บทที่ 3

การดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ลักษณะเป็นแบบการวิจัยเชิงทดลอง ซึ่งจำลองขึ้นด้วยการทำงานของเครื่องคอมพิวเตอร์ เพื่อหาผลสรุปในการเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบการแจกแจงปกติของตัวสถิติ 6 ตัวที่กล่าวมาแล้วในบทที่ 2 โดยใช้เทคนิคมอนติคาร์โล ซิมูเลชั่น

เทคนิคมอนติคาร์โล ซิมูเลชั่น มีหลักใหญ่ก็คือการใช้เลขสุ่ม (Random Number) มาช่วยในการหาคำตอบของปัญหาที่ต้องการศึกษา เทคนิคนี้ถูกคิดขึ้นครั้งแรกในกลางศตวรรษที่ 19 และได้มีผู้นำไปใช้อย่างแพร่หลายในต่อ ๆ มา เพื่อนำมาตอบปัญหาต่าง ๆ ที่ยังขัดแย้งกันอยู่ ในปัจจุบันวิธีมอนติคาร์โลก็เป็นวิธีที่นิยมใช้กันมาก โดยเฉพาะอย่างยิ่งวิธีนี้จะถูกนำมาใช้เมื่อคิดว่าเป็นวิธีที่ดีที่สุดหรือเป็นวิธีเดียวที่จะใช้ศึกษาได้ เมื่อการพัฒนาทางด้านวิชาการมากขึ้น ปัญหาต่าง ๆ ที่เกิดขึ้นในทางปฏิบัติซึ่งไม่สามารถหาคำตอบโดยวิธีทางทฤษฎีก็จะมีมากยิ่งขึ้น ทำให้เทคนิคมอนติคาร์โลมีความจำเป็นมากขึ้น

ขั้นตอนของวิธีมอนติคาร์โล แบ่งได้ 3 ขั้นตอนดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 การสร้างเลขสุ่ม การใช้เลขสุ่มเป็นสิ่งสำคัญมากในวิธีมอนติ-คาร์โล ทั้งนี้เพราะหลักการของวิธีมอนติคาร์โลนั้นจะใช้เลขสุ่มมาช่วยในการหาคำตอบของปัญหาลักษณะของเลขสุ่มจะมีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0 , 1) สำหรับวิธีการสร้างเลขสุ่มมีผู้เสนอไว้หลายวิธี แต่วิธีที่ดีนั้นลักษณะของเลขสุ่มที่เกิดขึ้นจะต้องมีการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง (0 , 1) และเป็นอิสระแก่กัน

ขั้นตอนที่ 2 ประยุกต์ปัญหาที่ต้องการศึกษามาใช้กับตัวเลขสุ่ม ซึ่งขั้นตอนนี้ขึ้นอยู่กับปัญหาที่ต้องการศึกษา บางปัญหาอาจจะใช้เลขสุ่มโดยตรง ในขณะที่บางปัญหาอาจจะต้องใช้ขั้นตอนอื่น ๆ หลายขั้นตอน ซึ่งบางขั้นตอนจะต้องใช้ตัวเลขสุ่ม

ขั้นตอนที่ 3 การทดลองกระทำ เมื่อประยุกต์ปัญหาที่สนใจให้ใช้เลขสุ่มได้แล้ว ขั้นตอนต่อไปก็คือการทดลอง โดยใช้กระบวนการของการสุ่ม (Random Process) มากระทำในลักษณะซ้ำ ๆ กัน (Replication) เพื่อหาคำตอบของปัญหาที่ต้องการศึกษา

3.1 การวางแผนการทดลอง

กำหนดสถานการณ์ต่าง ๆ สำหรับเปรียบเทียบอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทั้ง 6 ตัวคือ

1) เลือกกลุ่มตัวอย่างจากประชากร โดยกำหนดให้ประชากรมีลักษณะการแจกแจงเป็น

1.1 การแจกแจงปกติ

1.2 การแจกแจงไม่ปกติ โดยแบ่งเป็น

1.2.1 การแจกแจงแบบปกติปลอมปน (Contaminated Normal Distribution) โดยกำหนด การปลอมปนในส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Contaminated Standard Deviation) c = 3, 10, 20 และสัดส่วนการปลอมปน (Percentile Contamination) p = 1, 5, 10 และ 25

1.2.2 การแจกแจงแบบเบ้ ความเบ้และความโด่งที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้คือ ความเบ้ (Skew หรือ S) = 0.0(0.25) 1.0

