# บรรณานุกรม


เอกสารอื่น ๆ

นงนุช เคียวพงษ์. "การเปรียบเทียบการตรวจสอบด้วยค่าทีและค่าเอฟ ในปัญหาทางการศึกษา" วิทยานิพนธ์ ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2518.

ไปรมา พลพิมล "การศึกษาโดยวิธีมอนติคาร์โล : การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ วิลค๊อกซัน-เทล เทอรี-โฮฟฟ์ดิง นอร์มอล-สกอร์เทส และแวน เดอ แวร์เดน นอร์มอล-สกอร์เทสภายใต้ลักษณะการแจกแจงของประชากร 3 รูปแบบ. วิทยานิพนธ์ ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2526.

Book

Bradley, J.V, Distribution-Free Statistical Tests, Englewod Cliffs, N,J: Prentice-Hall, Inc., 1968,

Conover, W., Practice Nonparamatric Statistics, 2nd ed, New York : John Wiley & Sons, 1980,

Daniel, Wane. Applied Nonparametric Statistics. Boston : Houghton Mifflin, 1978,

Gibbons J.D. Nonparatric Statistical Inference, Tokyo : McGraw-Hill, 1971,

Hammersley, J,M and Handscomb, D,C. Monte Carlo Method, London ; methuen, 1964.

Hogg, R.V. and Craig, A.T. Introduction to Mathematical Statistics. New York : Macmillan Publishing, 1978.

Hollander, M., and Douglas, A.W. Nonparametric Statistical Method. New York : Wiley, 1973, Lehmann, E.L. Nonparatric Statistical Method Based on Ranks. San Francisco : Holden-Day, 1975.

Marascuilo and Sweeney. M.C. Nonparatric and Distribution-Free Method for Social Science. Monterey, Calif., Brooks/Cole, 1977.

Rubinstein, R.Y. Simulation and the Monte Carlo Method. New York. John Wiley & Son, 1981.

Shreidrs, Yu.A. The Monte Carlo Method. New York : Press. (Translated from the Russian), 1966.

Shanon, Robert E. System Simulation. New York : Prentice-Hall, 1975.

White, J.A., and schmidt, J.W. Analysis of Queuing System. New York: Academic Press, Inc., 1975.

## Article

Ansari, A.R., and Bradley, R.A. "Rank Sum Test for Dispersion." "Annals of Mathematical Statistics 31 (December 1960): 1174-1189.

Bradley, J.V. "Robustness?." British Journal of Mathematical and Statistics Psychology 31 (1978) : 144-152.

Conover, W.J., and Iman, R.L. "Some Exact Table for the Square rank Test." Communication in Statistics B7(5) (1978):419-513.

Duran, B.S and Micke, J.R. "Robustness of the Sum of Square rank-test." Journal of American Statistics Associate 63 (March 1973) : 195-198.

Foroythe, A.B., and Brown, M.B. "Robust Test for Equality of Variances." Journal of American Statistic Associate 69 (June 1974):364-366.

Hwang, T.Y., and Klotz, J.H. "Bahadur Efficiency of Linear Rank Statistics for Scale Alternatives." Annals of Statistics 3 (July 1975) : 947-954.

Iman, R.L. "An Aproximation to the exact distribution of the Willcoxon-Mann-Whitney Rank Sum Test." Communication in, Statistics 45 (7) (1976) : 587-598.

Kinderman, A.J., and Ramage, J.G. "Computer Generation of Normal Random Variables." Journal of the American Statistical Association 71 (December 1976) : 893-896.

Klotz, J.H. "Nonparametric Tests for Scale." Annals of Mathematical Statistics 33 (June 1962) 498-512.

Laubscher, N.F., et al. "Exact Critical Values of Mood's Distribution-Free Test Statistic for Dispersion and it Normal Approximation." Technometrics. 10 (August 1968):497-507.

Miclke, P.J. "Note on Some Square Rank test with Existing ties." Technometrics 9 (May 1967):312-314.

Miller, J.R. "Jacknifing Variances." Annals of Mathematical Statistics 39 (April 198):567-582.

Mood, A.M. "On the Asymptotic Efficiency of Certain Nonparametric Two Sample Tests." Annals of Mathematical Statistics 25 (September 1954):514-522.

