

บทที่ 3

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ต้องการศึกษาและเปรียบเทียบวิธีการทดสอบความสมมูลของตัวแปรสุ่มทวินามภายใต้แนวความคิด 2 แนวคิด คือ แนวคิดแบบคลาสสิก และแนวคิดแบบเบย์ ด้วยการจำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง และการจำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นเท็จ ภายใต้สถานการณ์ที่แตกต่างกันทั้งสิ้น 108 สถานการณ์ ดังที่ได้กล่าวมาแล้วในบทที่ 2 ดังนั้นในบทนี้จะกล่าวถึง ขั้นตอนดำเนินการวิจัย ซึ่งแบ่งเป็นหลายขั้นตอนย่อยดังต่อไปนี้

ขั้นตอนดำเนินการวิจัย

1. สร้างการทดสอบสมมูลของตัวแปรสุ่มทวินามภายใต้แนวคิดแบบเบย์
2. สุ่มตัวอย่างที่แจกแจงแบบทวินามในแต่ละสถานการณ์ 1000 ครั้ง
3. จำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง และ H_0 เป็นเท็จ สำหรับการทดสอบสมมูลภายใต้แนวคิดแบบคลาสสิก โดยใช้วิธีประยุกต์ของพาเทล และกุปตา (Modified Patel-Gupta test)
4. เตรียมข้อมูลสำหรับการทดสอบสมมูลภายใต้แนวคิดแบบเบย์
5. จำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริงและ H_0 เป็นเท็จ สำหรับการทดสอบสมมูลภายใต้แนวคิดแบบเบย์
6. สรุปผลการเปรียบเทียบระหว่างสองวิธีในสถานการณ์ต่างๆ

รายละเอียดของแต่ละขั้นตอนเป็นดังนี้

1. สร้างการทดสอบสมมูลของตัวแปรสุ่มทวินามภายใต้แนวคิดแบบเบย์

การสร้างการทดสอบสมมูลภายใต้แนวคิดแบบเบย์นั้น มีพื้นฐานจากตัวประมาณเบย์ นั่นคือต้องทราบลักษณะการแจกแจงก่อน (informative prior distribution) หรือการแจกแจงของพารามิเตอร์ θ ของตัวแปรสุ่มทวินาม เมื่อ $X \sim B(n, \theta)$ แต่ถ้าไม่ทราบลักษณะการแจกแจง

ก่อน (noninformative prior distribution) จะกำหนดให้พารามิเตอร์ θ มีโอกาสเป็นได้ทุกค่าในช่วงที่เป็นไปได้เท่าๆกัน นั่นคือกำหนดให้ θ_1 และ θ_2 มีการแจกแจงเหมือนกันคือ $Uniform(0,1)$ กล่าวคือ $\pi(\theta_1) = \pi(\theta_2) = 1$ ซึ่งในงานวิจัยครั้งนี้ได้กำหนดขอบเขตการศึกษาในกรณีไม่ทราบลักษณะการแจกแจงก่อน

เนื่องจาก $\theta \sim Uniform(0,1)$ และ $\theta \sim Beta(\alpha = 1, \beta = 1)$ คือการแจกแจงแบบเดียวกัน ดังนั้นในขั้นตอนต่อไปจะพิจารณาที่ θ ที่มีการแจกแจงแบบ $Beta(\alpha, \beta)$ และเมื่อแล้วเสร็จจึงแทนค่า $\alpha = 1, \beta = 1$ กลับคืน เพื่อความสะดวกในกรณีที่ทราบลักษณะการแจกแจงก่อนจะสามารถแทนค่าพารามิเตอร์ α, β เพื่อกำหนดโค้งการแจกแจงก่อนได้

กำหนดการแจกแจงของ X เมื่อกำหนด θ (sampling distribution) จาก $X \sim Bi(n, \theta)$ นั่นคือ $f(x|\theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}$

การหาการแจกแจงส่วนริม (marginal distribution: $m(x)$) ของ X จากการแจกแจงร่วม (joint distribution : $f(x, \theta)$) ของ X และ θ โดย

$$\begin{aligned} m(x) &= \int_0^1 f(x, \theta) d\theta && \text{เนื่องจาก } 0 \leq \theta \leq 1 \\ &= \int_0^1 f(x|\theta) \pi(\theta) d\theta \\ &= \int_0^1 \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \theta^{\alpha-1} (1-\theta)^{\beta-1} d\theta \\ &= \binom{n}{x} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \int_0^1 \theta^{x+\alpha-1} (1-\theta)^{n-x+\beta-1} d\theta \\ &= \binom{n}{x} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \frac{\Gamma(x + \alpha)\Gamma(n - x + \beta)}{\Gamma(n + \alpha + \beta)} \end{aligned}$$

การหาการแจกแจงหลัง (posterior distribution) ซึ่งเป็นการแจกแจงที่มีเงื่อนไขของ θ เมื่อกำหนดตัวอย่าง X ดังนี้

$$\begin{aligned}\pi(\theta|x) &= \frac{f(x|\theta)\pi(\theta)}{m(x)} \\ &= \frac{\binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x} \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \theta^{\alpha-1} (1-\theta)^{\beta-1}}{\binom{n}{x} \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \frac{\Gamma(x+\alpha)\Gamma(n-x+\beta)}{\Gamma(n+\alpha+\beta)}} \\ &= \frac{\Gamma(n+\alpha+\beta)}{\Gamma(x+\alpha)\Gamma(n-x+\beta)} \theta^{x+\alpha-1} (1-\theta)^{n-x+\beta-1}\end{aligned}$$

จะเห็นว่า θ มีการแจกแจงแบบ $Beta(x+\alpha, n-x+\beta)$ นั่นเอง ซึ่ง θ_1 และ θ_2 มีการแจกแจงแบบเดียวกันและเป็นอิสระต่อกัน (พิจารณา θ เป็นตัวแปรสุ่ม และ x เป็นค่าคงที่ซึ่งได้จากการสุ่มตัวอย่าง)

สำหรับกรณีที่ไม่ทราบลักษณะการแจกแจงก่อน จะกำหนดให้พารามิเตอร์ θ มีโอกาสเกิดขึ้นได้เท่าๆกัน (noninformative prior distribution) หรือนั่นคือ $\theta \sim Uniform(0,1)$ หรือ $\theta \sim Beta(\alpha=1, \beta=1)$ ดังนั้น การแจกแจงหลัง (posterior distribution) ในกรณีนี้คือ

$$\pi(\theta|x) = \frac{\Gamma(n+2)}{\Gamma(x+1)\Gamma(n-x+1)} \theta^x (1-\theta)^{n-x}$$

ในการอนุมานเกี่ยวกับ θ โดยวิธีเบย์นั้น แตกต่างจากวิธีคลาสสิกคือ จะใช้การแจกแจงหลัง $\pi(\theta|x)$ แทนการแจกแจงของ $f(x|\theta)$ ในวิธีคลาสสิก และการทดสอบสมมติฐานโดยวิธีเบย์นั้นสามารถทำได้โดย ถ้า $P(\theta \in \Theta_0^c | X) > k$ จะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ k คือค่าคงที่ที่มีค่ามากจำนวนหนึ่งเช่น 0.99 เป็นต้น สำหรับสมมติฐานในกรณีนี้คือ $H_0 : |\theta_1 - \theta_2| \geq \Delta$ และ $H_1 : |\theta_1 - \theta_2| < \Delta$ ดังนั้น

$$\begin{aligned}P(\theta \in \Theta_0^c | X) &= P(|\theta_1 - \theta_2| < \Delta | X) \\ &= P(-\Delta < \theta_1 - \theta_2 < \Delta) \\ &= \iint_R f(\theta_1, \theta_2) dR\end{aligned}$$

เมื่อ $f(\theta_1, \theta_2)$ คือการแจกแจงร่วม(joint distribution) ระหว่าง θ_1 และ θ_2 ซึ่งได้จาก $f(\theta_1, \theta_2) = \pi(\theta_1|x_1) \cdot \pi(\theta_2|x_2)$ เพราะว่า θ_1 และ θ_2 เป็นอิสระต่อกัน และมีการแจกแจงเหมือนกัน นั่นคือ $Beta(x_1 + \alpha_1, n_1 - x_1 + \beta_1)$ และ $Beta(x_2 + \alpha_2, n_2 - x_2 + \beta_2)$ ตามลำดับดังนั้น

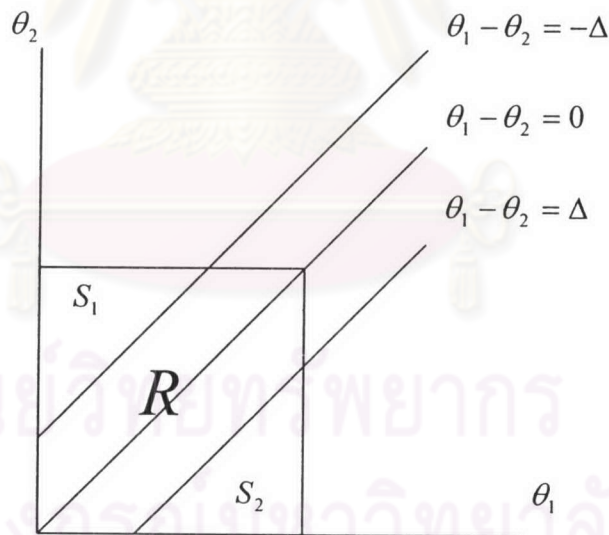
$$f(\theta_1, \theta_2) = \frac{\theta_1^{x_1 + \alpha_1 - 1} (1 - \theta_1)^{n_1 - x_1 + \beta_1 - 1}}{B(x_1 + \alpha_1 - 1, n_1 - x_1 + \beta_1)} \cdot \frac{\theta_2^{x_2 + \alpha_2 - 1} (1 - \theta_2)^{n_2 - x_2 + \beta_2 - 1}}{B(x_2 + \alpha_2 - 1, n_2 - x_2 + \beta_2)}$$

เมื่อ $B(x_1 + \alpha_1, n_1 - x_1 + \beta_1) = \frac{\Gamma(x_1 + \alpha_1)\Gamma(n_1 - x_1 + \beta_1)}{\Gamma(x_1 + \alpha_1 + n_1 - x_1 + \beta_1)}$

และ $B(x_2 + \alpha_2, n_2 - x_2 + \beta_2) = \frac{\Gamma(x_2 + \alpha_2)\Gamma(n_2 - x_2 + \beta_2)}{\Gamma(x_2 + \alpha_2 + n_2 - x_2 + \beta_2)}$

ซึ่ง $f(\theta_1, \theta_2)$ เป็นฟังก์ชันความน่าจะเป็น ดังนั้น $\int_0^1 \int_0^1 f(\theta_1, \theta_2) d\theta_1 d\theta_2 = 1$ และบริเวณ R คือ

โดเมนของการอินทิเกรต ดังรูป



รูปที่ 3.1

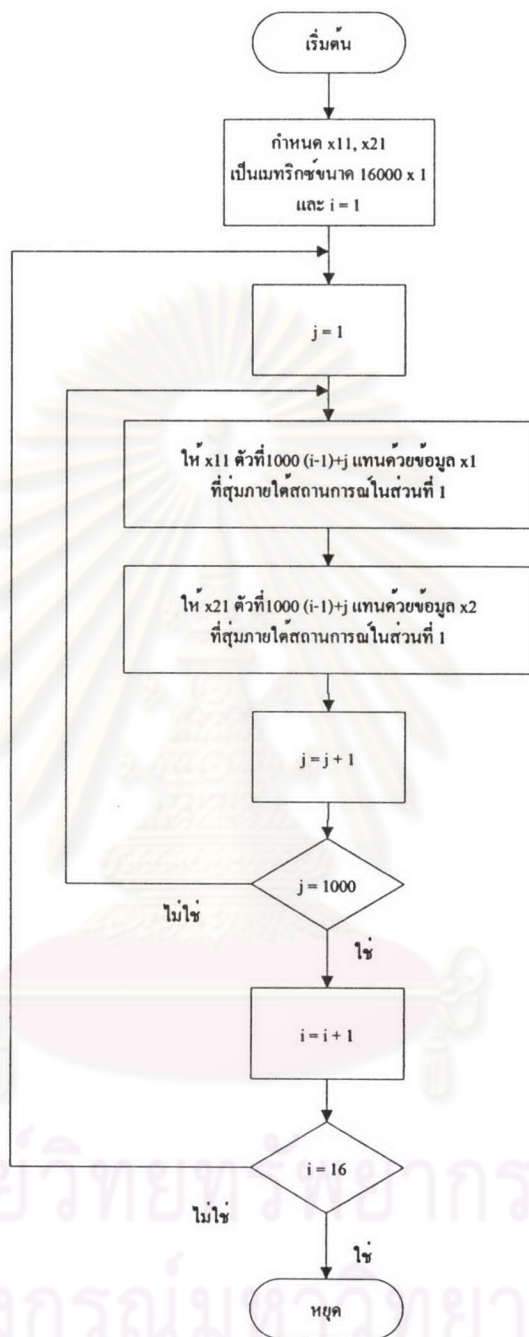
$$\begin{aligned} \iint_R f(\theta_1, \theta_2) dR &= 1 - \iint_{S_1} f(\theta_1, \theta_2) dS_1 - \iint_{S_2} f(\theta_1, \theta_2) dS_2 \\ &= 1 - \int_{\Delta}^1 \int_0^{1-\Delta} f(\theta_1, \theta_2) d\theta_1 d\theta_2 - \int_0^{1-\Delta} \int_{\theta_2+\Delta}^1 f(\theta_1, \theta_2) d\theta_1 d\theta_2 \end{aligned}$$

ดังนั้นจะปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ $\iint_R f(\theta_1, \theta_2) dR > k$ แต่เนื่องจากฟังก์ชัน $f(\theta_1, \theta_2)$ เป็นฟังก์ชันที่ไม่สามารถอินทิเกรตได้ด้วยวิธีทางแคลคูลัส ดังนั้นจะใช้วิธีในการประมาณค่าด้วยโปรแกรมสำเร็จรูปทางคณิตศาสตร์ และจะกล่าวถึงในขั้นตอนต่อไป

2. สุ่มตัวอย่างที่แจกแจงแบบทวินามในแต่ละสถานการณ์ 1000 ครั้ง

กำหนดให้ $X_1 \sim B(n_1, \theta_1)$ และ $X_2 \sim B(n_2, \theta_2)$ ทำการสุ่มตัวอย่าง X_1 และ X_2 ด้วยการกำหนดค่า $\theta_1, \theta_2, \Delta, n_1$ และ n_2 144 สถานการณ์ เป็นจำนวน 1000 ครั้ง แต่เนื่องจากความสามารถของเครื่องคอมพิวเตอร์ไม่สามารถทำงานได้กับข้อมูลขนาดใหญ่ จึงแบ่งสถานการณ์ 144 สถานการณ์ออกเป็น 9 ส่วน ส่วนละ 16 สถานการณ์ โดยกำหนดให้ข้อมูลจากแฟ้ม sit1, sit2, ..., sit9 เป็นข้อมูลนำเข้า และกำหนดเมทริกซ์ x_{11} และ x_{21} แทนข้อมูล x_1 และ x_2 ที่ได้จากสุ่มภายใต้สถานการณ์ในส่วนที่ 1 และในทำนองเดียวกันกับสถานการณ์ในแต่ละส่วน ดังนั้นเมทริกซ์ x_{19} และ x_{29} แทนข้อมูล x_1 และ x_2 ที่ได้จากสุ่มภายใต้สถานการณ์ในส่วนที่ 9 ต่อไปจะแสดงแผนผังแสดงขั้นตอนการสุ่มตัวอย่าง

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



3. จำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง และ H_0 เป็นเท็จ สำหรับการทดสอบสมมูลภายใต้แนวคิดแบบคลาสสิก

ในการจำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง และ H_0 เป็นเท็จจะทำการจำลองที่ระดับนัยสำคัญ (α) 0.05 โดยกำหนดให้เมทริกซ์ pcls1, pcls2, ..., pcls9 เก็บค่าสัดส่วนดังกล่าวทั้งสิ้น 144 สถานการณ์ ดังนั้นแต่ละเมทริกซ์จึงมีขนาด 16X1 โดยการจำลองค่าดังกล่าวทำได้โดยใช้ข้อมูลที่สุ่มได้จากขั้นตอนที่ 2. นั่นคือข้อมูลจากเมทริกซ์ $x_{11}, x_{21}, \dots, x_{19}, x_{29}$ และค่าพารามิเตอร์ $\theta_1, \theta_2, \Delta, n_1$ และ n_2 ที่กำหนดให้ทั้งหมด 144 สถานการณ์ เพื่อคำนวณค่า α^* และนำมาเปรียบเทียบกับค่า α เพื่อหาค่าสัดส่วนดังกล่าว โดยค่า α^* สามารถหาได้โดยวิธีประยุกต์ของพาเทิล-กุปตา (Modified Patel-Gupta test) ดังนี้ $\alpha^* = F(V/1 + \gamma)$ โดยที่ F คือฟังก์ชันการแจกแจงสะสมของการแจกแจงแบบ F ด้วยองศาอิสระ $(1 + \gamma^2)/(1 + 2\gamma)$ และ $n_1 + n_2 - 2$ เมื่อกำหนดให้

$$V = \{n_1(\hat{\theta}_1 - \hat{t})^2 + n_2(\hat{\theta}_2 - \hat{t})^2\} / s^2$$

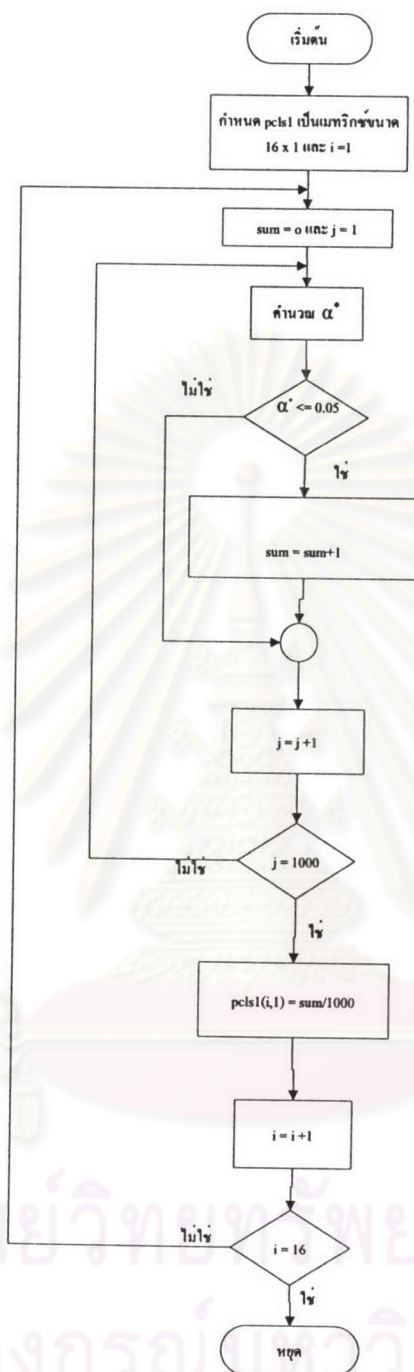
$$\hat{t} = (n_1\hat{\theta}_1 + n_2\hat{\theta}_2) / (n_1 + n_2)$$

$$s^2 = \{n_1\hat{\theta}_1(1 - \hat{\theta}_1) + n_2\hat{\theta}_2(1 - \hat{\theta}_2)\} / (n_1 + n_2)$$

$$\gamma = \{n_1 n_2 / (n_1 + n_2)\} \{\Delta^2 / s^2\}$$

และแผนผังแสดงขั้นตอนการจำลองค่าสัดส่วนเป็นดังนี้

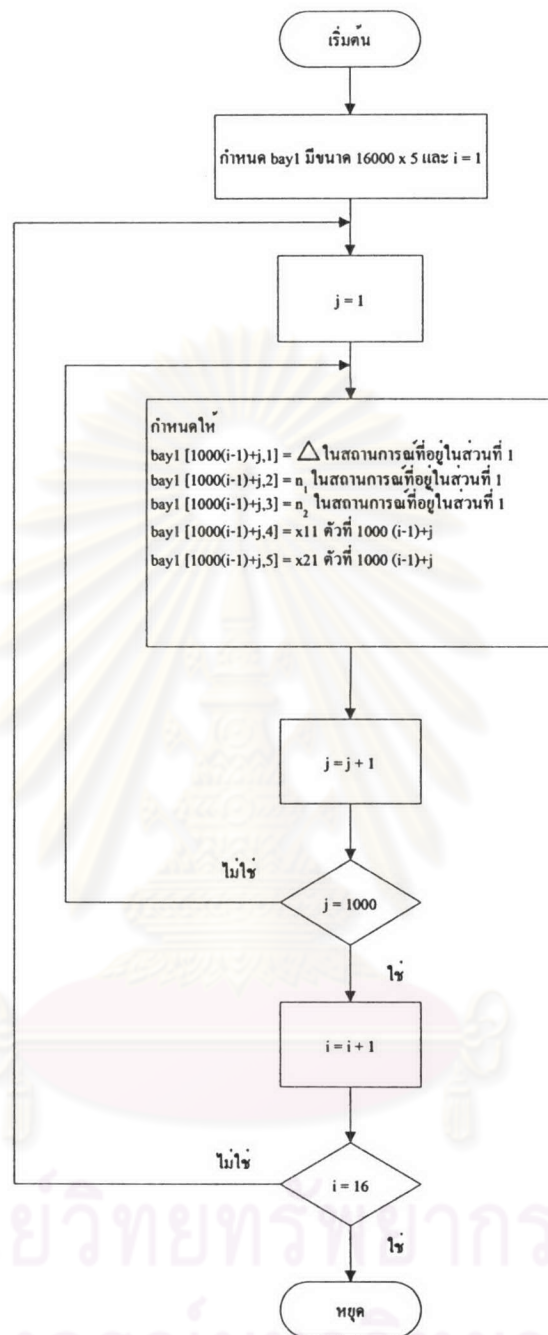
ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



4. เตรียมข้อมูลสำหรับการทดสอบสมมุติภายใต้แนวคิดแบบเบย์

เนื่องจากการทดสอบความสมมูลภายใต้แนวคิดแบบเบย์นั้นจำเป็นต้องอินทิเกรตสองชั้นเพื่อหาความน่าจะเป็นของฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วม ของการแจกแจงเบตา (bivariate beta) ซึ่งการอินทิเกรตดังกล่าวไม่สามารถทำได้ด้วยวิธีการทางแคลคูลัส ดังนั้นจึงมีความจำเป็นต้องนำโปรแกรมทางคณิตศาสตร์เพื่อช่วยในการหาค่าอินทิเกรตดังกล่าว ในที่นี้ผู้วิจัยเลือกใช้โปรแกรม Mathcad เนื่องจากเป็นโปรแกรมที่สามารถคำนวณค่าอินทิเกรตดังกล่าวได้ แต่โปรแกรมดังกล่าวนั้นไม่เอื้อต่อการเขียนโปรแกรม ดังนั้นการใช้โปรแกรมดังกล่าวจึงจำเป็นต้องทำการจัดเรียงข้อมูล และพารามิเตอร์ต่างๆที่มีอยู่แล้วให้อยู่ในรูปเมทริกซ์ซึ่งแต่ละแถวของเมทริกซ์แทนด้วย Δ, n_1, n_2, x_1 และ x_2 ตามลำดับ โดยกำหนดชื่อเมทริกซ์ดังกล่าวคือ bay1, bay2, ... , bay9 ซึ่งแต่ละเมทริกซ์แทนสถานการณ์ที่ต่างๆ 16 สถานการณ์มีขนาด 16,000X5 และแผนผังแสดงขั้นตอนเป็นดังนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



5. จำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริงและ H_0 เป็นเท็จ สำหรับการทดสอบสมมูลภายใต้แนวคิดแบบเบย์

5.1 หาค่า $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$

$$\text{จาก } P(\theta \in \Theta_0^c | X) = 1 - \int_{\Delta} \int_0^{1-\Delta} f(\theta_1, \theta_2) d\theta_1 d\theta_2 - \int_0^{1-\Delta} \int_{\theta_2+\Delta}^1 f(\theta_1, \theta_2) d\theta_1 d\theta_2$$

$$\text{ให้ } P(\theta \in \Theta_0^c | X) = p(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2)$$

$$\text{เมื่อ } f(\theta_1, \theta_2) = \frac{\theta_1^{x_1+\alpha_1-1} (1-\theta_1)^{n_1-x_1+\beta_1-1}}{B(x_1+\alpha_1-1, n_1-x_1+\beta_1)} \cdot \frac{\theta_2^{x_2+\alpha_2-1} (1-\theta_2)^{n_2-x_2+\beta_2-1}}{B(x_2+\alpha_2-1, n_2-x_2+\beta_2)}$$

$$\begin{aligned} \text{และ } B(x_1+\alpha_1, n_1-x_1+\beta_1) &= \frac{\Gamma(x_1+\alpha_1)\Gamma(n_1-x_1+\beta_1)}{\Gamma(x_1+\alpha_1+n_1-x_1+\beta_1)} \\ &= \int_0^1 \theta_1^{x_1+\alpha_1-1} (1-\theta_1)^{n_1-x_1+\beta_1-1} d\theta_1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{และ } B(x_2+\alpha_2, n_2-x_2+\beta_2) &= \frac{\Gamma(x_2+\alpha_2)\Gamma(n_2-x_2+\beta_2)}{\Gamma(x_2+\alpha_2+n_2-x_2+\beta_2)} \\ &= \int_0^1 \theta_2^{x_2+\alpha_2-1} (1-\theta_2)^{n_2-x_2+\beta_2-1} d\theta_2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ให้ } k(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2) &= f(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2) \\ &\quad + g(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{เมื่อ } f(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2) &= \int_{\Delta} \int_0^{1-\Delta} \theta_1^{x_1+\alpha_1-1} (1-\theta_1)^{n_1-x_1+\beta_1-1} \\ &\quad \theta_2^{x_2+\alpha_2-1} (1-\theta_2)^{n_2-x_2+\beta_2-1} d\theta_1 d\theta_2 \end{aligned}$$

$$\text{และ } g(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2) = \int_0^{1-\Delta} \int_{\theta_2+\Delta}^1 \theta_1^{x_1+\alpha_1-1} (1-\theta_1)^{n_1-x_1+\beta_1-1}$$

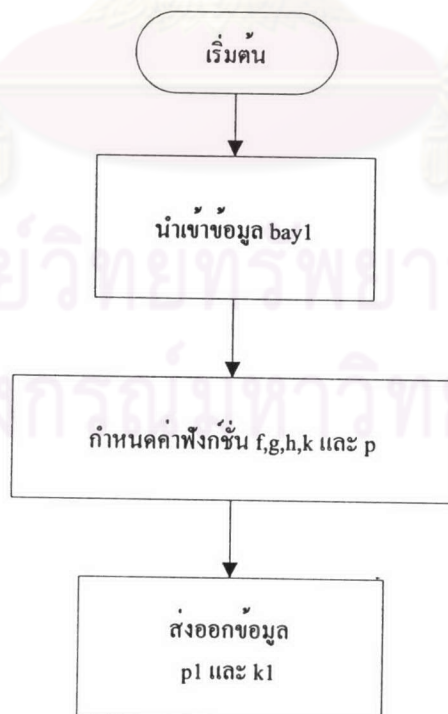
$$\theta_2^{x_2+\alpha_2-1} (1-\theta_2)^{n_2-x_2+\beta_2-1} d\theta_1 d\theta_2$$

$$\text{และให้ } h(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2) = \int_0^1 \theta_1^{x_1 + \alpha_1 - 1} (1 - \theta_1)^{n_1 - x_1 + \beta_1 - 1} d\theta_1 \\ \cdot \int_0^1 \theta_2^{x_2 + \alpha_2 - 1} (1 - \theta_2)^{n_2 - x_2 + \beta_2 - 1} d\theta_2$$

$$\text{จะได้ } P(\theta \in \Theta_0^c | X) = p(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2)$$

$$= 1 - \frac{k(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2)}{h(\Delta, n_1, n_2, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, x_1, x_2)}$$

การอินทิเกรตข้างต้นใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางคณิตศาสตร์ Mathcad และมีข้อมูลนำเข้าคือเมทริกซ์ bay1, ..., bay9 ซึ่งได้จากการประมวลผลด้วยโปรแกรม S-PLUS ซึ่งเมทริกซ์ดังกล่าวยังไม่สามารถนำไปประมวลผลในโปรแกรม Mathcad ได้เนื่องจากเมทริกซ์ที่ได้จากการประมวลผลโดยโปรแกรม S-PLUS จะเกิดแถวแรกซึ่งเป็นแถวว่างเสมอ แต่การประมวลผลของโปรแกรม Mathcad จะเริ่มอ่านข้อมูลตั้งแต่แถวแรก คำนึงก่อนการประมวลผลด้วยโปรแกรม Mathcad จึงต้องลบแถวแรกซึ่งเป็นแถวว่างของเมทริกซ์ bay1, ..., bay9 ออกเสียก่อนจึงสามารถประมวลผลได้ สำหรับค่า $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ ที่ได้จะเก็บไว้ในเมทริกซ์ใช้ชื่อว่า p1, ..., p9 และค่าฟังก์ชัน k ที่ได้จะเก็บไว้ในเมทริกซ์ใช้ชื่อว่า k1, ..., k9 เช่นเดียวกัน สำหรับแผนผังแสดงขั้นตอนเป็นดังนี้



5.2 หาค่า $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ ด้วยการประมาณด้วยการแจกแจงปกติ

เนื่องจากโปรแกรม Mathcad นั้นสามารถเก็บค่าข้อมูลตัวเลขที่มีค่าเข้าใกล้ 0 ได้มากกว่าไม่ต่ำกว่า 10^{-307} แต่เนื่องจากค่าที่ได้จากฟังก์ชัน k ในขั้นตอน 5.1 นั้นในบางสถานการณ์มีค่าต่ำกว่า 10^{-307} ทำให้โปรแกรมเก็บค่าข้อมูลดังกล่าวเป็น 0 ดังนั้นค่า $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ จะไม่สามารถหาค่าได้ในบางกรณี ทำให้ต้องหา $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ ด้วยวิธีการประมาณการแจกแจงเบตาด้วยการแจกแจงปกติ ซึ่งสามารถทำได้ดังนี้

กำหนดให้ $X \sim \text{Beta}(\alpha, \beta)$ เมื่อ $\alpha = \beta \rightarrow \infty$ แล้ว X จะมีการแจกแจงเข้าใกล้การแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ย μ และค่าแปรปรวน σ^2 โดยที่ $\mu = E(X) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$ และ $\sigma^2 = \text{Var}(X) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)}$

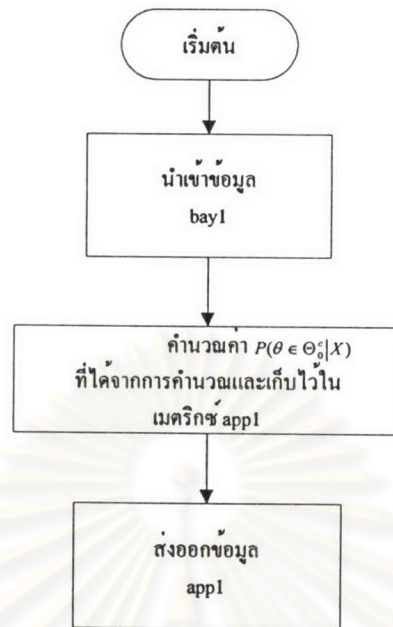
ซึ่งในการประมาณนั้นสามารถทำได้ดีเนื่องจากกรณีที่ทำให้ค่าที่ได้จากฟังก์ชัน k ที่มีค่าต่ำมาก ๆ นั้นเกิดจากค่าพารามิเตอร์ที่มีค่าใกล้เคียงกันและมีค่ามาก ดังนั้นจึงสามารถใช้การแจกแจงปกติประมาณการแจกแจงเบตาได้ดังนี้

เนื่องจาก $f(\theta_1, \theta_2) = \pi(\theta_1 | x_1) \cdot \pi(\theta_2 | x_2)$ และ θ_1 และ θ_2 มีการแจกแจงเหมือนกัน นั่นคือ $\text{Beta}(x_1 + \alpha_1, n_1 - x_1 + \beta_1)$ และ $\text{Beta}(x_2 + \alpha_2, n_2 - x_2 + \beta_2)$ ตามลำดับ เมื่อประมาณการแจกแจงเบตาด้วยการแจกแจงปกติแล้ว จะได้ θ_i มีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ย

เท่ากับ $\frac{x_i + \alpha_i}{x_i + \alpha_i + n_i - x_i + \beta_i}$ และค่าแปรปรวนเท่ากับ

$\frac{(x_i + \alpha_i)(n_i - x_i + \beta_i)}{(x_i + \alpha_i + n_i - x_i + \beta_i)^2(x_i + \alpha_i + n_i - x_i + \beta_i + 1)}$ เมื่อ $i = 1, 2$ และสำหรับค่า

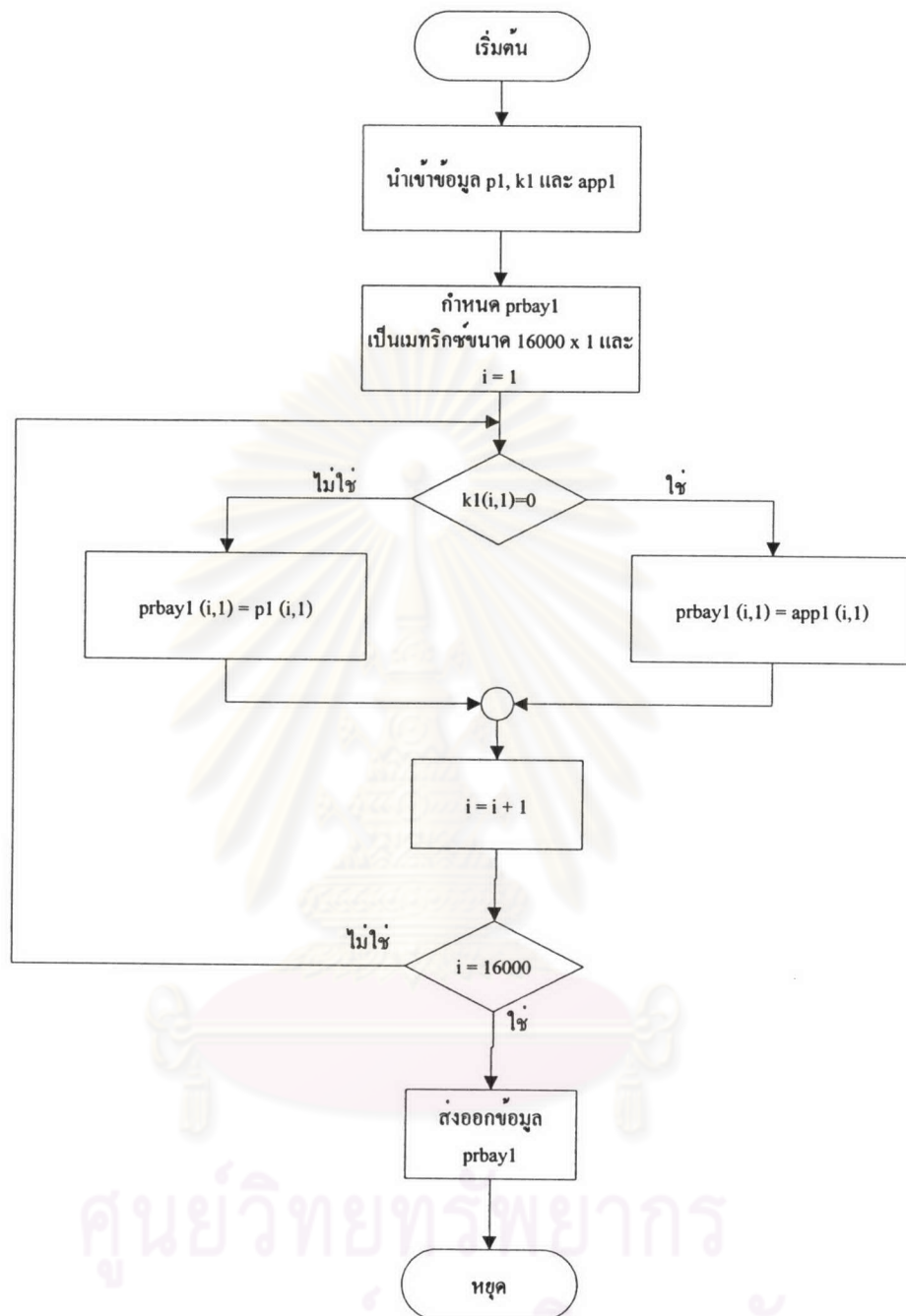
$P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ ที่ประมาณได้จะเก็บไว้ในเมทริกซ์ใช้ชื่อว่า app1 ถึง app9 สำหรับแผนผังแสดงขั้นตอนเป็นดังนี้



5.3 หาค่า $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ ที่เหมาะสม

เนื่องจากค่า $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ ที่ได้จากขั้นตอนที่ 5.1 นั้นไม่สามารถหาค่าได้ทุกค่า ดังนั้นค่าใดที่ไม่สามารถหาได้ จะเลือกใช้ค่าประมาณของ $P(\theta \in \Theta_0^c | X)$ ที่ได้จากขั้นตอนที่ 5.2 โดยกำหนดเมตริกซ์ $\text{prbay1}, \dots, \text{prbay9}$ เป็นเมตริกซ์ที่แต่ละเมตริกซ์มีขนาด $16,000 \times 1$ และแผนผังแสดงขั้นตอนเป็นดังนี้

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

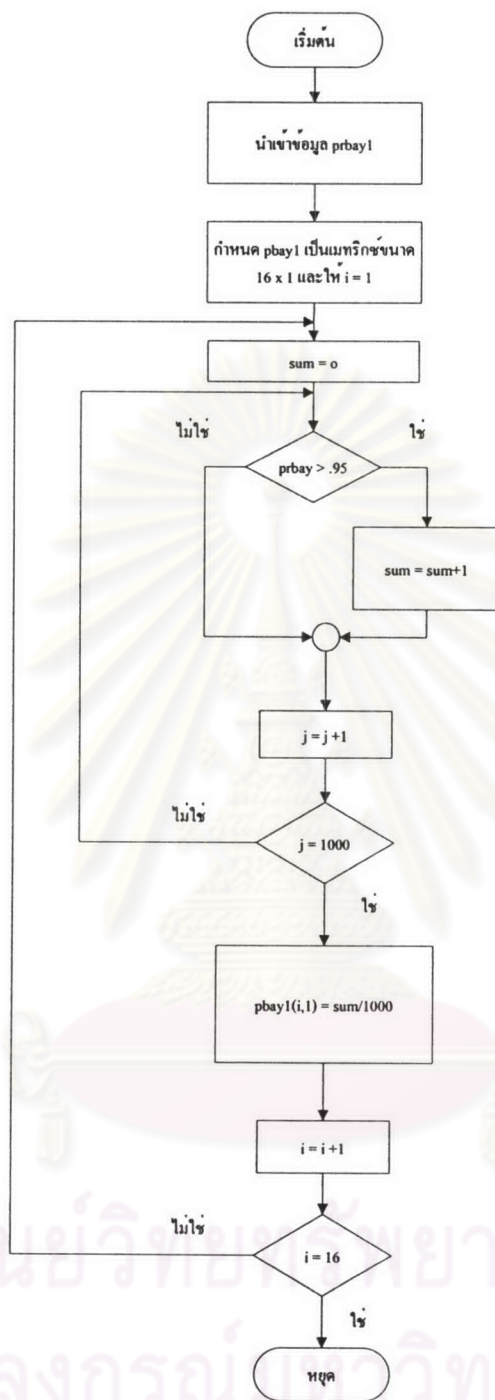


5.4 จำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธสมมติฐาน H_0

ในการจำลองค่าสัดส่วนดังกล่าว จะทำการจำลองค่าสัดส่วนการปฏิเสธ H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง และ H_0 เป็นเท็จ ด้วยสถานการณ์ที่แตกต่างกัน 144 สถานการณ์ เมื่อกำหนดค่า k เท่ากับ 0.95 โดยกำหนดให้เมทริกซ์ $pbay1, pbay2, \dots, pbay9$ เก็บค่าสัดส่วนดังกล่าวเมทริกซ์ละ 16 สถานการณ์ ดังนั้นแต่ละเมทริกซ์จึงมีขนาด 16×1 โดยพิจารณาจากค่า $P(\theta \in \Theta_0^c | X) > k$ หรือไม่ ถ้ามากกว่าจะตัดสินใจปฏิเสธสมมติฐาน และแผนผังแสดงขั้นตอนเป็นดังนี้



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย



6. สรุปผลการเปรียบเทียบระหว่างสองวิธีในสถานการณ์ต่างๆ

เมื่อได้ค่าสัดส่วนจำลองในการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นจริง และค่าจำลองในการปฏิเสธสมมติฐาน H_0 เมื่อ H_0 เป็นเท็จของทั้งสองวิธีแล้ว นำผลที่ได้มาสรุปลงในตารางแล้วเปรียบเทียบผลที่ได้ในแต่ละสถานการณ์



ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย