การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน

นางสาวคณิตา บำรุงชัย



วิทยานิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญาสถิติศาสตรมหาบัณฑิต

สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ

คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

ปีการศึกษา 2545

ISBN 974-17-1810-1

A COMPARISON ON POWER OF THE TESTS FOR TESTING THE EQUALITY OF COEFFICIENTS OF VARIATION

Miss Kanita Bamrungchai



A Thesis Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of Master of Science in Statistics
Department of Statistic
Faculty of Commerce and Accountancy
Chulalongkorn University
Academic Year 2002
ISBN 974-17-1810-1

| | |
|---|---|
| หัวข้อวิทยานิพนธ์ | การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน |
| โดย | นางสาวคณิตา บำรุงชัย |
| สาขาวิชา | สถิติ |
| อาจารย์ที่ปรึกษา | ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ร.อ. มานพ วราภักดิ์ |

---

คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย อนุมัติให้นับวิทยานิพนธ์ฉบับนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปริญญามหาบัณฑิต

.................................................. คณบดีคณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี
(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร. วิรัช อภิเมธีธำรง)

คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์

.................................................. ประธานกรรมการ
(รองศาสตราจารย์ ศิริพร สาเกทอง)

.................................................. อาจารย์ที่ปรึกษา
(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ร.อ. มานพ วราภักดิ์)

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

.................................................. กรรมการ
(รองศาสตราจารย์ กัลยา ครองแก้ว)

คณิตา บำรุงชัย : การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน (A COMPARISON ON POWER OF THE TESTS FOR TESTING THE EQUALITY OF COEFFICIENTS OF VARIATION) อ.ที่ปรึกษา : ผศ. ร.อ. มานพ วราภักดิ์ , 171 หน้า. ISBN 974-17-1810-1.

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์ เพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรสองกลุ่ม ตัวสถิติทดสอบ 4 ตัว คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง โดยพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ เมื่อประชากรทั้งสองกลุ่มมีการแจกแจงแบบเดียวกัน ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ แกมมา และเบตา ขนาดตัวอย่าง เท่ากับ 5 10 15 20 30 40 50 70 และ 100 โดยที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง 0.05 ถึง 3.00 และระดับอัตราส่วนของสัมประสิทธิ์การแปรผัน 12 ระดับ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.10 ในการวิจัยครั้งนี้ใช้เทคนิคการจำลองแบบมอนติคาร์โล และทำการจำลอง 2,000 รอบ ในแต่ละสถานการณ์ ผลสรุปของการวิจัยมีดังนี้

**1. ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1**

กรณีประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05, 3.00] และทุกขนาดตัวอย่าง ยกเว้น ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่เมื่อขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [10, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [2.10, 3.00] สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

กรณีประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05, 3.00] และทุกขนาดตัวอย่าง ยกเว้น ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.05, 0.50] ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

กรณีประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20, 100] ยกเว้น ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.05, 0.55] ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

**2. อำนาจการทดสอบ**

กรณีประชากรมีการแจกแจงแบบปกติหรือแกมมา สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วงที่ศึกษา [0.05, 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20, 100] ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด แต่เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.05, 3.00] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง มีอำนาจการทดสอบสูงสุด

กรณีประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20, 100] ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น มีอำนาจการทดสอบสูงสุด แต่เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง มีอำนาจการทดสอบสูงสุด

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามขนาดตัวอย่าง อัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และระดับนัยสำคัญ อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะใกล้เคียงกันมากขึ้นเมื่อขนาดตัวอย่าง หรืออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน มีค่ามากขึ้น

| | |
|---|---|
| ภาควิชา ........สถิติ........ | ลายมือชื่อนิสิต .................................... |
| สาขาวิชา ........สถิติ........ | ลายมือชื่ออาจารย์ที่ปรึกษา .................................... |
| ปีการศึกษา ........2545........ | ลายมือชื่ออาจารย์ที่ปรึกษาร่วม ........-........ |

4282180026 : MAJOR STATISTICS

KEY WORD : Likelihood Ratio Test Statistic / Modified Bennett's Test Statistic / Score Test Statistic / Modified Asymptotic Test Statistic / Type I Error / Power of The Test

KANITA BAMRUNGCHAI : A COMPARISON ON POWER OF THE TESTS FOR TESTING THE EQUALITY OF COEFFICIENTS OF VARIATION. THESIS ADVISOR : ASST. PROF. CAPT. MANOP VARAPHAKDI. 171 pp. ISBN 974-17-1810-1.

The objective of this research is to compare power of the test of four statistics for testing the equality of coefficients of variation for two populations. The four test statistics are Likelihood Ratio test statistic , Modified Bennett's test statistic, Score test statistic, and Modified Asymptotic test statistic. By considering the ability to control the probability of type I error and the power of the test when the two populations are of the same distribution, they are normal, gamma and beta. Sample sizes used are 5, 10, 15, 20, 30, 40, 50, 70, and 100. The range of coefficient of variation is [0.05, 3.00]. There are twelve levels of ratio of coefficients of variation are given. Significant levels used are 0.01, 0.05, and 0.10. For this research, Monte Carlo technique is used by simulating 2,000 times for each case. The results of this research can be summarized as follows :

1. The ability to control the probability of type I error

Case of populations are normal distributions, the four test statistics can control the probability of type I error for all levels of coefficients of variation in [0.05, 3.00] and all sample sizes, except for the Likelihood Ratio test statistic when sample size is 5. It can not control the probability of type I error. But when sample size is in the range of [10, 15] and the range of coefficient of variation is [2.10, 3.00], the probability of type I error can be controlled.

Case of populations are gamma distributions, the four test statistics can control the probability of type I error for all levels of coefficients of variation in [0.05, 3.00] and all sample sizes, except for the Likelihood Ratio test statistic, when sample size is small in range [5, 15] and the range of coefficient of variation is [0.05, 0.50]. It can not control the probability of type I error

Case of populations are beta distributions, the four test statistics can control the probability of type I error when coefficient of variation is in range [0.30, 3.00] and sample size is in the range of [20, 100], except for the Likelihood Ratio test statistic, when sample size is small in range [5, 15] and the range of coefficient of variation is [0.05, 0.55]. It can not control the probability of type I error.

2. Power of the test

Case of populations are normal or gamma distributions, coefficient of variation is in range [0.05, 3.00] and sample size is in range [20, 100], the Likelihood Ratio test statistic has the highest power of the test. But when sample size is small in range [5, 15] and coefficient of variation is in range [0.05, 3.00] then the Modified Bennett's test statistic has the highest power of the test.

Case of populations are beta distributions, coefficient of variation is in range [0.30, 3.00] and sample size is in range [20, 100], the Likelihood Ratio test statistic has the highest power of the test. But when sample size is small in range [5, 15] and coefficient of variation is in range [0.30,3.00] then the Modified Bennett's test statistic has the highest power of the test.

Power of the test of the four statistics varies according to sample size, the ratio of coefficients of variation and significant levels. Power of the test of the four statistics are nearly the same when sample sizes , or the ratios of coefficients of variation increase.

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

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

Academic year ......2002...... Co-advisor's signature ..............-..............

# กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงไปได้ด้วยความกรุณาของ ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ร.อ. มานพ วราภักดิ์ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ซึ่งท่านได้ให้คำปรึกษา คำแนะนำและให้ข้อคิดเห็นต่างๆ ตลอดจนช่วยเหลือแก้ไขข้อบกพร่องต่างๆ ด้วยดีตลอดมา จนกระทั่งวิทยานิพนธ์เสร็จสมบูรณ์ จึงใคร่ขอขอบพระคุณเป็นอย่างสูงไว้ ณ โอกาสนี้

ผู้วิจัยกราบขอบพระคุณ รองศาสตราจารย์ ศิริพร สาเกทอง ซึ่งเป็นประธานสอบวิทยานิพนธ์ รองศาสตราจารย์ ดร. ธีระพร วีระถาวร และ รองศาสตราจารย์ กัลยา ครองแก้ว คณะกรรมการสอบวิทยานิพนธ์ ที่ได้กรุณาตรวจสอบและแก้ไขวิทยานิพนธ์ให้สมบูรณ์มากยิ่งขึ้น และขอกราบขอบพระคุณครู อาจารย์ทุกท่านที่ได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้ให้แก่ผู้วิจัย นอกจากนี้ยังได้รับทุนอุดหนุนการวิจัยของบัณฑิตวิทยาลัย จึงขอขอบคุณมา ณ ที่นี้

ท้ายนี้ ผู้วิจัยขอกราบขอบพระคุณ บิดา มารดา พี่สาว และนายธนากร สิงห์ชาดา ที่ได้ส่งเสริม สนับสนุนในด้านการศึกษาและให้กำลังใจแก่ผู้วิจัยเสมอมาจนสำเร็จการศึกษา

# สารบัญ

# สารบัญ (ต่อ)

# สารบัญตาราง

# สารบัญตาราง (ต่อ)

# สารบัญตาราง (ต่อ)

# สารบัญภาพ

# บทที่ 1

# บทนำ

## 1.1 ที่มาและความสำคัญของปัญหา

การวิจัยดำเนินงานด้านต่าง ๆ โดยทั่วไปจะอาศัยระเบียบวิธีการทางสถิติเพื่อหาข้อสรุปเกี่ยวกับลักษณะที่สำคัญของประชากรโดยใช้ข้อมูลจากตัวอย่าง อาจทำโดยการประมาณค่า (Estimation) หรือ การทดสอบสมมติฐาน (Hypothesis Testing) เกี่ยวกับพารามิเตอร์

การทดสอบสมมติฐานเชิงสถิติเป็นวิธีการหนึ่งที่จะตอบปัญหาเกี่ยวกับค่าพารามิเตอร์ของประชากรโดยอาศัยข้อมูลจากตัวอย่าง เพื่ออนุมานพารามิเตอร์ของประชากรที่สนใจศึกษา ในที่นี้จะพิจารณาการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับการกระจายของประชากร ซึ่งเป็นการตรวจสอบว่าค่าการกระจายของประชากรเป็นไปตามที่ผู้วิจัยคาดไว้หรือไม่โดยเลือกตัวสถิติทดสอบให้เหมาะสมกับข้อมูลที่ต้องการวิเคราะห์ ซึ่งจะต้องมีความสอดคล้องกับวิธีการทางสถิติและข้อสมมติเบื้องต้นของตัวสถิติทดสอบนั้น ๆ เพื่อให้ผลสรุปของการวิจัยมีความถูกต้องและน่าเชื่อถือ

ในการทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับการกระจายของประชากร โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบการกระจายของประชากรตั้งแต่ 2 กลุ่มขึ้นไป ค่าที่ใช้ในการวัดการกระจายโดยทั่วไป คือ ค่าความแปรปรวน (Variance) แต่ในกรณีที่ประชากรที่นำมาเปรียบเทียบการกระจายนั้นมีหน่วยวัดแตกต่างกัน เช่น ข้อมูลชุดหนึ่งมีหน่วยเป็นบาท อีกชุดหนึ่งมีหน่วยเป็นกิโลกรัม หรือถึงแม้ว่าประชากรที่นำมาเปรียบเทียบกันมีหน่วยวัดเหมือนกัน แต่มีขนาดแตกต่างกันมาก เช่น น้ำหนักของนักเรียนระดับประถมกับระดับมัธยม จึงทำให้เปรียบเทียบกันได้ยาก ในกรณีดังกล่าวนี้เราสามารถใช้สัมประสิทธิ์การแปรผัน (Coefficient of Variation) ในการเปรียบเทียบการกระจายของประชากรได้ เนื่องจากสัมประสิทธิ์การแปรผันไม่มีหน่วย กล่าวคือ สัมประสิทธิ์การแปรผันเท่ากับส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานหารด้วยค่าเฉลี่ย ทำให้สามารถเปรียบเทียบการกระจายของประชากรได้ จากคุณสมบัติของสัมประสิทธิ์การแปรผันนี้ ทำให้มีการนำไปใช้เป็นประโยชน์ในหลาย ๆ สาขา เช่น ด้านการแพทย์และการทดลองทางวิทยาศาสตร์ จะใช้สัมประสิทธิ์การแปรผันเป็นตัววัดความแม่นยำของเครื่องมือ และเปรียบเทียบสัมประสิทธิ์การแปรผัน เพื่อประเมินคุณค่าของผลการทดลองต่าง ๆ เมื่อมีการทดลองชนิดเดียวกันซ้ำ ๆ หรือจากวิธีการปฏิบัติ หรือสถานีทดลองที่ต่างกัน ซึ่งเป็นการใช้ประโยชน์ในด้านการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน

จากประโยชน์ของการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ได้กล่าวมาข้างต้น นักสถิติหลายท่านจึงได้คิดค้นและพัฒนาตัวสถิติทดสอบ พอสรุปได้ดังนี้

Bennett (1976) ได้พัฒนาตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรที่มีการแจกแจงปกติ (Normal Distribution) k ประชากร ซึ่งตัวสถิติทดสอบนี้เป็นตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น (Likelihood Ratio Test Statistic) โดยใช้วิธีการประมาณค่าการแจกแจงของสัมประสิทธิ์การแปรผันตัวอย่างของ Mckay (1932)

Doornbos และ Dijkstra (1983) ได้พัฒนาตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงปกติ k ประชากร ในกรณีที่ขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น และตัวสถิติทดสอบนอนเซ็นทรัลที (Non-Central t Test Statistic) จากการศึกษาเปรียบเทียบพบว่า ตัวสถิติอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบนอนเซ็นทรัลที

Shafer และ Sullivan (1986) ได้ดัดแปลงตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันจากตัวสถิติทดสอบเบนเนต (Bennett 's Test Statistic) โดยอาศัยงานของ Iglewicz และ Myers (1970) เรียกตัวสถิติทดสอบนี้ว่า ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง (Modified Bennett 's Test Statistic) และทำการศึกษาเปรียบเทียบ พบว่าตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบเบนเนตเล็กน้อย

Miller (1991) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับ (Asymptotic Test Statistic) สำหรับการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงปกติตั้งแต่ 2 ประชากรขึ้นไป เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากัน

Miller (1991) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบสแควร์แรงค์ (Squared Ranks Test Statistic) ซึ่งเป็นตัวสถิตินอนพาราเมตริก (Non-parametric) จากตัวสถิติที่ใช้ทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนของ Conover และ Iman (1978) และ Conover (1980) สำหรับการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันสำหรับประชากรตั้งแต่ 2 กลุ่มขึ้นไป เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเดียวกัน ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ แกมมา (Gamma) ลอกนอร์มอล (Lognomal) ยูนิฟอร์ม (Uniform) และดับเบิ้ลเอ็กโปเนเชียล (Double-Exponential) เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันและไม่เท่ากัน โดยแปลงข้อมูลแต่ละค่าด้วยค่าเฉลี่ยของกลุ่มตัวอย่างนั้น ๆ

Rao และ Vidya (1992) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบวอลด์ (Wald Test Statistic) สำหรับการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันสำหรับประชากรสองกลุ่ม ที่มีขนาดตัวอย่างเท่ากัน

Gupta และ Ma (1996) ได้พัฒนาตัวสถิติทดสอบวอลด์ และ ตัวสถิติทดสอบสกอร์ (Score Test Statistic) เพื่อทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงปกติตั้งแต่ 2 กลุ่มขึ้นไป พบว่าตัวสถิติทดสอบสกอร์มีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบวอลด์

Feltz และ Miller (1996) ได้ดัดแปลงตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันจากตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับของ Miller (1991) โดยอาศัยงานของ Graybill (1976) เรียกตัวสถิติทดสอบใหม่นี้ว่า ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง (Modified Asymptotic Test Statistic) เปรียบเทียบในกรณีที่ประชากรที่มีการแจกแจงแบบเดียวกัน และมีขนาดตัวอย่างเท่ากัน พบว่า ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง จะไม่แปรผัน (invariance) ภายใต้การเลือกลำดับของประชากร

อรไท พลเสน (2541) ทำวิทยานิพนธ์เรื่อง “การศึกษาเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน” สำหรับประชากรสองกลุ่ม ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ตัวสถิติทดสอบวอลด์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับ โดยพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ เมื่อประชากรทั้งสองกลุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ แกมมา และไวบูลล์ (Weibull) พบว่า เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ยกเว้นกรณีตัวอย่างมีขนาดเล็ก $(n < 20)$ และเมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมาและไวบูลล์ ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ เมื่อการแจกแจงของประชากรนั้นเข้าใกล้การแจกแจงแบบปกติ และเมื่อศึกษาอำนาจการทดสอบพบว่า ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด

ในการวิจัยครั้งนี้ ผู้วิจัยจึงสนใจที่จะทำการศึกษาเพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน ซึ่งเป็นตัวสถิติทดสอบตัวใหม่ ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง มาเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบกับตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง และตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ซึ่งจากการศึกษาพบว่ายังไม่มีผู้ใดเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัวนี้พร้อมกัน และจะทำการศึกษาเมื่อประชากรมีขนาดสองกลุ่มและประชากรมีการแจกแจงแบบต่าง ๆ อีกด้วย

## 1.2 วัตถุประสงค์ของการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์ดังนี้

1. เพื่อเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบสำหรับทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น (Likelihood Ratio Test Statistic) ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง (Modified Bennett 's Test Statistic) ตัวสถิติทดสอบสกอร์ (Score Test Statistic) และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง (Modified Asymptotic Test Statistic)

2. เพื่อหาข้อสรุปเกี่ยวกับการเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ภายใต้สถานการณ์ต่าง ๆ

## 1.3 สมมติฐานของการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้มีสมมติฐานของการวิจัย คือ ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง จะมีอำนาจการทดสอบสูงกว่าตัวสถิติทดสอบอื่น ๆ

## 1.4 ขอบเขตของการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้ทำการศึกษาวิจัยภายใต้ขอบเขต ต่อไปนี้

1. ศึกษาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติพาราเมตริก (parametric) ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง

2. เปรียบเทียบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรสองกลุ่ม โดยให้ประชากรมีการแจกแจงแบบเดียวกันทุกกลุ่ม ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ (Normal Distribution) การแจกแจงแบบแกมมา (Gamma Distribution) และการแจกแจงแบบเบตา (Beta Distribution)

โดยที่การกำหนดค่าพารามิเตอร์ของแต่ละการแจกแจงนั้นจะสัมพันธ์กับค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ใช้ในการศึกษา

3. กำหนดให้ขนาดตัวอย่างของแต่ละกลุ่มเท่ากัน คือ 5 10 15 20 30 40 50 70 และ 100

4. กำหนดระดับนัยสำคัญเป็น 0.01 0.05 และ 0.10

5. กำหนดสัมประสิทธิ์การแปรผัน

5.1 ให้สัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรทุกกลุ่มเท่ากัน เพื่อศึกษาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

5.2 ให้สัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรแตกต่างกัน เพื่อศึกษาอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ

6. ในการวิจัยครั้งนี้ได้จำลองให้มีข้อมูลตามสถานการณ์ตามที่กำหนดข้างต้น โดยใช้เทคนิคการจำลองแบบมอนติคาร์โล (Monte Carlo Simulation Technique) เขียนโปรแกรมด้วยภาษาฟอร์แทรน (Fortran) และทำการจำลองจำนวน 2,000 รอบ ในแต่ละสถานการณ์ที่กำหนด

## 1.5 เกณฑ์การตัดสินใจ

ในการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ในการวิจัยครั้งนี้จะพิจารณาจาก

1. ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ซึ่งจะวัดจากสัดส่วนของจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมติฐานว่างเมื่อสมมติฐานว่างนั้นจริง

ในการพิจารณาว่าตัวสถิติทดสอบสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้หรือไม่ จะพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 $(\alpha)$ ของตัวสถิติทดสอบซึ่งควรมีค่าไม่มากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด $(\alpha_0)$ โดยใช้การทดสอบทวินาม (binomial test) ในการวิจัยครั้งนี้กำหนดให้ระดับนัยสำคัญของการทดสอบทวินาม $(\alpha^*)$ เท่ากับ 0.05

สมมติฐานของการทดสอบ คือ

$H_O \; : \; \alpha \le \alpha_0$

$H_1 \; : \; \alpha > \alpha_0$

โดยใช้ทฤษฎีบทลิมิตสู่ส่วนกลาง (Central Limit Theorem) ความน่าจะเป็นที่จะยอมรับสมมติฐาน $H_O$ เท่ากับ

$$P\left[\frac{\hat{\alpha}-\alpha_0}{\dfrac{\sqrt{\alpha_0(1-\alpha_0)}}{n^*}} < Z_{\alpha^*}\right] = 1-\alpha^*$$

หรือ

$$P\left[\hat{\alpha} \le \alpha_0 + Z_{\alpha^*}\frac{\sqrt{\alpha_0(1-\alpha_0)}}{n^*}\right] = 1-\alpha^*$$

ดังนั้น ช่วงของการยอมรับค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบ คือ

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

เมื่อ

$\alpha$ คือ ความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

$\hat{\alpha}$ คือ ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่ได้จากการทดลองมีค่าเท่ากับจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานว่างเมื่อสมมติฐานว่างนั้นจริง หารด้วยจำนวนรอบของการทดลอง ($n^*$)

$\alpha_0$ คือ ระดับนัยสำคัญที่กำหนดในการศึกษา มี 3 ระดับ คือ 0.01 0.05 และ 0.10

$\alpha^*$ คือ ระดับนัยสำคัญของการทดสอบ เท่ากับ 0.05

$n^*$ คือ จำนวนรอบของการทดลอง เท่ากับ 2,000 รอบ

ตัวสถิติทดสอบจะสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ถ้า $\hat{\alpha}$ อยู่ในช่วงของการยอมรับ ดังต่อไปนี้

กรณีที่ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ($\alpha_0$) เท่ากับ 0.01 ตัวสถิติทดสอบจะสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ถ้า $\hat{\alpha}$ อยู่ในช่วง [0 , 0.0137]

กรณีที่ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ($\alpha_0$) เท่ากับ 0.05 ตัวสถิติทดสอบจะสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ถ้า $\hat{\alpha}$ อยู่ในช่วง [0 , 0.0580]

กรณีที่ควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ($\alpha_0$) เท่ากับ 0.10 ตัวสถิติทดสอบจะสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ถ้า $\hat{\alpha}$ อยู่ในช่วง [0 , 0.1110]

เมื่อผ่านเกณฑ์การควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 แล้ว จะทำการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบเป็นลำดับต่อไป

2. อำนาจการทดสอบ จะวัดจากสัดส่วนของจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างนั้นเป็นเท็จ

## 1.6 คำจำกัดความ

คำจำกัดความในการวิจัยครั้งนี้ ได้แก่

1. ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 (Type I error) คือ ความน่าจะเป็นที่จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง (Null hypothesis) เมื่อสมมติฐานว่างนั้นเป็นจริง

2. ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 (Type II error) คือ ความน่าจะเป็นที่จะยอมรับสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างนั้นเป็นเท็จ

3. อำนาจการทดสอบ (Power of the test) หมายถึง ความน่าจะเป็นที่จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างนั้นเป็นเท็จ ซึ่งมีค่าเท่ากับ $1-\beta$ เมื่อ $\beta$ คือ ค่าความน่าจะเป็นที่เกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2

## 1.7 ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับในการวิจัยครั้งนี้ คือ

1. จากผลการวิจัยนี้ จะเป็นแนวทางในการเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ภายใต้สถานการณ์ต่าง ๆ ได้อย่างเหมาะสม

2. ทราบถึงปัจจัยที่มีผลต่ออำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ

3. เพื่อเป็นแนวทางในการศึกษาเปรียบเทียบหาตัวสถิติทดสอบที่มีประสิทธิภาพมาก

# บทที่ 2

## ตัวสถิติทดสอบและการแจกแจงที่ใช้ในการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ทำการศึกษาเพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบสำหรับทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง ภายใต้ลักษณะการแจกแจงของประชากรและสถานการณ์ต่าง ๆ ดังได้กล่าวในขอบเขตของการวิจัยในบทที่ 1

ในบทนี้จะกล่าวถึงรายละเอียดของตัวสถิติทดสอบแต่ละตัว และรายละเอียดของการแจกแจงที่ใช้ในการวิจัย ดังนี้

ให้ $X_{i1}, X_{i2}, ..., X_{ij}$ ; $i = 1, 2, ..., k$ และ $j = 1, 2, ..., n_i$ เป็นตัวอย่างสุ่มขนาด $n_i$ จากประชากรกลุ่มที่ $i$ และประชากร $k$ กลุ่ม เป็นอิสระกัน มีค่าเฉลี่ย $E(X_{ij}) = \mu_i$ , ค่าความแปรปรวน $V(X_{ij}) = \sigma_i^2$ และ $R_i = \dfrac{\sigma_i}{\mu_i}$ เป็นสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรกลุ่มที่ $i$

สมมติฐานสำหรับการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน คือ

$H_0$ : $R_1 = R_2 = ... = R_k$

$H_1$ : สัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรอย่างน้อย 2 กลุ่มมีสัมประสิทธิ์การแปรผันต่างกัน

กำหนดให้

$$\bar{x}_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \Big/ n_i$$

$$s_i = \left[ \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \Big/ n_i \right]^{1/2}$$

$$s_{(i)} = \left[ \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \Big/ (n_i - 1) \right]^{1/2}$$

$$r_i = \frac{s_i}{\bar{x}_i}$$

$$r_{(i)} = \frac{s_{(i)}}{\bar{x}_i}$$

โดยที่ $\bar{x}_i$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$n_i$ คือ ขนาดของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$s_i$ , $s_{(i)}$ คือ ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$r_i$ , $r_{(i)}$ คือ สัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

ในการวิจัยครั้งนี้ได้กำหนดจำนวนประชากรเท่ากับ 2 กลุ่ม และตัวสถิติทดสอบต่าง ๆ ที่ใช้ในการทดลองมีรายละเอียดดังนี้

## 2.1 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น (Likelihood Ratio Test Statistic)

Doornbos และ Dijkstra (1983) ได้พัฒนาตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน ภายใต้สมมติฐานประชากรมีการแจกแจงปกติ โดยใช้อัตราส่วนความควรจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Ratio) ดังนี้

ฟังก์ชันความควรจะเป็นภายใต้ข้อกำหนดของ $H_0$ คือ

$$L_0 = \prod_{i=1}^{k}\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\mu_i R}\right)^{n_i} \exp\left[-\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\frac{\left(X_{ij}-\mu_i\right)^2}{2\mu_i^2 R^2}\right] \qquad (2.1.1)$$

เมื่อ

$R$ คือ สัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร

สมการอนุพันธ์บางส่วนของ $\ln L_0$ เมื่อเทียบกับ $R$ และ $\mu_i$ คือ

$$\frac{\partial}{\partial R}\ln L_0 = -\sum_{i=1}^{k}\frac{n_i}{R} + \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\frac{\left(X_{ij}-\mu_i\right)^2}{\mu_i^2 R^3} = 0 \; ; \; i = 1,2,\ldots,k \qquad (2.1.2)$$

และ

$$\frac{\partial}{\partial \mu_i}\ln L_0 = -\frac{n_i}{\mu_i} + \sum_{j=1}^{n_i}\frac{X_{ij}\left(X_{ij}-\mu_i\right)}{\mu_i^3 R^2} = 0 \; ; \; i = 1,2,\ldots,k \qquad (2.1.3)$$

ทำการปรับสมการ (2.1.2) และ (2.1.3) ให้อยู่ในรูปที่ง่ายขึ้น ดังนี้

$$\sum_{i=1}^{k} \frac{n_i(1+\sqrt{1+4(1+r_i^2)R^2})}{2(1+r_i^2)} - \sum_{i=1}^{k} n_i = 0 \qquad (2.1.4)$$

และ

$$\mu_i = \left[\frac{1+\sqrt{1+4(1+r_i^2)R^2}}{2(1+r_i^2)\bar{X}_i}\right]^{-1} \qquad (2.1.5)$$

แก้สมการที่ (2.1.4) และ (2.1.5) จะได้ตัวประมาณความควรจะเป็นสูงสุดของ $R$ และ $\mu_i$ คือ $\tilde{R}$ และ $\tilde{\mu}_i$ ตามลำดับ

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น คือ

$$\text{LRTS} = \sum_{i=1}^{k} n_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_i^2 \tilde{R}^2}{S_i^2}\right)$$

โดยที่ LRTS มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Chi - square Distribution) ด้วยองศาอิสระ (Degrees of freedom : df) เท่ากับ $k-1$

เกณฑ์การตัดสินใจในการทดสอบสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha$ คือ จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อ LRTS $> \chi^2_{\alpha,k-1}$



## 2.2 **ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง** (Modified Bennett 's Test Statistic)

Shafer และ Sullivan (1986) ได้ดัดแปลงตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันจากตัวสถิติสถิติทดสอบเบนเนตของ Bennett (1976) ภายใต้สมมติฐานประชากรมีการแจกแจงปกติ โดยอาศัยงานของ Iglewicz และ Myers (1970) ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง คือ

$$\text{MBTS} = (N-k)\ln\sum_{i=1}^{k}\left(\frac{d_i}{(N-k)}\right) - \sum_{i=1}^{k}(n_i-1)\ln\left(\frac{d_i}{(n_i-1)}\right)$$

เมื่อ $d_i = \dfrac{n_i r_i^2}{r_i^2+1}$

$$N = \sum_{i=1}^{k} n_i$$

โดยที่ MBTS มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ด้วยองศาอิสระ เท่ากับ $k-1$

เกณฑ์การตัดสินใจในการทดสอบสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha$ คือ จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อ MBTS > $\chi^2_{\alpha,k-1}$

## 2.3 **ตัวสถิติทดสอบสกอร์** (Score Test Statistic)

Gupta และ Ma (1996) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบสกอร์ เพื่อทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรตั้งแต่ 2 กลุ่มขึ้นไป ภายใต้สมมติฐานประชากรมีการแจกแจงปกติ

ฟังก์ชันความควรจะเป็นภายใต้ข้อกำหนดของ $H_0$ คือ

$$L = \prod_{i=1}^{k}\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\mu_i R_i}\right)^{n_i}\exp\left[-\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\frac{\left(X_{ij}-\mu_i\right)^2}{2\mu_i^2 R_i^2}\right] \qquad (2.3.1)$$

เมื่อ

$R_i$ คือ สัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรที่ $i$

สมการอนุพันธ์บางส่วนของ lnL เมื่อเทียบกับ $R_i$ และ $\mu_i$ คือ

$$\frac{\partial}{\partial R_i}\ln L = \frac{\sum_{j=1}^{n_i}(X_{ij}-\mu_i)^2}{\mu_i^2 R_i^3} - \frac{n_i}{R_i} \quad ; \quad i = 1,2,\ldots,k \qquad (2.3.2)$$

และ

$$\frac{\partial}{\partial \mu_i}\text{lnL} \quad = \quad \frac{\sum_{j=1}^{n_i}(X_{ij}-\mu_i)X_{ij}}{\mu_i^3 R_i^2} - \frac{n_i}{\mu_i} \qquad ; \quad i \ = \ 1,2,\ldots,k \qquad (2.3.3)$$

ตัวสถิติทดสอบสกอร์ คือ

$$\text{STS} \quad = \quad \left[U(\tilde{\theta})\right]^T I^{-1}(\tilde{\theta})U(\tilde{\theta})$$

เมื่อ $U(\tilde{\theta})$ และ $I^{-1}(\tilde{\theta})$ คือค่าของ $U(\theta)$ และ $I^{-1}(\theta)$ เมื่อแทน $\theta$ ด้วย $\tilde{\theta}$

$$U(\theta) = \left(\frac{\partial}{\partial R_1}\ln L, \frac{\partial}{\partial R_2}\ln L, \ldots, \frac{\partial}{\partial R_k}\ln L, \frac{\partial}{\partial \mu_1}\ln L, \frac{\partial}{\partial \mu_2}\ln L, \ldots \frac{\partial}{\partial \mu_k}\ln L\right)^T$$

$$I(\theta) \quad = \quad E(-\frac{\partial^2}{\partial\theta_i \partial\theta_j}\ln L)$$

$$= \begin{bmatrix}
\frac{2n_2}{R_1^2} & 0 & \cdots & 0 & \frac{2n_1}{R_1\mu_1} & 0 & \cdots & 0 \\
0 & \frac{2n_2}{R_2^2} & \cdots & 0 & 0 & \frac{2n_2}{R_2\mu_2} & \cdots & 0 \\
\vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\
0 & 0 & \cdots & \frac{2n_k}{R_k^2} & 0 & 0 & \cdots & \frac{2n_k}{R_k\mu_k} \\
\frac{2n_1}{R_1\mu_1} & 0 & \cdots & 0 & \frac{n_1(2R_1^2+1)}{R_1^2\mu_1^2} & 0 & \cdots & 0 \\
0 & \frac{2n_2}{R_2\mu_2} & \cdots & 0 & 0 & \frac{n_2(2R_2^2+1)}{R_2^2\mu_2^2} & \cdots & 0 \\
\vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\
0 & 0 & \cdots & \frac{2n_k}{R_k\mu_k} & 0 & 0 & \cdots & \frac{n_k(2R_k^2+1)}{R_k^2\mu_k^2}
\end{bmatrix}$$

แทนค่า $R_i$ และ $\mu_i$ ด้วย $\tilde{R}_i$ และ $\tilde{\mu}_i$ ตามลำดับ ที่ได้จากการแก้สมการ (2.1.4) และ (2.1.5) ในหัวข้อ 2.1

ดังนั้น ตัวสถิติทดสอบสกอร์ คือ

$$\text{STS} \quad = \quad \frac{\tilde{R}^2(2\tilde{R}^2+1)}{2}\sum_{i=1}^{k}\frac{a_i^2}{n_i}$$

เมื่อ $\quad a_i = \dfrac{\sum_{j=1}^{n_i}(X_{ij}-\tilde{\mu}_i)^2}{\tilde{\mu}_i^2\tilde{R}^3} - \dfrac{n_i}{\tilde{R}} \qquad , \quad i = 1,2,\ldots,k$

โดยที่ STS มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ด้วยองศาอิสระ เท่ากับ $k-1$

เกณฑ์การตัดสินใจในการทดสอบสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha$ คือ จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อ STS $> \chi^2_{\alpha,k-1}$

## 2.4 **ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง** (Modified Asymptotic Test Statistic)

Miller (1991) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับ (Asymptotic Test Statistic) เพื่อทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันสำหรับประชากรตั้งแต่ 2 กลุ่มขึ้นไป แต่ในกรณีที่มีประชากรมากกว่า 2 กลุ่มนั้น พบว่าตัวสถิติทดสอบนี้มีการแปรผันภายใต้การเลือกลำดับของประชากร ต่อมา Feltz และ Miller (1996) ได้พัฒนาตัวสถิติทดสอบนี้ให้มีคุณสมบัติของการไม่แปรผัน (invariance property) ภายใต้สมมติฐานประชากรมีการแจกแจงปกติ โดยอาศัยงานของ Graybill (1976) โดยมีรายละเอียดดังนี้

ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง คือ

$$\text{MATS} \quad = \quad \mathbf{D}^{\mathbf{T}}\left[\mathbf{V}^{-1} - (\mathbf{V}^{-1}\mathbf{1}\mathbf{1}^{\mathbf{T}}\mathbf{V}^{-1})/(\mathbf{1}^{\mathbf{T}}\mathbf{V}^{-1}\mathbf{1})\right]\mathbf{D}$$

โดยที่

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} \dfrac{s_1}{\bar{x}_1} \\ \dfrac{s_2}{\bar{x}_2} \\ \vdots \\ \dfrac{s_k}{\bar{x}_k} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{V} = \theta^2\left[0.5+\theta^2\right]\begin{bmatrix} \frac{1}{m_1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{m_2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{m_k} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{1} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}_{k\times 1}$$

$$\theta \;=\; \frac{\sum_{i=1}^{k} m_i r_{(i)}}{\sum_{i=1}^{k} m_i}$$

$$m_i \;=\; n_i - 1 \quad , \; i \;=\; 1, 2, \ldots, k$$

ดังนั้นจะได้ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$\text{MATS} \;=\; \frac{\left[\left(\sum_{i=1}^{k} m_i\right)\left(\sum_{i=1}^{k} m_i r_{(i)}^2\right) - \left(\sum_{i=1}^{k} m_i r_{(i)}\right)^2\right]}{\left(\sum_{i=1}^{k} m_i\right)\theta^2[0.5+\theta^2]}$$

โดยที่ MATS มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ด้วยองศาอิสระ เท่ากับ $k-1$

เกณฑ์การตัดสินใจในการทดสอบสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha$ คือ จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อ MATS > $\chi^2_{\alpha,k-1}$

## 2.5 การคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน

เพื่อให้เข้าใจในขั้นตอนการคำนวณค่าสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันทั้ง 4 ตัวนั้น จะใช้ข้อมูลของตัวอย่างสุ่ม 2 ชุด $(i=1,2)$ จากประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันเท่ากับ 0.05 ที่มีค่าเฉลี่ย $(\mu)$ ของตัวอย่างชุดที่ 1 และ 2 เท่ากับ 4.00 และ 6.00 ตามลำดับ และค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน $(\sigma)$ ของตัวอย่างชุดที่ 1 และ 2 เท่ากับ 0.20 และ 0.30 ตามลำดับ ตัวอย่างสุ่มแต่ละชุดมีขนาดเท่ากัน คือ 5 $(j=1,2,3,4,5)$ ดังตารางที่ 2.1

ตารางที่ 2.1 ข้อมูลของตัวอย่างสุ่ม 2 ชุดที่เป็นอิสระกัน

| $j$ | $X_{1j}$ | $X_{2j}$ |
|---|---|---|
| 1 | 4.0149 | 5.7628 |
| 2 | 3.5974 | 6.1578 |
| 3 | 3.9768 | 5.5486 |
| 4 | 4.1008 | 5.7974 |
| 5 | 3.9817 | 5.7438 |

จากข้อมูลในตารางที่ 2.1 สามารถคำนวณหาค่า $\overline{x}_i$ , $s_i$ , $s_{(i)}$ , $r_i$ และ $r_{(i)}$ ได้ดังนี้

$$\overline{x}_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \Big/ n_i$$

$$\overline{x}_1 = \frac{4.0149 + 3.5974 + 3.9768 + 4.1008 + 3.9817}{5}$$

$$= 3.9343$$

$$\overline{x}_2 = \frac{5.7628 + 6.1578 + 5.5486 + 5.7974 + 5.7437}{5}$$

$$= 5.8021$$

$$s_i = \left[ \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \overline{x}_i)^2 \Big/ n_i \right]^{1/2}$$

$$s_1 = \left[ \frac{(4.0149-3.9343)^2 + (3.5974-3.9343)^2 + ... + (3.9817-3.9343)^2}{5} \right]^{1/2}$$

$= 0.1742$

$$s_2 = \left[\frac{(5.7628-5.8021)^2+(6.1578-5.8021)^2+...+(5.7437-5.8021)^2}{5}\right]^{1/2}$$

$= 0.1978$

$$s_{(i)} = \left[\sum_{j=1}^{n_i}(x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \Big/ (n_i - 1)\right]^{1/2}$$

$$s_{(1)} = \left[\frac{(4.0149-3.9343)^2+(3.5974-3.9343)^2+...+(3.9817-3.9343)^2}{(5-1)}\right]^{1/2}$$

$= 0.1948$

$$s_{(2)} = \left[\frac{(5.7628-5.8021)^2+(6.1578-5.8021)^2+...+(5.7437-5.8021)^2}{(5-1)}\right]^{1/2}$$

$= 0.2212$

$$r_i = \frac{s_i}{\bar{x}_i}$$

$$r_1 = \frac{0.1742}{3.9343} = 0.0443$$

$$r_2 = \frac{0.1979}{5.8021} = 0.0341$$

$$r_{(i)} = \frac{s_{(i)}}{\bar{x}_i}$$

$$r_{(1)} = \frac{0.1948}{3.9343} = 0.0495$$

$$r_{(2)} = \frac{0.2212}{5.8021} = 0.0381$$

ตารางที่ 2.2 ค่าเฉลี่ย ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน และสัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่างทั้ง 2 ชุด

| $i$ | $s_i$ | $s_i$ | $s_{(i)}$ | $r_i$ | $r_{(i)}$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 3.9343 | 0.1742 | 0.1948 | 0.0443 | 0.0495 |
| 2 | 5.8021 | 0.1979 | 0.2212 | 0.0341 | 0.0381 |

จากข้อมูลในตารางที่ 2.2 จะนำมาคำนวณค่าสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันทั้ง 4 ตัว ดังที่ได้กล่าวรายละเอียดไว้ข้างต้น

### 2.5.1 วิธีการคำนวณค่าตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น

$$\text{LRTS} \quad = \quad \sum_{i=1}^{k} n_i \ln\left(\frac{\mu_i^2 R^2}{S_i^2}\right)$$

คำนวณ $\tilde{R}$ และ $\tilde{\mu}_i$ จากสมการที่ (2.5.1.1) และ (2.5.1.2)

$$\sum_{i=1}^{k} \frac{n_i(1+\sqrt{1+4(1+r_i^2)R^2})}{2(1+r_i^2)} - \sum_{i=1}^{k} n_i = 0 \qquad (2.5.1.1)$$

และ

$$\mu_i = \left[\frac{1+\sqrt{1+4(1+r_i^2)R^2}}{2(1+r_i^2)\bar{X}_i}\right]^{-1} \qquad (2.5.1.2)$$

จากตารางที่ 2.2 ค่า $\overline{x}_1 = 3.9343$ , $s_1 = 0.1742$ , $r_1 = 0.0443$

$\overline{x}_2 = 5.8021$ , $s_2 = 0.1979$ , $r_2 = 0.0341$

แทนค่าในสมการที่ (2.5.1.1) และ (2.5.1.2)

$$\frac{5\left[1+\sqrt{1+4(1+0.0443^2)\tilde{R}^2}\right]}{2(1+0.0443^2)}+\frac{5\left[1+\sqrt{1+4(1+0.0341^2)\tilde{R}^2}\right]}{2(1+0.0341^2)}-(5+5)= 0$$

$$\frac{5+5\sqrt{1+4.0078\tilde{R}^2}}{2.0039}+\frac{5+5\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2}}{2.0023}-10= 0$$

$$2.4951+2.4951\sqrt{1+4.0078\tilde{R}^2}+2.4971+2.4971\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2}-10= 0$$

$$2.4951\sqrt{1+4.0078\tilde{R}^2} = 5.0078-2.4971\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2}$$

$$\left(2.4951\sqrt{1+4.0078\tilde{R}^2}\right)^2 = \left(5.0078-2.4971\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2}\right)^2$$

$$6.2255(1+4.0078\tilde{R}^2) = 25.0781-25.0099\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2}+6.2355(1+4.0046\tilde{R}^2)$$

$$25.0099\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2} = 25.0781+6.2355(1+4.0046\tilde{R}^2)-6.2255(1+4.0078\tilde{R}^2)$$

$$25.0099\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2} = 25.0881+0.0183\tilde{R}^2$$

$$\left(25.0099\sqrt{1+4.0046\tilde{R}^2}\right)^2 = \left(25.0881+0.0183\tilde{R}^2\right)^2$$

$$625.4951(1+4.0046\tilde{R}^2) = 629.4128+0.9182\tilde{R}^2+0.00039\tilde{R}^4$$

$$0.00039\tilde{R}^4-2503.8920+3.9107\tilde{R}^2 = 0$$

$$\hat{\rho}^2 = \frac{2503.8920 \pm \sqrt{(-2503.8920)^2 - 4(0.00039)(3.9107)}}{2(0.00039)}$$

$$\hat{\rho}^2 = 633014.00 \ , \ 0.00156$$

$$\hat{\rho} = 2515.9780 \ , \ \underline{0.0395}$$

$$\hat{\mu}_1 = \frac{2[1+(0.0443^2)]\,(3.9343)}{1+\sqrt{1+4(1+0.0443^2)(0.0395^2)}} = 3.9359$$

$$\hat{\mu}_2 = \frac{2[1+(0.0341^2)]\,(5.8021)}{1+\sqrt{1+4(1+0.0341^2)(0.0395^2)}} = 5.7998$$

$$\text{LRTS} = 5\ln\left[\frac{(3.9359^2)(0.0395^2)}{0.1742^2}\right] + 5\ln\left[\frac{(5.7997^2)(0.0395^2)}{0.1979^2}\right]$$

$$= 0.0337$$

จากค่าสถิติทดสอบ LRTS ที่ได้จากการคำนวณ นำไปเปรียบเทียบกับค่าที่ได้จากการเปิดตารางไคสแควร์ที่ $\alpha$ เท่ากับ 0.01 และ df เท่ากับ 1 จะได้ค่า $\chi^2_{0.01,1} = 6.63$ พบว่า ค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าที่ได้จากการเปิดตาราง ดังนั้น จึงสรุปได้ว่า กลุ่มตัวอย่างทั้งสองกลุ่มนั้นมาจากประชากรที่มีสัมประสิทธิ์การแปรผันเท่ากัน



### 2.5.2 วิธีการคำนวณค่าสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง

$$\text{MBTS} = (N-k)\ln\sum_{i=1}^{k}\left(\frac{d_i}{(N-k)}\right) - \sum_{i=1}^{k}(n_i-1)\ln\left(\frac{d_i}{(n_i-1)}\right)$$

เมื่อ $d_i = \dfrac{n_i r_i^2}{r_i^2 + 1}$

$$N = \sum_{i=1}^{k} n_i$$

จากตารางที่ 2.2 ค่า $r_1$ = 0.0443 และ $r_2$ = 0.0341

$$d_1 = \frac{5(0.0443)^2}{(0.0443)^2+1} = 0.0098$$

$$d_2 = \frac{5(0.0341)^2}{(0.0341)^2+1} = 0.0058$$

$$N = 5+5 = 10$$

$$\text{MBTS} = (10-2)\ln\left[\frac{0.0098}{(10-2)}+\frac{0.0058}{(10-2)}\right]-\left[(5-1)\ln\left(\frac{0.0098}{(5-1)}\right)+(5-1)\ln\left(\frac{0.0058}{(5-1)}\right)\right]$$

$$= 0.2691$$

จากค่าสถิติทดสอบ MBTS ที่ได้จากการคำนวณ นำไปเปรียบเทียบกับค่าที่ได้จากการเปิดตารางไคสแควร์ที่ $\alpha$ เท่ากับ 0.01 และ df เท่ากับ 1 จะได้ค่า $\chi^2_{0.01,1}$ = 6.63 พบว่า ค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าที่ได้จากการเปิดตาราง ดังนั้นจึงสรุปได้ว่า กลุ่มตัวอย่างทั้งสองกลุ่มนั้นมาจากประชากรที่มีสัมประสิทธิ์การแปรผันเท่ากัน

### 2.5.3 วิธีการคำนวณค่าสถิติทดสอบสกอร์

$$\text{STS} = \frac{\hat{R}^2(2\hat{R}^2+1)}{2}\sum_{i=1}^{k}\frac{a_i^2}{n_i}$$

เมื่อ $$a_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i}(X_{ij}-\hat{\mu}_i)^2}{\hat{\mu}_i^2\hat{R}^3} - \frac{n_i}{\hat{R}} \quad ; \quad i = 1,2$$

$$a_1 = \frac{(4.0149-3.9359)^2+(3.5974-3.9359)^2+\ldots+(3.9817-3.9359)^2}{(3.9359)^2(0.0395)^3} - \frac{5}{0.0395}$$

$$= 32.2123$$

$$a_2 = \frac{(5.7628-5.7998)^2+(6.1578-5.7998)^2+\ldots+(5.7437-5.7998)^2}{(5.7998)^2(0.0395)^3} - \frac{5}{0.0395}$$

$$= -32.2221$$

$$\sum_{i=1}^{k}\frac{a_i^2}{n_i} = \frac{(32.2123)^2}{5}+\frac{(-32.2221)^2}{5}$$

$$= 415.1796$$

จากหัวข้อที่ 2.5.1 ค่า R‰ = 0.0395

$$\text{STS} = \left[\frac{(0.0395)^2[2(0.0395)^2+1]}{2}\right](415.1796)$$

$$= 0.3252$$

จากค่าสถิติทดสอบ STS ที่ได้จากการคำนวณ นำไปเปรียบเทียบกับค่าที่ได้จากการเปิดตารางไคสแควร์ที่ $\alpha$ เท่ากับ 0.01 และ df เท่ากับ 1 จะได้ค่า $\chi^2_{0.01,1}$ = 6.63 พบว่า ค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าที่ได้จากการเปิดตาราง ดังนั้นจึงสรุปได้ว่า กลุ่มตัวอย่างทั้งสองกลุ่มนั้นมาจากประชากรที่มีสัมประสิทธิ์การแปรผันเท่ากัน

### 2.5.4 วิธีการคำนวณค่าสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง

$$\text{MATS} = \frac{\left[\left(\sum_{i=1}^{k} m_i\right)\left(\sum_{i=1}^{k} m_i r_{(i)}^2\right)-\left(\sum_{i=1}^{k} m_i r_{(i)}\right)^2\right]}{\left(\sum_{i=1}^{k} m_i\right)\theta^2[0.5+\theta^2]}$$

เมื่อ $\theta = \dfrac{\sum_{i=1}^{k} m_i r_{(i)}}{\sum_{i=1}^{k} m_i}$

$$m_i = n_i - 1 \quad , \quad i = 1,2$$

จากตารางที่ 2.2 ค่า $r_{(1)} = 0.0495$ , $r_{(2)} = 0.0381$ , $m_1 = 4$ และ $m_2 = 4$

$$\theta = \frac{4(0.0495)+4(0.0381)}{4+4} = 0.0438$$

$$\text{MATS} = \frac{\left[(8)\left[4(0.0495)^2 + 4(0.0381)^2\right] - \left[4(0.0495) + 4(0.0381)\right]^2\right]}{(8)(0.0438)^2\left[0.5 + (0.0438)^2\right]}$$

$$= 0.2688$$

จากค่าสถิติทดสอบ MATS ที่ได้จากการคำนวณ นำไปเปรียบเทียบกับค่าที่ได้จากการเปิดตารางไคสแควร์ที่ $\alpha$ เท่ากับ 0.01 และ df เท่ากับ 1 จะได้ค่า $\chi^2_{0.01,1}$ = 6.63 พบว่า ค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าที่ได้จากการเปิดตาราง ดังนั้นจึงสรุปได้ว่า กลุ่มตัวอย่างทั้งสองกลุ่มนั้น มาจากประชากรที่มีสัมประสิทธิ์การแปรผันเท่ากัน

ในงานวิจัยครั้งนี้สนใจที่จะเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรทั้ง 4 ตัวดังกล่าวข้างต้นเมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเดียวกันทุกกลุ่ม ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ แกมมา และเบตา โดยมีรายละเอียดต่าง ๆ เกี่ยวกับการแจกแจงดังกล่าว ดังนี้

### 2.6 การแจกแจงแบบปกติ (Normal Distribution)

เมื่อ $X$ เป็นตัวแปรสุ่มต่อเนื่องที่มีการแจกแจงแบบปกติ ด้วยพารามิเตอร์ $\mu$ และ $\sigma^2$ ฟังก์ชันความหนาแน่นของ $X$ จะอยู่ในรูปของ

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

โดยที่ $\mu$ เป็นพารามิเตอร์แสดงตำแหน่ง (Location parameter) ของการแจกแจง
$\sigma^2$ เป็นพารามิเตอร์แสดงขนาด (Scale parameter) ของการแจกแจง

ถ้าตัวแปรสุ่ม $X$ มีการแจกแจงแบบปกติ จะได้ว่า

1. ค่าเฉลี่ยของตัวแปรสุ่ม $X$

$$E(X) = \mu$$

2. ความแปรปรวนของตัวแปรสุ่ม $X$

$$V(X) = \sigma^2$$

3. สัมประสิทธิ์การแปรผัน

$$CV = \sigma/\mu$$

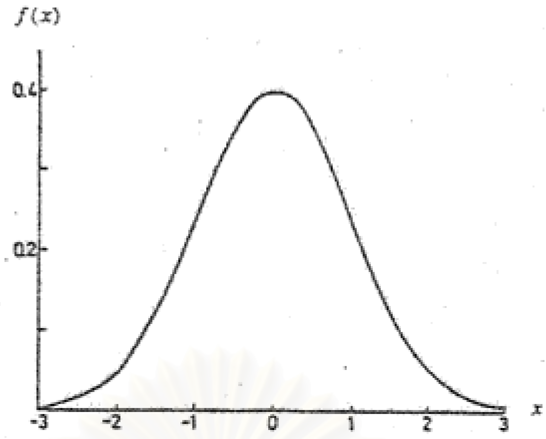
4. สัมประสิทธิ์ความเบ้ (Coefficient of skewness)

$$\alpha_3 = 0.0$$

5. สัมประสิทธิ์ความโด่ง (Coefficient of kurtosis)

$$\alpha_4 = 3.0$$

กราฟแสดงฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงแบบปกติ ดังรูปที่ 2.1




รูปที่ 2.1 ฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน $N(0,1)$

## 2.7 การแจกแจงแบบแกมมา (Gamma Distribution)

เมื่อ $X$ เป็นตัวแปรสุ่มต่อเนื่องที่มีการแจกแจงแบบแกมมา ด้วยพารามิเตอร์ $\alpha$ และ $\beta$ ฟังก์ชันความหนาแน่นของ $X$ จะอยู่ในรูปของ

$$f(x) = \frac{1}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) \quad ; \; x > 0, \alpha > 0, \beta > 0$$

เมื่อ $\alpha$ เป็นพารามิเตอร์แสดงรูปร่างของการแจกแจง

$\beta$ เป็นพารามิเตอร์แสดงขนาดของการแจกแจง

ถ้าตัวแปรสุ่ม $X$ มีการแจกแจงแบบแกมมา จะได้ว่า

1. ค่าเฉลี่ยของตัวแปรสุ่ม $X$

$$E(X) = \alpha\beta$$

2. ความแปรปรวนของตัวแปรสุ่ม $X$

$$V(X) = \alpha\beta^2$$

3. สัมประสิทธิ์การแปรผัน

$$CV = \frac{1}{\sqrt{\alpha}}$$

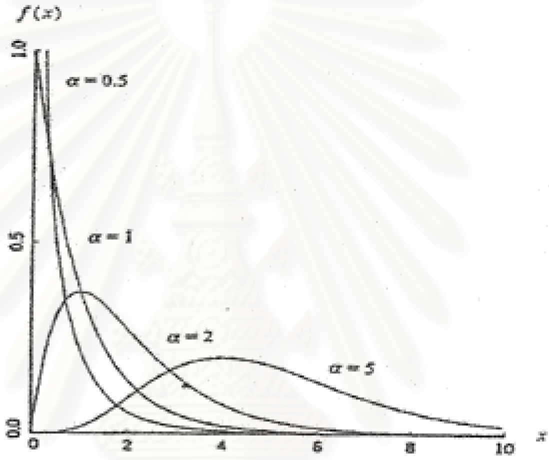
4. สัมประสิทธิ์ความเบ้

$$\alpha_3 = \frac{2}{\sqrt{\alpha}}$$

5. สัมประสิทธิ์ความโด่ง

$$\alpha_4 = 3 + \frac{6}{\alpha}$$

กราฟแสดงฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงแบบแกมมา ดังรูปที่ 2.2




รูปที่ 2.2 ฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงแบบแกมมา เมื่อ $\alpha = 0.5, 1, 2, 5$ และ $\beta = 1$

## 2.8 การแจกแจงเบตา (Beta Distribution)

เมื่อ $X$ เป็นตัวแปรสุ่มต่อเนื่องที่มีการแจกแจงแบบเบตา ด้วยพารามิเตอร์ $\alpha$ และ $\beta$ ฟังก์ชันความหนาแน่นของ $X$ จะอยู่ในรูปของ

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1} \quad ; \ 0 < x < 1, \alpha > 0, \beta > 0$$

เมื่อ $\alpha$ และ $\beta$ เป็นพารามิเตอร์แสดงรูปร่างของการแจกแจง

ถ้าตัวแปรสุ่ม $X$ มีการแจกแจงแบบเบตา จะได้ว่า

1. ค่าเฉลี่ยของตัวแปรสุ่ม $X$

$$E(X) = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}$$

2. ความแปรปรวนของตัวแปรสุ่ม $X$

$$V(X) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$$

3. สัมประสิทธิ์การแปรผัน

$$CV = \left[\frac{\beta}{\alpha(\alpha+\beta+1)}\right]^{1/2}$$

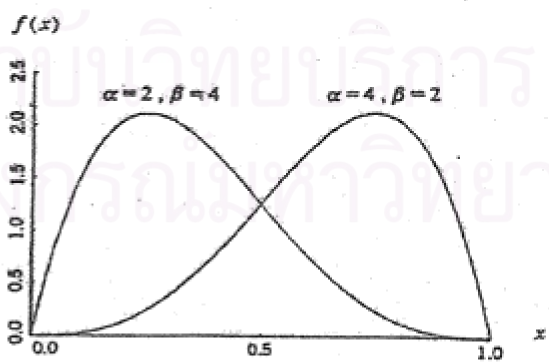
4. สัมประสิทธิ์ความเบ้

$$\alpha_3 = \frac{2(\beta-\alpha)(\alpha^{-1}+\beta^{-1}+(\alpha\beta)^{-1})^{1/2}}{(\alpha+\beta+2)}$$

5. สัมประสิทธิ์ความโด่ง

$$\alpha_4 = \frac{3(\alpha+\beta+1)(2(\alpha+\beta)^2+\alpha\beta(\alpha+\beta-6))}{\alpha\beta(\alpha+\beta+2)(\alpha+\beta+3)}$$

กราฟแสดงฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงแบบเบตา ดังรูปที่ 2.3




รูปที่ 2.3 ฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงแบบเบตา เมื่อ $\alpha = 2, \beta = 4$ และ $\alpha = 4, \beta = 2$

# บทที่ 3

# วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงทดลอง เพื่อหาข้อสรุปในการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบสำหรับการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร โดยอาศัยตัวสถิติทดสอบ 4 ตัว คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง โดยใช้วิธีการจำลองด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล

รายละเอียดเกี่ยวกับแผนการทดลองและขั้นตอนการทดลอง จะนำเสนอตามลำดับดังนี้

## 3.1 แผนการทดลอง

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน โดยพิจารณาจากความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว

การกำหนดสถานการณ์ต่าง ๆ สำหรับการเปรียบเทียบความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ มีดังนี้

3.1.1 กำหนดจำนวนกลุ่มตัวอย่างเท่ากับ 2 กลุ่ม

3.1.2 กำหนดขนาดตัวอย่างมีขนาดเท่ากันทุกกลุ่ม คือ 5 10 15 20 40 30 50 70 และ 100

3.1.3 กำหนดให้ประชากรมีการแจกแจงแบบเดียวกันทุกกลุ่ม ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ การแจกแจงแบบแกมมา และการแจกแจงแบบเบตา

3.1.4 กำหนดสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรทุกกลุ่มเท่ากัน เพื่อศึกษาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ดังนี้

CV = 0.05 0.10 0.20 0.30 0.40 0.50 0.60 0.70 0.80 0.90 1.00 1.50 2.00 2.50 และ 3.00

เนื่องจากเป็นการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน จึงกำหนดค่าพารามิเตอร์ของแต่ละประชากรต่างกันโดยที่ค่าพารามิเตอร์ของแต่ละการแจกแจงนั้นจะสัมพันธ์กับค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ใช้ในการศึกษา ดังนี้

<u>กรณีที่ประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ</u>

1. กำหนดค่าเฉลี่ยประชากรที่ 1 และ 2 เท่ากับ 4.0 และ 6.0 ตามลำดับ
2. ค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้ และความโด่ง เท่ากับ 0.0 และ 3.0 ตามลำดับ
3. ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของแต่ละประชากร ณ ระดับสัมประสิทธิ์การแปรผันต่างๆ ดังตารางที่ 3.1

<u>ตารางที่ 3.1</u> ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของประชากรที่ 1 และ 2 ณ ระดับสัมประสิทธิ์การแปรผันต่าง ๆ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ และค่าเฉลี่ยประชากรที่ 1 และ 2 เท่ากับ 4.0 และ 6.0 ตามลำดับ

| CV | ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน | |
|---|---|---|
| | $\sigma_1$ | $\sigma_2$ |
| 0.05 | 0.20 | 0.30 |
| 0.10 | 0.40 | 0.60 |
| 0.20 | 0.80 | 1.20 |
| 0.30 | 1.20 | 1.80 |
| 0.40 | 1.60 | 2.40 |
| 0.50 | 2.00 | 3.00 |
| 0.60 | 2.40 | 3.60 |
| 0.70 | 2.80 | 4.20 |
| 0.80 | 3.20 | 4.80 |
| 0.90 | 3.60 | 5.40 |
| 1.00 | 4.00 | 6.00 |
| 1.50 | 6.00 | 9.00 |
| 2.00 | 8.00 | 12.00 |
| 2.50 | 10.00 | 15.00 |
| 3.00 | 12.00 | 18.00 |

<u>กรณีที่ประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา</u>

1. กำหนดค่าพารามิเตอร์ $\beta$ ของประชากรที่ 1 และ 2 เท่ากับ 1.0 และ 3.0 ตามลำดับ
2. ค่าพารามิเตอร์ $\alpha$ ค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้และความโด่ง ณ ระดับสัมประสิทธิ์การแปรผันต่าง ๆ ดังตารางที่ 3.2

<u>ตารางที่ 3.2</u> ค่าพารามิเตอร์ $\alpha$ ค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้และความโด่ง ของประชากรที่ 1 และ 2 ณ ระดับสัมประสิทธิ์การแปรผันต่าง ๆ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา และค่าพารามิเตอร์ $\beta$ ประชากรที่ 1 และ 2 เท่ากับ 1.0 และ 3.0 ตามลำดับ

| CV | $\alpha$ | ความเบ้ | ความโด่ง |
|---|---|---|---|
| 0.05 | 400.0000 | 0.10 | 3.02 |
| 0.10 | 100.0000 | 0.20 | 3.06 |
| 0.20 | 25.0000 | 0.40 | 3.24 |
| 0.30 | 11.1111 | 0.60 | 3.54 |
| 0.40 | 6.2500 | 0.80 | 3.96 |
| 0.50 | 4.0000 | 1.00 | 4.50 |
| 0.60 | 2.7778 | 1.20 | 5.16 |
| 0.70 | 2.0408 | 1.40 | 5.94 |
| 0.80 | 1.5625 | 1.60 | 6.84 |
| 0.90 | 1.2346 | 1.80 | 7.86 |
| 1.00 | 1.0000 | 2.00 | 9.00 |
| 1.50 | 0.4444 | 3.00 | 16.50 |
| 2.00 | 0.2500 | 4.00 | 27.00 |
| 2.50 | 0.1600 | 5.00 | 40.50 |
| 3.00 | 0.1111 | 6.00 | 57.00 |

<u>กรณีที่ประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา</u>

1. กำหนดค่าพารามิเตอร์ $\beta$ ของประชากรที่ 1 และ 2 เท่ากับ 1.0 และ 3.0 ตามลำดับ
2. ค่าพารามิเตอร์ $\alpha$ ค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้และความโด่ง ณ ระดับสัมประสิทธิ์การแปรผันต่าง ๆ ดังตารางที่ 3.3

<u>ตารางที่ 3.3</u> ค่าพารามิเตอร์ $\alpha$ ค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้และความโด่ง ของประชากรที่ 1 และ 2 ณ ระดับสัมประสิทธิ์การแปรผันต่าง ๆ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา และค่าพารามิเตอร์ $\beta$ ประชากรที่ 1 และ 2 เท่ากับ 1.0 และ 3.0 ตามลำดับ

| CV | ประชากรที่ 1 | | | ประชากรที่ 2 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $\alpha_1$ | ความเบ้ | ความโด่ง | $\alpha_2$ | ความเบ้ | ความโด่ง |
| 0.05 | 18.900 | -1.72 | 6.98 | 32.900 | -0.96 | 4.21 |
| 0.10 | 9.0950 | -1.48 | 5.57 | 15.350 | -0.79 | 3.60 |
| 0.20 | 4.1100 | -1.07 | 3.76 | 6.8675 | -0.47 | 2.84 |
| 0.30 | 2.4750 | -0.72 | 2.74 | 4.1050 | -0.20 | 2.46 |
| 0.40 | 1.6900 | -0.43 | 2.18 | 2.7700 | 0.05 | 2.32 |
| 0.50 | 1.2370 | -0.18 | 1.89 | 2.0000 | 0.29 | 2.36 |
| 0.60 | 0.9445 | 0.05 | 1.79 | 1.5100 | 0.50 | 2.53 |
| 0.70 | 0.7445 | 0.26 | 1.82 | 1.1820 | 0.71 | 2.82 |
| 0.80 | 0.6010 | 0.46 | 1.95 | 0.9465 | 0.91 | 3.20 |
| 0.90 | 0.4945 | 0.65 | 2.16 | 0.7750 | 1.10 | 3.67 |
| 1.00 | 0.4145 | 0.83 | 2.44 | 0.6454 | 1.29 | 4.22 |
| 1.50 | 0.2022 | 1.64 | 4.66 | 0.3095 | 2.18 | 8.07 |
| 2.00 | 0.1180 | 2.40 | 8.07 | 0.1795 | 3.03 | 13.60 |
| 2.50 | 0.0770 | 3.12 | 12.52 | 0.1166 | 3.87 | 20.78 |
| 3.00 | 0.0541 | 3.82 | 17.98 | 0.0817 | 4.69 | 29.55 |

3.1.5 กำหนดสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรแตกต่างกัน เพื่อเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ ในรูปอัตราส่วนดังนี้

$CV_1 : CV_2$ = 1 : 1.15 , 1 : 1.20 , 1 : 1.25 , 1 : 1.30 , 1 : 1.35 , 1 : 1.40 , 1 : 1.45 , 1 : 1.55 , 1 : 1.60 , 1 : 2.00 , 1 : 2.50 และ 1 : 3.00

3.1.6 กำหนดความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เท่ากับ 0.01 0.05 และ 0.10

## 3.2 ขั้นตอนในการทดลอง

ขั้นตอนในการทดลองแบ่งออกเป็น 3 ขั้นตอนดังนี้

### 3.2.1 การจำลองข้อมูลจากการแจกแจงของประชากร

จำลองข้อมูลจากการแจกแจงของประชากร ตามที่กำหนดไว้ในแผนการทดลอง สามารถทำได้จากจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล โดยใช้โปรแกรมภาษาฟอร์แทรนสำหรับวินโดว์ โดยใช้เลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0,1) ซึ่งรายละเอียดของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัยจะแสดงไว้ในภาคผนวก ข และ ค

### 3.2.2 การหาค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

ทำการสุ่มตัวอย่างตามลักษณะการแจกแจง ขนาดของกลุ่มตัวอย่าง และค่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงโดยกำหนดตามสัมประสิทธิ์การแปรผันที่เท่ากัน จากนั้นคำนวณค่าสถิติทดสอบ และนำค่าสถิติทดสอบมาเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ เพื่อทำการตัดสินใจยอมรับหรือปฏิเสธสมมติฐานว่าง ให้นับจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมติฐานว่าง แล้วกลับไปสุ่มตัวอย่างชุดใหม่และทำซ้ำในทุกขั้นตอนที่แล้วมาทั้งหมด จนครบ 2,000 รอบ จากนั้นคำนวณค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยคำนวณจากการหารจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานว่างด้วย 2,000 (จำนวนครั้งของการทดลอง)

### 3.2.3 การหาค่าอำนาจการทดสอบ

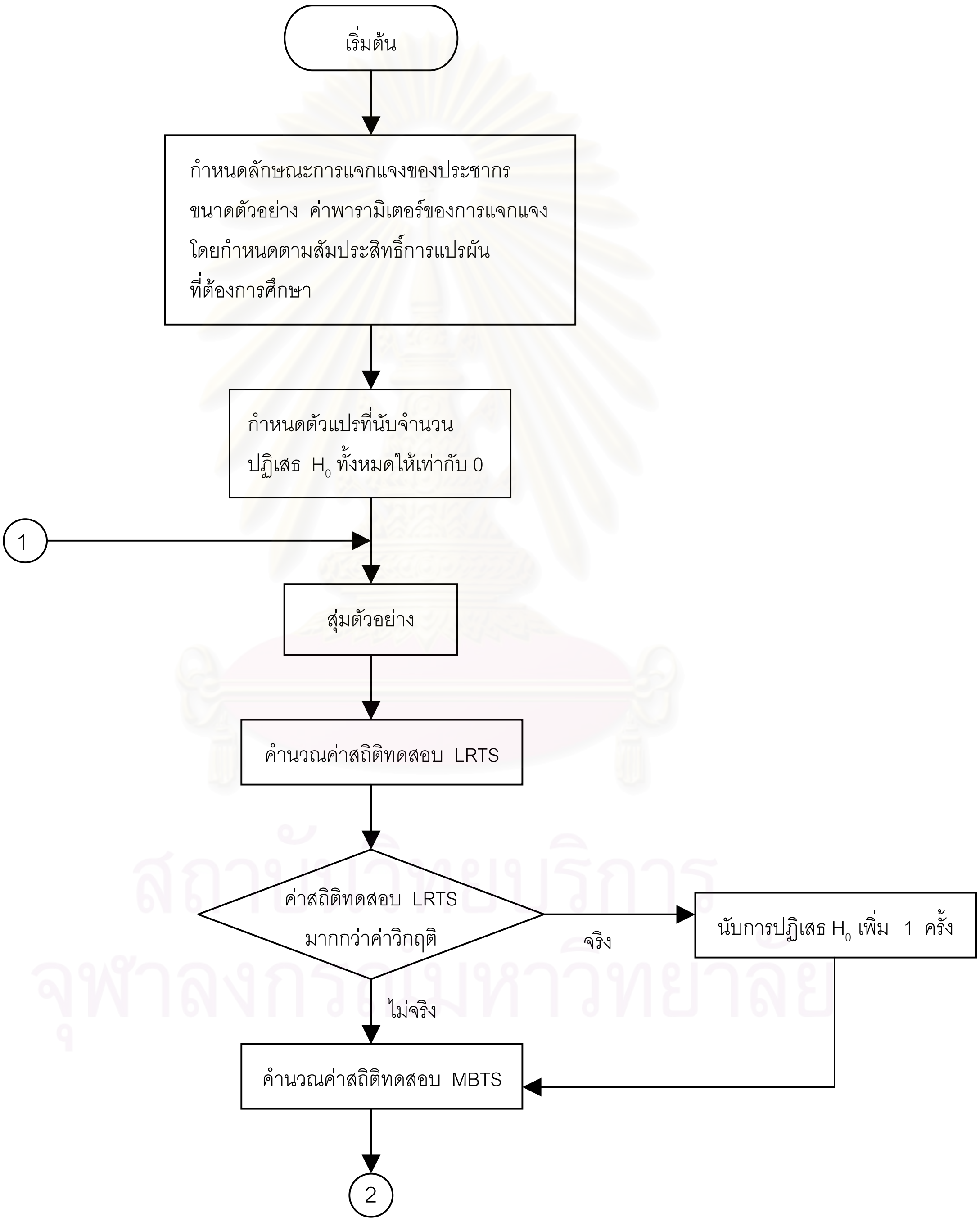
ทำการสุ่มตัวอย่างตามลักษณะการแจกแจง ขนาดของกลุ่มตัวอย่าง และค่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงโดยกำหนดตามอัตราส่วนของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ต้องการศึกษา โดยใช้ค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันที่อยู่ในช่วงที่ตัวสถิติทดสอบสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จากนั้นคำนวณค่าสถิติทดสอบ และนำค่าสถิติทดสอบมาเปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ เพื่อทำการตัดสินใจยอมรับหรือปฏิเสธสมมติฐานว่าง ให้นับจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมติฐานว่าง แล้วกลับไปสุ่มตัวอย่างชุดใหม่ และทำซ้ำในทุกขั้นตอนที่แล้วมาทั้งหมด จนครบ 2,000 รอบแล้ว จากนั้นคำนวณค่าอำนาจการทดสอบโดยคำนวณจากการหารจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมติฐานว่างด้วย 2,000 เช่นกัน

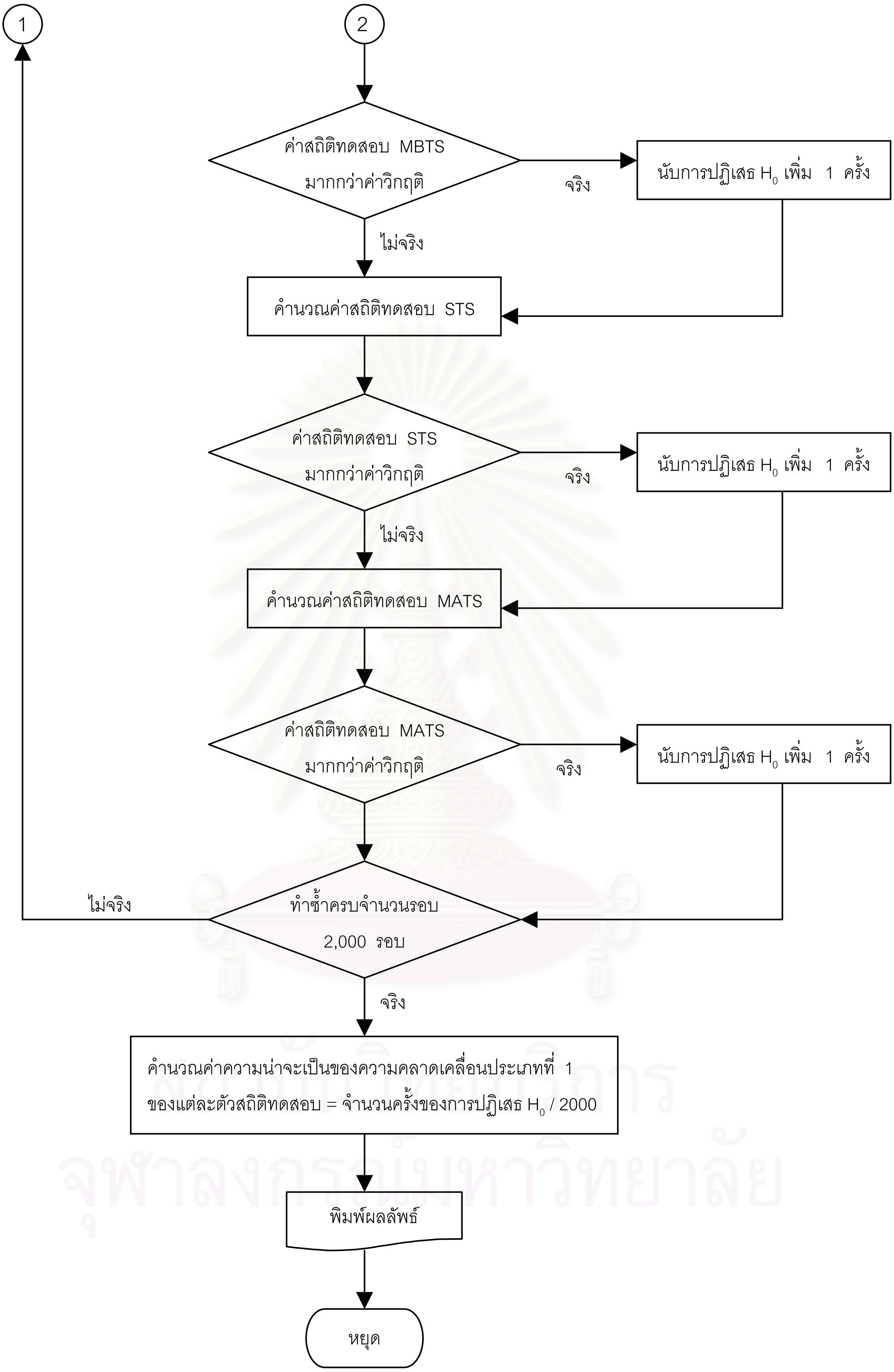
สำหรับงานวิจัยนี้ การคำนวณค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบ จะทำทุก ๆ สถานการณ์ที่ขึ้นกับขนาดของกลุ่มตัวอย่าง ลักษณะการแจกแจงของประชากร อัตราส่วนของสัมประสิทธิ์การแปรผัน และระดับนัยสำคัญที่กำหนดในแผนการทดลอง

## 3.3 ขั้นตอนการทำงานของโปรแกรม

ขั้นตอนในการทำงานของโปรแกรมแบ่งออกเป็น 2 ส่วน ดังนี้

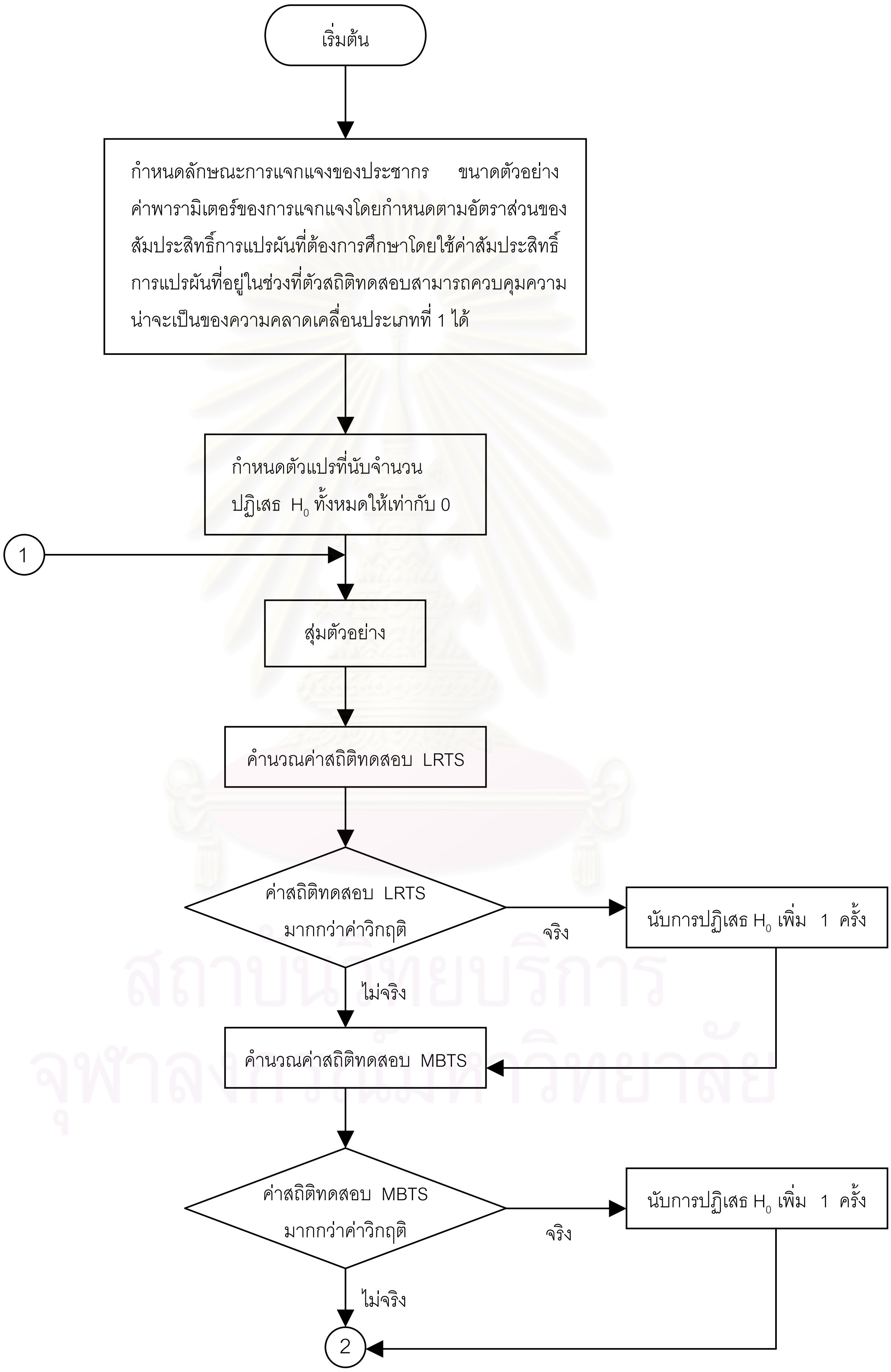
<u>ส่วนที่ 1</u> คำนวณค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

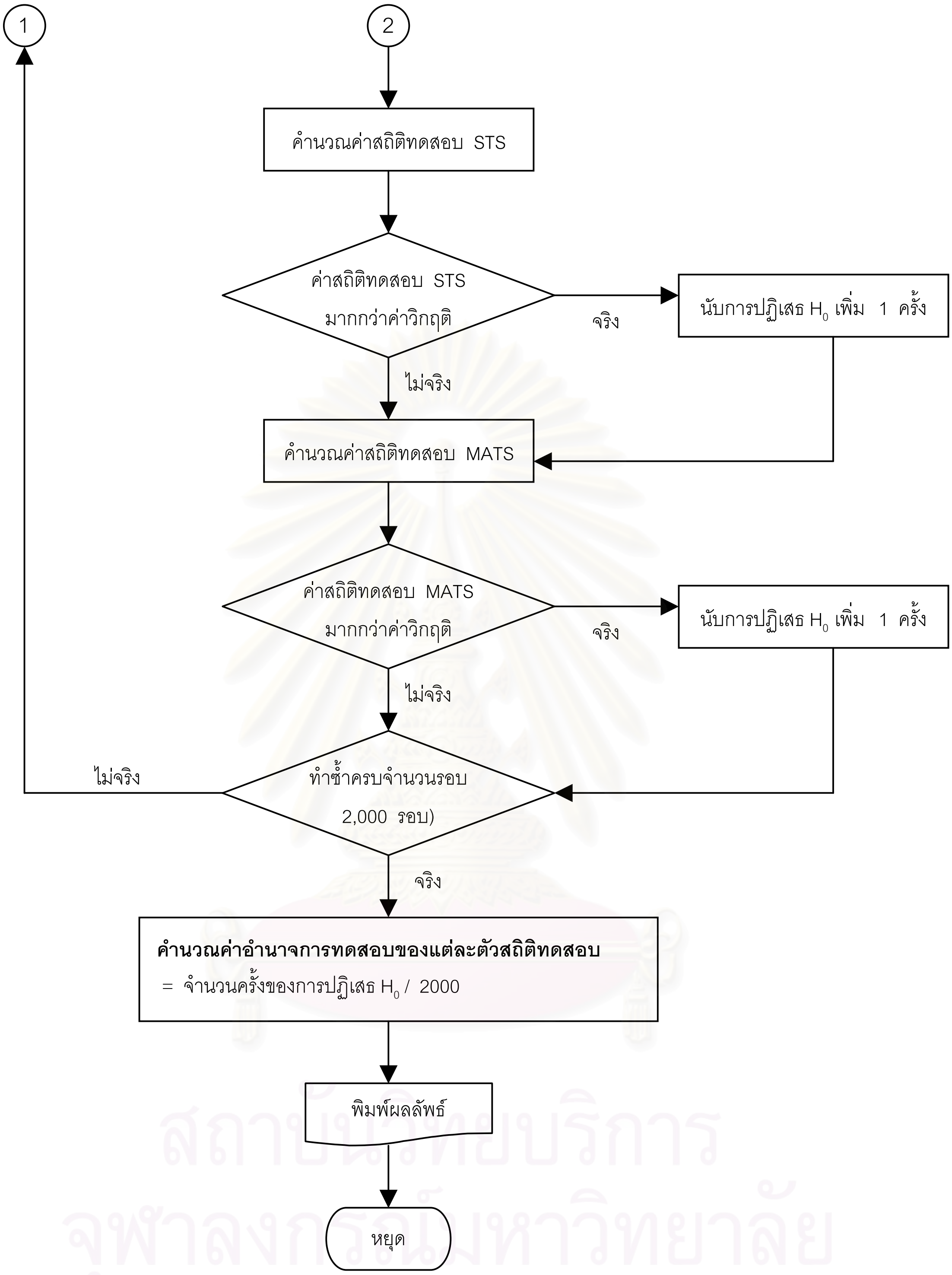





<u>รูปที่ 3.1</u> แผนผังการหาค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

<u>ส่วนที่ 2</u> คำนวณค่าอำนาจการทดสอบ






<u>รูปที่ 3.2</u> แผนผังการหาค่าอำนาจการทดสอบ

# บทที่ 4

# ผลการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาข้อสรุปในการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบสำหรับการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรสองกลุ่ม โดยอาศัยตัวสถิติทดสอบ 4 ตัว คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง โดยพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบดังกล่าว เมื่อกำหนดให้ประชากรมีการแจกแจงแบบเดียวกันทุกกลุ่ม ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ การแจกแจงแบบแกมมา และการแจกแจงแบบเบตา ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่างที่เท่ากัน

ในการทดสอบสมมติฐานทางสถิติอาจเกิดความคลาดเคลื่อนในการสรุปผล ซึ่งความคลาดเคลื่อนแบ่งได้ 2 ประเภท คือ ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 ลักษณะดังกล่าวสามารถแสดงได้ตามตารางที่ 4.1

<u>ตารางที่ 4.1</u> ความคลาดเคลื่อนในการทดสอบสมมติฐานทางสถิติ

| ผลการทดสอบ | ความเป็นจริง | |
|---|---|---|
| | $H_0$ เป็นจริง | $H_0$ ไม่เป็นจริง |
| ยอมรับ $H_0$ | การตัดสินใจถูกต้อง | ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 |
| ปฏิเสธ $H_0$ | ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 | การตัดสินใจถูกต้อง |

ในการทดสอบสมมติฐานทางสถิติ ต้องการให้ความน่าจะเป็นที่จะเกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ($\alpha$) และความน่าจะเป็นที่จะเกิดความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 มีค่าน้อยที่สุด เพื่อทำให้อำนาจการทดสอบ ($1-\beta$) มีค่ามากที่สุด แต่ถ้าลด $\alpha$ จะทำให้ $\beta$ เพิ่มขึ้น และถ้าลด $\beta$ จะทำให้ $\alpha$ เพิ่มขึ้น ดังนั้นในการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบจะควบคุมค่า $\alpha$ โดยพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 แล้วจึงเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้เท่านั้น

การนำเสนอผลการวิจัยจะแบ่งเป็น 2 ส่วน คือ

ส่วนที่ 1 นำเสนอค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1

ส่วนที่ 2 นำเสนอค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ

เกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ในงานวิจัยนี้ คือ การทดสอบทวินาม ซึ่งตัวสถิติทดสอบจะสามารถควบคุมความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ถ้าค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลอง $(\alpha^*)$ อยู่ในช่วงของการยอมรับ ดังต่อไปนี้

- ค่า $\alpha^*$ อยู่ในช่วง [0 , 0.0137] ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01
- ค่า $\alpha^*$ อยู่ในช่วง [0 , 0.0580] ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05
- ค่า $\alpha^*$ อยู่ในช่วง [0 , 0.1110] ที่ระดับนัยสำคัญ 0.10

กรณีที่ค่า $\alpha^*$ อยู่นอกช่วงดังกล่าว จะถือว่าตัวสถิติทดสอบนั้นไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ซึ่งจะแบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ

1. ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองมากกว่าขอบเขตบนของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา จะถือว่าตัวสถิติทดสอบนั้นมีค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด

2. ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองน้อยกว่าขอบเขตล่างของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา จะถือว่าตัวสถิติทดสอบนั้นมีค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 น้อยกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนด

**4.1 ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1**

สัญลักษณ์ที่ใช้ในการนำเสนอผลการวิจัยมีดังนี้

| | | |
|---|---|---|
| CV | หมายถึง | สัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร |
| $n_1 : n_2$ | หมายถึง | ขนาดกลุ่มตัวอย่างกลุ่มที่ 1 และ 2 |
| LRTS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น |
| MBTS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง |
| STS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบสกอร์ |
| MATS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง |
| “ * ” | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ไว้ได้ในกรณีนั้น |

ผู้วิจัยจะนำเสนอค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลอง โดยมีรายละเอียดดังนี้

ตารางที่ 4.2 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00] เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20 30 40 50 70 และ 100 ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [2.10 , 3.00]

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

<u>ตารางที่ 4.2</u> ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| CV | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0355* | 0.0130 | 0.0110 | 0.0125 | 0.0255* | 0.0125 | 0.0105 | 0.0120 | 0.0210* | 0.0110 | 0.0100 | 0.0110 |
| 0.10 | 0.0330* | 0.0125 | 0.0110 | 0.0115 | 0.0245* | 0.0120 | 0.0105 | 0.0120 | 0.0200* | 0.0120 | 0.0100 | 0.0110 |
| 0.20 | 0.0300* | 0.0115 | 0.0100 | 0.0115 | 0.0240* | 0.0115 | 0.0100 | 0.0110 | 0.0195* | 0.0130 | 0.0095 | 0.0100 |
| 0.30 | 0.0285* | 0.0110 | 0.0095 | 0.0105 | 0.0235* | 0.0110 | 0.0090 | 0.0105 | 0.0190* | 0.0140 | 0.0085 | 0.0100 |
| 0.40 | 0.0270* | 0.0110 | 0.0090 | 0.0105 | 0.0220* | 0.0105 | 0.0090 | 0.0100 | 0.0185* | 0.0125 | 0.0080 | 0.0095 |
| 0.50 | 0.0260* | 0.0105 | 0.0080 | 0.0095 | 0.0215* | 0.0095 | 0.0085 | 0.0075 | 0.0175* | 0.0095 | 0.0075 | 0.0075 |
| 0.60 | 0.0260* | 0.0105 | 0.0080 | 0.0080 | 0.0195* | 0.0085 | 0.0085 | 0.0065 | 0.0170* | 0.0105 | 0.0070 | 0.0055 |
| 0.70 | 0.0250* | 0.0100 | 0.0065 | 0.0070 | 0.0195* | 0.0070 | 0.0075 | 0.0050 | 0.0165* | 0.0080 | 0.0065 | 0.0050 |
| 0.80 | 0.0245* | 0.0095 | 0.0060 | 0.0055 | 0.0190* | 0.0065 | 0.0060 | 0.0040 | 0.0160* | 0.0070 | 0.0060 | 0.0040 |
| 0.90 | 0.0245* | 0.0095 | 0.0060 | 0.0045 | 0.0180* | 0.0065 | 0.0055 | 0.0035 | 0.0160* | 0.0070 | 0.0060 | 0.0025 |
| 1.00 | 0.0230* | 0.0090 | 0.0055 | 0.0035 | 0.0175* | 0.0060 | 0.0050 | 0.0020 | 0.0160* | 0.0045 | 0.0055 | 0.0010 |
| 1.50 | 0.0210* | 0.0045 | 0.0050 | 0.0020 | 0.0160* | 0.0025 | 0.0040 | 0.0010 | 0.0145* | 0.0020 | 0.0055 | 0.0005 |
| 2.00 | 0.0205* | 0.0035 | 0.0050 | 0.0010 | 0.0150* | 0.0015 | 0.0035 | 0.0005 | 0.0140* | 0.0010 | 0.0040 | 0.0005 |
| 2.10 | 0.0195* | 0.0030 | 0.0045 | 0.0010 | 0.0135 | 0.0010 | 0.0035 | 0.0005 | 0.0130 | 0.0010 | 0.0035 | 0.0005 |
| 2.50 | 0.0190* | 0.0025 | 0.0040 | 0.0005 | 0.0125 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0120 | 0.0005 | 0.0040 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0175* | 0.0020 | 0.0030 | 0.0005 | 0.0120 | 0.0000 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0105 | 0.0005 | 0.0035 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.2 (ต่อ)

| $n_1: n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0135 | 0.0110 | 0.0090 | 0.0110 | 0.0120 | 0.0105 | 0.0075 | 0.0105 | 0.0095 | 0.0070 | 0.0070 | 0.0075 |
| 0.10 | 0.0130 | 0.0080 | 0.0090 | 0.0105 | 0.0110 | 0.0095 | 0.0070 | 0.0095 | 0.0090 | 0.0070 | 0.0065 | 0.0070 |
| 0.20 | 0.0120 | 0.0100 | 0.0085 | 0.0100 | 0.0110 | 0.0095 | 0.0065 | 0.0090 | 0.0090 | 0.0065 | 0.0060 | 0.0075 |
| 0.30 | 0.0120 | 0.0095 | 0.0080 | 0.0085 | 0.0105 | 0.0105 | 0.0070 | 0.0090 | 0.0095 | 0.0065 | 0.0060 | 0.0075 |
| 0.40 | 0.0115 | 0.0085 | 0.0075 | 0.0080 | 0.0100 | 0.0105 | 0.0080 | 0.0080 | 0.0080 | 0.0050 | 0.0055 | 0.0060 |
| 0.50 | 0.0115 | 0.0080 | 0.0070 | 0.0065 | 0.0105 | 0.0090 | 0.0075 | 0.0065 | 0.0080 | 0.0045 | 0.0055 | 0.0055 |
| 0.60 | 0.0105 | 0.0080 | 0.0070 | 0.0065 | 0.0105 | 0.0075 | 0.0065 | 0.0060 | 0.0075 | 0.0045 | 0.0050 | 0.0040 |
| 0.70 | 0.0105 | 0.0070 | 0.0065 | 0.0030 | 0.0100 | 0.0060 | 0.0060 | 0.0030 | 0.0075 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0035 |
| 0.80 | 0.0100 | 0.0050 | 0.0060 | 0.0030 | 0.0100 | 0.0055 | 0.0055 | 0.0025 | 0.0070 | 0.0035 | 0.0045 | 0.0025 |
| 0.90 | 0.0105 | 0.0035 | 0.0055 | 0.0020 | 0.0095 | 0.0030 | 0.0050 | 0.0020 | 0.0070 | 0.0025 | 0.0045 | 0.0015 |
| 1.00 | 0.0110 | 0.0025 | 0.0050 | 0.0015 | 0.0095 | 0.0025 | 0.0045 | 0.0010 | 0.0065 | 0.0020 | 0.0040 | 0.0010 |
| 1.50 | 0.0105 | 0.0015 | 0.0050 | 0.0005 | 0.0090 | 0.0010 | 0.0040 | 0.0005 | 0.0065 | 0.0000 | 0.0035 | 0.0005 |
| 2.00 | 0.0095 | 0.0000 | 0.0045 | 0.0005 | 0.0080 | 0.0010 | 0.0045 | 0.0005 | 0.0060 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 |
| 2.10 | 0.0090 | 0.0000 | 0.0045 | 0.0005 | 0.0075 | 0.0000 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0055 | 0.0000 | 0.0025 | 0.0000 |
| 2.50 | 0.0075 | 0.0000 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0070 | 0.0000 | 0.0035 | 0.0000 | 0.0050 | 0.0000 | 0.0020 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0070 | 0.0000 | 0.0035 | 0.0000 | 0.0065 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0045 | 0.0000 | 0.0015 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.2 (ต่อ)

| CV \ $n_1$: $n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0090 | 0.0075 | 0.0065 | 0.0075 | 0.0085 | 0.0075 | 0.0060 | 0.0075 | 0.0080 | 0.0060 | 0.0050 | 0.0060 |
| 0.10 | 0.0085 | 0.0070 | 0.0060 | 0.0070 | 0.0080 | 0.0070 | 0.0050 | 0.0070 | 0.0070 | 0.0060 | 0.0045 | 0.0055 |
| 0.20 | 0.0080 | 0.0065 | 0.0060 | 0.0065 | 0.0075 | 0.0055 | 0.0050 | 0.0055 | 0.0070 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0050 |
| 0.30 | 0.0080 | 0.0065 | 0.0055 | 0.0060 | 0.0070 | 0.0055 | 0.0045 | 0.0055 | 0.0065 | 0.0045 | 0.0040 | 0.0035 |
| 0.40 | 0.0075 | 0.005 | 0.0055 | 0.0055 | 0.0065 | 0.0050 | 0.0045 | 0.0045 | 0.0060 | 0.0045 | 0.0035 | 0.0025 |
| 0.50 | 0.0070 | 0.005 | 0.0050 | 0.0050 | 0.0065 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0055 | 0.0030 | 0.0035 | 0.0015 |
| 0.60 | 0.0070 | 0.0050 | 0.0050 | 0.0055 | 0.0060 | 0.0045 | 0.0040 | 0.0030 | 0.0055 | 0.0030 | 0.0030 | 0.0010 |
| 0.70 | 0.0060 | 0.0045 | 0.0050 | 0.0045 | 0.0055 | 0.0045 | 0.0035 | 0.0020 | 0.0050 | 0.0020 | 0.0030 | 0.0010 |
| 0.80 | 0.0055 | 0.0040 | 0.0045 | 0.0030 | 0.0050 | 0.0030 | 0.0035 | 0.0010 | 0.0045 | 0.0015 | 0.0035 | 0.0005 |
| 0.90 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0045 | 0.0020 | 0.0045 | 0.0020 | 0.0030 | 0.0005 | 0.0040 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0045 | 0.0035 | 0.0040 | 0.0010 | 0.0040 | 0.0010 | 0.0025 | 0.0005 | 0.0035 | 0.0005 | 0.0015 | 0.0000 |
| 1.50 | 0.0045 | 0.0005 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0035 | 0.0000 | 0.0035 | 0.0000 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 |
| 2.10 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0035 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0015 | 0.0000 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 |
| 2.50 | 0.0035 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.3 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00] เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20 30 40 50 70 และ 100 ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [2.00 , 3.00]

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

ผลสรุปของตารางที่ 4.3 มีลักษณะคล้ายคลึงกับตารางที่ 4.2 แต่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้มากขึ้น เนื่องจากเมื่อระดับนัยสำคัญมากขึ้น เกณฑ์ที่ใช้พิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะกว้างขึ้น จึงทำให้โอกาสที่ควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่ได้จากการทดลองมีค่าอยู่ในขอบเขตของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา

<u>ตารางที่ 4.3</u> ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0865* | 0.0580 | 0.0530 | 0.0545 | 0.0730* | 0.0540 | 0.0510 | 0.0525 | 0.0695* | 0.0530 | 0.0500 | 0.0510 |
| 0.10 | 0.0850* | 0.0575 | 0.0530 | 0.0545 | 0.0710* | 0.0530 | 0.0510 | 0.0510 | 0.0680* | 0.0520 | 0.0500 | 0.0510 |
| 0.20 | 0.0840* | 0.0565 | 0.0515 | 0.0530 | 0.0695* | 0.0525 | 0.0500 | 0.0500 | 0.0665* | 0.0515 | 0.0485 | 0.0495 |
| 0.30 | 0.0840* | 0.0565 | 0.0505 | 0.0510 | 0.0685* | 0.0510 | 0.0495 | 0.0490 | 0.0660* | 0.0505 | 0.0480 | 0.0475 |
| 0.40 | 0.0835* | 0.0550 | 0.0495 | 0.0495 | 0.0670* | 0.0510 | 0.0490 | 0.0465 | 0.0650* | 0.0500 | 0.0475 | 0.0460 |
| 0.50 | 0.0815* | 0.0535 | 0.0480 | 0.0470 | 0.0660* | 0.0505 | 0.0485 | 0.0405 | 0.0645* | 0.0495 | 0.0470 | 0.0455 |
| 0.60 | 0.0800* | 0.0515 | 0.0460 | 0.0450 | 0.0655* | 0.0495 | 0.0465 | 0.0390 | 0.0645* | 0.0485 | 0.0450 | 0.0440 |
| 0.70 | 0.0785* | 0.0500 | 0.0455 | 0.0425 | 0.0645* | 0.0480 | 0.0445 | 0.0325 | 0.0635* | 0.0430 | 0.0435 | 0.0315 |
| 0.80 | 0.0765* | 0.0480 | 0.0440 | 0.0365 | 0.0640* | 0.0435 | 0.0430 | 0.0300 | 0.0630* | 0.0390 | 0.0425 | 0.0280 |
| 0.90 | 0.0735* | 0.0440 | 0.0430 | 0.0360 | 0.0630* | 0.0410 | 0.0420 | 0.0285 | 0.0620* | 0.0360 | 0.0405 | 0.0250 |
| 1.00 | 0.0730* | 0.0380 | 0.0400 | 0.0305 | 0.0625* | 0.0355 | 0.0380 | 0.0260 | 0.0615* | 0.0320 | 0.0365 | 0.0235 |
| 1.50 | 0.0725* | 0.0260 | 0.0370 | 0.0230 | 0.0615* | 0.0190 | 0.0350 | 0.0130 | 0.0600* | 0.0165 | 0.0330 | 0.0095 |
| 1.90 | 0.0705* | 0.0210 | 0.0355 | 0.0190 | 0.0610* | 0.0120 | 0.0325 | 0.0105 | 0.0590* | 0.0070 | 0.0305 | 0.0080 |
| 2.00 | 0.0685* | 0.0210 | 0.0335 | 0.0150 | 0.0580 | 0.0095 | 0.0315 | 0.0095 | 0.0565 | 0.0060 | 0.0270 | 0.0060 |
| 2.50 | 0.0660* | 0.0150 | 0.0310 | 0.0105 | 0.0535 | 0.0060 | 0.0295 | 0.0075 | 0.0520 | 0.0045 | 0.0235 | 0.0045 |
| 3.00 | 0.0630* | 0.0100 | 0.0230 | 0.0080 | 0.0470 | 0.0060 | 0.0210 | 0.0050 | 0.0420 | 0.0035 | 0.0200 | 0.0025 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

<u>ตารางที่ 4.3</u> (ต่อ)

| $n_1: n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0580 | 0.0500 | 0.0480 | 0.0500 | 0.0560 | 0.0470 | 0.0440 | 0.0470 | 0.0540 | 0.0455 | 0.0405 | 0.0455 |
| 0.10 | 0.0575 | 0.0490 | 0.0470 | 0.0485 | 0.0555 | 0.0460 | 0.0440 | 0.0440 | 0.0530 | 0.0450 | 0.0405 | 0.0445 |
| 0.20 | 0.0575 | 0.0475 | 0.0450 | 0.0470 | 0.0540 | 0.0450 | 0.0420 | 0.0420 | 0.0525 | 0.0440 | 0.0395 | 0.0390 |
| 0.30 | 0.0565 | 0.0455 | 0.0450 | 0.0445 | 0.0535 | 0.0435 | 0.0410 | 0.0420 | 0.0520 | 0.0435 | 0.0385 | 0.0360 |
| 0.40 | 0.0560 | 0.0440 | 0.0415 | 0.0430 | 0.0525 | 0.0420 | 0.0480 | 0.0405 | 0.0510 | 0.0425 | 0.0370 | 0.0345 |
| 0.50 | 0.0555 | 0.0435 | 0.0435 | 0.0430 | 0.0520 | 0.0410 | 0.0405 | 0.0405 | 0.0500 | 0.0410 | 0.0365 | 0.0320 |
| 0.60 | 0.0540 | 0.0425 | 0.0430 | 0.0420 | 0.0505 | 0.0400 | 0.0405 | 0.0385 | 0.0485 | 0.0400 | 0.0355 | 0.0265 |
| 0.70 | 0.0535 | 0.0400 | 0.0395 | 0.0375 | 0.0490 | 0.0395 | 0.0400 | 0.0355 | 0.0460 | 0.0385 | 0.0345 | 0.0240 |
| 0.80 | 0.0520 | 0.0350 | 0.0375 | 0.0275 | 0.0485 | 0.0355 | 0.0380 | 0.0240 | 0.0445 | 0.0320 | 0.0330 | 0.0210 |
| 0.90 | 0.0500 | 0.0325 | 0.0350 | 0.0250 | 0.0475 | 0.0305 | 0.0355 | 0.0210 | 0.0435 | 0.0290 | 0.0310 | 0.0185 |
| 1.00 | 0.0495 | 0.0290 | 0.0340 | 0.0215 | 0.0455 | 0.0270 | 0.0325 | 0.0150 | 0.0425 | 0.0255 | 0.0275 | 0.0115 |
| 1.50 | 0.0455 | 0.0105 | 0.0315 | 0.0075 | 0.0405 | 0.0095 | 0.0275 | 0.0050 | 0.0390 | 0.0090 | 0.0255 | 0.0065 |
| 1.90 | 0.0435 | 0.0095 | 0.0300 | 0.0070 | 0.0390 | 0.0080 | 0.0260 | 0.0045 | 0.0380 | 0.0065 | 0.0235 | 0.0045 |
| 2.00 | 0.0425 | 0.0060 | 0.0275 | 0.0040 | 0.0360 | 0.0035 | 0.0255 | 0.0030 | 0.0375 | 0.0020 | 0.0215 | 0.0025 |
| 2.50 | 0.0400 | 0.0035 | 0.0250 | 0.0025 | 0.0325 | 0.0025 | 0.0230 | 0.0015 | 0.0355 | 0.0010 | 0.0185 | 0.0015 |
| 3.00 | 0.0370 | 0.0025 | 0.0215 | 0.0010 | 0.0350 | 0.0020 | 0.0195 | 0.0010 | 0.0335 | 0.0000 | 0.0145 | 0.0005 |

<u>ตารางที่ 4.3</u> (ต่อ)

| CV \ $n_1 : n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0495 | 0.0360 | 0.0355 | 0.0360 | 0.0465 | 0.0290 | 0.0295 | 0.0290 | 0.0440 | 0.0255 | 0.0255 | 0.0255 |
| 0.10 | 0.0480 | 0.0360 | 0.0355 | 0.0360 | 0.0455 | 0.0275 | 0.0260 | 0.0275 | 0.0425 | 0.0255 | 0.0255 | 0.0245 |
| 0.20 | 0.0475 | 0.0355 | 0.0345 | 0.0345 | 0.0435 | 0.0270 | 0.0265 | 0.0270 | 0.0330 | 0.0250 | 0.0250 | 0.0230 |
| 0.30 | 0.0470 | 0.0350 | 0.0335 | 0.0340 | 0.0435 | 0.0250 | 0.0240 | 0.0250 | 0.0320 | 0.0235 | 0.0245 | 0.0210 |
| 0.40 | 0.0460 | 0.0345 | 0.0330 | 0.0325 | 0.0415 | 0.0255 | 0.0240 | 0.0250 | 0.0320 | 0.0220 | 0.0235 | 0.0200 |
| 0.50 | 0.0450 | 0.0340 | 0.0325 | 0.0305 | 0.0400 | 0.0230 | 0.0235 | 0.0245 | 0.0305 | 0.0215 | 0.0220 | 0.0200 |
| 0.60 | 0.0445 | 0.0330 | 0.0320 | 0.0250 | 0.0405 | 0.0225 | 0.0235 | 0.0230 | 0.0290 | 0.0185 | 0.0215 | 0.0195 |
| 0.70 | 0.0430 | 0.0310 | 0.0315 | 0.0220 | 0.0415 | 0.0205 | 0.0225 | 0.0215 | 0.0270 | 0.0140 | 0.0205 | 0.0175 |
| 0.80 | 0.0420 | 0.0300 | 0.0310 | 0.0205 | 0.0380 | 0.0190 | 0.0220 | 0.0190 | 0.0260 | 0.0135 | 0.0205 | 0.0150 |
| 0.90 | 0.0415 | 0.0245 | 0.0300 | 0.0185 | 0.0350 | 0.0140 | 0.0215 | 0.0170 | 0.0245 | 0.0125 | 0.0190 | 0.0125 |
| 1.00 | 0.0410 | 0.0205 | 0.0295 | 0.0095 | 0.0325 | 0.0110 | 0.0210 | 0.0080 | 0.0225 | 0.0110 | 0.0190 | 0.0065 |
| 1.50 | 0.0375 | 0.0105 | 0.0260 | 0.0065 | 0.0295 | 0.0080 | 0.0200 | 0.0055 | 0.0205 | 0.0070 | 0.0185 | 0.0030 |
| 1.90 | 0.0360 | 0.0050 | 0.0250 | 0.0035 | 0.0280 | 0.0045 | 0.0190 | 0.0025 | 0.0195 | 0.0035 | 0.0170 | 0.0015 |
| 2.00 | 0.0350 | 0.0035 | 0.0245 | 0.0025 | 0.0270 | 0.0020 | 0.0170 | 0.0015 | 0.0185 | 0.0015 | 0.0155 | 0.0005 |
| 2.50 | 0.0325 | 0.0010 | 0.0205 | 0.0015 | 0.0250 | 0.0005 | 0.0155 | 0.0005 | 0.0175 | 0.0000 | 0.0135 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0305 | 0.0000 | 0.0130 | 0.0005 | 0.0235 | 0.0000 | 0.0095 | 0.0000 | 0.0120 | 0.0000 | 0.0035 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.4 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00] เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20 30 40 50 70 และ 100 ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ เมื่อสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [1.60 , 3.00]

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

ตารางที่ 4.4 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1$: $n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.1570* | 0.1095 | 0.1065 | 0.1085 | 0.1480* | 0.1075 | 0.1055 | 0.1075 | 0.1185* | 0.1065 | 0.1040 | 0.1065 |
| 0.10 | 0.1565* | 0.1095 | 0.1060 | 0.1085 | 0.1475* | 0.1075 | 0.1050 | 0.1075 | 0.1175* | 0.1055 | 0.1035 | 0.1050 |
| 0.20 | 0. 1550* | 0.1180 | 0.1050 | 0.1060 | 0.1440* | 0.1060 | 0.1045 | 0.1035 | 0.1180* | 0.1050 | 0.1020 | 0.1045 |
| 0.30 | 0.1530* | 0.1060 | 0.1045 | 0.1050 | 0.1400* | 0.1045 | 0.1035 | 0.1030 | 0.1195* | 0.1045 | 0.1020 | 0.1030 |
| 0.40 | 0.1510* | 0.1045 | 0.1030 | 0.1035 | 0.1375* | 0.1035 | 0.1025 | 0.1020 | 0.1210* | 0.1035 | 0.1015 | 0.1020 |
| 0.50 | 0.1475* | 0.1030 | 0.1010 | 0.1000 | 0.1355* | 0.1020 | 0.1020 | 0.0990 | 0.1160* | 0.1000 | 0.1005 | 0.0980 |
| 0.60 | 0.1425* | 0.1000 | 0.1000 | 0.0990 | 0.1345* | 0.0995 | 0.1000 | 0.0985 | 0.1170* | 0.0950 | 0.0995 | 0.0940 |
| 0.70 | 0.1340* | 0.0945 | 0.0990 | 0.0975 | 0.1325* | 0.0925 | 0.0985 | 0.0925 | 0.1190* | 0.0880 | 0.0960 | 0.0870 |
| 0.80 | 0.1330* | 0.0915 | 0.0980 | 0.0870 | 0.1290* | 0.0845 | 0.0965 | 0.0815 | 0.1180* | 0.0830 | 0.0935 | 0.0820 |
| 0.90 | 0.1320* | 0.0840 | 0.0960 | 0.0805 | 0.1280* | 0.0800 | 0.0940 | 0.0785 | 0.1170* | 0.0755 | 0.0870 | 0.0760 |
| 1.00 | 0.1300* | 0.0765 | 0.0945 | 0.0790 | 0.1265* | 0.0710 | 0.0920 | 0.0700 | 0.1210* | 0.0670 | 0.0855 | 0.0640 |
| 1.50 | 0.1290* | 0.0510 | 0.0900 | 0.0775 | 0.1145* | 0.0430 | 0.0905 | 0.0680 | 0.1225* | 0.0400 | 0.0835 | 0.0525 |
| 1.60 | 0.1280* | 0.0480 | 0.0875 | 0.0750 | 0.1110 | 0.0380 | 0.0890 | 0.0655 | 0.1100 | 0.0365 | 0.0825 | 0.0500 |
| 2.00 | 0.1265* | 0.0380 | 0.0855 | 0.0715 | 0.1005 | 0.0260 | 0.0870 | 0.0610 | 0.1025 | 0.0220 | 0.0800 | 0.0470 |
| 2.50 | 0.1235* | 0.0335 | 0.0815 | 0.0650 | 0.0890 | 0.0165 | 0.0845 | 0.0590 | 0.0930 | 0.0115 | 0.0775 | 0.0460 |
| 3.00 | 0.1205* | 0.0275 | 0.0780 | 0.0615 | 0.0770 | 0.0130 | 0.0755 | 0.0555 | 0.0765 | 0.0085 | 0.0730 | 0.0425 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.4 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.1110 | 0.1035 | 0.1005 | 0.1035 | 0.1060 | 0.0995 | 0.0980 | 0.0995 | 0.1050 | 0.1025 | 0.0965 | 0.0945 |
| 0.10 | 0.1110 | 0.1030 | 0.1000 | 0.1030 | 0.1045 | 0.0980 | 0.0975 | 0.0980 | 0.1035 | 0.1030 | 0.0950 | 0.0940 |
| 0.20 | 0.1105 | 0.1020 | 0.0995 | 0.1015 | 0.1025 | 0.0965 | 0.0965 | 0.0960 | 0.1005 | 0.0855 | 0.0940 | 0.0935 |
| 0.30 | 0.1100 | 0.1015 | 0.0990 | 0.1010 | 0.1010 | 0.0965 | 0.0955 | 0.0955 | 0.0995 | 0.1035 | 0.0930 | 0.0930 |
| 0.40 | 0.1090 | 0.0995 | 0.0985 | 0.0985 | 0.1005 | 0.0930 | 0.0945 | 0.0925 | 0.0960 | 0.1000 | 0.0915 | 0.0910 |
| 0.50 | 0.1085 | 0.0965 | 0.0975 | 0.0960 | 0.0995 | 0.0895 | 0.0935 | 0.0920 | 0.0945 | 0.0950 | 0.0910 | 0.0900 |
| 0.60 | 0.1070 | 0.0895 | 0.0955 | 0.0900 | 0.0980 | 0.0855 | 0.0920 | 0.0895 | 0.0935 | 0.0900 | 0.0880 | 0.0855 |
| 0.70 | 0.1055 | 0.0825 | 0.0895 | 0.0825 | 0.0970 | 0.0810 | 0.0845 | 0.0780 | 0.0905 | 0.0840 | 0.0855 | 0.0780 |
| 0.80 | 0.1050 | 0.0805 | 0.0855 | 0.0800 | 0.0960 | 0.0745 | 0.0820 | 0.0775 | 0.0890 | 0.0750 | 0.0820 | 0.0650 |
| 0.90 | 0.1040 | 0.0725 | 0.0825 | 0.0730 | 0.0955 | 0.0685 | 0.0800 | 0.0660 | 0.0870 | 0.0700 | 0.0785 | 0.0585 |
| 1.00 | 0.1035 | 0.0640 | 0.0805 | 0.0660 | 0.0935 | 0.0635 | 0.0790 | 0.0610 | 0.0875 | 0.0630 | 0.0760 | 0.0470 |
| 1.50 | 0.1020 | 0.0315 | 0.0800 | 0.0575 | 0.0935 | 0.0275 | 0.0760 | 0.0535 | 0.0795 | 0.0275 | 0.0740 | 0.0410 |
| 1.60 | 0.0970 | 0.0250 | 0.0785 | 0.0485 | 0.0905 | 0.0210 | 0.0755 | 0.0445 | 0.0790 | 0.0190 | 0.0735 | 0.0385 |
| 2.00 | 0.0935 | 0.0150 | 0.0755 | 0.0435 | 0.0850 | 0.0130 | 0.0745 | 0.0405 | 0.0780 | 0.0090 | 0.0725 | 0.0350 |
| 2.50 | 0.0855 | 0.0100 | 0.0735 | 0.0415 | 0.0780 | 0.0070 | 0.0735 | 0.0385 | 0.0750 | 0.0045 | 0.0610 | 0.0260 |
| 3.00 | 0.0765 | 0.0070 | 0.0695 | 0.0395 | 0.0745 | 0.0030 | 0.0655 | 0.0330 | 0.0730 | 0.0025 | 0.0575 | 0.0230 |

<u>ตารางที่ 4.4</u> (ต่อ)

| CV \ $n_1: n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0965 | 0.0880 | 0.0870 | 0.0880 | 0.0955 | 0.0850 | 0.0835 | 0.0850 | 0.0945 | 0.0800 | 0.0825 | 0.0800 |
| 0.10 | 0.0940 | 0.0865 | 0.0860 | 0.0865 | 0.0940 | 0.0835 | 0.0830 | 0.0835 | 0.0930 | 0.0790 | 0.0820 | 0.0925 |
| 0.20 | 0.0925 | 0.0855 | 0.0860 | 0.0865 | 0.0930 | 0.0825 | 0.0830 | 0.0865 | 0.0915 | 0.0775 | 0.0810 | 0.0910 |
| 0.30 | 0.0925 | 0.0840 | 0.0855 | 0.0860 | 0.0915 | 0.0815 | 0.0825 | 0.0840 | 0.0900 | 0.0765 | 0.0805 | 0.0835 |
| 0.40 | 0.0915 | 0.0830 | 0.0845 | 0.0855 | 0.0905 | 0.0800 | 0.0815 | 0.0825 | 0.0895 | 0.0740 | 0.0790 | 0.0810 |
| 0.50 | 0.0885 | 0.0815 | 0.0835 | 0.0840 | 0.0865 | 0.0730 | 0.0810 | 0.0800 | 0.0865 | 0.0710 | 0.0755 | 0.0770 |
| 0.60 | 0.0865 | 0.0800 | 0.0815 | 0.0780 | 0.0855 | 0.0715 | 0.0790 | 0.0780 | 0.0855 | 0.0700 | 0.0720 | 0.0715 |
| 0.70 | 0.0865 | 0.0760 | 0.0800 | 0.0705 | 0.0840 | 0.0700 | 0.0765 | 0.0705 | 0.0810 | 0.0685 | 0.0705 | 0.0605 |
| 0.80 | 0.0855 | 0.0710 | 0.0795 | 0.0575 | 0.0825 | 0.0680 | 0.0750 | 0.0515 | 0.0785 | 0.0650 | 0.0680 | 0.0495 |
| 0.90 | 0.0795 | 0.0630 | 0.0755 | 0.0515 | 0.0760 | 0.0605 | 0.0730 | 0.0480 | 0.0735 | 0.0575 | 0.0665 | 0.0430 |
| 1.00 | 0.0775 | 0.0550 | 0.0730 | 0.0420 | 0.0710 | 0.0535 | 0.0685 | 0.0365 | 0.0635 | 0.0520 | 0.0620 | 0.0345 |
| 1.50 | 0.0750 | 0.0235 | 0.0705 | 0.0360 | 0.0675 | 0.0200 | 0.0650 | 0.0345 | 0.0605 | 0.0200 | 0.0565 | 0.0295 |
| 1.60 | 0.0735 | 0.0155 | 0.0695 | 0.0320 | 0.0665 | 0.0135 | 0.0620 | 0.0295 | 0.0595 | 0.0120 | 0.0510 | 0.0255 |
| 2.00 | 0.0725 | 0.0075 | 0.0685 | 0.0295 | 0.0650 | 0.0055 | 0.0575 | 0.0265 | 0.0585 | 0.0045 | 0.0480 | 0.0240 |
| 2.50 | 0.0700 | 0.0025 | 0.0600 | 0.0165 | 0.0625 | 0.0020 | 0.0515 | 0.0180 | 0.0565 | 0.0015 | 0.0435 | 0.0140 |
| 3.00 | 0.0675 | 0.0010 | 0.0535 | 0.0130 | 0.0600 | 0.0010 | 0.0495 | 0.0100 | 0.0555 | 0.0005 | 0.0340 | 0.0085 |

ตารางที่ 4.5 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00] เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20 30 40 50 70 และ 100 ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.55 , 3.00] , [0.30 , 3.00] และ [0.30 , 3.00] ตามลำดับ

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

ตารางที่ 4.5 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0345* | 0.0135 | 0.0110 | 0.0115 | 0.0210* | 0.0125 | 0.0085 | 0.0095 | 0.0175* | 0.0090 | 0.0075 | 0.0085 |
| 0.10 | 0.0325* | 0.0135 | 0.0090 | 0.0100 | 0.0190* | 0.0115 | 0.0070 | 0.0090 | 0.0165* | 0.0080 | 0.0060 | 0.0080 |
| 0.20 | 0.0285* | 0.0125 | 0.0070 | 0.0100 | 0.0170* | 0.0115 | 0.0065 | 0.0080 | 0.0155* | 0.0065 | 0.0055 | 0.0065 |
| 0.25 | 0.0240* | 0.0120 | 0.0065 | 0.0095 | 0.0155* | 0.0105 | 0.0060 | 0.0075 | 0.0140* | 0.0050 | 0.0050 | 0.0055 |
| 0.30 | 0.0220* | 0.0110 | 0.0055 | 0.0085 | 0.0125 | 0.0080 | 0.0050 | 0.0065 | 0.0075 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0045 |
| 0.40 | 0.0195* | 0.0090 | 0.0050 | 0.0065 | 0.0095 | 0.0060 | 0.0045 | 0.0050 | 0.0055 | 0.0045 | 0.0035 | 0.0035 |
| 0.50 | 0.0185* | 0.0090 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0080 | 0.0055 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0045 | 0.0030 | 0.0035 | 0.0025 |
| 0.55 | 0.0135 | 0.0080 | 0.0035 | 0.0040 | 0.0085 | 0.0045 | 0.0025 | 0.0030 | 0.0040 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0020 |
| 0.60 | 0.0125 | 0.0045 | 0.0020 | 0.0025 | 0.0060 | 0.0040 | 0.0015 | 0.0015 | 0.0035 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0015 |
| 0.70 | 0.0095 | 0.0040 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0040 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0010 |
| 0.80 | 0.0075 | 0.0035 | 0.0005 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0005 |
| 0.90 | 0.0060 | 0.0020 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 |
| 1.00 | 0.0030 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.50 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.5 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0125 | 0.0085 | 0.0070 | 0.0080 | 0.0115 | 0.0080 | 0.0065 | 0.0075 | 0.0110 | 0.0070 | 0.0055 | 0.0070 |
| 0.10 | 0.0110 | 0.0070 | 0.0065 | 0.0070 | 0.0095 | 0.0065 | 0.0060 | 0.0070 | 0.0100 | 0.0055 | 0.0045 | 0.0055 |
| 0.20 | 0.0090 | 0.0060 | 0.0050 | 0.0065 | 0.0090 | 0.0055 | 0.0045 | 0.0060 | 0.0080 | 0.0045 | 0.0040 | 0.0045 |
| 0.25 | 0.0080 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0075 | 0.0045 | 0.0035 | 0.0045 | 0.0070 | 0.0035 | 0.0025 | 0.0030 |
| 0.30 | 0.0070 | 0.0045 | 0.0030 | 0.0040 | 0.0070 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0035 | 0.0065 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0030 |
| 0.40 | 0.0055 | 0.0035 | 0.0025 | 0.0030 | 0.0050 | 0.0025 | 0.0015 | 0.0030 | 0.0040 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0020 |
| 0.50 | 0.0040 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0025 | 0.0040 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0035 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0015 |
| 0.55 | 0.0035 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 |
| 0.60 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0005 | 0.000 | 0.0005 |
| 0.70 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 |
| 0.80 | 0.0015 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.90 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.50 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.5 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0110 | 0.0065 | 0.0050 | 0.0065 | 0.0100 | 0.0050 | 0.0045 | 0.0050 | 0.0095 | 0.0040 | 0.0035 | 0.0040 |
| 0.10 | 0.0090 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0080 | 0.0045 | 0.0035 | 0.0045 | 0.0075 | 0.0030 | 0.0025 | 0.0035 |
| 0.20 | 0.0080 | 0.0040 | 0.0030 | 0.0035 | 0.0075 | 0.0035 | 0.0030 | 0.0030 | 0.0060 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0025 |
| 0.25 | 0.0070 | 0.0030 | 0.0025 | 0.0030 | 0.0060 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0025 | 0.0050 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0020 |
| 0.30 | 0.0065 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0025 | 0.0045 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0035 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0015 |
| 0.40 | 0.0040 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0030 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0025 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 |
| 0.50 | 0.0030 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 |
| 0.55 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0001 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.60 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.70 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.80 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.90 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.50 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.6 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00] เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20 30 40 50 70 และ 100 ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.50 , 3.00] , [0.25 , 3.00] และ [0.25 , 3.00] ตามลำดับ

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

ผลสรุปของตารางที่ 4.6 มีลักษณะคล้ายคลึงกับตารางที่ 4.5 แต่ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้มากขึ้น เนื่องจากเมื่อระดับนัยสำคัญมากขึ้น เกณฑ์ที่ใช้พิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จะกว้างขึ้น จึงทำให้โอกาสที่ควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ที่ได้จากการทดลองมีค่าอยู่ในขอบเขตของเกณฑ์ที่ใช้พิจารณา

<u>ตารางที่ 4.6</u> ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.1000* | 0.0580 | 0.0530 | 0.0560 | 0.0710* | 0.0510 | 0.0495 | 0.0505 | 0.0620* | 0.0495 | 0.0470 | 0.0495 |
| 0.10 | 0.0950* | 0.0555 | 0.0475 | 0.0515 | 0.0700* | 0.0480 | 0.0425 | 0.0475 | 0.0605* | 0.0445 | 0.0410 | 0.0445 |
| 0.20 | 0.0915* | 0.0525 | 0.0430 | 0.0500 | 0.0660* | 0.0465 | 0.0410 | 0.0440 | 0.0590* | 0.0435 | 0.0395 | 0.0430 |
| 0.25 | 0.0835* | 0.0510 | 0.0400 | 0.0490 | 0.0550 | 0.0430 | 0.0395 | 0.0415 | 0.0520 | 0.0400 | 0.0370 | 0.0405 |
| 0.30 | 0.0710* | 0.0490 | 0.0395 | 0.0435 | 0.0505 | 0.0385 | 0.0345 | 0.0365 | 0.0455 | 0.0385 | 0.0310 | 0.0365 |
| 0.40 | 0.0690* | 0.0390 | 0.0340 | 0.0355 | 0.0430 | 0.0365 | 0.0330 | 0.0335 | 0.0425 | 0.0345 | 0.0310 | 0.0325 |
| 0.45 | 0.0615* | 0.0385 | 0.0325 | 0.0345 | 0.0415 | 0.0330 | 0.0315 | 0.0320 | 0.0405 | 0.0325 | 0.0290 | 0.0305 |
| 0.50 | 0.0580 | 0.0365 | 0.0295 | 0.0300 | 0.0350 | 0.0245 | 0.0265 | 0.0270 | 0.0380 | 0.0225 | 0.0260 | 0.0265 |
| 0.60 | 0.0470 | 0.0280 | 0.0200 | 0.0205 | 0.0290 | 0.0210 | 0.0200 | 0.0200 | 0.0290 | 0.0205 | 0.0210 | 0.0200 |
| 0.70 | 0.0370 | 0.0215 | 0.0180 | 0.0195 | 0.0255 | 0.0180 | 0.0170 | 0.0160 | 0.0225 | 0.0145 | 0.0150 | 0.0135 |
| 0.80 | 0.0350 | 0.0200 | 0.0110 | 0.0125 | 0.0205 | 0.0090 | 0.0090 | 0.0065 | 0.0150 | 0.0075 | 0.0085 | 0.0060 |
| 0.90 | 0.0265 | 0.0125 | 0.0060 | 0.0070 | 0.0110 | 0.0055 | 0.0060 | 0.0040 | 0.0095 | 0.0025 | 0.0055 | 0.0035 |
| 1.00 | 0.0195 | 0.0080 | 0.0050 | 0.0025 | 0.0095 | 0.0010 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0060 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0010 |
| 1.50 | 0.0120 | 0.0060 | 0.0025 | 0.0005 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0015 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 |
| 2.00 | 0.0035 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0015 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.6 (ต่อ)

| $n_1: n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0565 | 0.0475 | 0.0450 | 0.0475 | 0.0550 | 0.0460 | 0.0430 | 0.0460 | 0.0535 | 0.0405 | 0.0380 | 0.0400 |
| 0.10 | 0.0600 | 0.0445 | 0.0400 | 0.0440 | 0.0495 | 0.0440 | 0.0390 | 0.0440 | 0.0500 | 0.0390 | 0.0335 | 0.0390 |
| 0.20 | 0.0445 | 0.0380 | 0.0340 | 0.0370 | 0.0485 | 0.0355 | 0.0330 | 0.0345 | 0.0415 | 0.0290 | 0.0275 | 0.0290 |
| 0.25 | 0.0425 | 0.0375 | 0.0335 | 0.0365 | 0.0450 | 0.0330 | 0.0315 | 0.0320 | 0.0390 | 0.0290 | 0.0270 | 0.0290 |
| 0.30 | 0.0415 | 0.0365 | 0.0330 | 0.0355 | 0.0330 | 0.0310 | 0.0300 | 0 .0310 | 0.0365 | 0.0260 | 0.0230 | 0.0255 |
| 0.40 | 0.0380 | 0.0335 | 0.0310 | 0.0320 | 0.0320 | 0.0275 | 0.0265 | 0.0270 | 0.0300 | 0.0245 | 0.0240 | 0.0245 |
| 0.45 | 0.0360 | 0.0315 | 0.0290 | 0.0300 | 0.0300 | 0.0255 | 0.0245 | 0.0250 | 0.0280 | 0.0225 | 0.0220 | 0.0225 |
| 0.50 | 0.0305 | 0.0255 | 0.0245 | 0.0235 | 0.0295 | 0.0235 | 0.0245 | 0.0230 | 0.0270 | 0.0205 | 0.0210 | 0.0215 |
| 0.60 | 0.0245 | 0.0180 | 0.0180 | 0.0170 | 0.0200 | 0.0150 | 0.0165 | 0.0165 | 0.0175 | 0.0135 | 0.0150 | 0.0145 |
| 0.70 | 0.0290 | 0.0165 | 0.0175 | 0.0150 | 0.0165 | 0.0110 | 0.0145 | 0.0125 | 0.0145 | 0.0085 | 0.0135 | 0.0125 |
| 0.80 | 0.0135 | 0.0075 | 0.0115 | 0.0080 | 0.0125 | 0.0060 | 0.0095 | 0.0080 | 0.0115 | 0.0035 | 0.0065 | 0.0055 |
| 0.90 | 0.0105 | 0.0030 | 0.0070 | 0.0030 | 0.0105 | 0.0015 | 0.0050 | 0.0025 | 0.0095 | 0.0005 | 0.0035 | 0.0020 |
| 1.00 | 0.0075 | 0.0015 | 0.0050 | 0.0015 | 0.0055 | 0.0010 | 0.0025 | 0.0010 | 0.0035 | 0.0000 | 0.0015 | 0.0010 |
| 1.50 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.6 (ต่อ)

| CV \ $n_1 : n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0525 | 0.0400 | 0.0375 | 0.0395 | 0.0500 | 0.0390 | 0.0370 | 0.0390 | 0.0455 | 0.0350 | 0.0320 | 0.0350 |
| 0.10 | 0.0475 | 0.0365 | 0.0345 | 0.0365 | 0.0455 | 0.0345 | 0.0335 | 0.0345 | 0.0430 | 0.0330 | 0.0310 | 0.0330 |
| 0.20 | 0.0450 | 0.0275 | 0.0250 | 0.0270 | 0.0360 | 0.0250 | 0.0240 | 0.0250 | 0.0350 | 0.0235 | 0.0225 | 0.0235 |
| 0.25 | 0.0405 | 0.0260 | 0.0245 | 0.0255 | 0.0395 | 0.0250 | 0.0240 | 0.0250 | 0.0325 | 0.0225 | 0.0210 | 0.0225 |
| 0.30 | 0.0395 | 0.0245 | 0.0235 | 0.0245 | 0.0350 | 0.0205 | 0.0205 | 0.0205 | 0.0270 | 0.0190 | 0.0190 | 0.0190 |
| 0.40 | 0.0355 | 0.0215 | 0.0215 | 0.0215 | 0.0325 | 0.0190 | 0.0200 | 0.0205 | 0.0255 | 0.0145 | 0.0145 | 0.0155 |
| 0.45 | 0.0335 | 0.0210 | 0.0210 | 0.0210 | 0.0305 | 0.0170 | 0.0180 | 0.0185 | 0.0235 | 0.0125 | 0.0125 | 0.0135 |
| 0.50 | 0.0285 | 0.0200 | 0.0205 | 0.0205 | 0.0285 | 0.0155 | 0.0165 | 0.0165 | 0.0200 | 0.0110 | 0.0130 | 0.0125 |
| 0.60 | 0.0215 | 0.0100 | 0.0130 | 0.0125 | 0.0180 | 0.0060 | 0.0070 | 0.0070 | 0.0155 | 0.0035 | 0.0045 | 0.0045 |
| 0.70 | 0.0195 | 0.0065 | 0.0080 | 0.0080 | 0.0150 | 0.0025 | 0.0045 | 0.0035 | 0.0125 | 0.0010 | 0.0025 | 0.0020 |
| 0.80 | 0.0135 | 0.0025 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0100 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0095 | 0.0005 | 0.0015 | 0.0010 |
| 0.90 | 0.0090 | 0.0005 | 0.0020 | 0.0010 | 0.0075 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0055 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0015 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.50 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.7 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00] เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20 30 40 50 70 และ 100 ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.50 , 3.00] , [0.25 , 3.00] และ [0.25 , 3.00] ตามลำดับ

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกกรณีที่ศึกษา

ตารางที่ 4.7 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.1685* | 0.1110 | 0.0995 | 0.1100 | 0.1390* | 0.1085 | 0.0975 | 0.1035 | 0.1195* | 0.1030 | 0.0960 | 0.1025 |
| 0.10 | 0.1595* | 0.1100 | 0.0975 | 0.1080 | 0.1275* | 0.1025 | 0.0955 | 0.1000 | 0.1150* | 0.0975 | 0.0945 | 0.0975 |
| 0.20 | 0.1535* | 0.1080 | 0.0885 | 0.1010 | 0.1170* | 0.0970 | 0.0930 | 0.0965 | 0.1135* | 0.0910 | 0.0865 | 0.0895 |
| 0.25 | 0.1440* | 0.1010 | 0.0855 | 0.0935 | 0.1100 | 0.0915 | 0.0845 | 0.0900 | 0.0945 | 0.0875 | 0.0835 | 0.0870 |
| 0.30 | 0.1300* | 0.0890 | 0.0820 | 0.0855 | 0.1090 | 0.0870 | 0.0810 | 0.0845 | 0.0925 | 0.0810 | 0.0795 | 0.0795 |
| 0.40 | 0.1235* | 0.0825 | 0.0700 | 0.0755 | 0.0905 | 0.0745 | 0.0695 | 0.0705 | 0.0755 | 0.0630 | 0.0630 | 0.0615 |
| 0.45 | 0.1175* | 0.0800 | 0.0675 | 0.0720 | 0.0885 | 0.0725 | 0.0675 | 0.0685 | 0.0735 | 0.0610 | 0.0610 | 0.0600 |
| 0.50 | 0.1100 | 0.0805 | 0.0685 | 0.0650 | 0.0840 | 0.0700 | 0.0670 | 0.0645 | 0.0740 | 0.0625 | 0.0620 | 0.0565 |
| 0.60 | 0.0845 | 0.0570 | 0.0510 | 0.0435 | 0.0700 | 0.0505 | 0.0500 | 0.0430 | 0.0580 | 0.0400 | 0.0425 | 0.0390 |
| 0.70 | 0.0725 | 0.0560 | 0.0480 | 0.0380 | 0.0585 | 0.0420 | 0.0460 | 0.0340 | 0.0570 | 0.0360 | 0.0400 | 0.0345 |
| 0.80 | 0.0705 | 0.0425 | 0.0360 | 0.0250 | 0.0475 | 0.0270 | 0.0350 | 0.0240 | 0.0400 | 0.0240 | 0.0325 | 0.0240 |
| 0.90 | 0.0580 | 0.0330 | 0.0300 | 0.0170 | 0.0320 | 0.0185 | 0.0240 | 0.0135 | 0.0260 | 0.0135 | 0.0235 | 0.0135 |
| 1.00 | 0.0420 | 0.0205 | 0.0205 | 0.0120 | 0.0265 | 0.0120 | 0.0190 | 0.0085 | 0.0255 | 0.0080 | 0.0180 | 0.0080 |
| 1.50 | 0.0355 | 0.0140 | 0.0145 | 0.0050 | 0.0190 | 0.0040 | 0.0090 | 0.0035 | 0.0125 | 0.0020 | 0.0055 | 0.0020 |
| 2.00 | 0.0205 | 0.0030 | 0.0035 | 0.0015 | 0.0120 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0080 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.7 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.1110 | 0.1020 | 0.0950 | 0.1020 | 0.1015 | 0.1000 | 0.0945 | 0.1015 | 0.1000 | 0.0970 | 0.0930 | 0.0965 |
| 0.10 | 0.1100 | 0.0990 | 0.0900 | 0.0990 | 0.1000 | 0.0960 | 0.0925 | 0.0955 | 0.0950 | 0.0925 | 0.0895 | 0.0920 |
| 0.20 | 0.0970 | 0.0870 | 0.0835 | 0.0855 | 0.0960 | 0.0815 | 0.0795 | 0.0800 | 0.0840 | 0.0800 | 0.0790 | 0.0800 |
| 0.25 | 0.0920 | 0.0890 | 0.0850 | 0.0870 | 0.0865 | 0.0780 | 0.0760 | 0.0775 | 0.0710 | 0.0680 | 0.0670 | 0.0675 |
| 0.30 | 0.0915 | 0.0800 | 0.0835 | 0.0840 | 0.0730 | 0.0690 | 0.0690 | 0.0690 | 0.0690 | 0.0625 | 0.0625 | 0.0625 |
| 0.40 | 0.0815 | 0.0720 | 0.0715 | 0.0705 | 0.0705 | 0.0645 | 0.0655 | 0.0640 | 0.0630 | 0.0590 | 0.0600 | 0.0595 |
| 0.45 | 0.0700 | 0.0605 | 0.0620 | 0.0590 | 0.0665 | 0.0605 | 0.0610 | 0.0600 | 0.0595 | 0.0555 | 0.0565 | 0.0560 |
| 0.50 | 0.0665 | 0.0570 | 0.0590 | 0.0570 | 0.0635 | 0.0560 | 0.0595 | 0.0565 | 0.0575 | 0.0470 | 0.0505 | 0.0490 |
| 0.60 | 0.0620 | 0.0480 | 0.0525 | 0.0485 | 0.0505 | 0.0435 | 0.0515 | 0.0465 | 0.0490 | 0.0335 | 0.0445 | 0.0415 |
| 0.70 | 0.0560 | 0.0400 | 0.0520 | 0.0415 | 0.0480 | 0.0360 | 0.0430 | 0.0405 | 0.0420 | 0.0265 | 0.0380 | 0.0340 |
| 0.80 | 0.0345 | 0.0235 | 0.0290 | 0.0250 | 0.0345 | 0.0230 | 0.0285 | 0.0235 | 0.0330 | 0.0195 | 0.0270 | 0.0220 |
| 0.90 | 0.0330 | 0.0160 | 0.0270 | 0.0195 | 0.0330 | 0.0140 | 0.0210 | 0.0180 | 0.0310 | 0.0090 | 0.0190 | 0.0160 |
| 1.00 | 0.0225 | 0.0085 | 0.0200 | 0.0125 | 0.0205 | 0.0045 | 0.0150 | 0.0100 | 0.0185 | 0.0040 | 0.0080 | 0.0065 |
| 1.50 | 0.0140 | 0.0010 | 0.0115 | 0.0020 | 0.0110 | 0.0005 | 0.0095 | 0.0005 | 0.0100 | 0.0000 | 0.0050 | 0.0005 |
| 2.00 | 0.0080 | 0.0000 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0050 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.7 (ต่อ)

| CV \ $n_1 : n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0990 | 0.0955 | 0.0930 | 0.0955 | 0.0970 | 0.0910 | 0.0905 | 0.0910 | 0.0820 | 0.0790 | 0.0790 | 0.0790 |
| 0.10 | 0.0870 | 0.0850 | 0.0840 | 0.0850 | 0.0820 | 0.0815 | 0.0805 | 0.0815 | 0.0795 | 0.0675 | 0.0670 | 0.0675 |
| 0.20 | 0.0795 | 0.0770 | 0.0760 | 0.0770 | 0.0790 | 0.0760 | 0.0760 | 0.0760 | 0.0670 | 0.0655 | 0.0650 | 0.0655 |
| 0.25 | 0.0785 | 0.0655 | 0.0655 | 0.0655 | 0.0690 | 0.0670 | 0.0670 | 0.0670 | 0.0625 | 0.0605 | 0.0605 | 0.0605 |
| 0.30 | 0.0670 | 0.0625 | 0.0630 | 0.0630 | 0.0570 | 0.0545 | 0.0550 | 0.0555 | 0.0510 | 0.0485 | 0.0485 | 0.0490 |
| 0.40 | 0.0620 | 0.0580 | 0.0595 | 0.0590 | 0.0550 | 0.0525 | 0.0530 | 0.0525 | 0.0445 | 0.0405 | 0.0425 | 0.0420 |
| 0.45 | 0.0585 | 0.0545 | 0.0560 | 0.0555 | 0.0520 | 0.0495 | 0.0500 | 0.0495 | 0.0415 | 0.0375 | 0.0395 | 0.0390 |
| 0.50 | 0.0575 | 0.0485 | 0.0525 | 0.0505 | 0.0500 | 0.0450 | 0.0485 | 0.0475 | 0.0355 | 0.0315 | 0.0345 | 0.0345 |
| 0.60 | 0.0485 | 0.0405 | 0.0470 | 0.0445 | 0.0455 | 0.0350 | 0.0435 | 0.0410 | 0.0290 | 0.0205 | 0.0280 | 0.0265 |
| 0.70 | 0.0365 | 0.0290 | 0.0355 | 0.0350 | 0.0355 | 0.0205 | 0.0335 | 0.0300 | 0.0250 | 0.0095 | 0.0220 | 0.0210 |
| 0.80 | 0.0295 | 0.0210 | 0.0275 | 0.0250 | 0.0215 | 0.0110 | 0.0210 | 0.0205 | 0.0175 | 0.0035 | 0.0135 | 0.0130 |
| 0.90 | 0.0245 | 0.0150 | 0.0220 | 0.0190 | 0.0200 | 0.0050 | 0.0180 | 0.0130 | 0.0120 | 0.0005 | 0.0075 | 0.0050 |
| 1.00 | 0.0170 | 0.0025 | 0.0065 | 0.0045 | 0.0125 | 0.0010 | 0.0045 | 0.0030 | 0.0070 | 0.0000 | 0.0025 | 0.0015 |
| 1.50 | 0.0125 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0005 | 0.0090 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0075 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

ตารางที่ 4.8 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความ คลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 , 100] ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.60 , 3.00] , [0.45 , 3.00] และ [0.45 , 3.00] ตามลำดับ

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

ตารางที่ 4.8 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0900* | 0.0745* | 0.0670* | 0.0735* | 0.0860* | 0.0745* | 0.0640* | 0.0735* | 0.0840* | 0.0735* | 0.0600* | 0.0725* |
| 0.10 | 0.0835* | 0.0660* | 0.0585* | 0.0670* | 0.0785* | 0.0640* | 0.0550* | 0.0635* | 0.0675* | 0.0565* | 0.0425* | 0.0560* |
| 0.20 | 0.0690* | 0.0605* | 0.0475* | 0.0510* | 0.0530* | 0.0445* | 0.0420* | 0.0430* | 0.0415* | 0.0325* | 0.0275* | 0.0305* |
| 0.25 | 0.0465* | 0.0360* | 0.0240* | 0.0270* | 0.0435* | 0.0270* | 0.0220* | 0.0235* | 0.0305* | 0.0250* | 0.0200* | 0.0235* |
| 0.30 | 0.0450* | 0.0135 | 0.0135 | 0.0125 | 0.0365* | 0.0125 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0210* | 0.0120 | 0.0115 | 0.0115 |
| 0.40 | 0.0290* | 0.0125 | 0.0100 | 0.0110 | 0.0165* | 0.0115 | 0.0090 | 0.0100 | 0.0150* | 0.0110 | 0.0085 | 0.0090 |
| 0.45 | 0.0245* | 0.0110 | 0.0070 | 0.0085 | 0.0135 | 0.0095 | 0.0060 | 0.0075 | 0.0095 | 0.0070 | 0.0055 | 0.0065 |
| 0.50 | 0.0240* | 0.0090 | 0.0055 | 0.0060 | 0.0075 | 0.0055 | 0.0050 | 0.0055 | 0.0060 | 0.0050 | 0.0045 | 0.0050 |
| 0.55 | 0.0165* | 0.0075 | 0.0035 | 0.0050 | 0.0045 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0025 | 0.0040 | 0.0025 | 0.0015 | 0.0025 |
| 0.60 | 0.0135 | 0.0055 | 0.0020 | 0.0040 | 0.0030 | 0.0025 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0010 |
| 0.70 | 0.0095 | 0.0035 | 0.0010 | 0.0035 | 0.0025 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 |
| 0.80 | 0.0085 | 0.0015 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 |
| 0.90 | 0.0075 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0030 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.8 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0700* | 0.0640* | 0.0500* | 0.0640* | 0.0650* | 0.0560* | 0.0490* | 0.0560* | 0.0600* | 0.0520* | 0.0450* | 0.0520* |
| 0.10 | 0.0585* | 0.0500* | 0.0440* | 0.0500* | 0.0510* | 0.0440* | 0.0335* | 0.0435* | 0.0520* | 0.0410* | 0.0320* | 0.0410* |
| 0.20 | 0.0350* | 0.0245* | 0.0235* | 0.0285* | 0.0325* | 0.0310* | 0.0220* | 0.0310* | 0.0375* | 0.0255* | 0.0215* | 0.0255* |
| 0.25 | 0.0275* | 0.0225* | 0.0200* | 0.0215* | 0.0285* | 0.0215* | 0.0195* | 0.0210* | 0.0270* | 0.0210* | 0.0185* | 0.0200* |
| 0.30 | 0.0115 | 0.0110 | 0.0100 | 0.0110 | 0.0110 | 0.0105 | 0.0095 | 0.0100 | 0.0105 | 0.0085 | 0.0085 | 0.0085 |
| 0.40 | 0.0110 | 0.0100 | 0.0080 | 0.0080 | 0.0055 | 0.0075 | 0.0060 | 0.0065 | 0.0040 | 0.0060 | 0.0050 | 0.0055 |
| 0.45 | 0.0085 | 0.0065 | 0.0050 | 0.0055 | 0.0045 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0035 | 0.0040 |
| 0.50 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0045 | 0.0040 | 0.0030 | 0.0030 | 0.0025 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0025 |
| 0.55 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0030 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0010 |
| 0.60 | 0.0025 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.70 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.80 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.90 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.8 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.0550* | 0.0455* | 0.0350* | 0.0450* | 0.0475* | 0.0405* | 0.0255* | 0.0400* | 0.0375* | 0.0330* | 0.0210* | 0.0330* |
| 0.10 | 0.0420* | 0.0400* | 0.0220* | 0.0395* | 0.0395* | 0.0355* | 0.0200* | 0.0355* | 0.0315* | 0.0275* | 0.0185* | 0.0275* |
| 0.20 | 0.0350* | 0.0225* | 0.0185* | 0.0235* | 0.0265* | 0.0210* | 0.0170* | 0.0200* | 0.0225* | 0.0185* | 0.0160* | 0.0185* |
| 0.25 | 0.0220* | 0.0175* | 0.0165* | 0.0175* | 0.0210* | 0.0150* | 0.0155* | 0.0150* | 0.0175* | 0.0145* | 0.0140* | 0.0145* |
| 0.30 | 0.0100 | 0.0070 | 0.0055 | 0.0070 | 0.0080 | 0.0045 | 0.0045 | 0.0045 | 0.0075 | 0.0030 | 0.0030 | 0.0035 |
| 0.40 | 0.0040 | 0.0045 | 0.0040 | 0.0045 | 0.0030 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0015 |
| 0.45 | 0.0025 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 |
| 0.50 | 0.0015 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0005 |
| 0.55 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.60 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.70 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.80 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.90 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.9 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 , 100] ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.55 , 3.00] , [0.40 , 3.00] และ [0.40 , 3.00] ตามลำดับ

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

ตารางที่ 4.9 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.2240* | 0.1950* | 0.1735* | 0.1905* | 0.2055* | 0.1875* | 0.1700* | 0.1865* | 0.1970 * | 0.1800* | 0.1650* | 0.1800* |
| 0.10 | 0.2005* | 0.1505* | 0.1300* | 0.1445* | 0.1715* | 0.1495* | 0.1250* | 0.1490* | 0.1665* | 0.1485* | 0.1335* | 0.1480* |
| 0.20 | 0.1450* | 0.1040* | 0.0985* | 0. 1100* | 0.1190* | 0.1010* | 0.0920* | 0.0985* | 0.1145* | 0.1010* | 0.0900* | 0.0975* |
| 0.25 | 0.1320* | 0.0900* | 0.0810* | 0.0865* | 0.1015* | 0.0880* | 0.0780* | 0.0845* | 0.0910* | 0.0750* | 0.0675* | 0.0730* |
| 0.30 | 0.1230* | 0.0580 | 0.0570 | 0.0555 | 0.0865* | 0.0545 | 0.0555 | 0.0515 | 0.0730* | 0.0535 | 0.0525 | 0.0500 |
| 0.35 | 0.1000* | 0.0565 | 0.0510 | 0.0540 | 0.0650* | 0.0530 | 0.0490 | 0.0485 | 0.0610* | 0.0515 | 0.0465 | 0.0475 |
| 0.40 | 0.0980* | 0.0560 | 0.0475 | 0.0500 | 0.0580 | 0.0515 | 0.0465 | 0.0485 | 0.0555 | 0.0470 | 0.0430 | 0.0470 |
| 0.50 | 0.0650* | 0.0425 | 0.0265 | 0.0310 | 0.0430 | 0.0285 | 0.0220 | 0.0230 | 0.0355 | 0.0255 | 0.0220 | 0.0220 |
| 0.55 | 0.0580 | 0.0330 | 0.0255 | 0.0245 | 0.0330 | 0.0250 | 0.0210 | 0.0215 | 0.0290 | 0.0220 | 0.0200 | 0.0190 |
| 0.60 | 0.0535 | 0.0320 | 0.0175 | 0.0210 | 0.0270 | 0.0175 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0255 | 0.0140 | 0.0140 | 0.0135 |
| 0.70 | 0.0340 | 0.0225 | 0.0090 | 0.0115 | 0.0175 | 0.0085 | 0.0080 | 0.0070 | 0.0160 | 0.0075 | 0.0060 | 0.0065 |
| 0.80 | 0.0350 | 0.0195 | 0.0080 | 0.0085 | 0.0130 | 0.0075 | 0.0075 | 0.0065 | 0.0090 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0035 |
| 0.90 | 0.0215 | 0.0130 | 0.0060 | 0.0075 | 0.0105 | 0.0050 | 0.0060 | 0.0025 | 0.0065 | 0.0015 | 0.0030 | 0.0010 |
| 1.00 | 0.0155 | 0.0085 | 0.0025 | 0.0040 | 0.0055 | 0.0010 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0035 | 0.0010 | 0.0025 | 0.0005 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.9 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.1850* | 0.1790* | 0.1550* | 0.1785* | 0.1735* | 0.1650* | 0.1425* | 0.1650* | 0.1640* | 0.1570* | 0.1420* | 0.1570* |
| 0.10 | 0.1610* | 0.1310* | 0.1180* | 0.1305* | 0.1520* | 0.1230* | 0.1110* | 0.1225* | 0.1400* | 0.1185* | 0.1005* | 0.1185* |
| 0.20 | 0.1180* | 0.0860* | 0.0870* | 0.0850* | 0.1125* | 0.0765* | 0.0710* | 0.0760* | 0.1035* | 0.0700* | 0.0670* | 0.0695* |
| 0.25 | 0.0835* | 0.0770* | 0.0710* | 0.0760* | 0.0815* | 0.0750* | 0.0695* | 0.0750* | 0.0735* | 0.0715 * | 0.0685* | 0.0715* |
| 0.30 | 0.0580 | 0.0560 | 0.0545 | 0.0580 | 0.0585 | 0.0525 | 0.0495 | 0.0525 | 0.0550 | 0.0495 | 0.0465 | 0.0495 |
| 0.35 | 0.0555 | 0.0505 | 0.0450 | 0.0475 | 0.0505 | 0.0460 | 0.0445 | 0.0460 | 0.0385 | 0.0345 | 0.0335 | 0.0345 |
| 0.40 | 0.0455 | 0.0395 | 0.0375 | 0.0385 | 0.0325 | 0.0285 | 0.0270 | 0.0285 | 0.0310 | 0.0255 | 0.0260 | 0.0260 |
| 0.50 | 0.0195 | 0.0180 | 0.0175 | 0.0175 | 0.0180 | 0.0150 | 0.0150 | 0.0150 | 0.0175 | 0.0135 | 0.0140 | 0.0140 |
| 0.55 | 0.0190 | 0.0150 | 0.0150 | 0.0145 | 0.0160 | 0.0125 | 0.0130 | 0.0125 | 0.0155 | 0.0115 | 0.0120 | 0.0125 |
| 0.60 | 0.0140 | 0.0090 | 0.0105 | 0.0090 | 0.0135 | 0.0080 | 0.0090 | 0.0085 | 0.0135 | 0.0065 | 0.0085 | 0.0065 |
| 0.70 | 0.0110 | 0.0085 | 0.0075 | 0.0070 | 0.0060 | 0.0035 | 0.0055 | 0.0040 | 0.0080 | 0.0025 | 0.0040 | 0.0035 |
| 0.80 | 0.0050 | 0.0025 | 0.0025 | 0.0025 | 0.0035 | 0.0020 | 0.0035 | 0.0030 | 0.0045 | 0.0015 | 0.0020 | 0.0015 |
| 0.90 | 0.0035 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0025 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.9 (ต่อ)

| $n_1$: $n_2$ / CV | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.1520* | 0.1500* | 0.0950* | 0.1500* | 0.1400* | 0.1390* | 0.0865* | 0.1390* | 0.1225* | 0.1330* | 0.0725* | 0.1330* |
| 0.10 | 0.1315* | 0.1010* | 0.0825* | 0.1010* | 0.1210* | 0.0970* | 0.0740* | 0.0970* | 0.1005* | 0.0940* | 0.0560* | 0.0940* |
| 0.20 | 0.1035* | 0.0700* | 0.0660* | 0.0685* | 0.0875* | 0.0675* | 0.0640* | 0.0655* | 0.0725* | 0.0610* | 0.0665* | 0.0610* |
| 0.25 | 0.0710* | 0.0680* | 0.0650* | 0.0670* | 0.0675* | 0.0630* | 0.0620* | 0.0630* | 0.0640* | 0.0615* | 0.0600* | 0.0615* |
| 0.30 | 0.0455 | 0.0400 | 0.0385 | 0.0400 | 0.0425 | 0.0395 | 0.0385 | 0.0395 | 0.0355 | 0.0310 | 0.0305 | 0.0310 |
| 0.35 | 0.0385 | 0.0350 | 0.0345 | 0.0350 | 0.0280 | 0.0240 | 0.0240 | 0.0245 | 0.0235 | 0.0210 | 0.0195 | 0.0220 |
| 0.40 | 0.0290 | 0.0235 | 0.0230 | 0.0240 | 0.0235 | 0.0200 | 0.0200 | 0.0200 | 0.0200 | 0.0175 | 0.0170 | 0.0175 |
| 0.50 | 0.0155 | 0.0120 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0100 | 0.0105 | 0.0105 | 0.0105 | 0.0075 | 0.0085 | 0.0095 |
| 0.55 | 0.0145 | 0.0110 | 0.0120 | 0.0115 | 0.0120 | 0.0080 | 0.0100 | 0.0100 | 0.0095 | 0.0030 | 0.0055 | 0.0050 |
| 0.60 | 0.0125 | 0.0055 | 0.0060 | 0.0060 | 0.0075 | 0.0030 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0010 | 0.0025 | 0.0025 |
| 0.70 | 0.0070 | 0.0025 | 0.0040 | 0.0040 | 0.0050 | 0.0010 | 0.0015 | 0.0015 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0005 |
| 0.80 | 0.0040 | 0.0010 | 0.0020 | 0.0015 | 0.0025 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0005 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 0.90 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 1.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.10 แสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 เมื่อพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความ คลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 , 100] ส่วนกรณีที่ขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.55 , 3.00] , [0.40 , 3.00] และ [0.40 , 3.00] ตามลำดับ

2. ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

3. ตัวสถิติทดสอบสกอร์ สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

4. ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00] และทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

<u>ตารางที่ 4.10</u> ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 จากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และสัมประสิทธิ์การแปรผัน

| $n_1 : n_2$ / CV | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.3040* | 0.2840* | 0.2690* | 0.2820* | 0.2805* | 0.2665* | 0.2595* | 0.2655* | 0.2760* | 0.2595* | 0.2545* | 0.2590* |
| 0.10 | 0.2610* | 0.2525* | 0.2370* | 0.2495* | 0.2460* | 0.2385* | 0.2290* | 0.2380* | 0.2450* | 0.2285* | 0.2225* | 0.2280* |
| 0.20 | 0.2390* | 0.2035* | 0.1830* | 0.1920* | 0.1985* | 0.1875* | 0.1765* | 0.1835* | 0.1835* | 0.1780* | 0.1720* | 0.1750* |
| 0.25 | 0.2035* | 0.1695* | 0.1490* | 0.1635* | 0.1710* | 0.1555* | 0.1465* | 0.1500* | 0.1590* | 0.1440* | 0.1380* | 0.1415* |
| 0.30 | 0.1965* | 0.1110 | 0.1055 | 0.1110 | 0.1405* | 0.1100 | 0.1035 | 0.1105 | 0.1350* | 0.1000 | 0.0990 | 0.1005 |
| 0.35 | 0.1710* | 0.1030 | 0.0995 | 0.1100 | 0.1195* | 0.1045 | 0.0985 | 0.1005 | 0.1120* | 0.0995 | 0.0965 | 0.0970 |
| 0.40 | 0.1575* | 0.0975 | 0.0970 | 0.1020 | 0.1110 | 0.0925 | 0.0870 | 0.0890 | 0.1010 | 0.0895 | 0.0860 | 0.0850 |
| 0.50 | 0.1185* | 0.0830 | 0.0655 | 0.0625 | 0.0795 | 0.0640 | 0.0630 | 0.0570 | 0.0695 | 0.0480 | 0.0485 | 0.0470 |
| 0.55 | 0.1110 | 0.0765 | 0.0620 | 0.0550 | 0.0595 | 0.0460 | 0.0465 | 0.0425 | 0.0570 | 0.0435 | 0.0460 | 0.0400 |
| 0.60 | 0.0960 | 0.0630 | 0.0570 | 0.0520 | 0.0510 | 0.0400 | 0.0410 | 0.0360 | 0.0490 | 0.0370 | 0.0410 | 0.0345 |
| 0.70 | 0.0615 | 0.0390 | 0.0345 | 0.0280 | 0.0405 | 0.0285 | 0.0305 | 0.0260 | 0.0380 | 0.0255 | 0.0290 | 0.0245 |
| 0.80 | 0.0625 | 0.0345 | 0.0270 | 0.0240 | 0.0290 | 0.0200 | 0.0220 | 0.0170 | 0.0210 | 0.0140 | 0.0140 | 0.0140 |
| 0.90 | 0.0405 | 0.0250 | 0.0235 | 0.0170 | 0.0260 | 0.0145 | 0.0200 | 0.0115 | 0.0220 | 0.0085 | 0.0120 | 0.0085 |
| 1.00 | 0.0345 | 0.0165 | 0.0170 | 0.0120 | 0.0205 | 0.0090 | 0.0130 | 0.0050 | 0.0150 | 0.0060 | 0.0100 | 0.0060 |
| 2.00 | 0.0020 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.10 (ต่อ)

| $n_1 : n_2$ / CV | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.2700* | 0.2575* | 0.2500* | 0.2545* | 0.2650* | 0.2540* | 0.2415* | 0.2540* | 0.2600* | 0.2485* | 0.2310* | 0.2485* |
| 0.10 | 0.2400* | 0.2290* | 0.2235* | 0.2260* | 0.2345* | 0.2195* | 0.1955* | 0.2195* | 0.2235* | 0.2120* | 0.1765* | 0.2120* |
| 0.20 | 0.1870* | 0.1785* | 0.1750* | 0.1775* | 0.1805* | 0.1750* | 0.1735* | 0.1745* | 0.1675* | 0.1610* | 0.1590* | 0.1605* |
| 0.25 | 0.1515* | 0.1305* | 0.1285* | 0.1300* | 0.1470* | 0.1290* | 0.1285* | 0.1290* | 0.1425* | 0.1255* | 0.1245* | 0.1250* |
| 0.30 | 0.1110 | 0.0990 | 0.0950 | 0.0985 | 0.1100 | 0.0945 | 0.0900 | 0.0940 | 0.1000 | 0.0880 | 0.0875 | 0.0875 |
| 0.35 | 0.1055 | 0.0925 | 0.0915 | 0.0915 | 0.1015 | 0.0805 | 0.0800 | 0.0800 | 0.0860 | 0.0825 | 0.0825 | 0.0825 |
| 0.40 | 0.0925 | 0.0830 | 0.0835 | 0.0825 | 0.0820 | 0.0765 | 0.0770 | 0.0765 | 0.0790 | 0.0725 | 0.0745 | 0.0745 |
| 0.50 | 0.0580 | 0.0415 | 0.0435 | 0.0410 | 0.0545 | 0.0375 | 0.0390 | 0.0380 | 0.0515 | 0.0325 | 0.0370 | 0.0355 |
| 0.55 | 0.0520 | 0.0340 | 0.0360 | 0.0340 | 0.0505 | 0.0330 | 0.0355 | 0.0340 | 0.0440 | 0.0250 | 0.0300 | 0.0270 |
| 0.60 | 0.0385 | 0.0280 | 0.0340 | 0.0300 | 0.0315 | 0.0275 | 0.0300 | 0.0280 | 0.0385 | 0.0200 | 0.0260 | 0.0245 |
| 0.70 | 0.0315 | 0.0190 | 0.0215 | 0.0200 | 0.0270 | 0.0155 | 0.0215 | 0.0190 | 0.0255 | 0.0130 | 0.0180 | 0.0110 |
| 0.80 | 0.0195 | 0.0090 | 0.0135 | 0.0105 | 0.0175 | 0.0085 | 0.0125 | 0.0100 | 0.0160 | 0.0065 | 0.0100 | 0.0095 |
| 0.90 | 0.0130 | 0.0070 | 0.0110 | 0.0085 | 0.0125 | 0.0065 | 0.0105 | 0.0070 | 0.0110 | 0.0040 | 0.0080 | 0.0070 |
| 1.00 | 0.0120 | 0.0045 | 0.0105 | 0.0055 | 0.0110 | 0.0040 | 0.0095 | 0.0055 | 0.0100 | 0.0025 | 0.0075 | 0.0050 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.10 (ต่อ)

| CV \ $n_1 : n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 0.05 | 0.2555* | 0.2370* | 0.2215* | 0.2370* | 0.2365* | 0.2195* | 0.2025* | 0.2195* | 0.2310* | 0.1910* | 0.1825* | 0.1910* |
| 0.10 | 0.2175* | 0.2025* | 0.1905* | 0.2025* | 0.2080* | 0.1805* | 0.1715* | 0.1800* | 0.1905* | 0.1750* | 0.1605* | 0.1750* |
| 0.20 | 0.1630* | 0.1570* | 0.1565* | 0.1570* | 0.1555* | 0.1445* | 0.1330* | 0.1440* | 0.1460* | 0.1330* | 0.1320* | 0.1335* |
| 0.25 | 0.1415* | 0.1255* | 0.1250* | 0.1255* | 0.1305* | 0.1170* | 0.1160* | 0.1170* | 0.1255* | 0.1155* | 0.1145* | 0.1160* |
| 0.30 | 0.0900 | 0.0840 | 0.0840 | 0.0845 | 0.0895 | 0.0765 | 0.0770 | 0.0770 | 0.0900 | 0.0785 | 0.079 | 0.0795 |
| 0.35 | 0.0820 | 0.0740 | 0.0750 | 0.0850 | 0.0735 | 0.0705 | 0.0710 | 0.0710 | 0.0625 | 0.0640 | 0.0650 | 0.0650 |
| 0.40 | 0.0700 | 0.0665 | 0.0680 | 0.0675 | 0.0665 | 0.0595 | 0.0625 | 0.0615 | 0.0575 | 0.0545 | 0.0565 | 0.0555 |
| 0.50 | 0.0430 | 0.0355 | 0.0380 | 0.0365 | 0.0380 | 0.0255 | 0.0310 | 0.0300 | 0.0355 | 0.0245 | 0.0275 | 0.0265 |
| 0.55 | 0.0395 | 0.0285 | 0.0310 | 0.0295 | 0.0315 | 0.0260 | 0.0300 | 0.0290 | 0.0265 | 0.0210 | 0.0230 | 0.0235 |
| 0.60 | 0.0315 | 0.0190 | 0.0250 | 0.0240 | 0.0260 | 0.0175 | 0.0245 | 0.0235 | 0.0205 | 0.0115 | 0.0180 | 0.0170 |
| 0.70 | 0.0265 | 0.0150 | 0.0145 | 0.0115 | 0.0195 | 0.0080 | 0.0125 | 0.0110 | 0.0175 | 0.0050 | 0.0125 | 0.0085 |
| 0.80 | 0.0160 | 0.0045 | 0.0095 | 0.0075 | 0.0100 | 0.0030 | 0.0090 | 0.0075 | 0.0100 | 0.0015 | 0.0060 | 0.0045 |
| 0.90 | 0.0130 | 0.0030 | 0.0070 | 0.0060 | 0.0085 | 0.0005 | 0.0035 | 0.0030 | 0.0060 | 0.0000 | 0.0010 | 0.0005 |
| 1.00 | 0.0080 | 0.0010 | 0.0040 | 0.0045 | 0.0040 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0005 | 0.0025 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 2.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 3.00 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

* หมายถึง ตัวสถิติทดสอบไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

ตารางที่ 4.11 แสดงช่วงสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ สรุปผลได้ดังนี้

1. ประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่เมื่อขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [10 ,15] สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [2.10 , 3.00] เมื่อระดับนัยสำคัญเพิ่มขึ้น ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ มีแนวโน้มกว้างขึ้น ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 , 0.05 และ 0.10 และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 ,100] สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00]

ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 , 0.05 และ 0.10 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันและขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

2. ประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.55 , 3.00] , [0.30 , 3.00] และ [0.30, 3.00] ตามลำดับ เมื่อระดับนัยสำคัญเพิ่มขึ้น ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ มีแนวโน้มกว้างขึ้น ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 , 0.05 และ 0.10 และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 ,100] สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05 , 3.00]

ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 , 0.05 และ 0.10 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันและขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

3. ประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 10 และ 15 ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.60 , 3.00] , [0.45 , 3.00] และ [0.45 , 3.00] ตามลำดับ เมื่อระดับนัยสำคัญเพิ่มขึ้นความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 มีแนวโน้มกว้างขึ้น ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 , 0.05 และ 0.10 และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 ,100] สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30 , 3.00]

ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 , 0.05 และ 0.10 สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] ในทุกขนาดตัวอย่างที่ศึกษา

<u>ตารางที่ 4.11</u> ช่วงสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ จำแนกตามการแจกแจงของประชากร ขนาดตัวอย่าง และระดับนัยสำคัญ

| ระดับนัยสำคัญ | | 0.01 | | | | 0.05 | | | | 0.10 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| การแจกแจง | n | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| ปกติ | 5 | - | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | - | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | - | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| | 10 | [2.10,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [2.00,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [1.60,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| | 15 | [2.10,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [2.00,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [1.60,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| | [20, 100] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| แกมมา | 5 | [0.55,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.50,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.50,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| | 10 | [0.30,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.25,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.25,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| | 15 | [0.30,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.25,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.25,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| | [20, 100] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] | [0.05,3.0] |
| เบตา | 5 | [0.60,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.55,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.55,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] |
| | 10 | [0.45,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.40,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.40,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] |
| | 15 | [0.45,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.40,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.40,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] |
| | [20, 100] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] | [0.30,3.0] |

## 4.2 การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ

ในส่วนนี้จะทำการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรทั้ง 4 ตัว เมื่อกำหนดให้ประชากรมีการแจกแจงแบบเดียวกันทุกกลุ่ม ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ แกมมา และเบตา ภายใต้ขนาดกลุ่มตัวอย่างที่เท่ากัน ได้แก่ 5 10 15 20 30 40 50 70 และ 100 โดยใช้อัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร 12 ระดับ ซึ่งจะนำเสนอเฉพาะสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้เท่านั้น โดยจะนำเสนอ 2 รูปแบบ คือ การนำเสนอในรูปของตาราง และกราฟ

สัญลักษณ์ที่ใช้ในการนำเสนอผลการวิจัยมีดังนี้

| | | |
|---|---|---|
| $CV_1 : CV_2$ | หมายถึง | อัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรกลุ่มที่ 1 และ 2 |
| $n_1 : n_2$ | หมายถึง | ขนาดกลุ่มตัวอย่างกลุ่มที่ 1 และ 2 |
| LRTS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น |
| MBTS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง |
| STS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบสกอร์ |
| MATS | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง |
| " 1 " | หมายถึง | ตัวสถิติทดสอบที่มีอำนาจการทดสอบสูงเป็นอันดับที่ 1 |

ผู้วิจัยจะนำเสนออำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันจากการทดลอง โดยมีรายละเอียดดังนี้

ตารางที่ 4.12 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.1

<u>ตารางที่ 4.12</u> ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.05)

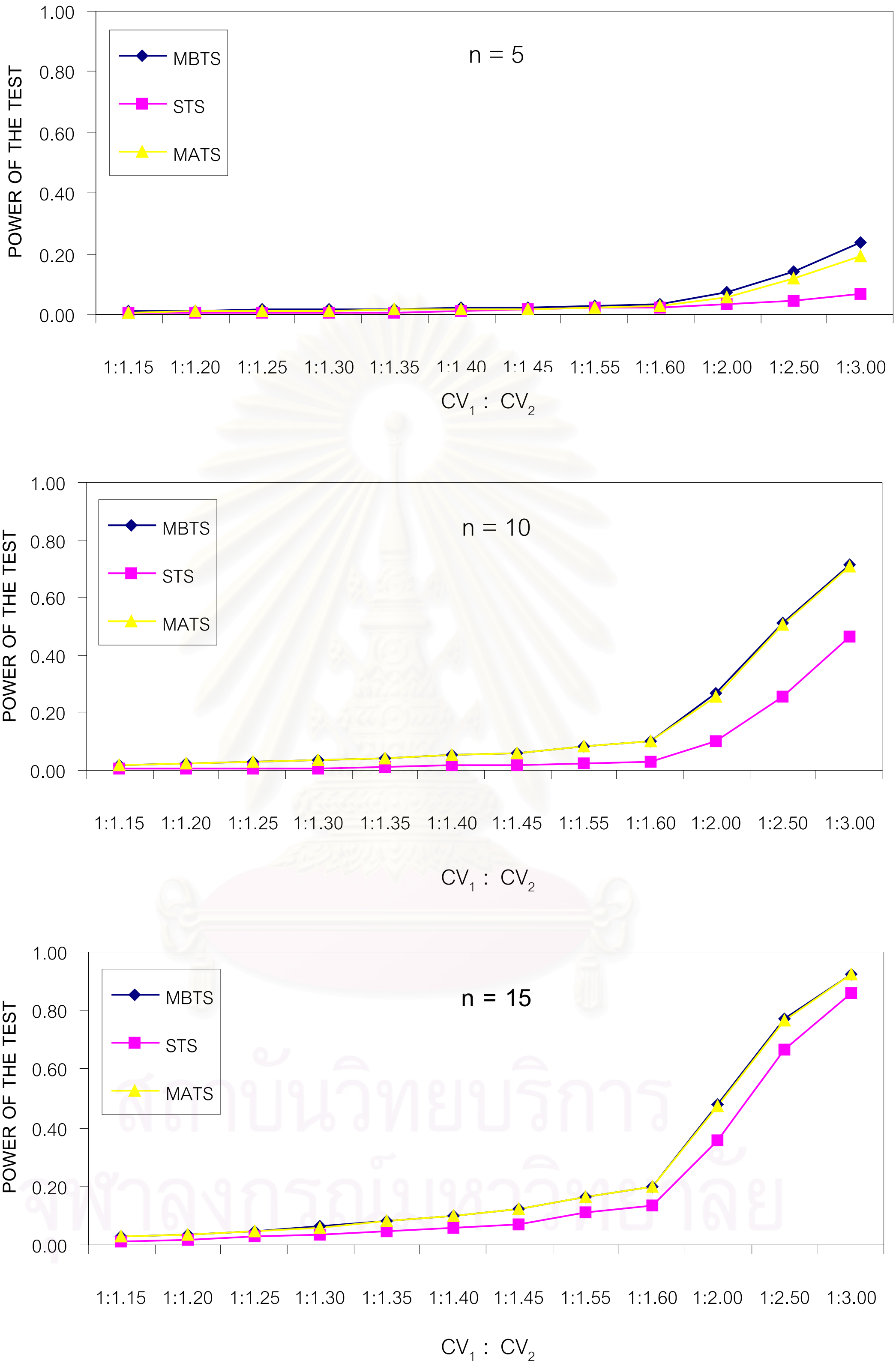
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.0120[1] | 0.0030 | 0.0075 | - | 0.0195[1] | 0.0050 | 0.0195 | - | 0.0275[1] | 0.0120 | 0.0270 |
| 1 : 1.20 | - | 0.0135[1] | 0.0035 | 0.0105 | - | 0.0250[1] | 0.0060 | 0.0245 | - | 0.0350[1] | 0.0185 | 0.0345 |
| 1 : 1.25 | - | 0.0150[1] | 0.0045 | 0.0125 | - | 0.0300[1] | 0.0065 | 0.0285 | - | 0.0480[1] | 0.0265 | 0.0480 |
| 1 : 1.30 | - | 0.0170[1] | 0.0065 | 0.0130 | - | 0.0370[1] | 0.0085 | 0.0365 | - | 0.0615[1] | 0.0345 | 0.0610 |
| 1 : 1.35 | - | 0.0185[1] | 0.0070 | 0.0145 | - | 0.0445[1] | 0.0090 | 0.0430 | - | 0.0800[1] | 0.0460 | 0.0795 |
| 1 : 1.40 | - | 0.0215[1] | 0.0135 | 0.0170 | - | 0.0540[1] | 0.0155 | 0.0515 | - | 0.0990[1] | 0.0565 | 0.0970 |
| 1 : 1.45 | - | 0.0240[1] | 0.0160 | 0.0180 | - | 0.0605[1] | 0.0180 | 0.0595 | - | 0.1250[1] | 0.0720 | 0.1230 |
| 1 : 1.55 | - | 0.0295[1] | 0.0215 | 0.0235 | - | 0.0860[1] | 0.0265 | 0.0825 | - | 0.1660[1] | 0.1115 | 0.1640 |
| 1 : 1.60 | - | 0.0345[1] | 0.0235 | 0.0265 | - | 0.1040[1] | 0.0310 | 0.1010 | - | 0.2010[1] | 0.1340 | 0.1985 |
| 1 : 2.00 | - | 0.0715[1] | 0.0365 | 0.0555 | - | 0.2665[1] | 0.1015 | 0.2580 | - | 0.4795[1] | 0.3570 | 0.4760 |
| 1 : 2.50 | - | 0.1420[1] | 0.0475 | 0.1160 | - | 0.5140[1] | 0.2585 | 0.5060 | - | 0.7710[1] | 0.6655 | 0.7655 |
| 1 : 3.00 | - | 0.2395[1] | 0.0650 | 0.1925 | - | 0.7160[1] | 0.4630 | 0.7110 | - | 0.9250[1] | 0.8575 | 0.9240 |

ตารางที่ 4.12 (ต่อ)

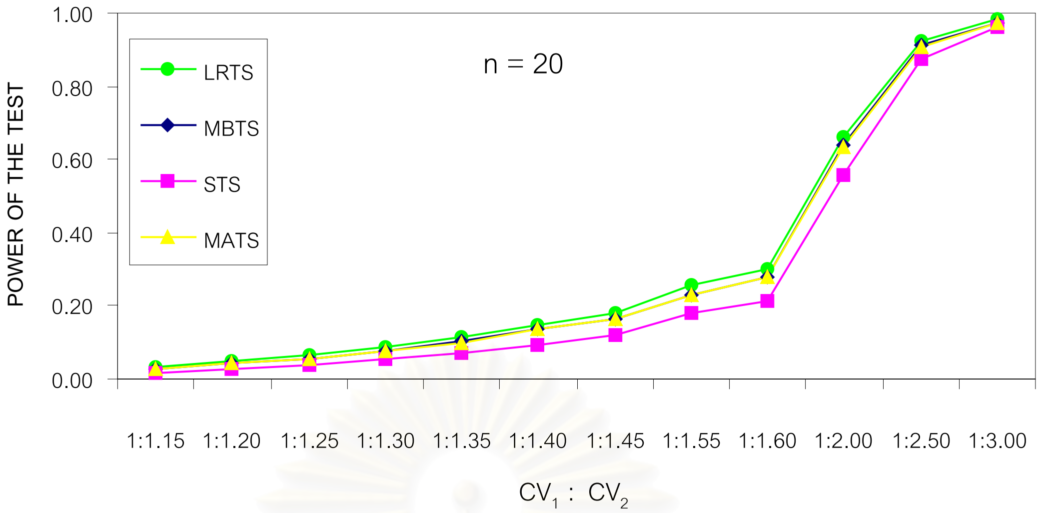
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.0350[1] | 0.0290 | 0.0180 | 0.0290 | 0.0395[1] | 0.0370 | 0.0270 | 0.0370 | 0.0495[1] | 0.0460 | 0.0390 | 0.0455 |
| 1 : 1.20 | 0.0480[1] | 0.0410 | 0.0265 | 0.0410 | 0.0605[1] | 0.0550 | 0.0450 | 0.0550 | 0.0855[1] | 0.0780 | 0.0680 | 0.0770 |
| 1 : 1.25 | 0.0655[1] | 0.0560 | 0.0380 | 0.0560 | 0.0930[1] | 0.0835 | 0.0645 | 0.0825 | 0.1335[1] | 0.1235 | 0.1070 | 0.1230 |
| 1 : 1.30 | 0.0870[1] | 0.0775 | 0.0530 | 0.0775 | 0.1280[1] | 0.1205 | 0.1005 | 0.1205 | 0.1915[1] | 0.1810 | 0.1610 | 0.1805 |
| 1 : 1.35 | 0.1160[1] | 0.1015 | 0.0720 | 0.1005 | 0.1760[1] | 0.1630 | 0.1365 | 0.1625 | 0.2595[1] | 0.2510 | 0.2230 | 0.2505 |
| 1 : 1.40 | 0.1465[1] | 0.1345 | 0.0925 | 0.1340 | 0.2330[1] | 0.2175 | 0.1815 | 0.2165 | 0.3285[1] | 0.3165 | 0.2905 | 0.3155 |
| 1 : 1.45 | 0.1810[1] | 0.1660 | 0.1220 | 0.1655 | 0.2940[1] | 0.2815 | 0.2395 | 0.2800 | 0.4135[1] | 0.3990 | 0.3575 | 0.3985 |
| 1 : 1.55 | 0.2545[1] | 0.2320 | 0.1815 | 0.2305 | 0.4320[1] | 0.4130 | 0.3655 | 0.4110 | 0.5720[1] | 0.5600 | 0.5255 | 0.5600 |
| 1 : 1.60 | 0.3010[1] | 0.2780 | 0.2125 | 0.2765 | 0.4950[1] | 0.4755 | 0.4315 | 0.4740 | 0.6380[1] | 0.6280 | 0.6000 | 0.6275 |
| 1 : 2.00 | 0.6615[1] | 0.6370 | 0.5570 | 0.6355 | 0.8810[1] | 0.8700 | 0.8375 | 0.8690 | 0.9600[1] | 0.9575 | 0.9500 | 0.9570 |
| 1 : 2.50 | 0.9220[1] | 0.9120 | 0.8740 | 0.9095 | 0.9935[1] | 0.9930 | 0.9900 | 0.9930 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9985 | 0.9990 |
| 1 : 3.00 | 0.9810[1] | 0.9740 | 0.9625 | 0.9735 | 0.9990[1] | 0.9990[1] | 0.9990[1] | 0.9990[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

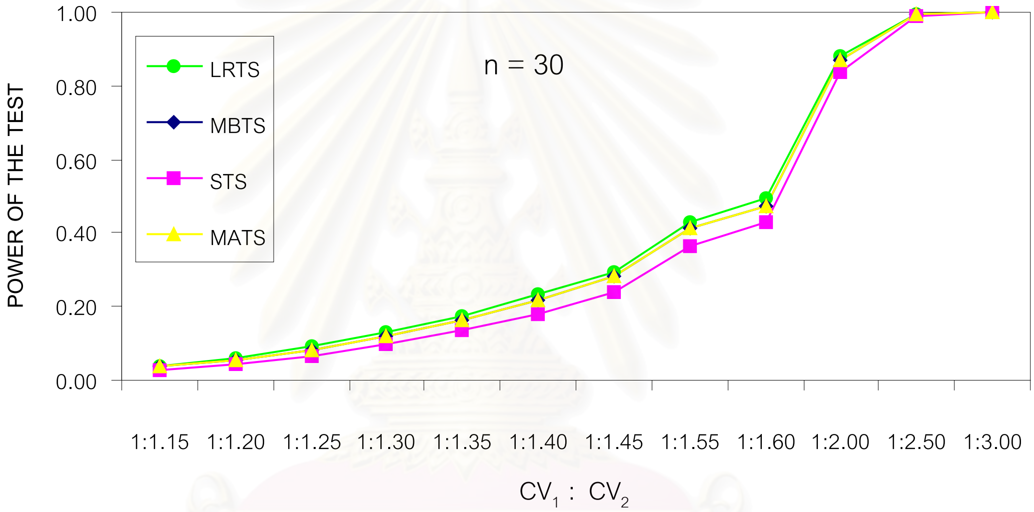
<u>ตารางที่ 4.12</u> (ต่อ)

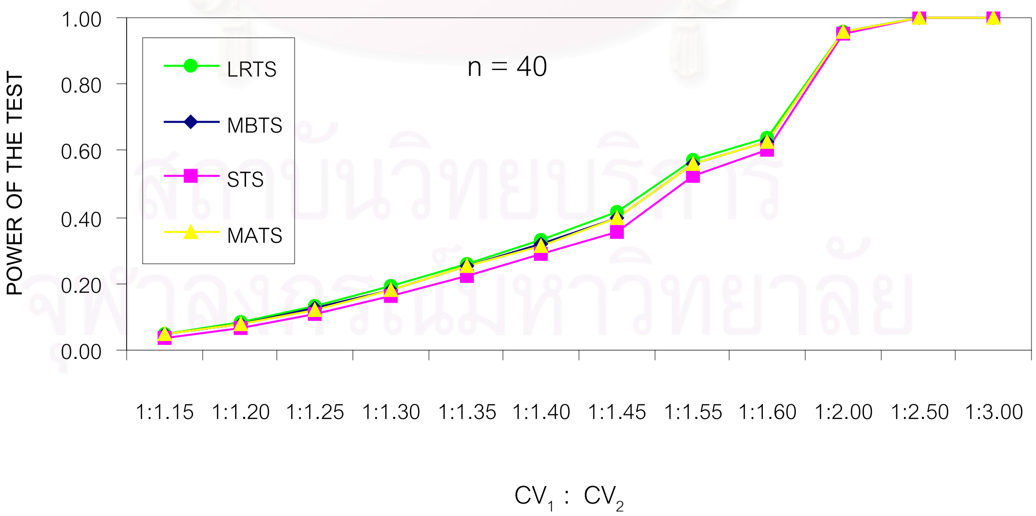
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.0540[1] | 0.0515 | 0.0420 | 0.0515 | 0.0750[1] | 0.0720 | 0.0655 | 0.0720 | 0.1195[1] | 0.1155 | 0.1105 | 0.1155 |
| 1 : 1.20 | 0.0900 | 0.0870 | 0.0785 | 0.0870 | 0.1375 | 0.1330 | 0.1225 | 0.1330 | 0.2230 | 0.2205 | 0.2125 | 0.2205 |
| 1 : 1.25 | 0.1405[1] | 0.1355 | 0.1210 | 0.1350 | 0.2355[1] | 0.2305 | 0.2165 | 0.2305 | 0.3555[1] | 0.3500 | 0.3365 | 0.3500 |
| 1 : 1.30 | 0.2185[1] | 0.2120 | 0.1940 | 0.2110 | 0.3500[1] | 0.3445 | 0.3280 | 0.3445 | 0.5165[1] | 0.5110 | 0.4965 | 0.5105 |
| 1 : 1.35 | 0.3060[1] | 0.2970 | 0.2695 | 0.2960 | 0.4640[1] | 0.4580 | 0.4415 | 0.4580 | 0.6610[1] | 0.6540 | 0.6410 | 0.6540 |
| 1 : 1.40 | 0.4020[1] | 0.3945 | 0.3680 | 0.3945 | 0.5780[1] | 0.5730 | 0.5560 | 0.5725 | 0.7890[1] | 0.7840 | 0.7715 | 0.7835 |
| 1 : 1.45 | 0.4970[1] | 0.4900 | 0.4660 | 0.4900 | 0.6905[1] | 0.6875 | 0.6680 | 0.6875 | 0.8760[1] | 0.8730 | 0.8695 | 0.8730 |
| 1 : 1.55 | 0.6795[1] | 0.665 | 0.6400 | 0.6665 | 0.8625[1] | 0.8580 | 0.8490 | 0.8580 | 0.9645[1] | 0.9645 | 0.9625 | 0.9645 |
| 1 : 1.60 | 0.7590[1] | 0.7490 | 0.7270 | 0.7490 | 0.9115[1] | 0.9080 | 0.8995 | 0.9080 | 0.9830[1] | 0.9820 | 0.9815 | 0.9820 |
| 1 : 2.00 | 0.9910[1] | 0.9905 | 0.9905 | 0.9905 | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |



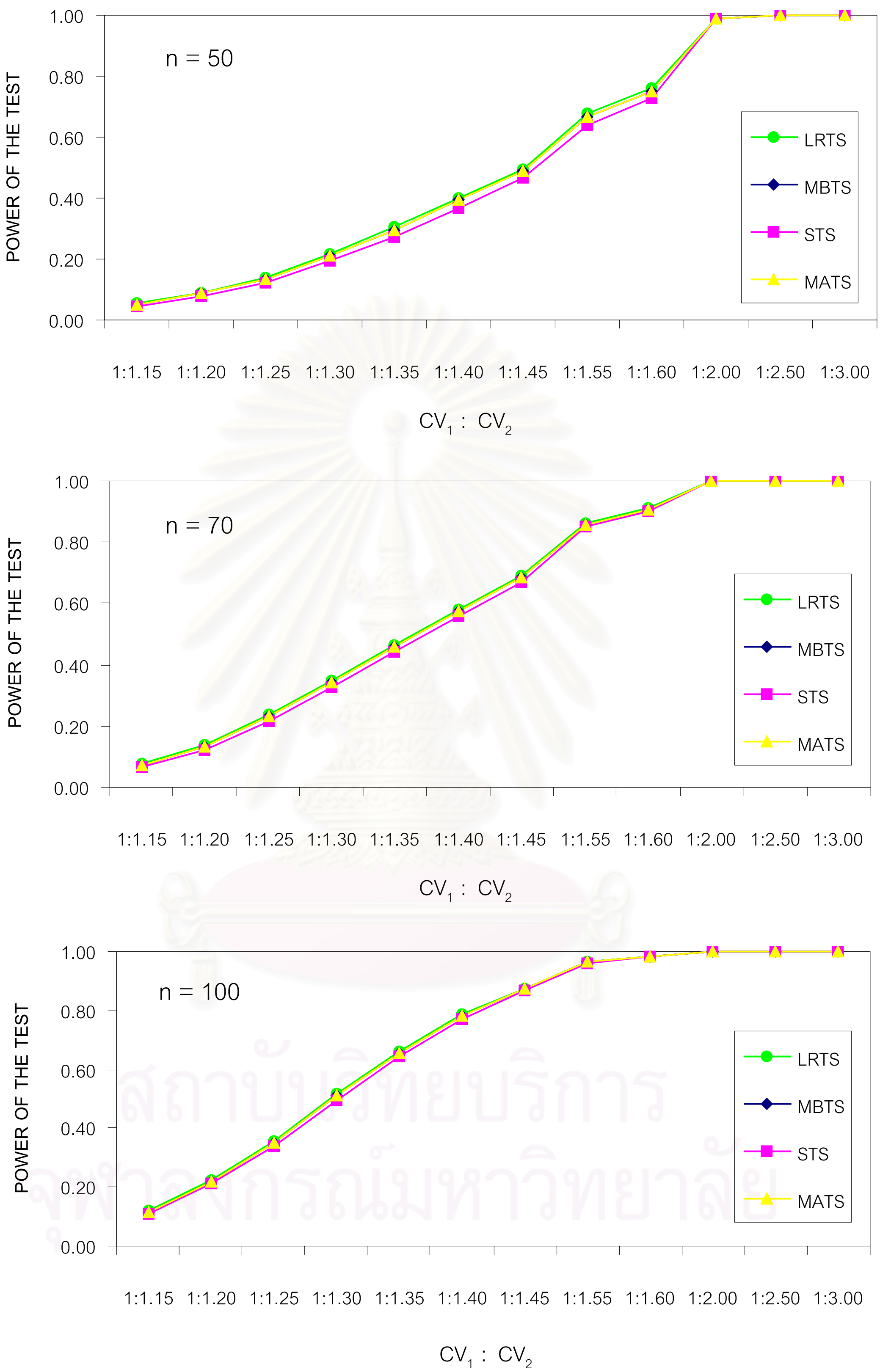

<u>รูปที่ 4.1</u> กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.05)


n = 20
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$


n = 30
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$


n = 40
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

รูปที่ 4.1 (ต่อ)


n = 50
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2
n = 70
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2
n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2

<u>รูปที่ 4.1</u> (ต่อ)

ตารางที่ 4.13 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีค่าอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.2

ตารางที่ 4.13 ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.05)

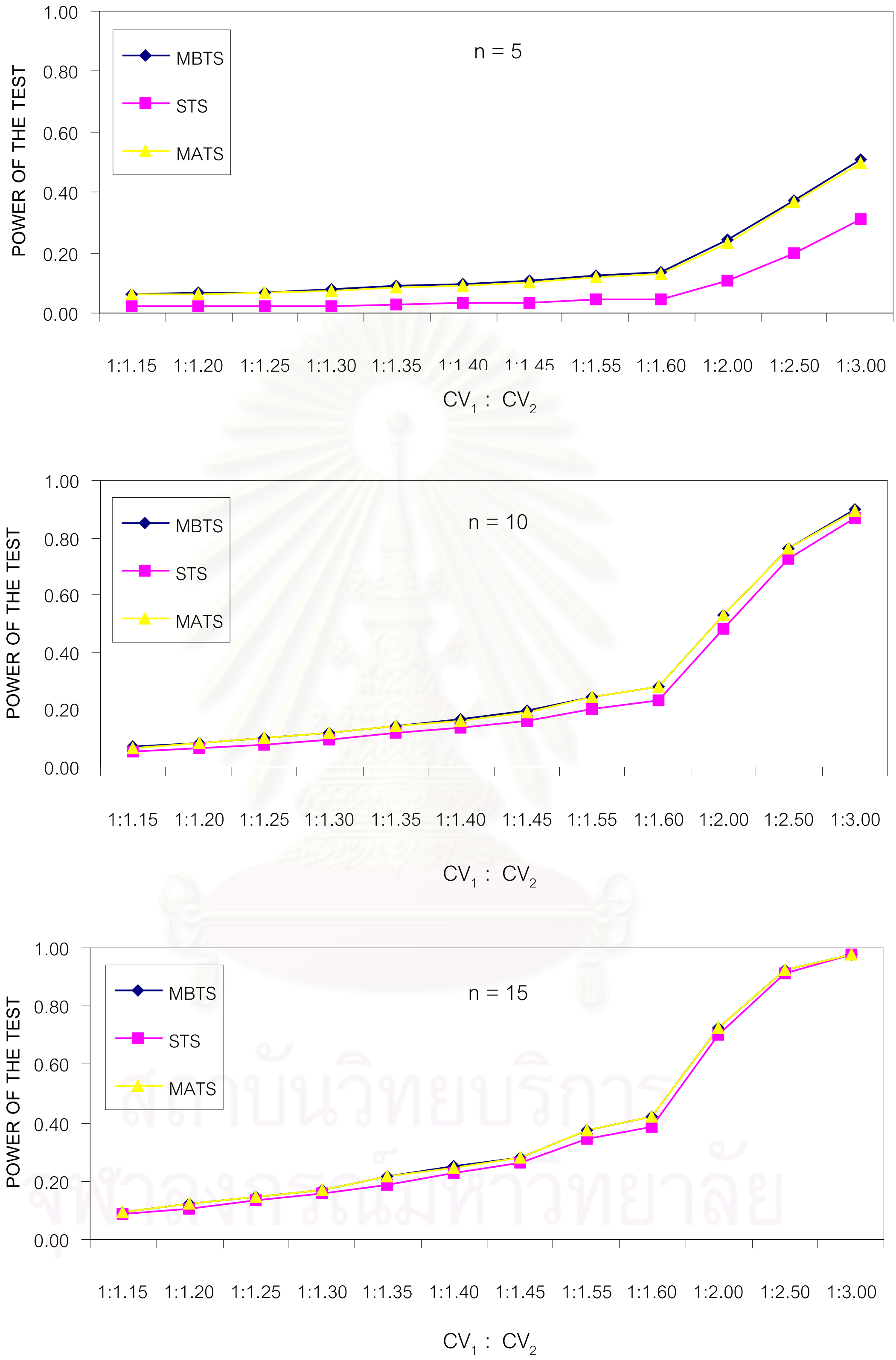
| $n_1 : n_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $CV_1 : CV_2$ | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.0625[1] | 0.0205 | 0.0610 | - | 0.0685[1] | 0.0550 | 0.0680 | - | 0.0960[1] | 0.0860 | 0.0955 |
| 1 : 1.20 | - | 0.0665[1] | 0.0220 | 0.0620 | - | 0.0815[1] | 0.0630 | 0.0805 | - | 0.1235[1] | 0.1080 | 0.1230 |
| 1 : 1.25 | - | 0.0700[1] | 0.0225 | 0.0690 | - | 0.1020[1] | 0.0770 | 0.1010 | - | 0.1490[1] | 0.1350 | 0.1485 |
| 1 : 1.30 | - | 0.0790[1] | 0.0250 | 0.0735 | - | 0.1220[1] | 0.0955 | 0.1205 | - | 0.1725[1] | 0.1575 | 0.1720 |
| 1 : 1.35 | - | 0.0880[1] | 0.0280 | 0.0840 | - | 0.1415[1] | 0.1170 | 0.1410 | - | 0.2145[1] | 0.1895 | 0.2140 |
| 1 : 1.40 | - | 0.0960[1] | 0.0315 | 0.0925 | - | 0.1640[1] | 0.1345 | 0.1635 | - | 0.2500[1] | 0.2265 | 0.2480 |
| 1 : 1.45 | - | 0.1085[1] | 0.0355 | 0.1040 | - | 0.1935[1] | 0.1580 | 0.1915 | - | 0.2830[1] | 0.2620 | 0.2825 |
| 1 : 1.55 | - | 0.1245[1] | 0.0430 | 0.1190 | - | 0.2465[1] | 0.2045 | 0.2435 | - | 0.3745[1] | 0.3425 | 0.3730 |
| 1 : 1.60 | - | 0.1340[1] | 0.0480 | 0.1300 | - | 0.2820[1] | 0.2305 | 0.2795 | - | 0.4210[1] | 0.3875 | 0.4185 |
| 1 : 2.00 | - | 0.2440[1] | 0.1050 | 0.2330 | - | 0.5305[1] | 0.4815 | 0.5270 | - | 0.7265[1] | 0.7030 | 0.7260 |
| 1 : 2.50 | - | 0.3740[1] | 0.1960 | 0.3660 | - | 0.7645[1] | 0.7260 | 0.7620 | - | 0.9255[1] | 0.9105 | 0.9245 |
| 1 : 3.00 | - | 0.5085[1] | 0.3085 | 0.4955 | - | 0.8970[1] | 0.8675 | 0.8955 | - | 0.9785[1] | 0.9765 | 0.9780 |

ตารางที่ 4.13 (ต่อ)

| $CV_1:CV_2$ \ $n_1: n_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1090[1] | 0.0970 | 0.0915 | 0.0970 | 0.1240[1] | 0.1200 | 0.1115 | 0.1200 | 0.1595[1] | 0.1535 | 0.1485 | 0.1530 |
| 1 : 1.20 | 0.1455[1] | 0.1350 | 0.1230 | 0.1350 | 0.1780[1] | 0.1665 | 0.1585 | 0.1665 | 0.2280[1] | 0.2200 | 0.2145 | 0.2195 |
| 1 : 1.25 | 0.1820[1] | 0.1705 | 0.1590 | 0.1700 | 0.2045[1] | 0.2300 | 0.2170 | 0.2295 | 0.3050[1] | 0.2970 | 0.2900 | 0.2970 |
| 1 : 1.30 | 0.2215[1] | 0.2080 | 0.1935 | 0.2075 | 0.3105[1] | 0.3000 | 0.2885 | 0.2995 | 0.3920[1] | 0.3790 | 0.3665 | 0.3790 |
| 1 : 1.35 | 0.2695[1] | 0.2525 | 0.2355 | 0.2525 | 0.3850[1] | 0.3735 | 0.3615 | 0.3735 | 0.4830[1] | 0.4745 | 0.4620 | 0.4745 |
| 1 : 1.40 | 0.3215[1] | 0.3045 | 0.2850 | 0.3040 | 0.4595[1] | 0.4500 | 0.4385 | 0.4500 | 0.5695[1] | 0.5615 | 0.5515 | 0.5615 |
| 1 : 1.45 | 0.3735[1] | 0.3565 | 0.3320 | 0.3560 | 0.5430[1] | 0.5300 | 0.5135 | 0.5300 | 0.6445[1] | 0.6350 | 0.6285 | 0.6350 |
| 1 : 1.55 | 0.4815[1] | 0.4625 | 0.4385 | 0.4625 | 0.6710[1] | 0.6645 | 0.6510 | 0.6640 | 0.7840[1] | 0.7735 | 0.7645 | 0.7730 |
| 1 : 1.60 | 0.5335[1] | 0.5140 | 0.4875 | 0.5125 | 0.7405[1] | 0.7265 | 0.7100 | 0.7265 | 0.8315[1] | 0.8240 | 0.8180 | 0.8240 |
| 1 : 2.00 | 0.8635[1] | 0.8535 | 0.8400 | 0.8530 | 0.9690[1] | 0.9650 | 0.9605 | 0.9650 | 0.9930[1] | 0.9920 | 0.9920 | 0.9920 |
| 1 : 2.50 | 0.9720[1] | 0.9695 | 0.9660 | 0.9690 | 0.9990[1] | 0.9985 | 0.9985 | 0.9985 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 0.9970[1] | 0.9965 | 0.9965 | 0.9965 | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

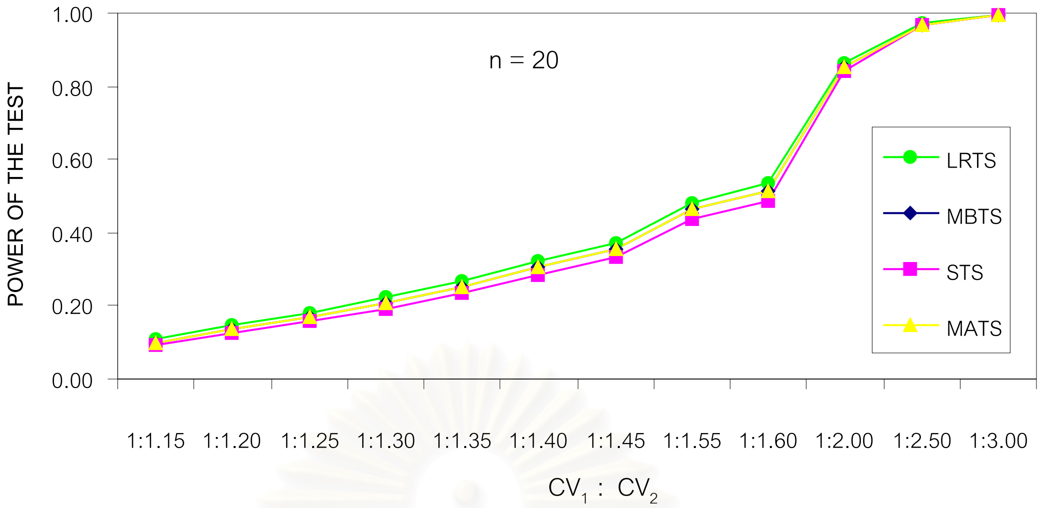
ตารางที่ 4.13 (ต่อ)

| $CV_1:CV_2$ \ $n_1:n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1540[1] | 0.1470 | 0.1430 | 0.1470 | 0.2165[1] | 0.2120 | 0.2105 | 0.2120 | 0.2820[1] | 0.2780 | 0.2740 | 0.2780 |
| 1 : 1.20 | 0.2410[1] | 0.2315 | 0.2250 | 0.2310 | 0.3355[1] | 0.3325 | 0.3265 | 0.3325 | 0.4380[1] | 0.4340 | 0.4325 | 0.4340 |
| 1 : 1.25 | 0.3445[1] | 0.3330 | 0.3265 | 0.3320 | 0.4600[1] | 0.4535 | 0.4455 | 0.4535 | 0.6045[1] | 0.6005 | 0.5965 | 0.6005 |
| 1 : 1.30 | 0.4455[1] | 0.4355 | 0.4270 | 0.4350 | 0.5815[1] | 0.5780 | 0.5730 | 0.5780 | 0.7530[1] | 0.7500 | 0.7475 | 0.7500 |
| 1 : 1.35 | 0.5515[1] | 0.5410 | 0.5295 | 0.5410 | 0.7075[1] | 0.7000 | 0.6935 | 0.7000 | 0.8570[1] | 0.8555 | 0.8545 | 0.8555 |
| 1 : 1.40 | 0.6455[1] | 0.6370 | 0.6310 | 0.6365 | 0.8050[1] | 0.8025 | 0.8005 | 0.8025 | 0.9215[1] | 0.9185 | 0.9160 | 0.9185 |
| 1 : 1.45 | 0.7375[1] | 0.7295 | 0.7245 | 0.7295 | 0.8755[1] | 0.8730 | 0.8715 | 0.8730 | 0.9625[1] | 0.9620 | 0.9610 | 0.9620 |
| 1 : 1.55 | 0.8790[1] | 0.8740 | 0.8685 | 0.8730 | 0.9530[1] | 0.9525 | 0.9515 | 0.9525 | 0.9915[1] | 0.9910 | 0.9910 | 0.9910 |
| 1 : 1.60 | 0.9150[1] | 0.9135 | 0.9105 | 0.9135 | 0.9745[1] | 0.9735 | 0.9735 | 0.9735 | 0.9970[1] | 0.9960 | 0.9960 | 0.9960 |
| 1 : 2.00 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

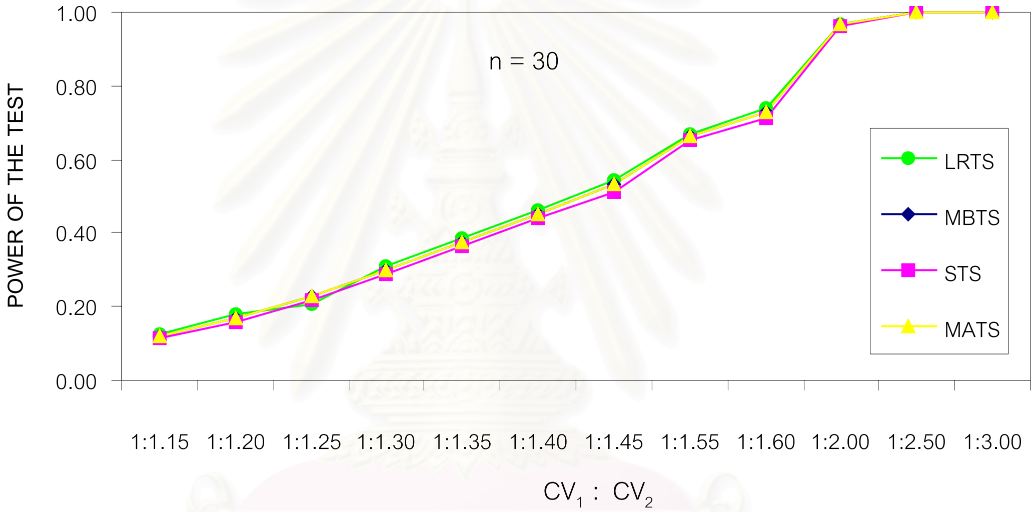




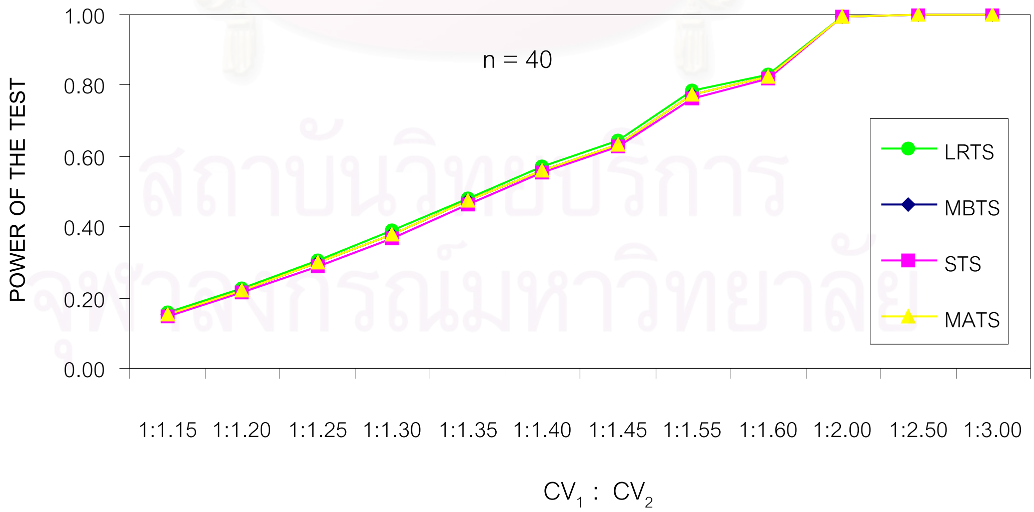

รูปที่ 4.2 กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.05)



n = 20
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$

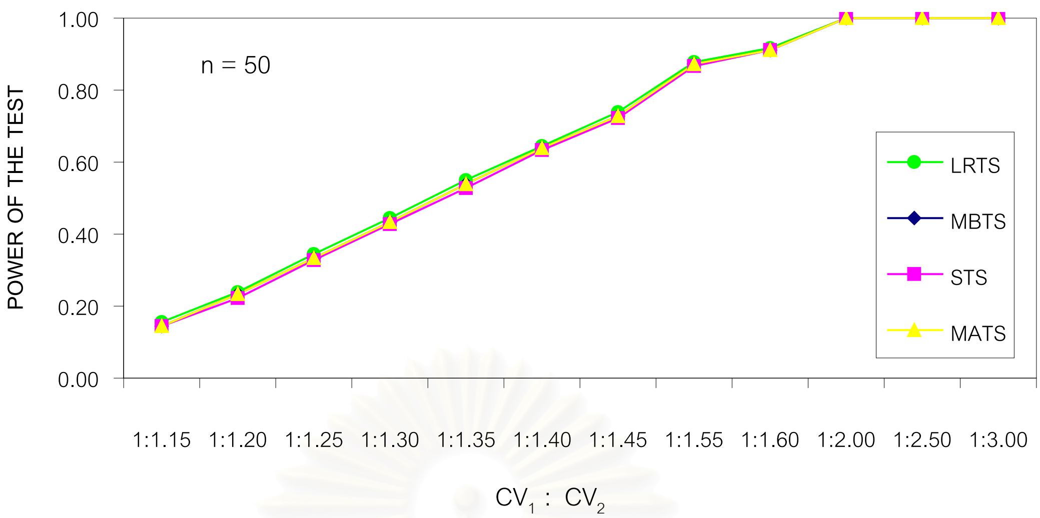
n = 30
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$

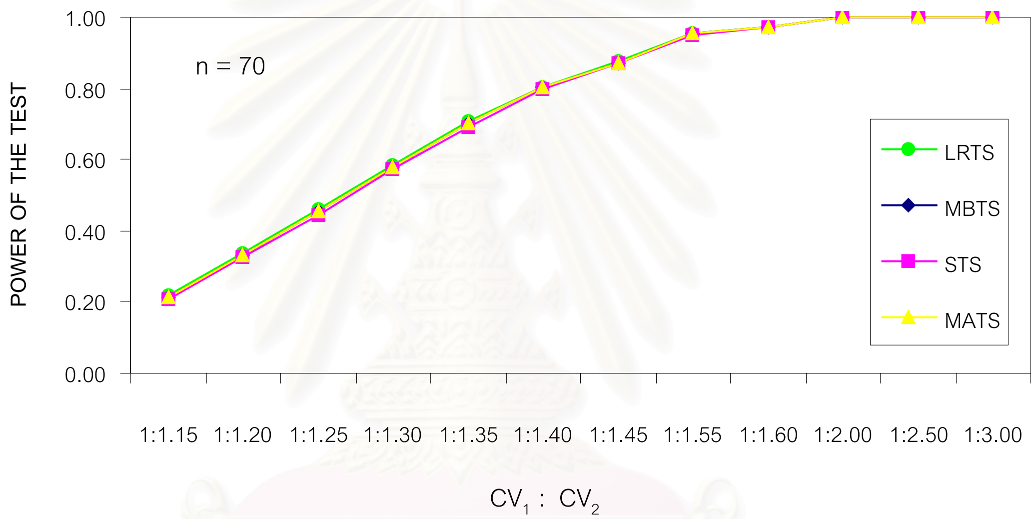



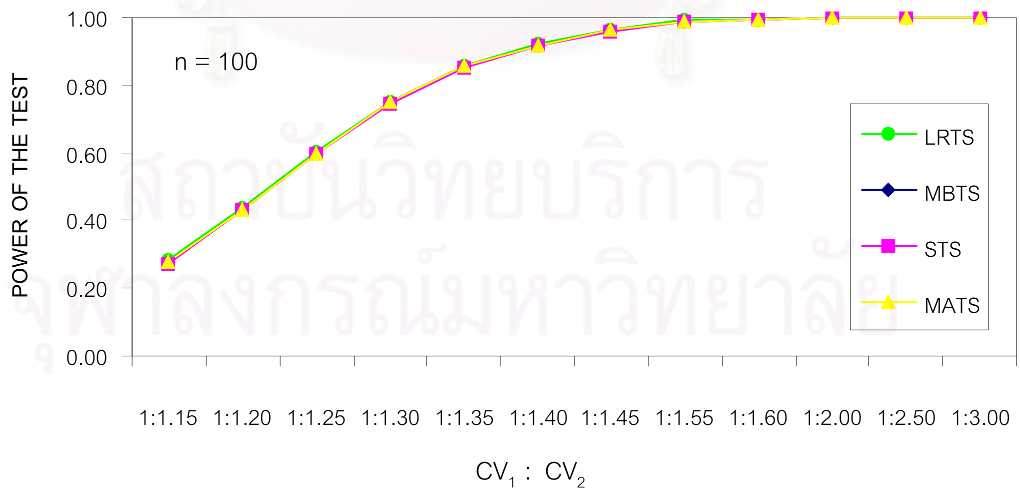
n = 40
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$




รูปที่ 4.2 (ต่อ)


n = 50
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$


n = 70
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$


n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

<u>รูปที่ 4.2</u> (ต่อ)

ตารางที่ 4.14 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.3

ตารางที่ 4.14 ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.05)

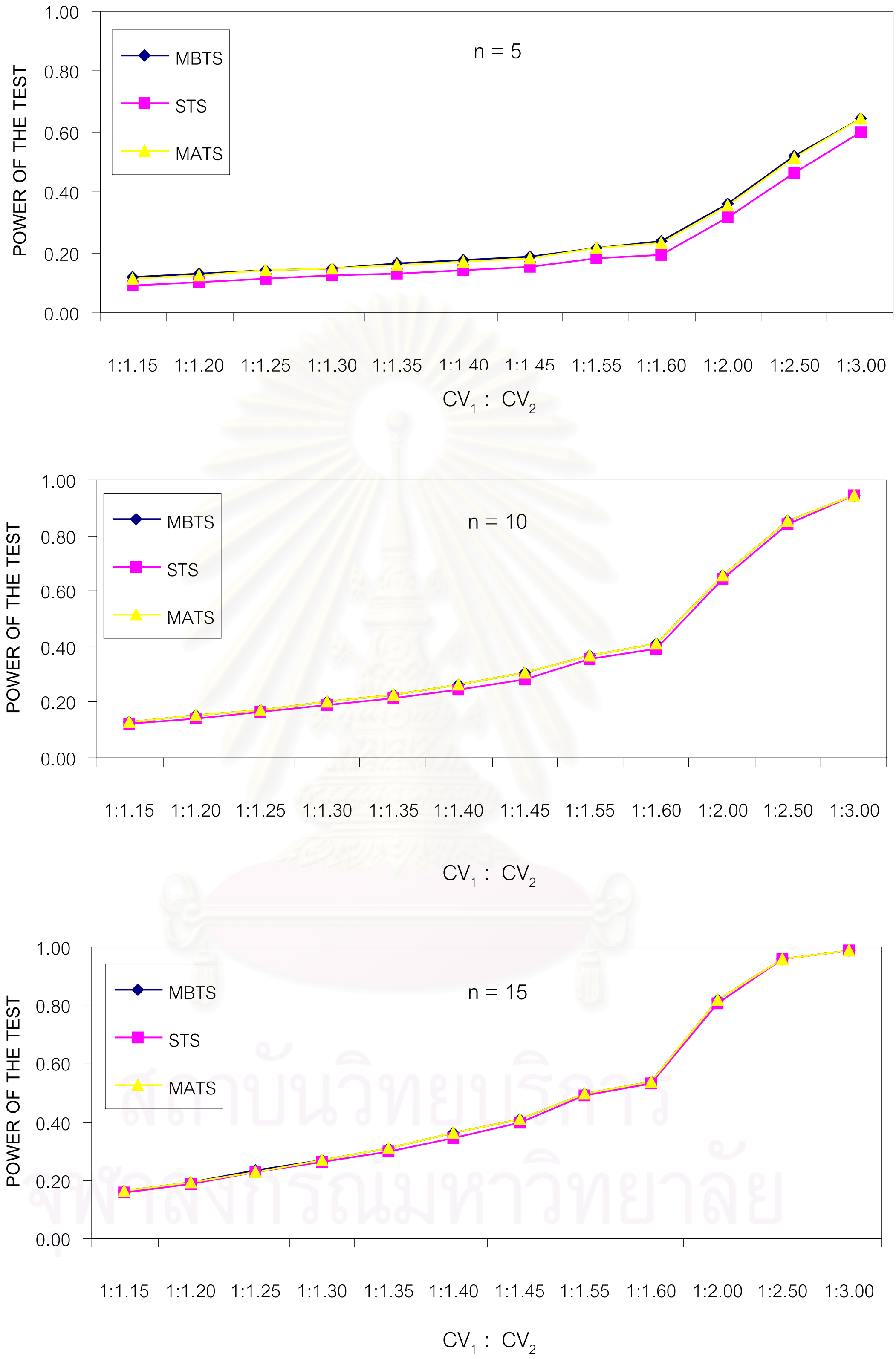
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.1170[1] | 0.0930 | 0.1155 | - | 0.1315[1] | 0.1215 | 0.1310 | - | 0.1640[1] | 0.1585 | 0.1640 |
| 1 : 1.20 | - | 0.1295[1] | 0.1025 | 0.1260 | - | 0.1515[1] | 0.1435 | 0.1510 | - | 0.1920[1] | 0.1850 | 0.1915 |
| 1 : 1.25 | - | 0.1390[1] | 0.1110 | 0.1385 | - | 0.1715[1] | 0.1635 | 0.1710 | - | 0.2310[1] | 0.2255 | 0.2305 |
| 1 : 1.30 | - | 0.1485[1] | 0.1235 | 0.1460 | - | 0.2005[1] | 0.1920 | 0.1995 | - | 0.2690[1] | 0.2605 | 0.2685 |
| 1 : 1.35 | - | 0.1620[1] | 0.1295 | 0.1580 | - | 0.2245[1] | 0.2125 | 0.2240 | - | 0.3110[1] | 0.3010 | 0.3100 |
| 1 : 1.40 | - | 0.1735[1] | 0.1405 | 0.1705 | - | 0.2655[1] | 0.2460 | 0.2640 | - | 0.3610[1] | 0.3475 | 0.3605 |
| 1 : 1.45 | - | 0.1870[1] | 0.1505 | 0.1835 | - | 0.3055[1] | 0.2840 | 0.3050 | - | 0.4085[1] | 0.3995 | 0.4080 |
| 1 : 1.55 | - | 0.2155[1] | 0.1780 | 0.2130 | - | 0.3705[1] | 0.3580 | 0.3700 | - | 0.4975[1] | 0.4925 | 0.4970 |
| 1 : 1.60 | - | 0.2360[1] | 0.1935 | 0.2325 | - | 0.4130[1] | 0.3940 | 0.4100 | - | 0.5385[1] | 0.5300 | 0.5380 |
| 1 : 2.00 | - | 0.3605[1] | 0.3190 | 0.3580 | - | 0.6585[1] | 0.6465 | 0.6570 | - | 0.8165[1] | 0.8070 | 0.8160 |
| 1 : 2.50 | - | 0.5170[1] | 0.4640 | 0.5135 | - | 0.8520[1] | 0.8430 | 0.8515 | - | 0.9605[1] | 0.9585 | 0.9605 |
| 1 : 3.00 | - | 0.6450[1] | 0.5980 | 0.6425 | - | 0.9455[1] | 0.9420 | 0.9450 | - | 0.9895[1] | 0.9890 | 0.9890 |

ตารางที่ 4.14 (ต่อ)

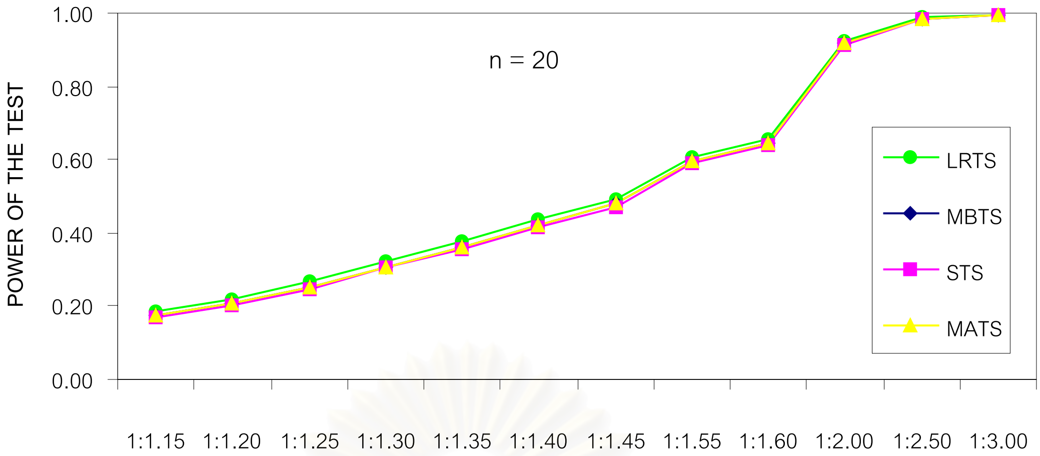
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1870[1] | 0.1770 | 0.1710 | 0.1770 | 0.2045[1] | 0.1945 | 0.1925 | 0.1945 | 0.2485[1] | 0.2415 | 0.2390 | 0.2415 |
| 1 : 1.20 | 0.2195[1] | 0.2060 | 0.2025 | 0.2060 | 0.2790[1] | 0.2680 | 0.2660 | 0.2680 | 0.3230[1] | 0.3165 | 0.3155 | 0.3165 |
| 1 : 1.25 | 0.2670[1] | 0.2525 | 0.2475 | 0.2520 | 0.3520[1] | 0.3430 | 0.3390 | 0.3430 | 0.4230[1] | 0.4150 | 0.4130 | 0.4150 |
| 1 : 1.30 | 0.3215[1] | 0.3075 | 0.3035 | 0.3075 | 0.4345[1] | 0.4235 | 0.4175 | 0.4230 | 0.5155[1] | 0.5065 | 0.5050 | 0.5065 |
| 1 : 1.35 | 0.3780[1] | 0.3630 | 0.3575 | 0.3630 | 0.5155[1] | 0.5025 | 0.4965 | 0.5010 | 0.6030[1] | 0.5935 | 0.5910 | 0.5935 |
| 1 : 1.40 | 0.4370[1] | 0.4210 | 0.4145 | 0.4210 | 0.5960[1] | 0.5850 | 0.5830 | 0.5850 | 0.6800[1] | 0.6740 | 0.6710 | 0.6740 |
| 1 : 1.45 | 0.4910[1] | 0.4790 | 0.4725 | 0.4790 | 0.6610[1] | 0.6495 | 0.6460 | 0.6495 | 0.7520[1] | 0.7460 | 0.7440 | 0.7450 |
| 1 : 1.55 | 0.6070[1] | 0.5950 | 0.5890 | 0.5950 | 0.7720[1] | 0.7650 | 0.7640 | 0.7650 | 0.8605[1] | 0.8525 | 0.8505 | 0.8525 |
| 1 : 1.60 | 0.6570[1] | 0.6430 | 0.6370 | 0.6430 | 0.8165[1] | 0.8075 | 0.8030 | 0.8075 | 0.8960[1] | 0.8935 | 0.8935 | 0.8935 |
| 1 : 2.00 | 0.9215[1] | 0.9185 | 0.9140 | 0.9185 | 0.9875[1] | 0.9855 | 0.9855 | 0.9855 | 0.9980[1] | 0.9975 | 0.9975 | 0.9975 |
| 1 : 2.50 | 0.9880[1] | 0.9860 | 0.9860 | 0.9860 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 0.9970[1] | 0.9970[1] | 0.9970[1] | 0.9970[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

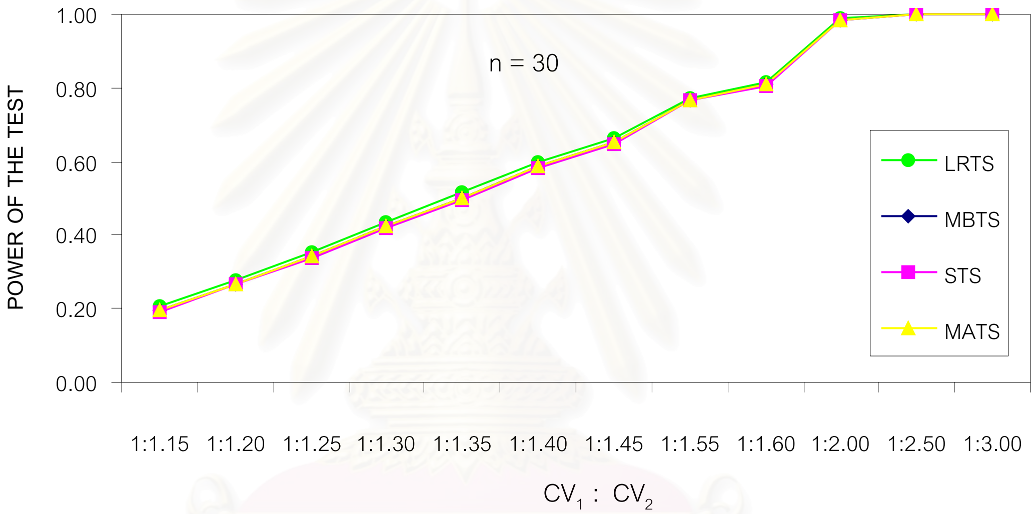
ตารางที่ 4.14 (ต่อ)

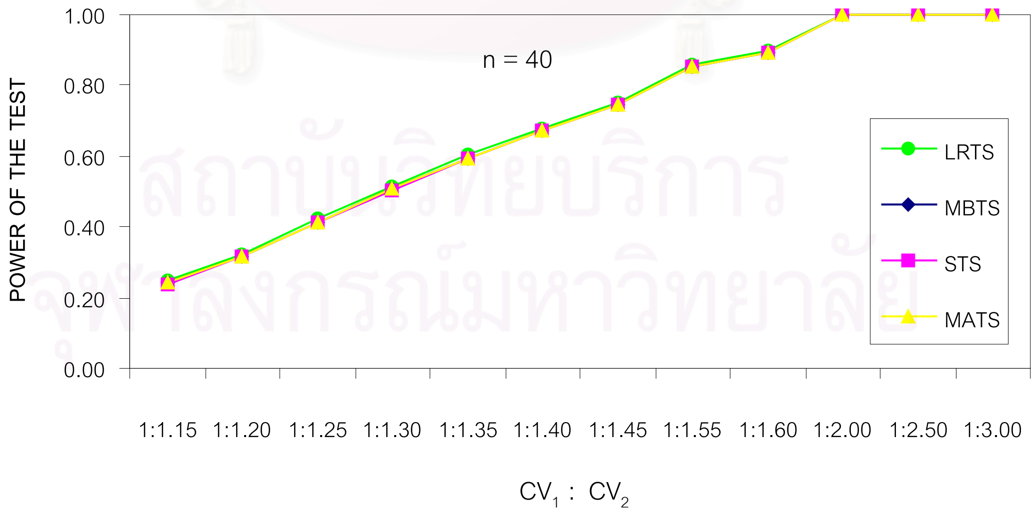
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.2480[1] | 0.2430 | 0.2410 | 0.2430 | 0.3250[1] | 0.3175 | 0.3150 | 0.3175 | 0.3970[1] | 0.3930 | 0.3910 | 0.3930 |
| 1 : 1.20 | 0.3565[1] | 0.3515 | 0.3480 | 0.3510 | 0.4485[1] | 0.4435 | 0.4430 | 0.4435 | 0.5695[1] | 0.5670 | 0.5665 | 0.5670 |
| 1 : 1.25 | 0.4670[1] | 0.4605 | 0.4565 | 0.4605 | 0.5785[1] | 0.5745 | 0.5745 | 0.5745 | 0.7250[1] | 0.7220 | 0.7220 | 0.7220 |
| 1 : 1.30 | 0.5700[1] | 0.5650 | 0.5620 | 0.5650 | 0.7090[1] | 0.7035 | 0.7010 | 0.7025 | 0.8435[1] | 0.8425 | 0.8425 | 0.8425 |
| 1 : 1.35 | 0.6710[1] | 0.6645 | 0.6605 | 0.6640 | 0.8090[1] | 0.8060 | 0.8045 | 0.8060 | 0.9120[1] | 0.9100 | 0.9100 | 0.9100 |
| 1 : 1.40 | 0.7615[1] | 0.7565 | 0.7550 | 0.7565 | 0.8790[1] | 0.8775 | 0.8755 | 0.8775 | 0.9605[1] | 0.9600 | 0.9595 | 0.9595 |
| 1 : 1.45 | 0.8410[1] | 0.8375 | 0.8360 | 0.8370 | 0.9255[1] | 0.9245 | 0.9240 | 0.9245 | 0.9815[1] | 0.9815 | 0.9815 | 0.9815 |
| 1 : 1.55 | 0.9340[1] | 0.9320 | 0.9300 | 0.9320 | 0.9795[1] | 0.9770 | 0.9770 | 0.9770 | 0.9975[1] | 0.9970 | 0.9970 | 0.9970 |
| 1 : 1.60 | 0.9565[1] | 0.9545 | 0.9545 | 0.9545 | 0.9900[1] | 0.9900 | 0.9900 | 0.9900 | 0.9990[1] | 0.9985 | 0.9985 | 0.9985 |
| 1 : 2.00 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |



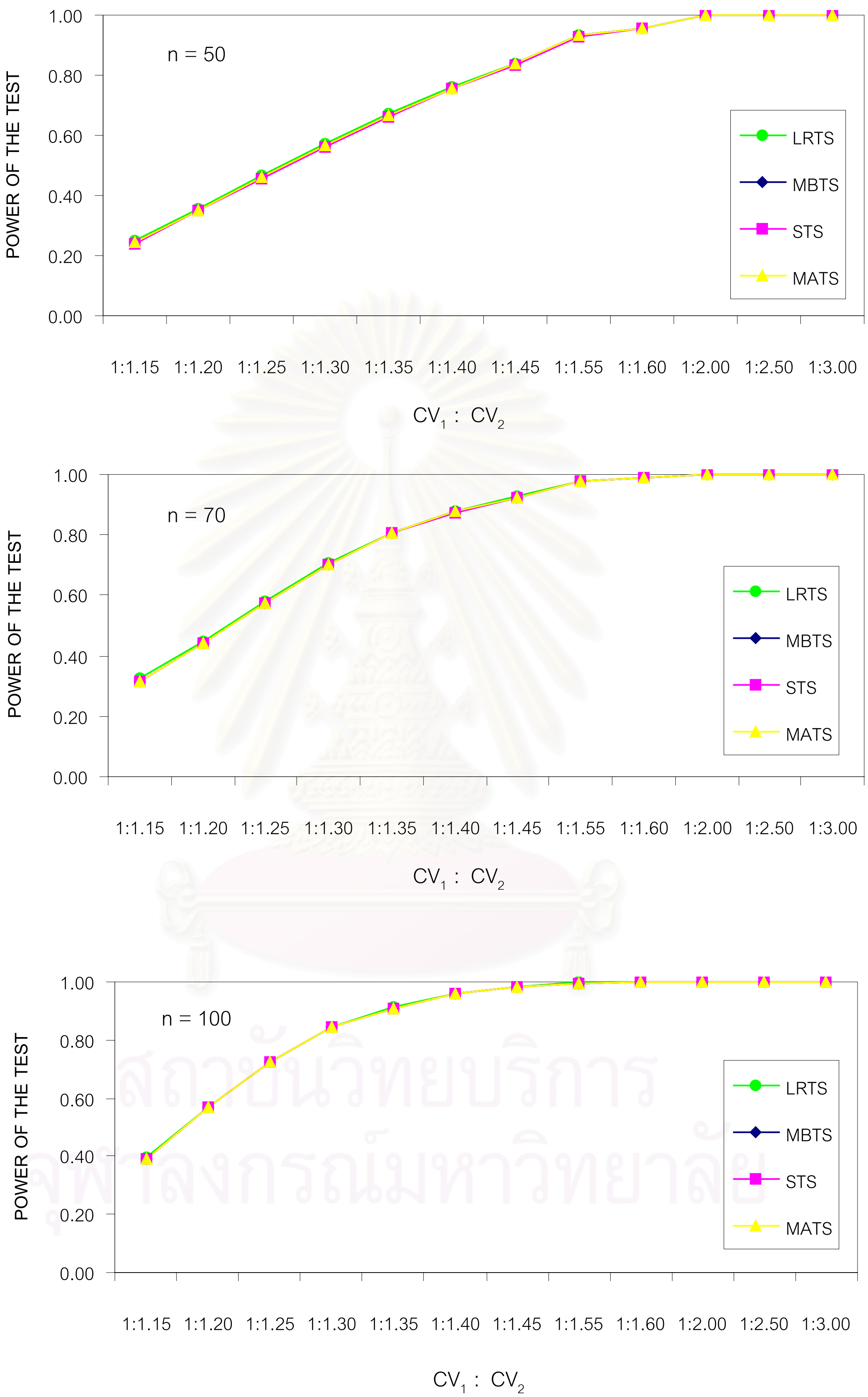

<u>รูปที่ 4.3</u> กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.05)


n = 20
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00


n = 30
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$


n = 40
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

<u>รูปที่ 4.3</u> (ต่อ)


n = 50
n = 70
n = 100
POWER OF THE TEST
0.00
0.20
0.40
0.60
0.80
1.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS

รูปที่ 4.3 (ต่อ)

ตารางที่ 4.15 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.4

<u>ตารางที่ 4.15</u> ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.05)

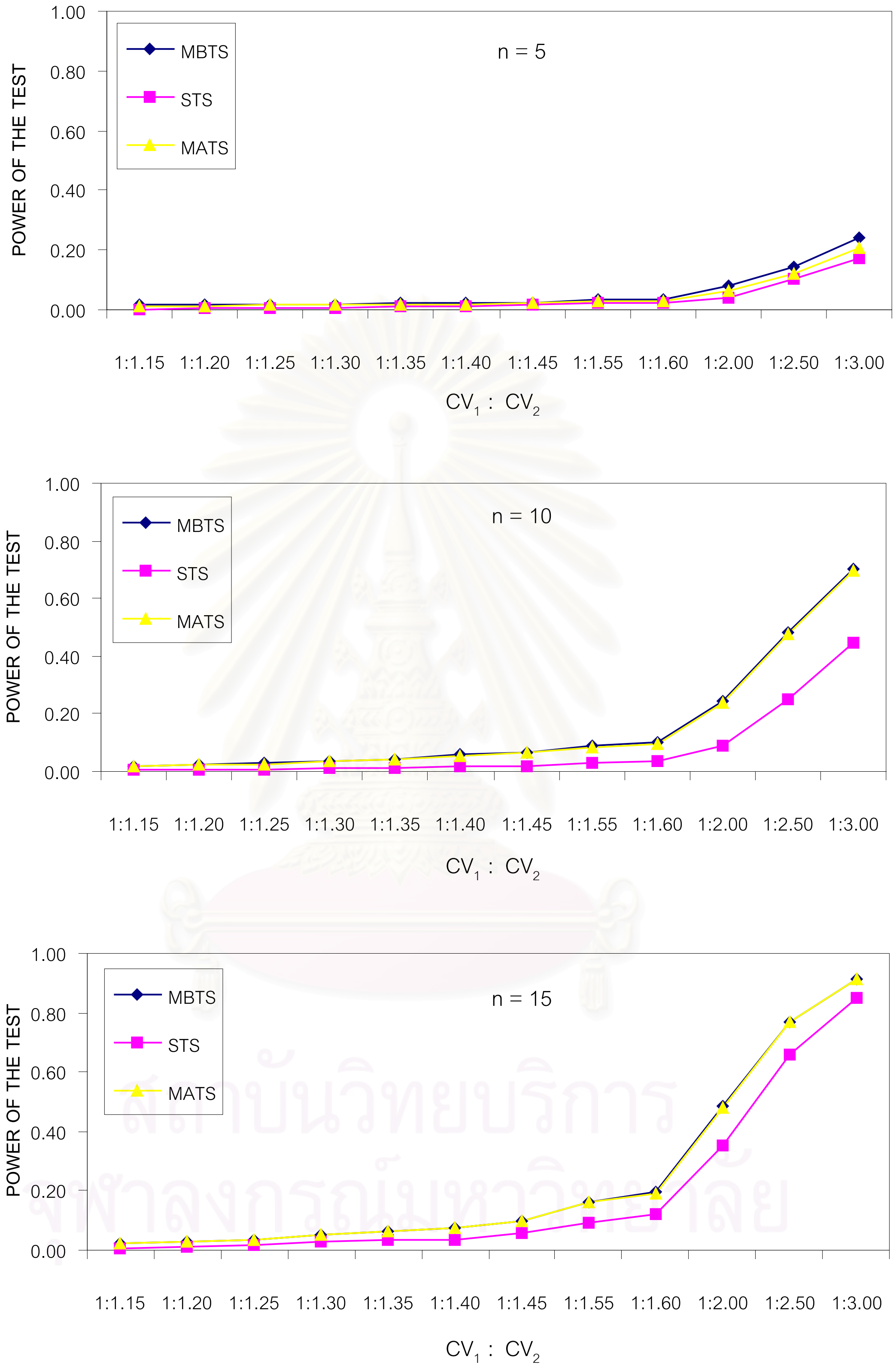
| $n_1: n_2$ / $CV_1:CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.0155[1] | 0.0025 | 0.0135 | - | 0.0165[1] | 0.0040 | 0.0150 | - | 0.0215[1] | 0.0080 | 0.0210 |
| 1 : 1.20 | - | 0.0170[1] | 0.0035 | 0.0140 | - | 0.0235[1] | 0.0055 | 0.0230 | - | 0.0290[1] | 0.0125 | 0.0285 |
| 1 : 1.25 | - | 0.0185[1] | 0.0050 | 0.0155 | - | 0.0275[1] | 0.0070 | 0.0265 | - | 0.0370[1] | 0.0190 | 0.0365 |
| 1 : 1.30 | - | 0.0190[1] | 0.0080 | 0.0165 | - | 0.0345[1] | 0.0105 | 0.0340 | - | 0.0515[1] | 0.0265 | 0.0500 |
| 1 : 1.35 | - | 0.0210[1] | 0.0115 | 0.0170 | - | 0.0400[1] | 0.0125 | 0.0400 | - | 0.0625[1] | 0.0355 | 0.0615 |
| 1 : 1.40 | - | 0.0240[1] | 0.0130 | 0.0190 | - | 0.0575[1] | 0.0155 | 0.0545 | - | 0.0735[1] | 0.0365 | 0.0730 |
| 1 : 1.45 | - | 0.0255[1] | 0.0145 | 0.0205 | - | 0.0675[1] | 0.0160 | 0.0660 | - | 0.0985[1] | 0.0560 | 0.0980 |
| 1 : 1.55 | - | 0.0330[1] | 0.0230 | 0.0265 | - | 0.0870[1] | 0.0280 | 0.0835 | - | 0.1630[1] | 0.0915 | 0.1605 |
| 1 : 1.60 | - | 0.0345[1] | 0.0250 | 0.0270 | - | 0.1000[1] | 0.0330 | 0.0970 | - | 0.1970[1] | 0.1235 | 0.1935 |
| 1 : 2.00 | - | 0.0790[1] | 0.0405 | 0.0660 | - | 0.2470[1] | 0.0910 | 0.2400 | - | 0.4850[1] | 0.3500 | 0.4770 |
| 1 : 2.50 | - | 0.1435[1] | 0.1050 | 0.1205 | - | 0.4835[1] | 0.2505 | 0.4745 | - | 0.7695[1] | 0.6595 | 0.7665 |
| 1 : 3.00 | - | 0.2435[1] | 0.1745 | 0.2055 | - | 0.7035[1] | 0.4450 | 0.6960 | - | 0.9125[1] | 0.8470 | 0.9115 |

ตารางที่ 4.15 (ต่อ)

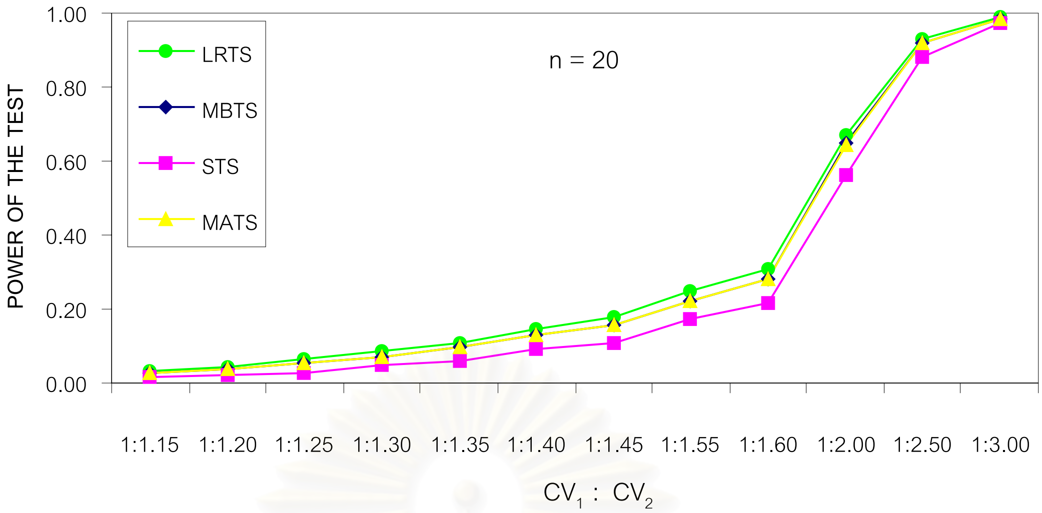
| $n_1: n_2$ / $CV_1:CV_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.0310[1] | 0.0275 | 0.0185 | 0.0275 | 0.0400[1] | 0.0350 | 0.0260 | 0.0345 | 0.0480[1] | 0.0430 | 0.0370 | 0.0430 |
| 1 : 1.20 | 0.0420[1] | 0.0375 | 0.0225 | 0.0375 | 0.0585[1] | 0.0520 | 0.0385 | 0.0515 | 0.0775[1] | 0.0710 | 0.0615 | 0.0710 |
| 1 : 1.25 | 0.0635[1] | 0.0520 | 0.0280 | 0.0515 | 0.0910[1] | 0.0795 | 0.0600 | 0.0795 | 0.1285[1] | 0.1215 | 0.1040 | 0.1205 |
| 1 : 1.30 | 0.0875[1] | 0.0725 | 0.0505 | 0.0720 | 0.1160[1] | 0.1090 | 0.0915 | 0.1090 | 0.1670[1] | 0.1585 | 0.1390 | 0.1580 |
| 1 : 1.35 | 0.1070[1] | 0.0965 | 0.0610 | 0.0955 | 0.1680[1] | 0.1515 | 0.1190 | 0.1510 | 0.2320[1] | 0.2200 | 0.1975 | 0.2200 |
| 1 : 1.40 | 0.1460[1] | 0.1300 | 0.0935 | 0.1295 | 0.2235[1] | 0.2075 | 0.1750 | 0.2070 | 0.3110[1] | 0.3015 | 0.2715 | 0.3010 |
| 1 : 1.45 | 0.1760[1] | 0.1590 | 0.1095 | 0.1580 | 0.2645[1] | 0.2520 | 0.2175 | 0.2520 | 0.3995[1] | 0.3845 | 0.3520 | 0.3835 |
| 1 : 1.55 | 0.2490[1] | 0.2210 | 0.1735 | 0.2195 | 0.4085[1] | 0.3890 | 0.3480 | 0.3890 | 0.5620[1] | 0.5500 | 0.5100 | 0.5495 |
| 1 : 1.60 | 0.3095[1] | 0.2805 | 0.2170 | 0.2795 | 0.4810[1] | 0.4630 | 0.4195 | 0.4625 | 0.6420[1] | 0.6300 | 0.5980 | 0.6295 |
| 1 : 2.00 | 0.6705[1] | 0.6470 | 0.5635 | 0.6440 | 0.8765[1] | 0.8670 | 0.8350 | 0.8665 | 0.9885[1] | 0.9560 | 0.9485 | 0.9560 |
| 1 : 2.50 | 0.9315[1] | 0.9190 | 0.8795 | 0.9180 | 0.9940[1] | 0.9935 | 0.9900 | 0.9935 | 0.9990[1] | 0.9980 | 0.9975 | 0.9980 |
| 1 : 3.00 | 0.9885[1] | 0.9845 | 0.9710 | 0.9840 | 0.9990[1] | 0.9980 | 0.9980 | 0.9980 | 1.0000[1] | 0.9995 | 0.9995 | 0.9995 |

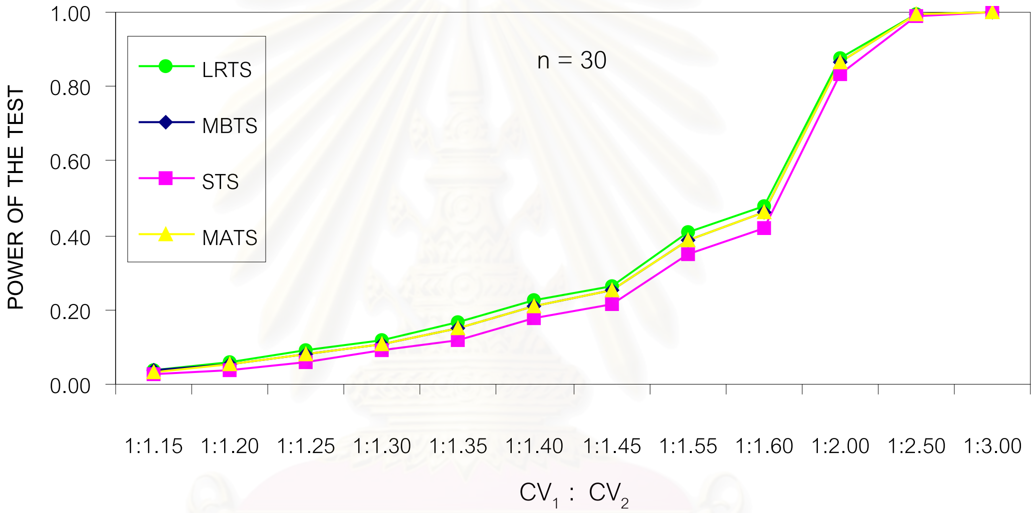
ตารางที่ 4.15 (ต่อ)

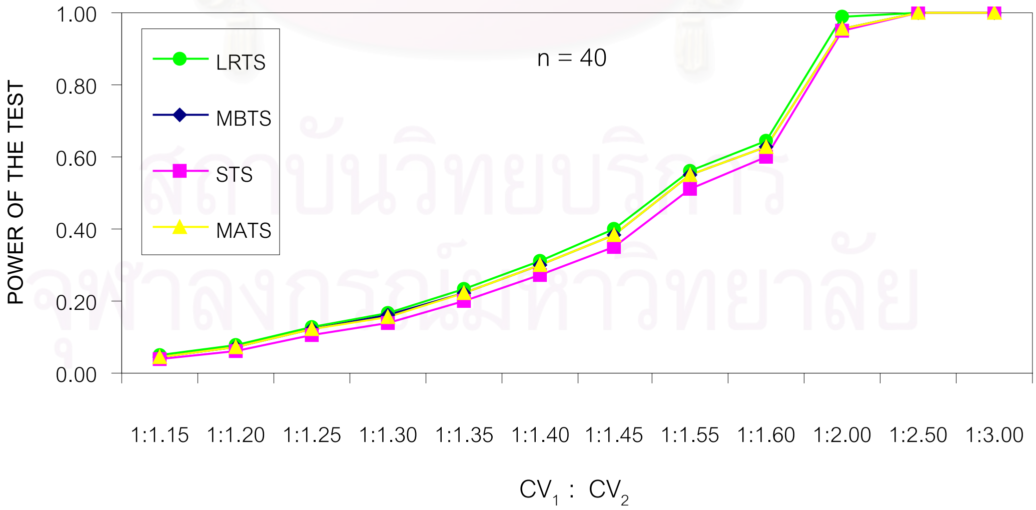
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.0540[1] | 0.0530 | 0.0450 | 0.0530 | 0.0760[1] | 0.0715 | 0.0660 | 0.0715 | 0.1350[1] | 0.1315 | 0.1230 | 0.1315 |
| 1 : 1.20 | 0.0975[1] | 0.0945 | 0.0805 | 0.0945 | 0.1390[1] | 0.1345 | 0.1235 | 0.1340 | 0.2330[1] | 0.2290 | 0.2220 | 0.2290 |
| 1 : 1.25 | 0.1550[1] | 0.1510 | 0.1355 | 0.1510 | 0.2385[1] | 0.2350 | 0.2200 | 0.2350 | 0.3750[1] | 0.3680 | 0.3560 | 0.3680 |
| 1 : 1.30 | 0.2395[1] | 0.2295 | 0.2035 | 0.2275 | 0.3545[1] | 0.3475 | 0.3375 | 0.3470 | 0.5170[1] | 0.5095 | 0.4960 | 0.5095 |
| 1 : 1.35 | 0.3195[1] | 0.3065 | 0.2860 | 0.3060 | 0.4840[1] | 0.4780 | 0.4580 | 0.4775 | 0.6555[1] | 0.6495 | 0.6375 | 0.6495 |
| 1 : 1.40 | 0.4190[1] | 0.4105 | 0.3815 | 0.4105 | 0.6125[1] | 0.6040 | 0.5840 | 0.6040 | 0.7810[1] | 0.7770 | 0.7705 | 0.7770 |
| 1 : 1.45 | 0.5175[1] | 0.5055 | 0.4770 | 0.5050 | 0.7155[1] | 0.7080 | 0.6925 | 0.7080 | 0.8655[1] | 0.8620 | 0.8520 | 0.8620 |
| 1 : 1.55 | 0.6845[1] | 0.6740 | 0.6485 | 0.6740 | 0.8650[1] | 0.8605 | 0.8500 | 0.8605 | 0.9605[1] | 0.9600 | 0.9585 | 0.9600 |
| 1 : 1.60 | 0.7715[1] | 0.7645 | 0.7415 | 0.7640 | 0.9015[1] | 0.8980 | 0.8930 | 0.8980 | 0.9830[1] | 0.9825 | 0.9805 | 0.9825 |
| 1 : 2.00 | 0.9835[1] | 0.9830 | 0.9780 | 0.9830 | 0.9990[1] | 0.9985 | 0.9985 | 0.9985 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |



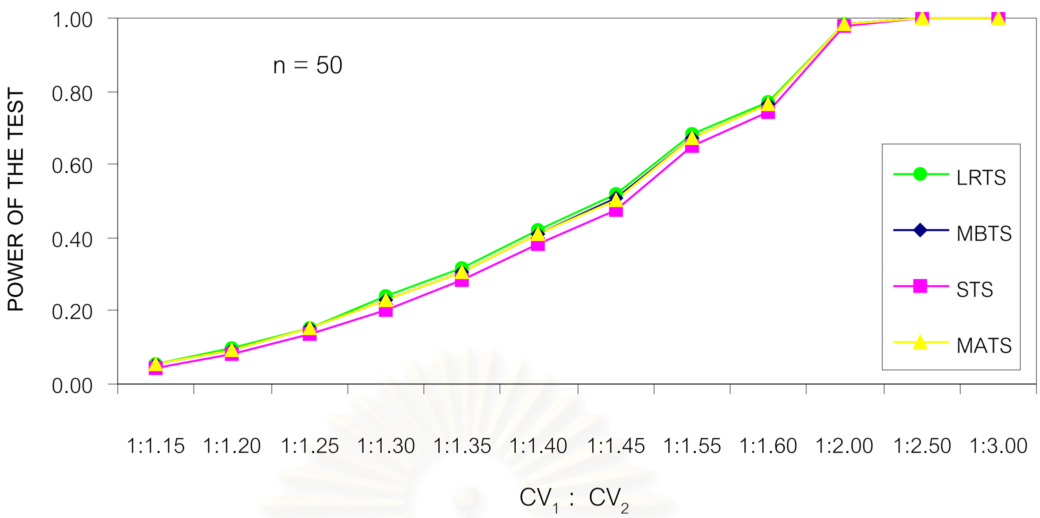

<u>รูปที่ 4.4</u> กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.05)

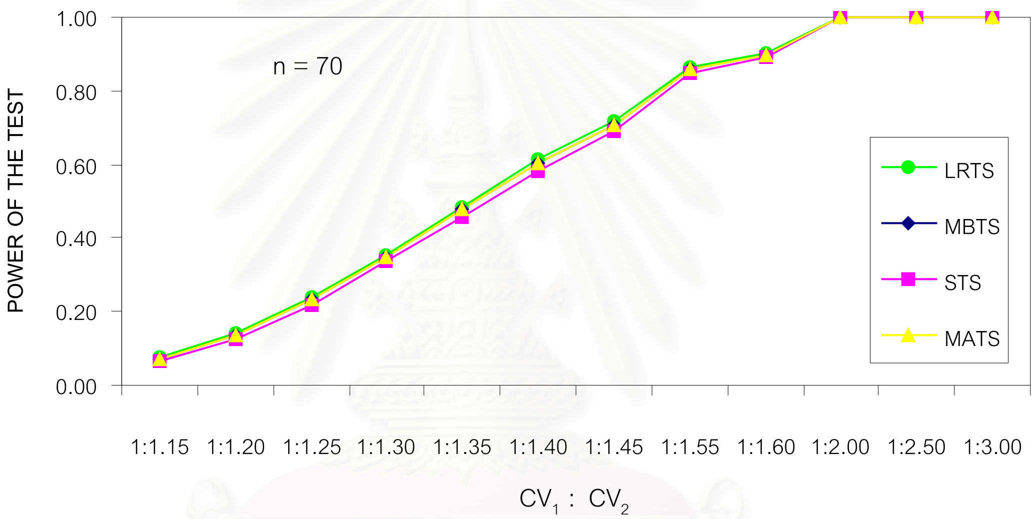

n = 20
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

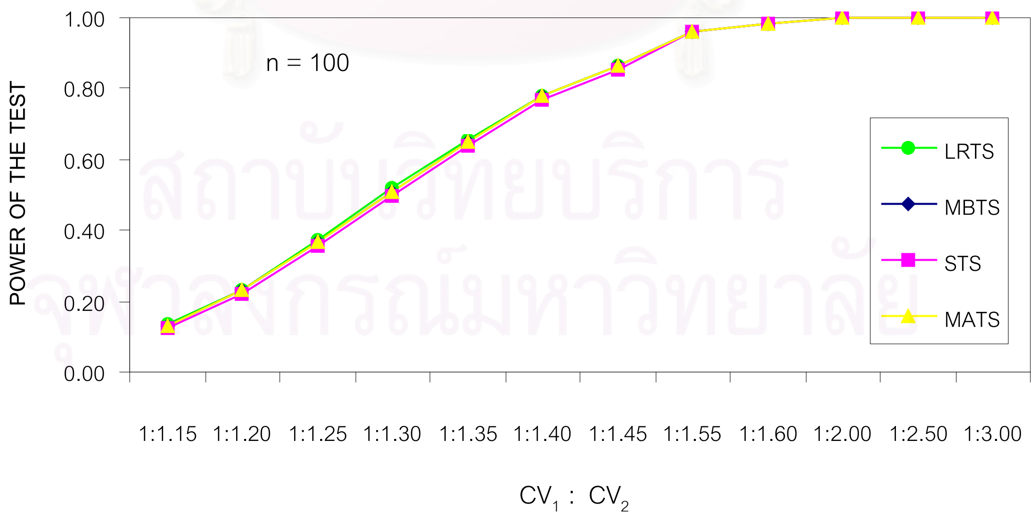

n = 30
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$


n = 40
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

<u>รูปที่ 4.4</u> (ต่อ)


n = 50
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS


n = 70
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS


n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS

<u>รูปที่ 4.4</u> (ต่อ)

ตารางที่ 4.16 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.5

ตารางที่ 4.16 ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.05)

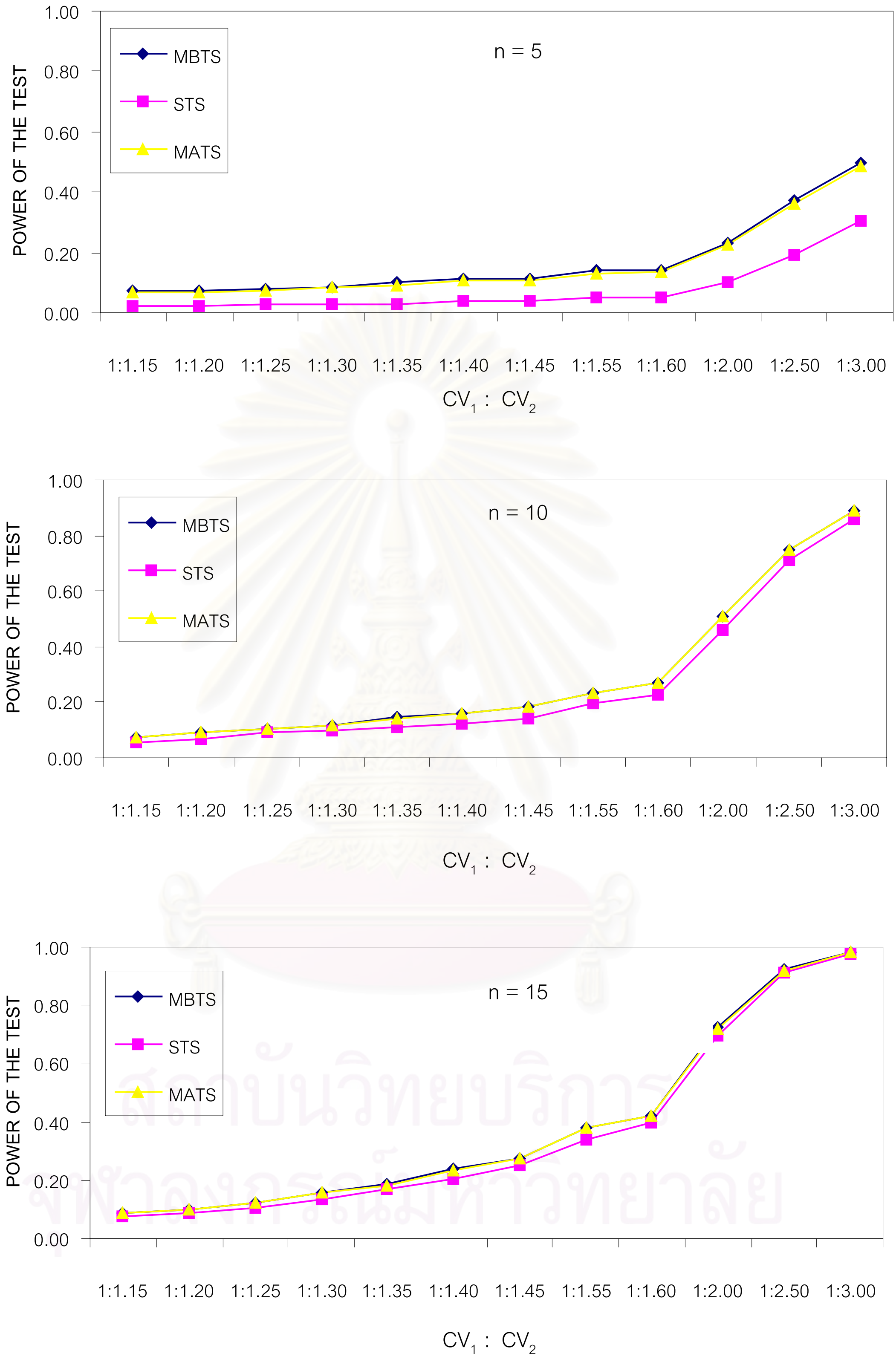
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.0710[1] | 0.0235 | 0.0690 | - | 0.0720[1] | 0.0565 | 0.0710 | - | 0.0870[1] | 0.0745 | 0.0865 |
| 1 : 1.20 | - | 0.0720[1] | 0.0250 | 0.0675 | - | 0.0900[1] | 0.0660 | 0.0900 | - | 0.1015[1] | 0.0890 | 0.1015 |
| 1 : 1.25 | - | 0.0775[1] | 0.0265 | 0.0735 | - | 0.1065[1] | 0.0910 | 0.1055 | - | 0.1215[1] | 0.1060 | 0.1210 |
| 1 : 1.30 | - | 0.0860[1] | 0.0280 | 0.0830 | - | 0.1170[1] | 0.0955 | 0.1155 | - | 0.1575[1] | 0.1365 | 0.1570 |
| 1 : 1.35 | - | 0.0990[1] | 0.0295 | 0.0915 | - | 0.1450[1] | 0.1115 | 0.1440 | - | 0.1850[1] | 0.1675 | 0.1840 |
| 1 : 1.40 | - | 0.1110[1] | 0.0395 | 0.1080 | - | 0.1580[1] | 0.1255 | 0.1565 | - | 0.2370[1] | 0.2060 | 0.2355 |
| 1 : 1.45 | - | 0.1115[1] | 0.0405 | 0.1085 | - | 0.1835[1] | 0.1420 | 0.1820 | - | 0.2775[1] | 0.2530 | 0.2775 |
| 1 : 1.55 | - | 0.1405[1] | 0.0485 | 0.1320 | - | 0.2350[1] | 0.1960 | 0.2330 | - | 0.3815[1] | 0.3405 | 0.3795 |
| 1 : 1.60 | - | 0.1430[1] | 0.0515 | 0.1365 | - | 0.2700[1] | 0.2285 | 0.2690 | - | 0.4210[1] | 0.4000 | 0.4195 |
| 1 : 2.00 | - | 0.2340[1] | 0.1020 | 0.2250 | - | 0.5110[1] | 0.4580 | 0.5090 | - | 0.7230[1] | 0.6975 | 0.7220 |
| 1 : 2.50 | - | 0.3735[1] | 0.1915 | 0.3610 | - | 0.7500[1] | 0.7095 | 0.7470 | - | 0.9215[1] | 0.9095 | 0.9210 |
| 1 : 3.00 | - | 0.4995[1] | 0.3035 | 0.4870 | - | 0.8900[1] | 0.8605 | 0.8885 | - | 0.9820[1] | 0.9790 | 0.9815 |

ตารางที่ 4.16 (ต่อ)

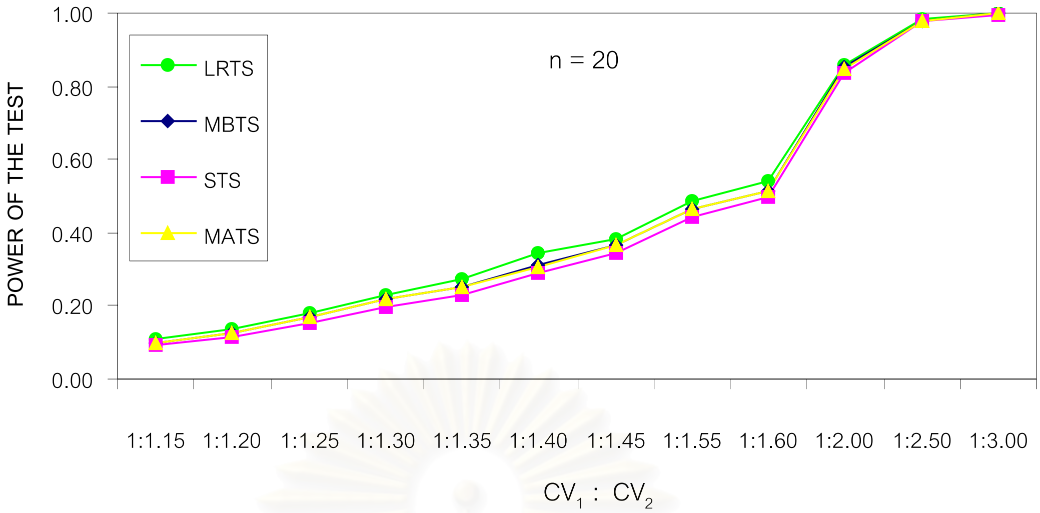
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1090[1] | 0.0995 | 0.0915 | 0.0995 | 0.1305[1] | 0.1175 | 0.1085 | 0.1175 | 0.1520[1] | 0.1475 | 0.1435 | 0.1475 |
| 1 : 1.20 | 0.1365[1] | 0.1270 | 0.1160 | 0.1270 | 0.1740[1] | 0.1625 | 0.1560 | 0.1625 | 0.2100[1] | 0.2030 | 0.1925 | 0.2030 |
| 1 : 1.25 | 0.1820[1] | 0.1705 | 0.1540 | 0.1690 | 0.2245[1] | 0.2180 | 0.2115 | 0.2180 | 0.2835[1] | 0.2775 | 0.2695 | 0.2775 |
| 1 : 1.30 | 0.2305[1] | 0.2170 | 0.1970 | 0.2165 | 0.2845[1] | 0.2710 | 0.2615 | 0.2705 | 0.3715[1] | 0.3640 | 0.3570 | 0.3640 |
| 1 : 1.35 | 0.2750[1] | 0.2530 | 0.2310 | 0.2525 | 0.3610[1] | 0.3520 | 0.3395 | 0.3515 | 0.4640[1] | 0.4525 | 0.4440 | 0.4525 |
| 1 : 1.40 | 0.3425[1] | 0.3090 | 0.2920 | 0.3085 | 0.4405[1] | 0.4290 | 0.4155 | 0.4285 | 0.5570[1] | 0.5465 | 0.5405 | 0.5460 |
| 1 : 1.45 | 0.3800[1] | 0.3645 | 0.3435 | 0.3640 | 0.5110[1] | 0.4960 | 0.4820 | 0.4955 | 0.6545[1] | 0.6435 | 0.6345 | 0.6435 |
| 1 : 1.55 | 0.4845[1] | 0.4655 | 0.4420 | 0.4650 | 0.6510[1] | 0.6395 | 0.6285 | 0.6395 | 0.7840[1] | 0.7780 | 0.7720 | 0.7780 |
| 1 : 1.60 | 0.5400[1] | 0.5160 | 0.4955 | 0.5160 | 0.7170[1] | 0.7070 | 0.6935 | 0.7065 | 0.8380[1] | 0.8320 | 0.8235 | 0.8320 |
| 1 : 2.00 | 0.8600[1] | 0.8500 | 0.8350 | 0.8495 | 0.9605[1] | 0.9590 | 0.9560 | 0.9590 | 0.9895[1] | 0.9890 | 0.9890 | 0.9890 |
| 1 : 2.50 | 0.9830[1] | 0.9805 | 0.9790 | 0.9805 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 0.9985[1] | 0.9975 | 0.9965 | 0.9975 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

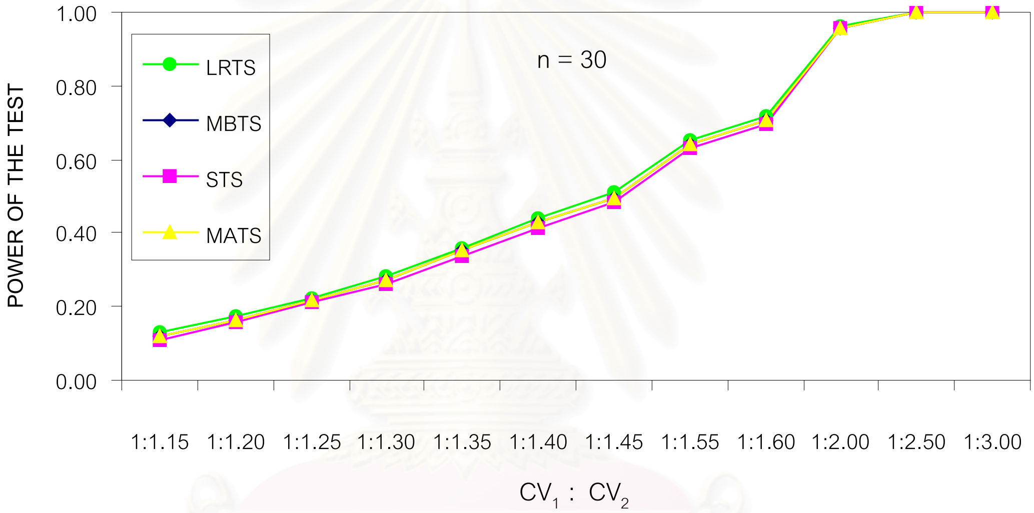
<u>ตารางที่ 4.16</u> (ต่อ)

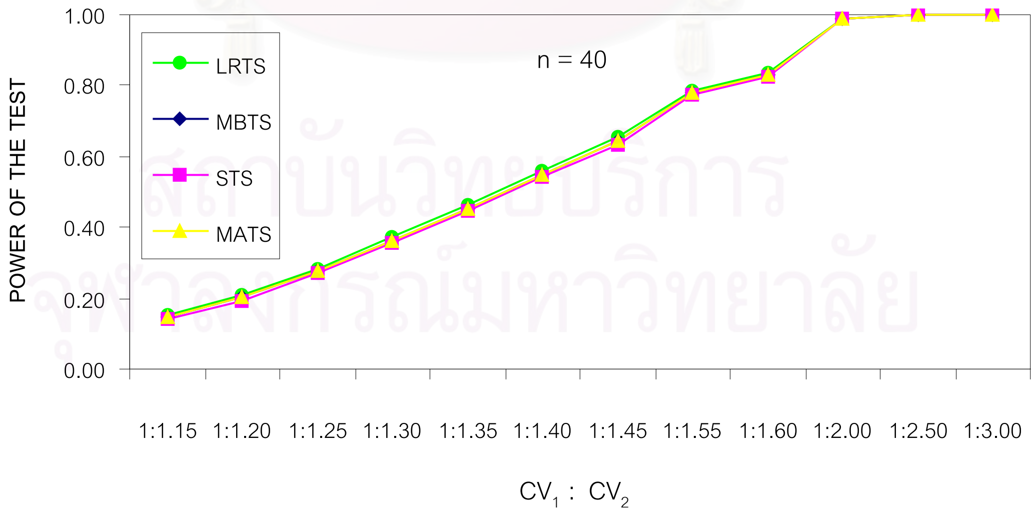
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1615[1] | 0.1555 | 0.1500 | 0.1555 | 0.2065[1] | 0.2020 | 0.2000 | 0.2020 | 0.2940[1] | 0.2915 | 0.2860 | 0.2915 |
| 1 : 1.20 | 0.2545[1] | 0.2495 | 0.2410 | 0.2490 | 0.3190[1] | 0.3130 | 0.3090 | 0.3130 | 0.4450[1] | 0.4435 | 0.4360 | 0.4435 |
| 1 : 1.25 | 0.3575[1] | 0.3525 | 0.3435 | 0.3525 | 0.4530[1] | 0.4435 | 0.4345 | 0.4435 | 0.6100[1] | 0.6055 | 0.6025 | 0.6055 |
| 1 : 1.30 | 0.4715[1] | 0.4630 | 0.4565 | 0.4630 | 0.6040[1] | 0.5985 | 0.5930 | 0.5980 | 0.7380[1] | 0.7345 | 0.7300 | 0.7340 |
| 1 : 1.35 | 0.5590[1] | 0.5520 | 0.5460 | 0.5520 | 0.7170[1] | 0.7130 | 0.7095 | 0.7130 | 0.8490[1] | 0.8465 | 0.8450 | 0.8465 |
| 1 : 1.40 | 0.6660[1] | 0.6600 | 0.6510 | 0.6600 | 0.8140[1] | 0.8120 | 0.8080 | 0.8120 | 0.9140[1] | 0.9120 | 0.9120 | 0.9120 |
| 1 : 1.45 | 0.7560[1] | 0.7505 | 0.7450 | 0.7505 | 0.8800[1] | 0.8780 | 0.8745 | 0.8780 | 0.9605[1] | 0.9595 | 0.9585 | 0.9595 |
| 1 : 1.55 | 0.8715[1] | 0.8670 | 0.8645 | 0.8670 | 0.9520[1] | 0.9515 | 0.9510 | 0.9515 | 0.9915[1] | 0.9910 | 0.9905 | 0.9910 |
| 1 : 1.60 | 0.9155[1] | 0.9140 | 0.9115 | 0.9140 | 0.9735[1] | 0.9720 | 0.9720 | 0.9720 | 0.9970[1] | 0.9965 | 0.9965 | 0.9965 |
| 1 : 2.00 | 0.9960[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |




<u>รูปที่ 4.5</u> กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.05)

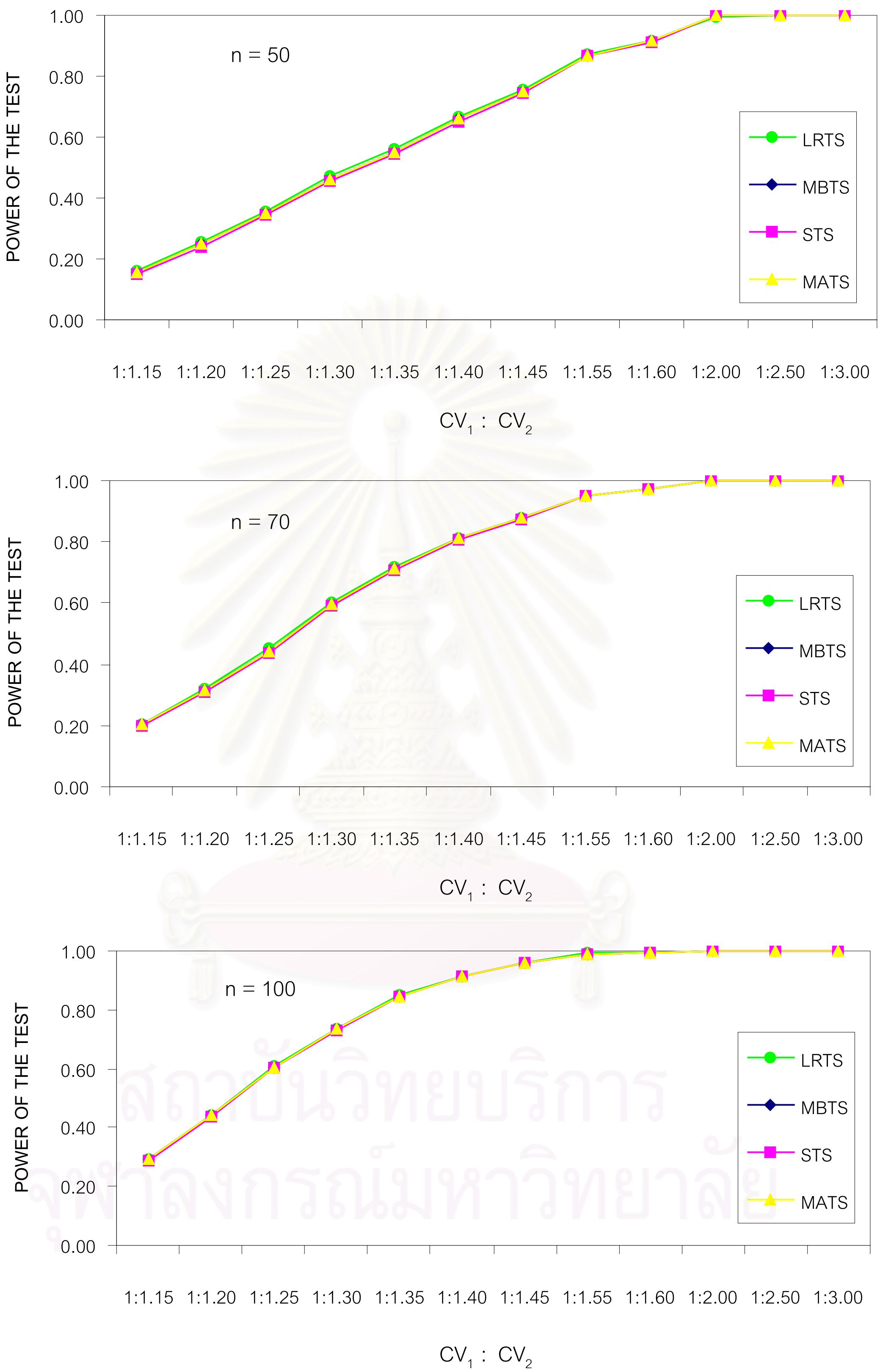

n = 20
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$


n = 30
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$


n = 40
LRTS
MBTS
STS
MATS
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$



รูปที่ 4.5 (ต่อ)


n = 50
n = 70
n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$



รูปที่ 4.5 (ต่อ)

ตารางที่ 4.17 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ แต่อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.6

ตารางที่ 4.17 ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.05)

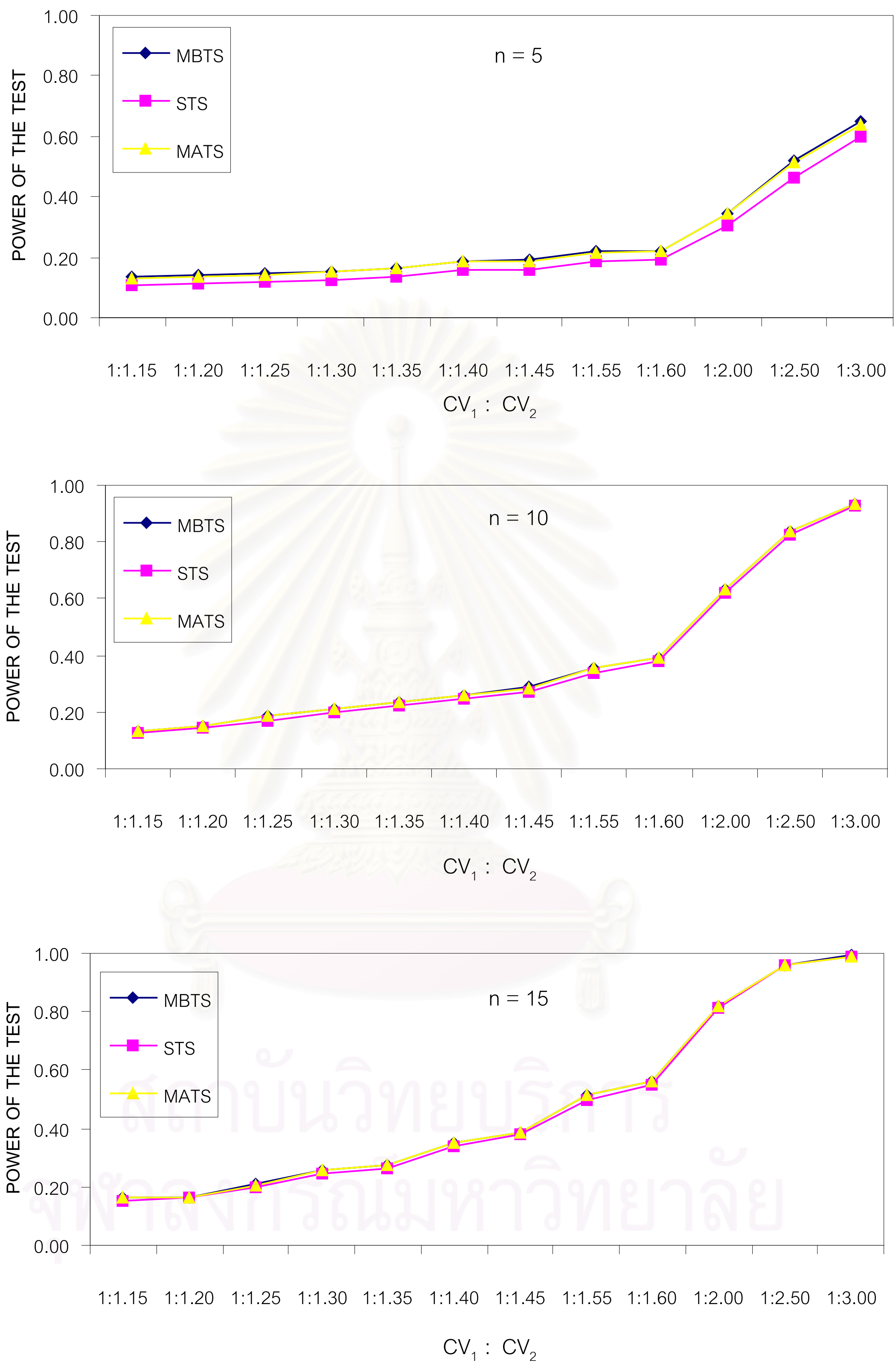
| $n_1 : n_2$ / $CV_1:CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.1340[1] | 0.1070 | 0.1320 | - | 0.1355[1] | 0.1240 | 0.1350 | - | 0.1625[1] | 0.1525 | 0.1620 |
| 1 : 1.20 | - | 0.1390[1] | 0.1110 | 0.1375 | - | 0.1535[1] | 0.1450 | 0.1525 | - | 0.1665[1] | 0.1620 | 0.1660 |
| 1 : 1.25 | - | 0.1455[1] | 0.1200 | 0.1435 | - | 0.1845[1] | 0.1700 | 0.1840 | - | 0.2085[1] | 0.2000 | 0.2075 |
| 1 : 1.30 | - | 0.1530[1] | 0.1235 | 0.1500 | - | 0.2095[1] | 0.1960 | 0.2085 | - | 0.2560[1] | 0.2460 | 0.2555 |
| 1 : 1.35 | - | 0.1660[1] | 0.1350 | 0.1650 | - | 0.2335[1] | 0.2210 | 0.2325 | - | 0.2745[1] | 0.2645 | 0.2740 |
| 1 : 1.40 | - | 0.1870[1] | 0.1560 | 0.1845 | - | 0.2590[1] | 0.2455 | 0.2580 | - | 0.3490[1] | 0.3390 | 0.3480 |
| 1 : 1.45 | - | 0.1900[1] | 0.1580 | 0.1870 | - | 0.2870[1] | 0.2715 | 0.2860 | - | 0.3885[1] | 0.3810 | 0.3875 |
| 1 : 1.55 | - | 0.2180[1] | 0.1840 | 0.2165 | - | 0.3530[1] | 0.3385 | 0.3525 | - | 0.5130[1] | 0.5000 | 0.5125 |
| 1 : 1.60 | - | 0.2230[1] | 0.1905 | 0.2205 | - | 0.3900[1] | 0.3770 | 0.3890 | - | 0.5595[1] | 0.5485 | 0.5585 |
| 1 : 2.00 | - | 0.3445[1] | 0.3050 | 0.3420 | - | 0.6350[1] | 0.6225 | 0.6340 | - | 0.8190[1] | 0.8135 | 0.8185 |
| 1 : 2.50 | - | 0.5200[1] | 0.4630 | 0.5135 | - | 0.8375[1] | 0.8255 | 0.8370 | - | 0.9605[1] | 0.9570 | 0.9600 |
| 1 : 3.00 | - | 0.6470[1] | 0.5990 | 0.6405 | - | 0.9350[1] | 0.9275 | 0.9350 | - | 0.9915[1] | 0.9910 | 0.9910 |

<u>ตารางที่ 4.17</u> (ต่อ)

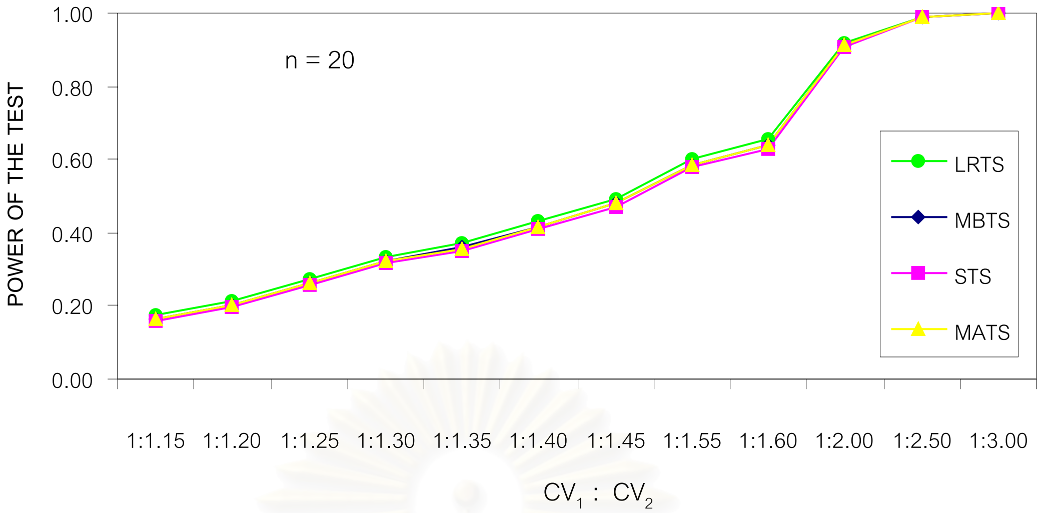
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1765[1] | 0.1645 | 0.1600 | 0.1645 | 0.2060[1] | 0.1945 | 0.1920 | 0.1940 | 0.2305[1] | 0.2235 | 0.2225 | 0.2230 |
| 1 : 1.20 | 0.2155[1] | 0.2005 | 0.1965 | 0.2000 | 0.2580[1] | 0.2485 | 0.2450 | 0.2485 | 0.3080[1] | 0.3035 | 0.3015 | 0.3035 |
| 1 : 1.25 | 0.2755[1] | 0.2635 | 0.2570 | 0.2635 | 0.3320[1] | 0.3210 | 0.3160 | 0.3210 | 0.4005[1] | 0.3915 | 0.3880 | 0.3915 |
| 1 : 1.30 | 0.3355[1] | 0.3225 | 0.3170 | 0.3220 | 0.4140[1] | 0.4000 | 0.3975 | 0.4000 | 0.4900[1] | 0.4825 | 0.4760 | 0.4825 |
| 1 : 1.35 | 0.3695[1] | 0.3580 | 0.3520 | 0.3575 | 0.4825[1] | 0.4720 | 0.4695 | 0.4720 | 0.5935[1] | 0.5835 | 0.5785 | 0.5835 |
| 1 : 1.40 | 0.4315[1] | 0.4170 | 0.4125 | 0.4170 | 0.5795[1] | 0.5700 | 0.5635 | 0.5695 | 0.6810[1] | 0.6730 | 0.6685 | 0.6730 |
| 1 : 1.45 | 0.4930[1] | 0.4785 | 0.4700 | 0.4785 | 0.6360[1] | 0.6285 | 0.6240 | 0.6285 | 0.7665[1] | 0.7620 | 0.7610 | 0.7620 |
| 1 : 1.55 | 0.5985[1] | 0.5825 | 0.5775 | 0.5825 | 0.7635[1] | 0.7555 | 0.7525 | 0.7555 | 0.8625[1] | 0.8540 | 0.8525 | 0.8540 |
| 1 : 1.60 | 0.6530[1] | 0.6380 | 0.6275 | 0.6375 | 0.8080[1] | 0.7975 | 0.7945 | 0.7970 | 0.9055[1] | 0.8995 | 0.8985 | 0.8995 |
| 1 : 2.00 | 0.9180[1] | 0.9100 | 0.9075 | 0.9100 | 0.9805[1] | 0.9800 | 0.9800 | 0.9800 | 0.9935[1] | 0.9935[1] | 0.9935[1] | 0.9935[1] |
| 1 : 2.50 | 0.9910[1] | 0.9900 | 0.9900 | 0.9900 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 0.9985[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

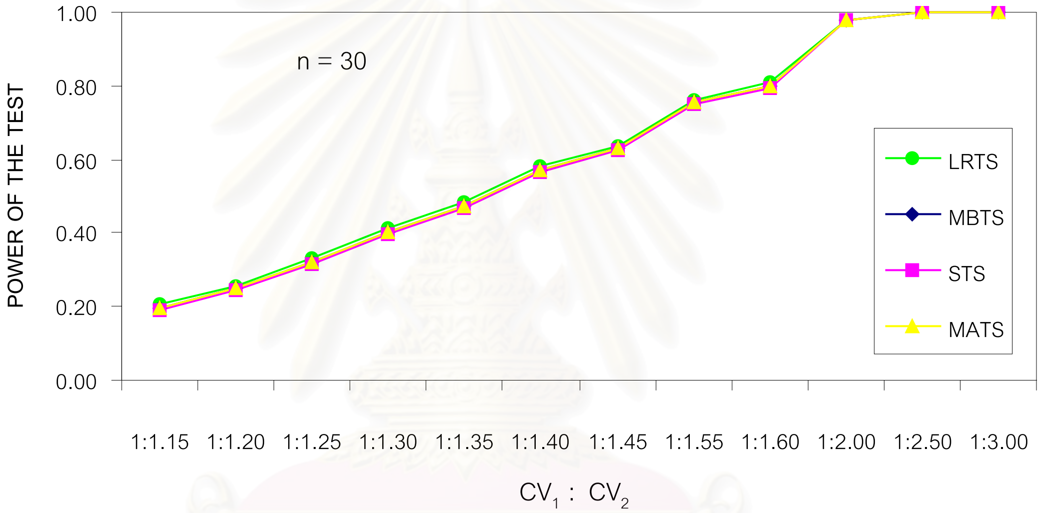
<u>ตารางที่ 4.17</u> (ต่อ)

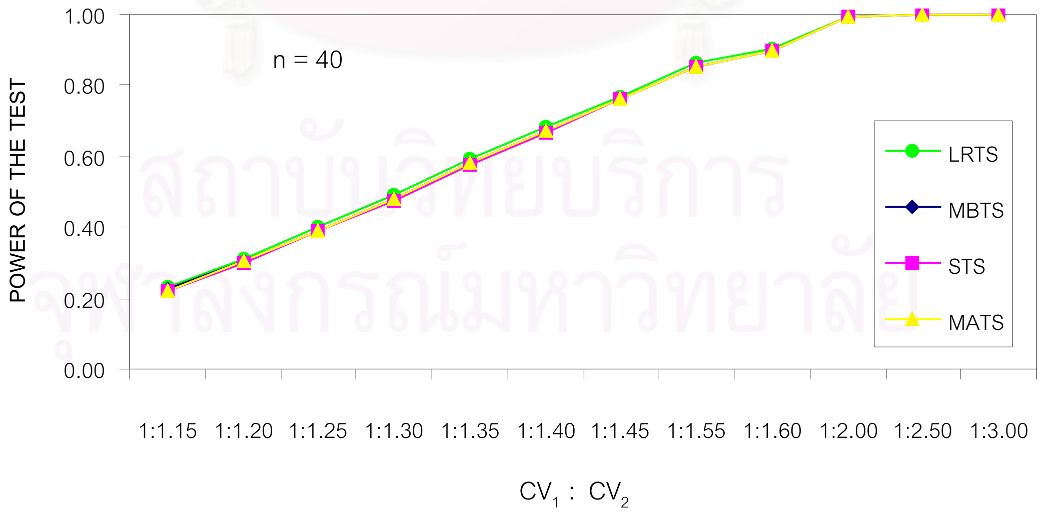
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.2550[1] | 0.2495 | 0.2470 | 0.2495 | 0.3010[1] | 0.2950 | 0.2945 | 0.2950 | 0.4160[1] | 0.4145 | 0.4130 | 0.4140 |
| 1 : 1.20 | 0.3630[1] | 0.3560 | 0.3550 | 0.3560 | 0.4400[1] | 0.4365 | 0.4355 | 0.4365 | 0.5695[1] | 0.5670 | 0.5660 | 0.5670 |
| 1 : 1.25 | 0.4840[1] | 0.4775 | 0.4750 | 0.4775 | 0.5860[1] | 0.5810 | 0.5785 | 0.5810 | 0.7150[1] | 0.7130 | 0.7125 | 0.7130 |
| 1 : 1.30 | 0.5855[1] | 0.5810 | 0.5780 | 0.5810 | 0.7220[1] | 0.7195 | 0.7175 | 0.7195 | 0.8335[1] | 0.8310 | 0.8300 | 0.8310 |
| 1 : 1.35 | 0.6740[1] | 0.6700 | 0.6665 | 0.6700 | 0.8220[1] | 0.8180 | 0.8125 | 0.8180 | 0.9100[1] | 0.9100 | 0.9090 | 0.9100 |
| 1 : 1.40 | 0.7775[1] | 0.7740 | 0.7705 | 0.7740 | 0.8860[1] | 0.8840 | 0.8820 | 0.8835 | 0.9570[1] | 0.9565 | 0.9560 | 0.9565 |
| 1 : 1.45 | 0.8470[1] | 0.8420 | 0.8410 | 0.8420 | 0.9260[1] | 0.9235 | 0.9235 | 0.9235 | 0.9770[1] | 0.9765 | 0.9765 | 0.9765 |
| 1 : 1.55 | 0.9300[1] | 0.9285 | 0.9275 | 0.9285 | 0.9760[1] | 0.9750 | 0.9745 | 0.9750 | 0.9970[1] | 0.9965 | 0.9960 | 0.9960 |
| 1 : 1.60 | 0.9515[1] | 0.9510 | 0.9510 | 0.9510 | 0.9905[1] | 0.9900 | 0.9895 | 0.9900 | 0.9990[1] | 0.9990[1] | 0.9990[1] | 0.9990[1] |
| 1 : 2.00 | 0.9985[1] | 0.9985[1] | 0.9985[1] | 0.9985[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 0.9995[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |



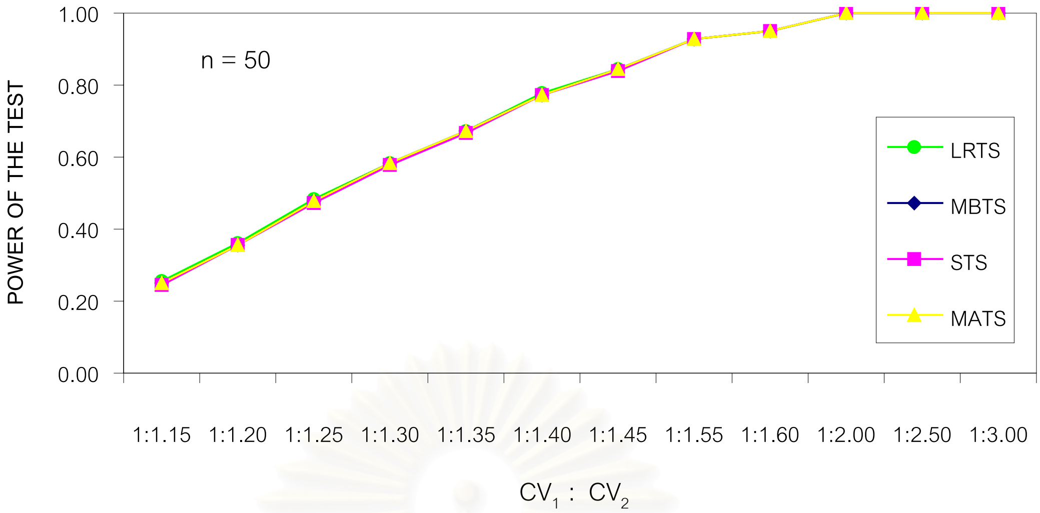

รูปที่ 4.6 กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.05)

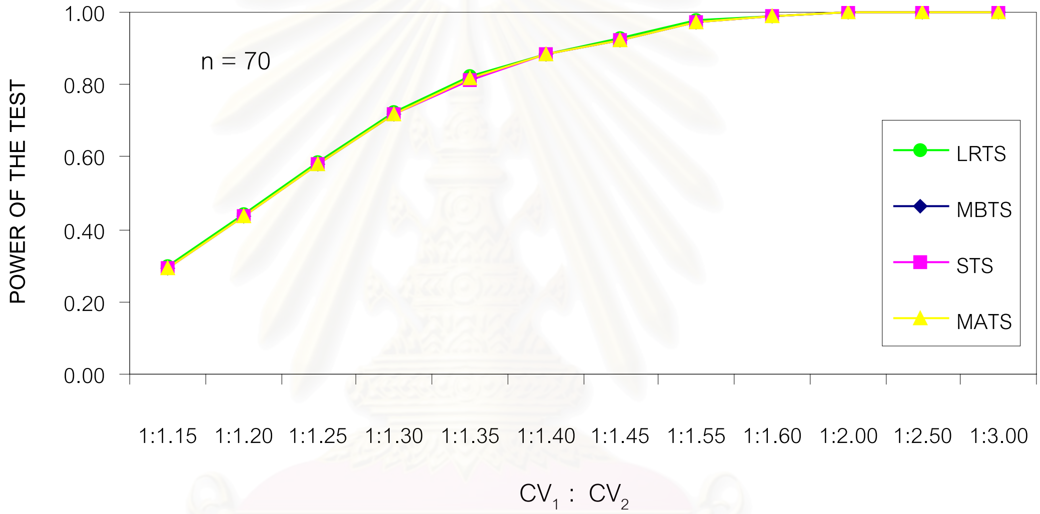

n = 20
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$

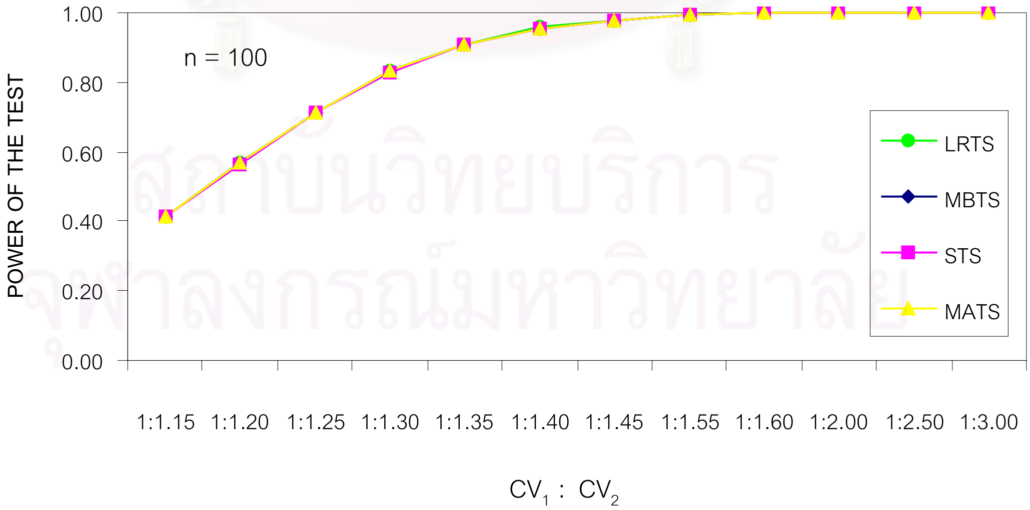

n = 30
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$


n = 40
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$

<u>รูปที่ 4.6</u> (ต่อ)


n = 50
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2


n = 70
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2


n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2

<u>รูปที่ 4.6</u> (ต่อ)

ตารางที่ 4.18 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ส่วนอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนของสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามระดับความแตกต่างของสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.7

ตารางที่ 4.18 ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.30)

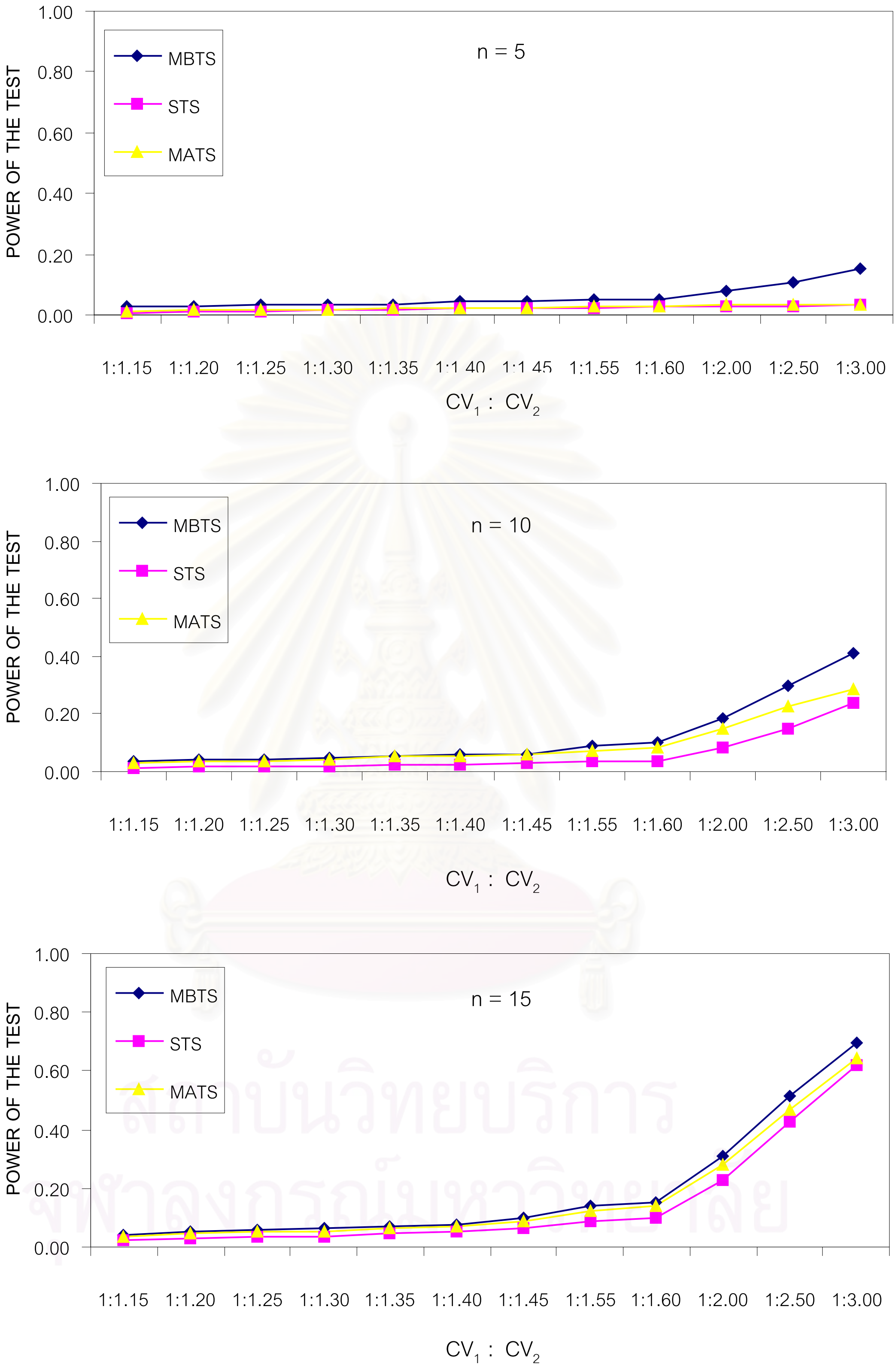
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.0290[1] | 0.0080 | 0.0130 | - | 0.0355[1] | 0.0135 | 0.0295 | - | 0.0390[1] | 0.0225 | 0.0370 |
| 1 : 1.20 | - | 0.0310[1] | 0.0105 | 0.0145 | - | 0.0410[1] | 0.0150 | 0.0350 | - | 0.0505[1] | 0.0275 | 0.0450 |
| 1 : 1.25 | - | 0.0335[1] | 0.0135 | 0.0165 | - | 0.0430[1] | 0.0165 | 0.0385 | - | 0.0560[1] | 0.0335 | 0.0515 |
| 1 : 1.30 | - | 0.0345[1] | 0.0150 | 0.0180 | - | 0.0480[1] | 0.0185 | 0.0415 | - | 0.0620[1] | 0.0350 | 0.0545 |
| 1 : 1.35 | - | 0.0365[1] | 0.0185 | 0.0205 | - | 0.0545[1] | 0.0235 | 0.0535 | - | 0.0715[1] | 0.0450 | 0.0620 |
| 1 : 1.40 | - | 0.0435[1] | 0.0215 | 0.0235 | - | 0.0595[1] | 0.0265 | 0.0560 | - | 0.0770[1] | 0.0510 | 0.0685 |
| 1 : 1.45 | - | 0.0460[1] | 0.0235 | 0.0250 | - | 0.0615[1] | 0.0295 | 0.0595 | - | 0.0980[1] | 0.0625 | 0.0900 |
| 1 : 1.55 | - | 0.0525[1] | 0.0250 | 0.0270 | - | 0.0890[1] | 0.0340 | 0.0735 | - | 0.1375[1] | 0.0865 | 0.1245 |
| 1 : 1.60 | - | 0.0535[1] | 0.0275 | 0.0295 | - | 0.1005[1] | 0.0370 | 0.0820 | - | 0.1525[1] | 0.1015 | 0.1410 |
| 1 : 2.00 | - | 0.0775[1] | 0.0290 | 0.0315 | - | 0.1870[1] | 0.0850 | 0.1460 | - | 0.3105[1] | 0.2270 | 0.2795 |
| 1 : 2.50 | - | 0.1090[1] | 0.0310 | 0.0335 | - | 0.2975[1] | 0.1485 | 0.2245 | - | 0.5155[1] | 0.4250 | 0.4675 |
| 1 : 3.00 | - | 0.1550[1] | 0.0335 | 0.0360 | - | 0.4085[1] | 0.2355 | 0.2850 | - | 0.6970[1] | 0.6185 | 0.6440 |

<u>ตารางที่ 4.18</u> (ต่อ)

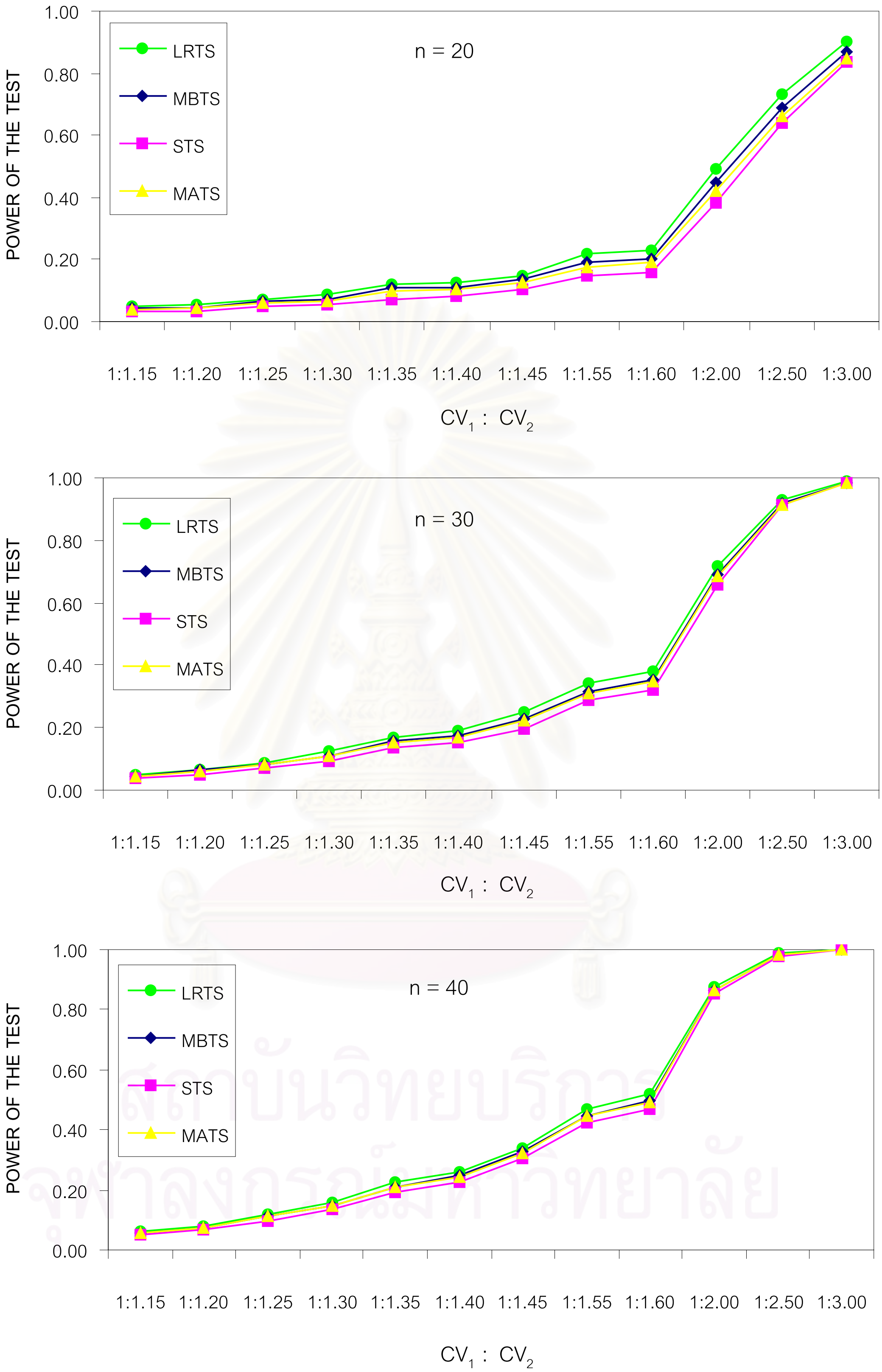
| $CV_1:CV_2$ \ $n_1:n_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.0490[1] | 0.0415 | 0.0310 | 0.0395 | 0.0470[1] | 0.0420 | 0.0360 | 0.0415 | 0.0625[1] | 0.0580 | 0.0485 | 0.0570 |
| 1 : 1.20 | 0.0565[1] | 0.0455 | 0.0325 | 0.0420 | 0.0675[1] | 0.0630 | 0.0500 | 0.0610 | 0.0785[1] | 0.0735 | 0.0650 | 0.0730 |
| 1 : 1.25 | 0.0720[1] | 0.0635 | 0.0470 | 0.0605 | 0.0875[1] | 0.0825 | 0.0690 | 0.0805 | 0.1195[1] | 0.1130 | 0.0965 | 0.1115 |
| 1 : 1.30 | 0.0870[1] | 0.0720 | 0.0520 | 0.0675 | 0.1245[1] | 0.1090 | 0.0940 | 0.1065 | 0.1595[1] | 0.1475 | 0.1330 | 0.1465 |
| 1 : 1.35 | 0.1190[1] | 0.1075 | 0.0735 | 0.1000 | 0.1705[1] | 0.1565 | 0.1335 | 0.1520 | 0.2275[1] | 0.2080 | 0.1930 | 0.2070 |
| 1 : 1.40 | 0.1250[1] | 0.1100 | 0.0840 | 0.1035 | 0.1890[1] | 0.1745 | 0.1510 | 0.1695 | 0.2625[1] | 0.2475 | 0.2250 | 0.2445 |
| 1 : 1.45 | 0.1500[1] | 0.1355 | 0.1060 | 0.1280 | 0.2475[1] | 0.2300 | 0.1970 | 0.2240 | 0.3415[1] | 0.3260 | 0.3035 | 0.3245 |
| 1 : 1.55 | 0.2195[1] | 0.1890 | 0.1490 | 0.1775 | 0.3405[1] | 0.3150 | 0.2860 | 0.3090 | 0.4685[1] | 0.4490 | 0.4250 | 0.4460 |
| 1 : 1.60 | 0.2295[1] | 0.2035 | 0.1590 | 0.1930 | 0.3810[1] | 0.3535 | 0.3225 | 0.3465 | 0.5190[1] | 0.4965 | 0.4715 | 0.4930 |
| 1 : 2.00 | 0.4895[1] | 0.4460 | 0.3830 | 0.4205 | 0.7200[1] | 0.6900 | 0.6590 | 0.6830 | 0.8745[1] | 0.8655 | 0.8525 | 0.8655 |
| 1 : 2.50 | 0.7310[1] | 0.6865 | 0.6375 | 0.6635 | 0.9320[1] | 0.9165 | 0.9110 | 0.9140 | 0.9880[1] | 0.9825 | 0.9800 | 0.9825 |
| 1 : 3.00 | 0.9000[1] | 0.8665 | 0.8355 | 0.8490 | 0.9895[1] | 0.9860 | 0.9845 | 0.9860 | 0.9990[1] | 0.9985 | 0.9985 | 0.9985 |

ตารางที่ 4.18 (ต่อ)

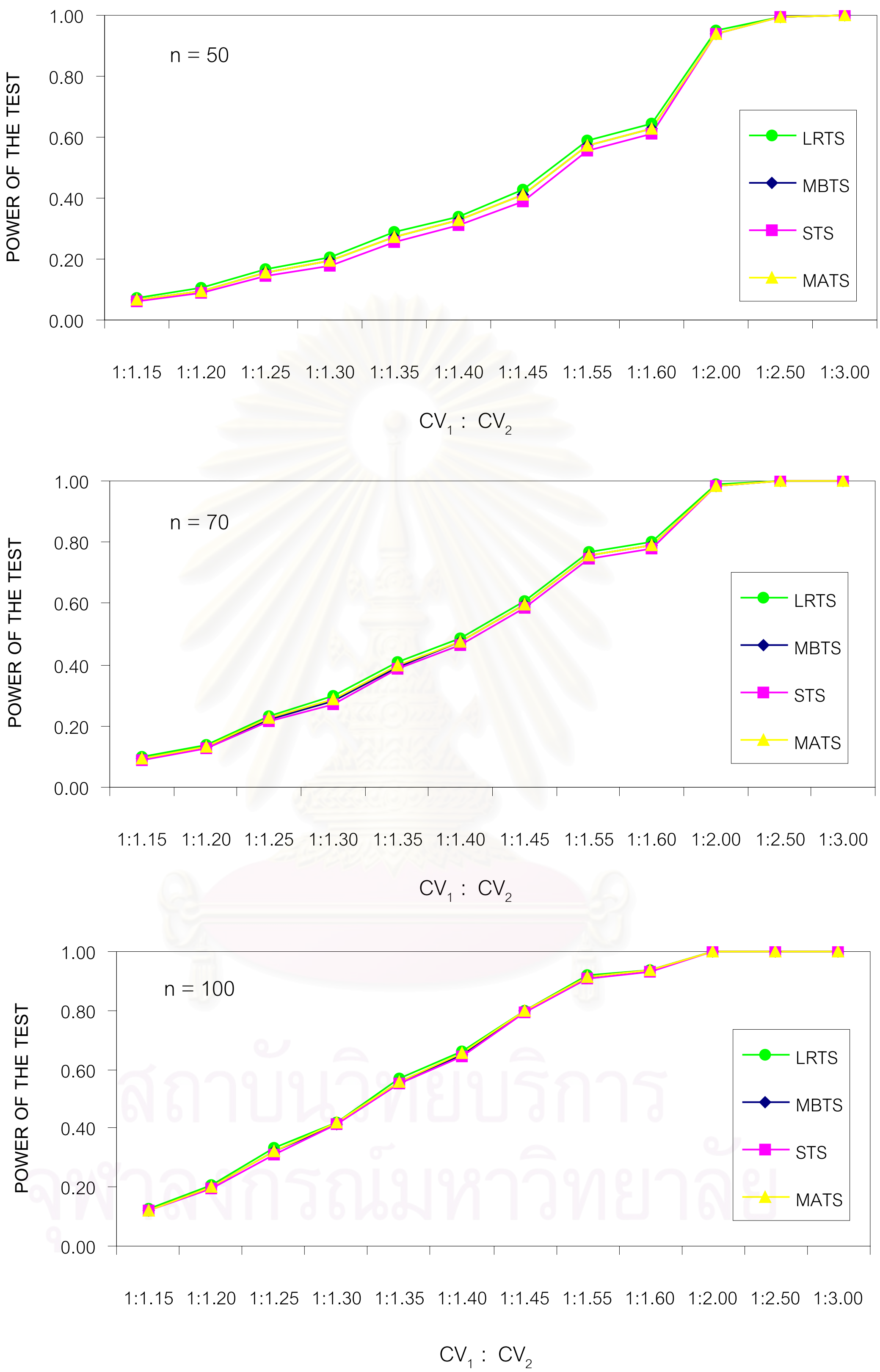
| $CV_1:CV_2$ \ $n_1:n_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.0725[1] | 0.0660 | 0.0610 | 0.0655 | 0.0985[1] | 0.0955 | 0.0880 | 0.0950 | 0.1265[1] | 0.1230 | 0.1195 | 0.1235 |
| 1 : 1.20 | 0.1040[1] | 0.0970 | 0.0875 | 0.0960 | 0.1390[1] | 0.1320 | 0.1245 | 0.1320 | 0.2075[1] | 0.2005 | 0.1980 | 0.2020 |
| 1 : 1.25 | 0.1675[1] | 0.1580 | 0.1450 | 0.1565 | 0.2330[1] | 0.2235 | 0.2160 | 0.2240 | 0.3310[1] | 0.3210 | 0.3120 | 0.3245 |
| 1 : 1.30 | 0.2060[1] | 0.1950 | 0.1800 | 0.1940 | 0.2965[1] | 0.2845 | 0.2730 | 0.2855 | 0.4220[1] | 0.4160 | 0.4110 | 0.4175 |
| 1 : 1.35 | 0.2865[1] | 0.2705 | 0.2535 | 0.2695 | 0.4095[1] | 0.3950 | 0.3880 | 0.3965 | 0.5670[1] | 0.5550 | 0.5490 | 0.5565 |
| 1 : 1.40 | 0.3400[1] | 0.3275 | 0.3110 | 0.3275 | 0.4885[1] | 0.4755 | 0.4645 | 0.4755 | 0.6610[1] | 0.6515 | 0.6465 | 0.6540 |
| 1 : 1.45 | 0.4295[1] | 0.4125 | 0.3905 | 0.4120 | 0.6100[1] | 0.5945 | 0.5850 | 0.5980 | 0.8010[1] | 0.7965 | 0.7910 | 0.7975 |
| 1 : 1.55 | 0.5885[1] | 0.5700 | 0.5560 | 0.5695 | 0.7665[1] | 0.7550 | 0.7475 | 0.7560 | 0.9175[1] | 0.9110 | 0.9095 | 0.9135 |
| 1 : 1.60 | 0.6455[1] | 0.6270 | 0.6095 | 0.6275 | 0.8030[1] | 0.7900 | 0.7810 | 0.7905 | 0.9385[1] | 0.9345 | 0.9330 | 0.9355 |
| 1 : 2.00 | 0.9520[1] | 0.9400 | 0.9365 | 0.9405 | 0.9870[1] | 0.9850 | 0.9845 | 0.9855 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 |
| 1 : 2.50 | 0.9970[1] | 0.9960 | 0.9960 | 0.9960 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |




<u>รูปที่ 4.7</u> กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.30)


1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
POWER OF THE TEST
LRTS
MBTS
STS
MATS
n = 20
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2
n = 30
n = 40

รูปที่ 4.7 (ต่อ)


n = 50
n = 70
n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1 : CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS

<u>รูปที่ 4.7</u> (ต่อ)

ตารางที่ 4.19 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ส่วนอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเท่ากับ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.8

ตารางที่ 4.19 ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.30)

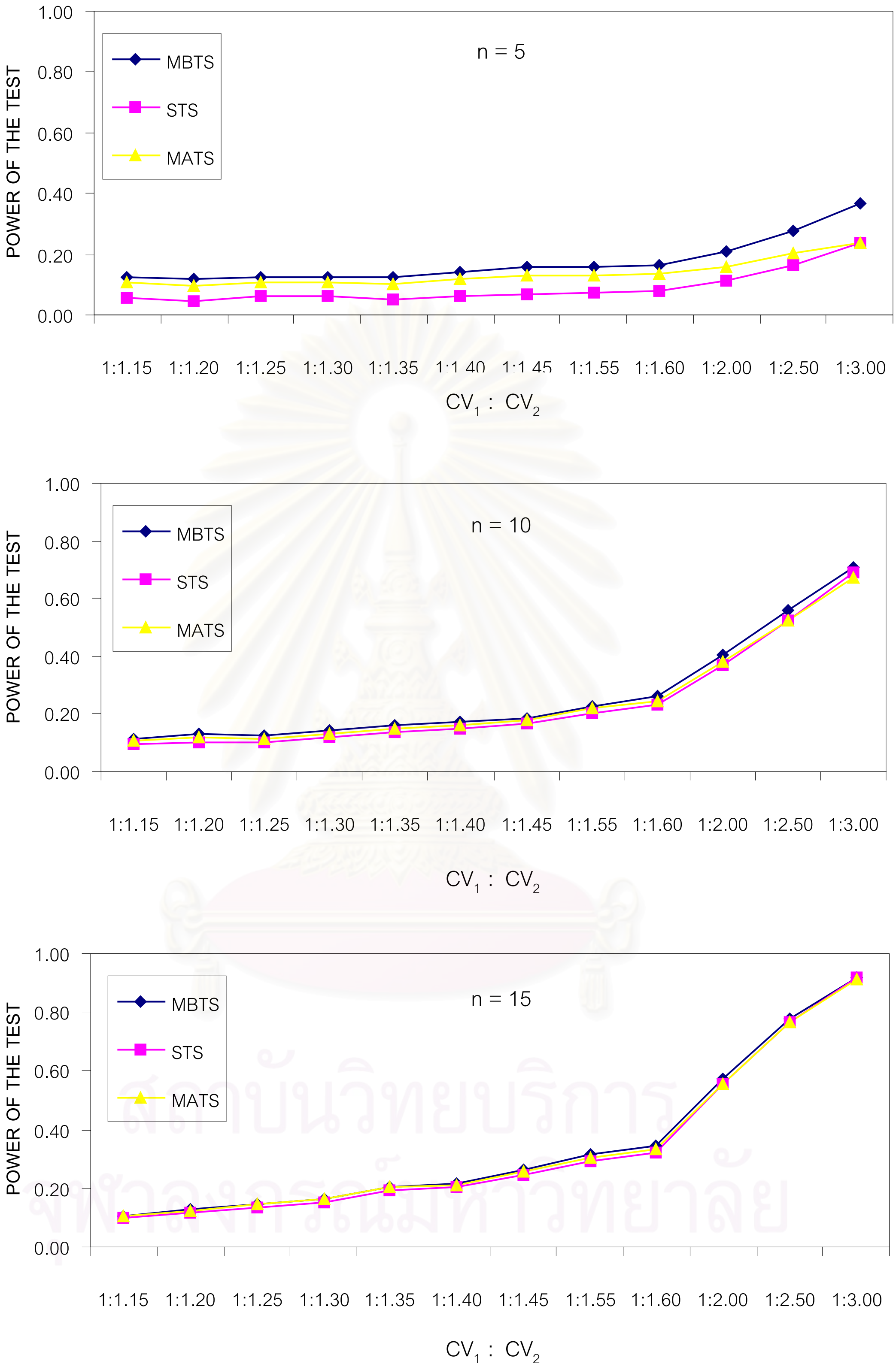
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.1220[1] | 0.0545 | 0.1075 | - | 0.1140[1] | 0.0940 | 0.1090 | - | 0.1080[1] | 0.0965 | 0.1055 |
| 1 : 1.20 | - | 0.1160[1] | 0.0460 | 0.0955 | - | 0.1300[1] | 0.1025 | 0.1220 | - | 0.1275[1] | 0.1175 | 0.1250 |
| 1 : 1.25 | - | 0.1215[1] | 0.0645 | 0.1085 | - | 0.1230[1] | 0.1005 | 0.1140 | - | 0.1490[1] | 0.1360 | 0.1440 |
| 1 : 1.30 | - | 0.1250[1] | 0.0615 | 0.1065 | - | 0.1405[1] | 0.1165 | 0.1300 | - | 0.1660[1] | 0.1525 | 0.1610 |
| 1 : 1.35 | - | 0.1270[1] | 0.0525 | 0.1025 | - | 0.1620[1] | 0.1350 | 0.1515 | - | 0.2075[1] | 0.1935 | 0.2030 |
| 1 : 1.40 | - | 0.1410[1] | 0.0610 | 0.1165 | - | 0.1710[1] | 0.1470 | 0.1615 | - | 0.2185[1] | 0.2025 | 0.2115 |
| 1 : 1.45 | - | 0.1565[1] | 0.0685 | 0.1280 | - | 0.1860[1] | 0.1675 | 0.1780 | - | 0.2610[1] | 0.2460 | 0.2560 |
| 1 : 1.55 | - | 0.1600[1] | 0.0755 | 0.1315 | - | 0.2285[1] | 0.2025 | 0.2185 | - | 0.3165[1] | 0.2930 | 0.3035 |
| 1 : 1.60 | - | 0.1665[1] | 0.0805 | 0.1350 | - | 0.2595[1] | 0.2315 | 0.2415 | - | 0.3450[1] | 0.3230 | 0.3330 |
| 1 : 2.00 | - | 0.2090[1] | 0.1145 | 0.1600 | - | 0.4045[1] | 0.3715 | 0.3815 | - | 0.5720[1] | 0.5555 | 0.5580 |
| 1 : 2.50 | - | 0.2770[1] | 0.1650 | 0.2025 | - | 0.5595[1] | 0.5245 | 0.5235 | - | 0.7780[1] | 0.7690 | 0.7655 |
| 1 : 3.00 | - | 0.3700[1] | 0.2355 | 0.2400 | - | 0.7110[1] | 0.6925 | 0.6720 | - | 0.9185[1] | 0.9155 | 0.9115 |

ตารางที่ 4.19 (ต่อ)

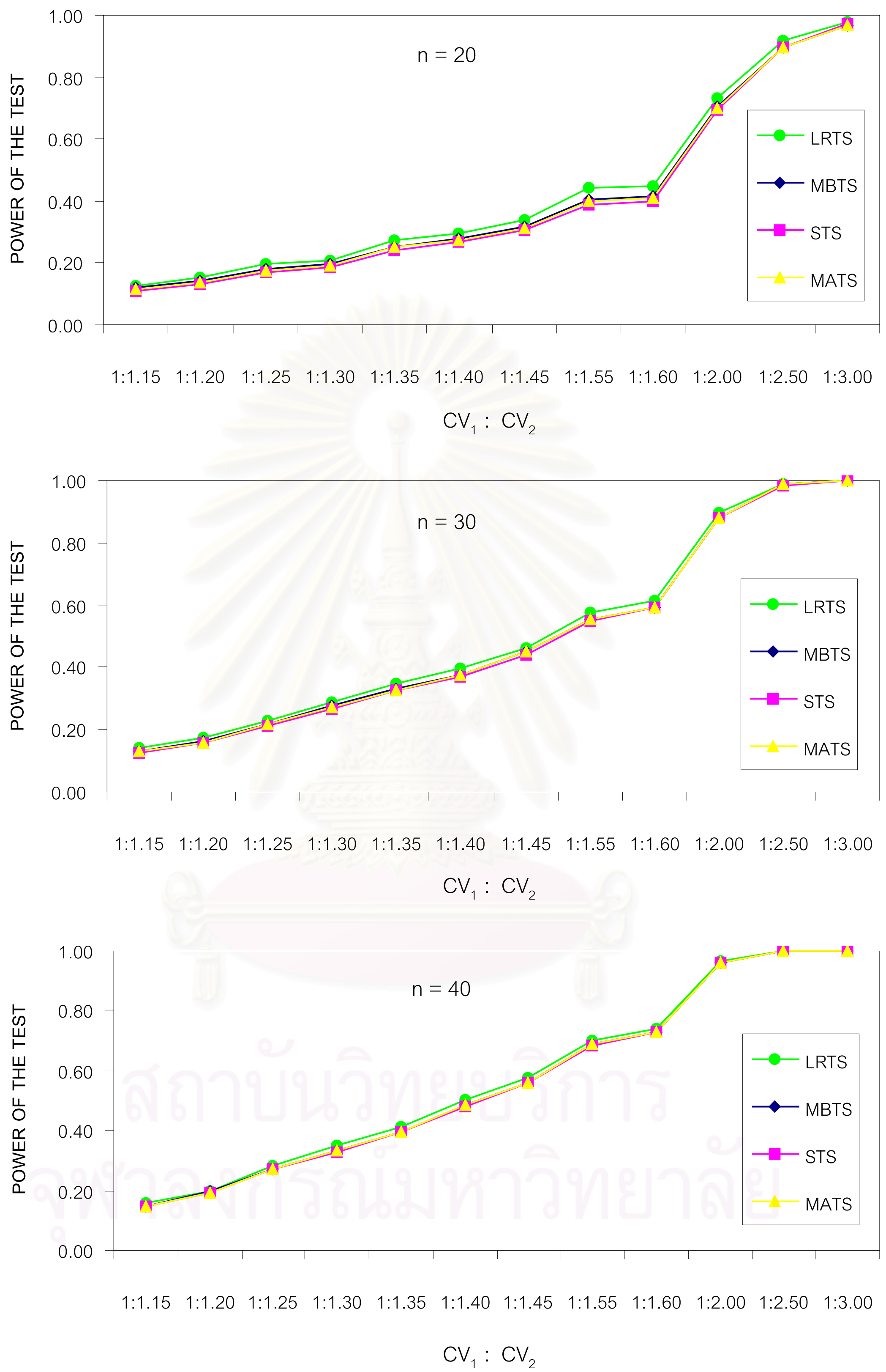
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1270[1] | 0.1175 | 0.1105 | 0.1150 | 0.1390[1] | 0.1330 | 0.1270 | 0.1320 | 0.1595[1] | 0.1490 | 0.1475 | 0.1485 |
| 1 : 1.20 | 0.1555[1] | 0.1395 | 0.1305 | 0.1365 | 0.1735[1] | 0.1605 | 0.1565 | 0.1590 | 0.2005[1] | 0.1950 | 0.1910 | 0.1940 |
| 1 : 1.25 | 0.1940[1] | 0.1800 | 0.1675 | 0.1770 | 0.2305[1] | 0.2175 | 0.2145 | 0.2165 | 0.2840[1] | 0.2735 | 0.2700 | 0.2735 |
| 1 : 1.30 | 0.2085[1] | 0.1960 | 0.1850 | 0.1915 | 0.2880[1] | 0.2745 | 0.2645 | 0.2730 | 0.3495[1] | 0.3330 | 0.3300 | 0.3335 |
| 1 : 1.35 | 0.2745[1] | 0.2525 | 0.2385 | 0.2500 | 0.3495[1] | 0.3300 | 0.3250 | 0.3285 | 0.4150[1] | 0.3975 | 0.3940 | 0.3975 |
| 1 : 1.40 | 0.2955[1] | 0.2780 | 0.2670 | 0.2725 | 0.3955[1] | 0.3745 | 0.3685 | 0.3735 | 0.5030[1] | 0.4840 | 0.4805 | 0.4840 |
| 1 : 1.45 | 0.3365[1] | 0.3145 | 0.3050 | 0.3095 | 0.4645[1] | 0.4510 | 0.4425 | 0.4490 | 0.5760[1] | 0.5615 | 0.5575 | 0.5615 |
| 1 : 1.55 | 0.4420[1] | 0.4040 | 0.3870 | 0.3980 | 0.5775[1] | 0.5545 | 0.5505 | 0.5540 | 0.7025[1] | 0.6880 | 0.6855 | 0.6885 |
| 1 : 1.60 | 0.4495[1] | 0.4165 | 0.4010 | 0.4105 | 0.6135[1] | 0.5945 | 0.5905 | 0.5930 | 0.7415[1] | 0.7295 | 0.7290 | 0.7300 |
| 1 : 2.00 | 0.7300[1] | 0.7045 | 0.6945 | 0.6975 | 0.8985[1] | 0.8820 | 0.8815 | 0.8825 | 0.9645[1] | 0.9595 | 0.9590 | 0.9595 |
| 1 : 2.50 | 0.9160[1] | 0.8975 | 0.8955 | 0.8950 | 0.9905[1] | 0.9865 | 0.9860 | 0.9865 | 0.9985[1] | 0.9980 | 0.9980 | 0.9985 |
| 1 : 3.00 | 0.9760[1] | 0.9695 | 0.9700 | 0.9695 | 1.0000[1] | 0.9985 | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

ตารางที่ 4.19 (ต่อ)

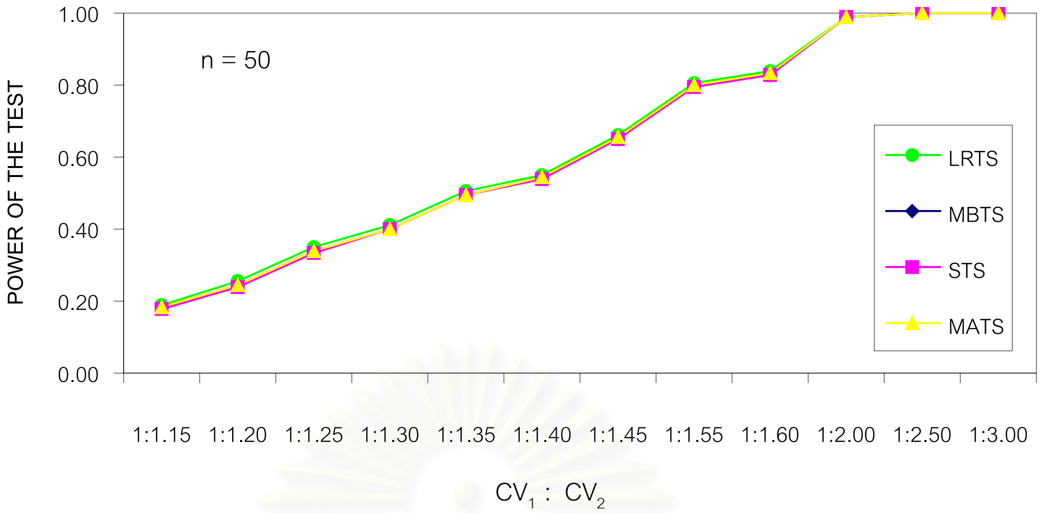
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.1910[1] | 0.1820 | 0.1795 | 0.1825 | 0.2275[1] | 0.2240[1] | 0.2240 | 0.2250 | 0.2905[1] | 0.2855 | 0.2860 | 0.2875 |
| 1 : 1.20 | 0.2530[1] | 0.2440 | 0.2415 | 0.2445 | 0.3205[1] | 0.3085[1] | 0.3065 | 0.3085 | 0.4050[1] | 0.3940 | 0.3940 | 0.3980 |
| 1 : 1.25 | 0.3475[1] | 0.3385 | 0.3360 | 0.3385 | 0.4210[1] | 0.4165[1] | 0.4155 | 0.4170 | 0.5470[1] | 0.5400 | 0.5400 | 0.5410 |
| 1 : 1.30 | 0.4125[1] | 0.4020 | 0.3985 | 0.4025 | 0.5130[1] | 0.5040[1] | 0.5030 | 0.5045 | 0.6415[1] | 0.6335 | 0.6340 | 0.6345 |
| 1 : 1.35 | 0.5070[1] | 0.4935 | 0.4930 | 0.4940 | 0.6365[1] | 0.6250[1] | 0.6265 | 0.6275 | 0.7760[1] | 0.7680 | 0.7690 | 0.7710 |
| 1 : 1.40 | 0.5505[1] | 0.5420 | 0.5410 | 0.5435 | 0.7085[1] | 0.7010[1] | 0.7015 | 0.7015 | 0.8470[1] | 0.8420 | 0.8425 | 0.8435 |
| 1 : 1.45 | 0.6620[1] | 0.6510 | 0.6510 | 0.6530 | 0.8035[1] | 0.7990[1] | 0.7985 | 0.7995 | 0.9260[1] | 0.9215 | 0.9225 | 0.9235 |
| 1 : 1.55 | 0.8070[1] | 0.7985 | 0.7970 | 0.7985 | 0.9115[1] | 0.9090[1] | 0.9095 | 0.9100 | 0.9800[1] | 0.9770 | 0.9785 | 0.9790 |
| 1 : 1.60 | 0.8405[1] | 0.8305 | 0.8295 | 0.8320 | 0.9275[1] | 0.9240[1] | 0.9245 | 0.9250 | 0.9860[1] | 0.9850 | 0.9855 | 0.9855 |
| 1 : 2.00 | 0.9905[1] | 0.9895 | 0.9895 | 0.9895 | 0.9995[1] | 0.9990[1] | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |



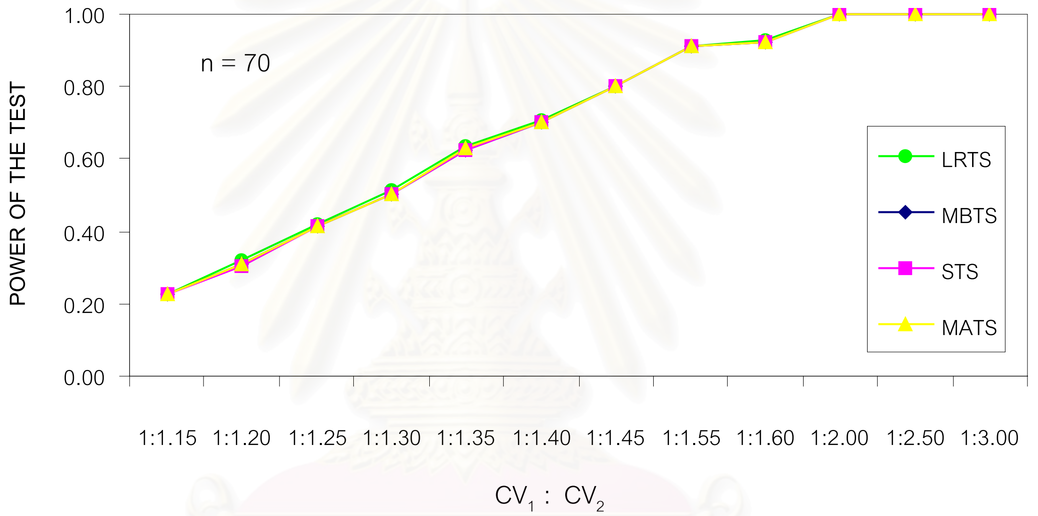

<u>รูปที่ 4.8</u> กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.30)


n = 20
n = 30
n = 40
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

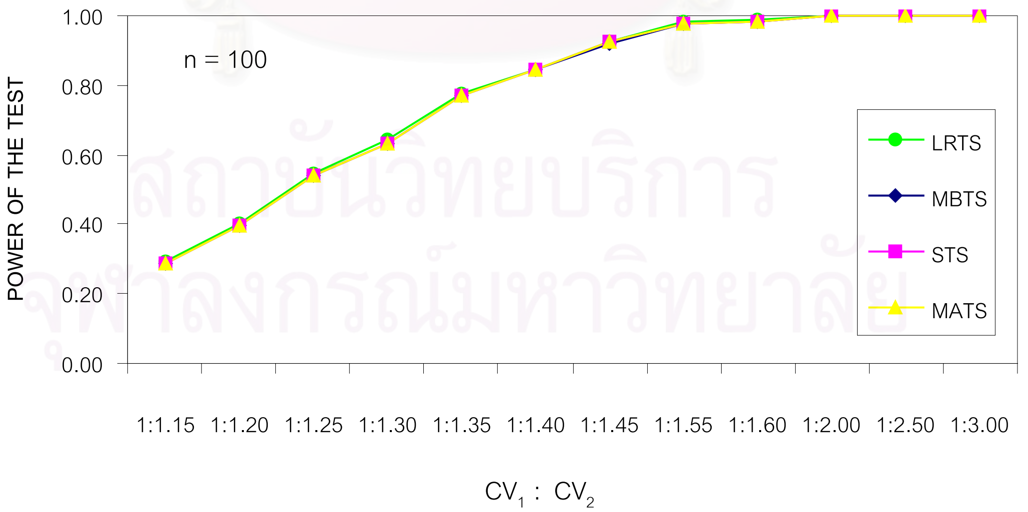
รูปที่ 4.8 (ต่อ)



n = 50
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2

n = 70
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2

n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
CV1 : CV2


รูปที่ 4.8 (ต่อ)

ตารางที่ 4.20 แสดงค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 สรุปผลได้ดังนี้

ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ในทุกระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้นในกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ซึ่งในกรณีนี้ไม่นำตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมาพิจารณาด้วย เนื่องจากไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ส่วนอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะมีค่าใกล้เคียงกันมาก เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันหรือขนาดตัวอย่างมีค่ามากขึ้น และอำนาจการทดสอบจะเข้าใกล้ 1 มากขึ้น จนกระทั่งมีค่าเข้าใกล้ 1 เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันมีค่ามากขึ้น

อำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และขนาดตัวอย่าง

ผลการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถแสดงในรูปของกราฟ ดังรูปที่ 4.9

ตารางที่ 4.20 ค่าอำนาจการทดสอบจากการทดลองของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา กำหนดระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามขนาดตัวอย่าง และอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน (กำหนด $CV_1$ = 0.30)

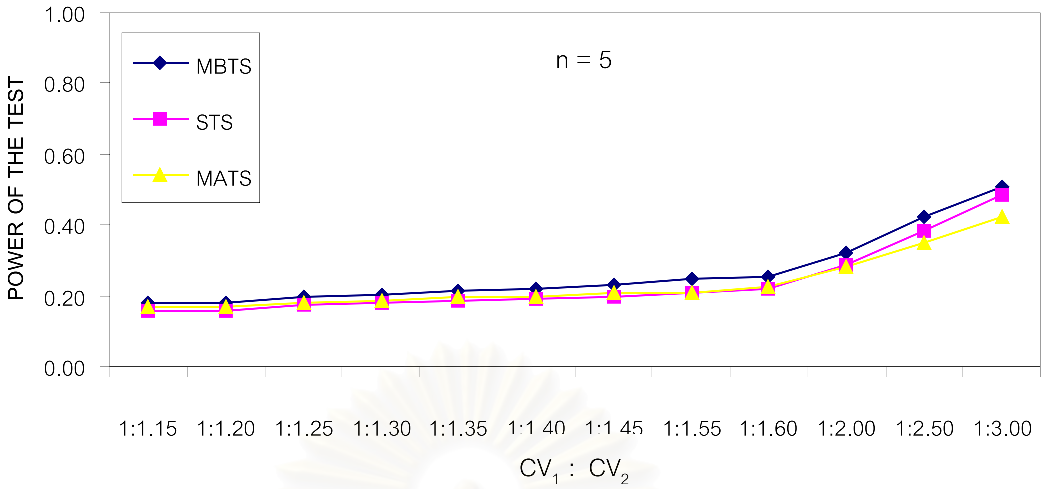
| $n_1$: $n_2$ / $CV_1$:$CV_2$ | 5 : 5 | | | | 10 : 10 | | | | 15 : 15 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | - | 0.1815[1] | 0.1560 | 0.1695 | - | 0.1870[1] | 0.1770 | 0.1790 | - | 0.1905[1] | 0.1760 | 0.1770 |
| 1 : 1.20 | - | 0.1830[1] | 0.1570 | 0.1715 | - | 0.2070[1] | 0.1935 | 0.1980 | - | 0.2115[1] | 0.2065 | 0.2085 |
| 1 : 1.25 | - | 0.1980[1] | 0.1760 | 0.1810 | - | 0.2125[1] | 0.2060 | 0.2050 | - | 0.2370[1] | 0.2335 | 0.2335 |
| 1 : 1.30 | - | 0.2055[1] | 0.1795 | 0.1885 | - | 0.2335[1] | 0.2170 | 0.2185 | - | 0.2545[1] | 0.2510 | 0.2520 |
| 1 : 1.35 | - | 0.2175[1] | 0.1840 | 0.1965 | - | 0.2540[1] | 0.2450 | 0.2475 | - | 0.3080[1] | 0.3050 | 0.3035 |
| 1 : 1.40 | - | 0.2210[1] | 0.1930 | 0.2000 | - | 0.2670[1] | 0.2585 | 0.2595 | - | 0.3235[1] | 0.3300 | 0.3280 |
| 1 : 1.45 | - | 0.2320[1] | 0.2005 | 0.2080 | - | 0.2880[1] | 0.2790 | 0.2745 | - | 0.3720[1] | 0.3690 | 0.3680 |
| 1 : 1.55 | - | 0.2470[1] | 0.2080 | 0.2105 | - | 0.3350[1] | 0.3265 | 0.3230 | - | 0.4350[1] | 0.4320 | 0.4285 |
| 1 : 1.60 | - | 0.2515[1] | 0.2230 | 0.2250 | - | 0.3730[1] | 0.3665 | 0.3635 | - | 0.4680[1] | 0.4650 | 0.4625 |
| 1 : 2.00 | - | 0.3230[1] | 0.2865 | 0.2805 | - | 0.5300[1] | 0.5260 | 0.5180 | - | 0.7070[1] | 0.7075 | 0.7000 |
| 1 : 2.50 | - | 0.4225[1] | 0.3870 | 0.3530 | - | 0.7115[1] | 0.7110 | 0.6930 | - | 0.8680[1] | 0.8685 | 0.8645 |
| 1 : 3.00 | - | 0.5095[1] | 0.4840 | 0.4255 | - | 0.8355[1] | 0.8410 | 0.8170 | - | 0.9585[1] | 0.9620 | 0.9575 |

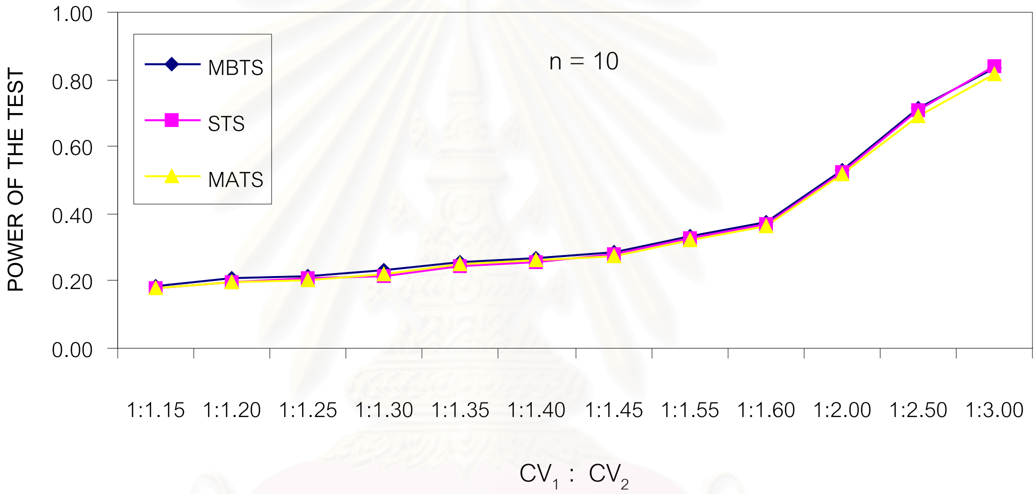
ตารางที่ 4.20 (ต่อ)

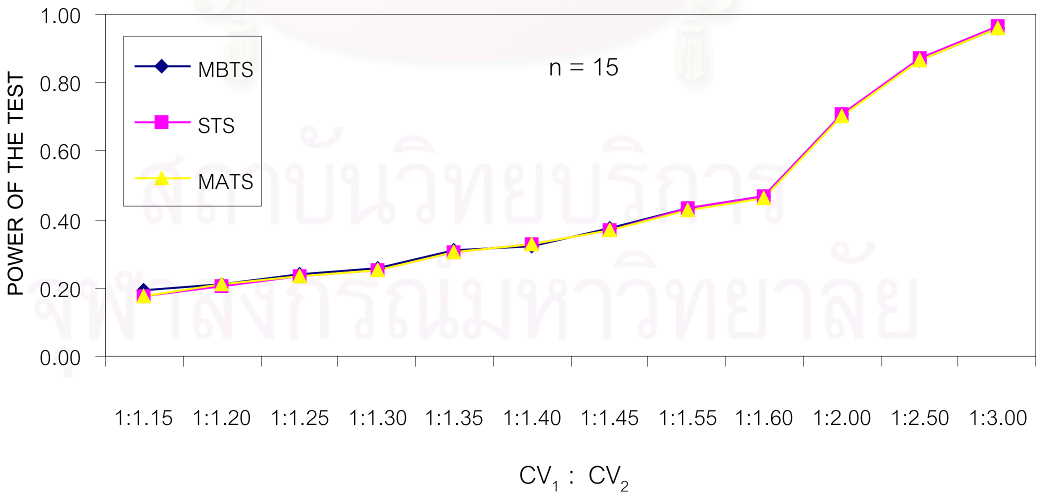
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 20 : 20 | | | | 30 : 30 | | | | 40 : 40 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.2170[1] | 0.2005 | 0.1970 | 0.1985 | 0.2210[1] | 0.2105 | 0.2095 | 0.2100 | 0.2455[1] | 0.2375 | 0.2375 | 0.2375 |
| 1 : 1.20 | 0.2330[1] | 0.2200 | 0.2175 | 0.2175 | 0.2690[1] | 0.2560 | 0.2540 | 0.2545 | 0.2995[1] | 0.2925 | 0.2930 | 0.2930 |
| 1 : 1.25 | 0.2840[1] | 0.2630 | 0.2605 | 0.2610 | 0.3290[1] | 0.3155 | 0.3160 | 0.3145 | 0.3905[1] | 0.3760 | 0.3755 | 0.3760 |
| 1 : 1.30 | 0.2980[1] | 0.2805 | 0.2775 | 0.2785 | 0.3935[1] | 0.3815 | 0.3805 | 0.3805 | 0.4655[1] | 0.4555 | 0.4560 | 0.4560 |
| 1 : 1.35 | 0.3740[1] | 0.3590 | 0.3595 | 0.3580 | 0.4645[1] | 0.4470 | 0.4470 | 0.4460 | 0.5485[1] | 0.5385 | 0.5390 | 0.5392 |
| 1 : 1.40 | 0.3970[1] | 0.3775 | 0.3750 | 0.3745 | 0.5140[1] | 0.4970 | 0.4975 | 0.4960 | 0.6165[1] | 0.6060 | 0.6070 | 0.6060 |
| 1 : 1.45 | 0.4550[1] | 0.4315 | 0.4310 | 0.4290 | 0.5895[1] | 0.5745 | 0.5745 | 0.5745 | 0.7050[1] | 0.6935 | 0.6955 | 0.6945 |
| 1 : 1.55 | 0.5630[1] | 0.5430 | 0.5420 | 0.5405 | 0.6875[1] | 0.6735 | 0.6760 | 0.6740 | 0.8035[1] | 0.7920 | 0.7960 | 0.7945 |
| 1 : 1.60 | 0.5655[1] | 0.5475 | 0.5475 | 0.5435 | 0.7310[1] | 0.7170 | 0.7185 | 0.7175 | 0.8365[1] | 0.8310 | 0.8325 | 0.8320 |
| 1 : 2.00 | 0.8250[1] | 0.8050 | 0.8080 | 0.8040 | 0.9465[1] | 0.9400 | 0.9425 | 0.9410 | 0.9820[1] | 0.9790 | 0.9800 | 0.9795 |
| 1 : 2.50 | 0.9560[1] | 0.9490 | 0.9490 | 0.9485 | 0.9975[1] | 0.9960 | 0.9960 | 0.9960 | 0.9995[1] | 0.9990 | 0.9990 | 0.9990 |
| 1 : 3.00 | 0.9905[1] | 0.9885 | 0.9890 | 0.9890 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

ตารางที่ 4.20 (ต่อ)

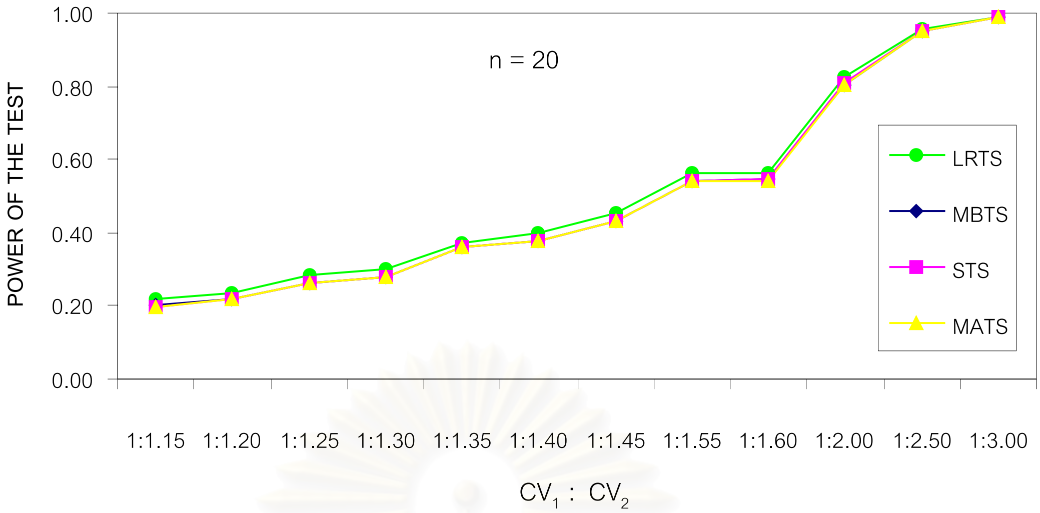
| $n_1 : n_2$ / $CV_1 : CV_2$ | 50 : 50 | | | | 70 : 70 | | | | 100 : 100 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS | LRTS | MBTS | STS | MATS |
| 1 : 1.15 | 0.2990[1] | 0.2910 | 0.2195 | 0.2915 | 0.3295[1] | 0.3195 | 0.3205 | 0.3205 | 0.3955[1] | 0.3890 | 0.3935 | 0.3935 |
| 1 : 1.20 | 0.3465[1] | 0.3395 | 0.3410 | 0.3410 | 0.4335[1] | 0.4285 | 0.4290 | 0.4295 | 0.5210[1] | 0.5140 | 0.5160 | 0.5160 |
| 1 : 1.25 | 0.4560[1] | 0.4440 | 0.4450 | 0.4450 | 0.5330[1] | 0.5255 | 0.5270 | 0.5265 | 0.6695[1] | 0.6620 | 0.6640 | 0.6640 |
| 1 : 1.30 | 0.5325[1] | 0.5195 | 0.5200 | 0.5195 | 0.6255[1] | 0.6190 | 0.6200 | 0.6200 | 0.7355[1] | 0.7315 | 0.7320 | 0.7320 |
| 1 : 1.35 | 0.6290[1] | 0.6165 | 0.6175 | 0.6170 | 0.7440[1] | 0.7380 | 0.7395 | 0.7395 | 0.8545[1] | 0.8495 | 0.8520 | 0.8520 |
| 1 : 1.40 | 0.6720[1] | 0.6615 | 0.6640 | 0.6635 | 0.8040[1] | 0.7965 | 0.7985 | 0.7980 | 0.9050[1] | 0.9010 | 0.9030 | 0.9025 |
| 1 : 1.45 | 0.7730[1] | 0.7625 | 0.7640 | 0.7630 | 0.8865[1] | 0.8815 | 0.8835 | 0.8835 | 0.9625[1] | 0.9580 | 0.9600 | 0.9600 |
| 1 : 1.55 | 0.8810[1] | 0.8750 | 0.8755 | 0.8750 | 0.9480[1] | 0.9460 | 0.9475 | 0.9470 | 0.9895[1] | 0.9890 | 0.9895 | 0.9895 |
| 1 : 1.60 | 0.9015[1] | 0.8985 | 0.8990 | 0.8990 | 0.9595[1] | 0.9560 | 0.9575 | 0.9565 | 0.9925[1] | 0.9920 | 0.9920 | 0.9920 |
| 1 : 2.00 | 0.9960[1] | 0.9955 | 0.9955 | 0.9955 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 2.50 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |
| 1 : 3.00 | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] | 1.0000[1] |

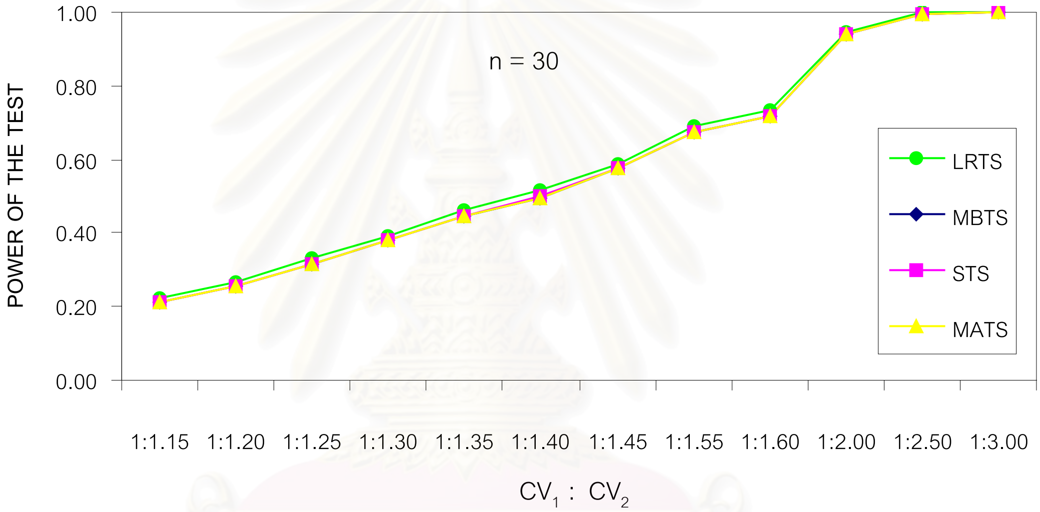


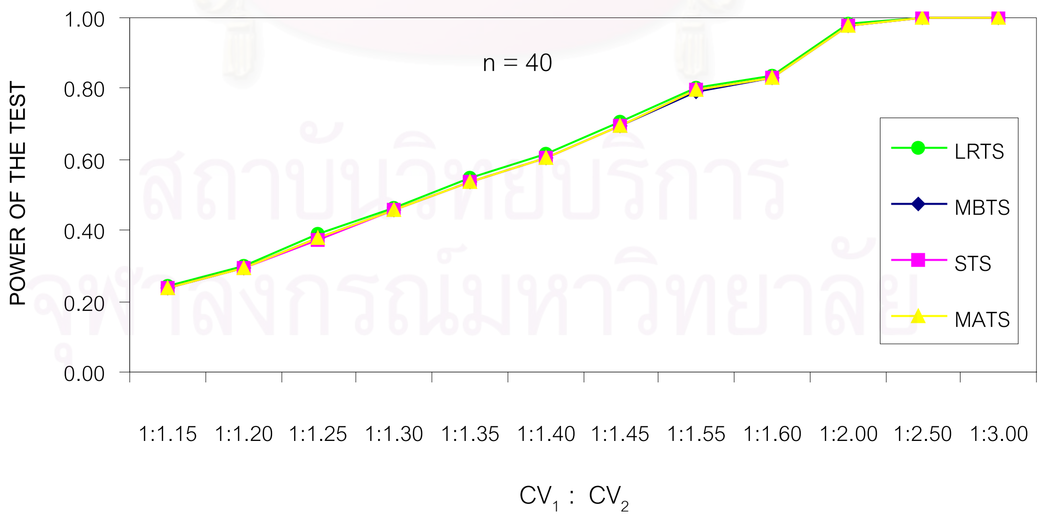



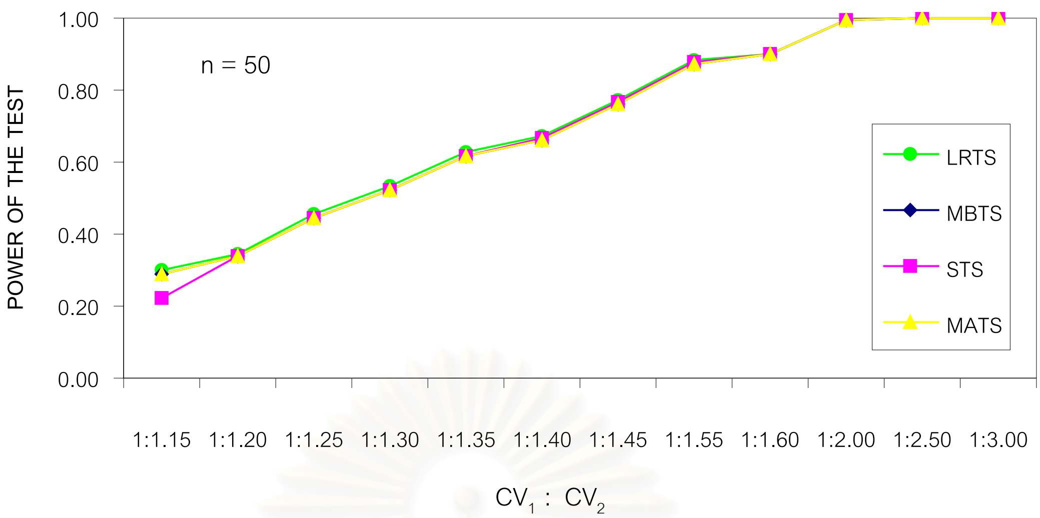

รูปที่ 4.9 กราฟแสดงอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา ณ ระดับนัยสำคัญ 0.10 จำแนกตามอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ($CV_1$ = 0.30)

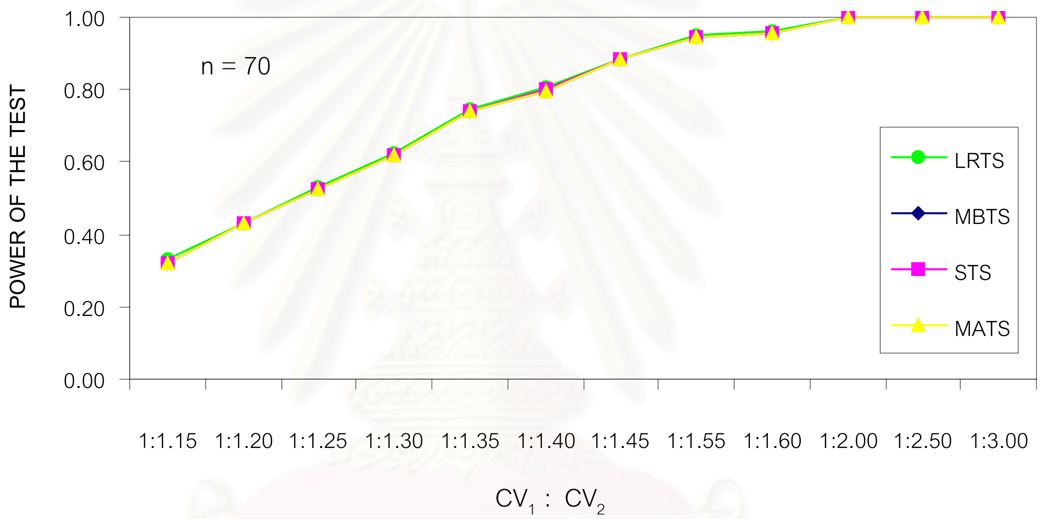

n = 20
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

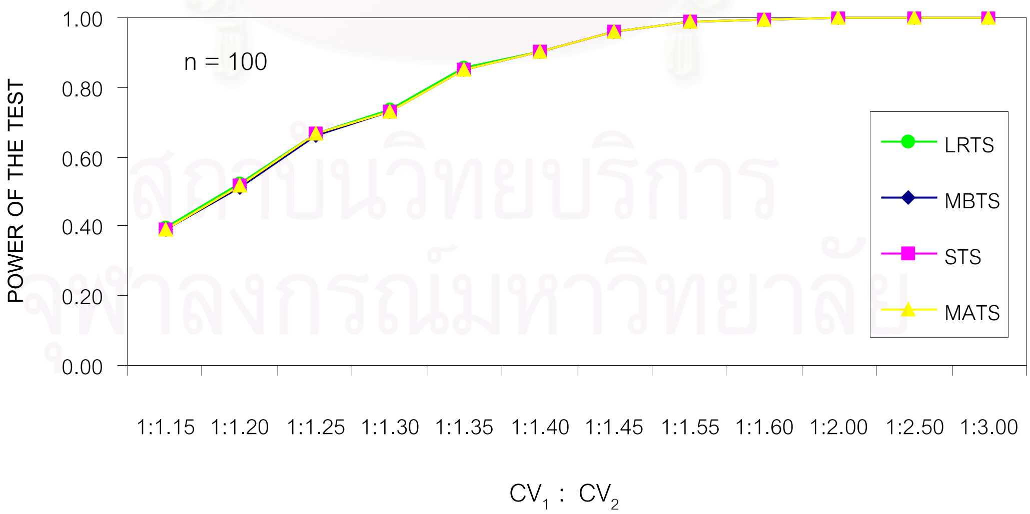

n = 30
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$


n = 40
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
LRTS
MBTS
STS
MATS
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$

<u>รูปที่ 4.9</u> (ต่อ)


n = 50
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS


n = 70
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS


n = 100
POWER OF THE TEST
1.00
0.80
0.60
0.40
0.20
0.00
1:1.15 1:1.20 1:1.25 1:1.30 1:1.35 1:1.40 1:1.45 1:1.55 1:1.60 1:2.00 1:2.50 1:3.00
$CV_1$ : $CV_2$
LRTS
MBTS
STS
MATS

<u>รูปที่ 4.9</u> (ต่อ)

# บทที่ 5

## สรุปผลการวิจัย และข้อเสนอแนะ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อหาข้อสรุปในการเปรียบเทียบตัวสถิติทดสอบสำหรับการทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรสองกลุ่ม โดยอาศัยตัวสถิติทดสอบ 4 ตัว คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง ตัวสถิติทดสอบสกอร์ และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับดัดแปลง เพื่อหาข้อสรุปว่าตัวสถิติทดสอบประเภทใดมีความเหมาะสมที่จะใช้ทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรในแต่ละสถานการณ์ ดังต่อไปนี้

1. กลุ่มตัวอย่างสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงแบบเดียวกันทุกกลุ่ม ได้แก่ การแจกแจงแบบปกติ แกมมา และเบตา

2. กลุ่มตัวอย่างมีขนาดเท่ากันทุกกลุ่ม คือ 5 10 15 20 30 40 50 70 และ 100

3. ในการศึกษาความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้กำหนดสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรทุกกลุ่มเท่ากัน ได้แก่ 0.05 0.10 0.20 0.30 0.40 0.50 0.60 0.70 0.80 0.90 1.00 1.50 2.00 2.50 และ 3.00

4. ในการศึกษาอำนาจการทดสอบ ได้กำหนดอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน 12 ระดับ ได้แก่

$CV_1 : CV_2$ = 1 : 1.15 1 : 1.20 1 : 1.25 1 : 1.30 1 : 1.35 1 : 1.40 1 : 1.45 1 : 1.55 1 : 1.60 1 : 2.00 1 : 2.50 และ 1 : 3.00

5. ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.01 0.05 และ 0.10

การศึกษาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว ในแต่ละสถานการณ์ สรุปผลได้ดังนี้

**5.1 ความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1**

จากการพิจารณาความสามารถ ในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว โดยใช้เกณฑ์การทดสอบทวินาม สรุปผลได้ดังนี้

1. ประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ

ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05, 3.00] และทุกขนาดของตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้น ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 5 ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา และเมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ [10, 15] สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [2.10, 3.00]

2. ประชากรมีการแจกแจงแบบแกมมา

ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในทุกระดับของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ศึกษา [0.05, 3.00] และทุกขนาดของตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้น ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก[5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.05, 0.50] ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

3. ประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา

ตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้ ในกรณีที่สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] และทุกขนาดของตัวอย่างที่ศึกษา ยกเว้น ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก [5, 15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.05, 0.55] ไม่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้

**5.2 การเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบ**

จากการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว โดยจะพิจารณาเฉพาะกรณีที่ตัวสถิติทดสอบนั้นสามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ได้เท่านั้น ผลสรุปมีดังนี้

1. ประชากรมีการแจกแจงแบบปกติและไม่ใช่การแจกแจงแบบปกติ (ในที่นี้ศึกษากรณีการแจกแจงแบบแกมมา และการแจกแจงแบบเบตา) ได้ผลลัพธ์เดียวกัน คือ ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็นมีอำนาจการทดสอบสูงสุด ยกเว้นกรณีที่ขนาดตัวอย่างเล็ก [5 , 15] ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลงมีอำนาจการทดสอบสูงสุด

2. ค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว แปรผันตามขนาดตัวอย่าง อัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน และระดับนัยสำคัญ กล่าวคือ ณ ระดับอัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันค่าคงที่หนึ่งๆ และ ณ ระดับนัยสำคัญหนึ่ง ๆ เมื่อขนาดตัวอย่างเพิ่มขึ้น ค่าอำนาจการทดสอบจะเพิ่มขึ้น ในทำนองเดียวกัน เมื่ออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผันเพิ่มขึ้น ค่าอำนาจการทดสอบจะเพิ่มขึ้น และเมื่อระดับนัยสำคัญเพิ่มขึ้น ค่าอำนาจการทดสอบจะเพิ่มขึ้นเช่นกัน

3. ค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ตัว จะใกล้เคียงกันมากขึ้นเมื่อขนาดตัวอย่าง หรืออัตราส่วนสัมประสิทธิ์การแปรผัน มีค่ามากขึ้น

**5.3 ข้อเสนอแนะ**

ข้อเสนอแนะจะเสนอเป็น 2 ด้าน คือ ด้านการนำไปใช้ประโยชน์ และด้านการศึกษาวิจัย

**5.3.1 ด้านการนำไปใช้ประโยชน์**

ข้อเสนอแนะในด้านการนำไปใช้ประโยชน์ เพื่อเป็นแนวทางในการเลือกใช้ตัวสถิติสำหรับทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากรสองกลุ่ม ผู้วิจัยนำเสนอเป็น 2 กรณี คือ ทราบการแจกแจงของประชากร และอีกกรณีหนึ่ง คือ ไม่ทราบการแจกแจงของประชากร

เริ่มด้วยคำนวณหาค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่างจากข้อมูลของตัวอย่างแต่ละกลุ่ม มีสูตรการคำนวณ คือ $s_i / \overline{x}_i$

เมื่อ $$s_i = \left[ \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \overline{x}_i)^2 \Big/ (n_i - 1) \right]^{1/2}$$

$$\overline{x}_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \Big/ n_i$$

โดยที่

$s_i$ คือ ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$\overline{x}_i$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$n_i$ คือ ขนาดของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

ค่า $s_i / \overline{x}_i$ ที่ได้จะนำไปใช้ประโยชน์ในการเลือกตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสมตามกรณีต่อไปนี้

5.3.1.1 กรณีที่ทราบการแจกแจงของประชากร

โดยนำเสนอเป็นหัวข้อตามการแจกแจงที่ทำการศึกษาดังนี้

1. กรณีประชากรมีการแจกแจงแบบปกติและแกมมา สัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่างอยู่ในช่วง [0.05, 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 ,100] ควรเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น แต่เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก [5 ,15] และสัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่างอยู่ในช่วง [0.05, 3.00] ควรเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง

2. กรณีประชากรมีการแจกแจงแบบเบตา สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] และขนาดตัวอย่างอยู่ในช่วง [20 ,100] ควรเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบอัตราส่วนความควรจะเป็น แต่เมื่อขนาดตัวอย่างเล็ก [5 ,15] สัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ในช่วง [0.30, 3.00] ควรเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบเบนเนตดัดแปลง

5.3.1.2 กรณีที่ไม่ทราบการแจกแจงของประชากร

ในทางปฏิบัติอาจไม่ทราบการแจกแจงของประชากร ดังนั้นสามารถนำข้อมูลตัวอย่างมาหาค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้ $(\hat{\alpha}_3)$ และค่าสัมประสิทธิ์ความโด่ง $(\hat{\alpha}_4)$ ได้ดังนี้

$$\hat{\alpha}_3 = \frac{\left[ \sum_{i=1}^{n_i} (x_i - \overline{x})^3 \Big/ n \right]}{\left[ \sum_{i=1}^{n_i} (x_i - \overline{x})^2 \Big/ n \right]^{\frac{3}{2}}}$$

$$\hat{\alpha}_4 = \frac{\left[ \sum_{i=1}^{n_i} (x_i - \overline{x})^4 \Big/ n \right]}{\left[ \sum_{i=1}^{n_i} (x_i - \overline{x})^2 \Big/ n \right]^{2}}$$

พิจารณาว่า ข้อมูลจากตัวอย่าง ณ ระดับค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันหนึ่งๆ มี ค่า $(\hat{\alpha}_3)$ และ $(\hat{\alpha}_4)$ ตกอยู่ในช่วงใด เทียบกับตารางที่ 3.2 และ 3.3 ในบทที่ 3 ของการวิจัย เพื่อเลือกใช้ตัวสถิติทดสอบที่เหมาะสม

5.3.2 **ด้านการศึกษาวิจัย**

ในงานวิจัยครั้งนี้เป็นการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติสำหรับทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร เมื่อประชากรมีการแจกแจงต่างๆ ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ได้ทำการศึกษากรณีที่ประชากร 2 กลุ่ม มีการแจกแจงแบบเดียวกันและขนาดตัวอย่างเท่ากันเท่านั้น ฉะนั้นเป็นเรื่องที่น่าสนใจที่จะศึกษากรณีอื่นๆ เช่นกรณีต่อไปนี้

1. ประชากรมีมากกว่า 2 กลุ่ม เช่น 3 หรือ 5 กลุ่ม
2. ประชากรมีการแจกแจงแตกต่างกัน
3. ขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน เช่น 5 : 10 และ 5 : 15 เป็นต้น

# รายการอ้างอิง


<u>ภาษาไทย</u>

อรไท พลเสน. “การเปรียบเทียบสถิติทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผัน.” วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2541.

<u>ภาษาอังกฤษ</u>

Bennett, B. M. “On an approximate test for homogeneity of coefficients of variation.” <u>Contributions to Applied Statistics</u> (1976) : 169-171.

Doornbos, R. and Dijkstra, J. B. “A multi sample test for the equality of coefficients of variation in normal populations.” <u>Communications in Statistics - Simulation and Compution</u> 12 (1983) : 147-158.

Evans, M., Hastings, N. and Peacock, B. <u>Statistical distributions</u>. 2nd ed. New York : John Wiley and Sons, 1993.

Feltz, C. J. and Miller, G. E. “An asymptotic test for the coefficients of variation from k populations.” <u>Statistics in Medicine</u> 15 (1996) : 647-658.

Gupta, R. C. and Ma, S. “Test the equality of coefficients of variation in k normal populations.” <u>Communications in Statistics - Theory and Methods</u> 25 (1996) : 115-132.

Miller, G. E. “Use of squared ranks test to test for the equality of the coefficients of variation.” <u>Communications in Statistics - Simulation and Computation</u> 20 (1991) : 743-750.

Miller, G. E. “Asymptotic test statistic for coefficients of variation.” <u>Communications in Statistics - Theory and Methods</u> 20 (1991) : 3351-3363.

Rao, K. A. and Vidya, R. “On the performance of a test for coefficients of variation.” <u>Calcutta Statistical Association Bulletin</u> 42 (1992) : 165-66, 87-95.

Shafer, N. J. and Sullivan, J. A. “A simulation study of a test for the equality of the coefficients of variation.”<u>Communications in Statistics - Simulation and Computation</u> 15 (1986) : 681-695.

# ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

ตัวสถิติทดสอบสำหรับทดสอบความเท่ากันของสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร ที่เกี่ยวข้องการวิจัยครั้งนี้ ได้แก่ ตัวสถิติทดสอบเบนเนต และตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับ โดยมีรายละเอียดของตัวสถิติทดสอบ ดังนี้

กำหนดให้ $\bar{x}_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \Big/ n_i$

$$s_{(i)} = \left[ \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \Big/ (n_i - 1) \right]^{1/2}$$

$$r_i = \frac{s_i}{\bar{x}_i}$$

โดยที่ $\bar{x}_i$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$n_i$ คือ ขนาดของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$s_{(i)}$ คือ ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$r_{(i)}$ คือ สัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่างกลุ่มที่ $i$

$k$ คือ จำนวนกลุ่มของประชากร

**ตัวสถิติทดสอบเบนเนต** (Bennett Test Statistic : BTS)

Bennett (1976) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบเบนเนต ดังนี้

$$\text{BTS} = (N-k)\ln \sum_{i=1}^{k} \left( \frac{d_{(i)}}{(N-k)} \right) - \sum_{i=1}^{k} (n_i - 1) \ln \left( \frac{d_{(i)}}{(n_i - 1)} \right)$$

เมื่อ $d_{(i)} = \dfrac{n_i r_{(i)}^2}{r_{(i)}^2 + 1}$

$$N = \sum_{i=1}^{k} n_i$$

โดยที่ BTS มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ด้วยองศาอิสระ เท่ากับ $k-1$

เกณฑ์การตัดสินใจในการทดสอบสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha$ คือ จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อ MBTS > $\chi^2_{\alpha,k-1}$

**ตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับ** (Asymptotic Test Statistic : ATS)

Miller (1991) ได้เสนอตัวสถิติทดสอบเชิงเส้นกำกับ ดังนี้

$$\text{ATS} = (\mathbf{LD})^T (\mathbf{LVL}^T)^{-1} (\mathbf{LD})$$

เมื่อ $\mathbf{L} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{k-1} & -\mathbf{1}_{k-1} \end{bmatrix}$

$$\mathbf{D} = \left( \frac{s_1}{\bar{x}_1}, \frac{s_2}{\bar{x}_2}, \ldots, \frac{s_k}{\bar{x}_k} \right)^T$$

$$\mathbf{V} = \theta^2 \left[ 0.5 + \theta^2 \right] diag_k (m_i^{-1})$$

$$\theta = \frac{\sum_{i=1}^{k} m_i r_{(i)}}{\sum_{i=1}^{k} m_i}$$

$$m_i = n_i - 1 \quad , \; i = 1, 2, \ldots, k$$

โดยที่ MATS มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ ด้วยองศาอิสระ เท่ากับ $k-1$

เกณฑ์การตัดสินใจในการทดสอบสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ $\alpha$ คือ จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อ MATS > $\chi^2_{\alpha,k-1}$

ภาคผนวก ข

**การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0,1) (Random number)**

การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0,1) เป็นพื้นฐานในการผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบอื่น ๆ ซึ่งตัวเลขสุ่มที่ผลิตขึ้นนี้ต้องมีลักษณะความเป็นอิสระซึ่งกันและกัน ในงานวิจัยนี้ใช้วิธีการผลิตเลขสุ่มแบบ Multiplicative Congruential Method โดยจะผลิตเลขสุ่มจากสมการ

$$X_i = (aX_{i-1}) \bmod M \qquad ; \; i = 1, 2, 3, \ldots$$

เมื่อ $X_i$ เป็นเลขสุ่มตัวที่ i

$X_0$ เป็นตัวเลขค่าเริ่มต้น

M เป็นคงที่

a เป็นตัวคูณคงที่

$X_i$ คือ เศษเหลือจำนวนเต็ม ที่ได้จากการหาร $(aX_{i-1})$ ด้วย M เมื่อเริ่มค่า $X_0$ เป็นค่าเริ่มต้น (initial value หรือ seed) จะได้ตัวเลขสุ่ม i = $X_1$ , $X_2$ , $X_3$ ,… ตามลำดับ เป็นเลขจำนวนเต็มที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง M-1 ค่าตัวเลขสุ่มที่ได้จะเป็นค่าที่ไม่ต่อเนื่อง จากนั้นหาร $X_i$ ด้วย M จะได้ตัวเลขสุ่มที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0 และ 1 ซึ่งการกำหนดค่า M , a และ $X_0$ จะมีความสำคัญในการผลิตเลขสุ่ม โดยกำหนดค่า M ให้เป็นจำนวนเต็มที่ใหญ่ที่สุดและเป็นเลขคี่ ที่สามารถคำนวณได้จากเครื่องคอมพิวเตอร์ โดยที่ $M= 2^b$ เมื่อ b เป็นค่าความยาว 1 คำ หรือจำนวนบิต (bit) ใน 1 คำ เช่น เครื่องคอมพิวเตอร์ 32 บิต จะกำหนดค่า M = 2147483647 กำหนดค่า a เท่ากับ $7^5 = 16807$ และค่า $X_0$ เป็นจำนวนเต็มบวกที่เป็นเลขคี่และมีค่าไม่มากกว่าค่า M

ดังนั้นการสร้างเลขสุ่มให้มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0,1) สามารถเขียนเป็นโปรแกรมย่อย ได้ดังนี้

```
SUBROUTINE RANDOM (IX,FLY)
        REAL  FLY
        IY = IX*16807
        IF (IX.LE.0) IY = IY+2147483647+1
        FLY = IY
        FLY = FLY/2147483647
        IX = IY
        RETURN
        END SUBROUTINE
```

เมื่อ IX คือ ค่าเริ่มต้นเป็นจำนวนเต็มบวกที่เป็นเลขคี่และมีค่าไม่เกิน 2147483647

**การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ**

Box และ Muller (1958) ได้เสนอวิธีการสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐานที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ 1 พร้อม ๆ กัน 2 ค่า ซึ่งเป็นอิสระกันโดยใช้ตัวผลิต (generator) $Z_1$ และ $Z_2$

$$Z_1 = (-2\ln R_1)^{1/2}\cos(2\pi R_2)$$

$$Z_2 = (-2\ln R_1)^{1/2}\sin(2\pi R_2)$$

โดยที่ $R_1$ และ $R_2$ เป็นตัวเลขสุ่มที่สร้างจากโปรแกรมย่อย SUBROUTINE RANDOM (IX,FLY) เมื่อได้เลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐานแล้ว ทำการแปลงตัวเลขสุ่มดังกล่าวโดยอาศัยฟังก์ชัน

$$X_1 = \mu + \sigma Z_1$$

$$X_2 = \mu + \sigma Z_2$$

จะได้ว่า $X_1$ และ $X_2$ มีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ $\mu$ และมีค่าความแปรปรวนเท่ากับ $\sigma^2$

ดังนั้นการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบปกติ สามารถเขียนเป็นโปรแกรมย่อย ได้ดังนี้

```
      SUBROUTINE NORMAL (IX,DMEAN,SIGMA,XN)
      PI = 3.142857143
      IF (KK.EQ.1) GOTO 3
1     CALL RANDOM(IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 1
      R1 = FLY
2     CALL RANDOM(IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 2
      R2 = FLY
      Z1 = SQRT(-2*ALOG(R1))*COS(2*PI*R2)
      Z2 = SQRT(-2*ALOG(R1))*SIN(2*PI*R2)
      XN = Z1*SIGMA+DMEAN
      KK = 1
      RETURN
3     XN = Z2*SIGMA+DMEAN
      KK = 0
      RETURN
      END SUBROUTINE
```

**การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบแกมมา**

การสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมา สามารถแบ่งได้ 3 กรณี คือ

<u>กรณีที่ 1</u> $0<\alpha<1$

Ahrens และ Dieter (1974) ได้เสนอวิธีการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมา เมื่อพารามิเตอร์ $\alpha$ มีค่าอยู่ระหว่าง 0 และ 1 โดยใช้เทคนิค acceptance-rejection โดยมีขั้นตอนการสร้างดังนี้

<u>ขั้นที่ 1</u> คำนวณค่า $b$ จากสมการ $b = (e+\alpha)/e$

<u>ขั้นที่ 2</u> สร้างเลขสุ่ม $R_1$ จากโปรแกรมย่อย SUBROUTINE RANDOM

ให้ $P = bR_1$ ถ้า $P>1$ ข้ามไปทำขั้นที่ 4

<u>ขั้นที่ 3</u> ให้ $Y = P^{1/\alpha}$ และสร้างเลขสุ่ม $R_2$ จากโปรแกรมย่อย SUBROUTINE RANDOM

ถ้า $R_2 \le e^{-Y}$ ให้ $X = Y$

แต่ถ้า $R_2 > e^{-Y}$ กลับไปทำขั้นที่ 2

<u>ขั้นที่ 4</u> ให้ $Y = -\ln[(b-P)/\alpha]$

ถ้า $R_2 \le Y^{\alpha-1}$ ให้ $X = Y$

แต่ถ้า $R_2 > Y^{\alpha-1}$ กลับไปทำขั้นที่ 2

ดังนั้นการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมาเมื่อพารามิเตอร์ $\alpha$ อยู่ระหว่าง 0 และ 1 สามารถเขียนเป็นโปรแกรมย่อย ได้ดังนี้

```
      SUBROUTINE GAMMA_1(IX,ALPHA,BETA,XG)
      REAL B,P,Y,Z1,Z2
      B = (EXP(1.0)+ALPHA)/EXP(1.0)
4     CALL RANDOM (IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 4
      R1 = FLY
      P = B*R1
      CALL RANDOM (IX,FLY)
      R2 = FLY
      IF (P.GT.1.0) GOTO 5
      Y = P**(1.0/ALPHA)
      Z1 = EXP(-Y)
      IF (R2.LE.Z1) THEN
            XG = BETA*Y
      ELSE
```

```
            GOTO 4
        END IF
        RETURN
5       Y = -ALOG((B-P)/ALPHA)
        Z2 = Y**(ALPHA-1.0)
        IF (R2.LE.Z2) THEN
            XG = BETA*Y
        ELSE
            GOTO 4
        END IF
        RETURN
        END SUBROUTINE
```

<u>กรณีที่ 2</u> $\alpha = 1$

การสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมา เมื่อพารามิเตอร์ $\alpha$ มีค่าเท่ากับ 1 ใช้คุณสมบัติ reproductive property กล่าวคือ ถ้า $X_i$ เป็นตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบ $Gam(\alpha, \beta)$ แล้ว $X = \sum_{i=1}^{n} X_i$ จะมีรูปแบบเป็น $G(\alpha, \beta)$ โดยที่ $\alpha = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i$ เมื่อ $\alpha$ เป็นจำนวนเต็ม หรือ $\alpha = m$ ดังนั้นตัวแปรสุ่ม $G(m, \beta)$ สามารถสร้างได้ดังนี้

$$X = \beta \sum_{i=1}^{m} (-inR_i) = -\beta \ln \prod_{i=1}^{m} R_i$$

โดยที่ $R_i$ เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0,1)

ดังนั้นการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมาเมื่อพารามิเตอร์ $\alpha$ เท่ากับ 1 สามารถเขียนเป็นโปรแกรมย่อย ได้ดังนี้

```
SUBROUTINE GAMMA_2(IX,BETA,XG)
        REAL V
6       CALL RANDOM (IX,FLY)
        IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GE.1)) GOTO 6
        V = -ALOG(FLY)
        XG = BETA*V
        RETURN
        END SUBROUTINE
```

กรณีที่ 3 $\alpha > 1$

Cheng (1977)ได้เสนอวิธีการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมา เมื่อพารามิเตอร์ $\alpha$ มีค่ามากกว่า 1 โดยใช้เทคนิค acceptance-rejection โดยมีขั้นตอนการสร้างดังนี้

ขั้นที่ 1 คำนวณค่าคงที่ต่าง ๆ จากสูตรต่อไปนี้

$$a = 1/\sqrt{2\alpha - 1}$$

$$b = \alpha - \ln 4$$

$$q = \beta + (1/\alpha)$$

$$d = 1 + \ln\theta$$

เมื่อ $\theta = 4.5$

ขั้นที่ 2 สร้างเลขสุ่ม $R_1$ และ $R_2$ จากโปรแกรมย่อย SUBROUTINE RANDOM

ขั้นที่ 3 กำหนดให้

$$V = a\ln[R_1/(1-R_1)]$$

$$Y = \alpha e^V$$

$$Z = R_1^2 R_2$$

$$W = b + qY - Y$$

ถ้า $W + d - \theta Z \geq 0$ ให้ $X = Y$

แต่ถ้า $W + d - \theta Z < 0$ ข้ามไปทำขั้นที่ 4

ขั้นที่ 4 ถ้า $W \geq \ln Z$ ให้ $X = Y$

แต่ถ้า $W < \ln Z$ กลับไปทำขั้นที่ 2

ดังนั้นการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมาเมื่อพารามิเตอร์ $\alpha$ มากกว่า 1 สามารถเขียนเป็นโปรแกรมย่อย ได้ดังนี้

```
      SUBROUTINE GAMMA_3(IX,ALPHA,BETA,XG)
      REAL A,B,Q,D,V,Y,Z,W,T1,T2
      A = 1/SQRT((2*ALPHA)-1)
      B = ALPHA-ALOG(4.0)
      Q = ALPHA+(1/A)
      D = 1+ALOG(4.5)
7     CALL RANDOM(IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 7
      R1 = FLY
      CALL RANDOM(IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 7
```

```
R2 = FLY
V = A*ALOG(R1/(1-R1))
Y = ALPHA*EXP(V)
Z = (R1**2)*R2
W = B+(Q*V)-Y
T1 = W+D-(4.5*Z)
IF(T1.GE.0.0)THEN
        XG = BETA*Y
END IF
T2 = ALOG(Z)
IF(W.GE.T2)THEN
        XG = BETA*Y
ELSE
        GOTO 7
END IF
RETURN
END SUBROUTINE
```

**การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบเบตา**

การสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบเบตาที่มีพารามิเตอร์ $(\alpha, \beta)$ โดยมีขั้นตอนการสร้างดังนี้

<u>ขั้นที่ 1</u> สร้างตัวแปรสุ่ม $Y_1$ จากโปรแกรมย่อย SUBROUTINE GAMMA $(\alpha, 1)$

<u>ขั้นที่ 2</u> สร้างตัวแปรสุ่ม $Y_2$ จากโปรแกรมย่อย SUBROUTINE GAMMA $(\beta, 1)$

<u>ขั้นที่ 3</u> สร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบเบตา โดยการนำตัวแปรสุ่มที่ได้จากขั้นที่ 1 และ 2 มาแทนในสมการ

$$X = Y_1 / (Y_1 + Y_2)$$

ดังนั้นการสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบเบตา สามารถเขียนเป็นโปรแกรมย่อย ได้ดังนี้

```
SUBROUTINE BET(IX,ALPHA1,ALPHA2,XB)
REAL Y1,Y2
BETA = 1.00
ALPHA = ALPHA1
IF(ALPHA1.EQ.1)THEN
```

```
        CALL GAMMA_2(IX,BETA,XG)
        Y1 = XG
        ELSE IF(ALPHA1.GT.1)THEN
                CALL GAMMA_3(IX,ALPHA,BETA,XG)
                Y1 = XG
                ELSE
                        CALL GAMMA_1(IX,ALPHA,BETA,XG)
                        Y1 = XG
END IF
ALPHA = ALPHA2
IF(ALPHA2.EQ.1)THEN
        CALL GAMMA_2(IX,BETA,XG)
        Y2 = XG
        ELSE IF(ALPHA2.GT.1)THEN
                CALL GAMMA_3(IX,ALPHA,BETA,XG)
                Y2 = XG
                ELSE
                        CALL GAMMA_1(IX,ALPHA,BETA,XG)
                        Y3 = XG
END IF
XB = Y1/(Y1+Y2)
RETURN
END
```

# ภาคผนวก ค

**โปรแกรมสำหรับการคำนวณค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบทั้ง 4 ประเภท**

```
! ************************************************************************************************************ !
! ********   THIS PROGRAM  FOR COMPARISON ON POW ER OF THE TESTS FOR TESTING  ******** !
! ********   THE  EQUALITY  OF COEFFICIENTS OF VARIATION BY USING : MBTS , LRTS     ******** !
! ********   STS , MATS. THE  MONTECARLO SIMULATION  TECHNIQUE  IS USED IN THIS     ******** !
! ********   PROGRAM  TO  CALCULATE  2,000  REPLICATIONS  IN  EACH  CASE.           ******** !
! ************************************************************************************************************ !
      INTEGER N(2),D(2),ROUND,M,SUMM
      INTEGER MB01,MB05,MB10,LR01,LR05,LR10
      INTEGER ST01,ST05,ST10,MA01,MA05,MA10
      REAL DMEAN(2),SIGMA(2),ALPHA(2),BETA(2),ALPHA1(2),ALPHA2(2)
      REAL X(2,100),SUMX(2),SUMSD(2),SMEAN(2)
      REAL P1(2),P2(2),SD(2),SD1(2),R(2),R1(2)
      REAL A,B,C1,C2,C3,C4,C5,R2(2),R22(2),C7(2),C8(2),C9(2),C10(2),C13,C14,C15
      REAL MLER,MLEM1(2),MLEM2(2),MLEM(2)
      REAL G1,G2,DD(2),SUMR,SUMRR,H
      REAL AI(2),AII(2),AIN(2),ANI(2),MRI(2),NRI(2),ANN,STT
      REAL LRTS,MBTS,STS,MATS,PMB01,PMB05,PMB10,PLR01,PLR05
      REAL PLR10,PST01,PST05,PST10,PMA01,PMA05,PMA10
!
            DATA N(1),N(2)/5,5/
            DATA D(1),D(2)/1,1/
            DATA P1(1),P1(2)/4.00,6.00/
            DATA P2(1),P2(2)/0.20,0.30/
            DATA CHI01,CHI05,CHI10/6.63,3.84,2.71/
!
            KK = 0
            IX = 16807
            NROUND = 2000
!
            LR01 = 0
            LR05 = 0
            LR10 = 0
            MB01 = 0
            MB05 = 0
            MB10 = 0
            ST01 = 0
```

```
                    ST05 = 0
                    ST10 = 0
                    MA01 = 0
                    MA05 = 0
                    MA10 = 0
                    L = 0
                    ROUND = 1
!
10                  IF(ROUND.LE.NROUND)THEN
                    DO 15 I = 1,2
                    IF(D(I).EQ.1)THEN
                                        DMEAN(I) = P1(I)
                                        SIGMA(I) = P2(I)
                              DO 20 J = 1,N(I)
                              CALL NORMAL(IX,DMEAN(I),SIGMA(I),XN)
                              X(I,J) = XN
20        CONTINUE
                    ELSE
                    IF(D(I).EQ.21)THEN
                                        ALPHA(I) = P1(I)
                                        BETA(I)  = P2(I)
                              DO 25 J = 1,N(I)
                              CALL GAMMA_1(IX,ALPHA(I),BETA(I),XG)
                              X(I,J) = XG
25        CONTINUE
                    ELSE
                    IF(D(I).EQ.22)THEN
                                        ALPHA(I) = P1(I)
                                        BETA(I)  = P2(I)
                              DO 30 J = 1,N(I)
                              CALL GAMMA_2(IX,BETA(I),XG)
                              X(I,J) = XG
30        CONTINUE
                    ELSE
                    IF(D(I).EQ.23)THEN
                                        ALPHA(I) = P1(I)
                                        BETA(I)  = P2(I)
                              DO 35 J = 1,N(I)
```

```
                    CALL GAMMA_3(IX,ALPHA(I),BETA(I),XG)
                    X(I,J) = XG
35      CONTINUE
                ELSE
                IF(D(I).EQ.3)THEN
                        ALPHA1(I) = P1(I)
                        ALPHA2(I) = P2(I)
                    DO 40 J = 1,N(I)
                    CALL BET(IX,ALPHA1(I),ALPHA2(I),XB)
                    X(I,J) = XB
40      CONTINUE
                      END IF
                    END IF
                  END IF
              END IF
        END IF
15      CONTINUE
! **** CALCULATE SMEAN,SD AND CV **** !
                DO 55 I = 1,2
                SUMX(I)  = 0.0
                SUMSD(I) = 0.0
                DO 60 J = 1,N(I)
                SUMX(I) = SUMX(I)+X(I,J)
60      CONTINUE
                SMEAN(I) = SUMX(I)/N(I)
                DO 65 J = 1,N(I)
                SUMSD(I) = SUMSD(I)+(X(I,J)-SMEAN(I))**2
65      CONTINUE
                SD(I)  = SQRT(SUMSD(I)/N(I))
                SD1(I) = SQRT(SUMSD(I)/(N(I)-1))
                R(I)   = SD(I)/SMEAN(I)
                R1(I)  = SD1(I)/SMEAN(I)
55    CONTINUE
! **** LIKELIHOOD RATIO TEST STATISTIC **** !
                C1 = N(1)/(2*(1+R(1)**2))
                C2 = 4*(1+R(1)**2)
                C3 = N(2)/(2*(1+R(2)**2))
                C4 = 4*(1+R(2)**2)
```

```
              C5 = N(1)+N(2)-C1-C3
              A = C3**4*C4**2+C1**4*C2**2-2*C1**2*C2*C3**2*C4
              B = 2*C3**2*C4*C5**2-2*C1**2*C2*C5**2+2*C3**4*C4-2*C1**2*C2*C3**2-2*C1**2*C3**2
*C4+2*C1**4*C2-4*C3**2*C4*C5**2
              C = C5**4+2*C3**2*C5**2-4*C3**2*C5**2-2*C1**2*C5**2+C3**4-2*C1**2*C3**2+C1**4
              R2(1) = (-B+SQRT(B**2-4*A*C))/(2*A)
              R2(2) = (-B-SQRT(B**2-4*A*C))/(2*A)
              R22(1) = SQRT(R2(1))
              R22(2) = SQRT(R2(2))
              IF(R22(1).EQ.0.0.OR.R22(2).EQ.0.0)THEN
              L = L+1
              GOTO 10
              END IF
              DO 70 I = 1,2
              MLEM1(I) = 2*(1+R(I)**2)*SMEAN(I)/(1+SQRT(1+4*(1+R(I)**2)*R2(1)))
              MLEM2(I) = 2*(1+R(I)**2)*SMEAN(I)/(1+SQRT(1+4*(1+R(I)**2)*R2(2)))
70       CONTINUE
              C7(1) = 0.0
              C7(2) = 0.0
              C8(1) = 0.0
              C8(2) = 0.0
              C11 = 0.0
              C12 = 0.0
              PI =  3.1415926
              DO 75 I = 1,2
                   DO 80 J = 1,N(I)
                   C7(I) = C7(I)+(X(I,J)-MLEM1(I))**2
                   C8(I) = C8(I)+(X(I,J)-MLEM2(I))**2
80       CONTINUE
                   C9(I) = C7(I)/(MLEM1(I)**2)
                   C10(I) = C8(I)/(MLEM2(I)**2)
                   C11 = C11+C9(I)
                   C12 = C12+C10(I)
75       CONTINUE
              C13 = (1/(SQRT(2*PI)*MLEM1(1)*SQRT(R2(1))))**N(1)*(1/(SQRT(2*PI)*MLEM1(2)
*SQRT(R2(1))))**N(2)*EXP(-C11/(2*R2(1)))
              C14 = (1/(SQRT(2*PI)*MLEM2(1)*SQRT(R2(2))))**N(1)*(1/(SQRT(2*PI)*MLEM2(2)
*SQRT(R2(2))))**N(2)*EXP(-C12/(2*R2(2)))
```

```
      IF(C13.GT.C14)THEN
          MLER = SQRT(R2(1))
          MLEM(1) = MLEM1(1)
          MLEM(2) = MLEM1(2)
      ELSE
          MLER = SQRT(R2(2))
          MLEM(1) = MLEM2(1)
          MLEM(2) = MLEM2(2)
      END IF
      C15 = 0.0
      DO 85 I = 1,2
      C15 = C15+N(I)*ALOG(MLEM(I)**2*MLER**2/SD(I)**2)
85    CONTINUE
      LRTS = C15
      IF(LRTS.GT.CHI01)LR01 = LR01+1
      IF(LRTS.GT.CHI05)LR05 = LR05+1
      IF(LRTS.GT.CHI10)LR10 = LR10+1
! **** MODIFIED BENNETT TEST STATISTIC **** !
      G1 = 0.0
      G2 = 0.0
      M  = 0
      DO 90 I = 1,2
      DD(I) = (N(I)*R(I)**2)/(R(I)**2+1)
      G1    = G1+DD(I)
      G2    = G2+(N(I)-1)*ALOG(DD(I)/(N(I)-1))
90    CONTINUE
      DO 95 I = 1,2
      M = M+N(I)
95    CONTINUE
      MBTS = ((M-2)*ALOG(G1/(M-2)))-G2
      IF(MBTS.GT.CHI01)MB01 = MB01+1
      IF(MBTS.GT.CHI05)MB05 = MB05+1
      IF(MBTS.GT.CHI10)MB10 = MB10+1
! **** SCORE TEST  STATISTIC **** !
      DO 100 I = 1,2
      AI(I) =0.0
      DO 105 J = 1,N(I)
      AI(I) = AI(I)+(X(I,J)-MLEM(I))**2
```

```
                    MRI(I) = (MLEM(I)**2)*(MLER**3)
                    NRI(I) = N(I)/MLER
                    AII(I) = AI(I)/MRI(I)
                    AIN(I) = AII(I) - NRI(I)
                    ANI(I) = AIN(I)**2/N(I)
105         CONTINUE
100         CONTINUE
                    ANN = ANI(1)+ANI(2)
                    STT= (MLER**2*(2*MLER**2+1))/2
                    STS = STT*ANN
                    IF(STS.GT.CHI01)ST01 = ST01+1
                    IF(STS.GT.CHI05)ST05 = ST05+1
                    IF(STS.GT.CHI10)ST10 = ST10+1
! **** MODIFIED ASYMPTOTIC TEST STATISTIC **** !
                    SUMM  = 0
                    SUMR  = 0.0
                    SUMRR = 0.0
                    DO 110 I = 1,2
                              SUMM  = SUMM+(N(I)-1)
                              SUMR  = SUMR+((N(I)-1)*R1(I)**2)
                              SUMRR = SUMRR+((N(I)-1)*R1(I))
                              H = SUMRR/SUMM
110         CONTINUE
                    MATS = ((SUMM*SUMR)-(SUMRR**2))/(SUMM*(H**2)*(0.5+H**2))
                    IF(MATS.GT.CHI01)MA01 = MA01+1
                    IF(MATS.GT.CHI05)MA05 = MA05+1
                    IF(MATS.GT.CHI10)MA10 = MA10+1
!
                    ROUND = ROUND+1
                    GOTO 10
                    ELSE
                    GOTO 120
                    END IF
120         COUNT = ROUND-1
! **** CALCULATE  PROB  OF  REJECTION **** !
                    PLR01 = LR01/COUNT
                    PLR05 = LR05/COUNT
                    PLR10 = LR10/COUNT
```

```
        PMB01 = MB01/COUNT
        PMB05 = MB05/COUNT
        PMB10 = MB10/COUNT
        PST01 = ST01/COUNT
        PST05 = ST05/COUNT
        PST10 = ST10/COUNT
        PMA01 = MA01/COUNT
        PMA05 = MA05/COUNT
        PMA10 = MA10/COUNT
! **** PRINT  OUTPUT **** !
        WRITE(6,121)PLR01,PLR05,PLR10
121     FORMAT(/1X,'PLR01=',F10.5,5X,'PLR05=',F10.5,5X,'PLR10=',F10.5)
        WRITE(6,122)PMB01,PMB05,PMB10
122     FORMAT(/1X,'PMB01=',F10.5,5X,'PMB05=',F10.5,5X,'PMB10=',F10.5)
        WRITE(6,123)PST01,PST05,PST10
123     FORMAT(/1X,'PST01=',F10.5,5X,'PST05=',F10.5,5X,'PST10=',F10.5)
        WRITE(6,124)PMA01,PMA05,PMA10
124     FORMAT(/1X,'PMA01=',F10.5,5X,'PMA05=',F10.5,5X,'PMA10=',F10.5)
        STOP
        END
! **** SUBROUTINE RANDOM VARIABLE **** !
        SUBROUTINE RANDOM(IX,FLY)
        REAL FLY
        IY = IX*16807
        IF (IX.LE.0) IY = IY+2147483647+1
        FLY = IY
        FLY = FLY/2147483647
        IX = IY
        RETURN
        END SUBROUTINE
! **** FUNCTION NORMAL DISTRIBUTION **** !
        SUBROUTINE NORMAL(IX,DMEAN,SIGMA,XN)
        REAL Z1,Z2
        PI = 3.142857143
        IF (KK.EQ.1) GOTO 3
1       CALL RANDOM(IX,FLY)
        IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 1
        R1 = FLY
```

```
2                  CALL RANDOM(IX,FLY)
                   IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 2
                   R2 = FLY
                   Z1 = SQRT(-2*ALOG(R1))*COS(2*PI*R2)
                   Z2 = SQRT(-2*ALOG(R1))*SIN(2*PI*R2)
                   XN = Z1*SIGMA+DMEAN
                   KK = 1
                   RETURN
3                  XN = Z2*SIGMA+DMEAN
                   KK = 0
                   RETURN
                   END SUBROUTINE
                   END SUBROUTINE
! **** FUNCTION GAMMA DISTRIBUTION : 0<ALPHA<1 **** !
                   SUBROUTINE GAMMA_1(IX,ALPHA,BETA,XG)
                   REAL B,P,Y,Z1,Z2
                   B = (EXP(1.0)+ALPHA)/EXP(1.0)
4                  CALL RANDOM (IX,FLY)
                   IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 4
                   R1 = FLY
                   P = B*R1
                   CALL RANDOM (IX,FLY)
                   R2 = FLY
                   IF (P.GT.1.0) GOTO 5
                   Y = P**(1.0/ALPHA)
                   Z1 = EXP(-Y)
                   IF (R2.LE.Z1) THEN
                       XG = BETA*Y
                   ELSE
                       GOTO 4
                   END IF
                   RETURN
5                  Y = -ALOG((B-P)/ALPHA)
                   Z2 = Y**(ALPHA-1.0)
                   IF (R2.LE.Z2) THEN
                       XG = BETA*Y
                   ELSE
                       GOTO 4
```

```
      END IF
      RETURN
      END SUBROUTINE
! **** FUNCTION GAMMA DISTRIBUTION : ALPHA=1 **** !
      SUBROUTINE GAMMA_2(IX,BETA,XG)
      REAL V
6     CALL RANDOM (IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GE.1)) GOTO 6
      V = -ALOG(FLY)
      XG = BETA*V
      RETURN
      END SUBROUTINE
! **** FUNCTION GAMMA DISTRIBUTION : ALPHA>1 **** !
      SUBROUTINE GAMMA_3(IX,ALPHA,BETA,XG)
      REAL A,B,Q,D,V,Y,Z,W,T1,T2
      A = 1/SQRT((2*ALPHA)-1)
      B = ALPHA-ALOG(4.0)
      Q = ALPHA+(1/A)
      D = 1+ALOG(4.5)
7     CALL RANDOM(IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 7
      R1 = FLY
      CALL RANDOM(IX,FLY)
      IF ((FLY.LE.0).OR.(FLY.GT.1)) GOTO 7
      R2 = FLY
      V = A*ALOG(R1/(1-R1))
      Y = ALPHA*EXP(V)
      Z = (R1**2)*R2
      W = B+(Q*V)-Y
      T1 = W+D-(4.5*Z)
      IF(T1.GE.0.0)THEN
            XG = BETA*Y
      END IF
      T2 = ALOG(Z)
      IF(W.GE.T2)THEN
            XG = BETA*Y
      ELSE
            GOTO 7
```

```
        END IF
        RETURN
        END SUBROUTINE
! **** FUNCTION BETA DISTRIBUTION **** !
        SUBROUTINE BET(IX,ALPHA1,ALPHA2,XB)
        REAL Y1,Y2
        BETA = 1.00
        ALPHA = ALPHA1
        IF(ALPHA1.EQ.1)THEN
            CALL GAMMA_2(IX,BETA,XG)
            Y1 = XG
            ELSE IF(ALPHA1.GT.1)THEN
                CALL GAMMA_3(IX,ALPHA,BETA,XG)
                Y1 = XG
                ELSE
                    CALL GAMMA_1(IX,ALPHA,BETA,XG)
                    Y1 = XG
        END IF
        ALPHA = ALPHA2
        IF(ALPHA2.EQ.1)THEN
            CALL GAMMA_2(IX,BETA,XG)
            Y2 = XG
            ELSE IF(ALPHA2.GT.1)THEN
                CALL GAMMA_3(IX,ALPHA,BETA,XG)
                Y2 = XG
                ELSE
                    CALL GAMMA_1(IX,ALPHA,BETA,XG)
                    Y2 = XG
        END IF
        XB = Y1/(Y1+Y2)
        RETURN
        END SUBROUTINE
```

# ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวคณิตา บำรุงชัย เกิดวันที่ 20 มิถุนายน พ.ศ.2519 ที่อำเภอเมือง จังหวัดชัยภูมิ สำเร็จการศึกษาปริญญาตรีวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์เกษตร คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ ในปีการศึกษา 2540 และเข้าศึกษาต่อในหลักสูตรสถิติศาสตรมหาบัณฑิต ที่จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อ พ.ศ. 2542