

ภาษาไทยหนังสือ

จรัล จันทร์ลักษณ์. วิธีวิเคราะห์และวางแผนงานวิจัย, บริษัทโรงพิมพ์ไทยวัฒนาพานิช จำกัด,
2527.

วัชราภรณ์ สุริยาภิวัฒน์. สถิติเบื้องต้นและการวิเคราะห์ข้อมูลทางวิทยาศาสตร์. กรุงเทพฯ :
สำนักพิมพ์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2529.

เอกสารอื่น ๆ

เจ็คพร ห้วยชนะวนิช. "การเปรียบเทียบวิธีการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากรโดยวิธีหาราเมตริกและวิธีอนพารามิตริกบางวิธีกับแรงงานสหอร์เมชัน"

วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย,
2529.

สมชัย ยืนนาน. "การศึกษาโดยวิธีมอนติคิล์โลเปรีเมที่มีอำนาจของการทดสอบการเท่ากันของความแปรปรวนระหว่างประชากรสองกลุ่ม" วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2528.

ศิริลักษณ์ กีไพบูลย์. "การศึกษาเปรียบเทียบวิธีวิเคราะห์ข้อมูลจากแผนการทดลองแบบสุ่มภายในบล็อกเรื่องข้อมูลไม่เป็นไปตามข้อสมมติของการวิเคราะห์ความแปรปรวน" วิทยานิพนธ์ปริญญาโทบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย,
2524.

ภาษาต่างประเทศหนังสือ

B.J. Winer, Statistical Principles in Experiment Design. 2nd ed,
Tokyo : McGraw-Hill Kogakusha, 1971.

- Cochran, William G. and Cox, Geetrude M., Experimental Designs. New York : John Wiley & Sons, 1957.
- Cox, Geetrude M., Planning of Experiment. New York, John Wiley & Sons, 1958.
- Law, Averill M. and Ketton W. David., Simulation Modeling and Analysis. New York : McGraw-Hill, Inc., 1982.
- Scheffe, H., The Analysis of Variances. New York : John Wiley & Sons, Inc, 1959.

เอกสารอื่น ๆ

- Hyunshik Lee and Karen Yuen Fung. "Robust Procedures for Multi-Sample Location Problems with Unequal Group Variances.", J. Statist. Comput. Simul. (1983), vol. 18, 125-143.
- James, G.S. "The Comparison of Several groups of Observations when the Ratios of the Population Variance are unknown.", Biometrika (1951), vol 38, 324-329.
- Karen K. Yuen "The Two-Sample Trimmed t for Unequal Population Variance.", Biometrika (1974), vol 61, 165-170.
- Kenneth J. Levy. "Some Empirical Power Results Associated with Welch's Robust Analysis of Variance Technique." J. Statist. Comput. Simul. (1978), vol 8, 43-48.
- "An Empirical Comparison of the ANOVA F-TEST with Alternatives which are more Robust against Heterogeneity of Variance." J. Statist. Comput. Simul. (1978), vol 8, 49-57.
- Krutchkoff, R.G. "One-way Fixed Effects Analysis of Variance when the Error Variances May be Unequal." J. Statist. Comput. Simul. (1988), vol 30, 259-271.

Morton B. Brown and Alan B. Forsythe "The Small Sample Behavior of Some Statistical which Test the Equality of Several Means.", Technometrics (1974), vol 16, 126-132.



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สำนักหอสมุด จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

โทร. 0-2218-5555 โทรสาร 0-2218-5566

อีเมลล์ library@cu.ac.th

เว็บไซต์ www.library.cu.ac.th

```

C*****
C          TEST FOR EQYALITY OF SERVICE MEANS
C          WHEN POPULATION VARIANCES ARE UNEQUAL
C*****
DIMENSION DMEAN(3), VAR(3), SIG(3), XBAR(3), S2(3)
DIMENSION A(3), H(3), V(3), W(3),
COMMON IC, NN, X(3,50), N(3), Y(160), Z(160)
C*****
C          SET SAMPLE SIZE, MEAN, VARIANCE, SIGMA
C*****
IC=3
IRP=40
READ(5,16) (Y(I), I=1,160)
16   FORMAT (10(1X,F5.3))
      READ (5,14) (Z(I), I=1,160)
14   FORMAT (10(1X,F5.3)
      DO 2000 KJ=1, IRP
      DO 8 I=1,IC
      READ(5,2)N(I),VAR(I),DMEAN(I)
      2     FORMAT(I3,1X,F6.3,1X,F6.3)
      8     CONTINUE
      READ (5,3)RR
      3     FORMAT(F1.0)
      NN=0
      DO 18 I=1,IC
      18    NN=NN+N(I)
      CONTINUE

```

```

DO 39 I=1,IC
      SIG(I)=SQRT(VAR(I))

39          CONTINUE

C*****
C          SET NUMBER OF REJECTIONS
C*****
C----- BROWN AND FORSYTHE TEST-----
RBF1=0.
RBF2=0.

C----- MARASCUIRO TEST -----
RVM1=0.
RVM2=0.

C----- ANOVA F-TEST-----
RAF1=0.
RAF2=0.

C*****
C          GENERATE DISTRIBUTION
C*****
LL=1000
DO 1001 MK=1,LL
      DO 20 I=1,IC
          NR=N(I)
          DM=DMEAN(I)
          SI=SIG(I)
          DO 10 J=1,NR
              CALL NORM (DM,SI,X1)
              X(I,J)=X1
20          CONTINUE
10          CONTINUE

```

C*****

C

BROWN AND FORSYTHE TEST

C*****

SUMNX=0.

DO 17 I=1,IC

SOM=0.

SOMM=0.

NJ=N(I)

DO 27 J=1,NJ

SOM=SOM+X(I,J)

SOMM=SOMM+X(I,J)**2

27

CONTINUE

XBAR(I)=SOM/N(I)

SUMNX=SUMNX+N(I)*XBAR(I)

S2(I)=(SOMM-N(I)*XBAR(I)**2)/(N(I)-1)

17

CONTINUE

XBARR=SUMNX/NN

SVH=0.

SUMUB=0.

SUMUB=0.

DO 205 I=1,IC

ANN=NN

A(I)=N(I)

H(I)=A(I)/ANN

SVH=SVH+(1.-H(I))*S2(I)

SUMUB=SUMUB+N(I)*(XBAR(I)-XBARR)**2

SUMLB=SUMLB+(1.-H(I))*S2(I)

205

CONTINUE

BF=SUMUB/SUMLB

SVB=0.

DO 33 I=1, IC

V(I)=((1.-H(I))*S2(I)/SVH

SVB=SVB+V(I)**2/(N(I)-1.)

33

CONTINUE

SVBF=1./SVB

JB=SVBF+0.5

IF(BF.GE.Y(JB))RBF1=RBF1+1

IF(BF.GE.Z(JB))RBF2=RBF2+1

C*****

C

MARASCUIRO TEST

C*****

DO 61 I=1, IC

W(I)=N(I)/S2(I)

61

CONTINUE

AW=0.

DO 36 I=1, IC

AW=AW+W(I)

36

CONTINUE

SUMMX=0.

DO 62 I=1, IC

SUMMX=SUMMX+W(I)*XBAR(I)

62

CONTINUE

XBARM=SUMMX/AW

SMH=0.

SUMUM=0.

```

DO 6 I=1,IC
      SMH=SMH+(1.-W(I)/AW)**2/(N(I)-1.)
      SUMUM=SUMUM+W(I)*(XBAR(I)-XBARM)**2
6      CONTINUE
      VM=SUMUM/(IC-1)
      SVM= (3./(IC**2-1.))*SMH
      DVM= 1./SVM
      JM= DVM+0.5
      IF(VM.GE.Y(JM))RVM1=RVM1+1
      IF(VM.GE.Z(IM))RVM2+1

```

C*****

C ANOVA F-TEST

C*****

```

SUMUP=0.
SUMLO=0.
DO 37 I=1,IC
      SUMUP=SUMUP+N(I)*(XBAR(I)-XBARR)**2
      SUMLO=SUMLO+(N(I)-1)*S2(I)
37      CONTINUE
      AF=(SUMUP/(IC-1))/(SUMLO/(NN-IC))
      NNC=NN-IC
      IF(AF.GE.Y(NNC))RAF1=RAF1+1
      IF(AF.GE.Z(NNC))RAF2=RAF2+1
      1001      CONTINUE

```

C*****

C WRITH THE NUMBER OF REJECTIONS FOR EACH STATISTIC

C*****

WRITE (6,765)LL

* RBF1,RBF2,RVML,RVM2,RAF1,RAF2

765 FORMAT(//,29X, 'NUMBER OF REJECTIONS IN', I5,1X,

* 'TIMES'

* /,34X,'BROWN AND FORSYTHE TEST = ',F12.5,5X,F12.5

* /,34X,'MARASCUILO TEST = ',F12.5,5X,F12.5

* /,34X,'ANOVA F-TEST = ',F12.5,5X,F12.5)

2000 CONTINUE

STOP

END

ศูนย์วิทยาการ
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

C*****

C RANDOM NUMBER

C*****

SUBROUTINE RAND(RD)

DATA IX/16807/

IX=IX*16807

IF(IX.LT.0)IX=1+(IX+2147483647)

FLT=IX

RD=FLT*0.465661E-9

RETURN

END

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

```

C*****
C          NORMAL DISTRIBUTION
C*****
SUBROUTINE NORM(DM,SI,X1)
COMMON IC, NN, X(3,50),N(3),Y(160),Z(160)
DATA K/O/,PI/3.14159/
IF(K.EQ.1)GO TO 11
CALL RAND(RD1)
CALL RAND(RD2)
ZONE=SQRT(-2* ALOG(RD1))*COS(2*PI*RD2)
ZTWO=SQRT(-2* ALOG(RD1))*SIN(2*PI*RD2)
X1=ZONE*SI+DM
K=1
RETURN
11      X1=ZTWO*SI+DM
K=0
RETURN
END

```

ศูนย์วิทยทรัพยากร
 จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

การกำหนดค่าความแตกต่างของความแปรปรวน

กำหนดค่าความแปรปรวนของประชากร แต่ละกลุ่มมีความแตกต่างกัน เป็นอัตราส่วน 3 ระดับ คือ แตกต่างกันน้อย แตกต่างกันปานกลาง และแตกต่างกันมาก กำหนดความแตกต่างตามวิธีการของ Games และ Probert (1972) โดยใช้ค่านอนเซนทรอลิตี้พารามิเตอร์ หรือ ϕ (Noncentrality parameter) เป็นตัววัดความแตกต่างของความแปรปรวน ดังต่อไปนี้

1. อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย
มีค่า ϕ อยู่ระหว่าง $(0, 1.5)$
2. อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง
มีค่า ϕ อยู่ระหว่าง $(1.5, 3.0)$
3. อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันมาก
มีค่า ϕ มากกว่า 3.0

โดยมีการคำนวณค่า ϕ จากสูตรดังต่อไปนี้

$$\phi^2 = \sum (\sigma_k^2 - \sigma_1^2)^2 / k \sigma_1^2$$

เมื่อ σ^2 เป็นค่าเฉลี่ยเรขาคณิตของความแปรปรวนของประชากร k กลุ่ม

$$(\sigma^2 = (\pi \sigma_k^2) \frac{1}{k})$$



นางสาวนันทawan บำรุงสวัสดิ์ เกิดที่อำเภอเมือง จังหวัดหนองบัว สำเร็จการศึกษา ปริญญาตรี การศึกษาบัณฑิต (เกียรตินิยมอันดับ 2, คุณศ่าสตร์) จากมหาวิทยาลัยศรีนครินทร์วิโรฒ บางเขน เนื้อปีการศึกษา 2529 และเข้าศึกษาต่อในสาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย