

# الفصل العاشر

## الانحدار والارتباط

### Regression and Correlation

obeikandi.com

Regression (١-١٠) الانحدار

يستخدم الانحدار لدراسة العلاقات بين متغيرات قابلة للقياس. تحليل الانحدار له تطبيقات كثيرة في معظم مجالات الدراسة التي تشتمل على العلوم الحيوية ، الفيزيائية ، العلوم الاجتماعية ، الاقتصادية ، الصناعية ... الخ. تختلف الطرق المستخدمة في تحليل الانحدار باختلاف التطبيقات ولكنها تشترك جميعها في الوصف والتنبأ بالقيم المستقبلية . عموما يتكون الانحدار من عدة خطوات. فلدراسة العلاقة بين عدد من المتغيرات ، تجمع البيانات على عينة من المفردات المعرضة لتلك المتغيرات. في نموذج الانحدار يكون هناك متغير واحد يسمى المتغير التابع **depend variable** أو متغير الاستجابة **response variable** ، بينما المتغيرات الأخرى تسمى متغيرات مستقلة **independent variables** . تستخدم البيانات للحصول على تقديرات لمعالم النموذج . في الحقيقة طرق تقدير معالم النموذج المجهولة كثيرة . سوف تقتصر دراستنا على طريقة المربعات الصغرى **least squares**. يشتمل البند التالي على الانحدار الخطي البسيط ، أي وجود متغير تابع ومتغير مستقل واحد والعلاقة بينهما خطية ، حيث ينحصر اهتمامنا على تعريف النموذج المناسب ومناقشة الفروض وإيجاد تقديرات المربعات الصغرى وعرض بعض طرق التقدير بفترة واختبارات الفروض .

Simple Linear Regression (٢-١٠) الانحدار الخطي البسيط

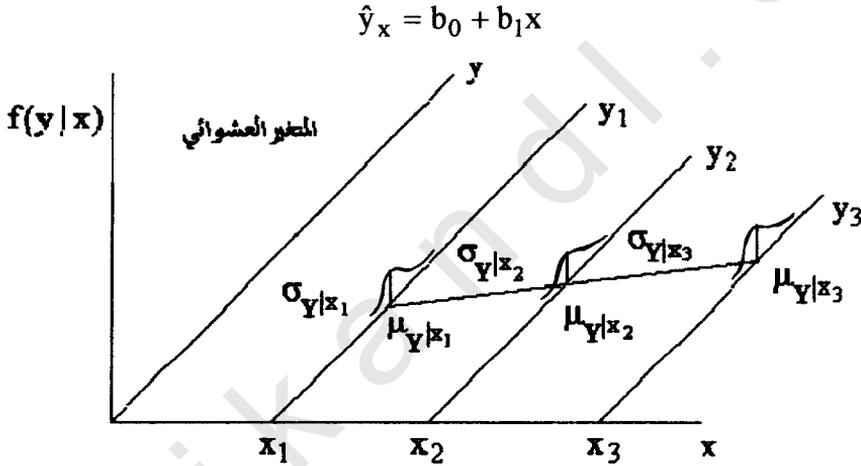
بفرض أننا اخترنا عينة عشوائية من الحجم  $n$  من المجتمع موضع الدراسة ممثلة بالفئة  $\{(x_i, y_i) ; i = 1, 2, \dots, n\}$ . بتكرار المعاينة مع استخدام نفس قيم  $x$  ، فإننا نتوقع أن قيم  $y$  تختلف من عينة إلى أخرى. وعلى ذلك فإن قيمة  $y_i$  في الزوج المرتبة  $(x_i, y_i)$  هي قيمة لمتغير عشوائي  $Y_i$ . سوف نرمز للتوزيع الاحتمالي للمتغير  $Y | x$  المقابل لقيمة ثابتة  $x$  بالرمز  $f(y | x)$ . من الواضح ، أنه إذا كانت  $x = x_i$  ، فإن الصيغة  $Y | x_i$  تمثل متغير عشوائي  $Y_i$  . اهتمامنا سوف يكون في توزيعات فئة المتغيرات العشوائية  $\{Y_i, i = 1, 2, \dots, n\}$  . والتي يفترض أنها مستقلة. أيضا للحصول على فترات ثقة واختبارات فروض ، لابد أن تكون  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  تتبع توزيعا طبيعيا .

في مشكلة الانحدار سوف نعرف متوسط توزيع  $Y$  عند قيمة معطاة  $x$  بالرمز  $\mu_{Y|x} = E(Y | x)$  وتباين توزيع  $Y$  بالرمز  $\sigma_{Y|x}^2$  وذلك تحت فرض أن تباينات المتغيرات  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  متساوية ، أي أن  $\sigma_{Y|x}^2 = \sigma^2$  ، لجميع قيم  $x$  والمعلمة  $\mu_{Y|x}$  ثابتة لأي  $x$  ولكن قد تختلف باختلاف قيم  $x$  .

المنحنى الذي يربط متوسط التوزيعات للمتغيرات  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  يسمى خط الانحدار regression curve . إذا وقعت جميع المتوسطات  $\mu_{Y|x}$  على خط مستقيم كما هو موضح في شكل ( ١-١٠ ) فإن الانحدار يكون خطي ويمكن تمثيله بالمعادلة :

$$\mu_{Y|x} = \beta_0 + \beta_1 x,$$

حيث  $\beta_0, \beta_1$  معالم النموذج المجهولة والتي يراد تقديرها من بيانات العينة. سوف نرمز لتقديرات هذه المعالم بالرموز  $b_0, b_1$  على التوالي . وعلى ذلك يمكن تقدير  $\mu_{Y|x}$  بواسطة  $\hat{y}_x$  من خط الانحدار المقدر التالي :



شكل ( ١-١٠ )

### Scatter Plot ( ١-٢-١٠ ) شكل الانتشار

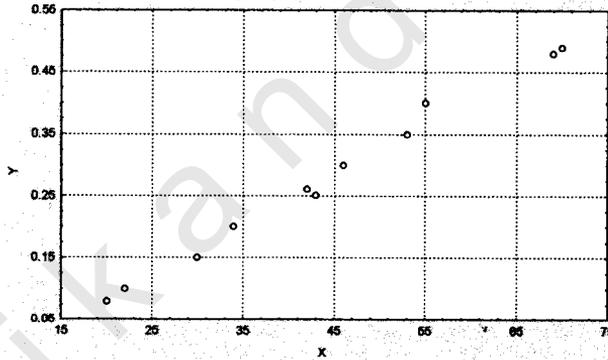
الأسلوب المفيد لبدء تحليل الانحدار البسيط هو تمثيل البيانات بيانياً وهو ما يعرف بشكل الانتشار scatter plot وذلك محاولة اكتشاف الصورة التقريبية للعلاقة. للحصول على شكل الانتشار يخصص محور  $x$  ( المحور الأفقي ) للمتغير المستقل بينما يخصص محور  $y$  ( المحور الرأسي ) للمتغير التابع . لكل زوج  $(x, y)$  من أزواج المشاهدات التي عددها  $n$  نقوم بتوقيع نقطة على الرسم. كثير من البرامج الإحصائية مثل برنامج SPSS و Statistica يمكن استخدامهم للحصول على أشكال الانتشار .

مثال ( ١٠-١ ) في إحدى التجارب وزن قرون عدد من الغزلان المختلفة الأعمار و كانت النتائج كما هي مدونة في الجدول ( ١٠-١ ) . المطلوب رسم شكل الانتشار وتحديد شكل العلاقة بين المتغيرين .

جدول ( ١٠-١ )

العمر x	20	22	30	34	42	43	46	53	55	69	70
الوزن y	0.08	0.10	0.15	0.20	0.26	0.25	0.30	0.35	0.40	0.48	0.49

الحل . يتضح من شكل ( ١٠-٢ ) أن النقط عموماً ، ليس بالضبط ، تقع على خط مستقيم . هذا يجعلنا نقترح أن العلاقة بين المتغيرين يمكن وصفها (كتقريب أولي) بمعادلة خط مستقيم .



شكل ( ١٠-٢ )

### ( ١٠-٢-٢ ) بناء نموذج الانحدار البسيط Building a Simple Regression Line

بفرض أن كل المتوسطات ،  $\mu_{Y|x}$  تقع على خط مستقيم وعلى ذلك يمكن كتابة خط

انحدار المجتمع على الشكل :

$$\mu_{Y|x} = \beta_0 + \beta_1 x$$

كما يمكن كتابة المتغير العشوائي  $Y_i = Y | x_i$  على الشكل :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + E_i,$$

حيث  $E_i$  متغير عشوائي ، بناء على الفروض السابقة على  $Y_i$  ، من الضروري أن يكون له

متوسط صفر وتباين  $\sigma_{Y|x}^2 = \sigma^2$  . كل مشاهدة  $(x_i, y_i)$  في العينة لا بد أن تحقق العلاقة :

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i.$$

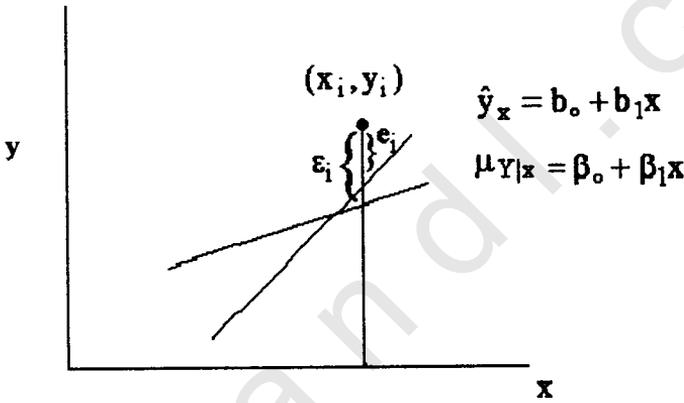
لعينة عشوائية من الحجم  $n$  من المشاهدات  $\{(x_i, y_i), i=1, 2, \dots, n\}$  فإن خط الانحدار ، الذي يعتبر تقدير لـ  $\mu_{Y|X}$  ، يمكن إيجاداه بالمعادلة :

$$\hat{y}_x = b_0 + b_1 x,$$

وكل زوج من المشاهدات لا بد أن يحقق العلاقة :

$$y_i = b_0 + b_1 x_i + e_i$$

حيث  $e_i$  يسمى الباقي residual. الفرق بين  $e_i$  و  $\epsilon_i$  موضح في شكل (٣-١٠).



شكل (٣-١٠)

يعرف مجموع مربعات البواقي كالتالي :

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n [y_i - b_0 - b_1 x_i]^2$$

ويرمز له بالرمز SSE والذي غالباً ما يسمى مجموع مربعات الأخطاء

sum of squares of the errors حول خط الانحدار .

### Method of Least Squares (٣-٢-١٠) طريقة المربعات الصغرى

سوف نوجد التقديرين  $b_0, b_1$  للمعالم  $\beta_0, \beta_1$  على التوالي بحيث أن مجموع

مربعات الأخطاء يكون أقل ما يمكن. هذه الطريقة لتقدير المعالم تسمى طريقة المربعات الصغرى.

باستخدام حساب التفاضل نجد أن قيمتي  $\beta_0$  ,  $\beta_1$  اللتين تحققان النهاية الصغرى لمجموع مربعات الأخطاء يمكن تقديرهما بقيمتي  $b_0$  ,  $b_1$  اللتين تحققان المعادلتين :

$$b_0 n + b_1 \sum x_i = \sum y_i,$$

$$b_0 \sum x_i + b_1 \sum x_i^2 = \sum x_i y_i$$

وتسميان بالمعادلتين الطبيعيين وبحل هاتين المعادلتين آتينا نحصل على :

$$b_1 = SXY / SXX,$$

$$SXX = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n},$$

$$SXY = \sum_{i=1}^n x_i y_i - \frac{\sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n},$$

$$b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x}.$$

مثال ( ٢-١٠ ) أجريت تجربة للدراسة العلاقة بين التسميد ومحصول الذرة . البيانات التي تم الحصول عليها معطاة في جدول ( ٢-١٠ )

جدول ( ٢-١٠ )

السماد x	0.3	0.6	0.9	1.2	1.5	1.8	2.1	2.4
الحصول y	10	15	30	35	25	30	50	45

(أ) أرسم شكل الانتشار

(ب) أوجد معادلة خط الانحدار المقدرة

الحل . (أ) يتضح من شكل الانتشار ( ٢-١٠ ) أن الخط المستقيم هو أفضل طريقة لتمثيل هذه البيانات :

أي أننا نفترض النموذج الخطي البسيط :

(ب) بما أن  $\beta_0$  ,  $\beta_1$  مجهولتان فإننا نقدرهما من مشاهدات العينة حيث :

$$n = 8 \quad \sum x_i = 10.8 \quad \sum x_i^2 = 18.36$$

$$\sum x_i y_i = 385.5 \quad , \quad \bar{x} = 1.35 \quad , \quad \bar{y} = 30, \quad \sum y_i = 240.$$

$$b_1 = \frac{SXY}{SXX} = \frac{\sum x_i y_i - \frac{\sum x_i \sum y_i}{n}}{\sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{n}}$$

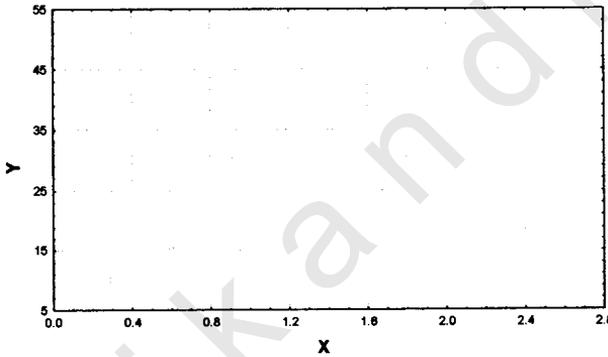
$$= \frac{385.5 - \frac{(10.8)(240)}{8}}{18.36 - \frac{(10.8)^2}{8}}$$

$$= \frac{61.5}{3.78} = 16.27,$$

$$b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x} = 30 - (16.27)(1.35) = 8.036.$$

معادلة الانحدار المقدرة سوف تكون على الشكل :

$$\hat{y}_x = 8.036 + 16.27 x.$$



شكل (١٠-٤)

### Analysis of Variance تحليل الانحدار (١٠-٢-٤)

: لاختبار معنوية معامل الانحدار  $\beta_1$  أي اختبار فرض العدم

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

ضد الفرض البديل :

$$H_1 : \beta_1 \neq 0$$

يجب دراسة مكونات مجموع المربعات وتجزئته إلى مكوناته الأساسية على النحو التالي :

$$(y_i - \bar{y}) = (\hat{y}_i - \bar{y}) + (y_i - \hat{y}_i)$$

وذلك بإضافة وطرح  $\hat{y}_i$  من الطرف الأيمن وتربيع طرفي المعادلة والتجميع مع ملاحظة أنه يمكن إثبات أن المقدار التالي مساوي للصفر :

$$\Sigma(\hat{y}_i - \bar{y})(y_i - \hat{y}_i)^2 = 0.$$

وعلى ذلك :

$$\Sigma(y_i - \bar{y})^2 = \Sigma(\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \Sigma(y_i - \hat{y}_i)^2.$$

أي أن مجموع المربعات حول المتوسط يساوي مجموع مربعات الانحدار مضاف إلى مجموع المربعات حول الانحدار ويمكن الرمز إليه بالتساوية التالية :

$$SSTO = SSR + SSE.$$

وهناك صيغ مبسطة للقيم  $SSTO$  ,  $SSR$  ,  $SSE$  حيث :

$$SSTO = SYY = \Sigma y_i^2 - \frac{\Sigma y_i^2}{n},$$

$$SSR = \frac{(SXY)^2}{SXX},$$

$$SSE = SSTO - SSR.$$

من الناحية الإحصائية نجد أن لكل مجموع مربعات درجات حرية خاصة به ، فإذا كان لدينا  $n$  من المشاهدات فإن توزيع درجات الحرية يكون على الشكل الموضح في جدول ( ٣-١٠ )  
جدول ( ٣-١٠ )

درجات الحرية	مجموع المربعات
1	مجموع مربعات الانحدار
n-2	مجموع مربعات الخطأ
n-1	مجموع المربعات الكلي

بقسمة مجموع المربعات بدرجات الحرية الخاصة به نحصل على ما يسمى متوسط المربعات **mean squares** ويعتبر تباين العينة  $s^2$  مثال لمتوسط المربعات. وعلى ذلك متوسط مجموع

مربعات الانحدار نرمز له بالرمز  $MSR$  ، هو :

$$MSR = \frac{SSR}{1}.$$

ومتوسط مربعات الخطأ ، نرمز له بالرمز  $MSE$  ، هو :

$$MSE = \frac{SSE}{n-2}.$$

من النتائج السابقة يمكن اشتقاق جدول تحليل التباين ، ANALYSIS OF VARIANCE ، للاختصار جدول ANOVA ، والموضح في جدول (١٠-٤) . الآن :

لاختبار فرض العدم  $H_0 : \beta_1 = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1 : \beta_1 \neq 0$  وباعتبار أن فرض العدم صحيح فإن :

$$f = \frac{MSR}{MSE} ,$$

قيمة لمغير عشوائي F يتبع توزيع F بدرجات حرية  $v_1 = 1$  ,  $v_2 = n - 2$  . مستوى معنوية  $\alpha$  منطقة الرفض  $F > f_{\alpha}(1, n - 2)$  حيث  $f_{\alpha}(1, n - 2)$  تستخرج من جدول توزيع F في ملحق (٦) أو ملحق (٧) بدرجات حرية  $v_1 = 1$  ,  $v_2 = n - 2$  . إذا وقعت f في منطقة الرفض نرفض  $H_0$  .

جدول (١٠-٤)

الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات
الانحدار	1	SSR	$MSR = \frac{SSR}{1}$
الخطأ	n-2	SSE	$MSE = \frac{SSE}{n-2}$
الكلي	n-1	SSTO	

مثال (١٠-٣) لازواج القياسات المعطاة في جدول (١٠-٥) :

المطلوب : (أ) إيجاد معادلة الانحدار الخطي المقدرة .

(ب) اختبار فرض العدم  $H_0 : \beta_1 = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1 : \beta_1 \neq 0$  عند

مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$  .

جدول (١٠-٥)

x	4	6	2	5	7	6	3	8	5	3	1	5
y	197	272	100	228	327	279	148	377	238	142	66	239

الحل .

$$n = 12 \quad \Sigma x_i = 55 \quad \Sigma x_i y_i = 14060$$

$$\Sigma y_i = 2613 \quad , \quad \bar{x} = 4.58333 \quad , \quad \bar{y} = 217.75,$$

$$\Sigma x_i^2 = 299 \quad , \quad \Sigma y_i^2 = 661865,$$

$$\begin{aligned} SXY &= \sum x_i y_i - \frac{\sum x_i \sum y_i}{n} \\ &= 14060 - \frac{(55)(2613)}{12} = 2083.75, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SXX &= \sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{n} \\ &= 299 - \frac{(55)^2}{12} = 46.91667, \end{aligned}$$

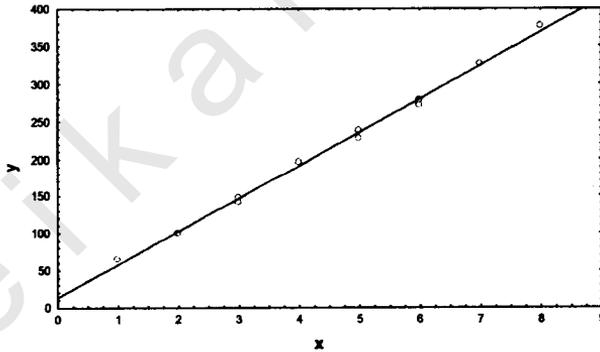
$$b_1 = \frac{SXY}{SXX} = \frac{2083.75}{46.91667} = 44.41385,$$

$$\begin{aligned} b_0 &= \bar{y} - b_1 \bar{x} \\ &= 217.75 - (44.41385)(4.58333)x \\ &= 14.187. \end{aligned}$$

وعلى ذلك فإن معادلة خط الانحدار المقدرة هي :

$$\hat{y}_x = 14.187 + 44.41385x.$$

والموضحة في شكل ( ١٠-٥ ) .



شكل ( ١٠-٥ )

الآن نحسب :

$$\begin{aligned} SSTO &= SYY = \sum y_i^2 - \frac{(\sum y_i)^2}{n} \\ &= 661865 - \frac{(2613)^2}{12} = 92884.25, \end{aligned}$$

$$SSR = \frac{(SXY)^2}{SXX} = \frac{(2083.75)^2}{46.91667} = 92547.362.$$

وبطرح SSR من SSTO نحصل على :

$$\begin{aligned} SSE &= SSTO - SSR \\ &= 92884.25 - 92547.362 \\ &= 336.888, \end{aligned}$$

$$MSR = \frac{SSR}{1} = \frac{92547.362}{1} = 92547.362.$$

$$MSE = \frac{SSE}{n-2} = \frac{336.888}{10} = 33.6888.$$

جدول تحليل التباين معطى في جدول (٦-١٠).

جدول (٦-١٠)

متوسط مجموع المربعات	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر الاختلاف
92547.362	92547.362	1	الانحدار
33.6888	336.888	10	الخطأ
	92884.25	11	الكلي

$$f = \frac{MSR}{MSE} = \frac{92547.362}{33.6888} = 2747.126.$$

$f_{0.05}(1,10) = 4.96$  والمستخرجة من جدول توزيع F في ملحق (٦) بدرجات حرية

$v_1 = 1, v_2 = 10$ . منطقة الرفض  $F > 4.96$ . وبما أن  $f$  تقع في منطقة الرفض نرفض  $H_0$ .

### (١٠-٢-٥) تقدير $\sigma^2$ Estimating $\sigma^2$

في الحقيقة، يفضل الحصول على تقدير للمعلمة  $\sigma^2$  لا يعتمد على النموذج. عموماً،

مثل هذا التقدير يمكن الحصول عليها فقط في فئات البيانات التي تحتوي على قيم متعددة لـ  $y$

عند كل قيمة من قيم  $x$  أو عند توفر بعض المعلومات القبلية. في حالة عدم توفر هذه الحالات

فإن التقدير للمعلمة  $\sigma^2$  يعتمد على النموذج، أي يكون دالة في مجموع مربعات الأخطاء

SSE، وبحسب من المعادلة الآتية :

$$s^2 = \frac{SSE}{n-2} = MSE$$

أي أن  $s^2$  يساوي متوسط مجموع مربعات الخطأ وهو تقدير غير متحيز للمعلمة  $\sigma^2$ . التقدير بنقطة للمعلمة  $\sigma$  هو  $\sqrt{s^2}$  والذي يسمى الخطأ المعياري للانحدار **standard error of regression**. للمثال (٣-١٠) ومن جدول (٦-١٠) فإن :

$$s = \sqrt{\text{MSE}} = \sqrt{33.6888} = 5.804.$$

### Coefficient of Simple Determination (٦-٢-١٠) معامل التحديد البسيط

يعرف معامل التحديد البسيط  $r^2$  كالتالي :

$$r^2 = \frac{\text{SSR}}{\text{SSTO}} = \frac{\text{SSTO} - \text{SSE}}{\text{SSTO}} = 1 - \frac{\text{SSE}}{\text{SSTO}}$$

للمثال (٣-١٠) ومن جدول (٦-١٠) فإن :

$$r^2 = \frac{92547.362}{92884.25} = 0.996.$$

يأخذ  $r^2$  الواحد الصحيح عندما تقع القيم  $y_1, y_2, \dots, y_n$  على خط الانحدار المقدر وعلى ذلك فإن  $\text{SSE} = 0$ . وذلك لأن :

$$\text{SSR} = \text{SSTO} - \text{SSE}$$

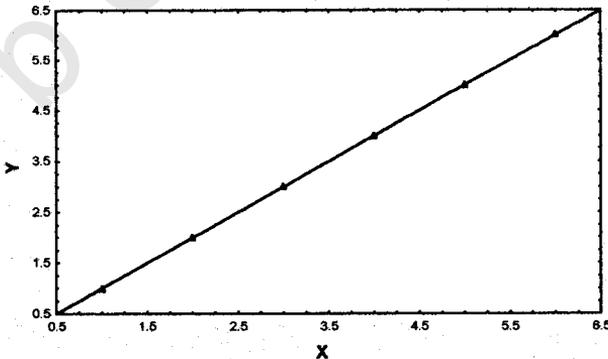
وفي هذه الحالة فإن :

$$\text{SSR} = \text{SSTO} - 0.0 = \text{SSTO}$$

وعلى ذلك فإن :

$$r^2 = \frac{\text{SSR}}{\text{SSTO}} = \frac{\text{SSTO}}{\text{SSTO}} = 1$$

هذه الحالة موضحة في شكل (٦-١٠) .

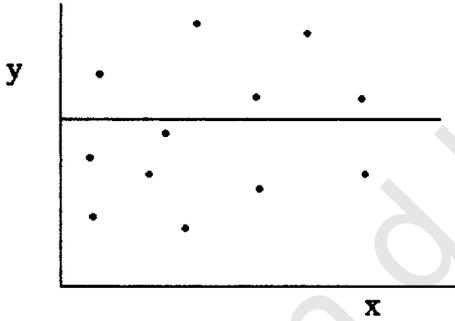


شكل (٦-١٠)

عندما  $r^2 = 0$  فهذا يدل على عدم وجود علاقة خطية بين المتغيرين وبالتالي فإن  $SSR = 0$  ومنها :

$$r^2 = \frac{SSR}{SSTO} = \frac{0.0}{SSTO} = 0.0$$

في هذه الحالة فإن معادلة الانحدار المقدرة سوف تكون موازية للمحور الأفقي ، أي أن  $b_1 = 0$  كما هو موضح في شكل (٧-١٠)

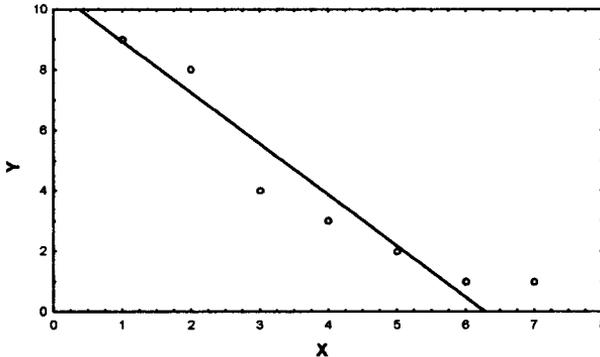


شكل (٧-١٠)

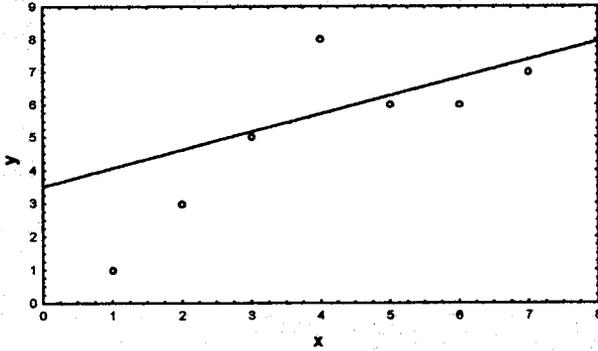
معامل التحديد دائما موجب وتتراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح أي أن :

$$0 \leq r^2 \leq 1.$$

يتضح من شكل (٨-١٠) ، حيث  $r^2 = 0.9025$  ، أن المشاهدات تقترب بدرجة كبيرة من خط الانحدار المقدر وذلك بالمقارنة للمشاهدات في شكل (٩-١٠) حيث  $r^2 = 0.3249$ .



شكل (٨-١٠)



شكل (٩-١٠)

### Estimation of the parameters $\beta_0, \beta_1$ تقدير المعلمتين (٧-٢-١٠)

في دراستنا السابقة في البند (٢-١٠) عرفنا أن  $b_0, b_1$  تقديرين للمعلمتين الحقيقيتين  $\beta_0, \beta_1$  وذلك بالاعتماد على عينة عشوائية من الحجم  $n$ . بتكرار المعاينة من الحجم  $n$  وحساب  $b_0, b_1$  لكل عينة فإن القيمتين  $b_0, b_1$  سوف يختلفان من عينة إلى أخرى. وعلى ذلك فإن التقديرين  $b_0, b_1$  قيمتين لمغيرين عشوائيين  $B_0, B_1$ .

وبما أن قيمة  $x$  لازالت ثابتة، فإن قيم  $\beta_0, \beta_1$  سوف تعتمد على قيم  $y$  أو بدقة أكثر، على قيم المغيرات العشوائية  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  المستقلة والتي تتبع توزيعاً طبيعياً، وباستخدام نظريات الإحصاء يمكن إثبات أن المتغير العشوائي  $B_1$  أيضاً يتبع توزيعاً طبيعياً بمتوسط:

$$\mu_{B_1} = \beta_1$$

وتباين:

$$\sigma_{B_1}^2 = \frac{\sigma^2}{SXX}$$

وتبعاً لنظرية (٨-١) فإن:

$$Z = \frac{B_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{SXX}}}$$

متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي القياسي.

عادة الانحراف المعياري،  $\sigma$ ، مجهول ويستبدل بالإحصاء  $S$  في صيغة  $Z$  لنحصل على

$$T = \frac{B_1 - \beta_1}{\sqrt{\frac{S^2}{SXX}}}$$

حيث  $T$  متغير عشوائي له توزيع  $t$  بدرجات حرية  $n-2$  . سوف نستخدم المتغير  $T$  في إيجاد فترة ثقة للمعلمة  $\beta_1$  حيث  $100\%(1 - \alpha)$  :

$$P(-t_{\alpha/2} < \frac{B_1 - \beta_1}{\sqrt{S^2/SXX}} < t_{\alpha/2}) = 1 - \alpha.$$

وباتباع الخطوات الجبرية التي استخدمناها في الفصل الثامن يمكن كتابة :

$$P(B_1 - t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{S^2}{SXX}} < \beta_1 < B_1 + t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{S^2}{SXX}}) = 1 - \alpha.$$

لعينة عشوائية معطاة من الحجم  $n$  نحسب  $s$  و  $SXX$  وذلك للحصول على  $100\%(1 - \alpha)$  فترة ثقة كالتالي :

$$b_1 - t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{s^2}{SXX}} < \beta_1 < b_1 + t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{s^2}{SXX}}.$$

مثال ( ١٠-٤ ) أوجد فترة ثقة للمعلمة  $\beta_1$  في معادلة الانحدار  $\mu_{y|x} = \beta_0 + \beta_1 x$  بالاعتماد على البيانات في جدول ( ١٠-٥ ) .

الحل . للمثال ( ١٠-٣ ) فإن :

$$SXX = 46.91667 , \quad b_1 = 44.41385 , \quad s^2 = 33.6888$$

باستخدام جدول توزيع  $t$  في ملحق (٤) فإن  $t_{0.025} = 2.228$  بدرجات حرية  $v = 10$  . وعلى ذلك فإن فترة ثقة للمعلمة  $\beta_1$  تحسب كالتالي :

$$44.41385 - 2.228 \sqrt{\frac{33.6888}{46.91667}} < \beta_1 < 44.41385 + 2.228 \sqrt{\frac{33.6888}{46.91667}}$$

أي أن :

$$44.41385 - 2.228(0.847382) < \beta_1 < 44.41385 + 2.228(0.847382)$$

والتي تختصر إلى :

$$42.5 < \beta_1 < 46.3.$$

لاختبار فرض العدم  $H_0 : \beta_1 = \beta_1^*$  ضد فرض بديل مناسب يمكننا استخدام توزيع

$t$  بدرجات حرية  $n-2$  للحصول على منطقة الرفض. قررانا سوف يعتمد على القيمة :

$$t = \frac{b_1 - \beta_1^*}{\sqrt{s^2 / SXX}}$$

مثال ( ١٠-٥ ) باستخدام القيمة المقدرة  $b_1 = 44.41385$  في مثال ( ١٠-٣ ) ، أختبر فرض العدم أن  $\beta_1 = 0$  عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$  .  
الحل .

$$H_0 : \beta_1 = 0,$$

$$H_1 : \beta_1 \neq 0.$$

$$\alpha = 0.05.$$

$T < -2.228$  أو  $T > 2.228$  ومنطقة الرفض  $t_{0.025} = 2.228$

$$t = \frac{b_1 - 0.0}{\sqrt{s^2 / SXX}}$$

$$= \frac{44.41385}{\sqrt{\frac{33.6888}{46.91667}}} = \frac{44.41385}{0.847382} = 52.41.$$

وبما أن  $t$  تقع في منطقة الرفض نرفض  $H_0$  .

أيضا المتغير العشوائي  $B_0$  له توزيع طبيعي بمتوسط :

$$\mu_{B_0} = \beta_0$$

وتباين :

$$\sigma_{B_0}^2 = \sigma^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SXX} \right)$$

وتبعاً لنظرية ( ٨-١ ) فإن :

$$Z = \frac{B_0 - \beta_0}{\sqrt{\sigma^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SXX} \right)}}$$

متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي القياسي وباستبدال  $\sigma$  بالإحصاء  $S$  في صيغة  $Z$  نحصل على المتغير العشوائي :

$$T = \frac{B_0 - \beta_0}{\sqrt{S^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SXX} \right)}}$$

والذي يتبع توزيع  $t$  بدرجات حرية  $n-2$ .

سوف يستخدم المتغير  $T$  للحصول على  $100(1-\alpha)\%$  فترة ثقة للمعلمة  $\beta_0$  كالتالي :

$$b_0 - t_{\alpha/2} \sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SXX} \right)} < \beta_0 < b_0 + t_{\alpha/2} \sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SXX} \right)}.$$

مثال (١٠-٦) أوجد 95% فترة ثقة للمعلمة  $\beta_0$  في خط الانحدار  $\mu_{y|x} = \beta_0 + \beta_1 x$

بالاعتماد على البيانات في جدول (١٠-٣).

الحل . من المثال (١٠-٣) فإن :

$$s^2 = 33.6888, \quad SXX = 46.91667, \quad \bar{x} = 4.58333, \quad b_0 = 14.187$$

وعلى ذلك 95% فترة ثقة للمعلمة  $\beta_0$  تعطى على الشكل :

$$14.187 - 2.228 \sqrt{33.6888 \left[ \frac{1}{12} + \frac{4.58333^2}{46.91667} \right]} < \beta_0 <$$

$$14.187 + 2.228 \sqrt{33.6888 \left[ \frac{1}{12} + \frac{4.58333^2}{46.91667} \right]}.$$

أي أن :

$$14.187 - 2.228(4.2298) < \beta_0 < 14.187 + 2.228(4.2298)$$

والتي تختزل إلى :

$$4.8 < \beta_0 < 23.6.$$

لاختبار فرض العدم  $H_0: \beta_0 = \beta_0^*$  ضد أي فرض مناسب فإننا مرة أخرى سوف

نستخدم توزيع  $t$  بدرجات حرية  $n-2$  للحصول على منطقة الرفض وبالتالي فإن قرارنا

سوف يعتمد على القيمة :

$$t = \frac{b_0 - \beta_0^*}{\sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SXX} \right)}}$$

الطريقة المتبعة موضحة في المثال التالي :

مثال ( ٧-١٠ ) باستخدام القيمة المقدرة  $b_0=14.187$  في مثال ( ٣-١٠ ) ، أختبر فرض العدم  $H_0 : \beta_0 = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1 : \beta_1 \neq 0$  عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$  .  
الحل .

$$H_0 : \beta_0 = 0$$

$$H_1 : \beta_0 \neq 0$$

مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$

$$t = \frac{b_0 - 0.0}{\sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SXX} \right)}}$$

$$= \frac{14.187}{\sqrt{33.6888 \left[ \frac{1}{12} + \frac{4.58333^2}{46.91667} \right]}} = 3.354.$$

$t_{0.025} = 2.228$  ومنطقة الرفض  $T > 2.228$  أو  $T < -2.228$  وحيث أن  $t$  وقعت في منطقة الرفض نرفض  $H_0$  .

### Prediction ( ٨-٢-١٠ ) التنبؤ

يمكن استخدام المعادلة  $\hat{y}_x = b_0 + b_1x$  للتنبؤ بقيمة  $\mu_{Y|x}$  ، حيث  $x'$  ليس من الضرورة أن تكون واحدة من  $x_1, x_2, \dots, x_n$  في العينة العشوائية من الحجم  $n$  للملاحظات  $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$  . أيضا يمكن استخدام المعادلة  $\hat{y}_x = b_0 + b_1x$  للتنبؤ بقيمة واحدة  $y_{x'}$  للمتغير  $Y | x'$  . سوف نتوقع أن خطأ التنبؤ سوف يكون أعلى في حالة قيمة واحدة متنبأ بها عنه في حالة التنبؤ بالمتوسط وهذا سوف يؤثر على طول فترة الثقة للمعالم المراد تقديرها .

عند الرغبة في الحصول على فترة ثقة للمعلمة  $\mu_{Y|x}$  يكون من الضروري إيجاد التوزيع العيني للفروق بين القيم  $\hat{y}_x$  ، والتي نحصل عليها من خط الانحدار المقدر بتكرار المعاينة والقيمة الحقيقية المقابلة  $\mu_{Y|x}$  من خط الانحدار الحقيقي . باستخدام نظريات الإحصاء يمكن إثبات أن

التوزيع العيني للإحصاء  $\hat{Y}_{x'} - \mu_{Y|x'}$  يتبع توزيعاً طبيعياً بمتوسط :

$$\mu_{\hat{Y}_{x'} - \mu_{Y|x'}} = E[\hat{Y}_{x'} - \mu_{Y|x'}] = 0$$

وتباين :

$$\sigma_{\hat{Y}_{x'} - \mu_{Y|x'}}^2 = \sigma^2 \left[ \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right].$$

في التطبيق يستبدل  $\sigma^2$  بالقيمة  $s^2$  والتي تمثل قيمة للإحصاء  $S^2$  وعلى ذلك ، فإن الإحصاء :

$$T = \frac{\hat{Y}_{x'} - \mu_{Y|x'}}{\sqrt{S^2 \left[ \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right]}}$$

له توزيع  $t$  بدرجات حرية  $n-2$ . يمكن الحصول على  $100(1-\alpha)\%$  فترة ثقة للمعلمة  $\mu_{Y|x'}$  من الصيغة التالية :

$$\hat{y}_{x'} - t_{\alpha/2} \sqrt{s^2 \left[ \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right]} < \mu_{Y|x'} < \hat{y}_{x'} + t_{\alpha/2} \sqrt{s^2 \left[ \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right]}.$$

مثال ( ١٠-٨ ) باستخدام البيانات في جدول ( ١٠-٥ ) أوجد 95% فترة ثقة للمعلمة

$$\mu_{Y|4}$$

الحل . من معادلة الانحدار المقدرة فإن :

$$\begin{aligned} \hat{y}_4 &= 14.187 + (44.41385)(4) \\ &= 191.84. \end{aligned}$$

عرفنا مما سبق أن :

$$SXX = 46.91667, \quad \bar{x} = 4.58333, \quad s^2 = 33.6888,$$

$t_{0.025} = 2.228$  بدرجات حرية 10 . وعلى ذلك 95% فترة ثقة للمعلمة  $\mu_{Y|4}$  هي :

$$\begin{aligned} 191.84 - 2.228 \sqrt{33.6888 \left[ \frac{1}{12} + \frac{(4 - 4.58333)^2}{46.91667} \right]} < \mu_{Y|4} < \\ 191.84 + 2.228 \sqrt{33.6888 \left[ \frac{1}{12} + \frac{(4 - 4.58333)^2}{46.91667} \right]}. \end{aligned}$$

أي أن :

$$191.84 - (2.228)(1.7469) < \mu_{Y|4} < 191.84 + (2.228)(1.7469)$$

والتي تختصر إلى :

$$187.94791 < \mu_{Y|4} < 195.73209.$$

للحصول على  $100\%(1-\alpha)$  فترة ثقة لأي قيمة مفردة  $y_{x'}$  للمتغير  $Y | x'$  ، يكون من الضروري تقدير التباين للفروق بين القيم  $\hat{y}_{x'}$  المحسوبة من خط الانحدار المقدر بتكرار المعاينة والقيمة المقابلة الحقيقية  $y_{x'}$  . باستخدام نظريات الإحصاء يمكن إثبات أن التوزيع العيني للإحصاء  $\hat{Y}_{x'} - y_{x'}$  يتبع توزيعا طبيعيا بمتوسط  $\mu_{\hat{Y}_{x'} - y_{x'}} = 0$  وتباين :

$$\sigma_{\hat{Y}_{x'} - y_{x'}}^2 = \sigma^2 \left[ 1 + \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right]$$

في التطبيق يستبدل  $\sigma^2$  بالقيمة  $s^2$  والتي تمثل قيمة للإحصاء  $S^2$  وعلى ذلك ، فإن الإحصاء :

$$T = \frac{\hat{Y}_{x'} - y_{x'}}{\sqrt{S^2 \left[ 1 + \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right]}}$$

يتبع توزيع  $t$  بدرجات حرية  $n-2$  .

يمكن الحصول على  $100\%(1-\alpha)$  فترة ثقة لقيمة مفردة  $y_{x'}$  من الصيغة التالية :

$$\hat{y}_{x'} - t_{\alpha/2} \sqrt{s^2 \left[ 1 + \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right]} < y_{x'} < \hat{y}_{x'} + t_{\alpha/2} \sqrt{s^2 \left[ 1 + \frac{1}{n} + \frac{(x' - \bar{x})^2}{SXX} \right]}$$

مثال ( ١٠-٩ ) للبيانات في جدول ( ١٠-٥ ) أوجد (أ) 95% فترة ثقة لـ  $y_4$  (ب) وضع بيانيا 95% فترة ثقة لـ  $y_{x'}$  .

الحل . (أ)  $\bar{x} = 4.58333$  ،  $s^2 = 33.6888$  ،  $n = 12$  ، وعلى ذلك 95% فترة ثقة لـ  $y_4$  هي :

$$191.84 - 2.228 \sqrt{33.6888 \left[ 1 + \frac{1}{12} + \frac{(4 - 4.58333)^2}{46.91667} \right]} < y_4 <$$

$$191.84 + 2.228 \sqrt{33.6888 \left[ 1 + \frac{1}{12} + \frac{(4 - 4.58333)^2}{46.91667} \right]}$$

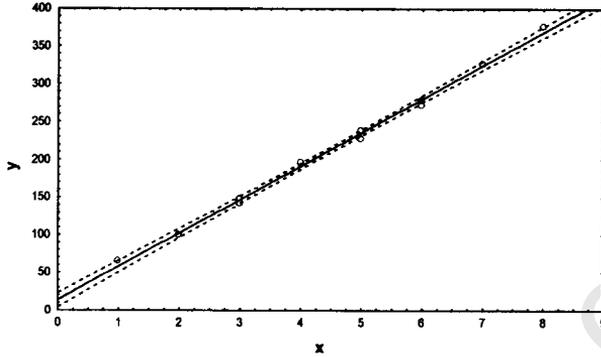
أي أن :

$$191.84 - 2.228(6.061) < y_4 < 191.84 + 2.228(6.06)$$

والتي تختصر إلى :

$$178.3 < y_4 < 205.3$$

(ب) يوضح شكل (١٠-١٠) 95% فترة ثقة لـ  $y_x$ .



شكل (١٠-١٠)

### Test for Linearity of Regression (٩-٢-١٠) اختبار خطية الانحدار

لمشكلة معطاة فإننا نفترض إما أن الانحدار خطي وتتبع خطوات التقدير التي تناولناها في البند (٣-٢-١٠) أو نستنتج أن الانحدار غير خطي ونبحث عن نموذج آخر. في الجزء التالي سوف نتناول اختبار الخطية في حالتين. الحالة الأولى عندما تكون  $\sigma^2$  معلومة (التباين معلوم)

لاختبار فرض العدم  $H_0$ : النموذج خطي ضد الفرض البديل  $H_1$ : النموذج غير خطي فإن:

$$\chi^2 = \frac{SSE}{\sigma^2}$$

قيمة لمتغير عشوائي  $X^2$  له توزيع  $\chi^2$  بدرجات حرية  $v = n - 2$  وذلك بافتراض صحة فرض العدم. لمستوى معنوية  $\alpha$  فإن منطقة الرفض  $X^2 > \chi^2_{\alpha}$  حيث  $\chi^2_{\alpha}$  تستخرج من جدول توزيع  $\chi^2$  في ملحق (٥) بدرجات حرية  $v = n - 2$ . إذا وقعت  $\chi^2$  في منطقة الرفض نرفض  $H_0$ . مثال (١٠-١٠) لأزواج القياسات في جدول (٧-١٠) أختبر فرض العدم  $H_0$ : النموذج خطي ضد الفرض البديل  $H_1$ : النموذج غير خطي وذلك عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.01$  وتحت فرض أن  $\sigma^2 = 1$ .

جدول (٧-١٠)

x	0.345	0.287	0.251	0.225	0.207	0.186	0.161	0.132	0.084	0.060
y	367	311	295	268	253	239	220	213	193	192

الحل . لاختبار فرض العدم  $H_0$  : النموذج خطي ضد الفرض البديل  $H_1$  : النموذج غير خطي  
نحسب جدول تحليل التباين والمعطى في جدول ( ٨-١٠ ) . ونحسب القيمة :

$$\chi^2 = \frac{SSE}{\sigma^2} = \frac{21.95}{1} = 21.95.$$

بمستوي معنوية  $\alpha = 0.01$  فإن  $\chi_{0.01}^2 = 20.09$  والمستخرجة من جدول توزيع  $\chi^2$  في  
ملحق (٥) بدرجات حرية  $v = n - 2 = 10 - 2 = 8$  . منطقة الرفض  $X^2 > 20.09$  . وبما  
أن  $\chi^2$  تقع في منطقة الرفض نرفض  $H_0$  ، أي أن العلاقة بين المتغيرين لا تتبع النموذج الخطي  
ويجب أن نبحث عن نموذج آخر .

جدول ( ٨-١٠ )

مصدر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات
الانحدار	1	342.0	342.0
الخطأ	8	21.95	2.744
الكلية	9	363.95	

الحالة الثانية عندما تكون  $\sigma^2$  مجهولة :

لاختبار فرض العدم  $H_0$  : النموذج خطي ضد الفرض البديل  $H_1$  : النموذج غير خطي  
نختار عينة عشوائية من الحجم  $n$  من المشاهدات بحيث أن لكل قيمة من  $x$  يوجد أكثر من قيمة  
 $y$  . أي أن العينة التي حجمها  $n$  تحتوي على قيم مختلفة من  $x$  عددها  $k$  بحيث تحتوي العينة  
على  $n_1$  من القيم المشاهدة  $y_{11}, y_{12}, \dots, y_{1n_1}$  المقابلة للقيمة  $x_1$  و  $n_2$  من القيم المشاهدة  
 $y_{21}, y_{22}, \dots, y_{2n_2}$  المقابلة للقيمة  $x_2$  و ... و  $n_k$  من القيم المشاهدة

$$n = \sum_{i=1}^k n_i \quad \text{حيث } y_{k1}, y_{k2}, \dots, y_{kn_k} \text{ المقابلة للقيمة } x_k$$

لإجراء الاختبار نتبع الخطوات التالية :

(أ) نحسب مجموع مربعات الخطأ الخالص من  $x_1$  pure error of sum squares

من الصيغة التالية :

$$\sum_{u=1}^{n_1} (y_{1u} - \bar{y}_1)^2$$

، حيث  $\bar{y}_i = \sum_{u=1}^{n_i} y_{iu} / n_i$  ، بدرجات حرية  $n_i - 1$  . بنفس الشكل يمكن حساب مجموع مربعات الخطأ الخالص من  $x_2$  و ... و  $x_k$  . مجموع مربعات الخطأ الخالص الكلي يحسب من الصيغة التالية :

$$SSP = \sum_{i=1}^k \sum_{u=1}^{n_i} (y_{iu} - \bar{y}_i)^2$$

بدرجات حرية :

$$n_e = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) = \sum_{i=1}^k n_i - k$$

(ب) نحسب متوسط مجموع مربعات الخطأ الخالص من الصيغة التالية :

$$s_e^2 = \frac{SSP}{n_e}$$

والذي يعتبر تقدير للمعلمة  $\sigma^2$

(ج) نحسب مجموع مربعات قصور التوفيق sum squares lake of fit كالتالي :

$$SSL = SSE - SSP$$

بدرجات حرية  $n_e - (n-2) = n_L$  .

من الحسابات السابقة فإن جدول تحليل التباين يكون كما هو موضح في جدول ( ٩-١٠ )

جدول ( ٩-١٠ )

متوسط مجموع المربعات	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر الاختلاف
SSR/1 SSE/n-2	SSR SSE	1 n-2	الانحدار الخطأ
		n-1	الكلي
MSL=SSL/n <sub>L</sub> s <sub>e</sub> <sup>2</sup> = SSP / n <sub>e</sub>	SSL SSP	n <sub>L</sub> n <sub>e</sub>	قصور التوفيق الخطأ الخالص

نحسب قيمة  $f'$  كالتالي :

$$f' = \frac{MSL}{s_e^2}$$

بافتراض صحة فرض العدم فإن  $f'$  تمثل قيمة لمتغير عشوائي F له توزيع F بدرجات حرية

$n_L$  ,  $n_e$  . عند مستوي معنوية  $\alpha$  نحسب منطقة الرفض كالتالي :  $F > f_{\alpha}(n_L, n_e)$  حيث:

$f_{\alpha}(n_L, n_e)$  تستخرج من جدول توزيع F في ملحق (٦) أو ملحق (٧) بدرجات حرية  
 $v_1 = n_L, v_2 = n_e$ . إذا وقعت  $f'$  في منطقة الرفض نرفض  $H_0$ .

مثال (١١-١٠) لازواج القياسات في جدول (١٠-١٠) اختبر فرض العدم  $H_0$ : النموذج  
خطي ضد الفرض البديل  $H_0$ : النموذج غير خطي عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$ .

جدول (١٠-١٠)

المشاهدات	x	y	المشاهدات	x	y	المشاهدات	x	y
1	1.3	2.3	9	3.7	1.7	17	5.3	3.5
2	1.3	1.8	10	4.0	2.8	18	5.3	2.8
3	2.0	2.8	11	4.0	2.8	19	5.3	2.1
4	2.0	1.5	12	4.0	2.2	20	5.7	3.4
5	2.7	2.2	13	4.7	5.4	21	6.0	3.2
6	3.3	3.8	14	4.7	3.2	22	6.0	3.0
7	3.3	1.8	15	4.7	1.9	23	6.3	3.0
8	3.7	3.7	16	5.0	1.8	24	6.7	5.9

الحل .

$H_0$ : النموذج الخطي :

$H_1$ : النموذج غير خطي :

$\alpha = 0.05$

سوف نوجد مجموع المربعات الخالص ثم مجموع مربعات قصور التوفيق كالتالي :

مجموع مربعات الخطأ الخالص عند  $x = 1.3$  هو :

$$(2.3)^2 + (1.8)^2 - \{ (2.3 + 1.8)^2 / 2 \} = 0.125$$

بدرجة حرية واحدة (  $n_1 = 2-1 = 1$  ) .

مجموع مربعات الخطأ الخالص عند  $x = 2.0$  هو :

$$(2.8)^2 + (1.5)^2 - \{ (2.8 + 1.5)^2 / 2 \} = 0.845$$

بدرجة حرية واحدة (  $n_2 = 2-1 = 1$  ) . بنفس الطريقة يتم حساب مجموع مربعات الخطأ

الخالص للقيم الباقية من  $x$  كما في جدول (١١-١٠) .

جدول (١١-١٠)

مستوى x	$\Sigma(y_{iu} - \bar{y}_i)^2$	درجات حرية
1.3	0.125	1
2.0	0.845	1
3.3	2.000	1
3.7	2.000	1

4.0	0.240	2
4.7	6.260	2
5.3	0.980	2
6.0	0.020	1
المجموع	12.470	11

جدول تحليل التباين معطى في جدول (١٠-١٢).

جدول (١٠-١٢)

مصدر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	f المحسوبة
الانحدار	1	6.326	6.326	$f = \frac{6.326}{0.963}$
الخطأ	22	21.192	$0.963 = s^2$	$= 6.569$ عند مستوى معنوية $\alpha=0.05$
قصور التوفيق	11	8.722	$0.793 = MSL$	$f' = \frac{0.793}{1.134}$
الخطأ الخالص	11	12.470	$1.134 = s_e^2$	$= 0.699$

من جدول (١٠-١٢) فإن القيمة  $f' = 0.699$  غير معنوية لأنها أقل من الواحد.

(١٠-٣) بعض نماذج الانحدار الغير خطية

### Some Nonlinear Regression Models

يوجد العديد من النماذج الرياضية الغير خطية المستخدمة في تمثيل العلاقات الاقتصادية والاجتماعية ... الخ. سوف تقتصر دراستنا في هذا الجزء على النموذج الأسى ونموذج القوى.

### The Exponential Model (١٠-٣-١) النموذج الأسى

معادلة النموذج الأسى تكون على الصورة التالية :

$$\mu_{Y|X} = \gamma \delta^X$$

حيث  $\gamma, \delta$  ثابتان والمطلوب تقديرهما من البيانات بالتقديرين  $c, d$  على التوالي . يمكن تقدير

$\mu_{Y|X}$  بالقيمة  $\hat{y}_X$  من منحنى الانحدار المقدر التالي :

$$\hat{y}_X = c d^X.$$

بأخذ لوغاريتمات الطرفين ( للأساس  $e$  ) في المعادلة السابقة فإن منحنى الانحدار المقدر يمكن

كتابته على الشكل :

$$\ln \hat{y}_X = \ln c + (\ln d)x,$$

وكل زوج من المشاهدات في العينة يحقق العلاقة :

$$\ln y_i = \ln c + (\ln d) x_i + e_i = b_0 + b_1 x_i + e_i,$$

حيث أن :  $b_1 = (\ln d)$ ,  $b_0 = \ln c$  . وعلى ذلك يمكن إيجاد  $b_0, b_1$  بالصيغ المستخدمة لنموذج الانحدار الخطي ، التي سبق أن تناولناها ، باستخدام النقاط  $(x_i, \ln y_i)$  ثم إيجاد  $c, d$  بأخذ القيم المقابلة للوغاريتمات لـ  $b_0, b_1$  على التوالي، أي أن :

$$d = \exp(b_1), c = \exp(b_0).$$

طريقة المربعات الصغرى لتوفيق منحنى أسى لفئة من المشاهدات موضحة في المثال التالي .  
مثال ( ١٠-١٢ ) لزوج القياسات في جدول ( ١٠-١٣ ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة تحت فرض النموذج الأسى .

جدول ( ١٠-١٣ )

x	1	2	3	4	5	6	7
y	304	341	393	457	548	670	882

الحل . بوضع  $y'_i = \ln y_i$  فإن :  $\Sigma y'_i = 43.243148$

$$n = 7, \quad \Sigma x_i = 28, \quad \Sigma x_i^2 = 140$$

$$\Sigma x_i y'_i = 177.85134, \quad \bar{x} = 4, \quad \frac{\Sigma y'_i}{n} = 6.1775926$$

$$b_1 = \frac{177.85134 - \frac{(28)(43.243148)}{7}}{140 - \frac{(28)^2}{7}}$$

$$= 0.174241.$$

$$b_0 = 6.1775926 - (0.174241)(4)$$

$$= 5.4806286.$$

معادلة الانحدار المقدرة هي :

$$\hat{y}_x = 5.4806286 + 0.174241x.$$

وعلى ذلك :

$$\ln d = b_1 = 0.174241, \quad \ln c = b_0 = 5.4806286,$$

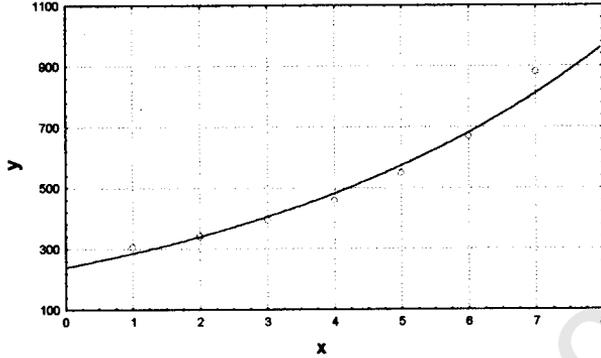
$$d = \exp(b_1) = 1.1903424, \quad c = \exp(b_0) = 239.99752.$$

وبالتالي فإن منحنى الانحدار المقدر بالمربعات الصغرى هو :

$$\hat{y}_x = c d^x$$

$$= (239.99752)(1.1903424)^x$$

والتمثيل البياني لها موضح في شكل ( ١٠-١١ ) .



شكل ( ١٠-١١ )

### Power Model (١٠-٣-٢) نموذج القوى

معادلة نموذج القوى تكون على الصورة التالية :

$$\mu_{Y|X} = a_0 x^{a'_0}$$

حيث  $a_0, a'_0$  ثابتان والمطلوب تقديرهما من البيانات بالتقديرين  $c_0, d_0$  على التوالي. يمكن

تقدير  $\mu_{Y|X}$  بالقيمة  $\hat{y}_x$  من منحنى الانحدار المقدر التالي :

$$\hat{y}_x = c_0 x^{d_0}.$$

بأخذ لوغاريتمات الطرفين ( للأساس e ) فإن منحنى الانحدار يمكن كتابته على الشكل :

$$\ln \hat{y}_x = \ln c_0 + d_0 (\ln x)$$

كل زوج من المشاهدات في العينة يحقق العلاقة :

$$\ln y_i = \ln c_0 + d_0 (\ln x_i) + e_i$$

$$= b_0 + b_1 (\ln x_i) + e_i$$

حيث  $b_0 = \ln c_0, b_1 = d_0$ . وعلى ذلك يمكن إيجاد  $b_0, b_1$  بالصيغ المستخدمة لنموذج

الانحدار الخطي، التي سبق أن تناولناها، باستخدام النقاط  $(\ln x_i, \ln y_i)$  ثم إيجاد  $c_0, d_0$  حيث

$$b_1 = d_0, \ln c_0 = b_0.$$

مثال ( ١٠-١٣ ) لزوج القياسات في جدول ( ١٠-١٤ ) أوجد معادلة الانحدار المقدره تحت

فرض نموذج القوى .

جدول ( ١٠ - ١٤ )

x	600	600	600	600	500	500	500	500	400	400	400	400
y	2.35	2.65	3.0	3.6	6.4	7.8	9.8	16.5	21.5	24.5	26.0	33.0

الحل .

$$n = 12 , \quad \Sigma \ln x_i = 74.412 , \quad \Sigma \ln y_i = 26.22601 ,$$

$$\Sigma \ln x_i^2 = 461.75874 , \quad \Sigma (\ln x_i)(\ln y_i) = 160.84601 ,$$

$$\Sigma \ln y_i^2 = 67.74609.$$

الحل .

$$b_1 = \frac{160.84601 - \frac{(74.412)(26.22601)}{12}}{461.75874 - \frac{(74.412)^2}{12}}$$

$$= - 5.3996,$$

$$b_0 = \frac{26.22601 - (-5.3996)(74.412)}{12}$$

$$= 35.6684.$$

معادلة الانحدار المقدرة هي :

$$\hat{y}_x = 35.6684 - 5.3996x.$$

وعلى ذلك :

$$\ln c_0 = b_0 = 35.6684$$

أي أن :

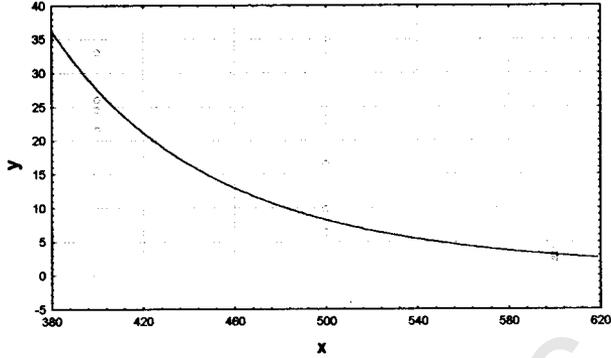
$$c_0 = \exp(b_0) = 3.094491530 \cdot 10^{15}$$

$$d_0 = b_1 = -5.3996$$

والمعادلة الأساسية المقدرة هي :

$$\hat{y}_x = c_0 x^{d_0} = (3.094491530 \cdot 10^{15}) \cdot x^{-5.3996}.$$

والتمثيل البياني لها موضح في شكل ( ١٠ - ١٢ ).



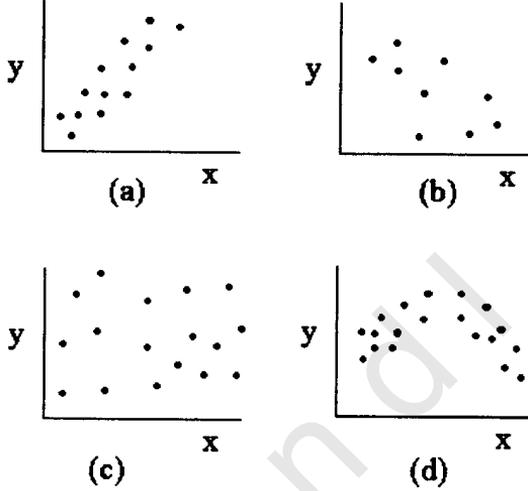
شكل ( ١٠-١٢ )

( ١٠-٤ ) معامل الارتباط الخطي البسيط

**The Simple Linear Correlation Coefficient**

في مشكلة الانحدار كان اهتمامنا بالتنبأ بمتغير وذلك من المعلومات عن المتغيرات المستقلة ، بينما في مشكلة الارتباط فإن اهتمامنا سوف يكون في قياس العلاقة بين متغيرين أو أكثر . مرة أخرى فإن قيم المتغيرات المستقلة كانت ثابتة في مشكلة الانحدار . الآن سوف يختلف الوضع . سوف نعرف معامل الارتباط الخطي بأنه مقياس للعلاقة بين متغيرين عشوائيين  $X, Y$  . وسوف نرسم له بالرمز  $r$  . سوف نفترض أن المتغيران  $X, Y$  لهما توزيع احتمالي ثنائي . لحساب معامل الارتباط الخطي نختار عينة عشوائية من أزواج المشاهدات  $(x, y)$  . إذا كانت نقاط شكل الانتشار تتركز فوق وحول خط انحدار له ميل موجب ، فهذا يدل على ارتباط موجب قوى بين المتغيرين ( ارتباط طردي ) كما هو موضح في شكل ( ١٠-١٣ ) (a) . ومن ناحية أخرى ، إذا كانت نقاط شكل الانتشار تتركز فوق وحول خط انحدار له ميل سالب فهذا يدل على ارتباط قوى سالب بين المتغيرين ( ارتباط عكسي ) كما هو موضح في شكل ( ١٠-١٣ ) (b) كلما زاد انتشار نقاط شكل الانتشار حول وفوق خط الانحدار فإن الارتباط يقل عددياً بين المتغيرين ، إذا كانت نقاط شكل الانتشار تنتشر بطريقة عشوائية كما في شكل ( ١٠-١٣ ) (c) فهذا يعني أن  $r=0$  ونستنتج عدم وجود علاقة بين  $X, Y$  . ولما كان معامل الارتباط بين متغيرين يعبر مقياس للعلاقة الخطية بينهما وعلى ذلك فإن  $r=0$  تعنى قصور في الخطية وليست قصور في الارتباط . على سبيل المثال قد تكون هناك علاقة ولكنها غير خطية . فعلى سبيل المثال إذا

وجدت علاقة قوية من الدرجة الثانية بين المتغيرين  $X, Y$  كما هو موضح في شكل ( ١٠-١٣ )  
 ( d ) فهذا يعني أن  $r=0$  . يعتبر معامل الارتباط الخطي ( معامل بيرسون للارتباط ) أو اختصارا  
 معامل الارتباط أكثر مقياس الارتباط الخطي انتشارا.



شكل ( ١٠-١٣ )

يتم حساب معامل الارتباط من المعادلة التالية :

$$r = \frac{\sum X_i Y_i - \frac{\sum X_i \sum Y_i}{n}}{\sqrt{\left[ \sum X_i^2 - \frac{(\sum X_i)^2}{n} \right] \left[ \sum Y_i^2 - \frac{(\sum Y_i)^2}{n} \right]}}$$

$$= \frac{S_{XY}}{\sqrt{S_{XX} \cdot S_{YY}}}$$

من الجزء ( ١٠-٢-٦ ) يمكن حساب معامل الارتباط كالآتي :

$$r = \pm \sqrt{r^2}$$

حيث  $r^2$  هو معامل التحديد البسيط والإشارة تخص التقدير  $b_1$  . وبما أن  $0 \leq r^2 \leq 1$  فإن  $r$

يمكن أن تأخذ الإشارة الموجبة أو السالبة ، أي أن :

$$-1 \leq r \leq 1$$

عادة يفضل حساب معامل الارتباط من معادلته وليس من  $r^2$  لصعوبة الحساب.