ความโด่ง (Kutosis หรือ K) = 2.0(0.4) 6.0

จะทำการศึกษาโดยแบ่งแยกออกเป็นกลุ่มตามความเบ้และความโด่ง โดยอาศัยเกณฑ์ของ Shapiro, Wilk และ Chen (1968 : 1364) ซึ่งได้ ดังต่อไปนี้

ลักษณะการแจกแจง	ความเบ้	ความโด่ง
Near Normal	0.0	2.8(0.4)4.8
Symmetric Short-Tailed	0.0	2.0, 2.4
Symmetric Long-Tailed	0.0	5.2(0.4)6.0
Asymmetric Short-Tailed	0.25	2.0(0.4)2.8
	0.50	2.4, 2.8
	0.75	2.8
Asymmetric Long-Tailed	0.25	3.2(0.4)6.0
	0.50	3.2(0.4)6.0
	0.75	3.2(0.4)6.0
	1.00	3.6(0.4)6.0

จากค่าความเบ้ ความโด่ง ซึ่งใช้ในการศึกษาครั้งนี้ ไม่ได้ศึกษาในทุกกรณีของความเบ้และความโด่งในช่วง 0.0(0.25)1.0 และ 2.0(0.4)6.0 เพราะว่าการแจกแจงแบบเบ้ที่ใช้อ้างในการทำวิทยานิพนธ์ในครั้งนี้ ไม่มีค่าความเบ้และความโด่งครบทุกกรณี และในบางลักษณะการแจกแจงของประชากรในแผนการทดลองนี้ เมื่อกำหนดความเบ้และความโด่งจะตรงกับการแจกแจงบางการแจกแจง

2) การกำหนดขนาดของกลุ่มตัวอย่าง (Sample Size) กำหนดให้กลุ่มตัวอย่างมีขนาด 4 ระดับ คือ ขนาด 10 30 50 และ 100 กำหนดพารามิเตอร์ (Parameter) μ คือ ค่าเฉลี่ยเลขคณิตของประชากรในแผนการทดลองครั้งนี้เท่ากับ 100 และ σ^2 คือ ความแปรปรวนของประชากรเท่ากับ 100 กรณีที่ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของประชากรมีค่าอื่น กล่าวคือค่าคณิตศาสตร์ที่คำนวณได้จะเท่ากันไม่ว่าจะศึกษา ณ จุดที่ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนมีค่าใด ๆ ซึ่งแสดงได้ดังนี้

2.1 กรณีการทดสอบไคสแควร์ χ^2 (Chi-Square Tests for Goodness of Fit of Normality)

เนื่องจากตัวสถิติทดสอบไคสแควร์ ไม่ได้ใช้ค่าสังเกต ($x_{(i)}$) ในการคำนวณ แต่ใช้ค่าความถี่ (O_i) แทน ดังนั้นจึงไม่สามารถแสดงให้เห็นจริงได้ว่าค่าของ χ^2 เมื่อค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนเปลี่ยนไปจะได้ผลคงเดิม แต่โดยอาศัยเทคนิคมอนติคาร์โลซิมูเลชั่น ภายใต้การแจกแจงปกติ และขนาดตัวอย่าง 50 และ 100 จาก 1,000 ตัวอย่าง พบว่า เมื่อค่าเฉลี่ยของประชากรเท่ากับ 10 และ 100 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ 100 ค่าของ χ^2 ที่คำนวณได้ยังคงเท่าเดิม

2.2 กรณีการทดสอบ Studentized Range Test (u Statistic)

ตัวสถิติทดสอบ $$u = \frac{x_{(n)} - x_{(1)}}{S}$$

$$x_{(i)} = \text{Order Statistic}$$

เมื่อ $$S^2 = \sum_{i=1}^{n} \frac{(x_{(i)} - \bar{x})^2}{n-1}$$

สมมติว่า $x_{(i)}$ เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบต่อเนื่อง มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนเป็นดังนี้

$$E(x_{(i)}) = 0 \qquad Var(x_{(i)}) = 1 \quad ; \quad i = 1,2,\ldots,n$$

กำหนดให้ $$x'_{(i)} = a + \sqrt{b}\; x_{(i)}$$

$$E(x'_{(i)}) = a \qquad Var(x'_{(i)}) = b \qquad a, b \in R$$

พิจารณา $$u^* = \frac{x'_{(n)} - x'_{(1)}}{S'}$$

$$= \frac{(a + \sqrt{b}\, x_{(n)}) - (a + \sqrt{b}\, x_{(1)})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} \frac{(a + \sqrt{b}\, x_{(i)} - a - \sqrt{b}\, \bar{x})^2}{n - 1}}}$$

$$= \frac{\sqrt{b}\, (x_{(n)} - x_{(1)})}{\sqrt{b \sum_{i=1}^{n} \frac{(x_{(i)} - \bar{x})^2}{n-1}}} \qquad (\because \text{ b เป็นค่าคงที่})$$

$$= \frac{\sqrt{b}\, (x_{(n)} - x_{(1)})}{\sqrt{b} \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \frac{(x_{(i)} - \bar{x})^2}{n - 1}}}$$

$$= \frac{(x_{(n)} - x_{(1)})}{\sqrt{\frac{\Sigma\, (x_{(i)} - \bar{x})^2}{n - 1}}}$$

$$= u$$

2.3 กรณีการทดสอบของ Shapiroและ Wilk (W Statistic)

ตัวสถิติทดสอบ

$$W = \frac{\left\{ \sum_{i=1}^{k} a_{n-i+1} \, (x_{(n-1+1)} - x_{(i)}) \right\}^2}{\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})^2}$$

เมื่อ k = จำนวนเต็มที่เล็กที่สุดที่มากกว่าหรือเท่ากับ $\frac{n}{2}$

a_i = ค่าสัมประสิทธิ์ซึ่งเปิดจากตารางที่2 เป็นค่าคงที่เมื่อขนาดตัวอย่างเดียวกัน

สมมติ x_i และ $x'_{(i)}$ เป็นตามกรณีที่ 2.2

พิจารณา $W^* = \sum_{i=1}^{k} a_{n-i+1} (x'_{(n-i+1)} - x'_{(i)})^2 / \sum_{i=1}^{n} (x'_{(i)} - \bar{x}')^2$

$$= \frac{\left\{ \sum_{i=1}^{k} a_{n-i+1} (a+\sqrt{b}\, x_{(n-i+1)} - a - \sqrt{b}\, x_{(i)}) \right\}^2}{\sum_{i=1}^{n} (a + \sqrt{b}\, x_{(i)} - a - \sqrt{b}\, \bar{x})^2}$$

$$= \frac{b \left\{ \sum_{i=1}^{k} a_{n-i+1} (x_{(n-i+1)} - x_{(i)}) \right\}^2}{b \sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})^2}$$ (∵ b เป็นค่าคงที่)

$$= \frac{b \left\{ \sum_{i=1}^{k} a_{n-i+1} (x_{(n-i+1)} - x_{(i)}) \right\}^2}{b \sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})^2}$$

$$= \frac{\left\{ \sum_{i=1}^{k} a_{n-i+1} (x_{(n-i+1)} - x_{(i)}) \right\}^2}{\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})^2}$$

$$= W$$

2.4 กรณีการทดสอบของ Filliben (r Statistic)

ตัวสถิติทดสอบ
$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})(m_{(i)} - \bar{m})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n} (m_{(i)} - \bar{m})^2}}$$

เมื่อ $m_{(i)} = \phi^{-1}(M_i)$

$$M_i = \begin{cases} 1 - M_n & i = 1 \\ (i - .3175)/(n + .365) & i = 2,3,\ldots,n-1 \\ .5^{(1/n)} & i = n \end{cases}$$

ดังนั้น $m_{(i)}$ จะเป็นค่าคงที่เมื่อขนาดตัวอย่างเดียวกัน

สมมติ x_i และ $x'_{(i)}$ เป็นตามกรณี 2.2

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x'_{(i)} - \bar{x}')(m_{(i)} - \bar{m})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} (x'_{(i)} - \bar{x}')^2 \sum_{i=1}^{n} (m_{(i)} - \bar{m})^2}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (a + \sqrt{b}\, x_{(i)} - a - \sqrt{b}\, \bar{x})(m_{(i)} - \bar{m})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} (a + \sqrt{b}\, x_{(i)} - a - \sqrt{b}\, \bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n} (m_{(i)} - \bar{m})^2}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (\sqrt{b}\,(x_{(i)} - \bar{x}))\,(m_{(i)} - \bar{m})}{\sqrt{b\,(\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})^2 \quad \sum_{i=1}^{n} (m_{(i)} - \bar{m})^2\,)}}$$

$$= \frac{\sqrt{b}\,\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x}) \quad (m_{(i)} - \bar{m})}{\sqrt{b}\sqrt{\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} \quad \bar{x})^2 \quad \sum_{i=1}^{n} (m_{(i)} - \bar{m})^2}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x}) \quad (m_{(i)} - \bar{m})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} (x_{(i)} - \bar{x})^2 \quad \sum_{i=1}^{n} (m_{(i)} - m)^2}}$$

$$= \quad r$$

2.5 กรณีการทดสอบของ Hannu Oja (T_1' Statistic และ T_2' Statistic)

ตัวสถิติทดสอบ $\quad T_1' = \binom{n}{3}^{-1} \Sigma \log \dfrac{x_{(k)} - x_{(j)}}{x_{(j)} - x_{(i)}} \quad , 1 \leq i<j<k \leq n$

$$T_2' = \binom{n}{4}^{-1} \Sigma \log \left\{ \frac{(x_{(k)} - x_{(j)})^2}{(x_{(\ell)} - x_{(k)})(x_{(j)} - x_{(i)})} \right\} \quad , 1 \leq i<j<k<\ell \leq n$$

สมมติ x_i และ $x'_{(i)}$ เป็นตามกรณี 2.2

$$T_1^* = \binom{n}{3}^{-1} \Sigma \log \frac{x'_{(k)} - x'_{(j)}}{x'_{(j)} - x'_{(i)}}$$

$$= \binom{n}{3}^{-1} \Sigma \log \frac{a + \sqrt{b}\, x_{(k)} - a - \sqrt{b}\, x_{(j)}}{a + \sqrt{b}\, x_{(j)} - a - \sqrt{b}\, x_{(i)}}$$

$$= \binom{n}{3}^{-1} \Sigma \log \frac{\sqrt{b}\ (x_{k)} - x_{(j)})}{\sqrt{b}\ (x_{(j)} - x_{(i)})}$$

$$= \binom{n}{3}^{-1} \Sigma \log \frac{x_{(k)} - x_{(j)}}{x_{(j)} - x_{(i)}}$$

$$= T'_1$$

และ $$T_2^* = \binom{n}{4}^{-1} \Sigma \log \left\{ \frac{(x'_{(k)} - x'_{(j)})^2}{(x'_{(\ell)} - x'_{(k)})(x'_{(j)} - x'_{(i)})} \right\}$$

$$= \binom{n}{4}^{-1} \Sigma \log \left\{ \frac{(a + \sqrt{b}\, x_{(k)} - a - \sqrt{b}\, x_{(j)})^2}{(a+\sqrt{b}\ \ x_{(\ell)} - a - \sqrt{b}\, x_{(k)})(a+\sqrt{b}\, x_{(j)} - a - \sqrt{b}\, x_{(i)})} \right\}$$

$$= \binom{n}{4}^{-1} \Sigma \quad \log \left[\frac{b\ (x_{(j)} - x_{(j)})^2}{\sqrt{b}\ (x_{(\ell)} - x_{(k)})\ \sqrt{b}\ \ (x_{(j)} - x_{(i)})} \right]$$

$$= \binom{n}{4}^{-1} \Sigma \quad \log \left[\frac{(x_{(k)} - x_{(j)})^2}{(x_{(\ell)} - x_{(k)})\ (x_{(j)} - x_{(i)})} \right]$$

$$= T_2'$$

3.2 <u>วิธีการทดลอง</u>

เขียนโปรแกรมคอมพิวเตอร์ภาษาฟอร์แทรน(Fortran IV) โดยใช้กับเครื่องคอม-เตอร์ IBM 370/3031 เพื่อสร้างข้อมูลให้เป็นไปตามแผนการทดลอง และคำนวณอำนาจการทดสอบของตัวสถิติด้วยเทคนิคมอนติคาร์โล ตามลำดับดังต่อไปนี้

1. สร้างรูปแบบการแจกแจงของประชากรให้เป็นไปตามแผนการทดลองตามลำดับขั้นต่อไปนี้

1.1 สร้างตัวเลขสุ่ม โดยใช้โปรแกรมสับรูทีน RANDOM ซึ่งจะได้ตัวเลขสุ่มถึง 2^{29} หรือ 536,870,912 จำนวนก่อนจะเกิดการซ้ำของชุดตัวเลขสุ่ม และได้ใช้ค่า 65539 เป็นตัวเลขเริ่มต้น เนื่องจาก Maclaren และ Marsaglia (LACM 13: 83-89) ได้เสนอแนะว่า ค่าเริ่มต้น 65539 เป็นค่าที่เหมาะสมกับการทดสอบทางสถิติ เป็นค่าที่จะใช้ชุดของเลขสุ่มจำนวนมาก โดยตัวเลขสุ่มที่สร้างขึ้นจะมีลักษณะการแจกแจงแบบยูนิฟอร์มในช่วง 0 ถึง 1 โปรแกรมนี้จะทำงานโดยใช้คำสั่ง

```
CALL RANDOM (IX, IY , RN)
```

เมื่อ IX = ค่าเริ่มต้นที่จะต้องกำหนดขึ้นก่อนใช้คำสั่งนี้

RN = ตัวเลขสุ่มที่จะได้

และจากการใช้คำสั่งนี้ 1 ครั้งจะได้เลขสุ่ม 1 จำนวน

1.2 แปลงตัวเลขสุ่ม ให้มีการแจกแจงแบบปกติและการแจกแจงแบบไม่ปกติโดยใช้วิธีดังต่อไปนี้

1.2.1 ใช้โปรแกรมสับรูทีน NORMAL (Shanon 1975:363) เป็นโปรแกรมสับรูทีนสำหรับแปลงตัวเลขสุ่ม ให้เป็นข้อมูลที่มีการแจกแจงเป็นแบบปกติของ Gauss ซึ่งใช้หลักทฤษฎีแนวโน้มสู่ส่วนกลาง คือ ถ้านำตัวอย่างขนาด n มาจากประชากรที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนเป็น μ และ σ^2 ตามลำดับ ผลรวมของ n ตัวอย่างนั้นจะมีแนวโน้มการแจกแจงเข้าใกล้การแจกแจงปกติเมื่อใกล้อนันต์ (asymptotically normally distributioned) ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเป็น $n\mu^{-2}$ และความแปรปรวน $n\sigma^2$ เมื่อ n ขนาดใหญ่พอ แต่ถ้า n ตัวอย่างมาจากการแจกแจงยูนิฟอร์มในช่วง 0 ถึง 1 และมีค่าเฉลี่ยเลขคณิตเท่ากับ $\frac{1}{2}$ และความแปรปรวนมีค่าเท่ากับ $\frac{1}{12}$ ดังนั้นถ้า x คือผลรวมของ n ตัวอย่างนั้นคือ x จะมีการแจกแจงปกติซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ $\frac{n}{2}$ และความแปรปรวนเท่ากับ $\frac{n}{12}$ ดังนั้น ถ้ากำหนด n = 12 ความแปรปรวนของ x จะเท่ากับ 1 และค่าเฉลี่ยเลขคณิตจะเท่ากับ 0 การใช้โปรแกรมจะใช้คำสั่ง

```
CALL NORMAL (EX, STD, X)
```

โดย EX = ค่าเฉลี่ยเลขคณิต เป็นค่าที่ส่งมาจากโปรแกรมหลัก

STD = ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน เป็นค่าที่ส่งมาจากโปรแกรมหลัก

X = ผลลัพธ์ ซึ่งเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติ

สำหรับค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนอื่น ใช้วิธีแปลงข้อมูลในรูป $X' = EX' + (STD)' X$ โดย EX' และ STD' จะเป็นค่าเฉลี่ยและส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของประชากรใหม่

1.2.2 การแจกแจงแบบปกติปลอมปน โปรแกรมย่อยที่ใช้ในการสร้างการแจกแจงปกติปลอมปนนี้ จะใช้การสร้างโดยมีพื้นฐานมาจากการสร้างการแจก-แจงปกติ โดยส่วนหนึ่งของประชากรมาจากการแจกแจงปกติ ซึ่งมีค่าเฉลี่ยคือ EX และความแปรปรวนคือ STD^2 ด้วยความน่าจะเป็น $1 - \frac{p}{100}$ และอีกส่วนหนึ่งของประชากรมาจากการแจกแจงปกติ ที่มีค่าเฉลี่ย EX และความแปรปรวน $C^2(STD)^2$ ด้วยความน่าจะเป็น $\frac{p}{100}$

โดย C จะเป็นค่าปลอมปนในส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (contaminated standardeviation) และ p เป็นเปอร์เซ็นต์การปลอมปน (% contaminated) การใช้โปรแกรมย่อยใช้ค่าคือ

```
CALL SCNRML ( C, P, EX, STD, X)
```

โดย C = ค่าปลอมปนในส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Contaminated Standardeviation)

P = % การปลอมปน

EX = ค่าเฉลี่ยเลขคณิต

STD = ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

X = ผลลัพธ์ ซึ่งเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปน

C,P,EX,STD เป็นค่าที่ส่งมาจากโปรแกรมหลัก

1.2.3 การแจกแจงแบบเบ้ โปรแกรมย่อยที่ใช้ในการสร้างการแจกแจงแบบเบ้นั้น ใช้การแปลงข้อมูลของ Ranberg และ Schineiser ซึ่งเรียกว่า Generalized Lambda Distribution (GLD) การสร้างการแจกแจงแบบ GLD นั้น ใช้การแปลงข้อมูลในลักษณะดังนี้

$$x = \lambda_1 + (p^{\lambda_3} - (1-p)^{\lambda_4})/\lambda_2 \quad , 0 < p < 1 \qquad (1)$$

เมื่อ p = ตัวเลขสุ่ม (RN) ซึ่งมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1

λ_1 = พารามิเตอร์ที่กำหนดตำแหน่ง

λ_2 = พารามิเตอร์ที่กำหนดสเกล

λ_3 , λ_4 = พารามิเตอร์ที่กำหนดรูปแบบการแจกแจง

ในการวิจัยครั้งนี้จะสร้างการแจกแจงแบบ GLD ซึ่งมีความเบ้และความโด่งตามต้องการ โดยมีค่าเฉลี่ยเป็น 0 และความแปรปรวนเป็น 1 ก่อน ถ้าต้องการให้ข้อมูลมีค่าเฉลี่ย Ex และความแปรปรวน $(STD)^2$ จะต้องแปลงค่า λ_1 และ λ_2 ในตารางของ Ramberg ก่อนที่จะแทนในสมการที่ (1) ดังนี้คือ

$$\lambda_1 \text{ (Ex, STD)} = \lambda_1 \text{ (0, 1)} \ \sigma + \mu$$

$$\lambda_2 \text{ (Ex , STD)} = \lambda_2 \text{ (0 , 1)/STD}$$

ส่วน λ_3 และ λ_4 จะกำหนดค่าต่าง ๆ กัน ตามความโด่งและความเบ้ของการแจกแจงที่ต้องการ การใช้โปรแกรมย่อยนี้ใช้คำสั่ง

```
CALL SKEW (RLMD1, RLMD2, RLMD3, RLMD4, EX,STD, X)
```

โดย RLMD1, RLMD2, RLMD3, RLMD4 เป็นค่าที่ส่งมาจากโปรแกรมหลัก (ซึ่งสามารถเปิดได้จากตารางของ Ramberg และ Schinciser เพื่อให้ได้ความเบ้และความโด่งตามต้องการ)

EX = ค่าเฉลี่ยเลขคณิต เป็นค่าที่ส่งมาจากโปรแกรมหลัก

STD = ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน เป็นค่าที่ส่งมาจากโปรแกรมหลัก

X = ผลลัพธ์ซึ่งเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบเบ้

2. คำนวณความน่าจะเป็นที่จะเกิดจากความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 หรือค่าอำนาจการทดสอบของตัวสถิติทั้ง 5 ตัว ตามขั้นตอนต่อไปนี้

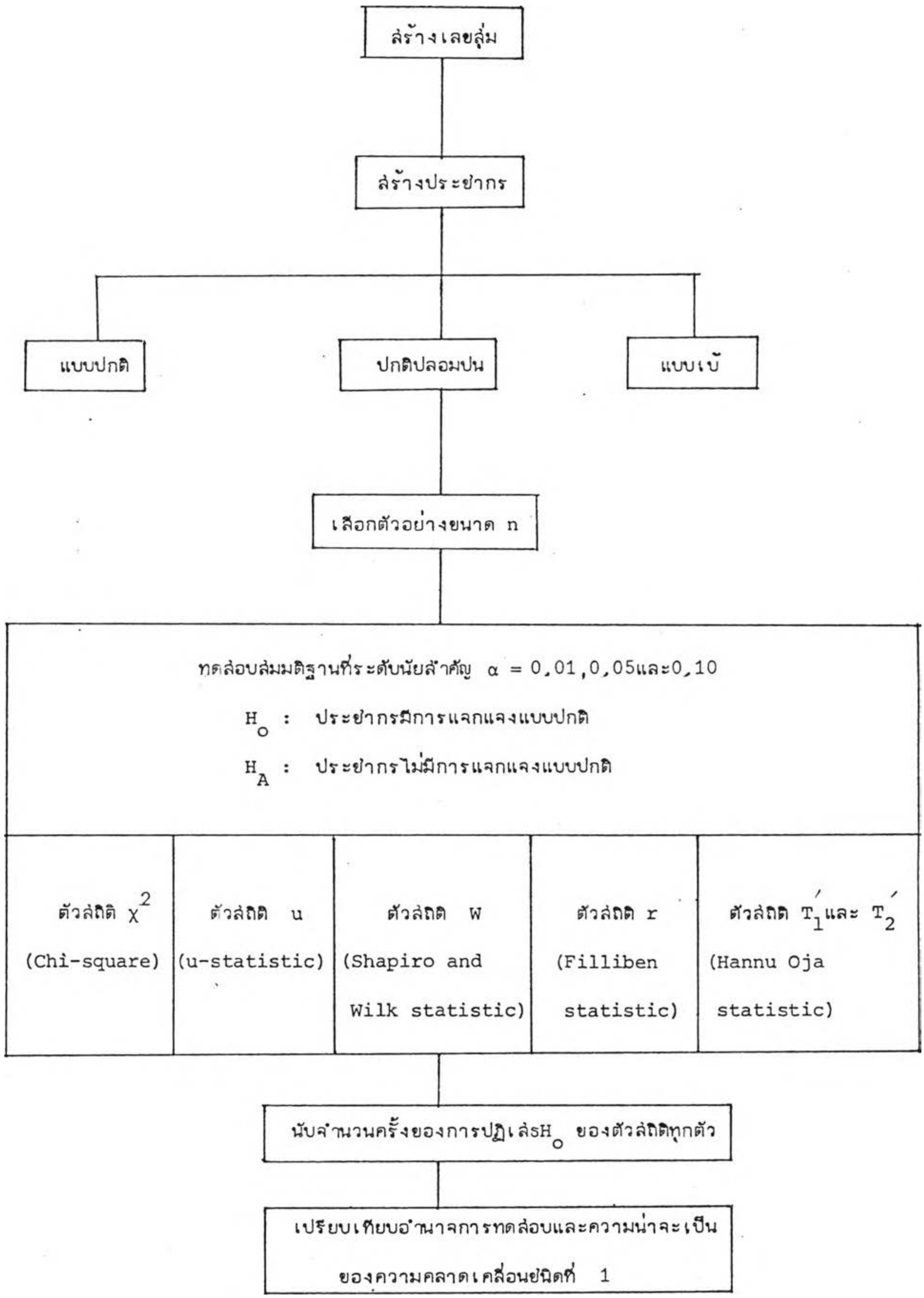
2.1 เขียนคำสั่งให้เครื่องคอมพิวเตอร์อ่านค่าตัวแปรต่าง ๆ ที่ใช้เป็นตัวกำหนดสถานการณ์ในแผนการทดลอง ได้แก่ขนาดตัวอย่าง ค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของประชากรที่ต้องการ

2.2 ถ้าต้องการคำนวณเมื่อประชากรมีการแจกแจงปกติ ใช้คำสั่ง CALL NORMAL (EX, STD, X) เพื่อเรียกข้อมูลที่มีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ ซึ่งสร้างด้วยโปรแกรมสัปรูทีน NORMAL มีจำนวนตามขนาดตัวอย่าง ถ้าต้องการคำนวณเมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบไม่ปกติ ใช้คำสั่ง CALL SCNRML (C, P, EX, STD, X) หรือคำสั่ง CALL SKEW (RLMD1, RLMD2, RLMD3, RLMD4, EX, STD, X) มีจำนวนตามขนาดตัวอย่าง จากนั้นนำข้อมูลที่ได้ไปเรียงลำดับจากน้อยไปมาก เพื่อใช้ในการคำนวณขั้นตอนต่อไป

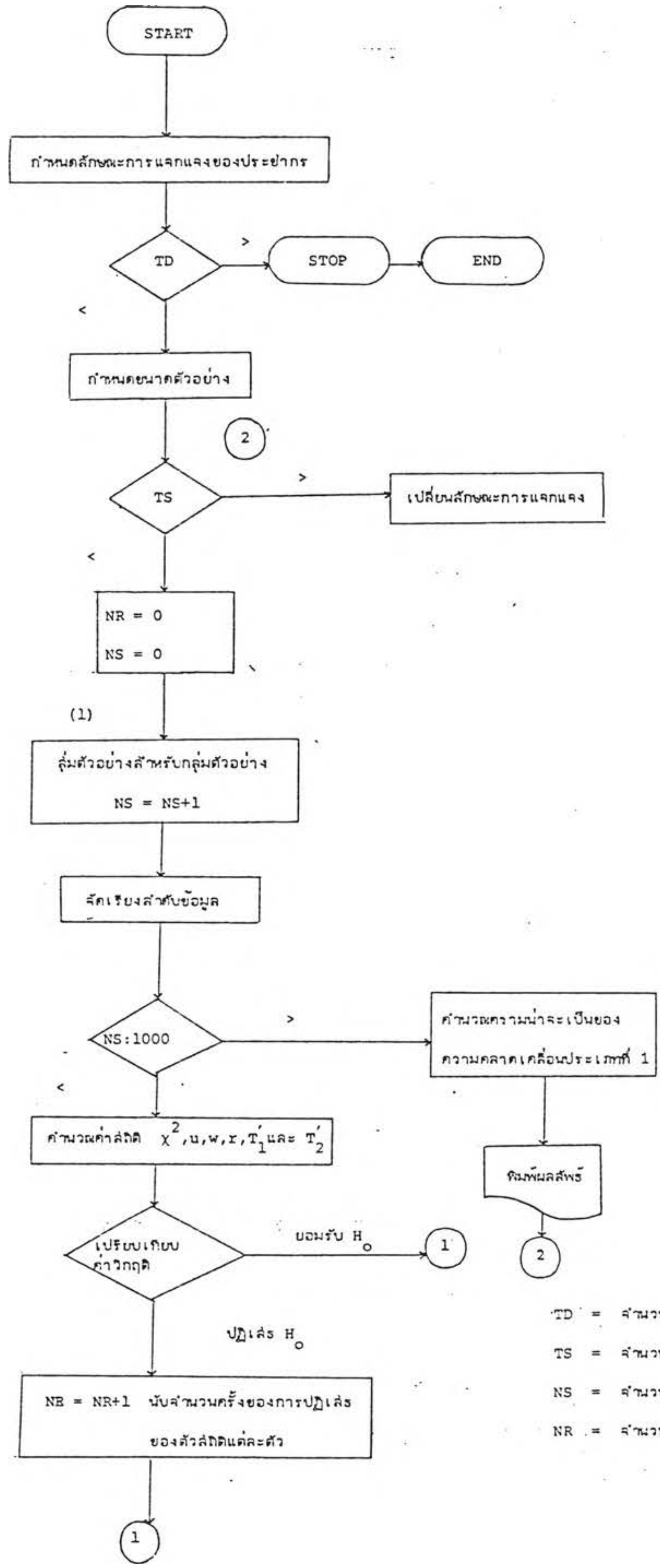
2.3 เมื่อสร้างข้อมูลตามต้องการแล้ว นำข้อมูลที่ได้มาคำนวณค่าสถิติและนำค่าสถิติมาเปรียบเทียบกับค่าวิกฤต เพื่อจะได้ตัดสินใจว่าจะยอมรับหรือปฏิเสธสมมติฐานว่าง (H_o) ในกรณีที่ปฏิเสธสมมติฐานว่างให้นับจำนวนไว้ด้วย ทำการคำนวณและนับการปฏิเสธสมมติฐานว่างจนครบทุกตัวสถิติทดสอบ จากนั้นก็ย้อนกลับไปสุ่มตัวอย่างชุดใหม่ จนครบ 1,000 ครั้ง

2.4 คำนวณความน่าจะเป็นที่จะเกิดความคลาดเคลื่อนประเภท 1 เมื่อทำครบวงจรแล้วต่อไปจะเปลี่ยนขนาดตัวอย่างจนครบทุกรูปแบบที่ต้องการศึกษาจากนั้นก็จะเปลี่ยนลักษณะการแจกแจงของประชากรจนครบทุกการแจกแจง โดยแต่ละการแจกแจงของประชากร จะใช้ขนาดครบทุกรูปแบบ แต่ละขนาดของตัวอย่างจะคำนวณความน่าจะเป็นที่จะเกิดความคลาดเคลื่อนประเภท 1 และอำนาจการทดสอบ จนครบทุกค่าที่ต้องการศึกษา ซึ่งจะสรุปเป็นผังงานได้ดังนี้

แผนผังแสดงขั้นตอนการดำเนินการวิจัย



แผนผังโปรแกรมคอมพิวเตอร์คำนวณอำนาจการทดสอบ



TD = จำนวนการแจกแจงทั้งหมด

TS = จำนวนขนาดตัวอย่างทั้งหมด

NS = จำนวนตัวอย่าง

NR = จำนวนครั้งของการปฏิเสธ