

บทที่ 2

ทฤษฎีและตัวสถิติที่เกี่ยวข้อง

ในการวิจัยครั้งนี้ ได้ทำการศึกษาเปรียบเทียบแผนภูมิควบคุมคุณภาพที่ใช้สำหรับตรวจวัดกระบวนการผลิตที่มีการเปลี่ยนแปลงในค่าเฉลี่ย ซึ่งทำการเปรียบเทียบแผนภูมิควบคุมทั้ง 3 แบบ คือ แผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยชนิดตัวแปรเดียว แผนภูมิควบคุม Hotelling และแผนภูมิควบคุมเชิงพหุ Shewhart \bar{X}

ให้ $(X_{11}, X_{21}), (X_{12}, X_{22}), \dots, (X_{1n}, X_{2n})$ แทนค่าวัดลักษณะเฉพาะของผลิตภัณฑ์ที่ผลิตออกมา แบ่งเป็นกลุ่มย่อย ๆ กลุ่มละจำนวน n การแบ่งกลุ่มย่อย ควรให้มีสมาชิกในกลุ่มมีความเหมือนกันมากที่สุด เช่น ผลิตจากคาบเวลาเดียวกันหรือผลิตจากเครื่องจักรตัวเดียวกัน

$$\bar{X}_{it} = \frac{X_{i1} + X_{i2} + \dots + X_{in}}{n}, \quad t = 1, 2, 3, \dots; \quad i = 1, 2$$

โดยที่ข้อมูล $(\bar{X}_{1t}, \bar{X}_{2t})$ จะนำไปใช้ในแต่ละแผนภูมิควบคุมต่อไปในการตรวจสอบวิธีว่าอยู่ในการควบคุมหรือไม่ โดยที่ค่าผลิตภัณฑ์มีการแจกแจงแบบทวิคูณปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยของตัวแปรสุ่ม X_1 และ X_2 เป็น μ_1 และ μ_2 ค่าความแปรปรวนตัวแปรสุ่ม X_1 และ X_2 เป็น σ_1^2 และ σ_2^2 ตามลำดับและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เป็น ρ ซึ่งในการวิจัยครั้งนี้จะสมมติว่าทราบค่า $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ และ ρ กล่าวคือสามารถกำหนดค่าให้เป็นไปตามสถานการณ์ที่ต้องการศึกษา

2.1 ตัวแบบที่ใช้ในการสร้างตัวแปรสุ่ม X_1 และ X_2 สำหรับกรณีวิจัยโดยหลักการจำลองข้อมูล

สำหรับกรณีใช้หลักการจำลองข้อมูล ข้อมูลที่นำมาศึกษาได้จากตัวแบบอนุกรมเวลา โดยมีตัวแบบดังนี้

$$X_{it} = \mu_{0i} + (\delta_i \sigma_i) + \varepsilon_{it}; \quad i = 1, 2, t = 1, 2, 3, \dots \quad (2.1)$$

โดยที่	X_{it}	คือ	ค่าวัดตัวแปรสุ่ม X_i ; $i = 1, 2$ ณ เวลาที่ t
	μ_{0i}	คือ	ค่าเฉลี่ยประชากรของตัวแปรสุ่ม X_i ; $i = 1, 2$ เมื่อกระบวนการผลิตอยู่ภายในสถานการณ์ปกติ
	δ_i	คือ	ค่าคงที่ซึ่งแสดงถึงขนาดการเปลี่ยนแปลงไปของค่าเฉลี่ยต่อส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวแปรสุ่ม X_i ; $i = 1, 2$

- σ_i คือ ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของตัวแปรสุ่ม X_i ; $i=1,2$
 ε_{it} คือ ค่าความคลาดเคลื่อนที่สุ่มของตัวแปรสุ่ม X_i ; $i=1,2$ ณ เวลา t ซึ่ง ε_{1t} และ ε_{2t} มีการแจกแจงแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวนเท่ากับ 1 โดยที่ ε_{1t} และ ε_{2t} มีความสัมพันธ์กันกล่าวคือ $-1 \leq \rho(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \leq 1$
 n คือ ขนาดตัวอย่างที่ใช้ในการศึกษาเพื่อหาค่าเฉลี่ยตัวอย่าง (\bar{X}_i ; $i=1,2$)

