



บทที่ 2

## วิธีดำเนินการวิจัย

### 2.1 การเก็บรวบรวมข้อมูล

ทำการเก็บข้อมูลจากการบันทึกผลการรักษาใน OPD Card, เวชระเบียนผู้ป่วยในและผลการตรวจลุ่มภาพ ซึ่งประกอบด้วย

- 2.1.1 ข้อมูลทางด้านประชากร
- 2.1.2 ผลการตรวจร่างกายและผลการรักษา
- 2.1.3 ผลการตรวจทางห้องปฏิบัติการ

โดยผลการตรวจทั้ง 2.1.2 และ 2.1.3 จะเป็นผลการตรวจที่ได้ระบุชื่อผู้ป่วยที่มีอาการของโรคแทรกซ้อนเกิดขึ้นแล้ว

ได้คัดเลือกผู้ป่วยที่มีลักษณะดังนี้ออกจากการศึกษา

1. ผู้ที่มีโรคแทรกซ้อนหลายชนิดในขณะเดียวกัน
2. ผู้ที่มีข้อมูลไม่ครบตามต้องการ

ทั้งนี้ ยกเว้นในเรื่องส่วนสูงของผู้ป่วย ซึ่งจากการคัดลอกข้อมูลของผู้ป่วยโรคเบาหวานจากเวชระเบียนผู้ป่วยนั้น โดยส่วนใหญ่แล้วไม่ได้บันทึกส่วนสูงไว้ ดังนั้น จึงแก้ไขโดยการประมาณส่วนสูงจากผู้ป่วยโรคเบาหวานที่คลินิกผู้ป่วยโรคเบาหวาน โรงพยาบาลจุฬาลงกรณ์เป็นชาย 80 คน หญิง 210 คน ซึ่งมีการบันทึกส่วนสูง น้ำหนักและอายุอย่างสมบูรณ์ วิธีการประมาณนั้นใช้วิธีการของ Stepwise Multiple Regression ประมาณส่วนสูงจากอายุและน้ำหนัก โดยแยกการประมาณของชายและหญิงออกจากกัน ผลการประมาณได้สมการประมาณส่วนสูงดังนี้คือ

$$\text{ชาย : ส่วนสูง (ซม.)} = 155.9726 + 0.2170 (\text{น้ำหนัก}) - 0.1454 (\text{อายุ})$$

$$\text{หญิง : ส่วนสูง (ซม.)} = 141.6374 + 0.1643 (\text{น้ำหนัก}) + 0.0131 (\text{อายุ})$$

### 2.2 วิธีวิเคราะห์ข้อมูล

ข้อมูลที่ได้จากการคัดลอกและจากการสัมภาษณ์นั้น จะถูกนำมาตรวจสอบความสมบูรณ์แล้ว

นำไปลงรหัสตามคู่มือลงรหัสซึ่งได้สร้างไว้ก่อนแล้ว จากนั้นจะนำไปวิเคราะห์โดยวิธีการดังนี้

2.2.1 สถิติเชิงพรรณนา(Descriptive Statistics) เพื่อศึกษาลักษณะการกระจายตัวแปรต่าง ๆ ทุกตัว ทั้งในผู้ป่วยโรคหลอดเลือดหัวใจ ผู้ป่วยที่มีการเปลี่ยนแปลงที่จอร์รับภาพ และผู้ป่วยที่มีจอร์รับภาพปกติ โดยนำเล่นอนิรูปตาราง แสดงจำนวนและค่าร้อยละ

2.2.2 ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัยทางด้านประชากรว่ามีความสัมพันธ์กับปัจจัยทางด้านกายภาพและผลตรวจทางห้องปฏิบัติการหรือไม่ โดยศึกษาจากทั้ง 2 โรคแทรกซ้อนดังกล่าว การวิเคราะห์และทดสอบความสัมพันธ์นี้ใช้วิธีการของ Canonical Analysis

2.2.3 เพื่อทำนายถึงปัจจัยที่ทำให้เกิดโรคแทรกซ้อนในระบบอวัยวะต่าง ๆ โดยใช้ Discriminant Analysis เพื่อหา

2.2.3.1 สุ่มการทำนายถึงปัจจัยที่ทำให้ผู้ป่วยมีการเปลี่ยนแปลงที่จอร์รับภาพโดยใช้ผู้ป่วยที่มีจอร์รับภาพปกติเป็นกลุ่มเปรียบเทียบ

2.2.3.2 สุ่มการทำนายถึงปัจจัยที่แบ่งแยกการเกิดโรคหลอดเลือดหัวใจและการเปลี่ยนแปลงที่จอร์รับภาพ

### 2.3 การวิเคราะห์สหสัมพันธ์คาโนนิคอลล(Canonical Correlation Analysis)

ตามปกติ เมื่อเรามีตัวแปรลุ่มอยู่ 2 ตัว คือ X และ Y นั้น เราจะสามารถหาความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองได้ คือค่า  $\rho$  = สัมประสิทธิ์สัมพันธ์(Correlation Coefficient) ได้จาก

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}}$$

ซึ่งค่า  $\rho$  นี้ สามารถอธิบายว่า X และ Y มีความสัมพันธ์กันมากน้อยเพียงไร

แต่ถ้าหากเรามีค่า Y ที่ขึ้นอยู่กับค่า X หลาย ๆ ตัว วิธีการที่เราจะสามารถหาความสัมพันธ์ระหว่าง Y และ X เหล่านั้น ก็จะใช้วิธีวิเคราะห์สหสัมพันธ์พหุคูณ(Multiple Correlation)

โดยที่ให้ X เป็น เมตริกซ์ ที่ประกอบด้วย  $X_j$  หลาย ๆ ตัว

$$X = X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p$$

และ  $\hat{Y}$  เป็นค่าประมาณของผลรวมเชิงเส้น

$$\hat{Y}_j = \hat{\beta}_1 X_{1j} + \hat{\beta}_2 X_{2j} + \dots + \hat{\beta}_p X_{pj} \quad ; \quad j = 1, 2, \dots, n$$

