

## รายการอ้างอิง

### ภาษาไทย

จิตติมา พสมญาติ, “การเปรียบเทียบวิธีการคัดเลือกสมการลดด้อยที่ดีที่สุดเชิงเบสเมื่อใช้การแจกแจงก่อนแบบคู่สังขุคปกติ,” (วิทยานิพนธ์ปริญญาโท ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2546).

ธีระพร วีระดาวย, การอนุมานเชิงสถิติขั้นกลาง, พิมพ์ครั้งที่ 2 (สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2536).

ธีระพร วีระดาวย, ความน่าจะเป็นกับการประยุกต์, พิมพ์ครั้งที่ 2 (กรุงเทพมหานคร: วิทยพัฒน์, 2539).

นิทัสน์ สุขสุวรรณ, “การเปรียบเทียบวิธีการคัดเลือกสมการลดด้อยที่ดีที่สุดภายใต้แนวทางของเบสในการวิเคราะห์ความลดด้อยเชิงเส้นพหุคุณ,” (วิทยานิพนธ์ปริญญาโท ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2545).

มนันพ วรากักษ์, การจำลองเบื้องต้น, (สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2539).

สุรังก์ ถาวร, “การศึกษาวิธีการเลือกสมการลดด้อยเชิงเส้นที่ดีที่สุดในการผีตัวแปรอิสระมีพหุสัมพันธ์กันด้วยวิธีเบย์เซียน,” (วิทยานิพนธ์ปริญญาโท ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์, 2542).

### ภาษาอังกฤษ

Adrian E.Raftery, Jennifer A.Hoeting and David Madigan, “Bayesian Model Averaging for Linear Regression Models,” Journal of the American Statistical Association (April 1998).

Adrian E.Raftery, Jennifer A.Hoeting and David Madigan, Bayesian Simultaneous Variable and Transformation Selection in Linear Regression (June 1995).

Chipman, H., Hamada, M. and Wu, C.F.J., A Bayesian Variable Selection approach for Analyzing Designed Experiments with Complex Aliasing, (University of Chicago, 1996).

George, E.I. and McCulloch, R.E., “Variable Selection Via Gibbs sampling ,” Journal of American Statistical Association 88 (September 1993).

Maria M. Barbieri and James O. Berger, "Optimal predictive model selection,"  
Technical Report 02-02 (April 2002).

Mu Zhu and Arthur Y. Lu, "The Counter-intuitive Non-informative Prior for the Bernoulli Family," Journal of Statistics Education (Number 2004).

Wei Chen and Debasish Ghosh , A Bayesian method for finding interaction in genomic studies, (University of Michigan School of Public Health, 2004), p.1-30.

ภาคผนวก

1. ขั้นตอนในการคัดเลือกตัวแบบของวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และ วิธี SR ในการวิเคราะห์ความอดดอຍเชิงเส้นพหุคุณ<sup>1</sup>

การวิเคราะห์การอดดอຍพหุเชิงเส้น (Multiple linear regression analysis)

- เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ของตัวแปรมากกว่า 2 ตัว
- ตัวแปรอิสระที่มีจำนวน  $p$  ตัว (ใช้สัญลักษณ์  $x_1, x_2, \dots, x_p$ )
- ตัวแปรตาม 1 ตัว (ใช้สัญลักษณ์  $y$ )

สมการการอดดอຍ

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

หรืออาจเขียนอยู่ในรูปของเมตริกซ์ได้ดังนี้

$$\underbrace{y}_{\sim} = \underbrace{X \beta}_{\sim} + \varepsilon$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}_{n \times (p+1)} \cdot \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_p \end{bmatrix}_{(p+1) \times 1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}_{n \times 1}$$

โดยที่  $E(\varepsilon) = 0$  และ  $\text{cov}(\varepsilon) = \sigma^2 I_n$

สมการจากการพยากรณ์ (การประมาณค่า)

$$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \dots + b_p x_{ip} + \varepsilon_i \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

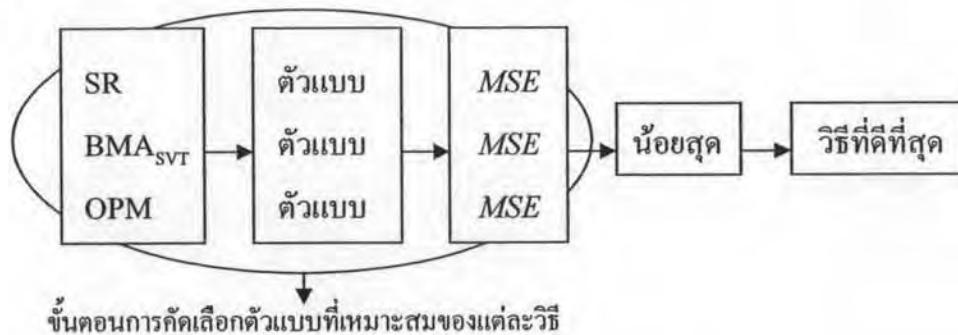
หรืออาจเขียนอยู่ในรูปของเมตริกซ์ได้ดังนี้

$$\underbrace{\hat{y}}_{\sim} = \underbrace{X b}_{\sim}$$

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_1 \\ \hat{y}_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \hat{y}_n \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}_{n \times (p+1)} \cdot \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ b_p \end{bmatrix}_{(p+1) \times 1}$$

<sup>1</sup> ชีระพร วีระดา, การอนุมานเชิงสถิติขั้นกลาง, พิมพ์ครั้งที่ 2 (สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2536) หน้า 258-260.

จุดประสงค์งานวิจัยนี้เพื่อเปรียบเทียบการคัดเลือกตัวแบบที่ดีที่สุดของวิธี SR วิธี BMA<sub>SVT</sub> และวิธี OPM ซึ่งมีขั้นตอนดังนี้



ตัวอย่าง เช่น การสั่งเข้าของสินค้าบางประเภทอาจเขียนอยู่กับการผลิตภายในประเทศและการบริโภคภายในประเทศ ซึ่งอาจเป็นสมการของความสัมพันธ์ได้ในรูปของ

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

เมื่อ  $y$  = ปริมาณที่สั่งสินค้าเข้า

$x_1$  = ปริมาณการผลิตภายใน

$x_2$  = ปริมาณการบริโภคภายใน

$\varepsilon_i$  = ความคลาดเคลื่อนที่เกิดจากการทำงาน เช่น การผลิต ระยะเวลาในการเดินทาง เป็นต้น

$\varepsilon_i$  มีการแจกแจง  $N(0, \sigma^2)$  ที่เห็นอกันและเป็นอิสระซึ่งกันและกัน

และ  $n$  = ขนาดตัวอย่าง

ตัว  $\beta_0, \beta_1$  และ  $\beta_2$  เป็นพารามิเตอร์ของการถดถอยที่ไม่ทราบค่า

จากตัวอย่างข้างต้นจะแสดงข้อมูลได้ดังนี้

$y$	$x_1$	$x_2$
4	3	5
3	4	6
3	6	4
2	3	3

จากข้อมูลดังกล่าวจะได้สมการการถดถอยในรูปของเมทริกซ์ ( $y = X \beta + \varepsilon$ ) ดังนี้

$$\begin{bmatrix} 4 \\ 3 \\ 3 \\ 2 \end{bmatrix}_{4 \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & 3 & 5 \\ 1 & 4 & 6 \\ 1 & 6 & 4 \\ 1 & 3 & 2 \end{bmatrix}_{4 \times 3} \cdot \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}_{3 \times 1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{bmatrix}_{4 \times 1}$$

และสมการจากการพยากรณ์ (การประมาณค่า) ในรูปของเมทริกซ์ ( $\hat{y} = X \underline{b}$ ,  $\underline{b} = (\underline{X}\underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}$ )  
ดังนี้

$$\text{กรณี } \hat{y}_i = b_0 \quad \text{จะได้ } \hat{y}_i = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix}_{4 \times 1} \cdot [3]_{1 \times 1} = \begin{bmatrix} 3 \\ 3 \\ 3 \\ 3 \end{bmatrix}_{4 \times 1}$$

$$\text{กรณี } \hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} \quad \text{จะได้ } \hat{y}_i = \begin{bmatrix} 1 & 3 \\ 1 & 4 \\ 1 & 6 \\ 1 & 3 \end{bmatrix}_{4 \times 2} \cdot \begin{bmatrix} 3 \\ 0 \end{bmatrix}_{2 \times 1} = \begin{bmatrix} 3 \\ 3 \\ 3 \\ 3 \end{bmatrix}_{4 \times 1}$$

$$\text{กรณี } \hat{y}_i = b_0 + b_2 x_{i2} \quad \text{จะได้ } \hat{y}_i = \begin{bmatrix} 1 & 5 \\ 1 & 6 \\ 1 & 4 \\ 1 & 2 \end{bmatrix}_{4 \times 2} \cdot \begin{bmatrix} 1.54 \\ 0.34 \end{bmatrix}_{2 \times 1} = \begin{bmatrix} 3.26 \\ 3.60 \\ 2.91 \\ 2.23 \end{bmatrix}_{4 \times 1}$$

$$\text{กรณี } \hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} \quad \text{จะได้ } \hat{y}_i = \begin{bmatrix} 1 & 3 & 5 \\ 1 & 4 & 6 \\ 1 & 6 & 4 \\ 1 & 3 & 2 \end{bmatrix}_{4 \times 3} \cdot \begin{bmatrix} 1.75 \\ -0.06 \\ 0.35 \end{bmatrix}_{3 \times 1} = \begin{bmatrix} 3.32 \\ 3.61 \\ 2.80 \\ 2.27 \end{bmatrix}_{4 \times 1}$$

จากสมการกรณีตัวแปรอิสระ 2 ตัวแปรและขนาดตัวอย่าง ( $n = 4$ ) ข้างต้นนำไปสร้างตัวแบบ<sup>2</sup>ได้ดังนี้

ตัวแบบ	สมการการถดถอยเชิงเส้น	สมการจากการพยากรณ์
ตัวแบบที่ 1 ( $M_1$ )	$y_i = \beta_0 + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0$
ตัวแบบที่ 2 ( $M_2$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1}$
ตัวแบบที่ 3 ( $M_3$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_2 x_{i2}$
ตัวแบบที่ 4 ( $M_4$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2}$

<sup>2</sup> จำนวนตัวแปรอิสระ ( $p$ ) จะมีจำนวนตัวแบบในสมการการถดถอย  $2^p$  ตัวแบบ

