ความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน

นางสาวกุณฑีรา อารีกุล

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาครุศาสตรมหาบัณฑิต

สาขาวิชาสถิติการศึกษา ภาควิชาวิจัยและจิตวิทยาการศึกษา

คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ปีการศึกษา 2552

ลิขสิทธิ์ของจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ROBUSTNESS OF F – TEST FOR HETEROGENEITY OF POPULATION VARIANCES

Miss Kuntera Areekul

A Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of Master of Education Program in Educational Statistics
Department of Educational Research and Psychology
Faculty of Education
Chulalongkorn University
Academic Year 2009

Copyright of Chulalongkorn University

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

หัวข้อวิทยานิพนธ์	ความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน
โดย	นางสาวกุณฑีรา อารีกุล
สาขาวิชา	สถิติการศึกษา
อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก	รองศาสตราจารย์ ดร.สุชาดา บวรกิติวงศ์

คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย อนุมัติให้นับวิทยานิพนธ์ฉบับนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญามหาบัณฑิต

.... คณบดีคณะครุศาสตร์

(ศาสตราจารย์ ดร.ศิริชัย กาญจนวาสี)

คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์

.... ประธานกรรมการ

(รองศาสตราจารย์ ดร.วรรณี แกมเกตุ)

.... อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

(รองศาสตราจารย์ ดร.สุชาดา บวรกิติวงศ์)

.... กรรมการภายนอกมหาวิทยาลัย

(รองศาสตราจารย์ ดร.ทวีวัฒน์ ปิตยานนท์)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

กุณฑีรา อารีกุล: ความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน (ROBUSTNESS OF F-TEST FOR HETEROGENEITY OF POPULATION VARIANCES). อ.ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก: รศ.ดร.สุชาดา บวรกิติวงศ์, 134 หน้า

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ ในการทดสอบค่าเฉลี่ยของประชากรภายใต้ความแปรปรวนแตกต่างกัน และเพื่อศึกษาขอบเขตของความแปรปรวนที่ทำให้สถิติทดสอบเอฟยังคงมีความแกร่ง โดยความแกร่งพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran และเพื่อศึกษาค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้ข้อกำหนดของขนาดตัวอย่างที่เท่ากัน (10,10,10), (30,30,30) และ (80,80,80) และขนาดกลุ่มตัวอย่างต่างกัน (5,10,15), (20,30,40) และ (60,80,100) เมื่อมีความแปรปรวนแตกต่างกัน 3 ระดับคือ น้อย ปานกลาง มาก ที่ระดับนัยสำคัญ .01 และ .05 เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติ สำหรับข้อมูลในการวิจัยครั้งนี้ได้จากการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล จากโปรแกรม MATLAB ทำการทดลองซ้ำ 5,000 ครั้งในแต่ละสถานการณ์ ผลการวิจัยสรุปได้ดังนี้

1. เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ทั้งในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน

2. เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน และกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน สถิติทดสอบเอฟมีความแกร่งในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และพบว่าสถิติทดสอบเอฟมีความแกร่ง เฉพาะเมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ ที่ระดับนัยสำคัญ .01

3. เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน และกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน สถิติทดสอบเอฟมีความแกร่งในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 เมื่อพิจารณาตามเกณฑ์ของ Bradley และพบว่าสถิติทดสอบเอฟมีความแกร่ง เฉพาะเมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 เมื่อพิจารณาตามเกณฑ์ของ Cochran

4. เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกันมากขึ้น ค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก ทั้งที่มีจำนวนเท่ากันและไม่เท่ากัน แต่จะมีผลต่อค่าอำนาจการทดสอบเพียงเล็กน้อย เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดกลางและขนาดใหญ่ ทั้งที่มีจำนวนเท่ากันและไม่เท่ากัน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

ภาควิชา วิจัยและจิตวิทยาการศึกษา ลายมือชื่อนิสิต กุณฑีรา อารีกุล
สาขาวิชา สถิติการศึกษา ลายมือชื่ออ.ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก
ปีการศึกษา 2552

5183305627 : MAJOR EDUCATIONAL STATISTICS

KEYWORDS: F – TEST/ ROBUSTNESS/ VIOLATE ASSUMPTION/ HOMOGENEITY OF VARIANCE

KUNTERA AREEKUL: ROBUSTNESS OF F-TEST FOR HETEROGENEITY OF POPULATION VARIANCES. THESIS ADVISOR: ASSOC. PROF. SUCHADA BOWARNKITIWONG, Ph.D., 134 pp.

The purpose of this research is to study the robustness of F – test for testing means when heterogeneity of population variances and bounds of variances that make F – test still robust. The robustness considerate from type I error rates based on Bradley and Cochran and power of the test under requirements of sample sizes are equal to (10,10,10) , (30,30,30) and (80,80,80) and unequal (5,10,15) , (20,30,40) and (60,80,100) when variances ratio are different in 3 levels ; small, medium and large at the hypothesis testing are .05 and .01 from normal distributed populations. The data in this research are simulated by using Monte Carlo simulation techniques from MATLAB with 5,000 repetitions for each case. The results of this research could be summarized as follows : .

1) If the variances ratio of population are equal, F – test could control the type I error rates in every cases at the hypothesis testing are .05 and .01 when sample sizes are equal and unequal.

2) If the variances ratio of population are unequal and sample sizes are equal, F – test are robust in every cases at the hypothesis testing is .05 and F – test are robust especially when sample sizes are large at the hypothesis testing is .01.

3) If the variances ratio of population are unequal and sample sizes are unequal , F – test are robust in every cases at the hypothesis testing are .05 and .01 based on Bradley and F – test are robust especially when sample sizes are large at the hypothesis testing are .05 and .01 based on Cochran.

4) If the variances ratio of population are much more different, power of the test will decreases when sample sizes are small both equal and unequal, but will slightly affect to power of the test when sample sizes are medium and large at the hypothesis testing are .05 and .01.

Department : Educational Research and Psychology Student's Signature Kuntera

Field of Study : Educational Statistics Advisor's Signature Suchada

Academic Year : 2009

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วง เป็นรูปเล่ม ได้อย่างดี เนื่องจากได้รับความกรุณาอย่างสูงจากท่าน รศ.ดร.สุชาดา บวรกิติวงศ์ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ผู้ถ่ายทอดองค์ความรู้ด้านวิธีวิทยาการวิจัยและสถิติ ที่เสียสละเวลา ทุ่มเทเอาใจใส่ ให้คำปรึกษา และคำแนะนำที่เป็นประโยชน์ยิ่งต่อผู้วิจัย อย่างเต็มที่ พร้อมทั้งชี้แนะแนวทางการพัฒนา ทำให้วิทยานิพนธ์ฉบับนี้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น ผู้วิจัยขอกราบขอบพระคุณอย่างสูงมา ณ ที่นี้

ขอกราบขอบพระคุณ รศ.ดร.วรรณี แกมเกตุ และ รศ.ดร.ทวีวัฒน์ ปิตยานนท์ ที่กรุณาสละเวลาอันมีค่ามาเป็นประธานกรรมการ และกรรมการสอบวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ให้สมบูรณ์ยิ่งขึ้น และ ให้ข้อเสนอแนะต่าง ๆ ที่มีคุณค่า และขอกราบขอบพระคุณคณาจารย์ภาควิชาวิจัยและจิตวิทยาการศึกษาทุกท่านที่ได้ประสิทธิ์ประสาทความรู้อันเป็นประโยชน์ให้แก่ผู้วิจัย

ขอขอบคุณพี่ ๆ เพื่อน ๆ และน้อง ๆ ภาควิชาวิจัย และจิตวิทยาการศึกษาทุ กคน ที่คอยให้กำลังใจ ให้ความช่วยเหลือต่าง ๆ และแลกเปลี่ยนเรียนรู้กับผู้วิจัยตลอดระยะเวลาของการ เรียนและการทำวิทยานิพนธ์

สุดท้ายนี้ ขอกราบขอบพระคุณคุณพ่อ คุณแม่ และน้องชาย ผู้คอยให้ ความรักและให้กำลังใจ ให้ผู้วิจัยมีความพยายาม มุ่งมั่น และอดทนต่ออุปสรรคทุกอย่างโดยไม่ย่อท้อ และคอยให้การส่งเสริม และสนับสนุนผู้วิจัยตลอดมาในทุก ๆ ด้านจนสำเร็จการศึกษา

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สารบัญ

หน้า

สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สารบัญภาพ

ภาพที่ หน้า

บทที่ 1

บทนำ

ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

ในการออกแบบการวิจัยนั้น นอกจากผู้วิจัยจะต้องมีความเข้าใจในเรื่องที่ศึกษาแล้วยังจะต้องอาศัยความรู้ ความเข้าใจทางด้านสถิติมาช่วยในการวิเคราะห์ข้อมูล เพื่อสรุปสมมติฐานที่ผู้วิจัยได้ตั้งขึ้น ซึ่งข้อสรุปจะมีความถูกต้องมากน้อยเพียงใดนั้นขึ้นอยู่กับการเลือกใช้สถิติให้เหมาะสมกับลักษณะของข้อมูล เนื่องจากตัวสถิติทดสอบแต่ละตัวมีข้อตกลงเบื้องต้น (assumption) แตกต่างกัน และจากการศึกษาพบว่า การฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นบางข้อไม่ได้ทำให้เกิดผลกระทบต่อการวิเคราะห์ข้อมูลมากนัก แต่การฝ่าฝืนข้อตกลงบางข้อจะทำให้เกิดความคลาดเคลื่อน ต่อการวิเคราะห์ ซึ่งส่วนมากจะพบในการตรวจสอบสมมติฐาน ซึ่งถ้าผู้วิจัยเลือกใช้สถิติโดยไม่ตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นก่อน อาจทำให้การสรุปผลผิดพลาดไปจากความเป็นจริงได้

สำหรับการวิจัยเชิงทดลอง แผนการทดลองที่ง่ายที่สุด เหมาะสำหรับกรณีที่หน่วยทดลองที่ถูกนำมาใช้มีความสม่ำเสมอกันหรือคล้ายคลึงกันมากที่สุด (uniform or homogeneous) หรือมีความผันแปรระหว่างหน่วยทดลองน้อยที่สุด คือ แผนการทดลองแบบสุ่มตลอด (completely randomized design: CR-p) ในการทำการวิเคราะห์ข้อมูลของแผนการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์จะใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียว (one-way ANOVA) โดยหลักการทั่วไปที่ใช้ในการวิเคราะห์ก็คือ การแบ่งแยกความผันแปรทั้งหมดในข้อมูล (total variations) ออกเป็นส่วนๆ ดังนั้นวิธีการวิเคราะห์จะแตกต่างกัน ตามลักษณะการจำแนกข้อมูล

การวิเคราะห์ความแปรปรวน เป็นวิธีการหนึ่งที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานเพื่อเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากรตั้งแต่ 2 กลุ่มขึ้นไป (วีนัส พีชวณิชย์ และคณะ , 2547) และเป็นเทคนิคการวิเคราะห์ทางสถิติที่ถูกนำมาใช้มากที่สุด โดยเฉพาะอย่างยิ่งข้อมูลที่ได้จากการทดลอง ทั้งนี้ นอกจากเป็นวิธีทดสอบที่ให้ผลสรุปที่มีความหมายชัดเจนตรงตามวัตถุประสงค์ของการทดลองแล้ว ข้อมูลที่ได้จากการทดลองส่วนใหญ่ มักมีความสอดคล้องกับข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ นอกจากนี้ตัวทดสอบ F ที่ใช้เป็นตัวทดสอบสถิติ ยังมีคุณสมบัติของการเป็นค่าสถิติที่มีความแกร่งหรือทนทาน (robustness) ต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ด้วย (อนันต์ชัย เขื่อนธรรม, 2549)

สถิติทดสอบเอฟเป็นสัดส่วนระหว่างความแปรปรวนระหว่างกลุ่ม (mean square between) กับความแปรปรวนภายในกลุ่มหรือความคลาดเคลื่อน (mean square within) และใช้

หลักการเปรียบเทียบ F ที่คำนวณได้ กับ F ในตารางเพื่อสรุปผลการวิเคราะห์ โดยมีข้อตกลงเบื้องต้นดังนี้

1. กลุ่มตัวอย่างถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงปกติ (normality)
2. กลุ่มตัวอย่างถูกสุ่มมาจากประชากรที่เป็นอิสระต่อกัน (independent)
3. ความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มต้องเท่ากัน (homogeneity) นั่นคือ

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = ... = \sigma_k^2$$

ในการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นของการใช้สถิติเอฟ ในการทดสอบความแปรปรวน มีวิธีการ ดังนี้ (สุชาดา บวรกิติวงศ์, 2548)

1. การตรวจสอบความเป็นปกติ (normality) สามารถตรวจสอบเพื่อดูว่าตัวอย่างสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงปกติหรือไม่ โดยใช้การทดสอบภาวะสารูปสนิทดี (goodness of fit) หรือใช้การทดสอบโคโมโกรอปและสเมอนอฟ (Kolmogorov-Smirnov test)

2. การตรวจสอบความเป็นอิสระ (Independence) สามารถตรวจสอบได้โดยใช้การทดสอบความสุ่ม (run test) ซึ่งเป็นตัวเลือกหนึ่งของ non-parametric statistics

3. การตรวจสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน (homogeneity of variance) สามารถตรวจสอบได้ดังนี้

   3.1 กรณีที่มีกลุ่มตัวอย่าง 2 กลุ่ม ใช้ F-ratio เป็นสถิติทดสอบ

   3.2 กรณีที่มีกลุ่มตัวอย่างมากกว่า 2 กลุ่ม ใช้การทดสอบของฮาร์ทเลย์ (Hartley) ที่มี F-max เป็นสถิติทดสอบ

จากทั้ง 2 กรณีให้นำค่า sig ที่คำนวณได้มาเปรียบเทียบกับระดับนัยสำคัญที่กำหนด หากค่า sig มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด แสดงว่าข้อมูลแต่ละชุดสุ่มมาจากประชากรที่มีความแปรปรวนไม่แตกต่างกัน จะอย่างไรก็ตาม เพื่อความรวดเร็วในระยะหลังได้มีงานวิจัยออกมาสรุปว่า หากความแปรปรวนที่สูงสุด หารด้วยความแปรปรวนที่ต่ำที่สุดมีค่าไม่เกิน 4 สรุปได้ว่าความแปรปรวนในประชากรไม่แตกต่างกัน

อนันต์ชัย เขื่อนธรรม (2549) กล่าวว่า วิธีการทดสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน มีวิธีการทดสอบได้หลายวิธีคือ การทดสอบของฮาร์ทเลย์ (Hartley's test), การทดสอบของคอคคราน (Cochran's test), การทดสอบของบาร์ทเลต (Bartlett's test) และการทดสอบของเลอวีน (Levene's test) ผลจากการศึกษาพบว่าวิธีการทดสอบของเลอวีนมีประสิทธิภาพสูงกว่าวิธีทดสอบแบบอื่นๆ โดยสามารถใช้ได้ทั้งกรณีที่มีจำนวนซ้ำเท่ากันและไม่เท่ากัน ทั้งยังเป็นวิธีทดสอบที่มีคุณสมบัติที่ทนทานต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์

ระพินทร์ โพธิ์ศรี (2551) กล่าวว่า สำหรับโปรแกรม SPSS ใช้วิธีของเลอวีน (Levene's test) ในการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเท่ากันของความแปรปรวนของประชากร ซึ่งถ้าค่า P-value มีค่ามากกว่า .05 แสดงว่าความแปรปรวนแต่ละกลุ่มเท่ากัน สามารถวิเคราะห์ความแปรปรวนได้ แต่ถ้าค่า P-value มีค่าน้อยกว่าหรือเท่ากับ .05 ยังไม่ควรสรุปว่าความแปรปรวนแต่ละกลุ่มไม่เท่ากัน ผู้วิจัยควรหาสาเหตุและปรับแบบการวิจัยก่อน หากแก้ไขแล้วผลการทดสอบยังคงเดิม ทำให้ไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวน จะใช้การทดสอบเอฟไม่ได้ ต้องใช้วิธีการอื่นๆแทน เช่น วิธีการของครัสคาล วอลลิส (Kruskal – Wallis)

ในการใช้สถิติทดสอบเอฟในการวิเคราะห์ความแปรปรวน อาจจะไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นข้อใดข้อหนึ่ง เนื่องจากในทางปฏิบัติเรา ไม่สามารถแน่ใจได้ว่า ข้อมูลที่ได้จะเป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นทั้งหมด

จากการศึกษาพบว่า มีนักวิจัยหลายท่านได้ศึกษาในกรณีที่ไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นด้านความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน (homogeneity of variance) ไว้ดังนี้

สุชาดา บวรกิติวงศ์ (2548) กล่าวว่า การฝ่าฝืนข้อตกลงเกี่ยวกับความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน (homogeneity of variance) จะมีผลต่อระดับนัยสำคัญและอำนาจการทดสอบในกรณีที่ขนาดของกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันเท่านั้น ในกรณีที่ขนาดของกลุ่มตัวอย่างเท่ากันจะมีผลต่อระดับนัยสำคัญและอำนาจการทดสอบไม่มากนัก ดังนั้น การป้องกันทำได้โดยนักวิจัยเก็บข้อมูลแต่ละกลุ่มตัวอย่างจำนวนเท่ากันและมากพอ

Cochran and Cox (1976) กล่าวว่าถ้าสถิติทดสอบเอฟไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นจะเกิดผลกระทบถึงระดับความมีนัยสำคัญและความไวของการทดสอบ (sensitivity) ถ้าผู้วิจัยคิดว่าการทำการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = .05$ แต่ความเป็นจริงแล้วระดับนัยสำคัญ α อาจจะมีค่ามากกว่านั้น

Glass (1970: อ้างถึงในสมทรง สุบุญสันธ์ , 2531) ได้สรุปถึงการศึกษาเรื่องวิวิธพันธ์ของความแปรปรวน (heterogeneous variance) จากการศึกษาของ (Hsu, 1938; Scheffe,1959; Lindquist, 1953; Boneau, 1960; Cochran, 1947; Godard และ Lindquist, 1940; Horsnell, 1953; Welch, 1937) กล่าวว่า

1. เมื่อขนาดของกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน ผลจากการไม่เท่ากันของความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มตัวอย่างที่มีต่อระดับนัยสำคัญของสถิติทดสอบเอฟ อาจมีเพียงเล็กน้อย

2. เมื่อขนาดของกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน และความแปรปรวนแต่ละกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันจะเกิดผลดังนี้

2.1 เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก และความแปรปรวนของประชากรมีขนาดใหญ่ ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 (type I error) จะใหญ่กว่า α หรือกล่าวได้ว่า ผลกระทบของกรณีนี้จะทำให้การแจกแจงเอฟเลื่อนไปทางขวา

2.2 เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ และความแปรปรวนของประชากรมีขนาดเล็ก ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะเล็กกว่า α หรือกล่าวได้ว่า ผลกระทบของกรณีนี้จะทำให้การแจกแจงเอฟเลื่อนไปทางซ้าย

Scheffe (1970) ได้ศึกษาผลที่มีต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงด้านความแปรปรวนของประชากร กรณีที่กลุ่มตัวอย่างมากกว่า 2 กลุ่ม เมื่อขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและกลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ พบว่า ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะใหญ่กว่า α สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน การขาดข้อตกลงเบื้องต้นข้อนี้จะมีผลกระทบอย่างมากต่อความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

ในการตรวจสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน โดยการใช้สถิติทดสอบเอฟ มีการตั้งสมมติฐาน ดังนี้

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ \dots \ = \sigma_k^2$

H_1 : มี σ^2 อย่างน้อย 1 ค่าที่ไม่เท่ากับศูนย์

และเมื่อพบว่าข้อมูลที่ได้จากการศึกษาไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้น ในด้านความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน นักวิจัยจะมีการตัดสินใจเป็น 2 ทางคือ

ทางเลือกที่ 1 นักวิจัยยังคงใช้สถิติทดสอบเอฟในการวิเคราะห์ต่อไป มาจากพื้นฐานคว าม เชื่อที่ว่า การฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น (violate assumption) จะมีผลกระทบเพียงเล็กน้อยต่อการแจกแจงของความคลาดเคลื่อน เนื่องจากตัวสถิติทดสอบเอฟมีความแกร่ง (robustness) ซึ่งจากข้อมูลดังกล่าวยังไม่สามารถหาข้อสรุปที่มีหลักฐานชัดเจนเกี่ยวกับ จำนวนกลุ่มตัวอย่างที่ มี มากกว่า 2 กลุ่ม จำนวนกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน และไม่เท่ากัน

ส่วนทางเลือกที่ 2 นักวิจัยเลือกที่จะใช้สถิติทดสอบอื่นๆ ที่ไม่ฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น เช่น สถิติทดสอบอื่นที่ถูกประมาณด้วยการแจกแจงเอฟ สถิตินอนพาราเมตริก (non-parametric) โดยที่ไม่ทำการทดสอบสถิติเอฟต่อ

จากการศึกษางานวิจัยในเรื่องเกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน มีผู้ศึกษาและกล่าวไว้ดังนี้

สมทรง สุบุญสันธ์ (2531) ได้ศึกษาเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบ 3 แบบคือ สถิติทดสอบเอฟ ส ถิติทดสอบเอฟสตาร์ และ

สถิติทดสอบยู เมื่อกลุ่มตัวอย่างสุ่มจากประชากรที่แจกแจงปกติ และมีความแปรปรวนเท่ากันและแตกต่างกัน โดยมีจำนวนกลุ่มตัวอย่าง 4 กลุ่มที่เท่ากันและไม่เท่ากันอย่างละ 8 ขนาด พบว่า สถิติทดสอบเอฟสตาร์ มีความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้มากกว่าสถิติทดสอบเอฟ และสถิติทดสอบยู โดยสามารถควบคุมได้เกือบทุกสถานการณ์ ส่วนสถิติทดสอบเอฟจะมีความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามที่ระบุทั้ง α = .05 และ α = .01 เฉพาะเมื่อความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน โดยใช้กับกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและใหญ่ ทั้งกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน และกรณีของกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กและไม่เท่ากันเมื่อความแปรปรวนของประชากรต่างกัน สถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ ไม่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามที่ระบุ

กิ่งทอง ยงยุทธมีชัย (2538) ได้ศึกษาเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบค่าเฉลี่ยของประชากร ที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยใช้สถิติทดสอบ 5 ตัว ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบแบบ ANOVA F-test ตัวสถิติทดสอบ F ที่มีการแปลงข้อมูลเป็นลอการิทึม (the logarithms transformation) ตัวสถิติทดสอบแบบ Trimmed F’s test ตัวสถิติทดสอบแบบ Brown and Forsythe และตัวสถิติทดสอบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน โดยศึกษาค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ พบว่าตัวสถิติ ทดสอบทั้ง 5 วิธี สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงปกติที่มีอัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากัน แต่กรณีที่อัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานแตกต่างกัน ตัวสถิติทดสอบเอฟ ที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal และ ตัวสถิติท ดสอบแบบ Brown and Forsythe สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ส่วนค่าอำนาจการทดสอบ ตัวสถิติทดสอบแบบ ANOVA F-test และตัวสถิติทดสอบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal มีค่าอำนาจการทดสอบสูงในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงปกติ ที่มีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากัน แต่ในกรณีที่ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานต่างกันควรเลือกใช้ ตัวสถิติทดสอบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal และตัวสถิติทดสอบแบบ Brown and Forsythe ทุกขนาดตัวอย่าง

พรพล คงอิ่ม (2548) ได้ศึกษาการแก้ไขปัญหาเกี่ยวกับความไม่เป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนในแผนแบบ การทดลองสุ่มตลอด โดยทำการแปลงข้อมูลโดยใช้เลขยกกำลังค่าต่างๆ และพิจารณาว่าวิธีใดเหมาะสมที่สุดในการแก้ไขปัญหาความไม่เป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนลักษณะต่างๆ ผลการศึกษาสรุปได้ว่า โดยส่วนใหญ่ การแปลงข้อมูลด้วยค่าพารามิเตอร์ยกกำลังเป็น -.05 และ .00 เป็นวิธีการแปลงข้อมูลที่เหมาะสมในการแก้ปัญหา

สุพัตรา ชะมะบูรณ์ (2546) ได้ทำการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของสถิติเอฟ สถิติทดสอบฟรีดแมน และสถิติทดสอบนอร์มอล -สกอร์สำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มในบล็อคสมบูรณ์พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้สูงสุดรองลงมาเป็นสถิติทดสอบนอร์มอล -สกอร์ และสถิติทดสอบฟรีดแมน แต่เมื่อจำนวนบล็อคเพิ่มขึ้นสถิติทดสอบแบบนอนพาราเมตริกซ์ทั้ง 3 วิธี สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ใกล้เคียงกับสถิติทดสอบเอฟ ทั้งในกรณีที่ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และแบบโลจิสติก ส่วนอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบแบบนอร์-มอลสกอร์ มีค่ามากกว่าอำนาจการทดสอบของสถิติเอฟ แต่เมื่อจำนวน ทรีทเมนต์ และจำนวนบล็อกเพิ่มขึ้นสถิติทดสอบเอฟมีอำนาจการทดสอบใกล้เคียงกับสถิติทดสอบแบบนอนพ าราเมตริกทั้ง 3 วิธี เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์มากและความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และแบบโลจิสติก

วินัย โพธิ์สุวรรณ (2534) ได้ทำการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบสำหรับทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ 3 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบบา ร์ทเลต สถิติทดสอบโอบรีน และสถิติทดสอบสแควร์แรงค์ ภายใต้การแจกแจงปกติ การแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล การแจกแจงไวบูลล์ และการแจกแจงที สำหรับกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน เมื่ออัตราส่วนของความแปรปรวนต่างๆ กันที่ระดับนัยสำคัญ .01 และ .05 พบว่า เมื่อประชากรมีการแ จกแจงปกติ สถิติทดสอบบาร์ทเลตมีอำนาจการทดสอบสูงที่สุด รองลงมาคือสถิติทดสอบโอบรีน เมื่อประชากรมีการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล หรือ ที สถิติทดสอบโอบรีนมีอำนาจการทดสอบสูงสุด รองลงมาคือสถิติทดสอบสแควร์แรงค์ เมื่อประชากรมีการแจกแจงไวบูลล์ และขนาดตัวอย่างเท่ากัน สถิติทดสอบสแควร์แรงค์มีอำนาจการทดสอบสูงสุด รองลงมาคือสถิติทดสอบ โอบรีน แต่ถ้าขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน สถิติทดสอบบาร์ทเลตมีอำนาจการทดสอบสูงสุด

นันทวัน บำรุงสวัสดิ์ (2534) ได้ทำการเปรียบเทียบวิธีทดสอบความเท่ากันของค่าเฉลี่ยเมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน โดยใ ช้สถิติทดสอบ 3 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบ Brown and Forsythe สถิติทดสอบ Marascuilo และสถิติทดสอบ ANOVA F – test ที่มีการแจกแจงปกติ พบว่า เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน สถิติทดสอบทั้ง 3 ตัว สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่ถ้าอัตราส่วนความแปร ปรวนไม่เท่ากันสถิติทดสอบ Brown and Forsythe และสถิติทดสอบ Marascuilo สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบ ANOVA F – test ส่วนอำนาจการทดสอบ เมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและประชากรมีการแจกแจงปกติที่มีอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน สถิติ ทดสอบ ANOVA F – test มี

อำนาจการทดสอบสูงสุด แต่ที่กลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ สถิติทดสอบทั้ง 3 ตัวมีอำนาจการทดสอบเท่ากัน แต่เมื่อประชากรมีอัตราส่วนความแปรปรวนไม่เท่ากันแล้ว สถิติทดสอบ Brown and Forsythe และสถิติทดสอบ Marascuilo ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอ บ ANOVA F – test

Games, Winkler and Probert (1972) ทำการศึกษาเกี่ยวกับความแกร่งสำหรับความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน ของประชากร 3 กลุ่มที่มีกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติ และแบบเบ้ ภายใต้ความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน โดยกลุ่มตัวอย่างขนาด 6 ใช้สถิติทดสอบ 5 ตัวได้แก่ สถิติทดสอบบาร์ทเลต (Bartlett test) สถิติทดสอบฮาร์ทเลย์ (F_{max} test) สถิติทดสอบคอคคราน (Cochran test) และสถิติทดสอบเลอวีน (Levene test) อีก 2 ตัวคือ L – A และ L – x^2 พบว่าสถิติทดสอบ Bartlett และ F_{max} มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบตัวอื่นๆ เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนไม่เท่ากันทั้งหมด และถ้าประชากรมีการแจกแจงแบบเบ้เพียงเล็กน้อยจะไม่มีผลต่ออำนาจการทดสอบ

Rogan and Keselman (1977) ทำการศึกษาว่า สถิติทดสอบเอฟมีความแกร่งหรือไม่ เมื่อความแปร ปรวนของประชากรไม่เท่ากัน สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน โดยใช้สัมประสิทธิ์ความแปรผัน พบว่า ในกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ และความแตกต่างของความแปรปรวนมีขนาดใหญ่ด้วย อัตราความคลาดเคลื่อนจากการทดลองจะใหญ่กว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุอย่างน้อย 2-4% จึงสามารถสรุปได้ว่าสถิติทดสอบเอฟไม่แกร่งต่อความไม่เท่ากันของความแปรปรวนในทุกๆระดับของความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ซึ่งขึ้นอยู่กับเงื่อนไขของความแตกต่างของความแปรปรวนและจำนวนกลุ่มตัวอย่าง

Tomarken and Serlin (1986) ได้ศึกษาเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 ตัวในการวิเคราะห์ความแปรปรวน ภายใต้การฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นในด้านความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน สถิติที่ใช้คือ สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบ Welch (V_w) สถิติทดสอบBrown and Forsythe (F^*) สถิติทดสอบ Kruskal-Wallis (H) และสถิติทดสอบ Inverse normal scores (W) พบว่าสำหรับกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่มและ 4 กลุ่มที่ระดับนัยสำคัญ .05 สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ยกเว้นเมื่อกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันความแปรปรวนเท่ากันและเป็นไปในทิศทางเดียวกัน

Clinch and Keselman (1982) ศึกษาความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบ 3 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบเอฟสตาร์ของ Satterthwaite และสถิติทดสอบของ Welch เมื่อประชากรมีการแจกแจง 3 แบบคือ แบบปกติ แบบไคสแควร์ และ

แบบที ทั้งในกรณีความแปรปรวนของประชากรเท่ากันและแตกต่างกัน พบว่า เมื่อการแจกแจงของประชากรเป็นแบบปกติ ความแปรปรวนของประชากรต่างกัน และกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน สถิติทดสอบเอฟจะไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในขณะที่สถิติทดสอบเอฟสตาร์สามารถควบคุมได้ดีในเงื่อนไขนี้ ส่วน อำนาจการ ทดสอบของสถิติทดสอบมีค่าใกล้เคียงกัน สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน และสถิติทดสอบของ Welch มีอำนาจการทดสอบมากที่สุด ตามมาด้วยสถิติทดสอบเอฟ และสถิติทดสอบเอฟสตาร์

Guo and Luh (2008) ได้ศึกษาการประมาณค่าขนาดกลุ่มตัวอย่างสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ย เมื่อความแปรปรว นไม่เท่ากันใน one – way ANOVA โดยใช้สถิติทดสอบ 2 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบ F – test และสถิติทดสอบ Welch F – test พบว่า เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และเป็นการแจกแจงปกติ สถิติทดสอบเอฟจะมีค่าอำนาจการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบ Welch F – test แต่เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น สถิติทดสอบ Welch F – test จะมีค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ต่ำกว่าสถิติทดสอบเอฟ

Feir and Toothaker (1974) ได้ศึกษาเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ 2 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบเอฟ และ สถิติทดสอบ Kruskal – Wallis เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และแตกต่างกัน ทั้งการแจกแจงปกติ และการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล พบว่า สถิติทดสอบทั้ง 2 สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้พอๆกัน แต่สถิติทดสอบเอฟจะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบ Kruskal – Wallis

Alexander and Govern (1994) ได้ศึกษาเปรียบเทียบความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบใหม่ New normalized t approximation (A) กับสถิติทดสอบเอฟ และสถิติทดสอบ Jame’s second order approximation (J) เมื่อมีขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน และมีอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน พบว่าสถิติทดสอบ A มีค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ใกล้เคียงกับสถิติทดสอบ J ซึ่งตัวสถิติทั้ง 2 สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบเอฟ เมื่อมีความแปร ปรวนแตกต่างกัน ทั้งในกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน ส่วนค่าอำนาจการทดสอบ สถิติทดสอบ J จะมีอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบทั้ง 2 ตัว

จากงานวิจัยดังกล่าว พบว่างานวิจัยส่วนใหญ่เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟ กับสถิติทดสอบตัวอื่ นๆ เมื่อมีความแปรปรวนแตกต่างกัน ซึ่งผลการทดสอบจะสามารถใช้สถิติทดสอบเอฟได้ในเงื่อนไขที่แตกต่างกัน ตามที่นักวิจัยกำหนดขึ้น เพื่อใช้ในการศึกษา แต่ในงานวิจัยเหล่านี้ยังคงมีข้อขัดแย้ง ที่ยังไม่มีข้อสรุปที่ชัดเจน นักวิจัยบางกลุ่ม

เสนอให้ยังคงใช้สถิติทดสอบเอฟต่อไปได้ เนื่องจากการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นนี้มีผลเพียงเล็กน้อย ส่วนนักวิจัยบางกลุ่มเสนอให้เปลี่ยนไปใช้สถิติทดสอบตัวอื่นๆ เช่นสถิตินอนพาราเมตริก หรือแปลงข้อมูล (data transformation) ก่อนทำการวิเคราะห์ เพื่อแก้ปัญหาเกี่ยวกับข้อตกลงเบื้องต้น ดังนั้นผู้วิจัยจึงสนใจที่จะศึกษาว่า เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น (violate assumption) เกี่ยวกับความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน ขอบเขตของความแตกต่างของความแปรปรวนเท่าไรที่นักวิจัยยังสามารถใช้สถิติทดสอบเอฟ โดยที่ค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบยังสามารถยอมรับได้ โดยยึดหลักที่ว่าให้ความน่าจะเป็นที่จะยอมให้เกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ไม่เกินอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุไว้ โดยใช้เทคนิคการจำลองข้อมูลของมอนติคาร์โล (monte carlo simulation technique) ด้วยโปรแกรม MATLAB เพื่อเป็นประโยชน์แก่นักวิจัยที่ต้องการเลือกใช้ สถิติทดสอบเอฟ กับข้อมูลที่ต้องการวิเคราะห์ ได้มีความมั่นใจว่าเมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นดังกล่าวแล้ว การใช้สถิติทดสอบเอฟทดสอบต่อไป ยังคงทำให้ผลสรุปที่ได้มีความน่าเชื่อถือ

คำถามการวิจัย

1. การทดสอบค่าเฉลี่ยของประชากร ภายใต้ความแปรปรวนแตกต่างกันจะยังทำให้สถิติทดสอบเอฟมีความแกร่งหรือไม่
2. ขอบเขตของความแปรปรวนเท่าไร ที่ทำให้สถิติทดสอบเอฟยังคงมีความแกร่ง

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อศึกษาความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ ในการทดสอบค่าเฉลี่ยของประชากรภายใต้ความแปรปรวนแตกต่างกัน
2. เพื่อศึกษาขอบเขตของความแปรปรวน ที่ทำให้สถิติทดสอบเอฟยังคงมีความแกร่ง

ขอบเขตของการวิจัย

1. ศึกษาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบเอฟ (ANOVA F-test) เมื่อข้อมูลได้มาจากแผนการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์ ภายใต้ลักษณะการแจกแจงปกติ ทั้ง 3 ประชากร
2. กำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ .05 และ .01
3. กำหนดอัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเป็น 1:1:1 , 1:1.5:2 , 1:2:3 และ 1:3:6
4. กำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร
    4.1 อัตราส่วนของความแปรปรวนเท่ากันคือ 1:1:1

4.2 อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยคือ 1:1.1:1.2 และ 1:1:2

4.3 อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางคือ 1:2:3 และ 1:2:4

4.4 อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันมากคือ 1:2:6 และ 1:4:9

5. จำนวนตัวอย่างที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้แบ่งเป็น 2 กรณี คือ

5.1 จำนวนตัวอย่างเท่ากัน จะศึกษากรณีขนาดของตัวอย่างเป็น (10,10,10), (30,30,30) และ (80,80,80)

5.2 จำนวนตัวอย่างไม่เท่ากัน จะศึกษากรณีขนาดของตัวอย่างเป็น (5,10,15), (20,30,40) และ (60,80,100)

6. เกณฑ์ที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้คือเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran โดยที่เกณฑ์ของ Bradley นั้นมีช่วงการยอมรับกว้างกว่าเกณฑ์ของ Cochran จึงทำให้ตัวสถิติทดสอบมีโอกาสที่จะควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่า ดังนั้นผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาทั้ง 2 เกณฑ์ โดยนำผลการทดสอบมาเปรียบเทียบกัน

7. การวิจัยครั้งนี้จำลองข้อมูลให้มีสถานการณ์ตามที่ต้องการศึกษา คือข้อมูลที่มีการแจกแจงปกติ ขนาดตัวอย่างที่ ต้องการ โดยใช้เทคนิคการจำลองแบบมอนติคาร์โล (monte carlo simulation technique) ด้วยโปรแกรม MATLAB กับเครื่องคอมพิวเตอร์ PC ซึ่งแต่ละกรณีจะทำซ้ำ 5,000 รอบ

คำจำกัดความที่ใช้ในการวิจัย

ความแกร่ง (robustness) ของการทดสอบหมายถึง ความทนทานต่อการเกิดความคลาดเคลื่อน ความถูกต้องในการตัดสินใจโดยไม่ได้ไปเพิ่มโอกาสของการเกิดความความเคลื่อนประเภทที่ 1 และความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 ให้มากขึ้น เมื่อมีการละเมิดข้อตกลงเบื้องต้นของการใช้สถิติทดสอบ คือค่าความแปรปรวนของตัวอย่างไม่ได้มีค่าเท่ากันทุกกลุ่ม สิ่งที่ใช้ในการพิจารณา ความแกร่งของการทดสอบคือ ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 (ศุภกิจ วงศ์วิวัฒนนุกิจ, 2550: 241)

ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 (type I error) เป็นความผิดพลาดที่เกิดจากการปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ เมื่อสมมติฐานศูนย์นั้นเป็นจริง ความน่าจะเป็นที่จะเกิดความค ลาดเคลื่อนประเภท ที่ 1 จะแทนด้วย α ซึ่งเรียกว่าระดับนัยสำคัญ (level of significance)

อำนาจการทดสอบ (the power of test) หมายถึงความน่าจะเป็น (probability) ที่จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ (null hypothesis) เมื่อสมมติฐานศูนย์นั้นเป็นเท็จ ซึ่งจะมีค่าเท่ากับ 1 - β เมื่อ β คือความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 ซึ่งอำนาจการทดสอบจะมี

β

ความสัมพันธ์กับความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 ถ้าค่า α เพิ่มขึ้น ค่า β จะลดลง และอำนาจการทดสอบ (1 –) จะเพิ่มขึ้น หรืออาจกล่าวได้ว่าค่า α มีความสัมพันธ์ในทางตรงกับอำนาจการทดสอบแต่มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับ β

ระดับนัยสำคัญ (significant level) หมายถึง ความน่าจะเป็นที่กำหนดเป็นเกณฑ์ในการตัดสินใจการยอมรับหรือปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ หรือความน่าจะเป็นที่จะเกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ในการทดสอบสมมติฐานทางสถิติ นักวิจัยจะกำหนดระดับนัยสำคัญหรือระดับการเกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ให้น้อยที่สุดเท่าที่จะทำได้ ซึ่งจะนิยมใช้ α = .05 หรือ α = .01 โดยที่ความหมายระดับนัยสำคัญที่ .05 ก็คือ โอกาสที่จะเกิดความผิดพลาดในการทดสอบสมมติฐานมี 5% นั่นคือมีความเชื่อถือได้ 95% และระดับนัยสำคัญที่ .01 ก็คือ โอกาสที่จะเกิดความผิดพลาดในการทดสอบสมมติฐานมี 1% นั่นคือมีความเชื่อถือได้ 99%

ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

เพื่อเป็นแนวทางให้ผู้ใช้สถิติมีข้อสรุป และหลักฐานในการเลือกใช้สถิติทดสอบเอฟ สำหรับการทดสอบสมมติฐานความเท่ากันของค่าเฉลี่ยของประชากร ให้เหมาะสมกับสภาพของข้อมูล และข้อตกลงเบื้องต้นของสถิติทดสอบ เพื่อควบคุมการเกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และเพิ่มอำนาจการทดสอบ

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทที่ 2

เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ในการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยขอนำเสนอแนวคิด ทฤษฎี ซึ่งได้มาจากการศึกษาเอกสาร ตำราการศึกษา บทความ และงานวิจัยที่เกี่ยวข้องโดยนำเสนอเป็นตอน ๆ รวมทั้งสิ้น 6 ตอน ดังนี้

ตอนที่ 1 หลักการวิเคราะห์ความแปรปรวนในแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด

ตอนที่ 2 ข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน

ตอนที่ 3 การแจกแจงเอฟ

ตอนที่ 4 เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของ Bradley และ Cochran

ตอนที่ 5 การใช้โปรแกรม MATLAB

ตอนที่ 6 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ตอนที่ 1 หลักการวิเคราะห์ความแปรปรวนในแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด

ในการทดสอบเพื่อเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากร 2 ประชากร ทดสอบสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานอาจเป็น สถิติทดสอบ Z หรือสถิติทดสอบ t แต่ในกรณีที่ต้องการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากรตั้งแต่ 3 ประชากรขึ้นไป การทดสอบโดยใช้สถิติทดสอบ Z หรือสถิติทดสอบ t จะต้องกระทำกับทุกคู่ของประชากร ซึ่งทำให้ต้องใช้เวลามากในการคำนวณ และอาจทำให้ผลการทดสอบมีโอกาสผิดพลาดมากขึ้น คือโอกาสที่ผู้วิจัยจะปฏิเสธสมมติฐานที่เป็นจริง (type I error) มีค่าสูงขึ้น นอกจากนี้ผลสรุปที่ได้ก็ไม่ค่อยให้ ความหมายที่ชัดเจน ทำให้ประโยชน์ที่ได้รับจากการทดสอบไม่ดีเท่าที่ควร

ดังนั้นในปี ค.ศ. 1923 เซอร์โรนัล ฟิชเชอร์ นักสถิติชาวอังกฤษ จึงคิดวิธีการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากรที่มากกว่า 2 กลุ่มขึ้น ไป เรียกว่า การวิเคราะห์ความแปรปรวน (analysis of variance: ANOVA) โดยมีสมมติฐานในการทดสอบว่า ค่าเฉลี่ยของกลุ่มที่นำมาทดสอบทุกกลุ่มไม่แตกต่างกัน

H_0 : $\mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k$

H_1 : มีค่าเฉลี่ยอย่างน้อย 2 ค่าที่แตกต่างกัน

สถิติที่นำมาทดสอบในการวิเคราะห์ความแปรปรวน คือ อัตราส่วนเอฟ (F-ratio) หรือสถิติทดสอบเอฟ (F-test) ซึ่งเป็นตัวสถิติทดสอบที่มีสมบัติ ความแกร่งหรือทนทาน (robustness) ต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ด้วย

โมเดลสำหรับการวิเคราะห์ความแปรปรวน

การวิเคราะห์ความแปรปรวน สามารถประยุกต์ใช้ได้หลายแบบด้วยกัน ขึ้นอยู่กับการออกแบบการทดลอง ซึ่งมีลักษณะการใช้ที่สำคัญๆ ดังนี้

1. ตัวแปรอิสระ 1 ตัว หลายระดับการทดลอง และตัวแปรตาม 1 ตัว มีดังนี้
   1.1 การวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบสุ่มตลอด (completely randomized design)
   1.2 การวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบกลุ่มสุ่ม (randomized block design)
   1.3 การวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบจัตุรัสลาติน (latin square design)
2. ตัวแปรอิสระหลายตัว แต่ละตัวมีหลายระดับการทดลอง ตัวแปรตาม 1 ตัว มีดังนี้
   2.1 การวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบแฟคทอเรียล (factorial design)
   2.2 การวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบแยกส่วน (spilt – plot design)

เนื่องจากการวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้วิธีการวิเคราะห์ความแปรปรวนถูกนำมาใช้มากในการวิจัยเชิงทดลอง ซึ่งในงานวิจัยเล่มนี้จะนำเสนอการวิเคราะห์ความแปรปรวนในแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด

แผนการทดลองแบบสุ่มตลอด (completely randomized design: CR-p) เป็นแบบการทดลองที่เหมาะกับหน่วยทดลองที่ มีความสม่ำเสมอกัน หมายถึง หน่วยทดลองที่มีปัจจัยหรือสาเหตุ ที่จะมีผลกระทบต่อลักษณะที่ต้องการศึกษา เหมือนกันหมดทุกหน่วยทดลอง ดังนั้นการที่หน่วยทดลองใดจะได้รับวิธีทดลองใด จึงไม่ทำให้เกิดการได้เปรียบหรือเสียเปรียบระหว่างวิธีทดลอง หลักการสำคัญของแผนการทดลองนี้ คือ การจัดวิธีทดลองให้กับหน่วยทดลอง หรือจัดหน่วยทดลองให้กับวิธีทดลองจะต้องเป็นไปโดยสุ่ม ไม่มีข้อจำกัดเกี่ยวกับการสุ่ม และแผนการทดลองแบบสุ่มตลอดนี้สามารถใช้กับการทดลองที่มีวิธีทดลองจำนวนมากๆได้ และแต่ละวิธีทดลองไม่จำเป็นต้องใช้จำนวนหน่วยทดลองเท่ากันหรือทำซ้ำเท่ากัน

ในการทำการวิเคราะห์ข้อมูลของแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด จะใช้ความแปรปรวนทางเดียว (one-way ANOVA) ซึ่งมีข้อตกลงเบื้องต้นในการทำการวิเคราะห์ดังนี้

1. กลุ่มตัวอย่างถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงปกติ (normality)
2. กลุ่มตัวอย่างถูกสุ่มมาจากประชากรที่เป็นอิสระต่อกัน (independent)
3. ความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มต้องเท่ากัน (homogeneity)

แผนการทดลองแบบสุ่มตลอดมีตัวแบบดังนี้

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{ij}$$

$$i = 1,2,\dots,n$$

$$j = 1,2,\dots,k$$

เมื่อ μ คือ ค่าเฉลี่ยรวมของประชากร

α_j คือ ผลของทรีทเมนต์ระดับที่ j

ε_{ij} คือ อัตราความคลาดเคลื่อนจากการทดลอง

สมมติฐานสำหรับการทดสอบ

สำหรับปัจจัยทดลองเป็นปัจจัยคงที่ (fixed factor)

H_0 : $\mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k$

H_1 : $\mu_i \neq \mu_j$ มีอย่างน้อย 1 คู่

การวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือการทดสอบเอฟสำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด เพื่อทดสอบเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของวิธีทดลอง แสดงดังตารางที่ 2.1

ตารางที่ 2.1 การวิเคราะห์ความแปรปรวนของแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด

Source of Variation	df	Sum of Square	Mean of Square	F
Treatment	$k-1$	$SSB = \sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n} n_j\left(\bar{x}_j - \bar{x}\right)^2$	$MSB = \frac{SSB}{k-1}$	$\frac{MSB}{MSW}$
Error	$k(n-1)$	$SSW = \sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n}\left(x_{ij} - \bar{x}_j\right)^2$	$MSW = \frac{SSW}{k(n-1)}$	
Total	$nk-1$	$SST = \sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n}\left(x_{ij} - \bar{x}\right)^2$		

เกณฑ์ในการตัดสินใจของการทดสอบเอฟ

ในการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือการทดสอบเอฟ จะปฏิเสธ สมมติฐานศูนย์ เมื่อค่าสถิติทดสอบเอฟจากการคำนวณมีค่ามากกว่าค่าสถิติทดสอบเอฟที่ได้จากการเปิดตารางเอฟที่ระดับนัยสำคัญ α และองศาความเป็นอิสระ $\nu_1 = k-1$ และ $\nu_2 = k(n-1)$ ภายใต้สมมติฐานศูนย์ สามารถเขียนแทนด้วย $F_{\alpha[k-1,k(n-1)]}$

ตอนที่ 2 ข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน

ข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการแจกแจงปกติ (Normality)

อนันต์ชัย เขื่อนธรรม (2549) ได้สรุปเกี่ยวกับข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการแจกแจงปกติไว้ว่า ตัวสถิติทดสอบเอฟ ค่อนข้างจะทนทาน (robust) ต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงในข้อนี้ นั่นคือ ประชากรที่มีความเบ้ จะมีผลกระทบต่อระดับนัยสำคัญและอำนาจการทดสอบเพียงเล็กน้อย แต่ถ้าประชากรมีความโด่งไม่ปกติ จะมีผลกระทบต่อระดับนัยสำคัญเพียงเล็กน้อย แต่อาจจะมีผลต่ออำนาจการทดสอบค่อนข้างมาก ถ้าใช้จำนวนซ้ำน้อย ในการทดสอบสามารถเลือกใช้สถิติได้หลายวิธี เช่น วิธีทดสอบของ Kolmogorov-Smirnov วิธีทดสอบของ Shapiro-Wilk วิธีทดสอบของ Anderson-Darling และวิธีทดสอบของ D' Agostino ซึ่งวิธีทดสอบของ Shapiro-Wilk และวิธีทดสอบของ Anderson-Darling ให้อำนาจการทดสอบสูงกว่าวิธีอื่นๆ

ข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเป็นอิสระ (independence)

การสุ่มกลุ่มตัวอย่างหรือสุ่มทรีทเมนต์ให้หน่วยทดลอง จะทำให้ความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระต่อกัน การสุ่มจึงมีความจำเป็นในการทดลอง การที่ประชากรมีการแจกแจงปกติหรือใกล้เคียงปกติ จะทำให้ตัวตั้งและตัวหารของสถิติทดสอบเอฟ เป็นอิสระต่อกัน ในกรณีที่ข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเป็นอิสระถูกฝ่าฝืน จะมีผลกระทบอย่างมากต่อทั้งระดับนัยสำคัญและอำนาจการทดสอบ

ข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับเอกพันธ์ของความแปรปรวน (homogeneity of variance)

สำหรับในกรณีที่ไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นในเรื่องความเป็น เอกพันธ์ ของความแปรปรวน มีผู้ศึกษาและกล่าวไว้ดังนี้

อนันต์ชัย เขื่อนธรรม (2549) กล่าวว่า ในกรณีที่ความแปรปรวนต่างกันพอสม ควร จะมีผลกระทบต่อระดับนัยสำคัญและอำนาจการทดสอบไม่มากนักถ้ามีจำนวนซ้ำเท่ากัน แต่ถ้าจำนวนซ้ำต่างกันหรือความแปรปรวนต่างกันมาก จะมีผลกระทบอย่างมากต่อระดับนัยสำคัญของการทดสอบ

Cochran and Cox (1976) กล่าวว่า ถ้าสถิติทดสอบเอฟ ไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้น จะเกิดผลกระทบทั้งระดับนัยสำคัญและความไวของการทดสอบ

Scheffe (1970) ได้ศึกษาผลจากการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นในเรื่องความเป็น เอกพันธ์ของความแปรปรวน กรณีที่ศึกษาจำนวนวิธีทดลองมากกว่า 2 กลุ่ม เมื่อมีจำนวนซ้ำเท่ากันและมีขนาดใหญ่ พบว่าค วามน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะใหญ่กว่าระดับนัยสำคัญ

สำหรับกรณีจำนวนซ้ำเท่ากันและมีขนาดเล็ก การขาดข้อตกลงเบื้องต้นข้อนี้มีผลกระทบอย่างมากต่อความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

การตรวจสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน

สำหรับตัวสถิติทดสอบที่ใช้ตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นในเรื่องความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนมีหลายวิธี ดังต่อไปนี้

1. **วิธีทดสอบของของฮาร์ทเลย์** (Hartley's test)

คำนวณค่าทดสอบสถิติ ดังนี้

$$F_{\max} = \frac{S^2_{\max}}{S^2_{\min}}$$

เมื่อ $S^2_{\max}$ = ความแปรปรวนที่มีค่ามากที่สุด

$S^2_{\min}$ = ความแปรปรวนที่มีค่าน้อยที่สุด

โดยค่าทดสอบ $F_{\max}$ มีค่า df เป็น

df ตัวตั้ง = k

df ตัวหาร = n-1 กรณีที่มีจำนวนซ้ำเท่ากัน = n

หรือ df ตัวหาร = n_i-1 เมื่อ n_i มีค่าสูงสุด กรณีที่มีจำนวนซ้ำไม่เท่ากัน

ถ้า $F_{max} > F_{min}$ จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์โดยค่าวิกฤต $F_{max,\alpha}$ เปิดจากตาราง

2. **วิธีทดสอบของคอคคราน** (Cochran's test)

คำนวณค่าทดสอบสถิติ ดังนี้

$$C = \frac{S^2_{\max}}{\sum S_i^2}$$

เมื่อ $\sum S_i^2$ = ผลรวมความแปรปรวนของทุกทรีทเมนต์

ค่าทดสอบ C มีค่า df ดังนี้

df ตัวตั้ง = k

df ตัวหาร = n-1 กรณีที่มีจำนวนซ้ำเท่ากัน = n

หรือ df ตัวหาร = n_i-1 เมื่อ n_i มีค่าสูงสุด กรณีที่มีจำนวนซ้ำไม่เท่ากัน

ถ้า $C > C_\alpha$ จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์โดยค่าวิกฤต C_α เปิดจากตาราง

3. **วิธีทดสอบของบาร์ทเลต** (Bartlett's test)

คำนวณค่าทดสอบสถิติ ดังนี้

$$\chi^2 = M / C \quad , \text{ df = k-1}$$

เมื่อ
$$M = 2.3026\left\{\left[\sum_i (n_i - 1)\right]\log \overline{S}^2 - \sum_i (n_i - 1)\log S_i^2\right\}$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)}\left[\sum_i \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{\sum_i (n_i - 1)}\right]$$

โดย
$$\overline{S}^2 = \frac{\sum_i (n_i - 1)S_i^2}{\sum_i (n_i - 1)}$$

ถ้า $\chi^2 > \chi^2_\alpha$ จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์โดยค่าวิกฤต χ^2_α เปิดจากตาราง

4. **วิธีทดสอบของเลอวีน** (Levene's test)

วิธีทดสอบของเลอวีนที่นำมาใช้กับข้อมูลที่ถูกจำแนกทางเดียว หรือ ข้อมูลที่ได้จากการใช้แผนการทดลองแบบสุ่มตลอด มีขั้นตอนในการคำนวณหาค่าวิกฤต ดังนี้

1. คำนวณหาค่าเฉลี่ยของแต่ละทรีทเมนต์ $(\overline{y}_{i.})$
2. คำนวณหาค่าสมบูรณ์ของส่วนเบี่ยงเบนจากค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตแต่ละค่า

$$|e_{ij}| = |Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}|$$

ซึ่งในกรณีของข้อมูลที่ได้จากแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด

ค่า $e_{ij} = Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}$ คือค่าความคลาดเคลื่อนของการทดลอง

3. นำค่า $|e_{ij}|$ มาวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบจำแนกทางเดียว (one-way analysis of variance) ค่าทดสอบเอฟที่คำนวณได้ เป็นค่าทดสอบสถิติ กล่าว คือ สมมติฐานศูนย์จะถูกปฏิเสธ ถ้า $F > F_\alpha$

วิธีทดสอบเอกพันธ์ของความแปรปรวนหลายๆวิธี ดังกล่าวมานั้น ผลจากการศึกษาพบว่า วิธีของเลอวีนเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพสูงกว่าวิธีทดสอบแบบอื่นๆ โดยสามารถใช้ได้ทั้งกรณีที่มีจำนวนซ้ำเท่ากันและไม่เท่ากัน ทั้งยังเป็นวิธีทดสอบที่มีคุณสมบัติที่ทนทานต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ ในขณะที่วิธีของฮาร์ทเลย์ และ คอคราน จะมีความไว (sensitive) ในการตรวจสอบค่อนข้างต่ำ และไม่เหมาะที่จะนำมาใช้ในกรณีที่ มีจำนวนซ้ำแตกต่างกันมากๆ ส่วนวิธีทดสอบของบาร์ทเลต สามารถใช้ได้ทั้งกรณีที่มีจำนวนซ้ำเท่ากันและไม่เท่ากัน แต่มีข้อเสียตรงที่ไม่มีความทนทานต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการแจกแจงปกติ (robust to normality)

กล่าวคือ วิธีของ บาร์ทเลต ค่อนข้างจะมีความไวต่ อข้อมูลที่แจกแจงไม่ปกติ โดยเฉพาะอย่างยิ่ง ข้อมูลที่มีความโด่งมากกว่าปกติ (leptokurtic) วิธีทดสอบของ บาร์ทเลต จะมีโอกาสที่จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์มากกว่าที่ควรจะเป็น

ตอนที่ 3 การแจกแจงเอฟ

สถิติที่ใช้ทดสอบสมมติฐานทางสถิติในการวิเคราะห์ความแ ปรปรวนคือ สถิติทดสอบ เอฟ (F-test) สถิติทดสอบ เอฟเป็นสถิติที่มีพื้นฐานมาจากการแจกแจงเอฟ (F-distribution) ซึ่งเป็นตัวแบบการแจกแจงทางคณิตศาสตร์ที่ตั้งชื่อตามชื่อของฟิชเชอร์ (Sir Ronald A. Fisher) นักสถิติชาวอังกฤษ เป็นผู้พัฒนาตัวแบบนี้

เรานิยามให้ตัวแปร F $= \dfrac{S_1^2}{S_2^2}$ (ภายใต้สมมติฐานว่า $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) จึงทำให้ได้ F เป็นสัดส่วนของการแจกแจงไคสแควร์ที่เป็นอิสระต่อกัน 2 ชุด โดยแต่ละชุดหารด้วยองศาของความเป็นอิสระ (ν) ดังแสดงต่อไปนี้

$$F_{(n_1-1),(n_2-1)} = \frac{\sigma_1^2 \chi^2_{(n_1-1)} / n_1 - 1}{\sigma_2^2 \chi^2_{(n_2-1)} / n_2 - 1}$$

$$= \frac{\chi^2_{(n_1-1)} / n_1 - 1}{\chi^2_{(n_2-1)} / n_2 - 1}$$

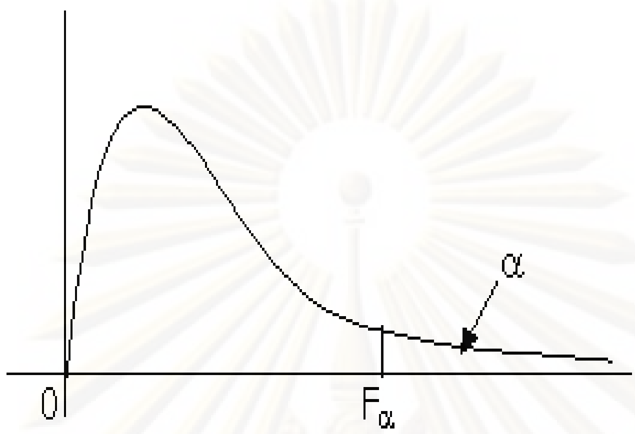
$$\therefore F_{\nu_1,\nu_2} = \frac{\chi^2_{(\nu_1)} / \nu_1}{\chi^2_{(\nu_2)} / \nu_2}$$

เมื่อ $\nu_1 = n_1 - 1$ และ $\nu_2 = n_2 - 1$

คุณสมบัติของการแจกแจงเอฟ

1. การแจกแจงเอฟขึ้นอยู่กับ ν_1 และ ν_2 เพราะ F มีค่าขององศาความเป็นอิสระ (ν) 2 ค่า และพิสัยของค่า F อยู่ระหว่าง $0 \le F \le \infty$
2. เป็นการแจกแจงแบบเบ้ขวา หรือเบ้ในทางบวก (positively skewed)
3. เป็นการแจกแจงที่มีจุดสูงสุดของโค้งเพียงยอดเดียว (unimodal)
4. การแจกแจงเอฟมีค่าเฉลี่ยเลขคณิต เท่ากับ $\dfrac{\nu_2}{\nu_2 - 2}$ และความแปรปรวนเท่ากับ $\dfrac{\nu_2^2(\nu_1+2)}{\nu_1(\nu_1-2)(\nu_2-4)}$
5. รูปแบบการแจกแจง $F_{(\nu_1,\nu_2)}$ ไม่เหมือนกับการแจกแจงของ $F_{(\nu_2,\nu_1)}$ เพราะกำลังของ F ในเศษเปลี่ยนไป และ ${}_{1-p}F_{\nu_1,\nu_2} = \dfrac{1}{{}_pF_{\nu_2,\nu_1}}$ เมื่อ P คือระดับของความมีนัยสำคัญ

ภาพที่ 2.1 กราฟแสดงพื้นที่ความน่าจะเป็นแบบเอฟทางด้านขวา



ความสำคัญของการแจกแจงเอฟ

การแจกแจงเอฟสามารถนำไปใช้ประโยชน์ในการทดสอบสถิติ เช่น

1. ทดสอบความแตกต่างระหว่างความแปรปรวนของประชากร 2 ชุด

2. ทดสอบเกี่ยวกับค่าเฉลี่ยเลขคณิตของประชากรที่แจกแจงปกติ แต่ไม่ทราบความแปรปรวน

3. ทดสอบเกี่ยวกับสัดส่วน

4. เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยเลขคณิตของประชากรสองชุด ซึ่งมีการแจกแจงปกติ และไม่ทราบค่าความแปรปรวน แต่ตั้งสมมติฐานไว้ว่ามีค่าเท่ากัน

5. วิเคราะห์ความแปรปรวน เพื่อเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยเลขคณิตของประชากรสองชุดขึ้นไป

ตอนที่ 4 เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของ Bradley และ Cochran

ในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะใช้เกณฑ์ของ Bradley (1978: อ้างถึงใน สุพัตรา ชะมะบูรณ์ , 2546) และเกณฑ์ของ Cochran (1954: อ้างถึงใน กิ่งทอง ยงยุทธมีชัย, 2539) ดังรายละเอียดต่อไปนี้

ตามเกณฑ์ของ Bradley

ถ้าค่า τ เป็นอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่เกิดจากการทดลอง เมื่อ τ อยู่ในช่วง $(0.5\alpha, \ 1.5\alpha)$ จะถือว่าการทดสอบนั้นสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ หมายความว่า

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .05 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.025, .075)

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .01 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.005, .015)

ตามเกณฑ์ของ Cochran

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .05 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.04, .06)

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .01 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.007, .015)

จึงจะถือว่าการทดสอบนั้นสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้เท่ากับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

จากผลการทดลองถ้าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของการทดสอบอยู่นอกขอบเขตที่ระบุจะถือว่าการทดสอบนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ซึ่งแยกเป็น 2 กรณีคือ

1. กรณีที่ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าขอบเขตบนของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา จะถือว่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญที่ระบุ ($\tau > \alpha$)

2. กรณีที่ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าน้อยกว่าขอบเขตล่างของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา จะถือว่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่ระบุ ($\tau < \alpha$)

ส่วนกรณีที่สามารถควบคุมอั ตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จะถือว่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าเท่ากับอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่ระบุ ($\tau = \alpha$)

ตอนที่ 5 การใช้โปรแกรม MATLAB

โปรแกรม MATLAB

MATLAB ย่อมาจาก MATrix LABoratory เป็นภาษาคอมพิวเตอร์ชั้นสูง (high-level language) พัฒนาขึ้นโดยบริษัท MathWorks Inc. เพื่อใช้ในการคำนวณเชิงตัวเลข กราฟฟิกที่ซับซ้อน และการจำลองแบบเพื่อให้มองภาพพจน์ได้ง่ายและชัดเจน ง่ายต่อการใช้งาน มีความรวดเร็ว และการเขียนโปรแกรมไม่ยุ่งยาก เนื่องจากเป็นโปรแกรมที่มีการพัฒนาอย่ างไม่หยุดยั้ง และเป็นโปรแกรมที่ง่ายต่อความเข้าใจ การเขียนโปรแกรมไม่ซับซ้อน และเมื่อนำไปใช้งานแล้วสามารถเห็นผลลัพธ์ได้อย่างรวดเร็ว และปัจจุบันก็กำลังได้รับความนิยมถูกนำไปใช้งานกันอย่างกว้างขวางในสาขาต่าง ๆ

โครงสร้างของ MATLAB

โครงสร้างของโปรแกรม MATLAB ประกอบด้วย 5 ส่วนใหญ่ ๆ คือ

1. ภาษาโปรแกรม MATLAB เป็นโปรแกรมภาษาชั้นสูงที่ใช้ควบคุม flow statements ฟังก์ชัน โครงสร้างข้อมูล อินพุท /เอ้าท์พุท และลักษณะโปรแกรม object-oriented programming ทำให้การเขียนโปรแกรมไม่ยุ่งยากเมื่อเทียบกับการเขียนโปรแกรมด้วยภาษาอื่น ๆ

2. สถาปัตยกรรมในการทำงานของ MATLAB มีกลุ่มเครื่องมือที่เป็นประโยชน์สำหรับการทำงานของผู้ใช้โปรแกรม หรือโปรแกรมเมอร์ ประโยชน์ที่กล่าวคือการจัดการตัวแปรใน workspace การนำข้อมูลหรือการผ่านค่าตัวแปรเข้า ออก และกลุ่มเครื่องมือต่าง ๆ นี้ก็จะใช้สำหรับพัฒนา จัดการ ตรวจสอบความผิดพลาดของโปรแกรมที่ได้เขียนขึ้น

3. ฟังก์ชันในการคำนวณทางคณิตศาสตร์ มีไลบรารีทั่วไปที่ใช้ในการคำนวณอย่างกว้างสามารถนำไปประยุกต์ใช้เป็นฟังก์ชันหรือไลบรารีเพิ่มเติมขึ้นจากไลบรารีที่ใช้กันโดยทั่วไป

4. handle graphics ระบบกราฟฟิกของ MATLAB จะประกอบด้วยคำสั่งชั้นสูงสำหรับการพล็อตกราฟโดยมีพื้นฐานอยู่บนแนวความคิดที่ว่าทุก ๆ สิ่งบนหน้าต่างรูปภาพของโปรแกรมจะเป็นวัตถุซึ่งมีเอกลักษณ์เฉพาะตัว handle graphics ประกอบด้วยคำสั่งชั้นสูงไว้เลือกใช้ในการสร้าง graphic user interface บนพื้นฐานการประยุกต์ใช้งาน และยังมีฟังก์ชันสำหรับการแสดงภาพสองมิติ ภาพสามมิติและการสร้างภาพเคลื่อนไหว

5. the MATLAB application program interface (API) ใช้เพื่อสนับสนุนการติดต่อจากภายนอกโดยใช้โปรแกรมเป็น max ไฟล์ซึ่งเป็นไฟล์ที่เขียนขึ้นโดยใช้ max ฟังก์ชันใน MATLAB ซึ่งจะเรียกใช้รูทีนจากโปรแกรมภาษา C และ Fortran

ข้อดีของโปรแกรม MATLAB

ลักษณะเด่นที่ง่ายต่อการใช้งานของโปรแกรม MATLAB (มนัส สังวรศิลป์, วรรัตน์ ภัทรอมรกุล ; 2543, หน้า 18) มีดังนี้

1. มีฟังก์ชันคณิตศาสตร์ให้เลือกใช้ในการคำนว ณมากมายตลอดจนเราสามารถสร้างฟังก์ชันขึ้นมาใช้งานได้เองในสาขาที่ต้องการ

2. Algorithm พัฒนาได้ง่ายไม่ยุ่งยาก สามารถแก้ไขปัญหาทางด้านคณิตศาสตร์ที่มีความซับซ้อนได้ง่าย และรวดเร็วกว่าโปรแกรมภาษาอื่น ๆ

3. มีโครงสร้างแบบจำลองซึ่งเป็น package ที่เรานำไปสร้างบล็อกไดอ ะแกรมเพื่อใช้ทดสอบ และประเมินผลระบบ dynamic ต่าง ๆ ก่อนนำไปใช้งานจริง

4. สามารถวิเคราะห์และตรวจสอบข้อมูลได้ง่ายและรวดเร็ว

5. นำไปใช้ในงานทางด้านกราฟฟิกได้เป็นอย่างดีทั้งในด้านการแสดงภาพตั้งแต่สองมิติที่เป็น rectangular polar stair bar รวมทั้งภาพสามมิติในรูปแบบพื้นผิว (surface) และระดับสูงต่ำ (contour) ตลอดจนสามารถนำภาพมาต่อกัน และเก็บไว้เพื่อที่จะสร้างเป็นภาพเคลื่อนไหวได้อีกด้วย

6. ประยุกต์ใช้ในการสร้างรูปแบบ graphical user interface ได้โดยการเลือกใช้ object และเมนูต่าง ๆ โดยโปรแกรม MATLAB จะมีเครื่องมือให้เลือกใช้ เช่น เมนู รายการ ปุ่มกด และ fieds object ต่าง ๆ เพื่อให้ผู้ใช้สามารถเลือกนำไปใช้ในการทำงานปฏิสัมพันธ์กันระหว่างผู้ใช้กับเครื่องคอมพิวเตอร์ได้

7. ทำการประมวลผลร่วมกับโปรแกรมอื่นได้ ด้วยการเขียนฟังก์ชันที่เป็น max ไฟล์โดยโปรแกรม MATLAB จะเรียกใช้รูทีนจากโปรแกรมภาษา C และ Fortran

ตอนที่ 6 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

สมทรง สุบุญสันธ์ (2531) ได้ศึกษาเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบ 3 แบบคือ สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบเอฟสตาร์ และสถิติทดสอบยู เมื่อกลุ่มตัวอย่างสุ่มจากประชากรที่แจกแจงปกติ และมีความแปรปรวนเท่ากันและแตกต่างกัน โดยมีจำนวนกลุ่มตัวอย่าง 4 กลุ่มที่เท่ากันและไม่เท่ากันอย่างละ 8 ขนาด และมีอัตราส่วนความแปรปรวนเป็น 1:1:1:1, 1:1:1:4, 1:1:4:4, 1:1:2:4 และ 1:2:3:4 พบว่า

1. สถิติทดสอบเอฟสตาร์ มีควา มสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้มากกว่าสถิติทดสอบเอฟ และสถิติทดสอบยู โดยสามารถควบคุมได้เกือบทุกสถานการณ์ คือทั้งกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและใหญ่ กลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน และความแปรปรวนของประชากรเท่ากันและไม่เท่ากัน

2. สถิติทดสอบเอฟ มีความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามที่ระบุทั้ง α = .05 และ α = .01 เฉพาะเมื่อความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน โดยใช้กับกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและใหญ่ ทั้งกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน

3. สถิติทดสอบยู มีความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามที่ระบุเฉพาะเมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ ทั้งกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากันและไม่เท่ากัน

กรณีของกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กและไม่เท่ากัน เมื่อความแปรปรวนของประชากรต่างกัน สถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ ไม่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามที่ระบุ

กิ่งทอง ยงยุทธมีชัย (2538) ได้ศึกษาเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบค่าเฉลี่ยของประชากร ที่มีความแปรปรวนไม่เท่ ากัน โดยใช้สถิติทดสอบ 5 ตัว ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบแบบ ANOVA F-test ตัวสถิติทดสอบ F ที่มีการแปลงข้อมูลเป็นลอการิทึม (the logarithms transformation) ตัวสถิติทดสอบแบบ Trimmed F's test ตัวสถิติทดสอบแบบ Brown and Forsythe และตัวสถิติทดสอบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน โดยศึกษาค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ พบว่าตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 วิธี สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงปกติที่มีอัตราส่วนของส่วนเบี่ย งเบนมาตรฐานเท่ากัน แต่กรณีที่อัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานแตกต่างกัน ตัวสถิติทดสอบเอฟ ที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal และ ตัวสถิติทดสอบแบบ Brown and Forsythe สามารถ ควบคุม ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ส่วนค่าอำนาจการทดสอบ ตัวสถิติทดสอบแบบ ANOVA F-test และตัวสถิติทดสอบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal มีค่าอำนาจการทดสอบสูงในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงปกติ ที่มีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากัน แต่ในกรณีที่ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานต่างกันเป็น (1:1.1:1.2), (1:1.3:1.4) และ (1:1.8:2) ทุกขนาดตัวอย่าง ตัวสถิติทดส อบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal มีอำนาจการทดสอบสูง แต่ในกรณีที่อัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานแตกต่างกันเป็น (1:2:3) และ (1:3:5) สามารถใช้ตัวสถิติทดสอบแบบ Brown and Forsythe ทุกขนาดตัวอย่าง

พรพล คงอิ่ม (2548) ได้ศึกษาการแก้ไขปัญหาเกี่ยวกับความไม่เป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนในแผนแบบการทดลองสุ่มตลอด โดยทำการแปลงข้อมูลโดยใช้เลขยกกำลังค่าต่างๆ และพิจารณาว่าวิธีใดเหมาะสมที่สุดในการแก้ไขปัญหาความไม่เป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนลักษณะต่างๆ ผลการศึกษาสรุปได้ว่า โดยส่วนใหญ่ การแปลงข้อมูลด้วยค่าพารามิเตอร์ยกกำลังเป็น -.05 และ .00 เป็นวิธีการแปลงข้อมูลที่เหมาะสมในการแก้ปัญหา แต่พึงระวังปัญหาข้อมูลที่แปลงแล้วจะไม่มีการแจกแจงปกติ เมื่อจำนวนซ้ำในการทดลองมากขึ้น การแปลงข้อมูลด้วยพารามิเตอร์ยกกำลังเป็น .00 มีความเหมาะสมในทุกระดับควา มแตกต่างของอัตราส่วนความแปรปรวน ในการแปลงข้อมูลด้วยค่าพารามิเตอร์ยกกำลังเป็น .05 มีค่าสัดส่วนของข้อมูลภายหลังการแปลง ยังคงมีการแจกแจงปกติสูงที่สุดทุกกรณี

สุพัตรา ชะมะบูรณ์ (2546) ได้ทำการเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของสถิติเอฟ สถิติทดสอบฟรีดแมน และสถิติทดสอบนอร์มอล -สกอร์สำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มในบล็อคสมบูรณ์พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้สูงสุดรองลงมาเป็นสถิติ

ทดสอบนอร์มอล -สกอร์ และสถิติทดสอบฟรีดแมน แต่เมื่อจำนวนบ ล็อคเพิ่มขึ้นสถิติทดสอบแบบนอนพาราเมตริกซ์ทั้ง 3 วิธี สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ใกล้เคียงกับสถิติทดสอบเอฟ ทั้งในกรณีที่ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และแบบโลจิสติก ส่วนอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบแบบนอร์ -มอลสกอร์ มีค่ามากกว่าอำนาจการ ทดสอ บของสถิติทดสอบเอฟ ส่วนสถิติทดสอบฟรีดแมนไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จึงไม่ได้นำมาทำการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ เมื่อขนาดของการทดลองมีขนาดเล็ก แต่เมื่อจำนวน ทรีทเมนต์ และจำนวนบล็อกเพิ่มขึ้นสถิติทดสอบเอฟมีอำนาจการทดสอบใกล้เคียงกับสถิติทดสอบแบบนอนพาราเมตริกทั้ง 3 วิธี เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์มาก และความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และแบบโลจิสติก

วินัย โพธิ์สุวรรณ (2534) ได้ทำการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบสำหรับทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน ของประชากร 3 กลุ่ม และ 4 กลุ่ม โดยใช้ตัวสถิติทดสอบ 3 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบบาร์ทเลต สถิติทดสอบโอบรีน และสถิติทดสอบสแควร์แรงค์ ภายใต้การแจกแจงปกติ การแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล การแจกแจงไวบูลล์ และการแจกแจงที สำหรับกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน เมื่ออัตราส่วนของความแปรปรวนต่างๆ กันที่ระดับนัย สำคัญ .01 และ .05 พบว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติ สถิติทดสอบบาร์ทเลตมีอำนาจการทดสอบสูงที่สุด รองลงมาคือสถิติทดสอบโอบรีน เมื่อประชากรมีการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล หรือ ที สถิติทดสอบโอบรีนมีอำนาจการทดสอบสูงสุด รองลงมาคือสถิติทดสอบสแควร์แรงค์ เมื่อประชากรมีการ แจกแจงไวบูลล์ และขนาดตัวอย่างเท่ากัน สถิติทดสอบสแควร์แรงค์มีอำนาจการทดสอบสูงสุด รองลงมาคือสถิติทดสอบ โอบรีน แต่ถ้าขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน สถิติทดสอบบาร์ทเลตมีอำนาจการทดสอบสูงสุด

นันทวัน บำรุงสวัสดิ์ (2534) ได้ทำการเปรียบเทียบวิธีทดสอบความเท่ากันของค่าเฉลี่ ยเมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน ของประชากร 3 กลุ่ม และ 6 กลุ่ม โดยใช้สถิติทดสอบ 3 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบ Brown and Forsythe สถิติทดสอบ Marascuilo และสถิติทดสอบ ANOVA F – test ที่มีการแจกแจงปกติ พบว่า เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน สถิติทดสอบทั้ง 3 ตัว สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่ถ้าอัตราส่วนความแปรปรวนไม่เท่ากัน สถิติทดสอบ Brown and Forsythe และสถิติทดสอบ Marascuilo สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบ ANOVA F – test ส่วนอำนาจการทดสอบ เมื่อตัวอย่างขนาด เล็กและประชากรมีการแจกแจงปกติที่มีอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน สถิติทดสอบ ANOVA F – test มีอำนาจการทดสอบสูงสุด แต่ที่ตัวอย่างขนาดใหญ่ สถิติทดสอบทั้ง 3

ตัวมีอำนาจการทดสอบเท่ากัน แต่เมื่อประชากรมีอัตราส่วนความแปรปรวนไม่เท่ากันแล้ว สถิติทดสอบ Brown and Forsythe และสถิติทดสอบ Marascuilo ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบ ANOVA F – test

Games, Winkler and Probert (1972) ทำการศึกษาเกี่ยวกับความแกร่งสำหรับความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน ของประชากร 3 กลุ่มที่มีกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน เมื่อข้อมูล มีการแจกแจงปกติ และแบบเบ้ ภายใต้ความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน โดยกลุ่มตัวอย่างขนาด 6 ใช้สถิติทดสอบ 5 ตัวได้แก่ สถิติทดสอบบาร์ทเลต (Bartlett test) สถิติทดสอบฮาร์ทเลย์ (F_{max} test) สถิติทดสอบคอคคราน (Cochran test) และสถิติทดสอบเลอวีน (Levene test) อีก 2 ตัวคือ L – A และ L – x^2 พบว่าสถิติทดสอบ Bartlett และ F_{max} มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบตัวอื่นๆ เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนไม่เท่ากันทั้งหมด และถ้าประชากรมีการแจกแจงแบบเบ้เพียงเล็กน้อยจะไม่มีผลต่ออำนาจการทดสอบ

Rogan and Keselman (1977) ทำการศึกษาว่า สถิติทดสอบเอฟมีความแกร่งหรือไม่ เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน โดยใช้สัมประสิทธิ์ความแปรผัน โดยมีกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่มและ 6 กลุ่ม และมีสัมประสิทธิ์ความแปรผันเป็น .20, .40, .80, 1.00 และ 1.38 พบว่า ความแตกต่าง ของความแปรปรวนของประชากรยิ่งมากขึ้น ความแตกต่างระหว่างการประมาณค่าโดยประจักษ์ (empirical estimate) กับระดับนัยสำคัญ (nominal significance levels) จะมากขึ้นด้วย และยิ่งขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้นจะกระทบต่อความไม่เท่ากันของความแปรปรวนน้อยลง สำหรับในกลุ่มตัวอย่างขนา ดใหญ่ และความแตกต่างของความแปรปรวนมีขนาดใหญ่ด้วย อัตราความคลาดเคลื่อนจากการทดลองจะใหญ่กว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุอย่างน้อย 2-4% ซึ่งขัดแย้งกับการทดสอบของ Box ที่รายงานไว้ว่า สถิติทดสอบเอฟจะไม่มีความแกร่ง เมื่อความแปรปรวนของประชากรมีขนาดใหญ่มากและกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กมาก จึงสามารถสรุปได้ว่าสถิติทดสอบเอฟไม่แกร่งต่อความไม่เท่ากันของความแปรปรวนในทุกๆ ระดับของความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ซึ่งขึ้นอยู่กับเงื่อนไขของความแตกต่างของความแปรปรวนและจำนวนกลุ่มตัวอย่าง

Tomarken and Serlin (1986) ได้ศึกษาเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 ตัวในการวิเคราะห์ความแปรปรวน ภายใต้การฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นในด้านความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน สถิติที่ใช้คือ สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบ Welch (V_w) สถิติทดสอบBrown and Forsythe (F^*) สถิติทดสอบ Kruskal-Wallis (H) และสถิติทดสอบ Inverse normal scores (W) จำนวนกลุ่มตัวอย่างเป็น 3 และ 4 กลุ่ม โดยมีเงื่อนไข 4

เงื่อนไขคือ กลุ่มตัวอย่างเท่ากันความแปรปรวนเท่ากัน กลุ่มตัวอย่างเท่ากันความแปรปรวนต่างกัน กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันความแปรปรวนต่างกันและเป็นไปในทิศทางเดียวกัน กลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันความแปรปรวนต่างกันและเป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกัน กำหนดอัตราส่วนของความแปรปรวนสำหรับกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่ม เป็น 12:4:1 และสำหรับกลุ่มตัวอย่าง 4 กลุ่ม เป็น 12:6:4:1 พบว่าสำหรับกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่มและ 4 กลุ่มที่ระดับนัยสำคัญ .05 สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถ ควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ยกเว้นเมื่อกลุ่มตั วอย่างไม่เท่ากันความแปรปรวน ต่างกันและเป็นไปในทิศทางเดียวกัน

Clinch and Keselman (1982) ศึกษาความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบ 3 ตัว ได้แก่สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบเอฟสตาร์ของ Satterthwaite และสถิติทดสอบของ Welch เมื่อประชากรมีการแจกแจง 3 แบบคือ แบบปกติ แบบไคสแควร์ และแบบที ทั้งในกรณีความแปรปรวนของประชากรเท่ากันและไม่เท่ากัน ขนาดของกลุ่มตัวอย่างจำนวน 4 กลุ่ม กรณีกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากันมีขนาด 12 และ 36 กรณีกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันมีขนาด (6, 10, 14 และ 18) และ (18, 30, 42 และ 54) พบว่า

1. เมื่อการแจกแจงของประชากรเป็นแบบปกติ ความแปรปรวนของประชากรต่างกัน และกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน สถิติทดสอบเอฟมีอัตราความคลาดเคลื่อนใหญ่กว่า .05 จำนวน 6 กรณี จาก ทั้งหมด 45 กรณี และเมื่อกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันคู่กับความแปรปรวนไม่เท่ากันในลักษณะ $n_1 < n_2 < n_3 < n_4$ กับ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2 > \sigma_3^2 > \sigma_4^2$ สถิติทดสอบเอฟจะไม่สามารถ ควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในขณะที่สถิติทดสอบเอฟสตาร์สามารถควบคุมได้ดีในเงื่อนไขนี้

2. เมื่อการแจกแจงของประชากรเป็นแบบที สถิติทดสอบของ Welch และสถิติทดสอบเอฟสตาร์ จะสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามเกณฑ์ที่กำหนดในเงื่อนไข $n_1 < n_2 < n_3 < n_4$ กับ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2 > \sigma_3^2 > \sigma_4^2$ ซึ่งสถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมได้

3. อำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบมีค่าใกล้เคียงกัน สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน และสถิติทดสอบของ Welch มีอำนาจการทดสอบมากที่สุด ตามมาด้วยสถิติทดสอบเอฟ และสถิติทดสอบเอฟสตาร์ สำหรับกรณี $n_1 < n_2 < n_3 < n_4$ คู่กับ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2 > \sigma_3^2 > \sigma_4^2$ ไม่สามารถเปรียบเทียบกันได้ เพราะว่ามีสถิติทดสอบเอฟสตาร์เท่านั้น ที่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามเกณฑ์ที่กำหนด

Guo and Luh (2008) ได้ศึกษาการประมาณค่าขนาดกลุ่มตัวอย่างสำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ย เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากันใน one – way ANOVA โดยใช้สถิติทดสอบ 2 ตัว ได้แก่

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สถิติทดสอบ F – test และสถิติทดสอบ Welch F – test ทั้งในกรณีที่มีจำนวนกลุ่มตัวอย่าง 2 , 4 และ 6 กลุ่ม เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากันเป็น (1:1), (1:1:1:1) และ (1:1:1:1:1:1) และอัตราส่วนความแปรปรวนไม่เท่ากันเป็น (1:4), (1:4:9:16) และ (1:1:4:4:9:9) มีอำนาจการทดสอบเป็น .90, .80 และ .70 พบว่า เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และเป็นการแจกแจงปกติ สถิติทดสอบเอฟจะมีค่าอำนาจการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบ Welch F – test แต่เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นสถิติทดสอบ Welch F – test จะมีค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ต่ำกว่าสถิติทดสอบเอฟ จากการศึกษาจะได้ค่าขนาดของกลุ่มตัวอย่างที่เหมาะสมของจำนวนกลุ่มตัวอย่างขนาด 2, 4 และ 6 กลุ่ม เมื่อการทดสอบมีค่าความแปรปรวนไม่เท่ากัน ซึ่งสามารถศึกษาได้เพิ่มเติมจากตารางของ Guo and Luh (2008)

Feir and Toothaker (1974) ได้ศึกษาเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ 2 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบเอฟ และตัวสถิติทดสอบ Kruskal – Wallis เมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาด 4 กลุ่ม ทั้งขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน มีอัตราส่วนความแปรปรวนเป็น (1:1:1:1), (1:2:3:4), (1:4:4:4) และ (1:1:1:4) ทั้งการแจกแจงปกติ และการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล ที่ระดับนัยสำคัญ .10, .05, .025, .01 และ .005 พบว่า

1. เมื่อความแปรปรวนและขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน และมีความสัมพันธ์กันในทิศทางบวก สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าในการแจกแจงปกติ ส่วนสถิติทดสอบ Kruskal – Wallis สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าในการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล แต่เมื่อขนาดกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันสถิติทดสอบเอฟจะสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบ Kruskal – Wallis ทั้งในการแจกแจงปกติและการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล เมื่อความแปรปรวนและขนาดกลุ่มตัวอย่างมีความสัมพันธ์กันในทิศทางลบ สถิติทดสอบ Kruskal – Wallis สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าทั้งในการแจกแจงปกติและการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล และขนาดกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน

2. เมื่อความแปรปรวนและขนาดกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน ตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

3. ในการแจกแจงปกติ เมื่อความแปรปรวนและขนาดกลุ่มตัวอย่างมีความสัมพันธ์กันในทิศทางบวกและทางลบ สถิติทดสอบเอฟจะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบ Kruskal – Wallis ส่วนในการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล เมื่อความแปรปรวนและขนาดกลุ่มตัวอย่างมีความสัมพันธ์กันในทิศทางบวก สถิติทดสอบ Kruskal – Wallis จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

แต่เมื่อความแปรปรวนและขนาดกลุ่มตัวอย่างมีความสัมพันธ์กันในทิศทางลบ สถิติทดสอบทั้ง 2 มีค่าอำนาจการทดสอบไม่แตกต่างกัน

เมื่อเปรียบเทียบตัวสถิติทั้ง 2 สามารถสรุปได้ว่า สถิติทดสอบทั้ง 2 สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้พอๆกัน แต่สถิติทดสอบเอฟจะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบ Kruskal – Wallis

Alexander and Govern (1994) ได้ศึกษาเปรียบเทียบความคลา ดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบใหม่ New normalized t approximation (A) กับสถิติทดสอบเอฟ และสถิติทดสอบ Jame's second order approximation (J) เมื่อมีจำนวนกลุ่มตัวอย่าง 2, 4 และ 6 กลุ่ม ขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน และมีอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 พบว่าสถิติทดสอบ A มีค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ใกล้เคียงกับสถิติทดสอบ J ซึ่งตัวสถิติทั้ง 2 สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบเอฟ เมื่อมีความแปรปรวนแตกต่างกัน ทั้งในกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน ส่วนค่าอำนาจการทดสอบ สถิติทดสอบ J จะมีอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบทั้ง 2 ตัว

จากงานวิจัยที่ศึกษามาข้าง ต้น สามารถสรุป ผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวนและสถิติทดสอบเอฟ แสดงดังตารางที่ 2.2

ตารางที่ 2.2 สรุปผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสถิติทดสอบเอฟ

ชื่อผู้วิจัย	ชื่อเรื่อง	สถิติทดสอบ	จำนวนและขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	การแจกแจง	ผลการวิจัย
สมทรง สุบุญสันธ์ (2531)	การเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบแบบเอฟ เอฟสตาร์ และยู เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน	- F – test - F^* - U	จำนวนกลุ่มตัวอย่าง 4 กลุ่มที่เท่ากันและไม่เท่ากัน	(1:1:1:1), (1:1:1:4), (1:1:4:4), (1:1:2:4) และ (1:2:3:4)	การแจกแจงปกติ	สถิติทดสอบเอฟสตาร์ มีความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้มากกว่าสถิติทดสอบเอฟ และสถิติทดสอบยู โดยสามารถควบคุมได้เกือบทุกสถานการณ์ ส่วนสถิติทดสอบเอฟ จะสามารถ ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามที่ระบุทั้ง α = .05 และ α = .01 เฉพาะเมื่อความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน โดยใช้กับกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและใหญ่ ทั้งกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน และกรณีของกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กและไม่เท่ากัน เมื่อความแปรปรวนของประชากรต่างกัน สถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ ไม่สามารถ ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้
กิ่งทอง ยงยุทธมีชัย (2538)	การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบค่าเฉลี่ยของประชากรที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน กรณีศึกษาสำหรับ	- F – test - F – test เมื่อแปลงข้อมูลเป็นลอการิทึม - Trimmed F - Brown and	จำนวนกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่มที่เท่ากันและไม่เท่ากัน	อัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (1:1.1:1.2), (1:1.3:1.4), (1:1.8:2), (1:2:3) และ (1:3:5)	การแจกแจงปกติ	ตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 วิธี สามารถ ควบคุม ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงปกติที่มีอัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากัน แต่กรณีที่อัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานแตกต่างกัน ตัวสถิติทดสอบเอฟ ที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal และ ตัวสถิติทดสอบแบบ Brown and Forsythe

ตารางที่ 2.2 สรุปผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสถิติทดสอบเอฟ (ต่อ)

ชื่อผู้วิจัย	ชื่อเรื่อง	สถิติทดสอบ	จำนวนและขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	การแจกแจง	ผลการวิจัย
	แผนการทดลองแบบสุ่มตลอด	- Forsythe - Graybill and Deal				สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ส่วนค่าอำนาจการทดสอบ ตัวสถิติทดสอบแบบ ANOVA F-test และตัวสถิติทดสอบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal มีค่าอำนาจการทดสอบสูง ในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงปกติ ที่มีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากัน แต่ในกรณีที่ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐา นต่างกันเป็น (1:1.1:1.2), (1:1.3:1.4) และ (1:1.8:2) ทุกขนาดตัวอย่าง ตัวสถิติทดสอบเอฟที่ใช้ค่าเฉลี่ยของ Graybill and Deal มีอำนาจการทดสอบสูง แต่ในกรณีที่อัตราส่วนของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานแตกต่างกันเป็น (1:2:3) และ (1:3:5) สามารถใช้ตัวสถิติทดสอบแบบ Brown and Forsythe ทุกขนาดตัวอย่าง
พรพล คงอิ่ม (2548)	การแก้ไขปัญหาเกี่ยวกับความไม่เป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนในแผนการทดลองสุ่ม	-	จำนวนกลุ่มตัวอย่าง 3, 4, 5และ 6 กลุ่ม จำนวนทรีทเมนต์เป็น 3, 4 และ 5	-	การแจกแจงปกติ	โดยส่วนใหญ่ การแปลงข้อมูลด้วยค่าพารามิเตอร์ยกกำลังเป็น -.05 และ .00 เป็นวิธีการแปลงข้อมูลที่เหมาะสมในการแก้ปัญหา แต่พึงระวังปัญหาข้อมูลที่แปลงแล้วจะไม่มีการแจกแจงปกติ เมื่อจำนวนซ้ำในการทดลองมากขึ้น การแปลงข้อมูลด้วยพารามิเตอร์ยกกำลังเป็น .00 มีความ

ตารางที่ 2.2 สรุปผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสถิติทดสอบเอฟ (ต่อ)

ชื่อผู้วิจัย	ชื่อเรื่อง	สถิติทดสอบ	จำนวนและขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	การแจกแจง	ผลการวิจัย
	ตลอด					เหมาะสมในทุกระดับความแตกต่างของอัตราส่วนความแปรปรวน ในการแปลงข้อมูลด้วย
สุพัตรา ชะมะบูรณ์ (2546)	การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบฟรีดแมน และสถิติทดสอบนอร์มอล-สกอร์ สำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มในบล็อกสมบูรณ์	- F – test - ฟรีดแมน - นอร์มอล-สกอร์	จำนวนทรีทเมนต์เป็น 3, 4 และ 5 จำนวนบล็อกเป็น 4 , 7 และ 10	-	-การแจกแจงปกติ -การแจกแจงโลจิสติก	ค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้สูงสุดรองลงมาเป็นสถิติทดสอบนอร์มอล -สกอร์ แต่เมื่อจำนวนบล็อกเพิ่มขึ้น สถิติทดสอบแบบนอนพาราเมตริกซ์ทั้ง 3 วิธี สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ใกล้เคียงกับสถิติทดสอบเอฟ ทั้งในกรณีที่ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และแบบโลจิสติก ส่วนอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบแบบนอร์-มอลสกอร์ มีค่ามากกว่าอำนาจการ ทดสอบ ของสถิติเอฟ ส่วนสถิติทดสอบ ฟรีดแมนไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ เมื่อขนาดของการทดลองมีขนาดเล็ก
วินัย โพธิ์สุวรรณ (2534)	การเปรียบเทียบตัวสถิติสำหรับทดสอบความเท่ากันของ	- บาร์ทเลต - โอบรีน - สแควร์แรงค์	จำนวนกลุ่มตัวอย่าง 3 และ 4 กลุ่ม ขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน	ความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน	-การแจกแจงปกติ -การแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล	เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติ สถิติทดสอบบาร์ทเลตมีอำนาจการทดสอบสูงที่สุด เมื่อประชากรมีการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล หรือ ที สถิติทดสอบโอบรีนมีอำนาจการ

ตารางที่ 2.2 สรุปผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสถิติทดสอบเอฟ (ต่อ)

ชื่อผู้วิจัย	ชื่อเรื่อง	สถิติทดสอบ	จำนวนและขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	การแจกแจง	ผลการวิจัย
	ความแปรปรวน				-การแจกแจงไวบูลล์ -การแจกแจงที	ทดสอบสูงสุด เมื่อประชากรมีการแจกแจงไวบูลล์ และขนาดตัวอย่างเท่ากัน สถิติทดสอบสแควร์แรงค์มีอำนาจการทดสอบสูงสุด แต่ถ้าขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน สถิติทดสอบบาร์ทเลตมีอำนาจการทดสอบสูงสุด
นันทวัน บำรุงสวัสดิ์ (2534)	การเปรียบเทียบวิธีทดสอบความเท่ากันของค่าเฉลี่ยเมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน	- Brown and Forsythe - Marascuilo - F – test	จำนวนกลุ่มตัวอย่าง 3 และ 6 กลุ่ม	ความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน	การแจกแจงปกติ	เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน สถิติทดสอบทั้ง 3 ตัว สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่ถ้าอัตราส่วนความแปรปรวนไม่เท่ากันสถิติทดสอบ Brown and Forsythe และ Marascuilo สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบ ANOVA F – test ส่วนอำนาจการทดสอบ เมื่อตัวอย่างขนาดเล็กและประชากรมีการแจกแจงปกติที่มีอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน สถิติทดสอบ ANOVA F – test มีอำนาจการทดสอบสูงสุด แต่ที่ตัวอย่างขนาดใหญ่ สถิติทดสอบทั้ง 3 ตัวมีอำนาจการทดสอบเท่ากัน แต่เมื่อประชากรมีอัตราส่วนความแปร ปรวนไม่เท่ากันแล้ว สถิติทดสอบ Brown and Forsythe และ Marascuilo ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบ ANOVA F-test

ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 2.2 สรุปผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสถิติทดสอบเอฟ (ต่อ)

ชื่อผู้วิจัย	ชื่อเรื่อง	สถิติทดสอบ	จำนวนและขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	การแจกแจง	ผลการวิจัย
Feir and Toothaker (1974)	The ANOVA F – test versus the Kruskal – Wallis test : A robustness study	- F –test - Kruskal – Wallis	จำนวนกลุ่มตัวอย่างขนาด 4 กลุ่ม เท่ากันและไม่เท่ากัน	(1:1:1:1), (1:2:3:4), (1:4:4:4) และ (1:1:1:4)	การแจกแจงปกติ การแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล	สถิติทดสอบทั้ง 2 สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้พอๆกัน แต่สถิติทดสอบเอฟจะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบ Kruskal – Wallis
Games , Winkler and Probert (1972)	Robust test for homogeneity of variance	- Bartlett - F_{max} - Cochran - $L - x^2$ - L – A	จำนวนกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน 3 กลุ่ม	ไม่เท่ากัน	การแจกแจงปกติ, เบ้น้อย, เบ้ปานกลาง, เบ้มาก,โด่ง Rectangular	สถิติทดสอบ Bartlett และ F_{max} มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบตัวอื่นๆ เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนไม่เท่ากันทั้งหมด และถ้าประชากรมีการแจกแจงแบบเบ้เพียงเล็กน้อยจะไม่มีผลต่ออำนาจการทดสอบ
Rogan and Keselman (1977)	Is the ANOVA F – test robust to variance heterogeneity when sample sizes are equal?	F - test	จำนวนกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากัน 3 และ 6 กลุ่ม	สัมประสิทธิ์การแปรผันเป็น .20, .40, .80, 1.00 และ 1.38	การแจกแจงปกติ	สถิติทดสอบเอฟ ไม่แกร่งต่อความไม่เท่ากันของความแปรปรวนในทุกๆระดับของความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ซึ่งขึ้นอยู่กับเงื่อนไขของความแตกต่างของความแปรปรวนและจำนวนกลุ่มตัวอย่าง

33

ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 2.2 สรุปผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสถิติทดสอบเอฟ (ต่อ)

ชื่อผู้วิจัย	ชื่อเรื่อง	สถิติทดสอบ	จำนวนและขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	การแจกแจง	ผลการวิจัย
Alexander and Govern (1994)	A new and simpler approximation for ANOVA under Variance heterogeneity	- F – test - Jame's second order approximation - New - normalized t approximation	จำนวนกลุ่มตัวอย่างขนาด 2, 4 และ 6 กลุ่ม เท่ากัน และไม่เท่ากัน	2 กลุ่ม (1:2) และ (1,6) 4 กลุ่ม (1:1:1:2), (1:1:1:6) และ (1:2:4:6) 6 กลุ่ม (1:1:1:1:1:2), (1:1:1:1:1:6) และ (1:1:3:3:6:6)	การแจกแจงปกติ	สถิติทดสอบ A มีค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ใกล้เคียงกับสถิติทดสอบ J ซึ่งตัวสถิติทั้ง 2 สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบเอฟ เมื่อมีความแปรปรวนแตกต่างกัน ทั้งในกลุ่มตัวอย่างขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน ส่วนค่าอำนาจการทดสอบ สถิติทดสอบ J จะมีอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบทั้ง 2 ตัว
Tomarken and Serlin (1986)	Comparison of ANOVA alternatives under variance heterogeneity and specific noncentrality structures	- F – test - Welch F - Brown and Forsythe - Kruskal – Wallis - Inverse normal Score	จำนวนกลุ่มตัวอย่างขนาด 3 และ 4 กลุ่ม เท่ากัน และไม่เท่ากัน	3 กลุ่ม (6:6:6), (12:4:1), (6:2:1), (1:4:12) และ (1:2:6) 4 กลุ่ม (6:6:6:6), (12:6:4:1), (6:3:2:1), (1:4:6:12) และ (1:2:3:6)	การแจกแจงปกติ	สำหรับกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่มและ 4 กลุ่มที่ระดับนัยสำคัญ .05 สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถ ควบคุม อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ยกเว้นเมื่อกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากันความแปรปรวนเท่ากันและเป็นไปในทิศทางเดียวกัน

34

ตารางที่ 2.2 สรุปผลการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวิเคราะห์ความแปรปรวน และสถิติทดสอบเอฟ (ต่อ)

ชื่อผู้วิจัย	ชื่อเรื่อง	สถิติทดสอบ	จำนวนและขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	การแจกแจง	ผลการวิจัย
Guo and Luh (2008)	Approximate sample size formulas for testing group mean differences when variances are unequal in one – way ANOVA	- F – test - Welch F	จำนวนกลุ่มตัวอย่างขนาด 2 , 4 และ 6 กลุ่ม	2 กลุ่ม (1:1) และ (1:4) 4 กลุ่ม (1:1:1:1) และ (1:4:9:16) 6 กลุ่ม(1:1:1:1:1:1) และ (1:1:4:4:9:9)	การแจกแจงปกติ	เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และเป็นการแจกแจงปกติ สถิติทดสอบเอฟ จะมีค่าอำนาจการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบ Welch F – test แต่เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นสถิติทดสอบ Welch F – test จะมีค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ต่ำกว่าสถิติทดสอบเอฟ

ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

กรอบแนวคิดการวิจัย

อัตราส่วนของค่าเฉลี่ยประชากร

กำหนดอัตราส่วนของค่าเฉลี่ยประชากร ดังนี้

1:1:1, 1:1.5:2, 1:2:3 และ 1:3:6

อัตราส่วนของความแปรปรวนประชากร

กำหนดอัตราส่วนของความแปรปรวน ดังนี้

เท่ากัน	1:1:1
แตกต่างกันน้อย	1:1.1:1.2 และ 1:1:2
แตกต่างกันปานกลาง	1:2:3 และ 1:1:2
แตกต่างกันมาก	1:2:6 และ 1:4:9

จำนวนตัวอย่างที่ใช้ในการวิจัย

แบ่งเป็น 2 กรณี ดังนี้

จำนวนตัวอย่างเท่ากัน

(10,10,10), (30,30,30) และ (80,80,80)

จำนวนตัวอย่างไม่เท่ากัน

(5,10,15), (20,30,40) และ (60,80,100)

ระดับนัยสำคัญ

กำหนดระดับนัยสำคัญ ดังนี้

.01 และ .05

→ **ความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ สำหรับข้อมูลที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน**

ใช้วิธีการวิเคราะห์ข้อมูลด้วยโปรแกรม MATLAB โดยทำการทดลองซ้ำ 5,000 ครั้ง

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงทดลอง (experimental design) เพื่อศึกษาความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเอฟ ในกรณีมีการแจกแจงปกติ ที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากันผู้วิจัยจึงทำการศึกษาโดยอาศัยการจำลองสถานการณ์ด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล (monte carlo technique) เพื่อกำหนดรูปแบบที่คาดว่าจะมีผลต่อการศึกษาได้ตามต้องการโดยแต่ละกรณีจะทำการทดลองซ้ำ 5,000 ครั้ง ด้วยโปรแกรม MATLAB กับเครื่องคอมพิวเตอร์ PC ซึ่งรายละเอียดเกี่ยวกับแผนการดำเนินงาน และรายละเอียดการทำงานของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัยจะนำเสนอตามลำดับดังนี้

แผนการดำเนินงานวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ กำหนดสถานการณ์ต่างๆเพื่อศึกษาความสามารถในการควบคุม อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเอฟ สำหรับข้อมูลที่ได้มาจากการแจกแจงปกติ ที่มีอัตราส่วนของความแปรปรวนไม่เท่ากัน ซึ่งผู้วิจัยได้กำหนดจำนวนประชากรที่ศึกษามีขนาด 3 กลุ่มประชากร

สำหรับการกำหนดสถานการณ์ต่างๆ ที่คาดว่าจะมีผลต่อความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ มีดังต่อไปนี้

1. กำหนดขนาดตัวอย่าง (sample size) ทั้ง 3 กลุ่ม แบ่งออกเป็น 2 ประเภท คือ
   1.1 กำหนดขนาดตัวอย่างเท่ากัน คือ (10,10,10), (30,30,30) และ (80,80,80)
   1.2 กำหนดขนาดตัวอย่างไม่เท่ากันคือ (5,10,15), (20,30,40) และ (60, 80,100)
2. กำหนดอัตราส่วนของค่าเฉลี่ยประชากร มีค่าเป็น 1:1:1, 1:1.5:2, 1:2:3 และ 1:3:6
3. กำหนดอัตราส่วนของความแปรปรวนทั้ง 3 ประชากร
   3.1 อัตราส่วนของความแปรปรวนเท่ากันคือ 1:1:1
   3.2 อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยคือ 1:1.1:1.2 และ 1:1:2
   3.3 อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางคือ 1:2:3 และ 1:2:4
   3.4 อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันมากคือ 1:2:6 และ 1:4:9
4. กำหนดระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 2 ระดับ คือ α = .01 และ .05

จากการศึกษางานวิจัยที่ทำการศึกษาเกี่ยวกับความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 พบว่านักวิจัยส่วนใหญ่ได้เลือกใช้เกณฑ์การควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 แตกต่างกัน 2

เกณฑ์คือ เกณฑ์ของ Bradley และ Cochran โดยที่เกณฑ์ของ Bradley นั้นมีช่วงการยอมรับกว้างกว่าเกณฑ์ของ Cochran จึงทำให้ตัวสถิติทดสอบมีโอกาสที่จะ ควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อ นประเภทที่ 1 ได้ดีกว่า ดังนั้นผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาทั้ง 2 เกณฑ์ โดยนำผลการทดสอบ มาเปรียบเทียบกัน

ขั้นตอนในการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้ผู้วิจัยได้กำหนดสถานการณ์ต่าง ๆ ดังแสดงไว้ในแผนการดำเนินงานวิจัยเพื่อศึกษาความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ เมื่อประชากรมีการ แจกแจงปกติ โดยมี ขั้นตอนในการดำเนินการวิจัยแบ่งออกเป็น 7 ขั้นตอน ดังนี้

1. จำลอง ข้อมูลจากเครื่องค อมพิวเตอร์โดยใช้โปรแกร ม MATLAB คำสั่ง normrnd(mu,sigma,m,1) ตามสถานการณ์ที่ได้กำหนดไว้

โดยที่ mu แทน ค่าเฉลี่ยของประชากร

Sigma แทน ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของประชากร ซึ่งหาได้จากรากที่สองของความแปรปรวนของประชากร

m แทน ขนาดกลุ่มตัวอย่าง

2. สุ่มตรวจสอบค่าสถิติ ที่คำนวณได้จากการจำลองข้อมูลในข้อ 1 นั่นคือ ตรวจสอบค่าเฉลี่ย และค่าความแปรปรวนโดยคำนวณจากโปรแกรมMATLAB ได้ค่าสถิติ แสดงดังตารางที่ 3.1

ตารางที่ 3.1 ตัวอย่างค่าสถิติที่ได้จากการจำลองข้อมูล

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	ค่าพารามิเตอร์		ค่าสถิติ	
	ค่าเฉลี่ย	ความแปรปรวน	ค่าเฉลี่ย	ความแปรปรวน
10	1	1	0.848	1.088
	1.5	1	1.420	1.161
	2	2	1.556	2.719
80	1	1	0.833	1.041
	3	4	2.661	3.956
	6	9	5.849	8.795

3. คำนวณค่าสถิติทดสอบเอฟ

ทำการสุ่มตัวอย่างตามลักษณะการแจกแจงของประชากร ขนาดตัวอย่าง ค่าเฉลี่ย และอัตราส่วนของความแปรปรวน ที่กำหนดในแผนการทดลองของการวิจัย แล้วนำข้อมูลที่ได้ไปคำนวณค่าต่างๆ ตามสูตรของสถิติทดสอบเอฟ

4. ทดสอบความถูกต้องในการคำนวณค่าสถิติทดสอบเอฟ ของโปรแกรมที่ผู้วิจัยสร้างขึ้น โดยการเปรียบเทียบกับการคำนวณด้วยโปรแกรม SPSS โดยนำข้อมูลที่จำลองได้จากข้อ 1 มาคำนวณค่าสถิติทดสอบเอฟ ในข้อ 3

ผลการสุ่มทดสอบพบว่า ค่าสถิติทดสอบ เอฟ ที่ได้จากการคำนวณด้วยโปรแกรมที่ผู้วิจัยสร้างขึ้นและโปรแกรม SPSS มีค่าเท่ากันในทุกกรณีที่ทำการสุ่มแสดงดังตารางที่ 3.2

ตารางที่ 3.2 ตัวอย่างการเปรียบเทียบค่าสถิติทดสอบเอฟที่ได้จากโปรแกรมที่ผู้วิจัยสร้างขึ้น กับโปรแกรมSPSS

อัตราส่วนค่าเฉลี่ย	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	ค่า F ที่ได้จากการคำนวณโดย	
			โปรแกรม MATLAB	โปรแกรม SPSS
1:1:1	1:1:1	10,10,10	4.177	4.177
		30,30,30	30.632	30.632
		80,80,80	71.062	71.062
1:1.5:2	1:1:2	10,10,10	5.882	5.882
		30,30,30	1.469	1.469
		80,80,80	23.004	23.004
1:3:6	1:2:3	5,10,15	17.459	17.459
		20,30,40	77.850	77.850
		60,80,100	311.495	311.495
1:2:3	1:4:9	5,10,15	3.006	3.006
		20,30,40	12.495	12.495
		60,80,100	14.959	14.959

5. หาค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ มีขั้นตอนดังนี้

5.1 ทำการสุ่มตัวอย่าง คำนวณค่าสถิติและเปรียบเทียบค่าสถิติกับค่าวิกฤต กระทำซ้ำกันในแต่ ละสถานการณ์ที่ศึกษาจำนวน 5,000 ครั้ง และนับจำ นวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานศูนย์

5.2 ในกรณีที่อัตราส่วนของค่าเฉลี่ยเป็น 1:1:1 จะหาค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ซึ่งคำนวณโดยการ นับจำนวนครั้งของการปฏิเ สธสมมติฐานศูนย์ เมื่อสมมติฐานศูนย์เป็นจริง (ค่าเฉลี่ยเท่ากันทุกประชากร) หารด้วยจำนวนครั้งของการทดสอบ 5,000 ครั้ง จากนั้นนำค่าที่ได้มาเปรียบเทียบกับระดับนัยสำคัญที่กำหนด ซึ่งเกณฑ์ที่ใช้สำหรับงานวิจัยครั้งนี้ จะใช้เกณฑ์ในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของ Bradley คือ ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .05 ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1จะต้องอยู่ในช่วง (.025, .075) ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .01 ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะต้องอยู่ในช่วง (.005, .015) และเกณฑ์ของ Cochran คือ ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .05 ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1จะต้องอยู่ในช่วง (.04, .06) ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .01 ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะต้องอยู่ในช่วง (.007, .015) จึงจะถือว่าสถิติทดสอบนั้นสามารถควบคุมอัตราความคลาดเค ลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ส่วนในกรณีที่อัตราส่วนของค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน จะเป็นการหาค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ ซึ่งคำนวณโดยการนับจำ นวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ เมื่อสมมติฐานศูนย์เป็นเท็จ หารด้วยจำนวนครั้งของการทดสอบ 5,000 ครั้ง

5.3 คำนวณค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1และค่าอำนาจการทดสอบจะทำทุกๆ สถานการณ์ ขึ้นอยู่กับขนาดตัวอย่าง อัตราส่วน ค่าเฉลี่ยของประชากร อัตราส่วน ความแปรปรวน และระดับนัยสำคัญที่กำหนดในการวิจัยดังนี้

- ขนาดของกลุ่มตัวอย่าง 6 แบบ คือ ขนาดของกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน 3 รูปแบบ และขนาดของกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน 3 รูปแบบ
- อัตราส่วนของค่าเฉลี่ยของประชากร 4 รูปแบบ
- อัตราส่วนของความแปรปรวน 14 รูปแบบ คือ ขนาดของกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน 7 รูปแบบ และขนาดของกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน 7 รูปแบบ
- รูปแบบของการแจกแจงปกติ 1 รูปแบบ
- ระดับนัยสำคัญ 2 ระดับ

ดังนั้นจากการจัดหมู่ (combination) ปัจจัยเหล่านั้น สถานการณ์ทั้งหมดที่ต้องการทดสอบทั้งหมดเท่ากับ $(3 \times 4 \times 7 \times 1 \times 2) + (3 \times 4 \times 7 \times 1 \times 2) = 336$ สถานการณ์

6. การทดสอบสมมติฐาน

เมื่อหาค่า อัตรา ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ ในทุกสถานการณ์ ครบ 5,000 ครั้ง แล้วนำมาทดสอบสมมติฐานเพื่อ ตรวจสอบว่าผลการทดสอบมีความถูกต้องมากกว่าหรือเท่ากับ 80% หรือไม่ จากการทดสอบ 5,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ จึงกำหนดให้ $P_o = .8$

- ตั้งสมมติฐานทางสถิติได้ดังนี้

  H_o : $P \geq P_o$

  H_1 : $P < P_o$

- สถิติที่ใช้ในการทดสอบ

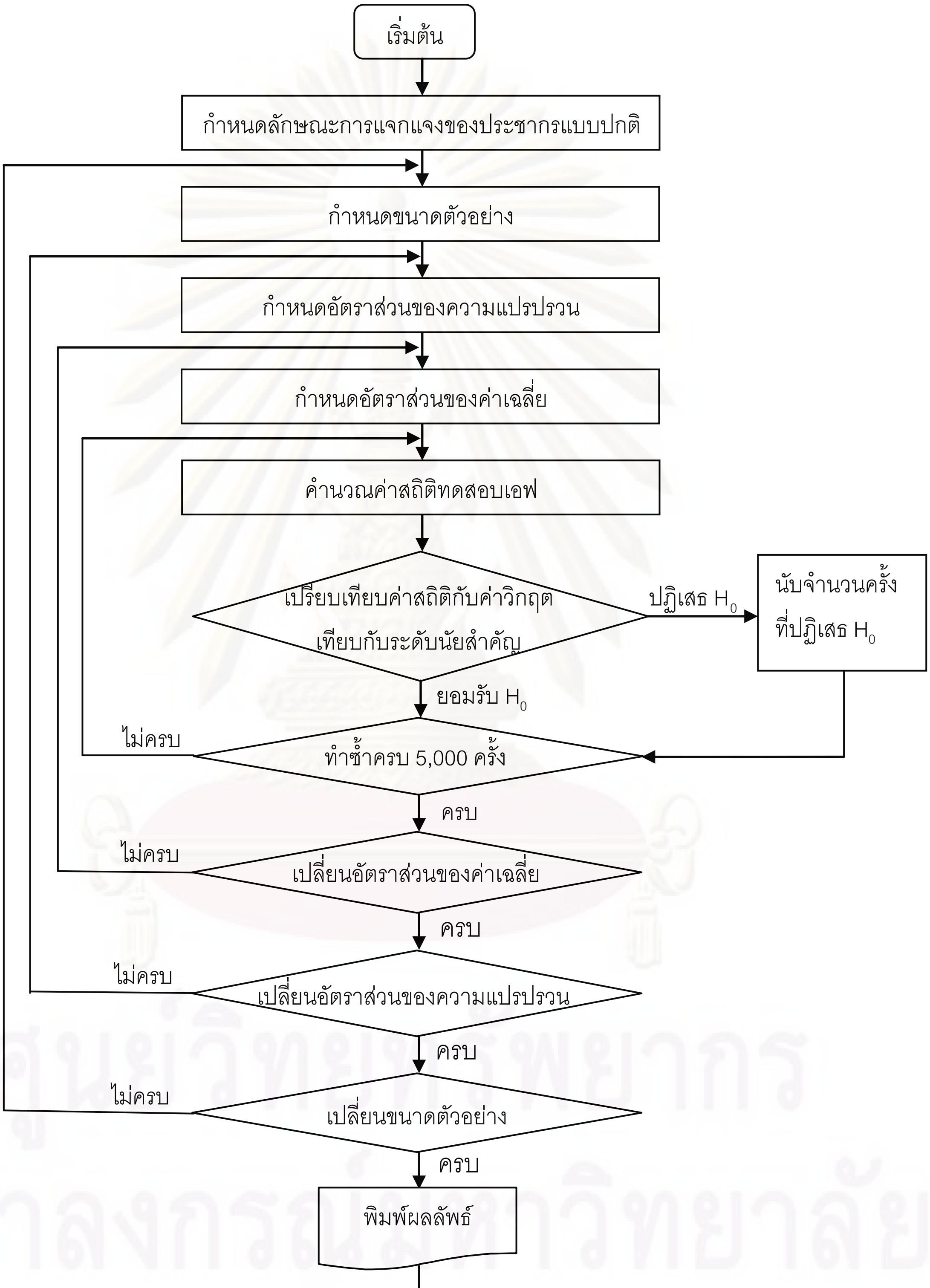
  $$Z = \frac{P - P_o}{\sqrt{\frac{P_o(1-P_o)}{n}}}$$ ที่ระดับนัยสำคัญ .05

- การตัดสินใจทางสถิติ

ทำการเปรียบเทียบค่าสถิติทดสอบกับค่าวิกฤต ถ้าค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้ตกอยู่ในบริเวณวิกฤต จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ (reject H_0) ถ้าค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้ตกอยู่นอกบริเวณวิกฤต จะยอมรับสมมติฐานศูนย์ (accept H_0) หรืออาจจะสรุปได้ว่ายังไม่มีหลักฐานเพียงพอที่จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ (retain H_0)

7. สรุปและอภิปรายผลการวิจัย

ขั้นตอนการทำงานของโปรแกรม



สำหรับการคำนวณค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ

บทที่ 4

ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ ซึ่งใช้ในการทดสอบเกี่ยวกับค่าเฉลี่ยของประชากร 3 กลุ่ม โดยศึกษาค่าอัตรา ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติ (normal distribution) ภายใต้ขนาดตัวอย่าง อัตราส่วนค่าเฉลี่ย และอัตราส่วน ความแปรปรวนของประชากร ที่ระดับต่างๆ ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 การนำเสนอผลการวิจัยครั้งนี้จะนำเสนอเป็น 3 ตอน ดังนี้

ตอนที่ 1 ผลการวิเคราะห์อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

ตอนที่ 2 ผลการวิเคราะห์ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ

ตอนที่ 3 ผลการทดสอบสมมติฐาน

สัญลักษณ์ต่างๆที่ใช้ในการเสนอผลงานวิจัยมีดังนี้

τ หมายถึง อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

α หมายถึง ระดับนัยสำคัญของการทดสอบ หรืออัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

$\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$ หมายถึง อัตราส่วน ความแปรปรวนของประชากรชุดที่ 1, 2 และ 3 ตามลำดับ

$\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ หมายถึง อัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรชุดที่ 1, 2 และ 3 ตามลำดับ

$\mathrm{n}_1, \mathrm{n}_2, \mathrm{n}_3$ หมายถึง จำนวนกลุ่มตัวอย่างชุดที่ 1, 2 และ 3 ตามลำดับ

ตอนที่ 1 ผลการวิเคราะห์อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

เกณฑ์ที่ใช้สำหรับการพิจารณาความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

สถิติทดสอบที่มีความแกร่ง (robustness) นั้นจะต้องไม่แสดงความไว (sensitive) เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของสถิติทดสอบบางประการ ซึ่งจะมีผลโดยตรงในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่ได้จากการทดสอบ (τ) ว่าอยู่ในขอบเขตที่ยอมรับได้หรือไม่ โดยกำหนดระดับนัยสำคัญของการทดสอบ (α) เท่ากับ .05 และ .01 ซึ่งจะใช้เกณฑ์ของ Bradley และ Cochran ดังรายละเอียดต่อไปนี้

ตามเกณฑ์ของ Bradley

ถ้าค่า τ อยู่ในช่วง ($0.5\,\alpha$, $1.5\,\alpha$) จะถือว่าการทดสอบนั้น สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ หมายความว่า

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .05 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.025, .075)

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .01 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.005, .015)

ตามเกณฑ์ของ Cochran

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .05 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.04, .06)

ที่ระดับนัยสำคัญ (α) เท่ากับ .01 ค่า τ จะต้องอยู่ในช่วง (.007, .015)

จึงจะถือว่าการทดสอบนั้นสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้เท่ากับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

จากผลการ ทดสอบ ถ้าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของการทดสอบอยู่นอกขอบเขตที่ระบุจะถือว่าการทดสอบนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ซึ่งแยกเป็น 2 กรณีคือ

1. กรณีที่ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าขอบเขตบนของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา จะถือว่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญที่ระบุ ($\tau > \alpha$)

2. กรณีที่ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าน้อยกว่าขอบเขตล่างของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา จะถือว่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่ระบุ ($\tau < \alpha$)

ส่วนกรณีที่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จะถือว่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าเท่ากับอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่ระบุ ($\tau = \alpha$)

สำหรับค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของแต่ละวิธีนั้นจะนำเสนอดังนี้

ตารางที่ 4.1 แสดงค่า อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ประชากร 3 กลุ่ม ที่มีการแจกแจงปกติ เมื่ออัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเท่ากัน และขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน ที่ระดับ นัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1			
		α = .05		α = .01	
n_1, n_2, n_3	$\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$	Bradley	Cochran	Bradley	Cochran
10,10,10	1:1:1	0.0526	0.0526	0.0100	0.0100
	1:1.1:1.2	0.0526	0.0526	0.0104	0.0104
	1:1:2	0.0520	0.0520	0.0138	0.0138
	1:2:3	0.0554	0.0554	0.0146	0.0146
	1:2:4	0.0584	0.0584	0.0138	0.0138
	1:2:6	0.0610	0.0610*	0.0174*	0.0174*
	1:4:9	0.0664	0.0664*	0.0178*	0.0178*
30,30,30	1:1:1	0.0444	0.0444	0.0092	0.0092
	1:1.1:1.2	0.0514	0.0514	0.0096	0.0096
	1:1:2	0.0496	0.0496	0.0110	0.0110
	1:2:3	0.0460	0.0460	0.0074	0.0074
	1:2:4	0.0484	0.0484	0.0132	0.0132
	1:2:6	0.0616	0.0616*	0.0198*	0.0198*
	1:4:9	0.0620	0.0620*	0.0168*	0.0168*
80,80,80	1:1:1	0.0516	0.0516	0.0144	0.0144
	1:1.1:1.2	0.0560	0.0560	0.0128	0.0128
	1:1:2	0.0526	0.0526	0.0138	0.0138
	1:2:3	0.0546	0.0546	0.0136	0.0136
	1:2:4	0.0568	0.0568	0.0146	0.0146
	1:2:6	0.0594	0.0594	0.0146	0.0146
	1:4:9	0.0580	0.0580	0.0136	0.0136

หมายเหตุ “ * ” หมายถึงการทดสอบนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

จากตารางที่ 4.1 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์ของ Bradley และ Cochran สรุปผลได้ดังนี้

ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและเท่ากัน (10,10,10)

- ตามเกณฑ์ของ Bradley สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 แต่ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวน แตกต่างกันมากเป็น 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างขนาดกลางและเท่ากัน (30,30,30)

- ตามเกณฑ์ของ Bradley สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 แต่ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น1:2:6 และ 1:4:9 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่และเท่ากัน (80,80,80)

ทั้งเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในทุกอัตราส่วนความแปรแปรปรวน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

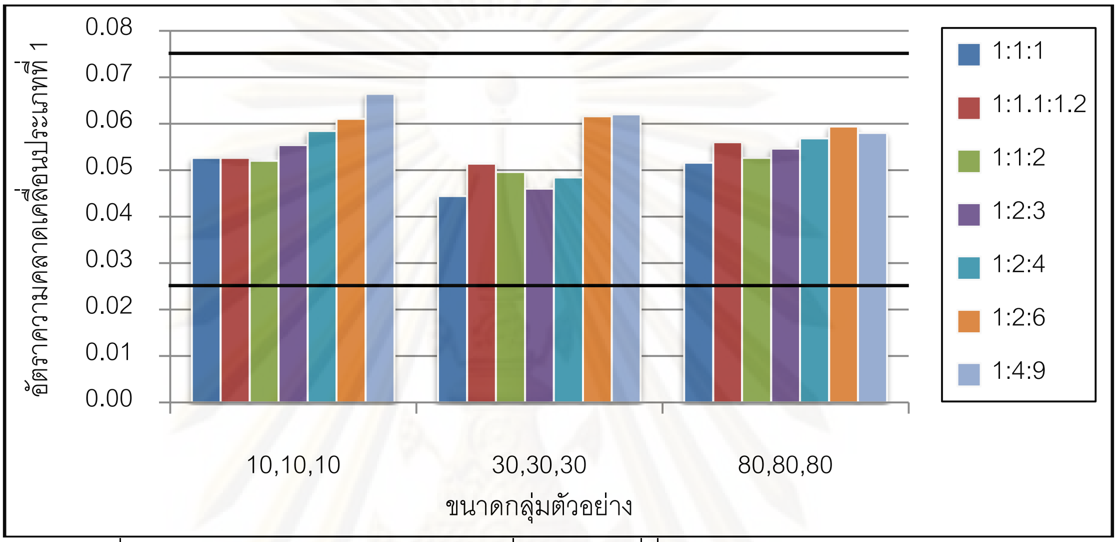
สามารถสรุปได้ว่า ที่ระดับนัยสำคัญ .05 เมื่อพิจารณาตามเกณฑ์ของ Bradley จะสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน แต่เมื่อพิจารณาตามเกณฑ์ของ Cochran จะไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กและขนาดกลางที่มีขนาดเท่ากัน และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ทั้งเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran จะไม่สามารถ

ควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กและขนาดกลางที่มีขนาดเท่ากัน และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก

จากผลการทดสอบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้นสามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ดังภาพที่ 4.1 – 4.4 โดยนำเสนอในรูปของกราฟแท่ง ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 เมื่อขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากัน

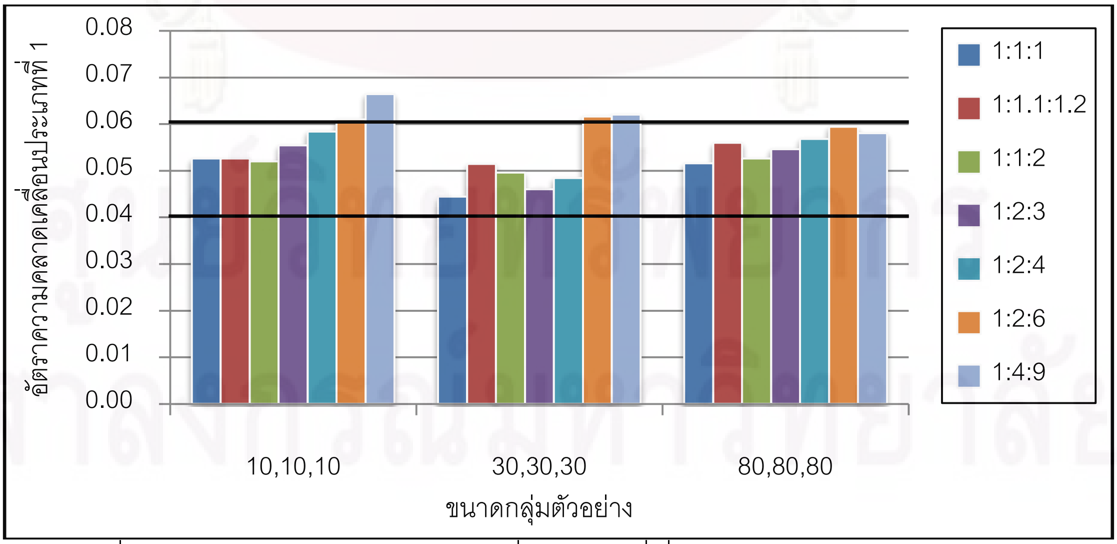
ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 4.1 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)



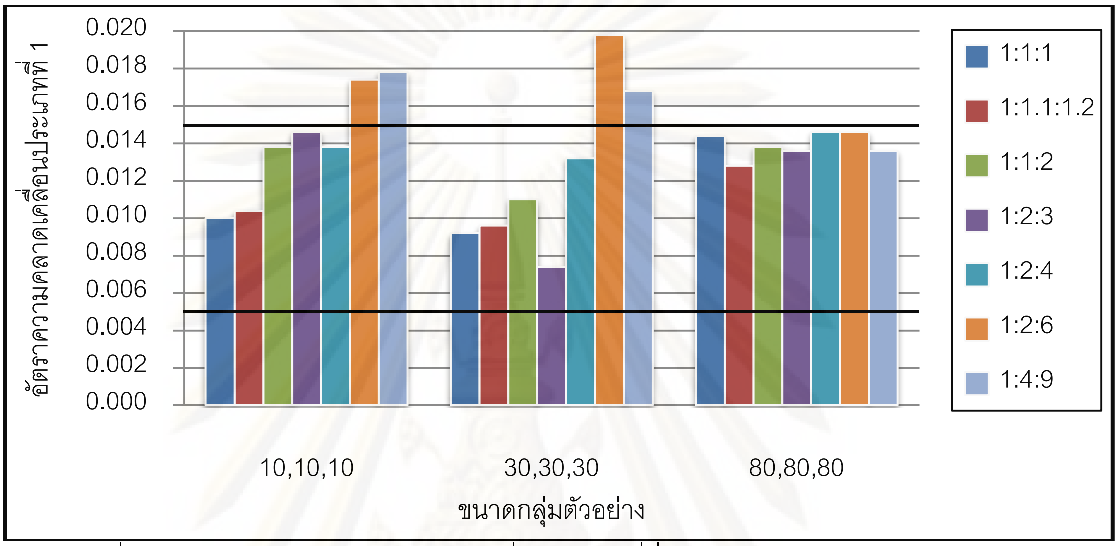
หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.025, .075)

ภาพที่ 4.2 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)



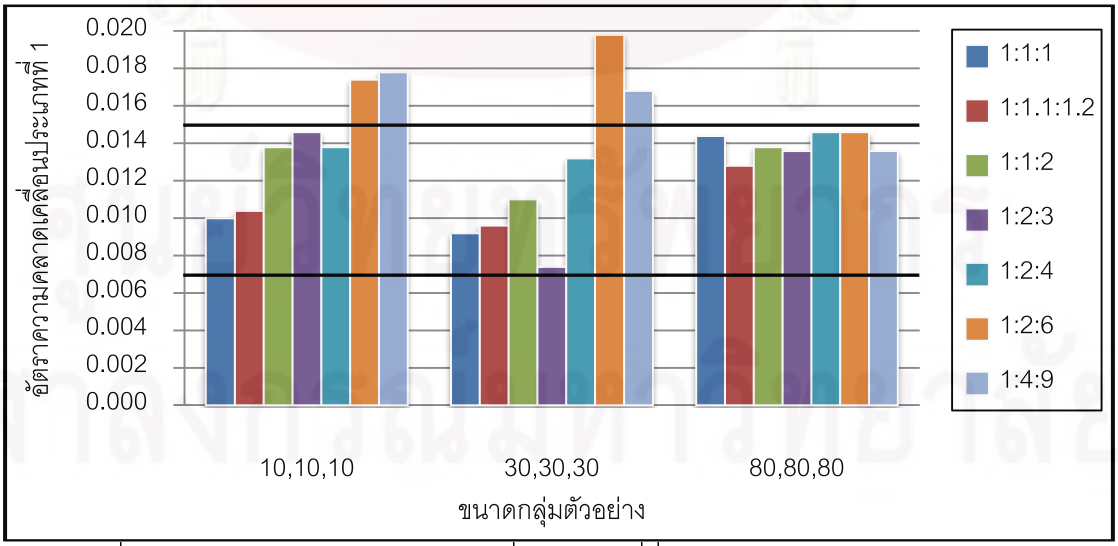
หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.04, .06)

ภาพที่ 4.3 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)



หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .01 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.005, .015)

ภาพที่ 4.4 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)



หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .01 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.007, .015)

ตารางที่ 4.2 แสดงค่า อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ประชากร 3 กลุ่ม ที่มีการแจกแจงปกติ เมื่ออัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเท่ากัน และขนาดกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	**อัตราส่วนความแปรปรวน**	**อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1**			
		α = .05		α = .01	
n_1, n_2, n_3	$\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$	Bradley	Cochran	Bradley	Cochran
5,10,15	1:1:1	0.0594	0.0594	0.0132	0.0132
	1:1.1:1.2	0.0580	0.0580	0.0126	0.0126
	1:1:2	0.0414	0.0414	0.0084	0.0084
	1:2:3	0.0360	0.0360*	0.0076	0.0076
	1:2:4	0.0300	0.0300*	0.0056	0.0056*
	1:2:6	0.0304	0.0304*	0.0054	0.0054*
	1:4:9	0.0274	0.0274*	0.0064	0.0064*
20,30,40	1:1:1	0.0496	0.0496	0.0088	0.0088
	1:1.1:1.2	0.0510	0.0510	0.0072	0.0072
	1:1:2	0.0408	0.0408	0.0084	0.0084
	1:2:3	0.0342	0.0342*	0.0056	0.0056*
	1:2:4	0.0344	0.0344*	0.0062	0.0062*
	1:2:6	0.0322	0.0322*	0.0056	0.0056*
	1:4:9	0.0304	0.0304*	0.0062	0.0062*
60,80,100	1:1:1	0.0544	0.0544	0.0112	0.0112
	1:1.1:1.2	0.0576	0.0576	0.0094	0.0094
	1:1:2	0.0452	0.0452	0.0102	0.0102
	1:2:3	0.0430	0.0430	0.0106	0.0106
	1:2:4	0.0378	0.0378*	0.0078	0.0078
	1:2:6	0.0386	0.0386*	0.0090	0.0090
	1:4:9	0.0354	0.0354*	0.0104	0.0104

หมายเหตุ “ * ” หมายถึงการทดสอบนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

จากตารางที่ 4.2 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์ของ Bradley และ Cochran สรุปผลได้ดังนี้

ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและไม่เท่ากัน (5,10,15)

- ตามเกณฑ์ของ Bradley สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน ปานกลางคือ 1:2:3 และ 1:2:4 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน มากคือ 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าน้อย กว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ และไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน ปานกลางคือ 1:2:4 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน มากคือ 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างขนาดกลางและไม่เท่ากัน (20,30,40)

- ตามเกณฑ์ของ Bradley สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน ปานกลางคือ 1:2:3 และ 1:2:4 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน มากคือ 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าน้อย กว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ และไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน ปานกลางคือ 1:2:3 และ1:2:4 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน มากคือ 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่ามากกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ

ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่และไม่เท่ากัน (60,80,100)

- ตามเกณฑ์ของ Bradley สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางคือ 1:2:4 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากคือ 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำ คัญ .05 โดยค่าอัตราความคลาดเคลื่อน

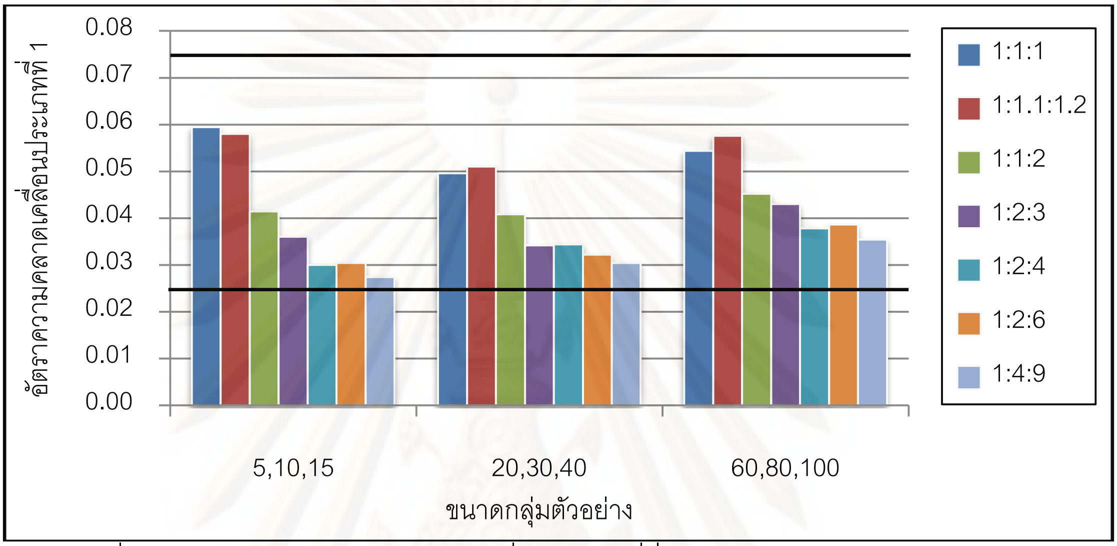
ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ประเภทที่ 1 มีค่าน้อยกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ แต่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ที่ระดับนัยสำคัญ .01

สามารถสรุปได้ว่า ที่ระดับนัยสำคัญ .05 เมื่อพิจารณาตามเกณฑ์ของ Bradley จะสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน แต่เมื่อพิจารณาตามเกณฑ์ของ Cochran จะไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในทุกขนาดกลุ่มตัวอย่าง ที่มีอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง และมาก ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 เมื่อพิจารณาตาม เกณฑ์ของ Bradley จะสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน แต่เมื่อพิจารณาตามเกณฑ์ของ Cochran จะไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดกลาง ที่มีอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางและมาก

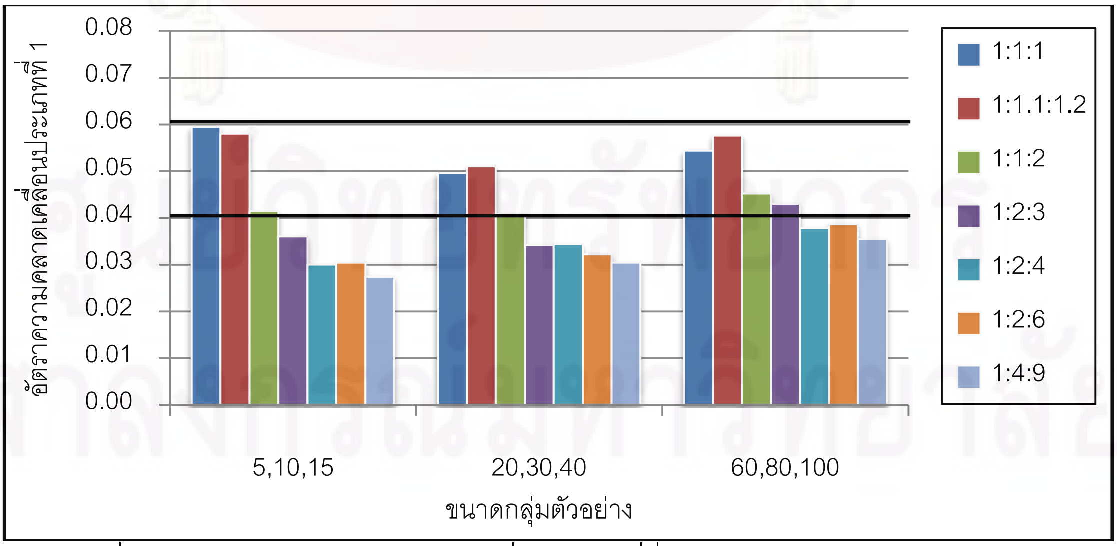
จากผลการทดสอบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้น สามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ดังภาพที่ 4.5 – 4.8 โดยนำเสนอในรูปของกราฟแท่ง ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 เมื่อขนาดกลุ่มตัวอย่างไม่เท่ากัน

ภาพที่ 4.5 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)



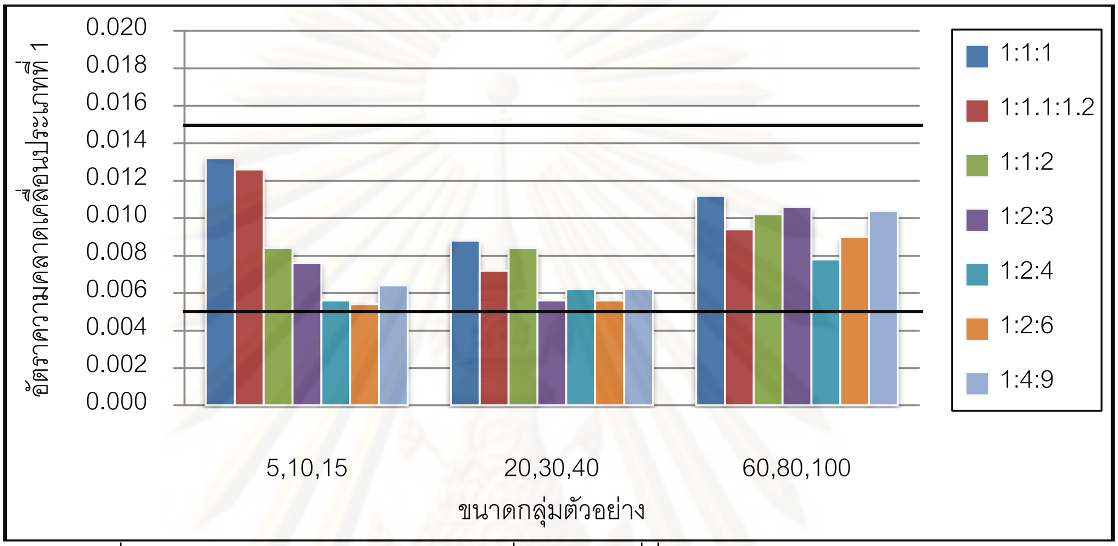
หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.025, .075)

ภาพที่ 4.6 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)



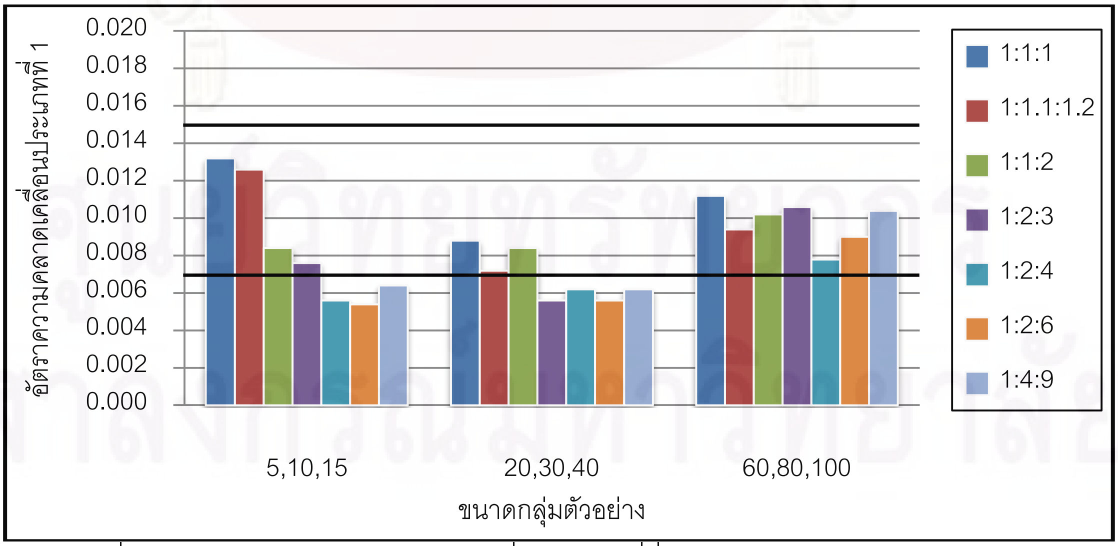
หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.04, .06)

ภาพที่ 4.7 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมี ขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)



หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .01 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.005, .015)

ภาพที่ 4.8 เปรียบเทียบอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ กับอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)



หมายเหตุ ที่ระดับนัยสำคัญ .01 อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่สามารถควบคุมได้จะต้องอยู่ในช่วง (.007, .015)

ตอนที่ 2 ผลการวิเคราะห์ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ

1. ค่าในตาราง เป็นค่าที่ได้จากการทดสอบ ซึ่งในกรณีที่ $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ มีค่าเป็น 1:1:1 จะเรียกว่าค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่ได้จากการทดสอบ (τ) ส่วนในกรณีที่ $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ มีค่าแตกต่างกันเป็น 1:1.5:2 , 1:2:3 และ 1:3:6 นั้น จะเรียกว่าค่าอำนาจการทดสอบที่ได้จากการทดสอบ ซึ่งจะนำเสนอเฉพาะค่าอำนาจการทดสอบที่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้เท่านั้น

2. การทดสอบที่มีเครื่องหมาย "*" กำกับบนตัวเลข เมื่อ $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ มีค่าเป็น 1:1:1 หมายถึง การทดสอบนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และจะไม่นำอำนาจการทดสอบมาเปรียบเทียบกับการทดสอบอื่นๆ

การพิจารณาอำนาจการทดสอบซึ่งมีค่าเท่ากับ $(1 - \beta)$ จะมีความน่าเชื่อถือได้มากน้อยเพียงใด จะต้องพิจารณาถึงความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ด้วย เพราะหากว่าการทดสอบใดที่ควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ไม่ได้ กล่าวคือ ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีค่าสูง (หรือต่ำ) กว่าเกณฑ์ ที่ระดับนัยสำคัญ (α) ที่ระบุ จะส่งผลให้ค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 มีค่าต่ำ (หรือสูง) กว่าเกณฑ์ ที่ระดับนัยสำคัญ (α) ที่ระบุตามไปด้วย

จากผลการทดสอบจะสรุปค่าอำนาจของการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเอฟ จำแนกตามขนาดกลุ่มตัวอย่าง อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร อัตราส่วนของค่าเฉลี่ย โดยนำเสนอในรูปตาราง ดังแสดงในตารางที่ 4.3 – 4.8

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.3 แสดงค่าอำนาจ การทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (10,10,10) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran

อัตราส่วนค่าเฉลี่ย $\mu_1:\mu_2:\mu_3$	อัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2$	ค่าอำนาจการทดสอบ α = .05		α = .01	
		Bradley	Cochran	Bradley	Cochran
1:1.5:2	1:1:1	0.4584	0.4584	0.2206	0.2206
	1:1.1:1.2	0.4240	0.4240	0.1932	0.1932
	1:1:2	0.3626	0.3626	0.1594	0.1594
	1:2:3	0.2600	0.2600	0.0964	0.0964
	1:2:4	0.2174	0.2174	0.0790	0.0790
	1:2:6	0.1814	-	-	-
	1:4:9	0.1346	-	-	-
1:2:3	1:1:1	0.9702	0.9702	0.8860	0.8860
	1:1.1:1.2	0.9582	0.9582	0.8502	0.8502
	1:1:2	0.9074	0.9074	0.7408	0.7408
	1:2:3	0.7640	0.7640	0.5078	0.5078
	1:2:4	0.6884	0.6884	0.4316	0.4316
	1:2:6	0.5618	-	-	-
	1:4:9	0.4048	-	-	-
1:3:6	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:4	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:6	0.9998	-	-	-
	1:4:9	0.9914	-	-	-

หมายเหตุ “-” หมายถึงกรณีนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จึงไม่นำมาคำนวณค่าอำนาจการทดสอบ

ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

จากตารางที่ 4.3 เมื่อพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่าง (10,10,10) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran พบว่า

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:1.5:2

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4584 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.1346 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนค วามแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2206 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0790

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4584 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:2:6 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2174 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2206 และค่าอำ นาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0790

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:2:3

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9702 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4048 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8860 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออั ตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4316

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9702 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:2:6 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.6884 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8860 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4316

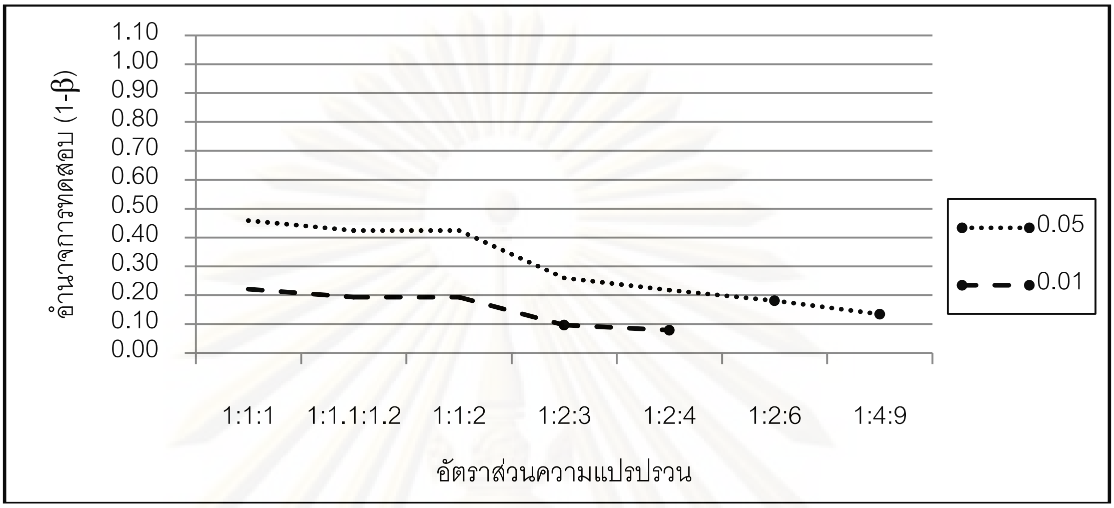
ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:3:6

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย เป็น 1:1.1:1.2 และ 1:2:3 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9914 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดในทุกๆอัตราส่วนความแปรปรวน ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000
- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

จากผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้น สามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ดังภาพที่ 4.9 – 4.14 โดยนำเสนอในรูปของกราฟเส้น เพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (10,10,10) ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran โดยที่แกนตั้ง แทนอำนาจการทดสอบ (1 - β) และแกนนอนแทนอัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$

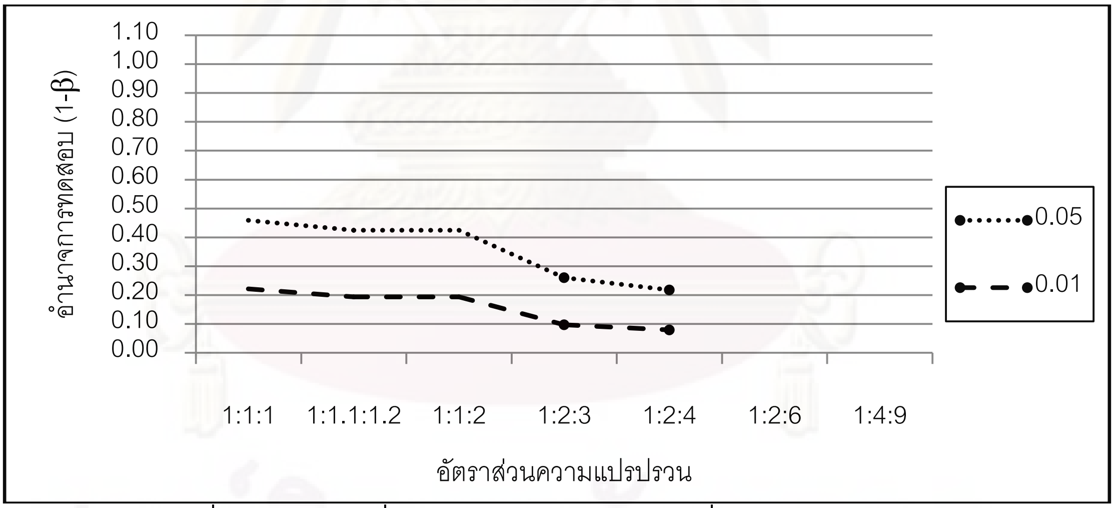
ภาพที่ 4.9 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 10,10,10 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.10 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

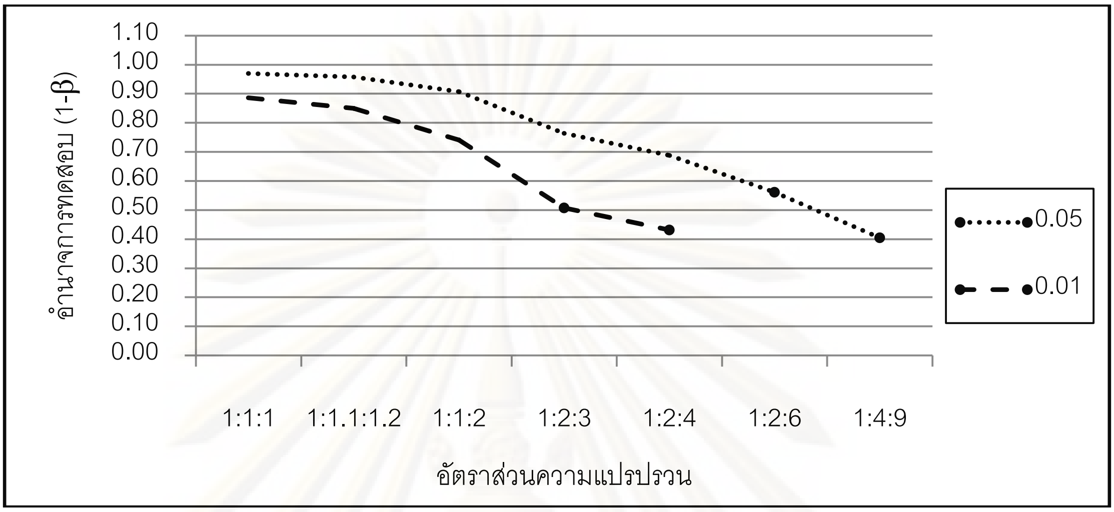
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 10,10,10 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.9 - 4.10 เมื่อพิจารณาจากกราฟ พบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากที่ระดับนัยสำคัญ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่ในทุกๆอัตราส่วนความแปรปรวนจะมีค่าอำนาจการทดสอบต่ำกว่า .80 และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้นค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบ สูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

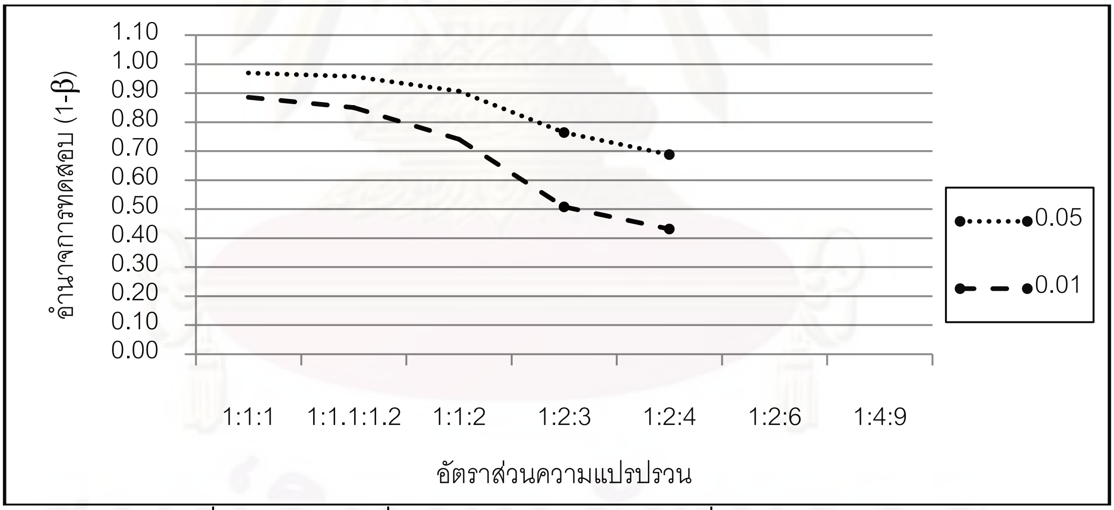
ภาพที่ 4.11 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 10,10,10 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.12 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

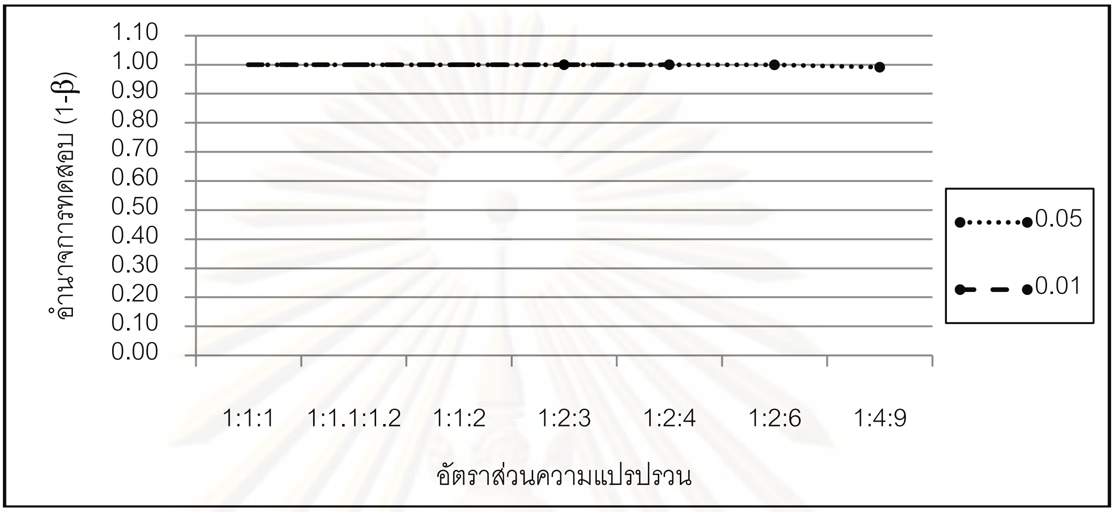
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 10,10,10 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.11 - 4.12 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากที่ระดับนัยสำคัญ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทดสอบ จะมากกว่า .80 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้นค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

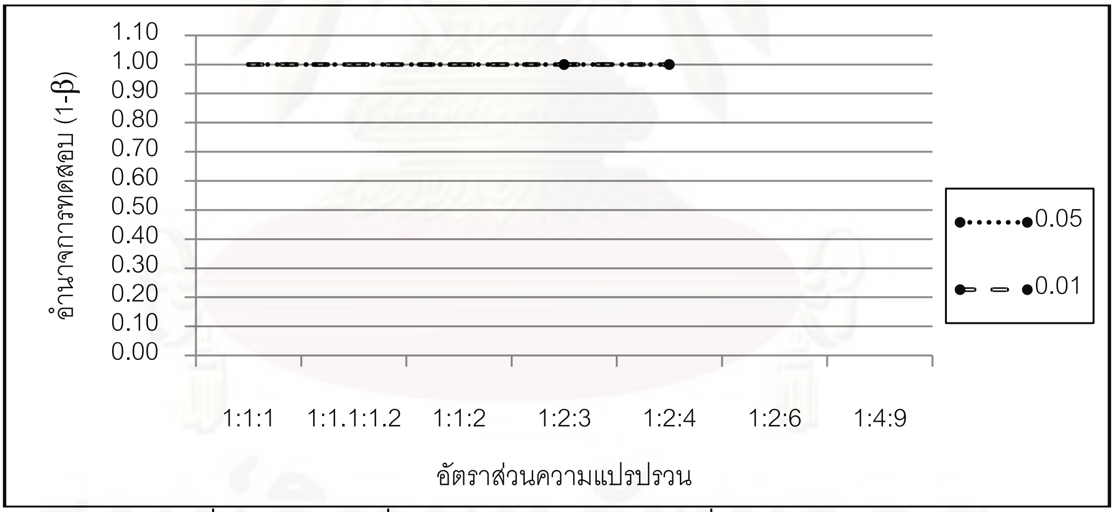
ภาพที่ 4.13 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 10,10,10 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.14 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 10,10,10 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.13 - 4.14 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากที่ระดับนัยสำคัญ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทดสอบ ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

ตารางที่ 4.4 แสดงค่าอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (30,30,30) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran

อัตราส่วนค่าเฉลี่ย $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$	อัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$	ค่าอำนาจการทดสอบ α = .05 Bradley	α = .05 Cochran	α = .01 Bradley	α = .01 Cochran
1:1.5:2	1:1:1	0.9370	0.9370	0.8074	0.8074
	1:1.1:1.2	0.9158	0.9158	0.7520	0.7520
	1:1:2	0.8228	0.8228	0.6200	0.6200
	1:2:3	0.6564	0.6564	0.4010	0.4010
	1:2:4	0.5872	0.5872	0.3392	0.3392
	1:2:6	0.4746	-	-	-
	1:4:9	0.3148	-	-	-
1:2:3	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	0.9998	0.9998
	1:2:3	0.9992	0.9992	0.9926	0.9926
	1:2:4	0.9976	0.9976	0.9764	0.9764
	1:2:6	0.9750	-	-	-
	1:4:9	0.8892	-	-	-
1:3:6	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:4	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:6	1.0000	-	-	-
	1:4:9	1.0000	-	-	-

หมายเหตุ "-" หมายถึงกรณีนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จึงไม่นำมาคำนวณค่าอำนาจการทดสอบ

ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

จากตารางที่ 4.4 เมื่อพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่าง (30,30,30) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran พบว่า

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:1.5:2

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9370 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.3148 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8074 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.3392

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9370 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.5872 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8074 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.3392

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:2:3

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 และอัตรา ส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย เป็น 1:1.1:1.2 และ 1:2:3 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8892 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยเป็น 1:1.1:1.2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9764

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน น้อยเป็น 1:1.1:1.2 และ 1:2:3 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันมากเป็น 1:2:6 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9976 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 และอัตราส่วนความ

แปรปรวนแตกต่างกัน น้อยเป็น 1:1.1:1.2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเป็น 1:2:4 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9764

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:3:6

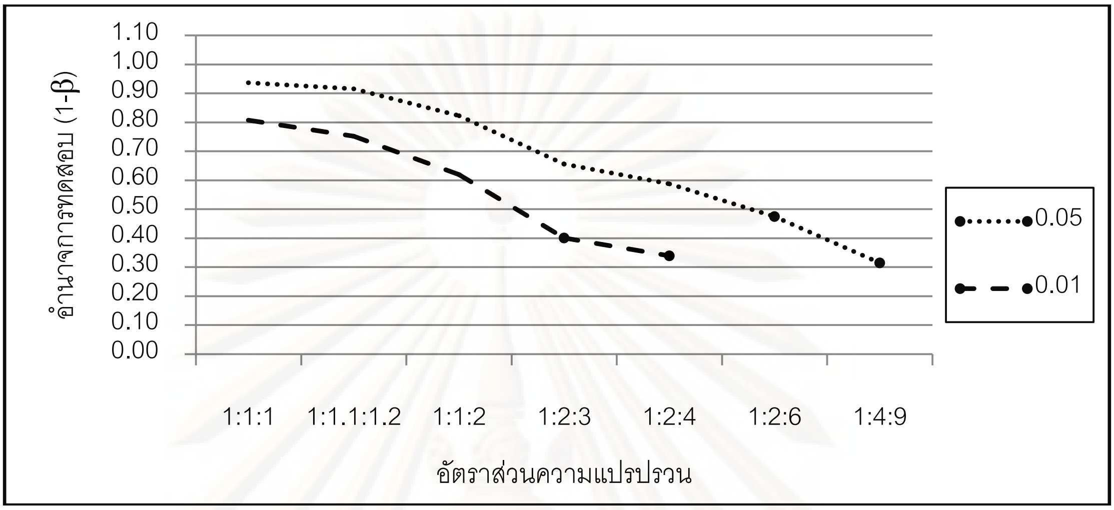
- ตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

จากผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้น สามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ภาพที่ 4.15 – 4.20 โดยนำเสนอในรูปของกราฟเส้น เพื่อเปรี ยบเทียบอำนาจการทดสอบ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (30,30,30) โดยที่แกนตั้ง แทนอำนาจการทดสอบ (1 - β) และแกนนอนแทนอัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$

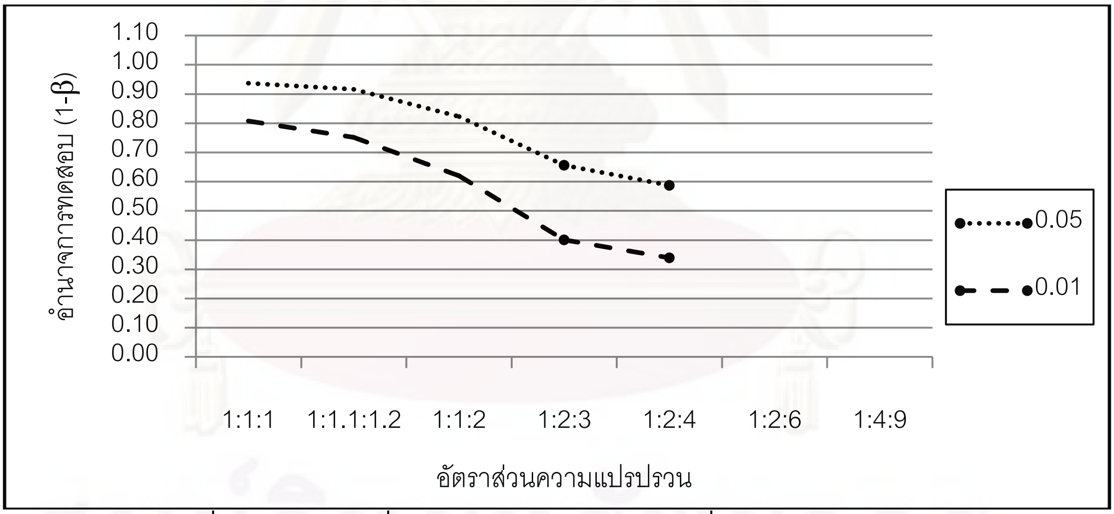
ภาพที่ 4.15 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 30,30,30 $\mu_1{:}\mu_2{:}\mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.16 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

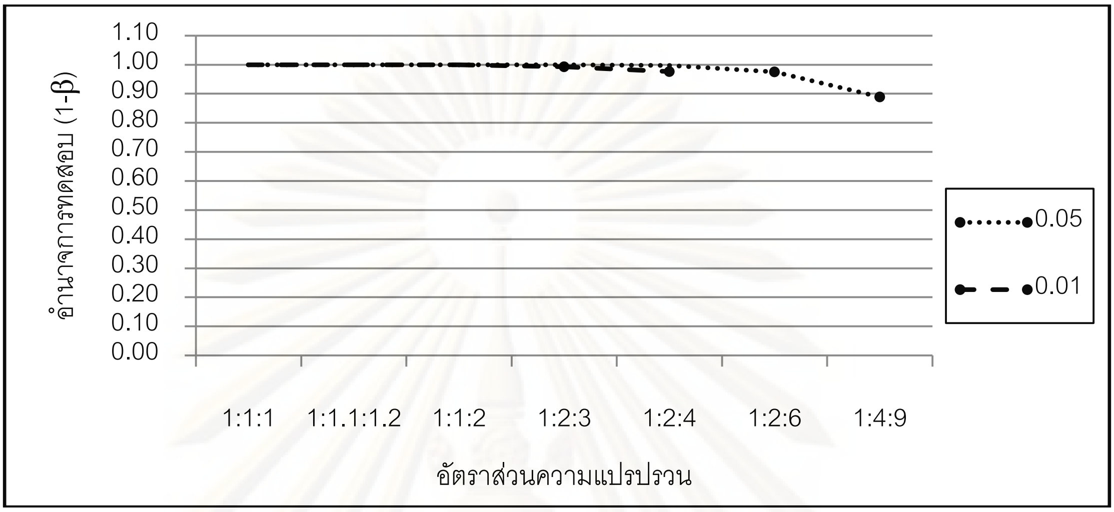
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 30,30,30 $\mu_1{:}\mu_2{:}\mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.15 - 4.16 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่า ที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากที่ระดับนัยสำคัญ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทดสอบจะมากกว่า .80 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้นค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

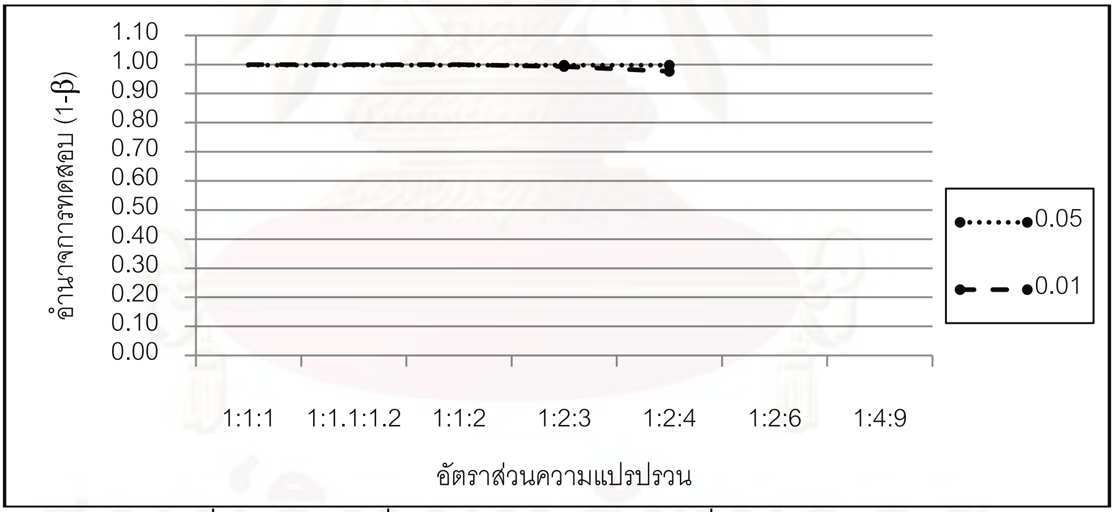
ภาพที่ 4.17 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 30,30,30 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.18 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

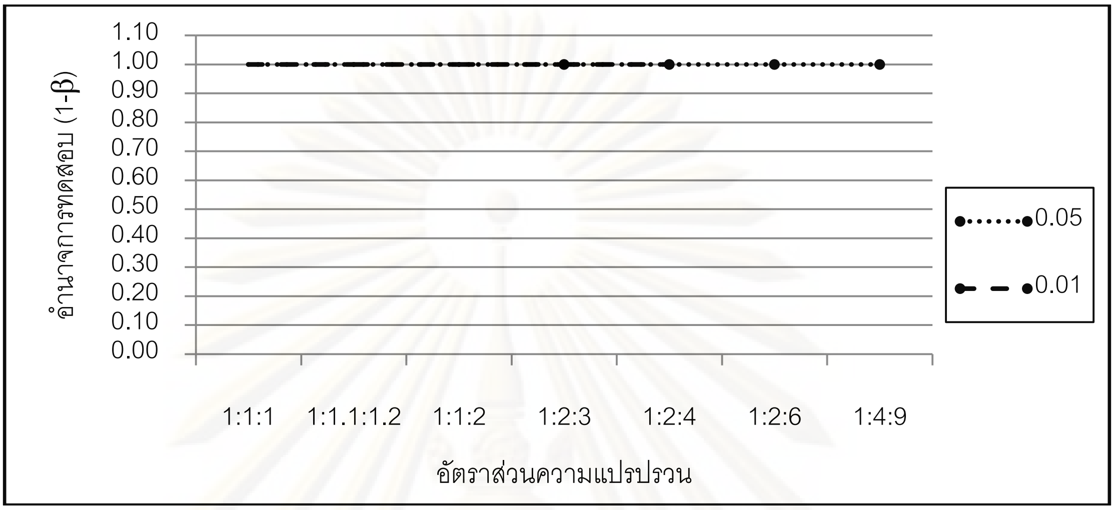
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 30,30,30 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.17 - 4.18 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่า ที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากที่ระดับนัยสำคัญ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทดสอบทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวนมีค่ามากกว่า .80 และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้นค่าอำนาจการท ดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

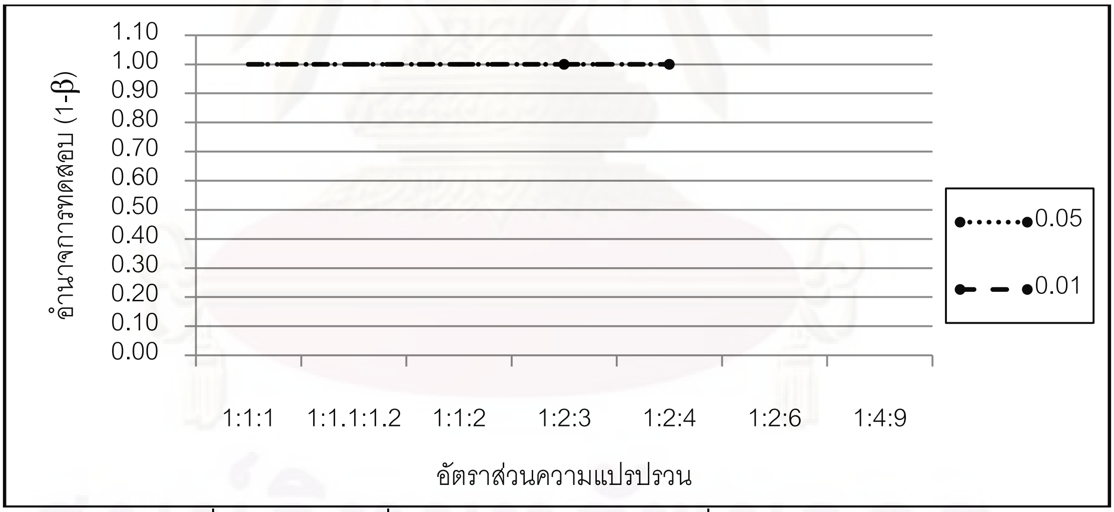
ภาพที่ 4.19 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 30,30,30 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.20 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 30,30,30 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.19 - 4.20 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากที่ระดับนัยสำคัญ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทดสอบทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

ตารางที่ 4.5 แสดงค่าอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (80,80,80) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran

อัตราส่วนค่าเฉลี่ย $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$	อัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$	ค่าอำนาจการทดสอบ			
		α = .05		α = .01	
		Bradley	Cochran	Bradley	Cochran
1:1.5:2	1:1:1	1.0000	1.0000	0.9998	0.9998
	1:1.1:1.2	0.9998	0.9998	0.9992	0.9992
	1:1:2	0.9990	0.9990	0.9912	0.9912
	1:2:3	0.9872	0.9872	0.9430	0.9430
	1:2:4	0.9678	0.9678	0.8860	0.8860
	1:2:6	0.9124	0.9124	0.7660	0.7660
	1:4:9	0.7314	0.7314	0.5130	0.5130
1:2:3	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:4	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:6	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:4:9	1.0000	1.0000	0.9994	0.9994
1:3:6	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:4	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:6	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:4:9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

หมายเหตุ "-" หมายถึงกรณีนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จึงไม่นำมาคำนวณค่าอำนาจการทดสอบ

จากตารางที่ 4.5 เมื่อพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่าง (80,80,80) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran พบว่า

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:1.5:2

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.7314 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9998 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่ว นความแปรปรวนแตกต่าง กันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.5130

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.7314 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9998 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.5130

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:2:3

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ยกเว้นที่ระดับนัยสำคัญ .01 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9994

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ยกเว้นที่ระดับนัยสำคัญ .01 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9994

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:3:6

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

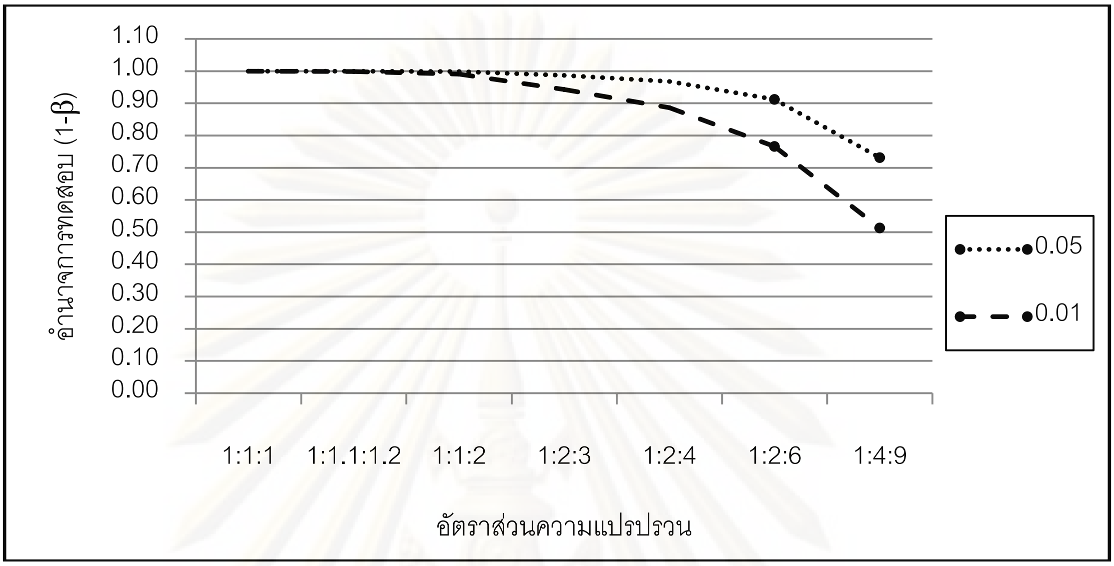
จากผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ โด ยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้น สามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ภาพที่ 4.21 – 4.26 โดยนำเสนอในรูปของกราฟเส้น เพื่อเปรียบเทียบอำนาจ

การทดสอบ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (80,80,80) โดยที่แกนตั้ง แทนอำนาจการทดสอบ (1 - β) และแกนนอนแทนอัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

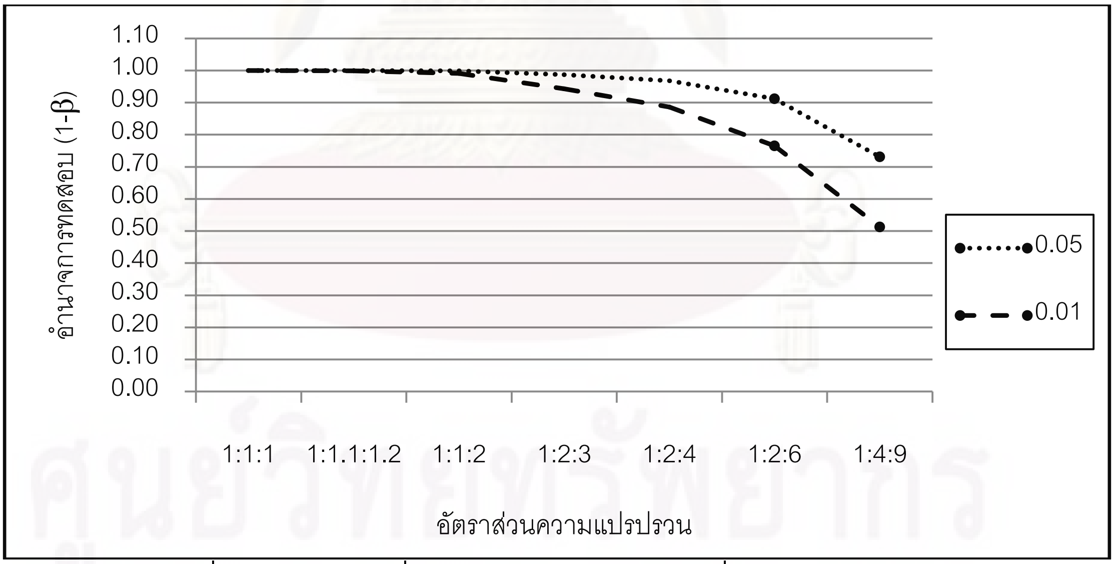
ภาพที่ 4.21 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 80,80,80 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.22 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 80,80,80 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.21 - 4.22 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวน เท่ากันถึงแตกต่างกันน้อย ทั้ง ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 มีค่าประมาณ 1.0000 แต่เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางถึงมาก ค่าอำนาจการทดสอบจะมีค่าลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบมากกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

ภาพที่ 4.23 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 80,80,80 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01

ภาพที่ 4.24 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 80,80,80 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01

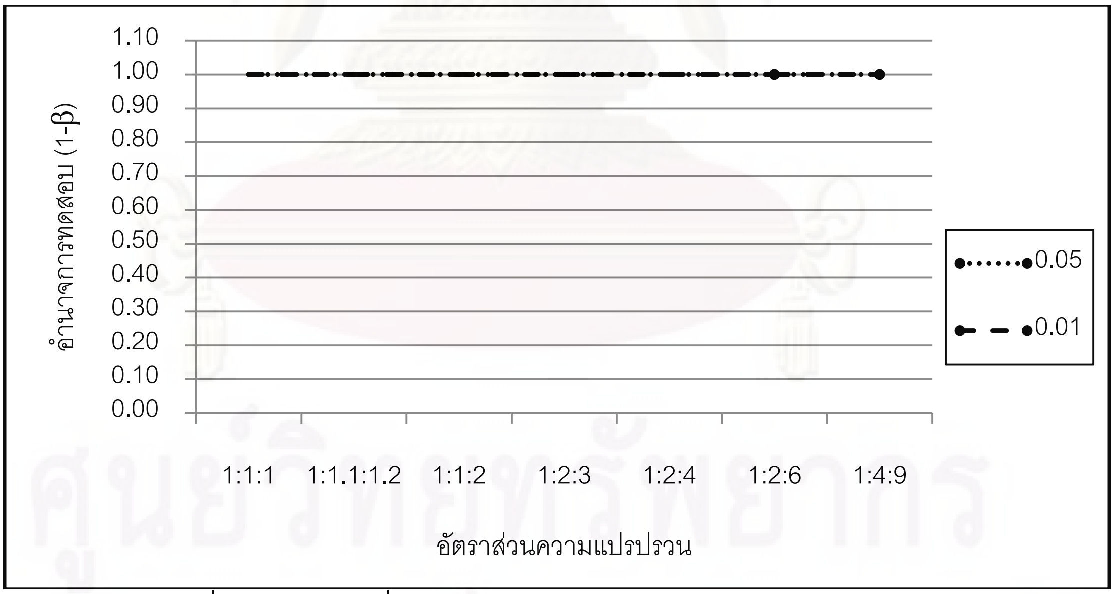
จากภาพที่ 4.23 - 4.24 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่า ในทุกๆอัตราส่วนความแปรปรวนจะมีค่าอำนาจการทดสอบเท่ากับ 1.0000 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

ภาพที่ 4.25 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 80,80,80 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01

ภาพที่ 4.26 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 80,80,80 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.25 - 4.26 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าในทุกๆอัตราส่วนความแปรปรวนจะมีค่าอำนาจการทดสอบเท่ากับ 1.0000 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

ตารางที่ 4.6 แสดงค่าอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (5,10,15) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran

อัตราส่วนค่าเฉลี่ย $\mu_1:\mu_2:\mu_3$	อัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2$	ค่าอำนาจการทดสอบ α = .05 Bradley	Cochran	α = .01 Bradley	Cochran
1:1.5:2	1:1:1	0.4750	0.4750	0.2368	0.2368
	1:1.1:1.2	0.4142	0.4142	0.1930	0.1930
	1:1:2	0.2976	0.2976	0.1206	0.1206
	1:2:3	0.1920	-	0.0676	0.0676
	1:2:4	0.1490	-	0.0478	-
	1:2:6	0.1072	-	0.0296	-
	1:4:9	0.0764	-	0.0206	-
1:2:3	1:1:1	0.9640	0.9640	0.8700	0.8700
	1:1.1:1.2	0.9458	0.9458	0.8214	0.8214
	1:1:2	0.8648	0.8648	0.6604	0.6604
	1:2:3	0.6878	-	0.4116	0.4116
	1:2:4	0.5758	-	0.3022	-
	1:2:6	0.4320	-	0.2006	-
	1:4:9	0.2650	-	0.0996	-
1:3:6	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	-	1.0000	1.0000
	1:2:4	1.0000	-	1.0000	-
	1:2:6	0.9992	-	0.9892	-
	1:4:9	0.9866	-	0.9226	-

หมายเหตุ "-" หมายถึงกรณีนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จึงไม่นำมาคำนวณค่าอำนาจการทดสอบ

จากตารางที่ 4.6 เมื่อพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่าง (5,10,15) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran พบว่า

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:1.5:2

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4750 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0764 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2368 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0206

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำ คัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4750 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยเป็น 1:1:2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2976 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2368 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเป็น 1:2:3 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0676

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:2:3

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9640 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2650 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8700 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0996

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุ ดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9640 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยเป็น 1:1:2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8648 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8700 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเป็น 1:2:3 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4116

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:3:6

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 และอัตรา ส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยเป็น 1:1.1:1.2 และ 1:1:2

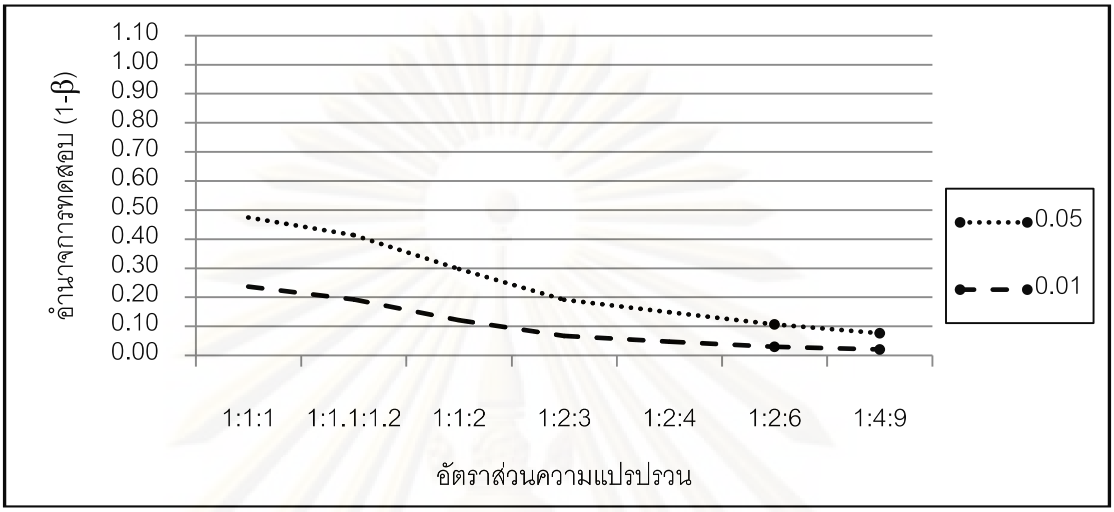
- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

จากผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้น สามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ภาพที่ 4.27 – 4.32 โดยนำเสนอในรูปของกราฟเส้น เพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (5,10,15) โดยที่แกนตั้ง แทนอำนาจการทดสอบ (1 - β) และแกนนอนแทนอัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

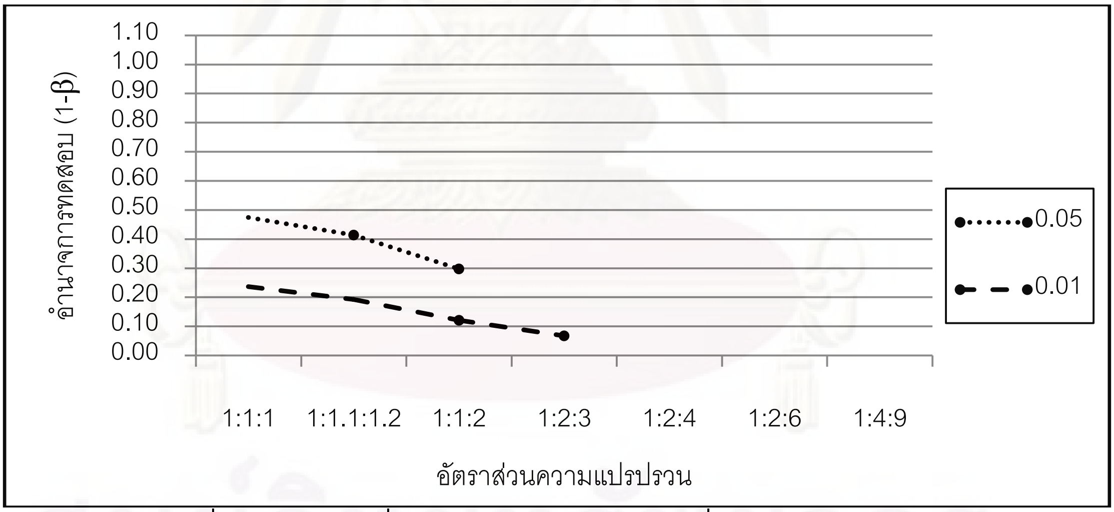
ภาพที่ 4.27 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 5,10,15 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.28 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

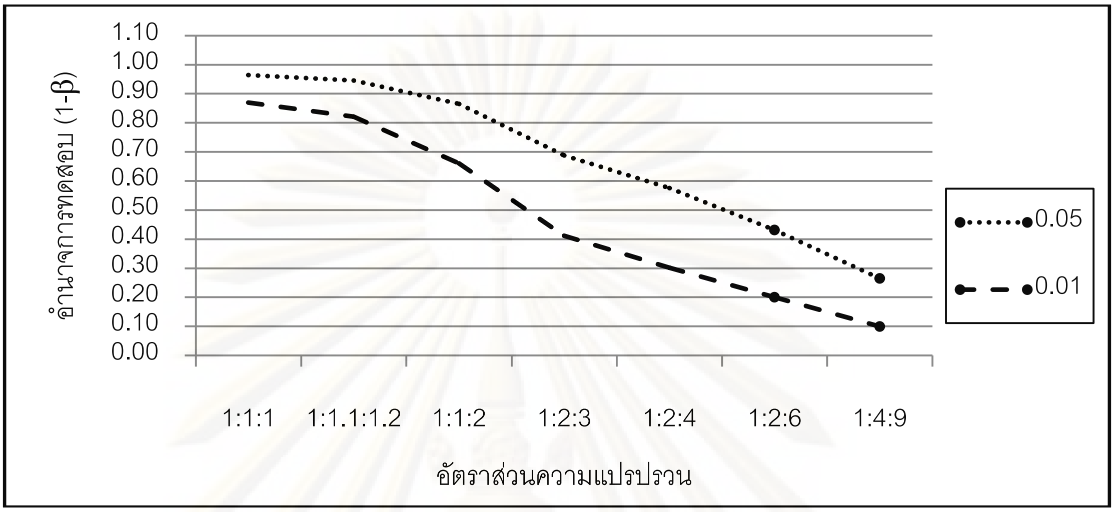
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 5,10,15 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.27 - 4.28 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง และแตกต่างกันมาก ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทดสอบทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวนมีค่าน้อยกว่า .80 และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้น ค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

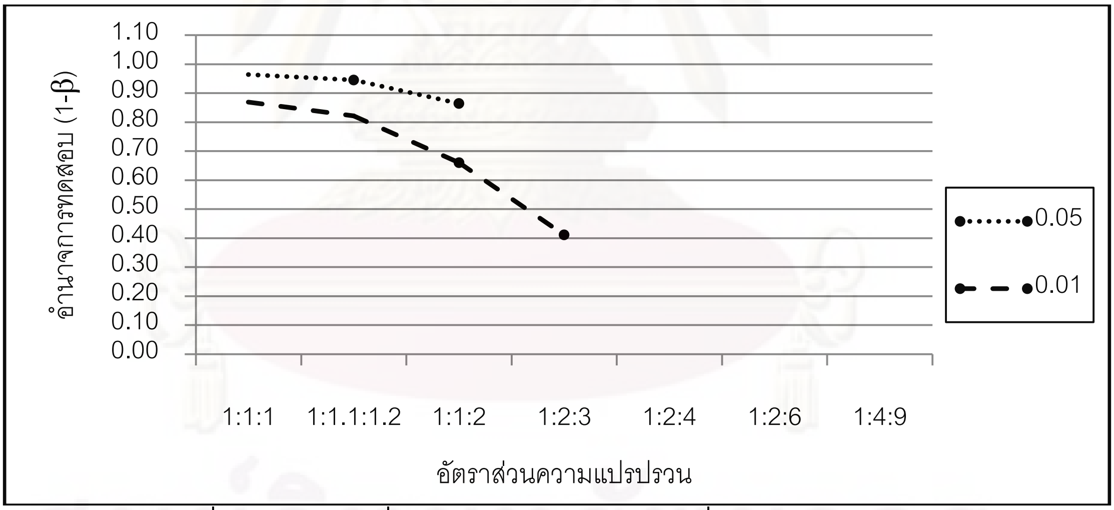
ภาพที่ 4.29 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 5,10,15 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.30 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

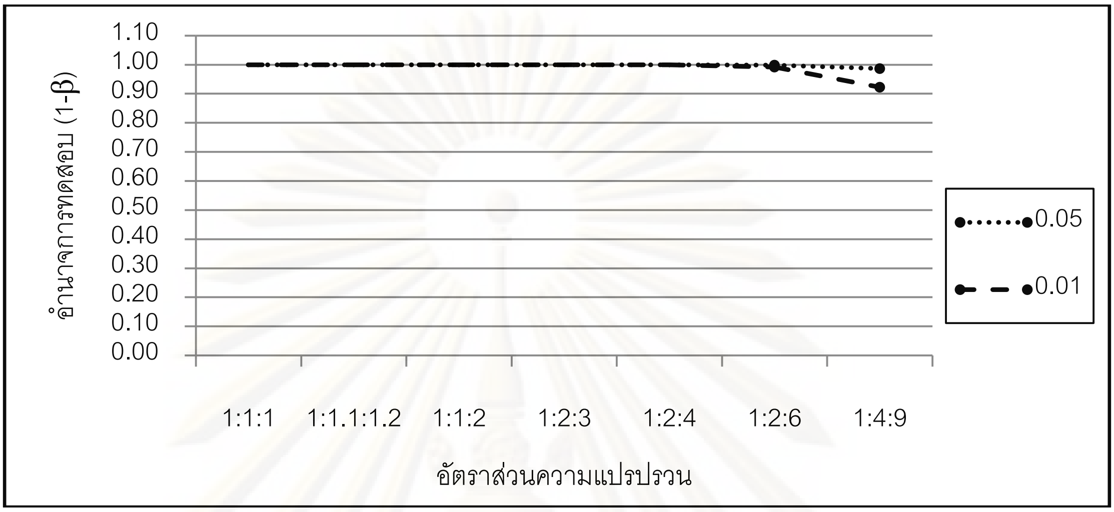
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 5,10,15 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.29 - 4.30 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง และแตกต่างกันมาก ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทดสอบ จะมากกว่า .80 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเป็น 1:1:1 , 1:1.1:1.2 และ 1:1:2 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และอัตราอัตราส่วนความแปรปรวนเป็น 1:1.1:1.2 และ 1:1:2 ที่ระดับนัยสำคัญ .01 และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้น ค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

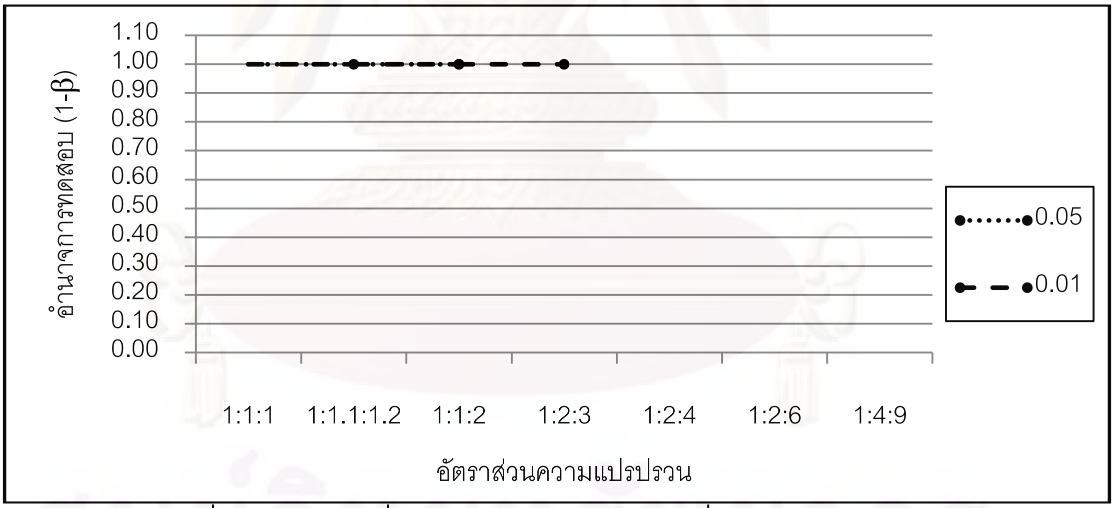
ภาพที่ 4.31 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 5,10,15 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.32 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 5,10,15 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.31 - 4.32 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง และแตกต่างกันมาก ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทด สอบทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวนมีค่ามากกว่า .80 และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้น ค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบ สูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

ตารางที่ 4.7 แสดงค่าอำนาจการทดสอบ โดย ใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (20,30,40) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran

อัตราส่วนค่าเฉลี่ย $\mu_1:\mu_2:\mu_3$	**อัตราส่วนความแปรปรวน** $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2$	**ค่าอำนาจการทดสอบ** α = .05		α = .01	
		Bradley	Cochran	Bradley	Cochran
1:1.5:2	1:1:1	0.9190	0.9190	0.7862	0.7862
	1:1.1:1.2	0.9038	0.9038	0.7388	0.7388
	1:1:2	0.7836	0.7836	0.5734	0.5734
	1:2:3	0.5920	-	0.3294	-
	1:2:4	0.5092	-	0.2560	-
	1:2:6	0.3658	-	0.1670	-
	1:4:9	0.2254	-	0.0804	-
1:2:3	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	0.9998	0.9998	0.9994	0.9994
	1:2:3	0.9982	-	0.9850	-
	1:2:4	0.9946	-	0.9616	-
	1:2:6	0.9552	-	0.8488	-
	1:4:9	0.8336	-	0.5942	-
1:3:6	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	-	1.0000	-
	1:2:4	1.0000	-	1.0000	-
	1:2:6	1.0000	-	1.0000	-
	1:4:9	1.0000	-	1.0000	-

หมายเหตุ "-" หมายถึงกรณีนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จึงไม่นำมาคำนวณค่าอำนาจการทดสอบ

จากตารางที่ 4.7 เมื่อพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่าง (20,30,40) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran พบว่า

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:1.5:2

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9190 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.2254 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสู งสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.7862 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0804

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแ ปรปรวนเท่ากันเป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9190 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยเป็น 1:1:2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.7836 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.7862 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย (1:1:2) ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.5734

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:2:3

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเป็น 1:1.1:1.2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.8336 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 และอัตรา ส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย เป็น 1:1.1:1.2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.5942

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน น้อยเป็น 1:1.1:1.2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อย เป็น 1:1:2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9998 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 และอัตราส่วนความแปรปรวน

แตกต่างกัน น้อยเป็น 1:1.1:1.2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยเป็น 1:1:2 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9994

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:3:6

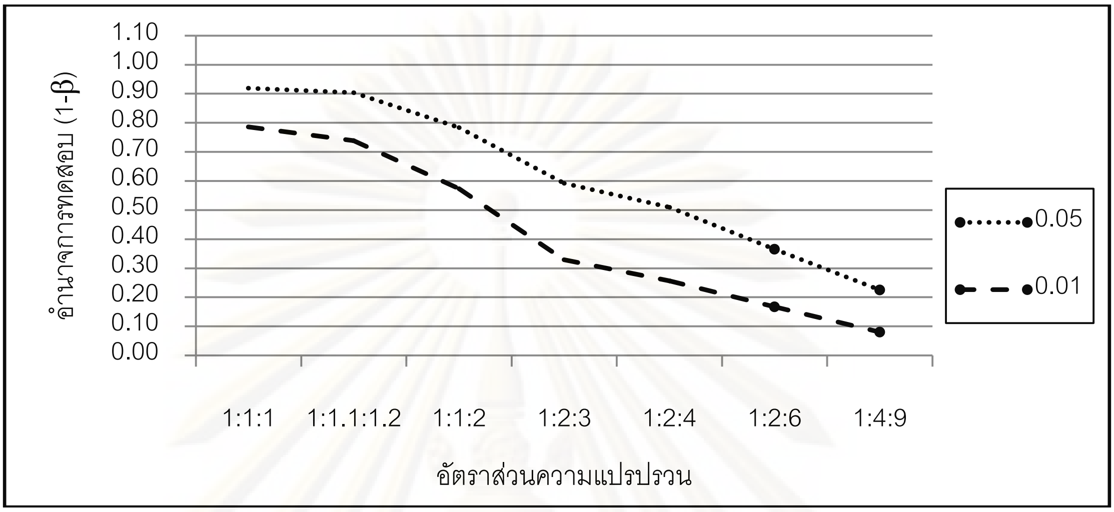
- ตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน
- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

จากผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้น สามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ภาพที่ 4.33 – 4.38 โดยนำเสนอในรูปของกราฟเส้น เพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (20,30,40) โดยที่แกนตั้ง แทนอำนาจการทดสอบ (1 - β) และแกนนอนแทนอัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

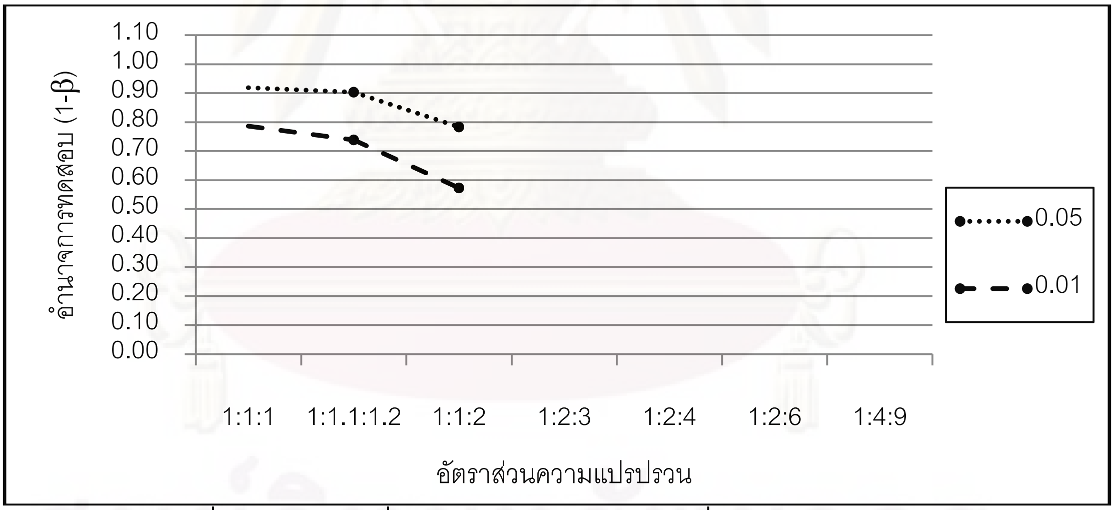
ภาพที่ 4.33 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 20,30,40 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.34 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

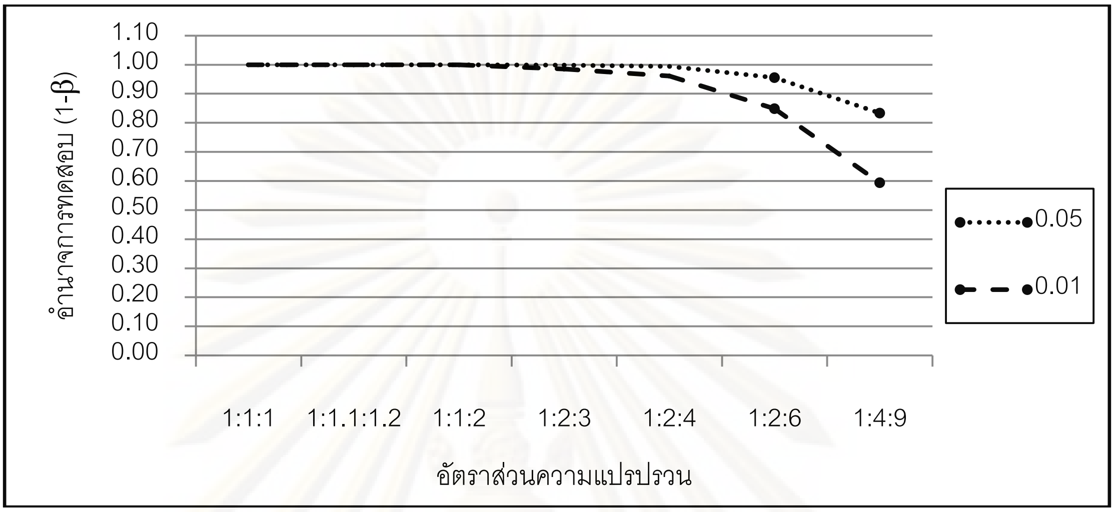
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 20,30,40 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.33 - 4.34 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง และแตกต่างกันมาก ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ค่าอำนาจการทด สอบจะมากกว่า .80 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเป็น 1:1:1 และ 1:1.1:1.2 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากขึ้นค่าอำนาจการทดสอบจะลดลง โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

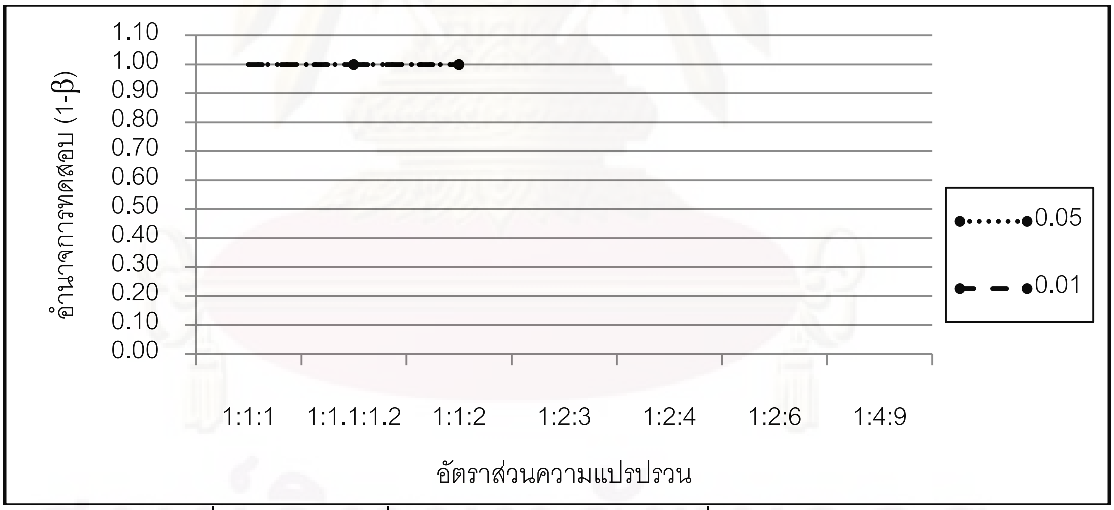
ภาพที่ 4.35 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 20,30,40 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.36 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

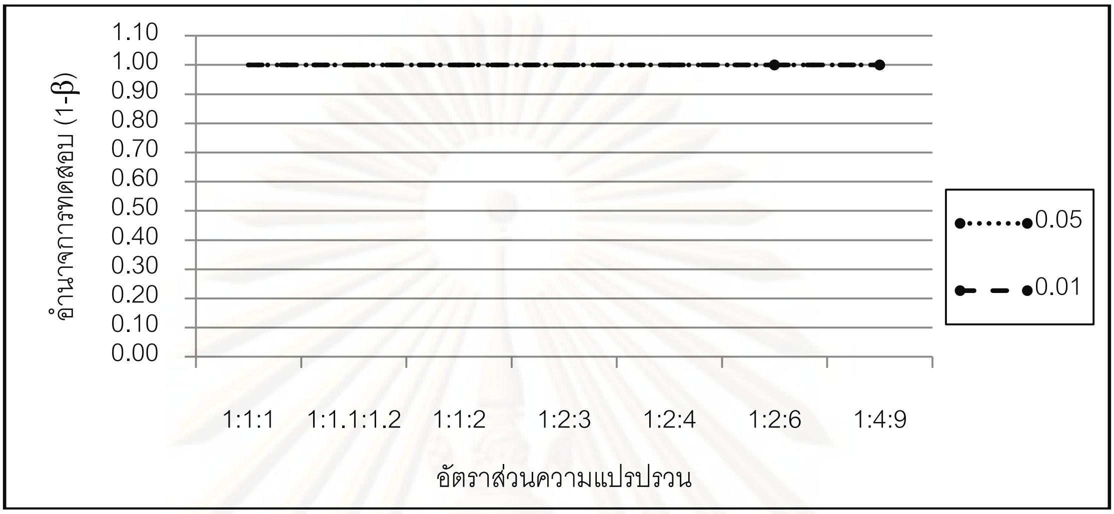
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 20,30,40 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.35 - 4.36 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง และแตกต่างกันมาก ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ มีเพียง อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ที่ได้ค่าอำนาจการทดสอบน้อยกว่า .80 โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

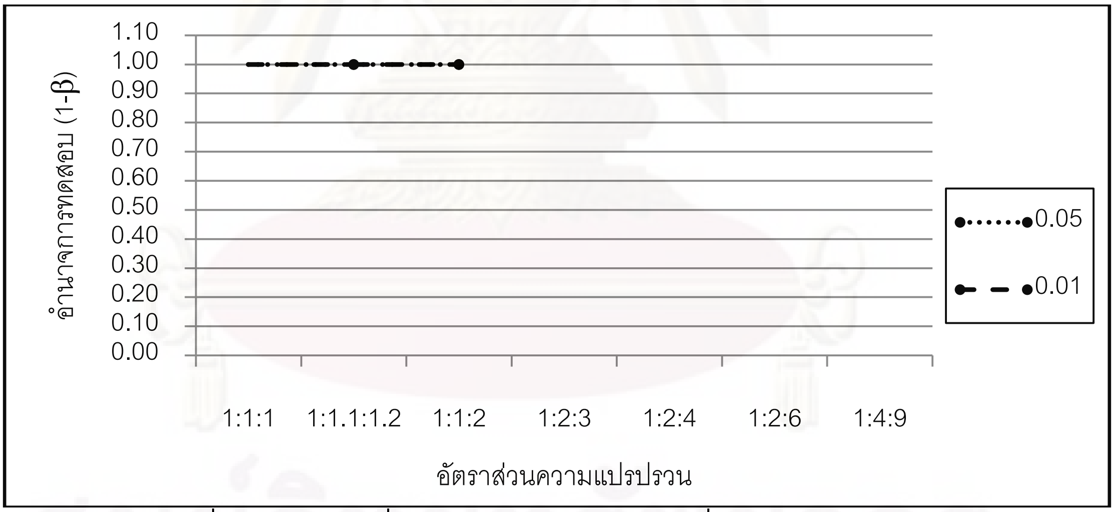
ภาพที่ 4.37 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 20,30,40 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.38 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 20,30,40 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.37 - 4.38 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง และแตกต่างกันมาก ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกๆ อัตราส่วนความแปรปรวน จะมีค่าอำนาจการทดสอบ เป็น 1.0000 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

ตารางที่ 4.8 แสดงค่าอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟ ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (60,80,100) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของBradley และ Cochran

อัตราส่วนค่าเฉลี่ย $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$	**อัตราส่วนความแปรปรวน** $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$	**ค่าอำนาจการทดสอบ** α = .05 Bradley	Cochran	α = .01 Bradley	Cochran
1:1.5:2	1:1:1	1.0000	1.0000	0.9996	0.9996
	1:1.1:1.2	0.9996	0.9996	0.9988	0.9988
	1:1:2	0.9970	0.9970	0.9876	0.9876
	1:2:3	0.9808	0.9808	0.9222	0.9222
	1:2:4	0.9564	-	0.8504	0.8504
	1:2:6	0.8636	-	0.6784	0.6784
	1:4:9	0.6752	-	0.4234	0.4234
1:2:3	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:4	1.0000	-	1.0000	1.0000
	1:2:6	1.0000	-	1.0000	1.0000
	1:4:9	1.0000	-	0.9974	0.9974
1:3:6	1:1:1	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1:2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	1:2:4	1.0000	-	1.0000	1.0000
	1:2:6	1.0000	-	1.0000	1.0000
	1:4:9	1.0000	-	1.0000	1.0000

หมายเหตุ "-" หมายถึงกรณีนั้นไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จึงไม่นำมาคำนวณค่าอำนาจการทดสอบ

จากตารางที่ 4.8 เมื่อพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่าง (60,80,100) ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran พบว่า

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:1.5:2

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมาก เป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.6752 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9996 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่าง กันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4234

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1.0000 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลาง เป็น 1:2:3 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9808 ส่วนที่ระดับนัยสำคัญ .01 ค่าอำนาจการทดสอบจะสูงสุดเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากัน เป็น 1:1:1 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9996 และค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำสุดเมื่ออั ตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.4234

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:2:3

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ยกเว้นที่ระดับนัยสำคัญ .01 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9974

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน ยกเว้นที่ระดับนัยสำคัญ .01 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:4:9 ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.9974

ในกรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:3:6

- ตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

- ตามเกณฑ์ของ Cochran ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ค่าอำนาจการทดสอบ มีค่าเท่ากับ 1.0000 ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวน

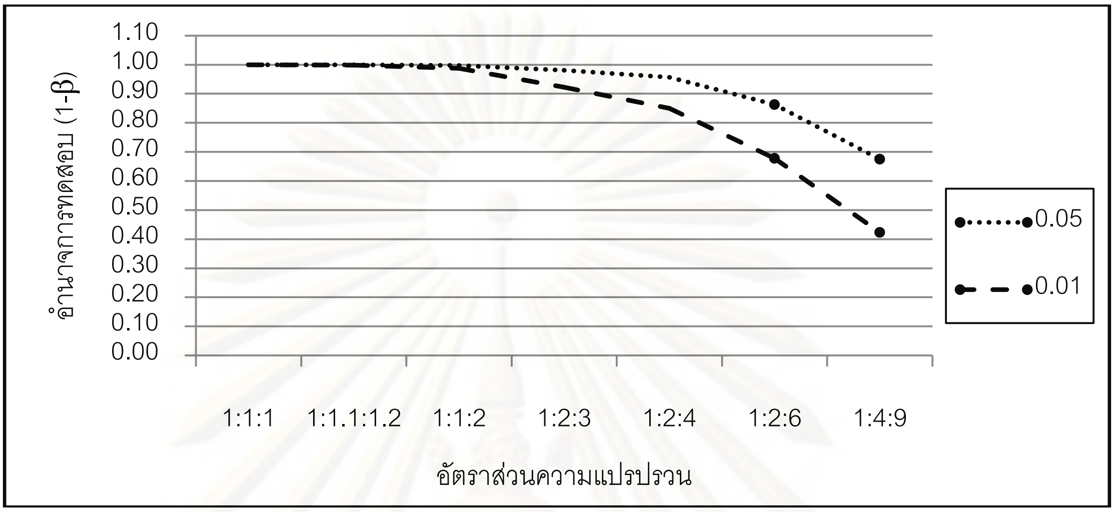
จากผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ โดยใช้สถิติทดสอบเอฟข้างต้น สามารถแสดงได้ในรูปของกราฟ ภาพที่ 4.39 – 4.44 โดยนำเสนอในรูปของกราฟเส้น เพื่อเปรียบเทียบอำนาจ

การทดสอบ ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ภายใต้ขนาดตัวอย่าง (60,80,100) โดยที่แกนตั้ง แทนอำนาจการทดสอบ (1 - β) และแกนนอนแทนอัตราส่วนความแปรปรวน $\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

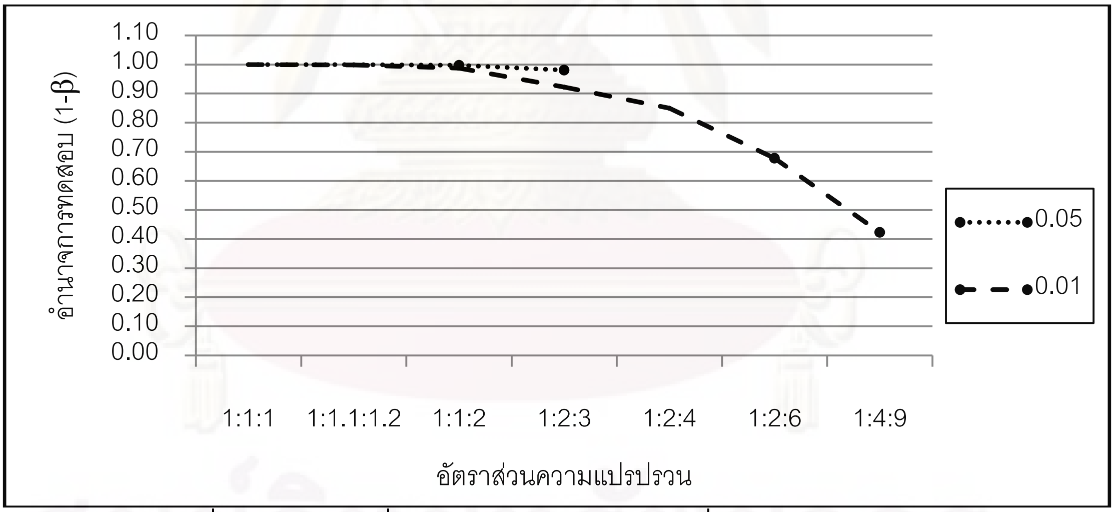
ภาพที่ 4.39 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 60,80,100 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.40 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 60,80,100 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:1.5:2 และ α = .05 และ .01



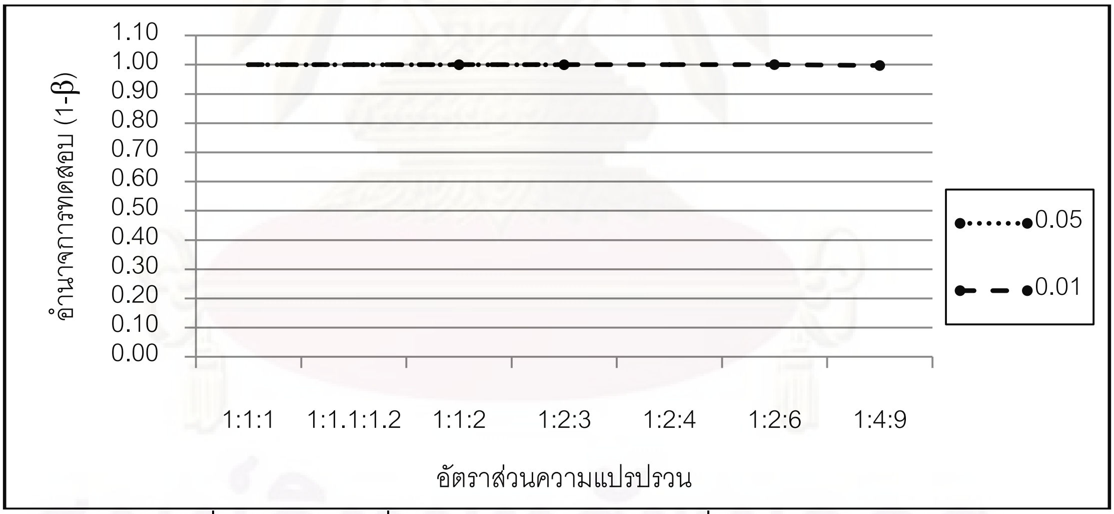
จากภาพที่ 4.39 - 4.40 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันเป็น 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีเพียงอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันเป็น 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันเป็น 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01 ที่ได้ค่าอำนาจการทดสอบน้อยกว่า .80 โดยที่ระดับนัยสำคัญ .05 จะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ .01

ภาพที่ 4.41 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 60,80,100 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01

ภาพที่ 4.42 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

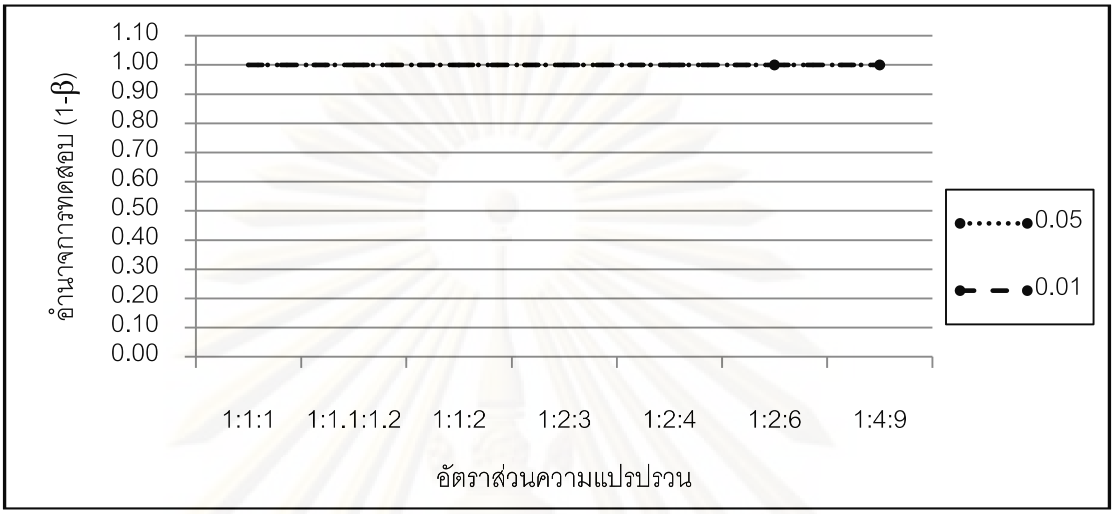
โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 60,80,100 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:2:3 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.41 - 4.42 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันเป็น 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกๆอัตราส่วนความแปรปรวน จะมีค่าอำนาจการทดสอบเป็น 1.0000 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

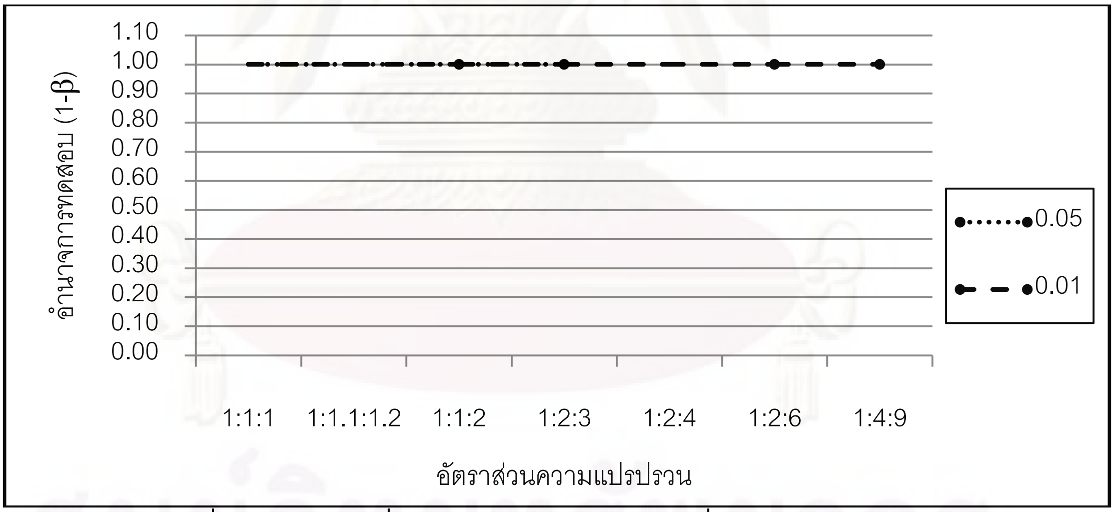
ภาพที่ 4.43 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 60,80,100 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



ภาพที่ 4.44 เปรียบเทียบค่าอำนาจการทดสอบ (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

โดยที่ n_1, n_2, n_3 = 60,80,100 $\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$ = 1:3:6 และ α = .05 และ .01



จากภาพที่ 4.41 - 4.42 เมื่อพิจารณาจากกราฟพบว่าที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันเป็น 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ตามเกณฑ์ของ Cochran ไม่สามารถหาค่าอำนาจการทดสอบได้ เนื่องจากในสถานการณ์นั้นๆ ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกๆอัตราส่วนความแปรปรวน จะมีค่าอำนาจการทดสอบเป็น 1.0000 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

จากการทดสอบหาค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิ ติทดสอบเอฟ เมื่อนำมาเปรียบเทียบกับระดับนัยสำคัญที่ระบุ โดยใช้เกณฑ์พิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของ Bradley และของ Cochran และค่าอำนาจการทดสอบจากการทดสอบทั้งสิ้น 336 สถานการณ์ เพื่อทดสอบความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ ได้ผลสรุปดังตารางที่ 4.9 – 4.16

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.9 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ความแกร่ง	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย 1:1.5:2	1:2:3	1:3:6
10,10,10	1:1:1	-	0.4584	0.9702	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.4240	0.9582	1.0000
	1:1:2	✓	0.3626	0.9074	1.0000
	1:2:3	✓	0.2600	0.7640	1.0000
	1:2:4	✓	0.2174	0.6884	1.0000
	1:2:6	✓	0.1814	0.5618	0.9998
	1:4:9	✓	0.1346	0.4048	0.9914
30,30,30	1:1:1	-	0.9370	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9158	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.8228	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.6564	0.9992	1.0000
	1:2:4	✓	0.5872	0.9976	1.0000
	1:2:6	✓	0.4746	0.9750	1.0000
	1:4:9	✓	0.3148	0.8892	1.0000
80,80,80	1:1:1	-	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9998	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9990	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9872	1.0000	1.0000
	1:2:4	✓	0.9678	1.0000	1.0000
	1:2:6	✓	0.9124	1.0000	1.0000
	1:4:9	✓	0.7314	1.0000	1.0000

หมายเหตุ "✓" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

"✗" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ได้

"-" ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ 4.10 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ความแกร่ง	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย		
			1:1.5:2	1:2:3	1:3:6
10,10,10	1:1:1	-	0.4584	0.9702	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.4240	0.9582	1.0000
	1:1:2	✓	0.3626	0.9074	1.0000
	1:2:3	✓	0.2600	0.7640	1.0000
	1:2:4	✓	0.2174	0.6884	1.0000
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
30,30,30	1:1:1	-	0.9370	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9158	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.8228	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.6564	0.9992	1.0000
	1:2:4	✓	0.5872	0.9976	1.0000
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
80,80,80	1:1:1	-	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9998	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9990	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9872	1.0000	1.0000
	1:2:4	✓	0.9678	1.0000	1.0000
	1:2:6	✓	0.9124	1.0000	1.0000
	1:4:9	✓	0.7314	1.0000	1.0000

หมายเหตุ "✓" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

"✗" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ได้

"-" ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ 4.11 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ความแกร่ง	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย		
			1:1.5:2	1:2:3	1:3:6
10,10,10	1:1:1	-	0.2206	0.8860	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.1932	0.8502	1.0000
	1:1:2	✓	0.1594	0.7408	1.0000
	1:2:3	✓	0.0964	0.5078	1.0000
	1:2:4	✓	0.0790	0.4316	1.0000
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
30,30,30	1:1:1	-	0.8074	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.7520	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.6200	0.9998	1.0000
	1:2:3	✓	0.4010	0.9926	1.0000
	1:2:4	✓	0.3392	0.9764	1.0000
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
80,80,80	1:1:1	-	0.9998	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9992	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9912	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9430	1.0000	1.0000
	1:2:4	✓	0.8860	1.0000	1.0000
	1:2:6	✓	0.7660	1.0000	1.0000
	1:4:9	✓	0.5130	0.9994	1.0000

หมายเหตุ "✓" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

"✗" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ได้

"-" ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ 4.12 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ความแกร่ง	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย		
			1:1.5:2	1:2:3	1:3:6
10,10,10	1:1:1	-	0.2206	0.8860	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.1932	0.8502	1.0000
	1:1:2	✓	0.1594	0.7408	1.0000
	1:2:3	✓	0.0964	0.5078	1.0000
	1:2:4	✓	0.0790	0.4316	1.0000
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
30,30,30	1:1:1	-	0.8074	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.7520	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.6200	0.9998	1.0000
	1:2:3	✓	0.4010	0.9926	1.0000
	1:2:4	✓	0.3392	0.9764	1.0000
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
80,80,80	1:1:1	-	0.9998	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9992	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9912	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9430	1.0000	1.0000
	1:2:4	✓	0.8860	1.0000	1.0000
	1:2:6	✓	0.7660	1.0000	1.0000
	1:4:9	✓	0.5130	0.9994	1.0000

หมายเหตุ "✓" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้
"✗" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ได้
"-" ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ 4.13 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	**อัตราส่วนความแปรปรวน**	**ความแกร่ง**	**ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย**		
			1:1.5:2	**1:2:3**	**1:3:6**
5,10,15	1:1:1	-	0.4750	0.9640	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.4142	0.9458	1.0000
	1:1:2	✓	0.2976	0.8648	1.0000
	1:2:3	✓	0.1920	0.6878	1.0000
	1:2:4	✓	0.1490	0.5758	1.0000
	1:2:6	✓	0.1072	0.4320	0.9992
	1:4:9	✓	0.0764	0.2650	0.9866
20,30,40	1:1:1	-	0.9190	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9038	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.7836	0.9998	1.0000
	1:2:3	✓	0.5920	0.9982	1.0000
	1:2:4	✓	0.5092	0.9946	1.0000
	1:2:6	✓	0.3658	0.9552	1.0000
	1:4:9	✓	0.2254	0.8336	1.0000
60,80,100	1:1:1	-	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9996	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9970	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9808	1.0000	1.0000
	1:2:4	✓	0.9564	1.0000	1.0000
	1:2:6	✓	0.8636	1.0000	1.0000
	1:4:9	✓	0.6752	1.0000	1.0000

หมายเหตุ "✓" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

"✗" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ได้

"-" ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ 4.14 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .05 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ความแกร่ง	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย		
			1:1.5:2	1:2:3	1:3:6
5,10,15	1:1:1	-	0.4750	0.9640	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.4142	0.9458	1.0000
	1:1:2	✓	0.2976	0.8648	1.0000
	1:2:3	✗	-	-	-
	1:2:4	✗	-	-	-
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
20,30,40	1:1:1	-	0.9190	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9038	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.7836	0.9998	1.0000
	1:2:3	✗	-	-	-
	1:2:4	✗	-	-	-
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
60,80,100	1:1:1	-	1.0000	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9996	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9970	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9808	1.0000	1.0000
	1:2:4	✗	-	-	-
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-

หมายเหตุ “✓” หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

“✗” หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ได้

“ - ” ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ 4.15 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Bradley)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	**อัตราส่วนความแปรปรวน**	**ความแกร่ง**	**ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย**		
			1:1.5:2	1:2:3	1:3:6
5,10,15	1:1:1	-	0.2368	0.8700	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.1930	0.8214	1.0000
	1:1:2	✓	0.1206	0.6604	1.0000
	1:2:3	✓	0.0676	0.4116	1.0000
	1:2:4	✓	0.0478	0.3022	1.0000
	1:2:6	✓	0.0296	0.2006	0.9892
	1:4:9	✓	0.0206	0.0996	0.9226
20,30,40	1:1:1	-	0.7862	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.7388	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.5734	0.9994	1.0000
	1:2:3	✓	0.3294	0.9850	1.0000
	1:2:4	✓	0.2560	0.9616	1.0000
	1:2:6	✓	0.1670	0.8488	1.0000
	1:4:9	✓	0.0804	0.5942	1.0000
60,80,100	1:1:1	-	0.9996	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9988	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9876	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9222	1.0000	1.0000
	1:2:4	✓	0.8504	1.0000	1.0000
	1:2:6	✓	0.6784	1.0000	1.0000
	1:4:9	✓	0.4234	0.9974	1.0000

หมายเหตุ "✓" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

"✗" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ได้

"-" ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ 4.16 ผลการทดสอบความแกร่ง โดยพิจารณาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 (ตามเกณฑ์ของ Cochran)

ขนาดกลุ่มตัวอย่าง	**อัตราส่วนความแปรปรวน**	**ความแกร่ง**	**ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อค่าเฉลี่ย**		
			1:1.5:2	**1:2:3**	**1:3:6**
5,10,15	1:1:1	-	0.2368	0.8700	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.1930	0.8214	1.0000
	1:1:2	✓	0.1206	0.6604	1.0000
	1:2:3	✓	0.0676	0.4116	1.0000
	1:2:4	✗	-	-	-
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
20,30,40	1:1:1	-	0.7862	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.7388	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.5734	0.9994	1.0000
	1:2:3	✗	-	-	-
	1:2:4	✗	-	-	-
	1:2:6	✗	-	-	-
	1:4:9	✗	-	-	-
60,80,100	1:1:1	-	0.9996	1.0000	1.0000
	1:1.1:1.2	✓	0.9988	1.0000	1.0000
	1:1:2	✓	0.9876	1.0000	1.0000
	1:2:3	✓	0.9222	1.0000	1.0000
	1:2:4	✓	0.8504	1.0000	1.0000
	1:2:6	✓	0.6784	1.0000	1.0000
	1:4:9	✓	0.4234	0.9974	1.0000

หมายเหตุ "✓" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

"✗" หมายถึง สถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ ได้

"-" ในช่องความแกร่ง หมายถึง สถานการณ์นั้นไม่ได้มีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น

ศูนย์วิทยทรัพยากร จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตอนที่ 3 ผลการทดสอบสมมติฐาน

การทดสอบสมมติฐาน ค่าสัดส่วนของการทดสอบเอฟ เพื่อตรวจสอบว่าผลการทดสอบมีความถูกต้องมากกว่าหรือเท่ากับ 80% หรือไม่ จากการทดสอบ 5,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ จึงกำหนดให้ $P_o = .8$ โดยตั้งสมมติฐานทางสถิติได้ดังนี้

H_o : $P \geq P_o$

H_1 : $P < P_o$

สถิติที่ใช้ในการทดสอบ

$$Z = \frac{P - P_o}{\sqrt{\frac{P_o(1-P_o)}{n}}}$$ ที่ระดับนัยสำคัญ .05

จากนั้นทำการเปรียบเทียบค่าสถิติทดสอบกับค่าวิกฤต ถ้าค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้ตกอยู่ในบริเวณวิกฤต จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ (reject H_0) ถ้าค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้ตกอยู่นอกบริเวณวิกฤต จะยอมรับสมมติฐานศูนย์ (accept H_0) หรืออาจจะสรุปได้ว่ายังไม่มีหลักฐานเพียงพอที่จะปฏิเสธสมมติฐานศูนย์ (retain H_0) ดังแสดงในตารางที่ 4.17 – 4.20

ตารางที่ 4.17 แสดงผลการทดสอบสมมติฐานค่าสัดส่วนการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ ที่ระดับ .80 ($H_0 \geq .80$) จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน และขนาดกลุ่มตัวอย่าง เมื่ออัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเป็น 1:1:1

$\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$	$\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$	α = .05						α = .01					
		10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100	10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100
1:1:1	1:1:1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1.1:1.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1:2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:2:3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:2:4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:2:6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:4:9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

หมายเหตุ “0” หมายถึง การทดสอบนั้นยอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องมากกว่าหรือเท่ากับ 80% (4,000 ครั้ง)

“1” หมายถึง การทดสอบนั้นปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องน้อยกว่า 80% (4,000 ครั้ง)

102

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.18 แสดงผลการทดสอบสมมติฐานค่าสัดส่วนการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ ที่ระดับ .80 ($H_0 \geq .80$) จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน และขนาดกลุ่มตัวอย่าง เมื่ออัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเป็น 1:1.5:2

$\mu_1:\mu_2:\mu_3$	$\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2$	α = .05						α = .01					
		10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100	10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100
1:1.5:2	1:1:1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1.1:1.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1:2	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
	1:2:3	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
	1:2:4	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
	1:2:6	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
	1:4:9	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	1	0

หมายเหตุ “0” หมายถึง การทดสอบนั้นยอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องมากกว่าหรือเท่ากับ 80% (4,000 ครั้ง)

“1” หมายถึง การทดสอบนั้นปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องน้อยกว่า 80% (4,000 ครั้ง)

103

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตารางที่ 4.19 แสดงผลการทดสอบสมมติฐานค่าสัดส่วนการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ ที่ระดับ .80 ($H_0 \geq .80$) จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน และขนาดกลุ่มตัวอย่าง เมื่ออัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเป็น 1:2:3

$\mu_1 : \mu_2 : \mu_3$	$\sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2$	α = .05						α = .01					
		10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100	10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100
1:2:3	1:1:1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1.1:1.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1:2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:2:3	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
	1:2:4	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
	1:2:6	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0
	1:4:9	1	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0

หมายเหตุ “0” หมายถึง การทดสอบนั้นยอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องมากกว่าหรือเท่ากับ 80% (4,000 ครั้ง)

“1” หมายถึง การทดสอบนั้นปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องน้อยกว่า 80% (4,000 ครั้ง)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

104

ตารางที่ 4.20 แสดงผลการทดสอบสมมติฐานค่าสัดส่วนการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ ที่ระดับ .80 ($H_0 \geq .80$) จำแนกตามอัตราส่วนความแปรปรวน และขนาดกลุ่มตัวอย่าง เมื่ออัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเป็น 1:3:6

$\mu_1:\mu_2:\mu_3$	$\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2$	α = .05						α = .01					
		10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100	10,10,10	30,30,30	80,80,80	5,10,15	20,30,40	60,80,100
1:3:6	1:1:1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1.1:1.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:1:2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:2:3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:2:4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:2:6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1:4:9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

หมายเหตุ “0” หมายถึง การทดสอบนั้นยอมรับสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องมากกว่าหรือเท่ากับ 80% (4,000 ครั้ง)

“1” หมายถึง การทดสอบนั้นปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือในการทดสอบ 5,000 ครั้ง สามารถทดสอบได้ถูกต้องน้อยกว่า 80% (4,000 ครั้ง)

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

105

จากตารางที่ 4.17 – 4.20 แสดงผลการทดสอบสมมติฐาน ของความสามารถในการทดสอบได้ถูกต้อง ของสถิติทดสอบ เอฟ ที่ระดับ .80 ($H_0 \geq .80$) จำแนกตาม อัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากร อัตราส่วน ความแปรปรวน ของประชากร และขนาดกลุ่มตัวอย่าง พบว่า ในการทดสอบทั้งสิ้น 336 สถานการณ์ มี 301 สถานการณ์ที่ มีความสามารถ ในการทดสอบได้ถูกต้องมากกว่าหรือเท่ากับ 80% และมีเพียง 35 สถานการณ์ที่มี ความสามารถในการ ทดสอบได้ถูกต้องน้อยกว่า 80% ซึ่งได้แก่

1. กรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเป็น 1:1.5:2 มีทั้งสิ้น 19 กรณี

- เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาด (10,10,10) และอัตราส่วนความแปรปรวน ของประชากรเป็น 1:2:3 , 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเป็น 1:1:2 , 1:2:3 , 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01

- เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาด (5,10,15) และอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเป็น 1:2:3 , 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .05 และอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเป็น 1:1:2 , 1:2:3 , 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01

- เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาด (20,30,40) และอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเป็น 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01

2. กรณีอัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเป็น 1:2:3 มีทั้งสิ้น 16 กรณี

- เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาด (10,10,10) และอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเป็น 1:2:3 , 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

- เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาด (5,10,15) และอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเป็น 1:2:3 , 1:2:4 , 1:2:6 และ 1:4:9 ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

จากข้อมูลข้างต้นพบว่า ในกรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก ทั้งขนาดเท่ากันและไม่เท่ากันเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางถึงแตกต่างกันมาก จะสามารถนำ ไปทดสอบได้ถูกต้อง น้อยกว่า 80% แต่ในกลุ่มตัวอย่างขนาดกลางและขนาดใหญ่ ทั้งที่ขนาดเท่ากันและไม่เท่ากัน ในทุกอัตราส่วนความแปรปรวนจะสามารถนำไป ทดสอบได้ถูกต้อง มากกว่า 80% ยกเว้นเมื่อกลุ่มตัวอย่างเป็น (20,30,40) และอัตราส่วนความแปรปรวนเป็น 1:4:9

บทที่ 5

สรุปผลการวิจัย อภิปรายผล และข้อเสนอแนะ

จากการศึกษา สถิติทดสอบเอฟเพื่อทดสอบค่าเฉลี่ย ของประชากรที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยศึกษาจากอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ เพื่อหาข้อสรุปว่าสถิติทดสอบเอฟจะยังคงมีความแกร่งเมื่อความแปรปรวนแตกต่างกันเท่าใด ภายใต้เงื่อนไขดังต่อไปนี้

1. ลักษณะการแจกแจงของประชากรเป็นปกติ (normal distribution)
2. จำนวนกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่ม
3. ขนาดกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและแตกต่างกัน 6 รูปแบบ คือ (10,10,10), (30,30,30), (80,80,80), (5,10,15), (20,30,40) และ (60,80,100)
4. อัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรเท่ากันและแตกต่างกัน 3 รูปแบบ คือ 1:1:1, 1:1.5:2, 1:2:3 และ 1:3:6
5. อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากันและแตกต่างกัน 7 รูปแบบ คือ 1:1:1, 1:1.1:1.2, 1:1:2, 1:2:3, 1:2:4, 1:2:6 และ 1:4:9
6. ระดับนัยสำคัญเท่ากับ .05 และ .01

เกณฑ์ที่ใช้ในการตัดสินใจว่าสถิติทดสอบเอฟมีความแกร่งหรือไม่ จะพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์ของ Bradley และ Cochran จากนั้นพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบในสถานการณ์ที่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้เท่านั้น

จากผลการวิจัยที่นำเสนอไว้ในบทที่ 4 ซึ่งประกอบ ด้วย 3 ตอนคือ 1) ผลการวิเคราะห์อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 2) ผลการวิเคราะห์ ค่าอำนาจการทดสอบ ของสถิติทดสอบเอฟ 3) ผลการทดสอบสมมติฐาน สามารถสรุปผลการทดสอบได้ดังนี้

สรุปผลการวิจัย

จากการทดสอบหาค่าอัตรา ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟ เมื่อนำมาเปรียบเทียบเทียบกับระดับนัยสำคัญที่กำหนด โดยใช้เกณฑ์พิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของ Bradley และ Cochran และการทดสอบค่าอำนาจการทดสอบ ได้ผลสรุปคือ

1. กรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน และ อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน สถิติทดสอบเอฟ จะสามารถ ควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และเกณฑ์ของ Cochran

2. กรณีที่กลุ่มตัวอย่างมี ขนาดเท่ากัน และ อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน สถิติทดสอบเอฟ จะมีความแกร่ง ในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ยกเว้นเมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดกลาง ที่อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันมากเป็น 1:2:6 และ 1:4:9 ที่ระดับนัยสำคัญ .01 ทั้งตามเกณฑ์ของ Bradley และเกณฑ์ของ Cochran

3. กรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน และ อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน สถิติทดสอบเอฟ จะสามารถ ควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley และเกณฑ์ของ Cochran

4. กรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดไม่เท่ากัน และ อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร ไม่เท่ากัน จะพิจารณาแยกตามเกณฑ์ของ Bradley และเกณฑ์ของ Cochran ดังนี้

- ตามเกณฑ์ของ Bradley สถิติทดสอบเอฟ จะมีความแกร่ง ในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

- ตามเกณฑ์ของ Cochran สถิติทดสอบเอฟ จะมีความแกร่ง เฉพาะเมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ ทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01

5. เมื่อพิจารณาค่าอำนาจการทดสอบพบว่าในกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก และขนาดกลาง ทั้งที่กลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันเพิ่มขึ้น ที่อัตราส่วนค่าเฉลี่ยเป็น 1:1.5:2 ค่าอำนาจการทดสอบจะต่ำลง แต่จะมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่ออัตราส่วนค่าเฉลี่ยเพิ่มขึ้น ส่วนในกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ ค่าอำนาจการทดสอบมีค่าสูงในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา

6. การเพิ่มขนาดกลุ่มตัวอย่าง มีผลต่ออัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนได้ดีเมื่อมีการเพิ่มขนาดของกลุ่มตัวอย่าง

7. อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรมีส่วนในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ซึ่งจากผลการทดสอบพบว่า ภายใต้สถานการณ์เดียวกัน (ลักษณะการแจกแจงปกติ , ขนาดกลุ่มตัวอย่าง และอัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากร) เมื่ออัตราส่วนควา มแปรปรวนของประชากรแตกต่างกันมาก เป็น 1:2:6 และ 1:4:9 จะทำให้การทดสอบด้วยสถิติทดสอบเอฟไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่

กลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก (10,10,10) และขนาดกลาง (30,30,30) นั่นอาจเนื่องมาจากอัตราส่วนความแปรปรวนที่แตกต่างกันมาก และกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก

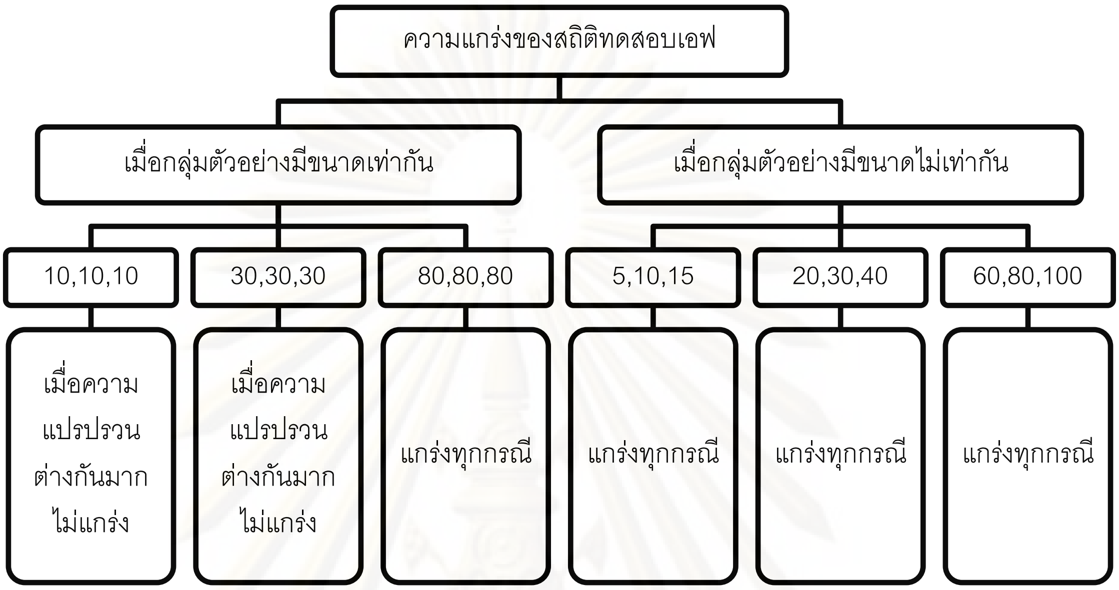
8. อำนาจการทดสอบจะเพิ่มขึ้นเมื่อขนาดตัวอย่างเพิ่มขึ้นหรือระดับนัยสำคัญเพิ่มขึ้น เนื่องจากการเพิ่มระดับนัยสำคัญ (α) จะทำให้ค่าอัตราความคลาดเคลื่ อนประเภทที่ 2 (β) มีค่าน้อยลง จึงทำให้ค่าอำนาจการทดสอบซึ่งมีค่าเท่ากับ (1- β) สูงขึ้น

9. การเพิ่มขนาดตัวอย่าง และเพิ่มอัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรมากขึ้น จะมีผลทำให้ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟมีค่ามากขึ้น แต่การเพิ่มอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรมากขึ้ น และกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก จะมีผลทำให้ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟมีค่าน้อยลง

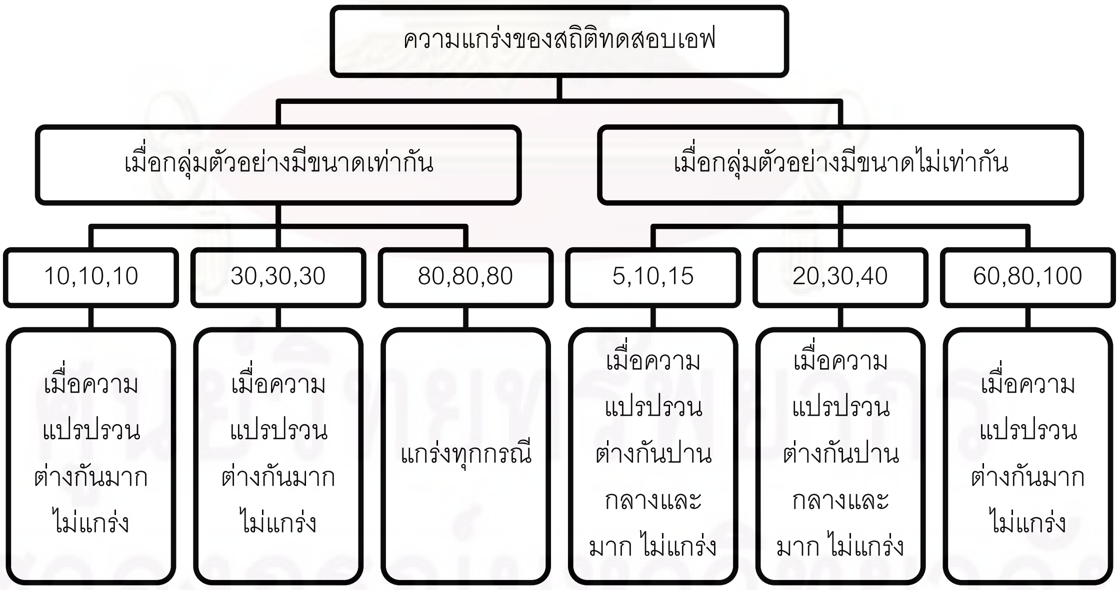
จากผลสรุปข้างต้นสามารถสรุปเป็นแผนภาพได้ดังภาพที่ 5.1 – 5.2

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาพที่ 5.1 ความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ ในสถานการณ์ต่างๆ ตามเกณฑ์ของ Bradley



ภาพที่ 5.2 ความแกร่งของสถิติทดสอบเอฟ ในสถานการณ์ต่างๆ ตามเกณฑ์ของ Cochran



การทดสอบเมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยคือ 1:1.1:1.2 และ 1:1:2 แตกต่างกันปานกลางคือ 1:2:3 และ 1:2:4 และแตกต่างกันมากคือ 1:2:6 และ 1:4:9

อภิปรายผลการวิจัย

ในการพิจารณาความแกร่งของสถิติทดสอบ ผู้วิจัยจำเป็นต้องพิจารณา ถึงองค์ประกอบหลายประการและที่สำคัญคือ ความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบ สำหรับงานวิจัยนี้ ทดสอบ ความสามารถในการควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบเอฟ โดยใช้เกณฑ์ 2 เกณฑ์คือของ Bradley และของ Cochran นั้นปรากฏว่า เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มเท่ากัน สถิติทดสอบเอฟสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้แม้ว่าจะเป็นกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก ขนาดกลาง หรือขนาดใหญ่ และกลุ่มตัวอย่างเท่ากันหรือไม่เท่ากัน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญเท่ากับ .05 และ .01 ซึ่งเป็นคุณสมบัติที่ดีของสถิติทดสอบเอฟ ตามเกณฑ์ของ Bradley และ Cochran ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของสมทรง สุบุญสันธ์ (2531), นันทวัน บำรุงสวัสดิ์ (2534) และกิ่งทอง ยงยุทธมีชัย (2538) พบว่าสถิติทดสอบเอฟ จะสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ตามที่ระบุทั้งที่ระดับนัยสำคัญ .05 และ .01 เฉพาะเมื่อความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน โดยใช้ได้กับกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดใหญ่ และทั้ง งกลุ่มตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน แต่ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มแตกต่างกันนั้นปรากฏว่า

ตามเกณฑ์ของ Bradley สถิติทดสอบเอฟจะยังคงมีความแกร่ง เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น ในทุกสถานการณ์ที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดกลาง เฉพาะที่มีขนาดเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ .01 จะไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Rogan and Keselman ซึ่งกล่าวว่า สถิติทดสอบเอฟไม่แกร่งต่อความไม่เท่ากันของความแปรปรวนในทุกๆระดับของความแปรปรวน เมื่อกลุ่มตั วอย่างมีขนาดเท่ากัน ขึ้นอยู่กับเงื่อนไขของความแตกต่างของความแปรปรวนและจำนวนกลุ่มตัวอย่าง แต่แตกต่างจากข้อสรุปที่ผู้วิจัยส่วนใหญ่ได้

จากการศึกษางานวิจัยและบทความส่วนใหญ่ได้กล่าวว่า เมื่อกลุ่มตัวอย่างแต่ละกลุ่มมีขนาดเท่ากันแล้ว ให้ถือว่ามูลชุดนั้นมีความแปรป รวนเท่ากัน สามารถทำการทดสอบด้วยสถิติทดสอบเอฟได้ ซึ่งจากข้อค้นพบที่ได้พบว่า ถึงแม้ว่ากลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากัน แต่ถ้ากลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กและขนาดกลางแล้ว สถิติทดสอบเอฟก็จะไม่มีความแกร่ง ดังนั้นถ้าผู้วิจัยต้องการใช้สถิติทดสอบเอฟ ควรที่จะกำหนดขนาดกลุ่มตัวอ ย่างให้มีขนาดใหญ่ แต่ถ้าไม่สามารถเพิ่มขนาดกลุ่มตัวอย่างได้ควรจะใช้สถิติทดสอบอื่นที่ไม่ฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน

ตามเกณฑ์ของ Cochran พบว่าสถิติทดสอบเอฟ จะไม่มีความแกร่ง ในกรณีกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก และขนาดกลาง ทั้งที่กลุ่มตัวอย่าง เท่ากันและ ไม่เท่ากัน และอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกัน ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัย ส่วนใหญ่ เช่น นันทวัน บำรุงสวัสดิ์ (2534), Tomarken and serlin (1986) และ Alexander and Govern (1994)

การค้นพบนี้สามารถสรุปได้ว่าเมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก และขนาดกลาง ถ้าอัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางถึงแตกต่างกันมาก ที่ระดับนัยสำคัญ .01 สถิติทดสอบเอฟจะไม่มีความแกร่ง แต่ที่ระดับนัยสำคัญ .05 เมื่ออัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางถึงแตกต่างกันมาก ในกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่สถิติทดสอบเอฟก็ไม่มีความแกร่งเช่นกัน

ในการวิจัยครั้งนี้ผู้วิจัยพบว่า เกณฑ์ของ Bradley จะทำให้ตัวสถิติทดสอบเอฟมีโอกาสที่จะควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าเกณฑ์ของ Cochran เนื่องจากเกณฑ์ของ Bradley กำหนดช่วงของความค่าจะเป็นของความความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 กว้างกว่าเกณฑ์ของ Cochran ดังนั้นในการทดสอบความสามารถในการความคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มักนิยมใช้เกณฑ์ของ Bradley มากกว่า

จากข้อสรุปที่ได้ว่าเพิ่มขนาดตัวอย่าง และเพิ่มอัตราส่วนค่าเฉลี่ยของประชากรมากขึ้น จะมีผลทำให้ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟมีค่ามากขึ้น แต่การเพิ่มอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรมากขึ้น และกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก จะมีผลทำให้ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟมีค่าน้อย ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Rogan and Keselman (1977) พบว่า ความแตกต่างของความแปรปรวนของประชากรยิ่งมากขึ้น ค่าความคลาดเคลื่อนก็ยิ่ งมากขึ้น และยิ่งขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้นจะกระทบต่อความไม่เท่ากันของความแปรปรวนน้อยลง

ในด้านการนำไปใช้ ถ้าผู้ใช้สถิติทดสอบเอฟสมมติ (assume) ว่าความแปรปรวนของประชากรเท่ากัน และในสภาพความเป็นจริงก็เท่ากันด้วย การใช้สถิติทดสอบเอฟจะมีความถูกต้องแม่นยำเสมอ แต่ถ้าค วามแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากันดังที่สมมติไว้ แต่ผู้ใช้ยังคงใช้สถิติทดสอบเอฟอยู่ อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 อาจจะไม่เป็นไปตามที่ระบุ ซึ่งจะมีทั้งอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มากกว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ หรืออัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 น้อย กว่าอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุ โดยสามารถตรวจสอบสมมติฐานความเท่ากันของความแปรปรวนของประชากร ($H_o: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_k^2$) ว่าเท่ากันหรือไม่ จากโปรแกรมคอมพิวเตอร์ต่างๆ เช่น SPSS ถ้าไม่มีหลักฐานปรากฏว่าความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกันแล้ว การใช้สถิติทดสอบเอฟ จะยังคงสามารถใช้ได้เป็นอย่างดี แต่ในทางตรงข้าม ถ้าการทดสอบสมมติฐาน $H_o: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_k^2$ ถูกปฏิเสธ หรือมีหลักฐานที่เชื่อได้ว่า

ความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากันแล้ว การที่ผู้วิเคราะห์ยังใช้สถิติทดสอบเอฟทดสอบต่อไป จึงเป็นการเลือกสถิติวิเคราะห์ที่ไม่สามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนที่ระบุได้

ข้อเสนอแนะ

จากผลการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยมีข้อเสนอแนะเป็น 2 ส่วน คือ

1. ข้อเสนอแนะในการเลือกใช้สถิติทดสอบเอฟ ดังนี้

1.1 สำหรับงานวิจัยที่จะใช้สถิติทดสอบเอฟในการวิเคราะห์ข้อมูล เมื่อความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกันมาก ควรใช้กลุ่มตัวอย่างขนาดกลางหรือขนาดใหญ่ เพราะจะสามารถควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบได้ แต่ถ้ากลุ่มตัวอย่างที่จะนำมาวิเคราะห์มีขนาดเล็ก ควรจะเลือกใช้สถิติทดสอบตัวอื่นๆ ที่ไม่ฝ่าฝืนข้อตกลงในเรื่องความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน เช่น สถิตินอนพาราเมตริกซ์

1.2 เมื่อจะใช้สถิติทดสอบเอฟ ควรที่จะตรวจสอบสมมติฐานด้านความเท่ากันของความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่ม ซึ่งถ้ามีหลักฐานว่าเท่ากันแล้ว และขนาดกลุ่มตัวอย่างไม่เล็กจนเกินไป ก็สามารถใช้สถิติทดสอบเอฟได้

2. ข้อเสนอแนะเพื่อการวิจัยต่อไป

1.1 เนื่องจากการวิ จัยครั้งนี้ ผู้วิจัยได้ใช้เกณฑ์ การควบคุมอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของ Bradley และของ Cochran ซึ่งเกณฑ์ของ Bradley เป็นเกณฑ์ที่มีช่วงการยอมรับกว้าง ทำให้ผลการวิเคราะห์ส่วนใหญ่สามารถควบคุม อัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ซึ่งแตกต่างจากเกณฑ์ของ Cochran ในการศึกษาครั้งต่อไปควรคำนึงถึงเกณฑ์ และศึกษาข้อดีข้อด้อยของแต่ละเกณฑ์ก่อน

1.2 ควรศึกษาในกรณีที่ ขนาดตัวอย่างต่างๆ และมีทั้งขนาดตัวอย่างเท่ากัน และแตกต่างกัน ให้มากกว่าการวิจัยในครั้งนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

กานดา พูนลาภทวี. (2530). *สถิติเพื่อการวิจัย* : ฟิสิกส์เซ็นเตอร์การพิมพ์

กิ่งทอง ยงยุทธมีชัย. (2539). *การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบค่าเฉลี่ยของประชากรที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน กรณีศึกษาสำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มตลอด*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

นันทวัน บำรุงสวัสดิ์. (2534). *การเปรียบเทียบวิธีทดสอบความเท่ากันของค่าเฉลี่ยเมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

บุญธรรม กิจปรีดาบริสุทธิ์. (2528). *การวิเคราะห์ความแปรปรวน ประยุกต์เพื่อการวิจัย*. ภาควิชาศึกษาศาสตร์ คณะสังคมศาสตร์ มหาวิทยาลัยมหิดล.

ปุณยนุช พินชู. (2548). *การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของวิธีการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยรายคู่ สำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาวิจัยและจิตวิทยาการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

พรพล คงอิ่ม. (2548). *การแก้ไขปัญหาเกี่ยวกับความไม่เป็นเอกภาพของความแปรปรวนในแผนการทดลองสุ่มตลอด*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

มนัส สังวรศิลป์, วรรัตน์ ภทรอมรกุล. (2543). *คู่มือโปรแกรมMATLABฉบับสมบูรณ์*. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์อินโฟเพรส.

ระพินทร์ โพธิ์ศรี. พิมพ์ครั้งที่ 2. (2551). *สถิติเพื่อการวิจัย*. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

วินัย โพธิ์สุวรรณ์. (2534). *การเปรียบเทียบตัวสถิติสำหรับทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ศุภกิจ วงศ์วิวัฒนนุกิจ. (2550). *พจนานุกรมศัพท์การวิจัยและสถิติ*. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สมทรง สุบุญสันธ์. (2531). *การเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบแบบเอฟ เอฟสตาร์ และยู เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สุชาดา บวรกิติวงศ์. (2548). *สถิติประยุกต์ทางพฤติกรรมศาสตร์*. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สุพล ดุรงค์วัฒนา. (2537). *การวิเคราะห์เชิงสถิติ การวิเคราะห์ความแปรปรวน*. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

สุพัตรา ชะมะบูรณ์. (2546). *การเปรียบเทียบค่าความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบฟรีดแมน และสถิติทดสอบนอร์มอล-สกอร์สำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มในบล็อกสมบูรณ์*. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

อนันต์ชัย เขื่อนธรรม. (2549). *วิธีการทางสถิติและการวิเคราะห์ข้อมูล*. กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ภาษาอังกฤษ

Alexander, R.A., and Govern, D.M. (1994). A new and simpler approximation for ANOVA under variance heterogeneity. *Journal of educational statistics* 19: 91-101.

Clinch, J.J., and Keselman, H.J. (1982). Parametric alternatives to the analysis of variance. *Journal of educational statistics* 7: 207-214.

Cochran, W.G., and Cox, G.M. (1976). *Experimental Design*. New York : John Hiley and Sons.

Feir, B.J., and Toothaker, L.E. (1974). The ANOVA F – test versus the Kruskal – Wallis test: A robustness study. *American educational research association*, 59.

Games, P.A., Winkler, H.B., and Probert, D.A. (1972). Robustness Test for Homogeneity of Variance. *Educational and Psychological Measurement* 32: 887-909

Guo, J.H., and Luh, W.M. (2008). Approximate sample size formulas for testing group mean differences when variances are unequal in one – way ANOVA. *Educational and psychological measurement* 68: 959-971

Rogan, J.C., and Keselman, H. J. (1977). Is the ANOVA F-test robust to variance heterogeneity when sample sizes are equal? : An investigation via a coefficient of variation, *American Educational Research Journal* 14: 493-498.

Scheffe, H. (1970). *The Analysis of Variance*. 6 th. Ed. New York : John Wiley and Sons.

Tomarken, A.J., and Serlin, R.C. (1986). Comparison of ANOVA Alternatives Under Variance Heterogeneity and Specific Noncentrality Structures. *Psychological Bulletin* 99: 90-99.

ภาคผนวก

โปรแกรมที่ใช้ในงานวิจัย

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติ ของกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่ม ที่มีขนาดเท่ากัน

```
clc
clear all
tic
% equal sample size
size10 = 10;
size30 = 30;
size80 = 80;

% mean
mu1 = 1;
mu2 = 1;
mu3 = 1;

% variance
sigma1 = sqrt(1);
sigma2 = sqrt(1);
sigma3 = sqrt(1);

rounds = 5000;

% จำนวนกลุ่มตัวอย่าง
K = 3;

% จำนวนค่าสังเกตทั้งหมด
N_size10 = 30;
N_size30 = 90;
N_size80 = 240;

for i = 1 : rounds
    % จำลองข้อมูล
    group1_size10(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size10,1);
    group2_size10(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size10,1);
    group3_size10(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size10,1);

    group1_size30(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size30,1);
    group2_size30(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size30,1);
    group3_size30(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size30,1);

    group1_size80(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size80,1);
    group2_size80(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size80,1);
    group3_size80(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size80,1);


    % ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
    M1_size10 = mean(group1_size10(:,i));
    M2_size10 = mean(group2_size10(:,i));
    M3_size10 = mean(group3_size10(:,i));

    M1_size30 = mean(group1_size30(:,i));
    M2_size30 = mean(group2_size30(:,i));
```

```
    M3_size30 = mean(group3_size30(:,i));

    M1_size80 = mean(group1_size80(:,i));
    M2_size80 = mean(group2_size80(:,i));
    M3_size80 = mean(group3_size80(:,i));

    % ความแปรปรวนของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
    V1_size10 = var(group1_size10(:,i));
    V2_size10 = var(group2_size10(:,i));
    V3_size10 = var(group3_size10(:,i));

    V1_size30 = var(group1_size30(:,i));
    V2_size30 = var(group2_size30(:,i));
    V3_size30 = var(group3_size30(:,i));

    V1_size80 = var(group1_size80(:,i));
    V2_size80 = var(group2_size80(:,i));
    V3_size80 = var(group3_size80(:,i));

    % ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตทั้งหมด
    M_size10 = (M1_size10 + M2_size10 + M3_size10)/3;
    M_size30 = (M1_size30 + M2_size30 + M3_size30)/3;
    M_size80 = (M1_size80 + M2_size80 + M3_size80)/3;

    % สถิติทดสอบ F
    F_size10(:,i) = (1/(K-1)*(size10*(M1_size10-M_size10)^2 +
size10*(M2_size10-M_size10)^2 + size10*(M3_size10-M_size10)^2))/...
        (1/(N_size10-K)*((size10-1)*V1_size10 + (size10-1)*V2_size10
+ (size10-1)*V3_size10));

    F_size30(:,i) = (1/(K-1)*(size30*(M1_size30-M_size30)^2 +
size30*(M2_size30-M_size30)^2 + size30*(M3_size30-M_size30)^2))/...
        (1/(N_size30-K)*((size30-1)*V1_size30 + (size30-1)*V2_size30
+ (size30-1)*V3_size30));

    F_size80(:,i) = (1/(K-1)*(size80*(M1_size80-M_size80)^2 +
size80*(M2_size80-M_size80)^2 + size80*(M3_size80-M_size80)^2))/...
        (1/(N_size80-K)*((size80-1)*V1_size80 + (size80-1)*V2_size80
+ (size80-1)*V3_size80));

    if F_size10(:,i) > 5.49  %alpha = .01
        TypeI10_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI10_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size10(:,i) > 3.35  %alpha = .05
        TypeI10_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI10_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size30(:,i) > 4.98  %alpha = .01
        TypeI30_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
```

```
        TypeI30_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size30(:,i) > 3.15  %alpha = .05
        TypeI30_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI30_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size80(:,i) > 4.61  %alpha = .01
        TypeI80_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI80_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size80(:,i) > 3.00  %alpha = .05
        TypeI80_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI80_05(:,i) = 0;
    end
end

% typeI error
TypeIrate10_01 =  sum(TypeI10_01')/rounds
TypeIrate10_05 =  sum(TypeI10_05')/rounds
TypeIrate30_01 =  sum(TypeI30_01')/rounds
TypeIrate30_05 =  sum(TypeI30_05')/rounds
TypeIrate80_01 =  sum(TypeI80_01')/rounds
TypeIrate80_05 =  sum(TypeI80_05')/rounds

Pt10_01 = 1-TypeIrate10_01;
Pt10_05 = 1-TypeIrate10_05;
Pt30_01 = 1-TypeIrate30_01;
Pt30_05 = 1-TypeIrate30_05;
Pt80_01 = 1-TypeIrate80_01;
Pt80_05 = 1-TypeIrate80_05;

Qt10_01 = 1-Pt10_01;
Qt10_05 = 1-Pt10_05;
Qt30_01 = 1-Pt30_01;
Qt30_05 = 1-Pt30_05;
Qt80_01 = 1-Pt80_01;
Qt80_05 = 1-Pt80_05;

Z10_01 = (Pt10_01-0.80)/sqrt((Pt10_01*Qt10_01)/rounds);
Z10_05 = (Pt10_05-0.80)/sqrt((Pt10_05*Qt10_05)/rounds);
Z30_01 = (Pt30_01-0.80)/sqrt((Pt30_01*Qt30_01)/rounds);
Z30_05 = (Pt30_05-0.80)/sqrt((Pt30_05*Qt30_05)/rounds);
Z80_01 = (Pt80_01-0.80)/sqrt((Pt80_01*Qt80_01)/rounds);
Z80_05 = (Pt80_05-0.80)/sqrt((Pt80_05*Qt80_05)/rounds);

if Z10_01 < -1.645
    TestZ10_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ10_01 = 0 % Ho : P >= .80
end
```

```
if Z10_05 < -2.326
    TestZ10_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ10_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z30_01 < -1.645
    TestZ30_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ30_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z30_05 < -2.326
    TestZ30_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ30_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z80_01 < -1.645
    TestZ80_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ80_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z80_05 < -2.326
    TestZ80_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ80_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

save Equal_samplesize_mean3_of_1_2.mat
toc
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาค่าอัตราความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติ ของกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่ม ที่มีขนาดไม่เท่ากัน

```
clc
clear all
tic
% sample size
size1_1 = 5;
size1_2 = 10;
size1_3 = 15;

size2_1 = 20;
size2_2 = 30;
size2_3 = 40;

size3_1 = 60;
size3_2 = 80;
size3_3 = 100;

% mean
mu1 = 1;
mu2 = 1;
mu3 = 1;

% variance
sigma1 = sqrt(1);
sigma2 = sqrt(2);
sigma3 = sqrt(3);

rounds = 5000;

% จำนวนกลุ่มตัวอย่าง
K = 3;

% จำนวนค่าสังเกตทั้งหมด
N_size1 = 30;
N_size2 = 90;
N_size3 = 240;

for i = 1 : rounds
    % จำลองข้อมูล
    group1_size1_1(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size1_1,1);
    group2_size1_2(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size1_2,1);
    group3_size1_3(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size1_3,1);

    group1_size2_1(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size2_1,1);
    group2_size2_2(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size2_2,1);
    group3_size2_3(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size2_3,1);

    group1_size3_1(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size3_1,1);
    group2_size3_2(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size3_2,1);
    group3_size3_3(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size3_3,1);
```

```
    % ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
    M1_size1_1 = mean(group1_size1_1(:,i));
    M2_size1_2 = mean(group2_size1_2(:,i));
    M3_size1_3 = mean(group3_size1_3(:,i));

    M1_size2_1 = mean(group1_size2_1(:,i));
    M2_size2_2 = mean(group2_size2_2(:,i));
    M3_size2_3 = mean(group3_size2_3(:,i));

    M1_size3_1 = mean(group1_size3_1(:,i));
    M2_size3_2 = mean(group2_size3_2(:,i));
    M3_size3_3 = mean(group3_size3_3(:,i));

    % ความแปรปรวนของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
    V1_size1_1 = var(group1_size1_1(:,i));
    V2_size1_2 = var(group2_size1_2(:,i));
    V3_size1_3 = var(group3_size1_3(:,i));

    V1_size2_1 = var(group1_size2_1(:,i));
    V2_size2_2 = var(group2_size2_2(:,i));
    V3_size2_3 = var(group3_size2_3(:,i));

    V1_size3_1 = var(group1_size3_1(:,i));
    V2_size3_2 = var(group2_size3_2(:,i));
    V3_size3_3 = var(group3_size3_3(:,i));

    % ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตทั้งหมด
    M_size1 = (M1_size1_1 + M2_size1_2 + M3_size1_3)/3;
    M_size2 = (M1_size2_1 + M2_size2_2 + M3_size2_3)/3;
    M_size3 = (M1_size3_1 + M2_size3_2 + M3_size3_3)/3;

    % สถิติทดสอบ F
    F_size1(:,i) = (1/(K-1)*(size1_1*(M1_size1_1-M_size1)^2 +
size1_2*(M2_size1_2-M_size1)^2 + size1_3*(M3_size1_3-M_size1)^2))/...
        (1/(N_size1-K)*((size1_1-1)*V1_size1_1 + (size1_2-
1)*V2_size1_2 + (size1_3-1)*V3_size1_3));

    F_size2(:,i) = (1/(K-1)*(size2_1*(M1_size2_1-M_size2)^2 +
size2_2*(M2_size2_2-M_size2)^2 + size2_3*(M3_size2_3-M_size2)^2))/...
        (1/(N_size2-K)*((size2_1-1)*V1_size2_1 + (size2_2-
1)*V2_size2_2 + (size2_3-1)*V3_size2_3));

    F_size3(:,i) = (1/(K-1)*(size3_1*(M1_size3_1-M_size3)^2 +
size3_2*(M2_size3_2-M_size3)^2 + size3_3*(M3_size3_3-M_size3)^2))/...
        (1/(N_size3-K)*((size3_1-1)*V1_size3_1 + (size3_2-
1)*V2_size3_2 + (size3_3-1)*V3_size3_3));

    if F_size1(:,i) > 5.49  %alpha = .01
        TypeI_size1_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size1_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size1(:,i) > 3.35  %alpha = .05
        TypeI_size1_05(:,i) = 1; % reject Ho
```

```
    else
        TypeI_size1_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size2(:,i) > 4.98  %alpha = .01
        TypeI_size2_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size2_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size2(:,i) > 3.15  %alpha = .05
        TypeI_size2_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size2_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size3(:,i) > 4.61  %alpha = .01
        TypeI_size3_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size3_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size3(:,i) > 3.00  %alpha = .05
        TypeI_size3_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size3_05(:,i) = 0;
    end
end

% typeI error
TypeIrate_size1_01 =  sum(TypeI_size1_01')/rounds
TypeIrate_size1_05 =  sum(TypeI_size1_05')/rounds
TypeIrate_size2_01 =  sum(TypeI_size2_01')/rounds
TypeIrate_size2_05 =  sum(TypeI_size2_05')/rounds
TypeIrate_size3_01 =  sum(TypeI_size3_01')/rounds
TypeIrate_size3_05 =  sum(TypeI_size3_05')/rounds

Pt_size1_01 = 1-TypeIrate_size1_01;
Pt_size1_05 = 1-TypeIrate_size1_05;
Pt_size2_01 = 1-TypeIrate_size2_01;
Pt_size2_05 = 1-TypeIrate_size2_05;
Pt_size3_01 = 1-TypeIrate_size3_01;
Pt_size3_05 = 1-TypeIrate_size3_05;

Qt_size1_01 = 1-Pt_size1_01;
Qt_size1_05 = 1-Pt_size1_05;
Qt_size2_01 = 1-Pt_size2_01;
Qt_size2_05 = 1-Pt_size2_05;
Qt_size3_01 = 1-Pt_size3_01;
Qt_size3_05 = 1-Pt_size3_05;

Z_size1_01 = (Pt_size1_01-
0.80)/sqrt((Pt_size1_01*Qt_size1_01)/rounds);
Z_size1_05 = (Pt_size1_05-
0.80)/sqrt((Pt_size1_05*Qt_size1_05)/rounds);
```

```
Z_size2_01 = (Pt_size2_01-
0.80)/sqrt((Pt_size2_01*Qt_size2_01)/rounds);
Z_size2_05 = (Pt_size2_05-
0.80)/sqrt((Pt_size2_05*Qt_size2_05)/rounds);
Z_size3_01 = (Pt_size3_01-
0.80)/sqrt((Pt_size3_01*Qt_size3_01)/rounds);
Z_size3_05 = (Pt_size3_05-
0.80)/sqrt((Pt_size3_05*Qt_size3_05)/rounds);

if Z_size1_01 < -1.645
    TestZ_size1_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size1_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size1_05 < -2.326
    TestZ_size1_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size1_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size2_01 < -1.645
    TestZ_size2_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size2_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size2_05 < -2.326
    TestZ_size2_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size2_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size3_01 < -1.645
    TestZ_size3_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size3_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size3_05 < -2.326
    TestZ_size3_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size3_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

save Unequal_samplesize_mean3_of_4_2.mat
toc
```

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาค่าอำนาจการทดสอบ เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติ ของกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่ม ที่มีขนาดเท่ากัน

```
clc
clear all
tic
% equal sample size
size10 = 10;
size30 = 30;
size80 = 80;

% mean
mu1 = 1;
mu2 = 1.5;
mu3 = 2;

% variance
sigma1 = sqrt(1);
sigma2 = sqrt(2);
sigma3 = sqrt(6);

rounds = 5000;

% จำนวนกลุ่มตัวอย่าง
K = 3;

% จำนวนค่าสังเกตทั้งหมด
N_size10 = 30;
N_size30 = 90;
N_size80 = 240;

for i = 1 : rounds
    % จำลองข้อมูล
    group1_size10(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size10,1);
    group2_size10(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size10,1);
    group3_size10(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size10,1);

    group1_size30(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size30,1);
    group2_size30(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size30,1);
    group3_size30(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size30,1);

    group1_size80(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size80,1);
    group2_size80(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size80,1);
    group3_size80(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size80,1);

    % ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
    M1_size10 = mean(group1_size10(:,i));
    M2_size10 = mean(group2_size10(:,i));
    M3_size10 = mean(group3_size10(:,i));

    M1_size30 = mean(group1_size30(:,i));
    M2_size30 = mean(group2_size30(:,i));
    M3_size30 = mean(group3_size30(:,i));
```

```
    M1_size80 = mean(group1_size80(:,i));
    M2_size80 = mean(group2_size80(:,i));
    M3_size80 = mean(group3_size80(:,i));

    % ความแปรปรวนของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
    V1_size10 = var(group1_size10(:,i));
    V2_size10 = var(group2_size10(:,i));
    V3_size10 = var(group3_size10(:,i));

    V1_size30 = var(group1_size30(:,i));
    V2_size30 = var(group2_size30(:,i));
    V3_size30 = var(group3_size30(:,i));

    V1_size80 = var(group1_size80(:,i));
    V2_size80 = var(group2_size80(:,i));
    V3_size80 = var(group3_size80(:,i));

    % ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตทั้งหมด
    M_size10 = (M1_size10 + M2_size10 + M3_size10)/3;
    M_size30 = (M1_size30 + M2_size30 + M3_size30)/3;
    M_size80 = (M1_size80 + M2_size80 + M3_size80)/3;

    % สถิติทดสอบ F
    F_size10(:,i) = (1/(K-1)*(size10*(M1_size10-M_size10)^2 +
size10*(M2_size10-M_size10)^2 + size10*(M3_size10-M_size10)^2))/...
        (1/(N_size10-K)*((size10-1)*V1_size10 + (size10-1)*V2_size10
+ (size10-1)*V3_size10));

    F_size30(:,i) = (1/(K-1)*(size30*(M1_size30-M_size30)^2 +
size30*(M2_size30-M_size30)^2 + size30*(M3_size30-M_size30)^2))/...
        (1/(N_size30-K)*((size30-1)*V1_size30 + (size30-1)*V2_size30
+ (size30-1)*V3_size30));

    F_size80(:,i) = (1/(K-1)*(size80*(M1_size80-M_size80)^2 +
size80*(M2_size80-M_size80)^2 + size80*(M3_size80-M_size80)^2))/...
        (1/(N_size80-K)*((size80-1)*V1_size80 + (size80-1)*V2_size80
+ (size80-1)*V3_size80));

    if F_size10(:,i) > 5.49  %alpha = .01
        Power10_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        Power10_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size10(:,i) > 3.35  %alpha = .05
        Power10_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        Power10_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size30(:,i) > 4.98  %alpha = .01
        Power30_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        Power30_01(:,i) = 0;
```

```
    end

    if F_size30(:,i) > 3.15  %alpha = .05
        Power30_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        Power30_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size80(:,i) > 4.61  %alpha = .01
        Power80_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        Power80_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size80(:,i) > 3.00  %alpha = .05
        Power80_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        Power80_05(:,i) = 0;
    end
end

% อำนาจการทดสอบ
% Hypothesis test,onetail,p0 >= .80,alpha .05, Ho:>=.80,Ha:<.80

Powertest10_01 =  sum(Power10_01')/rounds
Powertest10_05 =  sum(Power10_05')/rounds
Powertest30_01 =  sum(Power30_01')/rounds
Powertest30_05 =  sum(Power30_05')/rounds
Powertest80_01 =  sum(Power80_01')/rounds
Powertest80_05 =  sum(Power80_05')/rounds

Pt10_01 = Powertest10_01;
Pt10_05 = Powertest10_05;
Pt30_01 = Powertest30_01;
Pt30_05 = Powertest30_05;
Pt80_01 = Powertest80_01;
Pt80_05 = Powertest80_05;

Qt10_01 = 1-Pt10_01;
Qt10_05 = 1-Pt10_05;
Qt30_01 = 1-Pt30_01;
Qt30_05 = 1-Pt30_05;
Qt80_01 = 1-Pt80_01;
Qt80_05 = 1-Pt80_05;

Z10_01 = (Pt10_01-0.80)/sqrt((Pt10_01*Qt10_01)/rounds);
Z10_05 = (Pt10_05-0.80)/sqrt((Pt10_05*Qt10_05)/rounds);
Z30_01 = (Pt30_01-0.80)/sqrt((Pt30_01*Qt30_01)/rounds);
Z30_05 = (Pt30_05-0.80)/sqrt((Pt30_05*Qt30_05)/rounds);
Z80_01 = (Pt80_01-0.80)/sqrt((Pt80_01*Qt80_01)/rounds);
Z80_05 = (Pt80_05-0.80)/sqrt((Pt80_05*Qt80_05)/rounds);

if Z10_01 < -1.645
    TestZ10_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ10_01 = 0 % Ho : P >= .80
```

```
end

if Z10_05 < -2.326
    TestZ10_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ10_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z30_01 < -1.645
    TestZ30_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ30_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z30_05 < -2.326
    TestZ30_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ30_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z80_01 < -1.645
    TestZ80_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ80_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z80_05 < -2.326
    TestZ80_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ80_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

save Equal_samplesize_mean4_of_6.mat
toc
```

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ตัวอย่างคำสั่ง : การหาค่าอำนาจการทดสอบ เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติ ของกลุ่มตัวอย่าง 3 กลุ่ม ที่มีขนาดเท่ากัน

```
clc
clear all
tic
% sample size
size1_1 = 5;
size1_2 = 10;
size1_3 = 15;

size2_1 = 20;
size2_2 = 30;
size2_3 = 40;

size3_1 = 60;
size3_2 = 80;
size3_3 = 100;

% mean
mu1 = 1;
mu2 = 1;
mu3 = 1;

% variance
sigma1 = sqrt(1);
sigma2 = sqrt(1.1);
sigma3 = sqrt(1.2);

rounds = 5000;

% จำนวนกลุ่มตัวอย่าง
K = 3;

% จำนวนค่าสังเกตทั้งหมด
N_size1 = 30;
N_size2 = 90;
N_size3 = 240;

for i = 1 : rounds
    % จำลองข้อมูล
    group1_size1_1(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size1_1,1);
    group2_size1_2(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size1_2,1);
    group3_size1_3(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size1_3,1);

    group1_size2_1(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size2_1,1);
    group2_size2_2(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size2_2,1);
    group3_size2_3(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size2_3,1);

    group1_size3_1(:,i) = normrnd(mu1,sigma1,size3_1,1);
    group2_size3_2(:,i) = normrnd(mu2,sigma2,size3_2,1);
    group3_size3_3(:,i) = normrnd(mu3,sigma3,size3_3,1);
```

```
% ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
M1_size1_1 = mean(group1_size1_1(:,i));
M2_size1_2 = mean(group2_size1_2(:,i));
M3_size1_3 = mean(group3_size1_3(:,i));

M1_size2_1 = mean(group1_size2_1(:,i));
M2_size2_2 = mean(group2_size2_2(:,i));
M3_size2_3 = mean(group3_size2_3(:,i));

M1_size3_1 = mean(group1_size3_1(:,i));
M2_size3_2 = mean(group2_size3_2(:,i));
M3_size3_3 = mean(group3_size3_3(:,i));

% ความแปรปรวนของค่าสังเกตกลุ่มที่ K
V1_size1_1 = var(group1_size1_1(:,i));
V2_size1_2 = var(group2_size1_2(:,i));
V3_size1_3 = var(group3_size1_3(:,i));

V1_size2_1 = var(group1_size2_1(:,i));
V2_size2_2 = var(group2_size2_2(:,i));
V3_size2_3 = var(group3_size2_3(:,i));

V1_size3_1 = var(group1_size3_1(:,i));
V2_size3_2 = var(group2_size3_2(:,i));
V3_size3_3 = var(group3_size3_3(:,i));

% ค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตทั้งหมด
M_size1 = (M1_size1_1 + M2_size1_2 + M3_size1_3)/3;
M_size2 = (M1_size2_1 + M2_size2_2 + M3_size2_3)/3;
M_size3 = (M1_size3_1 + M2_size3_2 + M3_size3_3)/3;

% สถิติทดสอบ F
F_size1(:,i) = (1/(K-1)*(size1_1*(M1_size1_1-M_size1)^2 +
size1_2*(M2_size1_2-M_size1)^2 + size1_3*(M3_size1_3-M_size1)^2))/...
    (1/(N_size1-K)*((size1_1-1)*V1_size1_1 + (size1_2-
1)*V2_size1_2 + (size1_3-1)*V3_size1_3));

F_size2(:,i) = (1/(K-1)*(size2_1*(M1_size2_1-M_size2)^2 +
size2_2*(M2_size2_2-M_size2)^2 + size2_3*(M3_size2_3-M_size2)^2))/...
    (1/(N_size2-K)*((size2_1-1)*V1_size2_1 + (size2_2-
1)*V2_size2_2 + (size2_3-1)*V3_size2_3));

F_size3(:,i) = (1/(K-1)*(size3_1*(M1_size3_1-M_size3)^2 +
size3_2*(M2_size3_2-M_size3)^2 + size3_3*(M3_size3_3-M_size3)^2))/...
    (1/(N_size3-K)*((size3_1-1)*V1_size3_1 + (size3_2-
1)*V2_size3_2 + (size3_3-1)*V3_size3_3));

if F_size1(:,i) > 5.49  %alpha = .01
    TypeI_size1_01(:,i) = 1; % reject Ho
else
    TypeI_size1_01(:,i) = 0;
end

if F_size1(:,i) > 3.35  %alpha = .05
    TypeI_size1_05(:,i) = 1; % reject Ho
```

```
    else
        TypeI_size1_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size2(:,i) > 4.98  %alpha = .01
        TypeI_size2_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size2_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size2(:,i) > 3.15  %alpha = .05
        TypeI_size2_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size2_05(:,i) = 0;
    end

    if F_size3(:,i) > 4.61  %alpha = .01
        TypeI_size3_01(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size3_01(:,i) = 0;
    end

    if F_size3(:,i) > 3.00  %alpha = .05
        TypeI_size3_05(:,i) = 1; % reject Ho
    else
        TypeI_size3_05(:,i) = 0;
    end
end

% typeI error
TypeIrate_size1_01 =  sum(TypeI_size1_01')/rounds
TypeIrate_size1_05 =  sum(TypeI_size1_05')/rounds
TypeIrate_size2_01 =  sum(TypeI_size2_01')/rounds
TypeIrate_size2_05 =  sum(TypeI_size2_05')/rounds
TypeIrate_size3_01 =  sum(TypeI_size3_01')/rounds
TypeIrate_size3_05 =  sum(TypeI_size3_05')/rounds

Pt_size1_01 = 1-TypeIrate_size1_01;
Pt_size1_05 = 1-TypeIrate_size1_05;
Pt_size2_01 = 1-TypeIrate_size2_01;
Pt_size2_05 = 1-TypeIrate_size2_05;
Pt_size3_01 = 1-TypeIrate_size3_01;
Pt_size3_05 = 1-TypeIrate_size3_05;

Qt_size1_01 = 1-Pt_size1_01;
Qt_size1_05 = 1-Pt_size1_05;
Qt_size2_01 = 1-Pt_size2_01;
Qt_size2_05 = 1-Pt_size2_05;
Qt_size3_01 = 1-Pt_size3_01;
Qt_size3_05 = 1-Pt_size3_05;

Z_size1_01 = (Pt_size1_01-
0.80)/sqrt((Pt_size1_01*Qt_size1_01)/rounds);
Z_size1_05 = (Pt_size1_05-
0.80)/sqrt((Pt_size1_05*Qt_size1_05)/rounds);
```

```
Z_size2_01 = (Pt_size2_01-
0.80)/sqrt((Pt_size2_01*Qt_size2_01)/rounds);
Z_size2_05 = (Pt_size2_05-
0.80)/sqrt((Pt_size2_05*Qt_size2_05)/rounds);
Z_size3_01 = (Pt_size3_01-
0.80)/sqrt((Pt_size3_01*Qt_size3_01)/rounds);
Z_size3_05 = (Pt_size3_05-
0.80)/sqrt((Pt_size3_05*Qt_size3_05)/rounds);

if Z_size1_01 < -1.645
    TestZ_size1_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size1_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size1_05 < -2.326
    TestZ_size1_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size1_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size2_01 < -1.645
    TestZ_size2_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size2_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size2_05 < -2.326
    TestZ_size2_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size2_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size3_01 < -1.645
    TestZ_size3_01 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size3_01 = 0 % Ho : P >= .80
end

if Z_size3_05 < -2.326
    TestZ_size3_05 = 1 % accept Ha : P < .80
else
    TestZ_size3_05 = 0 % Ho : P >= .80
end

save Unequal_samplesize_mean3_of_2_2.mat
toc
```

บประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวกุณฑีรา อารีกุล เกิดเมื่อวันที่ 29 มกราคม 2524 สำเร็จการศึกษาหลักสูตรศึกษาศาสตร์บัณฑิต สาขาการสอนคณิตศาสตร์ คณะศึกษาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษ ตรศาสตร์ เมื่อปีการศึกษา 2546 เข้าศึกษาต่อในหลักสูตรปริญญาครุศาสตร์มหาบัณฑิต สาขาสถิติการศึกษา ภาควิชาวิจัยและจิตวิทยาการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปีการศึกษา 2551

Email: kate_happy1@hotmail.com

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย