



บรรณานุกรม

Books

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

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

Lehmann, E.L. Nonparametrics. San Francisco: Holden-Day, 1975.

Marascuilo, Leonard A. and Mc.Sweeney, Maryellen. Nonparametric
and Distribution-Free Methods for the Social Sciences.
California: Brooks cole, 1977.

Articles

Bessel, F.W. Fundamenta Astronomiae. Königsberg, cited by Huber,
Peter J. "Robust Statistics: A Review." The annals of
Mathematical Statistics 43(1972): 1041-1067.

Ferguson, T.S. "On The Rejection of Outliers." Proc. Fourth Berkeley
Symp. Math. Statist. Prob. 1(1961): 253-287, cited by Huber,
Peter J. "Robust Statistics : A Review." The Annual of
Mathematical Statistics 43 (1972): 1044.

Hodges, J.L. and Lehmann, E.L. "Comparison of the Normal Scores and
Wilcoxon Tests." Proc. Fourth Berkeley Symp. Math. Statist.
Prob. 1 (1960): 307-317, cited by Lehmann, E.L. Nonparametrics.
San Francisco: Holden-Day, 1975.

Hogg, Robert V. "More Light on the Kurtosis and Related Statistics."
Journal of the American Statistical Association 67 (June 1972):
422-424.

- Hogg, Robert V. "Adaptive Robust Procedures: A Partial Review and Some Suggestions for Future Applications and Theory." Journal of the American Statistical Association 69 (December 1974): 909-923.
- Hogg, Robert V., Fisher, Doris M and Randles, Ronald H. "A Two-Sample Adaptive Distribution-Free Test." Journal of the American Statistical Association 70 (September 1975): 655-661.
- Jeffreys, H. "An Alternative to the Rejection of Outliers." Proc. Roy. Soc. Ser. A 137(1932): 78-87, cited by Huber, Peter J. "Robust Statistics : A Review." The annals of Mathematical Statistics 43(1972): 1041-1067.
- Kinderman, A.J. and Ramage, J.G. "Computer Generation of Normal Random Variables." Journal of the American Statistical Association 71 (December 1976): 893-896.
- Newcomb, S. "A Generalized Theory of the Combination of Observations so as to Obtain the Best Result." Amer. J. Math. 8(1886): 343-366, cited by Huber, Peter J. "Robust Statistics : A Review." The annals of Mathematical Statistics 43(1972): 1041-1067.
- Randles, Ronald H. and Hogg, Robert V. "Adaptive Distribution-Free Test." Communications in Statistics 2 (October 1973): 337-356, cited by Hogg, Robert V. "Adaptive Robust Procedures: A Partial Review and Some Suggestions for Future Applications and Theory." Journal of the American Statistical Association 69(December 1974): 917.
- Student "Errors of Routine Analysis." Biometrika 19(1927): 151-164, cited by Huber, Peter J. "Robust Statistics : A Review." The annals of Mathematical Statistics 43(1972): 1041-1067.

Tukey, J.W. and McLaughlin, D.H. "Less Vulnerable Confidence and Significance Procedure for Location Based on a Single Sample: Trimming/Winsorization 1." Sankhya 25 (1963): 331-352, cited by Yuen, Karen K and Dixon, W.J. "The Approximate Behaviour and Performance of The Two-Sample Trimmed t." Biometrika 60(1973): 369.

Yuen, Karen K and Dixon, W.J. "The Approximate Behaviour and Performance of The Two-Sample Trimmed t." Biometrika 60(1973): 369-374.

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.

Fisher, Doris Massy. "Classification, Selection and Testing Procedures for Asymmetric Distributions." Ph.D. Thesis, Department of Statistics, University of Iowa, 1972, cited by Hogg, Robert V. "Adaptive Robust Procedures: A Partial Review and Some Suggestions for Future Applications and Theory." Journal of the American Statistical Association 69(December 1974): 920.