เมื่อ  $\hat{\beta}_s \quad s = 1, 2, \dots, p$  เป็นค่าความชันของสมการ Multiple regression ซึ่งหาค่าได้จากผลการประมาณโดยวิธี least-squares อันจะทำให้เราสามารถหาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์โดยการหาค่าความสัมพันธ์อย่างง่าย (simple correlation) ระหว่าง  $\hat{Y}$  และ  $\hat{Y}$  นั้นเอง ยังมีอีกกรณีหนึ่งซึ่งนอกจากจะมีตัวแปร X หลาย ๆ ตัวแล้วยังมี Y หลาย ๆ ตัวคือ

$$Y = Y_1 \quad Y_2 \dots \dots \dots Y_q$$

แล้ววิธีการที่จะหาความสัมพันธ์ระหว่าง X หลาย ๆ ตัวและ Y หลาย ๆ ตัวเหล่านั้นก็คือวิธีวิเคราะห์สหสัมพันธ์คาโนนิคอล จะหาค่าความสัมพันธ์คาโนนิคอล (Canonical Correlation) ซึ่งหาได้จากความสัมพันธ์ระหว่างผลรวมเชิงเส้นของกลุ่มตัวแปร X และผลรวมเชิงเส้นของกลุ่มตัวแปร Y

เมื่อเรากำหนดค่า

$$\begin{aligned} X^* &= \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_p X_p \\ Y^* &= \beta_1 Y_1 + \beta_2 Y_2 + \dots + \beta_q Y_q \end{aligned} \dots \dots \dots (1)$$

สมการนี้เรายังไม่ทราบค่าของ  $\alpha_i$  และ  $\beta_j$  ที่จะทำให้ความสัมพันธ์ระหว่าง  $Y^*$  และ  $X^*$  มีค่ามากที่สุดที่จะเป็นไปได้

ถ้าเราให้  $\rho_c =$  Canonical Correlation Coefficient ระหว่าง X และ Y

$$\rho_c = \frac{\text{Cov}(X^*, Y^*)}{\sqrt{\text{Var}(X^*) \text{Var}(Y^*)}} \dots \dots \dots (2)$$

และ  $\rho_c^{(1)}$  เป็น Canonical Correlation Coefficient ที่มีค่ามากที่สุด เรียกชื่อว่า First Canonical Correlation ซึ่งเกิดจาก  $X_1^*$  และ  $Y_1^*$

$\rho_c^{(2)}$  เป็น Canonical Correlation Coefficient ที่มีค่ามากที่สุดเป็นอันดับสอง เรียกชื่อว่า Second Canonical Correlation ซึ่งเกิดจาก  $X_2^*$  และ  $Y_2^*$

$\rho_c^{(3)}$  เป็น Canonical Correlation Coefficient ที่มีค่ามากที่สุดเป็นอันดับสาม เรียกชื่อว่า Third Canonical Correlation ซึ่งเกิดจาก  $X_3^*$  และ  $Y_3^*$

⋮ ⋮ ⋮

ทำดังนี้เรื่อย ๆ ไป

$X_1^*$	และ $Y_1^*$	จะเป็น	first canonical variables
$X_2^*$	$Y_2^*$	จะเป็น	second canonical variables
$X_3^*$	$Y_3^*$	จะเป็น	third canonical variables
.	.		
.	.		
.	.		

คู่ของ canonical variable ต่าง ๆ นั้น จะมีหลักการเหมือนกัน  
กรณีที่  $q < p$  ก็จะมี Canonical Correlation ทั้งหมด  $q$  ค่า  
และ Canonical Variables ทั้งหมด  $q$  คู่

ผลลัพธ์ต่าง ๆ เหล่านี้ จะได้อามาจากหลักการต่อไปนี้คือ

เมื่อเรา assume ว่าตัวแปร  $X$  และ  $Y$  มีการแจกแจงดังนี้คือ

$X$  มี mean เป็น  $\mu_1$  และ variance เท่ากับ  $\Sigma_{11}$

$Y$  มี mean เป็น  $\mu_2$  และ variance เท่ากับ  $\Sigma_{22}$

$$\text{ให้ } \Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix}$$

โดยที่  $\Sigma_{11}$  เป็น  $p \times p$  variance matrix ของ  $X$

$\Sigma_{22}$  เป็น  $q \times q$  variance matrix ของ  $Y$

$\Sigma_{12}$  เป็น  $p \times q$  covariance matrix ของ  $X$  และ  $Y$

$\Sigma_{21}$  เป็น transpose matrix ของ  $\Sigma_{12}$

เราสามารถเขียนรายละเอียดได้เป็น

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{x_1 x_1} & \sigma_{x_1 x_2} & \dots & \sigma_{x_1 x_p} & \sigma_{x_1 y_1} & \sigma_{x_1 y_2} & \dots & \sigma_{x_1 y_q} \\ \sigma_{x_2 x_1} & \sigma_{x_2 x_2} & \dots & \sigma_{x_2 x_p} & \sigma_{x_2 y_1} & \sigma_{x_2 y_2} & \dots & \sigma_{x_2 y_q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{x_p x_1} & \sigma_{x_p x_2} & \dots & \sigma_{x_p x_p} & \sigma_{x_p y_1} & \sigma_{x_p y_2} & \dots & \sigma_{x_p y_q} \\ \hline \sigma_{x_1 y_1} & \sigma_{x_1 y_2} & \dots & \sigma_{x_1 y_p} & \sigma_{y_1 y_1} & \sigma_{y_1 y_2} & \dots & \sigma_{y_1 y_q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{x_1 y_q} & \sigma_{x_2 y_q} & \dots & \sigma_{x_p y_q} & \sigma_{y_q y_1} & \sigma_{y_q y_2} & \dots & \sigma_{y_q y_q} \end{bmatrix}$$

