รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

คณะกรรมการการศึกษาแห่งชาติ,สำนักงาน.*สถิติวิเคราะห์สำหรับการวิจัย*, กรุงเทพมหานคร : สำนักงานคณะกรรมการการศึกษาแห่งชาติ,

จินตนา เสริมพงษ์พันธ์. (2539). *ทฤษฎีและตัวอย่างโจทย์สถิติและความน่าจะเป็น*. กรุงเทพมหานคร : แมคกรอ-ฮิล อินเตอร์เนชั่นแนล เอ็นเตอร์ไพร์ส, อิงค์.

ซิธิมาโวร์ บุญมา. (2549). *การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนแบบที่ 1 และอำนาจการทดสอบของวิธีการเปรียบเทียบเชิงซ้อนที่ไม่มีเงื่อนไขเกี่ยวกับการเท่ากันของค่าความแปรปรวนสำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติการศึกษา ภาควิชาวิจัยและจิตวิทยาการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ต่าย เซี่ยงฉี. (2534). การศึกษาเปรียบเทียบประสิทธิภาพในการประมาณค่าความสามารถ ของผู้สอบจากการทดสอบเลอร์รูปปิรามิดที่มีรูปแบบ จำนวนขั้นและวิธีการให้คะแนนที่แตกต่างกันโดยใช้วิธีมอนติ คาร์โล. *วารสารการวัดผลการศึกษา* มหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒประสานมิตร.

ธนภัทร ศรภักดี. (2541). *ช่วงความเชื่อมั่นสำหรับค่าเฉลี่ยร่วมของ 2 กลุ่มประชากรที่มีการแจกแจงปกติ*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ธีระพร วีระถาวร. (2537). *ความน่าจะเป็นกับการประยุกต์*. กรุงเทพมหานคร : ภาควิชาสถิติ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

นงลักษณ์ วิรัชชัย. (2542). *การวิเคราะห์อภิมาน META-ANALYSIS*. กรุงเทพมหานคร : ภาควิชาวิจัยการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

นภัสวรรณ ชาติวัฒนานนท์. (2540). *ขนาดตัวอย่างสำหรับตัวสถิติทดสอบที ในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงไม่เป็นปกติ*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ: จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ปุณยนุช พินซู และ สุชาดาบวรกิติวงศ์. (2549). ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบในการเปรียบเทียบราบคู่ภายหลังด้วยการใช้โปรแกรมแมทแล็บ. *วารสารครุศาสตร์* 35 , 2 (ตุลาคม – ธันวาคม) : 24 - 30

ประกายรัตน์ สุวรรณ. (2549). *คู่มือการใช้โปรแกรม SPSS เวอร์ชัน 12 สำหรับ Windows.* กรุงเทพมหานคร : ซีเอ็ดยูเคชั่น.

ภรมนัส ประยูรรัตน. (2535) *การเปรียบเทียบวิธีการประมาณช่วงความเชื่อมั่นสำหรับความแปรปรวนของการแจกแจงแบบปกติ.* วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ภาวนา มาศผล. (2540). *การประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธ์การถดถอยพหุ เมื่อเกิดความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระ.* วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

มนัส สังวรศิลป์, วรรัตน์ ภัทรอมรกุล. (2543). คู่มือโปรแกรม MATLAB ฉบับสมบูรณ์. กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์ อินโฟเพรส.

ราตรี จรัสมาธุสร. (2547). *ช่วงความเชื่อมั่นสำหรับอัตราส่วนความน่าจะเป็นในตัวแบบการถดถอยโลจิสติก.* วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

วีนัส พีชวณิชย์, สมจิต วัฒนาชยากูล.(2532). *สถิติสำหรับนักสังคมศาสตร์.* กรุงเทพมหานคร : ประกายพรึก.

วีรวรรณ ศักดาจิวะเจริญ. (2544). *ช่วงความเชื่อมั่นสำหรับค่าเฉลี่ยของประชากรที่มีการแจกแจงแบบเบ้ขวา.* วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ลัญชกร วุฒิสิทธิกุลกิจ, ธงชัย โรจน์กังสดาล, พิสิฐ วนิชชานันท์, กำพล วรดิษฐ์, วรากร ศรีเชวงทรัพย์, วรางรัตน์ วัฒนวรากุล, ณัฐ กาญจนศิริ และใจมาลี พักคสุม. (2549). *การใช้งานโปรแกรม MATLAB เบื้องต้น.* กรุงเทพมหานคร : จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สุชาดา บวรกิติวงศ์. (2546). *สถิติประยุกต์ทางพฤติกรรมศาสตร์1.* กรุงเทพมหานคร : ภาควิชาวิจัยการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

อภิชาติ ลือสมัย. (2546). *การศึกษาการแจกแจงที่มีลักษณะหางยาวแบบลอกนอร์มอล โคชี และลาปลาซ.* วิทยานิพนธ์ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ภาษาอังกฤษ

BRUCE THOMPSON. (2007). *Effect sizes, confidence intervals for effect sizes.* United States : Psychology in Schools.

Bruce Thompson. (2002). What future quantitative social science research could look like : confidence intervals for effect sizes. London : SAGE.

Jacob Cohen. (1998). *Statistical power analysis for the behavioral sciences.* 2nd *ed.* USA : LAWRENCE ERLBAUM ASSOCIATES.

James M. Ferrin, Malachy Bishop, Timothy N. Tansey, Michael Frain, Elisabeth A. Swett and Frank J. Lane. (2007) *Conceptual and practical implications for rehabilitation research* : effect size estimates, *Confidence Intervals, and Power.* London : SAGE

Michael Smithson. (2001). *Correct confidence Intervals for various regression effect sizes and parameters* : the importance of noncentral distributions in computing intervals. London : SAGE.

R.G. Newcombe.(2000). *Statistical applications in orthodontics. Part I. Confidence intervals* : an introduction. London : British Orthodotic Society.

Wolfgang Viechtbauer. (2007). *Approximate confidence intervals for standardized effect sizes in the two-independent and two-dependent samples design,* London : SAGE.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_C = n_E$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 4;
nC = 4;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
%CHI SQUARE DISTRIBUTION GENERATION
%degrees of freedom for Chi Square Distribution
v = 1;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE = chi2rnd(v,nE,iter);
XC = chi2rnd(v,nC,iter) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)    =  gB(1,i);
  CI(i,2)    =  dB(1,i);
  CI(i,3)    =  gU(1,i);
  CI(i,4)    =  dU(1,i);
  CI(i,5)    =  gL1(1,i);
  CI(i,6)    =  dL1(1,i);
  CI(i,7)    =  gL2(1,i);
  CI(i,8)    =  dL2(1,i);
  CI(i,9)    =  gH(1,i);
  CI(i,10)   =  dH(1,i);
end
   CIm       =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบแกมมาของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_C = n_E$)

```
clc
clear all
tic
 %INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 4;
nC = 4;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
 %GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
%alpha from Gamma Distribution
a = 1;
%Theta from Gamma Distribtuion
b = 1;
 %ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE = gamrnd(a,b,nE,iter);
XC = gamrnd(a,b,nC,iter) + difference;
 XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
 %PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
 cm = 1-(3/((4*m)-1));
 Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
 d = (XEm-XCm)./Sp;
 d2 = d.*d;
 nm = (nE*nC)/(nE+nC);
 N = nE+nC;
 g = cm*d;
 g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)   =  gB(1,i);
  CI(i,2)   =  dB(1,i);
  CI(i,3)   =  gU(1,i);
  CI(i,4)   =  dU(1,i);
  CI(i,5)   =  gL1(1,i);
  CI(i,6)   =  dL1(1,i);
  CI(i,7)   =  gL2(1,i);
  CI(i,8)   =  dL2(1,i);
  CI(i,9)   =  gH(1,i);
  CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
   CIm      =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบลอกนอร์มอล ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_C = n_E$)

```
clc
clear all
tic
 %INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 4;
nC = 4;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
 %LOGNORMAL DISTRIBUTION GENERATION
%mu from Lognormal Distribution
mu = 1;
%sigma from Lognormal Distribtuion
sigma = 1;
 %ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%DATA GENERATION
XE = lognrnd(mu,sigma,nE,iter);
XC = lognrnd(mu,sigma,nC,iter) + difference;
 XEm = mean(XE);
Cm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
   CI(i,1)   =  gB(1,i);
   CI(i,2)   =  dB(1,i);
   CI(i,3)   =  gU(1,i);
   CI(i,4)   =  dU(1,i);
   CI(i,5)   =  gL1(1,i);
   CI(i,6)   =  dL1(1,i);
   CI(i,7)   =  gL2(1,i);
   CI(i,8)   =  dL2(1,i);
   CI(i,9)   =  gH(1,i);
   CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
    CIm      =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไวบูลส์ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_C = n_E$)

```
clc
clear all
tic
 %INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 4;
nC = 4;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
 %WEIBULL DISTRIBUTION GENERATION
%Parameter a for Weibull Distribution
a = 1;
%Parabeter b for Weibull Distribution
b = 1;
 %ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
 %GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
 XE = wblrnd(a,b,nE,iter);
 XC = wblrnd(a,b,nC,iter) + difference;
  XEm = mean(XE);
 XCm = mean(XC);
  %PRELIMINARY EQUATIONS
 m = nE+nC-2;
  cm = 1-(3/((4*m)-1));
 Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
  d = (XEm-XCm)./Sp;
  d2 = d.*d;
  nm = (nE*nC)/(nE+nC);
  N = nE+nC;
  g = cm*d;
  g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)    =  gB(1,i);
  CI(i,2)    =  dB(1,i);
  CI(i,3)    =  gU(1,i);
  CI(i,4)    =  dU(1,i);
  CI(i,5)    =  gL1(1,i);
  CI(i,6)    =  dL1(1,i);
  CI(i,7)    =  gL2(1,i);
  CI(i,8)    =  dL2(1,i);
  CI(i,9)    =  gH(1,i);
  CI(i,10)   =  dH(1,i);
end
   CIm       =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C = 1 : 3$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 2;
nC = 6;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
%CHI SQUARE DISTRIBUTION GENERATION
%degrees of freedom for Chi Square Distribution
v = 1;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE = chi2rnd(v,nE,iter);
XC = chi2rnd(v,nC,iter) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
q = tinv([1-alpha/2],m);
a = sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
```

```
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
   Cl(i,1)   =  gB(1,i);
   Cl(i,2)   =  dB(1,i);
   Cl(i,3)   =  gU(1,i);
   Cl(i,4)   =  dU(1,i);
   Cl(i,5)   =  gL1(1,i);
   Cl(i,6)   =  dL1(1,i);
   Cl(i,7)   =  gL2(1,i);
   Cl(i,8)   =  dL2(1,i);
   Cl(i,9)   =  gH(1,i);
   Cl(i,10)  =  dH(1,i);
 end
   Clm     =  mean(Cl);
 toc
 [h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบแกมมาของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C = 1 : 3$)

