

รายการอ้างอิง

- Aczel, A. D. (1993). **Complete Business Statistics**. 2nd Edition, Homewood, IL:Irwin.
- Alan, A. and Brent, A. C. Approximate is Better than Exact for interval Estimation of Binomial Proportion. **The American Statistics**. (1998):119-126.
- Anderson, T. W. and Burstein, H. Approximating the Upper Binomial Confidence Limits. **Journal of the American Statistical Association**. (1967):857-861.
- Anderson, D. R., Sweeney, D. J. and Williams, T. A. (1994). **Introduction to Statistics: Concepts and Application**. 3rd Edition, St.Paul, MN:West Publishing.
- Blyth, C. R. Approximate Binomial Confidence Limits. **Journal of the American Statistical Association**. (1986):843-855.
- Casella, G. Refining binomial confidence intervals. **Canadian Journal of Statistics**. (1986):113-129.
- Chen, H. Accuracy of Approximate interval for Binomial Parameter. **Journal of the American Statistical Association**. (1990):514-518.
- Clopper, C. J. and Pearson, E. S. The use of confidence or fiducial limits illustrated in the case of the binomial. **Biometrika**. (1934):404-413.
- Creighton, J. H. C. (1994). **A First Course in Probability Models and Statistics Inference**. New York:Springer-Verlag.
- Freund, J. E. (1992). **Mathematical Statistics**. 5th Edition, Englewood Cliffs, NJ:Prentice-Hall.
- Ghosh, B. K. A Comparison of Some Approximate Confidence Intervals for the Binomial Parameter. **Journal of the American Statistical Association**. (1979):894-900.
- Hald, A. (1952). **Statistics Theory with Engineering Applications**. New York:Wiley.
- Hogg, R. V. and Tanis, E. A. (1993). **Probability and Statistics Inference**. 4th Edition, New York:Macmillan.
- Johnson, N. L. and Kotz, S. (1969). **Distribution in Statistics: Discrete Distribution**. New York:John Wiley.
- Johnson, N. L. and Kotz, S. (1970). **Continuous Univariate Distributions 1-2**. New York : John Wiley.

- Larson, H. J. (1982). **Introduction to probability theory and statistics inference.** 3rd Edition, Singapore:John Wiley & Son.
- Larson, H. J. (1995). **Introduction to Probability,**Reading. MA:Addison-Wesley.
- Mason, R. D. (1982). **Statistical Technique in Business and Economics.** 5th Edition, Illinois :Inc Homewood.
- Montgomery, D. C. and Peck, E. A. (1982). **Introduction to Linear Regression Analysis.** United States of America.:John Wiley & Son.
- Olkin, I., Gleser, L. J. and Derman, C. (1994). **Probability Models and Applications.** 2nd Edition, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Ross, S. (1994). **A First Course in Probability.** 4th Edition, New York:Macmillan.

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



ภาคพนวก

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก

โปรแกรมที่ใช้ในงานวิจัย

โปรแกรมสำหรับคำนวณค่าระดับความเชื่อมั่น และค่าความยาวเฉลี่ยของตัวประมาณแบบช่วงของค่าสัดส่วนประชากร ที่ประมาณโดยใช้วิธีต่าง ๆ ประกอบด้วย

1. วิธีปกติ สูตรการประมาณคือ

$$p_L = \hat{p} - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}$$

$$p_U = \hat{p} + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}$$

2. วิธีแปลงแบบอาร์คไชน์ สูตรการประมาณคือ

$$p_L = \sin^2 \left[\arcsin \sqrt{\hat{p}} - z_{1-\alpha/2} / 2\sqrt{n} \right]$$

$$p_U = \sin^2 \left[\arcsin \sqrt{\hat{p}} + z_{1-\alpha/2} / 2\sqrt{n} \right]$$

3. วิธีสกอร์ สูตรการประมาณคือ

$$p_L = \hat{p} + \frac{Z_{1-\alpha/2}^2}{2n} - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\left[\hat{p}(1-\hat{p}) + Z_{1-\alpha/2}^2 / 4n \right] / n} / \left(1 + \frac{Z_{1-\alpha/2}^2}{n} \right)$$

$$p_U = \hat{p} + \frac{Z_{1-\alpha/2}^2}{2n} + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\left[\hat{p}(1-\hat{p}) + Z_{1-\alpha/2}^2 / 4n \right] / n} / \left(1 + \frac{Z_{1-\alpha/2}^2}{n} \right)$$

4. วิธีปัวส์ซอง สูตรการประมาณคือ

$$p_L = \chi^2_{2y,\alpha/2} / 2n$$

$$p_U = \chi^2_{2(y+1),\alpha/2} / 2n$$

5. วิธีอีฟ สูตรการประมาณคือ

$$p_L = y/y + (n-y+1)F_{2(n-y+1),2y,1-\alpha/2}$$

$$p_U = (y+1)F_{2(y+1),2(n-y),1-\alpha/2} / n - y + (y+1)F_{2(y+1),2(n-y),1-\alpha/2}$$

โดยที่

y คือจำนวนครั้งของผลสำเร็จ (ในตัวอย่าง)

n มีค่าตั้งแต่ 2 ถึง 50

p มีค่า $0.01(0.01)0.09$ และ $0.10(0.05)0.50$

\hat{p} มีค่าเท่ากับ Y/n

$Z_{1-\alpha/2}$ มีค่าเท่ากับ $1.282, 1.960$ และ 2.576 ที่ระดับนัยสำคัญ $0.10, 0.05$ และ 0.01 ตามลำดับ

$\chi^2_{2y,\alpha/2}$ และ $\chi^2_{2(y+1),1-\alpha/2}$ จะต้องประมาณค่า

$F_{2(n-y+1),2y,1-\alpha/2}$ และ $F_{2(y+1),2(n-y),1-\alpha/2}$ จะต้องประมาณค่า

การประมาณค่าตัวแปรสุ่มไค-สแควร์

เมื่อกำหนดค่า P ซึ่งเป็นค่าความน่าจะเป็นสะสมของตัวแปรสุ่ม χ^2 ที่มีองค์ความเป็นอิสระเท่ากับ v ค่าของตัวแปรสุ่ม χ^2 คือค่าของ z ที่สอดคล้องกับสมการ (1)

$$P = \int \phi(u) du \quad (1)$$

เมื่อ $\phi(u) = 2^{-v/2} \{\Gamma(v/2)\}^{-1} \exp(-u/2) u^{v/2-1}, v > 0$

Best and Roberts (1975) ได้นำเสนอวิธีการประมาณค่าของตัวแปรสุ่มไค-แสควร์โดยใช้อนุกรมของเทียร์เลอร์ (Taylor series) ที่ได้อธิบายโดย Hill and Davis (1969) ดังนี้

$$z = z_0 + \sum_r c_r(z_0) \{E/\phi(z_0)\}^r (r!)^{-1}$$

โดยที่

$$E = P - \int_0^P \phi(u) du, \quad \phi = \frac{1}{2} - (\frac{\nu}{2} - 1)u^{-1}$$

$$c_1(u) = 1, \quad c_{r+1}(u) = (r\phi + d/du)c_r(u)$$

เมื่อ z_0 คือค่าเริ่มต้นของการประมาณค่า และได้จากการประมาณในกรณีต่าง ๆ ดังนี้

(i) ในกรณีที่ P ให้ประมาณค่า z_0 โดยใช้วิธีการประมาณของ Wilson-Hilferty ซึ่งมีสูตรการประมาณดังนี้

$$z_{01} = \nu \left\{ x_p (2/9\nu)^{\frac{1}{2}} + 1 - (2/9\nu) \right\}^3$$

เมื่อ x_p คือค่าของตัวแปรสุ่มปกติมาตรฐาน ที่ให้ค่าความน่าจะเป็นสะสมเท่ากับ $100P\%$

(ii) ถ้า $P \rightarrow 0$ (z มีค่าเล็ก) ให้ประมาณค่า z_0 ด้วย

$$z_{02} = \left\{ P \nu 2^{\frac{1}{2}\nu-1} \Gamma(\frac{1}{2}\nu) \right\}^{2/\nu}$$

z_{02} จะประมาณได้ดีกว่า z_{01} ถ้า $\nu < -1.24 \ln P$

(iii) ถ้า $P \rightarrow 1$ (z มีค่าใหญ่) ให้ประมาณค่า z_0 ด้วย

$$z_{03} = -2[\ln(1-P) - (\frac{1}{2}\nu - 1)\ln(\frac{1}{2}z_0) + \ln\{\Gamma(\frac{1}{2}\nu)\}]$$

z_{03} จะประมาณได้ดีถ้า $z_{01} > 2.2\nu + 6$

การประมาณค่าตัวแปรสุ่มเอฟ

การประมาณค่าของตัวแปรสุ่มเอฟ จะต้องพิจารณาจากส่วนกลับของอัตราส่วนฟังก์ชันเบต้าที่ไม่สมบูรณ์ (inverse of the incomplete beta function ratio) นั่นคือ ถ้ากำหนดค่า $\alpha (0 \leq \alpha \leq 1)$, $p (> 0)$, $q (> 0)$ และ $B(p, q)$ ค่าของส่วนกลับของอัตราส่วนฟังก์ชันเบต้าที่ไม่สมบูรณ์ ก็คือค่าของ x ที่สอดคล้องกับสมการ (2)

$$I_x(p, q) = \frac{1}{B(p, q)} \int_0^x t^{p-1} (1-t)^{q-1} dt = P, \quad 0 \leq x \leq 1 \quad (2)$$

Majumder และ Bhattacharjee (1973) รวมทั้งนักวิชาการอีกหลายท่านได้เสนอวิธีการประมาณค่า x โดยการหาค่า x_0 ที่สอดคล้องกับสมการ (3)

$$\frac{1+x_0}{1-x_0} = \frac{4p+2q-2}{\chi_p^2} \quad (3)$$

เมื่อ χ_p^2 คือค่า $100P\%$ ของตัวแปรสุ่มไค-แสคร์ฟที่มีองค์ความเป็นอิสระเท่ากับ $2q$ ซึ่งประมาณโดยวิธีการประมาณของ Wilson-Hilferty ดังสมการ

$$\chi_p^2 = 2q \left(1 - \frac{1}{9q} + y_p \sqrt{\frac{1}{9q}} \right)^3$$

เมื่อ y_p คือค่าของตัวแปรสุ่มปกติมาตรฐาน ที่ให้ค่าฟังก์ชันความน่าจะเป็นสะสมเท่ากับ $100P\%$

ถ้า $\chi_p^2 < 0$ ให้ประมาณค่า x ด้วย $x_0 = 1 - \{(1-P)qB(p, q)\}^{1/q}$

ถ้า $(4p+2q-2)/\chi_p^2 \leq 1$ ให้ประมาณค่าด้วย $x_0 = \{PpB(p, q)\}^{1/q}$

และการหาค่าตอบในขั้นสุดท้ายจะได้จากการใช้วิธีของ Newton-Raphson วิเคราะห์สมการ

$$x_i = x_{i-1} - f(x_{i-1})/f'(x_{i-1}) \quad \text{เมื่อ } f(x) = I_x(p, q) - P$$

โดยจะทำขั้นการทั้งค่าความแตกต่างของฟังก์ชัน มีค่าไม่เกินค่าความถูกต้องที่กำหนด
สำหรับงานวิจัยนี้ได้ใช้อัลกอริทึมสำหรับหาค่า x ของ IMSL Library routine ซึ่งมีหลักการประมาณ
ค่าคล้ายกับที่กล่าวมา รายละเอียดโปรแกรมแสดงดังหน้าที่ 177

และจากค่า x ที่ได้ จะนำมาใช้คำนวนหาค่าตัวแปรสุเมอฟ ตามความสัมพันธ์ระหว่างการแจก
แจงแบบเบฟและการแจกแจงแบบบีตา (ที่กล่าวไว้ในหัวข้อ 2.7)

รายละเอียดของโปรแกรมการคำนวนค่ารากดับความเชื่อมั่นและค่าความยาวเฉลี่ยของค่าประมาณ
แบบช่วง แสดงในหน้าถัดไป

รายการอ้างอิงภาคผนวก

- Best, D. and Roberts, D. E. The Percentage Points of the χ^2 Distribution. **Applied Statistics.** (1975):385-388.
- Hill, G. W. and Davis, A. W. Generalized asymptotic expansions of Cornish-Fisher type. **Ann. Math. Statist.** (1969):96-97.
- Majumder, K. L. and Bhattacharjee, G. P. Inverse of the Incomplete Beta Function Ratio. **Applied Statistics.** (1973b):411-414.

สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

```

C *****
C *****          MAIN PROGRAM      *****
C *****          THIS PROGRAM TO COMPUTE THE LEVEL OF CONFIDENCE *****
C *****          AND THE EXPECTED LENGTH      *****
C *****
C *****          DOUBLE PRECISION PL190,PL290,PL390,PL490,PL590,PU190,PU290,PU390,PU490,PU590,PL195,
*           PL295,PL395,PL495,PL595,PU195,PU295,PU395,PU495,PU595,PL199,PL299,
*           PL399,PL499,PL599,PU199,PU299,PU399,PU499,PU599
REAL
COUNT,SUM,P,YY,PHAT,LL190,LL290,LL390,LL490,LL590,LL195,LL295,LL395,LL495,LL595,
*           LL199,LL299,LL399,LL499,LL599,LC190,LC290,LC390,LC490,LC590,LC195,LC295,LC395,
*           LC495,LC595,LC199,LC299,LC399,LC499,LC599,CC190,CC290,CC390,CC490,CC590,CC195,
*           CC295,CC395,CC495,CC595,CC199,CC299,CC399,CC499,CC599,CCC190,CCC290,CCC390,
*           CCC490,CCC590,CCC195,CCC295,CCC395,CCC495,CCC595,CCC199,CCC299,CCC399,
*           CCC499,CCC599,ACC190,ACC290,ACC390,ACC490,ACC590,ACC195,ACC295,ACC395,
*           ACC495,ACC595,ACC199,ACC299,ACC399,ACC499,ACC599,ALC190,ALC290,ALC390,
*           ALC490,ALC590,ALC195,ALC295,ALC395,ALC495,ALC595,ALC199,ALC299,ALC399,
*           ALC499,ALC599,NN,P,I,PP
COMMON/N1/IX/N2/YY(50,2000)
INTEGER J
IX=65579

READ (5,5) NN,P
5 FORMAT(F5.0,F5.2)

C
C   GENERATE BINOMIAL VARIABLE
C
DO 8 J=1,2000
COUNT=1.0
SUM=0.0
DO 9 I=1,50
W=BER(P,IX)
IF (W.EQ.1.0) SUM=SUM+1.0
YY(I,J)=SUM
COUNT=COUNT+1.0

