات جديدة ) .

(١) أنظر المذكرة رقم ٢١٧ - القسم أ صفحة ١٣ و ١٨ .

(٣) العلاقة السابقة (٧) لم تتعرض للحالة التي فيها  $و = و'$  ، أي التي تنتمي فيها الأخطاء إلى نفس الفترة . فنلاحظ أولاً أنه إذا كانت  $ص' = ص$  فإن هذا التوقع يكون هو توقع مربع ط وهو أي التباين . وكما في المربعات الصغرى ، إذا رمزنا إلى التباين بالرمز  $ي$  فإنه يفترض أن كل خطأ له تباين لا يختلف من نقطة مشاهدة لأخرى :

$$(٨) \quad \text{تبا (ط } و) = ي \quad (\text{أي كانت } و) \\ (ص = ١٠٠٠٠٠ م - ١)$$

(٤) أما إذا كانت  $ص' \neq ص$  فإنه يصبح لدينا تغير خطئين . ومعلوم أنه في بعض الحالات يرتبط خطأ مشاهدة متغير بخطأ مشاهدة متغير آخر . فمثلاً قد نقيس الاستهلاك بأنه فرق الدخل عن الاستثمار ، ولذلك فإن أي خطأ في الأخيرين ينتقل إلى الأول . كذلك قد نقسم الدخل النقدي والاستهلاك النقدي على رقم قياسي لأسعار التجزئة لنستبعد أثر التغير في السعر ، ولذلك فإن الخطأ في هذا الأخير ينعكس بنفس الشكل في المتغيرين السابقين . ومع ذلك فإن بعض النظريات التي سوف نستخدمها تفترض غياب هذا النوع من العلاقات بين الأخطاء :

$$(٩) \quad \text{تغا (ط } و ، ط } و) = \text{صفر} \quad (\text{لجميع } ص \neq ص' \text{ ولجميع } و)$$

(٥) أما الفرض المناظر لاستقلال المتغيرات المحددة عن الأخطاء في المربعات الصغرى فإنه ينتقل الآن إلى شرط استقلال الجزء الحقيقي للمتغيرات عن الأخطاء سواء لنفس المتغير أو غيره :

$$(١٠) \quad \text{تغا (ص } و ، ص } و) = \text{صفر} \quad (\text{لجميع } ص ، ص')$$

ويترتب على ذلك أن :

$$(١٠) \quad \text{تغا (ص } و ، ق و) = \text{صفر}$$

وفي نفس الوقت نجد أن :

$$\text{تغا (ص } و ، ق و) = \text{تغا (ص } و ، ق و) + \text{تغا (ط } و ، ق و)$$

$$= \text{صفر} + \text{ت (ط } و \times \frac{١-م}{هـ} ب ط) \\ = \text{صفر} \neq$$

ولذلك فإن طريقة المربعات الصغرى لا تنطبق ، ولا بد من طريقة أخرى للتقدير .

(٦) وكما في حالة المربعات الصفري فان تقدير المعالم المجهولة التي عددها  $m$  يستلزم أن يكون عدد المشاهدات  $n$  هو  $m$  على الأقل :

(11)  $\leq$

فلو فرض أن توفر العدد اللازم من المشاهدات فما هو السبيل إلى إجراء التقدير ؟

٣ - الأسس العامة للتقدير :

لنعد مرة أخرى الى المعادلة بصورتها (٣) التي لا يميز فيها أحد المتغيرات كمتغير تابع .  
وواضح أن التعويض بالمشاهدات فيها يعطى ن معادلة

$$(3) \quad (w = 0.0001 \text{ م}) \quad \frac{\Delta v}{v} = \Delta m + w$$

ومن الممكن استخلاص تقدير للمعلمة  $\mu$  باستخدام فرض عدم تحيز الأخطاء (٦) :

$$(3) \quad \sqrt{a} \sqrt{\frac{1}{b}} = \sqrt{\frac{a}{b}}$$

أو ، إذا استخدمنا الصورة (٥) بدلا من (٣) ، فإن الحد المطلق يكون تقديره هو :

(٤)  $\frac{1}{r} = \frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2}$

وعلى ذلك تتركز المشكلة في تقديرات المعاملات الأخرى أهم (  $\gamma = \text{صفر}$  )

وإذا حذفنا التقدير أم من المعادلة الأصلية وكتبنا ض للدلالة على انحرافات المتغيرات ص من متوسطاتها الحسابية ، فإن

(۱۲)  $\frac{1}{\sqrt{a^2 + b^2}} = \frac{1}{\sqrt{a^2 + b^2}}$

فلو أننا حاولنا استخدام الأسلوب الذي توصلنا به الى التقديرات في حالة توفر شروط المبيعات

الصفري لكان علينا أن نضرب المعادلة في كل من المتغيرات  $z$  و  $h$  ثم نجمع بالنسبة لجميع نقاط  
المشاهدة و :

$$\therefore \frac{1-m}{n} = \left( \frac{m}{n} \text{ ض } \frac{1}{n} \right) = \frac{m}{n} \text{ ض } \frac{1}{n} \text{ و } \frac{1}{n} \text{ ض } \frac{1}{n} \text{ و } \frac{1}{n} \text{ ض } \frac{1}{n}$$

$$(هـ = ١٥٠٠٠٠٠٠ م - ١)$$

وبذلك نحصل على ٤ معادلة يمكن حلها للحصول على التقديرات المطلوبة اذا أمكن حساب جميع حدودها . وهنا نلاحظ أن :

(١) المقادير التي تظهر في الطرف الأيمن هي عزوم المتغيرات هـ محسوبة من قيمها المشاهدة :

$$(١٣) \quad \frac{1-m}{n} = \frac{m}{n} \text{ ض } \frac{1}{n} \text{ و } \frac{1}{n} \text{ ض } \frac{1}{n} \text{ و } \frac{1}{n} \text{ ض } \frac{1}{n}$$

(٢) أما المقادير التي تظهر في الطرف الأيسر فانه لا يمكن حسابها مباشرة طالما أن الأخطاء

ط و غير مشاهدة . لذلك نحاول أن نعوض عنها بقيمها المتوقعة هـ مع التعويض عن ط و

وفقا لتعريفها (٤) وعن ض هـ وفقا للتعريف (٢) :

$$\therefore \frac{1-m}{n} \text{ ط و } \frac{1}{n} \text{ ض هـ} = \frac{m}{n} \text{ ض هـ} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و} + \frac{1}{n} \text{ ط و}$$

$$\therefore \text{ت} \left( \frac{1-m}{n} \text{ ط و } \frac{1}{n} \text{ ض هـ} \right) = \text{ت} \left( \frac{m}{n} \text{ ض هـ} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right) + \text{ت} \left( \frac{1}{n} \text{ ط و} \right)$$

$$= \text{ن أهـ}$$

وبالاحظ أن توقع حاصل ضرب ط و في ض هـ يساوى الصفر نتيجة للغرض (١٠) .

ومن جهة أخرى فإن توقع حاصل ضرب ط و في ط هـ يعطى حدودا عددها م كل منها

بالصورة :  $\frac{1}{n} \text{ ط و } \frac{1}{n} \text{ ط هـ}$  . وتطبيق الفرضين (٩) و (٨) نجد أنه طالما  $\frac{1}{n} \text{ ط هـ}$  تختلف

عن الصفر فإن التوقع هو الصفر . ويبقى الحد الوحيد الذي فيه  $\frac{1}{n} \text{ ط هـ} = \frac{1}{n} \text{ ط هـ}$  وهنا نحصل

على  $\frac{1}{n} \text{ ط هـ}$  وتوقعها هو أهـ . فإذا عوضنا عن القيم بتوقعاتها فإن :

$$(١٤) \quad \frac{1-m}{n} \text{ ط هـ} = \text{ن أهـ}$$

وعلى ذلك اذا أمكن الحصول على تقديرات للتباينات هـ (هـ = ١٥٠٠٠٠٠٠ م - ١)

فاننا نستطيع التعويض بها وحل هذه المجموعة من المعادلات للحصول على تقديرات

المعاملات أهـ .

ويمكن القول أن طرق التقدير المختلفة تسمى في الواقع إلى التوصل إلى تقديرات مناسبة لهذه التباينات ، بحيث يمكن حل المجموعة (١٤) بما يتفق مع هذه التقديرات التي لا بد من أن تكون بدورها متفقة مع الفروض الخاصة بالانحرافات . فطريقة المربعات الصغرى يمكن اعتبارها حالة خاصة فيها تختفى جميع الأخطاء طر و بالتالي التباينات هي ماعدا الخطأ في المتغير رقم صفر . ولذلك إذا استبعدنا من (١٤) المعادلة الأولى ( ه = صفر ) فإنه تبقى ( م - ١ ) معادلة ( ه = ١ - ٥٠٠٥ ه - ١ ) هي

$$\frac{1}{\sqrt{1}} = \frac{1}{\sqrt{1}} \quad \text{صفر}$$

ويمكن إعادة كتابتها بوضع أ . = ١ ، وبالتالي تتحول باقي المعاملات إلى بـ

$$\frac{1}{\sqrt{1}} = \frac{1}{\sqrt{1}} \quad \text{أ ه}$$

وهذه هي مجموعة المعادلات التي يؤدي حلها إلى تقديرات المربعات الصغرى ، كما هو معلوم . ويلاحظ أن المعادلة الباقية التي لم تستخدم في التقدير ( والتي لم تكن لازمة لتقدير المعاملات ) تستخدم في تقدير المعلمة الأخيرة وهي التباين في البواقي المعادلة . وذلك يمكن استكمال كل التقديرات .

هذا الأسلوب لا يصلح إذا كان هناك أكثر من متغير يحتوى على خطأ حيث تحتوى المجموعة على معالم أخرى هي تباينات الأخطاء الأخرى . وسوف نناقش فيما يلي بعض الطرق التي تختلف كل منها من حيث معالجة تقدير هذه التباينات .

#### أولا - طريقة الانحدار القطري

#### ٤ - الفروض :

كان الكاتب النرويجي فريش Ragnar Frisch هو أول من عالج هذا الموضوع ولفت النظر إلى خطورة الاعتماد على المربعات الصغرى خاصة وأن التقديرات تتعرض في هذه الحالة إلى مصدر خطأ جديد هو احتمال وجود أكثر من علامة خطية بين نفس المتغيرات . وتتلخص مجموعة الفروض فيما سبق أن ذكرناه :

أ - لدينا م من المتغيرات تربط أجزاءها الحقيقية معادلة خطية تامة بدون خطأ هـ —  
المعادلة (١)

ب - تتكون كل مشاهدة من خطأ بجانب الجزء الحقيقي ،، وفقا للمعادلة (٢)

ج - الأخطاء غير متحيزة ، أى أن توقعها الصفر (معادلة ٦)

د - الأخطاء مستقلة سلسليا (معادلة ٧)

هـ - لكل خطأ تباين ثابت لجميع نقاط المشاهدة (معادلة ٨)

و - الأخطاء فى المتغيرات المختلفة مستقلة عن بعضها البعض (معادلة ٩)

ز - الأجزاء الحقيقية مستقلة عن الأخطاء (معادلة ١٠)

ح - المشاهدات تكون المجتمع الكلى للأخطاء وليست مجرد عينة

ولتفادى أثر وحدات القياس ، يعتمد فريش الى قياس كل متغير بوحدات معيارية أى يقسم كل مشاهدة على الانحراف المعيارى للمتغير الخاص بها ، ويترتب على ذلك :

١ - أن العزوم تتحول (بعد قسمتها على ن) الى معاملات ارتباط .

٢ - أن تباين الخطأ فى متغير معين يتحول الى نسبة من تباين المتغير نفسه ويمكن تبين ذلك كالآتى :

$$\text{تباين المتغير } \sigma_v^2 \text{ هو : } \frac{1}{n} \sigma_v^2 = \sigma_v^2$$

فيكون انحرافه المعيارى هو  $\sigma_v$  ، وبالتالى فإنه عند نقطة المشاهدة رقم و يكون

$$\text{المشاهدة } v \text{ بوحدات معيارية} = \frac{v}{\sigma_v}$$

ويكون الوسط الحسابى بهذه الوحدات هو  $\frac{v}{\sigma_v}$  ، والانحرافات عنه  $\frac{v - \bar{v}}{\sigma_v}$

أى الانحرافات بالوحدات الأصلية مقسومة على الانحراف المعيارى . وبالتالى فان

$$\text{عزم المتغيرين } r \text{ ، هـ بالوحدات المعيارية} = \frac{(\frac{v_1}{\sigma_{v_1}} \times \frac{v_2}{\sigma_{v_2}})}{n}$$

$$= \frac{r}{\sigma_{v_1} \sigma_{v_2}}$$

ولكن معامل الارتباط بين هذين المتغيرين هو

$$(١٥) \quad \frac{r_{ه ه}}{r_{ه ه}} = \frac{r_{ه ه}}{r_{ه ه}} = r_{ه ه}$$

فإذا كانت  $r = ه$  فان معامل الارتباط بين المتغير ونفسه هو الواحد الصحيح .

لنرمز الآن بالرموز  $ح$  الى المعاملات  $أ$  مضمومة في الانحراف المعياري  $ح$

$$(١٦) \quad r_{ح ح} = ح$$

فتصبح المعادلة الاصلية (٣) المراد تقدير معاملها هي :

$$(١٧) \quad ح = \frac{ص}{.٥} + ح \frac{١}{١.٥} + ..... + ح \frac{١-م}{١-م} + أ = ط$$

وبأخذ الانحرافات عن الوسط الحسابي ثم أخذ العزوم كما في (١٤) ، نحصل على معاملات الارتباط وفقا للتعريف السابق . ومن جهة أخرى اذا رمزنا الى نسبة تباين الخطأ الى تباين المتغير بالرمز

$$(١٨) \quad \frac{ر}{ر_{ح ح}} = ك$$

فانه يمكن اعتبار أن هذه النسبة بمثابة مقياس لمدى الخطأ في المتغير ولذلك يطلق عليها فريش اسم كثافة الخطأ disturbing intensity . ويلاحظ أنه نظرا لكون :

$$ص = ص + ط$$

فان أخذ تباين الطرفين وملاحظة أن  $ص$  مستقلة عن  $ط$  (تغايرهما صفر) :

$$٠ = ر_{ح ح} = \frac{١}{ن} ر_{ح ح} + ر_{ح ح} + صفر$$

٠ بقسمة الطرفين على  $ر_{ح ح}$  فان

$$(١٩) \quad ك = ١ - مقدار موجب$$

حيث  $ك$  هي الأخرى موجبة باعتبارها نسبة بين تباينين . أي أن  $ك$  نسبة موجبة تقع بين الصفر والواحد الصحيح . فهي صفر عند انعدام الخطأ ، وتصل الى الوحدة عندما يختفى الجزء الحقيقي . ولذلك فكلما زادت النسبة عن الصفر واقتربت من الوحدة فان هذا يدل على زيادة كثافة الخطأ في مشاهدة المتغير .

وبالتعويض في المعادلة (١٤) مع ملاحظة أن

$$n = \frac{r^m}{r^h} = \frac{r^{m-h}}{r^0} = r^{m-h}$$

$$r^m = r^h \cdot r^{m-h}$$

$$\therefore \frac{1-r^m}{r^h} = \frac{1-r^{m-h}}{r^0} \quad (n = \frac{r^m}{r^h} = r^{m-h})$$

ونقسم الطرفين على  $r^h$  نجد أن

$$(20) \quad \frac{1-r^m}{r^h} = \frac{1-r^{m-h}}{r^0}$$

وهذه نفس مجموعة المعادلات التي يمكن الحصول عليها من (١٢) بضربها في  $\frac{r^h}{r^h}$  ثم الجمع بالنسبة إلى  $r^h$  والقسمة على  $r^h$ .

• - أسس التقدير :

بالرجوع إلى المعادلات (٢٠) نلاحظ أنه من الممكن حل هذه المجموعة لو أننا استطعنا بواسطة ما تقدير النسب  $r^h$  . ولكن المشكلة هي أنه ليس من السهل الحصول على مثل هذه التقديرات . ولذلك يمكن أن نفكر كالاتي :

طالما أننا استطعنا تحديد الحدود القصوى للنسب  $r^h$  فإننا نستطيع أن نصل إلى حدود للمعاملات  $r^h$  تتناسب مع تلك الحدود . ولتوضيح ذلك نفرض أن لدينا متغيرين فقط  $r^h$  و  $r^m$  فتصبح (٢٠) مكونة من المعادلتين :

$$r^m = r^h + r^{m-h}$$

$$r^m = r^h + r^{m-h}$$

أي أن :

$$(1-r^h) = r^{m-h} - r^h$$

$$r^{m-h} = (1-r^h) + r^h$$

(٢١)