

บทที่ 2

แนวคิดและทฤษฎี

การศึกษาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบในการวิเคราะห์ความถดถอยพหุนามแบบติดกลุ่มจะเป็นการพิจารณาหาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบที่ให้ค่าพยากรณ์มีความถูกต้องและแม่นยำมากที่สุด ดังนั้นงานวิจัยครั้งนี้จะเป็นการศึกษาเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบและเปรียบเทียบความถูกต้องของการพยากรณ์ ซึ่งประกอบด้วย เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยสถิติทดสอบเอฟบางส่วน (The partial F-test statistic) ด้วยวิธีการกำจัดตัวแปรแบบถอยหลัง(Backward Elimination (BW)) ซึ่งวิธีการนี้เป็นวิธีการที่เริ่มต้นด้วยการพิจารณาตัวแปรอิสระทุกตัวแปร แล้วค่อยตัดค่าสัมประสิทธิ์ความถดถอยของตัวแปรที่ไม่มีระดับนัยสำคัญออก

เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Information Criterion (AIC)) เป็นเกณฑ์ที่ใช้ในการคัดเลือกตัวแบบ โดยใช้แนวคิดของ คูลส์แบล็ค - ไลท์เบอร์ (Kulback-Leibler(1951)) มาใช้ในการพิจารณาหาตัวแบบที่เหมาะสมเพื่อนำไปใช้ในการพยากรณ์ โดยตัวแบบที่ให้ค่า AIC ต่ำสุดจะเป็นตัวแบบที่ดีที่สุด

เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์(Bayesian Information Criterion(BIC)) เป็นเกณฑ์ที่นำแนวคิดของเบส์(Bayesian Approach) มาใช้ในการพิจารณา สำหรับกรณีนี้จะกำหนดการแจกแจงก่อน (Prior Distribution) เป็นแบบไม่มีข้อสนเทศ(Non-informative Prior) เนื่องจากเราไม่ทราบลักษณะพื้นฐานของข้อมูล ดังนั้นการแจกแจงก่อนจะเป็นการแจกแจงสม่ำเสมอ(Uniform Distribution) และนำมารวมเข้ากับฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นของแต่ละตัวแบบ ซึ่งจะได้ความน่าจะเป็นภายหลัง(Posterior Distribution) มาคำนวณหาค่า $BIC = -2\log(\text{Bayes Factor})$ โดยตัวแบบที่ให้ค่า BIC ต่ำสุดจะเป็นตัวแบบที่ดีที่สุด ทั้ง 3 เกณฑ์นี้จะพิจารณาภายใต้การทดสอบสมมติฐานแบบติดกลุ่ม(Nested Hypothesis) ซึ่งมีแนวคิด และทฤษฎี ดังนี้

2.1 การวิเคราะห์ความถดถอยพหุนาม(Polynomial Regression Analysis)

ตัวแบบและข้อตกลงเบื้องต้นที่นำมาใช้ในการทำวิจัยครั้งนี้ คือ ตัวแบบความถดถอยพหุนามซึ่งมีรูปแบบทั่วไปดังนี้

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 X_i^2 + \dots + \beta_p X_i^p + \varepsilon_i \quad ; i = 1, 2, 3, \dots, n$$

โดย β_1 คือ สัมประสิทธิ์ผลกระทบเชิงเส้น(Linear Effect Coefficient)

β_2 คือ สัมประสิทธิ์ผลกระทบกกำลังสอง(Quadratic Effect Coefficient)

⋮
⋮
⋮

β_p คือ สัมประสิทธิ์ผลกระทบกกำลัง p

สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ศึกษาถึงตัวแบบที่ประกอบด้วยตัวแปรอิสระ 2 ตัวแปร มีกำลังสูงสุดไม่เกิน 6 และมีพจน์อันตรกิริยา สำหรับตัวอย่างกรณีที่ตัวแบบประกอบด้วยตัวแปรอิสระ 2 ตัวแปร ตัวแบบสมบูรณ์(Complete Model)มีกำลังสูงสุดไม่เกิน 2 และมีพจน์อันตรกิริยา มีรูปแบบดังนี้

$$y_i = \beta_0 + \beta_{10}x_{i1} + \beta_{20}x_{i1}^2 + \beta_{01}x_{i2} + \beta_{02}x_{i2}^2 + \beta_{03}x_{i1}x_{i2} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

โดย β_{03} คือ สัมประสิทธิ์ผลกระทบทันตรกิริยา(Interaction Effect Coefficient)

สำหรับตัวแบบเชิงเส้นทั่วไปจะมีรูปแบบดังสมการที่ (1.1)(หน้า 4)

ตัวแบบความถดถอยพหุนามในกรณีนี้จะเป็นตัวแบบเชิงเส้น นั่นคือ เป็นการเชิงเส้นในพารามิเตอร์ ซึ่งหมายความว่า ในแต่ละเทอมของตัวแบบจะมีพารามิเตอร์เพียง 1 ตัว คูณด้วยค่าคงที่ของตัวแปรอิสระ และตัวแปรอิสระที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของ Y จะกำหนดให้เป็นตัวแปรที่ถูกควบคุมให้คงที่

เนื่องจากตัวแบบที่ใช้ในการพิจารณาเป็นตัวแบบเชิงเส้น ดังนั้นในการประมาณค่าพารามิเตอร์เราสามารถใช่วิธีการกำลังสองน้อยสุดและวิธีการภาวะน่าจะเป็นสูงสุด ในการประมาณค่าของพารามิเตอร์สัมประสิทธิ์ความถดถอย β สำหรับตัวแบบความถดถอยเชิงเส้นข้างต้นมีรูปแบบของตัวประมาณ ดังนี้

ตัวประมาณค่ากำลังสองน้อยสุด(Least Square Estimator: \underline{b}) คือ

$$\underline{b} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1}\underline{X}'\underline{Y}$$

สำหรับเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยสถิติทดสอบเฟพบางส่วน(The partial F-test statistic) ด้วยวิธีการกำจัดตัวแปรแบบถอยหลัง(Backward Elimination(BW))

ตัวประมาณค่าภาวะน่าจะเป็นสูงสุด(Maximum Likelihood Estimator: $\underline{b}_{\sim M}$) คือ

$$\underline{b}_{\sim M} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1}\underline{X}'\underline{Y}$$

สำหรับเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Information Criterion (AIC)) และ เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์(Bayesian Information Criterion (BIC))

การเพิ่มระดับชั้นของ p' จะเพิ่มจาก 1 จนถึง $n-1$ โดยระดับชั้นของพหุนามในแต่ละพจน์เกิดจากการรวมกันในพจน์ของตัวแปรอิสระ กำลังในแต่ละพจน์ของพหุนามจะกำหนดภายใต้พจน์ที่มีกำลังสูงสุด เช่นตัวแบบที่มีกำลังสูงสุดเป็น 2 จะได้ตัวแบบที่สมบูรณดังสมการที่(2.1) (หน้า 12) ซึ่งจะสังเกตได้ว่าในแต่ละพจน์มีกำลังไม่เกิน 2