```

```

9 CONTINUE
8 CONTINUE
C
C COMPUTE THE CONFIDENCE INTERVAL
C
DATA LC190,LC195,LC199/0.0,0.0,0.0/
DATA LC290,LC295,LC299/0.0,0.0,0.0/
DATA LC390,LC395,LC399/0.0,0.0,0.0/
DATA LC490,LC495,LC499/0.0,0.0,0.0/
DATA LC590,LC595,LC599/0.0,0.0,0.0/

DATA CCC190,CCC195,CCC199/0.0,0.0,0.0/
DATA CCC290,CCC295,CCC299/0.0,0.0,0.0/
DATA CCC390,CCC395,CCC399/0.0,0.0,0.0/
DATA CCC490,CCC495,CCC499/0.0,0.0,0.0/
DATA CCC590,CCC595,CCC599/0.0,0.0,0.0/

DO 5 J=1,2000
I=NN
PHAT=YY(I,J)/I

C *****
C          NORMAL APPROXIMATION
C *****
PL190=PHAT-1.645*SQRT(((PHAT)*(1-PHAT))/I)
PU190=PHAT+1.645*SQRT(((PHAT)*(1-PHAT))/I)
PL195=PHAT-1.960*SQRT(((PHAT)*(1-PHAT))/I)
PU195=PHAT+1.960*SQRT(((PHAT)*(1-PHAT))/I)
PL199=PHAT-2.576*SQRT(((PHAT)*(1-PHAT))/I)
PU199=PHAT+2.576*SQRT(((PHAT)*(1-PHAT))/I)

IF (PL190.LT.P .AND. PU190.GT.P) THEN
  CC190=1.0
ELSE
  CC190=0.0

```

```

END IF

IF (PL195.LT.P .AND. PU195.GT.P) THEN
    CC195=1.0
ELSE
    CC195=0.0
END IF

IF (PL199.LT.P .AND. PU199.GT.P) THEN
    CC199=1.0
ELSE
    CC199=0.0
END IF

```

```

CCC190=CCC190+CC190
CCC195=CCC195+CC195
CCC199=CCC199+CC199
LL190=U190-L190
LL195=U195-L195
LL199=U199-L199
LC190=LC190+LL190
LC195=LC195+LL195
LC199=LC199+LL199

```

```

C ****
C ***** ARCSINE APPROXIMATION *****
C ****

PL290=(SIN((ASIN(SQRT(PHAT)))-(1.645/(2*SQRT(I)))))**2
PU290=(SIN((ASIN(SQRT(PHAT)))+(1.645/(2*SQRT(I)))))**2
PL295=(SIN((ASIN(SQRT(PHAT)))-(1.960/(2*SQRT(I)))))**2
PU295=(SIN((ASIN(SQRT(PHAT)))+(1.960/(2*SQRT(I)))))**2
PL299=(SIN((ASIN(SQRT(PHAT)))-(2.576/(2*SQRT(I)))))**2
PU299=(SIN((ASIN(SQRT(PHAT)))+(2.576/(2*SQRT(I)))))**2

IF (PL290.LT.P .AND. PU290.GT.P) THEN
    CC290=1.0
ELSE
    CC290=0.0

```

```

END IF

IF (PL295.LT.P .AND. PU295.GT.P) THEN
    CC295=1.0
ELSE
    CC295=0.0
END IF

IF (PL299.LT.P .AND. PU299.GT.P) THEN
    CC299=1.0
ELSE
    CC299=0.0
END IF

```

CCC290=CCC290+CC290

CCC295=CCC295+CC295

CCC299=CCC299+CC299

LL290=U290-L290

LL295=U295-L295

LL299=U299-L299

LC290=LC290+LL290

LC295=LC295+LL295

LC299=LC299+LL299

```

C ****
C *****          SCORE APPROXIMATION      ****
C ****

```

A2=2*I

A4=4*I

PL390=(PHAT+(2.706025/A2)-1.645*SQRT(((PHAT*(1-PHAT))+(2.706025/A4))/I))/(1+(2.706025/I))

PU390=(PHAT+(2.706025/A2)+1.645*SQRT(((PHAT*(1-PHAT))+(2.706025/A4))/I))/(1+(2.706025/I))

PL395=(PHAT+(3.8416/A2)-1.960*SQRT(((PHAT*(1-PHAT))+(3.8416/A4))/I))/(1+(3.8416/I))

PU395=(PHAT+(3.8416/A2)+1.960*SQRT(((PHAT*(1-PHAT))+(3.8416/A4))/I))/(1+(3.8416/I))

PL399=(PHAT+(6.635776/A2)-2.576*SQRT(((PHAT*(1-PHAT))+(6.635776/A4))/I))/(1+(6.635776/I))

PU399=(PHAT+(6.635776/A2)+2.576*SQRT(((PHAT*(1-PHAT))+(6.635776/A4))/I))/(1+(6.635776/I))

IF (PL390.LT.P .AND. PU390.GT.P) THEN

CC390=1.0

```

ELSE
  CC390=0.0
END IF
IF (PL395.LT.P .AND. PU395.GT.P) THEN
  CC395=1.0
ELSE
  CC395=0.0
END IF
IF (PL399.LT.P .AND. PU399.GT.P) THEN
  CC399=1.0
ELSE
  CC399=0.0
END IF

```

```

CCC390=CCC390+CC390
CCC395=CCC395+CC395
CCC399=CCC399+CC399
LL390=U390-L390
LL395=U395-L395
LL399=U399-L399
LC390=LC390+LL390
LC395=LC395+LL395
LC399=LC399+LL399

```

```

C *****
C ***** POISSON APPROXIMATION *****
C *****

```

```

A=2*NN
IF(YY(I,J).EQ.0) THEN
  PL490 = 0.0
  PL495 = 0.0
  PL499 = 0.0

```

```

V=2*(YY(I,J)+1)
PP = .950
CH950=PPCH12(PP,V,G)

```

PU490 = CH950/A

PP = .975

CH975=PPCH12(PP,V,G)

PU495 = CH975/A

PP = .995

CH995= PPCH12(PP,V,G)

PU499 = CH995/A

ELSE

V=2*YY(I,J)

PP = .050

CH050=PPCH12(PP,V,G)

PL490 = CH050/A

PP = .025

CH025=PPCH12(PP,V,G)

PL495 = CH025/A

PP = .005

CH005=PPCH12(PP,V,G)

PL499 = CH005/A

V=2*(YY(I,J)+1)

PP = .950

CH950=PPCH12(PP,V,G)

PU490 = CH950/A

PP = .975

CH975=PPCH12(PP,V,G)

PU495 = CH975/A

PP = .995

CH995= PPCH12(PP,V,G)

PU499 = CH995/A

```

END IF
IF (PL490.LT.P .AND. PU490.GT.P) THEN
    CC490=1.0
ELSE
    CC490=0.0
END IF
IF (PL495.LT.P .AND. PU495.GT.P) THEN
    CC495=1.0
ELSE
    CC495=0.0
END IF
IF (PL499.LT.P .AND. PU499.GT.P) THEN
    CC499=1.0
ELSE
    CC499=0.0
END IF

```

```

CCC490=CCC490+CC490
CCC495=CCC495+CC495
CCC499=CCC499+CC499
LL490=U490-L490
LL495=U495-L495
LL499=U499-L499
LC490=LC490+LL490
LC495=LC495+LL495
LC499=LC499+LL499

```

```

C *****
C ***** F APPROXIMATION *****
C *****
IF( YY(I,J).EQ.0 ) THEN
    PL590=0.0
    PL595=0.0
    PL599=0.0

```

```

V1=2*(YY(I,J)+1)
V2=2*(I-YY(I,J))
A=V1/2
B=V2/2
PP=.950
CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F950=(V2*X)/(V1-V1*X)
PU590=((YY(I,J)+1)*F950)/((I-YY(I,J))+((YY(I,J)+1)*F950))

PP=.975
CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F975=(V2*X)/(V1-V1*X)
PU595=((YY(I,J)+1)*F975)/((I-YY(I,J))+((YY(I,J)+1)*F975))

PP=.995
CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F995=(V2*X)/(V1-V1*X)
PU599=((YY(I,J)+1)*F995)/((I-YY(I,J))+((YY(I,J)+1)*F995))

ELSE IF (YY(I,J).EQ.J) THEN
V1=2*(I-YY(I,J)+1)
V2=2*YY(I,J)
A=V1/2
B=V2/2
PP=.950
CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F950=(V2*X)/(V1-V1*X)
PL590=YY(I,J)/(YY(I,J)+(I-YY(I,J)+1)*F950)

PP=.975
CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F975=(V2*X)/(V1-V1*X)
PL595=YY(I,J)/(YY(I,J)+(I-YY(I,J)+1)*F975)

```

PP=.995

CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)

F995=(V2*X)/(V1-V1*X)

PL599=YY(I,J)/(YY(I,J)+(I-YY(I,J)+1)*F995)

PU590=1.0

PU595=1.0

PU599=1.0

ELSE

V1=2*(I-YY(I,J)+1)

V2=2*YY(I,J)

A=V1/2

B=V2/2

PP=.950

CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)

F950=(V2*X)/(V1-V1*X)

PL590=YY(I,J)/(YY(I,J)+(I-YY(I,J)+1)*F950)

PP=.975

CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)

F975=(V2*X)/(V1-V1*X)

PL595=YY(I,J)/(YY(I,J)+(I-YY(I,J)+1)*F975)

PP=.995

CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)

F995=(V2*X)/(V1-V1*X)

PL599=YY(I,J)/(YY(I,J)+(I-YY(I,J)+1)*F995)

V1=2*(YY(I,J)+1)

V2=2*(I-YY(I,J))

A=V1/2

B=V2/2

PP=.950

```

CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F950=(V2*X)/(V1-V1*X)
PU590=((YY(I,J)+1)*F950)/((I-YY(I,J))+((YY(I,J)+1)*F950))

```

PP=.975

```

CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F975=(V2*X)/(V1-V1*X)
PU595=((YY(I,J)+1)*F975)/((I-YY(I,J))+((YY(I,J)+1)*F975))
PP=.995
CALL MDBETI(PP,A,B,X,IER)
F995=(V2*X)/(V1-V1*X)
PU599=((YY(I,J)+1)*F995)/((I-YY(I,J))+((YY(I,J)+1)*F995))
END IF

```

IF (PL590.LT.P .AND. PU590.GT.P) THEN

CC590=1.0

ELSE

CC590=0.0

END IF

IF (PL595.LT.P .AND. PU595.GT.P) THEN

CC595=1.0

ELSE

CC595=0.0

END IF

IF (PL599.LT.P .AND. PU599.GT.P) THEN

CC599=1.0

ELSE

CC599=0.0

END IF

CCC590=CCC590+CC590

CCC595=CCC595+CC595

CCC599=CCC599+CC599

LL590=U590-L590

LL595=U595-L595

LL599=U599-L599

LC590=LC590+LL590

LC595=LC595+LL595

LC599=LC599+LL599

5 CONTINUE

C

C COMPUTE THE AVERAGE OF CONFIDENCE LEVEL

C

ACC190=CCC190/2000

ACC195=CCC195/2000

ACC199=CCC199/2000

ACC290=CCC290/2000

ACC295=CCC295/2000

ACC299=CCC299/2000

ACC390=CCC390/2000

ACC395=CCC395/2000

ACC399=CCC399/2000

ACC490=CCC490/2000

ACC495=CCC495/2000

ACC499=CCC499/2000

ACC590=CCC590/2000

ACC595=CCC595/2000

ACC599=CCC599/2000

C

C COMPUTE THE AVERAGE OF THE LENGTH

C

ALC190=LC190/2000

ALC195=LC195/2000

ALC199=LC199/2000

ALC290=LC290/2000

ALC295=LC295/2000

ALC299=LC299/2000

ALC390=LC390/2000

ALC395=LC395/2000

ALC399=LC399/2000

ALC490=LC490/2000

ALC495=LC495/2000

ALC499=LC499/2000

ALC590=LC590/2000

ALC595=LC595/2000

ALC599=LC599/2000

WRITE(5,221) ACC190,ACC195,ACC199

WRITE(5,222) ACC290,ACC295,ACC299

WRITE(5,223) ACC390,ACC395,ACC399

WRITE(5,224) ACC490,ACC495,ACC499

WRITE(5,225) ACC590,ACC595,ACC599

WRITE(5,101) ALC190,ALC195,ALC199

WRITE(5,102) ALC290,ALC295,ALC299

WRITE(5,103) ALC390,ALC395,ALC399

WRITE(5,104) ALC490,ALC495,ALC499

WRITE(5,105) ALC590,ALC595,ALC599

221 FORMAT(3X,'ACC190 =',F9.4,3X,'ACC195 =',F9.4,3X,'ACC199 =',F9.4)

222 FORMAT(3X,'ACC290 =',F9.4,3X,'ACC295 =',F9.4,3X,'ACC299 =',F9.4)

223 FORMAT(3X,'ACC390 =',F9.4,3X,'ACC395 =',F9.4,3X,'ACC399 =',F9.4)

224 FORMAT(3X,'ACC490 =',F9.4,3X,'ACC495 =',F9.4,3X,'ACC499 =',F9.4)

225 FORMAT(3X,'ACC590 =',F9.4,3X,'ACC595 =',F9.4,3X,'ACC599 =',F9.4)

101 FORMAT(3X,'ALC190 =',F9.4,3X,'ALC195 =',F9.4,3X,'ALC199 =',F9.4)

102 FORMAT(3X,'ALC290 =',F9.4,3X,'ALC295 =',F9.4,3X,'ALC299 =',F9.4)

103 FORMAT(3X,'ALC390 =',F9.4,3X,'ALC395 =',F9.4,3X,'ALC399 =',F9.4)

104 FORMAT(3X,'ALC490 =',F9.4,3X,'ALC495 =',F9.4,3X,'ALC499 =',F9.4)

105 FORMAT(3X,'ALC590 =',F9.4,3X,'ALC595 =',F9.4,3X,'ALC599 =',F9.4)

END

```

C *****
C ***** THE PERCENTAGE POINTS OF THE CHI-SQUARE DISTRIBUTION *****
C *****
C FUNCTION PPCH12(PP,V,G)
C -----
C FUNCTIO      - THE PERCENTAGE POINTS OF THE CHI-SQUARED PROBABILITY
C                  DISTRIBUTION FUNCTION.
C PARAMETERS PP - INPUT : VALUES OF LOWER TAIL AREA,
C                  PP = 0.005, 0.025, 0.050, 0.950, 0.975 AND 0.995
C          V   - INPUT : DEGREES OF FREEDOM PARAMETER
C          G   - INPUT : THE NATURAL LOGARITHM OF  $\Gamma(\frac{1}{2}V)$ 
C REQD.IMSL ROUTINE - GAMMLN , GAMMD
C -----

```

FUNCTION PPCH12(PP,V,G)

DATA E,AA/0.5E-6,0.6931471805/

XX=0.5*V

C=XX-1.0

G=GAMMLN(V/2)

C

C STARTING APPROXIMATION FOR SMALL CHI-SQUARE

C

IF(V.GE.-1.24*ALOG(PP)) GOTO 2

CH=(PP*XX*EXP(G+XX*AA))**(1.0/XX)

IF(CH-E) 5,3,3

C

C STARTING APPROXIMATION USING WILSON AND HILFERTY ESTIMATE

C

2 IF(PP.EQ.0.005) X=-2.576

IF(PP.EQ.0.025) X=-1.960

IF(PP.EQ.0.050) X=-1.282

IF(PP.EQ.0.950) X= 1.282

IF(PP.EQ.0.975) X= 1.960

IF(PP.EQ.0.995) X= 2.576

```

P1=0.222222/V
CH=V*(X*SQRT(P1)+1.0-P1)**3
C
C STARTING APPROXIMATION FOR P TENDING TO 1
C
IF(CH.GT.2.2*V+6.0)
* CH=-2.0*(ALOG(1.0-PP)-C*ALOG(0.5*CH)+G)
C
C CALCULATION OF SEVEN TERM TAYLOR SERIES
C
3 Q=CH
P1=0.5*CH
P2=PP-GAMMP(XX,P1)
T=P2*EXP(XX*AA+G+P1-C*ALOG(CH))
B=T/CH

A=0.5*T-B*C
S1=(210.0+A*(140.0+A*(105.0+A*(84.0+A*(70.0+60*A)))))/420.0
S2=(420.0+A*(735.0+A*(966.0+A*(1141.0+1278.0*A)))/2520.0
S3=(210.0+A*(462.0+A*(707.0+932.0*A))/2520.0
S4=(252.0+A*(672.0+1182.0*A)+C*(294.0+A*(889.0+1740.0*A)))/5040.0
S5=(84.0+264.0*A+C*(175.0+606.0*A))/2520.0
S6=(120.0+C*(346.0+127.0*C))/5040.0
CH=CH+T*(1.0+0.5*T*S1-B*C*(S1-B*(S2-B*(S3-B*(S4-B*(S5-B*S6))))))

4 IF(ABS(Q/CH-1.0).GT.E)GOTO 3
5 PPCH12=CH
RETURN
END

```

```

C *****
C           INVERSE OF INCOMPLETE BETA FUNCTION RATIO *****
C *****
C
C SUBROUTINE MDBETI (PP,A,B,X,IER)
C -----
C   FUNCTION          - INVERSE INCOMPLETE BETA PROBABILITY
C                      DISTRIBUTION FUNCTION
C   PARAMETERS        PP    - INPUT : PROBABILITY IN THE EXCLUSIVE RANGE
C                      A     - INPUT : FIRST PARAMETER OF THE INCOMPLETE BETA
C                      PDF
C                      B     - INPUT : SECOND PARAMETER OF THE INCOMPLETE BETA
C                      PDF
C                      X     - OUTPUT : VALUE SUCH THAT THE PROBABILITY THAT
C                      A RANDOM VARIABLE DISTRIBUTED BETA(A,B) IS LESS
C                      THAN OR EQUAL P.
C   REQD. IMSL ROUTINES - BETAI(X,A,B,P1)
C -----

```

SUBROUTINE MDBETI (PP,A,B,X,IER)

DATA EPS,SIG/.0001,1.E-5/

DATA ZERO,ITMAX/0.,30/

IER = 0

IC = 0

AB = A/B

XL = 0.0

XR = 1.0

FXL = -PP

FXR = 1.0-PP

IF (FXL*FXR.GT.ZERO) GOTO 25

C

C BISECTION METHOD

C

5 X = (XL+XR)*0.5

CALL BETAI(X,A,B,P1)

```

IF(IER.NE.0) GOTO 20
FCS = P1-PP
IF(FCS*FXL .GT. ZERO) GOTO 10
XR = X
FXR = FCS
GOTO 15
10 XL = X
FXL = FCS
15 XRMXL = XR-XL
IF(XRMXL.LE.SIG.AND.ABS(FCS).LE.EPS) GOTO 9005
IC=IC+1
IF(IC.LE.ITMAX) GOTO 5
IER=130
GOTO 90
20 IER=129
GOTO 90
25 IER=131
90 CONTINUE
90 RETURN
END
C ****
C          BERNUOLLI VARIABLES
C ****
FUNCTION BER(P,IX)
REAL P,VALUE,BER
VALUE=RAND(IX)
IF (VALUE.LE.P) THEN
BER=1.0
RETURN
ELSE
BER=0.0
RETURN
END IF
END

```

```

C *****
C           RANDOM VARIABLES *****
C *****

FUNCTION RAND(IX)
REAL RAND
IX=IX*16807
IF (IX) 10,20,20
10 IX=IX+2147483647+1
20 RAND=IX
    RAND=RAND*4.656613E-10
RETURN
END

```

```

C *****
C           AUXILIARY ALGORITHMS *****
C *****      FROM Press, W. H., Tuckoisky, S. A., Vetterling, W. T.,
C *****      and Flannery, B. P. (1992) *****
C *****

```

```

FUNCTION GAMMP(P,X)
REAL X,P,GAMMP
REAL GAMMCF,GAMSER,GLN

```

```

IF(X.LT.P+1.) THEN
    GAMMP=GAMSER(P,X,GLN)
ELSE
    GAMMP=1.-GAMMCF(P,X,GLN)
ENDIF
RETURN
END

```

```

FUNCTION GAMSER(P,X,GLN)
INTEGER ITMAX

```

```

REAL P,GAMSER,GLN,X,EPS
PARAMETER(ITMAX=100,EPS=3.E-7)
INTEGER N
REAL AP,DEL,SUM,GAMMLN
GLN=GAMMLN(P)
IF(X.LE.0.) THEN
  GAMSER=0.
  RETURN
ENDIF
AP=P
SUM=1./P
DEL=SUM
DO 11 N=1,ITMAX
  AP=AP+1.
  DEL=DEL*X/AP
  SUM=SUM+DEL
  IF(ABS(DEL).LT.ABS(SUM)*EPS) GOTO 1
11 CONTINUE
1 GAMSER=SUM*EXP(-X+P*LOG(X)-GLN)
RETURN
END

```

```

FUNCTION GAMMCF(P,X,GLN)
REAL P,GAMMCF,GLN,X,EPS,FPMIN,AN,B,C,D,DEL,H,GAMMLN
PARAMETER(ITMAX=100,EPS=3.E-7,FPMIN=1.E-30)
GLN=GAMMLN(P)
B=X+1.-P
C=1./FPMIN
D=1./B
H=D
DO 11 I=1,ITMAX
  AN=-I*(I-P)
  B=B+2.
  D=AN*D+B
  IF(ABS(D).LT.FPMIN)D=FPMIN
11 CONTINUE

```

```

C=B+AN/C
IF(ABS(C).LT.FPMIN)C=FPMIN
D=1./D
DEL=D*C
H=H*DEL
IF(ABS(DEL-1.).LT.EPS) GOTO 1
11 CONTINUE
1 GAMMCF=EXP(-X+P*LOG(X)-GLN)*H
      RETURN
      END

FUNCTION GAMMLN(XX)
INTEGER J
DOUBLE PRECISION SER,STP,TMP,X,Y,COF(6)
DATA COF,STP/76.18009172947146D0,-86.50532032941677D0,24.01409824083091D0,
* -1.231739572450155D0,.1208650973866179D-2,-.5395239384953D-5,2.5066282746310005D0/
X=XX
Y=X
TMP=X+5.5D0
TMP=(X+0.5D0)*LOG(TMP)-TMP
SER=1.00000000190015D0
DO 10 J=1,6
Y=Y+1.D0

SER=SER+COF(J)/Y
10 CONTINUE
GAMMLN=TMP+LOG(STP*SER/X)
      RETURN
      END

SUBROUTINE BETAI(X,A,B,P)
REAL P,A,B,X
REAL BT,BETACF,GAMMLN
IF(X.LT.0.0.OR.X.GT.1.0)PAUSE'BAD ARGUMENT X IN BETAI'
IF(X.EQ.0.0.OR.X.EQ.1.0)THEN
      BT=0.0

```

```

ELSE
  BT=EXP(GAMMLN(A+B)-GAMMLN(A)-GAMMLN(B)+A*LOG(X)+B*LOG(1.-X))
ENDIF
IF(X.LT.(A+1.)/(A+B+2.))THEN
  P=BT*BETACF(A,B,X)/A
  RETURN
ELSE
  P=1.-BT*BETACF(B,A,1.-X)/B
  RETURN
ENDIF
END

```

```

FUNCTION BETACF(A,B,X)
INTEGER MAXIT
REAL BETACF,A,B,X,EPS,FPMIN
PARAMETER(MAXIT=100,EPS=3.E-7,FPMIN=1.E-30)

```

```

INTEGER M,M2
REAL AA,C,D,DEL,H,QAB,QAM,QAP
QAB=A+B

```

```
QAP=A+1.
```

```
QAM=A-1.
```

```
C=1.
```

```
D=1.-QAB*X/QAP
```

```
IF(ABS(D).LT.FPMIN) D=FPMIN
```

```
D=1./D
```

```
H=D
```

```
DO 20 M=1,MAXIT
```

```
M2=2*M
```

```
AA=M*(B-M)*X/((QAM+M2)*(A+M2))
```

```
D=1.+AA*D
```

```
IF(ABS(D).LT.FPMIN) D=FPMIN
```

```
C=1.+AA/C
```

```
IF(ABS(C).LT.FPMIN) C=FPMIN
```

```

D=1./D
H=H*D*C
AA=-(A+M)*(QAB+M)*X/((A+M2)*(QAP+M2))
D=1.+AA*D
IF(ABS(D).LT.FPMIN) D=FPMIN
C=1.+AA/C
IF(ABS(C).LT.FPMIN) C=FPMIN
D=1./D
DEL=D*C
H=H*DEL
IF(ABS(DEL-1.).LT.EPS) GOTO 1
20 CONTINUE
PAUSE 'A OR B TOO BIG,OR MAXIT TOO SMALL IN BETACF'
1 BETACF=H
RETURN
END

```

ประวัติผู้เขียน

นางสาวสังขลา สำราญ เกิดเมื่อวันที่ 18 มิถุนายน พ.ศ. 2516 สําเร็จการศึกษาปริญญา วิทยาศาสตรบัณฑิต (วท.บ.) สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยรามคำแหง ในปีการศึกษา 2536 ได้เข้ารับราชการในตำแหน่งนักสถิติ สถาบันราชภัฏสุราษฎร์ธานี และศึกษาต่อในหลักสูตรสถิติศาสตรมหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ในปีการศึกษา 2540



สถาบันวิทยบริการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย