

الانحدار الخطي البسيط (النموذج الخطي لمتغيرين)

1 مقدمه:

تحليل الانحدار من أكثر الأدوات المستعملة في التحليل القياسي لذا سوف نبدأ بتحديد

الخطوط العريضة لتحليل الانحدار. نبدأ بالسؤال الأساسي: ما هو تحليل الانحدار؟

تحليل الانحدار يهتم بوصف وتقييم العلاقة بين متغير (عادة يسمى المتغير التابع) وواحد أو

أكثر لمتغيرات أخرى (تسمى عادة المتغيرات المفسرة أو المتغيرات المستقلة) ويرمز للمتغير

المفسر بـ Y والمتغيرات المفسرة بـ X_1, X_2, \dots, X_n .

التفسير الحرفي لكلمة انحدار تعني "ارتداد أو انكفاء أو رجوع" في الحقيقة تحليل الانحدار لا

يربطه بهذا المعنى أي رابط.

كلمة انحدار استخدمت من قبل سير فرنسيس جالتون Sir Francis Galton

(1822-1911) من إنجلترا. والذي كان يدرس العلاقة بين طول الأبناء وطول الآباء

والذي لاحظ جالتون أن الطول يميل إلى المعدل مع أن الآباء الطوال يكون أبنائهم طوال

والآباء القصار يميل أبنائهم لان يكونوا قصار أي أن هناك ميل عند الأبناء للمعدل أي أن هناك انحدار نحو المعدل. في دراسات أخرى مشابهه تحصل على نفس النتيجة التي تحصل عليها جالتون.

بالعودة إلى الرموز التي استخدمناها حيث رمزنا للمتغير المفسر بـ Y والمتغيرات المفسرة بـ X_1, X_2, \dots, X_n . إذا كانت $k=1$ ، أي إن هناك متغير مستقل واحد فقط من المتغيرات المفسرة. أي ان هناك X واحدة فقط. يعرف هذا بالانحدار البسيط. وهو ما سوف يتم مناقشته في هذا الفصل. إذا كانت $k>2$ ، أي أن هناك أكثر من X واحد و متغير مستقل. نحصل على ما يعرف بالانحدار المتعدد. والذي سوف نناقشه في الفصل القادم.

مثال 1 : الانحدار البسيط.

$$Y = \text{المبيعات}$$

$$X = \text{النفقات الاعلانية.}$$

حيث يتم تحديد العلاقة بين المبيعات والنفقات الاعلانية.

مثال 2: الانحدار المتعدد.

$$Y = \text{استهلاك ألا سره.}$$

$$X_1 = \text{دخل ألا سره.}$$

$$X_2 = \text{الأصول المالية للاسره}$$

$$X_3 = \text{حجم ألا سره}$$

تحديد العلاقة بين نفقات استهلاك ألا سره من جهة والدخل، والأصول المالية و حجم لأ سره من جهة اخرى.

هناك عدة أسباب لدراسة هذه العلاقات. يمكن استخدام ذلك في :

1- تحليل تأثير بعض السياسات التي تتضمن تغير قيم لفرد معين. في المثال الأول نستطيع أن نحلل تأثير النفقات الاعلانية على كمية المبيعات.

2- التنبؤ بقيم Y من قيم X .

3- اختبار مدى معنوية العلاقة بين أي من X و Y .

في مناقشتنا نفرق بين المتغير Y و المتغيرات X . افترضنا أن المتغيرات X هي المتغير الذي يؤثر على المتغير Y . هناك العديد من المصطلحات التي نطلقها على X , Y توجد في

الجدول 1.3 .

جدول 3: مصطلحات المتغير التابع و المتغير المستقل.

Y	X
متنبأ به	1-متنبأ
مفسر	2-مفسر
تابع	3-مستقل
متأثر	4-مسبب
داخلي	5-خارجي
المتغير الهدف	6-المتغير المتحكم

كل من هذه المصطلحات يستخدم حسب الغرض من تحليل الانحدار فالمصطلح الأول يستخدم في عملية التنبؤ بينما المصطلحات الأخرى تستخدم في مناقشة الانحدار. اما المصطلح خارجي وداخلي تستخدم فقط من قبل القياسيين. بينما المصطلح الأخير يستخدم في التجارب الخاصة بدراسة تأثير مسببات معينه على متغير مستهدف.

2 تحديد العلاقة:

العلاقة بين Y و X تمثل بالتالي:

$$Y = f(X) \quad \dots\dots \quad \dots \quad 1.2$$

حيث ترمز ل Y كدالة ل X . نستطيع إن نقسم العلاقة إلى نوعين:-

1- علاقة رياضية محددة. Deterministic

2- علاقة إحصائية لا تعطي قيمه فريدة ل Y من قيمه محده من X . ولكن يمكن أن توصف بصيغة احتماليه.

سوف نتحدث هنا في تحليل الانحدار عن العلاقة من النوع الأول على سبيل المثال العلاقة

بين المبيعات و النفقات الاعلانيه يمكن أن توصف بما يلي:-

$$Y = 2500 + 100X \quad \dots\dots\dots \quad 2.2$$

هذه علاقة محده deterministic . حيث يمكن تحديد المبيعات لكل مستوى من

النفقات الاعلانيه، كما يلي:-

X	Y
0	2500
20	4500
50	7500
100	12500

في الجانب الآخر، نفترض أن العلاقة بين المبيعات والنفقات الاعلانية كما يلي:-

$$Y = 2500 + 100X + u \quad 3.2$$

قيمة u تتراوح بين قيم معينه حسب جدول للاحتمالات يعطي لكل قيمه احتمال معين على سبيل المثال:- الاحتمالات أن قيمة u أكبر من 500 يساوي $\frac{1}{2}$ واقل من 500 يساوي $\frac{1}{2}$. لذا لا نستطيع تحديد قيمة Y من قيمة X نقول إن هناك العديد من قيم Y المقابلة لقيمة واحدة من X . إذا كان هناك توزيع طبيعي لقيم Y المقابلة لقيمة واحدة من X .

بالرجوع إلى المعادلة التي تمثل الدالة. نستطيع القول إن الدالة تمثل الخط $f(x) = \alpha + \beta X$

بينما العلاقة العشوائية هي $f(x) = \alpha + \beta X + u$

حيث تمثل u الخطأ العشوائي. وتمثل α β معاملات الانحدار.

لماذا يتم إضافة الخطأ العشوائي للمعادلة؟

1- يمثل عنصر العشوائية في استجابة الإنسان مثل اختلاف النفقات الاستهلاكية من فرد لأخر مع العلم انهم قد يتساووا في الدخل.

2- تأثير عوامل أخرى محذوفة مثل العادات حجم ألا سره وغيرها من العوامل.

3- خطأ في قياس المتغير التابع.

الهدف هو الحصول على تقدير للمعاملات الغير معروفه α β للقيام بعملية التقدير يجب افتراض بعض الافتراضات الخاصة بالخطأ العشوائي:

1- الوسط الصفري. $E(u)=0$

- أن وسط التوزيع الاحتمالي الخاص بالمتغير العشوائي = الصفر. إي أن قيم u تتمركز حول الصفر.

2- تساوي التباين $V(u) = \sigma^2$.

تباين التوزيع الاحتمالي الخاص بالعناصر العشوائية u يساوي قيمه ثابتة وموجبة.

3- استقلالية الخطأ العشوائي: أي أن التباين، درجة الارتباط بين قيم العشوائي = الصفر

أي انها مستقلة عن بعضها. $COV(u_i, u_j) = 0$

4- التوزيع الطبيعي للخطأ العشوائي. $u_i \sim N$

تمثل هذه الافتراضات بالتالي $u_i \sim N(0, \sigma^2)$

3 تقدير نموذج الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى:-

هناك عدة طرق لتقدير معاملات معادلة الانحدار أهمها (1) طريقة المربعات الصغرى. (2) طريقة الإمكانية العظمى.

في المرحلة الأولى نفترض وجود الفروض الأساسية لمعالجة النموذج الخطي. وفي المراحل اللاحقة نتعرض للحالات التي تكون فيها هذه الفروض غير صحيحة.

نموذج الانحدار بالافتراضات الأساسية كما يلي:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u$$

هي المعادلة الأساسية التي تصور العلاقة بين التابع والمستقل حيث i تعتمد على العينة التي يبلغ حجمها n . بالإضافة إلى المعادلة الأساسية نقول أن النموذج يحتوي افتراضات عن المتغير العشوائي.

تقدير النموذج يتم بغرض الحصول على مقدرات معالم نموذج الانحدار البسيط. نموذج الانحدار البسيط يتضمن ثلاث معالم هي α معلمة القاطع، β معلمة الميل، σ^2 معلمة التباين. المراد هو استخدام إحصائيات المتغيرات التابعة والمتغيرات المستقلة حسب الطرق الإحصائية الملائمة للحصول على مقدرات لهذه المعالم.

طريقة المربعات الصغرى

تعتمد طريقة المربعات الصغرى العادية على الحصول على مقدرات α ، الانحدار حيث تمثل α معلمة القاطع، β معلمة الميل. بحيث يتم تصغير مجموع مربعات البواقي إلى أدنى قيمه

لها. بحيث يجري تعريف مكون يطلق عليه مجموع المربعات البواقي وبعد ذلك يشرع في

الحصول على α , β بحيث يتم تصغير هذا المكون إلى أدنى قيمة له.

طريقة المربعات الصغرى تعطينا مقدرات الانحدار α , β ولكن لا تعطينا مقدرة التباين

وهذا يعتبر من نقاط ضعف طريقة المربعات الصغرى.

المعيار الخاص في المربعات الصغرى العادية: النموذج المقدر هو كما يلي

$$Y_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X + u_i$$

u هي البواقي والتي تساوي من النموذج $u_i = Y_i - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}X)$ نموذج الانحدار ممكن أن يمر

من خلال انتشار البيانات الخاصة بـ Y, X ، الخط المقدر هنا هو الذي يعطي Y

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X \quad \text{المقدرة}$$

إذا أخذنا إحداثيات القيم Y, X إحداثيات النقطة الأولى تنقسم إلى قسمين، قسم من

المحور الأفقي في النموذج المقدر، هذا عبارة عن $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$ الجزء الثاني عبارة عن

قيمة البواقي. فالمشاهدة Y هي حصيلة جمع $u + \hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$ أي أن أي مشاهدته

مكونه من جانبين، جانب الخط المقدر والبواقي. البواقي بحكم أنها مقدرة العنصر العشوائي

يمكن أن تكون موجبة وممكن أن تكون سالبة وكذلك من الناحية النظرية يمكن أن تساوي

الصفر.

للحصول على مقدرات المربعات الصغرى العادية يجب أن نحصل أولاً على البواقي:

$$u_i^2 = (\hat{Y} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}X))^2$$

$$\sum u^2 = \text{مجموع مربعات البواقي}$$

$$\sum u_i^2 = \sum (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X)^2$$

يتم التوصل إلى الخط الذي تكون فيه مجموع مربعات البواقي اصغر ما يمكن [اختيار الخط

الذي يدي مجموع مربعات البواقي إلى أصغر ما يمكن]. باستخدام الرياضيات فإن شرط

الدرجة الأولى يتطلب إجراء التفاضل بالنسبة للمجاهيل α β نستخدم التفاضل الجزئي

وبعد ذلك نساوي المعادلات التي تم آل تحصل عليها بالصفر ثم نطبق المعادلات الآتية

للحصول على قيم المقدرات.

$$\frac{\partial(\sum u_i^2)}{\partial \hat{\alpha}} = (2) \sum (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X) (-1) = 0$$

$$= (-2) \sum (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X) = 0$$

$$\sum (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X) = 0 \quad \text{نساوي بالصفر}$$

بادخال المجموع \sum وحيث ان α عدد ثابت فإن $\alpha = \sum \alpha = n \alpha$ ثم بقسمة المعادلة على

n نحصل على مايلي:

$$\sum Y_i - \sum_i \hat{\alpha} - \hat{\beta} \sum_i X = 0$$

$$\sum_i \hat{\alpha} = \sum Y_i - \hat{\beta} \sum_i X$$

$$n \hat{\alpha} = \sum Y_i - \hat{\beta} \sum_i X$$

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum Y_i}{n} - \hat{\beta} \frac{\sum_i X}{n}$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} \bar{X}$$

$$\frac{\partial(\sum u_i^2)}{\partial \hat{\beta}} = (2)(\sum(Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X)(-X) = 0$$

$$\frac{\partial(\sum u_i^2)}{\partial \hat{\beta}} = -2\sum X(Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X) = 0$$

$$(\sum X(Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X) = 0$$

$$- \sum XY + \sum X\alpha + \sum \beta X^2 = 0$$

نساوي بالصفر

$$\sum XY = \alpha \sum X + \beta \sum X^2$$

$$\sum_{i=1}^n X_i Y_i = \left(\sum_{i=1}^n X_i \right) \hat{\alpha} + \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 \right) \hat{\beta} \quad 2.5$$

بالتعويض بقيمة α نحصل على

$$\sum XY = \sum X \left(\frac{\sum Y}{n} - \beta \frac{\sum X}{n} \right) + \beta \sum X^2 \quad 2.6$$

بالمضرب في n

$$n \sum XY = \sum X \sum Y - \beta (\sum X)^2 + \beta n \sum X^2$$

$$\begin{aligned} n \sum XY - \sum X \sum Y &= -\beta (\sum X)^2 + \beta n \sum X^2 \\ &= \beta n \sum X^2 - \beta (\sum X)^2 \quad 2.7 \\ &= \beta (n \sum X^2 - (\sum X)^2) \end{aligned}$$

معادلة 2.7 تسمى المعادلات الطبيعية ونستطيع استخراج قيم β α منها

$$\hat{\beta} = \frac{n \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \sum X_i \sum Y_i}{n \sum X_i^2 - (\sum X)^2} =$$

بالتعويض نحصل على

من الممكن الحصول على المقدرات باستخدام الانحرافات كما يلي:

$$\begin{aligned} \sum y_i &= \sum (Y - \bar{Y})^2 = \sum Y_i^2 - n\bar{Y}^2 \\ \sum xy &= \sum (X - \bar{X})(Y - \bar{Y}) = \sum XY - n\bar{X}\bar{Y} \\ \sum x^2 &= \sum (X - \bar{X})^2 = \sum X^2 - n\bar{X}^2 \end{aligned}$$

ولكن

$$\begin{aligned} \sum Y_i X_i &= \sum X_i (\bar{Y}_i - \hat{\beta} \bar{X}) + \hat{\beta} \sum X_i^2 \\ \sum Y_i X_i &= n\bar{X}(\bar{Y} - \hat{\beta} \bar{X}) + \hat{\beta} \sum X_i^2 \\ \sum Y_i X_i &= n\bar{X}\bar{Y} - \hat{\beta} n\bar{X}\bar{X} + \hat{\beta} \sum X_i^2 \\ \sum Y_i X_i - n\bar{X}\bar{Y} &= -\hat{\beta} n\bar{X}\bar{X} + \hat{\beta} \sum X_i^2 \\ \sum XY - n\bar{X}\bar{Y} &= -\hat{\beta} n\bar{X}^2 + \hat{\beta} \sum X_i^2 \\ \sum xy &= \hat{\beta} \left[n\bar{X}^2 - \sum X^2 \right] \\ \sum xy &= \hat{\beta} \sum x^2 \\ \hat{\beta} &= \frac{\sum xy}{\sum x^2} \end{aligned}$$

مثال (1)

X	Y	X ²	x	y	XY	xy	x ²
2	4	4	-2	-4	8	8	4
3	7	9	-1	-1	21	1	1
1	3	1	-3	-5	3	15	9
5	9	25	1	1	45	1	1
9	17	81	5	9	153	45	25
Σ X= 20	Σ Y =4 0	$\Sigma X^2=$ 120			230 $\Sigma XY=$	$\Sigma xy=70$	$\Sigma x^2=$ 40

$$\hat{\beta} = \frac{n \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \sum X_i \sum Y_i}{n \sum X_i^2 - (\sum X)^2} =$$

$$\hat{\beta} = \frac{(5)(230) - (20)(40)}{5(120) - (20)^2} = 1.75$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} \bar{X} = 8 - 1.75(4) = 1$$

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X =$$

$$\hat{Y} = 1 + 1.75X$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum xy}{\sum x^2} = \frac{70}{40} = 1.75$$

باستخدام الانحرافات

X	Y	x	y	xy	x ²	XY	X ²
---	---	---	---	----	----------------	----	----------------

1	100	55	30	-45	1650	900	5500	10000
2	90	70	20	-30	1400	400	6300	8100
3	80	90	10	-10	900	100	7200	6400
4	70	100	0	0	0	0	7000	4900
5	70	90	0	-10	0	0	6300	4900
6	70	105	0	5	0	0	7350	4900
7	70	80	0	-20	0	0	5600	4900
8	65	110	-5	10	-550	25	7150	4225
9	60	125	-10	25	-1250	100	7500	3600
10	60	115	-10	15	-1150	100	6900	3600
11	55	130	-15	30	-1950	225	7150	3025
12	50	130	-20	30	-2600	400	6500	2500
المجموع	840	1200			-3550	2250	80450	61050
	X=70	Y=100						
					$\beta = -3550/2250 = -1.6$			

4 خصائص مقدرات المربعات الصغرى العادية (م ص ع)

الخصائص الإحصائية التي تتميز فيها مقدرات المربعات الصغرى العادية.

تتميز المقدرات α β بثلاث خواص أساسية:

(1) الخطية (2) عدم التحيز (3) الكفاءة

(1) الخطية: $\hat{\alpha}$ تعتبر دالة خطية للعنصر العشوائي التابع Y . أهمية هذه الخاصية أنها

تعطينا درجة من البساطة في إجراء الحسابات حيث انه لحساب β α نستعمل

المتغير التابع في صورته خطية فقط هذه لتبسيط الحسابات.

(2) عدم التحيز: مقدرات (م ص ع) $\hat{\alpha}$ مقدرة غير متحيزة للمعلمة α . عدم التحيز

يتطلب بأن القيمة المتوقعة ل $\hat{\alpha}$ و التي هي قيمة المعلومة الحقيقية بمعنى آخر متوسط $\hat{\alpha}$

$\alpha =$. إذا جمعت عينات كثيرة وفي كل عينه نحسب $\hat{\alpha}$ يتم أخذ المتوسط. ذلك

المتوسط نظريا يجب أن يتساوى مع المعلمة الحقيقية. $E(\hat{\alpha}) = \alpha$ مقدرات (م ص ع)

$\hat{\beta}$ مقدر غير متحيزة للمعلمة β حيث أن $E(\hat{\beta}) = \beta$. أي أن توقع $\hat{\beta}$ يجب

أن يساوي المعلم ه الحقيقية بمعنى آخر متوسط قيم $\hat{\beta}$ أو في المتوسط $\hat{\beta}$ تساوي

القيمة الحقيقية للمعلمه β .

هذه الأوضاع كلها نظريه بحتة في الواقع لا يكون عندنا عدد من العينات، بكون في الواقع

عينه واحدة فقط وتعطينا قيمه واحدة $\hat{\alpha}$ ، قيمه واحدة $\hat{\beta}$ يعتمد عليها في التحليل،

من الناحية النظرية نقول أن هذه المقدرات يتوقع أنها تساوي القيمة الحقيقية من الناحية

الأخرى القيمة الحقيقة لا نعرفها وبالتالي هذه الخصائص خصائص نظريه بحتة.

تباين المقدرات: تباين اي قيمة تتوزع حول وسط معين هو معدل تشتت هذه القيم عن

الوسط

ويكون القانون الخاص بتباين مقدره القاطع:

$$V(\hat{\alpha}) = E\{\hat{\alpha} - E(\hat{\alpha})\}^2$$

بإجراء بعض الخطوات يمكن إن نبرهن إن تباين $\hat{\alpha}$ يساوي

$$V(\hat{\alpha}) = \frac{\sigma^2 \sum X^2}{n \sum x^2}$$

من المعادلة نلاحظ إن تباين $\hat{\alpha}$ تعتمد على تباين u فإذا زاد تباين u توقع زيادة تباين $\hat{\alpha}$ لان هناك علاقة طردية بين تباين $\hat{\alpha}$ وتباين u . وتوجد صيغه أخرى لتباين $\hat{\alpha}$ على انه يساوي :

$$V(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \left\{ \frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x^2} \right\}$$

اما القانون الخاص بتباين $\hat{\beta}$:

$$V(\hat{\beta}) = \{\hat{\beta} - E(\hat{\beta})\}^2$$

يمكن إن نثبت إن التباين الخاص ب $\hat{\beta}$ يساوي $V(\hat{\beta}) = \frac{\sigma^2}{\sum x^2}$

ومن المعادلة نلاحظ إن تباين $\hat{\beta}$ يعتمد طرديا على تباين u وعكسيا على مجموع مربعات انحرافات المتغير المستقل، فكلما ازدادت درجة انتشار المتغير المستقل (أي بيانات X مختلفة كثيرا عن بعضها) نتوقع إن يزيد المكون الموجود في المقام وبالتالي ينخفض تباين $\hat{\beta}$ مما يشعر إلى دقة التقديرات.

3- ادنى (أصغر) تباين:

الخاصية الثالثة لمقدرات م ص ع تمتلك أدنى تباين هذه الخاصية لها أهمية بالغة في الاقتصاد القياسي لان أدنى تباين يعتبر مؤشر إلى دقة القياسات، أدنى تباين يعتبر مؤشر إلى دقة القياسات، أدنى تباين يعني أعلى دقة من ناحية القياسات.

هناك علاقة عكسية بين التباين ودقة القياسات كلما زاد التباين كلما انخفضت دقة القياسات وكلما قل ارتفعت دقة القياسات. لأن مقدرات م ص ع $\hat{\alpha}$ $\hat{\beta}$ تلك

المقدرات تمتلك أدني تباين نعني بمقارنه بمقدرات أخرى تقاس بطريقه مختلفة عن م ص ع فان
 مقدرات م ص ع تمتلك أدني تباين إي تتحلّى بأعلى دقه. نفترض إن هناك مقدرات ل
 β α تحصل عليها بطريقه مختلفة ونفترض إن المقدرات الأخرى " β , α " إذا افترضنا
 أن تلك المقدرتين خطيه وغير متحيّزة سيكون الاختلاف في خاصية أن مقدرات م ص ع
 $\hat{\alpha}$ $\hat{\beta}$ تمتلك أعلى دقة.

من النتائج التي توصلنا إليها عن مقدرات م ص ع يمكن أن نقول أن شكل التوزيع

الاحتمالي الخاص بالمقدرات $\hat{\alpha}$ $\hat{\beta}$

$$\hat{\alpha} \sim N \left[\alpha, \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x_i^2} \right) \right], \quad \hat{\beta} \sim N \left[\beta, \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \right]$$

من المعادلتين يتبين انه :

1- كلما زاد التباين σ^2 كلما زاد تباين المقدرات $\hat{\alpha}$ $\hat{\beta}$.

2- كلما كان انتشار قيم X أكبر كلما قل تباين $\hat{\alpha}$ $\hat{\beta}$

مثال (2):

البيانات التالية عن السعر وكمية البرتقال الذي تم بيعه في أحد أسواق الخضار في مدة 12

يوم إذا رمزنا للسعر بـ X والكمية بـ Y

باستخدام المعادلة التالية:

$$Y = \alpha + \beta X + u$$

$$\bar{X} = 70, \sum xy = -35550$$

$$\bar{Y} = 100, \sum x^2 = 2250$$

$$\hat{\beta} = \frac{-35550}{2250} = -1.578$$

$$\hat{\alpha} = 100 - (-1.578)70 = 210.460X + u$$

$$\hat{Y} = 210.46 - 1.578X.$$

$$V(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x^2} \right) = \sigma^2 \left(\frac{1}{12} + \frac{(70)^2}{2250} \right) = 2.2611\sigma^2$$

$$V(\hat{\beta}) = \sigma^2 \frac{1}{\sum_{i=1}^n x_i^2} = \frac{\sigma^2}{2250} = 0.00044\sigma^2$$

تقدير التباين σ^2 : حيث أن σ^2 مجهولة والتي نحتاجها لتمكن من حساب تباين $\hat{\alpha}$

$\hat{\beta}$. نستخدم مقدر σ^2 = مجموع مربعات البواقي/درجة الحرية

$$\sigma^2 = \frac{\sum u^2}{n-2} \quad 7.2$$

بحساب مربعات مجموع البواقي من قيمة 698 $\sum u^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = 698$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum u^2}{n-2} = \frac{698}{12-2} = 69.8 \quad \text{إذا مقدرة التباين}$$

ومنها يمكن الحصول على مقدرات تباين $\hat{\alpha}$ $\hat{\beta}$.

$$V(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x^2} \right) = 69.8 \left(\frac{1}{12} + \frac{(70)^2}{2250} \right) = 157.82$$

$$V(\hat{\beta}) = \beta, \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} = \frac{69.8}{2250} = 0.0310$$

مثال 3

X	Y	X ²	x	y	XY	xy	x ²	Y [^]	u	u ²
2	4	4	-2	-4	8	8	4	4.5	0.50	0.2500
3	7	9	-1	-1	21	1	1	6.25	0.75	0.5625
1	3	1	-3	-5	3	15	9	2.75	0.25	0.0625
5	9	25	1	1	45	1	1	9.75	0.75	0.5625
9	17	81	5	9	153	45	25	16.75	0.25	0.0625
ΣX=20	ΣY=40	ΣX²=120			230	Σxy=70	Σx²=40			Σu²=1.5

$$u = Y - \hat{Y} = Y - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}X) = Y - 1 - 1.75(X)$$

$$X = 2, 3, 1, 5, 9$$

للحصول على مقدرة التباين نستخدم المعادلة التالية $\hat{\alpha}$ $\hat{\beta}$.

$$\sigma^2 = \frac{\sum u^2}{n-2} = \frac{1.5}{5-2} = 0.5$$

وبعد ذلك نستطيع أن نتحصل على تباين المقدرات

$$V(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x^2} \right) = 0.5 \left(\frac{1}{5} + \frac{(120)^2}{40} \right) = 0.3$$

$$V(\hat{\beta}) = \beta, \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} = \frac{0.5}{40} = 0.0125$$

وللحصول على الانحراف المعياري نتحصل على الجذر التربيعي للتباين:

$$Se(\hat{\beta}) = \sqrt{V(\hat{\beta})} = \sqrt{0.0125} = 0.112$$

$$Se(\hat{\alpha}) = \sqrt{V(\hat{\alpha})} = \sqrt{0.3} = 0.548$$

5 فترات الثقة Confidence Interval

المقدرات مؤشرات مهمه يمكن إن تستخدم لاستخلاص نتائج عن المجتمع التي استخلصت

منه هذه المقدرات. لبناء فترات الثقة وأجراء اختبارات الفروض نستخدم التوزيع الطبيعي:

فترة الثقة:

$$\hat{\beta} \sim N \left[\beta, \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \right], \quad \hat{\beta} \sim N \left[\beta, \sigma_{\hat{\beta}}^2 \right]$$

إذا كانت β تتوزع طبيعيا فستكون قيمة Z كما يلي:

$$Z = \frac{\hat{\beta} - \beta}{\sigma_{\hat{\beta}}}$$

إذا أخذت أي عشوائي يتوزع توزيع طبيعي وطرحت منه الوسط الخاص به وقسمته على

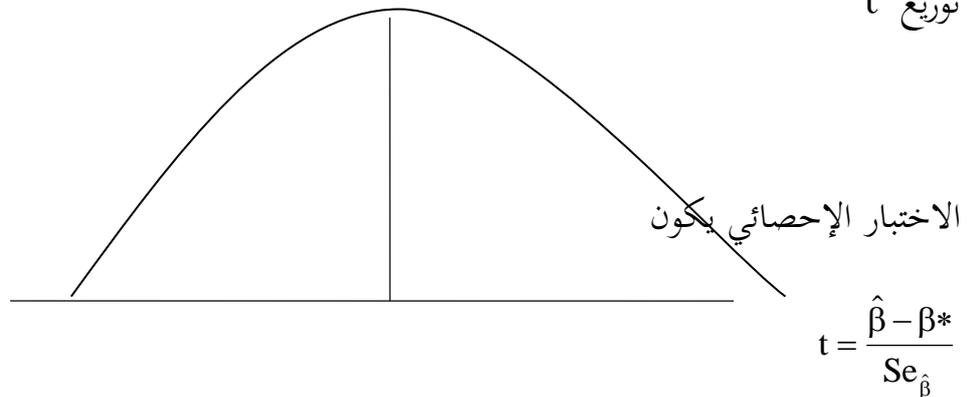
الانحراف المعياري فان القيمة المتحصل عليها هي قيمة Z التي تتوزع طبيعيا بوسط صفر

وتباين وانحراف معياري يساوي الواحد الصحيح. توزيع Z كما هو معروف يمكن استخلاص الاحتمالات الخاصة به من جدول التوزيع الطبيعي. وبذلك يمكن تحديد الاحتمال الخاص بحدوث أي قيمة من Z بالنظر إلى الجدول حيث يشير العمود الرأسي إلى اليسار إلى قيم Z والقيم بداخل الجدول تشير إلى الاحتمالات.

لاختبار الفرضية فإننا نختبر هل $\hat{\beta}$ تساوي β أم تختلف عنها وإذا كانت تختلف هل هذا الاختلاف قليل يمكن التعايش معه أي إن الاختلاف راجع إلى العشوائية فقط وليس بالاختلاف الكبير الذي يشير إلى أنه لا ينتمي إلى نفس المجتمع. ونرفض الفرضية أنهما متساويان.

في القانون أعلاه هناك معلمه غير متوفرة وهي معلمة تباين المجتمع فاستخدمنا مقدرة التباين. مقدرة التباين لا تمتلك التوزيع الطبيعي ولكن تتبع توزيع t والذي يتحدد تبعاً لدرجات الحرية المستعملة أي في هذه الحالة إلى $n-2$. توزيع t هو توزيع احتمالي مشابه للتوزيع الطبيعي وتوزيع t يتمركز حول الصفر ويأخذ شكل مماثل لتوزيع Z ، ويستخدم توزيع Z فقط عندما تكون حجم العينه كبيره $n > 30$

توزيع t



يمكن حساب فترات الثقة كما يلي:

$$\hat{\beta} \pm t_{n-2, \frac{\lambda}{2}} Se(\hat{\beta})$$

$$\hat{\alpha} \pm t_{n-2, \frac{\lambda}{2}} Se(\hat{\alpha})$$

قيمة t تمثل القيمة اختبار t عند درجة حرية $n-2$ عند مساحة $\lambda/2$ من توزيع t من

المثال (3)

$$\hat{\beta} \pm t_{n-2, \frac{\lambda}{2}} Se(\hat{\beta})$$

$$1.7 \pm 2.228 \times 0.112$$

$$\pm 0.2495$$

$$1.45 \text{ --- } 1.94$$

$$\hat{\alpha} \pm t_{n-2, \frac{\lambda}{2}} Se(\hat{\alpha})$$

$$1 \pm 2.228 \times 0.548$$

$$1 \pm 1.2209$$

$$-0.22 \text{ --- } 2.22$$

إن شرح فترة الثقة يعني إن إن الاحتمال أن فترة الثقة المحددة تعطي المعلمة الحقيقية يساوي

$(1 - \lambda)$. ويستخدم عادة مستوى الثقة 95% أو 99%.

6 اختبار الفرضيات

يتعلق اختبار الفرضيات بإيجاد ألا جابه على هذا السؤال ما اذا كانت القيمة المحسوبة من

العينة متوافقة مع الفرضية أم لا؟ الكلمة متوافقة هنا تعني أن القيمة المحسوبة قريبه من

القيمة المفترضة بحيث أننا لا نستطيع إن نرفض القيمة المفترضة. إي إذا كان هناك نظريه سابقه أو اعتقاد إن الميل الحقيقي لدالة الاستهلاك والدخل يساوي على سبيل المثال 1 هل القيمة المحسوبة أو المشاهدة والتي تساوي $\beta = 0.509$ و تحصل عليها من العينة متفق مع القيمة التي افترضناها سابقا؟ إذا كان الجواب بنعم فاننا لا نرفض الفرضية. في القياسي نسمي القيمة المفترضة بفرضية العدم لفرضية البديلة

فرضية العدم $H_0: \beta = \beta^*$ الفرضية البديلة $H_A: \beta \neq \beta^*$

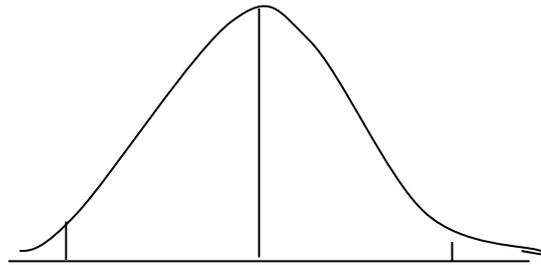
من المثال (1) نفترض إننا سوف نقوم باختبار الفرضية انه ليس هناك علاقة بين Y, X

فرضية العدم $H_0: \beta = 0$ الفرضية البديلة $H_A: \beta \neq 0$

$$t = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{Se_{\hat{\beta}}} = \frac{1.75 - 0}{0.112} = 15.65, \quad t_{(n-k), (1-\alpha/2)} = t_{3, (0.975)} = 3.182$$

الاختبار يقارن بين ما تقوله الفرضية وما تقوله العينة إذا كان الفرق كبير إي أكثر من القيمة الجد وليه التي نحصلنا عليها من جدول t فأنا نرفض الفرض. إذا كان الفرق قليل فان هذا يعني إن العينة تؤيد ما يقوله الفرض وبالتالي نقبل الفرض.

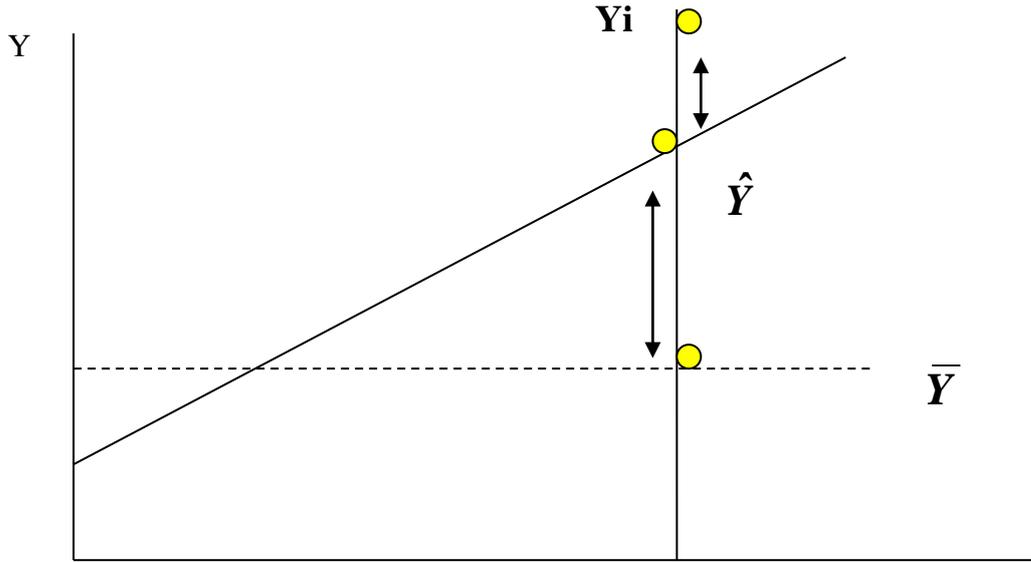
توزيع t



t الجدوليه = 3.182

يعني إننا يجب إن نوجد القيمة الفرضية من اجل اتخاذ القرار أما بقبول أو برفض . إن قرار

القبول أو الرفض يتعلق بفرضية العدم وليس بالفرضيه البديلة.



X

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X, \quad Y_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X + u \quad Y_i - \hat{Y} = u$$

7 اختبار جودة النموذج وتحليل التباين.

$$SST = \sum y_i = \sum (Y - \bar{Y})^2$$

$$SSR = \sum \hat{y}^2 = \beta \sum x_i^2 = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2$$

$$SSE = \sum u_i^2 = \sum (\hat{Y} - Y)^2$$

$$SST = SSR + SSE$$

مجموع المربعات الإجمالي للتغيرات التي تحدث في المتغير التابع Y	SST Total Sum of Squares
يسمى بمجموع مربعات الانحدار يعني جزء من تباين Y الذي تم تفسيره بواسطة الانحدار. إي الجزء من المتغيرات التي تحدث في المتغير التابع والذي تم تفسيرها بواسطة النموذج المقدر	SSR Regression Sum of Squares
مجموع مربعات البواقي، $\sum u^2$ وهذا مؤشر للجزء الذي لم يفسر بواسطة نموذج الانحدار، إي الجزء الذي فشل النموذج في تفسيره	SSE Error

ويمثل نسبة مجموع مربعات الانحدار إلى مجموع المربعات الإجمالي ما يسمى بمعامل التحديد

$$R^2_{xy} = \frac{SSR}{SST} = \frac{SST - SSE}{SST} = \frac{\hat{\beta} \sum xy}{\sum y_i^2}$$

قيمة R^2 تتراوح بين صفر وواحد. إذا كانت مرتفعه أي قريه من الواحد تعتبر X جيده

في تفسير التغيرات في Y . إذا كانت قريه من الصفر فان المتغير لا يشرح إلا القليل من

التغير في Y .

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{\hat{\beta} \sum xy}{\sum y^2} = \frac{1.75(70)}{124} = \frac{122.5}{124} = 0.9879$$

جدول تحليل التباين لمعادلة الانحدار ANOVA

(Variance): وهو إن تحليل مجموع المربعات الصغرى إلى مجموع مربعات البواقي

ومجموع مربعات الانحدار. الغرض من هذا التحليل لاختبار معنوية مجموع مربعات الانحدار

وهذا أيضا يدخل في اختبار معنوية المعامل β . وتمثل هذا التحليل في جدول تحليل التباين:

جدول تحليل التباين ANOVA

التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات
مجموع مربعات الانحدار	$SSR = \sum \hat{y}^2 = \hat{\beta} \sum xy = \hat{\beta}^2 \sum x^2 =$	$k-1=2$	$SSR/1$
مجموع مربعات البواقي	$SSE = \sum u^2 = \sum y^2 - \sum \hat{y}^2$	$n-k=n-2$	$SSE/(n-2)$
مجموع مربعات الإجمالي	$SST = \sum y^2 = \sum \hat{y}^2 + \sum u^2$	$n-2=3$	$F = \frac{SSR}{SSE/n-k}$

جدول تحليل التباين للمثال (1)

التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات
مجموع مربعات الانحدار	SSR=122.5	K-1=1	122.5/1
مجموع مربعات البواقي	SSE=1.500	n-k=3	1.5/3
مجموع مربعات الإجمالي	SST=124	n-1=4	$F = \frac{122.5/1}{1.5/3} = 245.00$

اختبار F هو اختبار لجودة النموذج. يحاول أن يجيب على السؤال هل افلح النموذج في

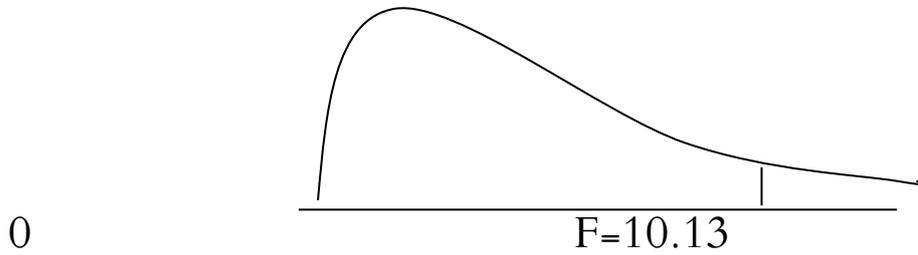
تفسير التغيرات التي تحدث في المتغير التابع. ويختبر الفرضية إن معاملات المتغيرات المفسرة

تساوي الصفر. أي أن فرضية العدم تقول انه لا يوجد علاقة بين المتغيرات المفسرة والمتغير

التابع. وتقارن قيمة المحسوبة من الجدول مع الجدول له بدرجة حرية للسط تساوي k-1

ودرجة حرية المقام n-k. قيمة الجدول له عند مستوى معنوية 5% تساوي 10.13.

توزيع F



8 التنبؤ باستخدام معادلة الانحدار:

معادلة الانحدار المقدرة $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X + u_t$ تستخدم في عملية التنبؤ لقيم Y لقيم محددة

من X . إذا كانت X_0 تمثل القيمة المحددة من X تستخدم في التنبؤ بقيمة Y_0 من قيم Y .

$$\hat{Y}_0 = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_0 + u_0$$

حيث u تمثل حد الخطأ.

$$\hat{Y}_0 - Y_0 = (\hat{\alpha} - \alpha) + (\hat{\beta} - \beta)X_0 + u_0$$

حيث يمثل خطأ التنبؤ

$$E(\hat{\alpha} - \alpha) = 0, E(\hat{\beta} - \beta) = 0, E(u_0) = 0$$

حيث إن

$$E(\hat{y}_0 - y_0) = 0$$

إذا تكون

هذه تعني إن قيمة Y هي قيمة غير متحيزة ويكون تباين يساوي:

$$V(\hat{y}_0 - y_0) = V(\hat{\alpha} - \alpha) + X_0^2 V(\hat{\beta} - \beta) + 2X_0 \text{COV}(\hat{\alpha} - \alpha, \hat{\beta} - \beta) + V(u)$$

$$= \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}^2}{\sum x_i^2} \right] + \sigma^2 \frac{X_0^2}{\sum x_i^2} - 2X_0 \sigma^2 \frac{\bar{X}}{\sum x_i^2} + \sigma^2$$

$$= \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum x^2} \right]$$

أي إن التباين يرتفع بارتفاع تباين X أي باختلاف قيم X عن قيم متوسطها.

$$Y = 10.0 + 0.90 X$$

باستخدام البيانات أعلاه نحصل على

$$Y_0 = 250 = X_0 \text{ إذا استخدمنا } \hat{\sigma}^2 = 0.01, \bar{X} = 200, \sum x_i^2 = 4000,$$

ستكون قيمة Y_0

$$Y_0 = 10.0 + 0.9(250) = 235$$

المتنبأ بها يساوي:

$$SE(\hat{Y}_0) = \sqrt{0.01 \left(1 + \frac{1}{12} + \frac{2500}{400} \right)} = 0.131$$

حيث أن $t=2.228$ من جدول مع 10 درجات حريه، و فترة الثقة 95% تكون

$$235 \pm 2.228 (0.131) = 235 \pm 0.29$$

أي أن فترة الثقة تساوي (234.71 - 235.29)

التنبؤ للقيمة المتوقعة:-

أحيانا يرغب الباحث في التنبؤ بالقيمة المتوقعة لـ Y بدلا من Y_0 أي قيمة $E(Y_0)$ أي

القيمة المتوسطة لـ $E(Y_0)$ وليس Y_0 . عند التنبؤ بالقيمة المتوقعة فان $E(Y_0) = Y_0$

حيث أن $E(Y_0) = \alpha + \beta X_0 + u_0$ فان القيمة المتنبأ بها تساوي

$$\hat{E}(Y_0) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_0 + u_0$$

سيكون مختلفا. سيكون اصغر قيمه

$$\hat{E}(y_0) - E(y_0) = (\hat{\alpha} - \alpha) + (\hat{\beta} - \beta) X_0$$

التباين يساوي:

$$\text{Var}[E(y_0) - E(y_0)] = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum x^2} \right]$$

والخطأ المعياري يساوي الجذر التربيعي للتباين وفترة الثقة تساوي

$$\hat{E}(y_0) \pm t SE$$

مثال:

	المبيعات Y	النفقات الاعلانية X
1	3	1
2	4	2
3	2	3
4	6	4
5	8	5

للحصول على مقدرات النموذج:

مشاهده	المبيعات Y	النفقات الاعلانية X	X ²	XY	u
1	3	1	1	3	0.80
2	4	2	4	8	0.60
3	2	3	9	6	2.60
4	6	4	16	24	0.20
5	8	5	25	40	1.00
	15	23	55		

$$SSE=8.8$$

$$X=3.0$$

$$Y = 1.0 + 1.2 X$$

نفترض إن مدير المبيعات يرغب في التنبؤ بدخل المبيعات عندما تكون النفقات الاعلانية

تساوي 600 ريال. ويريد أيضا بناء 95% فترة ثقة لتنبؤه. $X_0 = 6$ إذا

$$y=1.0 + 1.2(6)=8.2$$

$$= \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{5} + \frac{(6-3)^2}{10} \right] = 2.1\sigma^2 \quad \text{والتباين يساوي}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{SSE}{d.f} = \frac{8.8}{3} = 3.93$$

$$\sqrt{2.1(2.93)} = \sqrt{6.153} = 2.48 \text{ الخطأ المعياري}$$

عند مستوى المعنوية 5% ، ودرجة حرية df=2.353 و 90% فتره

تطبيق

دالة الاستهلاك الخاصة باقتصاد دولة ما:

$$C = \hat{\alpha} + \hat{\beta}Y$$

حيث ترمز X الى الاستهلاك الخاص و Y الى الدخل.

البيانات:

Year	X الاستهلاك الخاص	GDP الناتج الداخلي الخام
1975	23.90	164.53
1976	34.75	205.06
1977	54.61	225.40
1978	68.61	249.54
1979	102.39	385.81
1980	114.91	520.59
1981	126..39	524.72
1982	151.29	415.23
1983	157.37	372.07
1984	159.35	351.40
1985	158.59	313.94
1986	140.15	271.09
1987	135.54	275.45

1988	139.40	285.15
1989	145.03	310.82
1990	155.87	391.99
1991	168.75	442.04
1992	183.92	461.40
1993	193.91	443.84
1994	185.83	450.03
1995	191.10	470.70
1996	206.21	511.33
1997	207.35	547.41

$$\ln C = -3.33 + 1.38 \ln Y$$

$$n = 23, \quad K = 2$$

$$SSE = 0.341$$

$$SSR = 2.44$$

$$\bar{Y} = 4.82$$

$$SE(\hat{\alpha}) = 1.29, \quad SE(\hat{\beta}) = 0.219$$

$$t_{\alpha} = \frac{-3.33 - 0}{1.29} = -2.57$$

$$t_{\beta} = \frac{1.38 - 0}{0.219} = 6.31$$

$$t_{(n-k)(1-0.025)} = t_{(21,0.975)} = 2.080$$

$$F = 39.88 \quad F_{(k-1)(n-k)} = F_{1,21} = 4.32$$

$$R^2 = 0.65$$

تمارين

1- عرف المصطلحات التالية:

1- الخطأ المعياري.

2- التباين.

2- عدد الافتراضات اللازمة لتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية.

3- للملاحظات التالية

$$X = \{3, 2, 1, 0, -1\} \text{ و } Y = \{5, 2, 3, 2, -2\}$$

أ- أوجد القيم التالية

$$\sum_{i=1}^5 x_i^2, \sum_{i=1}^5 x_i y_i, \sum_{i=1}^5 x_i, \sum_{i=1}^5 y_i, \bar{X}, \bar{Y},$$

ب- أوجد الخط الذي يمثل العلاقة $Y = a + bX$

ت- ما المقصود بـ a, b

4- حدد دالة الانتاج التي تعبر عن العلاقة بين كمية الانتاج وعنصر الانتاج العمل

حسب البيانات المعطاة في الجدول التالي:

الملاحظات	Q	L
1	0.58	1
2	1.10	2
3	1.20	3
4	1.30	4
5	1.95	5
6	2.55	6
7	2.60	7
8	2.90	8

9	3.45	9
10	3.50	10
11	3.60	11
12	4.10	12
13	4.35	13
14	4.40	14
15	4.50	15

إذا افترضنا ان البيانات يمكن وصفها بعلاقة خطية تحت الفروض الخمسة. حدد تلك العلاقة . وشرح العلاقة الاقتصادية التي تربط المتغيرات حسب المعادلة.

تمرين :

حدد نتائج الانحدار للعلاقة بين الكمية المطلوبة لسلمه والسعر كما يلي

$$Y = \alpha + \beta X + u$$

للبينات التالية

						الكمية Y	السعر X
						55	100
						70	90
						90	80
						100	70
						90	70
						105	70
						80	70
						110	65

						125	60
						115	60
						130	55
						130	50

1- حددي معاملات النموذج.

2- بناء مجال الثقة لمعامل الميل وحدد فرضية العدم و نتائج اختبار t, F . عند مستوى المعنوية 5%

3- حدد معامل التحديد R^2