

วิธีการแก้ปัญหา



การตั้งสมมติฐาน

ในการเปรียบเทียบความแตกต่างของประชากรสองกลุ่มนั้น โดยทั่วไปมีวิธีการวิเคราะห์ปัญหาได้หลายวิธี แต่ในการศึกษาค้นคว้าครั้งนี้จะใช้วิธีการเปรียบเทียบ ค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไขและความแปรปรวนที่มีเงื่อนไข มาใช้ในการวิเคราะห์ โดยที่ประชากรแต่ละกลุ่มนั้นประกอบด้วยตัวแปรสองตัว คือ ตัวแปร X และตัวแปร Y ซึ่งมีการกระจายแบบปกติ แต่หาประชากรที่ต้องการจะศึกษานั้นมีขนาดใหญ่แล้ว การที่จะศึกษาประชากรให้หมดทุก ๆ หน่วยของประชากร อาจทำให้เสียเวลาและค่าใช้จ่ายมากโดยไม่จำเป็น ดังนั้นจึงใช้วิธีการศึกษาอีกอย่างหนึ่งโดยเลือกตัวอย่างเพียงบางหน่วยซึ่งสามารถใช้เป็นตัวแทนที่ดีของหน่วยต่าง ๆ ที่มีอยู่ในประชากรมาใช้ในการวิเคราะห์ก็ควรมีความเชื่อถือได้พอสมควรนั้นคือ

สมมติว่า  $\{ (X_{1j}, Y_{1j}) , j = 1, 2, 3, \dots, n_1 \}$  และ  $\{ (X_{2j}, Y_{2j}) , j = 1, 2, 3, \dots, n_2 \}$  เป็นค่าที่วัดได้จากตัวอย่างที่เลือกมาจากประชากรสองกลุ่มที่ต้องการจะศึกษา ซึ่งประกอบด้วยตัวแปรกลุ่มละ 2 ตัว คือ X และ Y

เมื่อ  $X_{ij}$  เป็นตัวแปรอิสระ (Independent Variables)

และ  $Y_{ij}$  เป็นตัวแปรตาม (Dependent Variables)  $i = 1, 2$

$n_1$  และ  $n_2$  เป็นขนาดของกลุ่มตัวอย่างที่ 1 และ 2 ตามลำดับ

ซึ่งยังไม่ทราบค่าเฉลี่ย ค่าความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วมกันของตัวแปรทั้งสองนั้น โดยที่

$X_{1j}$  และ  $Y_{1j}$  เป็นค่าที่วัดได้ จากการวัดครั้งแรก และครั้งที่สองของตัวอย่างที่เลือกมาจากประชากรกลุ่มที่หนึ่ง เมื่อ  $j = 1, 2, 3, \dots, n_1$

$X_{2j}$  และ  $Y_{2j}$  เป็นค่าที่วัดได้ จากการวัดครั้งแรก และครั้งที่สองของตัวอย่างที่เลือกมาจากประชากรกลุ่มที่สอง เมื่อ  $j = 1, 2, 3, \dots, n_2$

เนื่องจากการวัดโดยทั่วไปมักมีความคลาดเคลื่อนหรือผิดพลาดอยู่ด้วยเสมอ ดังนั้น จะกำหนดความสัมพันธ์ของค่าที่วัดได้ และความคลาดเคลื่อนในการวัดได้ดังนี้

$$X_{1j} = X_{1j}^+ + U_{1j} \quad , \quad Y_{1j} = Y_{1j}^+ + V_{1j} \quad 6/$$

$$X_{2j} = X_{2j}^+ + U_{2j} \quad , \quad Y_{2j} = Y_{2j}^+ + V_{2j}$$

เมื่อ  $X_{ij}^+, Y_{ij}^+, U_{ij}, V_{ij}$  ,  $i = 1, 2$  เป็นค่าที่แท้จริงของตัวอย่างที่เลือกมาจาก ประชากรกลุ่มที่  $i$

และ  $U_{ij}, V_{ij}$  ,  $i = 1, 2$  เป็นความคลาดเคลื่อนในการวัดของตัวอย่างที่เลือกมาจากประชากรกลุ่มที่  $i$  โดยที่  $U_{ij}, V_{ij}$  ต่างเป็นอิสระต่อกัน<sup>7</sup> และเป็นอิสระกับ

$X_{ij}^+, Y_{ij}^+$  และ  $U_{ij}, V_{ij}$  มีการกระจายแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และมีค่าความแปรปรวนเท่ากัน เมื่อ  $i = 1$  และ  $i = 2$

เมื่อต้องการเปรียบเทียบความแตกต่างของประชากรทั้งสองกลุ่มนั้น จะใช้ตัวแปร  $Y$  เป็นตัวแปรที่จะนำมาทดสอบความแตกต่าง โดยให้ตัวแปร  $X$  เป็นตัวแปรอิสระ ซึ่งเป็นเงื่อนไขที่กำหนดให้ และเป็นตัวแปรที่ทราบค่าแล้ว นั่นคือจะใช้ค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไข และค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขมาใช้ในการทดสอบความแตกต่างของประชากรทั้งสองกลุ่ม ซึ่งตั้งสมมติฐานเป็น

$$ก H_0 : E(Y_{1j}^+ / X_{1j}^+ = x) = E(Y_{2j}^+ / X_{2j}^+ = x) \quad \text{สำหรับทุกค่าของ } x$$

$$ข H_0 : \text{Var}(Y_{1j}^+ / X_{1j}^+ = x) = \text{Var}(Y_{2j}^+ / X_{2j}^+ = x) \quad \text{สำหรับทุกค่าของ } x$$

<sup>6</sup>Franklin, A. Graybill., An Introduction to Linear Statistical Models Vol. 1., (New York; McGraw-Hill Book Co. Inc., 1961), p. 104.

<sup>7</sup>Stroud, Thomas W.F., "Comparing Conditional Means and Variances in a Regression Model With Measurement Errors of Known Variances" Journal of the American Statistical Association (June 1972 Vol. 67), p. 408.

สำหรับในกลุ่มตัวอย่างที่หนึ่งนั้น พารามิเตอร์ของค่าที่แท้จริงนั้นคือ

$$E \begin{bmatrix} X_{1j}^+ \\ Y_{1j}^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{X_1}^+ \\ \mu_{Y_1}^+ \end{bmatrix}, \text{Cov} \begin{bmatrix} X_{1j}^+ \\ Y_{1j}^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{X_1}^{+2} & \sigma_{X_1 Y_1}^+ \\ \sigma_{X_1 Y_1}^+ & \sigma_{Y_1}^{+2} \end{bmatrix}$$

และพารามิเตอร์ของค่าที่วัดได้นั้นคือ

$$E \begin{bmatrix} X_{1j} \\ Y_{1j} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{X_1} \\ \mu_{Y_1} \end{bmatrix}, \text{Cov} \begin{bmatrix} X_{1j} \\ Y_{1j} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{X_1}^2 & \sigma_{X_1 Y_1} \\ \sigma_{X_1 Y_1} & \sigma_{Y_1}^2 \end{bmatrix}$$

และถ้าสมมติว่าความคลาดเคลื่อนมีการกระจายแบบปกติ<sup>8/</sup> นั้นคือ

$$E(U_{ij}) = E(V_{ij}) = 0 \text{ และ}$$

$$\text{Var}(U_{ij}) = \text{Var}(V_{ij}) = 1$$

ดังนั้นจะได้

$$\begin{bmatrix} \mu_{X_1}^+ \\ \mu_{Y_1}^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{X_1} \\ \mu_{Y_1} \end{bmatrix} \text{ และ } \begin{bmatrix} \sigma_{X_1}^{+2} & \sigma_{X_1 Y_1}^+ \\ \sigma_{X_1 Y_1}^+ & \sigma_{Y_1}^{+2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{X_1}^{2-1} & \sigma_{X_1 Y_1} \\ \sigma_{X_1 Y_1} & \sigma_{Y_1}^{2-1} \end{bmatrix}$$

ทำนองเดียวกันในกลุ่มตัวอย่างที่สองจะได้

$$\begin{bmatrix} \mu_{X_2}^+ \\ \mu_{Y_2}^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{X_2} \\ \mu_{Y_2} \end{bmatrix} \text{ และ } \begin{bmatrix} \sigma_{X_2}^{+2} & \sigma_{X_2 Y_2}^+ \\ \sigma_{X_2 Y_2}^+ & \sigma_{Y_2}^{+2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{X_2}^{2-1} & \sigma_{X_2 Y_2} \\ \sigma_{X_2 Y_2} & \sigma_{Y_2}^{2-1} \end{bmatrix}$$

และถ้า Covariance Matrices เหล่านี้เป็น Non - Singular Matrices

<sup>8/</sup>Ibid

จากการสมมติว่าประชากรมีการกระจายแบบปกติ จึงสามารถกำหนดค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไข และความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขในโมเดลการถดถอยแบบเส้นตรง ซึ่งเป็นโมเดลที่ง่ายในการคำนวณ และมีความเชื่อถือได้พอสมควร นอกจากนี้ยังเป็นโมเดลของความสัมพันธ์ที่พบอยู่เสมอ ๆ จากข้อมูลโดยทั่ว ๆ ไปด้วย นั่นคือ

$$E(Y_{1j}^+ / X_{1j}^+ = x) = \mu_{Y_1}^+ + (x - \mu_{X_1}^+) \frac{\sigma_{X_1 Y_1}^+}{\sigma_{X_1}^+} \quad 9/$$

$$\text{Var}(Y_{1j}^+ / X_{1j}^+ = x) = \sigma_{Y_1}^+ - \frac{(\sigma_{X_1 Y_1}^+)^2}{\sigma_{X_1}^+} \quad 10/$$

ทำนองเดียวกันในตัวอย่างที่สอง ก็จะได้

$$E(Y_{2j}^+ / X_{2j}^+ = x) = \mu_{Y_2}^+ + (x - \mu_{X_2}^+) \frac{\sigma_{X_2 Y_2}^+}{\sigma_{X_2}^+}$$

$$\text{Var}(Y_{2j}^+ / X_{2j}^+ = x) = \sigma_{Y_2}^+ - \frac{(\sigma_{X_2 Y_2}^+)^2}{\sigma_{X_2}^+}$$

ต่อไปแทนค่าเหล่านี้ลงในสมมติฐาน ใน ข้อ ก และ ข้อ ข ตามลำดับ

001362

<sup>9/</sup>Graybill, op. cit., p. 198.

<sup>10/</sup>Graybill, op. cit., p. 220.



$$ก) H_0 : \mu_{Y_1}^+ + (x - \mu_{X_1}^+) \frac{\sigma_{X_1 Y_1}^+}{\sigma_{X_1}^+} = \mu_{Y_2}^+ + (x - \mu_{X_2}^+) \frac{\sigma_{X_2 Y_2}^+}{\sigma_{X_2}^+}$$

ดังนั้นจะได้

$$\frac{\sigma_{X_1 Y_1}^+}{\sigma_{X_1}^+} = \frac{\sigma_{X_2 Y_2}^+}{\sigma_{X_2}^+}$$

$$\text{และ } \mu_{Y_1}^+ - \mu_{X_1}^+ \frac{\sigma_{X_1 Y_1}^+}{\sigma_{X_1}^+} = \mu_{Y_2}^+ - \mu_{X_2}^+ \frac{\sigma_{X_2 Y_2}^+}{\sigma_{X_2}^+}$$



หรือเขียนในพจน์ของค่าที่วัดได้คือ

$$\frac{\sigma_{X_1 Y_1}}{\sigma_{X_1}^2 - 1} = \frac{\sigma_{X_2 Y_2}}{\sigma_{X_2}^2 - 1}$$

$$\text{และ } \mu_{Y_1} - \mu_{X_1} \frac{\sigma_{X_1 Y_1}}{\sigma_{X_1}^2 - 1} = \mu_{Y_2} - \mu_{X_2} \frac{\sigma_{X_2 Y_2}}{\sigma_{X_2}^2 - 1}$$

$$ข) H_0 : \sigma_{Y_1}^2 + \frac{(\sigma_{X_1 Y_1})^2}{\sigma_{X_1}^2} = \sigma_{Y_2}^2 + \frac{(\sigma_{X_2 Y_2})^2}{\sigma_{X_2}^2}$$

หรือเขียนในพจน์ของค่าที่วัดได้คือ

$$\sigma_{Y_1}^2 - \frac{(\sigma_{X_1 Y_1})^2}{\sigma_{X_1}^2 - 1} = \sigma_{Y_2}^2 - \frac{(\sigma_{X_2 Y_2})^2}{\sigma_{X_2}^2 - 1}$$

เนื่องจากในการทดสอบสมมติฐานส่วนใหญ่ไม่ได้ทำการทดสอบจากทุกหน่วยของประชากรที่ทำการศึกษา ทั้งนี้เนื่องจากประชากรที่ต้องการศึกษามักจะมีขนาดใหญ่ การที่จะทำการศึกษาทุกหน่วย อาจทำให้เสียเวลาและค่าใช้จ่ายมากโดยไม่จำเป็น ดังนั้นถ้าตัวอย่างที่เลือกมานี้เป็นตัวแทนบางหน่วยของประชากร สามารถใช้เป็นตัวแทนที่ดีของหน่วยต่าง ๆ ที่มีอยู่ในประชากรแล้ว ผลสรุปจากการศึกษาเพียงบางหน่วยก็ควรจะมีค่าเชื่อถือได้พอสมควร นั่นคือในที่นี้จะใช้ค่าประมาณจากตัวอย่างแทนพารามิเตอร์ (Parameters) หรือสิ่งที่สนใจศึกษาในประชากรนั้น โดยกำหนดให้  $\bar{X}$ ,  $\bar{Y}$ ,  $S_X^2$ ,  $S_Y^2$ ,  $S_{XY}$  เป็นค่าประมาณของ  $\mu_X$ ,  $\mu_Y$ ,  $\sigma_X^2$ ,  $\sigma_Y^2$ ,  $\sigma_{XY}$  ตามลำดับ

สำหรับวิธีการทดสอบสมมติฐานนั้น จะทำการทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขก่อนแล้วจึงทำการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไข และตัวสถิติที่นำมาใช้ในการทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขและค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไข โดยใช้ค่าที่แท้จริง ซึ่งเป็นวิธีการทดสอบความแตกต่างของประชากรสองกลุ่ม ซึ่งผู้วิจัยคาดว่า เป็นวิธีการทดสอบที่จะให้ผลที่น่าเชื่อถือได้มาก แต่ยังมีผู้นำไปศึกษาค้นคว้ากันน้อย อีกทั้งยังไม่เป็นที่นิยมแพร่หลาย ดังนั้นจึงนำตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไข และค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไข มาแสดงไว้ดังต่อไปนี้

#### การทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขโดยใช้ค่าที่แท้จริง

ในการทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขโดยใช้ค่าที่แท้จริง เพื่อเปรียบเทียบประชากรสองกลุ่มนั้นจะใช้วิธีการของ Wald's Asymptotic เพื่อทดสอบสมมติฐาน โดยกำหนดตัวแปรที่จะใช้ในการวิเคราะห์ดังนี้

$X_{1j}$ ,  $Y_{1j}$  เป็นค่าที่วัดได้จากการวัดครั้งแรกและการวัดครั้งที่สองของตัวอย่างที่เลือกมาจากประชากรกลุ่มที่หนึ่ง  $j = 1, 2, 3, \dots, n_1$

$X_{2j}$ ,  $Y_{2j}$  เป็นค่าที่วัดได้จากการวัดครั้งแรกและครั้งที่สองของตัวอย่างที่เลือกมาจากประชากรกลุ่มที่สอง  $j = 1, 2, 3, \dots, n_2$

ถ้า  $M_1$ ,  $M_2$  เป็น Vector ของค่าเฉลี่ยของประชากรกลุ่มที่หนึ่ง และกลุ่มที่สองตามลำดับ

$\Sigma_1, \Sigma_2$  เป็น Matrix ของค่าความแปรปรวนร่วม ของประชากรกลุ่มที่  
หนึ่งและกลุ่มที่สองตามลำดับ

สมมติฐานที่ต้องการทดสอบคือ

$$H_0 : f(\Sigma_1, \Sigma_2) = 0 \quad \dots (3.1)$$

$$H_1 : f(\Sigma_1, \Sigma_2) \neq 0$$

โดยที่  $f$  เป็นฟังก์ชันอนุพันธ์ (Differentiable Scalar Function)  
ของพารามิเตอร์ที่ยังไม่ทราบค่า

และสมมติให้  $n_1 = K_1 n$ ,  $n_2 = K_2 n$  เมื่อ  $K_1, K_2$  เป็นค่าคงที่และ  
มีค่าน้อยขนาดใดก็ได้ การจะยอมรับ หรือไม่ยอมรับสมมติฐาน ที่กำหนดตามฟังก์ชัน  
อนุพันธ์ ( $f$ ) ใน (3.1) จะพิจารณาจากตัวสถิติ  $W$  ซึ่งกำหนดเป็น

$$W = \frac{nZ^2}{\hat{\omega}^2} \quad \dots (3.2)$$

$$\text{เมื่อ } Z = f(\hat{\Sigma}_1, \hat{\Sigma}_2)$$

$\hat{M}_1, \hat{M}_2, \hat{\Sigma}_1, \hat{\Sigma}_2$  แทนค่าประมาณของ  $M_1, M_2, \Sigma_1, \Sigma_2$  ตาม  
ลำดับ

$\omega^2$  เป็น Asymptotic Variance ของ  $n^{\frac{1}{2}}(Z - f(\Sigma_1, \Sigma_2))$

$\hat{\omega}^2$  เป็นค่าประมาณของ  $\omega^2$

ขณะที่  $n$  มีขนาดใหญ่ขึ้น การกระจายของ  $W$  ใน (3.2) จะมีการกระจาย  
แบบ Chi - Square ที่มี ขั้นแห่งความอิสระ (Degree of Freedom) เป็น 1  
เมื่อสมมติฐานเป็นจริง

ในที่นี้จะกำหนด  $f(\Sigma_1, \Sigma_2)$  เป็น

$$f(\hat{x}_1, \hat{x}_2) = \sigma_{Y_1}^2 - \sigma_{X_1 Y_1}^2 (\sigma_{X_1}^2 - 1)^{-1} - \sigma_{Y_2}^2 + \sigma_{X_2 Y_2}^2 (\sigma_{X_2}^2 - 1)^{-1}$$

และแทนค่าประมาณของ  $\sigma_X^2$ ,  $\sigma_Y^2$ ,  $\sigma_{XY}$  ด้วย  $s_X^2$ ,  $s_Y^2$ ,  $s_{XY}$  ตามลำดับ

$$\text{ดังนั้น } f(\hat{x}_1, \hat{x}_2) = s_{Y_1}^2 - s_{X_1 Y_1}^2 (s_{X_1}^2 - 1)^{-1} - s_{Y_2}^2 + s_{X_2 Y_2}^2 (s_{X_2}^2 - 1)^{-1}$$

$$\text{ให้ } z = f(\hat{x}_1, \hat{x}_2)$$

เมื่อกำหนด  $\theta$  เป็น Column Vector ซึ่งมี Transpose เป็น

$$\theta = (\sigma_{X_1}^2, \sigma_{Y_1}^2, \sigma_{X_1 Y_1}, \sigma_{X_2}^2, \sigma_{Y_2}^2, \sigma_{X_2 Y_2})$$

$\hat{\theta}$  เป็นค่าประมาณของ  $\theta$

$$\text{ดังนั้น } \hat{\theta} = (s_{X_1}^2, s_{Y_1}^2, s_{X_1 Y_1}, s_{X_2}^2, s_{Y_2}^2, s_{X_2 Y_2})$$

สำหรับ  $\omega^2$  นั้นจากความจริงที่ว่า การกระจายแบบ Asymptotic ของ  $n^{1/2}(\hat{\theta} - \theta)$  มีการกระจายแบบปกติ โดยมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ และมี Covariance Matrix  $\Gamma$  ซึ่งสามารถกำหนด  $\omega^2$  เป็น

$$\omega^2 = (\partial f / \partial \theta) \Gamma (\partial f / \partial \theta)' \quad \dots (3.3)$$

โดยที่  $\partial f / \partial \theta$  เป็นเวกเตอร์ของอนุพันธ์ย่อย (Partial Derivative) ของ  $f(\theta)$  ซึ่งกระทำตามแต่ละ Component ของ  $\theta$  และ  $\Gamma$  หมายถึง Block Diagonal Matrix  $\Gamma = \text{diag}(\Gamma_1, \Gamma_2)$

<sup>12/</sup> Mao, C. Radhakrishna, Linear Statistical Inference and Its Applications, (New York : John Wiley & Sons, Inc., 1965.) p. 322.

<sup>13/</sup> Anderson, Theodore W., An Introduction to Multivariate Statistical Analysis, (New York : John Wiley & Sons, Inc., 1958) p. 75.



เมื่อกำหนดว่า

$$\Gamma_1 = \frac{1}{K_1} \begin{bmatrix} 2(\sigma_{X_1}^2)^2 & 2(\sigma_{X_1 Y_1})^2 & 2\sigma_{X_1}^2 \sigma_{X_1 Y_1} \\ 2(\sigma_{X_1 Y_1})^2 & 2(\sigma_{Y_1}^2)^2 & 2\sigma_{X_1 Y_1} \sigma_{Y_1}^2 \\ 2\sigma_{X_1}^2 \sigma_{X_1 Y_1} & 2\sigma_{X_1 Y_1} \sigma_{Y_1}^2 & (\sigma_{X_1 Y_1})^2 + \sigma_{X_1}^2 \sigma_{Y_1}^2 \end{bmatrix} \dots (3.4)$$

ทำนองเดียวกัน

$$\Gamma_2 = \frac{1}{K_2} \begin{bmatrix} 2(\sigma_{X_2}^2)^2 & 2(\sigma_{X_2 Y_2})^2 & 2\sigma_{X_2}^2 \sigma_{X_2 Y_2} \\ 2(\sigma_{X_1 Y_1})^2 & 2(\sigma_{Y_2}^2)^2 & 2\sigma_{X_2 Y_2} \sigma_{Y_1}^2 \\ 2\sigma_{X_2}^2 \sigma_{X_2 Y_2} & 2\sigma_{X_2 Y_2} \sigma_{Y_2}^2 & (\sigma_{X_2 Y_2})^2 + \sigma_{X_2}^2 \sigma_{Y_2}^2 \end{bmatrix} \dots (3.5)$$

และ  $\Gamma$  เป็น Asymptotic Covariance ของ  $n^{\frac{1}{2}}(\hat{\theta} - \theta)$  โดย  $n = \frac{n_1}{K_1} = \frac{n_2}{K_2}$

และสูตรสำหรับตัวสถิติใน (3.2) ที่จะนำมาใช้ทดสอบสมมติฐาน ในการทดสอบค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขนั้น จะกำหนดคามวิธีการของ Stroud <sup>14/</sup> ซึ่งกำหนดตัวสถิติเป็น  $W_2$

$$W_2 = \frac{\left[ s_{Y_1}^2 - s_{X_1 Y_1}^2 (s_{X_1}^2 - 1)^{-1} - s_{Y_2}^2 + s_{X_2 Y_2}^2 (s_{X_2}^2 - 1)^{-1} \right]^2}{2(g_1^2/n_1 + g_2^2/n_2)} \dots (3.6)$$

$$g_1 = s_{Y_1}^2 - s_{X_1 Y_1}^2 (s_{X_1}^2 - 1)^{-1} + s_{X_1 Y_1}^2 (s_{X_1}^2 - 1)^{-2} \dots (3.7)$$

$$g_2 = s_{Y_2}^2 - s_{X_2 Y_2}^2 (s_{X_2}^2 - 1)^{-1} + s_{X_2 Y_2}^2 (s_{X_2}^2 - 1)^{-2}$$

<sup>14/</sup>Stroud, op.cit., p. 409.

นั่นคือในการทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไข โดยใช้ค่าที่แท้จริงนั้น จะใช้ตัวสถิติ  $W_2$  ที่กำหนดใน (3.6) เป็นตัวทดสอบ เมื่อ  $mn$  มีขนาดใหญ่จะมีการกระจายแบบ Chi - Square และมีขั้นหางความอิสระ เป็น 1

การทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไข โดยใช้ค่าที่แท้จริง

ในการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไขโดยใช้ค่าที่แท้จริง เพื่อเปรียบเทียบประชากรสองกลุ่มนั้น จะใช้วิธีการของ Wald's Asymptotic เพื่อที่จะทดสอบสมมติฐาน ซึ่งกำหนดโดยสมการเวกเตอร์

$$H_0 : f_p(M_1, M_2, \Sigma_1, \Sigma_2) = 0, \quad p = 1, 2, 3, \dots, r \quad (3.7)$$

$$H_1 : f_p(M_1, M_2, \Sigma_1, \Sigma_2) \neq 0 \quad \dots (3.8)$$

ซึ่งจะยอมรับหรือไม่ยอมรับสมมติฐานที่กำหนดใน (3.8) นั้น พิจารณาจากตัวสถิติ  $W$

$$W = n Z' \hat{\Omega}^{-1} Z \quad \dots (3.9)$$

เมื่อ  $Z$  เป็นเวกเตอร์ซึ่ง Component ที่  $Z_p = f_p(\hat{M}_1, \hat{M}_2, \hat{\Sigma}_1, \hat{\Sigma}_2)$

$\hat{\Omega}$  เป็น Asymptotic Covariance Matrix ของ  $n^{1/2}(Z - \phi)$

$\phi_p$  เป็นเวกเตอร์ซึ่ง Component ที่  $p$  ก็คือ  $f_p(M_1, M_2, \Sigma_1, \Sigma_2)$

ในการทดสอบค่าสถิติของความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไขนี้ ก็ใช้วิธีทำนองเดียวกันกับการทดสอบค่าสถิติของความแตกต่างของความแปรปรวนที่มีเงื่อนไข ซึ่งกำหนดว่า

$$\theta = (\mu_{X_1}, \mu_{X_2}, \mu_{Y_1}, \mu_{Y_2}, \sigma_{X_1}^2, \sigma_{Y_1}^2, \sigma_{X_1 Y_1}, \sigma_{X_2}^2, \sigma_{Y_2}^2, \sigma_{X_2 Y_2})$$

และจะตั้งสมมติฐานซึ่งกำหนดโดย สมการเวกเตอร์  $\phi_p = 0, \quad p = 1, 2$

$$\text{เมื่อ } \phi_1 \equiv f_1(\theta) = \sigma_{X_1 Y_1} (\sigma_{X_1}^2 - 1)^{-1} - \sigma_{X_2 Y_2} (\sigma_{X_2}^2 - 1)^{-1}$$

$$\phi_2 \equiv f_2(\theta) = \mu_{Y_1} - \mu_{Y_2} - \mu_{X_1} \sigma_{X_1 Y_1} (\sigma_{X_1}^2 - 1)^{-1} + \mu_{X_2} \sigma_{X_2 Y_2} (\sigma_{X_2}^2 - 1)^{-1}$$

สำหรับ  $Z$  ในสูตร (3.9) นี้จะแทนค่าของ  $\mu_{X_1}, \mu_{Y_1}, \mu_{X_2}, \mu_{Y_2}$

ด้วย  $\bar{X}_1, \bar{Y}_1; \bar{X}_2, \bar{Y}_2$  และแทนค่าของ  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  ด้วย  $s_1^2, s_2^2$  ตามลำดับ

Matrix  $\Omega$ <sup>16/</sup> กำหนดโดย

$$\Omega = (\partial\phi/\partial\theta) \Gamma (\partial\phi/\partial\theta)$$

เมื่อ  $\partial\phi/\partial\theta$  เป็น Matrix ของ Partial Derivative ของ

$\phi$  w.r.t.  $\theta$

$\Gamma$  เป็น  $10 \times 10$  Block Diagonal  $(K_1^{-1}\Sigma_1, K_2^{-1}\Sigma_2, \Gamma_1, \Gamma_2)$

โดยที่  $\Gamma_1, \Gamma_2$  ได้นิยามไว้แล้วใน (3.4) และ (3.5)

สำหรับตัวสถิติของ Wald ซึ่งกำหนดใน (3.9) นั้น Stroud<sup>17/</sup> ได้กำหนดไว้

ดังนี้

$$W_1 = \frac{-(g'_1 + g'_2)(b_1 - b_2)^2 + h'_1 [\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 - b_2(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2)]^2 + h'_2 [\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 - b_2(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)]^2}{(g'_1 + g'_2)(h'_1 + h'_2) + (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)^2 h'_1 h'_2} \dots (3.10)$$

$$\text{เมื่อ } b_1 = \frac{S_{X_1 Y_1}}{S_{X_1}^2 - 1}$$

$$b_2 = \frac{S_{X_2 Y_2}}{S_{X_2}^2 - 1}$$

$$h_1 = \left[ g_1 S_{X_1}^2 + (b_1)^2 \right] / (S_{X_1}^2 - 1)^2$$

$$h_2 = \left[ g_2 S_{X_2}^2 + (b_2)^2 \right] / (S_{X_2}^2 - 1)^2$$

<sup>16/</sup> Rao, loc. cit.

1 - 3, 2

<sup>17/</sup> Stroud, op. cit., p. 410.

$$g'_i = \epsilon_i/n_i$$

$$h'_i = h_i/n_i, \quad i = 1, 2$$

นั่นคือในการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไขโดยใช้ค่าที่แท้จริงนั้น จะใช้ตัวสถิติ  $\chi^2$  ที่กำหนดใน (3.10) เป็นตัวทดสอบ เมื่อ  $n$  มีขนาดใหญ่ จะมีการกระจายแบบ Chi - Square และมี ชั้นแห่งความอิสระเป็น 1

การทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไขโดยใช้ค่าที่วัดได้

การเปรียบเทียบประชากรสองกลุ่ม โดยการทดสอบความแตกต่างของค่าความแปรปรวนที่มีเงื่อนไข โดยใช้ค่าที่วัดได้นั้น ตัวสถิติที่นำมาใช้ในการทดสอบ คือ  $F_2$ <sup>18/</sup> เมื่อ

$$F_2 = \frac{\frac{n_1 - 1}{n_1 - 2} \left[ S_{Y_1}^2 - \frac{(S_{X_1 Y_1})^2}{S_{X_1}^2} \right]}{\frac{n_2 - 1}{n_2 - 2} \left[ S_{Y_2}^2 - \frac{(S_{X_2 Y_2})^2}{S_{X_2}^2} \right]} \quad \dots(3.11)$$

เมื่อสมมติฐานเป็นจริง  $F_2$  จะมีการกระจายแบบ  $F(n_1 - 2, n_2 - 2)$

การทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไขโดยใช้ค่าที่วัดได้

การเปรียบเทียบประชากรสองกลุ่ม โดยการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่มีเงื่อนไข โดยใช้ค่าที่วัดได้นั้น ตัวสถิติที่นำมาใช้ในการทดสอบคือ  $F_1$ <sup>19/</sup> เมื่อ

$$F_1 = \frac{(R_1^2 - R_0^2)/2}{R_0^2/(n_1 + n_2 - 4)} \quad \dots(3.12)$$

เมื่อ  $n_1, n_2$  เป็นจำนวนประชากรกลุ่มที่ 1 และ 2 ตามลำดับ (3.2)  $n_1, n_2$

<sup>18/</sup> Stroud, op. cit. p. 411

<sup>19/</sup> Rao, op. cit. p. 237 - 238.



เมื่อสมมติฐานเป็นจริง  $F_1$  จะมีการกระจายแบบ  $(F(2, n_1 + n_2 - 4))$   
เมื่อ

$$R_0^2 = n(n_1 - 1)S_{Y_1}^2 - \frac{[(n_1 - 1)(s_{X_1 Y_1})]^2}{S_{X_1}^2} + (n_2 - 1)S_{Y_2}^2 - \frac{[(n_2 - 1) s_{X_2 Y_2}]^2}{S_{X_2}^2}$$

$$R_1^2 = S_{00} - \frac{S_{0i}^2}{S_{ij}}$$

$$S_{ij} = (n_1 - 1)S_{X_1}^2 + (n_2 - 1)S_{X_2}^2 + \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)^2$$

$$S_{0i} = (n_1 - 1)S_{X_1 Y_1} + (n_2 - 1)S_{X_2 Y_2} + \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2)$$

$$S_{00} = (n_1 - 1)S_{Y_1}^2 + (n_2 - 1)S_{Y_2}^2 + \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} (\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2)^2$$

### การทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่ไม่มีเงื่อนไข

การเปรียบเทียบประชากรสองกลุ่ม โดยการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยที่ไม่มีเงื่อนไขนั้น ในที่นี้คือการทดสอบความแตกต่างของค่าเฉลี่ยของตัวแปร Y เท่านั้น โดยมีค่าหนึ่งถึงตัวแปร X ซึ่งเป็นปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อตัวแปร Y ตัวสถิติที่นำมาใช้ในการทดสอบความแตกต่างจะใช้การทดสอบแบบ  $t - test$  20/

20/ Edward, Allen L., Experimental Design in Psychological

$$t = \frac{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2}{\sqrt{\frac{s_{Y_1}^2}{n_1} + \frac{s_{Y_2}^2}{n_2}}} \quad \dots(3.13)$$