



การเปรียบเทียบ k ประชากรกับประชากรควบคุม

2.1 การแจกแจงที่เกี่ยวข้องกับการวิจัย

การเลือกประชากรที่ติบางประชากรจากทั้งหมด k ประชากร โดยการเปรียบเทียบ k ประชากรกับประชากรควบคุม โดยพิจารณาจากพารามิเตอร์ของประชากรที่มีการแจกแจงแบบเอกซ์โพเนนเชียล 2 พารามิเตอร์ (two-parameter exponential distribution) ด้วยพารามิเตอร์แสดงตำแหน่ง (location parameter) ที่ไม่ทราบค่าและพารามิเตอร์แสดงสเกล (scale parameter) ที่มีค่าเท่ากันในทุกประชากรแต่ไม่ทราบค่า จะทำการเปรียบเทียบพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งที่ไม่ทราบค่าของ k ประชากรกับประชากรควบคุมหรือประชากรมาตรฐาน โดยการหาช่วงความเชื่อมั่นร่วมของความแตกต่างระหว่างพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งของ k ประชากรกับพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งของประชากรควบคุม (simultaneous confidence intervals for all distances from control) ซึ่งวิธีการเลือกนี้ Dunnett (1955), Paulson (1952) ได้เสนอไว้ เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ (normal distribution) และการแจกแจงแบบทวินาม (binomial distribution)

กำหนดให้ π_0 แทนประชากรควบคุมหรือประชากรมาตรฐานและ $\pi_i; i=1, \dots, k$ แทนประชากร k ประชากรที่มีการแจกแจงเหมือนกันและเป็นอิสระต่อกัน (independent and identically distribution) ด้วยการแจกแจงแบบเอกซ์โพเนนเชียล 2 พารามิเตอร์ มี $\theta_i; i=0, 1, \dots, k$ เป็นพารามิเตอร์แสดงตำแหน่ง ซึ่งโดยทั่วไปทราบว่าพารามิเตอร์นี้มักจะแสดงถึงอายุการใช้งาน และ σ เป็นพารามิเตอร์แสดงสเกลหรือส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation) ในการวิจัยครั้งนี้จะให้พารามิเตอร์แสดงตำแหน่งแตกต่างกันเพียงอย่างเดียว

ให้ X_{ij} เป็นตัวแปรสุ่มที่ j จากประชากร $\pi_i; j=1, 2, \dots, n, i=0, 1, \dots, k$ ซึ่งเป็นอิสระต่อกันด้วยฟังก์ชันความน่าจะเป็น (probability density function : pdf) ดังนี้

$$f(X_i; \theta_i, \sigma) = 1/\sigma \cdot \exp[-(X - \theta_i)/\sigma] ; X > \theta_i, \sigma > 0 ;$$

$$= 0 ; \text{ อื่น ๆ}$$

กำหนดให้ $Y_i = \min(X_1, X_2, \dots, X_{n_i})$; $i = 0, 1, \dots, k$
เป็นค่าประมาณของพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งซึ่ง y_i เป็นตัวสถิติอันดับหนึ่ง (first order statistics) ของการสุ่มตัวอย่างขนาด n จากประชากร π_i ; $i = 0, 1, \dots, k$

ดังนั้น y_i จะมีการแจกแจงแบบเอกซโพเนนเชียล 2 พารามิเตอร์ โดยมีฟังก์ชันความน่าจะเป็นดังนี้

$$g(y ; \theta_i, \sigma) = n/\sigma \cdot \exp[-n(y - \theta_i)/\sigma] ; y > \theta_i, \sigma > 0$$

$$= 0 ; \text{ อื่น ๆ}$$

ให้ $\hat{\sigma}$ เป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงและมีความแปรปรวนต่ำสุดเสมอ (uniformly minimum variance unbiased estimators : UMVUE) ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (พารามิเตอร์แสดงสเกล) โดยที่

$$\hat{\sigma} = \frac{\sum_{i=0}^k \sum_{j=1}^n (X_{ij} - Y_i)}{(k+1)(n-1)}$$

จะมีการแจกแจงแบบแกมมา (gamma distribution) ด้วยพารามิเตอร์ $(v, \sigma/v)$
 $v = (k+1)(n-1)$ และ X_{ij} เป็นค่าสังเกตที่ j จากประชากรที่ i ; $j = 1, 2, \dots, n$,
 $i = 0, 1, \dots, k$

$$\text{ถ้าให้ } Z_i = n(y_i - \theta_i)/\sigma ; i = 0, 1, \dots, k$$

ดังนั้น Z_i เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงเหมือนกันและเป็นอิสระต่อกัน (independent and identically distribution) ซึ่งมีการแจกแจงแบบเอกซโพเนนเชียลมาตรฐาน (standard exponential distribution) ด้วยฟังก์ชันความน่าจะเป็น

$$f(z_i) = \exp[-z_i] \quad ; z_i > 0$$

$$= 0 \quad ; \text{อื่น ๆ}$$

กำหนดให้ $t_i = z_i - z_0 \quad ; i = 1, 2, \dots, k$

$$t_0 = z_0$$

$$\therefore z_i = t_i + t_0$$

ดังนั้น

ฟังก์ชันความน่าจะเป็นร่วม (joint probability function) ของ z_i และ z_0 คือ

$$f(z_i, z_0) = \exp[-(z_i + z_0)] \quad ; z_i, z_0 > 0$$

$$= 0 \quad ; \text{อื่น ๆ}$$

ฟังก์ชันความน่าจะเป็นร่วม (joint probability function) ของ t_i และ t_0 คือ

$$g(t_i, t_0) = \exp[-(t_i + t_0) - t_0] \quad ; -\infty < t_i < \infty,$$

$$-t_i < t_0 \text{ และ } t_0 > 0$$

ฟังก์ชันความน่าจะเป็นของตัวแปร t_i คือ



$$\begin{aligned}g(t_i) &= \int_{-t_i}^{\infty} e^{-(t_i+2t_o)} dt_o \\&= \frac{1}{2} e^{t_i} \quad ; \quad -\infty < t_i < 0 \\&= \int_0^{\infty} e^{-(t_i+2t_o)} dt_o \\&= \frac{1}{2} e^{-t_i} \quad ; \quad -0 < t_i < \infty \\ \therefore g(t_i) &= \frac{1}{2} e^{-|t_i|} \quad ; \quad t_i \in (-\infty, \infty)\end{aligned}$$

กำหนดให้ตัวแปร $u = \hat{\sigma}/\sigma$ ซึ่งมีการแจกแจงแบบแกมมา (gamma distribution) ด้วยพารามิเตอร์ $(v, 1/v)$ เมื่อ $v = (k+1)(n-1)$

$$\begin{aligned}\text{ให้} \quad R_i &= t_i/u \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k \quad \text{เมื่อ } t_i \text{ และ } u \text{ เป็นอิสระต่อกัน} \\ s &= u\end{aligned}$$

โดยวิธีการแปลง (transformation) ฟังก์ชันการแจกแจงของตัวแปรสุ่ม R_i คือ

$$\begin{aligned}f(R_i) &= \int_0^{\infty} g(R_i \cdot s) \cdot h(s) |s| ds \\&= \int_0^{\infty} \frac{1}{2} \exp \left[-|R_i \cdot s| \right] \cdot \frac{v^v}{\Gamma(v)} s^{v-1} e^{-vs} \cdot s ds \\&= \frac{v^v}{2\Gamma(v)} \cdot \frac{1}{(v+|R_i|)^{v+1}} \int_0^{\infty} A^v e^{-A} dA \quad ; \quad A = s(v+|R_i|)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{v^v}{2\Gamma(v)} \cdot \frac{\Gamma(v+1)}{(v+|R_i|)^{v+1}} \\
&= \frac{1}{2} \left[1 + \frac{|R_i|}{v} \right]^{-(v+1)} \quad ; \quad R_i \in (-\infty, \infty)
\end{aligned}$$

2.2 การหาค่า percentage points ของ R_i

การเลือกประชากรที่ดีโดยการเปรียบเทียบกับประชากรควบคุม จะนำค่า percentage points ของตัวแปรสุ่ม R_i ซึ่งเป็นค่าคงที่ที่จะนำไปใช้ในการคำนวณหาช่วงความเชื่อมั่นร่วมของความแตกต่างระหว่าง θ_i กับ θ_0 เพื่อการตัดสินใจเลือกประชากรที่ดีกว่าประชากรควบคุม

การคำนวณหาค่า percentage points แบ่งได้เป็น 2 กรณีคือ

2.2.1 การหาค่า lower percentage points $c_{(n,k,p^*)}$ โดยที่ค่า

$c_{(n,k,p^*)}$ เป็นค่าที่ทำให้

$$\Pr[R_i \geq -c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k] = p^*$$

เมื่อ $p^* \left(\frac{1}{k+1} < p^* < 1 \right)$ เป็นค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นร่วมที่

