การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน

EFFICIENCY COMPARISON OF THE NONPARAMETRIC STATISTICS BETWEEN THE MEAN OF TWO INDEPENDENT POPULATIONS GROUPS

ปณิฐิ ชาวกำพร้า

รุจิดา แย้มบุญมี

อนุพงศ์ สินสุพรรณ์

ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตร

ปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

ปีการศึกษา 2566

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

EFFICIENCY COMPARISON OF THE NONPARAMETRIC STATISTICS BETWEEN THE MEAN OF TWO INDEPENDENT POPULATIONS GROUPS

PANITHI CHAWKAMPRA

RUJIDA YAEMBOONMEE

ANUPONG SINSUPAN

A SPECIAL PROBLEM SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT OF

THE REQUIREMENT FOR

THE DEGREE OF BACHELOR OF SCIENCE (APPLIED STATISTICS)

DEPARTMENT OF STATISTICS, SCHOOL OF SCIENCE

KING MONGUT'S INSTITUTE OF TECHNOLOGY LADKRABANG

ACADEMIC YEAR 2023

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อปัญหาพิเศษ การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน
EFFICIENCY COMPARISON OF THE NONPARAMETRIC STATISTICS BETWEEN THE MEAN OF TWO INDEPENDENT POPULATIONS GROUPS

ชื่อนักศึกษา นายปณิฐิ ชาวกำพร้า รหัสนักศึกษา 63050643
นางสาวรุจิดา แย้มบุญมี รหัสนักศึกษา 63050658
นายอนุพงศ์ สินสุพรรณ์ รหัสนักศึกษา 63050702

ปริญญา วิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชา สถิติ

ปีการศึกษา 2566

อาจารย์ที่ปรึกษา รศ.สายชล สินสมบูรณ์ทอง

คณะวิทยาศาสตร์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง (สจล.) อนุมัติให้ปัญหาพิเศษนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์) ประจำปีการศึกษา 2566

คณะกรรมการสอบ	ลายมือชื่อ
ผศ.ดร.ยุวดี กล่อมวิเศษ ประธานกรรมการ	
ดร.อริศา จิรธรรมประดับ กรรมการ	
รศ.สายชล สินสมบูรณ์ทอง กรรมการและอาจารย์ที่ปรึกษา	

ลิขสิทธิ์ของคณะวิทยาศาสตร์
สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

หัวข้อปัญหาพิเศษ การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน

ชื่อนักศึกษา นายปณิฐิ ชาวกำพร้า รหัสนักศึกษา 63050643

นางสาวรุจิดา แย้มบุญมี รหัสนักศึกษา 63050658

นายอนุพงศ์ สินสุพรรณ์ รหัสนักศึกษา 63050702

ปริญญา วิทยาศาสตรบัณฑิต (สถิติประยุกต์)

ภาควิชา สถิติ

ปีการศึกษา 2566

อาจารย์ที่ปรึกษา รศ.สายชล สินสมบูรณ์ทอง

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ย 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน ซึ่งมีตัวสถิติทดสอบที่ศึกษา 4 การทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง กำหนดให้ข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ อัตราส่วนความแปรปรวนกลุ่มที่ 1 ต่อกลุ่มที่ 2 คือ 3, 5 และ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ผลการวิจัยพบว่ากรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่าตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลงมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด ส่วนความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลงมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็นมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลงมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็นมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และกรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาและการแจกแจงล็อกปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากันและความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลงมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เอกสารนี้ [illegible] ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

คำสำคัญ : กำลังการทดสอบ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู ตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

Thesis Title	EFFICIENCY COMPARISON OF THE NONPARAMETRIC STATISTICS BETWEEN THE MEAN OF TWO INDEPENDENT POPULATIONS GROUPS
Student Name	Mr. Panithi Chawkampra Student ID 63050643
	Miss Rujida Yamboonmee Student ID 63050658
	Mr. Anupong Sinsupan Student ID 63050702
Degree	Bechelor of Science (Applied Statistics)
Department	Statistics
Faculty	Science
University	King Mongkut's Institute of Technology Ladkrabang (KMITL)
Academic Year	2023
Advisor	Assoc. Prof. Saichon Sinsomboonthong

Abstract

The objective of this research was to study and compare the efficiency of nonparametric test statistics for testing differences between the means of two independent groups. There were 4 test statistics; Van der Walden, O'Gorman adaptive, Chen-Lu and modified Wilcoxon-Mann-Whitney tests. The two populations included normal, laplace, gamma and lognormal distributions. The ratios of variance were 1, 3, 5 and 7. Hypothesis testing were set at significant level of 0.05.

The results of research showed that the population had normal distribution. The variances were equal, and the sample sizes were equal and unequal, modified Wilcoxon-Mann-Whitney test provided the maximum power of a test. The variances were unequal, and the sample sizes were unequal, O'Gorman adaptive test provided the maximum power of a test. The sample sizes were equal, Van der Walden test provided the maximum power of a test. The population had laplace distribution. The variances were equal, and the sample sizes were equal and unequal, modified Wilcoxon-Mann-Whitney test provided the maximum power of a test. The variances

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

were unequal, and the sample sizes were equal and unequal, Van der Walden test provided the maximum power of a test. The population had gamma and lognormal distributions. The variances were equal and unequal, and the sample sizes were equal and unequal, modified Wilcoxon-Mann-Whitney test provided the maximum power of a test.

Keywords : Power of a Test, Van der Waerden Test, O'Gorman Adaptive Test, Chen-Luo Test, Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

กิตติกรรมประกาศ

ปัญหาพิเศษเล่มนี้สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดีและมีความถูกต้องในเนื้อหา เนื่องด้วยได้รับความอนุเคราะห์จาก รศ.สายชล สินสมบูรณ์ทอง ซึ่งเป็นอาจารย์ที่ปรึกษา เป็นผู้ซึ่งให้คำแนะนำ คำปรึกษา เอื้อเฟื้อเอกสารต่างๆ และหนังสืออ้างอิง ที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูลและตรวจทานแก้ไขความถูกต้องตลอดจนติดตามผลงานทุกขั้นตอนของการดำเนินงานในการทำปัญหาพิเศษเล่มนี้ จนกระทั่งเสร็จสมบูรณ์ จึงขอกราบขอบพระคุณด้วยความเคารพเป็นอย่างสูงไว้ ณ ที่นี้ด้วย

ขอขอบพระคุณ ผศ.ดร.ยุวดี กล่อมวิเศษ และ ดร.อริศา จิรธรรมประดับ ผู้ซึ่งเป็นประธานและกรรมการ ที่กรุณาให้คำปรึกษาแนะนำมาตลอดจนแก้ไขข้อผิดพลาดเพิ่มเติม ทำให้ปัญหาพิเศษเล่มนี้สมบูรณ์ยิ่งขึ้น

ขอขอบพระคุณคณาจารย์และบุคลากรภาควิชาสถิติ สาขาวิชาสถิติประยุกต์ ทุกท่านที่ได้มอบความรู้และคำแนะนำที่มีประโยชน์ รวมถึงการให้ความช่วยเหลือในเรื่องต่างๆ มาโดยตลอด

สุดท้ายนี้ขอขอบพระคุณบิดามารดาของผู้จัดทำปัญหาพิเศษที่ให้การสนับสนุนและเป็นกำลังใจให้เสมอมา และขอขอบคุณเพื่อน ๆ ทุกคนที่ให้คำปรึกษา ช่วยเหลือในการทำงานมาโดยตลอดจนปัญหาพิเศษเล่มนี้สำเร็จไปได้ด้วยดี

ปณิฐิ ชาวกำพร้า
รุจิดา แย้มบุญมี
อนุพงศ์ สินสุพรรณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญ

	หน้า
บทคัดย่อภาษาไทย	ก
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ	ค
กิตติกรรมประกาศ	จ
สารบัญ	ฉ
สารบัญตาราง	ซ
สารบัญรูป	ญ
คำย่อ/สัญลักษณ์	ฒ
บทที่ 1 บทนำ	1
1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา	1
1.2 วัตถุประสงค์ของงานวิจัย	3
1.3 ขอบเขตของงานวิจัย	4
1.4 เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณา	5
1.5 นิยามศัพท์	5
1.6 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ	6
บทที่ 2 ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	7
2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง	7
2.2 สถิติที่ใช้ในงานวิจัย	8
2.3 การแจกแจงต่าง ๆ ที่ใช้ในงานวิจัย	12
2.4 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1	18
2.5 เกณฑ์การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการทดสอบ	18
2.6 กำลังการทดสอบ	19
2.7 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง	19
บทที่ 3 วิธีการดำเนินงาน	22
3.1 การวางแผนการวิจัย	22
3.2 วิธีดำเนินงานวิจัย	44
3.3 ขั้นตอนโปรแกรมที่ใช้ในงานวิจัย	46
บทที่ 4 ผลการวิจัยและอภิปรายผล	48
4.1 ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1	48
4.2 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ	72
4.3 อภิปรายผล	92

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญ (ต่อ)

	หน้า
บทที่ 5 สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ	93
5.1 สรุปผลการวิจัย	93
5.2 ข้อเสนอแนะ	95
เอกสารอ้างอิง	96
ภาคผนวก	99
ภาคผนวก ก	100
ภาคผนวก ข	102
ภาคผนวก ค	113

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
2.1	ความสัมพันธ์ระหว่างความเป็นจริงของสมมุติฐานว่างและการสรุปผล.....	18
3.1	ขนาดตัวอย่างที่ใช้ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบ.....	22
3.2	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,10) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จำนวนรอบ 1,000 – 10,000 รอบ ของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว.....	23
3.3	พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน.....	24
3.4	พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากันแต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน (Ratio = 3, 5, 7)	27
3.5	พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณกำลังการทดสอบ มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากันแต่มีความแปรปรวนเท่ากัน (Ratio = 1).....	34
3.6	พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณกำลังการทดสอบ มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากันและมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน (Ratio = 3, 5, 7).....	37
4.1	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05.....	49
4.2	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05.....	50
4.3	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05.....	51
4.4	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05.....	52
4.5	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05.....	53

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่		หน้า
4.6	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	57
4.7	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	61
4.8	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	65
4.9	ตัวสถิติทดสอบที่มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดในกรณีต่าง ๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	69
4.10	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	72
4.11	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	73
4.12	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	74
4.13	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	76
4.14	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	77
4.15	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	80
4.16	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	83
4.17	กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	86
4.18	ตัวสถิติทดสอบที่ให้กำลังการทดสอบมากที่สุดในกรณีต่าง ๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	89

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป

รูปที่		หน้า
2.1	ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ (μ, σ^2)	14
2.2	ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ (a, b)	15
2.3	ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา (α, β)	16
2.4	ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ (μ, σ^2)	18
3.1	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติกรณีที่ 1 ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,10)ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จำนวนรอบ 1,000 – 10,000 รอบ ของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว	24
3.2	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1	25
3.3	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1	25
3.4	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1	26
3.5	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1	26
3.6	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3	28
3.7	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5	28
3.8	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7	29
3.9	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3	29
3.10	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5	30
3.11	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7	30
3.12	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3	31

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่		หน้า
3.13	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5	31
3.14	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7	32
3.15	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3	32
3.16	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5	33
3.17	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7	33
3.18	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 1	35
3.19	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณการทดสอบ โดยที่ Ratio = 1	35
3.20	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังกาทดสอบ โดยที่ Ratio = 1	36
3.21	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 1	36
3.22	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3	38
3.23	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5	38
3.24	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7	39
3.25	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3	39
3.26	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5	40
3.27	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7	40

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่		หน้า
3.28	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3	41
3.29	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5	41
3.30	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7	42
3.31	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3	42
3.32	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5	43
3.33	ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7	43
3.34	แผนผังแสดงการดำเนินงานวิจัย	46
4.1	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติและ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	49
4.2	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซและ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	50
4.3	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาและ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	51
4.4	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติและ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	52
4.5	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติและ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	54
4.6	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติและ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	55
4.7	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติและ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	56
4.8	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซและ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	58

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่		หน้า
4.9	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	59
4.10	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	60
4.11	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	62
4.12	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	63
4.13	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	64
4.14	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	66
4.15	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	67
4.16	ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	68
4.17	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	72
4.18	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	74
4.19	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	75
4.20	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	76
4.21	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	78
4.22	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	78
4.23	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	79

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สารบัญรูป (ต่อ)

รูปที่		หน้า
4.24	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	81
4.25	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	81
4.26	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	82
4.27	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	84
4.28	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	84
4.29	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	85
4.30	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	87
4.31	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	87
4.32	กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	88

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

คำย่อ/สัญลักษณ์

คำย่อ/สัญลักษณ์	คำอธิบาย
1. VW	ตัวสถิติทดสอบ Van der Waerden Test
2. OG	ตัวสถิติทดสอบ O'Gorman Adaptive Test
3. CL	ตัวสถิติทดสอบ Chen-Luo Test
4. MWMW	ตัวสถิติทดสอบ Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test
6. - - - - - -	เกณฑ์ของแบรดลีย์
7.	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ Van der Waerden Test
8.	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ O'Gorman Adaptive Test
9.	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ Chen-Luo Test
10.	เส้นกราฟของตัวสถิติทดสอบ Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 1
บทนำ

1.1 ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

สถิติที่ใช้ในงานวิจัยนั้นได้รับการพัฒนาเพื่อใช้ให้เหมาะสมกับสถานการณ์ต่างๆ ให้ผลลัพธ์ที่เชื่อถือได้ในการหาข้อสรุปไปยังประชากร ซึ่งจำเป็นอย่างยิ่งที่ผู้วิจัยต้องรู้จักเลือกใช้ให้เหมาะสมกับลักษณะข้อมูล โดยเฉพาะตัวสถิติทดสอบความแตกต่างระหว่างกลุ่มประชากรซึ่งเป็นวิธีที่ใช้กันมากในงานวิจัย (กุสุมา และคณะ, 2558) สำหรับการทดสอบสมมุติฐานนั้นข้อสรุปที่ได้จะมีความถูกต้องน่าเชื่อถือต้องทำการทดสอบสมมุติฐานที่เกี่ยวกับพารามิเตอร์ก่อนใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ (Parametric Statistics) แต่การทดสอบโดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ต้องอาศัยข้อตกลงเบื้องต้น (Assumption) เกี่ยวกับลักษณะของประชากร ซึ่งในทางปฏิบัติบ่อยครั้งพบว่าข้อมูลที่นำมาใช้ในการวิเคราะห์นั้นไม่เป็นไปตามข้อตกลงดังกล่าว ปัญหาที่พบคือข้อมูลไม่มีการแจกแจงปรกติ ดังนั้นหากทดสอบสมมุติฐานด้วยสถิติอิงพารามิเตอร์ที่กำหนดข้อมูลต้องมีการแจกแจงปรกติ ทำให้การวิเคราะห์ผลและการแปลผลที่ได้จากการทดสอบที่ไม่เหมาะสมกับข้อมูลทำให้เกิดความคลาดเคลื่อน เพื่อแก้ปัญหานี้จึงมีผู้เสนอสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistics) กันอย่างกว้างขวาง ทั้งนี้เพราะสามารถใช้ง่ายและมีข้อกำหนดเกี่ยวกับลักษณะข้อมูลน้อย (นพดล, 2553) ในงานวิจัยจะใช้การเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Probability of Type I Error) และกำลังการทดสอบ (Power of a Test) ของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน เพื่อประโยชน์ในการปรับปรุงและพัฒนาที่ดีขึ้นในการอธิบายข้อมูลที่มีการหาค่าเฉลี่ย และวิเคราะห์ด้วยสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ มีนักวิจัยเป็นจำนวนมากนำข้อมูลไปวิเคราะห์ด้วยสถิติอิงพารามิเตอร์ และเนื่องจากสถิติอิงพารามิเตอร์มีข้อกำหนดเบื้องต้นที่เข้มงวดกว่าสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ เมื่อข้อมูลไม่มีการแจกแจงปรกติ จึงสามารถใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์แทนได้ โดยสถิติเชิงพรรณนา ได้แก่ ค่าเฉลี่ย ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ความถี่ การวัดค่ากลางของข้อมูล การวัดการกระจายของข้อมูล ทดสอบสมมุติฐานโดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ ได้แก่ O'Gorman Adaptive Test, Van der Waerden test, Chen-Luo Test และ Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test เป็นต้น ผู้วิจัยจึงสนใจศึกษาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่ม ที่เป็นอิสระต่อกัน เพื่อเป็นแนวทางการวิเคราะห์ข้อมูลและแนวทางการเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบได้อย่างเหมาะสม

มนตรี (2557) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบความแกร่งและกำลังการทดสอบของสถิติอิงพารามิเตอร์และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ในการทดสอบความแตกต่างของค่ากลางระหว่างประชากรสองกลุ่ม สำหรับข้อมูลแบบลิเคิร์ท 5 ระดับ ซึ่งตัวสถิติทดสอบที่นำมาศึกษาประกอบด้วย Z test, t test,

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

Mann Whitney U Test, Van der Waerden Test, Kolmogorov-Smirnov Test และ Modified U Test โดยจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล โดยมีเงื่อนไขคือประชากรมีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงเบ้ซ้ายและความโด่งต่ำกว่าปรกติ และการแจกแจงเบ้ขวาและความโด่งสูงกว่าปรกติ กำหนดขนาดตัวอย่าง (10,10), (15,25) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก (30,30) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดกลาง และ (100,50), (100,100) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ กำหนดอัตราส่วนของความแปรปรวนเท่ากับ 1:1 และ 1:2 ระดับนัยสำคัญคือ 0.05 และ 0.01 เกณฑ์เปรียบเทียบประสิทธิภาพคือความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ จากผลการวิจัยพบว่าตัวสถิติ Van der Waerden มีประสิทธิภาพสูงกว่าวิธีอื่นๆ ในหลายสถานการณ์ อัชฌา และคณะ (2560) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยหรือค่ากลางของ 2 ประชากรที่เป็นอิสระกันสำหรับการแจกแจงปรกติและปรกติปลอมปนโดยใช้ตัวสถิติคือ T-test, Z-test, Bootstrap method และ Van der Waerden Test ในกรณีที่ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยศึกษาจากข้อมูลที่สุ่มมาจากประชากรที่มีแจกแจงปรกติและปรกติปลอมปน กำหนดขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,5), (20,20), (50,50), (5,10), (20,25) และ (50,70) ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กำหนดค่าเฉลี่ยของประชากร $\left(\mu_1, \mu_2\right)$ เท่ากับ (0,0) และการคำนวณกำลังการทดสอบ กำหนดค่าเฉลี่ยของประชากร $\left(\mu_1, \mu_2\right)$ เท่ากับ (0,2) โดยกรณีที่ความแปรปรวนเท่ากันจะกำหนดค่าแปรปรวนของแต่ละประชากร $\left(\sigma^2\right)$ เป็น 4, 16 และ 36 ตามลำดับ ส่วนกรณีที่ความแปรปรวนไม่เท่ากันจะกำหนดค่าความแปรปรวนตามเกณฑ์ของค่าพารามิเตอร์ห่างศูนย์กลาง (Noncentrality Parameter) ซึ่งได้ค่าพารามิเตอร์ห่างศูนย์กลางเป็น 0.55, 2.37 และ 6.75 ตามลำดับ กำหนดระดับนัยสำคัญ 3 ระดับคือ 0.01, 0.05 และ 0.1 จากผลการวิจัยพบว่าเมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ส่วนใหญ่สถิติอิงพารามิเตอร์คือ Z-test และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์คือ Van der Waerden Test มีความสามารถในการควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 นอกจากนี้ยังมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

รติวัฒน์ (2562) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างมัธยฐาน 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน กรณีการแจกแจงสมมาตรและการแจกแจงเบ้ มีตัวสถิติทดสอบที่ศึกษา 5 การทดสอบ คือ Wilcoxon-Mann-Whitney Test (WMW), Fligner-PolicelloTest (FP), O'Gorman Adaptive Test (OG), Brunner-Munzel Test (BM) และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test (MWU) กำหนดให้ข้อมูลถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ จากผลการศึกษาพบว่าตัวสถิติ O'Gorman Adaptive (OG) เป็นตัวสถิติที่ดีที่สุดในสถานการณ์ต่างๆ

วราวัลย์ (2556) เสนอตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปเฉิน-ลู โดยเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม กรณีความแปรปรวนของประชากร

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ไม่เท่ากัน กับตัวสถิติทดสอบวิลคอกสัน-แมนน์-วิทนีย์ วิธีคลิฟฟ์ ตัวสถิติทดสอบรุนเนอร์-มุมเซล ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู และตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปแรงค์เวลซ์ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ได้จากการสร้างแบบจำลอง เมื่อข้อมูลมาจากการแจกแจงเอกรูปต่อเนื่องและการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,10), (10,10), (20,30), (30,30), (40,50), (60,60) และ (100,100) ที่ระดับนัยสำคัญที่ใช้ทดสอบสมมุติฐานคือ 0.01 และ 0.05 การศึกษาพบว่าตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ดีที่สุด และกำลังการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอื่น ๆ

Fong and Huang (2020) ได้ศึกษาตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney ที่ถูกปรับแก้และความสามารถในการทดสอบสมมุติฐานว่าง เปรียบเทียบความสามารถในการทดสอบสมมุติฐานแข็งแกร่งระหว่าง Wilcoxon-Mann-Whitney (WMW) Test และ Fligner-Policello (FP) Test โดยใช้กำลังการทดสอบ ผลการวิจัยพบว่าไม่มีการทดสอบใดที่ดีกว่า มีการนำเสนอ Modified Wilcoxon-Mann-Whitney (MWMW) Test โดยรวมระหว่าง WMW กับ FP ซึ่งเป็นวิธีที่ดีเมื่อเปรียบเทียบกับ WMW กับ FP กำหนดให้การประมาณค่าแบบปกติ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ 1 (m) = 30 ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ 2 (n) กรณี n = m นั้น WMW ได้ค่ากำลังการทดสอบ 57% FP ได้ค่ากำลังการทดสอบ 59% และ MWMW ได้ค่ากำลังการทดสอบ 59% ส่วนกรณี n = 4m นั้น WMW ได้ค่ากำลังการทดสอบ 79% FP ได้ค่ากำลังการทดสอบ 79% และ MWMW ได้ค่ากำลังการทดสอบ 80%

จากการศึกษางานวิจัยที่กล่าวมาข้างต้น ผู้วิจัยสนใจที่จะศึกษาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยใช้วิธีการทางสถิติ 4 วิธี คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) จากการศึกษาของมนตรี (2557) และอัชฌา และคณะ (2560) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) จากงานวิจัยการศึกษาของรติวัฒน์ (2562) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) จากการศึกษาของวราวัลย์ (2556) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) จากการศึกษาของ Fong and Huang (2020) ซึ่งสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และมีกำลังการทดสอบสูงสุด โดยการจำลองข้อมูลในสถานการณ์ต่างๆ ในแต่ละกรณีจะเลือกตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบสูงสุด เพื่อให้ได้ตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสมในแต่ละสถานการณ์

1.2 วัตถุประสงค์

เพื่อศึกษาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

1.3 ขอบเขตของงานวิจัย

1.3.1 ศึกษาในกรณีการแจกแจง 4 การแจกแจง คือ

1.3.1.1 การแจกแจงปรกติ (Normal Distribution)

1.3.1.2 การแจกแจงลาปลาซ (Laplace Distribution)

1.3.1.3 การแจกแจงแกมมา (Gamma Distribution)

13.1.4 การแจกแจงล็อกปรกติ (Lognormal Distribution)

1.3.2 กำหนดขนาดตัวอย่างที่ใช้ในการศึกษามี 3 ระดับคือ

1.3.2.1 ตัวอย่างขนาดเล็ก $\left(n_1, n_2\right)$ = (5,10), (10,10)

1.3.2.2 ตัวอย่างขนาดปานกลาง $\left(n_1, n_2\right)$ = (20,30), (30,30)

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

1.3.3 ศึกษาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบ โดยกำหนดให้ความแตกต่างกันของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากรกลุ่มที่ 1 กับกลุ่มที่ 2 เท่ากับ 0 โดยศึกษาในกรณีที่ความแปรปรวนเท่ากัน และความแปรปรวนไม่เท่ากันกัน ดังนี้

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

1.3.3.2 กรณีความแปรปรวนไม่เท่ากันคือ อัตราส่วนระหว่างความแปรปรวนประชากรกลุ่มที่ 1 ต่อความแปรปรวนของประชากรกลุ่มที่ 2 $\left(\text{Ratio} = \frac{\text{Var}\left(X_1\right)}{\text{Var}\left(X_2\right)}\right)$ เท่ากับ 3, 5 และ 7 (ยุพาพิน, 2545)

1.3.4 ศึกษากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ กำหนดให้ความแตกต่างกันของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากรกลุ่มที่ 1 กับกลุ่มที่ 2 เท่ากับ 1 โดยศึกษาในกรณีที่ความแปรปรวนเท่ากัน และความแปรปรวนไม่เท่ากัน ดังนี้

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

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

1.3.5 กำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

1.3.6 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ 4 การทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test)

1.3.7 เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณา คือ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ

1.3.8 โปรแกรม RStudio เวอร์ชั่น 4.3.2

1.4 เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณา

1.4.1 ขั้นตอนแรกของการดำเนินการวิจัย ผู้วิจัยได้ดำเนินการจำลองข้อมูลให้มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ โดยกำหนดให้สถานการณ์แรก คือ ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน และสถานการณ์ที่สอง คือ ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนไม่เท่ากัน และดำเนินการทดสอบด้วยสถิติทดสอบทั้ง 4 การทดสอบ เพื่อศึกษาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ โดยพิจารณาความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ที่อยู่ในช่วงระดับนัยสำคัญที่กำหนด แสดงตัวสถิติทดสอบนั้นสามารถควบคุมน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

1.4.2 ขั้นตอนที่สองของการดำเนินการวิจัย ผู้วิจัยได้ดำเนินการจำลองข้อมูลให้มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ โดยกำหนดให้สถานการณ์แรก คือ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน และสถานการณ์ที่สอง คือ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากันและความแปรปรวนไม่เท่ากัน และดำเนินการทดสอบด้วยสถิติทดสอบทั้ง 4 การทดสอบ เพื่อศึกษาหากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบโดยพิจารณากำลังการทดสอบที่สูงที่สุด

1.5 นิยามศัพท์

1.5.1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Probability of Type I Error) คือ ความผิดพลาดที่เกิดจากการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างนั้นเป็นจริง ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 เขียนแทนด้วย α (พจนานุกรมศัพท์สถิติศาสตร์, 2558)

1.5.2 กำลังการทดสอบ (Power of a Test) คือ ความน่าจะเป็นของการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างนั้นไม่เป็นจริง เขียนแทนด้วย $1-\beta$ เมื่อ β คือ ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 2 (พจนานุกรมศัพท์สถิติศาสตร์, 2558)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

1.5.3 เกณฑ์การทดสอบของแบรดเลย์ (Bradley Test) คือ เกณฑ์ที่ใช้ควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบ ถ้าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงระดับนัยสำคัญที่กำหนด จะสรุปได้ว่าตัวสถิติทดสอบนั้นสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ (Bradley, 1978)

1.6 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

ทำให้ทราบประสิทธิภาพของตัวสถิติการทดสอบสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน เพื่อนำไปใช้ในการเปรียบเทียบตัวสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ที่มีข้อมูลในลักษณะแตกต่างกัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 2
ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

สำหรับปัญหาพิเศษเล่มนี้ผู้วิจัยมีความสนใจที่จะศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยทำศึกษาตัวสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ 4 การทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) สำหรับบทนี้จะกล่าวถึงทฤษฎีที่เกี่ยวข้องของตัวสถิติทดสอบ 4 การทดสอบ ตัวอย่างการคำนวณค่าตัวสถิติทดสอบ การแจกแจงต่าง ๆ ที่ใช้ในงานวิจัย และงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 สถิติไม่อิงพารามิเตอร์ (Nonparametric Statistic) (รติวัฒน์, 2562)

สถิติไม่อิงพารามิเตอร์เป็นการทดสอบสมมุติฐานที่ไม่เกี่ยวข้องกับค่าของพารามิเตอร์ แต่สัมพันธ์กับแบบของสมมุติฐานที่ต้องการจะทดสอบ

2.1.1.1 ข้อดีของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์

1) สามารถใช้ได้กับข้อมูลที่ไม่ทราบการแจกแจงของประชากร

2) คำนวณได้ง่าย มีขั้นตอนการทดสอบที่ไม่ยุ่งยากซับซ้อน

3) สามารถใช้ได้ในกรณีที่ขนาดตัวอย่างมีขนาดเล็ก

4) สามารถใช้ได้กับข้อมูลที่มีมาตรวัดทุกระดับ (Nominal Scale, Ordinal Scale, Interval Scale หรือ Ratio Scale)

5) ข้อมูลที่เก็บรวบรวมได้จากกลุ่มตัวอย่างมีการแจกแจงแบบใดก็ได้ (Distribution Free)

2.1.1.2 ข้อจำกัดของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์

1) การนำสถิติไม่อิงพารามิเตอร์มาทดสอบกับข้อมูลที่ได้จากการวัดที่เหมาะสมกับการใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ จะทำให้ประสิทธิภาพ (กำลังการทดสอบ) การทดสอบนั้นต่ำลง เพราะทำให้เกิดการสูญเสียสารสนเทศของข้อมูล คือ ทำให้ข้อมูลนั้นอยู่ในมาตรวัดที่ต่ำกว่าเดิม

2) การทดสอบโดยใช้สถิติไม่อิงพารามิเตอร์มีความไวในการทดสอบน้อยกว่าการทดสอบโดยใช้สถิติอิงพารามิเตอร์ นั่นคือ ก่อนที่จะทำการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ควรต้องคำนึงถึงหลักฐานการอ้างอิงที่แกร่งพอสมควร

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3) กรณีที่กลุ่มตัวอย่างมีขนาดใหญ่ การนำสถิติไม่อิงพารามิเตอร์มาทำการคำนวณ อาจใช้ค่าประมาณ (Approximation) ทำให้การคำนวณยุ่งยาก

4) การทดสอบและตาราที่ใช้สำหรับสถิติไม่อิงพารามิเตอร์มีหลากหลาย ดังนั้นจึงไม่มีการทดสอบใดที่มีประสิทธิภาพดีที่สุด

2.2 สถิติที่ใช้ในงานวิจัย

วิธีการทดสอบค่าเฉลี่ยที่ต้องการศึกษาทั้งหมด 4 การทดสอบ โดยกำหนดสมมุติฐานของการทดสอบดังนี้

$H_0: \mu_1 = \mu_2$

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

หมายเหตุ : ในงานวิจัยนี้ใช้ค่าเฉลี่ย (Mean) แทนค่ามัธยฐาน (Median) เนื่องจากค่ามัธยฐานของการแจกแจงแกมมาไม่ได้อยู่ในรูปแบบอย่างง่าย

2.2.1 ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test)

Van der Waerden Test เป็นตัวสถิติทดสอบที่ถูกค้นพบโดยนักคณิตศาสตร์ชาวเนเธอร์แลนด์ ชื่อว่า Bartel Leendert Van der Waerden ซึ่งสามารถใช้ทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ย 2 กลุ่ม ซึ่งมีรายละเอียดการคำนวณดังนี้ (มนตรี, 2557)

(1) สมมุติฐาน (Hypothesis)

$$H_0: M_X = M_Y$$
$$H_1: M_X \neq M_Y$$

(2) ตัวสถิติทดสอบ (Test Statistic)

$$T_1 = \frac{1}{s^2}\sum_{t=1}^{2} n_t \bar{A}_i$$

เมื่อ $A_{ij} = \phi^{-1}\left(\frac{R(X_{ij})}{N+1}\right)$ คือ คะแนนมาตรฐานตัวที่ j กลุ่มที่ i

$\bar{A}_i = \frac{1}{n_i}\sum_{j=1}^{n_1} A_{ij}$; $i = 1, 2$ คือ ค่าเฉลี่ยของคะแนนมาตรฐานกลุ่มที่ i

$s^2 = \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{n_i} A_{ij}^2$ คือ ค่าความแปรปรวนของคะแนนมาตรฐาน

จะปฏิเสธ H_0 เมื่อ $T_1 > \chi^2_{\alpha,1}$ โดย $\chi^2_{\alpha,1}$ คือค่าวิกฤตที่เปิดจากตารางการแจกแจงไคกำลังสอง

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2.2.2 ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test)

ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลงเป็นสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ ได้รับการพัฒนาขึ้นโดย O'Gorman (1996) ใช้ทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของ 2 ประชากร โดยที่ประชากรทั้ง 2 กลุ่มเป็นอิสระกัน และไม่ทราบการแจกแจงของประชากร โดยอาศัยเปอร์เซ็นไทล์ตัวอย่าง ความยาวหางด้านซ้ายและขวา และพิสัยระหว่างควอร์ไทล์ ซึ่งมีวิธีการคำนวณดังนี้ (รติวัฒน์, 2562)

(1) สมมุติฐาน (Hypothesis)

$$H_0: M_X = M_Y$$

$$H_1: M_X \neq M_Y$$

(2) ให้ลำดับที่ของข้อมูลตัวอย่างทั้ง 2 ชุด โดยถือเสมือนว่าข้อมูลทั้ง 2 ชุดเป็นชุดเดียวกัน โดยเรียงลำดับจากน้อยไปหามาก กรณีที่ข้อมูลมีค่าเท่ากันหลายค่า ให้ใช้ลำดับที่เฉลี่ยของข้อมูลที่เท่ากันนั้น

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

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

โดยที่ $L = \dfrac{n+1}{4}$

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

T_R คือ ความยาวหางด้านขวา $= \dfrac{P_{95} - P_{75}}{IQR}$

T_L คือ ความยาวหางด้านซ้าย $= \dfrac{P_{25} - P_5}{IQR}$

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

(4) วิธีการหาเปอร์เซ็นไทล์ที่ r $\left(P_r\right)$

ให้ $X_1 \leq X_2 \leq X_3 \leq \ldots \leq X_n$ เป็นข้อมูลตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก ดังนั้นเปอร์เซ็นไทล์ที่ r ของตัวอย่าง คือ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$P_r = \begin{cases} X_{\left(\frac{(n+1)r}{100}\right)} & ; \frac{(n+1)r}{100} \text{ เป็นจำนวนเต็ม} \\ (1-\alpha)X_{(r)} + \alpha X_{(r+1)} & ; \frac{(n+1)r}{100} = c+\alpha \text{ โดยที่ } c \text{ เป็นจำนวนเต็ม , } 0<\alpha<1 \end{cases}$$

(5) ตัวสถิติทดสอบ (Test Statistic)

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

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

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

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

(6) จะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) เมื่อ $Z < -Z_{\frac{\alpha}{2}}$ หรือ $Z > Z_{\frac{\alpha}{2}}$

2.2.3 ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test)

Chen-Luo (2004) ได้เสนอสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) ซึ่งทำการปรับปรุงมาจากการทดสอบของแมนน์-วิทนีย์ (Mann-Whitney Test) โดยใช้ค่าความแปรปรวนของตัวอย่างเป็นตัวปรับ สถิติทดสอบนี้จะทำให้ความน่าจะเป็นของความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ต่ำและกำลังการทดสอบสูง เมื่อตัวอย่างขนาดใหญ่และความแปรปรวนของประชากรทั้ง 2 กลุ่มแตกต่างกันมาก ซึ่งมีรายละเอียดการคำนวณดังนี้ (วราวัลย์, 2556)

(1) ข้อมูลประกอบด้วยค่าสังเกตของตัวอย่างสุ่ม 2 ตัวอย่าง โดยให้ $X_1, X_2, X_3, \ldots, X_M$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด m จากประชากรที่ 1 และให้ $Y_1, Y_2, Y_3, \ldots, Y_n$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด n จากประชากรที่ 2

(2) ข้อสมมุติ (Assumption)

2.1) ตัวอย่างทั้งสองกลุ่มจะต้องเป็นตัวอย่างสุ่มของประชากร

2.2) ตัวอย่างสุ่มทั้งสองเป็นอิสระกัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

(3) สมมุติฐาน (Hypothesis)

$$H_0: M_X = M_Y$$
$$H_1: M_X \neq M_Y$$

(4) ตัวสถิติทดสอบ (Test Statistic)

$$CL = \frac{MW}{\sqrt{\widehat{Var}(MW)}}$$

โดยที่ $$MW = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n}\left[I(Y_j > X_i) + \frac{1}{2} I(Y_j = X_i) \right]$$

$$\widehat{Var}(MW) = \sum_{i=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{n}\left[I(Y_j > X_i) + \frac{1}{2} I(Y_j = X_i) \right] - \frac{MW}{m} \right)^2$$

$$+ \sum_{j=1}^{n}\left(\sum_{i=1}^{m}\left[I(Y_j > X_i) + \frac{1}{2} I(Y_j = X_i) \right] - \frac{MW}{m} \right)^2 + mn$$

$$I(X_i < Y_i) = \begin{cases} 1 \; ; \; X_i < Y_i \\ \frac{1}{2} \; ; \; X_i = Y_i \\ 0 \; ; \; \text{อื่น ๆ} \end{cases}$$

เมื่อ MW คือ ตัวสถิติทดสอบแมนน์-วิทนีย์

$\widehat{Var}(MW)$ คือ ค่าความแปรปรวนของสถิติทดสอบแมนน์-วิทนีย์

I คือ ฟังก์ชันบ่งชี้

ซึ่งจะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติทดสอบ CL มีค่าน้อยกว่า $Z_{\frac{\alpha}{2}}$ หรือมีค่ามากกว่า $Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ เมื่อ $Z\left(1-\frac{\alpha}{2}\right)$ คือ ควอนไทล์ที่ $1-\frac{\alpha}{2}$ ได้จากการเปิดตารางการแจกแจงปรกติมาตรฐาน

2.2.4 ตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney-Test)

ตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลงเป็นสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ ใช้การเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่ม โดยที่ประชากรทั้ง 2 กลุ่มเป็นอิสระกัน เป็นการรวมตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney และ Fligner-Policello เข้าด้วยกัน ซึ่งมีรายละเอียดการคำนวณดังนี้ (Fong and Huang 2020)

(1) สมมุติฐาน (Hypothesis)

$$H_0: M_X = M_Y$$
$$H_1: M_X \neq M_Y$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

(2) ค่า m ค่าที่สุ่มต้องเป็นอิสระกันและมีการแจกแจงเหมือนกัน คือ $X_1, \ldots, X_m$ มาจากประชากรกลุ่มที่ 1

(3) ค่า n ค่าที่สุ่มต้องเป็นอิสระกันและมีการแจกแจงเหมือนกัน คือ $Y_1, \ldots, Y_n$ มาจากประชากรกลุ่มที่ 2

(4) ข้อมูลสองชุดต้องเป็นอิสระต่อกัน มีการแจกแจงของ X และ Y

(5) ตัวสถิติทดสอบ (Test Statistic)

$$U = \frac{1}{mn} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} I\left(X_i < Y_j \right)$$

โดยที่ $$I\left(X_i < Y_i \right) = \begin{cases} 1 \; ; \; X_i < Y_i \\ \frac{1}{2} \; ; \; X_i = Y_i \\ 0 \; ; \; \text{อื่น ๆ} \end{cases}$$

เมื่อ m คือ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ 1

n คือ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ 2

ความแปรปรวน

$$Var(U) = \frac{\left(1 - \frac{1}{n}\right) Var\{G(X)\}}{m} + \frac{\left(1 - \frac{1}{n}\right) Var\{F(Y)\}}{n} + \frac{Var\{I(X < Y)\}}{mn}$$

สามารถจัดให้อยู่ในรูปสมการอย่างง่ายดังนี้

$$Var(U) \approx \frac{Var\{G(X)\}}{m} + \frac{Var\{F(Y)\}}{n}$$

เมื่อ $Var\{G(X)\}$ เป็นฟังก์ชันการแจกแจงของ Y

และ $Var\{F(Y)\}$ เป็นฟังก์ชันการแจกแจงของ X

ซึ่งจะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อสถิติทดสอบ

2.3 การแจกแจงต่าง ๆ ที่ใช้ในงานวิจัย

การแจกแจงของประชากร หมายถึง การแจกแจงของค่าที่สนใจศึกษาจากข้อมูลทุกหน่วยของประชากร การอนุมานเชิงสถิติซึ่งประกอบด้วยการประมาณค่าพารามิเตอร์ และการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติ มักจะมีข้อกำหนดเบื้องต้นว่ากลุ่มตัวอย่างจากประชากรที่สุ่มได้นั้นต้องมาจากประชากรที่ทราบได้ล่วงหน้าว่ามีลักษณะการแจกแจงแบบใดแบบหนึ่ง เช่น การแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2.3.1 การแจกแจงปรกติ (Normal Distribution)

การแจกแจงปรกติเป็นผลงานจากการศึกษาค้นคว้าของนักคณิตศาสตร์หลายท่าน ได้แก่ Abrahum (ค.ศ.1667-1754) Pierre S. Laplace (ค.ศ.1749-1827) และ Karl Gauss (ค.ศ.1779-1855) แม้ว่า De Moire จะเป็นผู้ค้นพบคนแรกตั้งแต่ปี ค.ศ.1733 แต่ไม่เป็นที่รู้จักแพร่หลายจนกระทั่ง Laplace และ Gauss พบว่าการแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนในการวัดวิทยาศาสตร์กายภาพสามารถประมาณได้อย่างใกล้เคียงโดยใช้โค้งปรกติ การแจกแจงปรกติจึงเป็นที่รู้จักอย่างกว้างขวาง

การแจกแจงปรกติเป็นการแจกแจงที่เด่นที่สุดในทางวิชาการความน่าจะเป็นและสถิติศาสตร์และนำไปใช้ประโยชน์อย่างกว้างขวางสำหรับตัวแปรสุ่มชนิดต่อเนื่องทั้งนี้เพราะเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นส่วนใหญ่มีลักษณะใกล้เคียงกันการแจกแจงชนิดนี้ ลักษณะของการแจกแจงปรกติจะเป็นการแจกแจงความถี่ของเหตุการณ์หนึ่งๆ โดยความถี่มารวมอยู่ที่จุดศูนย์กลาง และการกระจายออกไปทางค่าสูงและค่าต่ำอย่างสม่ำเสมอหรือทำให้การแจกแจงมีลักษณะสมมาตรกันทั้งสองด้าน (พลชาติ, 2549)

$$f(x;\mu,\sigma^2)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2} \quad ; -\infty<x<\infty,\ -\infty<\mu<\infty,\ \sigma^2>0$$

สัญลักษณ์ตัวแปร (μ, σ^2)

ค่าเฉลี่ย μ

ความแปรปรวน σ^2 (อัชฌา, 2562)

สมบัติของการแจกแจงปรกติ (พิสมัย, 2547) มีดังต่อไปนี้

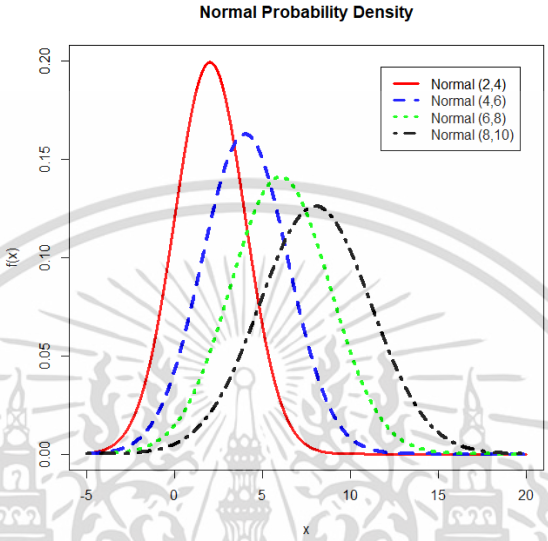
1. ข้อมูลส่วนใหญ่จะมีค่าเฉลี่ยๆ ข้อมูลที่มีค่าต่ำมากหรือสูงมากมีจำนวนน้อย ดังนั้นเส้นโค้งปรกติจึงมีลักษณะเป็นรูประฆังคว่ำ โดยที่ปลายเส้นโค้งทั้งสองข้างจะค่อย ๆ ลาดลงสู่แกนนอน (Horizontal Axis) แต่ไม่มีโอกาสที่จะสัมผัสแกนนอนเลย ปลายเส้นโค้งทั้งสองข้างจะมีระยะตั้งแต่ $-\infty$ ถึง ∞

2. เส้นโค้งจะมีลักษณะสมมาตรที่จุดกึ่งกลาง คือ ค่าเฉลี่ย (μ) ดังนั้นถ้าพับเส้น โค้งปรกติตามแกนตั้ง ส่วนของเส้นโค้งปรกติทั้งสองด้านจะทับกันสนิท ทำให้ค่าเฉลี่ยทั้ง 3 ค่า คือ ค่าเฉลี่ย (Mean) มัธยฐาน (Median) และฐานนิยม (Mode) ของการแจกแจงปรกติมีค่าเท่ากัน อยู่ที่จุด $x=\mu$

3. พื้นที่ทั้งหมดใต้เส้นโค้งปรกติ หมายถึง ความน่าจะเป็นของแซมเปิลสเปซ ซึ่งมีค่าเท่ากับ 1 หรือ 100% และเนื่องจากส่วนของเส้นโค้งปรกติทั้งสองด้านจะสมมาตรกันที่ค่าเฉลี่ย (μ) ดังนั้นพื้นที่ทั้งหมดใต้เส้นโค้งทางซ้ายของค่าเฉลี่ยจะเท่ากับพื้นที่ทั้งหมดใต้เส้นโค้งทางขวาของค่าเฉลี่ยและมีค่าเท่ากับ 0.5 หรือ 50%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4. เส้นโค้งมีจุดสูงสุดที่ $x=\mu$ และมีจุดเปลี่ยนเว้า (Inflectional Point) ที่ $x=\mu\pm\sigma$ โดยที่พื้นที่ใต้เส้นโค้งระหว่าง $\mu\pm\sigma$ เท่ากับ 0.6826 หรือ 68.26%, $\mu\pm 2\sigma$ เท่ากับ 0.9545 หรือ 95.45% และ $\mu\pm 3\sigma$ เท่ากับ 0.9973 หรือ 99.73%



รูปที่ 2.1 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ (μ, σ^2)

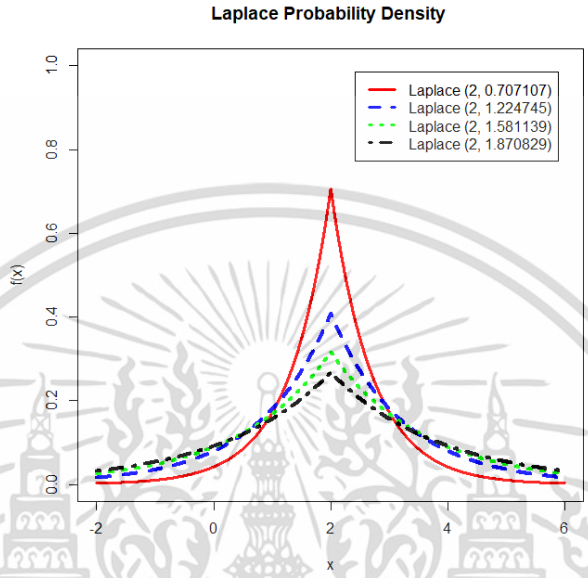
2.3.2 การแจกแจงลาปลาซ (Laplace distribution)

การแจกแจงลาปลาซเรียกอีกชื่อหนึ่งว่าการแจกแจงดับเบิล-เลขชี้กำลัง (Double-Exponential Distribution) ในการสร้างตัวแบบลาปลาซมีหางยาวกว่าการแจกแจงปรกติ (สายชล, 2558)

สัญลักษณ์ตัวแปร	$L(a, b)$
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	$2b^2$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สัมประสิทธิ์ความเบ้	0
สัมประสิทธิ์ความโด่ง	6
สัมประสิทธิ์ความแปรผัน	$\frac{\sqrt{2}b}{a}$



รูปที่ 2.2 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ (a, b)

2.3.3 การแจกแจงแกมมา (Gamma Distribution)

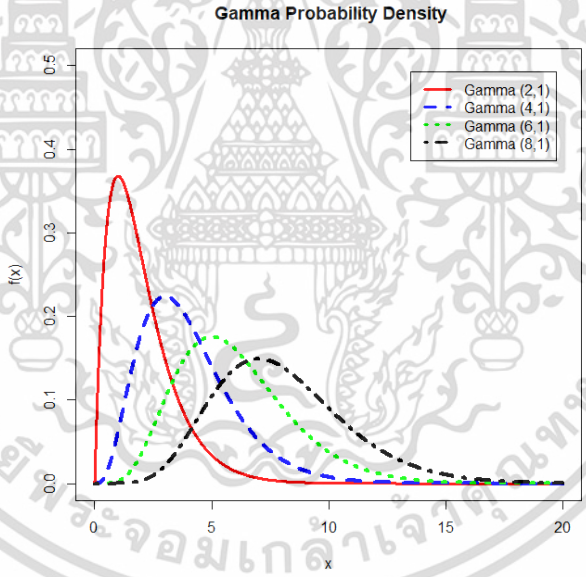
การแจกแจงแกมมาเป็นส่วนขยายจากการแจกแจงเลขชี้กำลัง เนื่องจากตัวแปรสุ่มเลขชี้กำลังแสดงถึงระยะเวลาของการรอคอยจนกระทั่งเกิดเหตุการณ์ที่สนใจเป็นครั้งแรก แต่ตัวแปรสุ่มแกมมาแสดงถึงระยะเวลาของการรอคอยจนกระทั่งเกิดเหตุการณ์ที่สนใจครบ α ครั้ง ตัวแปรสุ่มทั้งสองมีความสัมพันธ์กันในลักษณะรูปทั่วไปและรูปเฉพาะของกันและกัน กล่าวคือตัวแปรสุ่มเลขชี้กำลังเป็นรูปเฉพาะของตัวแปรสุ่มแกมมา ส่วนตัวแปรสุ่มแกมมาจะเป็นรูปทั่วไปของตัวแปรสุ่มเลขชี้กำลัง (สายชล, 2555)

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

$\Gamma(\alpha)$	$\int_0^\infty x^{\alpha-1}e^{-x}dx$ สำหรับทุกค่าของ $\alpha>0$
สัญลักษณ์ตัวแปร	$\text{Gamma}(\alpha, \beta)$
พิสัย	$0 \le x < \infty$
พารามิเตอร์บอกสเกล	$\alpha > 0$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

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	$\frac{1}{\sqrt{\alpha}}$ (รติวัฒน์, 2562)



รูปที่ 2.3 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา (α, β)

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

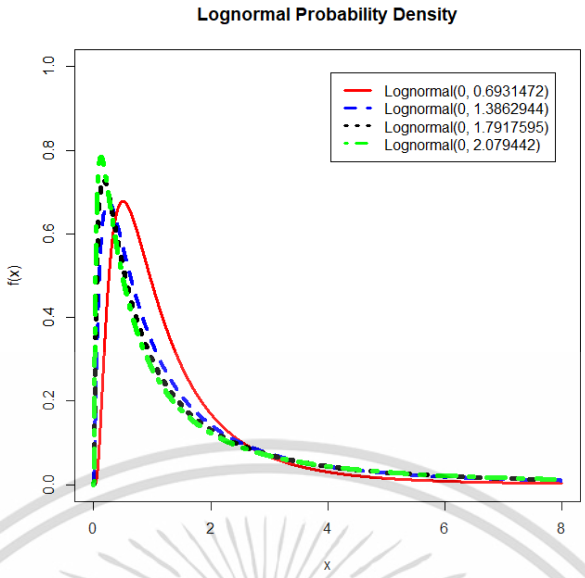
2.3.4 การแจกแจงล็อกปรกติ (Lognormal Distribution)

การแจกแจงล็อกปรกติเหมาะสมกับตัวแปรสุ่มที่ถูกจำกัดโดย 0 แต่มีค่ามาก ๆ เพียง 2-3 ค่า แต่ทำให้การแจกแจงไม่สมมาตรและเบ้ขวา เช่น น้ำหนักของผู้ใหญ่ ความเข้มข้นของสินแร่ที่ถมกัน ช่วงระยะเวลาที่ไม่ได้ทางานเนื่องจากป่วยการแจกแจงของทรัพย์สมบัติเวลาที่เครื่องจักรเสีย

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

สัญลักษณ์ตัวแปร	$L(\mu,\sigma)$ หรือ $L(m,\sigma)$
พิสัย	$0 \le x \le \infty$
พารามิเตอร์บอกสเกล (มัธยฐาน)	$m > 0$
พารามิเตอร์ทางเลือก (ค่าเฉลี่ยของ $\log L$)	μ
m และ μ มีความสัมพันธ์กันโดยที่	$m = e^{\mu}$ และ $\mu = \log m$
พารามิเตอร์รูปร่าง (ส่วนเบี่ยงมาตรฐานของ $\log L$)	$\sigma > 0$
สำหรับความกะทัดรัดการแทน $\omega = e^{\sigma^2}$ ใช้ในหลายสูตร	
ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็น	$\frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\log x - \mu)^2}{2\sigma^2}}$; $0 \le x < \infty$
ค่าเฉลี่ย	$me^{\frac{\sigma^2}{2}}$
มัธยฐาน	m
ฐานนิยม	$\frac{m}{\omega}$
ความแปรปรวน	$m^2\omega(\omega - 1)$
สัมประสิทธิ์ความเบ้	$(\omega + 2)\sqrt{\omega - 1}$
สัมประสิทธิ์ความโด่ง	$\omega^4 + 2\omega^3 + 3\omega^2 - 3$
สัมประสิทธิ์ความแปรผัน	$\sqrt{\omega - 1}$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 2.4 ฟังก์ชันความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ (μ, σ^2)

2.4 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Probability of Type I Error)

ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 หมายถึง ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดที่เกิดจากการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างนั้นเป็นจริง เขียนแทนด้วย α

ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 หมายถึง ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ที่กำหนด

ตารางที่ 2.1 ความสัมพันธ์ระหว่างความเป็นจริงของสมมุติฐานว่างและการสรุปผล

สมมุติฐานว่าง (H_0)	การสรุปผล	
	ยอมรับ H_0	ปฏิเสธ H_0
เป็นจริง	ตัดสินใจถูกต้อง ความน่าจะเป็น เท่ากับ $1-\alpha$	ตัดสินใจผิดพลาด ความน่าจะเป็น เท่ากับ α
ไม่เป็นจริง	ตัดสินใจผิดพลาด ความน่าจะเป็น เท่ากับ β	ตัดสินใจถูกต้อง ความน่าจะเป็น เท่ากับ $1-\beta$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

2.5 เกณฑ์การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการทดสอบ

ประสิทธิภาพการทดสอบ หมายถึง เกณฑ์ในการตัดสินว่าวิธีทดสอบใดดีที่สุดในบรรดาวิธีทดสอบที่สนใจศึกษา โดยวัดประสิทธิภาพจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้และมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เกณฑ์ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการทดสอบที่ใช้ในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบของวิธีการเปรียบเทียบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของ 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน ที่นำมาพิจารณาถึงความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ในงานวิจัยใช้เกณฑ์ของแบรดลีย์ซึ่งขึ้นอยู่กับระดับนัยสำคัญ α โดยสามารถคำนวณเกณฑ์ได้จาก $0.5\alpha < p < 1.5\alpha$ เมื่อ p คือความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 พิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ที่อยู่ระหว่าง 0.025 - 0.075 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะถือว่าสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

2.6 กำลังการทดสอบ (Power of a Test)

กำลังการทดสอบ หมายถึง ความน่าจะเป็นของการปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อสมมุติฐานว่างไม่เป็นจริง เขียนแทนด้วย $1-\beta$

กำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบสำหรับการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกันคือ ความน่าจะเป็นของการปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อสมมุติฐานว่างผิดพลาดโดยตัวสถิติทดสอบที่นักวิจัยควรเลือกใช้ต้องเป็นตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และให้กำลังการทดสอบสูงที่สุด ในการสร้างหรือพิจารณาตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสมจะพิจารณาจากตัวสถิติทดสอบที่ควบคุมให้ α มีค่ามากที่สุดที่ยอมให้เกิดขึ้นได้ และนั่นทำให้ β มีค่าน้อยที่สุด เพราะจะทำให้ $1-\beta$ มีค่ามากที่สุด

2.7 งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การดำเนินการวิจัยในครั้งนี้ได้ทำการทบทวนวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน เมื่อประชากรมีการแจกแจงสมมาตรและการแจกแจงเบ้ โดยได้ทำการรวบรวมวรรณกรรมทั้งจากงานวิจัยภายในประเทศและงานวิจัยต่างประเทศที่มีเนื้อหาสอดคล้องกับงานวิจัยดังนี้

มนตรี (2557) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบความแกร่งและกำลังการทดสอบของสถิติอิงพารามิเตอร์และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ในการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากรสองกลุ่ม สำหรับข้อมูลแบบลิเคิร์ท 5 ระดับ ซึ่งตัวสถิติทดสอบที่นำมาศึกษาประกอบด้วย Z test, t test,

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

Mann Whitney U Test, Van der Waerden Test, Kolmogorov-Smirnov Test และ Modified U Test โดยจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล โดยมีเงื่อนไขคือประชากรมีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงเบ้ซ้ายและความโด่งต่ำกว่าปรกติ และการแจกแจงเบ้ขวาและความโด่งสูงกว่าปรกติ กำหนดขนาดตัวอย่าง คือ (10,10), (15,25) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก (30,30) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดกลาง และ (100,50), (100,100) เป็นตัวแทนกลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ กำหนดอัตราส่วนของความแปรปรวนเท่ากับ 1:1 และ 1:2 ระดับนัยสำคัญคือ 0.05 และ 0.01 เกณฑ์เปรียบเทียบประสิทธิภาพคือความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ จากผลการวิจัยพบว่าตัวสถิติ Van der Waerden มีประสิทธิภาพสูงกว่าวิธีอื่นๆ ในหลายสถานการณ์

รติวัฒน์ (2562) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างมัธยฐาน 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน มีตัวสถิติทดสอบที่ศึกษา 5 การทดสอบ คือ Wilcoxon-Mann-Whitney Test (WMW), Fligner-PolicelloTest (FP), O'Gorman Adaptive Test (OG), Brunner-Munzel Test (BM) และ Modified Intrinsically Ties Adjusted Mann-Whitney U Test (MWU) กำหนดให้ข้อมูลถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงลอจิสติก การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงบล็อกปรกติ อัตราส่วนความแปรปรวนกลุ่มที่ 1 ต่อกลุ่มที่ 2 คือ 1, 3, 5 และ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.10 ผลการศึกษาพบว่าเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลอจิสติก ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ Fligner-Policello (FP) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติ Brunner-Munzel (BM) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างเท่ากันตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney (WMW) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ Fligner-Policello (FP) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney (WMW) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel (BM) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบ O'Gorman Adaptive (OG) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ Brunner-Munzel (BM) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด ในกรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ O'Gorman Adaptive (OG) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ Fligner-Policello (FP) มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด จากผลการศึกษาพบว่าตัวสถิติ O'Gorman Adaptive Test (OG) เป็นตัวสถิติที่ดีที่สุดในสถานการณ์ต่างๆ

วราวัลย์ (2556) เสนอตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปเฉิน-ลู โดยเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม กรณีความแปรปรวนของประชากร

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ไม่เท่ากัน กับตัวสถิติทดสอบวิลคอกสัน-แมนน์-วิทนีย์, วิธีคลิฟฟ์ ตัวสถิติทดสอบรุนเนอร์-มุมเซล ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู และ ตัวสถิติทดสอบบูทสแตรปแรงค์เวลซ์ ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ได้จากการสร้างแบบจำลอง เมื่อข้อมูลมาจากการแจกแจงเอกรูปต่อเนื่องและการแจกแจงแกมมา ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,10), (10,10), (20,30), (30,30), (40,50), (60,60) และ (100,100) ที่ระดับนัยสำคัญที่ใช้ทดสอบสมมุติฐานคือ 0.01 และ 0.05 ทำซ้ำ 1,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ การศึกษาพบว่าตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ดีที่สุดและกำลังการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอื่น ๆ

อัชฌา และคณะ (2560) ได้ศึกษาการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยหรือค่าเฉลี่ยของ 2 ประชากรที่เป็นอิสระกันสำหรับการแจกแจงปรกติและปรกติปลอมปนโดยใช้ตัวสถิติคือ T-test, Z-test, Bootstrap method และ Van der Waerden test ในกรณีที่ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยศึกษาจากข้อมูลที่สุ่มมาจากประชากรที่มีแจกแจงปรกติและปรกติปลอมปน กำหนดขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,5), (20,20), (50,50), (5,10), (20,25) และ (50,70) ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 กำหนดค่าเฉลี่ยของประชากร เท่ากับ (0,0) และการคำนวณกำลังการทดสอบ กำหนดค่าเฉลี่ยของประชากร เท่ากับ (0,2) โดยกรณีที่ความแปรปรวนเท่ากันจะกำหนดค่าแปรปรวนของแต่ละประชากร เป็น 4, 16 และ 36 ตามลำดับ ส่วนกรณีที่ความแปรปรวนไม่เท่ากันจะกำหนดค่าความแปรปรวนตามเกณฑ์ของค่าพารามิเตอร์ห่างศูนย์กลาง (Noncentrality Parameter) ซึ่งได้ค่าพารามิเตอร์ห่างศูนย์กลางเป็น 0.55, 2.37 และ 6.75 ตามลำดับ กำหนดระดับนัยสำคัญ 3 ระดับคือ 0.01, 0.05 และ 0.1 โดยใช้โปรแกรมอาร์ในการจำลองและวิเคราะห์ข้อมูล ทำการจำลองข้อมูลซ้ำ 1,000 รอบในแต่ละสถานการณ์ จากผลการวิจัยพบว่าเมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ส่วนใหญ่สถิติอิงพารามิเตอร์คือ Z-test และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์คือ Van der Waerden Test มีความสามารถในการควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 นอกจากนี้ยังมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

Fong and Huang (2020) ได้ศึกษาตัวสถิติทดสอบ Wilcoxon-Mann-Whitney ที่ถูกปรับแก้และความสามารถในการทดสอบสมมุติฐานว่าง เปรียบเทียบความสามารถในการทดสอบสมมุติฐานแข็งแกร่งระหว่าง Wilcoxon-Mann-Whitney (WMW) Test และ Fligner-Policello (FP) Test โดยใช้กำลังการทดสอบ ผลการวิจัยพบว่าไม่มีการทดสอบใดที่ดีกว่า มีการนำเสนอ Modified Wilcoxon-Mann-Whitney (MWMW) Test โดยรวมระหว่าง WMW กับ FP ซึ่งเป็นวิธีที่ดีเมื่อเปรียบเทียบกับ WMW กับ FP กำหนดให้การประมาณค่าแบบปกติ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ 1 (m) = 30 ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ 2 (n) กรณี n = m นั้น WMW มีกำลังการทดสอบ 57% FP มีกำลังการทดสอบ 59% และ MWMW มีกำลังการทดสอบ 59% ส่วนกรณี n = 4m นั้น WMW มีกำลังการทดสอบ 79% FP มีกำลังการทดสอบ 79% และ MWMW มีกำลังการทดสอบ 80%

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 3
วิธีการดำเนินงาน

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้เป็นการศึกษาเพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน เมื่อประชากรมีการแจกแจงสมมาตรและมีการแจกแจงเบ้ โดยทำการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบ 4 การทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test)

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้ศึกษาโดยการจำลองข้อมูลและวิเคราะห์ข้อมูลด้วยเครื่องคอมพิวเตอร์โดยใช้โปรแกรมอาร์ (R) เวอร์ชั่น 4.3.2 เพื่อเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 การทดสอบ

3.1 การวางแผนการวิจัย

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้กำหนดสถานการณ์ในการศึกษาเปรียบเทียบดังนี้

3.1.1 กำหนดจำนวนประชากร 2 กลุ่ม

3.1.2 กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.05

3.1.3 กำหนดขนาดตัวอย่างสุ่มจากแต่ละประชากรเท่ากันและต่างกัน ดังนี้

ตารางที่ 3.1 ขนาดตัวอย่างที่ใช้ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์

ขนาดตัวอย่าง	n_1	n_2
เล็ก	5	10
	10	10
ปานกลาง	20	30
	30	30
ใหญ่	40	50
	60	60

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

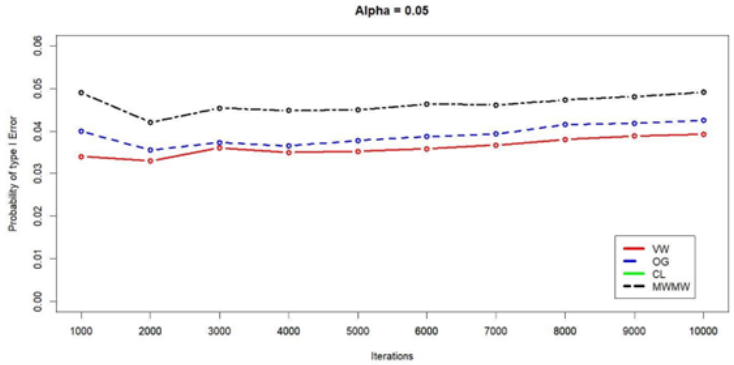
3.1.4 กำหนดข้อมูลที่สุ่มจากประชากรที่มีการแจกแจงปรกติ ด้วยพารามิเตอร์ (μ, σ^2) การแจกแจงลาปลาซ ด้วยพารามิเตอร์ (a, b) การแจกแจงแกมมา ด้วยพารามิเตอร์ (α, β) และการแจกแจงล็อกปรกติ ด้วยพารามิเตอร์ (μ, σ^2)

3.1.5 การหาจำนวนรอบที่ใช้ในงานวิจัย พิจารณาจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติกรณีที่ 1 ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,10) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังแสดงในตารางที่ 3.2 ดังนี้

ตารางที่ 3.2 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่ากับ (5,10) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จำนวนรอบ 1,000- 10,000 รอบ ของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว

จำนวนรอบ	ตัวสถิติทดสอบ			
	VW	OG	CL	MWMW
1,000	0.0340	0.0400	0.6710	0.0490
2,000	0.0330	0.0355	0.6790	0.0420
3,000	0.0360	0.0373	0.6777	0.0453
4,000	0.0350	0.0365	0.6778	0.0448
5,000	0.0352	0.0378	0.6778	0.0450
6,000	0.0358	0.0387	0.6777	0.0463
7,000	0.0367	0.0393	0.6794	0.0461
8,000	0.0380	0.0415	0.6789	0.0473
9,000	0.0388	0.0418	0.6818	0.0480
10,000	0.0392	0.0425	0.6817	0.0491

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติกรณีที่ 1 ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างเท่า (5,10) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จำนวนรอบ 1,000-10,000 รอบ ของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว

จากรูปที่ 3.1 พบว่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 การทดสอบ จะเริ่มคงที่เมื่อจำนวนรอบเท่ากับ 8,000 รอบ ดังนั้นผู้วิจัยใช้จำนวนรอบเท่ากับ 8,000 รอบ ในการทำการวิจัยครั้งนี้

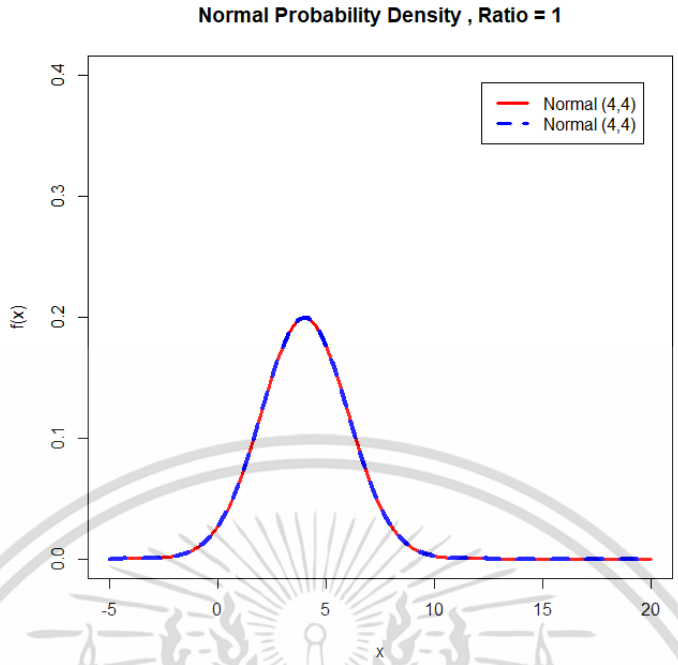
3.1.6 การคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Probability of Type I Error)

<u>กรณีที่ 1</u> ค่าเฉลี่ยเท่ากัน $\left(\mu_1=\mu_2\right)$ และความแปรปรวนเท่ากัน $\left(\sigma_1^2=\sigma_2^2\right)$

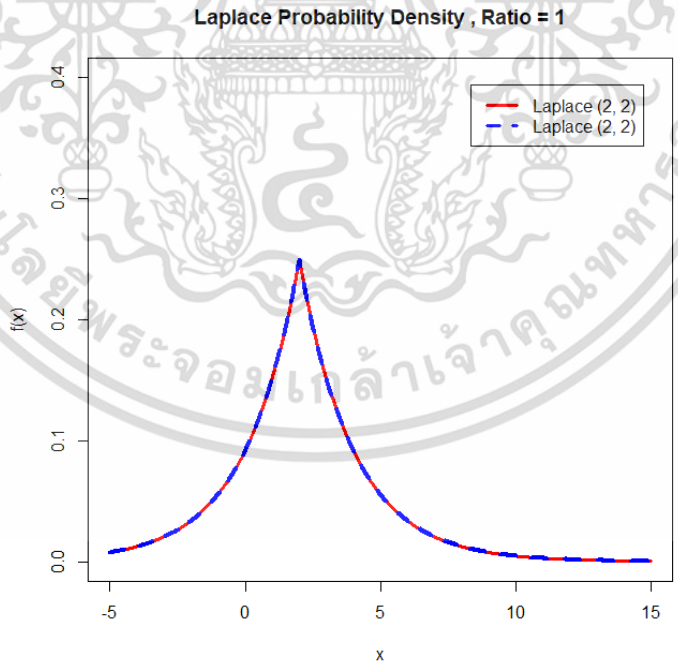
ตารางที่ 3.3 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากันแต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน (Ratio = 1)

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์		ค่าเฉลี่ย $\left(\mu_1,\mu_2\right)$	ความแปรปรวน $\left(\mathrm{Var}\left(X_1\right),\mathrm{Var}\left(X_2\right)\right)$	$\mathrm{Ratio}=\frac{\mathrm{Var}\left(X_1\right)}{\mathrm{Var}\left(X_2\right)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2			
การแจกแจงปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu,\sigma^2\right)$					
1	(4,4)	(4,4)	(4,4)	(4,4)	1
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
2	(2,2)	(2,2)	(2,2)	(8,8)	1
การแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α,β)					
3	(2,1)	(2,1)	(2,2)	(2,2)	1
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu,\sigma^2\right)$					
4	(0.5,0.3863)	(0.5,0.3863)	(2,2)	(1,1)	1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

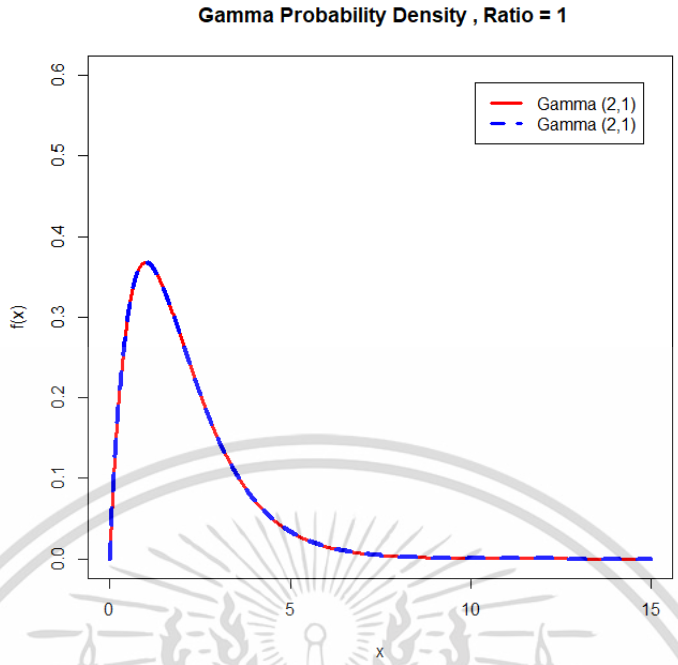


รูปที่ 3.2 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1

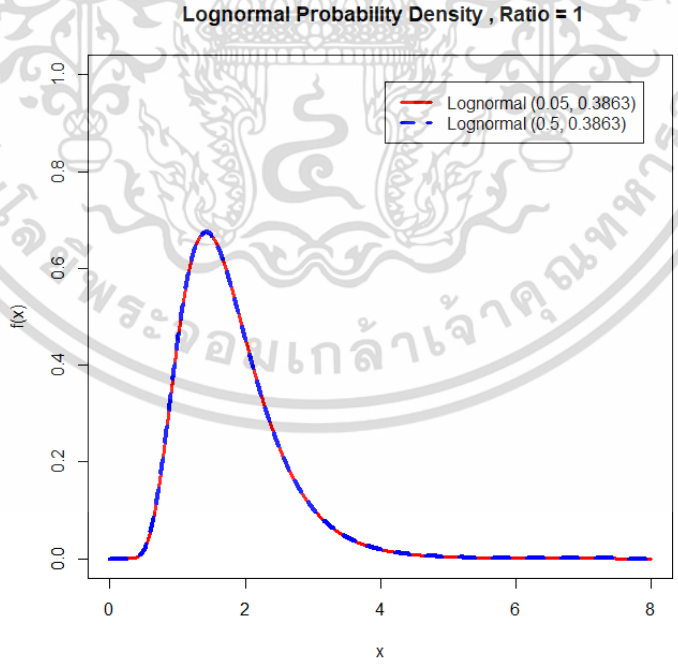


รูปที่ 3.3 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.4 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1



รูปที่ 3.5 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 1

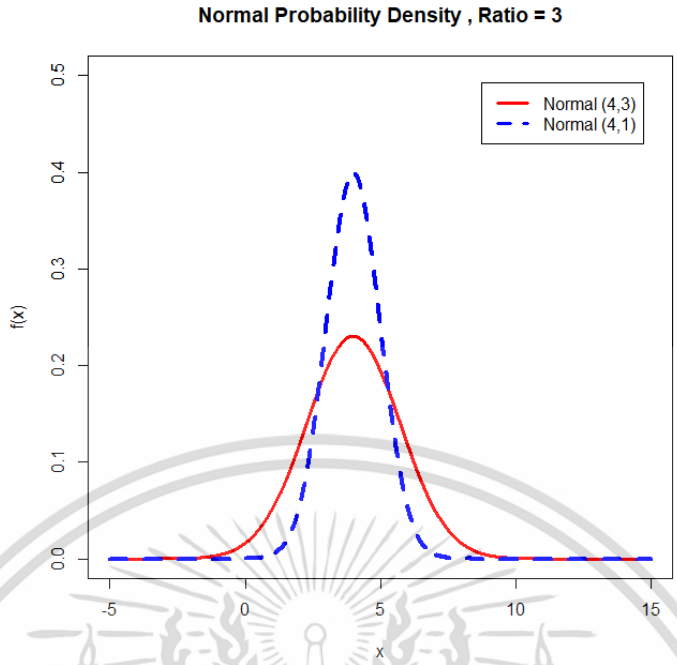
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

<u>กรณีที่ 2</u> ค่าเฉลี่ยเท่ากัน $\left(\mu_1=\mu_2\right)$ แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน $\left(\sigma_1^2\neq\sigma_2^2\right)$

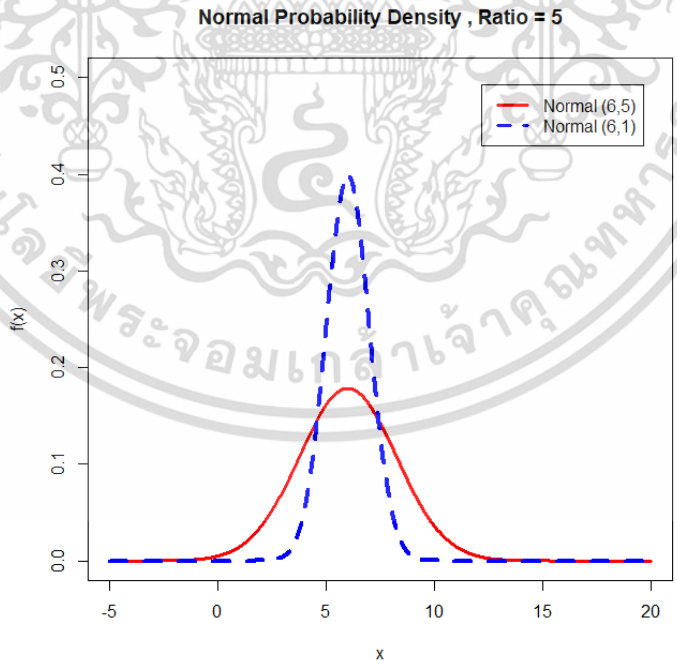
ตารางที่ 3.4 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากันแต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน (Ratio = 3, 5, 7)

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์		ค่าเฉลี่ย $\left(\mu_1,\mu_2\right)$	ความแปรปรวน $\left(\mathrm{Var}\left(X_1\right),\mathrm{Var}\left(X_2\right)\right)$	$\mathrm{Ratio}=\frac{\mathrm{Var}\left(X_1\right)}{\mathrm{Var}\left(X_2\right)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2			
การแจกแจงปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu,\sigma^2\right)$					
1	(4,3)	(4,1)	(4,4)	(3,1)	3
2	(6,5)	(6,1)	(6,6)	(5,1)	5
3	(8,7)	(8,1)	(8,8)	(7,1)	7
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a,b)					
4	(3,1.2255)	(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
การแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α,β)					
7	(3,1)	(9,0.3333)	(3,3)	(3,1)	3
8	(5,1)	(25,0.2)	(5,5)	(5,1)	5
9	(7,1)	(49,0.1429)	(7,7)	(7,1)	7
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu,\sigma^2\right)$					
10	(0.05,0.75)	(0.2,0.479)	(2,2)	(3,1)	3
11	(0.05,0.96)	(0.2,0.479)	(2,2)	(5,1)	5
12	(0.05,1.1)	(0.2,0.479)	(2,2)	(7,1)	7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

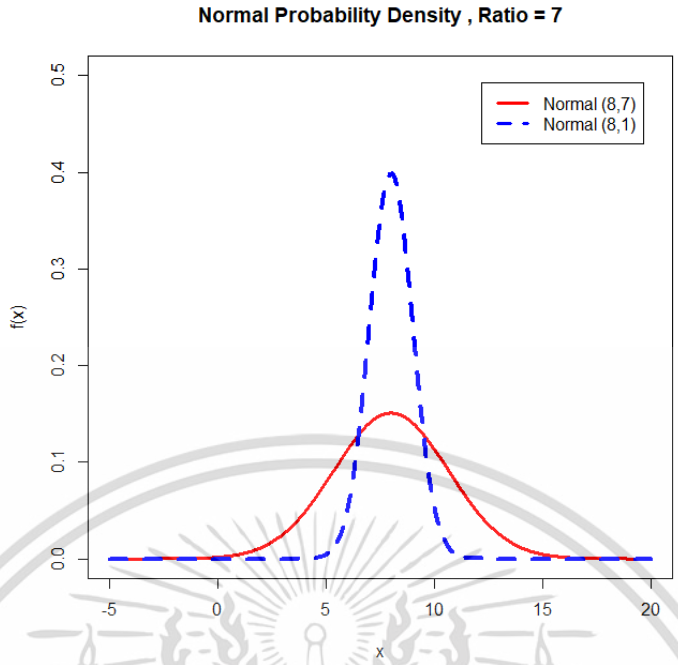


รูปที่ 3.6 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3

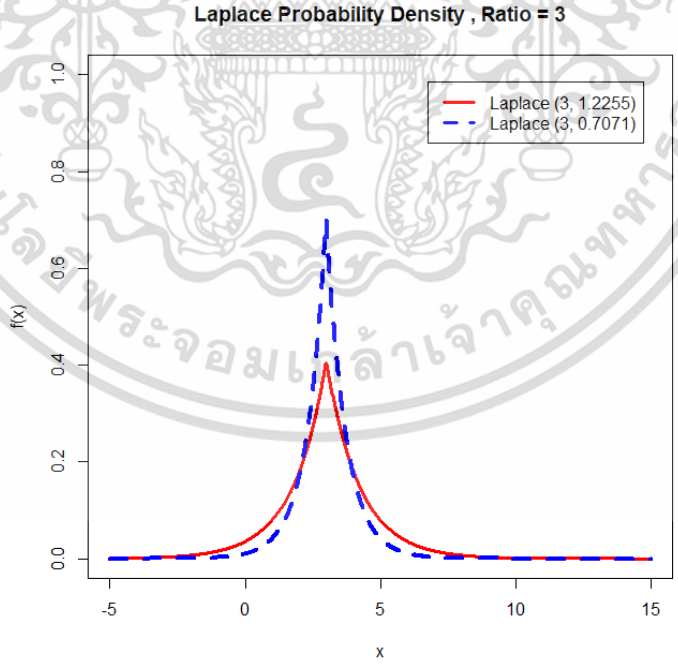


รูปที่ 3.7 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

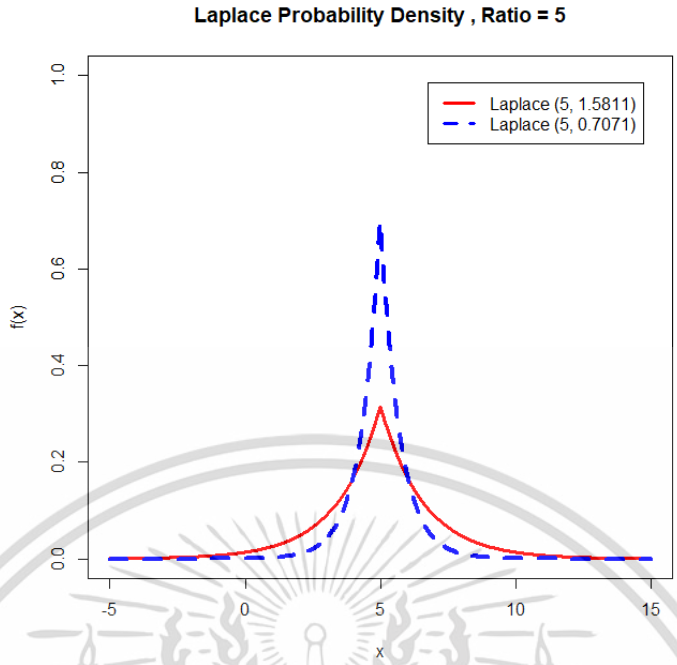


รูปที่ 3.8 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7

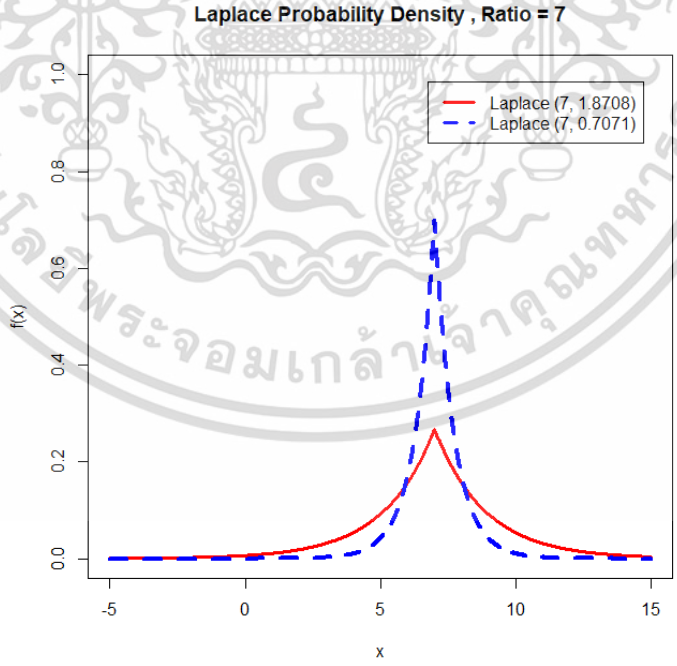


รูปที่ 3.9 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

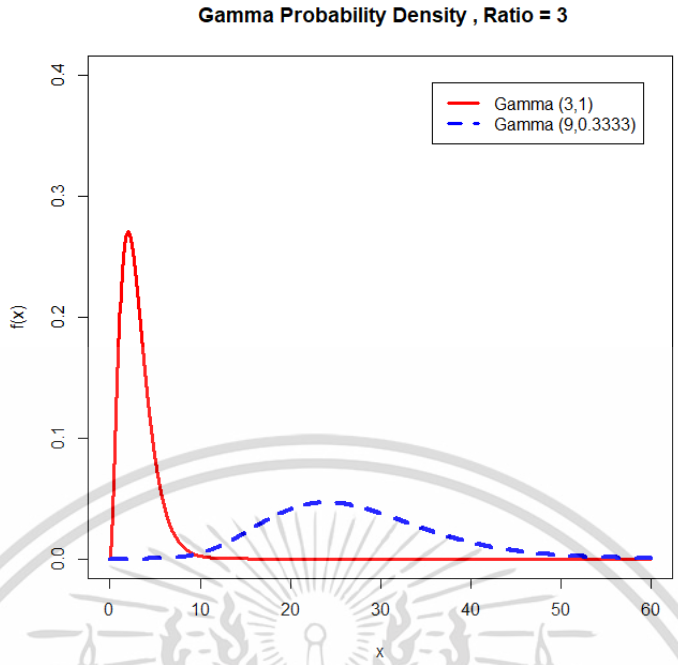


รูปที่ 3.10 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5

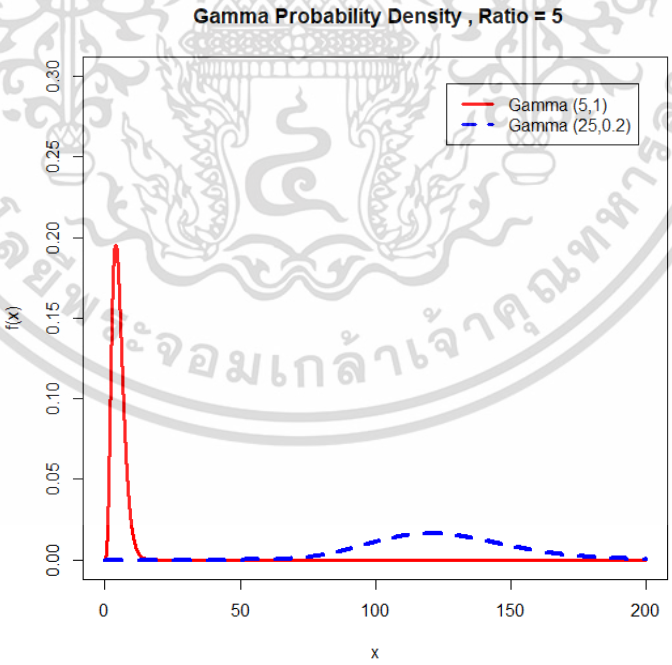


รูปที่ 3.11 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

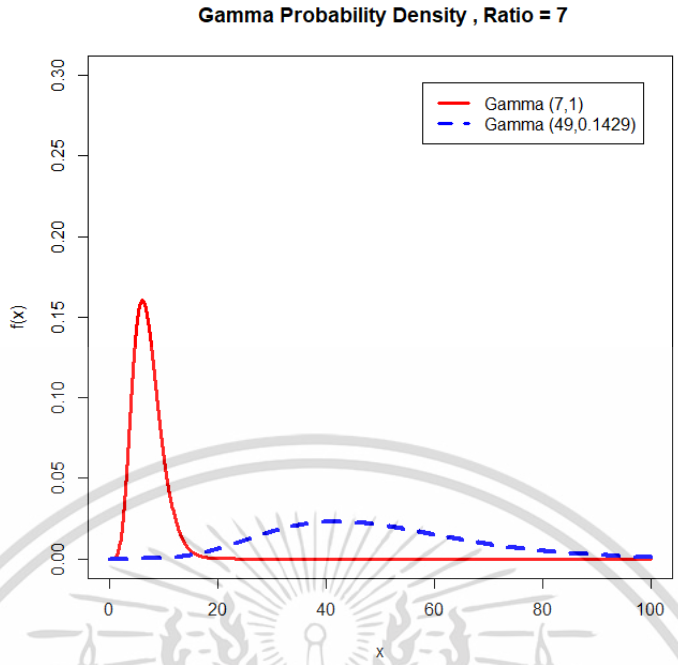


รูปที่ 3.12 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3

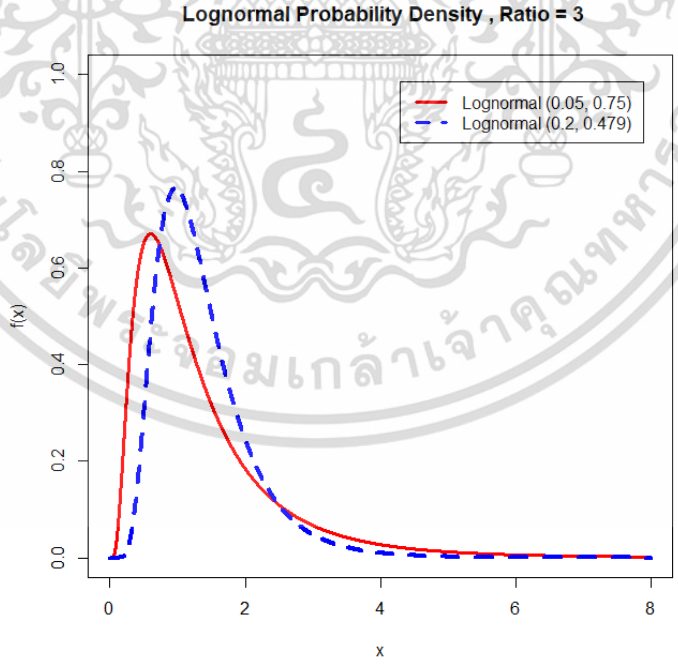


รูปที่ 3.13 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

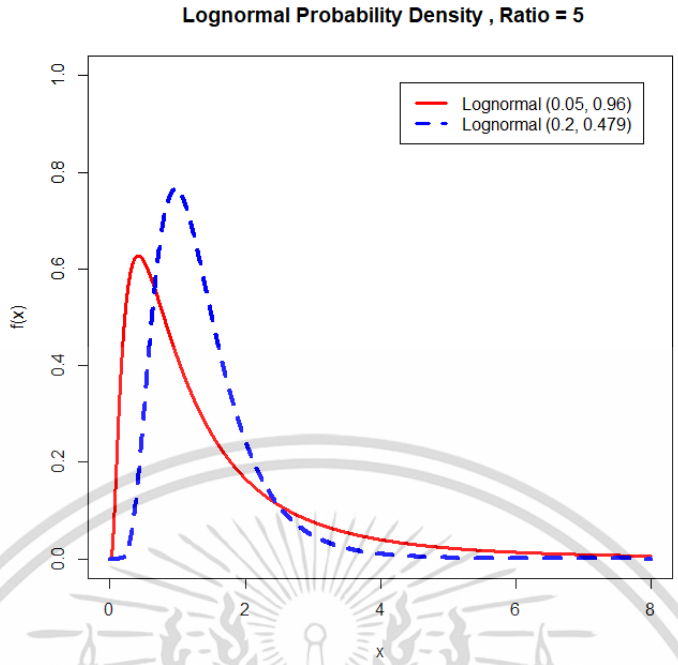


รูปที่ 3.14 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7

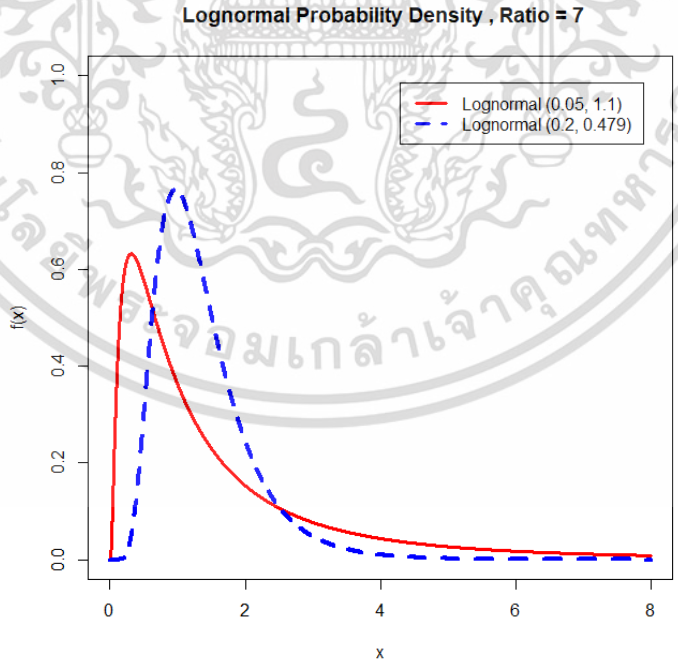


รูปที่ 3.15 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 3

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.16 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 5



รูปที่ 3.17 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยที่ Ratio = 7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 พิจารณาจากจำนวนครั้งของการปฏิเสธ H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง ของการจำลองข้อมูลจำนวน 8,000 รอบ ในแต่ละสถานการณ์ มีสูตรคำนวณดังนี้ (มนตรี, 2557)

$$\text{ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1} = \frac{\text{จำนวนครั้งที่ปฏิเสธ } H_0 \text{ เมื่อ } H_0 \text{ เป็นจริง}}{8{,}000}$$

การเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 พิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ที่อยู่ระหว่าง 0.025 - 0.075 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะถือว่าสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ (Bradley, 1978) ให้ทำการคำนวณกำลังการทดสอบและเปรียบเทียบกำลังการทดสอบต่อไป

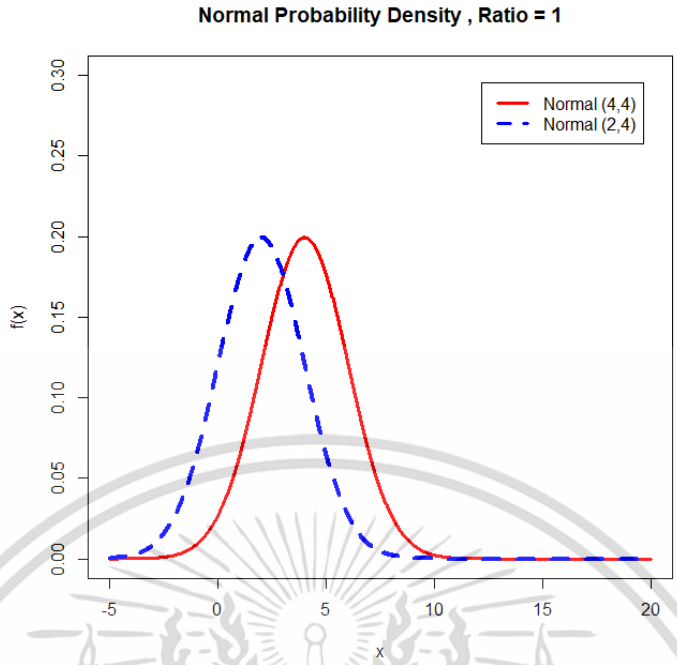
3.1.7 การคำนวณกำลังการทดสอบ (Power of a Test)

<u>กรณีที่ 1</u> ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน $\left(\mu_1 \neq \mu_2\right)$ แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน $\left(\sigma_1^2 = \sigma_2^2\right)$

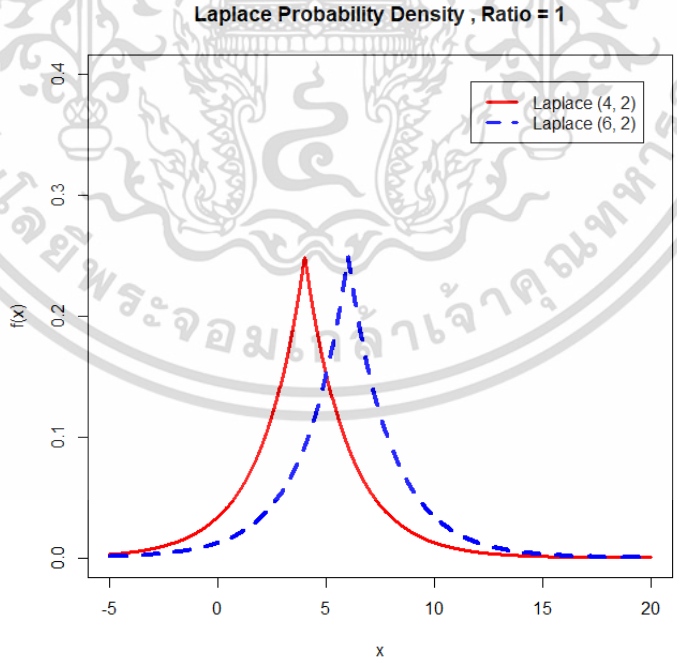
ตารางที่ 3.5 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณกำลังการทดสอบ มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากันแต่มีความแปรปรวนเท่ากัน (Ratio = 1)

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์ ประชากรที่ 1	ค่าพารามิเตอร์ ประชากรที่ 2	ค่าเฉลี่ย $\left(\mu_1, \mu_2\right)$	ความแปรปรวน $\left(\mathrm{Var}\left(X_1\right), \mathrm{Var}\left(X_2\right)\right)$	$\mathrm{Ratio} = \frac{\mathrm{Var}\left(X_1\right)}{\mathrm{Var}\left(X_2\right)}$
การแจกแจงปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu, \sigma^2\right)$					
1	(4,4)	(2,4)	(4,2)	(4,4)	1
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a, b)					
2	(4,2)	(6,2)	(4,6)	(8,8)	1
การแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α, β)					
3	(2,1)	(8,0.5)	(2,4)	(2,2)	1
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu, \sigma^2\right)$					
4	(0,09406)	(0.5,0.8478)	(2,3)	(4,4)	1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

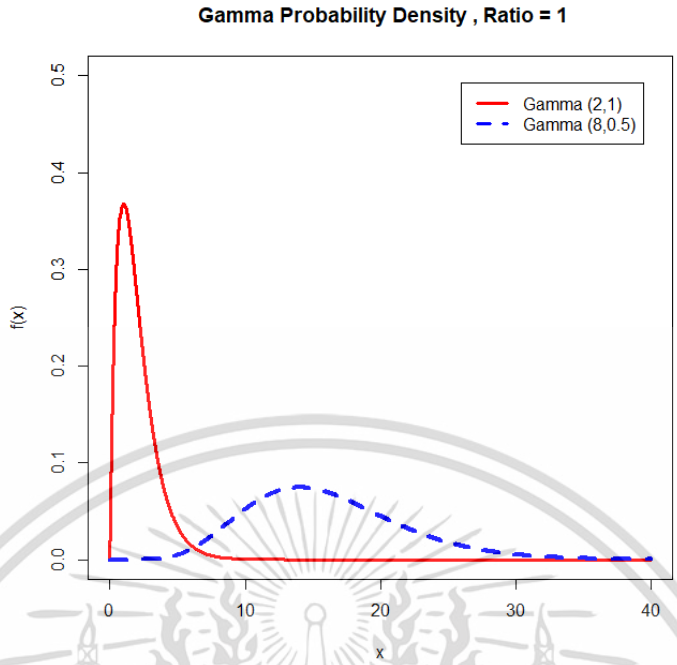


รูปที่ 3.18 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 1

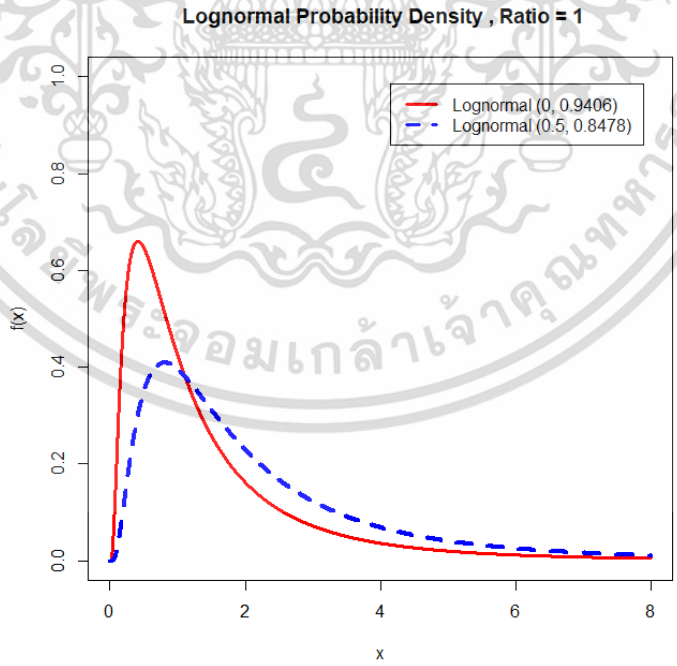


รูปที่ 3.19 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.20 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 1



รูปที่ 3.21 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบโดยที่ Ratio = 1

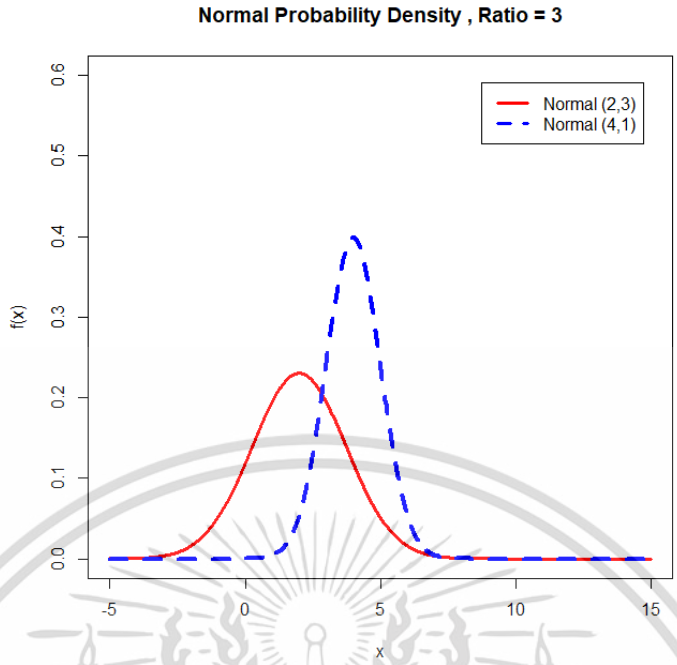
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

<u>กรณีที่ 2</u> ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน $\left(\mu_1 \neq \mu_2\right)$ และความแปรปรวนไม่เท่ากัน $\left(\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2\right)$

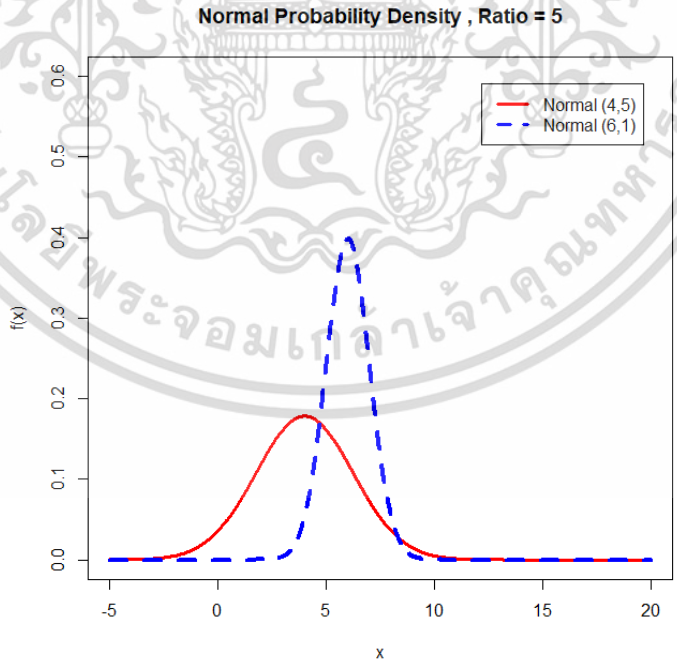
ตารางที่ 3.6 พารามิเตอร์สำหรับการคำนวณกำลังการทดสอบ มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ มีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากันและความแปรปรวนไม่เท่ากัน (Ratio = 3, 5, 7)

สถานการณ์	ค่าพารามิเตอร์		ค่าเฉลี่ย	ความแปรปรวน $\left(\mathrm{Var}\left(X_1\right), \mathrm{Var}\left(X_2\right)\right)$	$\mathrm{Ratio}=\frac{\mathrm{Var}\left(X_1\right)}{\mathrm{Var}\left(X_2\right)}$
	ประชากรที่ 1	ประชากรที่ 2			
การแจกแจงปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu, \sigma^2\right)$					
1	(2,3)	(4,1)	(2,4)	(3,1)	3
2	(4,5)	(6,1)	(4,6)	(5,1)	5
3	(6,7)	(8,1)	(6,8)	(7,1)	7
การแจกแจงลาปลาซ ค่าพารามิเตอร์ (a, b)					
4	(4,1.2255)	(2,0.7071)	(4,2)	(3,1)	3
5	(6,1.5811)	(3, 0.7071)	(6,3)	(5,1)	5
6	(8,1.8708)	(4, 0.7071)	(8,4)	(7,1)	7
การแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์ (α, β)					
7	(3,1)	(4,0.5)	(3,2)	(3,1)	3
8	(5,1)	(4,0.5)	(5,2)	(5,1)	5
9	(7,1)	(4,0.5)	(7,2)	(7,1)	7
การแจกแจงล็อกปรกติ ค่าพารามิเตอร์ $\left(\mu, \sigma^2\right)$					
10	(0,0.8341)	(0,0.5)	(2,1)	(3,1)	3
11	(0,1.0265)	(0,0.5)	(2,1)	(5,1)	5
12	(0,1.1608)	(0,0.5)	(2,1)	(7,1)	7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

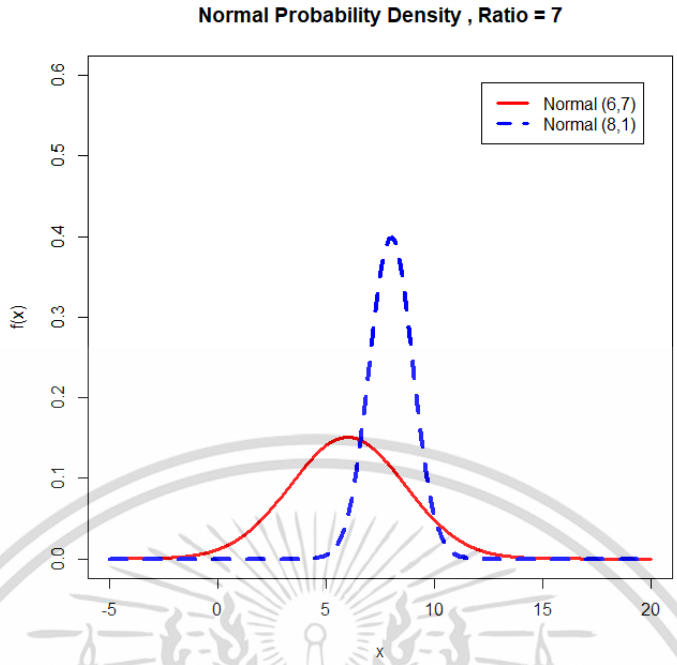


รูปที่ 3.22 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3

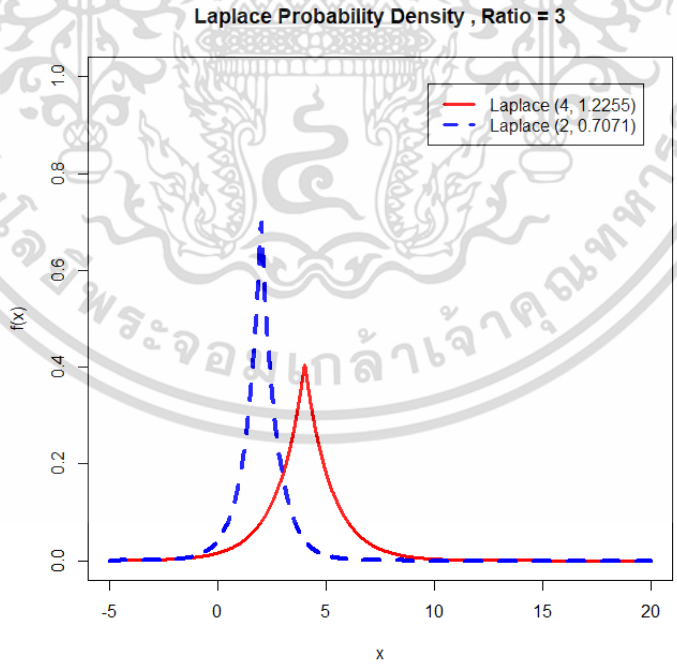


รูปที่ 3.23 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

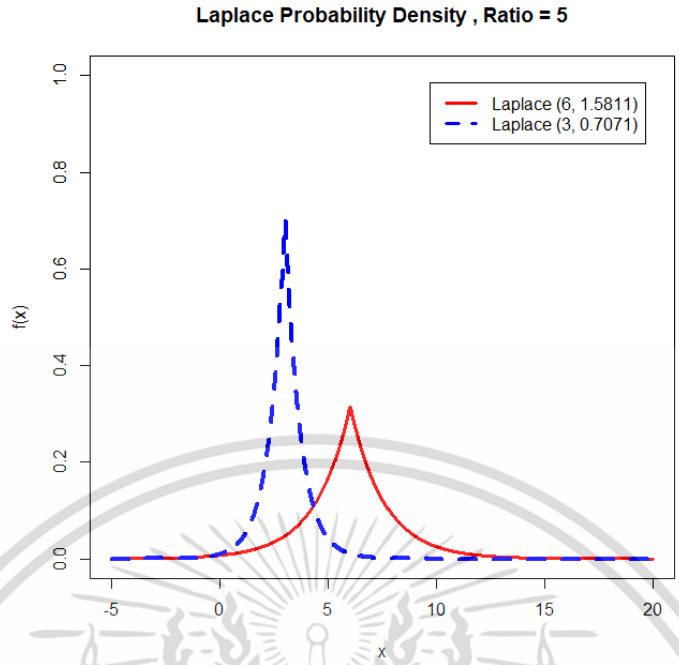


รูปที่ 3.24 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7

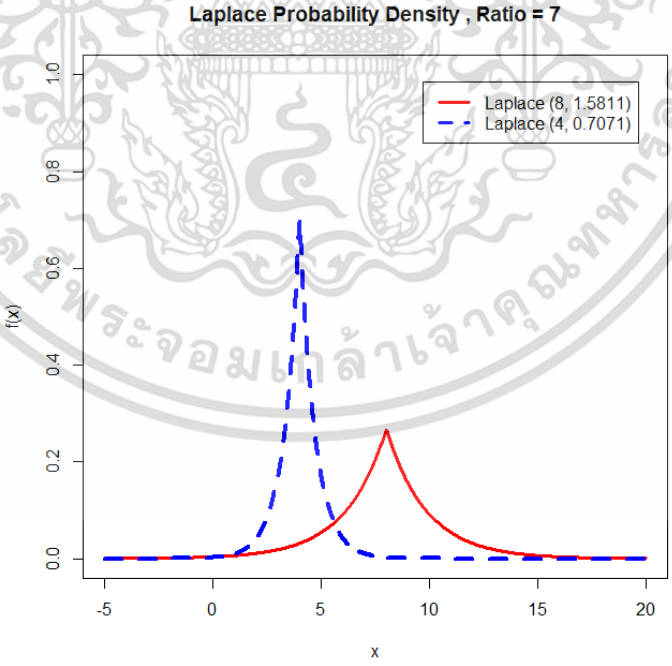


รูปที่ 3.25 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

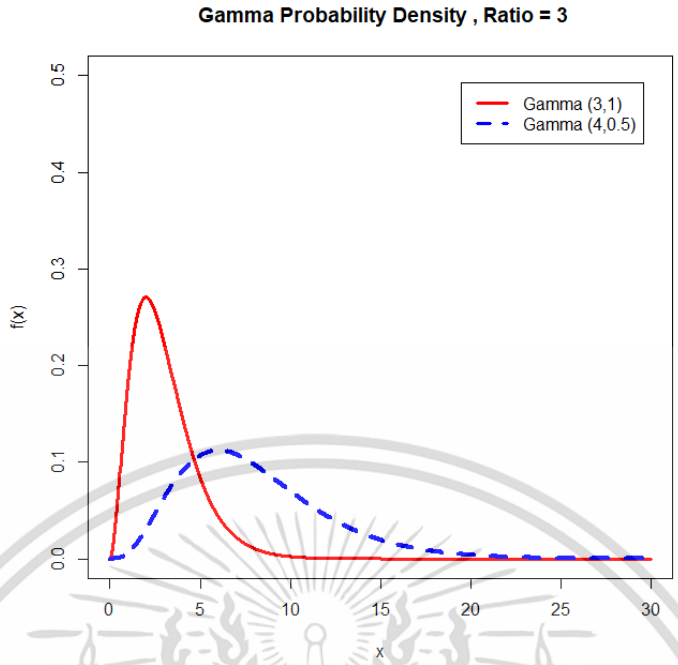


รูปที่ 3.26 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5

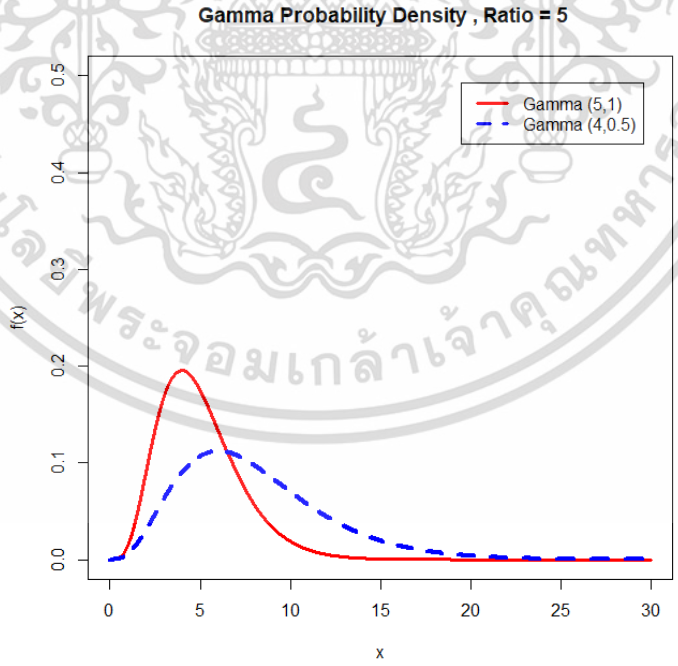


รูปที่ 3.27 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

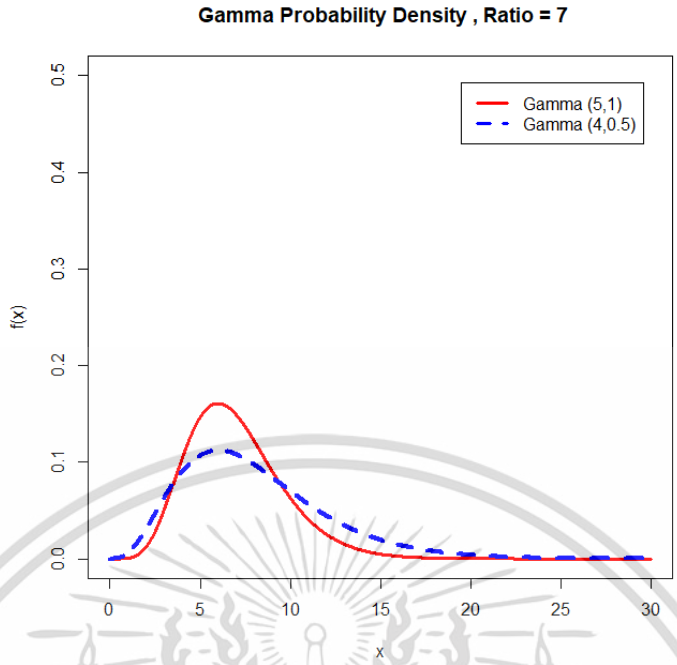


รูปที่ 3.28 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3

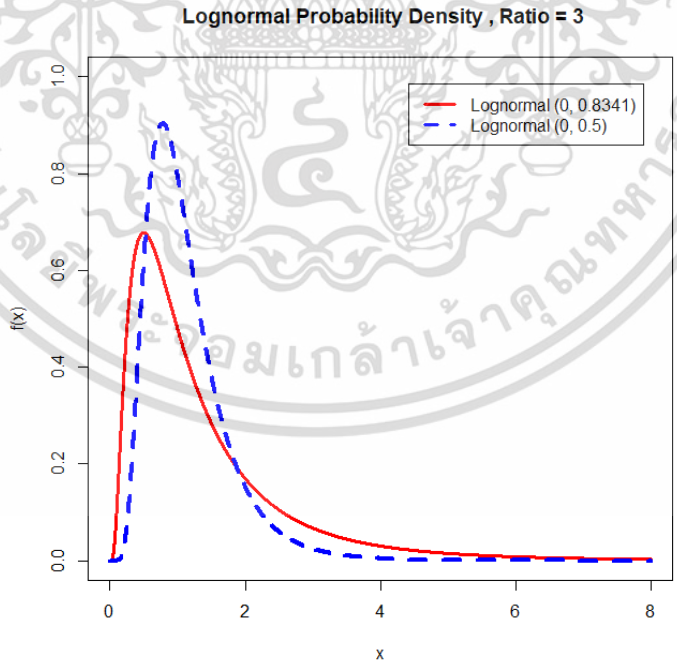


รูปที่ 3.29 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

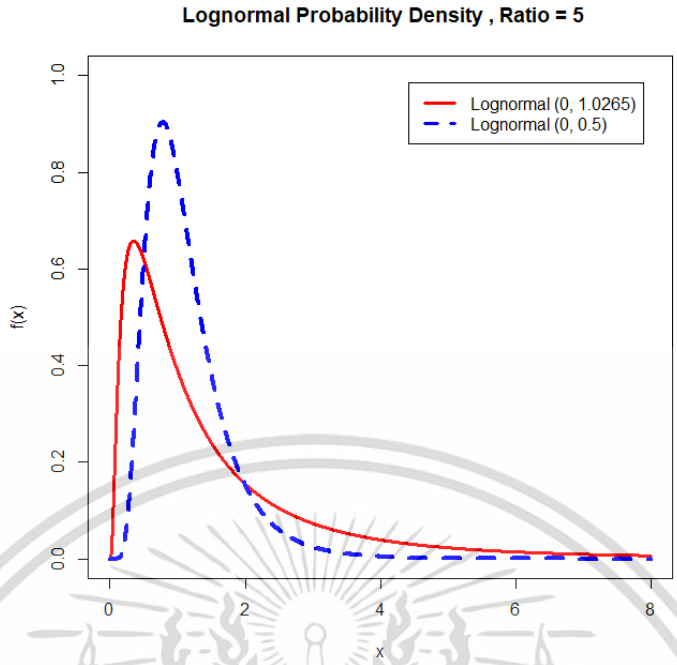


รูปที่ 3.30 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7

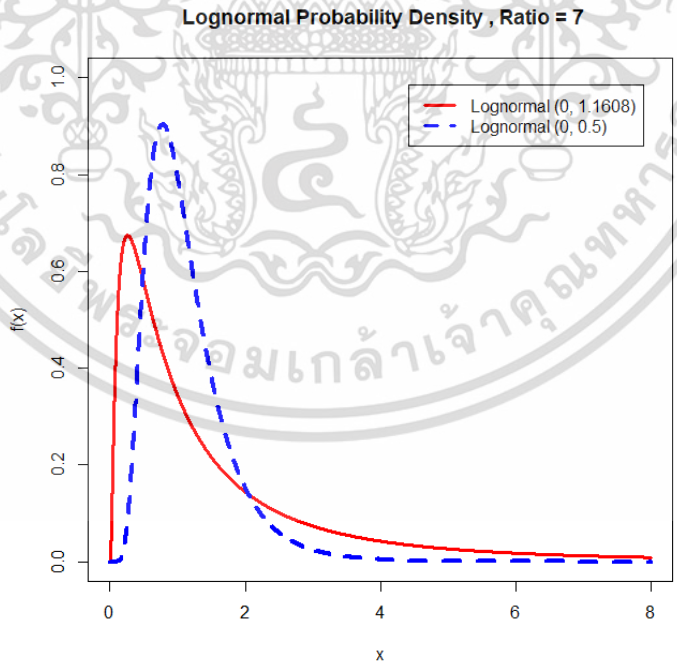


รูปที่ 3.31 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 3

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.32 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 5



รูปที่ 3.33 ความหนาแน่นความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ ที่ใช้ในการคำนวณกำลังการทดสอบ โดยที่ Ratio = 7

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

การคำนวณกำลังการทดสอบ โดยพิจารณาจากจำนวนครั้งของการปฏิเสธ H_0 เมื่อ H_1 เป็นจริง ของการจำลองข้อมูลจำนวน 8,000 รอบ ในแต่ละสถานการณ์มีสูตรคำนวณดังนี้ (มนตรี, 2557)

$$\text{กำลังการทดสอบ} = \frac{\text{จำนวนครั้งที่ปฏิเสธ } H_0 \text{ เมื่อ } H_1 \text{ เป็นจริง}}{8{,}000}$$

การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ พิจารณาจากตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้และมีกำลังการทดสอบสูงสุด (รติวัฒน์, 2562)

3.1.8 การคำนวณความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ ในแต่ละสถานการณ์

3.1.9 การคำนวณกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ ในแต่ละสถานการณ์

3.1.10 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ โดยตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ตามเกณฑ์ของแบรดลีย์ และมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด จะเป็นตัวสถิติทดสอบที่ดีที่สุด

3.2 วิธีดำเนินงานวิจัย

3.2.1 คำนวณความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (α) ของตัวสถิติทดสอบ

3.2.1.1 จำลองข้อมูลในแต่ละขนาดจากประชากรที่มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ ให้มีพารามิเตอร์ตามที่ต้องการ ภายใต้สมมุติฐานว่าง $\left(H_0 \right)$ นั่นคือประชากรทั้ง 2 กลุ่มมีค่าเฉลี่ยเท่ากัน

3.2.1.2 คำนวณตัวสถิติทดสอบ 4 ตัวทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) โดยใช้คำสั่งจากโปรแกรมอาร์เวอร์ชั่น 4.3.2

3.2.1.3 สรุปผลการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ในแต่ละระดับนัยสำคัญโดยการเปรียบเทียบระดับนัยสำคัญ (α) กับค่าพี (p-value) ที่คำนวณได้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.2.1.4 ทำซ้ำข้อ 3.2.1.1-3.2.1.3 จนครบ 8,000 ครั้ง แล้วทำการหาความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยการนับจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) ดังนี้

$$\text{ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1} = \frac{\text{จำนวนครั้งที่ปฏิเสธ } H_0 \text{ เมื่อ } H_0 \text{ เป็นจริง}}{8,000}$$

ถ้าความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการทดสอบสำหรับแต่ละสถานการณ์มีค่าอยู่ในช่วงที่ได้กำหนดไว้ในเกณฑ์ของการเปรียบเทียบวิธีการทดสอบ ได้แก่ เกณฑ์ของแบรดลีย์ (1978) จะถือว่าตัวสถิติทดสอบนั้นมีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

เกณฑ์ของแบรดลีย์ (1978) สำหรับการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ α = 0.05 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วง (0.025, 0.075)

3.2.2 การคำนวณกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ

3.2.2.1 จำลองข้อมูลในแต่ละขนาดจากประชากรที่มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงลาปลาซ การแจกแจงแกมมา และการแจกแจงล็อกปรกติ ให้มีพารามิเตอร์ตามที่ต้องการ ภายใต้สมมุติฐานว่าง $\left(H_0\right)$ นั่นคือประชากรทั้ง 2 กลุ่มมีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน

3.2.2.2 คำนวณตัวสถิติทดสอบ 4 ตัวทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) โดยใช้คำสั่งจากโปรแกรมอาร์เวอร์ชั่น 4.3.2

3.2.2.3 สรุปผลการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ในแต่ละระดับนัยสำคัญโดยการเปรียบเทียบระดับนัยสำคัญ (α) กับค่าพี (p-value) ที่คำนวณได้

3.2.2.4 ทำซ้ำข้อ 3.2.2.1-3.2.2.3 จนครบ 8,000 ครั้ง แล้วหากำลังการทดสอบ โดยการนับจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) ดังนี้

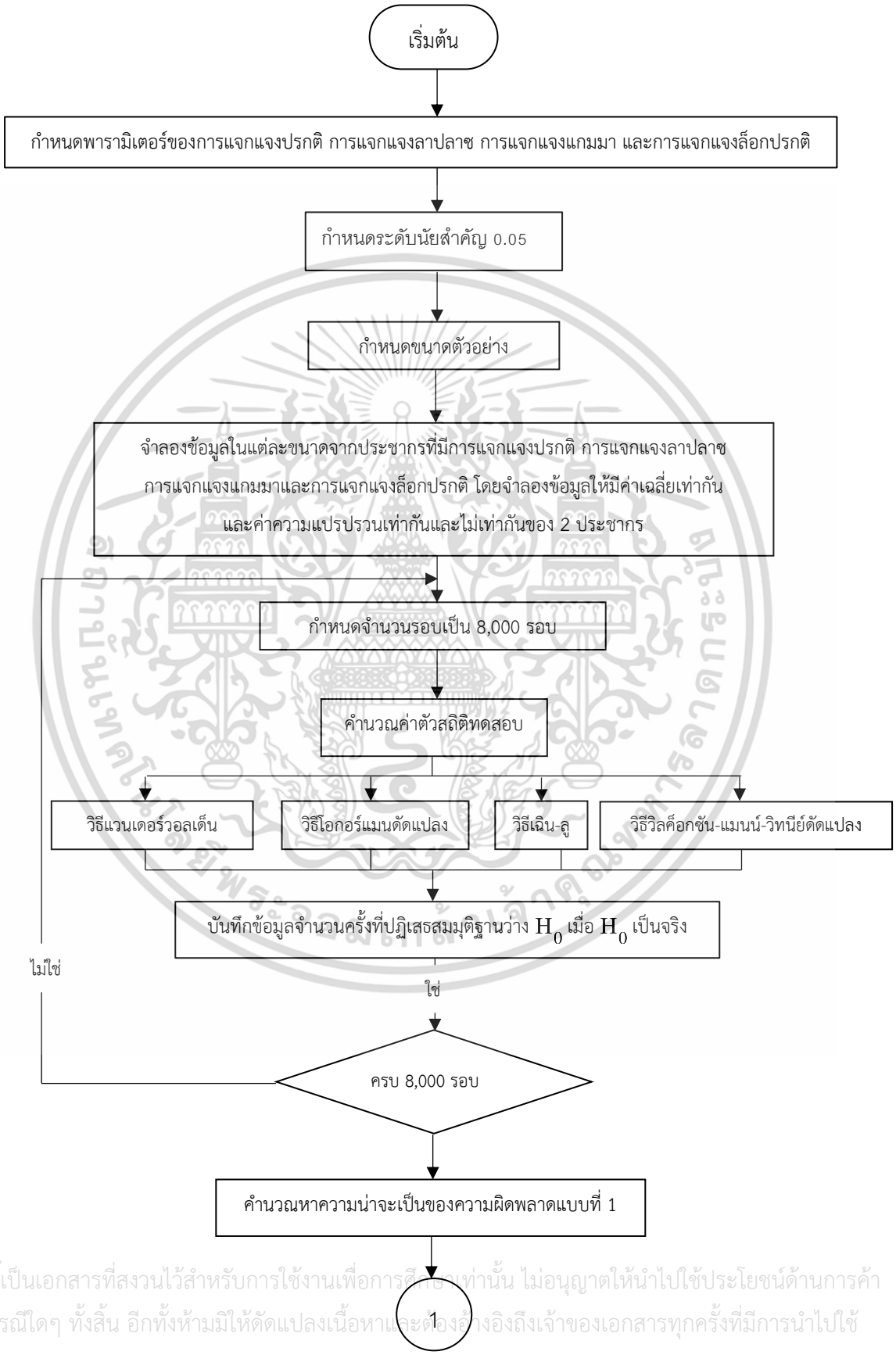
$$\text{กำลังการทดสอบ} = \frac{\text{จำนวนครั้งที่ปฏิเสธ } H_0 \text{ เมื่อ } H_1 \text{ เป็นจริง}}{8,000}$$

หากำลังการทดสอบเฉพาะตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เท่านั้น และทำการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว ถ้าพบว่าตัวสถิติทดสอบใดมีกำลังการทดสอบสูงที่สุด จะถือเป็นตัวสถิติทดสอบที่ดีที่สุด

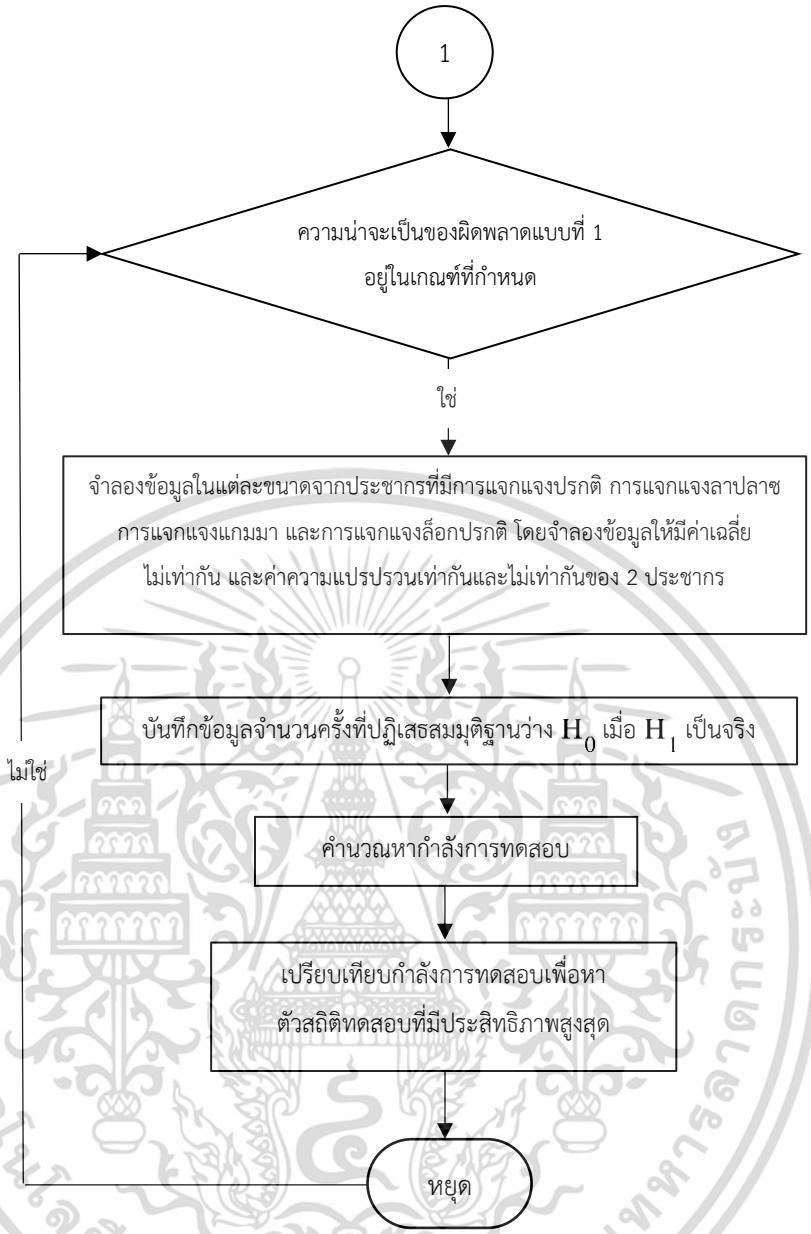
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

3.3 ขั้นตอนโปรแกรมที่ใช้ในงานวิจัย

วิธีการดำเนินการวิจัยและวิเคราะห์ข้อมูลสามารถอธิบายเป็นขั้นตอนได้ดังรูปที่ 3.34



เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 3.34 แผนผังแสดงการดำเนินงานวิจัย

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า
ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 4
ผลการวิจัย

การทำวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงจำลองเพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) ซึ่งผลที่ได้จากการวิจัยสามารถแบ่งได้เป็น 2 ส่วนคือ ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ

การกำหนดสัญลักษณ์แทนตัวสถิติทดสอบได้แก่

VW หมายถึง ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test)

OG หมายถึง ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test)

CL หมายถึง ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test)

MWMW หมายถึง ตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test)

4.1 ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

การคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของแต่ละตัวสถิติทดสอบจะใช้ขนาดตัวอย่าง การแจกแจงของประชากร พารามิเตอร์สำหรับการแจกแจง และระดับนัยสำคัญ ตามที่ผู้วิจัยได้กำหนดไว้ในหัวข้อขอบเขตการวิจัย ผลการศึกษามีรายละเอียดดังนี้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

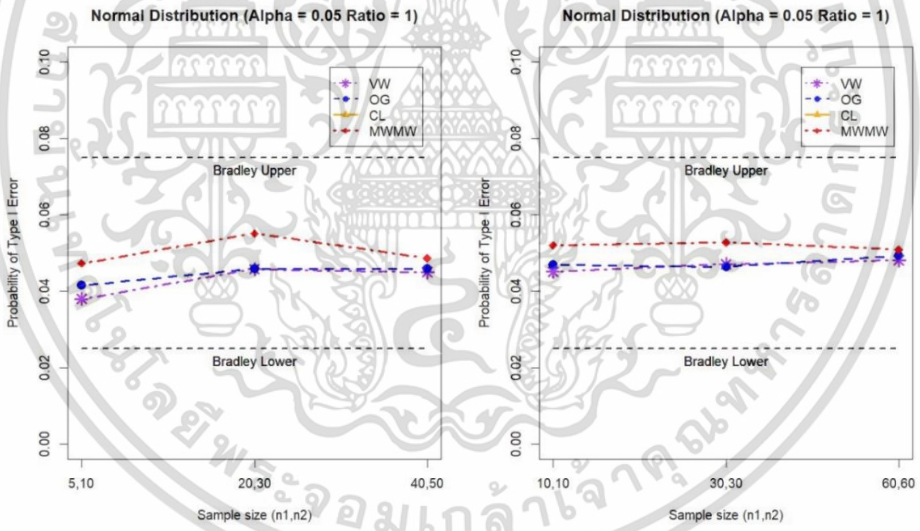
4.1.1 กรณีข้อมูลมีความแปรปรวนเท่ากัน

4.1.1.1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ

ตารางที่ 4.1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ปรกติ	1	(5,10)	0.0380 [B]	0.0415 [B]	0.6789	0.0473 [B]
		(20,30)	0.0458 [B]	0.0458 [B]	1	0.0551 [B]
		(40,50)	0.0450 [B]	0.0459 [B]	1	0.0486 [B]
		(10,10)	0.0451 [B]	0.0469 [B]	0.9263	0.0520 [B]
		(30,30)	0.0471 [B]	0.0464 [B]	1	0.0528 [B]
		(60,60)	0.0481 [B]	0.0493 [B]	1	0.0509 [B]

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.1 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า เมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหา และต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

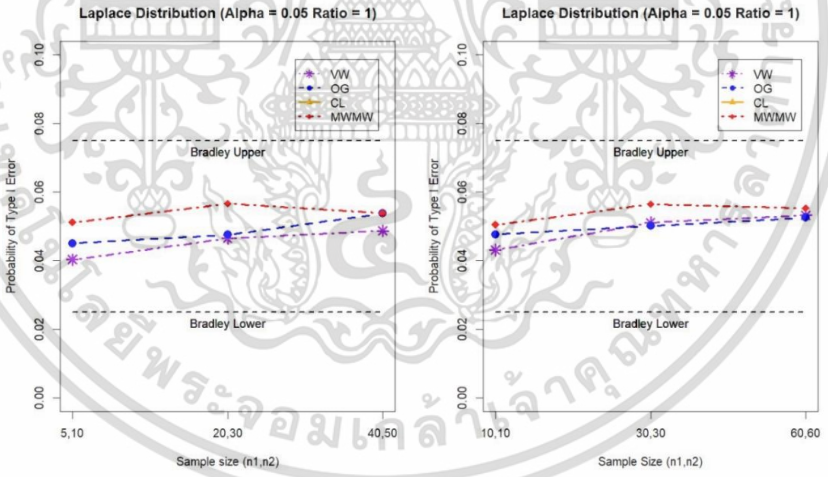
สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

4.1.1.2 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ

ตารางที่ 4.2 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ลาปลาซ	1	(5,10)	0.0403 [B]	0.0445 [B]	0.6816	0.0512 [B]
		(20,30)	0.0465 [B]	0.0475 [B]	1	0.0566 [B]
		(40,50)	0.0487 [B]	0.0538 [B]	1	0.0538 [B]
		(10,10)	0.0431 [B]	0.0476 [B]	0.9208	0.0505 [B]
		(30,30)	0.0511 [B]	0.0501 [B]	1	0.0565 [B]
		(60,60)	0.0532 [B]	0.0526 [B]	1	0.0553 [B]

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.2 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

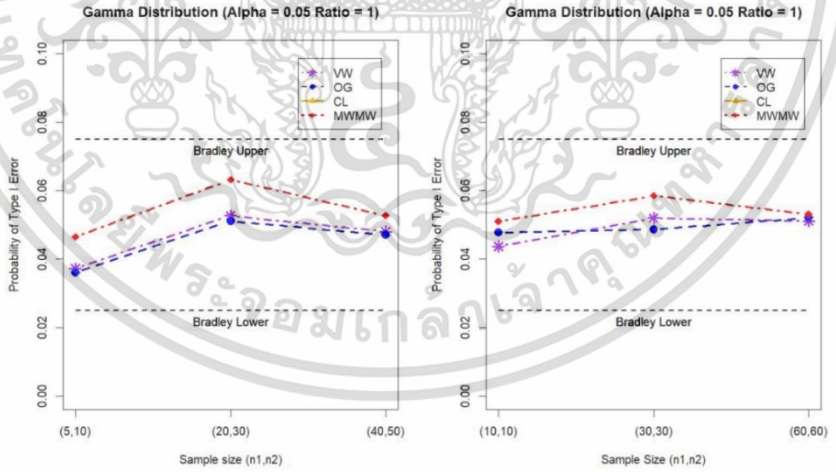
จากรูปที่ 4.2 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

4.1.1.3 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา

ตารางที่ 4.3 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยเท่ากันและความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
แกมมา	1	(5,10)	0.0372 [B]	0.0361 [B]	0.6871	0.0465 [B]
		(20,30)	0.0527 [B]	0.0511 [B]	1	0.0632 [B]
		(40,50)	0.0480 [B]	0.0471 [B]	1	0.0527 [B]
		(10,10)	0.0437 [B]	0.0477 [B]	0.9208	0.0510 [B]
		(30,30)	0.0520 [B]	0.0487 [B]	1	0.0585 [B]
		(60,60)	0.0511 [B]	0.0521 [B]	1	0.0531 [B]

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.3 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

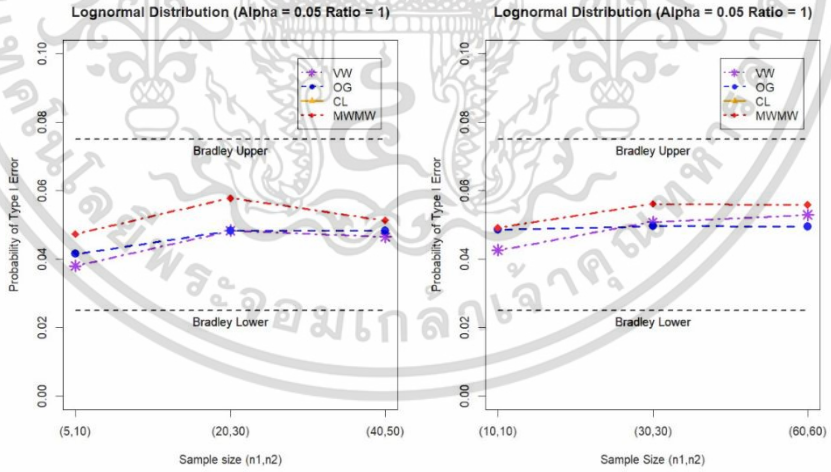
จากรูปที่ 4.3 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

4.1.1.4 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ

ตารางที่ 4.4 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ล็อกปรกติ	1	(5,10)	0.0380 [B]	0.0415 [B]	0.6789	0.0473 [B]
		(20,30)	0.0483 [B]	0.0483 [B]	1	0.0578 [B]
		(40,50)	0.0465 [B]	0.0483 [B]	1	0.0513 [B]
		(10,10)	0.0426 [B]	0.0486 [B]	0.9185	0.0491 [B]
		(30,30)	0.0508 [B]	0.0496 [B]	1	0.0561 [B]
		(60,60)	0.0529 [B]	0.0495 [B]	1	0.0559 [B]

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.4 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.4 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

4.1.2 กรณีข้อมูลมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน

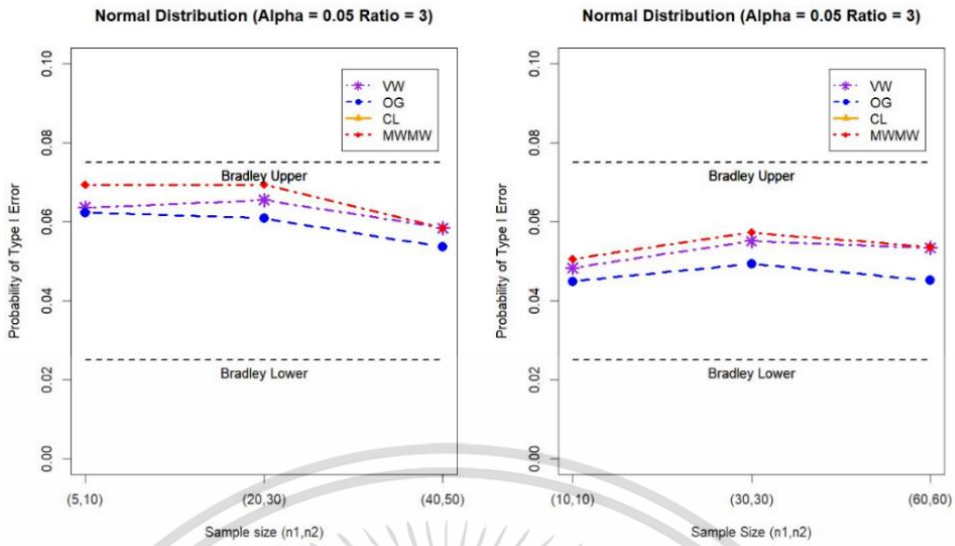
4.1.2.1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ

ตารางที่ 4.5 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ปรกติ	3	(5,10)	0.0636 [B]	0.0623 [B]	0.6103	0.0694 [B]
		(20,30)	0.0655 [B]	0.0609 [B]	1	0.0694 [B]
		(40,50)	0.0584 [B]	0.0536 [B]	1	0.0584 [B]
		(10,10)	0.0483 [B]	0.0449 [B]	0.9169	0.0506 [B]
		(30,30)	0.0551 [B]	0.0493 [B]	1	0.0573 [B]
		(60,60)	0.0534 [B]	0.0451 [B]	1	0.0536 [B]
	5	(5,10)	0.0766	0.0669 [B]	0.5858	0.0779
		(20,30)	0.0790	0.0638 [B]	1	0.0813
		(40,50)	0.0653 [B]	0.0526 [B]	1	0.0653 [B]
		(10,10)	0.0530 [B]	0.0459 [B]	0.9065	0.0516 [B]
		(30,30)	0.0619 [B]	0.0527 [B]	1	0.0625 [B]
		(60,60)	0.0573 [B]	0.0505 [B]		0.0573 [B]
	7	(5,10)	0.0821	0.0679 [B]	0.5706	0.0795
		(20,30)	0.0854	0.0643 [B]	1	0.0898
		(40,50)	0.0730 [B]	0.0573 [B]	1	0.0730 [B]
		(10,10)	0.0556 [B]	0.0450 [B]	0.8999	0.0524 [B]
		(30,30)	0.0664 [B]	0.0576 [B]	1	0.0664 [B]
		(60,60)	0.0624 [B]	0.0569 [B]	1	0.0624 [B]

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



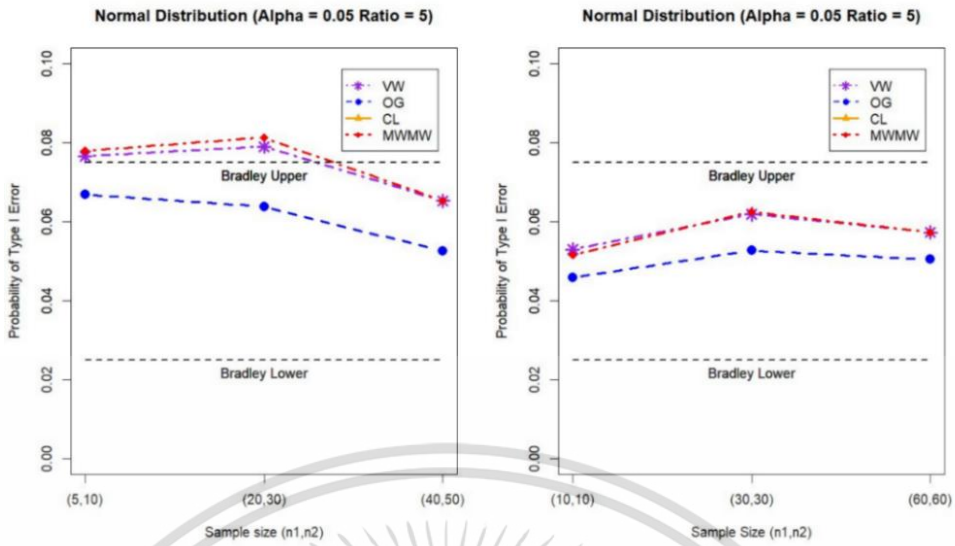
หมายเหตุ **(- - - - - -)** หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.5 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.5 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



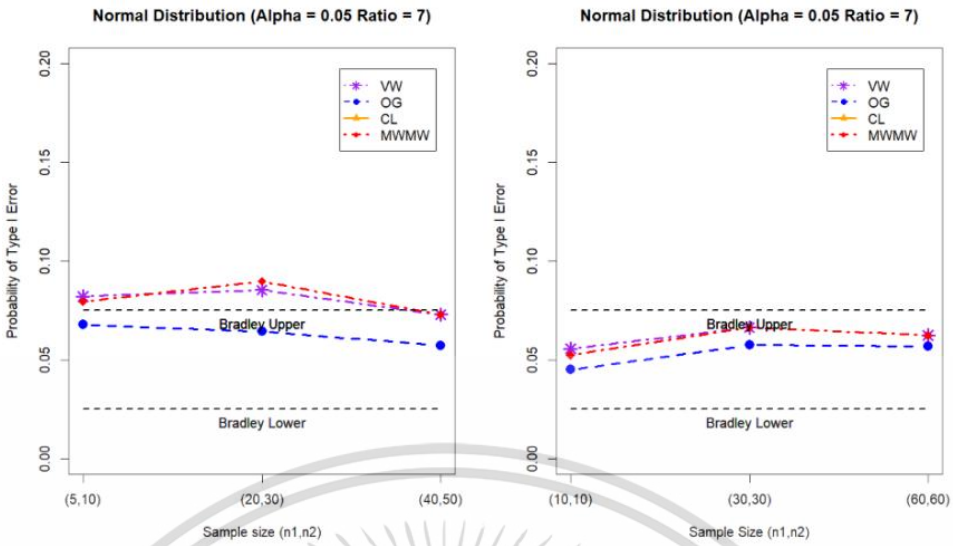
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.6 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.6 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า ซึ่งไม่สามารถพิจารณาได้ในกราฟ เมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน กับเมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก ปานกลาง และใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.7 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.7 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่า เมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน กับเมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก ปานกลาง และใหญ่ และเมื่อขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

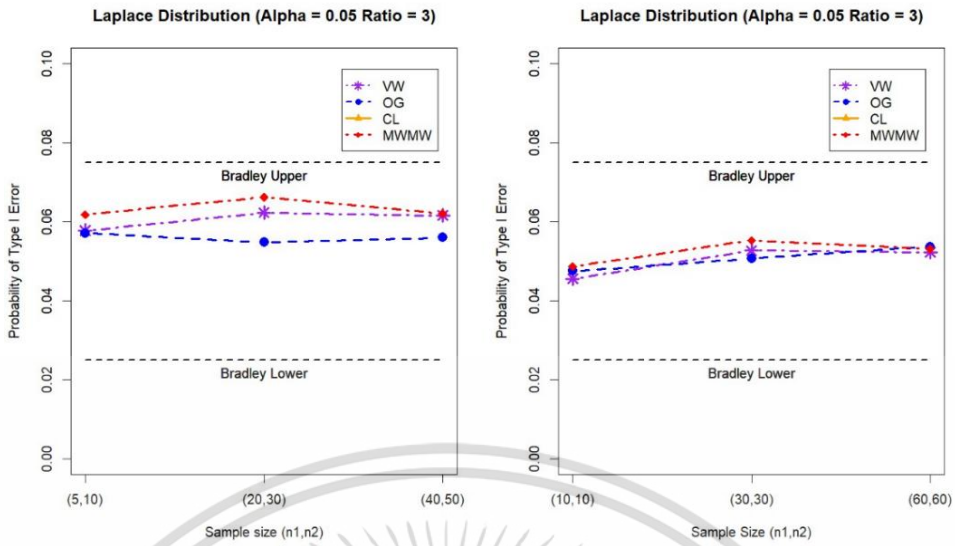
4.1.2.2 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ

ตารางที่ 4.6 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ลาปลาซ	3	(5,10)	0.0578 [B]	0.0571 [B]	0.6262	0.0618 [B]
		(20,30)	0.0623 [B]	0.0548 [B]	0.9998	0.0662 [B]
		(40,50)	0.0616 [B]	0.0560 [B]	1	0.0621 [B]
		(10,10)	0.0456 [B]	0.0475 [B]	0.9106	0.0487 [B]
		(30,30)	0.0527 [B]	0.0507 [B]	1	0.0553 [B]
		(60,60)	0.0523 [B]	0.0537 [B]	1	0.0531 [B]
	5	(5,10)	0.0665 [B]	0.0597 [B]	0.6017	0.0688 [B]
		(20,30)	0.0700 [B]	0.0597 [B]	0.9998	0.0736 [B]
		(40,50)	0.0687 [B]	0.0596 [B]	1	0.0691 [B]
		(10,10)	0.0472 [B]	0.0448 [B]	0.9052	0.0501 [B]
		(30,30)	0.0580 [B]	0.0547 [B]	1	0.0597 [B]
		(60,60)	0.0566 [B]	0.0588 [B]	1	0.0568 [B]
	7	(5,10)	0.0733 [B]	0.0623 [B]	0.5857	0.0728 [B]
		(20,30)	0.0745 [B]	0.0640 [B]	0.9998	0.0778
		(40,50)	0.0726 [B]	0.0620 [B]	1	0.0726 [B]
		(10,10)	0.0508 [B]	0.0443 [B]	0.9	0.0510 [B]
		(30,30)	0.0607 [B]	0.0560 [B]	1	0.0618 [B]
		(60,60)	0.0603 [B]	0.0630 [B]	1	0.0603 [B]

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



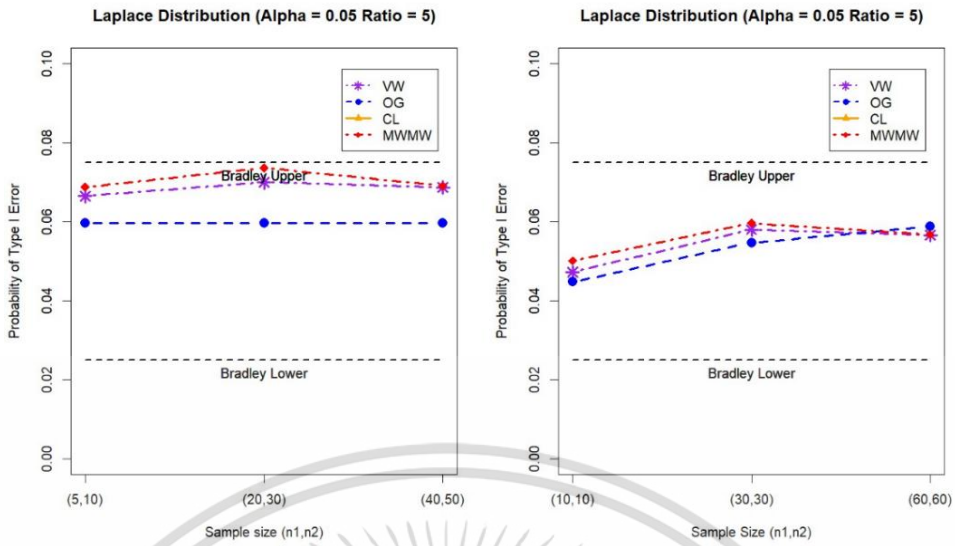
หมายเหตุ **(- - - - - -)** หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.8 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.8 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



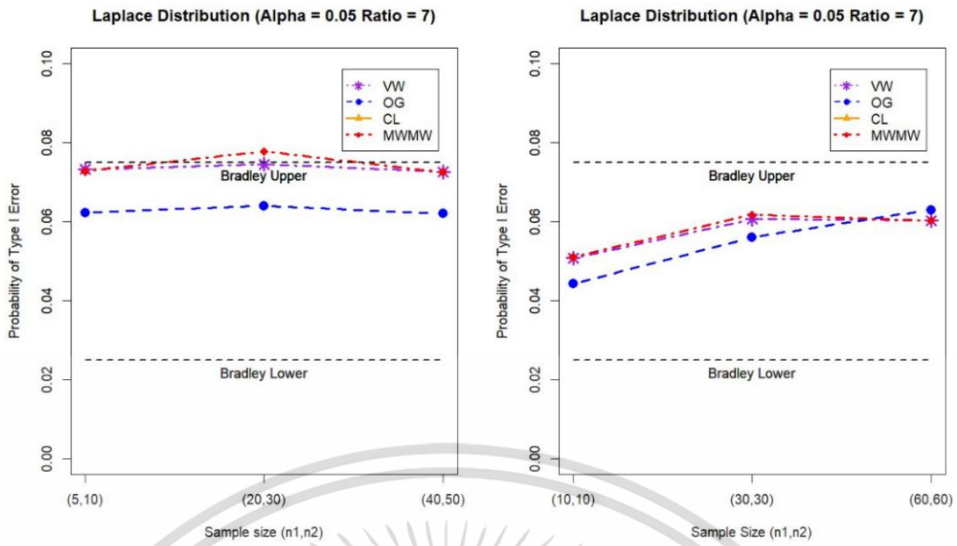
หมายเหตุ **(- - - - - -)** หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.9 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.9 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



หมายเหตุ (- - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.10 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.10 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW และ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ทุกสถานการณ์ ตัวสถิติทดสอบ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อมีขนาดตัวอย่างเล็กและขนาดตัวอย่างใหญ่เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน และมีขนาดตัวอย่างเล็ก ขนาดตัวอย่างปานกลาง และขนาดตัวอย่างใหญ่เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

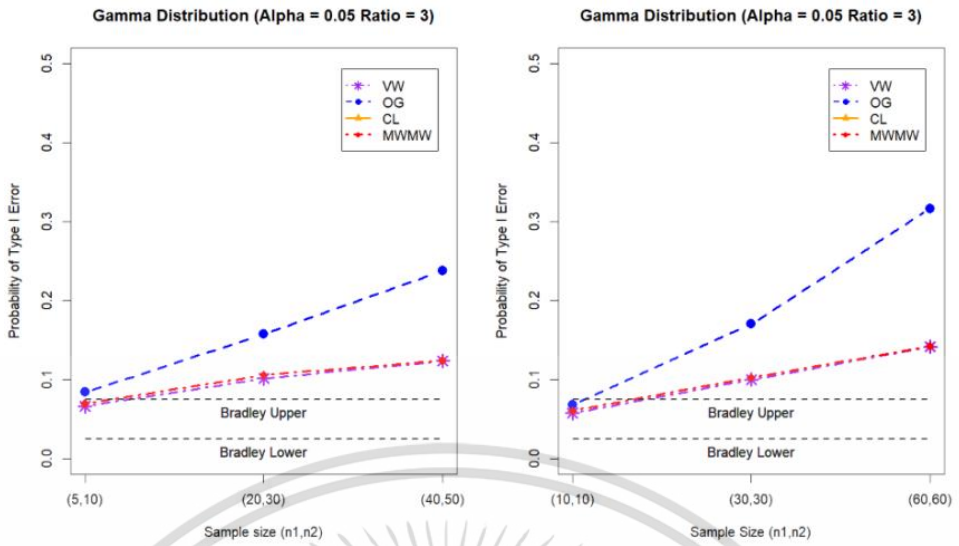
4.1.2.3 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา

ตารางที่ 4.7 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
แกมมา	3	(5,10)	0.0662 B	0.0842	0.7105	0.0697 B
		(20,30)	0.1015	0.1576	1	0.1062
		(40,50)	0.1238	0.2383	1	0.1241
		(10,10)	0.0575 B	0.0682 B	0.956	0.0607 B
		(30,30)	0.1001	0.1706	1	0.1025
		(60,60)	0.1417	0.3167	1	0.1425
	5	(5,10)	0.0772	0.0777	0.6767	0.0762
		(20,30)	0.1085	0.1268	1	0.1121
		(40,50)	0.1352	0.1915	1	0.1352
		(10,10)	0.0642 B	0.0680 B	0.9476	0.0648 B
		(30,30)	0.1030	0.1406	1	0.1032
		(60,60)	0.1358	0.2370	1	0.1358
	7	(5,10)	0.0797	0.0716 B	0.6432	0.078
		(20,30)	0.1142	0.1123	1	0.1173
		(40,50)	0.1282	0.1531	1	0.1282
		(10,10)	0.0667 B	0.0602 B	0.9378	0.0613 B
		(30,30)	0.0995	0.1187	1	0.0996
		(60,60)	0.1385	0.1958	1	0.1385

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



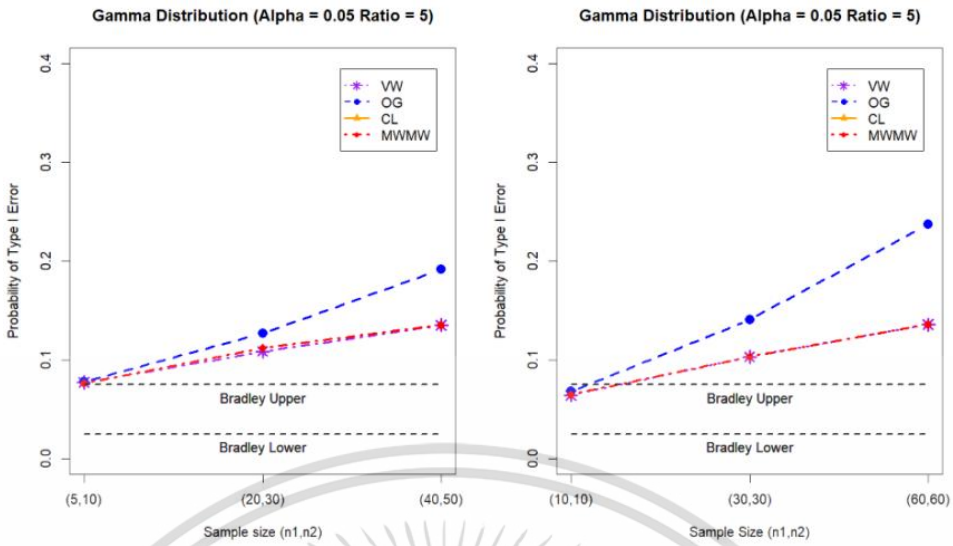
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.11 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.11 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็กและเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและขนาดตัวอย่างต่างกัน และตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็กและมีขนาดตัวอย่างเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



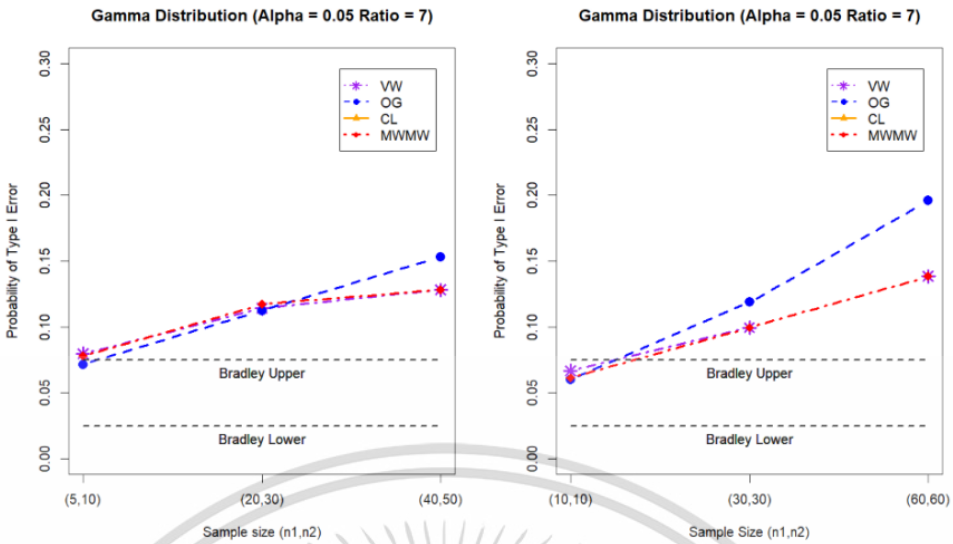
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.12 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.12 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.13 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.13 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและตัวสถิติทดสอบ OG สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็กและเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและขนาดตัวอย่างต่างกัน และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

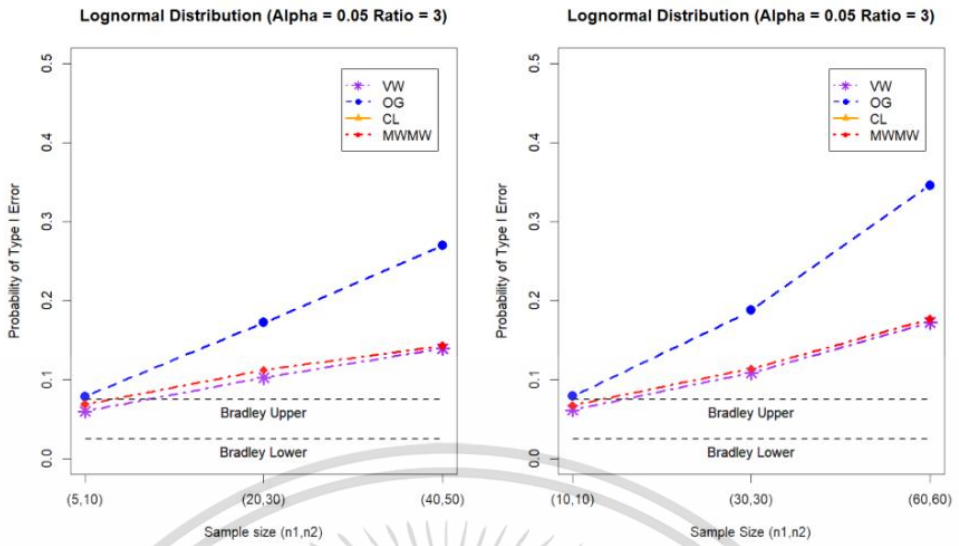
4.1.2.4 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ

ตารางที่ 4.8 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากัน และความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ล็อกปรกติ	3	(5,10)	0.0598 [B]	0.0788	0.7887	0.0688 [B]
		(20,30)	0.1025	0.1721	1	0.1120
		(40,50)	0.1393	0.2700	1	0.1431
		(10,10)	0.0614 [B]	0.0790	0.9671	0.0674 [B]
		(30,30)	0.1086	0.1876	1	0.1138
		(60,60)	0.1724	0.3461	1	0.1768
	5	(5,10)	0.0644 [B]	0.0890	0.7361	0.0710 [B]
		(20,30)	0.1016	0.2261	1	0.1086
		(40,50)	0.1308	0.3656	1	0.1324
		(10,10)	0.0598 [B]	0.0863	0.9623	0.0670 [B]
		(30,30)	0.1008	0.2524	1	0.1088
		(60,60)	0.1549	0.4686	1	0.1581
	7	(5,10)	0.0659 [B]	0.0970	0.7211	0.0720 [B]
		(20,30)	0.1000	0.2573	1	0.1067
		(40,50)	0.1272	0.4275	1	0.1280
		(10,10)	0.0605 [B]	0.0931	0.9593	0.0671 [B]
		(30,30)	0.0996	0.2870	1	0.1043
		(60,60)	0.1471	0.5453	1	0.1492

หมายเหตุ B หมายถึง ผ่านเกณฑ์ของแบรดลีย์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



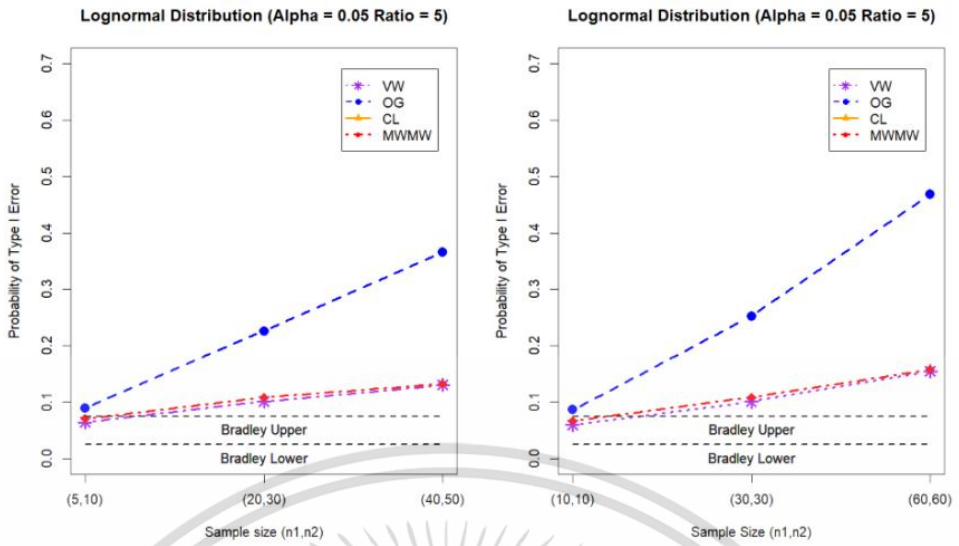
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.14 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.14 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ OG ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



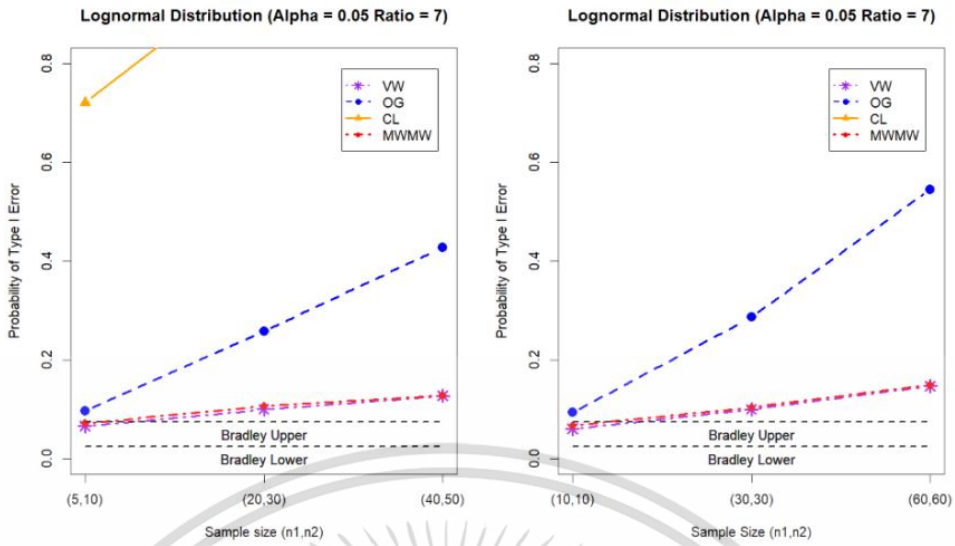
หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.15 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.15 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ OG ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



หมายเหตุ (- - - - - -) หมายถึง เกณฑ์ของแบรดลีย์

ตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถแสดงได้ในรูป เนื่องจากความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าใกล้เคียง 1

รูปที่ 4.16 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.16 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 พบว่าเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากันและมีขนาดตัวอย่างต่างกัน พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็ก และเมื่อมีขนาดตัวอย่างเท่ากัน และตัวสถิติทดสอบ OG ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์ และตัวสถิติทดสอบ CL ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ทุกสถานการณ์

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สรุปผลความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1

จากการศึกษาความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) ในกรณีต่าง ๆ สามารถสรุปผลได้ดังนี้

ตารางที่ 4.9 ตัวสถิติทดสอบที่มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดในกรณีต่าง ๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	ขนาดตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน			
		ความแปรปรวนเท่ากัน	ความแปรปรวนต่างกัน		
		1	3	5	7
ปรกติ	(5,10)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	OG	OG
	(20,30)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	OG	OG
	(40,50)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(10,10)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(30,30)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(60,60)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
ลาปลาซ	(5,10)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(20,30)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG
	(40,50)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(10,10)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(30,30)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(60,60)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
แกมมา	(5,10)	VW, OG, MWMW	VW, MWMW	-	OG
	(20,30)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(40,50)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(10,10)	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
	(30,30)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(60,60)	VW, OG, MWMW	-	-	-
ล็อกปรกติ	(5,10)	VW, OG, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW
	(20,30)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(40,50)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(10,10)	VW, OG, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW
	(30,30)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(60,60)	VW, OG, MWMW	-	-	-

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.9 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 5 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และเมื่อตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และสำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และเมื่อตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3 และ 5 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และสำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และตัวอย่างขนาดใหญ่ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง VW และ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความ

เอกสารนี้ ... ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด และเมื่อตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 5 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และสำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุดเท่ากัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของแต่ละตัวสถิติทดสอบจะใช้ขนาดตัวอย่าง การแจกแจงของประชากร พารามิเตอร์สำหรับการแจกแจง และระดับนัยสำคัญ ตามที่ผู้วิจัยได้กำหนดไว้ในหัวข้อขอบเขตการวิจัย ผลการศึกษามีรายละเอียดดังนี้

4.2.1 กรณีข้อมูลมีความแปรปรวนเท่ากัน

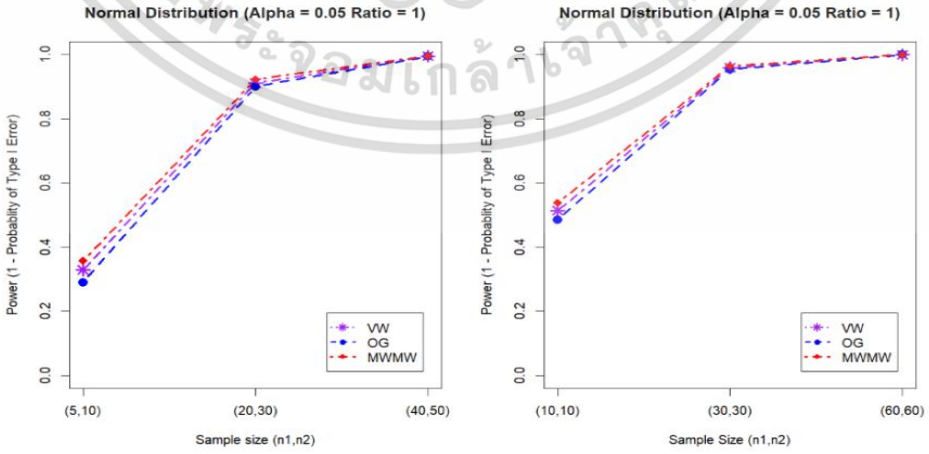
4.2.1.1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ

ตารางที่ 4.10 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ปรกติ	1	(5,10)	0.3295	0.2903	-	**0.3583**
		(20,30)	0.9114	0.9005	-	**0.9233**
		(40,50)	0.9951	0.9940	-	**0.9953**
		(10,10)	0.5138	0.4851	-	**0.5385**
		(30,30)	0.9590	0.9534	-	**0.9643**
		(60,60)	**0.9993**	0.9991	-	**0.9993**

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.17 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.17 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ขนาดปานกลาง และขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด แต่สำหรับตัวอย่างใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

4.2.1.2 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ

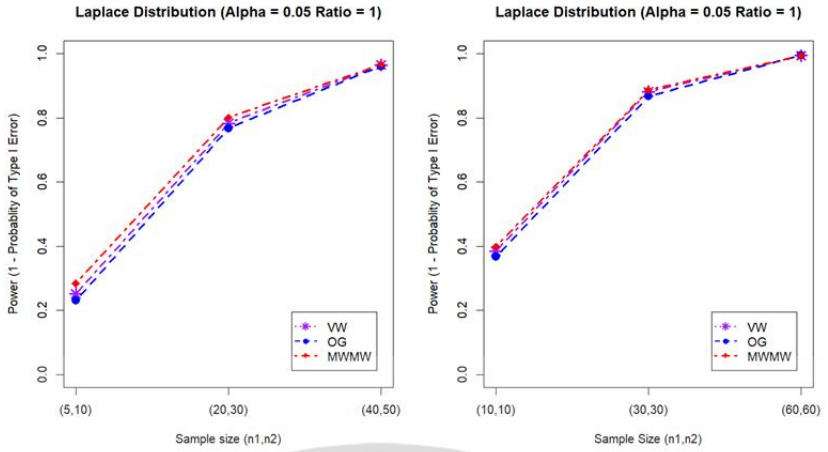
ตารางที่ 4.11 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ลาปลาซ	1	(5,10)	0.2521	0.2311	-	**0.2840**
		(20,30)	0.7827	0.7673	-	**0.8003**
		(40,50)	0.9649	0.9604	-	**0.9667**
		(10,10)	0.3844	0.3669	-	**0.3988**
		(30,30)	0.8811	0.8675	-	**0.8865**
		(60,60)	0.9936	**0.9938**	-	**0.9938**

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.18 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.18 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ขนาดปานกลาง และขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด แต่สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

4.2.1.3 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา

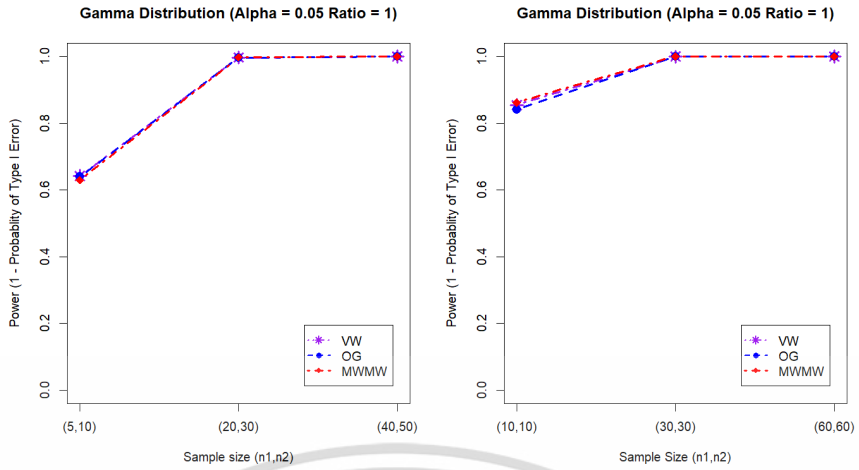
ตารางที่ 4.12 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
แกมมา	1	(5,10)	**0.6420**	0.6401	-	0.6295
		(20,30)	0.9970	0.9963	-	**0.9973**
		(40,50)	**1**	**1**	-	**1**
		(10,10)	0.8545	0.8413	-	**0.8621**
		(30,30)	**0.9999**	**0.9999**	-	**0.9999**
		(60,60)	**1**	**1**	-	**1**

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนลิขสิทธิ์สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.19 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.19 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

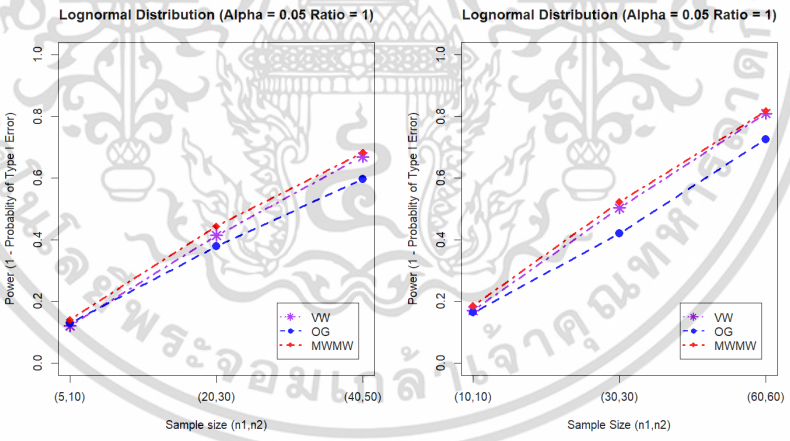
4.2.1.4 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ

ตารางที่ 4.13 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน แต่มีความแปรปรวนเท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ล็อกปรกติ	1	(5,10)	0.1205	0.1290	-	**0.1405**
		(20,30)	0.4141	0.3786	-	**0.4439**
		(40,50)	0.6690	0.5964	-	**0.6828**
		(10,10)	0.1706	0.1640	-	**0.1853**
		(30,30)	0.5031	0.4201	-	**0.5226**
		(60,60)	0.8095	0.7255	-	**0.8176**

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น



รูปที่ 4.20 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติและ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.20 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 1 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ขนาดปานกลาง และขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เอกสารนี้ [illegible] เท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2.2 กรณีข้อมูลมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน

4.2.2.1 ข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ

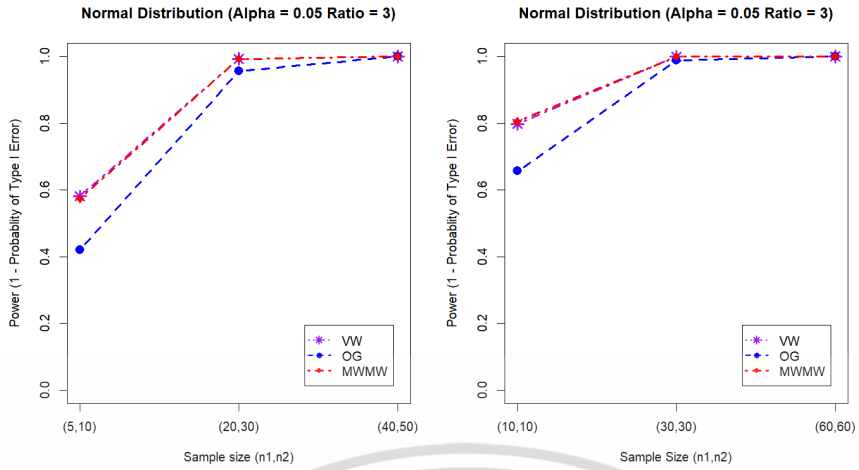
ตารางที่ 4.14 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน และมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ปรกติ	3	(5,10)	**0.5810**	0.4208	-	0.5748
		(20,30)	0.9926	0.9564	-	**0.9930**
		(40,50)	**1**	0.9994	-	**1**
		(10,10)	0.7979	0.6564	-	**0.8051**
		(30,30)	**0.9994**	0.9880	-	**0.9994**
		(60,60)	**1**	**1**	-	**1**
	5	(5,10)	-	**0.2844**	-	-
		(20,30)	-	**0.8043**	-	**-**
		(40,50)	**0.9993**	0.9718	-	**0.9993**
		(10,10)	**0.6226**	0.4335	-	0.6206
		(30,30)	**0.9884**	0.8978	-	**0.9884**
		(60,60)	**1**	0.9964	-	**1**
	7	(5,10)	-	**0.2173**	-	-
		(20,30)	-	**0.6456**	-	**-**
		(40,50)	**0.9893**	0.9019	-	**0.9893**
		(10,10)	**0.5068**	0.3100	-	0.4970
		(30,30)	**0.9491**	0.7713	-	**0.9491**
		(60,60)	**0.9990**	0.9696	-	**0.9990**

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

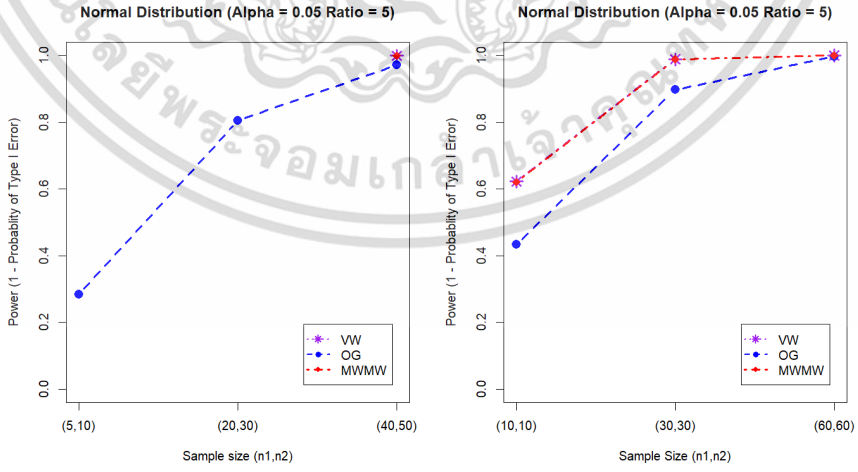
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.21 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

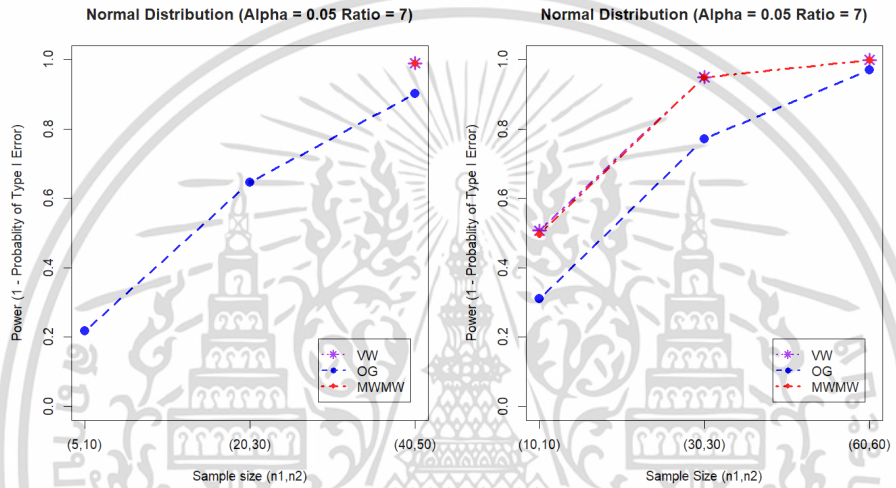
จากรูปที่ 4.21 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับขนาดปานกลางตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน



รูปที่ 4.22 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.22 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็กและตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน



รูปที่ 4.23 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.23 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็กและตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2.2.2 ข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ

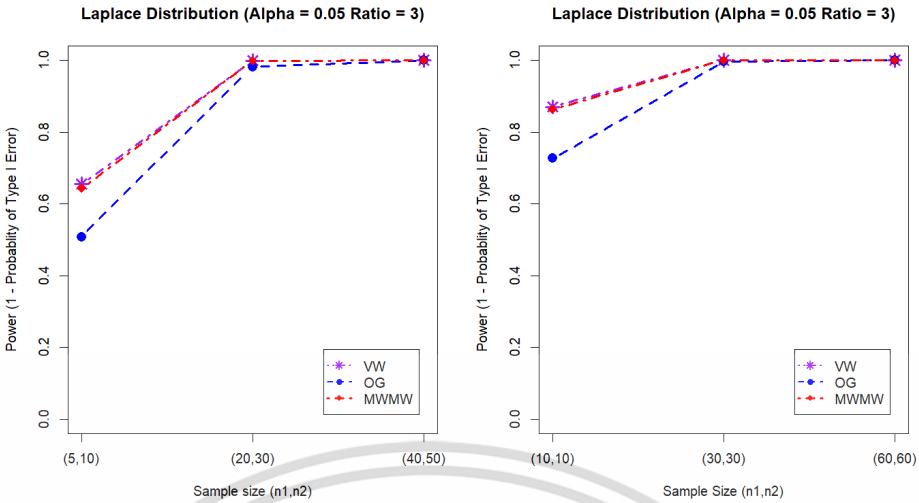
ตารางที่ 4.15 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน และมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ลาปลาซ	3	(5,10)	**0.6556**	0.5085	-	0.6441
		(20,30)	**0.9988**	0.9816	-	**0.9988**
		(40,50)	**1**	0.9999	-	**1**
		(10,10)	**0.8701**	0.7265	-	0.8638
		(30,30)	**1**	0.9959	-	**1**
		(60,60)	**1**	**1**	-	**1**
	5	(5,10)	**0.7511**	0.4953	-	0.7306
		(20,30)	**0.9998**	0.9783	-	**0.9998**
		(40,50)	**1**	0.9994	-	**1**
		(10,10)	**0.9493**	0.7538	-	0.9403
		(30,30)	**1**	0.9945	-	**1**
		(60,60)	**1**	**1**	-	**1**
	7	(5,10)	**0.8076**	0.4370	-	0.7855
		(20,30)	**1**	0.9732	-	
		(40,50)	**1**	0.999	-	**1**
		(10,10)	**0.9768**	0.7611	-	0.9715
		(30,30)	**1**	0.9934	-	**1**
		(60,60)	**1**	**1**	-	**1**

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

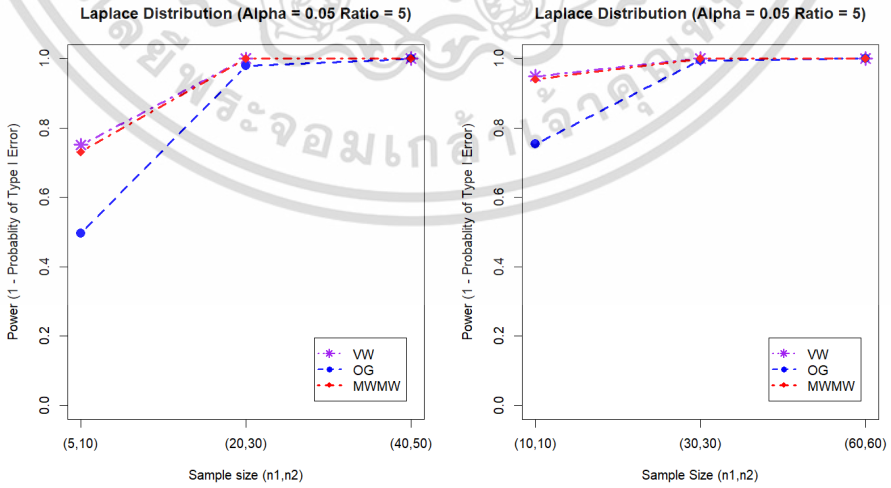
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.24 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

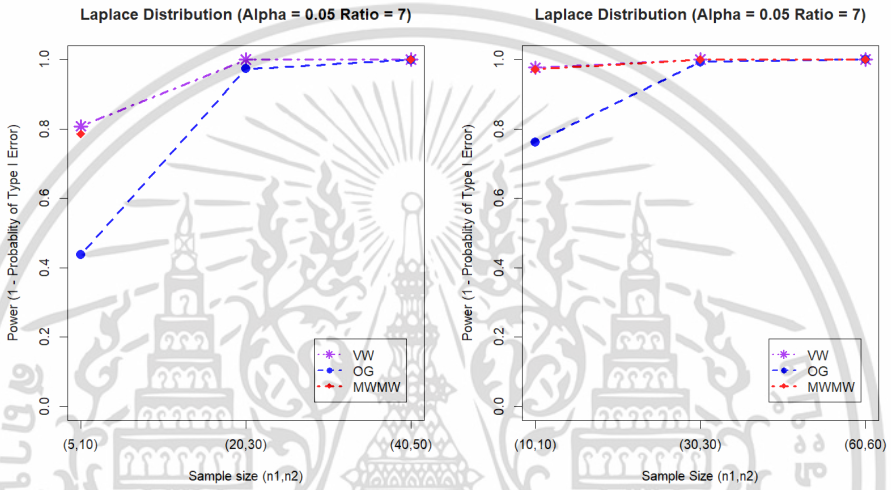
จากรูปที่ 4.24 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลางและตัวอย่างขนาดตัวใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน



รูปที่ 4.25 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากรูปที่ 4.25 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลางและตัวอย่างขนาดตัวใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน



รูปที่ 4.26 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.26 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็กและตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2.2.3 ข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา

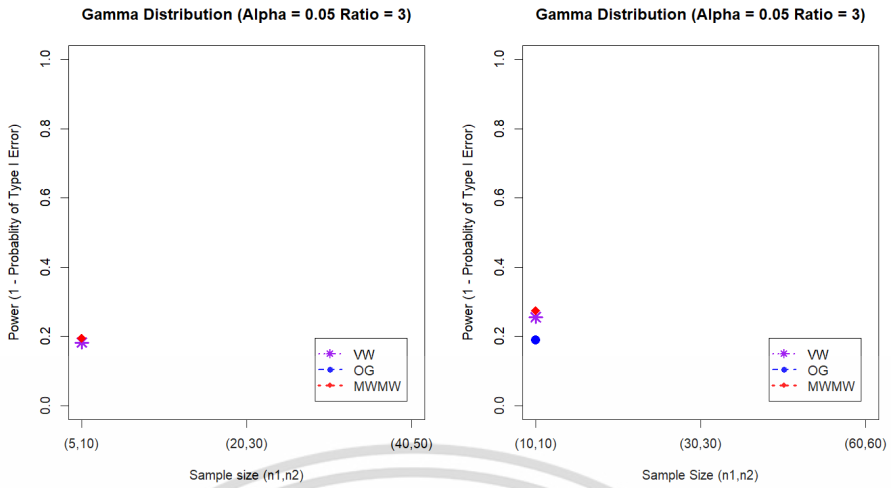
ตารางที่ 4.16 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน และมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
แกมมา	3	(5,10)	0.1824	-	-	**0.1951**
		(20,30)	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-
		(10,10)	0.2560	0.1894	-	**0.2743**
		(30,30)	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-
	5	(5,10)	-	-	-	-
		(20,30)	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-
		(10,10)	0.9686	0.8755	-	**0.9738**
		(30,30)	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-
	7	(5,10)	-	**0.2374**	-	-
		(20,30)	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-
		(10,10)	**1**	0.9980	-	**1**
		(30,30)	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

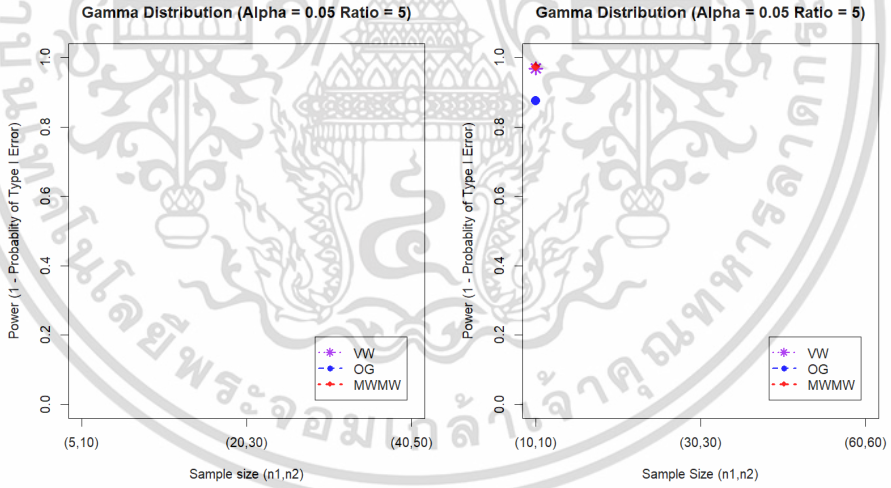
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.27 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

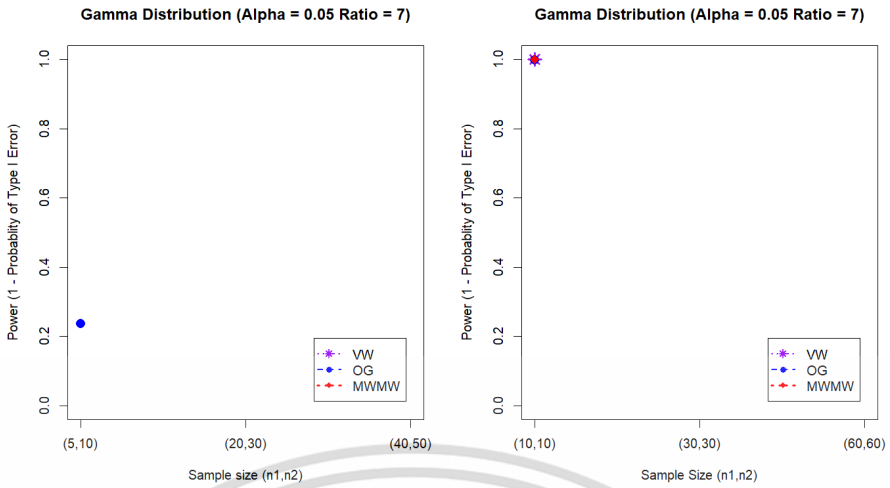
จากรูปที่ 4.27 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด



รูปที่ 4.28 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.28 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.29 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.29 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.2.2.1 ข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ

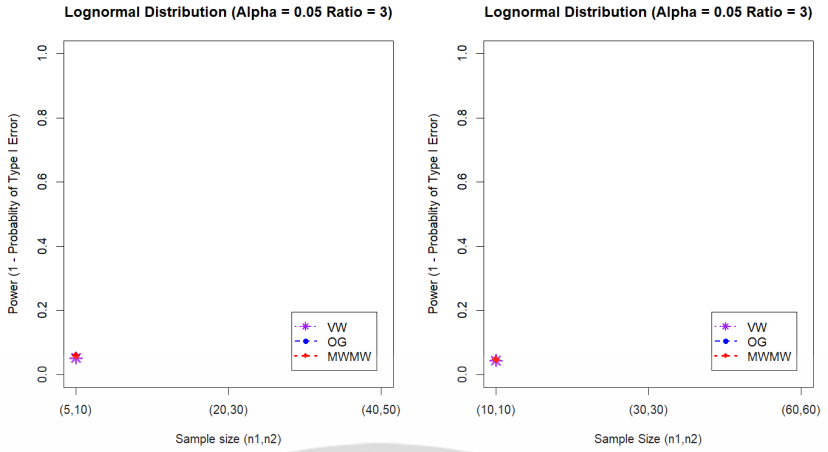
ตารางที่ 4.17 กำลังการทดสอบข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน และมีควาแปรปรวนไม่เท่ากัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	อัตราส่วนความแปรปรวน	ขนาดตัวอย่าง (n_1, n_2)	ตัวสถิติทดสอบ			
			VW	OG	CL	MWMW
ล็อกปรกติ	3	(5,10)	0.0520	-	-	**0.0594**
		(20,30)	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-
		(10,10)	0.0440	-	-	**0.0480**
		(30,30)	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-
	5	(5,10)	0.0565	-	-	**0.0629**
		(20,30)	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-
		(10,10)	0.0450	-	-	**0.0490**
		(30,30)	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-
	7	(5,10)	0.0610	-	-	**0.0656**
		(20,30)	-	-	-	-
		(40,50)	-	-	-	-
		(10,10)	0.0450	-	-	**0.0496**
		(30,30)	-	-	-	-
		(60,60)	-	-	-	-

หมายเหตุ - หมายถึง ไม่พิจารณากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเนื่องจากตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

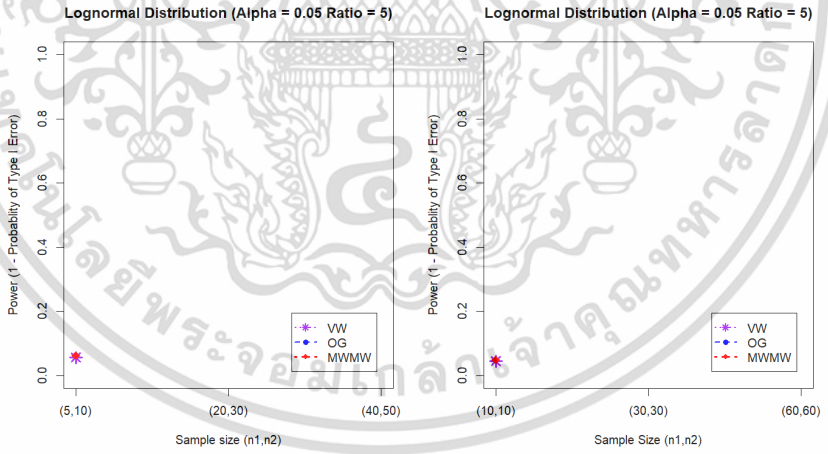
ตัวหนา หมายถึง กำลังการทดสอบสูงที่สุดในสถานการณ์นั้น

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.30 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

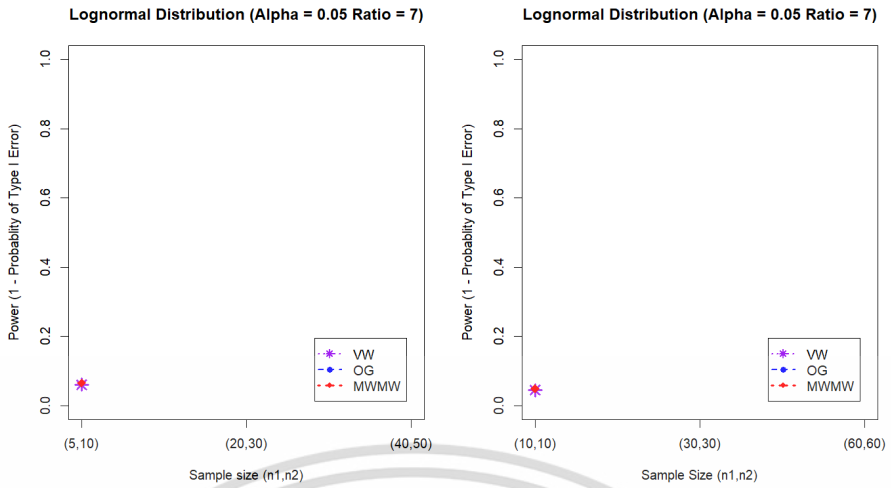
จากรูปที่ 4.30 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด



รูปที่ 4.31 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.31 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้



รูปที่ 4.32 กำลังการทดสอบ กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จากรูปที่ 4.32 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ และ Ratio = 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

สรุปผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

จากการศึกษากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) ในกรณีต่าง ๆ สามารถสรุปผลได้ดังนี้

ตารางที่ 4.18 ตัวสถิติทดสอบที่ให้กำลังการทดสอบมากที่สุดในกรณีต่าง ๆ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

การแจกแจง	ขนาดตัวอย่าง	อัตราส่วนความแปรปรวน			
		ความแปรปรวนเท่ากัน	ความแปรปรวนต่างกัน		
		1	3	5	7
ปรกติ	(5,10)	MWMW	VW	OG	OG
	(20,30)	MWMW	MWMW	OG	OG
	(40,50)	MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW
	(10,10)	MWMW	MWMW	VW	VW
	(30,30)	MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW
	(60,60)	VW, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW
ลาปลาซ	(5,10)	MWMW	VW	VW	VW
	(20,30)	MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW	VW
	(40,50)	MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW
	(10,10)	MWMW	VW	VW	VW
	(30,30)	MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW	VW, MWMW
	(60,60)	OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW	VW, OG, MWMW
แกมมา	(5,10)	VW	MWMW	-	OG
	(20,30)	MWMW	-	-	-
	(40,50)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(10,10)	MWMW	MWMW	MWMW	VW, MWMW
	(30,30)	VW, OG, MWMW	-	-	-
	(60,60)	VW, OG, MWMW	-	-	-
ล็อกปรกติ	(5,10)	MWMW	MWMW	MWMW	MWMW
	(20,30)	MWMW	-	-	-
	(40,50)	MWMW	-	-	-
	(10,10)	MWMW	MWMW	MWMW	MWMW
	(30,30)	MWMW	-	-	-
	(60,60)	MWMW	-	-	-

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากตารางที่ 4.18 กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และตัวอย่างขนาดปานกลาง พบว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และความแปรปรวนต่างกัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 5 และ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และตัวอย่างขนาดปานกลาง พบว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ พบว่าตัวสถิติทดสอบ OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3 และ 5 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก และตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW

เอกสารนี้ ... ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ สถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน และสำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 5 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และสำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ VW และ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดเท่ากัน

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ ความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวอย่างขนาดปานกลาง และตัวอย่างขนาดใหญ่ ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และความแปรปรวนต่างกัน สำหรับอัตราส่วนความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7 เมื่อขนาดตัวอย่างต่างกันและตัวอย่างเท่ากัน สำหรับตัวอย่างขนาดเล็ก ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

4.4 การอภิปรายผล

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 1) ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ MWMW และเมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5 และ 7) ขนาดตัวอย่างต่างกัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ OG และขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ VW สอดคล้องกับงานวิจัยของอัชฌา และคณะ (2560) ที่กล่าวว่าประชากรที่มีการแจกแจงปรกติ เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดในทุกความแปรปรวน

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 1) ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ MWMW และเมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5 และ 7) ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ VW

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 1) ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ MWMW และเมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5 และ 7) ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ MWMW

กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 1) ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ MWMW และเมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน (อัตราส่วนความแปรปรวน = 3, 5 และ 7) ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ตัวสถิติทดสอบที่มีกำลังการทดสอบสูงที่สุดคือ ตัวสถิติทดสอบ MWMW

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

บทที่ 5
สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

ในการดำเนินการวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบของสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน โดยพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 การทดสอบ คือ ตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์วอลเด็น (Van der Waerden Test) ตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนน์ดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test) ตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test) และตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test) ที่ระดับนัยสำคัญ คือ 0.05 ข้อมูลที่ใช้ในการดำเนินงานวิจัยครั้งนี้ได้จากการสร้างแบบจำลองข้อมูล 8,000 รอบ

5.1 สรุปผลการวิจัย

5.1.1 ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของผิดพลาดแบบที่ 1

1. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

2. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

3. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

4. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

5. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

6. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

7. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

8. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ดีที่สุด

จากการเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดแบบที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 การทดสอบ จะพบว่าส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบ VW, OG และ MWMW มีความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

5.1.2 การเปรียบเทียบกำลังการทดสอบ

1. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

2. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติ เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ OG มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด และขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

3. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

4. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงลาปลาซ เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ VW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

5. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

6. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแกมมา เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

7. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ เมื่อความแปรปรวนเท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

8. กรณีข้อมูลมีการแจกแจงล็อกปรกติ เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน ขนาดตัวอย่างต่างกันและขนาดตัวอย่างเท่ากัน ได้ว่าตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

จากการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 การทดสอบ จะพบว่าส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบ MWMW มีกำลังการทดสอบสูงที่สุด

จากตารางที่ 4.9 – 4.17 ที่แสดงกำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบในแต่ละการแจกแจงจะพบว่ากำลังการทดสอบของตัวสถิติทดสอบบางตัวในแต่ละกำลังการทดสอบมีค่ากำลังการทดสอบน้อยกว่า 0.80 จากงานวิจัยของ Schumacker และ Lomax และ Hair, Black, Anderson และ Tatham ได้แนะนำว่ากำลังการทดสอบในงานวิจัยควรมีค่ามากกว่าเท่ากับ 0.80 สมมุติฐานในงานวิจัยที่กำหนดให้กำลังการทดสอบเท่ากับ 0.80 มีความหมายว่า ผลการวิจัยร้อยละ 80 ที่จะสรุปผลว่าพารามิเตอร์ของประชากรมีค่าแตกต่างจากศูนย์ (ไม่ยอมรับ H_0) ค่าพารามิเตอร์ของประชากรมีค่าแตกต่างจากศูนย์จริง ดังนั้นหากต้องการนำตัวสถิติทดสอบไปศึกษาต่อควรเลือกตัวสถิติทดสอบในแต่ละการแจกแจงที่มีกำลังการทดสอบมากกว่า 0.80 ขึ้นไป

5.2 ข้อเสนอแนะ

5.2.1 การศึกษาครั้งต่อไปอาจศึกษาลักษณะข้อมูลที่สุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงไม่ต่อเนื่องเพื่อใช้รูปแบบการแจกแจงในแบบอื่น เช่น การแจกแจงเอกรูปไม่ต่อเนื่อง (Discrete Uniform Distribution) เป็นการแจกแจงสมมาตร

5.2.2 การศึกษาครั้งต่อไปอาจเปลี่ยนไปศึกษาตัวสถิติอิงพารามิเตอร์เพื่อจำกัดการศึกษาไปที่ลักษณะข้อมูลที่มีการแจกแจงปรกติ

5.2.3 ถึงตัวสถิติทดสอบบางตัวในแต่ละกรณีอาจจะสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ แต่ค่ากำลังการทดสอบบางตัวในแต่ละกรณียังคงมีค่าน้อยกว่า 0.80 ดังนั้นหากต้องการนำตัวสถิติทดสอบไปศึกษาต่อควรเลือกตัวสถิติทดสอบในแต่ละการแจกแจงที่มีกำลังการทดสอบมากกว่า 0.80 ขึ้นไป

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เอกสารอ้างอิง

กุสุมา อุมารี. ชลิตา รัตนวรสุทธิ์ และรมิตา ศรีภากร. 2558. **การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบบาร์ตเลตต์ สถิติทดสอบเลห์แมนน์ สถิติทดสอบเลวีน และสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี สำหรับทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน 3 กลุ่ม โดยใช้โปรแกรมอาร์**. ปัญหาพิเศษระดับปริญญาตรี. สาขาสถิติประยุกต์. ภาควิชาสถิติ. คณะวิทยาศาสตร์. สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

กรวุฒิ แผนพรหม และสุชาดา บวรกิติวงศ์. 2564. **การประยุกต์ใช้สถิติไคกำลังสอง (Chi-square) กับงานวิจัยทางการศึกษา.** วารสารวิชาการและวิจัยสังคมศาสตร์. 16(3): 11-26.

จิรภา โคมเดือน. 2560. **การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบค่าเฉลี่ยของสามประชากร.** วิทยานิพนธ์. สาขาสถิติประยุกต์. ภาควิชาสถิติ. คณะวิทยาศาสตร์. สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

ตรีฤทธิ์ โชติเสถียรทรัพย์. 2557. **การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบสำหรับความเท่ากันของความแปรปรวนประชากรสองกลุ่ม.** วิทยานิพนธ์. สาขาสถิติประยุกต์. ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ. คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

ธีรศักดิ์ จันทร์กระจ่าง. 2551. **อำนาจการทดสอบของวิธีการเปรียบเทียบพหุคูณ ตามข้อตกลงความแปรปรวนวิวิธพันธ์ของข้อมูลที่แจกแจงต่างกัน และขนาดกลุ่มตัวอย่างต่างกัน.** สาขาวิชาการวิจัยและสถิติทางการศึกษา. มหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ.

นพดล วันชนะชัย และชินนพงษ์ บำรุงทรัพย์. 2553. **การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์ ระหว่างประชากร 2 กลุ่ม เมื่อความแปรปรวนไม่เท่ากัน.** วารสารวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

พลชาติ หาญอนุรักษ์. 2549. **การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบเวลช์ บราวน์-ฟอร์สิตี และมาราสคิวลโล สำหรับความเท่ากันของค่าเฉลี่ย เมื่อความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน.** วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาสถิติ ภาควิชาสถิติ. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

พจนานุกรมศัพท์สถิติศาสตร์ ฉบับราชบัณฑิตยสภา. 2558. พิมพ์ครั้งที่ 2. 2558. โรงพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

มนตรี สังข์ทอง. 2557. **ความแกร่งและอำนาจการทดสอบของสถิติอิงพารามิเตอร์และสถิติไม่อิงพารามิเตอร์ในการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากรสองกลุ่มสำหรับข้อมูลแบบลิเคิร์ท 5 ระดับ.** สาขาวิชาคณิตศาสตร์ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลสุวรรณภูมิ.

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เอกสารอ้างอิง (ต่อ)

ยุพาพิน อติกานต์กุล. 2545. **การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบในการทดสอบสมมุติฐานความเท่ากันของค่าเฉลี่ยระหว่างประชากรสองกลุ่ม เมื่อการแจกแจงของประชากรมีลักษณะเบ้ขวาชนิดเดียวกัน.** สารนิพนธ์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

รติวัฒน์ สิทธิบุตร์. 2562. **การเปรียบเทียบตัวสถิติไม่อิงพารามิเตอร์สำหรับการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่ามัธยฐาน 2 กลุ่มที่เป็นอิสระกัน กรณีการแจกแจงสมมาตรและการแจกแจงเบ้.** สาขาสถิติและการวิเคราะห์ธุรกิจ. สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

วราวัลย์ นิลพทธ์. 2556. **สถิติแบบไม่ใช้พารามิเตอร์สำหรับทดสอบความแตกต่างของตำแหน่งของประชากร 2 กลุ่ม กรณีความแปรปรวนของประชากรไม่เท่ากัน.** คณะสถิติประยุกต์. สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์.

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

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

อุปริฏฐา อินทรสาด. 2557. **การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยของหลายประชากรภายใต้ความแปรปรวนไม่เท่ากัน.** วิทยานิพนธ์. สาขาสถิติประยุกต์. ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ. คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี. มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.

อัชฌา อระวีพร. 2562. **ความน่าจะเป็น.** กรุงเทพมหานคร. ศูนย์หนังสือแห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.

อัชฌา อระวีพร, ชุติมา โพชรา, ศุภวิชญ์ ลีลาพีระพันธ์, สุพัฒน์ เทียนรุ่งโรจน์ และอนุวัตร นามบุญศรี. 2560. **การเปรียบเทียบการทดสอบค่าเฉลี่ยหรือค่าเฉลี่ยของ 2 ประชากรที่เป็นอิสระกันในกรณีของการแจกแจงปกติและปกติปลอมปน.** สาขาสถิติประยุกต์. ภาควิชาสถิติ. คณะวิทยาศาสตร์. สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง.

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

Chen, X. and Luo, X. 2004. **Some Modifications on the Application of the Exact WilcoxonMann-Whitney Test.** Computational Statistics & Simulation. 33(15): 1007-1020.

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เอกสารอ้างอิง (ต่อ)

Fong, F. and Huang, Y. 2020. **Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test and Power against Strong Null.** HHS Author Manuscripts. 43-49. Bethesda md. United States.

Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J. and Anderson, R.E. 2010. **Multivariate Data Analysis.** Pearson, New York.

Kissell, R. 2017. **A Chi-square Distribution is a Continuous Distribution with k Degrees of Freedom.** Amsterdam. Netherland.

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

Ramberg, J.S., Dudewicz, E.J. Tadikamalla, P.R. and Mykytka, E.F. 1979. **A Probability Distribution and Its Uses in Fitting Data.** American Statistical Association and American Society for Quality.

Van der Waerden, B. 1952. **Order Tests for the Two-sample Problem and their Power.** Indagationes Mathematicae (Proceedings). 55, 453–458.

Schumacker, R. E., and Lomax, R. G. 2004. **A beginner's guide to structural equation modeling.** Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

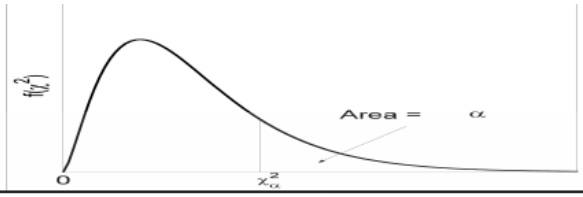
เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ภาคผนวก

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ภาคผนวก ก

ตาราง ก1 ค่าวิกฤตการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบไคสแควร์

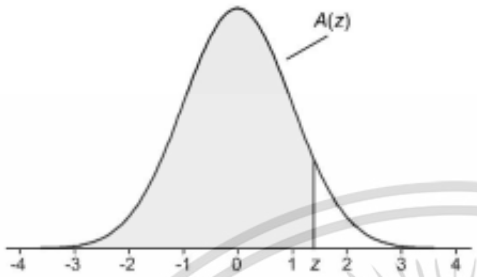


d.f.	α									
	0.995	0.990	0.975	0.950	0.900	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005
1	0.0000	0.0002	0.0010	0.0039	0.0158	2.7055	3.8415	5.0239	6.6349	7.8794
2	0.0100	0.0201	0.0506	0.1026	0.2107	4.6052	5.9915	7.3778	9.2103	10.5966
3	0.0717	0.1148	0.2158	0.3518	0.5844	6.2514	7.8147	9.3484	11.3449	12.8382
4	0.2070	0.2971	0.4844	0.7107	1.0636	7.7794	9.4877	11.1433	13.2767	14.8603
5	0.4117	0.5543	0.8312	1.1455	1.6103	9.2364	11.0705	12.8325	15.0863	16.7496
6	0.6757	0.8721	1.2373	1.6354	2.2041	10.6446	12.5916	14.4494	16.8119	18.5476
7	0.9893	1.2390	1.6899	2.1673	2.8331	12.0170	14.0671	16.0128	18.4753	20.2777
8	1.3444	1.6465	2.1797	2.7326	3.4895	13.3616	15.5073	17.5345	20.0902	21.9550
9	1.7349	2.0879	2.7004	3.3251	4.1682	14.6837	16.9190	19.0228	21.6660	23.5894
10	2.1559	2.5582	3.2470	3.9403	4.8652	15.9872	18.3070	20.4832	23.2093	25.1882
11	2.6032	3.0535	3.8157	4.5748	5.5778	17.2750	19.6751	21.9200	24.7250	26.7568
12	3.0738	3.5706	4.4038	5.2260	6.3038	18.5493	21.0261	23.3367	26.2170	28.2995
13	3.5650	4.1069	5.0088	5.8919	7.0415	19.8119	22.3620	24.7356	27.6883	29.8195
14	4.0747	4.6604	5.6287	6.5706	7.7895	21.0641	23.6848	26.1189	29.1412	31.3194
15	4.6009	5.2293	6.2621	7.2609	8.5468	22.3071	24.9958	27.4884	30.5779	32.8013
16	5.1422	5.8122	6.9077	7.9616	9.3122	23.5418	26.2962	28.8454	31.9999	34.2672
17	5.6972	6.4078	7.5642	8.6718	10.0852	24.7690	27.5871	30.1910	33.4087	35.7185
18	6.2648	7.0149	8.2307	9.3905	10.8649	25.9894	28.8693	31.5264	34.8053	37.1565
19	6.8440	7.6327	8.9065	10.1170	11.6509	27.2036	30.1435	32.8523	36.1909	38.5823
20	7.4338	8.2604	9.5908	10.8508	12.4426	28.4120	31.4104	34.1696	37.5662	39.9968
21	8.0337	8.8972	10.2829	11.5913	13.2396	29.6151	32.6706	35.4789	38.9322	41.4011
22	8.6427	9.5425	10.9823	12.3380	14.0415	30.8133	33.9244	36.7807	40.2894	42.7957
23	9.2604	10.1957	11.6886	13.0905	14.8480	32.0069	35.1725	38.0756	41.6384	44.1813
24	9.8862	10.8564	12.4012	13.8484	15.6587	33.1962	36.4150	39.3641	42.9798	45.5585
25	10.5197	11.5240	13.1197	14.6114	16.4734	34.3816	37.6525	40.6465	44.3141	46.9279
26	11.1602	12.1981	13.8439	15.3792	17.2919	35.5632	38.8851	41.9232	45.6417	48.2899
27	11.8076	12.8785	14.5734	16.1514	18.1139	36.7412	40.1133	43.1945	46.9629	49.6449
28	12.4613	13.5647	15.3079	16.9279	18.9392	37.9159	41.3371	44.4608	48.2782	50.9934
29	13.1211	14.2565	16.0471	17.7084	19.7677	39.0875	42.5570	45.7223	49.5879	52.3356
30	13.7867	14.9535	16.7908	18.4927	20.5992	40.2560	43.7730	46.9792	50.8922	53.6720
40	20.7065	22.1643	24.4330	26.5093	29.0505	51.8051	55.7585	59.3417	63.6907	66.7660
50	27.9907	29.7067	32.3574	34.7643	37.6886	63.1671	67.5048	71.4202	76.1539	79.4900
60	35.5345	37.4849	40.4817	43.1880	46.4589	74.3970	79.0819	83.2977	88.3794	91.9517
70	43.2752	45.4417	48.7576	51.7393	55.3289	85.5270	90.5312	95.0232	100.4252	104.2149
80	51.1719	53.5401	57.1532	60.3915	64.2778	96.5782	101.8795	106.6286	112.3288	116.3211
90	59.1963	61.7541	65.6466	69.1260	73.2911	107.5650	113.1453	118.1359	124.1163	128.2989
100	67.3276	70.0649	74.2219	77.9295	82.3581	118.4980	124.3421	129.5612	135.8067	140.1695

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตาราง ก2 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							

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ภาคผนวก ข

ข1 ตัวอย่างในการคำนวณของตัวสถิติทดสอบแวนเดอร์ วอลเด็น (Van der Waerden test)

โจทย์ ถ้าสุ่มตัวอย่าง 2 กลุ่มจากประชากรสองกลุ่มซึ่งเป็นอิสระต่อกันด้วยขนาดตัวอย่าง 5 เท่ากันได้คะแนนดังนี้

กลุ่ม 1 7.700422 6.526968 6.368977 8.454714 5.878496

กลุ่ม 2 9.108933 13.468091 11.022591 10.199290 9.884218

ให้ทดสอบสมมุติฐานว่า คะแนนเฉลี่ยของประชากรกลุ่ม 1 และคะแนนเฉลี่ยของประชากรกลุ่ม 2 มีความแตกต่างกันหรือไม่ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

วิธีทำ สมมุติฐานดังนี้ $H_0 = \mu_1 - \mu_2 = 0$

$$H_1 = \mu_1 - \mu_2 \neq 0$$

นำข้อมูลทั้งสองกลุ่มมาใส่ลำดับโดยเรียงจากน้อยไปหามาก

กลุ่ม X_1 : 7.700422 6.526968 6.368977 8.454714 5.878496

ลำดับที่ X_1 : 4 3 2 5 1

กลุ่ม X_2 : 9.108933 13.468091 11.022591 10.199290 9.884218

ลำดับที่ X_2 : 6 10 9 8 7

ตารางที่ ข1 ประชากรสองกลุ่มซึ่งเป็นอิสระต่อกันด้วยขนาดตัวอย่าง 5 เท่ากันได้คะแนน

X_1	$R(x_1)$	A_{ij}	X_2	$R(x_2)$	A_{ij}
7.700422	4	-0.3487557	9.108933	6	0.1141853
6.526968	3	-0.6045853	13.468091	10	1.3351777
6.368977	2	-0.9084579	11.022591	9	0.9084579
8.454714	5	-0.1141853	10.199290	8	0.6045853
5.878496	1	-1.3351777	9.884218	7	0.3487557
รวม		-3.3111619	**รวม**		3.3111619
ค่าเฉลี่ย		-0.66223238	**ค่าเฉลี่ย**		0.66223238

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เช่น $A_{ij}=\phi^{-1}\left[\frac{R(X_{ij})}{N+1}\right]$

จะได้ $A_{11}=Z_{\frac{4}{11}}=-0.3487557$

$$\bar{A}=\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n_i}A_{ij} \qquad ;i=1,2,3,\ldots,k$$

จะได้ $\bar{A}_i=\frac{-3.3111619}{5}=-0.66223238$

$$S^2=\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}A_{ij}^2$$

จะได้ $S^2=\frac{6.2163765}{9}=0.6907083222$

$$T_1=\frac{1}{S^2}\sum_{i=1}^{k}n_i\bar{A}_i^2$$

จะได้ $T_1=\frac{5(-0.66223238)^2+5(0.66223238)^2}{0.6907083222}=6.349059397$

กำหนด $\alpha=0.05$ และ d.f. = 1

หาเขตวิกฤตจากตาราง $\chi^2_{\alpha,1}$ ได้ $\chi^2_{\alpha,1}=3.84146$

เนื่องจาก $T_1=6.349059397$ ซึ่ง $T>x^2_{\alpha,1}$ ตกในบริเวณเขตวิกฤติ

จึงปฏิเสธ H_0 นั้นคือคะแนนเฉลี่ยของกลุ่ม 1 และกลุ่ม 2 มีความแตกต่างกัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

.....

ข2 ตัวอย่างในการคำนวณของตัวสถิติทดสอบโอกอร์แมนแบบดัดแปลง (O'Gorman Adaptive Test)

.....

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

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
$\overline{X}$=10.5366	$\overline{Y}$=10.1771
S_X^2=4.4905	S_Y^2=4.4177

<u>วิธีทำ</u> สมมุติฐาน $H_0 = M_X = M_Y$

$H_1 = M_X \neq M_Y$

กำหนดลำดับที่ให้ตัวอย่างทั้ง 2 ชุด โดยถือเสมือนว่าตัวอย่างทั้ง 2 ชุด เป็นชุดเดียวกันโดยเรียงลำดับจากน้อยไปหามาก และเปลี่ยนลำดับที่ของข้อมูลให้เป็นคะแนน $a_p(i)$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$a_p(i) = \begin{cases} L+\left[\frac{0.8401}{T_L}\right]^2(i-L) & ; i<L \\ i & ; L\le i\le U \\ U+\left[\frac{0.804}{T}\right]^2(i-U) & ; i>U \end{cases}$$

เมื่อ $L = \frac{n+1}{4}$

$= \frac{30+1}{4}$

$= 7.75$

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

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

$= 23.25$

$P_5 = 6.75538$

$P_{25} = 8.9144$

$P_{75} = 11.79252$

$P_{95} = 13.01506$

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

$= 11.79252-8.9144$

$= 2.878125$

$T_R = \frac{P_{95}-P_{75}}{IQR}$

$= \frac{13.01506-11.79252}{2.878125}$

$= 0.5939$

$T_L = \frac{P_{25}-P_5}{IQR}$

$= \frac{8.9144-6.75538}{2878125}$

$= 0.7501$

ข้อมูลตัวอย่าง ลำดับที่ของข้อมูล และคะแนน $a_p(i)$ ที่คำนวณตามวิธีโอกอร์แมนแบบดัดแปลงได้ดังนี้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ข2 ข้อมูลตัวอย่าง ลำดับที่ของข้อมูล และคะแนน $a_p(i)$

กลุ่มที่	ข้อมูลตัวอย่าง	ลำดับที่	$a_p(i)$	$(a(i)-\bar{a})^2$
1	7.3188	3	1.7925	257.0499
1	7.4510	4	3.0467	218.4063
1	8.5692	7	6.8093	212.3517
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	69.8691
1	12.4896	27	37.9188	403.7497
1	13.0029	28	41.8304	576.2459
1	14.8228	30	49.6538	1013.055
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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ข2 (ต่อ) ข้อมูลตัวอย่าง ลำดับที่ของข้อมูล และคะแนน $a_p(i)$

กลุ่มที่	ข้อมูลตัวอย่าง	ลำดับที่	$a_p(i)$	$(a(i)-\bar{a})^2$
2	12.4018	26	34.0071	261.8514
2	13.0250	29	45.7421	779.349
รวม			534.7585	5254.0617

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

$$= \frac{534.7585}{30}$$

$$= 17.8253$$

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

$$= \frac{15\times 15}{30(30-1)} \times 5254.0617$$

$$= 1358.8091$$

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

$$= 253.5232$$

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

จะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (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

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

.....

ข3 ตัวอย่างในการคำนวณของตัวสถิติทดสอบเฉิน-ลู (Chen-Luo Test)

.....

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

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
$\overline{X}$=10.5366	$\overline{Y}$=10.1771
S_X^2=4.4905	S_Y^2=4.4177

<u>วิธีทำ</u> สมมุติฐาน $H_0 = M_X = M_Y$

$H_1 = M_X \neq M_Y$

ข้อมูลประกอบด้วยค่าสังเกตของตัวอย่างสุ่ม 2 ตัวอย่าง โดยให้ $X_1, X_2, X_3, \ldots, X_M$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด m จากประชากรที่ 1 และให้ $Y_1, Y_2, Y_3, \ldots, Y_n$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด n จากประชากรที่ 2

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ตารางที่ ข3 ข้อมูลตัวอย่าง กลุ่มของข้อมูล และค่า I (ฟังก์ชันบ่งชี้)

ลำดับ	กลุ่ม	ข้อมูลตัวอย่าง	กลุ่ม	ข้อมูลตัวอย่าง	I
1	1	7.3188	2	6.2609	
2	1	7.4510	2	6.2944	
3	1	8.5692	2	7.9760	
4	1	8.7038	2	8.2427	
5	1	9.5462	2	9.8291	93.8306
6	1	9.6434	2	10.2989	99.3164
7	1	9.8109	2	10.3354	101.3996
8	1	10.4878	2	10.7271	112.5037
9	1	10.7017	2	10.8811	116.4463
10	1	11.5847	2	11.0978	
11	1	11.8618	2	11.4183	
12	1	12.0547	2	11.5682	
13	1	12.4896	2	12.3000	
14	1	13.0029	2	12.4018	
15	1	14.8228	2	13.0250	
รวม		158.0493		152.6567	523.4965

$$MW=\sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n}\left[I(Y_j>X_i)+\frac{1}{2}I(Y_j=X_i)\right]$$

$$MW=93.8306+99.3164+101.3996+112.5037+116.4463$$
$$=523.4965$$

$$\widehat{Var}(MW)=\sum_{i=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{n}\left[I(Y_j>X_i)+\frac{1}{2}I(Y_j=X_i)\right]-\frac{MW}{m}\right)^2$$

$$\widehat{Var}(MW)=\left(158.0493-\frac{523.4965}{15}\right)^2+\left(152.6567-\frac{523.4965}{15}\right)^2+225$$
$$=29257.5032$$

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

$$CL = \frac{MW}{\sqrt{\widehat{Var}(MW)}}$$

$$CL = \frac{523.4965}{\sqrt{29257.5032}}$$

$$= 3.0605$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α เมื่อตัวสถิติทดสอบ CL มีค่าน้อยกว่า $-Z_{0.025} = -1.96$ หรือมีค่ามากกว่า $Z_{0.025} = 1.96$ เนื่องจาก $CL = 3.0605 > 1.96$ ซึ่งไม่ตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤต จึงยอมรับ H_0 ดังนั้นค่ามัธยฐานของประชากรไม่แตกต่างกัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

.....

ข4 ตัวอย่างในการคำนวณของตัวสถิติทดสอบวิลค็อกซัน-แมนน์-วิทนีย์ดัดแปลง (Modified Wilcoxon-Mann-Whitney Test)

.....

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

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
$\overline{X}$=10.5366	$\overline{\mathrm{Y}}$=10.1771
$\mathrm{S}_{\mathrm{X}}^2$=4.4905	$\mathrm{S}_{\mathrm{Y}}^2$=4.4177

<u>วิธีทำ</u> สมมุติฐาน $\mathrm{H}_0 = \mathrm{M}_{\mathrm{X}} = \mathrm{M}_{\mathrm{Y}}$

$\mathrm{H}_1 = \mathrm{M}_{\mathrm{X}} \neq \mathrm{M}_{\mathrm{Y}}$

(6) ค่า m ค่าที่สุ่มต้องเป็นอิสระกันและมีการแจกแจงเหมือนกัน คือ $\mathrm{X}_1, \ldots, \mathrm{X}_{\mathrm{m}}$ มาจากประชากรกลุ่มที่ 1

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

(7) ค่า n ค่าที่สุ่มต้องเป็นอิสระกันและมีการแจกแจงเหมือนกัน คือ $Y_1, \ldots, Y_n$ มาจากประชากรกลุ่มที่ 2

ตารางที่ ข4 ข้อมูลตัวอย่าง กลุ่มของข้อมูล และค่า I (ฟังก์ชันบ่งชี้)

ลำดับ	กลุ่ม	ข้อมูลตัวอย่าง	กลุ่ม	ข้อมูลตัวอย่าง	I
1	1	7.3188	2	6.2609	
2	1	7.4510	2	6.2944	
3	1	8.5692	2	7.9760	
4	1	8.7038	2	8.2427	
5	1	9.5462	2	9.8291	93.8306
6	1	9.6434	2	10.2989	99.3164
7	1	9.8109	2	10.3354	101.3996
8	1	10.4878	2	10.7271	112.5037
9	1	10.7017	2	10.8811	116.4463
10	1	11.5847	2	11.0978	
11	1	11.8618	2	11.4183	
12	1	12.0547	2	11.5682	
13	1	12.4896	2	12.3000	
14	1	13.0029	2	12.4018	
15	1	14.8228	2	13.0250	
รวม		158.0493		152.6567	523.4965

$$U = \frac{1}{mm} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} I\left(X_i < Y_j \right)$$

$$U = \frac{1}{15 \times 15} (523.4965)$$

$$= 2.3267$$

การสรุปผล

จะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) ที่ระดับนัยสำคัญ α=0.05 เมื่อตัวสถิติทดสอบ U มีค่ามากกว่า $U_{0.025} = 2.263$ เนื่องจาก $U = 2.3267 > 2.263$ ซึ่งไม่ตกอยู่ในอาณาเขตวิกฤต จึงยอมรับ H_0 ดังนั้น ค่ามัธยฐานของประชากรไม่แตกต่างกัน

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ภาคผนวก ค

คำสั่งโปรแกรม R ที่ใช้ในงานวิจัย

ค1 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับแสดงกราฟฟังก์ชันความหนาแน่น
ความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ

```
x <- seq(-5, 20, length.out = 10000)
plot(x, dnorm(x, mean = 2, sd = sqrt(4)), col = "red", lwd = 3, type = "l", lty = 1
, ylim = c(0, 0.2),ylab = "f(x)", main = "Normal Probability Density")
lines(x, dnorm(x, mean = 4, sd = sqrt(6)), lty = 2, col = "blue", lwd = 4, type = "l")
lines(x, dnorm(x, mean = 6, sd = sqrt(8)), lty = 2, col = "green", lwd = 4, type = "l")
lines(x, dnorm(x, mean = 8, sd = sqrt(10)), lty = 2, col = "black", lwd = 4, type = "l")
labels <- c("Normal (2,4)", "Normal (4,6)", "Normal (6,8)", "Normal (8,10)")
colors=c("red","blue","green","black")
A <- c(1, 2, 3, 4)
legend("topright", inset = 0.05, legend = labels, lwd = 3, lty = A, col = colors)
```

ค2 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับแสดงกราฟฟังก์ชันความหนาแน่น
ความน่าจะเป็นของการแจกแจงลาปลาซ

```
library(LaplacesDemon)
x <- seq(-2, 6, length.out = 10000)
plot(x, dlaplace(x, 2, 0.707107), col = "red", lwd = 3, type = "l", lty = 1
, ylim = c(0,1),ylab = "f(x)", main = "Laplace Probability Density ")
lines(x, dlaplace(x, 2, 1.224745), lty = 2, col = "blue", lwd = 4, type = "l")
lines(x, dlaplace(x, 2, 1.581139), lty = 2, col = "green", lwd = 4, type = "l")
lines(x, dlaplace(x, 2, 1.870829), lty = 2, col = "black", lwd = 4, type = "l")
labels <- c("Laplace (2, 0.707107)", "Laplace (2, 1.224745)", "Laplace (2, 1.581139)",
"Laplace (2, 1.870829)")
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
colors <- c("red", "blue", "green", "black")
A <- c(1, 2, 3, 4)
legend("topright", inset = 0.05, legend = labels, lwd = 3, lty = A, col = colors)
```

ค3 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับแสดงกราฟฟังก์ชันความหนาแน่น
ความน่าจะเป็นของการแจกแจงแกมมา

```
x=seq(0,20,length.out=10000)
plot(x,dgamma(x,2,1),col="red",lwd=3,type="l",lty=1,ylim=c(0,0.5)
,ylab="f(x)",main=" Gamma Probability Density")
lines(x,dgamma(x,4,1),lty=2,col="blue",lwd=4,type="l")
lines(x,dgamma(x,6,1),lty=2,col="green",lwd=4,type="l")
lines(x,dgamma(x,8,1),lty=2,col="black",lwd=4,type="l")
labels=c("Gamma (2,1)","Gamma (4,1)","Gamma (6,1)","Gamma (8,1)")
colors=c("red","blue","green","black")
A=c(1,2,3,4)
legend("topright",inset=0.05,labels,lwd=3,lty=A,col=colors)
```

ค4 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับแสดงกราฟฟังก์ชันความหนาแน่น
ความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกปรกติ

```
x=seq(0,8,length.out=10000)
plot(x,dlnorm(x, 0, 0.8325546),col="red",lwd=3,type="l",lty=1,ylim=c(0,1.0)
,ylab="f(x)",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")
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
A=c(1,2,3,4)
legend("topright",inset=0.05,labels,lwd=3,lty=A,col=colors)
```

.....

ค5 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงปรกติ
เมื่อค่าเฉลี่ยเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

.....

```
library(lawstat)
library(robustrank)
set.seed(1)
m = 8000
n1 = c(10)
n2 = c(10)
mean1=4
mean2=4
var1=4
var2=4
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)

    pw = c()
    pog = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
pcl = c()
pmodmwn = c()
 for(k in 1:m)
 {
  x1 = rnorm(n1[g],mean1[j],sqrt(var1[j]))
  x2 = rnorm(n2[g],mean2[j],sqrt(var2[j])
  ################## VW #################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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))
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  }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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
  I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
  for(i in 1:m){
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  for(j in 1:n){
    if(y[j]>x[i]){
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
              NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
class(RVAL) <- "htest"
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  return(RVAL)
 }
 result1 = cl.test(x1,x2)

 pcl[k] = result1$p.value
 if(pcl[k]<alpha)
 {temp3[k]=1}
 ############### MWMW ###############
 mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
 modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
 pmodmwn[k] = modwmwtest
 if(pmodmwn[k] < alpha)
 {temp4[k] = 1}

 }
cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2),'\t',mean(temp3),'\t',mea
n(temp4),'\n')
 if(j == 1 & g ==1){
  UA =
data.frame(n1=n1[g],n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3),MO
DMWN=mean(temp4))
 }
  UA [g,] =
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
 }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค6 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงลาปลาซ
เมื่อค่าเฉลี่ยเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
library(lawstat)
library(robustrank)
library(LaplacesDemon)
set.seed(1)
m = 8000
n1 = c(5,20,40,10,30,60)
n2 = c(10,30,50,10,30,60)
a1 = c(7)
b1 = c(1.8708)
a2 = c(7)
b2 = c(0.7071)
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)

    pw = c()
    pog = c()
    pcl = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
pmodmwn = c()
for(k in 1:m)
{
  x1 = rlaplace(n1[g], a1[j], b1[j])
  x2 = rlaplace(n2[g], a2[j], b2[j])
  ################# VW #################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  {
    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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
  I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
  for(i in 1:m){
    for(j in 1:n){
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
    if(y[j]>x[i]){
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
               NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
class(RVAL) <- "htest
return(RVAL)
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      result1 = cl.test(x1,x2)
      pcl[k] = result1$p.value
      if(pcl[k]<alpha)
      {temp3[k]=1}
      ################ MWMW ################
      mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
      modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
      pmodmwn[k] = modwmwtest
      if(pmodmwn[k] < alpha)
      {temp4[k] = 1}
    }
    cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2)
        ,'\t',mean(temp3),'\t',mean(temp4),'\n')
    if(j == 1 & g ==1){
      UA =
data.frame(n1=n1[g],n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3),MO
DMWN=mean(temp4))
    }
    UA [g,] =
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
  }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค7 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงแกมมา
เมื่อค่าเฉลี่ยเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
library(lawstat)
library(RVAideMemoire)
library(robustrank)
library(LaplacesDemon)
set.seed(1)
m = 8000
n1 = c(5,20,40,10,30,60)
n2 = c(10,30,50,10,30,60)
a1 = c(0)  # mu
b1 = c(1.1608) #var
a2 = c(0)
b2 = c(0.7213)
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)

    pw = c()
    pog = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
pcl = c()
pmodmwn = c()

for(k in 1:m)
{
  x1 = rlnorm(n1[g], meanlog = a1[j], sdlog = sqrt(b1[j]))
  x2 = rlnorm(n2[g], meanlog = a2[j], sdlog = sqrt(b2[j]))
  ################## VW #################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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)
    {
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
    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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
  I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
for(i in 1:m){
  for(j in 1:n){
    if(y[j]>x[i]){
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
              NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
class(RVAL) <- "htest"
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      return(RVAL)
    }
    result1 = cl.test(x1,x2)

    pcl[k] = result1$p.value
    if(pcl[k]<alpha)
    {temp3[k]=1}
    ################ MWMW ################
    mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    pmodmwn[k] = modwmwtest
    if(pmodmwn[k] < alpha)
    {temp4[k] = 1}
  }
  cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2)
    ,'\t',mean(temp3),'\t',mean(temp4),'\n')
  if(j == 1 & g ==1){
    UA =
data.frame(n1=n1[g],n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3),MO
DMWN=mean(temp4))
  }
  UA [g,] =
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
 }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค8 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงล็อกปรกติ
เมื่อค่าเฉลี่ยเท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
library(lawstat)
library(RVAideMemoire)
library(robustrank)
library(LaplacesDemon)
set.seed(1)
m = 8000
n1 = c(5,20,40,10,30,60)
n2 = c(10,30,50,10,30,60)
a1 = c(0.05)  # mu
b1 = c(1.1) #var
a2 = c(0.2)
b2 = c(0.479)
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)

    pw = c()
    pog = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
pcl = c()
pmodmwn = c()

for(k in 1:m)
{
  x1 = rlnorm(n1[g], meanlog = a1[j], sdlog = sqrt(b1[j]))
  x2 = rlnorm(n2[g], meanlog = a2[j], sdlog = sqrt(b2[j]))
  ################## VW #################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
    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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
  I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
for(i in 1:m){
  for(j in 1:n){
    if(y[j]>x[i]){
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
                NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
class(RVAL) <- "htest"
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      return(RVAL)
    }
    result1 = cl.test(x1,x2)

    pcl[k] = result1$p.value
    if(pcl[k]<alpha)
    {temp3[k]=1}
    ################ MWMW ################
    mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    pmodmwn[k] = modwmwtest
    if(pmodmwn[k] < alpha)
    {temp4[k] = 1}

  }
  cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2)
      ,'\t',mean(temp3),'\t',mean(temp4),'\n')
  if(j == 1 & g ==1){
    UA =
data.frame(n1=n1[g],n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3),MO
DMWN=mean(temp4))
  }
  UA [g,] =
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
 }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค9 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณกำลังการทดสอบ
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงปรกติ
เมื่อค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
library(RVAideMemoire)
library(robustrank)
set.seed(10)
m=8000
n1= c(5,10,20,30,40,60)
n2 = c(10,10,30,30,50,60)
mean1=2
mean2=4
var1=3
var2=1
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)
    pw = c()
    pog = c()
    pcl = c()
    pmodmwn = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
for(k in 1:m)
{
  x1 = rnorm(n1[g],mean1[j],sqrt(var1[j]))
  x2 = rnorm(n2[g],mean2[j],sqrt(var2[j]))
 ################# VW #################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
    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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
  I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
  for(i in 1:m){
    for(j in 1:n){
      if(y[j]>x[i]){
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
              NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
class(RVAL) <- "htest"

return(RVAL)
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      result1 = cl.test(x1,x2)

      pcl[k] = result1$p.value
      if(pcl[k]<alpha)
      {temp3[k]=1}
      ################ MWMW ################
      mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
      modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
      pmodmwn[k] = modwmwtest
      if(pmodmwn[k] < alpha)
      {temp4[k] = 1}
    }

cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2),'\t',mean(temp3),'\t',mea
n(temp4),'\t','\n')
    if (j==1 &g==1 ) {
      UA=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4)) }

    UA[g,]=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
  }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค10 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณกำลังการทดสอบ
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงลาปลาซ
เมื่อค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
library(lawstat)
library(RVAideMemoire)
library(robustrank)
library(LaplacesDemon)
set.seed(10)
m=8000
n1= c(5,10,20,30,40,60)
n2 = c(10,10,30,30,50,60)
a1 = c(4)
b1 = c(1.2255)
a2 = c(2)
b2 = c(0.7071)
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)
    pw = c()
    pog = c()
    pcl = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
pmodmwn = c()


for(k in 1:m)
{
  x1 = rlaplace(n1[g], a1[j], b1[j])
  x2 = rlaplace(n2[g], a2[j], b2[j])
  ################## VW #################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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))
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  }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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
  I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
  for(i in 1:m){
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  for(j in 1:n){
    if(y[j]>x[i]){
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
               NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
class(RVAL) <- "htest"
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      return(RVAL)
    }
    result1 = cl.test(x1,x2)

    pcl[k] = result1$p.value
    if(pcl[k]<alpha)
    {temp3[k]=1}
    ################ MWMW ################
    mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    pmodmwn[k] = modwmwtest
    if(pmodmwn[k] < alpha)
    {temp4[k] = 1}
  }

cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2),'\t',mean(temp3),'\t',mea
n(temp4),'\t','\n')
  if (j==1 &g==1 ) {
    UA=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4)) }

  UA[g,]=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
 }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค11 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณกำลังการทดสอบ
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงแกมมา
เมื่อค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
library(lawstat)
library(RVAideMemoire)
library(robustrank)
library(LaplacesDemon)
set.seed(10)
m=8000
n1= c(5,10,20,30,40,60)
n2 = c(10,10,30,30,50,60)
a1 = c(3)
b1 = c(1)
a2 = c(4)
b2 = c(0.5)
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)
    pw = c()
    pog = c()
    pcl = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
pmodmwn = c()



for(k in 1:m)
{
  x1 = rgamma(n1[g],a1[j], 1/b1[j])
  x2 = rgamma(n2[g],a2[j], 1/b2[j])
  ################## VW ##################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  {
    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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
for(i in 1:m){
  for(j in 1:n){
    if(y[j]>x[i]){
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      class(RVAL) <- "htest"

      return(RVAL)
    }
    result1 = cl.test(x1,x2)

    pcl[k] = result1$p.value
    if(pcl[k]<alpha)
    {temp3[k]=1}
    ################ MWMW ################
    mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    pmodmwn[k] = modwmwtest
    if(pmodmwn[k] < alpha)
    {temp4[k] = 1}
  }

cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2),'\t',mean(temp3),'\t',mea
n(temp4),'\t','\n')
  if (j==1 &g==1 ) {
    UA=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4)) }

  UA[g,]=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
 }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

ค12 คำสั่งโปรแกรมอาร์ สำหรับคำนวณกำลังการทดสอบ
กรณีข้อมูลสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงล็อกปรกติ
เมื่อค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน ความแปรปรวนเท่ากัน ระดับนัยสำคัญ 0.05

```
library(lawstat)
library(RVAideMemoire)
library(robustrank)
library(LaplacesDemon)
set.seed(10)
m=8000
n1= c(5,10,20,30,40,60)
n2 = c(10,10,30,30,50,60)
a1 = c(0)  # mu
b1 = c(0.8341) #var
a2 = c(0)
b2 = c(0.5)
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)
    pw = c()
    pog = c()
    pcl = c()
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
pmodmwn = c()


for(k in 1:m)
{
  x1 = rlnorm(n1[g], meanlog = a1[j], sdlog = sqrt(b1[j]))
  x2 = rlnorm(n2[g], meanlog = a2[j], sdlog = sqrt(b2[j]))
  ################## VW #################
  VDW.test = wilcox.test(x1,x2, correct = FALSE)
  pw[k] = VDW.test$p.value
  if(pw[k] < alpha)
  {temp1[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))
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  }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)
{temp2[k]=1}
################## CL #################
cl.test<-function(x,y,alternative=c("two.sided","greater","less"))
{
  METHOD<-"CL test"
  alternative<-match.arg(alternative)
  DNAME=paste(deparse(substitute(x)),"and",deparse(substitute(y)))
  x<-na.omit(x)
  y<-na.omit(y)
  m<-length(x)
  n<-length(y)
  I1<-matrix(0,m,n) #I(X<Y)
  I2<-matrix(0,m,n) #(1/2)*I(X=Y)
  for(i in 1:m){
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
  for(j in 1:n){
    if(y[j]>x[i]){
      I1[i,j]<-1
    }else{
      I1[i,j]<-0
    }
    if(y[j]==x[i]){
      I2[i,j]<-1
    }else{
      I2[i,j]<-0
    }
  }
}
I<-I1+(1/2)*I2
MW<-sum(I)
Var_MW<- sum((rowSums(I)-MW/m) ^2) +sum((colSums(I)-MW/n) ^2) +(m*n)
CL<-MW/sqrt(Var_MW)
names(CL )<-"CL"
if((alternative=="greater")|(alternative=="g")){
  PVAL<-1-pnorm(CL)
}else if ((alternative=="less")|(alternative=="l")){
  PVAL<-pnorm(CL)
}else {
  alternative=="two.sided";
  PVAL<-2*min(pnorm(CL),(1-pnorm(CL)))
}
RVAL <- list(statistic = c(CL),p.value = as.numeric(PVAL), parameter =
               NULL,data.name = DNAME,method = METHOD)
class(RVAL) <- "htest"
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

```
      return(RVAL)
    }
    result1 = cl.test(x1,x2)

    pcl[k] = result1$p.value
    if(pcl[k]<alpha)
    {temp3[k]=1}
   ################ MWMW ################
    mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    modwmwtest = mod.wmw.test(x1,x2, correct = FALSE)
    pmodmwn[k] = modwmwtest
    if(pmodmwn[k] < alpha)
    {temp4[k] = 1}
  }

cat(alpha,'\t',n1[g],'\t',n2[g],'\t',mean(temp1),'\t',mean(temp2),'\t',mean(temp3),'\t',mea
n(temp4),'\t','\n')
   if (j==1 &g==1 ) {
     UA=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4)) }

 UA[g,]=
data.frame(n1=n1[g],n2=n2[g],VDW=mean(temp1),OG=mean(temp2),CL=mean(temp3)
,MODMWN=mean(temp4))
  }
}
```

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

งานทะเบียนคณะวิทยาศาสตร์

สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง

คำรับรองเล่มโครงงานพิเศษ/ปัญหาพิเศษ/สหกิจศึกษา

วันที่ 29 เดือน มีนาคม พ.ศ. 2567

ข้าพเจ้า	นายปณิฐิ	ชาวกำพร้า	รหัสนักศึกษา 63050643
	นางสาวรุจิดา	แย้มบุญมี	รหัสนักศึกษา 63050658
	นายอนุพงศ์	สินสุพรรณ์	รหัสนักศึกษา 63050702

นักศึกษาหลักสูตรวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชา สถิติประยุกต์ ภาควิชา สถิติ

ขอรับรองว่าปัญหาพิเศษ เรื่อง

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบไม่อิงพารามิเตอร์

ระหว่างค่าเฉลี่ยของประชากร 2 กลุ่มที่เป็นอิสระต่อกัน

EFFICIENCY COMPARISON OF THE NONPARAMETRIC STATISTICS BETWEEN THE MEAN OF TWO INDEPENDENT POPULATIONS GROUPS

ปีการศึกษา 2566

เป็นผลงานวิจัยที่มิได้คัดลอกหรือละเมิดลิขสิทธิ์ของผู้อื่นและได้ผ่านการตรวจสอบความซ้ำซ้อนเรียบร้อยแล้ว และได้แนบเอกสารการตรวจสอบการลอกเลียนแบบงานวรรณกรรมที่ตรวจสอบจากเล่มปัญหาพิเศษฉบับสมบูรณ์แล้ว

โปรแกรมอักขราวิสุทธิ์ 27.09 %

ลงชื่อ.....ปณิฐิ ชาวกำพร้า.....	ลงชื่อ.....รุจิดา แย้มบุญมี.....	ลงชื่อ.....อนุพงศ์ สินสุพรรณ์.....
(นายปณิฐิ ชาวกำพร้า)	(นางสาวรุจิดา แย้มบุญมี)	(นายอนุพงศ์ สินสุพรรณ์)
นักศึกษา	นักศึกษา	นักศึกษา

ข้าพเจ้า รองศาสตราจารย์สายชล สินสมบูรณ์ทอง อาจารย์ที่ปรึกษาปัญหาพิเศษ ได้ตรวจสอบปัญหาพิเศษของนักศึกษาข้างต้น แล้ว ขอรับรองว่าเป็นผลงานวิจัยของนักศึกษาจริงและมีเนื้อหาสมบูรณ์ จึงลงชื่อไว้เป็นหลักฐาน

ลงชื่อ.....

(รศ.สายชล สินสมบูรณ์ทอง)

อาจารย์ที่ปรึกษา

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้

เอกสารนี้เป็นเอกสารที่สงวนไว้สำหรับการใช้งานเพื่อการศึกษาเท่านั้น ไม่อนุญาตให้นำไปใช้ประโยชน์ด้านการค้า ไม่ว่ากรณีใดๆ ทั้งสิ้น อีกทั้งห้ามมิให้ดัดแปลงเนื้อหาและต้องอ้างอิงถึงเจ้าของเอกสารทุกครั้งที่มีการนำไปใช้