



## บรรณานุกรม

### ภาษาไทย

#### หนังสือและเอกสารอื่น ๆ

- กรณิการ เลียงเจริญสิทธิ์. "ขนาดตัวอย่างที่เหมาะสมสำหรับการทดสอบสมมุติฐาน" สหสมพันธ์ของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไม่ทราบลักษณะ" วิทยานิพนธ์ ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัยจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2527.
- ทองดี ยั้มสราล. "การศึกษาลักษณะการแจกแจง การควบคุมความคลาดเคลื่อนประ痼ที่ 1 และจำนวนจากการทดสอบของค่าสมมุติสหสมพันธ์แบบสเปียร์แมน แคนคอสเทา และเครมเมอร์" วิทยานิพนธ์ครุศาสตร์ศูนย์หน้าบัณฑิต จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2530.
- ทวีวัฒน์ ปิตยานนท์. "สนสัมพันธ์ (Correlation)." เอกสารประกอบการสอนนาเขิงปฏิบัติการ เรื่อง การออกแบบการวิจัยและเทคนิคทางสถิติที่เกี่ยวข้อง. พิมพ์ครั้งที่ 2 (29 มีนาคม - 3 เมษายน 2536) : 46 - 63.
- ประคง ภราณสูตร. สถิติเพื่อการวิจัยทางพฤติกรรมศาสตร์. ปฐมธานี : บริษัทศูนย์หนังสือ ดร.ศรีส่งฯ จำกัด, 2528.
- ศิริชัย กาญจนวاسي. สถิติศาสตร์ : หลักการและเหตุผล. กรุงเทพมหานคร : จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2526.
- ศิริกาศรี ศรีสุไห, ทวีวัฒน์ ปิตยานนท์. "การเลือกใช้สถิติที่เหมาะสมสำหรับการวิจัยทางสังคมศาสตร์" เอกสารอัดสำเนา, 2536.

### ภาษาต่างประเทศ

#### หนังสือ

- Brownlee K.A. Statistical Theory and Methodology in Science and Engineering. New York : John Wiley & sons, Inc. 1967.
- Freund J.E. Mathematical Statistics. New Jersey : Prentice-Hall, Inc. 1992.
- Glass, G.V. and Stanley, J.C. Statistical Methods in Education Psychology. New Jersey : Prentice-Hall, 1970.

- Glass, G.V. and Hopkins K.D. Statistical Methods in Education and Psychology. New Jersy: Prentice-Hall, 1984.
- Graybill, F.A., Joint Author. Introduction to The Theory of Statistics. Auckland : McGraw-Hill, Inc. 1974.
- Kiess, Harold O. Statistical Concepts for The Behavioral Sciences. Biston : Allyn and Bacon, Inc. 1989.
- Owen, D.B. Handbook of Statistical Tables. London : Addison Weley Publishing Company, Inc., 1977.
- Pilcher, Donald M. Data Analysis for the Helping Professios : a practical guide. Newbury Park : SAGE Publications,Inc. 1990.
- Riggleman, J.R. and Frisbee,I.N. Business Statistics. New York : McGraw-Hill Book Company, Inc. 1951.
- Runyon, R.P. and Haber Audrey. Fundamentals of Behavioral Statistics. Aucklan: McGRAW-Hill, Inc., 1989.
- Shannon, Robert E. System Simulation. New York : Prentice-Hall, 1975.
- Shavelson R.J. Statistical Reasoning for the Behavioral Sciences. Boston : Allyn and Bacon, Inc. 1988.
- Siegel, S. Non-Parametric Statistics for the Behavioural Sciences. New york : McGraw-Hill, 1956.
- Wampold B.E. and Drew C.J. Theory and Application of Statistics. New York : McGRAW-Hill, Inc., 1990.

### บทความจำเพาะอื่น ๆ

- Agresti, Alan. "The Effect of Category Choice on Some Ordinal Measures of Association." Journal of The American Statistical Association. 71 (March 1976) : 49-55.
- Brown, Morton B., and Benedetti, J.K. "Sampling Behavior of Test for Correlation in Two-Way Contingency Tables." Journal of The American Statistical Association. 72 (June 1977) : 309-315.

- Fisher, R.A. 1915 Frequency Distribution of the Value of the Correlation Coefficient in samples From an Indefinitely Large Population. Biometrika, 10 : 507-521.
- Gaito, J. Measurement Scales and Statistics: Resurgence of an Old Misconception. 413. Psychological Bulletin, 1980, 87, 564-567.
- Games, Paul A. " An Improved t Table for Simultaneous Control on g Contrasts." Journal of The American Statistical Association. 72 (September 1977) : 531-534
- Gardner, P.L. Scale and Statistics. Review of Educational Research. 1975, 45, 43-57.
- Kempthorne, O. The Randomization Theory of Experimental Inference. Journal of The American Statistical Association. 1955, 50, 946-967.
- Knapp, T.R. Commentary reating Ordinal Scales as Interval Scale: An Attempt to Resolve the Controversy. Nursing Research. 19 , 89, 121-123.
- Soper, H.E. On the Distribution of the Correlation Coefficient in Small Samples. Appendix II to the Papers of "Student" and R.A. Fisher. Biometric XI. 1916: 328 .
- Sprinthall, R.C. Basic Statistical Analysis. New Jersey: Prentice-Hall,Inc. 1987.
- Srisukho, Derek. "Monte Carlo Study of the Power H-test Compared to F-test when Population Distributions are Different in form." Dissertation of Doctor Degree. University of California, Berkeley, 1974.

จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย  
CHULALONGKORN UNIVERSITY



จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย  
CHULALONGKORN UNIVERSITY

ภาคผนวก ก

การคำนวณช่วงความเชื่อมั่นของอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

วิธีคำนวณเกณฑ์ในการตัดสินอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ (Nominate) สามารถคำนวณจากช่วงความเชื่อมั่นของ  $p$  เมื่อ  $p$  หมายถึง โอกาสที่เกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ดังนี้

$$\hat{p} - Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}} \leq p \leq \hat{p} + Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}}$$

เมื่อ  $\alpha = .05$  หรือ  $\hat{p} = .05$ ,  $\hat{q} = 1 - \hat{p} = .95$ ,  $n = 4,000$  และ  $Z_{\alpha/2} = 1.96$  ดังนั้น

$$.05 - 1.96 \sqrt{\frac{(.05)(.95)}{4000}} \leq p \leq .05 + 1.96 \sqrt{\frac{(.05)(.95)}{4000}}$$

$$.0432 \leq p \leq .0568$$

เมื่อ  $\alpha = .01$  หรือ  $\hat{p} = .01$ ,  $\hat{q} = 1 - \hat{p} = .99$ ,  $n = 4,000$  และ  $Z_{\alpha/2} = 2.576$  ดังนั้น

$$.01 - 2.576 \sqrt{\frac{(.01)(.99)}{4000}} \leq p \leq .01 + 2.576 \sqrt{\frac{(.01)(.99)}{4000}}$$

$$.0059 \leq p \leq .0141$$

สรุปช่วงความเชื่อมั่นสำหรับ  $p = .05$  คือ  $.0432 \leq p \leq .0568$

$p = .01$  คือ  $.0059 \leq p \leq .0141$

## ภาคผนวก ๙

### วิธีการประมาณค่าวิกฤตของการทดสอบที่ ไอล์วาร์ด Linear Harmonic Interpolation

ค่าจากตารางที่เป็นค่าที่กำหนดตามขนาดของชั้นแห่งความเป็นอิสระ ซึ่งมีไม่ครบถ้วน ขนาดของชั้นแห่งความเป็นอิสระ ในกรณีที่ต้องการค่าที่ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ ซึ่งเป็นค่าที่ไม่ปรากฏในตาราง ต้องใช้วิธีประมาณค่าจากค่าที่ในตารางที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $v_0$  และ  $v_1$  โดย  $v_0 < v < v_1$  สูตรที่ใช้ประมาณค่า กำหนดได้ดังนี้

$$t \approx t_0(1-\theta) + t_1(\theta)$$

เมื่อ  $t$  หมายถึง ค่าที่ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ

$t_0$  หมายถึง ค่าที่ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ

$t_1$  หมายถึง ค่าที่ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ

$$\theta = (120/v - 120/v_0) / (120/v_1 - 120/v_0)$$

### ตัวอย่างการคำนวณค่าวิกฤตที่ เมื่อขนาดของกลุ่มตัวอย่างเท่ากับ 200

ในการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบสเปียร์แมน และเพียร์สัน จะใช้การทดสอบที่เป็นสถิติทดสอบที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $n-2$  ถ้ากลุ่มตัวอย่างขนาด 200 จะต้องเปิดตารางที่ (ใช้ตารางที่ของ Owen) ที่  $v = 200 - 2 = 198$  ซึ่งไม่ได้ระบุไว้ในตาราง ดังนั้นจะใช้ที่ใกล้เคียงกับ 198 คือ  $v = 150$  และ  $v = 200$  ใน การประมาณค่าที่ ( $t$ ) ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ 198 ดังนี้

$$\text{จากสูตร} \quad t = t_0(1-\theta) + t_1(\theta)$$

เมื่อ  $t$  หมายถึง ค่าที่ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ 198

$t_0$  หมายถึง ค่าที่ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ 150

$t_1$  หมายถึง ค่าที่ที่ชั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ 200

โดยที่  $\theta = (120/198 - 120/150) / (120/200 - 120/150)$   
 $= 0.9697$   
 $1 - \theta = 0.0303$

ดังนั้น  $t = t_0(0.0303) + t_1(0.9697)$   
 ตารางที่  $\alpha = .05; t_0 = 1.9759, t_1 = 1.9719$   
 $t = 1.9759 (0.0303) + 1.9719 (0.9697)$   
 $= 1.9720$   
 ตารางที่  $\alpha = .01; t_0 = 2.6090, t_1 = 2.6006$   
 $t = 2.6090 (0.0303) + 2.6006 (0.9697)$   
 $= 2.6009$

นั่นคือ ในการประมาณค่าที่ขึ้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ 198 ที่  $\alpha = .05$  และ  $.01$   
 จะเท่ากับ 1.9720 และ 2.6009 ตามลำดับ

### สรุปค่าวิกฤตที่ใช้ในงานวิจัยนี้

ขนาดของกลุ่มตัวอย่าง      ค่าวิกฤตที่

(n)

$\alpha = .05$      $\alpha = .01$

50	2.0106	2.6822
100	1.9845	2.6269
150	1.9761	2.6095
200	1.9720	2.6009

## ภาคผนวก C

### การทดสอบความแตกต่างระหว่างลักษณะโดยอ้างอานาจการทดสอบ (Power Curves) ของสถิติทดสอบค่าสัมประสิทธิ์ชนสัมพันธ์สเปียร์ และเพียร์สัน

การเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างลักษณะโดยอ้างอานาจการทดสอบของสถิติทดสอบค่าสัมประสิทธิ์ชนสัมพันธ์ทั้ง 2 วิธี ในกรณีจัดครั้งนี้ใช้การทดสอบการแยกแยะด้วยไชสแควร์ (Chi-Square Test of Homogeneity of Distribution) ซึ่งคำนวณได้จากสูตร ดังต่อไปนี้

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad ; \quad v = (r-1)(c-1)$$

เมื่อ  $O_{ij}$  หมายถึง ความถี่ที่สังเกตได้ในແຄวที่  $i$  สดมภที่  $j$

$E_{ij}$  หมายถึง ความถี่ที่คาดหวังในແຄวที่  $i$  สดมภที่  $j$

$r$  หมายถึง จำนวนແຄว

$c$  หมายถึง จำนวนสดมภ

$v$  หมายถึง ขั้นแห่งความเป็นอิสระ

#### วิธีการคำนวณ อุปารองกรณ์มหาวิทยาลัย

1. การเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างลักษณะโดยอ้างอานาจการทดสอบ จะเปรียบเทียบอ้างอานาจการทดสอบของสถิติทดสอบค่าสัมประสิทธิ์ชนสัมพันธ์ของทั้ง 2 วิธี โดยให้จำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ เป็นความถี่ที่สังเกตได้ ซึ่งจำแนกตามค่า  $\rho$  (จำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานศูนย์หาได้จากผลคุณของอ่านาจการทดสอบ กับจำนวนครั้งที่ทำการทดลอง)

2. คำนวณค่าความถี่คาดหวัง ในแต่ละเซลล์จากสูตร

$$E_{ij} = \frac{R_i C_j}{n}$$

เมื่อ  $R_j$  หมายถึง ความถี่รวมในแควร์  $j$

$C_j$  หมายถึง ความถี่รวมในสอดมภ์ที่  $j$

$n$  หมายถึง ความถี่รวมทั้งหมด

3. คำนวณหาค่าไคสแควร์

4. ทดสอบนัยสำคัญของไคสแควร์ที่คำนวณได้ โดยเปรียบเทียบกับค่าวิกฤตของ

ไคสแควร์ที่ได้จากตารางไคสแควร์ ที่ขั้นแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $(r-1)(c-1)$  ที่ระดับ  $\alpha = .05$



จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

CHULALONGKORN UNIVERSITY

ภาคผนวก J

โปรแกรม A : โปรแกรมตรวจสอบลักษณะการแจกแจงของประชากรที่สร้างขึ้น

DIMENSION X(10000),W(10000),Y(10000)

COMMON IA

DATA EX,STD,N/0.,1.,10000/

DO 10 RHO = 0.0, 1.0, 0.1

IA = 65539

SX = 0.

SY = 0.

SXX = 0.

SYY = 0.

SXY = 0.

C \*\*\*\*

C GENERATE BIVARIATE NORMAL POPULATION

C \*\*\*\*

DO 20 J = 1, N

CALL NORMAL(EX,STD,Y1,Y2)

X(J) = Y1

W(J) = Y2

Y(J) = W(J)\*SQRT(1.0-RHO\*\*2)+X(J)\*RHO

C \*\*\*\*

C COMPUTE SUM, SUM OF SQuRE AND CROSSPRODUCT

C OF VARIABLES X AND Y

C \*\*\*\*

SX = SX+X(J)

SY = SY+Y(J)

SXX = SXX+X(J)\*\*2

SYY = SYY+Y(J)\*\*2

SXY = SXY+X(J)\*Y(J)

20 CONTINUE

```

C *****
C COMPUTE PEARSON PRODUCT MOMENT CORRELATION COEFFICIENT
C *****
A = N*SXY-SX*SY
B = (N*SXX-SX**2)*(N*SYY-SY**2)
RXY = A/SQRT(B)
C *****
C COMPUTE MEAN, VARIANCE, AKEWNESS AND KURTOSIS
C OF VARIABLES X AND Y
C *****
XMEAN = SX/N
YMEAN = SY/N
CALL VAR (X,N,XMEAN,VRX)
CALL VAR (Y,N,YMEAN,VRY)
SDX = SQRT (VRX)
SDY = SQRT (VRY)
CALL SKEW (X,N,XMEAN,SDX,SKX)
CALL SKEW (Y,N,YMEAN,SDY,SKY)
CALL KURTO (X,N,XMEAN,SDX,RKX)
CALL KURTO (Y,N,YMEAN,SDY,RKY)
WRITE (6,100) RHO, RXY
100 FORMAT (////35X,'RHO ',F3.1,'= ',F7.4/
*      35X,'-----')
      WRITE (6,200)
      WRITE (6,300) XMEAN, VRX, SKX, RKX
      WRITE (6,300) YMEAN, VRY, SKY, RKY
200 FORMAT (//15X,'MEAN',12X,'VARIANCE',10X,'SKEWNESS',
*      10X,'KURTOSIS'//)
300 FORMAT (10X,F10.4,3(8X,F10.4))
10 CONTINUE
STOP
END

```

```

C
C **** SUBROUTINE RANROM ****
C
      SUBROUTINE RANDOM (IX,RN)
      COMMON IA
      IY = IX*65539
      IF (IY) 5, 6, 6
      5   IY = IY+2147483647+1
      6   RN = IY
      RN = RN*.4656613E-9
      IX = IY
      IA = IX
      RETURN
      END

C
C **** SUBROUTINE NORMAL ****
C
      SUBROUTINE NORMAL (EX,STD,Y1,Y2)
      COMMON IA
      10  CALL RANDOM (IA,RN)
          V1 = 2.*RN-1.
          CALL RANDOM (IA,RN)
          V2 = 2.*RN-1.
          S = V1*V1+V2*V2
          IF (S.GE.1.) GOTO 10
          RNN1 = V1*SQRT((-2.* ALOG(S))/S)
          RNN2 = V2*SQRT((-2.* ALOG(S))/S)
          Y1 = EX+RNN1*STD
          Y2 = EX+RNN2*STD
          RETURN
          END

C
C **** SUBROUTINE VARIANCE ****
C

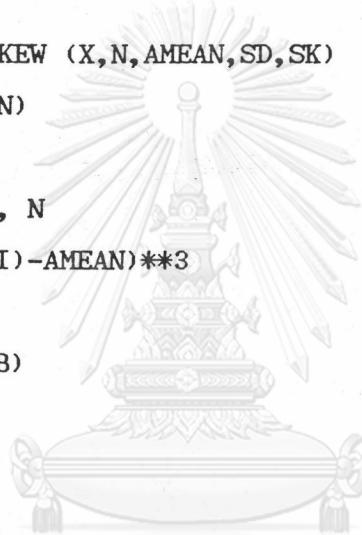
```

```

SUBROUTINE VAR (X,N,AMEAN,SD,VR)
DIMENSION X(N)
SA = 0.
DO 10 I = 1, N
10 SA = SA+(X(I)-AMEAN)**2
VR = SA/N
RETURN
END

C
C ***** SUBROUTINE SKEWNESS *****
C

SUBROUTINE SKEW (X,N,AMEAN,SD,SK)
DIMENSION X(N)
SA = 0.
DO 20 I = 1, N
20 SA = SA+(X(I)-AMEAN)**3
B = SD**3
SK = SA/(N*B)
RETURN
END

C
C ***** SUBROUTINE KURTOSIS *****
C

SUBROUTINE KURTO (X,N,AMEAN,SD,RK)
DIMENSION X(N)
SA = 0.
DO 30 I = 1, N
30 SA = SA+(X(I)-AMEAN)**4
B = SD**4
RK = SA/(N*B)
RETURN
END

```

ภาคผนวก ๒

โปรแกรม B : โปรแกรมหาค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ

```
DIMENSION X(10000),W(10000),Y(10000),A(5,5),SC(5),SR(5),
*           RHOC(4000),RHOXY(4000)

COMMON IA
DATA N,MC/4000,5/
IA = 65539
DO 10 NS = 50, 200, 50
    IF (NS.EQ.50) THEN
        TLLOWER = 2.0106
        TUPPER = 2.6822
    ELSE IF (NS.EQ.100) THEN
        TLLOWER = 1.9845
        TUPPER = 2.6269
    ELSE IF (NS.EQ.150) THEN
        TLLOWER = 1.9761
        TUPPER = 2.6095
    ELSE
        TLLOWER = 1.9720
        TUPPER = 2.6009
    END IF
    WRITE (6,100) NS,TLLOWER,TUPPER
100 FORMAT ('1'//20X,'NS = ',I5,5X,'TLLOWER = ',F7.4,
*           5X,'TUPPER = ',F7.4//)
C ****
C COMPUTE TYPE I ERROR USING RHO = 0.0
C COMPUTE POWER OF TEST USING RHO = 0.1, 0.2,..., 0.9
C ****
DO 10 RHO = 0.0, 1.0, 0.1
IA = 65539
```

```

SRHO05 = 0.
SRHO01 = 0.
PRHO05 = 0.
PRHO01 = 0.
EX = 0.
STD = 0.

WRITE (6,200) RHO
200 FORMAT (//35X,'RHO = ',F4.1/35X,'-----')  

C
C ***** GENERATE BIVARIATE NORMAL POPULATION *****
C
DO 20 I = 1, 10000
    CALL NORMAL (EX,STD,Y1,Y2)
    X(I) = Y1
    W(I) = Y2
    Y(I) = W(I)*SQRT(1.-RHO**2)+X(I)*RHO
20 CONTINUE
C ***** GENERATE DATA INTO CONTINGENCY TABLE 5 BY 5 *****
C ***** AND COMPUTE CORRELATION COEFFICIENT *****
C ***** SPEARMAN AND PEARSON *****
C ***** COMPUTE TYPE I ERROR AND POWER OF TEST *****
C ***** 4000 TIMES *****
DO 30 J = 1, N
    CALL CONTIN (X,Y,NS,A,B,C)
    CALL SPEMAN (A,NS,MC,RHOC(J))
    CALL PEASON (B,C,NS,RHOXY(J))
    TS = ABS(RHOC(J))*SQRT((NS-2)/(1-RHOC(J)**2))
    TP = ABS(RHOXY(J))*SQRT((NS-2)/(1-RHOXY(J)**2))
    IF (TS.GE.TLOWER) SRHO05 = SRHO05+1
    IF (TS.GE.TUPPER) SRHO01 = SRHO01+1
    IF (TP.GE.TLOWER) PRHO05 = PRHO05+1
    IF (TP.GE.TUPPER) PRHO01 = PRHO01+1
30 CONTINUE

```

```

SIGS05 = SRH005/N
SIGS01 = SRH001/N
SIGP05 = PRH005/N
SIGP01 = PRH001/N
WRITE (6,300)
WRITE (6,400) SRH005, SRH001, SIGS05, SIGS01,
*           PRH005, PRH001, SIGP05, SIGP01
300 FORMAT (15X,'SIGNIFICANT AT P < .05',15X,'SIGNIFICANT AT P < .01')
400 FORMAT (//2X,'RHOC ===>',F15.4,20X,F15.4,/12X,F15.4,20X,F15.4//
*           1X,'RHOXY ===>',F15.4,20X,F15.4,/12X,F15.4,20X,F15.4//)
10  CONTINUE
STOP
END
C ****
C          SUBROUTINE RANROM
C ****
SUBROUTINE RANDOM (IX,RN)
COMMON IA
IY = IX*65539
IF (IY) 5, 6, 6
5   IY = IY+2147483647+1
6   RN = IY
RN = RN*.4656613E-9
IX = IY
IA = IX
RETURN
END
C ****
C          SUBROUTINE NORMAL
C ****
SUBROUTINE NORMAL (EX,STD,Y1,Y2)
COMMON IA

```

```

10    CALL RANDOM (IA,RN)
      V1 = 2.*RN-1.
      CALL RANDOM (IA,RN)
      V2 = 2.*RN-1.
      S = V1*V1+V2*V2
      IF (S.GE.1.) GOTO 10
      RNN1 = V1*SQRT((-2.* ALOG(S))/S)
      RNN2 = V2*SQRT((-2.* ALOG(S))/S)
      Y1 = EX+RNN1*STD
      Y2 = EX+RNN2*STD
      RETURN
      END
C ****
C          SUBROUTINE CONTINGENCY
C ****
      SUBROUTINE CONTIN (X,Y,NS,A,B,C)
      DIMENSION X(10000), Y(10000), A(5,5)
      COMMON IA
      DO 40 I = 1, 5
      DO 40 J = 1, 5
40    A(I,J) = 0.
      SUML = 0.
      SUMM = 0.
      SUMLL = 0.
      SUMMM = 0.
      SUMLM = 0.
      DO 50 II = 1, NS
      CALL RANDOM (IA,RN)
      K = RN*10000
      IF (X(K).LT.-0.841) L = 1
      IF ((X(K).GE.-0.841).AND.(X(K).LT.-0.252)) L = 2
      IF ((X(K).GE.-0.252).AND.(X(K).LT. 0.253)) L = 3
      IF ((X(K).GE. 0.253).AND.(X(K).LT. 0.842)) L = 4

```

```

        IF (X(K).GE. 0.842)           L = 5
        IF (Y(K).LT.-0.841)           M = 1
        IF ((Y(K).GE.-0.841).AND.(Y(K).LT.-0.252)) M = 2
        IF ((Y(K).GE.-0.252).AND.(Y(K).LT. 0.253)) M = 3
        IF ((Y(K).GE. 0.253).AND.(Y(K).LT. 0.842)) M = 4
        IF (Y(K).GE. 0.842)           M = 5

        A(L,M) = A(L,M)+1.

        SUML = SUML + L
        SUMM = SUMM + M
        SUMLL = SUMLL + L**2
        SUMMM = SUMMM + M**2
        SUMLM = SUMLM + L*M

50     CONTINUE

        B = NS*SUMLM-SUML*SUMM
        C = (NS*SUMLL-SUML**2)*(NS*SUMMM-SUM**2)

        RETURN

        END

C *****
C          SUBROUTINE SPEARMAN
C *****
C          SUBROUTINE SPEMAN (A,NS,MC,RHOC)
C          DIMENSION SC(5),SR(5),A(5,5),AVR(5),AVC(5)
C          SUM = 0.
C          DO 10 K = 1, 5
C10      SC(K) = 0.

        DO 20 L = 1, 5
        DO 20 M = 1, 5
20      SC(L) = SC(L)+A(L,M)

        AVR(1) = (SC(1)+1)/2
        AVR(2) = SC(1)+(SC(2)+1)/2
        AVR(3) = SC(1)+SC(2)+(SC(3)+1)/2
        AVR(4) = SC(1)+SC(2)+SC(3)+(SC(4)+1)/2
        AVR(5) = SC(1)+SC(2)+SC(3)+SC(4)+(SC(5)+1)/2

```

```

DO 30 N = 1, 5
30 SR(N) = 0.
DO 40 II = 1, 5
DO 40 JJ = 1, 5
40 SR(II) = SR(II)+A(JJ,II)
AVC(1) = (SR(1)+1)/2
AVC(2) = SR(1)+(SR(2)+1)/2
AVC(3) = SR(1)+SR(2)+(SR(3)+1)/2
AVC(4) = SR(1)+SR(2)+SR(3)+(SR(4)+1)/2
AVC(5) = SR(1)+SR(2)+SR(3)+SR(4)+(SR(5)+1)/2
DO 50 LL = 1, 5
DO 50 MM = 1, 5
50 SUM = SUM+(AVR(LL)-AVC(MM))**2*A(LL,MM)
RHOC = 1-((MC**2*6*SUM)/((NS**3)*(MC**2-1)))
RETURN
END

```

จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย  
CHULALONGKORN UNIVERSITY



## ประวัติผู้เขียน

นายสุรินทร์ อังกุรวิจิตร เกิดวันที่ 20 เมษายน 2502 ที่จังหวัดราชบุรี สำเร็จการศึกษาครุศาสตรบัณฑิต วิชาเอกคณิตศาสตร์ จากวิทยาลัยครุศาสตรบัณฑิต ราชบุรี เมื่อปีการศึกษา 2524 เข้าศึกษาต่อในหลักสูตรปริญญาครุศาสตรมหาบัณฑิต สาขาสถิติการศึกษา ภาควิชาวิจัยการศึกษา บัณฑิตวิทยาลัยฯพัฒกรรณมหาวิทยาลัย เมื่อปีการศึกษา 2535 ปัจจุบันรับราชการในตำแหน่งอาจารย์ 2 โรงเรียนด่านทับตะโภราษฎร์อุปถัมภ์ อำเภอจอมบึง จังหวัดราชบุรี สังกัดกรมสามัญศึกษา



อุปัลงกรณ์มหาวิทยาลัย  
CHULALONGKORN UNIVERSITY