ถ้าเราแสดง Canonical variables ในรูปของ matrix จะได้ว่า

$$\underline{X}^* = X\alpha \dots\dots\dots(1a)$$

$$\underline{Y}^* = Y\beta$$

เมื่อ  $\underline{X}^*$  และ  $\underline{Y}^*$  เป็น vector ของ Canonical variable

X และ Y เป็น matrix ของตัวแปรสุ่มแรกเริ่ม (original random variables)

$\alpha$  เป็น Coefficient vectors ขนาด p X 1

$\beta$  เป็น Coefficient vectors ขนาด q X 1

ดังนั้น จากสมการ (2) เราสามารถเขียน Canonical Correlation Coefficient ของประชากรได้เป็น

$$\rho_c = \frac{\text{Cov}(X\alpha, Y\beta)}{\sqrt{\text{Var}(X\alpha)\text{Var}(Y\beta)}}$$

หรือ

$$\rho_c = \frac{\alpha' \Sigma_{12} \beta}{\sqrt{(\alpha' \Sigma_{11} \alpha) (\beta' \Sigma_{22} \beta)}} \dots\dots\dots(2a)$$

จะหาค่า  $\rho_c$  จากสมการ (2a) โดยที่เราต้องการให้ได้  $\rho_c$  ที่มีค่าสูงสุด ดังนั้น จะ Maximize  $\rho_c$  เกี่ยวกับ  $\alpha$  และ  $\beta$  ซึ่งวิธีดังกล่าวนี้จะทำได้ง่ายขึ้น เมื่อเราเพิ่มเงื่อนไขที่ว่า Canonical variable แต่ละตัวจะต้องมีคุณสมบัติว่า มีความแปรปรวนเป็น Unit variance คือ Variance = 1 นั่นคือ

$$\text{Var}(X^*) = \alpha' \Sigma_{11} \alpha = 1 \dots\dots\dots(3)$$

$$\text{Var}(Y^*) = \beta' \Sigma_{22} \beta = 1 \dots\dots\dots(4)$$

ซึ่งเงื่อนไขนี้จะทำให้ได้  $\rho_c = \alpha' \Sigma_{12} \beta$  ทั้งนี้ ดังนั้น เราจึง Maximize  $\rho_c$  นี้โดยวิธี Least Square Method ซึ่งจะได้ necessary conditions ดังนี้

$$\Sigma_{12}\beta - \lambda \Sigma_{11}\alpha = 0 \dots\dots\dots (5)$$

$$\Sigma_{21}\alpha - \lambda \Sigma_{22}\beta = 0 \dots\dots\dots (6)$$

เมื่อ  $\lambda$  เป็น Lagrange multiplier

คูณสมการ (5) ด้วย  $\lambda$  ได้

$$\Sigma_{12}\lambda\beta = \lambda^2 \Sigma_{11}\alpha \dots\dots\dots (7)$$

คูณสมการ (6) ด้วย  $\Sigma_{22}^{-1}$  ได้

$$\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\alpha = \lambda\beta \dots\dots\dots (8)$$

(7) แทนใน (8) ได้

$$\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\alpha = \lambda^2 \Sigma_{11}\alpha$$

คูณทั้งสองข้างด้วย  $\Sigma_{11}^{-1}$  และจัดเทอมใหม่

$$(\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21} - \lambda^2 I)\alpha = 0 \dots (9)$$

เช่นเดียวกันจะได้

$$(\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12} - \lambda^2 I)\beta = 0 \dots (10)$$

ทั้งสมการ (9) และ (10) เป็น homogeneous equations ซึ่งเราสามารถหาค่าตอบได้ แต่จากการที่เราได้กำหนดไว้ก่อนแล้วว่า  $q \leq p$  เล่มอ ดังนั้น จึงมี degree of the characteristic equation ทั้งหมด  $q$  ค่า ซึ่งถ้าหากเราทราบค่า  $\lambda^2$  และ  $\beta$  แล้ว เราก็จะสามารถหา  $\alpha$  ได้จากสมการ (5)

เนื่องจาก

$$\alpha = \frac{\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12}\beta}{\lambda} \dots\dots\dots (11)$$

จากสมการ (5) คูณด้วย  $\alpha'$  ได้

$$\alpha' \Sigma_{12} \beta = \lambda \alpha' \Sigma_{11} \alpha$$

จากสมการ (6) คูณด้วย  $\beta'$  ได้

$$\beta' \Sigma_{21} \alpha = \lambda \beta' \Sigma_{22} \beta$$

$$\text{เนื่องจาก } \alpha' \Sigma_{11} \alpha = \beta' \Sigma_{22} \beta = 1$$

$$\text{ดังนั้น จะได้ } \alpha' \Sigma_{12} \beta = \beta' \Sigma_{21} \alpha = \lambda \dots \dots (12)$$

ดังนั้น จากสมการ (2a) จะได้ว่า  $\alpha' \Sigma_{12} \beta = \lambda$  เป็น Canonical Correlation ภายใต้เงื่อนไขของ (3) และ (4) นั่นคือ

$$\rho_c = \lambda = \alpha' \Sigma_{12} \beta$$

ถ้าหากถอดรากที่สองของ characteristic root ที่มีค่ามากที่สุดของสมการ (9) หรือ (10) ก็จะได้ first canonical correlation

$$\lambda^2 = \text{characteristic root}$$

จากสมการ (10) สามารถหาค่า  $\lambda^2$  และ  $\beta$  ได้ และจาก (11) สามารถหาค่า  $\alpha$  ได้ ให้  $\lambda_1^2 > \lambda_2^2 > \dots > \lambda_q^2$  เป็น characteristic roots ของสมการ (10)

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q$  เป็น characteristic vectors ที่สัมพันธ์กับ characteristic root  $\lambda_i^2$  ดังกล่าว

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$  เป็น characteristic vectors ซึ่งคำนวณได้จาก การแทนค่า  $\lambda_i$  และ  $\beta_i$  ลงใน (11)