กำหนดให้

วิธีทำ

$$\Pr [R_i \geq -c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k]$$

$$\Pr \left[\frac{Z_i - Z_0}{u} \geq -c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k \right]$$

$$\Pr [Z_i - Z_0 \geq -u \cdot c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k]$$

$$\Pr [Z_i \geq Z_0 - u \cdot c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k]$$

ให้ $c_1 = c_{(n,k,p)^*}$ ซึ่งสามารถคำนวณหาค่าได้จากสมการ

$$\Pr [Z_i \geq Z_0 - c_1 u \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k]$$

$$= \int_0^\infty \left\{ \int_0^{c_1 u} f(Z_0) dZ_0 + \int_{c_1 u}^\infty [1 - F(Z_0 - c_1 u)]^k f(Z_0) dZ_0 \right\} h(u) du \quad \dots\dots\dots(2.1)$$

เมื่อ

$F(\cdot)$ เป็นฟังก์ชันความน่าจะเป็นสะสม (cumulative distribution function)

$f(Z_0)$ เป็นฟังก์ชันความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มเอกซ์โพเนนเชียลมาตรฐาน
(standard exponential random variable)

$h(u)$ เป็นฟังก์ชันความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มแกมมา

จาก (2.1)

$$\begin{aligned} \int_0^{c_1 u} f(Z_0) dZ_0 &= \int_0^{c_1 u} e^{-Z_0} dZ_0 \\ &= [1 - e^{-c_1 u}] \quad \dots\dots\dots (2.2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \int_{c_1 u}^\infty [1 - F(Z_0 - c_1 u)]^k f(Z_0) dZ_0 &= \int_{c_1 u}^\infty e^{-k(Z_0 - c_1 u)} \cdot e^{-Z_0} dZ_0 \\ &= -e^{-kc_1 u} \int_{c_1 u}^\infty e^{-Z_0(k+1)} d(-Z_0) \\ &= \frac{1}{k+1} \cdot e^{-c_1 u} \quad \dots\dots\dots(2.3) \end{aligned}$$

แทนค่าสมการที่ (2.2), (2.3) ในสมการที่ (2.1) มีค่าเท่ากับ

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{\infty} \left\{ [1 - e^{-c_1 u}] + \frac{1}{k+1} e^{-c_1 u} \right\} h(u) du \\
&= \int_0^{\infty} \left[1 - \frac{k}{k+1} e^{-c_1 u} \right] h(u) du \\
&= \int_0^{\infty} h(u) du - \left(\frac{k}{k+1} \right) \int_0^{\infty} e^{-c_1 u} \frac{v^v}{\Gamma(v)} \cdot u^{v-1} e^{-vu} du \\
&= 1 - \frac{k}{k+1} \frac{v^v}{\Gamma(v)} \int_0^{\infty} u^{v-1} e^{-v(v+c_1)u} du \\
&= 1 - \frac{k}{k+1} \cdot \frac{v^v}{\Gamma(v)} \cdot \frac{1}{(v+c_1)^v} \int_0^{\infty} A^{v-1} e^{-A} dA ; A = u(v+c_1) \\
&= 1 - \left(\frac{k}{k+1} \right) \cdot \left(1 + \frac{c_1}{v} \right)^{-v}
\end{aligned}$$

การหาค่า c_1 ทำได้โดยการกำหนดให้

$$\Pr[R_i \geq -c_1 ; i = 1, 2, \dots, k] = P^*$$

สำหรับค่า P^* ($\frac{1}{k+1} < P^* < 1$) , k และ n ที่กำหนดให้ ดังนั้น

$$c_1 = v \left\{ \left[\frac{k+1}{k} (1-P^*) \right]^{-1/v} - 1 \right\} ; v = (k+1)(n-1)$$

2.2.2 ค่า upper percentage points $c_{(n,k,P^*)}$ โดยที่ค่า $c_{(n,k,P^*)}$ เป็นค่าที่ทำให้อ

$$\Pr[R_i \leq c_{(n,k,P^*)} ; i = 1, 2, \dots, k] = P^*$$

เมื่อ P^* ($\frac{1}{k+1} < P^* < 1$) เป็นค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นที่กำหนดให้

วิธีทำ

$$\Pr [R_i \leq c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k]$$

$$\Pr \left[\frac{Z_i - Z_0}{u} \leq c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k \right]$$

$$\Pr [Z_i - Z_0 \leq u \cdot c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k]$$

$$\Pr [Z_i \leq Z_0 + u_i c_{(n,k,p^*)} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k]$$

ให้ $c_2 = c_{(n,k,p^*)}$ ซึ่งสามารถคำนวณหาค่าได้จากสมการ

$$\Pr [Z_i \leq Z_0 + c_2 u \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k] = \int_0^\infty \int_0^\infty F^k(Z_0 + c_2 u) f(Z_0) dZ_0 h(u) du$$

.....(2.4)

เมื่อ

$F(\cdot)$ เป็นฟังก์ชันความน่าจะเป็นสะสม (cumulative distribution function)

$f(Z_0)$ เป็นฟังก์ชันความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มเอกซ์โพเนนเชียลมาตรฐาน
(standard exponential random variable)

$h(u)$ เป็นฟังก์ชันความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มแกมมา

จาก (2.4)



$$\begin{aligned}
 F^k(Z_0 + c_2 u) &= \left[\int_0^{Z_0 + c_2 u} f(Z_0) dZ_0 \right]^k \\
 &= \left[1 - e^{-(Z_0 - c_2 u)} \right]^k \\
 &= 1 + \sum_{i=1}^k (-1)^i \left[\frac{k!}{i!(k-i)!} \right] e^{-i(Z_0 + c_2 u)} \\
 \therefore &= \int_0^\infty F^k(Z_0 + c_2 u) f(Z_0) dZ_0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \int_0^\infty \left\{ 1 + \sum_{i=1}^k (-1)^i \frac{k!}{i!(k-i)!} e^{-i(Z_0 + c_2 u)} \right\} e^{-Z_0} dZ_0 \\
 &= \int_0^\infty e^{-Z_0} dZ_0 + \sum_{i=1}^k (-1)^i \frac{k!}{i!(k-i)!} e^{-i(Z_0 + c_2 u)} \int_0^\infty e^{-Z_0} dZ_0 \\
 &= 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} e^{-ic_2 u} \dots \dots \dots (2.5)
 \end{aligned}$$

แทนค่าสมการที่ (2.5) ในสมการที่ (2.4) มีค่าเท่ากับ

$$\int_0^\infty \left\{ 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} e^{-ic_2 u} \right\} h(u) du$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{\infty} h(u) du + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} \int_0^{\infty} e^{-ic_2 u} h(u) du \\
&= 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} \int_0^{\infty} e^{-ic_2 u} \frac{v^v}{\Gamma(v)} u^{v-1} e^{-uv} du \\
&= 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} \frac{v^v}{\Gamma(v)} \int_0^{\infty} u^{v-1} e^{-u(v+ic_2)} du \\
&= 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} \frac{v^v}{\Gamma(v)} \cdot \frac{1}{(v+ic_2)^v} \int_0^{\infty} A^{v-1} e^{-A} dA \\
&\hspace{20em}; A = u(v+ic_2) \\
&= 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} \frac{v^v}{\Gamma(v)} \frac{\Gamma(v)}{(v+ic_2)^v} \\
&= 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \frac{k!}{i!(k-i)!} \left(1 + \frac{ic_2}{v}\right)^{-v} \\
&= 1 + \sum_{i=1}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \binom{k}{i} \left(1 + \frac{ic_2}{v}\right)^{-v}
\end{aligned}$$

การหาค่า c_2 ทำได้โดยการกำหนดให้

$$\Pr [R_i \leq c_2 ; i = 1, 2, \dots, k] = P^*$$

นั่นคือ

$$\sum_{i=0}^k \frac{(-1)^i}{(i+1)} \binom{k}{i} \left(1 + \frac{ic_2}{v}\right)^{-v} = P^*$$

ดังนั้น c_2 หาได้โดยวิธีนิวตัน-ราฟสัน (Newton-Raphson method) สำหรับค่า

$$P^* \left(\frac{1}{k+1} < P^* < 1 \right), k \text{ และ } n \text{ ที่กำหนดให้}$$

2.3 การหาช่วงความเชื่อมั่นรวมของพารามิเตอร์แสดงตำแหน่ง (Simultaneous confidence intervals of the location parameter)

การหาขอบเขตความเชื่อมั่นบน (upper confidence limits) และขอบเขตความเชื่อมั่นล่าง (lower confidence limits) ของ R_i ; $i = 1, 2, \dots, k$

$$\text{เมื่อ } R_i = n [(y_i - \theta_1) - (y_0 - \theta_0)] / \hat{\sigma}$$

และ $\hat{\sigma}$ เป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงและมีความแปรปรวนต่ำสุดเสมอ (uniformly minimum variance unbiased estimators: UMVUE) ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน σ

2.3.1 การหาขอบเขตความเชื่อมั่นล่างของความแตกต่างระหว่าง θ_i กับ θ_0 ; $i = 1, 2, \dots, k$ ที่ทำให้ความน่าจะเป็นมีค่าเท่ากับสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นร่วม (P^*) กำหนด คือ

$$\Pr \left[\theta_i - \theta_0 \geq y_i - y_0 - c_2 \frac{\hat{\sigma}}{n} ; i = 1, 2, \dots, k \right] = P^*$$

ซึ่งขอบเขตความเชื่อมั่นล่างของความแตกต่างระหว่าง θ_i กับ θ_0 คือ

$$y_i - y_0 - c_2 \cdot \frac{\hat{\sigma}}{n} ; i = 1, 2, \dots, k$$

2.3.2 การหาขอบเขตความเชื่อมั่นบนของความแตกต่างระหว่าง θ_i กับ θ_0 ; $i = 1, 2, \dots, k$ ที่ทำให้ความน่าจะเป็นมีค่าเท่ากับสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นร่วม (P^*) ที่กำหนดคือ

$$\Pr \left[\theta_i - \theta_0 \leq y_i - y_0 + c_1 \cdot \frac{\hat{\sigma}}{n} ; i = 1, 2, \dots, k \right] = P^*$$

ซึ่งขอบเขตความเชื่อมั่นของความแตกต่างระหว่าง θ_i กับ θ_0 คือ

$$y_i - y_0 + c_1 \cdot \frac{\hat{\sigma}}{n} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, k$$

2.4 การเลือกประชากรที่ดีกว่าประชากรควบคุม (On selection population better than a control population)

ในการเลือกประชากรที่ดีโดยการเปรียบเทียบ k ประชากรกับประชากรควบคุม จะพิจารณาเชิงของความเป็นไปได้ของการตัดสินใจเลือกที่มี $k+1$ วิธีการซึ่งจะเป็นไปตามวิธีการ (procedure) D คือ

D_0 : การเลือกประชากรควบคุม π_0 เป็นประชากรที่ดี

D_i : การเลือกประชากรที่ i ; $i = 1, 2, \dots, k$ ถ้ามีประชากรที่ i เพียงประชากรเดียวที่ดีกว่าประชากรควบคุม

$D_{i,j}$: การเลือกประชากรที่ i และ ประชากรที่ j ; $i \neq j$ ($i, j = 1, 2, \dots, k$) ถ้ามีประชากรที่ i และ ประชากรที่ j เพียง 2 ประชากรที่ดีกว่าประชากรควบคุม โดยไม่เรียงลำดับ

:

:

$D_{1,2,\dots,k}$: การเลือกประชากรทั้งหมด k ประชากร ถ้าทุก ๆ ประชากรที่ดีกว่าประชากรควบคุม

เกณฑ์ที่นำมาใช้ในการเลือกประชากรที่ดีแบ่งเป็นดังนี้

2.4.1 การตัดสินใจเลือกประชากรที่มีค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งมากกว่าค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งของประชากรควบคุม ว่าเป็นประชากรที่ดีโดยการพิจารณาจากขอบเขตความเชื่อมั่นล่างคือ

$$\text{จาก } \theta_i - \theta_0 > y_i - y_0 - c_2 \cdot \frac{\hat{\sigma}}{n}$$

ซึ่ง ประชากรที่ i ; $i = 1, 2, \dots, k$ จะมีค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งมากกว่าค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งของประชากรควบคุมคือ $\theta_i > \theta_0$ ก็ต่อเมื่อ $y_i - y_0 - c_2 \cdot \frac{\hat{\sigma}}{n} > 0$

ดังนั้นเกณฑ์การตัดสินใจเลือกจะเป็นดังนี้

(1) ยอมรับว่าประชากรควบคุมเป็นประชากรที่ดี (D_0) ก็ต่อเมื่อ

$$y_i - y_0 < c_2 \cdot \hat{\sigma}/n \text{ สำหรับทุก ๆ ค่าของ } i ; i = 1, 2, \dots, k$$

(2) ยอมรับว่าประชากรที่ $i ; i = 1, 2, \dots, k$ เพียงประชากรเดียวที่ดีที่สุดกว่าประชากรควบคุม (D_1) ก็ต่อเมื่อ $y_i - y_0 \geq c_2 \cdot \hat{\sigma}/n$ และ $y_j - y_0 < c_2 \cdot \hat{\sigma}/n$ สำหรับทุก ๆ ค่า $j \neq i ; i, j = 1, 2, \dots, k$

(3) ยอมรับว่าประชากรที่ i และประชากรที่ $j ; i \neq j (i, j = 1, 2, \dots, k)$ ดีกว่าประชากรควบคุม โดยไม่เรียงลำดับ (D_{ij}) ก็ต่อเมื่อ $y_i - y_0 \geq c_2 \cdot \hat{\sigma}/n$, $y_j - y_0 \geq c_2 \cdot \hat{\sigma}/n$ และ $y_l - y_0 < c_2 \cdot \hat{\sigma}/n$ สำหรับทุก ๆ ค่า $l \neq i$ หรือ $j ; i, j, l = 1, 2, \dots, k$

:

:

(k+1) ยอมรับว่าประชากรทั้งหมด k ประชากรดีกว่าประชากรควบคุม ($D_{1,2,\dots,k}$)

ก็ต่อเมื่อ $y_i - y_0 \geq c_2 \cdot \hat{\sigma}/n$ สำหรับทุก ๆ ค่าของ $i ; i = 1, 2, \dots, k$

โดยที่ c_2 ได้จากการกำหนดให้

$$\Pr[R_i \leq c_2 ; i = 1, 2, \dots, k] = P^*$$

2.4.2 การตัดสินใจเลือกประชากรที่มีค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งน้อยกว่าค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งของประชากรควบคุม ว่าเป็นประชากรที่ดีโดยการพิจารณาจากขอบเขตความเชื่อมั่นบนคือ

$$\text{จาก } \theta_i - \theta_0 \leq y_i - y_0 + c_1 \cdot \hat{\sigma}/n$$

ซึ่ง ประชากรที่ $i ; i = 1, 2, \dots, k$ จะมีค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งน้อยกว่าค่าพารามิเตอร์แสดงตำแหน่งของประชากรควบคุมคือ $\theta_i < \theta_0$ ก็ต่อเมื่อ $y_i - y_0 + c_1 \cdot \hat{\sigma}/n \leq 0$

ดังนั้นเกณฑ์การตัดสินใจเลือกจะเป็นดังนี้

(1) ยอมรับว่าประชากรควบคุมเป็นประชากรที่ดี (D_0) ก็ต่อเมื่อ

$$y_i - y_0 > -c_1 \cdot \hat{\sigma}/n \text{ สำหรับทุก ๆ ค่าของ } i ; i = 1, 2, \dots, k$$

(2) ยอมรับว่าประชากรที่ $i ; i = 1, 2, \dots, k$ ประชากรเดียวที่ต่ำกว่า
ประชากรควบคุม (D_i) ก็ต่อเมื่อ $y_i - y_0 \leq -c_1 \cdot \hat{\sigma}/n$ และ

$$y_j - y_0 > -c_1 \cdot \hat{\sigma}/n \text{ สำหรับทุก ๆ ค่า } i \neq j ; i, j = 1, 2, \dots, k$$

(3) ยอมรับว่าประชากรที่ i และประชากรที่ $j ; i \neq j$

($i, j = 1, 2, \dots, k$) ตีกว่าประชากรควบคุม โดยไม่เรียงลำดับ (D_{ij}) ก็ต่อเมื่อ

$$y_i - y_0 \leq -c_1 \cdot \hat{\sigma}/n, \quad y_j - y_0 \leq -c_1 \cdot \hat{\sigma}/n \text{ และ}$$

$$y_l - y_0 > -c_1 \cdot \hat{\sigma}/n \text{ สำหรับทุก ๆ ค่า } l \neq i \text{ หรือ } j ; i, j, l = 1, 2, \dots, k$$

: :

(k+1) ยอมรับว่าประชากรทั้งหมด k ประชากรตีกว่าประชากรควบคุม ($D_{1,2,\dots,k}$)

ก็ต่อเมื่อ $y_i - y_0 \leq -c_1 \cdot \hat{\sigma}/n$ สำหรับทุก ๆ ค่าของ $i ; i = 1, 2, \dots, k$

โดยที่ c_1 ได้จากการกำหนดให้

$$\Pr [R_i \geq -c_1 ; i = 1, 2, \dots, k] = P^*$$