مثال ( ١٤-١٠ ) لدراسة العلاقة بين تركيز الأوزون (X) Ozone (مقاس PPM) وتركيز الكربون (Y) (مقاس  $\mu\text{g} / \text{m}^3$ ) تم الحصول على البيانات المعطاة في جدول ( ١٥-١٠ ).  
جدول ( ١٥-١٠ )

x	0.066	0.088	0.120	0.050	0.162	0.186	0.057	0.100
y	4.6	11.6	9.5	6.3	13.8	15.4	2.5	11.8
x	0.112	0.055	0.154	0.074	0.111	0.140	0.071	0.110
y	8.0	7.0	20.6	16.6	9.2	17.9	2.8	13.0

أوجد معامل الارتباط البسيط .

الحل .

$$n = 16 , \quad \Sigma x_i = 1.656 , \quad \Sigma y_i = 170.6 ,$$

$$\Sigma x_i^2 = 0.196912 , \quad \Sigma x_i y_i = 20.0397 ,$$

$$\Sigma y_i^2 = 2253.56.$$

$$SXY = \Sigma x_i y_i - \frac{\Sigma x_i \Sigma y_i}{n}$$

$$= 20.0397 - \frac{(1.656)(170.6)}{16}$$

$$= 2.3826,$$

$$SXX = \Sigma x_i^2 - \frac{(\Sigma x_i)^2}{n}$$

$$= 0.196912 - \frac{(1.656)^2}{16} = 0.025516,$$

$$SYY = \Sigma y_i^2 - \frac{(\Sigma y_i)^2}{n} = 2253.56 - \frac{(170.6)^2}{16}$$

$$= 434.5375.$$

وعلى ذلك :

$$r = \frac{SXY}{\sqrt{SXX.SYY}} = \frac{2.3826}{\sqrt{(0.025516)(434.5375)}} = 0.716.$$

في المناقشة السابقة لم نضع فروض قوية على توزيع المجتمع الذي اختبرت منه العينة وذلك للحصول على تقدير بنقطة للمعلمة  $\rho$  والتي ترمز إلى معامل ارتباط المجتمع. للحصول على

100%(1 - α) فترة ثقة للمعلمة ρ أو اختبارات فروض تخص ρ فإننا نفترض أن العينة مأخوذة من مجتمع يتبع التوزيع الطبيعي الثنائي **the bivariate normal distribution** أي أن X, Y متغيرين عشوائيين حيث دالة التوزيع الهامشية لكل من X, Y تتبع التوزيع الطبيعي . يمكن اختبار الاعتدال لقيم X وقيم Y على حدة بطريقة رياضية سوف نتناولها في البند ( ١٢-٥ ) من الفصل الثاني عشر .

اختبارات فروض وفترات ثقة تخص ρ

### Tests Hypotheses and Confidence Intervals Concerning ρ

لاختبار فرض العدم  $H_0: \rho = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1: \rho \neq 0$  أو الفرض البديل  $H_1: \rho > 0$  أو الفرض البديل  $H_1: \rho < 0$  وبافتراض صحة فرض العدم فإن :

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

هي قيمة لمغير عشوائي T له توزيع t بدرجات حرية  $v = n - 2$  . وعلى ذلك لمستوى معنوية α وللفرض البديل  $H_1: \rho \neq 0$  ( اختبار ذي جانبيين ) فإن منطقة الرفض سوف تكون  $T < -t_{\alpha/2}$  or  $T > t_{\alpha/2}$  حيث  $t_{\alpha/2}$  هي قيمة t المستخرجة من جدول توزيع t بدرجات حرية  $v = n - 2$  . للبدل  $H_1: \rho > 0$  فإن منطقة الرفض  $T > t_{\alpha}$  وللبدل  $H_1: \rho < 0$  فإن منطقة الرفض  $T < -t_{\alpha}$  .

مثال ( ١٥-١٠ ) بفرض أن البيانات في مثال ( ١٤-١٠ ) مأخوذة من مجتمع يتبع التوزيع الثنائي الطبيعي . المطلوب اختبار فرض العدم  $H_0: \rho = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1: \rho > 0$  وذلك عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.01$  .

الحل .

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} = \frac{0.716\sqrt{14}}{\sqrt{1-(0.716)^2}} = 3.84.$$

$t_{0.01} = 2.624$  والمستخرجة من جدول توزيع t في ملحق (٤) بدرجات حرية  $v = n - 2 = 16 - 2 = 14$  . وبما أن t تقع في منطقة الرفض ، نرفض  $H_0$  .

وبما أن ρ يقيس قوة الارتباط الخطي بين متغيرين X, Y في المجتمع فإن فرض العدم  $H_0: \rho = 0$  يدل على عدم وجود ارتباط بين المتغيرين في المجتمع . في البند ( ١٠-٢-٧ ) استخدمننا

القيمة  $t = \frac{b_1}{\sqrt{s^2/SXX}}$  لاختبار فرض العدم  $H_0: \beta_1 = 0$  هنا يمكن إثبات أن  
 $t = r\sqrt{n-2}/\sqrt{1-r^2} = b_1/\sqrt{s^2/SXX}$  وهذا يعنى أن الاختبارين متكافئين . وعلى  
ذلك إذا كان الاهتمام فقط بقياس قوة العلاقة بين متغيرين  $X, Y$  وليس الحصول على معادلة  
الانحدار الخطى فإن اختبار  $H_0: \rho = 0$  يكون اسهل من اختبار  $t$  لأنه يتطلب كمية قليلة من  
الحسابات.

الأسلوب المستخدم لاختبار  $H_0: \rho = \rho_0$  عندما  $\rho_0 \neq 0$  لا يكافى أي طريقة مستخدمة  
في تحليل الانحدار. بفرض أن أزواج المشاهدات  $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$  تمثل عينة  
عشوائية مأخوذة من مجتمع يتبع التوزيع الثنائي الطبيعي وإذا كانت  $n$  كبيرة وبافتراض صحة  
فرض العدم فإن :

$$v = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+r}{1-r}\right)$$

هي قيمة لمتغير عشوائي  $V$  تقريباً يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط  $\mu_V = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+\rho_0}{1-\rho_0}\right)$  وتباين  
 $\sigma_V^2 = \frac{1}{n-3}$  ، حيث التباين لا يعتمد على  $\rho$  ، وعلى ذلك فإن :

$$z = \frac{v - \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+\rho_0}{1-\rho_0}\right)}{1/\sqrt{n-3}}$$

هي قيمة لمتغير عشوائي  $Z$  تقريباً يتبع التوزيع الطبيعي القياسي. الجدول (١٠-١٦) يعطى  
الفروض البديلة ومنطقة الرفض لكل فرض بديل عند مستوى معنوية  $\alpha$ .

جدول (١٠-١٦)

الفروض البديلة	منطقة الرفض
$H_1: \rho \neq \rho_0$	$Z < -z_{\alpha/2}$ or $Z > z_{\alpha/2}$ .
$H_1: \rho > \rho_0$	$Z > z_{\alpha}$
$H_1: \rho < \rho_0$	$Z < -z_{\alpha}$

مثال (١٠-١٦) إذا كان لديك البيانات التالية :

$$n = 20 , \Sigma y_i = 690.30 , \Sigma y_i^2 = 29040.29 , \\ \Sigma x_i y_i = 10818.56 , \Sigma x_i = 285.90 \Sigma x_i^2 = 4409.55,$$

$\alpha = 0.05$  أختبر الفرض  $0.5 < \rho < 0.8$  عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$

الحل . أي أننا نرغب في اختبار :

$$H_0 : \rho = 0.5 ,$$

$$H_1 : \rho > 0.5$$

$$\alpha = 0.05.$$

وحيث أن  $r = .733$  فإن :

$$v = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+.733}{1-.733} \right) = .935,$$

$$\mu_v = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+.5}{1-.5} \right) = .549.$$

وعلى ذلك فإن :

$$z = \frac{v - \frac{1}{2} \ln[(1+\rho_0)/(1-\rho_0)]}{1/\sqrt{n-3}} \\ = (.935 - .549)\sqrt{17} = 1.59.$$

$z_{0.05} = 1.645$  والمستخرجة من جدول التوزيع الطبيعي القياسي في ملحق (٣) . منطقة الرفض

$Z > 1.645$  . وبما أن  $z$  تقع في منطقة القبول نقبل  $H_0$  .

يمكن الحصول على  $100\%$  (1- $\alpha$ ) فترة ثقة للمعلمة  $\rho$  من الصيغة التالية :

$$\frac{e^{2c_1} - 1}{e^{2c_1} + 1} \leq \rho \leq \frac{e^{2c_2} - 1}{e^{2c_2} + 1}$$

$$c_2 = v + \frac{Z_{\alpha/2}}{\sqrt{n-3}} , \quad c_1 = v - \frac{Z_{\alpha/2}}{\sqrt{n-3}} \quad \text{حيث أن}$$

للبيانات في مثال ( ١٠-١٦ ) فإن :

$$r = 0.733 , \quad v = 0.935 , \quad n = 20,$$

$$c_1 = .935 - 1.96/\sqrt{17} = .460,$$

$$c_2 = .935 + 1.96 / \sqrt{17} = 1.410$$

بالتعويض في الصيغة التالية يمكن الحصول على 95% فترة ثقة للمعلمة  $\rho$  كالتالي :

$$\frac{e^{2(1.410)} - 1}{e^{2(1.410)} + 1} \leq \rho \leq \frac{e^{2(.460)} - 1}{e^{2(.460)} + 1}$$

والتي تختزل إلى :

$$0.43 \leq \rho \leq 0.89$$

### Linear Multiple Regression (١٠-٥) الانحدار الخطي المتعدد

في الغالب تكون العلاقات الفعلية سواء الاقتصادية أو الاجتماعية أو السياسية معقدة يمثل فيها متغير واحد تابع وعدد من المتغيرات الأساسية المستقلة ومن الأمثلة العديدة على ذلك في مجال الاقتصاد نجد أن الكمية المستهلكة من سلعة ما تتأثر بسعر السلعة ذاتها علاوة على أسعار السلع البديلة وأيضاً بالإضافة إلى ذوق المستهلك. كذلك كمية الإنتاج تتأثر بالعمل ورأسي المال والموارد الوسيطة وغيرها من عناصر العملية الإنتاجية. وفي مجال التأمين يتوقف القسط التأميني على عمر المؤمن ودخله وقيمة الوثيقة وطول فترات التأمين .

### Least Square Method (١٠-٥-١٠) طريقة المربعات الصغرى

الآن سوف نتناول مشكلة التقدير والتنبأ بقيمة متغير تابع بالاعتماد على فئة من المشاهدات المأخوذة من عدة متغيرات مستقلة  $X_1, X_2, \dots, X_p$ . كما في حالة الانحدار الخطي البسيط ، القيمة لكل متغير مستقل والمختارة بواسطة الباحث سوف تظل ثابتة . إذا تم اختيار عينة عشوائية من الحجم  $n$  من المجتمع فإن بيانات العينة سوف تكون على الشكل :

$$\{X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{pi}; Y_i\}; i = 1, 2, \dots, n$$

مرة أخرى القيمة  $y_i$  تمثل قيمة لمتغير عشوائي  $Y_i$ . نموذج الانحدار الخطي المتعدد النظري

سوف يكون على الشكل :

$$\mu_{Y|X_1, X_2, \dots, X_p} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p,$$

حيث أن  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$  تمثل المعالم المطلوب تقديرها. نموذج الانحدار الخطي المتعدد المقدر

سوف يكون على الشكل :

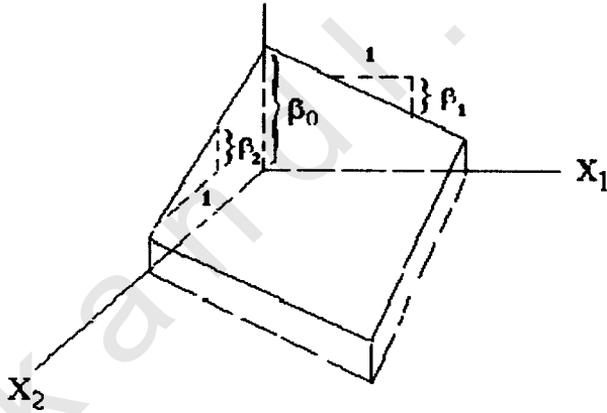
$$\hat{y}_{X_1, X_2, \dots, X_p} = b_0 + b_1 X_1 + \dots + b_p X_p,$$

حيث أن التقديرات المطلوب الحصول عليها للمعالم  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$  . سوف تقتصر دراستنا في هذا البند على حالة وجود متغيرين مستقلين  $X_1, X_2$  ( $p=2$ ) . النتائج يمكن تعميمها إلى عدة متغيرات مستقلة . في حالة وجود أكثر من متغير مستقل فإن معرفتنا لنظرية المصفوفات سوف يساعدنا في عملية الحساب .

في حالة وجود متغيرين مستقلين فإن نموذج الانحدار الخطي المتعدد سوف يكون على الشكل :

$$\mu_{Y|X_1, X_2} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2,$$

الشكل البياني للمعادلة السابقة موضح في شكل ( ١٤-١٠ ) و الذي يسمى المستوى .



شكل ( ١٤-١٠ )

ونموذج الانحدار الخطي المقدر سوف يكون على الشكل :

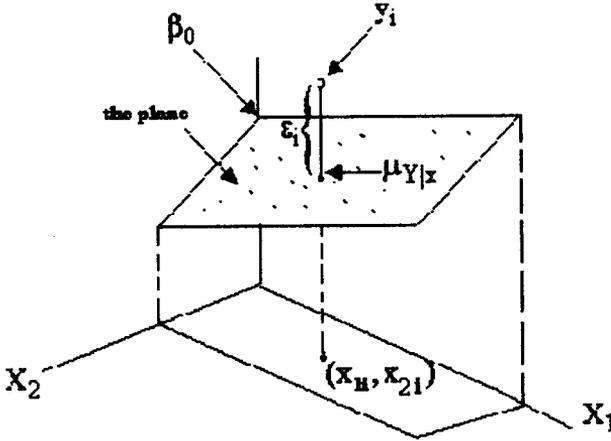
$$\hat{y}_{X_1, X_2} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2,$$

وكل فئة من المشاهدات تحقق العلاقة :

$$y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i, i = 1, 2, \dots, n,$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n.$$

الشكل البياني للمعادلة السابقة موضح في شكل ( ١٥-١٠ ) .



شكل ( ١٥-١٠ )

تقديرات المربعات الصغرى  $b_0, b_1, b_2$  يمكن الحصول عليها بحل المعادلات الخطية التالية آتيا :

$$b_0n + b_1\sum x_{1i} + b_2\sum x_{2i} = \sum y_i$$

$$b_0\sum x_{1i} + b_1\sum x_{1i}^2 + b_2\sum x_{1i}x_{2i} = \sum x_{1i}y_i$$

$$b_0\sum x_{2i} + b_1\sum x_{1i}x_{2i} + b_2\sum x_{2i}^2 = \sum x_{2i}y_i$$

مثال ( ١٧-١٠ ) يتأثر الاستهلاك السنوي للطعام على كل من الدخل السنوي للأسرة  $x_1$  وحجم الأسرة  $x_2$ . أوجد معادلة الانحدار الخطي المقدرة وذلك بفرض توفر البيانات المعطاة في جدول ( ١٧-١٠ ) .

الحل . من البيانات في جدول ( ١٧-١٠ ) فإن :

$$n = 10 , \sum x_{1i} = 60 , \sum x_{2i} = 40 ,$$

$$\sum x_{1i}^2 = 406 , \sum x_{1i}x_{2i} = 269 , \sum x_{2i}^2 = 182,$$

$$\sum y_i = 180 , \sum x_{1i}y_i = 1159 , \sum x_{2i}y_i = 766, \sum y_i^2 = 3396.$$

بالتعويض بالقيم السابقة في المعادلات الثلاثة نحصل على :

$$10 b_0 + 60 b_1 + 40 b_2 = 180$$

$$60 b_0 + 406 b_1 + 269 b_2 = 1159$$

$$40 b_0 + 269 b_1 + 182 b_2 = 766.$$

الحل . هذه الفئة من المعادلات نحصل على :

$$b_0 = 7.918 , b_1 = 2.363 , b_2 = - 1.024$$

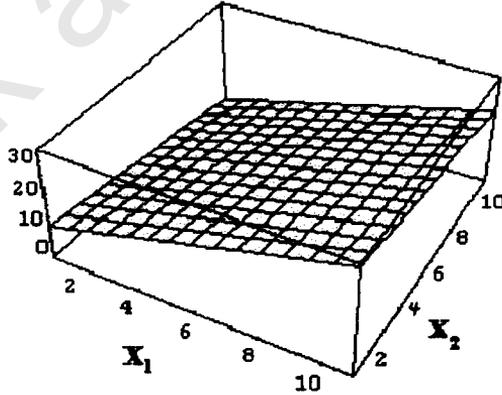
جدول ( ١٧-١٠ )

الأسرة	الاستهلاك السنوي للطعام ( بمئات الدولارات)	الدخل السنوي الصافي ( بمئات الدولارات)	حجم الأسرة ( عدد الأفراد في الأسرة الواحدة)
1	22	8	6
2	23	10	7
3	18	7	5
4	9	2	2
5	14	4	3
6	20	6	4
7	21	7	4
8	18	6	3
9	16	4	3
10	19	6	3

وعلى ذلك فإن نموذج الانحدار الخطي المقدر يمكن كتابته على الشكل :

$$\hat{y}_{x_1, x_2} = 7.918 + 2.363x_1 - 1.024x_2$$

والتمثيل البياني لها موضح في شكل ( ١٦-١٠ ) .



شكل ( ١٦-١٠ )

عادة ، الخطوة الأولى بعد الحصول على معادلة الانحدار المتعدد هو اختبار ما إذا كانت هناك علاقة بين المتغير التابع وفترة المتغيرات المستقلة. يعتبر اختبار F في الانحدار المتعدد تعميم لاختبار F في حالة الانحدار الخطى البسيط في حالة متغيرين مستقلين . فرض العدم سوف يكون :

$$H_0 : \beta_1 = 0, \beta_2 = 0$$

ضد الفرض البديل : على الأقل واحد من  $\beta_i \neq 0$  و  $i = 1, 2$

يعطى جدول ( ١٨-١٠ ) مجاميع المربعات ودرجات الحرية المقابلة لها .

جدول ( ١٨-١٠ )

مجموع المربعات	درجات الحرية
$SSTO = \Sigma(y_i - \bar{y})^2$	n-1
$SSE = \Sigma(y_i - \hat{y}_i)^2$	n-3
$SSR = \Sigma(\hat{y}_i - \bar{y})^2$	2

حيث :  $\hat{y}_i = b_0 + b_1x_{1i} + b_2x_{2i}$

جدول تحليل التباين معطى في جدول ( ١٩-١٠ ) .

جدول ( ١٩-١٠ )

مصدر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات
الانحدار	2	SSR	$MSR = \frac{SSR}{2}$
الخطأ	n-3	SSE	$MSE = \frac{SSE}{n-3}$
الكلية	n-1	SSTO	

بافتراض صحة فرض العدم فإن :

$$f = \frac{MSR}{MSE}$$

تمثل قيمة لمتغير عشوائي F يتبع توزيع F بدرجات حرية  $v_1 = 2$  ,  $v_2 = n - 3$  . مستوى

معنوية  $\alpha$  فإن منطقة الرفض  $F > f_\alpha(v_1, v_2)$  حيث  $f_\alpha(v_1, v_2)$  تستخرج من الجدول

في ملحق (٦) بدرجات حرية  $v_1, v_2$  . إذا وقعت f في منطقة الرفض نرفض  $H_0$  .

لليانات في مثال ( ١٧-١٠ ) فرض العدم سوف يكون :

$$H_0 : \beta_1 = 0, \beta_2 = 0$$

ضد الفرض البديل : على الأقل واحد من  $\beta_i \neq 0$  و  $i = 1, 2$   $H_1$

يمكن وضع فرض العدم والفرض البديل على الشكل :

$H_0$  : الانحدار غير معنوي .

$H_1$  : الانحدار معنوي .

الحل . من البيانات في جدول ( ١٧-١٠ ) فإن جدول تحليل التباين معطى في جدول ( ٢٠-١٠ ) .

جدول ( ٢٠-١٠ )

مصدر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات
الانحدار	2	139.56725	69.78363
الخطأ	7	16.43275	2.34754
الكلية	9	156	

$$f = \frac{69.78363}{2.34754} = 29.7263.$$

والمستخرجة من جدول توزيع F في ملحق (٦) بدرجات حرية  $f_{0.05}(2,7)=4.74$

و بما أن  $f$  تقع في منطقة الرفض نرفض  $H_0$  .  $v_1 = 2$  ,  $v_2 = 7$

يعتبر MSE تقدير للتباين  $\sigma^2$  . وعلى ذلك فإن التقدير بنقط للمعلمة  $\sigma^2$  هو  $s^2=2.34754$

و على ذلك فإن التقدير بنقطة للانحراف المعياري  $\sigma$  هو :

$$s = \sqrt{2.34754} = 1.5321684.$$

Coefficient of Multiple Determination ( ٣-٥-١٠ ) معامل التحديد المتعدد

معامل التحديد المتعدد ، يرمز له بالرمز  $R^2$  هو :

$$R^2 = \frac{SSR}{SSTO} = 1 - \frac{SSE}{SSTO}.$$

في حالة وجود متغير مستقل واحد فإن  $R^2$  يصبح معامل التحديد البسيط  $r^2$  . يتراوح قيمة  $R^2$

من الصفر إلى الواحد الصحيح ، أي أن :

$$0 \leq R^2 \leq 1$$

عندما  $R^2 = 0$  فهذا يعني أن  $b_1 = b_2 = 0$  وعندما  $R^2 = 1$  فهذا يعني أن جميع القيم المشاهدة  $y_i$

تقع على المستوى المقدر .

### Multiple and Partial Correlation (١٠-٥-٤) الارتباط المتعدد والجزئي

الجنر التربيعي الموجب لمعامل التحديد المتعدد  $R^2$  يسمى الارتباط المتعدد ويرمز له بالرمز

$R$  ، حيث :

$$R = +\sqrt{R^2}$$

للمثال ( ١٧-١٠ ) فإن :

$$R = +\sqrt{0.89466} = 0.94586$$

عموماً يقيس معامل التحديد المتعدد  $R$  العلاقة بين المتغير التابع  $Y$  والمتغيرات المستقلة كلها مجتمعة. بفرض أننا نرغب في إيجاد العلاقة بين المتغير التابع  $Y$  وأحد العوامل فقط ( بفرض أن العوامل الأخرى ثابتة ) أي بحذف تأثير المتغيرات الأخرى ) ، وهنا نستخدم معامل الارتباط الجزئي **coefficient of partial correlation** .

إذا كنا نرغب في إيجاد معامل الارتباط الجزئي بين المتغير  $Y$  والمتغير  $X_1$  مع استبعاد أثر

المتغير  $X_2$  فإن معامل الارتباط الجزئي ، يرمز له بالرمز  $r_{y1.2}$  هو :

$$r_{y1.2} = \frac{r_{y1} - r_{y2} r_{12}}{\sqrt{1 - r_{y2}^2} \sqrt{1 - r_{12}^2}}$$

حيث  $r_{y1}$  هو معامل الارتباط البسيط بين المتغير  $Y$  والمتغير  $X_1$  وبالمثل يكون  $r_{y2}$  و  $r_{12}$  .  
أيضاً معامل الارتباط الجزئي بين المتغير  $Y$  والمتغير  $X_2$  مع استبعاد أثر المتغير  $X_1$  ، يرمز له بالرمز  $r_{y2.1}$  ، هو :

$$r_{y2.1} = \frac{r_{y2} - r_{y1} r_{12}}{\sqrt{1 - r_{y1}^2} \sqrt{1 - r_{12}^2}}$$

معامل الارتباط الجزئي يمكن أن يكون موجباً أو سالباً حيث تقع قيمته في الفترة  $[-1, 1]$  .  
حساب معاملات الارتباط الجزئية من مثال ( ١٧-١٠ ) تقوم أولاً بحساب معاملات الارتباط البسيطة التالية :

$$r_{y1} = \frac{\sum x_{li} y_i - \frac{\sum x_{li} \sum y_i}{n}}{\sqrt{\left[ \sum x_{li}^2 - \frac{(\sum x_{li})^2}{n} \right] \left[ \sum y_i^2 - \frac{(\sum y_i)^2}{n} \right]}}$$

$$= \frac{1159 - \frac{(60)(180)}{10}}{\sqrt{\left[406 - \frac{(60)^2}{10}\right] \left[3396 - \frac{(180)^2}{10}\right]}} = 0.9325795,$$

$$r_{y2} = \frac{\sum x_{2i} y_i - \frac{\sum x_{2i} \sum y_i}{n}}{\sqrt{\left[\sum x_{2i}^2 - \frac{(\sum x_{2i})^2}{n}\right] \left[\sum y_i^2 - \frac{(\sum y_i)^2}{n}\right]}}$$

$$= \frac{766 - \frac{(40)(180)}{10}}{\sqrt{\left[182 - \frac{(40)^2}{10}\right] \left[3396 - \frac{(180)^2}{10}\right]}} = 0.785207,$$

$$r_{12} = \frac{\sum x_{1i} x_{2i} - \frac{\sum x_{1i} \sum x_{2i}}{n}}{\sqrt{\left[\sum x_{1i}^2 - \frac{(\sum x_{1i})^2}{n}\right] \left[\sum x_{2i}^2 - \frac{(\sum x_{2i})^2}{n}\right]}}$$

$$= \frac{269 - \frac{(60)(40)}{10}}{\sqrt{\left[406 - \frac{(60)^2}{10}\right] \left[182 - \frac{(40)^2}{10}\right]}} = 0.9116072.$$

وعلى ذلك فإن :

$$r_{y1.2} = \frac{r_{y1} - r_{y2} r_{12}}{\sqrt{1 - r_{y2}^2} \sqrt{1 - r_{12}^2}}$$

$$= \frac{0.9325795 - (0.785207)(0.9116072)}{\sqrt{(1 - (0.7895207)^2) \sqrt{1 - (0.9116072)^2}} = 0.859283884.5,$$

$$r_{y2.1} = \frac{r_{y2} - r_{y1} r_{12}}{\sqrt{1 - r_{y1}^2} \sqrt{1 - r_{21}^2}}$$

$$= \frac{0.785207 - (0.9325795)(0.9116072)}{\sqrt{(1 - (0.9325795)^2) \sqrt{1 - (0.9116072)^2}} = -0.4376576.$$

### Quadratic Regression (١٠-٦) الانحدار من الدرجة الثانية

في بعض الأحيان تكون العلاقة بين متغيرين على شكل منحنى من الدرجة الثانية فعلى سبيل

المثال بفرض أننا نرغب في تقدير معالم النموذج :

$$\mu_{Y|X} = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2$$

في الحقيقة نرغب في تقدير معالم النموذج انحدار خطى متعدد على الشكل :

$$\mu_{Y|X} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2$$

وذلك بوضع  $X_1 = X$  ،  $X_2 = X^2$  في المعادلة السابقة .

مثال (١٠-١٨) لازواج القياسات المعطاة في جدول (١٠-٢١) أوجد الانحدار المقدر لنموذج انحدار من الدرجة الثانية .

جدول (١٠-٢١)

x	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y	5.0	10.20	15.35	20.50	25.95	32.20	38.50	46.00	53.80	62.00

الحل . من البيانات في جدول (١٠-٢١) فإن :

$$n = 10 , \Sigma x_i = 55 , \Sigma y_i = 309.5 ,$$

$$\Sigma x_i y_i = 2218.1 , \Sigma x_i^2 = 385,$$

$$\Sigma x_i^2 y_i = 17708.2 , \Sigma x_i^3 = 3025 , \bar{y} = 30.95,$$

$$\Sigma x_i^4 = 25333 , \Sigma y_i^2 = 12831.845 ,$$

تستخدم القيم السابقة في الحصول على المعادلات التالية :

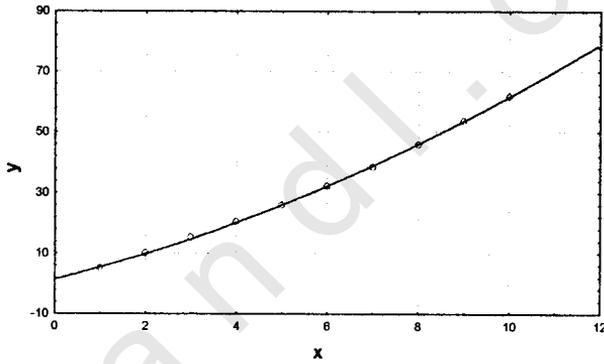
$$\begin{aligned} 10 b_0 + 55 b_1 + 385 b_2 &= 309.5 \\ 55 b_0 + 385 b_1 + 3025 b_2 &= 2218.1 \\ 385 b_0 + 3025 b_1 + 25333 b_2 &= 17708.2 \end{aligned}$$

بحل المعادلات السابقة آتيا يمكن إيجاد  $b_0, b_1, b_2$ .

الحل لهذه الفئة من المعادلات هو  $b_0 = 1.48083$  و  $b_1 = 3.792313$  و  $b_2 = 0.223674$  معادلة الانحدار المقدرة هي :

$$\hat{y}_x = 1.48083 + 3.792313x + 0.223674x^2.$$

والتمثيل البياني لها موضح في شكل (١٠-١٧).



شكل (١٠-١٧)

### معامل الارتباط من الدرجة الثانية Second – Degree Correlation Coefficient

عندما تكون العلاقة بين متغيرين على شكل معادلة من الدرجة الثانية ، بمعنى أن خط الانحدار يكون على شكل منحني ( أي غير مستقيم ) ، يقال في هذه الحالة أن الارتباط غير مستقيم وفي هذه الحالة لا يصلح قياس الارتباط بمعامل الارتباط الخطي البسيط  $r$  وذلك لعدم استقامة الارتباط بل يستخدم المقياس التالي :

$$\begin{aligned} r &= \sqrt{\frac{b_0 \sum y_i + b_1 \sum x_i y_i + b_2 \sum x_i^2 y_i - n \bar{y}^2}{\sum y_i^2 - n \bar{y}^2}} \\ &= \sqrt{\frac{1.4808(309.5) + 3.7923(2218.1) + 0.22367(17708.2) - 10(30.95)^2}{12831.845 - 10(30.95)^2}} \\ &= \sqrt{\frac{3251.7763}{3252.82}} = \sqrt{0.9997} \end{aligned}$$

$$= 0.99984.$$

أيضا معامل التحديد مازال  $r^2 = 0.9997$  يساوى  $r^2 = 0.99984$ .

تمارين :

١- أجريت تجربة للدراسة تأثير درجة الحرارة X على نتائج إحدى العمليات الكيميائية وتم الحصول على البيانات التالية ( في شكل شفرة Coded ).

x	-5	-4	-3	-1	-1	0	1	2	3	4	5
y	1	5	4	7	10	8	9	13	14	13	18

أوجد نموذج الانحدار الخطي المقدر .

٢- تعتبر كمية الرطوبة في منتج ما لها تأثير على كثافة المنتج النهائية. ثم مراقبة المنتج وقياس كثافته وتسجيل البيانات التالية ( في شكل شفرة Coded ).

رطوبة المنتج	x	4.7	5.0	5.2	5.2	5.9	4.7	5.9	5.2	5.9	5.6	5.0
كثافة المنتج	y	3	3	4	10	2	9	3	7	6	6	4

(أ) قدر معالم نموذج الانحدار الخطي البسيط .

(ب) أوجد 95% فترة ثقة للمعلمة  $\beta_0$  .

(ج) أوجد 95% فترة ثقة للمعلمة  $\beta_1$  .

(د) هل تعتقد أن المعادلة الخطية مناسبة لتوفيق هذه البيانات ؟

٣- إذا كانت تكاليف صيانة سيارات الشحن تزيد مع عمر السيارة . استخدم البيانات

التالية في (أ) تقدير معالم نموذج الانحدار الخطي البسيط (ب) هل يعتبر النموذج الخطي هو

الأفضل لتوفيق العلاقة في هذا المثال ؟

العمر بالسنوات	x	4.5	4.5	4.5	4.0	4.0	5.0	5.0	5.5	5.0	5.0	0.5	6.0	6.0
التكاليف خلال ٦ شهور	y	619	1049	1033	495	723	681	890	1522	987	1194	163	182	764

٤- في دراسة عن تأثير درجة الحرارة ، في عملية decolorizing على لون المنتج النهائي تم

الحصول على البيانات التالية :

درجة الحرارة	x	460	450	440	430	420	410	450	440	430
--------------	---	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

اللون	y	0.3	0.3	0.4	0.6	0.5	0.6	0.6	0.5	0.5
-------	---	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

(أ) أوجد معادلة نموذج الانحدار الخطي المقدرة.

(ب) أختبر معنوية كل من  $\beta_0, \beta_1$ .

(ج) أوجد 95% فترة ثقة لكل من  $\beta_0, \beta_1$ .

-٥- في أحد أماكن بيع السيارات كانت المبيعات كالتالي :

عمر السيارة	x	3	2	1	1	5	6	1	4
ثمن البيع	y	31	10	59	68	16	15	69	28

(أ) أوجد معادلة الانحدار الخطي المقدرة .

(ب) أوجد 95% فترة ثقة لكل من  $\beta_0, \beta_1$ .

-٦- إذا كان معروف أن هناك علاقة بين فترة الإصابة بمرض معين وعدد البكتيريا في العضو

المصاب . تم اختيار 10 مصابا بهذا المرض وسجلت أطوال فترات إصابتهم بالمرض عند بدا

دخولهم المستشفى فتم الحصول على البيانات التالية :

عدد البكتريا (بالآلف)	x	9	10	5	7	10	6	7	4	8	6
فترة الإصابة (باليوم)	y	12	11	8	9	13	10	14	8	11	7

أوجد معادلة الانحدار المقدرة ؟

-٧- فيما يلي أوزان وأطوال مجموعة من الذكور البالغين المطلوب إيجاد معادلة خط الانحدار

المقدرة .

الطول	x	159	180	175	150	170	171	165	176
الوزن	y	68	88	79	65	70	73	63	74

-٨- الجدول التالي يمثل الدخل والإنفاق لعينة من الأسر .

الدخل بمئات الجنهات	x	42	65	41	43	37	26	38	39
الإنفاق بمئات الجنهات	y	25	37	25	21	18	24	19	26

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة.

(ت) أختبر معنوية  $\beta_0$  عند مستوى معنوية 0.05.

(ج) أختبر معنوية  $\beta_1$  عند مستوى معنوية 0.05.

(د) أوجد 95% فترة ثقة لكل من  $\beta_0, \beta_1$ .

٩- الجدول التالي يوضح السن وضغط الدم لعشرة من الإناث .

السن	x	41	35	62	52	41	58	48	67	66	68
ضغط الدم	y	124	115	138	149	145	144	145	152	150	150

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة.

(ب) أوجد 99% فترة ثقة لكل من  $\beta_0, \beta_1, y_{69}, \mu_Y | 170$

١٠- أوضحت الدراسة أن عدد العلب الصفيح التي تعرض للتلف في عربة الشحن دالة في

سرعة السيارة. استخدم البيانات التالية في إيجاد :

سرعة السيارة	x	4	3	5	8	4	3	3	4	3	5	7	3	8
عدد العلب التالفة	y	63	54	86	36	65	69	28	75	53	33	168	47	52

(أ) معادلة الانحدار الخطي المقدرة.

(ب) 95% فترة ثقة لكل من  $\beta_0, \beta_1$

١١- قام مركز تجاري بدراسة العلاقة بين تكاليف الإعلانات الأسبوعية و المبيعات وقد تم

تسجيل البيانات والجدول التالي :

التكاليف	x	3	5	8	4	3	3	4	3	5	7	3	8
المبيعات \$	y	63	54	86	36	65	109	28	75	53	168	47	52

(أ) أوجد معادلة الانحدار الخطي المقدرة؟

(ب) أوجد تقدير للتباين  $\sigma^2$ ؟

ج أوجد 95% فترة ثقة للمعلمة  $\beta_1$  ؟

(د) أختبر فرض العدم  $H_0 : \beta_1 = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1 : \beta_1 \neq 0$  وذلك عند

مستوى معنوية 0.05.

١٢- أجريت دراسة في نهر ما على عينة الثلج في الماء و ثم الحصول على البيانات التالية :

x كمية الثلج في أبريل	23.1	31.8	31.7	31.0	23.0	34.1	24.1	51.1
y كمية المياه من أبريل إلى مايو	10.2	16.2	18.1	16.9	16.2	10.4	23.0	24.9

x كمية الطلح في أبريل	36.9	30.4	25.1	12.3	35.0	31.4	21.0	27.5
y كمية المياه من أبريل إلى مايو	22.7	14.0	12.8	8.7	17.3	14.8	10.4	15.1

(أ) أوجد معادلة الانحدار الخطي المقدرة ؟

(ب) أوجد تقدير للتباين  $\sigma^2$  و 95% فترة ثقة للمعلمة  $\beta_0, \beta_1$  ؟

١٣- البيانات التالية تمثل عدد السيارات الخاصة والتي لديها رخصة سارية خلال التسع سنوات الأخيرة في بلد ما. وقد تم تسجيل البيانات من قبل شركة لبيع السيارات وذلك للتعرف على مبيعاتها من السيارات .

x السنة	1	2	3	4	5	6	7	8	9
y عدد السيارات	8247	8919	4513	10303	10816	11228	11515	112059	12717

(أ) أوجد معادلة خط الانحدار المقدرة ؟

(ب) أوجد عدد السيارات الخاصة برخصة سارية في العام ؟

١٤- يحتوى الجدول التالي على كمية مركب كيميائي والذي يذوب في 100 جرام من الماء عند درجات حرارة مختلفة .

$C^{\circ} x$	x جرام		
0	7	5	7
15	11	9	13
30	24	20	23
45	30	32	25
60	43	38	41
75	47	50	43

(أ) أوجد معادلة الانحدار الخطي المقدرة ؟

(ب) أوجد كمية المركب الكيميائي والذي يذوب في 100 جرام من الماء عند  $50c^{\circ}$  ؟

(ج) أختبر فرض العدم  $H_0$  : العلاقة خطية ضد الفرض البديل  $H_1$  : العلاقة غير خطية ؟

١٥- قام باحث بدراسة العلاقة بين الضغط ( المتغير المستقل ،  $Kg/mm^3$  ) ، والزمن اللازم لقطع ألواح من الصلب القاتل للصدأ ( المتغير التابع ، بالساعات ) في وسط ما والبيانات في الجدول التالي :

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$x_i$ الضغط	2.5	5	10	15	175	20	25	30	35	40
$y_i$ زمن القطع	63	88	55	61	62	37	38	45	46	19

(أ) أوجد شكل الانتشار ؟

(ب) أوجد معادلة خط الانحدار المقدرة ؟

(ج) أختبر معنوية كل من  $\beta_0, \beta_1$ .

- ١٦ - من البيانات التالية أرسم شكل الانتشار وأوجد معادلة الانحدار الخطي المقدرة .

x حجم المبيعات ( بالألف دولار) لسلعة ما	5	6	7	8	9	10
y السعر (بالألف دولار)	74	77	82	86	92	95

وما توقعك عن السعر عندما يكون حجم المبيعات 7500؟

- ١٧ - البيانات التالية تم تسجيلها خلال 8 فترات .

الفترة	الوحدات المصدرة x	التكاليف الكلية y
1	10000	32000
2	20000	39000
3	30000	58000
4	40000	52000
5	50000	61000
6	60000	70000
7	7000	64000
8	90000	66000

(أ) أرسم شكل الانتشار ؟

(ب) أوجد خط الانحدار المقدر ؟

(ج) أوجد التكاليف الكلية عندما يكون عدد الوحدات المصدرة , 48750

12600 وحده.

- ١٨ - إذا كان لديك البيانات التالية :

$$n = 12 , \Sigma x_i y_i = 2000 , \bar{y} = 19 , \Sigma y_i^2 = 4612,$$

$$\bar{x} = 8 , \Sigma x_i^2 = 1502$$

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة ؟

(ب) أختبر الانحدار عند  $\alpha = 0.05$  ؟

- ١٩ - إذا كان لديك البيانات التالية :

$$n = 25 , \Sigma (y - \bar{y})^2 = 500 , \Sigma (y_i - \hat{y}) = 125,$$

$$\Sigma (\hat{y}_i - \bar{y})^2 = 375$$

أوجد تقدير للتباين  $\sigma^2$  ومعامل التحديد؟

-٢٠- إذا كان لديك البيانات التالية :

$$n=100 , \Sigma(y_i - \bar{y})^2 = 8000 , \Sigma(\hat{y}_i - \bar{y})^2 = 7000,$$

قدر معامل الارتباط مع العلم أن إشارة  $\beta_1$  موجبة ؟

-٢١- أخذت عينة عشوائية من 10 موظفين وتم الحصول على البيانات التالية :

x عدد سنوات الدراسة	12.5	14	12	16	11.0	16.0	8.0	11.2	15.0	12.7
y الأجر بالآلاف دولار	20.2	13.7	19.8	12.5	21.8	35.7	39.2	22.6	25.9	17.3

(أ) ارسم شكل الانتشار ؟

(ب) قدر معادلة الانحدار الخطي

(ج) اختبر فرض العدم  $H_0: \beta_1 = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1: \beta_1 \neq 0$  عند مستوى معنوية  $\alpha=0.05$ .

-٢٢- قامت شركة بإجراء اختبار لـ 500 موظف جديد فإذا كانت  $x$  تمثل الدرجة التي حصل عليها الموظف الجديد. وبعد ثلاثة سنوات أعطيت درجات على الأداء في العمل  $y$  الدرجة التي حصل عليها . فإذا كان لديك البيانات التالية :

$$\bar{x} = 100 , s_x = 10 , \bar{y} = 130 , s_y = 20 , r = 0.7$$

حيث  $S_x, S_y$  تمثل الانحراف المعياري من العينة لقيم  $x, y$  على التوالي :

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة ؟

(ب) أوجد قيمة  $y$  عندما  $x = 90$  و  $x = 125$  ؟

-٢٣- قام باحث بالحصول على بيانات من 1000 مريض نفسي وذلك لمدة 5 سنوات ، فإذا كان  $x$  يمثل الدرجة التي حصل عليها الشخص في بداية العلاج ،  $y$  الدرجة التي حصل عليها بعد تلقى العلاج باستخدام البيانات التالية :

$$\Sigma x_i = 3000 , \Sigma y_i = 5000 , \Sigma x_i y_i = 3000$$

$$\Sigma x_i^2 = 14000.$$

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة؟

(ب) أوجد قيمة  $y$  عندما  $x=4$  ؟

(ت) إذا كانت قيمة  $s_y=10$  أوجد معامل الارتباط  $r$ .

-٢٤- للبيانات التالية :

$$\bar{x} = 200 , \bar{y} = 90 , r = -0.9 , s_x = 9 , s_y = 5$$

أوجد معادلة الانحدار المقدرة وتنبأ بقيمة  $y$  عندما  $x = 164$  .

-٢٥- في مكتب للشرطة تم إجراء دراسة للعلاقة بين عدد الجرائم في اليوم وأعلى درجة حرارة في اليوم . اختبرت عينة عشوائية في 10 أيام وتم الحصول على البيانات التالية .

x أعلى درجة حرارة	12	89	40	52	75	60	50	20	32	90
y عدد الجرائم	2	15	6	8	14	12	7	3	5	16

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة؟

(ب) أختبر فرض العدم  $H_0: \beta_1 = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1: \beta_1 \neq 0$  عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$  .

-٢٦- الجدول التالي يعطى العمر لأحد النباتات (بالأسابيع) وطوله بالسنتيمتر .

العمر بالأسابيع x	1	2	3	4	5	6	7
الطول بالسنتيمتر y	5	13	16	33	23	38	40

أوجد معادلة خط الانحدار المقدرة؟

-٢٧- أجريت تجربة لتقدير العلاقة بين درجة الحرارة ومعدل دقات القلب في الضفدعة المسماة *Rana Pipiens* والبيانات معطاة في الجدول التالي :

الحيوان	1	2	3	4	5	6	7	8	9
x درجة الحرارة	2	4	6	8	10	12	14	16	18
y دقات القلب بالدقيقة	5	11	11	14	22	23	32	29	32

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة؟

(ب) أختبر فرض العدم  $H_0: \beta_1 = 0$  ضد الفرض البديل  $H_1: \beta_1 \neq 0$  عند مستوى

معنوية  $\alpha=0.05$  .

٢٨- أجريت تجربة لتقدير العلاقة بين العمر ودقات القلب ( في الدقيقة ) في الإناس الذين أعمارهم تتراوح من واحد إلى 15 سنة . استخدم البيانات المعطاة في الجدول التالي في إيجاد :

(أ) معادلة الانحدار المقدرة؟

(ب) أختبر معنوية معادلة الانحدار؟

(ج) أوجد 95% فترة ثقة لكل من  $B_0$  ,  $B_1$  .

الأثنى	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x العمر	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
دقات القلب y	111	108	108	102	99	92	93	88	90	90
الأثنى	11	12	13	14	15					
x العمر	11	12	13	14	15					
دقات القلب y	88	84	83	83	82					

٢٩- يعطى الجدول التالي عدد سنوات الخبرة للأستاذ في جامعة ما والدخل السنوي بالدولار (بالآلاف):

x السنوات	5	10	15	20	25	30
y الدخل	59.0	69.0	78.0	88.0	97.5	107.0

(أ) أختبر العلاقة بين سنوات الخبرة والدخل السنوي ببيانيا؟

(ب) اقترح شكل العلاقة بين المتغيرين وقدر معالم النموذج؟

٣٠- يعطى الجدول التالي أعمار الزوج والزوجة بالسنوات لعينة من 6 أزواج:

x عمر الزوجة	35	25	51	25	53	42
y عمر الزوج	38	25	49	31	55	44

أوجد معامل الارتباط .

٣١- قام باحث بدراسة العلاقة بين ضغط الغاز ( مقاس milliliters ) ودرجة الحرارة ( مقاسه  $k^0$  ) وتم الحصول على البيانات التالية :

x درجة الحرارة	200	250	300	350	200	250	300	350
----------------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

y الضغط	251	315	374	440	241	302	362	423
---------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

ارسم شكل الانتشار وهل تعتقد أن النموذج الخطي مناسب لتوفيق البيانات السابقة ؟  
 -٣٢- الجدول التالي يمثل درجات امتحان أعمال السنة ودرجات الامتحان النهائي لعينة عشوائية من 8 طلبة .

x درجة أعمال السنة	75	49	70	71	80	93	95	98
y درجة الامتحان النهائي	80	65	77	33	40	84	98	98

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة؟

(ب) أوجد الدرجة النهائية لطالب إذا كانت درجته في أعمال السنة 83.

-٣٣- تعمل آلة عند سرعات مختلفة ولكن السرعة العالية تؤثر على عمر يد المثقاب البيانات التالية تمثل أعمار يد المثقاب عند دورات مختلفة من الآلة.

x عدد الدورات في الدقيقة	18	20	43	20	23	26	26	28	31	32	32	40	41	42
y عمر يد المثقاب	162	54	69	171	162	138	140	129	125	106	97	95	105	109

(أ) ارسم شكل الانتشار؟

(ب) قدر عمر يد المثقاب عندما تكون عدد دورات الآلة 30 دورة في الدقيقة؟

-٣٤- أعطى اختبار في المعلومات العامة يتكون من 100 سؤال إلى 20 طالب في أعمار مختلفة وكانت النتائج كالتالي :

الطالب	العمر		عدد الإجابات الصحيحة
	سنوات	شهر	
A	16	8	40
B	16	2	45
C	17	9	47
D	17	1	46
E	18	6	67
F	18	7	45
G	19	10	53
H	20	4	54

المطلوب (أ) رسم شكل الانتشار؟

(ب) إيجاد معادلة الانحدار الخطي المقدرة؟

(ج) أوجد باستخدام خط الانحدار المقدر عدد الإجابات الصحيحة إذا كان عمر الطالب 17 سنة .

٣٥- أجرى ثلاثة باحثين في الجيولوجيا في القصب الشمالي بحث أستمروا خمسة فصول شتوية وذلك لدراسة العلاقة بين عدد الأيام التي تنخفض فيها درجة الحرارة عن  $50^{\circ}\text{F}$  وطول القرون لحيوان الموطن (حيوان ضخيم من الأيائل). أوجد معامل الارتباط الذي يعتمد على هذه البيانات .

عدد الأيام التي تنخفض درجة الحرارة عن $50^{\circ}\text{F}$	30	20	10	30	10
متوسط الطول لفروق الحيوان ( بالمتري )	0.9	0.8	0.5	1.0	0.8

٣٦- أحسب معامل الارتباط الخطي بين الفئات التالية من الأرقام

درجات اختبار ذكاء	97	121	84	105	93	126	109	97	112	116	86	103
الدخل الأسبوعي عند العمر 23	20	16	19	18	18	17	22	13	14	9	20	21

٣٧- الجدول الآتي يبين طول الجمجمة X وعرضها Y بالمليمتري والمطلوب إيجاد معامل الارتباط الخطي .

x الطول	63	80	70	76	66	79	73	72	58	71
y العرض	40	42	45	38	39	46	42	37	39	35

٣٨- الجدول التالي يبين المبيعات اليوم بالجنية X لعشرة عمال في متجر ومدة خدمتهم Y بالسنين أوجد معامل الارتباط الخطي .

x	9	10	12	9	10	9	6	5	4	5
y	7	10	11	10	4	8	9	4	2	5

٣٩- الجدول التالي يعرض عدد العدسات التي تنتجها إحدى المصانع وتكلفة العدسة الواحدة بالدولار .

x عدد العدسات	1	3	5	10	12
y تكلفة العدسة	20	15	10	7	5

أوجد معامل الارتباط؟

٤٠- اختبرت عينة عشوائية من 12 ورقة من شجرة ما وتم قياس الطول والعرض لكل ورقة إلى أقرب ملليمتر . البيانات معطاة في الجدول التالي :

الورقة	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
العرض	35	21	25	35	26	40	35	40	35	42	23	25
الطول	55	44	46	60	55	57	64	68	5	61	46	44

(أ) أوجد معامل الارتباط ؟

(ب) أختبر معنوية معامل الارتباط المجتمع  $\rho$  ؟

أوجد معامل الارتباط؟

(ت) أختبر معنوية معامل الارتباط المجتمع  $\rho$  ؟

٤١- الجدول التالي يبين درجات مجموعة مكونة من 10 طلاب في كل من مادتي الإحصاء والرياضيات في أحد الامتحانات لأعمال الفصلين .

x الإحصاء	17	13	8	17	14	10	7	17	8	9
y الرياضيات	18	14	6	16	14	9	10	13	7	8

(أ) أوجد معامل الارتباط ؟

(ب) أوجد 95% فترة ثقة للمعلمة  $\rho$  ؟

٤٢- الجدول التالي يعطى أطوال الأب X وأطوال ابنه الأصغر عند بلوغه سن معين Y (البيانات مقاسه لاقرب بوصة) .

x	68	64	70	72	69	74
y	67	68	69	73	66	70

أوجد معامل الارتباط الخطي البسيط ؟

٤٣- لدراسة العلاقة بين عدد الكيلوجرامات التي يفقدها شخص في برنامج لإنقاص الوزن وعدد الأسابيع التي يقضيها لإنقاص الوزن ، اختبرت عينة عشوائية من 5 أشخاص ممن يتبعون هذا البرنامج الغذائي وتم الحصول علي البيانات التالية :

x	3	2	1	4	5
y	6	5	4	9	11

أوجد معامل الارتباط الخطي ؟

٤٤- لدراسة العلاقة بين المدة اللازمة لتدريب العامل في مصنع ما وعمر العامل ثم الحصول علي البيانات التالية :

x العمر (بالسنوات)	18	20	21	27	23	34	24	42	38	44
y المدة اللازمة للتدريب	8	5	6	8	7	11	8	10	6	8

أحسب معامل الارتباط الخطي البسيط ؟

٤٥- البيانات التالية تعطي متوسط درجة الحرارة اليومية وكمية الكهرباء المستهلكة وذلك خلال ثمانية أيام اختبرت في سنة ما :

x الحرارة (F°)	37	32	35	40	40	44	42	48
y استهلاك الكهرباء Megawatt Hours	3.7	3.8	3.7	3.6	3.7	3.4	3.4	3.3

أحسب معامل الارتباط الخطي البسيط ؟

٤٦- لدراسة العلاقة بين عدد الموظفين في شركة للخدمات وعدد الطلبات المتدفقة على الشركة تم الحصول على البيانات التالية :

عدد الموظفين	1	2	3	5	8	12	15
عدد الطلبات	10	15	20	25	30	35	40

(أ) أوجد نموذج الانحدار الأسى المقدر ؟

(ب) أوجد عدد الموظفين عندما تكون عدد الطلبات 45 ؟

٤٧- لدراسة العلاقة بين النسبة المتوية للعاطلين عن العمل والتغير في الأجور خلال عشر سنوات تم الحصول على البيانات التالية :

النسبة % العاطلين عن العمل	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x المتغير في الأجور	11.6	12.2	12.5	11.7	11.6	12.1	12.6	11.7	11.5	11.6
y المتغير في الأجور	5.0	3.2	2.7	2.1	4.1	2.7	2.9	4.6	3.5	4.4

أوجد معامل الارتباط الخطي البسيط ؟

٤٨- أجريت تجربة لاختبار تأثير نوع معين من العقاقير على سريان الأدرينالين في حيوان مد. إذا كان  $Y$  يمثل عدد المليليجمات من العقار اللازمة لإحداث سريان من الأدرينالين مقداره  $X$  وإذا كانت العلاقة التي تربط بين  $X, Y$  يمثلها معادلة على الشكل  $\mu_{Y|x} = b a^x$  حيث  $a, b$  ثابتان. أوجد تقديرات لمعلمتين  $a, b$  إذا كان لديك البيانات التالية :

x	1	2	3	4	5	6
y	3.1	6.2	11.3	22.0	48.0	92.0

٤٩- أجريت تجربة على أحد الأنواع الجديدة من السيارات لتحديد مسافة التوقف للسيارة عند سرعات مختلفة ، وكانت نتائج التجربة كما يلي :

x السرعة بالميل/ساعة	20	30	40	50	60	70
y مسافة التوقف بالقدم	50	85	130	200	280	290

إذا كانت العلاقة بين السرعة ومسافة التوقف هي على الشكل :

$$\mu_{Y|x} = a_0 x^{b_0}$$

استخدم البيانات السابقة في تقدير معالم النموذج ثم قدر مسافة التوقف لسيارة سرعتها 53 ميلا في الساعة .

٥٠- البيانات التالية تمثل أعداد السكان بالمليون في مدينة ما خلال الفترة من 1972-1980. فإذا كانت العلاقة بين السنوات وأعداد السكان على الشكل :

$$\mu_{Y|x} = a_0 x^{b_0}$$

أوجد معادلة الانحدار المقدرة ؟

x العام	1970	1971	1972	1973	1974	1975
y عدد السكان بالمليون	1.010	1.050	1.060	1.080	1.111	1.156
x العام	1976	1977	1978	1979	1980	
y عدد السكان بالمليون	1.155	1.170	1.201	1.230	1.330	

٥١- في دراسة أجريت على إحدى أنواع الثدييات وجد أن حجم المخ يتغير مع وزن الجسم من فرد لآخر وأن العلاقة بين حجم المخ ووزن الجسم على الشكل :

$$\mu_{Y|X} = a_0 X^{b_0}$$

استخدم البيانات التالية لإيجاد معادلة الانحدار المقدرة ؟

وزن x الجسم	30	35	37	40	41	44	46	47	49	52	54
حجم y المخ	360	379	380	390	409	408	412	419	425	435	439

٥٢- الجدول التالي يوضح متوسط طول الجمجمة مقاساً بالمليمترات ومتوسط طول الوجه y مقاساً بالمليمترات لنوع معين من القرود. فإذا كانت العلاقة بين طول الجمجمة وطول الوجه على الشكل

$$\mu_{Y|X} = a_0 X^{b_0}$$

استخدم البيانات التالية للحصول على تقديرات لكل من  $a_0$ ,  $b_0$ .

طول x الجمجمة	75.5	99.1	107.8	113.7	115.25	120.0
طول y الوجه	30	63.5	93.7	131.0	141.2	143.22

٥٣- البيانات التالية تمثل سعر بيع السيارة وعمر السيارة لماركة خاصة بالسنوات :

العمر x بالسنوات	1	2	2	5	5	5
سعر y البيع	2350	1690	1749	1390	981	890

إذا كانت العلاقة بين عمر السيارة وسعر البيع على الشكل :  $\mu_{Y|X} = \gamma \delta^x$

(أ) أوجد تقديرات لكل من  $\delta$  ,  $\gamma$ .

(ب) أوجد سعر البيع عندما يكون عمر السيارة 4 سنوات .

٥٤- يعطي الجدول التالي الضغط لغاز ما عند قيم مختلفة من الحجم .

$\text{in.}^3$ x الحجم	50	60	70	90	100
---------------------------	----	----	----	----	-----

7.7	24.8	40.1	50.2	63.6	ib/in <sup>3</sup> y الضغط
-----	------	------	------	------	----------------------------

فإذا كان قانون الغاز معطي بالعلاقة  $x^a = c \mu_{Y|X}$  حيث  $a, c$  ثوابت أوجد :

(أ) تقديرات المربعات الصغرى للمعالم  $a, c$

(ب) أوجد  $y$  عندما  $x = 70$  .

-٥٥- في دراسة عن العلاقة بين عدد الحوادث في مدينة ما خلال 10 سنوات وبين عدد

الإشارات تم الحصول علي البيانات التالية ( من 1969 إلى 1978 ) .

السنوات	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
عدد $x$	452	425	500	517	350	480	603	611	650	718
الإشارات										
عدد $y$	42	1	6	5	1	4	7	10	15	18
الحوادث										

استخدم النموذج الأسى في حساب معادلة الانحدار المقدرة ؟

-٥٦- البيانات التالية تعطي عدد العمال الزراعيين في الفترة من 1968 إلى 1975 .

السنوات	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
عدد العمال	1050	1000	900	800	750	675	500	450	425	350	300

(أ) أوجد معادلة الانحدار المقدرة تحت فرض النموذج الأسى ؟

(ب) قدر معادلة الانحدار من الدرجة الثانية ؟

(ج) قدر معادلة الانحدار الخطية ؟

(د) أى المعادلات منطقية ولماذا ؟

-٥٧- إذا كان لديك البيانات التالية :

x	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
y	9.0	7.2	3.1	4.5	4.7	2.8	5.6	7.0	8.7	10.1

(أ) المطلوب توفيق هذه البيانات باستخدام النموذج :

$$\mu_{Y|x_1, x_2} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$$

(ب) أوجد  $y$  عند  $x = 2$  .

-٥٨- الجدول التالي يعطي أعداد البيتا المباعة ومتوسط التكلفة في محل لبيع البيتا .

x عدد الوحدات المباعة	100	110	120	130	140	150	160	170	180
y متوسط التكلفة لوحده البيزا	0.90	0.88	0.85	0.72	0.65	0.70	0.73	0.79	0.74

(أ) ارسم شكل الانتشار؟

(ب) أوجد معادلة الانحدار المقدرة تحت فرض معادلة من الدرجة الثانية؟

-٥٩- يعطى الجدول التالي عدد القوارب المباعة في مدينة ما خلال السنوات من 1970 إلى 1975 .

x السنوات	1970	1971	1972	1973	1974	1975
y عدد القوارب المباعة	100	90	85	90	75	80
x السنوات	1976	1977	1975			
y عدد القوارب المباعة	86	110	115			

أستخدم معادلة من الدرجة الثانية لتوفيق هذه البيانات وأوجد عدد القوارب المباعة سنة 1981

-٦٠- استخدم البيانات التالية في إيجاد نموذج الانحدار الخطي المتعدد المقدر؟

$x_1$ السنوات	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$x_2$ عدد الإشارات	452	425	500	517	350	480	603	611	850	718
y عدد الحوادث	42	1	6	5	1	4	7	10	15	18

-٦١- يتأثر محصول الفراولة بكمية الأمطار وكمية السماد المستخدم، أستخدم البيانات في

الجدول التالي لتوفيق معادلة انحدار خطي متعدد باستخدام كمية الإفطار وكمية السماد

كمتغيرات مستقلة؟

$x_1$ كمية الامطار	16	22	23	13	17	25	18	20	21	19	22
$x_2$ السماد بالطن	510	450	500	425	450	475	515	500	490	510	525

المحصل y	1000	450	1200	700	800	1100	1050	1150	1000	950	1300
----------	------	-----	------	-----	-----	------	------	------	------	-----	------

٦٢- تباع شركة لإنتاج السجق منتجاتها من خلال بعض المراكز التجارية البيانات التالية  
تعطي مبيعات الشركة (بالألف دولار) في 10 مراكز وعدد الوحدات المباعة (بالمائة) وعدد  
المراكز التجارية أوجد معادلة الانحدار الخطي المتعدد المقدرة ؟

الموقع	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y المبيعات	75	38	25	98	93	54	78	85	65	88
x <sub>1</sub> عدد الوحدات المباعة	15	10	7	21	14	8	14	24	9	23
x <sub>2</sub> عدد المراكز التجارية	25	29	15	25	11	13	22	14	13	11

٦٣- للبيانات التالية :

x <sub>1</sub>	1	4	9	11	3	8	5	10	2	7	6
x <sub>2</sub>	8	2	-8	-10	6	06	0	-12	4	-2	-4
y	6	8	1	0	5	3	2	-4	10	-3	5

استخدم النموذج التالي :

$$\mu_{Y|x_1, x_2} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$$

في إيجاد

(أ) معادلة الانحدار الخطي المتعدد المقدرة ؟

(ب) جدول تحليل التباين واستخدام  $\alpha = 0.05$  في اختبار معنوية  $b_0, b_1, b_2$ .

(ج) معامل التحديد ؟

٦٤- البيانات التالية تعطي بيانات لثلاثة متغيرات X, Y, Z حيث X, Y, Z متغيرات

مستقلة :

$$\sum_{i=1}^{20} x_i = 23, \quad \sum_{i=1}^{20} y_i = 40, \quad \sum_{i=1}^{20} z_i = 67, \quad \sum_{i=1}^{20} x_i^2 = 105, \quad \sum_{i=1}^{20} y_i^2 = 294,$$

$$\sum_{i=1}^{20} x_i y_i = \sum_{i=1}^{20} x_i z_i = 290, \quad \sum_{i=1}^{20} y_i z_i = 4888, \quad \sum_{i=1}^{20} z_i^2 = 815$$

استخدم البيانات السابقة في إيجاد معادلة الانحدار الخطي المقدرة ؟

-٦٥- تتوقف قيمة المبيعات داخل أي جمعية استهلاكية على المربع السكني الذي توجد به الجمعية وذلك من حيث عدد السكان ومتوسط الدخل الشهري لقاطن هذا الحي بفرض أن كل جمعية يشتري منها سكان الحي الذي تتواجد به وفيما يلي بيانات لعشر جمعيات استهلاكية .

الجمعية	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$x_1$ عدد السكان	275	175	375	200	175	260	90	300	190	50	400	270
$x_2$ متوسط الدخل	240	320	370	282	320	375	300	240	200	210	250	400
المبيعات بالآلاف جنيه	160	115	220	130	119	165	80	190	115	50	250	144

أوجد معادلة الانحدار الخطي المتعدد المقدرة ؟

-٦٦- في دراسة عن العلاقة بين امتصاص الماء في دقيق القمح والخواص المختلفة للدقيق وتحت فرض نموذج الانحدار خطي متعدد تم الحصول على البيانات في الجدول التالي حيث  $Y(\%)$  تمثل كمية امتصاص الماء و  $x_1(\%)$  كمية البروتين و  $x_2(\%)$  كمية النشا الذي يتعرض للفقد التحطم مقاس بوحدات Farrand أوجد معادلة الانحدار المقدرة ؟

$x_1$	8.5	8.9	10.6	10.2	9.8	10.8	11.6	12.0	12.5	10.4
$x_2$	2	3	3	20	22	20	31	32	31	28
y	30.9	32.7	36.7	41.9	40.9	42.9	46.3	47.2	44.0	47.7
$x_1$	12.2	11.9	11.3	13.0	12.9	12.0	12.9	13.1	11.4	13.2
$x_2$	36	28	30	27	24	25	28	28	32	28
y	43.9	46.8	46.2	47.0	46.8	45.9	48.8	46.2	47.8	49.2