การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างมัธยฐาน 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน กรณีการแจกแจงสมมาตรและการแจกแจงเบ้

COMPARISION OF NONPARAMETRIC STATISTICAL TEST FOR TWO INDEPENDENT DIFFERENCE MEDIANS IN CASE OF SYMMETRICAL AND SKEWED DISTRIBUTIONS

รติวัฒน์ สิทธิบุตร
RATIWAT SITDHIBUTR

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร
ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติและการวิเคราะห์ธุรกิจ
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
พ.ศ. 2562

KMITL-2019-SC-M-050-052

การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบ ความแตกต่างระหว่างมัธยฐาน 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน กรณีการแจกแจงสมมาตรและการแจกแจงเบ้

COMPARISION OF NONPARAMETRIC STATISTICAL TEST FOR TWO INDEPENDENT DIFFERENCE MEDIANS IN CASE OF SYMMETRICAL AND SKEWED DISTRIBUTIONS

รติวัฒน์ สิทธิบุตร
RATIWAT SITDHIBUTR

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร
ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติและการวิเคราะห์ธุรกิจ
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
พ.ศ. 2562
KMITL-2019-SC-M-050-052

COMPARISION OF NONPARAMETRIC STATISTICAL TEST
FOR TWO INDEPENDENT DIFFERENCE MEDIANS
IN CASE OF SYMMETRICAL AND SKEWED DISTRIBUTIONS

RATIWAT SITDHIBUTR

A THESIS SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF THE REQUIREMENT FOR
THE DEGREE OF MASTER OF SCIENCE IN STATISTICS AND BUSINESS ANALYTICS
DEPARTMENT OF STATISTICS FACULTY OF SCIENCE
KING MONGKUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG
2019

KMITL-2019-SC-M-050-052

หัวข้อวิทยานิพนธ์	การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างมัธยฐาน 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน กรณีการแจกแจงสมมาตรและการแจกแจงเบ้
ชื่อนักศึกษา	นายรติวัฒน์ สิทธิบุตร์
รหัสประจาตัว	60605080
ปริญญา	วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (สาขาวิชาสถิติและการวิเคราะห์ธุรกิจ)
ภาควิชา	สถิติ
พ.ศ.	2562
อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์	รองศาสตราจารย์ สายชล สินสมบูรณ์ทอง

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่ามัธยฐาน 2 กลุ่ม ที่เป็นอิสระกัน ซึ่งมีตัวสถิติทดสอบที่ศึกษา 5 การทดสอบ คือ Wilcoxon-Mann-Whitney Test (WMW), Fligner-Policello Test (FP), O'Gorman Adaptive Test (OG), Brunner-Munzel Test (BM) และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test (MWU) กำหนดให้ข้อมูลถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ อัตราส่วนความแปรปรวนกลุ่มที่ 1 ต่อกลุ่มที่ 2 คือ 1, 3, 5 และ 7 ที่ระดับนัยสาคัญ 0.05 และ 0.10

ผลการวิจัยพบว่าเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบ และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างดท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และยังพบอีกว่าเมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบเพิ่มขึ้นด้วย

คำสาคัญ : ประสิทธิภาพ ประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน สถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์

Thesis Title	Comparison of Nonparametric Statistical Test for Two Independent Difference Medians in Case of Symmetrical and Skewed Distributions
Student Name	Ratiwat Sitdhibutr
Student ID	606050810
Degree	Master of Science (Statistics and Business Analytics)
Department	Statistics
Year	2019
Thesis Advisor	Associate Professor Saichon Sinsomboonthong

Abstract

The objective of this research was to study and to compare the efficiencies of nonparametric statistical test for two independent difference medians. The 5 statistics were Wilcoxon-Mann-Whitney Test (WMW), Fligner-Policello Test (FP), O'Gorman Adaptive Test (OG), Brunner-Munzel Test (BM) and Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test (MWU). The two populations included Logistic distribution, Laplace distribution, Gamma distribution and Lognormal distribution. The ratios of variance were 1, 3, 5 and 7. Hypothesis testing were set at significant level of 0.05 and 0.01.

The results revealed that when the population has Logistic distribution, variances were equal and unequal, sample sizes were equal and unequal, FP has the highest power of a test and variances were unequal, sample sizes were unequal, BM has the highest power of a test and sample sizes were equal, WMW has the highest power of a test. When the population has Laplace distribution, variances were equal and unequal, sample sizes were equal and unequal, FP has the highest power of a test and variances were unequal, sample sizes were equal and unequal, WMW has the highest power of a test. When the population has Gamma distribution, variances were equal, sample sizes were equal and unequal, BM has the highest power of a test and variances were unequal, sample sizes were unequal, OG has the highest power of a test and sample sizes were equal, BM has the highest power of a test. When the population has Lognormal distribution, variances were equal, sample sizes were equal and unequal, OG has the highest power of a test and variances were unequal, sample sizes were equal and unequal, FP has the highest power of a test. When the sample sizes increase, most statistics tend to increase the power of the test rise.

Keywords Efficiency, Two Independent Populations, Nonparametric Statistic

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์เล่มนี้สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดีและมีความถูกต้องในเนื้อหา เนื่องด้วยได้รับความอนุเคราะห์จาก รศ.สายชล สินสมบูรณ์ทอง ซึ่งเป็นอาจารย์ที่ปรึกษา เป็นผู้ซึ่งให้คำแนะนำ คำปรึกษา เอื้อเฟื้อเอกสารต่าง ๆ และหนังสืออ้างอิง ที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลและตรวจทานแก้ไขความถูกต้อง ตลอดจนติดตามผลงานทุกขั้นตอนของการดำเนินงานในการทำวิทยานิพนธ์เล่มนี้จนกระทั่งเสร็จสมบูรณ์ จึงของกราบขอบพระคุณด้วยความเคารพเป็นอย่างสูงไว้ ณ ที่นี้ด้วย

ขอขอบพระคุณ ผศ.ดร.อัชฌา อระวีพร ผู้ซึ่งเป็นประธานกรรมการ ดร.บุญญสิทธิ์ วรจันทร์ ผู้ซึ่งเป็นกรรมการ และ ผศ.ดร.จุฑาภรณ์ สินสมบูรณ์ทอง ผู้ซึ่งเป็นกรรมการ (ผู้ทรงคุณวุฒิจากภายนอก) ที่กรุณาให้คำปรึกษาแนะมาตลอดจนแก้ไขข้อผิดพลาดเพิ่มเติม ทำให้วิทยานิพนธ์เล่มนี้สมบูรณ์ยิ่งขึ้น

ขอขอบพระคุณ คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง ที่มอบทุนการศึกษาในการศึกษาต่อในระดับวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต เพื่อเพิ่มพูนความรู้ และนำความรู้ที่ได้มาดำเนินการจัดทำวิทยานิพนธ์เล่มนี้ได้สาเร็จไปได้ด้วยดี

ขอขอบพระคุณคณาจารย์ภาควิชาสถิติ สาขาวิชาสถิติและการวิเคราะห์ธุรกิจ ที่ได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้ พร้อมทั้งให้คำแนะนำ และช่วยเหลือในเรื่องต่าง ๆ มาโดยตลอด

ขอขอบพระคุณ คุณอัจฉรา แผ้วบาง และเจ้าหน้าที่ภาควิชาสถิติ สาขาวิชาสถิติและการวิเคราะห์ธุรกิจ ทุกท่าน ที่ให้ความอนุเคราะห์จัดหาอุปกรณ์ในการดำเนินงานจัดทำวิทยานิพนธ์เล่มนี้ สุดท้ายนี้ ขอขอบพระคุณบิดามารดาของผู้จัดทำวิทยานิพนธ์ที่ให้การสนับสนุนและเป็นกำลังใจให้เสมอมา และขอขอบคุณเพื่อน ๆ ทุกคนที่ให้คำปรึกษา ช่วยเหลือในการทำงานมาโดยตลอด จนวิทยานิพนธ์เล่มนี้สำเร็จไปได้ด้วยดี

รติวัฒน์ สิทธิบุตร

สารบัญ

สารบัญ (ต่อ)

สารบัญตาราง

สารบัญตาราง (ต่อ)

สารบัญตาราง (ต่อ)

สารบัญรูป

รูปที่ **หน้า**

สารบัญรูป (ต่อ)

สารบัญรูป (ต่อ)

สารบัญรูป (ต่อ)

สารบัญรูป (ต่อ)

สารบัญรูป (ต่อ)

สารบัญรูป (ต่อ)

คำย่อ/สัญลักษณ์

คำย่อ/สัญลักษณ์	**คำอธิบาย**
1. WMW	ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test
2. FP	ตัวสถิติทดสอบ Fligner-Policello Test
3. OG	ตัวสถิติทดสอบ O’Gorman Adaptive Test
4. BM	ตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel Test
5. MWU	ตัวสถิติทดสอบ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test
6. - - - - - -	เกณฑ์ของแบรดลีย์
7. 	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test
8. 	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ Fligner-Policello Test
9. 	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ O’Gorman Adaptive Test
10. 	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel Test
11. 	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test

บทที่ 1
บทนำ

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

สถิติที่ใช้ในงานวิจัยนั้นได้รับการพัฒนามาเพื่อใช้ให้เหมาะสมกับสถานการณ์ต่างๆ กัน เพื่อให้ผลลัพธ์ที่เชื่อถือได้ในการหาข้อสรุปไปยังประชากร ซึ่งจำเป็นอย่างยิ่งที่ผู้วิจัยต้องรู้จักเลือกใช้ให้เหมาะสมกับคุณลักษณะของข้อมูล โดยเฉพาะตัวสถิติทดสอบ (Test Statistics) ความแตกต่างระหว่างประชากร 2 กลุ่ม ซึ่งเป็นวิธีที่ใช้กันมากในงานวิจัย (กุสุมา และคณะ, 2558) ในงานวิจัยส่วนมากจะใช้การเปรียบเทียบค่ากลางของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน เพื่อประโยชน์ในการปรับปรุงและพัฒนาที่ดีขึ้น ซึ่งสามารถหาผลสรุปได้จากสถิติอิงพารามิเตอร์และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ แต่เนื่องจากสถิติอิงพารามิเตอร์มีข้อกำหนดเบื้องต้น (Assumption) ที่เข้มงวดกว่าสถิติไม่อิงพารามิเตอร์เกี่ยวกับตัวแปรสุ่มที่ต้องมาจากการแจกแจงปรกติ เมื่อข้อมูลไม่ได้มาจากการแจกแจงปรกติ เราจึงใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์แทน ซึ่งในการเปรียบเทียบประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน (อาภา และคณะ, 2558) ตัวสถิติทดสอบที่ผู้วิจัยมักเลือกใช้ทดสอบสมมติฐานคือ Wilcoxon-Mann-Whitney ซึ่งใช้ภายใต้ข้อจำกัดที่ว่าประชากรทั้ง 2 กลุ่มต้องมีการแจกแจงเหมือนกัน ซึ่งยังมีตัวสถิติทดสอบค่ากลางของประชากร 2 กลุ่ม อีกมากมายที่ไม่ได้ถูกนำมาใช้ทดสอบสมติฐาน เช่น O’Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel, Bootstrap Rank Welch Test, Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test เพื่อใช้ทดสอบความแตกต่างของมัธยฐานของประชากร 2 กลุ่ม ดังนั้นผู้วิจัยจึงได้ทำการศึกษาและรวบรวมองค์ความรู้จากวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบสำหรับนำมาใช้ในงานวิจัย ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test เนื่องจากผู้วิจัยได้ศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวข้องของชนาธิป และคณะ (2556) พบว่า ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test มีกำลังการทดสอบสูงสุด ในกรณีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงที การแจกแจงแกมมา การแจกแจงเลขชี้กำลัง และการแจกแจงไคกำลังสอง ผลการวิจัยของอุมาพร (2556) พบว่า ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของค็อกแครน (Cochran) และ แบรดลีย์ (Bradley) ได้ในกรณีที่ 2 ประชากรมีการแจกแจงเหมือนกัน

ตัวสถิติทดสอบ Fligner-Policello Test เนื่องจากผู้วิจัยได้ศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวข้องของมนตรี (2557) พบว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงปรกติ กลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสมคือ Fligner-Policello Test

ตัวสถิติทดสอบ O’Gorman Adaptive Test เนื่องจากผู้วิจัยได้ศึกษางานวิจัยของมนทกานติ (2545) พบว่า เมื่อประชากรไม่ได้มีการแจกแจงปรกติ สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลางและใหญ่ O’Gorman Adaptive Test มีกำลังการทดสอบสูงสุด

ตัวสถิติทดสอบ Brunner and Munzel test เนื่องจากผู้วิจัยได้ศึกษางานวิจัยของ Fagerland and Sandvik (2009) พบว่า เมื่อขนาดตัวอย่างมีขนาดเท่ากันและสัดส่วนของความแปรปรวนกลุ่มที่ 1 ต่อกลุ่มที่ 2 คือ 1.0 ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon–Mann–Whitney Test และ Brunner–Munzel Test มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด ผลการวิจัยของนพดล และ ชินนพงษ์ (2553) พบว่า ตัวสถิติทดสอบ Brunner and Munzel ให้กำลังการทดสอบสูง และสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกกรณี ผลการวิจัยของอาภา และคณะ (2558) กล่าวว่า ตัวสถิติทดสอบ Brunner and Munzel มีกำลังการทดสอบสูงสุด งานวิจัยของวราวัลย์ (2556) พบว่า เมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ Brunner and Munzel สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด และมีกำลังการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอื่น เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test และ Brunner and Munzel สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ใกล้เคียงกัน และมีกำลังการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอื่น ๆ

ตัวสถิติทดสอบ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test เนื่องจากผู้วิจัยได้ศึกษางานวิจัยที่เกี่ยวข้องของ Oyeka and Okeh (2013) พบว่า เมื่อประชากรมีขนาดเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test มีประสิทธิภาพมากกว่า Modified Median Test และ Mann-Whitney U Test

ด้วยเหตุผลดังกล่าว ทำให้ผู้วิจัยสนใจที่จะศึกษากำลังการทดสอบ (Power of a Test) ของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของค่ามัธยฐานประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน 5 การทดสอบ คือ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O’Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test โดยสร้างแบบจำลองจากเทคนิคมอนติคาร์โล (Monte Carlo Technique) ในการสร้างข้อมูลตามกรณีต่างๆ ที่ต้องการ ซึ่งในแต่ละกรณีจะเลือกตัวสถิติทดสอบที่มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ มาเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ เพื่อเป็นแนวทางในการเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบได้อย่างเหมาะสมกับลักษณะข้อมูล

1.2 วัตถุประสงค์ของงานวิจัย

1.2.1 เพื่อเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ในสถานการณ์ต่างๆ ของตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test

1.2.2 เพื่อเปรียบเทียบกำลังการทดสอบในสถานการณ์ต่างๆ ของตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test

1.3 ขอบเขตของงานวิจัย

1.3.1 ศึกษาในกรณีการแจกแจงสมมาตร (Symmetrical Distribution)`และการแจกแจงเบ้ (Skewed Distribution)

1.3.1.1 การแจกแจงสมมาตร ประกอบด้วยการแจกแจงลอจิสติก (Logistic Distribution) และการแจกแจงลาปลาซ (Laplace Distribution)

1.3.1.2 การแจกแจงเบ้ ประกอบด้วยการแจกแจงแกมมา (Gamma Distribution) และการแจกแจงล็อกปรกติ (Lognormal Distribution)

1.3.2 กำหนดขนาดตัวอย่างที่ใช้ในการศึกษามี 3 ระดับคือ

1.3.2.1 ตัวอย่างขนาดเล็ก $(n_1,n_2) = (5,10), (10,10)$

1.3.2.2 ตัวอย่างขนาดปานกลาง $(n_1,n_2) = (20,30), (30,30)$

1.3.2.3 ตัวอย่างขนาดใหญ่ $(n_1,n_2) = (40,50), (60,60)$ (วราวัลย์, 2556)

1.3.3 ศึกษาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบ โดยกำหนดให้ความแตกต่างกันของค่ามัธยฐานระหว่างประชากรกลุ่มที่ 1 กับกลุ่มที่ 2 เท่ากับ 0 โดยศึกษาในกรณีที่ความแปรปรวนเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ดังนี้

1.3.3.1 กรณีความแปรปรวนเท่ากัน คือ อัตราส่วนระหว่างความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 1 ต่อความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 2 $\left(\mathrm{Ratio} = \frac{\mathrm{Var}(X_1)}{\mathrm{Var}(X_2)}\right)$ เท่ากับ 1

1.3.3.2 กรณีความแปรปรวนต่างกัน คือ อัตราส่วนระหว่างความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 1 ต่อความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 2 $\left(\mathrm{Ratio} = \frac{\mathrm{Var}(X_1)}{\mathrm{Var}(X_2)}\right)$ เท่ากับ 3, 5 และ 7 (ยุพาพิน, 2545)

1.3.4 ศึกษากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ โดยกำหนดให้ความแตกต่างกันของค่ามัธยฐานระหว่างประชากรกลุ่มที่ 1 กับกลุ่มที่ 2 เท่ากับ 1 โดยศึกษาในกรณีที่ความแปรปรวนเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ดังนี้

1.3.4.1 กรณีความแปรปรวนเท่ากัน คือ อัตราส่วนระหว่างความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 1 ต่อความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 2 $\left(\mathrm{Ratio} = \frac{\mathrm{Var}(X_1)}{\mathrm{Var}(X_2)}\right)$ เท่ากับ 1

1.3.4.2 กรณีความแปรปรวนต่างกัน คือ อัตราส่วนระหว่างความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 1 ต่อความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 2 $\left(\mathrm{Ratio} = \frac{\mathrm{Var}(X_1)}{\mathrm{Var}(X_2)}\right)$ เท่ากับ 3, 5 และ 7 (ยุพาพิน, 2545)

1.3.5 กำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.01 และ 0.05

1.4 เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณา

1.4.1 ขั้นตอนแรกของการดำเนินการวิจัย ผู้วิจัยจะดำเนินการจำลองข้อมูล (Simulation) ให้มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ โดยกำหนดสถานการณ์ 2 แบบ คือ สถานการณ์แรก ข้อมูลที่ถูกจำลองขึ้นจะมีค่า มัธยฐานเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน และสถานการณ์ที่สอง ข้อมูลที่ถูกจำลองขึ้นจะมีค่า มัธยฐานเท่ากันและความแปรปรวนต่างกัน และดำเนินการทดสอบด้วยตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ เพื่อศึกษาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (α) ของตัวสถิติทดสอบตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ (Bradley (1978))

1.4.2 ขั้นตอนที่สองของการดำเนินการวิจัย ผู้วิจัยจะดำเนินการจำลองข้อมูลให้มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ โดยกำหนดสถานการณ์ 2 แบบ คือ คือ สถานการณ์แรก ข้อมูลที่ถูกจำลองขึ้นจะมีค่ามัธยฐานต่างกันและความแปรปรวนเท่ากัน และสถานการณ์ที่สอง ข้อมูลที่ถูกจำลองขึ้นจะมีค่ามัธยฐานต่างกันและความแปรปรวนต่างกัน และดำเนินการทดสอบด้วยตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ เพื่อหากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบโดยจะพิจารณากำลังการทดสอบที่สูงที่สุด

1.5 นิยามศัพท์

1.5.1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Probability of Type I Error) หมายถึง ความน่าจะเป็นที่เกิดจากการปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างเป็นจริง (สำนักงานราชบัณฑิตยสภา, 2558)

1.5.2 กำลังการทดสอบ (Power of a Test) หมายถึง ความน่าจะเป็นที่เกิดจากการปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างไม่เป็นจริง (สำนักงานราชบัณฑิตยสภา, 2558)

1.5.3 ประสิทธิภาพ (Efficiency) หมายถึง ค่าวัดระดับคุณภาพเชิงเปรียบเทียบภายใต้เกณฑ์ที่พิจารณา เช่น ถ้าใช้เกณฑ์ความเที่ยงของตัวประมาณ ตัวประมาณที่มีประสิทธิภาพสูงกว่า คือ ตัวประมาณที่มีความแปรปรวนต่ำกว่า (สำนักงานราชบัณฑิตยสภา, 2558) สาหรับงานวิจัยนี้เกณฑ์ในการตัดสินใจว่าตัวสถิติทดสอบใดดีที่สุด วัดประสิทธิภาพจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยใช้เกณฑ์ของแบรดลีย์ และพิจารณาเปรียบเทียบจากกำลังการทดสอบที่มีค่าสูงสุด

1.5.4 เกณฑ์การทดสอบของแบรดลีย์ (Test Criteria of Bradley) เป็นเกณฑ์ที่ใช้ควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยถ้าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วงและระดับนัยสำคัญที่กำหนด จะสรุปได้ว่าตัวสถิติทดสอบนั้นสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ (Bradley, 1978)

1.5.5 การแจกแจงสมมาตร (Symmetrical Distribution) ข้อมูลที่มีเส้นโค้งความถี่ โดยที่เส้นโค้งทางซ้ายและทางขวาจะมีลักษณะเหมือนกันทุกประการ สัมประสิทธิ์ความเบ้ (Coefficient of Skewness) จะมีค่าเป็นศูนย์ ค่าเฉลี่ย มัธยฐาน และฐานนิยมจะมีค่าเท่ากัน (มนต์ชัย, 2548)

1.5.6 การแจกแจงเบ้ (Skewed Distribution) ข้อมูลมีการแจกแจงที่ไม่สมมาตร โดยมีลักษณะเบ้ไปด้านใดด้านหนึ่ง สัมประสิทธิ์ความเบ้จะมีค่าเป็นบวกหรือลบ ค่าเฉลี่ย มัธยฐาน และฐานนิยมจะมีค่าไม่เท่ากัน โดยสัมประสิทธิ์ความเบ้ที่มีค่าเป็นบวก ค่าเฉลี่ย > มัธยฐาน > ฐานนิยม ส่วนสัมประสิทธิ์ความเบ้ที่มีค่าเป็นลบ ฐานนิยม > มัธยฐาน > ค่าเฉลี่ย (มนต์ชัย, 2548)

1.5.7 ตัวสร้างเลขสุ่มเทียม (Seeding Number) เป็นขั้นตอนวิธี (Algorithm) สำหรับใช้ในการสร้างลำดับของตัวเลขที่มีความใกล้เคียงคุณสมบัติของการสุ่ม โดยลำดับตัวเลขที่ได้จากตัวสร้างเลขสุ่มเทียมทั้งหมดได้มาจากกลุ่มเล็กๆ ของค่าเริ่มต้นที่กำหนดให้เป็นตัวตั้งต้น (Seed) ของตัวสร้างเลขสุ่มเทียม (Barker and Kelsey, 2012)

1.6 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1.6.1 ใช้เป็นแนวทางในการศึกษาวิจัย วิธีการทดสอบความเท่ากันของมัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน

1.6.2 ทำให้เลือกใช้วิธีการทดสอบความเท่ากันของค่ามัธยฐานได้อย่างเหมาะสมกับประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ

บทที่ 2
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การดำเนินการวิจัยครั้งนี้ ผู้จัดทำสนใจศึกษากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของค่ามัธยฐานของประชากรโดยทำการศึกษาตัวสถิติทดสอบ 5 การทดสอบ คือ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test สำหรับบทนี้จะกล่าวถึงทฤษฎีที่เกี่ยวข้องของตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ ตัวอย่างการคำนวณค่าตัวสถิติทดสอบ การแจกแจงต่าง ๆ ที่ใช้ในงานวิจัย และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics)

โวลโฟวิท (Wolfowitz, 1940) เป็นบุคคลแรกที่ได้นำสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) มาใช้ สถิติไม่อิงพารามิเตอร์เป็นการทดสอบสมมติฐานที่ไม่เกี่ยวข้องกับค่าของพารามิเตอร์ แต่สัมพันธ์กับแบบของสมมติฐานที่ต้องการจะทดสอบ และมักจะถูกนำมาใช้ดังนี้ (สำรวม, 2548)

1) ตัวแปรที่ต้องการวัดอยู่ในมาตรวัดระดับใดก็ได้ มาตรานามบัญญัติ (Nominal Scale), มาตราเรียงลำดับ (Ordinal Scale) มาตราอันตรภาค (Interval Scale) หรือ มาตราอัตราส่วน (Ratio Scale)

2) ข้อมูลที่เก็บรวบรวมได้จากกลุ่มตัวอย่างมีการแจกแจงแบบใดก็ได้ (Distribution Free)

3) ประชากรแต่ละกลุ่มที่นำมาศึกษาไม่จำเป็นต้องมีความแปรปรวนเท่ากัน

4) ตัวอย่างมีขนาดเล็ก

2.1.1.1 ข้อจำกัดของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์

1) การนำสถิติไม่อิงพารามิเตอร์มาทดสอบกับข้อมูลที่ได้จากการวัดที่เหมาะสมกับการใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ จะทำให้ประสิทธิภาพการทดสอบนั้นต่ำลง เพราะทำให้เกิดการสูญเสียสารสนเทศของข้อมูล คือ ทำให้ข้อมูลนั้นอยู่ในมาตรวัดที่ต่ำกว่าเดิม

2) การทดสอบโดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์มีความไวในการทดสอบน้อยกว่าการทดสอบโดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ นั่นคือ ก่อนที่จะทำการปฏิเสธสมมติฐานว่าง ควรต้องคำนึงถึงหลักฐานการอ้างอิงที่แกร่งพอสมควร

3) กรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ การนำสถิติไม่อิงพารามิเตอร์มาทำการคำนวณ อาจต้องใช้ค่าโดยประมาณ (Approximation) ทำให้การคำนวณยุ่งยาก

2.1.1.2 ข้อดีของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์

1) สามารถนำมาใช้ในกรณีที่ตัวอย่างมีขนาดเล็ก ไม่ทราบการแจกแจงของประชากร และข้อมูลอยู่ในมาตรวัดระดับใดก็ได้

2) การคำนวณง่ายไม่ซับซ้อน จึงเข้าใจได้ไม่ยาก

3) ง่ายต่อการนำไปประยุกต์ใช้กว่าสถิติอิงพารามิเตอร์

2.1.2 ตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน-แมนท์-วิทนีย์ หรือตัวสถิติทดสอบผลรวมลำดับที่วิลคอกซัน (Wilcoxon-Mann-Whitney Test or Wilcoxon Rank Sum Test) (อุมาพร, 2556)

บางครั้งเรียกว่า Mann-Whitney U Test หรือ Mann-Whitney Wilcoxon Test โดย Wilcoxon (1990) ได้ศึกษากรณีใช้ผลรวมลำดับที่ (Rank Sum) เป็นตัวสถิติทดสอบโดยที่ Mann และ Whitney ได้ชี้ถึงความสัมพันธ์ระหว่างตัวสถิติทดสอบที่เขาตั้งขึ้นกับของ Wilcoxon การทดสอบนี้นับได้ว่าเป็นการทดสอบที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด มักนิยมใช้เพื่อเลี่ยงการใช้การทดสอบทีในสถิติอิงพารามิเตอร์ หรือเมื่อข้อมูลมีมาตรวัดต่ำกว่าแบบอันตรภาค

ข้อกำหนดเบื้องต้น (Assumption)

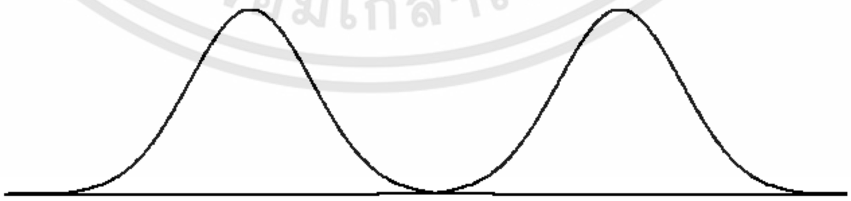
1. ข้อมูลประกอบด้วยตัวอย่างสุ่มด้วยค่าสังเกต $X_1, X_2, ..., X_{n_1}$ จากประชากรที่ 1 และตัวอย่างสุ่มอีก 1 ชุด ด้วยค่าสังเกต $Y_1, Y_2, ..., Y_{n_2}$ จากประชากรที่ 2 ซึ่งเป็นอิสระกัน

2. ตัวอย่าง 2 ชุดนี้เป็นอิสระกัน

3. ค่าตัวแปรสุ่มมีค่าต่อเนื่อง (Continuous)

4. มาตรวัดอย่างน้อยเป็นแบบเรียงลำดับ (Ordinal Scale)

5. ฟังก์ชันการแจกแจงของ 2 ประชากร ต่างกันเฉพาะค่ากลาง (ซึ่งนิยมวัดด้วยมัธยฐาน M_X, M_Y) นั่นคือ ประชากรทั้ง 2 ต้องมีการแจกแจงเหมือนกัน ต่างกันเฉพาะค่ากลาง เช่น ประชากรทั้ง 2 มีการแจกแจงปรกติ เขียนรูปโค้งการแจกแจงได้ดังนี้



รูปที่ 2. 1 ฟังก์ชันการแจกแจงของ *2* ประชากร ต่างกันเฉพาะค่ากลาง

หมายความว่ารูปโค้งของการแจกแจง 2 ประชากรต้องเหมือนกัน (ในแง่การกระจาย) ต่างกันเฉพาะค่ากลางเท่านั้น

สมมติฐาน ถ้าให้ M_X และ M_Y แทนค่ามัธยฐานของประชากรที่ 1 และ 2 ตามลำดับ อาจทำการทดสอบสองทางหรือทางเดียวได้ดังนี้

$H_0: M_X = M_Y$

$H_1: M_X \neq M_Y$

หรือ $H_0: M_X \geq M_Y$

$H_1: M_X < M_Y$

หรือ $H_0: M_X \leq M_Y$

$H_1: M_X > M_Y$

ตัวสถิติทดสอบ ในที่นี้จะเสนอวิธี Wilcoxon (1945) และ Mann, Whitney (1947) ซึ่งต่างก็เสนอวิธีการทดสอบของตนเอง และในที่สุดสามารถหาความสัมพันธ์ของทั้ง 2 วิธีดังต่อไปนี้

2.1.2.1 วิธี Wilcoxon ได้ใช้แนวคิดคล้ายการทดสอบ Wilcoxon Signed Rank Test คือใช้ผลรวมของลำดับที่ (Sum of Rank or Rank Sum) ของตัวอย่างชุดหนึ่งในข้อมูลรวมทั้งหมด ($n_1 + n_2$ จำนวน) ที่ได้เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก โดยคาดว่าถ้า H_0 เป็นจริง ในข้อมูลรวมทั้งหมดนั้น ค่าลำดับที่ของตัวอย่างชุดหนึ่งควรจะมีคละกันไปทั้งค่าน้อย ปานกลาง และมาก ซึ่งจะทำให้ได้ผลรวมลำดับที่ค่าหนึ่งที่ไม่มากเกินไปหรือน้อยเกินไป แต่ถ้า H_1 เป็นจริง ค่าผลรวมของลำดับที่จากตัวอย่างชุดหนึ่งจะมีค่ามากหรือน้อยเกินไปดังตัวอย่างต่อไปนี้

ถ้ามีตัวอย่างสุ่มขนาด 4 ด้วยค่าตัวแปรสุ่ม X และตัวอย่างสุ่มอีกชุดหนึ่งขนาด 5 ด้วยตัวแปรสุ่ม Y ปรากฏว่าเมื่อนำทั้ง 9 จำนวนรวมกัน และเรียงลำดับ

และให้ S = ผลรวมของลำดับที่ข้อมูล X ในข้อมูลทั้งหมด

$$= \sum_{i=1}^{n_1} \mathrm{Rank}(X_i)$$

ถ้านำข้อมูลทั้งหมดมาเรียงลำดับแล้วได้ลำดับที่ดังนี้

ชุดที่ 1 YYYYYXXXX

กรณีนี้จะได้ค่า $S = 6+7+8+9 = 30$

หรือ ชุดที่ 2 XXXXYYYYY

กรณีนี้จะได้ค่า $S = 1+2+3+4 = 10$

หรือ ชุดที่ 3 XYXYXYXYY

กรณีนี้จะได้ค่า $S = 1+3+5+7 = 16$

จะพบว่าในตัวอย่างที่ 1 ตัว X อยู่ตอนท้ายได้ค่า $S = 30$ มีค่าใหญ่มาก ในตัวอย่างชุดนี้น่าจะคาดว่าประชากรกลุ่ม X มีแนวโน้มที่จะมีค่ามากกว่ากลุ่ม Y

ในตัวอย่างชุดที่ 2 ตัวแปร X อยู่ในตอนต้น ได้ค่า $S = 10$ มีค่าน้อย น่าจะทำให้ยอมรับ H_1 นั่นคือประชากร X มีแนวโน้มที่จะมีค่าน้อยกว่า Y

และในตัวอย่างชุดที่ 3 ตัวแปร X อยู่ในลักษณะผสม (Mix) กันอย่างดีกับ Y ทำให้มีลำดับที่ทั้งค่าน้อย ปานกลาง และมาก ได้ค่า $S = 16$ ซึ่งมีค่าปานกลาง ในตัวอย่างนี้น่าจะให้เรายอมรับ H_0 นั่นคือประชากร X และ Y มีค่ามัธยฐานไม่ต่างกัน

Wilcoxon ได้สร้างตารางแสดงค่าความน่าจะเป็นของค่า S ที่น้อยหรือมากเกินไปนี้ ซึ่งสามารถใช้ตารางดังกล่าวหาค่า p – value เพื่อตัดสินใจยอมรับ H_0 หรือปฏิเสธ H_0 ได้ แต่เนื่องจากค่า S ที่เล็กที่สุดจะแตกต่างกันไปตามขนาดตัวอย่างที่สุ่มมา จึงทำให้การสร้างตารางยากขึ้น และค่อนข้างใหญ่ ทำให้ไม่สะดวกในการใช้ ในที่นี้จึงไม่เสนอวิธีการของ Wilcoxon โดยตรงนี้ แต่จะปรับสูตรตัวสถิติทดสอบให้สัมพันธ์กับค่า S นี้ และสอดคล้องกับวิธีของ Mann, Whitney ซึ่งจะได้เสนอในลำดับต่อไป

ในกรณีตัวอย่างขนาดใหญ่ สามารถประมาณการแจกแจงของ S ด้วยการแจกแจงปรกติ ดังสูตร

$$U = \frac{(S \pm 0.5) - n_1(n_1 + n_2 + 1)/2}{\sqrt{\dfrac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}}$$

2.1.2.2 วิธีการของ Mann, Whitney มักเรียกชื่อการทดสอบของเขาทั้งสองว่า Mann-Whitney U test ซึ่งกำหนดให้ตัวสถิติทดสอบ U คือ การนับจำนวนค่าสังเกตในตัวอย่างชุดหนึ่งที่นำหน้า (exceeding) แต่ละค่าสังเกตในตัวอย่างอีกชุดหนึ่งในข้อมูลที่นำมารวมกันและเรียงลำดับ การคำนวณหาค่า U สามารถทำได้ง่าย ไม่จำเป็นต้องใช้คอมพิวเตอร์ และวิธีการนี้ยังเป็นพื้นฐานในการหาช่วงความเชื่อมั่นของผลต่างค่ามัธยฐานใน 2 ประชากรด้วย

ให้ $U = \sum_{i=1}^{n_1} U_i$

= ผลรวม (จำนวนค่า Y ที่น้อยกว่าหรือนำหน้า X_i ในข้อมูลรวมทั้งหมดที่เรียงลำดับแล้ว)

เช่น มีข้อมูลรวม YYYYYXXXX

จะได้ $U = 5+5+5+5 = 20$

มีข้อมูลรวม XXXXYYYYY

จะได้ $U = 0$

มีข้อมูลรวม XYXYXYXYY

จะได้ $U = 0+1+2+3 = 6$

จะเห็นว่าค่า U ที่ใหญ่เกินไปหรือน้อยเกินไป ทำให้น่าเชื่อถือว่า H_1 เป็นจริง ในขณะที่ U ที่มีค่าปานกลาง จะทำให้เชื่อว่า H_0 เป็นจริง ซึ่งจะสอดคล้องกับค่า S ของ Wilcoxon

นอกจากการนับจำนวนเพื่อหาค่า U แล้วอาจจะใช้สูตรหาค่า U ดังนี้

$$U = n_1n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - S_2$$

เมื่อ S_2 = ผลรวมลำดับที่ของตัวแปร Y จากตัวอย่างขนาด n_2

พิจารณาตัวอย่างต่อไปนี้

ถ้ามีตัวอย่างสุ่มชุดที่ 1 และ 2 ด้วยค่าสังเกตดังนี้

ข้อมูล X : 110 70 53 51

ข้อมูล Y: 78 64 75 45 82

รวมข้อมูลทั้งหมดเข้าด้วยกัน และเรียงลำดับจะได้

45 51 53 70 75 78 82 110

Y X X Y X Y Y Y X

หาค่า $U = 1+1+2+5 = 9$

ถ้าใช้สูตร $U = 4(5) + \frac{5(5+1)}{2} - (1+4+6+7+8)$

$= 9$

Mann-Whitney ได้สร้างตารางค่าความน่าจะเป็นเมื่อ U มีค่าต่างๆ ที่ค่า n_1, n_2 ต่างๆ กัน

กรณีตัวอย่างขนาดใหญ่สามารถประมาณการแจกแจงค่า U ด้วยการแจกแจงปรกติมาตรฐาน จะได้

$$U = \frac{U - n_1n_2/12}{\sqrt{n_1n_2(n_1+n_2+1)/12}}$$

2.1.2.3 วิธี Wilcoxon และ Mann-Whitney โดย Mann-Whitney ได้แสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวสถิติทดสอบของเขากับของ Wilcoxon พบว่า

ถ้าให้ $T = S - \frac{n_1(n_1+1)}{2}$ แล้วค่า T ที่ได้จะมีค่าเท่ากับ U นั่นเอง

หลักในการหาอาณาเขตวิกฤตยังคงคล้ายกับการพิจารณา S เนื่องจากค่า T มีความสัมพันธ์ในเชิงเส้นตรงกับ S ดังนั้นค่า T มากเกินไปหรือน้อยเกินไปที่จะให้ปฏิเสธ H_0 เพื่อยอมรับ H_1

แต่การสร้างตารางแจกแจงของ T จะง่ายขึ้น เนื่องจากค่าที่เล็กที่สุด $T = 0$ เสมอ

ดังนั้นตัวสถิติทดสอบคือ

$$T = S - \frac{n_1(n_1+1)}{2}$$

เมื่อ S = ผลรวมลำดับที่ของตัวอย่างขนาด n_1 ในข้อมูลที่เรียงลำดับแล้ว

การตัดสินใจ

ใช้ ก1 จากภาคผนวก ก (อุมาพร, 2556)

เมื่อเป็นการทดสอบสองหาง อาณาเขตวิกฤต คือ $T < W_{\alpha/2}$ หรือ $T > W_{1-\alpha/2}$ เมื่อ $W_{1-\alpha/2} = n_1 n_2 - W_{\alpha/2}$

เมื่อเป็นการทดสอบหางเดียวด้านน้อยกว่า $H_1: M_X < M_Y$ จะปฏิเสธ H_0 เมื่อพบว่าค่า T น้อยเกินไป อาณาเขตวิกฤต คือ $T < W_\alpha$

เมื่อเป็นการทดสอบหางเดียวด้านมากกว่า $H_1: M_X > M_Y$ จะปฏิเสธ H_0 เมื่อพบว่าค่า T ใหญ่เกินไป อาณาเขตวิกฤต คือ $T > W_{1-\alpha}$ เมื่อ $W_{1-\alpha} = n_1 n_2 - W_\alpha$

2.1.3 ตัวสถิติทดสอบฟลิกเนอร์-พอลิเซลโล (Fligner-Policello Test)

Fligner and Policello (1981) ได้เสนอการทดสอบความแตกต่างระหว่างประชากร 2 กลุ่ม โดยข้อมูลจากประชากรทั้ง 2 กลุ่ม ไม่จำเป็นต้องมีการแจกแจงเหมือนกัน และไม่จำเป็นต้องมีข้อกำหนดเบื้องต้นว่าประชากรมีความแปรปรวนเท่ากันเพื่อแก้ปัญหาที่เรียกว่า ปัญหาของบีเรนส์ฟิชเชอร์ (Behrens-Fisher Problem)

1) ข้อมูลประกอบด้วยค่าสังเกตของตัวอย่างสุ่ม 2 ตัวอย่าง โดยให้ $X_1, X_2, \ldots, X_{n_1}$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด n_1 จากประชากรที่ 1 และให้ $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด n_2 จากประชากรที่ 2

2) สมมติฐาน

$H_0: M_X = M_Y$

$H_1: M_X \neq M_Y$

3) ตัวสถิติทดสอบ

$$\hat{U} = \frac{\sum_{j=1}^{n_2} Q_j - \sum_{i=1}^{n_1} P_i}{2\sqrt{V_1 + V_2 + \bar{P}\bar{Q}}}$$

โดยที่ P_i คือ จำนวน Y_j ที่น้อยกว่า X_i + $\frac{1}{2}$ (จำนวน Y_j ที่เท่ากับ X_i)

Q_j คือ จำนวน X_i ที่น้อยกว่า Y_j + $\frac{1}{2}$ (จำนวน X_i ที่เท่ากับ Y_j)

$$\bar{P} = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} P_i}{n_1}$$

$$\bar{Q} = \frac{\sum_{j=1}^{n_2} Q_j}{n_2}$$

$$V_1 = \sum_{i=1}^{n_1}\left(P_i - \bar{P}\right)^2$$

$$V_2 = \sum_{j=1}^{n_2}\left(Q_j - \bar{Q}\right)^2$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อ $\left|\hat{U}\right| > U_{\frac{\alpha}{2}}$ (เปิด ก2 จากภาคผนวก ก (Myles and Douglal, 1999)) หรือตัวอย่างมีขนาดใหญ่ สามารถกำหนดค่าอาณาเขตวิกฤตคือ $\hat{U} < -Z_{\frac{\alpha}{2}}$ หรือ $\hat{U} > Z_{\frac{\alpha}{2}}$ (เปิด ก3 จาก ภาคผนวก ก (Christopher, 2002))

2.1.4 ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนแบบดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test)

ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนแบบดัดแปลงเป็นสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ ได้รับการพัฒนาขึ้นโดย O'Gorman (1996) ใช้ทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของ 2 ประชากร โดยที่ประชากรทั้ง 2 กลุ่มเป็นอิสระกัน และไม่ทราบการแจกแจงของประชากร โดยอาศัยเปอร์เซ็นไทล์ตัวอย่าง ความยาวหางด้านซ้ายและขวา และพิสัยระหว่างควอไทล์ ซึ่งมีวิธีการคำนวณดังนี้

ให้ $X_1, X_2, ..., X_{n_1}$ และ $Y_1, Y_2, ..., Y_{n_2}$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด n_1 และ n_2 จากประชากรกลุ่มที่ 1 และ 2 ตามลำดับ โดยที่ตัวอย่างสุ่มทั้ง 2 ประชากรเป็นอิสระกัน

สมมติฐาน

$H_0: M_X = M_Y$

$H_1: M_X \neq M_Y$

1) ให้ลำดับที่ของข้อมูลตัวอย่างทั้ง 2 ชุด โดยถือเสมือนว่าข้อมูลทั้ง 2 ชุดเป็นชุดเดียวกัน โดยเรียงลำดับจากน้อยไปหามาก กรณีที่ข้อมูลมีค่าเท่ากันหลายค่า ให้ใช้ลำดับที่เฉลี่ยของข้อมูลที่เท่ากันนั้น

2) เปลี่ยนลำดับที่ของข้อมูลให้เป็นคะแนน $a_p(i)$; $i = 1, 2, 3, ..., n$ โดย $n = n_1 + n_2$ ตามวิธีการของ O' Gorman ดังนี้

$$a_p(i) = \begin{cases} L + \left[\dfrac{0.8401}{T_L}\right]^2 (i - L) & ; i < L \\ i & ; L \le i \le U \\ U + \left[\dfrac{0.8401}{T_R}\right]^2 (i - U) & ; i > U \end{cases}$$

โดยที่ $L = \frac{n+1}{4}$

$U = \frac{3(n+1)}{4}$

T_R คือ ความยาวหางด้านขวา $= \frac{(P_{95} - P_{75})}{IQR}$

T_L คือ ความยาวหางด้านซ้าย $= \frac{(P_{25} - P_{5})}{IQR}$

IQR คือ พิสัยระหว่างควอไทล์ $= P_{75} - P_{25}$

วิธีการหาเปอร์เซ็นไทล์ที่ r (Pr)

ให้ $X_{(1)} \le X_{(2)} \le X_{(3)} \le \ldots \le X_{(n)}$ เป็นข้อมูลตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก ดังนั้น เปอร์เซ็นไทล์ที่ r ของตัวอย่าง คือ

$$P_r = \begin{cases} x_{\left(\frac{(n+1)r}{100}\right)} & ; \quad \frac{(n+1)r}{100} \text{ เป็นจำนวนเต็ม} \\ (1-\alpha)x_{(r)} + \alpha x_{(r+1)} & ; \quad \frac{(n+1)r}{100} = c+\alpha \end{cases}$$

c เป็นจำนวนเต็ม , $0 < \alpha < 1$

3) ตัวสถิติทดสอบ

$$Z = \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_2} a_p(R_j)\right) - n_2\bar{a}}{\sigma_0}$$

โดยที่ $\bar{a} = \frac{\sum_{i=1}^{n} a_p(i)}{n}$

$\sigma_0^2 = \frac{n_1 n_2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n} \left(a(i) - \bar{a}\right)^2$

R_j คือ ลำดับที่ของค่าสังเกตที่ j ในตัวอย่างกลุ่มที่ 2 เมื่อ $j = 1,2,3,\ldots,n_2$

$a_p(R_j)$ คือ คะแนนที่กำหนดให้กับค่าสังเกตในตัวอย่างกลุ่มที่ 2 ซึ่งอยู่ในลำดับที่ R_j

n_1 คือ ขนาดตัวอย่างสุ่มจากประชากรกลุ่มที่ 1

n_2 คือ ขนาดตัวอย่างสุ่มจากประชากรกลุ่มที่ 2

4) การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) เมื่อ $Z < -Z_{\frac{\alpha}{2}}$ หรือ $Z > Z_{\frac{\alpha}{2}}$ (เปิด ก3 จากภาคผนวก ก (Christopher, 2002))

2.1.5 ตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซล (Brunner-Munzel Test)

Brunner and Munzel (2000) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซล (Brunner-Munzel Test) เป็นตัวสถิติทดสอบที่ใช้ลำดับที่ในการคำนวณ ซึ่งได้ทำการปรับปรุงมาจากตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน-แมน-วิทนีย์ โดยใช้ความแปรปรวนของตัวอย่างเป็นตัวปรับและใช้องศาเสรีที่เสนอโดยแซทเทอร์เวท (Satterthwaite, 1946) ตัวสถิติทดสอบนี้จึงเหมาะสำหรับตัวอย่างที่มีขนาดเล็ก $(n_1, n_2 \le 10)$

1) ข้อมูลประกอบด้วยค่าสังเกตของตัวอย่างสุ่ม 2 ตัวอย่าง โดยให้ $X_1, X_2, \ldots, X_{n_1}$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด n_1 จากประชากรที่ 1 และให้ $Y_1, Y_2, \ldots, Y_{n_2}$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด n_2 จากประชากรที่ 2

2) ข้อกำหนดเบื้องต้น

2.1 ตัวอย่างทั้งสองกลุ่มจะต้องเป็นตัวอย่างสุ่มของประชากร

2.2 ตัวอย่างทั้งสองกลุ่มเป็นอิสระกัน

3) สมมติฐาน

$H_0 : P(X > Y) = P(X < Y)$ หรือ $H_0 : M_X = M_Y$

$H_1 : P(X > Y) \neq P(X < Y)$ หรือ $H_1 : M_X \neq M_Y$

4) ตัวสถิติทดสอบ

$$BM = \frac{n_1 n_2 (\bar{R}_Y - \bar{R}_X)}{(n_1 + n_2)\sqrt{n_1 S_X^2 + n_2 S_Y^2}}$$

โดยที่

$$S_X^2 = \frac{1}{n_1 - 1}\sum_{i=1}^{n_1}\left(R_{X_i} - W_{X_i} - \bar{R}_X + \frac{n_1 + 1}{2}\right)^2$$

$$S_Y^2 = \frac{1}{n_2 - 1}\sum_{j=1}^{n_2}\left(R_{Y_j} - W_{Y_j} - \bar{R}_Y + \frac{n_2 + 1}{2}\right)^2$$

$$\bar{R}_X = \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} R_{X_i}$$

$$\bar{R}_Y = \frac{1}{n_2}\sum_{j=1}^{n_2} R_{Y_j}$$

เมื่อ $\bar{R}_X$ คือ ค่าเฉลี่ยของลำดับที่ในตัวอย่างที่ 1

$\bar{R}_Y$ คือ ค่าเฉลี่ยของลำดับที่ในตัวอย่างที่ 2

$\bar{R}_{X_i}$ คือ ลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ i ของกลุ่มที่ 1 เมื่อนำข้อมูลทั้ง 2 กลุ่มมารวมกัน

$\bar{R}_{Y_j}$ คือ ลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ j ของกลุ่มที่ 2 เมื่อนำข้อมูลทั้ง 2 กลุ่มมารวมกัน

W_{X_i} คือ ลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ i ของกลุ่มที่ 1 เมื่อนำข้อมูลกลุ่มที่ 1 มาเรียงลำดับ

W_{Y_j} คือ ลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ j ของกลุ่มที่ 2 เมื่อนำข้อมูลกลุ่มที่ 2 มาเรียงลำดับ

ภายใต้สมมติฐานว่าง $H_0 : P(X > Y) = P(X < Y)$ เป็นจริง การแจกแจงของตัวสถิติทดสอบ BM สามารถประมาณได้ด้วยการแจกแจงที ที่องศาเสรี

$$df_{BM} = \frac{\left(n_1 S_X^2 + n_2 S_Y^2\right)^2}{\frac{\left(n_1 S_X^2\right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left(n_2 S_Y^2\right)^2}{n_2 - 1}}$$

5) การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติทดสอบ BM มีค่าน้อยกว่า $-t_{\frac{\alpha}{2}, df_{BW}}$ หรือมีค่ามากกว่า $t_{\frac{\alpha}{2}, df_{BW}}$ (เปิด ก4 จากภาคผนวก ก (Christopher, 2002))

2.1.6 ตัวสถิติทดสอบแมนท์-วิทนีย์ยูแบบปรับค่าสังเกตซ้ำ (Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test) (Oyeka and Okeh, 2013)

Oyeka and Okeh, 2013) ได้ปรับปรุงตัวสถิติทดสอบ Mann-Whitney U Test โดยปรับจากความแปรปรวนของประชากร 2 กลุ่ม กำหนดให้ $X_1, X_2, ..., X_{n_1}$ และ $Y_1, Y_2, ..., Y_{n_2}$ เป็นตัวอย่างสุ่มที่เป็นอิสระกันของประชากรกลุ่มที่ 1 และกลุ่มที่ 2 ตามลำดับ

สมมติฐาน

$H_0 : \pi^+ = \pi^-$ หรือ $H_0 : M_X = M_Y$

$H_0 : \pi^+ \neq \pi^-$ หรือ $H_1 : M_X \neq M_Y$

ตัวสถิติทดสอบ

$$\chi^2 = \frac{W^2}{Var(W)}$$

โดยที่

$$W = n_2 R_1 - n_1 R_2$$

$$Var(W) = (n_2 R_1^{*2} + n_1 R_2^{*2} - 2R_1 R_2)(\pi^+ + \pi^- - (\pi^+ - \pi^-)^2)$$

R_1 คือ ผลรวมลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ i ของกลุ่มที่ 1

R_2 คือ ผลรวมลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ i ของกลุ่มที่ 2

R_1^{*2} คือ ผลรวมกำลังสองของลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ i ของกลุ่มที่ 1

R_2^{*2} คือ ผลรวมกำลังสองของลำดับที่ของหน่วยตัวอย่างที่ i ของกลุ่มที่ 2

π^+ คือ ความน่าจะเป็นของค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 1 มากกว่าค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 2

π^- คือ ความน่าจะเป็นของค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 1 น้อยกว่าค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 2

n_1 คือ ขนาดตัวอย่างสุ่มจากประชากรกลุ่มที่ 1

n_2 คือ ขนาดตัวอย่างสุ่มจากประชากรกลุ่มที่ 2

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) เมื่อ $\chi^2 \ \geq \ \chi^2_{\alpha;1}$ ที่ระดับนัยสำคัญ α (เปิด ก5 จากภาคผนวก ก (สายชล, 2552))

2.2 การแจกแจงต่าง ๆ ที่ใช้ในงานวิจัย

การแจกแจงของประชากรหมายถึงการแจกแจงของค่าที่สนใจศึกษาจากข้อมูลทุกหน่วยของประชากร การอนุมานเชิงสถิติซึ่งประกอบด้วยการประมาณค่าพารามิเตอร์และการทดสอบสมมติฐานทางสถิติ มักจะมีข้อกำหนดเบื้องต้นว่ากลุ่มตัวอย่างจากประชากรที่สุ่มได้นั้นต้องมาจากประชากรที่ทราบล่วงหน้าว่ามีลักษณะการแจกแจงแบบใดแบบหนึ่ง เช่น การแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงแกมมา การแจกแจงเลขชี้กำลัง การแจกแจงไคกำลังสอง การแจกแจงทวินาม และการแจกแจงปัวซง เป็นต้น

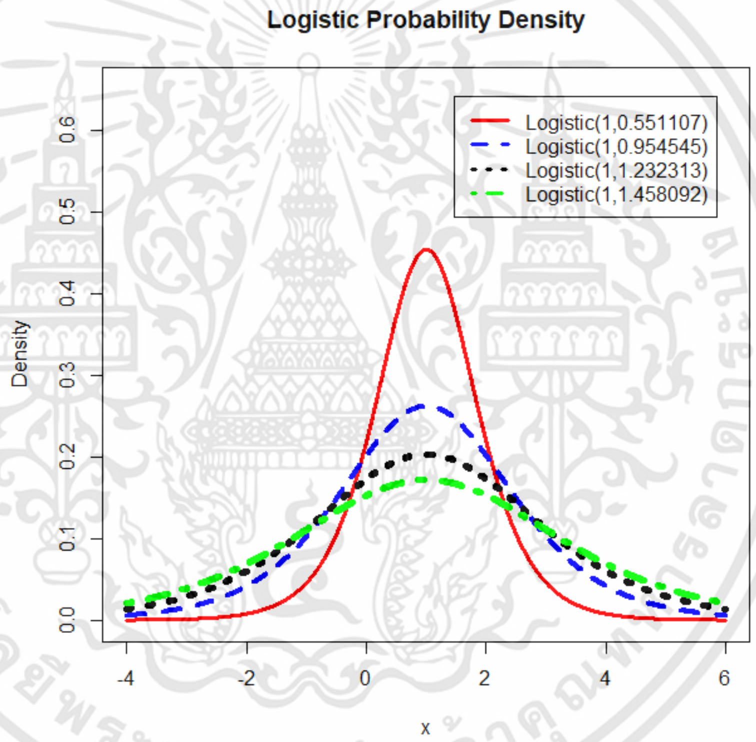
เนื่องจากในความเป็นจริงข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์อาจไม่ได้มีการแจกแจงปรกติเพียงอย่างเดียว ในการทำวิจัยครั้งนี้จึงเสนอการแจกแจงของประชากร 2 แบบคือ ในกรณีที่ลักษณะข้อมูลเป็นแบบสมมาตรจะใช้การแจกแจงลอจิสติก และการแจกแจงลาปลาซ ส่วนกรณีที่ลักษณะเบ้ จะใช้การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ ซึ่งแต่ละการแจกแจงมีรายละเอียด ดังนี้

2.2.1 การแจกแจงลอจิสติก (Logistic Distribution)

ฟังก์ชันการแจกแจงสะสมของลอจิสติกใช้เป็นตัวแบบของการเจริญเติบโต เช่น การผลิตผลิตภัณฑ์ใหม่ชนิดหนึ่งออกสู่ตลาด บ่อยครั้งจะพบว่าการเจริญเติบโตในช่วงแรกจะช้า หลังจากนั้นการเจริญเติบโตจะเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วและในที่สุดการเจริญเติบโตจะค่อยๆ ช้าลงเมื่อตลาดอิ่มตัว (สายชล, 2558)

สัญลักษณ์ของตัวแปร	$L(a,b)$
พิสัย	$-\infty < x < \infty$
พารามิเตอร์บอกตำแหน่ง (ค่าเฉลี่ย)	a
พารามิเตอร์บอกสเกล	$b>0$
พารามิเตอร์ทางเลือก (ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน)	$k=\dfrac{\pi b}{\sqrt{3}}$
ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็น	$\dfrac{e^{\frac{x-a}{b}}}{b\left[1+e^{\frac{x-a}{b}}\right]^2} \quad ; \quad -\infty < x < \infty$

ค่าเฉลี่ย	a
มัธยฐาน	a
ฐานนิยม	a
ความแปรปรวน	$\frac{\pi^2 b^2}{3}$
สัมประสิทธิ์ความเบ้	0
สัมประสิทธิ์ความโด่ง	4.2
สัมประสิทธิ์ความแปรผัน	$\frac{\pi b}{\sqrt{3}a}$



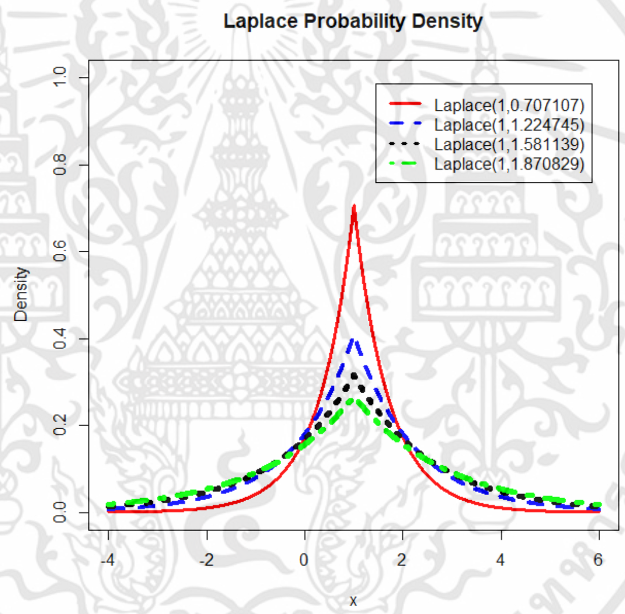
รูปที่ 2.2 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลอจิสติก (a,b)

2.2.2 การแจกแจงลาปลาซ (Laplace distribution)

การแจกแจงลาปลาซเรียกอีกชื่อหนึ่งว่า การแจกแจงดับเบิล-เลขชี้กำลัง (Double-Exponential Distribution) ในการสร้างตัวแบบลาปลาซมีหางยาวกว่าการแจกแจงปรกติ (สายชล, 2558)

สัญลักษณ์ของตัวแปร	$L(a,b)$
พิสัย	$-\infty < x < \infty$
พารามิเตอร์บอกตำแหน่ง (ค่าเฉลี่ย)	$-\infty < x < \infty$

พารามิเตอร์บอกสเกล	$b>0$
ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็น	$\frac{1}{2}e^{-\frac{\lvert x-a\rvert}{b}}$; $-\infty<x<\infty$
ค่าเฉลี่ย	a
มัธยฐาน	a
ฐานนิยม	a
ความแปรปรวน	$2b^2$
สัมประสิทธิ์ความเบ้	0
สัมประสิทธิ์ความโด่ง	6
สัมประสิทธิ์ความแปรผัน	$\frac{\sqrt{2}b}{a}$



รูปที่ 2.3 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ (a,b)

2.2.3 การแจกแจงแกมมา (Gamma Distribution) (กุสุมา, ชลิตาและรมิตา, 2558)

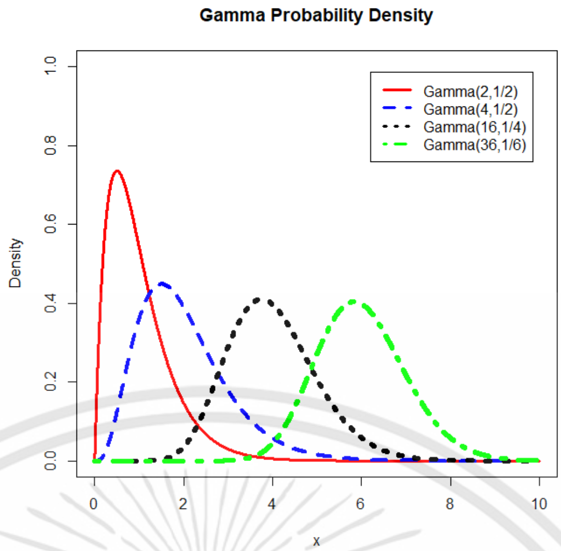
การแจกแจงแกมมาเป็นการแจกแจงที่เป็นรูปทั่วไปของการแจกแจงเลขชี้กำลัง ที่มีค่าเฉลี่ยเป็น β หรือก็คือ $\frac{1}{\lambda}, \lambda>0$ เป็นตัวแปรสุ่มเลขชี้กำลังอย่างหนึ่งที่มีค่าเฉลี่ยเป็น $\frac{1}{\lambda}$ จะหมายถึงระยะเวลาที่ใช้ในการรอคอยจนกระทั่งเหตุการณ์ที่สนใจเหตุการณ์แรกเกิดขึ้นเมื่อเหตุการณ์ที่สนใจนั้นถูกกำหนดจากการทดลองแบบปัวซง ที่มีค่าเฉลี่ย λ ถ้า X เป็นตัวแปรสุ่มแกมมา หมายถึงระยะเวลาที่ใช้ในการรอคอยจนกระทั่งเหตุการณ์ที่ α ได้เกิดขึ้น การแจกแจงแกมมาเป็นการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มชนิดต่อเนื่องที่สำคัญอีกการแจกแจงหนึ่ง เพราะว่ามีการแจกแจงหลาย

แบบเป็นส่วนหนึ่งของการแจกแจงแกมมา และมีการแจกแจงอีกหลายแบบได้มาจากการแปลงตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแกมมา

ในการหาฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแกมมาจะต้องอาศัยฟังก์ชันแกมมา (Gamma function) ฟังก์ชันแกมมาของ α เขียนแทนด้วย $\Gamma(\alpha)$ ดังนี้

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1}e^{-x}dx \quad \text{สำหรับทุกค่าของ } \alpha > 0$$

สัญลักษณ์ของตัวแปร	$\mathrm{Gamma}(\alpha,\beta)$
พิสัย	$0 \le x < \infty$
พารามิเตอร์บอกสเกล	$\alpha>0$
พารามิเตอร์ทางเลือก	$\lambda=\frac{1}{\alpha}$
พารามิเตอร์รูปร่าง	$\beta>0$
ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็น	$\frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}x^{\alpha-1}e^{-\frac{x}{\beta}}$; $0 \le x < \infty$ โดยที่ $\Gamma(\alpha)$ คือฟังก์ชันแกมมา
ค่าเฉลี่ย	$\alpha\beta$
ฐานนิยม	$\alpha(\beta-1)$; $\beta \ge 1$
ความแปรปรวน	$\alpha\beta^2$
สัมประสิทธิ์ความเบ้	$\frac{2}{\sqrt{\alpha}}$
สัมประสิทธิ์ความโด่ง	$3+\frac{6}{\alpha}$
สัมประสิทธิ์ความแปรผัน	$\frac{1}{\sqrt{\alpha}}$



รูปที่ 2.4 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา (α,β)

2.2.4 การแจกแจงล็อกปรกติ (Lognormal Distribution)

การแจกแจงล็อกปรกติเหมาะสมกับตัวแปรสุ่มที่ถูกจำกัดโดย 0 แต่มีค่ามากๆ เพียง 2-3 ค่า แต่ทำให้การแจกแจงไม่สมมาตรและเบ้ขวา เช่น น้ำหนักของผู้ใหญ่ ความเข้มข้นของสินแร่ที่ถมกัน ช่วงระยะเวลาที่ไม่ได้ทำงานเนื่องจากป่วย การแจกแจงของทรัพย์สมบัติ เวลาที่เครื่องจักรเสีย

การประยุกต์ใช้ของการแปลงล็อกการิทึมของข้อมูลสามารถประมาณด้วยการแจกแจงปรกติเชิงสมมาตร (Symmetrical Normal Distribution) แม้จะไม่มีค่าลบอาจจะจำกัดความถูกต้องของวิธีการนี้ (สายชล, 2558)

สัญลักษณ์ของตัวแปร $L(\mu,\sigma)$ หรือ $L(m,\sigma)$

พิสัย $0 \le x < \infty$

พารามิเตอร์บอกสเกล (มัธยฐาน) $m > 0$

พารามิเตอร์ทางเลือก (ค่าเฉลี่ยของ $\log L$) μ

m และ μ มีความสัมพันธ์กันโดยที่ $m = e^{\mu}$ และ $\mu = \log m$

พารามิเตอร์รูปร่าง (ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ $\log L$) $\sigma > 0$

สำหรับความกะทัดรัดการแทน $\omega = e^{\sigma^2}$ ใช้ในหลายสูตร

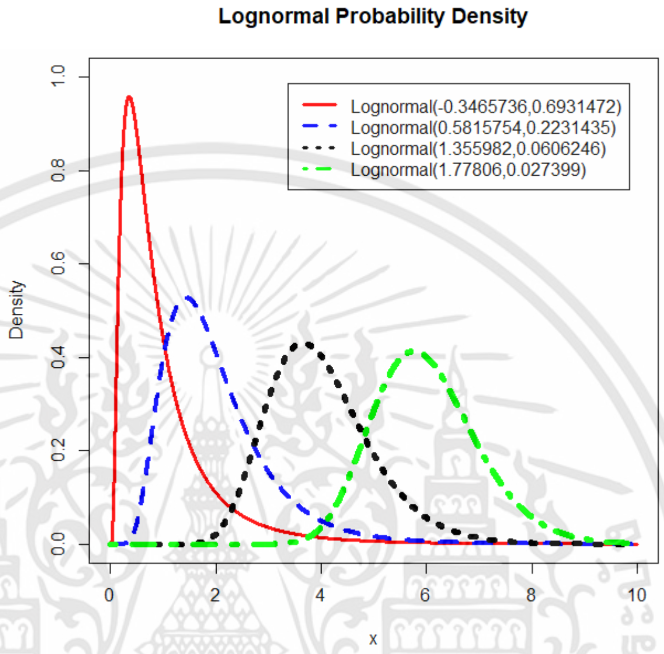
ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็น $\dfrac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\log x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ $0 \le x < \infty$

ค่าเฉลี่ย $me^{\frac{\sigma^2}{2}}$

มัธยฐาน m

ฐานนิยม $\dfrac{m}{\omega}$

ความแปรปรวน	$m^2\omega(\omega-1)$
สัมประสิทธิ์ความเบ้	$(\omega+2)\sqrt{\omega-1}$
สัมประสิทธิ์ความโด่ง	$\omega^4+2\omega^3+3\omega^2-3$
สัมประสิทธิ์ความแปรผัน	$\sqrt{\omega-1}$



รูปที่ 2.5 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ (μ,σ^2)

2.3 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Probability of Type I Error) หมายถึง ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดที่เกิดจากการปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างนั้นเป็นจริง เขียนแทนด้วย α

ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 หมายถึง ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ที่กำหนด

ตารางที่ 2.1 ความสัมพันธ์ระหว่างความเป็นจริงของสมมติฐานว่างและการสรุปผล

สมมติฐานว่าง (H_0)	การสรุปผล	
	ยอมรับ H_0	ปฏิเสธ H_0
เป็นจริง	**ตัดสินใจถูกต้อง** ความน่าจะเป็น = $1-\alpha$	**ตัดสินใจผิดพลาด** ความน่าจะเป็น = α
ไม่เป็นจริง	**ตัดสินใจผิดพลาด** ความน่าจะเป็น = β	**ตัดสินใจถูกต้อง** ความน่าจะเป็น = $1-\beta$

2.4 เกณฑ์การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการทดสอบ

ประสิทธิภาพการทดสอบ หมายถึง เกณฑ์ในการตัดสินว่าวิธีทดสอบใดดีที่สุดในบรรดาวิธีทดสอบที่สนใจศึกษา โดยวัดประสิทธิภาพจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้และมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด (กษิภัท และคณะ, 2557)

เกณฑ์ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการทดสอบที่ใช้ในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบของวิธีการเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างมัธยฐานของ 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน ที่นำมาพิจารณาถึงความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ในงานวิจัยมี ดังนี้

2.4.1 เกณฑ์ของแบรดลีย์ (Bradley (1978))

เกณฑ์ของแบรดลีย์ขึ้นอยู่กับระดับนัยสำคัญ α โดยสามารถคำนวณเกณฑ์ได้จาก $0.5\alpha < p < 1.5\alpha$ เมื่อ p คือ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

สำหรับการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วง (0.005,0.015)

สำหรับการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วง (0.025,0.075)

สำหรับการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.1$ ถ้าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วง (0.05,0.15)

จะสรุปได้ว่าตัวสถิติทดสอบนั้นสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

2.5 กำลังการทดสอบ

กำลังการทดสอบ (Power of a Test) หมายถึง ความน่าจะเป็นของการปฏิเสธสมมติฐานว่างเมื่อสมมติฐานว่างไม่เป็นจริง เขียนแทนด้วย $1-\beta$

กำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบสำหรับการเปรียบเทียบค่ามัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกันคือ ความน่าจะเป็นของการปฏิเสธสมมติฐานว่างเมื่อสมมติฐานว่างผิดพลาด โดยตัวสถิติทดสอบที่นักวิจัยควรเลือกใช้ต้องเป็นตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และให้กำลังการทดสอบสูงที่สุด ในการสร้างหรือพิจารณาตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสมจะพิจารณาจากตัวสถิติทดสอบที่ควบคุมให้ α มีค่ามากที่สุดที่ยอมให้เกิดขึ้นได้ และนั่นทำให้ β มีค่าน้อยที่สุด เพราะจะทำให้ $1-\beta$ มีค่ามากที่สุดนั่นเอง (มานะชัย, 2556)

2.6 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การดำเนินการวิจัยในครั้งนี้ได้ทำการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างมัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน เมื่อประชากรมีการแจกแจงสมมาตรและการแจกแจงเบ้ โดยได้ทำการรวบรวมวรรณกรรมทั้งจากงานวิจัยภายในประเทศและงานวิจัยต่างประเทศที่มีเนื้อหาสอดคล้องกับงานวิจัยดังนี้

ชนาธิป และคณะ (2556) ได้ศึกษาเปรียบเทียบความน่าเชื่อถือของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับตัวอย่าง 2 กลุ่มอิสระกันจากโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ SPSS ในกรณีการวัดค่ากลาง ได้มีการกำหนดการแจกแจง ได้แก่ การแจกแจงปรกติ การแจกแจงที การแจกแจงแกมมา การแจกแจงเลขชี้กำลัง และการแจกแจงไคกำลังสอง มีการทดสอบในขนาดตัวอย่าง (n_1,n_2) เท่ากับ (10,10), (10,20), (10,30), (20,20), (20,30), (30,30), (50,50) และ (50,100) ได้มีการทดสอบตัวสถิติทดสอบ 3 การทดสอบ คือ Wilcoxon-Mann-Whitney, Kolmolgorov-Smirnov และ Wald-Wolfowitz Runs พบว่าตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney มีกำลังการทดสอบสูงสุด

ธีระนิตย์ (2552) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบวิธีการทดสอบค่ากลางของประชากร 2 กลุ่มอิสระกันเมื่อประชากรมีการแจกแจงสมมาตรได้แก่ การแจกแจงปรกติ การแจกแจงลอจิสติก และการแจกแจงลาปลาซ กำหนดขนาดตัวอย่างเป็น 10, 25, 50, 75 และ 100 โดยที่ขนาดตัวอย่างของประชากรมีขนาดเท่ากัน และอัตราส่วนค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานเป็น = 0.25, 0.5, 1.0, 2.0 และ 4.0 พบว่าตัวสถิติทดสอบ T-Test และตัวสถิติทดสอบ Welch T Test สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และพบว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปรกติ สถิติทดสอบ Welch T Test จะมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด ประชากรมีการแจกแจงลอจิสติกและการแจกแจงลาปลาซ ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon–Mann–Whitney Test มีกำลังการทดสอบสูงสุด

นพดล และชินนพงษ์ (2553) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างประชากร 2 กลุ่ม เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ศึกษาในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงล็อกปรกติ โดยขนาดตัวอย่าง (n_1,n_2) = (10,10), (10,15), (15,15) มีตัวสถิติทดสอบ 3 การทดสอบ คือ Brunner-Munzel, Bootstrap Brunner-Munzel และ Bootstrap Rank Welch ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ตัวสถิติทดสอบ Bootstrap Rank Welch มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด แต่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ในขณะที่ตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel มีกำลังการทดสอบสูงใกล้เคียงกับตัวสถิติทดสอบ Bootstrap Rank Welch และสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกกรณี

มนตรี (2557) ได้ศึกษาความแกร่งและกำลังการทดสอบของสถิติอิงพารามิเตอร์และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ในการทดสอบความแตกต่างของค่ากลางระหว่างประชากรสองกลุ่ม สำหรับข้อมูลแบบลิเคิร์ท 5 ระดับ โดยประชากรมีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงเบ้ซ้ายและความโด่งต่ำกว่าปรกติ

และการแจกแจงเบ้ขวาและความโด่งสูงกว่าปกติ มีการทดสอบ 5 การทดสอบ คือ Z Test, T-Test, Mann-Whitney U Test, Van Der Waerden Test, Kolmogonov-Smirnov Test และ Fligner-Policello Test กำหนดขนาดตัวอย่างคือ (10,10), (15,25) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก (30,30) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดกลาง และ (100,50), (100,100) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ กำหนดอัตราส่วนของความแปรปรวน เท่ากับ 1:1 และ 1:2 ผลการวิจัยพบว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงปรกติ กลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสม คือ T-Test กลุ่มตัวอย่างขนาดกลาง คือ Fligner - Policello Test และกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ คือ Mann Whitney U test เมื่อประชากรมีการแจกแจงเบ้ซ้ายและความโด่งต่ำกว่าปกติ กลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสม คือ T-Test และ Mann-Whitney U Test กลุ่มตัวอย่างขนาดกลางและขนาดใหญ่ คือ Van Der Waerden Test และเมื่อประชากรมีการแจกแจงเบ้ขวาและความโด่งสูงกว่าปกติ กลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสม คือ T-Test กลุ่มตัวอย่างขนาดกลาง คือ Z Test และกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ คือ Van Der Waerden Test สาหรับกรณีกลุ่มตัวอย่างขนาดกลางและขนาดใหญ่ และความแปรปรวนไม่เท่ากัน ตัวสถิติทดสอบดังกล่าวไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

มนทกานติ (2545) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่ม ได้กำหนดประชากรทั้งสองกลุ่มมีการแจกแจงเดียวกัน ได้แก่ การแจกแจงปรกติ แกมมา ล็อกปรกติ ไวบูล และบีตา ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 10, 20, 30, 40, 50, 70 และ 100 มีการทดสอบ 4 การทดสอบ คือ T-Test, Mann-Whitney U Test, O’Gorman Adaptive Test และ B Test ค่าสัมประสิทธิ์ความผันแปรเท่ากับ 0.1, 0.5, 1.0, 1.5 และ 2.0 ขนาดตัวอย่าง เท่ากับ 10, 20, 30, 40, 50, 70 และ 100 และกำหนดเปอร์เซ็นต์ความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของ 2 ประชากร เท่ากับ 5%, 10%, 20%, 30%, 40%, และ 50% ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01, 0.05 และ 0.10 และทำการทดลองซ้ำ 2,000 รอบในแต่ละสถานการณ์ พบว่าเมื่อประชากรไม่ได้มีการแจกแจงปรกติ เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็ก $(10 \le n \le 15)$ Mann-Whitney U Test มีกำลังการทดสอบสูงสุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ $(20 \le n \le 100)$ O’Gorman Adaptive Test มีกำลังการทดสอบสูงสุด

วราวัลย์ (2556) ได้ศึกษาสถิติไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม กรณีความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน โดยมีการกำหนดการแจกแจงเอกรูปต่อเนื่อง และการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,10), (10,10), (20,30), (30,30), (40,50), (60,60) และ (100,100) มีตัวสถิติทดสอบ 4 การทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน-แมน-วิทนีย์ วิธีคลิฟฟ์ ตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซล ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู และตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปแรงค์เวลซ์ พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก (5,10) และ (10,10) ตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซลสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด และมีกำลังการทดสอบ

สูงกว่าสถิติทดสอบอื่น ๆ เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง (20,30) และ (30,30) ตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน-แมน-วิทนีย์ และตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซล สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ใกล้เคียงกัน และมีกำลังการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอื่น ๆ

อาภา และคณะ (2558) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกันเมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก ได้กำหนดข้อมูลประชากรให้มีการแจกแจงแกมมาและไวบูล เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก (n_1,n_2) เท่ากับ (10,10), (15,15), (20,20) และ (25,25) มีตัวสถิติทดสอบ 3 การทดสอบ คือ Wilcoxon rank sum, Baumgartner-Wei β-Schindler และ Brunner-Munzel ที่ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 เมื่อข้อมูลประชากรมีการแจกแจงแกมมา พบว่าตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel มีกำลังการทดสอบสูงสุด

อุมาพร (2556) ได้ศึกษาเปรียบเทียบความน่าเชื่อถือของผลการวิเคราะห์ด้วยตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน–แมนวิทนีย์ เมื่อคำนึงถึงข้อกำหนดเบื้องต้นจากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS และ MINITAB โดยกำหนดขนาดตัวอย่างจาก 2 ประชากร (n_1,n_2) ด้วยขนาด (10,10), (10,20) และ (10,30) พบว่าตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน–แมนวิทนีย์ จากโปรแกรมทั้ง 2 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Cochran และ Bradley ได้เฉพาะกรณีที่ 2 ประชากรมีการแจกแจงเหมือนกัน แต่ในกรณีการแจกแจงต่างกันเกือบทั้งหมดของกรณีที่ศึกษา พบว่าสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เพียงร้อยละ 9-20 เท่านั้น ส่วนกำลังการทดสอบ พบว่าส่วนใหญ่มีค่าสูงเข้าใกล้ค่า 1 ทั้งในกรณีการแจกแจงเหมือนกันหรือต่างกัน

Fagerland and Sandvik (2009) ได้ศึกษาประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบ 5 การทดสอบสำหรับการทดสอบตำแหน่ง เมื่อการแจกแจงเบ้ และความแปรปรวนไม่เท่ากัน ศึกษาในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงล็อกปรกติและแกมมา โดยขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2) = (10, 10), (10, 25), (25, 10), (25, 25), (50, 50), (25, 100), (100, 25), (100, 100) และสัดส่วนของความแปรปรวนกลุ่มหนึ่งต่อกลุ่มสองคือ 1.0, 1.25, 1.5, 2.0 และ 4.0 มีตัวสถิติทดสอบ 5 การทดสอบ คือ T Test, Welch U Test, Yuen–Welch Test, Wilcoxon–Mann–Whitney Test และ Brunner–Munzel Test เมื่อขนาดตัวอย่างมีขนาดเท่ากันและสัดส่วนของความแปรปรวนกลุ่มหนึ่งต่อกลุ่มสองคือ 1.0 พบว่าตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon–Mann–Whitney Test และ Brunner–Munzel Test มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

Neuhauser (2009) ได้ศึกษาเปรียบเทียบสถิติไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม กรณีข้อมูลมีความเบ้ และความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยตัวสถิติทดสอบที่ใช้ในการเปรียบเทียบ คือ ตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel Test และ Wilcoxon-Mann-Whitney Test ศึกษาในกรณีประชากรมีการแจกแจงไม่เป็นปรกติและการแจกแจงแกมมา ที่ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (10,10), (10,30) กำหนดอัตราส่วนความ

แปรปรวนแตกต่างกัน ทำการทดลองซ้ำกัน 10,000 ครั้ง ผลการศึกษาพบว่า ตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel Test มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดี แม้แต่ในกรณีที่อัตราส่วนความแปรปรวนมีมาก

Neuhauser. *et al*. (2006) ได้ทำศึกษาเปรียบเทียบสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม โดยตัวสถิติทดสอบที่ใช้ในการเปรียบเทียบ คือ ตัวสถิติทดสอบ Chen-Luo Test, Brunner-Munzel Test, Wilcoxon-Mann-Whitney Test และ Cliff's Method ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ ได้ศึกษาในกรณีการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (10,20),(20,10) และความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1,1), (1,2), (1,3) ทำการทดลองซ้ำกัน 10,000 ครั้ง ผลการศึกษาพบว่า Cliff's Method มีความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ต่ำในทุกกรณี ส่วนตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel Test มีความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแลที่ 1 สูง แต่มีบางกรณีที่มีความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ต่ำกว่าระดับนัยสำคัญ ดังนั้นจึงแนะนำตัวสถิติทดสอบ Cliff's Method และ Brunner-Munzel Test ในการทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม เมื่อความแปรปรวนของประชากรต่างกัน

Otuken (2013) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบ Wald–Wolfowitz Runs Test และ Wilcoxon-Mann-Whitney Test โดยขนาดตัวอย่างเท่ากัน ในกรณีขนาตัวอย่างเล็กและใหญ่ ตัวอย่างขนาดเล็กกำหนดให้อยู่ในช่วง (2,2) ถึง (20,20) และตัวอย่างขนาดใหญ่กำหนดให้อยู่ในช่วง (30,30) ถึง (100,100) โดยกำหนดให้ข้อมูลมีการแจกจงเลขชี้กำลัง และทำการทดลองซ้ำ 30,000 รอบ ผลการวิจัยพบว่า เมื่อตัวอย่างขนาดเล็กตัวสถิติทดสอบ Wald–Wolfowitz runs Test สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีกว่า และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีกว่า

Oyeka and Okeh (2013) ได้ศึกษาตัวสถิติทดสอบแมนท์-วิทนีย์ยูแบบปรับ ได้ทำการปรับปรุงโครงสร้างของตัวสถิติทดสอบ Mann-Whitney U Test จากความแปรปรวน เพื่อใช้ทดสอบความเท่ากันของประชากร 2 กลุ่ม ภายใต้สมมติฐาน $H_0: \pi^+ - \pi^- = 0$, $H_1: \pi^+ - \pi^- \neq 0$ โดยที่ π^+ คือ ความน่าจะเป็นของค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 1 มากกว่าค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 2, π^- คือ ความน่าจะเป็นของค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 1 น้อยกว่าค่าสังเกตจากประชากรกลุ่มที่ 2 เมื่อประชากรมีขนาดเท่ากันพบว่าตัวสถิติทดสอบ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test มีประสิทธิภาพมากกว่าตัวสถิติทดสอบ Modified Median Test และ Mann-Whitney U Test

Reiczigel. *et al*. (2005) ได้ศึกษาการทดสอบบูทสแตรปของความเท่ากันสำหรับ 2 ประชากร โดยเปรียบเทียบสถิติไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม โดยตัวสถิติทดสอบที่ใช้ในการเปรียบเทียบคือ ตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปแรงค์เวลซ์

ตัวสถิติทดสอบวิลคอกสัน-แมน-วิทนีย์ ตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซล และตัวสถิติทดสอบแรงค์เวลซ์ ซึ่งในการทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของ 2 ตัวอย่าง ที่ไม่ได้มีการแจกแจงปรกติ การศึกษาพบว่าตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซลและตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปแรงค์เวลซ์สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีกว่าตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน-แมน-วิทนีย์ และตัวสถิติทดสอบแรงค์เวลซ์ ซึ่งตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปแรงค์เวลซ์สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีและมีกำลังการทดสอบสูง

บทที่ 3
วิธีการดำเนินงาน

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้เป็นการศึกษาเพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่ามัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน เมื่อประชากรมีการแจกแจงสมมาตรและมีการแจกแจงเบ้ โดยทำการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบ 5 การทดสอบ คือ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้ศึกษาโดยการจำลองข้อมูลและวิเคราะห์ข้อมูลด้วยเครื่องคอมพิวเตอร์โดยใช้โปรแกรมอาร์ (R) เวอร์ชั่น 3.5.0 เพื่อเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ

3.1 การวางแผนการวิจัย

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้กำหนดสถานการณ์ในการศึกษาเปรียบเทียบ ดังนี้

3.1.1 กำหนดจำนวนประชากร 2 กลุ่ม

3.1.2 กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.01 และ 0.05

3.1.3 กำหนดขนาดตัวอย่างสุ่มจากแต่ละประชากรเท่ากันและต่างกัน ดังนี้

ตารางที่ 3.1 ขนาดตัวอย่างที่ใช้ในการศึกษา

	ขนาดตัวอย่าง (n_1,n_2)	
	เท่ากัน	**ต่างกัน**
เล็ก	(10,10)	(5,10)
กลาง	(30,30)	(20,30)
ใหญ่	(60,60)	(40,50)

3.1.4 กำหนดข้อมูลที่สุ่มจากประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติก ด้วยพารามิเตอร์ (a,b) การแจกแจงลาปลาซ ด้วยพารามิเตอร์ (a,b) การแจกแจงแกมมา ด้วยพารามิเตอร์ (α,β) และการแจกแจงล็อกปรกติ ด้วยพารามิเตอร์ (μ,σ^2)

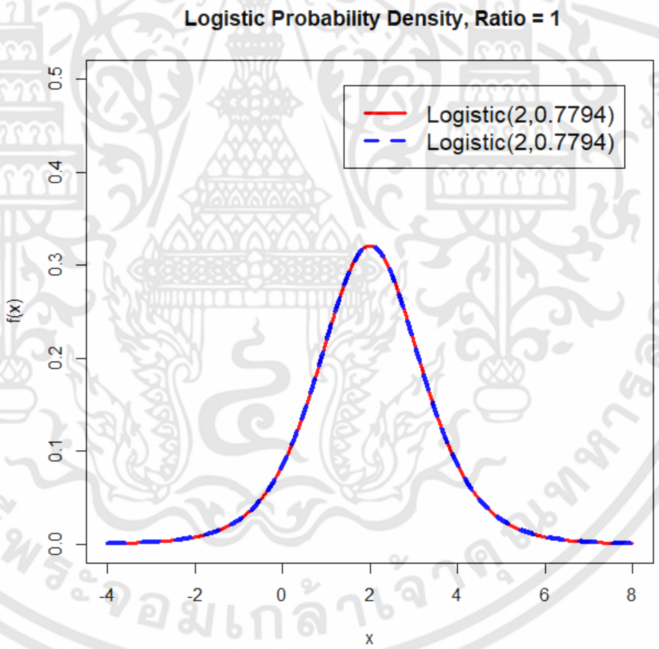
3.1.5 การคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบจะกำหนดค่ามัธยฐานและความแปรปรวนของแต่ละประชากร สำหรับแต่ละการแจกแจงดังต่อไปนี้ โดยการคำนวณค่าพารามิเตอร์แสดงในภาคผนวก ง

1 การเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

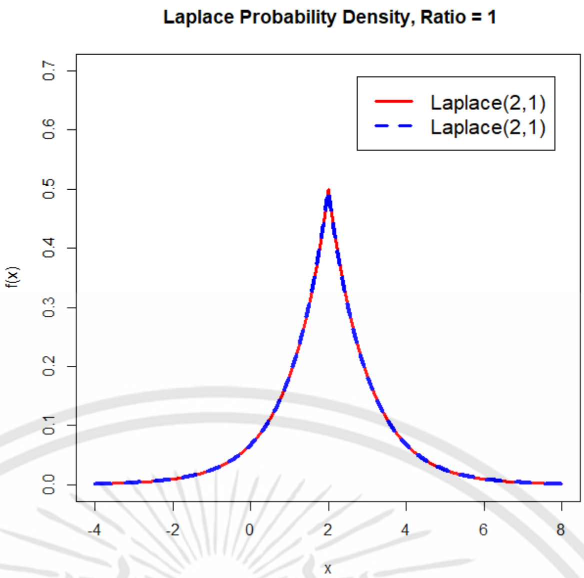
1.1 ค่ามัธยฐานเท่ากัน ($M_1 - M_2 = 0$) ความแปรปรวนเท่ากัน (Ratio = 1) และการแจกแจงสมมาตร

ตารางที่ 3.2 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และมีการแจกแจงสมมาตร

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์		ค่ามัธยฐาน	ความแปรปรวน	$\text{Ratio} = \frac{\text{Var}(X_1)}{\text{Var}(X_2)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2	(M_1, M_2)	$(\text{Var}(X_1), \text{Var}(X_2))$	
การแจกแจงลอจิสติก ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
1	(2,0.7794)	(2,0.7794)	(2,2)	(2,2)	1
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
2	(2,1)	(2,1)	(2,2)	(2,2)	1



รูปที่ 3.1 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลอจิสติก ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1

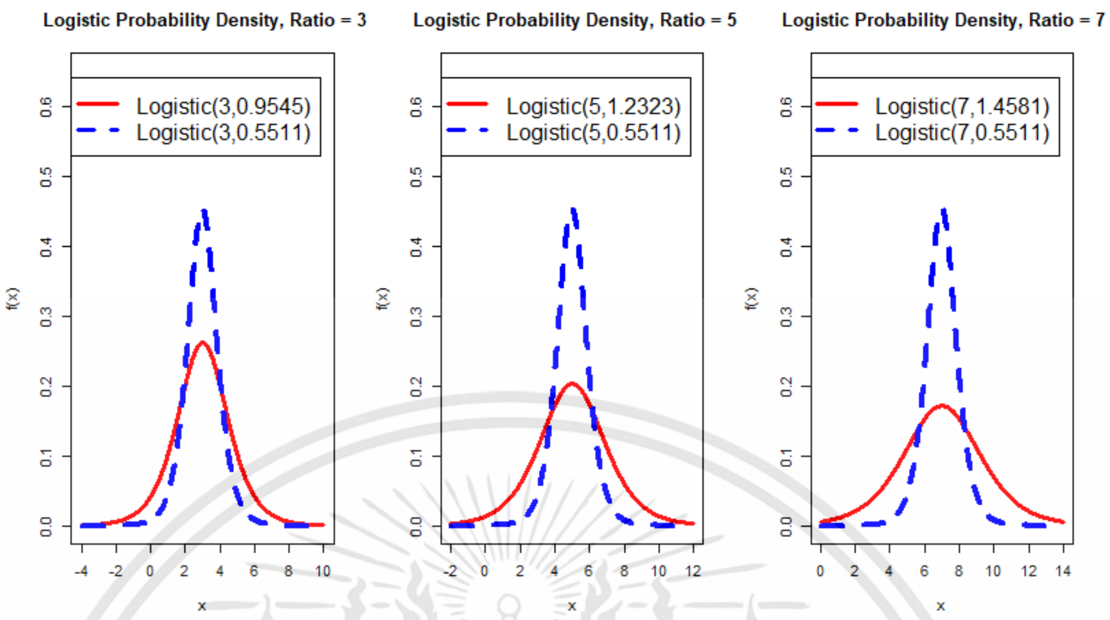


รูปที่ 3.2 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1

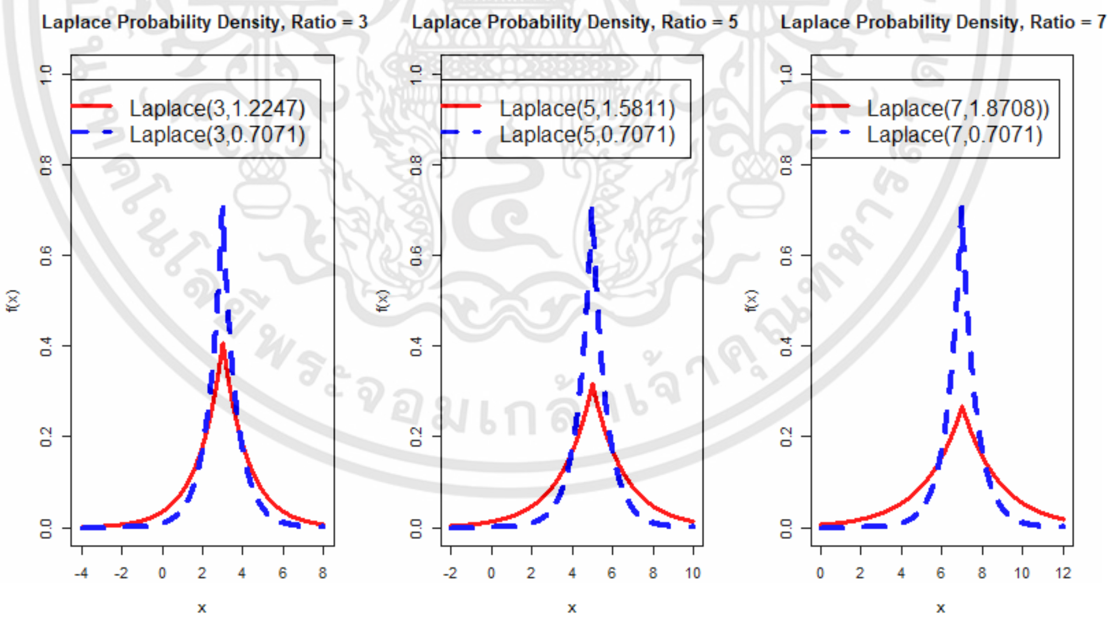
1.2 ค่ามัธยฐานเท่ากัน ($M_1 - M_2 = 0$) ความแปรปรวนต่างกัน (Ratio = 3, 5, 7) และการแจกแจงสมมาตร

ตารางที่ 3.3 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 เมื่อความแปรปรวนต่างกัน และมีการแจกแจงสมมาตร

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)		ค่ามัธยฐาน (M_1,M_2)	ความแปรปรวน $(Var(X_1),Var(X_2))$	Ratio $= \frac{Var(X_1)}{Var(X_2)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2			
การแจกแจงลอจิสติก ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
1	(3,0.9545)	(3,0.5511)	(3,3)	(3,1)	3
2	(5,1.2323)	(5,0.5511)	(5,5)	(5,1)	5
3	(7, 1.4581)	(7,0.5511)	(7,7)	(7,1)	7
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
4	(3,1.2247)	(3,0.7071)	(3,3)	(3,1)	3
5	(5,1.5811)	(5,0.7071)	(5,5)	(5,1)	5
6	(7,1.8708)	(7,0.7071)	(7,7)	(7,1)	7



รูปที่ 3.3 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจงแจงลอจิสติก ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3, 5, 7

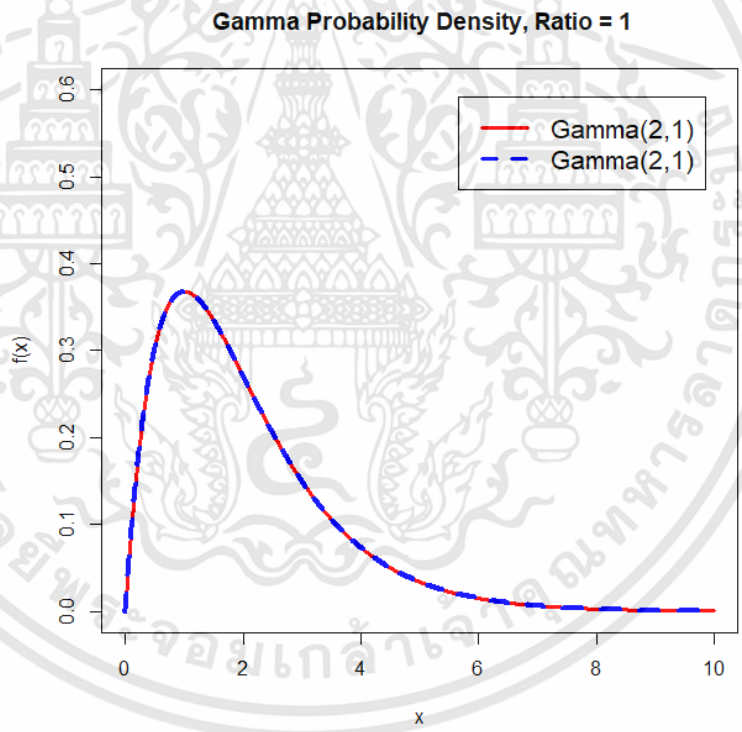


รูปที่ 3.4 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3, 5, 7

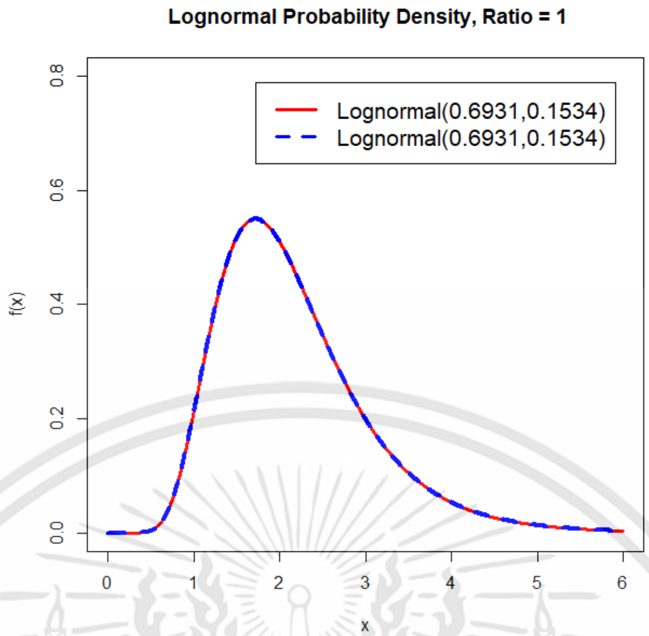
1.3 ค่ามัธยฐานเท่ากัน ($M_1 - M_2 = 0$) ความแปรปรวนเท่ากัน (Ratio = 1) และการแจกแจงเบ้

ตารางที่ 3.4 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และมีการแจกแจงเบ้

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์		ค่ามัธยฐาน	ความแปรปรวน	$\text{Ratio} = \frac{Var(X_1)}{Var(X_2)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2	(M_1, M_2)	$(Var(X_1), Var(X_2))$	
การแจงแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α,β)					
1	(2,1)	(2,1)	(2,2)	(2,2)	1
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)					
2	(0.6931, 0.1534)	(0.6931, 0.1534)	(2,2)	(2,2)	1



รูปที่ 3.5 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจงแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1

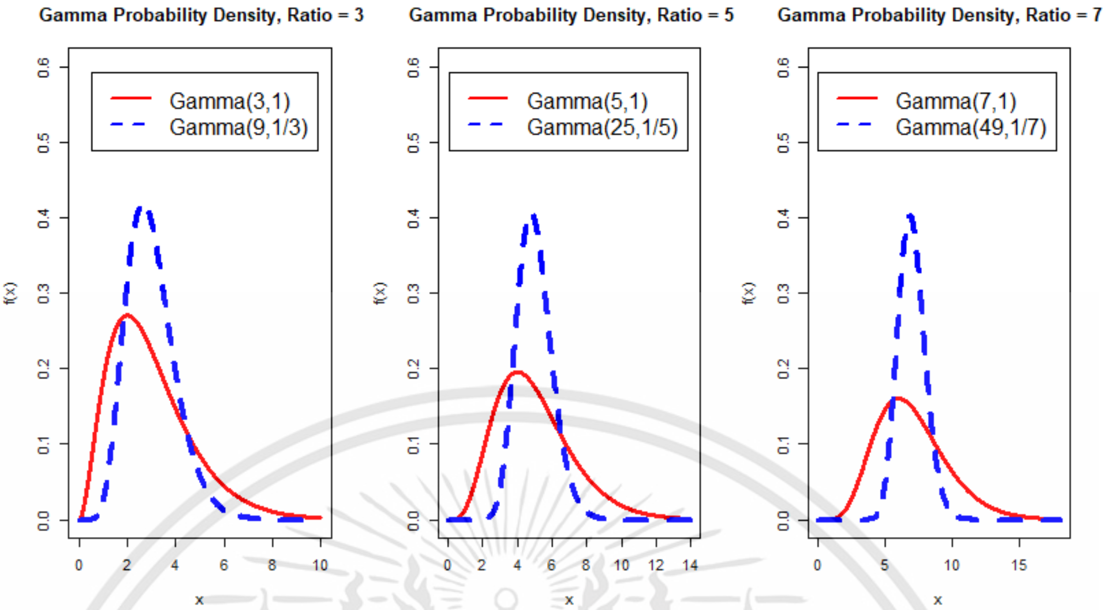


รูปที่ 3.6 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็น ของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1

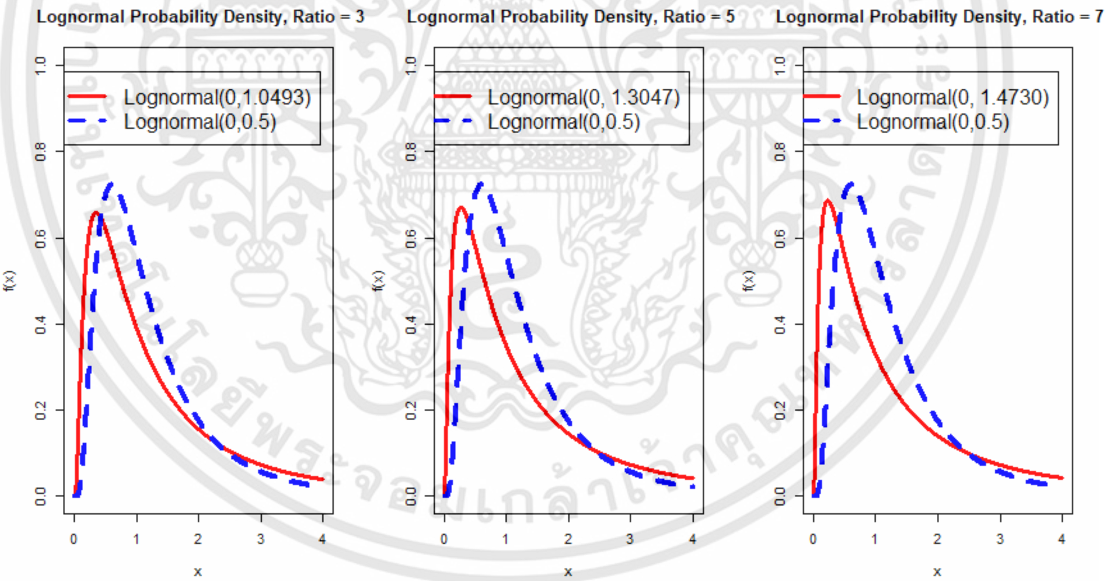
1.4 ค่ามัธยฐานเท่ากัน ($M_1 - M_2 = 0$) ความแปรปรวนต่างกัน (Ratio = 3, 5, 7) และการแจกแจงเบ้

ตารางที่ 3.5 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 เมื่อความแปรปรวนต่างกัน และมีการแจกแจงเบ้

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)		ค่ามัธยฐาน (M_1, M_2)	ความแปรปรวน $(Var(X_1), Var(X_2))$	Ratio = $\frac{Var(X_1)}{Var(X_2)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2			
การแจงแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α,β)					
1	(3,1)	$(9, \frac{1}{3})$	(3,3)	(3,1)	3
2	(5,1)	$(25, \frac{1}{5})$	(5,5)	(5,1)	5
3	(7,1)	$(49, \frac{1}{7})$	(7,7)	(7,1)	7
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)					
4	(0,1.0493)	(0,0.5)	(1,1)	(3,1)	3
5	(0, 1.3047)	(0,0.5)	(1,1)	(5,1)	5
6	(0, 1.4730)	(0,0.5)	(1,1)	(7,1)	7



รูปที่ 3.7 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจงแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3, 5, 7



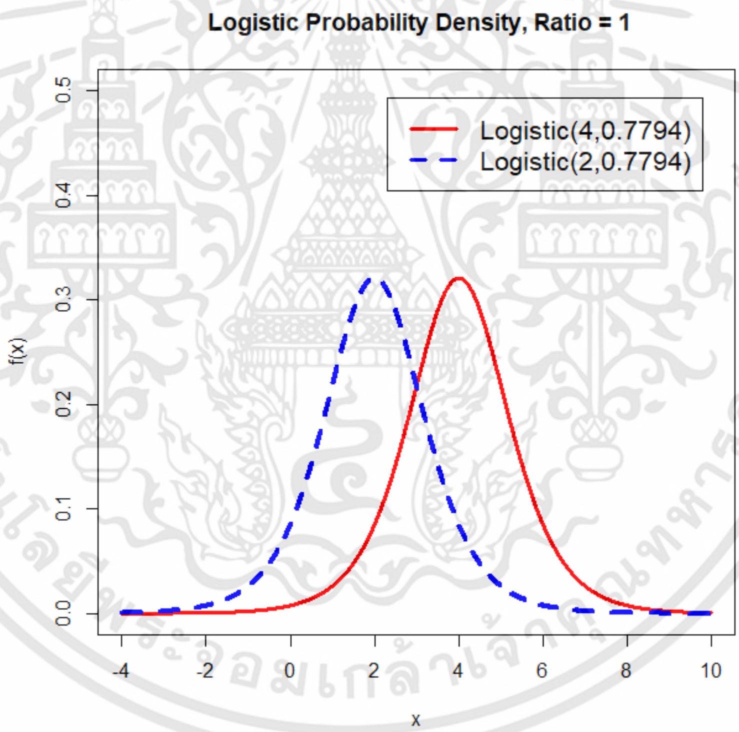
รูปที่ 3.8 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3, 5, 7

2 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

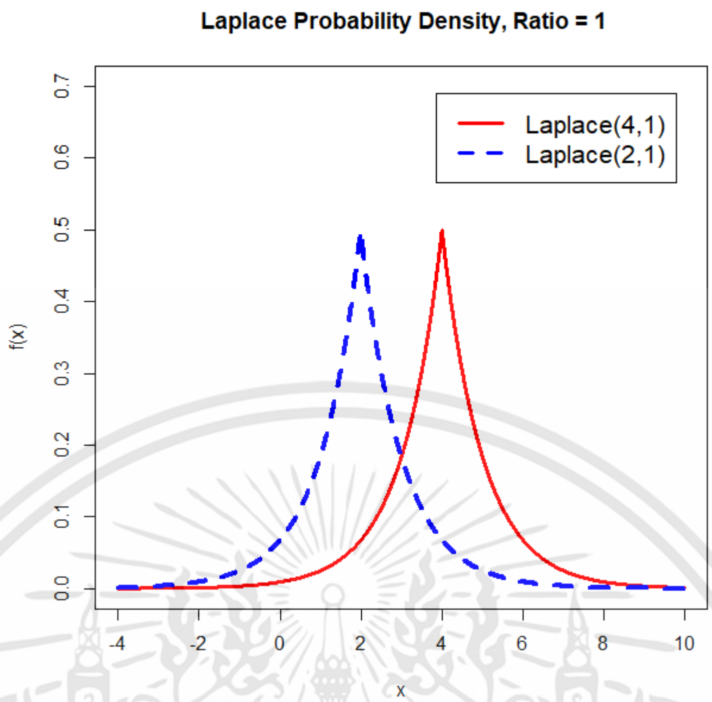
2.1 ค่ามัธยฐานต่างกัน ความแปรปรวนเท่ากัน (Ratio = 1) และการแจกแจงสมมาตร

ตารางที่ 3.6 พารามิเตอร์การคำนวณกำลังการทดสอบ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และมีการแจกแจงสมมาตร

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์		ค่ามัธยฐาน	ความแปรปรวน	$\text{Ratio} = \frac{Var(X_1)}{Var(X_2)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2	(M_1, M_2)	$(Var(X_1), Var(X_2))$	
การแจกแจงลอจิสติก ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
1	(4,0.7794)	(2,0.7794)	(4,2)	(2,2)	1
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
2	(4,1)	(2,1)	(4,2)	(2,2)	1



รูปที่ 3.9 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลอจิสติก ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 1

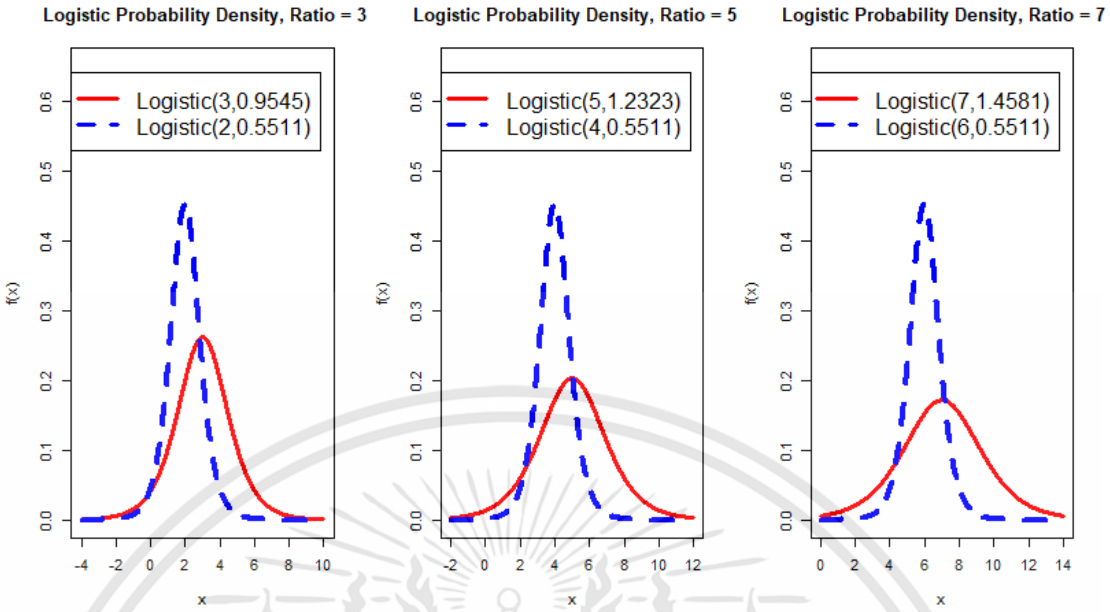


รูปที่ 3.10 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 1

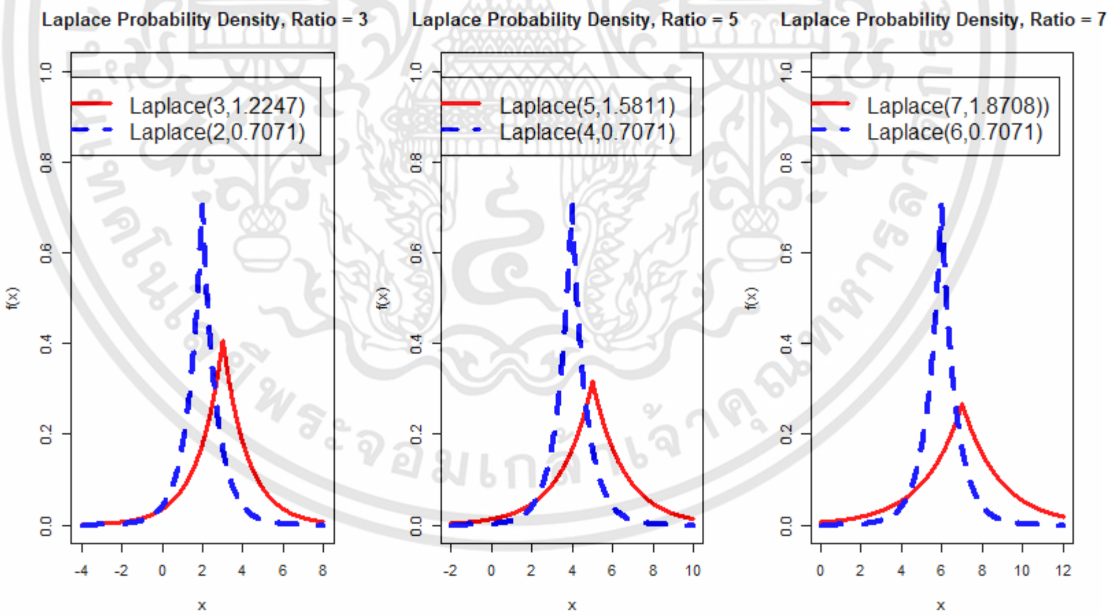
2.2 ค่ามัธยฐานต่างกัน ความแปรปรวนต่างกัน (Ratio = 3, 5, 7) และการแจกแจงสมมาตร

ตารางที่ 3.7 พารามิเตอร์การคำนวณกำลังการทดสอบ เมื่อความแปรปรวนต่างกัน และมีการแจกแจงสมมาตร

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)		ค่ามัธยฐาน (M_1,M_2)	ความแปรปรวน $(Var(X_1),Var(X_2))$	Ratio $=\frac{Var(X_1)}{Var(X_2)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2			
การแจกแจงลอจิสติก ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
1	(3,0.9545)	(2,0.5511)	(3,2)	(3,1)	3
2	(5,1.2323)	(4,0.5511)	(5,4)	(5,1)	5
3	(7, 1.4581)	(6,0.5511)	(7,6)	(7,1)	7
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
4	(3,1.2247)	(2,0.7071)	(3,2)	(3,1)	3
5	(5,1.5811)	(4,0.7071)	(5,4)	(5,1)	5
6	(7,1.8708)	(6,0.7071)	(7,6)	(7,1)	7



รูปที่ 3.11 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลอจิสติก ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 3, 5, 7

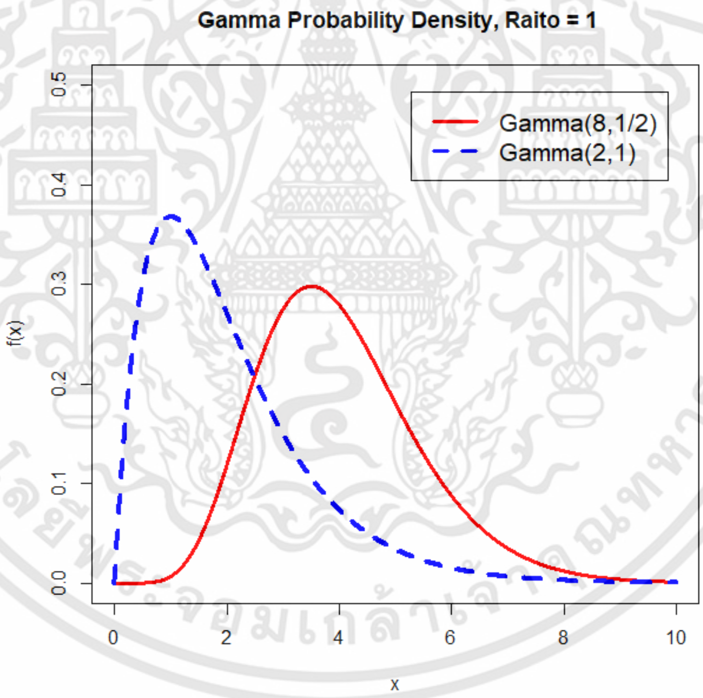


รูปที่ 3.12 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 3, 5, 7

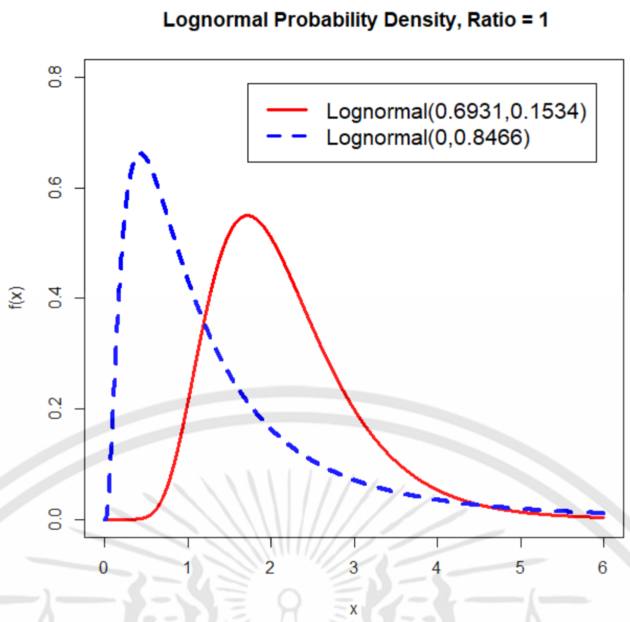
2.4 ค่ามัธยฐานต่างกัน ความแปรปรวนเท่ากัน (Ratio = 1) และการแจกแจงเบ้

ตารางที่ 3.8 พารามิเตอร์การคำนวณกำลังการทดสอบ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน และมีการแจกแจงเบ้

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์		ค่ามัธยฐาน	ความแปรปรวน	Ratio
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2	(M_1,M_2)	$(Var(X_1),Var(X_2))$	$Ratio = \frac{Var(X_1)}{Var(X_2)}$
การแจงแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α,β)					
1	$(8, \frac{1}{2})$	(2,1)	(4,2)	(2,2)	1
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)					
2	(0.6931,0.1534)	(0,0.8466)	(2,1)	(2,2)	1



รูปที่ 3.13 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 1

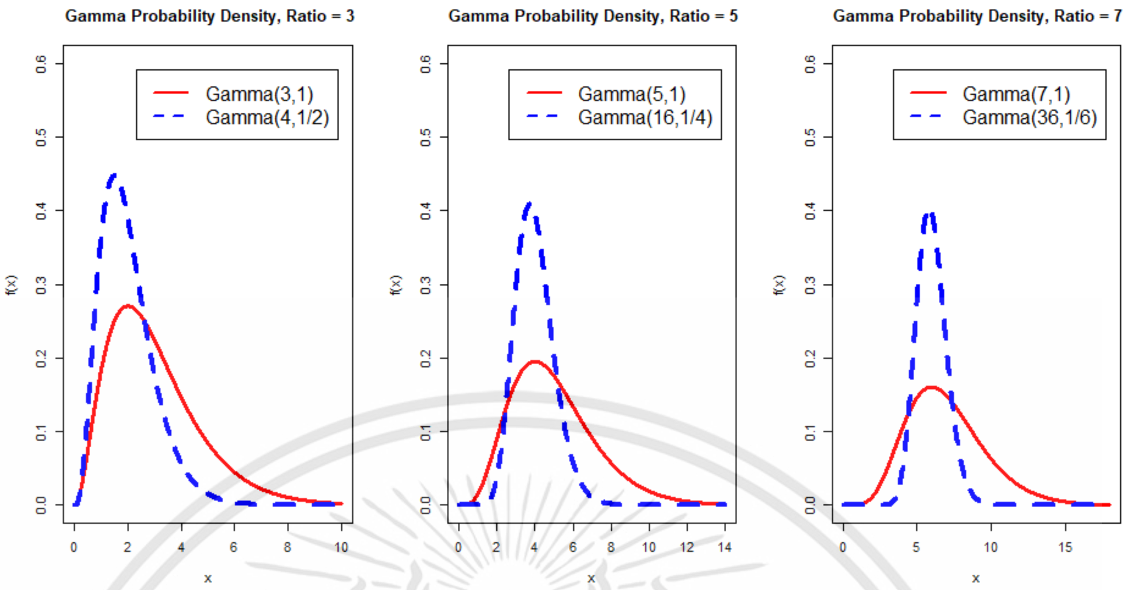


รูปที่ 3.14 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 1

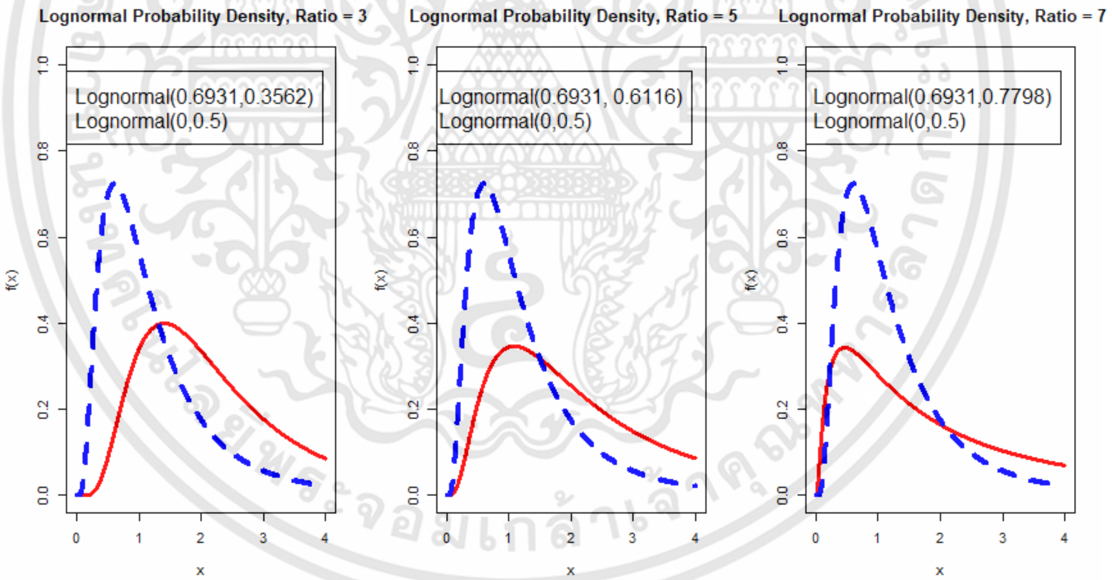
2.5 ค่ามัธยฐานต่างกัน ($M_1 - M_2 = 1, 3, 5$) ความแปรปรวนต่างกัน (Ratio = 3, 5, 7) และการแจกแจงเบ้

ตารางที่ 3.9 พารามิเตอร์การคำนวณกำลังการทดสอบ เมื่อความแปรปรวนต่างกัน และมีการแจกแจงเบ้

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)		ค่ามัธยฐาน (M_1,M_2)	ความแปรปรวน $(Var(X_1),Var(X_2))$	$Ratio = \frac{Var(X_1)}{Var(X_2)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2			
การแจงแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α,β)					
1	(3,1)	$(4, \frac{1}{2})$	(3,2)	(3,1)	3
2	(5,1)	$(16, \frac{1}{4})$	(5,4)	(5,1)	5
3	(7,1)	$(36, \frac{1}{6})$	(7,6)	(7,1)	7
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2)					
4	(0.6931,0.3562)	(0,0.5)	(2,1)	(3,1)	3
5	(0.6931, 0.6116)	(0,0.5)	(2,1)	(5,1)	5
6	(0.6931, 0.7798)	(0,0.5)	(2,1)	(7,1)	7



รูปที่ 3.15 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 3, 5, 7

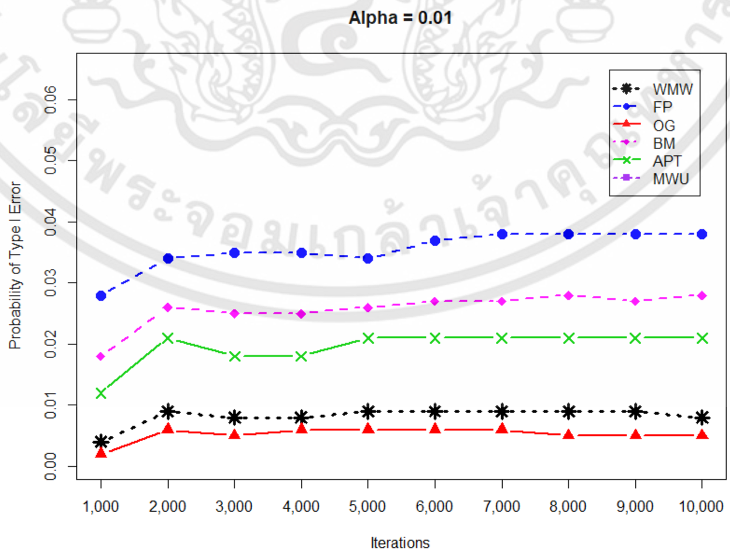


รูปที่ 3.16 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยมีค่า Ratio = 3, 5, 7

3.1.6 การหาจำนวนรอบที่ใช้ในการวิจัย โดยพิจารณาจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของกรณีการแจกแจงลอจิสติก ค่ามัธยฐานเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่ากับ $(5,10)$ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังแสดงใน ตารางที่ **3.10** ดังนี้

ตารางที่ 3.10 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ในกรณีการแจกแจงลอจิสติก ค่ามัธยฐานเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่ากับ $(5,10)$ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จำนวนรอบ 1,000 – 10,000 รอบ ของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว

จำนวนรอบ	ตัวสถิติทดสอบ					
	WMW	FP	WMW	BM	WMW	MWU
1,000	0.004	0.028	0.002	0.018	0.012	1.000
2,000	0.009	0.034	0.006	0.026	0.021	1.000
3,000	0.008	0.035	0.005	0.025	0.018	1.000
4,000	0.008	0.035	0.006	0.025	0.018	1.000
5,000	0.009	0.034	0.006	0.026	0.021	1.000
6,000	0.009	0.037	0.006	0.027	0.021	1.000
7,000	0.009	0.038	0.006	0.027	0.021	1.000
8,000	0.009	0.038	0.005	0.028	0.021	1.000
9,000	0.009	0.038	0.005	0.027	0.021	1.000
10,000	0.008	0.038	0.005	0.028	0.021	1.000



รูปที่ 3.17 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ในกรณีการแจงลอจิสติก ค่ามัธยฐานเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่ากับ $(5,10)$ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 จำนวนรอบ1,000 – 10,000 รอบ ของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว

จากรูปที่ 3.17 พบว่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ จะเริ่มคงที่เมื่อจำนวนรอบเท่ากับ 6,000 รอบ ดังนั้นผู้วิจัยจึงใช้จำนวนรอบเท่ากับ 6,000 รอบ ในการทำการวิจัยครั้งนี้

3.1.7 การคำนวณความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ ในแต่ละสถานการณ์

3.1.8 การคำนวณกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ ในแต่ละสถานการณ์

3.1.9 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ โดยตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ และมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด จะเป็นตัวสถิติทดสอบที่ดีที่สุด

3.2 วิธีการดำเนินการวิจัย

งานวิจัยครั้งนี้จะดำเนินงานตามขั้นตอนโดยแบ่งออกเป็น 2 ขั้นตอน ดังนี้

3.2.1 การคำนวณความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (α) ของตัวสถิติทดสอบ

3.2.1.1 จำลองข้อมูลในแต่ละขนาดจากประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ ให้มีพารามิเตอร์ตามที่ต้องการ ภายใต้สมมติฐานว่าง (H_0) นั่นคือ ประชากรทั้ง 2 กลุ่มมีค่ามัธยฐานเท่ากัน โดยกำหนดค่าตัวสร้างเลขสุ่มเทียม (Seeding Number) = 10 เพื่อให้การสุ่มข้อมูลในครั้งต่อไปได้ค่าเท่าเดิม โดยโปรแกรมอาร์ (R) เวอร์ชั่น 3.5.0 (วราฤทธิ์, 2557)

3.2.1.2 คำนวณตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ ได้แก่ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O’Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test โดยใช้คำสั่งจากโปรแกรมอาร์ (R) เวอร์ชั่น 3.5.0

3.2.1.3 สรุปผลการปฏิเสธสมมติฐานว่าง ในแต่ละระดับนัยสำคัญโดยการเทียบระดับนัยสำคัญ (α) กับค่า p-value

3.2.1.4 ทำซ้ำข้อ 3.2.1.1 – 3.2.1.3 จนครบ 6,000 ครั้ง แล้วทำการหาความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยการนับจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ดังนี้

$$\text{ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1} = \frac{\text{จำนวนครั้งของการปฏิเสธ } H_0 \text{ เมื่อ } H_0 \text{ เป็นจริง}}{6{,}000}$$

ถ้าความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการทดสอบสำหรับแต่ละสถานการณ์มีค่าอยู่ในช่วงที่ได้กำหนดไว้ในเกณฑ์ของการเปรียบเทียบวิธีการ

ทดสอบ ได้แก่ เกณฑ์ของแบรดลีย์ (1978) จะถือว่าตัวสถิติทดสอบนั้นมีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

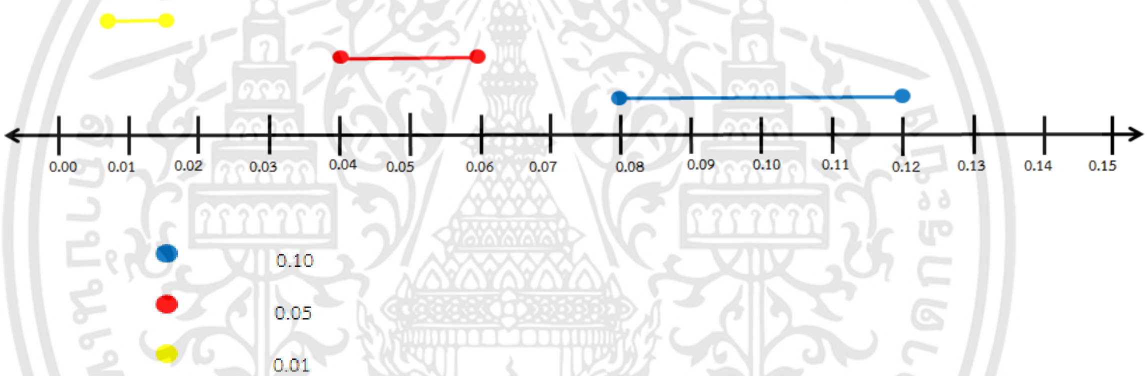
เกณฑ์ของแบรดลีย์ (1978)

สำหรับการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วง (0.005,0.015)

สำหรับการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วง (0.025,0.075)

สำหรับการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.1$ ถ้าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วง (0.05,0.15)

จะสรุปได้ว่าตัวสถิติทดสอบนั้นสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้



รูปที่ 3.18 ขอบเขตในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของเกณฑ์ของแบรดลีย์

3.2.2 การคำนวณกำลังการทดสอบ $(1-\beta)$ ของตัวสถิติทดสอบ

3.2.2.1 จำลองข้อมูลในแต่ละขนาดจากประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ ให้มีพารามิเตอร์ตามที่ต้องการ ภายใต้สมมติฐานทางเลือก (H_1) นั่นคือ ประชากรทั้ง 2 กลุ่มมีค่ามัธยฐานต่างกัน โดยกำหนดค่าตัวสร้างเลขสุ่มเทียม (Seeding Number) = 10 เพื่อให้การสุ่มข้อมูลในครั้งต่อไปได้ค่าเท่าเดิม โดยโปรแกรมอาร์ (R) เวอร์ชั่น 3.3.2

3.2.2.2 คำนวณตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ ได้แก่ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test โดยใช้คำสั่งจากโปรแกรมอาร์ (R) เวอร์ชั่น 3.5.0

3.2.2.3 สรุปผลการปฏิเสธสมมติฐานว่าง ในแต่ละระดับนัยสำคัญโดยการเทียบระดับนัยสำคัญ (α) กับค่า p-value

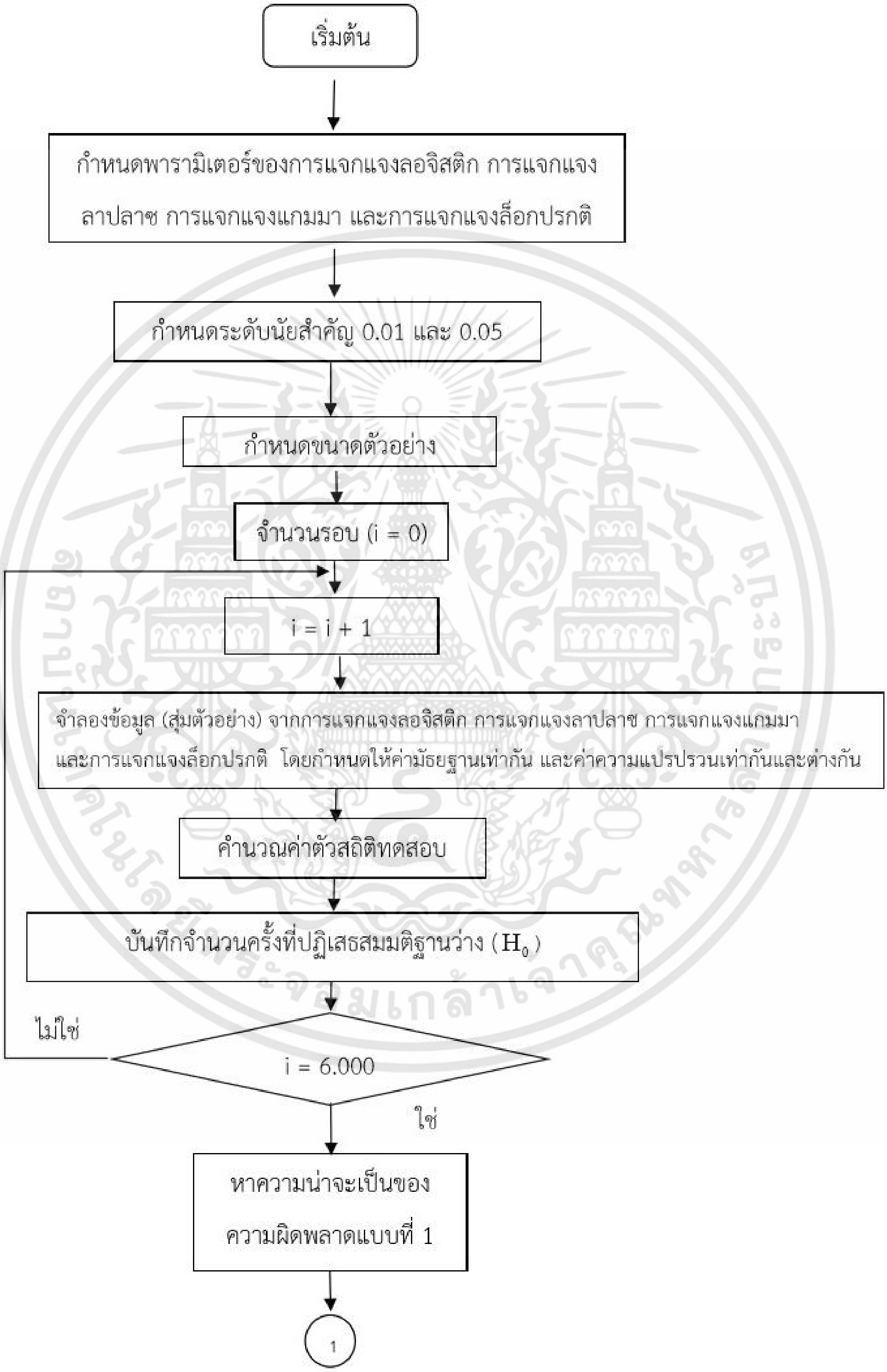
3.2.2.4 ทำซ้ำข้อ 3.2.2.1 – 3.2.2.3 จบครบ 6,000 ครั้ง แล้วหากำลังการทดสอบโดยการนับจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ดังนี้

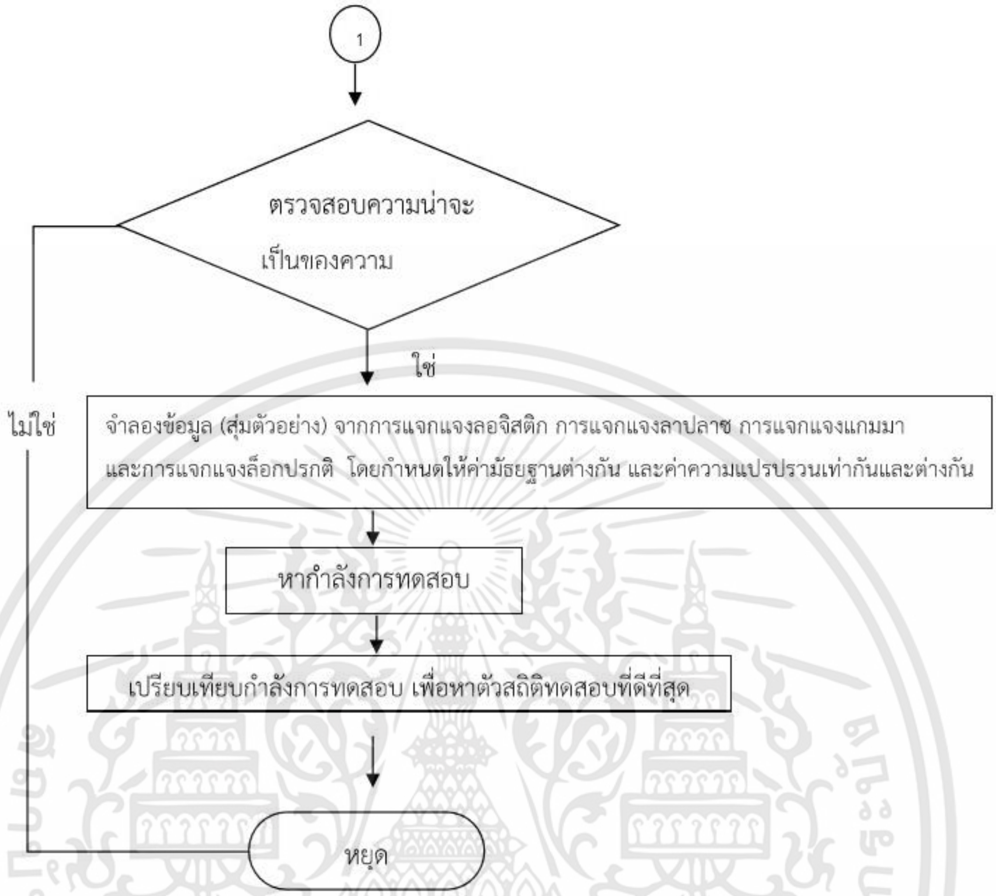
$$\text{กำลังการทดสอบ} = \frac{\text{จำนวนครั้งของการปฏิเสธ } H_0 \text{ เมื่อ } H_0 \text{ ไม่เป็นจริง}}{6{,}000}$$

หากำลังการทดสอบเฉพาะตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เท่านั้น และทำการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว ถ้าพบว่าตัวสถิติทดสอบใดมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด จะถือเป็นตัวสถิติทดสอบที่ดีที่สุด

3.3 ขั้นตอนโปรแกรมที่ใช้ในงานวิจัย

วิธีการดำเนินการวิจัยและการวิเคราะห์ข้อมูลสามารถอธิบายเป็นขั้นตอนได้ดังรูปที่ 3.19





รูปที่ 3.19 แผนผังแสดงขั้นตอนวิธีการดำเนินการวิจัย

บทที่ 4
ผลการวิจัยและการอภิปรายผล

การทำวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงจำลองเพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่ามัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน ได้แก่ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O’Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test ซึ่งผลที่ได้จากการวิจัยสามารถสรุปได้เป็น 2 ส่วน คือ ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

การกำหนดสัญลักษณ์แทนตัวสถิติทดสอบ ได้แก่

WMW	หมายถึง	ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test
FP	หมายถึง	ตัวสถิติทดสอบ Fligner-Policello Test
OG	หมายถึง	ตัวสถิติทดสอบ O’Gorman Adaptive Test
BM	หมายถึง	ตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel Test
MWU	หมายถึง	ตัวสถิติทดสอบ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test

4.1 ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

การคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของแต่ละตัวสถิติทดสอบจะใช้ขนาดตัวอย่าง การแจกแจงของประชากร พารามิเตอร์สำหรับการแจกแจง และระดับนัยสำคัญ ตามที่ผู้วิจัยได้กำหนดไว้ในหัวข้อขอบเขตของการวิจัย

4.1.1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร

4.1.1.1 ความแปรปรวนเท่ากัน

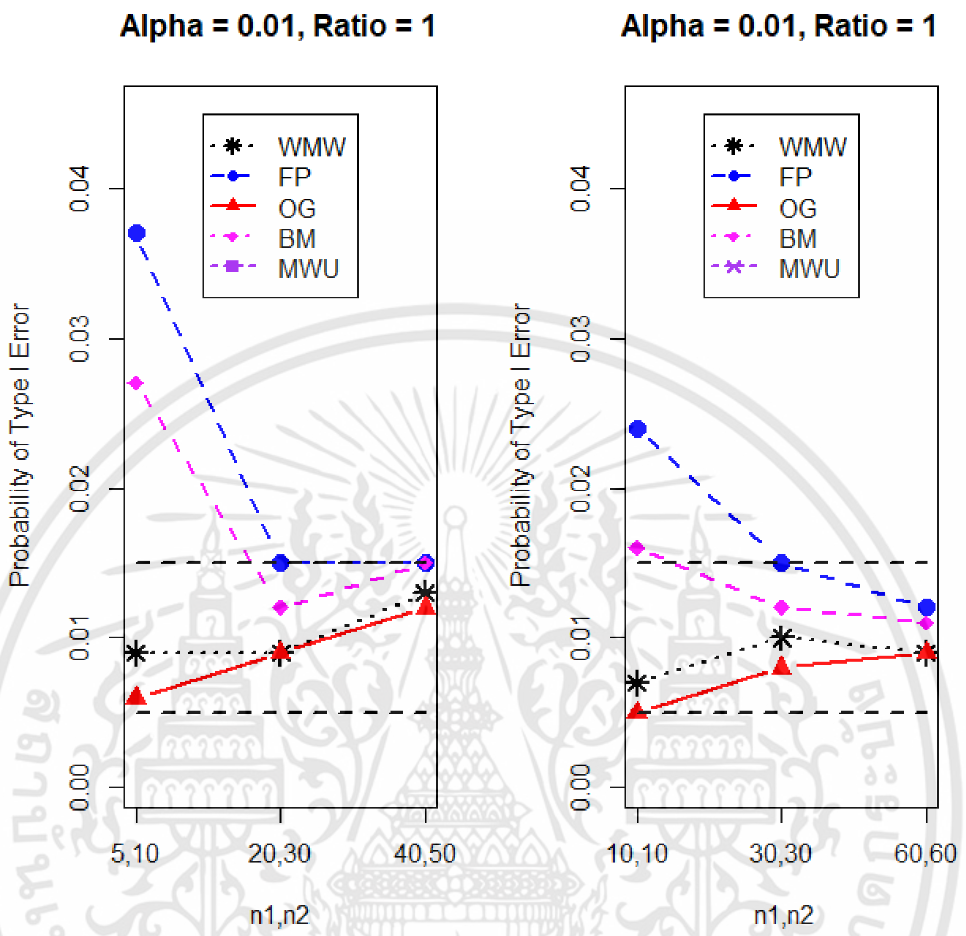
1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 4.1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	1	(5,10)	0.009[B]	0.037	0.006[B]	0.027	1.000
		(20,30)	0.009[B]	0.015[B]	0.009[B]	0.012[B]	1.000
		(40,50)	0.013[B]	0.015[B]	0.012[B]	0.015[B]	0.999
		(10,10)	0.007[B]	0.024	0.005[B]	0.016	0.449
		(30,30)	0.010[B]	0.015[B]	0.008[B]	0.012[B]	0.638
		(60,60)	0.009[B]	0.012[B]	0.009[B]	0.011[B]	0.744
ลาปลาซ	1	(5,10)	0.009[B]	0.037	0.007[B]	0.027	1.000
		(20,30)	0.009[B]	0.015[B]	0.009[B]	0.012[B]	1.000
		(40,50)	0.013[B]	0.015[B]	0.012[B]	0.015[B]	0.999
		(10,10)	0.007[B]	0.024	0.005[B]	0.016	0.449
		(30,30)	0.010[B]	0.015[B]	0.010[B]	0.012[B]	0.638
		(60,60)	0.009[B]	0.012[B]	0.010[B]	0.011[B]	0.744

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

Logistic distribution

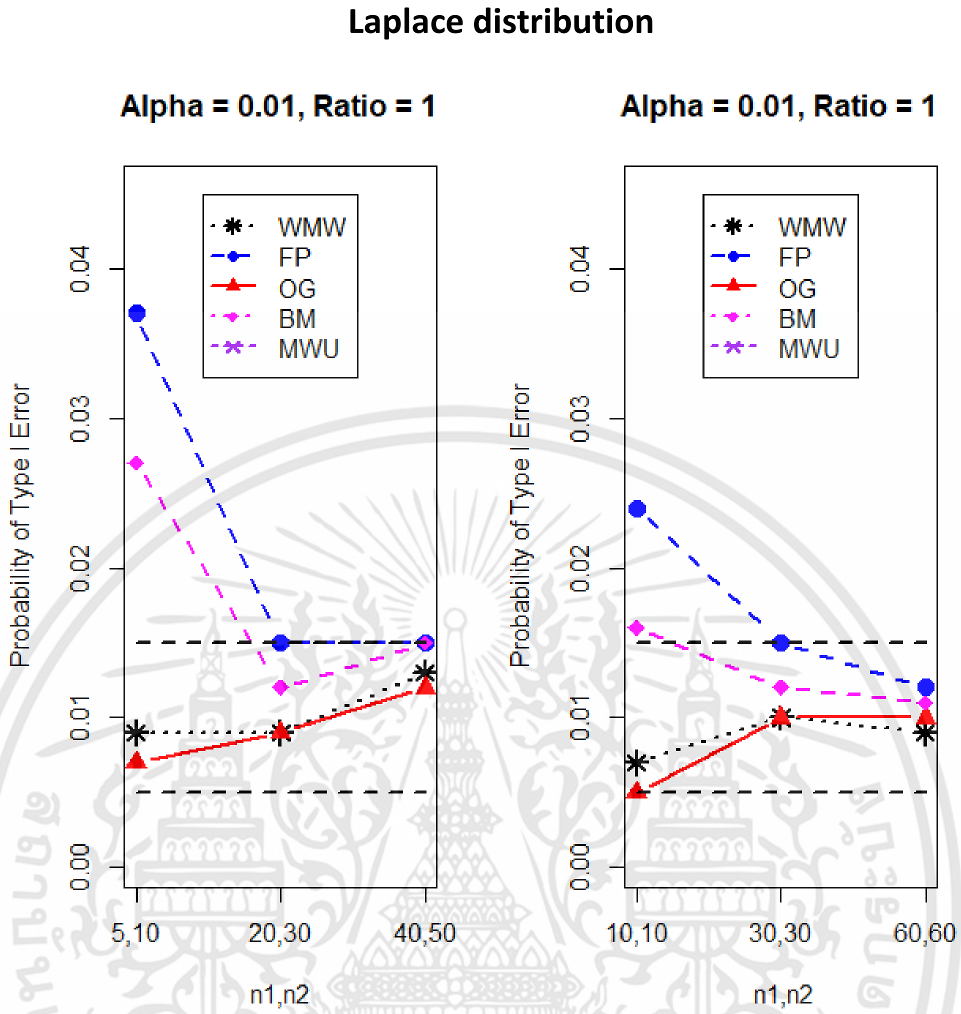


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.2 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.2 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

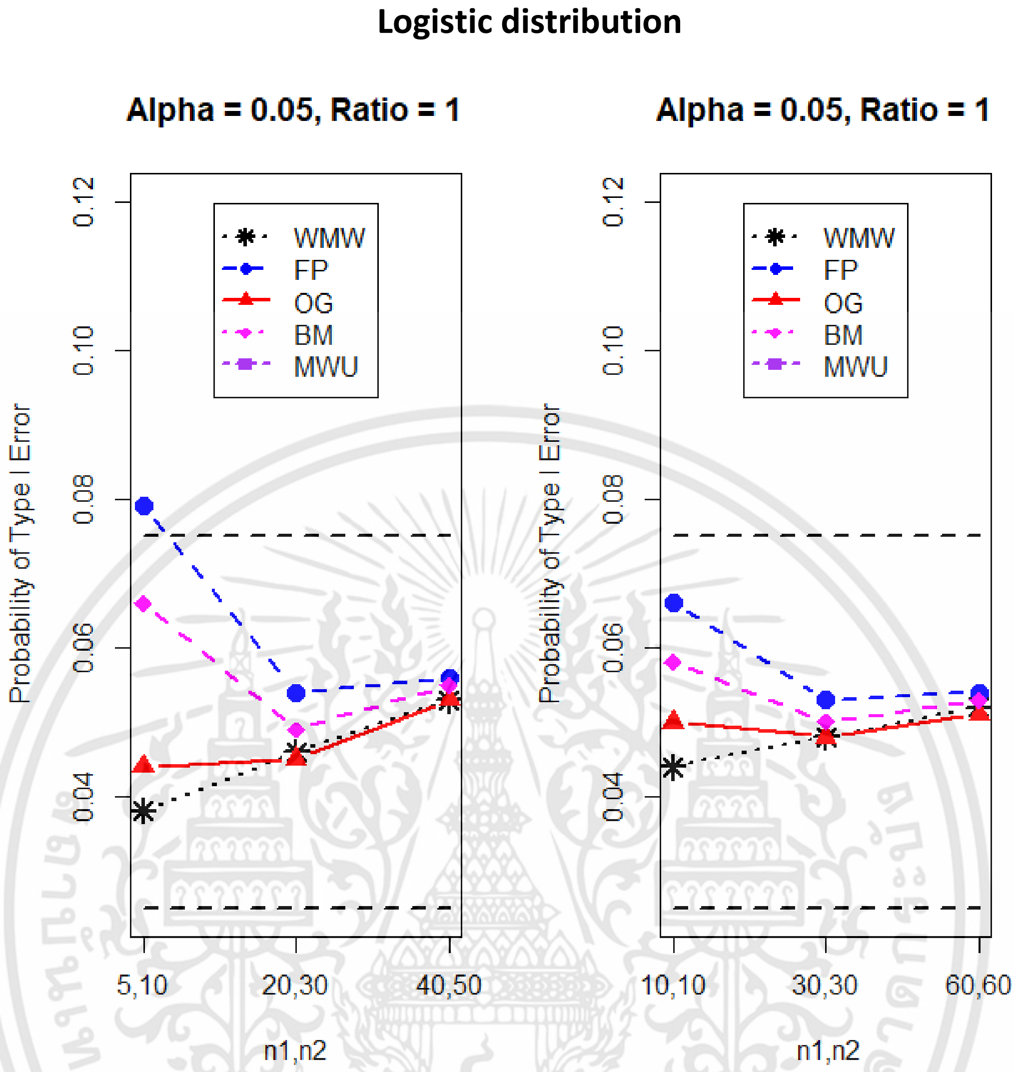
4.1.1.1 ความแปรปรวนเท่ากัน (ต่อ)

2) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 4.2 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	1	(5,10)	0.038B	0.079	0.044B	0.066B	1.000
		(20,30)	0.046B	0.054B	0.045B	0.049B	1.000
		(40,50)	0.053B	0.056B	0.053B	0.055B	0.999
		(10,10)	0.044B	0.066B	0.050B	0.058B	0.587
		(30,30)	0.048B	0.053B	0.048B	0.050B	0.722
		(60,60)	0.052B	0.054B	0.051B	0.053B	0.803
ลาปลาซ	1	(5,10)	0.038B	0.079	0.045B	0.066B	1.000
		(20,30)	0.046B	0.054B	0.047B	0.049B	1.000
		(40,50)	0.053B	0.056B	0.051B	0.055B	0.999
		(10,10)	0.044B	0.066B	0.051B	0.058B	0.587
		(30,30)	0.048B	0.053B	0.048B	0.050B	0.722
		(60,60)	0.052B	0.054B	0.050B	0.053B	0.803

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

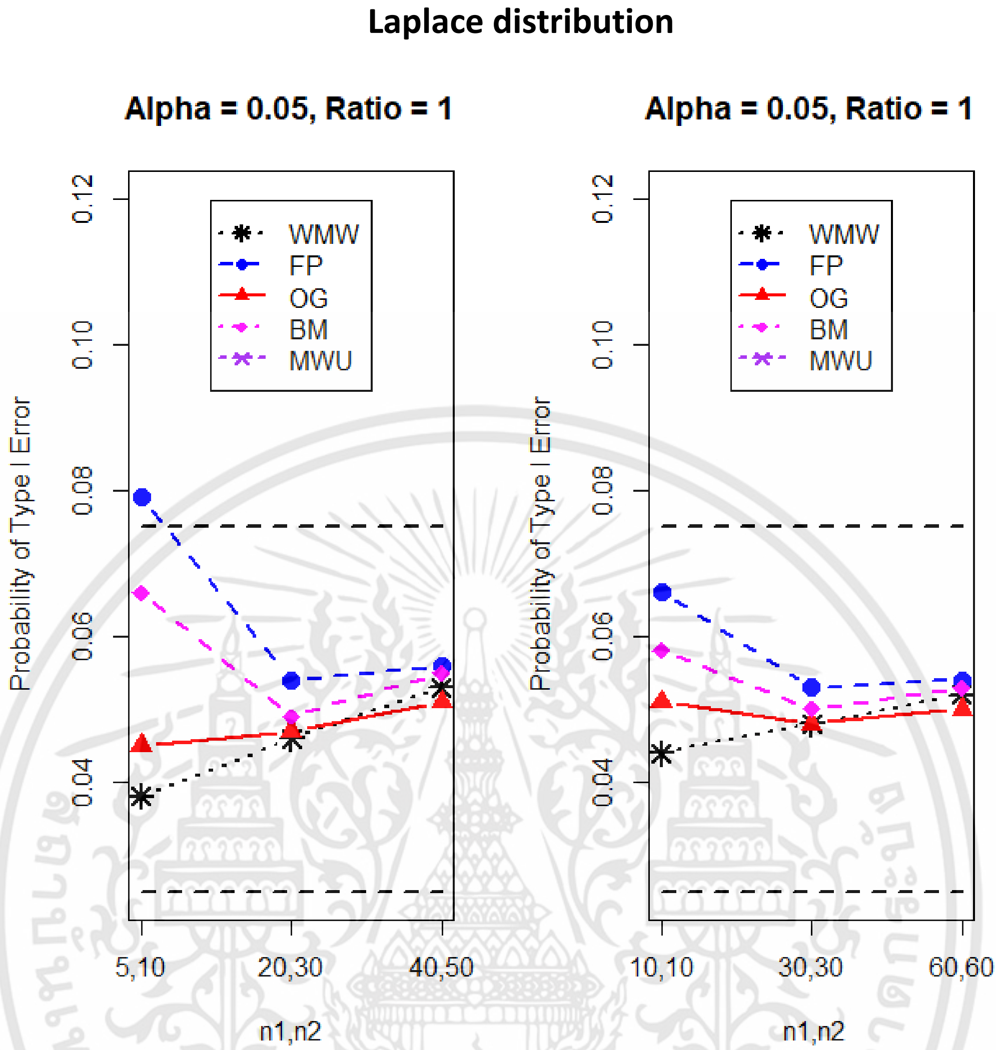


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.3 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.3 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.4 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.4 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

4.1.1.2 ความแปรปรวนต่างกัน

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

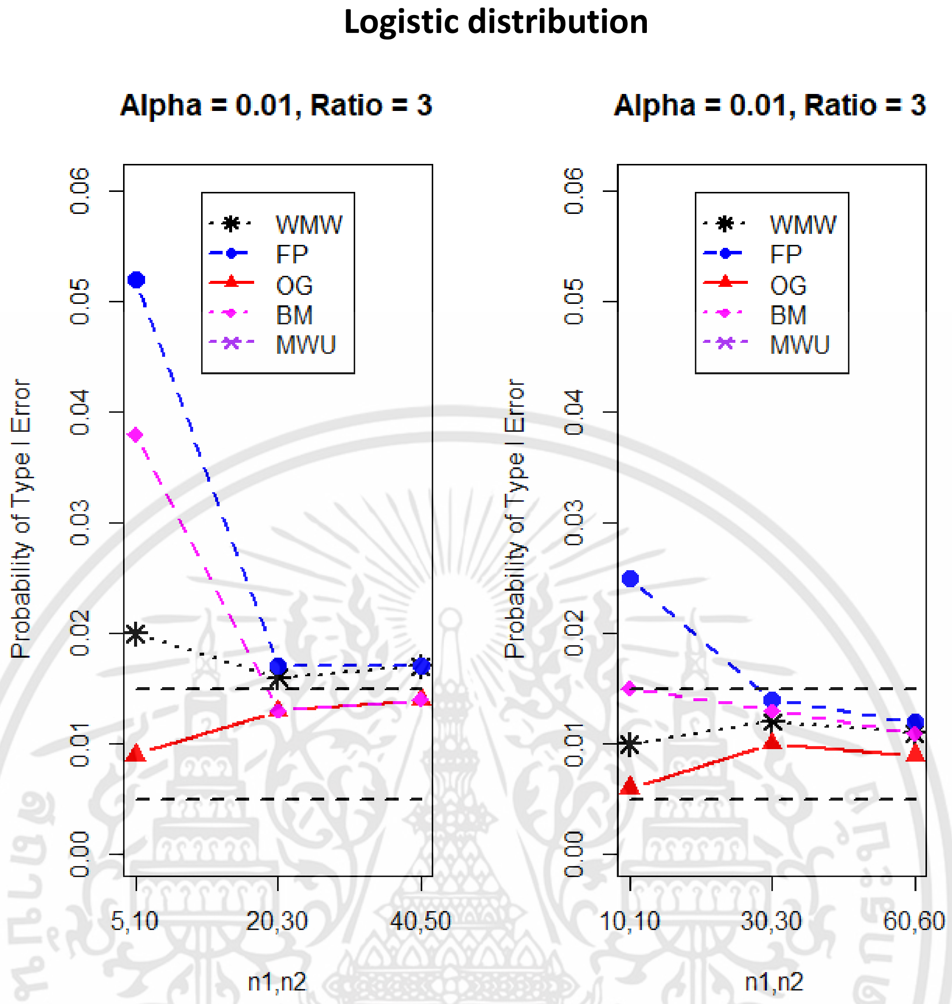
ตารางที่ 4.3 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	3	(5,10)	0.020	0.052	0.009^{B}	0.038	1.000
		(20,30)	0.016	0.017	0.013^{B}	0.013^{B}	1.000
		(40,50)	0.017	0.017	0.014^{B}	0.014^{B}	0.999
		(10,10)	0.010^{B}	0.025	0.006^{B}	0.015^{B}	0.451
		(30,30)	0.012^{B}	0.014^{B}	0.010^{B}	0.013^{B}	0.646
		(60,60)	0.011^{B}	0.012^{B}	0.009^{B}	0.011^{B}	0.753
	5	(5,10)	0.028	0.064	0.012^{B}	0.045	1.000
		(20,30)	0.018	0.016	0.011^{B}	0.012^{B}	1.000
		(40,50)	0.018	0.016	0.013^{B}	0.012^{B}	0.999
		(10,10)	0.013^{B}	0.029	0.009^{B}	0.018	0.449
		(30,30)	0.014^{B}	0.015^{B}	0.010^{B}	0.011^{B}	0.643
		(60,60)	0.013^{B}	0.013^{B}	0.012^{B}	0.012^{B}	0.748
	7	(5,10)	0.032	0.071	0.012^{B}	0.048	1.000
		(20,30)	0.021	0.020	0.014^{B}	0.012^{B}	1.000
		(40,50)	0.020	0.016	0.014^{B}	0.013^{B}	0.999
		(10,10)	0.013^{B}	0.029	0.006^{B}	0.017	0.445
		(30,30)	0.014^{B}	0.013^{B}	0.013^{B}	0.010^{B}	0.676
		(60,60)	0.015^{B}	0.013^{B}	0.013^{B}	0.012^{B}	0.751

ตารางที่ 4.3 (ต่อ) ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลาปลาซ	3	(5,10)	0.017	0.051	0.010^{B}	0.036	1.000
		(20,30)	0.015^{B}	0.017	0.012^{B}	0.013^{B}	1.000
		(40,50)	0.015^{B}	0.017	0.014^{B}	0.014^{B}	0.999
		(10,10)	0.009^{B}	0.025	0.006^{B}	0.015^{B}	0.447
		(30,30)	0.012^{B}	0.015^{B}	0.010^{B}	0.013^{B}	0.645
		(60,60)	0.011^{B}	0.012^{B}	0.009^{B}	0.010^{B}	0.755
	5	(5,10)	0.023	0.061	0.012^{B}	0.044	1.000
		(20,30)	0.017	0.017	0.011^{B}	0.012^{B}	1.000
		(40,50)	0.016	0.016	0.013^{B}	0.013^{B}	0.999
		(10,10)	0.013^{B}	0.026	0.009^{B}	0.019	0.446
		(30,30)	0.012^{B}	0.015^{B}	0.011^{B}	0.011^{B}	0.641
		(60,60)	0.012^{B}	0.012^{B}	0.012^{B}	0.011^{B}	0.745
	7	(5,10)	0.027	0.068	0.012^{B}	0.047	1.000
		(20,30)	0.019	0.019	0.013^{B}	0.012^{B}	1.000
		(40,50)	0.018	0.017	0.016^{B}	0.014^{B}	0.999
		(10,10)	0.011^{B}	0.027	0.006^{B}	0.015^{B}	0.440
		(30,30)	0.011^{B}	0.013^{B}	0.011^{B}	0.009^{B}	0.671
		(60,60)	0.014^{B}	0.013^{B}	0.013^{B}	0.012^{B}	0.747

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์



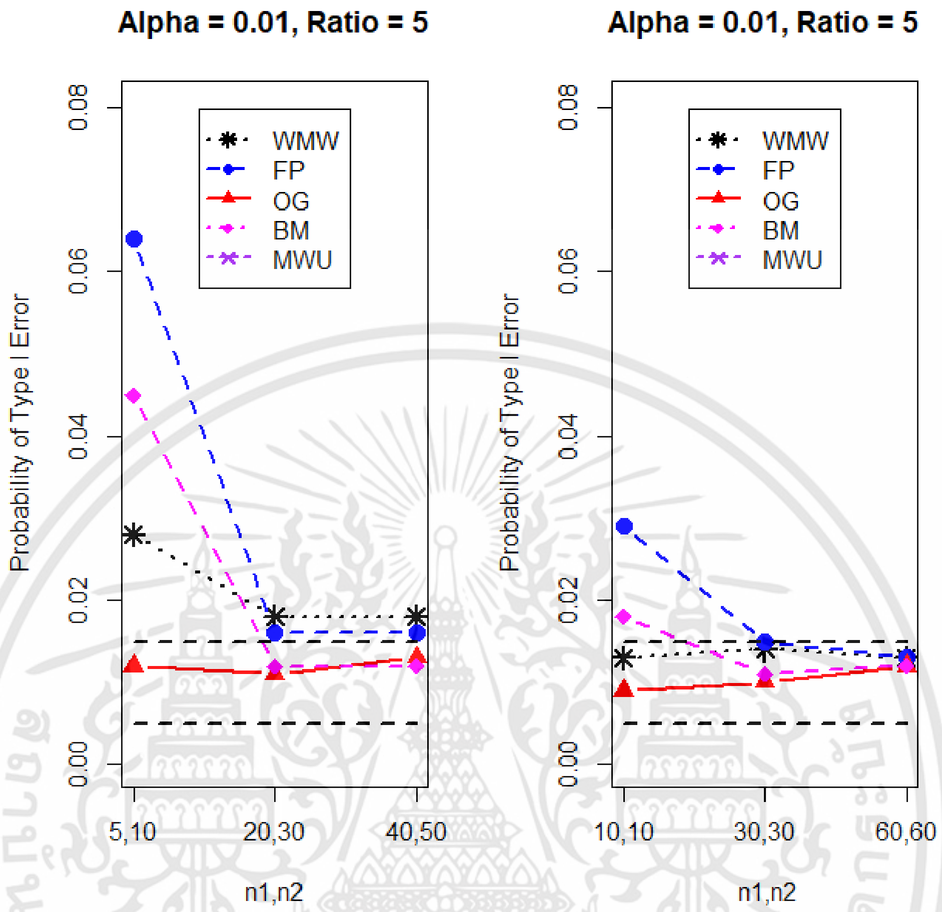
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.5 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.5 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวทดสอบ BM สามารถสถิติควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

Logistic distribution

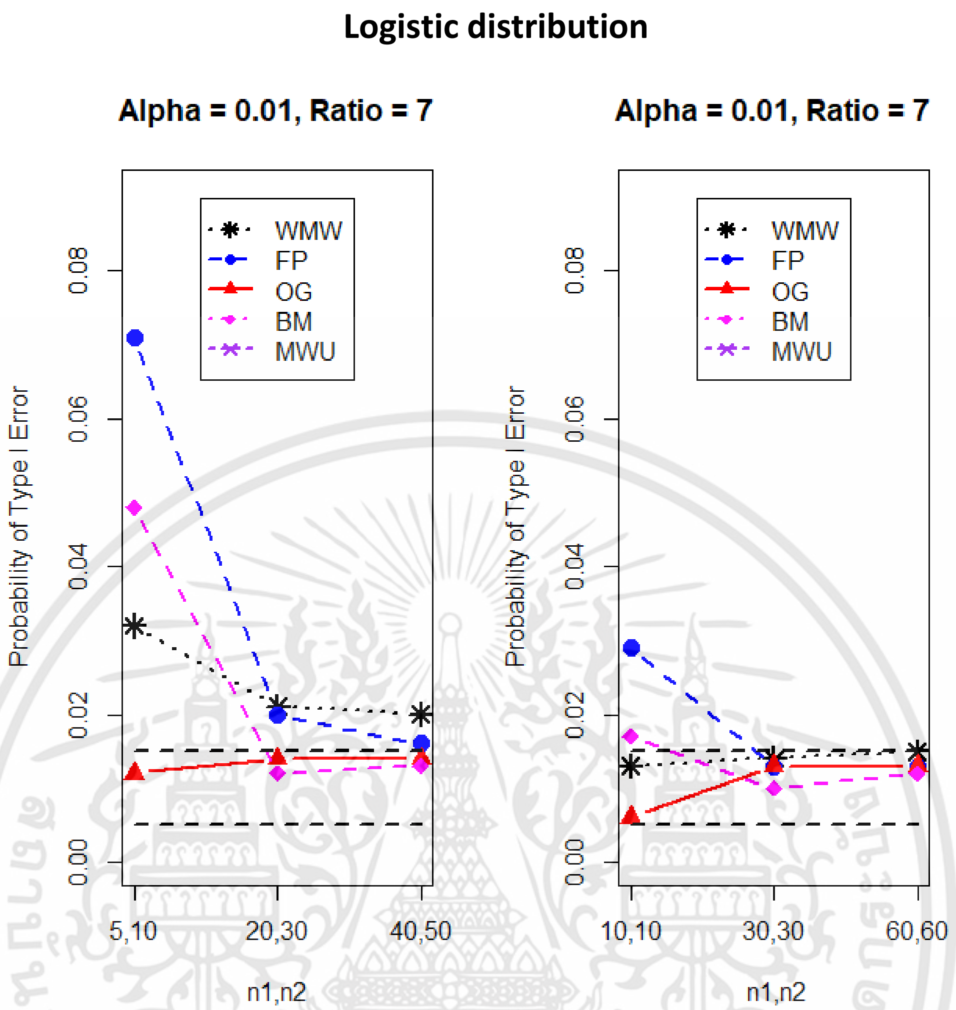


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.6 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.6 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

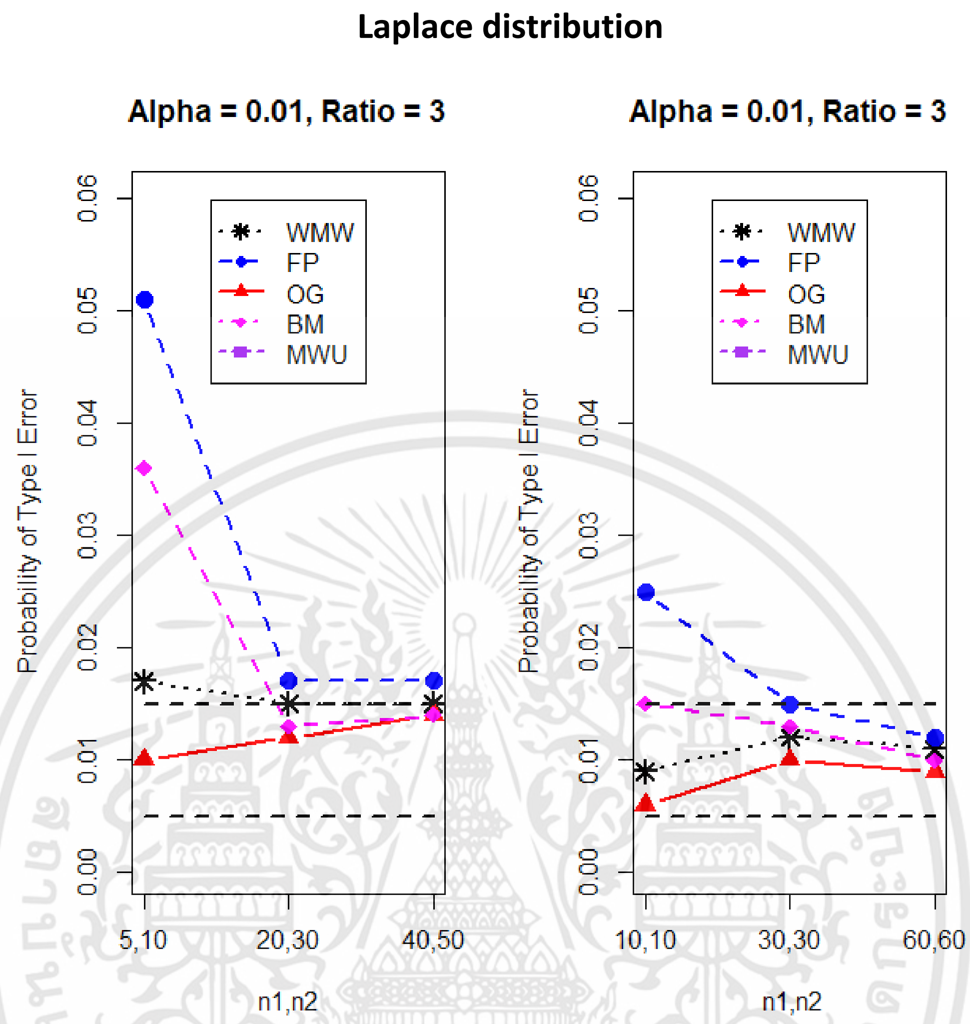


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.7 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.7 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

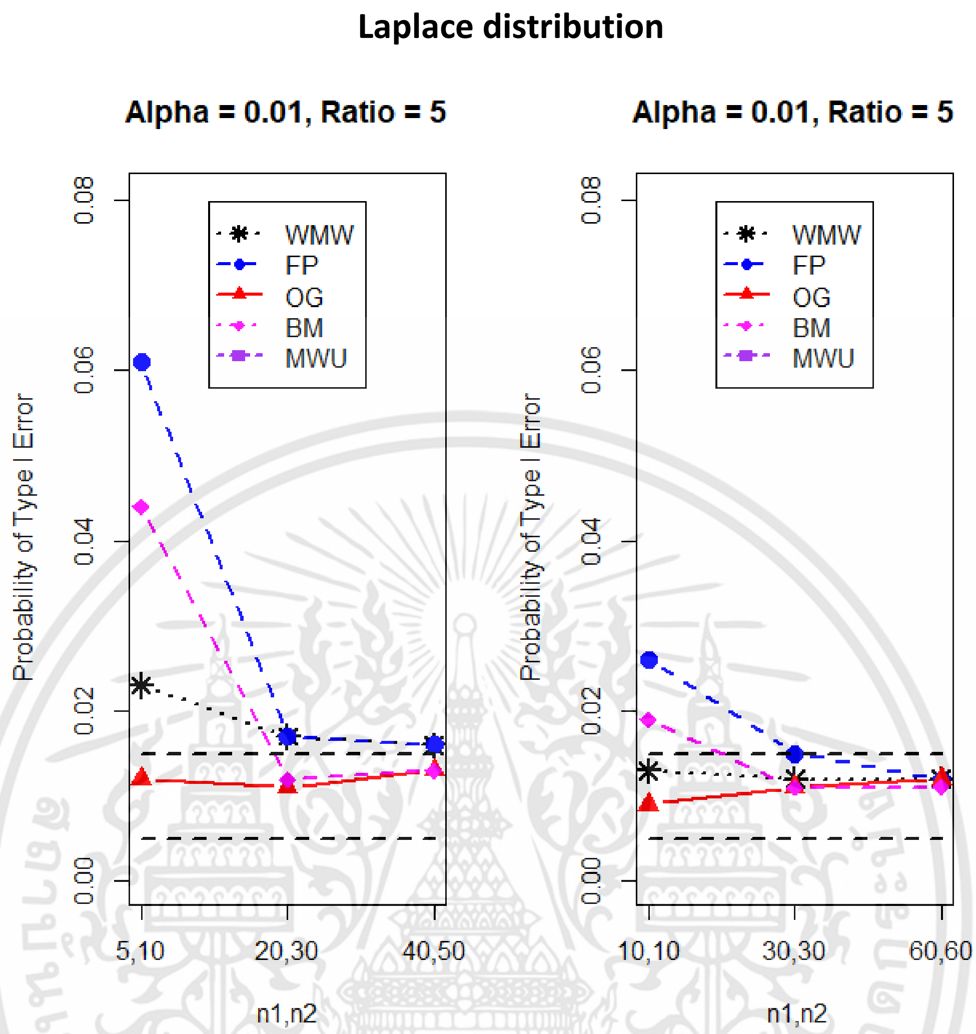


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.8 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.8 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ WMW และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

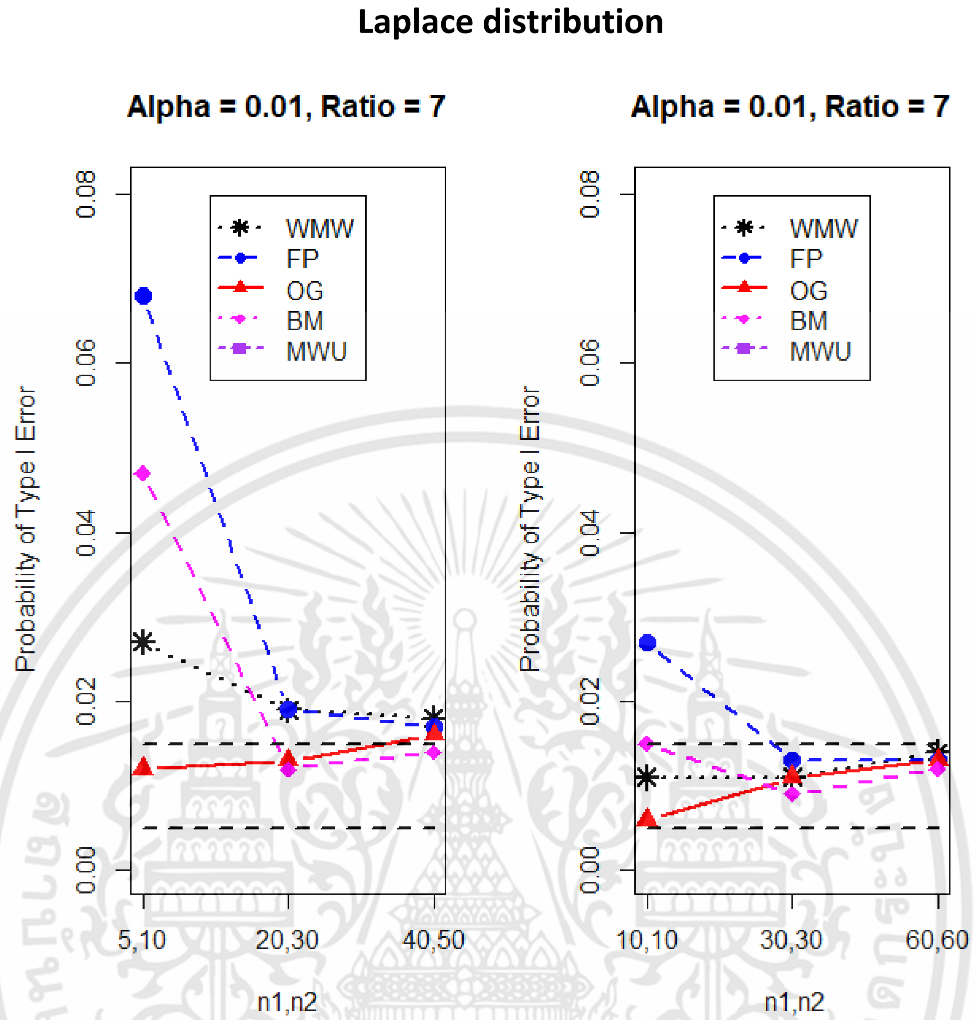


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.9 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.9 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.10 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.10 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