```
clc
clear all
tic
 %INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE =  2;
nC =  6;
%SIGNIFICANCE
alpha  =  0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter  =  2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
 %GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
%alpha from Gamma Distribution
a  =  1;
%Theta from Gamma Distribtuion
b  =  1;
 %ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE  =  gamrnd(a,b,nE,iter);
XC  =  gamrnd(a,b,nC,iter) + difference;
 XEm =  mean(XE);
XCm =  mean(XC);
 %PRELIMINARY EQUATIONS
m  =  nE+nC-2;
 cm  =  1-(3/((4*m)-1));
 Sp  =  sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
 d  =  (XEm-XCm)./Sp;
 d2  =  d.*d;
 nm  =  (nE*nC)/(nE+nC);
 N  =  nE+nC;
 g  =  cm*d;
 g2  =  g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)   =  gB(1,i);
  CI(i,2)   =  dB(1,i);
  CI(i,3)   =  gU(1,i);
  CI(i,4)   =  dU(1,i);
  CI(i,5)   =  gL1(1,i);
  CI(i,6)   =  dL1(1,i);
  CI(i,7)   =  gL2(1,i);
  CI(i,8)   =  dL2(1,i);
  CI(i,9)   =  gH(1,i);
  CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
   CIm      =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบลอกนอร์มอลของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C = 1 : 3$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 2;
nC = 6;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
%LOGNORMAL DISTRIBUTION GENERATION
%mu from Lognormal Distribution
mu = 1;
%sigma from Lognormal Distribtuion
sigma = 1;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%DATA GENERATION
XE = lognrnd(mu,sigma,nE,iter);
XC = lognrnd(mu,sigma,nC,iter) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)   =  gB(1,i);
  CI(i,2)   =  dB(1,i);
  CI(i,3)   =  gU(1,i);
  CI(i,4)   =  dU(1,i);
  CI(i,5)   =  gL1(1,i);
  CI(i,6)   =  dL1(1,i);
  CI(i,7)   =  gL2(1,i);
  CI(i,8)   =  dL2(1,i);
  CI(i,9)   =  gH(1,i);
  CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
   CIm       =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไวบูลส์ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C = 1 : 3$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 2;
nC = 6;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
%WEIBULL DISTRIBUTION GENERATION
%Parameter a for Weibull Distribution
a = 1;
%Parabeter b for Weibull Distribution
b = 1;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE = wblrnd(a,b,nE,iter);
XC = wblrnd(a,b,nC,iter) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)   =  gB(1,i);
  CI(i,2)   =  dB(1,i);
  CI(i,3)   =  gU(1,i);
  CI(i,4)   =  dU(1,i);
  CI(i,5)   =  gL1(1,i);
  CI(i,6)   =  dL1(1,i);
  CI(i,7)   =  gL2(1,i);
  CI(i,8)   =  dL2(1,i);
  CI(i,9)   =  gH(1,i);
  CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
   CIm      =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C$ = 1 : 7)

```
clc
clear all
tic
 %INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE  =  2;
nC  =  14;
%SIGNIFICANCE
alpha  =  0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter   =  2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
 %CHI SQUARE DISTRIBUTION GENERATION
%degrees of freedom for Chi Square Distribution
v  =  1;
 %ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE  =  chi2rnd(v,nE,iter);
XC  =  chi2rnd(v,nC,iter) + difference;
 XEm =  mean(XE);
XCm =  mean(XC);
 %PRELIMINARY EQUATIONS
m  =  nE+nC-2;
 cm  =  1-(3/((4*m)-1));
 Sp  =  sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
 d  =  (XEm-XCm)./Sp;
 d2  =  d.*d;
 nm  =  (nE*nC)/(nE+nC);
 N  =  nE+nC;
 g  =  cm*d;
 g2  =  g.*g;
 q  =  tinv([1-alpha/2],m);
 a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
```

```
zg = sqrt(2)*asinh(g/a);
zd = sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB = 2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB = 2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU = 2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU = 2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH = a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH = a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)  = gB(1,i);
  CI(i,2)  = dB(1,i);
  CI(i,3)  = gU(1,i);
  CI(i,4)  = dU(1,i);
  CI(i,5)  = gL1(1,i);
  CI(i,6)  = dL1(1,i);
  CI(i,7)  = gL2(1,i);
  CI(i,8)  = dL2(1,i);
  CI(i,9)  = gH(1,i);
  CI(i,10) = dH(1,i);
end
  CIm    = mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบแกมมาของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C = 1 : 7$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 2;
nC = 14;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
%LOGNORMAL DISTRIBUTION GENERATION
%alpha from Gamma Distribution
a = 1;
%Theta from Gamma Distribtuion
b = 1;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE = gamrnd(a,b,nE,iter);
XC = gamrnd(a,b,nC,iter) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)   =  gB(1,i);
  CI(i,2)   =  dB(1,i);
  CI(i,3)   =  gU(1,i);
  CI(i,4)   =  dU(1,i);
  CI(i,5)   =  gL1(1,i);
  CI(i,6)   =  dL1(1,i);
  CI(i,7)   =  gL2(1,i);
  CI(i,8)   =  dL2(1,i);
  CI(i,9)   =  gH(1,i);
  CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
   CIm      =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบลอกนอร์มอล ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C = 1 : 7$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE = 2;
nC = 14;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
%LOGNORMAL DISTRIBUTION GENERATION
%mu from Lognormal Distribution
mu = 1;
%sigma from Lognormal Distribtuion
sigma = 1;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%DATA GENERATION
XE = lognrnd(mu,sigma,nE,iter);
XC = lognrnd(mu,sigma,nC,iter) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)   =  gB(1,i);
  CI(i,2)   =  dB(1,i);
  CI(i,3)   =  gU(1,i);
  CI(i,4)   =  dU(1,i);
  CI(i,5)   =  gL1(1,i);
  CI(i,6)   =  dL1(1,i);
  CI(i,7)   =  gL2(1,i);
  CI(i,8)   =  dL2(1,i);
  CI(i,9)   =  gH(1,i);
  CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
   CIm      =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไวบูลส์ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันและมีขนาดไม่เท่ากัน ($n_E : n_C = 1 : 7$)

```
clc
clear all
tic
 %INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE
nE  =  2;
nC  =  14;
%SIGNIFICANCE
alpha  =  0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter   =  2000;
%SKEWNESS
SKEWNESS = 0.5;
 %WEIBULL DISTRIBUTION GENERATION
%Parameter a for Weibull Distribution
a  =  1;
%Parabeter b for Weibull Distribution
b  =  1;
 %ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
XE  =  wblrnd(a,b,nE,iter);
XC  =  wblrnd(a,b,nC,iter) + difference;
 XEm =  mean(XE);
XCm =  mean(XC);
 %PRELIMINARY EQUATIONS
m  =  nE+nC-2;
 cm  =  1-(3/((4*m)-1));
 Sp  =  sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
 d  =  (XEm-XCm)./Sp;
 d2  =  d.*d;
 nm  =  (nE*nC)/(nE+nC);
 N  =  nE+nC;
 g  =  cm*d;
 g2  =  g.*g;
```

```
q  =  tinv([1-alpha/2],m);
a  =  sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg  =  sqrt(2)*asinh(g/a);
zd  =  sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB  =  2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB  =  2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU  =  2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU  =  2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2 =  2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH  =  a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH  =  a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
for i=1:iter
  CI(i,1)   =  gB(1,i);
  CI(i,2)   =  dB(1,i);
  CI(i,3)   =  gU(1,i);
  CI(i,4)   =  dU(1,i);
  CI(i,5)   =  gL1(1,i);
  CI(i,6)   =  dL1(1,i);
  CI(i,7)   =  gL2(1,i);
  CI(i,8)   =  dL2(1,i);
  CI(i,9)   =  gH(1,i);
  CI(i,10)  =  dH(1,i);
end
   CIm      =  mean(CI);
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่ไม่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_E = n_C$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE. BECAUSE IT IS DEPENDENT SAMPLE nE=nC
nE = 8;
nC = nE;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
skewness = 0.5
%degrees of freedom for Chi Square Distribution
v = 1;
%RHO IS A PAREMETER FOR DEPENDENCE. VALUES: -1<=RHO<=1.
% RHO CLOSER TO 1, THE DEPENDENCE IS HIGHER
%If RHO=0, then it is independent case
%If RHO=1 or -1, then two samples are the same
RHO = 0.7;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%DEPENDENT Chi Square DISTRIBUTIONS GENERATION
%FIRST GENERATE DEPENDENT NORMAL
MU=[0,0];
SIGMA=[1, RHO; RHO, 1];
for i=1:iter
DEPNOR = mvnrnd(MU,SIGMA, nE);
%SECOND GENERATE DEPENDENT UNIFORM
DEPUNIF = normcdf(DEPNOR,0,1);
for j=1:nE
DEPUNIF1(j) = DEPUNIF(j,1);
DEPUNIF2(j) = DEPUNIF(j,2);
end
%LAST WE GENERATE DEPENDENT GAMMA
```

```
XE = chi2inv(DEPUNIF1,v);
XC = chi2inv(DEPUNIF2,v) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
q = tinv([1-alpha/2],m);
a = sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg = sqrt(2)*asinh(g/a);
zd = sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB(i) = 2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB(i) = 2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU(i) = 2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH(i) = a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH(i) = a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
   CI(i,1)  = gB(i);
   CI(i,2)  = dB(i);
   CI(i,3)  = gU(i);
   CI(i,4)  = dU(i);
   CI(i,5)  = gL1(i);
   CI(i,6)  = dL1(i);
   CI(i,7)  = gL2(i);
   CI(i,8)  = dL2(i);
```

```
  CI(i,9)    =  gH(i);
  CI(i,10)   =  dH(i);
  CI(i,11)   =  F;
end
   CIm       =  mean(CI)
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบแกมมาของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่ไม่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_E = n_C$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE. BECAUSE IT IS DEPENDENT SAMPLE nE=nC
nE = 8;
nC = nE;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
skewness = 0.5
%DEPENDENT GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
%alpha from Gamma Distribution
a = 1;
%Theta from Gamma Distribtuion
b = 1;
%RHO IS A PAREMETER FOR DEPENDENCE. VALUES: -1<=RHO<=1.
% RHO CLOSER TO 1, THE DEPENDENCE IS HIGHER
%If RHO=0, then it is independent case
%If RHO=1 or -1, then two samples are the same
RHO = 0.7;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%GAMMA DISTRIBUTION GENERATION
%FIRST GENERATE DEPENDENT NORMAL
MU=[0,0];
SIGMA=[1, RHO; RHO, 1];
for i=1:iter
DEPNOR = mvnrnd(MU,SIGMA, nE);
%SECOND GENERATE DEPENDENT UNIFORM
DEPUNIF = normcdf(DEPNOR,0,1);
for j=1:nE
DEPUNIF1(j) = DEPUNIF(j,1);
```

```
DEPUNIF2(j) = DEPUNIF(j,2);
end
%LAST WE GENERATE DEPENDENT GAMMA
XE = gaminv(DEPUNIF1,a,b);
XC = gaminv(DEPUNIF2,a,b) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
q = tinv([1-alpha/2],m);
a = sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg = sqrt(2)*asinh(g/a);
zd = sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB(i) = 2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB(i) = 2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU(i) = 2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH(i) = a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH(i) = a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
  CI(i,1) = gB(i);
  CI(i,2) = dB(i);
  CI(i,3) = gU(i);
  CI(i,4) = dU(i);
  CI(i,5) = gL1(i);
```

```
  CI(i,6)   = dL1(i);
  CI(i,7)   = gL2(i);
  CI(i,8)   = dL2(i);
  CI(i,9)   = gH(i);
  CI(i,10)  = dH(i);
  CI(i,11)  = F;
end
  CIm      = mean(CI)
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบลอกนอร์มอล ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่ไม่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_E = n_C$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE. BECAUSE IT IS DEPENDENT SAMPLE nE=nC
nE = 8;
nC = nE;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
skewness = 0.5
%mu from Lognormal Distribution
mu = 1;
%sigma from Lognormal Distribtuion
sigm = 1;
%RHO IS A PAREMETER FOR DEPENDENCE. VALUES: -1<=RHO<=1.
% RHO CLOSER TO 1, THE DEPENDENCE IS HIGHER
%If RHO=0, then it is independent case
%If RHO=1 or -1, then two samples are the same
RHO = 0.7;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%DEPENDENT LOGNORMAL DISTRIBUTIONS GENERATION
%FIRST GENERATE DEPENDENT NORMAL
MU=[0,0];
SIGMA=[1, RHO; RHO, 1];
for i=1:iter
DEPNOR = mvnrnd(MU,SIGMA, nE);
%SECOND GENERATE DEPENDENT UNIFORM
DEPUNIF = normcdf(DEPNOR,0,1);
for j=1:nE
DEPUNIF1(j) = DEPUNIF(j,1);
DEPUNIF2(j) = DEPUNIF(j,2);
```

```
end
%LAST WE GENERATE DEPENDENT GAMMA
XE = logninv(DEPUNIF1,mu,sigm);
XC = logninv(DEPUNIF2,mu,sigm) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
q = tinv([1-alpha/2],m);
a = sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg = sqrt(2)*asinh(g/a);
zd = sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB(i) = 2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB(i) = 2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU(i) = 2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH(i) = a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH(i) = a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
  CI(i,1) = gB(i);
  CI(i,2) = dB(i);
  CI(i,3) = gU(i);
  CI(i,4) = dU(i);
  CI(i,5) = gL1(i);
  CI(i,6) = dL1(i);
```

```
  CI(i,7)    =  gL2(i);
  CI(i,8)    =  dL2(i);
  CI(i,9)    =  gH(i);
  CI(i,10)   =  dH(i);
  CI(i,11)   =  F;
end
   CIm       =  mean(CI)
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาความยาวช่วงความเชื่อมั่นของขนาดอิทธิพลมาตรฐานของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไวบูลส์ของกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่มที่ไม่เป็นอิสระกันและมีขนาดเท่ากัน ($n_E = n_C$)

```
clc
clear all
tic
%INPUT VALUES
%SAMPLE SIZE. BECAUSE IT IS DEPENDENT SAMPLE nE=nC
nE = 8;
nC = nE;
%SIGNIFICANCE
alpha = 0.01;
%DIFERENCE BETWEEN MEANS
difference = 2;
%NUMBER OF ITERATIONS
iter = 2000;
%SKEWNESS
skewness = 0.5
%Parameter a for Weibull Distribution
a = 1;
%Parabeter b for Weibull Distribution
b = 1;
%RHO IS A PAREMETER FOR DEPENDENCE. VALUES: -1<=RHO<=1.
% RHO CLOSER TO 1, THE DEPENDENCE IS HIGHER
%If RHO=0, then it is independent case
%If RHO=1 or -1, then two samples are the same
RHO = 0.7;
%ALL PARAMETERS ARE FIXED NOW. DO NOT CHANGE BELOW
%DEPENDENT WEIBULL GENERATION
%FIRST GENERATE DEPENDENT NORMAL
MU=[0,0];
SIGMA=[1, RHO; RHO, 1];
for i=1:iter
DEPNOR = mvnrnd(MU,SIGMA, nE);
%SECOND GENERATE DEPENDENT UNIFORM
DEPUNIF = normcdf(DEPNOR,0,1);
for j=1:nE
DEPUNIF1(j) = DEPUNIF(j,1);
DEPUNIF2(j) = DEPUNIF(j,2);
```

```
end
%LAST WE GENERATE DEPENDENT GAMMA
XE = wblinv(DEPUNIF1,a,b);
XC = wblinv(DEPUNIF2,a,b) + difference;
XEm = mean(XE);
XCm = mean(XC);
%PRELIMINARY EQUATIONS
m = nE+nC-2;
cm = 1-(3/((4*m)-1));
Sp = sqrt(((std(XE).*std(XE))/(nE))+((std(XC).*std(XC))/(nC)));
d = (XEm-XCm)./Sp;
d2 = d.*d;
nm = (nE*nC)/(nE+nC);
N = nE+nC;
g = cm*d;
g2 = g.*g;
q = tinv([1-alpha/2],m);
a = sqrt(4+(2*(nE/nC))+(2*(nC/nE)));
zg = sqrt(2)*asinh(g/a);
zd = sqrt(2)*asinh(d/a);
%MAIN FORMULAS
gB(i) = 2*q*sqrt(((cm*cm*m*(1+(nm*g2)))/((m-2)*nm))-g2);
dB(i) = 2*q*sqrt(((m*(1+(nm*d2)))/(nm*(m-2)))-(d2/(cm*cm)));
gU(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
dU(i) = 2*q*sqrt((1/(nm*cm*cm))+((1-((m-2)/(m*cm*cm)))*g2));
gL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*m)));
dL1(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*m)));
gL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(g2/(2*N)));
dL2(i) = 2*q*sqrt((1/nm)+(d2/(2*N)));
gH(i) = a*(sinh((zg+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zg-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
dH(i) = a*(sinh((zd+q*sqrt(1/N))/sqrt(2))-sinh((zd-q*sqrt(1/N))/sqrt(2)));
%REPORT
%TABLE FOR gB,dB,gU,dU,gL1,dL1,gL2,dL2,gH,dH,F respectively.
   CI(i,1) = gB(i);
  CI(i,2) = dB(i);
  CI(i,3) = gU(i);
  CI(i,4) = dU(i);
  CI(i,5) = gL1(i);
  CI(i,6) = dL1(i);
```

```
  CI(i,7)    =  gL2(i);
  CI(i,8)    =  dL2(i);
  CI(i,9)    =  gH(i);
  CI(i,10)   =  dH(i);
  CI(i,11)   =  F;
end
   CIm      =  mean(CI)
toc
[h,p,ci,stats] = ttest2(gL2,gH)
```

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวมินตรา สมจิตต์ เกิดเมื่อวันที่ 5 ตุลาคม 2527 มีภูมิลำเนาอยู่ที่จังหวัดพัทลุง สำเร็จการศึกษาในหลักสูตรปริญญาครุศาสตรบัณฑิต สาขาวิทยาศาสตร์ทั่วไป-เคมี ภาควิชามัธยมศึกษา จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปี 2549 เข้าศึกษาต่อในหลักสูตรปริญญาครุศาสตรมหาบัณฑิต สาขาสถิติการศึกษา ภาควิชาวิจัยและจิตวิทยาการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปีการศึกษา 2550

E – mail : jonim_11@hotmail.com