



การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบสำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล

โดย

นางสาวพรนภา ด้านไทยวัฒนา

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต

สาขาวิชาสถิติประยุกต์

ภาควิชาสถิติ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยศิลปากร

ปีการศึกษา 2554

ลิขสิทธิ์ของบัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยศิลปากร

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบสำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล

โดย

นางสาวพรนภา ด่านไทยวัฒนา

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต

สาขาวิชาสถิติประยุกต์

ภาควิชาสถิติ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยศิลปากร

ปีการศึกษา 2554

ลิขสิทธิ์ของบัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยศิลปากร

AN EFFICIENCY COMPARISON OF TEST STATISTICS FOR 2×2 FACTORIAL DESIGNS

By

Pornnapa Danthaiwattana

A Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree

MASTER OF SCIENCE

Department of Statistics

Graduate School

SILPAKORN UNIVERSITY

2011

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยศิลปากร อนุมัติให้วิทยานิพนธ์เรื่อง “การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบสำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล” เสนอโดย นางสาวพรนภา ค่านไทย์วัฒนา เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์

.....
(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ปานใจ ชารัทสนวงศ์)
คณบดีบัณฑิตวิทยาลัย
วันที่.....เดือน..... พ.ศ.

อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์
ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กมลชนก พานิชการ

คณะกรรมการตรวจสอบวิทยานิพนธ์

..... ประธานกรรมการ
(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กุศยา ปลั่งพงษ์พันธ์)
...../...../.....

..... กรรมการ
(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.บุญอ้อม โฉมทิ)
...../...../.....

..... กรรมการ
(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กมลชนก พานิชการ)
...../...../.....

50304209 : สาขาวิชาสถิติประยุกต์

คำสำคัญ : ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1, 2×2 แฟลททอเรียล

พจนานุกรมคำไทย : การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบสำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟลททอเรียล.อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ : ผศ.ดร.กมลชนก พานิชการ. 119 หน้า.

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบที่ใช้และไม่ใช้พารามิเตอร์ สำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟลททอเรียลแบบสมดุล ซึ่งมีทั้งการทดสอบอิทธิพลหลักและอิทธิพลร่วม โดยเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ 3 แบบ ได้แก่ สถิติทดสอบเอฟ (F-Test) สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับ (RT-Test) และ สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับที่ถูกปรับ (ART-Test) โดยจำลองข้อมูล 10,000 ครั้งในแต่ละสถานการณ์ ข้อมูลถูกสร้างจากความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน และความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติความแปรปรวนไม่เท่ากัน และความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงโคสเคอร์ และไวบูลล์

ผลการทดลองเมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 พบว่าในกรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีความแปรปรวนเท่ากัน สถิติทดสอบทั้งสามแบบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดี ยกเว้นสถิติทดสอบ RT เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 เมื่อกำหนดให้ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติแต่มีความแปรปรวนไม่เท่ากันโดยส่วนใหญ่มีเพียงสถิติทดสอบ F ที่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงโคสเคอร์ และไวบูลล์ โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบทั้งสามวิธีสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ผลการทดลองเมื่อพิจารณาอำนาจการทดสอบ ในกรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ และมีความแปรปรวนเท่ากัน โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ F ให้อำนาจการทดสอบสูงสุดสำหรับการทดสอบอิทธิพลหลัก และสถิติทดสอบ ART ให้อำนาจการทดสอบสูงสุดสำหรับการทดสอบอิทธิพลร่วมของปัจจัย ในกรณีความคลาดเคลื่อนมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน และมีการแจกแจงโคสเคอร์ และไวบูลล์ สถิติทดสอบ RT ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด สำหรับการทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย และสถิติทดสอบ ART ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดกรณีทดสอบอิทธิพลร่วมของปัจจัย

ภาควิชาสถิติ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยศิลปากร

ปีการศึกษา 2554

ลายมือชื่อนักศึกษา.....

ลายมือชื่ออาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์

50304209 : MAJOR : (APPLIED STATISTICS)

KEY WORD : Type I error, 2×2 factorial

PORNNAPA DANTHAIWATTANA : AN EFFICIENCY COMPARISON OF TEST
STATISTICS FOR 2×2 FACTORIAL DESIGNS. THESIS ADVISOR :
ASST.PROF.KAMOLCHANOK PANISHKAN, Ph.D. 119 pp.

The objective of this research is to compare an efficiency of parametric and non-parametric methods, namely F-Test, ranked transform test (RT-Test) and adjusted ranked transform test (ART-Test) for balanced 2×2 factorial designs including tests of main effects and interaction effect. The probabilities of type I error and power of the test were calculated with 10,000 replications in each situation. The data was conducted from error distributed as normal with both equal and unequal of variances, chi-square and weibull.

With respect to the probabilities of type I error, the results are as follows. For normal distribution with equal of variance cases, all of three tests can control the probabilities of type I error except RT-Test with $n=3$. In the most cases of normal distribution with unequal of variance, the only F-Test can control the probabilities of type I error. For error distributed as chi-square and weibull, all of three tests can also control the probabilities of type I error.

With respect to power of test, ART-Test performs well for interaction effect test in the most of situations. For main effect tests, F-Test is the best under normality with equal of variance. The RT-Test gives the most power of test based on normality with unequal of variance, chi-square and weibull distribution.

กิตติกรรมประกาศ

การดำเนินงานวิจัย และเรียบเรียงวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ ผู้วิจัยได้รับความอนุเคราะห์จาก ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กมลชนก พานิชการ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ที่กรุณาให้คำแนะนำปรึกษา แก้ไขข้อบกพร่องต่างๆ และอดทนกับลูกศิษย์คนนี้มาโดยตลอด จนทำให้วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จได้ด้วยดี จึงขอกราบขอบพระคุณอาจารย์เป็นอย่างสูงด้วยความซาบซึ้ง และสำนึกในพระคุณ

ขอขอบพระคุณ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กุศยา ปลั่งพงษ์พันธ์ ที่กรุณาเป็นประธานกรรมการในการสอบ และผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.บุญอ้อม โฉมทิ ที่ได้กรุณาเป็นผู้ทรงคุณวุฒิสำหรับคำแนะนำ ตรวจสอบ คำชี้แนะ ทำให้วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สมบูรณ์ยิ่งขึ้น

ผู้วิจัยขอขอบพระคุณคณาจารย์ ภาควิชาสถิติทุกท่านที่ได้ให้ความรู้ ความช่วยเหลือ พร้อมทั้งให้กำลังใจ ผู้วิจัยตลอดระยะเวลาในการศึกษา ขอขอบคุณ คุณนงลักษณ์ เอี้ยวเจริญ ที่ให้การช่วยเหลือ และอำนวยความสะดวกงานเอกสารแก่ผู้วิจัย รวมทั้งเพื่อนๆ น้องๆ ในภาควิชาสถิติทุกคน ที่เป็นกำลังใจ ทำให้วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลงด้วยดี

ขอขอบคุณบัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยศิลปากร ที่มอบทุนอุดหนุนวิทยานิพนธ์ และขอบพระคุณคณาจารย์ ภาควิชาสถิติ ที่พิจารณาให้ได้รับทุน ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งทำให้การดำเนินงานวิจัยครั้งนี้สำเร็จเรียบร้อย

สุดท้ายนี้คุณค่า และคุณประโยชน์ของวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ ผู้วิจัยขอมอบเพื่อตอบแทน พระคุณของคุณพ่อบุญฟู ด้านไทยวัฒนา และคุณแม่เต็ม ด้านไทยวัฒนา ที่ให้ความรัก กำลังใจ สนับสนุน และส่งเสริมผู้วิจัยในทุกด้าน

สารบัญ

	หน้า
บทคัดย่อภาษาไทย	ง
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ	จ
กิตติกรรมประกาศ.....	ฉ
สารบัญตาราง	ฉ
สารบัญภาพ	ฉ
บทที่	
1 บทนำ.....	
ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา	1
วัตถุประสงค์ของการวิจัย	3
สมมติฐานของการวิจัย	3
ข้อตกลงเบื้องต้น	3
ขอบเขตของการวิจัย.....	4
คำจำกัดความที่ใช้ในงานวิจัย	6
ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ	7
2 ทฤษฎีและวรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง.....	8
แผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล	8
สถิติทดสอบเอฟ.....	10
สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับ	12
สถิติทดสอบ ART	14
ตัวอย่างการคำนวณหาค่าสถิติทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ	18
การแจกแจงของความคลาดเคลื่อนสุ่ม.....	28
งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง.....	31
3 วิธีดำเนินงานวิจัย.....	33
แผนการดำเนินการวิจัย.....	33
ขั้นตอนในการดำเนินการวิจัย.....	34
ขั้นตอนการดำเนินงานของโปรแกรม.....	36

บทที่	หน้า
4 ผลการวิจัย	37
ตอนที่ 1 ผลการเปรียบเทียบสถิติทดสอบโดยพิจารณาจากความสามารถ ในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1	38
ตอนที่ 2 ผลการเปรียบเทียบสถิติทดสอบโดยพิจารณาจากอำนาจการทดสอบ	53
5 สรุปผลการวิจัย อภิปรายผล และข้อเสนอแนะ	95
สรุปผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบโดยพิจารณาความสามารถ ในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1	96
สรุปผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบโดยพิจารณา อำนาจการทดสอบ	97
สรุปการเลือกสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีอำนาจการทดสอบสูงสุด	98
อภิปรายผล	100
ข้อเสนอแนะของงานวิจัย	100
บรรณานุกรม	101
ภาคผนวก	103
ภาคผนวก ก โปรแกรมที่ใช้ในงานวิจัย	104
ประวัติผู้วิจัย	119

สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
1	อิทธิพลหลักของปัจจัย A มี 2 ระดับ	4
2	อิทธิพลหลักของปัจจัย B มี 2 ระดับ	5
3	ลักษณะข้อมูลสำหรับตัวแบบในแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล เมื่ออิทธิพลของปัจจัยเป็นอิทธิพลแบบคงที่	8
4	การวิเคราะห์ความแปรปรวนของการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล.....	10
5	ค่าสังเกตในแผนการทดลองแบบแบบ 2×2 แฟกทอเรียลที่แปลงเป็นอันดับ	14
6	ค่าสังเกตที่ปรับเพื่อนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วม ระหว่าง A กับ B โดยการตัดอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลัก ของปัจจัย B ออก.....	15
7	ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลร่วม AB	15
8	ค่าสังเกตที่ปรับเพื่อนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลัก ของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B โดยการตัดอิทธิพลร่วม AB ออก.....	16
9	ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของ ปัจจัย A และกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย B	16
10	การวิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับสถิติทดสอบ ART	17
11	ความแตกต่างระหว่างคะแนนหลัง และก่อนให้ยาของผู้ป่วย ซึ่งแบ่งตามระดับ ความรุนแรง และชนิดของยา.....	18
12	วิธีคำนวณค่าต่างๆสำหรับสถิติทดสอบ F.....	19
13	วิธีวิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับตัวอย่างที่ใช้.....	20
14	วิธีคำนวณค่าต่างๆโดยนำข้อมูลมาทำการจัดอันดับสำหรับสถิติทดสอบ RT	21
15	การปรับค่ากรณีวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วม AB.....	24
16	การจัดอันดับข้อมูลที่ปรับ (วิเคราะห์อิทธิพลร่วม AB).....	25
17	ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลร่วม AB ของตัวอย่าง	25
18	การปรับค่ากรณีวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลักของปัจจัย A และปัจจัย B	26
19	การจัดอันดับข้อมูลที่ปรับ (วิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย A และปัจจัย B) ..	26

ตารางที่		หน้า
20	ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของ ปัจจัย A และกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย B ของตัวอย่าง.....	27
21	ตารางการวิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับสถิติทดสอบ ART	27
22	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$	38
23	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 ($\varepsilon_{ijk(2)}$) มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$	40
24	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็น อิสระ 1, 3 และ 5	45
25	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์.....	49
26	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$	53
27	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$	55
28	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$..	57

ตารางที่	หน้า
29	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$ 59
30	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$ 63
31	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$. 67
32	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็นอิสระ 1, 3 และ 5 และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$ 71
33	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็นอิสระ 1, 3 และ 5 และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$ 75
34	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็นอิสระ 1, 3 และ 5 และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$ 79
35	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$ 83

ตารางที่		หน้า
36	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบไวบูลล์ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$	87
37	ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบไวบูลล์ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$	91

สารบัญภาพ

ภาพที่		หน้า
1	ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบ $N(0,1)$, $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$	28
2	ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$, $\chi^2_{(3)}$ และ $\chi^2_{(5)}$	29
3	ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบ Weibull(2,1), Weibull(3,2) และ Weibull(7,3).....	30
4	ขั้นตอนการดำเนินงานของโปรแกรม.....	36
5	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$	39
6	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน ในส่วนของที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$	42
7	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน ในส่วนของที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$	43
8	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน ในส่วนของที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,7)$	44
9	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$	46
10	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(3)}$	47
11	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(5)}$	48
12	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1)	50
13	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ Weibull(3,2)	51

ภาพที่		หน้า
14	ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อน มีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3)	52
15	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ N(0,1) และ กำหนด ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$	54
16	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ N(0,1) และ กำหนด ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$	56
17	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ N(0,1) และ กำหนด ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$	58
18	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจง แบบ N(0,1) และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ N(0,3) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$	60
19	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจง แบบ N(0,1) และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ N(0,5) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$	61
20	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจง แบบ N(0,1) และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ N(0,7) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$	62
21	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจง แบบ N(0,1) และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ N(0,3) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$	64

ภาพที่		หน้า
22	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75, \tau_2 = 0.75, \beta_1 = -0.75, \beta_2 = 0.75$	65
23	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,7)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75, \tau_2 = 0.75, \beta_1 = -0.75, \beta_2 = 0.75$	66
24	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$	68
25	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$	69
26	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,7)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$	70
27	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.5, \tau_2 = 0.5, \beta_1 = -0.5, \beta_2 = 0.5$	72
28	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(3)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.5, \tau_2 = 0.5, \beta_1 = -0.5, \beta_2 = 0.5$	73

ภาพที่		หน้า
38	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5, \tau_2 = 0.5, \beta_1 = -0.5, \beta_2 = 0.5$	86
39	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75, \tau_2 = 0.75, \beta_1 = -0.75, \beta_2 = 0.75$	88
40	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(3,2) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75, \tau_2 = 0.75, \beta_1 = -0.75, \beta_2 = 0.75$	89
41	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75, \tau_2 = 0.75, \beta_1 = -0.75, \beta_2 = 0.75$	90
42	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$	92
43	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(3,2) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$	93
44	ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3) ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$	94

บทที่ 1

บทนำ

ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

ปัจจุบันสถิติเป็นที่ยอมรับว่าเป็นเครื่องมือสำคัญสำหรับงานวิจัยเชิงทดลอง ซึ่งนักวิจัยในหลายๆสาขาได้นำความรู้ทางสถิติซึ่งเกี่ยวกับการวางแผนการทดลองไปประยุกต์ใช้ เพื่อหาเหตุผลสำหรับการตัดสินใจในสมมติฐานที่กำหนด และแผนการทดลองหนึ่งที่นักวิจัยนิยมใช้คือ แผนการทดลองแบบแฟกทอเรียล (Factorial Designs) เพราะเป็นการทดลองที่สามารถศึกษาระดับของปัจจัยได้หลายระดับโดยสามารถทดสอบอิทธิพลในแต่ละระดับรวมทั้งอิทธิพลร่วมของปัจจัยเหล่านั้น ทำให้การวิเคราะห์ได้ข้อสรุปที่กว้างขวางกว่าการศึกษาเพียงปัจจัยเดียว

ในการทดสอบสมมติฐานในงานวิจัยเชิงทดลองนั้นการทดสอบความแตกต่างระหว่างผลกระทบของปัจจัยการทดลอง นิยมใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of Variance : ANOVA) ด้วยสถิติทดสอบเอฟ(F-Test) โดยในการทดสอบสมมติฐานมีข้อสมมติเบื้องต้น คือ ความคลาดเคลื่อนถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติ ความแปรปรวนของประชากรในแต่ละกลุ่มเท่ากัน และความคลาดเคลื่อนถูกสุ่มจากประชากรอย่างเป็นอิสระกัน

ในความเป็นจริงนั้นข้อมูลมักไม่เป็นไปตามข้อสมมติเบื้องต้นของการทดสอบ กล่าวคือข้อมูลอาจไม่ได้มีการแจกแจงแบบปกติ ซึ่งหากนำข้อมูลดังกล่าวมาวิเคราะห์ ผลที่ได้จะมีความน่าเชื่อถือน้อยลง ดังนั้น จึงจำเป็นต้องมีการตรวจสอบข้อสมมติเบื้องต้นว่าสอดคล้องตามข้อสมมติของการวิเคราะห์หรือไม่ โดยอาจพิจารณาจากฮิสโตแกรมของส่วนเหลือ เมื่อตรวจสอบแล้วว่าข้อมูลไม่สอดคล้องกับข้อสมมติก็จำเป็นต้องมีการปรับแก้ข้อมูล ซึ่งสามารถแก้ไขปัญหากับการแจกแจงโดยทำการแปลงข้อมูล เช่น แปลงข้อมูลด้วย Square Root หรือ Logarithm เพื่อให้ข้อมูลเป็นไปตามข้อสมมติซึ่งการแปลงข้อมูลนั้นมีขั้นตอนที่ศึกษาหลายขั้นตอน หรือในกรณีที่ไม่สามารถหาวิธีแปลงข้อมูลที่เหมาะสมได้ อีกทางเลือกหนึ่งที่น่าสนใจกับข้อมูลที่ไม่สอดคล้องกับข้อสมมติ คือการใช้สถิติแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ทดสอบ เพราะไม่จำเป็นต้องมีข้อสมมติเรื่องการแจกแจงของข้อมูล ซึ่งมักทำการแปลงข้อมูลหรือค่าสังเกตเป็นอันดับก่อนแล้วนำค่าอันดับ ไปทดสอบ

การใช้สถิติที่ไม่ใช่พารามิเตอร์มาวิเคราะห์ข้อมูลที่ได้จากแผนการทดลองส่วนใหญ่ มักจะนำมาใช้กับแผนการทดลองที่ไม่ซับซ้อน เช่น แผนการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์ สามารถใช้ Kruskal-Wallis test ส่วนแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสามารถใช้ Friedman test ได้ แต่สำหรับแผนการทดลองที่ซับซ้อนกว่า เช่น แผนการทดลองแบบแฟคทอเรียล ซึ่งต้องมีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับอิทธิพลหลัก และอิทธิพลร่วม (Interaction) มักไม่ค่อยมีสถิติที่ไม่ใช่พารามิเตอร์มารองรับ

สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับ (Rank Transformation : RT) ซึ่ง Conover และ Iman (1981) ได้เสนอนั้น เป็นวิธีการทดสอบซึ่งรวมวิธีการของสถิติที่ไม่ใช่พารามิเตอร์และสถิติที่ใช้พารามิเตอร์เข้าด้วยกัน ด้วยการให้อันดับกับข้อมูลแล้วนำอันดับของข้อมูลมาทดสอบด้วยวิธีการทดสอบของสถิติที่ใช้พารามิเตอร์ ต่อมา Akritas และ Arnold (1994) ได้เสนอวิธีทดสอบสมมติฐานของสถิติที่ไม่ใช่พารามิเตอร์ ซึ่งจะนิยามสมมติฐานของสถิติแบบไม่ใช่พารามิเตอร์ในเทอมของฟังก์ชันการแจกแจงของเซลในลักษณะที่เหมือนกับสมมติฐานของสถิติแบบใช้พารามิเตอร์ที่นิยามในรูปแบบค่าเฉลี่ยของสิ่งทดลอง เป็นที่น่าสนใจว่าข้อกำหนดดังกล่าวไม่มีข้อสมมติว่าในสิ่งทดลองที่ต่างกันความแปรปรวนต้องเท่ากัน และต่อมา Michael G. Akritas, Steven F. Arnold และ Edgar Brunner (1997) ได้เสนอวิธีการทดสอบสมมติฐานของสถิติที่ไม่ใช่พารามิเตอร์โดยการแปลงเป็นอันดับสำหรับแผนการทดลองแบบแฟคทอเรียลที่ขนาดตัวอย่างในแต่ละสิ่งทดลองไม่เท่ากันซึ่งในงานวิจัยนี้ได้้นำวิธีการทดสอบสมมติฐานดังกล่าวมาใช้ และสถิติทดสอบอีกตัวที่นำมาเปรียบเทียบประสิทธิภาพในงานวิจัยนี้คือสถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับที่ถูกปรับ (The Adjusted Rank Transform Test : ART) ซึ่งเสนอโดย Charistophe Leys และ Sandy Schumann (2010) ในงานวิจัยด้านจิตวิทยา ซึ่งข้อมูลที่ศึกษาเป็นแบบ 2×2 แฟคทอเรียลโดยทำการปรับข้อมูลก่อนแล้วจึงนำข้อมูลที่ปรับมาจัดอันดับแล้วนำค่าอันดับไปวิเคราะห์ความแปรปรวน

จากที่กล่าวมาข้างต้นเป็นที่น่าสนใจเกี่ยวกับประสิทธิภาพของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ ประกอบกับยังไม่มีหลักฐานเพียงพอในการเลือกใช้สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับ และสถิติทดสอบแบบ ART ผู้วิจัยจึงสนใจที่จะทำการศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบดังกล่าวโดยใช้แผนการทดลองแบบ 2×2 แฟคทอเรียลด้วยการพิจารณาเปรียบเทียบจาก

ความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 (Type I Error) และอำนาจการทดสอบ (Power of test)

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

ในงานวิจัยนี้ต้องการศึกษาประสิทธิภาพสถิติทดสอบที่ใช้และไม่ใช้พารามิเตอร์สำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียลโดยเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ ของตัวสถิติ โดยใช้ตัวสถิติทดสอบดังนี้

1. สถิติทดสอบเอฟ (F-Test)
2. สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับ (RT-Test)
3. สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับที่ถูกปรับ (ART-Test)

สมมติฐานของการวิจัย

ประสิทธิภาพของสถิติทดสอบแตกต่างกันในแต่ละสถานการณ์

ข้อตกลงเบื้องต้น

1. งานวิจัยนี้ศึกษาแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล

โดยมีตัวแบบเชิงสถิติ คือ

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}; \quad \begin{matrix} i = 1, 2 \\ j = 1, 2 \\ k = 1, 2, \dots, n \end{matrix}$$

เมื่อ Y_{ijk} แทน ค่าสังเกตจากหน่วยทดลองตัวที่ k ที่เกิดจากอิทธิพลระดับที่ i ของ

ปัจจัย A และระดับที่ j ของปัจจัย B

μ แทน ค่าเฉลี่ยรวมของประชากร

τ_i แทน อิทธิพลระดับที่ i ของปัจจัย A

β_j แทน อิทธิพลระดับที่ j ของปัจจัย B

$(\tau\beta)_{ij}$ แทน อิทธิพลร่วมของระดับที่ i ของปัจจัย A กับระดับที่ j ของปัจจัย B

ε_{ijk} แทน ความคลาดเคลื่อนสุ่มที่ k ในระดับที่ i ของปัจจัย A กับระดับที่ j ของปัจจัย B

2. ระดับของปัจจัย A และระดับของปัจจัย B มี 2 ระดับ

3. ในการศึกษาอิทธิพลของปัจจัย A และอิทธิพลของปัจจัย B เป็นอิทธิพลคงที่ (fixed-effect) โดยมีข้อกำหนดว่า $\sum_i \tau_i = 0$, $\sum_j \beta_j = 0$, $\sum_i (\tau\beta)_{ij} = 0$ และ $\sum_j (\tau\beta)_{ij} = 0$

4. ความคลาดเคลื่อนเป็นตัวแปรสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ σ^2

ขอบเขตของการวิจัย

1. ศึกษาความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ ของตัวสถิติในแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียลโดยใช้สถิติทดสอบ ดังนี้

1.1. สถิติทดสอบ F

1.2. สถิติทดสอบ RT

1.3. สถิติทดสอบ ART

2. กำหนดอิทธิพลของปัจจัยทดลองที่นำมาศึกษาต่อไปนี้

ตารางที่ 1 อิทธิพลหลักของปัจจัย A มี 2 ระดับ

อิทธิพลของปัจจัย A	τ_1	τ_2
กรณีที่ 1	0	0
กรณีที่ 2	-0.5	0.5
กรณีที่ 3	-0.75	0.75
กรณีที่ 4	-1	1

ตารางที่ 2 อิทธิพลหลักของปัจจัย B มี 2 ระดับ

อิทธิพลของปัจจัย B	β_1	β_2
กรณีที่ 1	0	0
กรณีที่ 2	-0.5	0.5
กรณีที่ 3	-0.75	0.75
กรณีที่ 4	-1	1

3. กำหนดระดับของปัจจัยทดลองมีขนาด 2×2 แบบ fixed factors

4. กำหนดขนาดการทำซ้ำในแต่ละวิธีการทดลองเท่ากันคือ $n = 3, 5, 10, 20$ และ 30

5. กำหนดค่าเฉลี่ย (μ) ของข้อมูลในทุกการทดลอง เท่ากับ 5

6. กำหนดระดับนัยสำคัญในการทดสอบ คือ $\alpha = 0.05$

7. กำหนดความคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงดังนี้

7.1. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ 1

7.2. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 แต่ความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยกำหนดให้ส่วนที่ 1 มีความแปรปรวนเท่ากับ 1 และส่วนที่ 2 มีความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7

ส่วนที่ 1	ส่วนที่ 2
treatment 1	treatment 2
treatment 3	treatment 4

7.3. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ที่มีองศาอิสระเท่ากับ 1, 3 และ 5

7.4. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ ที่มีพารามิเตอร์ γ และ φ เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3)

คำจำกัดความที่ใช้ในงานวิจัย

1. สถิติที่ใช้ในงานวิจัยครั้งนี้ คือสถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ โดยการแปลงเป็นอันดับ RT และสถิติทดสอบ ART
2. ปัจจัย (Factor) หมายถึง ตัวแปรอิสระที่กำลังศึกษาว่าสัมพันธ์หรือมีอิทธิพลต่อตัวแปรตามหรือไม่
3. หน่วยทดลอง (Experimental Unit) หมายถึง หน่วยหรือกลุ่มของหน่วยที่ได้รับวิธีการทดลอง (Treatment) อย่างเดียวกัน กล่าวคือหน่วยทดลองจัดเป็นหน่วยที่ใหญ่ที่สุดที่ได้รับวิธีการทดลอง
4. ระดับของปัจจัย (Factor Level) หมายถึง ประเภทต่างๆของปัจจัย หรือตัวแปรอิสระที่กำลังศึกษาอยู่
5. อิทธิพลหลัก (Main effects) หมายถึงอิทธิพลของแต่ละปัจจัยทดลอง เช่นอิทธิพลหลักของปัจจัย A จะหมายถึง ความแตกต่างระหว่างระดับของปัจจัยทดลอง A
6. อิทธิพลร่วม (Interaction effects) หมายถึง อิทธิพลของปัจจัยทดลองตั้งแต่ 2 ปัจจัยขึ้นไป ซึ่งเกิดร่วมกัน หรือมีอิทธิพลต่อกัน
7. ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 (Type I Error) หมายถึง ความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากการปฏิเสธสมมติฐานหลัก (Null Hypothesis) เมื่อสมมติฐานหลักเป็นจริง โอกาสที่จะทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 กำหนดด้วย α
8. ความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 คือสถิติทดสอบจะควบคุมค่าคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ก็ต่อเมื่อค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดลอง ต้องอยู่ในช่วง $[0.5\alpha, 1.5\alpha]$ นั่นคือ $[0.025, 0.075]$ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05
9. อำนาจการทดสอบ (Power of the Test) หมายถึงความน่าจะเป็นที่จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก เมื่อสมมติฐานหลักเป็นเท็จ ซึ่งมีค่าเท่ากับ $(1-\beta)$ เมื่อ β คือโอกาสที่จะทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนจากการยอมรับสมมติฐานหลักที่เป็นเท็จ
10. ประสิทธิภาพ หมายถึงความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และกำลังการทดสอบสูงสุด

ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. เพื่อทราบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบว่าแตกต่างกันอย่างไรในกรณีต่างๆ เมื่อขนาดของหน่วยทดลอง และอิทธิพลของปัจจัยเปลี่ยนไป
2. เพื่อเป็นแนวทางให้ผู้วิจัยเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสม

บทที่ 2

ทฤษฎีและวรรณกรรมที่เกี่ยวข้อง

การวิจัยครั้งนี้ทำการศึกษาเพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ ได้แก่ สถิติทดสอบเอฟ (F-Test) สถิติทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์โดยการแปลงเป็นอันดับ (RT-Test) และสถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับที่ถูกปรับ (The Adjusted Rank Transform Test : ART-Test) ซึ่งในบทนี้จะกล่าวถึงแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล สถิติทดสอบแต่ละแบบ และการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนสุ่ม

แผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล (2×2 Factorial Designs)

เป็นแผนการทดลองที่พิจารณาปัจจัย 2 ปัจจัย การวิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับแผนการทดลอง 2 ปัจจัยนั้นเป็นการศึกษาถึงอิทธิพลร่วม 2 ปัจจัย และอิทธิพลของแต่ละปัจจัย โดยกำหนดให้ ปัจจัย A มี 2 ระดับ ปัจจัย B มี 2 ระดับ ดังนั้นการทดลองจะประกอบไปด้วย 4 สิ่งทดลอง ในแต่ละสิ่งทดลองมีการทำซ้ำ n ครั้ง ดังนั้นจำนวนสิ่งทดลองทั้งหมดคือ $N = 4n$

ตารางที่ 3 ลักษณะข้อมูลสำหรับตัวแบบในแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล เมื่ออิทธิพลของปัจจัยเป็นอิทธิพลแบบคงที่ (fixed-effect)

ปัจจัย A	ปัจจัย B		$y_{i..}$	$\bar{y}_{i..}$
	1	2		
1	$y_{111}, \dots, y_{11n}$	$y_{121}, \dots, y_{12n}$	$y_{1..}$	$\bar{y}_{1..}$
2	$y_{211}, \dots, y_{21n}$	$y_{221}, \dots, y_{22n}$	$y_{2..}$	$\bar{y}_{2..}$
$y_{.j.}$	$y_{.1.}$	$y_{.2.}$	$y_{...}$	
$\bar{y}_{.j.}$	$\bar{y}_{.1.}$	$\bar{y}_{.2.}$		$\bar{y}_{...}$

ตัวแบบการทดลอง

ให้ y_{ijk} เป็นค่าตอบสนองที่วัดจากหน่วยตัวอย่างที่ k จากระดับที่ i ของปัจจัย A และระดับที่ j ของปัจจัย B เมื่อ $i=1,2$; $j=1,2$ และ $k=1,2,\dots,n$ ตัวแบบการทดลองคือ

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}; \quad \begin{array}{l} i=1,2 \\ j=1,2 \\ k=1,2,\dots,n \end{array}$$

เมื่อ

μ แทน overall mean ซึ่งเป็นค่าพารามิเตอร์

τ_i แทน อิทธิพลระดับที่ i ของปัจจัย A

β_j แทน อิทธิพลระดับที่ j ของปัจจัย B

$(\tau\beta)_{ij}$ แทน อิทธิพลร่วมระหว่างปัจจัย A และปัจจัย B

$$\varepsilon_{ijk} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

ดังนั้นจะได้ว่า

$$y_{ijk} \sim \text{NID}(\mu_{ij}, \sigma^2)$$

ภายใต้ fixed-effect model มีข้อกำหนดว่า

$$\sum \tau_i = 0, \sum \beta_j = 0, \sum_i (\tau\beta)_{ij} = 0, \sum_j (\tau\beta)_{ij} = 0$$

หรืออาจเขียนโมเดลอยู่ในรูป

$$y_{ijk} = \mu_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

เมื่อ
$$\mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau\beta)_{ij}$$

โดยมีข้อสมมติคือความคลาดเคลื่อนมีคุณสมบัติ

1. เป็นอิสระกัน
2. มีการแจกแจงปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0
3. มีความแปรปรวนเท่ากัน

สมมติฐานของการทดสอบสำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟคทอเรียลมี 3 สมมติฐานได้แก่

1. $H_{0(AB)}$: ไม่มีอิทธิพลร่วมระหว่างปัจจัย A และปัจจัย B
 $H_{1(AB)}$: มีอิทธิพลร่วมระหว่างปัจจัย A และปัจจัย B

2. $H_{0(A)}$: ไม่มีความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของปัจจัย A
 $H_{1(A)}$: มีความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของปัจจัย A อย่างน้อย 1 ค่า
3. $H_{0(B)}$: ไม่มีความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของปัจจัย B
 $H_{1(B)}$: มีความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของปัจจัย B อย่างน้อย 1 ค่า

สถิติทดสอบเอฟ(F-Test)

ตารางที่ 4 การวิเคราะห์ความแปรปรวนของการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล

Source of variation	Sum of		Mean Squares	F_0
	Squares	df.		
A	SSA	1	$MSA = SSA$	MSA/MSE
B	SSB	1	$MSB = SSB$	MSB/MSE
AB	SSAB	1	$MSAB = SSAB$	$MSAB/MSE$
Error	SSE	$4(n-1)$	$MSE = SSE/4(n-1)$	
Total	SSTO	$4n-1$		

เมื่อ $a = b = 2$

ผลรวมกำลังสองสามารถแสดงในรูปสมการคณิตศาสตร์ดังนี้

$$SSTO = \sum_i^a \sum_j^b \sum_k^n y_{ijk}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = \sum_i^2 \sum_j^2 \sum_k^n y_{ijk}^2 - \frac{y_{...}^2}{4n}$$

$$SSA = \frac{1}{bn} \sum_i^a y_{i..}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = \frac{1}{2n} \sum_i^2 y_{i..}^2 - \frac{y_{...}^2}{4n}$$

$$SSB = \frac{1}{an} \sum_j^b y_{.j.}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = \frac{1}{2n} \sum_j^2 y_{.j.}^2 - \frac{y_{...}^2}{4n}$$

$$SS_{\text{subtotal}} = \frac{1}{n} \sum_i^a \sum_j^b y_{ij.}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = \frac{1}{n} \sum_i^2 \sum_j^2 y_{ij.}^2 - \frac{y_{...}^2}{4n}$$

$$SSAB = SS_{\text{subtotal}} - SSA - SSB$$

$$SSE = \sum_i^a \sum_j^b \sum_k^n (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2 = \sum_i^2 \sum_j^2 \sum_k^n (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2$$

เมื่อ

y_{ijk} คือ ค่าสังเกตตัวที่ k ในระดับที่ i ของปัจจัย A และในระดับที่ j ของปัจจัย B

$y_{...}$ คือ ผลรวมของค่าสังเกตทุกตัวในทุกะดับของปัจจัย A และในทุกะดับของปัจจัย

B เท่ากับ $\sum_i^2 \sum_j^2 \sum_k^n y_{ijk}$

$y_{i..}$ คือ ผลรวมของค่าสังเกตทุกตัวในระดับที่ i ของปัจจัย A ในทุกระดับของปัจจัย B

เท่ากับ $\sum_j^2 \sum_k^n y_{ijk}$

$y_{.j.}$ คือ ผลรวมของค่าสังเกตทุกตัวในระดับที่ j ของปัจจัย B ในทุกระดับของปัจจัย A

เท่ากับ $\sum_i^2 \sum_k^n y_{ijk}$

$y_{ij.}$ คือ ผลรวมของค่าสังเกตทุกตัวในระดับที่ i ของปัจจัย A และระดับที่ j ของปัจจัย

B เท่ากับ $\sum_k^n y_{ijk}$

สถิติทดสอบสำหรับสมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบทั้ง 3 สมมติฐานคือ

1. ทดสอบการมีอิทธิพลร่วม AB

$$H_{0(AB)} : (\tau\beta)_{11} = (\tau\beta)_{12} = (\tau\beta)_{21} = (\tau\beta)_{22} = 0$$

$$\text{ตัวสถิติที่ใช้ทดสอบคือ } F_{0(AB)} = \frac{MSAB}{MSE}$$

$$\text{จะปฏิเสธสมมติฐานเมื่อ } F_{0(AB)} > F_{\alpha, (a-1)(b-1), ab(n-1)} = F_{0.05, 1, 4(n-1)}$$

2. ทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A

$$H_{0(A)} : \tau_1 = \tau_2 = 0$$

$$\text{ตัวสถิติทดสอบที่ใช้คือ } F_{0(A)} = \frac{MSA}{MSE}$$

$$\text{จะปฏิเสธสมมติฐานเมื่อ } F_{0(A)} > F_{\alpha, a-1, ab(n-1)} = F_{0.05, 1, 4(n-1)}$$

3. ทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย B

$$H_{0(B)} : \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$\text{ตัวสถิติทดสอบที่ใช้คือ } F_{0(B)} = \frac{MSB}{MSE}$$

$$\text{จะปฏิเสธสมมติฐานเมื่อ } F_{0(B)} > F_{\alpha, b-1, ab(n-1)} = F_{0.05, 1, 4(n-1)}$$

สถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับ (Rank Transformation)

Michael G. Akritas, Steven F. Arnold และ Edgar Brunner (1997) ได้อธิบายวิธีการทดสอบสมมติฐานของสถิติที่ไม่ใช่พารามิเตอร์โดยการแปลงเป็นอันดับสำหรับแผนการทดลองแบบแฟกทอเรียลที่ขนาดตัวอย่างในแต่ละสิ่งทดลองไม่เท่ากันดังนี้

กำหนด

A แทนปัจจัย A (row-factor) ซึ่งมี a ระดับ

B แทนปัจจัย B (column-factor) ซึ่งมี b ระดับ

Y_{ijk} แทนค่าสังเกตที่ k ในสิ่งทดลอง (i, j)

$$N = \sum_i \sum_j n_{ij}$$

Y_{ijk} เป็นอิสระกัน

F_{ij} แทนฟังก์ชันการแจกแจงของ Y_{ijk}

โดยที่ $F_{ij}(x) = \frac{1}{2} [F_{ij}^+(x) + F_{ij}^-(x)]$

$$F_{ij}^+(x) = P(Y_{ijk} \leq x)$$

F_{ij}^+ แทนความต่อเนื่องทางขวาของการแจกแจงของ Y_{ijk} และ

F_{ij}^- แทนความต่อเนื่องทางซ้ายของการแจกแจงของ Y_{ijk}

$$Y_{ijk} \sim F_{ij}$$

นั่นคือ ตัวแบบทั่วไปของสถิติแบบไม่ใช่พารามิเตอร์จะไม่คำนึงถึงการแจกแจงในต่างเซลล์ (ซึ่งต่างจากสถิติแบบใช้พารามิเตอร์) และไม่จำเป็นที่ความแปรปรวนต้องเท่ากัน (homoscedasticity) ตามที่ Akritas และ Arnold (1994) เสนอไว้ F_{ij} สามารถแสดงเป็นสมการคณิตศาสตร์ดังนี้

$$F_{ij}(y) = M(y) + A_i(y) + B_j(y) + C_{ij}(y)$$

เมื่อ

$$\sum_i A_i = 0 \text{ ทุกค่า } i$$

$$\sum_j B_j = 0 \text{ ทุกค่า } j$$

$$\sum_i C_{ij} = 0 \text{ ทุกค่า } j \text{ และ}$$

$$\sum_j C_{ij} = 0 \text{ ทุกค่า } i$$

ดังนั้น

$$M = F_{..}$$

$$A_i = F_{i.} - M$$

$$B_j = F_{.j} - M$$

$$C_{ij} = F_{ij} - F_{i.} - F_{.j} + M$$

โดยที่

A_i คือ อิทธิพลหลักระดับที่ i ของปัจจัย A

B_j คือ อิทธิพลหลักระดับที่ j ของปัจจัย B

C_{ij} คือ อิทธิพลร่วมระดับที่ i ของปัจจัย A และระดับที่ j ปัจจัย B

สมมติฐานการทดสอบมี 3 สมมติฐานได้แก่

$$H_{0(A)} : A_i = F_{i.} - F_{..} = 0 \text{ ทุกค่า } i = 1, 2, \dots, a$$

$$H_{0(B)} : B_j = F_{.j} - F_{..} = 0 \text{ ทุกค่า } j = 1, 2, \dots, b$$

$$H_{0(AB)} : C_{ij} = F_{ij} - F_{i.} - F_{.j} + F_{..} = 0 \text{ ทุกค่า } i = 1, 2, \dots, a \text{ และ } j = 1, 2, \dots, b$$

ซึ่งสามารถเขียนเป็น

$$H_{0(A)} : C_A F = 0$$

$$H_{0(B)} : C_B F = 0$$

$$H_{0(AB)} : C_{AB} F = 0$$

โดยที่

$$F = (F_{11}, \dots, F_{1b}, \dots, F_{a1}, \dots, F_{ab})' \text{ เป็นคอลัมน์เวกเตอร์ขนาด } ab \times 1$$

$$C_A = M_a \otimes b^{-1} 1'_b$$

$$C_B = a^{-1} 1'_a \otimes M_b$$

$$C_{AB} = M_a \otimes M_b$$

เมื่อ

$$M_a = (1_{a-1} | -I_{a-1})$$

$\otimes$ แทนการคูณเมทริกซ์ของ Kronecker (Kronecker product)

ภายใต้สมมติฐาน $CF = 0$ สถิติทดสอบ คือ

$$Q(C) = N \hat{T}'_C (C \hat{V} C')^{-1} \hat{T}_C$$

โดย

$$Q(C) \sim \chi_r^2 \text{ เมื่อ } r \text{ คือจำนวนแถวของ } C$$

และ

$$N = abn$$

$$\hat{T}_C = N^{-1}C(\bar{R}_{11}, \dots, \bar{R}_{1b}, \dots, \bar{R}_{a1}, \dots, \bar{R}_{ab})' \text{ เมื่อ } R \text{ แทนอันดับของค่าสังเกต}$$

$$\hat{V} = \text{diag}(\hat{\lambda}_{11}^{-1}\hat{\sigma}_{11}^2, \dots, \hat{\lambda}_{1b}^{-1}\hat{\sigma}_{1b}^2, \dots, \hat{\lambda}_{a1}^{-1}\hat{\sigma}_{a1}^2, \dots, \hat{\lambda}_{ab}^{-1}\hat{\sigma}_{ab}^2)$$

$$\hat{\lambda}_{ij} = \frac{n_{ij}}{N}$$

$$\hat{\sigma}_{ij}^2 = N^{-2}(n_{ij} - 1)^{-1} \sum_{k=1}^{n_{ij}} (R_{ijk} - \bar{R}_{ij})^2$$

จะปฏิเสธสมมติฐานเมื่อ $Q(C) > \chi_r^2$

ตารางที่ 5 ค่าสังเกตในแผนการทดลองแบบแบบ 2×2 แฟกทอเรียลที่แปลงเป็นอันดับ

ปัจจัย A (i = 1,2)	ปัจจัย B (j = 1,2)		$R_{i..}$	$\bar{R}_{i..}$
	1	2		
1	$R_{111}, \dots, R_{11n}$ $\bar{R}_{11.}$	$R_{121}, \dots, R_{12n}$ $\bar{R}_{12.}$	$R_{1..}$	$\bar{R}_{1..}$
2	$R_{211}, \dots, R_{21n}$ $\bar{R}_{21.}$	$R_{221}, \dots, R_{22n}$ $\bar{R}_{22.}$	$R_{2..}$	$\bar{R}_{2..}$
$R_{.j.}$	$R_{.1.}$	$R_{.2.}$	$R_{...}$	
$\bar{R}_{.j.}$	$\bar{R}_{.1.}$	$\bar{R}_{.2.}$		$\bar{R}_{...}$

สถิติทดสอบ ART (The adjusted rank transform test)

Charistophe Leys และ Sandy Schumann (2010) ได้เสนอการทดสอบที่ใช้สถิติทดสอบแบบ ART ในงานวิจัยด้านจิตวิทยา โดยข้อมูลที่ศึกษาเป็นแบบ 2×2 แฟกทอเรียลซึ่งมีขั้นตอนการทดสอบดังนี้

กรณีวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วม AB

1. นำค่าสังเกต (y_{ijk}) มาปรับในกรณีวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วม AB โดยคำนวณจากการนำค่าสังเกตทั้งหมดลบด้วยผลรวมของค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตทุกตัวในระดับที่ i ของปัจจัย A ในทุกระดับของปัจจัย B และค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตทุกตัวในระดับที่ j ของปัจจัย B ในทุกระดับของปัจจัย A นั่นคือค่าสังเกตที่ปรับเท่ากับ $y_{ijk} - (\bar{y}_{i..} + \bar{y}_{.j.})$ ดังแสดงในตาราง

ตารางที่ 6 ค่าสังเกตที่ปรับเพื่อนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วม AB โดยการตัดอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B ออก

ปัจจัย A ($i = 1, 2$)	ปัจจัย B ($j = 1, 2$)		$y_{i..}$	$\bar{y}_{i..}$
	1	2		
1	$y_{11k} - (\bar{y}_{1..} + \bar{y}_{.1.})$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{12k} - (\bar{y}_{1..} + \bar{y}_{.2.})$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{1..}$	$\bar{y}_{1..}$
2	$y_{21k} - (\bar{y}_{2..} + \bar{y}_{.1.})$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{22k} - (\bar{y}_{2..} + \bar{y}_{.2.})$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{2..}$	$\bar{y}_{2..}$
$y_{.j.}$	$y_{.1.}$	$y_{.2.}$	$y_{...}$	
$\bar{y}_{.j.}$	$\bar{y}_{.1.}$	$\bar{y}_{.2.}$		$\bar{y}_{...}$

2. นำค่าสังเกตที่ปรับจากข้อ 1 มาทำการจัดอันดับโดยในกรณีที่ข้อมูลมีค่าซ้ำกันให้ใช้อันดับเฉลี่ย

3. นำอันดับของค่าสังเกตที่ปรับจากข้อ 2 ไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วม AB

ตารางที่ 7 ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลร่วม AB

Source	Sum of Squares	df.
AB	SSAB	$(a-1)(b-1) = 1$
Error	$SSE_{interaction}$	$ab(n-1) = 4(n-1)$

กรณีวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลักของปัจจัย A และปัจจัย B

4. นำค่าสังเกต (y_{ijk}) มาปรับในกรณีวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B โดยคำนวณจากการนำค่าสังเกตในแต่ละเซลล์ (i, j) ลบด้วยค่าเฉลี่ยของค่าเฉลี่ยของเซลล์นั้นกับค่าเฉลี่ยของเซลล์ในแนวทแยงดังแสดงในตาราง

ตารางที่ 8 ค่าสังเกตที่ปรับเพื่อนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B โดยการตัดอิทธิพลร่วม AB ออก

ปัจจัย A ($i = 1, 2$)	ปัจจัย B ($j = 1, 2$)		$y_{i..}$	$\bar{y}_{i..}$
	1	2		
1	$y_{11k} - \left(\frac{\bar{y}_{11.} + \bar{y}_{22.}}{2} \right)$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{12k} - \left(\frac{\bar{y}_{12.} + \bar{y}_{21.}}{2} \right)$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{1..}$	$\bar{y}_{1..}$
2	$y_{21k} - \left(\frac{\bar{y}_{12.} + \bar{y}_{21.}}{2} \right)$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{22k} - \left(\frac{\bar{y}_{11.} + \bar{y}_{22.}}{2} \right)$ $k = 1, 2, \dots, n$	$y_{2..}$	$\bar{y}_{2..}$
$y_{.j}$	$y_{.1.}$	$y_{.2.}$	$y_{...}$	
$\bar{y}_{.j}$	$\bar{y}_{.1.}$	$\bar{y}_{.2.}$		$\bar{y}_{...}$

5. นำค่าสังเกตที่ปรับจากข้อ 4 มาทำการจัดอันดับโดยในกรณีที่ข้อมูลมีค่าซ้ำกันให้ใช้อันดับเฉลี่ย

6. นำอันดับของค่าสังเกตที่ปรับจากข้อ 5 ไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B ซึ่งจะได้ค่าดังนี้

ตารางที่ 9 ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย A และกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย B

Source	Sum of Squares	df.
A	SSA	$(a - 1) = 1$
B	SSB	$(b - 1) = 1$
Error	$SSE_{\text{main effects}}$	$4(n - 1)$

7. จากข้อ 3 และข้อ 6 เราคำนวณค่า SSE ใหม่จาก $\frac{SSE_{\text{interaction}} + SSE_{\text{main effects}}}{2}$

8. นำค่า SSAB จากข้อ 3, SSA และ SSB จากข้อ 6 และ SSE จากข้อ 7 มาวิเคราะห์ความแปรปรวนดังนี้

ตารางที่ 10 การวิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับสถิติทดสอบ ART

Source of variation	Sum of Squares	df.	Mean Squares	F_0
A	SSA	$(a-1)=1$	$MSA = SSA/1$	MSA/MSE
B	SSB	$(b-1)=1$	$MSB = SSB/1$	MSB/MSE
AB	SSAB	$(a-1)(b-1)=1$	$MSAB = SSAB/1$	$MSAB/MSE$
Error	SSE	$ab(n-1) = 4(n-1)$	$MSE = SSE/(4(n-1))$	

จะปฏิเสธสมมติฐานเมื่อ $F_0 > F_\alpha$

ตัวอย่างการคำนวณหาค่าสถิติทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ

ในการศึกษาประสิทธิภาพของยา 2 ชนิดที่มีผลต่อผู้ป่วยซึ่งแบ่งเป็น 2 ระดับความรุนแรงของอาการป่วย ทำการสุ่มผู้ป่วย 6 คนในระดับที่ 1 แล้วแบ่งออกเป็น 2 กลุ่มกลุ่มละ 3 คน ให้ยาแต่ละชนิดกับแต่ละกลุ่มอย่างสุ่ม ทำเช่นเดียวกันในผู้ป่วยระดับที่ 2 การวัดผลทำโดยการให้คะแนนกับผู้ป่วยก่อนและหลังให้ยา ซึ่งข้อมูลแสดงในตารางที่ 7

ตารางที่ 11 ความแตกต่างระหว่างคะแนนหลัง และก่อนให้ยาของผู้ป่วย ซึ่งแบ่งตามระดับความรุนแรง และชนิดของยา

ปัจจัย A (ระดับผู้ป่วย)	ปัจจัย B (ชนิดของยา)	
	1	2
1	8	8
	4	6
	0	4
2	14	15
	10	12
	6	9

สมมติฐานการทดสอบ

- $H_{0(AB)}$: ชนิดของยาและระดับผู้ป่วยไม่มีอิทธิพลร่วมกันต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา
 $H_{1(AB)}$: ชนิดของยาและระดับผู้ป่วยมีอิทธิพลร่วมกันต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา
- $H_{0(A)}$: ระดับของผู้ป่วยไม่มีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา
 $H_{1(A)}$: ระดับของผู้ป่วยมีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา
- $H_{0(B)}$: ชนิดของยาไม่มีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา
 $H_{1(B)}$: ชนิดของยามีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา

วิธีคำนวณสถิติทดสอบ F

ตารางที่ 12 วิธีคำนวณค่าต่างๆสำหรับสถิติทดสอบ F

ปัจจัย A (ระดับผู้ป่วย)	ปัจจัย B (ชนิดของยา)		$y_{i..}$	$\bar{y}_{i..}$
	1	2		
1	8	8	$y_{1..} = 30$	$\bar{y}_{1..} = 5$
	4	6		
	0	4		
	$y_{11.} = 12$	$y_{12.} = 18$		
2	14	15	$y_{2..} = 66$	$\bar{y}_{2..} = 11$
	10	12		
	6	9		
	$y_{21.} = 30$	$y_{22.} = 36$		
$y_{.j.}$	$y_{.1.} = 42$	$y_{.2.} = 54$	$y_{...} = 96$	
$\bar{y}_{.j.}$	$\bar{y}_{.1.} = 7$	$\bar{y}_{.2.} = 9$		$\bar{y}_{...} = 8$

$$SSTO = \sum_i^a \sum_j^b \sum_k^n y_{ijk}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = (8^2 + 4^2 + \dots + 9^2) - \frac{96^2}{12} = 210$$

$$SSA = \frac{1}{bn} \sum_i^a y_{i..}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = \frac{1}{6} (30^2 + 66^2) - \frac{96^2}{12} = 108$$

$$SSB = \frac{1}{an} \sum_j^b y_{.j.}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = \frac{1}{6} (42^2 + 54^2) - \frac{96^2}{12} = 12$$

$$SS_{\text{subtotal}} = \frac{1}{n} \sum_i^a \sum_j^b y_{ij.}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = \frac{1}{3} (12^2 + 18^2 + 30^2 + 36^2) - \frac{96^2}{12} = 120$$

$$SSAB = SS_{\text{subtotal}} - SSA - SSB = 120 - 108 - 12 = 0$$

$$SSE = \sum_i^a \sum_j^b \sum_k^n (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2 = 210 - 108 - 12 - 0 = 90$$

ตารางที่ 13 วิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับตัวอย่างที่ใช้

Source of variation	Sum of Squares	df.	Mean Squares	F_0
A	108	1	108	9.600
B	12	1	12	1.067
AB	0	1	0	0
Error	90	8	11.25	
Total	SSTO	11		

เมื่อคำนวณค่าสถิติแล้ว หาค่าวิกฤตจากตาราง F โดยกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะได้ว่า

$F_{0(AB)} = 0 < F_{0.05,1,8} = 5.32$ ดังนั้นยอมรับสมมติฐาน $H_{0(AB)}$ แสดงว่าชนิดของยาและระดับผู้ป่วยไม่มีอิทธิพลร่วมกันต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา

$F_{0(A)} = 9.6 > F_{0.05,1,8} = 5.32$ ดังนั้นปฏิเสธสมมติฐาน $H_{0(A)}$ แสดงว่าระดับของผู้ป่วยมีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา

$F_{0(B)} = 1.067 < F_{0.05,1,8} = 5.32$ ดังนั้นยอมรับสมมติฐาน $H_{0(B)}$ แสดงว่าชนิดของยาไม่มีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา

วิธีคำนวณสถิติทดสอบ RT

ตารางที่ 14 วิธีคำนวณค่าต่างๆ โดยนำข้อมูลมาทำการจัดอันดับสำหรับสถิติทดสอบ RT

ปัจจัย A (ระดับผู้ป่วย)	ปัจจัย B (ชนิดของยา)		$R_{i..}$	$\bar{R}_{i..}$
	1	2		
1	6.5	6.5	$R_{1..} = 23.5$	$\bar{R}_{1..} = 3.92$
	2.5	4.5		
	1	2.5		
	$\bar{R}_{11.} = 3.33$	$\bar{R}_{12.} = 4.5$		
2	11	12	$R_{2..} = 54.5$	$\bar{R}_{2..} = 9.08$
	9	10		
	4.5	8		
	$\bar{R}_{21.} = 8.167$	$\bar{R}_{22.} = 10$		
$R_{.j.}$	$R_{.1.} = 34.5$	$R_{.2.} = 43.5$	$R_{...} = 78$	
$\bar{R}_{.j.}$	$\bar{R}_{.1.} = 5.57$	$\bar{R}_{.2.} = 7.25$		$\bar{R}_{...} = 6.5$

คำนวณค่าต่างๆดังต่อไปนี้

$$N = abn = 12$$

$$\hat{\lambda}_{ij} = \frac{n_{ij}}{N} = \frac{1}{4} \text{ เพราะว่า } n_{ij} = 3, \forall ij$$

หาค่าของ $\hat{\sigma}^2$ แต่ละสิ่งทดลอง (i, j) จาก

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{ij}^2 &= N^{-2} (n_{ij} - 1)^{-1} \sum_{k=1}^{n_{ij}} (R_{ijk} - \bar{R}_{ij.})^2 \\ \hat{\sigma}_{11}^2 &= \frac{\sum_{k=1}^3 (R_{11k} - \bar{R}_{11.})^2}{12^2 (2)} = \frac{(R_{111} - \bar{R}_{11.})^2 + (R_{112} - \bar{R}_{11.})^2 + (R_{113} - \bar{R}_{11.})^2}{288} \\ &= \frac{(6.5 - 3.33)^2 + (2.5 - 3.33)^2 + (1 - 3.33)^2}{288} = 0.0561 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\hat{\sigma}_{12}^2 &= \frac{\sum_{k=1}^3 (R_{12k} - \bar{R}_{12.})^2}{12^2 (2)} = \frac{(R_{121} - \bar{R}_{12.})^2 + (R_{122} - \bar{R}_{12.})^2 + (R_{123} - \bar{R}_{12.})^2}{288} \\
&= \frac{(6.5 - 4.5)^2 + (4.5 - 4.5)^2 + (2.5 - 4.5)^2}{288} = 0.0278 \\
\hat{\sigma}_{21}^2 &= \frac{\sum_{k=1}^3 (R_{21k} - \bar{R}_{21.})^2}{12^2 (2)} = \frac{(R_{211} - \bar{R}_{21.})^2 + (R_{212} - \bar{R}_{21.})^2 + (R_{213} - \bar{R}_{21.})^2}{288} \\
&= \frac{(11 - 8.167)^2 + (9 - 8.167)^2 + (4.5 - 8.167)^2}{288} = 0.0770 \\
\hat{\sigma}_{22}^2 &= \frac{\sum_{k=1}^3 (R_{22k} - \bar{R}_{22.})^2}{12^2 (2)} = \frac{(R_{221} - \bar{R}_{22.})^2 + (R_{222} - \bar{R}_{22.})^2 + (R_{223} - \bar{R}_{22.})^2}{288} \\
&= \frac{(12 - 10)^2 + (10 - 10)^2 + (8 - 10)^2}{288} = 0.0278
\end{aligned}$$

หาค่า $\hat{V}$ จาก

$$\begin{aligned}
\hat{V} &= \text{diag}(\hat{\lambda}_{11}^{-1} \hat{\sigma}_{11}^2, \dots, \hat{\lambda}_{ab}^{-1} \hat{\sigma}_{ab}^2) \\
\hat{V} &= \text{diag}(4\hat{\sigma}_{11}^2, 4\hat{\sigma}_{12}^2, 4\hat{\sigma}_{21}^2, 4\hat{\sigma}_{22}^2) = \begin{bmatrix} 4(0.0561) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 4(0.0278) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 4(0.0770) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 4(0.0278) \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} 0.2245 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.1111 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.3079 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.1111 \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

การทดสอบสมมติฐาน $H_{0(AB)}$

$$\begin{aligned}
C_{AB} &= M_a \otimes M_b = M_2 \otimes M_2 = \begin{bmatrix} 1 & -1 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 1 & -1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \\
\hat{T}_{C_{AB}} &= N^{-1} C_{AB} (\bar{R}_{11.}, \dots, \bar{R}_{ab.})' = \frac{1}{12} \begin{bmatrix} 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 3.333 \\ 4.5 \\ 8.167 \\ 10 \end{bmatrix} = 0.0552
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Q(C_{AB}) &= N \hat{T}_{C_{AB}}' (C_{AB} \hat{V} C_{AB}')^{-1} \hat{T}_{C_{AB}} \\
&= (12)(0.0552)' \begin{bmatrix} 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.2245 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.1111 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.3079 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.1111 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \\ 1 \end{bmatrix}^{-1} (0.0552)
\end{aligned}$$

$$= 0.0485$$

$Q(C_{AB}) = 0.0485 < \chi^2_1 = 3.84$ ดังนั้นยอมรับสมมติฐาน $H_{0(AB)}$ แสดงว่าชนิดของยา และระดับผู้ป่วยไม่มีอิทธิพลร่วมกันต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลังและก่อนการให้ยา

การทดสอบสมมติฐาน $H_{0(A)}$

$$C_A = M_a \otimes b^{-1}1' = M_2 \otimes \frac{1}{2}1'_2 = [1 \quad -1] \otimes \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{bmatrix}$$

$$\hat{T}_{C_A} = N^{-1}C_A (\bar{R}_{11}, \dots, \bar{R}_{ab.})' = \frac{1}{12} \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 3.333 \\ 4.5 \\ 8.167 \\ 10 \end{bmatrix} = -0.4307$$

$$Q(C_A) = N \hat{T}_{C_A}' (C_A \hat{V} C_A')^{-1} \hat{T}_{C_A}$$

$$= (12)(-0.4307)' \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.2245 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.1111 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.3079 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.1111 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2} \end{bmatrix}^{-1} (-0.4307)$$

$$= 11.7998$$

$Q(C_A) = 11.7998 > \chi^2_1 = 3.84$ ดังนั้นปฏิเสธสมมติฐาน $H_{0(A)}$ แสดงว่าระดับของผู้ป่วยมีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลัง และก่อนการให้ยา

การทดสอบสมมติฐาน $H_{0(B)}$

$$C_B = a^{-1}1'_a \otimes M_b = \frac{1}{2}1'_2 \otimes M_2 = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{bmatrix} \otimes [1 \quad -1] = \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{bmatrix}$$

$$\hat{T}_{C_B} = N^{-1}C_B (\bar{R}_{11}, \dots, \bar{R}_{ab.})' = \frac{1}{12} \begin{bmatrix} \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 3.333 \\ 4.5 \\ 8.167 \\ 10 \end{bmatrix} = -0.1251$$

$$Q(C_B) = N \hat{T}_{C_B}' (C_B \hat{V} C_B')^{-1} \hat{T}_{C_B}$$

$$= (12)(-0.1251)' \left[\begin{array}{c} \left[\frac{1}{2} \quad -\frac{1}{2} \quad \frac{1}{2} \quad -\frac{1}{2} \right] \left[\begin{array}{cccc} 0.2245 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.1111 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.3079 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.1111 \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} \frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2} \end{array} \right] \end{array} \right]^{-1} (-0.1251)$$

$$= 0.9955$$

$Q(C_A) = 0.9955 < \chi^2_1 = 3.84$ ดังนั้นยอมรับสมมติฐาน $H_{0(B)}$ แสดงว่าชนิดของยาไม่มีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลัง และก่อนการให้ยา

วิธีคำนวณสถิติทดสอบ ART

ตารางที่ 15 การปรับค่าการวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วม AB

ปัจจัย A (ระดับผู้ป่วย)	ปัจจัย B (ชนิดของยา)		$y_{i..}$	$\bar{y}_{i..}$
	1	2		
1	$8-5-7=-4$	$8-5-9=-6$	$y_{1..}=30$	$\bar{y}_{1..}=5$
	$4-5-7=-8$	$6-5-9=-8$		
	$0-5-7=-12$	$4-5-9=-10$		
2	$14-11-7=-4$	$15-11-9=-5$	$y_{2..}=66$	$\bar{y}_{2..}=11$
	$10-11-7=-8$	$12-11-9=-8$		
	$6-11-7=-12$	$9-11-9=-11$		
$y_{.j.}$	$y_{.1.}=42$	$y_{.2.}=54$	$y_{...}=96$	
$\bar{y}_{.j.}$	$\bar{y}_{.1.}=7$	$\bar{y}_{.2.}=9$		$\bar{y}_{...}=8$

ตารางที่ 16 การจัดอันดับข้อมูลที่ปรับ (วิเคราะห์อิทธิพลร่วม AB)

ปัจจัย A (ระดับผู้ป่วย)	ปัจจัย B (ชนิดของยา)	
	1	2
1	11.5	9
	6.5	6.5
	1.5	4
2	11.5	10
	6.5	6.5
	1.5	3

นำอันดับของค่าสังเกตที่ปรับไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลร่วมระหว่างปัจจัย A กับปัจจัย B ซึ่งจะได้ค่าดังนี้

ตารางที่ 17 ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลร่วม AB ของตัวอย่าง

Source	Sum of Squares	df.
AB	0	1
Error	137	8

ตารางที่ 18 การปรับค่ากรณีวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลักของปัจจัย A และปัจจัย B

ปัจจัย A (ระดับผู้ป่วย)	ปัจจัย B (ชนิดของยา)		$y_{i..}$	$\bar{y}_{i..}$
	1	2		
1	$8 - \frac{(4+12)}{2} = 0$ $4 - \frac{(4+12)}{2} = -4$ $0 - \frac{(4+12)}{2} = -8$ $\bar{y}_{11..} = 4$	$8 - \frac{(6+10)}{2} = 0$ $6 - \frac{(6+10)}{2} = -2$ $4 - \frac{(6+10)}{2} = -4$ $\bar{y}_{12..} = 6$	$y_{1..} = 30$	$\bar{y}_{1..} = 5$
2	$14 - \frac{(6+10)}{2} = 6$ $10 - \frac{(6+10)}{2} = 2$ $6 - \frac{(6+10)}{2} = -2$ $\bar{y}_{21..} = 10$	$15 - \frac{(4+12)}{2} = 7$ $12 - \frac{(4+12)}{2} = 4$ $9 - \frac{(4+12)}{2} = 1$ $\bar{y}_{22..} = 12$	$y_{2..} = 66$	$\bar{y}_{2..} = 11$
$y_{.j.}$	$y_{.1.} = 42$	$y_{.2.} = 54$	$y_{...} = 96$	
$\bar{y}_{.j.}$	$\bar{y}_{.1.} = 7$	$\bar{y}_{.2.} = 9$		$\bar{y}_{...} = 8$

ตารางที่ 19 การจัดอันดับข้อมูลที่ปรับ (วิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย A และปัจจัย B)

ปัจจัย A (ระดับผู้ป่วย)	ปัจจัย B (ชนิดของยา)	
	1	2
1	6.5	6.5
	2.5	4.5
	1	2.5
2	11	12
	9	10
	4.5	8

นำอันดับของค่าสังเกตที่ปรับไปวิเคราะห์ความแปรปรวนของอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B ซึ่งจะได้ค่าดังนี้

ตารางที่ 20 ค่าสำหรับนำไปวิเคราะห์ความแปรปรวนกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย A และกรณีวิเคราะห์อิทธิพลหลักของปัจจัย B ของตัวอย่าง

Source	Sum of Squares	df.
A	80.083	1
B	6.750	1
Error	54.33	8

$$\text{คำนวณค่า SSE ใหม่จาก } \frac{SSE_{\text{interaction}} + SSE_{\text{main effects}}}{2} = \frac{137 + 54.33}{2} = 95.67$$

นำค่า SSAB, SSA, SSB และ SSE มาวิเคราะห์ความแปรปรวน

ตารางที่ 21 ตารางการวิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับสถิติทดสอบ ART

Source of variation	Sum of Squares	df.	Mean Squares	F ₀
A	80.08	1	80.08	6.70
B	6.75	1	6.75	0.56
AB	0	1	0	0
Error	95.67	8	11.96	

เมื่อกำหนดค่าสถิติแล้ว หาค่าวิกฤตจากตาราง F โดยกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 จะได้ว่า

$F_{0(AB)} = 0 < F_{0.05,1,8} = 5.32$ ดังนั้นยอมรับสมมติฐาน $H_{0(AB)}$ แสดงว่าชนิดของยา และระดับผู้ป่วยไม่มีอิทธิพลร่วมกันต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลัง และก่อนการให้ยา

$F_{0(A)} = 6.70 > F_{0.05,1,8} = 5.32$ ดังนั้นปฏิเสธสมมติฐาน $H_{0(A)}$ แสดงว่าระดับของผู้ป่วยมีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลัง และก่อนการให้ยา

$F_{0(B)} = 0.56 < F_{0.05,1,8} = 5.32$ ดังนั้นยอมรับสมมติฐาน $H_{0(B)}$ แสดงว่าชนิดของยาไม่มีผลต่อความแตกต่างระหว่างคะแนนหลัง และก่อนการให้ยา

การแจกแจงของความคลาดเคลื่อนสุ่ม

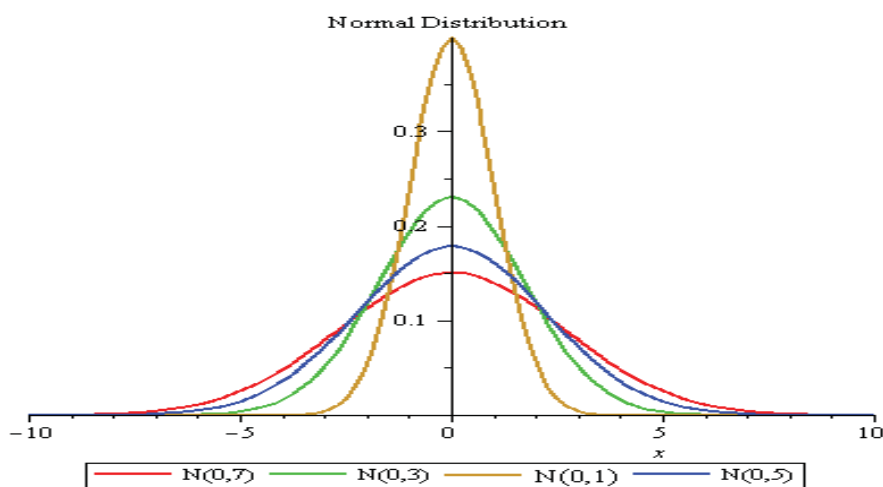
การแจกแจงแบบปกติ

ให้ X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติซึ่งมีค่าเฉลี่ย μ ความแปรปรวน σ^2 ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่ม X เป็นดังนี้

$$f_X(x; \mu, \sigma^2) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}; & -\infty < x < \infty, -\infty < \mu < \infty, \sigma^2 > 0 \\ 0 & ; \text{ Otherwise} \end{cases}$$

ใช้สัญลักษณ์ $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ แทนตัวแปรสุ่ม X ที่มีการแจกแจงปกติที่มีพารามิเตอร์ μ และ σ^2

งานวิจัยนี้มีกรณีที่จำลองความคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$, $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ ซึ่งสามารถแสดงกราฟฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็น ดังนี้



ภาพที่ 1 ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบ $N(0,1)$, $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$

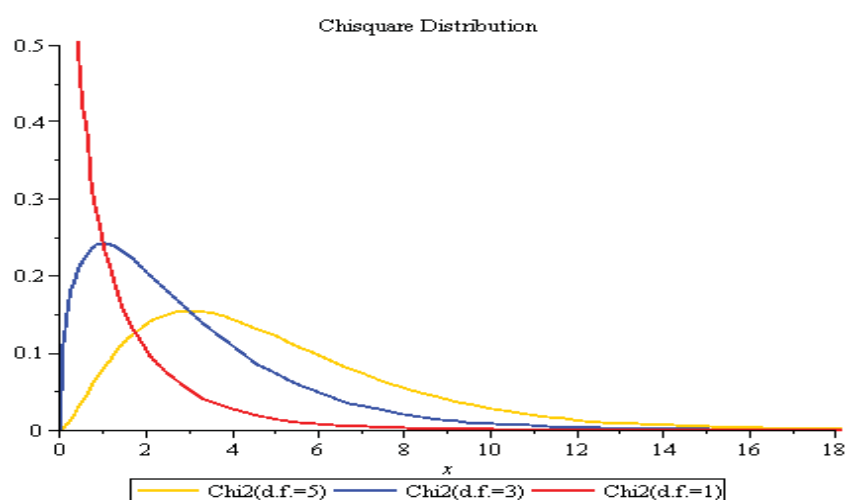
การแจกแจงแบบไคสแควร์

ให้ X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่ม X เป็นดังนี้

$$f_X(x;n) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}; & x \geq 0 \\ 0 & ; \text{ Otherwise} \end{cases}$$

ใช้สัญลักษณ์ $X \sim \chi^2_{(n)}$ แทนตัวแปรสุ่ม X ที่มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มีพารามิเตอร์ n

งานวิจัยนี้มีกรณีที่จำลองความคลาดเคลื่อนสุ่มที่มีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$, $\chi^2_{(3)}$ และ $\chi^2_{(5)}$ ซึ่งสามารถแสดงกราฟฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็น ดังนี้



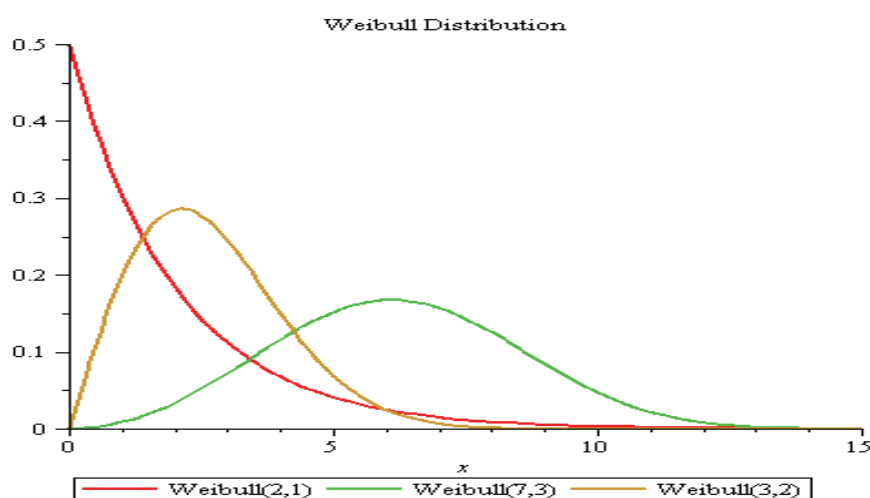
ภาพที่ 2 ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$, $\chi^2_{(3)}$ และ $\chi^2_{(5)}$

การแจกแจงแบบไวบูลล์

ให้ X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบไวบูลล์มีพารามิเตอร์ γ และ φ ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่ม X เป็นดังนี้

$$f_X(x; \gamma, \varphi) = \begin{cases} \frac{\varphi}{\gamma} x^{\varphi-1} e^{-\left(\frac{x}{\gamma}\right)^\varphi} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; \text{Otherwise} \end{cases}$$

งานวิจัยนี้มีกรณีที่จำลองความคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1), Weibull(3,2) และ Weibull(7,3) ซึ่งสามารถแสดงกราฟฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็น ดังนี้



ภาพที่ 3 ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบ Weibull(2,1), Weibull(3,2) และ Weibull(7,3)

งานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

Michael G. Akritas, Steven F. Arnold และ Edgar Brunner (1997) ได้เสนอวิธีการทดสอบสมมติฐานของสถิติที่ไม่ใช่พารามิเตอร์โดยการแปลงเป็นอันดับสำหรับแผนการทดลองแบบแฟกทอเรียลที่ขนาดตัวอย่างในแต่ละสิ่งทดลองไม่เท่ากัน โดยนำเสนอวิธีการทดสอบสมมติฐานในแผนการทดลองกรณีที่สิ่งที่ต้องการศึกษามี 2 ปัจจัย และกรณีที่สิ่งทดลองที่ต้องการที่ต้องการศึกษามี 3 ปัจจัย หรือมากกว่านั้น และกล่าวถึงความเร็วในการเข้าสู่ของประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ด้วยการจำลองข้อมูล 5,000 ครั้ง ในแผนการทดลอง 2×4 แฟกทอเรียลที่มีจำนวนการทำซ้ำเท่ากันในทุกทรีตเมนต์คือ $n = 6, 10$ โดยพิจารณาอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลร่วมของปัจจัย A และ ปัจจัย B เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ และเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และพิจารณาอิทธิพลหลักของปัจจัย B ในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแบบ $N(\mu_j, 1)$ เมื่อ $\mu_j = j-1, j = 1, \dots, 4$

ผลการจำลองข้อมูลดังกล่าว แสดงให้เห็นว่าระดับการทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลร่วมของปัจจัย A และปัจจัย B ไม่ได้รับผลจากอิทธิพลหลักของปัจจัย B นอกจากนี้ผลการทดสอบ ยังชี้ให้เห็นว่า การเข้าสู่ของประสิทธิภาพของสถิติทดสอบแบบ RT สำหรับการแจกแจงแบบไคสแควร์มีขีดจำกัดที่ค่อนข้างช้า โดยเฉพาะอย่างยิ่งสำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม

Charistophe Leys และ Sandy Schumann (2010) ได้เสนอสถิติทดสอบโดยการแปลงเป็นอันดับที่ถูกปรับ (The Adjusted Rank Transform Test : ART) ในงานวิจัยด้านจิตวิทยา ซึ่งข้อมูลที่ศึกษาเป็นแบบ 2×2 แฟกทอเรียล โดยทำการปรับข้อมูลก่อนแล้วจึงนำข้อมูลที่ปรับมาจัดอันดับแล้วนำค่าอันดับไปวิเคราะห์ความแปรปรวนโดยนำเสนอในรูปแบบของการยกตัวอย่างกรณีศึกษา

ข้อสรุปเกี่ยวกับสถิติทดสอบ ART ที่เสนอไว้คือ จะเห็นว่าเมื่อศึกษาอิทธิพลร่วมของปัจจัย การวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้พารามิเตอร์ไม่เหมาะสมเสมอไป ถ้าข้อสมมติต่างๆขัดแย้งกัน จึงได้เสนอการทดสอบแบบ ART ซึ่งเป็นทางเลือกหนึ่งที่อยู่กึ่งกลางระหว่างวิธีที่ใช้พารามิเตอร์ และวิธีที่ไม่ใช่พารามิเตอร์ เพราะการทดสอบด้วยวิธีนี้ใช้พื้นฐานการทดสอบบนการทดสอบอันดับ แต่ที่ใช้วิธีการทดสอบแบบ F จึงมีความสอดคล้องกับการทดสอบแบบใช้พารามิเตอร์ วิธีนี้หลีกเลี่ยงปัญหาของการที่อิทธิพลหลักหนึ่งส่งผลกับอิทธิพลหลักอื่นๆ จึงแยกวิเคราะห์อิทธิพลร่วม และอิทธิพลหลักของปัจจัย

A. Stavropoulos, C. Caroni (2008) ศึกษาเกี่ยวกับการประยุกต์การทดสอบโดยใช้สถิติทดสอบที่ไม่ใช้พารามิเตอร์ 3 แบบประกอบด้วย สถิติทดสอบแบบ RT สถิติทดสอบแบบ Wald-type และสถิติทดสอบแบบ Box-type เปรียบเทียบกับสถิติทดสอบที่ใช้พารามิเตอร์คือสถิติทดสอบ F ในการวิเคราะห์แผนการทดลองแบบซ้อนใน 2 ปัจจัย โดยการจำลองข้อมูล 5,000 ครั้ง ที่มีการแจกแจงแบบปกติ $N(2, 1.8^2)$, Gamma(3,3), Student's t ซึ่งองศาอิสระเท่ากับ 4 และการแจกแจงผสมโดยใช้โปรแกรม Fortran เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบโดยพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

ผลการจำลองข้อมูลดังกล่าวแสดงให้เห็นว่าสำหรับทุกสถิติทดสอบที่ไม่ใช้พารามิเตอร์ การทดสอบสำหรับอิทธิพลของปัจจัย A มีความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าการทดสอบอิทธิพลของปัจจัยซ้อนใน B แต่ถ้าพิจารณาการทดสอบสมมติฐานความต่างของอิทธิพลในปัจจัยซ้อนใน B สถิติทดสอบแบบ Box-type เหมาะสมกว่าสถิติทดสอบอื่น เพราะมีความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติทดสอบอื่นในทุกสถานการณ์การทดสอบ ถ้าพิจารณาเปรียบเทียบสถิติที่ไม่ใช้พารามิเตอร์ทั้งหมด กับสถิติที่ใช้พารามิเตอร์ พบว่าในทุกการทดสอบโดยส่วนใหญ่แล้ว สถิติที่ไม่ใช้พารามิเตอร์สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าสถิติที่ใช้พารามิเตอร์ ซึ่งสถิติที่ไม่ใช้พารามิเตอร์ที่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีที่สุดในทุกสถานการณ์การทดสอบคือ สถิติทดสอบแบบ Box-type และจากผลการทดลองดังกล่าวสถิติแบบ Box-type จึงเหมาะสมสำหรับการไปใช้จริงมากที่สุด

บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงทดลอง มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ 3 แบบ ได้แก่ สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ โดยการแปลงเป็นอันดับRT และสถิติทดสอบ ART ในการทดสอบสมมติฐานความแตกต่างระหว่างอิทธิพลร่วมของปัจจัยการทดลอง และสมมติฐานความแตกต่างของอิทธิพลหลักของปัจจัยการทดลอง เมื่ออิทธิพลหลักของปัจจัย A อิทธิพลหลักของปัจจัย B และอิทธิพลร่วม AB คงที่ โดยการจัดกลุ่มข้อมูล ซึ่งมีขั้นตอนดังนี้

แผนการดำเนินการวิจัย

1. กำหนดให้อิทธิพลของปัจจัยการทดลองเป็นอิทธิพลคงที่
 2. กำหนดระดับของปัจจัยทดลองในแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล
 3. กำหนดจำนวนของการทำซ้ำในแต่ละวิธีทดลองเท่ากันคือ $n=3, 5, 10, 20$ และ 30
 4. การแจกแจงของความคลาดเคลื่อนที่ศึกษาเป็นอิสระต่อกันมีการแจกแจงดังนี้
 - 4.1. การแจกแจงแบบปกติค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ 1
 - 4.2. การแจกแจงแบบปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยส่วนที่ 1 ความแปรปรวนเท่ากับ 1 และส่วนที่ 2 ความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7
- | ส่วนที่ 1 | ส่วนที่ 2 |
|-------------|-------------|
| treatment 1 | treatment 2 |
| treatment 3 | treatment 4 |
- 4.3. การแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มีองศาอิสระเท่ากับ 1, 3 และ 5
 - 4.4. การแจกแจงแบบไวบูลล์ที่มีพารามิเตอร์ γ และ ϕ เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3)
 5. กำหนดให้ค่าเฉลี่ยของประชากรทุกสถานการณ์การทดลองเท่ากับ 5
 6. กำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลหลักของปัจจัยการทดลองเป็นดังนี้

6.1. กำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A ซึ่งมี 2 ระดับ ดังนี้ (ตารางที่ 1)

อิทธิพลของปัจจัย A	τ_1	τ_2
กรณีที่ 1	0	0
กรณีที่ 2	-0.5	0.5
กรณีที่ 3	-0.75	0.75
กรณีที่ 4	-1	1

6.2. กำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย B ซึ่งมี 2 ระดับดังนี้ (ตารางที่ 2)

อิทธิพลของปัจจัย B	β_1	β_2
กรณีที่ 1	0	0
กรณีที่ 2	-0.5	0.5
กรณีที่ 3	-0.75	0.75
กรณีที่ 4	-1	1

7. ระดับนัยสำคัญของการทดสอบในแผนการทดลองคือ 0.05

8. จำลองข้อมูล 10,000 ครั้งในแต่ละสถานการณ์การทดลอง

ขั้นตอนในการดำเนินการวิจัย

1. สร้างการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนสุ่มตามที่กำหนด
2. สร้างข้อมูลให้เป็นไปตามแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + (\tau\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}; \quad i = 1, 2$$

$$j = 1, 2$$

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

3. คำนวณค่าสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบในแต่ละกรณี

4. หาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของ

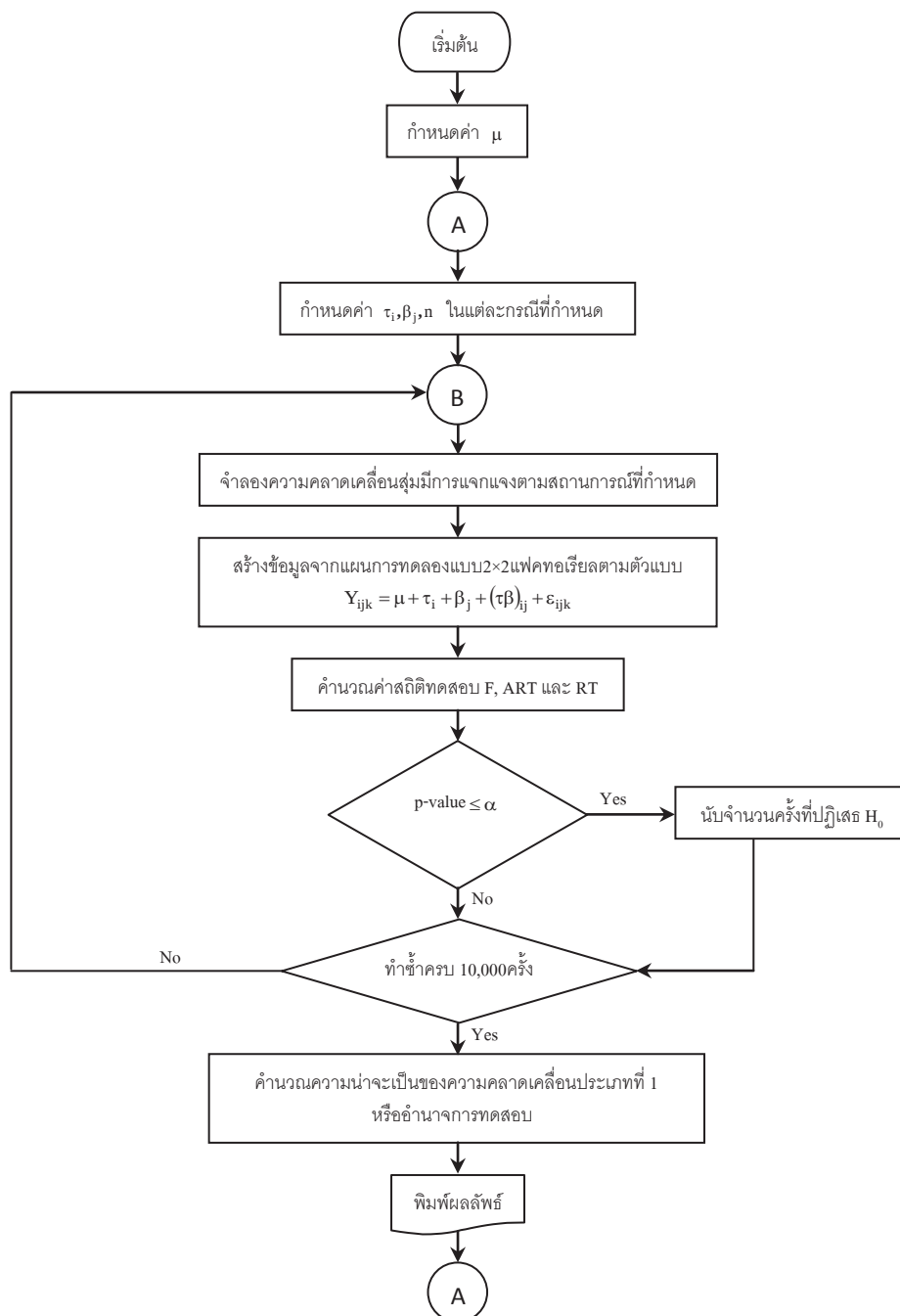
สถิติทั้ง 3 แบบ

4.1. จำลองข้อมูล 10,000 ครั้งจากกรณีที่ 1 คำนวณค่าความน่าจะเป็นของจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมติฐาน $H_{0(A)}$ เมื่อกำหนด $\tau_i = 0 \forall i ; i=1, 2$ สมมติฐาน $H_{0(B)}$ เมื่อกำหนด $\beta_j = 0 \forall j ; j=1, 2$ และสมมติฐาน $H_{0(AB)}$ เมื่อกำหนด $(\tau\beta)_{ij} = 0 \forall ij ; i=1, 2 ; j=1, 2$ เพื่อหาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ในแต่ละกรณี

4.2. จำลองข้อมูล 10,000 ครั้งในกรณีที่ 2, 3 และ 4 คำนวณค่าความน่าจะเป็นของจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมติฐาน $H_{0(A)}$ เมื่อกำหนด $\tau_i \neq 0 \exists i ; i=1, 2$ สมมติฐาน $H_{0(B)}$ เมื่อกำหนด $\beta_j \neq 0 \exists j ; j=1, 2$ และสมมติฐาน $H_{0(AB)}$ เมื่อกำหนด $(\tau\beta)_{ij} \neq 0 \exists ij ; i=1, 2 ; j=1, 2$ เพื่อหาอำนาจการทดสอบในแต่ละกรณี

5. เปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของสถิติทั้ง 3 ตัว

ขั้นตอนการดำเนินงานของโปรแกรม



ภาพที่ 4 ขั้นตอนการดำเนินงานของโปรแกรม

บทที่ 4

ผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงทดลอง มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ 3 ตัว ได้แก่ สถิติทดสอบเอฟ สถิติทดสอบแบบไม่ใช้พารามิเตอร์ โดยการแปลงเป็นอันดับ RT และสถิติทดสอบ ART ในการทดสอบสมมติฐานความแตกต่างระหว่างอิทธิพลร่วมของปัจจัยการทดลอง และสมมติฐานความแตกต่างของอิทธิพลหลักของปัจจัยการทดลอง เมื่ออิทธิพลหลักของปัจจัย A อิทธิพลหลักของปัจจัย B และอิทธิพลร่วมระหว่างปัจจัย A และปัจจัย B เป็นอิทธิพลคงที่ ในแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟคทอเรียลโดยการจำลองข้อมูลความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงภายใต้สถานการณ์ที่กำหนดโดยใช้โปรแกรม MATLAB ทำซ้ำในแต่ละสถานการณ์ 10,000 ครั้ง พิจารณาความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ

สำหรับการนำเสนอผลการวิจัย นำเสนอในรูปของตาราง และกราฟ ซึ่งแบ่งออกเป็น 2 ส่วน คือ

ส่วนที่ 1 ผลการเปรียบเทียบสถิติทดสอบ โดยพิจารณาความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์ของแบรดลีย์ (Bradley, 1978) คือสถิติทดสอบจะควบคุมค่าคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ก็ต่อเมื่อค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากผลการทดลอง ต้องอยู่ในช่วง $[0.5\alpha, 1.5\alpha]$ นั่นคือ $[0.025, 0.075]$ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ส่วนที่ 2 ผลการเปรียบเทียบสถิติทดสอบ โดยพิจารณาจากอำนาจการทดสอบ

หมายเหตุ : ภาพที่ 6- 45 (a) สำหรับอิทธิพลหลักของปัจจัย A (b) สำหรับอิทธิพลหลักของปัจจัย B และ (c) สำหรับอิทธิพลร่วม AB

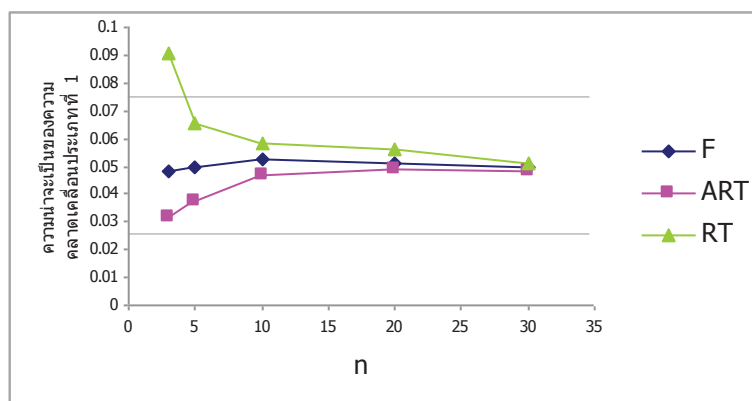
ตอนที่ 1 ผลการเปรียบเทียบสถิติทดสอบโดยพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

ตารางที่ 22 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$

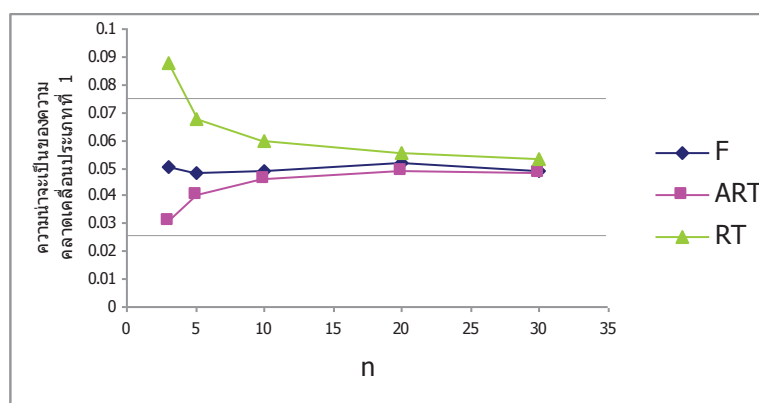
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim N(0,1)$		
		F	ART	RT
3	A	0.0484	0.0314	0.0903
	B	0.0504	0.0306	0.0877
	AB	0.0490	0.0433	0.0855
5	A	0.0496	0.0374	0.0653
	B	0.0479	0.0401	0.0675
	AB	0.0476	0.0427	0.0652
10	A	0.0527	0.0465	0.0586
	B	0.0490	0.0461	0.0595
	AB	0.0451	0.0435	0.0539
20	A	0.0512	0.0490	0.0560
	B	0.0518	0.0486	0.0552
	AB	0.0481	0.0476	0.0535
30	A	0.0499	0.0480	0.0512
	B	0.0489	0.0481	0.0530
	AB	0.0492	0.0472	0.0501

หมายเหตุ : ข้อมูลในตารางที่แสดงเป็นตัวหนาหมายถึงสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

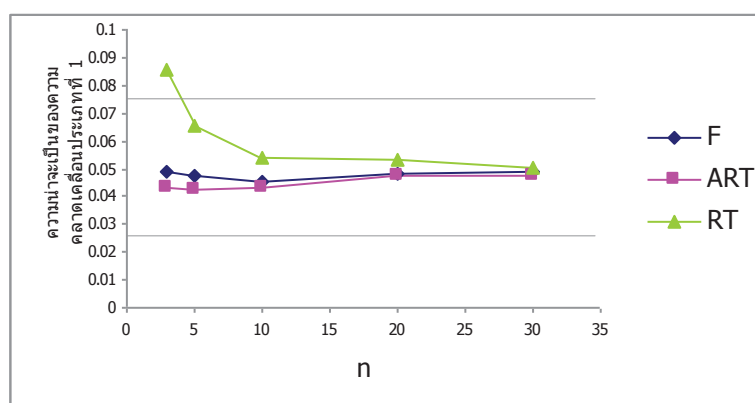
ตารางที่ 22 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีในทุกสถานการณ์ (ยกเว้นสถิติทดสอบ RT เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3) ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทุกตัวเข้าใกล้ 0.05 เมื่อจำนวนการทำซ้ำเพิ่มขึ้น ดังแสดงในภาพที่ 5



(a)



(b)



(c)

ภาพที่ 5 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$

ตารางที่ 23 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 ($\varepsilon_{ijk(2)}$) มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$

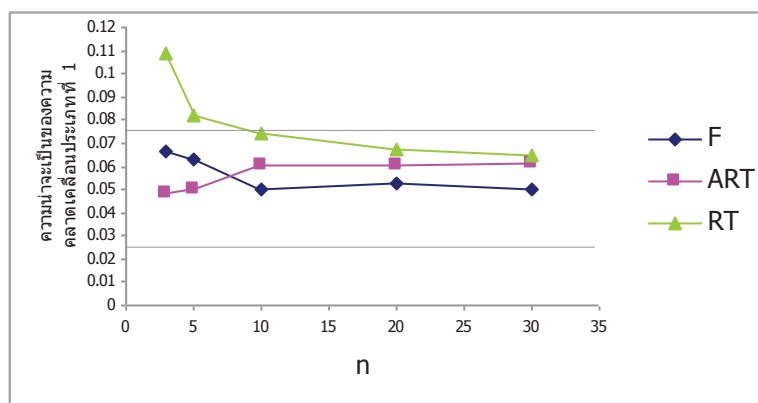
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,3)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,5)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,7)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.0665	0.0485	0.1089	0.0802	0.0538	0.1167	0.0781	0.0598	0.1371
	B	0.0698	0.0606	0.0976	0.0716	0.0813	0.1069	0.0773	0.0837	0.1020
	AB	0.0689	0.0782	0.1027	0.0739	0.0949	0.1003	0.0817	0.0998	0.1081
5	A	0.0626	0.0497	0.0816	0.0658	0.0621	0.0916	0.0666	0.0729	0.1023
	B	0.0582	0.0917	0.0737	0.0615	0.1336	0.0772	0.0661	0.1543	0.0797
	AB	0.0654	0.0986	0.0796	0.0643	0.1404	0.0754	0.0672	0.1628	0.0755
10	A	0.0505	0.0606	0.0739	0.0611	0.0738	0.0866	0.0558	0.0829	0.0969
	B	0.0534	0.0977	0.0544	0.0570	0.1815	0.0622	0.0590	0.2373	0.0594
	AB	0.0578	0.1079	0.0637	0.0584	0.1886	0.0616	0.0554	0.2369	0.0602
20	A	0.0527	0.0605	0.0672	0.0525	0.0752	0.0824	0.0533	0.0815	0.0851
	B	0.0475	0.1080	0.0532	0.0537	0.1933	0.0527	0.0489	0.2763	0.0549
	AB	0.0532	0.1125	0.0550	0.0536	0.2022	0.0562	0.0507	0.2807	0.0548
30	A	0.0501	0.0617	0.0647	0.0568	0.0748	0.0775	0.0522	0.0829	0.0859
	B	0.0483	0.1132	0.0516	0.0501	0.2110	0.0565	0.0469	0.2821	0.0522
	AB	0.0530	0.1156	0.0563	0.0503	0.2124	0.0522	0.0505	0.2817	0.0542

หมายเหตุ : ข้อมูลในตารางที่แสดงเป็นตัวหนาหมายถึงสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

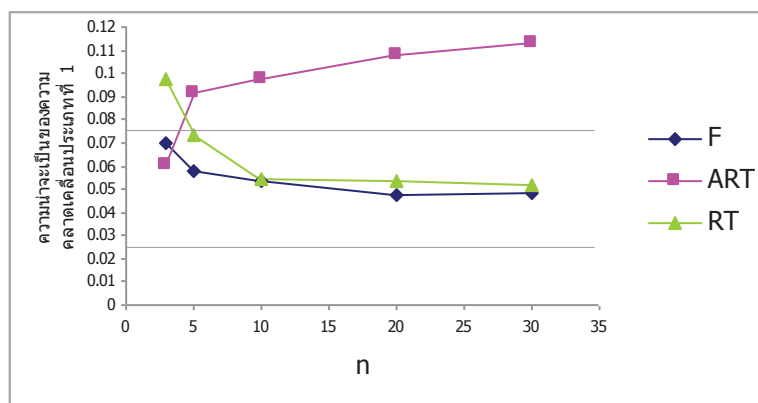
ตารางที่ 23 แสดงให้เห็นว่า เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยเมื่อจำลองความแปรปรวนของส่วนที่ 2 เท่ากับ 3 สถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีในทุกสถานการณ์ สถิติทดสอบ RT ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดี เมื่อจำนวนการทำซ้ำมากกว่า 10 ขึ้นไป ส่วนสถิติทดสอบ ART ส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ดังแสดงในภาพที่ 6

เมื่อจำลองความแปรปรวนในส่วนที่ 2 เท่ากับ 5 สถิติทดสอบ F ยังควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดี ส่วนสถิติทดสอบ RT และ ART ส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ดังแสดงในภาพที่ 7

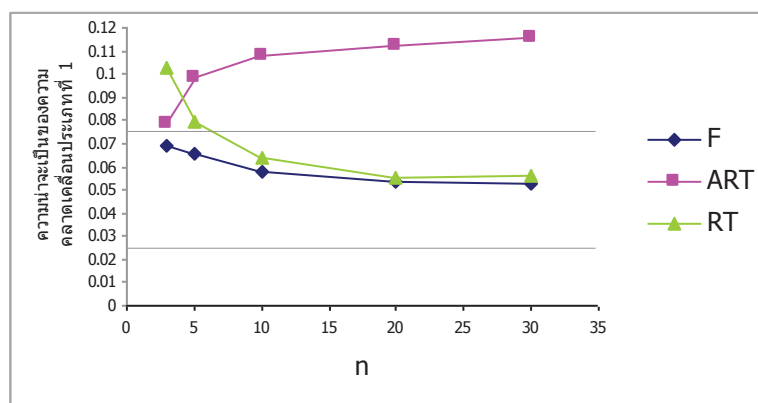
เมื่อจำลองความแปรปรวนในส่วนที่ 2 เท่ากับ 7 สถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดี เมื่อจำนวนการทำซ้ำมากกว่า 5 ขึ้นไป ดังแสดงในภาพที่ 8



(a)

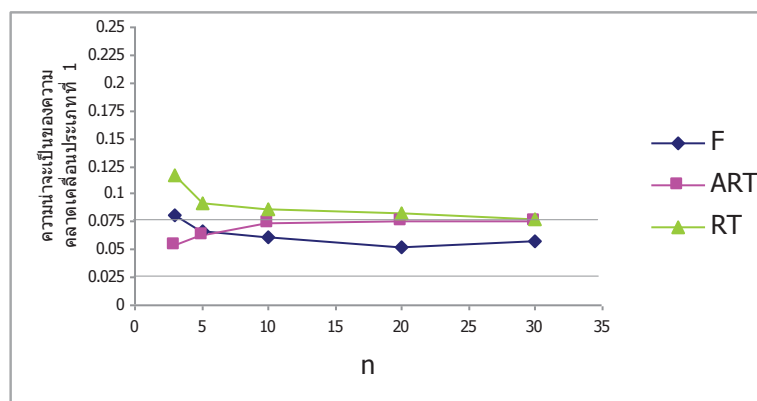


(b)

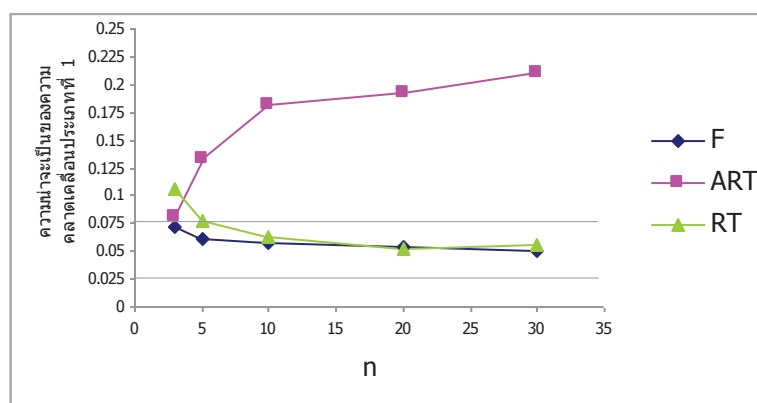


(c)

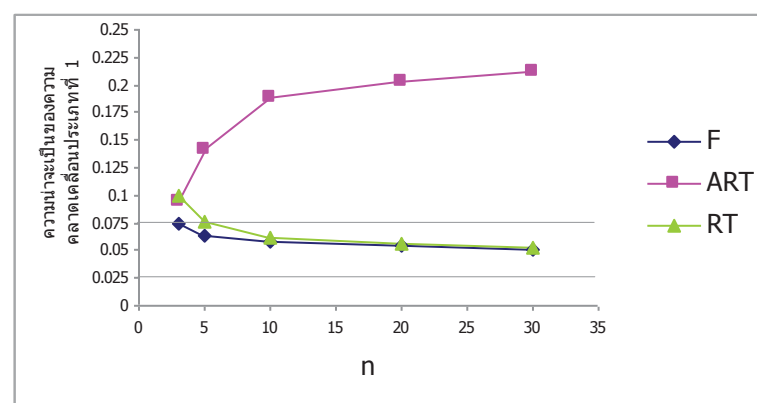
ภาพที่ 6 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$



(a)

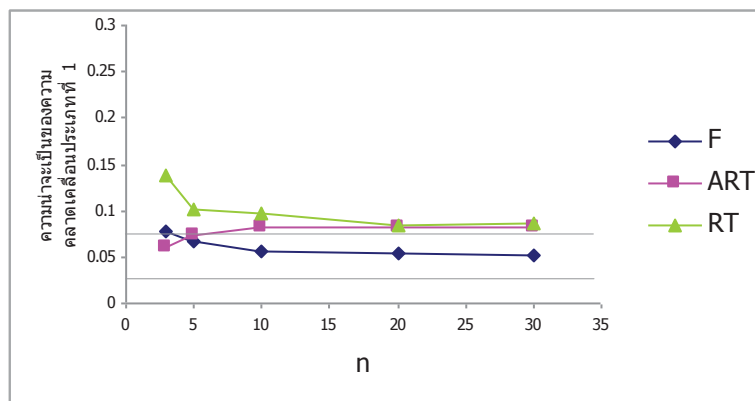


(b)

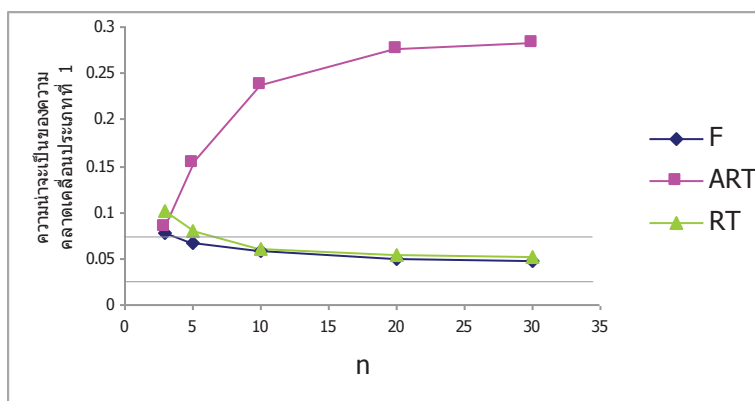


(c)

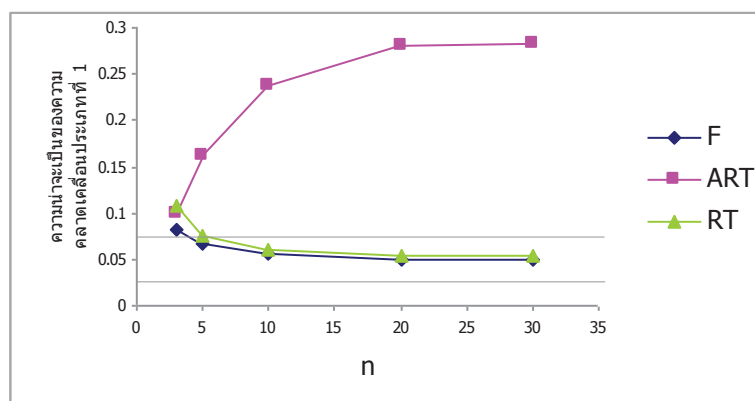
ภาพที่ 7 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$



(a)



(b)



(c)

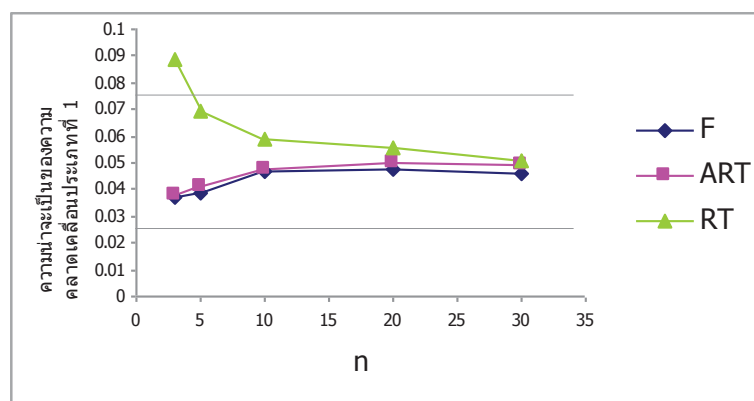
ภาพที่ 8 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,7)$

ตารางที่ 24 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็นอิสระ 1, 3 และ 5

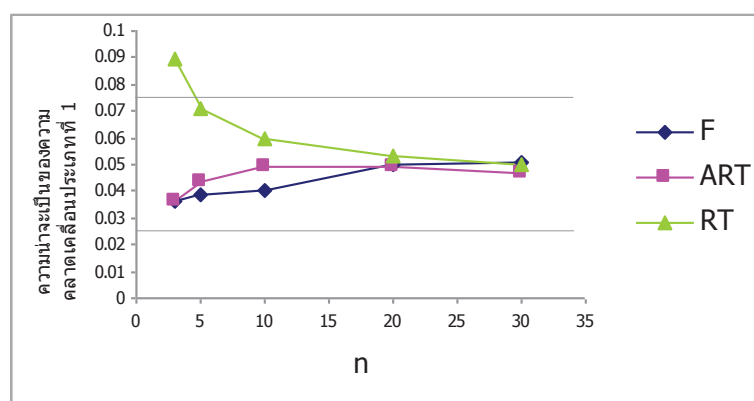
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(1)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(3)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(5)}$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.0371	0.0378	0.0886	0.0424	0.0310	0.0873	0.0461	0.0367	0.0847
	B	0.0362	0.0365	0.0897	0.0426	0.0319	0.0852	0.0477	0.0347	0.0879
	AB	0.0404	0.0439	0.0922	0.0446	0.0419	0.0898	0.0467	0.0451	0.0858
5	A	0.0385	0.0411	0.0690	0.0429	0.0435	0.0722	0.0495	0.0397	0.0697
	B	0.0391	0.0437	0.0709	0.0474	0.0406	0.0689	0.0492	0.0413	0.0687
	AB	0.0401	0.0513	0.0701	0.0437	0.0461	0.0656	0.0484	0.0457	0.0675
10	A	0.0466	0.0476	0.0592	0.0501	0.0465	0.0606	0.0500	0.0442	0.0583
	B	0.0401	0.0488	0.0593	0.0480	0.0482	0.0622	0.0483	0.0475	0.0593
	AB	0.0440	0.0514	0.0613	0.0483	0.0485	0.0563	0.0499	0.0519	0.0597
20	A	0.0474	0.0496	0.0559	0.0509	0.0467	0.0516	0.0509	0.0451	0.0511
	B	0.0496	0.0488	0.0530	0.0479	0.0491	0.0552	0.0469	0.0502	0.0570
	AB	0.0449	0.0514	0.0510	0.0478	0.0488	0.0514	0.0467	0.0475	0.0520
30	A	0.0458	0.0490	0.0510	0.0465	0.0500	0.0536	0.0473	0.0502	0.0538
	B	0.0505	0.0465	0.0498	0.0504	0.0446	0.0481	0.0503	0.0475	0.0504
	AB	0.0473	0.0499	0.0512	0.0495	0.0482	0.0507	0.0487	0.0478	0.0504

