

## รายการอ้างอิง

### ภาษาไทย

จะเด็จ สรารค์tranนท์. การเปรียบเทียบวิธีที่ใช้สำหรับการเลือกสมการคดถอยที่ดีที่สุด.

วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต. ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2530.

จิตตินา พสมญาติ. การเปรียบเทียบวิธีการคัดเลือกสมการคดถอยที่ดีที่สุดเชิงเบส เมื่อใช้การแจกแจงก่อนแบบคู่สังขคุปกติ. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต. ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2546.

ทรงศิริ แಡสันบัตติ. การวิเคราะห์การคดถอย. กรุงเทพมหานคร : มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, 2541.

ธีระพร วีระถาวร. การอนุมานเชิงสถิติขั้นกลาง : โครงสร้างและความหมาย. พิมพ์ครั้งที่ 2. กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์, 2536.

ธีระพร วีระถาวร. ความน่าจะเป็นกับการประยุกต์. พิมพ์ครั้งที่ 2. กรุงเทพมหานคร : วิทยพัฒน์, 2539.

ธีระพร วีระถาวร. ตัวแบบเชิงเส้น ทฤษฎีและการประยุกต์. พิมพ์ครั้งที่ 1. กรุงเทพมหานคร : วิทยพัฒน์, 2541.

นิทัสน์ สุขสุวรรณ. การเปรียบเทียบวิธีการคัดเลือกสมการคดถอยที่ดีที่สุดภายใต้แนวทางของเบส ในการวิเคราะห์ความถดถอยเชิงเส้นพหุคุณ. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต. ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2545.

มนตรี พริยะกุล. เทคนิคการวิเคราะห์สมการคดถอย เล่ม 1. พิมพ์ครั้งที่ 2. กรุงเทพมหานคร : ศรีเมืองการพิมพ์, 2532.

### ภาษาอังกฤษ

Adrian E. Raftery, David Madigan and Jennifer A. Hoeting. Bayesian Model Averaging for Linear Regression Models. Journal of the American Statistical Association 92 , 437(1997) : 179-191.

Barbieri M. M. and Berger J. O. Optimal predictive model selection. Technical Report 02-02 (2003).

George E. I. and McCulloch R. E. Variable Selection via Gibbs Sampling. Journal of the American Statistical Association 88, 423(1993) : 881-889.

Jose B. and Smith A.F.M. Bayesian Theory. New York : John Wiley & Sons, 1994.

# ภาคผนวก

### ทฤษฎีของเบส์ (Bayes' Theory)<sup>1</sup>

ให้  $X$  มีฟังก์ชันความหนาแน่นร่วม  $p(x; \theta)$  ซึ่งอาจจะเขียนอยู่ในรูปของฟังก์ชันความหนาแน่นที่มีเงื่อนไขเมื่อกำหนด  $\theta$  กล่าวคือ  $p(x | \theta)$

และให้  $\theta$  เป็นเวกเตอร์สุ่มซึ่งมีฟังก์ชันความหนาแน่นร่วม  $\pi(\theta)$  ซึ่งเราเรียกว่าฟังก์ชันความหนาแน่นโดยหลักเกณฑ์ (prior density function) ฟังก์ชันความหนาแน่นโดยหลักเกณฑ์เป็นความเชื่อหรือข้อมูลเกี่ยวกับพารามิเตอร์ก่อนทำการทดลอง เมื่อทำการทดลองหรือสุ่มตัวอย่างกล่าวคือ  $X = x$  จะได้ว่าฟังก์ชันความหนาแน่นที่มีเงื่อนไขของ  $\theta$  เมื่อกำหนด  $X = x$  อยู่ในรูปของ

$$\pi(\theta | x) = \begin{cases} \frac{p(x | \theta)\pi(\theta)}{\sum_{\theta} p(x | \theta)\pi(\theta)}, & \text{ในการวิเคราะห์เนื่อง} \\ \frac{p(x | \theta)\pi(\theta)}{\int_{\theta} p(x | \theta)\pi(\theta)d\theta}, & \text{ในการวิเคราะห์} \end{cases}$$

และเราเรียก  $\pi(\theta | x)$  ว่าเป็น ฟังก์ชันความหนาแน่นโดยประสานการณ์ (posterior density function) ซึ่งเป็นข้อมูลเกี่ยวกับพารามิเตอร์หลังจากทำการทดลองหรือสุ่มตัวอย่าง เราอาจเขียนได้ อีกถ้าจะนะ กล่าวคือ

ฟังก์ชันความหนาแน่นโดยประสานการณ์  $\alpha$  ฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น  $\times$  ฟังก์ชันความหนาแน่นโดยหลักเกณฑ์

หรือ *Posterior  $\alpha$  Likelihood  $\times$  Prior*

จะเห็นได้ว่าฟังก์ชันการแจกแจงโดยประสานการณ์เป็นสัดส่วนกับผลคูณระหว่างฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นและฟังก์ชันการแจกแจงโดยหลักเกณฑ์ จึงเป็นไปได้ว่าฟังก์ชันการแจกแจงโดยประสานการณ์และฟังก์ชันการแจกแจงโดยหลักเกณฑ์เป็นอาจจะมีรูปแบบเดียวกัน

#### นิยามที่ 2.9.1

ให้  $X_i, i = 1, 2, \dots, n$  จ.ม.อ. โดยมีฟังก์ชันความหนาแน่น  $f(x_i; \theta)$  และฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นเขียนได้ในรูปของ  $p(x_i | \theta)$  ถ้ามีวงศ์ของการแจกแจงสำหรับ  $\theta$  ซึ่งทำให้การแจกแจงโดยหลักเกณฑ์และโดยประสานการณ์อยู่ในวงศ์เดียวกัน เราเรียกว่าวงศ์การแจกแจงนั้นว่า วงศ์คู่สังขุก (conjugate family)

<sup>1</sup> ธรรม พีระดาว, การอนุมานเชิงสถิติกัลาง : โครงสร้างและความหมาย, พิมพ์ครั้งที่ 2 (กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์จุฬาลงกรณ์, 2536), หน้า 119-120.

สำหรับรายละเอียดขั้นตอนของวิธีการที่ใช้ในการคัดเลือกตัวแบบการทดลองเชิงเส้น พหุคุณแต่ละวิธี พร้อมทั้งตัวอย่างแสดงดังต่อไปนี้

1. วิธีการเฉลี่ยตัวแบบของเบส์ (Bayesian Model Averaging Method (BMA)) โดยการหาองค์ประกอบของตัวแบบด้วยเทคนิค蒙ติคาร์โลเมื่อใช้ถูกโซ้มาร์คอฟ (Markov Chain Monte Carlo Model Composition (MC<sup>3</sup>)) ( $BMA_{MC^3}$ ) มีขั้นตอนดังนี้

1.1) เริ่มจากการนำเทคนิค蒙ติคาร์โลโดยอาศัยโครงสร้างของถูกโซ้มาร์คอฟมาใช้เพื่อหาปริภูมิตัวแบบ ในวิธีนี้ได้ใช้การสุ่มแบบกิบส์ซึ่งเป็นกรณีหนึ่งของโครงสร้างแบบถูกโซ้มาร์คอฟเพื่อสร้างลำดับ ซึ่งลำดับนี้จะสอดคล้องกับการคัดเลือกตัวแปรและการสุ่มค่าพารามิเตอร์ สัมประสิทธิ์การทดลอง โดยการกระจายของพารามิเตอร์สัมประสิทธิ์การทดลองจะขึ้นอยู่กับการกำหนดค่า  $\frac{\sigma_{\beta_i}}{\tau_i}$  เมื่อกำหนดค่า  $\frac{\sigma_{\beta_i}}{\tau_i}$  ให้มีค่านานา การกระจายของพารามิเตอร์จะมากขึ้นจึงทำให้ค่าที่สุ่มได้มีความแม่นยำลดลงและจำนวนของตัวแบบที่ไม่แน่นอนก็จะเกิดขึ้นมากด้วย หลังจากเสร็จสิ้นกระบวนการนี้จะปรากฏตัวแบบทุกตัวแบบที่อยู่ในปริภูมิตัวแบบ

1.2) คำนวณค่าความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบทุกตัวแบบที่อยู่ในปริภูมิตัวแบบ ซึ่งการหาความน่าจะเป็นภายหลังเกิดจากความน่าจะเป็นก่อนรวมกับฟังก์ชันความ prawise เป็น โดยมีการแยกแจงความน่าจะเป็นก่อนของสัมประสิทธิ์การทดลองเป็นการแยกแจงแบบแกนมา ซึ่งการแยกแจงความน่าจะเป็นภายหลังของแต่ละตัวแบบก็จะมีการแยกแจงแบบแกนมา

ความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบ  $M_k$  คือ

$$p(M_k | D) = \frac{p(D | M_k) \cdot p(M_k)}{\sum_{l=1}^K p(D | M_l) \cdot p(M_l)}$$

โดยที่การแยกแจงภายหลังของตัวแบบการทดลอง  $M_k$  คือ  $p(D | M_k)$  ซึ่งมีการแยกแจงแบบแกนมา

1.3) คำนวณค่าพยากรณ์ของตัวแบบในทุกรูปแบบที่ปรากฏอยู่ในปริภูมิตัวแบบ

1.4) นำค่าพยากรณ์ของตัวแบบในทุกรูปแบบที่ปรากฏอยู่ในปริภูมิตัวแบบมาเฉลี่ยกันโดยใช้ความน่าจะเป็นภายหลังของแต่ละตัวแบบเป็นตัวถ่วงน้ำหนัก ค่าเฉลี่ยของค่าพยากรณ์จะเป็นดังนี้

$$\hat{y} = \sum_{k=1}^K \hat{y}_k p(M_k | D)$$

จากสมการจะทำให้การเฉลี่ยค่าพยากรณ์ของแต่ละตัวแบบ  $M_k$  จะทำให้เราได้ค่าพยากรณ์  $\hat{y}$  ตามที่เหมาะสมซึ่งเกิดจากการเฉลี่ยตัวแบบทุกตัวแบบที่อยู่ในปริภูมิตัวแบบ

ตัวอย่าง 1 กำหนดตัวแปรอิสระจำนวน 4 ตัวแปร คือ  $X_1, X_2, X_3, X_4$  โดยสุ่มตัวอย่างที่มีขนาดเท่ากับ  $n$  จะได้จำนวนตัวแบบทั้งหมดจำนวน 16 แบบ ดังนี้

ตัวแบบ	ค่าความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบ $p(M_k   D)$	ค่าพยากรณ์ $\hat{y}_k$
$y_i = \beta_0 + \varepsilon_i$	$p(M_1   D)$	$\hat{y}_1$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i$	$p(M_2   D)$	$\hat{y}_2$
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \varepsilon_i$	$p(M_3   D)$	$\hat{y}_3$
$y_i = \beta_0 + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	$p(M_4   D)$	$\hat{y}_4$
$y_i = \beta_0 + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_5   D)$	$\hat{y}_5$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \varepsilon_i$	$p(M_6   D)$	$\hat{y}_6$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	$p(M_7   D)$	$\hat{y}_7$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_8   D)$	$\hat{y}_8$
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	$p(M_9   D)$	$\hat{y}_9$
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_{10}   D)$	$\hat{y}_{10}$
$y_i = \beta_0 + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_{11}   D)$	$\hat{y}_{11}$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	$p(M_{12}   D)$	$\hat{y}_{12}$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_{13}   D)$	$\hat{y}_{13}$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_{14}   D)$	$\hat{y}_{14}$
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_{15}   D)$	$\hat{y}_{15}$
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	$p(M_{16}   D)$	$\hat{y}_{16}$

ตารางที่ 1 แสดงตัวแบบทุกตัวในปริภูมิตัวแบบ ค่าความน่าจะเป็นภายหลังของแต่ละตัวแบบ และค่าพยากรณ์ของแต่ละตัวแบบ

จากตารางที่ 1 เมื่อนำค่าพยากรณ์ของแต่ละตัวแบบถ่วงน้ำหนักด้วยความน่าจะเป็นภายหลังของแต่ละตัวแบบ  $M_k$  ดังสมการต่อไปนี้

$$\hat{y} = \sum_{k=1}^{16} \hat{y}_k \cdot p(M_k | D)$$

ดังนั้นค่าพยากรณ์ที่เหมาะสมได้จากการนี้ คือ  $\hat{y}$  ซึ่งเกิดจากการเฉลี่ยตัวแบบทุกตัวแบบที่อยู่ในปริภูมิตัวแบบ

2. วิธีการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด (Optimal Predictive Model Selection : median probability model (OPM)) มีขั้นตอนดังนี้

- 2.1) ค้นหาตัวแบบด้วยเทคนิคลูกโซ่เมาร์คอกเซนมองติคาร์โลโดยให้เกลื่อนไประหว่างตัวแบบด้วยค่าความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบนั้น ๆ ซึ่งคำนวณค่าความน่าจะเป็นภายหลังได้จากสัดส่วนของจำนวนครั้งที่ตัวแบบอยู่ในลูกโซ่
- 2.2) ค้นหาตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังกลาง ๆ โดยจะพิจารณาตัวแบบที่มีผลรวมของความน่าจะเป็นภายหลังสำหรับตัวแบบที่  $j$  ดังสมการ

$$p_j = \sum_{1:j=1} P(M_j | y)$$

เมื่อ  $p_j$  จะมีค่าอยู่ในช่วง 0.5 เป็นเกณฑ์ในการเลือกตัวแบบที่จะอยู่ในตัวแบบซึ่งจะถือว่าตัวแบบที่ประกอบด้วยตัวแบบที่มีผลรวมของความน่าจะเป็นภายหลังอยู่ในช่วง 0.5 เป็นตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังกลาง ๆ

- 2.3) ทำการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดจากกลุ่มของตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังกลาง ๆ และเกณฑ์ที่ใช้ในการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดจากกลุ่มของตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังกลาง ๆ คือ ความสูญเสียขันเกิดจากความผิดพลาดยกกำลังสอง โดยจะเดือดตัวแบบที่มีค่าความสูญเสียขันเกิดจากความผิดพลาดยกกำลังสองต่ำสุด

ตัวอย่าง 2 กำหนดตัวแปรอิสระจำนวน 4 ตัวแปร คือ  $X_1, X_2, X_3, X_4$  โดยสุ่มตัวอย่างที่มีขนาดเท่ากัน  $n$  จะได้จำนวนตัวแบบที่เป็นไปได้จำนวน 16 ตัวแบบ ดังนี้

ตัวแบบ	ความน่าจะเป็น ภายหลัง $P(M_i   y)$	ค่าความสูญเสียอันเกิด <sup>*</sup> จากความผิดพลาดยก กำลังสอง $R(M_i)$
$y_i = \beta_0 + \varepsilon_i$	0.000003	2652.44
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i$	0.000012	1207.04
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \varepsilon_i$	0.000026	854.85
$y_i = \beta_0 + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	0.000002	1864.41
$y_i = \beta_0 + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.000058	838.20
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \varepsilon_i$	0.275484	8.19
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	0.000006	1174.14
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.107798	29.73
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	0.000229	353.72
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.000018	821.15
$y_i = \beta_0 + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.003785	118.59
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \varepsilon_i$	0.170990	1.21
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.190720	0.18
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.159959	1.71
$y_i = \beta_0 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.041323	20.42
$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \varepsilon_i$	0.049587	0.47

ตารางที่ 2 แสดงตัวแบบทุกตัวในปริภูมิตัวแบบ ค่าความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแปรอิสระ และค่าความสูญเสียอันเกิดจากความผิดพลาดยกกำลังสอง

จากตารางที่ 2 นำค่าความน่าจะเป็นภายหลัง  $P(M_i | y)$  มาคำนวณผลรวมค่าความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแปรอิสระแต่ละตัว ดังต่อไปนี้

$$P_1 = \sum_{1 \leq i \leq 1} P(M_i | y) = 0.954556$$

$$P_2 = \sum_{1 \leq i \leq 2} P(M_i | y) = 0.728377$$

$$P_3 = \sum_{1:j_3=1} P(M_j | y) = 0.425881$$

$$P_4 = \sum_{1:j_4=1} P(M_j | y) = 0.553248$$

เนื่องจากผลรวมค่าความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแปรอิสระ  $X_1, X_2$  และ  $X_4$  มีค่ามากกว่า 0.5 ดังนั้นกลุ่มของตัวแบบที่มีความน่าจะเป็นภายหลังกลางๆ คือ ตัวแบบที่ประกอบด้วยตัวแปรอิสระ  $X_1, X_2$  และ  $X_4$  นั้นคือตัวแบบที่ 2, 3, 5, 6, 8, 10, 13 และ 16 ทำการคัดเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด โดยใช้เกณฑ์ความสูญเสียอันเกิดจากความผิดพลาดยกกำลังสอง โดยจะเลือกตัวแบบที่มีค่าดังกล่าวต่ำสุด ซึ่งจากการจะพนว่าตัวแบบที่มีค่าความสูญเสียอันเกิดจากความผิดพลาดยกกำลังสองต่ำสุด คือตัวแบบที่ 13 ซึ่งมีตัวแปรอิสระ  $X_1, X_2$  และ  $X_4$  อยู่ในตัวแบบและจะนำตัวแบบที่นี้มาใช้ในการหาค่าพยากรณ์ต่อไป

### 3. วิธีการถดถอยแบบขั้นบันได (Stepwise Regression Method (SR))

วิธีการถดถอยแบบขั้นบันไดนี้เป็นวิธีที่นิยมใช้กันอย่างแพร่หลายโดยเลือกตัวแปรอิสระเข้าในสมการถดถอยครั้งละหนึ่งตัวเพรียบเท่าและประเมินค่า t ที่อ่อนไหวในสมการแล้วจะต้องมีการทดสอบว่าตัวแปรนั้นชั้งมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม ขณะที่มีตัวแปรอิสระอื่นอยู่ในสมการถดถอยหรือไม่ นั่นคือตัวแปรอิสระใดที่เข้าอยู่ในสมการถดถอยแล้วอาจจะถูกตัดออกภายหลังได้ โดยมีขั้นตอนดังต่อไปนี้

3.1) เลือกตัวแปรอิสระที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ที่สูงที่สุด

3.2) ทำการตรวจสอบนัยสำคัญของสัมประสิทธิ์การถดถอยดังกล่าว โดยตัวสถิติทดสอบ t หรือ F ถ้ายอมรับสมมติฐาน นั่นคือไม่พบนัยสำคัญที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งให้เห็นว่าตัวแปรอิสระนี้ไม่มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม แต่ถ้าปฏิเสธสมมติฐาน นั่นคือตัวแปรอิสระนี้มีนัยสำคัญที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งให้เห็นว่าตัวแปรอิสระนี้ อยู่ในสมการถดถอยได้ จะทำขั้นตอนต่อไปเพื่อหาตัวแปรอิสระใหม่เข้าในสมการถดถอย

3.3) เลือกตัวแปรอิสระที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนสูงที่สุดแล้วทำการตรวจสอบความมีนัยสำคัญเทียบกับระดับนัยสำคัญ 0.05 ถ้าผลการทดสอบพบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติแล้ว ตัวแปรอิสระตัวนี้ก็จะไม่ถูกเลือกเข้าสมการแต่ถ้าผลการทดสอบพบนัยสำคัญทางสถิติก็จะเลือกตัวแปรอิสระเข้าสู่สมการ

3.4) จากสมการรูปแบบเดิม ตรวจสอบนัยสำคัญของสัมประสิทธิ์การถดถอยแต่ละตัวที่อยู่ในสมการ โดยการทดสอบแบบ t บางส่วนหรือ F บางส่วน พิจารณาว่าตัวแปรอิสระตัวใดควรจะถูกตัดออกจากสมการ ถ้ายอมรับสมมติฐานแสดงว่าสัมประสิทธิ์การถดถอยไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.10 ซึ่งให้เห็นว่าตัวแปรอิสระตัวนั้นไม่มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม ดังนั้นตัวแปรอิสระตัวนั้นจะถูกตัดออกจากสมการถดถอยและถ้าปฏิเสธสมมติฐาน แสดงว่าสัมประสิทธิ์การถดถอยมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.10 ตัวแปรอิสระตัวนั้นจะอยู่ในสมการถดถอย

3.5) ทำขั้นตอน 3.3 – 3.4 กระบวนการเลือกแบบขั้นบันไดจะหยุดเมื่อไม่มีตัวแปรอิสระถูกนำเข้าสมการ หรือตัวแปรอิสระถูกตัดออกจากสมการได้

ตัวอย่าง 3 กำหนดตัวแปรอิสระจำนวน 4 ตัวแปร คือ  $X_1, X_2, X_3, X_4$  โดยสุ่มตัวอย่างที่มีขนาดเท่ากัน  $n$  โดยที่วิธีการทดสอบแบบขั้นบันไดไม่ได้ทำการหาตัวแบบทุกตัวที่เป็นไปได้ดังเช่นในตัวอย่าง 2 ตัวอย่างข้างต้น แต่จะใช้เพียงแค่ตัวแบบเดียวในการหาค่าพยากรณ์ ซึ่งวิธีการนี้จะมีขั้นตอน ดังนี้

1. เริ่มจากการเลือกตัวแปรอิสระตัวที่มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์กับตัวแปรตาม  $y$  สูงสุด จากการวิเคราะห์สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรแต่ละตัวพบว่า  $X_1$  มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์สูงสุดกับ  $y$

2. ทดสอบสัมประสิทธิ์การทดสอบของตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติ (ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05) จากการทดสอบพบว่าค่าสัมประสิทธิ์การทดสอบของ  $X_1$  มีนัยสำคัญทางสถิติกายได้ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือ  $X_1$  อยู่ในสมการทดสอบ

3. เลือกตัวแปรอิสระเข้าสมการทดสอบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนที่สูงที่สุดแล้วตรวจสอบนัยสำคัญของสัมประสิทธิ์การทดสอบของตัวแปรที่นำเข้า ถ้าพบนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะเลือกตัวแปรอิสระตัวนี้เข้าสมการ จากการพิจารณาข้างต้นพบว่า  $X_2$  มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนกับ  $y$  สูงสุด และทดสอบสัมประสิทธิ์การทดสอบของตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติ จากการทดสอบพบว่าค่าสัมประสิทธิ์การทดสอบของ  $X_2$  มีนัยสำคัญทางสถิติกายได้ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือ  $X_2$  อยู่ในสมการทดสอบ

4. พิจารณาจากตัวแปรอิสระที่มีค่าสัมประสิทธิ์การทดสอบไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ (ที่ระดับนัยสำคัญ 0.10) ตัวแปรอิสระตัวนี้จะถูกตัดออกจากสมการทดสอบ เมื่อทำการทดสอบสัมประสิทธิ์การทดสอบของตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติ (ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05) และพบว่าค่าสัมประสิทธิ์การทดสอบของ  $X_1$  และ  $X_2$  มีนัยสำคัญทางสถิติกายได้ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งหมายความว่า  $X_1$  และ  $X_2$  ยังอยู่ในสมการทดสอบ

5. เลือกตัวแปรอิสระเข้าสมการทดสอบโดยพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนที่สูงที่สุดแล้วตรวจสอบนัยสำคัญของสัมประสิทธิ์การทดสอบของตัวแปรที่นำเข้า ถ้าพบนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 จะเลือกตัวแปรอิสระตัวนี้เข้าสมการ จากการพิจารณาข้างต้นพบว่า  $X_4$  มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์บางส่วนกับ  $y$  สูงสุด และทดสอบสัมประสิทธิ์การทดสอบของตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติ (ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05) จากการทดสอบพบว่าค่าสัมประสิทธิ์การทดสอบของ  $X_4$  ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นจึงไม่มีตัวแปรอิสระตัวใดถูกนำเข้าสมการทำให้วิธีการทดสอบแบบขั้นบันไดสิ้นสุดลง ตัวแบบทดสอบที่ได้ออยู่ในรูปของ

$$\hat{y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2$$

ดังนั้นค่าพยากรณ์ที่ได้จากการนี้ คือ  $\hat{y}$  ซึ่งเกิดจากใช้ตัวแบบเพียงตัวแบบเดียว

### รายละเอียดของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย

ในการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้โปรแกรม S-plus 2000 สำหรับการสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{MC}$ , วิธี OPM และวิธี SR เนื่องจากในงานวิจัยของ ราฟเทอร์ร์ เมดิกัน และ โรเอ็ททิง (Raftery, Madigan and Hoeting, 1997) ซึ่งเป็นผู้นำเสนอวิธีการเคลื่อนตัวแบบของเบส์ได้มีการนำเสนออัลกอริทึมของวิธีการเคลื่อนตัวแบบของเบส์โดยใช้โปรแกรม S-plus 2000 ดังนั้นผู้วิจัยจึงได้ใช้โปรแกรม S-plus 2000 ในการเขียนโปรแกรมเพื่อสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{MC}$ , วิธี OPM และวิธี SR ดังกล่าว

สำหรับรายละเอียดทั้งหมดของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัยมีดังนี้

การทำงานของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย สำหรับการสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{MC^3}$  โดยใช้โปรแกรม S-plus 2000

โปรแกรมที่ใช้ในการสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{MC^3}$  นั้นสร้างขึ้นโดยใช้โปรแกรม S-plus 2000 โดยรายละเอียดของโปรแกรมมีดังนี้

โปรแกรมสำหรับสร้างตัวแบบด้วยวิธี  $BMA_{MC^3}$

```
BMA.MC3<<-function(all.y,all.x,num.its,MO.var,MO.out,outs.list ,PI,K,ip,cc,a,b)
```

```
{
```

```
Ys<<-scale(all.y)
```

```
Xs<<-scale(all.x)
```

```
MO.var<<-MO.var
```

```
MO.out<<-MO.out
```

```
outs.list<<-outs.list
```

```
PI<<-PI
```

```
K<<-K
```

```
ip<<-ip
```

```
cc<<-cc
```

```
a<<-a
```

```
b<<-b
```

```
flag<<-1
```

```
outcnt<<-sum(outs.list)
```

```
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-PI) +
```

```
sum(MO.out)*log(PI)+MC3.REG.logpost(Ys,Xs,MO.var,sum(MO.var),ip,cc,a,b)
```

```
else big.list[1,3]<<-MC3.REG.logpost(Ys,Xs,MO.var,sum(MO.var),ip,cc,a,b)
```

```
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<-MC3.REG.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$out))*log(1-PI) +
      sum(M1$out)*log(PI)+MC3.REG.logpost(Ys,Xs,0,0,ip,cc,a,b)
    else a<-MC3.REG.logpost(Ys,Xs,0,0,ip,cc,a,b)
  }
  else
  {
    if (outcnt!=0) a<-(dim(Ys)[1]-sum(M1$out))*log(1-PI) +
      sum(M1$out)*log(PI)+MC3.REG.logpost(Ys,Xs,M1$var,
      sum(M1$var),outs.list[M1$out],ip,cc,a,b)
    else a<-MC3.REG.logpost(Ys,Xs,M1$var,sum(M1$var),
      outs.list[M1$out],ip,cc,a,b)
  }
}

```

```

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]==M0.1&big.list[,2]==m0.2,3])

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]==M0.1&big.list[,2]==m0.2,4]<<- big.list[big.list[,1]==M0.1&big.list[,2]==m0.2,4]+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)

nvar<-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(out.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[,colon]),]
return(model.matrix)
}

MC3.REG.choose<-function(MO.var,MO.out)
{
  var<-MO.var
  in.or.out<-sample(c(1:length(MO.var),rep(0,length(MO.out))),1)
  if(in.or.out==0)
  {
    out<-MO.out
    in.or.out2<-sample(1:length(MO.out),1)
    out[in.or.out2]<-!MO.out[in.or.out2]
  }
  else
  {
    var[in.or.out]<-!MO.var[in.or.out]
    out<-MO.out
  }
  return(var,out)
}

MC3.REG.logpost<-function(x,y,a,b)
{
  a<<-a
  b<<-b
  x_x[,model.vect]
}

```

```

xtx_t(x)%*%x
xty_t(x)%*%y
beta_ginverse(xtx)%*%xty
beta_rep(1,numx+1)
}

for (i in 1 : numx)
{
  post_(exp(inverse(beta*(b+numx)))*(beta*(a+(sum(y)[i])-1))
}
logpost_log(post,10)
return(logpost)
}

numx_numx
samplesize_samplesize
sde_sde
numloop_500
x_matrix(scan("x.txt"),ncol=1,byrow=T)
msemc3_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
fy_function(samplesize,sde,x,numx)
{
  error_matrix(scan("error.txt"),ncol=1,byrow=T)
  ones_rep(1,samplesize)
  xones_cbind(ones,x)
  beta_rep(1,numx+1)
  y_(xones%*%beta)+error
  return(y)
}

for(i in 1:numloop)
{
  y_fy(samplesize,sde,x,numx)
  resultmc3_BMA.MC3(y,x,10000,rep(T,numx),NULL,NULL,0,0,ip,cc,a,b)
  rowresult_nrow(resultmc3)
}

```

```
msemc3[i]_sum(regmodel$residuals^2)/regmodel$df
}

amsemc3_sum(msemc3)/numloop
print(amsemc3)

stdmc3_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
for(indexi in 1:numloop)
{
  stdmc3[indexi]_(msemc3[indexi]-amsemc3)^2
}

stdamsemc3_sqrt(sum(stdmc3)/(numloop-1))
print(stdamsemc3)
```

**การทำงานของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย สำหรับการสร้างตัวแบบด้วยวิธี OPM โดยใช้โปรแกรม S-plus 2000**

โปรแกรมที่ใช้ในการสร้างตัวแบบด้วยวิธี OPM นั้นสร้างขึ้นโดยใช้โปรแกรม S-plus 2000 โดยรายละเอียดของโปรแกรมมีดังนี้

**โปรแกรมสำหรับสร้างตัวแบบด้วยวิธี OPM**

```
BMA.MC3<<-function(all.y,all.x,num.its,MO.var,MO.out,outs.list ,PI,K,ip,cc,a,b)
```

```
{
```

```
Ys<<-scale(all.y)
```

```
Xs<<-scale(all.x)
```

```
MO.var<<-MO.var
```

```
MO.out<<-MO.out
```

```
outs.list<<-outs.list
```

```
PI<<-PI
```

```
K<<-K
```

```
ip<<-ip
```

```
cc<<-cc
```

```
a<<-a
```

```
b<<-b
```

```
flag<<-1
```

```
outcnt<<-sum(outs.list)
```

```
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-PI) +
```

```
sum(MO.out)*log(PI)+MC3.REG.logpost(Ys,Xs,MO.var,sum(MO.var),ip,cc,a,b)
```

```
else big.list[1,3]<<-MC3.REG.logpost(Ys,Xs,MO.var,sum(MO.var),ip,cc,a,b)
```

```
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<-MC3.REG.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$out))*log(1-PI) +
      sum(M1$out)*log(PI)+MC3.REG.logpost(Ys,Xs,0,0,ip,cc,a,b)
    else a<-MC3.REG.logpost(Ys,Xs,0,0,ip,cc,a,b)
  }
  else
  {
    if (outcnt!=0) a<-(dim(Ys)[1]-sum(M1$out))*log(1-PI) +
      sum(M1$out)*log(PI)+MC3.REG.logpost(Ys,Xs,M1$var,
      sum(M1$var),outs.list[M1$out],ip,cc,a,b)
    else a<-MC3.REG.logpost(Ys,Xs,M1$var,sum(M1$var),
      outs.list[M1$out],ip,cc,a,b)
  }
}

```

```

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]==M0.1&big.list[,2]==m0.2,3])
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]==M0.1&big.list[,2]==m0.2,4]<<- big.list[big.list[,1]==M0.1&big.list[,2]==
=m0.2,4]+1
i<-i+1
}
var.vect<<-matrix(as.logical(rep(big.list[,1],rep(length(MO.var),length(big.list[,1]))))%%%
2^(0:(length(MO.var)-1))%%2),ncol=length(MO.var),byrow=T)
nvar<-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(out.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[,colon]),]
return(model.matrix)
}

MC3.REG.choose<-function(MO.var,MO.out)
{
  var<-MO.var
  in.or.out<-sample(c(1:length(MO.var),rep(0,length(MO.out))),1)
  if(in.or.out==0)
  {
    out<-MO.out
    in.or.out2<-sample(1:length(MO.out),1)
    out[in.or.out2]<-!MO.out[in.or.out2]
  }
  else
  {
    var[in.or.out]<-!MO.var[in.or.out]
    out<-MO.out
  }
  return(var,out)
}

MC3.REG.logpost<-function(x,y,a,b)
{
  a<<-a
  b<<-b
  x_x[,model.vect]
}

```

```

  xtx_t(x)%%*%x
  xty_t(x)%%*%y
  beta_ginverse(xtx)%%*%xty
  beta_rep(1,numx+1)
}

for (i in 1 : numx)
{
  post_(exp(inverse(beta*(b+numx)))*(beta*(a+(sum(y)[i])-1)
}
logpost_log(post,10)
return(logpost)
}

numx_numx
samplesize_samplesize
sde_sde
numloop_500
x_matrix(scan("x.txt"),ncol=1,byrow=T)
mseopm_matrix(nrow=loop,ncol=1)
fr_function(regwhich,xtemp,p.5,y,rowwhich,numtemp)
{
  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)
    }
    sum[j,1]_sum(r[j,])
  }
}

```

```

return(sumr)
}

for(i in 1:numloop)
{
  resultmc<-BMA.MC3(y,x,10000,rep(T,numx),NULL,NULL,0,0,ip,cc,a,b)
  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[l,1]>=0.5)
    {
      p.5[l,1]_p[l,1]
      xtemp[,sumx]_x[,l]
      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$which[l,]])
    mseopm[i]_sum(regmodel$residuals^2)/regmodel$df
  }
}

amseopm_sum(mseopm)/numloop
print(amseopm)

stdopm_matrix(nrow=numloop,ncol=1)

for (indexi in 1:numloop)

{
  stdopm[indexi]_(mseopm[indexi]-amseopm)^2
}

stdamseopm_sqrt(sum(stdopm)/(numloop-1))
print(stdamseopm)
```

การทำงานของโปรแกรมที่ใช้ในการวิจัย สำหรับการสร้างตัวแบบด้วยวิธี SR โดยใช้โปรแกรม S-plus 2000

โปรแกรมที่ใช้ในการสร้างตัวแบบด้วยวิธี SR นั้นสร้างขึ้นโดยใช้โปรแกรม S-plus 2000 โดยรายละเอียดของโปรแกรมมีดังนี้

### โปรแกรมสำหรับสร้างตัวแบบด้วยวิธี SR

```

numx_numx
samplesize_samplesize
sde_sde
numloop_500
x_matrix(scan("x.txt"),ncol=1,byrow=T)
msesr_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
fy_function(samplesize,sde,x,numx)
{
  error_matrix(scan("error.txt"),ncol=1,byrow=T)
  ones_rep(1,samplesize)
  xones_cbind(ones,x)
  beta_rep(1,numx+1)
  y_(xones%*%beta)+error
  return(y)
}
for(i in 1:numloop)
{
  y_fy(samplesize,sde,x,numx)
  resultsr_stepwise(x,y,intercept=T,tolerance=1.e-07,method="ex",nbest=3)
  regmodel_lm(y~x[,sr$which[3,]])
  msesr[i]_sum(regmodel$residuals^2)/regmodel$df
}
amsesr_sum(msesr)/numloop
print(amsesr)
stdsr_matrix(nrow=numloop,ncol=1)
for (indexi in 1:numloop)

```

```
{  
    stdsr[indexi]_(msesr[indexi]-amsesr)^2  
}  
stdamsesr_sqrt(sum(stdsr)/(numloop-1))  
print(stdamsesr)
```

## ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาววรรณนัน จันทร์โภกุล เกิดเมื่อวันที่ 3 มกราคม พ.ศ. 2526 สำเร็จการศึกษาระดับปริญญาตรีวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาเอกสถิติ จากคณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยศิลปากร เมื่อ พ.ศ. 2546 และเข้าศึกษาต่อในระดับปริญญาโทในระดับปริญญาบัณฑิต สาขาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อ พ.ศ. 2547