ภาคผนวก

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาคผนวก ก

ตัวอย่างโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย

1. โปรแกรมย่อยสำหรับสร้างตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบยูนิฟอร์ม (YFL)

ในช่วง 0 ถึง 1

```
SUBROUTINE RANDU(IZ, IY, YFL)
```

```
IY = IZ* 65539
```

```
IF (IY) 5, 6, 6
```

```
5 IY = IY + 2147483647 + 1
```

```
6 YFL = IY
```

```
YFL = YFL*.4656613E9
```

```
IZ = IY
```

```
RETURN
```

```
END
```

2. โปรแกรมย่อยสำหรับสร้างตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบโลจิสติก (DL) ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ AM และความแปรปรวนเท่ากับ S^2

```
SUBROUTINE LOGIS(AM,S,DL)
```

```
COMMON IA
```

```
CALL RANDU (IA, IY, RN)
```

```
SRN = 1.0 - RN
```

```
A = ALOG (RN) - ALOG (SRN)
```

```
DL = AM + S* (A/1.8137994)
```

```
RETURN
```

```
END
```

3. โปรแกรมย่อยสำหรับสร้างตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบดับเบิลเอ็กซ์โปเนนเชียล (DB) ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ AM และความแปรปรวนเท่ากับ S^2

```
SUBROUTINE EXPO (AM, S, DB)
```

```
COMMON IA
```

```

CALL RANDU (IA, IY, U1)

CALL RANDU (IA, IY, U2)

Y1 = ALOG (U2) - ALOG (U1)

DB = AM + S* (Y1/1.4142135)

RETURN

END

```

4. โปรแกรมย่อยสำหรับสร้างตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบปกติ (Y1) ซึ่งมีความคล้ายเท่ากับ EX และความแปรปรวนเท่ากับ STD^2

```

C          NORMAL DISTRIBUTION
SUBROUTINE NORMAL(EX,STD,Y1)
COMMON IA
SINT = 2.2160359
A1=0.8840704
A2=0.9733110
A3=0.9587208
A4=0.9113128
CALL RANDUM(IA,IY,U)
IF(U.LE.A1) GOTO 20
IF(U.LE.A2) GOTO 4
2 CALL RANDUM(IA,IY,V1)
CALL RANDUM(IA,IY,W1)
T = (SINT**2)/2 -ALOG(W1)
C1 = (V1**2)*T
C2 = (SINT**2)/2
IF(C1.GT.C2) GOTO 2
IF(U.LE..9866555)X = (2*T)**0.5
IF(U.GT..9866555)X = -(2*T)**0.5
GOTO 25
4 IF(U.LE.A3) GOTO 6
C          STEP 5
12 CALL RANDUM(IA,IY,V1)
CALL RANDUM(IA,IY,W1)
CALL MXMN(V1,W1,RMAX,RMIN)
Z = V1-W1
T = SINT-.6308348*RMIN
IF(RMAX.LE..7555915) GOTO 9
RX = ABS(Z)*.0342405
CALL F(T,SINT,FT)
IF(RX.GT.FT) GOTO 12
GOTO 9
6 IF(U.LE.A4) GOTO 8
C          STEP 7
10 CALL RANDUM(IA,IY,V1)
CALL RANDUM(IA,IY,W1)
CALL MXMN(V1,W1,RMAX,RMIN)
Z = V1-W1
T = .4797274 + 1.1054737*RMIN
IF(RMAX.LE..8728350) GOTO 9
RX = ABS(Z)*.0492645
CALL F(T,SINT,FT)
IF(RX.LE.FT) GOTO 9
GOTO 10

```

```

C          STEP 8
8 CALL RANDUM(IA,IY,V1)
  CALL RANDUM(IA,IY,W1)
  CALL MXMN(V1,W1,RMAX,RMIN)
  Z = V1-W1
  T = .4797274 - .5955071*RMIN
  IF(RMAX.LE..8055779)GO TO 9
  CALL F(T,SINT,FT)
  RX = .0533755*ABS(Z)
  IF(RX.LE.FT) GOTO 9
  GOTO 8
9 IF(Z.LE.0.) GOTO 15
  X = -T
  GOTO 25
15 X = T
  GOTO 25
20 CALL RANDUM(IA,IY,V)
  X = SINT * ((1.13113164)*U-1+V)
25 Y1 = EX+STD*X
  RETURN
  END

```

```

C          SUBROUTINE MXMN(V1,W1,RMAX,RMIN)
  IF(W1.LE.V1) GO TO 6
  RMIN=V1
  RMAX=W1
  GO TO 2
6 RMIN=W1
  RMAX=V1
2 RETURN
  END

```

```

C          SUBROUTINE F(T,SINT,FT)
  SINX =0.39894280*EXP(-(T**2)/2.)
  FT = SINX-1.8002519*{(SINT-ABS(T))
  RETURN
  END

```

ศูนย์วิทยุโทรศัทพ์
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

5. โปรแกรมคำนวณค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทริมีต์ ที โดยเลือกระดับการทริมีต์ด้วยวิธีค่าประมาณความแปรปรวนน้อยที่สุด วิธีคอมพิวเตอร์ คิว และวิธีเฉลี่ย คิว ตัวสถิติทดสอบแมน-วิทนี ยู และตัวสถิติทดสอบแวน เดอ แวร์เติน เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบสเกลคอนทามิเนทนต์นอร์มอลที่เปอร์เซ็นต์คอนทามิเนทนต์ 20 สเกลแฟคเตอร์ 7 และขนาดของตัวอย่างจากประชากรชุดที่ 1 เท่ากับ 10 ชุดที่ 2 เท่ากับ 20

```

DIMENSION X(10),Y(20),SSD(3),TG(3),NRG(3,3),NRM(3),NRQ(3),NRU(3),N
-RV(3),IFX(10),IRY(20),SCORE(30),NCGM(3),NCGC(3),KRG(3,3),NCGQC(3)
DIMENSION XY(20),IRJC(3)
COMMON IA
IA=65539
M1=10
M2=20
SCORE(1)=-1.85
SCORE(2)=-1.52
SCORE(3)=-1.20
SCORE(4)=-1.13
SCORE(5)=-0.99
SCORE(6)=-0.86
SCORE(7)=-0.75
SCORE(8)=-0.65
SCORE(9)=-0.55
SCORE(10)=-0.46
SCORE(11)=-0.37
SCORE(12)=-0.29
SCORE(13)=-0.20
SCORE(14)=-0.12
SCORE(15)=-0.04
NN=M1+M2
MM=(MM/2)+1
K=1
DO 5 I=MM,NN
J=I-K
SCORE(I)=-SCORE(J)
5 K=K+2
DO 10 IDEL=25,250,250
IA=65539
R=(IDEL-25.0)/100.0
DO 10 I=1,3
NRM(I)=C
NRQ(I)=C
NRU(I)=0
NRV(I)=0
NRQC(I)=C
DO 10 J=1,3
10 NRG(I,J)=0
DO 15 I=1,3
NCGM(I)=C
NCGC(I)=0
15 NCGQC(I)=0
SXY=3.0714755
C=7.0
CSXY=SXY*C
AMX=100.0
DELTA=R*10.0
AMY=AMX-DELTA

```



```

DO 30 ISET=1,1000
DO 20 I=1,N1
CALL RANDU(IA,IY,SP)
IF(SP.LT.0.80) CALL NORMAL(AMX,SNXY,X(I))
IF(SP.GE.0.80) CALL NORMAL(AMX,CSXY,X(I))
20 CONTINUE
DO 25 I=1,N2
CALL RANDU(IA,IY,SP)
IF(SP.LT.0.80) CALL NORMAL(AMY,SNXY,Y(I))
IF(SP.GE.0.80) CALL NORMAL(AMY,CSXY,Y(I))
25 CONTINUE
CALL TRIM(N1,N2,X,Y,SSD,TG,NRG,NRM,NRQ,NCGM,NCGQ,KRG,IRX,IRY,SRX,
-SRY,NCGQC,XY,NRQC)
CALL MANN(N1,N2,SRX,SNXY,SRV)
CALL VAN(N1,N2,SCORE,IRX,IRY,NRV)
30 CONTINUE
CALL OUTPUT(N1,N2,R,NRG,NRM,NRQ,NCGM,NCGQ,NCGQC)
40 CONTINUE
STOP
END

```

```

SUBROUTINE TRIM(N1,N2,X,Y,SSD,TG,NRG,NRM,NRQ,NCGM,NCGQ,KRG,IRX,IRY
-SRX,SNXY,NCGQC,XY,NRQC)
DIMENSION X(N1),Y(N2),SSD(3),TG(3),NRG(3,3),NRM(3),NRQ(3),NCGM(3),
-NCGQ(3),KRG(3,3)
DIMENSION IRX(N1),IRY(N2),NCGQC(3),XY(30),NRQC(3)
CALL SORT(N1,X)
CALL SORT(N2,Y)
A1=N1
G1=0.25*A1
IG1=G1
NG=IG1+1
DO 10 I=1,NG
IG1=I-1
IG2=IG1*2
CALL TMEAN(N1,IG1,X,SJMX,XT)
CALL TMEAN(N2,IG2,Y,SJMY,YT)
CALL WMEAN(N1,IG1,X,SJMX,XJ)
CALL WMEAN(N2,IG2,Y,SJMY,YJ)
CALL WSSD(N1,IG1,X,XI,XSSD)
CALL WSSD(N2,IG2,Y,YI,YSSD)
H1=N1-(2*IG1)
H2=N2-(2*IG2)
H=(1/H1)+(1/H2)
SSD(I)=(XSSD+YSSD)*H/(H1+H2-2)
TG(I)=(XT-YT)/(SQRT(SSD(I)))
TG(I)=ABS(TG(I))
10 CONTINUE
DO 20 I=1,3
DO 20 J=1,3
20 KRG(I,J)=0
IF(TG(I).GE.1.701) KRG(1,1)=1
IF(TG(I).GE.2.043) KRG(2,1)=1
IF(TG(I).GE.2.763) KRG(3,1)=1
C
IF(TG(2).GE.1.717) KRG(1,2)=1
IF(TG(2).GE.2.074) KRG(2,2)=1
IF(TG(2).GE.2.819) KRG(3,2)=1
C
IF(TG(3).GE.1.746) KRG(1,3)=1
IF(TG(3).GE.2.120) KRG(2,3)=1
IF(TG(3).GE.2.921) KRG(3,3)=1

```

```

DO 30 I=1,3
DO 30 J=1,2
30 NRG(I,J)=NRG(I,J)+KRG(I,J)
RMIN=SSD(I)
IGMIN=1
DO 40 I=2,NG
IF(RMIN.LE.SSD(I)) GO TO 40
RMIN=SSD(I)
IGMIN=I
40 CONTINUE
NCGM(IGMIN)=NCGM(IGMIN)+1
TM=TG(IGMIN)
DO 50 I=1,3
50 NRM(I)=NRM(I)+KRG(I,IGMIN)
C
IGJ=2
NCGJ(IGJ)=NCGJ(IGJ)+1
TJ=TG(IGJ)
DO 60 I=1,3
60 NRQ(I)=NRQ(I)+KRG(I,IGJ)
INN=N1+N2
CALL RANK(N1,N2,X,Y,IRX,IRY,SRX,SBY,INN,XY)
C
IGQC=2
NCGQC(IGQC)=NCGQC(IGQC)+1
TQC=TG(IGQC)
DO 70 I=1,3
70 NRQC(I)=NRQC(I)+KRG(I,IGQC)
RETURN
END
C
SUBROUTINE SCRT(N,Z)
DIMENSION Z(N)
NL=N-1
DO 10 I=1,NL
MF=I+1
DO 10 J=MF,N
IF(Z(I).LE.Z(J)) GO TO 10
STZ=Z(I)
Z(I)=Z(J)
Z(J)=STZ
10 CONTINUE
RETURN
END
C
SUBROUTINE TMEAN(N,IG,Z,SUMZ,ZT)
DIMENSION Z(N)
IB=IG+1
IL=N-IG
SUMZ=0.0
DO 10 I=IB,IL
10 SUMZ=SUMZ+Z(I)
A=N-(2+IG)
ZT=SUMZ/A
RETURN
END

```

```

C
SUBROUTINE WMEAN(N,IG,Z,SUMZ,ZW)
DIMENSION Z(N)
ISB=IG+1
ISL=N-IG
SUMZ=SUMZ-Z(IISB)-Z(ISL)
A=N
AA=ISB
ZW=(AA*(Z(IISB)+Z(ISL))+SUMZ)/A
RETURN
END

```

```

C
SUBROUTINE WSSD(N,IG,Z,ZI,ZSSD)
DIMENSION Z(N)
IWB=IG+2
IWL=N-IG-1
ZSSD=0.0
DO 10 I=IWB,IWL
10 ZSSD=ZSSD+((Z(I)-ZW)**2)
C=IG+1
IWB=IWB-1
IWL=IWL+1
ZSSD=G*((Z(IWB)-ZW)**2)+((Z(IWL)-ZW)**2))+ZSSD
RETURN
END

```

```

C
SUBROUTINE RANK(N1,N2,X,Y,IRX,IRY,SRX,SRY,INN,XY)
DIMENSION X(N1),Y(N2),IRX(N1),IRY(N2),XY(INN)
IDI=0
IDJ=0
I=1
J=1
SRX=0.0
SRY=0.0
RK=1.0
K=1
10 IF(X(I).GE.Y(J)) GO TO 20
20 SRX=SRX+RK
IRX(I)=K
XY(K)=X(I)
I=I+1
IF(I.GT.N1) IDI=1
GO TO 40
30 SRY=SRY+RK
IRY(J)=K
XY(K)=Y(J)
J=J+1
IF(J.GT.N2) IDJ=1
40 RK=RK+1.0
K=K+1
IF((IDI.EQ.0.AND.IDJ.EQ.0) GO TO 10
IF((IDI.EQ.0.AND.IDJ.EQ.1) GO TO 20
IF((IDI.EQ.1.AND.IDJ.EQ.0) GO TO 30
RETURN
END

```

```

C
SUBROUTINE MANN(N1,N2,SRX,SRY,NRU)
DIMENSION NRU(3)
A1=N1
A2=N2
UX=(A1*A2)+((A1*(A1+1.0))/2.0)-SRX
UY=(A1*A2)-UY
IF(UX.LE.UY) L=UX
IF(UX.GT.UY) U=UY
IF(U.LE.62) NRU(1)=NRU(1)+1
IF(U.LE.55) NRU(2)=NRU(2)+1
IF(U.LE.42) NRU(3)=NRU(3)+1
RETURN
END

```

```

C
SUBROUTINE VAN(N1,N2,SCORE,IRX,IRY,NRV)
DIMENSION SCORE(30),IRX(N1),IRY(N2),NRV(3)
NN=N1+N2
SSCX=0.0
DO 10 I=1,N1
K=IRX(I)
10 SSCX=SSCX+SCORE(K)
SSCX=ABS(SSCX)
VAR=24.3912
AA=NN
VAR=VAR/AA
A1=N1
A2=N2
VAR=(A1*A2*VAR)/(AA-1.0)
VAR=SQR(VAR)
V=SSCX/VAR
IF(V.GE.1.6449) NRV(1)=NRV(1)+1
IF(V.GE.1.9600) NRV(2)=NRV(2)+1
IF(V.GE.2.5758) NRV(3)=NRV(3)+1
RETURN
END

```

```

C
SUBROUTINE OUTPUT(N1,N2,R,NRG,NRM,NRCC,NRC,NRU,NRV,NCGM,NCGC,NCGCC)
DIMENSION NRG(3,3),NRV(3),NRCC(3),NRC(3),NRU(3),NRV(3),NCGM(3),NCGC(3),NCGCC(3)
WRITE(6,10) R,N1,N2
10 FORMAT(//,25X,'DELTA = ',F4.2,'*SIGMA',4X,'N1 = ',I2,3X,'N2 = ',I2,3X,'ALPHA',9X,'G0',7X,'G1',7X,'G2',7X,'MIN',7X,'C',7X,'Q',7X,'U',7X,'V',//)
DO 30 I=1,3
IF(I.EQ.1) ALPHA=0.1)
IF(I.EQ.2) ALPHA=0.05)
IF(I.EQ.3) ALPHA=0.01)
WRITE(6,20) ALPHA,NRG(1,1),NRG(1,2),NRG(1,3),NRM(I),NRCC(I),NRC(I),NRU(I),NRV(I)
20 FORMAT(8X,F4.2,8X,I4,4(5X,I4),3(4X,I4))
30 CONTINUE
WRITE(6,40) (NCGM(I),I=1,3),(NCGC(I),I=1,3),(NCGCC(I),I=1,3)
40 FORMAT(//,3(19X,3(15,4(//)))
RETURN
END

```

ภาคผนวก ข

ตัวสถิติทดสอบ Z

1. ตัวสถิติทดสอบ Z สำหรับทดสอบการเท่ากันระหว่างความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลอง และระดับนัยสำคัญที่กำหนด

กำหนดให้ τ แทน ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลอง

α แทน ระดับนัยสำคัญที่กำหนด

n แทน จำนวนครั้งที่ทำการทดลอง

ค่าสถิติทดสอบ Z คือ z โดยที่

$$z = \frac{\tau - \alpha}{\sqrt{\frac{\alpha(1 - \alpha)}{n}}}$$

เมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญของการทดสอบ Z เท่ากับ .10 ตัวสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ถ้า $-1.645 \leq z \leq 1.645$ และไม่สามารถ

ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ถ้า $z < -1.645$ หรือ $z > 1.645$

นั่นคือ เมื่อ $n = 1,000$ จะได้ผลสรุปดังนี้

1.1 กรณีที่ $\alpha = .01$ ถ้า $0.005 \leq \tau \leq 0.015$ ตัวสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

1.2 กรณีที่ $\alpha = .05$ ถ้า $0.039 \leq \tau \leq 0.061$ ตัวสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

1.3 กรณีที่ $\alpha = .10$ ถ้า $0.85 \leq \tau \leq 0.115$ ตัวสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

2. ตัวสถิติทดสอบ Z สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ

กำหนดให้ p_A แทนค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบ A

p_B แทนค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบ B

q_A เท่ากับ $1 - p_A$

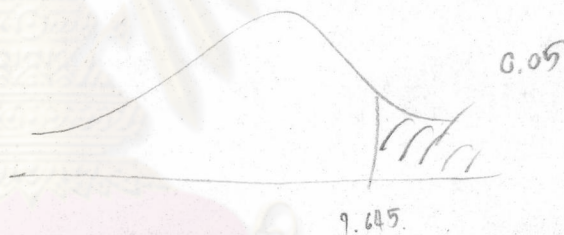
q_B เท่ากับ $1 - p_B$

n แทน จำนวนครั้งที่ทำการทดลอง

ค่าสถิติทดสอบ Z คือ z โดยที่

$$z = \frac{p_A - p_B}{\sqrt{\frac{p_A q_A}{n} + \frac{p_B q_B}{n}}}$$

เมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญของการทดสอบ Z เท่ากับ $.05$ อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ A มากกว่าตัวสถิติทดสอบ B ถ้า $z > 1.645$ และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ B ไม่มากกว่าตัวสถิติทดสอบ B ถ้า $z \leq 1.645$



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



ประวัติผู้เขียน

นายเลิศสรรพ เมฆลุต เกิดที่กรุงเทพมหานคร ได้รับปริญญาศิลปศาสตรบัณฑิต (สังคม)
จากมหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ เมื่อปีการศึกษา 2524 เข้าศึกษาต่อในภาควิชาสังคม สาขาวิชาสังคม
บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย ปีการศึกษา 2525



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย