

## บทที่ 2

### ผลงานวิจัยและงานเขียนอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง

การวิจัยนี้เป็นการศึกษาเปรียบเทียบความสามารถในการควบคุมความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่ากำลังการทดสอบของวิธีทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบ 3 วิธี คือวิธีของเดรปเปอร์และสมิทธี วิธีของชูและยาง และวิธีของมิลเลอร์และนีลล์ กรณีข้อมูลไม่มีการทำซ้ำ โดยมีทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง ดังนี้

#### การวิเคราะห์การถดถอย

การวิเคราะห์การถดถอยเป็นวิธีการสร้างตัวแบบถดถอยสำหรับใช้ประมาณค่าหรือพยากรณ์ตัวแปรตาม (Dependent variable or response variable) นิยมเขียนแทนด้วย  $Y$  จากตัวแปรอิสระหรือตัวแปรพยากรณ์ (Independent variable or predictor variable) นิยมเขียนแทนด้วย  $X$  ในกรณีตัวแปรอิสระมีหนึ่งตัว เรียกว่า การวิเคราะห์การถดถอยเชิงเดียว (Simple regression) แต่ในบางกรณีตัวแปรอิสระอาจมีตั้งแต่สองตัวขึ้นไป เรียกว่า การวิเคราะห์การถดถอยเชิงพหุ (Multiple regression)

ตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นเชิงเดียว (Simple linear regression model) เขียนได้เป็น

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$$

เมื่อ  $Y$  แทน ตัวแปรตามหรือตัวแปรที่สนใจศึกษา

$X$  แทน ตัวแปรอิสระ

$\beta_0, \beta_1$  แทน ค่าพารามิเตอร์

$\varepsilon$  แทน ความคลาดเคลื่อนสุ่ม (Random error)

หรือเขียนในรูปเมทริกซ์ได้ดังนี้

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

เมื่อ  $Y$  แทน เมทริกซ์ของตัวแปรตามขนาด  $n \times 1$

$X$  แทน เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระขนาด  $n \times (k+1)$

$\beta$  แทน เมทริกซ์ของค่าพารามิเตอร์ในสมการถดถอยขนาด  $(k+1) \times 1$

$\varepsilon$  แทน เมทริกซ์ของความคลาดเคลื่อนสุ่มขนาด  $n \times 1$

$n$  แทน จำนวนข้อมูลที่ศึกษา

$k$  แทน จำนวนตัวแปรอิสระ

โดย

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2k} \\ 1 & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{nk} \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

โดยทั่วไปจะไม่ทราบค่า  $\beta_i$ ,  $i = 0, 1, \dots, k$  จึงนิยมใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least squares method) ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ เนื่องจากตัวประมาณที่ได้มีคุณสมบัติเป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงที่มีความแปรปรวนต่ำสุด ตัวประมาณพารามิเตอร์ที่ได้จากวิธีนี้ทำให้ผลรวมของกำลังสองของผลต่างระหว่างจุดต่าง ๆ ของข้อมูลกับเส้นถดถอยมีค่าน้อยที่สุด

ค่าพารามิเตอร์  $\boldsymbol{\beta}$  สามารถประมาณได้ด้วย  $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}$  จะได้สมการถดถอยเป็น  $\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$  เมื่อ  $\hat{\mathbf{Y}}$  เป็นค่าพยากรณ์ของ  $\mathbf{Y}$

ผลต่างระหว่าง  $\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}}$  เรียกว่าเรซิดวล (Residual) แทนด้วย  $\mathbf{e}$  ซึ่งใช้เป็นตัวประมาณของ  $\boldsymbol{\varepsilon}$

ให้ SSE คือ ผลรวมกำลังสองของความแตกต่างระหว่างค่าจริง  $\mathbf{Y}$  กับค่าพยากรณ์

$$\hat{\mathbf{Y}} \quad \text{นั่นคือ} \quad \text{SSE} = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \mathbf{e}\mathbf{e}'$$

ให้ MSE คือ ค่าเฉลี่ยกำลังสองของความคลาดเคลื่อน (Mean square error)

$$\text{MSE} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n - k - 1} = \frac{\mathbf{e}\mathbf{e}'}{n - k - 1}$$

MSE เป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงของความแปรปรวน

โดยที่  $n$  แทน จำนวนข้อมูลที่ศึกษา

$k$  แทน จำนวนตัวแปรอิสระ

ในการวิเคราะห์การถดถอยจะมีข้อตกลงเบื้องต้นเกี่ยวกับความคลาดเคลื่อนสุ่ม ดังนี้

1. ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ( $\varepsilon_i$ ) เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma^2$  นั่นคือ

$$E(\varepsilon_i) = 0 \quad , \quad V(\varepsilon_i) = \sigma^2$$

2. ความคลาดเคลื่อนสุ่มไม่มีความสัมพันธ์กัน (Uncorrelated) นั่นคือ

$$\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad \text{เมื่อ } i \neq j \quad ; \quad i, j = 1, 2, \dots, n$$

ขั้นตอนการวิเคราะห์การถดถอยมีดังนี้

1. นำข้อมูลตัวแปรอิสระ  $X$  และตัวแปรตาม  $Y$  แต่ละตัว มาเขียนแผนภาพกระจาย (Scatter plot) เพื่อดูรูปแบบความสัมพันธ์อย่างคร่าว ๆ

2. หาสมการถดถอยที่เหมาะสมกับความสัมพันธ์ของข้อมูล โดยประมาณค่าพารามิเตอร์ที่เกี่ยวข้อง

3. ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบที่ได้จากข้อ 2 ถ้าพบว่าตัวแบบไม่เหมาะสม ต้องหาตัวแบบใหม่ที่เหมาะสมกับข้อมูล

4. นำสมการที่ได้ไปใช้ในการพยากรณ์

### การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบอาจแบ่งได้เป็น 3 กรณี คือ

1. ในกรณีที่ทราบค่า  $\sigma^2$  การตรวจสอบความถูกต้องของตัวแบบสามารถทำได้โดยการเปรียบเทียบค่า MSE กับ  $\sigma^2$  ถ้า  $MSE > \sigma^2$  อย่างมีนัยสำคัญแสดงว่าตัวแบบที่กำหนดน่าจะไม่ถูกต้อง ควรพิจารณาตัวแบบใหม่

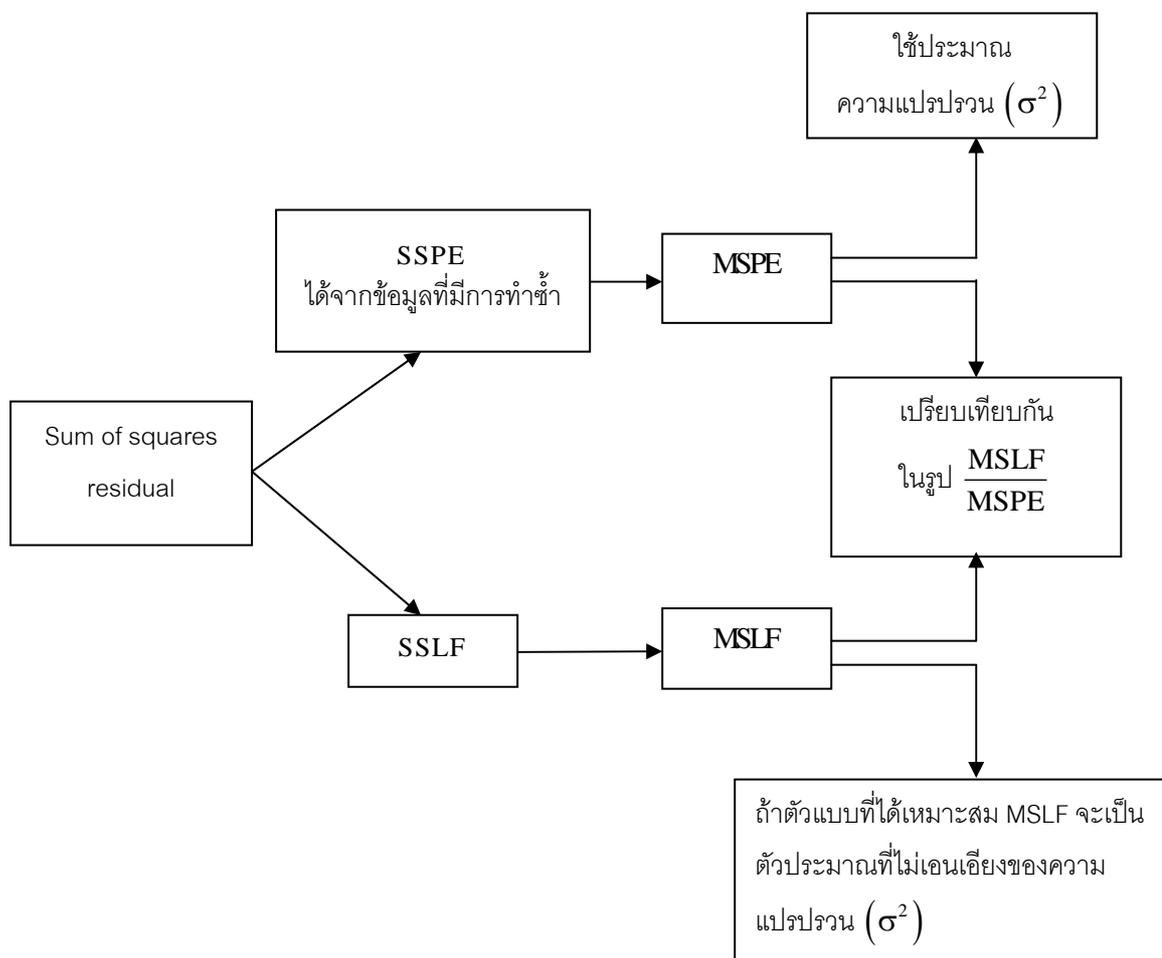
2. ในกรณีที่ไม่ทราบค่า  $\sigma^2$  แต่ข้อมูลมีการทำซ้ำ นั่นคือตัวแปรอิสระ  $X$  ค่าหนึ่งๆ มีค่า  $Y$  หลายค่า นิยมใช้วิธีของเดรปเปอร์และสมิทธีในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ เนื่องจากวิธีนี้ใช้หลักการว่า ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนประกอบไปด้วย 2 ส่วนคือ

2.1 ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่แท้จริง (Sum of squares pure error – SSPE) โดยถ้าค่าสังเกตของ  $Y$  2 ค่า ที่สังเกตที่  $X$  ระดับเดียวกันแล้วมีค่าต่างกัน แสดงว่าความแตกต่างดังกล่าวเกิดจากความคลาดเคลื่อนสุ่ม ความแตกต่างนี้สามารถใช้ประมาณ  $\sigma^2$  ได้ (Draper and Smith, 1981)

2.2 ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนเนื่องจากตัวแบบที่ใช้ไม่เหมาะสม (Sum of squares lack of fit – SSLF) เกิดจากการกำหนดตัวแบบผิดไปจากที่ควรจะเป็น ซึ่งสามารถเขียนเป็นแผนภาพได้ดังนี้

ภาพที่ 2.1

แสดงการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบในกรณีที่ไม่นทราบค่า  $\sigma^2$  แต่ข้อมูลมีการทำซ้ำ



## ตารางที่ 2.1

ข้อมูลของตัวแปร X และ Y และสัญลักษณ์ในกรณีข้อมูลมีการทำซ้ำ

$X_i$	Y	$\bar{Y}_i$	$\sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$	DF
$X_1$	$Y_{11}, Y_{12}, \dots, Y_{1n_1}$	$\bar{Y}_1$	$\sum_{j=1}^{n_1} (Y_{1j} - \bar{Y}_1)^2$	$n_1 - 1$
$X_2$	$Y_{21}, Y_{22}, \dots, Y_{2n_2}$	$\bar{Y}_2$	$\sum_{j=1}^{n_2} (Y_{2j} - \bar{Y}_2)^2$	$n_2 - 1$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
$X_c$	$Y_{c1}, Y_{c2}, \dots, Y_{cn_c}$	$\bar{Y}_c$	$\sum_{j=1}^{n_c} (Y_{cj} - \bar{Y}_c)^2$	$n_c - 1$
			$\sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$	$\sum_{i=1}^c n_i - c$

$$\text{ให้ } \bar{Y}_i = \frac{Y_{i1} + Y_{i2} + \dots + Y_{in_i}}{n_i}$$

จากตารางเป็นลักษณะข้อมูลของตัวแปร X ที่มีค่าสังเกต Y หลายค่า โดย X มีค่าต่างๆ กัน c ค่า และแทนค่าที่ i ของ c ค่านี้ด้วย  $X_i$ ,  $i=1,2,\dots,c$  ถ้าที่ค่า  $X_i$  มีสังเกตของ Y จำนวน  $n_i$  ค่า แทนค่าสังเกตเหล่านี้ด้วย  $Y_{ij}$  เมื่อ  $j=1,2,\dots,n_i$

$$\text{จำนวนข้อมูลทั้งหมด } n = \sum_{i=1}^c n_i$$

ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อน ณ แต่ละค่าของ  $X_i$  มีค่าเท่ากับ

$$\sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 \quad \text{มีองศาเสรี } n_i - 1$$

เมื่อรวมผลบวกกำลังสองนี้ทุกค่าของ X จะได้ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่แท้จริง แทนด้วย SSPE

$$SSPE = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 \quad \text{มีองศาเสรี } \sum_{i=1}^c n_i - c$$

นั่นคือ

$$MSPE = \frac{\sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^c n_i - c}$$

MSPE สามารถใช้ประมาณ  $\sigma^2$  ไม่ว่าตัวแบบที่กำหนดจะถูกต้องหรือไม่ก็ตาม (Draper and Smith,1981)

ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนเนื่องจากตัวแบบที่ใช้ไม่เหมาะสม แทนด้วย SSLF

$$SSLF = \sum_{i=1}^c n_i (\hat{Y}_i - \bar{Y}_i)^2 \quad \text{มีองศาเสรี } m - k - 1$$

นั่นคือ

$$MSLF = \frac{\sum_{i=1}^c n_i (\hat{Y}_i - \bar{Y}_i)^2}{c - k - 1} \quad k \text{ คือ จำนวนตัวแปรอิสระ}$$

$\hat{Y}_i$  เป็นค่าพยากรณ์ของค่าคาดหวัง  $Y_i$

การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบเกิดจากการแบ่งผลบวกกำลังสองของเรซิดวล (Residual) ออกเป็น 2 ส่วนคือ

$$\sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \hat{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 + \sum_{i=1}^c n_i (\hat{Y}_i - \bar{Y}_i)^2$$

$$SSE = SSPE + SSLF$$

จากสมการข้างต้นสามารถสร้างตารางวิเคราะห์ความแปรปรวนได้ ดังนี้

### ตารางที่ 2.2

ตารางวิเคราะห์ความแปรปรวนที่แสดงผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนแท้ และความคลาดเคลื่อนเนื่องจากตัวแบบไม่เหมาะสม

Source	Sum of square	Degree of freedom	Mean of square	ค่า F
Regression	SSR	k	MSR	
Residual	SSE	n -k-1	MSE	
Lack of fit	SSLF	c-k-1	MSLF	MSLF / MSPE
Pure error	SSPE	n-c	MSPE	
Total	SST	n-1		

$$\text{โดย } n = \sum_{i=1}^c n_i$$

จากตารางวิเคราะห์ความแปรปรวน จะใช้สถิติ  $F = \frac{MSLF}{MSPE}$  เปรียบเทียบกับค่า  $F_{(c-k-1, n-c)}$  ที่เปิดจากตาราง ถ้า  $F$  ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่า  $F$  จากตาราง แสดงว่าตัวแบบที่กำหนดนั้นไม่เหมาะสม

โดยปกติวิธีของเดรปเปอร์และสมิทใช้กับกรณีข้อมูลมีการทำซ้ำ แต่เนื่องจากการศึกษานี้ได้มีการแบ่งข้อมูลออกเป็นกลุ่ม ดังนั้นผู้วิจัยจึงนำวิธีของเดรปเปอร์และสมิทมาปรับใช้กับกรณีข้อมูลไม่มีการทำซ้ำ โดยแทนที่  $X$  ด้วยค่าเฉลี่ยของ  $X$  ที่อยู่ในกลุ่มเดียวกันก็จะสามารถหาค่าผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่แท้จริงได้

3. ในกรณีที่ไม่มีทราบค่า  $\sigma^2$  แต่ข้อมูลไม่มีการทำซ้ำ คือ ในตัวแปรอิสระหนึ่งค่า จะมีตัวแปรตาม  $Y$  เพียง 1 ค่า เราไม่สามารถหาค่าผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่แท้จริงได้ จึงมีผู้คิดหาวิธีตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบไว้หลายท่าน เช่น กรีน, โจลิกา, ซิลลิงตัน, ออกซอน, ชูและยาง, มิลเลอร์และนีลล์ เป็นต้น

### ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

**กรีน (Green, 1971)** ได้สร้างแบบทดสอบที่ใช้ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบที่ใช้ตัวแปรอิสระเพียง 1 ตัว แต่สามารถพัฒนาให้ใช้ได้กับตัวแปรอิสระมากกว่า 1 ตัว สมมติฐานว่างที่กรีนใช้คือ  $E(Y) = X\beta$  ข้อมูลที่มีค่า  $X$  ใกล้เคียงกันจะถูกจัดให้อยู่กลุ่มเดียวกัน  $M$  กลุ่ม เพื่อใช้ประมาณความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อนในแต่ละกลุ่มที่แบ่งนั้น แล้วเพิ่มพหุนามกำลัง  $q$  ของค่า  $X$  เข้าไปในตัวแบบของกลุ่ม และสมมติให้ตัวแบบที่มีพหุนามของค่า  $X$  เพิ่มขึ้นนี้เป็นตัวแบบที่ถูกต้อง วิธีของกรีนจะต้องมีการกำหนด  $M$  และ  $q$  ซึ่งทำได้ยาก และถ้ามีตัวแปรอิสระมากกว่า 1 ตัว วิธีของกรีนต้องใช้ตัวอย่างขนาดใหญ่

**ซิลลิงตัน (Shillington, 1979)** ได้เสนอแบบทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยแบ่งข้อมูลที่ใช้ในการสร้างตัวแบบตามสมมติฐานว่าง ( $H_0$ ) ออกเป็นกลุ่ม ๆ  $M$  กลุ่ม แล้วสร้างสมการเส้นถดถอย 2 เส้น ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ดังนี้

1. สมการถดถอยบนค่าเฉลี่ยของกลุ่ม (Regression on the group mean) โดยแทนที่ค่าของตัวแปรอิสระ  $X$  แต่ละตัว ด้วยค่าเฉลี่ยของตัวแปรอิสระ  $X$  ภายในกลุ่มเดียวกัน สำหรับตัวแปรตาม  $Y$  แต่ละตัว แทนที่ด้วยค่าเฉลี่ยของตัวแปร  $Y$  ภายในกลุ่มเดียวกัน แล้วคำนวณค่าเฉลี่ยกำลังสองของความคลาดเคลื่อน ( $MSE_B$ ) จาก

$$SSE_B = \bar{\mathbf{Y}}_c' \left\{ \mathbf{D}_B^{-1} - \mathbf{D}_B^{-1} \mathbf{X}_c \left( \mathbf{X}_c' \mathbf{D}_B^{-1} \mathbf{X}_c \right)^{-1} \mathbf{X}_c' \mathbf{D}_B^{-1} \right\} \bar{\mathbf{Y}}_c$$

$$MSE_B = SSE_B / (M - p)$$

ให้  $\bar{\mathbf{Y}}_c$  แทน เวกเตอร์ขนาด  $M \times 1$  ที่มีสมาชิกตัวที่  $j$  มีค่าเท่ากับ ค่าเฉลี่ยของค่าตัวแปรตาม  $Y$  ที่อยู่ในกลุ่มที่  $j$  ( $j=1,2,3,\dots,M$ )

$\mathbf{X}_c$  แทน เมทริกซ์ขนาด  $M \times (k+1)$  ที่มีสมาชิกในแถวที่  $j$  มีค่าเท่ากับค่าเฉลี่ยของ  $n_j$  แถวของ  $\mathbf{X}$  ซึ่งสอดคล้องกับกลุ่มที่  $j$

$\mathbf{D}_B$  แทน เมทริกซ์ทแยงมุม (Diagonal matrix) ขนาด  $M \times M$  ที่อยู่ในรูป  $\text{diag}[1/n_1, 1/n_2, \dots, 1/n_M]$

$M$  แทน จำนวนกลุ่ม

$p$  แทน จำนวนพารามิเตอร์

ถ้า สมมติฐานว่าง ( $H_0$ ) จริง  $MSE_B$  จะมีคุณสมบัติไม่เอนเอียง (Unbiased)

2. สมการถดถอยบนส่วนเบี่ยงเบนภายในกลุ่ม (Regression on within cell deviations) โดยแทนที่ค่าของตัวแปรอิสระ  $X$  แต่ละตัว ด้วยส่วนเบี่ยงเบนที่เกิดขึ้นระหว่างค่าของข้อมูลกับค่าเฉลี่ยภายในกลุ่มของตัวแปรอิสระ  $X$  สำหรับตัวแปรตาม  $Y$  แต่ละตัว แทนที่ด้วยส่วนเบี่ยงเบนที่เกิดขึ้นระหว่างค่าของข้อมูลกับค่าเฉลี่ยภายในกลุ่มของตัวแปรอิสระ  $Y$  แล้วคำนวณค่าเฉลี่ยกำลังสองของความคลาดเคลื่อน ( $MSE_w$ ) จาก

$$SSE_w = \mathbf{W}' \left\{ \mathbf{I}_N - \mathbf{X}_{\text{within}} \left( \mathbf{X}'_{\text{within}} \mathbf{X}_{\text{within}} \right)^{-1} \mathbf{X}'_{\text{within}} \right\} \mathbf{W}$$

$$MSE_w = SSE_w / (N - M - r)$$

ให้  $\mathbf{W}$  แทน เวกเตอร์ขนาด  $N \times 1$  ที่มีสมาชิกตัวที่  $i$  มีค่าเท่ากับ ผลต่างระหว่างค่าของข้อมูลตัวที่  $i$  กับค่าเฉลี่ยข้อมูลภายในกลุ่มเดียวกัน นั่นคือ  $W_{i(j)} = Y_i - \bar{Y}_j$  ( $i=1,2,\dots,N$  ;  $j=1,2,3,\dots,M$ )

$\mathbf{I}_N$  แทน เมทริกซ์เอกลักษณ์ (Identity matrix) ขนาด  $N \times N$

$\mathbf{X}_{\text{within}}$  แทน เมทริกซ์ขนาด  $N \times p$  ที่มีสมาชิกในแถวที่  $i$  มีค่าเท่ากับ ผลต่างระหว่างค่าของ  $X$  ในแถวที่  $i$  และค่าของ  $\mathbf{X}_c$  ที่สอดคล้องกับกลุ่มที่  $i$

$N$  แทน ขนาดตัวอย่าง

$M$  แทน จำนวนกลุ่ม

$r$  แทน rank ของ  $\mathbf{X}_{\text{within}}$

ถ้า สมมติฐานว่าง ( $H_0$ ) จริง  $MSE_w$  จะมีคุณสมบัติไม่เอนเอียง (Unbiased)

จะได้ สถิติทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบของซิลลิงตันเมื่อทั้ง  $MSE_B$  และ  $MSE_w$  อิสระต่อกัน (Independent) และเป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงของ  $\sigma^2$  ดังนั้น

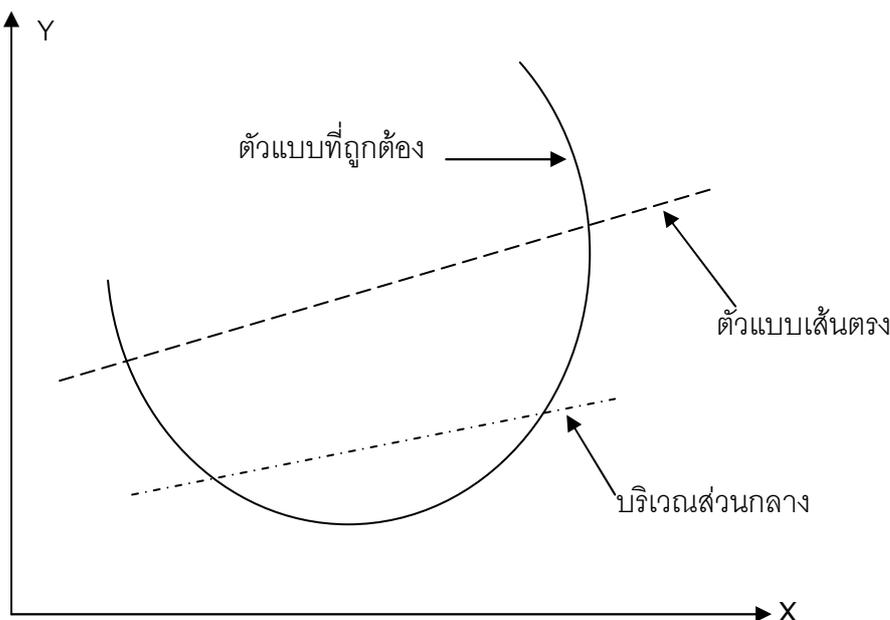
$$F_1 = \frac{MSE_B}{MSE_w} \sim F_{M-p, N-M-r}$$

ถ้าข้อมูลมีการทำซ้ำแบบทดสอบนี้จะเหมือนกับแบบทดสอบที่ใช้ทั่วไป (Classical lack of fit test)

**อัลท์ (Utt, 1982)** ได้เสนอวิธีเรโนโบว์สำหรับทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบซึ่งเป็นวิธีที่สามารถใช้ได้กับตัวแปรอิสระหนึ่งตัวขึ้นไป กรณีข้อมูลไม่มีการทำซ้ำ วิธีนี้ใช้ได้ทั้งกับการถดถอยเชิงเดียวหรือการถดถอยเชิงพหุ แนวคิดของวิธีเรโนโบว์ คือ ทำการเปรียบเทียบตัวแบบที่ได้จากการใช้เฉพาะจุดที่มีอิทธิพลต่ำ (Low leverage points) กับตัวแบบที่ได้จากการใช้ข้อมูลทั้งหมด โดยจุดที่มีอิทธิพลต่ำ คือจุดในบริเวณส่วนกลางของข้อมูล ดังแผนภาพ

ภาพที่ 2.2

เส้นถดถอย กรณีใช้ข้อมูลบริเวณส่วนกลางและกรณีใช้ข้อมูลทั้งหมด  
เมื่อตัวแบบที่ถูกต้องคือตัวแบบกำลังสอง



อัตราส่วนของตัวประมาณความแปรปรวนจากสองตัวแบบที่ได้จะเป็นตัวชี้ความไม่เหมาะสมของตัวแบบ โดยตัวประมาณความแปรผันจากการใช้ตัวแบบที่สร้างขึ้นโดยบริเวณส่วนกลางของข้อมูล จะเป็นตัวหารของตัวสถิติทดสอบ ส่วนตัวตั้งของตัวสถิติทดสอบ ได้จากผลต่างของตัวประมาณความคลาดเคลื่อนเมื่อสร้างตัวแบบเส้นตรงจากข้อมูลทั้งหมดกับตัวประมาณความคลาดเคลื่อนเมื่อสร้างตัวแบบเส้นตรงโดยใช้บริเวณส่วนกลางของข้อมูล จะได้สถิติทดสอบคือ

$$F = \frac{SSE_N / n_2}{SSE_D / (n_1 - k)}$$

เมื่อ  $SSE$  แทน ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนกรณีที่ใช้ข้อมูลทั้งหมด  
 $SSE_D$  แทน ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนกรณีที่ได้จากการใช้บริเวณส่วนกลางของข้อมูล

$SSE_N$  แทน ผลต่างของผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนของตัวแบบที่ใช้ข้อมูลทั้งหมดกับตัวแบบที่ใช้เฉพาะบริเวณส่วนกลาง นั่นคือ  $SSE_N = SSE - SSE_D$

$n$  แทน จำนวนค่าสังเกตทั้งหมด

$n_1$  แทน จำนวนค่าสังเกตที่เลือกเป็นบริเวณส่วนกลาง

$n_2$  แทน ผลต่างของจำนวนค่าสังเกตทั้งหมดกับจำนวนค่าสังเกตที่เลือกเป็นบริเวณส่วนกลาง นั่นคือ  $n_2 = n - n_1$

$k$  แทน จำนวนตัวแปรอิสระ

ถ้าค่าสถิติทดสอบ  $F$  ที่คำนวณมีค่ามากกว่า  $F_{(n_2, n_1 - k)}$  แสดงว่า ตัวแบบที่กำหนดนั้นไม่เหมาะสม

**เนลและจอห์นสัน(Neill and Johnson, 1985)** ได้สร้างตัวสถิติเพื่อใช้ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบด้วยการหาตัวประมาณค่าความแปรปรวนที่มีคุณสมบัติคงเส้นคงวา(Consistent) เสมอไม่ว่าตัวแบบจะเหมาะสมหรือไม่ ตัวสถิติที่ได้จากวิธีนี้จะเทียบเท่ากับตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการทำซ้ำ แต่ในการทดสอบต้องประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบถดถอยก่อนการทดสอบแล้วจึงแบ่งกลุ่มข้อมูล

ออกซอน(Ochshorn,1986) ได้เสนอวิธีสไปลนซึ่งเป็นวิธีการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบ โดยใช้กับกรณีข้อมูลไม่มีการทำซ้ำ ซึ่งใช้ทั้งวิธีขยายตัวแบบและการแบ่งข้อมูลที่มีค่าใกล้เคียงกัน อยู่ในกลุ่มเดียวกัน แล้วคำนวณสมการถดถอยในแต่ละกลุ่ม วิธีที่ออกซอนพัฒนาขึ้นสามารถใช้ กับฟังก์ชันที่ไม่ต่อเนื่องได้และสามารถใช้ได้กับตัวอย่างที่มีขนาดเล็ก

โจลีกา(Joglekar,1989) ได้นำแบบทดสอบ 2 แบบ คือ แบบทดสอบของซิลลิงตัน( $F_1$ ) และแบบทดสอบที่คิดค้นโดยโจลีกา ( $F_2$ ) ที่ได้จากการพัฒนาแบบทดสอบของซิลลิงตันโดยปรับค่า  $MSE_W$  ใหม่คือ  $MSE_{W_{JG}}$

ข้อมูล  $N$  ค่าที่ได้แบ่งกลุ่มเป็น  $M$  กลุ่ม ซึ่งกลุ่มที่  $j$  มีข้อมูล  $n_j$  จำนวน ( $j=1,2,\dots,M$ )

$$\text{และ } \sum_{j=1}^M n_j = N$$

$$MSE_{W_{JG}} = \left( \sum_{j=1}^M SSE_j \right) / (N-r)$$

เมื่อ  $SSE_j$  แทน ความคลาดเคลื่อนกำลังสองของเรซิดวลในกลุ่มที่  $j$  ซึ่งสร้างตัวแบบ ภายใต้ สมมติฐานว่าง ( $H_0$ ) ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

$r$  แทน rank ของ  $\mathbf{X}_{w_j}$

$\mathbf{X}_{w_j}$  แทน เมทริกซ์ขนาด  $n_j \times p$  ที่สมาชิกในแถวที่  $i$  มีค่าเท่ากับผลต่างระหว่างแถวที่  $i$  ของ  $\mathbf{X}$  และแถวของ  $\mathbf{X}_C$  ที่สอดคล้องกับกลุ่มที่  $j$  ที่มีค่าตัวแปรอิสระ  $X$  ตัวที่  $i$  อยู่

ในขณะที่  $MSE_B$  คำนวณค่าเช่นเดียวกับวิธีของซิลลิงตัน จะได้ว่าแบบทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบที่ปรับปรุงโดยโจลีกา คือ

$$F_2 = \frac{MSE_B}{MSE_{W_{JG}}} \sim F_{M-p, N-r}$$

ถ้า สมมติฐานว่าง ( $H_0$ ) จริง ทั้ง  $MSE_B$  และ  $MSE_{W_{JG}}$  อิสระต่อกัน (Independent) และเป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงของ  $\sigma^2$

โจลีกาได้พิจารณาข้อมูล 2 ชุด ทำการแบ่งกลุ่มข้อมูลหลายๆ แบบ พบว่าแบบทดสอบที่ปรับปรุง ( $F_2$ ) ดีกว่าแบบทดสอบของซิลลิงตัน ( $F_1$ ) นอกจากนี้ยังนำข้อมูล 1 ชุดมาแบ่งกลุ่มโดยพิจารณาความชันของกราฟเปรียบเทียบกับกรแบ่งกลุ่มอย่างไม่มีหลักเกณฑ์ใช้สถิติทดสอบ 4 แบบ พบว่าการแบ่งกลุ่มโดยพิจารณาความชันของกราฟให้ผลดีกว่า และได้เสนอแนะให้แบ่งกลุ่มของข้อมูลด้วยวิธีของไบร์เมนและมิเชล

**คริสเตนเซน (Christensen, 1989, 1991)** ในปีค.ศ. 1989 คริสเตนเซนได้เสนอแบบทดสอบที่ใช้ในการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบที่ปรับปรุงมาจากแบบทดสอบของนีลล์และจอห์นสัน (1985) โดยได้มีการกำหนดเมทริกซ์เพื่อใช้ในการแบ่งกลุ่มข้อมูล แทนด้วยเมทริกซ์ **Z** สถิติทดสอบ **F** ที่ได้มีความเที่ยงตรงมากขึ้น แบบทดสอบของคริสเตนเซนมีคุณสมบัติคงเส้นคงวา (Consistent) และเป็นการทดสอบที่มีกำลังสูงสุดอย่างเสมอต้นเสมอปลาย (Uniformly most powerful invariant) แบบทดสอบของคริสเตนเซนสามารถตรวจสอบความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดภายในกลุ่ม (Within – Cluster lack of fit) และความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดระหว่างกลุ่ม (Between – Cluster lack of fit)

ความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดระหว่างกลุ่มจะคล้ายกับความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่ตรวจสอบได้กรณีข้อมูลซ้ำและใช้ความคลาดเคลื่อนแท้ทดสอบ ในกรณีนี้จะสมมติว่าค่าสังเกตที่อยู่กลุ่มเดียวกันมีค่าเฉลี่ยเท่ากัน และใช้ตัวแบบที่กำหนดอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างค่าเฉลี่ยของตัวแปรอิสระและตัวแปรตาม ถ้าตัวแบบที่กำหนดไม่สามารถอธิบายความสัมพันธ์ระหว่างค่าเฉลี่ยของตัวแปรอิสระและตัวแปรตามของกลุ่มได้เพียงพอ อาจกล่าวว่ามี ความไม่เหมาะสมของตัวแบบเกิดขึ้นระหว่างกลุ่ม ในกรณีข้อมูลซ้ำเป็นการสมมติว่าค่าสังเกตของ **Y** ที่วัด **X** ค่าเดียวกันมีค่าเฉลี่ยเท่ากัน ซึ่งก็คือการที่สมมติว่าความไม่เหมาะสมของตัวแบบไม่เกิดภายในกลุ่มนั่นเอง การทดสอบความไม่เหมาะสมของตัวแบบกรณีข้อมูลใกล้ซ้ำก็เช่นเดียวกัน ตัวสถิติที่ใช้ทดสอบส่วนใหญ่ถือว่าคุณค่าเฉลี่ยของค่าสังเกตที่อยู่ภายในกลุ่มเดียวกันมีค่าใกล้เคียงกัน ดังนั้นตัวสถิติ **F** ที่ใช้ทดสอบจะมีค่ามากเมื่อความไม่เหมาะสมของตัวแบบเกิดขึ้นระหว่างกลุ่ม และตัวสถิติ **F** จะมีค่าน้อยเมื่อความไม่เหมาะสมของตัวแบบเกิดภายในกลุ่ม ถ้าความไม่เหมาะสมของตัวแบบเกิดขึ้นทั้งระหว่างกลุ่มและภายในกลุ่ม ค่าของสถิติ **F** จะขึ้นอยู่กับว่าความไม่เหมาะสมของตัวแบบเกิดขึ้นในที่ใดมากกว่ากัน ถ้าความไม่เหมาะสมของตัวแบบเกิดขึ้นระหว่างกลุ่มและภายในกลุ่มเท่าๆ กันผลจะหักล้างกันไป ทำให้ไม่สามารถใช้ค่าของตัวสถิติ **F** ตรวจสอบความไม่เหมาะสมของตัวแบบได้ คริสเตนเซน (1989) จึงได้ปรับปรุงตัวสถิติทดสอบของนีลล์และจอห์นสัน (1985) โดยแบ่งปริภูมิของความไม่เหมาะสมของตัวแบบ (Lack of fit space) ออกเป็นปริภูมิย่อยที่แทนความไม่เหมาะสมของตัวแบบระหว่างกลุ่มและความไม่เหมาะสมของตัวแบบภายในกลุ่มที่ตั้งฉากซึ่งกันและกัน และตัวสถิติทดสอบที่ปรับปรุงใหม่นี้สามารถตรวจสอบความไม่เหมาะสมของตัวแบบได้ทั้งส่วนที่เกิดระหว่างกลุ่มและส่วนที่เกิดภายในกลุ่ม

อย่างไรก็ตาม คุณสมบัติของตัวสถิติทดสอบของคริสเตนเซน(1989) ขึ้นอยู่กับการเลือกแบ่งข้อมูลเป็นอย่างมาก ต่อมาในปี ค.ศ.1991 คริสเตนเซนได้นำแบบทดสอบที่เสนอนี้เปรียบเทียบกับแบบทดสอบอื่น 5 ชนิด โดยใช้ค่ากำลังการทดสอบ (Power of the test) เป็นเกณฑ์ในการเปรียบเทียบ พบว่าไม่สามารถระบุได้ว่าแบบทดสอบใดดีที่สุด ทั้งนี้ขึ้นอยู่กับวิธีการแบ่งกลุ่มของข้อมูล

ซูและยาง (Su and Yang, 2006) ได้เสนอแบบทดสอบที่สามารถพบความไม่เหมาะสมของตัวแบบ เมื่อข้อมูลที่ศึกษาเกิดความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดระหว่างกลุ่มและภายในกลุ่มพร้อมทั้งเปรียบเทียบกับตัวสถิติ 6 ชนิด โดยสมการที่เกิดขึ้นจริงมีตัวแบบคือ  $Y = X_1\beta_1 + \sin(4X_1)\beta_2 + \varepsilon$  เมื่อกำหนดให้ความคลาดเคลื่อนสุ่มมีการแจกแจงแบบปกติ ค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ความแปรปรวนเท่ากับ 1 มีสัมประสิทธิ์การถดถอย  $\beta_1$  เท่ากับ  $1$   $\beta_2$  เท่ากับ  $0, 0.8, 1.6, 2.4, 3.2$  ส่วนค่าของตัวแปรอิสระ  $X$  มีขนาดตัวอย่างเท่ากับ 25 มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 8.8 ตัวแบบเพื่อคำนวณค่าสถิติทดสอบของซูและยาง ( $F_{SY}$ ) มีดังนี้

$$\text{ตัวแบบที่ 1} \quad \mathbf{E}(Y) = \mathbf{X}\beta \quad (1)$$

เมื่อ	$\mathbf{Y}$	แทน	เมทริกซ์ของตัวแปรตามขนาด $n \times 1$
	$\mathbf{X}$	แทน	เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระขนาด $n \times k$
	$\beta$	แทน	เมทริกซ์ของค่าพารามิเตอร์ในสมการถดถอยขนาด $(k \times 1)$
	$n$	แทน	ขนาดตัวอย่าง
	$k$	แทน	จำนวนตัวแปรอิสระ

ค่าผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากตัวแบบ(1) แทนด้วย  $SSE_x$

$$SSE_x = \mathbf{Y}' \left\{ \mathbf{I}_n - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \right\} \mathbf{Y}$$

ให้	$\mathbf{Y}$	แทน	เมทริกซ์ของตัวแปรตามขนาด $n \times 1$
	$\mathbf{X}$	แทน	เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระขนาด $n \times k$
	$\mathbf{I}_n$	แทน	เมทริกซ์เอกลักษณ์ (Identity matrix) ขนาด $n \times n$

โดยตัวอย่างของเมทริกซ์  $\mathbf{Y}$  และ  $\mathbf{X}$  เมื่อ  $n = 9$ ,  $c = 3$  กลุ่มที่ 1 มีจำนวนค่าสังเกตเท่ากับ 4  
 กลุ่มที่ 2 มีจำนวนค่าสังเกตเท่ากับ 3 กลุ่มที่ 3 มีจำนวนค่าสังเกตเท่ากับ 2

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \mathbf{Y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_n \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_{11} \\ \mathbf{x}_{12} \\ \mathbf{x}_{13} \\ \mathbf{x}_{14} \\ \mathbf{x}_{21} \\ \mathbf{x}_{22} \\ \mathbf{x}_{23} \\ \mathbf{x}_{31} \\ \mathbf{x}_{32} \end{bmatrix}$$

สมาชิกในเมทริกซ์  $\mathbf{Y}$  คือ  $\mathbf{Y}_m$ ,  $m = 1, 2, 3, \dots, n$

สมาชิกในเมทริกซ์  $\mathbf{X}$  คือ  $\mathbf{x}_{ij}$ ,  $i = 1, 2, \dots, c$ ,  $j = 1, 2, \dots, n_i$

ตัวแบบที่ 2 
$$\mathbf{E}(\mathbf{Y}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\boldsymbol{\alpha} \quad (2)$$

เมื่อ  $\mathbf{Y}$  แทน เมทริกซ์ของตัวแปรตามขนาด  $n \times 1$

$\mathbf{X}$  แทน เมทริกซ์ของตัวแปรอิสระขนาด  $n \times k$

$\boldsymbol{\beta}$  แทน เมทริกซ์ของค่าพารามิเตอร์ในสมการถดถอยขนาด  $k \times 1$

$\mathbf{W}$  แทน เมทริกซ์ที่มีสมาชิกเป็นเทอมกำลังหนึ่งและเทอมกำลังสองของตัวแปร

อิสระ  $X$

$\boldsymbol{\alpha}$  แทน เมทริกซ์ของค่าพารามิเตอร์ของเทอมกำลังหนึ่งและเทอมกำลังสอง ที่

เพิ่มมาเพื่อใช้ในการคำนวณสถิติตามวิธีของชูและยางขนาด  $q \times 1$

$n$  แทน ขนาดตัวอย่าง

$k$  แทน จำนวนตัวแปรอิสระ

ค่าผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากตัวแบบ (2) แทนด้วย  $SSE_{XW}$

$$SSE_{XW} = \mathbf{Y}' \left\{ \mathbf{I}_n - \mathbf{X}_w (\mathbf{X}_w' \mathbf{X}_w)^{-1} \mathbf{X}_w' \right\} \mathbf{Y}$$

ให้  $\mathbf{Y}$  แทน เมทริกซ์ของตัวแปรตามขนาด  $n \times 1$

$\mathbf{X}_w$  แทน เมทริกซ์ที่มีสมาชิกเป็นเทอมกำลังหนึ่งและเทอมกำลังสองของตัวแปร

อิสระ  $X$  ขนาด  $n \times (k+q)$

$\mathbf{I}_n$  แทน เมทริกซ์เอกลักษณ์ (Identity matrix) ขนาด  $n \times n$

จากตัวอย่างเมทริกซ์  $\mathbf{X}$  ที่กล่าวในตัวแบบที่ 1  $\mathbf{X}_w$  ในวิจัยนี้จะเพิ่มเทอมกำลังสองในการคำนวณ  $SSE_{xw}$  สำหรับสมการถดถอยเชิงเส้นเชิงเดียว สามารถแสดงได้ดังนี้

$$\mathbf{X}_w = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_{11} & 1 & \mathbf{x}_{11} & \mathbf{x}_{11}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{x}_{12} & 1 & \mathbf{x}_{12} & \mathbf{x}_{12}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{x}_{13} & 1 & \mathbf{x}_{13} & \mathbf{x}_{13}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{x}_{14} & 1 & \mathbf{x}_{14} & \mathbf{x}_{14}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \mathbf{x}_{21} & 1 & \mathbf{x}_{21} & \mathbf{x}_{21}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \mathbf{x}_{21} & 1 & \mathbf{x}_{22} & \mathbf{x}_{22}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \mathbf{x}_{21} & 1 & \mathbf{x}_{23} & \mathbf{x}_{23}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \mathbf{x}_{21} & 1 & \mathbf{x}_{31} & \mathbf{x}_{31}^2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \mathbf{x}_{21} & 1 & \mathbf{x}_{32} & \mathbf{x}_{32}^2 \end{bmatrix}$$

แบบทดสอบที่ใช้ตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยรวม(The overall lack of fit test) คือ

$$F_{SY} = \frac{SSE_x - SSE_{xw} / (r_x - r_{xw})}{SSE_{xw} / (n - r_{xw})}$$

เมื่อ  $n$  คือ ขนาดตัวอย่าง

$r_x$  คือ rank ของเมทริกซ์  $\mathbf{X}$

$r_{xw}$  คือ rank ของเมทริกซ์  $\mathbf{X}_w$

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง ( $H_0$ ) เมื่อ  $F_{SY}$  ที่คำนวณมีค่ามากกว่า  $F_{r_x - r_{xw}, n - r_{xw}}$

เทอมเศษ คือ ค่ากำลังสองเฉลี่ยเนื่องจากการสร้างสมการถดถอยที่มีรูปแบบไม่เหมาะสม เขียนแทนด้วย  $MSLF_{SY}$

เทอมส่วน คือ ค่ากำลังสองเฉลี่ยเนื่องจากความคลาดเคลื่อนที่แท้จริง (Pure error) ซึ่งเป็นความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นจริงในการทดลอง เขียนแทนด้วย  $MSPE_{SY}$

**มิลเลอร์และเนลล์** (Miller and Neill :2008) ได้เสนอการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบการถดถอยเชิงเส้นในกรณีข้อมูลมีการทำซ้ำ และไม่มีการทำซ้ำ มิลเลอร์และเนลล์ใช้กระบวนการ Multiple testing ทำให้ได้ค่าสถิติทดสอบหลายค่า โดยสถิติทดสอบที่ได้หลายค่าเกิดจากการแบ่งค่าสังเกตในแต่ละกลุ่มเป็น 2, 3, 4 และ 5 เป็นต้น เมทริกซ์ที่ใช้ในการแบ่งกลุ่มคือ เมทริกซ์  $\mathbf{Z}$  โดยในแต่ละกลุ่มจะมีการแบ่งออกจากกันอย่างชัดเจน ซึ่งภายในเมทริกซ์  $\mathbf{Z}$  จะเป็นตัวแปรบอกตำแหน่งมีรูปแบบเหมือนเมทริกซ์  $\mathbf{Z}$  ที่เสนอโดยคริสเตนเซน (1989, 1991) หากในการทดสอบมีการปฏิเสธสมมติฐานว่างอย่างน้อย 1 ครั้ง ในการแบ่งค่าสังเกตในแต่ละกลุ่มเป็น 2, 3, 4 และ 5 แสดงว่า ตัวแบบถดถอยเชิงเส้นไม่เหมาะสมที่จะนำมาใช้พยากรณ์ตัวแปร

แบบทดสอบของมิลเลอร์และเนลล์จะแบ่งปริภูมิของความไม่เหมาะสมของตัวแบบออกเป็นปริภูมิย่อย 3 ปริภูมิย่อย ดังนี้ ปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดระหว่างกลุ่ม ปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดภายในกลุ่ม ปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดระหว่างกลุ่มและภายในกลุ่ม สามารถเขียนได้ ดังนี้

$$\mathbf{C}(\mathbf{X})^\perp = \mathbf{B} \oplus \mathbf{W} \oplus \mathbf{S}$$

$\mathbf{B}$  คือ ปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดระหว่างกลุ่ม

$\mathbf{W}$  คือ ปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดภายในกลุ่ม

$\mathbf{S}$  คือ ปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดระหว่างกลุ่มและภายในกลุ่ม

$$\text{เมื่อ } \mathbf{B} = \mathbf{C}(\mathbf{X})^\perp \cap \mathbf{C}(\mathbf{Z}), \quad \mathbf{W} = \mathbf{C}(\mathbf{X})^\perp \cap \mathbf{C}(\mathbf{Z})^\perp, \quad \mathbf{S} = (\mathbf{B} \oplus \mathbf{W})_{\mathbf{C}(\mathbf{X})^\perp}^\perp$$

ตัวแบบสำหรับสมมติฐานว่างที่ใช้ในการทดสอบคือ

$$H_0 : \mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

ตัวแบบเต็มรูป (Full model) ของตัวแบบสำหรับสมมติฐานแย้งคือ

$$H_a^B : \mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{Q}_B\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$H_a^{W_E} : \mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{Q}_{W_E}\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

เมื่อ  $\mathbf{W}_E = \mathbf{W} \oplus \mathbf{S}$  คือ ส่วนขยายของปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบที่เกิดภายในกลุ่ม

$\mathbf{Q}_B$  คือ เมทริกซ์ที่มีสมาชิกของ  $\mathbf{Q}_B = \mathbf{B}$  เมื่อ  $\mathbf{B} = \mathbf{C}(\mathbf{X})^\perp \cap \mathbf{C}(\mathbf{Z})$

$\mathbf{Q}_{W_E}$  คือ เมทริกซ์ที่มีสมาชิกของ  $\mathbf{Q}_{W_E} = \mathbf{W}_E$  เมื่อ  $\mathbf{W}_E = \mathbf{C}(\mathbf{X})^\perp \cap \mathbf{C}(\mathbf{Z})^\perp$

สถิติทดสอบ คือ

$$F_B = \frac{\|P_B y\|^2 / \dim B}{\|P_{W_E} y\|^2 / \dim W_E}$$

เมื่อ  $\|P_B y\|^2$  คือ ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นระหว่างกลุ่ม

$\|P_{W_E} y\|^2$  คือ ผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นภายในกลุ่ม

$\dim B$  คือ rank ของเมทริกซ์  $\|P_B y\|^2$

$\dim W_E$  คือ rank ของเมทริกซ์  $\|P_{W_E} y\|^2$

จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง ( $H_0$ ) เมื่อ  $F_B > F_{\dim B, \dim W_E(1-\alpha)}$  หรือส่วนกลับของสถิติทดสอบ

$$F_{W_E} = \frac{1}{F_B} > F_{\dim W_E, \dim B(1-\alpha)}$$

กระบวนการ Multiple testing ทำให้ได้ค่าสถิติทดสอบหลายค่า โดยสถิติทดสอบที่ได้หลายค่าเกิดจากการแบ่งค่าสังเกตในแต่ละกลุ่มเป็น 2, 3, 4 และ 5 ค่า เป็นต้น กำหนดให้  $\mathbf{G}$  คือ ขนาดของค่าสังเกตในแต่ละกลุ่ม ในการวิจัยนี้จะกำหนดให้เท่ากับ 2, 3, 4 และ 5 ให้ปริภูมิย่อยของความไม่เหมาะสมของตัวแบบ 2 ปริภูมิย่อยแทนด้วย  $S^* = \{\mathbf{B}, \mathbf{W} : \mathbf{Z} \in \mathbf{G}\}$  ให้  $S^* = \{\mathbf{S}_m : m \in \mathbf{M}\}$  เมื่อ  $\mathbf{S}_m$  คือ  $\mathbf{B}$  หรือ  $\mathbf{W}$  สำหรับ  $\mathbf{Z} \in \mathbf{G}$  ให้  $V_m = \mathbf{C}(\mathbf{X}) \oplus \mathbf{S}_m$

$$T_a = \sup_{m \in \mathbf{M}} \left( \frac{\|P_{S_m} Y\|^2 / D_m}{\|I - P_{V_m} Y\|^2 / N_m} - \bar{F}_{D_m, N_m}^{-1}(a_m) \right)$$

จะปฏิเสธ  $H_0$  เมื่อ  $T_a > 0$  เมื่อ  $D_m = \text{rank}$  ของ  $S_m$ ,  $N_m = \text{rank}$  ของ  $V_m$  และ

$\{a_m : m \in \mathbf{M}\}$  ในแต่ละขนาดของค่าสังเกตในแต่ละกลุ่ม ดังนั้น  $\Pr_{H_0}(T_a > 0) \leq \mathbf{a}$

นอกจากนี้ ถ้า  $e \sim N(0, \sigma^2 I_n)$  กระบวนการ multiple testing จะเพียงพอที่จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า สถิติทดสอบ  $F$  สำหรับทดสอบ  $H_0$  กับ  $H_{a,m} : E(Y) \in V_m$  โดยระดับนัยสำคัญเท่ากับ  $a_m$  ในแต่ละ  $m \in \mathbf{M}$  จะได้ว่าถ้า  $a_n$  มาจากควอไทล์  $\mathbf{a}$  ของตัวอย่างสุ่ม

$$T_a = \inf_{m \in \mathbf{M}} \bar{F}_{D_m, N_m}^{-1}(R_m)$$

$$\text{เมื่อ } R_m = \left( \frac{\|P_{S_m} e\|^2 / D_m}{\|e - P_{V_m} e\|^2 / N_m} \right)$$

ดังนั้น  $a_m = a_n$  สำหรับ  $m \in \mathbf{M}$  ทำให้มั่นใจได้ว่า  $\Pr_{H_0}(T_a > 0) \leq \mathbf{a}$