การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดลอง แบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่

นายพัชริสร์ พวงแก้ว

วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาสถิติศาสตรมหาบัณฑิต
สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ
คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
ปีการศึกษา 2547

ISBN 974-17-6858-3

MONTE CARLO LIKELIHOOD RATIO TEST FOR RANDOMIZED COMPLETE BLOCK DESIGN WITH FIXED TREATMENT AND BLOCKING FACTORS

Mr. Patcharis Pongkeiw

A Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of Master of Science in Statistics
Department of Statistics
Faculty of Commerce and Accountancy
Chulalongkorn University
Academic Year 2004
ISBN 974-17-6858-3

หัวข้อวิทยานิพนธ์	การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่
โดย	นายพัชริสร์ พวงแก้ว
สาขาวิชา	สถิติ
อาจารย์ที่ปรึกษา	รองศาสตราจารย์ ดร.สุพล ดุรงค์วัฒนา

คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย อนุมัติให้นับวิทยานิพนธ์ฉบับนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญามหาบัณฑิต

.... คณบดีคณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี
(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. ดนุชา คุณพนิชกิจ)

คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์

.... ประธานกรรมการ
(รองศาสตราจารย์ ผกาวดี ศิริรังษี)

.... อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์
(รองศาสตราจารย์ ดร. สุพล ดุรงค์วัฒนา)

.... กรรมการ
(รองศาสตราจารย์ ดร. ธีระพร วีระถาวร)

.... กรรมการ
(อาจารย์ ดร. เสกสรร เกียรติสุไพบูลย์)

พัชริสร์ พวงแก้ว : การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ (MONTE CARLO LIKELIHOOD RATIO TEST FOR RANDOMIZED COMPLETE BLOCK DESIGN WITH FIXED TREATMENT AND BLOCKING FACTORS) อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ : รศ.ดร. สุพล ดุรงค์วัฒนา , 94 หน้า. ISBN 974-17-6858-3.

เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลองสำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ ในการวิจัยนี้ ได้ทำการเปรียบเทียบระหว่างวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นที่มีตัวแบบ ดังนี้ $Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$ เมื่อ i = 1 , 2 ,…, a และ j = 1 , 2 ,…, b ในการวิจัยครั้งนี้ได้กำหนดความคลาดเคลื่อน(ε_{ij}) เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ และเป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และความแปรปรวนเป็น σ^2 เมื่ออิทธิพลของปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกเป็นไปในเชิงบวก ก็คือ ไม่มีการกระทำร่วมกันระหว่างปัจจัยบล็อกกับปัจจัยทดลอง การจำลองข้อมูลในการวิจัยนี้ได้ทำการจำลองข้อมูลจากเทคนิคมอนติคาร์โลด้วยโปรแกรม S-PLUS 2000 โดยกำหนดสถานการณ์ต่าง ๆ ไว้ดังนี้ จำนวนทรีทเมนต์ในการทดลอง เท่ากับ 3 5 และ 7 จำนวนบล็อกในการทดลอง เท่ากับ 3 5 และ 7 และสัมประสิทธิ์ความแปรผันเท่ากับ 20% 25% และ 30% ที่ระดับนัยสำคัญที่ใช้ศึกษาคือ 0.01 และ 0.05 ใช้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างและอำนาจการทดสอบเป็นเกณฑ์ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี ผลการวิจัยได้ดังนี้ คือ

ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง

ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 และ 0.05 ในกรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติเกือบทุกกรณี แต่เมื่อมีค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้น พบว่ามีบางกรณี ที่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่า

อำนาจการทดสอบ

ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01และ 0.05 เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อยหรือปานกลาง กรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีแนวโน้มที่จะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่มีบางกรณีที่ เมื่อค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้น ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า และเมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก ตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธีมีแนวโน้มที่จะให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันหรือใกล้เคียงกัน และมีค่าเข้าใกล้ 1

ภาควิชา..........สถิติ.........................	ลายมือชื่อนิสิต...
สาขาวิชา........สถิติ.........................	ลายมือชื่ออาจารย์ที่ปรึกษา...........................
ปีการศึกษา.....2547........................	

4582303226 : MAJOR STATISTICS

KEYWORD : TESTING THE DIFFERENCE BETWEEN TREATMENT EFFECT / MONTE CARLO LIKELIHOOD RATIO TEST / LIKELIHOOD RATIO TEST/ TYPE I ERROR / POWER OF THE TEST

PATCHARIS PONGKEIW : MONTE CARLO LIKELIHOOD RATIO TEST FOR RANDOMIZED COMPLETE BLOCK DESIGN WITH FIXED TREATMENT AND BLOCKING FACTORS. THESIS ADVISOR : ASSOC. PROF. SUPOL DURONGWATANA , Ph.D. 94 pp.

ISBN 974-17-6858-3.

The purpose of thid research is to study and compare the method of hypothesis testing relation to the differrence between treatment effect for Randomized Complete Block Design with fixed treatment, and blocking factors.

This research compares the Likelihood Ratio test with Monte Carlo Likelihood Ratio test with pattern as $Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$ when i = 1 , 2 ,…, a and j = 1 , 2 ,…, b. In this research is set error (ε_{ij}) , that is Random Variable , the normal distribution and independent . The average are 0 and variance is σ^2 when the influence of treatment and block is positive which mean that there no interactive between treatment and block . The copied data is derived from Monte Carlo technique by S-Plus 2000 program. The situation is set as following :

In experiment , the amount of treatment are 3 , 5 and 7 and the amount of block are 3 , 5 and 7 while the coefficient of variation are 20% , 25% and 30% . The level of significance are 0.01 and 0.05. By using probability of type I error and power of for comparing the efficiency of both method , The results of this research can be sumarized as follows :

Probability of type I error

At level of significance are 0.01 and 0.05. Almost of testing , Monte Carlo Likelihood Ratio statistic can control the probability of type I error better than Likelihood Ratio statistic. However when the coefficient of variation is increased, in some case, it is found that the Likelihood Ratio statistic can control the probability of type I error better than Monte Carlo Likelihood Ratio statistic.

Power of the test

At level of significance are 0.01 and 0.05, when the difference of treatment effect is less or moderate, Almost of testing Likelihood Ratio statistic has power of the test higher than Monte Carlo Likelihood Ratio statistic. But in somecase , when the coefficient of variation is increased , Monte Carlo Likelihood Ratio statistic has power of the test higher than Likelihood Ratio statistic. And when the difference of treatment effect is high, the power of the tast in both mothods trend to be equal or close to , and approximate to 1.

Department…… Statistics……… Student's signature……………………..

Field of study…. Statistics……… Advisor's signature…………………….

Academic year….2004………….

กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงได้ด้วยความตั้งใจและความเพียรพยายามอย่างที่สุด รวมทั้งความเมตตากรุณาของรองศาสตราจารย์ ดร.สุพล ดุรงค์วัฒนา อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ที่กรุณาให้การดูแลเอาใจใส่และคำแนะนำปรึกษา ตลอดจนความช่วยเหลือในการแก้ไขข้อบกพร่องต่าง ๆ เป็นอย่างดียิ่งและผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กลม บุษบา ภาควิชาสถิติ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ที่ให้คำปรึกษาและแนะนำในด้านวิชาการ จนกระทั่งวิทยานิพนธ์ฉบับนี้เสร็จสมบูรณ์ ผู้วิจัยขอกราบขอบพระคุณด้วยความรู้สึกซาบซึ้ง เคารพ และสำนึกในพระคุณเป็นอย่างสูงยิ่ง ไว้ ณ โอกาสนี้

สุดท้ายนี้ผู้วิจัยขอขอบพระคุณ บิดา มารดา และญาติพี่น้อง ซึ่งให้การสนับสนุนด้านการเงิน และให้กำลังใจแก่ผู้วิจัยเสมอมาจนสำเร็จการศึกษา และขอขอบคุณน้ำใจจากเพื่อนๆ และพี่ๆ รวม ถึง น้อง ๆ นิสิตคณะบัญชีทุก ๆ คนที่คอยเป็นกำลังใจให้เสมอและการสนับสนุนในการทำวิทยานิพนธ์เป็นอย่างดีตลอดมา และเนื่องจากการวิจัยครั้งนี้ได้รับการอุดหนุนจากทุนอุดหนุนการวิจัยของบัณฑิตวิทยาลัย จึงขอขอบพระคุณบัณฑิตวิทยาลัยมา ณ ที่นี้ด้วย และท้ายที่สุดนี้ขอกราบนมัสการคุณศรีพระรัตนไตร และสิ่งศักดิ์สิทธิ์ในสากลโลก ที่ช่วยปกป้องรักษาผู้วิจัยและการทำงานวิจัยในครั้งนี้ให้สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยดี

สารบัญ

สารบัญตาราง

ตารางที่ หน้า

สารบัญรูปภาพ

รูปที่ หน้า

รูปที่ หน้า

รูปที่ หน้า

บทที่ 1

บทนำ

1.1 ความเป็นมาและสาเหตุของปัญหา

แผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ (Randomized Complete Block Design - RCBD) เป็นแผนการทดลองหนึ่งของการวางแผนการทดลอง (Experimental design) ที่สามารถนำไปใช้ได้อย่างสะดวกและมีประสิทธิภาพ เพื่อแก้ปัญหาในกรณีที่มีปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าสังเกต 2 ปัจจัย ซึ่งปัจจัยหนึ่งเป็นปัจจัยที่เราต้องการศึกษา แต่อีกปัจจัยหนึ่งเป็นปัจจัยรบกวน ที่เกิดจากไม่สามารถหาหน่วยทดลองที่มีคุณสมบัติเหมือนกันมาใช้ในการทดสอบได้เพียงพอ หรืออาจเกิดขึ้นในการดำเนินการทดลอง แล้วไม่สามารถควบคุมเฉพาะที่ได้ ดังนั้น จึงกำหนดให้ปัจจัยอีกตัวที่เกิดขึ้นมานั้นเป็นปัจจัยบล็อก เพื่อควบคุมอิทธิพลของปัจจัยบล็อก ในการทดสอบอิทธิพลของสิ่งทดลอง แผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์นี้ สามารถนำไปใช้กับงานด้านต่าง ๆ เช่น การทดลองในห้องปฏิบัติทางการวิทยาศาสตร์ งานด้านการเกษตร เป็นต้น

ในการวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of Variace) หรือการทดสอบเอฟนั้น เป็นที่นิยมใช้กันอย่างแพร่หลาย เพราะสามารถทดสอบความแตกต่างของเฉลี่ยหลาย ๆ ค่าได้ และสามารถอธิบายที่มาของผลการทดสอบได้อย่างชัดเจน ในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ ตามปกติจะนิยมใช้วิธีการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือการทดสอบเอฟ แต่การใช้วิธีนี้จำเป็นจะต้องมีข้อกำหนดไว้ด้วยว่า ค่าสังเกตจะต้องมีการแจกแจงแบบปกติ ข้อมูลที่นำมาทดสอบต้องมีความแปรปรวนคงที่และความ คลาดเคลื่อนเฉลี่ยมีค่าเป็นศูนย์ ในทางปฏิบัติจริงในด้านเศรษฐกิจ การเงิน หรือด้านสังคม ฯลฯ อาจไม่สามารถปฏิบัติตามข้อกำหนดเหล่านี้ได้

นอกจากการวิเคราะห์ความแปรปรวนหรือการทดสอบเอฟแล้ว ในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ ยังสามารถใช้วิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เพื่อทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับอิทธิพลของปัจจัยทดลองได้ และจะใช้วิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์ต่าง ๆ โดยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด ในกรณีที่มีพารามิเตอร์อื่นที่ไม่ทราบค่าซึ่งไม่ได้ต้องการทดสอบรวมอยู่ด้วย

วิธีมอนติคาร์โล (Monte Carlo) เป็นการสร้างข้อมูลจากตัวอย่างสุ่ม และใช้ประโยชน์ในการคำนวณด้วยคอมพิวเตอร์ เพื่ออนุมานเชิงสถิติเกี่ยวกับประชากรที่สนใจ ในการวิจัยครั้งนี้ได้ศึกษาการทดสอบมอนติคาร์โลภายใต้พื้นฐานของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เรียกวิธีนี้ว่า

การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (Monte Carlo Likelihood Ratio Test) มาทำการทดสอบความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลอง

ดังนั้นในการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยจึงสนใจจะศึกษาและเปรียบเทียบวิธีทดสอบความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลอง สำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ระหว่างวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เปรียบเทียบกับวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ ว่าวิธีใดจะสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ดีกว่ากันและมีอำนาจการทดสอบสูงที่สุด

1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย

เพื่อศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลอง สำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ ในการวิจัยนี้ ได้ทำการเปรียบเทียบระหว่างวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กับวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ว่าวิธีใดสามารถความคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ดีกว่ากันและมีอำนาจการทดสอบสูงที่สุด

1.3 สมมติฐานของการวิจัย

วิธีการทดสอบสมมติฐานโดยใช้วิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น และมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ทุกกรณี

1.4 ข้อตกลงเบื้องต้น

สำหรับการวิจัยในครั้งนี้จะศึกษาเฉพาะแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองคงที่และปัจจัยบล็อกคงที่ สามารถเขียนตัวแบบได้ดังนี้

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \qquad \text{เมื่อ } i = 1, 2, \ldots, a \text{ และ } j = 1, 2, \ldots, b$$

โดยที่ $\mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j$

Y_{ij} แทน ค่าสังเกตหรือข้อมูลของหน่วยทดลองที่ได้รับสิ่งทดลองที่ i ของปัจจัยทดลองและได้รับบล็อกที่ j ของปัจจัยบล็อก

μ แทน ค่าเฉลี่ยรวม

τ_i แทน อิทธิพลของสิ่งทดลองที่ i ของปัจจัยทดลอง

β_j แทน อิทธิพลของบล็อกที่ j ของปัจจัยบล็อก

ε_{ij} แทน ความคลาดเคลื่อนของหน่วยทดลองที่ได้รับสิ่งทดลองที่ i ของปัจจัยทดลองและบล็อกที่ j ของปัจจัยบล็อก

เมื่อกำหนดให้ τ_i เป็นค่าคงที่ที่ไม่ทราบค่า โดยที่ $\sum_{i=1}^{a}\tau_i = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(\mu_{i.} - \mu) = 0$

และ β_j เป็นค่าคงที่ที่ไม่ทราบค่า โดยที่ $\sum_{j=1}^{b}\beta_j = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(\mu_{.j} - \mu) = 0$

นอกจากนี้ความคลาดเคลื่อนต้องเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ และเป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และความแปรปรวนเป็น σ^2 นั่นคือ $\varepsilon_{ij} \sim \mathrm{NID}(0,\sigma^2)$ เมื่ออิทธิพลของปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกเป็นไปในเชิงบวก ก็คือ ไม่มีการกระทำร่วมกันระหว่างปัจจัยบล็อกกับปัจจัยทดลอง

1.5 ขอบเขตของการวิจัย

1. ศึกษาวิธีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลองสำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ โดยใช้วิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น
2. ตัวแบบที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ (Fixed-effect model)ในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์
3. การแจกแจงความคลาดเคลื่อนที่นำมาทดสอบ มีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และมีความแปรปรวนเท่ากับ σ^2
4. ตัวแบบของประชากรที่ศึกษา คือ

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \qquad \text{เมื่อ } i = 1, 2, \ldots, a \text{ และ } j = 1, 2, \ldots, b$$

5. กำหนดจำนวนสิ่งทดลองในการศึกษาครั้งนี้ เป็น 3 , 5 และ 7 และกำหนดจำนวนบล็อกในการศึกษาครั้งนี้ เป็น 3 , 5 และ 7

6. กำหนดค่าพารามิเตอร์โดยใช้หลักเกณฑ์ ดังนี้
    - กำหนดให้ค่าเฉลี่ยรวมของประชากรทุกกลุ่ม(μ) เท่ากับ 50
    - กำหนดให้ข้อมูลมีค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผัน (Coefficien of variation : C.V. %)ในระดับต่าง ๆ ดังนี้ 20% 25% และ 30%
7. ระดับนัยสำคัญของการทดสอบ(α) ครั้งนี้ เป็น 0.01 และ 0.05
8. ในการวิจัยครั้งนี้จะสร้างแบบจำลองข้อมูลโดยใช้เทคนิคมอนติคาร์โล (Monte Carlo simulation) เขียนด้วยโปรแกรม S-PLUS การจำลองในแต่ละสถานการณ์จะใช้การกระทำซ้ำ 200 รอบ และการสร้างตัวอย่างสุ่มในวิธีการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะกระทำซ้ำ 200 รอบ
9. การสร้างอิทธิพลของสิ่งทดลอง (τ_i) ให้แตกต่างกัน โดยใช้

$$\Phi = \frac{\sqrt{b\sum_{i=1}^{a}\tau_i^2 / a}}{\sigma} \quad (\Phi \text{ แทนสัมประสิทธิ์ความเบี่ยงเบนของสิ่งทดลอง})$$

เมื่อกำหนดว่า $\sum_{i=1}^{a}\tau_i = 0$

ซึ่งจะแบ่งความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลองออกเป็น 3 ระดับ ดังนี้

- อิทธิพลระหว่างสิ่งทดลองที่มีความแตกต่างกันน้อย ค่า Φ อยู่ระหว่าง [0,1.5)
- อิทธิพลระหว่างสิ่งทดลองที่มีความแตกต่างกันปานกลาง ค่า Φ อยู่ระหว่าง [1.5,3)
- อิทธิพลระหว่างสิ่งทดลองที่มีความแตกต่างกันมาก ค่า Φ มีค่าตั้งแต่ 3 ขึ้นไป

1.6 เกณฑ์ในการตัดสินใจ

ในการวิจัยครั้งนี้ จะเปรียบเทียบความเหมาะสม ของวิธีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลอง ระหว่างวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กับวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น โดยพิจารณาจากค่า p-value ของตัวสถิติทดสอบจากทั้ง 2 วิธีมาเทียบกับระดับนัยสำคัญ (α) ที่ศึกษา และคำนวณหาค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง โดยการคำนวณจากจำนวนชุดของข้อมูลที่ปฏิเสธสมมติฐานว่าง H_0 ต่อจำนวนชุดของข้อมูลทั้งหมด เพื่อนำไปใช้ในการตัดสินใจว่า วิธีการใดจะสามารถนำไปใช้ประโยชน์ได้สูงสุด โดยตัวสถิติทดสอบที่มีค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่า จะถือว่าเป็นวิธีที่สามารถนำไปใช้ประโยชน์ได้สูงสุด และนอกจากนี้ยังพิจารณาจากอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบที่ได้จากทั้ง 2 วิธี เพื่อตัดสินว่าวิธีใดที่มีประสิทธิภาพมากกว่ากัน โดยถือว่าวิธีที่มีอำนาจการทดสอบมากกว่าเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด ดังนั้น ตัวสถิติทดสอบของวิธีการทดสอบสมมติฐานวิธีใดที่มีค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยที่สุด และมีอำนาจการทดสอบมากที่สุด ก็จะถือว่ามีความเหมาะสม

สำหรับการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลอง ในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่มากที่สุด

1.7 คำจำกัดความที่ใช้ในการวิจัย

1. หน่วยทดลองหรือค่าสังเกต (Observation) หมายถึง สิ่งหนึ่งที่นำมาใช้ในการทดลอง ซึ่งหน่วยทดลองแต่ละหน่วยจะได้รับสิ่งทดลอง และบล็อก แตกต่างกัน
2. ปัจจัย (Factors) หมายถึง ปัจจัยทดลองที่เราสนใจศึกษา
3. บล็อก (Block) หมายถึง ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อค่าสังเกต แต่เราไม่ต้องการศึกษา และจำเป็นต้องควบคุม
4. สัมประสิทธิ์ความแปรผัน (Coefficient of variation : C.V. %) หมายถึง ค่าที่ใช้วัดการกระจายของข้อมูล โดยพิจารณาในรูปของการกระจายสัมพัทธ์ มีค่าเท่ากับส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูลส่วนด้วยค่าเฉลี่ยของข้อมูล ซึ่งไม่มีหน่วยและคำนวณค่าออกมาเป็นเปอร์เซ็น
5. อำนาจการทดสอบ (Power of the test) หมายถึง ความน่าจะเป็นที่จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างนั้นเป็นเท็จ
6. ความผิดพลาดประเภทที่ 1 (Type I error) คือ การปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_0) ที่เป็นจริง ซึ่งค่าความน่าจะเป็นที่จะเกิดความผิดพลาดประเภทที่ 1 นี้มีค่าเท่ากับ α
7. ค่า p-value หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 จากการทดสอบด้วยตัวสถิติทดสอบ
8. ทรีทเมนต์ หมายถึง สิ่งทดลองที่เราสนใจศึกษา
9. RCBD หมายถึง แผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ (Randomized Complete Block Design)

1.8 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. สามารถนำวิธีการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ไปใช้ในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลองในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล๊อกคงที่
2. เพื่อใช้เป็นแนวทางในการศึกษาการทดสอบสมมติฐานโดยใช้วิธีการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นในแผนการทดลองแบบอื่น ๆ
3. เพื่อใช้ในการตัดสินใจเลือกใช้วิธีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของปัจจัยในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ ได้อย่างเหมาะสม

1.9 วิธีดำเนินการวิจัย

1. ศึกษาวิธีการทดสอบสมมติฐาน ที่นำมาใช้ในการวิจัยครั้ง มีดังนี้
    - วิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น
    - วิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น
2. ศึกษาการเขียนโปรแกรมจำลองหน่วยทดลองในตัวแบบที่สนใจศึกษา
3. จำลองข้อมูลตามขอบเขตที่ต้องการศึกษา
4. เขียนโปรแกรมในการหาตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานและกระบวนการทดสอบสมมติฐาน
5. ศึกษาวิธีการทดสอบสมมติฐานโดยใช้วิธีมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นเปรียบเทียบกับวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ ซึ่งจะใช้ค่า p-value และค่าอำนาจในการทดสอบ เป็นเกณฑ์ในการเปรียบเทียบ
6. สรุปผลที่ได้จากการทดลอง

บทที่ 2

แนวคิดและทฤษฎี

เนื่องจากการทำวิจัยครั้งนี้ ได้สนใจศึกษาการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลองในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ โดยใช้วิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น พร้อมทั้งทำการศึกษาเปรียบกับวิธีทดสอบสมมติฐานด้วยวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติซึ่งเป็นวิธีที่ได้รับการยอมรับมานานแล้ว โดยการนำค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างและอำนาจการทดสอบ ของตัวสถิติทดสอบที่ได้จากทั้งสองวิธีมาใช้เป็นเกณฑ์ในการพิจารณาความเหมาะสมสำหรับการเลือกนำไปใช้งาน ในขั้นต้นจะอธิบายเกี่ยวกับแผนการทดลองบล็อกสมบูรณ์วิธีทดสอบสมมติฐานด้วยอัตราภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ และขั้นตอนของการทดสอบโดยใช้วิธีมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะอธิบายเป็นลำดับสุดท้าย

2.1 แผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่

แผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ แผนการทดลองแบบนี้ ใช้สำหรับกรณีที่มีอิทธิพลจากปัจจัยสองปัจจัยมากระทำต่อหน่วยทดลอง โดยที่ปัจจัยหนึ่งเป็นปัจจัยที่สนใจศึกษา แต่อีกปัจจัยหนึ่งเป็นปัจจัยที่ต้องควบคุม ซึ่งผู้ทดลองสามารถแบ่งหน่วยทดลองออกเป็นกลุ่มตามประเภท โดยมีจุดประสงค์เพื่อให้หน่วยทดลองที่อยู่ภายในบล็อกเดียวกัน มีลักษณะเหมือนกันหรือคล้ายคลึงกันมากที่สุด (Homogeneous) และหน่วยทดลองที่อยู่ต่างบล็อกกันจะมีความแตกต่างกันมากที่สุด กล่าวคือ ทำให้ในหน่วยทดลองในบล็อกเดียวกันมีความแปรผันน้อยกว่าความแปรผันระหว่างบล็อกมากที่สุดก่อนที่จะให้สิ่งทดลองกับหน่วยทดลองเพื่อขจัดอิทธิพลของบล๊อกต่อหน่วยทดลองในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของสิ่งทดลอง ในกรณีนี้ ได้ถือว่ามีการกำหนดสิ่งทดลองและบล็อกไว้แล้วอย่างชัดเจน

สำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ มีตัวแบบคือ

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \qquad \text{เมื่อ } i = 1, 2, \ldots, a \text{ และ } j = 1, 2, \ldots, b$$

โดยที่ $\mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j$

ให้ Y_{ij} แทน ค่าสังเกตหรือข้อมูลของหน่วยทดลองที่ได้รับสิ่งทดลองที่ i ของปัจจัยทดลองและได้รับบล็อกที่ j ของปัจจัยบล็อก

μ แทน ค่าเฉลี่ยรวม

τ_i แทน อิทธิพลของสิ่งทดลองที่ i ของปัจจัยทดลอง

β_j แทน อิทธิพลของบล็อกที่ j ของปัจจัยบล็อก

ε_{ij} แทน ความคลาดเคลื่อนของหน่วยทดลองที่ได้รับสิ่งทดลองที่ i ของปัจจัยบล็อกและบล็อกที่ j ของปัจจัยบล็อก

ตารางที่ 2.1 แสดงลักษณะข้อมูลในแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่

สิ่งทดลอง i = 1 , 2 ,…, a	บล็อก j = 1 , 2 ,…, b	รวม $(Y_{i.})$	ค่าเฉลี่ย $(\bar{Y}_{i.})$
1	Y_{11} Y_{12} … Y_{1j} … Y_{1b}	$Y_{1.}$	$\bar{Y}_{1.}$
⋮	⋮	⋮	⋮
a	Y_{a1} Y_{a2} … Y_{aj} … Y_{ab}	$Y_{a.}$	$\bar{Y}_{a.}$
รวม $(Y_{.j})$	$Y_{.1}$ $Y_{.2}$ … $Y_{.j}$ … $Y_{.b}$	$Y_{..}$	
ค่าเฉลี่ย $(\bar{Y}_{.j})$	$\bar{Y}_{.1}$ $\bar{Y}_{.2}$ … $\bar{Y}_{.j}$ … $\bar{Y}_{.b}$		$\bar{Y}$

ตารางที่ 2.2 ตารางวิเคราะห์ความแปรปรวนสำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่

สาเหตุของความแปรปรวน	องศาความเป็นอิสระ (df)	ผลรวมกำลังสอง (SS)	ผลรวมกำลังสองเฉลี่ย (MS)	F
สิ่งทดลอง	(a-1)	$b\sum_{i=1}^{a}(\bar{y}_{i.}-\bar{y})^2$	SSTr/df	MSTr/MSE
บล็อก	(b-1)	$a\sum_{j=1}^{b}(\bar{y}_{.j}-\bar{y})^2$	SSB/df	MSB/MSE
ความคลาดเคลื่อน	(a-1)(b-1)	$\sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{a}(y_{ij}-\bar{y}_{i.}-\bar{y}_{.j}+\bar{y})^2$	SSE/df	
ผลรวม	(ab-1)	$\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(y_{ij}-\bar{y})^2$		

สมมติฐานในการทดสอบ

ถ้าต้องการจะทดสอบสมมติฐานว่า ปัจจัยทดลองมีอิทธิพลต่อค่าสังเกตสำหรับแผนการทดลองแบบRCBD กรณีที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ นั่นก็คือการทดสอบว่า

$$\mu_{11}=\mu_{21}=\ldots=\mu_{a1}\ ,\ \mu_{12}=\mu_{22}=\ldots=\mu_{a2}\ ,\ldots,\ \mu_{1b}=\mu_{2b}=\ldots=\mu_{ab}$$

หรือ $H_0:\ \mu_1=\mu_2=\ldots=\mu_a=\mu+\tau_i$; เมื่อ i = 1,2,…,a

$H_1: not\ H_0$;

ก็เหมือนกับการทดสอบ $H_0:\ \tau_1=\tau_2=\ldots=\tau_a=0$;

$H_1: not\ H_0$;

2.2 การทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ (The Likelihood Ratio test for RCBD with Fixed Treatment and Blocking Factors) (วัลลภา กลิ่นสวาท. "การทดสอบสมมติฐานทางสถิติ". หน้า 54- 71)

การทดสอบสมมติฐานโดยใช้หลักเกณฑ์อัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (Likelihood ratio principle) ในการหาแบบทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เพื่อนำมาใช้ในการทดสอบสมมติฐานของแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ มีรายละเอียดดังนี้

กำหนดให้ $Y_{ij} \sim N(\mu_{ij}, \sigma^2)$ โดยที่ i = 1 , 2 ,..., a และ j = 1 , 2 ,..., b

เมื่อให้ $\mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j$ ภายใต้เงื่อนไข $\sum_{i=1}^{a} \tau_i = 0$ และ $\sum_{j=1}^{b} \beta_j = 0$

ซึ่งมี $y_{11}, y_{12}, \ldots, y_{1b}, y_{21}, \ldots, y_{2b}, \ldots, y_{a1}, \ldots, y_{ab}$ เป็นตัวอย่างสุ่มจากประชากรที่มีฟังก์ชันความหนาแน่น $f(\tilde{y}; \tilde{\theta})$ โดยที่ $\tilde{\theta} \in \Omega$

เมื่อกำหนดให้ Ω แทนสเปซของพารามิเตอร์

ω แทนสับเซตของ Ω ที่กำหนด (specified) โดย H_0

$L(\Omega)$ แทนฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น (likelihood function) เมื่อ $\tilde{\theta} \in \Omega$

$L(\omega)$ แทนฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น (likelihood function) เมื่อ $\tilde{\theta} \in \omega$

$L(\hat{\Omega})$ แทนค่าสูงสุดของ $L(\Omega)$ ซึ่งเป็นค่าของฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น เมื่อแทนค่า $\tilde{\theta}$ ด้วยตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood estimator)

$L(\hat{\omega})$ แทนค่าสูงสุดของ $L(\omega)$ ซึ่งเป็นค่าของฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น เมื่อแทนค่า $\tilde{\theta}$ ด้วยตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (maximum likelihood estimator)

<u>อัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น(likelihood ratio) ที่นำมาใช้เป็นตัวสถิติทดสอบ</u> คือ

$$\lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$$

หลักเกณฑ์อัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นที่ใช้ในการทดสอบ $H_0: \tilde{\theta} \in \omega$ เทียบกับ $H_1: \tilde{\theta} \in \Omega - \omega$ ก็คือ ให้ปฏิเสธ H_0 เมื่อ λ มีค่าน้อยเกินไป ซึ่งจะปฏิเสธ H_0 ได้ก็ต่อเมื่อ $\lambda < \lambda_0$ โดยที่ λ_0 เป็นค่าคงที่ และ $0 \le \lambda_0 < 1$ โดยอาศัยการแจกแจงของ λ เมื่อกำหนด α มาให้จะสามารถหาค่า λ_0 ได้จาก $\alpha = P(\lambda \le \lambda_0 / H_0)$

วิธีการหาอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดสอบ RCBD ในกรณีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่มีขั้นตอนดังนี้

1. หาตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดของ L(Ω) ภายใต้เงื่อนไขข้อกำหนดของ Ω นั่นคือ $-\infty<\mu_{ij}<\infty$ และ $0<\sigma^2<\infty$ โดยใช้สัญลักษณ์แทนด้วย L($\hat{\Omega}$)

2. หาตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดของ L(Ω) ภายใต้เงื่อนไขข้อกำหนดของสมมติฐานว่าง H_0 โดยใช้สัญลักษณ์แทนด้วย L($\hat{\omega}$)

3. หาอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นที่นำมาใช้ในการทดสอบ

$$\lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$$

4. หาจุดวิกฤตหรือเกณฑ์การตัดสินใจ ในการทดสอบนี้จะปฏิเสธ H_0 เมื่อ λ มีค่าน้อยเกินไป นั่นคือ $\lambda<\lambda_0$ โดยที่ λ_0 เป็นค่าคงที่ และ $0 \le \lambda_0 < 1$

การทดสอบสมมติฐานด้วยวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นของแผนการทดลองบล๊อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่นั้น ผู้วิจัยได้นำเอาวิธีการของ Quadratic forms มาใช้ในการคำนวณหาตัวสถิติของวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสำหรับการทดสอบนี้ ดังนั้นก่อนที่จะศึกษาเทคนิคการทดสอบสมมติฐานด้วยวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นของแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่จึงควรทำความเข้าใจเกี่ยวกับการแจกแจงของ Quadratic forms เสียก่อน

<u>การแจกแจงของ Quadratic forms</u>

(Distributions of certain quadratic forms)

<u>Real quadratic form</u> เป็น homogeneous polynomial degree 2 ตัวแปร n ตัว โดยที่แต่ละตัวมีสัมประสิทธิ์เป็นเลขจำนวนจริง (real number)

เช่น $Y_1^2 + Y_1Y_2 + Y_2^2$ เป็น real quadratic form ของตัวแปร 2 ตัว คือ Y_1, Y_2

$Y_2^1 + Y_2^2 + Y_3^2 - 2Y_1Y_2$ เป็น real quadratic form ของตัวแปร 3 ตัว คือ Y_1, Y_2 และ Y_3

ถ้ากำหนดให้ $s^2 = \sum_1^n (y_i - \bar{y})^2$ /n แล้วจะได้ว่า

$$\text{n}s^2 = \sum_1^n \left(y_i - \frac{y_1 + y_2 + \ldots + y_n}{n}\right)^2$$

$$= \frac{n-1}{n}(y_1^2 + y_2^2 + \ldots + y_n^2) - \frac{2}{n}(y_1y_2 + \ldots + y_1y_n + \ldots + y_{n-1}y_n)$$

นั่นคือ ns^2 เป็น real quadratic form ของตัวแปร n ตัว เมื่อ $\bar{y}$ และ s^2 เป็นค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของตัวอย่างสุ่ม $y_1,\ldots,y_n$ จากประชากรใด ๆ ซึ่งถ้า $y_1,\ldots,y_n$ เป็นตัวอย่างสุ่มที่มาจากประชากรที่มีการแจกแจงแบบ N(μ,σ^2) แล้วจะพบว่า $\frac{ns^2}{\sigma^2}$ จะมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of fredom n – 1

กำหนดให้ $\bar{y} = \dfrac{y_{12}+y_{1b}+\ldots+y_{a1}+\ldots+y_{ab}}{ab}$

= เป็นค่าเฉลี่ยของตัวอย่างสุ่มขนาด ab

โดยที่ $\bar{y}_{i.} = \dfrac{y_{i1}+y_{i2}+\ldots+y_{ib}}{b} = \sum_{j=1}^{b}\dfrac{y_{ij}}{b}$

= ค่าเฉลี่ยของ row ที่ i

และให้ $\bar{y}_{.j} = \dfrac{y_{1j}+y_{2j}+\ldots+y_{aj}}{a} = \sum_{i=1}^{a}\dfrac{y_{ij}}{a}$

= ค่าเฉลี่ยของ column ที่ j

เมื่อกำหนด $s^2 = \sum_i^a\sum_j^b (y_{ij}-\bar{y})^2 / ab$

= เป็นความแปรปรวนของตัวอย่างสุ่มขนาด ab

ดังนั้น

$$ab\,s^2 = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(y_{ij}-\bar{y})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\{(y_{ij}-\bar{y}_{i.})+(\bar{y}_{i.}-\bar{y})\}^2$$

$$= \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(y_{ij}-\bar{y}_{i.})^2 + \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(\bar{y}_{i.}-\bar{y})^2 + 2\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\{(y_{ij}-\bar{y}_{i.})(\bar{y}_{i.}-\bar{y})\}$$

เนื่องจาก $2\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\{(y_{ij}-\bar{y}_{i.})(\bar{y}_{i.}-\bar{y})\} = 2\sum_{i}^{a}(\bar{y}_{i.}-\bar{y})\sum_{j}^{b}(y_{i.}-\bar{y}_{i.})$

$$= 2\sum_{i}^{a}\{(\bar{y}_{i.}-\bar{y})(b\bar{y}_{i.}-b\bar{y}_{i.})\} = 0$$

จึงสรุปได้ว่า $ab\,s^2 = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(y_{ij}-\bar{y}_{i.})^2 + b\sum_{i=1}^{a}(\bar{y}_{i.}-\bar{y})^2$

ซึ่งก็คือ $Q = Q_1 + Q_2$

จะพบว่า Q, Q_1 และ Q_2 เป็น quadratic form ของตัวแปรเชิงสุ่ม y_{ij} ซึ่งมีทั้งหมด n = ab ตัวจากทฤษฎีที่กล่าวไปแล้วในกรณีนี้ k=2 จะอธิบายได้ว่า Q_1 และ Q_2 เป็นอิสระกันเพราะว่า s^2 เป็นความแปรปรวนของตัวอย่างสุ่มขนาด n = ab จากประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติ ดังนั้น ab s^2/σ^2 จึงมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of freedom ab-1

นอกจากนี้ยังพบว่า $\frac{Q_1}{\sigma^2} = \sum_i^a \sum_j^b \frac{(Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2}{\sigma^2}$ มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of freedom มีค่าเท่ากับ a(b-1) เพราะสำหรับแต่ละค่าของ i จะมี $\sum_j^b (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2 / b$ เป็นความแปรปรวนของตัวอย่างสุ่มขนาด b จากประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติ ดังนั้น $\sum_j^b (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2 / \sigma^2 \sim \chi^2_{(b-1)}$ เนื่องจาก y_{ij} เป็นตัวแปรเชิงสุ่มที่เป็นอิสระกัน และ $\frac{Q_1}{\sigma^2}$ เป็นผลรวมของตัวแปรเชิงสุ่มที่เป็นอิสระกันกันอย่างเด็ดขาด ซึ่งแต่ละตัวมีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of freedom b-1 ดังนั้น $\frac{Q_1}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(a(b-1))}$ และ เมื่อ $Q_2 = b\sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i.} - \bar{y})^2 \geq 0$ แล้ว โดยทฤษฎีจะได้ว่า Q_1 และ Q_2 เป็นอิสระกัน และ $\frac{Q_2}{\sigma^2}$ มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of freedom ab-1- a(b-1) = a-1

ab s^2 สามารถนำมาเขียนในรูปแบบใหม่ได้ดังนี้

$$\text{ab}\, s^2 = \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a (y_{ij} - \bar{y})^2$$

$$= \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a \{(y_{ij} - \bar{y}_{.j}) + (\bar{y}_{.j} - \bar{y})\}^2$$

$$= \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a (y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2 + a\sum_{j=1}^b (\bar{y}_{.j} - \bar{y})^2 + 2\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a \{(y_{ij} - \bar{y}_{.j})(\bar{y}_{.j} - \bar{y})\}$$

เนื่องจาก $2\sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a \{(y_{ij} - \bar{y}_{.j})(\bar{y}_{.j} - \bar{y})\} = 0$

ดังนั้น $\quad \text{ab}\, s^2 = \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a (y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2 + a\sum_{j=1}^b (\bar{y}_{.j} - \bar{y})^2$

ซึ่งก็คือ $\quad Q = Q_3 + Q_4$

ในทำนองเดียวกับรูปแบบก่อนหน้านี้ ทำให้ทราบได้ว่า $\frac{Q_3}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(b(a-1))}$ และ เมื่อ $Q_4 = a\sum_{j=1}^{b}(\bar{y}_{.j} - \bar{y})^2 \geq 0$ แล้ว โดยทฤษฎีจะได้ว่า Q_3 และ Q_4 เป็นอิสระกัน และ $\frac{Q_4}{\sigma^2}$ มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of freedom ab-1- b(a-1) = b-1

นอกจากนี้ abs^2 สามารถนำมาเขียนอีกรูปแบบหนึ่ง ได้ดังนี้

$$\text{ab}\,s^2 = \sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{a}\{(y_{i.} - \bar{y}) + (y_{.j} - \bar{y}) + (y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})\}^2$$

$$= b\sum_{i=1}^{a}(\bar{y}_{i.} - \bar{y})^2 + a\sum_{j=1}^{b}(\bar{y}_{.j} - \bar{y})^2 + \sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{a}(y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})^2$$

หรือ ก็คือ $\qquad Q = Q_2 + Q_4 + Q_5$

จากการพิสูจน์ข้างต้น ทำให้ทราบแล้วว่า $\frac{Q}{\sigma^2}, \frac{Q_2}{\sigma^2}$ และ $\frac{Q_4}{\sigma^2}$ มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of freedom (ab-1) , (a-1) , (b-1) ตามลำดับ และเมื่อ $Q_5 > 0$ โดยทฤษฎียืนยันได้ว่า Q_2, Q_4 และ Q_5 เป็นอิสระกัน และ $\frac{Q_5}{\sigma^2}$ มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ที่มี degree of freedom (ab-1)-(a-1)-(b-1) = (a-1)(b-1)

ในการนำเอาวิธี quadratic forms มาใช้ในการหาตัวสถิติทดสอบของวิธีทดสอบอัตราภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่มีรายละเอียดดังนี้

จากการแยก total sum of squares (abs^2) ดังนั้น โดยวิธีของ quadratic forms สามารถเขียนได้ว่า

$$\text{ab}\,s^2 = b\sum_{i=1}^{a}(\bar{y}_{i.} - \bar{y})^2 + a\sum_{j=1}^{a}(\bar{y}_{.j} - \bar{y})^2 + \sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{a}(y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})^2$$

หรือ ก็คือ $\qquad Q = Q_2 + Q_4 + Q_5$

มาจากความสัมพันธ์ของ

SST = SS among rows + SS among columns + remaining

เนื่องจากตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ พารามิเตอร์ $\tilde{\theta}$ ของ L($\hat{\Omega}$) คือ

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} y_{ij}}{ab} = \bar{y} \quad , \quad \hat{\alpha}_i = y_{i.} - \bar{y} \quad , \hat{\beta}_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}$$

และ $$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})^2}{ab} = \frac{Q_5}{ab}$$

เมื่อ i = 1,2,…,a และ j = 1,2,…,b

และตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ พารามิเตอร์ $\tilde{\theta}$ ของ L($\hat{\omega}$) คือ

$$\hat{\mu}^* = \frac{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} y_{ij}}{ab} = \bar{y} \quad , \quad \hat{\beta}^*{}_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}$$

และ $$\hat{\sigma}^{*2} = \frac{\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2}{ab} = \frac{Q_3}{ab}$$

เมื่อ i = 1,2,…,a และ j = 1,2,…,b

ดังนั้น ตัวสถิติของวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น สามารถหา ได้ดังนี้

เมื่อแทนที่พารามิเตอร์ในฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นด้วยตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดภายใต้ Ω จะได้

$$L(\hat{\Omega}) = \left(\left(\frac{ab}{2\pi Q_5}\right)^{\frac{ab}{2}} \exp\left(\frac{-ab}{2}\right)\right)$$

และแทนที่พารามิเตอร์ในฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นด้วยตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดภายใต้ ω จะได้

$$L(\hat{\omega}) = \left(\left(\frac{ab}{2\pi Q_3}\right)^{\frac{ab}{2}} \exp\left(\frac{-ab}{2}\right)\right)$$

ดังนั้น ตัวสถิติทดสอบของวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น คือ

$$\lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} = \frac{\left(\frac{ab}{2\pi Q_3}\right)^{\frac{ab}{2}} \exp\left(\frac{-ab}{2}\right)}{\left(\frac{ab}{2\pi Q_5}\right)^{\frac{ab}{2}} \exp\left(\frac{-ab}{2}\right)}$$

$$= \left(\frac{Q_5}{Q_3}\right)^{\frac{ab}{2}}$$

เพราะว่า $\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij}-\bar{y}_{.j})^2 = b\sum_{i=1}^{a}(\bar{y}_{i.}-\bar{y})^2 + \sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{a}(y_{ij}-\bar{y}_{i.}-\bar{y}_{.j}+\bar{y})^2$

$$Q_3 = Q_2 + Q_5$$

สรุปได้ว่า $\lambda = (\frac{1}{1+Q_2/Q_5})^{\frac{ab}{2}} = (\frac{1}{1+SSTr/SSE})^{\frac{ab}{2}}$

นั่นคือ $$\lambda = \left[\frac{1}{1+(\frac{(a-1)}{(a-1)(b-1)})(MSTr/MSE)}\right]^{\frac{ab}{2}}$$

<u>การหาจุดวิกฤตหรือเกณฑ์การตัดสินใจ ของวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น</u> มีเกณฑ์ดังนี้

ในการทดสอบจะปฏิเสธ H_0 เมื่อ λ มีค่าน้อยเกินไป นั่นคือ $\lambda < \lambda_0$ โดยที่ λ_0 เป็นค่าคงที่ และ $0 \le \lambda_0 < 1$ โดยอาศัยการแจกแจงของ λ เมื่อกำหนด α มาให้จะสามารถหาค่า λ_0 ได้จาก $\alpha = P(\lambda \le \lambda_0 / H_0)$

2.3 การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (Monte Carlo Likelihood Ratio Test)

การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ เป็นการสร้างข้อมูลตัวอย่างสุ่มจากตัวแบบตามค่าของพารามิเตอร์ และนำข้อมูลที่ได้จากตัวอย่างสุ่มนั้นไปคำนวณค่าสถิติทดสอบอัตราภาวะน่าจะเป็น จะกระทำตามกระบวนการนี้ซ้ำ ๆ กันจนกว่าจะครบตามจำนวนที่กำหนดไว้ (200 รอบ) การคำนวณค่าสถิติทดสอบของวิธีมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ภายใต้ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีขั้นตอนดังนี้

1. จากข้อมูลตัวอย่างสุ่ม $\{Y_{11}, Y_{12}, \ldots, Y_{1b}, \ldots, Y_{ab}\}$ ที่ได้จากการจำลองขึ้นมานำไปคำนวณหาค่าเฉลี่ย ค่าเฉลี่ยในแต่ละสิ่งทดลอง (Treatment) ค่าเฉลี่ยในแต่ละบล็อก ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน SSTr และ SSE พร้อมทั้งคำนวณหาค่าสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (λ) จากข้อมูลของตัวอย่างสุ่มแต่ละรอบ โดยการคำนวณ ดังนี้

$$\lambda = (\frac{1}{1+SSTr/SSE})^{\frac{ab}{2}}$$

นั่นคือ
$$\lambda = \left[\frac{1}{1+(\frac{(a-1)}{(a-1)(b-1)})F}\right]^{\frac{ab}{2}}$$

2. สร้างชุดข้อมูลขึ้นมาใหม่ $\{Y_{11}^*, Y_{12}^*, \ldots, Y_{1b}^*, \ldots, Y_{ab}^*\}$ จากค่าเฉลี่ย μ_{ij} และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่คำนวณได้จากข้อ 1.

เมื่อกำหนดว่า $\mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j$; i = 1 , 2 ,…, a และ j = 1 , 2 ,…, b

และ $\hat{\mu}_{ij} = Y_{ij}$

โดยที่ $\sum_{i=1}^{a}\tau_i = 0$, $\sum_{j=1}^{b}\beta_j = 0$

ใช้เทคนิคมอนติคาร์โลกระทำซ้ำ 200 รอบ พร้อมทั้งคำนวณหาค่าสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (λ^*) จากข้อมูลที่สร้างขึ้นใหม่แต่ละรอบ

<u>ตารางที่ 2.3</u> ตารางแสดงค่าสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (λ^*) จากข้อมูลที่สร้างขึ้นมาแต่ละรอบ

จำนวนรอบ	ค่าสถิติทดสอบ อัตราภาวะน่าจะเป็น
1	λ_1^*
2	λ_2^*
⋮	⋮
200	λ_{200}^*

3. คำนวณค่า p-value ที่ได้จากการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นได้ดังนี้

$$\text{p-value} = \frac{\text{จำนวน } \lambda^* \leq \lambda}{N}$$

เมื่อ N เป็นจำนวนรอบทั้งหมดที่สร้างข้อมูลขึ้นมาใหม่ (N = 200)

4. นำค่า p-value ที่คำนวณได้เปรียบเทียบกับระดับนัยสำคัญ(α) ที่ศึกษา แล้วทำการสรุปผลการทดสอบ

Manly ,Bryan F. J. " <u>Randomizeation. Bootstrap and Monte Carlo method in Biology {Second Edition}</u> ". CHAPMAN&HALL. 69-72 p.

2.4 เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐาน

การเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานสำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ ระหว่างตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะทำการพิจารณาโดยใช้การเปรียบเทียบจากค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง โดยการนับจำนวนชุดข้อมูลที่ปฏิเสธสมมติฐานว่างต่อจำนวนชุดข้อมูลที่ทำการทดสอบทั้งหมด ซึ่งในกรณีนี้มีทั้งหมด 200 ชุด และใช้การเปรียบเทียบจากอำนาจการทดสอบของตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบครั้งนี้ทั้ง 2 วิธี

โดยมีเงื่อนไขในการพิจารณาว่า ถ้าตัวสถิติทดสอบของวิธีใดให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าและมีค่าอำนาจของการทดสอบสูงกว่า ก็จะถือว่าเป็นตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ที่เหมาะสม สำหรับแผนการทดลองบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่

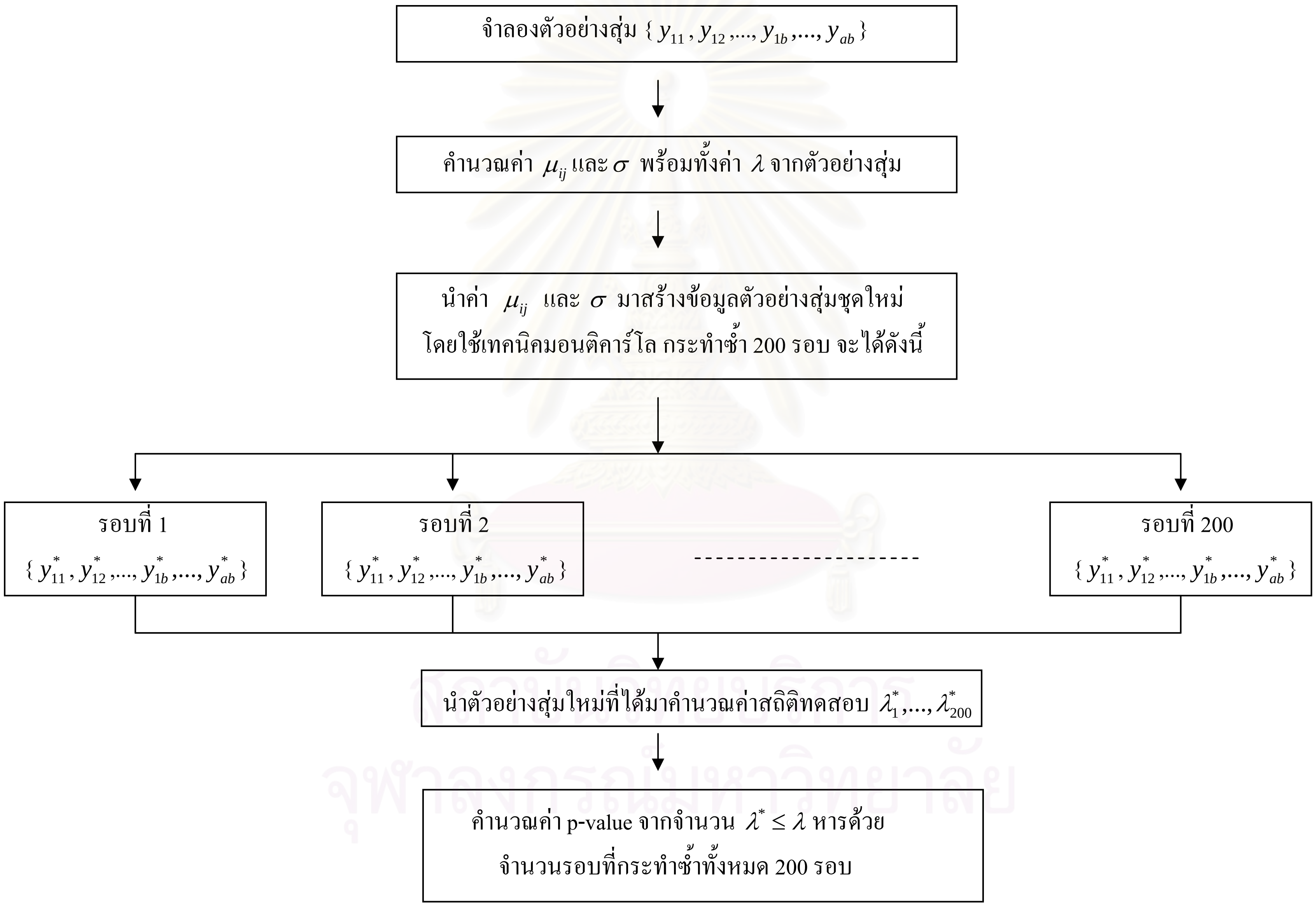
เมื่อกำหนดให้สมมติฐานว่างเป็นจริงจะสามารถหาค่าจากค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง ได้จาก

$$\text{ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง} = \frac{\text{จำนวนชุดข้อมูลที่ปฏิเสธสมมติฐานว่าง}}{\text{จำนวนชุดข้อมูลที่ทำการทดสอบทั้งหมด}}$$

และ เมื่อกำหนดให้สมมติฐานว่างเป็นเท็จจะสามารถหาค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติ ได้จาก

$$\text{ค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติ} = \frac{\text{จำนวนชุดข้อมูลที่ปฏิเสธสมมติฐานว่าง}}{\text{จำนวนชุดข้อมูลที่ทำการทดสอบทั้งหมด}}$$

รูปที่ 2.1 แผนผังขั้นตอนของการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น



บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงทดลอง เพื่อต้องการศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างกระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ สำหรับแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ ด้วยตัวสถิติทดสอบ 2 วิธี คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ภายใต้ข้อสมมติว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวน เท่ากับ σ^2 ซึ่งการจำลองข้อมูลในแต่ละสถานการณ์จะใช้เทคนิคมอนติคาร์โล (Monte Carlo Simulation Technique) โดยใช้โปรแกรม S-PLUS 2000 ซึ่งมีรายละเอียดของวิธีการดำเนินการวิจัย ดังต่อไปนี้

- การจำลองด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล
- แผนการดำเนินการวิจัย
- ขั้นตอนในการดำเนินการวิจัย
- แผนผังแสดงขั้นตอนการทำงานของโปรแกรม

3.1 การจำลองด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล

เทคนิคมอนติคาร์โลเป็นเทคนิคการแก้ปัญหาทางคณิตศาสตร์ที่ถูกนำมาใช้ในการแก้ปัญหาต่าง ๆ เช่น การดำเนินงาน การตรวจสอบ เป็นต้น และยังเป็นที่นิยมใช้กันอยู่ในปัจจุบัน เทคนิคมอนติคาร์โลจะใช้ตัวเลขสุ่มมาช่วยในการแก้ไขและหาคำตอบของปัญหาที่ยังไม่แน่ใจผลที่จะเกิดขึ้น ซึ่งในการวิจัยครั้งนี้จะใช้เทคนิคมอนติคาร์โลในการสร้างข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบปกติ โดยใช้ฟังก์ชัน rnorm(n,mean,sd) ที่มีอยู่ในโปรแกรมสำเร็จรูป S-PLUS 2000 ซึ่งจะทำการสร้างข้อมูลด้วยการสร้างเลขสุ่ม (Random Number) ที่มีการแจกแจงสม่ำเสมอ (Uniform Distribution) ในช่วง (0,1) เป็นพื้นฐานในการสร้างเลขสุ่ม ดังต่อไปนี้

- ตัวเลขสุ่มที่ได้มีความเป็นอิสระซึ่งกันและกัน
- ตัวเลขสุ่มที่ได้จะมีการกระจายความน่าจะเป็นแบบสม่ำเสมอ
- อนุกรมของตัวเลขที่ได้สามารถสร้างซ้ำเดิมได้และตัวเลขจะไม่ซ้ำเดิมในอนุกรมช่วงที่ต้องการตัวเลขแบบสุ่ม

และประโยชน์ของตัวเลขสุ่มที่ได้ มีดังต่อไปนี้

- ตัวอย่างที่ถูกเลือกไม่มีความเอนเอียง ในการสำรวจหรือการทดลองต่าง ๆ เพราะเลขสุ่มที่ได้ สร้างขึ้นมาจากการคำนวณความน่าจะเป็น

- เลขสุ่มที่ได้สามารถนำมาสร้างข้อมูลรูปแบบต่าง ๆ โดยใช้วิธีการสร้างสถานการณ์จำลอง (Simulation)

- การใช้เลขสุ่มอาจทำเพื่อศึกษาคุณสมบัติทางทฤษฎีของกระบวนทางสถิติที่มีความสำคัญสำหรับการประมาณค่าและรวมถึงการหาคำอธิบายเกี่ยวกับอำนาจการทดสอบทางสถิติ

- ใช้หาคำตอบของปัญหาทางคณิตศาสตร์ โดยพิจารณาจากการแจกแจงความน่าจะเป็นของปัญหานั้น ๆ

- ใช้หน่วยความจำของคอมพิวเตอร์น้อยและประหยัดเวลาในการสร้างตัวเลขแบบสุ่ม

3.2 แผนการดำเนินการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยได้กำหนดสถานการณ์ต่าง ๆ ที่จะทำการศึกษา เพื่อเปรียบเทียบวิธีการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ ไว้ดังนี้

3.2.1 อิทธิพลของปัจจัยทดลองที่สนใจศึกษา ในแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่

3.2.2 จำนวนทรีทเมนต์ของปัจจัยทดลองในแผนการทดลอง คือ 3 5 และ 7

3.2.3 จำนวนบล็อกของปัจจัยบล็อกในแผนการทดลอง คือ 3 5 และ 7

3.2.4 ค่าเฉลี่ยของประชากรเท่ากันทุกกลุ่ม คือ 50

3.2.5 การแจกแจงของความคลาดเคลื่อนที่ศึกษาในแผนการทดลอง มีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวน เท่ากับ σ^2

3.2.6 กลุ่มความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แบ่งออกเป็น 3 ระดับ คือ

- ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ มีความแตกต่างกันน้อย
  ค่า Φ อยู่ระหว่าง [0,1.5)
- ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ มีความแตกต่างกันปานกลาง
  ค่า Φ อยู่ระหว่าง [1.5,3.0)
- ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ มีความแตกต่างกันมาก
  ค่า Φ มากกว่า 3.0

3.2.7 ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผัน (Coefficient of variation) 3 ระดับ คือ 20% 25% และ 30% จะได้ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน คือ 10 12.5 และ 15 ตามลำดับ

3.2.8 ระดับนัยสำคัญของการทดสอบในแผนการทดสอง คือ α = 0.01 และ α = 0.05

3.2.9 สำหรับการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะจะเป็น จะกระทำการสร้างตัวอย่างสุ่มซ้ำ 200 รอบ

3.2.10 กำหนดการกระทำซ้ำในแต่ละสถานการณ์เป็น 200 รอบ เนื่องจากในการทำวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยได้ทดลองทำการทดสอบโดยใช้การกระทำซ้ำในแต่ละสถานการณ์เป็นจำนวน 200 400 600 และ 1000 ในกรณีตัวอย่าง แล้วผลการทดลองที่ได้จากทุกระดับการกระทำซ้ำจะให้ค่าที่ใกล้เคียงกันมากจนแทบไม่แตกต่างกัน ดังนั้น ผู้วิจัยจึงตัดสินใจเลือกการกระทำซ้ำในแต่ละสถานการณ์เป็น 200 รอบ เพื่อเป็นการลดความสิ้นเปลืองในการทำงาน

3.3 ขั้นตอนในการดำเนินการวิจัย

ขั้นตอนในการดำเนินการวิจัย แบ่งออกเป็น 7 ขั้นตอน ดังนี้

3.3.1 สร้างการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนในแผนการทดลอง ภายใต้เงื่อนไขที่กำหนด

3.3.2 สร้างข้อมูลตามแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์

$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$ เมื่อ i = 1 , 2 ,…, a และ j = 1 , 2 ,…, b

โดยที่ $\mu_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j$

3.3.3 การสร้างอิทธิพลของทรีทเมนต์ (τ_i) ให้แตกต่างกัน

3.3.4 การสร้างอิทธิพลของบล็อก (β_j) ให้แตกต่างกัน

3.3.5 คำนวณค่าสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี

3.3.6 การหาค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง และอำนาจการทดสอบ ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี

3.3.7 เปรียบเทียบค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างและอำนาจการทดสอบ ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี

ซึ่งรายละเอียดแต่ละขั้นตอนเป็นดังนี้

3.3.1 สร้างการแจกแจงของความคลาดเคลื่อนตามที่กำหนดในแผนการทดลอง

ในการวิจัยครั้งนี้ จะใช้ฟังก์ชัน rnorm (n, μ ,sd) ของโปรแกรม S-PLUS 2000 ทำการสร้างการแจกแจงแบบปกติของความคลาดเคลื่อนสำหรับแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ โดย n แทนขนาดตัวอย่าง μ แทนค่าเฉลี่ย และ sd แทนค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน(σ) ในกรณีนี้ จะทำการสร้างการแจกแจงแบบปกติของความคลาดเคลื่อน ภายใต้เงื่อนไขว่า ค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวน เท่ากับ σ^2 เมื่อกำหนดให้ σ มีค่าเท่ากับ sd

3.3.2 การสร้างอิทธิพลของทรีทเมนต์ (τ_i) ให้แตกต่างกัน

เมื่อพิจารณา $\sum_{i=1}^{a}\tau_i = 0$ จะสามารถกำหนดระดับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์โดยใช้ Φ_1 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_1 = \frac{\sqrt{b\sum_{i=1}^{a}\tau_i^2 / a}}{\sigma}$$ (Φ_1 แทนสัมประสิทธิ์ความเบี่ยงเบนของสิ่งทดลอง)

ในกรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 2 และ 3 สามารถกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ โดยกำหนดให้

$$D = \tau_{max} - \tau_{min}$$

$$\tau_i = \frac{(\tau_{max} + \tau_{min})}{2} \quad ; \quad \text{เมื่อ } i = 1, 2, \ldots, a$$

โดยที่ $\tau_{max} = \frac{D}{2}$, $\tau_{min} = -\frac{D}{2}$ และ $\tau_i = 0$ เมื่อ i ไม่ใช่ค่า max และ min

เมื่อ τ_{max} หมายถึง ค่าที่มากที่สุดของอิทธิพลทรีทเมนต์

τ_{min} หมายถึง ค่าที่น้อยที่สุดของอิทธิพลทรีทเมนต์

D หมายถึง ค่าความแตกต่างระหว่างค่าที่มากที่สุดและค่าที่น้อยที่สุดของอิทธิพลทรีทเมนต์

ดังนั้น การกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ โดยใช้ Φ_1 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_1 = \sqrt{\frac{2bD^2}{4a\sigma^2}} = D\sqrt{\frac{b}{2a\sigma^2}}$$

และกรณีที่มีจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 4 และ 5 ก็สามารถกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ โดยกำหนดให้

$$D = 2(\tau_{max} - \tau_{min})$$

$$\tau_i = \frac{(\tau_{max} + \tau_{min})}{2} \quad ; \quad \text{เมื่อ } i = 1, 2, \ldots, a$$

โดยที่ $\tau_{max} = \frac{D}{4}$, $\tau_{min} = -\frac{D}{4}$ และ $\tau_i = 0$ เมื่อ i ไม่ใช่ค่า max และ min

ดังนั้น การกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ โดยใช้ Φ_1 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_1 = \frac{D}{2}\sqrt{\frac{b}{a\sigma^2}}$$

นอกจากนี้ ในกรณีที่มีจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 6 และ 7 ก็สามารถกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ โดยกำหนดให้

$$D = 3(\tau_{\max} - \tau_{\min})$$

$$\tau_i = \frac{(\tau_{\max} + \tau_{\min})}{2} \quad ; \quad \text{เมื่อ } i = 1, 2, \ldots, a$$

โดยที่ $\tau_{\max} = \frac{D}{6}$, $\tau_{\min} = -\frac{D}{6}$ และ $\tau_i = 0$ เมื่อ i ไม่ใช่ค่า max และ min

ดังนั้น การกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ โดยใช้ Φ_1 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_1 = D\sqrt{\frac{b}{6a\sigma^2}}$$

3.3.3 การสร้างอิทธิพลของบล็อก (β_j) ให้แตกต่างกัน

เมื่อพิจารณา $\sum_{j=1}^{b}\beta_j = 0$ จะสามารถกำหนดระดับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของบล็อกโดยใช้ Φ_2 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_2 = \frac{\sqrt{a\sum_{j=1}^{b}\beta_j^2 / b}}{\sigma} \quad (\Phi_2 \text{ แทนสัมประสิทธิ์ความเบี่ยงเบนของบล็อก})$$

ในกรณีที่จำนวนบล็อก เท่ากับ 2 และ 3 สามารถกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของบล็อกได้ โดยกำหนดให้

$$D = \beta_{\max} - \beta_{\min}$$

$$\beta_j = \frac{(\beta_{\max} + \beta_{\min})}{2} \quad ; \quad \text{เมื่อ } j = 1, 2, \ldots, b$$

โดยที่ $\beta_{\max} = \frac{D}{2}$, $\beta_{\min} = -\frac{D}{2}$ และ $\beta_j = 0$ เมื่อ j ไม่ใช่ค่า max และ min

เมื่อ $\beta_{\max}$ หมายถึง ค่าที่มากที่สุดของอิทธิพลบล็อก

$\beta_{\min}$ หมายถึง ค่าที่น้อยที่สุดของอิทธิพลบล็อก

D หมายถึง ค่าความแตกต่างระหว่างค่าที่มากที่สุดและค่าที่น้อยที่สุดของอิทธิพลบล็อก

ดังนั้น การกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของบล็อก โดยใช้ Φ_2 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_2 = \sqrt{\frac{2aD^2}{4b\sigma^2}} = D\sqrt{\frac{a}{2b\sigma^2}}$$

และกรณีที่มีจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 4 และ 5 ก็สามารถกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ โดยกำหนดให้

$$D = 2(\beta_{\max} - \beta_{\min})$$

$$\beta_j = \frac{(\beta_{\max} + \beta_{\min})}{2} \quad ; \quad \text{เมื่อ } i = 1, 2, \ldots, b$$

โดยที่ $\beta_{\max} = \frac{D}{4}$, $\beta_{\min} = -\frac{D}{4}$ และ $\beta_j = 0$ เมื่อ j ไม่ใช่ค่า max และ min

ดังนั้น การกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของบล็อก โดยใช้ Φ_2 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_2 = \frac{D}{2}\sqrt{\frac{a}{b\sigma^2}}$$

นอกจากนี้ ในกรณีที่มีจำนวนบล็อก เท่ากับ 6 และ 7 ก็สามารถกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของบล็อกได้ โดยกำหนดให้

$$D = 3(\beta_{\max} - \beta_{\min})$$

$$\beta_j = \frac{(\beta_{\max} + \beta_{\min})}{2} \quad ; \quad \text{เมื่อ } j = 1, 2, \ldots, b$$

โดยที่ $\beta_{\max} = \frac{D}{4}$, $\beta_{\min} = -\frac{D}{4}$ และ $\beta_j = 0$ เมื่อ j ไม่ใช่ค่า max และ min

ดังนั้น การกำหนดความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของบล็อก โดยใช้ Φ_2 เป็นตัวกำหนด จะทำได้ดังนี้

$$\Phi_2 = D\sqrt{\frac{a}{6b\sigma^2}}$$

เนื่องจาก ในการวิจัยครั้งนี้ไม่ได้สนใจศึกษาการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของบล็อก แต่ต้องการให้อิทธิพลของบล็อกมีความแตกต่างกันอย่างชัดเจน ดังนั้นจึงกำหนดค่า Φ_2 เป็นค่าที่สูงมาก มีค่าเท่ากับ 4.65 เพื่อให้อิทธิพลของบล็อกมีความแตกต่างกันอย่างชัดเจน

3.3.4 การสร้างข้อมูลตามแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์

สร้างตัวแปรสุ่มของความคลาดเคลื่อน ε_{ij} ที่มีการแจงแบบปกติ โดยค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนเป็น σ^2 ขึ้นมาก่อน แล้วจึงนำมาสร้างค่า y_{ij} ตามตัวแบบ ดังนี้

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$

เมื่อกำหนดให้ τ_i เป็นอิทธิพลของทรีทเมนต์ที่ถูกกำหนดขึ้นมา

และ β_j เป็นอิทธิพลของบล็อกที่ถูกกำหนดขึ้นมา

3.3.5 คำนวณค่าสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี

การวิจัยครั้งนี้ ทำการศึกษาเกี่ยวกับตัวสถิติทดสอบ 2 วิธี คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น และตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ในขั้นตอนแรกจะต้องมีการกำหนดจำนวนทรีทเมนต์ จำนวนบล็อก และ ค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานแล้วทำการสร้างชุดข้อมูลสุ่มโดยใช้โปรแกรม S-PLUS 2000 ภายใต้เงื่อนไขว่า ความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และความแปรปรวนมีค่าเท่ากับ σ^2 และนำข้อมูลที่ได้ไปคำนวณค่าต่าง ๆ ตามสูตรของการทดสอบทั้ง 2 วิธี ซึ่งรายละเอียดทั้งหมด ได้อธิบายไว้ในบทที่ 2 แล้ว

3.3.6 การหาค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง และอำนาจการทดสอบ

เมื่อสร้างข้อมูล (y_{ij}) ตามตัวแบบที่ต้องการและคำนวณค่าสถิติทดสอบแล้ว ก็ทำการคำนวณค่า p-value ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี และเปรียบเทียบค่า p-value กับระดับนัยสำคัญที่กำหนด ในขั้นตอนต่อไป คือการหาค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง และอำนาจการทดสอบ ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี ซึ่งสรุปเป็นขั้นตอนได้ดังนี้

3.3.5.1 สร้างอิทธิพลของทรีทเมนต์ (τ_i) โดยกำหนดค่า τ_i ให้มีค่าเป็น 0 ทุกตัวในแต่ละทรีทเมนต์ เมื่อพิจารณาหาค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างและกำหนดค่า τ_i ให้มีอย่างน้อย 1 ตัว ที่มีค่าไม่เท่ากับศูนย์และมีค่าขึ้นอยู่กับระดับของสัมประสิทธิ์ความเบี่ยงเบน(Φ) ที่กำหนด (แต่ผลรวมของ τ_i ต้องเท่ากับศูนย์ ก็คือ $\sum_{i=1}^{a}\tau_i = 0$) เมื่อพิจารณาหาอำนาจการทดสอบ

3.3.5.2 สร้างอิทธิพลของบล็อก (β_j) โดยกำหนดค่า β_j ให้มีอย่างน้อย 1 ตัว ที่มีค่าไม่เท่ากับศูนย์และมีค่าขึ้นอยู่กับระดับของสัมประสิทธิ์ความเบี่ยงเบน(Φ) ที่กำหนด (แต่ผลรวมของ β_j ต้องเท่ากับศูนย์ ก็คือ $\sum_{j=1}^{b}\beta_j = 0$)

3.3.5.3 คำนวณค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อกำหนดให้ τ_i ทุกตัวมีค่าเป็นศูนย์ และคำนวณค่าอำนาจการทดสอบ เมื่อกำหนดให้ τ_i มีอย่างน้อย 1 ตัว ที่มีค่าไม่เท่ากับศูนย์และเป็นไปตามเงื่อนไขที่กำหนด

3.3.5.4 เปลี่ยนค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของความคลาดเคลื่อน จนกระทั่งครบทุกสถานการณ์ โดยในแต่ละสถานการณ์จะกระทำซ้ำกัน 200 รอบ

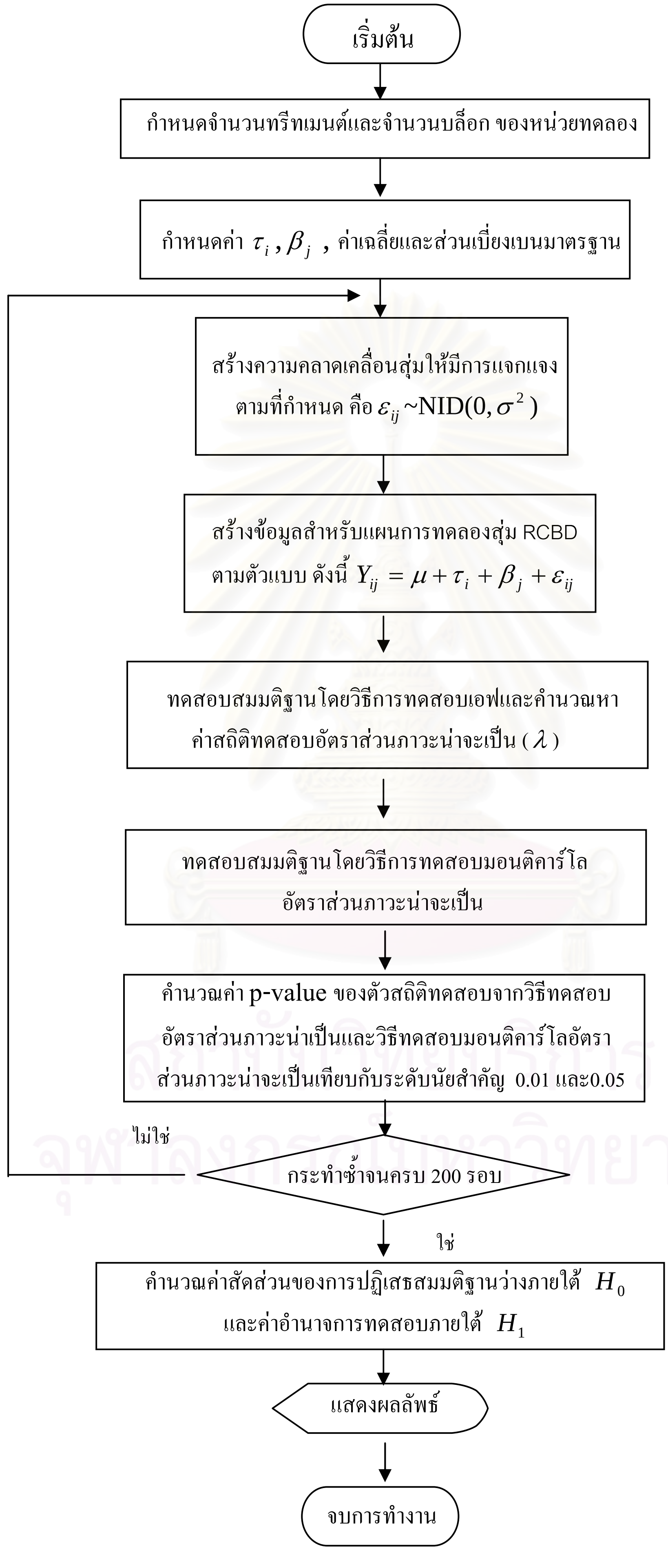
3.3.7 เปรียบเทียบค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างและอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี

เปรียบเทียบค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างว่าตัวสถิติทดสอบของวิธีใดที่ให้ค่าน้อยกว่า และให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด ก็จะเป็นตัวสถิติของการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ที่เหมาะสมที่สุด ภายใต้เงื่อนไขที่กำหนดไว้

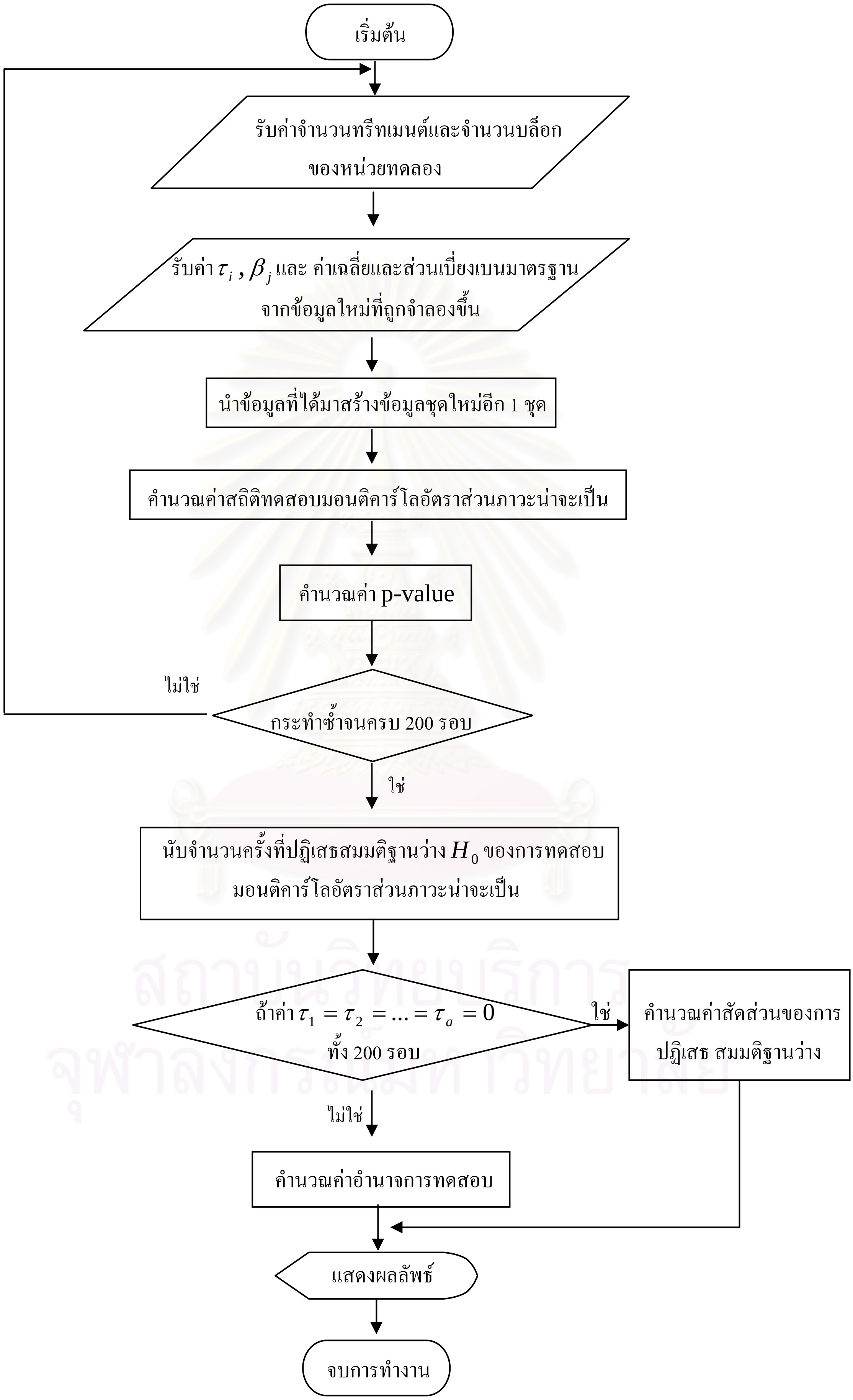
3.4 แผนผังแสดงขั้นตอนการทำงานโปรแกรม

กระบวนการทำงานของโปรแกรม S-PLUS 2000 ที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ มีการประมวลผลข้อมูลโดยมีขั้นตอนการทำงานดังรูปที่ 1 และ 2

รูปที่ 3.1 แสดงผังงานสำหรับการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์



รูปที่ 3.2 แสดงผังงานในการทำงานของโปรแกรมการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าเป็น



บทที่ 4

ผลการวิเคราะห์ข้อมูล

การวิจัยครั้งนี้ต้องการศึกษาเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ สำหรับแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ 2 วิธี คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น และตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เกณฑ์ที่ใช้ในการเปรียบเทียบตัวสถิติทั้ง 2 จะพิจารณาจากค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างและค่าอำนาจการทดสอบ ภายใต้การแจกแจงของความคลาดเคลื่อน (ε) แบบปกติในสถานการณ์ต่าง ๆ คือ ทำการศึกษาในสถานการณ์ที่จำนวนทรีทเมนต์เท่ากับ 3 5 และ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 และ 0.05 ซึ่งผู้วิจัยได้กำหนดลักษณะของข้อมูลให้มีสัมประสิทธิ์ความแปรผัน (C.V.%) 3 ระดับ คือ 20% 25% และ30% โดยวิธีการจำลองข้อมูลนั้นจะอาศัยเทคนิคมอนติคาร์โลซีมูเลชัน (Monte carlo simulation) จะกระทำซ้ำในแต่ละสถานการณ์จำนวน 200 รอบ และในการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะทำการสร้างตัวอย่างสุ่มจำนวน 200 รอบ

เกณฑ์ในการพิจารณาความเหมาะสมของตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบ จะพิจารณาจากการเปรียบเทียบค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง ซึ่งจะคำนวณได้จากการนับจำนวนครั้งของการปฏิเสธฐานว่างต่อชุดข้อมูลทั้งหมด ภายใต้ข้อกำหนดที่ว่าสมมติฐานว่างนั้นเป็นจริง และการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะคำนวณจากการนับจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานว่างต่อชุดข้อมูลทั้งหมด เมื่อกำหนดว่าสมมติฐานว่างนั้นเป็นเท็จ

ในการนำเสนอผลการวิจัยของการเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ สำหรับแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ ประกอบด้วย 2 ส่วน ดังนี้

ส่วนที่ 1 ผลการเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบ โดยการพิจารณาจากค่าสัดส่วน ของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง

ส่วนที่ 2 ผลการเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบ โดยการพิจารณาจากอำนาจการทดสอบ (Power of the test)

และเพื่อความสะดวกในการนำเสนอผลการวิจัยในครั้งนี้ จึงใช้สัญลักษณ์ต่อไปนี้ แทนความหมายต่าง ๆ ดังนี้

a แทน จำนวนทรีทเมนต์

b แทน จำนวนบล็อก

C.V. แทน ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผัน (%)

Φ แทน สัมประสิทธิ์ความเบี่ยงเบนของทรีทเมนต์

LR แทน ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

MC-LR แทน ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลด้วยอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

α แทน ระดับนัยสำคัญ

ผลการวิจัยครั้งนี้ จะพิจารณาความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1ไว้ โดยการพิจารณาจากค่าความผิดพลาดประเภทที่ 1 ($\hat{\alpha}$) ที่ได้จากการทดลองในแต่ละสถานการณ์ นั้นคือ ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง เพราะมีหลักการคำนวณที่เหมือนกัน ซึ่งใช้การนับจำนวนครั้งของชุดข้อมูลที่ปฏิเสธสมมติฐานว่างต่อจำนวนชุดข้อมูลทั้งหมด เมื่อสมมติฐานว่างนั้นเป็นจริง

และกำหนดเกณฑ์ในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ด้วยการทดสอบทวินาม (Binomail test) ที่ระดับนัยสำคัญของการทดสอบทวินาม (α^*) เท่ากับ 0.01 และ 0.05 โดย

สมมติฐานที่ใช้ทดสอบ คือ

$H_0 : \alpha \le \alpha_0$

$H_1 : \alpha > \alpha_0$

ดังนั้น

$$P\{0 < (\hat{\alpha} - \alpha_0)/(\sqrt{\frac{\alpha_0(1-\alpha_0)}{n^*}}) < Z_{\alpha^*}\} = 1\text{-}\alpha^*$$

หรือ $$P\{0 < \hat{\alpha} < \alpha_0 + Z_{\alpha^*}\sqrt{\frac{\alpha_0(1-\alpha_0)}{n^*}}\} = 1-\alpha^*$$

จะได้ว่า ช่วงของการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 คือ

$$(0, \alpha_0 + Z_{\alpha^*}\sqrt{\frac{\alpha_0(1-\alpha_0)}{n^*}})$$

โดยที่ α^* แทน ระดับสำคัญของการทดสอบทวินาม

α แทน ค่าความผิดพลาดประเภทที่ 1 จากการทดสอบด้วยตัวสถิติทดสอบ

$\hat{\alpha}$ แทน ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดประเภทที่ 1 จากการทดสอบด้วยตัวสถิติทดสอบ

α_0 แทน ระดับนัยสำคัญที่กำหนดในการวิจัยครั้งนี้

n^* แทน จำนวนรอบของการทดลอง

ในการวิจัยครั้งนี้ทำการทดลองซ้ำทั้งหมด 200 รอบ ดังนั้น

ที่ระดับ $\alpha = 0.01$ จะสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบได้ก็ต่อเมื่อ $\hat{\alpha} \leq 0.026$

และที่ระดับ $\alpha = 0.05$ จะสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบได้ก็ต่อเมื่อ $\hat{\alpha} \leq 0.075$

จากผลของการวิจัยครั้งนี้ สรุปได้ว่าทุกกรณีที่ทำการศึกษาสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ และขั้นตอนต่อไป จะกล่าวถึงรายละเอียดในส่วนต่าง ๆ ของผลการวิจัย ดังนี้

ส่วนที่ 1 ผลการเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบ โดยการพิจารณาจากค่าสัดส่วน ของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง

4.1.1 กรณีเปรียบเทียบ 3 ทรีทเมนต์ ดังตาราง 4.1- 4.2

<u>ตาราง 4.1</u> แสดงการเปรียบเทียบ*<u>ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง</u>*ของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จำนวนทรีทเมนต์(a)	C.V.%	จำนวนบล็อก(b)	α =0.01	
			LR	MC-LR
3	20	3	0.015	0.015
		5	0.010	0.010
		7	0.010	0.005
	25	3	0.015	0.015
		5	0.015	0.010
		7	0.010	0.010
	30	3	0.025	0.020
		5	0.015	0.015
		7	0.010	0.015

พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่ยกเว้น กรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 7 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่า

<u>ตาราง 4.2</u> แสดงการเปรียบเทียบ*<u>ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง</u>*ของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จำนวนทรีทเมนต์(a)	C.V.%	จำนวนบล๊อก(b)	α =0.05	
			LR	MC-LR
3	20	3	0.050	0.035
		5	0.035	0.035
		7	0.035	0.030
	25	3	0.050	0.045
		5	0.045	0.040
		7	0.040	0.040
	30	3	0.055	0.060
		5	0.055	0.050
		7	0.045	0.045

พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่ยกเว้น กรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่า

4.1.2 กรณีเปรียบเทียบ 5 ทรีทเมนต์ ดังตาราง 4.3 – 4.4

<u>ตาราง 4.3</u> แสดงการเปรียบเทียบ*<u>ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง</u>*ของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จำนวนทรีทเมนต์(a)	C.V.%	จำนวนบล๊อก(b)	α =0.01	
			LR	MC-LR
5	20	3	0.020	0.015
		5	0.015	0.015
		7	0.015	0.010
	25	3	0.025	0.020
		5	0.015	0.020
		7	0.015	0.020
	30	3	0.025	0.020
		5	0.020	0.020
		7	0.020	0.020

พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่ยกเว้น กรณีที่ C.V. = 20% เมื่อ b = 5 และ b = 7 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่า

ตาราง 4.4 แสดงการเปรียบเทียบ*ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง*ของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จำนวนทรีทเมนต์(a)	C.V.%	จำนวนบล๊อก(b)	α =0.05	
			LR	MC-LR
5	20	3	0.055	0.040
		5	0.050	0.050
		7	0.045	0.040
	25	3	0.060	0.055
		5	0.055	0.055
		7	0.050	0.045
	30	3	0.075	0.075
		5	0.060	0.055
		7	0.050	0.040

พบว่าทุกกรณีศึกษาตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

4.1.3 กรณีเปรียบเทียบ 7 ทรีทเมนต์ ดังตาราง 4.5 – 4.6

ตาราง 4.5 แสดงการเปรียบเทียบ*ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง*ของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

จำนวนทรีทเมนต์(a)	C.V.%	จำนวนบล๊อก(b)	α =0.01	
			LR	MC-LR
7	20	3	0.022	0.020
		5	0.020	0.015
		7	0.015	0.015
	25	3	0.025	0.025
		5	0.020	0.020
		7	0.020	0.015
	30	3	0.025	0.025
		5	0.025	0.020
		7	0.020	0.020

พบว่าทุกกรณีศึกษาตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

ตาราง 4.6 แสดงการเปรียบเทียบ*ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง*ของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

จำนวนทรีทเมนต์(a)	C.V.%	จำนวนบล๊อก(b)	α =0.05	
			LR	MC-LR
7	20	3	0.065	0.065
		5	0.065	0.060
		7	0.055	0.040
	25	3	0.070	0.070
		5	0.060	0.055
		7	0.060	0.055
	30	3	0.075	0.075
		5	0.070	0.065
		7	0.060	0.055

พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่ยกเว้น กรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 7 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่า

จากผลการวิจัยพบว่า เมื่อจำนวนทรีทเมนต์เพิ่มขึ้นและสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้นค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างของวิธีทดสอบทั้ง 2 วิธีจะมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้นขึ้นและเมื่อจำนวนบล็อกเพิ่มขึ้นจะมีแนวโน้มให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างลดลง

จากตาราง 4.1 – 4.6 สรุปได้ว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 และ 0.05 ในกรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติเกือบทุกกรณี แต่ในกรณีที่มีค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้น จะสังเกตเห็นว่า มีบางกรณี ที่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่า

ส่วนที่ 2 ผลการวิจัยของการเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบ โดยการพิจารณาจากค่าอำนาจการทดสอบ

4.2.1 กรณีเปรียบเทียบ 3 ทรีทเมนต์ ตาราง 7 – 8 และรูปที่ 4.1 – 4.6

ที่ระดับนัยสำคัญ α = 0.01

เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

ส่วนกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันปานกลาง พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 7 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า
และในกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันและเข้าใกล้ 1.000 ยกเว้นบางกรณีตัวสถิติทดสอบตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า นั่นคือ กรณีที่ C.V. = 20% เมื่อ b = 3 และ C.V. = 25% เมื่อ b = 3

ที่ระดับนัยสำคัญ α = 0.05

เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

ส่วนกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันปานกลาง พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 20% เมื่อ b = 5 และ C.V. = 30% เมื่อ b = 7 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

และในกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันและเข้าใกล้ 1.000 ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 20% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า และในกรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

4.2.2 กรณีเปรียบเทียบ 5 ทรีทเมนต์ ดังตาราง 9-10 และรูปที่ 4.7 – 4.12

ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 5 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

ส่วนกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันปานกลาง พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

และในกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันและเข้าใกล้ 1.000 ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า และในกรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 5 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติ

ทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

ส่วนกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันปานกลาง พบว่าทุกกรณีศึกษาตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

และในกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก พบว่าทุกกรณีศึกษาตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันและมีค่าเท่ากับ 1

4.2.3 กรณีเปรียบเทียบ 7 ทรีทเมนต์ ดังตาราง 11 - 12 และรูปที่ 4.13 – 4.18

ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 7 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

ส่วนกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันปานกลาง พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

และในกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก พบว่าทุกกรณีศึกษาตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันและมีค่าเท่ากับ 1

ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 30% เมื่อ b = 3 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า

ส่วนกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันปานกลาง พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ยกเว้นกรณีที่ C.V. = 25% เมื่อ b = 5 ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าและในกรณีที่ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก พบว่าทุกกรณีศึกษาตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันและมีค่าเท่ากับ 1

จากผลการวิจัยพบว่า ตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์มีความแตกต่างกันมากขึ้น และมีจำนวนบล็อกในแผนการทดลองเพิ่มขึ้นค่าอำนาจการทดสอบจะมีแนวโน้มสูงขึ้นแต่เมื่อสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้น จะพบว่าค่าอำนาจการทดสอบมีแนวโน้มลดลง นอกจากนี้ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

สรุปผลการวิจัยเกี่ยวกับค่าอำนาจการทดสอบ พบว่าที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 และ 0.05 เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อยหรือปานกลาง กรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีแนวโน้มที่จะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่มีบางกรณีที่ ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่า และเมื่อสังเกต จะพบว่ามีบางกรณีที่ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้น จะเริ่มทำให้ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

และเมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก ตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธีมีแนวโน้มที่จะให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันหรือใกล้เคียงกัน และมีค่าเข้าใกล้ 1

ตาราง 4.7 แสดงการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 3 และระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์	สถิติทดสอบ	C.V% = 20			C.V% = 25			C.V% = 30		
		b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7
แตกต่างกันน้อย	LR	0.455	0.475	0.505	0.405	0.460	0.465	0.160	0.205	0.250
$\Phi \in (0,1.5]$	MC-LR	0.455	0.435	0.500	0.435	0.410	0.460	0.160	0.185	0.215
แตกต่างกันปานกลาง	LR	0.865	0.905	0.950	0.700	0.800	0.935	0.670	0.785	0.905
$\Phi \in (1.5,3.0]$	MC-LR	0.850	0.875	0.950	0.700	0.800	0.915	0.640	0.785	0.910
แตกต่างกันมาก	LR	0.990	1.000	1.000	0.950	0.995	1.000	0.880	0.990	1.000
$\Phi \in (3.0,\infty)$	MC-LR	0.985	1.000	1.000	0.935	0.995	1.000	0.880	0.990	1.000

ตาราง 4.8 แสดงการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 3 และระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์	สถิติทดสอบ	C.V% = 20			C.V% = 25			C.V% = 30		
		b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7
แตกต่างกันน้อย	LR	0.495	0.500	0.515	0.460	0.475	0.545	0.425	0.450	0.495
$\Phi \in (0,1.5]$	MC-LR	0.490	0.500	0.515	0.465	0.475	0.520	0.420	0.450	0.490
แตกต่างกันปานกลาง	LR	0.975	0.980	1.000	0.945	0.985	0.985	0.775	0.965	0.970
$\Phi \in (1.5,3.0]$	MC-LR	0.970	0.990	1.000	0.935	0.970	0.985	0.750	0.965	0.975
แตกต่างกันมาก	LR	0.995	1.000	1.000	0.995	1.000	1.000	0.995	1.000	1.000
$\Phi \in (3.0,\infty)$	MC-LR	0.990	1.000	1.000	0.995	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

ตาราง 4.9 แสดงการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 5 และระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์	สถิติทดสอบ	C.V% = 20			C.V% = 25			C.V% = 30		
		b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7
แตกต่างกันน้อย	LR	0.545	0.585	0.690	0.480	0.515	0.615	0.230	0.410	0.460
$\Phi \in (0,1.5]$	MC-LR	0.515	0.585	0.690	0.460	0.545	0.585	0.230	0.365	0.430
แตกต่างกันปานกลาง	LR	0.925	0.985	0.995	0.860	0.980	0.990	0.800	0.890	0.990
$\Phi \in (1.5,3.0]$	MC-LR	0.890	0.980	0.990	0.875	0.980	0.990	0.850	0.885	0.990
แตกต่างกันมาก	LR	1.000	1.000	1.000	0.975	0.990	1.000	0.990	0.995	1.000
$\Phi \in (3.0,\infty)$	MC-LR	1.000	1.000	1.000	0.970	0.990	1.000	0.990	1.000	1.000

ตาราง 4.10 แสดงการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 5 และระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์	สถิติทดสอบ	C.V% = 20			C.V% = 25			C.V% = 30		
		b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7
แตกต่างกันน้อย	LR	0.860	0.960	0.995	0.660	0.675	0.700	*0.615*	0.620	0.645
$\Phi \in (0,1.5]$	MC-LR	0.855	0.960	0.995	0.660	0.660	0.700	*0.620*	0.620	0.640
แตกต่างกันปานกลาง	LR	0.985	0.995	1.000	0.975	0.990	1.000	0.970	0.990	0.995
$\Phi \in (1.5,3.0]$	MC-LR	0.980	0.990	1.000	0.970	0.990	1.000	0.970	0.990	0.980
แตกต่างกันมาก	LR	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$\Phi \in (3.0,\infty)$	MC-LR	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

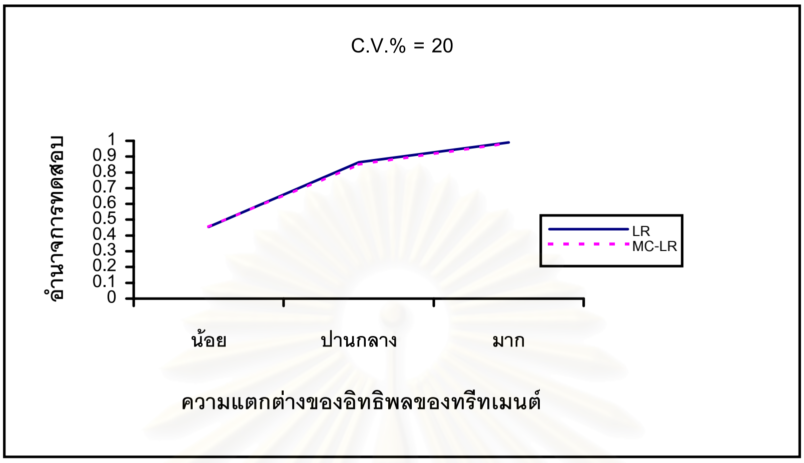
ตาราง 4.11 แสดงการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 7 และระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

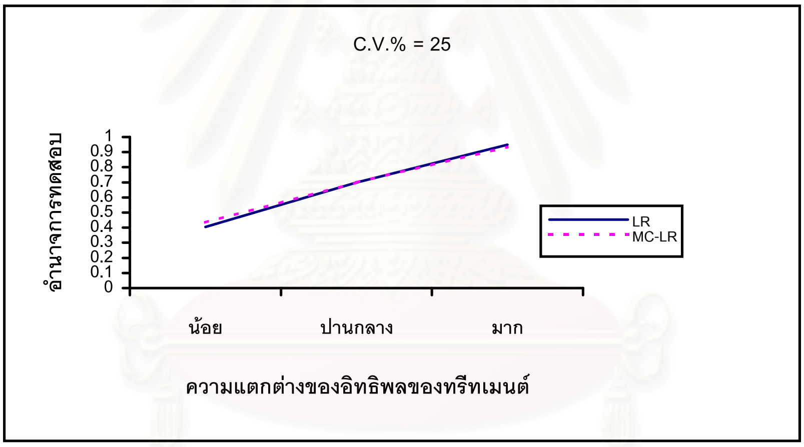
ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์	สถิติทดสอบ	C.V% = 20			C.V% = 25			C.V% = 30		
		b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7
แตกต่างกันน้อย	LR	0.640	0.735	0.840	0.585	0.695	*0.765*	0.415	0.510	0.640
$\Phi \in (0,1.5]$	MC-LR	0.615	0.730	0.840	0.565	0.685	*0.820*	0.405	0.470	0.580
แตกต่างกันปานกลาง	LR	0.985	1.000	1.000	0.895	0.990	1.000	0.945	0.975	1.000
$\Phi \in (1.5,3.0]$	MC-LR	0.985	1.000	1.000	0.900	0.985	1.000	0.935	0.970	1.000
แตกต่างกันมาก	LR	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$\Phi \in (3.0,\infty)$	MC-LR	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

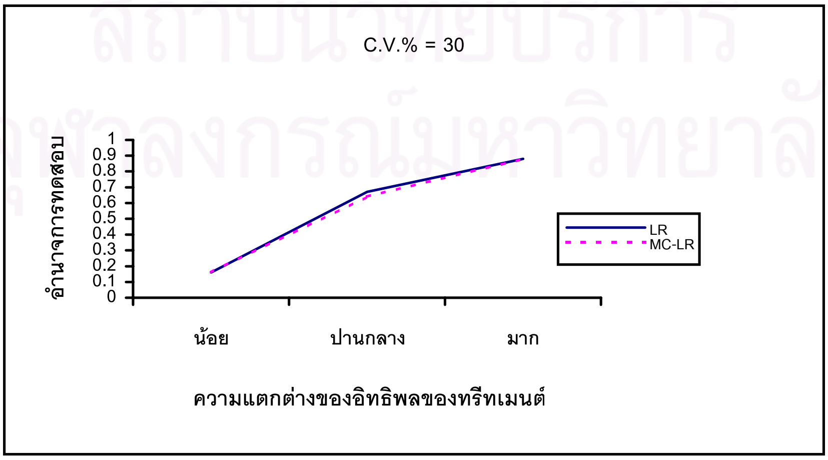
ตาราง 4.12 แสดงการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 7 และระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์	สถิติทดสอบ	C.V% = 20			C.V% = 25			C.V% = 30		
		b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7	b = 3	b = 5	b = 7
แตกต่างกันน้อย	LR	0.950	1.000	1.000	0.780	0.815	0.900	0.620	0.715	0.760
$\Phi \in (0,1.5]$	MC-LR	0.935	0.995	1.000	0.780	0.815	0.900	0.660	0.705	0.755
แตกต่างกันปานกลาง	LR	0.995	1.000	1.000	0.995	0.995	1.000	0.985	0.995	1.000
$\Phi \in (1.5,3.0]$	MC-LR	0.995	1.000	1.000	0.990	1.000	1.000	0.980	0.990	1.000
แตกต่างกันมาก	LR	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$\Phi \in (3.0,\infty)$	MC-LR	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

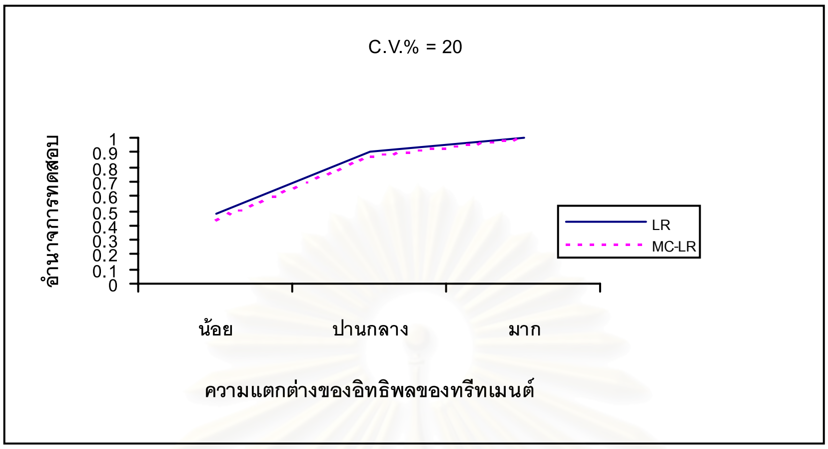
รูปที่ 4.1 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 จำนวนบล็อก เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

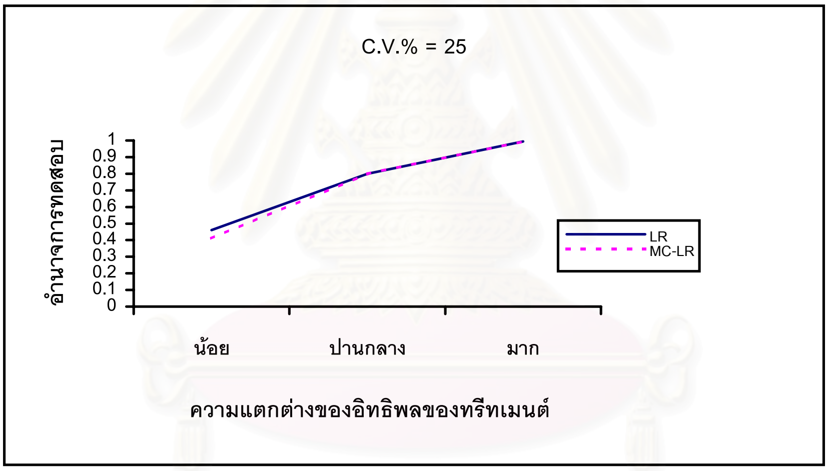


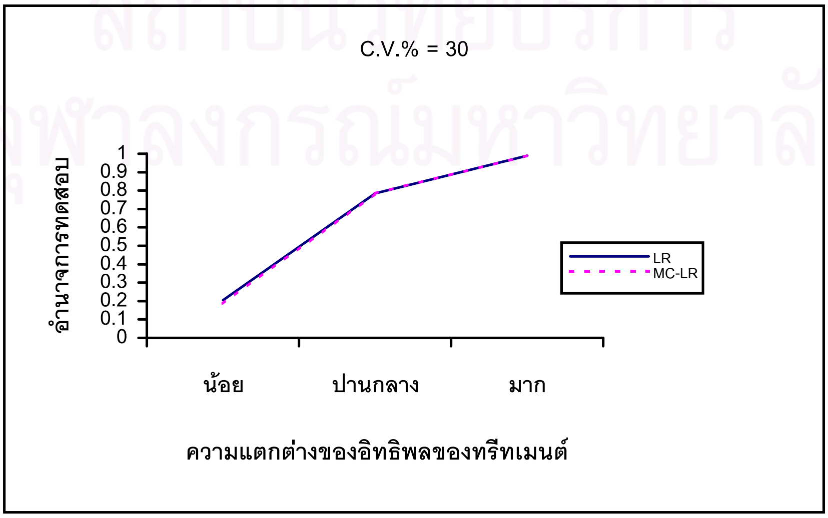




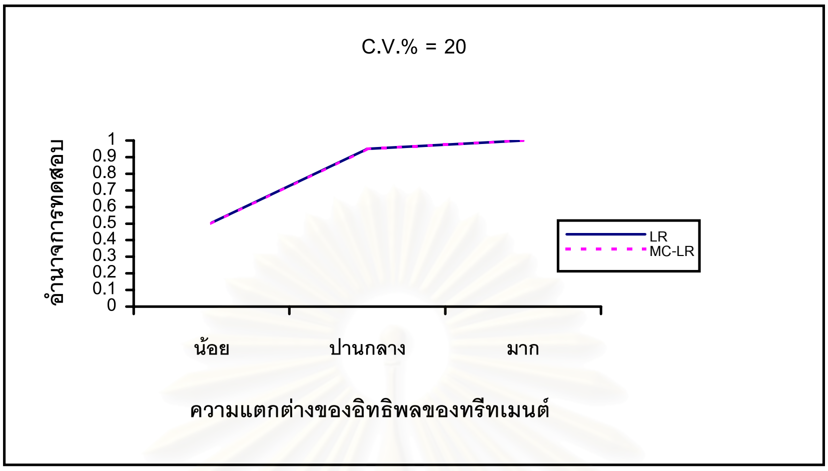
รูปที่ 4.2 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 จำนวนบล็อก เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

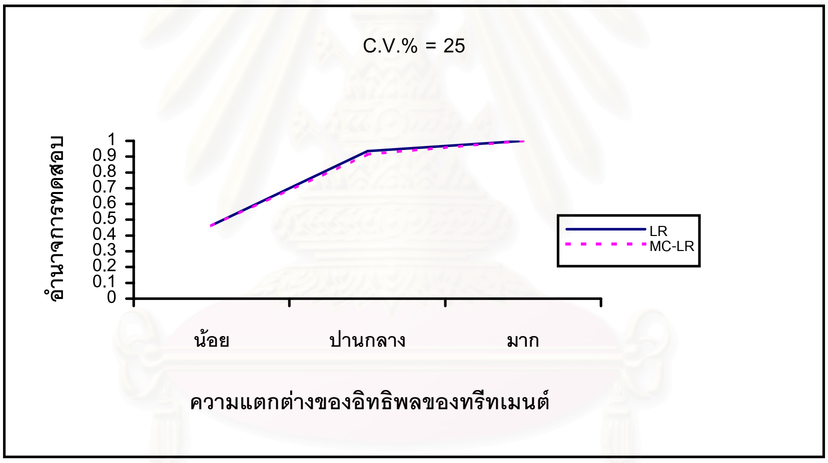


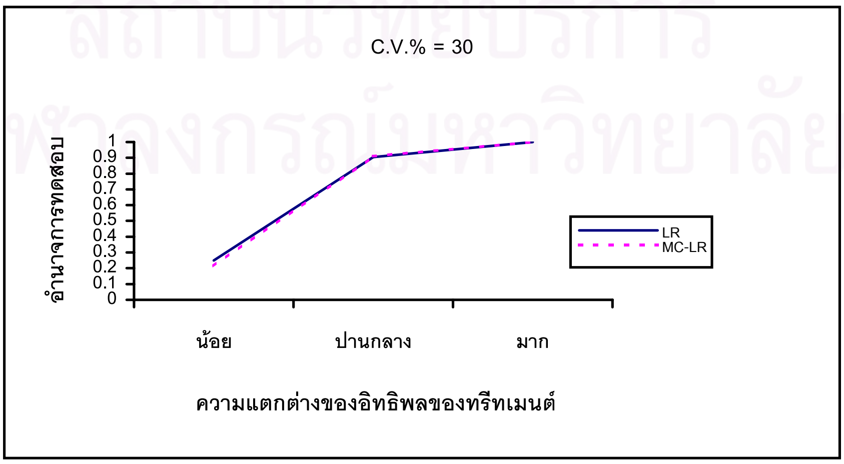




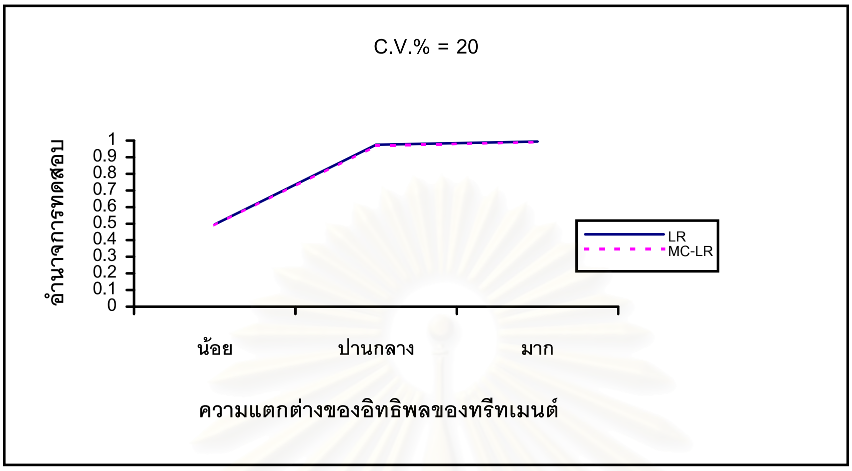
รูปที่ 4.3 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 จำนวนบล็อก เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

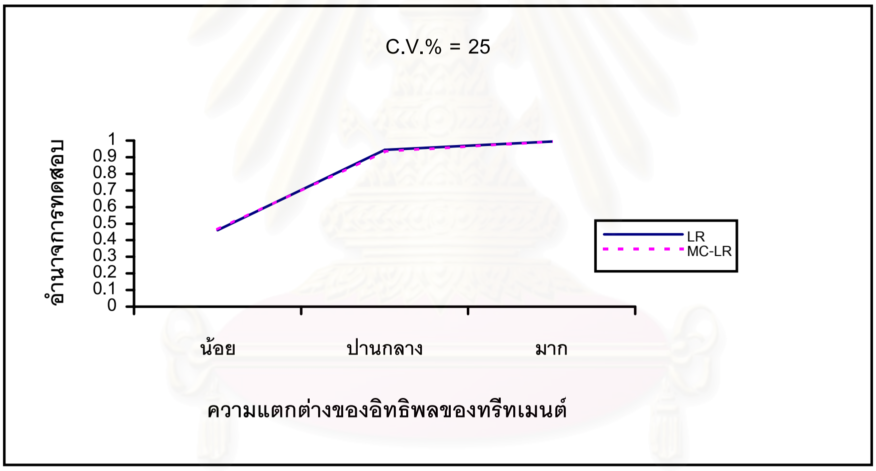


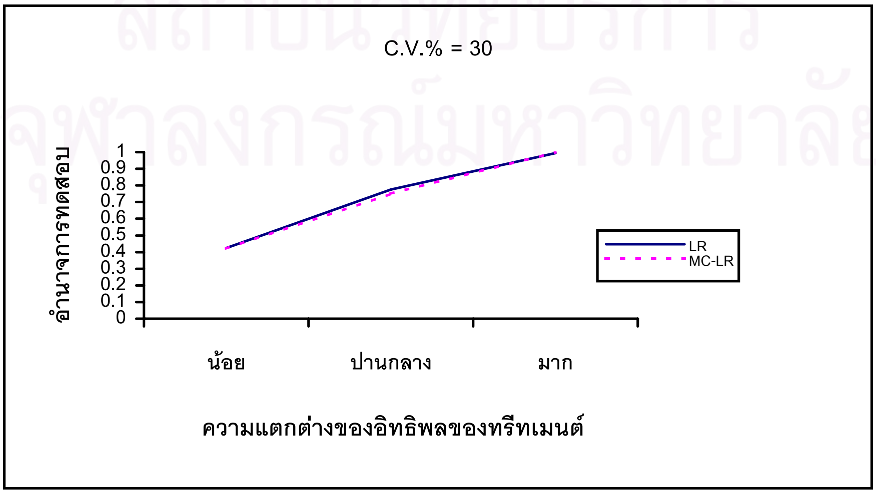




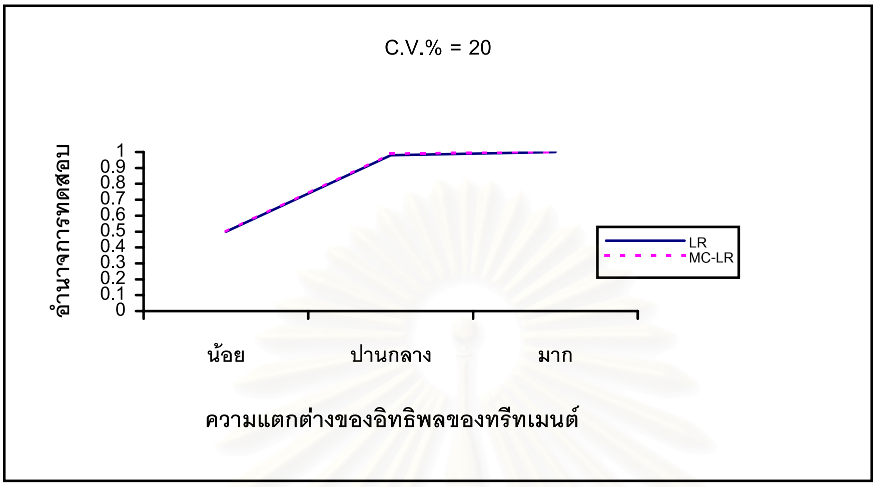
รูปที่ 4.4 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 จำนวนบล็อก เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

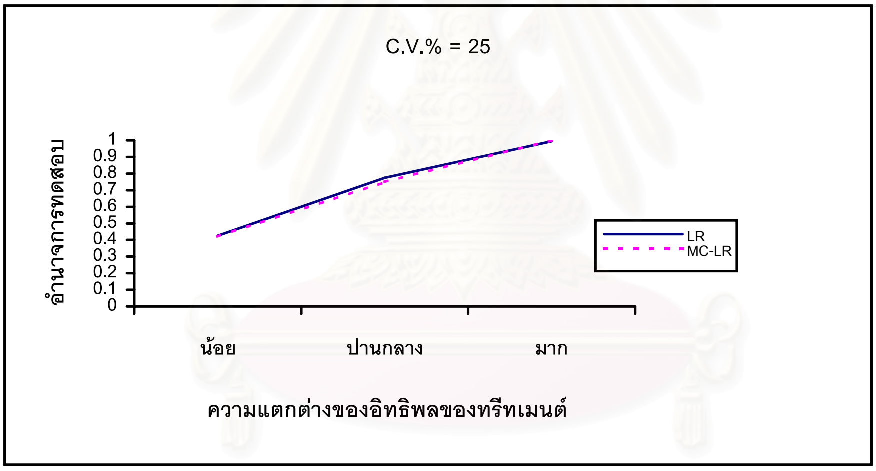


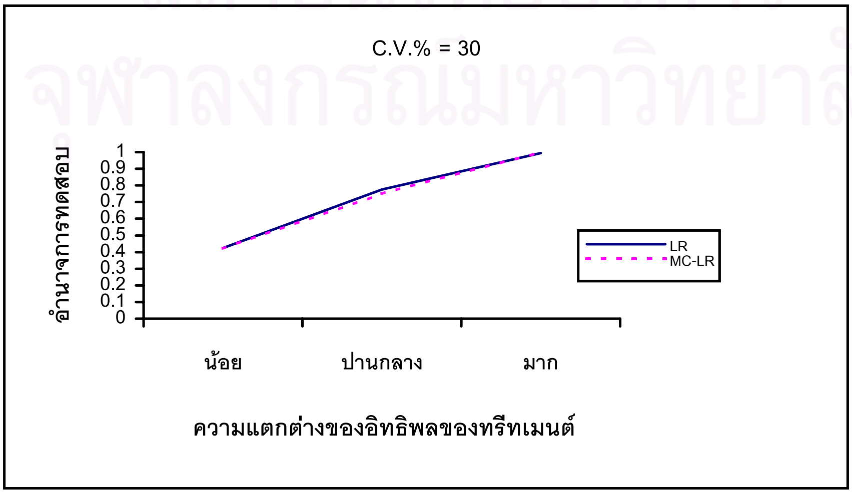




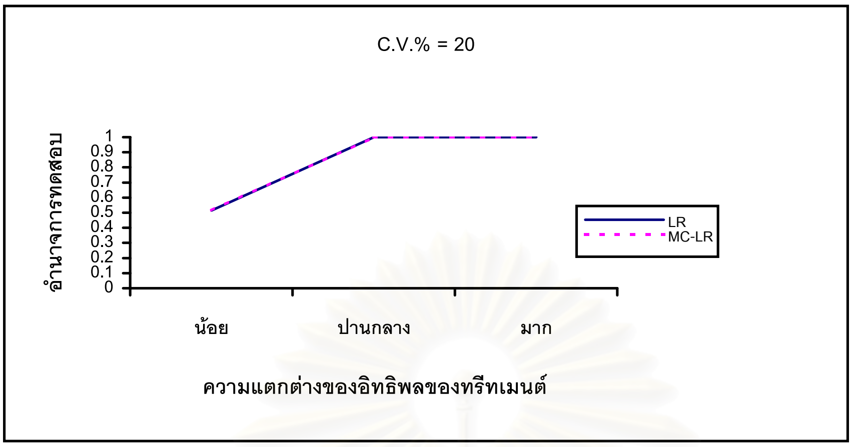
รูปที่ 4.5 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 จำนวนบล็อก เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

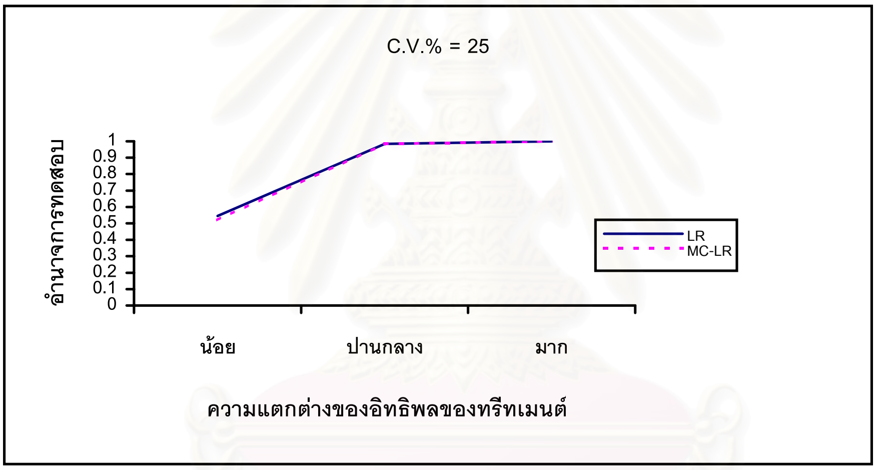


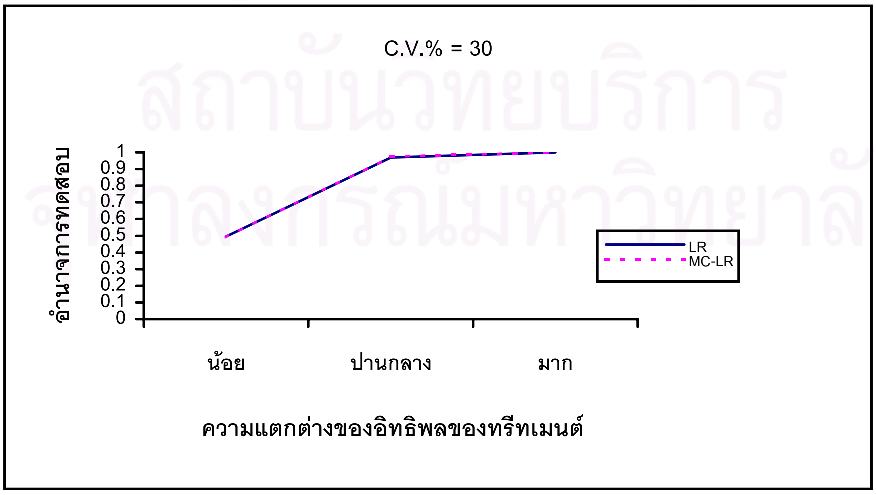




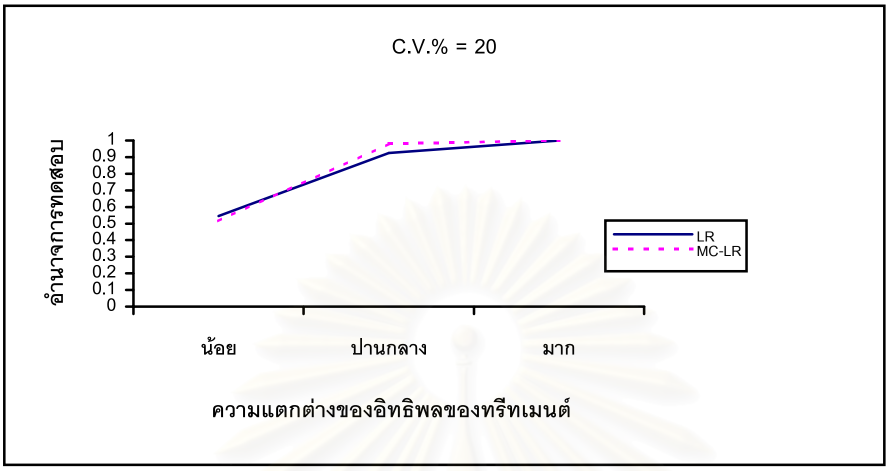
รูปที่ 4.6 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 3 จำนวนบล็อก เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

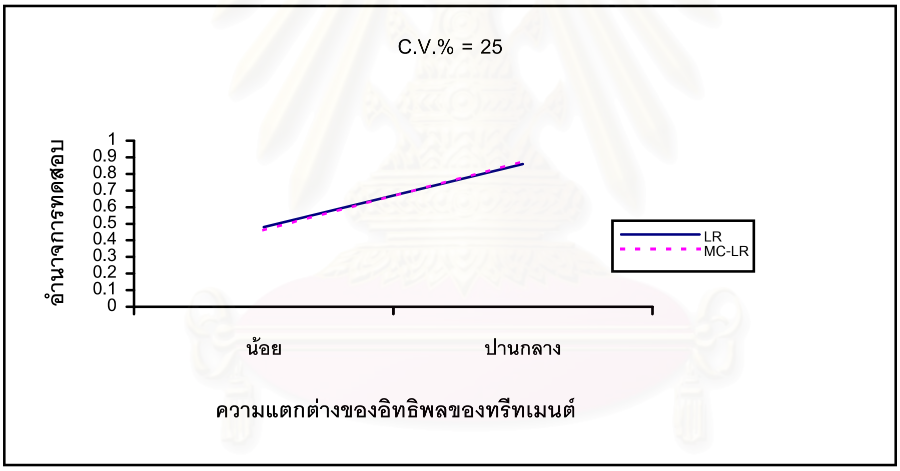


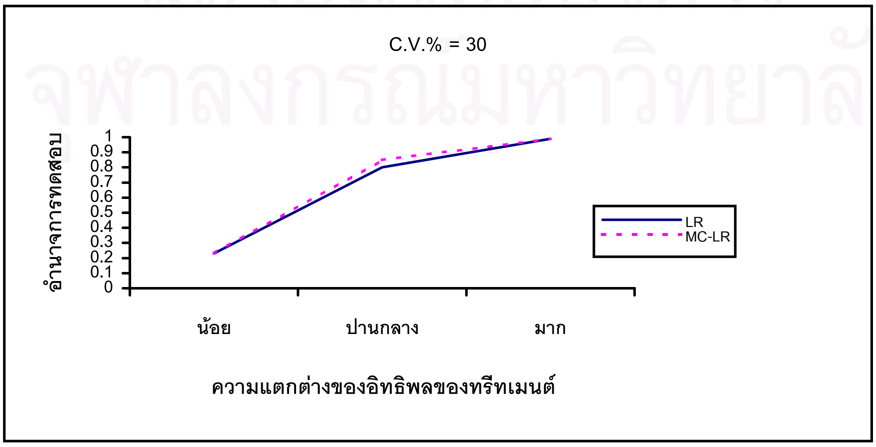




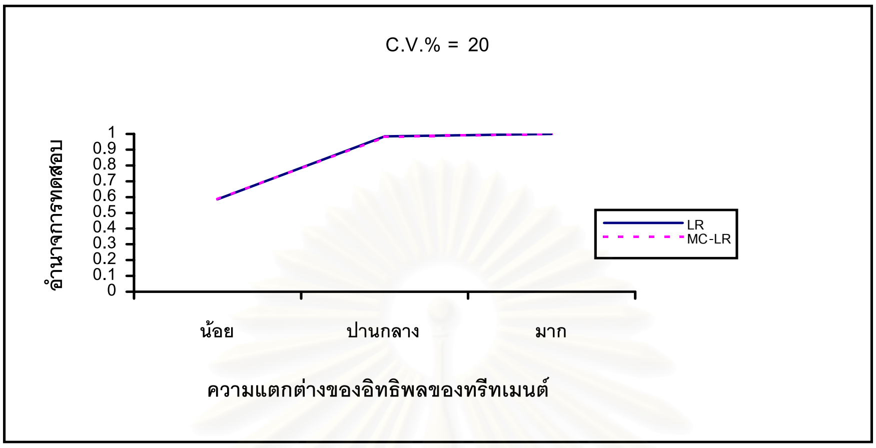
รูปที่ 4.7 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 จำนวนบล็อก เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

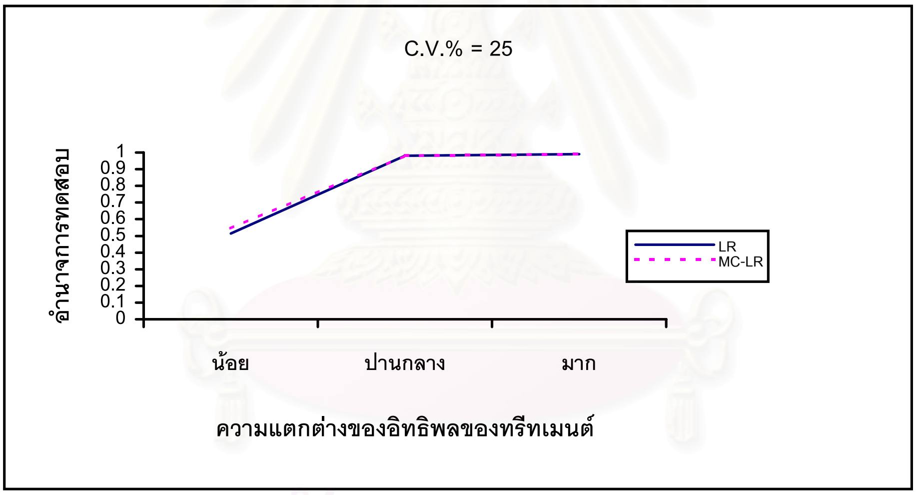


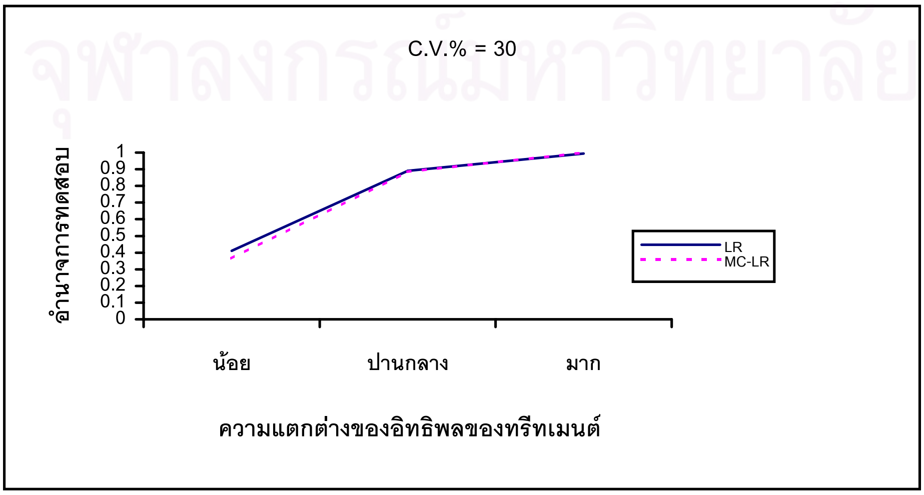




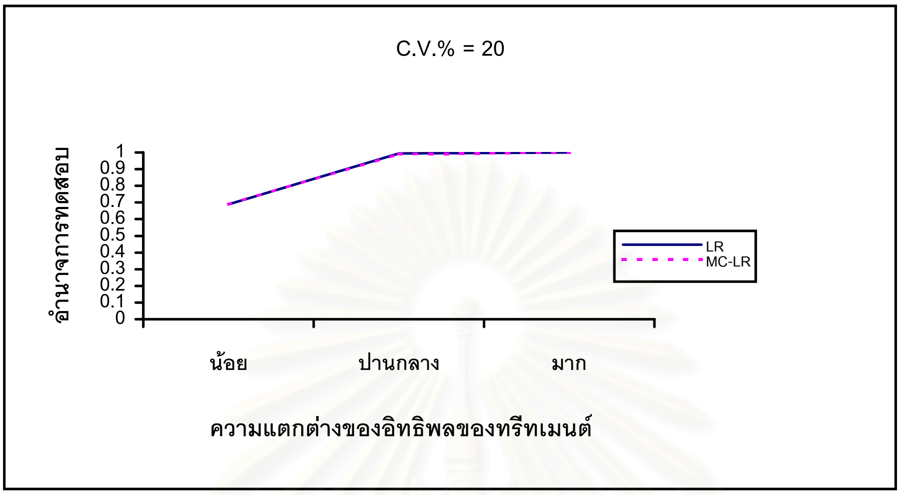
รูปที่ 4.8 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 จำนวนบล็อก เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

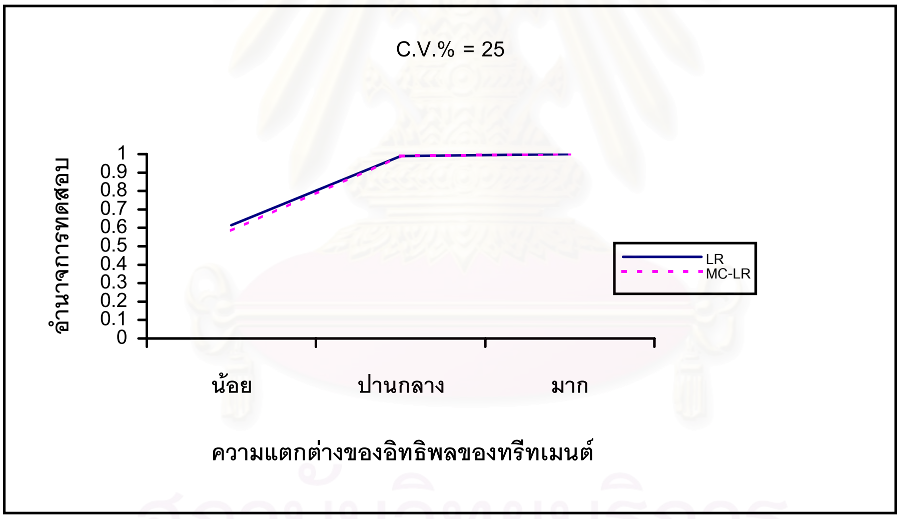


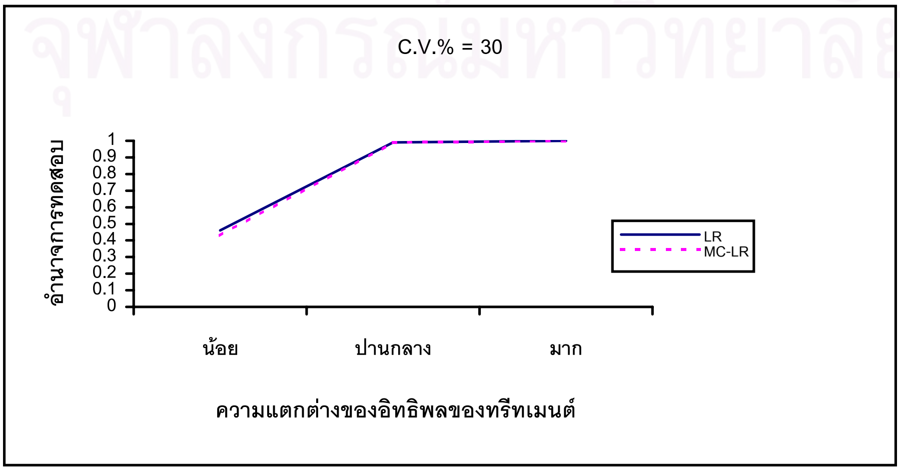




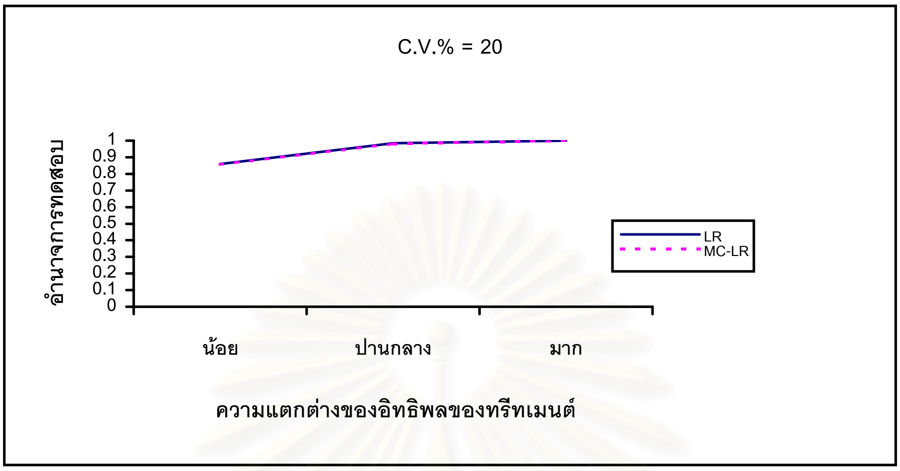
รูปที่ 4.9 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 จำนวนบล็อก เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

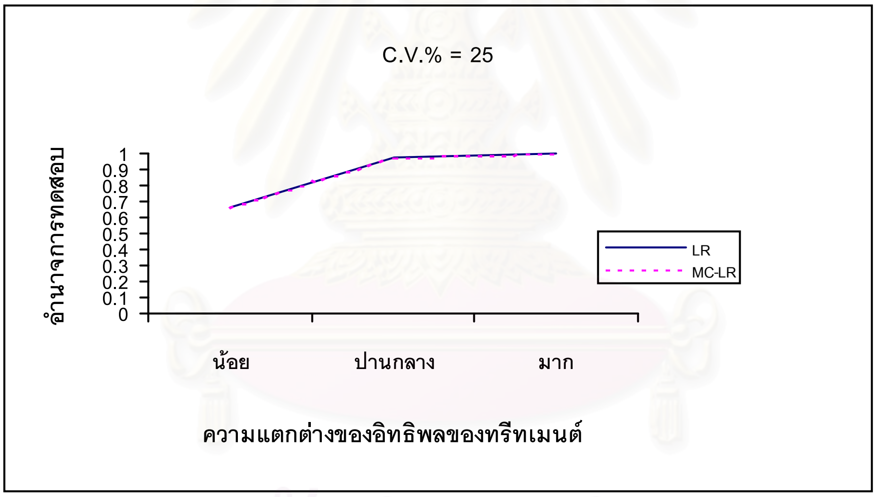


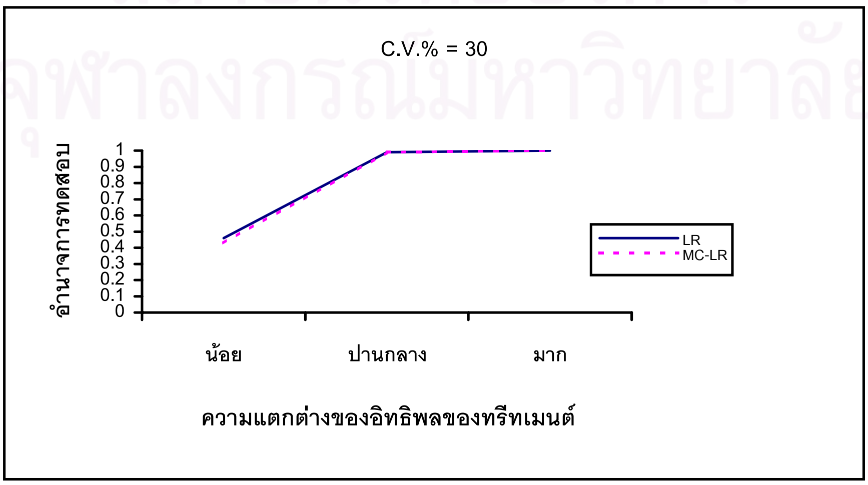




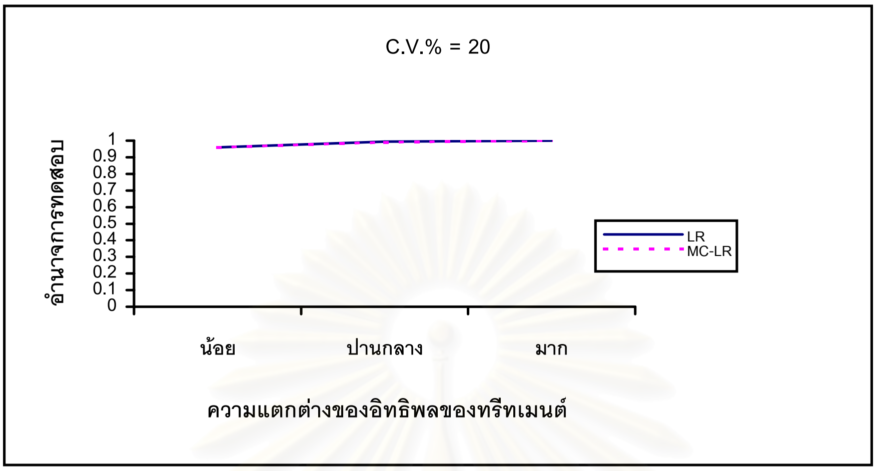
รูปที่ 4.10 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 จำนวนบล็อก เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ α = 0.05

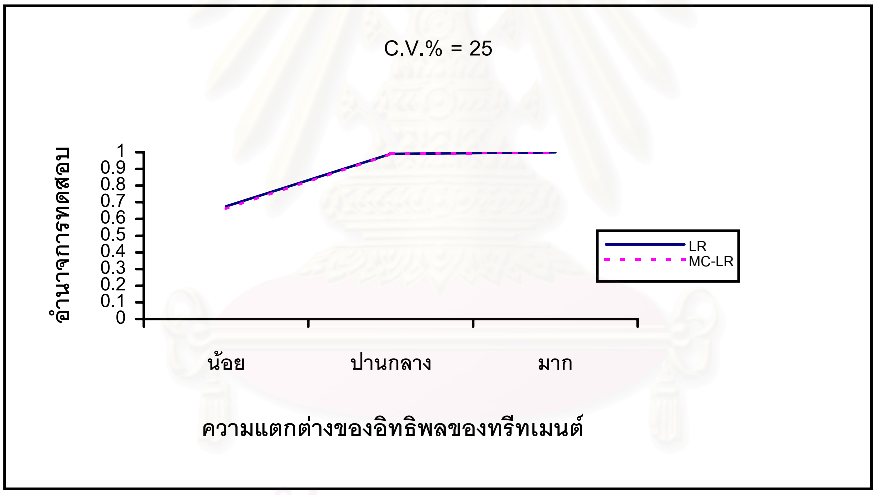


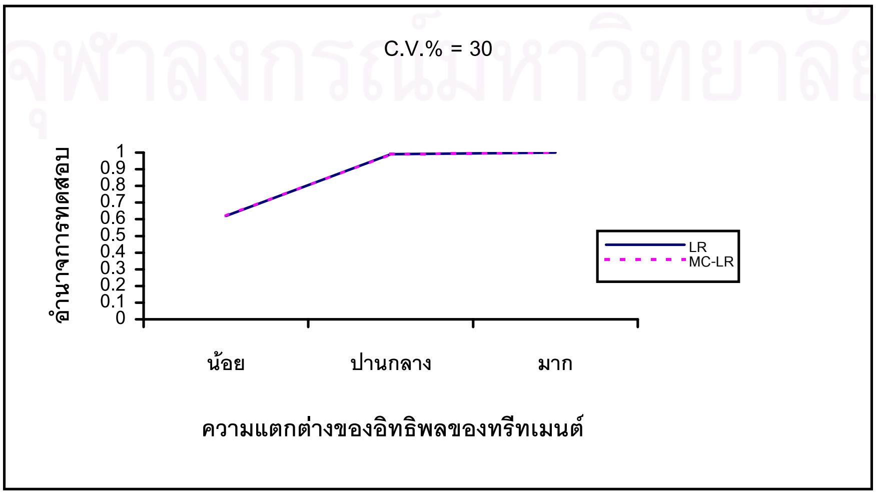




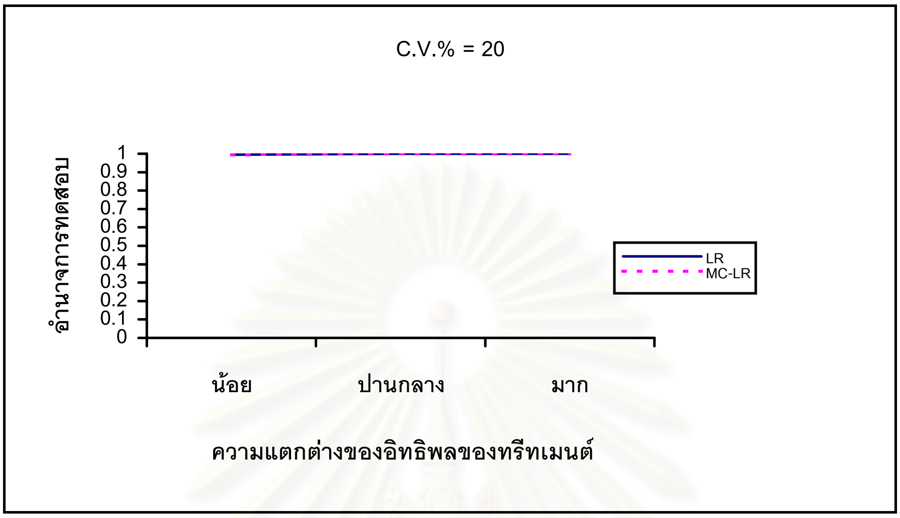
รูปที่ 4.11 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 จำนวนบล็อก เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

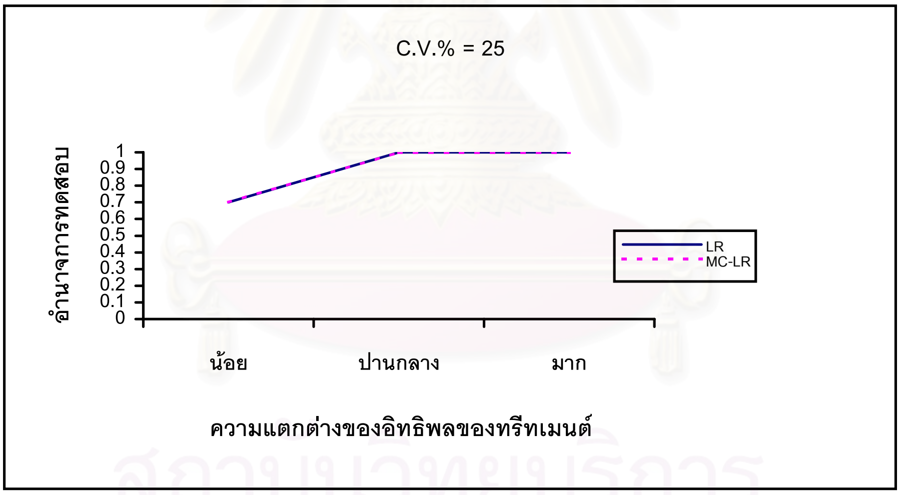


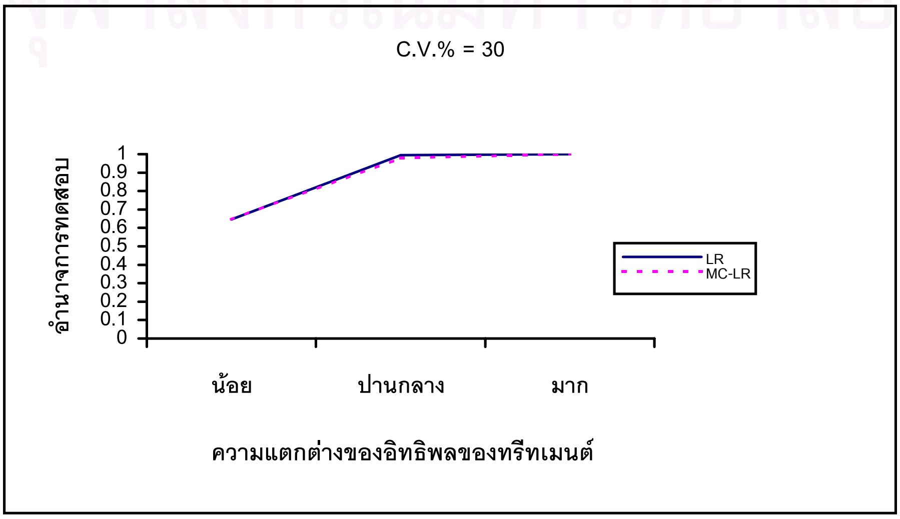




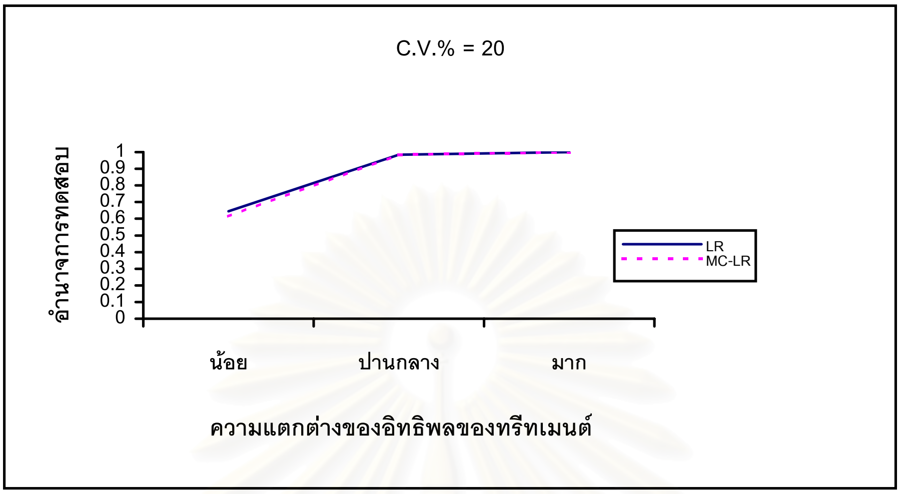
รูปที่ 4.12 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 5 จำนวนบล็อก เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

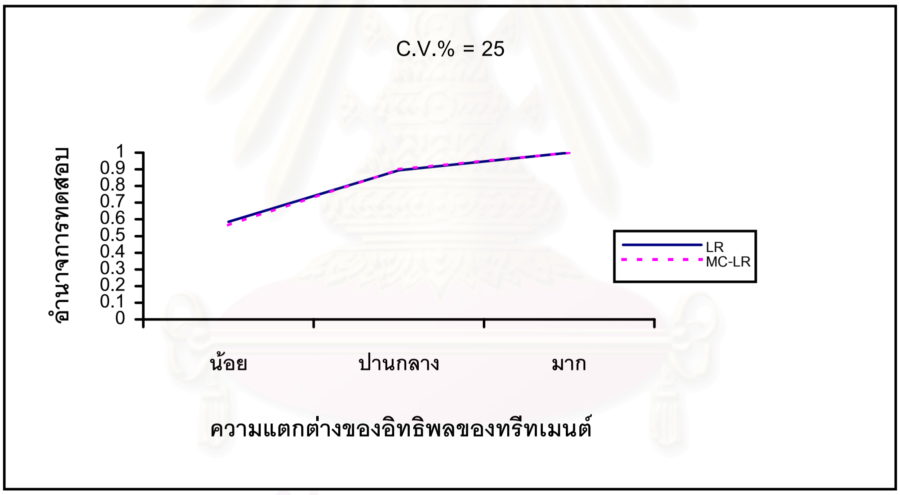


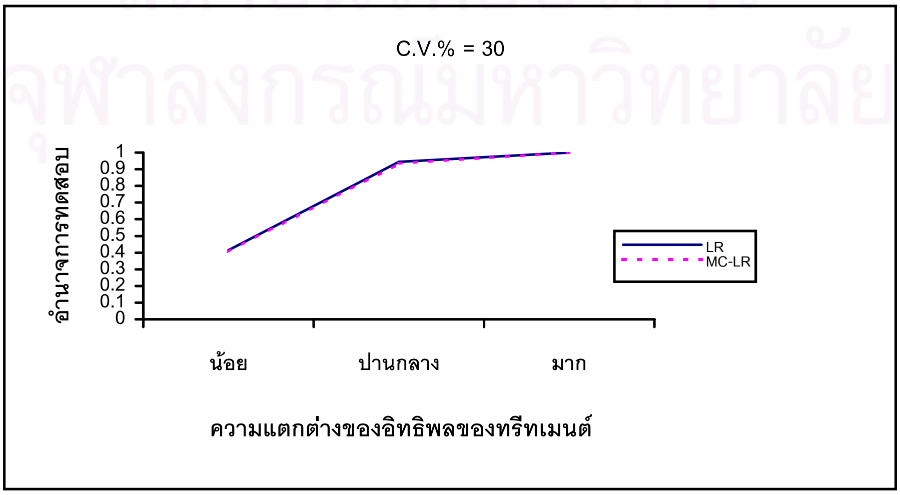




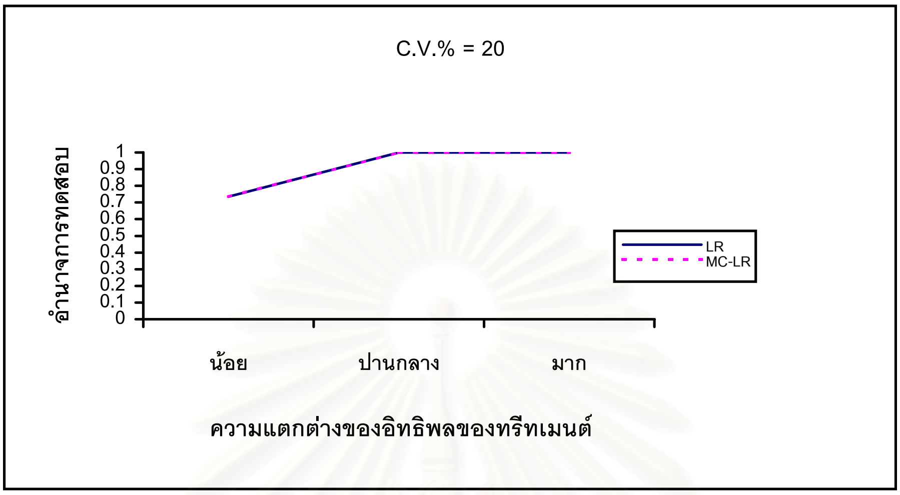
รูปที่ 4.13 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 จำนวนบล็อก เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

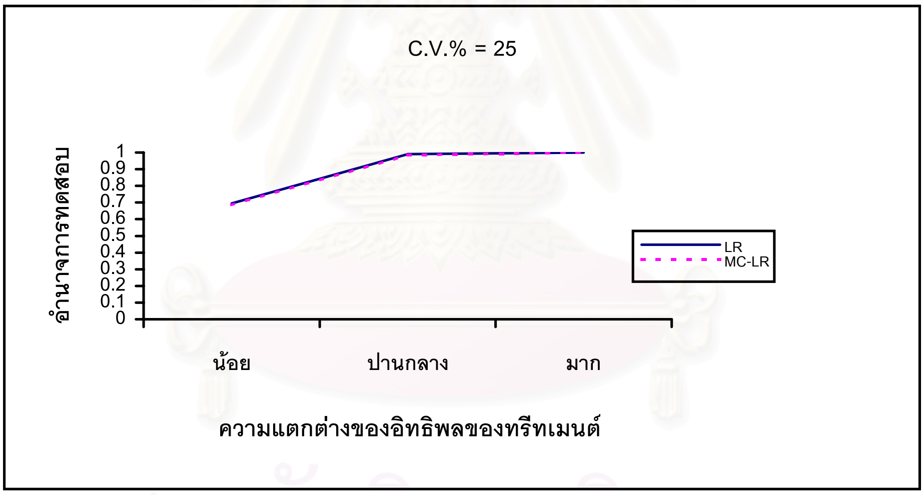


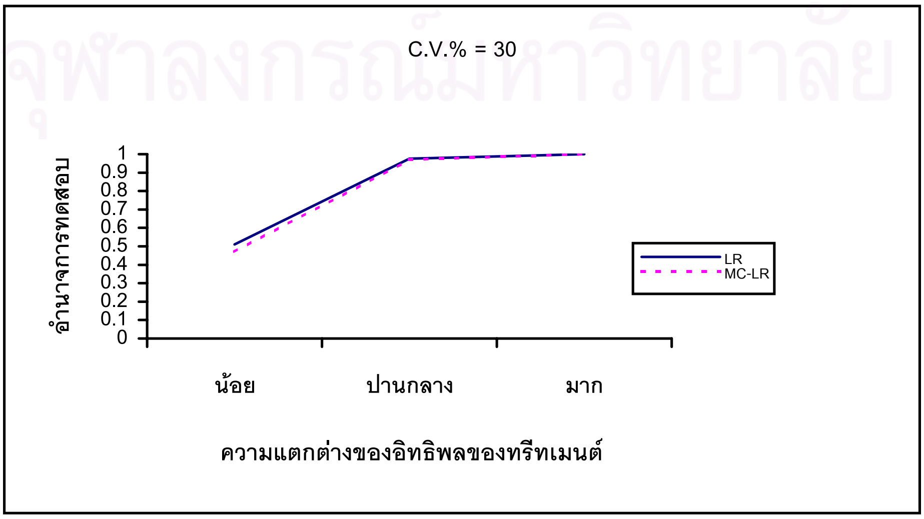




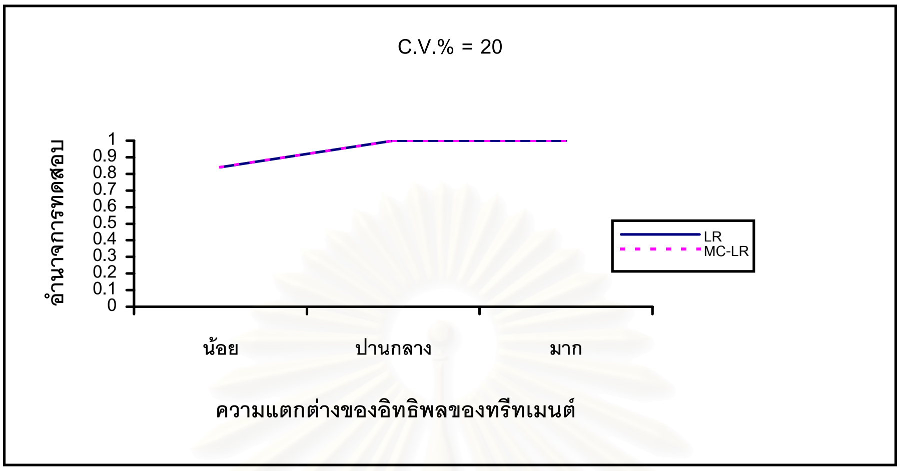
รูปที่ 4.14 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 จำนวนบล็อก เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

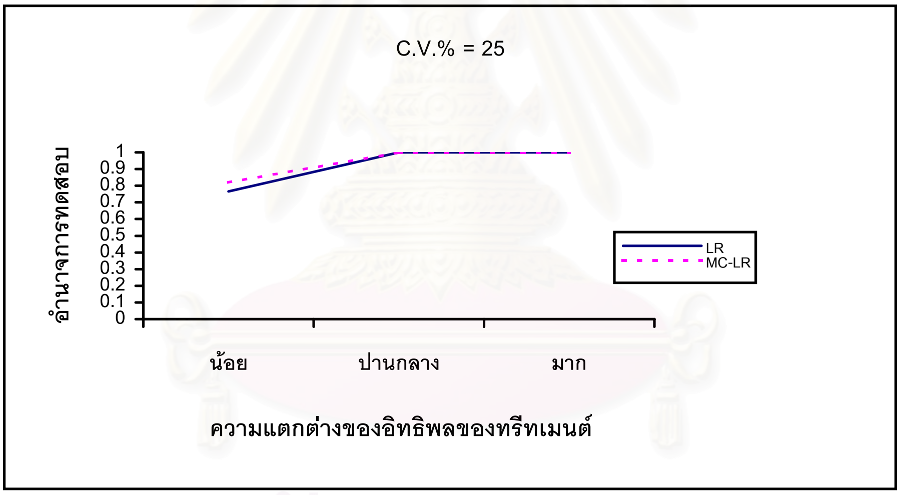


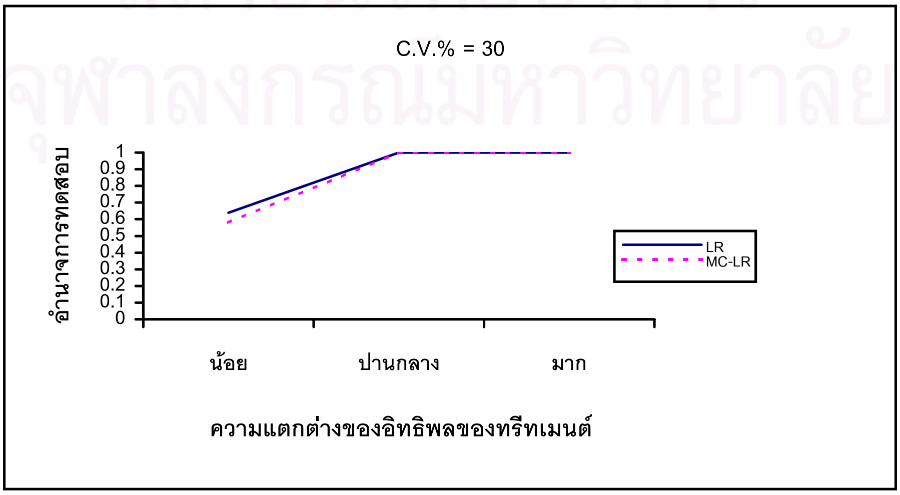




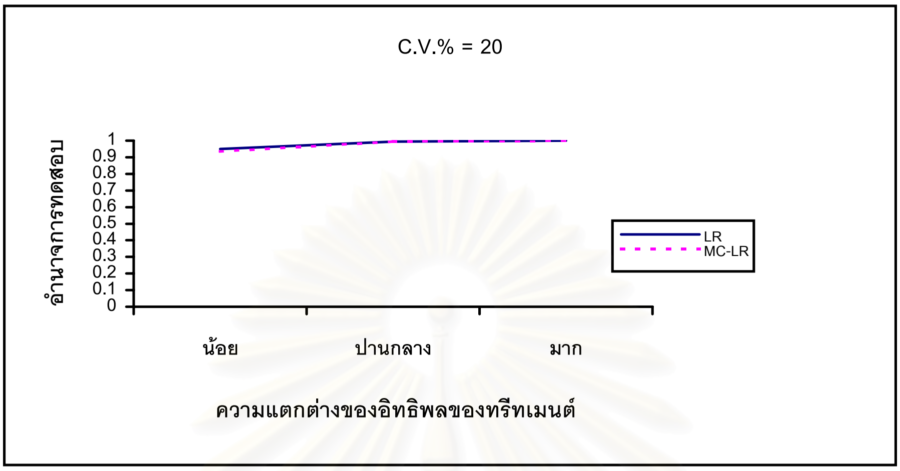
รูปที่ 4.15 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 จำนวนบล็อก เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.01$

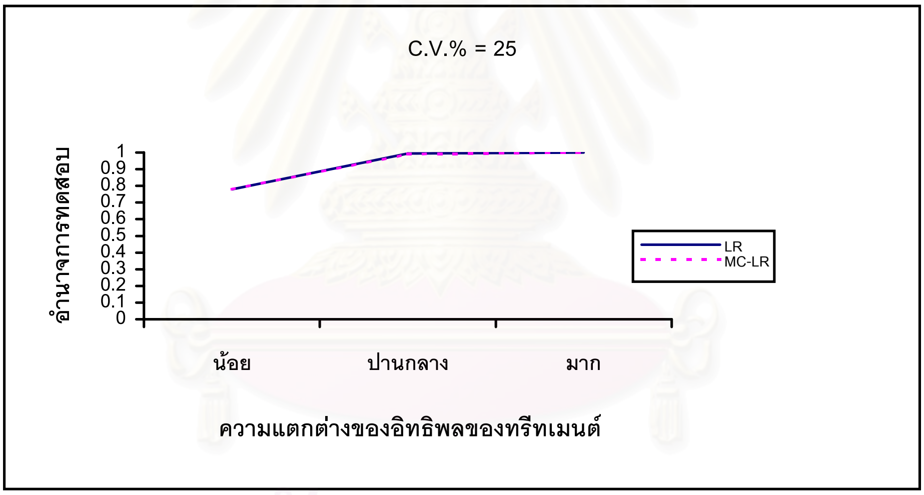


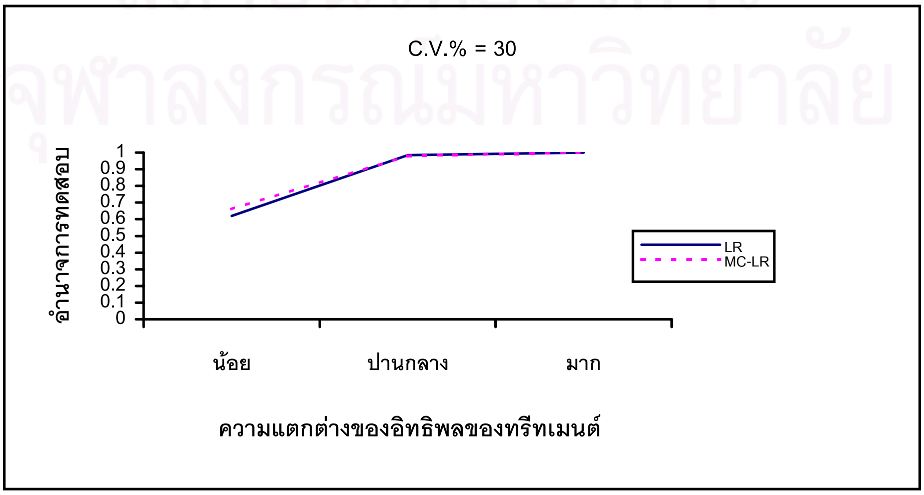




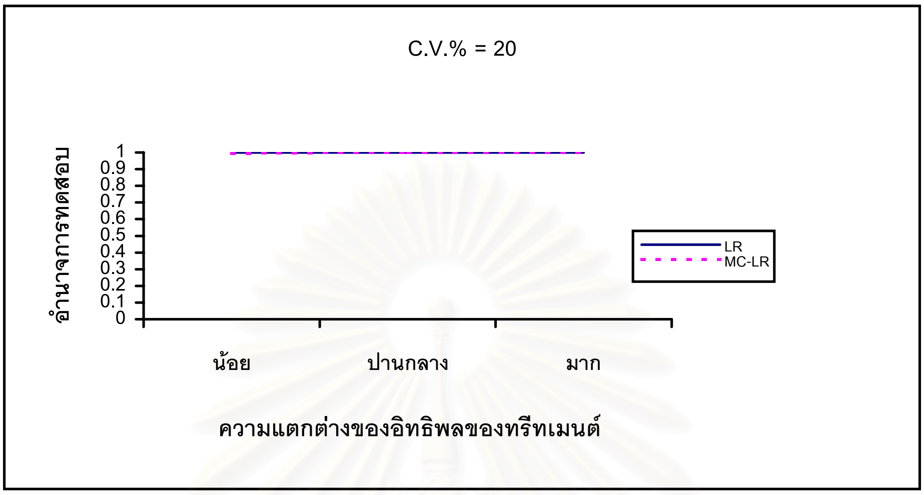
รูปที่ 4.16 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 จำนวนบล็อก เท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

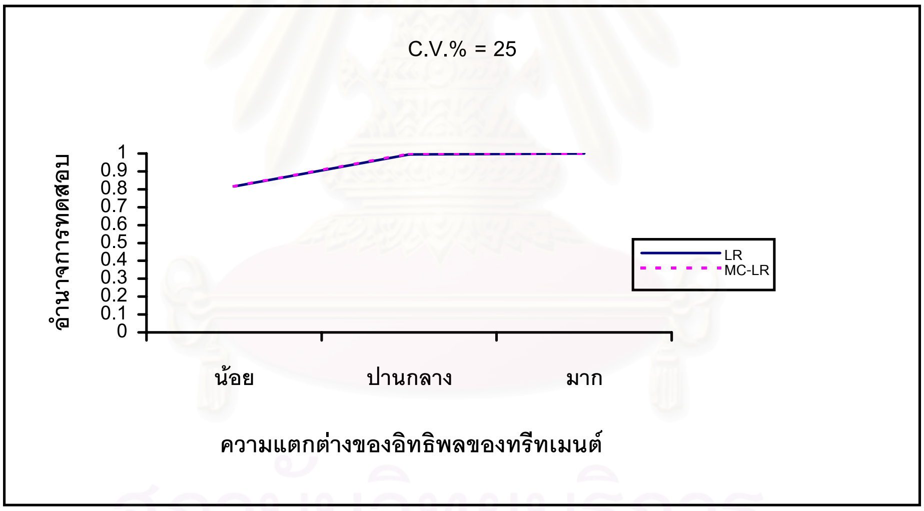


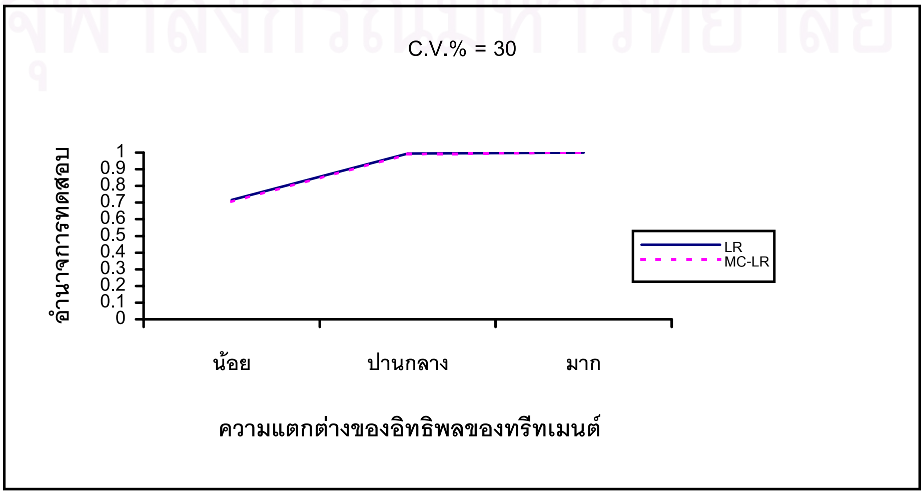




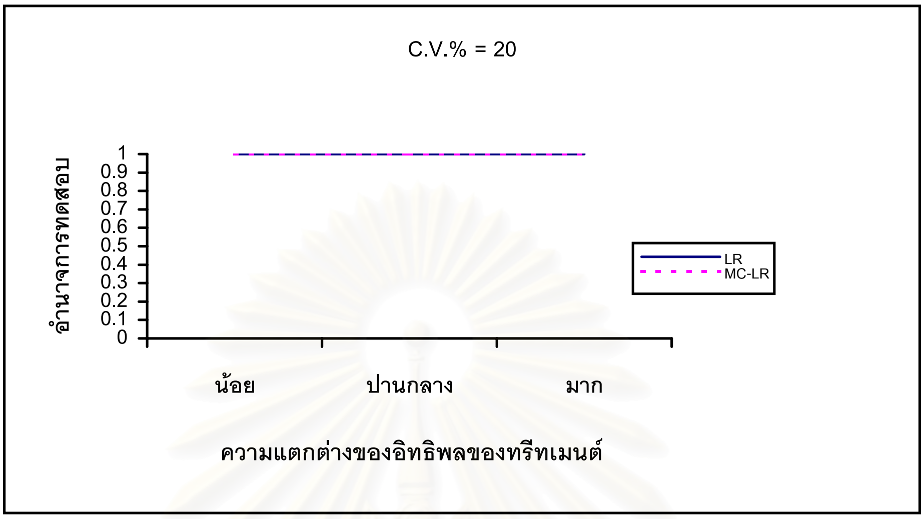
รูปที่ 4.17 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 จำนวนบล็อก เท่ากับ 5 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$

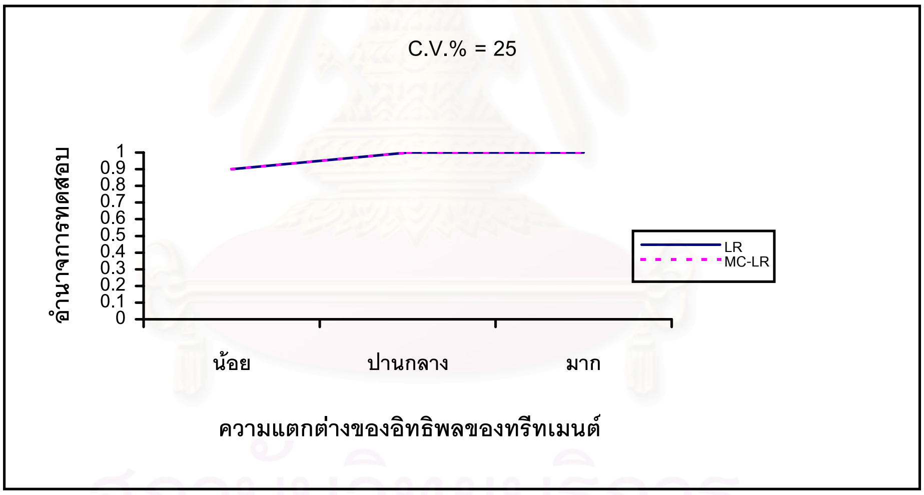


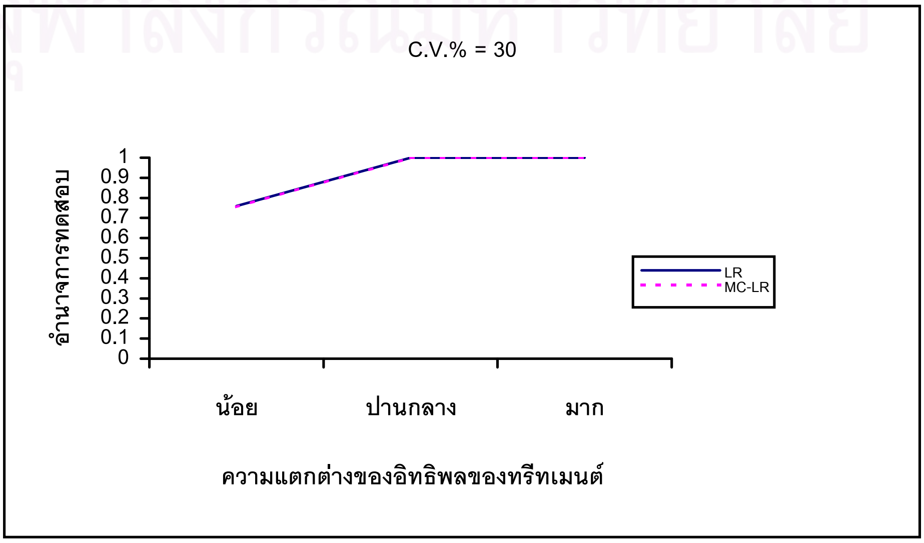




รูปที่ 4.18 เปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อจำนวนทรีทเมนต์ เท่ากับ 7 จำนวนบล็อก เท่ากับ 7 ที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$







บทที่ 5

สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

การวิจัยครั้งนี้จัดทำขึ้น เพื่อศึกษาคุณสมบัติของตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (MC-LR) ในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์โดยทำการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (LR) แบบปกติที่ได้รับการยอมรับกันอย่างแพร่หลายในปัจจุบัน เนื่องจากผู้วิจัยได้ตระหนักในคุณประโยชน์ของตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่า (MC-LR) ที่สามารถนำไปใช้ในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ในกรณีที่ข้อมูลที่ได้ไม่เป็นไปตามสมมติฐานเบื้องต้นของวิธีทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นได้อีกด้วย แต่ในการทำการวิจัยครั้งนี้ จะทำการทดสอบในกรณีที่เป็นไปตามข้อสมมติเบื้องต้นของการทดสอบแบบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นเพื่อที่จะได้สามารถนำผลที่ได้ในการวิจัย ไปใช้ในการเปรียบเทียบและหาข้อสรุปว่าตัวสถิติทดสอบของวิธีใดมีความเหมาะสมที่จะนำไปใช้ทดสอบความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์มากที่สุด โดยการพิจารณาจากความสามารถในการความคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ดีที่สุดและมีอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบสูงที่สุด ภายใต้ข้อกำหนดว่าสมมติฐานเบื้องต้นเป็นจริงทุกประการ จะพิจารณาความสามารถในการความคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้จากค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างที่ได้จากการทดสอบ วิธีใดที่มีค่าน้อยกว่าก็จะถือว่าตัวสถิติทดสอบของวิธีดังกล่าวจะสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ดีที่สุด นอกจากนี้ ผลสรุปที่ได้จากการวิจัยพบว่า ทุกระดับนัยสำคัญของการทดสอบทางสถิติ กรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยที่สุดทุกสถานการณ์ที่ถูกกำหนด และเมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์มีค่าน้อยหรือปานกลาง กรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบน้อยกว่าตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ และตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธี จะมีแนวโน้มในการให้ค่าอำนาจการทดสอบใกล้เคียงกันหรือเท่ากัน โดยมีค่าเข้าใกล้ 1 เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์มีค่ามากขึ้นและจำนวนบล็อกเพิ่มขึ้น

สำหรับการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยได้ทำการศึกษาเฉพาะแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ (RCBD) ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่ ในสถานการณ์ต่าง ๆ ที่กำหนดขึ้นดังนี้

- ค่าเฉลี่ยรวมของประชากรเท่ากันทุกกลุ่ม (μ) เท่ากับ 50
- สร้างอิทธิพลของทรีทเมนต์ (τ_i) ให้แตกต่างกัน โดยการพิจารณาจาก

$$\Phi = \frac{\sqrt{b\sum_{i=1}^{a}\tau_i^2 / a}}{\sigma}$$ ในกรณีที่ต้องการพิจารณาอำนาจการทดสอบ

แต่เมื่อพิจารณาหาค่าสัดส่วนที่จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง จะกำหนดค่า τ_i ทุกตัวให้มีค่าเป็น 0 ในแต่ละทรีทเมนต์

- จำนวนทรีทเมนต์ที่ใช้ในการทดลอง (a) เท่ากับ 3 5 และ 7
- จำนวนบล็อกที่ใช้ในการทดลอง (b) เท่ากับ 3 5 และ 7
- การแจกแจงของค่าความคลาดเคลื่อนมีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ 10 12.5 และ 15 (โดยการคำนวณจากค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผัน : C.V.%)
- ระดับนัยสำคัญของการทดสอบ (α) คือ 0.01 และ 0.05

เกณฑ์ที่นำมาใช้ในการพิจารณาเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธีนั้น จะพิจารณาโดยการเปรียบเทียบจากค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างที่ให้ค่าน้อยกว่า และมีอำนาจการทดสอบสูงสุด จะถือว่าตัวสถิติทดสอบที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ดังกล่าวนั้น จะเป็นตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสมที่สุด รายละเอียดของผลการวิจัยจะแบ่งการพิจารณาออกเป็น 2 ส่วน คือ ผลการเปรียบเทียบค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง และผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ ซึ่งรายละเอียดมีดังต่อไปนี้

5.1 สรุปผลการวิจัย

5.1.1 การเปรียบเทียบเทียบค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง

ผลการวิจัยพบว่า เมื่อจำนวนทรีทเมนต์เพิ่มขึ้นและสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้นตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธีมีแนวโน้มที่จะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างมากขึ้น และเมื่อจำนวนบล็อกเพิ่มขึ้น ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างก็มีแนวโน้มจะลดลงเล็กน้อย

ในการเปรียบเทียบค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง ที่ระดับนัยสำคัญ เท่ากับ 0.01 และ 0.05 พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

สรุปได้ว่า ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 และ 0.05 ในกรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติเกือบทุกกรณี แต่เมื่อค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้นจะพบว่า ในบางกรณีเริ่มมีตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นที่ให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น สาเหตุที่เป็นเช่นนี้ เนื่องจากว่าในกรณีที่ข้อมูลที่นำมาใช้เป็นแม่แบบนั้น หากมีการกระจายไม่มากนักก็จะทำให้ข้อมูลที่ถูกสร้างขึ้นมาใหม่จากข้อมูลแม่แบบนั้นมีลักษณะข้อมูลที่ให้ค่าของข้อมูลไปในทางที่คล้ายคลึงกัน ดังนั้น เมื่อข้อมูลมีการกระจายไม่มากนัก การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นที่มีการกระทำซ้ำ 200 รอบนั้น จะเป็นการช่วยลดความผิดพลาดประเภทที่ 1 ของการทดสอบกับข้อมูลชุดเดิมที่เป็นแม่แบบได้ ทำให้วิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจึงสามารถควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้ดีกว่าการใช้วิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ แต่มีข้อสังเกตว่า เมื่อข้อมูลที่เป็นแม่แบบเกิดมีการกระจายของข้อมูลมาก ๆ จะทำให้ข้อมูลที่สร้างขึ้นมาใหม่จากข้อมูลแม่แบบเดิมนั้น มีค่าในแต่ละชุดของข้อมูลชุดใหม่แตกต่างกันมาก จึงทำให้วิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีความสามารถในการควบคุมความผิดพลาดประเภทที่ 1 ได้น้อยลง และสังเกตเห็นว่ามีบางกรณีที่ทำการศึกษา เมื่อค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้นแล้วทำให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างของวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีค่าสูงกว่าวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ

5.1.2 การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ

ผลการวิจัยพบว่า เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์มีความแตกต่างกันมากขึ้น อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธีจะสูงขึ้นและมีค่าเข้าใกล้ 1 และเมื่อจำนวนบล็อกเพิ่มขึ้น อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทั้ง 2 วิธีจะสูงขึ้น แต่เมื่อสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้นจะทำให้ตัวสถิติทั้ง 2 วิธี จะให้อำนาจการทดสอบลดลงเล็กน้อย โดยการทดสอบที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าที่ระดับนัยสำคัญ 0.01

ผลการวิจัยเกี่ยวกับค่าอำนาจการทดสอบ พบว่าที่ระดับนัยสำคัญ 0.01และที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อยหรือปานกลาง กรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีแนวโน้มที่จะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าหรือเท่ากันกับตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่เมื่อค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันสูงขึ้นจะพบว่า ในบางกรณีเริ่มมีตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นที่ให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นและในกรณีที่ ความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันมาก ตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธีมีแนวโน้มที่จะให้ค่าอำนาจการทดสอบเท่ากันหรือใกล้เคียงกันและมีค่าเข้าใกล้ 1 สาเหตุที่ในกรณีที่เมื่อความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อยหรือปานกลาง วิธีการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีอำนาจการทดสอบในบางกรณีน้อยกว่าวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น อาจเกิดขึ้นจากในการวิจัยครั้งนี้ได้กำหนดขอบเขตของค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันให้มีค่าสูงจนเกินไป จึงทำให้ข้อมูลชุดใหม่แต่ละชุดที่ถูกสร้างขึ้นจากข้อมูลแม่แบบชุดเดิม มีความแตกต่างกันมากเกินไป ส่งผลให้การทดสอบสมมติฐานว่างของวิธีการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ในกรณีที่สมมติฐานว่างเป็นจริง มีความผิดพลาดเกิดขึ้นมากกว่าการทดสอบโดยใช้วิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ดังนั้น ในการศึกษาลำดับต่อไป จึงควรมีการกำหนดขอบเขตของการทดลองให้กว้างขึ้น โดยเพิ่มระดับของค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันที่เราต้องการศึกษาให้มากขึ้นด้วยและควรทำการศึกษาข้อมูลที่มีค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันตั้งแต่ 1% เป็นต้นไป เพราะในการทำวิจัยครั้งทำให้ทราบว่า วิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะมีค่าอำนาจการทดสอบสูงขึ้นเมื่อค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันลดลง และจะมีค่าอำนาจการทดสอบมากกว่าวิธีทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น เมื่อค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันมีค่าน้อย ๆ

5.2 ข้อเสนอแนะ

5.2.1 ด้านการนำไปใช้

5.2.1.1 จากผลการวิจัย ในการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบทั้ง 2 วิธีพบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างน้อยกว่าตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น แต่จะให้ค่าอำนาจการทดสอบน้อยกว่าตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ ดังนั้น ถ้าในการทำงานต้องการที่จะลดต้นทุน โดยพิจารณาเฉพาะค่าความผิดพลาดประเภทที่หนึ่งหรือค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่างเป็นหลักและไม่คำนึงถึงค่าอำนาจในการทดสอบมากนัก วิธีการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะเป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุดในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของปัจจัย สำหรับแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัยบล็อกคงที่

5.2.1.2 กรณีที่มีทรีทเมนต์มาใช้ในการทดลองเป็นจำนวนมากและสามารถคาดเดาได้ว่ามีความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของปัจจัยค่อนข้างมาก โดยที่ต้องการพิจารณาเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบจากเวลาและประสิทธิภาพของเครื่องคำนวณ หากผู้วิจัยมีเวลาไม่มากและประสิทธิภาพของเครื่องคำนวณต่ำ อาจใช้ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นหรือตัวสถิติทดสอบเอฟแทนได้ เพราะจะให้ค่าสัดส่วนในการปฏิเสธสมมติฐานว่างใกล้เคียงกันกับวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น และในการวิจัยครั้งนี้ พบว่ากรณีส่วนใหญ่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นจะให้ค่าอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

5.2.1.3 การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น อาจนำมาประยุกต์ใช้ในด้านการแพทย์ได้ เช่น เภสัชกรต้องการทดสอบประสิทธิภาพของตัวยา 3 ชนิด ว่าจะทำให้เกิดอาการผลข้างเคียงทำให้ระดับปริมาณน้ำตาลในเลือดสูงขึ้นหรือไม่ โดยทำการทดลองกับหนูทดลองที่หามาได้ 3 พันธุ์ที่แตกต่างกัน ซึ่งจะได้รับยาต่างชนิดกันเป็นระยะเวลาหนึ่งสมมติว่าประมาณ 1 เดือนแล้ว ทำการเก็บข้อมูลดูระดับปริมาณน้ำตาลในเลือด และนำตัวสถิติทดสอบดังกล่าวมาใช้ในการทดสอบประสิทธิภาพของยาทั้ง 3 ชนิดว่าให้ผลข้างเคียงต่อระดับน้ำตาลในเลือดแตกต่างกันหรือไม่

5.2.1.4 ในด้านการเกษตร ก็สามารถนำการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมาใช้ในการทดสอบเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ เช่น การทดสอบประสิทธิภาพของปุ๋ย 3 ชนิด ว่าจะมีผลต่อการเจริญเติบโตของต้นกล้ามากน้อยต่างกันหรือไม่ ทำการทดลองโดยการปลูกต้นกล้าชนิดเดียวกันลงในที่นา 3 ผืน โดยแต่ละผืนจะแบ่งที่ดินออกเป็น 3 แปลง ซึ่งทุกแปลงจะต้องมีพื้นที่เท่ากันทั้งหมดและมีต้นกล้าถูกปลูกลงไปแปลงละ 20 ต้น แต่ในการทดลองนี้ยังไม่แน่ใจว่าคุณสมบัติของดินในที่นาแต่ละผืนจะเหมือนกันหรือไม่ แล้วหลังจากนั้น จึงใส่ปุ๋ยทั้ง 3 ชนิดลงในที่ดินแปลงต่าง ๆ ตามแผนการทดลองแบบบล็อกสุ่มสมบูรณ์ ที่มีปัจจัยทดลองและปัจจัย

บล็อกคงที่ กำหนดให้ใส่ปุ๋ยสัปดาห์ละ 1 ครั้ง ในปริมาณเท่า ๆ กัน และหลังจากนั้น 1 เดือน ก็ทำการเก็บข้อมูล โดยหาค่าเฉลี่ยน้ำหนักของต้นกล้าที่เพิ่มมากขึ้น แล้วนำตัวสถิติทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น มาใช้ในการทดสอบประสิทธิภาพของปุ๋ยทั้ง 3 ชนิดว่าให้ผลต่อการเจริญเติบโตของต้นกล้าแตกต่างกันหรือไม่

5.2.2 ด้านการศึกษาวิจัย

5.2.2.1 การกำหนดสัมประสิทธิ์ความแปรผัน ในการศึกษาครั้งต่อไปควรศึกษาที่ค่าสัมประสิทธิ์ความแปรผันในระดับอื่น ๆ ที่เหมาะสมกับงานด้านอื่นที่ต้องการทำการศึกษา เพื่อที่จะทำให้ได้ผลสรุปที่ครอบคลุมขึ้น

5.2.2.2 ในการศึกษาวิจัยครั้งนี้ ได้ทำการศึกษาและเปรียบเทียบการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ ในกรณีที่ไม่มีการทำซ้ำในแต่ละเซลล์ภายในแผนการทดลอง แต่สำหรับการวิจัยครั้งต่อไปจึงอาจทำการศึกษาในกรณีมีการทำซ้ำขึ้นในแต่ละเซลล์ภายในแผนการทดลอง

5.2.2.3 การศึกษาครั้งต่อไปอาจทำการทดสอบสมมติฐานโดยวิธีการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นในแผนการทดลองอื่นต่อไป

รายการอ้างอิง

<u>ภาษาไทย</u>

ธีระดา ภิญโญ. การศึกษาแบบมอนติคาร์โล : <u>การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบเอฟเมื่อข้อมูลได้รับการแปลงรูปในรูปแบบแตกต่างกัน ภายใต้ลักษณะการแจกแจงประชากร 3 แบบ</u>. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาวิจัยการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2545.

ธีระพร วีระถาวร. <u>การอนุมานเชิงสถิติขั้นกลาง : โครงสร้างและความหมาย</u>. พิมพ์ครั้งที่ 2 กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2527.

ธีระพร วีระถาวร. <u>ตัวแบบเชิงเส้น ทฤษฎีและการประยุกต์</u>. กรุงเทพมหานคร : บริษัทพิมพ์ดี จำกัด, 2541.

ประชุม สุวัตถี. <u>ทฤษฎีการอนุมานเชิงสถิติ</u>. สำนักพิมพ์โอเดียนสโตร์, 2527.

สมจิตร วัฒนาชยากูล. <u>สถิติเคราะห์เบื้องต้น</u>. กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์ประกายพรึก,2545.

สุชาดา กีระนันท์. <u>การนุมานเชิงสถิติ:ทฤษฎีขั้นต้น</u>. พิมพ์ครั้งที่ 3. กรุงเทพมหานคร:สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2545.

สุรพล อุปดิสกุล. <u>สถิติการวางแผนการทดลองเบื้องต้น</u>. กรุงเทพมหานคร: สหมิตรออฟเซท,2526.

อรไท สงวนสินธ์. <u>การเปรียบเทียบการทดสอบเอฟและการทดสอบมอนติคาร์โลด้วยอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสำหรับแผนการทดลองแบบสุ่มตลอดที่ปัจจัยทดลองคงที่</u>.วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2545.

อัจฉรีย์ จันทลักขณา. <u>หลักสถิติเพื่อการวิเคราะห์ข้อมูลทั่วไป</u>. กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, 2541.

<u>ภาษาอังกฤษ</u>

Andreas Krause and Melvin Olson. <u>The Basics of S and S-Plus</u>. New York : Springer-Verlag ,2000.

Cochran, W.G., and Cox, G.M. <u>Experimental Design</u>. New York: John Hiley andSons,1976.

Dennis, D.B. and Ji, Z . Monte Carlo Evaluation of Resampling-Based Hypothesis Test. <u>Journal Of American Statistical Association</u>, 95(2000): 486-490.

Getting started with S-PLUS 2000.Data Analysis Products Divison. MathSoft. US:Seattle, 1988 – 1999.

Graybill, F.A. Theory and Application of Linear Model. North Scituate, Mass: Duxbury, 1976.

Hogg. R. V. and Craly, A. T. Introduction to Mathematical Statistics. 5th ed. New Jersey: Prentice-Hall,1995.

Hinkelmann, K. and Hempthorne, O. Design and Analysis of Experiments. Volume 1. New York : John Wiley and Sons,1994.

Jean, M.D. and Lynda, K. Monte Carlo Test Methods in Econometrics. Comparison to Theoretical Econometrics. 23(2001): 494-519.

Kuehl, R.O. Statistical Principles of Research Design and Analysis. Wadsworth., 1994.

Montgomery, C.D. Design and analysis of experiments. 4th ed., New York: John Wiley And Sons,1997.

Neter, J., Wasserman, W. and Kuther, M. H. Applied Linear Statistical Models. 3rd ed. Tokyo: Toppan,1990.

Peter, H. and Titerington, D.M. The Effect of Simulation Order on Level Accuracy and Power of MonteCarlo Test. Journal Royal Statistical Society : Series B. 51(1989): 459-467.

Robert V. Hogg and Allen T. Craig. Introduction to Mathematical Statistics. New York : Macmillan Pubishing ,1978.

Searle, S. R. Linear Model. New York: john Wiley and Sons, 1971.

S-PLUS 2000 Programer's Guide. Data Analyusis Products Divison. MathSoft. US: Seattle, 1982-1999.

S-PLUS 2000 User's Guide. Data Analyusis Products Divison. MathSoft. US: Seattle, 1987-1999.

W. N. Venables and B. D. Ripley. Modern Applied Statestic with S. New York : Springer-Verlag ,2002.

Winer, B. J. Statistical Principle in experimental Design. 2nd ed. New York : McGraw – Hill, 1971.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

ขั้นตอนในการใช้หลักเกณฑ์อัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น หาตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานเป็นดังนี้

1. ตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ พารามิเตอร์ $\tilde{\theta}$ ของ L($\hat{\Omega}$) คือ

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} y_{ij}}{ab} = \bar{y} \quad , \quad \hat{\tau}_i = \bar{y}_{i.} - \bar{y} \quad , \hat{\beta}_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}$$

และ $$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})^2}{ab} = \frac{Q_5}{ab}$$

เมื่อ i = 1,2,…,a และ j = 1,2,…,b

พิสูจน์

เนื่องจาก space parameter $\Omega = \{(\mu_{1j}, \mu_{2j}, \ldots, \mu_{aj}, \sigma^2); -\infty < \mu_{ij} < \infty, 0 < \sigma^2 < \infty\}$

ดังนั้น $$L(\hat{\Omega}) = (2\pi\sigma^2)^{\frac{-ab}{2}} \exp\{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)^2\}$$

$$\text{Ln } L(\hat{\Omega}) = -\frac{ab}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)^2$$

เมื่อให้ $$\frac{\partial \ln L(\hat{\Omega})}{\partial \mu} = 0 - \frac{2}{2\sigma^2}\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)(-1) = 0$$

จะได้ $$\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b} y_{ij} - ab\mu - b\sum_{i}^{a}\tau_i - a\sum_{j}^{b}\beta_j = 0$$

ดังนั้น $$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b} y_{ij}}{ab} = \bar{y}$$ เป็นตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ μ ของ L($\hat{\Omega}$)

โดยที่ $\sum_{i}^{a}\tau_i = 0$ และ $\sum_{j}^{b}\beta_j = 0$

เมื่อให้ $$\frac{\partial \ln L(\hat{\Omega})}{\partial \tau_i} = 0 - \frac{2}{2\sigma^2}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)(-1) = 0$$

จะได้ $$\sum_{j}^{b} y_{ij} - b\mu - b\tau_i - \sum_{j}^{b}\beta_j = 0$$

$$\sum_{j}^{b} y_{ij} = b(\mu + \tau_i)$$

$$\bar{y}_{i.} = \mu + \tau_i$$

ดังนั้น $\hat{\tau}_i = \bar{y}_{i.} - \bar{y}$ เป็นตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ τ_i ของ L($\hat{\Omega}$)

โดยที่ $\sum_j^b \beta_j = 0$

เมื่อให้ $$\frac{\partial \ln L(\hat{\Omega})}{\partial \beta_j} = 0 - \frac{2}{2\sigma^2}\sum_i^a (y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)(-1) = 0$$

จะได้ $$\sum_i^a y_{ij} - a\mu - a\sum_i^a \tau_i - a\beta_j = 0$$

$$\sum_i^a y_{ij} = a(\mu + \beta_j)$$

$$\bar{y}_{.j} = \mu + \beta_j$$

ดังนั้น $\hat{\beta}_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}$ เป็นตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ β_j ของ L($\hat{\Omega}$)

โดยที่ $\sum_i^a \tau_i = 0$

และเมื่อให้ $$\frac{\partial \ln L(\hat{\Omega})}{\partial \sigma^2} = -\frac{ab}{2}\left(\frac{2\pi}{2\pi\sigma^2}\right) + \frac{1}{2\sigma^4}\sum_i^a\sum_j^b (y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)^2 = 0$$

จะได้ $$\frac{1}{2\sigma^4}\sum_i^a\sum_j^b (y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)^2 = \frac{ab}{2\sigma^2}$$

ดังนั้น $$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_i^a\sum_j^b (y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)^2}{ab}$$

$$= \frac{\sum_i^a\sum_j^b (y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})^2}{ab}$$

$= \frac{Q_5}{ab}$ เป็นตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ σ^2 ของ L($\hat{\Omega}$)

2. ตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ พารามิเตอร์ $\tilde{\theta}$ ของ L($\hat{\omega}$) คือ

$$\hat{\mu}^* = \frac{\sum_{i=1}^a\sum_{j=1}^b y_{ij}}{ab} = \bar{y} \quad , \quad \hat{\beta}^*{}_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}$$

และ $$\hat{\sigma}^{*2} = \frac{\sum_i^a\sum_j^b (y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2}{ab} = \frac{Q_3}{ab}$$

เมื่อ i = 1,2,…,a และ j = 1,2,…,b

พิสูจน์

เนื่องจาก space parameter $\omega = \{(\mu_{1j}, \mu_{2j}, \ldots, \mu_{aj}, \sigma^2);$

$$-\infty < \mu_{1j} = \mu_{2j} = \ldots = \mu_{aj} = \mu + \beta_j < \infty, 0 < \sigma^2 < \infty\}$$

ดังนั้น $L(\hat{\omega}) = (2\pi\sigma^2)^{\frac{-ab}{2}} \exp\{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}(y_{ij} - \mu - \beta_j)^2\}$

$$\text{Ln } L(\hat{\omega}) = -\frac{ab}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \mu - \tau_i - \beta_j)^2$$

เมื่อให้ $\frac{\partial \ln L(\hat{\Omega})}{\partial \mu} = 0 - \frac{2}{2\sigma^2}\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \mu - \beta_j)(-1) = 0$

จะได้ $\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b} y_{ij} - ab\mu - a\sum_{j}^{b}\beta_j = 0$

ดังนั้น $\hat{\mu}^* = \frac{\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b} y_{ij}}{ab} = \bar{y}$ เป็นตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ μ ของ $L(\hat{\omega})$

โดยที่ $\sum_{j}^{b}\beta_j = 0$

เมื่อให้ $\frac{\partial \ln L(\hat{\omega})}{\partial \beta_j} = 0 - \frac{2}{2\sigma^2}\sum_{i}^{a}(y_{ij} - \mu - \beta_j)(-1) = 0$

จะได้ $\sum_{i}^{a} y_{ij} - a\mu - a\beta_j = 0$

$$\sum_{i}^{a} y_{ij} = a(\mu + \beta_j)$$

$$\bar{y}_{.j} = \mu + \beta_j$$

ดังนั้น $\hat{\beta}^*{}_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}$ เป็นตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ β_j ของ $L(\hat{\omega})$

และเมื่อให้ $\frac{\partial \ln L(\hat{\omega})}{\partial \sigma^2} = -\frac{ab}{2}(\frac{2\pi}{2\pi\sigma^2}) + \frac{1}{2\sigma^4}\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \mu - \beta_i)^2 = 0$

จะได้ $\frac{1}{2\sigma^4}\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \mu - \beta_i)^2 = \frac{ab}{2\sigma^2}$

ดังนั้น $\hat{\sigma}^{*2} = \frac{\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \bar{y}_{.j} + \bar{y} - \bar{y})^2}{ab}$

$$= \frac{\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2}{ab}$$

$= \frac{Q_3}{ab}$ เป็นตัวประมาณภาวะน่าจะเป็นสูงสุดสำหรับ σ^2 ของ $L(\hat{\Omega})$

3. หาตัวสถิติของการทดสอบด้วยอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

เมื่อแทนที่พารามิเตอร์ในฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นด้วยตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดภายใต้ Ω จะได้

$$\mathrm{L}(\hat{\Omega}) = ((\frac{ab}{2\pi Q_5})^{\frac{ab}{2}} \exp(\frac{-ab}{2}))$$

และแทนที่พารามิเตอร์ในฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นด้วยตัวประมาณแบบภาวะน่าจะเป็นสูงสุดภายใต้ ω จะได้

$$\mathrm{L}(\hat{\omega}) = ((\frac{ab}{2\pi Q_3})^{\frac{ab}{2}} \exp(\frac{-ab}{2}))$$

ดังนั้น ตัวสถิติทดสอบของการทดสอบด้วยอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น คือ

$$\lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} = \frac{(\frac{ab}{2\pi Q_3})^{\frac{ab}{2}} \exp(\frac{-ab}{2})}{(\frac{ab}{2\pi Q_5})^{\frac{ab}{2}} \exp(\frac{-ab}{2})}$$

$$= (\frac{Q_5}{Q_3})^{\frac{ab}{2}}$$

เพราะว่า $\sum_i^a \sum_j^b (y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2 = b\sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i.} - \bar{y})^2 + \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a (y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})^2$

$$Q_3 = Q_2 + Q_5$$

สรุปได้ว่า $\lambda = (\frac{1}{1 + Q_2 / Q_5})^{\frac{ab}{2}}$

ภาคผนวก ข

ตัวอย่างการสร้างอิทธิพลของทรีทเมนต์

1. กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 3 จำนวนบล็อก (b) เท่ากับ 3 และความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย ค่า Φ อยู่ระหว่าง (0,1.5]

เมื่อกำหนดให้ $\Phi = 1.41$ จะสามารถกำหนดอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ จากการคำนวณดังนี้

$$\Phi = D\sqrt{\frac{b}{2a\sigma^2}}$$

และผลที่ได้จากการคำนวณ คือ

ค่า Φ	σ^2	ผลต่าง D	τ_i
1.41	100	20	$\tau_1 = -10$, $\tau_2 = 0$, $\tau_3 = 10$
	156.25	25	$\tau_1 = -12.5$, $\tau_2 = 0$, $\tau_3 = 12.5$
	225	30	$\tau_1 = -15$, $\tau_2 = 0$, $\tau_3 = 15$

2. กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 5 จำนวนบล็อก (b) เท่ากับ 7 และความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย ค่า Φ อยู่ระหว่าง [1.5,3)

เมื่อกำหนดให้ $\Phi = 2.82$ จะสามารถกำหนดอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ จากการคำนวณดังนี้

$$\Phi = \frac{D}{2}\sqrt{\frac{b}{a\sigma^2}}$$

และผลที่ได้จากการคำนวณ คือ

ค่า Φ	σ^2	ผลต่าง D	τ_i
2.82	100	78.55	$\tau_1 = -13.09, \tau_2 = -26.18, \tau_3 = 0, \tau_4 = 13.09, \tau_3 = 26.18$
	156.25	98	$\tau_1 = -16.33, \tau_2 = -32.66, \tau_3 = 0, \tau_4 = 16.33, \tau_3 = 32.66$
	225	117.83	$\tau_1 = -19.63, \tau_2 = -39.27, \tau_3 = 0, \tau_4 = 19.63, \tau_3 = 39.27$

3. กรณีที่จำนวนทรีทเมนต์ (a) เท่ากับ 7 จำนวนบล็อก (b) เท่ากับ 3 และความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์แตกต่างกันน้อย ค่า Φ มากกว่า 3.0

เมื่อกำหนดให้ $\Phi = 4.64$ จะสามารถกำหนดอิทธิพลของทรีทเมนต์ได้ จากการคำนวณดังนี้

$$\Phi = D\sqrt{\frac{b}{6a\sigma^2}}$$

และผลที่ได้จากการคำนวณ คือ

ค่า Φ	σ^2	ผลต่าง D	τ_i
4.64	100	173.98	τ_1 = -14.50, τ_2 = -28.98, τ_3 =-43.48, τ_4 = 0 τ_3 = 14.50, τ_4 = 28.98, τ_3 = 43.48
	156.25	216	τ_1 = -18.00, τ_2 = -36.00, τ_3 =-54.00, τ_4 = 0 τ_3 = 18.00, τ_4 = 36.00, τ_3 = 54.00
	225	260.84	τ_1 = -21.73, τ_2 = -43.47, τ_3 =-65.20, τ_4 = 0 τ_3 = 21.73, τ_4 = 43.47, τ_3 = 65.20

ภาคผนวก ค

ตัวอย่างโปรแกรมทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ของการทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นกับการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

(*การกำหนดค่าในสถานการณ์ต่าง ๆ ภายใต้สมมติฐานว่าง*)

```
k_3
n_3
b1_0
b2_-16.43
b3_16.43
u_50
sd_5
trials_200
loops_200

a_k-1
c_n-1
e_a*c

    p.value_array(,dim=c(1,loops))
    mon.pval_array(,dim=c(1,loops))

    tr_array(0,dim=c(k))
    b_array(c(b1,b2,b3),dim=c(n))

for( l in 1:loops)
{
        er_array(rnorm(k*n,0,sd),dim=c(k,n))
            y_array(,dim=c(k,n))
            u1_array(,dim=c(1,n))
            sd1_array(,dim=c(1))

            for(j in 1:n)
            {
                for(i in 1:k)
                {
                    y[i,j]_u + tr[i] + b[j] + er[i,j]
                }
                    u1[j]_mean(y[,j])
            }
                sd1_stdev(y)
                sc_0
```

```
        for (i in 1:k)
        {
                for (j in 1:n)
                {
                        sc_sc+y[i,j]
                }
        }
        sc_(sc^2)/(k*n)
        ss_0
        for (i in 1:k)
        {
                for (j in 1:n)
                {
                        ss_ss+y[i,j]^2
                }
        }

        st_0
        str_0
        for(i in 1:k)
        {
                for(j in 1:n)
                {
                        str_str+y[i,j]
                }
        st_st+(str^2)
        str_0
        }
        st_st/n

sb_0
str_0
        for(j in 1:n)
        {
                for (i in 1:k)
                {
                        str_str+y[i,j]
                }
                sb_sb+(str^2)
                str_0
        }
```

```
                    sb_sb/k
                    print(l)

sst_ss-sc
sstr_st-sc
ssb_sb-sc
sse_sst-(sstr+ssb)
mstr_sstr/a
mse_sse/e
s.mse_sqrt(mse)

f.stat_mstr/mse
f.stat_round(f.stat,dig=5)
f.stat
p.value[l]_round(1-pf(f.stat,a,e),dig=5)

nss_1+(sstr/sse)
m_(k*n)/2
li.ratio_round((1/nss)^m,dig=5)

#monte carlo likelihood ratio  test

    y.mon_array(,dim=c(k,n))
    li.ratio1_array(,dim=c(1,trials))
    for(z in 1:trials)
    {
        for(i in 1:k)
        {
            for(j in 1:n)
            {
                y.mon[i,j]_rnorm(1,u1,s.mse)
            }
        }

    sc.mon_0
        for(i in 1:k)
        {
            for(j in 1:n)
            {
                sc.mon_sc.mon+y.mon[i,j]
            }
        }
```

```
        sc.mon_(sc.mon^2)/(k*n)
ss.mon_0
        for(i in 1:k)
        {
                for(j in 1:n)
                {
                        ss.mon_ss.mon+(y.mon[i,j]^2)
                }
        }

st.mon_0
str.mon_0
        for(i in 1:k)
        {
                for(j in 1:n)
                {
                        str.mon_str.mon+y.mon[i,j]
                }
                        st.mon_st.mon+(str.mon^2)
                        str.mon_0
        }
        st.mon_st.mon/n

sb.mon_0
str.mon_0
        for(j in 1:n)
        {
                for(i in 1:k)
                {
                        str.mon_str.mon+y.mon[i,j]
                }
                sb.mon_sb.mon+(str.mon^2)
                str.mon_0
        }
        sb.mon_sb.mon/k
sst.mon_ss.mon-sc.mon
sstr.mon_st.mon-sc.mon
ssb.mon_sb.mon-sc.mon
sse.mon_sst.mon-(sstr.mon+ssb.mon)
nss.mon_1+(sstr.mon/sse.mon)
m1_(k*n)/2
```

```
            li.ratio1[,z]_(1/nss.mon)^m1
        }
        #compute p-value of monte carlo
            count_ifelse(li.ratio1<=li.ratio,1,0)
            sumli.ratio_sum(count)
            mon.pval[l]_round(sumli.ratio/trials,dig=5)
    }

        # การคำนวณค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง

    # type I LR-test

    count.f0.01_ifelse(p.value<=0.01,1,0)
    sum.pval0.01_sum(count.f0.01)
    prob.f0.01_round(sum.pval0.01/loops,dig=5)
print(prob.f0.01)
    count.f0.05_ifelse(p.value<=0.05,1,0)
    sum.pval0.05_sum(count.f0.05)
    prob.f0.05_round(sum.pval0.05/loops,dig=5)
print(prob.f0.05)

    # type I  monte carlo test

    count.monte0.01_ifelse(mon.pval<=0.01,1,0)
    sum.monpval0.01_sum(count.monte0.01)
    prob.monte0.01_round(sum.monpval0.01/loops,dig=5)
print(prob.monte0.01)
    count.monte0.05_ifelse(mon.pval<=0.05,1,0)
    sum.monpval0.05_sum(count.monte0.05)
    prob.monte0.05_round(sum.monpval0.05/loops,dig=5)
    print(prob.monte0.05)
```

(*การกำหนดค่าในสถานการณ์ต่าง ๆ ภายใต้สมมติฐานแย้ง*)

```
k_3
n_3
b1_0
b2_5
b3_-5
t1_0
t2_-16.43
t3_16.43
u_50
sd_5
trials_200
loops_200
a_k-1
c_n-1
e_a*c

    p.value_array(,dim=c(loops))
    mon.pval_array(,dim=c(loops))
    tr_array(c(t1,t2,t3),dim=c(k))
    b_array(c(b1,b2,b3),dim=c(n))

for( l in 1:loops)
{
        er_array(rnorm(k*n,0,sd),dim=c(k,n))
            y_array(,dim=c(k,n))
            u1_array(,dim=c(k,1))
            sd1_array(,dim=c(1))

        for(i in 1:k)
            {
            for(j in 1:n)
                {
                    y[i,j]_u + tr[i] + b[j] + er[i,j]
                }
                    u1[i]_mean(y[i,])
            }
            sc_0
                for (i in 1:k)
                    {
                        for (j in 1:n)
```

```
                {
                        sc_sc+y[i,j]

                }
        }
        sc_(sc^2)/(k*n)

ss_0
    for (i in 1:k)
        {
        for (j in 1:n)
                {
                                ss_ss+y[i,j]^2
                }
        }

st_0
str_0
    for(i in 1:k)
        {
        for(j in 1:n)
                {
                        str_str+y[i,j]
                }
        st_st+(str^2)
        str_0
        }
        st_st/n

sb_0
str_0
    for(j in 1:n)
        {
        for (i in 1:k)
                {
                        str_str+y[i,j]
                }
                sb_sb+(str^2)
                str_0
        }
        sb_sb/k
        print(l)
```

```
sst_ss-sc
sstr_st-sc
ssb_sb-sc
sse_sst-(sstr+ssb)

mstr_sstr/a
mse_sse/e
s.mse_sqrt(mse)
f.stat_mstr/mse
f.stat_round(f.stat,dig=5)
f.stat
p.value[l]_round(1-pf(f.stat,a,e),dig=5)
nss_1+(sstr/sse)
m_(k*n)/2
li.ratio_round((1/nss)^m,dig=5)
li.ratio

#monte carlo likelihood ratio  test

    y.mon_array(,dim=c(k,n))
    li.ratio1_array(,dim=c(1,trials))
    for(z in 1:trials)
    {
        for(i in 1:k)
        {
            for(j in 1:n)
            {       u1_u1+b[j]
                    y.mon[i,j]_rnorm(1,u1,s.mse)
                    u1_u1-b[j]
            }
        }

    sc.mon_0
        for(i in 1:k)
        {
            for(j in 1:n)
            {
                    sc.mon_sc.mon+y.mon[i,j]
            }
        }
        sc.mon_(sc.mon^2)/(k*n)
```

```
    ss.mon_0
        for(i in 1:k)
        {
            for(j in 1:n)
            {
            ss.mon_ss.mon+(y.mon[i,j]^2)
            }
        }

        st.mon_0
        str.mon_0
        for(i in 1:k)
        {
            for(j in 1:n)
            {
                str.mon_str.mon+y.mon[i,j]
            }
            st.mon_st.mon+(str.mon^2)
            str.mon_0
        }
        st.mon_st.mon/n

    sb.mon_0
    str.mon_0
        for(j in 1:n)
        {
            for(i in 1:k)
            {
                str.mon_str.mon+y.mon[i,j]
            }
            sb.mon_sb.mon+(str.mon^2)
            str.mon_0
        }
        sb.mon_sb.mon/k
    sst.mon_ss.mon-sc.mon
    sstr.mon_st.mon-sc.mon
    ssb.mon_sb.mon-sc.mon
    sse.mon_sst.mon-(sstr.mon+ssb.mon)
    nss.mon_1+(sstr.mon/sse.mon)
    m1_(k*n)/2
    li.ratio1[,z]_(1/nss.mon)^m1
}
```

```
        #compute p-value of monte carlo
              count_ifelse(li.ratio1<=li.ratio,1,0)
              sumli.ratio_sum(count)
              mon.pval[I]_round(sumli.ratio/trials,dig=5)
  }


        # การคำนวณค่าสัดส่วนของการปฏิเสธสมมติฐานว่าง

  # type I f-test

  count.f0.01_ifelse(p.value<=0.01,1,0)
  sum.pval0.01_sum(count.f0.01)
  prob.f0.01_round(sum.pval0.01/loops,dig=5)
print(prob.f0.01)
  count.f0.05_ifelse(p.value<=0.05,1,0)
  sum.pval0.05_sum(count.f0.05)
  prob.f0.05_round(sum.pval0.05/loops,dig=5)
print(prob.f0.05)

  # type I  monte carlo test

  count.monte0.01_ifelse(mon.pval<=0.01,1,0)
  sum.monpval0.01_sum(count.monte0.01)
  prob.monte0.01_round(sum.monpval0.01/loops,dig=5)
print(prob.monte0.01)
  count.monte0.05_ifelse(mon.pval<=0.05,1,0)
  sum.monpval0.05_sum(count.monte0.05)
  prob.monte0.05_round(sum.monpval0.05/loops,dig=5)
print(prob.monte0.05)
```

ภาคผนวก ง

ตัวอย่างการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างระหว่างอิทธิพลของทรีทเมนต์ของการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

จากการวิจัยเกี่ยวกับอิทธิพลของจำนวนชั่วโมงของการพักผ่อนในหนึ่งวัน ต่อระดับสติปัญญาของมนุษย์ โดยใช้คะแนนจากการทำแบบทดสอบระดับสติปัญญา (IQ Score) เป็นเครื่องมือวัดชี้วัด กลุ่มตัวอย่างที่นำมาทดลองในครั้งนี้จะมีช่วงอายุอยู่ในระหว่าง 20-30 ปี จึงถือว่าอิทธิพลของอายุไม่มีผลต่อระดับสติปัญญาที่แตกต่างกันของหน่วยทดลอง หน่วยทดลองที่ถูกนำมาใช้ในการทดสอบครั้งนี้ประกอบด้วยเพศชายและหญิงจำนวนอย่างละ 3 คน และกำหนดให้เพศของหน่วยทดลองเป็นปัจจัยบล็อก นอกจากนี้ยังกำหนดให้ระดับการศึกษาและอาชีพการงานของหน่วยทดลองแต่ละคน ไม่มีอิทธิพลต่อระดับสติปัญญาที่แตกต่างกันของหน่วยทดลอง เพราะแบบทดสอบระดับสติปัญญา ที่ใช้ในการทดลองครั้งนี้ ไม่ได้ทดสอบเกี่ยวกับวิชาความรู้แต่เป็นการทดสอบความคิดและการตัดสินใจเท่านั้น

<u>ขั้นตอนในการทดลอง</u>

- นำหน่วยทดลองมาพักอยู่ในสถานที่เดียวกัน และทำกิจกรรมต่าง ๆ ร่วมกัน โดยจะไม่มีกิจกรรมใด ๆ ที่เป็นการเตรียมตัวสำหรับการทดสอบ
- ในการทดสอบครั้งนี้จะไม่มีการทดสอบก่อนการทดสอบจริง
- หลังจากผ่านไป 2 สัปดาห์ ก็จะนำหน่วยตัวอย่างทั้งหมดมาทำการทดสอบระดับสติปัญญาจากการทำแบบทดสอบสติปัญญาที่เตรียมไว้ให้
- วิเคราะห์ผลข้อมูลและสรุปผลการทดลอง

ข้อมูลที่ได้เป็นดังนี้

	6 hrs	8 hrs	10 hrs
Male	72	75	76
Female	69	74	74

(P.V. Rao. " Statistical Research Methods in the Life Sciences ". Duxbury Press. 629 – 634 p.)

ขั้นตอนการวิเคราะห์ข้อมูล

ขั้นตอนแรก จะนำข้อมูลที่ได้นี้ไปใช้คำนวณหาค่าสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นก่อน โดยการคำนวณได้จากสูตรนี้

$$\lambda = \left(\frac{1}{1+SSTr/SSE}\right)^{\frac{ab}{2}}$$

หรือ
$$\lambda = \left[\frac{1}{1+\left(\frac{(a-1)}{(a-1)(b-1)}\right)F}\right]^{\frac{ab}{2}}$$

จากการคำนวณ

$$\text{SSTr} = b\sum_{i=1}^{a}(\bar{y}_{i.}-\bar{y})^{2}$$

$$= 2\{(72-73)^2+(75-73)^2+(76-73)^2\}$$

$$= 24$$

และ

$$SSE = \sum_{j=1}^{b}\sum_{i=1}^{a}(y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y})^{2}$$

$$= \{(72\text{-}70.5\text{-}74\text{+}73)^{2}\text{+}(75\text{-}74.5\text{-}74\text{+}73)^{2}\text{+}\ldots\text{+}(75\text{-}75\text{-}72\text{+}73)^{2}\}$$

$$= 1$$

ดังนั้น สามารถคำนวณหาค่าสถิติทดสอบได้ดังนี้

$$\lambda = \left(\frac{1}{1+24}\right)^{3}$$

$$= 6.1 \text{ x } 10^{-5}$$

และสามารถคำนวณค่าสถิติทดสอบ F ได้ดังนี้

$$F = MSTr/MSE$$

$$= (SSTr/df) / (SSE/df)$$

$$= (24/2)/(1/2)$$

$$= 24$$

สำหรับการทดสอบสมมติฐานว่าง ด้วยวิธีอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

จากการเปิดตารางวิเคราะห์ทางสถิติ ทำให้ได้ ค่า p-value = 0.04 เมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญทางสถิติ $\alpha = 0.05$

พบว่า ค่า p-value ที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าระดับนัยสำคัญทางสถิติ $\alpha = 0.05$ ดังนั้น จะสามารถสรุปผลการทดสอบทางสถิติด้วยตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นได้ว่า ปฏิเสธสมมติฐานว่าง แสดงว่า อัตราการนอนต่อวัน มีผลกระทบต่อระดับสติสติปัญญาของมนุษย์อย่างเห็นได้ชัด ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ $\alpha = 0.05$

ขั้นตอนที่สอง สร้างชุดข้อมูลขึ้นมาใหม่ $\{Y_{11}^*, Y_{12}^*, \ldots, Y_{1b}^*, \ldots, Y_{ab}^*\}$ จากค่าเฉลี่ย μ_{ij} และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่คำนวณได้จากข้อมูลจริงที่ได้รับ

โดยในกรณีนี้นั้น เราสามารถคำนวณค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานได้จากข้อมูลจริงเพราะจากข้อตกลงเบื้องต้นว่า ข้อมูลที่ได้มีความแปรปรวนคงที่

จากข้อมูลเบื้องต้น จึงสามารถหาค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน ได้เท่ากับ 1 และใช้ Y_{ij} เป็นตัวประมาณค่า μ_{ij} เพราะค่าที่อยู่ในแต่ละเซลล์ จะได้รับอิทธิพลของบล็อกและสิ่งทดลองที่แตกต่างกัน จึงถือว่ามาจากประชากรที่แตกต่างกัน ดังนั้นจะใช้ ค่าสังเกต (Y_{ij}) แต่ละค่ามาใช้เป็นตัวแทนของประชากรในกลุ่มของตัวเอง

ตัวอย่าง ข้อมูลที่ถูกสร้างขึ้นมาใหม่
(ชุดที่ 1)

	6 hrs	8 hrs	10 hrs
Male	72	74	75
Female	68	74	73

(ชุดที่ 2)

	6 hrs	8 hrs	10 hrs
Male	71	75	74
Female	69	72	73

สร้างต่อไปเรื่อย ๆ จนกระทั่งครบ 200 ชุด

(ชุดที่ 200)

	6 hrs	8 hrs	10 hrs
Male	72	75	75
Female	70	73	72

ขั้นตอนที่สาม นำข้อมูลชุดใหม่ทั้งหมดที่ได้ไปคำนวณหาค่าสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นตัวใหม่ (λ^*) จากข้อมูลที่สร้างขึ้นมาใหม่แต่ละรอบ

ทำให้ได้ค่าสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นตัวใหม่ (λ^*) ที่ได้จากข้อมูลที่สร้างขึ้นมาใหม่แต่ละรอบเป็นดังนี้

จำนวนรอบ	ค่าสถิติทดสอบ อัตราภาวะน่าจะเป็น
1	3.0×10^{-5}
2	1.9×10^{-4}
⋮	⋮
200	3.9×10^{-4}

ขั้นตอนที่สี่ คำนวณค่า p-value ที่ได้จากการทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น ได้ดังนี้

$$\text{p-value} = \frac{\text{จำนวน } \lambda^* \le \lambda}{N}$$

$$= \frac{30}{200}$$

$$= 0.15$$

ในขั้นตอนสุดท้าย ทำการสรุปผลการทดสอบด้วยวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น

เนื่องจากค่า p-value จากวิธีทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นมีค่าเท่ากับ 0.15 ซึ่งมีค่ามากกว่า ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 ดังนั้น จึงยอมรับสมมติฐานว่าง แสดงว่า อัตราการนอนต่อวัน มีผลกระทบต่อระดับสติสติปัญญาของมนุษย์น้อยมาก จนไม่อาจสรุปได้ว่า อัตราการนอนต่อวัน มีผลกระทบต่อระดับสติสติปัญญาของมนุษย์อย่างเห็นได้ชัด ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ $\alpha = 0.05$

สรุปความสำคัญของกรณีศึกษาครั้งนี้ พบว่าในกรณีนี้การทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง แต่การทดสอบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น จะยอมรับสมมติฐานว่าง และเมื่อพิจารณาจากค่าสังเกตที่ได้จากการทดลองจะเห็นว่าค่าสังเกตมีค่าไม่แต่ต่างกันมากนัก ในกรณีของผู้ชายค่าของข้อมูลจะมีพิสัย เท่ากับ 5 และในกรณีของผู้หญิงค่าของข้อมูลจะมีพิสัย เท่ากับ 4 ซึ่งแสดงให้เห็นว่า อัตราส่วนการนอนต่อวันมีอิทธิพลต่อคะแนนสติปัญญาแตกต่างกันไม่มากนัก ดังนั้น ในกรณีนี้ หากทำการทดสอบด้วยตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ อาจส่งผลเสียขึ้นได้เนื่องผลการทดสอบสนับสนุนให้คนนอนพักผ่อนในอัตราส่วน
ที่มากจนเกินพอดี ส่งผลเสียต่อการปฏิบัติงานหรือต้นทุนด้านแรงงานมากยิ่งขึ้น และหากยิ่งพิจารณาต่อไปอีก จะพบว่าที่ระดับการพักผ่อน 8 ชั่วโมงต่อวันกับระดับการพักผ่อน 10 ชั่วโมงต่อวัน แทบจะมีผลกระทบต่อระดับสติปัญญา ไม่แตกต่างกันเลย

ดังนั้นในการทำงานจริงจึงควรที่จะใช้ผลการทดสอบแบบมอนติคาร์โลอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นในกรณีศึกษานี้มากกว่าการใช้ผลการทดสอบของการทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นแบบปกติ เพื่อเป็นการลดต้นทุนด้านแรงและเพิ่มประสิทธิภาพให้กับการทำงาน

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นาย พัชริสร์ พวงแก้ว สำเร็จการศึกษาปริญญาตรีวิทยาศาสตร์บัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติและคณิตศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ปีการศึกษา 2544 หลังจากนั้นได้เข้าศึกษาต่อในหลักสูตรสถิติศาสตร์มหาบัณฑิต ที่จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปี พ.ศ. 2545