

### تحليل الانحدار الخطي المتعدد

في الواقع الاقتصادي، لا يمكن الاستعانة بالنموذج ذي متغيرين لتحليل الظاهرة الاقتصادية حيث أن هذه الأخيرة لا تفسر فقط بمحدد واحد وإنما ينبغي إدماج جميع المحددات أو العوامل المؤثرة في الظاهرة لكي تكون الدراسة أكثر شمولية. في هذا الفصل، نقوم بدراسة الانحدار العام وذلك باقتراح طريقة لتقدير معالم النموذج و دراسة الخصائص الإحصائية للمقدرات ثم اختبار الفرضيات.

#### 1. الصياغة الرياضية للنموذج الخطي العام :

يستند النموذج الخطي العام على افتراض وجود علاقة خطية ما بين متغير معتمد  $Y_i$  وعدد من المتغيرات المستقلة:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

المتغيرات  $X_{i1}, \dots, X_{ij}, \dots, X_{ik}$  تسمى المتغيرات المُفسِّرة أو المستقلة للمتغير المفسر أو التابع  $Y_i$  وما يجب ملاحظته أن  $Y_i$  مشروح من طرف  $k$  متغير مُفسر و لا يمكن لهذه الأخيرة أن تفسر  $Y$  بشكل تام، لأنه لا يمكننا في غالب الأحيان حصر جميع الظواهر المؤثرة على  $Y$  (بعض الظواهر غير قابلة للتكميم)، لذلك يُدرج حد الخطأ  $\varepsilon_i$  الذي يتضمن كل المعلومات التي لا تقدمها المتغيرات المفسرة و نفترض عادة بأن المتغيرات المستقلة كلما أخذت بعين الاعتبار كلما كانت المعلومات التي يقدمها الخطأ العشوائي مهملة. نشير فقط إلى أن  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$  هي معالم النموذج، لدينا هنا  $(k+1)$  معلم في النموذج.

الـ  $n$  مشاهدة تعطينا  $n$  معادلة :



$$\begin{cases} \text{var}(\varepsilon_i) = \sigma^2, \quad \forall i = 1, \dots, n \\ \text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \quad \forall i \neq j \end{cases}$$

حيث أن  $\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, n$  هي فرضية تجانس التباين "Homoscedasticity"

لمختلف الحدود العشوائية، وهذا كفيل بإبعاد الحالة التي تكون فيها الأخطاء تتبع تغيرات قيم المتغيرات المفسرة و  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad \forall i \neq j$ ، أي أن الأخطاء ليست مرتبطة ببعضها، وأن نتيجة تجربة لا تؤثر على بقية النتائج. يمكن كتابة هاتين الفرضيتين على الشكل المصفوفي :

$$\Omega_\varepsilon = E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_\varepsilon^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} = \sigma_\varepsilon^2 I_n$$

تسمى المصفوفة  $\Omega_\varepsilon$  مصفوفة التباين - التباين المشترك للأخطاء.

❖ الفرضية الثالثة: المصفوفة  $X$  غير عشوائية وثابتة: تعني بأن قيم المتغيرات المستقلة يمكن مراقبتها، وبالإضافة إلى ذلك نفترض  $X$  ثابتة لضمان بأن قيم المتغيرات المستقلة لا تتغير من حين لآخر، أي ;

$$\text{cov}(X, \varepsilon) = E(X'\varepsilon) = 0$$

❖ الفرضية الرابعة: عدد المشاهدات  $n$  هو أكبر من عدد المتغيرات المفسرة  $k$ ، وهي الحالة التي تلغي الارتباط الخطي بين المتغيرات المستقلة.

### 3. تقدير شعاع المعالم $\beta$ وتباين الأخطاء $\sigma^2$ :

علينا تقدير  $\beta$  بشكل يجعل  $\hat{Y}$  أقرب ما يمكن للمتغير التابع  $Y$ ، ولهذا الغرض توجد عدة طرق، على غرار طريقة المربعات الصغرى.

### 1.3. طريقة المربعات الصغرى :

#### 1.1.3. تقدير شعاع المعالم $\beta$ :

تهدف هذه الطريقة إلى إيجاد تقدير للشعاع  $\beta$  الذي يعمل على تدنئة مجموع مربعات الأخطاء

$$\hat{\varepsilon}_i \text{ بين القيمة المقدرة } \hat{Y} \text{ والقيمة الحقيقية } Y. \quad \text{Min} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 = \text{Min} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

بعد عمليات التبسيط ينتج:  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y$

#### 2.1.3. تقدير تباين الأخطاء $\sigma^2$ و مصفوفة التباين-التباين المشترك للمقدرات $\Omega_{\hat{\beta}}$ :

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{n-k-1} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2}{n-k-1}$$

بما أن  $\sigma_{\varepsilon}^2$  غير معروف، فإنه يمكن استبداله بمقدر تباين الأخطاء  $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$  وعليه تكون مصفوفة التباين - التباين المشترك للمقدرات من الشكل :

$$\hat{\Omega}_{\hat{\beta}} = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 (X'X)^{-1}$$

مثال 1:

ليكن لدينا البيانات الإحصائية التالية: المتغير التابع  $Y$ ، المتغيرين المستقلين  $X_1$  و  $X_2$

| $Y_i$ | $X_{i1}$ | $X_{i2}$ |
|-------|----------|----------|
| 4     | 2        | 3        |
| 6     | 4        | 7        |
| 7     | 5        | 10       |
| 9     | 7        | 8        |
| 10    | 9        | 8        |
| 12    | 10       | 9        |
| 14    | 12       | 11       |
| 16    | 14       | 13       |
| 18    | 15       | 14       |
| 20    | 17       | 15       |

المطلوب:

1. اكتب النموذج على الشكل المصفوفي

2. أوجد شعاع معالم النموذج

3. مصفوفة التباين - التباين المشترك للمقدرات

الحل:

1. الكتابة على الشكل المصفوفي  $Y = X\beta + \varepsilon$

$$\begin{pmatrix} 4 \\ 6 \\ 7 \\ \vdots \\ 20 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1 & 4 & 7 \\ 1 & 5 & 10 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 17 & 15 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_{10} \end{pmatrix}$$

2. نعلم أن  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y$ . نقوم إذن بحساب  $X'X$  و  $X'Y$  ثم

$$X'X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 2 & 4 & 5 & \dots & 17 \\ 3 & 7 & 10 & \dots & 15 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1 & 4 & 7 \\ 1 & 5 & 10 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 17 & 15 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 10 & 95 & 98 \\ 95 & 1129 & 1081 \\ 98 & 1081 & 1078 \end{pmatrix}$$

$$(X'X)^{-1} = \begin{pmatrix} 1.1725 & 0.0852 & -0.1921 \\ 0.0852 & 0.0284 & -0.0362 \\ -0.1921 & -0.0362 & 0.0547 \end{pmatrix} \quad \text{و بعد حساب المعكوس نحصل على:}$$

$$X'Y = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 2 & 4 & 5 & \dots & 17 \\ 3 & 7 & 10 & \dots & 15 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 4 \\ 6 \\ 7 \\ \vdots \\ 20 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 116 \\ 1342 \\ 1298 \end{pmatrix} \quad \text{و أيضا:}$$

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{pmatrix} = (X'X)^{-1} X'Y = \begin{pmatrix} 1.1725 & 0.0852 & -0.1921 \\ 0.0852 & 0.0284 & -0.0362 \\ -0.1921 & -0.0362 & 0.0547 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 116 \\ 1342 \\ 1298 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1.0996 \\ 0.9776 \\ 0.1237 \end{pmatrix} \quad \text{وعليه يكون:}$$

لإيجاد مصفوفة التباين-التباين المشترك للمقدرات، ينبغي أولاً حساب تباين البواقي حيث يتم حساب قيم  $\hat{Y}_i$  انطلاقاً من الانحدار الخطي  $\hat{Y}_i = 1.0996 + 0.9776X_{i1} + 0.1237X_{i2}$  و بواقي التقدير  $\hat{\varepsilon}_i$  من المعادلة  $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ .

### حساب البواقي

| $Y_i$ | $\hat{Y}_i$ | $\hat{\varepsilon}_i$ | $\hat{\varepsilon}_i^2$ |
|-------|-------------|-----------------------|-------------------------|
| 4     | 3.4261      | 0.5738                | 0.3292                  |
| 6     | 5.8764      | 0.1235                | 0.0152                  |
| 7     | 7.2252      | -0.2252               | 0.0507                  |
| 9     | 8.9331      | 0.0668                | 0.0044                  |
| 10    | 10.8884     | -0.8884               | 0.7893                  |
| 12    | 11.9898     | 0.0101                | 0.0001                  |
| 14    | 14.1926     | -0.1926               | 0.0371                  |
| 16    | 16.3954     | -0.3954               | 0.1563                  |
| 18    | 17.4968     | 0.5031                | 0.2532                  |
| 20    | 19.5758     | 0.4241                | 0.1798                  |
|       |             | 0                     | 1.8157                  |

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}}{n-k-1} = \frac{\sum_{i=1}^{10} \hat{\varepsilon}_i^2}{n-k-1} = \frac{1.8157}{10-2-1} = 0.2593$$

ويكون:

نقوم بتحديد مصفوفة التباين-التباين المشترك للمقدرات  $\hat{\Omega}_{\hat{\beta}}$ :

$$\hat{\Omega}_{\hat{\beta}} = \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 (XX)^{-1}$$

$$\hat{\Omega}_{\hat{\beta}} = 0.2593 \times \begin{pmatrix} 1.1725 & 0.0852 & -0.1921 \\ 0.0852 & 0.0284 & -0.0362 \\ -0.1921 & -0.0362 & 0.0547 \end{pmatrix}$$

نجد تباين كل مقدر بضرب تباين البواقي بكل عنصر من عناصر قطر المصفوفة  $(XX)^{-1}$ :

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}^2 = 0.2593 \times 1.1725 = 0.3040 \rightarrow \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0} = 0.5513$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2 = 0.2593 \times 0.0284 = 0.0073 \rightarrow \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} = 0.0858$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}^2 = 0.2593 \times 0.0547 = 0.0141 \rightarrow \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2} = 0.1190$$