หมายเหตุ : ข้อมูลในตารางที่แสดงเป็นตัวหนาหมายถึงสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

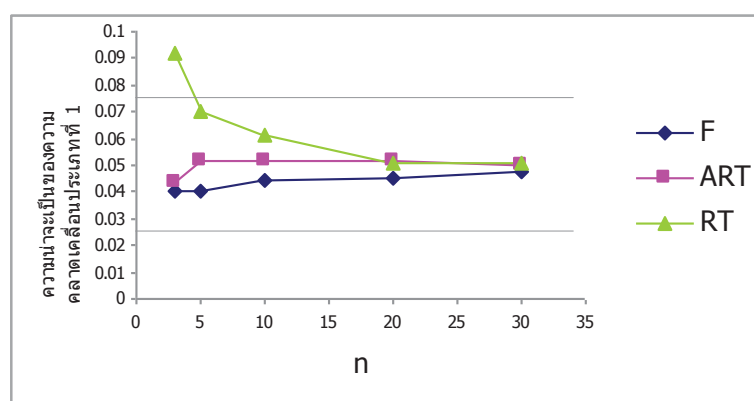
ตารางที่ 24 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาอิสระ 1, 3 และ 5 สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีทุกสถานการณ์ ยกเว้นสถิติทดสอบ RT เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 ดังแสดงในภาพที่ 9 - 11



(a)

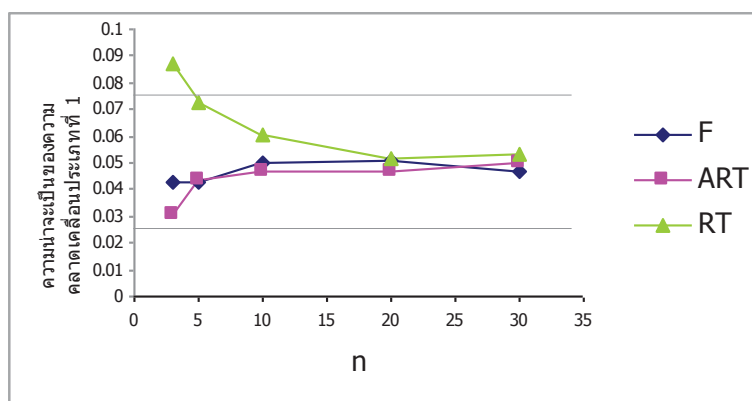


(b)

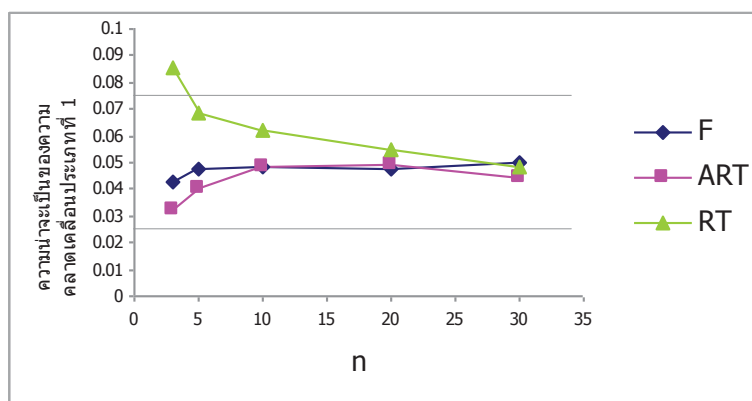


(c)

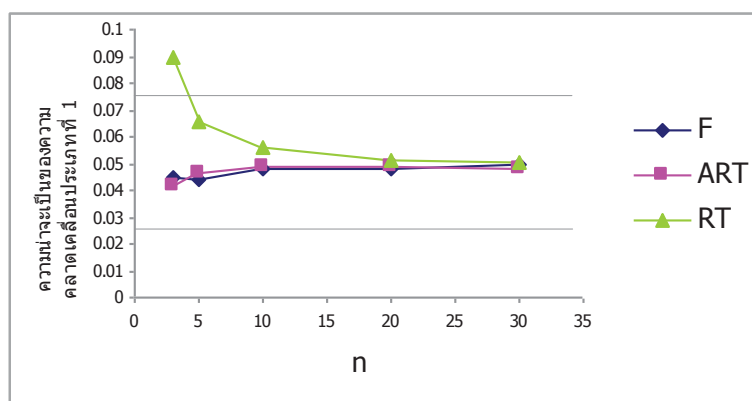
ภาพที่ 9 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$



(a)

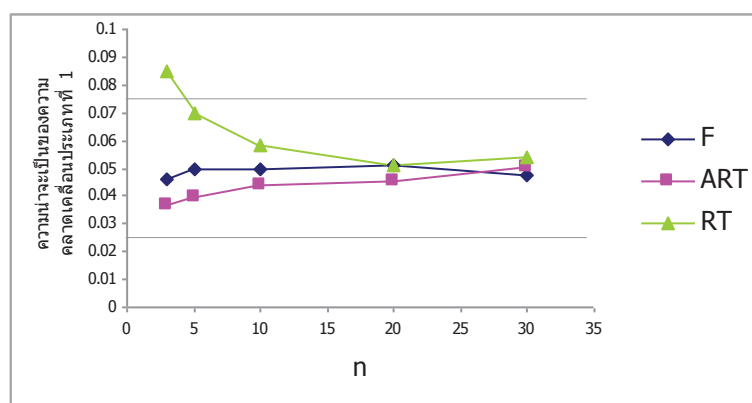


(b)

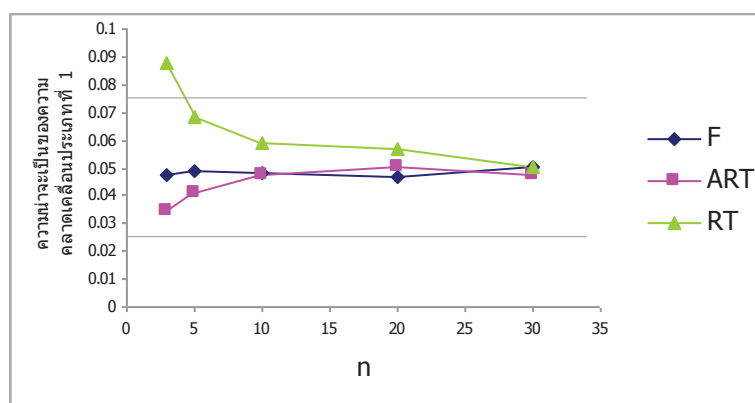


(c)

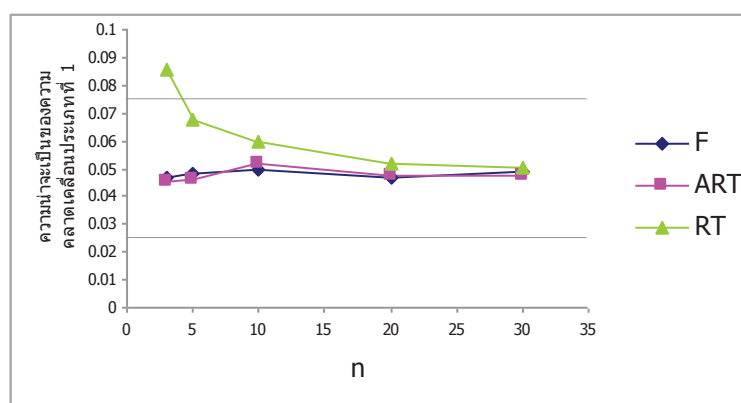
ภาพที่ 10 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(3)}$



(a)



(b)



(c)

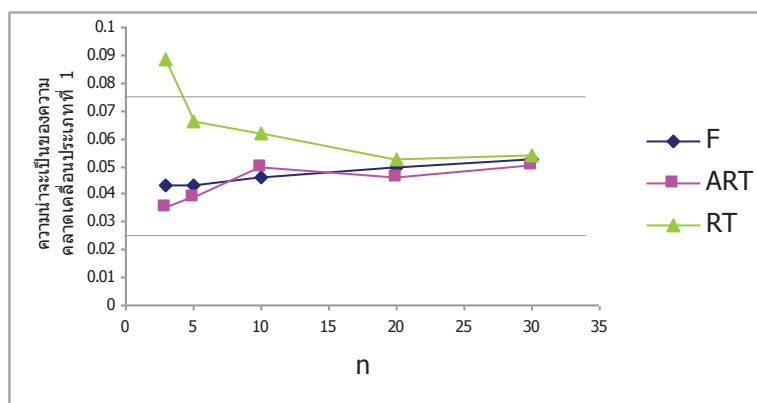
ภาพที่ 11 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(5)}$

ตารางที่ 25 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์

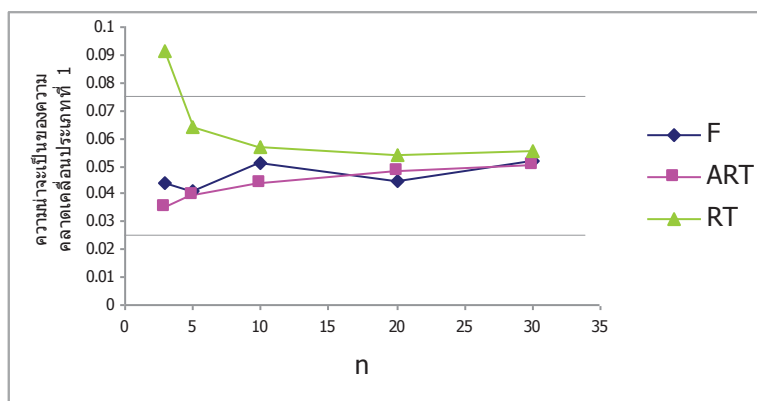
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(2,1)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(3,2)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(7,3)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.0430	0.0354	0.0887	0.0518	0.0348	0.0845	0.0515	0.0332	0.0877
	B	0.0439	0.0355	0.0915	0.0486	0.0342	0.0861	0.0508	0.0329	0.0872
	AB	0.0431	0.0438	0.0884	0.0515	0.0481	0.0866	0.0504	0.0453	0.0888
5	A	0.0434	0.0390	0.0659	0.0480	0.0406	0.0684	0.0508	0.0419	0.0705
	B	0.0409	0.0398	0.0637	0.0518	0.0391	0.0679	0.0520	0.0379	0.0690
	AB	0.0418	0.0477	0.0661	0.0492	0.0453	0.0653	0.0481	0.0449	0.0645
10	A	0.0460	0.0499	0.0620	0.0532	0.0462	0.0597	0.0490	0.0444	0.0577
	B	0.0510	0.0441	0.0565	0.0517	0.0478	0.0621	0.0499	0.0437	0.0581
	AB	0.0479	0.0479	0.0555	0.0512	0.0479	0.0593	0.0479	0.0446	0.0546
20	A	0.0494	0.0463	0.0525	0.0462	0.0492	0.0555	0.0510	0.0511	0.0572
	B	0.0448	0.0482	0.0537	0.0532	0.0453	0.0509	0.0543	0.0467	0.0541
	AB	0.0463	0.0500	0.0557	0.0530	0.0500	0.0542	0.0454	0.0463	0.0497
30	A	0.0523	0.0504	0.0541	0.0527	0.0503	0.0541	0.0528	0.0486	0.0528
	B	0.0515	0.0507	0.0553	0.0519	0.0476	0.0515	0.0518	0.0500	0.0539
	AB	0.0486	0.0517	0.0518	0.0511	0.0481	0.0516	0.0493	0.0486	0.0507

หมายเหตุ : ข้อมูลในตารางที่แสดงเป็นตัวหนาหมายถึงสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

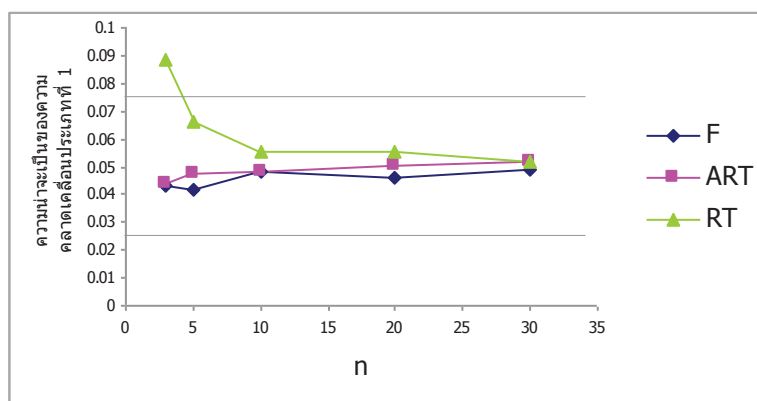
ตารางที่ 25 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ ที่มีพารามิเตอร์ γ และ ϕ เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3) สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีทุกสถานการณ์ ยกเว้นสถิติทดสอบ RT เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 ดังแสดงในภาพที่ 12 - 14



(a)

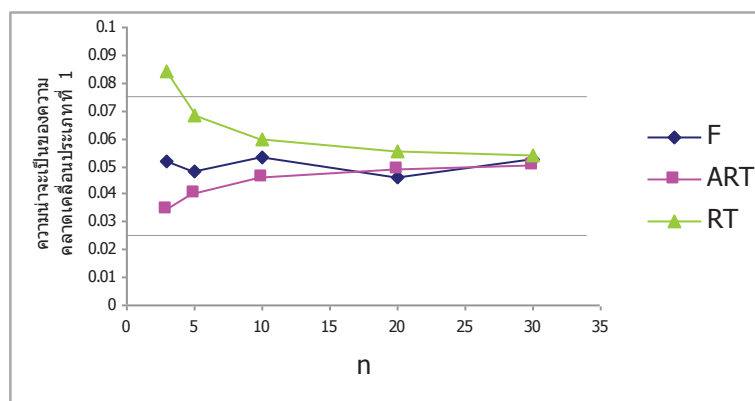


(b)

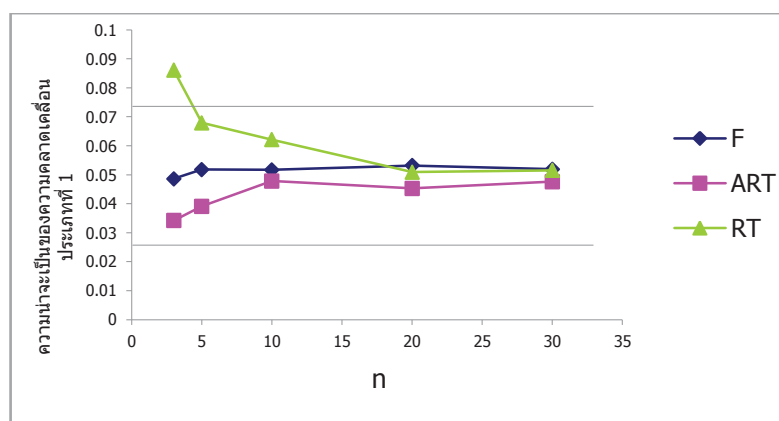


(c)

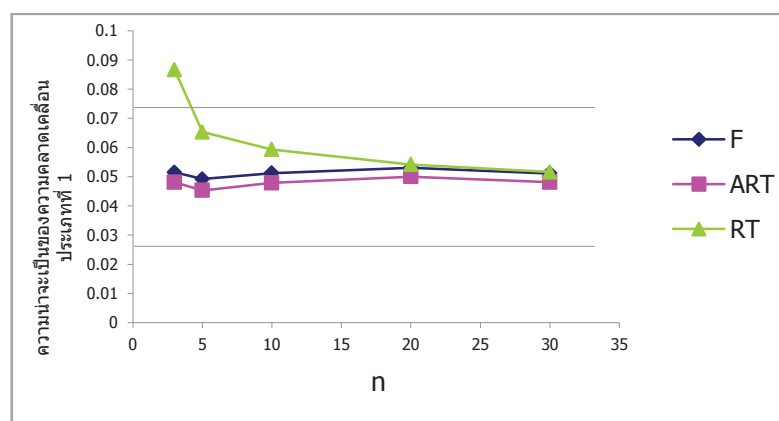
ภาพที่ 12 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1)



(a)

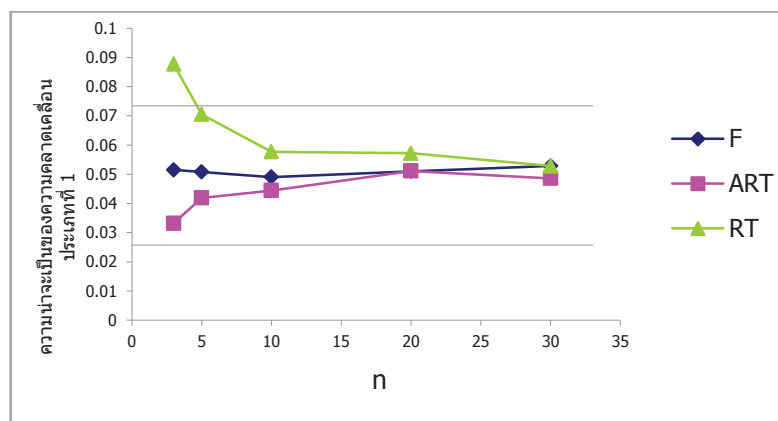


(b)

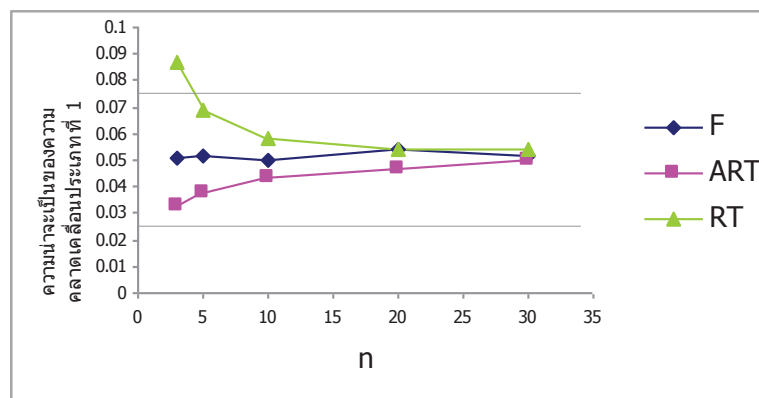


(c)

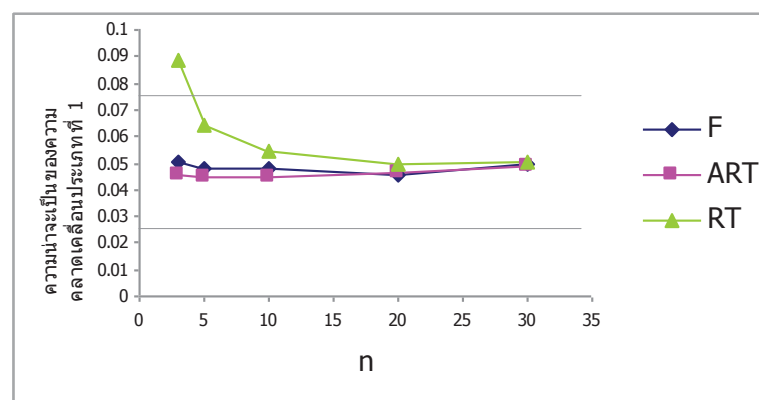
ภาพที่ 13 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(3,2)



(a)



(b)



(c)

ภาพที่ 14 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3)

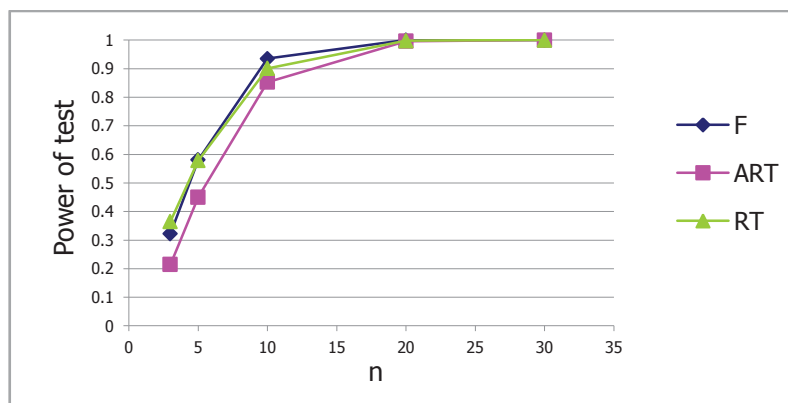
ตอนที่ 2 ผลการเปรียบเทียบสถิติทดสอบโดยพิจารณาจากอำนาจการทดสอบ

ตารางที่ 26 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

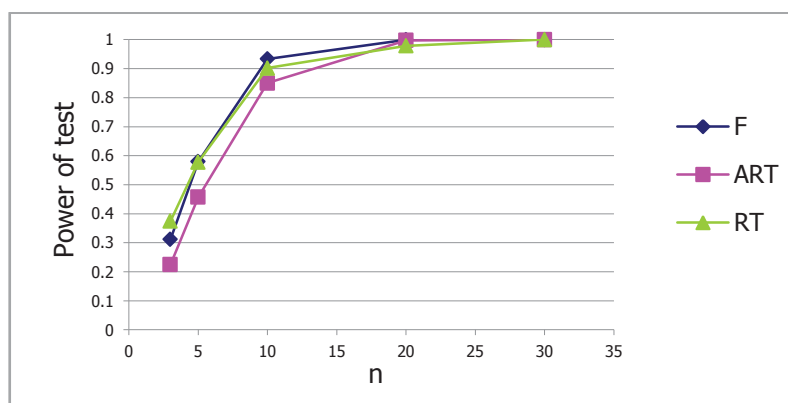
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim N(0,1)$		
		F	ART	RT
3	A	0.3225	0.2148	0.3655
	B	0.3118	0.2246	0.3746
	AB	0.1829	0.2086	0.1925
5	A	0.5811	0.4505	0.5787
	B	0.5794	0.4574	0.5778
	AB	0.2424	0.2735	0.2335
10	A	0.9353	0.8531	0.9012
	B	0.9337	0.8500	0.9021
	AB	0.3622	0.4003	0.3376
20	A	1	0.9962	0.9979
	B	0.9994	0.9973	0.9785
	AB	0.5851	0.6176	0.5481
30	A	1	1	1
	B	1	0.9999	0.9999
	AB	0.7333	0.7580	0.6960

ตารางที่ 26 แสดงให้เห็นว่า ถ้า $\varepsilon_{ijk} \sim N(0,1)$ เมื่อกำหนด $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$ กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ F มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด เมื่อจำนวนการทำซ้ำมากกว่า 5 ขึ้นไป รองมาคือ สถิติ RT และ ART ตามลำดับ เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 สถิติทดสอบ RT มีอำนาจการทดสอบสูงสุด และในกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ F

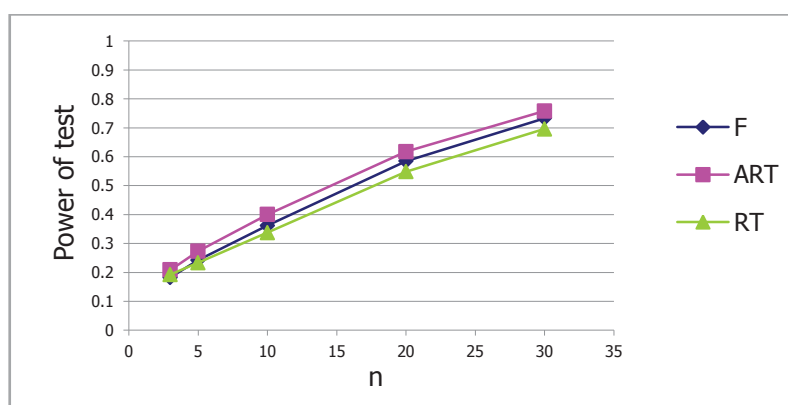
และสถิติทดสอบ RT ตามลำดับ เมื่อจำนวนการทำซ้ำเพิ่มขึ้น อำนาจการทดสอบเพิ่มขึ้นทุกสถานการณ์ดังแสดงในภาพที่ 15



(a)



(b)



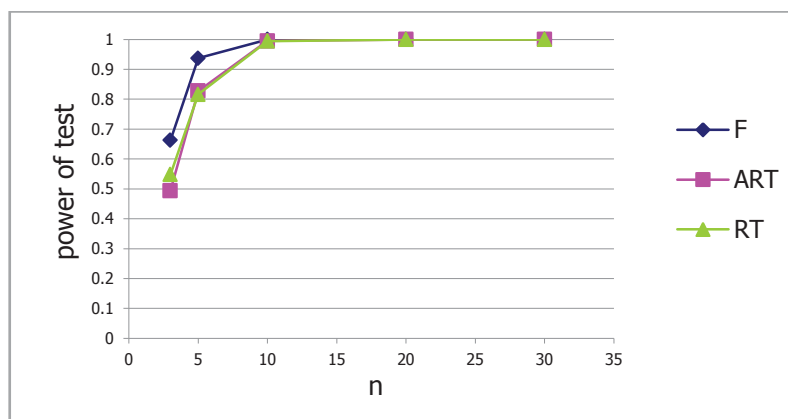
(c)

ภาพที่ 15 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

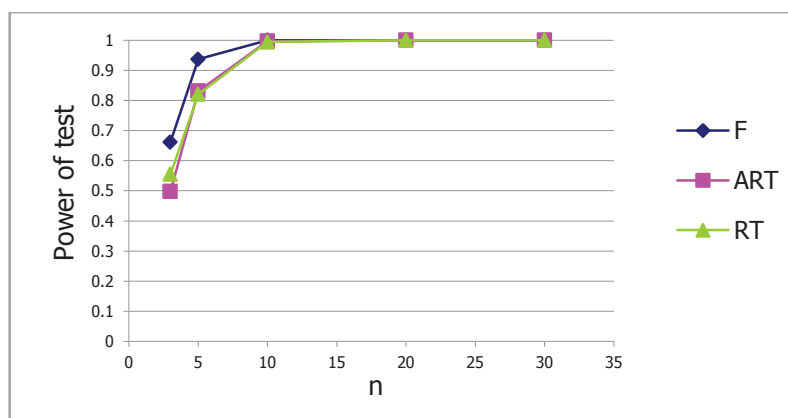
ตารางที่ 27 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim N(0,1)$		
		F	ART	RT
3	A	0.6627	0.4942	0.5479
	B	0.6618	0.4979	0.5547
	AB	0.4278	0.4837	0.3054
5	A	0.9370	0.8277	0.8164
	B	0.9365	0.8308	0.8202
	AB	0.6315	0.6814	0.4950
10	A	0.9999	0.9950	0.9945
	B	1	0.9964	0.9940
	AB	0.8917	0.9120	0.8082
20	A	1	1	1
	B	1	1	1
	AB	0.9923	0.9942	0.9821
30	A	1	1	1
	B	1	1	1
	AB	0.9996	0.9998	0.9983

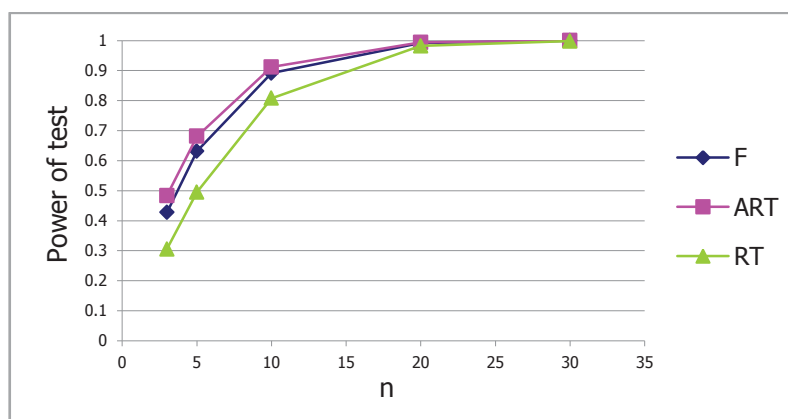
ตารางที่ 27 แสดงให้เห็นว่าถ้า $\varepsilon_{ijk} \sim N(0,1)$ เมื่อกำหนด $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$ กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ F มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดเมื่อจำนวนการทำซ้ำอยู่ระหว่าง 3 ถึง 10 ส่วนสถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงเท่ากันเมื่อจำนวนการทำซ้ำมากกว่า 20 ขึ้นไป และในกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ F และสถิติทดสอบ RT ตามลำดับดังแสดงในภาพที่ 16



(a)



(b)



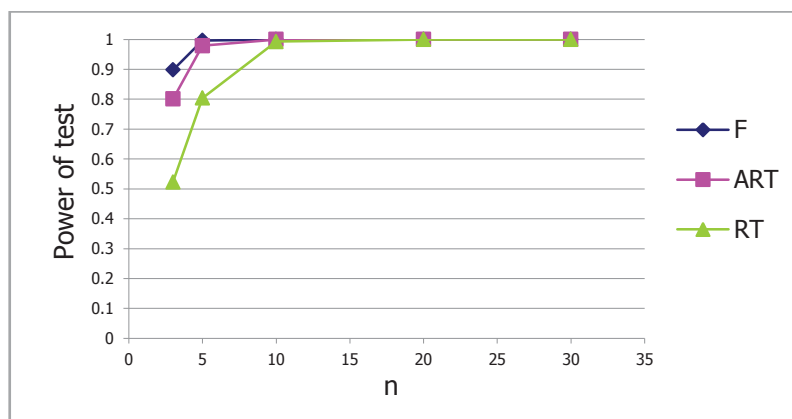
(c)

ภาพที่ 16 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และ กำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

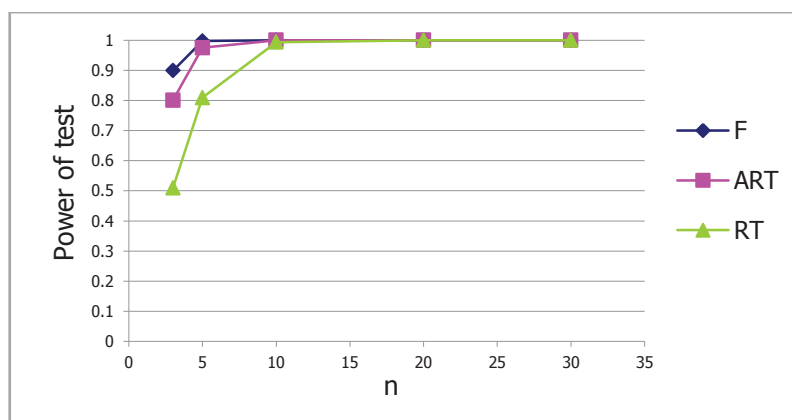
ตารางที่ 28 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$

n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim N(0,1)$		
		F	ART	RT
3	A	0.8984	0.8005	0.5227
	B	0.8987	0.8005	0.5099
	AB	0.8222	0.8586	0.5333
5	A	0.9964	0.9789	0.8039
	B	0.9971	0.9751	0.8091
	AB	0.9620	0.9734	0.7979
10	A	1	1	0.9926
	B	1	1	0.9934
	AB	0.9999	0.9999	0.9915
20	A	1	1	1
	B	1	1	1
	AB	1	1	1
30	A	1	1	1
	B	1	1	1
	AB	1	1	1

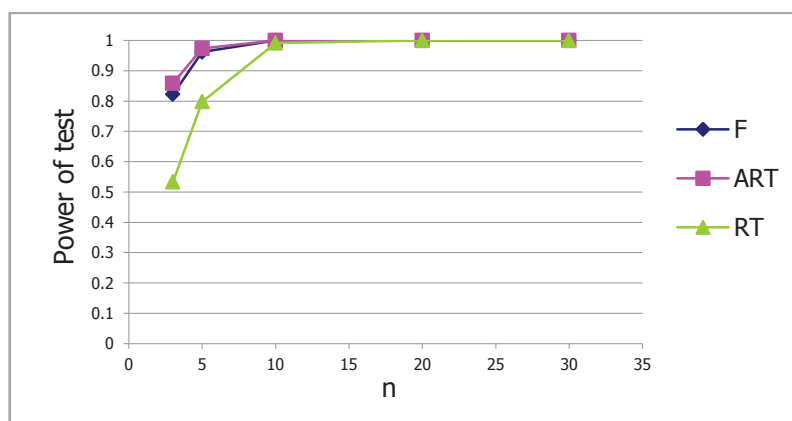
ตารางที่ 28 แสดงให้เห็นว่าถ้า $\varepsilon_{ijk} \sim N(0,1)$ เมื่อกำหนด $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$ กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ F มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดเมื่อจำนวนการทำซ้ำอยู่ระหว่าง 3 ถึง 5 ส่วนสถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงเท่ากันเมื่อจำนวนการทำซ้ำมากกว่า 20 ขึ้นไป และในกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ F และสถิติทดสอบ RT ตามลำดับดังแสดงในภาพที่ 17



(a)



(b)



(c)

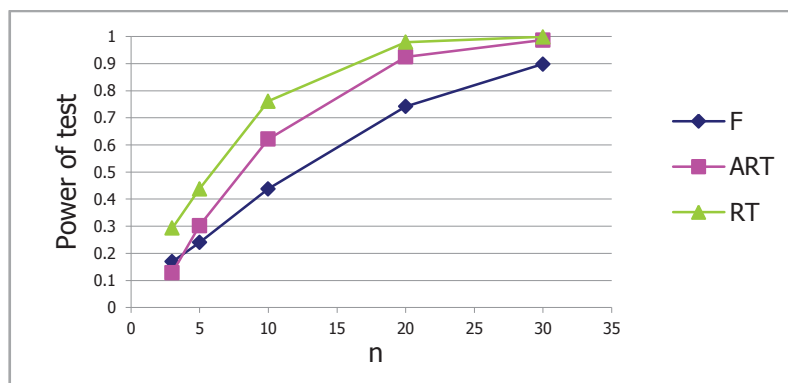
ภาพที่ 17 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และ กำหนด ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$

ตารางที่ 29 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

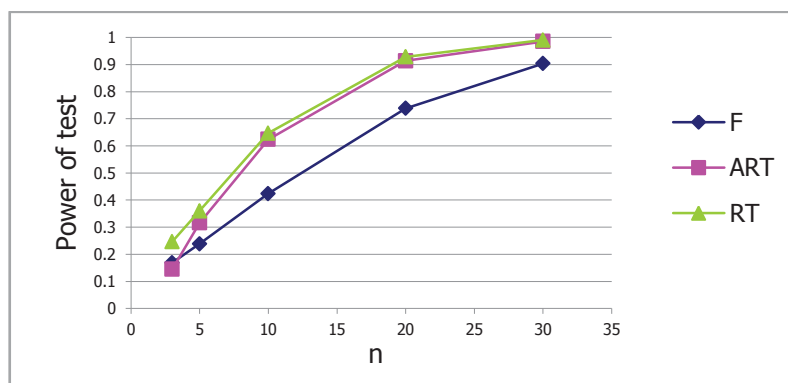
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,3)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,5)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,7)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.1693	0.1290	0.2935	0.1438	0.1283	0.2733	0.1388	0.1345	0.2659
	B	0.1688	0.1455	0.2468	0.1445	0.1391	0.2207	0.1383	0.1413	0.2085
	AB	0.1184	0.1384	0.1695	0.1219	0.1533	0.1683	0.1265	0.1638	0.1645
5	A	0.2400	0.3020	0.4377	0.1551	0.2905	0.3987	0.1346	0.3015	0.3824
	B	0.2383	0.3159	0.3599	0.1584	0.3109	0.3031	0.1357	0.3160	0.2835
	AB	0.1307	0.2105	0.1652	0.1082	0.2687	0.1489	0.1096	0.3483	0.1466
10	A	0.4382	0.6215	0.7612	0.2219	0.5567	0.7197	0.1590	0.5115	0.6847
	B	0.4239	0.6240	0.6471	0.2334	0.5361	0.5285	0.1515	0.5274	0.5051
	AB	0.1742	0.2930	0.2224	0.1141	0.3335	0.1814	0.0971	0.4096	0.1728
20	A	0.7421	0.9250	0.9794	0.3940	0.8323	0.9569	0.2312	0.7798	0.9489
	B	0.7385	0.9136	0.9281	0.3836	0.8252	0.8474	0.2379	0.7616	0.8059
	AB	0.2722	0.4186	0.3456	0.1504	0.4172	0.2832	0.1058	0.4606	0.2515
30	A	0.8980	0.9870	0.9986	0.5388	0.9417	0.9967	0.3176	0.8955	0.9940
	B	0.9034	0.9853	0.9901	0.5408	0.9351	0.9606	0.3337	0.8842	0.9313
	AB	0.3617	0.5217	0.4620	0.1924	0.4813	0.3691	0.1267	0.4953	0.3255

ตารางที่ 29 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 แต่ความแปรปรวนไม่เท่ากันโดยในส่วนที่ 1 มีความแปรปรวนเท่ากับ 1 และส่วนที่ 2 มีความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7 เมื่อกำหนด $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$ สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ ART และสถิติทดสอบ F ตามลำดับและในกรณีทดสอบ

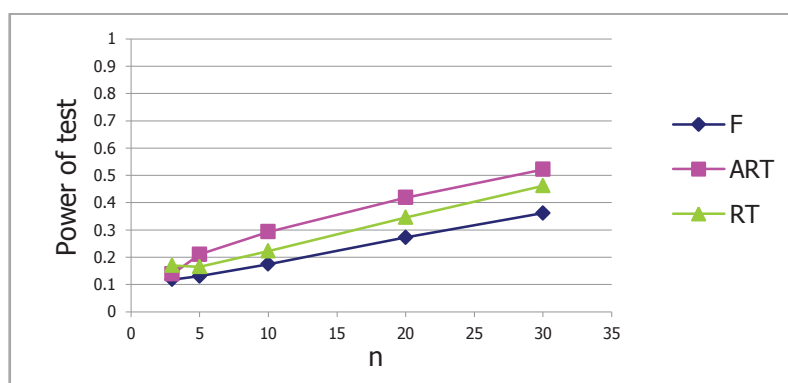
อิทธิพลร่วม AB โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ F มีค่าอำนาจการทดสอบต่ำสุดดังแสดงในภาพที่ 18-20



(a)

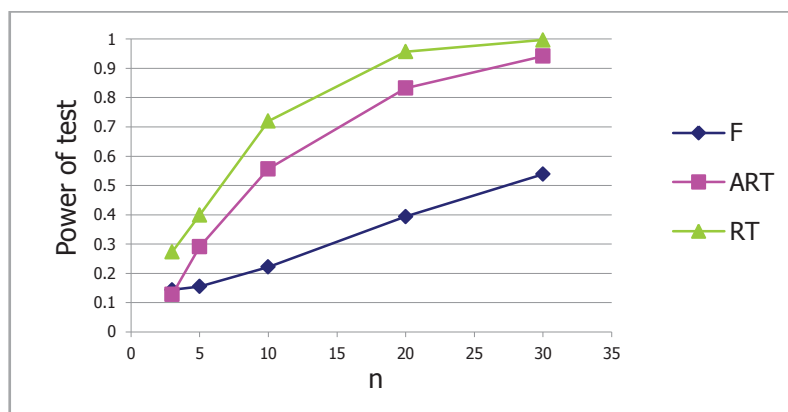


(b)

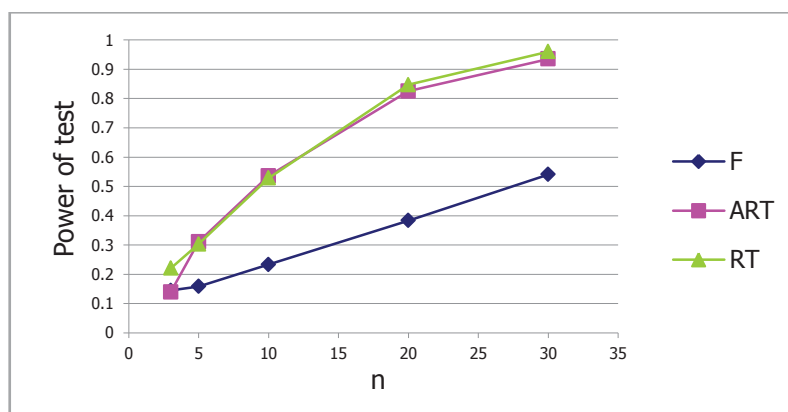


(c)

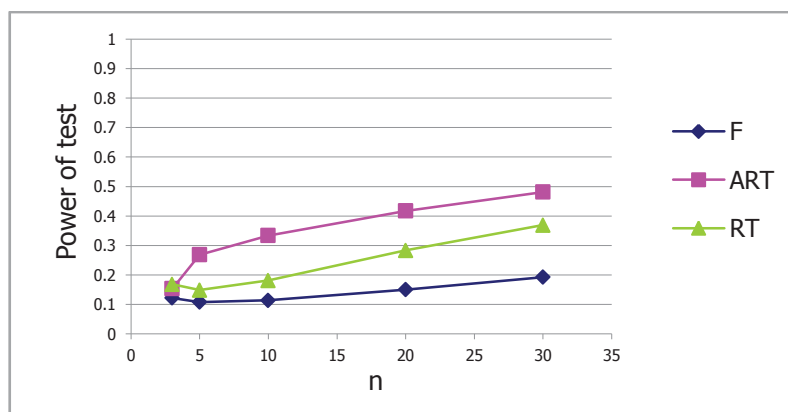
ภาพที่ 18 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$



(a)

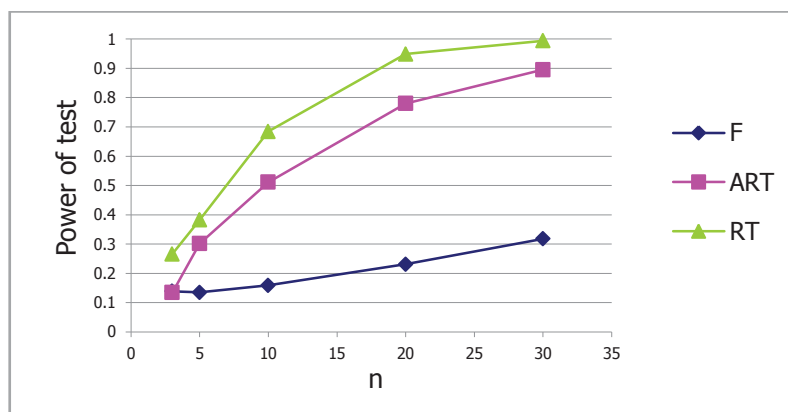


(b)

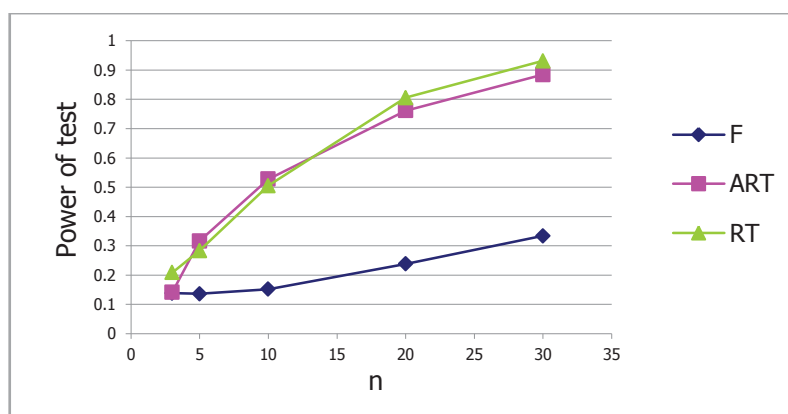


(c)

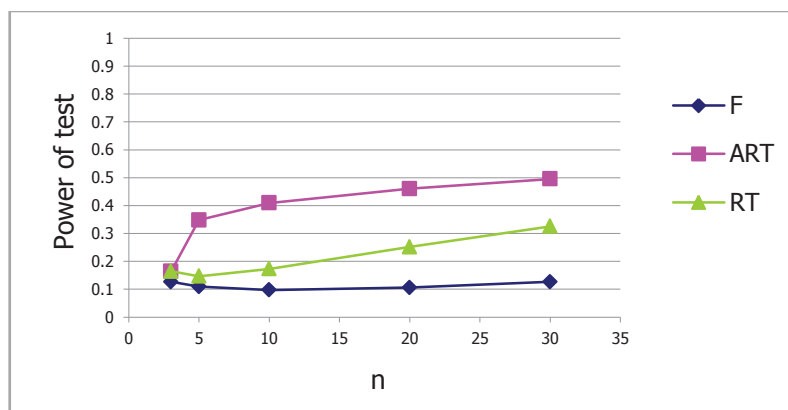
ภาพที่ 19 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$



(a)



(b)



(c)

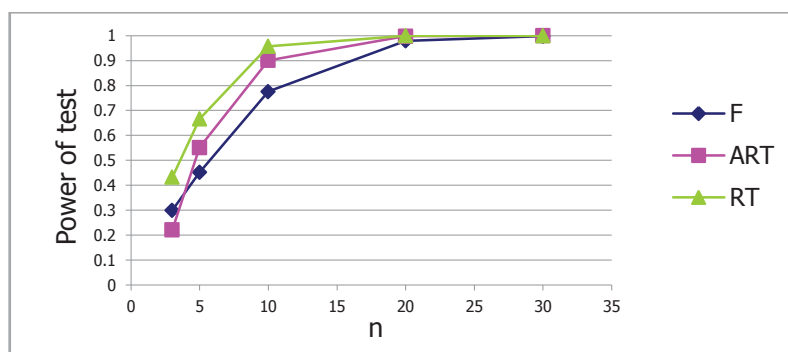
ภาพที่ 20 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,7)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

ตารางที่ 30 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

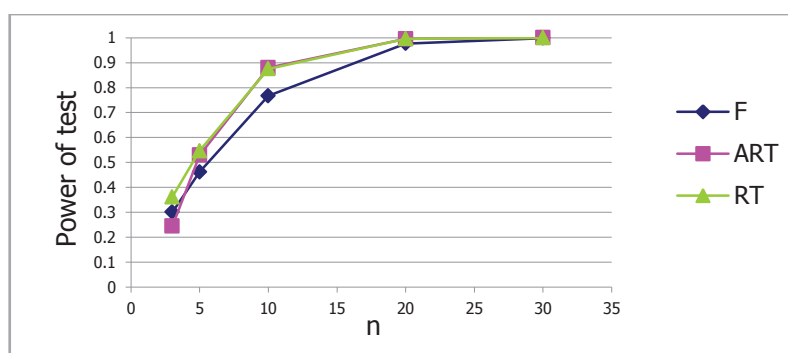
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,3)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,5)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,7)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.3001	0.2218	0.4327	0.2119	0.1513	0.4080	0.1707	0.1461	0.4074
	B	0.3003	0.2441	0.3618	0.2032	0.1873	0.2938	0.1710	0.1603	0.2556
	AB	0.2326	0.2560	0.2644	0.1726	0.1940	0.2301	0.1533	0.1852	0.2137
5	A	0.4523	0.5514	0.6663	0.2567	0.4457	0.5908	0.1852	0.4193	0.5501
	B	0.4614	0.5290	0.5464	0.2639	0.4535	0.4295	0.1895	0.4316	0.3794
	AB	0.3106	0.4459	0.3409	0.1910	0.3943	0.2615	0.1514	0.4236	0.2340
10	A	0.7762	0.9011	0.9575	0.4268	0.7895	0.9281	0.2629	0.7269	0.9089
	B	0.7671	0.8799	0.8755	0.4281	0.7738	0.7354	0.2735	0.6875	0.6418
	AB	0.5235	0.6844	0.5682	0.2816	0.5735	0.4335	0.1838	0.5502	0.3669
20	A	0.9794	0.9978	0.9998	0.7072	0.9708	0.9997	0.4585	0.9280	0.9980
	B	0.9766	0.9956	0.9959	0.7195	0.9676	0.9648	0.4610	0.9141	0.9210
	AB	0.8019	0.8963	0.8473	0.4673	0.7624	0.6885	0.2964	0.6987	0.6048
30	A	0.9982	1	1	0.8727	0.9972	1	0.6166	0.9849	1
	B	0.9985	0.9999	0.9999	0.8768	0.9938	0.9962	0.6205	0.9775	0.9874
	AB	0.9270	0.9687	0.9535	0.6312	0.8726	0.8559	0.3988	0.7916	0.7752

ตารางที่ 30 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 แต่ความแปรปรวนไม่เท่ากันโดยในส่วนที่ 1 มีความแปรปรวนเท่ากับ 1 และส่วนที่ 2 มีความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7 เมื่อกำหนด $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$ สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A อิทธิพลหลักของปัจจัย B และอิทธิพลร่วม AB เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดและเมื่อจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 5 ขึ้นไป กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B โดยส่วนใหญ่

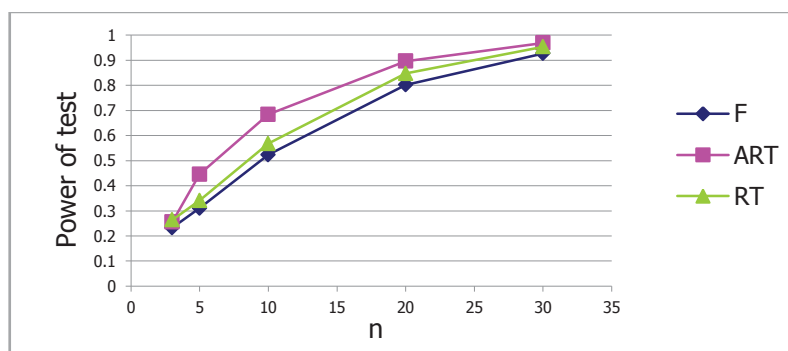
สถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงใกล้เคียงกัน ในกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่ากำลังการทดสอบสูงสุดรองมาคือสถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ F มีค่าอำนาจการทดสอบต่ำสุดดังแสดงดังแสดงในภาพที่ 21-23



(a)

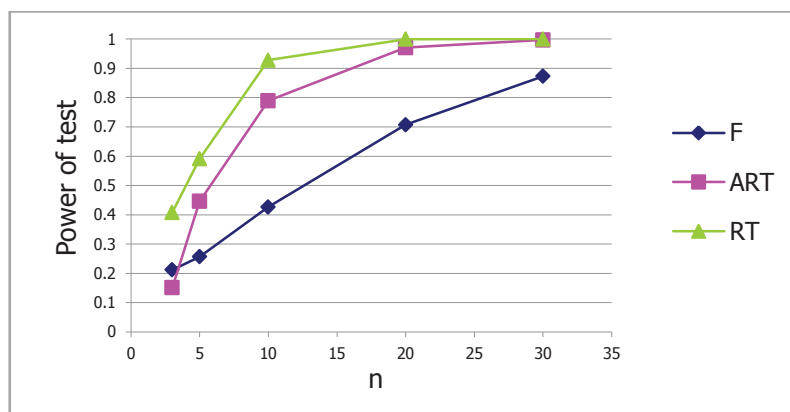


(b)

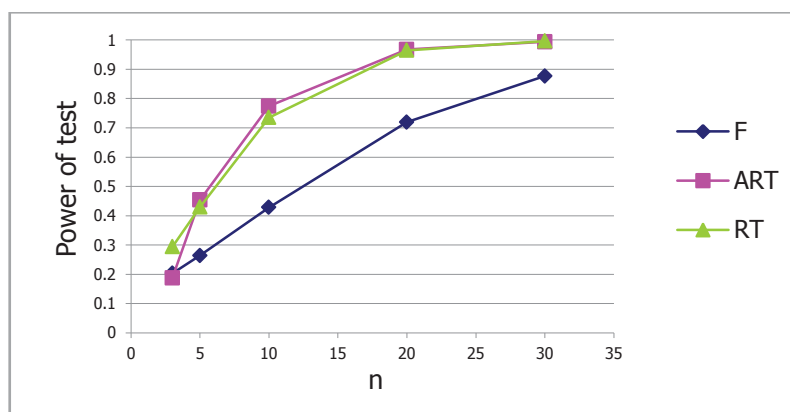


(c)

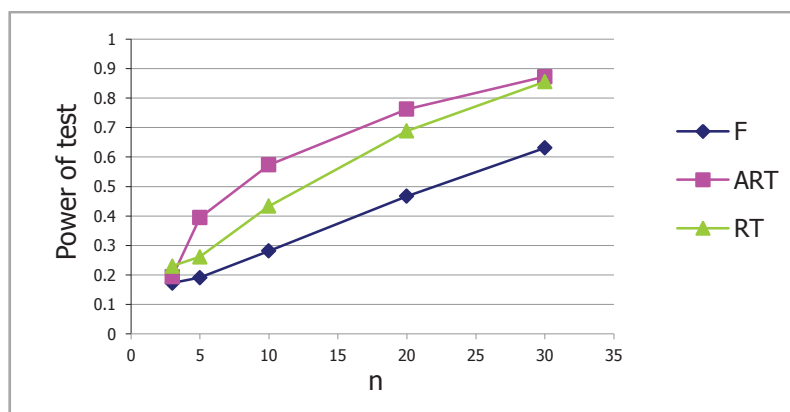
ภาพที่ 21 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$



(a)

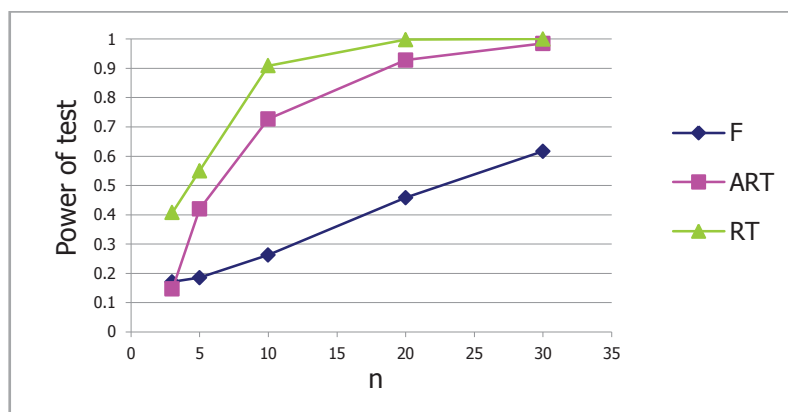


(b)

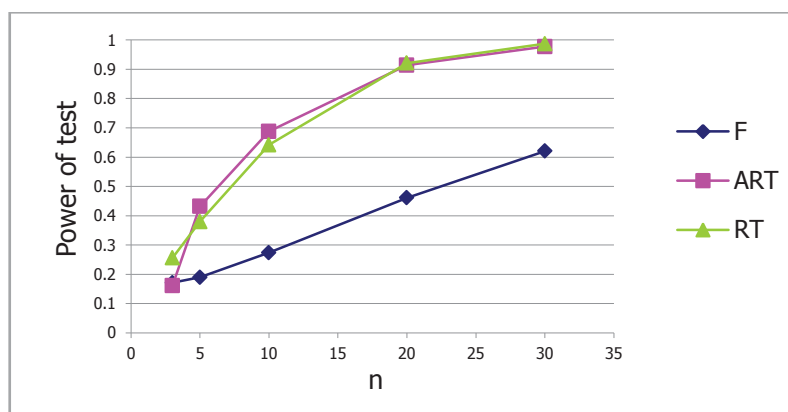


(c)

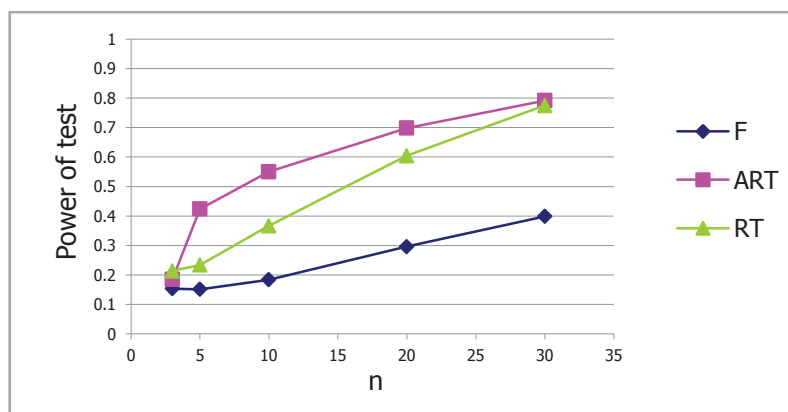
ภาพที่ 22 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$



(a)



(b)



(c)

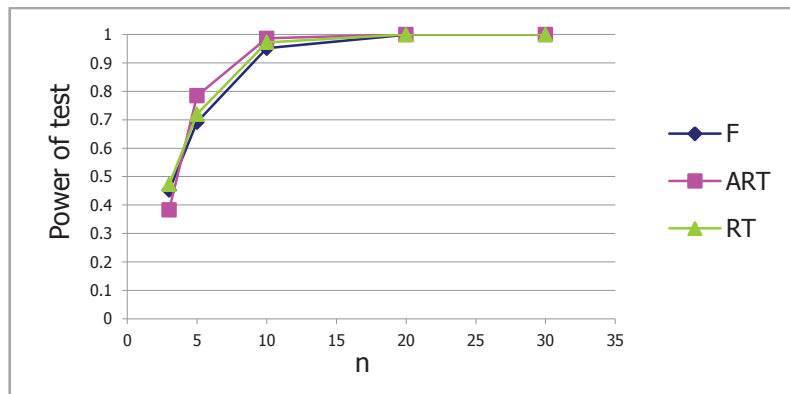
ภาพที่ 23 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,7)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

ตารางที่ 31 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$

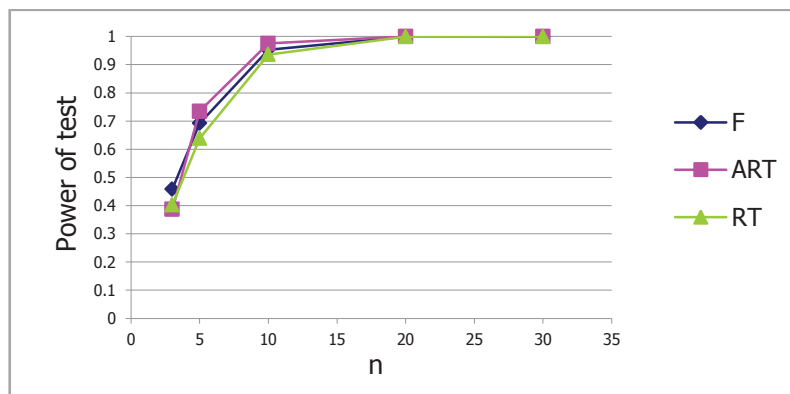
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,3)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,5)$			$\varepsilon_{ijk(2)} \sim N(0,7)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.4525	0.3833	0.4725	0.2799	0.2169	0.4508	0.2226	0.1716	0.4572
	B	0.4590	0.3866	0.4026	0.2752	0.2400	0.3126	0.2177	0.1934	0.2739
	AB	0.4556	0.4975	0.4326	0.2905	0.2958	0.3408	0.2222	0.2270	0.2903
5	A	0.6914	0.7846	0.7196	0.3939	0.6213	0.6471	0.2661	0.5379	0.5889
	B	0.6921	0.7345	0.6385	0.3888	0.5997	0.4670	0.2623	0.5435	0.3890
	AB	0.6654	0.7925	0.6254	0.3959	0.6474	0.4771	0.2752	0.5889	0.3995
10	A	0.9519	0.9865	0.9725	0.6530	0.9270	0.9586	0.4098	0.8531	0.9476
	B	0.9532	0.9751	0.9360	0.6514	0.8974	0.7772	0.4207	0.8247	0.6609
	AB	0.9225	0.9680	0.9104	0.6431	0.8780	0.7646	0.4125	0.7959	0.6556
20	A	0.9994	1	1	0.9170	0.9963	0.9999	0.6930	0.9818	0.9997
	B	0.9997	0.9999	0.9992	0.9217	0.9942	0.9754	0.6886	0.9722	0.9282
	AB	0.9980	0.9992	0.9968	0.9055	0.9845	0.9688	0.6858	0.9389	0.9198
30	A	1	1	1	0.9847	1	1	0.8545	0.9974	1
	B	1	1	1	0.9869	0.9999	0.9977	0.8541	0.9960	0.9889
	AB	1	1	1	0.9794	0.9977	0.9965	0.8463	0.9815	0.9851

ตารางที่ 31 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติที่ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 แต่ความแปรปรวนไม่เท่ากันโดยในส่วนที่ 1 มีความแปรปรวนเท่ากับ 1 และส่วนที่ 2 มีความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7 เมื่อกำหนด $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$ สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A อิทธิพลหลักของปัจจัย B เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 โดยส่วนใหญ่แล้วสถิติทดสอบ RT ให้กำลังการทดสอบสูงสุด รองมาคือ F และ ART แต่เมื่อเพิ่มจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 5 ขึ้นไป โดยส่วนใหญ่แล้วสถิติทดสอบ ART และ RT ให้กำลังการทดสอบเท่าๆกัน

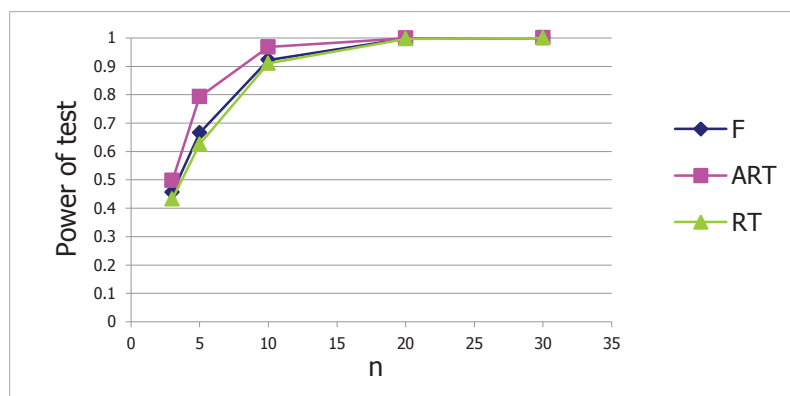
และสำหรับกรณีทดสอบอิตีพลร่วม AB เมื่อจำนวนการทำซ้ำไม่เกิน 20 โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ ART ให้กำลังการทดสอบสูงสุดรองมาคือ RT และ F ดังแสดงในภาพที่ 24-26



(a)

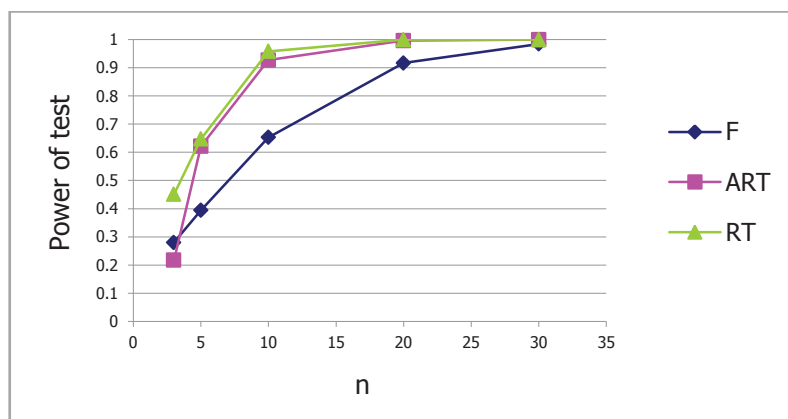


(b)

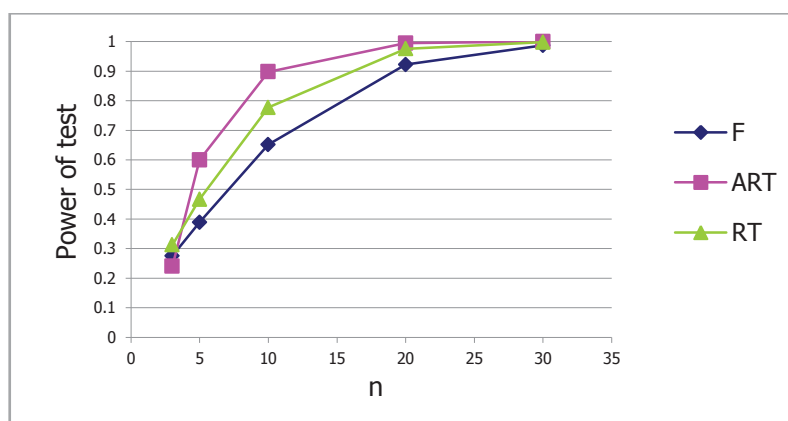


(c)

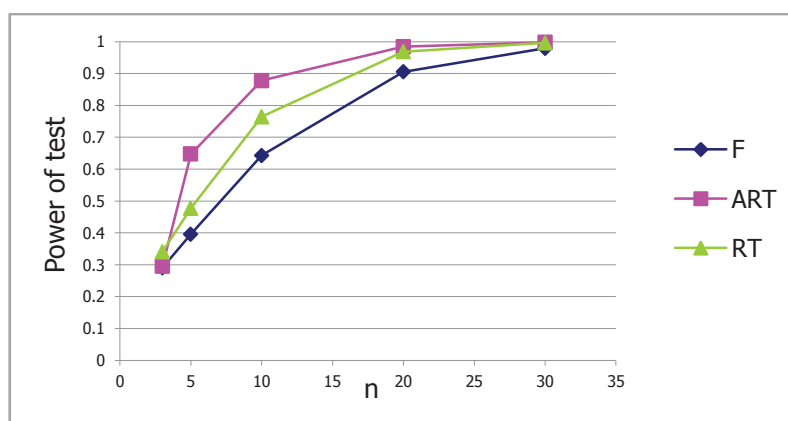
ภาพที่ 24 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$



(a)

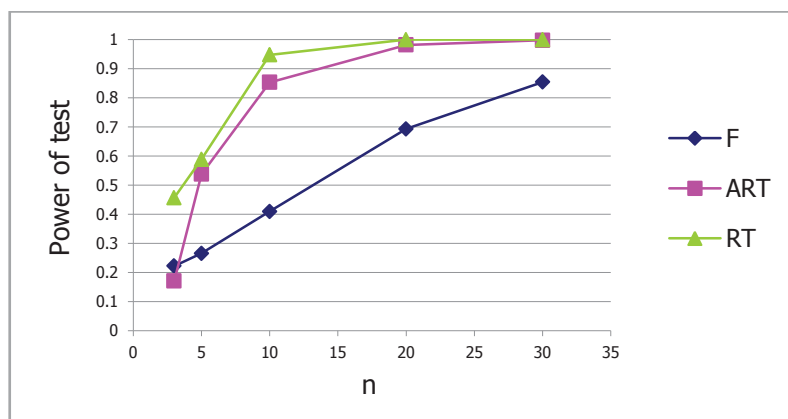


(b)

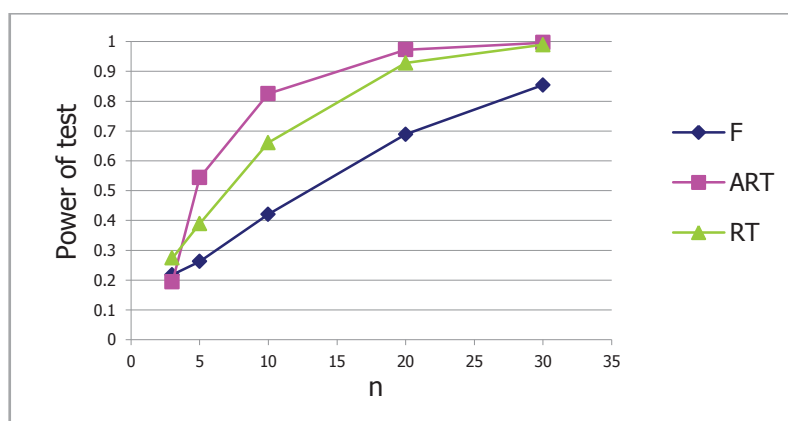


(c)

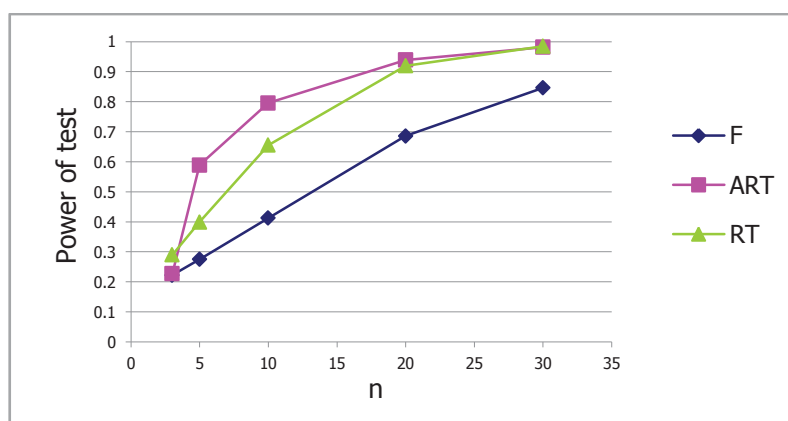
ภาพที่ 25 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$



(a)



(b)



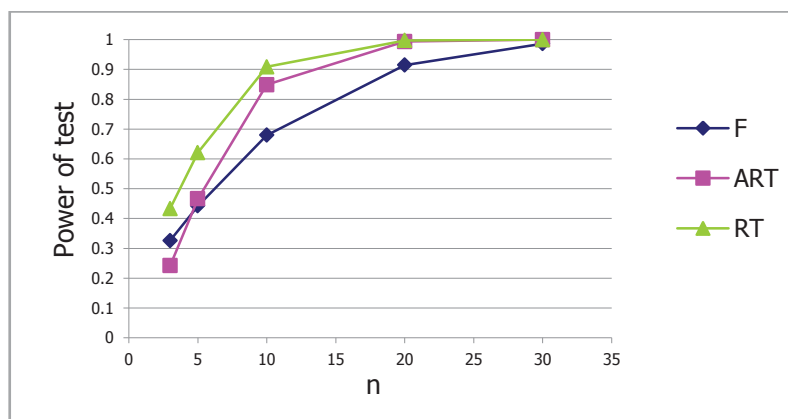
(c)

ภาพที่ 26 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และค่าคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,7)$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$

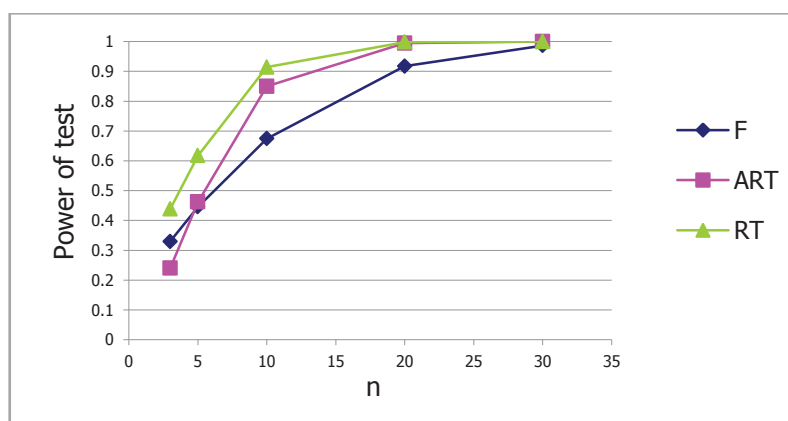
ตารางที่ 32 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็นอิสระ 1, 3 และ 5 และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(1)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(3)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(5)}$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.3260	0.2417	0.4333	0.0789	0.0660	0.1535	0.0441	0.0410	0.0998
	B	0.3296	0.2398	0.4381	0.0773	0.0649	0.1535	0.0445	0.0378	0.0961
	AB	0.1535	0.2195	0.1238	0.1029	0.1065	0.1572	0.1080	0.1008	0.1612
5	A	0.4423	0.4660	0.6213	0.1037	0.1133	0.1878	0.0607	0.0600	0.1035
	B	0.4460	0.4619	0.6176	0.1072	0.1061	0.1856	0.0569	0.0640	0.1101
	AB	0.1921	0.3246	0.1389	0.1241	0.1339	0.1550	0.1101	0.1109	0.1404
10	A	0.6798	0.8486	0.9087	0.2078	0.2691	0.3377	0.1065	0.1291	0.1653
	B	0.6740	0.8496	0.9141	0.2037	0.2788	0.3450	0.1054	0.1290	0.1691
	AB	0.2618	0.5632	0.1962	0.1464	0.1752	0.1770	0.1341	0.1382	0.1545
20	A	0.9147	0.9935	0.9973	0.4410	0.6125	0.6521	0.2376	0.3072	0.3417
	B	0.9173	0.9942	0.9981	0.4390	0.6176	0.6636	0.2317	0.3184	0.3493
	AB	0.3935	0.8480	0.3329	0.1954	0.2554	0.2360	0.1565	0.1733	0.1782
30	A	0.9864	0.9997	0.9998	0.6470	0.8346	0.8538	0.3737	0.4986	0.5248
	B	0.9862	1	1	0.6486	0.8331	0.8500	0.3849	0.4951	0.5220
	AB	0.5075	0.9506	0.4428	0.2453	0.3424	0.3027	0.1967	0.2179	0.2168

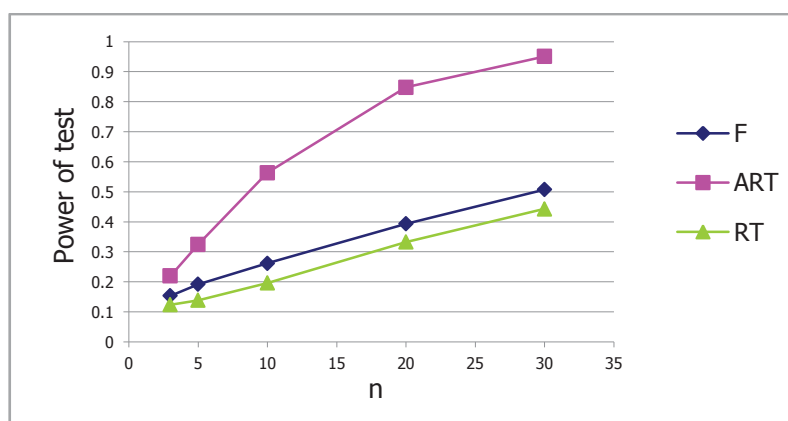
ตารางที่ 32 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 องศาอิสระเท่ากับ 1, 3 และ 5 เมื่อกำหนด $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$ ในทุกการทดสอบ ทุกสถิติทดสอบมีค่าอำนาจการทดสอบเพิ่มขึ้นถ้าเพิ่มจำนวนการทำซ้ำ สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ ART และสถิติทดสอบ F ตามลำดับและกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ F ตามลำดับ ดังแสดงในภาพที่ 27-29



(a)

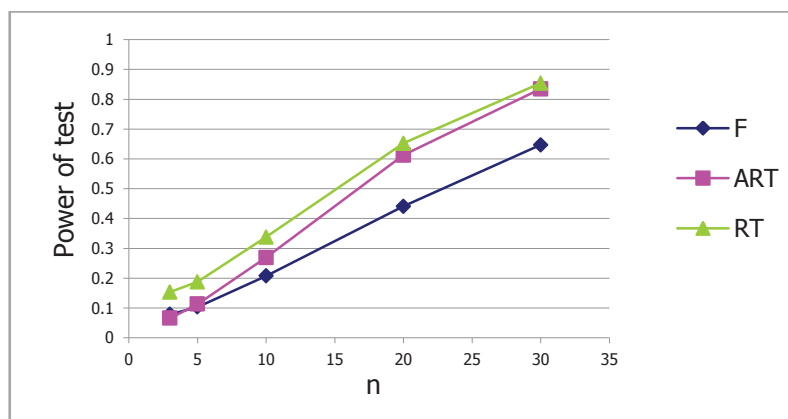


(b)

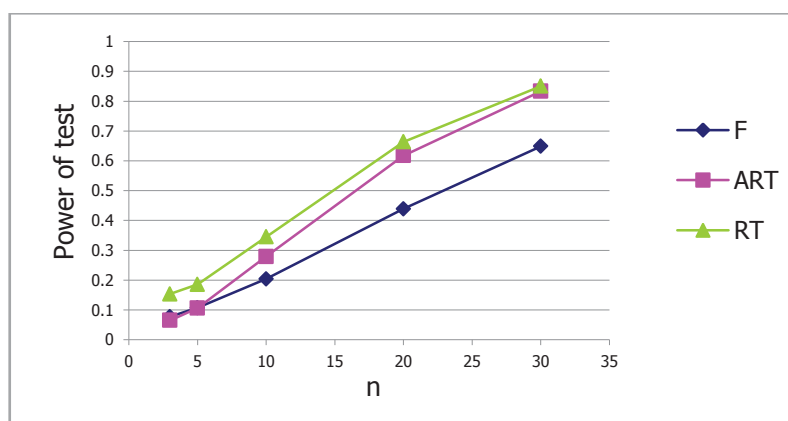


(c)

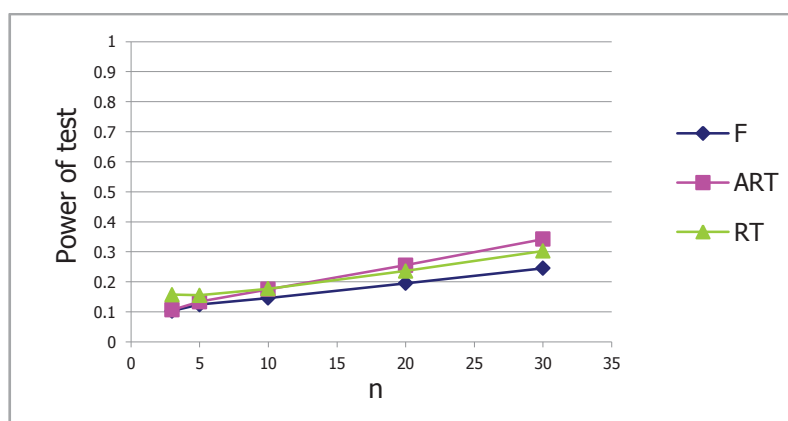
ภาพที่ 27 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$



(a)

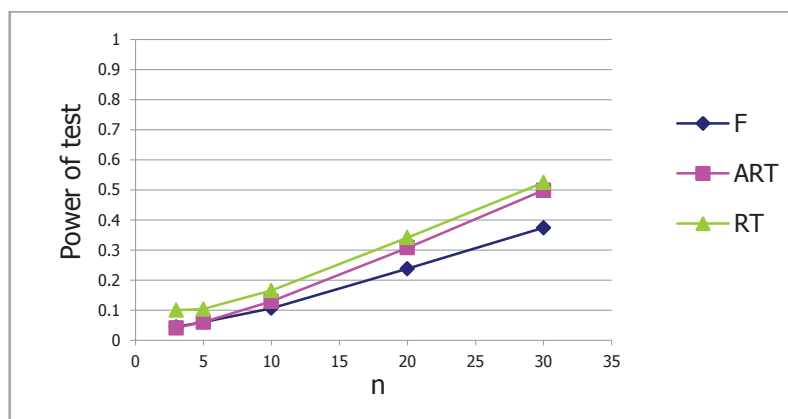


(b)

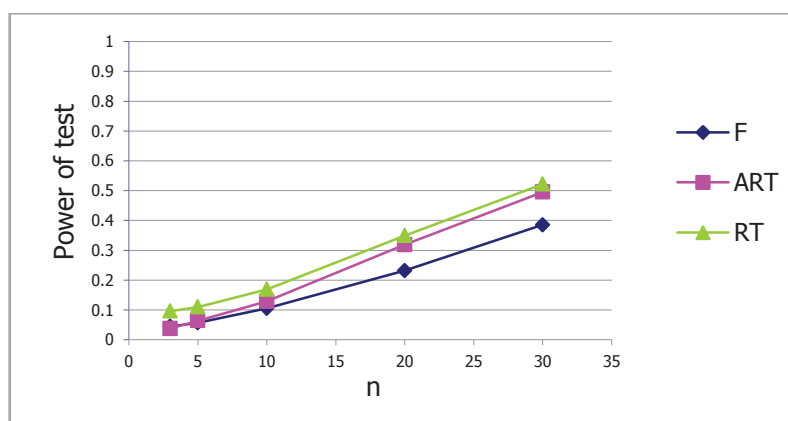


(c)

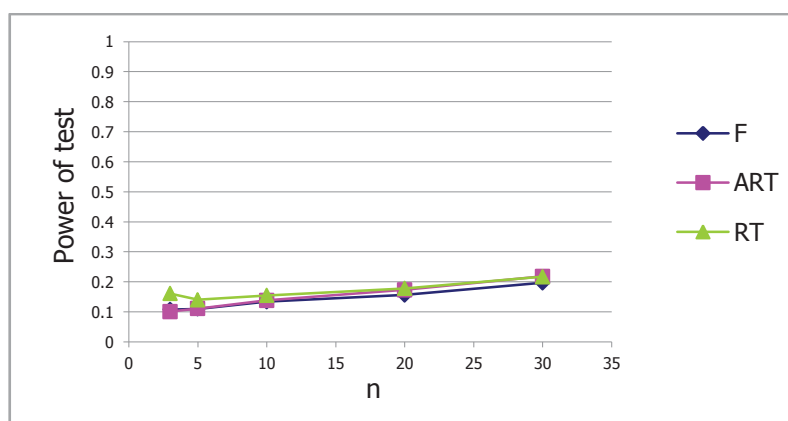
ภาพที่ 28 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(3)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$



(a)



(b)



(c)

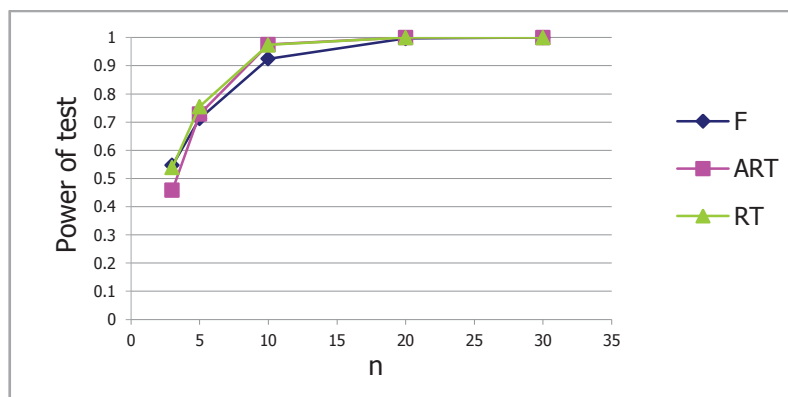
ภาพที่ 29 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(5)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

ตารางที่ 33 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็นอิสระ 1, 3 และ 5 และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

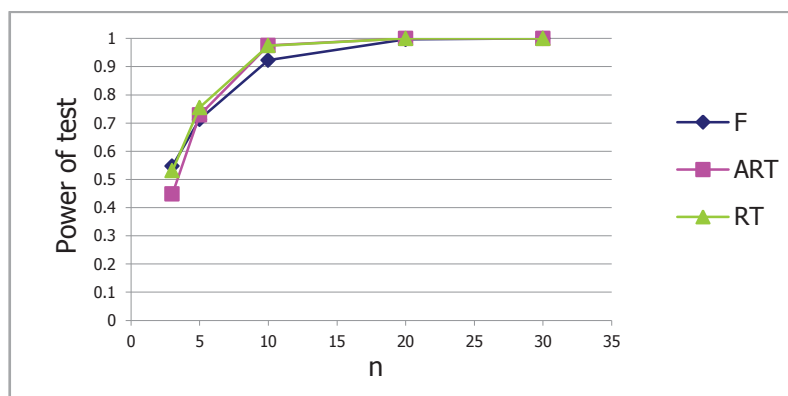
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(1)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(3)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(5)}$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.5466	0.4585	0.5391	0.1627	0.1242	0.2399	0.0859	0.0691	0.1547
	B	0.5476	0.4482	0.5311	0.1658	0.1244	0.2406	0.0865	0.0732	0.1536
	AB	0.3948	0.5153	0.1824	0.1565	0.1681	0.2016	0.1368	0.1364	0.1933
5	A	0.7126	0.7283	0.7547	0.2581	0.2581	0.3453	0.1324	0.1299	0.1998
	B	0.7130	0.7281	0.7547	0.2620	0.2454	0.3338	0.1339	0.1320	0.1989
	AB	0.5078	0.7179	0.2638	0.2119	0.2485	0.2473	0.1688	0.1766	0.2059
10	A	0.9248	0.9753	0.9740	0.4974	0.5866	0.6321	0.2773	0.3295	0.3812
	B	0.9227	0.9749	0.9744	0.5101	0.5717	0.6171	0.2883	0.3185	0.3718
	AB	0.7131	0.9535	0.4843	0.3360	0.4500	0.3809	0.2417	0.2719	0.2774
20	A	0.9966	0.9999	0.9999	0.8416	0.9281	0.9241	0.5899	0.6739	0.6980
	B	0.9966	1	0.9999	0.8437	0.9301	0.9245	0.5801	0.6806	0.7023
	AB	0.9087	0.9993	0.7740	0.5294	0.7138	0.6025	0.3702	0.4492	0.4274
30	A	0.9999	1	1	0.9640	0.9933	0.9911	0.7950	0.8839	0.8887
	B	1	1	1	0.9630	0.9936	0.9908	0.8082	0.8787	0.8804
	AB	0.9750	1	0.9143	0.6793	0.8619	0.7594	0.4969	0.5976	0.5650

ตารางที่ 33 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 องศาอิสระเท่ากับ 1, 3 และ 5 เมื่อกำหนด $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$ ในทุกการทดสอบทุกสถิติทดสอบมีค่าอำนาจการทดสอบเพิ่มขึ้นถ้าเพิ่มจำนวนการทำซ้ำ สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B กรณีจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3-5 สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบโดยส่วนใหญ่สูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ F และสถิติทดสอบ ART ตามลำดับกรณีจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 10 ขึ้นไปสถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART ให้ค่า

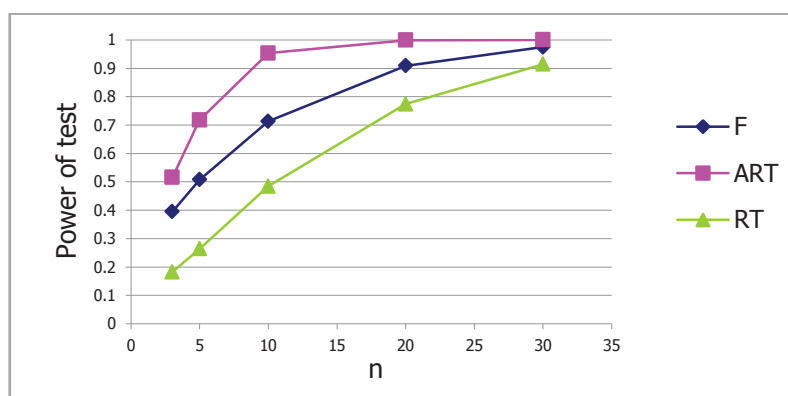
อำนาจการทดสอบสูงพอๆกัน และกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดในทุกสถานการณ์ดังแสดงในภาพที่ 30-32



(a)

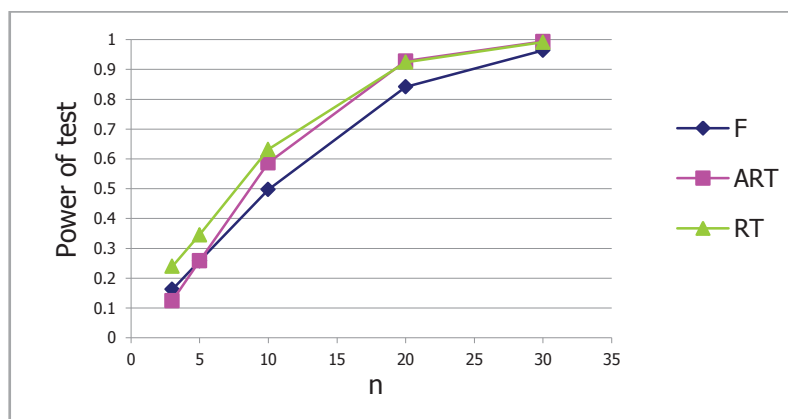


(b)

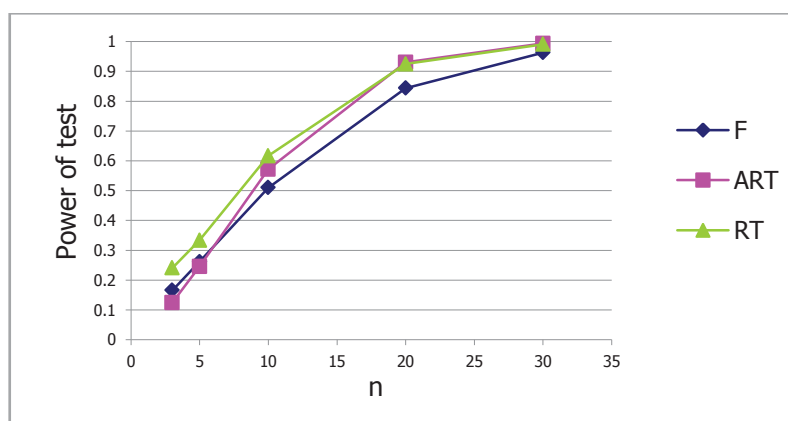


(c)

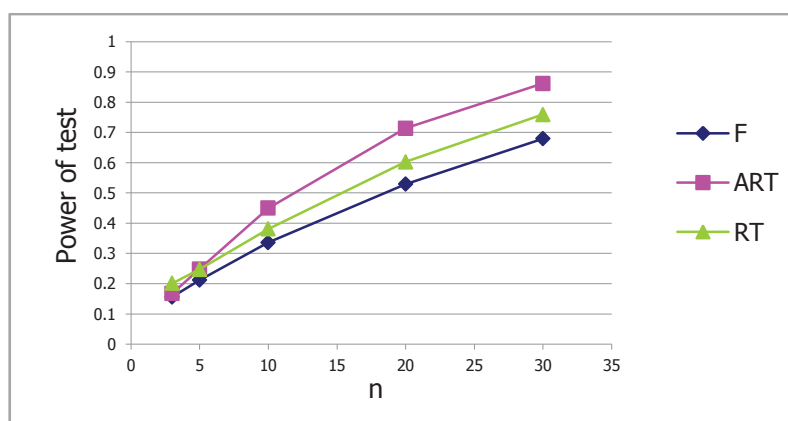
ภาพที่ 30 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$



(a)

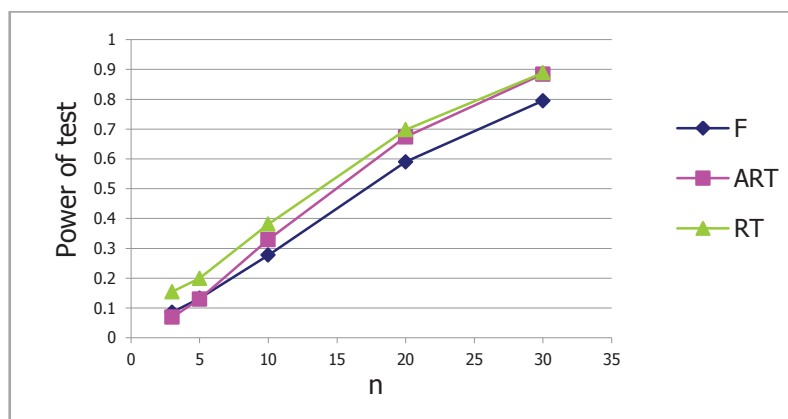


(b)

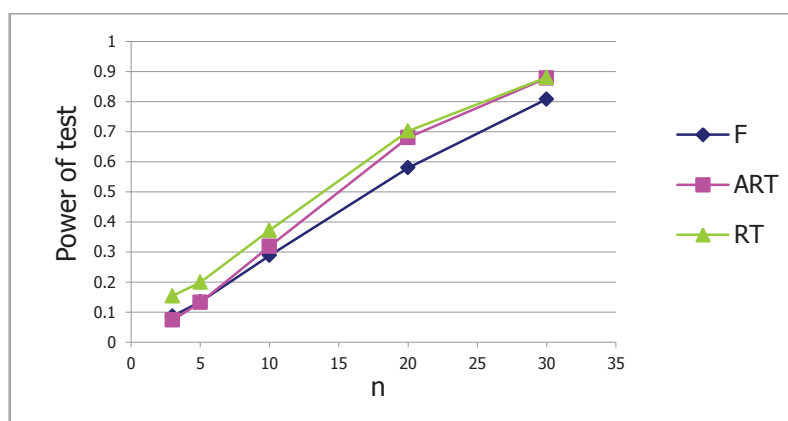


(c)

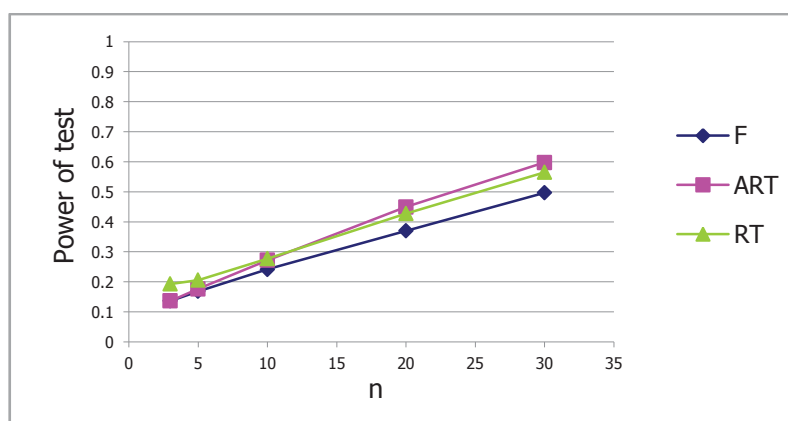
ภาพที่ 31 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(3)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$



(a)



(b)



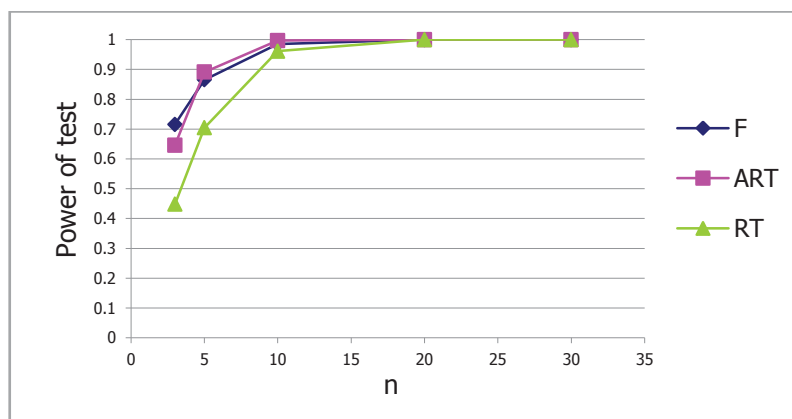
(c)

ภาพที่ 32 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(5)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

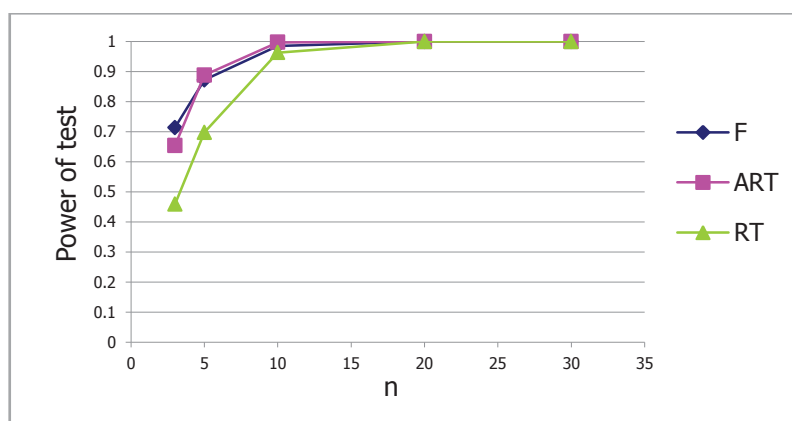
ตารางที่ 34 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาความเป็นอิสระ 1, 3 และ 5 และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$

n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(1)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(3)}$			$\varepsilon_{ijk} \sim \chi^2_{(5)}$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.7154	0.6459	0.4480	0.2745	0.2339	0.3011	0.1540	0.1232	0.2183
	B	0.7135	0.6532	0.4588	0.2851	0.2245	0.2915	0.1510	0.1268	0.2158
	AB	0.6955	0.7886	0.4538	0.3080	0.3459	0.3389	0.2135	0.2231	0.2705
5	A	0.8651	0.8910	0.7043	0.4663	0.4395	0.4568	0.2528	0.2454	0.3118
	B	0.8722	0.8882	0.6974	0.4553	0.4519	0.4701	0.2557	0.2494	0.3128
	AB	0.8307	0.9370	0.6837	0.4508	0.5364	0.4674	0.3055	0.3350	0.3478
10	A	0.9853	0.9964	0.9614	0.7845	0.8360	0.7931	0.5183	0.5617	0.5780
	B	0.9853	0.9973	0.9629	0.7804	0.8392	0.7898	0.5235	0.5617	0.5786
	AB	0.9706	0.9983	0.9483	0.6958	0.8378	0.7378	0.5079	0.5868	0.5560
20	A	0.9999	1	1	0.9801	0.9946	0.9845	0.8682	0.9147	0.9039
	B	0.9997	1	0.9996	0.9810	0.9945	0.9837	0.8704	0.9139	0.9012
	AB	0.9991	1	0.9988	0.9223	0.9867	0.9522	0.7644	0.8617	0.8210
30	A	1	1	1	0.9993	0.9999	0.9993	0.9767	0.9903	0.9841
	B	1	1	1	0.9987	0.9998	0.9996	0.9779	0.9895	0.9852
	AB	1	1	1	0.9823	0.9988	0.9914	0.8956	0.9562	0.9331

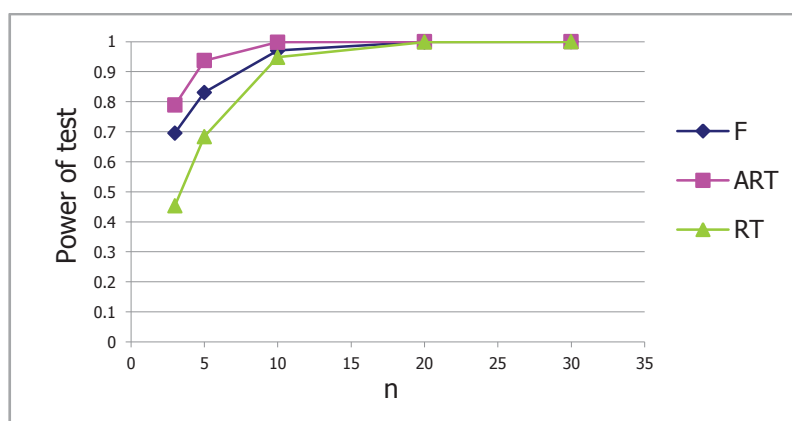
ตารางที่ 34 แสดงให้เห็นว่า เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 องศาอิสระเท่ากับ 1, 3 และ 5 เมื่อกำหนด $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$ สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B กรณีจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3-5 สถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงใกล้เคียงกัน กรณีจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 10 ขึ้นไปโดยส่วนใหญ่และสถิติทดสอบ ART ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ RT และกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดในทุกสถานการณ์ ดังแสดงในภาพที่ 33-35



(a)

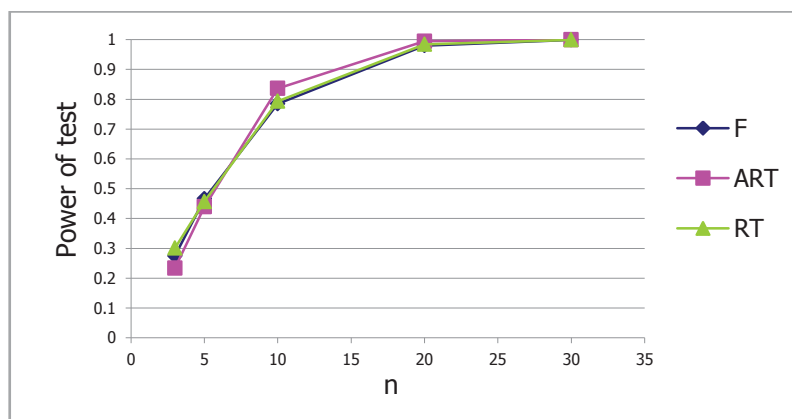


(b)

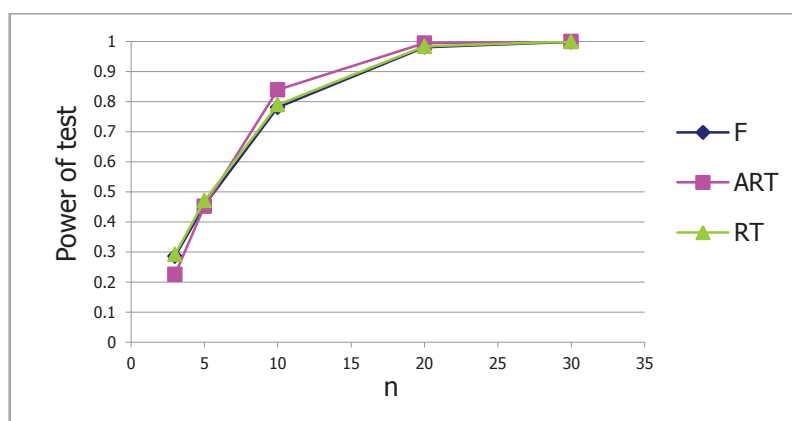


(c)

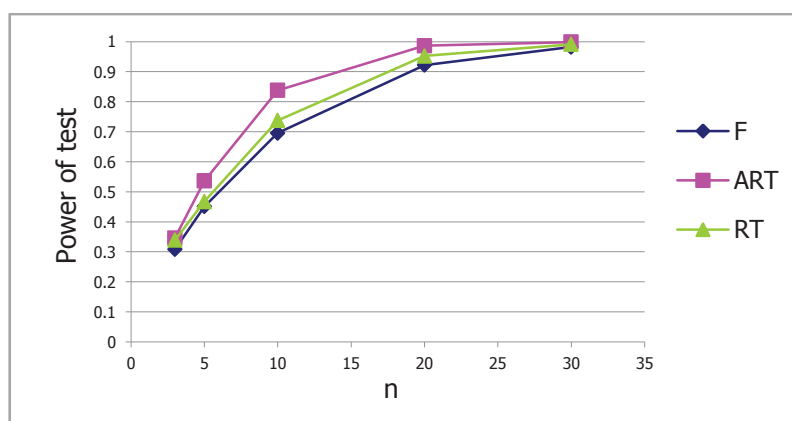
ภาพที่ 33 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$



(a)

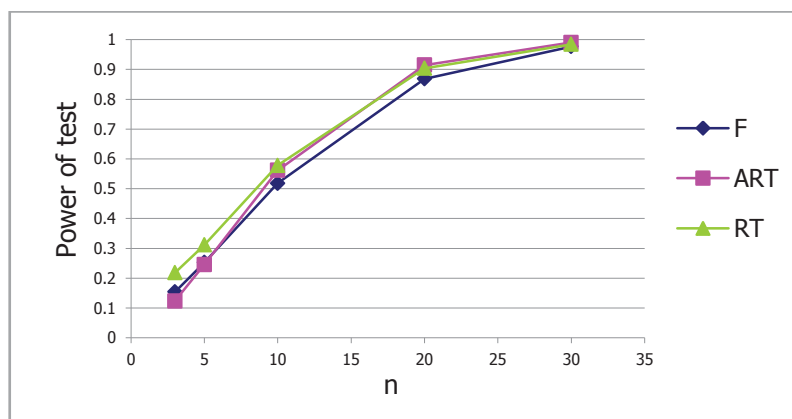


(b)

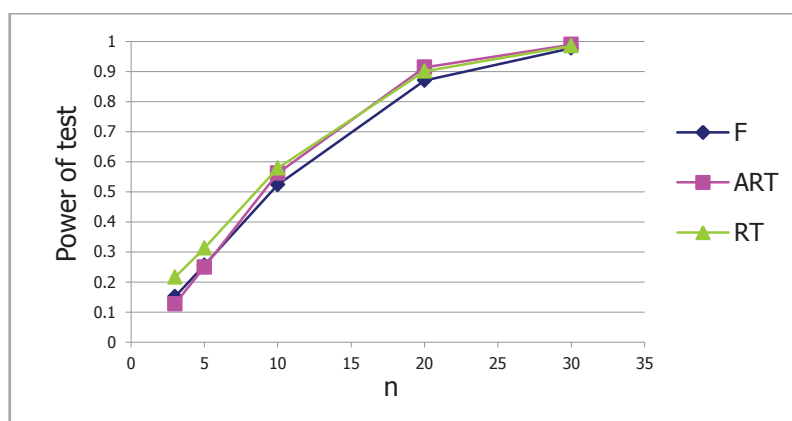


(c)

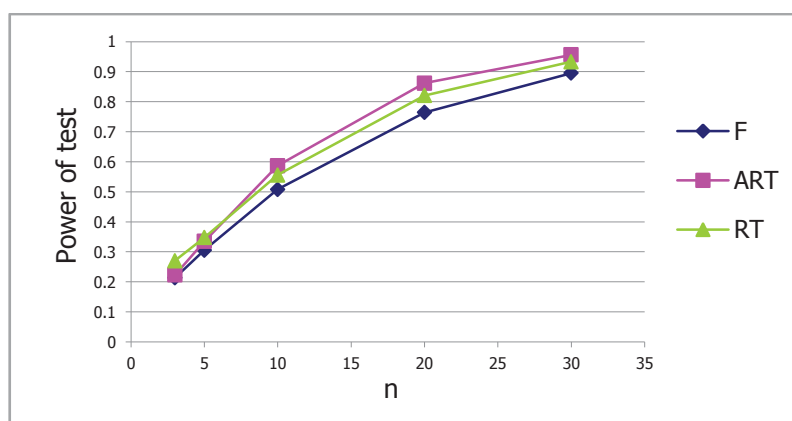
ภาพที่ 34 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(3)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$



(a)



(b)



(c)

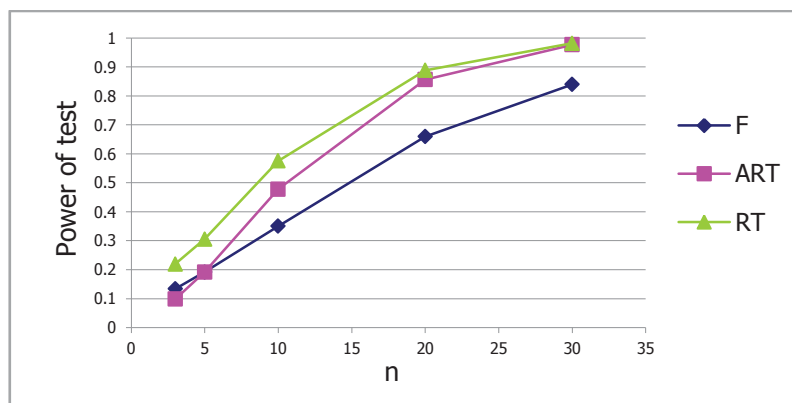
ภาพที่ 35 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(5)}$ ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$

ตารางที่ 35 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

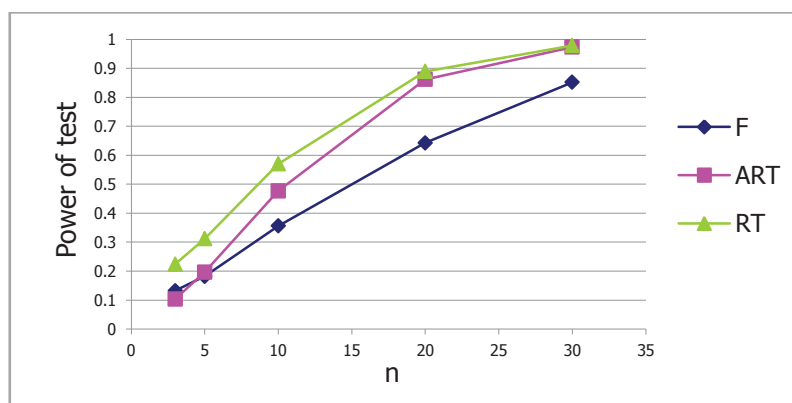
n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(2,1)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(3,2)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(7,3)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.1339	0.0988	0.2197	0.1715	0.1180	0.2338	0.0699	0.0524	0.1120
	B	0.1322	0.1035	0.2242	0.1644	0.1297	0.2427	0.0651	0.0546	0.1236
	AB	0.1103	0.1249	0.1555	0.1434	0.1539	0.1844	0.1229	0.1181	0.1729
5	A	0.1921	0.1919	0.3058	0.2985	0.2441	0.3430	0.0940	0.0881	0.1347
	B	0.1821	0.1963	0.3117	0.2983	0.2425	0.3383	0.0962	0.0867	0.1327
	AB	0.1286	0.1556	0.1540	0.1677	0.1752	0.1831	0.1391	0.1369	0.1604
10	A	0.3505	0.4783	0.5760	0.6283	0.5802	0.6520	0.2081	0.1948	0.2325
	B	0.3558	0.4770	0.5701	0.6467	0.5617	0.6363	0.2088	0.1957	0.2322
	AB	0.1759	0.2428	0.2000	0.2375	0.2591	0.2413	0.1666	0.1664	0.1740
20	A	0.6597	0.8564	0.8888	0.9550	0.9206	0.9403	0.4833	0.4523	0.4836
	B	0.6429	0.8619	0.8898	0.9523	0.9206	0.9442	0.4978	0.4427	0.4711
	AB	0.2382	0.4125	0.2898	0.3831	0.4085	0.3737	0.2120	0.2089	0.2106
30	A	0.8400	0.9767	0.9821	0.9959	0.9917	0.9942	0.7244	0.6682	0.6927
	B	0.8520	0.9734	0.9791	0.9965	0.9903	0.9932	0.7213	0.6731	0.6970
	AB	0.3137	0.5476	0.3891	0.5066	0.5369	0.4966	0.2646	0.2598	0.2550

ตารางที่ 35 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ ที่มีพารามิเตอร์ γ และ ϕ เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3) เมื่อกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$ ในทุกการทดสอบ ทุกสถิติทดสอบมีค่าอำนาจการทดสอบเพิ่มขึ้นถ้าเพิ่มจำนวนการทำซ้ำ เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุดทุกการทดสอบ เมื่อจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 5 สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ ART และสถิติทดสอบ F ตามลำดับและกรณี

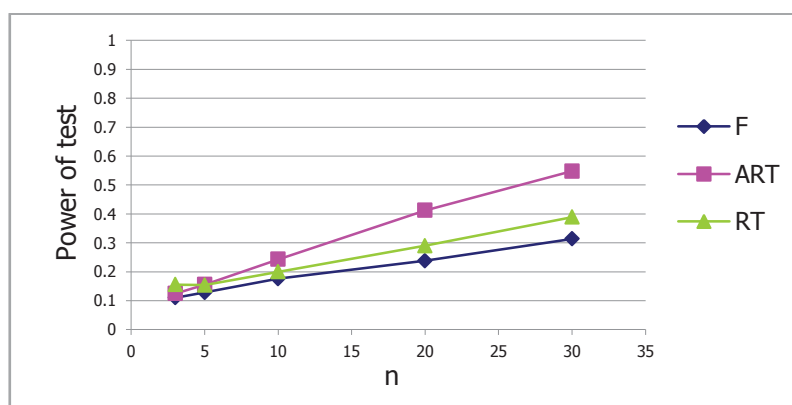
ทดสอบอิทธิพลร่วม AB โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด รองมาคือสถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ F ตามลำดับ ดังแสดงในภาพที่ 36-38



(a)

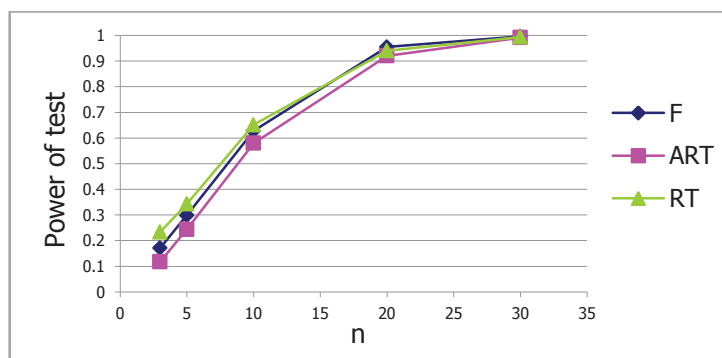


(b)

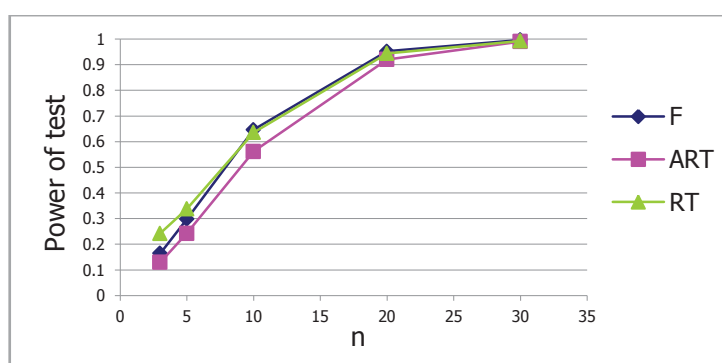


(c)

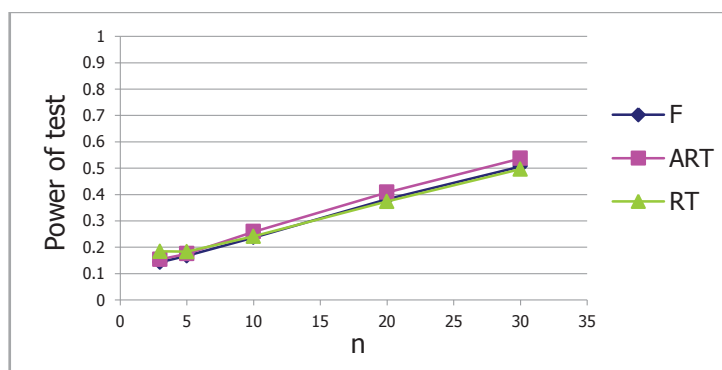
ภาพที่ 36 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1)ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$



(a)

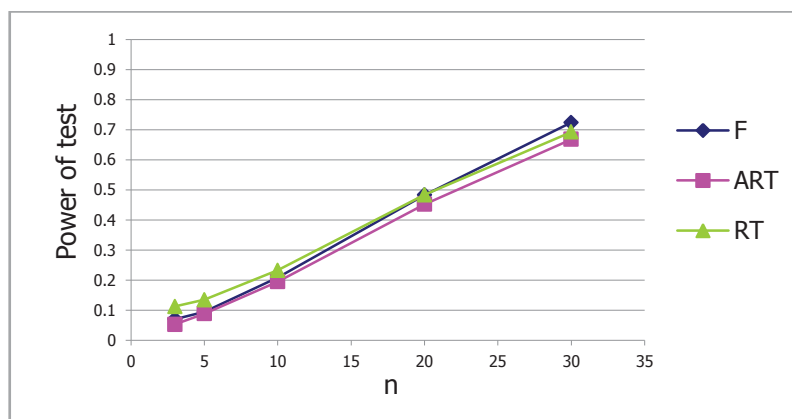


(b)

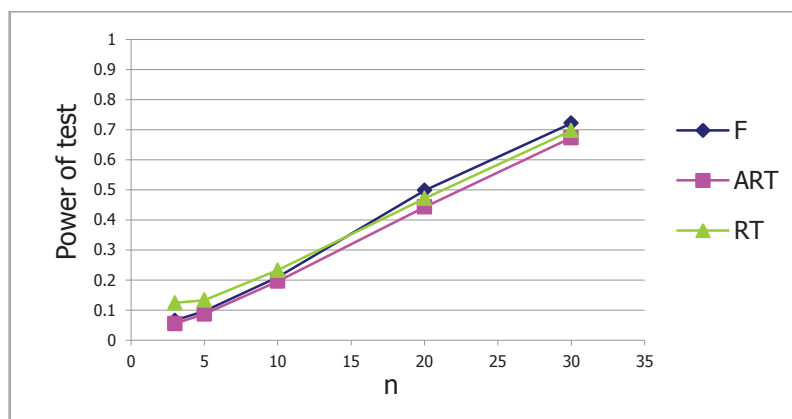


(c)

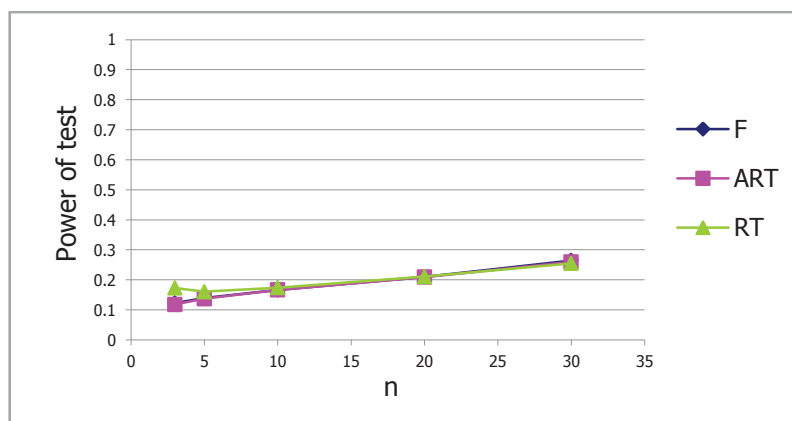
ภาพที่ 37 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(3,2)ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$, $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$



(a)



(b)



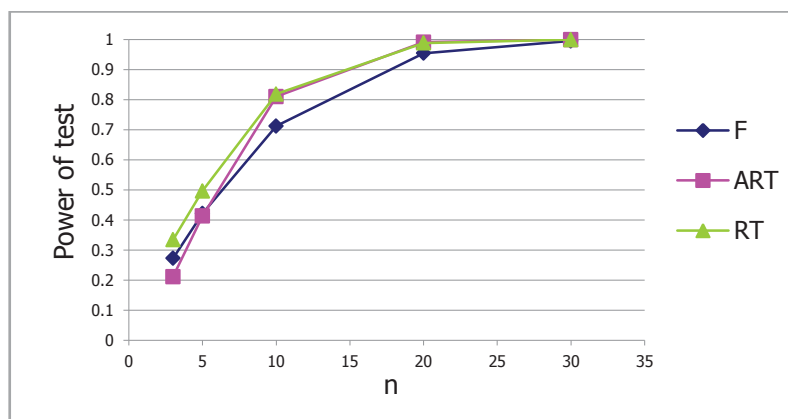
(c)

ภาพที่ 38 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3)ค่า
อิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.5$,
 $\tau_2 = 0.5$, $\beta_1 = -0.5$, $\beta_2 = 0.5$

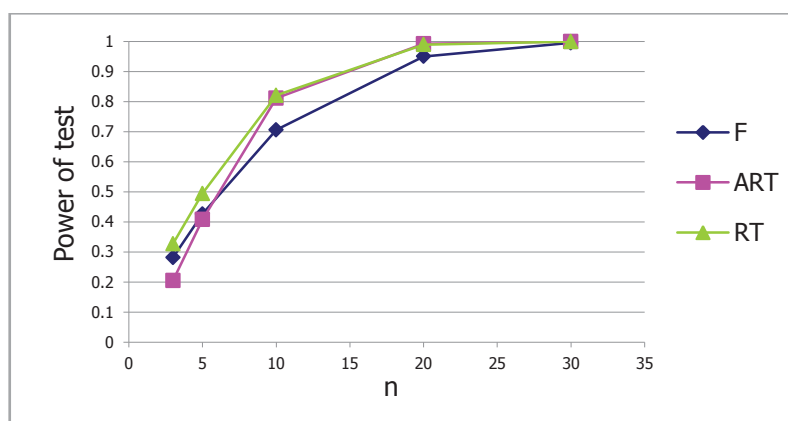
ตารางที่ 36 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(2,1)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(3,2)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(7,3)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.2724	0.2113	0.3342	0.3770	0.2801	0.3938	0.1338	0.1112	0.2035
	B	0.2815	0.2045	0.3270	0.3795	0.2751	0.3884	0.1401	0.1089	0.1996
	AB	0.2040	0.2456	0.2113	0.2770	0.3059	0.2792	0.1843	0.1884	0.2393
5	A	0.4212	0.4128	0.4964	0.6711	0.5427	0.6083	0.2314	0.1990	0.2759
	B	0.4263	0.4074	0.4945	0.6593	0.5500	0.6177	0.2339	0.1992	0.2761
	AB	0.2898	0.3879	0.2850	0.4130	0.4529	0.3900	0.2276	0.2288	0.2454
10	A	0.7126	0.8104	0.8187	0.9639	0.9218	0.9348	0.5402	0.4703	0.5279
	B	0.7061	0.8114	0.8212	0.9643	0.9174	0.9342	0.5413	0.4755	0.5289
	AB	0.4465	0.6611	0.4517	0.6668	0.7130	0.6238	0.3625	0.3609	0.3574
20	A	0.9545	0.9911	0.9884	0.9999	0.9992	0.9989	0.9066	0.8486	0.8752
	B	0.9504	0.9926	0.9898	1	0.9988	0.9994	0.9100	0.8518	0.8726
	AB	0.6939	0.9182	0.7293	0.9117	0.9327	0.8875	0.5751	0.5712	0.5550
30	A	0.9955	0.9998	0.9999	1	1	1	0.9869	0.9736	0.9783
	B	0.9957	1	0.9996	1	1	1	0.9908	0.9664	0.9730
	AB	0.8271	0.9820	0.8666	0.9795	0.9861	0.9720	0.7235	0.7145	0.6972

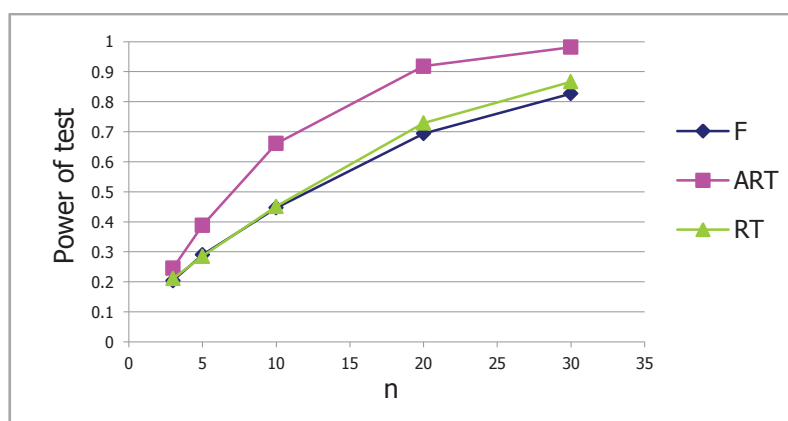
ตารางที่ 36 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ ที่มีพารามิเตอร์ γ และ φ เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3) เมื่อกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$ เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3-5 การทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ RT ให้กำลังการทดสอบสูงสุด รองมาคือ F และ ART เมื่อจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 10 สถิติทดสอบทั้ง 3 ให้กำลังการทดสอบเท่าๆกัน สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB โดยส่วนใหญ่สถิติทดสอบ ART ให้กำลังการทดสอบสูงสุด ดังแสดงในภาพที่ 39-41



(a)

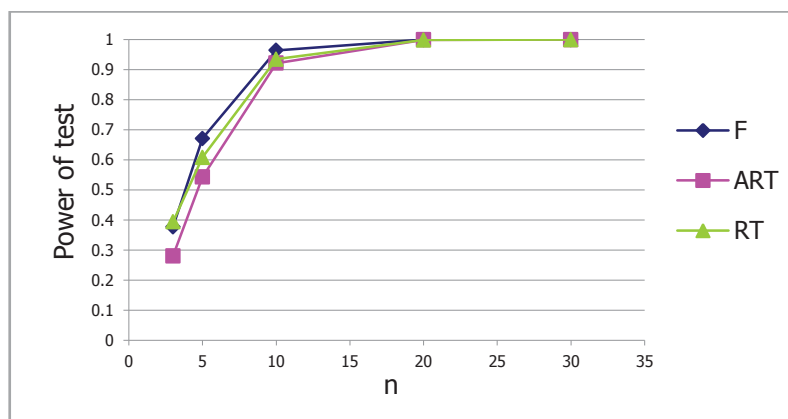


(b)

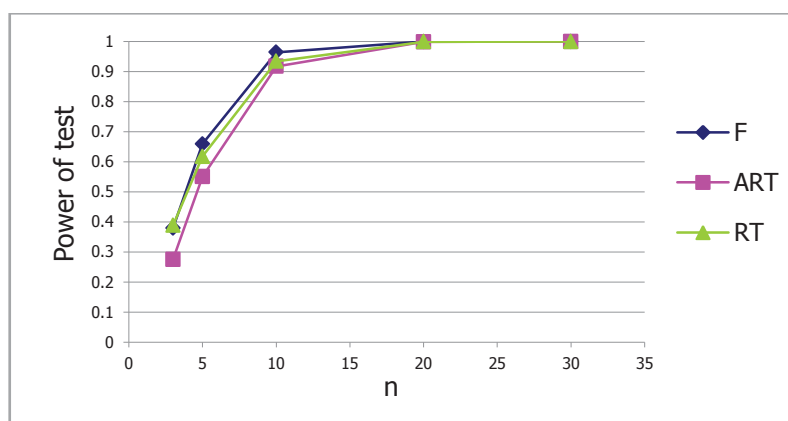


(c)

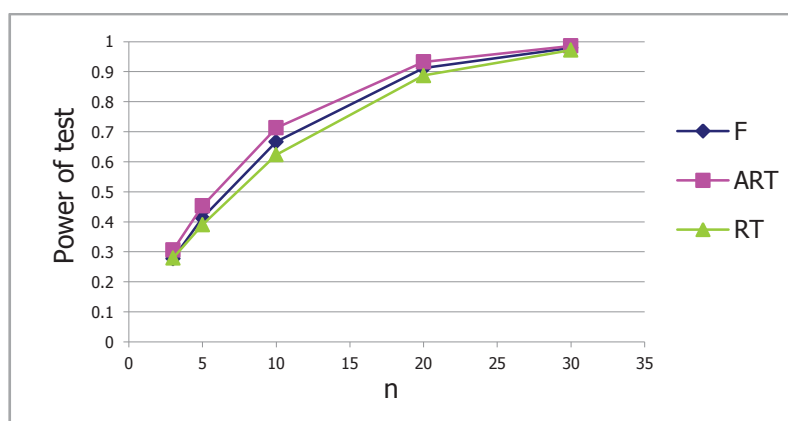
ภาพที่ 39 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1)ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75$, $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$



(a)

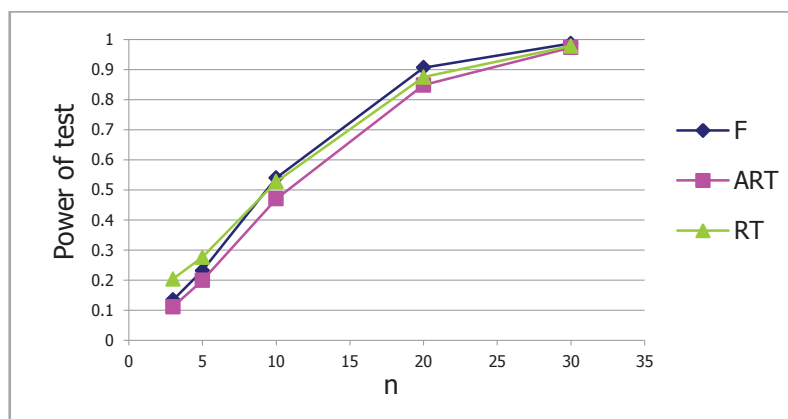


(b)

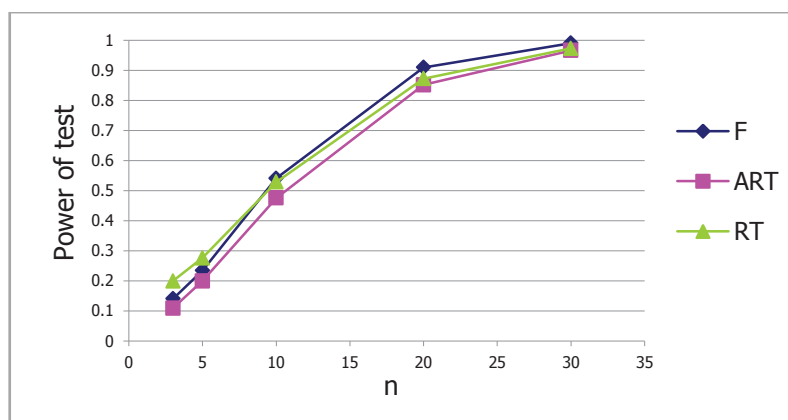


(c)

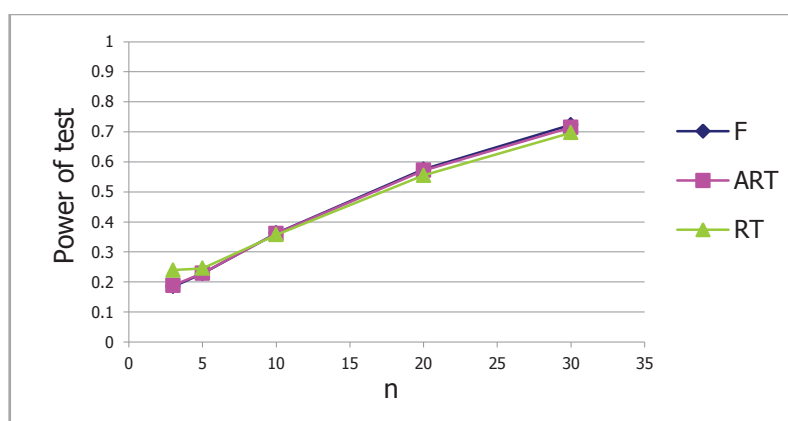
ภาพที่ 40 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(3,2)ค่า
อิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75$,
 $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$



(a)



(b)



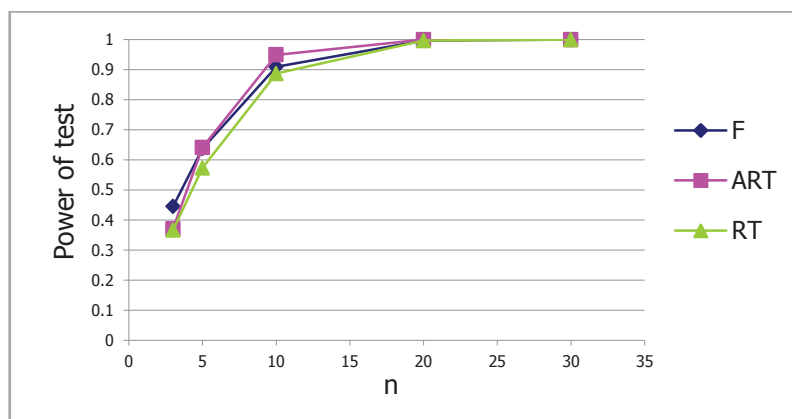
(c)

ภาพที่ 41 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3)ค่า
อิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -0.75$,
 $\tau_2 = 0.75$, $\beta_1 = -0.75$, $\beta_2 = 0.75$

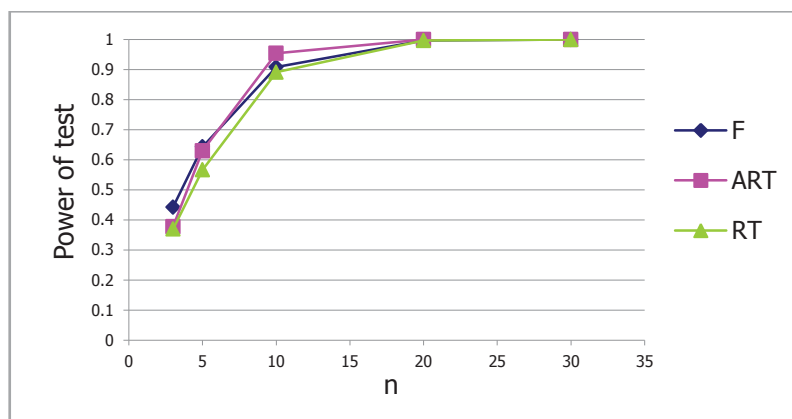
ตารางที่ 37 ค่าอำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบ เมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ และกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$

n	อิทธิพล	$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(2,1)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(3,2)$			$\varepsilon_{ijk} \sim \text{Weibull}(7,3)$		
		F	ART	RT	F	ART	RT	F	ART	RT
3	A	0.4447	0.3707	0.3662	0.6330	0.5202	0.4633	0.2485	0.1926	0.2767
	B	0.4423	0.3772	0.3693	0.6309	0.5217	0.4605	0.2320	0.2044	0.2911
	AB	0.4342	0.5055	0.3878	0.5860	0.6347	0.4772	0.3145	0.3207	0.3529
5	A	0.6374	0.6413	0.5732	0.9126	0.8288	0.7379	0.4504	0.3883	0.4409
	B	0.6427	0.6296	0.5660	0.9076	0.8337	0.7369	0.4437	0.3887	0.4498
	AB	0.6142	0.7368	0.5722	0.8186	0.8542	0.7136	0.4697	0.4749	0.4762
10	A	0.9096	0.9492	0.8868	0.9996	0.9966	0.9814	0.8381	0.7667	0.7847
	B	0.9081	0.9541	0.8912	0.9996	0.9950	0.9827	0.8441	0.7589	0.7772
	AB	0.8460	0.9607	0.8521	0.9818	0.9888	0.9562	0.7294	0.7294	0.7098
20	A	0.9974	0.9998	0.9968	1	1	1	0.9961	0.9837	0.9836
	B	0.9972	0.9998	0.9967	1	1	1	0.9962	0.9857	0.9872
	AB	0.9815	0.9989	0.9889	1	1	0.9998	0.9449	0.9395	0.9304
30	A	1	1	1	1	1	1	1	0.9996	0.9994
	B	1	1	1	1	1	1	0.9999	0.9997	0.9993
	AB	0.9972	1	0.9993	1	1	1	0.9919	0.9896	0.9865

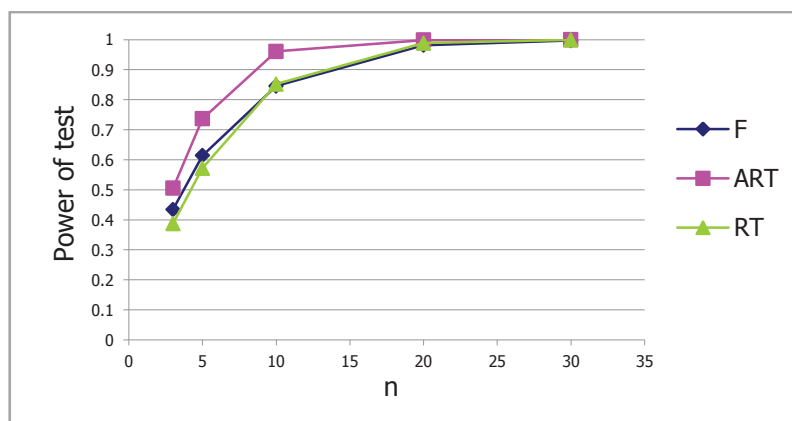
ตารางที่ 37 แสดงให้เห็นว่าเมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ ที่มีพารามิเตอร์ γ และ ϕ เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3) เมื่อกำหนดค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ B แตกต่างกันโดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$ เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3-10 ในทุกการทดสอบ ทุกสถิติทดสอบมีค่าอำนาจการทดสอบเพิ่มขึ้นถ้าเพิ่มจำนวนการทำซ้ำ การทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ F มีอำนาจการทดสอบสูงสุดรองมาคือ ART และ RT สำหรับกรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART ให้กำลังการทดสอบสูงสุด ดังแสดงในภาพที่ 42-44



(a)

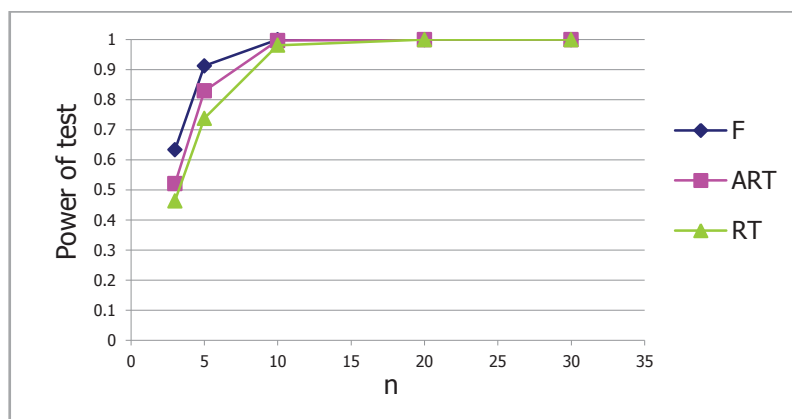


(b)

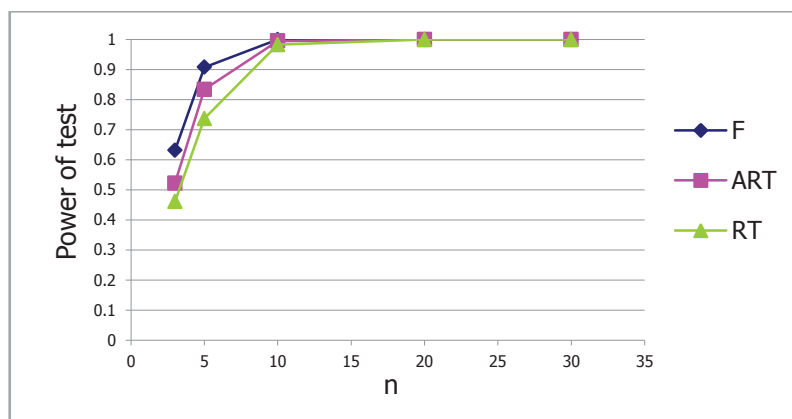


(c)

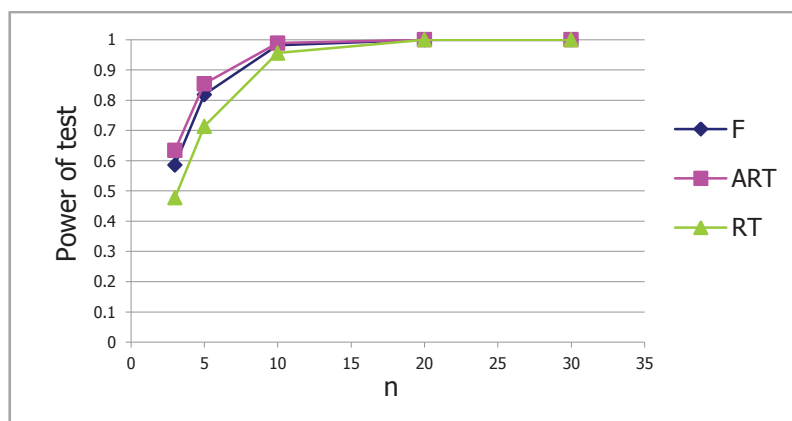
ภาพที่ 42 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1)ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$, $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$



(a)

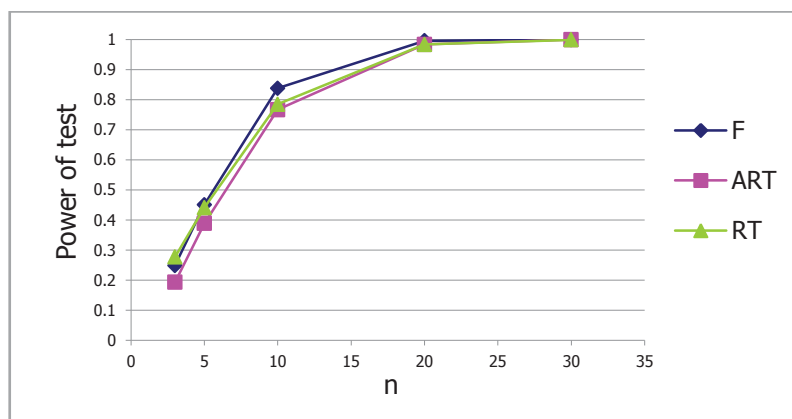


(b)

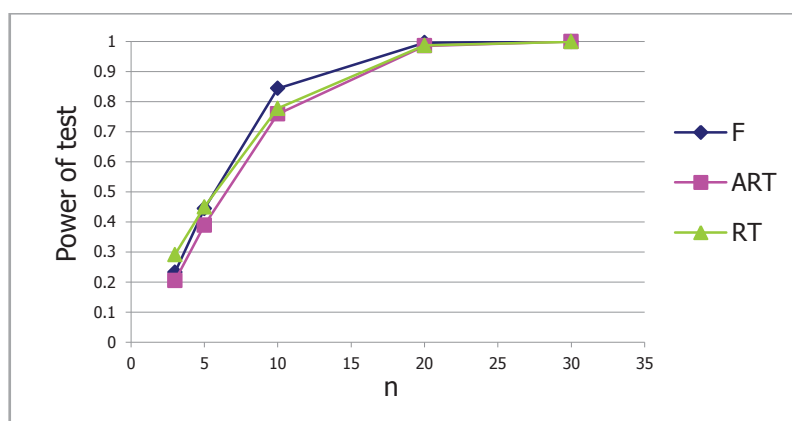


(c)

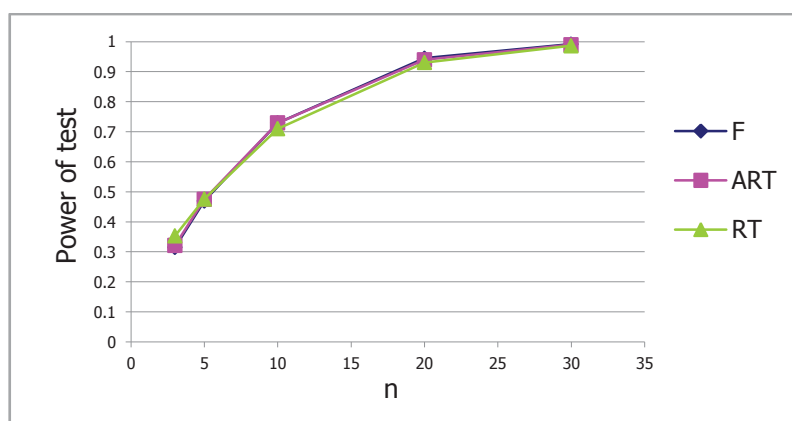
ภาพที่ 43 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(3,2)ค่าอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1, \tau_2 = 1, \beta_1 = -1, \beta_2 = 1$



(a)



(b)



(c)

ภาพที่ 44 ค่าอำนาจการทดสอบเมื่อจำลองความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(7,3)ค่า
อิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B แตกต่างกัน โดย $\tau_1 = -1$, $\tau_2 = 1$,
 $\beta_1 = -1$, $\beta_2 = 1$

บทที่ 5

สรุปผลการวิจัย อภิปรายผล และข้อเสนอแนะ

การวิจัยนี้มีจุดมุ่งหมายเพื่อศึกษาและเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบที่ใช้สำหรับทดสอบอิทธิพลหลัก และอิทธิพลร่วมระหว่าง 2 ปัจจัย ในแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียลแบบสมดุล โดยทำการเปรียบเทียบสถิติทดสอบ 3 แบบคือ สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ ART และสถิติทดสอบ RT ภายใต้อัตนัยสำคัญต่อไปนี้

1. ศึกษาในแผนการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียลแบบสมดุล
2. ค่าเฉลี่ยของประชากรคือ 5
3. จำนวนของการทำซ้ำในแต่ละวิธีทดลอง $n = 3, 5, 10, 20$ และ 30
4. ระดับนัยสำคัญ 0.05
5. อิทธิพลของปัจจัยการทดลองเป็นอิทธิพลคงที่
6. จำลองข้อมูล 10,000 ครั้งในแต่ละสถานการณ์การทดลอง
7. กำหนดความคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงดังนี้
 - 7.1. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ 1
 - 7.2. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 แต่ความแปรปรวนไม่เท่ากัน โดยกำหนดให้ส่วนที่ 1 มีความแปรปรวนเท่ากับ 1 และส่วนที่ 2 มีความแปรปรวนเท่ากับ 3, 5 และ 7

ส่วนที่ 1	ส่วนที่ 2
treatment 1	treatment 2
treatment 3	treatment 4
 - 7.3. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ที่มีองศาอิสระเท่ากับ 1, 3 และ 5

7.4. ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ ที่มีพารามิเตอร์ γ และ η เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3)

สรุปผลการวิจัยเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบจากการจำลองข้อมูลของค่าคลาดเคลื่อนสุ่มโดยใช้โปรแกรม MATLAB ด้วยการพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ ตามสถานการณ์การทดลองที่กำหนด ดังนี้

สรุปผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบโดยพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

1. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ความแปรปรวนเท่ากัน

สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีในทุกสถานการณ์ ยกเว้นสถิติทดสอบ RT เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3 ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของสถิติทดสอบทุกตัวเข้าใกล้ 0.05 เมื่อจำนวนการทำซ้ำเพิ่มขึ้น

2. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ความแปรปรวนไม่เท่ากัน

สถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีในทุกสถานการณ์ สถิติทดสอบ RT ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดี เมื่อจำนวนการทำซ้ำมากกว่า 10 ขึ้นไป ส่วนสถิติทดสอบ ART ส่วนใหญ่ไม่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

3. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบโคสแควร์

เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ χ^2 ที่มีองศาอิสระ 1, 3 และ 5 สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีทุกสถานการณ์ ยกเว้นสถิติทดสอบ RT เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3

4. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์

เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์ ที่มีพารามิเตอร์ γ และ η เป็น (2, 1), (3, 2) และ (7, 3) สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ RT และสถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ดีทุกสถานการณ์ ยกเว้นสถิติทดสอบ RT เมื่อจำนวนการทำซ้ำเท่ากับ 3

สรุปผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบโดยพิจารณาอำนาจการทดสอบ

1. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ความแปรปรวนเท่ากันสามารถสรุปได้โดยส่วนใหญ่

1.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ F มีค่าอำนาจการทดสอบสูงที่สุด

1.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงที่สุด

1.3. จำนวนการทำซ้ำที่มีขนาดใหญ่ อำนาจการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบจะเท่าๆกัน

2. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ความแปรปรวนไม่เท่ากัน สามารถสรุปได้โดยส่วนใหญ่

2.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูงบางกรณีเมื่อจำนวนการทำซ้ำมีขนาดเล็ก ($n=3$) สถิติทดสอบ RT มีอำนาจการทดสอบสูงสุด

2.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงที่สุด

2.3. สำหรับสถิติทดสอบ F ค่าอำนาจการทดสอบจะยิ่งน้อยลงเมื่อความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนต่างกันมาก

3. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบโคสแควร์

3.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูง

3.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงที่สุดบางกรณีเมื่อจำนวนการทำซ้ำมีขนาดเล็ก ($n=3$) สถิติทดสอบ RT มีอำนาจการทดสอบสูงสุด

4. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์

4.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และ อิทธิพลหลักของปัจจัย B อำนาจการทดสอบของสถิติทั้ง 3 แบบ มีค่าใกล้เคียงกัน โดยสถิติทดสอบ RT มีค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบอื่นเล็กน้อย

4.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด

4.3. สถิติทดสอบ F มีค่าอำนาจการทดสอบสูง เมื่อความแตกต่างของอิทธิพลของปัจจัยมาก เช่นเมื่อเปลี่ยนค่าอิทธิพลหลักของปัจจัยจาก ± 0.5 เป็น ± 0.75 และเมื่อไค้การแจกแจงมีลักษณะใกล้เคียงไค้การแจกแจงแบบปกติ

สรุปผลการเลือกสถิติทดสอบโดยพิจารณาสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีอำนาจการทดสอบสูงสุด

1. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ความแปรปรวนเท่ากัน

1.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B สถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด

1.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด

2. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ ความแปรปรวนไม่เท่ากัน

2.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B เมื่อจำนวนการทำซ้ำ เท่ากับ 3-5 สถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และเมื่อจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 10 และความคลาดเคลื่อนในส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$ สถิติทดสอบ RT สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูง แต่ถ้าความคลาดเคลื่อนส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,5)$ และ $N(0,7)$ มีเพียงสถิติทดสอบ F ที่สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

2.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB เมื่อจำนวนการทำซ้ำ เท่ากับ 3-5 มีเพียงสถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และเมื่อจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 10 สถิติทดสอบ RT สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูง

3. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบโคสแควร์

3.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B เมื่อจำนวนการทำซ้ำมีขนาดเล็ก ($n=3$) สถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูงและเมื่อจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 5 สถิติทดสอบ RT สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และโดยส่วนใหญ่มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด

3.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด

4. กรณีความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบไวบูลล์

4.1. กรณีทดสอบอิทธิพลหลักของปัจจัย A และอิทธิพลหลักของปัจจัย B เมื่อจำนวนการทำซ้ำมีขนาดเล็ก ($n=3$) สถิติทดสอบ F สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูง และเมื่อจำนวนการทำซ้ำตั้งแต่ 5 สถิติทดสอบ F และสถิติทดสอบ RT สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และมีค่าอำนาจการทดสอบสูงใกล้เคียงกัน

4.2. กรณีทดสอบอิทธิพลร่วม AB สถิติทดสอบ ART สามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ และโดยส่วนใหญ่มีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด

อภิปรายผล

งานวิจัยนี้ทำการเปรียบเทียบสถิติทดสอบ 3 แบบ คือ สถิติทดสอบ F สถิติทดสอบ ART และสถิติทดสอบ RT จากการเปรียบเทียบประสิทธิภาพการทดสอบของสถิติทดสอบทั้ง 3 แบบนั้น จะเห็นว่า ถ้าข้อมูลมีขนาดการทำซ้ำน้อย หรือข้อมูลมีการแจกแจงแบบปกติ ควรเลือกใช้สถิติทดสอบ F หรือถ้าข้อมูลมีขนาดการทำซ้ำไม่มาก ไม่มีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ หรือไม่ทราบการแจกแจง ควรเลือกใช้สถิติทดสอบ RT ในกรณีต้องการศึกษาเฉพาะผลกระทบร่วมของปัจจัย A กับปัจจัย B ควรเลือกใช้สถิติทดสอบ ART ในการทดสอบ

จะเห็นได้ว่าสถิติทดสอบแต่ละแบบนั้นมีประสิทธิภาพการทดสอบแตกต่างกันตามสถานการณ์การทดลอง คือ ขนาดของจำนวนการทำซ้ำในแผนการทดลอง ความแตกต่างของอิทธิพลหลักของปัจจัย และลักษณะการแจกแจงของข้อมูล ดังนั้นการเลือกใช้สถิติทดสอบที่เหมาะสมควรคำนึงถึง ขนาด และลักษณะของข้อมูลที่ต้องการทดสอบเป็นสำคัญ

การเปลี่ยนแปลงระยะห่างของ τ_i และ β_j ให้เพิ่มมากขึ้น ทำให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงขึ้น แต่ไม่มีผลต่อการเลือกสถิติทดสอบ

ข้อเสนอแนะของงานวิจัย

1. งานวิจัยนี้ศึกษาเฉพาะข้อมูลสำหรับการทดลองแบบ 2×2 แฟกทอเรียล ในการวิจัยครั้งต่อไป ผู้สนใจอาจทำการศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบในแผนการทดลองแบบอื่น
2. ในการวิจัย ผู้วิจัยทำการศึกษาเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเมื่อจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติที่ความแปรปรวนเท่าและไม่เท่ากัน ไคสแควร์ และไวบูลล์ ผู้สนใจอาจศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแบบอื่น

บรรณานุกรม

ภาษาไทย

กมลชนก พานิชการ. “การวางแผนการทดลองเบื้องต้น: การประยุกต์และวิเคราะห์ด้วย SPSS.”
ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยศิลปากร, 2549. (อัดสำเนา)

ภาษาต่างประเทศ

- A. Stavropoulos, C. Caroni. “Rank test statistics for unbalanced nested designs.” Statistical Methodology 5(2008) : 93-105.
- Bradley, J. V.. “Robustness.” British Journal of Mathematical and Statistical Psychology 31(1978) : 144-152.
- Christophe Ley, Sandy Schumann. “A nonparametric method to analyze interactions: The adjusted rank transform test.” Journal of Experimental Social Psychology 46(2010): 684-688.
- Douglas C. Montgomery. Design and Analysis of Experiments. 6th ed. Hoboken, NJ : John Wiley & Sons, Inc., 2005.
- Edgar Brunner, H. Dette, A. Munk. “Box-type approximations in nonparametric factorial Designs.” Journal of the American Statistical Association 92(1997): 1494–1502.
- Edgar Brunner, Madan L. Puri. “A class of rank-score test in factorial designs.” Journal of Statistical Planning and Inference 103(2002) : 331-360.
- G.A. Milliken, D.E. Johnson. Analysis of Messy Data. Vol. I: Designed Experiments, Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, 1992.
- Hodges, J., Lehmann, E. “Rank Methods for Combinations of Independent Experiments in Analysis of Variance.” The Annals of Mathematical Statistics 33(1962) : 482-492.
- Kuehl, R.O.. Design of Experiments: Statistical Principles of Research Design and Analysis, 2nd ed. Duxbury, California, 2000.

Marden, J.I., Muiyot, M.E. "Rank tests for main and interaction effects in analysis of Variance."

Journal of the American Statistical 90(1995) : 1388-1398.

M.G. Akritas. "The rank transform method in some two-factor designs." Journal of the

American Statistical 85(1990) : 73-78.

M.G. Akritas, S.F. Arnold. "Fully nonparametric hypotheses for factorial design I: Multivariate repeated measures designs." Journal of American Statistical Association 89(1994) :

336-343.

M.G. Akritas, S.F. Arnold, E. Brunner. "Nonparametric hypotheses and rank statistics for

unbalanced factorial designs." Journal of American Statistical Association 89(1997) :

258-265.

R.L. Iman, S.C. Hora, W.J. Conover. "Comparison of asymptotically distribution-free

procedures for the analysis of complete blocks." Journal of the American Statistical

Association 79(1984): 674-685.

S.C. Hora, W.J. Conover. "The F statistic in the two-way layout with rank-score transformed

data." Journal of the American Statistical Association 79(1984) : 668-673.

W.J. Conover, R.L. Iman. "Rank transformations as a bridge between parametric and

nonparametric statistics (with discussion)." American Statistician 35(1981): 124-133.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก
โปรแกรมที่ใช้ในงานวิจัย

โปรแกรมหลักสำหรับหาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

1. กรณีจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$

```

mu=5;
alpha=0.05;
xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=30      %%%%%%%%% input n=3, 5, 10, 20, 30 %%%%%%%%%
a=2;
b=2;
k=10000   %%%%%%%%%จำนวนรอบการทำซ้ำ%%%%%%%%
for i=1:k
    N=a*b*n;
    %%%% for j=1:100
        e=randn(a*n,b);
        %%%% e1=reshape(e,[1 ,N]);
        %%%% [h,pks,k1,c] = kstest(e1,[],0.05);
        %%%% if pks < 0.05
            %%%% j=j+1;
        %%%% else break
        %%%% end
    %%%% end

    y=[mu+e] ;

    p = anova2(y,n,'off');      %%%%%%%%% F test %%%%%%%%%
    %%%%[F p] = Ftest(n,y); %%%%
    pFB = p(1,1);
    pFA = p(1,2);
    pFAB= p(1,3);

        if pFAB < alpha
            xFAB=xFAB+1;
        end
        if pFA < alpha
            xFA=xFA+1;
        end
        if pFB < alpha
            xFB=xFB+1;
        end

    [F pART] = ARTtest(n,y); %%%%%%%%% ART test %%%%%%%%%
    pArtB = pART(1,1);
    pArtA = pART(1,2);
    pArtAB= pART(1,3);

        if pArtB < alpha
            xArtB=xArtB+1;
        end
        if pArtA < alpha
            xArtA=xArtA+1;
        end
        if pArtAB < alpha
            xArtAB=xArtAB+1;
        end

    [Q pRT] = RTtest(n,y); %%%%%%%%% RT test %%%%%%%%%
    pRtB = pRT(1,1);
    pRtA = pRT(1,2);
    pRtAB= pRT(1,3);

        if pRtB < alpha
            xRtB=xRtB+1;
        end

```

```

        if pRtA < alpha
            xRtA=xRtA+1;
        end
        if pRtAB < alpha
            xRtAB=xRtAB+1;
        end

    end
    typeIFA =xFA/k
    typeIFB =xFB/k
    typeIFAB=xFAB/k

    typeIArtA =xArtA/k
    typeIArtB =xArtB/k
    typeIArtAB=xArtAB/k

    typeIRtA =xRtA/k
    typeIRtB =xRtB/k
    typeIRtAB=xRtAB/k

```

2. กรณีจำลองค่าคลาดเคลื่อนส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และจำลองค่าคลาดเคลื่อนส่วนที่

2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$

```

mu=5;
alpha=0.05;
xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=30 %%%%%%%%% input n=3, 5, 10, 20, 30 %%%%%%%%%
a=2;
b=2;
k=10000 %%%%%%%%%จำนวนรอบการทำซ้ำ%%%%%%%%
for i=1:k
    N=a*b*n;

    %for j=1:100
        e1=random('norm',0,1,a*n,1);
        % [h,pks,kl,c] = kstest(e1,[],0.05);
        %if pks < 0.05
            % j=j+1;
        %else break
        % end
    %end
    % for j=1:100
        e2=random('norm',0,7,a*n,1); % choose N(0,3), N(0,5), N(0,7)
        % [h1,pjb] = jbstest(e2,[],0.05);
        %if pjb< 0.05
            % j=j+1;
        % else break
        % end
    % end

    e=[e1 e2];

    y=[mu+e]; %yljk มี(a*n, b)

    p = anova2(y,n,'off');
    %%% or we can use -> [F p] = Ftest(n,y); %%%
    pFB = p(1,1);
    pFA = p(1,2);
    pFAB= p(1,3);

```

```

        if pFAB < alpha
            xFAB=xFAB+1;
        end
        if pFA < alpha
            xFA=xFA+1;
        end
        if pFB < alpha
            xFB=xFB+1;
        end

[F pART] = ARTtest(n,y);
pArtB = pART(1,1);
pArtA = pART(1,2);
pArtAB= pART(1,3);

        if pArtB < alpha
            xArtB=xArtB+1;
        end
        if pArtA < alpha
            xArtA=xArtA+1;
        end
        if pArtAB < alpha
            xArtAB=xArtAB+1;
        end

[Q pRT] = RTtest(n,y);
pRtB = pRT(1,1);
pRtA = pRT(1,2);
pRtAB= pRT(1,3);

        if pRtB < alpha
            xRtB=xRtB+1;
        end
        if pRtA < alpha
            xRtA=xRtA+1;
        end
        if pRtAB < alpha
            xRtAB=xRtAB+1;
        end

end
typeIFA =xFA/k
typeIFB =xFB/k
typeIFAB=xFAB/k

typeIArtA =xArtA/k
typeIArtB =xArtB/k
typeIArtAB=xArtAB/k

typeIRtA =xRtA/k
typeIRtB =xRtB/k
typeIRtAB=xRtAB/k

```

3. กรณีจำลองค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$, $\chi^2_{(3)}$ และ $\chi^2_{(5)}$

```

mu=5;
alpha=0.05;
xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=30      %%%%%%%%% input n=3, 5, 10, 20, 30 %%%%%%%%%
a=2;
b=2;
k=10000   %%%%%%%%%จำนวนรอบการทำซ้ำ%%%%%%%%

```

```

for i=1:k
    N=a*b*n;

    e=random('chi2',5,a*n,b); %%%%%%%%% Choose Chisquare d.f.=1,3,5 %%%%%%%%%

    y=[mu+e] ;

    p = anova2(y,n,'off');
    %%% or we can use -> [F p] = Ftest(n,y); %%%
    pFB = p(1,1);
    pFA = p(1,2);
    pFAB= p(1,3);

    if pFAB < alpha
        xFAB=xFAB+1;
    end
    if pFA < alpha
        xFA=xFA+1;
    end
    if pFB < alpha
        xFB=xFB+1;
    end

    [F pART] = ARTtest(n,y);
    pArtB = pART(1,1);
    pArtA = pART(1,2);
    pArtAB= pART(1,3);

    if pArtB < alpha
        xArtB=xArtB+1;
    end
    if pArtA < alpha
        xArtA=xArtA+1;
    end
    if pArtAB < alpha
        xArtAB=xArtAB+1;
    end

    [Q pRT] = RTtest(n,y);
    pRtB = pRT(1,1);
    pRtA = pRT(1,2);
    pRtAB= pRT(1,3);

    if pRtB < alpha
        xRtB=xRtB+1;
    end
    if pRtA < alpha
        xRtA=xRtA+1;
    end
    if pRtAB < alpha
        xRtAB=xRtAB+1;
    end

end
typeIFA =xFA/k
typeIFB =xFB/k
typeIFAB=xFAB/k

typeIArtA =xArtA/k
typeIArtB =xArtB/k
typeIArtAB=xArtAB/k

typeIRtA =xRtA/k
typeIRtB =xRtB/k
typeIRtAB=xRtAB/k

```

4. กรณีจำลองค่าตลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1), Weibull(3,2) และ Weibull(7,3)

```

mu=5
alpha=0.05

```

```

xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=30
a=2;
b=2;
k=10000
for i=1:k
    N=a*b*n;

    e=random('wbl',7,3,a*n,b);

    y=[mu+e] ;

    p = anova2(y,n,'off');
    %[F p] = Ftest(n,y);
    pFB = p(1,1);
    pFA = p(1,2);
    pFAB= p(1,3);

    if pFAB < alpha
        xFAB=xFAB+1;
    end
    if pFA < alpha
        xFA=xFA+1;
    end
    if pFB < alpha
        xFB=xFB+1;
    end

    [F pART] = ARTtest(n,y);
    pArtB = pART(1,1);
    pArtA = pART(1,2);
    pArtAB= pART(1,3);

    if pArtB < alpha
        xArtB=xArtB+1;
    end
    if pArtA < alpha
        xArtA=xArtA+1;
    end
    if pArtAB < alpha
        xArtAB=xArtAB+1;
    end

    [Q pRT] = RTtest(n,y);
    pRtB = pRT(1,1);
    pRtA = pRT(1,2);
    pRtAB= pRT(1,3);

    if pRtB < alpha
        xRtB=xRtB+1;
    end
    if pRtA < alpha
        xRtA=xRtA+1;
    end
    if pRtAB < alpha
        xRtAB=xRtAB+1;
    end

end
typeIFA =xFA/k
typeIFB =xFB/k
typeIFAB=xFAB/k

typeIArtA =xArtA/k

```

```
typeIArtB =xArtB/k
typeIArtAB=xArtAB/k
```

```
typeIRtA =xRtA/k
typeIRtB =xRtB/k
typeIRtAB=xRtAB/k
```

โปรแกรมหลักสำหรับหาอำนาจการทดสอบ

1. กรณีจำลองค่าคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$

```
mu=5;
alpha=0.05;
tau1=-1; tau2=1; beta1=-1; beta2=1;
    %%% case1 -> tau1=-0.5; tau2=0.5; beta1=-0.5; beta2=0.5; %%%
    %%% case2 -> tau1=-0.75; tau2=0.75; beta1=-0.75; beta2=0.75; %%%
    %%% case3 -> tau1=-1; tau2=1; beta1=-1; beta2=1; %%%
xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=30;
a=2;
b=2;
k=10000
for i=1:k
    N=a*b*n;
    %%% for j=1:100
        e=randn(a*n,b);
        %%% e1=reshape(e,[1 ,N]);
        %%% [h,pks,kl,c] = kstest(e1,[],0.05);
        %%% if pks < 0.05
            %%% j=j+1;
        %%% else break
        %%% end
    %%% end

    e11=e(1:n,1);
    e21=e((n+1):2*n,1);
    e12=e(1:n,2);
    e22=e((n+1):2*n,2);

    y11=[mu+tau1+beta1+(tau1*beta1)+e11];
    y12=[mu+tau1+beta2+(tau1*beta2)+e12];
    y21=[mu+tau2+beta1+(tau2*beta1)+e21];
    y22=[mu+tau2+beta2+(tau2*beta2)+e22];

    y=[y11 y12 ; y21 y22] ; %y1jk มีติ(a*n, b)

    p = anova2(y,n,'off');
    %[F p] = Ftest(n,y);
    pFB = p(1,1);
    pFA = p(1,2);
    pFAB= p(1,3);

    if pFAB < alpha
        xFAB=xFAB+1;
    end
    if pFA < alpha
        xFA=xFA+1;
    end
    if pFB < alpha
        xFB=xFB+1;
    end
end
```

```

[F pART] = ARTtest(n,y);
pArtB = pART(1,1);
pArtA = pART(1,2);
pArtAB= pART(1,3);

    if pArtB < alpha
        xArtB=xArtB+1;
    end
    if pArtA < alpha
        xArtA=xArtA+1;
    end
    if pArtAB < alpha
        xArtAB=xArtAB+1;
    end

[Q pRT] = RTtest(n,y);
pRtB = pRT(1,1);
pRtA = pRT(1,2);
pRtAB= pRT(1,3);

    if pRtB < alpha
        xRtB=xRtB+1;
    end
    if pRtA < alpha
        xRtA=xRtA+1;
    end
    if pRtAB < alpha
        xRtAB=xRtAB+1;
    end

end
typeIFA =xFA/k
typeIFB =xFB/k
typeIFAB=xFAB/k

typeIArtA =xArtA/k
typeIArtB =xArtB/k
typeIArtAB=xArtAB/k

typeIRtA =xRtA/k
typeIRtB =xRtB/k
typeIRtAB=xRtAB/k

```

2. กรณีจำลองค่าคลาดเคลื่อนส่วนที่ 1 มีการแจกแจงแบบ $N(0,1)$ และจำลองค่าคลาดเคลื่อนส่วนที่ 2 มีการแจกแจงแบบ $N(0,3)$, $N(0,5)$ และ $N(0,7)$

```

mu=5
alpha=0.05
tau1=-1; tau2=1; beta1=-1; beta2=1;
    %%%case1 -> tau1=-0.5; tau2=0.5; beta1=-0.5; beta2=0.5;%%
    %%%case2 -> tau1=-0.75; tau2=0.75; beta1=-0.75; beta2=0.75;%%
    %%%case3 -> tau1=-1; tau2=1; beta1=-1; beta2=1;%%
xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=30
a=2;
b=2;
k=10000
for i=1:k
    N=a*b*n;

    %for j=1:100

```

```

        e1=random('norm',0,1,a*n,1);
        % [h,pks,kl,c] = kstest(e1,[],0.05);
        %if pks < 0.05
        %    j=j+1;
        %else break
        % end
    %end
% for j=1:100
    e2=random('norm',0,7,a*n,1); % choose N(0,3), N(0,5), N(0,7)
    % [h1,pjb] = jbstest(e2,[],0.05);
    %if pjb< 0.05
    %    j=j+1;
    % else break
    % end
% end

e=[e1 e2];

e11=e(1:n,1);
e21=e((n+1):2*n,1);
e12=e(1:n,2);
e22=e((n+1):2*n,2);

y11=[mu+tau1+beta1+(tau1*beta1)+e11];
y12=[mu+tau1+beta2+(tau1*beta2)+e12];
y21=[mu+tau2+beta1+(tau2*beta1)+e21];
y22=[mu+tau2+beta2+(tau2*beta2)+e11];

y=[y11 y12 ; y21 y22] ; %y1jk ~N(a*n, b)

p = anova2(y,n,'off');
%[F p] = Ftest(n,y);
pFB = p(1,1);
pFA = p(1,2);
pFAB= p(1,3);

    if pFAB < alpha
        xFAB=xFAB+1;
    end
    if pFA < alpha
        xFA=xFA+1;
    end
    if pFB < alpha
        xFB=xFB+1;
    end

[F pART] = ARTtest(n,y);
pArtB = pART(1,1);
pArtA = pART(1,2);
pArtAB= pART(1,3);

    if pArtB < alpha
        xArtB=xArtB+1;
    end
    if pArtA < alpha
        xArtA=xArtA+1;
    end
    if pArtAB < alpha
        xArtAB=xArtAB+1;
    end

[Q pRT] = RTtest(n,y);
pRtB = pRT(1,1);
pRtA = pRT(1,2);
pRtAB= pRT(1,3);

    if pRtB < alpha
        xRtB=xRtB+1;
    end
    if pRtA < alpha
        xRtA=xRtA+1;

```

```

end
if pRtAB < alpha
    xRtAB=xRtAB+1;
end

end
powerFA =xFA/k
powerFB =xFB/k
powerFAB=xFAB/k

powerArtA =xArtA/k
powerArtB =xArtB/k
powerArtAB=xArtAB/k

powerRtA =xRtA/k
powerRtB =xRtB/k
powerRtAB=xRtAB/k

```

3. กรณีจำลองค่าคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงแบบ $\chi^2_{(1)}$, $\chi^2_{(3)}$ และ $\chi^2_{(5)}$

```

mu=5
alpha=0.05
tau1=-1; tau2=1; beta1=-1; beta2=1;
    %%%case1 -> tau1=-0.5; tau2=0.5; beta1=-0.5; beta2=0.5;%%
    %%%case2 -> tau1=-0.75; tau2=0.75; beta1=-0.75; beta2=0.75;%%
    %%%case3 -> tau1=-1; tau2=1; beta1=-1; beta2=1;%%
xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=20
a=2;
b=2;
k=10000
for i=1:k
    N=a*b*n;

    e=random('chi2',5,a*n,b);

    e11=e(1:n,1);
    e21=e((n+1):2*n,1);
    e12=e(1:n,2);
    e22=e((n+1):2*n,2);

    y11=[mu+tau1+beta1+(tau1*beta1)+e11];
    y12=[mu+tau1+beta2+(tau1*beta2)+e12];
    y21=[mu+tau2+beta1+(tau2*beta1)+e21];
    y22=[mu+tau2+beta2+(tau2*beta2)+e11];

    y=[y11 y12 ; y21 y22] ;    %y1jk มี(a*n, b)

    p = anova2(y,n,'off');
    %[F p] = Ftest(n,y);
    pFB = p(1,1);
    pFA = p(1,2);
    pFAB= p(1,3);

    if pFAB < alpha
        xFAB=xFAB+1;
    end
    if pFA < alpha
        xFA=xFA+1;
    end
    if pFB < alpha

```

```

        xFB=xFB+1;
    end

    [F pART] = ARTtest(n,y);
    pArtB = pART(1,1);
    pArtA = pART(1,2);
    pArtAB= pART(1,3);

    if pArtB < alpha
        xArtB=xArtB+1;
    end
    if pArtA < alpha
        xArtA=xArtA+1;
    end
    if pArtAB < alpha
        xArtAB=xArtAB+1;
    end

    [Q pRT] = RTtest(n,y);
    pRtB = pRT(1,1);
    pRtA = pRT(1,2);
    pRtAB= pRT(1,3);

    if pRtB < alpha
        xRtB=xRtB+1;
    end
    if pRtA < alpha
        xRtA=xRtA+1;
    end
    if pRtAB < alpha
        xRtAB=xRtAB+1;
    end

end
powerFA =xFA/k
powerFB =xFB/k
powerFAB=xFAB/k

powerArtA =xArtA/k
powerArtB =xArtB/k
powerArtAB=xArtAB/k

powerRtA =xRtA/k
powerRtB =xRtB/k
powerRtAB=xRtAB/k

```

4. กรณีจำลองค่าตลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบ Weibull(2,1), Weibull(3,2) และ Weibull(7,3)

```

mu=5
alpha=0.05
taul=-1; tau2=1; betal=-1; beta2=1;
%%%%case1 -> taul=-0.5; tau2=0.5; betal=-0.5; beta2=0.5;%%%%
%%%%case2 -> taul=-0.75; tau2=0.75; betal=-0.75; beta2=0.75;%%%%
%%%%case3 -> taul=-1; tau2=1; betal=-1; beta2=1;%%%%
xFAB=0;
xFA=0;
xFB=0;
xArtAB=0;
xArtA=0;
xArtB=0;
xRtAB=0;
xRtA=0;
xRtB=0;
n=30
a=2;
b=2;
k=10000
for i=1:k
    N=a*b*n;

    e=random('wbl',7,3,a*n,b);

```

```

e11=e(1:n,1);
e21=e((n+1):2*n,1);
e12=e(1:n,2);
e22=e((n+1):2*n,2);

y11=[mu+tau1+beta1+(tau1*beta1)+e11];
y12=[mu+tau1+beta2+(tau1*beta2)+e12];
y21=[mu+tau2+beta1+(tau2*beta1)+e21];
y22=[mu+tau2+beta2+(tau2*beta2)+e11];

y=[y11 y12 ; y21 y22] ; %y1jk ฝึก(a*n, b)

p = anova2(y,n,'off');
%[F p] = Ftest(n,y);
pFB = p(1,1);
pFA = p(1,2);
pFAB= p(1,3);

if pFAB < alpha
    xFAB=xFAB+1;
end
if pFA < alpha
    xFA=xFA+1;
end
if pFB < alpha
    xFB=xFB+1;
end

[F pART] = ARTtest(n,y);
pArtB = pART(1,1);
pArtA = pART(1,2);
pArtAB= pART(1,3);

if pArtB < alpha
    xArtB=xArtB+1;
end
if pArtA < alpha
    xArtA=xArtA+1;
end
if pArtAB < alpha
    xArtAB=xArtAB+1;
end

[Q pRT] = RTtest(n,y);
pRtB = pRT(1,1);
pRtA = pRT(1,2);
pRtAB= pRT(1,3);

if pRtB < alpha
    xRtB=xRtB+1;
end
if pRtA < alpha
    xRtA=xRtA+1;
end
if pRtAB < alpha
    xRtAB=xRtAB+1;
end

end
powerFA =xFA/k
powerFB =xFB/k
powerFAB=xFAB/k

powerArtA =xArtA/k
powerArtB =xArtB/k
powerArtAB=xArtAB/k

powerRtA =xRtA/k
powerRtB =xRtB/k
powerRtAB=xRtAB/k

```

โปรแกรมฟังก์ชันสำหรับคำนวณสถิติทดสอบ

1. สถิติทดสอบ F ใช้คำสั่ง anova2 หรือ เขียนโปรแกรมฟังก์ชันสำหรับคำนวณดังนี้

```
function [F p] = Ftest(n,y)
a=size(y,1)/n;                                % a= จำนวนแถว หรือ n
b=size(y,2);                                % b= จำนวนหลัก y

CT=(sum(sum(y'))^2)/(a*b*n);                  % CT=(sum yijk)^2 / N

SSTO=sum(sum(y.^2))-CT;                       % SSTO= sum(yijk^2)-CT

SSB=sum(sum(y).^2)/size(y,1)-CT;

y1=reshape(y',[n*b,a]);
SSA=sum(sum(y1).^2)/(n*b)-CT;

y2=reshape(y,[size(y,1)/a , b*a]);
SSsub=sum(sum(y2).^2)/n-CT;

SSAB=SSsub-SSA-SSB;

SSE=SSTO-SSA-SSB-SSAB;

dfA=a-1;
dfB=b-1;
dfAB=(a-1)*(b-1);
dfE=a*b*(n-1);

MSA=SSA/dfA;
MSB=SSB/dfB;
MSAB=SSAB/dfAB;
MSE=SSE/dfE;

F0A=MSA/MSE;
F0B=MSB/MSE;
F0AB=MSAB/MSE;

p_A = 1-cdf('F',F0A,dfA,dfE);
p_B = 1-cdf('F',F0B,dfB,dfE);
p_AB= 1-cdf('F',F0AB,dfAB,dfE);

F = [F0A F0B F0AB];
p = [p_A p_B p_AB];
```

2. โปรแกรมฟังก์ชันสำหรับคำนวณสถิติทดสอบ ART สำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2

แฟคทอเรียล

```
function [F p_ART] = ARTtest(n,y)
a=size(y,1)/n;
b=size(y,2);

y1=reshape(y,[size(y,1)/a , b*a]);

y2=reshape(y',[n*b,a]);

yij= mean(y1);

yj=mean(y);
yi=mean(y2);

y11=y1(1:n,1)-yi(1,1)-yj(1,1);
y12=y1(1:n,3)-yi(1,1)-yj(1,2);
y21=y1(1:n,2)-yi(1,2)-yj(1,1);
y22=y1(1:n,4)-yi(1,2)-yj(1,2);

y_AB= [y11' y12' y21' y22'];
```

```

[B,I,J]=unique(y_AB) ;
L=accumarray(J(:,1),1);
K=cumsum([1;L]);
for i=1:length(L)
    K(i) = (sum(K(i):K(i+1)-1))/L(i);
end
R_AB=K(J)';

r_AB=reshape(R_AB,[size(y,1),size(y,2)]);
[SSB_AB SSA_AB SSAB_AB SSE_AB] = findSS(n,r_AB);

y11_A_B =y1(1:n,1)-(yij(1,1)+yij(1,4))/2;
y12_A_B =y1(1:n,3)-(yij(1,2)+yij(1,3))/2;
y21_A_B =y1(1:n,2)-(yij(1,2)+yij(1,3))/2;
y22_A_B =y1(1:n,4)-(yij(1,1)+yij(1,4))/2;

y_A_B= [y11_A_B' y12_A_B' y21_A_B' y22_A_B'];

[B,I,J]=unique(y_A_B) ;
L=accumarray(J(:,1),1);
K=cumsum([1;L]);
for i=1:length(L)
    K(i) = (sum(K(i):K(i+1)-1))/L(i);
end;
R_A_B=K(J)';

r_A_B=reshape(R_A_B,[size(y,1),size(y,2)]);
[SSB_A_B SSA_A_B SSAB_A_B SSE_A_B] = findSS(n,r_A_B);

dfA=a-1;
dfB=b-1;
dfAB=(a-1)*(b-1);
dfE=a*b*(n-1);
SSE_ART=(SSE_AB+SSE_A_B)/2;
MSA_A_B=SSA_A_B/dfA;
MSB_A_B=SSB_A_B/dfB;

MSAB_AB=SSAB_AB/dfAB;

MSE_ART=SSE_ART/dfE;

FOA_ART=MSA_A_B/MSE_ART;
FOB_ART=MSB_A_B/MSE_ART;
FOAB_ART=MSAB_AB/MSE_ART;

p_ART_AB = 1-cdf('F',FOAB_ART,dfAB,dfE);
p_ART_A = 1-cdf('F',FOA_ART,dfA,dfE);
p_ART_B = 1-cdf('F',FOB_ART,dfB,dfE);

F = [FOA_ART FOB_ART FOAB_ART];
p_ART = [p_ART_A p_ART_B p_ART_AB];

```

2.1. ฟังก์ชันย่อยในการหาค่า sum square

```

function [SSA SSB SSAB SSE] = findSS(n,y)
a=size(y,1)/n; % a= จำนวนแถว หรือ n
b=size(y,2); % b= จำนวนหลัก y
CT=(sum(sum(y)'))^2/(a*b*n); % CT=(sum yijk)^2 / N
SSTO=sum(sum(y.^2))-CT; % SSTO= sum(yijk^2)-CT
SSB=sum(sum(y).^2)/size(y,1)-CT;
y1=reshape(y',[n*b,a]);
SSA=sum(sum(y1).^2)/(n*b)-CT;
y2=reshape(y,[size(y,1)/a , b*a]);
SSsub=sum(sum(y2).^2)/n -CT;
SSAB=SSsub-SSA-SSB;
SSE=SSTO-SSA-SSB-SSAB;

```

3. โปรแกรมฟังก์ชันสำหรับคำนวณสถิติทดสอบ RT สำหรับแผนการทดลองแบบ 2×2

แฟลทอเรียล

```
function [Q p] = RTtest(n,y)
a=size(y,1)/n;
b=size(y,2);

y1=reshape(y,[size(y,1)/a , b*a]);
y2=(reshape(y1,[a*b*n,1]))';

[B,I,J]=unique(y2) ;
L=accumarray(J(:,1),1) ;
K=cumsum([1;L]);
for i=1:length(L)
    K(i) = (sum(K(i):K(i+1)-1))/L(i);
end;
R=K(J)';

r=reshape(R,[size(y,1),size(y,2)]);

N=a*b*n;
lamda=n/N;
r1=[r(1:n,1:b), r(n+1:2*n,1:b)];
r2=ones(n,1)*mean(r1);
r3=mean(r1)';
SigmaSqr=sum((r1-r2).^2)/((N^2)*(n-1));
V=diag(SigmaSqr./lamda);

Ia=-eye(a-1);
A=ones(a-1, 1);
Ib=-eye(b-1);
B=ones(b-1, 1);
Ma=[A Ia];
Mb=[B Ib];
C_AB=kron(Ma, Mb);
C_A=kron(Ma, (1/b)*(ones(b, 1))');
C_B=kron((1/a)*(ones(a, 1))', Mb);

T_C_AB=(1/N)*C_AB*r3;
T_C_A=(1/N)*C_A*r3;
T_C_B=(1/N)*C_B*r3;

Q_AB=N*T_C_AB'*inv(C_AB*V*C_AB')*T_C_AB;
Q_A=N*T_C_A'*inv(C_A*V*C_A')*T_C_A;
Q_B=N*T_C_B'*inv(C_B*V*C_B')*T_C_B;

rA=size(Q_A,1);
rB=size(Q_B,1);
rAB=size(Q_AB,1);

p_AB = 1-chi2cdf(Q_AB,rAB);
p_A = 1-chi2cdf(Q_A,rA);
p_B = 1-chi2cdf(Q_B,rB);

Q = [Q_A Q_B Q_AB];
p = [p_A p_B p_AB];
```

ประวัติผู้วิจัย

ชื่อ – สกุล

นางสาวพรนภา คำนไทยวัฒนา

ที่อยู่

300/51 ถนนมนตรีสุริยวงศ์ ตำบลหน้าเมือง อำเภอเมือง จังหวัดราชบุรี

ประวัติการศึกษา

พ.ศ.2548

สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาคณิตศาสตร์
มหาวิทยาลัยสงขลานครินทร์

พ.ศ.2550

ศึกษาต่อระดับปริญญาโทสาขาคณิตศาสตร์
มหาวิทยาลัยศิลปากร