สามารถเขียนให้อยู่ในรูปเวกเตอร์ได้ดังนี้

$$\underline{X}_t = \underline{\mu}_0 + \underline{\gamma} + \underline{\varepsilon}_t \quad ; \quad t=1,2,3,\dots \quad (2.2)$$

เมื่อ เวกเตอร์สุ่ม $\underline{X}_t = [X_{1t} \quad X_{2t}]^T$
 เวกเตอร์ค่าเฉลี่ย $\underline{\mu}_0 = [\mu_{01} \quad \mu_{02}]^T$
 เวกเตอร์ระดับการเปลี่ยนแปลงของค่าเฉลี่ย $\underline{\gamma} = [\delta_1\sigma_1 \quad \delta_2\sigma_2]^T$
 เวกเตอร์ความคลาดเคลื่อนในการสุ่ม $\underline{\varepsilon}_t = [\varepsilon_{1t} \quad \varepsilon_{2t}]^T$

ดังนั้นในการวิจัยครั้งนี้ $\underline{X}_t \sim N_2(\underline{\mu}, \Sigma)$ มีการแจกแจงแบบทวิคูณปกติ ซึ่งเวกเตอร์ค่าเฉลี่ย $\underline{\mu} = \underline{\mu}_0 + \underline{\gamma}$ และ เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วม $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \\ \rho & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$ เมื่อ σ_1^2 และ σ_2^2 มีค่าเท่ากับ 1

โดยที่ $\bar{X}_1 \sim N\left(\mu_{01}, \frac{\sigma_1^2}{n}\right)$ และ $\bar{X}_2 \sim N\left(\mu_{02}, \frac{\sigma_2^2}{n}\right)$

ถ้ากระบวนการผลิตมีค่าเฉลี่ยมีการเปลี่ยนแปลงไปจากเดิมในการวิจัยครั้งนี้จะพิจารณา 2 กรณี คือ

กรณีที่ 1 $\delta_1 = 0$ แต่ $\delta_2 \neq 0$ และ กรณีที่ 2 $\delta_1 \neq 0$ และ $\delta_2 \neq 0$

ดังนั้น เวกเตอร์ค่าเฉลี่ยใหม่ $\underline{\mu}_1 = \begin{bmatrix} \mu_{11} \\ \mu_{12} \end{bmatrix}$

โดยที่ $\mu_{11} = \mu_{01} + \delta_1\sigma_1$ และ $\mu_{12} = \mu_{02} + \delta_2\sigma_2$

เมื่อ $X_1 \sim N(\mu_{11}, \sigma_1^2)$ และ $X_2 \sim N(\mu_{12}, \sigma_2^2)$

ทำการสุ่มชุดตัวอย่างขนาด n โดยทำการวัดค่าในแต่ละตัวแปร X_i ; $i = 1, 2$

$$E(\bar{X}_i) = E\left(\sum_{j=1}^n X_{ij} / n\right) = \frac{1}{n} E(X_{i1} + X_{i2} + \dots + X_{in}) \quad ; \quad i = 1, 2$$

$$= (\mu_{0i} + \delta_i \sigma_i)$$

$$\text{Var}(\bar{X}_i) = \text{Var}\left(\sum_{j=1}^n X_{ij} / n\right) = \frac{1}{n^2} \text{Var}(X_{i1} + X_{i2} + \dots + X_{in}) \quad ; \quad i = 1, 2$$

$$= \frac{\sigma_i^2}{n}$$

เนื่องจาก $X_{i1}, X_{i2}, X_{i3}, \dots, X_{in}$; $i = 1, 2$ เป็นอิสระต่อกัน

$$\text{ดังนั้น } \bar{X}_1 \sim N\left(\mu_{01}, \frac{\sigma_1^2}{n}\right) \text{ และ } \bar{X}_2 \sim N\left(\mu_{02}, \frac{\sigma_2^2}{n}\right)$$

เมื่อ $\mu_{11} = \mu_{01} + \delta_1 \sigma_1$ และ $\mu_{12} = \mu_{02} + \delta_2 \sigma_2$ เขียนในรูป เวกเตอร์ค่าเฉลี่ยตัวอย่าง

$$\begin{bmatrix} \bar{X}_1 \\ \bar{X}_2 \end{bmatrix} = \bar{X} \sim N_2\left(\underset{\sim}{\mu}_1, \underset{\sim}{\Sigma}\right) \text{ โดยที่เวกเตอร์ค่าเฉลี่ยใหม่ } \underset{\sim}{\mu}_1 = \begin{bmatrix} \mu_{11} \\ \mu_{12} \end{bmatrix} \text{ และเมทริกซ์ความแปรปรวนร่วม}$$

$$\underset{\sim}{\Sigma} = \frac{1}{n} \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

2.2 การแจกแจงแบบทวิคูณปกติ (Bivariate Normal Distribution)

ในกรณีที่พิจารณาเพียงตัวแปรสุ่ม 1 ตัว คือ ตัวแปรสุ่ม X มีการแจกแจงแบบปกติ ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ^2 จะมีฟังก์ชันความน่าจะเป็นดังนี้

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

ในกรณีที่พิจารณาตัวแปรสุ่ม 2 ตัวคือ X_1 และ X_2

$$\text{ให้ เวกเตอร์สุ่ม} \quad \underset{\sim}{X} = [X_1 \quad X_2]^T$$

$$\text{โดยที่ เวกเตอร์ค่าเฉลี่ย} \quad \underset{\sim}{\mu} = [\mu_1 \quad \mu_2]^T$$

และ เมทริกซ์ของความแปรปรวนร่วม $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$

ดังนั้น เวกเตอร์สุ่ม \underline{X} จะมีฟังก์ชันความน่าจะเป็นดังนี้

$$f(\underline{x}) = \frac{1}{2\pi} \det\left(\Sigma \frac{1}{2}\right) \exp\left[-\frac{\left(\underline{x}-\underline{\mu}\right)^T \Sigma^{-1} \left(\underline{x}-\underline{\mu}\right)}{2}\right]$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - 2\rho\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right) + \left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\}$$

; $-\infty < x_i < \infty, i = 1, 2$

ซึ่งจะแทนการแจกแจงแบบทวิคูณปกติ ด้วยสัญลักษณ์ $N_2(\underline{\mu}, \Sigma)$ เมื่อ $\underline{\mu}$ เป็นเวกเตอร์ค่าเฉลี่ยและ Σ เป็นเมทริกซ์ของความแปรปรวนร่วมของประชากรและ ρ เป็นสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่ม X_1 และ X_2

กรณีที่ ตัวแปรสุ่ม X_1 และ X_2 เป็นอิสระต่อกัน ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (ρ) เท่ากับ 0 ดังนั้น $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$

เวกเตอร์สุ่ม $\underline{X} \sim N_2(\underline{\mu}, \Sigma)$ จะมีฟังก์ชันความน่าจะเป็นดังนี้

$$f(\underline{x}) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 + \left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\}; \quad -\infty < x_i < \infty, i = 1, 2$$

2.3 การแจกแจงไคสแควร์ที่ไม่เบี่ยงเบนไปจากศูนย์กลาง(Non-central chi-square Distribution)

ถ้า เวกเตอร์สุ่ม $\underline{X} = [X_1 \quad X_2]^T$ มีการแจกแจงแบบทวิคูณปกติ หรือเขียนแทนด้วย $\underline{X} \sim N(\underline{\mu}, \Sigma)$

เมื่อ $\underline{\mu} = [\mu_1 \quad \mu_2]^T$ เป็นเวกเตอร์ค่าเฉลี่ย

และ $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$ เป็นเมทริกซ์ของความแปรปรวนร่วมของประชากร

ดังนั้น $Z = \left(\begin{matrix} \bar{X} - \mu_0 \\ \bar{X}_2 - \mu_0 \end{matrix} \right)^T \Sigma^{-1} \left(\begin{matrix} \bar{X} - \mu_0 \\ \bar{X}_2 - \mu_0 \end{matrix} \right)$ เมื่อ $\mu_0 = [\mu_{01} \ \mu_{02}]^T$ เป็นเวกเตอร์ค่าเฉลี่ยประชากรเริ่มต้นของตัวแปรสุ่ม X_1 และ X_2

โดยที่ Z ว่ามีการแจกแจงโคสแควร์เบี่ยงเบนไปจากศูนย์กลาง ซึ่งมีระดับองศาความเป็นอิสระ(d.f.) เท่ากับ 2 และ พารามิเตอร์เบี่ยงเบนไปจากศูนย์กลางคือ $\lambda = \left(\begin{matrix} \mu - \mu_0 \\ \mu - \mu_0 \end{matrix} \right)^T \Sigma^{-1} \left(\begin{matrix} \mu - \mu_0 \\ \mu - \mu_0 \end{matrix} \right)$ เขียนสัญลักษณ์แทนด้วย $Z \sim \chi^2_{(2,\lambda)}$ ดังนั้นฟังก์ชันความน่าจะเป็นของ Z จะอยู่ในรูปของ

$$f(z) = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\exp\left(-\frac{\lambda}{2}\right) \left(\frac{\lambda}{2}\right)^j}{j!} \frac{z^j \exp(-z/2)}{\Gamma(1+j) 2^{1+j}}$$

กรณี ถ้า $\bar{X} = [\bar{X}_1 \ \bar{X}_2]^T$ เป็นเวกเตอร์ค่าเฉลี่ยของตัวอย่างสุ่มขนาด n จากประชากรที่มีการแจกแจงแบบทวิคูณปกติ กล่าวคือ $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{1}{n}\Sigma\right)$ ซึ่งมีระดับองศาความเป็นอิสระ (d.f.) เท่ากับ 2 และ พารามิเตอร์เบี่ยงเบนไปจากศูนย์กลางคือ $\lambda = n \left(\begin{matrix} \mu - \mu_0 \\ \mu - \mu_0 \end{matrix} \right)^T \Sigma^{-1} \left(\begin{matrix} \mu - \mu_0 \\ \mu - \mu_0 \end{matrix} \right)$ ซึ่งรายละเอียดเพิ่มเติมสามารถศึกษาได้จาก Anderson (1984:75-77)

2.4 แผนภูมิควบคุมที่ใช้ในการทดสอบ

จุดมุ่งหมายของระเบียบวิธีทางสถิติในการควบคุมคุณภาพคือการแยกความแปรผันที่เกิดขึ้น โดยบังเอิญ (Chance variation) ออกจากความแปรผันที่มีสาเหตุระบุได้ (Assignable variation) เพื่อที่จะทราบได้ เมื่อมีความแปรผันที่มีสาเหตุระบุได้ เกิดขึ้นขณะดำเนินการผลิต

ในการศึกษากลุ่มของข้อมูลใดๆจากกระบวนการผลิต ถ้าความแปรผันที่เกิดขึ้นมีแบบแผนที่เป็นไปตามกฎเกณฑ์ทางสถิติและมีเหตุผลที่เชื่อได้ว่าความแปรผันดังกล่าวเกิดขึ้นเพราะความแปรผันที่เกิดขึ้นโดยบังเอิญ ถือว่าไม่มีความแปรผันที่มีสาเหตุระบุได้เกิดขึ้น เมื่อทำการทดสอบซ้ำมาหลายๆครั้ง อาจประมาณปริมาณและลักษณะของความแปรผันได้โดยอาศัยทฤษฎีสถิติ จะกล่าวได้ว่ากระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุม (in control)

ในทางตรงกันข้าม ถ้าผลที่ได้รับมีลักษณะไม่เป็นตามธรรมชาติ ซึ่งมีเหตุผลที่เชื่อได้ว่า จะต้องมียุติปัจจัยที่ระบุได้ 1สาเหตุหรือมากกว่า 1สาเหตุเกิดขึ้น ตามเงื่อนไขนี้จะกล่าวได้ว่ากระบวนการผลิตอยู่นอกการควบคุม (out of control)

การใช้แผนภูมิควบคุมในการวิเคราะห์ข้อมูลหรือควบคุมกระบวนการผลิต จะต้องมีการพิจารณาในเรื่องการเกิดขึ้นของความคลาดเคลื่อน 2 ประเภทคือ

1. ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 (Type I error) เกิดจากการตัดสินใจว่า กระบวนการผลิตอยู่นอกการควบคุม ทั้งที่ความจริงแล้วกระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุม ความน่าจะเป็นที่จะเกิดความคลาดเคลื่อนประเภทนี้ ก็คือ α
2. ความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 2 (Type II error) เกิดจากการตัดสินใจว่า กระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุม ทั้งที่ความจริงแล้วกระบวนการผลิตอยู่นอกการควบคุม ความน่าจะเป็นประเภทนี้ ก็คือ β

2.4.1 แผนภูมิควบคุมเชิงเดี่ยว \bar{X} (Univariate \bar{X} - Chart)

แผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยเชิงเดี่ยว เป็นแผนภูมิที่แสดงความผันแปรของค่าเฉลี่ยต่างๆ ของตัวอย่างผลิตภัณฑ์ที่สุ่มมาตรวจสอบว่ากระบวนการผลิตอยู่ภายใต้ขอบเขตควบคุมของคุณภาพที่กำหนดไว้หรือไม่ นั่นคือใช้ควบคุมคุณภาพของผลิตภัณฑ์โดยมีค่าเฉลี่ย (Mean) เป็นตัวกำหนดคุณภาพของผลิตภัณฑ์นั้น

ลักษณะของแผนภูมิประกอบด้วยเส้นแกนกลาง จุดจำกัดการควบคุมเส้นบนและขีดจำกัดการควบคุมเส้นล่าง โดยมีแกนนอนแทนกลุ่มที่ของตัวอย่างแต่ละชุด (Subgroup number) และแกนตั้งแทนค่าเฉลี่ยของตัวอย่าง (\bar{X})

ที่มาของแผนภูมิควบคุมเชิงเดี่ยว \bar{X}

ในกรณีที่ต้องการทดสอบสมมติฐานค่าเฉลี่ยแยกทีละตัวแปร

$H_{0i} : \mu_i = \mu_{0i}$ กระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุมทางสถิติ

แย้งกับ $H_{1i} : \mu_i \neq \mu_{0i}$ กระบวนการผลิตไม่อยู่ภายใต้การควบคุมทางสถิติ

เมื่อ μ_{0i} คือค่าเฉลี่ยที่แท้จริงของตัวแปร X_i

ในกรณีที่พิจารณาขอบเขต 3σ จะมีค่า $P(\text{Type I error}) = \alpha = 0.00135$

ข้อสมมติ (Assumption): เนื่องจากตัวแปร X_i แต่ละหน่วยต่างมีการแจกแจงแบบปกติ นั่นคือ $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in} \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$; $i=1,2$ โดยทราบค่า σ^2 จากหลักการทดสอบสมมติฐานสามารถทราบได้ว่า

$$\text{จะปฏิเสธ } H_{0i} \text{ เมื่อ } \frac{\bar{X}_i - \mu_i}{\sigma_i / \sqrt{n}} > 3 \text{ หรือ } \frac{\bar{X}_i - \mu_i}{\sigma_i / \sqrt{n}} < -3$$

ดังนั้น จะได้ $\bar{X}_i > \mu_{0i} + 3\left(\frac{\sigma_i}{\sqrt{n}}\right)$ และ $\bar{X}_i < \mu_{0i} - 3\left(\frac{\sigma_i}{\sqrt{n}}\right)$
 ในที่นี้ถือว่าทราบค่าทั้ง μ_{0i} และ σ_i^2

ขอบเขตควบคุม

การควบคุมขอบเขตการควบคุมค่าเฉลี่ย \bar{X} นิยมใช้พื้นที่ภายใต้เส้นโค้งปกติในช่วงความเชื่อมั่น 99.73% นั่นคือที่ระดับนัยสำคัญ (α) 0.27% หรืออีกนัยหนึ่ง ก็คือ การใช้ขอบเขตควบคุม 3σ มีความหมายว่าจำนวนร้อยละ 99.73 ที่ข้อมูลตกอยู่ในช่วง $\mu_0 + 3\sigma/\sqrt{n}$ และ $\mu_0 - 3\sigma/\sqrt{n}$ จำนวนร้อยละ 0.27 ตกอยู่นอกขอบเขตของการยอมรับหรือโดยเฉลี่ยแล้วจะมี 27 ตัวอย่างในจำนวน 10,000 ตัวอย่างที่มีค่าเฉลี่ยอยู่นอกการควบคุม

เพราะฉะนั้น ถ้ากระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุม ตลอดทุกกลุ่มตัวอย่างย่อยในช่วงเวลา t ดังนั้นจะได้ขอบเขตควบคุมของแผนภูมิควบคุมเชิงเดี่ยว \bar{X} ได้ดังนี้

$UCL_i = \mu_{0i} + 3\left(\frac{\sigma_i}{\sqrt{n}}\right)$ $LCL_i = \mu_{0i} - 3\left(\frac{\sigma_i}{\sqrt{n}}\right) \quad ; i=1,2$

เกณฑ์การตัดสินใจ

กระบวนการผลิตจะไม่อยู่ภายใต้การควบคุม เมื่อค่าสถิติ \bar{X}_t มีค่ามากกว่าขอบเขตควบคุมบน ($\bar{X}_t > UCL$) หรือ มีค่าน้อยกว่าขอบเขตควบคุมล่าง ($\bar{X}_t < LCL$)

ในการทดสอบสมมติฐานค่าเฉลี่ยพร้อมกันทั้ง 2 ตัวแปร

$H_0 : (\mu_1 = \mu_{01} \text{ และ } \mu_2 = \mu_{02})$ จะถือว่า H_0 จริง ถ้าสมมติฐานย่อยคือ H_{01} และ H_{02} เป็นจริงทั้งคู่

ดังนั้น ค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนชนิดที่ 1 (Type I – error) จะเกิดขึ้นได้เมื่อปฏิเสธ H_0 โดยทั้งที่ H_{01} และ H_{02} เป็นจริง การปฏิเสธ H_0 นั้นหมายความว่า $\mu_1 \neq \mu_{01}$ หรือ $\mu_2 \neq \mu_{02}$

ถ้า \bar{X}_1 และ \bar{X}_2 เป็นไม่เป็นอิสระต่อกัน สามารถคำนวณหาระดับนัยสำคัญสำหรับ H_0 ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} P(\text{ปฏิเสธ } H_0 | H_0 \text{ จริง}) &= 1 - P(\text{ไม่ปฏิเสธ } H_0 | H_0 \text{ จริง}) \\ &= 1 - P(\text{ไม่ปฏิเสธ } H_{01} \text{ และ } H_{02} | H_0 \text{ จริง}) \end{aligned}$$

ถ้า \bar{X}_1 และ \bar{X}_2 เป็นอิสระต่อกัน กล่าวคือสามารถคำนวณหาระดับนัยสำคัญสำหรับ H_0 ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} P(\text{ปฏิเสธ } H_0 | H_0 \text{ จริง}) &= 1 - (P(\text{ไม่ปฏิเสธ } H_{01} | H_{01} \text{ จริง}) \times P(\text{ไม่ปฏิเสธ } H_{02} | H_{02} \text{ จริง})) \\ &\quad (\text{ทั้งนี้เพราะการทดสอบ } H_{01} \text{ และ } H_{02} \text{ เป็นอิสระต่อกัน}) \\ &= 1 - (1 - \alpha)(1 - \alpha) \\ &= 1 - (1 - \alpha)^2 \end{aligned}$$

2.4.2 แผนภูมิควบคุม Hotelling¹

ที่มาของแผนภูมิควบคุม Hotelling

ข้อสมมติเบื้องต้นกำหนดให้ เวกเตอร์สุ่ม $\underline{X} = [X_1 \quad X_2]^T$ มีการแจกแจงแบบพหิวินิจฉัยปกติ (Bivariate normal distribution) สามารถเขียนแทนด้วย $\underline{X} \sim N_2(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$

โดยที่ เวกเตอร์ค่าเฉลี่ยเป็น $\underline{\mu} = [\mu_1 \quad \mu_2]^T$

เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วมเป็น $\underline{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$ เมื่อ $\sigma_{12} = \sigma_{21} = \rho\sigma_1\sigma_2$

และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ $\rho = \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_1^2\sigma_2^2}}$

¹ Montgomery, D.C. *Introduction to Statistical Quality Control*, 3rd Edition (New York: John Wiley & Sons, 1997c.), pp.510-515.

สมมติฐานเพื่อการทดสอบ

$$H_0 : \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{01} \\ \mu_{02} \end{bmatrix} \quad \text{กระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุมทางสถิติ}$$

$$H_1 : \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} \neq \begin{bmatrix} \mu_{01} \\ \mu_{02} \end{bmatrix} \quad \text{กระบวนการผลิตไม่อยู่ภายใต้การควบคุมทางสถิติ}$$

ตัวสถิติทดสอบ $Z^2 = n\Delta^2 = n \begin{pmatrix} \bar{x} - \mu_0 \end{pmatrix}^T \Sigma^{-1} \begin{pmatrix} \bar{x} - \mu_0 \end{pmatrix}$

เนื่องจากเวกเตอร์สุ่ม $\underline{X} = [X_1 \ X_2]^T$ และ $\underline{X} \sim N_2(\underline{\mu}, \Sigma)$

ดังนั้น $\underline{Z} = (\underline{T}^T)^{-1} (\underline{X} - \underline{\mu}_0)$

โดยที่ $\Sigma = \underline{T}^T \underline{T}$ แยกส่วนประกอบโดยใช้วิธีการ Cholesky

จะได้ว่า Σ^{-1} เป็นรากที่สองเมตริกซ์จตุรัสของ Σ ($\Sigma = \Sigma^{-\frac{1}{2}} \Sigma^{\frac{1}{2}}$)

เวกเตอร์ $\underline{Z} \sim N_2(0, I)$ เนื่องจากตัวแปรสุ่ม Z_1 และ Z_2 เป็นอิสระต่อกัน

เพราะฉะนั้น $\sum_{i=1}^2 Z_i^2 = \underline{Z}^T \underline{Z}$ มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ χ^2_2

$$\underline{Z}^T \underline{Z} = \begin{pmatrix} \underline{X} - \underline{\mu} \end{pmatrix}^T \Sigma^{-1} \begin{pmatrix} \underline{X} - \underline{\mu} \end{pmatrix}$$

เมื่อ $\Sigma^{-1} = \frac{1}{1-\rho^2} \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma_1^2} & -\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2} \\ -\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2} & \frac{1}{\sigma_2^2} \end{bmatrix}$

ถ้า $\underline{X} \sim N_2(\underline{\mu}, \Sigma)$ ดังนั้น $\begin{pmatrix} \underline{X} - \underline{\mu} \end{pmatrix}^T \Sigma^{-1} \begin{pmatrix} \underline{X} - \underline{\mu} \end{pmatrix}$ มีการแจกแจงแบบ χ^2_2

กำหนดระดับนัยสำคัญ α_{overall} ดังนั้นจะได้ค่าวิกฤตคือ $\chi^2_{(2, \alpha_{\text{overall}})}$

เขตปฏิเสธ

จะปฏิเสธ H_0 ถ้า $\chi^2 > \chi^2_{(2, \alpha_{\text{overall}})}$

เพราะฉะนั้น ถ้ากระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุม ตลอดทุกกลุ่มตัวอย่างย่อยในช่วงเวลา t ดังนั้นจะได้ขอบเขตควบคุมของแผนภูมิควบคุมได้ดังนี้

$$\begin{aligned} \text{UCL} &= \chi^2_{(2, \alpha_{\text{overall}})} \\ \text{LCL} &\approx 0 \end{aligned}$$

เกณฑ์การตัดสินใจ

กระบวนการผลิตจะไม่อยู่ภายใต้การควบคุม เมื่อค่าสถิติ χ^2 มีค่ามากกว่าขอบเขตควบคุมบน $\chi^2 > \chi^2_{(2, \alpha_{\text{overall}})}$

2.4.3 แผนภูมิควบคุมเชิงพหุ Shewhart \bar{X} (Multivariate Shewhart \bar{X} - chart)¹

เนื่องจากเวกเตอร์สุ่ม $\underline{X} = [X_1 \ X_2]^T$ โดยที่ เวกเตอร์สุ่ม $\underline{X} \sim N_2(\underline{\mu}, \Sigma)$

เมื่อ เวกเตอร์ค่าเฉลี่ย $\underline{\mu} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}$

เมทริกซ์ความแปรปรวนร่วม $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$ ซึ่งค่าความแปรปรวนร่วม

$$\sigma_{12} = \sigma_{21} = \rho\sigma_1\sigma_2 \text{ และ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ } \rho = \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_1^2\sigma_2^2}}$$

ทำการแปลงเวกเตอร์สุ่ม \underline{X} ให้การแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน

$$\begin{bmatrix} \frac{X_1 - \mu_1}{\sigma_1} \\ \frac{X_2 - \mu_2}{\sigma_2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{bmatrix} = \underline{Z}$$

¹ Ali A.Houshmand and Saeed Golnabi. Multivariate Shewhart \bar{X} - Chart

(<http://interstat.stat.vt.edu/InterStat/Articles/S99004.pdf>, 1999), pp.1-10.

จะได้ เวกเตอร์สุ่ม $\underline{Z} \sim N_2(0, R)$

กำหนดให้ $\rho = \sin 2\theta$ ดังนั้นเมทริกซ์สหสัมพันธ์คือ $R = \begin{bmatrix} 1 & \sin 2\theta \\ \sin 2\theta & 1 \end{bmatrix}$

ทำการแยกตัวประกอบของเมทริกซ์สหสัมพันธ์ R โดยใช้หลักการเมทริกซ์สมมาตร

$$R^{\frac{1}{2}} = \begin{bmatrix} \cos \theta & \sin \theta \\ \sin \theta & \cos \theta \end{bmatrix} \quad \text{ซึ่ง } R = R^{\frac{1}{2}} R^{\frac{1}{2}}$$

เมื่อหาอินเวอร์สของเมทริกซ์ $R^{\frac{1}{2}}$ จะอยู่ในรูป

$$R^{-\frac{1}{2}} = \begin{bmatrix} \frac{\cos \theta}{\cos 2\theta} & \frac{-\sin \theta}{\cos 2\theta} \\ \frac{-\sin \theta}{\cos 2\theta} & \frac{\cos \theta}{\cos 2\theta} \end{bmatrix}$$

จาก $\rho = \sin 2\theta$ ทราบค่า $\theta = \frac{\sin^{-1} \rho}{2}$ และนำค่า θ ที่คำนวณได้ไปแทนในเมทริกซ์ $R^{-\frac{1}{2}}$

คำนวณหาตัวสถิติทดสอบสามารถเขียนอยู่ในรูป เวกเตอร์ \underline{M} ดังนี้

$$\underline{M} = \left(R^{\frac{1}{2}} \right)^{-1} \underline{Z} = \begin{bmatrix} \frac{\cos \theta}{\cos 2\theta} & \frac{-\sin \theta}{\cos 2\theta} \\ \frac{-\sin \theta}{\cos 2\theta} & \frac{\cos \theta}{\cos 2\theta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} M_1 \\ M_2 \end{bmatrix}$$

ดังนั้น เวกเตอร์ของตัวสถิติ $\underline{M} \sim N_2(0, I)$ ซึ่ง ตัวสถิติ M_1 และ M_2 มีการแจกแจงแบบปกติ $N(0,1)$ เป็นอิสระต่อกัน

กำหนดระดับนัยสำคัญ

ขั้นแรก กำหนด α_{overall} ดังนั้นสามารถหา α_i

โดยที่ $\alpha_i = 1 - \sqrt{1 - \alpha_{\text{overall}}}$

ขอบเขตปฏิเสธ

คำนวณหาค่าวิกฤต $c_i = z_{\frac{\alpha_i}{2}}$ ($z_{\frac{\alpha_i}{2}}$ มาจากตารางการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน)

ดังนั้น จะปฏิเสธ H_0 ถ้า $|M_1| > c_1$ หรือ $|M_2| > c_2$

เพราะฉะนั้น ถ้ากระบวนการผลิตอยู่ภายใต้การควบคุม ตลอดทุกกลุ่มตัวอย่างย่อยในช่วงเวลา t ดังนั้นจะได้ขอบเขตควบคุมของแผนภูมิควบคุมค่าเฉลี่ยได้ดังนี้

$$UCL_i = \bar{c}_i = z_{\frac{\alpha_i}{2}}$$

$$LCL_i = -\bar{c}_i = -z_{\frac{\alpha_i}{2}} ; i = 1, 2$$

เกณฑ์การตัดสินใจ

กระบวนการผลิตจะไม่อยู่ภายใต้การควบคุม เมื่อค่าสถิติ M_1 หรือ M_2 มีค่ามากกว่าขอบเขตควบคุมบน หรือ มีค่าน้อยกว่าขอบเขตควบคุมล่าง