Neave, H.R. and Granger, C.W.J. "A Monte Carlo Study Comparing Various Two-Sample tests for Differences in Mean." Technometric 10 (August 1968):509-521.

Pearson, E.S., and Please, N.W. "Relation between the shape of Population Distribution and the Robustness of Four Simple Test Statistics.", Biometrika 62 (August 1975):223-241.

Ramberg, J.R., and schmeiser, B.W. "An Approximation Method for Generating Asymmetric Random Variable." Communication of the Association for Computing Machinery 17 (February 1974) : 76-82.

Ramberg. J.R. et.al. "A Probability Distribution and its Uses in Fitting Data." Technometrics 21 (May 1979):201-209.

Ramsey, P.H. "Exact TyneI Error Rates for Robustness of Student's t Tests with ungual Variances." Journal of Education Statistics 5 (Winter 1980):337-349.

Tukey, J.W., and Siegel, S. "A Nonparametric Sum of Ranks Procedure For Relative Spread in Unpaired Samples." Journal of American Statistic Associates 55 (September 1960) : 429-445.

Other Materials

Direk Srisukho, "Monte Carlo Study of the Power of H-test Compared to F-test when Population Distributions are Different in Forms." Dissertation of Doctoral Degree, Berkely, University of California, 1974.

Sawat Pratoomraj. "The Effect of Unequal Sample Sizes and Variances Heterogeneity and Non-Normality on Some Two-Sample Test." An Empirical Investigation." Dissertation of Doctoral Degree, University of Iowa, 1970.

# ภาคผนวก ก.

การสร้างตัวเลขสุ่ม (Random Number)

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

1. เลือกตัวเลขคี่บางตัวซึ่งน้อยกว่า 9 หลักเป็นค่าเริ่มต้น

2. คูณตัวเลขที่กำหนดเป็นค่าเริ่มต้นด้วยค่า a ซึ่งเป็นเลขจำนวนเต็มอย่างน้อย 5 หลัก

3. คูณผลลัพธ์ในขั้นตอนที่สองด้วยเศษที่มีค่า 1/m

4. จากขั้นตอนที่ 3 ก็จะได้ค่าตัวเลขสุ่มซึ่งมีค่าในช่วง (0, 1)

5. กำหนดให้ค่าเริ่มต้นใหม่ให้มีค่าเท่ากับผลคูณในขั้นที่ 2

6. กระทำซ้ำ ๆ กันจากขั้นตอนที่ 2 ถึง 5 จนกระทั่งได้ค่าตัวเลขสุ่มครบตามต้องการ

จากขั้นตอนทั้ง 6 ขั้นตอนนี้ Shanon ได้สรุปเป็นโปรแกรมย่อย ซึ่งเขียนเป็นภาษาฟอร์แทรน IV ดังนี้

```
      SUBROUTINE RANDUM (IX, IY, RN)
1   IY  =  IX*a
2   IF (IY) 3, 4, 4
3   IY  =  IY + m
4   RN  =  IY
5   RN  =  RN * (1/m)
6   IX  =  IY
7   RETURN
8   END
```

ในการวิจัยครั้งนี้ใช้วิธีการสร้างเลขสุ่มตามวิธีของ White และ Schmidt (1975:421) ซึ่ง White และ Schmidt สร้างตัวเลขสุ่มโดยหลักการเดียวกับวิธีที่ Shanon เสนอไว้ โดยแสดงโปรแกรมย่อยได้ดังนี้

```
      SUBROUTINE RANDUM (IX, IY, RN)
      IY = IX * 65539
      ID (IY) 3, 4, 4
3     IY = IY + 2147483647 + 1
4     RN = IY
      RN = RN * .4656613 E - 9
      IX = IY
      RETURN
      END
```

<u>การสร้างการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง</u> (A, B)

การสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (A, B) นั้นใช้วิธี Inverse Transformation ซึ่งแสดงได้ดังนี้

พิจารณาจาก ฟังก์ชันความน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบยูนิฟอร์ม

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \quad , \quad a \leqslant x \leqslant b$$

หาค่าฟังก์ชันการแจกแจงสะสม (F(x))

$$F(x) = \int_a^x f(x)\, dx$$

$$\int_a^x \frac{1}{b-a}\, dx = \frac{1}{b-a}\, x \Big|_a^x$$

$$= \frac{x-a}{b-a}$$

$$X = b\,F(x) - a\,F(x) + a$$

$$= a + (b-a)\,F(x)$$

$\because$ F(x) มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0, 1) (Gibbon ; 1971:23) ดังนั้น F(x) ก็คือค่า RN จากโปรแกรมย่อยที่ใช้สร้างตัวเลขสุ่ม ซึ่งมีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง [0, 1] เช่นกัน ดังนั้นโปรแกรมย่อยซึ่งใช้สร้างการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มแสดงได้ดังนี้

```
SUBROUTINE UNIFRM (A, B, X)

CALL  RANDUM (IX, IY, RN)
X  =  A + (B-A) * RN
RETURN
END
```

วิธีสร้างการแจกแจงแบบโลจิสติค (Logistic)

การแจกแจงแบบโลจิสติค เป็นการแจกแจงซึ่งมีฟังก์ชั่นความน่าจะเป็น เป็นดังนี้

$$f(x) = \frac{e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}}{\beta\left[1 + e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}\right]^2}, \quad -\infty < x < +\infty \quad \alpha, \beta > 0$$

การสร้างการแจกแจงแบบโลจิสติค ใช้วิธี Inverse Transformation ซึ่งแสดงได้ดังนี้

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}}{\beta\left[1 + e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}\right]^2} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{x} \frac{e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}}{\left[1 + e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}\right]^2} d\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)$$

$$= -\int_{-\infty}^{x} \frac{d\, e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}}{\left[1 + e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}\right]^2}$$

$$= \left.\frac{1}{1 + e^{-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)}}\right|_{-\infty}^{x}$$

$$= \frac{1}{1 + e^{-(\frac{x-\alpha}{\beta})}}$$

$$e^{-(\frac{x-\alpha}{\beta})} = \frac{1 - F(x)}{F(x)}$$

$$-(\frac{x-\alpha}{\beta}) = \ln \frac{1 - F(x)}{F(x)}$$

$$x = \alpha + \beta(\ln (F(x)) - \ln (1- F (x)))$$

หรือ

$X = \alpha + \beta(\ln (RN)-\ln (1 - RN))$ เมื่อ RN มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์ม ในช่วง (0, 1)

ซึ่งเขียนเป็นโปรแกรมย่อยภาษาฟอร์แทรน IV ได้ดังนี้

```
          SUBROUTINE LØGIS (ALPHA, BELTA, X)
CALL RANDUM (IX, IY, RN)
S  =  ALØG (RN) - ALØG (1.-RN)
X  =  ALPHA + S * BELTA
RETURN
END
```

<u>การสร้างการแจกแจงที่ไม่สมมาตร</u> (Asymmetric Distribution)

Ramberg และ Schmeiser (1974) แนะนำการสร้างการแจกแจงที่ไม่สมมาตร โดยใช้วิธีแปลงตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์ม โดยใช้ตัวพารามิเตอร์ 4 ตัว เป็นตัวกำหนดค่าเฉลี่ย ความแปรปรวน ความเบ้ และความโด่ง ซึ่งวิธีนี้เรียกว่า "Generalized Lamda Distribution" หรือชื่อย่อว่า GLD ฟังก์ชั่นที่ใช้ในการแปลงกำหนดดังนี้

$$X = R(P) = \lambda_1 + [P^{\lambda_3} - (1-P)^{\lambda_4}] / \lambda_2 \; ; \quad 0 \leq p \leq 1$$

โดยที่

- P มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0, 1)
- $\lambda_3$, $\lambda_4$ เป็นค่ากำหนดความเบ้ และความโด่ง
- $\lambda_1$, $\lambda_2$ เป็นค่ากำหนดค่าเฉลี่ยและความแปรปรวน

คุณสมบัติของ GLD

Ramberg และ Schmeiser ได้แสดงค่าโมเมนต์ที่ K (ที่ $\lambda_1 = 0$) ของ GLD มีค่าเป็นดังนี้

$$E(X^k) = \lambda_2^{-k} \sum_{i=0}^{k} \binom{k}{i} (-1)^i \beta(\lambda_3 (k-i) + 1, \lambda_4 i + 1)$$

