



المملكة العربية السعودية
جامعة الملك سعود
كلية العلوم الادارية
مركز البحوث

استخدام برامج SAS في معالجة مسائل الانحدار المتعدد

اعداد
الدكتور محمد عبدالحميد النطفجي
قسم الاساليب الكمية

الرياض
١٤٠٤هـ - ١٩٨٤م

التعليق / ٨



المملكة العربية السعودية
جامعة الملك سعود
كلية العلوم الادارية
مركز البحوث

استخدام برامج SAS
في
معالجة مسائل
الانحدار المتعدد

اعداد

الدكتور محمد عبد الحميد النطفي

قسم الاساليب الكمية

الرياض

١٤٠٤هـ - ١٩٨٤م

بسم الله الرحمن الرحيم

مقدمة

تحليل الانحدار المتعدد هو من أهم الأدوات الإحصائية وأوسعها استخداما وخاصة في المجالات الاقتصادية والإدارية ، وقد ساعد على انتشار تطبيقها التطورات الأخيرة في الحاسبات الإلكترونية من حيث إمكانياتها وكلفة استعمالها . لذلك نقدم هذا المؤلف هادفين إلى عرض بعض مواضيع تحليل الانحدار المتعدد التي تبين أهمية هذه الطريقة وبعض استخداماتها بشكل يسمح للطلاب والباحثين الاستفادة من برامج SAS التي تعالج مسائل الانحدار المتعدد وفهم مخرجاتها .

ويطيب لي بهذه المناسبة أن أقدم الشكر لسعادة الدكتور عبدالله القباع ، مدير مركز البحوث ، لما نلقاه منه من مساعدة وتشجيع لنشر هذه السلسلة،

والله الموفق .

محمد عبدالحميد نطفجي

استخدام برامج SAS
في معالجة مسائل الانحدار المتعدد

(١) الحاجة الى المتغيرات المستقلة المختلفة .

عندما عرضنا الانحدار الخطي البسيط - في العدد السابق - تحدثنا عن كيفية ايجاد معادلة الانحدار للتنبؤ بالقيم التي يأخذها المتغير التابع بدلالة متغير مستقل واحد . فمثلا يمكن ايجاد معادلة الانحدار لوصف العلاقة بين حجم المبيعات لاحد المخازن الكبيرة وعدد سكان المنطقة التي يقدم فيها خدماته . ولكن نتيجة التنبؤ التي نحصل عليها من معادلة كهذه ستكون أهميتها أقل مما لو تم التنبؤ من معادلة ثانية تأخذ بعين الاعتبار - بالإضافة الى عدد سكان المنطقة - تأثير العوامل الأخرى على مبيعات هذا المخزن : كمتوسط الدخل الفردي وعدد المخازن المنافسة ومعدل البطالة . وكمثال آخر يستطيع مدير شؤون الموظفين التنبؤ بشكل دقيق بانتاجية الموظف اذا حصل على النموذج الذي يقيس تأثير العوامل المختلفة على الانتاجية : كالخبرة السابقة ومستوى التعليم والذكاء . يعتبر تحليل الانحدار المتعدد والارتباط من أهم الأدوات المستخدمة في دراسة مثل هذه العلاقات .

(٢) نموذج من الدرجة الاولى بمتغيرين مستقلين .

النموذج :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + \epsilon_i \quad (1)$$

يسمى نموذجا من الدرجة الاولى بمتغيرين مستقلين ، حيث :

Y_i : قيمة المتغير التابع في المشاهدة i .

X_{i1} : قيمة المتغير المستقل (أو التفسيري) الاول في المشاهدة i .

X_{i2} : قيمة المتغير المستقل (أو التفسيري) الثاني في المشاهدة i .

B_0, B_1, B_2 : معالم الانحدار parameters

ϵ_i : عنصر الخطأ العشوائي
random error term
 $i = 1, \dots, n$

النموذج (١) خطي بالنسبة للمعلمات وخطي بالنسبة للمتغيرين
المستقلين .

بافتراض أن وسط عنصر الخطأ العشوائي يساوي الصفر أي :

$$E(\xi_i) = 0$$

فان معادلة الانحدار regression function للنموذج (١) هي:

$$E(Y) = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 \quad (2)$$

حيث $E(Y)$ القيمة المتوسطة للمتغير التابع .

(٣) مستوي الانحدار وشكل الانتشار .

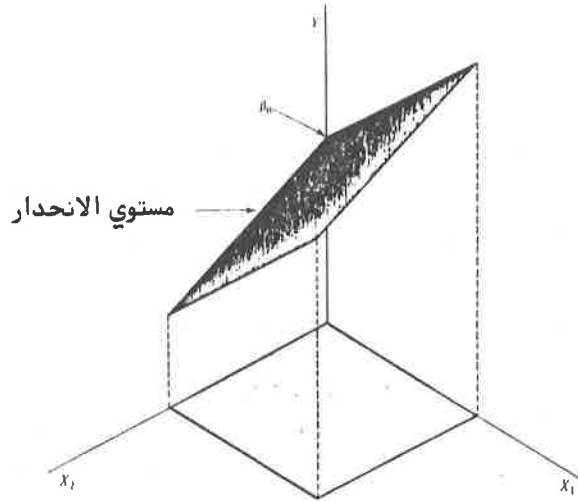
رأينا في الانحدار الخطي البسيط أن معادلة الانحدار تمثلها بيانيا
بخط مستقيم ، أما بالنسبة لمعادلة الانحدار (2) فنمثلها بسطح
regression surface يسمى مستوي الانحدار plane .

الشكل رقم (١) يبين المستوي لمعادلة الانحدار التالية :

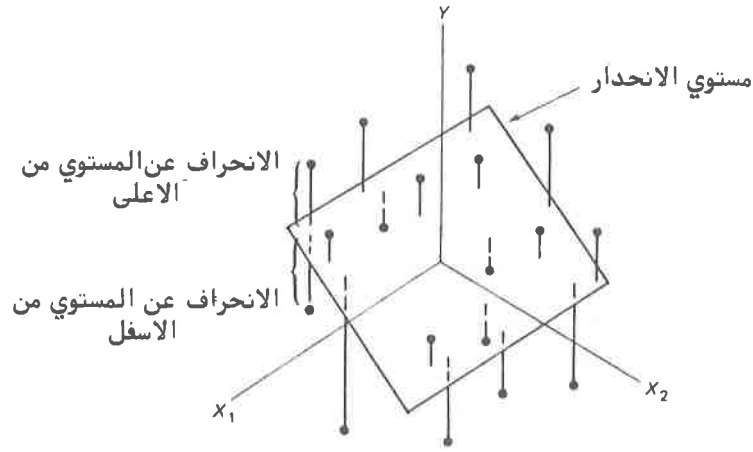
$$E(Y) = 20 + .95 X_1 - .50 X_2$$

شكل رقم (١)

مستوي الانحدار



بتعيين النقاط التي تخص المشاهدات الفعلية على الرسم نحصل على شكل الانتشار . الشكل رقم (٢) يبين شكل الانتشار والمستوي لنموذج انحدار خطي بمتغيرين مستقلين . لانستطيع التمثيل البياني اذا زاد عدد المتغيرات المستقلة عن اثنين .



شكل رقم (٢)
شكل الانتشار ومستوي الانحدار

(٤) تفسير معلمات الانحدار .

يمكن تفسير معلمات معادلة الانحدار (2) كما يلي :

B_0 - تقاطع مستوي الانحدار مع المحور الرأسي Y .
عندما $X_1 = 0$ و $X_2 = 0$ فان: $E(Y) = B_0$

B_1 - تشير الى التغير في $E(Y)$ عندما تزداد قيمة X_1 وحدة واحدة،
حيث X_2 تعتبر ثابتة .

B_2 - تشير الى التغير في $E(Y)$ عندما تزداد قيمة X_2 وحدة واحدة،
حيث X_1 تعتبر ثابتة .

B_1, B_2 يسميان معاملي الانحدار الجزئيين لانهما يعكسان التأثير الجزئي لاحد المتغيرين المستقلين عندما يدخل المتغير المستقل الاخر في النموذج ويعتبر ثابتا .

(٥) النموذج من الدرجة الاولى لاكثر من متغيرين مستقلين .

ليكن لدينا $p-1$ متغيرا مستقلا :

$$X_1, \dots, X_{p-1}$$

فان النموذج :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + \dots + B_{p-1} X_{i,p-1} + \epsilon_i \quad (3)$$

يسمى نموذجا من الدرجة الاولى ب $p-1$ متغيرا مستقلا .

بفرض أن :

$$E(\epsilon_i) = 0$$

فان معادلة الانحدار للنموذج (3) تكون كالتالي :

$$E(Y) = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_{p-1} X_{p-1} \quad (4)$$

معنى معلمات الانحدار لهذه المعادلة شبيه بالحالة التي تكلمنا

عنها بالفقرة السابقة . فالمعلمة B_k تشير الى التغير في $E(Y)$ عندما

تتغير X_k بمقدار وحدة واحدة حيث جميع المتغيرات المستقلة الاخرى

الداخلية في النموذج تعتبر ثابتة .

(٦) النموذج الخطي العام .

النموذج الخطي العام هو :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + \dots + B_k X_{ik} + \dots + B_{p-1} X_{i,p-1} + \epsilon_i \quad (5)$$

بافتراض $E(\epsilon_i) = 0$ فان معادلة الانحدار للنموذج السابق تكون :

$$E(Y) = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_k X_k + \dots + B_{p-1} X_{p-1} \quad (6)$$

عندما يكون الاستدلال الاحصائي هو الهدف من التحليل فمن الضروري أن

يحقق النموذج الافتراضات التالية :

- (أ) X_k يمكن أن تكون متغيرات عشوائية أو غير عشوائية (ثابتة fixed) . ونظرا لدورهم في تفسير التغيرات في المتغير التابع Y يطلق عليهم أحيانا اسم المتغيرات التفسيرية .
- (ب) من أجل أي توفيق لقيم X_k نحصل على مجتمع جزئي sub-population لقيم Y موزع بشكل طبيعي .
- (ج) تباينات variances المجتمعات الجزئية لـ Y كلها متساوية .
- (د) قيم Y مستقلة . وهذه الفرضية تعني أن القيمة المسحوبة لـ Y من أجل قيمة لـ X لا ترتبط (لا تتعلق) بالقيمة المسحوبة من أجل قيمة أخرى لـ X .
- (هـ) عنصر الخطأ العشوائي ε_i يتوزع بشكل طبيعي . وسطه يساوي الصفر وتباينه σ^2 ، أي :
- $$E(\varepsilon_i) = 0$$
- $$\sigma_{\varepsilon_i}^2 = \sigma^2$$
- (و) $\varepsilon_i, \varepsilon_j$ مستقلة حيث التباين $(\varepsilon_i, \varepsilon_j)$ يساوي الصفر، أي :
- $$\sigma(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$$
- من أجل كل i, j حيث $i \neq j$

(٧) نموذج انحدار من الدرجة الثانية .

ليكن لدينا نموذج الانحدار غير الخطي التالي بمتغير مستقل واحد :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_i + B_2 X_i^2 + \varepsilon_i \quad (7)$$

إذا اعتبرنا أن

$$\begin{aligned} X_{i1} &= X_i \\ X_{i2} &= X_i^2 \end{aligned}$$

و فإنا نستطيع كتابة النموذج (7) على الشكل التالي :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + \varepsilon_i \quad (8)$$

ومنه فإن النموذج (8) هو حالة خاصة من النموذج الخطي العام .

ليكن لدينا النموذج :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + B_3 X_{i1} X_{i2} + \epsilon_i \quad (9)$$

معاني B_1 و B_2 في هذا النموذج تختلف عن المعاني التي اعطيناها في الفقرة (٤) بسبب الحد $B_3 X_{i1} X_{i2}$. ويمكن أن نلاحظ أن التغير في القيمة المتوسطة للمتغير التابع عندما تزداد X_1 وحدة واحدة حيث X_2 تبقى ثابتة هو

$$B_1 + B_3 X_2$$

وبشكل مشابه فإن التغير في القيمة المتوسطة للمتغير التابع عندما

تزداد X_2 وحدة واحدة حيث X_1 تبقى ثابتة هو

$$B_2 + B_3 X_1$$

لنلاحظ أن تأثير X_1 لمستوى معطى لـ X_2 ، وتأثير X_2 لمستوى معطى لـ X_1 في النموذج (9) يتوقف على مستوى المتغير المستقل الآخر .

النموذج (9) هو للمتغيرات المستقلة ذات التأثيرات المتبادلة والحد $B_3 X_{i1} X_{i2}$ يسمى عنصر التأثير المتبادل interaction term .

بالرغم من التأثير المتبادل بين X_{i1} و X_{i2} فإننا نستطيع النظر الى النموذج (9) كنموذج خطي عام . لنعتبر أن

$$X_{i3} = X_{i1} X_{i2}$$

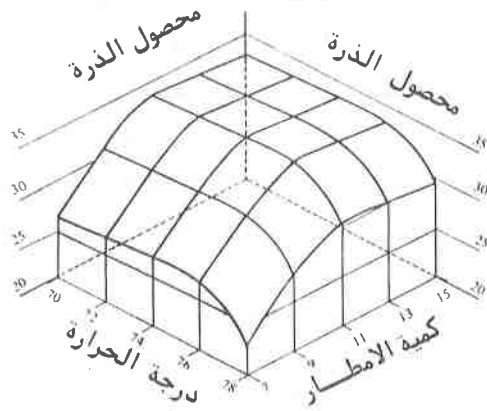
ومنه فإننا نستطيع إعادة كتابة النموذج (9) على الشكل التالي:

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i2} + B_3 X_{i3} + \epsilon_i \quad (10)$$

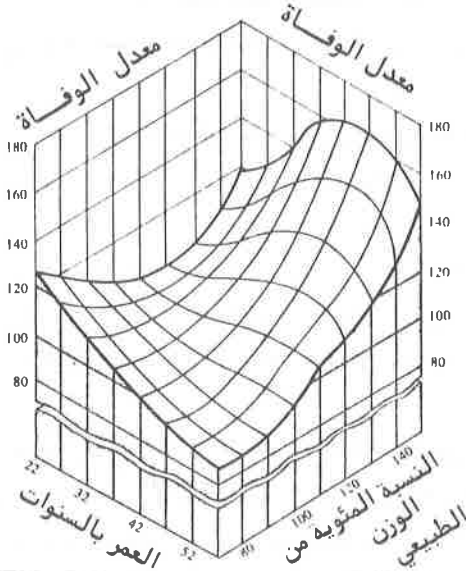
الذي هو من حيث الشكل نموذج خطي عام .

الشكل رقم (٣) يبين سطح الانحدار في حالة متغيرين مستقلين لا يوجد بينهما تأثيرات متبادلة ، والشكل رقم (٤) يبين سطح الانحدار في حالة متغيرين مستقلين يوجد بينهما تأثيرات متبادلة .

شكل رقم (٣)
سطح الانحدار بمتغيرين مستقلين لايوجد بينهما تأثيرات متبادلة



شكل رقم (٤)
سطح الانحدار بمتغيرين مستقلين بينهما تأثيرات متبادلة



(٩) حالات مركبة من التأثيرات المتبادلة .

ليكن لدينا نموذج بمتغيرين مستقلين ، كل منهما من الدرجة الثانية
وبينهما تأثيرات متبادلة :

$$Y_i = B_0 + B_1 X_{i1} + B_2 X_{i1}^2 + B_3 X_{i2} + B_4 X_{i2}^2 + B_5 X_{i1} X_{i2} + \epsilon_i \quad (11)$$

وليكن :

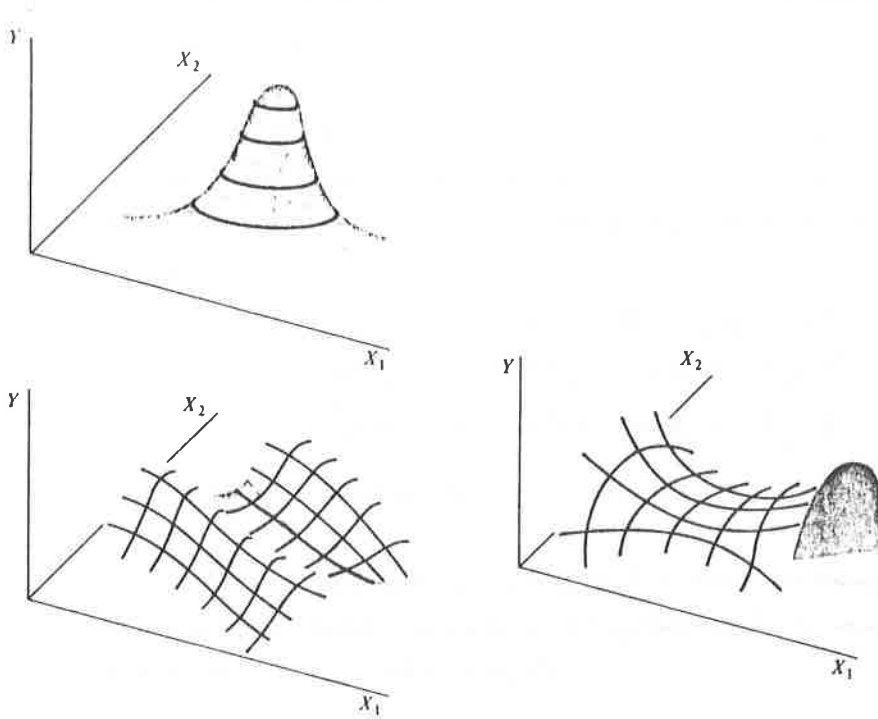
$$\begin{aligned} Z_{i1} &= X_{i1} , Z_{i2} = X_{i1}^2 \\ Z_{i3} &= X_{i2} , Z_{i4} = X_{i2}^2 \\ Z_{i5} &= X_{i1} X_{i2} \end{aligned}$$

بناء على ذلك نستطيع كتابة النموذج (11) على الشكل التالي :

$$Y_i = B_0 + B_1 Z_{i1} + B_2 Z_{i2} + B_3 Z_{i3} + B_4 Z_{i4} + B_5 Z_{i5} + \varepsilon_i \quad (12)$$

- النموذج (12) يعتبر من حيث الشكل نموذج خطي عام
- الشكل رقم (٥) يبين السطوح المركبة التي يمكن أن نصادفها في حالة متغيرين مستقلين

شكل رقم (٥)
سطوح مركبة لمتغيرين مستقلين



١٠. تقدير معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى .

إذا استخدمنا بيانات عينة لحساب معاملات معادلة الانحدار فان معادلة الانحدار (4) تأخذ الشكل التالي :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_{p-1} X_{p-1} \quad (13)$$

حيث :

\hat{Y} تقدير لـ $E(Y)$

و b_0, b_1, \dots تقدير لـ B_0, B_1, \dots

وفي حالة متغيرين مستقلين فان معادلة الانحدار (13) تكون

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 \quad (14)$$

لتقدير معاملات المعادلة (14) يمكن استخدام طريقة المربعات

الصغرى . لرمز للفرق بين القيم المشاهدة Y و القيم المقدرة \hat{Y} بـ e

حيث :

$$e = Y - \hat{Y}$$

وطبقا لطريقة المربعات الصغرى العادية فان المطلوب هو الحصول

على ادنى قيمة للمقدار

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

الشروط الضرورية لكي يكون هذا المقدار قيمة صغرى هو أن تكون

المشتقات الجزئية الاولى له بالنسبة لكل معلمة من المعلمات المراد تقديرها

مساوية للصفر . باستخدام هذه الطريقة نحصل على مجموعة المعادلات

الطبيعية التالية :

$$\sum Y = nb_0 + b_1 \sum X_1 + b_2 \sum X_2$$

$$\sum X_1 Y = b_0 \sum X_1 + b_1 \sum X_1^2 + b_2 \sum X_1 X_2$$

$$\sum X_2 Y = b_0 \sum X_2 + b_1 \sum X_1 X_2 + b_2 \sum X_2^2$$

بحل هذه المعادلات انيا نحصل على قيم b_0, b_1, b_2 .

عندما يزداد عدد المتغيرات عن اثنين او ثلاثة تصبح عملية الحصول

على القيم المقدرة للمعاملات متعبة وطويلة . ولحسن الحظ نستطيع أن نحصل

عليها بسهولة ويسر باستخدام برامج SAS .

مثال رقم (١) :

الجدول التالي يبين ارباح عشرة مخازن ومبيعاتها من المواد الغذائية وغير الغذائية :

رقم المخزن	الارباح بالاف الدولارات Y	مبيعات المواد الغذائية بعشرات السوف الدولارات X ₁	مبيعات المواد غير الغذائية بعشرات السوف الدولارات X ₂
1	20	305	35
2	15	130	98
3	17	189	83
4	9	175	76
5	16	101	93
6	27	269	77
7	35	421	44
8	7	195	57
9	22	282	31
10	23	203	92

باستخدام برامج SAS يطلب اليك :

(أ) حساب معادلة الانحدار التالية :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2$$

(ب) تفسير معلمات المعادلة السابقة .

(ج) حساب القيم المقدرة (\hat{Y}) التي تقابل القيم الفعلية لـ X_1 , X_2 .

(د) حساب انحرافات القيم الفعلية لـ Y عن القيم المقدرة \hat{Y} .

الحل :

(أ) معادلة الانحدار .

بعد ادخال البيانات نعطي الامر التالي :

(1) PROC GLM;

MODEL Y = X₁ X₂ ;

بنتيجة هذا الامر سنحصل على مخرجات كثيرة سنتحدث عنها في الفقرات القادمة ، وما يهمنا الان هو ايجاد قيمة المعلمات :

b₀, b₁, b₂ . هذه القيم نجدها تحت العنوان ESTIMATE في الصفحة

رقم (١٤) وذلك حسب ما تشير اليه ارقام الملاحظات بجانب كل منها :

(2) b₀ = - 23.059

(3) b₁ = 0.11475

(4) b₂ = 0.23485

ومنه ، فان معادلة الانحدار المطلوبة :

$$\hat{Y} = -23.059 + 0.11475 X_1 + 0.23485 X_2$$

(ب) تفسير المعلمات المقدرة .

$$b_1 = .11475$$

وهذا يعني أنه عندما تزداد مبيعات المواد الغذائية بمقدار عشرة الاف دولار فمن المتوقع أن تزداد ارباح المخزن بمقدار (.11475) الف دولار باعتبار مبيعات المواد غير الغذائية ثابتة .

$$b_2 = .23485$$

وتفسر بشكل مشابه ، فعندما تزداد مبيعات المواد غير الغذائية بمقدار عشرة الاف دولار فمن المتوقع ان تزداد ارباح المخزن بمقدار (.23485) الف دولار باعتبار مبيعات المواد الغذائية ثابتة .

مما سبق نستنتج أن المساهمة الهامشية بالارباح لمبيعات المواد غير الغذائية تزيد بقليل عن ضعف مساهمة مبيعات المواد الغذائية .

$$b_0 = - 23.059$$

وهي تشير الى التكاليف الثابتة- المتوسطة- التي يجب على المخزن تحملها
قبل أن يحقق ربحا .

(ج) القيم المقدرة .

لحساب القيم المقدرة (\hat{Y}) التي تقابل القيم الفعلية لـ X_1, X_2
يكفي أن نبدل X_2, X_1 بالقيم اللازمة في المعادلة . فمثلا:
عندما :

$$X_1 = 305$$

$$X_2 = 35$$

فان :

$$\hat{Y} = - 23.059 + .11475 (305) + 0.23485(35) = 20.159$$

تستطيع برامج SAS أن تقوم بتنفيذ هذا الطلب وذلك باضافة الاوامر
التالية على الاوامر المذكورة بالفقرة (أ) :

- (5) OUTPUT OUT = NEW PREDICTED = YP ;
- (6) PROC SORT ; BY YP ;
- (7) PROC PRINT ; BY YP ;

حيث : YP رمز اختياري للقيمة المقدرة \hat{Y} .
القيم المقدرة تظهر مرتبة ترتيبا تصاعديا حسب القيمة كما هو واضح
في الصفحات (١٤-١٥) .

(د) انحرافات القيم الفعلية Y عن القيم المقدرة \hat{Y} .

نحصل على الانحرافات المطلوبة بتعديل الامر المشار اليه بجانب

الملاحظه (5) في الفقرة السابقة بحيث يصبح كما يلي :

- (5) OUTPUT OUT = NEW PREDICTED = YP RESIDUAL = RESID ;

حيث : RESID رمز اختياري للانحراف $(Y - \hat{Y})$.
البرنامج معروض على الصفحة رقم (١٣) .
المخرجات معروضة على الصفحات (١٤-١٥) .

J E S 2 J O B L O G
- CLASS F - SYS MVS2

JOB 317

10-23-17 JOB 317 \$HASP373 F150002S STARTED - INIT 5 - CLASS F - SYS MVS2
10-23-38 JOB 317 \$HASP395 F150002S FINDED
//F150002S JOB (111,F15), 'MUTFAJI', MSGCLASS=Y, MSGLEVEL=(0,0), CLASS=F
IEF142I F150002S SAS - STFP WAS EXECUTED - COND CODE 0000
IEF373I STEP /SAS / START 83110.1023
IEF374I STEP /SAS / STOP 83110.1023 CPU 0MIN 00.835EC SRB 0MIN 00.10SEC VIRT 520K SYS 252K

*-RUC-*** SASPGM=SASSTEPNO=001.....
*-RUC-*** CPUJ TIME=0.935FC STORAGE USED=520K EXCP'S=106 PAGING RATE=1.2/SEC
*-RUC-*** ELAPSED TIME=20.11SEC VIO PAGING=0
*-PJC-*** SERVICE UNITS=4,693 AVG WORKING SET=64PAGES TAPE DRIVES USED=0 NO SWAPS =0
*-RUC-*** EXCP'S BY DEVICE: 29-353 0-14F 77-14F 0-14F 0-246 0-14E
*-RUC-*** 0-14F 0-14F
*-RUC-***COMP CODE=0000.....

*-RUC-*** 93110.102337.....
*-RUC-*** JOB /F150002S/ START 83110.1023 0MIN 00.935EC SRB 0MIN 00.10SEC
*-RUC-*** JOB /F150002S/ STOP 83110.1023 CPU
*-RUC-*** F150002S.....
*-RUC-*** CPU TIME=0.935FC ELAPSED TIME=20.825FC TAPE AND DISK EXCP'S ISSUED= 106
*-RUC-*** 93110.102339.....

11 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:23 WEDNESDAY, APRIL 20, 198
NOTE: THE JOB F150002S HAS BEEN RUN UNDER RELEASE 79.5 OF SAS AT THE UNIVERSITY OF RIYADH COMPUTER CENTER (01608).
NOTE: SAS OPTIONS SPECIFIED ARE:
SORT=4

1 DATA MA: 07030000
2 INPUT Y 1-2 X1 4-6 X2 8-9: 00040000
3 LIST: 00050000
4 CARDS: 00060000

00060000
00070000
00080000
00090000
00100000
00110000
00120000
00130000
00140000
00150000
00160000
00170000
00180000
00190000
00200000

NOTE: DATA SET WORK.MA HAS 10 OBSERVATIONS AND 3 VARIABLES. 680 CBS/TRK.
NOTE: THE DATA STATEMENT USED 0.06 SECONDS AND 160K.

15 PROC GLM: 1
16 MODEL Y=X1 X2;
17 OUTPUT OUT=NEW PREDICTED=Y RESIDUAL=RESID;
18

NOTE: DATA SET WORK.NEW HAS 10 OBSERVATIONS AND 5 VARIABLES. 433 OBS/TRK.
NOTE: THE PROCEDURE GLM USED 0.18 SECONDS AND 204K AND PRINTED PAGE 1.

NOTE: 4 CYLINDERS DYNAMICALLY ALLOCATED PER SORT WORK DATA SET.
NOTE: DATA SET WORK.NEW HAS 10 OBSERVATIONS AND 5 VARIABLES. 433 OBS/TRK.
NOTE: THE PROCEDURE SORT USED 0.29 SECONDS AND 512K.

21 PROC PRINT: 00230000
22 BY VP: 00240000

NOTE: THE PROCEDURE PRINT USED 0.15 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGES 2 TO 3.

NOTE: SAS INSTITUTE INC.
SAS CIRCLE
BOX 8000
CARY, N.C. 27511

1 STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM 10:23 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

GENERAL LINEAR MODELS PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: Y

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	R-SQUARE	C.V
MODEL	2	486.64773411	243.32386705	12.88	0.0045	0.786311	22.757
ERROR	7	132.25226589	18.89218034				Y MEAN
CORRECTED TOTAL	9	618.90000000					19.1000000

SOURCE	DF	TYPE I SS	F VALUE	PR > F	DF	TYPE IV SS	F VALUE	PR >
X1	1	357.55813281	18.93	0.0034	1	436.00584452	23.08	0.002
X2	1	129.08960129	6.83	0.0347	1	129.08960129	6.83	0.034

PARAMETER	ESTIMATE	T FOR HO: PARAMETER=0	PR > T	STD ERROR OF ESTIMATE
INTERCEPT	-23.05906554	-2.10		10.97022366
X1	0.11475039	4.80		0.02388694
X2	0.23485025	2.61		0.089984593

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

YP=13.3718

OBS	Y	X1	X2	RESID
1	16	101	93	5.6282

2 7 195 57 -5.7037

YP=14.87087

OBS Y X1 X2 RESID
3 9 175 76 -5.8709

YP=14.87391

OBS Y X1 X2 RESID
4 15 130 98 0.12619

YP=16.5809

OBS Y X1 X2 RESID
5 22 282 31 5.4191

YP=19.12133

OBS Y X1 X2 RESID
5 17 195 83 -1.1213

YP=20.15956

OBS Y X1 X2 RESID

7 20 305 35 -0.15956

S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:23 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

1

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

YP=21.84149

OBS Y X1 X2 RESID
8 23 203 92 1.15851

YP=25.89226

OBS Y X1 X2 RESID
9 27 269 77 1.10774

YP=35.58426

OBS Y X1 X2 RESID
10 35 421 44 -0.58426

(١١) تقسيم مجموع المربعات .

عندما درسنا الانحدار الخطي البسيط - في العدد السابق - قسمنا مجموع مربعات انحرافات القيم المشاهدة Y عن وسطها الحسابي \bar{Y} الى قسمين : (SSTO)

القسم الاول : $SSR = \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2$
مجموع مربعات انحرافات القيم المقدرة \hat{Y} عن الوسط الحسابي \bar{Y} .

القسم الثاني : $SSE = \sum (Y - \hat{Y})^2$
مجموع مربعات انحرافات القيم المشاهدة Y عن القيم المقدرة الموافقة \hat{Y} .

$$\begin{aligned} SSTO &= SSR + SSE && \text{أي :} \\ \sum (Y - \bar{Y})^2 &= \sum (\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum (Y - \hat{Y})^2 && \text{أو :} \end{aligned}$$

في الانحدار المتعدد مجموع المربعات SSTO يقسم بنفس الطريقة تماما ، حيث :

$$SSTO = SSR + SSE$$

و SSR و SSE تعرف ايضا بنفس الطريقة . الفارق الوحيد أننا في الانحدار المتعدد نعتبر Y تابع لكثر من متغير مستقل .

SSTO يقابله $n-1$ درجة حرية ، حيث n عدد المشاهدات (أو حجم العينة) ، و SSE يقابله $n-p$ درجة حرية حيث p عدد المعلمات التي نحتاج الى تقديرها لمعادلة الانحدار . وأخيرا SSR يقابله $p-1$ درجة حرية وهي عدد المتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج : X_1, \dots, X_{p-1}

بقسمة مجموع المربعات على عدد درجات الحرية المقابلة له نحصل على متوسط المربعات :

$$MSR = \frac{SSR}{p-1} \quad \text{أ) متوسط المربعات للانحدار}$$

$$MSE = \frac{SSE}{n-p} \quad \text{ب) متوسط المربعات للاخطاء}$$

الجدول التالي يبين تقسيم مجموع المربعات ودرجات الحرية المقابلة :

متوسط المربعات	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر الانحراف
$MSR = \frac{SSR}{p-1}$	p-1	SSR	الانحدار
$MSE = \frac{SSE}{n-p}$	n-p	SSE	الاطفاء
	n-1	SSTO	المجموع

مثال رقم (٢) :

- لبيانات المثال رقم (١) وباستخدام برامج SAS يطلب اليك مايلي :
- (أ) ايجاد مجموع المربعات التالية : SSR , SSE , SSTO .
- (ب) ايجاد عدد درجات الحرية المقابلة لكل مجموع مربعات .
- (ج) ايجاد متوسط المربعات التالية : MSR , MSE .

الحل :

نحصل على جميع القيم المطلوبة من مخرجات الامر التالي :

(1) PROC GLM; MODEL Y=X1 X2;

المخرجات معروضة على الصفحة رقم (١٤)، ونحصل على القيم المطلوبة حسب ما تشير اليه ارقام الملاحظات بجانب كل قيمة :

(أ) مجموع المربعات :

(8) SSR = 486.647

(9) SSE = 132.252

(10) SSTO= 618.900

(ب) عدد درجات الحرية :

(11) p-1 = 2

(12) n-p = 7

(13) n-1 = 9

(ج) متوسط المربعات :

(14) MSR = $\frac{486.647}{2} = 243.323$

(15) MSE = $\frac{132.252}{7} = 18.893$

(١٢) الخطأ المعياري للتقدير .

نحصل على الخطأ المعياري للتقدير بالقانون التالي :

$$S_{y.12 \dots p-1} = \sqrt{MSE}$$

كلما اقتربت نقاط الانتشار من سطح الانحدار كلما كانت قيمة الخطأ المعياري للتقدير اصغر .

مثال رقم (٣) :

لبيانات المثال رقم (١) احسب الخطأ المعياري للتقدير .

الحل :

نحصل على الخطأ المعياري للتقدير من مخرجات الامر :

(1) PROC GLM;
MODEL Y = X1 X2;

من المخرجات المعروضة على الصفحة رقم (١٤) نلاحظ أن :

$$(16) \quad S_{y.12} = \sqrt{18.893} = 4.346$$

(١٣) اختبار F لعلاقة الانحدار F Test for Regression Relation

حتى نختبر فيما اذا كان هناك علاقة بين المتغير التابع Y ومجموعة المتغيرات X (X_1, \dots, X_{p-1}) أي لنختار بين البديلين :

$$H_1 : B_1 = B_2 = \dots = B_{p-1} = 0$$

$$H_2 : \text{not all } B_k (k = 1, \dots, p-1) \text{ equal } 0$$

نستخدم :

$$F^* = \frac{MSR}{MSE}$$

لاتخاذ القرار نستخرج قيمة F (الجدولية) من جدول توزيع F في الملحق رقم (١) بمستوى دلالة α وبدرجات حرية :

$$v_1 = p-1$$

$$v_2 = n-p$$

فاذا كان

$$F^* \leq F(1-\alpha; p-1, n-p)$$

.H₁

نقبل الفرضية الاولى :

واذا كان :

$$F^* > F(1-\alpha; p-1, n-p)$$

.H₂

نقبل الفرضية الثانية :

مثال رقم (٤) :

يطلب اليك اختبار علاقة الانحدار لبيانات المثال رقم (١) وذلك باستخدام اختبار F وباحتمال يساوي ٠/٩٥

الحل :

نحصل على قيمة F* من مخرجات الامر التالي :

(1) PROC GLM;

MODEL Y=X1 X2 ;

من مخرجات هذا الامر والمعروضة على الصفحة رقم (١٤) نحصل على قيمة F* حسب مايشير اليه رقم الملاحظة :

$$(17) F^* (F VALUE) = \frac{MSR}{MSE} = \frac{243.323}{18.893} = 12.88$$

$$H_1 : B_1 = 0 \text{ and } B_2 = 0$$

الفرضيه الاولى :

$$H_2 ; \text{ not both } B_1 \text{ and } B_2 \text{ equal } 0$$

الفرضية الثانية :

$$\alpha = 1-0.95 = .05$$

بمستوى دلالة :

$$v_1 = p-1 = 3-1 = 2$$

وعدد درجات حرية :

$$v_2 = n-p = 10-3 = 7$$

نلاحظ من جدول توزيع F أن F الجدولية :

$$F(.95; 2,7) = 4.74$$

وبما أن : $F^* > F$

$$12.88 > 4.74$$

أي :
فاننا نقبل الفرضية الثانية وهي أن لارباح المخازن علاقة بمبيعات المواد الغذائية وغير الغذائية .

(١٤) معامل التحديد المتعدد .

نرمز لمعامل التحديد المتعدد بـ R^2 ونعرفه كالتالي :

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

تنحصر قيمة معامل التحديد المتعدد بين الصفر والواحد ، أي :

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

R^2 يساوي الصفر اذا كانت جميع معاملات الانحدار متساوية وتساوي

$$b_k = 0 \quad (k=1, \dots, p-1)$$

الصفر :

وتساوي قيمة معامل التحديد المتعدد الواحد عندما جميع

المشاهدات تقع على سطح الانحدار ، وهذا يعني أن :

$$Y_i = \hat{Y}_i \quad \text{لجميع قيم } i .$$

يجب أن ننتبه الى أن قيمة عالية لمعامل التحديد المتعدد لاتعني

بالضرورة أن النموذج الذي حصلنا عليه هو نافع. كما أن زيادة عدد المتغيرات

المستعملة يزيد دوما من قيمة هذا المعامل لان ادخال متغيرات مستقلة جديدة

لايزيد من SSE ولايغير SSTO .

معامل الارتباط المتعدد هو الجذر التربيعي الموجب لمعامل

التحديد المتعدد :

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

مثال رقم (٥) :

لبيانات المثال رقم (١) احسب معامل التحديد المتعدد .

الحل :

نحصل على قيمة معامل التحديد المتعدد من مخرجات الامر :

(1) PROC GLM;

MODEL Y = X1 X2;

من مخرجات هذا الامر والمعروضة على الصفحة رقم (١٤) نحصل على قيمة معامل التحديد المتعدد حسب مايشير اليه رقم الملاحظة :

$$(18) R^2 (R - SQUARE) = 0.786311$$

وهذا يعني أنه فقط 78.63% من مجموع تباينات قيم Y حول وسطها يمكن تفسيره باستخدام معادلة الانحدار هذه ، والباقي 21.37% لا يمكن تفسيره . ويمكن أن يكون السبب هو أن ارباح المخازن تتأثر بعوامل أخرى غير مبيعات المواد الغذائية وغير الغذائية .

مثال رقم (٦) :

في المثال رقم (١) درسنا علاقة ارباح عشرة مخازن بمبيعاتها من المواد الغذائية وغير الغذائية . ومن المثال رقم (٥) وجدنا أن معامل التحديد لهذه البيانات يساوي (0.7863) وقلنا أن 21.37% من اختلافات قيم Y حول وسطها لا يمكن تفسيرها من معادلة الانحدار التي حصلنا عليها وهي :

$$\hat{Y} = -23.059 + .1147 X_1 + .2348 X_2$$

وقلنا أيضا أن السبب يمكن أن يكون هو عدم ادخال عوامل أخرى لها علاقة بالارباح .

لندخل عامل ثالث الى البيانات الموجودة وهي مساحة المخزن بالاف الاقدام المربعة (X₃) بحيث تصبح البيانات كالتالي :

Y	X ₁	X ₂	X ₃
20	305	35	35
15	130	98	22
17	189	83	27
9	175	76	16
16	101	93	28
27	269	77	46
35	421	44	56
7	195	57	12
22	282	31	40
23	203	92	32

باستخدام برامج SAS ومن المخرجات المعروضة على الصفحة رقم (٢٥) وحسب مايشيراليه رقم الملاحظة نجد أن :

$$(19) R^2 (R - SQUARE) = 0.98485$$

بادخال مساحة المخزن الى النموذج نلاحظ أن معامل التحديد ازداد من (.7863) الى (.98485) وهذا لايعني طبعاً أننا نستطيع استخدام معادلة الانحدار الجديدة للتنبؤ باطمئنان كامل لانه لايد من اجراءات اخرى .

10.33.01 JOB 349 \$HASP373 F15Q02S STARTED - INIT 6 - CLASS F - SYS MVS2 J E S 2 J O B L O G
 10.33.46 JOB 349 \$HASP395 F15Q02S FINED
 //F15Q02S JOB (111,F15), 'NUTFAJI',MSGCLASS=Y,MSGLEVL=10,0),CLASS=F JOB 349

IEF1421 F15Q02S SAS - STEP WAS EXECUTED - COND CODE 0000
 IEF3791 STEP /SAS / START 83110.1033
 IEF3741 STEP /SAS / STOP 83110.1033 CPU OMIN 00.84SEC SRB OMIN 00.10SEC VIRT 520K SYS 248K

*-RUC-***.PGM=SAS ..STEPND=001..*****
 *-RUC-*** CPU TIME=0.84SEC STORAGE USED=520K EXCP'S=105 PAGING RATE=1.0/SEC
 *-RUC-*** ELAPSED TIME=44.58SEC AVG WORKING SET=58PAGES TAPE DRIVES USED=0 VIO PAGING=0
 *-RUC-*** SERVICE UNITS=4,667 *-RUC-*** EXCP'S BY DEVICE: ND SHAPS =2
 *-RUC-*** 0-14F 28-353 0-14F 77-14F 0-14F 0-246 0-14E
 *-RUC-*** 0-14E 0-14E

*-RUC-***.83110.103346..*****
 *-RUC-*** IEF3751 JOB /F15Q02S/ START 83110.1033 OMIN 00.84SEC SRB OMIN 00.10SEC
 IEF3761 JOB /F15Q02S/ STOP 83110.1033 CPU

*-RUC-***.F15Q02S..*****
 *-RUC-*** CPU TIME=0.84SEC ELAPSED TIME=44.97SEC TAPE AND DISK EXCP'S ISSUED= 105
 *-RUC-***

*-RUC-***.93110.103346..*****
 *-RUC-***

11 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:33 WEDNESDAY, APRIL 20, 198
 ONOTE: THE JOB F15Q02S HAS BEEN RUN UNDER RELEASE 79.5 OF SAS AT THE UNIVERSITY OF RIYADH COMPUTER CENTER (01608).
 ONOTE: SAS OPTICYS SPECIFIED ARE:
 SCRT=4

1 DATA 'A'; 00030000
 2 INPUT Y 1-2 X1 4-6 X2 8-9 X3 11-12; 00040001
 3 LIST; 00050000
 4 CARDS; 00060000

ORULE: 1234567 101234567 201234567 301234567 401234567 501234567 601234567 701234567 80
 05 20 305 35 35 00070001
 6 15 130 98 22 00080001
 7 17 189 83 27 00090001
 8 9 175 76 16 00100001
 9 16 101 93 28 00110001
 10 27 269 77 46 00120001
 11 35 421 44 56 00130001
 12 7 195 57 12 00140001
 13 22 282 31 40 00150001
 14 23 203 92 32 00160001

NOTE: DATA SET WORK,MA HAS 10 OBSERVATIONS AND 4 VARIABLES. 529 CBS/TRK.
 NOTE: THE DATA STATEMENT USED 0.06 SECONDS AND 160K.

15 ; 00170000
 16 PROC GLM; 00180000
 17 MODEL Y=X1 X2 X3; 00190001
 18 OUTPUT OUT=NEW PREDICTED=YP RESIDUAL=RESID; 00200000

NOTE: DATA SET WORK,NEW HAS 10 OBSERVATIONS AND 6 VARIABLES. 366 OBS/TRK.
 NOTE: THE PROCEDURE GLM USED 0.19 SECONDS AND 206K AND PRINTED PAGE 1.

00210000
00220000

19 PROC SORT;
20 BY YP;

- Yp -

NOTE: 4 CYLINDERS DYNAMICALLY ALLOCATED PER SORT WORK DATA SET.
NOTE: DATA SET WORKNEW HAS 10 OBSERVATIONS AND 6 VARIABLES. 366 OBS/TRK.
NOTE: THE PROCEDURE SORT USED 0.29 SECONDS AND 512K.

00230000
00240000

21 PROC PRINT;
22 BY YP;

NOTE: THE PROCEDURE PRINT USED 0.15 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGES 2 TO 3.

NOTE: SAS INSTITUTE INC.
SAS CIRCLE
BOX 3000
CARY, N.C. 27511

1 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:33 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

GENERAL LINEAR MODELS PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: Y

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	R-SQUARE	C.V
MODEL	3	609.52694321	203.1756107	130.06	0.0001	0.984855	6.543
ERROR	6	9.37301670	1.56216947				Y MEAN
CORRECTED TOTAL	9	618.90000000					19.1000000

SOURCE	DF	TYPE I SS	F VALUE	PR > F	DF	TYPE IV SS	F VALUE	PR >
X1	1	357.55813291	229.82	0.0001	1	7.87691431	5.04	0.065
X2	1	129.08960129	92.63	0.0001	1	16.19006162	10.36	0.018
X3	1	122.87924910	79.66	0.0001	1	122.87924910	78.66	0.000

PARAMETER ESTIMATE
INTERCEPT -10.17024332
X1 0.02773812
X2 0.09705235
X3 0.52467517

T FOR H0: PARAMETER=0
PR > |T| ESTIMATE
-2.93 3.47312859
2.25 0.01204100
3.22 0.03014712
9.87 0.05915825

1 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:33 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

0----- YP=6.930275

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
1	7	195	57	12	0.0697252

0----- YP=10.33221

OBS Y X1 X2 X3 RESID
2 9 175 76 16 -1.3322

----- YP=14.3997 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID
3 15 130 98 22 0.601305

----- YP=16.27738 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID
4 16 101 93 28 -0.27738

----- YP=17.16153 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID
5 17 199 83 27 -0.16153

----- YP=19.83684 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID
6 20 305 35 35 0.163155

----- YP=21.03692 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID

1 7 23 203 92 32 1.96308
S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:33 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

----- YP=21.45013 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID
8 22 282 31 40 0.549865

----- YP=28.7111 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID
9 27 269 77 46 -1.7111

----- YP=34.86492 -----

OBS Y X1 X2 X3 RESID
10 35 421 44 56 0.135084

(١٥) انشاء حدي ثقة للقيمة المتوسطة لـ Y .

لحساب حدي ثقة للقيمة المتوسطة لـ Y يمكن استخدام القانون التالي :

$$E (Y_h) = \hat{Y} \pm t_{\alpha/2} \frac{S_{y.12...p-1}}{\sqrt{n}}$$

- حيث :
- \hat{Y} : القيمة المقدرة لـ Y والمحسوبة من معادلة التقدير عند المستوى المعطى لـ X_k ($k = 1, \dots, p-1$) .
 - $t_{\alpha/2}$: قيمة t الجدولية المقابلة لمستوى دلالة يساوي α وعدد درجات حرية يساوي $n-p$.
 - $S_{y.12...p-1}$: الخطأ المعياري للتقدير .
 - n : عدد المشاهدات (حجم العينة) .
- ملاحظة : هذا القانون يعطي قيمة تقريبية لقانون أكثر تعقيدا ، الاشارة اليه واستخدامه يتطلب معرفة بالمصفوفات .

مثال رقم (٧) :

لبيانات المثال رقم (١) أوجد حدي ثقة للارباح المتوسطة اذا كانت مبيعات المواد الغذائية تساوي ٢٠٠٠٠٠ دولار وغير الغذائية ٥٠٠٠٠٠ دولار وذلك باحتمال ٩٥٪ .

الحل :

(أ) من المعطيات نلاحظ أن :

$$\begin{aligned} X_1 &= 200 \\ X_2 &= 50 \\ \alpha &= 1-0.95 = .05 \end{aligned}$$

(ب) الخطأ المعياري للتقدير سبق لنا ايجاده في الفقرة ١٢ ويساوي :

$$S_{y.12} = 4.346$$

(ج) عدد درجات الحرية :

$$10-3 = 7$$

(د) من جدول توزيع t في الملحق رقم ٢ نجد أن :

$$t (1-0.025; 7) = 2.365$$

(هـ) الأرباح المقدرة \hat{Y} :

$$\hat{Y} = -23.059 + .1147(200) + .2348(50) = 11.621$$

$$E(Y_h) = 11.621 \pm 2.365 (4.346) / \sqrt{10} \\ = 11.621 \pm 3.25$$

ومنه :

$$14.871 \leq E(Y_h) \leq 8.371 \quad (\text{الف دولار})$$

وهذا يعني أنه باحتمال ٩٥٪ فإن متوسط الربح لمخازن من هذا النوع سيتراوح بين ١٤٨٧١ و ٨٣٧١ ألف دولار . نلاحظ أن الفرق كبير بين الحدين الأدنى والأعلى مما لايساعد على تخطيط جيد من الناحية العملية، وهذا يمكن اعزائه لصغر حجم العينة (١٠). بزيادة حجم العينة يمكن الحصول على تقدير أدق لمتوسط الربح .

(١٦) انشاء حدي ثقة لمفردة واحدة Y_i

لانشاء حدي ثقة لمفردة واحدة Y_i يمكن استخدام القانسون

التالي :

$$Y_i = \hat{Y} \pm t_{\alpha/2} S_{y.12...p-1} \sqrt{\frac{n+1}{n}}$$

مثال رقم (٨) :

لبيانات المثال رقم (١) أوجد حدي ثقة لأرباح مخزن مبيعاته من المواد الغذائية ٠٠٠ ٥٠٠ ١ دولار ومن المواد غير الغذائية ٢٠٠٠٠٠٠٠ دولار وذلك باحتمال ٩٥٪ .

الحل :

$$\hat{Y} = -23.059 + .1147(150) + .2348(200) = 41.106 \quad (\text{الف دولار})$$

$$t = (1-0.025; 7) = 2.365$$

$$Y_i = 41.106 \pm 2.365 (4.346) \sqrt{(10+1)/10}$$
$$= 41.106 \pm 10.78$$

ومنه فان :

$$51.886 \leq Y_i \leq 30.326$$

(الف دولار)

وذلك باحتمال ٩٥٪ .

(١٧) انشاء حدي ثقة للمعلمات .

ينشأ حدي الثقة للمعلمات بالقانون التالي :

$$B = b \pm t_{\alpha/2} (S_b)$$

حيث :

- b : المعلمة المقدرة من بيانات العينة لـ B .
- α : مستوى الدلالة .
- S_b : الخطأ المعياري للمعلمة b .
- $t_{\alpha/2}$: قيمة t الجدولية عند مستوى دلالة يساوي α وعدد درجات حرية يساوي n-p ، أي :
- $t(1 - \alpha/2; n-p)$

مثال رقم (٩) :

لبيانات المثال رقم (١) يطلب اليك :

- (أ) ايجاد الاخطاء المعيارية لـ b_0 ، b_1 ، b_2 .
- (ب) حساب حدي ثقة لـ B_1 و B_2 باحتمال ٩٥٪ .

الحل :

(أ) الايخطاء المعيارية .

الايخطاء المعيارية المطلوبة نحصل عليها من مخرجات الامر :

(1) PROC GLM;
MODEL Y = X1 X2 ;

من مخرجات هذا الامر والمعرضة على الصفحة رقم (١٤) نحصل على الاخطاء المعيارية للمعاملات المقدرة حسب ما تشير اليه ارقام الملاحظات :

$$\begin{aligned} (20) \quad S_{b0} &= 10.9702 \\ (21) \quad S_{b1} &= 0.0238 \\ (22) \quad S_{b2} &= 0.0898 \end{aligned}$$

(ب) حدي ثقة ل B1.

$$\begin{aligned} S_{b1} &= 0.0238 \\ t(1 - 0.025 ; 7) &= 2.365 \\ b_1 &= 0.1147 \end{aligned}$$

ومنه :

$$\begin{aligned} B_1 &= 0.1147 \pm 2.365 (0.0238) \\ &= 0.1147 \pm 0.0562 \end{aligned}$$

أو :

$$0.1709 \leq B_1 \leq 0.0585$$

وهذا يعني أنه باحتمال ٩٥% فإن B_1 ستقع بين

$$0.1709 \text{ و } 0.0585 .$$

(ج) انشاء حدي ثقة ل B2.

$$\begin{aligned} S_{b2} &= 0.0898 \\ t(1 - 0.025 ; 7) &= 2.365 \\ b_2 &= 0.2348 \end{aligned}$$

ومنه

$$\begin{aligned} B_2 &= 0.2348 \pm 2.365 (0.0898) \\ &= 0.2348 \pm 0.21237 \end{aligned}$$

أو :

$$0.44717 \leq B_2 \leq 0.02243$$

وهذا يعني أنه باحتمال ٩٥% فإن B_2 ستقع بين 0.44717 و

$$0.02243 .$$

(١٨) اختبار المعلمات .

يجرى اختبار المعلمات بالطريقة العادية باستخدام توزيع t .
لاختبار:

$$H_1 : B_k = 0 \quad (\text{الفرضية الاولى})$$

$$H_2 : B_k \neq 0 \quad (\text{الفرضية الثانية})$$

يمكن استخدام :

$$t^* = \frac{b_k}{S_{b_k}}$$

حيث :

b_k : تقدير B_k .

S_{b_k} : الخطأ المعياري لـ b_k .

طريقة اتخاذ القرار :

$$\text{if } |t^*| \leq t(1-\alpha/2; n-p)$$

نقبل الفرضية الاولى .

$$\text{if } |t^*| > t(1-\alpha/2; n-p)$$

نقبل الفرضية الثانية .

مثال رقم (١٠) :

لبيانات المثال رقم (١) تحقق من أن B_1 و B_2 لتساويان الصفر وذلك باحتمال ٩٠٪ .

الحل :

(أ) ايجاد قيم t^*

نحصل على قيم t^* لجميع المعلمات من مخرجات الامر التالي :

```
(1) PROC GLM;  
MODEL Y = X1 X2;
```

مخرجات هذا الامر معروضة على الصفحة رقم (١٤) والقيم المطلوبة نجدها حسب ما تشير اليه ارقام الملاحظات :

$$(23) \quad t^*_{b1} = \frac{b_1}{S_{b1}} = \frac{.1147}{.02388} = 4.8$$

$$(24) \quad t^*_{b2} = \frac{b_2}{S_{b2}} = \frac{.23485}{.08984} = 2.61$$

(ب) اختبار B_1 .

$H1 : B1 = 0$:	الفرضية الاولى
$H2 : B1 \neq 0$:	الفرضية الثانية
$\alpha = 1 - .90 = .10$:	مستوى الدلالة
$D-3 = 7$:	عدد درجات الحرية
	:	قيمة t الجدولية

$$t (1-.05 ; 7) = 1.895$$

$t^*_{b1} = 4.8$:	قيمة t^*
$t^* > t$:	وبما أن
$4.8 > 1.895$:	أو

فاننا نقبل الفرضية الثانية . أو بعبارة أخرى ، فانه باحتمال ٩٠٪ فان B_1 لاتساوي الصفر.

(ج) اختبار B_2 .

يمكن اختبار B_2 بنفس الطريقة السابقة .

مثال رقم (١١) :

قام مدير المبيعات لاحدى الشركات بجمع المعلومات التالية عن المبيعات وعدد سنوات الخبرة لعشرة من موظفي قسم المبيعات :

عدد سنوات الخبرة بالسنوات X	المبيعات بالالف الدولارات Y
2.0	36.7
1.5	22.9
4.5	30.5
.8	9.2
3.5	38.4
4.5	41.2
1.0	18.5
3.0	43.4
2.3	25.5
5.5	28.4

والمطلوب دراسة العلاقة بين المبيعات وعدد سنوات الخبرة باستخدام معادلة الانحدار التالية :

$$Y = b_0 + b_1 X + b_2 X^2$$

الحل :

نستطيع استخدام برامج SAS لدراسة العلاقة المطلوبة وذلك حسب الخطوات التالية :

(أ) تحويل النموذج الى نموذج خطي عام .
النموذج المطلوب استخدامه هو :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X + b_2 X^2$$

$$X_1 = X$$

$$X_2 = X^2$$

ليكن :

ومنه :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2$$

(ب) حساب قيم X_2

عرفنا في الفقرة السابقة X_2 على أنها مربع X . يمكن تضمين البرنامج هذا التعريف بالشكل المناسب مباشرة بعد الامر INPUT على الشكل التالي :

$$(25) \quad XSQ = X * X ;$$

حيث : XSQ رمز اختياري لـ X_2 .

(ج) استخدام الامر GLM

بعد ادخال البيانات نعطي الامر التالي :

$$(26) \quad \text{PROC GLM;} \\ \text{MODEL Y = X XSQ;}$$

لايجاد القيم المقدرة باستخدام النموذج المطلوب وحساب الفرق بينهما وبين القيم الفعلية نضيف على الامر السابق الاوامر التالية :

$$(27) \quad \text{OUTPUT OUT = NEW PREDICTED = YP} \\ \text{RESIDUAL = RESID;}$$

$$(28) \quad \text{PROC SORT ; BY YP ;}$$

$$(29) \quad \text{PROC PRINT;} \\ \text{By YP;}$$

حيث : YP رمز اختياري للقيم المقدرة \hat{Y} ،
و RESID رمز اختياري للفروقات .

$$(د) \quad \text{معادلة الانحدار} \\ \hat{Y} = - 6.1725 + 25.3313 X - 3.499 X^2$$

يمكن متابعة التحليل كما رأينا بالامثلة السابقة .
البرنامج معروض على الصفحة رقم (٣٥) والمخرجات على الصفحات (٣٦-٣٧)

10:59.51 JOB 447 \$HASP373 F15Q002S STARTED - INIT 5 - CLASS F - SYS MVSZ
 11:00.23 JOB 447 \$HASP395 F15Q002S ENDED
 //F15Q002S JOB (111,F15),MUTFAJI',MSGCLASS=Y,MSGLEVEL=(0,0),CLASS=F JOB 447
 IFF142I F15Q002S SAS - STEP WAS EXECUTED - COND CODE 0000
 IFF373I STEP /SAS / START 83110.1059
 IFF374I STEP /SAS / STOP 83110.1100 CPU 041N 00.89SEC SRB 0MIN 00.10SEC VIRT 520K SYS 252K

```

--RUC-- SAS          ...PGM=SAS          ...STEPNO=001...
--RUC-- CPU          TIME=0.89SEC          STORAGE USED=520K          EXCP'S=105          PAGING RATE=.4/SEC
--RUC-- ELAPSED TIME=30.72SEC          VIO PAGING=0
--RUC-- SERVICE UNITS=4,811          AVG WORKING SET=63PAGES          TAPE DRIVES USED=0          NO SWAPS =0
--RUC-- EXCP'S BY DEVICE:          28-353          77-44F          0-14E          0-246          0-14E
--RUC--          0-14E          0-44F
--RUC--          ...83110..110022...
--RUC-- JOB /F15Q002S/ START 83110.1059          OMIN 00.89SEC SRB          OMIN 00.10SEC
--RUC-- JOB /F15Q002S/ STOP 83110.1100 CPU          ELAPSED TIME=31.98SEC          TAPE AND DISK EXCPS ISSUED= 105
--RUC-- CPU          TIME=0.89SEC
--RUC--          ...83110..110023...
--RUC--
  
```

11 ONNOTE: THE JOB F15Q002S HAS BEEN RUN UNDER RELEASE 79.5 OF SAS AT THE UNIVERSITY OF RIYADH COMPUTER CENTER (01608).
 ONNOTE: SAS OPTIONS SPECIFIED ARE:
 SORT=4

10:59 WEDNESDAY, APRIL 20, 198

S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M

```

1  DATA TG:
2  INPUT Y 1-4 X 6-8;
3  XSQ=X**X;
4  LIST;
5  CARDS:
  
```

ORULE:	1234567	101234567	201234567	301234567	401234567	501234567	601234567	701234567
06	36.7	2.						
7	22.9	1.5						
8	30.5	4.5						
9	9.2	.8						
10	38.4	3.5						
11	41.2	4.5						
12	18.5	1.						
13	43.4	3.						
14	25.5	2.3						
15	28.4	5.5						

NOTE: DATA SET WORK-TG HAS 10 OBSERVATIONS AND 3 VARIABLES. 680 CBS/TRK.
 NOTE: THE DATA STATEMENT USED 0.06 SECONDS AND 160K.

```

16  PROC GLM;
17  MODEL Y=X XSQ;
18  OUTPUT OUT=NEW PREDICTED=YP RESIDUAL=RESID;
19
  
```

NOTE: DATA SET WORK-NEW HAS 10 OBSERVATIONS AND 5 VARIABLES. 433 OBS/TRK.
 NOTE: THE PROCEDURE GLM USED 0.21 SECONDS AND 204K AND PRINTED PAGE 1

00180000
 00230001
 00240001
 00250001

00030000
 00040000
 00050000
 00060000
 00070000

20 PROC SORT: 00260002
 21 BY YP: 00261002

NOTE: 4 CYLINDERS DYNAMICALLY ALLOCATED PER SORT WORK DATA SET.
 NOTE: DATA SET WORK.NEW HAS 10 OBSERVATIONS AND 5 VARIABLES. 433 OBS/TRK.
 NOTE: THE PROCEDURE SORT USED 0.31 SECONDS AND 512K.

22 PROC PRINT: 00270002
 23 BY YP: 00280002

NOTE: THE PROCEDURE PRINT USED 0.16 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGES 2 TO 3.

NOTE: SAS INSTITUTE INC.
 SAS CIRCLE
 BOX 8000
 CARY, N.C. 27511

1 STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM 10:59 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

GENERAL LINEAR MODELS PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: Y

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	R-SQUARE	C.V
MODEL	2	847.86869676	423.93434838	14.26	0.0034	0.802905	18.502
ERROR	7	208.13230324	29.73318618				Y MEAN
CORRECTED TOTAL	9	1056.00100000					29.4700000

SOURCE	DF	TYPE I SS	F VALUE	PR > F	DF	TYPE IV SS	F VALUE	PR >
X	1	368.81908245	12.40	0.0097	1	644.79668233	21.69	0.002
XSQ	1	479.04961431	16.11	0.0051	1	479.04961431	16.11	0.005

T FOR HO: PR > |T| STD ERROR OF ESTIMATE
 PARAMETER=0
 INTERCEPT -6.17250001 -0.87 0.4115 7.06938093
 X 25.33131573 4.66 0.0023 5.43960139
 XSQ -3.49924539 -4.01 0.0051 0.87177593
 1 STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM 10:59 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

0-----YP=11.85304-----

OBS	Y	X	XSQ	RESID
1	9.2	0.8	0.64	-2.653

0-----YP=15.65957-----

OBS Y X XSQ RESID

2 18.5 1 1 2.84043

YP=23.95117

OBS Y X XSQ RESID

3 22.9 1.5 2.25 -1.0512

YP=27.29756

OBS Y X XSQ RESID

4 28.4 5.5 30.25 1.10244

YP=30.49315

OBS Y X XSQ RESID

5 36.7 2 4 6.20685

YP=33.57852

OBS Y X XSQ RESID

6 25.5 2.3 5.29 -8.0785

YP=36.9587

OBS Y X XSQ RESID

7 30.5 4.5 20.25 -6.4587

8 41.2 4.5 20.25 4.2413

S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:59 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

YP=38.32824

OBS Y X XSQ RESID

9 43.4 3 9 5.07176

YP=39.62135

OBS Y X XSQ RESID

10 38.4 3.5 12.25 -1.2213

مثال رقم (١٢):

الجدول التالي يبين أرباح إحدى شركات التعمير وحجم العقود وسنوات الخبرة لمدير التنفيذ وذلك لـ ١٨ مشروعاً خلال السنتين الماضيتين :

الربح	حجم العقد	خبرة مدير التنفيذ بالسنوات	الربح	حجم العقد	خبرة مدير التنفيذ بالسنوات
Y	X ₁	X ₂	Y	X ₁	X ₂
2.0	5.1	4	5.0	4.3	6
3.5	3.5	4	6.0	2.9	2
8.5	2.4	2	7.5	1.1	2
4.5	4.0	6	4.0	2.6	4
7.0	1.7	2	4.0	4.0	6
7.0	2.0	2	1.0	5.3	4
2.0	5.0	4	5.0	4.9	6
5.0	3.2	2	6.5	5.0	6
8.0	5.2	6	1.5	3.9	4

والمطلوب حساب معادلة الانحدار التالية :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_1^2 + b_4 X_1 X_2$$

الحل :

(أ) تحويل النموذج الى نموذج خطي عام .

ليكن :

$$X_3 = X_1^2$$

$$X_4 = X_1 X_2$$

ومنه فان معادلة الانحدار تأخذ الشكل التالي :

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + b_4 X_4$$

(ب) حساب قيم X_3 و X_4
التعريف الذي أعطيناه لـ X_3 و X_4 في الفقرة السابقة يمكن تضمينه
بشكل مناسب للبرنامج مباشرة بعد الامر INPUT على الشكل التالي :

$$(30) \quad \begin{aligned} XSQ &= X1 * X1 ; \\ XX &= X1 * X2 ; \end{aligned}$$

حيث : XSQ رمز اختياري لـ X_3 و XX رمز اختياري لـ X_4 .

(ج) حساب معادلة الانحدار
لحساب معادلة الانحدار نعطي الامر التالي بعد ادخال البيانات :

$$(31) \quad \begin{aligned} &PROC GLM; \\ &MODEL Y = X1 X2 XSQ XX; \end{aligned}$$

من المخرجات نجد أن :

$$\hat{Y} = 19.3049 - 1.4866 X1 - 6.3714 X2 - 0.7522 X_1^2 + 1.717 X1 X2$$

البرنامج معروض في الصفحة رقم (٤٠) والمخرجات في الصفحة

(٤١) .

J E S 2 J O B L O G
CLASS F - SYS MVS1

10:49:27 JOB 403 \$HASP373 F15Q0025 STARTED - INIT 4 - CLASS F - SYS MVS1 JOB 403
10:49:41 JOB 403 \$HASP395 F15Q0025 ENDED

IEF1421 F15Q0025 SAS - STEP WAS EXECUTED - COND CODE 0000
IEF3731 STEP /SAS / START 83110.1049
IEF3741 STEP /SAS / STOP 83110.1049 CPU 0MIN 00.42SEC SRB 0MIN 00.05SEC VIRT 512K SYS 228K

*..PGM=SAS ..STEPNO=001..*****
*..RUC-*** CPU TIME=0.42SEC STORAGE USED=512K EXCP'S=62 PAGING RATE=.0/SEC
*..RUC-*** ELAPSED TIME=13.88SEC NO VIO PAGING=0
*..RUC-*** SERVICE UNITS=2,392 AVG HDRKING SET=62PAGES TAPE DRIVES USED=0
*..RUC-*** EXCP'S BY DEVICE: 19-353 0-14F 43-34E 0-34E NO SWAPS =0
*..RUC-*** 0-14F *****
*..RUC-*** R3110..104941..*****
*..RUC-*** IEF3751 JOB /F15Q0025/ START 83110.1049 0MIN 00.42SEC SRB 0MIN 00.05SEC
*..RUC-*** IEF3761 JOB /F15Q0025/ STOP 83110.1049 CPU 0MIN 00.42SEC SRB 0MIN 00.05SEC
*..RUC-*** F15Q0025..*****
*..RUC-*** CPU TIME=0.42SEC ELAPSED TIME 14.13SEC TAPE AND DISK EXCP'S ISSUED= 62
*..RUC-*** R3110..104941..*****

*..RUC-***
S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:49 WEDNESDAY, APRIL 20, 198
ONNOTE: THE JOB F15Q0025 HAS BEEN RUN UNDER RELEASE 79.5 OF SAS AT THE UNIVERSITY OF RIYADH COMPUTER CENTER (1016081).
ONNOTE: SAS OPTIONS SPECIFIED ARE:
SORT=4

1 DATA TF: 00030000
2 INPUT Y 1-3 X1 4-6 X2 8: 00040000
3 XSQ=X1*X1: 00050000
4 XX=X1*X2: 00060000
5 LIST: 00070000
6 CARDS: 00080000

ORULE: 1234567 101234567 201234567 301234567 401234567 501234567 601234567 701234567 80
07 2. 5-1 4 00090000
8 3. 53-5 4 00100000
9 8. 52-4 2 00110000
10 4. 54- 6 00120000
11 7. 1-7 2 00130000
12 7. 2. 2 00140000
13 2. 5. 4 00150000
14 5. 3-2 2 00160000
15 8. 5-2 6 00170000
16 5. 4-3 6 00180000
17 6. 2-9 2 00190000
18 7. 51-1 2 00200000
19 4. 2-6 4 00210000
20 4. 4. 6 00220000
21 1. 5-3 4 00230000
22 5. 4-9 6 00240000
23 6. 55. 6 00250000
24 1. 53-9 4 00260000

NOTE: DATA SET WORK.TF HAS 18 OBSERVATIONS AND 5 VARIABLES. 433 CBS/TRK.
NOTE: THE DATA STATEMENT USED 0.07 SECONDS AND 160K.

00270000
00280000
00290000

25 ;
26 (3) PROC GLM;
27 MODEL Y=X1 X2 XSQ XX;

NOTE: THE PROCEDURE GLM USED 0.20 SECONDS AND 182K AND PRINTED PAGE 1.

NOTE: SAS USED 182K MEMORY.
NOTE: SAS INSTITUTE INC.
SAS CIRCLE
BOX 9000
CARY, N.C. 27511

S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:49 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

GENERAL LINEAR MODELS PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: Y	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	R-SQUARE	C.V
SOURCE	4	77.02581991	19.25745498	20.44	0.0001	0.862811	19.854
MODEL	13	12.24795787	0.94215061		STD DEV		Y MEA
ERROR	17	89.27777778			0.97064443		4.88888888
CORRECTED TOTAL							

SOURCE	DF	TYPE I SS	F VALUE	PR > F	DF	TYPE IV SS	F VALUE	PR >
X1	1	24.79107799	26.31	0.0002	1	1.50111994	1.59	0.229
X2	1	4.53001463	4.81	0.0471	1	35.20505411	37.37	0.000
XSQ	1	4.57898329	4.86	0.0461	1	10.50899917	11.15	0.005
XX	1	43.12974391	45.78	0.0001	1	43.12974399	45.78	0.000

PARAMETER	ESTIMATE	T FDR H0:	PR > T	STD ERROR OF ESTIMATE
INTERCEPT	19.30495716	9.41	0.0001	2.05205668
X1	-1.48660196	-1.26	0.2290	1.17773388
X2	-6.37145238	-6.11	0.0001	1.04230807
XSQ	-0.75224827	-3.34	0.0053	0.22523749
XX	1.71705261	6.77	0.0001	0.25377879

١٩) البحث عن أفضل مجموعة متغيرات مستقلة *

- من أصعب المشاكل في تحليل الانحدار هي انتقاء أفضل مجموعة متغيرات مستقلة. فكثيرا ما نجد أنفسنا أمام موقفين متعارضين :
- ادخال اكبر عدد ممكن من المتغيرات المستقلة بشكل يحسن المقدرة التنبئية للنموذج.
 - تقليص عدد المتغيرات المستقلة لادنى حد لتخفيض نفقات الحصول على المعلومات اللازمة وبالشكل الذى يعطينا نموذجا مفيدا .
- لايوجد طريقة وحيدة لانتقاء أفضل مجموعة متغيرات مستقلة كما أن الخبرة الشخصية ضرورية مع أي طريقة يجري استخدامها .

هناك طرق كثيرة للبحث عن أفضل مجموعة متغيرات مستقلة نذكر منها مايلي :

- أ) طريقة جميع الانحدارات الممكنة All Possible Regressions
- ب) طريقة الحذف التراجعي Backward Elimination
- ج) طريقة الانتقاء نحو الامام Forward Selection
- د) طريقة الانحدار المتدرج Stepwise Regression
- هـ) طريقة رفع القيمة العظمى لـ R^2 Maximum R^2 Improvement

ليس من الضروري أن تعطي هذه الطرق نفس النتائج فيما لو طبقت على بيانات واحدة. وعلى الباحثين الا يتحمسوا لقبول نتائج أي طريقة من هذه الطرق قبل الاحاطة بهذا الموضوع بشكل كاف .

برامج SAS تسمح لنا باستخدام الطرق المذكورة والمثال التالي يبين ذلك .

مثال رقم (١٣) :

سحبت عينة عشوائية من سكان احدى المدن ، مؤلفة من ٢٥ شخصا تبلغ اعمارهم ٦٥ سنة فما فوق ، وذلك لدراسة العلاقة بين الفترة الزمنية التي يقضونها في مشاهدة التلفزيون والحالة الزوجية والعمر وعدد سنوات التعليم ، حيث :

- Y : متوسط عدد الساعات التي يقضيها الشخص يوميا في مشاهدة التلفزيون .
- X₁ : (X₁ = 1) اذا كان الشخص يعيش مع زوجته (أو زوجها اذا كان الشخص أنثى) .
- (X₁ = 0) في غير الحالة السابقة .
- X₂ : عمرا الشخص .
- X₃ : عدد سنوات التعليم .

الجدول المعروض على الصفحة التالية يبين المعلومات المذكورة .

والمطلوب :

- (أ) حساب معادلة الانحدار التالية :
- $$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3$$
- (ب) حساب القيم المقدرة \hat{Y} والفروقات $Y - \hat{Y}$.
- (ج) انتقاء افضل مجموعة من المتغيرات المستقلة باستخدام الطرق التالية :
- (١) الانتقاء نحو الامام .
 - (٢) الحذف التراجعي .
 - (٣) رفع القيمة العظمى لـ R^2 .
 - (٤) الانحدار المتدرج .
 - (٥) جميع الانحدارات الممكنة .

	الساعات الشخص	الحالة الزواجيه	العمر	التعليم
	Y	X1	X2	X3
1	.5	1	73	14
2	.5	1	66	16
3	.7	0	65	15
4	.8	0	65	16
5	.8	1	68	9
6	.9	1	69	10
7	1.1	1	82	12
8	1.6	1	83	12
9	1.6	1	81	12
10	2.0	0	72	10
11	2.5	1	69	8
12	2.8	0	71	16
13	2.8	0	71	12
14	3.0	0	80	9
15	3.0	0	73	6
16	3.0	0	75	6
17	3.2	0	76	10
18	3.2	0	78	6
19	3.3	1	79	6
20	3.3	0	79	4
21	3.4	1	78	6
22	3.5	0	76	9
23	3.6	0	65	12
24	3.7	0	72	12
25	3.7	0	80	6

الحل :

(أ) معادلة الانحدار .

للحصول على معادلة الانحدار المطلوبة نعطي الامر التالي :

```
(32) PROC GLM;  
      MODEL Y= X1 X2 X3;
```

(ب) القيم المقدرة والفروقات .

لحساب القيم المقدرة من معادلة الانحدار والفروقات نضيف على الامر السابق الاوامر التالية :

```
(33) OUTPUT OUT = NEW PREDICTED = YP  
      RESIDUAL = RESID;
```

```
(34) PROC SORT;  
      By YP;
```

```
(35) PROC PRINT;  
      By YP ;
```

(ج) الانتقاء نحو الامام .

```
(36) PROC STEPWISE;  
      MODEL Y = X1 X2 X3 / FORWARD;
```

(د) الحذف التراجعي .

```
(37) PROC STEPWISE;  
      MODEL Y = X1 X2 X3 / BACKWARD;
```

(هـ) رفع القيمة العظمى لـ R^2 .

```
(38) PROC STEPWISE;  
      MODEL Y = X1 X2 X3 / MAXR;
```

(و) الانحدار المتدرج .

```
(39) PROC STEPWISE;  
      MODEL Y = X1 X2 X3;
```

(ز) جميع الانحدارات الممكنة .

(40) PROC RSQUARE;
MODEL Y = X1 X2 X3;

البرنامج معروض على الصفحة رقم (٤٧ - ٤٨) والمخرجات معروضة
على الصفحات (٤٩ - ٥٥) .

1 DATA TB; 00030000
2 INPUT Y 1-3, X1, 5-6, X2 8-10, X3, 11-13; 00040000
3 LIST; 00050000
4 CARDS; 00060000

ORULE: 1234567 101234567 201234567 301234567 401234567 501234567 601234567 701234567 80

05	.5	1.	73	14	UUU7UUUU
6	.5	1.	66	16	00080000
7	.7	0.	65	15	00090000
8	.8	0.	65	16	00100000
9	.8	1.	68	9	00110000
10	.9	1.	69	10	00120000
11	1.1	1.	82	12	00130000
12	1.6	1.	83	12	00140000
13	1.6	1.	81	12	00150000
14	2.	0.	72	10	00160000
15	2.5	1.	69	9	00170000
16	2.8	0.	71	16	00180000
17	2.8	0.	71	12	00190000
18	3.	0.	80	9	00200000
19	3.	0.	73	6	00210000
20	3.	0.	75	6	00220000
21	3.2	0.	76	10	00230000
22	3.2	0.	78	6	00240000
23	3.3	1.	79	0	00250000
24	3.3	0.	79	4	00260000
25	3.4	1.	78	6	00270000
26	3.5	0.	76	9	00280000
27	3.6	0.	65	12	00290000
28	3.7	0.	72	12	00300000
29	3.7	0.	80	5	00310000

NOTE: DATA SET WORK.TB HAS 25 OBSERVATIONS AND 4 VARIABLES. 529 CRS/TRK.
NOTE: THE DATA STATEMENT USED 0.07 SECONDS AND 160K.

30 (32) i 00320000
 31 PROC GLM; 00330005
 32 MODEL Y=X1 X2 X3; 00340005
 33 (33) OUTPUT OUT=NEW PREDICTED=Y P RESIDUAL=RESID; 00350005

NOTE: DATA SET WORK.NEW HAS 25 OBSERVATIONS AND 6 VARIABLES. 366 OBS/TRK.
 NOTE: THE PROCEDURE GLM USED 0.19 SECONDS AND 206K AND PRINTED PAGE 11.

34 (34) PROC SORT; 00360005
 35 BY YP; 00370005

NOTE: 4 CYLINDERS DYNAMICALLY ALLOCATED PER SORT WORK DATA SET.
 NOTE: DATA SET WORK.NEW HAS 25 OBSERVATIONS AND 6 VARIABLES. 366 OBS/TRK.
 NOTE: THE PROCEDURE SORT USED 0.29 SECONDS AND 512K.

12 (35) PROC PRINT; S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983
 036 BY YP; 00380005
 37 00390005

NOTE: THE PROCEDURE PRINT USED 0.20 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGES 2 TO 5.

38 (36) PROC STEPMISE; 00400005
 39 MODEL Y=X1 X2 X3/FORWARD; 00410005

NOTE: THE PROCEDURE STEPMISE USED 0.14 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGE 6.

40 (37) PROC STEPMISE; 00420005
 41 MODEL Y=X1 X2 X3/BACKWARD; 00430005

NOTE: THE PROCEDURE STEPMISE USED 0.13 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGE 7.

42 (38) PROC STEPMISE; 00440005
 43 MODEL Y=X1 X2 X3/MAXR; 00450005

NOTE: THE PROCEDURE STEPMISE USED 0.14 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGE 8.

44 (39) PROC STEPMISE; 00460005
 45 MODEL Y=X1 X2 X3; 00470005

NOTE: SLENTRY AND SLSTAY HAVE BEEN SET TO .15 FOR THE STEPMISE TECHNIQUE.
 NOTE: THE PROCEDURE STEPMISE USED 0.13 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGE 9.

46 (40) PROC RSQUARE; 00480005
 47 MODEL Y=X1 X2 X3; 00490005

NOTE: MALLOW'S CP WILL BE COMPUTED IF CP SPECIFIED ON PROC STMT.
 NOTE: THE PROCEDURE RSQUARE USED 0.12 SECONDS AND 160K AND PRINTED PAGE 10.

ONNOTE: SAS INSTITUTE INC.
 SAS CIRCLE
 BOX 8000
 CARY, N.C. 27511

1 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

GENERAL LINEAR MODELS PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: Y

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PR > F	R-SQUARE	C.V
MODEL	3	19.93270325	6.64423442	11.70	0.0001	0.625634	32.206
ERROR	21	11.02729675	0.56796651		STD DEV		Y MEA
CORRECTED TOTAL	24	31.86000000			0.75363553		2.3400000

SOURCE	DF	TYPE I SS	F VALUE	PR > F	DF	TYPE IV SS	F VALUE	PR >
X1	1	8.64000070	15.21	0.0009	1	7.88419889	13.89	0.001
X2	1	5.04684374	10.65	0.0037	1	0.83702815	1.47	0.238
X3	1	5.24586021	9.24	0.0063	1	5.24586021	9.24	0.006

PARAMETER ESTIMATE

PARAMETER	ESTIMATE	STD ERROR OF ESTIMATE
INTERCEPT	1.49526115	2.63719947
X1	-1.17572821	0.31556550
X2	0.03876190	0.03192973
X3	-0.15227765	0.05010593

STATISTICS ANALYSIS SYSTEM 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

----- YP=0.4413691 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
1	0.5	1	66	16	0.0598309

----- YP=1.017257 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
2	0.5	1	73	14	-0.51726

----- YP=1.47132 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
3	0.9	1	69	10	-0.57132

----- YP=1.578336 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
4	0.8	0	65	16	-0.77834

----- YP=1.584836 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
5	0.8	1	68	9	-0.78484

0----- YP=1.631907 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
6	1.6	1	91	12	-0.031907

0----- YP=1.670668 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
7	1.1	1	82	12	-0.57067

1 STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

0----- YP=1.70943 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
9	1.6	1	83	12	-0.10943

0----- YP=1.739613 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
9	0.7	0	65	15	-1.0306

0----- YP=1.775976 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
10	2.5	1	69	8	0.724124

0----- YP=1.810906 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
11	2.9	0	71	16	0.989094

0----- YP=2.187446 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
12	3.6	0	65	12	1.41255

0----- YP=2.420017 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
13	2.8	0	71	12	0.379983

0----- YP=2.429287 -----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
14	3.4	1	78	6	0.970713

YP=2.458779

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
15	3.7	0	72	12	1.24122

YP=2.468049

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
16	3.3	1	79	6	0.831951

YP=2.763334

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
17	2	0	72	10	-0.76333

YP=2.918381

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
18	3.2	0	76	10	0.281619

YP=3.070659

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
19	3.5	0	76	9	0.429341

YP=3.225706

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
20	3	0	80	9	-0.22571

YP=3.411206

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
21	3	0	73	6	-0.41121

STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

YP=3.48873

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
22	3	0	75	6	-0.48873

YP=3.605015

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
23	3.2	0	78	6	-0.40502

YP=3.682539

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
-----	---	----	----	----	-------

0-----YP=3.948332-----

OBS	Y	X1	X2	X3	RESID
24	3.7	0	80	6	0.017461
25	3.3	0	79	4	-0.64833

1 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

FORWARD SELECTION PROCEDURE FOR DEPENDENT VARIABLE Y

STEP 1 VARIABLE X3 ENTERED

DF	R SQUARE = 0.37461169	C(P) = 14.08106748	MEAN SQUARE	F	PROB>F
1			11.93512847	13.78	0.0012
23			19.92437153		
24			31.86000000		
REGRESSION					
ERROR					
TOTAL					
B VALUE					
INTERCEPT	4.32918909				
X1	-0.19578623	0.05274757	11.93512847	13.78	0.0012
X3					

STEP 2 VARIABLE X1 ENTERED

DF	R SQUARE = 0.59936206	C(P) = 3.47372799	MEAN SQUARE	F	PROB>F
2			9.54783755	16.46	0.0001
22			12.76432489		
24			31.86000000		
REGRESSION					
ERROR					
TOTAL					
D VALUE					
INTERCEPT	4.64594420				
X1	-1.095193540	0.31193192	7.16054664	12.34	0.0020
X3	-0.18381989	0.04330161	10.45567511	18.02	0.0003

STEP 3 VARIABLE X2 ENTERED

DF	R SQUARE = 0.62563413	C(P) = 4.00000000	MEAN SQUARE	F	PROB>F
3			6.64423442	11.70	0.0001
21			11.92725675		
24			31.86000000		
REGRESSION					
ERROR					
TOTAL					
B VALUE					
INTERCEPT	1.49526115				
X1	-1.17572821	0.31556550	7.88419889	13.88	0.0013
X2	0.03876180	0.03192973	0.83702815	1.47	0.2382
X3	-0.15227765	0.05010593	5.245866021	9.24	0.0063

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.
 CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

BACKWARD ELIMINATION PROCEDURE FOR DEPENDENT VARIABLE Y

STEP 0 ALL VARIABLES ENTERED R SQUARE = 0.62563413 C(P) = 4.00000000

DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F	PROB>F
REGRESSION	19.93270325	6.64423442	11.70	0.0001
ERROR	11.92725675	0.56796651		
TOTAL	31.86000000			

R VALUE	STD ERROR	TYPE II SS	F	PROB>F
INTERCEPT	1.49526115			
X1	-1.17572821	0.31556550	7.88419889	0.0013
X2	0.03876180	0.03132373	0.83702815	0.2382
X3	-0.15227765	0.05010593	5.24586021	0.0063

STEP 1 VARIABLE X2 REMOVED R SQUARE = 0.59936206 C(P) = 3.47372799

DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F	PROB>F
REGRESSION	12.09567511	9.54783755	16.46	0.0001
ERROR	12.76432489	0.58019659		
TOTAL	31.86000000			

B VALUE	STD ERROR	TYPE II SS	F	PROB>F
INTERCEPT	4.64594420			
X1	-1.09583540	7.16054664	12.34	0.0020
X3	-0.19381989	10.45567511	18.02	0.0003

ALL VARIABLES IN THE MODEL ARE SIGNIFICANT AT THE 0.1000 LEVEL.
 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.
 CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

MAXIMUM R-SQUARE IMPROVEMENT FOR DEPENDENT VARIABLE Y

STEP 1 VARIABLE X3 ENTERED R SQUARE = 0.37461169 C(P) = 14.08106748

DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F	PROB>F
REGRESSION	11.93512847	11.93512847	13.78	0.0012
ERROR	19.92487153	0.86629876		
TOTAL	31.86000000			

B VALUE	STD ERROR	TYPE II SS	F	PROB>F
INTERCEPT	4.32918808			
X3	-0.19578623	11.93512847	13.78	0.0012

STEP 2 VARIABLE X1 ENTERED R SQUARE = 0.59936206 C(P) = 3.47372799

DF SUM OF SQUARES MEAN SQUARE F PROB>F
 REGRESSION 2 19.09567511 9.54783755 16.46 0.0001
 ERROR 22 12.76432489 0.58019659
 TOTAL 24 31.86000000

B VALUE STD ERROR TYPE II SS F PROB>F
 INTERCEPT 4.64594429 0.31193192 7.16054664 12.34 0.0020
 X1 -1.09593549 0.04330161 10.45567511 18.02 0.0003
 X3 -0.19381989

THE ABOVE MODEL IS THE BEST 2 VARIABLE MODEL FOUND.

STEP 3 VARIABLE X2 ENTERED R SQUARE = 0.62563413 C(P) = 4.00000000

DF SUM OF SQUARES MEAN SQUARE F PROB>F
 REGRESSION 3 19.93270325 6.64423442 11.70 0.0001
 ERROR 21 11.92725675 0.56796651
 TOTAL 24 31.86000000

B VALUE STD ERROR TYPE II SS F PROB>F
 INTERCEPT 1.49526115 0.31556550 7.88419889 13.89 0.0013
 X1 -1.17572921 0.03192974 0.83702815 1.47 0.2382
 X2 0.03876180 0.05010593 5.24586021 9.24 0.0063
 X3 -0.15227765

1 THE ABOVE MODEL IS THE BEST 3 VARIABLE MODEL FOUND. S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

STEPWISE REGRESSION PROCEDURE FOR DEPENDENT VARIABLE Y

STEP 1 VARIABLE X3 ENTERED R SQUARE = 0.37461169 C(P) = 14.08106748

DF SUM OF SQUARES MEAN SQUARE F PROB>F
 REGRESSION 1 11.93512847 11.93512847 13.78 0.0012
 ERROR 23 19.92487153 0.86629876
 TOTAL 24 31.86000000

B VALUE STD ERROR TYPE II SS F PROB>F
 INTERCEPT 4.32918808 0.05274757 11.93512847 13.78 0.0012
 X3 -0.19578623

STEP 2 VARIABLE X1 ENTERED R SQUARE = 0.59936206 C(P) = 3.47372799

DF SUM OF SQUARES MEAN SQUARE F PROB>F
 REGRESSION 2 19.09567511 9.54783755 16.46 0.0001

ERROR 22 12.76432489 0.58019659
 TOTAL 24 31.86000000

	B VALUE	STD ERROR	TYPE II SS	F	PROB>F
INTERCEPT	4.64594420				
X1	-1.09593540	0.31193192	7.16054664	12.34	0.0020
X3	-0.18381989	0.04330161	10.45567511	18.02	0.0003

NO OTHER VARIABLES MET THE 0.1500 SIGNIFICANCE LEVEL FOR ENTRY INTO THE MODEL.
 S T A T I S T I C A L A N A L Y S I S S Y S T E M 10:03 WEDNESDAY, APRIL 20, 1983 1

WARNING: THIS VERSION OF SAS IS NOT SUPPORTED.

CONTACT YOUR LOCAL COMPUTING REPRESENTATIVE TO OBTAIN THE SUPPORTED VERSION OF SAS.

N= 75 REGRESSION MODELS FOR DEPENDENT VARIABLE Y

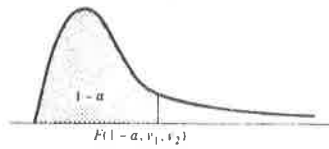
NUMBER IN R-SQUARE VARIABLES IN MODEL

1	0.12825491	X2
1	0.27118644	X1
1	0.37461169	X3
2	0.37817026	X2 X3
2	0.46098064	X1 X2
2	0.59936206	X1 X3
3	0.62563413	X1 X2 X3

الملاحق

ملحق رقم (١)

جدول توزيع F



$$F(\alpha; \nu_2, \nu_1) = \frac{1}{F(1 - \alpha; \nu_1, \nu_2)}$$

F جدول توزيع

ν_2	$1 - \alpha$	ν_1								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	.50	1.00	1.50	1.71	1.82	1.89	1.94	1.98	2.00	2.03
	.90	39.9	49.5	53.6	55.8	57.2	58.2	58.9	59.4	59.9
	.95	161	200	216	225	230	234	237	239	241
	.975	648	800	864	900	922	937	948	957	963
	.99	4,052	5,000	5,403	5,625	5,764	5,859	5,928	5,981	6,022
	.995	16,211	20,000	21,615	22,500	23,056	23,437	23,715	23,925	24,091
	.999	405,280	500,000	540,380	562,500	576,400	585,940	592,870	598,140	602,280
2	.50	0.667	1.00	1.13	1.21	1.25	1.28	1.30	1.32	1.33
	.90	8.53	9.00	9.16	9.24	9.29	9.33	9.35	9.37	9.38
	.95	18.5	19.0	19.2	19.2	19.3	19.3	19.4	19.4	19.4
	.975	38.5	39.0	39.2	39.2	39.3	39.3	39.4	39.4	39.4
	.99	98.5	99.0	99.2	99.2	99.3	99.3	99.4	99.4	99.4
	.995	199	199	199	199	199	199	199	199	199
	.999	998.5	999.0	999.2	999.2	999.3	999.3	999.4	999.4	999.4
3	.50	0.585	0.881	1.00	1.06	1.10	1.13	1.15	1.16	1.17
	.90	5.54	5.46	5.39	5.34	5.31	5.28	5.27	5.25	5.24
	.95	10.1	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81
	.975	17.4	16.0	15.4	15.1	14.9	14.7	14.6	14.5	14.5
	.99	34.1	30.8	29.5	28.7	28.2	27.9	27.7	27.5	27.3
	.995	55.6	49.8	47.5	46.2	45.4	44.8	44.4	44.1	43.9
	.999	167.0	148.5	141.1	137.1	134.6	132.8	131.6	130.6	129.9
4	.50	0.549	0.828	0.941	1.00	1.04	1.06	1.08	1.09	1.10
	.90	4.54	4.32	4.19	4.11	4.05	4.01	3.98	3.95	3.94
	.95	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00
	.975	12.2	10.6	9.98	9.60	9.36	9.20	9.07	8.98	8.90
	.99	21.2	18.0	16.7	16.0	15.5	15.2	15.0	14.8	14.7
	.995	31.3	26.3	24.3	23.2	22.5	22.0	21.6	21.4	21.1
	.999	74.1	61.2	56.2	53.4	51.7	50.5	49.7	49.0	48.5
5	.50	0.528	0.799	0.907	0.965	1.00	1.02	1.04	1.05	1.06
	.90	4.06	3.78	3.62	3.52	3.45	3.40	3.37	3.34	3.32
	.95	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77
	.975	10.0	8.43	7.76	7.39	7.15	6.98	6.85	6.76	6.68
	.99	16.3	13.3	12.1	11.4	11.0	10.7	10.5	10.3	10.2
	.995	22.8	18.3	16.5	15.6	14.9	14.5	14.2	14.0	13.8
	.999	47.2	37.1	33.2	31.1	29.8	28.8	28.2	27.6	27.2
6	.50	0.515	0.780	0.886	0.942	0.977	1.00	1.02	1.03	1.04
	.90	3.78	3.46	3.29	3.18	3.11	3.05	3.01	2.98	2.96
	.95	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10
	.975	8.81	7.26	6.60	6.23	5.99	5.82	5.70	5.60	5.52
	.99	13.7	10.9	9.78	9.15	8.75	8.47	8.26	8.10	7.98
	.995	18.6	14.5	12.9	12.0	11.5	11.1	10.8	10.6	10.4
	.999	35.5	27.0	23.7	21.9	20.8	20.0	19.5	19.0	18.7
7	.50	0.506	0.767	0.871	0.926	0.960	0.983	1.00	1.01	1.02
	.90	3.59	3.26	3.07	2.96	2.88	2.83	2.78	2.75	2.72
	.95	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68
	.975	8.07	6.54	5.89	5.52	5.29	5.12	4.99	4.90	4.82
	.99	12.2	9.55	8.45	7.85	7.46	7.19	6.99	6.84	6.72
	.995	16.2	12.4	10.9	10.1	9.52	9.16	8.89	8.68	8.51
	.999	29.2	21.7	18.8	17.2	16.2	15.5	15.0	14.6	14.3

F تابع جدول توزيع

ν_2	$1 - \alpha$	ν_1								
		10	12	15	20	24	30	60	120	∞
1	.50	2.04	2.07	2.09	2.12	2.13	2.15	2.17	2.18	2.20
	.90	60.2	60.7	61.2	61.7	62.0	62.3	62.8	63.1	63.3
	.95	242	244	246	248	249	250	252	253	254
	.975	969	977	985	993	997	1,001	1,010	1,014	1,018
	.99	6,056	6,106	6,157	6,209	6,235	6,261	6,313	6,339	6,366
	.995	24,224	24,426	24,630	24,836	24,940	25,044	25,253	25,359	25,464
	.999	605,620	610,670	615,760	620,910	623,500	626,100	631,340	633,970	636,620
2	.50	1.34	1.36	1.38	1.39	1.40	1.41	1.43	1.43	1.44
	.90	9.39	9.41	9.42	9.44	9.45	9.46	9.47	9.48	9.49
	.95	19.4	19.4	19.4	19.4	19.5	19.5	19.5	19.5	19.5
	.975	39.4	39.4	39.4	39.4	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5
	.99	99.4	99.4	99.4	99.4	99.5	99.5	99.5	99.5	99.5
	.995	199	199	199	199	199	199	199	199	200
	.999	999.4	999.4	999.4	999.4	999.5	999.5	999.5	999.5	999.5
3	.50	1.18	1.20	1.21	1.23	1.23	1.24	1.25	1.26	1.27
	.90	5.23	5.22	5.20	5.18	5.18	5.17	5.15	5.14	5.13
	.95	8.79	8.74	8.70	8.66	8.64	8.62	8.57	8.55	8.53
	.975	14.4	14.3	14.3	14.2	14.1	14.1	14.0	13.9	13.9
	.99	27.2	27.1	26.9	26.7	26.6	26.5	26.3	26.2	26.1
	.995	43.7	43.4	43.1	42.8	42.6	42.5	42.1	42.0	41.8
	.999	129.2	128.3	127.4	126.4	125.9	125.4	124.5	124.0	123.5
4	.50	1.11	1.13	1.14	1.15	1.16	1.16	1.18	1.18	1.19
	.90	3.92	3.90	3.87	3.84	3.83	3.82	3.79	3.78	3.76
	.95	5.96	5.91	5.86	5.80	5.77	5.75	5.69	5.66	5.63
	.975	8.84	8.75	8.66	8.56	8.51	8.46	8.36	8.31	8.26
	.99	14.5	14.4	14.2	14.0	13.9	13.8	13.7	13.6	13.5
	.995	21.0	20.7	20.4	20.2	20.0	19.9	19.6	19.5	19.3
	.999	48.1	47.4	46.8	46.1	45.8	45.4	44.7	44.4	44.1
5	.50	1.07	1.09	1.10	1.11	1.12	1.12	1.14	1.14	1.15
	.90	3.30	3.27	3.24	3.21	3.19	3.17	3.14	3.12	3.11
	.95	4.74	4.68	4.62	4.56	4.53	4.50	4.43	4.40	4.37
	.975	6.62	6.52	6.43	6.33	6.28	6.23	6.12	6.07	6.02
	.99	10.1	9.89	9.72	9.55	9.47	9.38	9.20	9.11	9.02
	.995	13.6	13.4	13.1	12.9	12.8	12.7	12.4	12.3	12.1
	.999	26.9	26.4	25.9	25.4	25.1	24.9	24.3	24.1	23.8
6	.50	1.05	1.06	1.07	1.08	1.09	1.10	1.11	1.12	1.12
	.90	2.94	2.90	2.87	2.84	2.82	2.80	2.76	2.74	2.72
	.95	4.06	4.00	3.94	3.87	3.84	3.81	3.74	3.70	3.67
	.975	5.46	5.37	5.27	5.17	5.12	5.07	4.96	4.90	4.85
	.99	7.87	7.72	7.56	7.40	7.31	7.23	7.06	6.97	6.88
	.995	10.2	10.0	9.81	9.59	9.47	9.36	9.12	9.00	8.88
	.999	18.4	18.0	17.6	17.1	16.9	16.7	16.2	16.0	15.7
7	.50	1.03	1.04	1.05	1.07	1.07	1.08	1.09	1.10	1.10
	.90	2.70	2.67	2.63	2.59	2.58	2.56	2.51	2.49	2.47
	.95	3.64	3.57	3.51	3.44	3.41	3.38	3.30	3.27	3.23
	.975	4.76	4.67	4.57	4.47	4.42	4.36	4.25	4.20	4.14
	.99	6.62	6.47	6.31	6.16	6.07	5.99	5.82	5.74	5.65
	.995	8.38	8.18	7.97	7.75	7.65	7.53	7.31	7.19	7.08
	.999	14.1	13.7	13.3	12.9	12.7	12.5	12.1	11.9	11.7

تابع جدول توزيع F

ν_2	$1 - \alpha$	ν_1								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
8	.50	0.499	0.757	0.860	0.915	0.948	0.971	0.988	1.00	1.01
	.90	3.46	3.11	2.92	2.81	2.73	2.67	2.62	2.59	2.56
	.95	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39
	.975	7.57	6.06	5.42	5.05	4.82	4.65	4.53	4.43	4.36
	.99	11.3	8.65	7.59	7.01	6.63	6.37	6.18	6.03	5.91
	.995	14.7	11.0	9.60	8.81	8.30	7.95	7.69	7.50	7.34
	.999	25.4	18.5	15.8	14.4	13.5	12.9	12.4	12.0	11.8
9	.50	0.494	0.749	0.852	0.906	0.939	0.962	0.978	0.990	1.00
	.90	3.36	3.01	2.81	2.69	2.61	2.55	2.51	2.47	2.44
	.95	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18
	.975	7.21	5.71	5.08	4.72	4.48	4.32	4.20	4.10	4.03
	.99	10.6	8.02	6.99	6.42	6.06	5.80	5.61	5.47	5.35
	.995	13.6	10.1	8.72	7.96	7.47	7.13	6.88	6.69	6.54
	.999	22.9	16.4	13.9	12.6	11.7	11.1	10.7	10.4	10.1
10	.50	0.490	0.743	0.845	0.899	0.932	0.954	0.971	0.983	0.992
	.90	3.29	2.92	2.73	2.61	2.52	2.46	2.41	2.38	2.35
	.95	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02
	.975	6.94	5.46	4.83	4.47	4.24	4.07	3.95	3.85	3.78
	.99	10.0	7.56	6.55	5.99	5.64	5.39	5.20	5.06	4.94
	.995	12.8	9.43	8.08	7.34	6.87	6.54	6.30	6.12	5.97
	.999	21.0	14.9	12.6	11.3	10.5	9.93	9.52	9.20	8.96
12	.50	0.484	0.735	0.835	0.888	0.921	0.943	0.959	0.972	0.981
	.90	3.18	2.81	2.61	2.48	2.39	2.33	2.28	2.24	2.21
	.95	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80
	.975	6.55	5.10	4.47	4.12	3.89	3.73	3.61	3.51	3.44
	.99	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.82	4.64	4.50	4.39
	.995	11.8	8.51	7.23	6.52	6.07	5.76	5.52	5.35	5.20
	.999	18.6	13.0	10.8	9.63	8.89	8.38	8.00	7.71	7.48
15	.50	0.478	0.726	0.826	0.878	0.911	0.933	0.949	0.960	0.970
	.90	3.07	2.70	2.49	2.36	2.27	2.21	2.16	2.12	2.09
	.95	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59
	.975	6.20	4.77	4.15	3.80	3.58	3.41	3.29	3.20	3.12
	.99	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4.14	4.00	3.89
	.995	10.8	7.70	6.48	5.80	5.37	5.07	4.85	4.67	4.54
	.999	16.6	11.3	9.34	8.25	7.57	7.09	6.74	6.47	6.26
20	.50	0.472	0.718	0.816	0.868	0.900	0.922	0.938	0.950	0.959
	.90	2.97	2.59	2.38	2.25	2.16	2.09	2.04	2.00	1.96
	.95	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39
	.975	5.87	4.46	3.86	3.51	3.29	3.13	3.01	2.91	2.84
	.99	8.10	5.85	4.94	4.43	4.10	3.87	3.70	3.56	3.46
	.995	9.94	6.99	5.82	5.17	4.76	4.47	4.26	4.09	3.96
	.999	14.8	9.95	8.10	7.10	6.46	6.02	5.69	5.44	5.24
24	.50	0.469	0.714	0.812	0.863	0.895	0.917	0.932	0.944	0.953
	.90	2.93	2.54	2.33	2.19	2.10	2.04	1.98	1.94	1.91
	.95	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30
	.975	5.72	4.32	3.72	3.38	3.15	2.99	2.87	2.78	2.70
	.99	7.82	5.61	4.72	4.22	3.90	3.67	3.50	3.36	3.26
	.995	9.55	6.66	5.52	4.89	4.49	4.20	3.99	3.83	3.69
	.999	14.0	9.34	7.55	6.59	5.98	5.55	5.23	4.99	4.80

F تابع جدول توزیع

ν_2	$1 - \alpha$	ν_1								
		10	12	15	20	24	30	60	120	∞
8	.50	1.02	1.03	1.04	1.05	1.06	1.07	1.08	1.08	1.09
	.90	2.54	2.50	2.46	2.42	2.40	2.38	2.34	2.32	2.29
	.95	3.35	3.28	3.22	3.15	3.12	3.08	3.01	2.97	2.93
	.975	4.30	4.20	4.10	4.00	3.95	3.89	3.78	3.73	3.67
	.99	5.81	5.67	5.52	5.36	5.28	5.20	5.03	4.95	4.86
	.995	7.21	7.01	6.81	6.61	6.50	6.40	6.18	6.06	5.95
	.999	11.5	11.2	10.8	10.5	10.3	10.1	9.73	9.53	9.33
9	.50	1.01	1.02	1.03	1.04	1.05	1.05	1.07	1.07	1.08
	.90	2.42	2.38	2.34	2.30	2.28	2.25	2.21	2.18	2.16
	.95	3.14	3.07	3.01	2.94	2.90	2.86	2.79	2.75	2.71
	.975	3.96	3.87	3.77	3.67	3.61	3.56	3.45	3.39	3.33
	.99	5.26	5.11	4.96	4.81	4.73	4.65	4.48	4.40	4.31
	.995	6.42	6.23	6.03	5.83	5.73	5.62	5.41	5.30	5.19
	.999	9.89	9.57	9.24	8.90	8.72	8.55	8.19	8.00	7.81
10	.50	1.00	1.01	1.02	1.03	1.04	1.05	1.06	1.06	1.07
	.90	2.32	2.28	2.24	2.20	2.18	2.16	2.11	2.08	2.06
	.95	2.98	2.91	2.84	2.77	2.74	2.70	2.62	2.58	2.54
	.975	3.72	3.62	3.52	3.42	3.37	3.31	3.20	3.14	3.08
	.99	4.85	4.71	4.56	4.41	4.33	4.25	4.08	4.00	3.91
	.995	5.85	5.66	5.47	5.27	5.17	5.07	4.86	4.75	4.64
	.999	8.75	8.45	8.13	7.80	7.64	7.47	7.12	6.94	6.76
12	.50	0.989	1.00	1.01	1.02	1.03	1.03	1.05	1.05	1.06
	.90	2.19	2.15	2.10	2.06	2.04	2.01	1.96	1.93	1.90
	.95	2.75	2.69	2.62	2.54	2.51	2.47	2.38	2.34	2.30
	.975	3.37	3.28	3.18	3.07	3.02	2.96	2.85	2.79	2.72
	.99	4.30	4.16	4.01	3.86	3.78	3.70	3.54	3.45	3.36
	.995	5.09	4.91	4.72	4.53	4.43	4.33	4.12	4.01	3.90
	.999	7.29	7.00	6.71	6.40	6.25	6.09	5.76	5.59	5.42
15	.50	0.977	0.989	1.00	1.01	1.02	1.02	1.03	1.04	1.05
	.90	2.06	2.02	1.97	1.92	1.90	1.87	1.82	1.79	1.76
	.95	2.54	2.48	2.40	2.33	2.29	2.25	2.16	2.11	2.07
	.975	3.06	2.96	2.86	2.76	2.70	2.64	2.52	2.46	2.40
	.99	3.80	3.67	3.52	3.37	3.29	3.21	3.05	2.96	2.87
	.995	4.42	4.25	4.07	3.88	3.79	3.69	3.48	3.37	3.26
	.999	6.08	5.81	5.54	5.25	5.10	4.95	4.64	4.48	4.31
20	.50	0.966	0.977	0.989	1.00	1.01	1.01	1.02	1.03	1.03
	.90	1.94	1.89	1.84	1.79	1.77	1.74	1.68	1.64	1.61
	.95	2.35	2.28	2.20	2.12	2.08	2.04	1.95	1.90	1.84
	.975	2.77	2.68	2.57	2.46	2.41	2.35	2.22	2.16	2.09
	.99	3.37	3.23	3.09	2.94	2.86	2.78	2.61	2.52	2.42
	.995	3.85	3.68	3.50	3.32	3.22	3.12	2.92	2.81	2.69
	.999	5.08	4.82	4.56	4.29	4.15	4.00	3.70	3.54	3.38
24	.50	0.961	0.972	0.983	0.994	1.00	1.01	1.02	1.02	1.03
	.90	1.88	1.83	1.78	1.73	1.70	1.67	1.61	1.57	1.53
	.95	2.25	2.18	2.11	2.03	1.98	1.94	1.84	1.79	1.73
	.975	2.64	2.54	2.44	2.33	2.27	2.21	2.08	2.01	1.94
	.99	3.17	3.03	2.89	2.74	2.66	2.58	2.40	2.31	2.21
	.995	3.59	3.42	3.25	3.06	2.97	2.87	2.66	2.55	2.43
	.999	4.64	4.39	4.14	3.87	3.74	3.59	3.29	3.14	2.97

F تابع جدول توزیع

ν_2	$1 - \alpha$	ν_1								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
30	.50	0.466	0.709	0.807	0.858	0.890	0.912	0.927	0.939	0.948
	.90	2.88	2.49	2.28	2.14	2.05	1.98	1.93	1.88	1.85
	.95	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21
	.975	5.57	4.18	3.59	3.25	3.03	2.87	2.75	2.65	2.57
	.99	7.56	5.39	4.51	4.02	3.70	3.47	3.30	3.17	3.07
	.995	9.18	6.35	5.24	4.62	4.23	3.95	3.74	3.58	3.45
	.999	13.3	8.77	7.05	6.12	5.53	5.12	4.82	4.58	4.39
60	.50	0.461	0.701	0.798	0.849	0.880	0.901	0.917	0.928	0.937
	.90	2.79	2.39	2.18	2.04	1.95	1.87	1.82	1.77	1.74
	.95	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04
	.975	5.29	3.93	3.34	3.01	2.79	2.63	2.51	2.41	2.33
	.99	7.08	4.98	4.13	3.65	3.34	3.12	2.95	2.82	2.72
	.995	8.49	5.80	4.73	4.14	3.76	3.49	3.29	3.13	3.01
	.999	12.0	7.77	6.17	5.31	4.76	4.37	4.09	3.86	3.69
120	.50	0.458	0.697	0.793	0.844	0.875	0.896	0.912	0.923	0.932
	.90	2.75	2.35	2.13	1.99	1.90	1.82	1.77	1.72	1.68
	.95	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.18	2.09	2.02	1.96
	.975	5.15	3.80	3.23	2.89	2.67	2.52	2.39	2.30	2.22
	.99	6.85	4.79	3.95	3.48	3.17	2.96	2.79	2.66	2.56
	.995	8.18	5.54	4.50	3.92	3.55	3.28	3.09	2.93	2.81
	.999	11.4	7.32	5.78	4.95	4.42	4.04	3.77	3.55	3.38
∞	.50	0.455	0.693	0.789	0.839	0.870	0.891	0.907	0.918	0.927
	.90	2.71	2.30	2.08	1.94	1.85	1.77	1.72	1.67	1.63
	.95	3.84	3.00	2.60	2.37	2.21	2.10	2.01	1.94	1.88
	.975	5.02	3.69	3.12	2.79	2.57	2.41	2.29	2.19	2.11
	.99	6.63	4.61	3.78	3.32	3.02	2.80	2.64	2.51	2.41
	.995	7.88	5.30	4.28	3.72	3.35	3.07	2.90	2.74	2.62
	.999	10.8	6.91	5.42	4.62	4.10	3.74	3.47	3.27	3.10

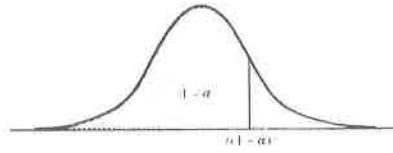
F تابع جدول توزيع

ν_2	$1 - \alpha$	ν_1								
		10	12	15	20	24	30	60	120	∞
30	.50	0.955	0.966	0.978	0.989	0.994	1.00	1.01	1.02	1.02
	.90	1.82	1.77	1.72	1.67	1.64	1.61	1.54	1.50	1.46
	.95	2.16	2.09	2.01	1.93	1.89	1.84	1.74	1.68	1.62
	.975	2.51	2.41	2.31	2.20	2.14	2.07	1.94	1.87	1.79
	.99	2.98	2.84	2.70	2.55	2.47	2.39	2.21	2.11	2.01
	.995	3.34	3.18	3.01	2.82	2.73	2.63	2.42	2.30	2.18
.999	4.24	4.00	3.75	3.49	3.36	3.22	2.92	2.76	2.59	
60	.50	0.945	0.956	0.967	0.978	0.983	0.989	1.00	1.01	1.01
	.90	1.71	1.66	1.60	1.54	1.51	1.48	1.40	1.35	1.29
	.95	1.99	1.92	1.84	1.75	1.70	1.65	1.53	1.47	1.39
	.975	2.27	2.17	2.06	1.94	1.88	1.82	1.67	1.58	1.48
	.99	2.63	2.50	2.35	2.20	2.12	2.03	1.84	1.73	1.60
	.995	2.90	2.74	2.57	2.39	2.29	2.19	1.96	1.83	1.69
.999	3.54	3.32	3.08	2.83	2.69	2.55	2.25	2.08	1.89	
120	.50	0.939	0.950	0.961	0.972	0.978	0.983	0.994	1.00	1.01
	.90	1.65	1.60	1.55	1.48	1.45	1.41	1.32	1.26	1.19
	.95	1.91	1.83	1.75	1.66	1.61	1.55	1.43	1.35	1.25
	.975	2.16	2.05	1.95	1.82	1.76	1.69	1.53	1.43	1.31
	.99	2.47	2.34	2.19	2.03	1.95	1.86	1.66	1.53	1.38
	.995	2.71	2.54	2.37	2.19	2.09	1.98	1.75	1.61	1.43
.999	3.24	3.02	2.78	2.53	2.40	2.26	1.95	1.77	1.54	
∞	.50	0.934	0.945	0.956	0.967	0.972	0.978	0.989	0.994	1.00
	.90	1.60	1.55	1.49	1.42	1.38	1.34	1.24	1.17	1.00
	.95	1.83	1.75	1.67	1.57	1.52	1.46	1.32	1.22	1.00
	.975	2.05	1.94	1.83	1.71	1.64	1.57	1.39	1.27	1.00
	.99	2.32	2.18	2.04	1.88	1.79	1.70	1.47	1.32	1.00
	.995	2.52	2.36	2.19	2.00	1.90	1.79	1.53	1.36	1.00
.999	2.96	2.74	2.51	2.27	2.13	1.99	1.66	1.45	1.00	

ملحق رقم (٢)

جدول توزيع t

جدول توزيع t



ν	$1 - \alpha$						
	.55	.60	.65	.70	.75	.80	.85
1	0.158	0.325	0.510	0.727	1.000	1.376	1.963
2	0.142	0.289	0.445	0.617	0.816	1.061	1.386
3	0.137	0.277	0.424	0.584	0.765	0.978	1.250
4	0.134	0.271	0.414	0.569	0.741	0.941	1.190
5	0.132	0.267	0.408	0.559	0.727	0.920	1.156
6	0.131	0.265	0.404	0.553	0.718	0.906	1.134
7	0.130	0.263	0.402	0.549	0.711	0.896	1.119
8	0.130	0.262	0.399	0.546	0.706	0.889	1.108
9	0.129	0.261	0.398	0.543	0.703	0.883	1.100
10	0.129	0.260	0.397	0.542	0.700	0.879	1.093
11	0.129	0.260	0.396	0.540	0.697	0.876	1.088
12	0.128	0.259	0.395	0.539	0.695	0.873	1.083
13	0.128	0.259	0.394	0.538	0.694	0.870	1.079
14	0.128	0.258	0.393	0.537	0.692	0.868	1.076
15	0.128	0.258	0.393	0.536	0.691	0.866	1.074
16	0.128	0.258	0.392	0.535	0.690	0.865	1.071
17	0.128	0.257	0.392	0.534	0.689	0.863	1.069
18	0.127	0.257	0.392	0.534	0.688	0.862	1.067
19	0.127	0.257	0.391	0.533	0.688	0.861	1.066
20	0.127	0.257	0.391	0.533	0.687	0.860	1.064
21	0.127	0.257	0.391	0.532	0.686	0.859	1.063
22	0.127	0.256	0.390	0.532	0.686	0.858	1.061
23	0.127	0.256	0.390	0.532	0.685	0.858	1.060
24	0.127	0.256	0.390	0.531	0.685	0.857	1.059
25	0.127	0.256	0.390	0.531	0.684	0.856	1.058
26	0.127	0.256	0.390	0.531	0.684	0.856	1.058
27	0.127	0.256	0.389	0.531	0.684	0.855	1.057
28	0.127	0.256	0.389	0.530	0.683	0.855	1.056
29	0.127	0.256	0.389	0.530	0.683	0.854	1.055
30	0.127	0.256	0.389	0.530	0.683	0.854	1.055
40	0.126	0.255	0.388	0.529	0.681	0.851	1.050
60	0.126	0.254	0.387	0.527	0.679	0.848	1.046
120	0.126	0.254	0.386	0.526	0.677	0.845	1.041
∞	0.126	0.253	0.385	0.524	0.674	0.842	1.036

تابع جدول توزيع t

ν	$1 - \alpha$					
	.90	.95	.975	.99	.995	.9995
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.619
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.598
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12.924
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.869
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.408
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041
9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4.221
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4.140
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.883
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.767
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659
30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646
40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551
60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.460
120	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617	3.373
∞	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291

المراجع

- Chatterjee and Price (1977)· Regression Analysis by Example. John Wiley, New York.
- Draper and Smith (1966)· Applied Regression Analysis. John Wiley, New York.
- Daniel and Terrell (1979)· Business Statistics, Basic Concepts and Methodology. Second Edition. Houghton Mifflin, Boston.
- Heward and Steele (1973)· Business Control Through Multiple Regression Analysis. Gower Press, London.
- Lapin L. (1973)· Statistics for Modern Business Decisions. Harcourt Brace Jovanovich, New York.
- Maddala G. (1977)· Econometrics. McGraw Hill. Tokyo.
- Malinvaud E. (1970)· Statistical Methods of Econometrics. Second Edition, North-Holland. Amsterdam.
- Mendenhall and Reinmuth (1978)· Statistics for Management and Economics. Third Edition, Duxbury Press, North Scituate.
- Neter and Wasserman (1977) · Applied Linear Statistical Models. Richard Irwin, Homewood.
- SAS User's Guide (1979) Edition. SAS Institute. Cary, North Carolina.

رقم الصفحة	الموضوع
	مقدمة
١	الحاجة الى المتغيرات المستقلة
١	نموذج من الدرجة الاولى بمتغيرين مستقلين
٢	مستوي الانحدار وشكل الانتشار
٣	تفسير معلمات الانحدار
٤	النموذج من الدرجة الاولى لاكثر من متغيرين مستقلين
٤	النموذج الخطي العام
٥	نموذج انحدار من الدرجة الثانية
٦	التأثيرات المتبادلة بين المتغيرات المستقلة
٧	حالات مركبة من التأثيرات المتبادلة
٩	تقدير معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى
١٦	تقسيم مجموع المربعات
١٩	الخطأ المعياري للتقدير
١٩	اختبار F لعلاقة الانحدار
٢١	معامل التحديد المتعدد
٢٧	انشاء حدي ثقة للقيمة المتوسطة ل Y
٢٨	انشاء حدي ثقة لمفردة واحدة Y_i
٢٩	انشاء حدي ثقة للمعلمات
٣١	اختبار المعلمات
٤٢	البحث عن أفضل مجموعة متغيرات مستقلة
٥٦	الملاحق :
٥٧	ملحق رقم (١) جدول توزيع F
٦٥	ملحق رقم (٢) جدول توزيع t
٦٧	المراجع
٦٨	الفهرس

مطابع جامعة الملك سعود

سلسلة
استخدام الحاسب الآلي في الاساليب الكمية

يعدّها: الدكتور محمد عبد الحميد النطفجي
قسم الاساليب الكمية

يصدرها: مركز البحوث
كلية العلوم الادارية
جامعة الملك سعود

صدر منها:

- استخدام برامج SAS في معالجة مسائل طرق كمية (٢).
- استخدام برامج SAS في معالجة مسائل الانحدار الخطي البسيط.
- الاحصاء المبرمج بلغة FORTRAN.
- استخدام برامج SAS في معالجة مسائل الانحدار المتعدد.

قيد الاعداد:

- الاحصاء المبرمج بلغة BASIC.