4.1.1.2 ความแปรปรวนต่างกัน (ต่อ)

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

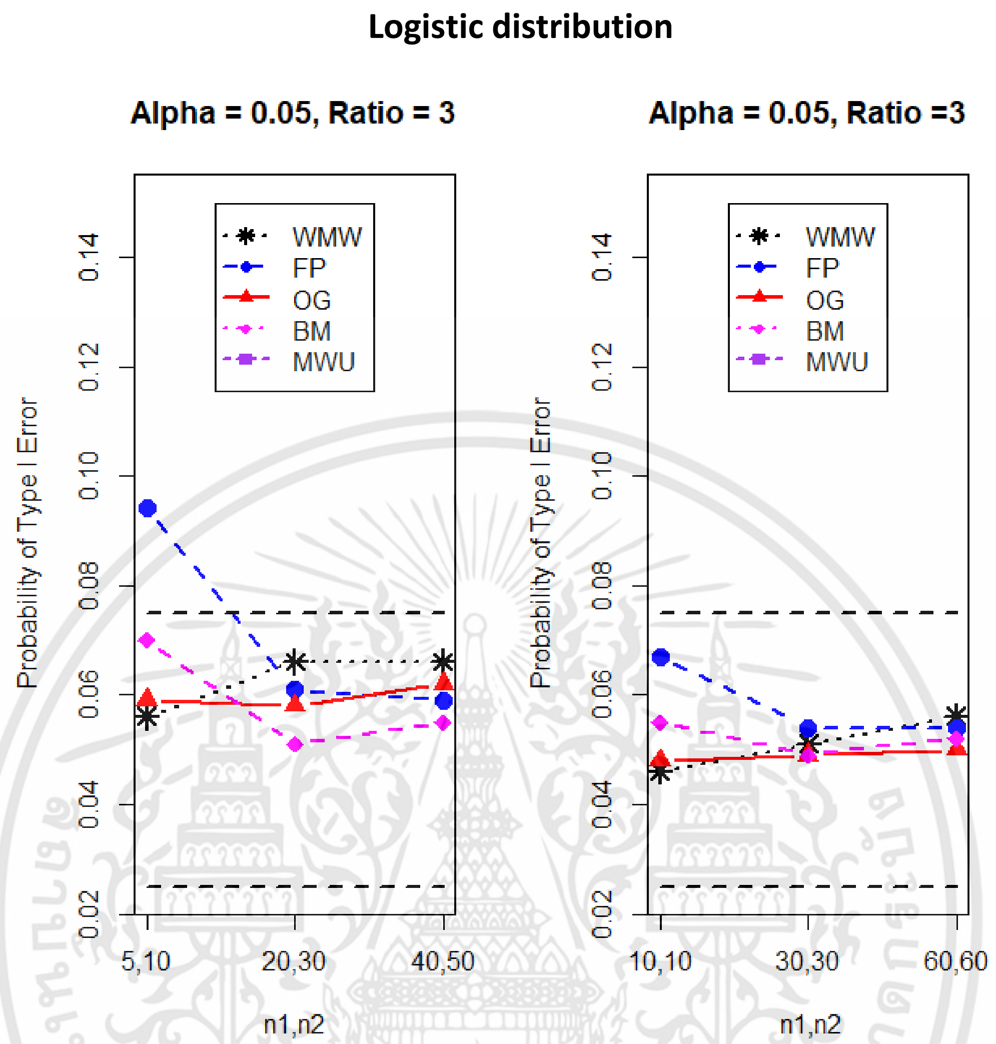
ตารางที่ 4.4 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	3	(5,10)	0.056^{B}	0.094	0.059^{B}	0.070^{B}	1.000
		(20,30)	0.066^{B}	0.061^{B}	0.058^{B}	0.051^{B}	1.000
		(40,50)	0.066^{B}	0.059^{B}	0.062^{B}	0.055^{B}	0.999
		(10,10)	0.046^{B}	0.067^{B}	0.048^{B}	0.055^{B}	0.588
		(30,30)	0.051^{B}	0.054^{B}	0.049^{B}	0.049^{B}	0.731
		(60,60)	0.056^{B}	0.054^{B}	0.050^{B}	0.052^{B}	0.816
	5	(5,10)	0.071^{B}	0.097	0.064^{B}	0.075^{B}	1.000
		(20,30)	0.073^{B}	0.061^{B}	0.058^{B}	0.052^{B}	1.000
		(40,50)	0.074^{B}	0.060^{B}	0.064^{B}	0.054^{B}	0.999
		(10,10)	0.052^{B}	0.071^{B}	0.048^{B}	0.058^{B}	0.591
		(30,30)	0.058^{B}	0.055^{B}	0.051^{B}	0.052^{B}	0.732
		(60,60)	0.058^{B}	0.051^{B}	0.050^{B}	0.048^{B}	0.812
	7	(5,10)	0.079	0.109	0.068^{B}	0.082	1.000
		(20,30)	0.078	0.061^{B}	0.063^{B}	0.051^{B}	1.000
		(40,50)	0.076	0.056^{B}	0.063^{B}	0.052^{B}	0.999
		(10,10)	0.055^{B}	0.071^{B}	0.044^{B}	0.052^{B}	0.588
		(30,30)	0.062^{B}	0.056^{B}	0.055^{B}	0.051^{B}	0.759
		(60,60)	0.069^{B}	0.057^{B}	0.059^{B}	0.054^{B}	0.808

ตารางที่ 4.4 (ต่อ) ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลาปลาซ	3	(5,10)	0.054[B]	0.092	0.056[B]	0.070[B]	1.000
		(20,30)	0.062[B]	0.059[B]	.054[B]	0.051[B]	1.000
		(40,50)	0.064[B]	0.059[B]	.060[B]	0.055[B]	0.999
		(10,10)	0.045[B]	0.065[B]	.046[B]	0.053[B]	0.548
		(30,30)	0.049[B]	0.051[B]	0.049[B]	0.047[B]	0.728
		(60,60)	0.054[B]	0.053[B]	.052[B]	0.052[B]	0.814
	5	(5,10)	0.067[B]	0.097	.060[B]	0.073[B]	1.000
		(20,30)	.068[B]	0.061[B]	.057[B]	0.054[B]	1.000
		(40,50)	0.067[B]	0.057[B]	0.063[B]	0.053[B]	0.999
		(10,10)	.050[B]	0.070[B]	0.048[B]	0.057[B]	0.590
		(30,30)	0.055[B]	0.055[B]	0.051[B]	0.051[B]	0.729
		(60,60)	.056[B]	0.051[B]	.051[B]	0.049[B]	0.808
	7	(5,10)	0.076	0.108	0.065[B]	0.082	1.000
		(20,30)	.072[B]	0.059[B]	0.062[B]	0.052[B]	1.000
		(40,50)	.070[B]	0.057[B]	.062[B]	0.053[B]	0.999
		(10,10)	.050[B]	0.070[B]	0.045[B]	0.054[B]	0.583
		(30,30)	.059[B]	0.056[B]	0.054[B]	0.052[B]	0.753
		(60,60)	0.064[B]	0.056[B]	0.057[B]	0.053[B]	0.804

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

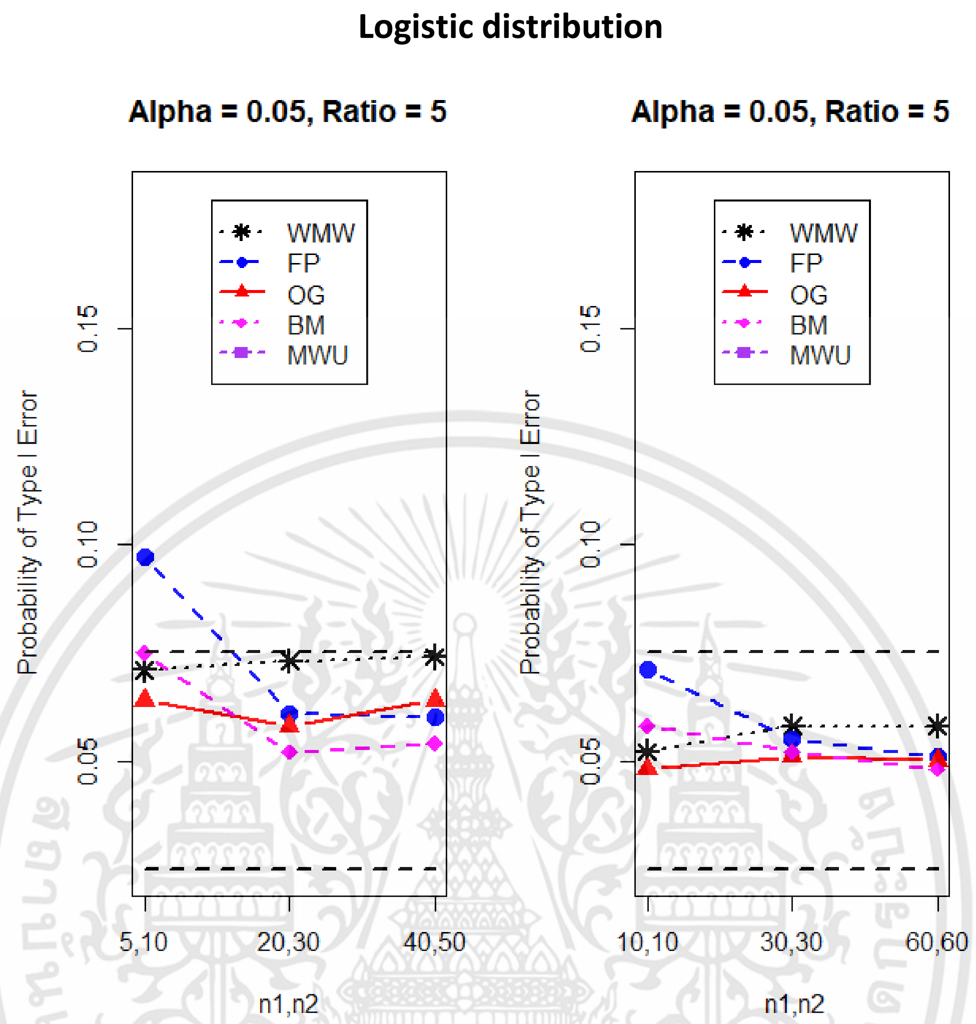


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.11 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.11 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

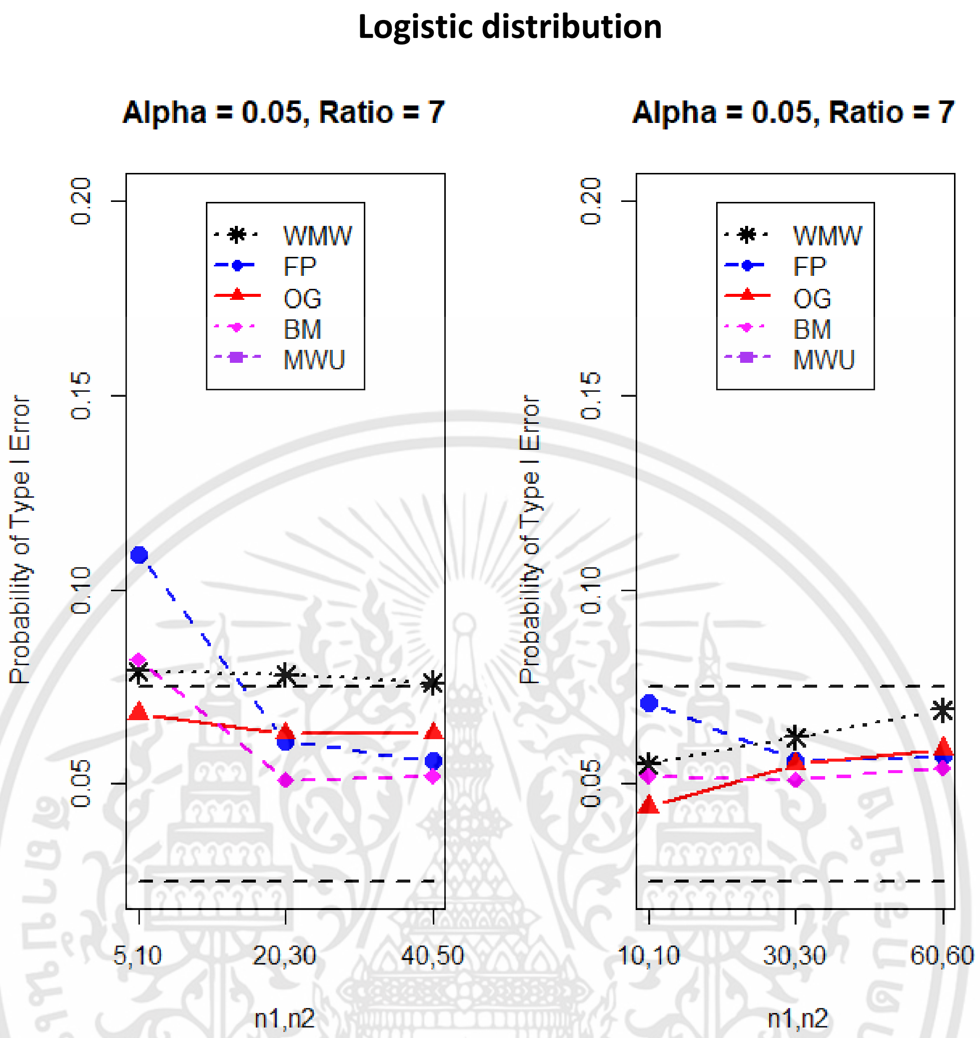


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.12 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.12 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น



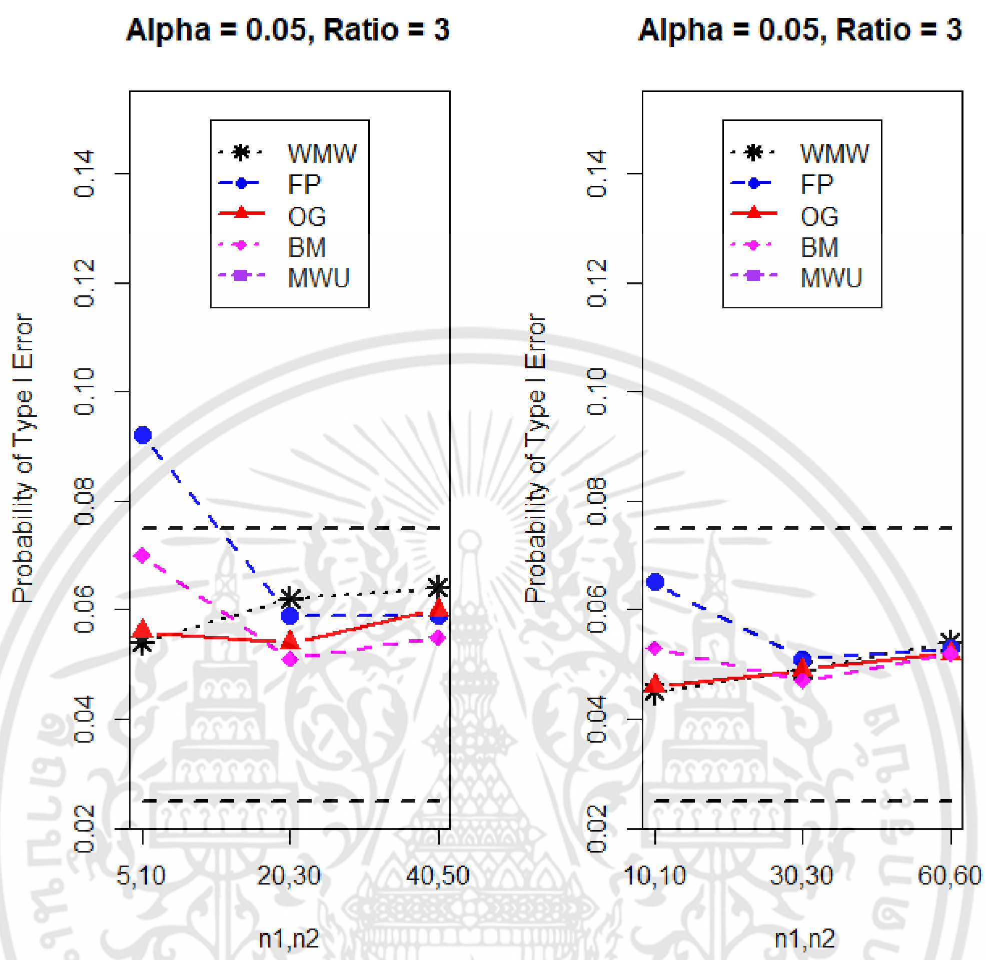
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.13 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.13 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

Laplace distribution

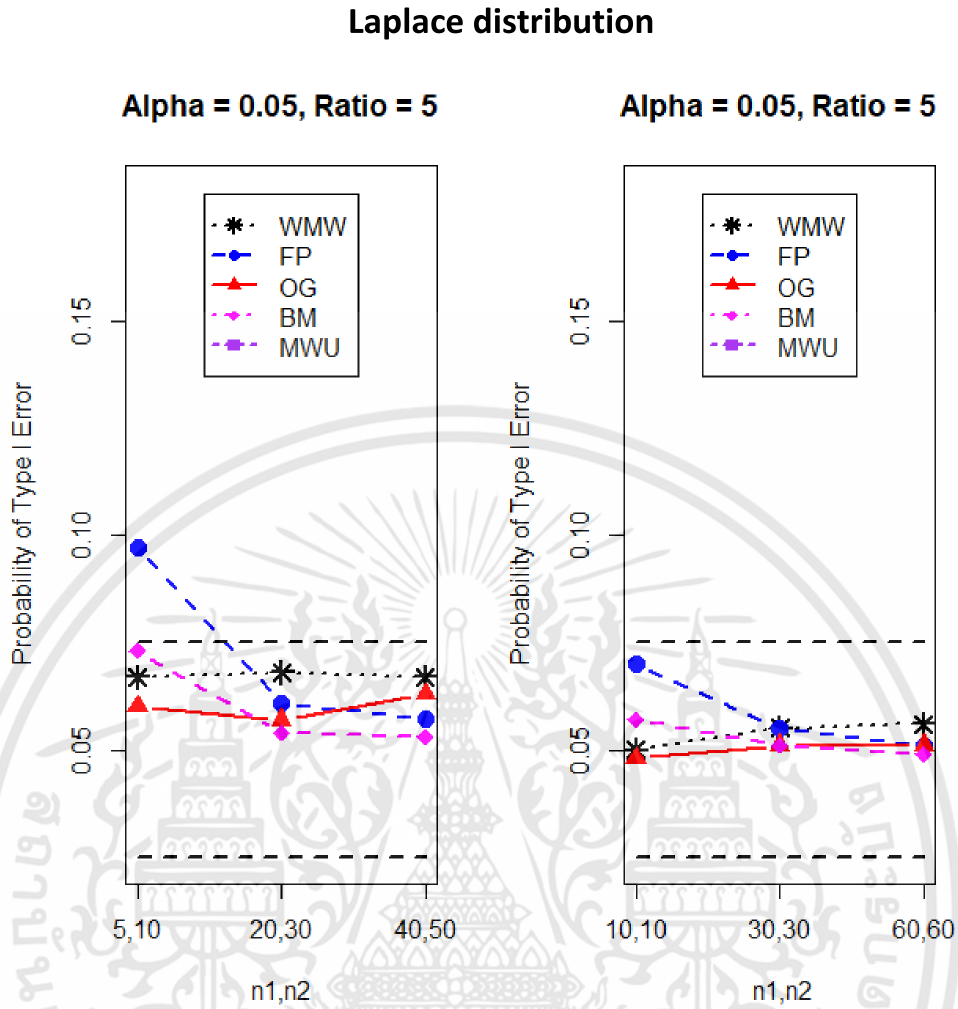


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.14 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.14 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น



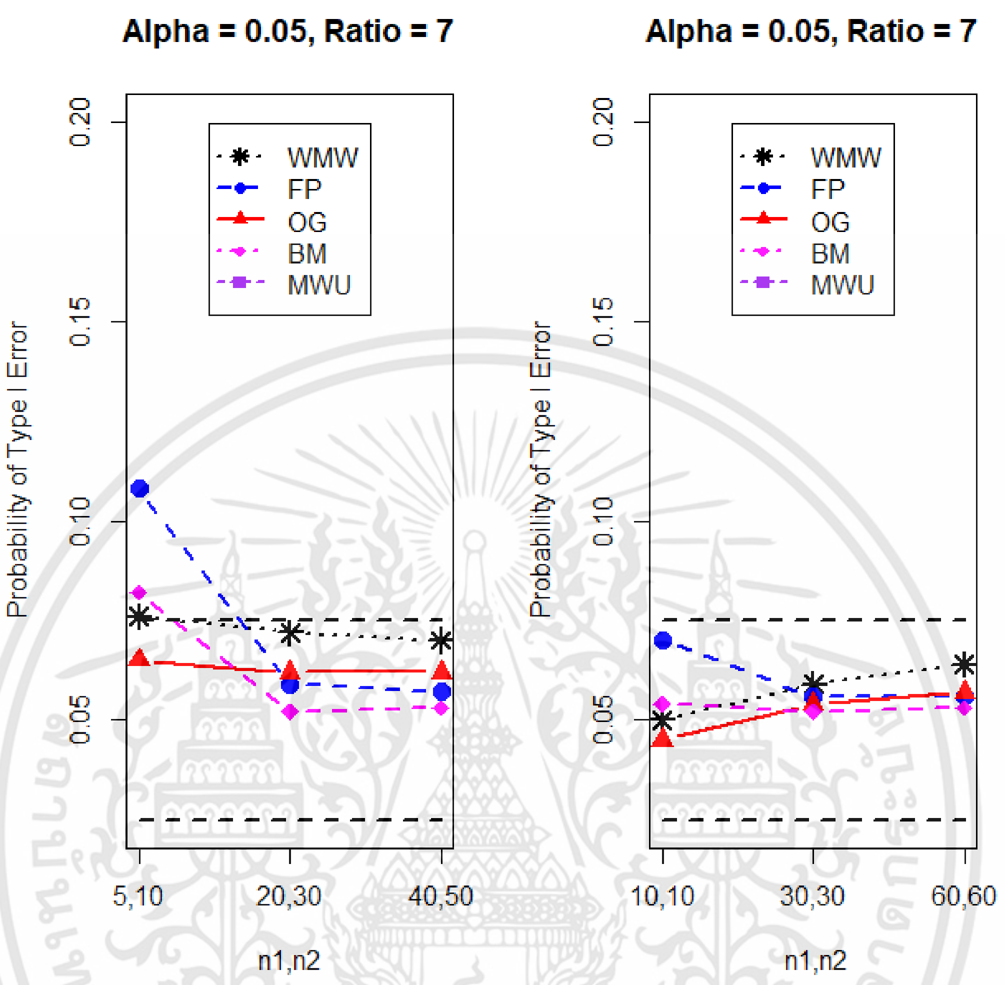
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.15 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.15 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันพบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้นตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

Laplace distribution



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.16 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.16 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

4.1.2 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงเบ้

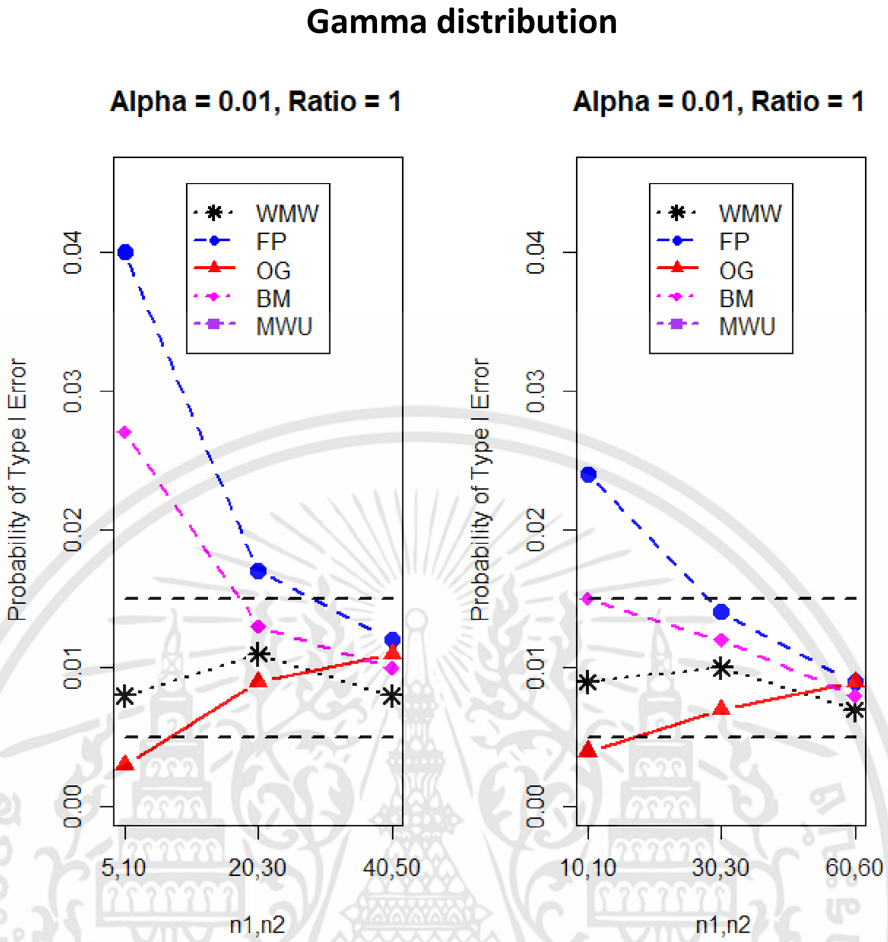
4.1.2.1 ความแปรปรวนเท่ากัน

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 4.5 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงเบ้ มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	1	(5,10)	0.008B	0.040	0.003	0.027	1.000
		(20,30)	0.011B	0.017	0.009B	0.013B	1.000
		(40,50)	0.008B	0.012B	0.011B	0.010B	0.999
		(10,10)	0.009B	0.024	0.004	0.015B	0.436
		(30,30)	0.010B	0.014B	0.007B	0.012B	0.645
		(60,60)	0.007B	0.009B	0.009B	0.008B	0.736
ล็อกปรกติ	1	(5,10)	0.009B	0.043	0.006B	0.028	1.000
		(20,30)	0.008B	0.015B	0.008B	0.012B	1.000
		(40,50)	0.008B	0.010B	0.009B	0.009B	0.999
		(10,10)	0.008B	0.026	0.006B	0.017	0.436
		(30,30)	0.011B	0.016	0.009B	0.013B	0.642
		(60,60)	0.008B	0.010B	0.008B	0.009B	0.746

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

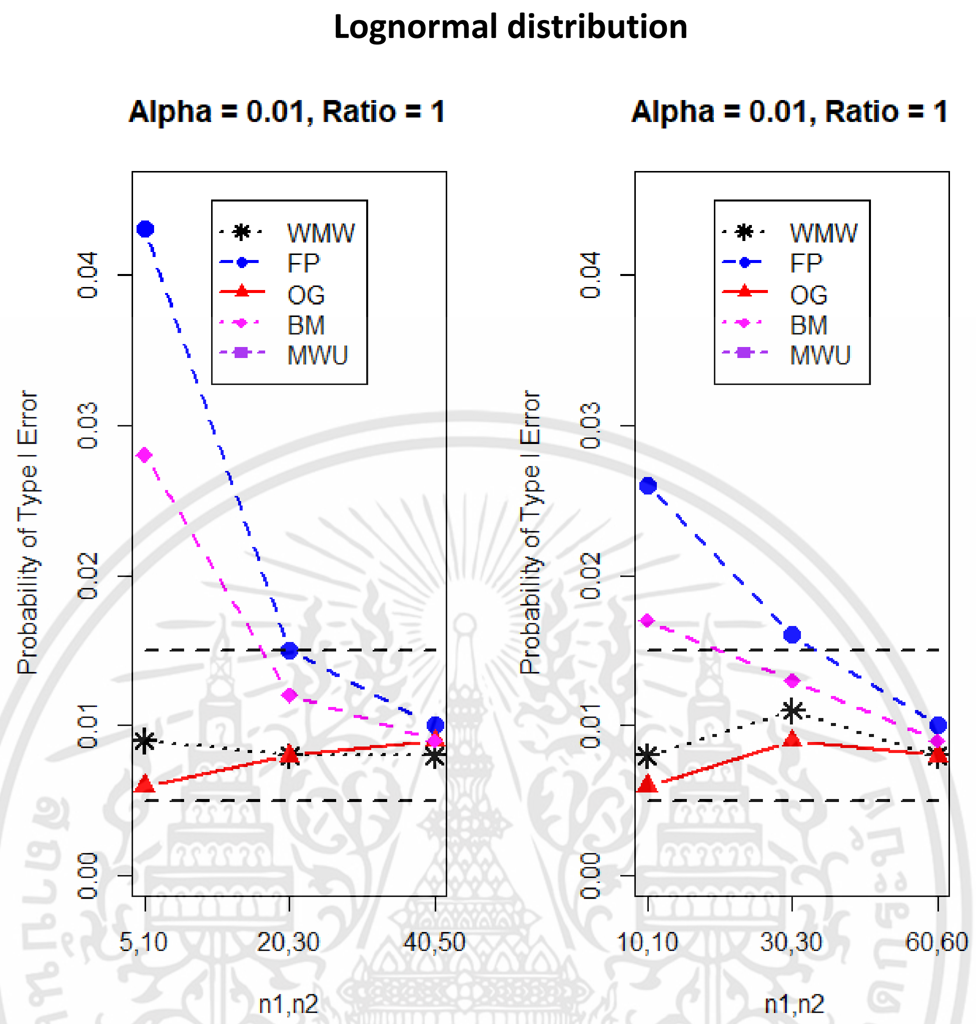


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.17 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.17 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.18 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.18 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

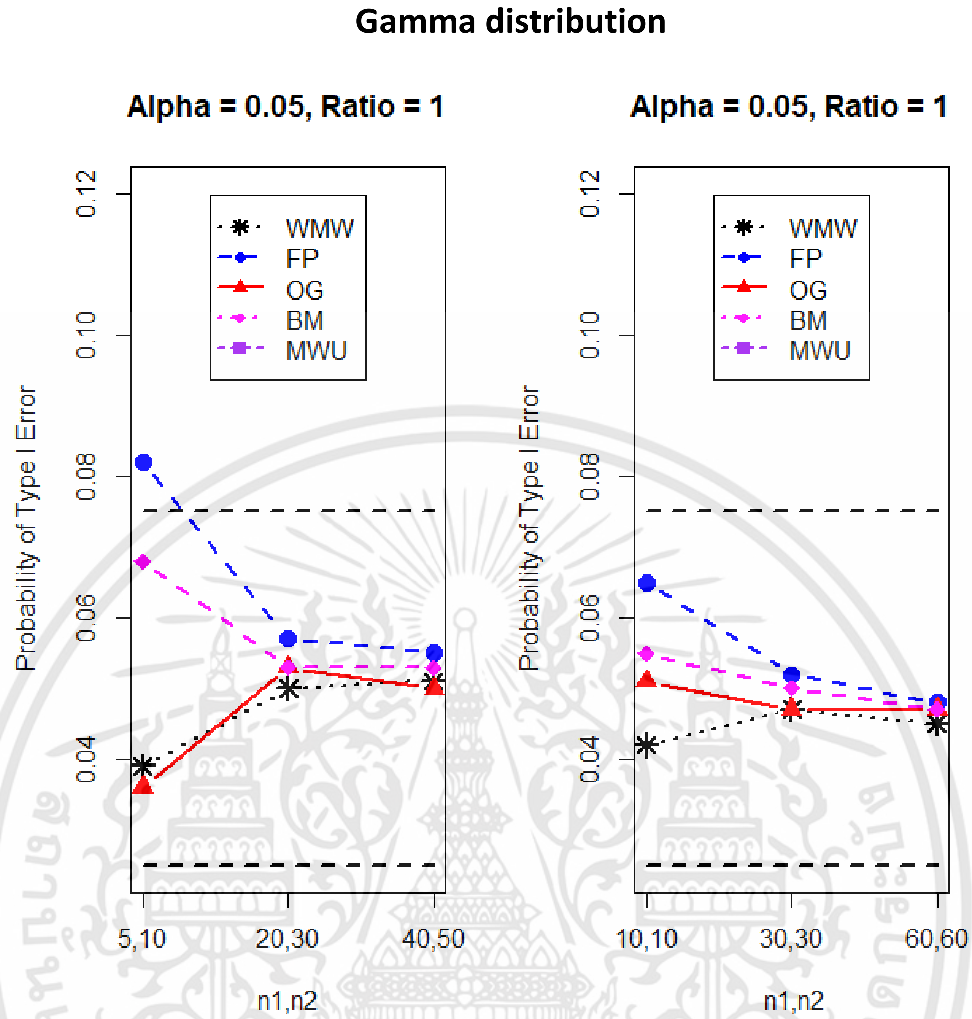
4.1.2.1 ความแปรปรวนเท่ากัน (ต่อ)

2) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 4.6 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงเบ้ มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	1	(5,10)	0.039B	0.082	0.036B	0.068B	1.000
		(20,30)	0.050B	0.057B	0.053B	0.053B	1.000
		(40,50)	0.051B	0.055B	0.050B	0.053B	0.999
		(10,10)	0.042B	0.065B	0.051B	0.055B	0.578
		(30,30)	0.047B	0.052B	0.047B	0.050B	0.733
		(60,60)	0.045B	0.048B	0.047B	0.047B	0.797
ล็อกปรกติ	1	(5,10)	0.042B	0.088	0.041B	0.070B	1.000
		(20,30)	0.050B	0.057B	0.052B	0.053B	1.000
		(40,50)	0.046B	0.050B	0.047B	0.048B	0.999
		(10,10)	0.043B	0.066B	0.051B	0.055B	0.578
		(30,30)	0.052B	0.056B	0.050B	0.054B	0.739
		(60,60)	0.046B	0.049B	0.046B	0.048B	0.808

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

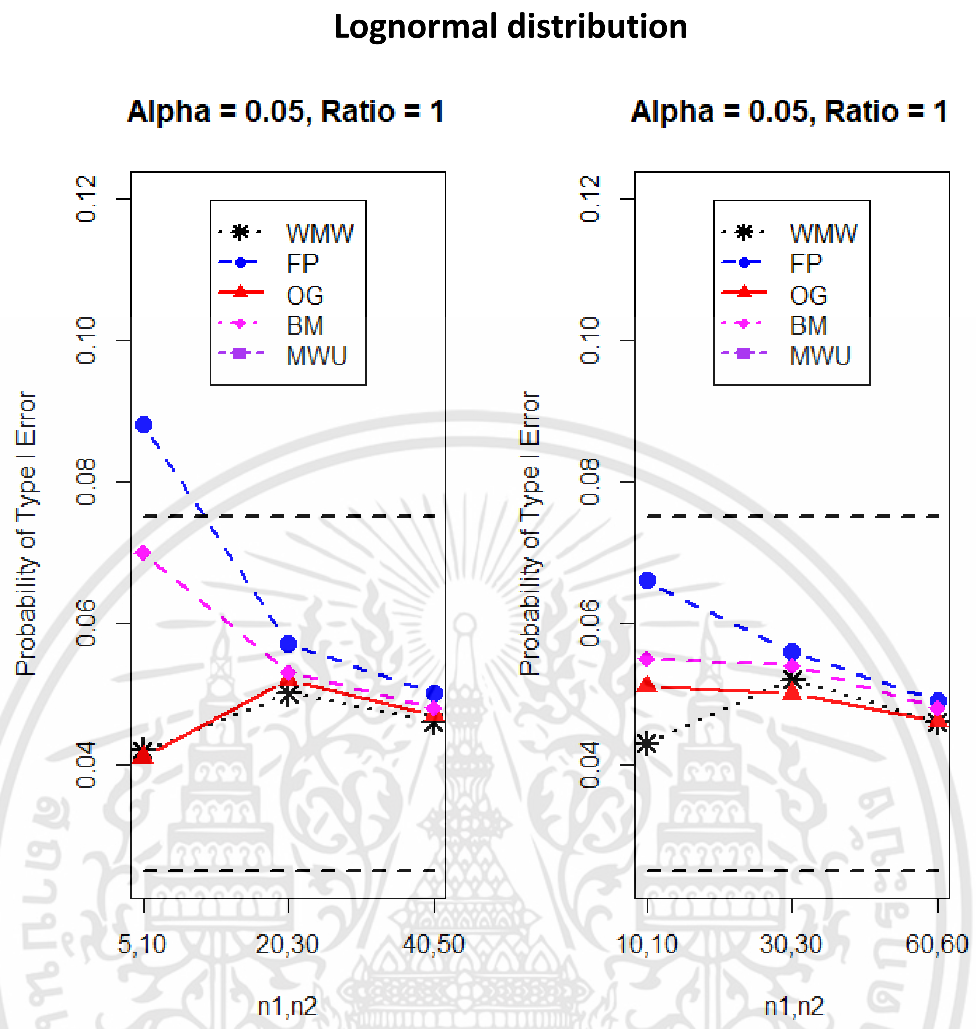


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.19 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.19 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.20 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.20 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบทุกตัวสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

4.1.2.2 ความแปรปรวนต่างกัน

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 4.7 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงเบ้ มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

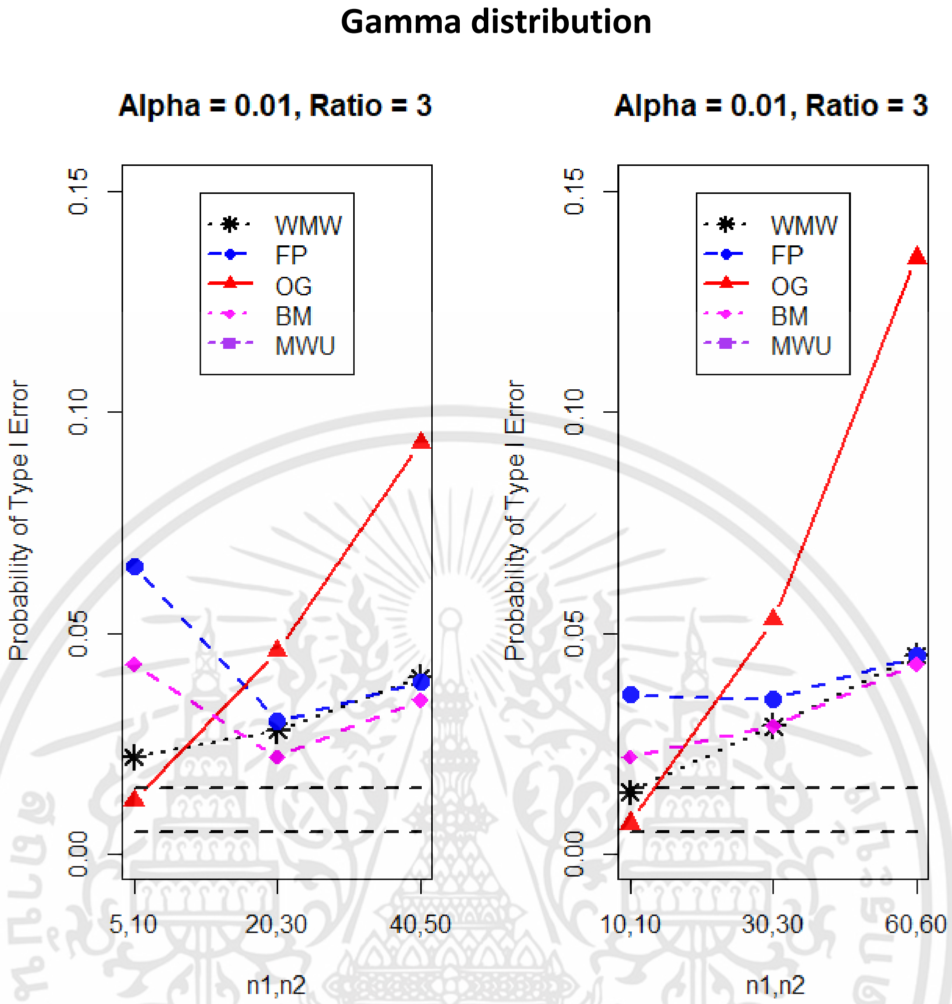
การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	3	(5,10)	0.022	0.065	0.012[B]	0.043	1.000
		(20,30)	0.028	0.030	0.046	0.022	1.000
		(40,50)	0.040	0.039	0.093	0.035	1.000
		(10,10)	0.014[B]	0.036	0.007[B]	0.022	0.462
		(30,30)	0.029	0.035	0.053	0.029	0.697
		(60,60)	0.045	0.045	0.135	0.043	0.818
	5	(5,10)	0.033	0.083	0.015[B]	0.055	1.000
		(20,30)	0.037	0.034	0.039	0.024	1.000
		(40,50)	0.043	0.037	0.067	0.030	1.000
		(10,10)	0.020	0.037	0.012[B]	0.025	0.474
		(30,30)	0.028	0.031	0.040	0.026	0.707
		(60,60)	0.047	0.044	0.094	0.040	0.811
	7	(5,10)	0.034	0.072	0.014[B]	0.052	1.000
		(20,30)	0.034	0.029	0.028	0.020	1.000
		(40,50)	0.043	0.034	0.050	0.028	0.999
		(10,10)	0.020	0.039	0.009[B]	0.024	0.472
		(30,30)	0.030	0.030	0.033	0.024	0.707
		(60,60)	0.048	0.042	0.068	0.038	0.804

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

ตารางที่ 4.7 (ต่อ) ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงเบ้ มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง\ (n_1,n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ล็อกปรกติ	3	(5,10)	0.015[B]	0.056	0.007[B]	0.038	1.000
		(20,30)	0.013[B]	0.018	0.035	0.014[B]	1.000
		(40,50)	0.011[B]	0.012[B]	0.059	0.011[B]	0.999
		(10,10)	0.009[B]	0.026	0.003	0.017	0.438
		(30,30)	0.011[B]	0.014[B]	0.029	0.013[B]	0.657
		(60,60)	0.010[B]	0.011[B]	0.070	0.010[B]	0.745
	5	(5,10)	0.015[B]	0.057	0.006[B]	0.037	1.000
		(20,30)	0.015[B]	0.017	0.053	0.013[B]	1.000
		(40,50)	0.014[B]	0.014[B]	0.097	0.012[B]	0.999
		(10,10)	0.009[B]	0.026	0.003	0.016	0.443
		(30,30)	0.012[B]	0.015[B]	0.044	0.012[B]	0.664
		(60,60)	0.013[B]	0.014[B]	0.132	0.013[B]	0.737
	7	(5,10)	0.022	0.061	0.010[B]	0.044	1.000
		(20,30)	0.014[B]	0.014[B]	0.058	0.011[B]	1.000
		(40,50)	0.015[B]	0.015[B]	0.117	0.011[B]	0.999
		(10,10)	0.012[B]	0.025	0.002	0.018	0.457
		(30,30)	0.014[B]	0.017	0.058	0.014[B]	0.657
		(60,60)	0.013[B]	0.014[B]	0.192	0.012[B]	0.740

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

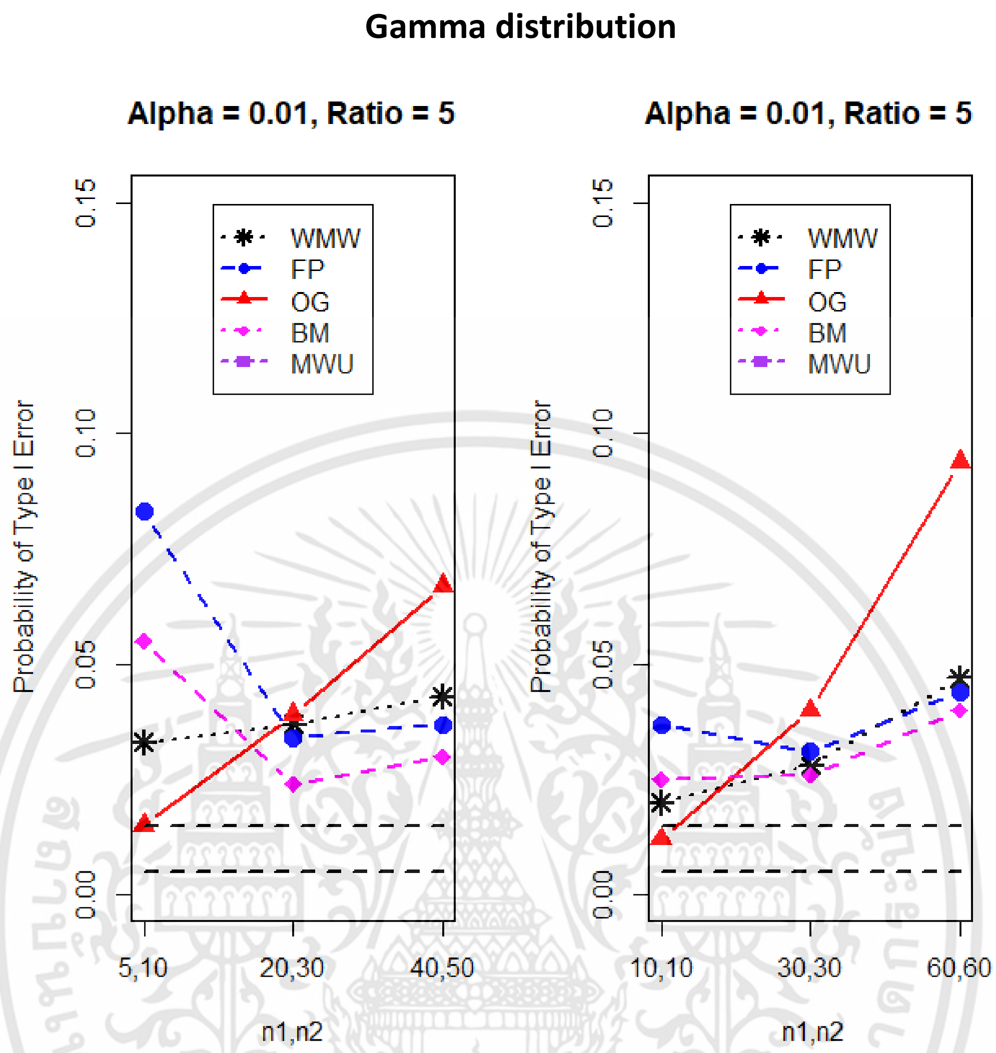


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.21 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.21 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

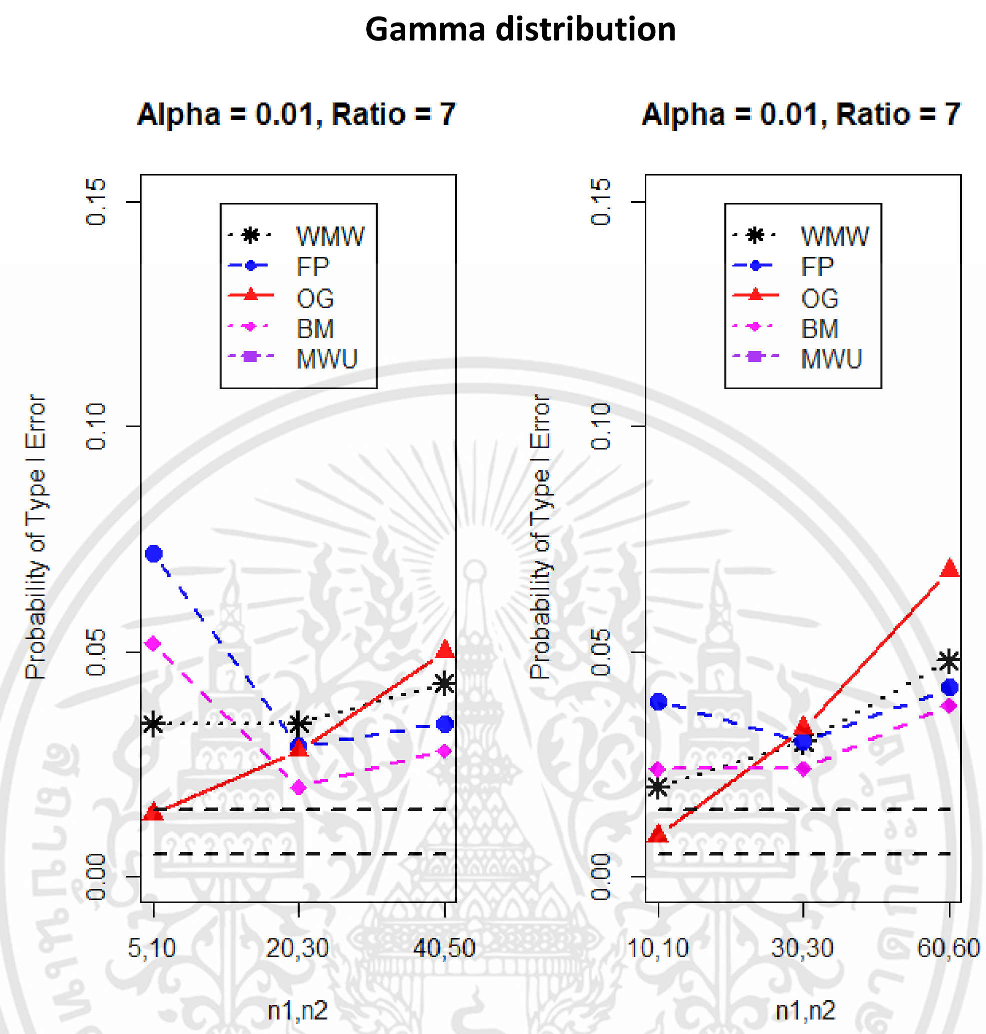


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.22 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.22 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

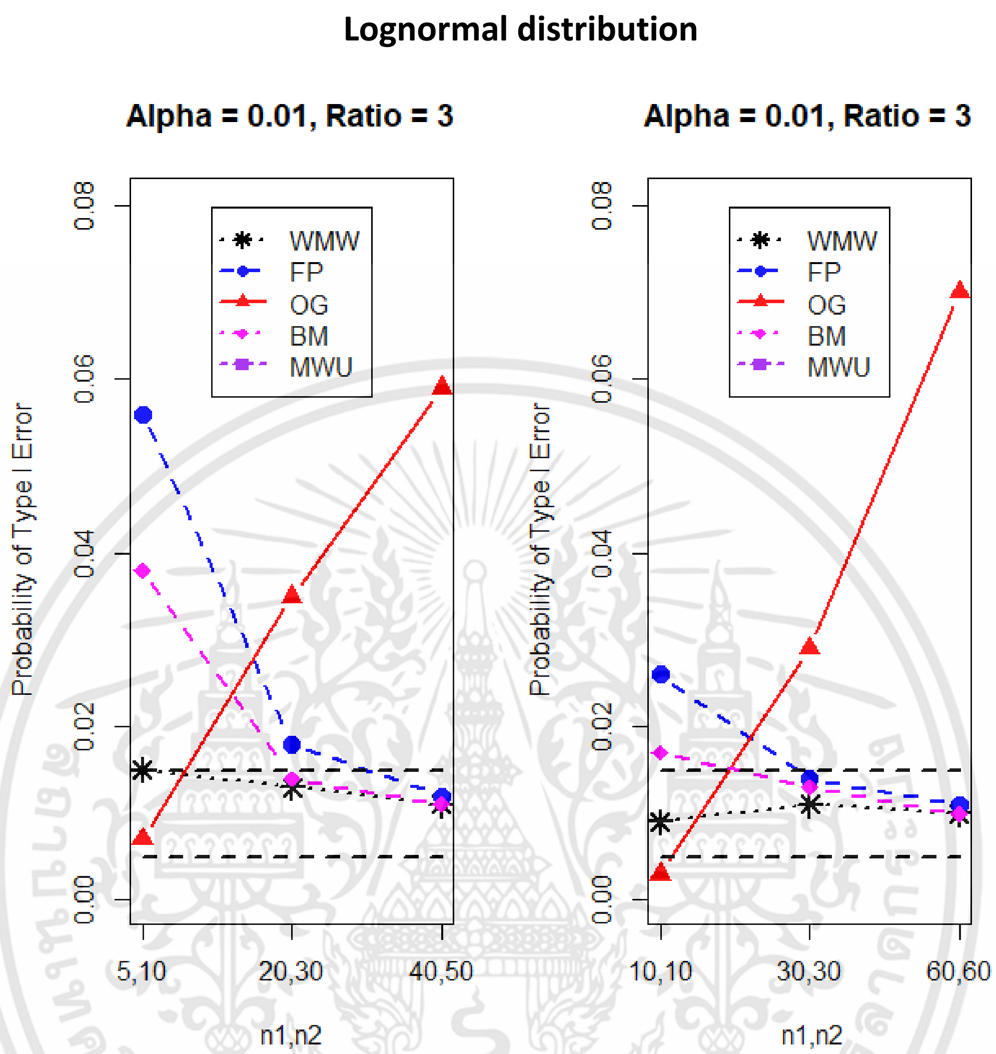


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.23 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.23 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

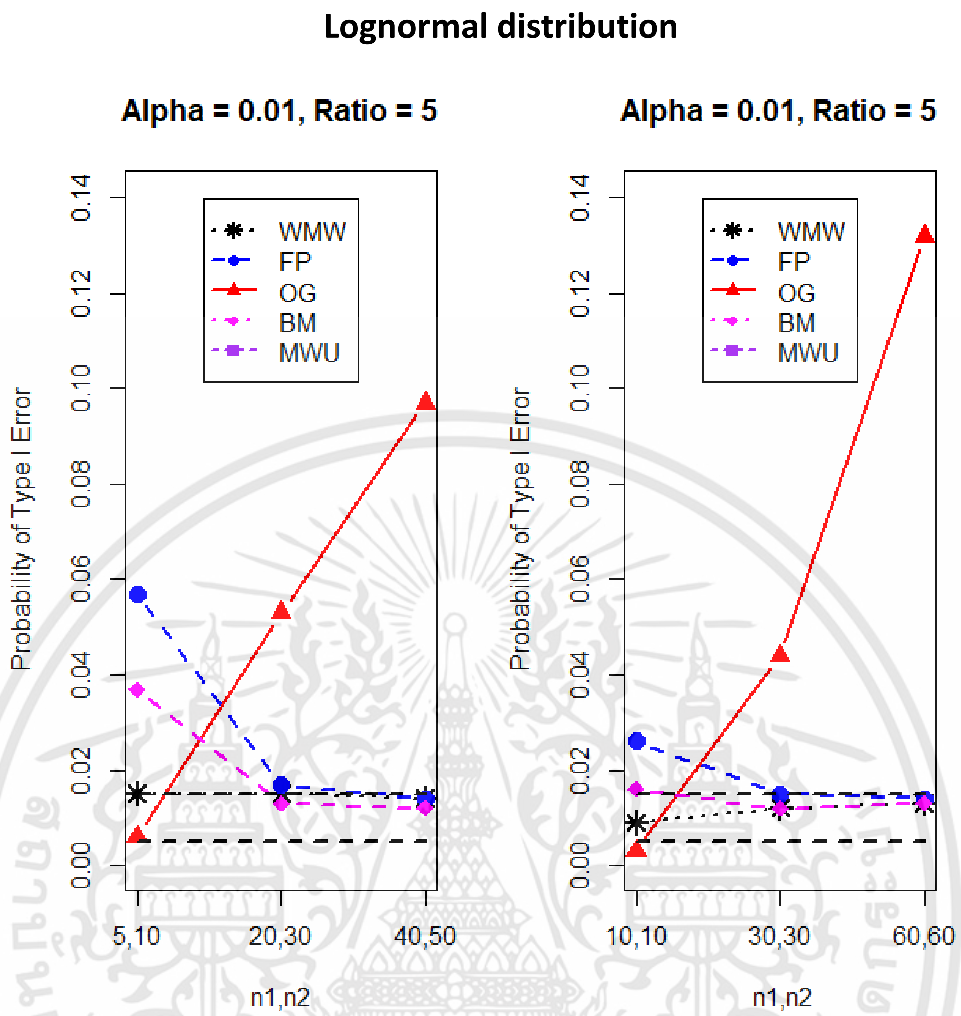


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.24 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.24 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

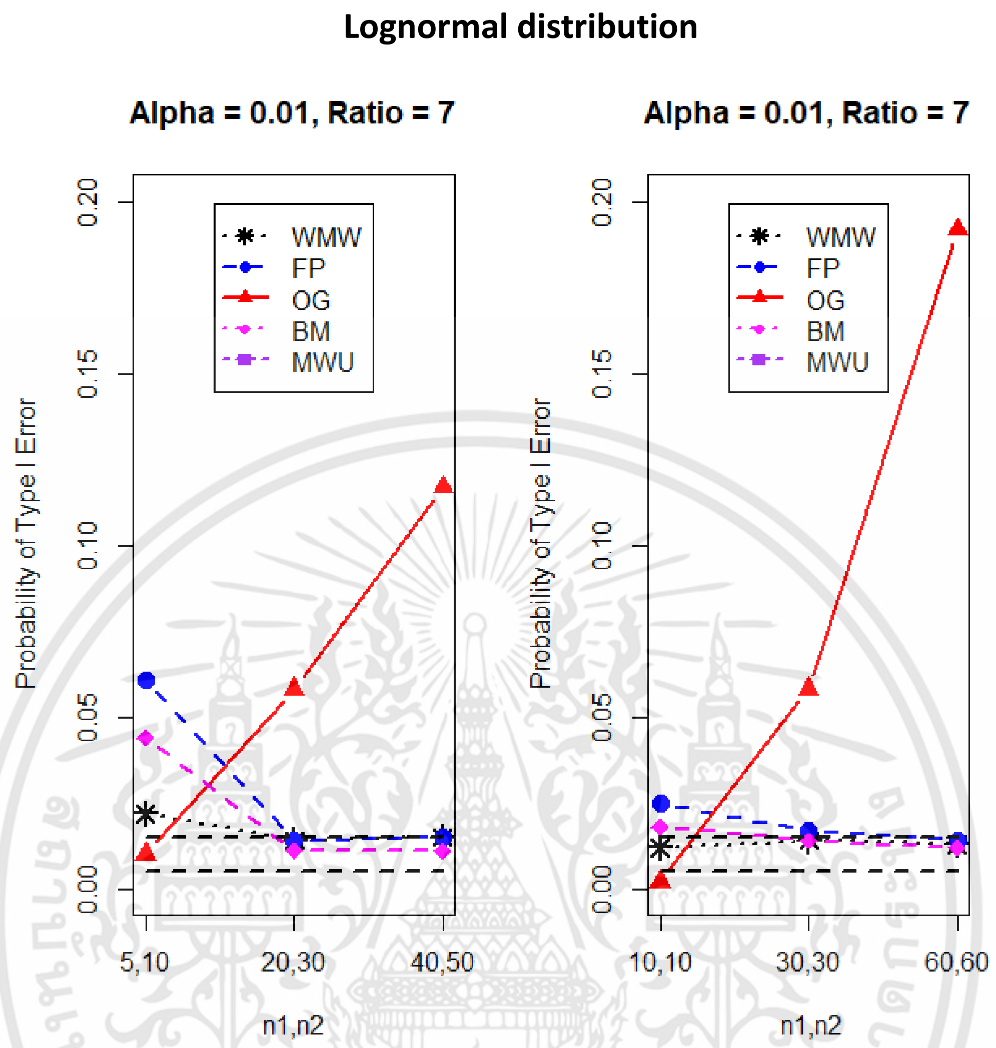


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.25 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.25 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.26 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.26 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

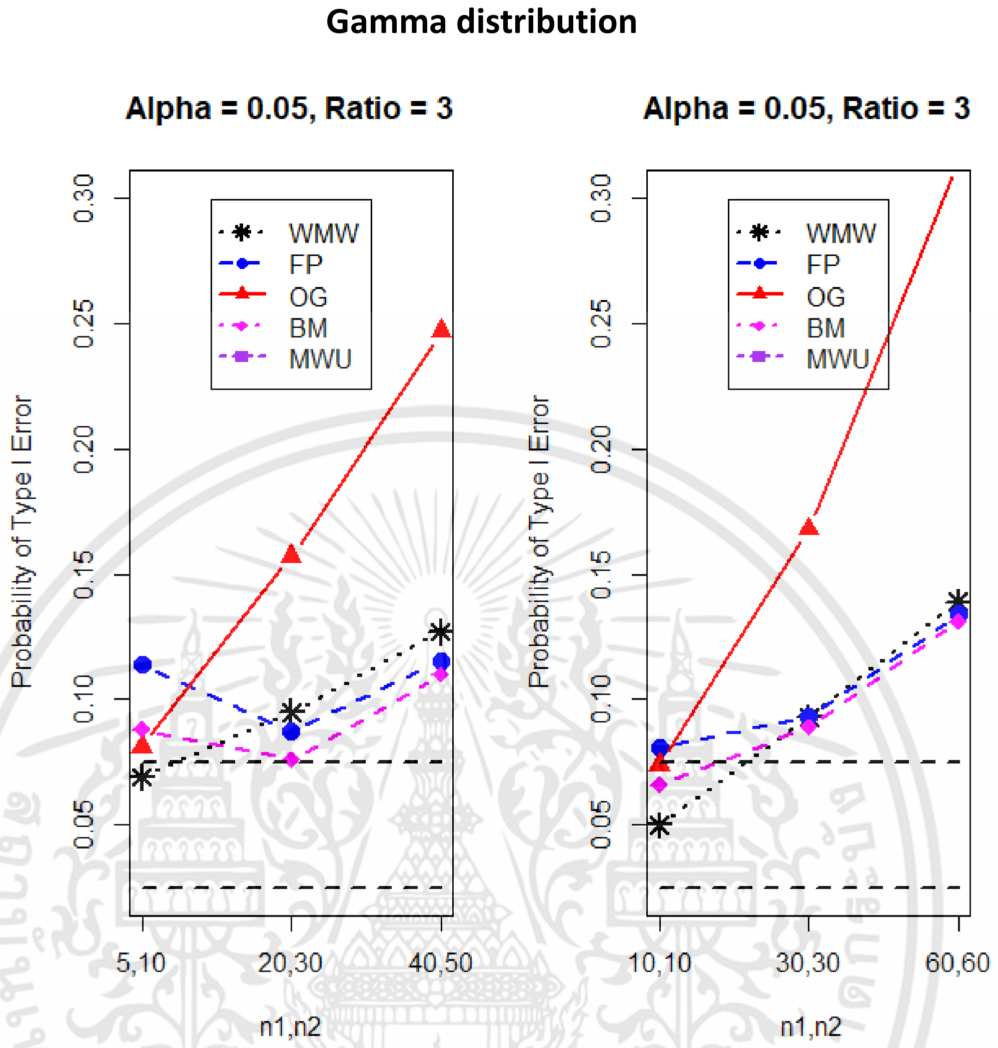
ตารางที่ 4.8 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงเบ้ มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1,n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	3	(5,10)	0.069[B]	0.114	0.081	0.088	1.000
		(20,30)	0.095	0.087	0.157	0.076	1.000
		(40,50)	0.127	0.115	0.247	0.110	1.000
		(10,10)	0.05[B]	0.081	0.074[B]	0.066[B]	0.602
		(30,30)	0.093	0.093	0.168	0.089	0.769
		(60,60)	0.139	0.134	0.314	0.131	0.859
	5	(5,10)	0.090	0.123	0.086	0.095	1.000
		(20,30)	0.109	0.089	0.126	0.078	1.000
		(40,50)	0.133	0.111	0.194	0.103	1.000
		(10,10)	0.067[B]	0.086	0.067[B]	0.068[B]	0.607
		(30,30)	0.098	0.090	0.140	0.084	0.778
		(60,60)	0.139	0.125	0.235	0.121	0.864
	7	(5,10)	0.084	0.113	0.076	0.083	1.000
		(20,30)	0.107	0.083	0.102	0.071[B]	1.000
		(40,50)	0.131	0.098	0.152	0.090	1.000
		(10,10)	0.071[B]	0.085	0.060[B]	0.067[B]	0.611
		(30,30)	0.102	0.088	0.118	0.080	0.780
		(60,60)	0.135	0.115	0.194	0.111	0.855

ตารางที่ 4.8 (ต่อ) ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงเบ้มัธยฐานเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ล็อกปรกติ	3	(5,10)	0.059[B]	0.100	0.065[B]	0.077	1.000
		(20,30)	0.059[B]	0.060[B]	0.122	0.053[B]	1.000
		(40,50)	0.057[B]	0.052[B]	0.175	0.049[B]	0.999
		(10,10)	0.047[B]	0.067[B]	0.056[B]	0.056[B]	0.580
		(30,30)	0.055[B]	0.057[B]	0.125	0.054[B]	0.741
		(60,60)	0.048[B]	0.048[B]	0.209	0.046[B]	0.806
	5	(5,10)	0.061[B]	0.099	0.070[B]	0.078	1.000
		(20,30)	0.068[B]	0.062[B]	0.163	0.053[B]	1.000
		(40,50)	0.059[B]	0.052[B]	0.253	0.048[B]	0.999
		(10,10)	0.046[B]	0.065[B]	0.063[B]	0.055[B]	0.589
		(30,30)	0.054[B]	0.058[B]	0.172	0.052[B]	0.745
		(60,60)	0.054[B]	0.053[B]	0.342	0.050[B]	0.800
	7	(5,10)	0.066[B]	0.111[B]	0.077	0.084	1.000
		(20,30)	0.063[B]	0.055[B]	0.188	0.047[B]	1.000
		(40,50)	0.063[B]	0.056[B]	0.296	0.053[B]	0.999
		(10,10)	0.045[B]	0.066[B]	0.068[B]	0.053[B]	0.599
		(30,30)	0.058[B]	0.058[B]	0.195	0.055[B]	0.738
		(60,60)	0.055[B]	0.054[B]	0.415	0.052[B]	0.800

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

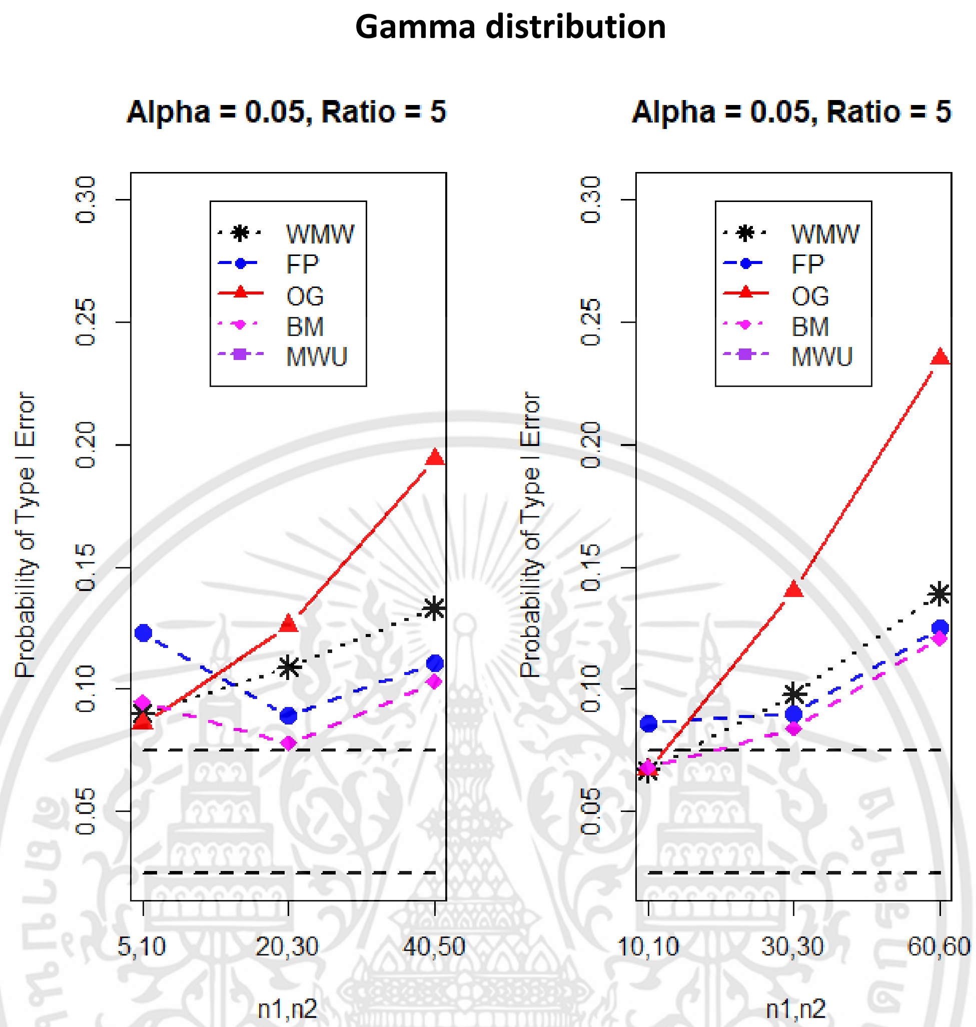


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.27 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.27 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

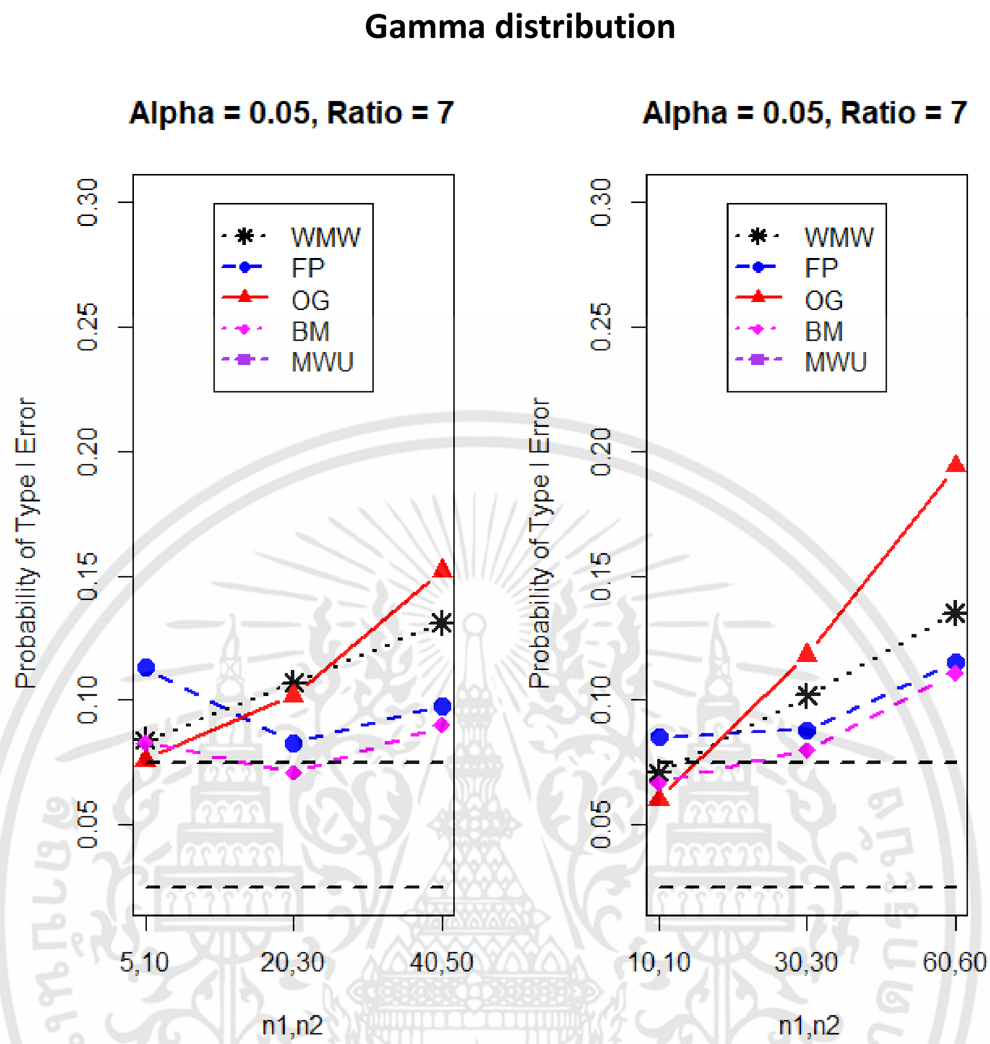


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.28 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.28 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าไม่มีตัวสถิติทดสอบใดที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

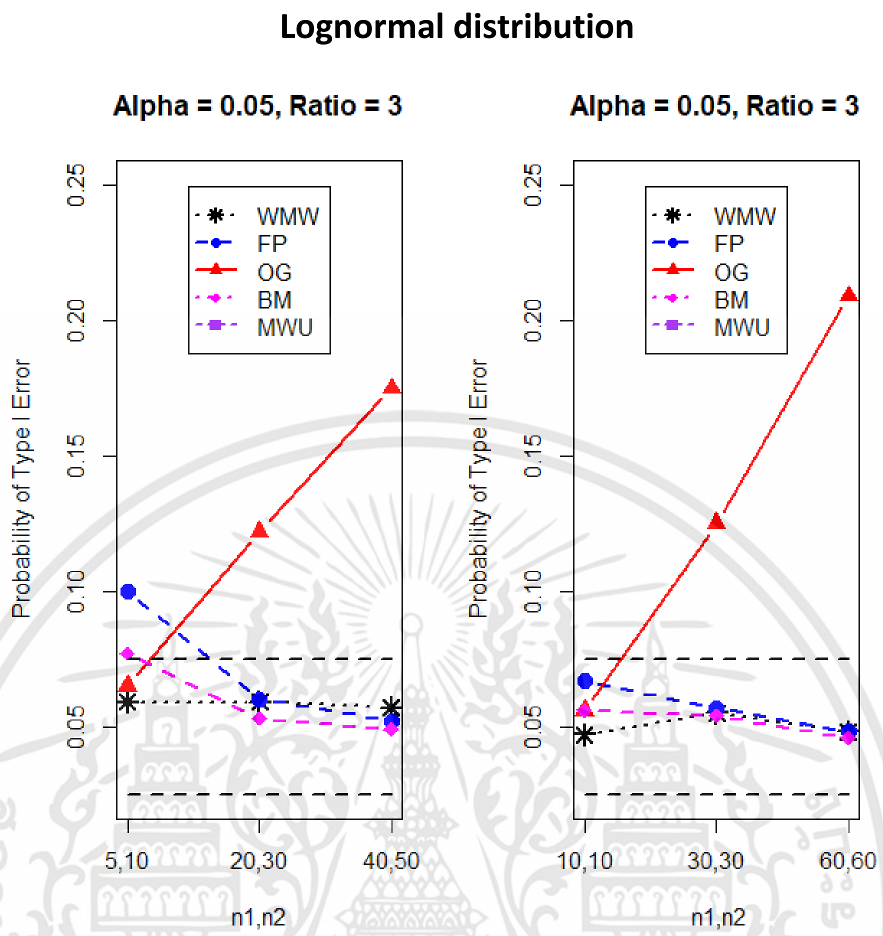


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.29 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.29 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลาง และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

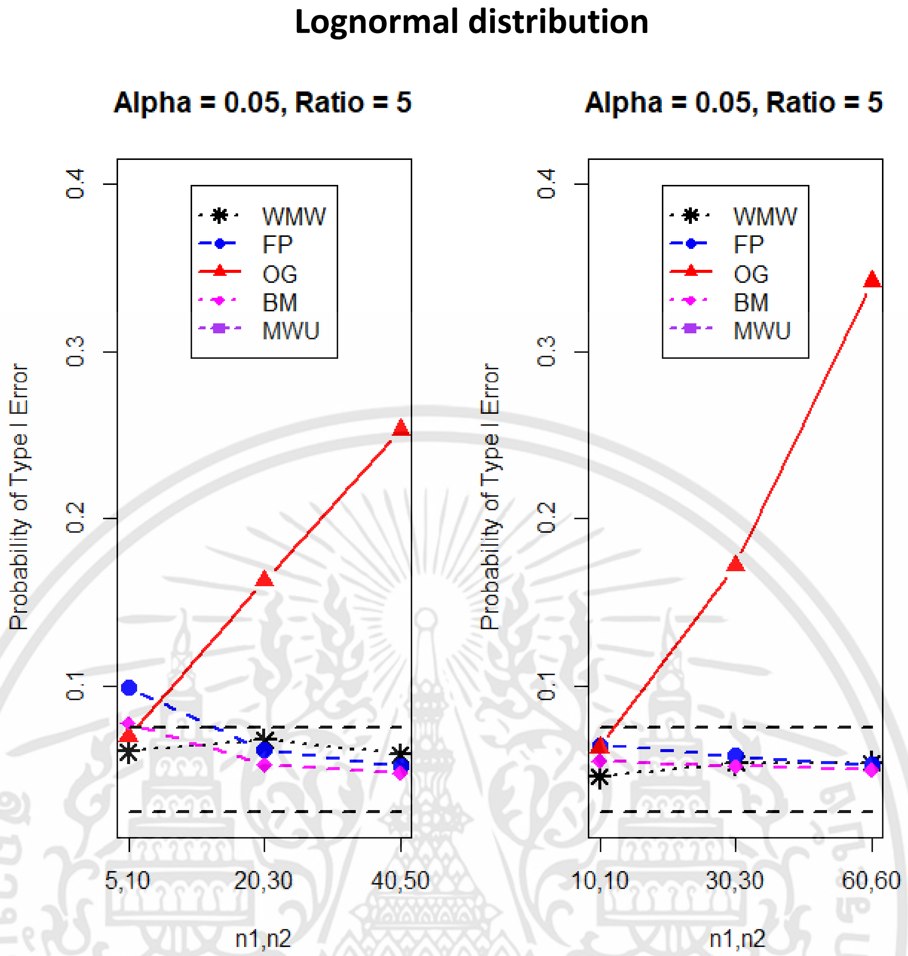


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.30 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.30 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW เท่านั้นที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

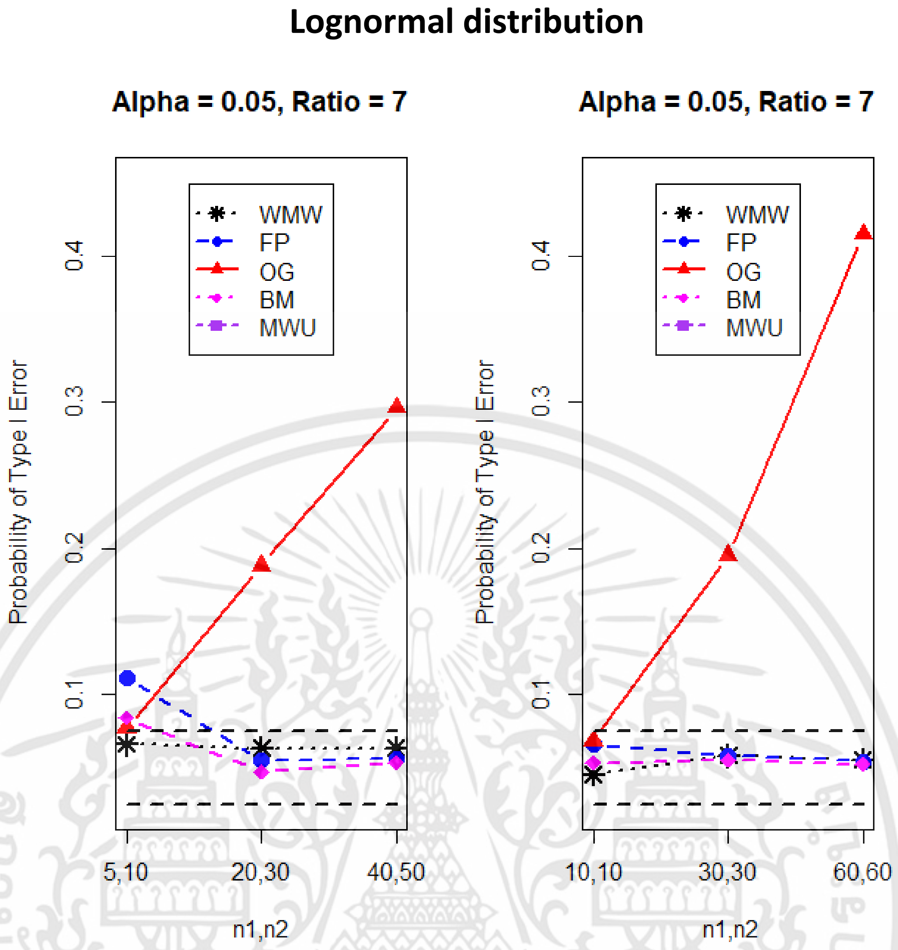


หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.31 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.31 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW เท่านั้นที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

รูปที่ 4.32 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.32 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดปานกลางและใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW เท่านั้นที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

4.2 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของแต่ละตัวสถิติทดสอบจะใช้ขนาดตัวอย่าง การแจกแจงของประชากร พารามิเตอร์สำหรับการแจกแจง และระดับนัยสำคัญ ตามที่ผู้วิจัยได้กำหนดไว้ในหัวข้อขอบเขตของการวิจัย ผลการศึกษามีรายละเอียดดังนี้

4.2.1 กรณีข้อมูลทั้งสองกลุ่มมีการแจกแจงสมมาตร

4.2.1.1 ความแปรปรวนเท่ากัน

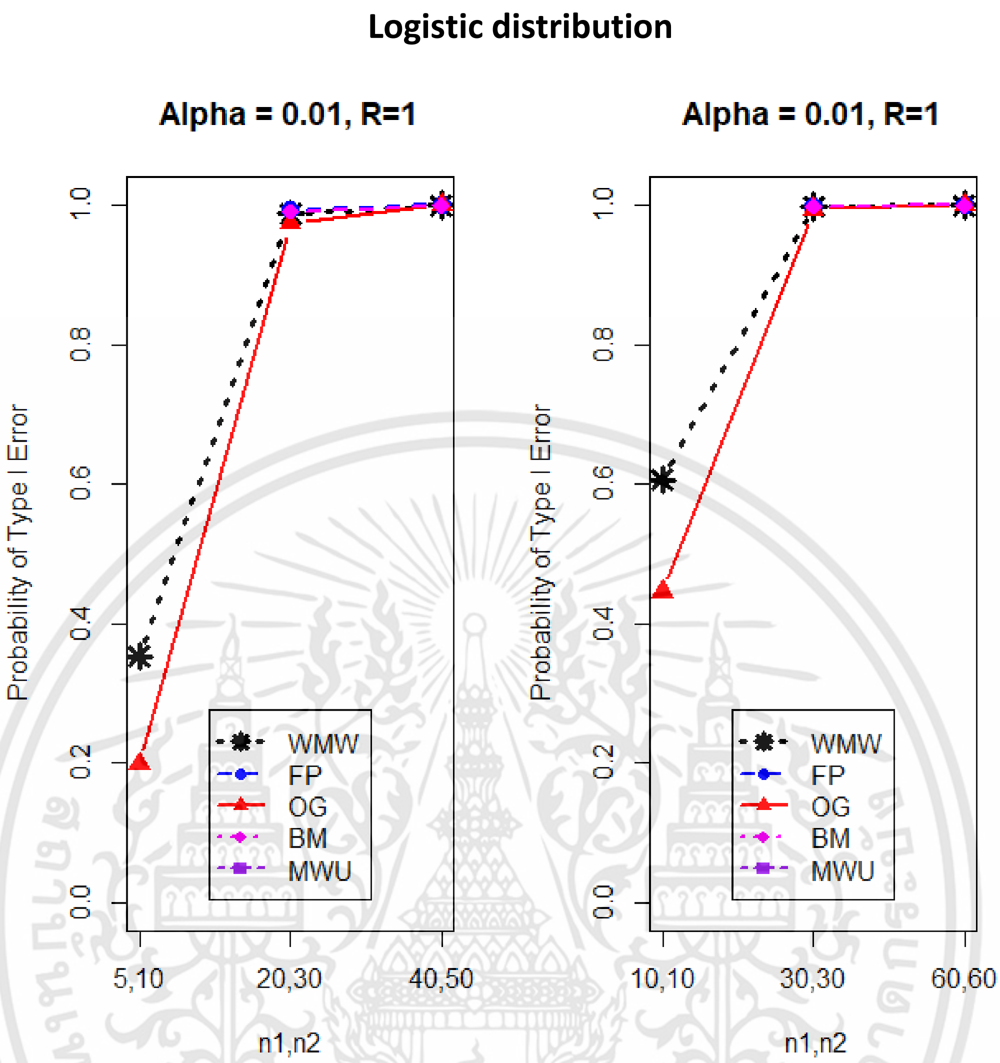
1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 4.9 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงสมมาตร และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	1	(5,10)	**0.353**	-	0.198	-	-
		(20,30)	0.988	**0.993**	0.974	0.991	-
		(40,50)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
		(10,10)	**0.606**	-	0.445	-	-
		(30,30)	0.998	**0.999**	0.994	**0.999**	-
		(60,60)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
ลาปลาซ	1	(5,10)	**0.401**	-	0.240	-	-
		(20,30)	0.994	**0.996**	0.979	0.994	-
		(40,50)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
		(10,10)	**0.661**	-	0.465	-	-
		(30,30)	**0.999**	**0.999**	0.993	**0.999**	-
		(60,60)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

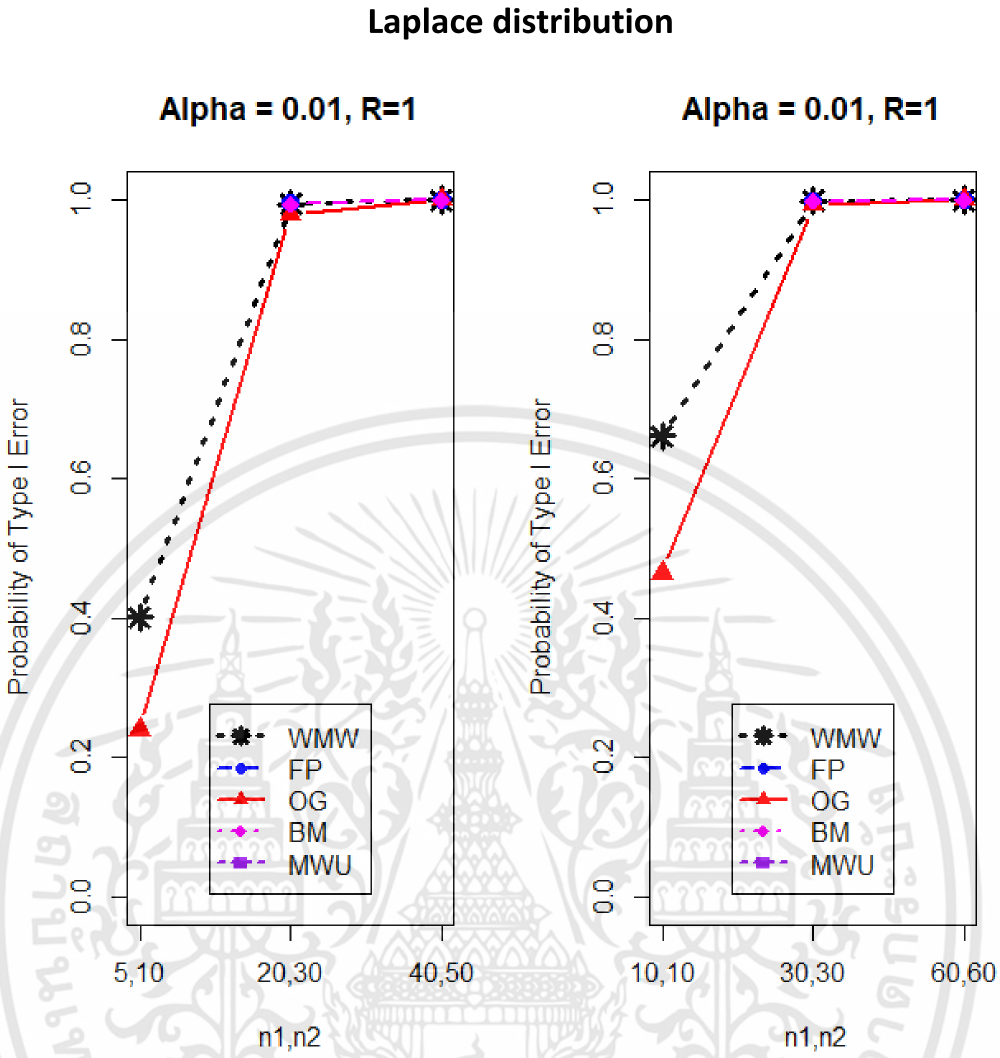
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.33 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.33 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน เมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.34 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.34 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

4.2.1.1 ความแปรปรวนเท่ากัน (ต่อ)

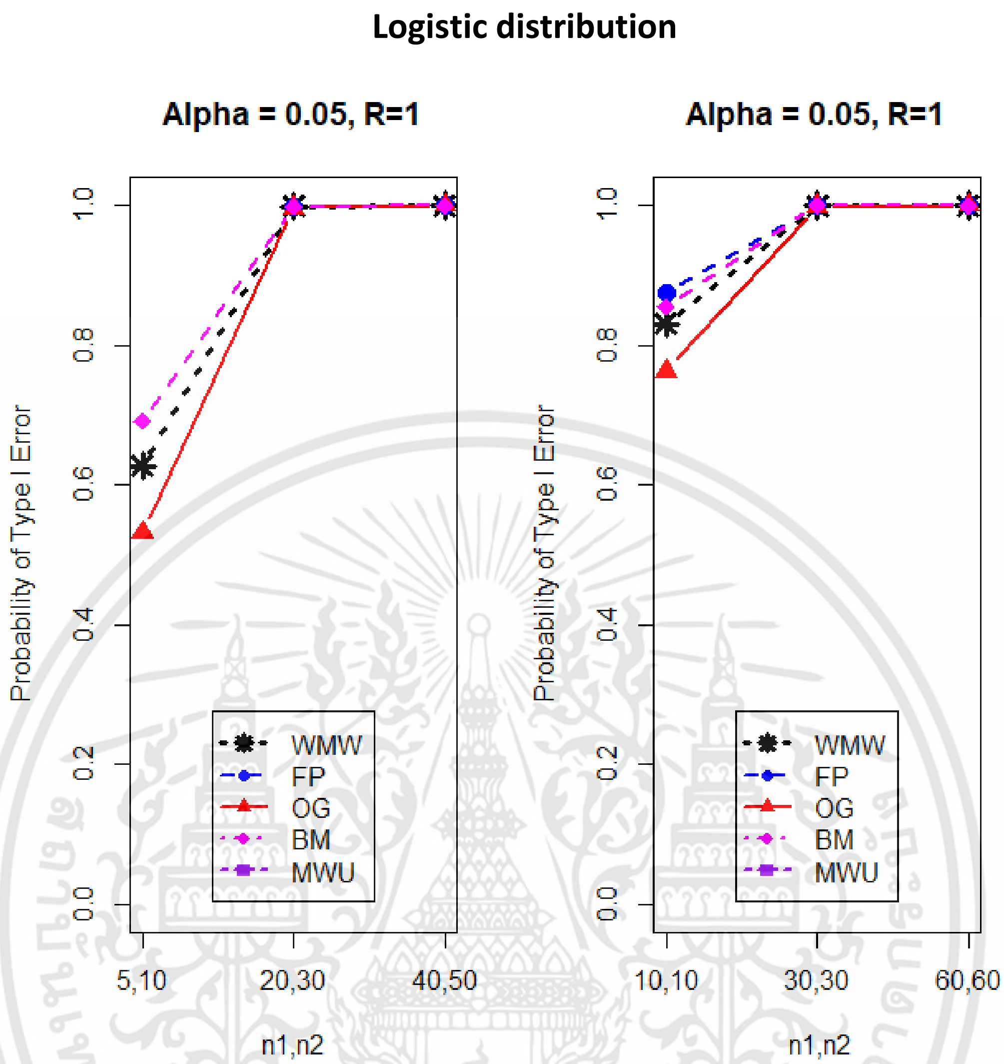
2) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 4.10 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงสมมาตร และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	1	(5,10)	0.627	-	0.532	**0.691**	-
		(20,30)	**0.999**	**0.999**	0.997	**0.999**	-
		(40,50)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
		(10,10)	0.831	**0.875**	0.763	0.855	-
		(30,30)	**1.000**	**1.000**	0.999	**1.000**	-
		(60,60)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
ลาปลาซ	1	(5,10)	0.661	-	0.559	**0.709**	-
		(20,30)	**0.999**	**0.999**	0.996	**0.999**	-
		(40,50)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
		(10,10)	0.860	**0.889**	0.770	0.866	-
		(30,30)	**1.000**	0.999	**1.000**	0.999	-
		(60,60)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

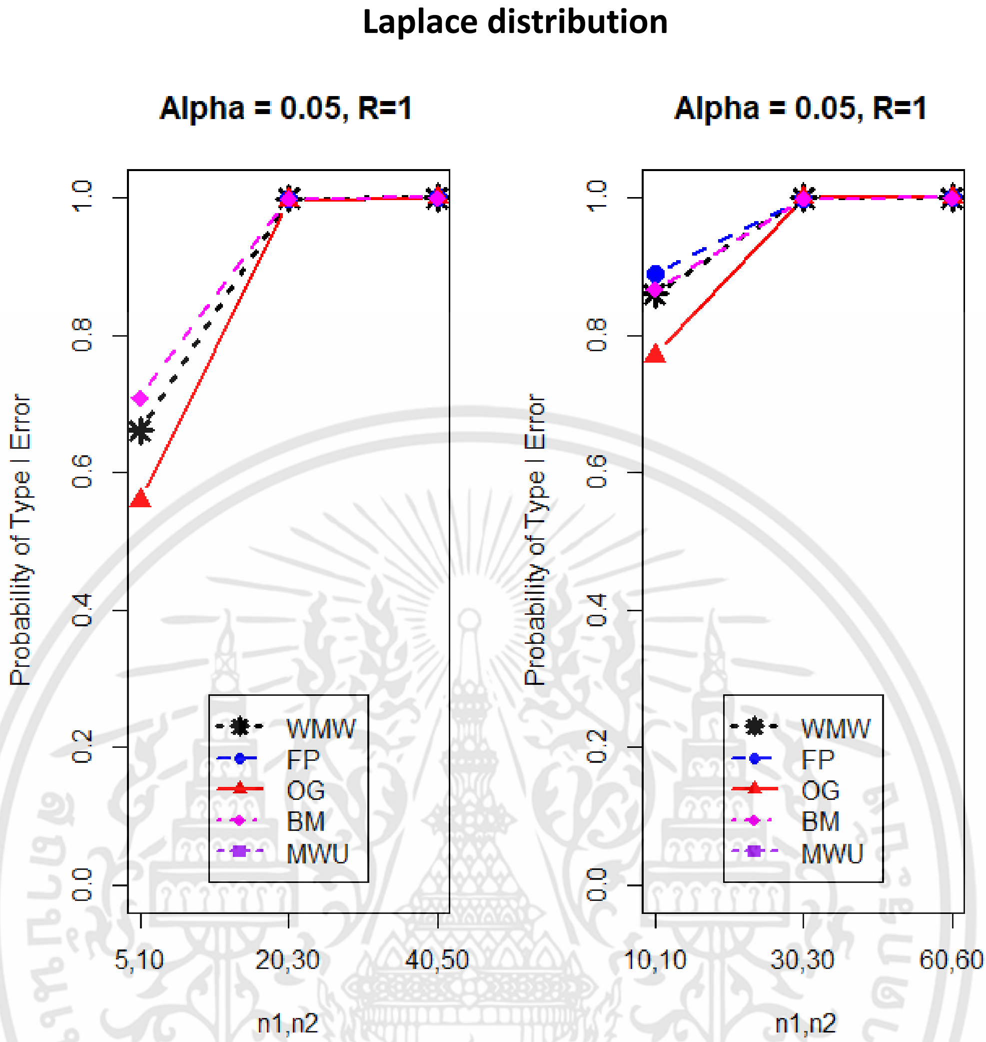
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.35 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.35 พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.36 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.35 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW และ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

4.2.1.2 ความแปรปรวนต่างกัน

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 4.11 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงสมมาตร และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

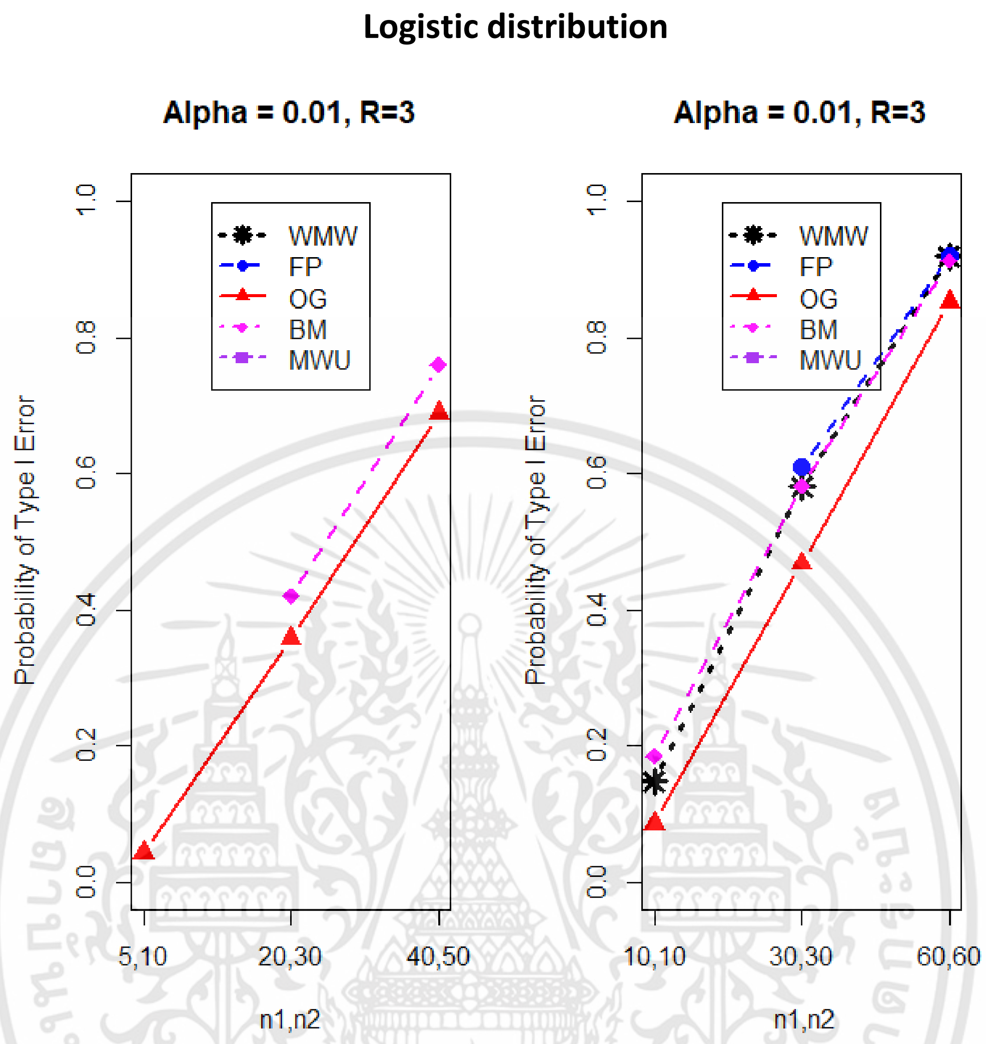
การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	3	(5,10)	-	-	**0.043**	-	-
		(20,30)	-	-	0.358	**0.420**	-
		(40,50)	-	-	0.689	**0.760**	-
		(10,10)	0.148	-	0.086	**0.185**	-
		(30,30)	0.581	**0.610**	0.468	0.582	-
		(60,60)	0.919	**0.920**	0.852	0.913	-
	5	(5,10)	-	-	**0.032**	-	-
		(20,30)	-	-	0.204	**0.252**	-
		(40,50)	-	-	0.440	**0.532**	-
		(10,10)	**0.096**	-	0.052	-	-
		(30,30)	0.399	**0.412**	0.266	0.376	-
		(60,60)	**0.762**	0.750	0.614	0.733	-
	7	(5,10)	-	-	**0.024**	-	-
		(20,30)	-	-	0.144	**0.172**	-
		(40,50)	-	-	0.306	**0.372**	-
		(10,10)	**0.080**	-	0.037	-	-
		(30,30)	0.302	**0.303**	0.188	0.272	-
		(60,60)	**0.616**	0.586	0.463	0.567	-

ตารางที่ 4.11 (ต่อ) กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงสมมาตร และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลาปลาซ	3	(5,10)	-	-	**0.066**	-	-
		(20,30)	**0.588**	-	0.521	0.532	-
		(40,50)	**0.893**	-	0.866	0.875	-
		(10,10)	0.197	-	0.131	**0.236**	-
		(30,30)	0.712	**0.730**	0.654	0.705	-
		(60,60)	**0.971**	0.969	0.963	0.967	-
	5	(5,10)	-	-	**0.049**	-	-
		(20,30)	-	-	**0.349**	0.345	-
		(40,50)	-	-	0.697	**0.701**	-
		(10,10)	**0.135**	-	0.088	-	-
		(30,30)	0.544	**0.558**	0.474	0.519	-
		(60,60)	**0.895**	0.886	0.869	0.877	-
	7	(5,10)	-	-	**0.039**	-	-
		(20,30)	-	-	**0.278**	0.272	-
		(40,50)	-	-	**0.574**	0.554	-
		(10,10)	0.114	-	0.064	**0.135**	-
		(30,30)	0.435	**0.440**	0.369	0.404	-
		(60,60)	**0.786**	0.765	0.764	0.751	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

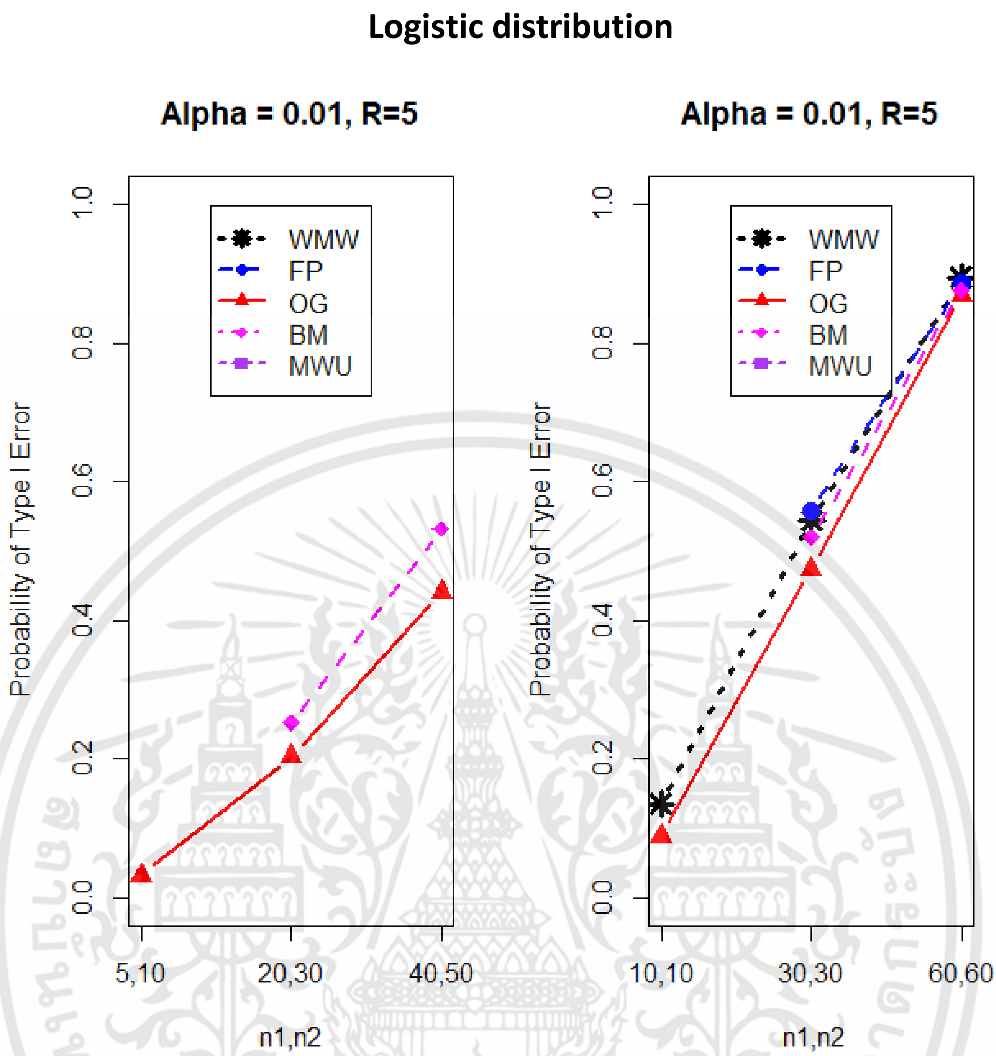
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.37 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.37 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

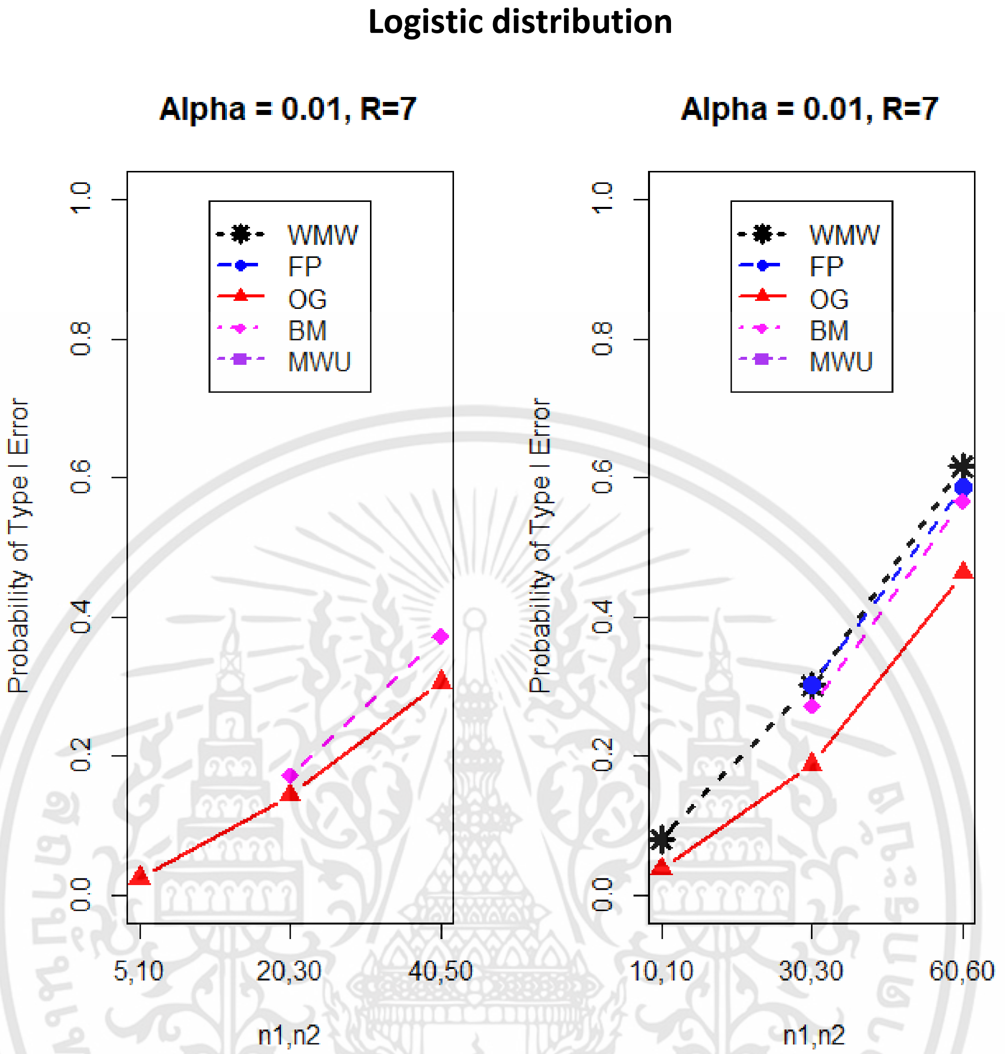
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.38 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.38 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

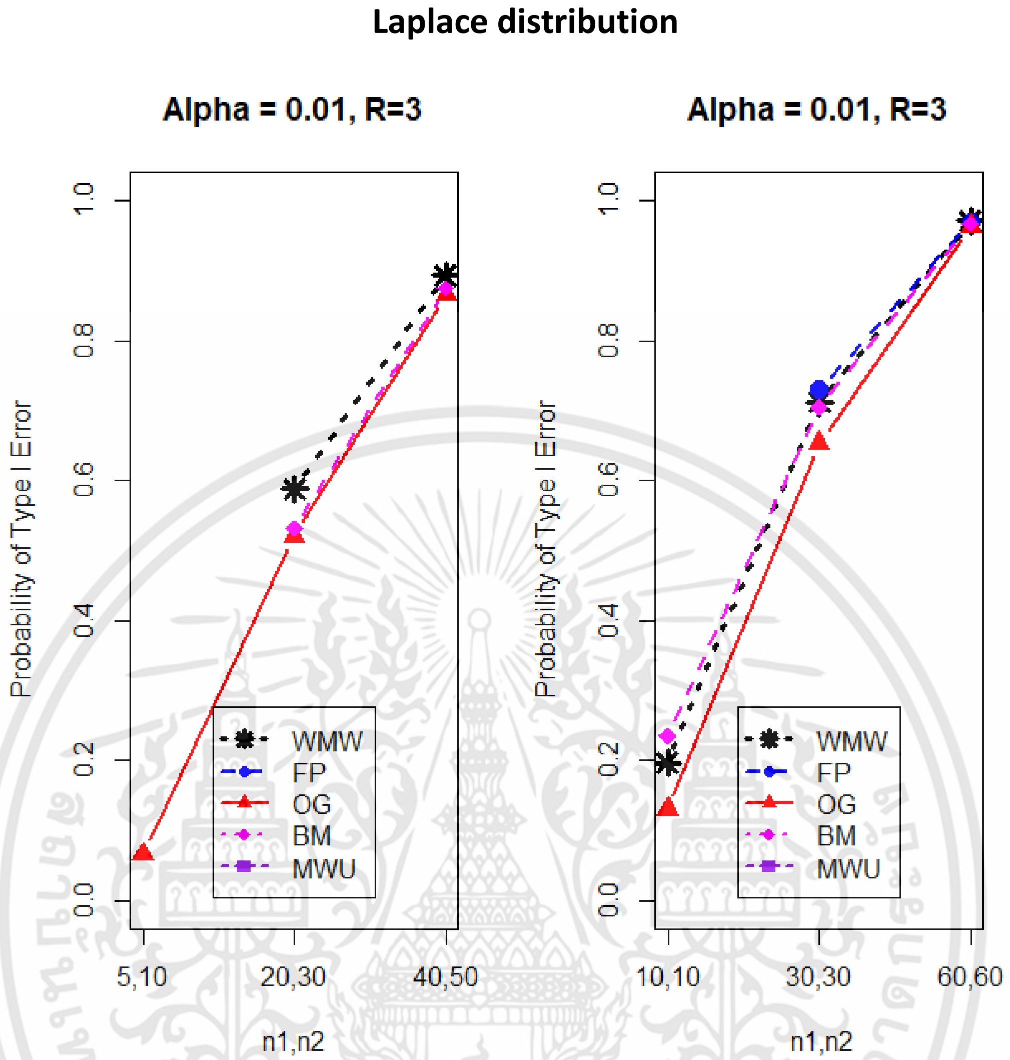
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.39 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.39 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

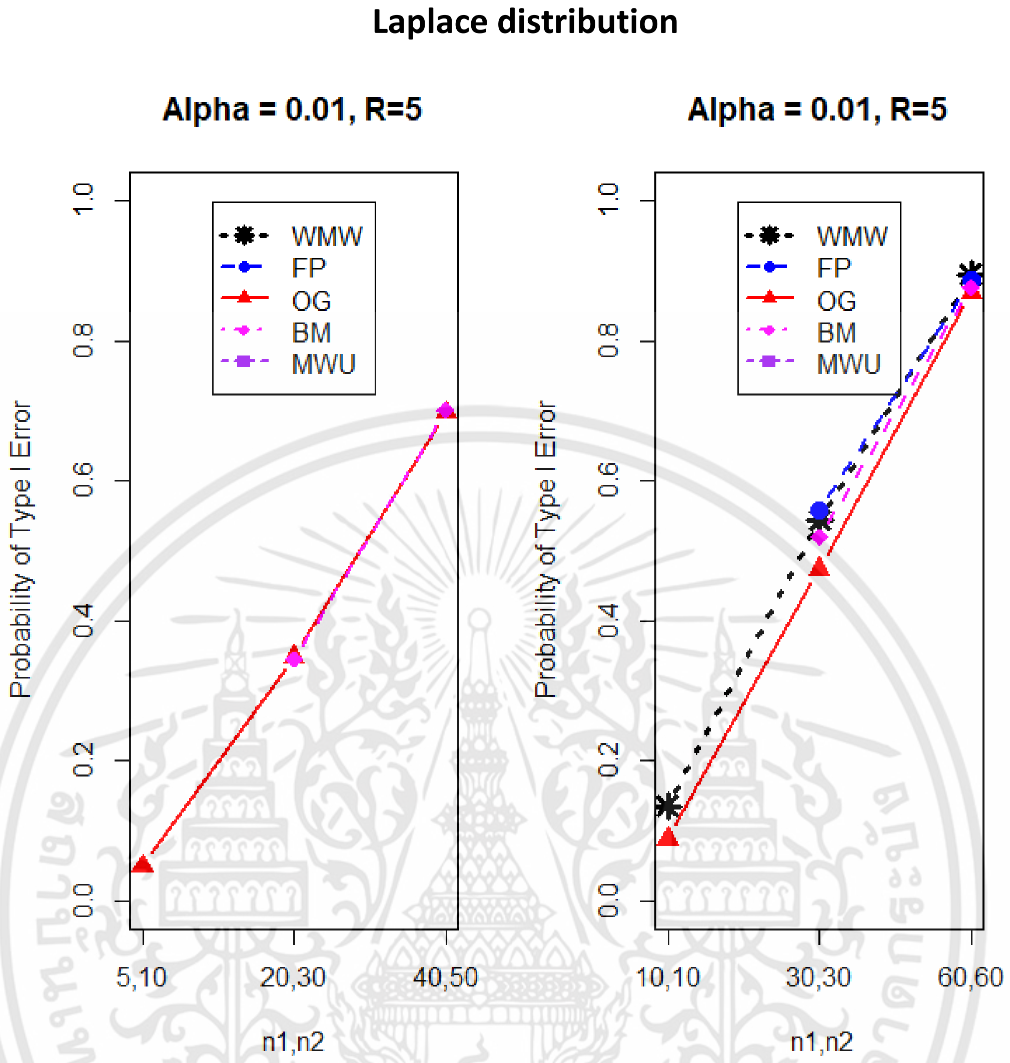
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.40 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.40 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และพบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

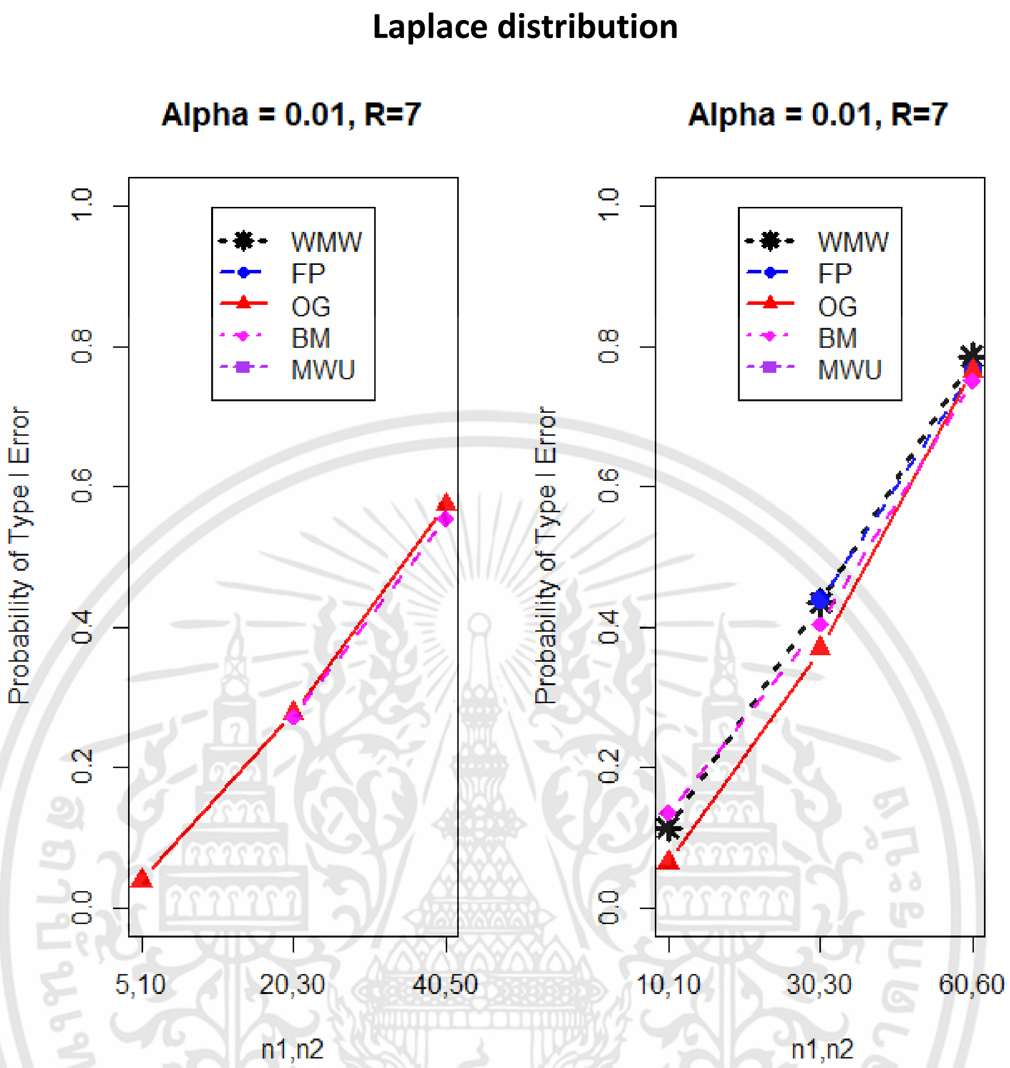
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.41 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.41 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.42 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.41 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

4.2.1.2 ความแปรปรวนต่างกัน (ต่อ)

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 4.12 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงสมมาตร และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

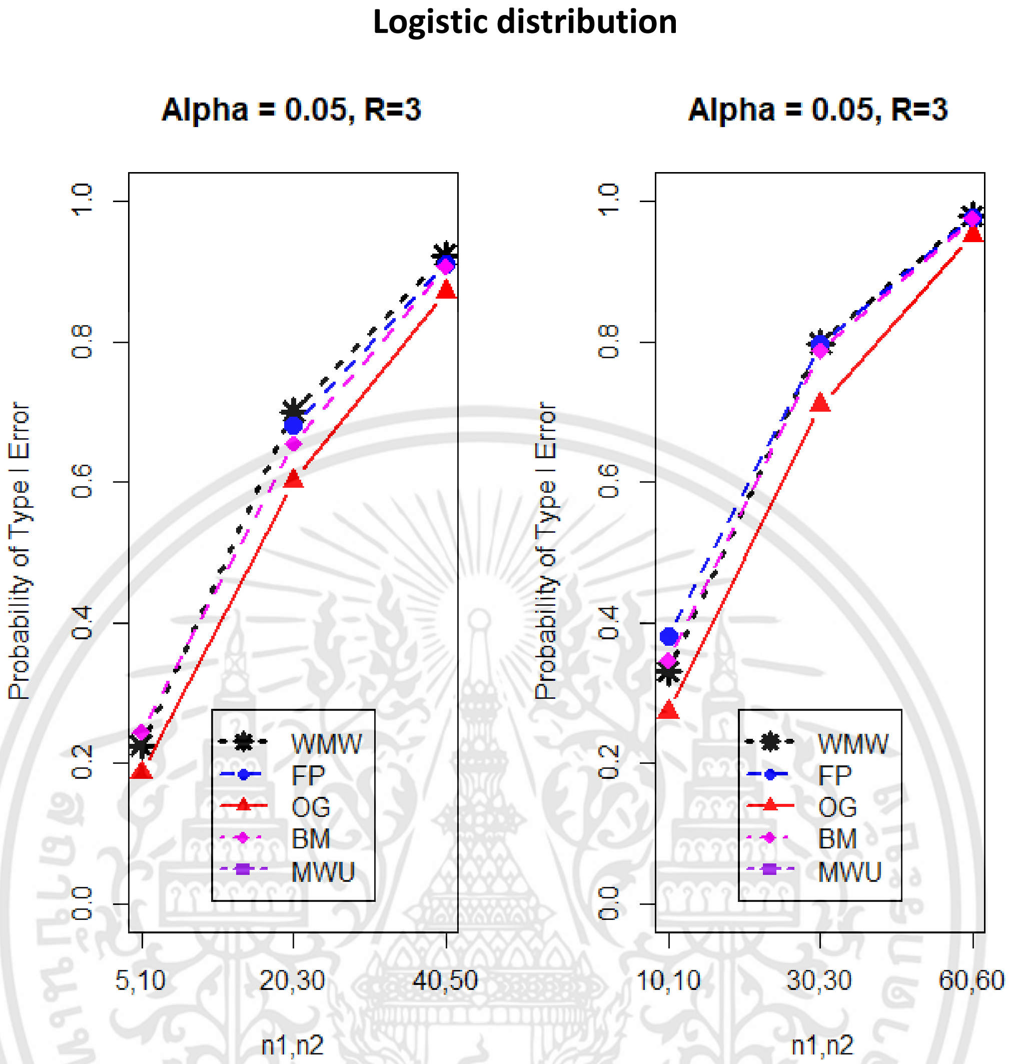
การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	3	(5,10)	0.225	-	0.186	**0.244**	-
		(20,30)	**0.701**	0.682	0.601	0.655	-
		(40,50)	**0.923**	0.911	0.871	0.907	-
		(10,10)	0.331	**0.381**	0.272	0.346	-
		(30,30)	**0.798**	0.796	0.710	0.787	-
		(60,60)	**0.979**	0.977	0.952	0.976	-
	5	(5,10)	0.182	-	0.136	**0.190**	-
		(20,30)	**0.530**	0.486	0.403	0.453	-
		(40,50)	**0.799**	0.769	0.673	0.757	-
		(10,10)	0.239	**0.277**	0.177	0.239	-
		(30,30)	**0.648**	0.629	0.510	0.614	-
		(60,60)	**0.909**	0.899	0.820	0.896	-
	7	(5,10)	-	-	**0.120**	-	-
		(20,30)	-	**0.389**	0.314	0.353	-
		(40,50)	-	**0.633**	0.540	0.617	-
		(10,10)	0.207	**0.236**	0.144	0.199	-
		(30,30)	**0.529**	0.507	0.400	0.491	-
		(60,60)	**0.808**	0.783	0.701	0.776	-

ตารางที่ 4.12 (ต่อ) กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงสมมาตร และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ลอจิสติก	3	(5,10)	0.271	-	0.237	**0.297**	-
		(20,30)	**0.804**	0.785	0.759	0.760	-
		(40,50)	**0.969**	0.963	0.961	0.960	-
		(10,10)	0.401	**0.450**	0.353	0.409	-
		(30,30)	**0.880**	0.875	0.851	0.868	-
		(60,60)	**0.994**	0.993	0.993	0.993	-
	5	(5,10)	0.218	**0.276**	0.177	0.229	-
		(20,30)	**0.647**	0.608	0.599	0.580	-
		(40,50)	**0.899**	0.881	0.878	0.873	-
		(10,10)	0.311	**0.352**	0.259	0.310	-
		(30,30)	**0.776**	0.763	0.730	0.748	-
		(60,60)	**0.968**	0.965	0.960	0.963	-
	7	(5,10)	-	-	**0.159**	-	-
		(20,30)	**0.567**	0.514	0.501	0.479	-
		(40,50)	**0.827**	0.790	0.792	0.777	-
		(10,10)	0.270	**0.303**	0.214	0.259	-
		(30,30)	**0.668**	0.641	0.615	0.625	-
		(60,60)	**0.920**	0.905	0.906	0.901	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

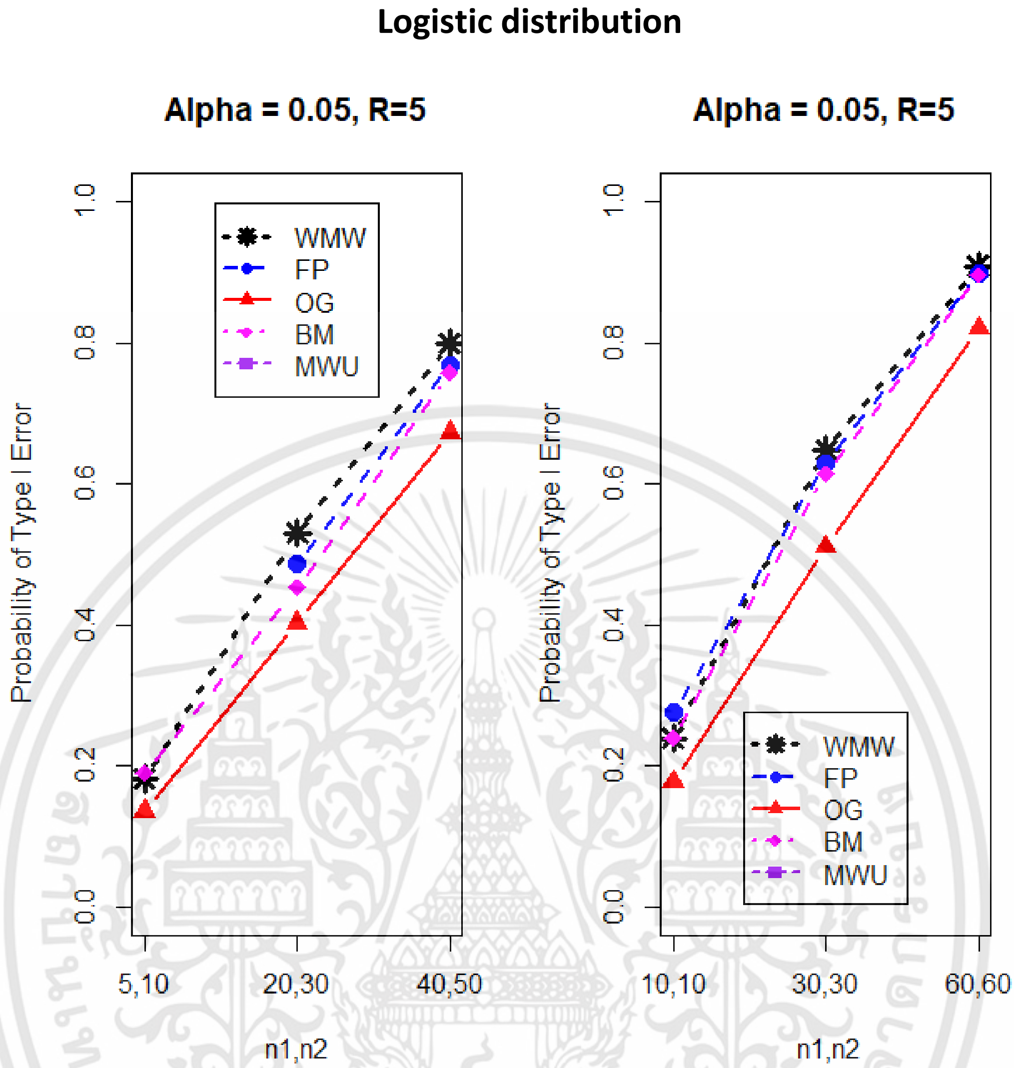
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.43 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.43 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

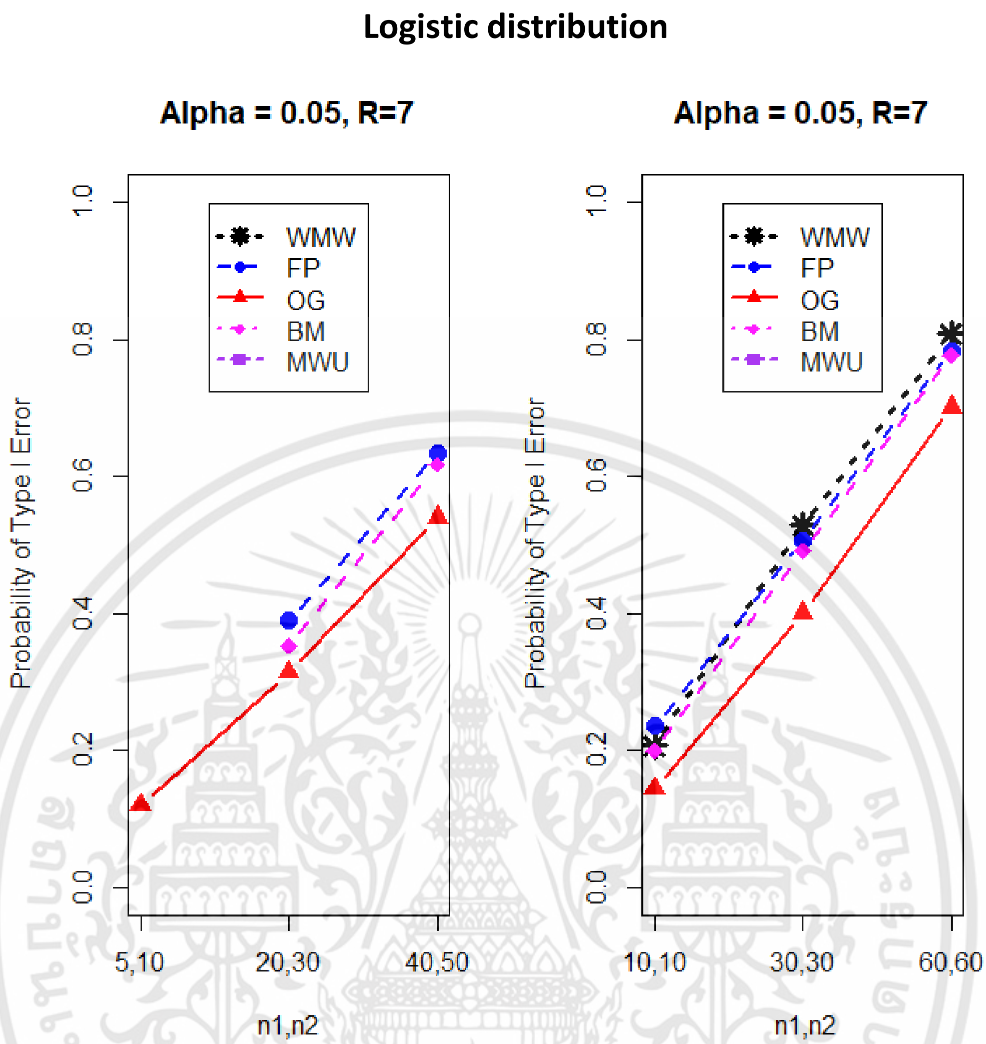
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.44 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.44 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

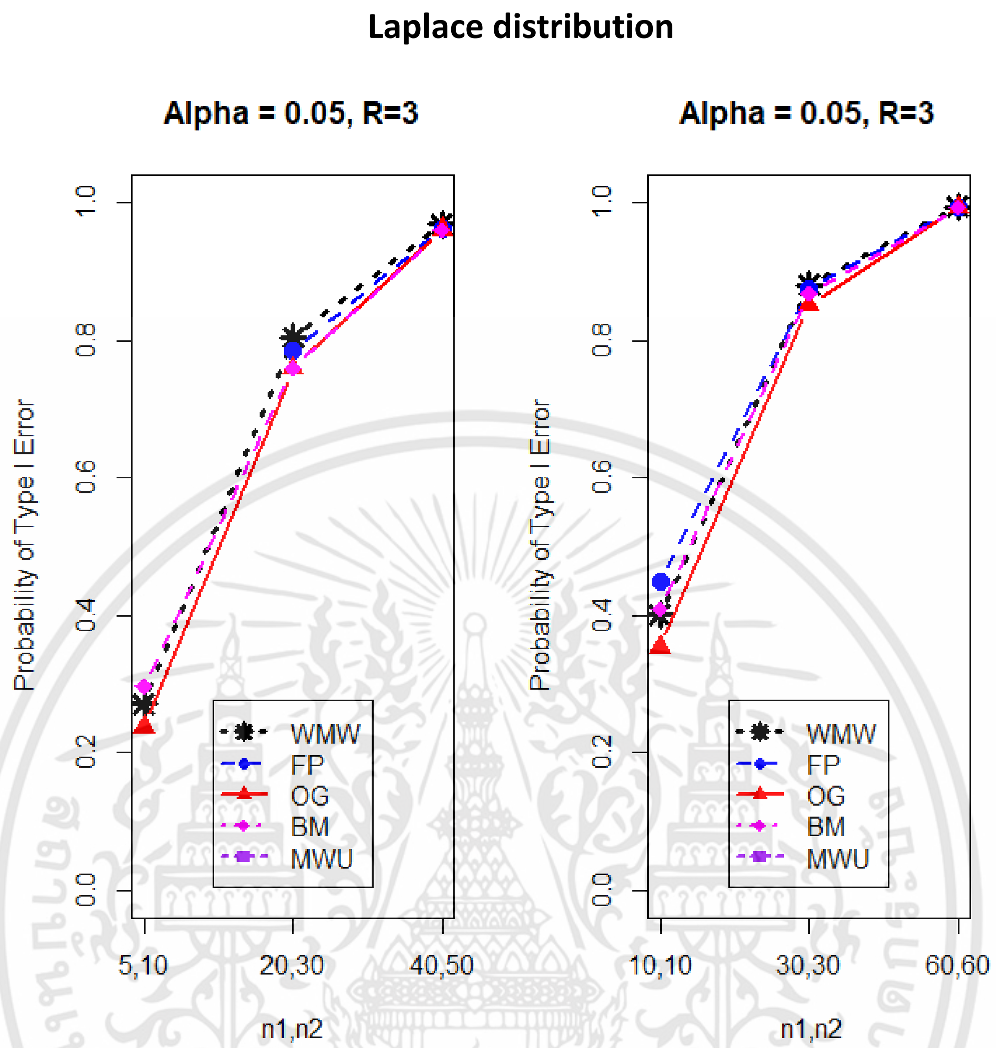
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.45 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.45 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

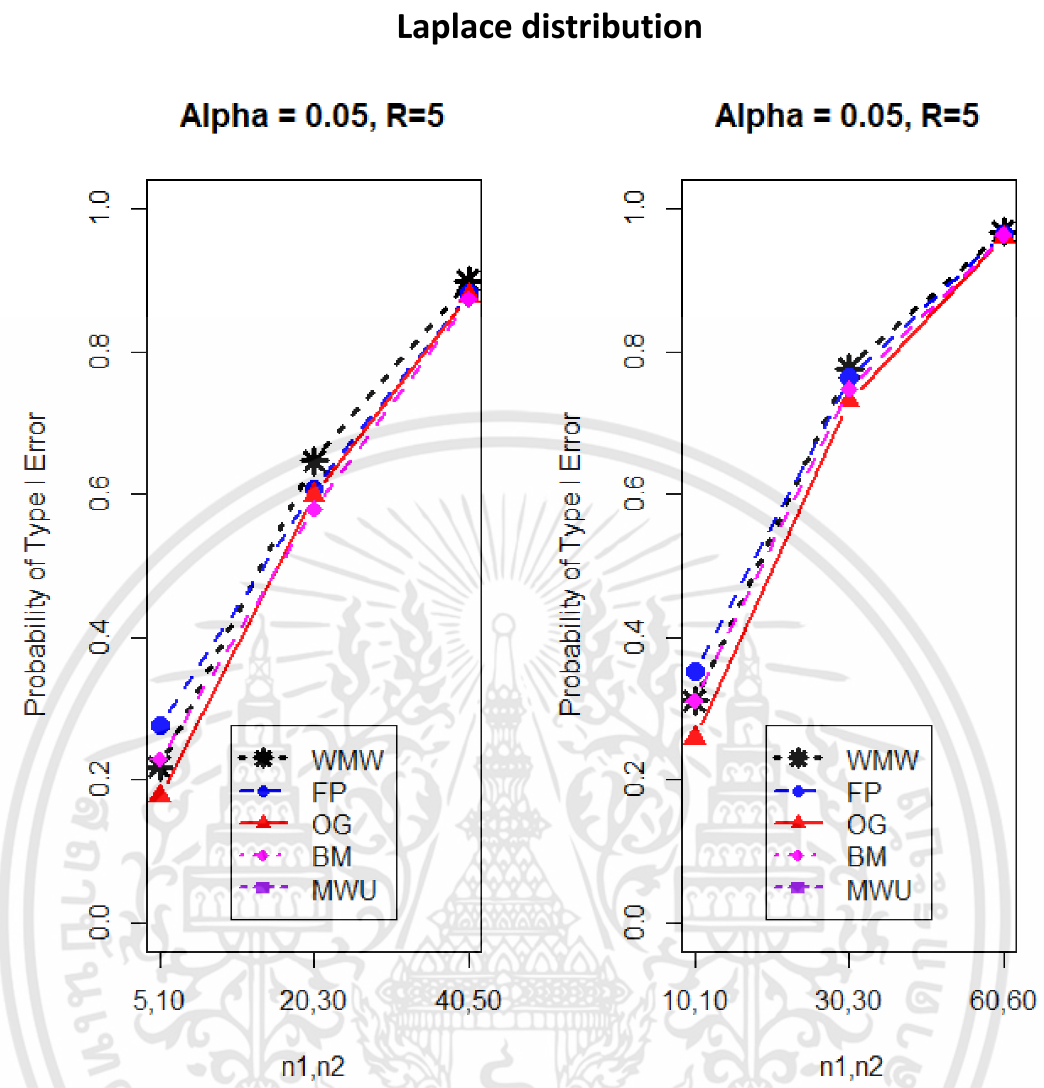
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.46 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.46 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

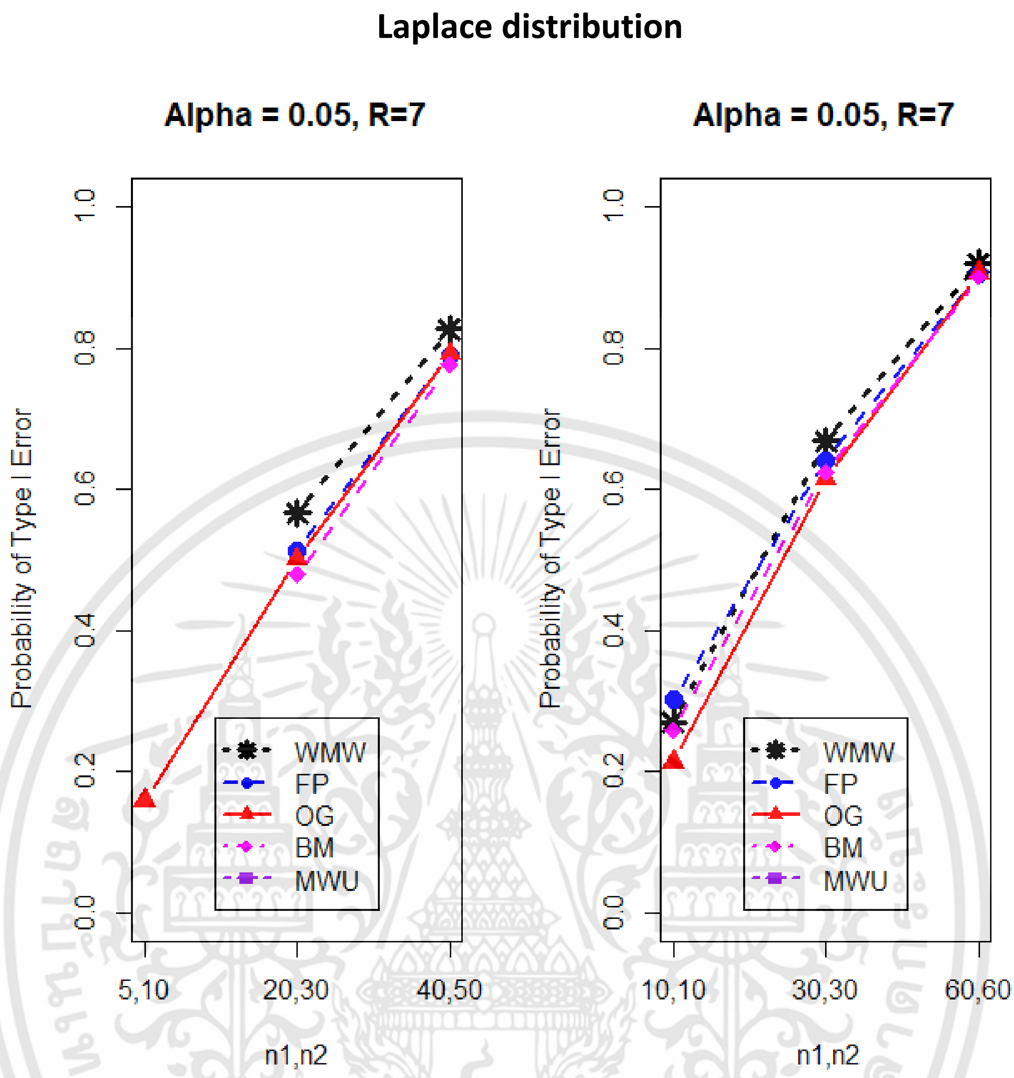
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.47 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.47 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.48 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.48 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

4.2.2 กรณีข้อมูลทั้งสองกลุ่มมีการแจกแจงเบ้

4.2.2.1 ความแปรปรวนเท่ากัน

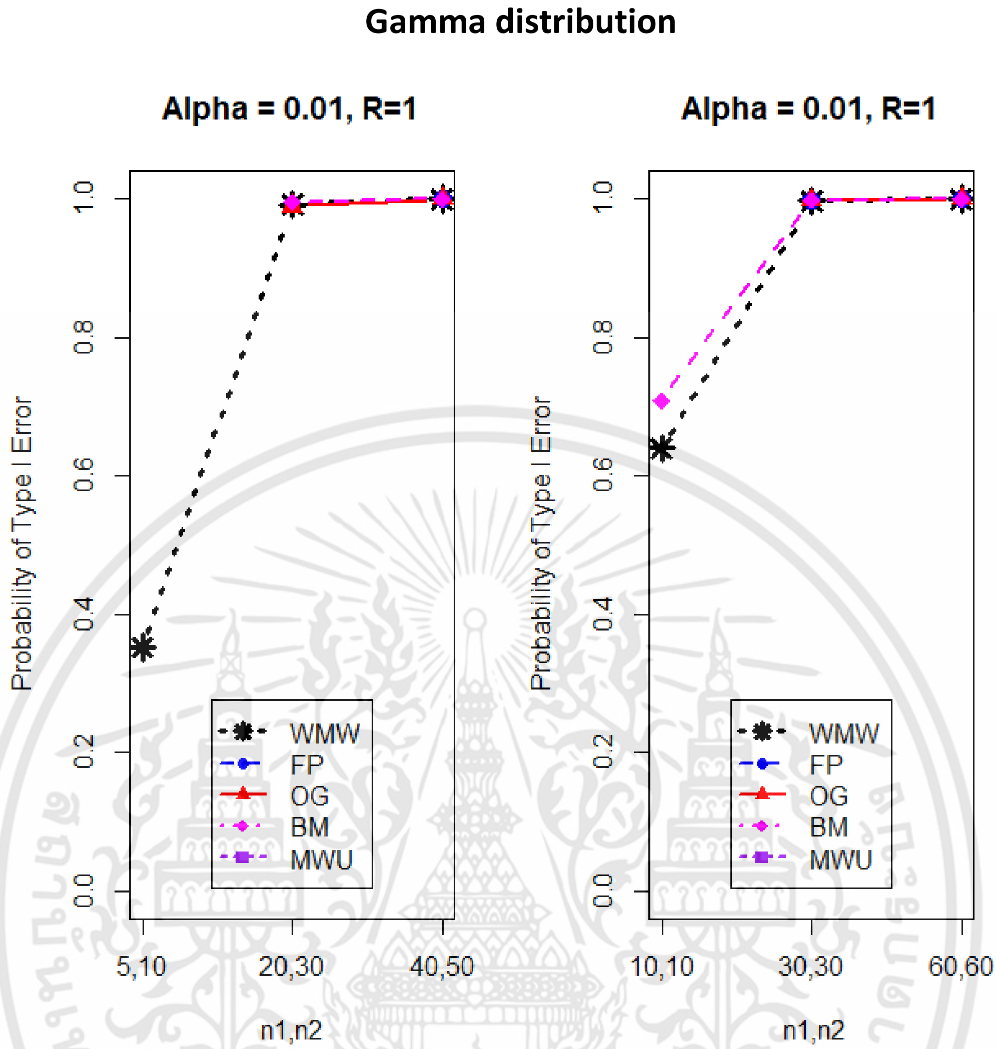
1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 4.13 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงเบ้ และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	1	(5,10)	**0.352**	-	-	-	-
		(20,30)	0.992	-	0.989	**0.995**	-
		(40,50)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
		(10,10)	0.640	-	-	**0.709**	-
		(30,30)	0.997	**0.998**	**0.998**	**0.998**	-
		(60,60)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
ล็อกปรกติ	1	(5,10)	**0.097**	-	0.009	-	-
		(20,30)	0.734	0.806	**0.881**	0.784	-
		(40,50)	0.966	0.972	**0.998**	0.968	-
		(10,10)	**0.272**	-	0.160	-	-
		(30,30)	0.829	-	**0.942**	0.805	-
		(60,60)	0.994	0.993	**1.000**	0.992	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

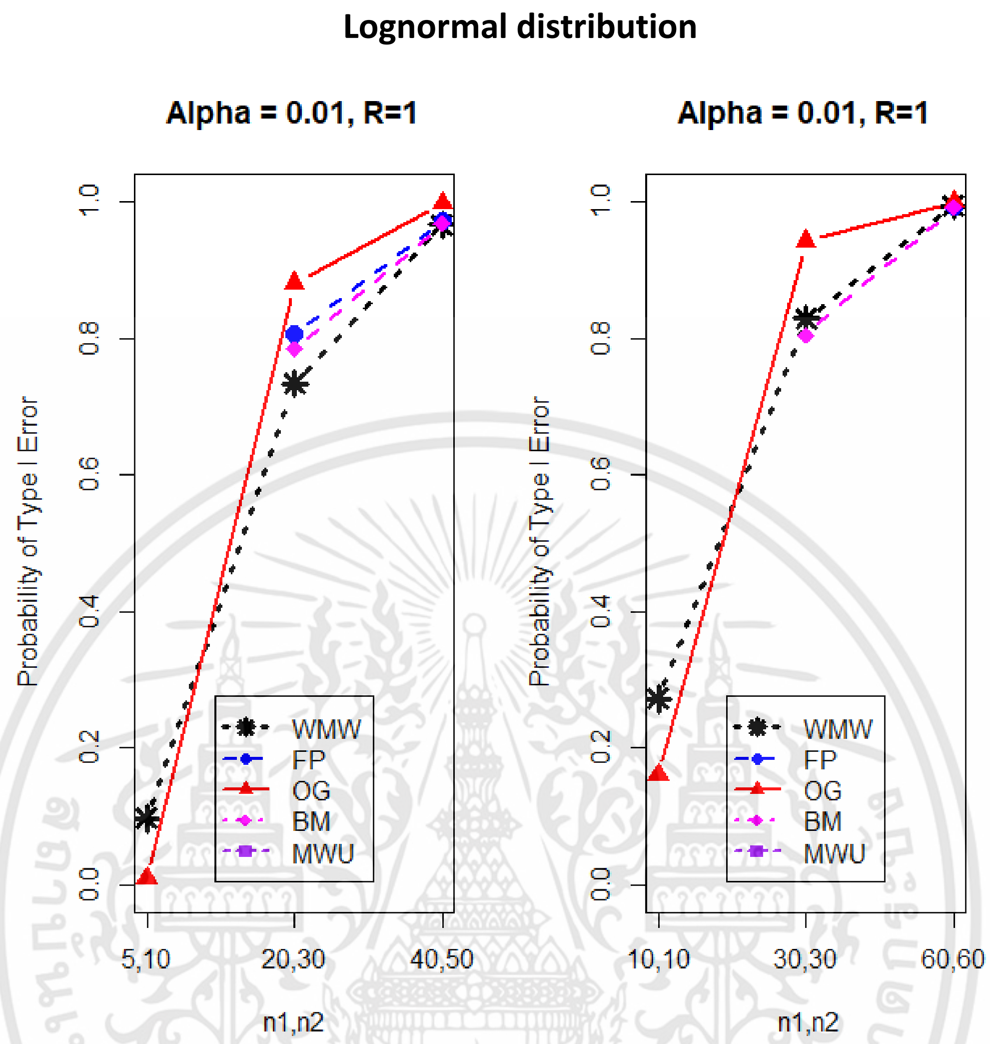
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.49 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.49 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.50 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.50 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

4.2.2.1 ความแปรปรวนเท่ากัน (ต่อ)

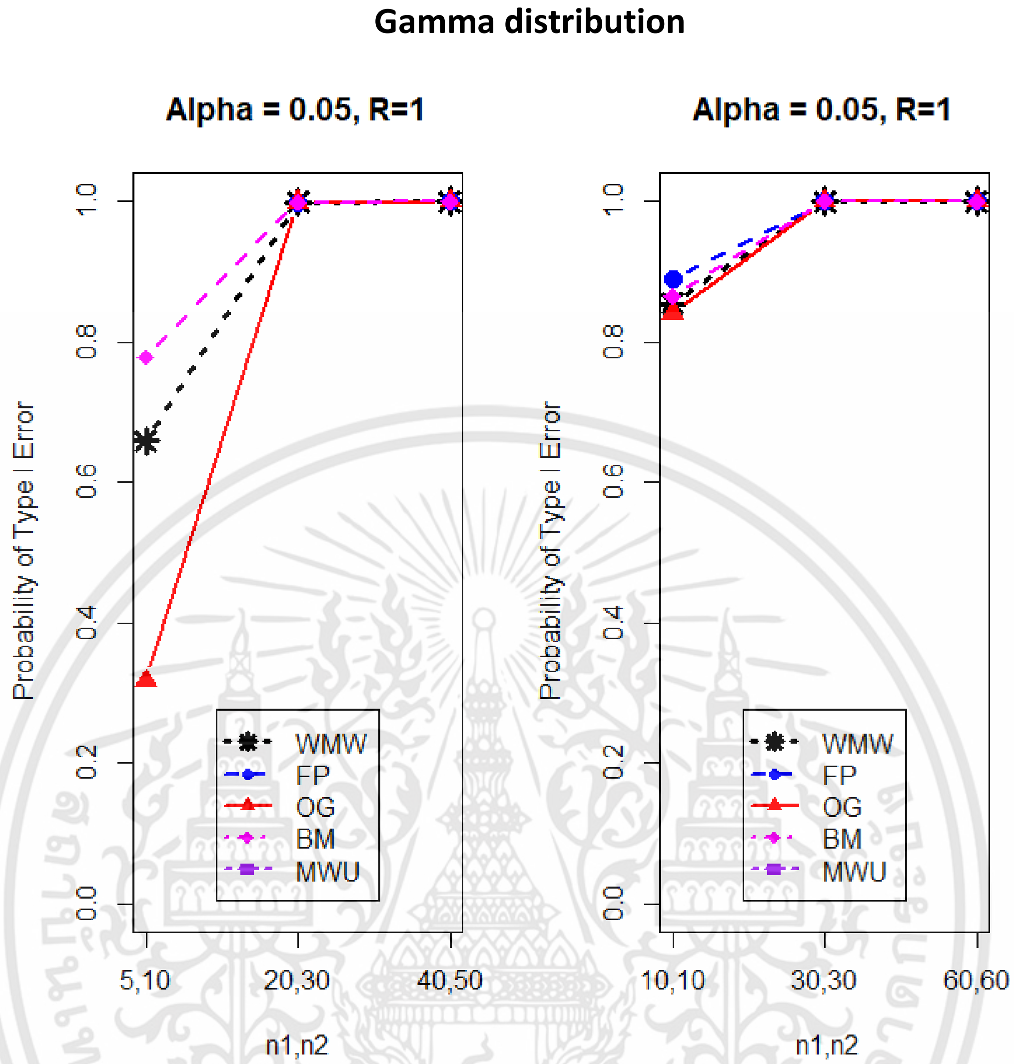
2) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 4.14 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงเบ้ และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	1	(5,10)	0.659	-	0.316	**0.778**	-
		(20,30)	**0.999**	**0.999**	**0.999**	**0.999**	-
		(40,50)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
		(10,10)	0.854	**0.888**	0.840	0.865	-
		(30,30)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
		(60,60)	**1.000**	**1.000**	**1.000**	**1.000**	-
ล็อกปรกติ	1	(5,10)	0.301	-	0.106	**0.443**	-
		(20,30)	0.905	0.923	**0.979**	0.919	-
		(40,50)	0.994	0.994	**1.000**	0.993	-
		(10,10)	0.504	0.547	**0.601**	0.495	-
		(30,30)	0.943	0.934	**0.987**	0.929	-
		(60,60)	0.999	0.999	**1.000**	0.999	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

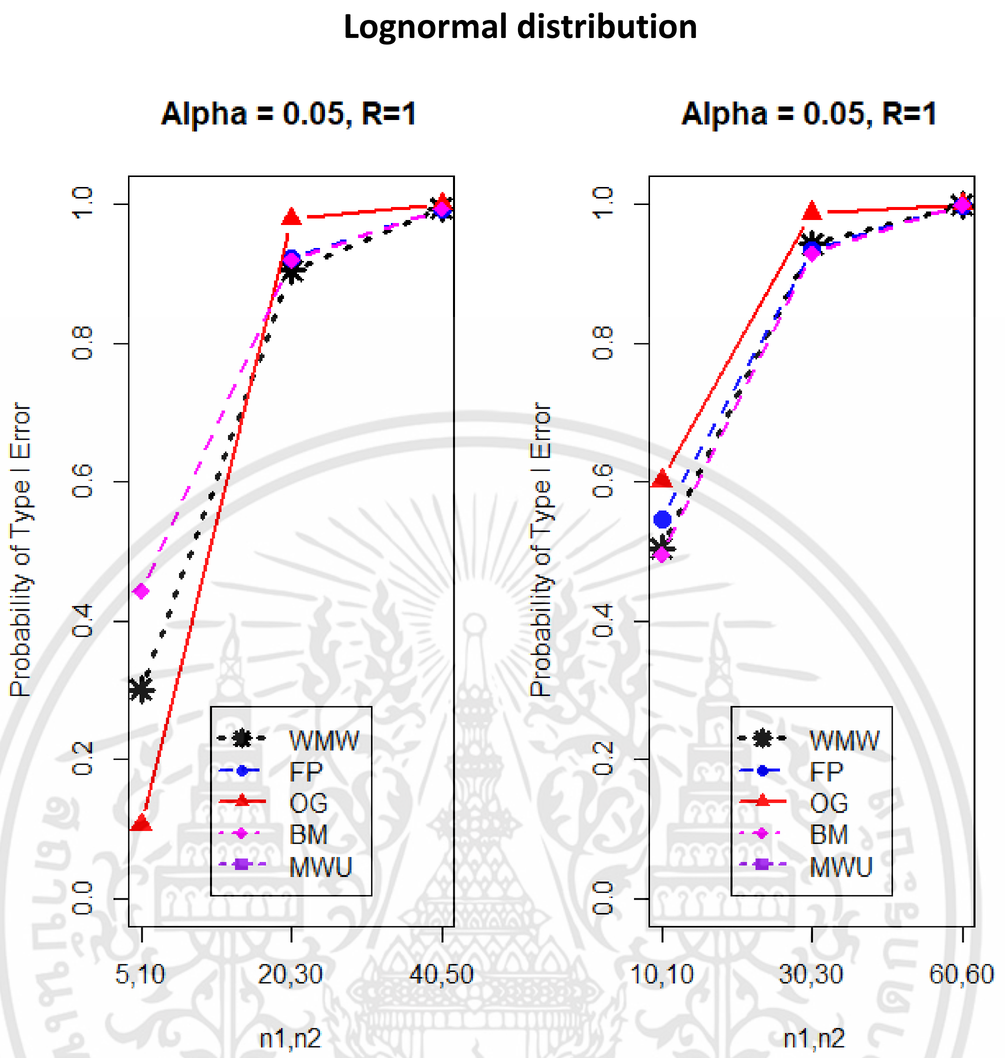
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.51 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.51 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.52 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.52 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

4.2.2.2 ความแปรปรวนต่างกัน

1) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ตารางที่ 4.15 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงเบ้ และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

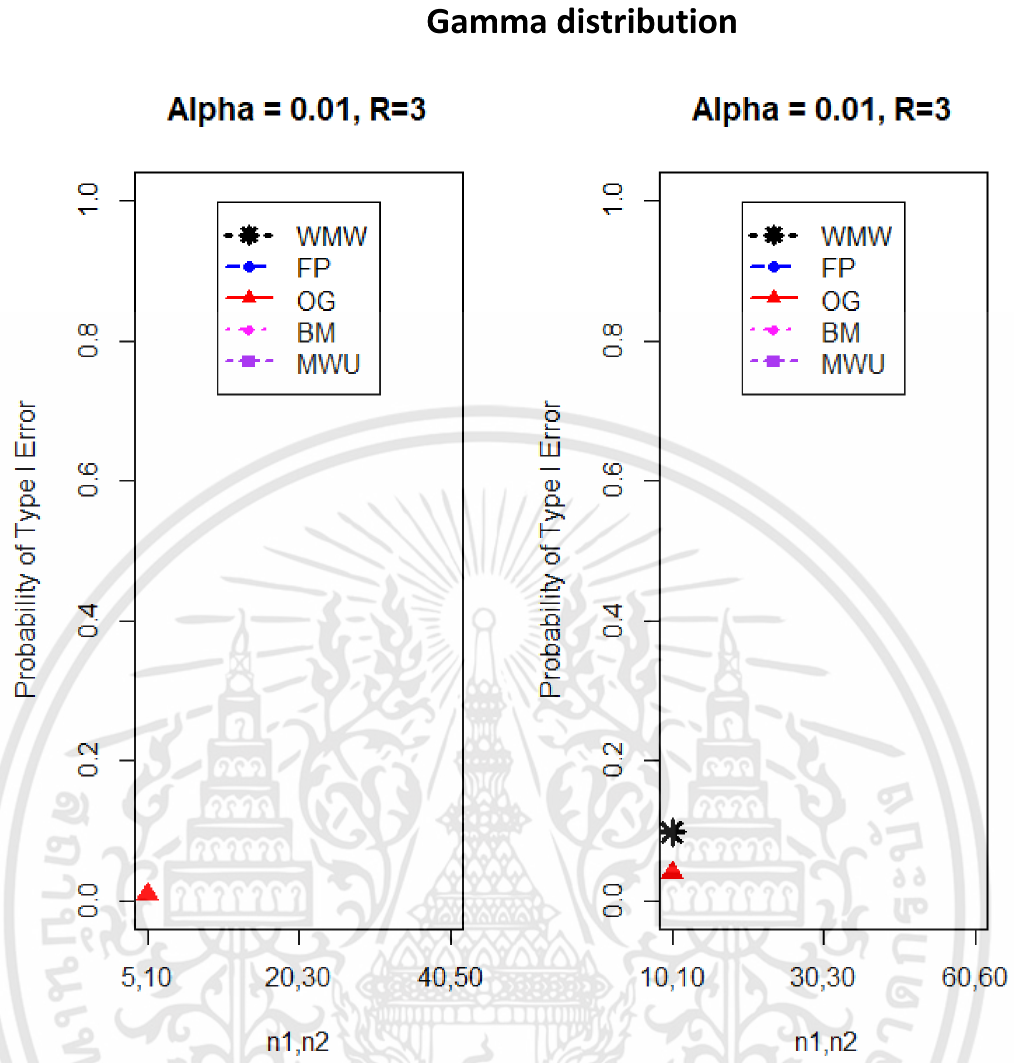
การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	3	(5,10)	-	-	**0.009**	-	-
		(20,30)	-	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-	-
		(10,10)	**0.098**	-	0.040	-	-
		(30,30)	-	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-	-
	5	(5,10)	-	-	**0.014**	-	-
		(20,30)	-	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-	-
		(10,10)	-	-	**0.019**	-	-
		(30,30)	-	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-	-
	7	(5,10)	-	-	**0.010**	-	-
		(20,30)	-	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-	-
		(10,10)	-	-	**0.013**	-	-
		(30,30)	-	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-	-

ตารางที่ ตารางที่ 4.15 (ต่อ) กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงเบ้ และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ล็อกปรกติ	3	(5,10)	**0.133**	-	0.008	-	-
		(20,30)	0.813	-	-	**0.851**	-
		(40,50)	0.988	**0.991**	-	0.990	-
		(10,10)	**0.314**	-	-	-	-
		(30,30)	0.903	**0.925**	-	0.916	-
		(60,60)	**0.999**	**0.999**	-	**0.999**	-
	5	(5,10)	**0.115**	-	0.004	-	-
		(20,30)	0.667	-	-	**0.691**	-
		(40,50)	0.947	**0.957**	-	0.952	-
		(10,10)	**0.214**	-	-	-	-
		(30,30)	0.794	**0.833**	-	0.817	-
		(60,60)	0.988	**0.990**	-	0.989	-
	7	(5,10)	**0.109**	-	0.003	-	-
		(20,30)	0.580	**0.631**	-	0.589	-
		(40,50)	0.905	**0.916**	-	0.907	-
		(10,10)	**0.190**	-	-	-	-
		(30,30)	0.731	-	-	**0.753**	-
		(60,60)	0.976	**0.979**	-	0.978	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

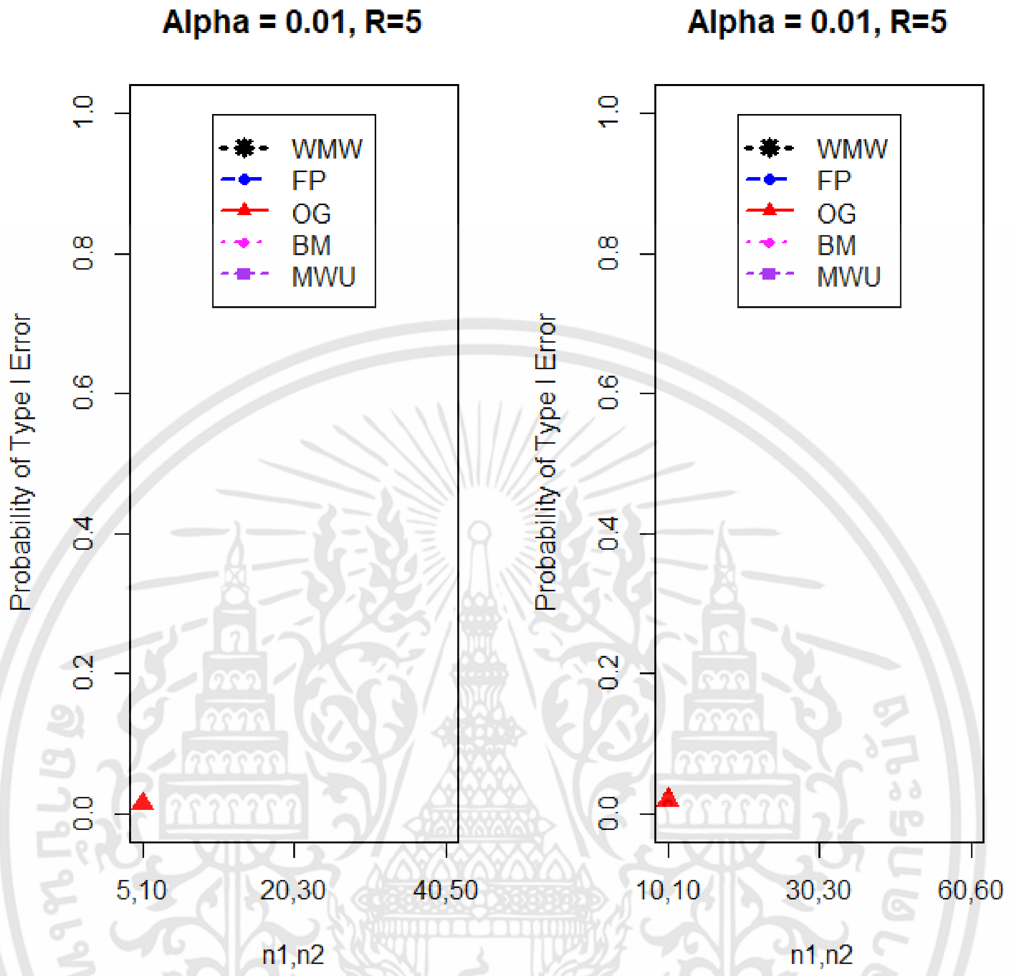
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.53 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

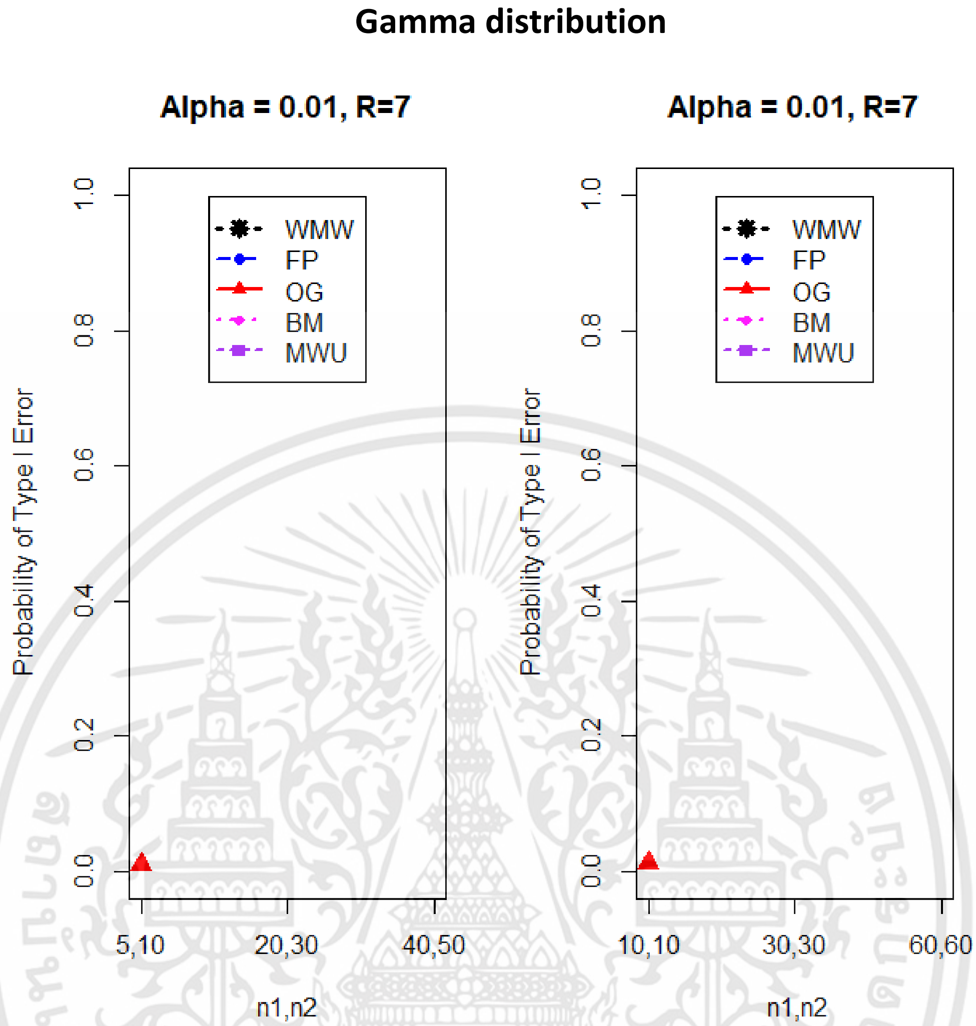
จากรูปที่ 4.53 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

Gamma distribution



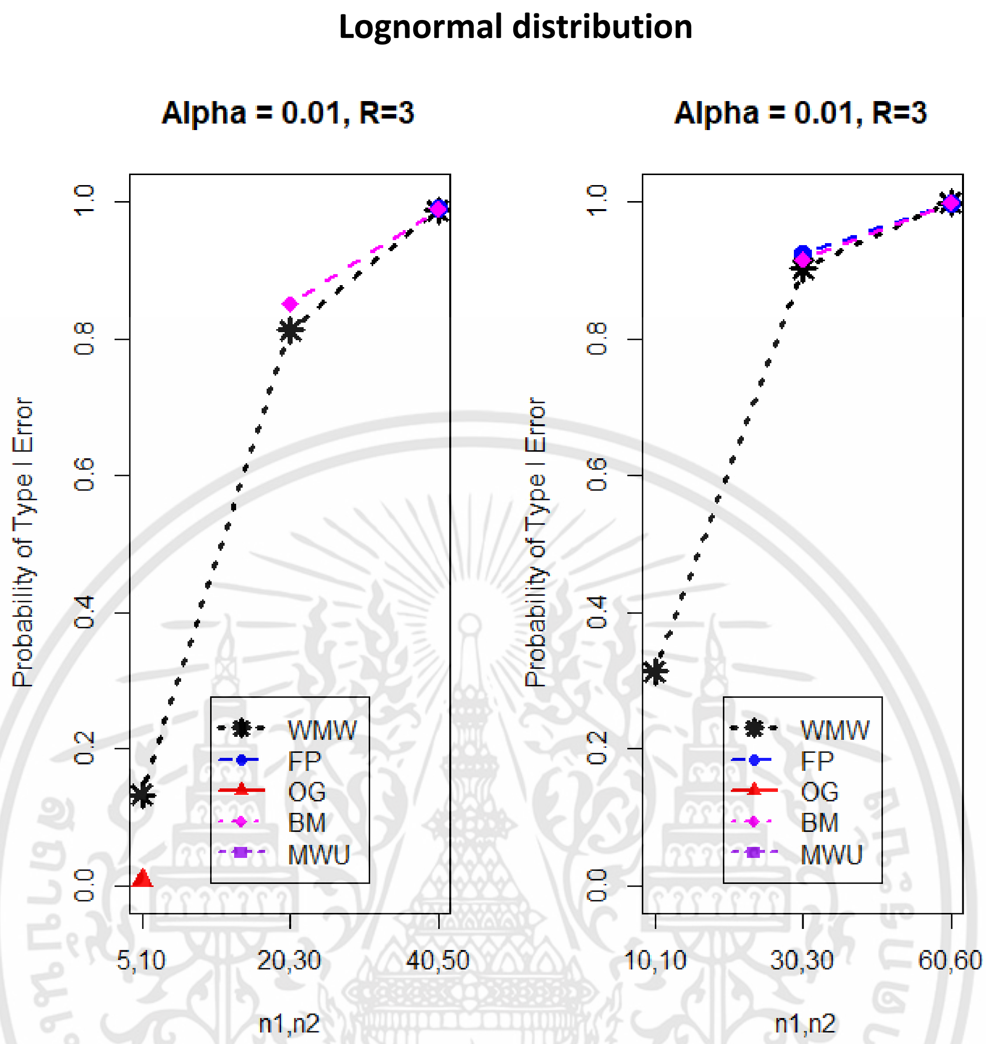
รูปที่ 4.54 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.54 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็กตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด



รูปที่ 4.55 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.55 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

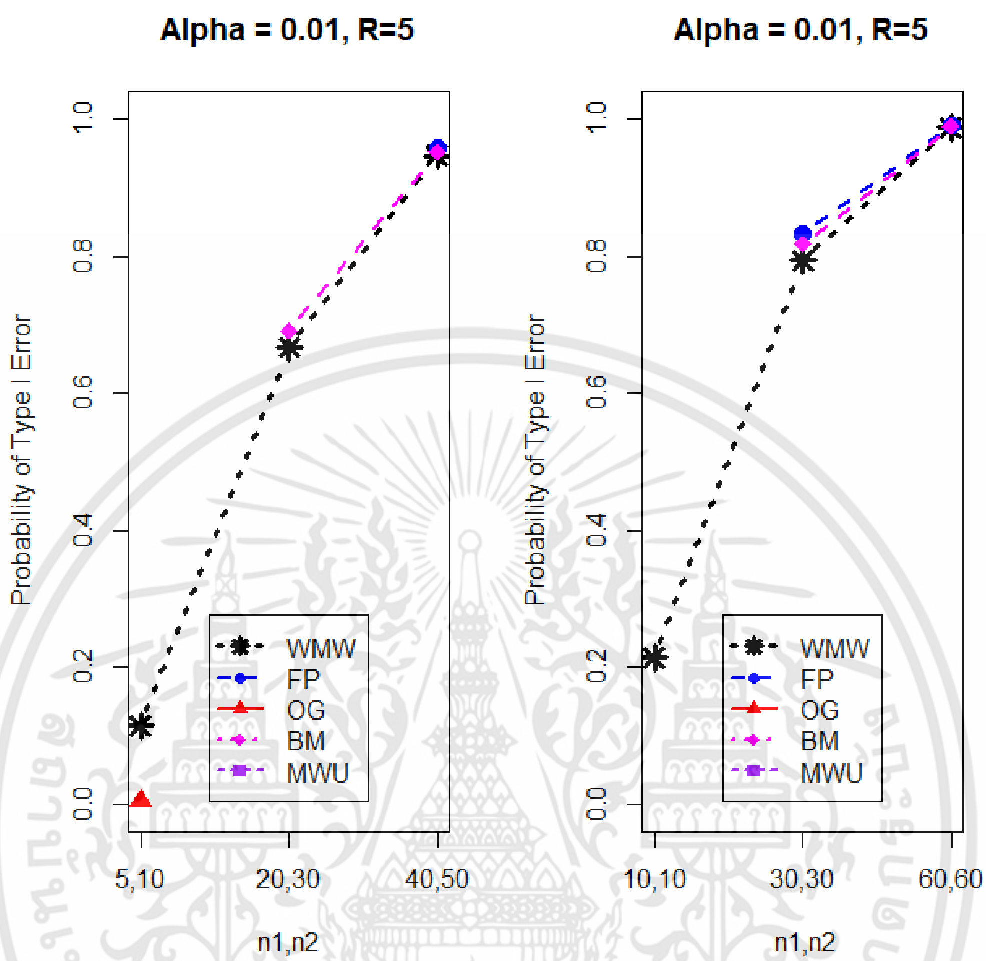


รูปที่ 4.56 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.56 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

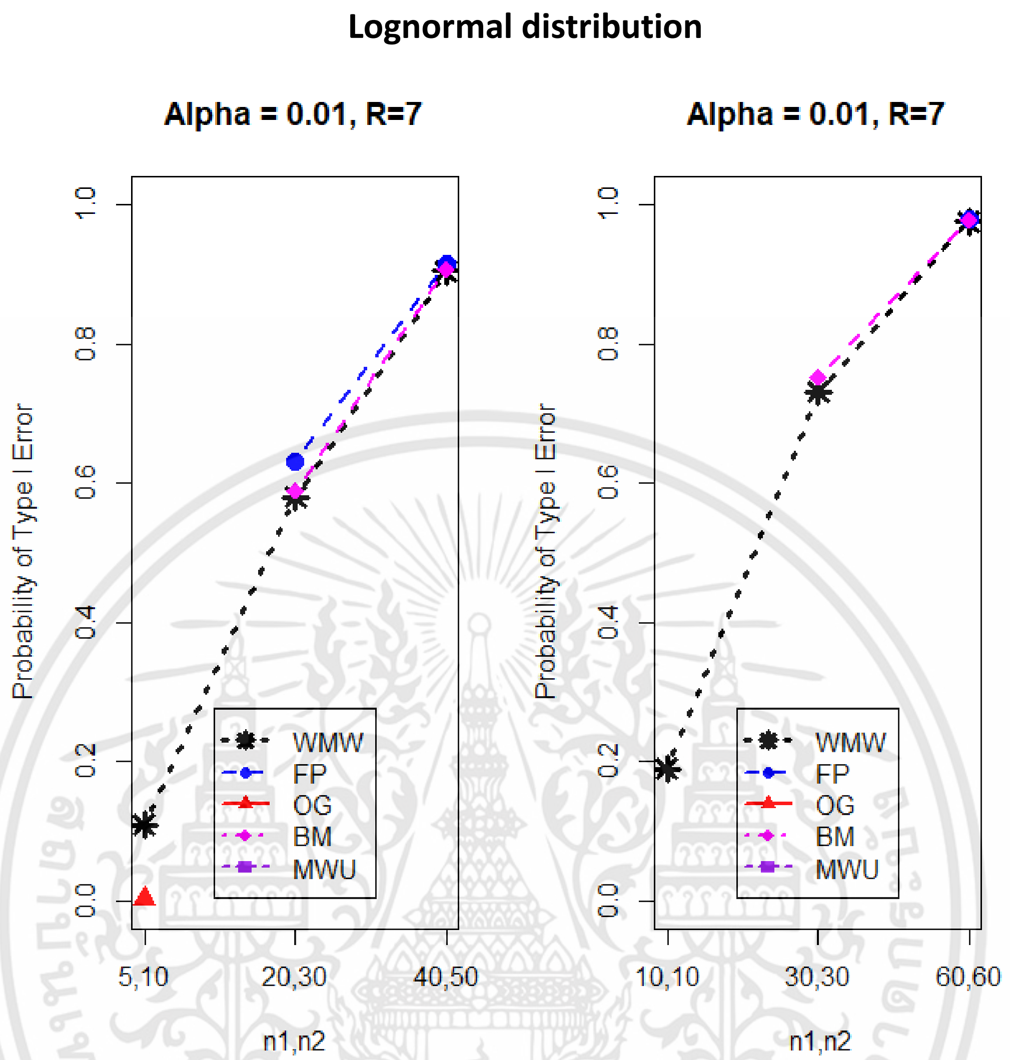
Lognormal distribution



รูปที่ 4.57 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.57 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.58 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.58 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

2) กำหนดระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

ตารางที่ 4.16 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงเบ้ และความแปรปรวนต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

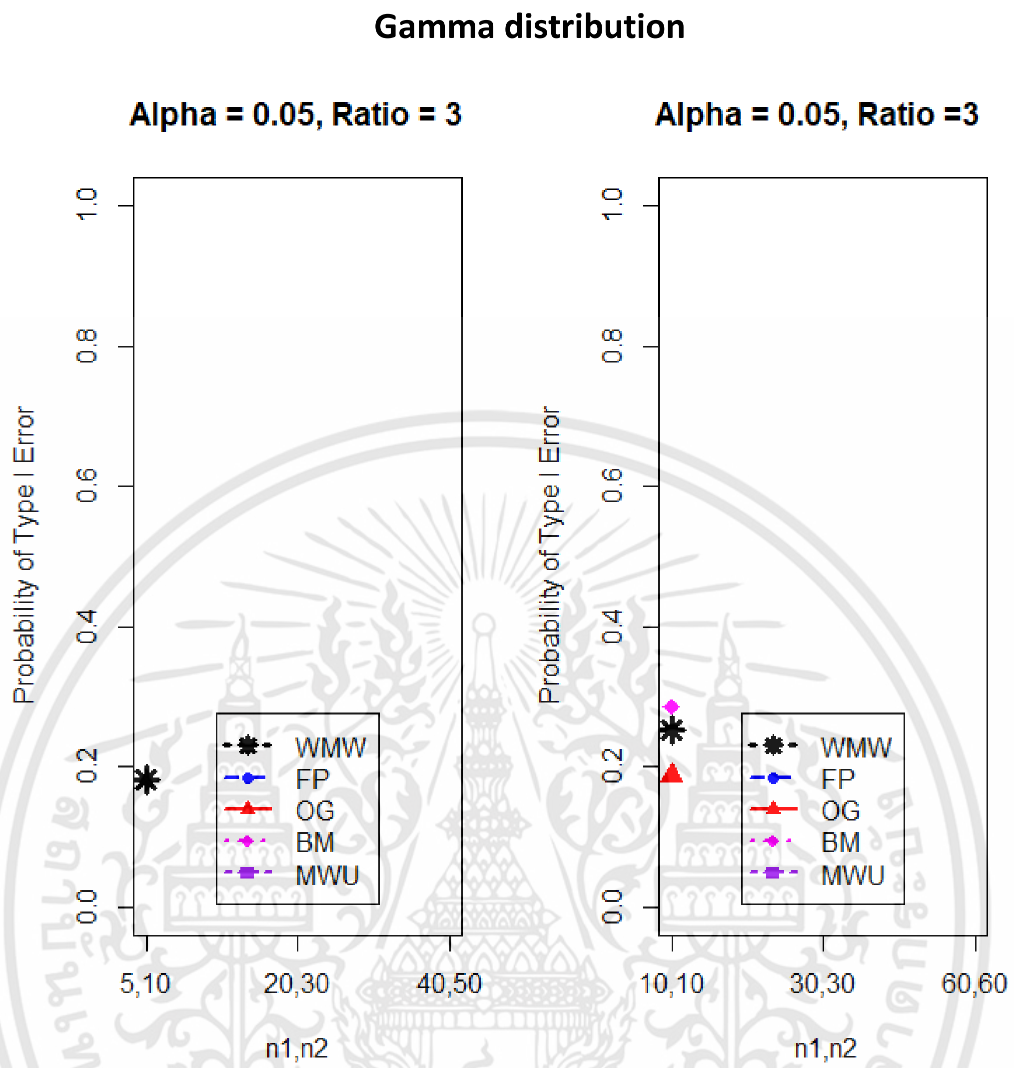
การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
แกมมา	3	(5,10)	**0.182**	-	-	-	-
		(20,30)	-	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-	-
		(10,10)	0.253	-	0.188	**0.286**	-
		(30,30)	-	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-	-
	5	(5,10)	-	-	-	-	-
		(20,30)	-	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-	-
		(10,10)	0.167	-	0.103	**0.172**	-
		(30,30)	-	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-	-
	7	(5,10)	-	-	-	-	-
		(20,30)	-	-	-	**0.201**	-
		(40,50)	-	-	-	-	-
		(10,10)	0.126	-	0.068	**0.125**	-
		(30,30)	-	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-	-

ตารางที่ 4.16 (ต่อ) กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลสองกลุ่มมีการแจกแจงเบ้ และความแปรปรวนต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ				
			WMW	FP	OG	BM	MWU
ล็อกปรกติ	3	(5,10)	**0.357**	-	0.099	-	-
		(20,30)	0.943	**0.955**	-	0.953	-
		(40,50)	**0.998**	**0.998**	-	**0.998**	-
		(10,10)	0.558	**0.630**	0.534	0.601	-
		(30,30)	0.975	**0.976**	-	0.975	-
		(60,60)	**1.000**	**1.000**	-	**1.000**	-
	5	(5,10)	**0.297**	-	0.060	-	-
		(20,30)	0.860	**0.871**	-	0.863	-
		(40,50)	0.989	**0.990**	-	0.989	-
		(10,10)	0.449	**0.524**	0.339	0.492	-
		(30,30)	0.931	**0.938**	-	0.935	-
		(60,60)	**0.998**	**0.998**	-	**0.998**	-
	7	(5,10)	0.272	**0.378**	0.049	-	-
		(20,30)	0.803	**0.809**	-	0.793	-
		(40,50)	**0.974**	**0.974**	-	0.972	-
		(10,10)	0.414	**0.486**	0.470	0.455	-
		(30,30)	0.899	**0.905**	-	0.902	-
		(60,60)	**0.997**	**0.997**	-	**0.997**	-

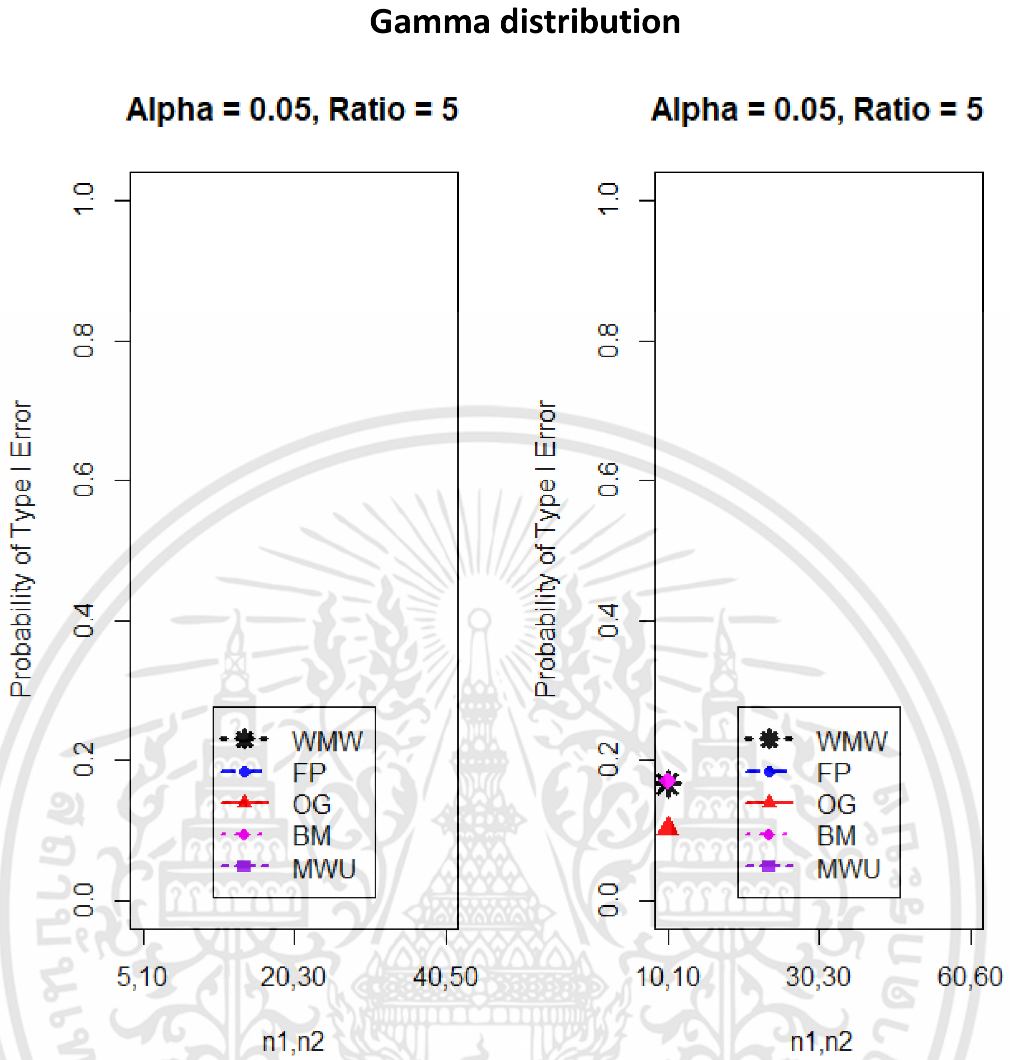
หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



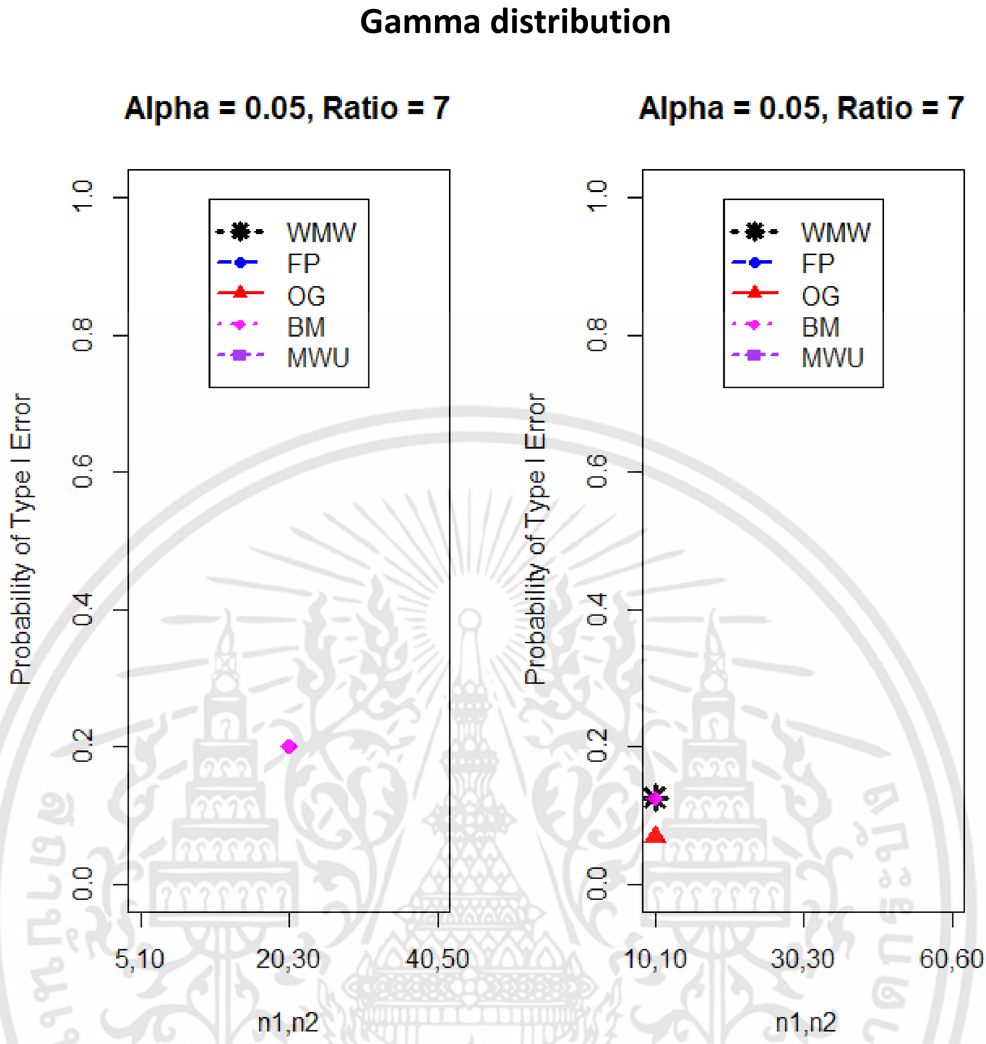
รูปที่ 4.59 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.59 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด



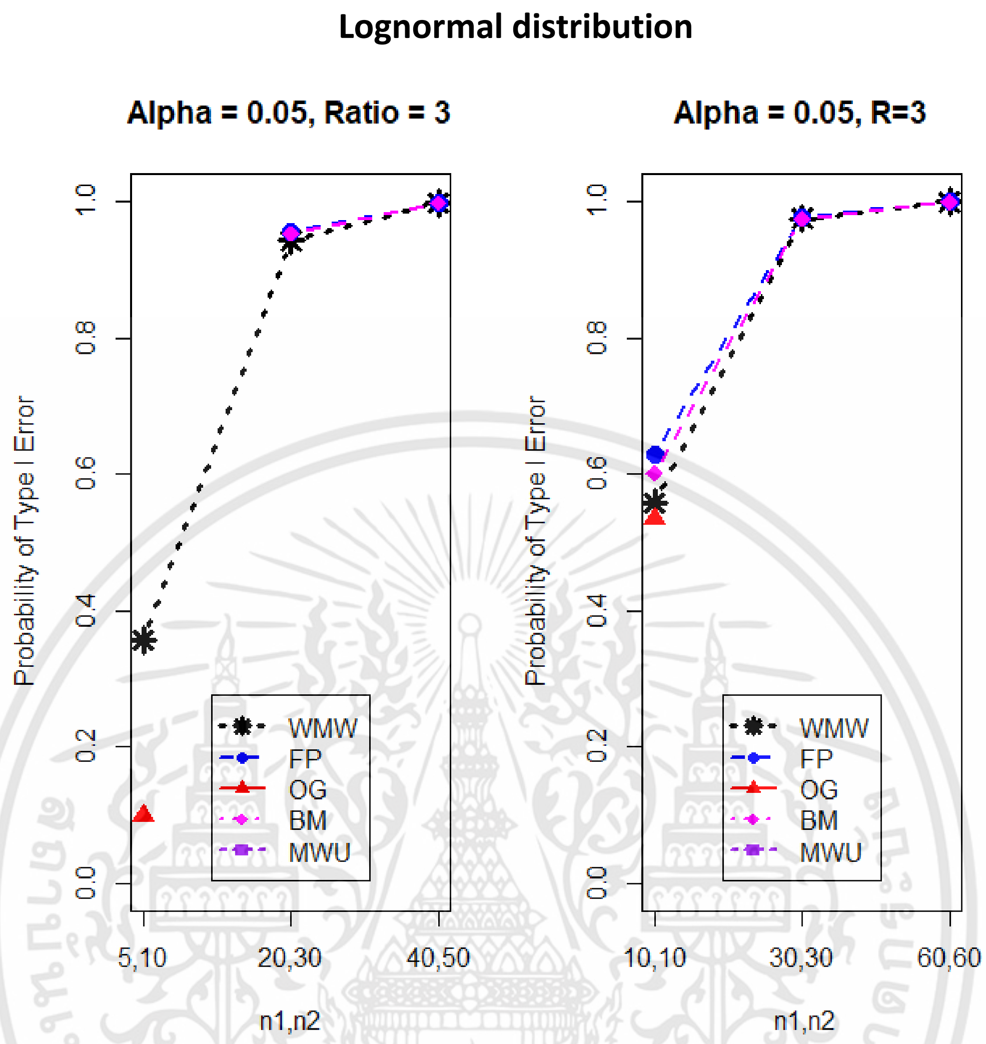
รูปที่ 4.60 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.60 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด



รูปที่ 4.61 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

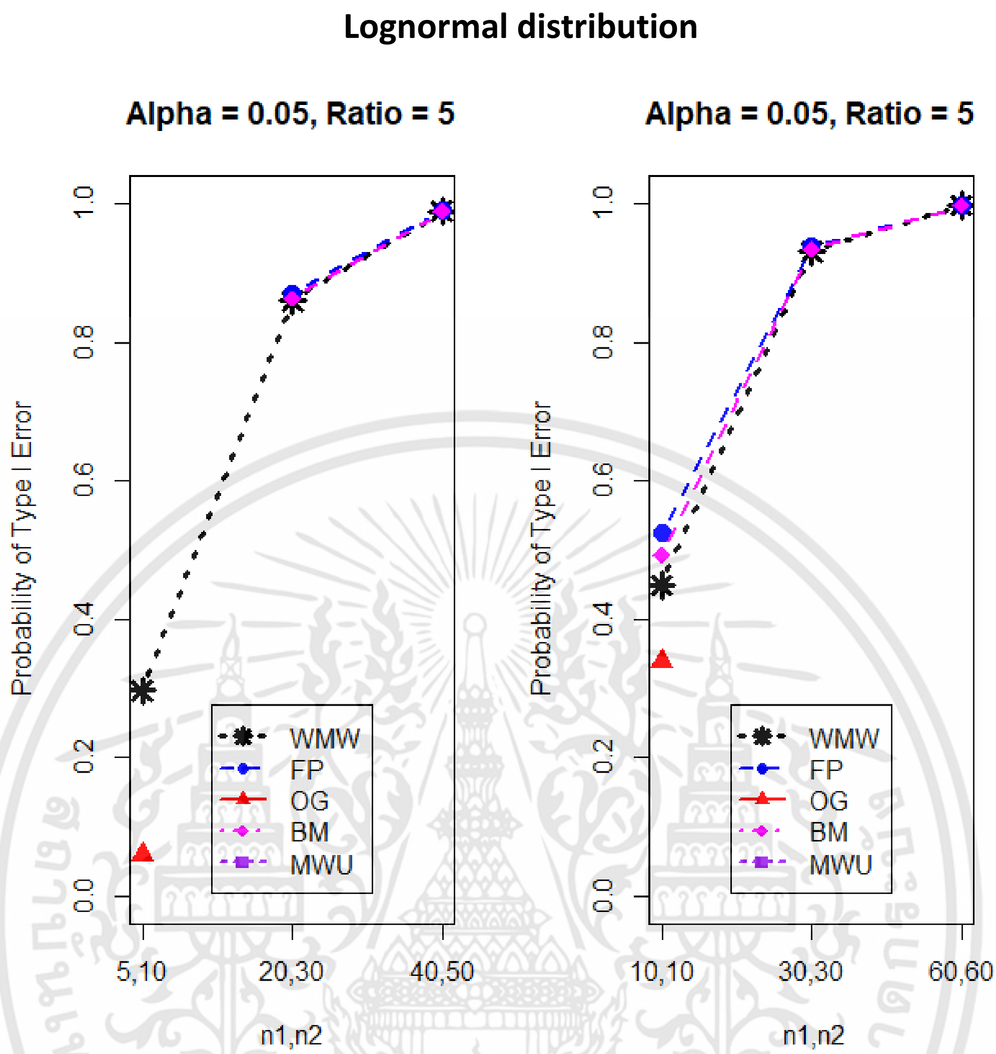
จากรูปที่ 4.61 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด



รูปที่ 4.62 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.62 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

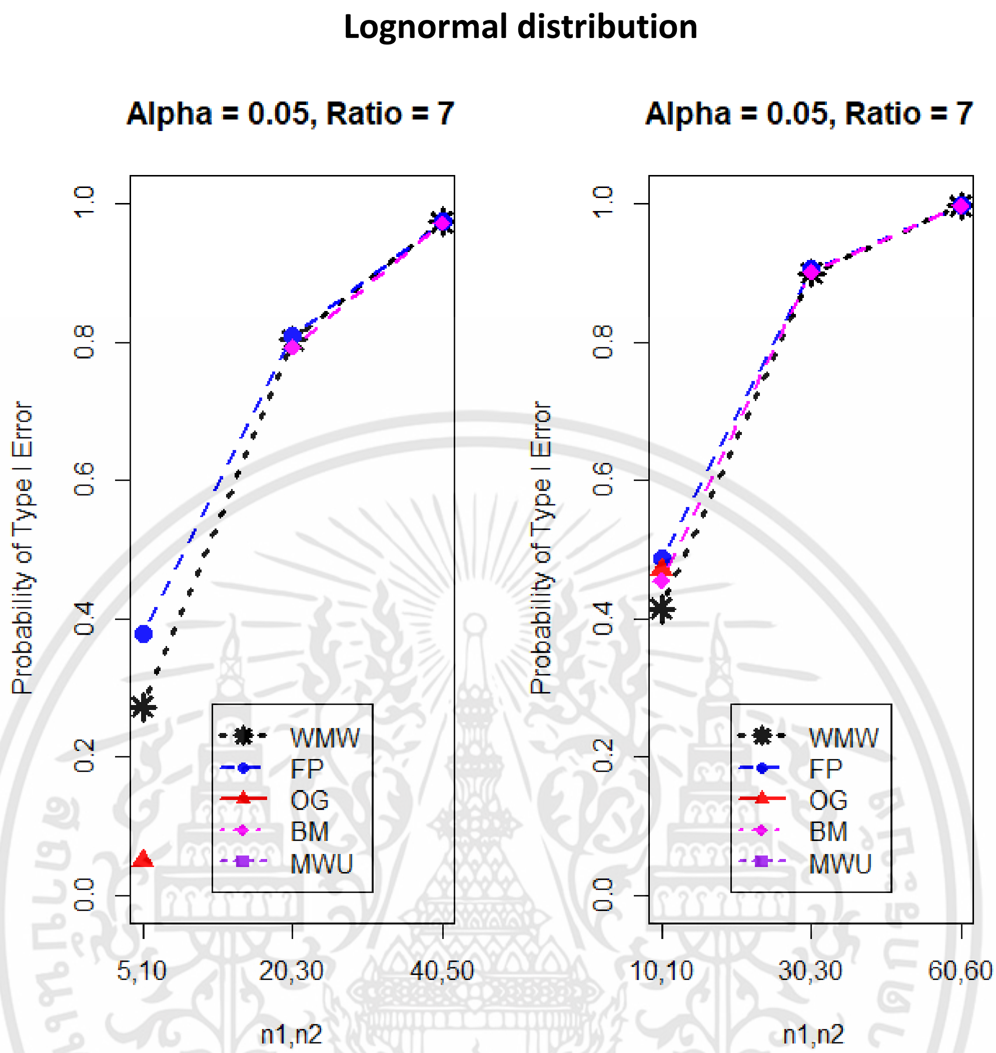
นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.63 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.63 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย



รูปที่ 4.64 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จากรูปที่ 4.64 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW และ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP และ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

นอกจากนี้ยังพบอีกว่า ทั้งขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างใหญ่ขึ้น กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

4.3 สรุปผลการทดลอง

4.3.1 สรุปผลความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

จากการศึกษาความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 6 ตัว ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test ในกรณีต่าง ๆ ได้ผลสรุปดังนี้

ตารางที่ 4.17 ตัวสถิติทดสอบที่มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดในกรณีต่างๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	ขนาดตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน			
		ความแปรปรวนเท่ากัน	ความแปรปรวนต่างกัน		
		1	3	5	7
ลอจิสติก	ต่างกัน	WMW, OG	OG	OG	OG
	เท่ากัน	WMW, OG	WMW	WMW, OG	WMW, OG
ลาปลาซ	ต่างกัน	WMW, OG	OG	OG	OG
	เท่ากัน	WMW, OG	WMW, OG, BM	WMW, OG	WMW, OG, BM
แกมมา	ต่างกัน	WMW	OG	OG	OG
	เท่ากัน	WMW, BM	WMW, OG	OG	OG
ล็อกปรกติ	ต่างกัน	WMW, OG	WMW	WMW	WMW, FP, BM
	เท่ากัน	WMW, BM	WMW	WMW	WMW

จากตารางที่ 4.17 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 5, 7

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW, OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3 7

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 3

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ FP, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =7 ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

ตารางที่ 4.18 ตัวสถิติทดสอบที่มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดในกรณีต่างๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	ขนาดตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน			
		ความแปรปรวนเท่ากัน	ความแปรปรวนต่างกัน		
		1	3	5	7
ลอจิสติก	ต่างกัน	WMW, OG, BM	WMW, OG, BM	WMW, OG, BM	OG, BM
	เท่ากัน	WMW, FP, OG, BM	WMW, FP, OG, BM	WMW, FP, OG, BM	WMW, FP, OG, BM
ลาปลาซ	ต่างกัน	WMW, OG, BM	WMW, OG, BM	WMW, OG, BM	OG
	เท่ากัน	WMW, FP, OG, BM	WMW, FP, OG, BM	WMW, FP, OG, BM	WMW, FP, OG, BM
แกมมา	ต่างกัน	WMW, OG, BM	WMW	-	BM
	เท่ากัน	WMW, FP, OG, BM	WMW, OG, BM	WMW, OG, BM	WMW, OG, BM
ล็อกปรกติ	ต่างกัน	WMW, OG, BM	WMW	WMW	WMW, FP
	เท่ากัน	WMW, FP, OG, BM	WMW, FP, BM	WMW, FP, BM	WMW, FP, BM

จากตารางที่ 4.18 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 3 5 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 3 5 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, OG, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 3 ตัวสถิติทดสอบ BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 7 ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW, OG, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ FP มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ OG, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 ตัวสถิติทดสอบ FP มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 7 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP, BM มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

4.3.2 สรุปผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

จากการศึกษากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 6 ตัว ได้แก่ Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test ในกรณีต่าง ๆ ได้ผลสรุปดังนี้

ตารางที่ 4.19 ตัวสถิติทดสอบที่ให้กำลังการทดสอบมากที่สุดในกรณีต่าง ๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

การแจกแจง	ขนาดตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน			
		ความแปรปรวนเท่ากัน	ความแปรปรวนต่างกัน		
		1	3	5	7
ลอจิสติก	ต่างกัน	WMW, FP	BM	BM	BM
	เท่ากัน	WMW, FP, BM	FP	WMW	WMW
ลาปลาซ	ต่างกัน	WMW, FP	WMW	OG	OG
	เท่ากัน	WMW	WMW, FP, BM	WMW	WMW, FP, BM
แกมมา	ต่างกัน	WMW, BM	OG	OG	OG
	เท่ากัน	BM	WMW	OG	OG
ล็อกปรกติ	ต่างกัน	OG	WMW, FP, BM	WMW, FP, BM	FP
	เท่ากัน	OG	FP	FP	WMW, FP, BM

จากตารางที่ 4.19 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW, FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 3 ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 3 ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =1, 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ FP, BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 7

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW, BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW

มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3 ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW, BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5 ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW, OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 7

ตารางที่ 4.20 ตัวสถิติทดสอบที่ให้กำลังการทดสอบมากที่สุดในกรณีต่าง ๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	ขนาดตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน			
		ความแปรปรวนเท่ากัน	ความแปรปรวนต่างกัน		
		1	3	5	7
ลอจิสติก	ต่างกัน	BM	WMW	WMW	FP
	เท่ากัน	FP	WMW	WMW	WMW
ลาปลาซ	ต่างกัน	BM	WMW	WMW	WMW
	เท่ากัน	WMW, FP, BM	WMW	WMW	WMW
แกมมา	ต่างกัน	BM	WMW	-	BM
	เท่ากัน	FP	BM	BM	BM
ล็อกปรกติ	ต่างกัน	OG	WMW, FP	FP	FP
	เท่ากัน	OG	FP	FP	FP

จากตารางที่ 4.20 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5 ตัวสถิติ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 ตัวสถิติ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 7 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่าง

ต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ FP, BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 3 ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1 และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน =3, 5, 7 ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเมื่อ อัตราส่วนความแปรปรวน = 1

4.4 การอภิปรายผล

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ความแปรปรวนเท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 1) ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5 และ 7) ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สอดคล้องกับงานวิจัยของ ธีระนิตย (2552) ที่กล่าวว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงลอจิสติก อัตราสวนคาเบี่ยงเบนมาตรฐานเปน 0.25, 0.5, 1.0, 2.0 และ 4.0 พบว่า สถิติทดสอบ WMW จะมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สอดคล้องกับงานวิจัยของ ธีระนิตย (2552) ที่กล่าวว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงลอจิสติก อัตราสวนคาเบี่ยงเบนมาตรฐานเปน 0.25, 0.5, 1.0, 2.0 และ 4.0 พบว่า สถิติทดสอบ WMW จะมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ อาภา และคณะ (2558) ที่กล่าวว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงแกมมา พบว่าตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสอดคล้องกับงานวิจัยของ Fagerland and Sandvik (2009) ที่กล่าวว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างมีขนาดเท่ากันและสัดส่วนของความแปรปรวนกลุ่มหนึ่งต่อกลุ่มสองคือ 1.0

พบว่า ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างดท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด ซึ่งขีดแย้งกับงานวิจัยของ นพดล และชินนพงษ์ (2553) ที่กล่าวว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงล็อกปรกติ เมื่อความแปรปรวนต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูง เนื่องจากงานวิจัยของนพดล และชินนพงษ์ (2553) ศึกษาเฉพาะตัวอย่างขนาดเล็ก

บทที่ 5
สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้นี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างมัธยฐานของประชากร 2 กลุ่ม โดยพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 5 การทดสอบ ประกอบด้วย Wilcoxon-Mann-Whitney Test, Fligner-Policello Test, O'Gorman Adaptive Test, Brunner-Munzel Test และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test ที่ระดับนัยสำคัญของการทดสอบ คือ 0.01 และ 0.05 ข้อมูลที่ใช้ในการทำดำเนินวิจัยครั้งนี้ได้จากการสร้างแบบจำลอง ซึ่งกระทำซ้ำ 6,000 ครั้ง

5.1 สรุปผลการวิจัย

5.1.1 ความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดแบบที่ 1

จากการทดสอบความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทั้ง 5 การทดสอบ ภายใต้สถานการณ์ต่างๆ สามารถสรุปผลได้ดังนี้

1. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน

2. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน

3. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW, OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน

4. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน

5. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและ

เท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน

6. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน

7. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ BM สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน

8. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน

โดยสรุป ตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากขึ้น

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงเบ้ เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

5.1.2 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

จากการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทั้ง 5 การทดสอบ ภายใต้สถานการณ์ต่างๆ สามารถสรุปผลได้ดังนี้

1. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน

2. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันกัน

3. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน

4. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ WMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน

5. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน

6. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ BM มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันกัน

7. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติความแปรปรวนเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน

8. เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ความแปรปรวนต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน

โดยสรุป ตัวสถิติทดสอบ WMW และ FP มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงสมมาตร เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงเบ้ เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ขึ้น ตัวสถิติทดสอบส่วนใหญ่ กำลังการทดสอบจะเพิ่มขึ้นด้วย

ซึ่งตัวสถิติทดสอบี่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด จะถือว่าเป็นตัวสถิติทดสอบที่มีประสิทธิภาพสูงที่สุด

5.2 ข้อเสนอแนะ

5.2.1 ในการศึกษาในกรณีขนาดตัวอย่างต่างกัน จะกำหนดให้ขนาดตัวอย่างของประชากรกลุ่มที่ 1 มากกว่าประชากรกลุ่มที่ 2 การศึกษาในครั้งต่อไปอาจเพิ่มกรณี ขนาดตัวอย่างของประชากรกลุ่มที่ 1 น้อยกว่าประชากรกลุ่มที่ 2

5.2.2 การศึกษาในครั้งต่อไปอาจเพิ่มตัวสถิติทดสอบค่ามัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มอิสระเข้ามาทำการทดสอบ เช่น ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo test)

5.2.3 ควรทำการศึกษาลักษณะของข้อมูลที่สุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงในรูปแบบอื่น เช่น การแจกแจงไวบูล (Weibull Distribution) ซึ่งเป็นการแจกแจงเบ้

บรรณานุกรม

กษิภัท โชติกรวรกุล, จินดารัตน์ พึ่งพันธ์, เจษฎา บุตมะ และปัญทิมา นากกล่ำ. 2557. “การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบของบาร์ตเลต และสถิติทดสอบของเลวีน สำหรับการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน ในกรณี 2 ประชากร โดยใช้โปรแกรมอาร์.” ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์, สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

กุสุมา อุมารี, ชลิตา รัตนวรสุทธิ์ และรมิตา ศรีภากร. 2558. “การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบบาร์ตเลต สถิติทดสอบเลวีน สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี และ สถิติทดสอบเลห์เมนสำหรับการทดสอบความเท่ากันของความแปรปวนในกรณี 3 ประชากร โดยใช้โปรแกรมอาร์.” ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์, สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

ชนาธิป ภาสุรกุล, ณัฐิมา ศาลาวงศ์ ปทิตตา ศิลาหม้อม และพัสตราภรณ์ ไชยโคตร. 2556. “ความน่าเชื่อถือของสถิติทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์สำหรับตัวอย่าง 2 กลุ่มอิสระจากโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ SPSS ในกรณีการวัดค่ากลาง.” ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์, สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

ธีระนิตย์ ประชัน. 2552. “การเปรียบเทียบวิธีการทดสอบค่ากลางของประชากรสองกลุ่มที่อิสระต่อกันเมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบสมมาตร.” ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์, มหาวิทยาลัยบูรพา.

ธนพงศ์ ก้องนภาสันติกุล, ธวัชชัย แตงทอง, ธารทิพย์ โนภาศ และนัฐกานต์ ปัตติสัย. 2559. “การเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของวิธีการทดสอบการเปรียบเทียบพหุคูณแบบใช้พารามิเตอร์และไม่ใช้พารามิเตอร์ของการวางแผนการทดลองแบบสุ่มในบล็อกสมบูรณ์.” ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์, สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

นพดล วันชนะชัย และชินนพงษ์ บำรุงทรัพย์. 2553. “การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ ระหว่างประชากร 2 กลุ่ม เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน.” วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์. 18(3) : 60-69.

มนต์ชัย เทียนทอง. 2548. **สถิติและวิธีการวิจัยทางเทคโนโลยีสารสนเทศ.** กรุงเทพฯ : สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ.

มานะชัย รอดชื่น. 2556. “การเปรียบเทียบสถิติทดสอบโดยใช้การจำลองข้อมูล.” *วารสารวิทยาศาสตร์*มข. 41(3) : 638-647.

มนตรี สังข์ทอง. 2557. “ความแกร่งและอานาจการทดสอบของสถิติอิงพารามิเตอร์และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ในการทดสอบความแตกต่างของค่ากลางระหว่างประชากรสองกลุ่ม สาหรับข้อมูลแบบลิเคิร์ท 5 ระดับ.” วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์. 22(5) : 605-619.

มนทกานติ หรรษวรพงศ์. 2545. “การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของ 2 ประชากร.” วิทยานิพนธ์คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

ยุพาพิน อติกานต์กุล. 2545. “การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบในการทดสอบสมมติฐานความเท่ากันของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากรสองกลุ่ม เมื่อการแจกแจงของประชากรมีลักษณะเบ้ขวาชนิดเดียวกัน.” สารนิพนธ์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

วราวัลย์ นิลพัทธ์. 2556. “สถิติแบบไม่ใช้พารามิเตอร์สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม กรณีความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน.” วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต คณะสถิติประยุกต์, สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์.

วราฤทธิ์ พาณิชกิจโกศลกุล. 2557. **การใช้โปรแกรม R ในงานวิจัยด้านสถิติและสถิติประยุกต์.** ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

สายชล สินสมบูรณ์ทอง. 2552. **สถิติที่ไม่ใช้พารามิเตอร์.** กรุงเทพมหานคร .จามจุรีโปรดักส์.

สายชล สินสมบูรณ์ทอง. 2555. **ความน่าจะเป็น.** กรุงเทพมหานคร .จามจุรีโปรดักส์.

สายชล สินสมบูรณ์ทอง. 2558. **การแจกแจงเชิงสถิติ.** กรุงเทพมหานคร : จามจุรีโปรดักส์.

สำรวม จงเจริญ. **การวิเคราะห์เชิงสถิติแบบไม่ใช้พารามิเตอร์.** กรุงเทพมหานคร. สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์. 2548.

สำนักงานราชบัณฑิตยสภา. 2558. พจนานุกรมศัพท์สถิติศาสตร์ ฉบับราชบัณฑิตยสภา. กรุงเทพมหานคร: สานักพิมพ์คณะรัฐมนตรี และราชกิจจานุเบกษา.

อาภา วงศ์จินดา, อภิญญา หิรัญวงษ์ และบุญอ้อม โฉมที. 2558. “การเปรียบเทียบสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากรสองกลุ่มที่เป็นอิสระกันเมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก.” วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์. 23(4) : 558-568.

อุมาพร จันทศร. 2556. “ความน่าเชื่อถือของผลการวิเคราะห์ด้วยสถิติทดสอบวิลคอกซัน –แมนวิทนีย์ เมื่อคำนึงถึงข้อกำหนดเบื้องต้น จากโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS และ MINITAB.” *วารสารวิทยาศาสตร์ลาดกระบัง*. 22(2) : 1-17.

อุมาพร จันทศร. 2556. **เอกสารประกอบการเรียนวิชาสถิติไม่ใช้พารามิเตอร์.** ภาควิชาสถิติประยุกต์. คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

Barker E., Kelsey J. 2012. **Recommendation for Random Number Generation UsingDeterministic Random Bit Generators.** NIST SP800-90A, January

Bradley, J. V. 1978. “Robustness.” *Journal of Mathematical and Statistical Psychology.* 31(2) : 144-152.

Brunner, E. and Munzel, U. 2000. “The Nonparametric Behrens-Fisher Problem: Asymptotic Theory and a Small Sample Approximation.” *Biometrical Journal*. 42 : 17-25.

Christopher, D. 2002. **Introduction to Econometrics.** 3$^{r.d.}$ ed. United Kingdom : Oxford University.

Cochran, W. G. 1954. “Some Methods for Strengthening the Common Chi-Squared Tests.” Biometrics. 10 : 417-451.

Fagerland, M. W. and Sandvik, L. 2009. “Performance of Five Two-Sample Location Tests for Skewed Distributions with Unequal Variances.” *Contemporary Clinical Trials Journal.* 30(5) : 490-496.

Fligner, M. A. and Policello, G. E. 1981. “Robust Rank Procedures for the Behrens-Fisher problem.” *Journal of the American Statistical Association*. 76 : 162-168.

March, G. L., John, B. A., McKeown, L. S. and George, J. C. 1976. “The Effect of Lead Poisoning on Various Plasma Constituents in the Canada Goose.” *J Wildl Dis*. 12(1) : 14-19.

Mood, A. M., Franklin, A. G., and Duane, C. B. 1974. **Introduction to the Theory of Statistics.** 3rd ed. New York : McGraw-Hill.

Myles, H. and Douglas, A. W. 1999. **Nonparametric Statistical Methods.** 2nd ed. New York : John Wiley.

Neuhauser, M. 2009. “A Nonparametric Two-Sample Comparison for Skewed Data with Unequal Variences.” *Journal of Epidemiology*. 63 : 691-693.

Neuhauser, M., Losch, C. and Jockel, K. H. 2006. "The Chen-Luo Test in Case of Heteroscedasticity." *Computational Statistics and Data analysis*. 51 : 5055-5060.

O'Gorman, T. W. 1996. "An Adaptive Two-Sample Test Based on Modified Wilcoxon Score." *Communications in Statistics-Simulation and Computation.* 25 : 459-479.

Oyeka, I. C. A. and Okeh, U. M. 2013. "Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test." *IOSR Journal of Mathematics*. 7(4) : 52-56.

Otuken, S. 2013. "Comparison of Type I Error Probabilities of Wald Wolfowitz and Mann Whitney Tests for Large, Small and Equal Sample Sizes." *International Journal of Academic Research*. 5(4) : 188-195.

Reiczigel, J., Zakarias, I. and Rozsa, L. 2005. "A Bootstrap Test of Stochastic Equality of Two Populations." *The American Statistician*. 59(2) : 156-161.

Satterthwaite, F. E. 1946. "An Approximate Distribution of Estimates of Variance Components." *Biometrics Bulletin*. 2, 110-114.

Wilcox, R. R. 1990. "Comparing the Means of Two Independent Groups." *Biometrical Journal*. 32 : 771-780.

Wolfowitz, J. 1940. "Test Whether Two Samples are from the Same Population." *The Annals of Mathematical Statistics.* 11(2) : 147-162.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

ก1 ควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์

n_1	p	n_2= 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.001	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	0.005	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
2	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	2	2
	0.025	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	3	3	3	3
	0.05	0	0	0	1	1	2	2	2	2	2	3	3	4	4	4	4	5	5	5
	0.1	0	1	1	2	2	3	3	4	4	4	5	5	5	6	6	7	7	8	8
	0.001	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
	0.005	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	2	2	2	3	3	3	3	4	4
3	0.01	0	0	0	0	0	0	1	2	2	2	3	3	3	4	4	5	5	5	6
	0.025	0	0	0	1	2	2	3	3	4	4	5	5	6	8	7	7	8	8	9
	0.05	0	1	1	2	3	3	4	5	5	6	6	7	8	6	9	10	10	11	12
	0.1	1	2	2	3	4	5	6	6	7	8	9	10	11	11	12	13	14	15	16

ก1 ควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์ (ต่อ)

n_1	p	n_2= 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.001	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	2	2	2	3	3	4	4	4
	0.005	0	0	0	0	1	1	2	2	3	3	4	4	5	6	6	7	7	8	9
4	0.01	0	0	0	1	2	2	3	4	4	5	6	6	7	9	8	9	10	10	11
	0.025	0	0	1	2	3	4	5	5	6	7	8	9	10	11	12	12	13	14	15
	0.05	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	15	16	17	18	19
	0.1	1	2	4	5	6	7	8	10	11	12	13	14	16	17	18	19	21	22	23
	0.001	0	0	0	0	0	0	1	2	2	3	3	4	5	5	6	6	7	8	8
	0.005	0	0	0	1	2	2	3	4	5	6	7	8	9	9	10	10	12	13	14
	0.01	0	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	13	15	16	17
	0.025	0	1	2	3	4	6	7	8	9	10	12	13	14	15	16	16	19	20	21
	0.05	1	2	3	5	6	7	9	10	12	13	14	16	17	19	20	20	23	24	26
5	0.1	2	3	5	6	8	9	11	13	14	16	18	19	21	23	24	24	28	29	31
	0.001	0	0	0	0	0	0	2	3	4	5	5	6	7	8	9	9	11	12	13
	0.005	0	0	1	2	3	4	5	6	7	8	10	11	12	13	14	14	17	18	19
6	0.01	0	0	2	3	4	5	7	8	9	10	12	13	14	16	17	17	20	21	23
	0.025	0	2	3	4	6	7	9	11	12	14	15	17	18	20	22	22	25	26	28
	0.05	1	3	4	6	8	9	11	13	15	17	18	20	22	24	26	26	29	31	33
	0.1	2	4	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	30	35	37	39

ก1 ควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์ (ต่อ)

n_1	p	n_2= 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.001	0	0	0	0	1	2	3	4	6	7	8	9	10	11	12	12	15	16	17
	0.005	0	0	1	2	4	5	7	8	10	11	13	14	16	17	19	19	22	23	25
7	0.01	0	1	2	4	5	7	8	10	12	13	15	17	18	20	22	22	25	27	29
	0.025	0	2	4	6	7	9	11	13	15	17	19	21	23	25	27	27	31	33	35
	0.05	1	3	5	7	9	12	14	16	18	20	22	25	27	29	31	31	36	38	40
	0.1	2	5	7	9	12	14	17	19	22	24	27	29	32	34	37	37	42	44	47
	0.001	0	0	0	1	2	3	5	6	7	9	10	12	13	15	16	18	19	21	22
	0.005	0	0	2	3	5	7	8	10	12	14	16	18	19	21	23	25	27	29	31
8	0.01	0	1	3	5	7	8	10	12	14	16	18	21	23	25	27	29	31	33	35
	0.025	1	3	5	7	9	11	14	16	18	20	23	25	27	30	32	35	37	39	42
	0.05	2	4	6	9	11	14	16	19	21	24	27	29	32	34	37	40	42	45	48
	0.1	3	6	8	11	14	17	20	23	25	28	31	34	37	40	43	46	49	52	55
	0.001	0	0	0	2	3	4	6	8	9	11	13	15	16	18	20	22	24	26	32
	0.005	0	1	2	4	6	8	10	12	14	17	19	21	23	25	28	30	32	34	37
9	0.01	0	2	4	6	8	10	12	15	17	19	22	24	27	29	32	34	37	39	41
	0.025	1	3	5	8	11	13	16	18	21	24	27	29	32	35	38	40	43	46	49
	0.05	2	5	7	10	13	16	19	22	25	28	31	34	37	40	43	46	49	52	55
	0.1	3	6	10	13	16	19	23	26	29	32	36	39	42	46	49	53	56	59	63

ก1 ควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์ (ต่อ)

n_1	p	n_2= 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.001	0	0	1	2	4	6	7	9	11	13	15	18	20	22	24	26	28	30	33
	0.005	0	1	3	5	7	10	12	14	17	19	22	25	27	30	32	35	38	40	43
10	0.01	0	2	4	7	9	12	14	17	20	23	25	28	31	34	37	39	42	45	48
	0.025	1	4	6	9	12	15	18	21	24	27	30	34	37	40	43	46	49	53	56
	0.05	2	5	8	12	15	18	21	25	28	32	35	38	42	45	49	52	56	59	63
	0.1	4	7	11	14	18	22	25	29	33	37	40	44	48	52	55	59	63	57	71
	0.001	0	0	1	3	5	7	9	11	13	16	18	21	23	25	28	30	33	35	38
	0.005	0	1	3	6	8	11	14	17	19	22	25	28	31	34	37	40	43	46	49
11	0.01	0	2	5	8	10	13	16	19	23	26	29	32	35	38	42	45	48	51	54
	0.025	1	4	7	10	14	17	20	24	27	31	34	38	41	45	48	52	56	59	63
	0.05	2	6	9	13	17	20	24	28	32	35	39	43	47	51	55	58	62	66	70
	0.1	4	8	12	16	20	24	28	32	37	41	45	49	53	58	62	66	70	74	79
	0.001	0	0	1	3	5	8	10	13	15	18	21	24	26	29	32	35	38	41	43
	0.005	0	2	4	7	10	13	16	19	22	25	28	32	35	38	42	45	48	52	55
12	0.01	0	3	6	9	12	15	18	22	25	29	32	36	39	43	47	50	54	57	61
	0.025	2	5	8	12	15	19	23	27	30	34	38	42	46	50	54	58	62	66	70
	0.05	3	6	10	14	18	22	27	31	35	39	43	48	52	56	61	65	69	73	78
	0.1	5	9	13	18	22	27	31	36	40	45	50	54	59	64	68	73	78	82	87

ก1 ควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์ (ต่อ)

n_1	p	n_2= 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.001	0	0	2	4	6	9	12	15	18	21	24	27	30	33	36	39	43	46	49
	0.005	0	2	4	8	11	14	18	21	25	28	32	35	39	43	46	50	54	58	61
13	0.01	1	3	6	10	13	17	21	24	28	32	36	40	44	48	52	56	60	64	68
	0.025	2	5	9	13	17	21	25	29	34	38	42	46	51	55	60	64	68	73	77
	0.05	3	7	11	16	20	25	29	34	38	43	48	52	57	62	66	71	76	81	85
	0.1	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64	69	75	80	85	90	95
	0.001	0	0	2	4	7	10	13	16	20	23	26	30	33	37	40	44	47	51	55
	0.005	0	2	5	8	12	16	19	23	27	31	35	39	43	47	51	55	59	64	68
14	0.01	1	3	7	11	14	18	23	27	31	35	39	44	48	52	57	61	66	70	74
	0.025	2	6	10	14	18	23	27	32	37	41	46	51	56	60	65	70	75	79	84
	0.05	4	8	12	17	22	27	32	37	42	47	52	57	62	67	72	78	83	88	93
	0.1	5	11	16	21	26	32	37	42	48	53	59	64	70	75	81	86	92	98	103
	0.001	0	0	2	5	8	11	15	18	22	25	29	33	37	41	44	48	52	50	60
	0.005	0	3	6	9	13	17	21	25	30	34	38	43	47	52	56	61	65	70	74
15	0.01	1	4	8	12	16	20	25	29	34	38	43	48	52	57	62	67	71	76	81
	0.025	2	6	11	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	71	76	81	86	91
	0.05	4	8	13	19	24	29	34	40	45	51	56	62	67	73	78	84	89	95	101
	0.1	6	11	17	23	28	34	40	46	52	58	64	69	75	81	87	93	99	105	111

ก1 ควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์ (ต่อ)

n_1	p	n_2= 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.001	0	0	3	6	9	12	16	20	24	28	32	36	40	44	49	53	57	61	66
	0.005	0	3	6	10	14	19	23	28	32	37	42	46	51	56	61	66	71	75	80
16	0.01	1	4	8	13	17	22	27	32	37	42	47	52	57	62	67	72	77	83	88
	0.025	2	7	12	16	22	27	32	38	43	48	54	60	65	71	76	82	87	93	99
	0.05	4	9	15	20	26	31	37	43	49	55	61	66	72	78	84	90	96	102	108
	0.1	6	12	18	24	30	37	43	49	55	62	68	75	81	87	94	100	107	113	120
	0.001	0	1	3	6	10	14	18	22	26	30	35	39	44	48	53	58	62	67	71
	0.005	0	3	7	11	16	20	25	30	35	40	45	50	55	61	66	71	76	82	87
17	0.01	1	5	9	14	19	24	29	34	39	45	50	56	61	67	72	78	83	89	94
	0.025	3	7	12	18	23	29	35	40	46	52	58	64	70	76	82	88	94	100	106
	0.05	4	10	16	21	27	34	40	46	52	58	65	71	78	84	90	97	103	110	116
	0.1	7	13	19	26	32	39	46	53	59	66	73	80	86	93	100	107	114	121	128
	0.001	0	1	4	7	11	15	19	24	28	33	38	43	47	52	57	62	67	72	77
	0.005	0	3	7	12	17	22	27	32	38	43	48	54	59	65	71	76	82	88	93
18	0.01	1	5	10	15	20	25	31	37	42	48	54	60	66	71	77	83	89	95	101
	0.025	3	8	13	19	25	31	37	43	49	56	62	68	75	81	87	94	100	107	113
	0.05	5	10	17	23	29	36	42	49	56	62	69	76	83	89	96	103	110	117	124
	0.1	7	14	21	28	35	42	49	56	63	70	78	85	92	99	107	114	121	129	136

ก1 ควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์ (ต่อ)

n_1	p	n_2= 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	0.001	0	1	4	8	12	16	21	26	30	35	41	46	51	56	61	67	72	78	83
	0.005	1	4	8	13	18	23	29	34	40	46	52	58	64	70	75	82	88	94	100
19	0.01	2	5	10	16	21	27	33	39	45	51	57	64	70	76	83	89	95	102	108
	0.025	3	8	14	20	26	33	39	46	53	59	66	73	79	86	93	100	107	114	120
	0.05	5	11	18	24	31	38	45	52	59	66	73	81	88	95	102	110	117	124	131
	0.1	6	15	22	29	37	44	52	59	67	74	82	90	98	105	113	121	129	136	144
	0.001	0	1	4	8	13	17	22	27	33	38	43	49	55	60	66	71	77	83	89
	0.005	1	4	9	14	19	25	31	37	43	49	55	61	68	74	80	87	95	100	106
20	0.01	2	6	11	17	23	29	35	41	48	54	61	68	74	81	88	94	101	108	115
	0.025	3	9	15	21	28	35	42	49	56	63	70	77	84	91	99	106	113	120	128
	0.05	5	12	19	26	33	40	48	55	63	70	78	85	93	101	108	116	124	131	139
	0.1	8	16	23	31	39	47	55	63	71	79	87	95	103	111	120	128	136	144	152

Source : Nico, F. Laubscher, F. E. Steffens, and Elsie M. Delange, "Exact Critical values for Mood's Distribution-Free Test Statistic for Dispersion and Its Normal Approximation," Technometrics, 10 (1968), 497-507

ตาราง ก2 ความน่าจะเป็นของ Figner–Policello

For given m and n, the table entry for the point x is $P_0\{\hat{U} \geq x\}$. Under these conditions, if x is such that $P_0\{\hat{U} \geq x\} = \alpha$, then $u_\alpha = x$.

n	m	x	$P_0\{\hat{U} \geq x\}$
3	3	2.347	.100
		∞*	.050
3	4	1.732	.114
		3.273	.057
		∞*	.029
3	5	1.632	.089
		2.324	.071
		4.195	.036
		∞*	.018
3	6	1.897	.083
		2.912	.048
		5.116	.024
		∞*	.012
3	7	1.644	.092
		2.605	.042
		6.037	.017
		∞*	.008
3	8	1.500	.097
		2.777	.042
		4.082	.024
		6.957	.012
3	9	1.575	.100
		2.353	.050
		3.566	.023
		7.876	.009
3	10	1.611	.101
		2.553	.049
		3.651	.025
		8.795	.007
3	11	1.638	.099
		2.369	.055
		3.503	.028
		5.831	.011
3	12	1.616	.101
		2.449	.048
		3.406	.024
		5.000	.011
4	4	1.586	.100
		2.502	.057
		4.483	.029
		∞*	.014
4	5	1.500	.095
		2.160	.056
		3.265	.032
		∞*	.008
4	6	1.434	.091
		2.247	.048
		3.021	.024
		6.899	.010
4	7	1.428	.100
		2.104	.052
		3.295	.021
		4.786	.012
4	8	1.371	.101
		2.162	.051
		2.868	.024
		4.252	.010
4	9	1.434	.094
		2.057	.050
		2.683	.025
		4.423	.010
4	10	1.466	.099
		2.000	.050
		2.951	.025
		4.276	.010
4	11	1.448	.100
		2.067	.049
		2.776	.026
		4.017	.011
4	12	1.455	.100
		2.096	.049
		2.847	.024
		3.904	.010
5	5	1.447	.103
		2.063	.048
		2.859	.028
		7.187	.008
5	6	1.362	.102
		1.936	.056
		2.622	.026
		3.913	.011

(continued)

ตาราง ก2 ความน่าจะเป็นของ Figner—Policello (ต่อ)

n	m	x	$P_0\{\hat{U} \geq x\}$
5	7	1.308	.100
		1.954	.051
		2.465	.025
		4.246	.009
5	8	1.378	.099
		1.919	.048
		2.556	.025
		3.730	.009
5	9	1.361	.099
		1.893	.050
		2.536	.025
		3.388	.010
5	10	1.361	.098
		1.900	.049
		2.496	.025
		3.443	.011
5	11	1.340	.100
		1.891	.051
		2.497	.025
		3.435	.011
5	12	1.369	.100
		1.923	.049
		2.479	.025
		3.444	.010
6	6	1.335	.104
		1.860	.051
		2.502	.028
		3.712	.011
6	7	1.326	.100
		1.816	.050
		2.500	.024
		3.519	.010
6	8	1.327	.100
		1.796	.050
		2.443	.025
		3.230	.011
6	9	1.338	.099
		1.845	.050
		2.349	.024
		3.224	.010
6	10	1.339	.100
		1.829	.050
		2.339	.025
		3.164	.010

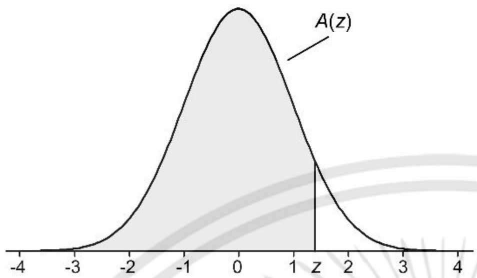
n	m	x	$P_0\{\hat{U} \geq x\}$
6	11	1.320	.100
		1.833	.050
		2.337	.025
		3.161	.010
6	12	1.330	.101
		1.835	.050
		2.349	.026
		3.151	.010
7	7	1.333	.099
		1.804	.050
		2.331	.025
		3.195	.010
7	8	1.310	.100
		1.807	.050
		2.263	.025
		3.088	.010
7	9	1.320	.100
		1.790	.051
		2.287	.025
		2.967	.010
7	10	1.313	.100
		1.776	.050
		2.248	.025
		3.002	.010
7	11	1.302	.100
		1.769	.050
		2.240	.025
		2.979	.010
7	12	1.318	.101
		1.787	.050
		2.239	.025
		2.929	.010
8	8	1.295	.101
		1.766	.050
		2.251	.026
		2.954	.010
8	9	1.283	.100
		1.765	.051
		2.236	.026
		2.925	.010
8	10	1.284	.100
		1.756	.050
		2.209	.025
		2.880	.010

ตาราง ก2 ความน่าจะเป็นของ Figner—Policello (ต่อ)

n	m	x	$P_0\{\hat{U} \geq x\}$
8	11	1.290	.100
		1.746	.050
		2.205	.025
		2.856	.010
8	12	1.293	.100
		1.759	.050
		2.198	.025
		2.845	.010
9	9	1.294	.101
		1.744	.050
		2.206	.025
		2.857	.010
9	10	1.304	.099
		1.742	.050
		2.181	.025
		2.802	.010
9	11	1.288	.100
		1.744	.050
		2.172	.025
		2.798	.010
9	12	1.299	.100
		1.737	.050
		2.172	.025
		2.770	.010
10	10	1.295	.100
		1.723	.050
		2.161	.025
		2.770	.010
10	11	1.284	.100
		1.726	.050
		2.152	.025
		2.733	.010
10	12	1.284	.100
		1.720	.050
		2.144	.025
		2.718	.010
11	11	1.289	.100
		1.716	.050
		2.138	.025
		2.705	.010
11	12	1.290	.100
		1.708	.050
		2.127	.025
		2.683	.010
12	12	1.283	.100
		1.708	.050
		2.117	.025
		2.661	.010

ตาราง ก3 ความน่าจะเป็นแบบ Z

Cumulative Standardized Normal Distribution



$A(z)$ is the integral of the standardized normal distribution from $-\infty$ to z (in other words, the area under the curve to the left of z). It gives the probability of a normal random variable not being more than z standard deviations above its mean. Values of z of particular importance:

z	$A(z)$	
1.645	0.9500	Lower limit of right 5% tail
1.960	0.9750	Lower limit of right 2.5% tail
2.326	0.9900	Lower limit of right 1% tail
2.576	0.9950	Lower limit of right 0.5% tail
3.090	0.9990	Lower limit of right 0.1% tail
3.291	0.9995	Lower limit of right 0.05% tail

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998
3.5	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998
3.6	0.9998	0.9998	0.9999							

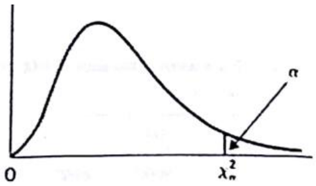
ตาราง ก4 ความน่าจะเป็นแบบที

TABLE A.2

t* Distribution: Critical Values of *t

Degrees of freedom		Significance level					
	Two-tailed test:	10%	5%	2%	1%	0.2%	0.1%
	One-tailed test:	5%	2.5%	1%	0.5%	0.1%	0.05%
1		6.314	12.706	31.821	63.657	318.309	636.619
2		2.920	4.303	6.965	9.925	22.327	31.599
3		2.353	3.182	4.541	5.841	10.215	12.924
4		2.132	2.776	3.747	4.604	7.173	8.610
5		2.015	2.571	3.365	4.032	5.893	6.869
6		1.943	2.447	3.143	3.707	5.208	5.959
7		1.894	2.365	2.998	3.499	4.785	5.408
8		1.860	2.306	2.896	3.355	4.501	5.041
9		1.833	2.262	2.821	3.250	4.297	4.781
10		1.812	2.228	2.764	3.169	4.144	4.587
11		1.796	2.201	2.718	3.106	4.025	4.437
12		1.782	2.179	2.681	3.055	3.930	4.318
13		1.771	2.160	2.650	3.012	3.852	4.221
14		1.761	2.145	2.624	2.977	3.787	4.140
15		1.753	2.131	2.602	2.947	3.733	4.073
16		1.746	2.120	2.583	2.921	3.686	4.015
17		1.740	2.110	2.567	2.898	3.646	3.965
18		1.734	2.101	2.552	2.878	3.610	3.922
19		1.729	2.093	2.539	2.861	3.579	3.883
20		1.725	2.086	2.528	2.845	3.552	3.850
21		1.721	2.080	2.518	2.831	3.527	3.819
22		1.717	2.074	2.508	2.819	3.505	3.792
23		1.714	2.069	2.500	2.807	3.485	3.768
24		1.711	2.064	2.492	2.797	3.467	3.745
25		1.708	2.060	2.485	2.787	3.450	3.725
26		1.706	2.056	2.479	2.779	3.435	3.707
27		1.703	2.052	2.473	2.771	3.421	3.690
28		1.701	2.048	2.467	2.763	3.408	3.674
29		1.699	2.045	2.462	2.756	3.396	3.659
30		1.697	2.042	2.457	2.750	3.385	3.646
32		1.694	2.037	2.449	2.738	3.365	3.622
34		1.691	2.032	2.441	2.728	3.348	3.601
36		1.688	2.028	2.434	2.719	3.333	3.582
38		1.686	2.024	2.429	2.712	3.319	3.566
40		1.684	2.021	2.423	2.704	3.307	3.551
42		1.682	2.018	2.418	2.698	3.296	3.538
44		1.680	2.015	2.414	2.692	3.286	3.526
46		1.679	2.013	2.410	2.687	3.277	3.515
48		1.677	2.011	2.407	2.682	3.269	3.505
50		1.676	2.009	2.403	2.678	3.261	3.496
60		1.671	2.000	2.390	2.660	3.232	3.460
70		1.667	1.994	2.381	2.648	3.211	3.435
80		1.664	1.990	2.374	2.639	3.195	3.416
90		1.662	1.987	2.368	2.632	3.183	3.402
100		1.660	1.984	2.364	2.626	3.174	3.390
120		1.658	1.980	2.358	2.617	3.160	3.373
150		1.655	1.976	2.351	2.609	3.145	3.357
200		1.653	1.972	2.345	2.601	3.131	3.340
300		1.650	1.968	2.339	2.592	3.118	3.323
400		1.649	1.966	2.336	2.588	3.111	3.315
500		1.648	1.965	2.334	2.586	3.107	3.310
600		1.647	1.964	2.333	2.584	3.104	3.307
∞		1.645	1.960	2.326	2.576	3.090	3.291

ตาราง ก5 ความน่าจะเป็นแบบไคกำลังสอง



	α								
ν	0.995	0.990	0.975	0.950	0.500	0.050	0.025	0.010	0.005
1	0.00+	0.00+	0.00+	0.00+	0.45	3.84	5.02	6.63	7.88
2	0.01	0.02	0.05	0.10	1.39	5.99	7.38	9.21	10.60
3	0.07	0.11	0.22	0.35	2.37	7.81	9.35	11.34	12.84
4	0.21	0.30	0.48	0.71	3.36	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.41	0.55	0.83	1.15	4.35	11.07	12.38	15.09	16.75
6	0.68	0.87	1.24	1.64	5.35	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.99	1.24	1.69	2.17	6.35	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	7.34	15.51	17.53	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2.70	3.33	8.34	16.92	19.02	21.67	23.59
10	2.16	2.56	3.25	3.94	9.34	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	10.34	19.68	21.92	24.72	26.76
12	3.07	3.57	4.40	5.23	11.34	21.03	23.34	26.22	28.30
13	3.57	4.11	5.01	5.89	12.34	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	13.34	23.68	26.12	29.14	31.32
15	4.60	5.23	6.27	7.26	14.34	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	15.34	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	16.34	27.59	30.19	33.41	35.72
18	6.26	7.01	8.23	9.39	17.34	28.87	31.53	34.81	37.16
19	6.84	7.63	8.91	10.12	18.34	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	19.34	31.41	34.17	37.57	40.00
25	10.52	11.52	13.12	14.61	24.34	37.65	40.65	44.31	46.93
30	13.79	14.95	16.79	18.49	29.34	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.71	22.16	24.43	26.51	39.34	55.76	59.34	63.69	66.77
50	27.99	29.71	32.36	34.76	49.33	67.50	71.42	76.15	79.49
60	35.53	37.48	40.48	43.19	59.33	79.08	83.30	88.38	91.95
70	43.28	45.44	48.76	51.74	69.33	90.53	95.02	100.42	104.22
80	51.17	53.54	57.15	60.39	79.33	101.88	106.63	112.33	116.32
90	59.20	61.75	65.65	69.13	89.33	113.14	118.14	124.12	128.30
100	67.33	70.06	74.22	77.93	99.33	124.34	129.56	135.81	140.17

ภาคผนวก ข

****

ข1 คำสั่งโปรแกรม การคำนวณกราฟการแจกแจง กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ

****

```
x=seq(-5,12,length.out=10000)
plot(x,dnorm(x,1,1),col="red",lwd=3,type="l",lty=1,ylim=c
(0,0.55),ylab="Density",main=" Normol Probability Density
")
lines(x,dnorm(x,2,sqrt(1)),lty=2,col="blue",lwd=4,type="l
")
lines(x,dnorm(x,4,sqrt(1)),lty=3,col="black",lwd=5,type="
l")
lines(x,dnorm
(x,6,sqrt(1)),lty=4,col="green",lwd=5,type="l")
labels=c("Normol(1,1)"," Normol(2,1)"," Normol(4,1)","
Normol(6,1)")
colors=c("red","blue","black","green")
A=c(1,2,3,4)
legend("topright",inset=0.05,labels,lwd=3,lty=A,col=color
s)
```

****

ข2 คำสั่งโปรแกรม การคำนวณกราฟการแจกแจง กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ

****

```
library(LaplacesDemon)
x=seq(-4,6,length.out=10000)
plot(x,dlaplace(x, 1,
0.707107),col="red",lwd=3,type="l",lty=1,ylim=c(0,1),ylab
="Density",main=" Laplace Probability Density ")
lines(x,dlaplace(x, 1,
1.224745),lty=2,col="blue",lwd=4,type="l")
lines(x,dlaplace(x, 1,
1.581139),lty=3,col="black",lwd=5,type="l")
lines(x,dlaplace(x, 1,
1.870829),lty=4,col="green",lwd=5,type="l")
labels=c("Laplace(1,0.707107)","Laplace(1,1.224745)","Lap
lace(1,1.581139)","Laplace(1,1.870829)")
colors=c("red","blue","black","green")
A=c(1,2,3,4)
legend("topright",inset=0.05,labels,lwd=3,lty=A,col=color
s)
```

****

ข3 คำสั่งโปรแกรม การคำนวณกราฟการแจกแจง กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา

****

```
x=seq(0,10,length.out=10000)
plot(x,dgamma(x,1,1),col="red",lwd=3,type="l",lty=1,ylim=
c(0,0.60),ylab="Density",main=" Gamma Probability Density
")
lines(x,dgamma(x,1/4,1/4),lty=2,col="blue",lwd=4,type="l"
)
lines(x,dgamma(x,1/3,1/3),lty=3,col="black",lwd=5,type="l
")
lines(x,dgamma(x,1/7,1/7),lty=4,col="green",lwd=5,type="l
")
labels=c("Gamma(1,1)","Gamma(1/3,3)","gamma(1/5,5)","Gamm
a(1/7,7)")
colors=c("red","blue","black","green")
A=c(1,2,3,4)
legend("topright",inset=0.05,labels,lwd=3,lty=A,col=color
s)
```

****

ข4 คำสั่งโปรแกรม การคำนวณกราฟการแจกแจง กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ

****

```
x=seq(0,2.5,length.out=10000)
plot(x,dlnorm(x, 0,
0.8325546),col="red",lwd=3,type="l",lty=1,ylim=c(0,1.0),y
lab="Density",main=" Lognormol Probability Density ")
lines(x,dlnorm(x, 0,  1.17741
),lty=2,col="blue",lwd=4,type="l")
lines(x,dlnorm(x, 0,
1.3385662),lty=3,col="black",lwd=5,type="l")
lines(x,dlnorm(x, 0,
1.442027),lty=4,col="green",lwd=5,type="l")
labels=c("Lognormol(0, 0.6931472)","Lognormol(0,
1.3862944)", "Lognormol(0, 1.7917595)","Lognormol(0,
2.079442) ")
colors=c("red","blue","black","green")
A=c(1,2,3,4)
legend("topright",inset=0.05,labels,lwd=3,lty=A,col=color
s)
```

```
*************************************************************************
```

ข5 **คำสั่งโปรแกรม** การคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กรณีการแจกแจงแจงลอจิสติก ในสถานการณ์ที่ ค่ามัธยฐานเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
*************************************************************************
library(lawstat)
library(RVAideMemoire)
set.seed(10)
 m=6000
n1= c(5,10,20,30,40,60)
n2 = c(10,10,30,30,50,60)
a1=c(2)
b1=c(0.7794)
a2=c(2)
b2=c(0.7794)
 alpha = 0.05

 for(j in 1:length(a1))
 {
 for(g in 1:length(n1))
 {
 temp1=rep(0,m)
 temp2=rep(0,m)
 temp3=rep(0,m)
 temp4=rep(0,m)
 temp5=rep(0,m)
pw=c()
pfp=c()
pog=c()
pbm=c()
pmw=c()
```

```
 for(k in 1:m)
 {
x1 = rlogis(n1[g],a1[j], b1[j])
 x2 = rlogis(n2[g],a2[j], b2[j])
##########WMW#################
w.test= wilcox.test(x1,x2, correct=FALSE)
 pw[k]=w.test$p.value
if(pw[k]<alpha)
{temp1[k]=1}
##########FP#################
fp.test= fp.test(x1,x2, correct=FALSE)
pfp[k]=fp.test$p.value
if(pfp[k]<alpha)
{temp2[k]=1}
##########OG#################
z=c(x1,x2)
N= length(z)

L=(N+1)/4
U=(3*(N+1))/4
p5=quantile(z, c(.05))
p25=quantile(z, c(.25))
p75=quantile(z, c(.75))
p95=quantile(z, c(.95))
IQR=p75-p25
tr=(p95-p75)/IQR
tl=(p25-p5)/IQR
r=rank(z)
a=0
for(i in 1:N){
if(r[i]<L){
a[i]=L+((0.8401/tl)^2*(r[i]-L))
```

```
}else if(r[i]>U){
a[i]= U+((0.8401/tr)^2*(r[i]-U))
} else{
a[i]= r[i]
}
}
abar=mean(a)
temp7=0
for(i in 1:N){
temp7=temp7+(a[i]-abar)^2}
s=( n1[g]* n2[g]*temp7)/(N*(N-1))
aj=a[n1[g]+1: n2[g]]
og= (sum(aj,na.rm=TRUE)-( n2[g]*abar))/sqrt(s)
pog[k]= 2*pnorm(-abs(og))
if(pog[k]<alpha)
{temp3[k]=1}
##########BM################
bm.test= brunner.munzel.test (x1,x2)
 pbm[k]=bm.test$p.value
if(!is.na(pbm[k]))
{
          if(pbm[k]<=alpha)
          temp4[k]=1
     }
          else {
           temp4[k]=1
          }
##########MW################
temp8=0
 temp9=0
 temp10=0
     for(i in 1: n1[g]){
```

```
      for(l in 1: n2[g]){
      if(x1[i]>x2[l]){
            temp8= temp8+1
            }else if(x1[i]==x2[l]){
            temp9= temp9+1
            } else if(x1[i]<x2[l]){
            temp10= temp10+1
            }
      }
}

P1= temp8/(n1[g]*n2[g])
P2= temp9/(n1[g]*n2[g])
P3= temp10/(n1[g]*n2[g])

rxy = rank(c(x1, x2))
rx=rxy[1:n1[g]]
ry=rxy[n1[g]+1: n2[g]]
sumrx =sum(rx)
sumry =sum(ry)
sumrx2 =sum((rx)^2)
sumry2 =sum(ry)
sumry2 =sum((ry)^2)

W =(n1[g]*sumrx)- (n2[g]*sumry)
V =(n1[g]* sumrx2+n2[g]* sumry2-2* sumrx* sumry)*(P1+P3-
(P1-P3)^2)
mw=W^2/V
pmw[k]= pchisq(mw , df=1, lower.tail=FALSE)
if(pmw[k]<alpha)
{temp5[k]=1}
                        }
```

```
cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mea
n(temp2),'\t',mean(temp3),'\t',mean(temp4),'\t',mean(temp
5),'\t','\n')

if (j==1 &g==1 ) {

UA= data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],WMW=mean(temp1),
FP=mean(temp2),OG=mean(temp3),BM=mean(temp4),MWU=mean(tem
p5))

          }


UA[g,]= data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],WMW=mean(temp1),
FP=mean(temp2),OG=mean(temp3),BM=mean(temp4),MWU=mean(tem
p5))

     }

}
```

****

ข5 **คำสั่งโปรแกรม** การคำนวณกำลังการทดสอบ กรณีการแจกแจงแจงลอจิสติก ในสถานการณ์ที่ ค่ามัธยฐานเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสาคัญ 0.05

****

```
library(lawstat)
library(RVAideMemoire)
set.seed(10)
 m=6000
n1= c(5,10,20,30,40,60)
n2 = c(10,10,30,30,50,60)
a1=c(4)
b1=c(0.7794)
a2=c(2)
b2=c(0.7794)
 alpha = 0.05

 for(j in 1:length(a1))
 {
 for(g in 1:length(n1))
 {
 temp1=rep(0,m)
 temp2=rep(0,m)
 temp3=rep(0,m)
 temp4=rep(0,m)
 temp5=rep(0,m)
pw=c()
pfp=c()
pog=c()
pbm=c()
papt=c()
pmw=c()
```

```
 for(k in 1:m)
 {
x1 = rlogis(n1[g],a1[j], b1[j])
 x2 = rlogis(n2[g],a2[j], b2[j])
##########WMW#################
w.test= wilcox.test(x1,x2, correct=FALSE)
 pw[k]=w.test$p.value
if(pw[k]<alpha)
{temp1[k]=1}
##########FP#################
fp.test= fp.test(x1,x2, correct=FALSE)
pfp[k]=fp.test$p.value
if(pfp[k]<alpha)
{temp2[k]=1}
##########OG#################
z=c(x1,x2)
N= length(z)
L=(N+1)/4
U=(3*(N+1))/4
p5=quantile(z, c(.05))
p25=quantile(z, c(.25))
p75=quantile(z, c(.75))
p95=quantile(z, c(.95))
IQR=p75-p25
tr=(p95-p75)/IQR
tl=(p25-p5)/IQR
r=rank(z)
a=0
for(i in 1:N){
if(r[i]<L){
a[i]=L+((0.8401/tl)^2*(r[i]-L))
}else if(r[i]>U){
```

```
a[i]= U+((0.8401/tr)^2*(r[i]-U))
} else{
a[i]= r[i]
     }
}
abar=mean(a)
temp7=0
for(i in 1:N){
temp7=temp7+(a[i]-abar)^2}
s=( n1[g]* n2[g]*temp7)/(N*(N-1))
aj=a[n1[g]+1: n2[g]]
og= (sum(aj,na.rm=TRUE)-( n2[g]*abar))/sqrt(s)
pog[k]= 2*pnorm(-abs(og))
if(pog[k]<alpha)
{temp3[k]=1}
#########BM################
bm.test= brunner.munzel.test (x1,x2)
 pbm[k]=bm.test$p.value
if(!is.na(pbm[k]))
{
          if(pbm[k]<=alpha)
          temp4[k]=1
     }
          else {
           temp4[k]=1
          }
#########MW################
temp8=0
 temp9=0
 temp10=0
     for(i in 1: n1[g]){
     for(l in 1: n2[g]){
```

```
      if(x1[i]>x2[l]){
            temp8= temp8+1
            }else if(x1[i]==x2[l]){
            temp9= temp9+1
            } else if(x1[i]<x2[l]){
            temp10= temp10+1
            }
      }
}

P1= temp8/(n1[g]*n2[g])
P2= temp9/(n1[g]*n2[g])
P3= temp10/(n1[g]*n2[g])

rxy = rank(c(x1, x2))
rx=rxy[1:n1[g]]
ry=rxy[n1[g]+1: n2[g]]
sumrx =sum(rx)
sumry =sum(ry)
sumrx2 =sum((rx)^2)
sumry2 =sum(ry)
sumry2 =sum((ry)^2)

W =(n1[g]*sumrx)- (n2[g]*sumry)
V =(n1[g]* sumrx2+n2[g]* sumry2-2* sumrx* sumry)*(P1+P3-
(P1-P3)^2)
mw=W^2/V
pmw[k]= pchisq(mw , df=1, lower.tail=FALSE)
if(pmw[k]<alpha)
{temp5[k]=1}
                         }
```

```
cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mea
n(temp2),'\t',mean(temp3),'\t',mean(temp4),'\t',mean(temp
5),'\t'\n')

if (j==1 &g==1 ) {

UA= data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],WMW=mean(temp1),
FP=mean(temp2),OG=mean(temp3),BM=mean(temp4),MWU=mean(tem
p5))

          }


UA[g,]= data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],WMW=mean(temp1),
FP=mean(temp2),OG=mean(temp3),BM=mean(temp4),MWU=mean(tem
p5))
```

ภาคผนวก ค

****

ค1 ตัวอย่างการคำนวณตัวสถิติทดสอบวิลคอกซัน-แมนท์-วิทนีย์ (Wilcoxon-Mann-Whitney Test)

****

ตัวอย่างที่ 1.1 ในการทดสอบความแข็งของเหล็กที่ได้จาก 2 แหล่ง คือ A และ B ได้สุ่มตัวอย่างเหล็กจากแหล่ง A มา 4 ชิ้น และจากแหล่ง B มา 5 ชิ้น แล้วนำ 2 ชิ้นมาขัดถูกัน พิจารณาดูว่าชิ้นใดมีร่องรอยเสียหายมากกว่า ให้เป็นชิ้นที่มีความแข็งน้อยกว่า ทำเช่นนี้กับตัวอย่างทั้ง 9 ชิ้น แล้วให้ลำดับที่ 1 แก่ชิ้นที่แข็งน้อยที่สุด จนถึงอันดับที่ 9 คือชิ้นที่แข็งที่สุด (อุมาพร, 2556)

ข้อมูลผลการทดลองเป็นดังนี้ A A A B A B B B B

ลำดับที่ 1 2 3 4 5 6 7 8 9

จงทดสอบสมมติฐานว่าเหล็กจากแหล่งทั้ง 2 มีความแข็งไม่แตกต่างกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

<u>**วิธีทำ**</u> ใช้การทดสอบของ Wilcoxon และ Mann Whitney เนื่องจากเป็นกรณี 2 กลุ่มตัวอย่างที่เป็นอิสระกัน และมีมาตราวัดข้อมูลแบบเรียงลำดับ พิจารณาในแง่ค่ากลาง คือ

H_0: ค่ามัธยฐานของความแข็งของเหล็กจาก 2 แหล่งไม่แตกต่างกัน

H_1: ค่ามัธยฐานของความแข็งของเหล็กจาก 2 แหล่งแตกต่างกัน

หรือ $H_0: M_X = M_Y$

$H_1: M_X \neq M_Y$

<u>วิธีที่ 1</u> การคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลข

$$T = S - \frac{n_1(n_1+1)}{2}$$

หา S จากแหล่ง A

$$S = 1+2+3+5$$
$$= 11$$

ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$T = 11 - \frac{4(5)}{2}$$
$$= 1$$

หาค่าวิกฤตจากตารางเมื่อเป็นการทดสอบสองหางที่ $\alpha = 0.05$ ดังนั้นหาค่าวิกฤตที่ค่า $P = 0.025$, $n_1 = 4$ และ $n_2 = 5$ ได้ค่าวิกฤต $= 2$

$$\text{ดังนั้น } W_{\frac{\alpha}{2}} = 2$$

$$\text{หาค่า } W_{1-\frac{\alpha}{2}} = n_1 n_2 - W_{\frac{\alpha}{2}} = (4 \times 5) - 2 = 18$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติทดสอบ T มีค่าน้อยกว่า 2 ($T < 2$) หรือมีค่ามากกว่า 18 ($T > 18$) เนื่องจาก $T = 1 < 2$ ซึ่งตกในอาณาเขตวิกฤต จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นเหล็กจาก 2 แหล่งมีความแข็งไม่เท่ากันหรือต่างกัน

หรือสามารถหาค่า P - value ที่ได้จากตารางควอนไทล์ของตัวสถิติทดสอบแมนท์ - วิทนีย์ ได้ค่า p-value $= 2P\left(W \le n_1(n_1 + n_2) - T\right) = 2\left(W \le 29\right) = 2\left(0.16\right) = 0.32$ ซึ่งมีค่ามากกว่า $\alpha = 0.05$ จึงปยอมรับ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของน้ำตาลกลูโคสในพลาสมาของห่านที่สุขภาพดีและห่านสุขภาพไม่ดีมีค่าไม่ต่างกัน

<u>วิธีที่ 2</u> การคำนวณโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป R

<u>Input</u>

```
x = c(1, 2, 3, 5)
y = c(4, 6, 7, 8, 9)
wilcox.test(x,y, correct=FALSE)
```

<u>Output</u>

```
        Wilcoxon rank sum test


data:  x and y
W = 1, p-value = 0.03175
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
```

ดังนั้น W=1, P-value = 0.03175 ซึ่งตรงกับวิธีคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลขคือ T = 1, P-value = 0.32

****

ค2 ตัวอย่างการคำนวณตัวสถิติทดสอบฟลิกเนอร์-พอลิเชลโล (Fligner-Policello Test)

****

ตัวอย่างที่ 2.2 ในการตรวจสอบความแตกต่างของน้ำตาลกลูโคสในพลาสมา (มิลลิกรัม / 100 มิลลิลิตร) ระหว่างห่านในแคนนาดาที่สุขภาพดีและห่านที่สุขภาพไม่ดี (March and John, (1976))

ตารางที่ ค1 ข้อมูลของน้ำตาลกลูโคสในพลาสมา (มิลลิกรัม / 100 มิลลิลิตร) ระหว่างห่านใน แคนนาดาที่สุขภาพดีและห่านที่สุขภาพไม่ดี

ห่านที่สุขภาพดี	ห่านที่สุขภาพไม่ดี
297	293
340	291
325	289
227	430
277	510
337	353
250	318
290	

<u>วิธีทำ</u>

สมมติฐาน

$H_0: M_X = M_Y$

$H_1: M_X \neq M_Y$

<u>วิธีที่ 1</u> การคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลข

$P_1 = 3,\ P_2 = 4,\ P_3 = 4,\ P_4 = 0,\ P_5 = 0,\ P_6 = 4,\ P_7 = 0,\ P_8 = 1$

และ $Q_1 = 4,\ Q_2 = 4,\ Q_3 = 3,\ Q_4 = 8,\ Q_5 = 8,\ Q_6 = 8,\ Q_7 = 5$

จะได้
$$\overline{P} = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} P_i}{n_1} = \frac{3+4+4+...+1}{8} = \frac{16}{8} = 2$$

$$\overline{Q} = \frac{\sum_{j=1}^{n_2} Q_j}{n_2}$$

$$= \frac{4+4+3+...+5}{7}$$

$$= \frac{40}{7}$$

$$V_1 = \sum_{i=1}^{n_1}\left(P_i - \overline{P}\right)^2$$

$$= (3-2)^2 + (4-2)^2 + (4-2)^2 + ... + (1-2)^2$$

$$= 26$$

$$V_2 = \sum_{j=1}^{n_2}\left(Q_j - \overline{Q}\right)^2$$

$$= \left(4-\frac{40}{7}\right)^2 + \left(4-\frac{40}{7}\right)^2 + \left(3-\frac{40}{7}\right)^2 + ... + \left(5-\frac{40}{7}\right)^2$$

$$= \frac{206}{7}$$

ตัวสถิติทดสอบคือ

$$\hat{U} = \frac{\sum_{j=1}^{n} Q_j - \sum_{i=1}^{m} P_i}{2\sqrt{V_1 + V_2 + \overline{P}\overline{Q}}}$$

$$= \frac{40-16}{2\sqrt{26 + \frac{206}{7} + 2\left(\frac{40}{7}\right)}}$$

$$= 1.468$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ เมื่อตัวสถิติทดสอบ $\hat{U}$ มีค่ามากกว่า $U_{0.025} = 2.263$ เนื่องจาก $\hat{U} = 1.468 < 2.263$ ซึ่งไม่ตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤต จึงยอมรับ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของน้ำตาลกลูโคสในพลาสมาของห่านที่สุขภาพดีและห่านสุขภาพไม่ดีมีค่าไม่ต่างกัน

หรือสามารถหาค่า p - value ที่ได้จากตาราง Figner - Policello ได้ค่า p-value $= 2P(\hat{U} \geq 1.468) = 2(0.0841) = 0.1682$ ซึ่งมีค่ามากกว่า $\alpha = 0.05$ จึงยอมรับ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของน้ำตาลกลูโคสในพลาสมาของห่านที่สุขภาพดีและห่านสุขภาพไม่ดีมีค่าไม่ต่างกัน

<u>วิธีที่ 2</u> การคำนวณโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป R

<u>Input</u>

```
library(RVAideMemoire)

X= c(297, 340, 325, 227, 277, 337, 250, 290)
Y =c(293, 291, 289, 430, 510, 353, 318)

fp.test(X,Y)
```

<u>Output</u>

```
ligner-Policello test

data:  X and Y
U* = 1.4676, p-value = 0.1596
alternative hypothesis: true difference in location is not equal to 0
```

ดังนั้น $\hat{U}$ =1.4676, p-value = 0.1596 ซึ่งตรงกับวิธีคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลขคือ $\hat{U}$ =1.468, p-value = 0.1682

****

ค3 ตัวอย่างการคำนวณตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนแบบดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test)

****

กำหนดค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 1 และ 2 เท่ากัน คือ ค่าเฉลี่ยของประชากรเท่ากับ 10 ความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ 5 ขนาดตัวอย่างสุ่มของแต่ละประชากรเท่ากับ 15 ดังนี้ (มนทกานติ, 2545)

ตารางที่ ค2 ข้อมูลของประชากรกลุ่มที่ 1 และ 2 มีค่าเฉลี่ยของประชากรเท่ากับ 10 ความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ 5

ตัวอย่างกลุ่มที่ 1	**ตัวอย่างกลุ่มที่ 2**
7.3188	6.2609
7.4510	6.2944
8.5692	7.9760
8.7038	8.2427
9.5462	9.8291
9.6434	10.2989
9.8109	10.3354
10.4878	10.7271
10.7017	10.8811
11.5847	11.0978
11.8618	11.4183
12.0547	11.5682
12.4896	12.3000
13.0029	12.4018
14.8228	13.0250
$\bar{X}$ = 10.5366	$\bar{Y}$ = 10.1771
S_X^2 = 4.4905	S_Y^2 = 4.4177

วิธีทำ

สมมติฐาน

$H_0: M_X = M_Y$

$H_1: M_X \neq M_Y$

วิธีที่ 1 การคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลข

ให้ลำดับที่กับข้อมูลตัวอย่างทั้ง 2 ชุด โดยถือเสมือนว่าข้อมูลทั้ง 2 ชุดเป็นชุดเดียวกัน โดยเรียงลำดับจากน้อยไปหามาก และเปลี่ยนลำดับที่ของข้อมูลให้เป็นคะแนน $a_p(i)$ ตามวิธีโอกอร์แมนแบบดัดแปลง

$$a_p(i) = \begin{cases} L + \left[\dfrac{0.8401}{T_L}\right]^2 (i - L) & ; i < L \\ i & ; L \leq i \leq U \\ U + \left[\dfrac{0.8401}{T_R}\right]^2 (i - U) & ; i > U \end{cases}$$

เมื่อ

$$L = \frac{n+1}{4} = \frac{30+1}{4} = 7.75$$

$$U = \frac{3(n+1)}{4} = \frac{3(30+1)}{4} = 23.25$$

$P_5 = 6.75538$

$P_{25} = 8.9144$

$P_{75} = 11.79252$

$P_{95} = 13.01506$

$$\begin{aligned} IQR &= P_{75} - P_{25} \\ &= 11.79252 - 8.9144 \\ &= 2.878125 \\ T_R &= \frac{P_{95} - P_{75}}{IQR} \\ &= \frac{13.01506 - 11.79252}{2.878125} \\ &= 0.5939 \\ T_L &= \frac{P_{25} - P_5}{IQR} \\ &= \frac{8.9144 - 6.75538}{2.878125} \\ &= 0.7501 \end{aligned}$$

ข้อมูลตัวอย่าง ลำดับที่ของข้อมูล และคะแนน $a_p(i)$ ที่คำนวณตามวิธีโอกอร์แมนแบบดัดแปลงได้ดังนี้

ตารางที่ ค3 ข้อมูลตัวอย่าง ลำดับที่ของข้อมูล และคะแนน $a_p(i)$

กลุ่มที่	ข้อมูลตัวอย่าง	ลำดับที่	$a_p(i)$	$\left(a(i) - \bar{a}\right)^2$
1	7.3188	3	1.7925	257.0499
1	7.4510	4	3.0467	218.4063
1	8.5692	7	6.8093	121.3517
1	8.7038	8	8	96.53606
1	9.5462	9	9	77.88551
1	9.6434	10	10	61.23495
1	9.8109	11	11	46.5844
1	10.4878	15	15	7.982188
1	10.7017	16	16	3.331635
1	11.5847	22	22	17.42831
1	11.8618	23	23	26.77776
1	12.0547	24	26.1838	69.86491
1	12.4896	27	37.9188	403.7497
1	13.0029	28	41.8304	576.2459
1	14.8228	30	49.6538	1013.055

ตารางที่ ค3 (ต่อ) ข้อมูลตัวอย่าง ลำดับที่ของข้อมูล และคะแนน $a_p(i)$

กลุ่มที่	ข้อมูลตัวอย่าง	ลำดับที่	$a_p(i)$	$\left(a(i)-\bar{a}\right)^2$
2	6.2609	1	-0.7159	343.7752
2	6.2944	2	0.5383	298.8396
2	7.9760	5	4.3009	182.9088
2	8.2427	6	5.5551	150.5572
2	9.8291	12	12	33.93385
2	10.2989	13	13	23.28329
2	10.3354	14	14	14.63274
2	10.7271	17	17	0.681082
2	10.8811	18	18	0.030528
2	11.0978	19	19	1.379975
2	11.4183	20	20	4.729422
2	11.5682	21	21	10.07887
2	12.3000	25	30.0954	150.5559
2	12.4018	26	34.0071	261.8514
2	13.0250	29	45.7421	779.349
รวม			534.7585	5254.0617

$$\bar{a} = \frac{\sum_{i=1}^{n} a_p(i)}{n} = \frac{534.7585}{30} = 17.8253$$

$$\sigma_0^2 = \frac{n_1 n_2}{n(n-1)}\sum_{i=1}^{n}\left(a(i)-\bar{a}\right)^2 = \frac{15\times15}{30(30-1)}\times5254.0617 = 1358.8091$$

$$\sum_{j=1}^{n_2} a_p(R_j) = -0.7159+0.5383+4.3009+\ldots+45.7421 = 253.5232$$

ตัวสถิติทดสอบคือ

$$Z = \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_2} a_p(R_j)\right) - n_2\bar{a}}{\sigma_0}$$

$$= \frac{253.5232 - 15(17.8253)}{\sqrt{1358.8091}}$$

$$= -0.3759$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติทดสอบ Z มีค่าน้อยกว่า $-Z_{0.025} = -1.96$ หรือมีค่ามากกว่า $Z_{0.025} = 1.96$ เนื่องจาก $Z = -0.3759 > -1.96$ ซึ่งไม่ตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤต จึงยอมรับ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของ 2 ประชากรไม่แตกต่างกัน

หรือสามารถหาค่าที่ได้จากตาราง Z ได้ค่า p-value $= 2P(Z \le -0.3759) = 2P(Z \ge 0.3759) = 2(0.3535) = 0.707$ ซึ่งมีค่ามากกว่า $\alpha = 0.05$ จึงยอมรับ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มไม่แตกต่างกัน

<u>วิธีที่ 2</u> การคำนวณโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป R

<u>Input</u>

```
x = c(7.3188, 7.4510, 8.5692, 8.7038, 9.5462, 9.6434, 9.8109, 10.4878, 10.7017, 11.5847
, 11.8618, 12.0547, 12.4896, 13.0029, 14.8228)
y = c(6.2609, 6.2944, 7.9760, 8.2427, 9.8291, 10.2989, 10.3354, 10.7271, 10.8811, 11.09
78, 11.4183, 11.5682, 12.3000, 12.4018, 13.0250)

m = length(x)
n =length(y)
z=c(x,y)
N= length(z)
L=(N+1)/4
U=(3*(N+1))/4
p5=quantile(z, c(.05))
p25=quantile(z, c(.25))
p75=quantile(z, c(.75))
```

```
p95=quantile(z, c(.95))
IQR=p75-p25
tr=(p95-p75)/IQR
tl=(p25-p5)/IQR
r=rank(z)
a=0
        for(i in 1:N){
                if(r[i]<L){
                a[i]=L+((0.8401/tl)^2*(r[i]-L))
                        }else if(r[i]>U){
                        a[i]= U+((0.8401/tr)^2*(r[i]-U))
                                } else{
                                        a[i]= r[i]
                                }
                        }
abar=mean(a)
temp1=0
        for(i in 1:N){
                temp1=temp1+(a[i]-abar)^2}
s=(m*n*temp1)/(N*(N-1))
aj=a[m+1:n]
og= (sum(aj,na.rm=TRUE)-(n*abar))/sqrt(s)
og
2*pnorm(-abs(og))
```

Output

```
> og
[1] -0.3758906
> 2*pnorm(-abs(og))
[1] 0.7069982
```

ดังนั้น OG = -0.3758906 และ p-value = 0.7069982 ซึ่งตรงกับวิธีคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลข คือ OG = -0.3759 และ p-value = 0.707

****

ค4 ตัวอย่างการคำนวณตัวสถิติทดสอบบรุนเนอร์-มุนเซล (Brunner and Munzel test)

****

คะแนนความเจ็บปวดหลังจากการผ่าตัด 3 วันของผู้ป่วย 14 คน ในการรักษาโรคถุงลมโป่งพอง โดยวิธีการรักษาแบบ X และผู้ป่วย 11 คน ในการรักษา โดยวิธีการรักษาแบบ Y (Brunner and Munzel, 2000)

X	1	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	4	1	1
Y	3	3	4	3	1	2	3	1	1	5	4			

<u>**วิธีทำ**</u>

สมมติฐานการทดสอบ

หรือ $H_0 : P(X < Y) = P(X > Y)$

$H_1 : P(X < Y) \neq P(X > Y)$

หรือ $H_0 : M_X = M_Y$

$H_1 : M_X \neq M_Y$

ตารางที่ ค4 คะแนนความเจ็บปวดหลังจากการผ่าตัด 3 วัน ของผู้ป่วย 14 คน ในการรักษาโรคถุงลมโป่งพอง

X	W	R	$\left(R_X - W_X - \bar{R}_X + \frac{m+1}{2}\right)^2$	Y	W	R	$\left(R_Y - W_Y - \bar{R}_Y + \frac{n+1}{2}\right)^2$
1	6	7.5	0.6747	3	6.5	19.5	3.8205
2	12.5	16	1.3891	3	6.5	19.5	3.8205
1	6	7.5	0.6747	4	9.5	23	6.0251
1	6	7.5	0.6747	3	6.5	19.5	3.8205
1	6	7.5	0.6747	1	2	7.5	30.7515
1	6	7.5	0.6747	2	4	16	0.9113
1	6	7.5	0.6747	3	6.5	19.5	3.8205
1	6	7.5	0.6747	1	2	7.5	30.7515
1	6	7.5	0.6747	1	2	7.5	30.7515
1	6	7.5	0.6747	5	11	25	8.7297
2	12.5	16	1.3891	4	9.5	23	6.0251
4	14	23	44.6037	รวม		187.5	129.2277
1	6	7.5	0.6747				
1	6	7.5	0.6747				
รวม		137.5	54.8036				

<u>วิธีที่ 1</u> การคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลข

$$\bar{R}_X = \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} R_{X_i}$$
$$= \frac{1}{14}(7.5+16+...+7.5)$$
$$= \frac{1}{14}(137.5)$$
$$= 9.8214$$
$$\bar{R}_Y = \frac{1}{n_2}\sum_{j=1}^{n_2} R_{Y_j}$$
$$= \frac{1}{11}(19.5+19.5+...+23)$$
$$= \frac{1}{11}(187.5)$$
$$= 17.0454$$
$$s_X^2 = \frac{1}{n_1-1}\sum_{i=1}^{n_1}\left(R_{X_i} - W_{X_i} - \bar{R}_X + \frac{n_1+1}{2}\right)^2$$
$$= \frac{1}{14-1}(0.6747+1.3891+...+0.6747)$$
$$= \frac{1}{13}(54.8036)$$
$$= 4.2157$$
$$s_Y^2 = \frac{1}{n_2-1}\sum_{i=1}^{n_2}\left(R_{Y_i} - W_{Y_i} - \bar{R}_Y + \frac{n_2+1}{2}\right)^2$$
$$= \frac{1}{11-1}(3.8205+3.8205+...+6.0251)$$
$$= \frac{1}{10}(129.2277)$$
$$= 12.9228$$

ตัวสถิติทดสอบคือ

$$BM = \frac{n_1 n_2(\bar{R}_Y - \bar{R}_X)}{(n_1+n_2)\sqrt{n_1 s_X^2 + n_2 s_Y^2}}$$
$$= \frac{(14\times 11)(17.0454-9.8214)}{(14+11)\sqrt{(14\times 4.2157)+(11\times 12.9228)}}$$
$$= \frac{1112.496}{354.5866}$$
$$= 3.1374$$

โดยที่ $df_{BM} = \dfrac{\left(n_1S_X^2 + n_2S_Y^2\right)^2}{\dfrac{\left(n_1S_X^2\right)^2}{n_1-1} + \dfrac{\left(n_2S_Y^2\right)^2}{n_2-1}}$

$$= \frac{\left((14\times 4.2157)+(11\times 12.9228)\right)^2}{\dfrac{(14\times 4.2157)^2}{14-1} + \dfrac{(11\times 12.9228)^2}{11-1}}$$

$$= \frac{40469.6103}{2288.6340}$$

$$= 17.6829$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติทดสอบ BM มีค่าน้อยกว่า $-t_{0.025,17.6829} = -2.1036$ หรือมีค่ามากกว่า $t_{0.025,17.6829} = 2.1036$ เนื่องจาก $BM = 3.1374 > 2.1036$ ซึ่งตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤต จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มแตกต่างกัน

หรือสามารถหาค่าได้จากตาราง t ที่ d.f.=17.6829 ได้ค่า p-value $= 2P(BM \geq 3.1374)$ $=2(0.00289) = 0.00578$ ซึ่งมีค่าน้อยกว่า $\alpha = 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นมัธยฐานของประชากร 2 กลุ่มแตกต่างกัน

<u>วิธีที่ 2</u> การคำนวณโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป R

<u>Input</u>

```
library(lawstat)
x = c(1, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 2, 4, 1, 1)
y = c(3, 3, 4, 3, 1, 2, 3, 1, 1, 5, 4)
brunner.munzel.test(x,y)
```

<u>Output</u>

```
data:  x and y
Brunner-Munzel Test Statistic = 3.1375, df = 17.683, p-value = 0.005786
95 percent confidence interval:
 0.5952169 0.9827052
sample estimates:
P(X<Y)+.5*P(X=Y)
        0.788961
```

ดังนั้น BM = 3.1375, df = 17.683 และ p-value = 0.005786 ซึ่งตรงกับวิธีคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลขคือ BM = 3.1374, df = 17.6829 และ p-value = 0.00578

****

ค5 ตัวอย่างการคำนวณตัวสถิติทดสอบแมนท์-วิทนีย์ยูแบบปรับค่าสังเกตซ้ำ (Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test)

****

ระยะเวลาในการรักษาตัวในโรงพยาบาลในวันที่ผู้ป่วยเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลบางแห่งหนึ่งสำหรับโรคสองประเภท ได้แก่ มาลาเรียและความดันโลหิตสูง (Oyeka and Okeh, 2013)

ตารางที่ ค6 ระยะเวลาของการเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาล (วัน) ของผู้ป่วยมาลาเรียและผู้ป่วยความดันโลหิตสูง

ผู้ป่วยมาลาเรีย			ผู้ป่วยความดันโลหิตสูง		
จำนวนวัน	r_1	r_1^2	**จำนวนวัน**	r_2	r_2^2
11	19	361	4	8	64
3	5	25	17	23.5	552.25
1	1	1	5	11	121
5	11	121	16	22	484
2	2.5	6.25	7	14	196
3	5	25	9	16.5	272.25
4	8	64	18	25	625
2	2.5	6.25	9	16.5	272.25
7	14	196	17	23.5	552.25
7	14	196	13	20.5	420.25
3	5	25	10	18	324
			5	11	121
			4	8	64
			13	20.5	420.25
รวม	87($\mathbf{R}_1$)	1026.5(R_1)		238($\mathbf{R}_2$)	4488.5(R_2^2)

<u>วิธีทำ</u>

สมมติฐาน

H_0: ค่ามัธยฐานของระยะเวลาของการเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลของผู้ป่วยมาลาเรียและผู้ป่วยความดันโลหิตสูงไม่แตกต่างกัน

H_1 : ค่ามัธยฐานของระยะเวลาของการเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลของผู้ป่วยมาลาเรียและผู้ป่วยความดันโลหิตสูงแตกต่างกัน

หรือ $H_0: M_X = M_Y$

$H_1: M_X \neq M_Y$

<u>วิธีที่ 1</u> การคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลข

$$f^+ = 18$$
$$f^0 = 6$$
$$f^- = 130$$
$$\hat{\pi}^+ = \frac{f^+}{n_1 \times n_2} = \frac{18}{11 \times 14} = 0.117$$
$$\hat{\pi}^0 = \frac{f^0}{n_1 \times n_2} = \frac{6}{11 \times 14} = 0.039$$
$$\hat{\pi}^- = \frac{f^-}{n_1 \times n_2} = \frac{130}{11 \times 14} = 0.844$$
$$W = n_{2.}R_{.1} - n_{1.}R_{.2} = (14)(87) - (11)(238) = -1400$$
$$\begin{aligned}\mathrm{Var}(W) &= (n_{2.}R_1^2 + n_1R_2^2 - 2R_{.}R_2)(\pi^+ + \pi^- - (\pi^+ - \pi^-)^2) \\ &= \big((14)(1026.5) + (11)(4488.5) - 2(87)(238)\big) \\ &\quad \big(0.117 + 0.844 - (0.117 - 0.833)^2\big) \\ &= 9647.64\end{aligned}$$

ตัวสถิติทดสอบคือ

$$\chi^2 = \frac{W^2}{Var(W)} = \frac{(-1400)^2}{9647.64} = 203.158$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติทดสอบ χ^2 มีค่ามากกว่า $\chi^2_{0.05;1}=3.84$ เนื่องจาก $\chi^2 = 203.158 > 3.84$ ซึ่งตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤต จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้น ค่ามัธยฐานของระยะเวลาของการเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลของผู้ป่วยมาลาเรียและผู้ป่วยความดันโลหิตสูงแตกต่างกัน

หรือสามารถหาค่าที่ได้จากตาราง χ^2 ที่ d.f.=1 ได้ค่า p-value $= P(\chi^2 \geq 203.158) = 0.000$ ซึ่งมีค่าน้อยกว่า $\alpha = 0.05$ จึงปฏิเสธ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของระยะเวลาของการเข้ารับการรักษาในโรงพยาบาลของผู้ป่วยมาลาเรียและผู้ป่วยความดันโลหิตสูงแตกต่างกัน

<u>วิธีที่ 2</u> การคำนวณโดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูป R

<u>Input</u>

```
x = c(11, 3, 1, 5, 2,3, 4, 2, 7, 7, 3)
y = c(4, 17, 5, 16, 7, 9, 18, 9, 17, 13, 10, 5, 4, 13)
m <- length(x)
n <-length(y)
temp1=rep(0,1)
 temp2=rep(0,1)
 temp3=rep(0,1)
            for(i in 1:m){
                        for(j in 1:n){
                                    if(x[i]>y[j]){
                                    temp1= temp1+1
                                    }else if(x[i]==y[j]){
                                    temp2= temp2+1
                        } else if(x[i]<y[j]){
                        temp3= temp3+1
                        }
```

```
        }
}
P1= temp1/( m*n)
P2= temp2/( m*n)
P3= temp3/( m*n)
rxy <- rank(c(x, y))
rx<-rxy[1:m]
ry<-rxy[m+1:n]
sumrx <- sum(rx)
sumry <- sum(ry)
sumrx2 <- sum((rx)^2)
sumry2 <- sum(ry)
sumry2 <- sum((ry)^2)
W <- (n*sumrx)- (m*sumry)
V <- (n* sumrx2+m* sumry2-2* sumrx* sumry)*(P1+P3-(P1-P3)^2)
MU <- W^2/V
MU
pchisq(MU , df=1, lower.tail=FALSE)
```

Output

```
> MU
[1] 203.1052
> pchisq(MU , df=1, lower.tail=FALSE)
[1] 4.387651e-46
```

ดังนั้น χ^2 =203.1052 และ p-value = 4.387651e-46 ซึ่งตรงกับวิธีคำนวณโดยใช้เครื่องคิดเลขคือ χ^2 =203.158 และ p-value = 0.000

ภาคผนวก ง

****

ง1.1 การคำนวณค่าพารามิเตอร์ (a,b) ในการแจกแจงลอจิสติก

****

ค่ามัธยฐาน

$$M_X = a \tag{1}$$

ความแปรปรวน

$$\mathrm{Var}(X) = \frac{\pi^2 b^2}{3} \tag{2}$$

ดังนั้น

$$a = M_X \tag{3}$$

$$b = \sqrt{\frac{3\mathrm{Var}(X)}{\pi^2}} \tag{4}$$

เช่น ต้องการประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติกที่มีค่ามัธยฐาน (M_X) เท่ากับ 2 และความแปรปรวน $(\mathrm{Var}(X))$ เท่ากับ 2 จะได้ว่า

$$\mu = M_X$$

$$= 2$$

$$b = \sqrt{\frac{3\mathrm{Var}(X)}{\pi^2}}$$

$$= \sqrt{\frac{3(2)}{(3.14)^2}}$$

$$= 0.7794$$

-

****
ง1.2 การคำนวณค่าพารามิเตอร์ (a,b) ในการแจงแจงลาปลาซ
****

ค่ามัธยฐาน

$$M_X = a \qquad (5)$$

ความแปรปรวน

$$\mathrm{Var}(X) = 2b^2 \qquad (6)$$

ดังนั้น

$$a = M_X \qquad (7)$$

$$b = \sqrt{\frac{\mathrm{Var}(X)}{2}} \qquad (8)$$

เช่น ต้องการประชากรที่มีการแจกแจงลาปลาซที่มีค่ามัธยฐาน (M_X) เท่ากับ 2 และความแปรปรวน $(\mathrm{Var}(X))$ เท่ากับ 2 จะได้ว่า

$$a = M_X$$

$$= 2$$

$$b = \sqrt{\frac{\mathrm{Var}(X)}{2}}$$

$$= \sqrt{\frac{2}{2}}$$

$$= 1$$

****

ง1.3 การคำนวณค่าพารามิเตอร์ (α,β) ในการแจงแจงแกมมา

****

เนื่องจากการแจกแจงแกมมาไม่มีค่ามัธยฐาน จึงใช้ค่าเฉลี่ยเป็นค่ามัธยฐานแทน

ค่ามัธยฐาน

$$M_X = \alpha\beta \qquad (9)$$

ความแปรปรวน

$$\mathrm{Var}(X) = \alpha\beta^2 \qquad (10)$$

$\frac{(10)}{(9)}$ จะได้

$$\beta = \frac{\mathrm{Var}(X)}{M_X} \qquad (11)$$

นำสมการที่ (11) แทนในสมการที่ (9) จะได้

$$\alpha = \frac{M_X^2}{\mathrm{Var}(X)} \qquad (12)$$

เช่น ต้องการประชากรที่มีการแจกแจงแกมมาที่มีค่ามัธยฐาน (M_X) เท่ากับ 2 และความแปรปรวน $(\mathrm{Var}(X))$ เท่ากับ 2 จะได้ว่า

$$\beta = \frac{\mathrm{Var}(X)}{M_X} = \frac{2}{2} = 1$$

$$\alpha = \frac{M_X^2}{V(X)} = \frac{(2)^2}{2} = 2$$

****

ง1.4 การคำนวณค่าพารามิเตอร์ (μ,σ^2) ในการแจงแจงล็อกปรกติ

****

มัธยฐาน

$$M_X = e^{\mu} \qquad (13)$$

ความแปรปรวน

$$\mathrm{Var}(X) = \left[e^{(\sigma^2-1)}\right]\left[e^{(2\mu+\sigma^2)}\right] \qquad (14)$$

โดยที่

m และ μ มีความสัมพันธ์กันโดยที่ $m = e^{\mu}$ และ $\mu = \log m$

โดย ค่าเฉลี่ย ($E(X)$ กำหนดให้เป็น m) มีความสัมพันธ์ดังนี้ (Mood. *et al*. 1974)

จาก

$$M_X = e^{\mu}$$

ดังนั้น

$$\mu = \ln M_X \qquad (15)$$

จาก

$$\mathrm{Var}(X) = \left[e^{\sigma^2-1}\right]\left[e^{2\mu+\sigma^2}\right]$$

$$= \left[e^{\sigma^2-1}\right]\left[e^{2\mu}\right]\left[e^{\sigma^2}\right]$$

จากสมการ (15) จะได้ว่า

$$\mathrm{Var}(X) = \left[e^{\sigma^2-1}\right]\left[M_x^2\right]\left[e^{\sigma^2}\right]$$

$$\frac{\mathrm{Var}(X)}{M_x^2} = \left[e^{\sigma^2-1}\right]\left[e^{\sigma^2}\right]$$

$$= e^{2\sigma^2-1}$$

$$= \frac{e^{(2\sigma^2)}}{e}$$

$$\frac{\mathrm{Var}(X)}{M_x^2}(e) = e^{2\sigma^2}$$

$$= \left(e^{\sigma^2}\right)^2$$

$$\sqrt{\frac{\mathrm{Var}(X)}{M_x^2}(e)} = e^{\sigma^2}$$

$$\ln\left[\sqrt{\frac{\mathrm{Var}(X)}{M_x^2}(e)}\right] = \sigma^2$$

ดังนั้น

$$\sigma^2 = \ln\left[\sqrt{\frac{\mathrm{Var}(X)}{M_x^2}(e)}\right] \quad (16)$$

เช่น ต้องการประชากรที่มีการแจกแจงล็อกปรกติที่มีค่ามัธยฐาน (M_X) เท่ากับ 2 และความแปรปรวน $(V(X))$ เท่ากับ 2 จะได้ว่า

$$\mu = \ln M_X$$
$$= \ln 2$$
$$= 0.6931$$
$$\sigma^2 = \ln\left[\sqrt{\frac{\mathrm{Var}(X)}{M_x^2}(e)}\right]$$
$$= \ln\left[\sqrt{\frac{2}{2^2}(2.718281)}\right]$$
$$= 0.1534$$

ประวัติผู้เขียน

ชื่อ	นาย รติวัฒน์ สิทธิบุตร์
วัน เดือน ปีเกิด	22 มีนาคม 2538
ที่อยู่ปัจจุบัน	2 หมู่ 4 ซอย 13 หมู่บ้าน เศรษฐกิจ ถนน เพชรเกษม เขต บางแค แขวงบางแค กทม. 10160
ประวัติการศึกษา	(2559) วิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาสถิติประยุกต์ เกรดเฉลี่ย 3.52 (สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง)
ผลงานทางวิชาการ	1. การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบค่าเฉลี่ยระหว่างประชากร 2 กลุ่ม ที่เป็นอิสระกัน (วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ปีที่ 26 ฉบับที่ 3 สิงหาคม – ตุลาคม 2561) 2. การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างมัธยฐานของ 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน กรณีการแจกแจงเบ้ (การประชุมวิชาการ ระดับบัณฑิตศึกษา มหาวิทยาลัยศิลปากร ครั้งที่ 48 ในวันที่ 13 มิถุนายน 2562)