### ขั้นตอนในการคัดเลือกตัวแบบของวิธี SR

จากตารางแสดงตัวแบบข้างต้นจะทำการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดของวิธี SR โดยการหาค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย ( $MSE$ ) ที่มีค่าน้อยที่สุด มีสูตรดังนี้

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - (p + 1)} , \quad i = 1, 2, 3, 4$$

เมื่อ  $p$  เป็นจำนวนตัวแปรอิสระ

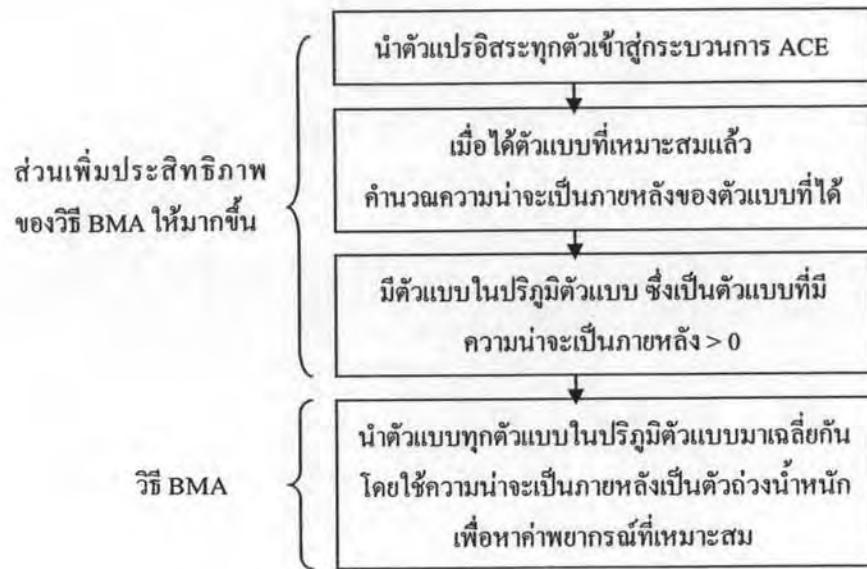
$n$  เป็นขนาดตัวอย่างเท่ากับ 4

ตัวแบบ	ค่าคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย
ตัวแบบที่ 1 ( $M_1$ )	$MSE = \frac{(4-3)^2 + (3-3)^2 + (3-3)^2 + (2-3)^2}{4-3} = 2$
ตัวแบบที่ 2 ( $M_2$ )	$MSE = \frac{(4-3)^2 + (3-3)^2 + (3-3)^2 + (2-3)^2}{4-3} = 2$
ตัวแบบที่ 3 ( $M_3$ )	$MSE = \frac{(4-3.26)^2 + (3-3.60)^2 + (3-2.91)^2 + (2-2.23)^2}{4-3} = 0.97$
ตัวแบบที่ 4 ( $M_4$ )	$MSE = \frac{(4-3.32)^2 + (3-3.61)^2 + (3-2.80)^2 + (2-2.27)^2}{4-3} = 0.95$

จากตารางพบว่า ตัวแบบที่ 4 มีค่า  $MSE = 0.95$  ซึ่งน้อยที่สุดจากค่า  $MSE$  ของทุกๆ ตัวแบบ ดังนั้นสรุปได้ว่า ตัวแบบที่ดีที่สุดของวิธี SR คือตัวแบบที่ 4 (หรือ  $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$ )

### ขั้นตอนในการคัดเลือกตัวแบบของวิธี BMA<sub>SVT</sub>

วิธี BMA<sub>SVT</sub> นี้สามารถเพิ่มประสิทธิภาพของวิธีการเฉลี่ยตัวแบบของเบส์ให้มากขึ้น เนื่องจากพิจารณาการคัดเลือกตัวแปรอิสระตามความน่าจะเป็นภายหลัง (posterior probability) และพิจารณาการแปลงที่เหมาะสมสำหรับตัวแปรอิสระไปพร้อมๆ กัน ซึ่งวิธีการนี้จะพิจารณาทุกๆ ตัวแบบที่เป็นไปได้โดยใช้การแปลงเปลี่ยนจุด (change-point transformation) ทำให้ได้ตัวแบบที่เหมาะสม



จากตัวอย่างข้างต้นจะได้ว่า

$y$	$x_1$	$x_2$
4	3	5
3	4	6
3	6	4
2	3	3

แสดงขั้นตอนวิธี  $BMA_{SVT}$  ดังนี้

- นำตัวแปรอิสระทุกตัวเข้าสู่กระบวนการ Alternating Conditional Expectation Algorithm (ACE) เป็นการแปลงเปลี่ยนจุด (change-point transformation) ดังนี้

$$x(\tau) = \begin{cases} 0 & , x \leq \tau \\ (x - \tau) & , x > \tau \end{cases}$$

เมื่อ  $\tau$  เป็นจุดเริ่มต้น

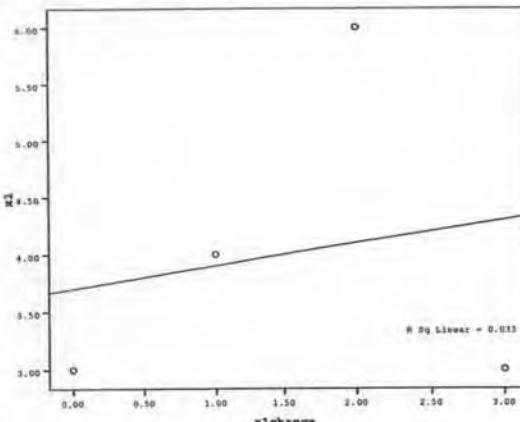
และ  $x(\tau)$  เป็นตัวที่ได้รับการแปลงเปลี่ยนจุด

จากตัวอย่างสามารถทำการแปลงเปลี่ยนจุดได้ดังนี้

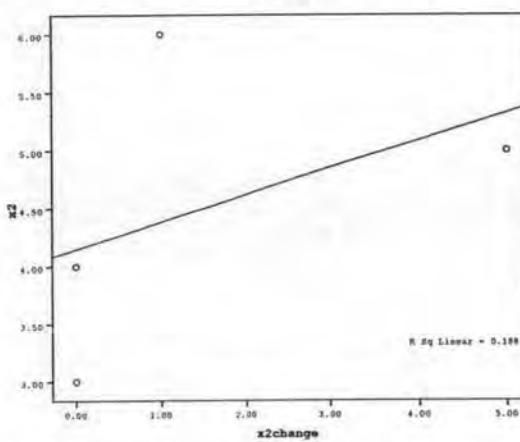
$y$	$y$ change	$x_1$	$x_1$ change	$x_2$	$x_2$ change
4	4 (จุดเริ่มต้น)	3	3 (จุดเริ่มต้น)	5	5 (จุดเริ่มต้น)
3	0	4	1	6	1
3	0	6	2	4	0
2	0	3	0	3	0

หมายเหตุ การแปลงเปลี่ยนจุดจะทำให้เกิดภาวะอินตัว

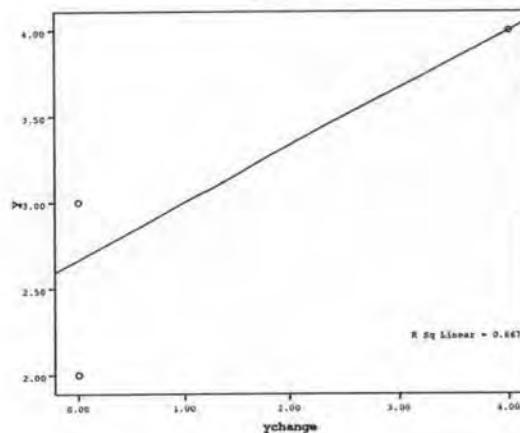
แสดงความสัมพันธ์ระหว่างค่าเดิมและค่าที่ทำการแปลงเปลี่ยนจุด ได้ดังนี้



จากราฟจะได้ว่า ตัวแปรอิสระที่ทำการแปลงเปลี่ยนจุด ( $x_1change$ ) และตัวแปรอิสระเดิม ( $x_1$ ) มีความสัมพันธ์กันเป็นเชิงเส้น แสดงว่าไม่จำเป็นต้องทำการแปลงเปลี่ยนจุดตัวแปรอิสระ ( $x_1$ ) ตามกระบวนการ ACE



จากราฟจะได้ว่า ตัวแปรอิสระที่ทำการแปลงเปลี่ยนจุด ( $x_2change$ ) และตัวแปรอิสระเดิม ( $x_2$ ) มีความสัมพันธ์กันเป็นเชิงเส้น แสดงว่าไม่จำเป็นต้องทำการแปลงเปลี่ยนจุดตัวแปรอิสระ ( $x_2$ ) ตามกระบวนการ ACE



จากราฟจะได้ว่า ตัวแปรตามที่ทำการแปลงเปลี่ยนจุด ( $ychange$ ) และ ตัวแปรตามเดิม ( $y$ ) มีความสัมพันธ์กันเป็นเชิงเส้น ดังนั้นจึงไม่ต้องทำการแปลงเปลี่ยนจุดตัวแปรตาม ( $y$ ) เพราะการแปลงค่าที่หมายสนใจ 4 กรีดีคือ  $\rho = -1, 0, 0.5, 1$  ก็เพื่อต้องการให้ความสัมพันธ์อกมาเป็นเชิงเส้น

จากราฟข้างต้นแสดงว่า ไม่ต้องทำการแปลงเปลี่ยนจุดตามกระบวนการ ACE และการแปลงค่าที่หมายสนใจ 4 กรีดีคือ  $\rho = -1, 0, 0.5, 1$  ดังนั้นจึงใช้ค่า  $y, x_1$  และ  $x_2$  ตามเดิม

y	$x_1$	$x_2$
4	3	5
3	4	6
3	6	4
2	3	3

ในการคำนวณความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบ เมื่อ  $\beta$  เป็นพารามิเตอร์ในสมการ  
ผลตอบ ( $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ ) เราจะกำหนดให้  $\beta^{(*)}$  เมื่อ  $\beta^{(*)} = (\beta_1, \beta_2)'$  มีการแจกแจงแบบเบต้าที่มี  
พารามิเตอร์ ( $\alpha^*, \beta^*$ ) กล่าวคือ  $\beta_j \sim Beta(\alpha^*, \beta^*) ; j = 1, 2$  โดยหลักการสำคัญของเบต้าที่มี  
การคัดเลือกตัวแบบโดยใช้ข้อมูลในอดีต (หรือการแจกแจงก่อน) ของพารามิเตอร์มาช่วยในการ  
ประเมินค่าน้ำเพื่อลดความคลาดเคลื่อนให้ต่ำลง โดยการหาการแจกแจงภายหลังซึ่งจะหาได้จาก

$$(1) \quad posterior \propto likelihood \times prior$$

การวิจัยครั้งนี้เป็นเรื่องเกี่ยวกับผลที่เป็นไปได้ 2 อย่างคือ สำเร็จและไม่สำเร็จ จึงเป็นเหตุให้  
พิจารณาการแจกแจงเบต้าที่มีพารามิเตอร์  $\alpha^*$  และ  $\beta^*$  เป็นการแจกแจงก่อน (prior distribution)  
สำหรับ  $\beta^{(*)}$  ดังนั้นการแจกแจงก่อนคู่สังขคูเบต้า (beta conjugate prior)<sup>3</sup> จะมีพิเศษขั้นความ  
หนาแน่นร่วมของ  $\beta^{(*)}$  อยู่ในรูปของ

$$p(\beta^{(*)}) = \frac{\Gamma(\alpha^* + \beta^*)}{\Gamma(\alpha^*)\Gamma(\beta^*)} \prod_{j=1}^2 \beta_j^{\alpha^*-1} (1 - \beta_j)^{\beta^*-1}$$

จาก (1) จะได้ว่าการแจกแจงความน่าจะเป็นภายหลัง<sup>4</sup> (posterior) สำหรับตัวแบบความ  
ดุด้อย เมื่อพิจารณาการแจกแจงเบต้าหลายตัวแปร (multivariate beta distribution) อยู่ในรูปของ

$$\begin{aligned} p(\beta^{(*)} | X) &\propto p(X | \beta^{(*)}) \cdot p(\beta^{(*)}) \\ &\propto \prod_{j=1}^2 \beta_j^{\sum_{i=1}^4 x_{ij}} (1 - \beta_j)^{8 - \sum_{i=1}^4 x_{ij}} \prod_{j=1}^2 \beta_j^{\alpha^*-1} (1 - \beta_j)^{\beta^*-1} \\ &\propto \prod_{j=1}^2 \beta_j^{\alpha^* + \sum_{i=1}^4 x_{ij} - 1} (1 - \beta_j)^{\beta^* + 8 - \sum_{i=1}^4 x_{ij} - 1} \end{aligned}$$

กล่าวคือ  $\beta^{(*)} | X \sim Beta(\alpha^* + \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^4 x_{ij}, \beta^* + 8 - \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^4 x_{ij})$

เมื่อ  $X_j iid Ber(\beta_j) ; j = 1, 2$

<sup>3</sup> Mu Zhu and Arthur Y. Lu, "The Counter-intuitive Non-informative Prior for the Bernoulli Family," *Journal of Statistics Education* (Number 2004).

<sup>4</sup> ชีระพร วีระดาวย, การอนุมานเชิงสถิติขั้นกลาง, พิมพ์ครั้งที่ 2 (สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2536), หน้า 121-122.

หมายเหตุ ขั้นตอนวิธีจำลองตัวแปรอิสระให้มีการแจกแจงแบบเบอร์นูลลี<sup>5</sup>

1. จำลองเลขสุ่ม  $R$  ที่มีการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ยเป็น 0 ความแปรปรวนเป็น 1 เสียงแทนด้วย  $R \sim N(0,1)$

2. กำหนดให้  $p$  เป็นค่าเฉลี่ยของตัวแปรอิสระที่มีการแจกแจงเบอร์นูลลี จะได้เงื่อนไขใน การจำลองดังนี้

ถ้า  $R \leq p$  ให้  $X = 1$  มิฉะนั้นให้  $X = 0$

3. ทำการสุ่มค่าพารามิเตอร์  $\beta$  จากการแจกแจงคู่สังยุคเบต้า

4. พิจารณาการแจกแจงเบต้าที่มีพารามิเตอร์  $\alpha^*$  และ  $\beta^*$  เป็นการแจกแจงก่อน (prior distribution) สำหรับ  $\beta$

แสดงวิธีการหาได้ดังตารางต่อไปนี้

ตัวแบบ	สมการการถดถอยเชิงเส้น	ความน่าจะเป็นภายหลัง
ตัวแบบที่ 1 ( $M_1$ )	$y_i = \beta_0 + \varepsilon_i$	ความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบที่ 1
ตัวแบบที่ 2 ( $M_2$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \varepsilon_i$	ความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบที่ 2
ตัวแบบที่ 3 ( $M_3$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	ความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบที่ 3
ตัวแบบที่ 4 ( $M_4$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	ความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบที่ 4

นำตัวแบบทุกตัวแบบในปริภูมิตัวแบบมาเฉลี่ยกัน โดยใช้ความน่าจะเป็นภายหลังเป็นตัวช่วงนำหน้าเพื่อหาค่าพยากรณ์ แสดงได้ดังนี้

ตัวแบบ	สมการการถดถอยเชิงเส้น	สมการจากการพยากรณ์
ตัวแบบที่ 1 ( $M_1$ )	$y_i = \beta_0 + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0$
ตัวแบบที่ 2 ( $M_2$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1}$
ตัวแบบที่ 3 ( $M_3$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_2 x_{i2}$
ตัวแบบที่ 4 ( $M_4$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2}$

จากตารางแสดงตัวแบบข้างต้นจะทำการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดของวิธี BMA<sub>SVI</sub> โดยการหาค่าค่าลากเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย ( $MSE$ ) ที่มีค่าน้อยที่สุด มีสูตรดังนี้

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - (p + 1)}, \quad i = 1, 2, 3, 4$$

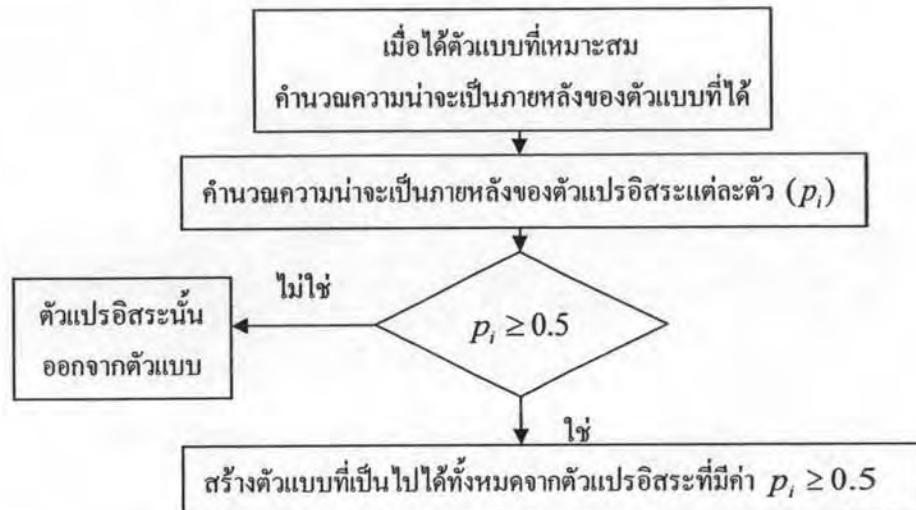
เมื่อ  $p$  เป็นจำนวนตัวแปรอิสระ

$n$  เป็นขนาดตัวอย่างเท่ากับ 4

<sup>5</sup> มนพ วรากัศดี, การจำลองเบื้องต้น, (สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2539), หน้า 171.

### ขั้นตอนในการคัดเลือกตัวแบบของวิธี OPM

วิธีการนี้มีแนวคิดว่าตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์อาจไม่ใช่ตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังสูงสุด แต่กลับเป็นตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังน้อยฐาน และในการเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดจากกลุ่มของตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังน้อยฐานจะพิจารณาเลือกตัวแบบที่มีค่าความสูญเสียอันเกิดจากความผิดพลาดยกกำลังสองต่ำสุด



จากตัวอย่างข้างต้นจะได้ว่า

$y$	$x_1$	$x_2$
4	3	5
3	4	6
3	6	4
2	3	3

แสดงตัวแบบได้ดังนี้

ตัวแบบ	สมการการคัดอยเชิงเส้น	สมการจากการพยากรณ์
ตัวแบบที่ 1 ( $M_1$ )	$y_i = \beta_0 + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0$
ตัวแบบที่ 2 ( $M_2$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1}$
ตัวแบบที่ 3 ( $M_3$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_2 x_{i2}$
ตัวแบบที่ 4 ( $M_4$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	$\hat{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2}$

คำนวณความน่าจะเป็นภัยหลังของตัวแปรอิสระแต่ละตัว ( $p_i$ ) และ สร้างตัวแบบใหม่ที่เป็นไปได้ หั้งหนมจากตัวแปรอิสระที่มีค่า  $p_i \geq 0.5$  แสดงได้ดังนี้

ตัวแบบ	สมการการคัดอยเชิงเส้น	สร้างตัวแบบใหม่
ตัวแบบที่ 1 ( $M_1$ )	$y_i = \beta_0 + \varepsilon_i$	ถ้า $p_i \geq 0.5$ จะได้ตัวแบบที่ 1 เป็นตัวแบบใหม่
ตัวแบบที่ 2 ( $M_2$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \varepsilon_i$	ถ้า $p_i \geq 0.5$ จะได้ตัวแบบที่ 2 เป็นตัวแบบใหม่
ตัวแบบที่ 3 ( $M_3$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	ถ้า $p_i \geq 0.5$ จะได้ตัวแบบที่ 3 เป็นตัวแบบใหม่
ตัวแบบที่ 4 ( $M_4$ )	$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$	ถ้า $p_i \geq 0.5$ จะได้ตัวแบบที่ 4 เป็นตัวแบบใหม่

จากตารางแสดงตัวแบบข้างต้นจะทำการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดของวิธี OPM โดยการหาค่าคาดคะเนที่อนกำลังสองเฉลี่ย ( $MSE$ ) ที่มีค่าน้อยที่สุด มีสูตรดังนี้

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - (p + 1)} , \quad i = 1, 2, 3, 4$$

เมื่อ  $p$  เป็นจำนวนตัวแปรอิสระ

$n$  เป็นขนาดตัวอย่างเท่ากับ 4

## 2. การทดสอบอิฟน่างส่วน (Partial F-test)<sup>6</sup>

การทดสอบอิฟน่างส่วนเป็นการทดสอบที่ใช้ตรวจสอบนัยสำคัญของ  $\beta_j$  เพื่อตัดสินใจว่าตัวแปรอิสระใดควรอยู่ในสมการหรือตัวแปรอิสระใดควรตัดออกจากสมการโดยโดยที่  $\beta_j$  จะปรากฏอยู่ ณ ตำแหน่งใดแบบจำลองก็ได้ แต่ในทางปฏิบัติจะทำโดยถือว่าตัวแปรอิสระนั้นเข้าสู่สมการโดยเป็นตัวสุดท้าย

จากสมการทดสอบแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตาม ( $y$ ) กับตัวแปรอิสระ ( $x_j$ )

คือ

$$(n) \quad \underline{y} = \beta_0 + \beta_1 \underline{x}_1 + \beta_2 \underline{x}_2 + \dots + \beta_k \underline{x}_k + \varepsilon$$

เราสามารถหาค่าตัวประมาณ  $\hat{\beta} = (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}$  โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และค่าผลบวกกำลังสองที่เกี่ยวข้องเป็นดังนี้

$$1) \hat{\beta} = (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}$$

เมื่อ  $\underline{X}$  คือเมตริกซ์ของตัวแปรอิสระขนาด  $n \times (k+1)$  ซึ่งรวมเทอมของค่าคงที่

$$2) SSR_1 = \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{y}$$

$$3) SSE_1 = \underline{y}' \underline{y} - \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{y}$$
 และ

$$MSE_1 = \frac{1}{n-(k+1)} (\underline{y}' \underline{y} - \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{y}) = \hat{\sigma}_1^2$$

กำหนดให้

$$(n) \quad \underline{y} = \beta_0 + \beta_1 \underline{x}_1 + \beta_2 \underline{x}_2 + \dots + \beta_k \underline{x}_k + \beta_{k+1} \underline{x}_{k+1} + \dots + \beta_p \underline{x}_p + \varepsilon$$

เป็นสมการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตาม ( $y$ ) กับตัวแปรอิสระ ( $x_j$ ) โดยที่  $p > k$

จากสมการ (n) สามารถหาค่าตัวประมาณ  $\hat{\beta} = (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}$  โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และค่าผลบวกกำลังสองที่เกี่ยวข้องเป็นดังนี้

$$1) \hat{\beta} = (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{y}$$

เมื่อ  $\underline{X}$  คือเมตริกซ์ของตัวแปรอิสระขนาด  $n \times (p+1)$  ซึ่งรวมเทอมของค่าคงที่

$$2) SSR_2 = \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{y}$$

$$3) SSE_2 = \underline{y}' \underline{y} - \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{y}$$
 และ

$$MSE_2 = \frac{1}{n-(p+1)} (\underline{y}' \underline{y} - \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{y}) = \hat{\sigma}_2^2$$

<sup>6</sup> จิตติมา พสมญาติ. “การเปรียบเทียบวิธีการคัดเลือกสมการทดสอบที่ดีที่สุดเชิงเบส เมื่อใช้การแจกแจงก่อนแบบคู่สังยุคปกติ”. (วิทยานิพนธ์ปริญญาโท ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2546), หน้า 141-143

จากผลลัพธ์ข้างต้นพบว่า Extra Sum of Squares Regression (ESSR) คือ

$$\begin{aligned} ESSR &= SSR_2 - SSR_1 \\ &= {}_2\hat{\beta}' X' y - {}_1\hat{\beta}' X' y \end{aligned}$$

ซึ่ง Extra Sum of Squares นี้เป็นค่าผลบวกกำลังสองของตัวแปรอิสระ  $x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_p$  ที่เพิ่มเข้ามาจากการสมการ(๔)

โดยอาศัยความรู้เรื่อง Distribution of Quadratic From เราสามารถพิสูจน์ได้ว่า

$$\begin{aligned} \frac{ESSR}{\sigma^2} &\sim \chi^2_{(p-k)} \\ \frac{SSE}{\sigma^2} &\sim \chi^2_{(n-(p+1))} \end{aligned}$$

ดังนั้น

$$\begin{aligned} \text{ค่าทดสอบอิสระ} &= \frac{ESSR/(p-k)\sigma^2}{SSE_2/(n-p-1)\sigma^2} \\ &= \frac{ESSR/(p-k)}{\hat{\sigma}_2^2} \end{aligned}$$

จะมีการแจกแจงอิสระส่วน ณ ระดับขั้นความเสี่ยง<sup>7</sup> ( $p-k, n-p-1$ ) และเราจะปฏิเสธสมมติฐาน  $H_0: \beta_{k+1} = \beta_{k+2} = \dots = \beta_p = 0$  ณ ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  เมื่อค่าทดสอบอิสระส่วนมากกว่า

$$F_{1-\alpha, p-k, n-p-1}$$

จากความรู้ในเรื่องการทดสอบอิสระส่วนนี้ เราสามารถนำมาระยะหักที่ใช้กับวิธีการทดสอบคุณภาพที่ดีที่สุด โดยวิธีการทดสอบแบบขั้นบันได ได้ดังนี้

จากสมการทดสอบ  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p + \varepsilon$  เราจะหาค่าคาดคะเนกำลังสองเฉลี่ย (Mean Squares Error (MSE)) และผลบวกกำลังสองของความทดสอบ (Sum of Squares Regression) ของเฉพาะ  $x_j$  ได้จากสมการต่อไปนี้

$$MSE = \frac{1}{n-p-1} (y' y - \hat{\beta}' X' y) = \hat{\sigma}^2$$

$$\text{เมื่อ } SS(x_j | x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_p) = SS(x_1, x_2, \dots, x_p) - SS(x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_p)$$

ดังนั้นค่าสถิติอิสระส่วนคือ

$$F_c = \frac{SS(x_j | x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_p)}{\hat{\sigma}^2}$$

โดยจะปฏิเสธสมมติฐาน  $H_0: \beta_j = 0$  ณ ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  เมื่อ  $F_c > F_{1-\alpha, p-k, n-p-1}$

---

<sup>7</sup>  $U = \frac{\chi^2_1 / v_1}{\chi^2_2 / v_2} \sim F_{(v_1, v_2)}$

### 3. สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Correlation Coefficient)<sup>8</sup>

สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ เป็นตัวสถิติที่ใช้วัดความสัมพันธ์เชิงเส้นของตัวแปรว่ามีความสัมพันธ์กันมากน้อยเพียงใด ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์จะเป็นค่าที่บวกกับห้ามขาดของสหสัมพันธ์ โดยจะมีค่าอยู่ระหว่าง -1 ถึง 1 ถ้าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เข้าใกล้ +1 แสดงว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงเส้นกันมากในทางตรงกันข้าม ถ้าเข้าใกล้ -1 แสดงว่าตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงเส้นกันมากในทิศทางเดียวกัน แต่ถ้าค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์มีค่าเป็นศูนย์ หรือเข้าใกล้ศูนย์ แสดงว่าตัวแปรทั้งสองไม่มีความสัมพันธ์เชิงเส้นต่อกัน หรือมีความสัมพันธ์เชิงเส้นกันน้อย สำหรับสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ที่ใช้วัดความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสองตัวสามารถจำแนกได้ดังนี้

1) สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เชิงเดียว (Simple Correlation Coefficient) เป็นตัวสถิติที่ใช้วัดความสัมพันธ์ระหว่าง 2 ตัวแปรใดๆ ซึ่งมีสูตรดังนี้

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

เมื่อ  $n$  เป็นขนาดตัวอย่าง

$y_i$  เป็นตัวแปรตามที่  $i$

และ  $x_i$  เป็นตัวแปรอิสระที่  $i$

2) สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วน (Coefficient of Partial Correlation) เป็นตัวสถิติที่ใช้เป็นค่าวัดระดับและทิศทางของความสัมพันธ์เชิงเส้นระหว่างตัวแปร 2 ตัวแปร โดยที่ควบคุมให้ตัวแปรอื่นๆ คงที่ เช่น กรณีตัวแปรอิสระ 3 ตัวแปร ได้แก่  $x_1, x_2, x_3$  และตัวแปรตาม  $y$  ถ้าต้องการหาสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนของตัวแปรตาม  $y$  ถ้าต้องการหาสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนของตัวแปรตาม  $y$  กับตัวแปรอิสระ  $x_1$  โดยควบคุมให้  $x_2$  และ  $x_3$  คงที่ จะใช้สัญลักษณ์  $r_{y1..23}$  สำหรับการคำนวณหาค่าของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนระหว่างตัวแปรคู่ใดๆ นั้นหาได้จาก

$$r_{y,1,2,3,\dots,j-1,j+1,\dots,j-1,j+1,\dots,k}^2 = \left( \frac{a_{ij}^2}{a_{ii}a_{jj}} \right)$$

และ  $r_{y,1,2,3,\dots,j-1,j+1,\dots,j-1,j+1,\dots,k} = sign\sqrt{r^2}$

<sup>8</sup> จิตติมา พสมญาติ. “การเปรียบเทียบวิธีการคัดเลือกสมการลดด้อยที่ดีที่สุดเชิงเบส์ เมื่อใช้การแจกแจงก่อนแบบคุณสังขุคปกติ”. (วิทยานิพนธ์ปริญญาโท ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2546),หน้า 143-145

$$R = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & \dots & r_{1k} \\ a_{21} & 1 & \dots & r_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ r_{k1} & r_{k2} & \dots & 1 \end{bmatrix}_{k \times k}$$

$$A = R^{-1} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1k} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{k1} & a_{k2} & \dots & a_{kk} \end{bmatrix}_{k \times k}$$

เมื่อ  $r_{j,1,2,3,\dots,i-1,i+1,\dots,j-1,j+1,\dots,k}$  เป็นค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนระหว่างตัวแปรที่  $i$  และ  $j$   
โดยตัวแปรอื่นคงที่

$r_{ij}$  เป็นสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์เชิงเดียวระหว่างตัวแปรที่  $i$  และ  $j$

$k$  เป็นจำนวนตัวแปรทั้งหมด

$a_{ij}$  เป็นสมาชิกแถวที่  $i$  แนวตั้งที่  $j$  ของเมตริกซ์ผกผันของเมตริกซ์สหสัมพันธ์ ( $R$ )

$R$  เป็นเมตริกซ์สหสัมพันธ์

และ  $A$  เป็นเมตริกซ์ผกผันของเมตริกซ์สหสัมพันธ์

ส่วนเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระใดๆ นั้นกำหนด  
ตามเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์การผลด้อยของตัวแปรอิสระนั้น

#### 4. รายละเอียดของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้โปรแกรม S-plus 2000 สำหรับการสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{SVT}$  OPM และ SR เนื่องจากในงานวิจัยของ ราฟเทอร์รี เมดิกเคน และ โรเซ็ททิง(Raftery Madigan and Hoeting , 1997) ซึ่งเป็นผู้นำเสนอวิธีการเฉลี่ยตัวแบบของเบส์ได้มีการนำเสนออัลกอริทึมของวิธีการเฉลี่ยของเบส์โดยใช้โปรแกรม S-plus 2000 ดังนั้น เพื่อความสะดวกในการพัฒนาโปรแกรมของผู้วิจัยจึงได้ใช้โปรแกรม S-plus 2000 ในการเขียนโปรแกรมเพื่อสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{SVT}$  OPM และ SR ดังกล่าว

สำหรับรายละเอียดทั้งหมดของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัยมีดังนี้

โปรแกรมสำหรับสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{SVT}$  OPM และ SR โดยใช้โปรแกรม S-plus 2000

---

```

MC3<-
  function(all.y,all.x,num.its,MO.var,MO.out,outs.list,P1,K,ip,cc,alpha,beta
  ,sde)
  {

#Inputs:
#all.y - the response matrix(1 column)
#all.x - the matrix of all possible covariates
#num.its - the number of iterations in the Markov chain
#MO.var - the starting model variable set in T/F format that is the
#          same length as the number of predictors. For example, if
#          you have 3 predictors and the starting model is X_1 and X_3,
#          then MO.var would be c(T,F,T)
#          note: starting predictor model cannot be the null model.
#MO.out - the starting model outlier set in T/F format (see above)
#          this can be NULL only if outs.list is NULL, otherwise must be
#          the same length as out.list(but can be a vector of all "F's")
#outs.list - the list of all potential outlier locations
#          (e.g. c(10,12) mean the 10th and 12th points are
#          potential outliers) - can be NULL
#P1 - a hyperparameter indicating the probability of an
#      outlier (for Hastings ratio)
#K - a hyperparameter indicating the outlier inflation factor
#ip,cc,alpha,beta,sde - regression hyperparameters
#Outputs:
#model.matrix - matrix of selected models(described below)

  Ys<-scale(all.y)
  Xs<-scale(all.x)

  MO.var<-MO.var
  MO.out<-MO.out
  outs.list<-outs.list
  P1<-P1
  K<-K
  flag<-1
  outcnt<-sum(outs.list)
  ip<-ip
  cc<-cc
}

```

```

sde<<-sde
alpha<<-alpha
beta<<-beta

big.list<<-matrix(0,1,4)
big.list[1,1]<<-sum(2^((0:(length(MO.var)-1)) [MO.var]))+1

if (sum(MO.out)!=0)
  big.list[1,2]<<-sum(2^((0:(length(MO.out)-1)) [MO.out]))+1
else big.list[1,2]<<-1

if(outcnt !=0)big.list[1,3]<<-(dim(Ys) [1]-sum(MO.out))*log(1-P1)+  

  sum(MO.out)*log(P1)+fpost(Ys,Xs,MO.var,  

    sde,alpha,sum(MO.var),ip,cc)
else big.list[1,3]<<-fpost(Ys,Xs,MO.var,  

    sde,alpha,sum(MO.var),ip,cc)

i_1
while (i<=num.its)
{

if(flag==1)
{
  if(sum(MO.var)!=0)
    MO.1<<-sum(2^((0:(length(MO.var)-1)) [MO.var]))+1
  else MO.1<<-1

  if(sum(MO.out)!=0)
    MO.2<<-sum(2^((0:(length(MO.out)-1)) [MO.out]))+1
  else MO.2<<-1
}

M1<-Choose(MO.var,MO.out)

if (sum(M1$var)!=0)
  M1.1<<-sum(2^((0:(length(MO.var)-1)) [M1$var]))+1
else M1.1<-1

if(sum(M1$out)!=0)
  M1.2<<-sum(2^((0:(length(MO.out)-1)) [M1$out]))+1
else M1.2<-1

if(sum(big.list[,1]==M1.1&big.list[,2]==M1.2)==0)
{
  if(M1.1==1)
  {
    if(outcnt !=0)a<-(dim(Ys) [1]-sum(M1$out))*log(1-P1)+  

      sum(M1$out)*log(P1)+fpost(Ys,Xs,0,sde,alpha,beta,0,ip,cc)
    else a<-fpost(Ys,Xs,0,sde,alpha,beta,0,ip,cc)
  }
  else
  {
    if(outcnt !=0)a<-(dim(Ys) [1]-sum(M1$out))*log(1-P1)+  

      sum(M1$out)*log(P1)+fpost(Ys,Xs,M1$var,  

        sde,alpha,beta,sum(M1$var),ip,cc)
    else a<-fpost(Ys,Xs,M1$var,  

      sde,alpha,beta,sum(M1$var),ip,cc)
  }

  big.list<<-rbind(big.list,c(M1.1,M1.2,a,0))
}

BF<-exp(big.list[big.list[,1]==M1.1&big.list[,2]==M1.2,3]-
  big.list[big.list[,1]==MO.1&big.list[,2]==MO.2,3])

if(BF>=1)flag<<-1

```

```

    else flag<-rbinom(1,1,BF)

    if(flag==1)
    {
        MO.var<-M1$var
        MO.out<-M1$out
        MO.1<-M1.1
        MO.2<-M1.2
    }

    big.list[big.list[,1]==MO.1&big.list[,2]==MO.2,4]<-
    big.list[big.list[,1]==MO.1&big.list[,2]==MO.2,4]+1
    i<-i+1
}

var.vect<-matrix(as.logical(rep(big.list[,1]-1,rep(length(MO.var),
length(big.list[,1]))%
%/2^(0:(length(MO.var)-1))%%2),ncol=length(MO.var),byrow=T)

n.var<-length(MO.var)
ndx<-1:n.var
Xn<-rep("X",n.var)
labs<-paste(Xn,ndx,sep="")

dimnames(var.vect)<-list(c(1:length(var.vect[,1])),labs)

postprob<-matrix((exp(big.list[,3]))/(sum(exp(big.list[,3]))),ncol=1)
dimnames(postprob)[2]<-list(c("Post.Mod.Pr."))
visits<-matrix(big.list[,4],ncol=1)

dimnames(visits)[2]<-list(c("#visits"))
if(length(outs.list)!=0)
{out.vect<-matrix(as.logical(rep(big.list[,2]-1,
rep(length(outs.list),length(big.list[,2]))%
%/2^(0:(length(outs.list)-1))%%2),ncol=length(outs.list),byrow=T)
    dimnames(out.vect)<-list(c(1:length(out.vect[,1])),c(outs.list))
model.matrix<-cbind(var.vect,out.vect,postprob,visits)}
else model.matrix<-cbind(var.vect,postprob,visits)

colno<-length(MO.var)+length(MO.out)+1
model.matrix<-model.matrix[order(-model.matrix[,colno]),]

return(model.matrix)
}

Choose<-function(M0.var,M0.out)
{
    var<-M0.var
    in.or.out<-sample(c(1:length(M0.var),rep(0,length(M0.out))),1)

    if(in.or.out==0)
    {
        out<-M0.out
        in.or.out2<-sample(1:length(M0.out),1)
        out[in.or.out2]<-!M0.out[in.or.out2]
    }
    else
    {
        var[in.or.out]<-!M0.var[in.or.out]
        out<-M0.out
    }
    return(var,out)
}

fpost<-function(y,x,model.vect,sde,alpha,beta,numx,ip,cc)
{

```

```

n_dim(y)[1]
  x_x[,model.vect]
  xtx_t(x)%%x
  xty_t(x)%%y
  m_ginverse(xtx)%%xty
  m1_matrix(nrow=numx,ncol=1)
  m2_matrix(nrow=numx,ncol=1)
  sumb_matrix(nrow=numx,ncol=1)

  b1_diag(rep(1,numx))
  for(j in 1:numx)
  {
    b2[j,j]_m2[j,1]/m1[j,j]
  }
  b2_t(m)
  covml_b1
  r[i]_rmvnorm(1,mean=b2,cov=covb2,d=numx)

  for (i in 1 :numx)
  {
    p[j,1]_sumr[i]/n

    if (p[j,1]<=r)
    {
      r[i]_0
    }
  }
  beta_rep(1,numx+1)
  for (i in 1 :numx)
  {
    m1[i,i]_beta[i,i]^(alpha[i]+sumr[i]-1)
  }
  for(indexi in 1 :numx-1)
  {
    sumb[indexi,1]_sum(beta[indexi,1])
  }
  for (indexi in 1:n)
  {
    post_m1%*(1-sumb)^{beta[i]+n-sumx[i]-1}
  }
  return(post)
}

fyp_function(rowresult,resultsvt,newx,y,yp1)
{
  for(i in 1:rowresult)
  {
    numxtemp_0
    newnumx_ncol(resultsvt)-2

    for(j in 1:newnumx)
    {
      if(resultsvt[i,j]!=0)
      {
        numxtemp_numxtemp+1
      }
    }

    xtemp_matrix(,nrow=samplesize,ncol=numxtemp)
    sumx1_1

    for(indexj in 1:newnumx)
    {
      if(resultsvt[i,indexj]!=0)
      {
        xtemp[,sumx1]_newx[,indexj]
      }
    }
  }
}

```

```

        sumx1_sumx1+1
    }
}

regmodel_glm(y~xtemp)
yhat_predict(regmodel)
ypl_yp1+resultsvt[i,newnumx+1]*yhat
}

yp_yp1

return(yp)
}

fmse_function(y,yp,n,numx)
{
n_dim(y)[1]
dif_y-yp
se_matrix(nrow=n,ncol=1)
for(i in 1:n)
{
  se[i]_(dif[i])^2
}

sse_sum(se)
mse_sse/(n-numx-1)

return(mse)
}

fy_function(samplesize,sde,x,numx)
{
error_rnorm(samplesize,0,sde)
ones_rep(1,samplesize)
xones_cbind(ones,x)

beta_rep(1,numx+1)
y_(xones%*%beta)+error

return(y)
}

fr_function(regwhich,xtemp,p.5,y,rowwhich,numxtemp)
{
q_t(xtemp)%*%xtemp
bfull_solve(q)%*%(t(xtemp)%*%y)

r_matrix(nrow=rowwhich,ncol=numxtemp)
sumr_matrix(nrow=numxtemp,ncol=1)

for(j in 1:rowwhich)
{
  for(k in 1:numxtemp)
  {
    r[j,k]_((bfull[k,1]^2)*q[k,k])%*%((regwhich[j,k]-p.5[k,1])^2)
  }

  sumr[j,1]_sum(r[j,])
}

return(sumr)
}

```

```
#####
      MAIN_PROGRAM
#####

alpha_2
beta_2
numx_3
sde_0.25
ip_1
cc_5
numloop_500
samplesize_10
x_rmvnorm(samplesize,mean=rep(0,numx),cov=diag(rep(1,numx)),d=numx)
msesr_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
mseopm_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
msesvt_matrix(nrow=numloop,ncol=1)

for(i in 1:numloop)
{
  y_fy(samplesize,sde,x,numx)
```

## SR

```
#####
      SR
#####

resultsr_stepwise(x,y,intercept=T,tolerance=1.e-07,method="ex",
  nbest=3)
regmodel_lm(y~x[,resultsr$which[3,]])
msesr[i]_sum(regmodel$residuals^2)/regmodel$df
```

## OPM

```
#####
      OPM
#####

resultmc<-BMA.MC3(y,x,10000,rep(T,numx),NULL,NULL,0,0,ip,cc,alpha,sde)
rowresult_nrow(resultmc)
p_matrix(nrow=numx,ncol=1)
numxtemp_0

for(j in 1:numx)
{
  prob_matrix(nrow=rowresult,ncol=1)
  for(k in 1:rowresult)
  {
    prob[k,1]_resultmc[k,j]**resultmc[k,numx+1]
  }
  p[j,1]_sum(prob)
  if(p[j,1]>=0.5)
  {
    numxtemp_numxtemp+1
  }
}

xtemp_matrix(nrow=samplesize,ncol=numxtemp)
p.5_matrix(nrow=numxtemp,ncol=1)
sumx_1
for(l in 1:numx)
```

```

{
  if(p[1,1]>=0.5)
  {
    p.5[1,1]_p[1,1]
    xtemp[,sumx]_x[,1]
    sumx_sumx+1
  }
}

reg_leaps(xtemp,y,rep(1,samplesize),int=T,method="adjr2",keep.int=T,
nbest=1,df=samplesize)
numxtemp_ncol(xtemp)
rowwhich_nrow(reg$which)
mr_fr(reg$which,xtemp,p.5,y,rowwhich,numxtemp)
minr_min(mr)

for(l in 1:rowwhich)
{
  if(mr[l,1]==minr)
  {
    regmodel_lm(y~xtemp[,reg$which[1,]])
    mseopm[i]_sum(regmodel$residuals^2)/regmodel$df
  }
}

```

---

SVT

```

tr_ace(x,y)
tx_matrix(nrow=samplesize,ncol=numx)
for(i in 1:numx)
{
  tx[,i]_tr$tx[,i]
}
xandtx_cbind(x,tx)
newnumx_ncol(xandtx)
resultsvt_BMA.MC3(y,xandtx,10000,rep(T,newnumx),NULL,NULL,0,0,ip,cc,alpha,sd
e)

rowresult_nrow(resultsvt)
yp_rep(0,samplesize)
ysvt_fyp(rowresult,resultsvt,xandtx,y,yp)
  msesvt[i]_fmse(y,ysvt,samplesize,rowresult)
  print(samplesize)
  print(i)
}

amsesr_sum(msesr)/numloop
stdsr_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
for(indexi in 1:numloop)
{
  stdsr[indexi]_(msesr[indexi]-amsesr)^2
}
stdamsesr_sqrt(sum(stdsr)/(numloop-1))
amseopm_sum(mseopm)/numloop
stdopm_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
for(indexi in 1:numloop)
{
  stdopm[indexi]_(mseopm[indexi]-amseopm)^2
}
stdamseopm_sqrt(sum(stdopm)/(numloop-1))

```

```
amsesvt_sum(msesvt)/numloop
stdsvt_matrix(nrow=numloop, ncol=1)
for(indexi in 1:numloop)
{
  stdsvt[indexi]_(msesvt[indexi]-amsesvt)^2
}
stdamsesvt_sqrt(sum(stdsvt)/(numloop-1))
amsesr
stdamsesr
amseopm
stdamseopm
amsesvt
stdamsesvt
```

```
*****  
END MAIN_PROGRAM  
*****
```

## 5. การวิเคราะห์ความแปรปรวนของการทดลองแบบสุ่มโดยสมบูรณ์ภายในกลุ่ม (Randomized Completely Block Design : RCBD)

ในกรณีที่ค่าคงที่  $\frac{\sigma_\beta}{\tau}$  และ  $c$  ของวิธี  $BMA_{SVT}$  และวิธี OPM มีค่าต่างๆ วิธี OPM จะให้ค่า

พยากรณ์ที่มีความถูกต้องและแม่นยำใกล้เคียงกับวิธี  $BMA_{SVT}$  มาก ส่วนกรณีที่ค่าคงที่  $\frac{\sigma_\beta}{\tau}$  และ  $c$  ของวิธี  $BMA_{SVT}$  และวิธี OPM มีค่าสูงขึ้นจะทำให้การกระจายของพารามิเตอร์สัมประสิทธิ์การทดลองมีการกระจายมากขึ้นทำให้ค่าที่สุ่นได้มีความแม่นยำลดลง จึงส่งผลให้วิธี  $BMA_{SVT}$  ให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้องและแม่นยำมากกว่าวิธี OPM ชัดเจนยิ่งขึ้น ดังนี้ในการพิจารณาว่าวิธีการใดจะมีประสิทธิภาพมากที่สุดสำหรับกรณีที่วิธี  $BMA_{SVT}$  ให้ค่า AMSE ต่ำกว่าวิธี OPM อย่างคงเส้นคงวาจึงควรใช้การวิเคราะห์ความแปรปรวนของการทดลองแบบสุ่มโดยสมบูรณ์ภายในกลุ่ม (Randomized Completely Block Design : RCBD) เพราะการวิเคราะห์ดังกล่าวจะทำให้ได้ วิธีการคัดเลือกสมการทดลองที่มีประสิทธิภาพมากที่สุดอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยผู้วิจัยได้ ยกตัวอย่างของการวิเคราะห์ความแปรปรวนของการทดลองแบบสุ่มสมบูรณ์สำหรับผลการวิจัย กรณี  $\alpha = 2$  ตอนที่ 1 (ตารางที่ 4.1) และตอนที่ 3 (ตารางที่ 4.9) ผลการวิจัยกรณี  $\alpha = 10$  ตอนที่ 5 (ตารางที่ 4.17) และตอนที่ 7 (ตารางที่ 4.25) และผลการวิจัยกรณี  $\alpha = 16$  ตอนที่ 9 (ตารางที่ 4.33) และตอนที่ 11 (ตารางที่ 4.41) ดังนี้

## ผลการวิเคราะห์สำหรับตารางที่ 4.1

พิจารณา  $\sigma = 0.25$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่าง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	41.756 <sup>a</sup>	6	6.959	154.935	.000
Method	6.667	2	3.333	74.210	.000
n	.662	3	.221	4.911	.047
Error	.270	6	.045		
Total	42.025	12			

a. R Squared = .994 (Adjusted R Squared = .987)

1

### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	1.377725*	.1498629	.000	1.011024	1.744426
		SVT	1.726375*	.1498629	.000	1.359674	2.093076
	OPM	SR	-1.377725*	.1498629	.000	-1.744426	-1.011024
		SVT	.348650	.1498629	.059	-.018051	.715351
	SVT	SR	-1.726375*	.1498629	.000	-2.093076	-1.359674
		OPM	-.348650	.1498629	.059	-.715351	.018051
Bonferroni	SR	OPM	1.377725*	.1498629	.000	.885057	1.870393
		SVT	1.726375*	.1498629	.000	1.233707	2.219043
	OPM	SR	-1.377725*	.1498629	.000	-1.870393	-.885057
		SVT	.348650	.1498629	.177	-.144018	.841318
	SVT	SR	-1.726375*	.1498629	.000	-2.219043	-1.233707
		OPM	-.348650	.1498629	.177	-.841318	.144018

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> และวิธี OPM ไม่มีความแตกต่างกัน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 0.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{95: 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	75.239 <sup>a</sup>	6	12.540	737.260	.000
Method	13.133	2	6.567	386.072	.000
n	.995	3	.332	19.502	.002
Error	.102	6	.017		
Total	75.341	12			

1

a. R Squared = .999 (Adjusted R Squared = .997)

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	1.958600*	.0922189	.000	1.732948	2.184252
		SVT	2.410325*	.0922189	.000	2.184673	2.635977
	OPM	SR	-1.958600*	.0922189	.000	-2.184252	-1.732948
		SVT	.451725*	.0922189	.003	.226073	.677377
	SVT	SR	-2.410325*	.0922189	.000	-2.635977	-2.184673
		OPM	-.451725*	.0922189	.003	-.677377	-.226073
	Bonferroni	SR	1.958600*	.0922189	.000	1.655435	2.261765
		SVT	2.410325*	.0922189	.000	2.107160	2.713490
		OPM	-1.958600*	.0922189	.000	-2.261765	-1.655435
		SVT	.451725*	.0922189	.008	.148560	.754890
		SVT	-2.410325*	.0922189	.000	-2.713490	-2.107160
		OPM	-.451725*	.0922189	.008	-.754890	-.148560

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ ① แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก ② , ③ แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 2.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	389.483 <sup>a</sup>	6	64.914	5624.147	.000
Method	62.270	2	31.135	2697.546	.000
n	2.932	3	.977	84.670	.000
Error	.069	6	.012		
Total	389.553	12			

a. R Squared = 1.000 (Adjusted R Squared = 1.000)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

		(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
							Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	SR	4.330200*	.0759671	.000	4.144315	4.516085
		SVT	SR	5.212775*	.0759671	.000	5.026890	5.398660
	OPM	SVT	SR	-4.330200*	.0759671	.000	-4.516085	-4.144315
		SVT	SVT	.882575*	.0759671	.000	.696690	1.068460
	SVT	SR	SR	-5.212775*	.0759671	.000	-5.398660	-5.026890
		OPM	SR	-.882575*	.0759671	.000	-1.068460	-.696690
	Bonferroni	SR	OPM	4.330200*	.0759671	.000	4.080462	4.579938
		SVT	OPM	5.212775*	.0759671	.000	4.963037	5.462513
	OPM	SR	SR	-4.330200*	.0759671	.000	-4.579938	-4.080462
		SVT	SR	.882575*	.0759671	.000	.632837	1.132313
	SVT	SR	SVT	-5.212775*	.0759671	.000	-5.462513	-4.963037
		OPM	SVT	-.882575*	.0759671	.000	-1.132313	-.632837

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

### ผลการวิเคราะห์สำหรับตารางที่ 4.9

พิจารณา  $\sigma = 0.25$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่าง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	59.823 <sup>a</sup>	6	9.970	117.500	.000
Method	6.830	2	3.415	40.243	.000
n	1.430	3	.477	5.618	.035
Error	.509	6	.085		
Total	60.332	12			

a. R Squared = .992 (Adjusted R Squared = .983)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	1.324175*	.2059793	.001	.820162	1.828188
		SVT	1.778350*	.2059793	.000	1.274337	2.282363
	OPM	SR	-1.324175*	.2059793	.001	-1.828188	-.820162
		SVT	.454175	.2059793	.070	-.049838	.958188
	SVT	SR	-1.778350*	.2059793	.000	-2.282363	-1.274337
		OPM	-.454175	.2059793	.070	-.958188	.049838
Bonferroni	SR	OPM	1.324175*	.2059793	.002	.647027	2.001323
		SVT	1.778350*	.2059793	.000	1.101202	2.455498
	OPM	SR	-1.324175*	.2059793	.002	-2.001323	-.647027
		SVT	.454175	.2059793	.209	-.222973	1.131323
	SVT	SR	-1.778350*	.2059793	.000	-2.455498	-1.101202
		OPM	-.454175	.2059793	.209	-1.131323	.222973

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2, 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> และวิธี OPM ไม่มีความแตกต่างกัน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างน้อย ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 0.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอ่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	101.631 <sup>a</sup>	6	16.938	1037.766	.000
Method	11.360	2	5.680	347.999	.000
n	.738	3	.246	15.062	.003
Error	.098	6	.016		
Total	101.729	12			

1

a. R Squared = .999 (Adjusted R Squared = .998)

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	1.914050*	.0903384	.000	1.693000	2.135100
		SVT	2.186800*	.0903384	.000	1.965750	2.407850
	OPM	SR	-1.914050*	.0903384	.000	-2.135100	-1.693000
		SVT	.272750*	.0903384	.023	.051700	.493800
	SVT	SR	-2.186800*	.0903384	.000	-2.407850	-1.965750
		OPM	-.272750*	.0903384	.023	-.493800	-.051700
	Bonferroni	SR	1.914050*	.0903384	.000	1.617067	2.211033
		SVT	2.186800*	.0903384	.000	1.889817	2.483783
	OPM	SR	-1.914050*	.0903384	.000	-2.211033	-1.617067
		SVT	.272750	.0903384	.070	-.024233	.569733
	SVT	SR	-2.186800*	.0903384	.000	-2.483783	-1.889817
		OPM	-.272750	.0903384	.070	-.569733	.024233

2

3

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอ่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 2.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	585.552 <sup>a</sup>	6	97.592	279.368	.000
Method	30.622	2	15.311	43.829	.000
n	3.881	3	1.294	3.703	.081
Error	2.096	6	.349		
Total	587.648	12			

a. R Squared = .996 (Adjusted R Squared = .993)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	2.091350*	.4179305	.002	1.068711	3.113989
		SVT	3.909725*	.4179305	.000	2.887086	4.932364
	OPM	SR	-2.091350*	.4179305	.002	-3.113989	-1.068711
		SVT	1.818375*	.4179305	.005	.795736	2.841014
	SVT	SR	-3.909725*	.4179305	.000	-4.932364	-2.887086
		OPM	-1.818375*	.4179305	.005	-2.841014	-.795736
Bonferroni	SR	OPM	2.091350*	.4179305	.007	.717422	3.465278
		SVT	3.909725*	.4179305	.000	2.535797	5.283653
	OPM	SR	-2.091350*	.4179305	.007	-3.465278	-.717422
		SVT	1.818375*	.4179305	.014	.444447	3.192303
	SVT	SR	-3.909725*	.4179305	.000	-5.283653	-2.535797
		OPM	-1.818375*	.4179305	.014	-3.192303	-.444447

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ ① แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก ② , ③ แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

### ผลการวิเคราะห์สำหรับตารางที่ 4.17

พิจารณา  $\sigma = 0.25$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่าง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	1941.712 <sup>a</sup>	6	323.619	136.797	.000
Method	380.550	2	190.275	80.431	.000
n	29.579	3	9.860	4.168	.065
Error	14.194	6	2.366		
Total	1955.906	12			

a. R Squared = .993 (Adjusted R Squared = .985)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	10.319463*	1.0875852	.000	7.658237	12.980688
		SVT	13.086750*	1.0875852	.000	10.425525	15.747975
	OPM	SR	-10.319463*	1.0875852	.000	-12.980688	-7.658237
		SVT	2.767288*	1.0875852	.044	.106062	5.428513
	SVT	SR	-13.086750*	1.0875852	.000	-15.747975	-10.425525
		OPM	-2.767288*	1.0875852	.044	-5.428513	-.106062
Bonferroni	SR	OPM	10.319463*	1.0875852	.000	6.744075	13.894850
		SVT	13.086750*	1.0875852	.000	9.511363	16.662137
	OPM	SR	-10.319463*	1.0875852	.000	-13.894850	-6.744075
		SVT	2.767288	1.0875852	.131	-.808100	6.342675
	SVT	SR	-13.086750*	1.0875852	.000	-16.662137	-9.511363
		OPM	-2.767288	1.0875852	.131	-6.342675	.808100

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 0.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	3508.937 <sup>a</sup>	6	584.823	709.534	.000
Method	741.320	2	370.660	449.702	.000
n	42.339	3	14.113	17.122	.002
Error	4.945	6	.824		
Total	3513.883	12			

a. R Squared = .999 (Adjusted R Squared = .997)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	14.587388*	.6419637	.000	13.016559	16.158216
		SVT	18.174925*	.6419637	.000	16.604096	19.745754
	OPM	SR	-14.587388*	.6419637	.000	-16.158216	-13.016559
		SVT	3.587538*	.6419637	.001	2.016709	5.158366
	SVT	SR	-18.174925*	.6419637	.000	-19.745754	-16.604096
		OPM	-3.587538*	.6419637	.001	-5.158366	-2.016709
Bonferroni	SR	OPM	14.587388*	.6419637	.000	12.476961	16.697814
		SVT	18.174925*	.6419637	.000	16.064498	20.285352
	OPM	SR	-14.587388*	.6419637	.000	-16.697814	-12.476961
		SVT	3.587538*	.6419637	.004	1.477111	5.697964
	SVT	SR	-18.174925*	.6419637	.000	-20.285352	-16.064498
		OPM	-3.587538*	.6419637	.004	-5.697964	-1.477111

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 2.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	18074.712 <sup>a</sup>	6	3012.452	9494.046	.000
Method	3685.511	2	1842.756	5807.630	.000
n	138.130	3	46.043	145.111	.000
Error	1.904	6	.317		
Total	18076.616	12			

a. R Squared = 1.000 (Adjusted R Squared = 1.000)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	31.637250*	.3983083	.000	30.662625	32.611875
		SVT	40.945900*	.3983083	.000	39.971275	41.920525
	OPM	SR	-31.637250*	.3983083	.000	-32.611875	-30.662625
		SVT	9.308650*	.3983083	.000	8.334025	10.283275
	SVT	SR	-40.945900*	.3983083	.000	-41.920525	-39.971275
		OPM	-9.308650*	.3983083	.000	-10.283275	-8.334025
Bonferroni	SR	OPM	31.637250*	.3983083	.000	30.327829	32.946671
		SVT	40.945900*	.3983083	.000	39.636479	42.255321
	OPM	SR	-31.637250*	.3983083	.000	-32.946671	-30.327829
		SVT	9.308650*	.3983083	.000	7.999229	10.618071
	SVT	SR	-40.945900*	.3983083	.000	-42.255321	-39.636479
		OPM	-9.308650*	.3983083	.000	-10.618071	-7.999229

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ (1) แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก (2), (3) แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

### ผลการวิเคราะห์สำหรับตารางที่ 4.25

พิจารณา  $\sigma = 0.25$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่าง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	2746.808 <sup>a</sup>	6	457.801	103.591	.000
Method	408.171	2	204.086	46.180	.000
n	63.199	3	21.066	4.767	.050
Error	26.516	6	4.419		
Total	2773.324	12			

a. R Squared = .990 (Adjusted R Squared = .981)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

		Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval		
(I) Method	(J) Method				Lower Bound	Upper Bound	
LSD	SR	OPM	10.160650*	1.4864907	.000	6.523338	13.797962
		SVT	13.777175*	1.4864907	.000	10.139863	17.414487
	OPM	SR	-10.160650*	1.4864907	.000	-13.797962	-6.523338
		SVT	3.616525	1.4864907	.051	-.020787	7.253837
	SVT	SR	-13.777175*	1.4864907	.000	-17.414487	-10.139863
		OPM	-3.616525	1.4864907	.051	-7.253837	.020787
Bonferroni	SR	OPM	10.160650*	1.4864907	.001	5.273878	15.047422
		SVT	13.777175*	1.4864907	.000	8.890403	18.663947
	OPM	SR	-10.160650*	1.4864907	.001	-15.047422	-5.273878
		SVT	3.616525	1.4864907	.153	-1.270247	8.503297
	SVT	SR	-13.777175*	1.4864907	.000	-18.663947	-8.890403
		OPM	-3.616525	1.4864907	.153	-8.503297	1.270247

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> และวิธี OPM ไม่มีความแตกต่างกัน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอย่างที่แตกต่างกัน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 0.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	4656.446 <sup>a</sup>	6	776.074	959.157	.000
Method	685.232	2	342.616	423.442	.000
n	31.538	3	10.513	12.993	.005
Error	4.855	6	.809		
Total	4661.300	12			

a. R Squared = .999 (Adjusted R Squared = .998)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	14.490525*	.6360508	.000	12.934165	16.046885
		SVT	17.219250*	.6360508	.000	15.662890	18.775610
	OPM	SR	-14.490525*	.6360508	.000	-16.046885	-12.934165
		SVT	2.728725*	.6360508	.005	1.172365	4.285085
	SVT	SR	-17.219250*	.6360508	.000	-18.775610	-15.662890
		OPM	-2.728725*	.6360508	.005	-4.285085	-1.172365
	Bonferroni	SR	14.490525*	.6360508	.000	12.399536	16.581514
		SVT	17.219250*	.6360508	.000	15.128261	19.310239
		OPM	-14.490525*	.6360508	.000	-16.581514	-12.399536
		SVT	2.728725*	.6360508	.015	.637736	4.819714
		SVT	-17.219250*	.6360508	.000	-19.310239	-15.128261
		OPM	-2.728725*	.6360508	.015	-4.285085	-.637736

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 2.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	26224.525 <sup>a</sup>	6	4370.754	298.555	.000
Method	2087.487	2	1043.744	71.295	.000
n	161.219	3	53.740	3.671	.082
Error	87.838	6	14.640		
Total	26312.364	12			

a. R Squared = .997 (Adjusted R Squared = .993)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	17.982175*	2.7055222	.001	11.362001	24.602349
		SVT	32.235200*	2.7055222	.000	25.615026	38.855374
	OPM	SR	-17.982175*	2.7055222	.001	-24.602349	-11.362001
		SVT	14.253025*	2.7055222	.002	7.632851	20.873199
	SVT	SR	-32.235200*	2.7055222	.000	-38.855374	-25.615026
		OPM	-14.253025*	2.7055222	.002	-20.873199	-7.632851
	Bonferroni	SR	17.982175*	2.7055222	.002	9.087892	26.876458
		SVT	32.235200*	2.7055222	.000	23.340917	41.129483
		OPM	-17.982175*	2.7055222	.002	-26.876458	-9.087892
		SVT	14.253025*	2.7055222	.006	5.358742	23.147308
		SVT	-32.235200*	2.7055222	.000	-41.129483	-23.340917
		OPM	-14.253025*	2.7055222	.006	-23.147308	-5.358742

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

### ผลการวิเคราะห์สำหรับตารางที่ 4.33

พิจารณา  $\sigma = 0.25$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95; 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	5499.086 <sup>a</sup>	6	916.514	124.540	.000
Method	1245.164	2	622.582	84.599	.000
n	80.907	3	26.969	3.665	.082
Error	44.155	6	7.359		
Total	5543.242	12			

a. R Squared = .992 (Adjusted R Squared = .984)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	18.558850*	1.9182311	.000	13.865108	23.252592
		SVT	23.722875*	1.9182311	.000	19.029133	28.416617
	OPM	SR	-18.558850*	1.9182311	.000	-23.252592	-13.865108
		SVT	5.164025*	1.9182311	.036	.470283	9.857767
	SVT	SR	-23.722875*	1.9182311	.000	-28.416617	-19.029133
		OPM	-5.164025*	1.9182311	.036	-9.857767	-.470283
Bonferroni	SR	OPM	18.558850*	1.9182311	.000	12.252751	24.864949
		SVT	23.722875*	1.9182311	.000	17.416776	30.028974
	OPM	SR	-18.558850*	1.9182311	.000	-24.864949	-12.252751
		SVT	5.164025	1.9182311	.108	-1.142074	11.470124
	SVT	SR	-23.722875*	1.9182311	.000	-30.028974	-17.416776
		OPM	-5.164025	1.9182311	.108	-11.470124	1.142074

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2, 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 0.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	9914.760 <sup>a</sup>	6	1652.460	533.906	.000
Method	2376.297	2	1188.149	383.888	.000
n	98.243	3	32.748	10.581	.008
Error	18.570	6	3.095		
Total	9933.331	12			

a. R Squared = .998 (Adjusted R Squared = .996)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	26.784750*	1.2439933	.000	23.740808	29.828692
		SVT	32.181850*	1.2439933	.000	29.137908	35.225792
	OPM	SR	-26.784750*	1.2439933	.000	-29.828692	-23.740808
		SVT	5.397100*	1.2439933	.005	2.353158	8.441042
	SVT	SR	-32.181850*	1.2439933	.000	-35.225792	-29.137908
		OPM	-5.397100*	1.2439933	.005	-8.441042	-2.353158
	Bonferroni	SR	26.784750*	1.2439933	.000	22.695178	30.874322
		SVT	32.181850*	1.2439933	.000	28.092278	36.271422
	OPM	SR	-26.784750*	1.2439933	.000	-30.874322	-22.695178
		SVT	5.397100*	1.2439933	.015	1.307528	9.486672
	SVT	SR	-32.181850*	1.2439933	.000	-36.271422	-28.092278
		OPM	-5.397100*	1.2439933	.015	-9.486672	-1.307528

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 2.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	51246.283 <sup>a</sup>	6	8541.047	5780.966	.000
Method	12005.891	2	6002.945	4063.064	.000
n	360.389	3	120.130	81.309	.000
Error	8.865	6	1.477		
Total	51255.148	12			

a. R Squared = 1.000 (Adjusted R Squared = 1.000)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	56.907450*	.8594891	.000	54.804356	59.010544
		SVT	73.987950*	.8594891	.000	71.884856	76.091044
	OPM	SR	-56.907450*	.8594891	.000	-59.010544	-54.804356
		SVT	17.080500*	.8594891	.000	14.977406	19.183594
	SVT	SR	-73.987950*	.8594891	.000	-76.091044	-71.884856
		OPM	-17.080500*	.8594891	.000	-19.183594	-14.977406
Bonferroni	SR	OPM	56.907450*	.8594891	.000	54.081918	59.732982
		SVT	73.987950*	.8594891	.000	71.162418	76.813482
	OPM	SR	-56.907450*	.8594891	.000	-59.732982	-54.081918
		SVT	17.080500*	.8594891	.000	14.254968	19.906032
	SVT	SR	-73.987950*	.8594891	.000	-76.813482	-71.162418
		OPM	-17.080500*	.8594891	.000	-19.906032	-14.254968

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

### ผลการวิเคราะห์สำหรับตารางที่ 4.41

พิจารณา  $\sigma = 0.25$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอ่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	7705.767 <sup>a</sup>	6	1284.295	93.740	.000
Method	1375.716	2	687.858	50.206	.000
n	171.262	3	57.087	4.167	.065
Error	82.204	6	13.701		
Total	7787.971	12			

a. R Squared = .989 (Adjusted R Squared = .979)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

		Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
(I) Method	(J) Method				Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	2.6173089	.000	12.160101	24.968749
		SVT	2.6173089	.000	18.922051	31.730699
	OPM	SR	2.6173089	.000	-24.968749	-12.160101
		SVT	2.6173089	.042	.357626	13.166274
	SVT	SR	2.6173089	.000	-31.730699	-18.922051
		OPM	2.6173089	.042	-13.166274	.357626
Bonferroni	SR	OPM	2.6173089	.001	9.960139	27.168711
		SVT	2.6173089	.000	16.722089	33.930661
	OPM	SR	2.6173089	.001	-27.168711	-9.960139
		SVT	2.6173089	.125	-1.842336	15.366236
	SVT	SR	2.6173089	.000	-33.930661	-16.722089
		OPM	2.6173089	.125	-15.366236	1.842336

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอ่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2, 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 0.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ  
ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	12899.268 <sup>a</sup>	6	2149.878	600.100	.000
Method	2368.071	2	1184.036	330.502	.000
n	71.086	3	23.695	6.614	.025
Error	21.495	6	3.583		
Total	12920.763	12			

a. R Squared = .998 (Adjusted R Squared = .997)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	26.995175*	1.3383826	.000	23.720271	30.270079
		SVT	31.976550*	1.3383826	.000	28.701646	35.251454
	OPM	SR	-26.995175*	1.3383826	.000	-30.270079	-23.720271
		SVT	4.981375*	1.3383826	.010	1.706471	8.256279
	SVT	SR	-31.976550*	1.3383826	.000	-35.251454	-28.701646
		OPM	-4.981375*	1.3383826	.010	-8.256279	-1.706471
Bonferroni	SR	OPM	26.995175*	1.3383826	.000	22.595302	31.395048
		SVT	31.976550*	1.3383826	.000	27.576677	36.376423
	OPM	SR	-26.995175*	1.3383826	.000	-31.395048	-22.595302
		SVT	4.981375*	1.3383826	.029	.581502	9.381248
	SVT	SR	-31.976550*	1.3383826	.000	-36.376423	-27.576677
		OPM	-4.981375*	1.3383826	.029	-9.381248	-.581502

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

พิจารณา  $\sigma = 2.50$

$H_0$  : ไม่มีความแตกต่างกันระหว่างวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนทั้ง 3 วิธี

$H_1$  : มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ

ระดับนัยสำคัญที่ 0.05

บริเวณวิกฤต จะปฏิเสธ  $H_0$  ถ้า  $F > F_{.95, 2, 6}$  หรือ  $Sig. < .05$

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: AMSE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Model	72171.827 <sup>a</sup>	6	12028.638	315.761	.000
Method	7619.765	2	3809.882	100.012	.000
n	414.648	3	138.216	3.628	.084
Error	228.565	6	38.094		
Total	72400.391	12			

a. R Squared = .997 (Adjusted R Squared = .994)

1

#### Multiple Comparisons

Dependent Variable: AMSE

	(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
LSD	SR	OPM	35.124425*	4.3642920	.000	24.445387	45.803463
		SVT	61.518075*	4.3642920	.000	50.839037	72.197113
	OPM	SR	-35.124425*	4.3642920	.000	-45.803463	-24.445387
		SVT	26.393650*	4.3642920	.001	15.714612	37.072688
	SVT	SR	-61.518075*	4.3642920	.000	-72.197113	-50.839037
		OPM	-26.393650*	4.3642920	.001	-37.072688	-15.714612
Bonferroni	SR	OPM	35.124425*	4.3642920	.001	20.777011	49.471839
		SVT	61.518075*	4.3642920	.000	47.170661	75.865489
	OPM	SR	-35.124425*	4.3642920	.001	-49.471839	-20.777011
		SVT	26.393650*	4.3642920	.003	12.046236	40.741064
	SVT	SR	-61.518075*	4.3642920	.000	-75.865489	-47.170661
		OPM	-26.393650*	4.3642920	.003	-40.741064	-12.046236

Based on observed means.

\*. The mean difference is significant at the .05 level.

จากผลการวิเคราะห์ 1 แสดงว่า มีอย่างน้อย 1 วิธีการคัดเลือกสมการทดแทนที่แตกต่างจากวิธีอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจาก 2 , 3 แสดงว่าวิธี BMA<sub>SVT</sub> วิธี OPM และวิธี SR มีความแตกต่างจากวิธีการคัดเลือกสมการทดแทนอื่นๆ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05

1

2

3

### ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวปรียาภรณ์ เมืองพรหม เกิดเมื่อวันที่ 6 สิงหาคม 2524 ที่จังหวัดชุมพร สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาตรีวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชคหกรรม จากคณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ เมื่อ พ.ศ. 2545 และเข้าศึกษาต่อในระดับปริญญาโท มหาบัณฑิต สาขาวิชาสังคม ภาควิชาสังคม คณะพาณิชศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อ พ.ศ. 2547