



## บรรณานุกรม

หนังสือ

- มนตรี พิริยะกุล, เทคนิคการวิเคราะห์ห้ลุ่มการถดถอย (เล่ม 1), กรุงเทพมหานคร :  
ภาควิชาสถิติ มหาวิทยาลัยรามคำแหง, 2529
- สุชาติ กระจ่างพันธ์, การอนุมานเชิงสถิติ : ทฤษฎีขั้นต้น, กรุงเทพมหานคร : ภาควิชา  
สถิติ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2525

เอกสารอื่น ๆ

- ศิริพร วีระพันธ์, "การศึกษาเปรียบเทียบวิธีการนอนพารา เมตริกซ์ สำหรับการประมาณค่า  
และการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับพารามิเตอร์ของความถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย"  
วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย,  
2528
- สมชัย ปิ่นนาน "การศึกษาโดยวิธีมอนติคาร์โลเปรียบเทียบอำนาจของการทดสอบ การ  
เท่ากันของความแปรปรวนระหว่างประชากรสองกลุ่ม" วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต  
ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2528

Book

- Chow, C.G., Econometrics, New York : McGraw Hill, 1983.
- Gibbons, J.D. Nonparametric Statistical Inference, Tokyo:McGraw  
Hill, 1971.
- Hammersley, J.M. and Handscomb, D.C. Monte Carlo Method, London:  
methuen, 1964.
- Judge, G.G., Griffiths, W.E., Hill, R.C. and Lee, T.C., The  
theory and practice of Econometrics:New York, John Wiley  
& Sons, 1980.

## บรรณานุกรม (ต่อ)

- Kelejian, H.H and Oates, W. Introduction to Econometrics Principles and application, 2<sup>nd</sup> ed, New York:Harper & Row, Publishers, 1981.
- Theil, H. Principle of Econometrics, New York:Wiley 1971.
- White, J.A., and Schmidt, J.W. Analysis of Quening System, New York: Academic press, Inc., 1975.
- Wonnacott, J.R. and Wonnacott, H.T. Econometrics, 2<sup>nd</sup> ed, New York: John Wiley & Sons, 1970.

Article

- Adesi, B.G. and Talwar, P.P. "Market Model and Heteroscedasticity of Residual Security Returns" Journal of Business & Economic Statistics 1 (April 1983): 163-168.
- Alii, M.M. and Giaccotto, C. "A Study of Several new and existing tests for heteroscedasticity in the general linear model" Journal of Econometrics 26 (1984): 355-374.
- Bradley, J.V. "Robustness " British Journal of Mathematical and Statistics Psychology 31(1978): 144-152.
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. "A Simple test for heteroscedasticity and random coefficient Variation" Econometrica 47 (September 1979): 1287-1294.
- Epps, W.T. and Epps L.M. "The robustness of some Standard test for autocorrelation and heteroscedasticity when both problems are present" Econometrica 45 (April 1977): 745-753.
- Evans M.A. and King M.L. "A point optimal test for heteroscedasticity disturbances" Journal of Econometrics 27(1985): 163-178.

## บรรณานุกรม (ต่อ)

- Godfrey, L.G. "Testing for multiplicative heteroscedasticity"  
Journal of Econometrics 8(1978): 227-336.
- Goldfeld, S.M. and Quandt, R.E. "Some test for heteroscedasticity"  
Journal of American Statistical Association 60(1969): 539-547.
- Griffiths, W.E. and Surekha, k " monte carlo evaluation of the power  
of some test for heteroscedasticity" Journal of Econometrics  
31(1986): 219-231.
- Harrison, M.J. and McCabe, M.P.B. "A test for heteroscedasticity  
based on Ordinary least squares residuals: Journal of the  
American Statistical Association 74 (June 1979): 494-499.
- Harvey, A.C. "Estimating regression models with multiplicative  
heteroscedasticity" Econometrica 44(1976): 460-465.
- Harvey, A.C. and Phellips, G.D.A. "A comparison of the power of  
some tests for heteroscedasticity in the general linear model"  
Journal of Econometrics 2 (1974): 307-316.
- Ramsey, J.B. "Tests for specification error in classical linear  
least squares regression analysis" Journal of the Royal  
Statistical Society B 31 (1969): 350-371.
- Ramsey, P.H. "Exact Type I error Rate for Robusness of Student's t  
test with Unequal Variances" Journal of Education Statistics  
5 (winter 1980): 337-349.
- Ramsey, J.B. Gilbert, R. "Some Small Sample properties of tests for  
specification error" Journal of the American Statistical  
Association 67 (1972): 180-186.



## บรรณานุกรม (ต่อ)

- Rutemiller, H.C. and Bowers, D.A. "Estimation in a heteroscedastic regression model" Journal of the American Statistical Association 63(1968): 552-557.
- Silvey, S.D. "The Lagrangian multiplier test" Annals of Mathematical Statistics 30(1959): 389-407.
- Szrocter, J. "A class of parametric test for heteroscedasticity in linear econometric model." Econometrica 46 (November 1978): 1311-1327.



ศูนย์วิทยทรัพยากร  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



ศูนย์วิทยทรัพยากร  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

## ภาคผนวก ก

การสร้างตัวเลขสุ่ม (Random Number)

ในการสร้างลักษณะการแจกแจงแบบต่าง ๆ นั้น จะต้องใช้ตัวเลขสุ่มเป็นพื้นฐานในการสร้าง สำหรับวิธีการสร้างตัวเลขสุ่มมีอยู่หลายวิธี Shanon (1975:352-356) เสนอวิธีการสร้างเลขสุ่มดังนี้

1. เลือกตัวเลขคี่บางตัวซึ่งมีค่าน้อยกว่า 9 หลักเป็นค่าเริ่มต้น
2. คูณตัวเลขที่กำหนดเป็นค่าเริ่มต้นด้วยค่า  $a$  ซึ่งเป็นเลขจำนวนเต็มอย่างน้อย 5 หลัก
3. คูณผลลัพธ์ในขั้นตอนที่ 2 ด้วยค่า  $1/m$
4. จากขั้นตอนที่ 3 ก็จะได้ค่าตัวเลขสุ่มซึ่งมีค่าในช่วง  $(0,1)$
5. กำหนดให้ค่าเริ่มต้นใหม่ให้มีความเท่ากับผลคูณในขั้นที่ 2
6. กระทำซ้ำ ๆ กันจากขั้นตอนที่ 2 ถึง 5 จนกระทั่งได้ค่าตัวเลขสุ่มครบตาม

## ต้องการ

จากขั้นตอนทั้ง 6 ขั้นตอนนี้ Shanon ได้สรุปเป็นโปรแกรมย่อย ซึ่งเขียนเป็นภาษาฟอร์แทรน IV ได้ดังนี้

## SUBROUTINE RANDON (IX, IY, RD)

1.  $IY = IX * a$
2. IF (IY) 3, 4, 4
3.  $IY = IY + m$
4.  $RD = IY$
5.  $RD = RD * (1/m)$
6.  $IX = IY$
7. RETURN
8. END

ในการวิจัยครั้งนี้ใช้วิธีการสร้างเลขสุ่มตามวิธีของ White และ Schmidt (1975: 421) ซึ่ง White และ Schmidt สร้างตัวเลขสุ่มโดยหลักการเดียวกันกับวิธีที่ Shanon เสนอไว้ โดยแสดงรายละเอียดโปรแกรมย่อยได้ดังนี้

SUBROUTINE RANDOM (IX, IY, RD)

```

IY = IX * 65539
IF (IY) 3, 4, 4
3 IY = IY + 2147483647 + 1
4 RD = IY
RD = RD * 0.4656613 E - 9
IX = IY
RETURN
END

```

ค่า IX จะเป็นค่า SEED หรือค่าเริ่มต้น ซึ่งจะต้องเป็นจำนวนเต็มบวกที่เป็นเลขคี่  
 IY จะเป็นค่า INTEGER มีค่าอยู่ระหว่าง 1 ถึง  $2^{31} - 1$   
 RD จะเป็นค่าเลขสุ่มที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0-1

การสร้างการแจกแจงแบบปกติ

การสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ตามที่กำหนดในการวิจัยครั้งนี้ จะใช้โปรแกรมย่อยชื่อ NORMAL โดยอาศัยผลลัพธ์คือ RD ซึ่งเป็นตัวเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอ (Uniform) ที่มีค่าในช่วง (0,1) ที่ได้จากโปรแกรมย่อย RANDOM เป็นจำนวน 12 ตัว มาสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ 1 ตัว หลักการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบปกติวิธีนี้ อาศัยทฤษฎีแนวโน้มนำเข้าสู่ส่วนกลาง (Central Limit theorem) กล่าวคือ ถ้า  $RD_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) เป็นตัวแปรอิสระที่มีการแจกแจงที่มีค่าเฉลี่ย  $\mu$  และค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน  $\sigma$  แล้ว



$$Z = \frac{\sum_{i=1}^n RD_i / n - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \dots\dots\dots (1)$$

จะเป็นตัวเลขลุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ย 0 และค่าความแปรปรวน 1 จากที่เราทราบ RD มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอในช่วง (0,1)

$$\text{ดังนั้น } E(RD) = a + b/2 = 1/2$$

$$V(RD) = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{1}{12}$$

นำไปแทนค่าใน (1) เมื่อ  $n = 12$  จะได้

$$Z = \frac{\frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} RD_i - \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{1}{12} \cdot \frac{1}{12}}}$$

$$= \frac{12}{\sum_{i=1}^{12} RD_i} - 6.0 \sim N(0,1)$$

และเพื่อให้ตัวเลขลุ่มที่สร้างขึ้นมาแจกแจงเข้าใกล้การแจกแจงแบบปกติโดยมีค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานตามที่กำหนด จะอาศัยทฤษฎีที่กล่าวว่า ถ้า Z มีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ย 0 และค่าความแปรปรวนเป็น 1 แล้ว  $x = \mu + Z\sigma$  จะมีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ  $\mu$  และค่าความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma^2$

สรุปขั้นตอนในการสร้างตัวแปรลุ่มแบบปกติได้ดังนี้

1. เรียก NORMAL

2. ปรับค่า  $x = \mu + Z\sigma$  หลังจากกำหนด  $\mu$ ,  $\sigma^2$  แล้ว ซึ่งโปรแกรมย่อย

ที่ใช้สร้างการแจกแจงแบบปกติ แสดงได้ดังนี้



SUBROUTINE NORMAL (RMEAN, SD, X)

A = 0.0

DO 50 I = 1, 12

CALL RANDOM (IX, IY, RD)

A + A + RD

50 CONTINUE

X = (A - 6.) \* SD + RMEAN

RETURN

END



ศูนย์วิทยทรัพยากร  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

```

C *=====
C *          THIS PROGRAM TO COMPUTED          *
C *    PROBABILITY OF TYPE I ERROR AND POWER OF THE TEST    *
C *    OF 4 METHOD ; GOLDFELD-QUANDT TEST,SZROETER TEST      *
C *    BRUSCH-PAGAN TEST,BAMSET TEST WHEN OBSERVATIONS      *
C *    CAN BE ORDER ACCORDING TO INCREASING VARIANCE WITH    *
C *    MULTIPLICATIVE MODEL AND SAMPLE SIZE IS 50            *
C *=====
C *          DESCRIPTION SOME VARIABLE          *
C *          X(I) = INDEPENDENT VARIABLE          *
C *          Y(I) = DEPENDENT VARIABLE          *
C *          E(I) = ERROR                          *
C *=====

          DIMENSION X(60),Y(60),YHAT(60),EHAT(60),Z(60,2),
          *RR(60,2),RRDAD(2,60),ZDADZ(2,2),ZDADZI(2,2),Z21(2,2),
          *ZDADRR(2,2),Z12(2,2),ST1(5),W1(2,60),W2(60,2),
          *W1W2(2,2),ZDAD(2,60),H(60),ERR105(5),ERR101(5),
          *T105(5),T101(5),VARE(60),WWT(60),W(60)

          COMMON IX
          B0 = 10
          B1 = 1
          RMEANX = 85
          SDX = 20
          RMEANE = 0
          N = 50
          POWER = 0.0
1          IX = 973253
          CV11 = 0
          IF (POWER.GT.10) STOP
          DO 2 I=1,4
          T105(I) = 0
          T101(I) = 0
2          CONTINUE
          DO 540 KK = 1,3000
          DO 20 I = 1,N
          CALL NORMAL(RMEANX,SDX,X(I))
          VARE(I) = X(I)**POWER
          VVV = VARE(I)

```

```

SDE = SQRT(VVV)
CALL NORMAL(RMEANE,SDE,E)
Y(I) = B0+B1*X(I)+E
20  CONTINUE
    I1 = N-1
    DO 60 I=1,I1
        I2 = N-I
        DO 60 J = 1,I2
            CALL RANKXY(X(J),Y(J),X(J+1),Y(J+1))
60  CONTINUE
C =====
C          SZROETER TEST
C =====
    SUME2 = 0
    SUMHI = 0
    SUMWIH = 0
    SUMSD = 0
    I1 = 1
    I2 = N
    CALL OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
    DO 100 I = 1,N
        H(I) = I
        SUME2 = SUME2+EHAT(I)**2
        SUMHI = SUMHI+H(I)
100  CONTINUE
        HBAR = SUMHI/N
        DO 1000 I = 1,N
            W(I) = EHAT(I)**2/SUME2
            SUMWIH = SUMWIH+(W(I)*H(I))
            SUMSD = SUMSD+(H(I)-HBAR)**2
1000 CONTINUE
        UUU = 2*SUMSD
        UU = SQRT(UUU)
        ST1(1) = (N*(SUMWIH-HBAR))/UU
C =====
C          GOLDFELD-QUANDT TEST
C =====
    S1 = 0

```



```

S2 = 0
I1 = 1
I2 = 20
CALL OLS (I1,I2,X,Y,EHAT)
DO 150 J = I1,I2
S1 = S1+EHAT(J)**2
150 CONTINUE
I1 = 31
I2 = 50
CALL OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
DO 160 J = I1,I2
S2 = S2+EHAT(J)**2
160 CONTINUE
ST1(2) = S2/S1

```

```

C =====
C                      BAMSET TEST
C =====

```

```

BA1 = 0
BA2 = 0
BA3 = 0
BA4 = 0
I1 = 1
I2 = 17
CALL OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
DO 200 J = I1,I2
BA1 = BA1+EHAT(J)**2
200 CONTINUE
S12 = (3./(N-2))*BA1
U1 = ALOG(S12)
I1 = 18
I2 = 33
CALL OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
DO 210 J = I1,I2
BA2 = BA2+EHAT(J)**2
210 CONTINUE
S22 = (3./(N-2))*BA2
U2 = ALOG(S22)
I1 = 34

```

```

I2 = 50
CALL OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
DO 220 J = I1,I2
BA3 = BA3+EHAT(J)**2
22  S32 = (3./ (N-2))*BA3
U3 = ALOG(S32)
I1 = 1
I2 = N
CALL OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
DO 250 J = I1,I2
BA4 = BA4+EHAT(J)**2
250  CONTINUE
SIGMA2 = BA4/(N-2.)
U4 = ALOG(SIGMA2)
ST1(3) = (N-2.)*U4-((N-2.)/3.)*(U1+U2+U3)
C =====
C          BREUSCH-PAGAN TEST
C =====
DO 300 J = 1,N
Z(J,1) = 1
F = X(J)
Z(J,2) = ALOG(F)
300  CONTINUE
DO 301 J = 1,N
ZDAD(1,J) = 1
FF = X(J)
ZDAD(2,J) = ALOG(FF)
301  CONTINUE
I1 = 1
I2 = N
CALL OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
SUMEF2 = 0
DO 302 J = 1,N
SUMEF2 = SUMEF2+EHAT(J)**2
302  CONTINUE
SIG2 = SUMEF2/N
DO 303 J = 1,N
RR(J,1) = EHAT(J)**2/SIG2)-1

```

```

303 CONTINUE
DO 304 J = 1,N
RRDAD(1,J) =(EHAT(J)**2/SIG2)-1
304 CONTINUE
M = 2
K = 2
LL = N
CALL MULTI(M,K,LL,ZDAD,Z,ZDADZ)
HT = (ZDADZ(1,1)*ZDADZ(2,2)-ZDADZ(2,1)*ZDADZ(1,2))
ZDADZI(1,1) = ZDADZ(2,2)/HT
ZDADZI(1,2) = -1.*(ZDADZ(1,2)/HT)
ZDADZI(2,1) = -1.*(ZDADZ(2,1)/HT)
ZDADZI(2,2) = ZDADZ(1,1)/HT
ZDADRR(1,1) = 0
ZDADRR(2,1) = 0
DO 800 J = 1,N
ZDADRR(1,1) = ZDADRR(1,1)+ZDAD(1,J)*RR(J,1)
ZDADRR(2,1) = ZDADRR(2,1)+ZDAD(2,J)*RR(J,1)
800 CONTINUE
Z21(1,1)=ZDADZI(1,1)*ZDADRR(1,1)+ZDADZI(1,2)*ZDADRR(2,1)
Z21(2,1)=ZDADZI(2,1)*ZDADRR(1,1)+ZDADZI(2,2)*ZDADRR(2,1)
M = 1
K = 2
LL = N
CALL MULTI(M,K,LL,RRDAD,Z,Z12)
GR = Z12(1,1)*Z21(1,1)+Z12(1,2)*Z21(2,1)
ST1(4) = GR/2.
C ===== COUNT NUMBERS OF REJECTION =====
IF (ST1(1).GE.1.645) T105(1) = T105(1)+1
IF (ST1(1).GE.2.327) T101(1) = T101(1)+1
IF (ST1(2).GE.2.260) T105(2) = T105(2)+1
IF (ST1(2).GE.3.220) T101(2) = T101(2)+1
IF (ST1(3).GE.5.991) T105(3) = T105(3)+1
IF (ST1(3).GE.9.210) T101(3) = T101(3)+1
IF (ST1(4).GE.3.841) T105(4) = T105(4)+1
IF (ST1(4).GE.6.635) T101(4) = T101(4)+1
SVE = 0
SVE2 = 0

```



```

DO 570 I = 1,N
SVE = SVE+VARE(I)
SVE2 = SVE2+VARE(I)**2
570 CONTINUE
CV2 = ((SVE2-SVE**2/N)/(N-1))/(SVE/N)**2
CV1 = SQRT(CV2)
CV11 = CV11+CV1
540 CONTINUE
CV = CV11/3000
DO 550 I = 1,4
ERR105(I) = T105(I)/3000
ERR101(I) = T101(I)/3000
550 CONTINUE
WRITE(6,91) CV
91 FORMAT(10X,'CV = ',F10.4)
WRITE(6,92) POWER
92 FORMAT(10X,'POWER = ',F5.2)
DO 900 J = 1,4
WRITE(6,93)ERR105(J),ERR101(J)
93 FORMAT(10X,F10.3,5X,F10.3)
900 CONTINUE
POWER = POWER+0.2
GO TO 1
END

```

```

C =====
C          RANDOM NUMBER
C =====

```

```

SUBROUTINE RANDOM(IX,IY,RD)
IY = IX*65539
IF(IY) 70,80,80
70 IY = IY+2147483647+1
80 RD = IY
RD = RD*0.4656613E-9
IX = IY
RETURN
END

```

```

C =====
C              NORMAL DISTRIBUTION
C =====

```

```

      SUBROUTINE NORMAL(RMEAN,SD,EX)
      COMMON IX
      A = 0
      DO 50 I = 1,12
      CALL RANDOM(IX,IY,RAN)
      A = A+RAN
50    CONTINUE
      EX = (A-6.)*SD+RMEAN
      RETURN
      END

```

```

C =====
C              RANKING PAIR OBSERVATION
C =====

```

```

      SUBROUTINE RANKXY(X1,Y1,X2,Y2)
      IF(X1.LE.X2) GO TO 40
      TX = X1
      TY = Y1
      X1 = X2
      Y1 = Y2
      X2 = TX
      Y2 = TY
40    RETURN
      END

```

```

C =====
C              OLS RESIDUAL
C =====

```

```

      SUBROUTINE OLS(I1,I2,X,Y,EHAT)
      DIMENSION X(60),Y(60),EHAT(60),YHAT(60)
      SUMX = 0
      SUMY = 0
      SUMXY = 0
      SUMX2 = 0
      DO 120 J = I1,I2
      SUMX = SUMX+X(J)
      SUMY = SUMY+Y(J)

```

```

SUMXY = SUMXY+X(J)*Y(J)
SUMX2 = SUMX2+X(J)**2
120 CONTINUE
CT = (I2-I1)+1
XBAR = SUMX/CT
YBAR = SUMY/CT
B = (SUMXY-SUMX*SUMY/CT)/(SUMX2-SUMX**2/CT)
A = YBAR-B*XBAR
DO 130 I = I1,I2
YHAT(I) = A+B*X(I)
EHAT(I) = Y(I)-YHAT(I)
130 CONTINUE
RETURN
END

```

```

C =====
C                   MULTIPLIER MATRIX
C =====

```

```

SUBROUTINE MULTI(M,K,LL,W1,W2,W1W2)
DIMENSION W1(2,6),W2(60,2),W1W2(2,2)
DO 6 I = 1,M
DO 6 J = 1,K
W1W2(I,J) = 0
DO 6 L = 1,LL
6 W1W2(I,J) = W1W2(I,J)+W1(I,L)*W2(L,J)
RETURN
END

```

```

C =====

```

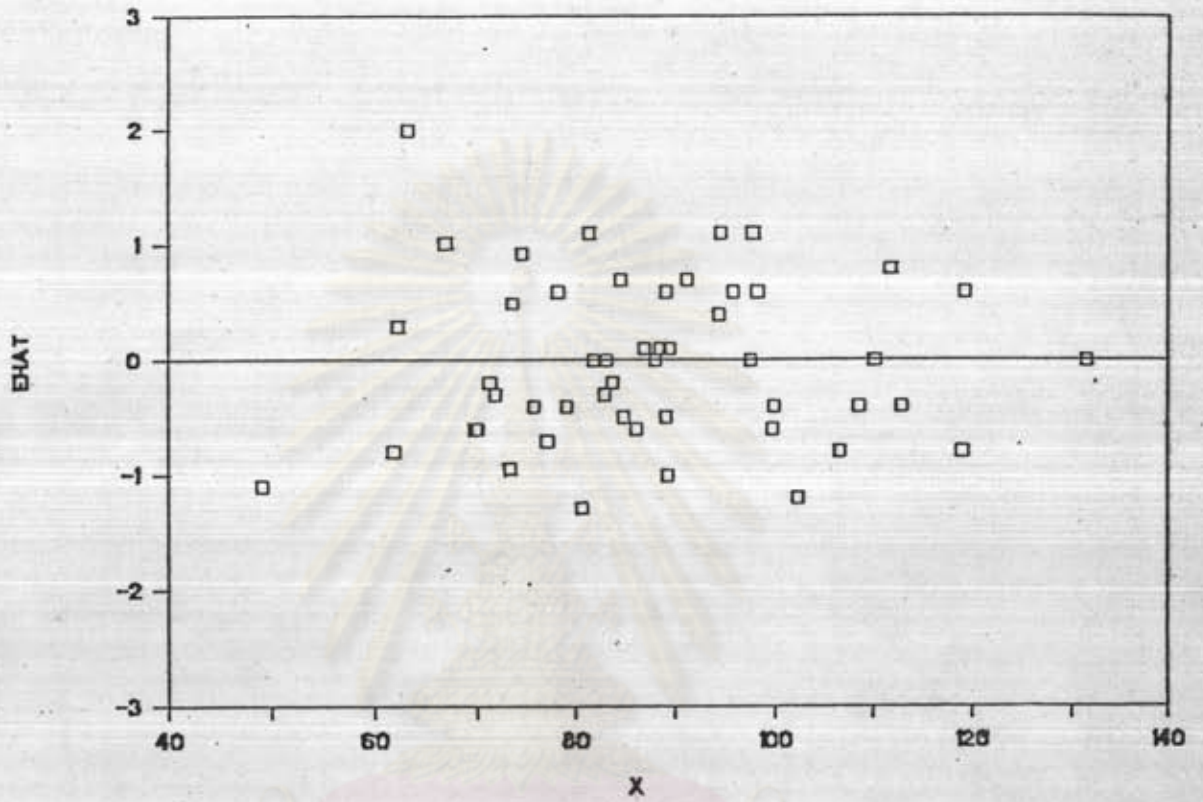
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



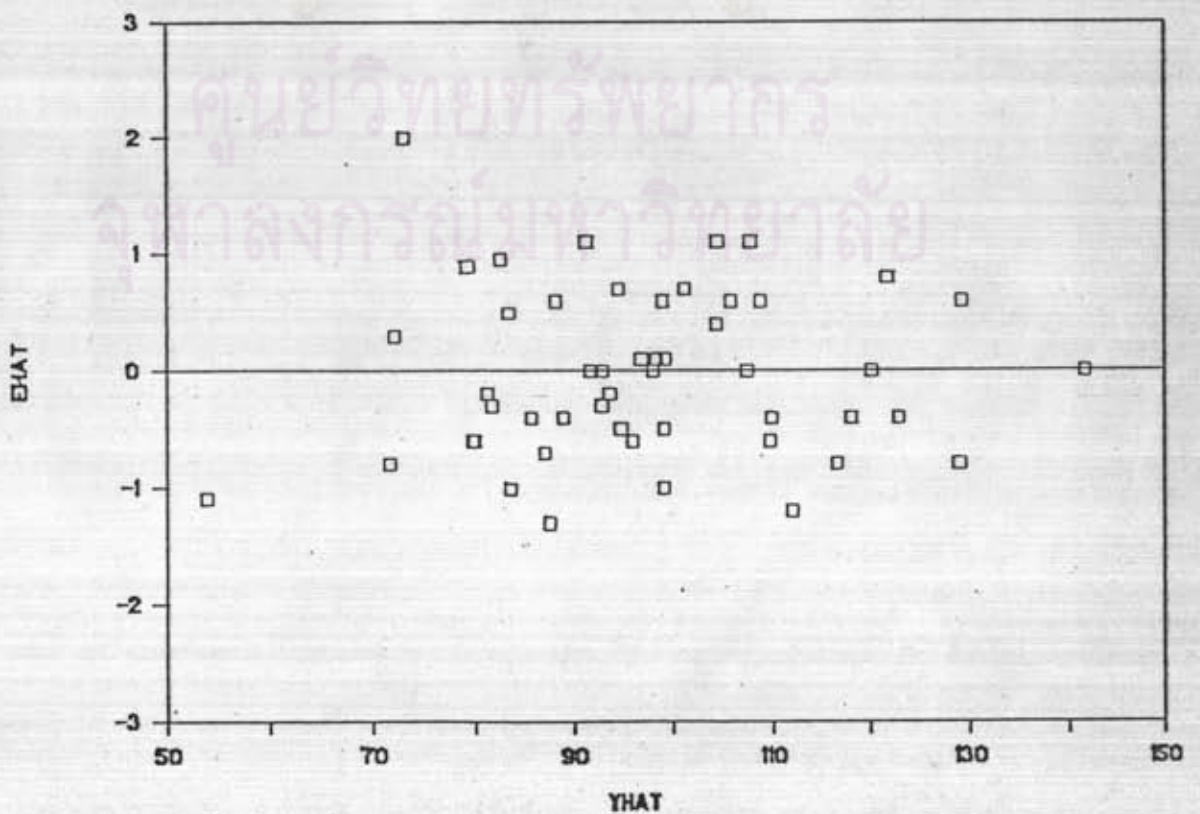
ตัวอย่างกราฟข้อมูลที่จำลองขึ้นจากการทดลองเมื่อ  $\sigma_t^2 = \sigma^2$  ; C.V. = 0 .

X = ตัวแปรอิสระ YHAT = ตัวแปรตาม EHAT = ความคลาดเคลื่อน

### X & EHAT



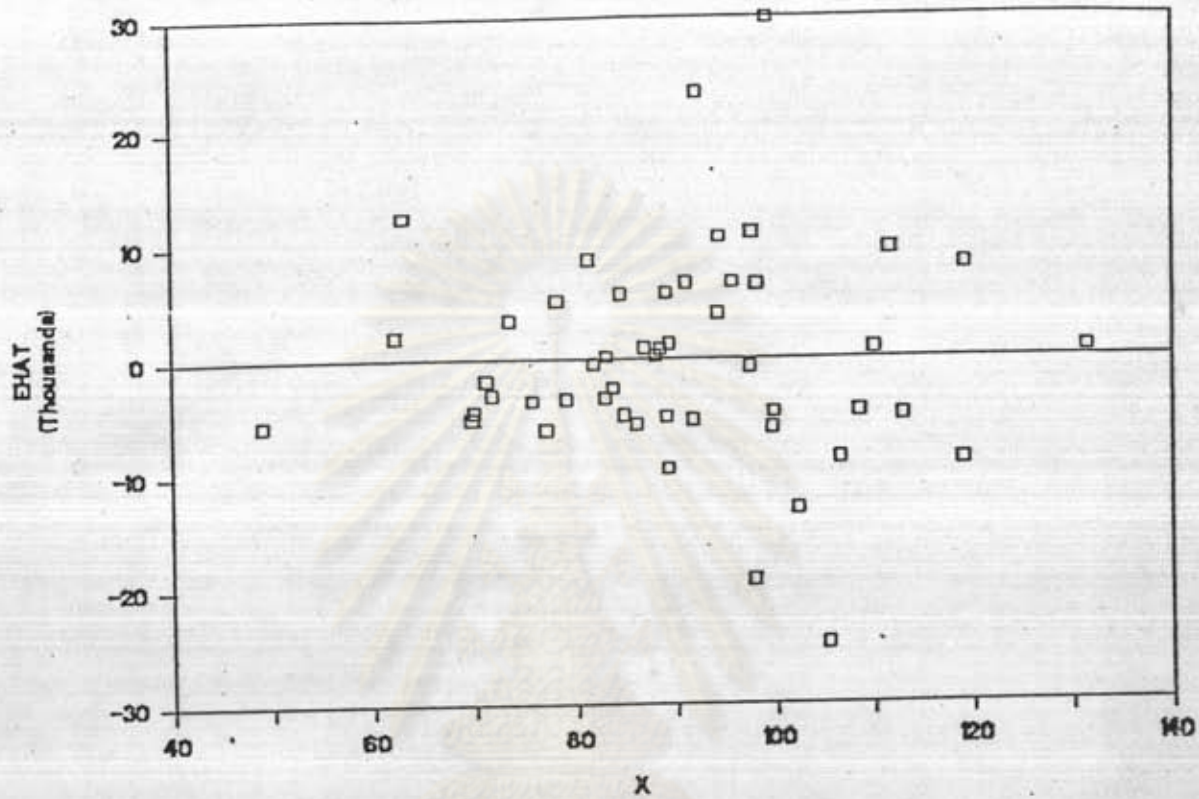
### YHAT & EHAT



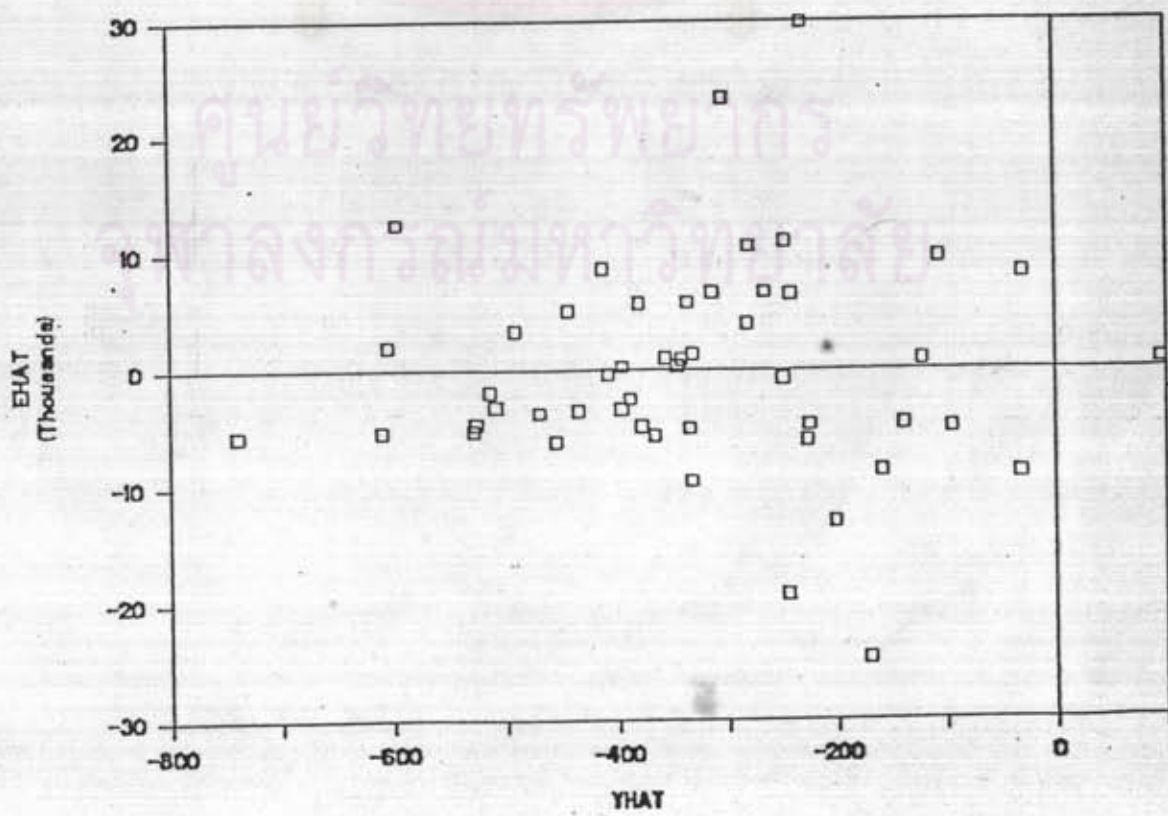
ตัวอย่างกราฟข้อมูลที่จำลองขึ้นจากการทดลองเมื่อ  $\sigma_t^2 = k^2(1+100x_t)^2$  ; C.V. = 0.44

X = ตัวแปรอิสระ YHAT = ตัวแปรตาม EHAT = ความคลาดเคลื่อน

### X & EHAT



### YHAT & EHAT

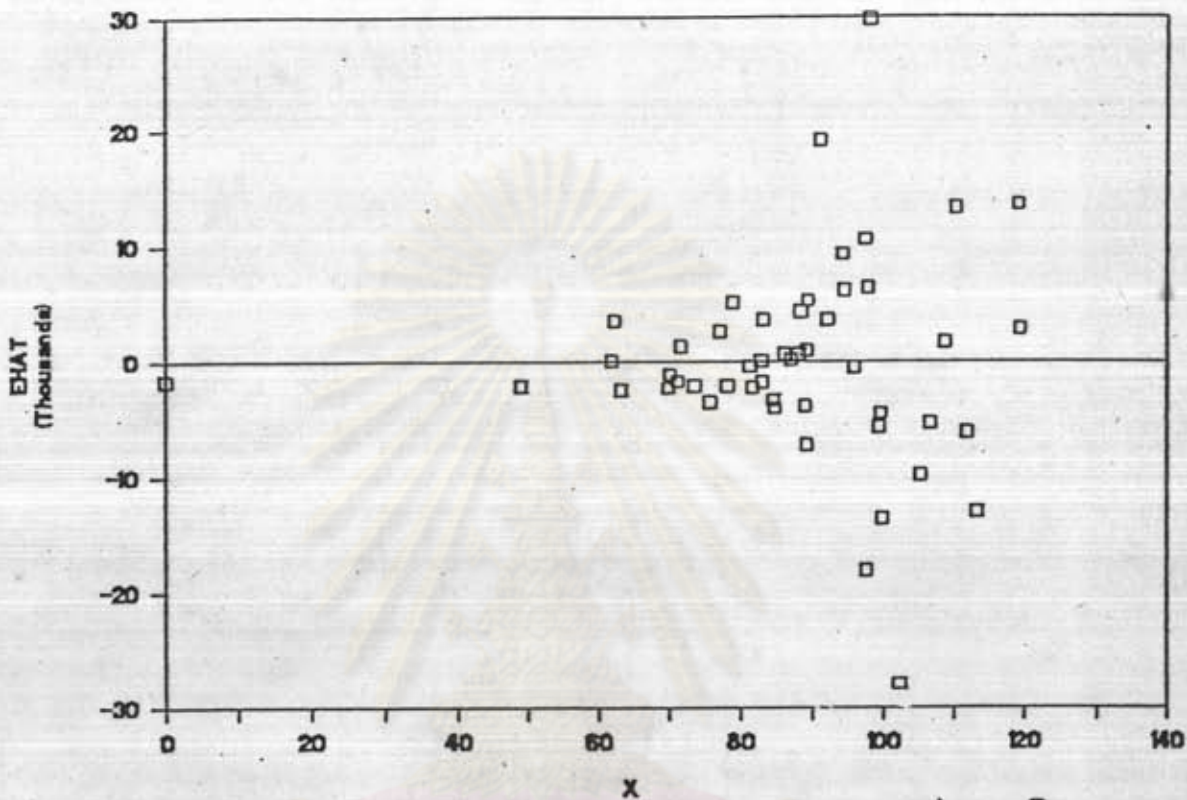




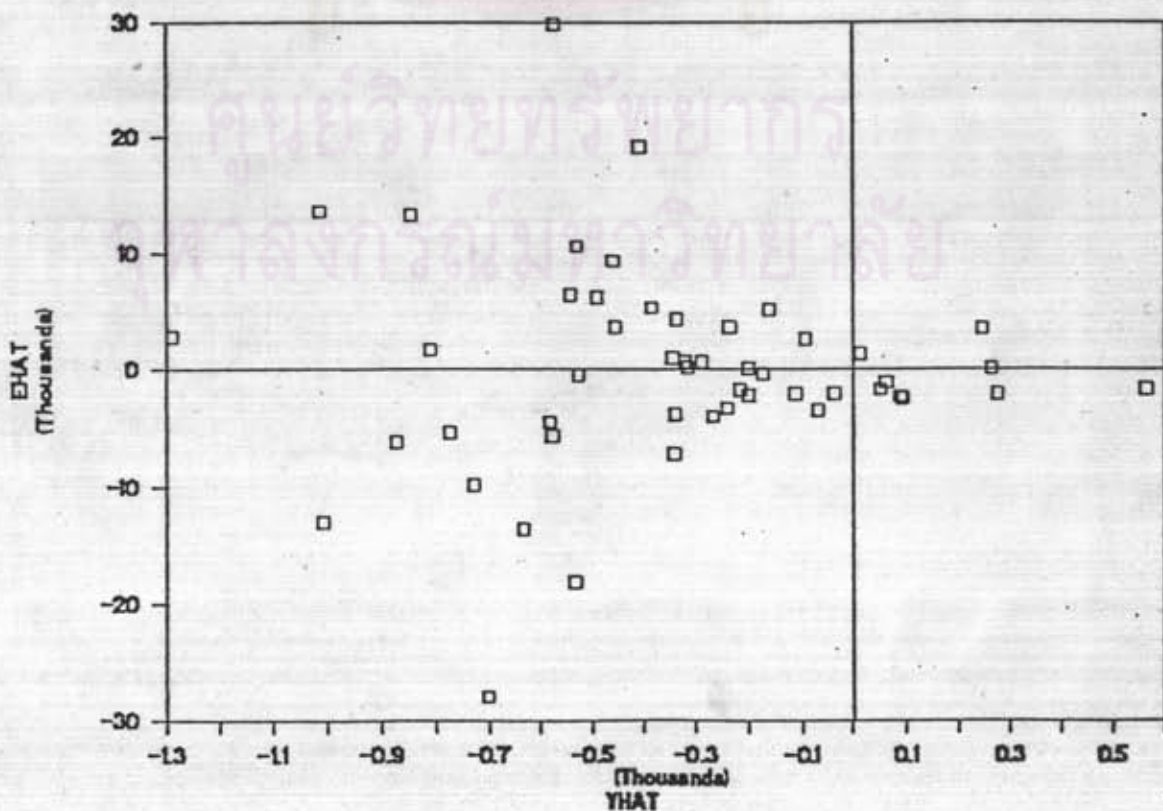
ตัวอย่างกราฟข้อมูลที่จำลองขึ้นจากการทดลองเมื่อ  $\sigma_t^2 = kx_t^7$  ; C.V. = 1.38

X = ตัวแปรอิสระ YHAT = ตัวแปรตาม EHAT = ความคลาดเคลื่อน

### X & EHAT



### YHAT & EHAT







## ประวัติผู้เขียน

นางสาวดาว คงศิริวัฒนา เกิดเมื่อวันที่ 24 มิถุนายน พ.ศ. 2505 สำเร็จ  
ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติ) จากมหาวิทยาลัยขอนแก่น เมื่อปีการศึกษา 2526 เข้า  
ศึกษาในภาควิชาสถิติ คณะพาณิชย์ศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปีการศึกษา  
2529 ปัจจุบันรับราชการตำแหน่งอาจารย์ 1 ระดับ 3 โรงเรียนอุดรพิชัยรักษ์วิทยา อุดรธานี



ศูนย์วิทยทรัพยากร  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย