รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

นิภา ศรีไพโรจน์ . สถิตินอนพาราเมตริกซ์ . กรุงเทพ ฯ: สำนักพิมพ์โอเดียนสโตร์ , 2538 .

วินัย โพธิ์สุวรรณ . การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน . วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย , 2534 .

สุพรรณี อร่ามวัฒนกุล . สถิติทดสอบที่มีความแกร่งสำหรับทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนระหว่างประชากรสองชุด . วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย , 2531 .

สมจิต วัฒนาชยากุล. การวิเคราะห์ข้อมูลเชิงสถิติ. กรุงเทพ ฯ : สำนักพิมพ์ประกายพรึก , 2537 .

อารยา กุลานุช . การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบการเท่ากันของความแปรปรวนของประชากรโดยใช้สถิติทดสอบ 3 ประเภท . วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย , 2528 .

ภาษาต่างประเทศ

Averill M.law and W. David Kelton . Simmulation modelling and Analysis . New York : Mc Graw-Hill , 1982 .

Box , G.E.P. , Non-Normality and tests on Variances , Biometrika 40 (1952) : 318-335 .

Conover , W.J. , Johnson , M.E. , and Johnson , M.M . , ' A Comparative Study of Tests for Variances , with Applications to the Outer Continuetal Shelf Bidding Data' , Technometrics 23 (1981) : 351-361 .

Dyder,D.D, and Keating , J.P. ,'On the Determination of Critical Value for Bartlett' s Test ,' Journal of the American Statistical Association 75 (1980) : 313-319 .

G.A.F. Seber . Linear regression analysis . New York : John Wiley Sons , 1977 .

Games, P.A. , Winkler , H.B. and Probert , D.A. , 'Robust tests for Homogeneity of Variances ,' Educational and Psychological Measurement 32 (1972) : 1887-909 .

Gartside , P.S. , 'A study of methods for Comparing Several Variances ,' Journal of the American Statistical Association 67 (1972) : 342-346 .

รายการอ้างอิง (ต่อ)

Layard , M.W.J . , 'Robust Large Sample Test for Homogeneity of Variances ,' Journal of the American Statistical Association 68 (1973) : 195-198 .

Miller , R..G.Jr . , 'Jackknifeing Variance ,' Annals of Mathematical Statistics 39 (1968) : 567-582 .

O'Brien . R.G. , 'A simple test for variance effects in experimental designs ,' Phychological Bulletin 89 (1981) : 570-574 .

O'Brien . R.G. , 'A general Anova method for robust test of aditive model for Variance ,' Journal of the American Statistical Association 74 (1979) : 877-880 .

Olejinik and Algina . , 'Type I error rates and power estimates of selected parametric test of scale ,' Journal of Educational Statistic 12 (1987) : 45-61 .

Olkin , Ingram . Probability Models and Applications . New York : Macmillam Publishing , 1980 .

Quenouille , M.W. , 'Note on Bias in Estimation ,' Biometrika 43 (1956) : 353-360 .

Ramsey. P.H. 'Exact Type I Error Rates for Robustness of Student's t test with unequal variances,' Journal of Educational Statistics 5 (winter 1980) : 337-349 .

Scheffe , H. , The analysis of Variance . New York : John Wiley and Sons . 195

Subhash C. Sharma . , 'A New Jackknife Test for Homogeneity Of Variances ,' Communications in Statistics: Simulation and Computation Series B (1991) : 480-495 .

Tukey , J.W. , 'Bias and Confidence in Not-quite Large Samples ,' Annals of Mathmatical Statics 29 (1958) : 614 .

ภาคผนวก ก

ตัวสถิติสำหรับการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนของประชากร g กลุ่ม ที่เกี่ยวข้องกับงานวิจัย คือ สถิติสอบแจคไนฟ์ และ สถิติทดสอบไคสแควร์ สรุปได้ดังนี้

<u>สถิติทดสอบแจคไนฟ์</u> (Jackknife test statistic : Jack)

จากวิธีการของมิลเลอร์ (Miller : 1964 - 1968) การสร้างสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน โดยวิธีการเปรียบเทียบความแปรปรวนของแต่ละกลุ่ม แบบเดียวกันกับ การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว กำหนดให้

$$U_{ij} = n_i \log s_i^2 - (n_i - 1) \log s_{im}^2 \quad ; \; i = 1,2,\ldots g \; ; \; j = 1,2,\ldots, n_i \qquad m = 1,2,\ldots, n_i$$

$$s_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{(n_i - 1)}$$

$$s_{im}^2 = \frac{\sum_{l \neq m}^{n_i} (x_{il} - \bar{x}_{im})^2}{(n_i - 2)}$$

$$\bar{x}_{im} = \frac{\sum_{l \neq m}^{n_i} x_{il}}{(n_i - 1)}$$

เมื่อ n_i คือขนาดตัวอย่างชุดที่ i

จากแนวความคิดเรื่องการวิเคราะห์ความแปรปรวน (ANOVA : Analysis of variance) แล้วทำการคำนวณ สถิติทดสอบ F (F test statistic) ในรูปของ u_{ij}

$$A = \frac{\sum_{i=1}^{g} n_i (\bar{u}_i - \bar{u})^2}{(g - 1)}$$

$$B = \frac{\sum_{i=1}^{g} \sum_{j=1}^{n} (u_{ij} - \bar{u}_i)^2}{\sum_{i=1}^{g} (n_i - 1)}$$

จะได้ตัวสถิติ $\frac{A}{B}$ ซึ่งมีการแจกแจงแบบเอฟ ภายใต้สมมติฐาน H_0 โดยที่องศาของความเป็นอิสระเท่ากับ $(g-1)$ และ $\sum_{i=1}^{g}(n_i-1)$ และให้ชื่อสถิติทดสอบนี้ว่า สถิติทดสอบแจคไนฟ์

$$Jackknife = \frac{\sum_{i=1}^{g} n_i\left(\bar{u}_i-\bar{u}\right)^2 \Big/ (g-1)}{\sum_{i=1}^{g}\sum_{j=1}^{n_i}\left(u_{ij}-\bar{u}_i\right)^2 \Big/ \sum_{i=1}^{g}(n_i-1)} \quad ; \; i=1,2,\ldots,g \;\; j=1,2,\ldots,n_i$$

$$\bar{u}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} u_{ij}}{n_i}$$

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^{g} \bar{u}_i}{g}$$

จะปฏิเสธสมมติฐาน เมื่อค่าคำนวณที่ได้มีค่ามากกว่าค่าที่ได้จากการเปิดตาราง F ที่ F_{α,df_1,df_2} เมื่อ df_1, df_2 มีค่าเท่ากับ $(g-1)$, $\sum_{i=1}^{g}(n_i-1)$ ตามลำดับ

<u>สถิติทดสอบไคสแควร์ที่เสนอโดยเลยาร์ด</u> (Layard chi square test statistic)

เลยาร์ด (1973: 195-198) ได้เสนอสถิติทดสอบไคสแควร์ ซึ่งเป็นฟังก์ชันของความโด่ง (kurtosis) โดยที่ความโด่งนี้จะถูกประมาณขึ้นมาจากความโด่งที่ประมาณได้จากแต่ละชุดตัวอย่าง คือ

$$\gamma = \frac{n\sum_{i=1}^{g}\sum_{j=1}^{n_i}\left(x_{ij}-\bar{x}_i\right)^4}{\left\{\sum_{i=1}^{g}\sum_{j=1}^{n_i}\left(x_{ij}-\bar{x}_i\right)^2\right\}^2} - 3$$

และนำค่าประมาณความโด่งที่ได้ แทนในสถิติทดสอบ Layard chi square test statistic

$$Lay = \sum_{i=1}^{g}(n_i-1)\left\{\ln s_i^2 - \frac{\sum_{i=1}^{g}(n_i-1)\ln s_i^2}{\sum_{i=1}^{g}(n_i-1)}\right\}\Big/\tau^2 \quad ,$$

เมื่อ $\tau^2 = 2+\{1-(g/n)\}\gamma$

ตัวสถิติทดสอบเลยาร์ดไคสแควร์นี้ จะมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มีองศาความเป็นอิสระเท่ากับ $(g-1)$ สำหรับเกณฑ์ที่ใช้ในการตัดสินใจ จะปฏิเสธสมมติฐานหลักเมื่อค่าที่ได้จากการคำนวณมีค่ามากกว่าค่าเปิดตารางที่ $\chi^2_{\alpha,(g-1)}$

ภาคผนวก ข

การสร้างตัวเลขสุ่มเพื่อนำไปใช้ในการสร้างเลขสุ่มให้มีลักษณะตามการแจกแจงของประชากรที่ต้องการใช้ศึกษาในการวิจัย เป็นดังนี้

<u>โปรแกรมย่อยที่ใช้สำหรับสร้างตัวเลขสุ่ม</u>

```
C ***************************************************  C
C ******    SUBROUTINE RANDOM VARIABLE      *****  C
C ***************************************************  C
          SUBROUTINE RANDOM (IX,IY,YFL)
          IY = IX*16807
          IF (IY .LT. 0) IY = IY+2147483547+1
          YFL = IY
          YFL = YFL*0.465661E-9
          IX=IY
          RETURN
          END
```

โปรแกรมย่อยสำหรับสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ

```
C ************************************************ C
C *****    FUNCTION NORMAL DISTRIBUTION    ***** C
C ************************************************ C
      FUNCTION NORMAL (DMEAN,SIGMA)
      REAL  NORMAL , MEAN
      COMMON /SEED/IX
     *           /SELECT/KK
      PI = 3.1415926
      IF (KK .EQ. 1) GOTO 10
         CALL RANDOM (IX,IY,YFL)
         RONE = YFL
         CALL RANDOM (IX,IY,YFL)
         RTWO = YFL
      ZONE = SQRT(-2*ALOG(RONE)*COS(2*PI*RTWO)
      ZTWO = SQRT(-2*ALOG(RONE)*SIN(2*PI*RTWO)
      NORMAL = ZONE*SIGMA+DMEAN
      KK = 1
10    NORMAL = ZTWO*SIGMA+DMEAN
      KK = 0
      RETURN
      END
```

โปรแกรมย่อยสำหรับสร้างตัวเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบไวบูลล์

```
C ************************************************ C
C *****    FUNCTION WEIBULL DISTRIBUTION     ***** C
C ************************************************ C
      FUNCTION WEIBUL (BETA,ALPHA)
      COMMON / SEED/IX
      CALL RANDOM (IX,IY,YFL)
      WEIBUL = BETA*(-ALOG(YFL)) ** (1.0/ALPHA)
      RETURN
      END
```

โปรแกรมย่อยสำหรับการสร้างเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบที

```
C ************************************************ C
C *****        FUNCTION T-DISTRBUTION        ***** C
C ************************************************ C
      FUNCTION TDIS (NDF,DMEAN,SIGMA)
      REAL NORMAL
      SQNOR = 0.0
      DO 10 I = 1 NDF
        SQNOR = SQNOR + ((NORMAL(DMEAN,SIGMA)**2))
10    CONTINUE
      CHISQ  =  SQRT(SQNOR/FLOAT(NDF))
      TDIS   =  (NORMAL(DMEAN,SIGMA)/CHISQ)
      RETURN
      END
```

โปรแกรมสำหรับคำนวณค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบ 3 ประเภท

```
C * ********************************************************************** C
C *  THIS PROGRAM FOR COMPARISION ON TEST STATISTICS FOR TESTING  * C
C *  THE EQUALITY OF VARIANCES USING BARTLETT TEST STATISTIC      * C
C *  O'BRIEN TEST STATISTIC AND LAYJACK TEST STATISTIC.  THE      * C
C *  MONTECARLO SIMULATION  TECHNIQE IS USED IN THIS PROGRAM TO   * C
C *  CALCULATE 5,000 REPLICATIONS IN EACH CASE .                  * C
C ********************************************************************** C
      DIMENSION DATA(3,100),SUMX(3),SSUM(3),XBAR(3),S(3),VA(3),V(3),N(3),
     *          IP(3),TD(3,100),Z(3,100),SUMZ(3),ZBAR(3),XDIF(3),XD(3),RDUP(3),
     *          RDLO(3),RD(3),RDD(3),R(3),ALSI(3),FSED(3),DSU(3),AALSI(3)
      REAL NORMAL
      INTEGER SUMN,TNI,NSIM
      COMMON/SEED/IX/SELECT/KK
      DATA IP(1),IP(2),IP(3)/1,1,1/
      DATA ALPHA,BETA/2.0,1.0/
      DATA NP,N(1),N(2),N(3)/3,5,5,5/
      DATA VA(1),VA(2),VA(3)/1.0,1.0,1.0/
      DATA CHI01,CHI05/9.210,5.991/
      DATA F01,F05/6.930,3.885/
      NSIM = 1000
      WRITE(6,1) IP(1),IP(2),IP(3),N(1),N(2),N(3)
1     FORMAT(2X,I1,2X,I1,2X,I1,2X,I2,2X,I2,2X,I2)
      IX = 9473
      ANP = 3.0
      KK  = 0.0
      IBART1  = 0
      IBART5  = 0
      IOB1    = 0
      IOB5    = 0
```

```
      LAYJ1  = 0
      LAYJ5  = 0
      DO 9 K 1 , NSIM
      DO 8 I = 1,NP
      IF (IP(I) .EQ. 1) THEN
         IN = N(I)
         DO 111 J =1 ,IN
            DMEAN = 100.0
            SIGMA  = 10.0
             DATA(I,J) = NORMAL(DMEAN,SIGMA)
111      CONTINUE
         ELSE
             IF (IP(I) .EQ. 2) THEN
             IN = N(I)
             DO 222 J =1,IN
                DATA(I,J) = WEIBUL(ALPHA,BETA)
222          CONTINUE
             ELSE
                 IF (IP(I) .EQ. 3) THEN
                 IN = N(I)
                 DO 333 J =1,IN
                 DMEAN = 0.0
                 SIGMA = 1.0
                 NDF    = 4
                 DATA(I,J) = TDIS(NDF,DMEAN,SIGMA)
333              CONTINUE
                 ENDIF
           ENDIF
      ENDIF
8     CONTINUE
      DO 999 I =1,NP
          IN = N(I)
```

```
      DO 998 J =1,IN
998         CONTINUE
999   CONTINUE
      DO 778 I =1,NP
         IN = N(I)
         DO 777 J =1,IN
            V(I) = SQRT(VA(I))
            TD(I,J) = DATA(I,J)*V(I)
777      CONTINUE
778   CONTINUE
C ********************************************************************* C
C **************        BARTLETT  TEST STATISTIC      *************** C
C ********************************************************************* C
      A = 0.0
      B = 0.0
      C = 0.0
      D = 0.0
      TI = 0.0
      TNI = 0.0
      SUMSI = 0.0
      BART = 0.0
      DO 30 I =1,NP
         IN = N(I)
         S(I) = 0.0
         ALSI(I)    = 0.0
         SUMX(I)   = 0.0
         SSUM(I)   = 0.0
         XBABR(I) = 0.0
         DO 20 J =1,IN
            SUMX(I) = SUMX(I) + TD(I,J)
            SSUM(I) =  SSUM(I) + ((TD(I,J)**2)
20       CONTINUE
```

```
            XBAR(I) = SUMX(I)/N(I)
               S(I) = (SSUM(I) - ((SUMX(I)**2)/N(I)))/(N(I)-1)
            ALSI(I) = ALOG(S(I))
            SUMSI = SUMSI+ S(I)
            TNI   = TNI + (N(I)-1)
 30     CONTINUE
        STOTAL = SUMSI / NP
        ALSI   = ALOG(STOTAL)
        DO 50 I =1, NP
           A = A + (N(I)-1)*(ALST)
           B = B + (N(I)-1)*(ALSI(I))
           TI = TI + (1.0/(N(I)-1))
 50     CONTINUE
        D = TI - (1.0/TNI)
        C = 1.0 + (D/(3*(NP-1)))
        BART = ( A-B )/ C
        IF ( BART .GT. CHI01 ) IBART1 = IBART1 + 1
        IF (BART .GT. CHI05 ) IBART5 = IBART5 + 1
C
C ********************************************************************* C
C *****************    O'BRIEN TEST STATISTIC    ****************** C
C ********************************************************************* C
        W = 0.5
        OB1 = 0.0
        SUMN = 0.0
        ZDIF = 0.0
        SUMZZ = 0.0
        DO 80 I =1,NP
           IN = N(I)
           SUMZ(I) = 0.0
           ZBAR(I) = 0.0
```

```
            DO 90 J =1,IN
            Z1 = 0.0
            Z2 = 0.0
            Z3 = 0.0
                Z1 = (W+N(I)-2) * N(I) * ((TD(I,J)-XBAR(I))**2)
                Z2 = W * S(I) * (N(I)-1)
                Z3 = (N(I)-1) * (N(I)-2)
                Z(I,J) = (Z1 - Z2)/Z3
               SUMZ(I) = SUMZ(I) + Z(I,J)
90          CONTINUE
            ZBAR(I) = SUMZ(I) / N(I)
            SUMZZ = SUMZZ + SUMZ(I)
            SUMN = SUMN + N(I)
80      CONTINUE
        ZZBAR = SUMZZ/SUMN
        DO 100 I =1,NP
            OB1 = OB1 + (N(I)-1) * ((ZBAR(I)-ZZBAR)**2))
            IN = N(I)
            DO 110 J =1,IN
                ZDIF = ZDIF + ((Z(I,J)-ZBAR)**2)
110         CONTINUE
100     CONTINUE
      OB2 = ZDIF/TNI
      OB  = (OB1/(NP-1))/OB2
      IF  (OB .GT. F01) IOB1 = IOB1 + 1
      IF (OB .GT. F05) IOB5 = IOB5 + 1
```

```
C ************************************************************** C
C ************** LAY - JACK TEST STATISTIC ******************** C
C ************************************************************** C
      ON  = 0.0
      SED = 0.0
      XDIF1 = 0.0
      XDD   = 0.0
      SUMR = 0.0
      DO 8084 I = 1,NP
         AALSI(I) = 0.0
         AALSI(I) = ((N(I)-1) * (ALSI(I))
         ON       =  ON + AALSI(I)
8084  CONTINUE
      TON = ON/(SUMN - NP)
      DO 8078 I =1,NP
         IN = N(I)
         FSED(I) = 0.0
         XDIF(I) = 0.0
         XD(I)   = 0.0
         DO 808 J =1 ,IN
            XDIF(I) = XDIF(I) + ((TD(I,J)-XBAR(I))**4)
            XD(I)   = XD(I) + (TD(I,J)-XBAR(I))**2)
808       CONTINUE
         FSED(I) = (N(I)-1) * ((ALSI(I)-TON)**2)
         XDIF1   = XDIF1 + XDIF(I)
         XDD     = XDD + XD(I)
         SED     = SED + FSED(I)
8078  CONTINUE
      XDIF2 = SUMN * XDIF1
      RXDIF = (XDD)**2
      FGRAM = (XDIF2/RXDIF)
      GHAT  = FGRAM - 3
```

```
      DO 809 I =1,NP
      RDUP(I) = 0.0
      RDLO(I) = 0.0
      DSU(I)  = 0.0
      RD(I)   = 0.0
      RDD(I)  = 0.0
      R(I)    = 0.0
      RDUP(I) = (XDIF1)-(XDIF(I))
      RDLO(I) = ((XDD-XD(I))**2)
      DSU(I)  = (( SUMN-N(I)) * RDUP(I))
      RD(I)   = DSU(I)/RDLO(I)
      RDD(I)  = RD(I) - 3
      R(I)    = (NP*GHAT) - ((NP-1) * RDD(I))
      SUMR    = SUMR + R(I)
 809  CONTINUE
      GHATJ = SUMR/NP
      TAUSJ = 2.0D0 + (1.0D0-(ANP/SUMN))*GHATJ
      XLAYJ = SED/TAUSJ
      IF ( XLAYJ .EQ. CHI01) LAJ1 = LAJ1 + 1
      IF (XLAYJ .EQ. CHI05) LAJ5 = LAJ5 + 1
  9   CONTINUE
C ************************************************************************ C
C ***************  CALCULATE PROB OF REJECTION  ****************** C
C ************************************************************************ C
      PBAR01 = FLOAT(IBART1)/NSIM
      PBAR05 = FLOAT(BART5)/NSIM
      POB01  = FLOAT(IOB1)/NSIM
      POB05  = FLOAT(IOB5)/NSIM
      PLAJ01 = FLOAT(LAYJ1)/NSIM
      PLAJ05 = FLOAT(LAYJ5)/NSIM
```

```
C ********************************************************************** C
C *************   PRINT OUTPUT OF THIS EXPERIMENT      ************** C
C ********************************************************************** C
      WRITE (6,201) IBART1,IOB1,LAYJ1,
     *              PBAR01,POB01,PLAJ01
201   FORMAT(3X, 'IBART1 IS',I5,3X,'IOB1 IS',I5,3X, ' LAYJ1 IS',I5,
     *       //,10X 'PROB OF REJECTION NUMBER EACH TEST ALPHA : 0.01',
     *       //,30X, 'PBAR01  IS' , F10.3,
     *        //,30X, 'POB01    IS' ,F10.3,
     *       //,30X, 'PLAJ01   IS',F10.3)
      WRITE(6,401) IBART5,IOB5,LAYJ5,
     *              PBAR01,POB05,PLAJ05
     *FORMAT(3X, 'IBART5 IS',I5,3X, 'IOB5 IS',I5,3X,'LAYJ5 IS',I5,
     *       //,10X, 'PROB OF REJECTION NUMBER EACH TEST : ALPHA=0.05',
     *      //,30X, 'PBAR05  IS',F10.3,
     *      //,30X, 'POB05    IS',F10.3,
     *      //,30X, 'PLAJ05   IS',F10.3)
      STOP
      END
```

ประวัติผู้วิจัย

นางสาวศิริยุพา ราศรี เกิดวันที่ 13 มีนาคม 2515 กรุงเทพมหานคร สำเร็จการศึกษาปริญญาตรี วิทยาศาสตร์บัณฑิต (วท.บ) สาขาสถิติประยุกต์ จากมหาวิทยาลัยหอการค้าไทย ในปีการศึกษา 2536 และเข้าศึกษาต่อในหลักสูตรปริญญาสถิติศาสตรมหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปีการศึกษา 2537