ดังนั้น Canonical Correlation Coefficient ที่  $i$  คือ  $\lambda_i$

และ set ของ canonical variables ก็คือ  $X_i^* = X\alpha_i$

$$Y_i^* = Y\beta_i$$



Canonical Correlation Coefficient นี้มีคุณสมบัติเช่นเดียวกับ simple correlation coefficient กล่าวคือ ค่า absolute value ของ canonical correlation coefficient จะมีค่าอยู่ระหว่าง 0 และ 1 และจะไม่เปลี่ยนค่า (invariant) แม้ว่าจะเปลี่ยนหน่วยการวัดก็ตาม

การคำนวณ เนื่องจากคุณสมบัติดังกล่าวข้างต้นของ Canonical Correlation Coefficients ดังนั้น เมื่อไม่ทราบค่า  $\Sigma$  เราจะประมาณ  $\Sigma$  ด้วย  $S$  แทน

$$S = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22} \end{bmatrix}$$

เมื่อ  $S$  เป็น covariance matrix ของตัวอย่าง หรือ

$$R = \begin{bmatrix} R_{11} & R_{12} \\ R_{21} & R_{22} \end{bmatrix}$$

เมื่อ  $R$  เป็น correlation matrix ของตัวอย่าง

$R_{11}$  เป็น matrix ขนาด  $p \times p$  ซึ่งแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร  $X$   $p$  ตัว

$R_{22}$  เป็น matrix ขนาด  $q \times q$  ซึ่งแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร  $Y$   $q$  ตัว

$R_{12}$  เป็น matrix ขนาด  $p \times q$  ซึ่งแสดงความสัมพันธ์ระหว่าง  $X$  และ  $Y$

$$R_{21} = R'_{12}$$

ค่าของ Canonical Correlation Coefficients ที่คำนวณจาก  $S$  หรือ  $R$  นั้นจะได้ผลเช่นเดียวกัน แต่ค่า  $\alpha_i$  และ  $\beta_i$  นั้นจะได้ไม่เหมือนกัน กล่าวคือ



ถ้าหากค่าพารามิเตอร์  $\alpha_i$  และ  $\beta_i$  จาก S matrix แล้ว ค่าที่ได้นั้นจะเป็นค่าตัวแปรแรกเริ่ม (original variables)

ถ้าหากค่าพารามิเตอร์ จาก R matrix ค่าที่ได้จะเปลี่ยนอยู่ในรูปตัวแปรมาตรฐาน (Standardized original variables)

อย่างไรก็ตามเราก็สามารถที่จะเปลี่ยนค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้จากการใช้ R นั้นไปเป็นค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จาก S ได้ ดังจะเห็นได้จาก

$$\begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{s_{11}}} & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sqrt{s_{22}}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{11} & s_{12} \\ s_{21} & s_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{s_{11}}} & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sqrt{s_{22}}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & R_{12} \\ R_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

ดังนั้น เมื่อเราเอา diagonal matrix ของส่วนกลับของค่า standard deviation มาคูณทั้งหน้าและหลังของ Covariance Matrix แล้ว เราก็จะสามารถหาค่าของ correlation matrix  $\alpha, \beta$  ได้ คือ

$$\text{ถ้า } \alpha_{i1}^*, \alpha_{i2}^*, \dots, \alpha_{ip}^* \text{ และ } \beta_{i1}^*, \beta_{i2}^*, \dots, \beta_{iq}^* ;$$

$$i = 1, 2, \dots, q$$

เป็นค่าที่คำนวณได้จากค่า R แล้ว เราจะสามารถหาค่า  $\alpha, \beta$  ซึ่งคำนวณได้จาก S ได้โดยการหารแต่ละค่าสัมประสิทธิ์เหล่านั้นด้วยค่า standard deviation ของตัวแปรแรกเริ่ม (original variable) นั่นคือ เราเพียงคำนวณ

$$\alpha_{i1}^* / s_{x_{11}}, \alpha_{i2}^* / s_{x_{22}}, \alpha_{i3}^* / s_{x_{33}}, \dots, \alpha_{ip}^* / s_{x_{pp}}$$

และ  $\beta_{i1}^* / s_{y_{11}}, \beta_{i2}^* / s_{y_{22}}, \dots, \beta_{iq}^* / s_{y_{qq}}$

### 2.3.1 การทดสอบนัยสำคัญของการวิเคราะห์สหสัมพันธ์คาโนนิคัล

เมื่อทำการวิเคราะห์สหสัมพันธ์คาโนนิคัลเสร็จเรียบร้อยแล้ว สิ่งที่เราจะได้คือ

(1)  $\rho_c$

(2)  $\alpha$  และ  $\beta$

ค่าของ  $\alpha$  และ  $\beta$  ก็จะสอดคล้องกับ  $\lambda^2$  ของเมตริกซ์  $\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}$  โดยที่  $\lambda^2$  ก็คือความแปรปรวนที่ร่วมกันของตัวแปรทั้งสองชุดนั่นเอง ด้วยเหตุนี้ก็จะมี  $\alpha$  และ  $\beta$  อยู่หลายชุดด้วยกัน ดังนั้นสิ่งที่เราจะต้องคำนึงถึงคือ Canonical variables ทั้ง  $q$  คู่ นั้นมีความสัมพันธ์กันหรือไม่ คือต้องมีการทดสอบสมมติฐานที่ว่า ตัวแปรทั้งสองชุดนั้นมีความสัมพันธ์กันหรือไม่ นั่นคือทดสอบว่า  $\Sigma_{12}$  หรือ  $\Sigma_{21} = 0$  หรือไม่

$$H_0 : \Sigma_{12} = 0$$

$$H_0 : \Sigma_{21} = 0$$

หรือ

$$H_a : \Sigma_{12} \neq 0$$

$$H_a : \Sigma_{21} \neq 0$$

จะใช้วิธีการทดสอบของ Bartlett ดังนี้

### 2.3.1.1 วิธีทดสอบของ Bartlett

โดยกำหนด  $\Lambda_0$  (lambda) จาก

$$\Lambda_0 = \frac{1}{\prod_{i=1}^q \left[ 1 + \frac{\lambda_i^2}{(1-\lambda_i)^2} \right]}$$

$$= \frac{1}{\prod_{i=1}^q \left[ \frac{1}{(1-\lambda_i^2)} \right]}$$

$$= \prod_{i=1}^q (1-\lambda_i^2)$$

ค่า  $\Lambda_0$  ที่คำนวณได้ จะนำมาหาค่า Bartlett  $V_0$  จากสูตร

$$V_0 = - \left[ n-1-\frac{1}{2}(p+q+1) \right] \ln \Lambda_0$$

ซึ่ง  $V_0$  จะมีการกระจายเป็น โค-สแควร์ โดยมีองศาอิสระ (d.f) = pq ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  จะนำมาเปรียบเทียบกับ  $\chi^2_{\alpha, pq}$  จากตาราง  
 ถ้าค่า  $V_0$  ที่คำนวณได้มากกว่า  $\chi^2_{table}$  แล้ว เราจะสรุปได้ว่า  $\rho_c^{(1)}$  ซึ่งเป็น first canonical correlation coefficient นั้น ไม่เท่ากับ 0 และเราจะทดสอบความสัมพันธ์ของ  $\rho_c$  ของคู่ที่เหลือต่อไป คือ

$$\Lambda_1 = \prod_{i=2}^q (1 - \lambda_i^2)$$

อันจะนำไปสู่ Barlett  $V_1$  ดังนี้

$$V_1 = - \left[ n - 2 - \frac{1}{2}(p+q+1) \right] \ln \Lambda_1$$

ซึ่งจะมีการกระจายเป็น  $\chi^2$  ด้วยองศาอิสระ = (p-1)(q-1) การสรุปผลจะทำเหมือน  $V_0$ .

ดังนั้นถ้าหากมี k canonical correlation coefficients ที่ทดสอบแล้วปรากฏว่ามีนัยสำคัญส่วนที่เหลือก็จะถูกทดสอบว่า (q-k) canonical correlation coefficient เหล่านั้นจะเท่ากับ 0 หรือไม่ กล่าวคือ

$$\Lambda_k = \prod_{i=(k+1)}^q (1 - \lambda_i^2)$$

ซึ่งจะได้  $V_k = - \left[ n - 1 - k - \frac{1}{2}(p+q+1) \right] \ln \Lambda_k$

มีการกระจายเป็น  $\chi^2$  ด้วยองศาอิสระ = (p-k)(q-k)

ในการประมวลผลด้วยโปรแกรมสำเร็จรูป SPSS นั้น ผลลัพธ์ที่ได้จะมีค่า significance หรือ p-value ซึ่งเป็นค่าของความน่าจะเป็นที่จะไม่ยอมรับ  $H_0$  เมื่อ  $H_0$  จริง ในกรณีที่เราจะทดสอบสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ  $\alpha = 0.05$  นั้น เราอาจใช้ค่า p-value มาเปรียบเทียบกับ  $\alpha = 0.05$  เพื่อใช้เป็นเกณฑ์ในการตัดสินใจว่าจะยอมรับสมมติฐาน  $H_0$  หรือไม่

โดยที่ ถ้าค่า p value < 0.05 จะไม่ยอมรับ  $H_0$

p value > 0.05 จะยอมรับ  $H_0$

## 2.4 การวิเคราะห์ค่าแยกประเภท (Discriminant Analysis)

เป็นวิธีการวิเคราะห์ทางสถิติโดยมีจุดมุ่งหมายที่จะคัดเลือกตัวแปรชุดหนึ่ง ซึ่งนักวิจัยคิดว่าตัวแปรชุดนี้มีความสัมพันธ์กับสิ่งที่ต้องการศึกษา จนถึงขั้นที่ใช่ตัวแปรชุดนี้เป็นตัวแบ่งแยกประชากรออกเป็นกลุ่มต่าง ๆ ได้อย่างชัดเจน โดยประชากรแต่ละกลุ่มนั้นจะมีตัวแปรที่สัมพันธ์กับชุดตัวแปรที่ใช่แบ่งแยกกลุ่มนั้น ซึ่งเราเรียกชุดตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ในรูปของสมการว่า สมการจำแนกประเภท

จำนวนสมการที่ได้จะน้อยกว่าจำนวนกลุ่มของประชากรที่ต้องการจำแนก 1 กลุ่มเสมอหรือถ้ามีจำนวนกลุ่มมากกว่าจำนวนตัวแปร จำนวนสมการจะเท่ากับจำนวนตัวแปรที่จะใช้จำแนกประเภท (discriminant variables)

### 2.4.1. ขั้นตอนในการวิเคราะห์ค่าแยกประเภท มี 2 ส่วนคือ

1. การคัดเลือกตัวแปรชุดหนึ่ง เพื่อใช้ในการแบ่งแยกประชากรออกเป็นกลุ่มต่าง ๆ กันได้อย่างชัดเจน สมการนี้คือ สมการจำแนกประเภท (Discriminant function)
2. การจำแนกตัวอย่างที่ได้ศึกษามานั้นเข้าเป็นสมาชิกของประชากรกลุ่มหนึ่ง ๆ ได้โดยอาศัยสมการจำแนกประเภทเป็นเครื่องช่วยระบุจำแนกประเภท

ในกรณีที่มีประชากร 2 กลุ่ม จะใช้วิธีการของ Fisher มาดำเนินการขั้นตอนทั้ง 2 ดังกล่าวคือ กำหนดให้

$\pi_1$  เป็นประชากรกลุ่มที่ 1

$\pi_2$  เป็นประชากรกลุ่มที่ 2

เราศึกษาตัวแปร  $X$  ทั้งหมด  $p$  ตัวคือ

$$X' = [X_1, X_2, \dots, X_p]$$

วิธีการของ Fisher นั้นจะแปลงตัวแปร  $X$  เหล่านี้ไปเป็นค่าตัวแปรเพียงตัวเดียวคือ  $Y$  โดยที่  $Y_1$  และ  $Y_2$  นี้เป็นค่าสังเกตที่ได้จากประชากร  $\pi_1$  และ  $\pi_2$  ตามลำดับ

กำหนดให้  $\mu_{1y} =$  ค่าเฉลี่ยของค่า  $Y$  ซึ่งได้มาจากค่า  $X$  ของประชากร  $\pi_1$

$\mu_{2y} =$  ค่าเฉลี่ยของค่า  $Y$  ซึ่งได้มาจากค่า  $X$  ของประชากร  $\pi_2$

$$\begin{aligned} \mu_1 &= E(X/\pi_1) = \text{ค่าคาดหวังของตัวแปร } X \\ &\quad \text{ที่มาจากระยะห่าง } \pi_1 \\ \mu_2 &= E(X/\pi_2) = \text{ค่าคาดหวังของตัวแปร } X \\ &\quad \text{ที่มาจากระยะห่าง } \pi_2 \end{aligned} \dots (1)$$

และโควาเรียนซ์ เมทริกซ์ คือ

$$\Sigma = E(X-\mu_i)(X-\mu_i)'; \quad i = 1, 2 \dots (2)$$

เราพิจารณาผลรวมเชิงเส้น

$$Y = \beta'X \dots (3)$$

(1x1)    (1xp)    (px1)

ดังนั้น จะได้

$$\begin{aligned} \mu_{1y} &= E(Y/\pi_1) = E(\beta'X/\pi_1) = \beta'\mu_1 \\ \mu_{2y} &= E(Y/\pi_2) = E(\beta'X/\pi_2) = \beta'\mu_2 \end{aligned} \dots (4)$$

และค่าความแปรปรวนของ Y จากทั้ง 2 ระยะห่างนั้นคือ

$$\begin{aligned} \sigma_y^2 &= \text{Var}(\beta'X) = \beta' \text{Cov}(X) \beta \\ &= \beta' \Sigma \beta \dots (5) \end{aligned}$$

วิธีการของ Fisher คือจะพยายามหาผลรวมเชิงเส้นของค่า X ซึ่งจะทำให้ระยะทางระหว่าง  $\mu_{1y}$  และ  $\mu_{2y}$  มีค่ามากที่สุดที่จะเป็นไปได้

ค่าผลรวมเชิงเส้นซึ่งดีที่สุดจะต้องมีคุณสมบัติในการแบ่งแยกประชากรทั้ง 2 กลุ่มออกจากกันได้มากที่สุด ซึ่งวิธีการที่จะได้ผลรวมเชิงเส้นที่ดีนั้นก็โดยการหาค่า  $\beta$  ที่ทำให้อัตราส่วน

(ระยะทางระหว่างค่าเฉลี่ยของ Y)<sup>2</sup> มีค่ามากที่สุด

ความแปรปรวนของ Y

$$\begin{aligned} \text{ให้ } f &= \frac{(\text{ระยะทางระหว่างค่าเฉลี่ยของ Y})^2}{\text{ความแปรปรวนของ Y}} \\ &= \frac{(\mu_{1y} - \mu_{2y})^2}{\sigma_y^2} \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 &= \frac{(\beta' \mu_1 - \beta' \mu_2)^2}{\beta' \Sigma \beta} \\
 &= \frac{\beta' (\mu_1 - \mu_2) (\mu_1 - \mu_2)' \beta}{\beta' \Sigma \beta} \dots\dots\dots (6)
 \end{aligned}$$

ค่า  $\beta$  ที่ได้จะมีค่ามากที่สุดโดย

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = 0$$

จะได้  $c(\mu_1 - \mu_2) - \Sigma \beta = 0$

$$\beta = c \Sigma^{-1} (\mu_1 - \mu_2)$$

กำหนดให้  $c = 1$

จะได้  $\beta = \Sigma^{-1} (\mu_1 - \mu_2)$

ดังนั้น จะได้ผลรวมเชิงเส้นเป็น

$$Y = \beta' X = (\mu_1 - \mu_2)' \Sigma^{-1} X \dots\dots\dots (7)$$

โดยที่เราสมมติว่า  $\Sigma$  เป็น positive definite เมตริกซ์

ค่า  $Y$  ที่ได้นี้เรียกว่า Fisher's linear discriminant function

สมการ  $Y = (\mu_1 - \mu_2)' \Sigma^{-1} X$  นี้เราสามารถทำให้เป็นตัวจำแนกค่าสังเกตที่

ได้มานั้นว่าจะอยู่ในประชากรกลุ่ม  $\pi_1$  หรือ  $\pi_2$  ได้ โดยให้

$$Y_0 = (\mu_1 - \mu_2)' \Sigma^{-1} X_0$$

เป็นค่าของ discriminant function ของค่าสังเกต  $X_0$  และให้

$$\begin{aligned}
 m &= \frac{1}{2} (\mu_{1y} + \mu_{2y}) \\
 &= \frac{1}{2} (\beta' \mu_1 + \beta' \mu_2)
 \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{2}(\mu_1 - \mu_2)' \Sigma^{-1} (\mu_1 + \mu_2) \dots\dots\dots (8)$$

เป็นจุดกึ่งกลางระหว่างค่าเฉลี่ยของค่า Y จากทั้ง 2 ประชากร

เราสามารถเขียนกฎการจำแนกประเภทหรือกล่าวได้ดังนี้ คือ

จะจัด  $X_0$  ให้อยู่ใน  $\Pi_1$  ถ้าหากว่า  $Y_0 = (\mu_1 - \mu_2)' \Sigma^{-1} X_0 \geq m$  \dots (9)

จะจัด  $X_0$  ให้อยู่ใน  $\Pi_2$  ถ้าหากว่า  $Y_0 = (\mu_1 - \mu_2)' \Sigma^{-1} X_0 < m$

ในทางปฏิบัตินั้นค่า  $\mu_1$ ,  $\mu_2$  และ  $\Sigma$  เป็นค่าที่เรามักจะไม่สามารถทราบ ดังนั้นถ้าเรา  
 ลุ่มตัวอย่างจาก  $\Pi_1$  และ  $\Pi_2$  มาเป็นจำนวน  $n_1$  และ  $n_2$  แล้ว โดยที่เราวัดค่าสังเกต

$$\begin{aligned} X' &= [X_1, X_2, \dots, X_p] \text{ เราจะได้ว่า} \\ X_1 &= [X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}] \\ & \text{(pXn}_1\text{)} \\ X_2 &= [X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}] \\ & \text{(pXn}_2\text{)} \end{aligned} \dots\dots\dots (10)$$

ดังนั้น จากตัวอย่างดังกล่าวจะได้เวกเตอร์ของค่าเฉลี่ยและเมทริกซ์ของโควา-  
 เรียนซ์เป็น

$$\begin{aligned} \bar{X}_1 &= \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} X_{1j} ; \bar{X}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} X_{2j} \\ & \text{(pX1)} \qquad \qquad \qquad \text{(pX1)} \\ S_1 &= \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{j=1}^{n_1} (X_{1j} - \bar{X}_1)(X_{1j} - \bar{X}_1)' \\ & \text{(pXp)} \\ S_2 &= \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (X_{2j} - \bar{X}_2)(X_{2j} - \bar{X}_2)' \\ & \text{(pXp)} \end{aligned}$$

เนื่องจากเราได้ล้มมติไว้ก่อนแล้วว่า เมทริกซ์ของโควาเรียนซ์ของประชากรทั้ง  
 2 เป็นค่าเดียวกันคือ  $\Sigma$  ดังนั้น จากตัวอย่างจะได้เมทริกซ์โควาเรียนซ์เป็น  $S_1$  และ  $S_2$  ซึ่งเมื่อ



เรานำมารวมกัน (pooled) ก็จะได้  $S_{pooled}$  เป็นค่าตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงของ  $\Sigma$  ดังนี้คือ

$$S_{pooled} = \left[ \frac{n_1-1}{(n_1-1)+(n_2-1)} \right] S_1 + \left[ \frac{n_2-1}{(n_1-1)+(n_2-1)} \right] S_2$$

$$= \frac{(n_1-1)S_1+(n_2-1)S_2}{(n_1+n_2-2)} \dots\dots\dots(12)$$

ดังนั้น ค่าของ  $\bar{X}_1, \bar{X}_2$  และ  $S_{pooled}$  จะแทนลงไปใน (7) ทำให้ได้

Fisher's Sample Linear Discriminant Function ดังนี้คือ

$$y' = \hat{\beta}'x$$

$$= (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' S_{pooled}^{-1} x \dots\dots\dots(13)$$

และค่าจุดกึ่งกลางระหว่างตัวแปร  $\bar{Y}_1 = \hat{\beta}'\bar{X}_1$  และ  $\bar{Y}_2 = \hat{\beta}'\bar{X}_2$  จะเขียนได้เป็น

$$\hat{m} = \frac{1}{2} (\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2)$$

$$= \frac{1}{2} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' S_{pooled}^{-1} (\bar{X}_1 + \bar{X}_2) \dots\dots\dots(14)$$

กฎการจำแนกประเภทจะเขียนได้ว่า ถ้า

$$y_o = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' S_{pooled}^{-1} x_o$$

$Y_o$  จะถูกจัดให้อยู่ใน  $\pi_1$  ถ้าหากว่า  $y_o \geq \hat{m}$

$Y_o$  จะถูกจัดให้อยู่ใน  $\pi_2$  ถ้าหากว่า  $y_o < \hat{m}$

จากสมการ เราสามารถเขียนได้เป็น

$$y = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots\dots\dots + \beta_p x_p$$

ค่า  $\beta_1, \beta_2, \dots\dots\dots, \beta_p$  จะเป็นค่าแสดงถึงความสำคัญของตัวแปร  $x_1, x_2, \dots\dots, x_p$

ซึ่งโดยปกติ  $x_i$  แต่ละค่านั้นจะมีหน่วยไม่เหมือนกัน การเปรียบเทียบค่า  $\beta_i$  เหล่านี้จะทำได้ก็โดยการปรับค่า  $\beta_i$  เหล่านี้ให้เป็นมาตรฐาน (standardized) เสียก่อน



ไม่นั้น เราสามารถดูได้จากค่า miss classification error ซึ่งเราทราบได้จากการที่เปรียบเทียบว่าสิ่งที่เราศึกษาอยู่นั้นเป็นสมาชิกของประชากรกลุ่มหนึ่ง และเมื่อใช้สมการจำแนกประเภทมาตัดการจำแนกแล้วกลับไปเป็นสมาชิกของอีกกลุ่มหนึ่ง ซึ่งทำให้ได้ผลที่ผิดจากความเป็นจริงไป

#### 2.4.2 วิธีการคัดเลือกตัวแปรเข้าไปในสมการจำแนกประเภท (Selection of Variables)

จากที่กล่าวมาแล้วข้างต้นนั้นเป็นหลักการโดยทั่ว ๆ ไปของวิธีการสร้างสมการจำแนกประเภท ในกรณีที่หากว่าในการวิจัยนั้น มีตัวแปรเป็นจำนวนมาก การคัดเลือกตัวแปรให้เหลือจำนวนน้อยที่สุด แต่มีความสามารถในการใช้เป็นตัวจำแนกมากที่สุดนั้น เราสามารถทำได้โดยใช้วิธีการคัดเลือกตัวแปรทีละตัว โดยที่จะหาตัวแปรที่ดีที่สุดตัวแรก และตัวแปรที่ดีที่สุดตัวที่สองที่จะทำให้สมการจำแนกประเภทมีความสามารถจำแนกประเภทได้ดีที่สุด จากนั้นก็จะเลือกตัวที่สามและตัวต่อไป ที่จะช่วยการจำแนกให้ดีขึ้นตามลำดับ ในแต่ละขั้นตอนตัวแปรที่ได้รับการคัดเลือกมาก่อนแล้วนั้น อาจถูกตัดทิ้งไปหากพบว่าเมื่อนำมารวมกับตัวแปรตัวอื่น ๆ แล้วไม่ช่วยให้สมการจำแนกประเภทได้ดีขึ้น วิธีการนี้เรียกว่าวิธีการสร้างสมการจำแนกประเภทแบบขั้นตอน (Stepwise discriminant analysis)

วิธีการคัดเลือกตัวแปรแบบขั้นตอนนี้เป็นวิธีการคัดเลือกตัวแปรอิสระทีละตัวตามอำนาจการจำแนกของตัวแปรนั้น โดยที่ตัวแปรตัวแรกที่ถูกเลือกเข้าไปนั้นจะมีอำนาจในการจำแนกสูงสุด เมื่อเทียบกับตัวแปรอื่น ๆ ตัวแปรที่เหลือก็จะถูกคัดเลือกเช่นเดียวกัน ทำเช่นนี้จนกระทั่งถึงเกณฑ์หนึ่ง ๆ ซึ่งเราได้กำหนดไว้ว่าตัวแปรที่เหลือนั้นจะไม่สามารถเข้าไปในสมการจำแนกได้อีกแล้ว วิธีการนี้จะคล้ายคลึงกับวิธีการวิเคราะห์ถดถอยพหุแบบขั้นตอน (stepwise multiple regression analysis) ซึ่งโดยปกติเกณฑ์ที่ใช้คือ

$$\text{กำหนดให้ } \hat{\chi}_p^2 = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' S_{\text{pooled}}^{-1} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \text{ เป็นค่าที่เกิดจากตัวแปร } p \text{ ตัว}$$

$$\hat{\chi}_{p+q}^2 = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' S_{\text{pooled}}^{-1} (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \text{ เป็นค่าที่เกิดจากตัวแปร } p+q \text{ ตัว}$$

เราจะกล่าวได้ว่าตัวแปร  $q$  ตัวที่เพิ่มขึ้นมานั้น จะไม่มีอำนาจในการจำแนก นั่นคือ ไม่ได้ช่วยให้สมการจำแนกเดิมที่ใช้ตัวแปรอยู่  $p$  ตัวแล้วนั้นมีประสิทธิภาพดีขึ้น ถ้าหากว่า

$$F = \frac{n_1+n_2-p-q-1}{q} \times \frac{m(\hat{\lambda}_{p+q} - \hat{\lambda}_p)}{1+m\hat{\lambda}_p} < F_{\alpha, q, n_1+n_2-p-q-1}$$

โดยที่  $n_1$  = จำนวนตัวอย่างจากประชากร  $\pi_1$

$n_2$  = จำนวนตัวอย่างจากประชากร  $\pi_2$

$$m = \frac{n_1 n_2}{(n_1+n_2)(n_1+n_2-2)}$$

$q$  = ค่าตัวแปรที่จะเข้าไปในสมการจำแนก ในที่มีโดยวิธีแบบขั้น  
ตอน  $q$  จึงมีค่าเป็น 1 เสมอ

$p$  = จำนวนตัวแปรที่มีอยู่เต็มแล้วในสมการจำแนก

$\alpha$  = ระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้

จากวิธีการดังกล่าวข้างต้น จะทำให้ได้สมการจำแนกประเภทและค่า eigenvalue ซึ่งเป็นค่าที่ได้จากขั้นตอนการหาสมการวิเคราะห์ค่าแยกประเภทโดยเป็นค่าความแปรปรวนของค่า  $Y$  ซึ่งได้จากการแปลงรูป (Transform) จากค่า  $X$  ต่าง ๆ ( $X_1, X_2, \dots, X_p$ ) เป็นค่าที่ใช้วัดความสำคัญเชิงเปรียบเทียบของสมการที่ได้ โดยที่สมการวิเคราะห์ค่าแยกประเภทที่ได้มานั้น ได้ตามลำดับความสำคัญของค่า eigenvalue ต่าง ๆ จากมากที่สุดและรองลงไปตามลำดับ ค่าผลรวมของ eigenvalue ทั้งหมดนั้นเป็นค่าของความแปรปรวนรวม (Total variance) ทั้งหมดของตัวแปรจำแนกประเภท (ตัวแปร  $X$ ) ค่า eigenvalue แต่ละค่าจึงคิดเป็นอัตราส่วนร้อยละของค่ารวมของ eigenvalue ทั้งหมด ทำให้สามารถใช้อ้างอิงถึงความสำคัญเชิงเปรียบเทียบของสมการจำแนกประเภทได้

#### 2.4.3 การทดสอบนัยสำคัญของสมการจำแนกประเภท

เมื่อเราได้สมการจำแนกประเภทมาแล้ว เราอยากทราบว่าสมการนี้สามารถมีอำนาจในการจำแนกกลุ่มได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหรือไม่ เราสามารถทดสอบได้จาก

$$V_m = \left[ N-1-(p+k)/2 \right] \ln(1+\lambda_m)$$

โดยที่  $V_m$  จะมีการกระจายเป็นแบบ Chi-Square ที่มี d.f. =  $p+k-2m$

$V$  คือ Bartlett V Statistic

$N$  คือ จำนวนตัวอย่างทั้งหมดจากประชากรทั้ง 2 กลุ่ม

$p$  คือ จำนวนตัวแปรทั้งหมด

$k$  คือ จำนวนกลุ่ม

$\lambda_m$  คือ Eigenvalues ต่าง ๆ เช่น ค่าตัวที่ 1, 2, .....,  $m$

ค่า  $\lambda_m$  นี้ คำนวณได้จาก

$$|A - \lambda_m I| = 0$$

เมื่อ  $A$  คือ โควาเรียนซ์ เมตริกซ์ของ  $X$

ค่า  $\lambda_m$  นี้จะเลือกเอาเฉพาะค่าที่ไม่เป็นศูนย์

ถ้าค่า  $V_m$  ที่คำนวณได้มากกว่าค่า Chi-Square ที่ระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้แล้ว แสดงว่าสมการนี้สามารถใช้จำแนกกลุ่มได้อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ศูนย์วิทยทรัพยากร  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย