การตรวจสอบความแปรปรวนดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน
โดยใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่

สุดาพรรณ อาจกล้า

ดุษฎีนิพนธ์นี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปรัชญาดุษฎีบัณฑิต

สาขาวิชาการวิจัยและสถิติทางวิทยาการปัญญา

วิทยาลัยวิทยาการวิจัยและวิทยาการปัญญา มหาวิทยาลัยบูรพา

สิงหาคม 2559

ลิขสิทธิ์เป็นของมหาวิทยาลัยบูรพา

คณะกรรมการควบคุมดุษฎีนิพนธ์และคณะกรรมการสอบดุษฎีนิพนธ์ ได้พิจารณาดุษฎีนิพนธ์ของ สุดาพรรณ อาจกล้า ฉบับนี้แล้ว เห็นสมควรรับเป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปรัชญาดุษฎีบัณฑิต สาขาวิชาการวิจัยและสถิติทางวิทยาการปัญญา ของมหาวิทยาลัยบูรพาได้

คณะกรรมการควบคุมดุษฎีนิพนธ์

..... อาจารย์ที่ปรึกษาหลัก

(รองศาสตราจารย์ ดร.เสรี ชัดแช้ม)

..... อาจารย์ที่ปรึกษาร่วม

(อาจารย์ ดร.พัชรี วงษ์เกษม)

คณะกรรมการสอบดุษฎีนิพนธ์

..... ประธาน

(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.กุศยา ปลั่งพงษ์พันธ์)

..... กรรมการ

(รองศาสตราจารย์ ดร.เสรี ชัดแช้ม)

..... กรรมการ

(อาจารย์ ดร.พัชรี วงษ์เกษม)

..... กรรมการ

(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.พูลพงศ์ สุขสว่าง)

วิทยาลัยวิทยาการวิจัยและวิทยาการปัญญาอนุมัติให้รับดุษฎีนิพนธ์ฉบับนี้เป็นส่วนหนึ่งของการศึกษาตามหลักสูตรปรัชญาดุษฎีบัณฑิต สาขาวิชาการวิจัยและสถิติทางวิทยาการปัญญา ของมหาวิทยาลัยบูรพา

..... คณบดีวิทยาลัยวิทยาการวิจัย

(ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.สุชาดา กรเพชรปาณี) และวิทยาการปัญญา

วันที่ 8 เดือน สิงหาคม พ.ศ. 2559

ประกาศคุณูปการ

ดุษฎีนิพนธ์ฉบับนี้สำเร็จลุล่วงไปด้วยดี ด้วยความกรุณาจาก รองศาสตราจารย์ ดร. เสรี ชัดแช้ม อาจารย์ที่ปรึกษาหลัก และ อาจารย์ ดร. พัชรี วงษ์เกษม อาจารย์ที่ปรึกษาร่วม ที่กรุณาให้คำปรึกษาแนะนำแนวทางที่ถูกต้อง ตลอดจนแก้ไขข้อบกพร่องต่าง ๆ ด้วยความละเอียดถี่ถ้วนและเอาใจใส่ด้วยดีเสมอมา ผู้วิจัยรู้สึกซาบซึ้งเป็นอย่างสูง จึงขอกราบขอบพระคุณเป็นอย่างสูงไว้ ณ โอกาสนี้

ขอขอบคุณ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน วิทยาเขตสกลนคร ที่สนับสนุนทุนการศึกษาต่อในระดับปริญญาเอกภายในประเทศ และขอขอบคุณครอบครัว เพื่อน ๆ พี่ ๆ น้อง ๆ ทุกคน ที่คอยให้กำลังใจและให้การสนับสนุนด้วยดีเสมอมา

ผู้วิจัยขอขอบคุณ ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ที่สนับสนุนข้อมูลสำหรับงานวิจัยนี้ และคณะกรรมการสอบดุษฎีนิพนธ์ที่ให้คำแนะนำในการปรับแก้ดุษฎีนิพนธ์ ให้คำปรึกษา ตรวจแก้ไขและวิพากษ์ผลงาน ทำให้ดุษฎีนิพนธ์ฉบับนี้มีความสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น

คุณค่าและประโยชน์ของดุษฎีนิพนธ์ฉบับนี้ ผู้วิจัยขอมอบเป็นกตัญญูกตเวทิตาแด่บุพการี บูรพาจารย์ และผู้มีพระคุณทุกท่านทั้งในอดีตและปัจจุบัน ที่ทำให้ผู้วิจัยเป็นผู้มีการศึกษา และประสบความสำเร็จมาจนตราบเท่าทุกวันนี้

สุดาพรรณ อาจกล้า

52810006: สาขาวิชา: การวิจัยและสถิติทางวิทยาการปัญญา
ปร.ด. (การวิจัยและสถิติทางวิทยาการปัญญา)
คำสำคัญ: สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่/ การตรวจสอบความแปรปรวน/ ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

สุดาพรรณ อาจกล้า: การตรวจสอบความแปรปรวนดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน โดยใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ (AN EXAMINATION OF THE VARIANCE OF HOME CONSTRUCTION COST INDEX USING THE MODIFIED LEVENE TEST) คณะกรรมการควบคุมดุษฎีนิพนธ์: เสรี ชัดแช้ม, ค.ด., พัชรี วงษ์เกษม, ปร.ด. 194 หน้า. ปี พ.ศ. 2559.

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อ 1) พัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ตามข้อเสนอแนะของ Boos and Brownie (2004) โดยการตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5), 10% (MLT_{10}), 15% (MLT_{15}), and 20% (MLT_{20}) ในกรณีข้อมูลจริงมีค่านอกเกณฑ์ 2) เปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี (LT, B-FT, FT) ภายใต้ 280 สถานการณ์ จาก 4 เงื่อนไข ได้แก่ ร้อยละของค่านอกเกณฑ์ การแจกแจงของประชากร อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร และการจัดเรียงขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05 โดยใช้การจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ทดลองซ้ำ 10,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ 3) ตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) โดยใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และ 4) เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน

ผลการศึกษาปรากฏว่า

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่คือ

$$MLT_a = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\bar{Z}'_{i.} - \bar{Z}'_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z'_{i,j} - \bar{Z}'_{i.})^2} \quad \text{โดย } Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$$

$$\bar{Y}'_{ai} = \frac{(1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(j)} + (1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(n_i-g)}}{n_i}$$

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j , $\gamma = an_i$ เมื่อ a คือ เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล n_i คือ จำนวนข้อมูลกลุ่มที่ i และ $g = [\gamma]$ คือ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

2) ประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนปรับใหม่ตัดปลาย 15% (MLT_{15}) ดีกว่าสถิติทดสอบเลวีแบบเดิม จำนวน 55 สถานการณ์

3) ความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ไม่แตกต่างกัน

4) ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ไม่แตกต่างกัน

52810006: MAJOR: RESEARCH AND STATISTICS IN COGNITIVE SCIENCE
Ph.D. (RESEARCH AND STATISTICS IN COGNITIVE SCIENCES)
KEYWORDS: MODIFIED LEVENE TEST/ EXAMINATION OF VARIANCE/ HOME CONSTRUCTION COST INDEX

SUDAPUN AJKLA: AN EXAMINATION OF THE VARIANCE OF HOME CONSTRUCTION COST INDEX USING THE MODIFIED LEVENE TEST. ADVISORY COMMITTEE: SEREE CHADCHAM, Ph.D., PATCHAREE WONGKASEM, Ph.D., 194 P. 2016.

.

The objectives of this research were 1) to adjust modify Levene test (MLT) that using adaptive new central tendency based on Boos and Brownie (2004); trimed mean 5% (MLT_5), 10% (MLT_{10}), 15% (MLT_{15}), and 20% (MLT_{20}) in the sample that have outliers, 2) to compares the efficiency of MLT and three Levene tests (LT, B-FT, and FT) under 280 situations from these four conditions; the percentage of outliers; the population distributions; ratio of population variances; and configurations of sample sizes in population at the statistical significant levels .01 and .05. The data were simulated using the Monte Carlo technique, repeated 10,000 times for each situation ;3) to examine the variances of home construction cost index of quarters 1 - 4 in the year 2000-2012 using MLT; and 4) to compare the means of home construction cost index of quarters 1 - 4 in 2000-2012 by analysis of variance (ANOVA).

The results were as follows:

(1) The modify Levene test was $MLT_a = \dfrac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\bar{Z}'_{i.} - \bar{Z}'_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z'_{i,j} - \bar{Z}'_{i.})^2}$, when $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$

$$\bar{Y}'_{ai} = \frac{(1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(j)} + (1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(n_i-g)}}{n_i}$$

$Y_{i(j)}$ is order sample group i (in ascending order) of the j th, $\gamma = an_i$ when a is percentage of trimed mean, n_i is sample size group i and $g = [\gamma]$ is rounded down to the nearest integer.

(2) The MLT_{15} was more efficient than the other Levene tests under 55 combinations of simulation conditions.

(3) The variances of home construction cost index of quarters 1 - 4 in the years 2000-2012 were not different.

(4) The means of home construction cost index of quarters 1 - 4 in the years 2000-2012 were not different.

สารบัญ

หน้า

บทคัดย่อภาษาไทย..... ง
บทคัดย่อภาษาอังกฤษ..... จ
สารบัญ ..... ฉ
สารบัญตาราง..... ซ
สารบัญภาพ..... ฎ
บทที่
1 บทนำ..... 1
ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา..... 1
วัตถุประสงค์ของการวิจัย..... 4
กรอบแนวคิดในการวิจัย..... 5
สมมุติฐานของการวิจัย..... 8
ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับจากการวิจัย..... 8
ขอบเขตของการวิจัย..... 8
. นิยามศัพท์เฉพาะ..... 12
2 เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง..... 14
ตอนที่ 1 หลักการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน..... 14
ความสำคัญของสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน..... 14
ผลกระทบจากการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของสถิติทดสอบเอฟ..... 15
สถิติทดสอบที่เกี่ยวกับการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน..... 15
การพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน..... 16
การวัดตำแหน่งของข้อมูลและการกระจายของข้อมูล..... 19
ค่านอกเกณฑ์..... 25
ตอนที่ 2 การจำลองสถานการณ์ด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล..... 26
ลักษณะของประชากร..... 26
หลักการเทคนิคมอนติคาร์โล..... 31
ผลการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติ..... 32
ความผิดพลาดแบบที่ 1 และความผิดพลาดแบบที่ 2 32
กำลังการทดสอบ..... 33
แนวทางการปรับปรุงกำลังการทดสอบ..... 37
ค่านอนเซนทรัลลิตี..... 37
ตอนที่ 3 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน และข้อมูลที่อยู่อาศัย..... 38
ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน..... 38

สารบัญ (ต่อ)

บทที่		หน้า
	ข้อมูลที่อยู่อาศัย	53
	ตอนที่ 4 งานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับสถิติทดสอบเลวีน	57
3	วิธีดำเนินการวิจัย	65
	ขั้นตอนที่ 1 การพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่	66
	ขั้นตอนที่ 2 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล	72
	ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน	85
4	ผลการวิจัย	87
	ตอนที่ 1 ผลการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่	88
	ตอนที่ 2 ผลการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม	91
	ตอนที่ 3 ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน	145
5	สรุปและอภิปรายผล	149
	สรุปผลการวิจัย	149
	อภิปรายผล	151
	ข้อเสนอแนะ	153
บรรณานุกรม		155
ภาคผนวก		161
	ภาคผนวก ก ผลการทดสอบการแจกแจงข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานรายไตรมาสตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555	162
	ภาคผนวก ข แผนผังการทำงานของโปรแกรมและโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย	177
ประวัติย่อของผู้วิจัย		194

สารบัญตาราง

ตารางที่ หน้า

2-1 ปริมาณข้อมูลที่มีอยู่ตามเปอร์เซ็นต์ของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานออกจากค่าเฉลี่ย..... 26
2-2 การตัดสินใจจากผลการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติ..... 32
2-3 การกำหนดน้ำหนักรายการสินค้าเพื่อใช้คำนวณดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างในโครงสร้างดัชนี 9 หมวด เปรียบเทียบน้ำหนักปี พ.ศ. 2543 กับปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน..... 41
2-4 อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ดัชนีรวม) เทียบเดือนเดียวกันในแต่ละปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555..... 42
2-5 อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ไม้และผลิตภัณฑ์ไม้) เทียบเดือนเดียวกันในแต่ละปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555..... 42
2-6 อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ซีเมนต์) เทียบเดือนเดียวกันในแต่ละปีตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555..... 43
2-7 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2555 เป็นปีฐาน)..... 44
2-8 การเปรียบเทียบรายปีของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 จนถึงปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน)..... 46
2-9 การเปรียบเทียบรายไตรมาส ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน)..... 48
2-10 การเปรียบเทียบรายไตรมาส ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน)..... 50
2-11 ดัชนีราคาบ้านเดี่ยวในกรุงเทพฯ และปริมณฑล..... 54
3-1 ปัญหาของสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมและแนวทางแก้ไขปัญหาเพื่อปรับปรุงสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่..... 71
3-2 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555 74
3-3 ผลการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ (Outlier) จากคะแนนมาตรฐาน (z) 76
3-4 จำนวนค่านอกเกณฑ์ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานในแต่ละไตรมาส..... 77
3-5 ลักษณะข้อมูลเบื้องต้นของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน แต่ละไตรมาส..... 78
3-6 ค่าจากผลทดสอบการแจกแจงของข้อมูลแต่ละไตรมาส 79
3-7 ค่า RMSE ของการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล 80
4-1 ตารางรูปแบบข้อมูลทั่วไป $(X_{i,j})$ ที่นำมาคำนวณสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ด้วยค่ากลางตัวใหม่..... 88
4-2 ตารางค่าข้อมูล $Y_{i,j}$ (ข้อมูลกลุ่ม i ลำดับที่ j) 89
4-3 ค่า $z_{i,j}^{i} = \left|Y_{i,j} - \bar{Y}_{a}^{i}\right|$ องค์ประกอบสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่..... 90

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่ หน้า

4-4 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 92

4-5 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 97

4-6 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 99

4-7 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 100

4-8 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 102

4-9 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 104

4-10 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 108

4-11 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 110

4-12 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 112

4-13 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 115

4-14 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 117

4-15 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 122

4-16 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 123

4-17 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 125

4-18 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 127

สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่ หน้า

4-19 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 129

4-20 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05..... 132

4-21 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 135

4-22 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 137

4-23 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 139

4-24 สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley..... 141

4-25 สรุปจำนวนสถานการณ์สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ 143

4-26 สรุปจำนวนสถานการณ์สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบดีกว่าสถิติทดสอบอื่น..... 144

4-27 ค่าสถิติพื้นฐานของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส..... 146

4-28 ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05 146

4-29 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05..... 148

ก-1 ผลการตรวจสอบความแปรปรวนดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 โดยใช้สถิติทดสอบเลวีน 175

ก-2 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน 176

สารบัญภาพ

ภาพที่ หน้า

1-1 กรอบแนวคิดการพัฒนาค่ากลางตัวใหม่ สำหรับเป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ 7
2-1 ฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่ม ค่าจริงมีค่าเบ้ขวา 27
2-2 ฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่ม ค่าจริงมีค่าเบ้ซ้าย 28
2-3 รูปร่างความโด่งของฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น 28
2-4 ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ 29
2-5 ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกนอร์มอล 30
2-6 ความสัมพันธ์ระหว่าง α กับ β 35
2-7 กำลังการทดสอบแปรผันตามขนาดความแตกต่างระหว่างค่าพารามิเตอร์ 35
2-8 กำลังการทดสอบจากการลด $\sigma_{\bar{X}}^2$ 36
2-9 รูปแบบบ้านมาตรฐาน 39
2-10 การเคลื่อนไหวของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) 46
2-11 การเคลื่อนไหวของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างรายปี ตั้งแต่ ปี พ.ศ. 2543 จนถึง 2555 (ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน) 47
2-12 ประเภทและความต้องการที่อยู่อาศัยจากผู้เข้าชมงานมหกรรมบ้านและคอนโด ครั้งที่ 33 55
2-13 ประเภทและความต้องการที่อยู่อาศัยจากผู้เข้าชมงานมหกรรมบ้านและคอนโด ครั้งที่ 34 56
3-1 ลำดับขั้นตอนการดำเนินการวิจัยในภาพรวม 65
3-2 แผนผังการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ 66
3-3 ขั้นตอนการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล 73
3-4 การเคลื่อนไหวข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555 75
3-5 กล่องแผนภาพลักษณะการเคลื่อนไหวข้อมูลแต่ละไตรมาส 75
3-6 แผนผังของการจำลองข้อมูลโดยใช้เทคนิคมอนติคาร์โล 83
3-7 แผนภาพการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน 85
4-1 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของการแจกแจงปรกติที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 93

สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่ หน้า

4-2 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 105

4-3 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 118

4-4 ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 130

4-5 ผลการเปรียบเทียบดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายปี 145

4-6 ผลการเปรียบเทียบดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส..... 147

ก-1 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า PP Plot 163

ก-2 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า QQ Plot 163

ก-3 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า PP Plot 164

ก-4 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า QQ Plot 164

ก-5 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า PP Plot 165

ก-6 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า QQ Plot 165

ก-7 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า PP Plot 166

ก-8 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า QQ Plot 166

ก-9 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า PP Plot 167

ก-10 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า QQ Plot 167

ก-11 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า PP Plot 168

ก-12 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า QQ Plot 168

ก-13 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า PP Plot 169

ก-14 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า QQ Plot 169

ก-15 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า PP Plot 170

ก-16 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า QQ Plot 170

ก-17 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 1 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 171

สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่ หน้า
ก-18 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 1 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 171
ก-19 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 2 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 172
ก-20 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 2 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 172
ก-21 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 3 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 173
ก-22 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 3 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 173
ก-23 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 4 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 174
ก-24 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 4 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling..... 174
ข-1 แผนผังการทำงานของโปรแกรมการคำนวณประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม..... 178

บทที่ 1
บทนำ

ความเป็นมาและความสำคัญของปัญหา

การทดสอบสมมุติฐานทางสถิติโดยใช้ข้อมูลจากตัวอย่าง k กลุ่ม ($k \geq 2$) เพื่ออนุมานไปยังประชากร และการตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนของข้อมูลในแต่ละกลุ่มเป็นข้อตกลงเบื้องต้นข้อหนึ่งในการใช้สถิติทดสอบ โดยเฉพาะอย่างยิ่งสถิติทดสอบความแปรปรวนหรือการวิเคราะห์ความแปรปรวน (Analysis of Variance: ANOVA) ซึ่งใช้สถิติทดสอบเอฟ (F) ทดสอบภายใต้ข้อตกลงเบื้องต้น ได้แก่ 1) ค่าคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม (ε_{ij}) แต่ละค่าเกิดขึ้นเป็นอิสระกัน (Independence of Errors) 2) ประชากรแต่ละกลุ่มมีการแจกแจงปรกติ (Normality) และ 3) ข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์จะต้องได้มาจากประชากรทุกกลุ่มที่มีความแปรปรวนเท่ากัน (Homogeneity of Variance) แต่จากการใช้สถิติทดสอบที่ผ่านมาปรากฏว่า ข้อมูลที่มาจากประชากรแต่ละกลุ่ม (k กลุ่ม) ส่วนใหญ่จะมีความแปรปรวนไม่เท่ากัน (Kao & Green, 2008) และผู้วิจัยไม่ได้ตระหนักถึงผลกระทบจากการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น เพราะในทางปฏิบัติใช้ตามซอฟต์แวร์ที่มีอยู่แล้ว เช่น โปรแกรม SPSS, SAS, R (Erceg-Hurn & Mirosevich, 2008)

จากการศึกษาเอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการใช้สถิติทดสอบความแปรปรวนและการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้น ชี้ให้เห็นว่า ข้อตกลงเบื้องต้นบางข้ออาจไม่ส่งผลกระทบต่อการวิเคราะห์ข้อมูลมากนัก แต่ข้อตกลงเบื้องต้นบางข้อไม่ควรฝ่าฝืน เช่น ข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเป็นอิสระของค่าคลาดเคลื่อนแบบสุ่ม (ε_{ij}) Montgomerry (2005, p. 78) ได้กล่าวว่า สามารถป้องกันได้โดยการเลือกตัวอย่างแบบสุ่ม (Random Sampling) ซึ่งจะทำให้ข้อมูลที่เก็บมาได้เป็นอิสระกัน จากการศึกษาของ Cunningham and Wallraven (2012, p. 271) ชี้ให้เห็นว่า การใช้สถิติทดสอบเอฟ (F) มีความแกร่ง (Robust) ต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของการแจกแจงปรกติ Glass and Hopkin (1996, p. 291) ได้สรุปผลจากการศึกษาแสดงให้เห็นว่า เมื่อฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการแจกแจงปรกติ มีผลต่อความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Type I error) เล็กน้อย ส่วนการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเท่ากันของความแปรปรวน Fidell (2007, pp. 86-88) ได้กล่าวไว้ว่า จะเกิดผลกระทบทั้งระดับนัยสำคัญทางสถิติและความไวของการทดสอบ (Sensitivity) ดังนั้น การวิเคราะห์ความแปรปรวน ควรจะมีการตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนก่อน เพื่อที่จะได้ไม่ทำให้เกิดข้อสรุปผิดพลาด อันส่งผลให้งานวิจัยมีความน่าเชื่อถือลดลงและคุณค่าทางวิชาการน้อยลง (Fidell, 2007, p. 86; Yang & Huck, 2010)

ในอดีตที่ผ่านมา นักสถิติได้พัฒนาวิธีการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเท่ากันของความแปรปรวนหลายวิธี เช่น Gastwirth, Gel, and Miao (2009) ได้อ้างถึง Bartlett (1937) ที่ชี้ให้เห็นว่า ในปี ค.ศ. 1937 Maurice Stevenson Bartlett ได้เสนอสถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ (Bartlett's Test) เพื่อทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนประชากร k กลุ่ม ซึ่ง Box (1953)

ได้แสดงให้เห็นว่า สถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ขาดความแกร่งต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเรื่องประชากรแต่ละกลุ่มมีการแจกแจงปรกติ และได้ตั้งข้อสังเกตว่า กระบวนการของบาร์ตเล็ตต์น่าจะมีประโยชน์ต่อการทดสอบประชากรแต่ละกลุ่มที่มีการแจกแจงปรกติมากกว่าทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนประชากร k กลุ่ม ในปี ค.ศ. 1955 Box and Anderson ได้แสดงให้เห็นว่าผลกระทบของประชากรแต่ละกลุ่มที่มีการแจกแจงปรกติ ขึ้นอยู่กับความโด่ง ซึ่งหาได้จากโมเมนต์ที่สี่ และต่อมาในปี ค.ศ. 1960 Levene พบปัญหาว่า ในกรณีกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก การประยุกต์ ANOVA สำหรับโมเมนต์สูงไม่สามารถหาได้ กล่าวคือ การทดสอบไม่สามารถทำได้ภายใต้โมเมนต์ที่สี่ของกลุ่มตัวอย่าง จึงได้นำแนวคิดนี้ไปปรับปรุงสถิติทดสอบเอฟ โดยพิจารณาจากฟังก์ชันของ $X_{i,j}-\mu_{i.}$ โดยที่ $X_{i,j}$ คือ ข้อมูลกลุ่มที่ i ลำดับที่ j และ $\mu_{i.}$ คือ ค่ากลางของข้อมูลกลุ่มที่ i เช่น $\left|X_{i,j}-\mu_{i.}\right|$ และ $\left(X_{i,j}-\mu_{i.}\right)^2$ โดยในแต่ละกลุ่มตัวอย่าง จะใช้ $\overline{X}_{i.}$ แทน $\mu_{i.}$ ดังนั้นจะได้ $\left|X_{i,j}-\overline{X}_{i.}\right|$ หรือ $\left(X_{i,j}-\overline{X}_{i.}\right)^2$ มีคุณสมบัติเป็นอิสระกัน มีการแจกแจงเดียวกัน (Identical Distribution) และตัวแปรมีการแจกแจงปรกติ ดังนั้น Levene (1960) จึงได้เสนอสถิติทดสอบเลวีน (Levene's Test) ด้วยการประยุกต์สถิติทดสอบเอฟ (F) โดยการใช้ค่าสัมบูรณ์ของค่าเฉลี่ยที่เบี่ยงเบนออกจากค่าข้อมูลในกลุ่มตัวอย่าง $(Z_{i,j}=\left|X_{i,j}-\overline{X}_{i.}\right|)$ เพื่อตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวน

สถิติทดสอบเลวีนเป็นสถิติทดสอบสำหรับข้อมูลที่มีลักษณะการแจกแจงสมมาตร (Symmetry) ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาของ Vorapongsathorn et al. (2004) ที่ชี้ให้เห็นว่าในกรณีข้อมูลกลุ่มตัวอย่างมีขนาดเล็กและมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร สถิติทดสอบเลวีนมีความเหมาะสมในการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นมากที่สุด ต่อมาในปี ค.ศ. 1968 Miller ได้ศึกษาสถิติทดสอบเลวีนและตั้งข้อสังเกตว่า ในกรณีที่ข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร(Asymmetry) ควรใช้ค่าสัมบูรณ์ของมัธยฐานที่เบี่ยงเบนออกจากค่าข้อมูลในกลุ่มตัวอย่างเป็นองค์ประกอบในสูตรของสถิติทดสอบเลวีน ต่อมาในปี ค.ศ. 1974 Brown and Forsthety ได้ศึกษาแนวคิดของ Miller แล้วชี้ให้เห็นว่า เป็นการแก้ปัญหาที่ถูกต้องในการใช้ค่ามัธยฐานแทนการใช้ค่าเฉลี่ย นั่นคือ $Z_{i,j}=\left|Y_{i(j)}-Mdn_{i.}\right|$ โดยที่ $Mdn_{i.}$ คือ มัธยฐานของข้อมูลกลุ่มที่ i และ $Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j ในกรณีข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร (Boos & Brownie, 2004) ซึ่งถือว่าเป็นการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน โดยพยายามแก้ไขข้อบกพร่องและลดข้อจำกัดในกรณีข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร เพื่อให้สถิติทดสอบเลวีนใช้ได้ทั้งในกรณีที่ข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงสมมาตรและไม่สมมาตร นอกจากนี้ จากการศึกษาของ Conover et al. (1981) รวมทั้งจากการศึกษาของ Lim and Loh (1996) ชี้ให้เห็นว่าสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี มีความแกร่งในการทดสอบ สามารถใช้ได้อย่างกว้างขวางเหมาะสมกับข้อมูลทุกช่วงของการแจกแจง

จากการศึกษาการปรับปรุงสถิติทดสอบเลวีน Hines and Hines (2000) ชี้ให้เห็นว่าในกรณี n_i เป็นจำนวนคี่ การใช้มัธยฐานเป็นค่ากลาง ทำให้เกิดโครงสร้างศูนย์ (Structural Zero) ดังนั้นต้องปรับค่า $Z_{i,j}$ ที่น้อยที่สุดอันดับที่ 1 และ 2 ใหม่ [ค่า $Z_{i(1)}$ และ $Z_{i(2)}$] โดยการแทนค่าทั้งสอง

ใหม่ด้วย $[Z_{i(1)} + Z_{i(2)}]/2$ แต่การปรับค่าดังกล่าว ทำให้มีผลกระทบต่อค่า $\sum_{j=1}^{n_i} Z_{i,j}$ มีค่ามากกว่าปกติ ในปี ค.ศ. 2006 Liu ได้ใช้หลักการแก้ปัญหาโครงสร้างศูนย์กับสถิติทดสอบเลวีน กรณี n_i เป็นจำนวนคี่ คล้ายกันกับ Hines and Hines (2000) โดยปรับค่า $Z_{i,j}$ ที่น้อยที่สุดอันดับที่ 1 และ 2 ใหม่ ด้วยค่า$[Z_{i(1)} + Z_{i(2)}]/\sqrt{2}$ แต่การปรับค่าดังกล่าว ทำให้มีผลกระทบต่อค่า $\sum_{j=1}^{n_i} Z_{i,j}^2$ มีค่าน้อยกว่าปกติ

จากบทความของ Boos and Brownie (2004) ได้เขียนถึงผลงานของ Brown and Forsthety (1974) โดยสรุปและเสนอแนะวิธีการแก้ปัญหาไว้ว่า สถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนด้วยสูตรสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี มีความเหมาะสมกับข้อมูลที่มีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร ส่วนกรณีที่ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ (Outliers) จะต้องพิจารณาความแกร่งของตัวประมาณการกระจายด้วย Pannik (2012, p. 41) ได้แนะนำแนวทางในการกำจัดค่านอกเกณฑ์ด้วยวิธีการตัดปลายค่าเฉลี่ยเท่ากับ a โดย $0 < a < 0.5$ เพื่อใช้แทนค่าเฉลี่ย เช่น จำนวนตัวอย่างเท่ากับ n_i ดังนั้นจำนวนข้อมูลที่น้อยที่สุดจะถูกตัดออกจำนวน an_i ค่า และค่าที่มากที่สุดจะถูกตัดออกจำนวน an_i ค่า เช่นกัน ซึ่งหลักการนี้สอดคล้องกับ Wilcox (2009, pp. 22-29) ได้แนะนำเพิ่มเติมว่า เพื่อให้การวัดตำแหน่ง (Measure of Location) เหมาะสมกับลักษณะข้อมูลและค่ากลางที่ได้ไม่มีความไวต่อค่านอกเกณฑ์ และความแปรปรวนของข้อมูลมีความแกร่งต่อค่านอกเกณฑ์ จึงได้เสนอให้ใช้ค่ากลางแบบ winsorize 20% นั่นคือให้ตัดปลายข้อมูลที่น้อยที่สุด 20% และมากที่สุด 20% ออก แล้วนำค่าที่น้อยที่สุดที่ไม่ตัดออกแทนคืนเท่าจำนวนที่ตัดออกด้านที่ค่าน้อย (ค่ามากที่สุดที่ไม่ตัดออกแทนคืนเท่าจำนวนที่ตัดออกด้านที่ค่ามาก) หลังจากนั้นนำข้อมูลเหล่านั้นหาค่าเฉลี่ย เพื่อใช้เป็นค่ากลางของข้อมูลที่ศึกษา

จากผลการวิจัยของ Frutos (2009) ชี้ให้เห็นว่า การปรับปรุงสถิติทดสอบเลวีนด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ย 10% (10% Trimed Mean) เพื่อเป็นค่ากลางแทนการใช้ค่ามัธยฐานที่อยู่ในรูปแบบ $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}_{10i}\right|$ โดยที่ $\overline{Y}_{10i}$ คือ ค่ากลางของ Frutos ไปแทนที่ในสูตรของสถิติทดสอบเลวีน (Levene test) ผลปรากฏว่า ข้อมูลที่มีลักษณะการแจกแจงสมมาตร สถิติทดสอบฟรูโทส มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 [ยกเว้น $(n_1, n_2, n_3, n_4) = (5,5,5,5)$] อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley (1989) และมีกำลังการทดสอบสูงกว่าการใช้สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี แต่ให้กำลังการทดสอบน้อยกว่าการใช้ค่าเฉลี่ยเป็นองค์ประกอบสูตรสถิติทดสอบเลวีน ส่วนในกรณีข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

นอกจากนี้ David and Bruno (2010) ได้อ้างถึง Nordstokke and Zumbo (2007) ที่ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนที่ใช้ค่าเฉลี่ยเป็นองค์ประกอบในสูตร ได้นำไปใช้อย่างแพร่หลาย เนื่องจากมีในโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ แต่สถิติทดสอบนี้ไม่มีความแกร่ง เมื่อประชากรมีลักษณะไม่สมมาตร มีข้อวิจารณ์จากตำราหลาย ๆ เล่มว่า มีประสิทธิภาพของผลการทดสอบแย่พอ ๆ กับสถิติทดสอบเอฟหรืออาจจะแย่กว่าด้วยซ้ำ จากปัญหาดังที่กล่าวมา ยังไม่พบว่ามีงานวิจัยใด พัฒนาสถิติ

ทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่ สำหรับข้อมูลที่มีขนาดตัวอย่างเล็ก (n_i <30) และมีค่านอกเกณฑ์ โดยการตัดปลายข้อมูลร่วมกับวิธีการแทนค่าข้อมูลคืน (พิจารณาเปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูลจากค่านอกเกณฑ์) แล้วนำมาหาค่าเฉลี่ย เพื่อใช้เป็นค่ากลางตัวใหม่

จากรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานในเขตกรุงเทพฯ ของศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน ได้รวบรวมข้อมูลตั้งแต่ไตรมาส 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึงไตรมาส 4 ปี พ.ศ. 2555 ปรากฏว่า ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานปรับเพิ่มขึ้นมาก ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 พ.ศ. 2555 (เมื่อเทียบแต่ละปีในช่วงไตรมาสเดียวกัน) เป็นผลมาจากการปรับขึ้นค่าแรงขั้นต่ำตั้งแต่วันที่ 1 เมษายน พ.ศ. 2555 และต้นทุนในหมวดค่าแรงมีสัดส่วนเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 38.7 ของต้นทุนค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานทั้งหมด จากเดิมที่มีสัดส่วนร้อยละ 32.0 ในไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2554 ซึ่งราคาขายส่งวัสดุก่อสร้างอ้างอิงจากกระทรวงพาณิชย์และค่าแรงขั้นต่ำจากกระทรวงแรงงาน (ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน [REIC], 2555, หน้า 31-33) ส่งผลให้ข้อมูลแต่ละไตรมาส ปี พ.ศ. 2555 มีค่านอกเกณฑ์ ประมาณ 10% ของข้อมูลทั้งหมด และมีลักษณะไม่สมมาตร

จากปัญหาและแนวคิดดังกล่าว เพื่อให้ได้สถิติทดสอบความแปรปรวนของประชากรที่เหมาะสมกับข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ผู้วิจัยจึงสนใจที่จะพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ $(\overline{Y}'_{ai})$ จากข้อเสนอแนะของ Boos and Brownie (2004) และแนวทางการตัดปลายข้อมูลของ Frutos (2009) เพื่อหาค่ากลางตัวใหม่ให้เหมาะกับข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์และข้อมูลมีขนาดตัวอย่างเล็ก ด้วยการตัดปลายข้อมูลเท่ากับเปอร์เซ็นต์ค่านอกเกณฑ์ของข้อมูลจริง $(a\%)$ ร่วมกับวิธีการแทนที่ค่าข้อมูลที่ตัดออก (ค่าข้อมูลที่น้อยที่สุดตัดออกแทนด้วยค่าข้อมูลที่น้อยที่สุดที่ไม่ถูกตัดออก ส่วนค่าข้อมูลที่มากที่สุดตัดออกแทนด้วยค่าข้อมูลที่มากที่สุดที่ไม่ถูกตัดออก เท่ากับจำนวนข้อมูลที่ตัดออก) ตามแนวคิดของ Wilcox (2009, pp. 25-28) แล้วนำค่าที่ได้จากการตัดข้อมูลออกและการแทนที่ค่าคืนคำนวณหาค่าเฉลี่ย เพื่อใช้เป็นค่ากลางตัวใหม่ $(\overline{Y}'_{ai})$ โดยใช้ค่า $\overline{Y}'_{ai}$ เป็นส่วนหนึ่งขององค์ประกอบของสูตรสถิติทดสอบเลวีน ในรูปของค่าสัมบูรณ์ของค่ากลางแบบใหม่ที่เบี่ยงเบนออกจากค่าข้อมูลในกลุ่มตัวอย่าง $(Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}'_{ai}\right|)$ และนำค่า $Z'_{i,j}$ ที่ได้นี้แทนในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม เพื่อลดความผันผวนภายในชุดข้อมูล ซึ่งเป็นสาเหตุทำให้สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมยังขาดความแกร่ง แล้วได้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่มีความแกร่งเป็นสถิติทดสอบข้อตกลงเบื้องต้นที่มีประสิทธิภาพที่ดีและเหมาะสมในการตรวจสอบความแปรปรวนดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสที่ต้องการทดสอบมากที่สุด ซึ่งข้อมูลมีขนาดตัวอย่างเล็กและมีค่านอกเกณฑ์ปะปนอยู่

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ในกรณีข้อมูลจริงมีค่านอกเกณฑ์

2. เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ (MLT) กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี (LT, B-FT, FT) โดยใช้เกณฑ์พิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ

3. เพื่อตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) โดยใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่

4. เพื่อเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ด้วยการวิเคราะห์ ANOVA

กรอบแนวคิดในการวิจัย

ในปี ค.ศ. 1960 Howard Levene ได้เสนอสถิติทดสอบการเท่ากันของความแปรปรวนด้วยการประยุกต์สถิติทดสอบเอฟ (F) โดยการใช้ค่าสัมบูรณ์ของค่าเฉลี่ยที่เบี่ยงเบนออกจากค่าข้อมูลในกลุ่มตัวอย่าง $(Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|)$ ซึ่งสถิติทดสอบเลวีน มีสูตรคำนวณดังนี้

$$LT = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\bar{Z}_{i.} - \bar{Z}_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z_{i,j} - \bar{Z}_{i.})^2} \quad \text{.....(1.1)}$$

โดยที่ $Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$

$$\bar{Z}_{i.} = \sum_{j=1}^{n_i} Z_{i,j} / n_i$$

$$\bar{Z}'_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} Z'_{i,j} / N$$

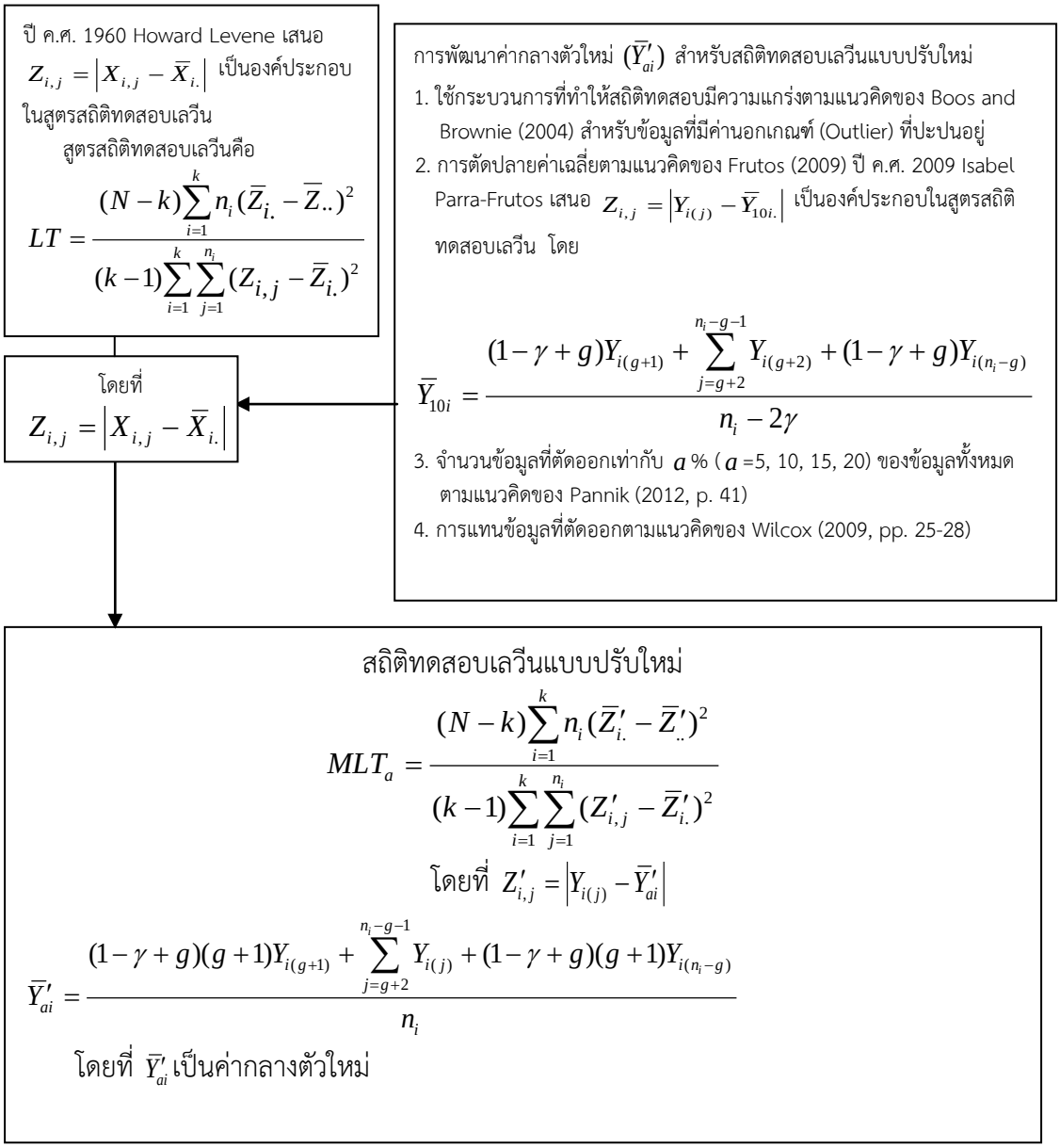
$$N = \sum_{i=1}^{k} n_i$$

แนวทางในการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน มีหลายวิธีเพื่อให้เหมาะกับลักษณะข้อมูล วิธีหนึ่งที่ได้รับความนิยม คือ การพิจารณาค่ากลางของข้อมูลแต่ละกลุ่มตัวอย่างที่ศึกษา โดยพิจารณาจากฟังก์ชันต่าง ๆ ของ $X_{i,j} - \mu_{i.}$ เช่น ในปี ค.ศ. 1974 Brown and Forsythe ใช้ค่ามัธยฐานแทนค่าเฉลี่ย มีรูปแบบ $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_{i.}\right|$ โดยเลือกใช้ค่า $Mdn_{i.}$ คือมัธยฐานของข้อมูล เป็นตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ที่แกร่งของ $\mu_{i.}$ เพื่อให้เหมาะกับลักษณะข้อมูลไม่สมมาตร แต่จากการศึกษาของ Boos and Brownie (2004) พบว่า ไม่มีข้อมูลที่ชี้ชัดว่า ค่ากลางตัวใดจะเหมาะสมกับข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ปะปนอยู่ แต่ได้แนะนำวิธีการแก้ปัญหาเพื่อให้สถิติทดสอบมีความแกร่ง ด้วยการปรับค่ากลางใหม่ เช่น ถ้าข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ นอกจากจะพิจารณาค่ากลางแล้ว จะต้องพิจารณาความแกร่งของตัวประมาณการกระจายด้วย ต่อมาในปี ค.ศ. 2009 Frutos ได้ชี้ให้เห็นว่า การตัดปลายข้อมูล 10% ทำให้กำลังการทดสอบดีกว่าการใช้ค่ามัธยฐาน และในปี ค.ศ. 2011 Othman et al.

ได้ศึกษาแนวทางการปรับปรุงสถิติทดสอบเลวีน โดยใช้วิธีการตัดปลายข้อมูล 20% พบว่า ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์มากที่สุด

จากการศึกษาดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 ปรากฏว่า ข้อมูลแต่ละไตรมาสมีค่านอกเกณฑ์ประมาณ 10% ซึ่งในปี พ.ศ. 2555 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานปรับเพิ่มขึ้นมาก เมื่อเทียบข้อมูลทุก ๆ ปีที่ผ่านมาในไตรมาสเดียวกัน เป็นผลมาจากการปรับขึ้นค่าแรงขั้นต่ำตั้งแต่วันที่ 1 เมษายน พ.ศ. 2555 และต้นทุนในหมวดค่าแรงมีสัดส่วนเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 38.7 ของต้นทุนค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานทั้งหมดและราคาวัสดุก่อสร้างปรับตัวสูงขึ้น เมื่อเทียบกับปี พ.ศ. 2548 (ปีฐาน) และเพื่อให้ได้สถิติทดสอบความแปรปรวนที่เหมาะกับลักษณะของข้อมูลดังกล่าว จึงใช้แนวคิดกระบวนการที่ทำให้สถิติทดสอบมีความแกร่งของ Boos and Brownie (2004) ด้วยการปรับค่ากลางตัวใหม่ แทนค่ากลางแบบเดิมที่ใช้เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน ซึ่งค่ากลางตัวใหม่หาจากค่าเฉลี่ยของข้อมูลตามแนวคิด Frutos (2009) ด้วยการตัดปลายข้อมูลเท่ากับเปอร์เซ็นต์ค่านอกเกณฑ์ของข้อมูลจริง $a\%$ โดย $0 < a < 0.5$ นั่นคือ ข้อมูลจะตัดถูกออกไม่เกินครึ่งหนึ่งของข้อมูลทั้งหมด ตามแนวคิด Pannik (2012, p. 41) ร่วมกับวิธีการแทนที่ค่าข้อมูลที่ตัดออก (ค่าข้อมูลที่น้อยที่สุดตัดออกแทนด้วยค่าข้อมูลที่น้อยที่สุดที่ไม่ถูกตัดออก ส่วนค่าข้อมูลที่มากที่สุดตัดออกแทนด้วยค่าข้อมูลที่มากที่สุดที่ไม่ถูกตัดออก โดยแทนที่เท่ากับจำนวนข้อมูลที่ตัดออก) ตามแนวคิดของ Wilcox (2009, pp. 25-28) เพื่อให้การวัดตำแหน่ง (Measure of Location) เหมาะสมกับลักษณะข้อมูล (ความแปรปรวนของข้อมูลมีความแกร่งต่อค่านอกเกณฑ์) ลดความผันผวนภายในชุดข้อมูล ซึ่งเป็นสาเหตุทำให้สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมยังขาดความแกร่ง โดยสูตรค่ากลางแบบ Frutos (2009) ไม่มีการแทนค่าข้อมูลคืนซึ่งอาจส่งผลให้ประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนด้อยลง

กรอบแนวคิดในการวิจัยในส่วนการพัฒนาค่ากลางตัว ใหม่ สำหรับใช้เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน ปรากฏดังภาพที่ 1-1



ภาพที่ 1-1 กรอบแนวคิดการพัฒนาค่ากลางตัวใหม่ สำหรับเป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่

สมมุติฐานของการวิจัย

1. สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่ ที่พัฒนาขึ้นมีประสิทธิภาพดีกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี ได้แก่ LT, B-FT และ FT [ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนี้ 1) ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ 2) ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 และกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่สูงกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม] โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ภายใต้ 280 สถานการณ์ (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ภายใต้ 56 สถานการณ์ และกำลังการทดสอบภายใต้ 224 สถานการณ์)

2. ความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ไม่แตกต่างกัน

3. ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) แตกต่างกัน

ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับจากการวิจัย

1. ได้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ที่เหมาะกับข้อมูลที่มีขนาดตัวอย่างเล็กและมีค่านอกเกณฑ์ (Outliers) ที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley และมีกำลังการทดสอบสูงขึ้นกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม เพื่อใช้สำหรับตรวจสอบความแปรปรวนของประชากร

2. ได้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่เหมาะกับข้อมูลที่มีขนาดตัวอย่างเล็กและมีค่านอกเกณฑ์ (Outliers) เพื่อตรวจสอบความแปรปรวนดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานอย่างเหมาะสม

3. ได้ทราบลักษณะความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ซึ่งเป็นการตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้น ก่อนเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานในแต่ละไตรมาส

4. ได้ทราบลักษณะค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานในแต่ละไตรมาส

ขอบเขตของการวิจัย

การวิจัยนี้มุ่งเน้นที่จะพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน และเปรียบเทียบประสิทธิภาพสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ภายใต้สถานการณ์ 280 สถานการณ์ โดยพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จำนวน 56 สถานการณ์ และค่ากำลังการทดสอบจำนวน 224 สถานการณ์ โดยใช้การจำลองสถานการณ์ด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล แล้วนำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ไปใช้ตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ด้วยการวิเคราะห์

ความแปรปรวน มีรายละเอียดดังนี้

1. วิธีการปรับสูตรสถิติทดสอบเลวีน

1.1 ตรวจสอบลักษณะข้อมูลจริงที่นำมาใช้ในการวิจัย เช่น ค่าสถิติพื้นฐาน ตรวจสอบหาค่านอกเกณฑ์ของข้อมูล (Outliers) ด้วยวิธีคลาสสิค (Wilcox, 2009, p. 23) พิจารณาจากค่าข้อมูลที่แปลงเป็นคะแนนมาตรฐานแล้ว

1.2 ตรวจสอบลักษณะการแจกแจงข้อมูล

1.2.1 ตรวจด้วยการใช้กราฟ เช่น แผนภาพกล่อง (Box Plot) PP Plot และ QQ Plot เพื่อดูแนวโน้มลักษณะการแจกแจงที่เป็นไปได้

1.2.2 ตรวจด้วยการใช้สถิติทดสอบ คือ ใช้สถิติทดสอบ Anderson Darling (AD) ตรวจสอบลักษณะการแจกแจงข้อมูลที่ได้จากข้อ 1.2.1

1.3 นำลักษณะการแจกแจงข้อมูลที่ได้ในข้อ 1.2 ไปทดสอบหาลักษณะการแจกแจงของข้อมูล ซึ่งประมาณค่าพารามิเตอร์ ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด (MLE)

1.4 ใช้ค่าประมาณพารามิเตอร์จากข้อ 1.3 ตรวจสอบความเหมาะสมของลักษณะการแจกแจงของข้อมูลด้วยรากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) เพื่อหาลักษณะการแจกแจงที่ใกล้เคียงกับข้อมูลจริงที่นำมาใช้ในการวิจัย โดยพิจารณาจากค่า RMSE

1.5 หาแนวทางแก้ไขกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ เพื่อให้สถิติทดสอบเลวีนมีความแกร่งเพิ่มขึ้น ดังนี้

1.5.1 ใช้กระบวนการ Boos and Brownie (2004) เพื่อแก้ปัญหาข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ โดยการใช้ค่ากลางตัวใหม่ที่ทำให้ตัวประมาณค่าการกระจายมีความแกร่ง

1.5.2 ใช้วิธีตัดปลายข้อมูลตามแนวคิดของ Frutos (2009) ร่วมกับวิธีการแทนค่าที่ตัดออกด้วยค่าที่น้อยที่สุดและมากที่สุดที่ไม่ถูกตัด เท่ากับจำนวนข้อมูลที่ตัดออก เพื่อให้ได้ค่าที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ลดความผันผวนภายในชุดข้อมูล และทำให้ตัวประมาณค่าการกระจายมีความแกร่ง ตามคำแนะนำของ Wilcox (2009, pp. 25-28)

1.5.3 ใช้แนวทางการตัดปลายข้อมูล ตามคำแนะนำของ Pannik (2012, p. 41) โดยจำนวนข้อมูลที่ถูกตัดเท่ากับ $a\%$ ของข้อมูลทั้งหมด โดยที่ $0 < a < 0.5$

1.6 นำวิธีการจากข้อ 1.5.1-1.5.3 ไปหาค่ากลางตัวใหม่ $(\overline{Y}'_{ai})$ เพื่อเป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ในรูป $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}'_{ai}\right|$ โดยที่ $Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j และ $\overline{Y}'_{ai}$ คือค่ากลางตัวใหม่

1.7 เปรียบเทียบประสิทธิภาพการทดสอบ (ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

2. ประชากรที่ใช้การวิจัย

2.1 ประชากรที่ใช้ในวัตถุประสงค์ข้อ 2 ได้จากการจำลองสถานการณ์ด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล โดยใช้โปรแกรม Matlab ประกอบด้วย 280 สถานการณ์ (4x2x5x7) ซึ่งประกอบด้วย

เงื่อนไขย่อย 4 เงื่อนไข คือ 1) ร้อยละของค่านอกเกณฑ์ 4 แบบ 2) การแจกแจงของประชากร 2 แบบ 3) อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร 5 แบบ 4) ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1,n_2,n_3,n_4) 7 แบบ

ในแต่ละสถานการณ์ทดลองซ้ำ 10,000 ครั้ง ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ (α) .01 และ .05

2.2 ประชากรที่ใช้ในวัตถุประสงค์ข้อ 3 และ 4 ได้จากข้อมูลทุติยภูมิ รายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน จัดทำเฉพาะในเขตกรุงเทพฯ รายไตรมาส จำนวน 52 ไตรมาส เริ่มตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 โดยใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน จากศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน

3. ตัวแปรที่ใช้ในวัตถุประสงค์ข้อ 2 เรื่อง การจำลองสถานการณ์ด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ดังนี้

3.1 ตัวแปรต้น มี 4 ตัว ได้แก่

3.1.1 ร้อยละของค่านอกเกณฑ์ 4 แบบ คือ

(1) ร้อยละ 5

(2) ร้อยละ 10

(3) ร้อยละ 15

(4) ร้อยละ 20

3.1.2 การแจกแจงของประชากร 2 แบบ คือ

(1) การแจกแจงปรกติ

(2) การแจกแจงล็อกนอร์มอล

3.1.3 อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร 5 แบบ คือ

(1) แบบ (1, 1, 1, 1)

(2) แบบ (1, 6, 11, 16)

(3) แบบ (16, 11, 6, 1)

(4) แบบ (1, 1, 1, 8)

(5) แบบ (8, 1, 1, 1)

3.1.4 ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร มี 7 แบบ คือ

(1) แบบ (5, 5, 5, 5)

(2) แบบ (6, 6, 6, 6)

(3) แบบ (13, 13, 13, 13)

(4) แบบ (16, 16, 16, 16)

(5) แบบ (30, 30, 30, 30)

(6) แบบ (6, 7, 8, 9)

(7) แบบ (4, 10, 18, 22)

3.2 ตัวแปรตามเป็นประสิทธิภาพของการทดสอบพิจารณาจาก

3.2.1 ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ตามเกณฑ์ของ Bradley ได้กล่าวว่า สถิติทดสอบจะสามารถควบคุมความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ก็ต่อเมื่อ ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วงของ $[0.5\alpha, 1.5\alpha]$ ซึ่งงานวิจัยนี้ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ คือ .01 และ .05 แบ่งได้ 2 ช่วง ดังนี้

ช่วงที่ 1 ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ช่วงที่ 2 ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม คำนวณได้ดังนี้

$$\text{ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1} = \frac{\text{จำนวนครั้งในการปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อสมมุติฐานว่างเป็นจริง}}{\text{จำนวนครั้งในการทดลอง}}$$

.....(1.2)

3.2.2 กำลังการทดสอบของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม คำนวณได้ดังนี้

$$\text{กำลังการทดสอบ} = \frac{\text{จำนวนครั้งในการปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อสมมุติฐานว่างเป็นเท็จ}}{\text{จำนวนครั้งในการทดลอง}} \quad \text{.....(1.3)}$$

4. ตัวแปรที่ใช้ในวัตถุประสงค์ข้อ 3 เรื่อง การตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน จำนวน 52 ไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 และใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน มีดังนี้

ตัวแปรต้น คือ ข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน (มีค่านอกเกณฑ์ปะปน) รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 จนถึง ปี พ.ศ. 2555)

ตัวแปรตาม คือ ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

5. ตัวแปรที่ใช้ในวัตถุประสงค์ข้อ 4 เรื่องการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน จำนวน 52 ไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 และใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน ดังนี้

ตัวแปรต้น คือ ข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน (มีค่านอกเกณฑ์ปะปน) รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 จนถึง ปี พ.ศ. 2555)

ตัวแปรตาม คือ ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส

นิยามศัพท์เฉพาะ

ปีฐาน (Base Year) หมายถึง ปีที่กำหนดให้ตัวเลขดัชนีมีค่าเท่ากับ 100 เพื่อเปรียบเทียบราคาสินค้าในช่วงเวลาหนึ่ง ๆ กับราคาสินค้าอย่างเดียวกันในช่วงเวลาตั้งต้น ในงานวิจัยใช้ ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน

ข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน (Home Construction Cost Index) หมายถึง ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านจากศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน ได้จัดทำรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานในเขตกรุงเทพฯ เป็นรายไตรมาส จำนวน 52 ไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึง ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 โดยปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน

เทคนิคมอนติคาร์โล (Monte Carlo Technique) หมายถึง เทคนิคที่ใช้คอมพิวเตอร์เข้ามาช่วยในการสร้างสถานการณ์ที่ต้องการศึกษา ให้เหมือนหรือคล้ายกับสถานการณ์จริง โดยอาศัยเลขสุ่ม และทดลองทำซ้ำหลาย ๆ ครั้ง เพื่อให้ค่าที่แน่นอนในผลที่จะเกิดขึ้น ใช้ในการหาค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี ได้แก่ วิธี LT, B-FT และ FT

การแจกแจงของประชากร (Population Distributions) หมายถึง การแจกแจงของค่าที่สนใจศึกษาจากทุกหน่วยของประชากร ประกอบด้วยการแจกแจง 2 แบบ ได้แก่ การแจกแจงปรกติ และการแจกแจงล็อกนอร์มอล

การแจกแจงปรกติ (Normal Distribution) หมายถึง การแจกแจงของตัวแปรสุ่ม X มีพารามิเตอร์ μ และ σ^2 ซึ่งมีฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็น คือ

$$f(x;u,\sigma^2)=\begin{cases}\dfrac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, -\infty<x<\infty, -\infty<\mu<\infty, 0<\sigma^2<\infty \\ 0, elsewhere\end{cases}$$

การแจกแจงล็อกนอร์มอล (Lognormal Distribution) หมายถึง การแจกแจงของตัวแปรสุ่ม X โดยตัวแปรสุ่ม A =ln (X) ซึ่งมีการแจกแจงปรกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ และความแปรปรวนเท่ากับ σ^2 ที่มีฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็น คือ

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

การแจกแจงไม่สมมาตร (Asymmetry) หมายถึง การแจกแจงข้อมูลที่เบี่ยงเบนออกจากค่ากลางไปทางขวาและซ้ายไม่เท่ากัน โดยค่าเฉลี่ย ค่ามัธยฐาน ค่าฐานนิยม ของข้อมูลไม่อยู่ในตำแหน่งเดียวกัน มีลักษณะโค้งของการแจกแจงเบ้ขวา หรือซ้าย

ค่านอนเซนทรัลลิตี (Noncentrality Parameter) หมายถึง ค่าที่ใช้เป็นเกณฑ์ในการวัดความแตกต่างของอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่ม

อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร (Ratio of Population Variances) หมายถึง การกำหนดความแปรปรวนให้กับประชากรแต่ละกลุ่ม โดยใช้ค่านอนเซนทรัลลิตีเป็นเกณฑ์ กำหนดความแปรปรวนให้กับประชากรแต่ละกลุ่ม 5 แบบ คือ (1, 1, 1, 1), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1),

(1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1) โดยลำดับตัวเลขแต่ละแบบแทนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่ม เช่น (16, 11, 6, 1) หมายความว่า ประชากรกลุ่มที่ 1, 2, 3 และ 4 มีความแปรปรวนเท่ากับ 16, 11, 6 และ 1 ตามลำดับ

การจัดเรียงขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (Configurations of Sample Sizes in population) หมายถึง การกำหนดจำนวนตัวอย่างที่สุ่มจากประชากรแต่ละกลุ่มมี 7 แบบ คือ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (16, 16, 16, 16), (30, 30, 30, 30), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยลำดับตัวเลขแต่ละแบบแทนจำนวนตัวอย่างจากการสุ่มในประชากรแต่ละกลุ่ม เช่น (6, 7, 8, 9) หมายความว่า สุ่มตัวอย่างจำนวน 6, 7, 8 และ 9 จากประชากรกลุ่มที่ 1, 2, 3 และ 4 ตามลำดับ

สถิติทดสอบเลวีน (Levene Test) หมายถึง สถิติทดสอบเพื่อตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวนที่เสนอโดย Howard Levene ในปี ค.ศ. 1960

ประสิทธิภาพการทดสอบ (Efficiency of Test) หมายถึง เกณฑ์ในการตัดสินใจว่า สถิติทดสอบใดดีที่สุดในบรรดาสถิติทดสอบที่สนใจศึกษา โดยวัดประสิทธิภาพจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ

ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Probability of Type I Error) หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดที่เกิดจากการปฏิเสธสมมุติฐานว่างทางสถิติ (H_0) เมื่อสมมุติฐานว่างทางสถิติเป็นจริง แทนด้วยสัญลักษณ์ (α) ในการวิจัยนี้ หาค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้จากค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากจำนวนครั้งในการปฏิเสธว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นจริง หารด้วย 10,000 (จำนวนรอบในการทดลอง) เทียบเกณฑ์ของ Bradley ต้องอยู่ในช่วงของ $[0.5\alpha, 1.5\alpha]$

กำลังการทดสอบ (Power of a Test) หมายถึง ความน่าจะเป็นในการปฏิเสธสมมุติฐานว่างทางสถิติ (H_0) เมื่อสมมุติฐานว่างทางสถิติเป็นเท็จ แทนด้วยสัญลักษณ์ ($1-\beta$) ในการวิจัยนี้ วัดกำลังการทดสอบจากจำนวนครั้งในการปฏิเสธว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นเท็จ หารด้วย 10,000 (จำนวนรอบในการทดลอง)

ความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน (Variance of Home Construction Cost Index) หมายถึง ค่าความแปรปรวนดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน (Mean of Home Construction Cost Index) หมายถึง ค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

ค่านอกเกณฑ์ (Outliers) หมายถึง ค่าข้อมูลที่แตกต่างจากค่าข้อมูลในชุดเดียวกันมาก ๆ โดยพิจารณาได้จากค่าข้อมูลที่แปลงเป็นคะแนนมาตรฐาน และมีค่าสัมบูรณ์ของคะแนนมาตรฐานตั้งแต่ 2 ขึ้นไป

สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม หมายถึง สถิติทดสอบเลวีนและสถิติทดสอบที่พัฒนาจากสถิติทดสอบเลวีน ได้แก่ 1) สถิติทดสอบเลวีน (LT) เสนอสูตรโดย Howard Levene ปี ค.ศ. 1960 2) สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์ไซธ์ (B-FT) 3) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT)

บทที่ 2
เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ในกรณีข้อมูลจริงมีค่านอกเกณฑ์ โดยการเปรียบเทียบประสิทธิภาพ (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี (LT, B-FT, FT) ภายใต้สถานการณ์ 280 สถานการณ์ รวมทั้งการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาสตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) และการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ซึ่งผู้วิจัยได้ศึกษาค้นคว้าเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง โดยนำเสนอตามหัวข้อดังต่อไปนี้

ตอนที่ 1 หลักการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน
ตอนที่ 2 การจำลองสถานการณ์ด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล
ตอนที่ 3 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน และข้อมูลที่อยู่อาศัย
ตอนที่ 4 งานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับสถิติทดสอบเลวีน

ตอนที่ 1 หลักการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน

1. ความสำคัญของสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน

การทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนจะถูกนำมาใช้เมื่อผู้วิจัยมีความสนใจอ้างอิงถึงการเท่ากันของความแปรปรวนในแต่ละกลุ่มประชากรที่ศึกษา เช่น ก่อนการวิเคราะห์ข้อมูลด้วย ANOVA ต้องมีการตรวจสอบข้อมูลให้เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นของสถิติทดสอบเอฟ แต่ถ้าผู้วิจัยฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นโดยไม่ทำการตรวจสอบก่อนวิเคราะห์ข้อมูลผลที่ตามมาคือ ในกรณีผลการวิเคราะห์ของสถิติทดสอบเอฟ พบว่าต้องปฏิเสธสมมุติฐานว่าง นั่นหมายความว่าประชากรอย่างน้อยสองกลุ่มที่มีค่าเฉลี่ยไม่เท่ากัน ถ้าต้องการทราบต่อว่าประชากรกลุ่มใดบ้างที่ไม่เท่ากัน นั่นคือ ต้องหาคำตอบต่อไปด้วยการใช้การเปรียบเทียบความต่างของค่าเฉลี่ยรายคู่ (Multiple Comparison Test) ซึ่งบางวิธีมีข้อตกลงเบื้องต้นว่า ประชากรแต่ละกลุ่มต้องมีความแปรปรวนเท่ากัน คือ วิธี Student's t วิธี Dunnett tDN วิธี Dunn วิธี Dunn – Sidak วิธี Holm วิธี Fisher-LSD วิธี Tukey's HSD วิธี Tukey's Kramer วิธี Fisher- Hayter วิธี REGW F, FQ, and Q วิธี Newman-Keuls วิธี Duncan วิธี Peritz F, FQ, and Q และ วิธี Scheffe' (Kirk, 2013 p. 202) แต่ผู้วิจัยยังไม่มีหลักฐานยืนยันว่า ประชากรแต่ละกลุ่มที่ศึกษามีความแปรปรวนเท่ากัน ข้อสรุปที่เกิดจากการฝ่าฝืนข้อตกลงอาจมีความคลาดเคลื่อนจากความเป็นจริงได้ซึ่งทำให้งานวิจัยขาดความน่าเชื่อถือ ดังนั้น เพื่อป้องกันความผิดพลาดจากการสรุปผลจึงต้องทดสอบการเท่ากันของความแปรปรวนทุกครั้งก่อนวิเคราะห์ความแปรปรวน (ANOVA)

2. ผลกระทบจากการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของสถิติทดสอบเอฟ

การทดสอบสมมุติฐานเกี่ยวกับค่าเฉลี่ยของประชากรตั้งแต่สองกลุ่มขึ้นไปว่าเท่ากันหรือไม่ โดยการใช้สถิติทดสอบเอฟ ซึ่งสถิติทดสอบเอฟมีข้อตกลงเบื้องต้นว่า ประชากรที่นำมาศึกษาแต่ละกลุ่มต้องเป็นอิสระกัน มีการแจกแจงแบบปรกติ และมีความแปรปรวนเท่ากัน แต่ถ้าประชากรดังกล่าวไม่ได้มีการแจกแจงแบบปรกติแล้ว สถิติทดสอบเอฟจะมีความไว (Sensitive) มากต่อการทดสอบ ส่วนกรณีฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับการเท่ากันของความแปรปรวน โดยที่ขนาดตัวอย่างในแต่ละกลุ่มเท่ากันจะส่งผลกระทบต่อสถิติทดสอบเอฟเล็กน้อย (Cunningham, 2012, p. 271; Kao & Green, 2008.) ในทางปฏิบัติอาจมีขนาดตัวอย่างในกลุ่มทดลองไม่เท่ากัน ซึ่งมาจากหลายสาเหตุ เช่น ผู้เข้าร่วมทดลองไม่สามารถเข้าร่วมการทดลองได้จนสิ้นสุด หรือผลการทดลองให้ผลไม่เป็นที่พอใจ (Lam, 2010) ดังนั้น ถ้าขนาดตัวอย่างในกลุ่มทดลองไม่เท่ากัน หรือเมื่อมีความแปรปรวนหนึ่งกลุ่มมีขนาดใหญ่มากกว่ากลุ่มอื่น ๆ จะเกิดปัญหามาก คือผลจากการทดสอบจะกระทบต่อสถิติเอฟมาก (Berger & Maures, 2002, p. 62, Cunningham, 2012, p. 271; Kirk, p. 97) โดยเฉพาะอย่างยิ่งเมื่อเกิดสองกรณี ดังนี้ กรณีแรก คือ ถ้าภายในกลุ่มมีความแปรปรวนมาก ๆ ซึ่งขนาดตัวอย่างเล็ก จะทำให้ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ที่แท้จริงใหญ่กว่าค่าตามทฤษฎี (Anticipated) กรณีที่สอง คือ ถ้าภายในกลุ่มมีความแปรปรวนมาก ๆ ซึ่งมีตัวอย่างขนาดใหญ่จะทำให้ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ที่แท้จริง เล็กกว่าค่าตามทฤษฎี (Montgomery, 2005, p. 79) ดังนั้น หากการแจกแจงของประชากรไม่ได้เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้นแล้ว ควรเลือกใช้การทดสอบอื่นซึ่งมีความเหมาะสม ซึ่งวิธีที่ได้รับความนิยมคือสถิติทดสอบเลวีน เนื่องจากเป็นสถิติทดสอบที่มีความแกร่ง (Robust Test) นั่นคือ เป็นสถิติทดสอบที่ไม่ทำให้ความน่าจะเป็นที่จะเกิดความผิดพลาดแบบที่ 1 (Type I Error) หรือความผิดพลาดแบบที่ 2 (Type II Error) มากขึ้น ถ้าการแจกแจงของประชากรไม่เป็นไปตามข้อตกลงเบื้องต้น (Fidell, 2007, p. 88)

3. สถิติทดสอบที่เกี่ยวกับการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน

จากการศึกษาเกี่ยวกับสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนสามารถแบ่งเป็น 2 กลุ่ม คือ การทดสอบนอนพาราเมตริก (Nonparametric Tests) และการทดสอบแบบคลาสสิค (Classical Tests) โดยการทดสอบนอนพาราเมตริกจะมีความเหมาะสมและถูกต้องเมื่อข้อมูลที่นำมาศึกษามาจากประชากรแบบเดียวกัน ส่วนการทดสอบแบบคลาสสิคมีกำลังการทดสอบดีกว่าการทดสอบนอนพาราเมตริกถึงแม้ข้อมูลที่นำมาศึกษามีการแจกแจงไม่ปรกติ ซึ่งการทดสอบแบบคลาสสิคเพื่อทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนของประชากร $(k \geq 2)$ สามารถแบ่งออกเป็น 4 กลุ่ม ตามลักษณะการทดสอบ ดังนี้

3.1 กลุ่มที่ 1 สถิติทดสอบที่อาศัยหลักการเปรียบเทียบอัตราส่วนของประชากรสองกลุ่ม จุดเด่นคือ คำนวณง่าย จุดด้อยคือ ใช้ทดสอบเฉพาะประชากรสองกลุ่ม สถิติทดสอบกลุ่มนี้ที่ได้รับความนิยมและเป็นที่รู้จักคือ สถิติทดสอบเอฟ (F-Test)

3.2 กลุ่มที่ 2 พัฒนาจากการใช้อัตราส่วนของความแปรปรวน จุดเด่นคือ เหมาะสำหรับข้อมูลแต่ละกลุ่มมีขนาดเท่ากัน ใช้ง่าย รวดเร็วและมีกำลังการทดสอบสูงเมื่อมีความแปรปรวน

กลุ่มหนึ่งมีค่าสูงกว่าค่ากลุ่มอื่น ๆ จุดด้อยคือ ถ้าข้อมูลมีขนาดตัวอย่างไม่เท่ากันในแต่ละกลุ่ม $(n_a \neq n_b)$ สถิติทดสอบกลุ่มนี้จะควบคุมความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่ได้ ตัวอย่างสถิติทดสอบกลุ่มนี้ที่ได้รับความนิยมและเป็นที่รู้จักคือ สถิติทดสอบคอครัน (Cochran Test)

3.3 กลุ่มที่ 3 พัฒนาจากตัวสถิติทดสอบนีแมนเพียร์สัน หลักการของตัวสถิติทดสอบกลุ่มนี้คือ ใช้อัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นสูงสุด จุดเด่นคือ ในกรณีข้อมูลที่มีการแจกแจงปรกติตัวสถิติทดสอบจะมีกำลังการทดสอบสูง เหมาะสำหรับข้อมูลในแต่ละกลุ่มมีขนาดตัวอย่างเท่ากัน $(n_a = n_b)$ และต่างกัน $(n_a \neq n_b)$ จุดด้อยคือ ถ้าข้อมูลไม่มีการแจกแจงปรกติ สถิติทดสอบกลุ่มนี้จะควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่ได้ และมีความยุ่งยากในการคำนวณ ตัวอย่างสถิติทดสอบกลุ่มนี้ที่ได้รับความนิยมและเป็นที่รู้จักคือ สถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ (Barlett Test)

3.4 กลุ่มที่ 4 เป็นกลุ่มที่มีการแปลงข้อมูลแล้วใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวน จุดเด่นคือ เป็นสถิติทดสอบที่มีความแกร่งมีข้อมูลการแจกแจงไม่ปรกติ $(n_i \geq 10)$ จุดด้อยคือ ถ้าข้อมูลมีขนาดตัวอย่างเล็ก $(n_i < 10)$ จะเกิดความสัมพันธ์กันสูงระหว่างส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานในกลุ่มเดียวกัน ทำให้กำลังการทดสอบต่ำ ตัวอย่างสถิติทดสอบกลุ่มนี้ที่ได้รับความนิยมและเป็นที่รู้จักคือ สถิติทดสอบเลวีน (Levene Test) (อรัญ ซุยกระเดื่อง, สำราญ มีแจ้ง และอรุณี อ่อนสวัสดิ์, 2551)

4. การพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน

สำหรับสถิติทดสอบแต่ละตัวมีความเหมาะสมกับการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนในสถานการณ์ที่แตกต่างกัน ซึ่งยังไม่มีสถิติทดสอบใดเหมาะสมทุกสถานการณ์ แต่สถิติทดสอบเลวีน เป็นสถิติทดสอบที่มีความแกร่งเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงไม่ปรกติ และได้รับความนิยมเนื่องจากมีให้เลือกใช้ในโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ แต่มีกำลังการทดสอบต่ำกว่าสถิติอื่น จึงมีนักวิจัยสนใจพัฒนาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนให้ดีขึ้น ด้วยหลายวิธีเช่น การปรับองศาเสรี การปรับโครงสร้างศูนย์ นอกจากนี้ยังมีการปรับปรุงค่ากลางของข้อมูลเพื่อให้เป็นองค์ประกอบสูตรสถิติ เลวีน ซึ่งสอดคล้องกับแนวคิดของ Boos and Brownie (2004) ซึ่งศึกษากระบวนการที่ทำให้การทดสอบมีความแกร่งสำหรับข้อมูลมีลักษณะแจกแจงไม่ปรกติ ด้วยกลยุทธ์ที่ 2 คือ ใช้ ANOVA กับชุดข้อมูลแต่ละค่าสังเกตที่แทนโดยการกระจายของตัวแปร เช่น การใช้ค่าเบี่ยงเบนสัมบูรณ์ของค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐาน (Levene, 1960; Brown & Forsythe, 1974) เพื่อให้ได้สถิติทดสอบเลวีนแบบใหม่ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Bradley และมีกำลังการทดสอบมากขึ้น ด้วยการใช้ค่าเบี่ยงเบนสัมบูรณ์ของค่าสังเกตจากค่ากลางตัวใหม่ $(Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|)$ โดยที่ $Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j และ $\bar{Y}'_{ai}$ คือ ค่ากลางตัวใหม่ เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ซึ่งมีสถิติทดสอบที่เกี่ยวข้องในการศึกษาดังนี้

4.1 สถิติทดสอบเลวีน

ในปี ค.ศ.1960 Howard Levene ชาวฝรั่งเศสได้เสนอวิธีสำหรับปัญหาการทดสอบความแปรปรวนโดยการประยุกต์สถิติทดสอบเอฟ ด้วยการใช้ค่าเบี่ยงเบนสัมบูรณ์ของค่าสังเกตจากค่าเฉลี่ยกลุ่มตัวอย่าง $(Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|)$ วิธีของ Howard Levene มีกำลังการทดสอบและ

ความแกร่งเมื่อประชากรแต่ละกลุ่มมีการแจกแจงปรกติ (Conover, Johnson, & Johnson, 1981) แต่มีความไวต่อความไม่เท่ากันของความแปรปรวนแต่ละกลุ่ม และเป็นเครื่องมือที่ได้รับความนิยมมากในการตรวจสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน (Homogeneity of Variance) เนื่องจากมีใช้ในโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ (Fidell, 2007, p. 89) นักวิจัยหลายท่านได้ศึกษางานวิจัยเกี่ยวกับสถิติทดสอบเลวีน ทบทวนวิธีดั้งเดิมที่เสนอโดยเลวีนและการปรับปรุงความแกร่ง การปรับปรุงประเภทของสถิติทดสอบเลวีนเพื่อเพิ่มกำลังในการตรวจสอบแนวโน้มความแปรปรวน กระบวนการนี้มีประโยชน์มากมาย เช่น การเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นหรือการลดลงของราคาหุ้น การเปิดหรือปิดเครื่องเล่น การวิเคราะห์เศษเหลือรีเกรซชั่น สถิติทดสอบเลวีนที่นิยามในการวิเคราะห์ความแปรปรวนทางเดียวโดยใช้ $Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$ เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน ดังนี้

$$LT = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\overline{Z_{i.}} - \overline{Z}_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z_{i,j} - \overline{Z_{i.}})^2} \quad \text{..... (2.1)}$$

โดยที่ $Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$

$$\bar{Z}_{i.} = \sum Z_{i,j} / n_i$$

$$\bar{Z}_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} Z_{i,j} / N$$

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

ค่าวิกฤตของสถิติทดสอบเลวีน หาได้จากตารางค่าวิกฤตของการแจกแจงเอฟที่มีองศาเสรี $k-1$ และ $N-k$ หรือแทนด้วย $F_{(\alpha,k-1,N-k)}$ ในปี ค.ศ. 1960 Howard Levene ได้เสนอการประยุกต์การแปลงข้อมูล $Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$ สำหรับค่าสังเกตแบบเดิม $X_{i,j}$ เพื่อพัฒนากระบวนการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนในรูปตัวแปร $Z_{i,j}$ ซึ่งขึ้นอยู่กับรากฐานการแจกแจงของ $X_{i,j}$ วิธีของ Levene (1960) แสดงให้เห็นถึงความแกร่งภายใต้การแจกแจงแบบต่าง ๆ ได้อย่างกว้างขวาง (Lim & Loh, 1996) และในที่สุดแนวความคิดนี้เป็นที่นิยมอย่างมากจนถึงปัจจุบันในหลายสาขาวิชา นำไปสู่วงศ์ (Family) ทั้งหมดนี้ เรียกว่าการทดสอบประเภทเลวีน (Levene-type tests) (Gastwirth et al., 2009) ต่อมา Brown and Forsythe (1974) ได้นำข้อเสนอแนะของ Miler (1968) เพื่อปรับปรุงสถิติทดสอบเลวีน ซึ่งสถิติทดสอบที่ได้นี้ถูกเรียกว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี

4.2 สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี

ในปี ค.ศ. 1974 บราวน์และฟอร์สิตี (Brown & Forsythe) ได้เสนอสถิติทดสอบการเท่ากันของความแปรปรวนที่พัฒนาจากสถิติทดสอบเลวีน โดยการใช้มัธยฐานของกลุ่มตัวอย่าง $(Mdn_{i.})$ แทนการใช้ค่าเฉลี่ยของกลุ่มตัวอย่างในสถิติทดสอบเลวีน นั่นคือใช้ $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_{i.}\right|$ เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน เนื่องจากกรณีประชากรมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร

การใช้ค่าเฉลี่ยเป็นค่ากลางของกลุ่มตัวอย่างถือว่าเป็นค่ากลางที่เหมาะสม แต่ถ้าประชากรมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร ค่ากลางที่เหมาะสมคือ ค่ามัธยฐาน ซึ่งสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี เป็นสถิติทดสอบที่มีความแกร่งต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับลักษณะการแจกแจงของประชากรแต่ละกลุ่มมีการแจกแจงไม่ปรกติ แต่ถ้าขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มแตกต่างกันมาก สถิติทดสอบนี้ก็จะมีปัญหาเช่นเดียวกับสถิติทดสอบเลวีน โดยสูตรสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี คือ

$$B-FT=\frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k}n_i(\overline{Z_{i.}}-\overline{Z}_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z_{i,j}-\overline{Z_{i.}})^2}\ ,i=1,2,3,...,k,\ j=1,2,3,...,n_i \quad \text{... (2.2)}$$

เมื่อ $Z_{i,j}=\left|Y_{i(j)}-Mdn_{i.}\right|$ ซึ่ง $Mdn_{i.}$ เป็นค่ามัธยฐานกลุ่มตัวอย่างที่ i

$$\overline{Z}_{i.}=\frac{\sum_{j=1}^{n_i}Z_{i,j}}{n_i}$$

$$\overline{Z}_{..}=\frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}Z_{i,j}}{\sum_{i=1}^{k}n_i}$$

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

ค่าวิกฤตของสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี หาได้จากตารางค่าวิกฤตของการแจกแจงเอฟที่มีองศาเสรี $k-1$ และ $N-k$ หรือแทนด้วย $F_{(\alpha,k-1,N-k)}$

4.3 สถิติทดสอบฟรูโทส

ในปี ค.ศ. 2009 ฟรูโทส (Frutos) ได้ศึกษาถึงคุณสมบัติความแกร่งของสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน โดยพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ ในการศึกษาได้เสนอตัวสถิติทดสอบเลวีน ซึ่งค่ากลาง $\overline{Y}_{10i}$ ด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ย 10% เพื่อใช้เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน ($Z_{i,j}=\left|Y_{i(j)}-\overline{Y}_{10i}\right|$) แทนการใช้ค่าเฉลี่ยหรือค่ามัธยฐาน ซึ่งมีสูตรในการคำนวณค่ากลางคือ

$$\overline{Y}_{10i}=\frac{(1-\gamma+g)Y_{i(g+1)}+\sum_{j=g+2}^{n_i-g-1}Y_{i(g+2)}+(1-\gamma+g)Y_{i(n_i-g)}}{n_i-2\gamma} \quad \text{..... (2.3)}$$

โดยที่ $Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$\gamma=0.1n_i$ เมื่อ n_i คือ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ i

$g=[\gamma]$ คือ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

สูตรสถิติทดสอบฟรูโทส คือ

$$FT = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\overline{Z_{i.}} - \overline{Z}_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z_{i,j} - \overline{Z_{i.}})^2}, i = 1,2,3,...,k,\ j = 1,2,3,...,n_i \quad \text{..... (2.4)}$$

เมื่อ $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}_{10i}\right|$ ซึ่ง $\overline{Y}_{10i}$ เป็นค่ากลางของกลุ่มตัวอย่างที่ i

$$\overline{Z}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} Z_{i,j}}{n_i}$$

$$\overline{Z}_{..} = \frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} Z_{i,j}}{\sum_{i=1}^{k} n_i}$$

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

ผลจากการวิจัย ชี้ให้เห็นว่า เมื่อประชากรมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร ตัวอย่างขนาดเล็ก (n_i <30) สถิติทดสอบนี้ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley (ยกเว้นขนาดตัวอย่างจากประชากรแต่ละกลุ่มเท่ากับ 5 ทุกกลุ่ม) แต่มีกำลังการทดสอบต่ำเมื่อขนาดตัวอย่างจากประชากรแต่ละกลุ่มต่ำกว่า 22 สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งหมด แต่ถ้าข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ได้ทั้งกรณีตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดใหญ่ สถิติทดสอบฟรูโทส มีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี แต่น้อยกว่าสถิติทดสอบเลวีน ทุกการแจกแจงและทุกขนาดตัวอย่าง ค่าวิกฤตของสถิติทดสอบฟรูโทส หาได้จากตารางค่าวิกฤตของ การแจกแจงเอฟที่มีองศาเสรี $k-1$ และ $N-k$ หรือแทนด้วย $F_{(\alpha,k-1,N-k)}$

5. การวัดตำแหน่งของข้อมูลและการกระจายของข้อมูล

กำหนดให้ $X_{i,1}, X_{i,2}, X_{i,3}, \ldots, X_{i,n_i}$ แทนข้อมูลชุดใด ๆ การวัดตำแหน่งของข้อมูลและการกระจายของข้อมูลที่เกี่ยวกับการพัฒนาสูตรสถิติทดสอบเลวีน มีดังนี้

5.1 ค่าเฉลี่ย (Mean or Arithmetic Average) คือ เซนทรอยด์ของข้อมูล (Centroid of the Data) ซึ่งเป็นจุดที่รองรับน้ำหนักข้อมูลที่สมดุล โดยที่น้ำหนักข้อมูลจะอยู่ ณ ตำแหน่ง $\overline{X}_{i.}$ (Walpole, Myers, Myers, & Ye, 2002, p. 9) โดยที่

$$\overline{X}_{i.} = \sum_{j=1}^{n_i} X_{i,j} / n_i \quad \text{..... (2.5)}$$

ถ้าทราบรูปร่าง (Shape) ของประชากรมีการแจกแจงแบบปรกติ $\overline{X}_{i.}$ จะเป็นตัวแทนของข้อมูลชุดใด ๆ ได้ดีกว่าค่ามัธยฐาน แต่ถ้าข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ (Outliers) $\overline{X}_{i.}$ จะไม่ใช่ตัวแทนที่ดี

ของข้อมูล เนื่องจากค่าเฉลี่ยได้รับผลกระทบจากค่านอกเกณฑ์ (Wonnacott & Wonnacott, 1990, p. 536) ประโยชน์ของค่าเฉลี่ย คือ ใช้เป็นตัวแทนของข้อมูลและใช้ประมาณค่าเฉลี่ยของประชากร ซึ่งถูกนำมาใช้อย่างกว้างขวางโดยนักสถิติมากกว่า ค่ามัธยฐาน ค่าฐานนิยม เพราะเป็นตัวประมาณค่าได้ดีกว่าค่ามัธยฐาน ค่าฐานนิยม (Howell, 2008, p. 65) แต่ปัจจุบันในทางปฏิบัตินักคำนวณได้มีความรู้ความเข้าใจมากยิ่งขึ้นและได้ ชี้ให้เห็นว่า ค่าเฉลี่ยไม่ได้เหมาะสมกับข้อมูลทุกสถานการณ์ (Wilcox, 2009, p. 25)

5.2 ค่ามัธยฐาน (Median) คือ ค่าข้อมูลที่อยู่ตำแหน่งตรงกลางของข้อมูล (เมื่อมีการเรียงลำดับค่าข้อมูลแล้วอาจจะเรียงจากค่ามากไปค่าน้อย หรือเรียงจากค่าน้อยไปค่ามากก็ได้) สมมุติให้มีการเรียงลำดับค่าของข้อมูล จากค่าน้อยไปหาค่ามาก โดยแบ่งพิจารณาค่ามัธยฐานออกเป็นสองกรณี คือ

5.2.1 จำนวนข้อมูลเป็นเลขคี่ (n_i เป็นเลขคี่) ตำแหน่งที่มัธยฐานอยู่ คือ m หาได้จาก $m=(n_i+1)/2$ ดังนั้น

$$Mdn_{i.} = Y_m \quad \text{..... (2.6)}$$

5.2.1 จำนวนข้อมูลเป็นเลขคู่ (n_i เป็นเลขคู่) ตำแหน่งที่มัธยฐานอยู่ คือ $(n_i+1)/2$ ดังนั้น

$$Mdn_{i.} = \left(Y_{n_i} + Y_{n_i+1}\right)/2 \quad \text{..... (2.7)}$$

จากการหาค่ามัธยฐานไม่ได้เกิดจากการคำนวณเหมือนค่าเฉลี่ย แต่เป็นการพิจารณาค่าข้อมูลที่อยู่ตำแหน่งตรงกลางของข้อมูล จึงทำให้มัธยฐานไม่มีผลต่อค่านอกเกณฑ์ เนื่องจากในการหาค่ามัธยฐานมีการตัดค่าที่น้อยที่สุดออกและค่าที่มากที่สุดออกด้วยเหตุผลนี้ มัธยฐานจึงถูกเรียกว่า มีการต่อต้านต่อการวัดตำแหน่ง (Resistant Measure of Location) (Panik, 2011, p. 26; Wilcox, 2009, pp. 14-16)

5.3 ค่าเฉลี่ยตัดปลาย (Trimmed Mean) คือ การตัดปลายข้อมูลที่มากที่สุดและค่าที่น้อยที่สุดออก (ข้อมูลมีการเรียงลำดับข้อมูลแล้ว) แล้วนำข้อมูลที่เหลือมาคำนวณเหมือนค่าเฉลี่ย ซึ่งวิธีการตัดปลายค่าเฉลี่ยนี้เป็นอีกหนึ่งวิธีที่ได้ตัวแทนข้อมูลที่ไม่ไว (Sensitive) ต่อค่านอกเกณฑ์คล้ายกับค่ามัธยฐาน แต่ในทางตรงกันข้าม วิธีค่าเฉลี่ยตัดปลายจะมีสารสนเทศ (Information) มากกว่า เพราะในการตัดปลายข้อมูลในบางข้อมูลจะถูกตัดออกไปเพียง 1-2 ค่าสังเกต และ Howell (2008, pp. 65-66) ได้กล่าวว่า ถึงแม้ค่าเฉลี่ยจะมีประโยชน์เพื่อเป็นตัวประมาณพารามิเตอร์ที่ดี แต่ในบางครั้ง อาจไม่ดีเสมอไป ดังเช่น กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแบบเบ้ ซึ่งมี การแจกแจงหางสั้นอาจมีหนึ่งค่าที่เป็นค่าที่มาก ๆ หรือค่าน้อย ๆ เพื่อป้องกันค่าเฉลี่ยจากค่ามาก ๆ หรือค่าน้อย ๆ ด้วยการตัดปลายข้อมูลนั้นออก เช่น ตัดปลายข้อมูล 10% แล้วคำนวณค่าเฉลี่ยจากข้อมูลที่เหลือจากการตัดข้อมูลออก นอกจากนี้ Wonnacott and Wonnacott (1990, pp. 537-539) กล่าวว่า ค่าเฉลี่ยตัดปลายเป็นค่าที่อยู่กลาง ๆ ระหว่างค่าเฉลี่ยและค่ามัธยฐาน สมมุติ ตัดปลายข้อมูล 25% เป็นการตัดค่านอกเกณฑ์ออกจึงเรียกว่า Trimed Mean ซึ่งเปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูลจะเขียนไว้เป็นตัวห้อย เช่น $\bar{Y}_{.25}$ ค่าเฉลี่ยตัดปลายถูกนำไปใช้ในการหาค่าตัวแทนของข้อมูลที่ศึกษา

อย่างแพร่หลาย เช่น ใช้เป็นค่ากลางของข้อมูลเพื่อพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน เช่น Vorapongsathorn et al. (2004) และ Coulson and Joyce (2006) สูตรคำนวณค่าเฉลี่ยตัดปลาย คือ

$$\bar{Y}_{ai} = \frac{\sum_{j=g+1}^{n_i-g} Y_{i(j)}}{n_i - 2g} \quad \text{..... (2.8)}$$

โดยที่ $\bar{Y}_{ai}$ คือ ค่าเฉลี่ยตัดปลาย $a\%$ ของกลุ่มที่ i

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$g = [\gamma]$ คือ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็ม ให้ปัดเศษลงเสมอ

ตัวอย่างการหาค่าเฉลี่ยตัดปลาย เช่น สมมุติข้อมูลเท่ากับ 12 ค่า ดังนี้ 81 94 95 95 97 102 106 110 113 114 135 160

กรณีที่ 1 ตัดปลายค่าเฉลี่ย 0% นั่นคือจะได้ ค่าเฉลี่ย

$$\bar{Y}_0 = \frac{81+94+95+ \ldots +114+135+160}{12} = 108.5$$

กรณีที่ 2 ตัดปลายค่าเฉลี่ย 8% (8% ของ 12 เท่ากับ 1) เมื่อเรียงลำดับค่าข้อมูลแล้ว ข้อมูลที่มีค่าน้อยที่สุด จะถูกตัดออก 1 ทำนองเดียวกัน ค่าข้อมูลที่มีค่ามากที่สุด จะถูกตัดออก 1 ค่า

$$\bar{Y}_{.08} = \frac{94+95+95+ \ldots +113+114+135}{10} = 106.1$$

กรณีที่ 3 ตัดปลายค่าเฉลี่ย 42% (42% ของ 12 เท่ากับ 5) เมื่อเรียงลำดับค่าข้อมูลแล้ว ข้อมูลที่มีค่าน้อยที่สุด จะถูกตัดออก 5 ค่า ทำนองเดียวกัน ข้อมูลที่มีค่ามากที่สุด จะถูกตัดออก 5 ค่า นั่นคือ ได้ค่ามัธยฐาน

$$\bar{Y}_{.42} = \frac{102 +106}{2} = 104$$

5.4 ข้อมูลวินซอไรซ์และความแปรปรวนวินซอไรซ์ (Winsorized Data and Winsorized Variance)

ตัวอย่างวินซอไรซ์ (Winsorized Sample) คือ ตัวอย่างจากการตัดปลายข้อมูลและมีการแทนที่ค่าที่มากที่สุด (ค่าน้อยที่สุด) ด้วยค่าที่ยังคงอยู่ ส่วนค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ (Winsorized Mean) คือ ค่าเฉลี่ยของตัวอย่างวินซอไรซ์ ส่วนมากนิยมใช้ค่าเฉลี่ยตัดปลายแทนค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ อย่างไรก็ตาม ในการคำนวณค่าความแปรปรวนหรือส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน นิยมใช้ความแปรปรวนวินซอไรซ์หรือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานวินซอไรซ์ (หาจากตัวอย่างวินซอไรซ์) มากกว่าการคำนวณค่าความแปรปรวนหรือส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานแบบเดิม (Howell, 2007, p. 92) วิธีการวัดตำแหน่งเพื่อป้องกันค่านอกเกณฑ์ ด้วยการตัดข้อมูลออกและหาค่าเฉลี่ยข้อมูลที่เหลืออยู่ ซึ่งเป็นกลยุทธ์หนึ่งที่ใช้ในทางปฏิบัติ แต่กระบวนการตัดค่านอกเกณฑ์ออกยังเป็นปัญหาในทางเทคนิคที่ต้องการพัฒนา

ซึ่งอาจจะแก้ไขได้โดยใช้ข้อมูลวินซอไรซ์และความแปรปรวนวินซอไรซ์ เนื่องจาก การใช้การตัดข้อมูลออกเพียงอย่างเดียวไม่ได้เป็นวิธีการที่เข้าใจข้อมูลได้อย่างลึกซึ้งในการจัดการข้อมูลให้มีมาตรฐาน (Wilcox, 2009, pp. 26-29) ขั้นตอนการหาค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์มีดังนี้

1) เรียงลำดับข้อมูล (จากน้อยไปมาก) สมมุติ ข้อมูลที่ได้คือ $Y_{i(1)}$, $Y_{i(2)}$, $Y_{i(3)}$, …, $Y_{i(n_i)}$

2) หาจำนวนข้อมูลที่จะถูกตัดออก g ค่า โดยที่ g คำนวณจากจำนวนตัวอย่างคูณเปอร์เซ็นต์ตัดปลายข้อมูล (ปัดเศษทิ้ง)

3) ตัดข้อมูลออกจำนวนด้านละ g ค่า และแทนที่ด้วยข้อมูลที่มากที่สุด (ค่าที่น้อยที่สุด) ที่ไม่ถูกตัดออก เท่ากับจำนวนข้อมูลที่ตัดออก

4) นำข้อมูลที่ได้จากข้อ 3 มาหาค่าเฉลี่ย ค่าที่ได้เรียกว่า ค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์

จากที่กล่าวมาสรุปเป็นสูตรทั่วไป ในการคำนวณค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ ดังนี้

$$\overline{Y}_w = \frac{1}{n_i}\left[(g+1)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+1}^{n_i-g} Y_{i(j)} + (g+1)Y_{i(n_i-g)} \right] \quad \text{.....(2.9)}$$

โดยที่ $\overline{Y}_w$ คือ ค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ตัดปลายข้อมูล $w\%$

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$g = [\gamma]$ คือ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

ตัวอย่างการหาค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ เช่น กำหนดให้ค่าข้อมูล ดังนี้ 10, 8, 22, 42, 2, 9, 35, 18, 27, 1, 16, 29 สมมุติใช้วิธีตัดปลายข้อมูลวินซอไรซ์ 20%

1) เรียงลำดับข้อมูลได้ดังนี้ 1, 2, 8, 9, 10, 16, 18, 22, 27, 29, 35, 42

2) หาจำนวนข้อมูลที่จะถูกตัดออก g ค่า จากจำนวนข้อมูล n_i =12 จะได้ 12x0.2=2.4 นั่นคือ g =2

3) เนื่องจากมีการตัดข้อมูลที่มีค่าน้อยที่สุดออกสองค่า (ตัด 1 และ 2 ออก) และข้อมูลที่มีค่าน้อยสุดไม่ถูกตัดออกคือ 8 (ข้อมูลตำแหน่งที่สาม) ดังนั้น จะนำ 8 มาแทนในตำแหน่งข้อมูลที่ตัดออกทางค่าน้อยสุด นั่นคือ ตำแหน่งข้อมูลที่ 1 และ 2 ทำนองเดียวกัน มีการตัดข้อมูลที่มีค่ามากที่สุดออกสองค่า (ตัด 35 และ 42 ออก) และข้อมูลที่มากสุดที่ไม่ถูกตัดออกคือ 29 (ตำแหน่งข้อมูลตัวที่สิบ) ดังนั้น จะนำ 29 มาแทนในตำแหน่งข้อมูลที่ตัดออกทางค่ามากสุด นั่นคือ ตำแหน่งข้อมูลที่ 11 และ 12 ดังนั้น ข้อมูลวินซอไรซ์ คือ 8, 8, 8, 9, 10, 16, 18, 22, 27, 29, 29, 29 และค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ ($\overline{Y}_W$) คือ

$$\overline{Y}_W = \frac{8+8+8+9+10+16+18+22+27+29+29+29}{12} = 17.75$$

ค่าความแปรปรวนวินซอไรซ์ S_W^2 คือ

$$S_w^2 = \frac{1}{n_i - 1}\sum_{j=1}^{n_i}(Y_{i(j)} - \overline{Y}_w)^2$$

$$S_W^2 = \frac{(8\text{-}17.75)^2 + (8\text{-}17.75)^2 + (8\text{-}17.75)^2 + \ldots + (29\text{-}17.75)^2 + (29\text{-}17.75)^2 + (29\text{-}17.75)^2}{12\text{-}1}$$

$$= 82.57$$

ข้อมูลจากตัวอย่าง ถ้าคำนวณค่าเฉลี่ยเท่ากับ 18.25 และความแปรปรวนตัวอย่างเท่ากับ 170.57 ซึ่งทั้งสองค่านี้มีค่าใหญ่กว่าค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์และความแปรปรวนวินซอไรซ์ตามลำดับ ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่าความแปรปรวนวินซอไรซ์ไม่มีความไวต่อค่าข้อมูลที่มีค่ามาก ๆ หรือค่าน้อย ๆ

5.5 งานวิจัยที่เกี่ยวกับการวัดตำแหน่งของข้อมูลและการกระจายของข้อมูล

Keselman, Wilcox, Othman, and Fradette (2002) ได้ศึกษาความแตกต่างของการวัดแนวโน้มเข้าสู่ส่วนกลางประกอบด้วย ค่าเฉลี่ย ค่าเฉลี่ยตัดปลาย ตัวประมาณค่า M (M-Estimators) และค่ามัธยฐาน โดยใช้สถิติทดสอบ WJ เพื่อเปรียบเทียบการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงไม่ปรกติ ความแปรปรวนไม่เท่ากัน และขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มไม่เท่ากัน (4 กลุ่มทดลอง) โดยใช้เกณฑ์ของ Bradley (1978) และทดสอบความสมมาตรของข้อมูล เพื่อช่วยพิจารณาว่าควรตัดปลายข้อมูลแบบสมมาตร หรือตัดแบบไม่สมมาตร โดยพิจารณาจากความเบ้ของข้อมูล ผลการศึกษา พบว่า กรณีข้อมูลมีการแจกแจงแบบสมมาตร เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูลคือ 10%, 15% และ 30% ส่วนกรณีข้อมูลมีการแจกแจงแบบไม่สมมาตร (ข้อมูลเบ้ขวา) เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูลคือ 10%, 15%, 20%, 30% และ 40% ซึ่งการตัดปลายของข้อมูลทำให้สถิติทดสอบมีความแกร่งสามารถป้องกันกรณีข้อมูลมีการแจกแจงไม่ปรกติและความแปรปรวนไม่เท่ากันในแต่ละกลุ่ม

Oten and de Figueiredo (2004) ได้ศึกษาการปรับปรุงตัวกรอง (Filters) ข้อมูลด้วยการตัดปลายข้อมูลเพื่อกำจัดค่านอกเกณฑ์ เช่น การเชื่อมโยงหรือการห้ามสิ่งรบกวนในการตัดสินใจด้วยการเปรียบเทียบความเร็วและประสิทธิภาพตัวกรองจากการเบี่ยงเบนจากจุดสมมาตรและข้อตกลงของเกาส์เซียน คุณสมบัติเส้นกำกับเส้นโค้งของตัวกรองด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ย (Alpla-Trimmed Means) โดยกำหนด $X_1, X_2, X_3, ..., X_n$ เป็นตัวอย่างที่อิสระกัน มีการแจกแจงของตัวแปรสุ่มแบบเดียวกันด้วยการแจกแจง F และให้ $\{X_{(1)}, X_{(2)}, X_{(3)}, ..., X_{(n)}\}$ แทนลำดับสถิติ โดยกำหนดตัวกรองด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ย คือ $M_n(\alpha) = \frac{1}{n-2[\alpha n]} \sum_{i=[\alpha n]+1}^{n-[\alpha n]} X_{(j)}$ โดยค่า α ที่เหมาะสมเลือกจากความแปรปรวนที่น้อยที่สุดของตัวกรองที่แสดงผลซึ่ง $0 \le \alpha < 0.5$ ค่า α คือเปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล โดยถ้า α มีค่าเข้าใกล้ .5 ผลลัพธ์ที่ได้คือมัธยฐาน

Baguio (2008) ได้ศึกษาการประมาณค่าความแกร่งด้วยการลดอิทธิพลของค่านอกเกณฑ์ ด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ยของการแจกแจงแบบไวบูลล์ $(\lambda = 1/2)$ ให้มีความเหมาะสมได้ตัวประมาณค่าที่แกร่ง สัดส่วนการตัดปลายกำหนดโดยอัตราส่วนของการตัดปลายค่าเฉลี่ยทั้งสองหางและศึกษาคุณสมบัติของหางเส้นโค้งเชิงกำกับ (Asymptotic) และค้นหาค่าเฉลี่ยตัดปลาย นอกจากนี้ยังได้เปรียบเทียบการปรับการตัดปลายค่าเฉลี่ยที่เหมาะสมในเทอมของค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของสัดส่วนการตัดปลาย (ตัดแบบสมมาตร) และการกำหนดจุดตัดที่แน่นอน การประมาณค่าของตัวอย่างคือ $T_\alpha(F_n) = \frac{1}{n-2m} \sum_{i=m+1}^{n-m} X_i$ เมื่อ $m = [n\alpha]$ และ $0 < \gamma < \delta < \alpha < 1/2$ โดยหางของการแจกแจงคือ $R_{\gamma,\delta}(F) \ge 1$ ผลการศึกษาพบว่า การตัดปลายค่าเฉลี่ยแบ่งออกเป็นช่วง ๆ ดังนี้ ช่วงที่ 1 คือ $x = R_{0.1,0.2}(F) < 1.5$ หรือ $y = R_{0.15,0.3}(F) < 2.0$ จะตัดปลายข้อมูล 5% ช่วงที่ 2 คือ

$1.5 \le x < 2.0$ หรือ $2.0 \le y < 2.5$ จะตัดปลายข้อมูล 10% ช่วงที่ 3 คือ $2.0 \le x < 2.5$ หรือ $2.5 \le y < 3.0$ จะตัดปลายข้อมูล 15% ช่วงที่ 4 คือ $2.5 \le x < 3.0$ หรือ $3.0 \le y < 3.5$ จะตัดปลายข้อมูล 20% ช่วงที่ 5 คือ $x \le 3.0$ หรือ $y \le 3.5$ จะตัดปลายข้อมูล 30%

Dhar and Chaudhuri (2012) ศึกษาการตัดปลายค่าเฉลี่ย โดยพัฒนาเครื่องมือวินิจฉัยการหาอนุพันธ์อันดับที่หนึ่งเพื่อช่วยในการพิจารณาสัดส่วน (β) เมื่อ $\beta \in (0, 0.5)$ การตัดปลายข้อมูลทั้งแบบสมมาตรและไม่สมมาตร ด้วยฟังก์ชันการแจกแจงแบบปลอมปน $F(x)$ สองการแจกแจง คือ H และ G เมื่อ $F(x) = (1-\beta)H(x) + \beta G(x)$ โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล จำนวน 1000 ซ้ำ เปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวประมาณค่าของ β ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด เปอร์เซ็นต์ในการตัดปลายข้อมูลคือ 10%, 15% และ20% และได้ค่า β เท่ากับ .3 ซึ่งได้จาก

$$S_n(\alpha) := \frac{2}{1-2\alpha}\left[\overline{x}_\alpha - \frac{1}{2}\left\{\hat{F}_n^{-1}(\alpha) + \hat{F}_n^{-1}(1-\alpha)\right\} - \frac{1}{2}\left\{\frac{1}{\hat{f}_n(\hat{F}_n^{-1}(\alpha))} - \frac{1}{\hat{f}_n(\hat{F}_n^{-1}(1-\alpha))}\right\}\right]$$

โดย $\overline{x}_\alpha = \frac{1}{n - 2[n\alpha]} \sum_{i=[n\alpha]+1}^{n-\{n\alpha\}} x_i$

Gil, Kellermann, Nguyen, Kim, and Kromrey (2014) ใช้วิธีการหาค่าเฉลี่ยตัดปลาย และวิธีค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ ไปใช้หาค่ากลางของข้อมูลแล้วนำไปใช้กับสถิติทดสอบ t เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นคือข้อมูลไม่มีการแจกแจงปรกติและความเท่ากันของความแปรปรวน โดยศึกษาการควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Bradley และกำลังการทดสอบ พิจารณาเปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล 10%, 20%, 30% ขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่ม คือ 10, 20, 50, 100, 200, 300, 400 ความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มคือ 1:1, 1:2, 1:4, 1:8, 1:12, 1:16, 1:20 ผลจากการศึกษาพบว่า การตัดปลายค่าเฉลี่ย 20 % ให้ผลดีที่สุด

Sharma and Bicchal (2015) ศึกษาค่ากลางที่เหมาะสมในการตัดปลายค่าเฉลี่ยแบบไม่สมมาตร โดยอาศัยแนวความคิดการตัดปลายค่าเฉลี่ย เพื่อหาค่ากลางของสภาพเงินเฟ้อ โดยอัตราเงินเฟ้อมีการแจกแจงแบบเบ้ขวา ด้วยลักษณะโด่งสูง (Leptokurtic) ข้อมูลที่นำมาศึกษาคือดัชนีราคาเงินเฟ้อรายเดือน 69 เดือน และมีการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ด้วย กฎอิมพิริคัล (Impirical Rule) ในการประมาณค่าการตัดปลายค่าเฉลี่ยแบบไม่สมมาตร และแนวความคิดเบื้องต้นเกิดจากการสังเกตหรือการทดลองมาใช้เป็นเกณฑ์ ผลการศึกษาพบว่าตัวประมาณค่าในการตัดปลายข้อมูลที่เหมาะสมที่สุดคือ ตัด 29.5% จากหางทางซ้ายมือ และ ตัด 20.5% จากหางทางขวามือ

จากงานวิจัยดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า นักวิจัยใช้หลักการตัดปลายข้อมูลทั้งกรณีตัดแบบสมมาตรและไม่สมมาตร เพื่อกำจัดค่านอกเกณฑ์ ช่วยลดความผันผวนของข้อมูล ทำให้ค่ากลางที่ได้มีเหมาะสมกับลักษณะข้อมูลที่ศึกษา และเป็นตัวประมาณค่าที่มีความแกร่ง โดยพิจารณาผลของสถิติทดสอบจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Bradley จากทิศทางงานวิจัยข้างต้น วิธีการพัฒนาค่ากลางตัวใหม่ คือใช้หลักการตัดปลายข้อมูล โดยใช้หลักการพิจารณาจากลักษณะข้อมูล ซึ่งอาจจะพิจารณาเปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูลจากความเบ้ หรือจากคุณสมบัติของหางเส้นโค้งเชิงกำกับ ซึ่งเปอร์เซ็นต์จากการตัดปลายข้อมูลไม่เกิน 50% ของข้อมูลทั้งหมด ดังนั้น

งานวิจัยในอนาคตที่เกี่ยวข้องกับการพัฒนาค่ากลางตัวใหม่นั้น ควรจะศึกษาจำนวนเปอร์เซ็นต์การตัดปลายค่าเฉลี่ยข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ร่วมกับวิธีการแทนที่ค่าข้อมูลที่ถูกตัดออก เช่น การตัดปลายข้อมูลแบบวินซอไรซ์ เพื่อลดความผันผวนของข้อมูล และยังคงสารสนเทศของข้อมูลเดิมไว้ ค่ากลางตัวใหม่ที่ได้เป็นตัวประมาณค่าที่มีความแกร่ง เหมาะสมกับลักษณะข้อมูลที่มีขนาดตัวอย่างเล็กและมีค่านอกเกณฑ์

6. ค่านอกเกณฑ์

ค่านอกเกณฑ์ (Outliers) คือ ค่าข้อมูลที่แตกต่างจากค่าข้อมูลในชุดเดียวกันมาก ๆ ซึ่งสามารถเกิดขึ้นได้ด้วย 2 เหตุผล คือ 1) มีการจดบันทึกข้อมูลผิดพลาด และ 2) ค่าที่ได้จากการทดลองแตกต่างจากค่าอื่นมาก กระบวนการทางด้านสถิติโดยทั่วไปจะมีความอ่อนไหวต่อค่านอกเกณฑ์ ในการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์มีหลายวิธี เพื่อช่วยในการตัดสินใจก่อนวิเคราะห์ข้อมูล ให้ผลลัพธ์จากการวิเคราะห์ข้อมูลทางสถิติสะท้อนถึงข้อมูลได้มากที่สุดโดยไม่ได้รับผลกระทบจากหนึ่งหรือสองค่าที่ต่างจากค่าอื่น ถ้าตรวจพบค่านอกเกณฑ์ มี 2 ทางเลือกให้กระทำคือ 1) กำจัดค่านอกเกณฑ์ออกแล้ววิเคราะห์ข้อมูลที่เหลือ หรือ 2) ยังคงค่านอกเกณฑ์ไว้แล้วทำรายงานการวิเคราะห์สองแบบ เพราะในบางครั้งค่านอกเกณฑ์ไม่ใช่ค่าที่แย่เสมอไป ในความเป็นจริงค่านอกเกณฑ์สามารถบอกถึงบางสิ่งที่น่าสนใจศึกษาในอนาคตได้ (Stevens, 2009, p. 10) ในกรณีไม่กำจัดค่านอกเกณฑ์ออก แนวทางแก้ไขคือ เลือกใช้วิธีปรับค่านอกเกณฑ์ให้เหมาะสมกับสถานการณ์ เช่น เลือกใช้สถิติที่มีความแกร่ง (Hendra & Staum, 2010, p. 9) หรือ ให้เปลี่ยนแปลง (Change) เฉพาะค่านอกเกณฑ์ให้มีความนอกเกณฑ์น้อยที่สุด เนื่องจากไม่สามารถคาดการณ์ผลกระทบจากข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ได้ โดยอาจจะซ่อนนัยสำคัญทางสถิติที่แท้จริงไว้ หรือปรากฏผลชัดเจนอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติใน ANOVA (Fidell, 2007, pp. 89-90)

ค่านอกเกณฑ์จะส่งผลกระทบต่อค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวน และทำให้เกิดการบิดเบือนข้อมูล ดังนั้นจึงต้องมีการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์อย่างรอบคอบ เพื่อให้ผลสรุปสมเหตุสมผล Wilcox (2009, pp. 22-23) ได้แนะนำการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ด้วยวิธีคลาสสิค โดยพิจารณาจากคะแนนมาตรฐาน (z) ซึ่งคำนวณได้จากสมการ 2.10 ดังนี้

$$z = \frac{\left|X - \bar{X}\right|}{SD} \quad \text{..... (2.10)}$$

โดย X แทน ค่าข้อมูลใด ๆ ที่พิจารณา

$\bar{X}$ แทน ค่าเฉลี่ยของข้อมูล

SD แทน ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูล

ข้อมูล X จะเป็นค่านอกเกณฑ์ก็ต่อเมื่อผลจากคำนวณสมการที่ 2.10 ค่า $|z| \geq 2$

การค้นหาค่านอกเกณฑ์ (Detecting Outliers) ในกรณีข้อมูลมีการแจกแจงลู่เข้าสู่การแจกแจงปรกติจะพิจารณาจากคะแนนมาตรฐาน ถ้าค่าสัมบูรณ์ของ z ใกล้ 3 ปริมาณข้อมูลที่อยู่ช่วงพิจารณาจะมีประมาณ 99% นั่นคือ โอกาสที่จะพบค่านอกเกณฑ์น้อยมาก แต่ในบางการแจกแจงของข้อมูลอาจมีการขยายช่วงการพิจารณาแตกต่างจากการแจกแจงปรกติ Stevens (2009, p. 14) ได้กล่าวว่าจะมีปริมาณข้อมูลที่อยู่ในช่วงของค่า SD (ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานที่เบี่ยงออกจากค่าเฉลี่ย) จะต้องมีอย่างน้อย $(1-1/SD^2)100\%$ ซึ่งค่า $k > 1$ และแจกแจงรายละเอียดตามค่า SD ดังตาราง 2-1 และอ้างถึง Shiffler (1988) ได้แสดงว่าค่า z ที่มากที่สุดที่เป็นไปได้จากข้อมูลมีทั้งหมด n ค่า

จะมีข้อมูลอยู่ในช่วงที่พิจารณาคือ $(n_i - 1)/\sqrt{n_i}$ เช่น $n_i = 10$ ค่า z ที่มากที่สุดที่เป็นไปได้คือ 2.846

ตารางที่ 2-1 ปริมาณข้อมูลที่มีอยู่ตามเปอร์เซ็นต์ของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานออกจากค่าเฉลี่ย

ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน (SD)	เปอร์เซ็นต์ของค่าสังเกต
2	อย่างน้อย 75.00%
3	อย่างน้อย 88.89%
4	อย่างน้อย 93.75%
5	อย่างน้อย 96.00%

จากเกณฑ์การตรวจสอบค่านอกเกณฑ์และการพิจารณาค่านอกเกณฑ์ของข้อมูล ผู้วิจัยจึงสนใจ ศึกษาค่ากลางเพื่อใช้เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน ด้วยวิธีการตัดปลายข้อมูลร่วมกับวิธีการแทนค่า ข้อมูลที่ตัดออกมี 4 แบบคือ ร้อยละ 5 ร้อยละ 10 ร้อยละ 15 และร้อยละ 20

ตอนที่ 2 การจำลองสถานการณ์ด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล

1. ลักษณะของประชากร

การแจกแจงของตัวแปรสุ่มหลายชนิดซึ่งแตกต่างกันแต่มีค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเหมือนกัน ค่าคาดหมายที่มีลักษณะพิเศษชนิดหนึ่งเรียกว่า โมเมนต์ มีประโยชน์ในการแสดงคุณลักษณะเฉพาะของการแจกแจงของตัวแปรสุ่มหนึ่ง ๆ ที่ไม่เหมือนตัวแปรสุ่มอื่น ๆ อย่างน้อยที่สุดโมเมนต์สามารถบอกได้ว่า ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็น [Probability Density Function: $f(x)$] มีคุณลักษณะเฉพาะของการแจกแจงของ X ที่แตกต่างจากตัวอื่น ๆ ภายใต้เงื่อนไขบางประการอย่างไร (ชนะ ปรีชา, 2552, หน้า 92) การกำหนดคุณลักษณะของประชากรเพื่อให้สอดคล้องกับเงื่อนไขในการศึกษาครั้งนี้ โดยพิจารณาทั้งค่าเฉลี่ย ความแปรปรวน ความเบ้ ความโด่ง ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

1.1 ค่าเฉลี่ย (Mean)

สำหรับตัวแปรสุ่ม X เป็นตัวแปรสุ่มแบบต่อเนื่องที่มีฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็น [Probability Density Function: $f(x)$] โมเมนต์ที่ 1 รอบจุดกำเนิดของตัวแปรสุ่ม X คือ $\mu_1' = E(X)$ หรือสัญลักษณ์ที่นิยมใช้คือ μ มากกว่าที่จะใช้ μ_1'

1.2 ความแปรปรวน (Variance)

สำหรับตัวแปรสุ่ม X เป็นตัวแปรสุ่มแบบต่อเนื่องที่มีฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็น [Probability Density Function: $f(x)$] วัดการกระจายได้ด้วยความแปรปรวน (Variance) ของตัวแปรสุ่ม X เขียนแทนด้วย $V(X)$ หาได้จากโมเมนต์อันดับที่ 2 ของ X รอบค่าเฉลี่ย μ ดังนี้

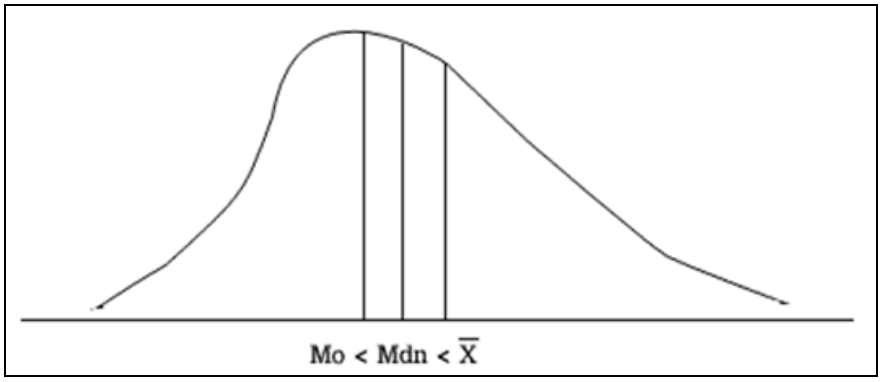
$$\mu_2 = V(X) = E\left[\left(X - \mu\right)^2\right] = \sigma^2$$

1.3 การวัดความเบ้ (Measure of Skewness)

สำหรับตัวแปรสุ่ม X ใดๆ โมเมนต์อันดับที่ 3 รอบค่าเฉลี่ย (μ) เขียนแทนด้วย μ_3 โดยความเบ้ หรือสัมประสิทธิ์ความเบ้ของการแจกแจงของตัวแปรสุ่ม X เขียนแทนด้วย γ_1 หาได้จากสูตร

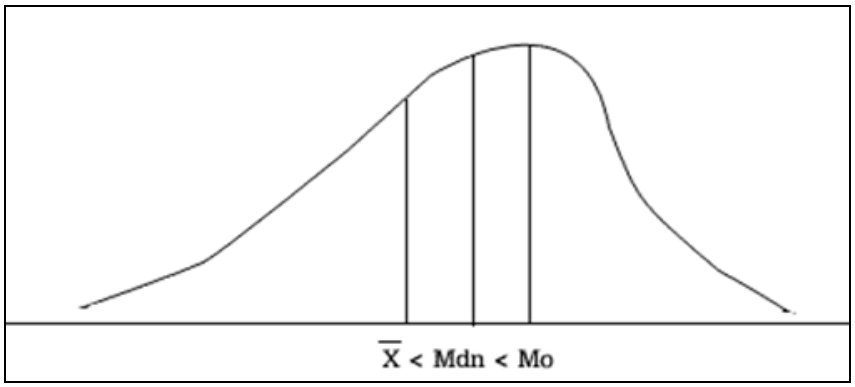
$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

ถ้าการแจกแจงของตัวแปรสุ่ม X มีลักษณะสมมาตรรอบ ๆ ค่าเฉลี่ย $\mu = E(X)$ แล้ว โมเมนต์อันดับสามรอบค่าเฉลี่ย μ จะเท่ากับศูนย์ นั่นคือ $\mu_3 = 0$ การวัดความเบ้ด้วยโมเมนต์ศูนย์กลางอันดับที่ 3 จะให้ค่าแตกต่างกัน กล่าวคือ ค่าความเบ้ใช้วัดความสมมาตร (Symmetry) ของฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มค่าจริง โดยถ้าฟังก์ชันมีค่าเบ้ขวา (Positively Skewed) ค่ามัธยฐานน้อยกว่าค่าเฉลี่ย ค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้ที่คำนวณได้มีค่าเป็นบวก มีลักษณะเส้นโค้งเชิงเส้นกำกับ (Asymtotic Curve) ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็น ดังภาพที่ 2-1



ภาพที่ 2-1 ฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่ม ค่าจริงมีค่าเบ้ขวา

และถ้าฟังก์ชันมีค่าเบ้ซ้าย (Negatively Skewed) ค่ามัธยฐานมากกว่าค่าเฉลี่ย ค่าสัมประสิทธิ์ความเบ้ที่คำนวณได้มีค่าเป็นลบ มีลักษณะเส้นโค้งเชิงเส้นกำกับ (Asymtotic Curve) ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็น ดังภาพที่ 2-2



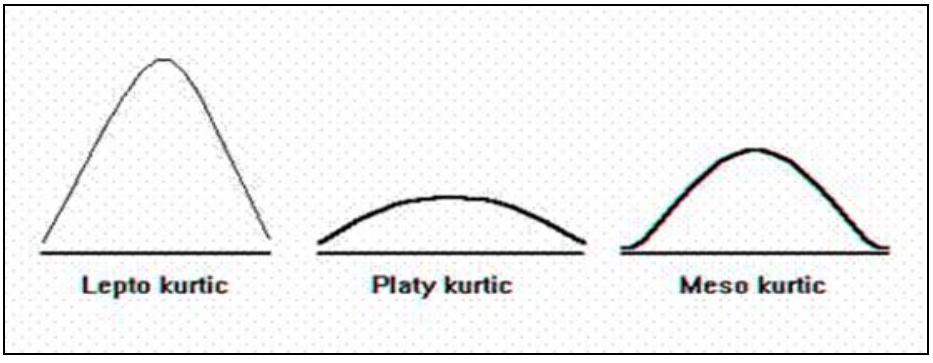
ภาพที่ 2-2 ฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่ม ค่าจริงมีค่าเบ้ซ้าย

1.4 การวัดความโด่ง (Measure of Kurtosis)

สำหรับตัวแปรสุ่ม X ใดๆ โมเมนต์อันดับที่ 4 รอบค่าเฉลี่ย (μ) เขียนแทนด้วย μ_4 ความโด่งหรือสัมประสิทธ์ความโด่งของการแจกแจงของตัวแปรสุ่ม X เขียนแทนด้วย γ_2 หาได้จากสูตร

$$\gamma_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$$

การวัดความโด่งด้วยโมเมนต์ศูนย์กลางอันดับที่ 4 จะให้ค่าแตกต่างกัน ซึ่งความโด่งใช้วัดความสูงของการแจกแจงความน่าจะเป็น (Probability Distribution) ของตัวแปรสุ่มค่าจริง และบอกรูปร่าง (Shape) ของฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น แบ่งระดับความโด่งออกเป็น 3 กลุ่ม คือ 1) Platykurtic เกิดเมื่อการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบโด่งแบน ซึ่งมีค่าสัมประสิทธิ์ความโด่งมีค่าน้อยกว่า 3 2) Mesokurtic เกิดเมื่อการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบสมมาตร ค่าสัมประสิทธิ์ความโด่งเป็น 3 และ 3) Leptokurtic เกิดเมื่อการแจกแจงความน่าจะเป็นแบบโด่งสูง ค่าสัมประสิทธิ์ความโด่งมีค่ามากกว่า 3 ดังภาพที่ 2-3



ภาพที่ 2-3 รูปร่างความโด่งของฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น

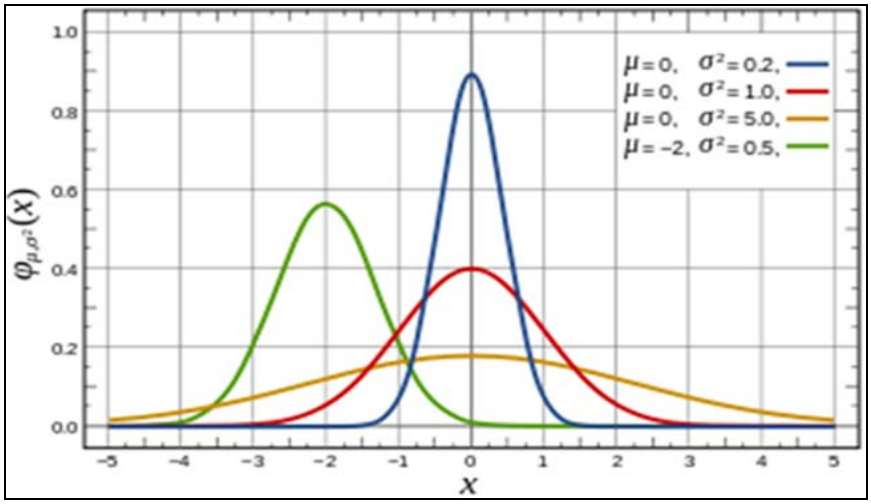
1.5 การแจกแจงของประชากรที่ศึกษา

1.5.1 การแจกแจงปรกติ (Normal Distribution)

ให้ X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปรกติที่มีค่าเฉลี่ย μ และความแปรปรวน σ^2 ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นคือ

$$f(x;u,\sigma^2)=\begin{cases}\dfrac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, -\infty<x<\infty, -\infty<\mu<\infty, 0<\sigma^2<\infty \\ 0, elsewhere\end{cases} \quad \text{... (2.11)}$$

การแจกแจงปรกติ เป็นการแจกแจงที่สำคัญโดดเด่นกว่าชนิดอื่น ๆ ในศาสตร์สาขาสถิติและความน่าจะเป็น ซึ่งมีชื่อเรียกอีกอย่างหนึ่งว่า การแจกแจงแบบเกาส์ (Guassian Distribution) การแจกแจงปรกติเกิดขึ้นบ่อยในปัญหาทางกายภาพ ค่าเฉลี่ยของตัวแปรสุ่มปรกติเป็นตัวอย่างหนึ่งของพารามิเตอร์ชนิดพิเศษที่เรียกว่าพารามิเตอร์กำหนดตำแหน่ง และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเรียกว่าพารามิเตอร์กำหนดขนาด ภาพฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติที่มีพารามิเตอร์ที่กำหนดตำแหน่งและขนาดที่แตกต่างกัน ดังภาพที่ 2-4



ภาพที่ 2-4 ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นของการแจกแจงปรกติ

คุณสมบัติการแจกแจงปรกติมีดังนี้

1) เส้นโค้งของการแจกแจงปรกติมีคุณสมบัติสมมาตร รูปร่างคล้ายระฆังคว่ำ

2) ค่าเฉลี่ย ค่ามัธยฐาน และค่าฐานนิยมอยู่จุดเดียวกัน ณ จุดกึ่งกลางซึ่งแบ่งพื้นที่ออกเป็น 2 ส่วนเท่า ๆ กันและปลายของเส้นโค้งจะค่อย ๆ เข้าใกล้แกน X และตัดกันที่จุดอนันต์ $(-\infty,\infty)$

3) พารามิเตอร์ที่กำหนดตำแหน่งที่ตั้งของเส้นโค้งคือ μ และ พารามิเตอร์ที่กำหนดลักษณะความสูงของเส้นโค้งคือ σ^2 (ชนะ ปรีชา, 2552, หน้า 157-158) เช่น การแจกแจงปรกติมี

ค่าคาดหวัง= μ

ความแปรปรวน= σ^2

ความเบ้ = 0

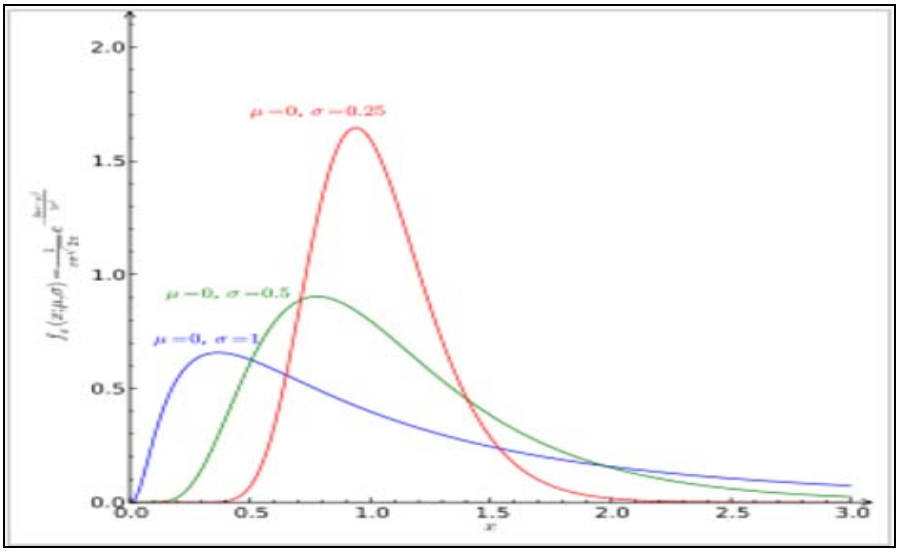
ความโด่ง = 3

1.5.2 การแจกแจงล็อกนอร์มอล (Lognormal Distribution)

การแจกแจงล็อกนอร์มอลถูกนำมาใช้อย่างกว้างขวาง เกิดจากการแปลงผลลัพธ์จากการแจกแจงปรกติ โดยถ้า X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงล็อกนอร์มอล เมื่อตัวแปรสุ่ม $A = \ln(X)$ มีการแจกแจงปรกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ และความแปรปรวนเท่ากับ σ^2 จะได้ฟังก์ชันความหนาแน่นของ X คือ

$$f(x;\mu,\sigma) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}}.e^{-\frac{(\ln x-\mu)^2}{2\sigma^2}}; x>0, \sigma>0, -\infty<\mu<\infty \quad \text{..... (2.12)}$$

พารามิเตอร์ของการแจกแจงล็อกนอร์มอลคือ μ และ σ^2 ซึ่งไม่ได้มุ่งประเด็นไปที่ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของตัวแปรสุ่มปรกติ A แต่ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของ X เป็นฟังก์ชันของพารามิเตอร์ทั้งสองรูปแบบที่เหมาะสมกับการแจกแจงล็อกนอร์มอล เช่น อายุการใช้งานอุปกรณ์ต่าง ๆ (Montgomery, & Runger, 2011, p. 144) ภาพฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ดังภาพที่ 2-5



ภาพที่ 2-5 ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นของการแจกแจงล็อกนอร์มอล