โดย $\beta$ (m, n) คือค่า Beta function โมเมนต์ที่ k จะหาค่าได้เมื่อค่า $-\frac{1}{k} < \min(\lambda_3, \lambda_4)$

สำหรับค่าเฉลี่ย ($\mu$) ความแปรปรวน ($\sigma^2$) ความเบ้ ($\alpha_3$) และความโด่ง ($\alpha_4$) Ramberg และ Schmeiser ได้แสดงไว้ดังนี้

$$\mu = \lambda_1 + A/\lambda_2$$

$$\sigma^2 = (B-A)^2/\lambda_2^2$$

$$\mu_3 = (C - 3AB + 2A^3)/\lambda_2^3$$

$$\mu_4 = (D - 4AC + 6A^2B - 3A^4)/\lambda_2^4$$

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$$

โดยที่

$$A = \frac{1}{1+\lambda_3} - \frac{1}{1+\lambda_4}$$

$$B = \frac{1}{1+2\lambda_3} + \frac{1}{1+2\lambda_4} - 2\beta(1+\lambda_3, 1+\lambda_4)$$

$$C = \frac{1}{1+3\lambda_3} - 3\beta(1+2\lambda_3, 1+\lambda_4) + 3\beta(1+\lambda_3, 1+2\lambda_4) - \frac{1}{1+3\lambda_4}$$

$$D = \frac{1}{(1 + 4\lambda_3)} - 4\beta(1 + 3\lambda_3, 1 + \lambda_4) + 6\beta(1 + 2\lambda_3, 1 + 2\lambda_4)$$

$$- 4\beta(1 + \lambda_3, 1 + 3\lambda_4) + \frac{1}{1 + 4\lambda_4}$$

ค่าความเบ้ และความโด่งของการแจกแจงแบบ GLD ครอบคลุมพื้นที่ดังนี้

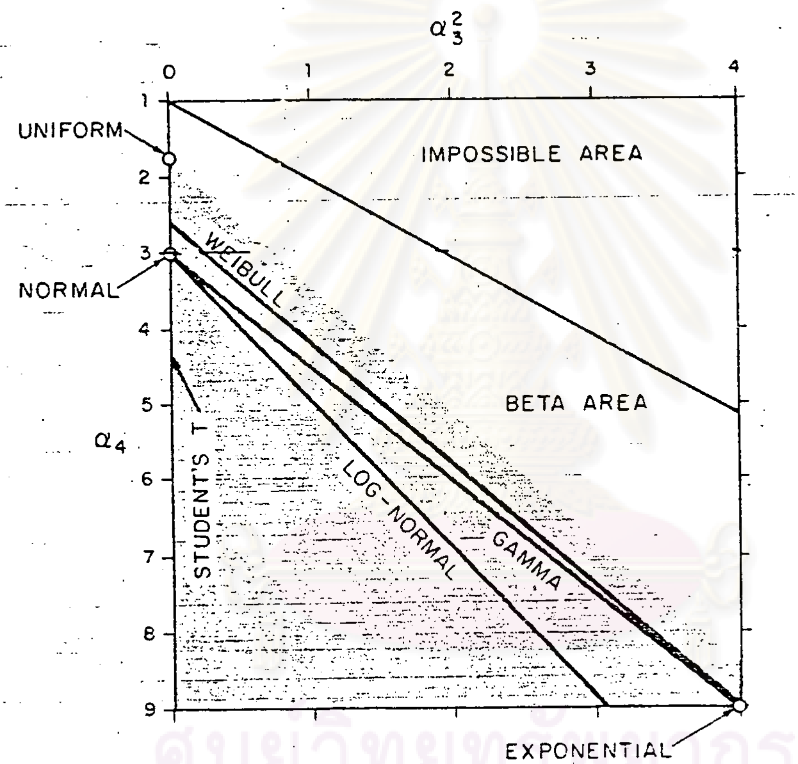


FIGURE 3. Characterization of distributions by their third and fourth moments (the proposed distribution covers the screened region).

$\alpha_3$ = ความเบ้

$\alpha_4$ = ความโด่ง

จากรูปที่ 3 แสดงว่าสามารถใช้การแจกแจงแบบ GLD ประมาณการแจกแจงแบบ Weibull, Gramma, log-normal และ Student't แต่อย่างไรก็ตามไม่สามารถที่จะใช้ GLD สร้างการแจกแจงที่มีความเบ้และความโด่งตามที่ต้องการทุกกรณีได้

วิธีการสร้างการแจกแจงแบบ GLD

1. กำหนดค่า $\mu$, $\sigma^2$, $\alpha_3$ และ $\alpha_4$
2. หาค่า $\lambda_3$ และ $\lambda_4$ เมื่อให้ได้ค่า $\alpha_3$, $\alpha_4$ ตามที่ต้องการ
3. เมื่อทราบค่า $\lambda_3$ และ $\lambda_4$ แล้วจะหาค่า $\lambda_2$ เพื่อที่จะให้ได้ค่า $\sigma^2$ ตามที่กำหนด ซึ่งมีสูตรในการหาดังนี้

$$\lambda_2 = \pm \{ [1/(2\lambda_3 + 1) - 2B(\lambda_3 + 1, \lambda_4 + 1) + 1/(2\lambda_4 + 1) - [1/(\lambda_3 + 1) - 1/(\lambda_4 + 1)]^2 ]^2 \}^{1/2}/\sigma$$

4. คำนวณค่า $\lambda_1$ เพื่อที่จะได้ $\mu$ ตามที่ต้องการจากสูตร

$$\lambda_1 = \mu - \left[ \frac{1}{(1 + \lambda_3)} - \frac{1}{(1 + \lambda_4)} \right] / \lambda_2$$

สำหรับค่า $\lambda_3$ และ $\lambda_4$ Ramberg และ Schmeiser ได้เสนอเป็นตารางสำหรับกำหนดความเบ้และความโด่งบางค่า ต่อมา Ramberg, Dudewicz, Ta dikamalla และ Mykytka ได้เสนอตารางกำหนดค่า $\lambda_1$, $\lambda_2$, $\lambda_3$ และ $\lambda_4$ สำหรับค่าเฉลี่ย ความแปรปรวน ความเบ้และความโด่ง ซึ่งค่าความเบ้และความโด่งละเอียดกว่าวิธีที่ Ramberg และ Schmeiser เสนอไว้

โปรแกรมย่อยเพื่อสร้างการแจกแจงแบบ GLD นั้น จะสร้างการแจกแจงที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และความแปรปรวนเท่ากับ 1 มีความเบ้และความโด่งตามต้องการ ในกรณีที่ต้องการค่าเฉลี่ย EX และความแปรปรวน $(STD)^2$ ให้ใช้วิธีแปลงข้อมูลในรูป Y = EX + (STD) X หรือเปลี่ยนค่า $\lambda_1$ ให้มีค่าเท่ากับ $\lambda_1$(STD) + EX และ $\lambda_2$ ให้มีค่าเป็น $\lambda_2$/STD ซึ่งทั้งสองวิธีนี้จะให้ค่าเท่ากัน สำหรับโปรแกรมย่อยที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้จะใช้วิธีแรก ซึ่งแสดงได้ดังนี้

```
SUBROUTINE SKEWED (RLMD1, RLMD2, RLMD3, RLMD4, EX, STD, X)

     CALL  RANDUM (IX, IY, RN)

     R1  =  RLMD3 * ALØG (RN)

     R2  =  RLMD4 * ALOG (1-RN)

     RX1 =  EXP  (R1)

     RX2 =  EXP  (R2)

     X1  =  RLMD1 + (RX2 - RX1) / RLMD2

     X   =  EX + STD * X1

     RETURN

     END
```

โดยที่ RLMD1, RLMD2, RLMD3 และ RLMD4 แทนค่าพารามิเตอร์ 4 ตัวที่กำหนดค่าเฉลี่ย ความแปรปรวน ความเบ้ และความโด่งของประชากร

# ภาคผนวก ข.

```
C**********************************************************************
C*                    PROGRAM TO COMPUTE                              *
C* PROBABILITY OF TYPE I ERROR AND POWER OF THE TEST OF TWO STATISTICS*
C* OF TWO STATISTICS;F-TEST AND SQUARE RANK TEST WHEN POPULATION .    *
C* IS SKEWED  WHICH EQUAL SAMPLLE SIZE N1=N2=10                       *
C**********************************************************************
C*                                                                    *
C*                    DESCRIPTION SOME VARIABLE                       *
C*     DATA(J)=OBSERVATION VALUE                                      *
C*     RDAT(J)=ABSOLUTE VALUEE OF  DATA(J)-MEAN                       *
C*     RY1(J) =RANK OF FIRST GROUP                                    *
C*     RY2(J) =RANK OF SECOND GROUP                                   *
C*     F01,F05,F10,SRT01,SRT05,SRT10 =NO. OF REJECTION                *
C*     OF TWO STATISTICS AT LEVEL OF SIGNIFICANT.01,.05 AND .10       *
C**********************************************************************
C*                   DESCRIPTION  SUBROUTINE                          *
C*    SUBROUTINE RANDUM IS USED FOR GENERATING RANDOM NUMBER          *
C*    SUBROUTINE SKEWED IS USED FOR GENERATING SKEWED DISTRIBUTION    *
C*    SUBROUTINE RANK IS USED FOR ASSIGN RANK OF TWO SAMPLES          *
C**********************************************************************
      COMMON IA,DATA(20),RDAT(20),RX(20),RY1(10),RY2(10)
      INTEGER RX,RY1,RY2,TX,SRY
      N1=10
      N2=10
      M1=N1+1
      NN=N1+N2
      EX=100.0
      READ(5,833)RLM,RLMD2,RLMD3,RLMD4
  833 FORMAT(F8.7,1X,F8.7,1X,F5.4,1X,F5.4)
      RLMD1=-RLM
      DO 82 KRX=1,15
      READ(5,777)STD1,STD2
  777 FORMAT(F8.6,1X,F8.6)
      IA=65539
      F01=0.
      F05=0.
      F10=0.
      SRT01=0.
      SRT05=0.
      SRT10=0.
      DO 3 MN=1,1000
      DO 8 J=1,N1
      STD=STD1
      CALL SKEWED(RLMD1,RLMD2,RLMD3,RLMD4,EX,STD,X)
      DATA(J)=X
    8 CONTINUE
      DO 9 J=M1,NN
      STD=STD2
      CALL SKEWED(RLMD1,RLMD2,RLMD3,RLMD4,EX,STD,Y)
      DATA(J)=Y
    9 CONTINUE
C/*----------------------F-TEST-----------------------*/
      SUM1=0.
      SUM11=0.
      SUM2=0.
      SUM22=0.
      DO 100 J=1,N1
      SUM1=SUM1+DATA(J)
  100 SUM11=SUM11+(DATA(J)**2)
      SMEAN1=SUM1/N1
      VAR1=SUM11-N1*(SMEAN1**2)
      VARX=VAR1/(N1-1)
```

```
      DO 102 J=M1,NN
      SUM2=SUM2+DATA(J)
  102 SUM22=SUM22+(DATA(J)**2)
      SMEAN2=SUM2/N2
      VAR2=SUM22-N2*(SMEAN2**2)
      VARY=VAR2/(N2-1)
      FCOM=VARY/VARX
      IF(FCOM.GE.6.54.OR.FCOM.LE.0.1529)F01=F01+1
      IF(FCOM.GE.4.03.OR.FCOM.LE.0.2481)F05=F05+1
      IF(FCOM.GE.3.18.OR.FCOM.LE.0.3144)F10=F10+1
C/*------------------SQUARE RANK-TEST--------------------*/
      RC1=SMEAN1
      RC2=SMEAN2
      CALL RANK(N1,N2,NN,M1,RC1,RC2)
      SRX=0
      DO 103 I=1,N1
      TY=RY1(I)**2
  103 SRX=SRX+TY
      IF(SRX.GT.2145.OR.SRX.LT.725)SRT01=SRT01+1
      IF(SRX.GT.1991.OR.SRX.LT.879)SRT05=SRT05+1
      IF(SRX.GT.1907.OR.SRX.LT.963)SRT10=SRT10+1
    3 CONTINUE
      F01=F01/1000.
      F05=F05/1000.
      F10=F10/1000.
      SRT01=SRT01/1000.
      SRT05=SRT05/1000.
      SRT10=SRT10/1000.
      IF(KRX.LT.9)GO TO 544
      KRY=KRX-7
      GO TO 907
  544 KRY=KRX
      WRITE(6,899)KRY
  899 FORMAT(25X,'RATIO OF VARIANCE = ',I1,/)
      GO TO 909
  907 WRITE(6,799)KRY
  799 FORMAT(25X,'RATIO OF VARIANCE = 1/',I1,/)
  909 WRITE(6,150)
  150 FORMAT(20X,'SIG10',10X,'SIG05',10X,'SIG01',/)
      WRITE(6,152)F10,F05,F01
  152 FORMAT(10X,'F-TEST',4X,F5.3,10X,F5.3,10X,F5.3,/)
      WRITE(6,162)SRT10,SRT05,SRT01
  162 FORMAT(9X,'SRT-TEST',2X,F5.3,10X,F5.3,10X,F5.3,/)
      WRITE(6,157)
  157 FORMAT(25X,'--------------------------',/)
   88 CONTINUE
      STOP
      END
C/*------------------RANDUM----------------------*/
      SUBROUTINE RANDUM(IX,IY,RN)
      COMMON IA,DATA(20),RDAT(20),RX(20),RY1(10),RY2(10)
      IY=IX*65539
      IF(IY)3,4,4
    3 IY=IY+2147483647+1
    4 RN=IY
      RN=RN*.4656613E-9
      IX=IY
      IA=IX
      RETURN
      END
C/*------------------SKEWED DISTRIBUTION------------------*/
      SUBROUTINE SKEWED(RLMD1,RLMD2,RLMD3,RLMD4,EX,STD,X)
      COMMON IA,DATA(20),RDAT(20),RX(20),RY1(10),RY2(10)
```

```
      CALL RANDUM(IA,IY,RN)
      R1=RLMD3*ALOG(RN)
      R2=RLMD4*ALOG(1-RN)
      RX1=EXP(R1)
      RX2=EXP(R2)
      X1=RLMD1+(RX1-RX2)/RLMD2
      X=EX+STD*X1
      RETURN
      END
C/*--------------------------------RANKING----------------------*/
      SUBROUTINE RANK(N1,N2,NN,M1,RC1,RC2)
      COMMON IA,DATA(20),RDAT(20),RX(20),RY1(10),RY2(10)
      INTEGER RX,RY1,RY2,TX,SRX,TY,SRY
      DO 90 J=1,N1
      DIF1=DATA(J)-RC1
      RDAT(J)=ABS(DIF1)
   90 CONTINUE
      DO 92 J=M1,NN
      DIF2=DATA(J)-RC2
      RDAT(J)=ABS(DIF2)
   92 CONTINUE
C/*-----------ASSIGN VALUE FOR RANK----------------------*/
      DO 17 I=1,NN
      IF(I.LE.N1)GO TO 14
      RX(I)=2
      GO TO 17
   14 RX(I)=1
   17 CONTINUE
C/*-----------------RANKING FOR ABSOLUTE VALUE-----------*/
      K1=NN-1
      DO 54 I=1,K1
      J=I+1
      DO 54 M=J,NN
      IF(RDAT(I).LE.RDAT(M))GO TO 54
      SAVE1=RDAT(M)
      RDAT(M)=RDAT(I)
      RDAT(I)=SAVE1
      ISAVE=RX(M)
      RX(M)=RX(I)
      RX(I)=ISAVE
   54 CONTINUE
C/*-----------------ASSIGN RANK IN DIMENSION-----------------*/
      LL=0
      LK=0
      DO 55 I=1,NN
      IF(RX(I).EQ.1)GO TO 44
      GO TO 45
   44 LL=LL+1
      RY1(LL)=I
      GO TO 55
   45 LK=LK+1
      RY2(LK)=I
   55 CONTINUE
      RETURN
      END
```

## ประวัติผู้เขียน

นายสมชัย ยืนนาน เกิดที่จังหวัดสุราษฎร์ธานี ได้รับปริญญาวิทยาศาสตร์บัณฑิต (สถิติ) จากมหาวิทยาลัยเชียงใหม่ เมื่อปีการศึกษา 2524 และเข้าศึกษาต่อในสาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ปีการศึกษา 2525