คุณสมบัติการแจกแจงล็อกนอร์มอล (Krishnamoorthy, 2006, p. 248) มีดังนี้

ค่าเฉลี่ย $= e^{\mu+\sigma^2/2}$

ความแปรปรวน $= (e^{\sigma^2}-1)e^{2\mu+\sigma^2}$

ความเบ้ $= (e^{\sigma^2}+2)\sqrt{e^{\sigma^2}-1}$

ความโด่ง $= e^{4\sigma^2}+2e^{3\sigma^2}+3e^{2\sigma^2}-6$

2. หลักการเทคนิคมอนติคาร์โล

การศึกษาเกี่ยวกับค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ ทำได้โดยการศึกษาทดลองโดยใช้เทคนิคการจำลองสถานการณ์ที่เรียกว่า เทคนิคมอนติคาร์โล (Monte Carlo Technique) เป็นเทคนิคที่ใช้แก้ปัญหาการคำนวณทางคณิตศาสตร์ แนวความคิดคือการนำเอาตัวเลขสุ่ม (Random Number) มาช่วยในการหาคำตอบของปัญหาที่ต้องการศึกษาด้วยการสร้างตัวแปรให้เหมือนสถานการณ์จริงและมีการทดลองซ้ำหลาย ๆ ครั้ง เพื่อให้ได้ค่าที่แน่นอนในผลที่จะเกิดขึ้น

ในปี ค.ศ. 1733 นักธรรมชาติวิทยาชาวฝรั่งเศสชื่อ Comte de Buffon ได้ทดลองประมาณค่า π โดยการโยนเข็มที่มีความยาว L หน่วย อย่างสุ่มลงบนพื้นราบที่มีเส้นขนานอยู่ โดยให้ระยะห่างแต่ละเส้นห่างกัน d หน่วย และ $d \geq L$ ดังนั้น ความน่าจะเป็นที่เข็มจะตัดกับเส้นขนานคือ $P = 2L/\pi d$ ซึ่งหลักการเหล่านี้ถูกนำมาใช้เรื่อยมา แต่ยังไม่ได้ตั้งชื่อว่าเทคนิคมอนติคาร์โล

จนกระทั่งในกลางปี ค.ศ. 1940 Stanislaw Ulam and John von Neumann ได้ตั้งชื่อว่าเทคนิคมอนติคาร์โล โดยได้นำไปใช้ในการหาคำตอบเกี่ยวกับปัญหาการแพร่ของนิวตรอนที่ลอสอาลามาส (Los Alamas) เพื่อหลีกเลี่ยงอันตรายและช่วยประหยัดค่าใช้จ่ายก่อนการทดลองจริง หลังจากนั้น เทคนิคมอนติคาร์โลถูกนำมาใช้อย่างกว้างขวางหลายศาสตร์ และเป็นเทคนิคที่นิยมอย่างแพร่หลายในปัจจุบันซึ่งใช้ในศาสตร์อื่น ๆ อีกด้วย เช่น วิทยาศาสตร์ อุตสาหกรรม นับได้ว่าเทคนิคมอนติคาร์โล มีประโยชน์อย่างมากในการขยายความรู้เชิงทฤษฎี เช่น การนำมาศึกษาค่าความคลาดเคลื่อนทางสถิติ เปรียบเทียบประสิทธิภาพการทดสอบชนิดต่าง ๆ เป็นต้น (Ronald & Franklin, 2006, pp. 1- 4) ขั้นตอนของเทคนิคมอนติคาร์โล มีดังนี้

1. สร้างตัวเลขสุ่ม เนื่องจากเทคนิคมอนติคาร์โล จะใช้ตัวเลขสุ่มมาช่วยในการหาคำตอบให้กับการแก้ปัญหาลักษณะของตัวเลขสุ่มจะมีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง 0 ถึง 1 และต้องมีความเป็นอิสระซึ่งกันและกัน โดยคุณสมบัติที่ใช้ในการพิจารณาว่าวิธีการและโปรแกรม ที่ใช้ในการสร้างตัวเลขสุ่มนั้นเหมาะสมเพียงใดประกอบด้วย

1) ตัวเลขที่ได้มีลักษณะการกระจายของความน่าจะเป็นแบบยูนิฟอร์ม

2) ตัวเลขที่ได้เป็นอิสระต่อกัน

3) อนุกรมของตัวเลขที่ได้สามารถสร้างซ้ำแบบเดิมได้

4) อนุกรมของตัวเลขไม่ซ้ำแบบเดิมในช่วงที่ต้องการใช้ตัวเลขแบบสุ่ม

5) ในเวลาสั้น ๆ ในการสร้างตัวเลขแบบสุ่ม

6) ใช้หน่วยความจำคอมพิวเตอร์น้อย

2. นำตัวเลขสุ่มมาประยุกต์ใช้กับปัญหาต่าง ๆ เป็นการนำตัวเลขสุ่มไปสร้างตัวแปรตามลักษณะการแจกแจงของปัญหาที่ต้องการศึกษาเพื่อเป็นข้อมูลของปัญหานั้น

3. ทดลองกระทำโดยใช้กระบวนการของการสุ่ม มากระทำในลักษณะซ้ำ ๆ กัน เช่น ในการวิจัย แต่ละแบบการจำลองจะกระทำซ้ำ 10,000 รอบ เพื่อหาคำตอบของปัญหาที่ต้องการศึกษาแบ่งออกเป็นสองแบบคือ แบบแรกจะนับจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อสมมุติฐานว่างจริง หารด้วยจำนวนครั้งในการทำซ้ำ ซึ่งจะได้ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และแบบที่สองจะนับจำนวนครั้งของการปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อสมมุติฐานว่างเป็นเท็จหารด้วยจำนวนครั้งในการทำซ้ำ ซึ่งจะได้กำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ

3. ผลการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติ

ถ้ามีการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (Null Hypothesis) นำไปสู่ 2 แนวทางที่เป็นไปได้คือ แนวทางแรกเป็นไปได้ว่า การปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อสมมุติฐานว่างเป็นจริง ทำให้เกิดความผิดพลาดแบบที่ 1 (Type I Error) และแนวทางถัดมาคือสมมุติฐานว่างเป็นเท็จและไม่ได้ปฏิเสธ ทั้งนี้อาจเกิดจากการใช้จำนวนตัวอย่างไม่มากพอ เพราะว่ามีปัญหาจากการออกแบบการทดลอง เรียกความผิดพลาดนี้ว่าความผิดพลาดแบบที่ 2 (Type II Error) มีรายละเอียดดังนี้ (Cunningham & wallraven, 2012, p. 243)

4. ความผิดพลาดแบบที่ 1 และความผิดพลาดแบบที่ 2

เมื่อผู้วิจัยปฏิเสธสมมุติฐานว่าง (H_0) โดยที่ H_0 เป็นจริง การตัดสินใจดังกล่าวเรียกว่าความผิดพลาดแบบที่ 1 โดยความน่าจะเป็นของการเกิดความผิดพลาดแบบที่ 1 นี้ เรียกว่า ระดับนัยสำคัญ (Level of Significance) ของการทดสอบ เขียนแทนด้วย α

เมื่อผู้วิจัยยอมรับ H_0 โดยที่ H_0 เป็นเท็จ การตัดสินใจดังกล่าวเรียกว่า ความผิดพลาดแบบที่ 2 ให้สัญลักษณ์ β แทนความน่าจะเป็นของการเกิดความผิดพลาดแบบที่ 2 และให้สัญลักษณ์ $1-\beta$ แทนกำลังการทดสอบ ความสัมพันธ์ของความผิดพลาดแบบที่ 1 ความผิดพลาดแบบที่ 2 และกำลังการทดสอบ สามารถสรุปได้ดังตารางที่ 2-1 (Howell, 1993, pp. 160-161)

ตารางที่ 2-2 การตัดสินใจจากผลการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติ

การตัดสินใจ	H_0 เป็นจริง	H_0 เป็นเท็จ
ยอมรับ H_0	P(ยอมรับ H_0 / H_0 จริง) =1-α	ความผิดพลาดแบบที่ 2 P(ความผิดพลาดแบบที่ 2) = β
ปฏิเสธ H_0	ความผิดพลาดแบบที่ 1 P(ความผิดพลาดแบบที่ 1) = α	P(ปฏิเสธ H_0 / H_0 เท็จ) =1-β กำลังการทดสอบ

ความผิดพลาดทั้งสองแบบแม้จะมีโอกาสเกิดขึ้น แต่ไม่มีโอกาสที่จะเกิดขึ้นพร้อม ๆ กันได้ กล่าวคือ กรณีที่ตัดสินใจปฏิเสธ H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริงเท่านั้นที่จะมีโอกาสเกิดความผิดพลาดแบบที่ 1 และกรณีที่ตัดสินใจยอมรับ H_0 เมื่อ H_0 เป็นเท็จเท่านั้นที่เสี่ยงต่อการเกิดความผิดพลาดแบบที่ 2 อย่างไรก็ตาม ความคลาดเคลื่อนทั้งสองประเภทนี้เมื่อเกิดขึ้นแล้วจะมีผลเสียต่องานเท่าเทียมกันและนักวิจัยพยายามให้เกิดความผิดพลาดน้อยที่สุดเท่าที่จะเป็นไปได้

หากพิจารณาให้ลึกซึ้งแล้ว จะพบว่าความผิดพลาดแบบที่ 2 มีความสำคัญมากกว่า แต่ส่วนใหญ่คนทั่วไปมักให้ความสำคัญกับความผิดพลาดแบบที่ 1 มากกว่า โดยการกำหนดหรือควบคุมค่า α ไว้ก่อน ทั้งนี้เพราะคิดว่าค่าของ α นั้นเกี่ยวข้องกับขอบเขตของค่าสถิติทดสอบที่จะทำให้ ตัดสินใจว่าปฏิเสธสมมุติฐานว่าง และค่า β จะเข้าไปมีส่วนเกี่ยวข้องในขั้นตอนการเลือกตัวแบบทดสอบ ซึ่งกระทำโดยการเปรียบเทียบค่า β-error ของแต่ละตัวแบบทดสอบหากตัวแบบทดสอบใดให้ค่า β-error ต่ำสุด ตัวแบบทดสอบนั้นจะเป็นตัวแบบทดสอบที่ดีที่สุด นักวิจัยสามารถควบคุมความผิดพลาดแบบที่ 2 ได้ โดยเลือกตัวแบบทดสอบที่ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนต่ำสุด เพราะฉะนั้น หน้าที่ของผู้ใช้จึงเหลือเพียงการควบคุมมิให้เกิดความผิดพลาดแบบที่ 1 มีค่าสูงเกินไป โดยทั่วไปนิยมควบคุมให้มีได้เพียง 5% หรือ 1%

ในการควบคุมความผิดพลาดไม่ควรให้ค่า α ต่ำมากนัก เพราะมีผลทำให้ β มีค่าสูงตามไปด้วย ทั้งนี้เนื่องจากค่า α และ β มีความสัมพันธ์กันในลักษณะที่เป็นสัดส่วนผกผัน (Inverse Relationship) ซึ่งค่า α และ β สามารถลดลงได้ ด้วยการเพิ่มขนาดตัวอย่างให้มากขึ้น (Pagano, 2013, pp. 256 - 257)

จากการประมาณค่าแบบจุด ในกรณีนักวิจัยกำหนดค่า α เท่ากับ .05 หมายความว่าเมื่อพิจารณาข้อมูลที่รวบรวมได้ จะปฏิเสธสมมุติฐานหลัก ภายใต้ข้อตกลงเบื้องต้นที่มีโอกาสเปลี่ยนแปลงได้ ด้วยความน่าจะเป็นน้อยกว่าหรือเท่ากับ 5 ครั้ง ใน 100 ครั้ง และในการประมาณค่าแบบช่วง Bradley (1978) ได้สร้างเกณฑ์ในการพิจารณาค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ซึ่งได้กล่าวว่า สถิติทดสอบจะควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ก็ต่อเมื่อความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองอยู่ในช่วงของ $[0.5\alpha, 1.5\alpha]$ ซึ่งงานวิจัยนี้ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติคือ .01 และ .05 แบ่งได้ 2 ช่วงดังนี้

ช่วงที่ 1 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากผลการทดลอง ต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] นั่นคือ กรณีทดลอง 10,000 ครั้ง ช่วงของจำนวนครั้งของเหตุการณ์ที่จะเกิดความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 คือ 50 ถึง 150 ครั้ง ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ช่วงที่ 2 ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากผลการทดลอง ต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] นั่นคือ กรณีทดลอง 10,000 ครั้ง ช่วงของจำนวนครั้งของเหตุการณ์ที่จะเกิดความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 คือ 250 ถึง 750 ครั้ง ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ถ้าการทดลองใดให้ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ที่กำหนดจะถือว่าสถิติทดสอบนั้น สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ แต่ถ้าการทดลองใดให้ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่นอกช่วงตามเกณฑ์ที่กำหนดจะถือว่าสถิติทดสอบนั้น ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

หลักในการพิจารณาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ นอกจากจะพิจารณาค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้แล้ว อีกค่าที่พิจารณาคือกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ

5. กำลังการทดสอบ

ในการทดสอบสมมุติฐานผู้ทดสอบจะกำหนดค่าความน่าจะเป็นของการเกิดความผิดพลาดแบบที่ 1 ให้น้อยกว่าหรือเท่ากับ .05 ในการทดสอบอื่น ๆ ผู้ทดสอบอาจจะกำหนดค่าความน่าจะเป็น

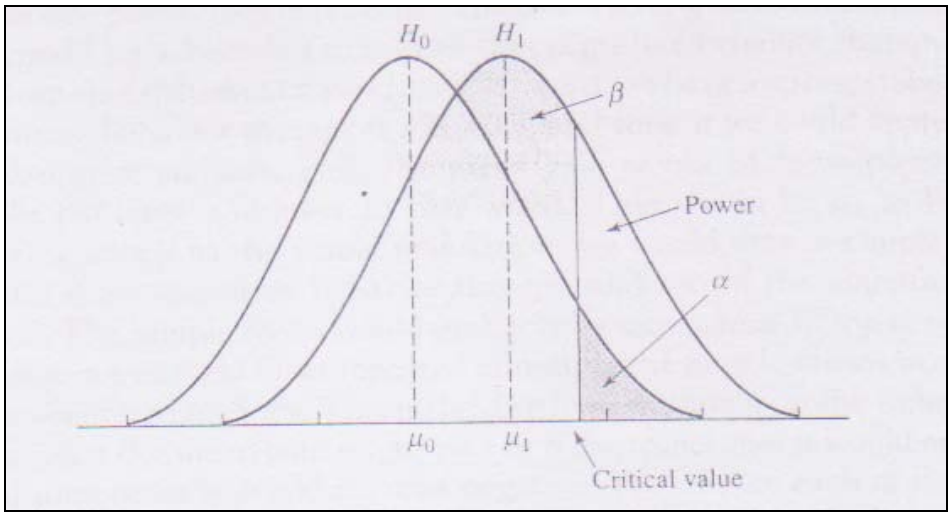
ของการเกิดความผิดพลาดแบบที่ 2 ให้น้อยกว่าหรือเท่ากับ .20 ถ้าค่า β = .20 ค่ากำลังการทดสอบก็จะเท่ากับ $1-\beta$ = .80 ซึ่งค่ากำลังการทดสอบที่นักวิจัยส่วนใหญ่ตัดสินใจยอมรับได้ต้องมีค่าไม่น้อยกว่า .80 ถ้าค่ากำลังการทดสอบน้อยกว่า .80 นักวิจัยจะไม่ยืนยันการทดลองนั้นหรือให้ทำการปรับปรุงการทดลองเสียใหม่จนมีกำลังการทดสอบมากกว่าหรือเท่ากับ .80 (Cunningham & Wallraven, 2012, p. 243) และการวางแผนการทดลองจะประสบความสำเร็จได้ต้องมีความสมดุลระหว่างความผิดพลาดแบบที่ 1 และความผิดพลาดแบบที่ 2 (Stevens, 2009, p. 4)

กำลังการทดสอบ **(1-β)** คือ ความน่าจะเป็นในการปฏิเสธสมมุติฐานว่างทางสถิติเมื่อสมมุติฐานว่างทางสถิติเป็นเท็จ ซึ่งควรต้องปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ค่ากำลังการทดสอบมีความสัมพันธ์กับความผิดพลาดแบบที่ 2 หรือค่า β ในการทดสอบสมมุติฐาน โดยที่ผู้วิจัยสามารถคำนวณหาค่ากำลังการทดสอบเมื่อสมมุติฐานว่างเป็นเท็จเท่านั้น นั่นคือ เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นจริง ผู้วิจัยไม่สามารถจะหาค่าความผิดพลาดแบบที่ 2 ได้ (Runyon, Haber, Runyon, Pittenger, & Coleman, 1996, p. 542)

กำลังการทดสอบ คือ ค่าความน่าจะเป็นมีค่าแปรผันตั้งแต่ .00 ถึง 1.00 ค่ากำลังการทดสอบตั้งแต่ .80 ถึง 1.00 ถือว่าเป็นช่วงกำลังการทดสอบระดับดีมาก ซึ่งเป็นค่าที่นักวิจัยปรารถนามากแต่จะพบในการวิจัยด้านพฤติกรรมศาสตร์เท่านั้น ส่วนค่ากำลังการทดสอบตั้งแต่ .4 ถึง .60 เป็นกำลังการทดสอบระดับพอใช้ (Pagano, 2013, p. 278) สมมุติค่ากำลังการทดสอบเท่ากับ .65 หมายความว่า สมมุติฐานว่างเป็นเท็จที่กำหนดไว้ถูกปฏิเสธ ด้วยค่าความน่าจะเป็นคือ .65 (Howell, 2008, p. 352) ในกรณีกำลังการทดสอบมีค่าน้อย หมายความว่า ผู้วิจัยมีเหตุผลน้อยมากที่จะค้นหาหลักฐานหรือข้อเท็จจริงเพื่อสรุปผล โดยส่วนมากตั้งไว้ที่ 0.8 (Fidell, 2007, p. 91) ซึ่งในการวิจัยนี้หาค่ากำลังการทดสอบได้จาก จำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมุติฐานว่างที่เป็นเท็จหารด้วยจำนวนครั้งในการทดลอง

จากการศึกษาปัจจัยที่มีผลต่อกำลังการทดสอบ นงลักษณ์ วิรัชชัย (2552) Howell (2008, p. 354) Runyon and Audrey Haber (1991, p. 464) Stevens (2009, p. 4) คือ 1) ค่าความผิดพลาดแบบที่ 1 2) ค่าความผิดพลาดแบบที่ 2 3) ขนาดความแตกต่างระหว่างค่าพารามิเตอร์ 4) ขนาดตัวอย่าง 5) ความแปรปรวนของกลุ่มตัวอย่าง และ 6) ตัวสถิติที่เลือกมาใช้ทดสอบ สรุปได้มีดังนี้

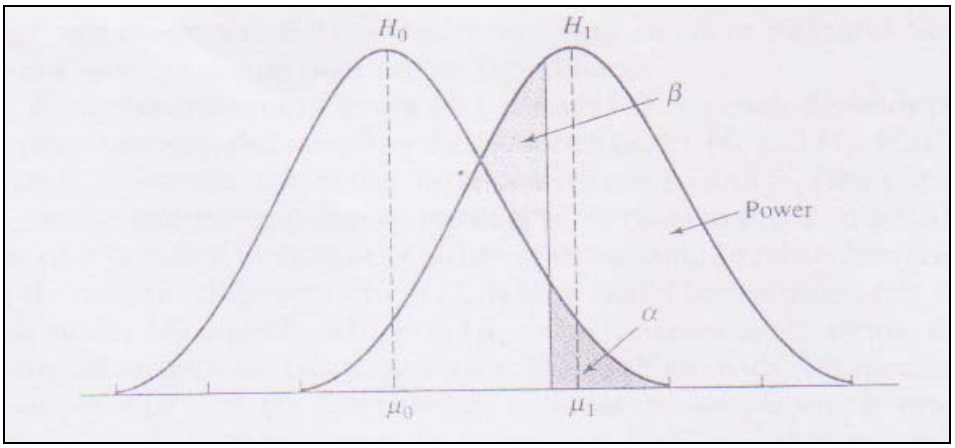
1. กำลังการทดสอบแปรผันตามกับความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 นั่นคือ ถ้าระดับนัยสำคัญทางสถิติ α สูงขึ้น มีผลทำให้กำลังการทดสอบสูงขึ้น (Berger & Maurer, 2005, p. 75) ระดับนัยสำคัญทางสถิติเท่ากับความน่าจะเป็นที่จะเกิดความผิดพลาดแบบที่ 1 ลักษณะความสัมพันธ์ของ α และ β มีความสัมพันธ์แบบผกผัน ดังภาพที่ 2-6 (Pagano, 2013, p. 256) แต่ไม่ได้หมายความว่า ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 เท่ากับ .05 แล้วความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 2 เท่ากับ .95 การทดสอบสมมุติฐานแบบทางเดียวจะมีกำลังการทดสอบมากกว่าการทดสอบแบบสองทาง (Pagano, 2013, p. 260) จากรูปจะเห็นว่า ถ้าเพิ่มค่า α นั่นคือเลื่อนเส้นตรงที่ตั้งฉากแกนนอนไปทางซ้ายจะทำให้ค่า β ลดลงส่งผลให้กำลังการทดสอบเพิ่มสูงขึ้น



ภาพที่ 2-6 ความสัมพันธ์ระหว่าง α กับ β

2. กำลังการทดสอบแปรผกผันกับความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 2 นั่นคือ ถ้าค่า β ต่ำลง มีผลทำให้กำลังการทดสอบสูงขึ้น

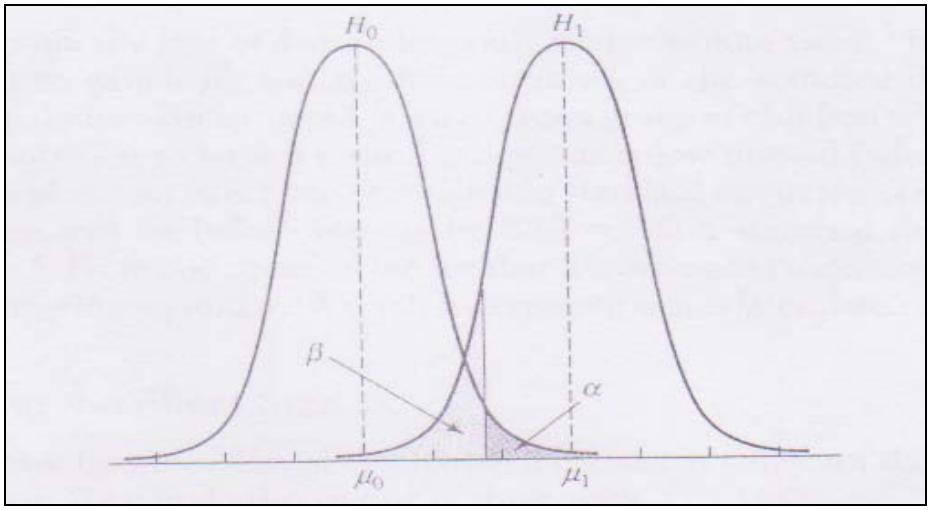
3. กำลังการทดสอบจะแปรผันตามขนาดความแตกต่างระหว่างค่าพารามิเตอร์ของกลุ่มประชากรภายใต้สมมุติฐานว่างกับสมมุติฐานทางเลือก (Alternative Hypothesis) ถ้าแตกต่างกันมากกำลังการทดสอบจะยิ่งมากขึ้น เช่น พิจารณาจากภาพที่ 2-6 และภาพที่ 2-7 แสดงระยะห่างระหว่างค่า μ_0 และ μ_1 จากภาพที่ 2-7 ถ้าระยะห่าง μ_0 และ μ_1 เพิ่มมากขึ้นเป็นผลทำให้ กำลังการทดสอบสูงขึ้น นั่นคือ เป็นการเพิ่มโอกาสในการค้นหาสิ่งที่แตกต่างมากขึ้น (Howell, 2008, p. 355)



ภาพที่ 2-7 กำลังการทดสอบแปรผันตามขนาดความแตกต่างระหว่างค่าพารามิเตอร์

4. ขนาดตัวอย่างมากค่ากำลังการทดสอบจะมากด้วย (Fidell, 2007, p. 91) ซึ่งสอดคล้องกับ สตีเวน (Stevens, 2009, p. 5) ที่กล่าวว่า ถ้าขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มมีขนาดเล็ก ($n_i \leq 20$) หรือมีกลุ่มตัวอย่างกลุ่มหนึ่งมีขนาดเล็กจะทำให้กำลังการทดสอบต่ำ นอกจากนี้ ยังสอดคล้องกับ รันยอนและคณะ (Runyon, et al., 1996, pp. 417-418) ซึ่งได้กล่าวว่า กลุ่มตัวอย่างมีความสำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์ของประชากร นั่นคือ เมื่อขนาดตัวอย่างเพิ่มขึ้น ความแม่นยำในการประมาณค่าจะเพิ่มขึ้นด้วย ปรากฏการณ์นี้สามารถอธิบายได้ด้วยทฤษฎีบทขีดจำกัดส่วนกลาง (Central limit theorem: CLT) ความแปรปรวนของการแจกแจงของการสุ่มตัวอย่างของค่าเฉลี่ย (Variance of the Sampling Distribution of Mean) คือ $\sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma_i^2}{n_i}$ ถ้าค่า $\sigma_{\bar{X}}^2$ ลดลงนั่นคือ ขนาดตัวอย่าง (n_i) ต้องมากขึ้น ให้เปรียบภาพที่ 2-7 และภาพที่ 2-8 ถ้าสองการแจกแจงเพิ่มขนาดตัวอย่าง ทำให้การแจกแจงลู่เข้าสู่การแจกแจงปรกติและเส้นกำกับโค้งจะโด่งขึ้น ส่งผลให้ส่วนที่ซ้อนทับกันลดลง นั่นคือกำลังการทดสอบเพิ่มขึ้นดังภาพที่ 2-8 (Howell, 2008, pp. 355-556)

5. กำลังการทดสอบแปรผกผันกับความแปรปรวนของกลุ่มตัวอย่าง ถ้ากลุ่มตัวอย่างมีความแปรปรวนน้อยกำลังการทดสอบจะมาก ในทำนองเดียวกันถ้ากลุ่มตัวอย่างมีความแปรปรวนสูงจะมีผลทำให้กำลังการทดสอบต่ำลง (Berger & Maurer, 2005, p. 75) ซึ่งสอดคล้องกับโฮเวลล์ (Howell, 2008, pp. 355-556) ได้กล่าวว่า ถ้าพิจารณาสมการ $\sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma_i^2}{n_i}$ กำลังการทดสอบจะมากขึ้น ถ้าลดความแปรปรวนของกลุ่มตัวอย่าง ดังภาพที่ 2-8



ภาพที่ 2-8 กำลังการทดสอบจากการลด $\sigma_{\bar{X}}^2$

6. กำลังการทดสอบขึ้นกับสถิติทดสอบที่เลือกมาใช้ทดสอบ

6. แนวทางการปรับปรุงกำลังการทดสอบ

Stevens (2009, pp. 195-196) ได้เสนอแนวทางในการปรับปรุงกำลังการทดสอบไว้ว่า การที่กำลังการทดสอบต่ำโดยทั่วไปแล้ว จะมีขนาดตัวอย่างน้อยกว่าหรือเท่ากับ 20 ตัวอย่าง ต่อกลุ่ม ซึ่งมี 4 แนวทางเพื่อปรับปรุงกำลังการทดสอบดังนี้

6.1 ผ่อนปรนการตั้งค่าระดับนัยสำคัญทางสถิติ อาจจะเป็น $\alpha = 0.10$ หรือ $\alpha = 0.15$

6.2 ควรเลือกใช้การทดสอบทางเดียว เมื่อมีเอกสารหรืองานวิจัยที่สนับสนุนที่ชัดเจน ให้ใช้เลือกใช้การทดสอบทางเดียว

6.3 ลดความแปรปรวนภายในกลุ่ม

6.4 ศึกษาเอกสารงานวิจัยที่เกี่ยวข้องเพื่อให้มั่นใจได้ว่า การจัดกระทำทางการทดลองที่นำมาศึกษามีผลต่อตัวแปรตาม

7. ค่านอนเซนทรัลลิตี (Noncentrality Parameter)

การกำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่ม โดยใช้ค่าพารามิเตอร์ที่เรียกว่าค่านอนเซนทรัลลิตี (Noncentrality Parameter) ใช้สัญลักษณ์แทนด้วย ϕ Games, Winkler and Probert (1972, pp. 887-909) แนะนำค่านอนเซนทรัลลิตีพารามิเตอร์เป็นเกณฑ์วัดความแตกต่างของความแปรปรวนของประชากร โดยที่

$$\phi^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^{k}(\sigma_i^2 - \overline{\sigma^2})/k\right]}{\sigma_j^2} \quad \text{..... (2.13)}$$

$\overline{\sigma^2}$ แทน ค่าเฉลี่ยของความแปรปรวนของทั้ง k ประชากร

σ_i^2 แทน ค่าความแปรปรวนประชากรที่ i; i =1,2,3,...,k

σ_j^2 แทน ค่าความแปรปรวนประชากรที่มีค่าต่ำสุด ซึ่งหาได้จาก $\min(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, ...\sigma_k^2)$ แบ่งระดับความแตกต่างของความแปรปรวนของประชากรออกเป็น 3 ระดับ ดังนี้

1) อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันน้อยเมื่อ ϕ มีค่าอยู่ระหว่าง [0, 1.5)

2) อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันปานกลางเมื่อ ϕ มีค่าอยู่ระหว่าง [1.5, 3.0]

3) อัตราส่วนของความแปรปรวนแตกต่างกันมากเมื่อ ϕ มีค่ามากกว่า 3

ตอนที่ 3 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน และข้อมูลที่อยู่อาศัย

1. ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

1.1ข้อมูลพื้นฐานของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ได้ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน จัดทำผลสำรวจ “ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน” ในเขตกรุงเทพฯ เป็นรายไตรมาส โดยจัดทำเป็นครั้งแรกสำหรับข้อมูลประจำไตรมาส 1 ปี พ.ศ. 2553 และจัดทำดัชนีย้อยหลังถึงปี พ.ศ. 2543 โดยใช้ข้อมูลปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน [REIC, 2553, ปีที่ 5 (ฉบับที่ 15), หน้า 20] และในไตรมาสที่ 3 ปี พ.ศ. 2554 ได้จัดทำดัชนีจากข้อมูลย้อยหลังถึงปี พ.ศ. 2543 โดยใช้ข้อมูลปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน เพื่อให้สอดคล้องกับการปรับฐานราคาวัสดุก่อสร้าง กระทรวงพาณิชย์

ความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน เนื่องจากสภาพเศรษฐกิจในแต่ละช่วงเวลามีการเปลี่ยนแปลงไป จึงจะเปรียบเทียบข้อมูลราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานตรง ๆ ไม่ได้ จึงต้องมีการใช้ค่าดัชนีเพื่อมาเปรียบเทียบให้เป็นการเปลี่ยนแปลงแต่ละปี ว่าแตกต่างกันหรือไม่ โดยในปีฐาน ค่าดัชนีของข้อมูลให้มีค่าเท่ากับ 100

1.2 การจัดทำดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

การจัดทำดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน แบ่งรายละเอียดเป็น 5 ส่วน คือ 1) กรอบและวิธีการจัดทำดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน 2) ปัจจัยที่มีผลต่อดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน 3) สูตรที่ใช้คำนวณดัชนีราคา 4) วิธีการจัดเก็บข้อมูลราคาขายส่งวัสดุก่อสร้าง 5) การปรับปรุงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง โดยใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน ดังนี้

1.2.1 กรอบและวิธีการจัดทำดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานสำรวจเฉพาะในพื้นที่เขตกรุงเทพมหานคร เพื่อใช้วัดความเคลื่อนไหวของค่าก่อสร้างบ้านในเขตกรุงเทพฯ โดยใช้ข้อมูลราคาขายส่งวัสดุก่อสร้างของกระทรวงพาณิชย์และค่าแรงขั้นต่ำของกระทรวงแรงงาน สมมุติฐานระยะเวลาก่อสร้างบ้านประมาณ 180 วัน ราคาก่อสร้างบ้านรวมค่าดำเนินการ และภาษีมูลค่าเพิ่มแล้ว แต่ไม่รวมราคาที่ดินและค่าใช้จ่ายในการพัฒนาที่ดิน เช่น ค่าใช้จ่ายในการถมดินและปรับหน้าดิน

ใช้แบบบ้าน “ครอบครัวไทยเป็นสุข 5” ของกรมโยธาธิการและผังเมือง (ได้รับอนุญาตจากกรมโยธาฯ แล้ว) ซึ่งเป็นบ้าน 2 ชั้น พื้นที่ใช้สอย 169 ตารางเมตร ขนาดที่ดินที่ใช้ในการก่อสร้างประมาณ 64 ตารางวา เป็นบ้านมาตรฐานในการคำนวณดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ดังภาพที่ 3-3

หมวดงานก่อสร้างที่นำมาใช้ในการคำนวณมี 5 หมวด ได้แก่ 1) หมวดงานวิศวกรรมโครงสร้าง 2) หมวดงานสถาปัตยกรรม 3) หมวดงานระบบสุขาภิบาล 4) หมวดงานระบบไฟฟ้าและระบบสื่อสารอื่น ๆ 5) หมวดงานอื่น ๆ (ถ้ามี) เพื่อให้ครบถ้วนตามรูปแบบและรายการ

ภาพที่ 2-9 รูปแบบบ้านมาตรฐาน (ที่มา: เว็บไซต์ http://www.dpt.go.th/download/PW/house_model/detail/zoom/perspective/no11z.html)

1.2.2 ปัจจัยที่มีผลต่อดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

ปัจจัยที่มีผลต่อดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ประกอบด้วยสองส่วนคือ ส่วนแรกจากค่าแรงขั้นต่ำของกระทรวงแรงงาน ส่วนที่สองจากราคาขายส่งวัสดุก่อสร้างของกระทรวงพาณิชย์ แบ่งหมวดสินค้ามี 9 หมวดใหญ่ดังนี้ 1) ไม้และผลิตภัณฑ์ไม้ 2) ซีเมนต์ 3) ผลิตภัณฑ์คอนกรีต 4) เหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็ก 5) กระเบื้อง 6) วัสดุฉาบผิว 7) สุขภัณฑ์ 8) อุปกรณ์ไฟฟ้าและประปา 9) วัสดุก่อสร้างอื่น ๆ

1.2.3 สูตรที่ใช้คำนวณดัชนีราคา โดยใช้สูตรของลาสแปร์ (Modified Laspeyres) ดังนี้

$$I_t = I_{t-1}\left[\frac{\sum(P_{t-1}Q_0)\left[\frac{P_t}{P_{t-1}}\right]}{\sum(P_{t-1}Q_0)}\right] \quad \text{.....(2.14)}$$

โดยที่ I_t = ดัชนีราคาเดือนปัจจุบัน

I_{t-1} = ดัชนีราคาเดือนก่อนหน้า

P_t = ราคาสินค้าเดือนปัจจุบัน

P_{t-1} = ราคาสินค้าเดือนก่อน

Q_0 = ปริมาณสินค้า ณ ปีฐาน

$P_{t-1}Q_0$ = มูลค่าการจำหน่ายหรือน้ำหนักของสินค้าเดือนก่อนหน้า

1.2.4 วิธีการจัดเก็บข้อมูลราคาขายส่งวัสดุก่อสร้าง

จัดเก็บราคาจำหน่าย ณ หน้าโรงงาน หรือร้านค้าตัวแทนจำหน่ายสินค้าวัสดุก่อสร้าง เป็นราคาเงินสด ไม่รวมภาษีมูลค่าเพิ่มและค่าขนส่ง โดยมีแหล่งจัดเก็บในเขตกรุงเทพฯ และปริมณฑล 3 จังหวัด คือ นนทบุรี ปทุมธานีและสมุทรปราการ ซึ่งสำนักงบประมาณ มีแผนพัฒนาคัดเลือกจังหวัดในภูมิภาคจัดเก็บราคาเป็นตัวแทนเพิ่มขึ้น เพื่อให้สอดคล้องกับน้ำหนักที่ใช้ในการคำนวณที่เป็นน้ำหนักของประเทศ

สินค้าที่มีความสำคัญ เช่น เหล็กและปูนซีเมนต์ จะจัดเก็บเป็นรายปักษ์ ส่วนสินค้าอื่น ๆ จัดเก็บราคาเป็นรายเดือน ทั้งนี้เพื่อประโยชน์ในการใช้วัดการเปลี่ยนแปลงราคาสินค้าวัสดุก่อสร้าง

หมายเหตุ: ใช้หลักการคำนวณราคาวัสดุก่อสร้างตามมติ ครม. เมื่อ 6 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2550 (หนังสือที่ นร 0506/2362 ลงวันที่ 14 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2550)

1.2.5 การปรับปรุงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง โดยใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน

ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง เป็นดัชนีที่ใช้วัดการเปลี่ยนแปลงของราคาสินค้าวัสดุก่อสร้างโดยเฉลี่ยซึ่งเป็นต้นทุนส่วนหนึ่งของการก่อสร้างต่าง ๆ การจัดดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง จำเป็นต้องมีการพัฒนาและปรับปรุงข้อมูลให้ทันสมัยอยู่เสมอโดยจะมีการสำรวจปรับปรุงลักษณะจำเพาะสินค้า (Specifications) และแหล่งจัดเก็บข้อมูลราคาทุกปีส่วนการปรับปรุงโครงสร้างรายการ (Items) น้ำหนักสินค้า (Weights) และปีฐาน (Base Year) จะปรับทุก ๆ 5 ปี ตามโครงสร้างการผลิต และการตลาดที่เปลี่ยนแปลงไป โดยพิจารณาจากข้อมูลตารางปัจจัยการผลิตและผลผลิตของประเทศไทย (Input – Output Table of Thailand) ที่จัดทำโดยสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ เพื่อให้การจัดทำดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างเป็นเครื่องชี้วัดที่สะท้อนความเป็นจริงได้ใกล้เคียงกับโครงสร้างการก่อสร้างใหม่มากที่สุด นอกจากนี้ยังใช้ข้อมูลจากหน่วยงานที่เกี่ยวข้องทั้งภาครัฐและเอกชนประกอบการพิจารณา เช่น สำนักงบประมาณ กระทรวงอุตสาหกรรม บริษัทผู้แทนจำหน่าย เป็นต้น

การปรับปรุงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างเป็นการปรับปรุงน้ำหนักและปีฐานการคำนวณจากปี พ.ศ. 2543 เป็นปี พ.ศ. 2548 โดยใช้ข้อมูลจากตารางปัจจัยการผลิตและผลผลิตของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2548 ทางด้าน input 7 สาขา (สาขาที่ 138 - 144) และมูลค่า ส่วนประกอบการใช้สินค้าวัสดุก่อสร้างในโครงการงานก่อสร้างประเภทต่าง ๆ ปี พ.ศ. 2548 ของสำนักงบประมาณ สำหรับกำหนดน้ำหนักรายการสินค้าใช้คำนวณดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างในโครงสร้างดัชนี 9 หมวด รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2-3

ตาราง 2-3 การกำหนดน้ำหนักรายการสินค้าเพื่อใช้คำนวณดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างในโครงสร้างดัชนี 9 หมวด เปรียบเทียบน้ำหนักปี พ.ศ. 2543 กับปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน

หน่วย : ล้านบาท

หมวด	ปี พ.ศ. 2548		ปี พ.ศ. 2543		เปลี่ยนแปลง	สัดส่วนความ
	น้ำหนัก	สัดส่วน	น้ำหนัก	สัดส่วน	น้ำหนัก (%)	สำคัญเปลี่ยนแปลง
ดัชนีรวม	505,014.60	100.00	74,534.71	100.00	83.95	
1) ไม้และผลิตภัณฑ์ไม้	30,641.11	6.07	4,978.72	5.46	104.56	0.61
2) ซีเมนต์	63,838.37	12.64	35,930.24	13.09	77.67	- 0.45
3) ผลิตภัณฑ์คอนกรีต	70,815.70	14.02	41,569.69	15.14	70.35	- 1.12
4) เหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็ก	139,467.93	27.61	72,123.79	26.27	93.37	1.34
5) กระเบื้อง	37,019.22	7.33	13,184.07	4.80	180.79	2.53
6) วัสดุฉาบผิว	14,728.79	2.92	4,897.35	1.78	200.75	1.14
7) สุขภัณฑ์	9,785.69	1.94	3,995.08	1.46	144.94	0.48
8) อุปกรณ์ไฟฟ้าและประปา	65,949.06	13.06	25,117.02	9.15	162.57	3.91
9) วัสดุก่อสร้างอื่นๆ	72,768.72	14.41	62,738.75	22.85	15.99	- 8.44

จากการเปรียบเทียบมูลค่าการใช้วัสดุก่อสร้างในโครงสร้างการก่อสร้าง ปี พ.ศ. 2548 กับปี พ.ศ. 2543 ปรากฏว่ามูลค่าการใช้วัสดุก่อสร้างทั้งหมดเพิ่มขึ้นร้อยละ 83.95 โดยมีมูลค่าเพิ่มขึ้นทุกหมวด โดยเฉพาะหมวดวัสดุฉาบผิว กระเบื้อง และอุปกรณ์ไฟฟ้าและประปา

เมื่อเทียบน้ำหนักความสำคัญ ปรากฏว่าสัดส่วนน้ำหนักปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน เปลี่ยนแปลงจากปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน ที่สำคัญ คือ 1) หมวดอุปกรณ์ไฟฟ้าและประปา สัดส่วนเพิ่มขึ้น 3.91 โดยมีสัดส่วนความสำคัญเพิ่มขึ้นจากร้อยละ 9.15 เป็นร้อยละ 13.06 ได้แก่ สายไฟฟ้า VAF หลอดไฟฟ้าฟลูออเรสเซนต์ ท่อร้อยสายไฟ 2) หมวดกระเบื้อง สัดส่วนเพิ่มขึ้น 2.53 ได้แก่ กระเบื้องเคลือบปูพื้นกระเบื้องแกรนิต 3) หมวดเหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็ก สัดส่วนเพิ่มขึ้น 1.34 ได้แก่ เหล็กเส้นผิวเรียบและผิวข้ออ้อย ลวดเหล็กเสริมคอนกรีตอัดแรง เหล็กแผ่นเรียบดำ 4) หมวดวัสดุก่อสร้างอื่น ๆ สัดส่วนลดลง 8.44 ได้แก่ ทรายละเอียด ดินถมที่กระจกใส

อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ดัชนีรวม ไม้และผลิตภัณฑ์ไม้ และซีเมนต์) เทียบเดือนเดียวกันในแต่ละปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555 แสดงดังตารางที่ 2-4, 2-5 และ 2-6 ดังนี้

ตารางที่ 2-4 อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ดัชนีรวม) เทียบเดือนเดียวกันในแต่ละปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

เดือน/ปี	อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ดัชนีรวม) ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555												
	2543	2544	2545	2546	2547	2548	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555
ม.ค.	- 1.9	3.3	- 2.3	8.7	8.7	5.1	- 2.2	7.4	12.4	- 6.5	0.4	6.0	4.6
ก.พ.	- 2.2	4.3	- 5.3	13.5	9.7	2.2	- 1.9	8.2	14.3	- 8.8	- 0.1	6.0	4.8
มี.ค.	- 0.4	4.3	- 2.2	11.8	9.8	0.9	0.3	6.8	15.0	- 12.0	2.0	6.6	4.5
เม.ย.	0.5	3.9	1.4	7.2	10.4	1.3	1.4	5.0	18.1	- 15.3	5.9	4.5	4.8
พ.ค.	1.6	4.5	1.7	5.8	10.0	1.7	3.2	3.7	26.5	- 21.1	6.0	4.8	4.3
มิ.ย.	1.8	4.8	0.4	6.4	9.2	- 0.1	7.4	3.1	29.3	- 23.0	3.8	6.7	4.5
ก.ค.	1.3	5.1	1.3	5.9	9.9	- 0.2	6.6	2.7	31.1	- 22.4	1.8	7.3	3.6
ส.ค.	1.2	5.1	2.1	5.7	11.3	- 2.4	6.1	2.7	28.9	- 18.8	0.9	6.3	3.7
ก.ย.	- 0.3	6.9	1.6	6.1	11.8	- 2.0	4.9	3.2	19.8	- 12.4	0.6	5.8	3.4
ต.ค.	0.5	5.9	1.7	6.2	12.2	- 2.3	5.4	4.5	8.9	- 5.6	0.4	7.2	2.0
พ.ย.	3.6	1.2	3.0	6.9	11.1	- 2.5	7.1	5.3	2.4	- 2.5	2.4	7.3	1.0
ธ.ค.	3.8	- 2.3	6.6	8.3	8.2	- 1.6	6.9	6.8	- 0.1	- 1.2	3.5	6.7	1.4

ตารางที่ 2-5 อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ไม้และผลิตภัณฑ์ไม้) เทียบเดือนเดียวกันในแต่ละปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

เดือน/ปี	อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ไม้และผลิตภัณฑ์ไม้) ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555												
	2543	2544	2545	2546	2547	2548	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555
ม.ค.	1.8	3.9	2.3	0.7	5.0	6.5	3.3	7.1	2.7	21.4	- 1.2	4.5	0.5
ก.พ.	2.9	5.2	0.9	3.4	1.5	6.5	4.6	5.8	2.7	21.4	- 1.2	4.5	0.5
มี.ค.	4.9	3.8	2.0	3.4	7.1	2.0	6.6	3.1	2.4	20.0	- 0.1	4.5	0.7
เม.ย.	5.6	3.7	2.1	3.4	7.1	2.0	6.6	3.1	11.6	10.1	- 0.1	5.2	0.1
พ.ค.	5.6	3.5	2.2	4.7	6.7	1.9	5.6	4.4	10.1	10.1	- 0.1	5.2	0.1
มิ.ย.	4.0	3.3	2.4	4.7	6.7	3.3	4.4	4.8	9.8	9.9	- 0.1	5.2	0.1
ก.ค.	3.1	3.5	2.2	4.7	6.7	3.3	3.9	5.3	9.8	9.5	4.0	1.4	0.1
ส.ค.	3.1	3.6	2.2	4.7	6.7	3.3	3.9	5.3	9.8	9.5	4.0	1.2	5.1
ก.ย.	.1	4.4	1.4	4.7	6.7	3.3	3.9	5.3	10.5	8.9	4.0	1.2	5.1
ต.ค.	2.6	4.5	1.3	4.7	6.7	3.3	7.1	2.1	9.9	9.5	4.0	1.2	5.1
พ.ย.	2.4	4.4	1.1	4.9	6.7	3.3	7.1	2.1	9.9	9.5	4.0	1.2	5.1
ธ.ค.	2.4	4.4	1.2	4.8	6.7	3.3	7.1	2.1	9.3	9.5	4.5	0.8	5.1

ตารางที่ 2-6 อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ซีเมนต์) เทียบเดือนเดียวกันในแต่ละปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

เดือน/ปี	อัตราการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ซีเมนต์) ปี พ.ศ. 2543 – ปี พ.ศ. 2555												
	2543	2544	2545	2546	2547	2548	2549	2550	2551	2552	2553	2554	2555
ม.ค.	0.0	4.9	- 25.5	37.3	0.0	- 12.2	2.3	7.0	2.5	3.8	- 7.7	8.4	0.4
ก.พ.	- 4.5	5.5	- 25.5	78.0	- 1.3	- 11.4	2.8	5.6	2.7	3.3	- 7.8	8.6	0.0
มี.ค.	2.7	5.5	- 25.5	38.3	- 1.0	- 10.5	1.7	5.0	3.3	1.9	- 8.3	10.9	- 1.2
เม.ย.	2.4	5.5	-4.6	8.2	- 9.0	- 10.1	2.2	3.9	5.9	- 2.4	- 8.4	14.5	-2.6
พ.ค.	2.4	5.5	0.9	1.3	0.1	- 9.5	3.9	1.6	7.2	- 4.2	- 7.9	15.6	- 3.5
มิ.ย.	2.1	7.4	- 6.4	9.3	- 0.7	- 9.0	4.1	2.4	6.6	- 6.9	- 6.2	15.3	- 2.4
ก.ค.	- 1.5	11.3	- 8.7	12.0	- 2.3	- 6.4	6.0	- 0.6	9.0	- 6.5	- 8.7	15.3	-1.4
ส.ค.	- 1.5	11.3	-7 .2	10.2	- 5.6	- 4.4	6.5	- 0.7	10.0	1.8	- 13.7	12.3	- 1.6
ก.ย.	- 10.5	22.5	- 8.0	11.1	- 8.5	- 1.4	6.5	- 0.7	10.6	1.2	- 12.1	10.0	- 1.2
ต.ค.	- 6.3	17.0	- 8.0	11.1	- 8.7	-1.2	6.5	- 0.7	10.7	- 1.5	- 6.5	7.1	- 2.2
พ.ย.	9.1	- 5.8	- 1.8	11.1	- 9.6	- 0.2	6.5	- 0.7	10.3	- 2.9	- 2.0	5.3	- 3.2
ธ.ค.	9.6	- 25.3	24.5	9.9	-10.7	1.0	6.5	2.0	5.7	- 1.6	- 1.9	3.9	- 1.9

ผู้วิจัยได้รวบรวมรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ในเขตกรุงเทพฯ รายไตรมาส จำนวน 52 ไตรมาส เริ่มจากไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 โดยใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน จากวารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน ปีที่ 6 ฉบับที่ 20 ปี พ.ศ. 2554 ถึงปีที่ 8 ฉบับที่ 26 ปี พ.ศ. 2556 แสดงในตารางที่ 2-7

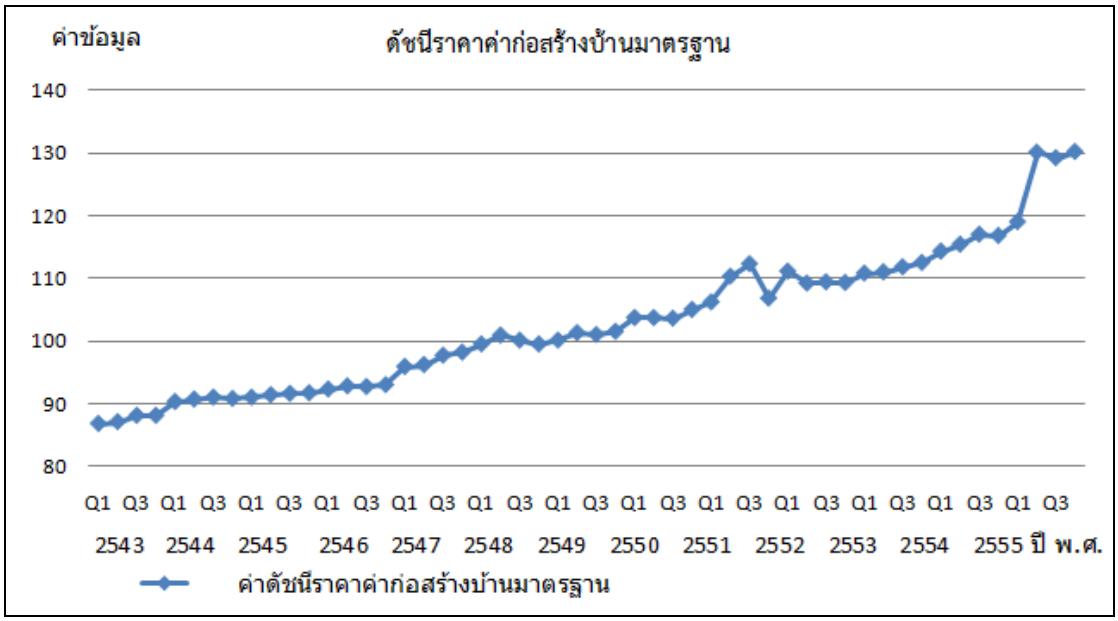
ตารางที่ 2-7 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน)

พ.ศ.	ไตรมาส	ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน
2543	1	86.80
2543	2	87.10
2543	3	88.10
2543	4	88.10
2544	1	90.30
2544	2	90.70
2544	3	91.00
2544	4	90.80
2545	1	91.00
2545	2	91.40
2545	3	91.60
2545	4	91.70
2546	1	92.30
2546	2	92.80
2546	3	92.70
2546	4	93.00
2547	1	95.90
2547	2	96.20
2547	3	97.70
2547	4	98.20
2548	1	99.50
2548	2	100.90
2548	3	100.10
2548	4	99.50
2549	1	100.10
2549	2	101.30
2549	3	101.00
2549	4	101.50

ตาราง 2-7 (ต่อ)

พ.ศ.	ไตรมาส	ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน
2550	1	103.70
2550	2	103.70
2550	3	103.60
2550	4	105.00
2551	1	106.20
2551	2	110.30
2551	3	112.30
2551	4	106.80
2552	1	111.10
2552	2	109.20
2552	3	109.40
2552	4	109.30
2553	1	110.80
2553	2	111.00
2553	3	111.80
2553	4	112.50
2554	1	114.30
2554	2	115.40
2554	3	117.00
2554	4	116.80
2555	1	119.00
2555	2	130.10
2555	3	129.20
2555	4	130.20

จากตารางที่ 2-7 เพื่อเปรียบเทียบให้เห็นการเคลื่อนไหวของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน) แสดงดังภาพที่ 2-10 ดังนี้



ภาพที่ 2-10 การเคลื่อนไหวของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน)

1.3 การเปรียบเทียบรายปีของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานได้รับผลมาจากราคาวัสดุก่อสร้าง ดังนั้น เพื่อให้เห็นการเปลี่ยนแปลงดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง โดยใช้ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน แสดงดังตาราง 2-8

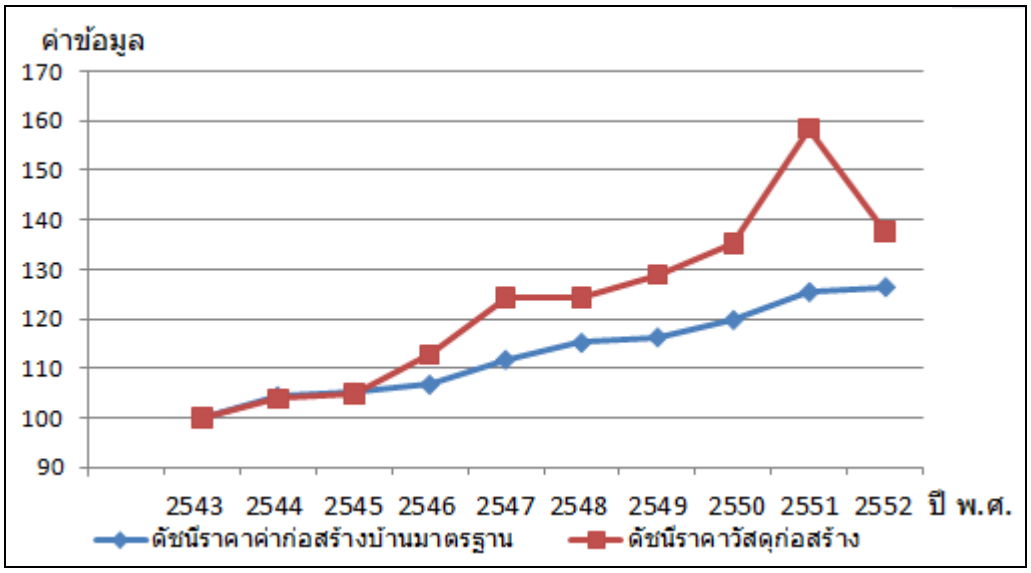
ตารางที่ 2-8 การเปรียบเทียบรายปีของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 จนถึงปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน)

ปี พ.ศ.	ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน	YoY (%)	ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง	YoY (%)
2543	100.0	-	100.0	-
2544	104.5	4.5	103.9	3.9
2545	105.3	0.8	104.8	0.9
2546	106.8	1.4	112.8	7.6
2547	111.8	4.6	124.3	10.2
2548	115.2	3.1	124.3	0.0
2549	116.3	1.0	128.9	3.7
2550	119.8	3.0	135.2	4.9
2551	125.4	4.7	158.4	17.2
2552	126.4	0.8	137.6	-13.1

หมายเหตุ: YoY หมายถึง เทียบกับข้อมูลรายไตรมาสที่อยู่ติดกัน (ก่อนหน้า)

ที่มา: วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 2553, ปีที่ 5 (ฉบับที่ 15), หน้า 20

จากตารางที่ 2-8 เพื่อเปรียบเทียบให้เห็นการเคลื่อนไหวของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 จนถึงปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน) แสดงดังภาพที่ 2-11



ภาพที่ 2-11 การเคลื่อนไหวของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างรายปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 จนถึงปี พ.ศ. 2555 (ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน)

1.3.1 การแปลผลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

โดยภาพรวมรายปี ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานปรับตัวเพิ่มขึ้นทุกปีในแต่ละปีตามดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง โดยในปี พ.ศ. 2543 ดัชนีมีค่าเท่ากับ 100.0 และเพิ่มขึ้นเป็น 104.5 ในปี พ.ศ. 2544 และเพิ่มขึ้นต่อเนื่องจนมีค่าดัชนีเท่ากับ 125.4 ในปี พ.ศ. 2551 และมีค่าดัชนีเท่ากับ 126.4 ในปี พ.ศ. 2552 ตามลำดับ

ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2546 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีการปรับตัวขึ้นในอัตราที่ต่ำกว่าดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง สำหรับปี พ.ศ. 2551 ราคาวัสดุก่อสร้างปรับตัวสูงขึ้นอย่างมีนัยสำคัญตามราคาน้ำมันและราคาเหล็กในตลาดโลก

แต่โดยภาพรวมรายไตรมาสในระหว่างปี พ.ศ. 2552 ไตรมาสแรก ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานเพิ่มสูงขึ้นจากไตรมาสก่อนหน้ามาก และลดต่ำลงในช่วงสามไตรมาสหลัง

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีความผันผวนน้อยกว่าดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง เนื่องจาก หมวดวัสดุเหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็กมีสัดส่วนประมาณร้อยละ 26 ในการคำนวณดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง แต่มีสัดส่วนเพียงร้อยละ 7 ในการคำนวณดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีแนวโน้มจะปรับตัวเพิ่มขึ้นตามราคาเหล็กในตลาดโลก อย่างไรก็ตาม การแข่งขันทางธุรกิจและค่าแรงขั้นต่ำจะเป็นปัจจัยที่ทำให้ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานปรับตัวขึ้นไม่มากนัก โดยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานและดัชนีราคา

วัสดุก่อสร้างรายไตรมาส ตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 จนถึงไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2553 [REIC, 2553, ปีที่ 5 (ฉบับที่ 15), หน้า 20-22., 2554, ปีที่ 6 (ฉบับที่ 19), หน้า 23-24] ดังแสดง ตาราง 2-9

ตารางที่ 2-9 การเปรียบเทียบรายไตรมาส ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ปี พ.ศ. 2543 เป็นปีฐาน)

ไตรมาส(Q)/ ปี พ.ศ.	ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน	QoQ (%)	YoY (%)	ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง	QoQ (%)	YoY (%)
Q_1/2543	100.0	-	-	99.3	-	-
Q_2/2543	100.4	0.4	-	100.1	0.8	-
Q_3/2543	101.4	1.1	-	99.8	-0.3	-
Q_4/2543	101.5	0.0	-	102.2	2.4	-
Q_1/2544	104.1	2.6	4.1	103.6	1.4	4.3
Q_2/2544	104.5	0.4	4.1	104.6	1.0	4.5
Q_3/2544	104.8	0.3	3.3	104.8	0.2	5.0
Q_4/2544	104.6	-0.2	3.0	103.4	-1.3	1.2
Q_1/2545	104.8	0.2	0.7	98.2	-0.5	-5.2
Q_2/2545	105.3	0.4	0.8	106.4	8.4	1.7
Q_3/2545	105.5	0.3	0.7	107.0	0.6	2.1
Q_4/2545	105.6	0.0	1.0	106.5	-0.5	3.0
Q_1/2546	106.4	0.7	1.5	111.4	4.6	13.4
Q_2/2546	106.9	0.5	1.6	112.6	1.1	5.8
Q_3/2546	106.8	-0.2	1.1	113.2	0.5	5.8
Q_4/2546	104.6	0.3	1.4	113.8	0.5	6.9
Q_1/2547	110.4	3.1	3.8	122.3	7.5	9.8
Q_2/2547	110.8	0.4	3.6	123.9	1.3	10.0
Q_3/2547	112.6	1.6	5.4	125.9	1.6	11.2
Q_4/2547	113.2	0.5	5.7	126.4	0.4	11.1
Q_1/2548	114.6	1.3	3.8	125.0	-1.1	2.2
Q_2/2548	116.2	1.4	4.8	126.0	0.8	1.7
Q_3/2548	115.3	-0.7	2.5	122.9	-2.5	-2.4
Q_4/2548	114.6	1.3	3.8	123.3	0.3	-2.5
Q_1/2549	115.3	0.6	0.6	122.6	-0.6	-1.9
Q_2/2549	116.6	1.2	0.4	130.0	6.0	3.2
Q_3/2549	116.4	-0.2	0.9	130.4	0.3	6.1
Q_4/2549	117.0	0.5	2.1	132.0	1.2	7.1

ตารางที่ 2-9 (ต่อ)

ไตรมาส(Q)/ ปี พ.ศ.	ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน	QoQ (%)	YoY (%)	ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง	QoQ (%)	YoY (%)
Q_1/2550	119.4	2.1	3.6	132.7	0.5	8.2
Q_2/2550	119.4	0.0	2.4	134.8	1.6	3.7
Q_3/2550	119.4	0.0	2.6	133.9	-0.7	2.7
Q_4/2550	120.0	1.3	3.4	139.0	3.8	5.3
Q_1/2551	122.3	1.2	2.4	151.7	9.1	14.3
Q_2/2551	127.0	3.8	6.4	170.5	12.4	26.5
Q_3/2551	129.3	1.8	8.4	172.6	1.2	28.9
Q_4/2551	123.0	-4.9	1.7	142.4	-17.5	2.4
Q_1/2552	127.9	4.0	4.6	138.4	-2.8	-8.8
Q_2/2552	125.7	-1.7	-1.0	134.5	-2.8	-21.1
Q_3/2552	126.0	0.2	-2.6	140.1	4.2	-18.8
Q_4/2552	125.9	-0.1	2.3	138.9	-0.9	-2.5
Q_1/2553	127.7	1.4	-0.2	111.2	-0.4	-0.1
Q_2/2553	127.9	0.2	1.7	114.7	3.1	6.0
Q_3/2553	128.8	0.7	2.2	113.7	-0.9	0.9
Q_4/2553	129.6	0.6	2.9	114.5	0.7	2.5
Q_1/2554	131.7	1.6	3.1	117.9	3.0	6.0

หมายเหตุ: QoQ หมายถึง เทียบกับข้อมูลรายไตรมาสที่อยู่ติดกัน (ก่อนหน้า)
YoY หมายถึง เทียบกับข้อมูลรายปีที่อยู่ติดกัน (ก่อนหน้า)

ที่มา: ข้อมูลดัดแปลงจากวารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 2553, ปีที่ 5 (ฉบับที่ 15), หน้า 20-22 และ 2554, ปีที่ 6 (ฉบับที่ 19), หน้า 23-24 ฉบับที่ 19 ปี พ.ศ. 2554

เนื่องจากสภาพเศรษฐกิจเปลี่ยนแปลงไป เพื่อให้การจัดทำดัชนีราคาวัสดุก่อสร้างเป็นเครื่องชี้วัดที่สะท้อนความเป็นจริง สำนักงบประมาณจึงปรับปรุงดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง โดยปรับปรุงน้ำหนักและปีฐานการคำนวณจากปี พ.ศ. 2543 เป็นปี พ.ศ. 2548 [REIC, 2554, ปีที่ 6 (ฉบับที่ 20), หน้า 29., 2556, ปีที่ 8 (ฉบับที่ 26), หน้า 31] รายละเอียดตามตารางที่ 2-10 ดังนี้

ตารางที่ 2-10 การเปรียบเทียบรายไตรมาส ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานกับดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง (ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน)

ไตรมาส(Q)/ ปี พ.ศ.	ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน	QoQ (%)	YoY (%)	ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง	QoQ (%)	YoY (%)
Q_1/2543	86.8	0.0	-	79.9	0.0	-
Q_2/2543	87.1	0.4	-	80.5	0.8	-
Q_3/2543	88.1	1.1	-	80.3	-0.2	-
Q_4/2543	88.1	0.0	-	82.2	2.4	-
Q_1/2544	90.3	2.6	4.1	83.3	1.3	4.3
Q_2/2544	90.7	0.4	4.1	84.2	1.1	4.6
Q_3/2544	91.0	0.3	3.3	84.3	0.1	5.0
Q_4/2544	90.8	-0.2	3.0	83.2	-1.3	1.2
Q_1/2545	91.0	0.2	0.7	79/0	-5.0	-5.2
Q_2/2545	91.4	0.4	0.8	85.6	8.4	1.7
Q_3/2545	91.6	0.3	0.7	86.1	0.6	2.1
Q_4/2545	91.7	0.0	1.0	85.7	-0.5	3.0
Q_1/2546	92.3	0.7	1.5	89.6	4.6	13.4
Q_2/2546	92.8	0.5	1.6	90.6	1.1	5.8
Q_3/2546	92.7	-0.2	1.1	91.1	0.6	5.8
Q_4/2546	93.0	0.3	1.4	91.6	0.5	6.9
Q_1/2547	95.9	3.1	3.8	98.4	7.4	9.8
Q_2/2547	96.2	0.4	3.6	99.7	1.3	10.0
Q_3/2547	97.7	1.6	5.4	101.3	1.6	11.2
Q_4/2547	98.2	0.5	5.7	101.7	0.4	11.0
Q_1/2548	99.5	1.3	3.8	100.6	-1.1	2.2
Q_2/2548	100.9	1.4	4.8	101.4	0.8	1.7
Q_3/2548	100.1	-0.7	2.5	98.9	-2.5	-2.4
Q_4/2548	99.5	-0.6	1.3	99.2	0.3	-2.5
Q_1/2549	100.1	0.6	0.6	98.6	-0.6	-2.0
Q_2/2549	101.3	1.2	0.4	104.6	6.1	3.2
Q_3/2549	101.0	-0.2	0.9	104.9	0.3	6.1
Q_4/2549	101.5	0.5	2.1	106.2	1.2	7.1

ตารางที่ 2-9 (ต่อ)

ไตรมาส(Q)/ ปี พ.ศ.	ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน	QoQ (%)	YoY (%)	ดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง	QoQ (%)	YoY (%)
Q_1/2550	103.7	2.1	3.6	106.8	0.6	8.3
Q_2/2550	103.7	0.0	2.4	108.4	1.5	3.6
Q_3/2550	103.6	0.0	2.6	107.7	-0.6	2.7
Q_4/2550	105.0	1.3	3.4	111.8	3.8	5.3
Q_1/2551	106.2	1.2	2.4	122.0	9.1	14.2
Q_2/2551	110.3	3.8	6.4	137.2	12.5	26.6
Q_3/2551	112.3	1.8	8.4	138.9	1.2	29.0
Q_4/2551	106.8	-4.9	1.7	114.6	-17.5	2.5
Q_1/2552	111.1	4.0	4.6	111.3	-2.9	-8.8
Q_2/2552	109.2	-1.7	-1.0	108.2	-2.8	-21.1
Q_3/2552	109.4	0.2	-2.6	112.7	4.2	-18.9
Q_4/2552	109.3	-0.1	2.3	111.7	-0.9	-2.5
Q_1/2553	110.8	1.4	-0.2	111.2	-0.4	-0.1
Q_2/2553	111.0	0.2	1.7	114.7	3.1	6.0
Q_3/2553	111.8	0.7	2.2	113.7	-0.9	0.9
Q_4/2553	112.5	0.6	2.9	114.5	0.7	2.5
Q_1/2554	114.3	1.6	3.2	117.9	3.0	6.0
Q_2/2554	115.4	0.9	3.9	120.2	2.0	4.8
Q_3/2554	117.0	1.4	4.6	-	-	-
Q_4/2554	116.8	-0.2	3.8	-	-	-
Q_1/2555	119.0	1.9	4.1	-	-	-
Q_2/2555	130.1	9.4	12.8	-	-	-
Q_3/2555	129.2	-0.7	10.5	-	-	-
Q_4/2555	130.2	0.8	11.5	-	-	-

หมายเหตุ: QoQ หมายถึง เทียบกับข้อมูลรายไตรมาสที่อยู่ติดกัน (ก่อนหน้า)
YoY หมายถึง เทียบกับข้อมูลรายปีที่อยู่ติดกัน (ก่อนหน้า)

ที่มา: ข้อมูลดัดแปลงจากวารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ฉบับที่ 20 ปี พ.ศ. 2554 และฉบับที่ 26 ปี พ.ศ. 2556

1.4 ปัจจัยที่มีผลต่อดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 2 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2555

1.4.1 ไตรมาสที่ 2 ปี พ.ศ. 2555

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานสำหรับไตรมาสที่ 2 ปี พ.ศ. 2555 มีค่าเท่ากับ 130.1 ปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 9.4 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 119.0 ในไตรมาสก่อนหน้า (ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2555) และปรับขึ้นร้อยละ 12.8 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 115.4 ในช่วงเดียวกันของปีก่อน (ไตรมาสที่ 2 ปี พ.ศ. 2554)

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีการปรับเพิ่มสูงขึ้นมากในรอบไตรมาสนี้ เป็นผลมาจากการปรับขึ้นค่าแรงขั้นต่ำ ตั้งแต่ต้นไตรมาสที่ 2 เมื่อวันที่ 1 เมษายน พ.ศ. 2555 ทำให้หมวดค่าแรงมีสัดส่วนเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 38.7 ของค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน จากเดิมมีสัดส่วนเพียงร้อยละ 32.0 ในไตรมาสแรก

พิจารณาในแง่หมวดงานวัสดุก่อสร้าง พบว่า หมวดงานวัสดุก่อสร้างที่มีการปรับราคาขึ้นสูงในไตรมาสที่ 2 ปี พ.ศ. 2555 ได้แก่ หมวดไม้และผลิตภัณฑ์ไม้ ปรับเพิ่มในอัตราร้อยละ 3.3 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นร้อยละ 6.6 เมื่อเทียบปีต่อปี ในขณะที่หมวดเหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็ก ปรับเพิ่มขึ้นในอัตราร้อยละ 4.5 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นร้อยละ 5.5 เมื่อเทียบปีต่อปี

พิจารณาในแง่หมวดงาน พบว่า หมวดงานสถาปัตยกรรมมีอัตราเพิ่มของราคาสูงสุดเท่ากับร้อยละ 10.6 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นร้อยละ 15.9 เมื่อเทียบปีต่อปี ในขณะที่หมวดงานวิศวกรรมโครงสร้างมีอัตราเพิ่มของราคาเท่ากับร้อยละ 9.1 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นร้อยละ 9.7 เมื่อเทียบปีต่อปี [REIC, 2555, ปีที่ 7 (ฉบับที่ 24), หน้า 31.]

1.4.2 ไตรมาสที่ 3 ปี พ.ศ. 2555

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานสำหรับไตรมาสที่ 3 ปี พ.ศ. 2555 มีค่าเท่ากับ 129.2 ปรับลดลงร้อยละ 0.7 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 130.1 ในไตรมาสก่อนหน้า (ไตรมาสที่ 2 ปี พ.ศ. 2555) และปรับขึ้นร้อยละ 10.5 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 117.0 ในช่วงเดียวกันของปีก่อน (ไตรมาสที่ 3 ปี พ.ศ. 2554)

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานค่อนข้างนิ่งเมื่อเทียบกับไตรมาสที่แล้ว แต่เพิ่มขึ้นมากเมื่อเทียบปีต่อปีกับไตรมาสไตรมาสที่ 3 ปี พ.ศ. 2554 เป็นผลมาจากการปรับขึ้นค่าแรงขั้นต่ำ ตั้งแต่ต้นไตรมาสที่ 2 เมื่อวันที่ 1 เมษายน พ.ศ. 2555 ทำให้หมวดค่าแรงมีสัดส่วนเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 38.7 ของค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน จากเดิมมีสัดส่วนเพียงร้อยละ 33.0 ในไตรมาสที่ 3 ปี พ.ศ. 2554

พิจารณาในแง่หมวดงานวัสดุก่อสร้างแยกรายการ พบว่า หมวดไม้และผลิตภัณฑ์ไม้จะปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.7 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นร้อยละ 7.5 เมื่อเทียบปีต่อปี แต่วัสดุก่อสร้างในหมวดอื่นๆ กลับปรับลดลงเป็นส่วนใหญ่ ดังนี้

1) หมวดเหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็ก ปรับลดลงร้อยละ 7.2 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และลดลงร้อยละ 3.7 เมื่อเทียบปีต่อปี

2) หมวดงานสุขภัณฑ์ ปรับลดลงร้อยละ 2.0 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และลดลงร้อยละ 1.3 เมื่อเทียบปีต่อปี

3) หมวดงานผลิตภัณฑ์คอนกรีต ปรับลดลงร้อยละ 0.7 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.1 เมื่อเทียบปีต่อปี

พิจารณาในแง่หมวดงาน พบว่า ค่าใช้จ่ายหมวดงานสถาปัตยกรรมปรับลดลงร้อยละ 0.3 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นมากถึงร้อยละ 15.3 เมื่อเทียบปีต่อปี เช่นเดียวกับค่าใช้จ่ายในขณะที่หมวดงานวิศวกรรมโครงสร้าง ซึ่งปรับลดลงร้อยละ 1.6 เมื่อเทียบไตรมาสต่อไตรมาส และเพิ่มขึ้นร้อยละ 7.1 เมื่อเทียบปีต่อปี ส่วนหมวดงานสุขาภิบาลและสารไม่เปลี่ยนแปลงมากนัก [REIC, 2555, ปีที่ 7 (ฉบับที่ 25), หน้า 31.]

1.4.3 ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานสำหรับไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 มีค่าเท่ากับ 130.2 ปรับเพิ่มขึ้นเล็กน้อยเพียงร้อยละ 0.8 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 129.2 ในไตรมาสก่อนหน้า (ไตรมาสที่ 3 ปี พ.ศ. 2555) และปรับขึ้นร้อยละ 11.5 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 116.8 ในช่วงเดียวกันของปีก่อน (ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2554)

ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีการปรับเพิ่มสูงขึ้นมากในรอบไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 เป็นผลมาจากการปรับขึ้นค่าแรงขั้นต่ำ ตั้งแต่ต้นไตรมาสที่ 2 เมื่อวันที่ 1 เมษายน พ.ศ. 2555 และต้นทุนในหมวดค่าแรงมีสัดส่วนเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 38.7 ของต้นทุนค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานทั้งหมด จากเดิมมีสัดส่วนเพียงร้อยละ 32.0 ในไตรมาส 4 ปี พ.ศ. 2554

พิจารณาในแง่หมวดงานวัสดุก่อสร้าง แยกรายการ พบว่า วัสดุในหมวดไม้และผลิตภัณฑ์ไม้ปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 5.8 เมื่อเทียบปีต่อปี และหมวดกระเบื้องเพิ่มขึ้นร้อยละ 7.0 เมื่อเทียบปีต่อปี โดยหมวดไม้และผลิตภัณฑ์ไม้มีสัดส่วนร้อยละ 13.4 ของต้นทุนค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานทั้งหมด และหมวดกระเบื้องมีสัดส่วนเพียงร้อยละ 3.4 ของต้นทุนค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานทั้งหมด

พิจารณาในแง่หมวดงาน พบว่า หมวดงานสถาปัตยกรรมปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 13.4 เมื่อเทียบปีต่อปี และหมวดงานวิศวกรรมโครงสร้างปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 9.8 เมื่อเทียบปีต่อปี ส่วนหมวดงานสุขาภิบาลมีต้นทุนเปลี่ยนแปลงน้อยมาก และหมวดงานระบบไฟฟ้าและระบบสื่อสารต้นทุนไม่เปลี่ยนแปลง [REIC, 2556, ปีที่ 8 (ฉบับที่ 26), หน้า 30.]

2. ข้อมูลที่อยู่อาศัย

2.1 ดัชนีราคาบ้านเดี่ยว

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ทำการสุ่มตัวอย่างราคาขายของโครงการบ้านจัดสรรสร้างใหม่ที่อยู่ระหว่างการขาย (ไม่นับรวมบ้านมือสอง) ในกรุงเทพฯ และปริมณฑล ได้แก่ นนทบุรี ปทุมธานี และสมุทรปราการ มาจัดทำดัชนี โดยทำการติดตามราคาบ้านเดี่ยว เป็นประจำทุกครึ่งปี และกำหนดให้ ปี พ.ศ. 2552 เป็นปีฐาน มีค่าเท่ากับ 100

การเก็บข้อมูลราคาแบ่งออกเป็น 2 ช่วง คือ ครึ่งแรกของปี เก็บในช่วงเดือนมีนาคม-เมษายน และครึ่งหลังของปี เก็บในช่วงเดือนกันยายน-ตุลาคม

ราคาขายที่นำมาจัดทำดัชนี เป็นราคาที่หักรายการส่งเสริมการขายออกแล้ว เช่น ส่วนลดเงินสด ของแถม เฟอร์นิเจอร์ ฯลฯ

ในการสุ่มตัวอย่าง จะใช้วิธีสุ่มตัวอย่างแบบเจาะจง (Purposive Sampling) จำนวน 245 ตัวอย่าง โดยเลือกเฉพาะโครงการบ้านจัดสรรที่มีบ้านเดี่ยวสองชั้น

หากในช่วงเวลาที่จัดทำดัชนีมีโครงการที่ปิดการขายไปแล้ว หรือมีหน่วยเหลือขายไม่เกิน 6 หน่วย จะนำโครงการใหม่เข้ามาทดแทน โดยโครงการดังกล่าวจะต้องมีทำเลใกล้เคียงกัน

ดัชนีราคาบ้านเดี่ยวในในกรุงเทพฯ และ 3 จังหวัดปริมณฑล สำหรับครึ่งปีหลังของปี พ.ศ. 2555 มีค่าดัชนีเท่ากับ 108.48 ปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.12 เมื่อเทียบกับครึ่งแรก ปี พ.ศ. 2555 และปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.36 เมื่อเทียบกับครึ่งหลัง ปี พ.ศ. 2554 โดยดัชนีราคาบ้านเดี่ยวในกรุงเทพฯ มีค่าดัชนีเท่ากับ 107.66 ปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.20 เมื่อเทียบกับครึ่งแรก ปี พ.ศ. 2555 และปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.30 เมื่อเทียบกับครึ่งหลัง ปี พ.ศ. 2554 ส่วนใน 3 จังหวัดปริมณฑล มีค่าดัชนีเท่ากับ 109.24 ปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.05 เมื่อเทียบกับครึ่งแรก ปี พ.ศ. 2555 และปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.42 เมื่อเทียบกับครึ่งหลัง ปี พ.ศ. 2554 [REIC, 2556, ปีที่ 8 (ฉบับที่ 26), หน้า 32]

ดัชนีราคาบ้านเดี่ยวในในกรุงเทพฯ และปริมณฑล ได้แก่ นนทบุรี ปทุมธานี และสมุทรปราการ โดยราคาปรับปรุง ณ เดือนธันวาคม พ.ศ. 2555 [REIC, 2556, ปีที่ 8 (ฉบับที่ 26), หน้า 33., 2557, ปีที่ 9 (ฉบับที่ 30), หน้า 32.] มีรายละเอียดดังตารางที่ 2-11

ตารางที่ 2-11 ดัชนีราคาบ้านเดี่ยวในในกรุงเทพฯ และปริมณฑล

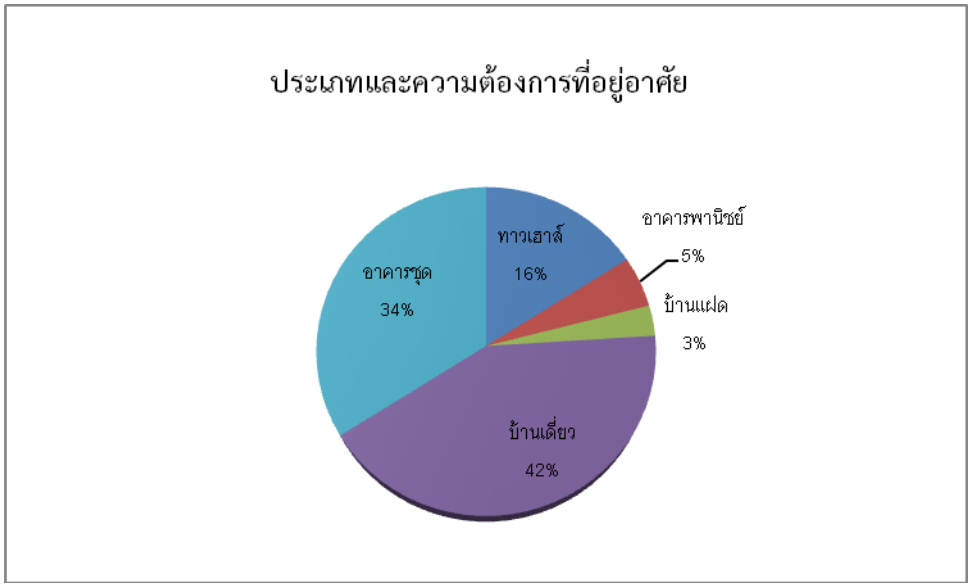
ช่วงเวลา (H)/ ปี พ.ศ.	กรุงเทพฯ และปริมลฑล			กรุงเทพฯ			ปริมลฑล		
	ดัชนีราคา	HoH (%)	YoY (%)	ดัชนีราคา	HoH (%)	YoY (%)	ดัชนีราคา	HoH (%)	YoY (%)
H_1/ พ.ศ. 2552	99.61	-	-	99.75	-	-	99.48	-	-
H_2/ พ.ศ. 2552	100.39	-	-	100.25	-	-	100.52	-	-
H_1/ พ.ศ. 2553	101.99	-	-	101.37	-	-	102.56	-	-
H_2/ พ.ศ. 2553	102.76	-	-	102.31	-	-	103.17	-	-
H_1/ พ.ศ. 2554	103.82	1.03	1.79	103.00	0.67	1.60	104.57	1.36	1.96
H_2/ พ.ศ. 2554	104.95	1.10	2.14	104.22	1.19	1.87	105.63	1.01	2.38
H_1/ พ.ศ. 2555	107.28	2.22	3.34	106.38	2.07	3.29	108.11	2.35	3.38
H_2/ พ.ศ. 2555	108.48	1.12	3.36	107.66	1.20	3.30	109.24	1.05	3.42
H_1/ พ.ศ. 2556	112.8	-	5.10	112.0	-	5.30	113.5	-	5.00
H_2/ พ.ศ. 2556	115.1	-	6.10	114.1	-	6.00	116.0	-	6.20

หมายเหตุ: HoH หมายถึง เทียบกับข้อมูลครึ่งปีที่อยู่ติดกัน (ก่อนหน้า)
YoY หมายถึง เทียบกับข้อมูลรายปีที่อยู่ติดกัน (ก่อนหน้า)

ที่มา: ข้อมูลดัดแปลงจากวารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 2556, ปีที่ 8 (ฉบับที่ 26), หน้า 33 และ 2557, ปีที่ 9 (ฉบับที่ 30), หน้า 32

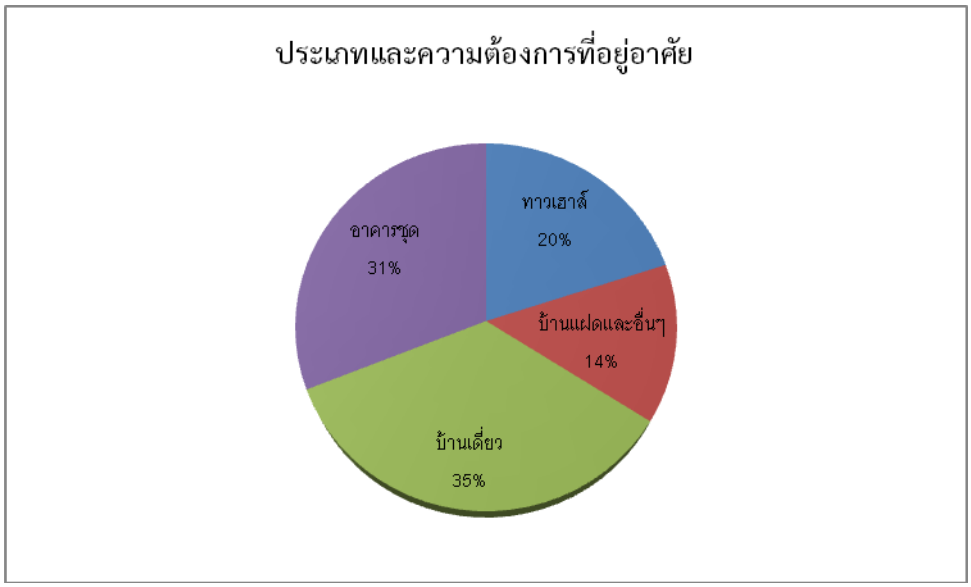
2.2 ข้อมูลความต้องการอยู่อาศัย

จากการสำรวจข้อมูลความต้องการที่อยู่อาศัยจากผู้เข้าชมงานมหกรรมบ้านและคอนโดครั้งที่ 33 ซึ่งจัดขึ้นระหว่างวันที่ 8-11 ตุลาคม พ.ศ. 2558 พบว่า ประเภทที่อยู่อาศัยที่ต้องการสูงที่สุด คือ บ้านเดี่ยว 42% อาคารชุด 34% ทาวเฮาส์ 16% อาคารพานิชย์ 5% บ้านแฝด 3% แสดงดังภาพที่ 2-10 [ธนาคารอาคารสงเคราะห์ ปีที่ 22 (ฉบับที่ 84) หน้า 52] ดังภาพที่ 2-10



ภาพที่ 2-12 ประเภทและความต้องการที่อยู่อาศัยจากผู้เข้าชมงานมหกรรมบ้านและคอนโดครั้งที่ 33

จากการสำรวจข้อมูลความต้องการที่อยู่อาศัยจากผู้เข้าชมงานมหกรรมบ้านและคอนโดครั้งที่ 34 ซึ่งจัดขึ้นระหว่างวันที่ 10-13 มีนาคม พ.ศ. 2559 พบว่า โครงการที่อยู่อาศัยที่ได้รับความสนใจจองซื้อมากที่สุดคือ บ้านเดี่ยว 35% รองลงมาเป็นคอนมิเนียม 31% ทาวน์เฮ้าส์ 20% ที่เหลือเป็นบ้านแฝดและอื่น ๆ 14% ดังภาพที่ 2-11



ภาพที่ 2-13 ประเภทและความต้องการที่อยู่อาศัยจากผู้เข้าชมงานมหกรรมบ้านและคอนโดครั้งที่ 34

ผู้เข้าชมงานกว่า 30% เป็นผู้ที่เคยมาชมงานในครั้งก่อน และอีก 70% เป็นผู้ที่เข้าชมงานมหกรรมฯ เป็นครั้งแรก ช่วงอายุ 21-30 ปี จำนวน 39% ช่วงอายุ 31-40 ปี จำนวน 34% และช่วงอายุ 41-50 ปี จำนวน 14%

รายได้สัดส่วนต่อเดือน พบว่า ส่วนใหญ่มีรายได้ไม่เกิน 30,000 บาท จำนวน 43%รายได้ 30,000-50,000 บาท จำนวน 28% และรายได้เกิน 50,000 บาท จำนวน 10%

ระยะเวลาที่ต้องการซื้อในอนาคต 1-2 ปี อยู่ที่ 19% ระยะเวลา 6-12 เดือน อยู่ที่ 18% ระยะเวลา 1-3 เดือน อยู่ที่ 14%

งบประมาณในการซื้อที่อยู่อาศัยแต่ละประเภทระบุว่า ต้องการซื้อที่อยู่อาศัยระดับราคา 1-2 ล้านบาท 34% ต้องการระดับราคา 2-3 ล้านบาท 30% ต้องการระดับราคา 3-4 ล้านบาท 17% ต้องการระดับราคา 4-6 ล้านบาท 9% และต้องการระดับราคาต่ำกว่าล้านบาท 5% [ธนาคารอาคารสงเคราะห์ ปีที่ 22 (ฉบับที่ 84) หน้า 80-81]

ตอนที่ 4 งานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับสถิติทดสอบเลวีน

นักวิจัยหลายคนที่ศึกษาเกี่ยวกับสถิติทดสอบเลวีน พัฒนาสูตรสถิติทดสอบเลวีนให้มีความแกร่งขึ้น ด้วยวิธีการที่แตกต่างกัน เช่น การปรับความโด่ง ปรับความเบ้ ปรับระดับองศาเสรีหรือปรับด้วยค่าสัมบูรณ์ของส่วนเบี่ยงเบนค่ากลาง ดังนี้

Hines and Hines (2000) ศึกษาการปรับปรุงสถิติทดสอบเลวีน ชี้ให้เห็นว่า การใช้มัธยฐานแทนค่าเฉลี่ยในสูตรสถิติทดสอบเลวีน (สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี) ทำให้เกิดโครงสร้างศูนย์ (Structural Zero) กล่าวคือ กรณีที่จำนวนข้อมูลเป็นจำนวนคี่ (n เป็นเลขคี่) คำนวณค่า $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_i\right|$ จะมีจำนวนหนึ่งค่าที่เป็นศูนย์ วิธีแก้ไขคือ นำค่า $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_i\right|$ ที่คำนวณได้เรียงลำดับจากน้อยไปมาก โดยปรับค่า $Z_{i(j)}$ ที่น้อยที่สุดอันดับที่ 1 และ 2 ใหม่ (ค่า $Z_{i(1)}$ และ $Z_{i(2)}$) ด้วยการหาค่าเฉลี่ยของสองค่านี้แล้วนำกลับไปแทนคืน แต่การปรับค่าดังกล่าวทำให้มีผลกระทบต่อค่า $\sum_{j=1}^{n_i} Z_{i,j}$ มีค่าใหญ่กว่าค่าที่แท้จริง

Neuhauser and Hothorn (2000) ได้ศึกษาสถิติทดสอบอาศัยการแปลงสถิติทดสอบเลวีน (1960) คือมีการแปลงค่าสังเกต $X_{i,j}$ ให้อยู่ในรูป $Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$ ทดสอบสมมุติฐานว่างเทียบกับ Non-Restricted Alternative บางค่า i, j ด้วย $\sigma_i \neq \sigma_j$ ประยุกต์กับ one-way ANOVA และใช้สถิติทดสอบ F-test กับ $Z_{i,j}$ สมมุติฐานที่ใช้ในการทดสอบคือ $H_o : \sigma_0 = \sigma_1 = \sigma_2 = \ldots = \sigma_k$ เทียบกับ $H_1 : \sigma_0 \leq \sigma_1 \leq \sigma_2 \leq \ldots \leq \sigma_k ; \sigma_0 < \sigma_k$ พบว่า $Z_{i,j}$ มีความแปรปรวนไม่คงที่ ภายใต้สมมุติฐานว่างกรณีขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน สำหรับทางเลือก (Alternative) ANOVA ด้วยการแปลงตัวแปรเพื่อกำหนดค่าวิกฤตด้วยการจำลองสถานการณ์การแจกแจงตัวอย่างจำนวนจำกัดของ $Z_{i,j}$ และในปี 1987 Loh ใช้วิธีนี้ในการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนโดยไม่กำหนดลำดับเพื่อความแม่นยำ โดย Neuhauser and Hothorn ใช้การทดสอบของ Bartholomew และ Multiple Contrast Test หลังการแปลง $Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$ และ $Z_{i,j} = (X_{i,j} - \bar{X}_{i.})^2$ พบว่า การแปลงด้วย $Z_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$ มีกำลังการทดสอบมากกว่าการแปลง $Z_{i,j} = (X_{i,j} - \bar{X}_{i.})^2$ และใช้ผลจากการศึกษาไปใช้กับการตรวจสอบระดับโฮโมนเพศชาย (Testosterone) สำหรับกลุ่มตัวอย่างที่เป็นผู้ชาย พบว่า ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของระดับโฮโมนมีแนวโน้มสูงขึ้น ในกรณีจำนวนตัวอย่างไม่เท่ากัน การวัดแนวโน้มการกระจายของสถิติให้กำลังการทดสอบสูงสุด

Joachim et al. (2002) ได้ศึกษาการดัดแปลงสถิติทดสอบ F, Brown-Forsythe และ Welch เพื่อรักษาระดับนัยสำคัญที่ตั้งไว้ในแต่ละกรณีภายใต้ข้อตกลงแบบคลาสสิคคือ 1) Normality of the Errors 2) Homogeneity of the Error Variances 3) Independence of the Errors แต่ถ้าฝ่าฝืนข้อใดข้อหนึ่ง F-test จะเป็นตัวประมาณแบบต่ำ (Conservative or Liberral) ขึ้นอยู่กับการจัดการและข้อตกลงจาก Scheffe'(1959) ตรวจสอบผลกระทบดังกล่าว ข้อตกลง Normality of the Errors ต่างกันเล็กน้อยเกี่ยวกับเส้นกำกับเส้นโค้ง การดัดแปลงของ Brown-Forsythe Test

ในปี ค.ศ. 1997 Mehrotra ได้พัฒนาสูตรสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี โดยการปรับแก้ข้อบกพร่องเกี่ยวกับกระบวนการทดสอบคือองศาเสรี (Degree of Freedom) โดย Box (1954) ประมาณค่าองศาเสรี พบว่า ประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ ทั้งสถิติทดสอบเอฟแบบเดิมและแบบใหม่ เท่ากับสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตีแบบเดิมและแบบใหม่ (กรณีจำนวนตัวอย่างเท่ากัน)

Boos and Brownie (2004) ได้ศึกษากระบวนการที่ทำให้การทดสอบมีความแกร่งสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไม่ปรกติ (Nonnormality) ด้วยกลยุทธ์ 3 ข้อ คือ 1) ปรับกระบวนการทดสอบทฤษฎีปรกติ (Normal Theory Test) ใช้ประมาณความโด่ง (Box & Andersen,1955; Shoemaker, 2003) 2) ใช้ ANOVA กับชุดข้อมูลแต่ละค่าสังเกตที่แทนโดยการกระจายของตัวแปร เช่นการใช้ค่าเบี่ยงเบนสัมบูรณ์ของค่าเฉลี่ยหรือมัธยฐาน (Levene, 1960; Brown & Forsty, 1974) กระบวนการที่มีความเกี่ยวข้องกับความสามารถของ ANOVA ค่าเทียมของแจ็คนีฟ เช่น ล็อคความแปรปรวนตัวอย่าง (Miller,1968) 3) ใช้วิธีการสุ่มตัวอย่างซ้ำเพื่อหาค่า p-value ของสถิติทดสอบ (Box & Andersen, 1955; Boos & Brownie, 1989) ด้วยการเปลี่ยนค่าสังเกตให้อยู่ในรูป $Z_{i,j} = \left| Y_{i(j)} - Mdn_{i.} \right|$ นั่นคือใช้วิธี Lev1: Med จากการศึกษาพิจารณาสองกลุ่มตัวอย่างและใช้ $t_p = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{s_p^2 (1/n_1 + 1/n_2)}}$ เป็นเส้นกำกับเส้นโค้งตัวแปรสุ่มปรกติมาตรฐาน แต่ถ้าความแปรปรวนไม่เท่ากันสามารถเลือกใช้เส้นกำกับเส้นโค้ง Distribution-Free Welch t นั่นคือ $t_W = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)}}$ สมมติว่าประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ สถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ด้วยการดัดแปลงอัตราส่วนไลลิฮูด โดยมี $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = ... = \sigma_k^2$ เพื่อทดสอบกับตัวอย่าง k กลุ่ม จาก B/C โดย $B = \sum_{i=1}^{k} (n_i - 1) \log \frac{s_p^2}{s_i^2}$ และ $C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left\{ \left[\sum_{i=1}^{k} \frac{1}{(n_i - 1)} \right] - \frac{1}{N-k} \right\}$ คือ แฟคเตอร์การปรับแก้ที่ลู่เข้าสู่การแจกแจง χ_{k-1}^2 ผลจากการศึกษาพบว่า Lev1: Med ให้ค่าระดับนัยสำคัญต่ำกว่าระดับที่กำหนด โดยเฉพาะอย่างยิ่งมีค่าต่ำ เมื่อตัวอย่างมีขนาดเล็กและมีจำนวนคี่ นอกจากนั้นแล้วได้นำสถิติทดสอบ 6 ตัวคือ Bartlett χ^2 ,Bar2 χ^2 ,Shoe χ^2 ,Lev1:Med F, Bar boot trim, Lev1: Med boot trim ที่ให้ค่า p-value ไปทดสอบกับข้อมูลจริง โดยศึกษาการผลิตฟีโรโมนของผีเสื้อกลางคืน 8 กลุ่มและฉีดสารเข้าไปกระตุ้นกับตัวเมียด้วย ผลจากการศึกษาคือสถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ไม่มีความแกร่ง ส่วนสถิติที่เหลือให้ผลการผลิตสารฟีโรโมนต่างกันเล็กน้อย แต่ถ้านำสถิติ Bartlett χ^2 และ Lev1: Med ไปบรุทสแต็ปจะให้ค่า p-value น้อยกว่า Shoe χ^2 และ Lev1: Med นั่นคือสถิติทดสอบที่บรุทสแต็ปจะมีค่าเข้าใกล้ระดับนัยสำคัญที่ใช้ทดสอบ

Vorapongsathorn et al. (2004) ได้เปรียบเทียบกำลังการทดสอบความแปรปรวนของสถิติทดสอบ 3 ตัวคือ สถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ สถิติทดสอบคอครันและสถิติทดสอบเลวีน ขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มทั้งเท่ากันและไม่เท่ากันคือ 15, 30 และ 45 สำหรับข้อมูลมีการแจกแจง 3 แบบ คือ การแจกแจงปรกติ การแจกแจงไคกำลังสอง และแจกแจงแกมมา พบว่า สถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ให้กำลังการทดสอบสูงเกือบทุกกรณี จากการใช้สถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน

เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแบบไม่ปรกติ สถิติทดสอบเลวีนสามารถนำไปใช้กับข้อมูลขนาดเล็กและจำนวนตัวอย่างไม่เท่ากัน สถิติทดสอบเลวีนที่ศึกษา นิยามไว้ดังนี้

$$W = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\overline{Z_{i.}} - \overline{Z}..)^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z_{i,j} - \overline{Z_i}.)^2}$$

เมื่อ a) $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}_{i.}\right|$ โดย $\overline{Y}_{i.}$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างกลุ่มที่ i

b) $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_{i.}\right|$ โดย $Mdn_{i.}$ คือค่ามัธยฐานตัวอย่างกลุ่มที่ i

c) $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}'_{i.}\right|$ โดย $\overline{Y}'_{i.}$ คือค่าเฉลี่ยเลขคณิตตัวอย่างกลุ่มที่ i

จากการตัดปลายข้อมูล 10%

การตัดปลายของค่าสุดโต่ง โดยเฉพาะอย่างยิ่งเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงไม่ปรกติจากการแจกแจงแกมมา เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากันแต่ฝ่าฝืนข้อตกลงความเป็นปรกติและการเท่ากันของความแปรปรวน สถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์ให้ค่ากำลังการทดสอบสูงสุดทุกขนาดตัวอย่าง จากผลลัพธ์นี้มีความต่างจากข้อตกลงที่ว่า การฝ่าฝืนข้อตกลงการแจกแจงแบบปรกติอาจจะสูญเสียกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบเลวีน ทำให้กำลังการทดสอบต่ำกว่าสถิติทดสอบบาร์ตเล็ตต์และสถิติทดสอบคอครัน

Rosser et al. (2004) ได้ศึกษาเกี่ยวกับปัญหาทางการแพทย์ เพื่อช่วยเรื่องการมองเห็นที่ชัดเจน ได้เพิ่มความหลากหลายวิธีการวัดการมองเห็นให้ดีมากกว่าวิธีเดิม วิธีการทดลองคือวัดการมองเห็นในแต่ละบุคคลที่มีลักษณะใกล้เคียงกันและบันทึกเก็บไว้ด้วยวิธีการวัดแบบ Test-Retest Variability (TRV) ซึ่งเป็นการวัดในรูปลอการิทึมของวิธีแก้ปัญหามุมที่น้อยที่สุด ในการมองเห็น (Log MAR) และวัดจากความคลาดเคลื่อน การศึกษาก่อนนี้ใช้ช่วงความเชื่อมั่นของ TRV ที่ 95% การวัดอยู่ในช่วง ± 0.07 ถึง ± 0.19 ของ Log MAR เป็นไปตามที่คาดการณ์ไว้ คือช่วงความยาว 95% TRV อาจเพิ่มขึ้นทำให้การมองเห็นชัดเจนขึ้น โดยตรวจสอบกับผู้เข้าร่วมทดลองจำนวน 40 คน ภายใต้ 3 เงื่อนไข ได้แก่ 1) ความไม่ชัดเจนหรือมีสายตาเอียง 2) มีการแก้ไข +0.5 D และ 3) ได้รับการแก้ไข +1.0D โดยทำการสุ่มผู้เข้าร่วมทดลองให้อ่านชาร์ตแล้วถามถึงสิ่งที่อ่านไปจนครบและหลังจากนั้นให้อ่านย้อนกลับ ในการทดลองได้มีการควบคุมการเรียนรู้ ความจำและความเหนื่อยล้าจากการทดลอง เครื่องมือที่ใช้ในการตรวจสอบคือใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบดั้งเดิมเพื่อตรวจสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวน (Homogeneity of Variances) ได้ค่า p=0.00023 แนวโน้มการทดสอบที่ได้จากค่าเฉลี่ย แต่กลุ่มที่มีค่ามากกว่า ได้ค่า p=0.0000416 ในทำนองเดียวกันแนวโน้มการทดสอบโดยใช้มัธยฐานแต่กลุ่มให้ค่า p-value ต่ำกว่าการทดสอบความเป็นเอกพันธ์ ได้ค่า p=0.00024 vs.0.00124 เป็นไปตามคาด คือค่า p-value ที่ได้จากการตัดปลายค่าเฉลี่ย 25% มีแนวโน้มต่ำกว่าการใช้ค่าเฉลี่ย และมัธยฐาน ซึ่งเป็นทางเลือกที่น่าสนใจเพื่อใช้ในการสนับสนุนข้อสรุปวิธีการวัดเพื่อช่วยให้การมองเห็นเพิ่มความชัดเจนมากยิ่งขึ้น

Coulson and Joyce (2006) ได้ศึกษาดัชนีความแปรปรวน ผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงสภาพอากาศต่อระบบนิเวศน์ วิธีการศึกษาคือใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับปรุงเทียบกับสถิติ

ทดสอบเลวีนแบบเดิมและสถิติบราวน์-ฟอร์สิตี เพื่อตรวจสอบความแปรปรวนค่าข้อมูลแบบเคลื่อนที่จากค่าเริ่มต้น จนถึงคาบเวลาสุดท้าย สถิติทดสอบเลวีนที่ศึกษา นิยามไว้ดังนี้

$$W = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\overline{Z_{i.}} - \overline{Z}..)^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z_{i,j} - \overline{Z_i}.)^2}$$

เมื่อ a) $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}_{i.}\right|$ โดย $\overline{Y}_{i.}$ คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างกลุ่มที่ i

b) $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_{i.}\right|$ โดย $Mdn_{i.}$ คือค่ามัธยฐานตัวอย่างกลุ่มที่ i

c) $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}'_{i.}\right|$ โดย $\overline{Y}'_{i.}$ คือค่าเฉลี่ยเลขคณิตตัวอย่างกลุ่มที่ i

จากการตัดปลายข้อมูล 10%

ผลการศึกษา ชี้ให้เห็นว่า ถ้าการแจกแจงที่ศึกษาเป็นแบบหางยาว วิธีการตัดปลายค่าเฉลี่ย 10% สถิติทดสอบ W แบบ c ให้ค่ากำลังการทดสอบมากสุด ส่วนกรณีข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตรใช้ค่ามัธยฐาน สถิติทดสอบ W จะให้ค่ากำลังการทดสอบมากสุด และถ้าการแจกแจงปรกติใช้ค่าเฉลี่ยสถิติทดสอบ W จะให้ค่ากำลังการทดสอบมากสุด

Liu (2006) ได้พัฒนาการเปลี่ยนแปลงจากการทดสอบมาตรฐานของเลวีนแบบใหม่ด้วยการประยุกต์การแก้ไข Box-Anderson ในการทดสอบ ANOVA F ให้มีศักยภาพและมีกำลังการทดสอบดี ในการทดลองแบบ RCB ด้วยกำลังสองน้อยสุด (OLS) หรือถ่วงน้ำหนักกำลังสองน้อยสุด (WLS) ศึกษาในกรณีข้อมูลมีการแจกแจงแบบไม่ปรกติ และใช้การทดสอบทฤษฎีปรกติโดยเทียบประสิทธิภาพของ Lev1: Med Test ซึ่งเกิดจากการแปลง $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_{i.}\right|$ และการดัดแปลง Lev1: Med Test ใช้แนวคิดหลักของการปรับแก้ที่สอดคล้องกับโมเมนต์ลำดับที่ 4 ของตัวอย่าง การเรียงสับเปลี่ยนสถิติการทดสอบซึ่งตัวแปรในสถิติทดสอบ F ได้แฟคเตอร์การปรับแก้องศาเสรีในสถิติทดสอบ F ใน ANOVA แบบดั้งเดิมได้สถิติใหม่คือ

$$F^* = \frac{\sum_{i=1}^{k}(n_i - 1)(\overline{Z}^*_{i.} - \overline{Z}^*_{..})^2/(k-1)}{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni-1}(Z^*_{i,j} - \overline{Z}^*_{i.})^2/(n-2k)}$$

ส่วนคุณสมบัติเส้นกำกับเส้นโค้งใช้วิธี M-estimator แสดงให้เห็นว่าลักษณะเส้นโค้งมีความถูกต้องสถิติทดสอบ F ของ Lev1: Med ไปยังการแจกแจงเอฟ พร้อมทั้งพัฒนาสถิติทดสอบตัวใหม่ด้วยการดัดแปลง (Modified) และบรุทสแต็ปตามคำแนะนำของ Boos–Brown (1998) และใช้วิธีของ Hines-Hines คือ Structural Zero Removal ช่วยพัฒนากำลังการทดสอบของสถิติทดสอบเลวีน พบว่า การดัดแปลงตัวแปร Lev1: Med แบบใหม่ดีกว่าแบบเดิม และนำสถิติตัวใหม่ไปทดสอบกับข้อมูลจริง เกี่ยวกับการผลิตแผงวงจรอิเล็กทรอนิค

Mendes (2006) ได้ศึกษาสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวน คือ 1) สถิติทดสอบ Bartlett χ^2 Test (Bart) 2) สถิติทดสอบ Levene 1 Test (Lev1) ที่นำเสนอโดย Levene (1960) โดยนิยามตัวแปรที่จะใช้อยู่ในรูป $Z^1_{i,j} = \left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|$ 3) สถิติทดสอบ Levene 2 Test (Lev2) นิยามตัวแปรที่จะใช้อยู่ในรูป $Z^2_{i,j} = (X_{i,j} - \bar{X}_{i.})^2$ 4) สถิติทดสอบ Levene 3 Test (Lev3) นิยามตัวแปรที่จะใช้อยู่ในรูป $Z^3_{i,j} = \ln(X_{i,j} - \bar{X}_{i.})^2$ 5) สถิติทดสอบ Levene 4 Test (Lev4) นิยามตัวแปรที่จะใช้อยู่ในรูป $Z^4_{i,j} = \sqrt{\left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|}$ โดยนำสถิติทดสอบ Lev1, Lev2, Lev3, Lev4 ไปใช้ในกระบวนการของ ANOVA จะปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อ Lev> $F_{(\alpha,k-1,N-k)}$ 6) สถิติทดสอบที่นำเสนอใหม่ MP Test นิยามตัวแปรที่จะใช้อยู่ในรูป $Z_{i,j} = \frac{Z_{i(1)} - Z_{i(2)}}{2}$ โดยที่ $Z_{i(1)}$ คือค่าที่น้อยที่สุดในกลุ่มที่ i และ Z_{2j} คือค่าที่มากที่สุดในกลุ่มที่ i ดังนั้นในกลุ่มที่ i จะมีจำนวน $n_i - 1$ ค่าเฉลี่ยกลุ่มที่ i คือ $\bar{X}_{i.} = \frac{\sum X^5_{i,j}}{n_i - 1}$ ไปใช้ในกระบวนการของ ANOVA จะปฏิเสธสมมุติฐานว่างเมื่อ MP Test> $F_{(\alpha,k-1,N-2k)}$ ผลการศึกษาปรากฏว่า MP Test มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ดีที่สุด และให้กำลังการทดสอบ 0.7 ขึ้นไป เมื่อจำนวนตัวอย่างแต่ละกลุ่มตั้งแต่ 20 ค่าขึ้นไป ทุกสถิติทดสอบ ถ้าจำนวนตัวอย่างในแต่ละกลุ่มแตกต่างกันมากจะให้ค่ากำลังการทดสอบเพิ่มขึ้น

Frutos (2009) ได้ศึกษาถึงประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีน คือค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ โดยใช้ค่าเฉลี่ยตัดปลายข้อมูล 10% คือ $\bar{Y}_{10i} = \frac{(1-\gamma+g)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(g+2)} + (1-\gamma+g)Y_{i(n_i-g)}}{n_i - 2\gamma}$ เป็นค่ากลางของข้อมูล เพื่อใช้เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมในรูป $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}_{10i}\right|$) โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ทำซ้ำ 5,000 รอบ ศึกษาข้อมูลที่มีการแจกแจงปรกติ การแจกแจงแบบทีการแจกแจงแบบผสมปรกติ การแจกแจงยูนิฟอร์ม การแจกแจงไคกำลังสอง และการแจกแจงเอ็กโพเนนเชียล ผลการศึกษาพบว่า เมื่อประชากรมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร ตัวอย่างขนาดเล็ก (n<30) สถิติทดสอบนี้ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley (ยกเว้นขนาดตัวอย่างจากประชากรแต่ละกลุ่มเท่ากับ 5 ทุกกลุ่ม) แต่มีกำลังการทดสอบต่ำเมื่อขนาดตัวอย่างจากประชากรแต่ละกลุ่มต่ำกว่า 22 สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งหมด แต่ถ้าข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ได้ทั้งกรณีตัวอย่างขนาดเล็กและขนาดใหญ่ สถิติทดสอบฟรูโทสมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี แต่น้อยกว่าสถิติทดสอบเลวีน ทุกการแจกแจงและทุกขนาดตัวอย่าง

Gastwirth et al. (2009) ได้ศึกษาถึงผลกระทบของสถิติทดสอบเลวีนทั้งทางทฤษฎี และทางปฏิบัติ โดยพบว่าขนาดที่แท้จริงของการทดสอบด้วยสถิติทดสอบเอฟอาจแตกต่างไปจากขนาด

ที่กำหนดไว้ ซึ่งเป็นปัญหาที่สำคัญเนื่องจากความแปรปรวนในกลุ่มตัวอย่างมีความสัมพันธ์แบบลบกับขนาดตัวอย่างในกลุ่ม นอกจากนั้น Gastwirth และคณะ ได้นำเสนอลำดับวิธีการของสถิติทดสอบเลวีนในรูปแบบใหม่ของสถิติทดสอบเลวีนโดยใช้ $Z_{i,j} = \left| X_{i,j} - \hat{\mu}_i \right|$ แทน d_{ij} จาก

$$F = \frac{N-k}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k} \left(\bar{d}_{i.} - \bar{d}_{..} \right)^2}{\sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{n_i} n_i \left(d_{ij} - \bar{d}_{i.} \right)^2}$$ โดย $\hat{\mu}_i$ เป็นตัวประมาณค่าที่แกร่งของ μ_i ในกรณีจำนวนตัวอย่างแต่ละกลุ่มมีจำนวนไม่เกิน 10 ค่า แนวทางในการเพิ่มกำลังการทดสอบโดยวิธีของ Hines-Hines (2000) ด้วยวิธี Structural Zero Removal ซึ่งวิธีนี้ช่วยเพิ่ม Variability ของ $z_{i,j}$ และลดองศาเสรีลงหนึ่งค่าเพื่อชดเชย Structural Zeros เป็นเรื่องที่ดีเนื่องจากเป็นการลดค่า SSE และค่า MS ใน Levene ANOVA ซึ่งเหมาะกับกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก ค่าคาดหวังของ d_{ij} คือ

$E(d_{ij}) = \sigma_i \sqrt{\frac{2}{\pi}\left(1 - \frac{1}{n_i}\right)}$ ทุกกลุ่มมีความแปรปรวนเท่ากันคือ σ^2 ค่าคาดหวังของกลุ่มตัวอย่างโดยเฉลี่ยต่างกัน ดังนั้น มีความแตกต่างกันมากในขนาดตัวอย่าง n_i อาจเป็นสาเหตุให้สถิติทดสอบเลวีนเดิมปฏิเสธสมมุติฐานว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นจริง และจากการศึกษาของ O' Brien (1979) และ Keyes and Levy (1997) ได้แก้ไขปัญหาด้วยการแทนค่า d_{ij} ด้วย μ_{ij} เมื่อ $\mu_{ij} = \frac{d_{ij}}{\sqrt{1 - 1/n_i}}$ และใช้สถิติทดสอบเลวีนในการตรวจสอบแนวโน้มความแปรปรวนในกลุ่ม โดย $H_a : \sigma_1 < \sigma_2 < \sigma_3 < ... < \sigma_k$ จากวิธีการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายด้วยค่าคะแนน $\omega_1 < \omega_2 < \omega_3 < ... < \omega_k$ ในแต่ละกลุ่ม ค่าคาดหวังของความชัน $\hat{\beta}$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i (\omega_i - \varpi)(\bar{Z}_{i.} - \bar{Z}..)}{\sum_{i=1}^{k} n_i (\omega_i - \varpi)^2}$$

ถ้าค่าของ $\hat{\beta}$ มีค่าเป็นบวกจะได้ว่า $H_a : \sigma_1 < \sigma_2 < \sigma_3 < ... < \sigma_k$

ถ้าค่าของ $\hat{\beta}$ มีค่าเป็นลบจะได้ว่า $H_a : \sigma_1 > \sigma_2 > \sigma_3 > ... > \sigma_k$

ถ้าค่าของ $\hat{\beta}$ มีค่าเป็นศูนย์จะได้ว่า $H_a : \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = ... = \sigma_k$

วิธีการของ Hines-Hines (2000) แสดงให้เห็นว่าใช้ Contrasts สะท้อนถึงทางเลือกหรือแนวโน้มสิ่งที่สงสัย มีกำลังการทดสอบเพิ่มขึ้นกว่าการใช้ Usual F-Standard นอกจากนี้ Gastwirth และคณะ (2009) ยังได้นำเสนอการนำสถิติทดสอบเลวีนไปใช้ในหลายสาขา เช่น ในสาขาวิชาโบราณคดีและมนุษยวิทยา ปีค.ศ.1996 Stark and Longacre ได้นำสถิติทดสอบเลวีนไปใช้ทดสอบเครื่องปั้นดินเผาทดสอบ Standardization Hypothesis ซึ่งมีการวัดคุณลักษณะ 3 อย่างคือ ความลึก เส้นรอบวงและความสูง จากแหล่งโบราณคดี 3 แห่ง โดยใช้สถิติทดสอบเอฟและสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี เปรียบเทียบความแปรผันระหว่างการผลิตหม้อดินที่มาจากแต่ละแหล่ง โดยมีสมมุติฐานว่างคือ H_0 : คุณลักษณะของหม้อดินแต่ละแหล่งคล้ายกัน และสมมุติฐานแย้งคือ

H_a : คุณลักษณะของหม้อดินแต่ละแหล่งแตกต่างกัน ผลการทดสอบพบว่าคุณลักษณะหม้อดินแต่ละแหล่งแตกต่างกัน และค่า p-value ที่ได้จากสถิติทดสอบเอฟต่ำกว่าสถิติทดสอบอื่นที่นำมาทดสอบและค่า $\hat{\beta}$ มีค่าเป็นลบ

Lee, Katz, and Restori (2010) ได้ศึกษาความแกร่งและกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบเลวีนเปรียบเทียบกับ 6 สถิติทดสอบคือ 1) Brown-Forsythe 2) Z-Variance 3) Overall-Woodward Modified Z-Variance 6) O'Brien เพื่อช่วยประกอบการตัดสินใจว่าจะใช้สถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนที่มีในโปรแกรม SPSS และโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติอื่น (สถิติทดสอบเลวีน) หรือไม่ โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ในแต่ละสถานการณ์ทดลอง 3,000 ซ้ำ และศึกษาการทดลองที่มี 4 กลุ่มตัวอย่าง โดยกำหนดให้ค่าเฉลี่ยแต่ละกลุ่มมีค่าเฉลี่ยเท่ากัน แต่มีความแปรปรวนต่างกัน ซึ่งอัตราความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มคือ 1: 2: 3: 4 จำนวนตัวอย่างแต่ละกลุ่มเท่ากับ 10 และ 30 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ผลการทดลองพบว่า สถิติทดสอบไม่ได้ดีที่สุดแต่ไม่ได้แย่ที่สุด เมื่อพิจารณาจากความแกร่งและกำลังการทดสอบ แต่สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี ชี้ให้เห็นว่า มีความแกร่งที่ดีมากเมื่อเทียบกับสถิติทดสอบอื่น ๆ แต่มีกำลังการทดสอบน้อยกว่าสถิติทดสอบอื่น ๆ

Nordstokke and Zumbo (2010) ได้ศึกษาสถิติทดสอบเลวีนแบบนอนพาราเมตริก โดยใช้มัธยฐานระยะความห่างของข้อมูลในการทดสอบ (T3) เปรียบเทียบกับสถิติทดสอบเลวีนที่ใช้มัธยฐานของข้อมูล (T2) ด้วยการจำลองข้อมูล ประชากรมีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง (χ^2) ที่มีระดับความเบ้เป็น 0, 1, 2 และ 3 จำนวนตัวอย่างที่ศึกษา 3 กลุ่ม อัตราความแปรปรวน 9 แบบ ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 แต่ละสถานการณ์ทำซ้ำ 5,000 รอบ พิจารณาผลการทดลองจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Bradley และกำลังการทดสอบ พบว่า สถิติทดสอบ (T3) ให้ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วง ตามเกณฑ์ของ Bradley ทุกสถานการณ์ ส่วนสถิติ T2 ให้ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley บางสถานการณ์ ถ้าความเบ้เป็น 0 และ 1 ส่วนมากสถิติทดสอบ T2 มีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบ T3 แต่ถ้าความเบ้เป็น 2 และ 3 สถิติทดสอบ T3 มีกำลังการทดสอบ มากกว่าสถิติทดสอบ T2

Othman et al. (2011) ได้ศึกษาการปรับใหม่สถิติทดสอบเลวีนให้มีความแกร่งขึ้น โดยใช้วิธีการตัดปลายข้อมูลที่มีลักษณะสมมาตร สูตรที่ใช้ในการคำนวณค่ากลางจากการตัดปลายคือ $T_\alpha = \frac{1}{n(1-2\alpha)}\left[\sum_{i=k+1}^{n-k} X_i + (k-\alpha n)(X_k + X_{n-k+1})\right]$ โดย α คือ เปอร์เซ็นต์การตัดปลาย และ $k = [\alpha n]+1$ จำนวนเปอร์เซ็นต์การตัดปลาย 4 แบบ คือ 5% 10% 15% และ 20 % ตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาคือ 1) ขนาดตัวอย่างรวมทุกกลุ่ม (Total Sample Size) 2) ขนาดตัวอย่างไม่เท่ากันในแต่ละกลุ่ม (Degree of Sample Size Inequality) 3) รูปร่างของการแจกแจงประชากร (Shape of the Population Distribution) 4) ประเภทและผลรวมการตัดปลาย (Type and Amount of total trimming) ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ.05 แต่ละสถานการณ์ทำซ้ำ 5,000 รอบ

พิจารณาผลการทดลองจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 แบ่งออกเป็น 3 ช่วงคือ (.025, .050), (.045, .055) และ (.045, .050) พบว่า ข้อมูลส่วนมากมีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตกในช่วง (.025, .050) และ (.045, .050) เปอร์เซ็นต์การตัดปลายที่ดีสุดคือ 20%

จากงานวิจัยดังกล่าวแสดงให้เห็นว่า นักวิจัยบางคนได้นำสถิติทดสอบเลวีนปรับปรุงให้มีประสิทธิภาพมากขึ้นภายใต้การแจกแจงต่าง ๆ และขนาดตัวอย่างที่ต่างกัน บางคนได้นำไปประยุกต์กับงานวิจัยในศาสตร์ต่าง ๆ ให้เหมาะกับงานที่ศึกษา เช่น ด้านการแพทย์ สิ่งแวดล้อม นิเวศวิทยา ด้านธุรกิจ เป็นต้นข้อมูล อีกทั้งเปรียบเทียบประสิทธิภาพสถิติทดสอบเลวีนกับสถิติทดสอบตัวอื่น ๆ เพื่อทดสอบความแปรปรวนของประชากรก่อนวิเคราะห์ข้อมูลในลำดับถัดไป และในบางงานวิจัยได้ใช้ทั้งสถิติทดสอบเลวีนแบบดั้งเดิมและแบบที่ปรับปรุงแล้ว มีนักวิจัยหลายคนได้พัฒนาสถิติทดสอบเลวีนขึ้นใหม่ในหลากหลายรูปแบบ เช่น การเลือกค่ากลางใหม่ ด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ย การปรับค่าองศาเสรี เป็นต้น จากทิศทางงานวิจัยข้างต้น วิธีการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน คือใช้หลักปรับค่า $Z_{i,j}$ ซึ่งเป็นองค์ประกอบของสูตรสถิติเลวีน สามารถแบ่งออกเป็นสองกลุ่ม คือ กลุ่มแรก คือเลือกค่ากลางด้วยการตัดปลายข้อมูล และได้เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูลที่เหมาะสมกับลักษณะข้อมูล ดังการศึกษาของ Coulson and Joyce (2006), Othman et al. (2011) และกลุ่มที่สอง คือลดผลกระทบของค่า $Z_{i,j}$ เพื่อพัฒนาแนวคิดต่อจากบราวน์-ฟอร์สิตี ดังการศึกษาของ Hines and Hines (2000), Neuhauser and Hothorn (2000), Mendes (2006)

สรุปผลการศึกษาส่วนใหญ่ของกลุ่มแรก คือเลือกค่ากลางด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ย เนื่องจากข้อมูลที่เกิดขึ้นส่วนมากมีลักษณะการแจกแจงแบบไม่สมมาตร และมีจำนวนตัวอย่างแต่กลุ่มมีขนาดไม่มาก ซึ่งส่งผลให้สถิติทดสอบเลวีนมีประสิทธิภาพสูงขึ้นกว่าวิธีอื่น ดังนั้น การเลือกค่ากลางด้วยการตัดปลายข้อมูลจึงเป็นวิธีที่น่าสนใจที่จะนำไปเป็นค่ากลางตัวใหม่ เนื่องจากมีแนวคิดที่ง่าย ไม่ซับซ้อน และสอดคล้องกับผลการศึกษาของ Frutos, (2009) ดังนั้น งานวิจัยในอนาคตที่เกี่ยวข้องกับการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนนั้น ควรพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ที่ลดความแปรปรวนในกลุ่มตัวอย่าง ด้วยการศึกษาจำนวนเปอร์เซ็นต์ตัดปลายค่าเฉลี่ยข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ และจำนวนเปอร์เซ็นต์ที่จะตัดปลายข้อมูล ซึ่งสามารถนำไปพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่ ให้มีความเหมาะสมและสามารถนำไปใช้กับข้อมูลที่มีขนาดตัวอย่างเล็กและค่านอกเกณฑ์ (Outlier) ได้มากยิ่งขึ้น

บทที่ 3
วิธีดำเนินการวิจัย

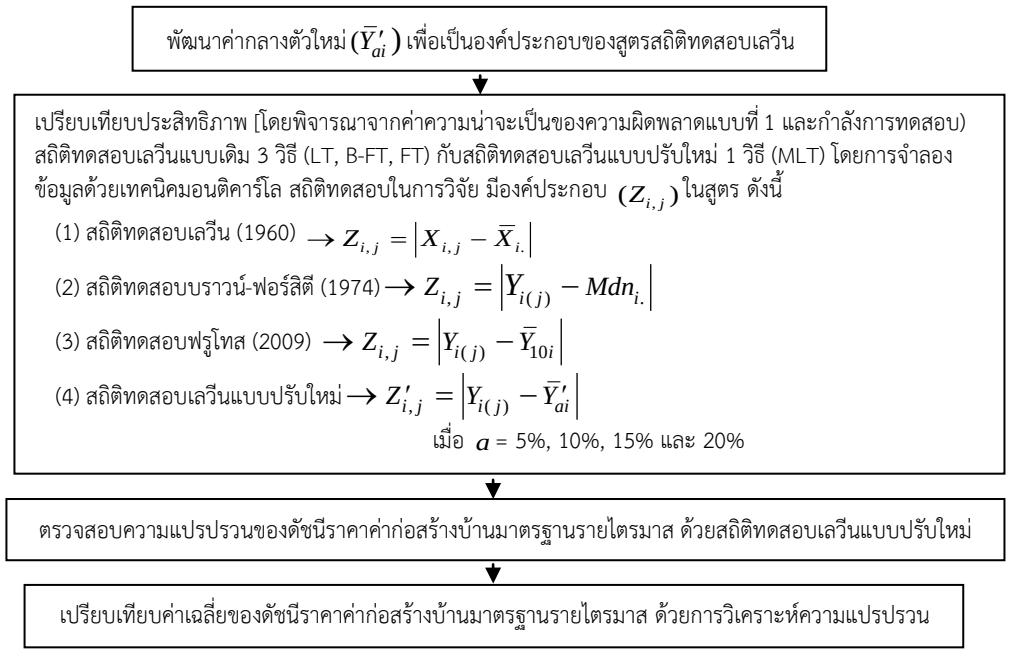
การวิจัยนี้เป็นการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ในกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี (LT, B-FT, FT) ภายใต้สถานการณ์ 280 สถานการณ์ ตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาสตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ขั้นตอนการดำเนินงานวิจัยแบ่งเป็น 3 ขั้นตอน ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 การพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่

ขั้นตอนที่ 2 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน

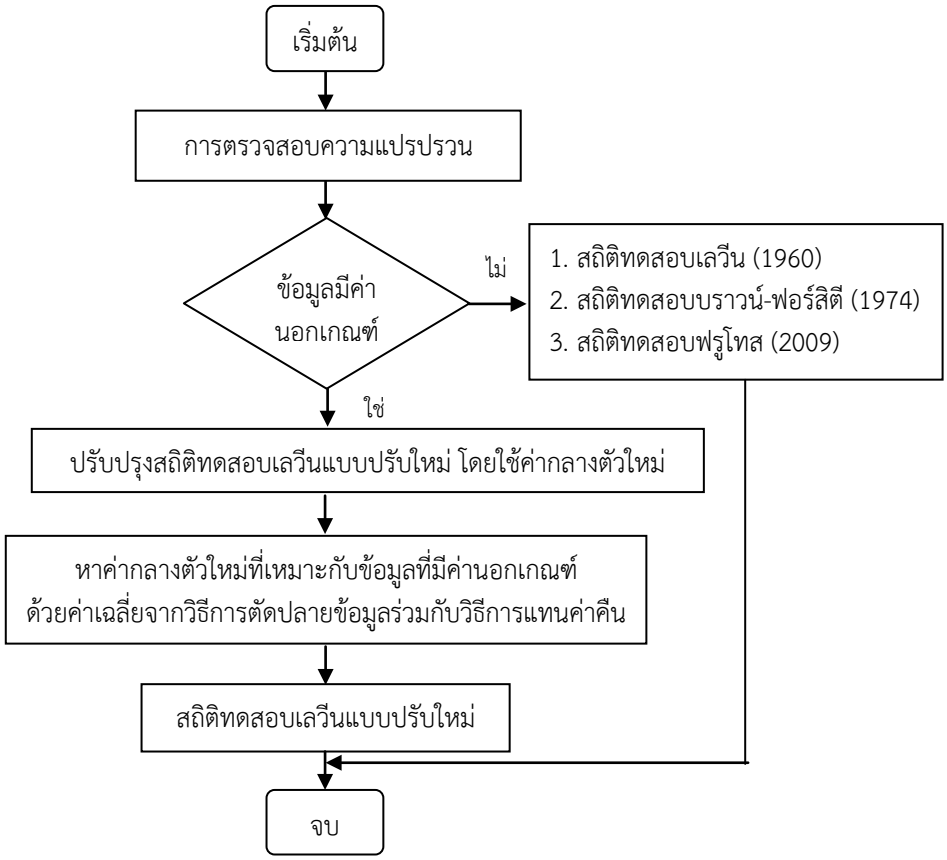
รายละเอียดในแต่ละขั้นตอน จะนำเสนอในลำดับถัดไป ส่วนลำดับขั้นตอนการดำเนินการวิจัยสามารถนำเสนอได้ดังภาพที่ 3-1



ภาพที่ 3-1 ลำดับขั้นตอนการดำเนินการวิจัยในภาพรวม

ขั้นตอนที่ 1 การพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่

ขั้นตอนนี้เป็นการดำเนินการตามวัตถุประสงค์ของงานวิจัยที่ต้องการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ด้วยวิธีการตัดปลายข้อมูลร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน เพื่อเป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ แบ่งขั้นตอนการดำเนินงานออกเป็น 4 ขั้นตอนย่อย คือ 1) ศึกษาวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน 2) ศึกษาแนวทางที่พัฒนาสถิติทดสอบเลวีน 3) การเลือกค่ากลางตัวใหม่ เพื่อให้ตัวประมาณค่ามีความแกร่งเหมาะกับข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ และ 4) เสนอกรอบแนวคิดค่ากลางตัวใหม่ เพื่อพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน สามารถนำเสนอได้ดังภาพที่ 3-2



ภาพที่ 3-2 แผนผังการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่

ขั้นตอนย่อยที่ 1 จากการศึกษาวรรณกรรมที่เกี่ยวข้องกับสถิติทดสอบเลวีน (Levene Test) พบว่า สถิติทดสอบเลวีนที่นำเสนอโดย Levene (1960) ที่ใช้ค่าเฉลี่ยเป็นองค์ประกอบในสูตรคำนวณ ได้ถูกนำไปใช้อย่างแพร่หลาย เนื่องจากมีในโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ แต่สถิติทดสอบนี้ไม่มีความแกร่ง (Robust) เมื่อประชากรมีลักษณะไม่สมมาตร และ/หรือข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ จึงมีข้อวิจารณ์จากตำราหลาย ๆ เล่มว่า มีประสิทธิภาพของผลการทดสอบไม่ดี

ขั้นตอนย่อยที่ 2 ศึกษาแนวทางที่พัฒนาสถิติทดสอบเลวีน มีหลายแนวทาง เช่น การปรับองศาเสรี การลบโครงสร้างศูนย์ การปรับค่ากลางของข้อมูล เป็นต้น ซึ่งแนวทางการปรับค่ากลางของข้อมูลได้รับความนิยมในการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีน เนื่องจากมีขั้นตอนไม่ซับซ้อน ค่ากลางที่ถูกใช้แทนค่าเฉลี่ยมีดังนี้

2.1 ค่ามัธยฐาน (Median) ในปี ค.ศ. 1974 Brown and Forsythe ใช้ค่ามัธยฐานแทนค่าเฉลี่ย เพื่อเป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน คือ $Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - Mdn_{i.}\right|$ โดยเลือกใช้ค่า $Mdn_{i.}$ เป็นตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ที่แกร่งของ $\mu_{i.}$ เพื่อให้เหมาะกับลักษณะข้อมูลไม่สมมาตร โดยแบ่งการพิจารณาค่ามัธยฐานออกเป็น 2 กรณี คือ

2.2.1 จำนวนข้อมูลเป็นเลขคี่ (n_i เป็นเลขคี่) ตำแหน่งที่มัธยฐานอยู่ คือ m หาได้จาก $m = (n_i + 1)/2$ ดังนั้น

$$Mdn_{i.} = Y_m \quad \text{..... (3.1)}$$

2.2.1 จำนวนข้อมูลเป็นเลขคู่ (m_i เป็นเลขคู่) ตำแหน่งที่มัธยฐานอยู่ คือ $(n_i + 1)/2$ ดังนั้น

$$Mdn_{i.} = \left(Y_{n_i} + Y_{n_i+1}\right)/2 \quad \text{..... (3.2)}$$

แต่ค่ามัธยฐานที่หาได้จากการตัดค่าที่น้อยที่สุดออกและค่าที่มากที่สุดออก แล้วเอาค่าข้อมูลที่อยู่ตำแหน่งตรงกลาง ทำให้ขาดสารสนเทศของข้อมูล จึงมีการนำค่ากลางตัวอื่นมาใช้แทนค่ามัธยฐาน เช่น ค่าเฉลี่ยตัดปลาย 10% ค่าเฉลี่ยตัดปลาย 20%

2.2 ค่าเฉลี่ยตัดปลาย (Trimmed Mean) การตัดปลายข้อมูลที่มากที่สุดและค่าที่น้อยที่สุดออก (ข้อมูลมีการเรียงลำดับข้อมูลแล้ว) แล้วนำข้อมูลที่เหลือมาคำนวณเหมือนค่าเฉลี่ย ซึ่งวิธีการตัดปลายค่าเฉลี่ยนี้เป็นอีกหนึ่งวิธีที่ได้ตัวแทนข้อมูลที่ไม่ไว (Sensitive) ต่อค่านอกเกณฑ์คล้ายกับค่ามัธยฐาน แต่ใช้แตกต่างกันคือ ในกรณีข้อมูลมีการแจกแจงแบบเบ้ ซึ่งมีการแจกแจงหางสั้น อาจมีหนึ่งค่าที่เป็นค่าที่มาก ๆ หรือค่าน้อย ๆ ปะปนในข้อมูล ดังนั้น เพื่อป้องกันผลกระทบจากค่ามาก ๆ หรือค่าน้อย ๆ จึงใช้ค่าเฉลี่ยจากการตัดปลายข้อมูลนั้นออก เช่น ตัดปลาย 10% แล้วคำนวณค่าเฉลี่ยจากข้อมูลที่เหลือจากการตัดข้อมูลออก สูตรคำนวณค่าเฉลี่ยตัดปลาย คือ

$$\bar{Y}_a = \frac{\sum_{j=g+1}^{n_i-g} Y_{i(j)}}{n_i - 2g} \quad \text{..... (3.3)}$$

โดยที่ $\bar{Y}_a$ คือ ค่าเฉลี่ยตัดปลาย

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$\gamma = an_i$ เมื่อ a คือ เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล

$g = [\gamma]$ คือ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

การใช้ค่ากลางด้วยค่าเฉลี่ยตัดปลาย เพื่อศึกษาประสิทธิภาพ (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ของสถิติทดสอบเลวีน ดังเช่น การศึกษาของ Coulson and Joyce (2006) ชี้ให้เห็นว่า ใช้ค่ากลางด้วยค่าเฉลี่ยตัดปลาย ให้กำลังการทดสอบมากกว่าการใช้ค่าเฉลี่ย และค่ามัธยฐาน เมื่อการแจกแจงที่ศึกษาเป็นแบบหางยาว จากการศึกษาของ Vorapongsathorn et al. (2004) ชี้ให้เห็นว่า การใช้ค่าเฉลี่ยตัดปลาย เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มไม่เท่ากัน สถิติทดสอบเลวีนให้กำลังการทดสอบน้อยกว่าสถิติทดสอบตัวอื่น ดังนั้น เพื่อแก้ปัญหา Frutos (2009) จึงใช้ค่าเฉลี่ยตัดปลายแบบของ Frutos เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน

2.3 ค่าเฉลี่ยตัดปลายของฟรูโทส ในปี ค.ศ. 2009 Frutos ได้พัฒนาค่ากลางตัวใหม่โดยใช้เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน ซึ่งอยู่ในรูปค่าเบี่ยงเบนสัมบูรณ์ของค่าสังเกตจากค่าเฉลี่ยกลุ่มตัวอย่าง ($Z_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \overline{Y}_{10i}\right|$) ด้วยวิธีการตัดปลายข้อมูลที่มากที่สุด 10% และวิธีการตัดปลายข้อมูลที่น้อยที่สุด 10% แล้วนำข้อมูลจากการตัดปลายไปหาค่าเฉลี่ย ($\overline{Y}_{10i}$) เพื่อเป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีน คำนวณหาค่า $\overline{Y}_{10i}$ ได้จากสมการ 3.4

$$\overline{Y}_{10i} = \frac{(1-\gamma+g)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(g+2)} + (1-\gamma+g)Y_{i(n_i-g)}}{n_i - 2\gamma} \quad \text{..... (3.4)}$$

โดยที่ $\overline{Y}_{10i}$ คือ ค่ากลางของ Frutos (2009)

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$\gamma = 0.1n_i$ (n_i คือจำนวนข้อมูลในกลุ่มที่ i)

$g = [\gamma]$ คือ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

ผลการศึกษาชี้ให้เห็นว่า เมื่อประชากรมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร ตัวอย่างขนาดเล็ก (n_i <30) สถิติทดสอบนี้ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley (ยกเว้นขนาดตัวอย่างจากประชากรแต่ละกลุ่มเท่ากับ 5 ทุกกลุ่ม) แต่มีกำลังการทดสอบต่ำ เมื่อขนาดตัวอย่างจากประชากรแต่ละกลุ่มต่ำกว่า 22 สำหรับตัวอย่างขนาดใหญ่ ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งหมด แต่ถ้าข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ทั้งกรณีขนาดตัวอย่างเล็กและใหญ่ สถิติทดสอบฟรูโทสมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี แต่น้อยกว่าสถิติทดสอบเลวีน ในทุกการแจกแจงและทุกขนาดตัวอย่าง

ขั้นตอนย่อยที่ 3 การเลือกค่ากลางตัวใหม่ เพื่อให้ตัวประมาณค่าที่มีความแกร่งเหมาะกับข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์

1) ศึกษาข้อมูลเบื้องต้น (Pilot Study) ของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

ในแต่ละไตรมาสพบว่า ข้อมูลมีขนาดตัวอย่างเล็กและมีค่านอกเกณฑ์ปะปนอยู่

2) พบข้อบกพร่องสถิติทดสอบเลวีนที่มีในโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ ไม่เหมาะสมกับข้อมูลมีขนาดตัวอย่างเล็กและมีค่านอกเกณฑ์ เนื่องจากข้อมูลภายในกลุ่มมีความสัมพันธ์กันส่งผลให้ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานมีค่าสูง ทำให้กำลังการทดสอบต่ำ (Gastwirth, Gel, & Miao, 2009)

3) จากข้อเสนอแนะของ Boos and Brownie (2004) ให้เลือกค่ากลางที่มีความเหมาะสมกับข้อมูลที่มีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร และข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ (Outliers) ด้วยการพิจารณาความแกร่งของตัวประมาณค่าการกระจายด้วย

4) หาค่ากลางตัวใหม่โดยใช้สองวิธีการร่วมกันคือ หลักการแรก ด้วยการตัดปลายค่าเฉลี่ยข้อมูลของ Frutos ต้องคำนึงถึงเปอร์เซ็นต์ในการตัดปลายข้อมูลออก โดยจำนวนข้อมูลที่ถูกตัดออกเท่ากับ a% ของข้อมูลทั้งหมด ตามแนวคิด Pannik (2012, p. 41) วิธีการที่สองคือ วิธีการแทนค่าข้อมูลคืนตามข้อเสนอแนะของ Wilcox (2009, pp. 25-28) เพื่อให้ได้ค่าที่เหมาะสมกับข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ ลดความผันผวนภายในชุดข้อมูล และทำให้ตัวประมาณค่าการกระจายมีความแกร่ง

ผู้วิจัยใช้แนวคิดการพัฒนาค่ากลางตัวใหม่ $(\bar{Y}'_{ai})$ ดังที่กล่าวมาทั้งหมด เพื่อการปรับปรุงค่ากลางตัวใหม่ มีรายละเอียดในการหาค่าเฉลี่ยตัดปลายแบบใหม่ของข้อมูลกลุ่มที่ i ดังนี้

4.1 นำข้อมูลกลุ่มที่ i ซึ่งมีจำนวน n_i ค่า เรียงลำดับข้อมูลจากน้อยไปหามาก ค่าข้อมูลที่ได้นี้ให้แทนด้วย $Y_{i(1)}, Y_{i(2)}, Y_{i(3)}, \ldots, Y_{i(n_i)}$

4.2 พิจารณาข้อมูลกลุ่มที่ i ตามข้อ 4.1 โดยปรับวิธีการตัดปลายข้อมูลจาก Frutos (2009) ตามสมการ 3.4 หน้า 68 ช่วยในการหาค่ากลางตัวใหม่

4.3 คำนวณจำนวนข้อมูลที่จะตัดออกด้านละ g ค่า จาก $g = [\gamma]$ เมื่อ $\gamma = an_i$ (n_i คือจำนวนข้อมูลในกลุ่มที่ i และ a คือเปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล มี 4 ค่า คือ 5%, 10%, 15% และ 20%) ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

4.4 ตัดข้อมูลจำนวน g ค่า จากค่าที่น้อยที่สุดออกจากชุดข้อมูลตามข้อ 4.1 และทำนองเดียวกันตัดข้อมูลจำนวน g ค่า จากค่าที่มากที่สุดออกจากชุดข้อมูลตามข้อ 4.1 ดังนั้น ข้อมูลที่ได้คือ $Y_{i(g+1)}, Y_{i(g+2)}, Y_{i(g+3)}, \ldots, Y_{i(n_i-g)}$

4.5 พิจารณาค่าถ่วงน้ำหนักของข้อมูลตัวแรกและตัวสุดท้ายที่ไม่ถูกตัดออกตามแนวคิดของ Frutos ด้วย $(1-\gamma+g)$ แยกเป็นสองกรณีดังนี้

กรณีแรก ค่า g เป็น 0 หมายความว่า ข้อมูลชุดนั้นไม่ถูกตัดออก แต่จะถูกถ่วงน้ำหนักจากค่าที่น้อยที่สุดและค่าที่มากที่สุดด้วย $(1-\gamma+g)$ ดังนั้น ข้อมูลที่ได้คือ

$$(1-\gamma+g)Y_{i(1)}, Y_{i(2)}, Y_{i(3)}, \ldots, (1-\gamma+g)Y_{i(n_i)}$$

กรณีที่สอง ค่า g มากกว่า 0 หมายความว่า ข้อมูลชุดนั้นมีค่าที่ถูกตัดออกจำนวนด้านละ g ค่า ดังนั้น ข้อมูลที่ได้คือ

$$(1-\gamma+g)Y_{i(g+1)}, Y_{i(g+2)}, Y_{i(g+3)}, \ldots, (1-\gamma+g)Y_{i(n-g)}$$

4.6 จากข้อมูลข้อ 4.5 ใช้วิธีการแทนค่าคืนตามแนวคิดค่าเฉลี่ยวินซอไรซ์ (แทนค่าข้อมูลที่ถูกตัดออกด้านที่มีค่าน้อย ด้วยค่าที่น้อยที่สุดที่ไม่ถูกตัดออก เท่ากับจำนวนข้อมูลที่ตัดออก และแทน

ค่าข้อมูลที่ถูกตัดออกด้านที่มีค่ามาก ด้วยค่าที่มากที่สุดที่ไม่ถูกตัดออก เท่ากับจำนวนที่ตัดออก) ข้อมูลที่ได้แยกเป็นสองกรณีคือ

กรณีแรก ค่า g เป็น 0 หมายความว่า ข้อมูลชุดนั้นไม่ถูกตัดออก ดังนั้น ข้อมูลจึงยังคงเป็นชุดจากข้อ 4.5 กรณีแรกคือ

$$(1-\gamma+g)Y_{i(1)}, Y_{i(2)}, Y_{i(3)}, ..., (1-\gamma+g)Y_{i(n_i)}$$

กรณีที่สอง ค่า g มากกว่า 0 หมายความว่า ข้อมูลชุดนั้นมีค่าที่ถูกตัดออกจำนวนด้านละ g ค่า และมีการแทนที่ค่าข้อมูลคืน ดังนั้น ข้อมูลที่ได้คือ

$$(1-\gamma+g)gY_{i(g+1)}, Y_{i(g+2)}, Y_{i(g+3)}, ..., (1-\gamma+g)gY_{i(n_i-g)}$$

4.7 คำนวณค่าเฉลี่ยของข้อมูล Y_i จากการตัดปลายข้อมูลร่วมกับวิธีการแทนที่ค่าคืนตามขั้นตอนที่ 4.1-4.6 ซึ่งมีข้อมูลจำนวน n_i ค่า แสดงสูตรคำนวณในรูปทั่วไปของค่ากลางตัวใหม่ $(\bar{Y}'_{ai})$ ดังนี้

กรณีแรก ค่า g เป็น 0

$$\bar{Y}'_{ai} = \frac{(1-\gamma)Y_{i(1)} + \sum_{j=2}^{n_i-1} Y_{i(j)} + (1-\gamma)Y_{i(n_i)}}{n_i}$$

กรณีที่สอง ค่า g มากกว่า 0

$$\bar{Y}'_{ai} = \frac{(1-\gamma+g)gY_{i(g+1)} + (1-\gamma+g)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(j)} + (1-\gamma+g)Y_{i(n_i-g)} + (1-\gamma+g)gY_{i(n_i-g)}}{n_i}$$

จากการหาค่ากลางตัวใหม่ทั้งสองกรณีเขียนในรูปทั่วไปตามหลักคณิตศาสตร์ได้ สมการที่ 3.5

$$\bar{Y}'_{ai} = \frac{(1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(j)} + (1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(n_i-g)}}{n_i} \quad \text{..... (3.5)}$$

โดยที่ $\bar{Y}'_{ai}$ คือ ค่ากลางตัวใหม่

n_i คือ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ i

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$\gamma = an_i$ (n_i คือจำนวนข้อมูลในกลุ่มที่ i และ a คือ เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20%)

$g = [\gamma]$ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

ขั้นตอนย่อยที่ 4 เสนอกรอบแนวคิดเพื่อพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ด้วยค่ากลางตัวใหม่

นำค่ากลางตัวใหม่($\bar{Y}'_{ai}$) จากสมการ 3.5 เพื่อเป็นองค์ประกอบสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ($Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$) สูตรคำนวณสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ดังนี้

$$MLT_a = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\bar{Z}'_i - \bar{Z}')^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z'_{i,j} - \bar{Z}'_i)^2} \quad \text{.....(3.6)}$$

โดย $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$

$$\bar{Z}'_i = \sum Z'_{i,j} / n_i$$

$$\bar{Z}'_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} Z'_{i,j} / N$$

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

จากการศึกษาปัญหาสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมและแนวทางแก้ไขปัญหาเพื่อได้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ สรุปได้ตามตารางที่ 3-1 ดังนี้

ตารางที่ 3-1 ปัญหาของสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมและแนวทางแก้ไขปัญหาเพื่อปรับปรุง สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่

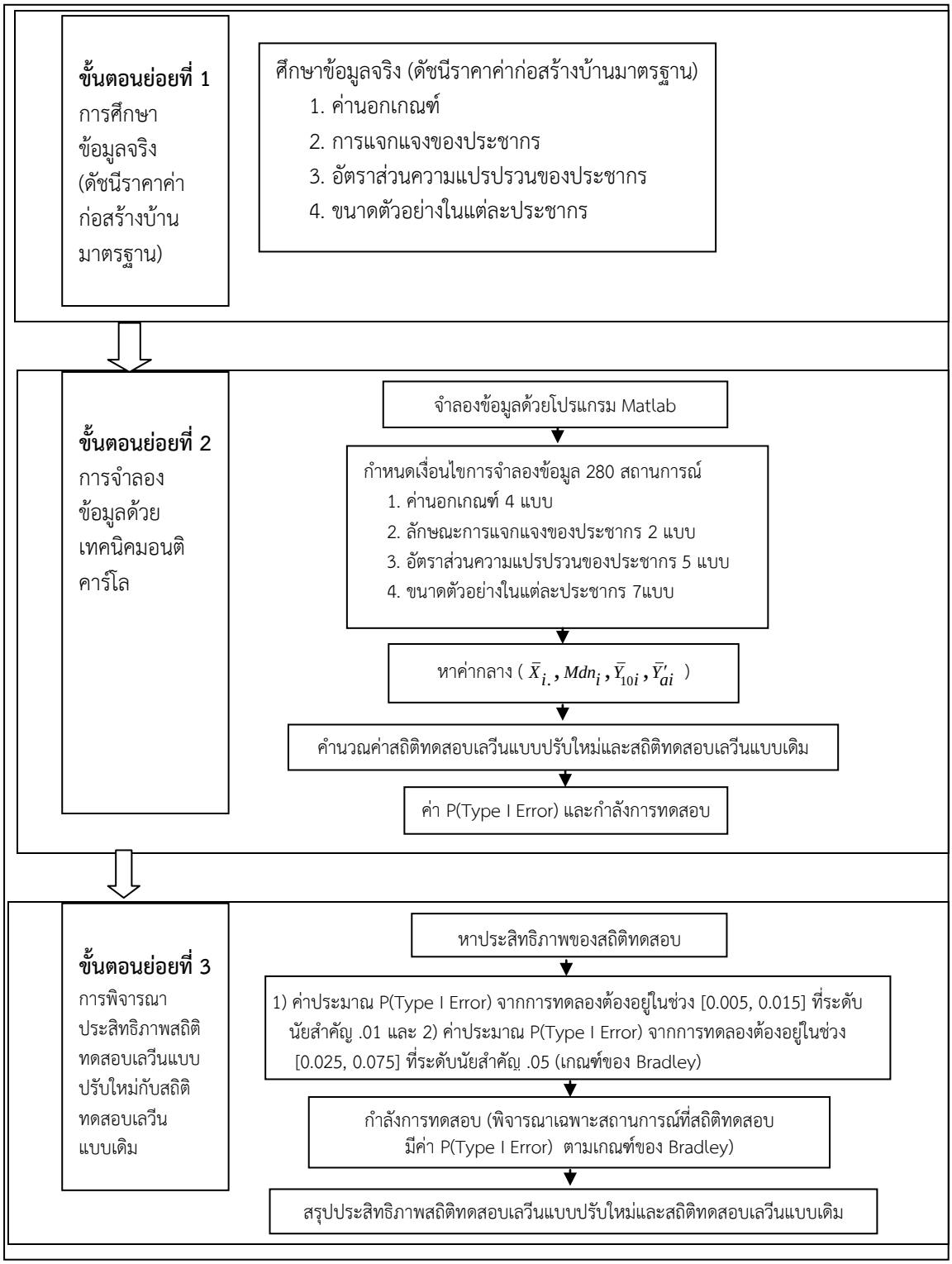
ค่ากลางที่ใช้เป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติเลวีน	เงื่อนไข
ค่าเฉลี่ย ($\bar{X}_{i.}$) (สถิติทดสอบเลวีน)	1) เหมาะสำหรับข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร 2) ในกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ จะส่งผลให้ข้อมูลมีค่าความแปรปรวนสูง ซึ่งค่าเฉลี่ยไม่ใช่ค่ากลางที่เหมาะสมกับข้อมูล 3) ค่าเฉลี่ยไม่เหมาะที่จะเป็นตัวประมาณค่าตำแหน่ง (Estimators of Location) ของข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์
ค่ามัธยฐาน ($Mdn_{i.}$) (สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี)	1) เหมาะสำหรับข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตรซึ่งมีขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มเท่ากันหรือแตกต่างกันเล็กน้อย 2) ถ้าขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มแตกต่างกันมาก สถิติทดสอบนี้จะมีปัญหาเช่นเดียวกับสถิติทดสอบเลวีน
ค่ากลางแบบ Frutos ($\bar{Y}_{10i.}$) (สถิติทดสอบฟรูโทส)	1) เหมาะกับข้อมูลขนาดตัวอย่างเล็กและมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร 2) ถ้าข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร สถิติทดสอบนี้มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงที่กำหนด

การศึกษาประสิทธิภาพ (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่ ผู้วิจัยจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โลเทียบกับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม รายละเอียดดำเนินงาน แสดงดังขั้นตอนที่ 2

ขั้นตอนที่ 2 การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล

การจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ แบ่งขั้นตอนการดำเนินงานออกเป็น 3 ขั้นตอนย่อย คือ 1) การศึกษาข้อมูลจริง (ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน) เพื่อกำหนดเงื่อนไขการจำลองสถานการณ์ 2) การจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล และ 3) การพิจารณาเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

รายละเอียดแต่ละขั้นตอน จะนำเสนอในลำดับถัดไป ส่วนขั้นตอนการวิจัยโดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล แสดงดังภาพที่ 3-4



ภาพที่ 3-3 ขั้นตอนการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล

ขั้นตอนย่อยที่ 1 การศึกษาข้อมูลจริง (ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน)

การศึกษาข้อมูลจริง (ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน) เพื่อเตรียมการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ให้มีลักษณะคล้ายข้อมูลจริง เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพ (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ด้วยการจำลองข้อมูลทั้งหมด 280 สถานการณ์ มี 4 ขั้นตอน คือ 1) กำหนดค่านอกเกณฑ์ในการจำลองข้อมูล 2) กำหนดลักษณะการแจกแจงของประชากร 3) กำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร และ 4) กำหนดขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร มีรายละเอียด ดังนี้

1. กำหนดค่านอกเกณฑ์ในการจำลองข้อมูล โดยเทียบเคียงกับข้อมูลจริง มีรายละเอียดดังนี้

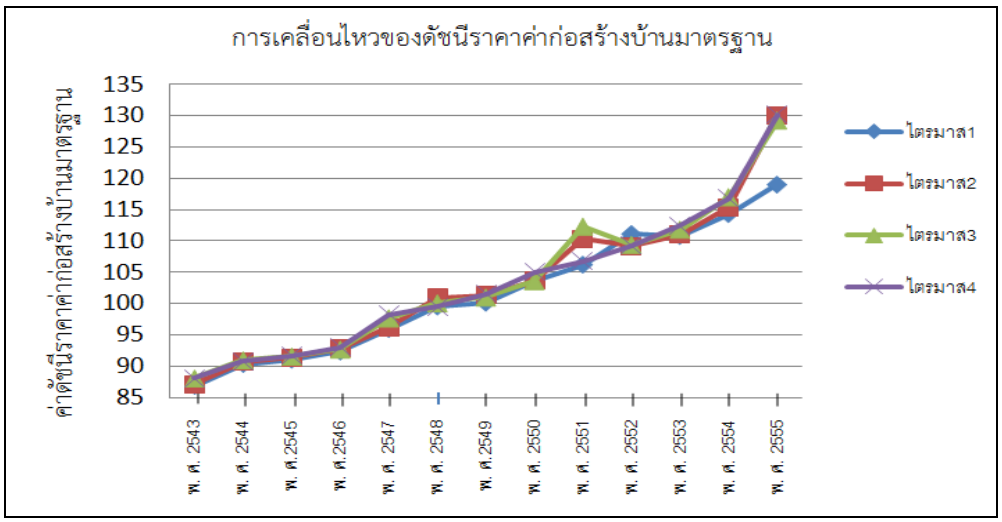
1.1 รวบรวมรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ในเขตกรุงเทพฯ รายไตรมาส จำนวน 52 ไตรมาส เริ่มจากไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 โดยใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน จากศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน ดังตารางที่ 3-2

ตารางที่ 3-2 ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

ปี พ.ศ.	ไตรมาสที่ 1	ไตรมาสที่ 2	ไตรมาสที่ 3	ไตรมาสที่ 4
2543	86.8	87.1	88.1	88.1
2544	90.3	90.7	91.0	90.8
2545	91.0	91.4	91.6	91.7
2546	92.3	92.8	92.7	93.0
2547	95.9	96.2	97.7	98.2
2548	99.5	100.9	100.1	99.5
2549	100.1	101.3	101.0	101.5
2550	103.7	103.7	103.6	105.0
2551	106.2	110.3	112.3	106.8
2552	111.1	109.2	109.4	109.3
2553	110.8	111.0	111.8	112.5
2554	114.3	115.4	117.0	116.8
2555	119.0	130.1	129.2	130.2

***ที่มา: ข้อมูลดัดแปลงจากวารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ฉบับที่ 20 ปี พ.ศ. 2554 ถึงฉบับที่ 26 ปี พ.ศ. 2556**

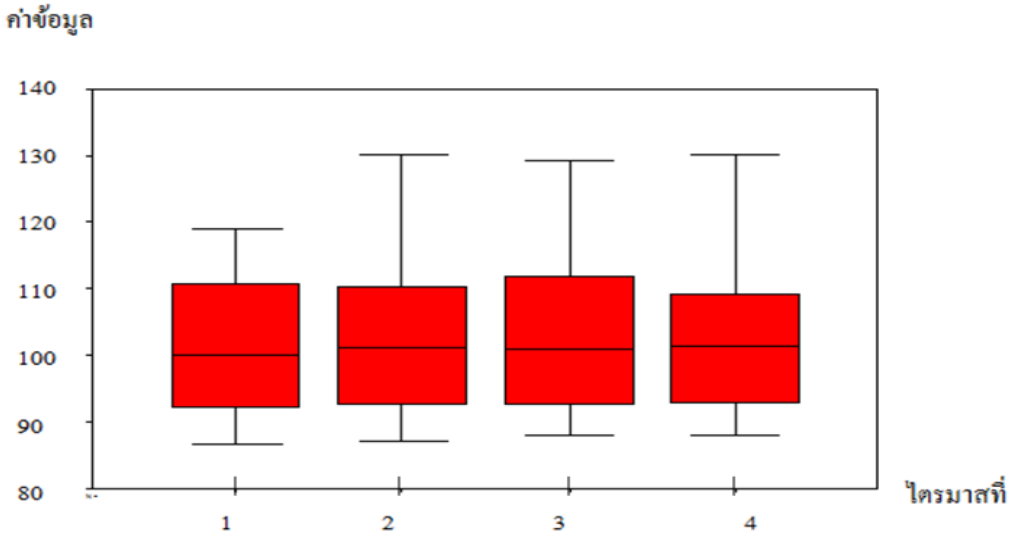
1.2 พิจารณาการเคลื่อนไหวของข้อมูลแต่ละไตรมาส ดังภาพที่ 3-4



ภาพที่ 3-4 การเคลื่อนไหวข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

จากภาพที่ 3-4 การเคลื่อนไหวข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 2 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 มีค่าสูงขึ้นมากกว่า ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2555 อย่างชัดเจน เนื่องจากช่วงเดือนเมษายน ปี พ.ศ. 2555 มีการปรับค่าแรงงานขั้นต่ำ

1.3 พิจารณาค่านอกเกณฑ์เบื้องต้น จากข้อมูลรายไตรมาส ด้วยแผนภาพกล่อง (Boxplot) ดังภาพที่ 3-5



ภาพที่ 3-5 กล่องแผนภาพลักษณะการเคลื่อนไหวข้อมูลแต่ละไตรมาส

จากภาพที่ 3-5 พบว่า ไตรมาสที่ 2 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 มีเส้นหนวดแมว (Whisker) ยาว ด้านบนห่างจากค่ามัธยฐานแสดงว่า มีค่าข้อมูลที่บางค่ามากกว่ามัธยฐานมาก จึงดำเนินการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ของข้อมูลแต่ละไตรมาส จากคะแนนมาตรฐาน (z) ดังนี้

1.4 ตรวจสอบหาค่านอกเกณฑ์ (Outlier) จากคะแนนมาตรฐาน (z) ซึ่ง $z = \frac{\left|X_{i,j} - \bar{X}_{i.}\right|}{SD}$ โดยที่ $X_{i,j}$ แทนค่าข้อมูลกลุ่มที่ i ลำดับที่ j , $\bar{X}_{i.}$ แทนค่าเฉลี่ยของข้อมูลกลุ่มที่ i และ SD แทนส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูล ถ้าค่าข้อมูลใดคำนวณได้ค่า $|z|$ มากกว่า หรือเท่ากับ 2 ถือว่าข้อมูลนั้นเป็นค่านอกเกณฑ์ (Wilcox, 2009, pp. 22-24) จากการคำนวณค่า z ด้วยสูตรดังกล่าวได้ค่าจากการคำนวณดังตารางที่ 3-3

ตารางที่ 3-3 ผลการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ (Outlier) จากคะแนนมาตรฐาน (z)

ปี พ.ศ.	ไตรมาสที่ 1		ไตรมาสที่ 2		ไตรมาสที่ 3		ไตรมาสที่ 4	
	$X_{i,j}$	z	$X_{i,j}$	z	$X_{i,j}$	z	$X_{i,j}$	z
2543	86.8	1.4520	87.1	1.3272	88.1	1.2837	88.1	1.2753
2544	90.3	1.1090	90.7	1.0283	91.0	1.0420	90.8	1.0490
2545	91.0	1.0404	91.4	0.9702	91.6	0.9920	91.7	0.9740
2546	92.3	0.9130	92.8	0.8540	92.7	0.9003	93.0	0.8652
2547	95.9	0.5602	96.2	0.5716	97.7	0.4835	98.2	0.4300
2548	99.5	0.2073	100.9	0.1814	100.1	0.2834	99.5	0.3212
2549	100.1	0.1485	101.3	0.1482	101.0	0.2084	101.5	0.1539
2550	103.7	0.2043	103.7	0.0511	103.6	0.0083	105.0	0.1391
2551	106.2	0.4493	110.3	0.5991	112.3	0.7335	106.8	0.2897
2552	111.1	0.9296	109.2	0.5078	109.4	0.4918	109.3	0.4989
2553	110.8	0.9002	111.0	0.6572	111.8	0.6919	112.5	0.7667
2554	114.3	1.2432	115.4	1.0226	117.0	1.1253	116.8	1.1266
2555	119.0	1.7039	130.1	**2.2432**	129.2	**2.1423**	130.2	**2.2481**

หมายเหตุ: $X_{i,j}$ แทน ค่าข้อมูลกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

z แทน คะแนนมาตรฐาน

จากตารางที่ 3-3 ปรากฏว่า ค่าที่คำนวณได้จากสูตรคะแนนมาตรฐาน ค่า $|z|$ มากกว่า 2 คือไตรมาสที่ 2 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 แสดงว่า ค่าข้อมูลนั้นเป็นค่านอกเกณฑ์ ซึ่งแสดงในตารางโดยพิมพ์เป็นตัวหนา สรุปผลการตรวจค่านอกเกณฑ์แต่ละไตรมาส ดังตารางที่ 3-4

ตารางที่ 3-4 จำนวนค่านอกเกณฑ์ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานในแต่ละไตรมาส

รายละเอียดค่านอกเกณฑ์	ไตรมาสที่ 1	ไตรมาสที่ 2	ไตรมาสที่ 3	ไตรมาสที่ 4
จำนวนข้อมูล (ค่า)	13.00	13.00	13.00	13.00
จำนวนค่านอกเกณฑ์ที่พบ (ค่า)	0.00	1.00	1.00	1.00
ค่านอกเกณฑ์: จำนวนข้อมูล	0:13	1:13	1:13	1:13
เปอร์เซ็นต์ของค่านอกเกณฑ์	0.00%	7.69%	7.69%	7.69%

จากตารางที่ 3-4 จากการตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ของข้อมูลในแต่ละไตรมาส แสดงให้เห็นว่า ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ จากไตรมาสที่ 2 ถึงที่ 4 ไตรมาสละ 1 ค่า คิดเป็น 7.69% ของข้อมูลในแต่ละไตรมาส (อัตราส่วนค่านอกเกณฑ์: จำนวนข้อมูล เท่ากับ 1:13)

1.5 กำหนดวิธีคิดจำนวนค่านอกเกณฑ์เพื่อใช้ในขั้นตอนการจำลองข้อมูล จากการศึกษาค่านอกเกณฑ์ของข้อมูลโดยทั่วไป จะมีค่าไม่เกิน 20% ของข้อมูล ดังนั้น ในการศึกษานี้จึงกำหนดค่านอกเกณฑ์ของข้อมูลออกเป็น 4 แบบคือ ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ 5%, 10%, 15% และ 20% นั่นคือ กำหนดให้ข้อมูลที่จำลองแต่ละกลุ่ม มีค่านอกเกณฑ์เท่ากับ $0.05\,n_i$, $0.10\,n_i$, $0.15\,n_i$, และ $0.20\,n_i$ ตามลำดับ (n_i คือ จำนวนข้อมูลในกลุ่มที่ศึกษา)

1.5.1 กรณีค่า $0.05\,n_i$, $0.10\,n_i$, $0.15\,n_i$ และ $0.20\,n_i$ เป็นจำนวนเต็ม จะได้ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์เท่ากับค่าที่คำนวณได้ เช่น ศึกษาข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ 10% และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20 ค่า ดังนั้น ข้อมูลชุดที่กำลังศึกษาจะมีจำนวนค่านอกเกณฑ์เท่ากับ 0.1(20) = 2 ค่า

1.5.2 กรณีค่า $0.05\,n_i$, $0.10\,n_i$, $0.15\,n_i$ และ $0.20\,n_i$ ไม่ใช่จำนวนเต็ม ให้พิจารณาผลจากทศนิยมตำแหน่งที่ 1 ถ้าถึงห้าให้ปัดขึ้น แต่ถ้าไม่ถึงห้าให้ปัดทิ้ง เช่น ศึกษาข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ 10% และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 16 ค่า ดังนั้น ข้อมูลชุดที่กำลังศึกษา จะมีจำนวนค่านอกเกณฑ์เท่ากับ 0.1(16) = 1.6 นั่นคือ จะมีจำนวนค่านอกเกณฑ์เท่ากับ 2 ค่า

2. กำหนดลักษณะการแจกแจงของประชากร มีขั้นตอนดังนี้

2.1 ศึกษาลักษณะข้อมูลเบื้องต้น โดยใช้สถิติพื้นฐานและสถิติอนุมาน

2.1.1 ศึกษาสถิติพื้นฐาน ได้แก่ ค่าเฉลี่ย ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐาน ค่ามัธยฐาน ค่าความเบ้ และค่าความโด่ง ซึ่งผู้วิจัยใช้ค่าสถิติพื้นฐานเหล่านี้ เพื่ออธิบายลักษณะดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสคร่าว ๆ ดังตารางที่ 3-5

ตารางที่ 3-5 ลักษณะข้อมูลเบื้องต้นของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน แต่ละไตรมาส

ลักษณะข้อมูลเบื้องต้น	ไตรมาสที่ 1	ไตรมาสที่ 2	ไตรมาสที่ 3	ไตรมาสที่ 4
ค่าเฉลี่ย	101.6154	103.0846	103.5000	103.3385
SD	10.2031	12.0435	11.9965	11.9487
ความเบ้	0.1969	0.7710	0.6898	0.8347
ความโด่ง	-1.1437	0.5595	0.0472	0.6133
ส่วนเบี่ยงเบนควอร์ไทล์	7.8000	8.5000	8.3000	8.5000

หมายเหตุ: SD แทน ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 3-5 ปรากฏว่า ค่าความเบ้แต่ละไตรมาสไม่เท่ากับศูนย์ แสดงว่า ข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร และค่าความโด่งของข้อมูล มีทั้งค่าติดลบ (ไตรมาสที่ 1) ค่าใกล้เคียงกับศูนย์ (ไตรมาสที่ 3) และค่าความโด่งที่มากกว่าศูนย์ (ไตรมาสที่ 2 และไตรมาสที่ 4) จึงทดสอบลักษณะการแจกแจงของข้อมูลเบื้องต้น โดยใช้กราฟ PP plot และ QQ Plot ทดสอบลักษณะการแจกแจงข้อมูลทั้ง 4 ไตรมาส (ภาคผนวก ก)

หลักการพิจารณากราฟ PP Plot คือ เส้นตรงแทนตัวแบบทฤษฎีที่มีการแจกแจงตามที่ทดสอบ ส่วนสี่เหลี่ยมแทนค่าความน่าจะเป็นของข้อมูลที่นำมาวิเคราะห์ ถ้าข้อมูลมีการแจกแจงตามที่ทดสอบ ค่าของข้อมูลจะเข้าใกล้รอบเส้นตรง ส่วนกราฟ QQ Plot ถ้าข้อมูลมีค่ากระจายอยู่รอบเส้นตรงอย่างไม่มีรูปแบบ หมายความว่า ข้อมูลที่นำมาทดสอบมีลักษณะตรงตามการแจกแจงที่ทดสอบ

ผลการตรวจทั้งหมด 13 การแจกแจง คือ 1) Beta 2) Chi square 3) Exponential 4) Gamma 5) Half Normal 6) Laplace 7) Logistic 8) Lognormal 9) Normal 10) Pareto 11) Student t 12) Weibull และ 13) Uniform ตรวจสอบด้วยโปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ ปรากฏว่า การแจกแจงที่เป็นไปได้ของแต่ละไตรมาส คือ 1) การแจกแจงปกติ (Normal) และ 2) การแจกแจงล็อกนอร์มอล (Lognormal) จึงนำการแจกแจงข้อมูลทั้งสองไปทดสอบด้วยสถิติทดสอบ

2.1.2 ใช้สถิติอนุมาน ได้แก่ สถิติทดสอบ Anderson Darling (AD) ทดสอบลักษณะการแจกแจงของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส (ผลจากข้อ 2.1.1) เพื่อทดสอบลักษณะการแจกแจงที่คาดว่าจะสอดคล้องกับข้อมูลจริง ดังตารางที่ 3-6 วิเคราะห์ด้วยโปรแกรม Minitab (ภาคผนวก ก) เนื่องจาก Anderson Darling Test เป็นสถิติทดสอบที่เหมาะสมในการทดสอบการแจกแจงข้อมูลที่มีความเบ้และการแจกแจงข้อมูลที่สมมาตรแบบหางยาว (Yap, & Sim, 2011) ส่วนสมมุติฐานการทดสอบการแจกแจงข้อมูลแต่ละไตรมาสด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling (จุฑาพร เนียมวงค์ และธนกฤต เตยานุรักษ์, 2558, หน้า 1-8) คือ

H_0: ประชากรของตัวอย่างสุ่มมีการแจกแจงตามที่คาดหวัง

H_1: ประชากรของตัวอย่างสุ่มไม่มีการแจกแจงตามที่คาดหวัง

สถิติทดสอบ Anderson Darling มีสูตรในการคำนวณคือ

$$AD = -n_i - \frac{1}{n_i}\sum_{j=1}^{n_i}(2j-1)[\log(\mu_{i,j}) + \log(1-\mu_{n_i-j+1})] \quad \text{..... (3.7)}$$

เมื่อ $\mu_{i,j}$ แทน ความถี่สะสมของค่าสังเกตกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

โดยที่ $i = 1, 2, 3, \ldots, n_i$

n_i แทน จำนวนข้อมูลทั้งหมด

ตารางที่ 3-6 ค่าจากผลทดสอบการแจกแจงของข้อมูลแต่ละไตรมาส

ข้อมูลที่ทดสอบ	การแจกแจงที่ทดสอบ	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของการแจกแจง			ค่าสถิติ Anderson Darling	*p*-value
		พารามิเตอร์บอกตำแหน่ง	พารามิเตอร์บอกรูปร่าง	พารามิเตอร์บอกขนาด		
ไตรมาสที่ 1	ปรกติ	101.6000	-	10.2000	0.2270	0.7670
	ล็อกนอร์มอล	4.6170	-	0.1002	0.2180	0.7960
ไตรมาสที่ 2	ปรกติ	103.1000	-	12.0400	0.2750	0.5980
	ล็อกนอร์มอล	4.6290	-	0.1139	0.2230	0.7820
ไตรมาสที่ 3	ปรกติ	103.5000	-	12.0000	0.2770	0.5910
	ล็อกนอร์มอล	4.6340	-	0.1133	0.2320	0.7510
ไตรมาสที่ 4	ปรกติ	103.3000	-	11.9500	0.2500	0.6840
	ล็อกนอร์มอล	4.6320	-	0.1124	0.1880	0.8800

จากตารางที่ 3-6 ปรากฏว่า การแจกแจงที่คาดว่าจะมีลักษณะสอดคล้องกับข้อมูล โดยสถิติทดสอบ Anderson Darling ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 (*p*-value>.05) คือ การแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล (Chakraborti & Gibbons, 2011, pp. 140-141) ซึ่งผลการทดสอบ ปรากฏว่า มีการแจกแจงที่เป็นไปได้มากกว่าหนึ่งการแจกแจง

ดังนั้นผู้วิจัยจึงตรวจสอบลักษณะการแจกแจงที่เหมาะสมกับข้อมูลจริงมากที่สุด ด้วยรากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error: RMSE) ดังตารางที่ 3-7 ซึ่งใช้การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด เพื่อคำนวณค่า RMSE ของการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล จากสูตรที่ 3.8 ดังนี้

$$RMSE_i = \sqrt{\frac{1}{n_i - 1}\sum_{j=1}^{n_i}(X_{i,j} - X_{i,j}^{a})^2} \quad \text{..... (3.8)}$$

เมื่อ $X_{i,j}$ แทน ค่าจริงของข้อมูลกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$X_{i,j}^{a}$ แทน ค่าประมาณของข้อมูลกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

n_i แทน จำนวนข้อมูลทั้งหมดกลุ่มที่ i

ตารางที่ 3-7 ค่า RMSE ของการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล

การแจกแจง	RMSE ไตรมาสที่ 1	RMSE ไตรมาสที่ 2	RMSE ไตรมาสที่ 3	RMSE ไตรมาสที่ 4
ปรกติ	0.160200	0.223200	0.221500	0.219800
ล็อกนอร์มอล	0.000029	0.000018	0.000031	0.000014

จากตารางที่ 3-7 ปรากฏว่า ค่า RMSE ของการแจกแจงล็อกนอร์มอลมีค่าน้อยที่สุด นั่นคือ การแจกแจงล็อกนอร์มอลมีลักษณะการแจกแจงเหมาะกับข้อมูลจริงมากที่สุด การวิจัยนี้เลือกการแจกแจงทั้งสองในจำลองข้อมูล เพื่อศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ทั้งกรณีข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงสมมาตร (การแจกแจงปรกติ) และกรณีข้อมูลมีลักษณะการแจกแจงไม่สมมาตร (การแจกแจงล็อกนอร์มอล)

2.2 คำสั่งที่ใช้ในการจำลองลักษณะการแจกแจงของข้อมูล โดยโปรแกรม Matlab

2.2.1 การแจกแจงปรกติ ในโปรแกรม Matlab คำสั่งที่ใช้ คือ normrand(mu,sigma,n,1) ในการวิจัยนี้กำหนดให้ค่า mu เป็นศูนย์ sigma คือค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูล และ n คือขนาดตัวอย่าง

2.2.2 การแจกแจงล็อกนอร์มอล ในโปรแกรม Matlab คำสั่งที่ใช้ คือ lognrnd(location,scale,n,1) โดยที่ location เป็นพารามิเตอร์แสดงตำแหน่ง ในการวิจัยนี้กำหนดให้เท่ากับศูนย์ scale เป็นพารามิเตอร์แสดงสเกล และ n คือ ขนาดตัวอย่าง

3. การกำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร มีขั้นตอนดังนี้

3.1 ศึกษาการกำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มที่ใช้ในการจำลองข้อมูล โดยใช้ค่าพารามิเตอร์ที่เรียกว่าค่านอนเซนทรัลลิตี (Noncentrality Parameter) ใช้สัญลักษณ์แทนด้วย ϕ และใช้เกณฑ์ของ Games, Winkler and Probert (1972) วัดความแตกต่างของความแปรปรวนของประชากร ในการวิจัยนี้ใช้อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกันแบบน้อย กล่าวคือเมื่อคำนวณตามสูตรค่านอนเซนทรัลลิตี จะได้ ϕ^2 มีค่าเท่ากับศูนย์ และการกำหนดตัวเลขให้แต่ละกลุ่มประชากรใช้หลักเกณฑ์ตาม Frutos (2009) แบ่งออกเป็น 3 แบบ ดังนี้ 1) แบบที่ 1 คือ (1, 1, 1, 1) เพื่อทดสอบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 2) แบบที่ 2 มีระยะห่างของตัวเลขเท่ากัน คือ (1, 6, 11, 16) และ (16, 11, 6, 1) และ 3) แบบที่ 3 มีระยะห่างของตัวเลขไม่เท่ากัน คือ (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) การกำหนดตัวเลขแบบที่ 2 และ 3 เพื่อหากำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ

3.2 กำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่ม ในการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติเพื่อหาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ได้แบ่งตามเกณฑ์พิจารณาดังนี้

3.2.1 กำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มมีค่าเท่ากัน (1, 1, 1, 1) หมายความว่า ประชากรแต่ละกลุ่มมีความแปรปรวนเท่ากับ 1 เพื่อหาค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ซึ่งเกิดจากการปฏิเสธ H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง (สมมุติฐานในการทดสอบ คือ $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2$)

3.2.2 กำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มแตกต่างกัน เพื่อหากำลังการทดสอบ ซึ่งเกิดจากการปฏิเสธ H_0 เมื่อ H_0 เป็นเท็จ (สมมุติฐานในการทดสอบคือ $H_0 : \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2; i \neq j$) ผู้วิจัยสามารถคำนวณหาค่ากำลังการทดสอบ เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นเท็จเท่านั้น (Runyon & Audrey, 1996, p. 542) ในการวิจัยนี้กำหนดสมมุติฐานว่างทางสถิติเป็นเท็จ 4 แบบ ค่าความแปรปรวนที่ได้กำหนดตามค่านอนเซนทรัลลิตี ดังนี้

แบบที่ 1 คือ $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 \rightarrow 1:6:11:16$

แบบที่ 2 คือ $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 \rightarrow 16:11:6:1$

แบบที่ 3 คือ $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 \rightarrow 1:1:1:8$

แบบที่ 4 คือ $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 \rightarrow 8:1:1:1$

การกำหนดสมมุติฐานว่างทางสถิติ 4 แบบ แบ่งเป็น 2 กลุ่ม ดังนี้

3.2.2.1 อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันคือ (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เพื่อศึกษาถึงกำลังการทดสอบความแปรปรวนของประชากรมีหนึ่งกลุ่มที่แตกต่างจากกลุ่มอื่นมาก โดยมีระยะห่างของตัวเลขไม่เท่ากัน

3.2.2.2 อัตราส่วนความแปรปรวนแตกต่างกันคือ (1, 6, 11, 16) และ (16, 11, 6, 1) เพื่อศึกษาถึงกำลังการทดสอบความแปรปรวนของประชากรแต่ละกลุ่มแตกต่างกันทุกกลุ่ม โดยมีระยะห่างของตัวเลขเท่ากัน

4. กำหนดขนาดตัวอย่างจากประชากร ตามแบบการศึกษาของ Frutos (2009) กรณีขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มไม่เกิน 30 ค่าและจากการศึกษาของ Stevens (2009, p. 4) ชี้ให้เห็นว่าถ้าขนาดตัวอย่างในกลุ่มไม่เกิน 20 ค่า สถิติทดสอบมีประสิทธิภาพต่ำ ในงานวิจัยนี้แบ่งการพิจารณาออกเป็น 2 กลุ่ม คือ ขนาดตัวอย่างเท่ากันจากประชากร 4 กลุ่ม และขนาดตัวอย่างไม่เท่ากันจากประชากร 4 กลุ่ม ดังนี้

4.1 กำหนดขนาดตัวอย่างเท่ากันจากประชากร 4 กลุ่ม มี 5 แบบ คือ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (16, 16, 16, 16) และ (30, 30, 30, 30) เพื่อศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ในกรณีขนาดตัวอย่างเท่ากันในแต่ละกลุ่ม

4.2 กำหนดขนาดตัวอย่างไม่เท่ากัน จากประชากร 4 กลุ่ม มี 2 แบบ คือ (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) เพื่อศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ในกรณีขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มต่างกันเล็กน้อย และต่างกันมาก

ขั้นตอนย่อยที่ 2 การจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล

การจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพ (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ) ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ด้วยการจำลองข้อมูลทั้งหมด 280 สถานการณ์ จำแนกเป็นสถานการณ์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จำนวน 56 สถานการณ์ และสถานการณ์กำลังการทดสอบ จำนวน 224 สถานการณ์ โดยใช้โปรแกรม Matlab มีรายละเอียดดังนี้

1. จำลองข้อมูล ดังรายละเอียดในขั้นตอนย่อยที่ 1 โดยใช้โปรแกรม Matlab

1.1 กำหนดจำนวนค่านอกเกณฑ์ตามขั้นตอนย่อยที่ 1 ข้อ 1.5 (หน้า 77) และตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ด้วยคะแนนมาตรฐาน (z)

1.2 กำหนดลักษณะการแจกแจงของประชากร คือการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล

1.3 กำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร 5 แบบ [(1, 1, 1, 1), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1), (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1)]

1.4 กำหนดขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรที่ศึกษา 7 แบบ [(5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (16,16,16, 16), (30, 30, 30, 30), (6, 7, 8, 9), (4, 10, 18, 22)]

1.5 หาค่ากลางของตัวอย่างแต่ละกลุ่มที่ศึกษา เพื่อเป็นองค์ประกอบในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม (ในสมการ 3.1, 3.2 และ 3.3 หน้า 67 สมการ 3.4 หน้า 68 และสมการ 3.5 หน้า 70)

1.6 นำค่ากลาง ในข้อ 1.5 แทนในสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ (สมการ 3.6 หน้า 70) และสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม (สมการ 2.1 หน้า 17 สมการ 2.2 หน้า 18 สมการ 2.4 หน้า 19)

1.7 นำค่าที่คำนวณได้จากข้อ 1.6 เปรียบเทียบกับค่าวิกฤต แบ่งเป็นสองกรณี ดังนี้

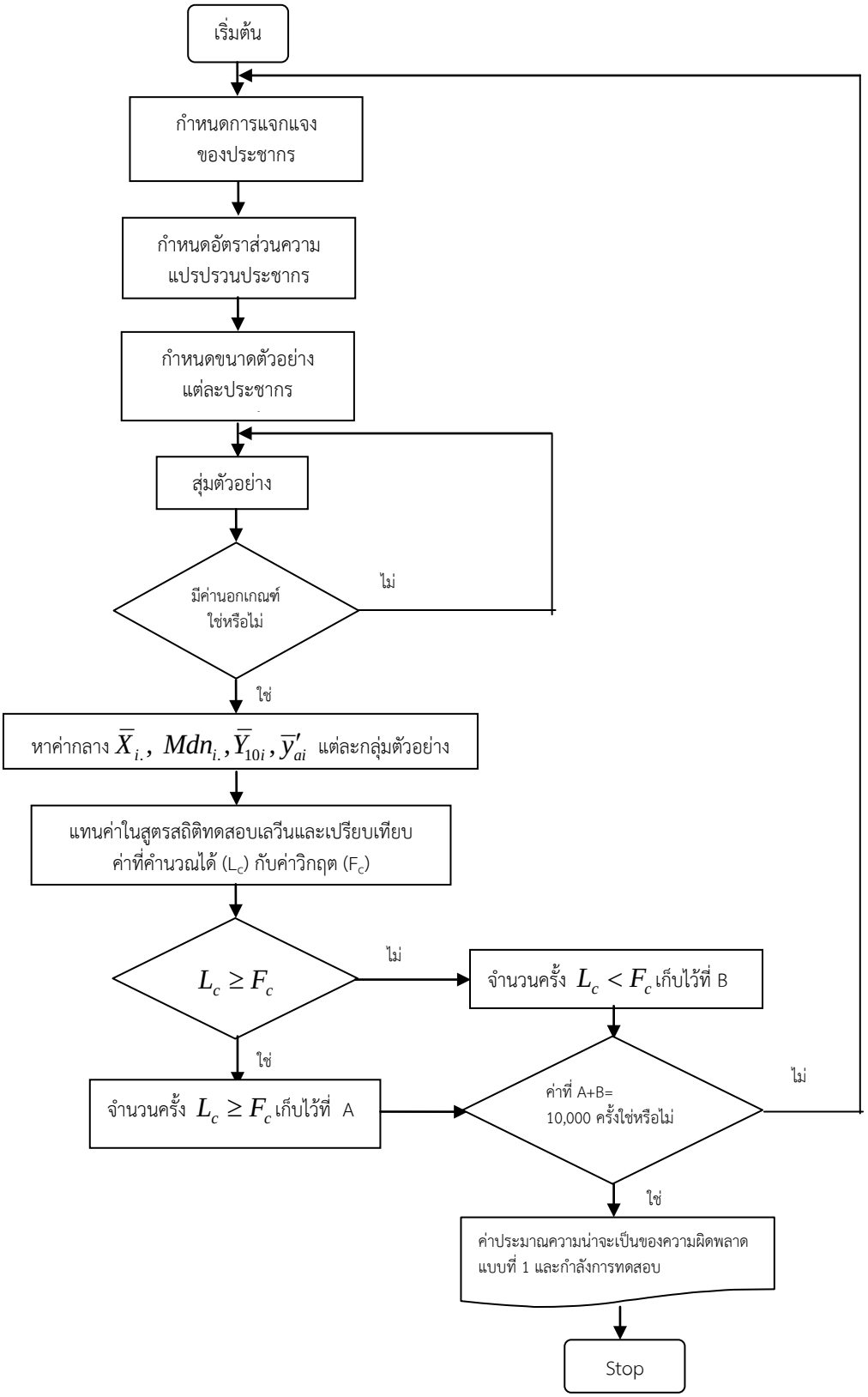
กรณีแรก หาค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนแบบที่ 1 จากจำนวนครั้งที่ค่าคำนวณได้มากกว่าหรือเท่ากับค่าวิกฤต [เมื่อใช้อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแบบ (1, 1, 1, 1)] หารด้วยจำนวนครั้งในการทดลอง

กรณีที่สอง หากำลังการทดสอบ จากจำนวนครั้งที่ค่าคำนวณได้มากกว่าหรือเท่ากับค่าวิกฤต [เมื่อใช้อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแบบ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1)] หารด้วยจำนวนครั้งในการทดลอง

1.8 ทำตามขั้นตอนข้อ 1.1-1.7 ซ้ำเป็นจำนวน 10,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ โดยทดลองทั้งหมด 280 สถานการณ์ จำแนกเป็นสถานการณ์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จำนวน 56 สถานการณ์ และสถานการณ์กำลังการทดสอบ จำนวน 224 สถานการณ์

2. คำนวณค่าความน่าจะเป็นของ ความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จากข้อ 1.8

จากขั้นตอนการดำเนินงานที่กล่าวมาข้างต้น สามารถสรุปเป็นแผนภาพขั้นตอนการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โลได้ ดังภาพที่ 3-6



ภาพที่ 3-6 แผนผังของการจำลองข้อมูลโดยใช้เทคนิคมอนติคาร์โล

ขั้นตอนย่อยที่ 3 การพิจารณาเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

การพิจารณาเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และกำลังการทดสอบ รายละเอียดดังนี้

1. พิจารณาค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม คำนวณดังสมการที่ 1.2 หน้า 11 เทียบกับเกณฑ์ของ Bradley (1978) ซึ่งแบ่งได้ 2 กรณี ดังนี้

กรณีที่ 1 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] ดังนั้น ในการวิจัยนี้ ทำการทดลองจำนวน 10,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ จึงได้ว่า จะต้องมีจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมุติฐานว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นจริง จำนวน 5 ครั้ง ถึง 150 ครั้ง จึงจะกล่าวได้ว่า สถิติทดสอบควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley

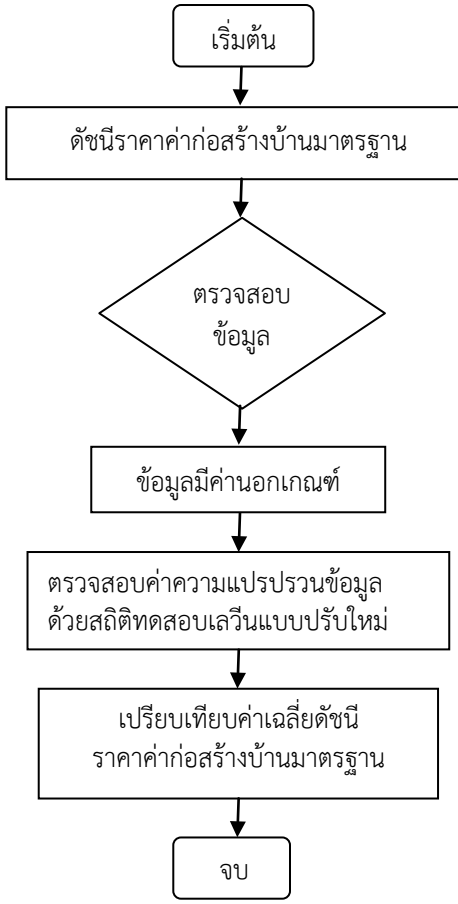
กรณีที่ 2 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ดังนั้น ในการวิจัยนี้ ทำการทดลองจำนวน 10,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ จึงได้ว่า จะต้องมีจำนวนครั้งที่ปฏิเสธสมมุติฐานว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นจริง จำนวน 25 ครั้ง ถึง 750 ครั้ง จึงจะกล่าวได้ว่า สถิติทดสอบควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley

2. กำลังการทดสอบสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม คำนวณ ดังสมการที่ 1.3 หน้า 11 โดยกำลังการทดสอบ ($1-\beta$) มีค่าตั้งแต่ .80 ถึง 1.00 ถือว่าดีมาก ถ้ามีค่า .60 $\leq 1-\beta <$ .80 ถือว่าดี และถ้ามีค่าตั้งแต่ .40 $\leq 1-\beta <$ .60 ถือว่าพอใช้ (Pagano, 2003, p. 278)

ในการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม พิจารณาจากสถิติทดสอบที่มีความแกร่ง เนื่องจากถ้ามีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของการทดสอบ สถิติทดสอบที่มีความแกร่งจะได้รับผลกระทบเพียงเล็กน้อย ทั้งค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 และค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 2 (Kirk, 2013, p. 97) แต่มีผลกระทบโดยตรงต่อค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ดังนั้น การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ต้องพิจารณาสถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 (Erceg-Hurn & Mirosevich, 2008) ได้ตามเกณฑ์ของ Bradley หลังจากนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบของสถิติทดสอบนั้น

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน

ในขั้นตอนนี้ ได้นำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่พัฒนาขึ้น ไปใช้ตรวจสอบความแปรปรวนของประชากร และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน (ANOVA) โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิจากศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน ดังภาพที่ 3-8



ภาพที่ 3-7 แผนภาพการตรวจสอบสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

ประชากร

ข้อมูลทุติยภูมิได้จากการรวบรวมรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ในเขตกรุงเทพฯ รายไตรมาส จำนวน 52 ไตรมาส เริ่มจากไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 โดยใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน จากศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน ซึ่งผู้วิจัยได้ใช้ข้อมูลทั้ง 52 ไตรมาส ในการวิเคราะห์ข้อมูล

เครื่องมือการเก็บข้อมูล

ผู้วิจัยได้จัดทำตารางรวบรวมข้อมูลรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ในเขตกรุงเทพฯ แบบรายไตรมาส จากวารสารของศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน จำนวน 7 ฉบับ เริ่มจาก ฉบับที่ 20 ปีที่ 6 (กรกฎาคม ถึงเดือนกันยายน) พ.ศ. 2543 ถึงฉบับที่ 26 ปีที่ 8 (มกราคม ถึง เดือนมีนาคม) พ.ศ. 2556

การวิเคราะห์ข้อมูล

การทดสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ มีวิธีดำเนินการดังนี้

1. รวบรวมข้อมูลทุติยภูมิ จากศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้านได้จัดทำรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส เริ่มจากไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 โดยใช้ ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน จัดทำเป็นตารางแบบรายไตรมาส ข้อมูลมีไตรมาสละ 13 ค่า (ตามตารางที่ 3-2 หน้า 74)

2. ตรวจสอบลักษณะข้อมูล ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) โดยใช้สถิติพื้นฐานและสถิติอนุมาน

3. ตรวจสอบค่านอกเกณฑ์ข้อมูลรายไตรมาส โดยพิจารณาจากคะแนนมาตรฐาน (Wilcox, 2009, pp. 22-44)

4. ใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ดังสมการ 3.6 หน้า 71 เพื่อตรวจสอบความแปรปรวนของข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานรายไตรมาส ตามข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวน โดยสมมุติฐานทางสถิติ คือ

$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2$

H_1 : มีอย่างน้อยหนึ่งค่าที่ : $\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2$; $i, j = 1, 2, 3, 4$

5. เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน (ANOVA) โดยใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ สมมุติฐานทางสถิติคือ

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$

H_1 : มีอย่างน้อยหนึ่งค่าที่ $\mu_i \neq \mu_j$; $i, j = 1, 2, 3, 4$

บทที่ 4
ผลการวิจัย

การวิจัยนี้เป็นการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ในกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี (LT, B-FT, FT) ภายใต้สถานการณ์ 280 สถานการณ์ เพื่อตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ผลการวิจัย แบ่งเป็น 3 ตอน ดังนี้

ตอนที่ 1 ผลการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่

ตอนที่ 2 ผลการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

ตอนที่ 3 ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน

ในการนำเสนอผลการวิจัยได้กำหนดความหมายของคำย่อและสัญลักษณ์ ดังนี้

LT แทน สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ที่ใช้ค่าเฉลี่ยเป็นองค์ประกอบในสูตร

B-FT แทน สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ที่ใช้ค่ามัธยฐานเป็นองค์ประกอบในสูตร (สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี)

FT แทน สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ที่ใช้ค่ากลางแบบของ Frutos เป็นองค์ประกอบในสูตร (สถิติทดสอบฟรูโทส)

MLT_5 แทน สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ที่ใช้ค่ากลางตัวใหม่เป็นองค์ประกอบในสูตร โดยตัดปลายข้อมูล 5 % ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน (สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5 %)

MLT_{10} แทน สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ที่ใช้ค่ากลางตัวใหม่เป็นองค์ประกอบในสูตร โดยตัดปลายข้อมูล 10 % ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน (สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10 %)

MLT_{15} แทน สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ที่ใช้ค่ากลางตัวใหม่เป็นองค์ประกอบในสูตร โดยตัดปลายข้อมูล 15 % ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน (สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15 %)

MLT_{20} แทน สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ที่ใช้ค่ากลางตัวใหม่เป็นองค์ประกอบในสูตร โดยตัดปลายข้อมูล 20% ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน (สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20 %)

$\bar{Y}'_{5i}$ แทน ค่ากลางตัวใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน

$\bar{Y}'_{10i}$ แทน ค่ากลางตัวใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน

$\bar{Y}'_{15i}$ แทน ค่ากลางตัวใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน

$\bar{Y}'_{20i}$ แทน ค่ากลางตัวใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน

$Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$ แทน องค์ประกอบสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่

ตอนที่ 1 ผลการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่

การตรวจสอบความแปรปรวนเป็นขั้นตอนเริ่มต้นของการทดสอบสมมุติฐานทางสถิติ โดยใช้ข้อมูลจากตัวอย่าง k กลุ่ม ปัญหาที่พบคือ การใช้สถิติทดสอบเพื่อให้เหมาะสมกับลักษณะข้อมูล โดยเฉพาะอย่างยิ่งกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ (Outliers) จากการศึกษาพบว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมไม่เหมาะสมกับข้อมูลผิดปกติ (David & Bruno, 2010 cited in Nordstokke & Zumbo, 2007; Fidell, 2007, p. 89) ผู้วิจัยจึงใช้ค่ากลางตัวใหม่ ($\bar{Y}'_{ai}$) เป็นองค์ประกอบสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ มีรูปแบบคือ $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$

การนำสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ไปใช้ เพื่อตรวจสอบความเท่ากันของความแปรปรวน สามารถแสดงรายละเอียดเป็นขั้นตอนได้ ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 กำหนดให้ $X_{i,j}$ แทน ข้อมูลกลุ่มที่ i ลำดับที่ j ซึ่งข้อมูลกลุ่มที่ i มีจำนวนข้อมูลเท่ากับ n_i และจำนวนข้อมูลทุกกลุ่มรวมกันเท่ากับ N โดยตารางข้อมูล $X_{i,j}$ ในรูปทั่วไปแสดงไว้ในตารางที่ 4-1 ดังนี้

ตารางที่ 4-1 ตารางรูปแบบข้อมูลทั่วไป $(X_{i,j})$ ที่นำมาคำนวณสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ด้วยค่ากลางตัวใหม่

ลำดับของข้อมูล	กลุ่ม 1	กลุ่ม 2	กลุ่ม 3	...	กลุ่ม k
1	$X_{1,1}$	$X_{2,1}$	$X_{3,1}$	...	$X_{k,1}$
2	$X_{1,2}$	$X_{2,2}$	$X_{3,2}$	...	$Y_{k,2}$
3	$X_{1,3}$	$X_{2,3}$	$X_{3,3}$	...	$X_{k,3}$
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
n	X_{1,n_1}	X_{2,n_2}	X_{3,n_3}	.	X_{k,n_4}
จำนวนข้อมูล	n_1	n_2	n_3	.	n_k

หมายเหตุ: การเขียนตัวห้อยตัวเลขตัวแรกเพื่อระบุกลุ่ม ตัวเลขตัวหลังระบุลำดับภายในกลุ่ม

ขั้นตอนที่ 2 เรียงลำดับข้อมูล $X_{i,j}$ จากตารางที่ 4-1 ภายในแต่ละกลุ่ม ทุกกลุ่ม ค่าข้อมูลที่ได้ให้แทนด้วย $Y_{i(j)}$ โดยที่ $Y_{i(j)}$ คือค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j ซึ่งค่าข้อมูลที่ได้ในแต่ละกลุ่มคือ $y_{i(1)} \le y_{i(2)} \le y_{i(3)} \le, \dots, \le y_{i(n_i)}$ เพื่อหาค่ากลางตัวใหม่ $\bar{Y}'_{ai}$ โดยที่ $\bar{Y}'_{ai}$ ค่ากลางตัวใหม่กลุ่มที่ i ที่ได้จากข้อมูล $Y_{i(j)}$ ด้วยวิธีตัดปลายข้อมูลร่วมกับวิธีการแทนที่ข้อมูลคืน รายละเอียด ดังตารางที่ 4-2

ตารางที่ 4-2 ตารางค่าข้อมูล $Y_{i(j)}$(ข้อมูลกลุ่ม i ลำดับที่ j)

ลำดับของข้อมูล	กลุ่ม 1	กลุ่ม 2	กลุ่ม 3	...	กลุ่ม k
1	$Y_{1(1)}$	$Y_{2(1)}$	$Y_{3(1)}$	.	$Y_{k(1)}$
2	$Y_{1(2)}$	$Y_{2(2)}$	$Y_{3(2)}$	.	$Y_{k(2)}$
3	$Y_{1(3)}$	$Y_{2(3)}$	$Y_{3(3)}$	.	$Y_{k(3)}$
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
n	$Y_{1(n_1)}$	$Y_{2(n_2)}$	$Y_{3(n_3)}$	.	$Y_{k(n_4)}$
จำนวนข้อมูล	n_1	n_2	n_3	.	n_k
ค่ากลางตัวใหม่	$\bar{Y}'_{a1}$	$\bar{Y}'_{a2}$	$\bar{Y}'_{a3}$	.	$\bar{Y}'_{ak}$

จากตารางที่ 4-2 หาค่ากลางตัวใหม่ $\bar{Y}'_{ai}$ หาจากสมการ 4.1 ดังนี้

$$\bar{Y}'_{ai} = \frac{(1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(j)} + (1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(n_i-g)}}{n_i} \quad \text{..... (4.1)}$$

โดยที่ $\bar{Y}'_{ai}$ คือ ค่ากลางตัวใหม่

n_i คือ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ i

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$\gamma = an_i$ (n_i คือจำนวนข้อมูลในกลุ่มที่ i และ a คือ เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20%)

$g = [\gamma]$ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

ขั้นตอนที่ 3 จากข้อมูลตารางที่ 4-2 หาค่า $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$ เป็นองค์ประกอบสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่ ได้ดังตารางที่ 4-3

ตารางที่ 4-3 ค่า $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$ องค์ประกอบสูตรสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่

ลำดับของข้อมูล	กลุ่ม 1	กลุ่ม 2	กลุ่ม 3	...	กลุ่ม k
1	$Z'_{1,1} = \left\|Y_{1(1)} - \bar{Y}'_{a1}\right\|$	$Z'_{2,1} = \left\|Y_{2(1)} - \bar{Y}'_{a2}\right\|$	$Z'_{3,2} = \left\|Y_{3(1)} - \bar{Y}'_{a3}\right\|$	.	$Z'_{k,1} = \left\|Y_{k(1)} - \bar{Y}'_{ak}\right\|$
2	$Z'_{1,2} = \left\|Y_{1(2)} - \bar{Y}'_{a1}\right\|$	$Z'_{2,2} = \left\|Y_{2(2)} - \bar{Y}'_{ai2}\right\|$	$Z'_{3,2} = \left\|Y_{3(2)} - \bar{Y}'_{a3}\right\|$	.	$Z'_{k,2} = \left\|Y_{k(2)} - \bar{Y}'_{ak}\right\|$
3	$Z'_{1,3} = \left\|Y_{1(3)} - \bar{Y}'_{a1}\right\|$	$Z'_{2,3} = \left\|Y_{2(3)} - \bar{Y}'_{a2}\right\|$	$Z'_{3,3} = \left\|Y_{3(3)} - \bar{Y}'_{a3}\right\|$	.	$Z'_{k,3} = \left\|Y_{k(3)} - \bar{Y}'_{ak}\right\|$
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
n	$Z'_{1,n_1} = \left\|Y_{1(n_1)} - \bar{Y}'_{a1}\right\|$	$Z'_{2,n_2} = \left\|Y_{2(n_2)} - \bar{Y}'_{a2}\right\|$	$Z'_{n_3,3} = \left\|Y_{3(n_3)} - \bar{Y}'_{a3}\right\|$	.	$Z'_{k,n_k} = \left\|Y_{k(n_k)} - \bar{Y}'_{ak}\right\|$
จำนวนข้อมูล	n_1	n_2	n_3	.	n_k
	$\bar{Z}'_{1.} = \sum Z'_{i,j} / n_1$	$\bar{Z}'_{2.} = \sum Z'_{i,j} / n_i$	$\bar{Z}'_{3.} = \sum Z'_{i,j} / n_i$		$\bar{Z}'_{k.} = \sum Z'_{i,j} / n_i$
					$\bar{Z}'_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} Z'_{i,j} / N$

จากสมการที่ 4.1 ใช้ $\bar{Y}'_{ai}$ เป็นค่ากลางตัวใหม่ เพื่อเป็นองค์ประกอบสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ $(Z'_{i,j} = \left|Y_{i,j} - \bar{Y}'_{a}\right|)$ ทำให้ได้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ มีสูตรคำนวณดังสมการ 4.2 ดังนี้

$$MLT_a = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\bar{Z}'_i - \bar{Z}')^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z'_{i,j} - \bar{Z}'_i)^2} \quad \text{..... (4.2)}$$

โดย $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$

$$\bar{Z}'_{i.} = \sum Z'_{i,j} / n_i$$

$$\bar{Z}'_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} Z'_{i,j} / N$$

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

ตอนที่ 2 ผลการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ทั้งหมด 280 สถานการณ์ (4x2x5x7) จำแนกเป็นสถานการณ์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จำนวน 56 สถานการณ์ และสถานการณ์กำลังการทดสอบ จำนวน 224 สถานการณ์ ประกอบด้วย 1) ร้อยละของค่านอกเกณฑ์ 4 แบบ คือ ร้อยละ 5 ร้อยละ 10 ร้อยละ 15 และร้อยละ 20 2) การแจกแจงของประชากรมี 2 แบบ คือ การแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล 3) อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร 5 แบบ คือ (1, 1, 1, 1), (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) และ 4) ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1,n_2,n_3,n_4) ทั้งหมด 7 แบบ (ขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากันและขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรต่างกัน) ประกอบด้วย (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (16, 16, 16, 16), (30, 30, 30, 30), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยแต่ละสถานการณ์ทดลองซ้ำ 10,000 ครั้ง ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ (α) .01 และ .05

ความแกร่งของสถิติทดสอบ (Robustness) เป็นคุณสมบัติของการทดสอบทางสถิติที่จะไม่แสดงความไว (Sensitive) ต่อการทดสอบ ในกรณีข้อมูลไม่ได้เป็นตามข้อตกลงเบื้องต้นของการทดสอบ ซึ่งส่งผลโดยตรงต่อค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ดังนั้นจึงพิจารณาความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของสถิติทดสอบโดยเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองกับเกณฑ์ของ Bradley อยู่ในช่วงตามที่กำหนดหรือไม่ ก่อนพิจารณากำลังการทดสอบ ในกรณีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร 4 แบบ คือ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม พิจารณา 2 ส่วนคือ ส่วนแรก พิจารณาค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วง ตามเกณฑ์ของ Bradley โดยผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ใช้อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแบบเท่ากัน (1, 1, 1, 1) เพื่อทดสอบ $H_0:\sigma_1^2=\sigma_2^2=\sigma_3^2=\sigma_4^2$ โดยที่ เกณฑ์ของ Bradley แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ กรณีที่ 1 ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ กรณีที่ 2 ค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 และ ส่วนที่สอง พิจารณากำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ ซึ่งจะพิจารณาเฉพาะกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบที่ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley เท่านั้น โดยศึกษาอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร 4 คือ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05 รายละเอียดดังต่อไปนี้

1. ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

1.1 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley ซึ่งค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] ได้ผลดังตารางที่ 4-4

ตารางที่ 4-4 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

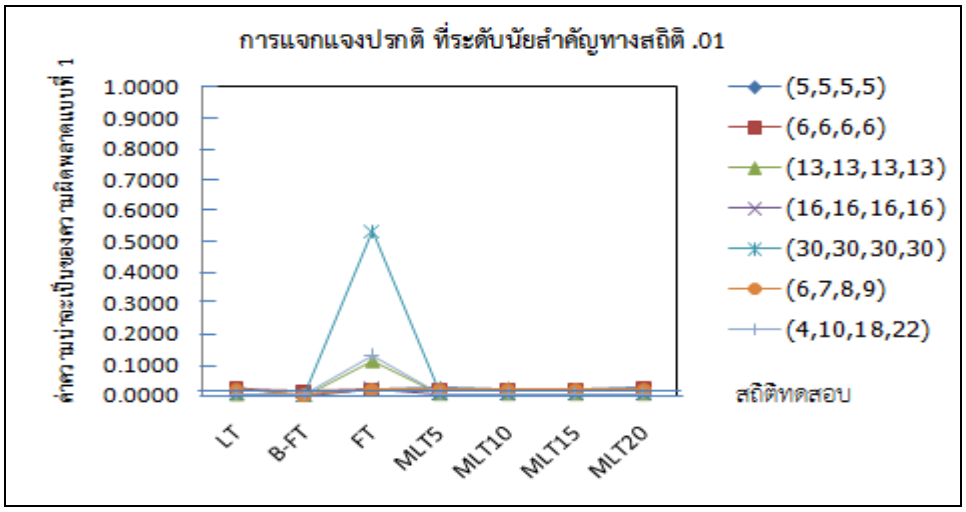
ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	สถิติทดสอบ						
	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5							
(5, 5, 5, 5)	0.0246	0.0000	0.0196	0.0246	0.0233	0.0212	0.0246
(6, 6, 6, 6)	0.0238	0.0133[a]	0.0196	0.0219	0.0203	0.0195	0.0230
(13, 13, 13, 13)	0.0042	0.0002	0.1127	0.0047	0.0047	0.0048	0.0052[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0037	0.0016	0.0235	0.0037	0.0038	0.0041	0.0039
(30, 30, 30, 30)	0.0043	0.0021	0.5333	0.0040	0.0043	0.0038	0.0043
(6, 7, 8, 9)	0.0209	0.0018	0.0203	0.0199	0.0188	0.0189	0.0196
(4, 10, 18, 22)	0.0072[a]	0.0045	0.1312	0.0070[a]	0.0065[a]	0.0063[a]	0.0063[a]
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10							
(5, 5, 5, 5)	0.0246	0.0000	0.0196	0.0246	0.0233	0.0212	0.0246
(6, 6, 6, 6)	0.0002	0.0000	0.0137[a]	0.0008	0.0038	0.0113[a]	0.0009
(13, 13, 13, 13)	0.0038	0.0002	0.0240	0.0037	0.0038	0.0045	0.0041
(16, 16, 16, 16)	0.0010	0.0004	0.1032	0.0013	0.0016	0.0013	0.0013
(30, 30, 30, 30)	0.0034	0.0011	0.1446	0.0029	0.0034	0.0026	0.0034
(6, 7, 8, 9)	0.0003	0.0001	0.0029	0.0007	0.0018	0.0021	0.0014
(4, 10, 18, 22)	0.0046	0.0031	0.1472	0.0044	0.0043	0.0044	0.0042
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15							
(5, 5, 5, 5)	0.0246	0.0000	0.0196	0.0246	0.0233	0.0212	0.0246
(6, 6, 6, 6)	0.0003	0.0000	0.0251	0.0019	0.0068[a]	0.0189	0.0013
(13, 13, 13, 13)	0.0056[a]	0.0002	0.1096	0.0046	0.0051[a]	0.0055[a]	0.0044
(16, 16, 16, 16)	0.0011	0.0006	0.0261	0.0013	0.0013	0.0011	0.0014
(30, 30, 30, 30)	0.0030	0.0011	0.5441	0.0024	0.0030	0.0021	0.0030
(6, 7, 8, 9)	0.0011	0.0000	0.0043	0.0012	0.0023	0.0022	0.0018
(4, 10, 18, 22)	0.0043	0.0023	0.1450	0.0042	0.0038	0.0039	0.0032

ตารางที่ 4-4 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	สถิติทดสอบ						
	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20							
(5, 5, 5, 5)	0.0246	0.0000	0.0196	0.0246	0.0233	0.0212	0.0246
(6, 6, 6, 6)	0.0003	0.0000	0.0251	0.0019	0.0068[a]	0.0189	0.0013
(13, 13, 13, 13)	0.0099[a]	0.0004	0.2183	0.0091[a]	0.0090[a]	0.0102[a]	0.0082[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0020	0.0009	0.0228	0.0015	0.0014	0.0014	0.0016
(30, 30, 30, 30)	0.0030	0.0011	0.5441	0.0024	0.0030	0.0021	0.0030
(6, 7, 8, 9)	0.0007	0.0002	0.0039	0.0011	0.0021	0.0032	0.0021
(4, 10, 18, 22)	0.0042	0.0021	0.1449	0.0039	0.0036	0.0037	0.0032

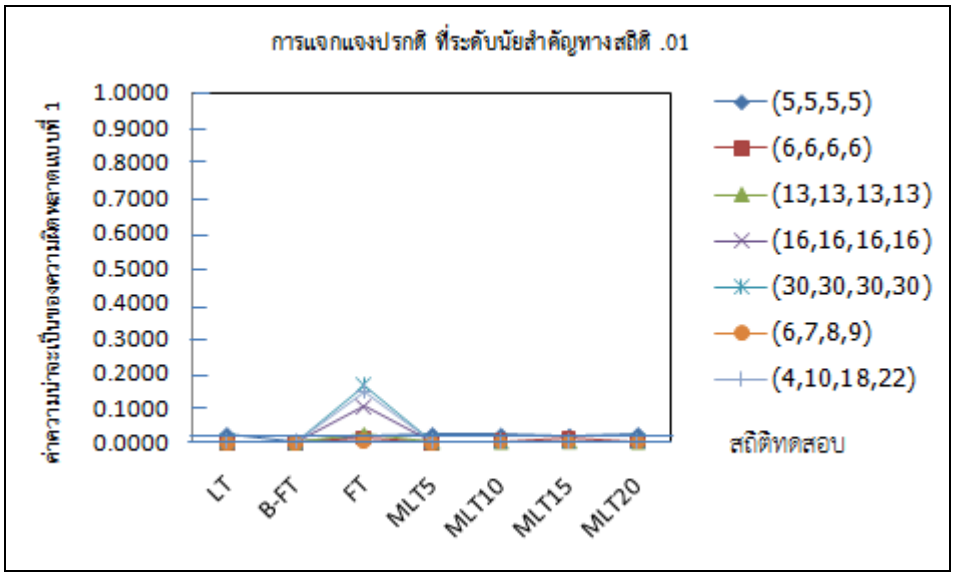
หมายเหตุ: a หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .01 ต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015]

จากตารางที่ 4-4 พล็อตกราฟเส้นเพื่อดูภาพรวมการเคลื่อนไหวของผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ดังภาพที่ 4-1

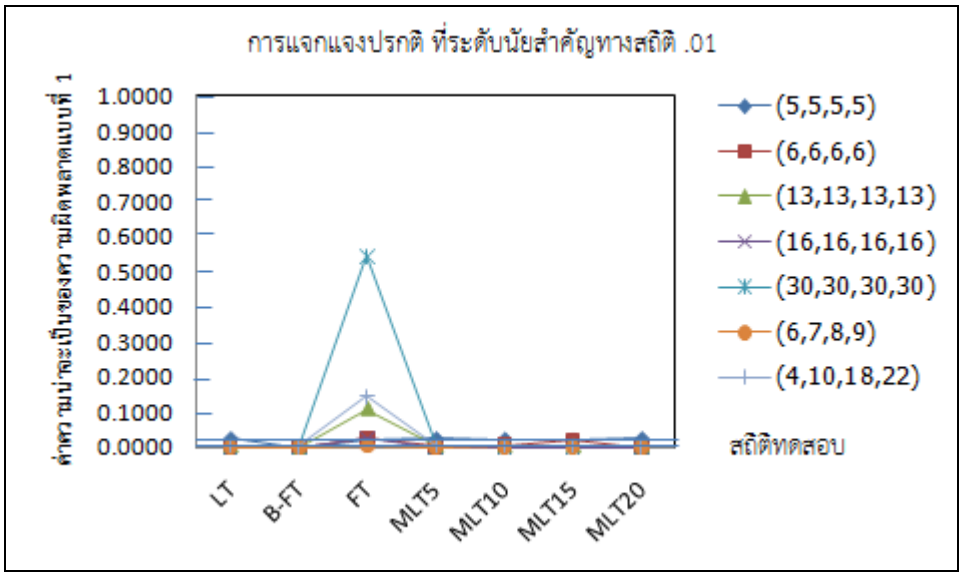


ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5

ภาพที่ 4-1 ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20

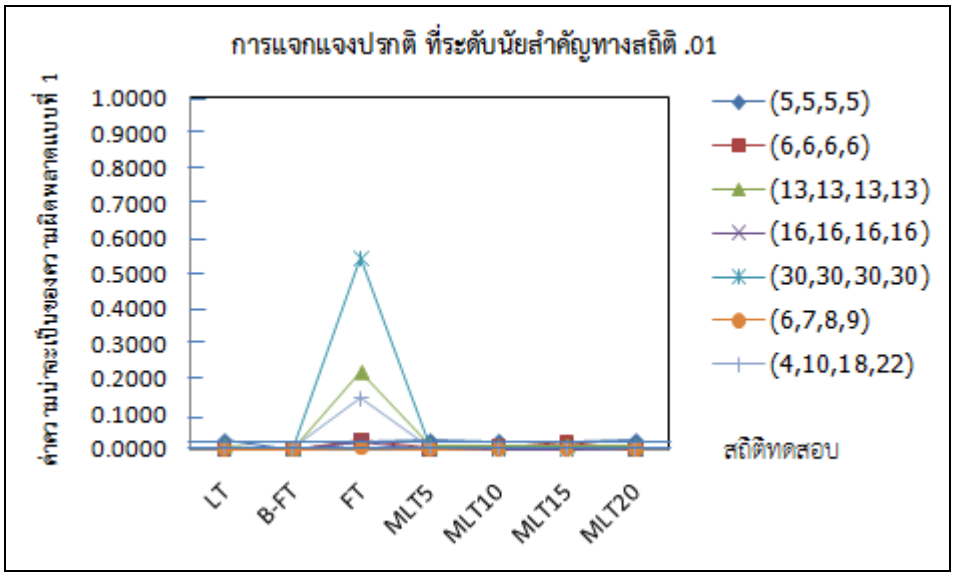


ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10



ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15

ภาพที่ 4-1 (ต่อ)



ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20

ภาพที่ 4-1 (ต่อ)

จากตารางที่ 4-4 และภาพที่ 4-1 ผลการวิเคราะห์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ โดยใช้อัตราส่วนความแปรปรวน (1, 1, 1, 1) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ปรากฏว่า กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบเลวีน (LT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากร

เท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (13, 13, 13, 13) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% 15% 20% (MLT_5, MLT_{15}, MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (13, 13, 13, 13) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

1.2 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-4 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-5

ตารางที่ 4-5 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	0.1599[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.1542[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.2161[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.2121[b]	-	-	-	-	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	0.6473[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	0.6430[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	0.6433[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	0.6442[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	0.1959[b]	-	-	0.1933[a]	0.1950[a]	0.1862[a]	0.1837[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.7331[a]	-	-	0.7376[a]	0.7365[a]	0.7332[a]	0.7405[b]
	(1, 1, 1, 8)	0.8042[a]	-	-	0.8045[b]	0.8029[a]	0.7977[a]	0.8004[a]
	(8, 1, 1, 1)	0.3423[a]	-	-	0.3431[a]	0.3463[a]	0.3517[a]	0.3637[b]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-5 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 13 สถานการณ์ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 3 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 2 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 2 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 6 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

สถานการณ์ที่สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ แต่มีกำลังการทดสอบไม่มากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม มี 1 สถานการณ์คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16)

1.3 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-4 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-6

ตารางที่ 4-6 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	0.2002[a]	-	-	0.2500[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	0.2078[a]	-	-	0.2400[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	0.2530[a]	-	-	0.2988[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	0.2566[a]	-	-	0.3082[b]	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-6 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมจำนวน 4 สถานการณ์ คือ สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

1.4 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-4 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีน (LT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10%, 15% (MLT_{10}, MLT_{15}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าวดังตารางที่ 4-7

ตารางที่ 4-7 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.1568[b]	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.2593[b]	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.2330[b]	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.2266[b]	-	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	0.6410[a]	-	-	-	0.6402[a]	0.6462[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	0.6354[a]	-	-	-	0.6384[a]	0.6460[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	0.6460[a]	-	-	-	0.6464[a]	0.6482[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	0.6389[a]	-	-	-	0.6427[a]	0.6435[b]	-
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-

ตารางที่ 4-7 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-7 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 11 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 7 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

1.5 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-4 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีน (LT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณา กำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-8

ตารางที่ 4-8 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.1568[b]	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.1533[b]	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.6464[b]	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.2266[b]	-	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	0.6448[a]	-	-	0.6479[a]	0.6469[a]	0.6516[b]	0.6492[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.6376[a]	-	-	0.6394[a]	0.6366[a]	0.6415[b]	0.6370[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.6470[a]	-	-	0.6448[a]	0.6464[a]	0.6480[a]	0.6486[b]
	(8, 1, 1, 1)	0.6410[a]	-	-	0.6475[b]	0.6449[a]	0.6450[a]	0.6437[a]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-8 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 16 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 3 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 6 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 3 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2. ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

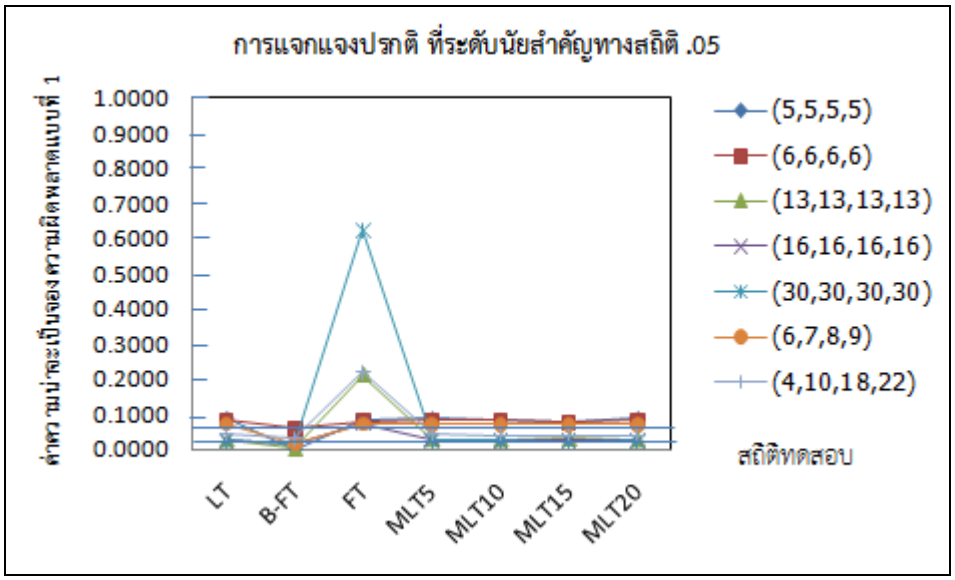
2.1 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ตามเกณฑ์ของ Bradley ซึ่งค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ได้ผลดังตารางที่ 4-9

ตารางที่ 4-9 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

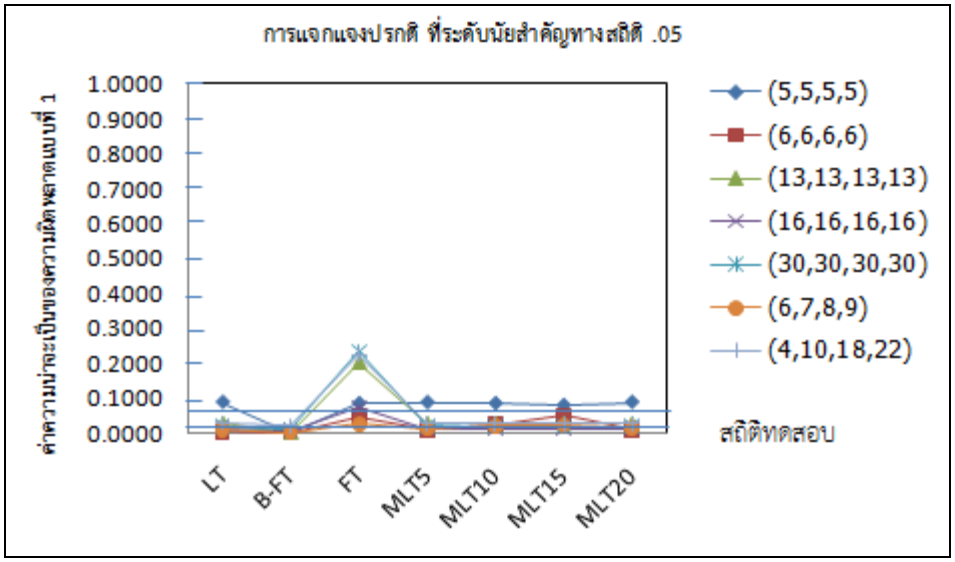
ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	สถิติทดสอบ						
	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5							
(5, 5, 5, 5)	0.0887	0.0000	0.0851	0.0881	0.0853	0.0796	0.0887
(6, 6, 6, 6)	0.0849	0.0589[a]	0.0806	0.0850	0.0827	0.0760	0.0852
(13, 13, 13, 13)	0.0291[a]	0.0032	0.2114	0.0299[a]	0.0296[a]	0.0315[a]	0.0297[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0261[a]	0.0159	0.0754	0.0270[a]	0.0256[a]	0.0255[a]	0.0254[a]
(30, 30, 30, 30)	0.0245	0.0149	0.6243	0.0248	0.0245	0.0240	0.0245
(6, 7, 8, 9)	0.0732[a]	0.0162	0.0728[a]	0.0703[a]	0.0713[a]	0.0717[a]	0.0711[a]
(4, 10, 18, 22)	0.0428[a]	0.0319[a]	0.2199	0.0429[a]	0.0410[a]	0.0399[a]	0.0404[a]
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10							
(5, 5, 5, 5)	0.0887	0.0080	0.0851	0.0881	0.0853	0.0796	0.0887
(6, 6, 6, 6)	0.0039	0.0000	0.0478[a]	0.0102	0.0253[a]	0.0506[a]	0.0093
(13, 13, 13, 13)	0.0290[a]	0.0032	0.2024	0.0296[a]	0.0293[a]	0.0300[a]	0.0283[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0145	0.0079	0.0745[a]	0.0146	0.0137	0.0139	0.0136
(30, 30, 30, 30)	0.0194	0.0124	0.2359	0.0208	0.0194	0.0199	0.0194
(6, 7, 8, 9)	0.0097	0.0019	0.0266[a]	0.0124	0.0222[a]	0.0250[a]	0.0159
(4, 10, 18, 22)	0.0284[a]	0.0211	0.2251	0.0274[a]	0.0271[a]	0.0279[a]	0.0281[a]
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15							
(5, 5, 5, 5)	0.0887	0.0000	0.0851	0.0881	0.0853	0.0796	0.0887
(6, 6, 6, 6)	0.0076	0.0000	0.0925	0.0190	0.0483[a]	0.0961	0.0178
(13, 13, 13, 13)	0.0320[a]	0.0040	0.2071	0.0323[a]	0.0323[a]	0.0325[a]	0.0313[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0131	0.0073	0.0760	0.0129	0.0130	0.0129	0.0126
(30, 30, 30, 30)	0.0190	0.0128	0.6314	0.0203	0.0190	0.0199	0.0190
(6, 7, 8, 9)	0.0116	0.0013	0.0268[a]	0.0136	0.0200	0.0252[a]	0.0179
(4, 10, 18, 22)	0.0300[a]	0.0213	0.2225	0.0292[a]	0.0279[a]	0.0259[a]	0.0282[a]
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ20							
(5, 5, 5, 5)	0.0887	0.0000	0.0851	0.0881	0.0853	0.0796	0.0887
(6, 6, 6, 6)	0.0076	0.0000	0.0925	0.0190	0.0483[a]	0.0961	0.0178
(13, 13, 13, 13)	0.0320[a]	0.0040	0.2071	0.0323[a]	0.0323[a]	0.0325[a]	0.0313[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0115	0.0078	0.0748[a]	0.0128	0.0123	0.0132	0.0122
(30, 30, 30, 30)	0.0190	0.0128	0.6314	0.0203	0.0190	0.0199	0.0190
(6, 7, 8, 9)	0.0120	0.0018	0.0332[a]	0.0144	0.0200	0.0279[a]	0.0183
(4, 10, 18, 22)	0.0298[a]	0.0205	0.2231	0.0288[a]	0.0277[a]	0.0254[a]	0.0278[a]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075]

จากตารางที่ 4-9 พล็อตกราฟเส้นเพื่อดูภาพรวมการเคลื่อนไหวของผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ดังภาพที่ 4-2

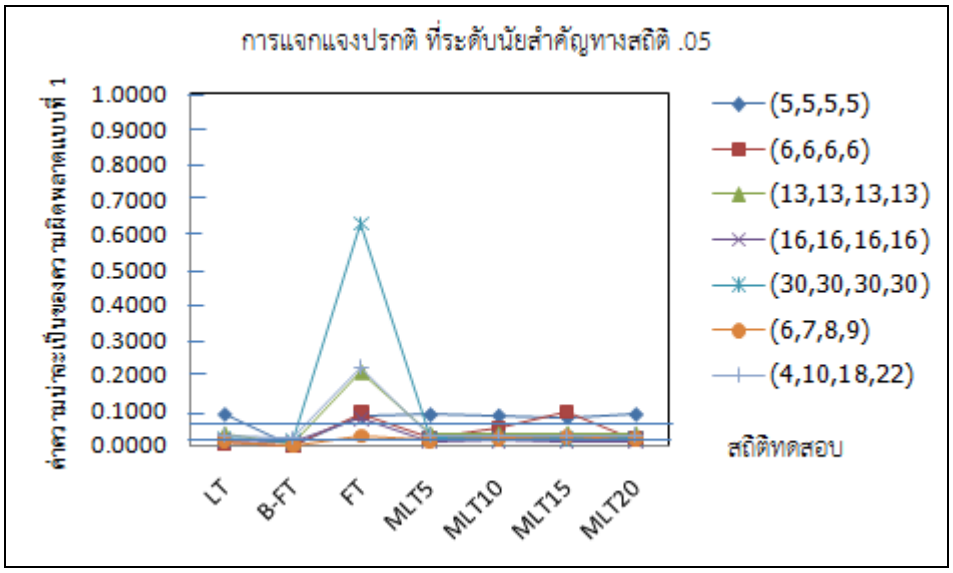


ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5

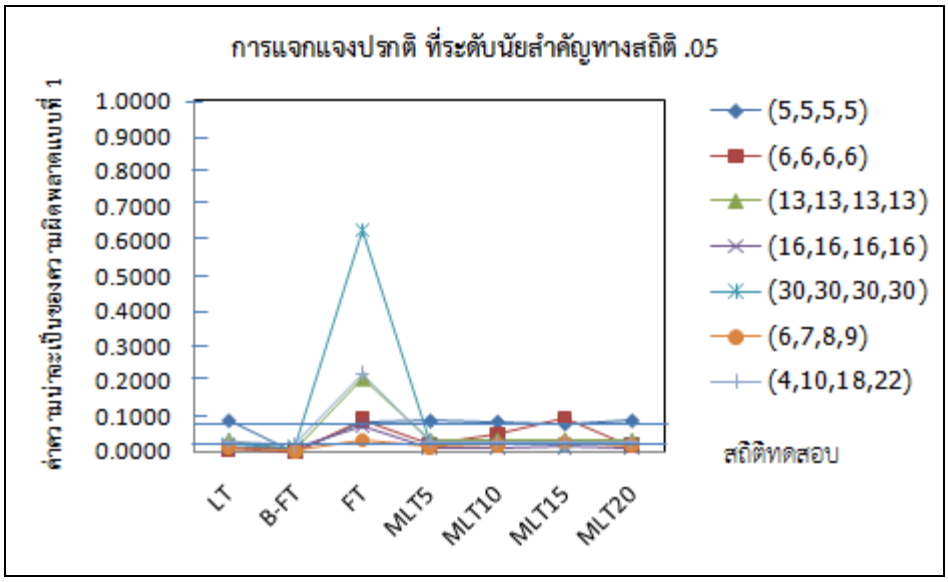


ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10

ภาพที่ 4-2 ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20



ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15



ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20

ภาพที่ 4-2 (ต่อ)

จากตารางที่ 4-9 และภาพที่ 4-2 ผลการวิเคราะห์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงปรกติ โดยใช้อัตราส่วนความแปรปรวน (1, 1, 1, 1) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ปรากฏว่า กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่า

ความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% 10% 15% 20% (MLT_5, MLT_{10} MLT_{15}, MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13), (16, 16, 16, 16), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบเลวีน (LT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (16, 16, 16, 16) และ (6, 7, 8, 9) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% 20% (MLT_5, MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 10% 15% (MLT_{10}, MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% 20% (MLT_5, MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% 20% (MLT_5, MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16) และ (6, 7, 8, 9) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

2.2 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-9 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าวดังตารางที่ 4-10

ตารางที่ 4-10 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	0.3706[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.3645[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.3948[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.3850[b]	-	-	-	-	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	0.8934[a]	-	-	0.8942[b]	0.8921[a]	0.8915[a]	0.8929[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.8872[a]	-	-	0.8865[a]	0.8886[b]	0.8881[a]	0.8879[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.8268[a]	-	-	0.8284[a]	0.8256[a]	0.8300[b]	0.8276[a]
	(8, 1, 1, 1)	0.8215[a]	-	-	0.8246[a]	0.8236[a]	0.8323[b]	0.8302[a]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	0.9389[a]	-	-	0.9413[b]	0.9384[a]	0.9397[a]	0.9398[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.9384[a]	-	-	0.9385[a]	0.9387[a]	0.9399[b]	0.9383[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.8883[a]	-	-	0.8866[a]	0.8891[b]	0.8870[a]	0.8878[a]
	(8, 1, 1, 1)	0.8918[a]	-	-	0.8910[a]	0.8927[a]	0.8927[a]	0.8933[b]
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	0.5935[a]	-	0.5792[a]	0.5875[a]	0.5839[a]	0.5782[a]	0.5981[b]
	(16, 11, 6, 1)	0.7072[a]	-	0.7146[a]	0.7111[a]	0.7085[a]	0.7163[b]	0.7030[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.6652[a]	-	0.6595[a]	0.6677[b]	0.6645[a]	0.6660[a]	0.6677[b]
	(8, 1, 1, 1)	0.5784[a]	-	0.5833[a]	0.5805[a]	0.5764[a]	0.5916[b]	0.5722[a]

ตารางที่ 4-10 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	0.4860[b]	0.3975[a]	-	0.4836[a]	0.4854[a]	0.4767[a]	0.4725[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.7331[a]	0.5416[a]	-	0.7376[a]	0.7365[a]	0.7332[a]	0.7405[b]
	(1, 1, 1, 8)	0.9144[a]	0.8197[a]	-	0.9156[a]	0.9156[a]	0.9168[a]	0.9178[b]
	(8, 1, 1, 1)	0.5139[a]	0.4116[a]	-	0.5160[a]	0.5179[a]	0.5226[a]	0.5285[b]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-10 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 39 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 9 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (16, 11, 6, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 1, 1, 8) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 12 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1) (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 10 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (1, 1, 1, 8)

สถานการณ์ที่สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ แต่มีกำลังการทดสอบไม่มากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม มี 1 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16)

2.3 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-9 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-11

ตารางที่ 4-11 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	0.4290[a]	-	0.4150[a]	0.4862[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	0.4332[a]	-	0.4110[a]	0.4704[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	0.4458[a]	-	0.4274[a]	0.4660[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	0.4420[a]	-	0.4374[a]	0.4772[b]	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	0.8934[a]	-	-	0.8942[b]	0.8921[a]	0.8915[a]	0.8929[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.8872[a]	-	-	0.8865[a]	0.8886[b]	0.8881[a]	0.8879[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.8272[a]	-	-	0.8254[a]	0.8312[b]	0.8216[a]	0.8266[a]
	(8, 1, 1, 1)	0.8282[a]	-	-	0.8304[a]	0.8330[a]	0.8324[a]	0.8354[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	0.9131[b]	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	0.9126[b]	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	0.8733[b]	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	0.8664[b]	-	-	-	-

ตารางที่ 4-11 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	0.3656[a]	-	0.3542[a]	0.3434[a]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	0.4530[a]	-	0.4466[a]	0.4548[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	0.5250[a]	-	0.5192[a]	0.5258[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	0.4224[a]	-	0.4200[a]	0.4574[b]	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	0.3844[b]	-	-	0.3837[a]	0.3819[a]	0.3758[a]	0.3705[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.9045[a]	-	-	0.9030[a]	0.9051[a]	0.9054[b]	0.9025[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.9149[b]	-	-	0.9146[a]	0.9121[a]	0.9132[a]	0.9099[a]
	(8, 1, 1, 1)	0.2545[a]	-	-	0.2536[a]	0.2585[a]	0.2622[a]	0.2659[b]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-11 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 18 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 2 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 5 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 11 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 3 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1) และเมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (8, 1, 1, 1)

สถานการณ์ที่สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ แต่มีกำลังการทดสอบไม่มากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม มี 2 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (1, 1, 1, 8)

2.4 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-9 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-12

ตารางที่ 4-12 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.4103[b]	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.4068[b]	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.5242[b]	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.4225[b]	-	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	0.8813[a]	-	-	0.8802[a]	0.8823[a]	0.8838[b]	0.8821[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.8848[a]	-	-	0.8811[a]	0.8835[a]	0.8860[b]	0.8857[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.8285[a]	-	-	0.8314[a]	0.8325[a]	0.8329[a]	0.8342[b]
	(8, 1, 1, 1)	0.8274[a]	-	-	0.8279[a]	0.8271[a]	0.8290[a]	0.8306[b]

ตารางที่ 4-12 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	0.3660[b]	-	-	0.3474[a]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	0.4470[a]	-	-	0.4553[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	0.6595[a]	-	-	0.6660[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	0.5833[a]	-	-	0.5916[b]	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	0.3831[b]	-	-	0.3801[a]	0.3789[a]	0.3703[a]	0.3716[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.9109[a]	-	-	0.9125[b]	0.9120[a]	0.9156[a]	0.9111[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.9237[b]	-	-	0.9220[a]	0.9230[a]	0.9211[a]	0.9214[a]
	(8, 1, 1, 1)	0.5084[a]	-	-	0.5097[a]	0.5137[a]	0.5200[a]	0.5328[b]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-12 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 27 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (1, 1, 1, 8)

เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (1, 1, 1, 8) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 9 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 6 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1) และเมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1)

สถานการณ์ที่สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ แต่มีกำลังการทดสอบไม่มากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม มี 3 สถานการณ์คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (1, 1, 1, 8)

2.5 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-9 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีน (LT) สถิติทดสอบฟรูโทส (FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-13

ตารางที่ 4-13 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงปรกติ กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.4103[b]	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.4069[b]	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.4256[b]	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.4225[b]	-	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	0.8887[a]	-	-	0.8892[a]	0.8893[a]	0.8919[b]	0.8890[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.8865[a]	-	-	0.8839[a]	0.8857[a]	0.8862[a]	0.8887[b]
	(1, 1, 1, 8)	0.8307[a]	-	-	0.8319[a]	0.8329[a]	0.8360[a]	0.8371[b]
	(8, 1, 1, 1)	0.8257[a]	-	-	0.8263[a]	0.8251[a]	0.8276[a]	0.8284[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	0.9155[b]	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	0.9145[b]	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	0.8756[b]	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	0.8772[b]	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	0.3603[b]	-	-	0.3478[a]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	0.4436[a]	-	-	0.4471[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	0.5275[b]	-	-	0.5213[a]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	0.4210[a]	-	-	0.4508[b]	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	0.3851[b]	-	-	0.3824[a]	0.3804[a]	0.3713[a]	0.3731[a]
	(16, 11, 6, 1)	0.9115[a]	-	-	0.9135[a]	0.9127[a]	0.9162[b]	0.9128[a]
	(1, 1, 1, 8)	0.9230[b]	-	-	0.9208[a]	0.9223[a]	0.9205[a]	0.9203[a]
	(8, 1, 1, 1)	0.5080[a]	-	-	0.5088[a]	0.5135[a]	0.5206[a]	0.5312[b]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-13 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 26 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 5 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (1, 1, 1, 8) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 7 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 6 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8), (8, 1, 1, 1) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (16, 11, 6, 1), (8, 1, 1, 1)

สถานการณ์ที่สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ แต่มีกำลังการทดสอบไม่มากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม มี 4 สถานการณ์คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (1, 1, 1, 8) เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16) และ (1, 1, 1, 8)

3. ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

3.1 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ตามเกณฑ์ของ Bradley ซึ่งค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] ได้ผลดังตารางที่ 4-14

ตารางที่ 4-14 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

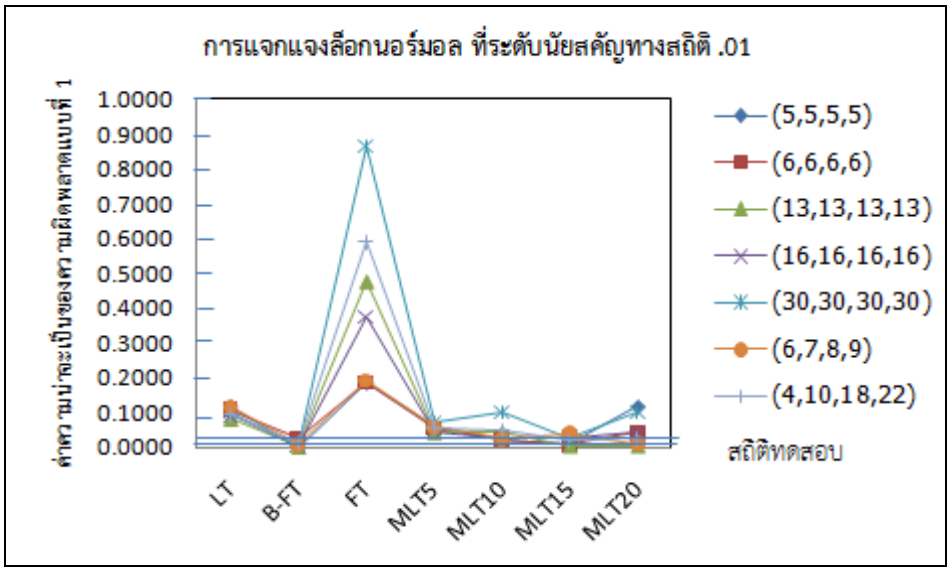
ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	สถิติทดสอบ						
	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5							
(5, 5, 5, 5)	0.1174	0.0000	0.1862	0.0611	0.0225	0.0075[a]	0.1174
(6, 6, 6, 6)	0.1099	0.0272	0.1860	0.0553	0.0226	0.0076[a]	0.0420
(13, 13, 13, 13)	0.0822	0.0017	0.4764	0.0439	0.0443	0.0051[a]	0.0053[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0939	0.0068[a]	0.3748	0.0461	0.0284	0.0284	0.0442
(30, 30, 30, 30)	0.1014	0.0072[a]	0.8663	0.0706	0.1014	0.0266	0.1014
(6, 7, 8, 9)	0.1164	0.0078[a]	0.1919	0.0592	0.0259	0.0412	0.0120[a]
(4, 10, 18, 22)	0.0933	0.0125[a]	0.5890	0.0575	0.0499	0.0191	0.0256
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10							
(5, 5, 5, 5)	0.1447	0.0000	0.2325	0.0825	0.0358	0.0150[a]	0.1447
(6, 6, 6, 6)	0.0227	0.0000	0.1738	0.0116[a]	0.0079[a]	0.0047	0.0067[a]
(13, 13, 13, 13)	0.1137	0.0017	0.5020	0.0655	0.0674	0.0126[a]	0.0123[a]
(16, 16, 16, 16)	0.1034	0.0034	0.4537	0.0590	0.0405	0.0390	0.0577
(30, 30, 30, 30)	0.1243	0.0075[a]	0.8581	0.0899	0.1243	0.0437	0.1243
(6, 7, 8, 9)	0.1020	0.0000	0.3321	0.0533	0.0289	0.0325	0.0176
(4, 10, 18, 22)	0.1071	0.0088[a]	0.5792	0.0703	0.0615	0.0268	0.0350
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15							
(5, 5, 5, 5)	0.1174	0.0000	0.1862	0.0611	0.0225	0.0075[a]	0.1174
(6, 6, 6, 6)	0.0373	0.0000	0.3459	0.0159	0.0090[a]	0.0037	0.0086[a]
(13, 13, 13, 13)	0.0835	0.0014	0.4695	0.0443	0.0436	0.0052[a]	0.0056[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0774	0.0034	0.4279	0.0403	0.0249	0.0232	0.0373
(30, 30, 30, 30)	0.0896	0.0054[a]	0.8600	0.0617	0.0896	0.0224	0.0896
(6, 7, 8, 9)	0.0749	0.0002	0.2896	0.0323	0.0142[a]	0.0179	0.0081[a]
(4, 10, 18, 22)	0.0829	0.0089[a]	0.5859	0.0522	0.0437	0.0158	0.0222

ตารางที่ 4-14 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	สถิติทดสอบ						
	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20							
(5, 5, 5, 5)	0.1174	0.0000	0.1862	0.0611	0.0225	0.0075[a]	0.1174
(6, 6, 6, 6)	0.0373	0.0000	0.3459	0.0159	0.0090[a]	0.0037	0.0086[a]
(13, 13, 13, 13)	0.0835	0.0014	0.4695	0.0443	0.0436	0.0052[a]	0.0056[a]
(16, 16, 16, 16)	0.0781	0.0038	0.4350	0.0424	0.0246	0.0229	0.0374
(30, 30, 30, 30)	0.0896	0.0054[a]	0.8600	0.0617	0.0896	0.0224	0.0896
(6, 7, 8, 9)	0.0757	0.0000	0.2992	0.0349	0.0173	0.0214	0.0098[a]
(4, 10, 18, 22)	0.0819	0.0088[a]	0.5881	0.0521	0.0431	0.0156	0.0214

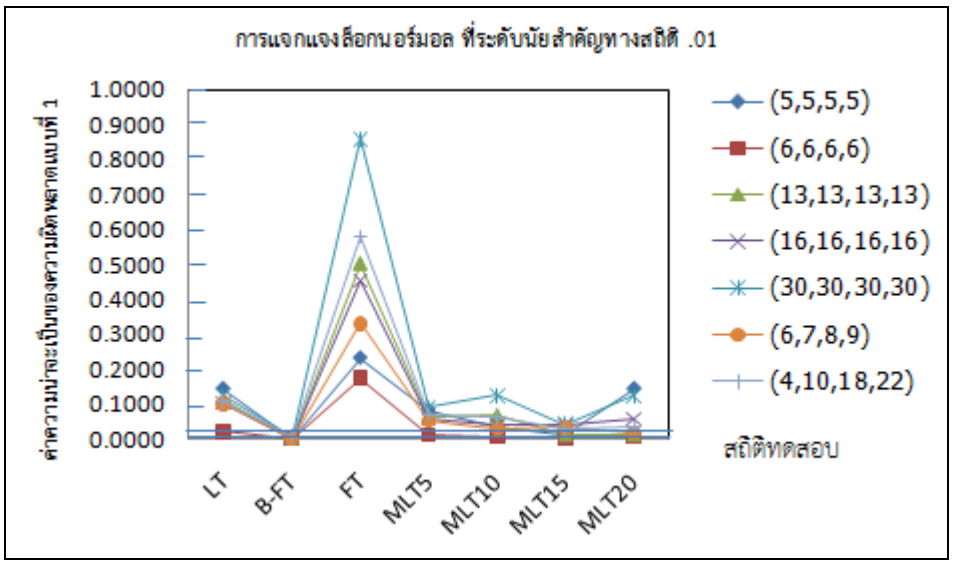
หมายเหตุ: a หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .01 ต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015]

จากตารางที่ 4-14 พล็อตกราฟเส้นเพื่อดูภาพรวมการเคลื่อนไหวของผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ทดสอบที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ดังภาพที่ 4-3

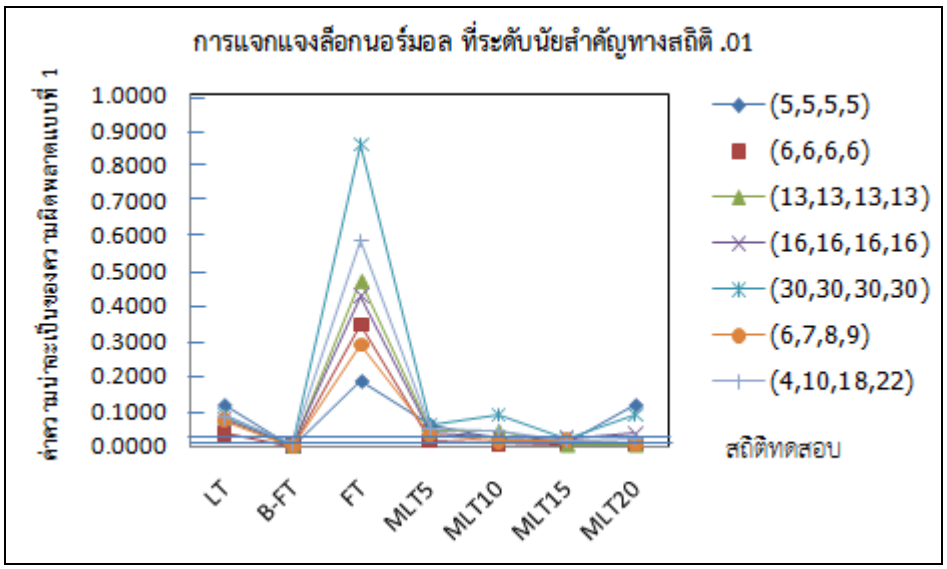


ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5

ภาพที่ 4-3 ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20

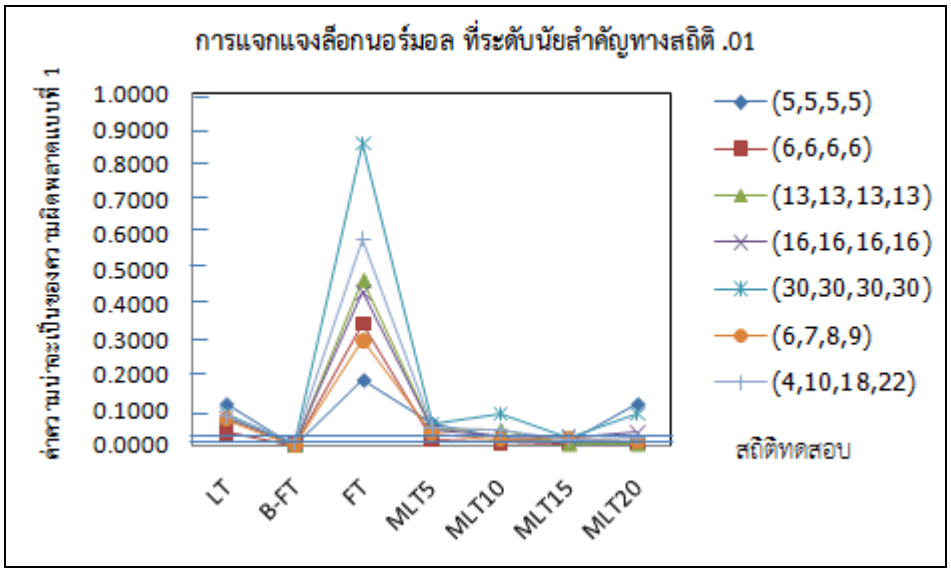


ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10



ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15

ภาพที่ 4-3 (ต่อ)



ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20

ภาพที่ 4-3 (ต่อ)

จากตารางที่ 4-14 และภาพที่ 4-3 ผลการวิเคราะห์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล โดยใช้อัตราส่วนความแปรปรวน (1, 1, 1, 1) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 ปรากฏว่า กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16), (30, 30, 30, 30), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6) และ (13, 13, 13, 13) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20 % (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (30, 30, 30, 30) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% 10% (MLT_5, MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 15 % (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (13, 13, 13, 13) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (30, 30, 30, 30) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (6, 7, 8, 9) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (30, 30, 30, 30) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

3.2 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-14 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15%, 20% (MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-15

ตารางที่ 4-15 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1,n_2,n_3,n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2,\sigma_2^2,\sigma_3^2,\sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0174[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0180[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0075[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0114[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0178[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0187[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0128[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0118[b]	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0155[a]	0.0181[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0157[a]	0.0165[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0098[a]	0.0106[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0105[b]	0.0105[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0123[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0129[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0110[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0122[b]	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0190[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.1841[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0183[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0163[b]	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0072[a]	-	-	-	-	0.0182[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0136[a]	-	-	-	-	0.0263[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0075[a]	-	-	-	-	0.0148[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0139[a]	-	-	-	-	0.0187[b]
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0099[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0229[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0159[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0185[b]	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-14 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 20 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 12 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6) และ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3.3 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-14 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-16

ตารางที่ 4-16 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0179[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0162[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0115[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0114[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	0.0306[b]	0.0218[a]	-	0.0196[a]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	0.0276[b]	0.0168[a]	-	0.0188[a]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	0.0230[b]	0.0154[a]	-	0.0150[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	0.0208[b]	0.0142[a]	-	0.0118[a]
13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0155[a]	0.0181[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0157[a]	0.0165[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0086[a]	0.0094[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0126[a]	0.0154[b]

ตารางที่ 4-16 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0149[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0155[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0124[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0184[b]	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0068[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.2705[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0086[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0150[b]	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-16 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 24 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13)

โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3.4 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-14 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10%, 15%, 20% (MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-17

ตารางที่ 4-17 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1,n_2,n_3,n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2,\sigma_2^2,\sigma_3^2,\sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0174[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0180[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0111[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0114[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.0227[b]	-	0.0203[a]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.0223[b]	-	0.0206[a]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.0163[b]	-	0.0152[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.0132[a]	-	0.0133[b]
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0169[a]	0.0185[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0151[a]	0.0169[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0112[a]	0.0120[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0112[a]	0.0113[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0156[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0153[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0132[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0154[b]	-	-	-	-	-

ตารางที่ 4-17 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.0195[b]	-	0.0090[a]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.0470[b]	-	0.0341[a]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.0171[b]	-	0.0095[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.0410[b]	-	0.0327[a]
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0078[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0154[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0096[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0158[b]	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-17 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 28 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร เท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 12 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3.5 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

จากผลตารางที่ 4-14 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10%, 15%, 20% (MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-18

ตารางที่ 4-18 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0174[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0180[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0111[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0114[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.0227[b]	-	0.0203[a]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.0223[b]	-	0.0206[a]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.0163[b]	-	0.0152[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.0132[a]	-	0.0133[b]
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0168[a]	0.0169[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0160[a]	0.0175[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0114[a]	0.0116[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0108[b]	0.0108[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0156[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0153[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0132[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0154[b]	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	0.0106[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	0.0350[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	0.0112[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	0.0339[b]

ตารางที่ 4-18 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0081[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0159[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0103[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0159[b]	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-18 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 24 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 12 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

4. ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

4.1 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ตามเกณฑ์ของ Bradley ซึ่งค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ได้ผลดังตารางที่ 4-19

ตารางที่ 4-19 ผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

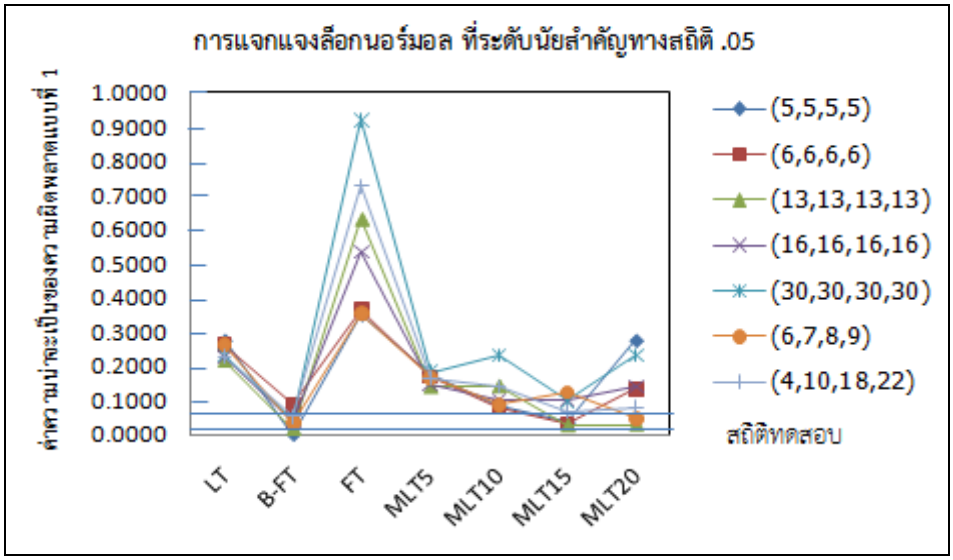
ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	สถิติทดสอบ						
	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5							
(5, 5, 5, 5)	0.2761	0.0007	0.3523	0.1743	0.0866	0.0363[a]	0.2761
(6, 6, 6, 6)	0.2631	0.0886	0.3659	0.1693	0.0809	0.0324[a]	0.1337
(13, 13, 13, 13)	0.2166	0.0149	0.6324	0.1386	0.1411	0.0250[a]	0.0288[a]
(16, 16, 16, 16)	0.2267	0.0384[a]	0.5350	0.1462	0.1015	0.1024	0.1417
(30, 30, 30, 30)	0.2331	0.0448[a]	0.9204	0.1832	0.2331	0.0998	0.2331
(6, 7, 8, 9)	0.2633	0.0343[a]	0.3538	0.1678	0.0873	0.1238	0.0487[a]
(4, 10, 18, 22)	0.2286	0.0545[a]	0.7273	0.1654	0.1410	0.0684[a]	0.0802
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10							
(5, 5, 5, 5)	0.2213	0.0010	0.4182	0.2168	0.1232	0.0614[a]	0.3213
(6, 6, 6, 6)	0.0876	0.0000	0.2647	0.0538[a]	0.0382[a]	0.0237	0.0388[a]
(13, 13, 13, 13)	0.2766	0.0182	0.6516	0.1810	0.1884	0.0523[a]	0.0541[a]
(16, 16, 16, 16)	0.2440	0.0260[a]	0.6836	0.1663	0.1663	0.1258	0.1639
(30, 30, 30, 30)	0.2669	0.0436[a]	0.9144	0.2164	0.2669	0.1338	0.2269
(6, 7, 8, 9)	0.2591	0.0027	0.5038	0.1571	0.0953	0.1039	0.0688[a]
(4, 10, 18, 22)	0.2533	0.0486[a]	0.7169	0.1887	0.1628	0.0894	0.1000
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15							
(5, 5, 5, 5)	0.2761	0.0007	0.3523	0.1743	0.0866	0.0363[a]	0.2761
(6, 6, 6, 6)	0.1511	0.0001	0.5366	0.0857	0.0497[a]	0.0259[a]	0.0545[a]
(13, 13, 13, 13)	0.2140	0.0170	0.6250	0.1377	0.1414	0.0290[a]	0.0304[a]
(16, 16, 16, 16)	0.1985	0.0250[a]	0.5747	0.1302	0.0910	0.0902	0.1234
(30, 30, 30, 30)	0.2151	0.0356[a]	0.9127	0.1722	0.2151	0.0914	0.2151
(6, 7, 8, 9)	0.2151	0.0024	0.4798	0.1187	0.0630[a]	0.0722[a]	0.0396[a]
(4, 10, 18, 22)	0.2135	0.0429[a]	0.7294	0.1551	0.1297	0.0617[a]	0.0696[a]

ตารางที่ 4-19 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	สถิติทดสอบ						
	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20							
(5, 5, 5, 5)	0.2761	0.0007	0.3523	0.1743	0.0866	0.0363[a]	0.2761
(6, 6, 6, 6)	0.1511	0.0001	0.5366	0.0857	0.0497[a]	0.0259[a]	0.0545[a]
(13, 13, 13, 13)	0.2140	0.0170	0.6250	0.1377	0.1414	0.0290[a]	0.0304[a]
(16, 16, 16, 16)	0.2015	0.0215	0.5823	0.1290	0.0901	0.0872	0.1249
(30, 30, 30, 30)	0.2151	0.0356[a]	0.9127	0.1722	0.2151	0.0914	0.2151
(6, 7, 8, 9)	0.2115	0.0019	0.4747	0.1208	0.0643[a]	0.0743[a]	0.0440[a]
(4, 10, 18, 22)	0.2046	0.0437[a]	0.7287	0.1556	0.1283	0.0618[a]	0.0692[a]

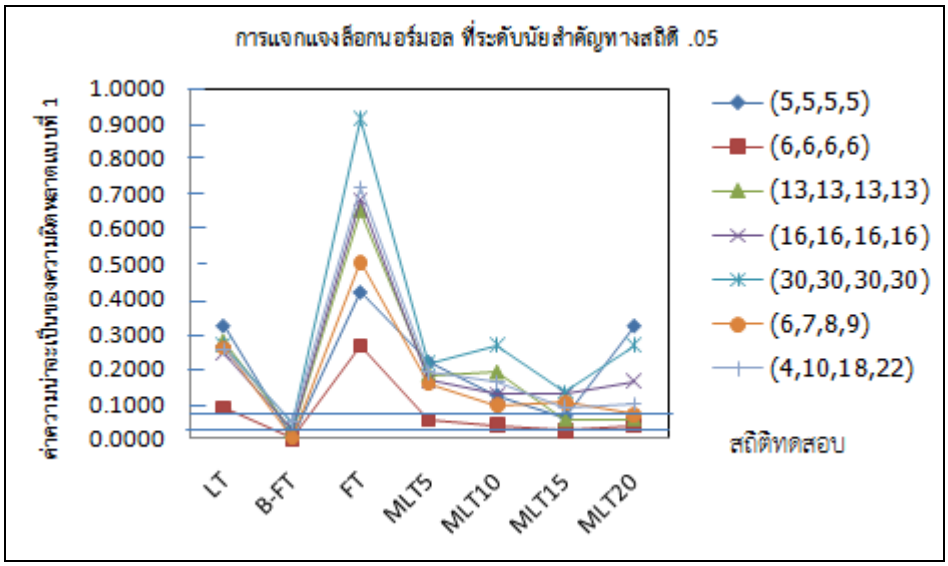
หมายเหตุ: a หมายถึง ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ที่ระดับนัยสำคัญ .05 ต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075]

จากตารางที่ 4-19 พล็อตกราฟเส้นเพื่อดูภาพรวมการเคลื่อนไหวของผลการเปรียบเทียบค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ดังภาพที่ 4-4

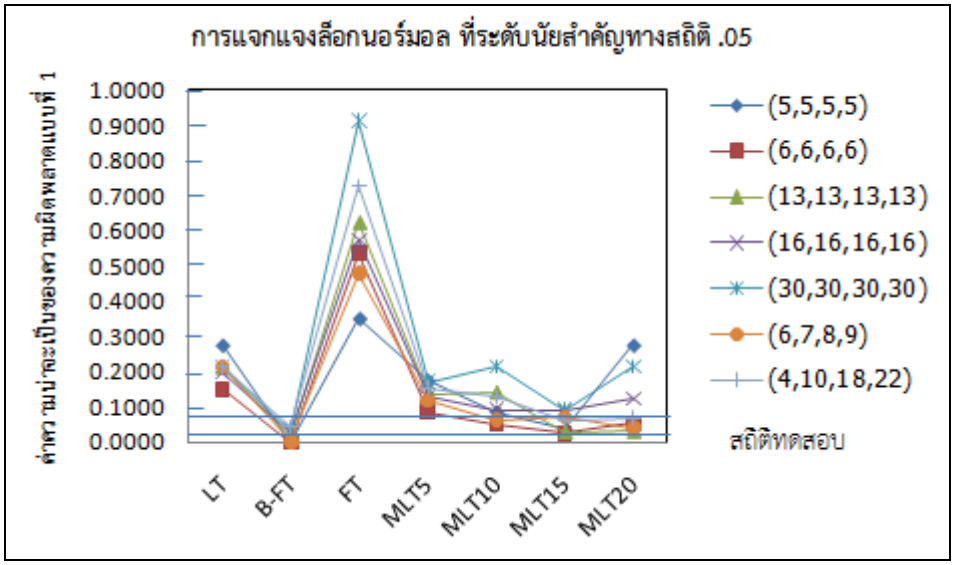


ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5

ภาพที่ 4-4 ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ก) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และ ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20

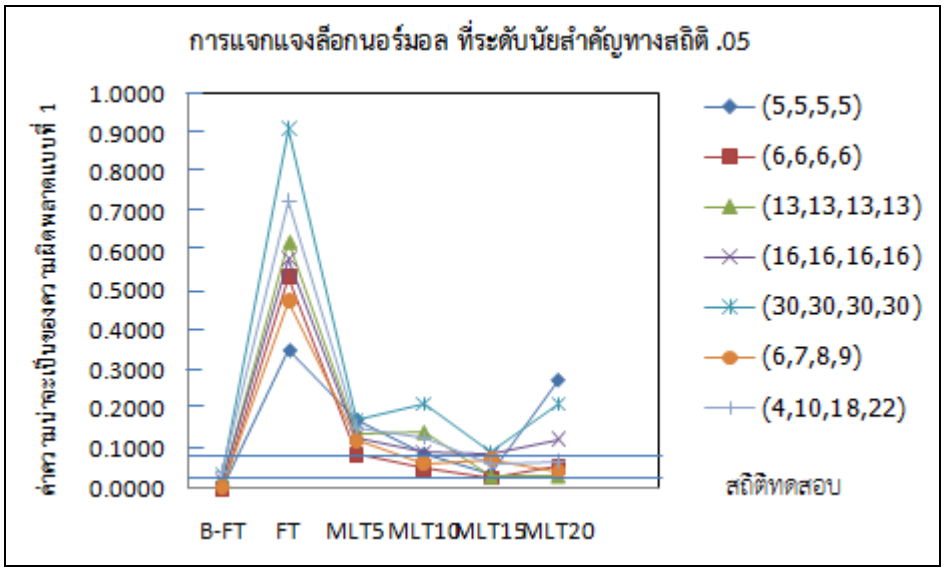


ข) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10



ค) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15

ภาพที่ 4-4 (ต่อ)



ง) ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20

ภาพที่ 4-4 (ต่อ)

จากตารางที่ 4-19 และภาพที่ 4-4 ผลการวิเคราะห์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของการแจกแจงล็อกนอร์มอล โดยใช้อัตราส่วนความแปรปรวน (1, 1, 1, 1) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ปรากฏว่า กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16), (30, 30, 30, 30), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16), (30, 30, 30, 30) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10% (MLT_5, MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) สถิติทดสอบเลวีนแบบใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (16, 16, 16, 16), (30, 30, 30, 30) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (6, 7, 8, 9) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15 % (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ คือ สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (30, 30, 30, 30) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (6, 7, 8, 9) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) ส่วนสถิติทดสอบอื่น ๆ และขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรอื่น ๆ ไม่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

4.2 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-19 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15%, 20% (MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-20

ตารางที่ 4-20 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0689[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0641[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0363[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0469[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0657[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0658[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0470[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0465[b]	-
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0668[a]	0.0691[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0638[a]	0.0647[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0469[a]	0.0494[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0437[a]	0.0467[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0517[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0581[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0499[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0550[b]	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0807[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.4227[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0474[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0734[b]	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0328[a]	-	-	-	-	0.0735[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0496[a]	-	-	-	-	0.0880[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0367[a]	-	-	-	-	0.0620[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0487[a]	-	-	-	-	0.0690[b]
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0533[a]	-	-	-	0.1082[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0791[a]	-	-	-	0.1306[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0620[a]	-	-	-	0.1041[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0659[a]	-	-	-	0.0907[b]	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-20 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 24 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 16 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

4.3 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-19 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20% (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-21

ตารางที่ 4-21 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0618[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0617[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0498[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0469[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	0.1286[b]	0.0900[a]	-	0.0966[a]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	0.1260[b]	0.0834[a]	-	0.0934[a]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	0.1020[b]	0.0662[a]	-	0.0710[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	0.0960[b]	0.0598[a]	-	0.0660[a]
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0668[a]	0.0691[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0638[a]	0.0647[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0422[a]	0.0460[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0548[a]	0.0596[b]

ตารางที่ 4-21 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0369[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0360[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0308[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0330[b]	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0693[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0676[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0617[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0760[b]	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	0.0476[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	0.1072[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	0.0466[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	0.1000[b]
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0394[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.5476[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0471[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0554[b]	-	-	-	-	-

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-21 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 28 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 5% (MLT_5) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 4 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5) และ (13, 13, 13, 13)

โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

4) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 12 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวน ของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

4.4 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-19 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10%, 15%, 20% (MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-22

ตารางที่ 4-22 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1,n_2,n_3,n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2,\sigma_2^2,\sigma_3^2,\sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0689[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0641[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0487[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0469[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.0885[a]	0.0566[a]	0.0959[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.0851[a]	0.0553[a]	0.0909[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.0704[a]	0.0414[a]	0.0725[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.0662[a]	0.0371[a]	0.0732[b]
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0631[a]	0.0660[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0643[a]	0.0676[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0446[a]	0.0474[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0457[a]	0.0474[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0348[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0360[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0308[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0332[b]	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0705[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0688[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0626[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0644[b]	-	-	-	-	-

ตารางที่ 4-22 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.0826[a]	0.0991[b]	0.0473[a]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.1339[a]	0.1503[b]	0.1054[a]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.0695[a]	0.0770[b]	0.0445[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.1128[a]	0.1131[b]	0.0995[a]
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0396[a]	-	-	-	0.0935[a]	0.0956[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0601[a]	-	-	-	0.1162[a]	0.1505[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0548[a]	-	-	-	0.0979[b]	0.0803[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0549[a]	-	-	-	0.0832[a]	0.0887[b]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-22 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 44 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 20 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 16 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

4.5 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

จากผลตารางที่ 4-19 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบบราวน์-ฟอร์สิตี (B-FT) และสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10%, 15%, 20% (MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley ดังนั้น จึงพิจารณากำลังการทดสอบดังกล่าว ดังตารางที่ 4-23

ตารางที่ 4-23 ผลการเปรียบเทียบกำลังการทดสอบของการแจกแจงล็อกนอร์มอล กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1,n_2,n_3,n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2,\sigma_2^2,\sigma_3^2,\sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(5, 5, 5, 5)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0689[b]	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0641[b]	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0487[b]	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0469[b]	-
(6, 6, 6, 6)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0566[a]	0.0959[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0553[a]	0.0909[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0414[a]	0.0725[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0371[a]	0.0732[b]
(13, 13, 13, 13)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	0.0644[a]	0.0685[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	0.0641[a]	0.0669[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	0.0455[a]	0.0483[b]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	0.0457[a]	0.0473[b]
(16, 16, 16, 16)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	-	-	-
(30, 30, 30, 30)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0705[b]	-	-	-	-	-
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0688[b]	-	-	-	-	-
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0622[b]	-	-	-	-	-
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0644[b]	-	-	-	-	-
(6, 7, 8, 9)	(1, 6, 11, 16)	-	-	-	-	0.0764[a]	0.0963[b]	0.0457[a]
	(16, 11, 6, 1)	-	-	-	-	0.1308[a]	0.1479[b]	0.1044[a]
	(1, 1, 1, 8)	-	-	-	-	0.0718[a]	0.0775[b]	0.0461[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	-	-	-	0.1151[b]	0.1149[a]	0.0990[a]

ตารางที่ 4-23 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร (n_1, n_2, n_3, n_4)	อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากร $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2)$	สถิติทดสอบ						
		LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
(4, 10, 18, 22)	(1, 6, 11, 16)	-	0.0398[a]	-	-	-	0.0936[a]	0.0961[b]
	(16, 11, 6, 1)	-	0.0619[a]	-	-	-	0.1164[a]	0.1515[b]
	(1, 1, 1, 8)	-	0.0553[a]	-	-	-	0.1005[b]	0.0824[a]
	(8, 1, 1, 1)	-	0.0560[a]	-	-	-	0.0828[a]	0.0887[b]

หมายเหตุ: a หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

b หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบที่มีค่ามากที่สุดในสถานการณ์เดียวกัน เมื่อเทียบจากสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

- หมายถึง ค่ากำลังการทดสอบจากสถิติทดสอบ มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ไม่อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley

จากตารางที่ 4-23 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 44 สถานการณ์ ดังนี้

1) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 10% (MLT_{10}) จำนวน 8 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6) และ (6, 7, 8, 9) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

2) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) จำนวน 20 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (5, 5, 5, 5), (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

3) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 20% (MLT_{20}) จำนวน 16 สถานการณ์ คือ เมื่อขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรเท่ากับ (6, 6, 6, 6), (13, 13, 13, 13), (6, 7, 8, 9) และ (4, 10, 18, 22) โดยมีอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ (1, 6, 11, 16), (16, 11, 6, 1), (1, 1, 1, 8) และ (8, 1, 1, 1)

สรุปสถานการณ์สถิติทดสอบที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ทั้งการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล จำนวน 56 สถานการณ์ จากการศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบ ทั้งหมด 280 สถานการณ์ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05 ดังตารางที่ 4-24

ตารางที่ 4-24 สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ที่สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร	ระดับนัยสำคัญ	การแจกแจง	
		ปรกติ	ล็อกนอร์มอล
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5			
(5, 5, 5, 5)	.01	-	MLT_{15}
	.05	-	MLT_{15}
(6, 6, 6, 6)	.01	B-FT	MLT_{15}
	.05	B-FT	MLT_{15}
(13, 13, 13, 13)	.01	MLT_{20}	MLT_{15}, MLT_{20}
	.05	LT, MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	MLT_{15}, MLT_{20}
(16, 16, 16, 16)	.01	-	B-FT
	.05	LT, MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	B-FT
(30, 30, 30, 30)	.01	-	B-FT
	.05	-	B-FT
(6, 7, 8, 9)	.01	-	B-FT, MLT_{20}
	.05	LT, FT, MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	B-FT, MLT_{20}
(4, 10, 18, 22)	.01	LT, MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	B-FT
	.05	LT, FT, MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	B-FT, MLT_{15}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10			
(5, 5, 5, 5)	.01	-	MLT_{15}
	.05	-	MLT_{15}
(6, 6, 6, 6)	.01	FT, MLT_{15}	MLT_5, MLT_{15}, MLT_{20}
	.05	FT, MLT_{10}, MLT_{15}	MLT_5, MLT_{10}, MLT_{20}
(13, 13, 13, 13)	.01	-	MLT_{15}, MLT_{20}
	.05	LT, MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	MLT_{15}, MLT_{20}
(16, 16, 16, 16)	.01	-	-
	.05	FT	B-FT
(30, 30, 30, 30)	.01	-	B-FT
	.05	-	B-FT
(6, 7, 8, 9)	.01	-	-
	.05	FT	MLT_{20}
(4, 10, 18, 22)	.01	-	B-FT
	.05	LT, MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	B-FT

ตารางที่ 4-24 (ต่อ)

ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากร	ระดับนัยสำคัญ	การแจกแจง	
		ปรกติ	ล็อกนอร์มอล
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15			
(5, 5, 5, 5)	.01	-	MLT_{15}
	.05	-	MLT_{15}
(6, 6, 6, 6)	.01	MLT_{10}	MLT_{10}, MLT_{20}
	.05	MLT_{10}	MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}
(13, 13, 13, 13)	.01	LT, MLT_{10}, MLT_{15}	MLT_{15}, MLT_{20}
	.05	LT, MLT_{5}, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	MLT_{15}, MLT_{20}
(16, 16, 16, 16)	.01	-	-
	.05	-	B-FT
(30, 30, 30, 30)	.01	-	B-FT
	.05	-	B-FT
(6, 7, 8, 9)	.01	-	MLT_{10}, MLT_{20}
	.05	FT, MLT_{15}	MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}
(4, 10, 18, 22)	.01	-	B-FT
	.05	LT, MLT_{5}, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	B-FT, MLT_{15}, MLT_{20}
ค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20			
(5, 5, 5, 5)	.01	-	MLT_{15}
	.05	-	MLT_{15}
(6, 6, 6, 6)	.01	MLT_{10}	MLT_{10}, MLT_{20}
	.05	MLT_{10}	MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}
(13, 13, 13, 13)	.01	LT, MLT_{5}, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	MLT_{15}, MLT_{20}
	.05	LT, MLT_{5}, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	MLT_{15}, MLT_{20}
(16, 16, 16, 16)	.01	-	-
	.05	FT	-
(30, 30, 30, 30)	.01	-	B-FT
	.05	-	B-FT
(6, 7, 8, 9)	.01	-	MLT_{20}
	.05	FT, MLT_{15}	MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}
(4, 10, 18, 22)	.01	-	B-FT
	.05	LT, MLT_{5}, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}	B-FT, MLT_{15}, MLT_{20}

ผลจากตารางที่ 4-24 ชี้ให้เห็นว่า กรณีข้อมูลจำลองจากการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 จากสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยภาพรวมสามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากกว่าที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และเมื่อพิจารณาจำนวนสถานการณ์ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับ

ใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ดังตารางที่ 4-25

ตารางที่ 4-25 สรุปจำนวนสถานการณ์สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้

ลักษณะข้อมูล	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	1	1	0	1	1	1	2
ปรกติ ($\alpha = .05$)	4	1	2	4	4	4	4
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	4	0	0	0	3	2
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	4	0	0	0	4	2
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	0	0	1	0	0	1	0
ปรกติ ($\alpha = .05$)	2	0	3	2	3	3	2
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	2	0	1	0	3	2
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	3	0	1	1	2	3
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	1	0	0	0	2	1	0
ปรกติ ($\alpha = .05$)	2	0	1	2	3	3	2
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	2	0	0	2	2	3
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	3	0	0	2	5	4
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	1	0	0	1	2	1	1
ปรกติ ($\alpha = .05$)	2	0	2	2	3	3	2
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	2	0	0	1	2	3
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	2	0	0	2	5	4
รวม 56 สถานการณ์ที่ $\alpha = .01$	3	11	1	2	8	14	13
รวม 56 สถานการณ์ที่ $\alpha = .05$	10	13	8	11	18	29	23

ผลจากตารางที่ 4-25 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ [สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15})] สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ (จำนวน 29 สถานการณ์ จาก 56 สถานการณ์ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05) มากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม และกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15 และร้อยละ 20 สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยตัดปลายข้อมูล 15% (MLT_{15}) สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากที่สุด เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงล็อกนอร์มอล ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ลำดับถัดไปคือพิจารณากำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ ดังตารางที่ 26

ตารางที่ 4-26 สรุปจำนวนสถานการณ์สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิมที่สามารถควบคุมความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้และมีกำลังการทดสอบดีกว่าสถิติทดสอบอื่น

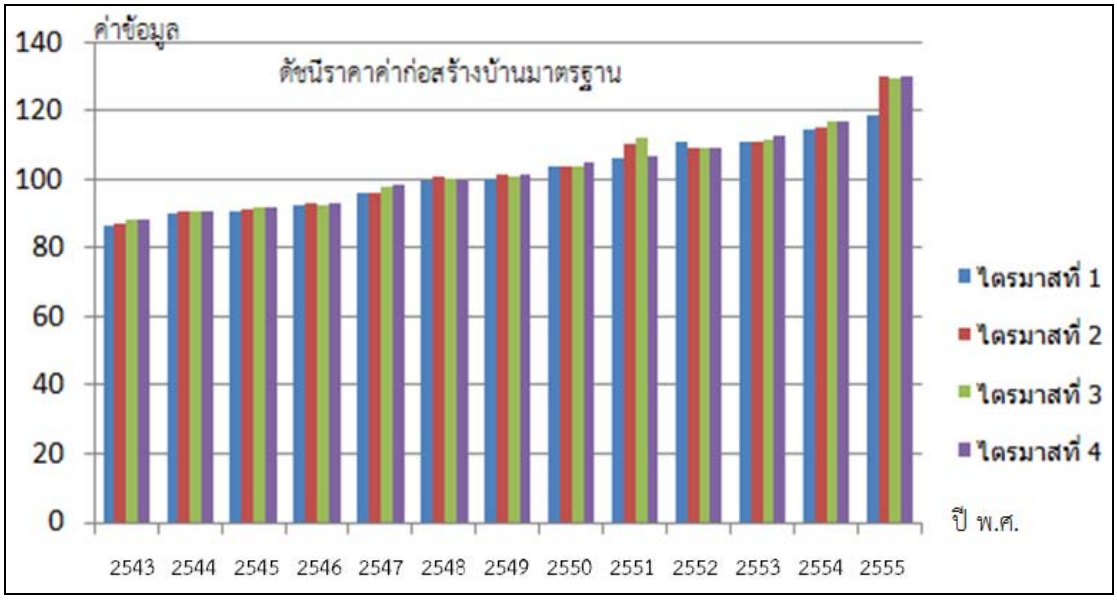
ลักษณะข้อมูล	LT	B-FT	FT	MLT_5	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	1	4	0	1	0	0	6
ปรกติ ($\alpha = .05$)	1	4	0	3	2	5	6
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	12	0	0	0	9	8
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	8	0	0	0	12	8
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 10							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	0	0	0	0	0	4	0
ปรกติ ($\alpha = .05$)	2	0	4	1	2	8	2
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	8	0	4	0	4	4
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	12	0	4	0	4	8
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 15							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	0	0	0	0	4	4	0
ปรกติ ($\alpha = .05$)	2	0	1	1	4	5	3
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	8	0	0	7	4	5
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	8	0	0	0	9	11
ข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 20							
ปรกติ ($\alpha = .01$)	0	0	0	1	4	2	1
ปรกติ ($\alpha = .05$)	2	0	6	0	4	4	4
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .01$)	0	8	0	0	3	5	9
ล็อกนอร์มอล ($\alpha = .05$)	0	4	0	0	1	8	11
รวม 224 สถานการณ์ที่ $\alpha = .01$	1	40	0	6	18	32	33
รวม 224 สถานการณ์ที่ $\alpha = .05$	7	36	11	9	13	55	53

ผลจากตารางที่ 4-26 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 15% สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากที่สุด (55 สถานการณ์จาก 224 สถานการณ์) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 กรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ร้อยละ 5 ที่สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลายข้อมูล 15% มีกำลังการทดสอบมากที่สุด (17 สถานการณ์จาก 56 สถานการณ์) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 นั่นคือ จากผลตารางที่ 4-25 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่มีจำนวนสถานการณ์ของความสามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้มากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม และจากผลตารางที่

4-26 ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่มีจำนวนสถานการณ์ที่มีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม กล่าวคือ เป็นไปตามสมมุติฐานข้อ 1 นั่นคือ สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยค่ากลางตัวใหม่ ที่พัฒนาขึ้นมีประสิทธิภาพดีกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม (ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในเกณฑ์ของ Bradley และกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่สูงกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม)

ตอนที่ 3 ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน

จากการรวบรวมรายงานดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน จัดทำในเขตกรุงเทพฯ รายไตรมาส จำนวน 52 ไตรมาส โดยเริ่มจากไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2543 ถึง ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 โดยใช้ปี พ.ศ. 2548 เป็นปีฐาน จากศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์ ร่วมกับสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน ดังภาพที่ 4-5



ภาพที่ 4-5 ผลการเปรียบเทียบดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายปี

จากภาพที่ 4-5 กราฟแท่งดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 ชี้ให้เห็นว่า แต่ละปีดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานรายไตรมาสใกล้เคียงกัน ยกเว้น ปี พ.ศ. 2551 แต่ละไตรมาสต่างกันเล็กน้อย และปี พ.ศ. 2555 แต่ละไตรมาสแตกต่างกันและต่างจากปีอื่นมาก จึงนำค่าดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน แต่ละไตรมาส เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน ดังต่อไปนี้

1. ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่

ในขั้นตอนนี้ได้นำสถิติเลวีนแบบปรับใหม่ที่พัฒนาขึ้น ดังผลตอนที่ 1 และเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ดังผลตอนที่ 2 ปรากฏว่า เมื่อขนาดตัวอย่างแต่ละประชากรเท่ากับ (13, 13, 13, 13) ทั้งกรณีข้อมูลมีการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่มีประสิทธิภาพมากที่สุด (สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่าสถิติทดสอบเลอวีนแบบเดิม) และมีค่าเกิน .80 เป็นค่าอำนาจการทดสอบที่ยอมรับได้ (Pagano, 2013, p. 278) ผู้วิจัยจึงนำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตรวจสอบความแปรปรวนของประชากรดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส โดยมีข้อมูลพื้นฐานทางสถิติของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ดังตารางที่ 4-27

ตารางที่ 4-27 ค่าสถิติพื้นฐานของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส

ค่าสถิติพื้นฐาน	ไตรมาสที่ 1	ไตรมาสที่ 2	ไตรมาสที่ 3	ไตรมาสที่ 4
ค่าเฉลี่ย	101.62	103.08	103.50	103.34
มัธยฐาน	100.10	101.30	101.00	101.50
ค่าสูงสุด	119.00	130.10	129.20	130.20
ค่าต่ำสุด	86.80	87.10	88.10	88.10
SD	10.20	12.04	12.00	11.95
จำนวนข้อมูล	13.00	13.00	13.00	13.00

หมายเหตุ: SD แทน ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

จากตารางที่ 4-27 พบว่า ข้อมูลพื้นฐานทางสถิติของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสมีค่าต่างกัน และเพื่อตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นของข้อมูลเกี่ยวกับความเท่ากันของความแปรปรวนแต่ละไตรมาสก่อนการวิเคราะห์ความแปรปรวน ผู้วิจัยจึงนำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ตรวจสอบความแปรปรวนของประชากรดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ได้ผลการตรวจสอบ ดังตารางที่ 4-28

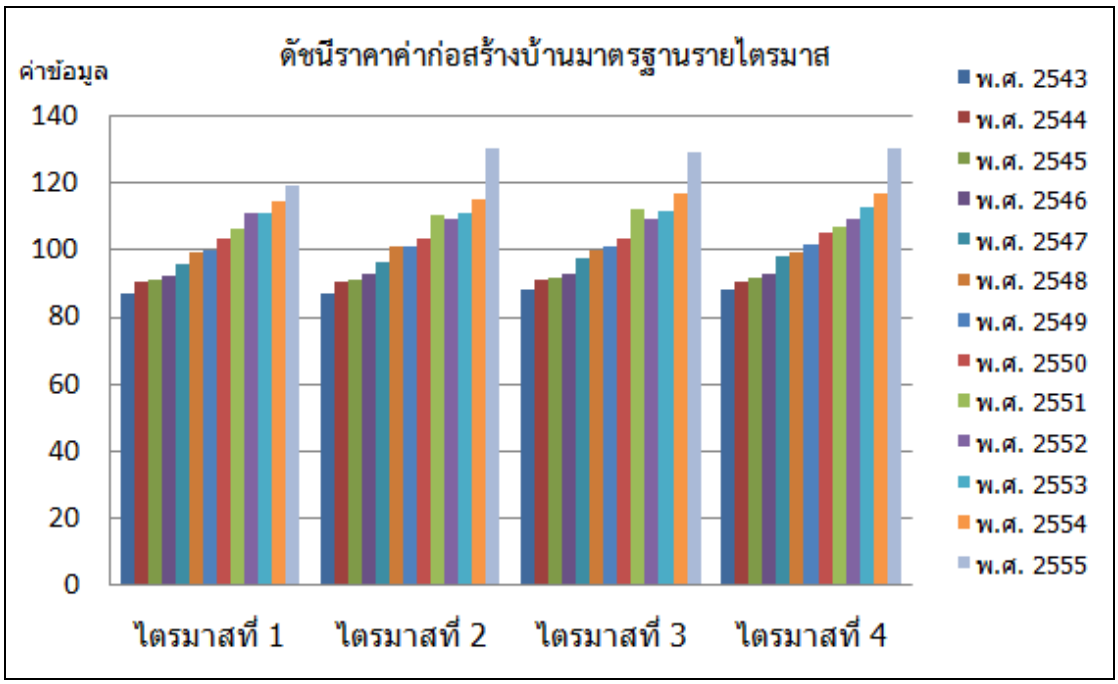
ตารางที่ 4-28 ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05

ค่าสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่					ค่า p-value				
MLT_5	MLT_7	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}	MLT_5	MLT_7	MLT_{10}	MLT_{15}	MLT_{20}
.0004	.0001	.0097	.0009	.0042	1.0000	.9999	.9988	1.0000	.9996

จากตารางที่ 4-28 ผลการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ (สมมุติฐานการทดสอบคือ $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2$) ปรากฏว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ คือ MLT_5, MLT_7, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20} ให้ค่าสถิติน้อยกว่า ค่าวิกฤต ชี้ให้เห็นว่า ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสมีความแปรปรวนเท่ากัน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05 เป็นไปตามสมมติฐานข้อ 2 คือ ความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาส 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ไม่แตกต่างกัน

2. ผลเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน

จากผลการตรวจสอบความแปรปรวนของประชากรดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสมีค่าไม่ต่างกัน จึงได้เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส เบื้องต้นพิจารณาค่าดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาส 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) แสดงดังภาพที่ 4-6



ภาพที่ 4-6 ผลการเปรียบเทียบดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส

จากภาพที่ 4-6 พบว่า ผลการเปรียบเทียบดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส พบว่า ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 มีค่าต่างกัน จึงได้เปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบทางเดียว (One Way ANOVA) สมมุติฐานในการทดสอบคือ $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$ และ $H_1 : \mu_i \neq \mu_j$ เมื่อ i=1,2,3,4, j=1,2,3,4 ผลการทดสอบดังตารางที่ 4-28

ตารางที่ 4-29 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

SOV	Sum of Squares	df	Mean Square	*F*	*p*-value
Between Groups	29.063	3	9.688	.072	.975
Within Groups	6430.025	48	133.959		
Total	6459.088	51			

จากตารางที่ 4-29 เมื่อทดสอบที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ค่า *p*-value เท่ากับ .975 ซึ่งมีค่ามากกว่า .05 หมายความว่า ยอมรับสมมุติฐานในการทดสอบ ($H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$) ชี้ให้เห็นว่า ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 มีค่าไม่ต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ไม่เป็นไปตามสมมุติฐานการวิจัยข้อ 3 กล่าวคือ ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาส 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ไม่แตกต่างกัน

บทที่ 5
สรุปและอภิปรายผล

การวิจัยนี้เป็นการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ในกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม 3 วิธี (LT, B-FT, FT) ภายใต้สถานการณ์ 280 สถานการณ์ ทดลองซ้ำ 10,000 ครั้ง ในแต่ละสถานการณ์ ด้วยโปรแกรม Matlab เพื่อตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาสตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) โดยใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) แบ่งขั้นตอนการวิจัยออกเป็น 3 ตอน ดังนี้ 1) พัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ 2) เปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Bradley จำนวน 56 สถานการณ์ และกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ 224 สถานการณ์ โดยการจำลองข้อมูลด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ศึกษาที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05 สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ด้วยการตัดปลายข้อมูล 5% 10% 15% 20% ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน เขียนแทนด้วย MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20} ตามลำดับ และ 3) ตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ และเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน ผลการวิจัยสามารถสรุปได้ดังนี้

สรุปผลการวิจัย

1. ผลการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ ในกรณีข้อมูลจริงมีค่านอกเกณฑ์ ปรากฏว่า

1.1 ได้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ จากการใช้ค่ากลางตัวใหม่ สมการที่ 5.2 เป็นองค์ประกอบของสถิติทดสอบเลวีน คือ $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$ ทำให้ได้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ มีสูตรคำนวณดังนี้

$$MLT_a = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} n_i(\bar{Z}'_{i.} - \bar{Z}'_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(Z'_{i,j} - \bar{Z}'_{i.})^2} \quad \text{.....(5.1)}$$

โดย $Z'_{i,j} = \left|Y_{i(j)} - \bar{Y}'_{ai}\right|$

$$\bar{Z}'_{i.} = \sum Z'_{i,j} / n_i$$

$$\bar{Z}'_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i} Z'_{i,j} / N$$

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

1.1 ได้ค่ากลางตัวใหม่สำหรับสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ด้วยวิธีการตัดปลายข้อมูล โดยตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15% และ 20% ร่วมกับวิธีการแทนค่าคืน แล้วหาค่าเฉลี่ยเพื่อใช้เป็นค่ากลางตัวใหม่ คำนวณได้จากสมการ 5.1 ดังนี้

$$\bar{Y}'_{ai} = \frac{(1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(g+1)} + \sum_{j=g+2}^{n_i-g-1} Y_{i(j)} + (1-\gamma+g)(g+1)Y_{i(n_i-g)}}{n_i} \quad \text{..... (5.2)}$$

โดยที่ $\bar{Y}'_{ai}$ คือ ค่ากลางตัวใหม่

n_i คือ ขนาดตัวอย่างกลุ่มที่ i

$Y_{i(j)}$ คือ ค่าตัวอย่างที่เรียงลำดับจากน้อยไปหามาก (Order Sample) ในกลุ่มที่ i ลำดับที่ j

$\gamma = an_i$ (a คือ เปอร์เซ็นต์การตัดปลายข้อมูล 5%, 10%, 15%, 20%)

$g = [\gamma]$ จำนวนข้อมูลที่ตัดออกด้านละ g ค่า ในกรณี γ ไม่ใช่จำนวนเต็มให้ปัดเศษลงเสมอ

2. ผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม ภายใต้ 280 สถานการณ์ จำแนกเป็นสถานการณ์ค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จำนวน 56 สถานการณ์ และสถานการณ์กำลังการทดสอบ จำนวน 224 สถานการณ์ ปรากฏว่า

2.1 ผลกรณีพิจารณาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพจากค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม จำนวน 56 สถานการณ์ ชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลาย 15% (MLT_{15}) มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley ได้มากที่สุด จำนวน 29 สถานการณ์ จากจำนวน 56 สถานการณ์ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

2.2 ผลกรณีพิจารณาการเปรียบเทียบประสิทธิภาพจากกำลังการทดสอบของสถิติทดสอบ จำนวน 224 สถานการณ์ โดยเปรียบเทียบเฉพาะสถิติทดสอบที่มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ ตามเกณฑ์ของ Bradley เท่านั้น ผลชี้ให้เห็นว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลาย 15% (MLT_{15}) มีกำลังการทดสอบมากที่สุด จำนวน 55 สถานการณ์ จากจำนวน 224 สถานการณ์ ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05

3. ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน รายไตรมาส ตั้งแต่ ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) โดยใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ปรากฏว่า สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ คือ MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20} ให้ค่าสถิติคำนวณได้น้อยกว่าค่าวิกฤต ชี้ให้เห็นว่า ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสมีความแปรปรวนเท่ากัน ทั้งที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05

4. ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 (ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555) ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน ปรากฏว่า ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคา

ค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1, 2, 3 และ 4 มีค่าไม่ต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และ .05

อภิปรายผล

ผลการวิจัยนี้สามารถอภิปรายได้ดังนี้

1. จากผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ (MLT_5, MLT_{10}, MLT_{15}, MLT_{20}) กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม (LT, B-FT, FT) ปรากฏว่า ข้อมูลที่มีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ตามเกณฑ์ของ Bradley ได้ดีกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม เนื่องจาก วิธีการหากลางตัวใหม่ใช้วิธีการตัดปลายข้อมูลออกด้านละเท่ากันและมีการถ่วงน้ำหนักข้อมูลที่ไม่ถูกตัดออก จึงทำให้ค่ากลางตัวใหม่ไม่ได้รับผลกระทบจากค่านอกเกณฑ์ซึ่งอาจจะมีค่าน้อย ๆ หรือมีค่ามาก ๆ ซึ่งผลการวิจัยนี้สอดคล้องกับ Frutos (2009)

ส่วนกำลังการทดสอบสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ตัดปลาย 15% (MLT_{15}) ดีกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม (LT, B-FT, FT) จำนวน 55 สถานการณ์ จาก 224 สถานการณ์ เมื่อพิจารณากำลังการทดสอบทั้งของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่และสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม โดยภาพรวมทั้งหมดให้กำลังการทดสอบต่ำ (น้อยกว่า .80) เนื่องจากส่วนใหญ่ขนาดตัวอย่างในแต่ละประชากรในการวิจัยนี้มีจำนวนตัวอย่างน้อยกว่าหรือเท่ากับ 22 ตัวอย่างต่อกลุ่ม ซึ่งสอดคล้องกับ Stevens (2009, p. 5) ที่กล่าวว่า ถ้าขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มมีขนาดเล็ก ($n_i \leq 20$) กำลังการทดสอบของสถิติทดสอบจะต่ำ

ในกรณีขนาดตัวอย่างเท่ากันในแต่ละประชากร อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน ค่ากำลังการทดสอบไม่ต่างกันมากนัก ทั้งนี้เนื่องจากค่าสถิติทดสอบที่คำนวณได้จะได้รับผลกระทบเพียงเล็กน้อยเท่านั้น เมื่อมีการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นเรื่องความเท่ากันของความแปรปรวน (Cunningham, 2012, p. 271; Kao & Green, 2008)

ในกรณีขนาดตัวอย่างไม่เท่ากันในแต่ละประชากร อัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกัน ค่ากำลังการทดสอบต่างกัน ถ้าขนาดตัวอย่างต่างกันเล็กน้อย ส่งผลให้กำลังการทดสอบไม่ต่างกันมาก แต่ถ้าขนาดตัวอย่างต่างกันมาก กำลังการทดสอบก็จะต่างกันมากด้วย เนื่องจากความผันผวนในกลุ่มของข้อมูลแตกต่างกัน จะส่งผลให้กำลังการทดสอบต่างกัน สอดคล้องกับ Berger and Maurer (2005, p. 75) และ Howell (2008, pp. 355-556) ที่กล่าวว่า กำลังการทดสอบแปรผกผันกับความแปรปรวนของกลุ่มตัวอย่าง โดยกลุ่มตัวอย่างที่มีความแปรปรวนน้อยจะส่งผลให้กำลังการทดสอบมาก ในทำนองเดียวกัน ถ้ากลุ่มตัวอย่างมีความแปรปรวนสูง จะมีผลทำให้กำลังการทดสอบต่ำลง ดังจะเห็นได้จากสมการ $\sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma_i^2}{n_i}$ กำลังการทดสอบจะมากขึ้น เมื่อขนาดตัวอย่างเพิ่มขึ้น ค่ากำลังการทดสอบมีแนวโน้มสูงขึ้น เนื่องจากตัวอย่างขนาดใหญ่ขึ้น (ทำให้กลุ่มตัวอย่างมีความแปรปรวนลดลง) ทำให้การแจกแจงลู่เข้าสู่การแจกแจงปรกติ

เมื่อพิจารณาการแจกแจงของประชากรจากข้อมูลจริง ปรากฏว่า ข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน มีลักษณะการแจกแจงที่เหมาะสมกับการแจกแจงล็อกนอร์มอลมากกว่าการแจกแจงปรกติ [จากตรวจสอบลักษณะการแจกแจงของข้อมูล ด้วยรากของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (RMSE) ซึ่งใช้การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด เพื่อคำนวณค่า RMSE ของการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล จากสูตรที่ 3.8 หน้า 79 และผลการทดสอบดังตารางที่ 3.7 หน้า 80) แต่ผลจากการจำลองข้อมูล พบว่า การแจกแจงล็อกนอร์มอลมีค่ากำลังการทดสอบต่ำกว่าการแจกแจงปรกติ สาเหตุอาจเนื่องมาจากในการวิจัยนี้กำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรเหมือนกันทั้งสองการแจกแจง แต่จากคุณสมบัติของค่าพารามิเตอร์สเกลของการแจกแจงล็อกนอร์มอล (Krishnamoorthy, 2006, p. 248) เมื่อคำนวณค่าความแปรปรวนของแต่กลุ่มที่ใช้ในการวิจัยนี้ พบว่า มีค่าไม่ต่างกันมาก ส่งผลให้สถิติทดสอบมีกำลังการทดสอบต่ำ ซึ่งสอดคล้องกับ Howell (2008, p. 355) ที่กล่าวว่า เมื่อความแปรปรวนแต่ละกลุ่มน้อยเป็นการลดกำลังการทดสอบหรือโอกาสที่จะปฏิเสธสมมุติฐานว่าง เมื่อสมมุติฐานว่างเป็นเท็จน้อยลงนั่นเอง

2. ผลการตรวจสอบความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน แต่ละไตรมาสด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ปรากฏว่า ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสมีความแปรปรวนไม่แตกต่างกัน ผลการทดสอบนี้สอดคล้องกับผลการจำลองข้อมูล จำนวนตัวอย่างแต่ละกลุ่มเท่ากัน (13, 13, 13, 13) สถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ชี้ให้เห็นว่า สามารถควบคุมค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ได้ และมีกำลังการทดสอบมากกว่า 0.8 ซึ่งถือได้ว่าเป็นสถิติทดสอบที่เหมาะสม (Pagano, 2013, p. 278) เพื่อใช้ในการทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนของข้อมูล (Cunningham & Wallraven, 2012, p. 243) และให้ค่ากำลังการทดสอบสูงกว่าสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

จากข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 เมื่อพิจารณาแต่ละไตรมาสในช่วงเวลาเดียวกัน แต่ต่างปีกัน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึงปี พ.ศ. 2554 ปรากฏว่า ข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไม่แตกต่างกันมากนัก แต่ในปี พ.ศ. 2555 ค่าข้อมูลแตกต่างจากทุกปี ณ ช่วงเวลาเดียวกัน เนื่องจากไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2555 เป็นช่วงหลังเกิดอุทกภัยครั้งใหญ่ของกรุงเทพมหานครและปริมณฑล พบว่า ดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีค่าเท่ากับ 119.0 ปรับเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.9 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 116.8 ในไตรมาสก่อนหน้า (ไตรมาสที่ 4 ปี พ.ศ. 2554) และปรับขึ้นร้อยละ 4.1 เมื่อเทียบกับค่าดัชนี 114.3 ในช่วงเดียวกันของปีก่อน (ไตรมาสที่ 1 ปี พ.ศ. 2554)

ไตรมาสที่ 2 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 แตกต่างจากค่าข้อมูลอื่นภายในไตรมาสเดียวกันของปีก่อน ๆ มีปัจจัยหลักที่ทำให้ค่าข้อมูลแตกต่างกันมากสองปัจจัยได้แก่ ปัจจัยแรก คือหมวดค่าแรงงานเนื่องจากการปรับขึ้นค่าแรงขั้นต่ำ เมื่อต้นไตรมาสที่ 2 คือวันที่ 1 เมษายน พ.ศ. 2555 เป็นผลให้ต้นทุนในหมวดค่าแรง มีสัดส่วนเพิ่มขึ้นเป็นร้อยละ 38.7 ของต้นทุนค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานทั้งหมด และปัจจัยที่สองที่ทำให้ค่าข้อมูลแตกต่างกันมาก คือหมวดงานวัสดุก่อสร้าง โดยหมวดวัสดุเหล็กและผลิตภัณฑ์เหล็กมีสัดส่วนประมาณร้อยละ 26 ในการคำนวณดัชนีราคาวัสดุก่อสร้าง ทำให้มีผลต่อการคำนวณดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน

อย่างไรก็ตามข้อมูลไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ปี พ.ศ. 2555 ถึงแม้จะแตกต่างจากค่าข้อมูลภายในไตรมาสเดียวกัน เมื่อเทียบกับช่วงปี พ.ศ. 2543 ถึง 2554 แต่รูปแบบการเปลี่ยนแปลงของข้อมูลแต่ละไตรมาสมีลักษณะเพิ่มขึ้นคล้ายกัน ซึ่งอาจเป็นสาเหตุให้ผลการตรวจความแปรปรวนของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาส ด้วยสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่มีความแปรปรวนไม่แตกต่างกัน

3. ผลการตรวจสอบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสจากการวิเคราะห์ความแปรปรวน ให้ผลไม่ต่างกัน ซึ่งไม่สอดคล้องตามสมมติฐานการวิจัย ทั้งนี้อาจเนื่องมาจากข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีความแตกต่างกันเพียงเล็กน้อย จึงทำให้สถิติทดสอบ ANOVA ได้ผลการตรวจสอบค่าเฉลี่ยแต่ละกลุ่มไม่แตกต่างกัน นั่นคือ โดยภาพรวมค่าดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานมีค่าแตกต่างกันน้อย ความแปรปรวนต่ำ ทำให้ค่าเฉลี่ยไม่ต่างกัน จึงเป็นสาเหตุให้สถิติทดสอบด้วยวิเคราะห์ความแปรปรวนไม่สามารถจำแนกความแตกต่างของข้อมูลแต่ละไตรมาส ทั้งนี้สาเหตุอาจเนื่องจาก ราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานได้จัดทำเป็นค่าดัชนีเพื่อเปรียบเทียบความเคลื่อนไหวของข้อมูลราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน ณ ช่วงเวลาเดียวกันในปีก่อนหน้าเทียบกับปีฐาน เพื่อให้สอดคล้องกับสภาพเศรษฐกิจและสะท้อนข้อมูลที่แท้จริงมากที่สุด จึงทำให้ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานแต่ละไตรมาสไม่แตกต่างกัน

ข้อเสนอแนะ

ข้อเสนอแนะในการนำผลการวิจัยไปใช้

1. นักสถิติ และผู้ที่สนใจ สามารถนำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ไปตรวจสอบข้อตกลงเบื้องต้นของข้อมูล ในกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ปะปนอยู่ไม่เกินร้อยละ 20 ขนาดตัวอย่างทุกกลุ่มเท่ากัน คือกลุ่มละ 6-16 ค่า หรือ ขนาดตัวอย่างแต่ละกลุ่มต่างกันเล็กน้อย เช่น (6, 7, 8, 9) ทั้งกรณีข้อมูลที่มีการแจกแจงปรกติและการแจกแจงล็อกนอร์มอล ก่อนนำข้อมูลไปวิเคราะห์ด้วยสถิติทดสอบเอฟ เช่น การวิเคราะห์ความแปรปรวน (ANOVA) ซึ่งมีข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความเท่ากันของความแปรปรวนทุกกลุ่ม เพื่อให้ได้สถิติทดสอบที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด (มีค่าความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 อยู่ในช่วงตามเกณฑ์ของ Bradley และ กำลังการทดสอบที่สูงกว่าสถิติทดสอบอื่น ๆ) ส่งผลให้ได้ข้อสรุปที่ถูกต้องเหมาะสม

2. นักสถิติ และผู้ที่สนใจ สามารถนำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ โดยใช้ค่ากลางตัวใหม่ไปใช้เป็นสถิติทดสอบความเท่ากันของความแปรปรวนได้ ในกรณีข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ เช่น นำไปตรวจสอบรายได้ของคนแต่ละกลุ่มอาชีพ ซึ่งคนไทยบางกลุ่มอาชีพมีรายได้มาก และ/หรือมีรายได้น้อย จนถือได้ว่าเป็นค่านอกเกณฑ์ จะทำให้ได้ผลดีกว่าการใช้สถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

3. นักวิจัยสามารถนำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ที่พัฒนาขึ้น ไปใช้ในงานวิจัยเพื่อทดสอบความแปรปรวนประชากร สำหรับข้อมูลมีค่านอกเกณฑ์ในลักษณะแบบเดียวกันได้ เช่น ทดสอบราคาอสังหาริมทรัพย์ ในแต่ละไตรมาสว่ามีความแปรปรวนแตกต่างกันหรือไม่ เมื่อเกิดเหตุการณ์ไม่ปกติ เช่น ไฟไหม้ น้ำท่วม หรือมีการชุมนุม ก่อนนำข้อมูลไปวิเคราะห์ด้วยสถิติอนุมาน เช่น การวิเคราะห์ความแปรปรวน (ANOVA) เพื่อยืนยันว่าผลการทดสอบในกรณีที่มีค่าเฉลี่ยบางกลุ่มต่างจากกลุ่มอื่น ไม่ได้เกิดจากความแปรปรวนแต่ละกลุ่ม

4. นักลงทุน และผู้ที่สนใจซื้อที่อยู่อาศัย สามารถนำสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ไปตรวจสอบความแปรปรวนของราคาขายอสังหาริมทรัพย์ประเภทอื่น ๆ เช่น ราคาขายอสังหาริมทรัพย์ ประเภทคอนโดมิเนียมทั้งในกรุงเทพ ฯ และในเมืองใหญ่ ที่มีค่านอกเกณฑ์ประกอบการตัดสินใจในการลงทุน หรือวางแผนการมีที่อยู่อาศัยได้เหมาะสมที่สุด เช่น เลือกซื้ออสังหาริมทรัพย์ในไตรมาสที่ราคาขายไม่เปลี่ยนแปลงมาก เพื่อช่วยลดผลกระทบต่องบประมาณที่ตั้งไว้

ข้อเสนอแนะในการศึกษาต่อไป

1. การศึกษานี้ผู้วิจัยได้ศึกษาจำนวนประชากรเท่ากับ 4 กลุ่มเท่านั้น ซึ่งค่ากลางตัวใหม่ $(\bar{Y}'_{ai})$ ที่นำเสนอสามารถนำไปใช้กับข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ปะปนได้มากกว่า 4 กลุ่ม ดังนั้นในการพัฒนาสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่นี้ สามารถศึกษาการจำลองข้อมูลที่มีจำนวนกลุ่มประชากรตั้งแต่ 4 กลุ่มขึ้นไปได้ โดยข้อมูลที่ศึกษามีค่านอกเกณฑ์ปะปนอยู่

2. การศึกษานี้ได้ศึกษาข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ (Outlier) และตรวจสอบค่านอกเกณฑ์โดยใช้เกณฑ์คะแนนมาตรฐานค่า z>2 ขึ้นไป ดังนั้นในการศึกษาต่อไปอาจศึกษาข้อมูลที่มีค่านอกเกณฑ์ที่เรียกว่าค่าสุดขีด (Extreme Value) และใช้เกณฑ์อื่น ๆ ในการตรวจสอบข้อมูลที่มีค่าสุดขีดปะปนอยู่

3. การศึกษานี้ใช้ค่านอนเซนทรัลลิตีพารามิเตอร์ (Noncentrality Parameter) เป็นเกณฑ์ในการกำหนดความแตกต่างของความแปรปรวนของประชากรในแต่ละกลุ่ม โดยกำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกันในระดับน้อย ดังนั้นการศึกษาต่อไปอาจกำหนดอัตราส่วนความแปรปรวนของประชากรแตกต่างกันในระดับน้อย ปานกลาง และมาก เพื่อศึกษาประสิทธิภาพของสถิติทดสอบของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่ ในกรณีข้อมูลแจกแจงล็อกนอร์มอล

4. การศึกษานี้ใช้เกณฑ์ของ Bradley (1987) ในการพิจารณาความไวต่อการฝ่าฝืนข้อตกลงเบื้องต้นของการวิเคราะห์ความแปรปรวน ซึ่งพิจารณาจากค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.005, 0.015] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01 และค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 จากการทดลองต้องอยู่ในช่วง [0.025, 0.075] ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .05 ดังนั้นในการศึกษาต่อไป ควรมีการศึกษาช่วงของค่าประมาณความน่าจะเป็นของความผิดพลาดแบบที่ 1 ด้วยเกณฑ์อื่น ๆ

บรรณานุกรม

จุฑาพร เนียมวงค์ และธนกฤต เตยานุรักษ์. (2558). การประมาณค่าเฉลี่ยปริมาณก๊าซโอโซน เขตอุตสาหกรรมแหลมฉบัง จ.ชลบุรี. ใน *การประชุมวิชาการระดับชาติ " วิทยาศาสตร์วิจัย"ครั้งที่ 7* (หน้า 1-8). พิษณุโลก: คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยนเรศวร.

ชนะ ปรีชา. (2552). *สถิติเชิงคณิตศาสตร์ 1*. สำนักพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย: วีพริ้นท์ (1991).

ธนาคารอาคารสงเคราะห์. (2559). *ธนาคารอาคารสงเคราะห์, 22*(84), 52-81.

นงลักษณ์ วิรัชชัย. (2552). *วิจัยและสถิติ: คำถามชวนตอบ.* กรุงเทพฯ: ไอคอนพริ้นติ้ง.

บ้านครอบครัวไทยเป็นสุข ๕. วันที่ค้นข้อมูล 29 กรกฎาคม 2559, เข้าถึงได้จากเว็บไซต์ http://www.dpt.go.th/download/PW/house_model/detail/zoom/perspective/no11z.html

ฝ่ายเลขานุการคณะกรรมการกำกับนโยบายราคากลางงานก่อสร้าง ฝ่ายเลขานุการคณะอนุกรรมการกำกับหลักเกณฑ์การคำนวณราคากลางงานก่อสร้าง. *หลักเกณฑ์การกำหนดราคากลางงานก่อสร้างของทางราชการ (ตามมติ คณะรัฐมนตรี 6 กุมภาพันธ์ 2550).* กรุงเทพฯ: สำนักพัฒนามาตรฐานระบบพัสดุภาครัฐ กรมบัญชีกลาง กระทรวงการคลัง.

ราชบัณฑิตสถาน. (2555). *พจนานุกรมศัพท์คณิตศาสตร์ฉบับบัณฑิตยสถาน.* กรุงเทพฯ: นานมีบุ๊คส์.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2553). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 5*(15), 20-22.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2554). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 6*(19), 23-24.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2554). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 6*(20), 28-30.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2554). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 6*(21), 32-34.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2555). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 7*(22), 31-33.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2555). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 7*(23), 30-32.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2555). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 7*(24), 31-32.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2555). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 7*(25), 31-32.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2556). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 8*(26), 30-33.

ศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์ ธนาคารอาคารสงเคราะห์และสมาคมธุรกิจรับสร้างบ้าน. (2557). *วารสารศูนย์ข้อมูลอสังหาริมทรัพย์, 9*(30), 30-32.

สำนักงานราชบัณฑิตยสภา. (2558). *พจนานุกรมศัพท์สถิติศาสตร์ฉบับบัณฑิตยสภา.* กรุงเทพฯ: ราชบัณฑิตยสภา.

อรัญ ซุยกระเดื่อง, สำราญ มีแจ้ง และอรุณี อ่อนสวัสดิ์. (2551). การพัฒนาสถิติทดสอบความเป็นเอกพันธ์ของความแปรปรวนแบบใหม่. *วารสารวิจัยและวัดผลการศึกษา มหาวิทยาลัยบูรพา, 6*(1), 15-29.

Baguio, C. B. (2008). Trimmed Mean as an Adaptive Robust Estimator of a Location Parameter for Weibull Distribution. *Engineering and Technology, 42*, 681-686.

Berger, P. D., & Maurer, R. E. (2002). *Experimental Design with Applications in Management, Engineering, and the Sciences.* United States: Duxbury.

Boos, D. D., & Brownie, C. (1989). Bootstrap Methods for Testing Homogeneity of Variances**.** *Technometrics*, *31*, 69-82.

Boos, D. D., & Brownie, C. (2004). Comparing Variances and Other Measures of Dispersion. *Statistical Science*, *19*, 571-578.

Box, G. E. P. (1953). Nonnormality and Tests on Variances. *Biometrika, 40*, 318-335.

Box, G. E. P., & Andersen, S. L. (1955). Permutation Theory in the Derivation of Robust Criteria and the Study of Departures from Assumption. *Royal Statistical Society, 17*, 1-26.

Bradley, J. V. (1978) Robustness?. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *31*, 321-339.

Brown, M. B., & Forsythe, A. B. (1974). Robust Tests for the Equal Variances. *American Statistical Association, 69,* 364-367.

Chakraborti, S., & Gibbons, J. (2011). *Nonparametric Statistical Inference Fifth Edition*. New York: Taylor & Francis Group.

Conover, W. J., Johnson, M. E., & Johnson, M. M. (1981). A comparative study of tests for homogeneity of variances: With applications to the Outer Continental Shelf Bidding Data. *Technometrics*, *23*, 351–361.

Coulson, D., & Joyce, L. (2006). Indexing Variability: A are Study with Climate change impacts on Ecosystems. *Ecological Indicators, 6*, 749-769.

Cunningham, D. W., & Wallraven, C. (2012). *Experimental Design: from user Studies to Psychophysics.* United States: Talor & Francis Group.

David, W. N., & Bruno, D. Z. (2010). A New Nonparametric Levene Test for Equal Variances. *Psicologica, 31*, 401-430.

Dhar, S., & Chaudhuri, P. (2012). On the Derivatives of the Trimmed Mean. *Statistica Sinica, 22*, 655-679.

Erceg-Hurn, D. M., & Mirosevich, V. M. (2008). Modern Robust Statistical Methods: An Easy Way to Maximize the Accuracy and Power of Your Research. *American Psycologist Association, 63*(7), 591-601.

Fidell, T. (2007). *Experimental Design Using ANOVA*. United States: Duxbury.

Frutos, I. P. (2009). The behaviour of the modified Levene's test when data are not normally distributed. *Cumputational Statistics*, *24*, 671-693.

Games, P. A., Winkler, H. B., & Probert, D. A. (1972). Robust Tests for Homogeneity of Variance. *Educational and Psychological Measurement, 32*, 887-909.

Gastwirth, L. J., Gel, R. Y., & Miao, W. (2009). The Impact of Levene's Test of Equality of Variances on Statistical Theory and Practice. *Statistical Science*, *24*(3), 343-360.

Gil, P. R., Kellermann, A. P., Nguyen, D. T. ,Kim, E. S., & Kromrey, J. D. (2014). Trimmed_t: SAS Macro for the Trimmed t Test. n.p.

Glass, V. G., & Hopkin, D. K. (1996). *Statistical Methods in Education and Psychology*. (3th ed.). United States of America: Allyn & Bacon.

Hendra, R., & Staum, P. W. (2010). A SAS Application to Identify and Evaluate Outlier. *Proceeding of the 23rd Annual Conference of NorthEast SAS Users Group.* Baltimore, Maryland.

Hines, W. G. S., & Hines, R. J. O. (2000). Increased Power with Modified Forms of the Levene (Med) Test for Heterogeneity of Variance. *Biometrics, 56*, 451-454.

Howell, D. C., (2008) *Fundamental Statistics for the Behavioral Science* (6th ed.). California: Thomson.

Joachim, H. Argac, D., & Makambi, K. H. (2002). Small Sample Properties of Test on Homogeneity in One- Way Anova and Meta-Analysis. *Statistical Papers, 43,* 197-235.

Kao, L. S., & Green, C. E. (2008). Analysis of Variance: Is There a Difference in Means and What Does It Mean?. *National Institutes of Health, 144*, 158-170.

Keselman, H. J., Wilcox, R. R., Othman, A. R., & Fradette, K. (2002). Trimming, Transforming Statistics, And Bootstrapping: Circumventing the Biasing Effects of Heterescedasticity and Nonnormality. *Journal of Modern Applied Statistical Methods, 1* (2), 288-304.

Keyes, T. K., & Levy, M. S. (1997). Analysis of Levene's Test under Design Imbalance. *Educational and Behavioral Statistics, 22,* 227-236.

Kirk, R. E., (2013). *Experimental Design: Procedures for the Bebavioral Science.* (4th ed.). California: Thousand Oaks.

Krishnamoorthy, K. (2006). *Handbook of Statistical Distributions with Applications.* New York: Chapman & Hall.

Lam, R. U. E. (2010). Scrutiny of Variance Results for Outliers: Cochran's Test Optimized. *Analytica Chimica Acta, 659*, 68-84.

Lee, H. B., Katz, G. S., & Restori, A. F. (2010) A Monte Carlo Study of Seven Homogeneity of Variance Tests. *Journal of Mathematics and Statistics, 6*(3), 359-366.

Levene, H, (1960). Robust Testes for Equality of Variance. *In Contributions to Probability and Statistics*, 278-292.

Lim, T. S., & Loh, W. Y. (1996). A comparison of tests of equality of variances. *Computational Statistics & Data Analysis, 22*(3), 287–301.

Liu, X. (2006*). New Methods using Levene Type Tests for Hypotheses about Dispersion Differences*. Doctoral Disertation, Statistics, Graduate School, North Carrolina State University.

Mendes, M., Turhan, N. O., & Gurbuz, F. (2006). A New Alternative in Testing for Homogeneity of Variances. *Statistical Research, 40*(2), 65-83.

Miller, R. G. (1968). Jacknifing Variances. *Annals of Mathematical Statistics, 39*, 567-582.

Montgomerry, D. C. (1997). *Design and analysis of experiments* (4th ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.

Montgomery, D. C. (2005). *Design and Analysis of Experiments* (6th ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.

Montgomery, D. C., & Runger, G. C. (2011). *Applied Statistics and Probability for Engineers* (5th ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.

Mudholkar, G. S., McDermott, M. P., & Aumont, J. (1993). Testing homogeneity of ordered variances. *Association: Proceedings of the Biopharmaceutical Section*, *40* (1), 127-132.

Mudholkar, G.S., McDermott, M. P., & Mudhholkar, A. (1995). Robust finite-intersection tests for homogeneity of ordered variances. *Statistical Planning and Inference*, *43*, 185-195.

Neter, J., Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., & Wasserman, W. (1996). *Applied Linear Regression Model* (3rd ed.). Illnois: Irwin.

Neuhauser, M., & Hothorn, L. A. (2000). Parametric Location-Scale and Scale Trend Tests based on Levene's Transformation. *Computer Statistics Data Analysis, 33*, 189-200.

Nordstokke, D. W., & Zumbo, B. D. (2007). A cautionary Tale about Levene's Tests for equality of variances. *Educational Research and Policy Studies, 7*, 1-14

Nordstokke, D. W., & Zumbo, B. D. (2010). A New Nonparametric Levene Test for equality variances. *Educational Research and Policy Studies, 31*, 401-430.

O' Brien, R. G. (1979). A general ANOVA method for Robust Test of Additive Models for Variances. *American Statistical Association, 74*, 877-880.

Oten, R., & de Figueiredo R. J. P. (2004). Adaptive Alpla-Trimmed Mean Filter Under Deviations fromAssumed Noise Model. *IEEE Transactions on Image Processing, 13*(5); 627-639.

Othman, A. R., Yin, T. S., Keselman, H. J., Wilcox, R. R., & Algina, J. (2011). Robust Modifications of the Levene and O'Brien Tests for Spread. *Modem Applied Statistical Methods, 10*(2), 1-15.

Pagano, R. R. (2013). *Understanding Statistics in the Behavioral Sciences* (10th ed.). Canada: Cengage Learning.

Pannik, M. J. (2012). *Statistical Inference: A Shot Course.* New Jersey: John Wiley & Sons.

Ronald, W. S., & Franklin, M. (2006). *Explorations in Monte Carlo Methods*. Dordrecht: Springer.

Rosser, D. A., Murdoch, I. E., & Cousens, S. N. (2004). The Effect of Optical Defocus on the Test-Retest Variability of Visual Acuity Measurements. *Investigative Ophththalmology and Visual Science*, *45*, 1076-1079.

Runyon, R. P., & Haber, A. (1991). *Fundamentals of Behavioral Statistics* (7th ed.). New York: McGraw-Hill.

Runyon, R. P., Haber, A., Pittenger, D. J., & Coleman, K. A. (1996). *Fundamentals of Behavioral Statistics* (8th ed.). New York: McGraw-Hill.

Sharma, N. K., & Bicchal, M. (2015). Measuring Core Inflation in India: An Asymmetric Trimmed Mean Approach. *Cogent Economics & Finance, 3*, 1-15.

Shoemaker, L. H. (2003). Fixing the F test for Equal Variances. *The American Statistician. 57*, 105-114.

Stevens, J. P. (2009). *Appiled Multivariate Statistics for the Social Science.* (5th ed.). New York: Routlede.

Vogt, W. P. (2005). *Dictionary of statistics and methodology: A nontechnical guide for the social sciences* (3rd ed.). London: Sage.

Vorapongsathorn, T., Taejaroenkul, S., & Viwatwongkasem, C. (2004). A Comparison of Type I Error and Power of Bartlett's Test Levene's Test and Cochran's Test under Violation of Assumptions. *Songklanakarin Journal of Science and Technol*ogy, *26*(4), 537-547.

Wackerly, D. D., Mendendenhall, W., & Scheaffer, R. L. (2002). *Mathematical Statistics with Applications* (6th ed.). Australia: Duxbury.

Walpole, R.E., Myers, R. H., Myers S. L., & Ye, K. (2002). *Probability & Statistics for Engineers & Scientists* (7th ed.). New Jersey: Prentice-Hill.

Wilcox, R. R. (2009). *Basic Statistics*: *Understanding Conventional Methods and Modern Insights*. New York: Oxford University Press.

Wonnacott, T. H., & Wonnacott, R. J. (1990). *Introductory Statistics for Business and Economics* (4th ed.). New York: John Wiley & Sons.

Yang, H., & Huck, S. W. (2010). The Importance of Attending to Underlying Statistical Assumptions. *Newborn & Infant Nursing Reviews, 10*(1), 44-49.

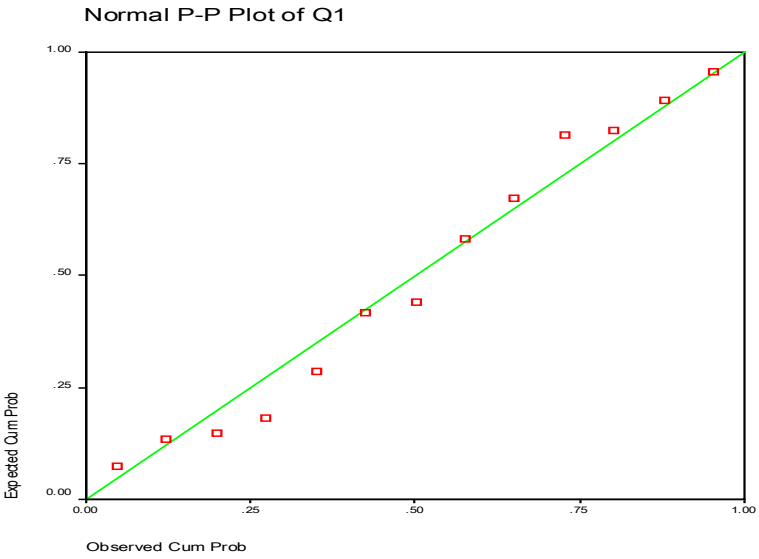
Yap, B. W., & Sim, C. H. (2011). Comparisons of Various Types of Normality Tests. *Journal of Statistical Computation and Simulation, 81*(12); 2141-2155.

ภาคผนวก

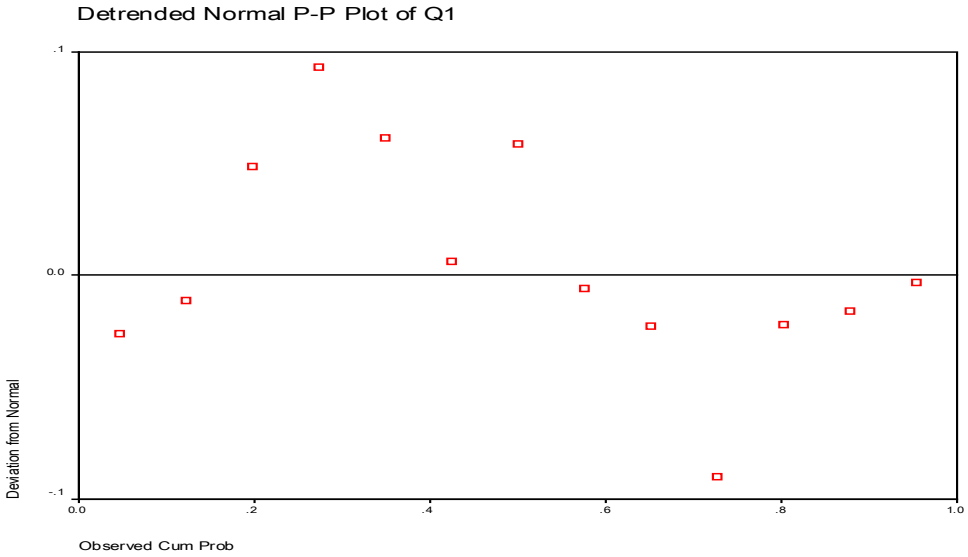
ภาคผนวก ก

ผลการทดสอบการแจกแจงข้อมูลดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐาน
รายไตรมาส ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2543 ถึง 2555

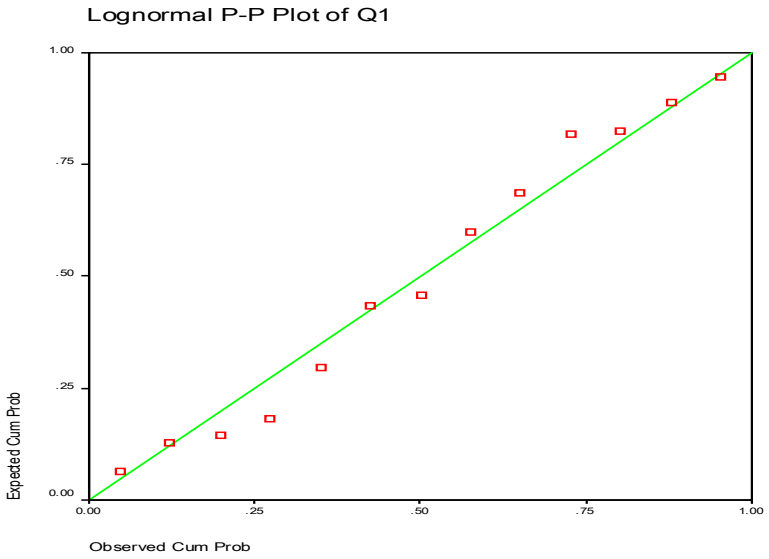
การตรวจสอบการแจกแจงของข้อมูลด้วยกราฟ



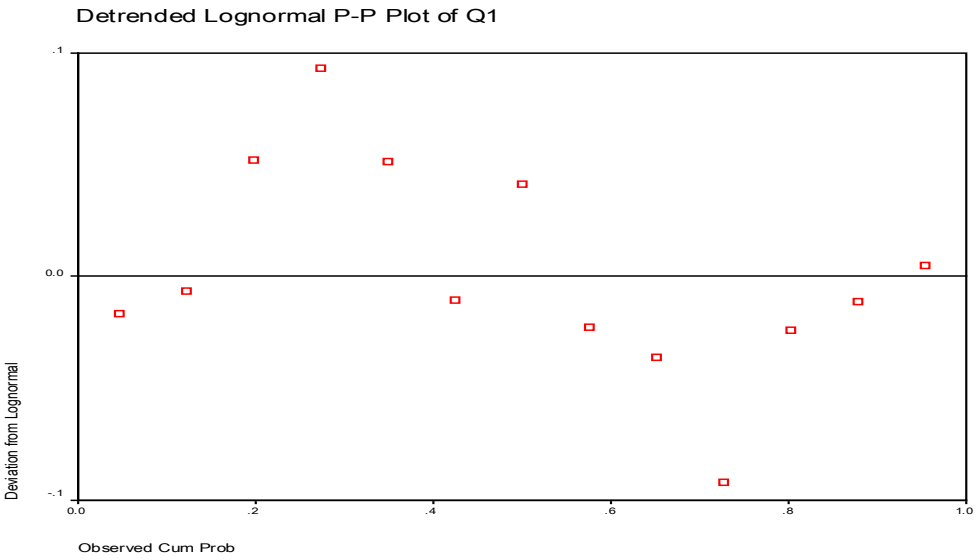
ภาพที่ ก-1 ผลการทดสอบการแจกปรกติ ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า PP Plot



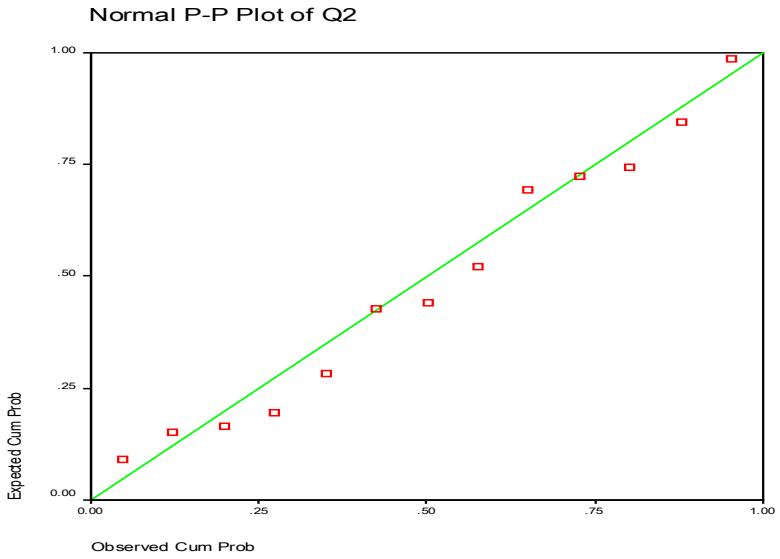
ภาพที่ ก-2 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า QQ Plot



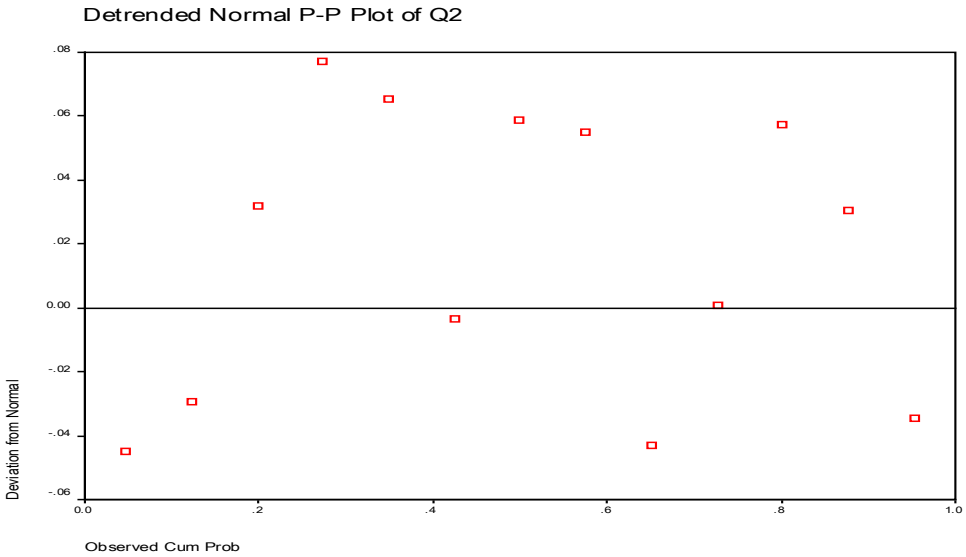
ภาพที่ ก-3 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า PP Plot



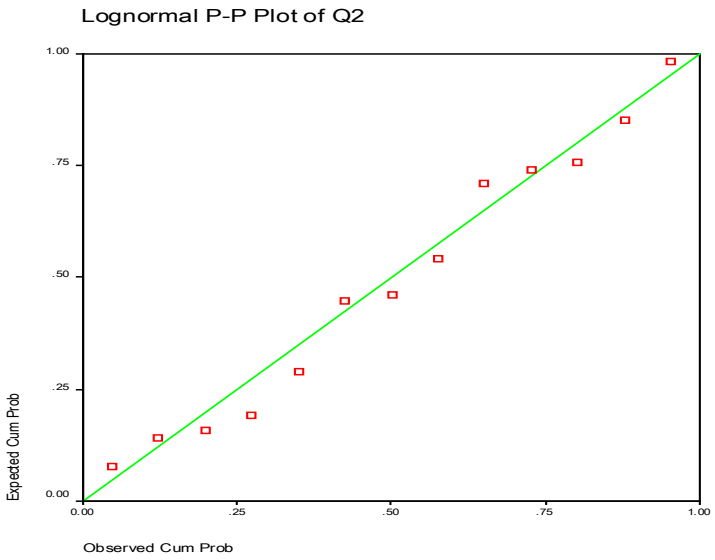
ภาพที่ ก-4 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 1 ด้วยค่า QQ Plot



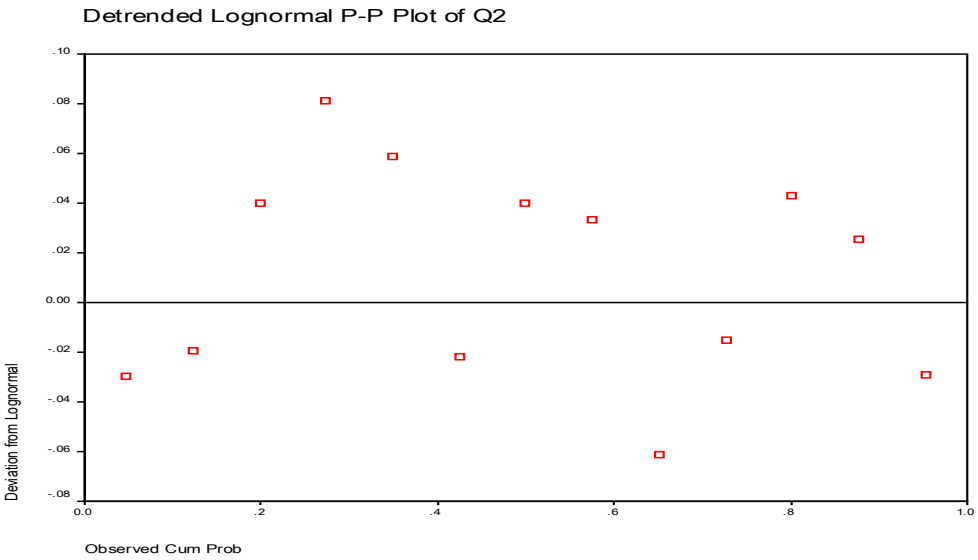
ภาพที่ ก-5 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า PP Plot



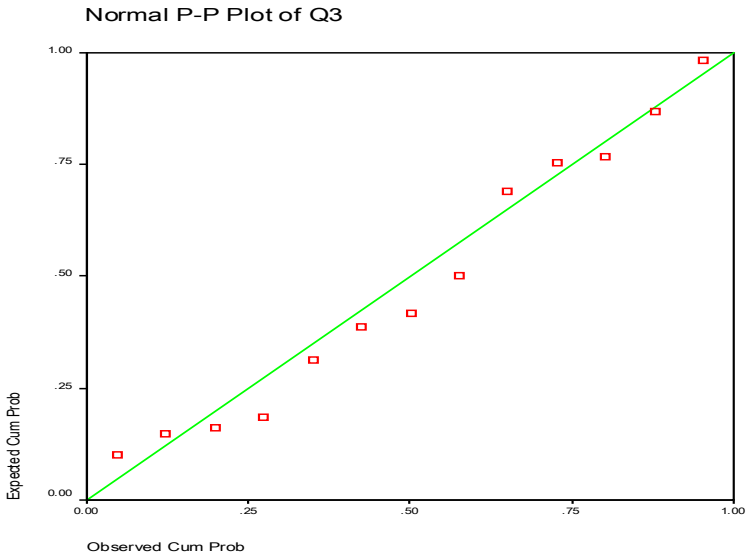
ภาพที่ ก-6 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า QQ Plot



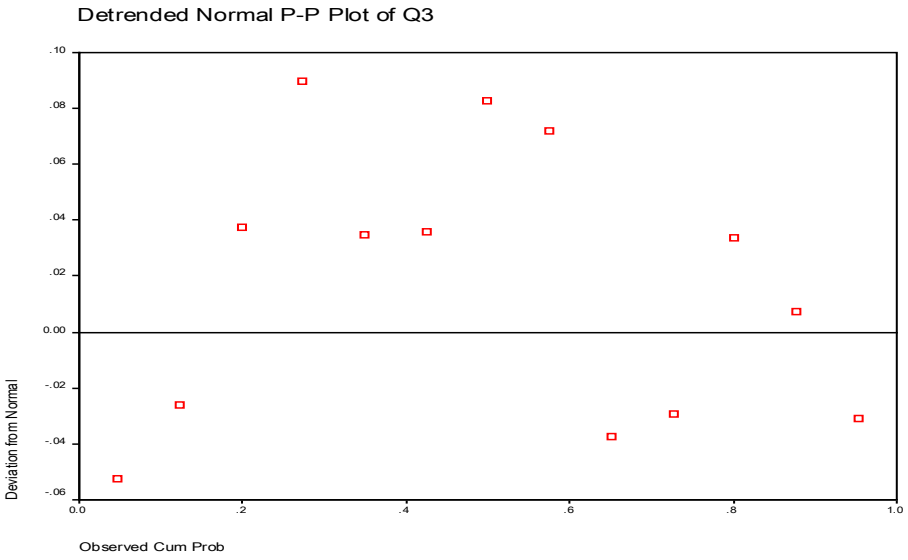
ภาพที่ ก-7 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า PP Plot



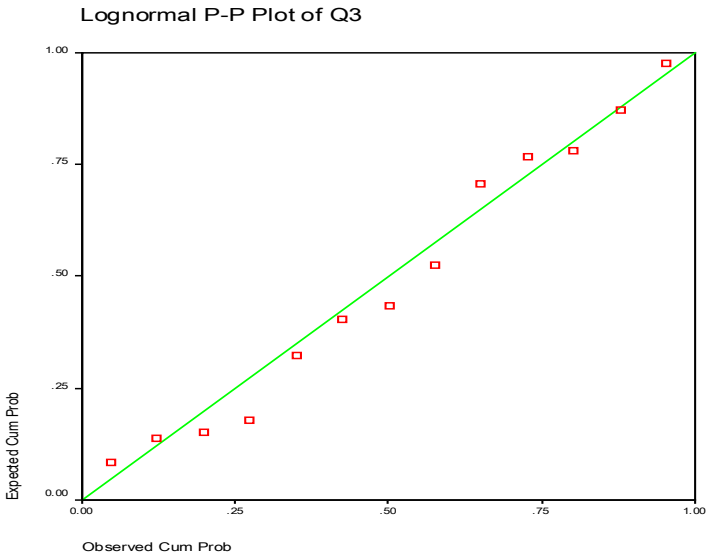
ภาพที่ ก-8 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 2 ด้วยค่า QQ Plot



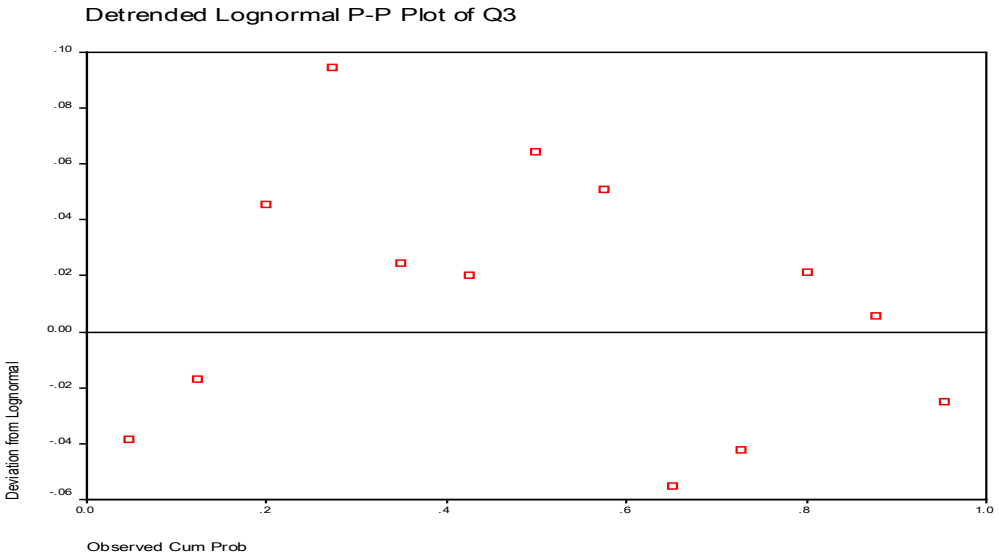
ภาพที่ ก-9 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า PP Plot



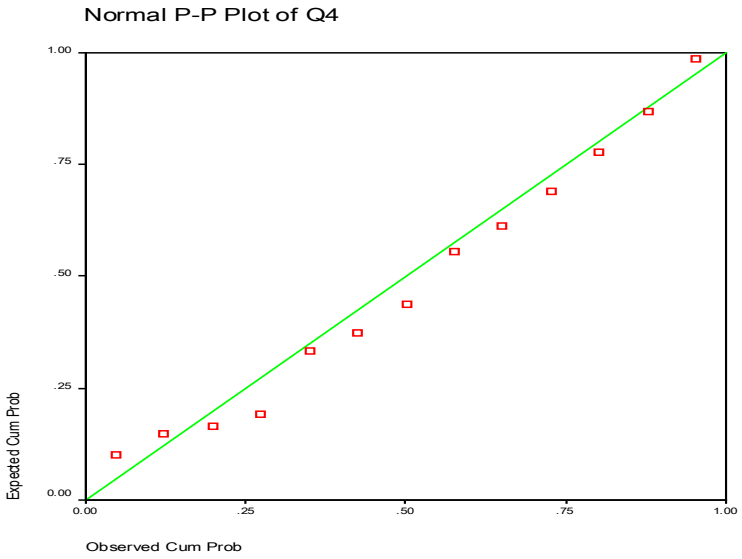
ภาพที่ ก-10 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า QQ Plot



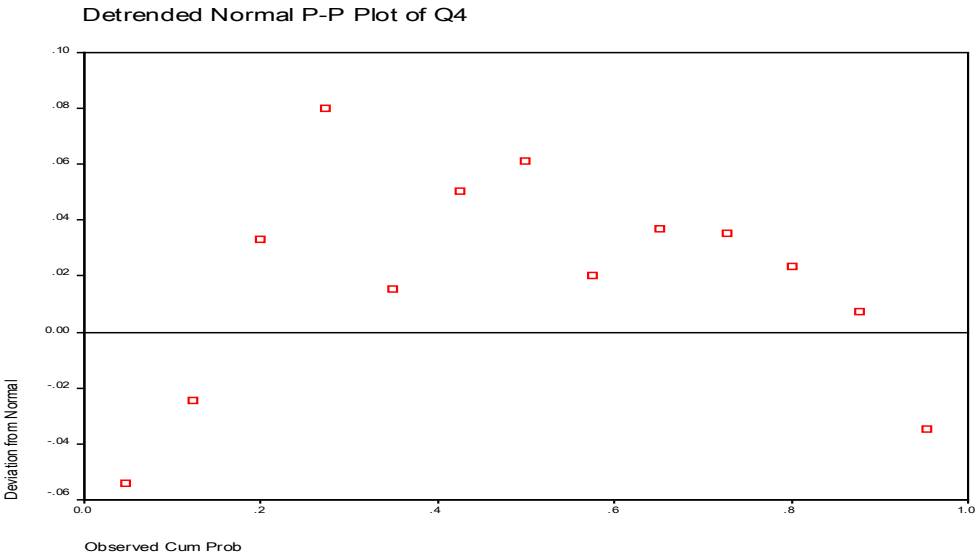
ภาพที่ ก-11 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า PP Plot



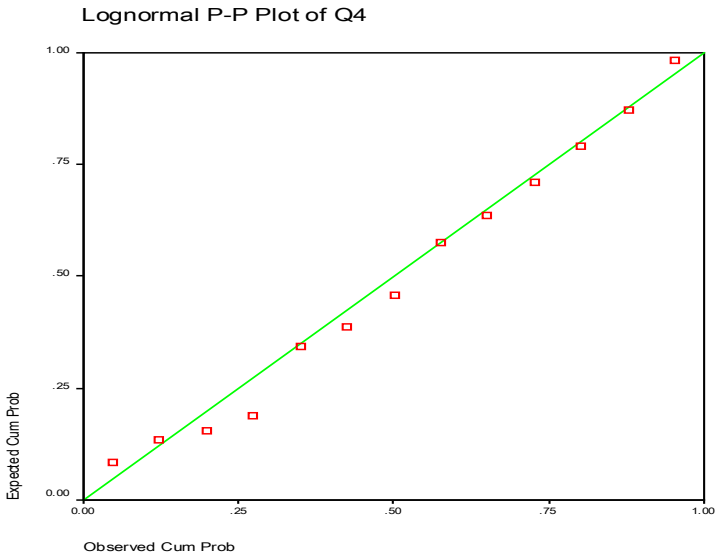
ภาพที่ ก-12 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 3 ด้วยค่า QQ Plot



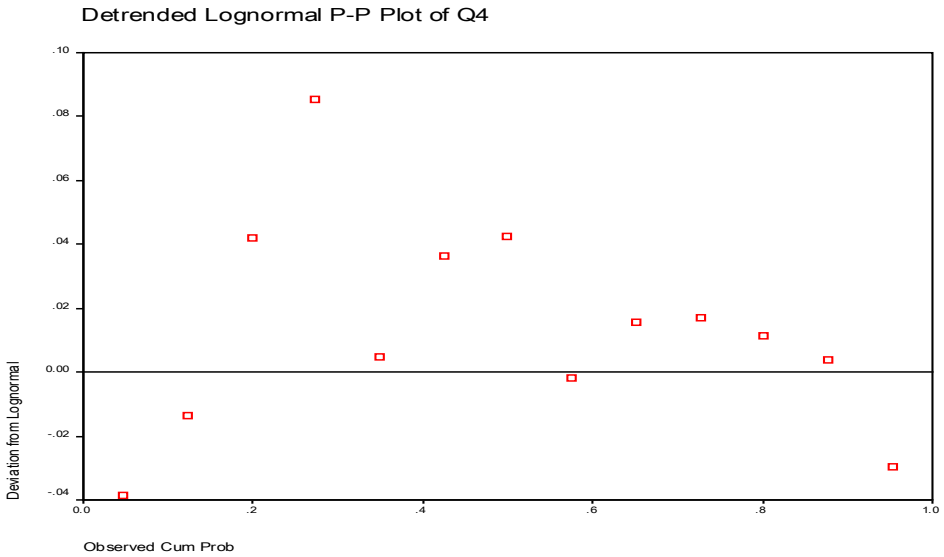
ภาพที่ ก-13 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า PP Plot



ภาพที่ ก-14 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า QQ Plot

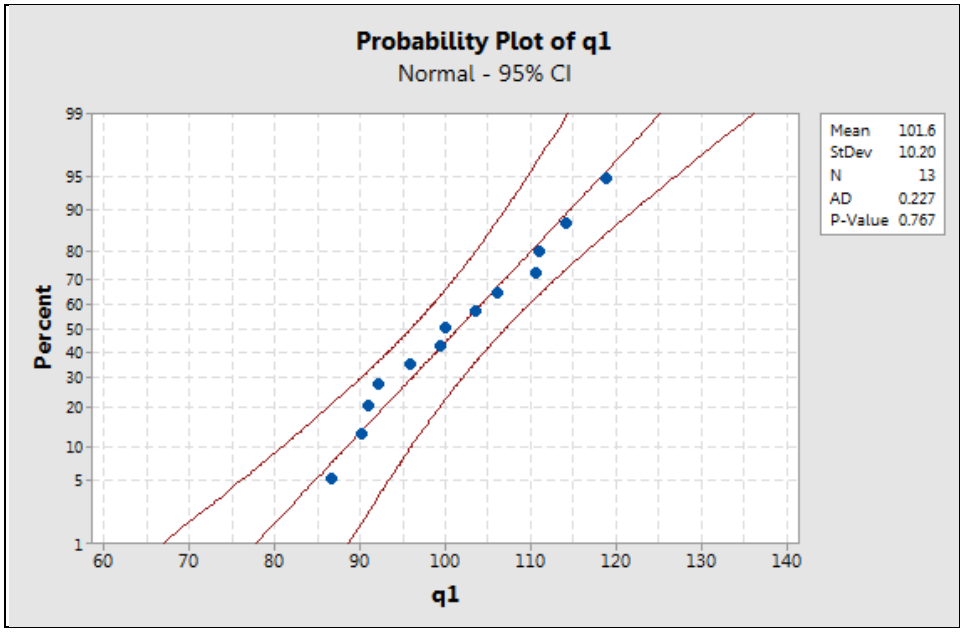


ภาพที่ ก-15 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า PP Plot

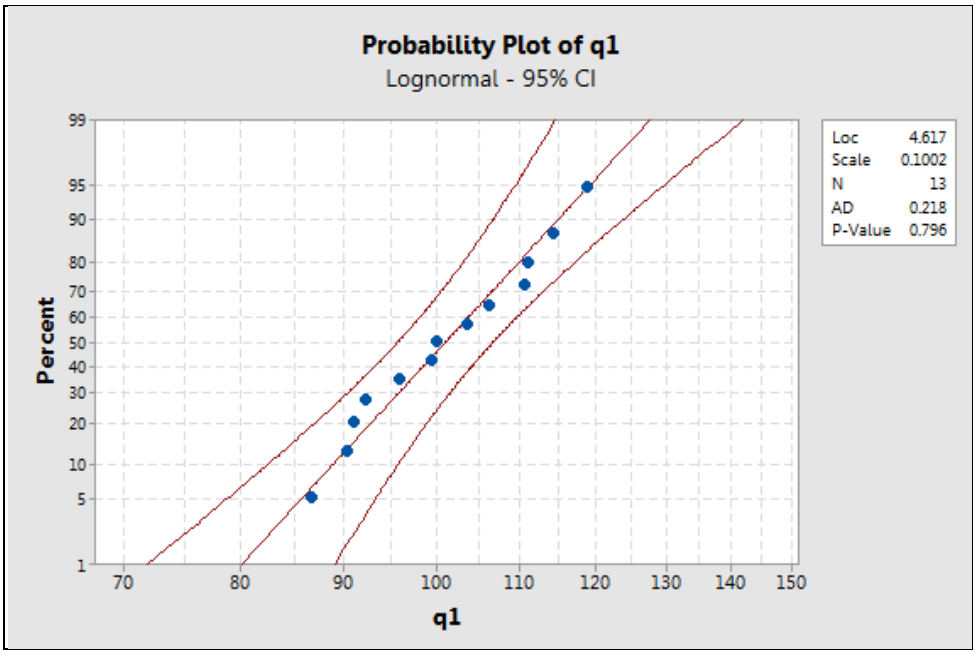


ภาพที่ ก-16 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 4 ด้วยค่า QQ Plot

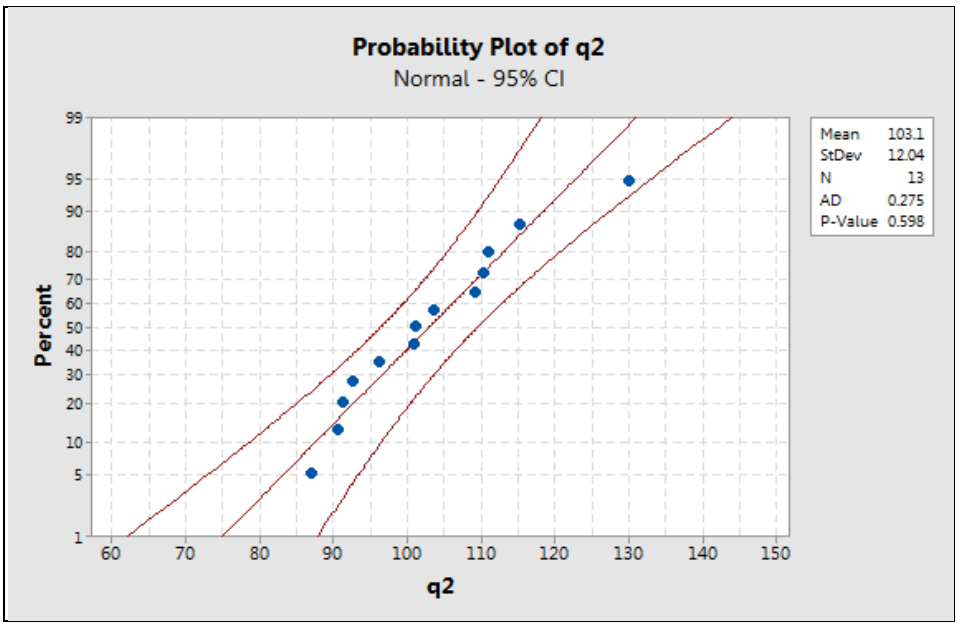
ผลการตรวจสอบการแจกแจงของข้อมูลด้วยสถิติทดสอบ



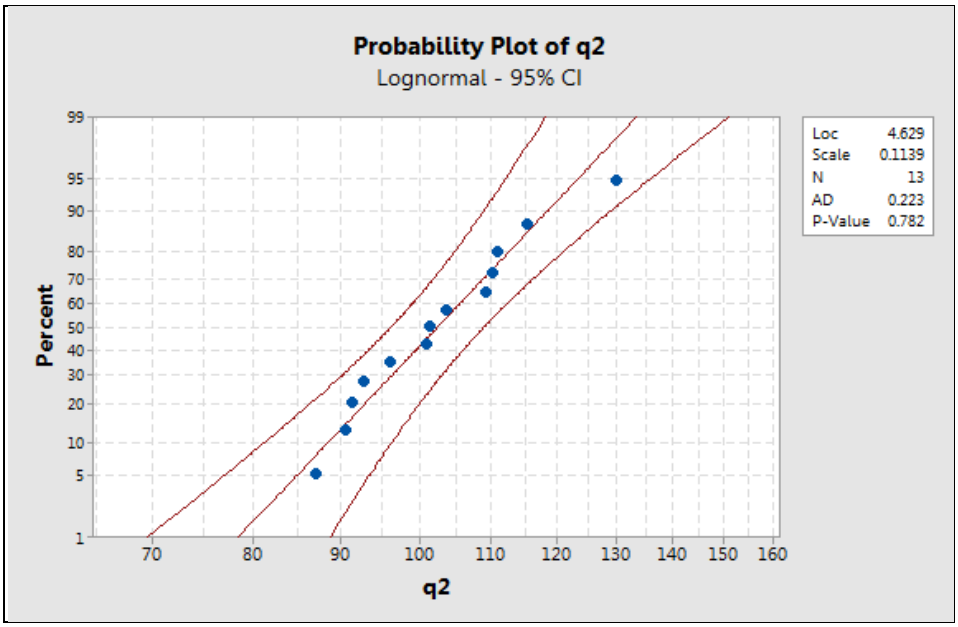
ภาพที่ ก-17 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 1 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling



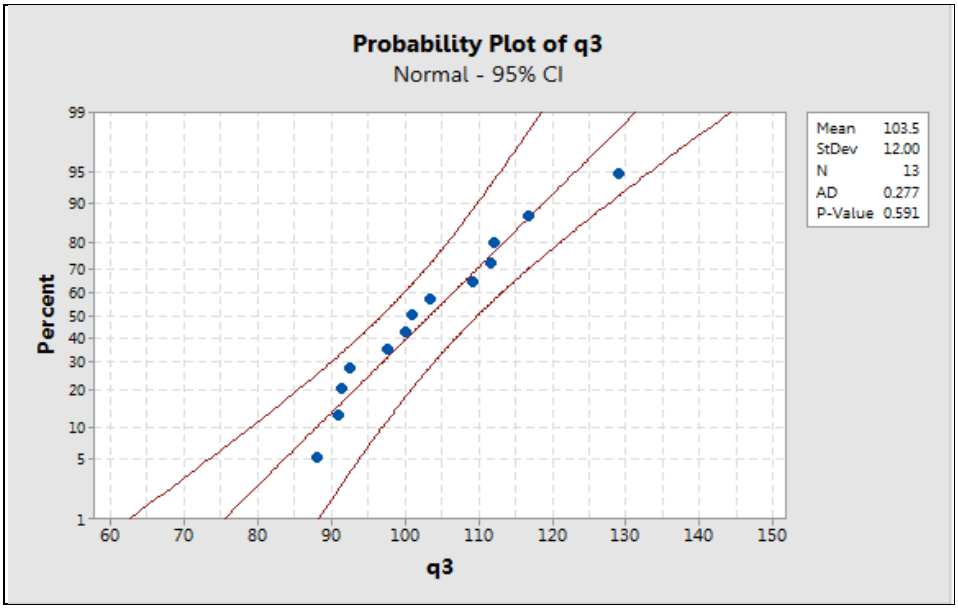
ภาพที่ ก-18 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 1 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling



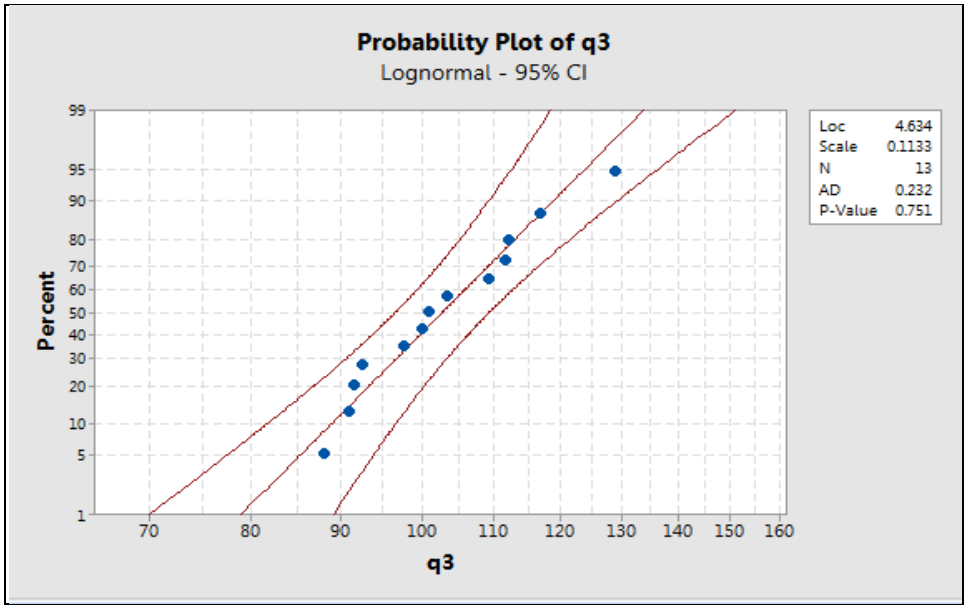
ภาพที่ ก-19 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 2 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling



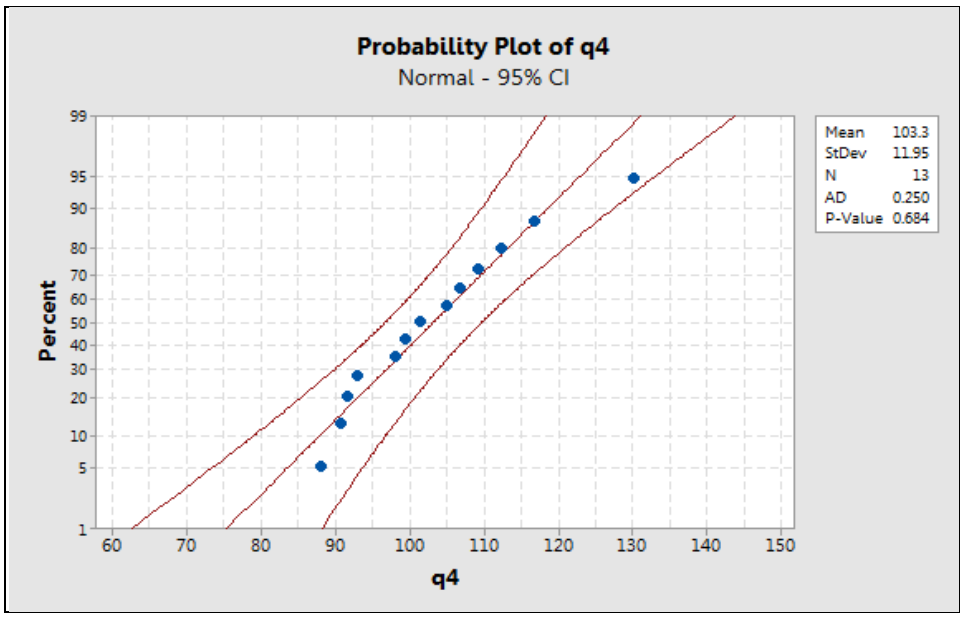
ภาพที่ ก-20 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 2 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling



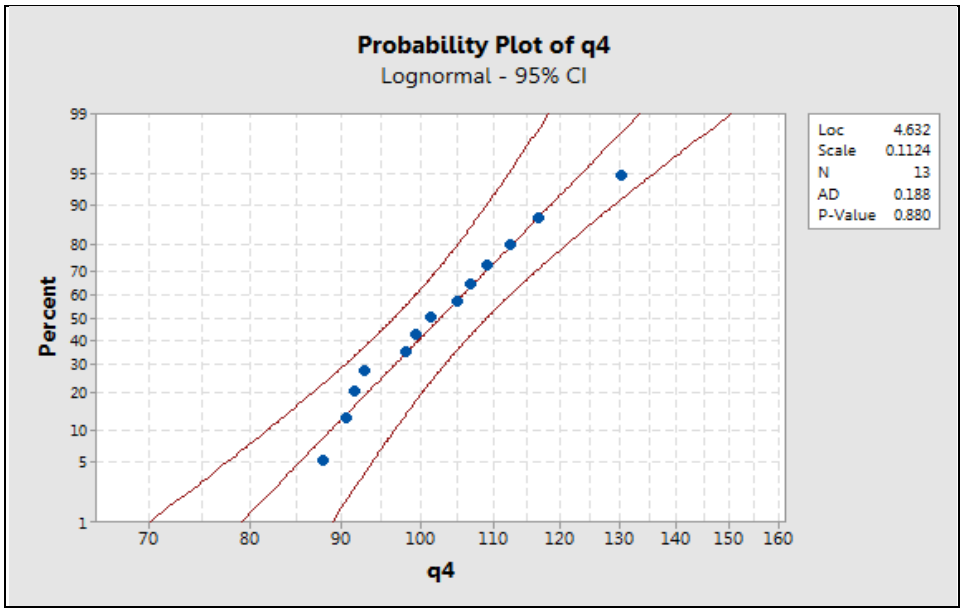
ภาพที่ ก-21 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 3 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling



ภาพที่ ก-22 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 3 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling



ภาพที่ ก-23 ผลการทดสอบการแจกแจงปรกติ ไตรมาสที่ 4 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling



ภาพที่ ก-24 ผลการทดสอบการแจกแจงล็อกนอร์มอล ไตรมาสที่ 4 ด้วยสถิติทดสอบ Anderson Darling

ตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุดของการแจกแจงปรกติ

ฟังก์ชันการแจกแจงปรกติคือ

$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(x-u)^2}{2\sigma^2}};x\in R$$

ตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยภาวะน่าจะเป็นสูงสุด การแจกแจงปรกติคือ

$$\hat{\mu}=\overline{x}$$

$$\hat{\sigma}^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-u)^2$$

ตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุดของการแจกแจงล็อกนอร์มอล

ฟังก์ชันการแจกแจงล็อกนอร์มอลคือ

$$f(x)=\frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(\ln x-u)^2}{2\sigma^2}};x>0$$

μ เป็นพารามิเตอร์บ่งรูปร่าง

σ เป็นพารามิเตอร์บ่งขนาด

ตัวประมาณค่าพารามิเตอร์คือ

$$\hat{\mu}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\ln(x_i)}{n}$$

$$\hat{\sigma}=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}\ln(x_i-\hat{\mu})^2}{n}}$$

ผลการทดสอบข้อตกลงเบื้องต้น

ตารางที่ ก-1 ผลการตรวจสอบความแปรปรวนดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 โดยใช้สถิติทดสอบเลวีน

Test of Homogeneity of Variances

INDEXH

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
.069	3	48	.976

ตารางที่ ก-2 ผลการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของดัชนีราคาค่าก่อสร้างบ้านมาตรฐานไตรมาสที่ 1 ถึงที่ 4 ด้วยการวิเคราะห์ความแปรปรวน

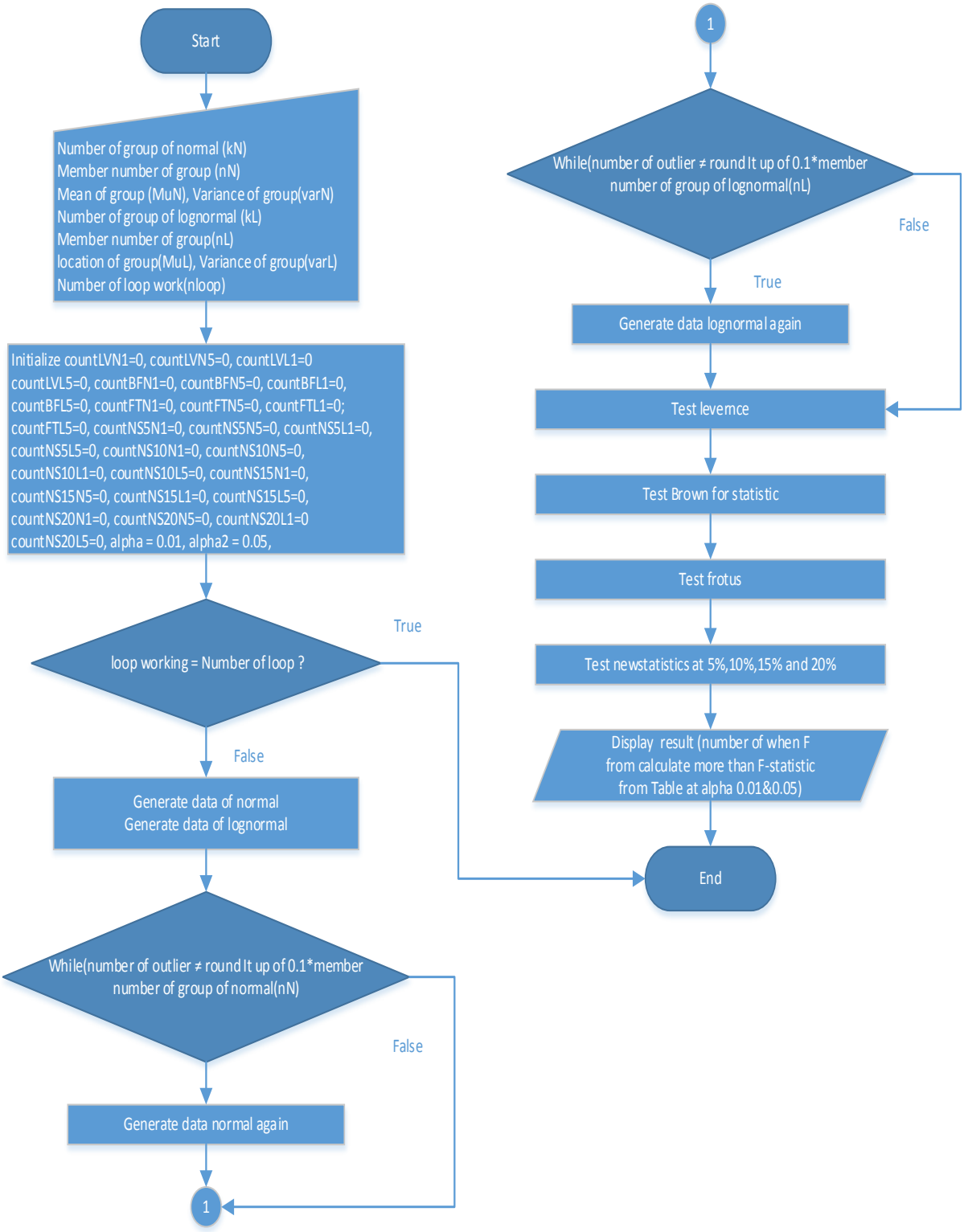
ANOVA

INDEXH

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	29.063	3	9.688	.072	.975
Within Groups	6430.025	48	133.959		
Total	6459.088	51			

ภาคผนวก ข

แผนผังการทำงานของโปรแกรมและโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย



ภาพที่ ข-1 แผนผังการทำงานของโปรแกรมการคำนวณประสิทธิภาพของสถิติทดสอบเลวีนแบบปรับใหม่กับสถิติทดสอบเลวีนแบบเดิม

โปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย

```
**********************************************************************************************
%                                        Generate Data                                       %
**********************************************************************************************
clear all; close all;clc;
kN = input('Enter normal distribution number of group to be generated ');
for i=1:kN;
 fprintf('Sample size for group %i ',i );
 nN(i) = input('have = ');
 end
% parameter in normal distribution
 for i=1:kN;
 fprintf(' Enter the population mean group %i ',i );
 muN(i) = input('have = ');
 fprintf(' Enter the population variance group %i ',i );
 varN(i) = input('have = ');
 sigmaN(i) = sqrt(varN(i));
 end
countLVN1, countLVN5, countLVL1, countLVL5, countBFN1, countBFN5, countBFL1,
countBFL5, countFTN, countFTN5, countFTL1, countFTL5, countNS5N1, countNS5N5,
countNS5L1, countNS5L5 countNS10N1, countNS10N5, countNS10L1countNS10L5,
countNS15N1, countNS15N5,countNS15L1, countNS15L5, countNS20N1,countNS20N5,
countNS20L1, countNS20L5 = 0;
alpha = 0.01; % alpha define alpha2 = 0.05; % alpha2 define
kL = input('Enter lognormal distribution number of group to be generated ');
for i=1:kL;
 fprintf('Sample size for group %i ',i );
 nL(i) = input('have = ');
end
 % parameter in lognormal distribution
 for i=1:kL;
 fprintf(' Enter the location of group (l=0) %i ',i );
 lL(i) = input('have = ');
 fprintf(' Enter the population variance of group %i ',i );
 varL(i) = input('have = ');
 slL(i)=sqrt(log((1+sqrt(1+4* varL(i)))/2));
```

```
 end
nloop = input(' Number of cycle = ');
LLV, alphaLVT, LBF, alphaBFT, LFT, alphaFTT, LNSA, alphaNST=[];
for loop=1:nloop % loop in design
end
% generate normal distribution
 for i=1:kN;
 eval(['XN' num2str(i) '= (normrnd(muN(i),sigmaN(i),nN(i),1)) ;']);
 eval(['XN' num2str(i) '(:,2) =i;']);
 end
% generate lognormal distribution
 for i=1:kL;
 eval(['XL' num2str(i) '= (lognrnd(lL(i),slL(i),nL(i),1)) ;']);
 eval(['XL' num2str(i) '(:,2) =i;']);
 end
 % data be generateN
 XN, XL =[];
 for i=1:kN;
 eval(['xN= XN' num2str(i) ';']);
 XN=[XN;xN];
 end
  % data be generateN
 for i=1:kL;
 eval(['xL= XL' num2str(i) ';']);
 XL=[XL;xL];
 End
*********************************************************************************************
%                                        Test Outlier                                       %
*********************************************************************************************
%test outlier %
%test outlier %TO normal
Y=XN;
k=max(Y(:,2));
n, s2, Z, outleN=[];
indice=Y(:,2);
for i=1:k
```

```
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['mY' num2str(i) '=mean(Y(Ye,1));']);
 eval(['s' num2str(i) '=std(Y' num2str(i) ') ;']);
 eval(['n' num2str(i) '=length(Y' num2str(i) ') ;']);
 eval(['Z' num2str(i) '=(abs((Y' num2str(i) ') - mY' num2str(i) '))/s' num2str(i) ';']);
 eval(['outleN' num2str(i) '=size(find(Z' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
 eval(['check=size(find(Z' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
 eval(['ncount=round(Data_almostoutlier(1,Numoutlier) *n' num2str(i) ') ;']);
 eval(['nncheck=length(Y' num2str(i) ') ;']);
 if nncheck ~= 5;
    while(check≠ncount)
        eval(['XN' num2str(i) '= (normrnd(muN(i),sigmaN(i),nN(i),1)) ;']);
        eval(['XN' num2str(i) '(:,2) =i;']);
        eval (['Yout=XN' num2str(i) ';']);
        repair=Yout(:,2);
        nout, sout, Zout=[];
        Yeout=find(repair==i);
        eval(['Yout' num2str(i) '=Yout(Yeout,1);']);
        eval(['mYout' num2str(i) '=mean(Yout(Yeout,1));']);
        eval(['sout' num2str(i) '=std(Yout' num2str(i) ') ;']);
        eval(['nout' num2str(i) '=length(Yout' num2str(i) ') ;']);
        eval(['Zout' num2str(i) '=(abs((Yout' num2str(i) ') - mYout' num2str(i) '))/sout'
num2str(i) ';']);
        eval(['outleN' num2str(i) '=size(find(Zout' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
        eval(['check=size(find(Zout' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
        eval(['ncount=round(0.1*nout' num2str(i) ');']);
    end
end
%TO lognormal
 Y=XL;
 k=max(Y(:,2));
 n, s2, Z, outleN=[];
 indice=Y(:,2);
 for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
```

```
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['mY' num2str(i) '=mean(Y(Ye,1));']);
 eval(['s' num2str(i) '=std(Y' num2str(i) ') ;']);
 eval(['n' num2str(i) '=length(Y' num2str(i) ') ;']);
 eval(['Z' num2str(i) '=(abs((Y' num2str(i) ') - mY' num2str(i) '))/s' num2str(i) ';']);
 eval(['outleN' num2str(i) '=size(find(Z' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
 eval(['check=size(find(Z' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
 eval(['ncount=round(0.1*n' num2str(i) ') ;']);
 while(check≠ncount)
 eval(['XL' num2str(i) '= (lognrnd(lL(i),slL(i),nL(i),1)) ;']);
 eval(['XL' num2str(i) '(:,2) =i;']);
 eval (['Yout=XL' num2str(i) ';']);
 repair=Yout(:,2);
        Yeout=find(repair==i);
        eval(['Yout' num2str(i) '=Yout(Yeout,1);']);
        eval(['mYout' num2str(i) '=mean(Yout(Yeout,1));']);
        eval(['sout' num2str(i) '=std(Yout' num2str(i) ') ;']);
        eval(['nout' num2str(i) '=length(Yout' num2str(i) ') ;']);
        eval(['Zout' num2str(i) '=(abs((Yout' num2str(i) ') - mYout' num2str(i) '))/sout'
num2str(i) ';']);
        eval(['outleN' num2str(i) '=size(find(Zout' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
        eval(['check=size(find(Zout' num2str(i) '(:,1)>2),1) ;']);
        eval(['ncount=round(0.1*nout' num2str(i) ');']);
    end
 end
*****************************************************************************************
%                                    Levene Test                                        %
*****************************************************************************************
Levene test
 for lvn=1:2
    if lvn==1;
Y=XN;
k=max(Y(:,2));
    else
Y=XL;
k=max(Y(:,2));
```

```
    end
n, s2, Z=[];
indice=Y(:,2);
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['mY' num2str(i) '=mean(Y(Ye,1));']);
 eval(['n' num2str(i) '=length(Y' num2str(i) ') ;']);
 eval(['s2' num2str(i) '=(std(Y' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sqrt(abs((Y' num2str(i) ') - mY' num2str(i) '));']);
 eval(['xn= n' num2str(i) ';']);
 eval(['xs2= s2' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 n=[n;xn];s2=[s2;xs2];Z=[Z;x];
end
Y=[Z Y(:,2)];
ZB=mean(Z);
Y=[Z Y(:,2)];
indice=Y(:,2);
Z, v, m=[];
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['v' num2str(i) '=(length(Y' num2str(i) ')-1) ;']);
 eval(['mY' num2str(i) '=mean(Y(Ye,1));']);
 eval(['nY' num2str(i) '= n' num2str(i) '*((mean(Y(Ye,1))-ZB) .^2);']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sum((Y' num2str(i) ' - mY' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['xn= v' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 eval(['me= nY' num2str(i) ';']);
 v=[v;xn]; Z=[Z;x]; m=[m;me];
end
SSA=sum(m) ; %sample sum of squares.
SSE= sum(Z) ; %error sum of squares.
dfT=length(Y(:,1))-1; %total degrees of freedom.
dfA=k-1; %sample degrees of freedom.
```

```
dfE=dfT-dfA; %error degrees of freedom.
MSA=SSA/dfA; %sample mean squares.
MSE=SSE/dfE; %error mean squares.
L=MSA/MSE; %L values.
v1=dfA;df1=v1;
v2=dfE;df2=v2;
Fst1=finv(1-alpha,v1,v2); %probability associated to the F-statistic.
Fst2=finv(1-alpha2,v1,v2);
if lvn==1;
if L >= Fst1(1);
 countLVN1 = countLVN1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(1);
    countLVN5 = countLVN5 + 1 ;
end
else
if L >= Fst1(2);
 countLVL1 = countLVL1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(2);
    countLVL5 = countLVL5 + 1 ;
end
end
end
 ********************************************************************************************
 %                                  Brown-Forsthety Test                                    %
********************************************************************************************
% Brown-Forsthety Test
for bfn=1:2
 if bfn==1;
Y=XN;
k=max(Y(:,2));
    else
Y=XL;
k=max(Y(:,2));
    end
```

```
n, s2, Z=[];
indice=Y(:,2);
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['mY' num2str(i) '=median(Y(Ye,1));']);
 eval(['n' num2str(i) '=length(Y' num2str(i) ') ;']);
 eval(['s2' num2str(i) '=(std(Y' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sqrt(abs((Y' num2str(i) ') - mY' num2str(i) '));']);
 eval(['xn= n' num2str(i) ';']);
 eval(['xs2= s2' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 n=[n;xn];s2=[s2;xs2];Z=[Z;x];
end
Y=[Z Y(:,2)];
ZB=mean(Z);
Y=[Z Y(:,2)];
indice=Y(:,2);
Z, v, m=[];
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['v' num2str(i) '=(length(Y' num2str(i) ')-1) ;']);
 eval(['mY' num2str(i) '=mean(Y(Ye,1));']);
 eval(['nY' num2str(i) '= n' num2str(i) '*((mean(Y(Ye,1))-ZB) .^2);']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sum((Y' num2str(i) ' - mY' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['xn= v' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 eval(['me= nY' num2str(i) ';']);
 v=[v;xn]; Z=[Z;x]; m=[m;me];
end
SSA=sum(m) ; %sample sum of squares.
SSE= sum(Z) ; %error sum of squares.
dfT=length(Y(:,1))-1; %total degrees of freedom.
dfA=k-1; %sample degrees of freedom.
dfE=dfT-dfA; %error degrees of freedom.
```

```
MSA=SSA/dfA; %sample mean squares.
MSE=SSE/dfE; %error mean squares.
L=MSA/MSE; %L values.
v1=dfA;df1=v1;
v2=dfE;df2=v2;
Fst1=finv(1-alpha,v1,v2); %probability associated to the F-statistic.
Fst2=finv(1-alpha2,v1,v2);
if bfn==1;
if L >= Fst1(1);
 countBFN1 = countBFN1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(1);
    countBFN5 = countBFN5 + 1 ;
end
else
if L >= Fst1(2);
 countBFL1 = countBFL1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(2);
    countBFL5 = countBFL5 + 1 ;
end
end
end
*****************************************************************************************
%                                    Frutos Test                                        %
*****************************************************************************************
% Frutos Test
 for ftn=1:2
    if ftn==1;
Y=XN;
k=max(Y(:,2));
    else
Y=XL;
k=max(Y(:,2));
    end
n, s2, Z=[];
```

```
indice=Y(:,2);
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['n' num2str(i) '=length(Y' num2str(i) ') ;']);
 eval(['r' num2str(i) '=0.1*n' num2str(i) ';']);
 eval(['g' num2str(i) '=floor(r' num2str(i) ');']);
 eval(['mY' num2str(i) '=((1-r' num2str(i) '+g' num2str(i) ')*Y' num2str(i) '(g' num2str(i)
'+1,1)+sum(Y' num2str(i) '(g' num2str(i) '+2:n' num2str(i) '-g' num2str(i) '-1,1)+((1-r'
num2str(i) '+g' num2str(i) ')*Y' num2str(i) '(n' num2str(i) '-g' num2str(i) ',1)))/(n'
num2str(i) '-(2*r' num2str(i) '));']);
 eval(['s2' num2str(i) '=(std(Y' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sqrt(abs((Y' num2str(i) ') - mY' num2str(i) '));']);
 eval(['xn= n' num2str(i) ';']);
 eval(['xs2= s2' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 n=[n;xn];s2=[s2;xs2];Z=[Z;x];
end
Y=[Z Y(:,2)];
 ZB=mean(Z);
Y=[Z Y(:,2)];
indice=Y(:,2);
Z, v, m=[];
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['v' num2str(i) '=(length(Y' num2str(i) ')-1) ;']);
 eval(['mY' num2str(i) '=mean(Y(Ye,1));']);
 eval(['nY' num2str(i) '= n' num2str(i) '*((mean(Y(Ye,1))-ZB) .^2);']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sum((Y' num2str(i) ' - mY' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['xn= v' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 eval(['me= nY' num2str(i) ';']);
 v=[v;xn]; Z=[Z;x]; m=[m;me];
end
SSA=sum(m) ; %sample sum of squares.
```

```
SSE= sum(Z) ; %error sum of squares.
dfT=length(Y(:,1))-1; %total degrees of freedom.
dfA=k-1; %sample degrees of freedom.
dfE=dfT-dfA; %error degrees of freedom.
MSA=SSA/dfA; %sample mean squares.
MSE=SSE/dfE; %error mean squares.
L=MSA/MSE; %L values.
v1=dfA;df1=v1;
v2=dfE;df2=v2;
Fst1=finv(1-alpha,v1,v2); %probability associated to the F-statistic.
Fst2=finv(1-alpha2,v1,v2);
if ftn==1;
if L >= Fst1(1);
 countFTN1 = countFTN1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(1);
    countFTN5 = countFTN5 + 1 ;
end
else
if L >= Fst1(2);
 countFTL1 = countFTL1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(2);
    countFTL5 = countFTL5 + 1 ;
end
end
end
*****************************************************************************************
%                    New Levene Test  at 5%, 10%, 15% and 20%                          %
*****************************************************************************************
% New Levene Test  at 5%, 10%, 15% and 20%
LNS=[];
for nsper=1:4
for nsn=1:2
    if nsn==1;
Y=XN;
```

```
k=max(Y(:,2));
    else
Y=XL;
k=max(Y(:,2));
    end
n, s2, Z=[];
indice=Y(:,2);
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['n' num2str(i) '=length(Y' num2str(i) ') ;']);
 if nsper==1;
 eval(['r' num2str(i) '=0.05*n' num2str(i) ';']);
 elseif nsper==2;
 eval(['r' num2str(i) '=0.1*n' num2str(i) ';']);
 elseif nsper==3;
 eval(['r' num2str(i) '=0.15*n' num2str(i) ';']);
 else
 eval(['r' num2str(i) '=0.2*n' num2str(i) ';']);
 end
 eval(['g' num2str(i) '=floor(r' num2str(i) ');']);

 if 'g'num2str(i) >= 1;
 eval(['mY1' num2str(i) '=((1-r' num2str(i) '+g' num2str(i) ')*sum(Y' num2str(i) '(1:g'
num2str(i) ',1)))+((1-r' num2str(i) '+g' num2str(i) ')*Y' num2str(i) '(g' num2str(i) '+1,1));']);
    else
 eval(['mY1' num2str(i) '=0+((1-r' num2str(i) '+g' num2str(i) ')*Y' num2str(i) '(g' num2str(i)
'+1,1));']);
 end
 eval(['mY2' num2str(i) '=sum(Y' num2str(i) '(g' num2str(i) '+2:n' num2str(i) '-g' num2str(i)
'-1,1))+((1-r' num2str(i) '+g' num2str(i) ')*Y' num2str(i) '(n' num2str(i) '-g' num2str(i)
',1));']);
 eval(['mY3' num2str(i) '=(1-r' num2str(i) '+g' num2str(i) ')*(sum(Y' num2str(i) '(n'
num2str(i) '-g' num2str(i) '+1:n' num2str(i) ',1)));']);
 eval(['mY' num2str(i) '=(mY1' num2str(i) '+mY2' num2str(i) '+mY3' num2str(i) ')/n'
num2str(i) ';']);
```

```
 eval(['s2' num2str(i) '=(std(Y' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sqrt(abs((Y' num2str(i) ') - mY' num2str(i) '));']);
 eval(['xn= n' num2str(i) ';']);
 eval(['xs2= s2' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 n=[n;xn];s2=[s2;xs2];Z=[Z;x];
end
Y=[Z Y(:,2)];
ZB=mean(Z);
Y=[Z Y(:,2)];
indice=Y(:,2);
Z, v, m=[];
for i=1:k
 Ye=find(indice==i);
 eval(['Y' num2str(i) '=Y(Ye,1);']);
 eval(['v' num2str(i) '=(length(Y' num2str(i) ')-1) ;']);
 eval(['mY' num2str(i) '=mean(Y(Ye,1));']);
 eval(['nY' num2str(i) '= n' num2str(i) '*((mean(Y(Ye,1))-ZB) .^2);']);
 eval(['Z' num2str(i) '= sum((Y' num2str(i) ' - mY' num2str(i) ').^2) ;']);
 eval(['xn= v' num2str(i) ';']);
 eval(['x= Z' num2str(i) ';']);
 eval(['me= nY' num2str(i) ';']);
 v=[v;xn]; Z=[Z;x]; m=[m;me];
end
SSA=sum(m) ; %sample sum of squares.
SSE= sum(Z) ; %error sum of squares.
dfT=length(Y(:,1))-1; %total degrees of freedom.
dfA=k-1; %sample degrees of freedom.
dfE=dfT-dfA; %error degrees of freedom.
MSA=SSA/dfA; %sample mean squares.
MSE=SSE/dfE; %error mean squares.
L=MSA/MSE; %L values.
v1=dfA;df1=v1;
v2=dfE;df2=v2;
Fst1=finv(1-alpha,v1,v2); %probability associated to the F-statistic.
Fst2=finv(1-alpha2,v1,v2);
```

```
if nsper==1;
if nsn==1;
if L >= Fst1(1);
 countNS5N1 = countNS5N1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(1);
    countNS5N5 = countNS5N5 + 1 ;
end
else
if L >= Fst1(2);
 countNS5L1 = countNS5L1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(2);
    countNS5L5 = countNS5L5 + 1 ;
end
end
elseif nsper==2;
if nsn==1;
if L >= Fst1(1);
 countNS10N1 = countNS10N1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(1);
    countNS10N5 = countNS10N5 + 1 ;
end
else
if L >= Fst1(2);
 countNS10L1 = countNS10L1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(2);
    countNS10L5 = countNS10L5 + 1 ;
end
end
elseif nsper==3;
if nsn==1;
if L >= Fst1(1);
 countNS15N1 = countNS15N1 + 1 ;
```

```
end
if L >= Fst2(1);
    countNS15N5 = countNS15N5 + 1 ;
end
else
if L >= Fst1(2);
 countNS15L1 = countNS15L1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(2);
    countNS15L5 = countNS15L5 + 1 ;
end
end
else
  if nsn==1;
if L >= Fst1(1);
 countNS20N1 = countNS20N1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(1);
    countNS20N5 = countNS20N5 + 1 ;
end
else
if L >= Fst1(2);
 countNS20L1 = countNS20L1 + 1 ;
end
if L >= Fst2(2);
    countNS20L5 = countNS20L5 + 1 ;
end
end
end
end
```

```
**************************************************************************************************
%                                        Show Output                                           %
**************************************************************************************************

topic3T2 = {'normal' 'lognormal' 'normal' 'lognormal' 'normal' 'lognormal' 'normal'
'lognormal' 'normal' 'lognormal' 'normal' 'lognormal' 'normal' 'lognormal'};
result_all = [topic3T;topic3T2;data_alls];
fprintf(' countLV normal at 0.01 = %7.4f \n ',countLVN1);
fprintf(' countLV normal at 0.05 = %7.4f \n',countLVN5);
fprintf(' countLV lognormal at 0.01 = %7.4f \n',countLVL1);
fprintf(' countLV lognormal at 0.05 = %7.4f \n',countLVL5);
fprintf(' countBF normal at 0.01 = %7.4f \n ',countBFN1);
fprintf(' countBF normal at 0.05 = %7.4f \n',countBFN5);
fprintf(' countBF lognormal at 0.01 = %7.4f \n',countBFL1);
fprintf(' countBF lognormal at 0.05 = %7.4f \n',countBFL5);
fprintf(' countFT normal at 0.01 = %7.4f \n ',countFTN1);
fprintf(' countFT normal at 0.05 = %7.4f \n',countFTN5);
fprintf(' countFT lognormal at 0.01 = %7.4f \n',countFTL1);
fprintf(' countFT lognormal at 0.05 = %7.4f \n',countFTL5);
fprintf(' countNS5 normal at 0.01 = %7.4f \n ',countNS5N1);
fprintf(' countNS5 normal at 0.05 = %7.4f \n',countNS5N5);
fprintf(' countNS5 lognormal at 0.01 = %7.4f \n',countNS5L1);
fprintf(' countNS5 lognormal at 0.05 = %7.4f \n',countNS5L5);
fprintf(' countNS10 normal at 0.01 = %7.4f \n ',countNS10N1);
fprintf(' countNS10 normal at 0.05 = %7.4f \n',countNS10N5);
fprintf(' countNS10 lognormal at 0.01 = %7.4f \n',countNS10L1);
fprintf(' countNS10 lognormal at 0.05 = %7.4f \n',countNS10L5);
fprintf(' countNS15 normal at 0.01 = %7.4f \n ',countNS15N1);
fprintf(' countNS15 normal at 0.05 = %7.4f \n',countNS15N5);
fprintf(' countNS15 lognormal at 0.01 = %7.4f \n',countNS15L1);
fprintf(' countNS15 lognormal at 0.05 = %7.4f \n',countNS15L5);
fprintf(' countNS20 normal at 0.01 = %7.4f \n ',countNS20N1);
fprintf(' countNS20 normal at 0.05 = %7.4f \n',countNS20N5);
fprintf(' countNS20 lognormal at 0.01 = %7.4f \n',countNS20L1);
fprintf(' countNS20 lognormal at 0.05 = %7.4f \n',countNS20L5);
```