ในกรณีที่ค่าของ x มีค่าเพิ่มสูงขึ้น ดังนั้น ถ้า x มีค่ามาก การหาเมทริกซ์ผกผันของ $(X'X)$ จะเกิดความคลาดเคลื่อนสูง เช่น x จะมีค่ามากเมื่อ $x > 1$ และจะมีค่าน้อยเมื่อ $0 < x < 1$ ซึ่งการแก้ปัญหาในการวิจัยในครั้งนี้ ได้ใช้วิธีการพหุนามเชิงตั้งฉาก(Orthogonal Polynomial) และการแปลงเมทริกซ์ X เข้าสู่ศูนย์กลาง ซึ่งจะกล่าวถึงในหัวข้อ 2.2

2.2 การแก้ไขปัญหาการเกิดความสัมพันธ์ร่วมเชิงพหุ(Multicollinearity)

เนื่องจากตัวแบบความถดถอยพหุนามเมทริกซ์ X จะเกิดความความสัมพันธ์ร่วมเชิงพหุ และ $\det(X'X) = 0$ ดังนั้นจึงจำเป็นที่จะต้องปรับปรุงแก้ไขด้วยวิธีการพหุนามเชิงตั้งฉาก ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

2.2.1 วิธีการพหุนามเชิงตั้งฉาก(Orthogonal Polynomial)¹

การใช้วิธีการพหุนามเชิงตั้งฉาก(Orthogonal Polynomial) เป็นวิธีการที่ทำให้ $(X'X)$ เป็นเมทริกซ์เส้นทแยงมุม (Diagonal Matrix) ซึ่งจะทำให้การหา $(X'X)^{-1}$ ทำได้ง่ายขึ้น นอกจากนี้วิธีการพหุนามเชิงตั้งฉาก(Orthogonal Polynomial) สามารถช่วยในการแก้ไขปัญหาการเกิดความสัมพันธ์ร่วมเชิงพหุ (Multicollinearity) ระหว่าง x_{12}, x_{12}^2, \dots เป็นต้น ดังนั้น ในการพิจารณาพหุนามเชิงตั้งฉาก(Orthogonal Polynomial) อาจเขียนพหุนามเชิงตั้งฉากในรูปของ

$$y_i = \gamma_0 \psi_0(x_i) + \gamma_1 \psi_1(x_i) + \dots + \gamma_p \psi_p(x_i) + \varepsilon_i \quad ; i = 1, 2, \dots, n$$

เมื่อ $\psi_j(x_i)$ เป็นพหุนามระดับชั้นที่ j ใน x_i ($j=0, 1, 2, \dots, p$)

และ $\psi_j(x_i)$ เป็นพหุนามเชิงตั้งฉาก กล่าวคือ $\sum_{i=1}^n \psi_j(x_i) \psi_k(x_i) = 0 \quad (\forall j, k, j \neq k)$

ซึ่งสามารถเขียนสมการในตัวแบบเชิงเส้นได้ดังนี้

$$\underline{Y} = \underline{X} \underline{\gamma} + \underline{\varepsilon}$$

¹ธีระพร วีระถาวร. ตัวแบบเชิงเส้น ทฤษฎีและการประยุกต์. กรุงเทพมหานคร: บริษัท พิมพ์ดี จำกัด, 2541 หน้า 269-275.

เมื่อ

$$X = \begin{bmatrix} \psi_0(x_1) & \psi_1(x_1) & \dots & \psi_{p'}(x_1) \\ \psi_0(x_2) & \psi_1(x_2) & \dots & \psi_{p'}(x_2) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \psi_0(x_n) & \psi_1(x_n) & \dots & \psi_{p'}(x_n) \end{bmatrix}$$

$$X'X = \begin{bmatrix} \sum_i \psi_0^2(x_i) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sum_i \psi_1^2(x_i) & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sum_i \psi_k^2(x_i) \end{bmatrix}$$

ในกรณีที่เมทริกซ์ X มีค่าลำดับชั้น p' จะได้ว่า

$$\hat{\gamma} = (X'X)^{-1} X'Y \quad \text{ซึ่ง} \quad \hat{\gamma}_j = \frac{\sum_{i=1}^n \psi_j(x_i)(y_i)}{\sum_{i=1}^n \psi_j^2(x_i)} ; j = 0, 1, 2, \dots, p'$$

การวิจัยครั้งนี้จะกำหนดให้เมทริกซ์ X เป็นผลกระทบบคงที่ และค่าของ x มีปริภูมิห่างเท่ากัน (Equally Spaced x - Values)

$$\text{สมมติว่าค่าของ } x_i = i - \frac{1}{2}(n+1) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$\text{เช่น } n=4 \text{ จะได้ว่า } x_1 = \frac{-3}{2}, x_2 = \frac{-1}{2}, x_3 = \frac{1}{2}, x_4 = \frac{3}{2}$$

$$n=5 \text{ จะได้ว่า } x_1 = -2, x_2 = -1, x_3 = 0, x_4 = 1, x_5 = 2$$

$$n=6 \text{ จะได้ว่า } x_1 = \frac{-5}{2}, x_2 = \frac{-3}{2}, x_3 = \frac{-1}{2}, x_4 = \frac{1}{2}, x_5 = \frac{3}{2}, \\ x_6 = \frac{5}{2}$$

2.2.2 การแปลงเมทริกซ์ X เพื่อให้เป็นแนวตั้งเชิงตั้งฉาก ด้วยกระบวนการของกราม-ชมิตต์(Gram-Schmidt Orthogonalization Process)

ในการประมาณอิทธิพลบางตัวแปรในตัวแบบเชิงเส้นเราจำเป็นต้องตรวจสอบค่าลำดับชั้นของ X ถ้า X มีค่าลำดับชั้นเท่ากับจำนวนแนวตั้งของมันก็จะทำให้การหาค่าประมาณอิทธิพลของตัวแปรอิสระง่ายขึ้นเพราะทำให้สามารถหา $(X'X)^{-1}$ ได้ ซึ่งในวิทยานิพนธ์เล่มนี้ได้ใช้กระบวนการของกราม-ชมิตต์รวมทั้งการสร้างฐานหลักเชิงตั้งฉากปรกติ(orthonormal basis) สำหรับ n มิติ ซึ่งเป็นผลคูณภายในปริภูมิ V ถ้าเราเริ่มจากการพิจารณาฐานหลัก(basis) x_1, \dots, x_n โดยมีกระบวนการดังนี้

เริ่มจากการกำหนดให้
$$u_{\sim 1} = \left(\frac{1}{\|x_{\sim 1}\|} \right) x_{\sim 1}$$

โดย $u_{\sim 1}$ เป็นเวกเตอร์หนึ่งหน่วยในทิศทางของ $x_{\sim 1}$

และกำหนด $u_{\sim 2}, \dots, u_{\sim k}$ โดย

$$u_{\sim k+1} = \left(\frac{1}{\|x_{\sim k+1} - p_{\sim k}\|} \right) (x_{\sim k+1} - p_{\sim k}) \quad \text{สำหรับ } k=1, \dots, n-1$$

ให้ $p_{\sim k}$ แทนภาพฉายเชิงตั้งฉากของ $x_{\sim k+1}$

$$p_{\sim k} = \langle x_{\sim k+1}, u_{\sim 1} \rangle u_{\sim 1} + \langle x_{\sim k+1}, u_{\sim 2} \rangle u_{\sim 2} + \dots + \langle x_{\sim k+1}, u_{\sim k} \rangle u_{\sim k}$$

ดังนั้น $u_{\sim k+1}$ เป็นเวกเตอร์หนึ่งหน่วยที่ตั้งฉากกับ $u_{\sim 1}$ และ เป็นอิสระเชิงเส้น(linearly independence) ทั้งนี้ $(u_{\sim 1}, u_{\sim 2}, \dots, u_{\sim k})$ เป็นฐานหลักเชิงตั้งฉากปรกติ(orthonormal basis) ด้วย

2.2.3 การแปลงเมทริกซ์ X เข้าสู่ศูนย์กลางและการปรับมาตรา(Centering and Scaling)

การแปลงเมทริกซ์เข้าสู่ศูนย์กลาง เป็นวิธีการหนึ่งในการแก้ไขปัญหาค่าการเกิดความสัมพันธ์ร่วมเชิงพหุของตัวแปรอิสระ ซึ่งเป็นวิธีที่ใช้เมทริกซ์สหสัมพันธ์ มาแทนที่เมทริกซ์ $X'X$ โดยพิจารณาจากการกำหนดให้ข้อมูลมีรูปแบบดังตารางนั้นคือ

X_0	X_1	X_2	...	$X_{p'}$	Y
1	X_{11}	X_{21}	...	$X_{p',1}$	Y_1
1	X_{12}	X_{22}	...	$X_{p',2}$	Y_2
	...				
1	X_{1n}	X_{2n}	...	$X_{p',n}$	Y_n
ผลบวกของ คอลัมน์	$\sum X_{1i}$	$\sum X_{2i}$...	$\sum X_{p',i}$	$\sum Y_i$
ค่าเฉลี่ยของ คอลัมน์	\bar{X}_1	\bar{X}_2	...	$\bar{X}_{p'}$	\bar{Y}

จากตัวแบบ

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{p'} x_{p'} + \varepsilon$$

สามารถเขียนในรูปแบบของ

$$y = \{\beta_0 + \beta_1 \bar{x}_1 + \beta_2 \bar{x}_2 + \dots + \beta_{p'} \bar{x}_{p'}\} + \beta_1 (x_1 - \bar{x}_1) + \beta_2 (x_2 - \bar{x}_2) + \dots + \beta_{p'} (x_{p'} - \bar{x}_{p'}) + \varepsilon$$

เมื่อ $\bar{y}, \bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_{p'}$ เป็นค่าจำนวนจริงที่ได้มาจากข้อมูล ถ้าเราเขียน $z_j = x_j - \bar{x}_j$
 $j=1,2,3,\dots,p'$ $\beta'_0 = \{\beta_0 + \beta_1 \bar{x}_1 + \beta_2 \bar{x}_2 + \dots + \beta_{p'} \bar{x}_{p'}\}$ ดังนั้นสามารถเขียนตัวแบบได้ว่า

$$y = \beta'_0 + \beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \dots + \beta_{p'} z_{p'} + \varepsilon$$

เราสามารถแสดงการแปลงข้อมูลโดยการพิจารณาจากตัวแปรด้านบน เมื่อ $z_j = x_j - \bar{x}_j$
 $j=1,2,3,\dots,p'$ สำหรับ $i=1,2,\dots,n$ β'_0 สามารถทำให้อยู่ในรูปแบบอย่างง่ายคือ

$$b'_0 + b_1 \bar{z}_1 + b_2 \bar{z}_2 + \dots + b_{p'} \bar{z}_{p'} = \bar{y}$$

ซึ่งหมายถึง

$$b'_0 = \bar{y}$$

จากค่ากลางข้างต้นเราจะนำมาใช้ในการหาเมทริกซ์สหสัมพันธ์ของตัวแปร กรณีที่เมทริกซ์มีขนาดใหญ่เช่น 5x5 จะทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนสูง ดังนั้นเราจะทำการแปลงค่ากลางโดย

$$z_{ji} = \frac{(x_{ji} - \bar{x}_j)}{S_{jj}^{1/2}}$$

$$y_i = \frac{(y_i - \bar{y})}{S_{yy}^{1/2}}$$

$$\text{เมื่อ } S_{yy} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n-1}}$$

$$S_{jj} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

$$\text{โดย } X = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & z_{1,p'} \\ z_{21} & z_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & z_{2,p'} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ z_{n1} & z_{n2} & \cdot & \cdot & \cdot & z_{n,p'} \end{bmatrix}$$

$$X'X = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & r_{1,p'} \\ r_{21} & 1 & \cdot & \cdot & \cdot & r_{2,p'} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ r_{p'-1,1} & r_{p'-1,2} & \cdot & \cdot & \cdot & 1 \end{bmatrix}$$

ดังนั้น ตัวแบบจะอยู่ในรูปของ $yS_{yy}^{1/2} = b_1S_{11}^{1/2}z_1 + \dots + b_{p'}S_{p'p'}^{1/2}z_{p'} + \varepsilon$

$$b_j = \left(\frac{S_{jj}}{S_{yy}} \right) b'_j \quad j=1,2,\dots,p'$$

2.3 เกณฑ์ที่นำมาใช้ในการคัดเลือกตัวแบบ

เกณฑ์ที่นำมาใช้ในการคัดเลือกตัวแบบความถดถอยพหุนามแบบติดกลุ่ม ประกอบด้วย 3 เกณฑ์ นั่นคือ

2.3.1 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยสถิติทดสอบเอฟบางส่วน(The partial F-test statistic) ด้วยวิธีการกำจัดตัวแปรแบบถอยหลัง(Backward Elimination(BW))

2.3.2 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Information Criterion(AIC))

2.3.3 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์ (Bayesian Information Criterion(BIC))

โดยมีรายละเอียดดังนี้

2.3.1. เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยสถิติทดสอบเอฟบางส่วน (The partial F-test statistic) ด้วยวิธีการกำจัดตัวแปรแบบถอยหลัง(Backward Elimination(BW))²

วิธีการนี้เริ่มต้นด้วยสมการความถดถอยด้วยตัวแบบที่สมบูรณ์ คือ ประกอบด้วยตัวแปรอิสระทุกตัวที่ใช้พิจารณา แล้วจะคัดตัวแปรอิสระออกจากสมการครั้งละ 1 ตัวแปร โดยเลือกตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับ y น้อยที่สุด (เมื่อตัวแปรอื่น ๆ คงที่) และค่าสัมประสิทธิ์ความถดถอยของตัวแปรนั้นไม่มีนัยสำคัญ จากนั้นคำนวณหาสมการความถดถอยสำหรับตัวแปรอิสระที่เหลือ และคัดตัวแปรอิสระที่มีนัยสำคัญน้อยที่สุดออก จนกระทั่งไม่มีตัวแปรอิสระใดถูกคัดออกแล้วตัวแปรอิสระที่เหลืออยู่ จะอยู่ในสมการความถดถอยทุกตัวเป็นอันสิ้นสุดของวิธีการนี้ สามารถแสดงขั้นตอนได้ดังนี้

- 1) สร้างสมการความถดถอยด้วยตัวแบบสมบูรณ์ (Complete Model) ที่ประกอบด้วยตัวแปรอิสระทุกตัว
- 2) คำนวณค่าเอฟบางส่วน(Partial F) ของตัวแปรอิสระทุกตัว เสมือนว่าตัวแปรอิสระนั้นเข้าสู่สมการเป็นตัวสุดท้าย
- 3) เลือกตัวแปรอิสระที่มีค่าเอฟบางส่วน(Partial F) น้อยที่สุด (F_L) นำค่า (F_L) เปรียบเทียบกับค่า F_0 วรรดับนัยสำคัญที่กำหนด ถ้าพบว่า $F_L < F_0$ จะตัดตัวแปรอิสระที่มีค่าเอฟบางส่วน (Partial F) น้อยที่สุดนั้นออกจากสมการและคำนวณค่าสัมประสิทธิ์ของสมการความถดถอยเมื่อตัดตัวแปรอิสระนั้นออกแล้ว จากนั้นกลับไปทำในขั้นตอนที่ 2 ถ้า $F_L > F_0$ จะหยุดกระบวนการคัดเลือกตัวแปรอิสระ และได้สมการถดถอยที่เหมาะสม

² นพมาศ อัครจันทร์โชติ. "การเปรียบเทียบวิธีการสร้างตัวแบบในการวิเคราะห์ความถดถอยพหุนามกรณีที่มี 2 ตัวแปรอิสระซึ่งเกิดอันตรกิริยา". วิทยานิพนธ์ปริญญาโทมหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2539.

2.3.2 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Information Criterion(AIC))

ในปี ค.ศ. 1973 อาไคเคะได้เสนอเกณฑ์ในการคัดเลือกตัวแบบเพื่อใช้เป็นเครื่องมือในการหาตัวแบบที่ให้ค่าพยากรณ์แม่นยำที่สุด นั่นคือ เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ(Akaike's Information Criterion(AIC)) เป็นเกณฑ์ที่พิจารณาจากการประมาณความคลาดเคลื่อนรวมเข้ากับข้อสนเทศ(Information)ของค่าสังเกต และใช้แนวคิดจากค่าต่ำสุดของข้อสนเทศของคุลล์แบล็ค - โลท์เบอร์ (Kulback - Leibler(1951)) เพื่อนำมาใช้ในการปรับค่าประมาณของการพยากรณ์ให้มีความแม่นยำมากขึ้น โดยมีข้อกำหนดเบื้องต้น คือ ตัวประมาณได้มาจากวิธีการประมาณค่าภาวะน่าจะเป็นสูงสุด

เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ(Akaike's Information Criterion (AIC)) คือ

$$AIC = -2 \sum_{i=1}^n \log f(X_i | \hat{\beta}_{-M}) + 2p$$

หรือ
$$AIC_k = -2 \log(ML_k) + 2p_k \quad (2.2)$$

เมื่อ ML_k คือ ฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นสูงสุด(Maximum likelihood Function) ของตัวแบบที่ k

p_k คือ จำนวนพารามิเตอร์ของตัวแบบที่ k

ซึ่งตัวแบบที่ให้ค่า AIC ต่ำสุดจะเป็นตัวแบบที่ให้ค่าพยากรณ์แม่นยำและถูกต้อง

2.3.2.1 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Information Criterion(AIC))สำหรับการแจกแจงแบบปกติ

ตัวแบบและฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นที่นำมาใช้ในการพิจารณามีรูปแบบดังสมการ (1.1) (หน้า 4) ซึ่งจะได้ฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นดังนี้

$$\begin{aligned} ML &= L(\beta_{-M}, \sigma^2; Y) = f(y_1 | \beta_1, \sigma^2) \times f(y_2 | \beta_2, \sigma^2) \times \dots \times f(y_n | \beta_n, \sigma^2) \\ &= f(Y | \beta_{-M}, \sigma^2 I_n) \end{aligned}$$

$$= (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} (Y - X\beta_{-M})^T (Y - X\beta_{-M})\right\}$$

$$\therefore \log L(\beta_{-M}, \sigma^2; Y) = -\frac{n}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (Y - X\beta_{-M})^T (Y - X\beta_{-M})$$

$$\begin{aligned}
&= -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M})^T (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M}) \\
&= -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2) - \frac{n}{2} \\
&= -\frac{n}{2} (\log(2\pi) + 1) - \frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2)
\end{aligned}$$

$$\hat{\beta}_{-M} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1} \underline{X}'\underline{Y}$$

$$\text{และ } \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta}_{-M})^T (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta}_{-M})$$

ดังนั้น AIC สำหรับการแจกแจงแบบปกติ คือ

$$\begin{aligned}
\text{AIC} &= -2 \log L(\hat{\beta}_{-M}, \hat{\sigma}^2; \underline{Y}) + 2p \\
&= -2 \left(-\frac{n}{2} \log(2\pi\hat{\sigma}^2) - \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta}_{-M})^T (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta}_{-M}) \right) + 2p \\
&= -2 \left(-\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2) - \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta}_{-M})^T (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta}_{-M}) \right) + 2p \\
&= -2 \left(-\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2) - \frac{n}{2} \right) + 2p \\
&= -2 \left(-\frac{n}{2} (\log(2\pi) + 1) + \frac{n}{2} \log(\hat{\sigma}^2) \right) + 2p \\
&= n(\log(2\pi) + 1) + n \log(\hat{\sigma}^2) + 2p
\end{aligned}$$

2.3.2.2 AIC สำหรับการเปรียบเทียบตัวแบบ

การเปรียบเทียบตัวแบบเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของอาไคเคะ (Akaike's Information Criterion) จะอาศัยหลักการทดสอบด้วยอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (Likelihood Ratio Test) และลำดับของการเปรียบเทียบตัวแบบจะอาศัยหลักการของออกส์แคม เรเซอร์ (Occam's razor) นั่นคือเมื่อนำตัวแบบ 2 ตัวแบบมาแข่งขันกัน ตัวแบบที่มีรูปแบบอย่างง่ายจะมีแนวโน้มในการยอมรับมาก และเมื่อตัวแบบอย่างง่ายถูกปฏิเสธ ตัวแบบที่ติดกลุ่มกับตัวแบบอย่างง่ายจะถูกปฏิเสธไปด้วย ซึ่งมีขั้นตอนการทดสอบดังนี้

(1) กำหนดให้ตัวแบบ

$$M_1 : \underline{Y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon} \quad \text{เมื่อ } \underline{\varepsilon} \sim N_n(0, \sigma_0^2 I_n)$$

$$M_2 : \underline{Y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon} \quad \text{เมื่อ } \underline{\varepsilon} \sim N_n(0, \sigma_1^2 I_n)$$

โดยตัวแบบ $M_1 \subset M_2$ และทำการทดสอบสมมติฐานในรูปแบบของการทดสอบสมมติฐานแบบติดกลุ่มนั้นคือ

$$H_0 : M_1 : \underline{Y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon}$$

$$H_1 : M_2 : \underline{Y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon} \quad \text{เมื่อ } H_0 \subset H_1$$

(2) คำนวณค่า AIC ของแต่ละตัวแบบที่นำมาเปรียบเทียบจากสูตรในสมการที่ (2.2)

(3) เปรียบเทียบค่า AIC โดยใช้หลักการของการทดสอบอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็น (Likelihood Ratio Test) จากสูตร

$$AIC = -2 \log \left(\frac{L(\underline{\beta}_{-M}, \sigma_1^2 : \underline{Y})}{L(\underline{\beta}_{-M}, \sigma_0^2 : \underline{Y})} \right) + 2(p_1 - p_0)$$

$$\text{หรือ } AIC_1 - AIC_0 = -2 \log(ML_1) + 2p_1 + 2 \log(ML_0) - 2p_0$$

โดย AIC_1 แทน AIC สำหรับตัวแบบ H_1 , $AIC_0 = AIC$ สำหรับตัวแบบ H_0

$$= -2 \log \left(\frac{ML_1}{ML_0} \right) + 2(p_1 - p_0)$$

โดย $-2 \log \left(\frac{ML_1}{ML_0} \right)$ มีการแจกแจงเป็นแบบไคสแควร์ $\chi^2_{df=(p_1-p_0)}$

(4) เปรียบเทียบค่า AIC กับค่า $\chi^2_{df=(p_1-p_0)}$ จากตารางที่กำหนดระดับนัยสำคัญ α โดยมีองศาความเป็นอิสระเท่ากับ $(p_1 - p_0)$

$$\text{การตัดสินใจ } AIC_{10} < \chi^2_{\alpha, df=(p_1-p_0)} \quad \text{ยอมรับ } H_0$$

$$AIC_{10} \geq \chi^2_{\alpha, df=(p_1-p_0)} \quad \text{ยอมรับ } H_1$$

โดย AIC_{10} แทน AIC สำหรับตัวแบบ H_1 เทียบกับตัวแบบ H_0

(5) พิจารณาตามขั้นตอนที่ (1) - (4) จนกระทั่งครบทุกตัวแบบ

(6) นำตัวแบบที่มีระดับนัยสำคัญทางสถิติมาพิจารณาหาตัวแบบ ซึ่งตัวแบบที่ให้ค่า AIC ต่ำสุดจะเป็นตัวแบบที่ดีที่สุด

2.3.3 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์ (Bayesian Information Criterion (BIC))

ในปี ค.ศ. 1978 ชวาร์ซได้เสนอเกณฑ์ในการคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศ นั่นคือ เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของชวาร์ซ (Schwarz's Information Criterion (SIC, BIC, SBC)) ซึ่งเป็นเกณฑ์ที่รู้จักกันอย่างกว้างขวางและใช้เป็นเครื่องมือในการคัดเลือกตัวแบบทางด้านสถิติ

เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของชวาร์ซ สามารถนำไปพัฒนาโดยใช้แนวคิดของเบส์ หรือเรียกว่าเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์ (Bayesian Information Criterion(BIC))เพื่อนำมาใช้ในการแก้ไขปัญหาคัดเลือกตัวแบบ โดยกำหนดให้ $p(M_k)_{(1 \leq k \leq L)}$ แทน ความหนาแน่นก่อน(Prior Density) บนตัวแบบ M_1, M_2, \dots, M_L และกำหนดให้ $p(\beta | M_k)_{-k}$ แทน ความน่าจะเป็นก่อนบน β ภายใต้ตัวแบบ M_k การประยุกต์ใช้ทฤษฎีของเบส์สำหรับความหนาแน่นร่วมก่อนของ M_k บน β สามารถเขียนได้ดังนี้

$$p(M_k, \beta_{-k} | X) = \frac{p(M_k) p(\beta_{-k} | M_k) p(X | M_k, \beta_{-k})}{p(X)}$$

เมื่อ $p(X)$ แทน การแจกแจงขอบของ X

$p(X | M_k, \beta_{-k})$ แทน ความน่าจะเป็นของ X เมื่อกำหนด β_k หรือ ภาวะน่าจะเป็นของ β_k

งานวิจัยครั้งนี้ จะทำการประมาณเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์ Bayesian Information Criterion (BIC) ด้วยตัวประกอบของเบส์(Bayes Factor) เสนอโดยโรเบิร์ต อี เคสส์ (Robert E. Kass) และ เอเดรียน อี ราฟร์เทอร์ (Adrian E. Raftery) ซึ่งเป็นการพิจารณาอัตราส่วนภาวะน่าจะเป็นของการแจกแจงภายหลัง ซึ่งการคัดเลือกตัวแบบด้วยแนวคิดของเบส์มีรูปแบบของสมการดังนี้

$$BIC = -2 \log(\text{Bayes Factor})$$

โดยตัวประกอบของเบส์ (Bayes Factor) คือ อัตราส่วนออกดส์ของความน่าจะเป็นภายหลังที่ใช้วัดความชัดเจนในการยอมรับ H_0 กับสมมติฐานทางเลือกที่นำมาทำการทดสอบ สำหรับรายละเอียดจะกล่าวถึงในหัวข้อ 2.6

2.3.3.1 เกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์ (Bayesian Information Criterion (BIC)) สำหรับการวิเคราะห์ความถดถอยพหุนามแบบติดกลุ่ม

2.3.3.1.1 ตัวแบบและฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น

กำหนดให้ $\underline{Y} = \underline{X}\underline{\beta} + \underline{\varepsilon}$ เมื่อ $\underline{\varepsilon} \sim N_n(0, \sigma^2 I_n)$ และ \underline{Y} แทน เวกเตอร์ของตัวแปรตาม ขนาด $n \times 1$ \underline{X} แทน เมทริกซ์ของค่าสังเกตขนาด $n \times (p+1)$ และ $\underline{\beta}$ แทน เวกเตอร์พารามิเตอร์ ขนาด $(p+1) \times 1$ ซึ่งมีฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็นดังนี้

$$\begin{aligned} ML = L(\underline{\beta}, \sigma^2; \underline{Y}) &= f(y_1 | \beta_1, \sigma^2) \times f(y_2 | \beta_2, \sigma^2) \times \dots \times f(y_n | \beta_n, \sigma^2) \\ &= f(\underline{Y} | \underline{\beta}, \sigma^2 I_n) \\ &= (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta})^T (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta})\right\} \end{aligned}$$

$$\text{ซึ่ง } \underline{\beta} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1} \underline{X}'\underline{Y}$$

$$\text{และ } \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}})^T (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}})$$

2.3.3.1.2 การแจกแจงก่อนและการแจกแจงภายหลังขอบ

การแจกแจงก่อน(Prior Distribution)

การแจกแจงก่อน(Prior Distribution) ของพารามิเตอร์ได้ใช้แนวคิดของ Maximal Data Informative Prior (Zellner(1971)) ซึ่งเป็นแบบไม่มีข้อสนเทศ(Noninformative Prior) กล่าวคือ เราไม่ทราบลักษณะพื้นฐานของข้อมูล และข้อมูลมีลักษณะคลุมเครือ ไม่ชัดเจนซึ่งเหตุผลในการใช้ Non-Informative Prior Distribution เนื่องจาก

1.เป็นการใช้ข้อมูลที่มีอยู่อธิบายลักษณะของข้อมูลเอง

2.บ่อยครั้งเราไม่สามารถจัดการแจกแจงก่อน ที่เกิดจากความเชื่อของแต่ละบุคคลหรือที่เรียกว่า จิตวิสัย(Subjective Prior)ได้ เนื่องจากข้อจำกัดของเวลาและค่าใช้จ่าย หรือเนื่องจากความไม่ชำนาญของผู้กำหนด ดังนั้น การแจกแจงก่อนของ $\underline{\beta}$ และ $\log(\sigma)$ จะเป็นการแจกแจงแบบสม่ำเสมอ(Uniform Distribution) และมีความเป็นอิสระซึ่งกันและกัน โดยมีรูปแบบดังนี้

$$p(\underline{\beta}, \sigma) \propto \frac{1}{\sigma} \quad ; -\infty < \underline{\beta} < \infty, 0 < \sigma < \infty$$

การแจกแจงภายหลังชอบ

ฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นร่วมภายหลังสำหรับตัวแบบ คือ

$$p(\underline{X} | M) \propto \text{likelihood} \times \text{prior}$$

$$p(\underline{X} | M) \propto l(\underline{\beta}_{-M}, \sigma | \underline{Y}) \times p(\underline{\beta}_{-M}, \sigma)$$

$$p(\underline{X} | M) \propto \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M})' (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M}) \right]$$

$$p(\underline{X} | M) \propto \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} [vs^2 + (\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})' \underline{X}' \underline{X} (\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})] \right]$$

โดย $\hat{\underline{\beta}}_{-M} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1} \underline{X}'\underline{Y}$ และ $s^2 = \frac{(\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}}_{-M})' (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}}_{-M})}{v}$

$M =$ ตัวแบบที่นำมาพิจารณา

เมื่อ $v = n - p$

v แทน ระดับชั้นความเสรี

n แทน ขนาดตัวอย่าง

p แทน จำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบ

การแจกแจงภายหลังชอบของตัวแบบความถดถอย

$$p(\underline{X} | M) \propto \int_0^{\infty} \text{likelihood} \times \text{prior} \, d\sigma$$

$$\propto \int_0^{\infty} l(\underline{\beta}_{-M} | \sigma, M) \times p(\underline{\beta}_{-M}, \sigma) \, d\sigma$$

$$\propto \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma^n} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M})' (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M}) \right] \cdot \left(\frac{1}{\sigma} \right) \, d\sigma$$

$$\propto \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M})' (\underline{Y} - \underline{X}\underline{\beta}_{-M}) \right] \, d\sigma$$

$$\propto \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}}_{-M} - \underline{X}(\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M}))' (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}}_{-M} - \underline{X}(\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})) \right] \, d\sigma$$

$$\propto \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}}_{-M})' (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}}_{-M}) + (\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})' \underline{X}' \underline{X} (\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M}) \right] \, d\sigma$$

ส่วนพจน์ $(\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})' \underline{X}' (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\underline{\beta}}_{-M}) = (\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})' [\underline{X}'\underline{Y} - \underline{X}'\underline{X}(\underline{X}'\underline{X})^{-1} \underline{X}'\underline{Y}] = 0$

$$\propto \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (vs^2 + (\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})' \underline{X}' \underline{X} (\underline{\beta}_{-M} - \hat{\underline{\beta}}_{-M})) \right] \, d\sigma$$

ใช้เทคนิคการอินทิเกรตของแกมมาจะได้ว่า

$$\begin{aligned}
 & \propto \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp\left[-\frac{a}{2\sigma^2}\right] d\sigma \quad ; a = (v s^2 + (\beta_{-M} - \hat{\beta}_{-M})' X' X (\beta_{-M} - \hat{\beta}_{-M})) \\
 & \propto \int_0^{\infty} \frac{1}{\sigma^{n+1}} \exp[-x] d\sigma \quad ; x = \frac{a}{2\sigma^2} \\
 & \propto \int_0^{\infty} \left(\frac{a}{2x}\right)^{-\frac{1}{2}(n+1)} \exp[-x] \left(\frac{a}{2}\right)^{\frac{1}{2}} x^{-\frac{3}{2}} dx \\
 & \propto \int_0^{\infty} \left(\frac{a}{2}\right)^{-\frac{1}{2}(n+1)} \bullet x^{\frac{n}{2}+\frac{1}{2}} \exp[-x] \left(\frac{a}{2}\right)^{\frac{1}{2}} \frac{x^{-\frac{3}{2}}}{2} dx \\
 & \propto \int_0^{\infty} \left(\frac{a}{2}\right)^{-\frac{n}{2}} \bullet x^{\frac{n}{2}-1} \exp[-x] \bullet \frac{1}{2} dx \\
 & \propto \frac{2^{\left(\frac{n-2}{2}\right)}}{a^{\frac{n}{2}}} \int_0^{\infty} x^{\left(\frac{n-2}{2}\right)} e^{-x} dx \\
 & \propto \frac{2^{\left(\frac{n-2}{2}\right)} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}{a^{\frac{n}{2}}} \\
 & \propto 2^{\left(\frac{n-2}{2}\right)} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) (v s^2 + (\beta_{-M} - \hat{\beta}_{-M})' X' X (\beta_{-M} - \hat{\beta}_{-M}))^{-\frac{n}{2}}
 \end{aligned}$$

ดังนั้น BIC สำหรับการวิเคราะห์ความถดถอยคือ

$$\begin{aligned}
 \text{BIC} &= -2 \log(\text{Bayes Factor}) \\
 &= -2 \log\left(\frac{p(X | M_0)}{p(X | M_1)}\right) \\
 &= -2 \log\left(\frac{(v_0 s_0^2 + (\beta_{-0M} - \hat{\beta}_{-0M})' X_0' X_0 (\beta_{-0M} - \hat{\beta}_{-0M}))}{(v_1 s_1^2 + (\beta_{-1M} - \hat{\beta}_{-1M})' X_1' X_1 (\beta_{-1M} - \hat{\beta}_{-1M}))}\right)^{\frac{n}{2}}
 \end{aligned}$$

2.4 การทดสอบสมมติฐานแบบติดกลุ่ม(Nested Hypothesis)³

สิ่งที่จำเป็นในการสร้างตัวแบบ นั่นคือเราต้องการหาวิธีการทางด้านสถิติในการกำหนดตัว

³ Terry Sincich. "Business Statistics By Example(Fifth Edition)". Prentice Hall International Editions. pp.728-733

แบบที่เหมาะสมที่สุดให้กับข้อมูลที่ได้จากการสำรวจ ซึ่งการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้การทดสอบสมมติฐานแบบติดกลุ่ม(Nested Hypothesis) ในการทดสอบตัวแบบติดกลุ่ม (Nested Model)

นิยามที่ 1 ตัวแบบ 2 ตัวแบบจะติดกัน ถ้าในแต่ละพจน์ของตัวแบบแรกเป็นส่วนหนึ่งของตัวแบบที่สอง ซึ่งตัวแบบที่สองจะมีพจน์มากกว่าตัวแบบแรกอย่างน้อย 1 พจน์ ตัวแบบที่สองที่มีความซับซ้อนมากกว่าตัวแบบแรกจะเรียกว่าตัวแบบที่สมบูรณ์(Complete Model) และตัวแบบแรกที่เป็นตัวแบบอย่างง่ายของตัวแบบสอง เรียกว่า ตัวแบบลดรูป(Reduced Model)

ตัวอย่าง ความเหมาะสมของตัวแบบอันตรกิริยาเชิงเส้นตรงสำหรับค่าเฉลี่ยข้อมูล A ซึ่งประกอบด้วย ตัวแปรเชิงปริมาณ 2 ตัวแปร ดังนั้นตัวแบบอันตรกิริยา (Interaction Model)คือ

$$E(y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_1 x_2$$

ในกรณีที่กำหนดให้ความสัมพันธ์ระหว่าง y และ x เป็นตัวแบบพหุนามกำลังสองจะได้ตัวแบบดังนี้

$$E(y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_1 x_2 + \beta_4 x_1^2 + \beta_5 x_2^2$$

ซึ่งจะเห็นได้ว่า 2 ตัวแบบนี้ติดกัน(Nested Model)

ตัวแบบเส้นโค้งที่ประกอบไปด้วยพจน์กำลังสองของ x_1 และ x_2 ซึ่งจะเหมือนกับพจน์ของอันตรกิริยา ดังนั้น 2 ตัวแบบนี้ติดกลุ่มกัน ในกรณีนี้ตัวแบบอันตรกิริยา (Interaction)จะติดกลุ่มกับตัวแบบที่สองซึ่งจะมีความซับซ้อน โดยอยู่ในรูปของตัวแบบพหุนามกำลังสอง ดังนั้นตัวแบบพหุนามกำลังสองจะเป็นตัวแบบที่สมบูรณ์(Complete Model) และ ตัวแบบอันตรกิริยา (Interaction) จะเป็นตัวแบบลดรูป(Reduced Model)

ในการทดสอบสมมติฐานแบบติดกลุ่มจะเป็นการเปรียบเทียบตัวแบบที่ติดกัน(Nested model) นั่นคือ ถ้าตัวแบบเส้นโค้งไม่สามารถที่จะให้ข้อมูลในการพยากรณ์ค่า Y ได้ นั่นแสดงว่าพจน์กำลังสองของ 2 ตัวแปรอาจจะไม่จำเป็นต้องนำมาพิจารณา ดังนั้นในการทดสอบสมมติฐานเราจะทดสอบสมมติฐานพารามิเตอร์ของเทอม x_1^2 และ x_2^2 ว่าเท่ากับ 0 หรือไม่

$$H_0 : \beta_4 = \beta_5 = 0$$

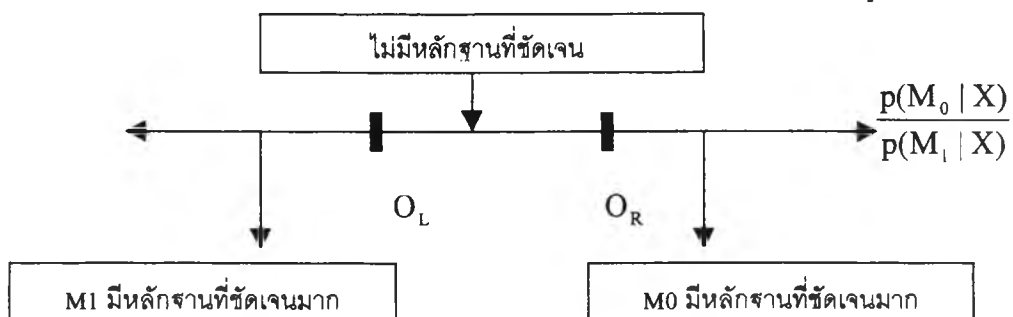
$$H_1 : \beta_i \neq 0 \quad i=4,5$$

2.5 การค้นหาปริภูมิตัวแบบของเกณฑ์การคัดเลือกตัวแบบโดยข้อสนเทศของเบส์ (Bayesian Information Criterion(BIC))⁴

การคัดเลือกตัวแบบในแนวคิดของเบส์จะพิจารณาหาค่าความน่าจะเป็นภายหลังสำหรับทุกๆ ตัวแบบที่เราสนใจ ซึ่งอาจจะมีปริภูมิตัวแบบที่เป็นไปได้ทั้งหมดมีขนาดใหญ่ และยากที่จะพิจารณาตัวแบบที่เป็นไปได้ทั้งหมด ตัวอย่างเช่น ในกรณีที่มีตัวแปรอิสระ 27 ตัวแปรจะมีตัวแบบที่เป็นไปได้ทั้งหมด $2^{27} = 134,217,728$ ตัวแบบ ดังนั้นเราจึงต้องการวิธีการในการค้นหาปริภูมิตัวแบบ เพื่อความง่ายและรวดเร็วในการหาความน่าจะเป็นภายหลังสำหรับแต่ละตัวแบบ ดังนั้นวิธีการที่นำมาใช้ในการหาปริภูมิตัวแบบ คือ ออกัสแคม วินโดว์ (Occam's Window) ซึ่งเป็นวิธีการพิจารณาอัตราส่วนความน่าจะเป็นภายหลังสำหรับการเปรียบเทียบตัวแบบ 2 ตัวแบบ โดยมีหลักในการพิจารณาดังนี้

- ถ้าล็อกออดส์ภายหลัง(Log Posterior Odds) มีค่าเป็นบวก นั่นแสดงว่า ข้อมูลมีความชัดเจนในการสนับสนุนตัวแบบอย่างง่าย ดังนั้นเราจะปฏิเสธ M_1 และจะพิจารณา M_0 เราสามารถกำหนดล็อกออดส์ภายหลัง(Log Posterior Odds) เป็นค่าคงที่บวก O_R ก่อนที่จะปฏิเสธ M_1
- ถ้าล็อกออดส์ภายหลัง(Log Posterior Odds) มีค่าน้อยและเป็นลบ นั่นแสดงว่า ข้อมูลที่มีอยู่ไม่มีความชัดเจนในการสนับสนุนตัวแบบอย่างง่าย ดังนั้นเราจึงเก็บตัวแบบทั้งสองนี้เอาไว้ก่อน
- ถ้าล็อกออดส์ภายหลัง(Log Posterior Odds) มีค่ามากและเป็นบวก นั่นคือ มีค่าน้อยกว่า $O_L = \log(c)$ เมื่อ c กำหนดจากสมการที่ (2.3) ดังนั้นเราจะปฏิเสธ M_0 และจะพิจารณา M_1

การเปรียบเทียบตัวแบบจากหลักการข้างต้นสามารถพิจารณาได้จากรูปที่ 1



รูปที่ 2.1 แสดงการแปลผลของวิธีการออกัสแคม วินโดว์ (Occam's Window)

⁴ David Madigan and Adrian E. Raftery. "Model Selection and Accounting for Model Uncertainty in Graphical Models Using Occam's Window". Technical Report. July 14,1992. Revised; June 22,1993 ;October 10,1993. University of Washington. pp. 5-10

ออกส์แคม วินโดว์ (Occam's Window) เป็นวิธีการหนึ่งในการค้นหาปริภูมิตัวแบบ เสนอโดย Madigan และ Raftery(1993) ซึ่งถูกนำมาใช้ในแบบความถดถอย วิธีการนี้ถ้าตัวแบบมีความน่าจะเป็นภายหลังห่างจากตัวแบบที่ดีที่สุด ตัวแบบนั้นจะไม่น่าเชื่อถือและไม่นำมาพิจารณาอีกต่อไป

$$A' = \left\{ M_1 : \frac{\max_1 \{p(M_0 | X)\}}{p(M_1 | X)} \leq c \right\} \quad (2.3)$$

ดังนั้น ตัวแบบที่เป็นไปตามสมการที่(2.3) ก็จะถูกตัดออกจากปริภูมิตัวแบบ ในสมการที่(2.3) c เป็นค่าที่มีขนาดใหญ่ และเป็นค่าที่ถูกเลือกโดยผู้วิจัย สำหรับงานวิจัยครั้งนี้ผู้วิจัยได้กำหนด $c=20$ สำหรับการเปรียบเทียบในกรณีที่ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.05 และ $c=100$ สำหรับการเปรียบเทียบในกรณีที่ระดับนัยสำคัญเท่ากับ 0.01(Jeffreys (1961) Appendix B.) สำหรับตัวแบบที่ยอมรับจะสอดคล้องกับ

$$B = \left\{ H_0 : \exists H_1 \in A, H_1 \subset H_0, \frac{p(M_0 | X)}{p(M_1 | X)} > 1 \right\} \quad (2.4)$$

สมการที่ 2.4 จะเป็นการแยกตัวแบบที่ถูกยอมรับออกจากสมการที่ 2.3

หลักการของออกส์แคม วินโดว์ (Occam's Window) จะเป็นการยืนยันการแปลผลอัตราส่วนความน่าจะเป็นภายหลังของตัวแบบ $\frac{p(M_0 | X)}{p(M_1 | X)}$ เมื่อ M_0 มีตัวแปรอิสระน้อยกว่า M_1 อย่างน้อย 1 ตัว ซึ่งมีกระบวนการในการพิจารณาดังนี้

กระบวนการ Up – Down

ขั้นตอนแรกของการเลือกตัวแบบเริ่มต้น ในทางปฏิบัติเราจะเลือกตัวแบบเริ่มต้นจากตัวแบบที่เป็นไปได้ทั้งหมด ซึ่งวิธีการในการค้นหาตัวแบบเริ่มต้นจะมี 2 วิธีนั่นคือ

“Up” เป็นกระบวนการในการค้นหาตัวแบบเริ่มต้นโดยการเพิ่มตัวแปร และ “Down” เป็นกระบวนการในการค้นหาตัวแบบเริ่มต้นโดยการลดตัวแปร เมื่อเริ่มจากตัวแบบที่ได้จากการกำหนดตัวแปร ขั้นตอนแรกจะใช้ “Up” และจะทำการกำหนดตัวแบบเริ่มต้นจาก “Down”

กำหนดให้ A และ C เป็นสมาชิกของปริภูมิตัวแบบ M เมื่อ A แทนตัวแบบที่ได้รับการยอมรับ และ C แทนตัวแบบภายใต้การพิจารณา สำหรับทั้งสองกระบวนการ จะเริ่มจากการกำหนด $A = \emptyset$ และ C เท่ากับตัวแบบเริ่มต้นที่ได้จากการกำหนด กำหนดให้ $O_L = 1$ และ $O_R = c$ แทนขอบเขตทางซ้ายและขวาสำหรับการแสดงออกส์แคม วินโดว์ (Occam's Window) ดังรูปที่ 2.1(หน้า 27)

กระบวนการ Down สำหรับการคัดเลือกตัวแบบ

1. เลือกตัวแบบ M จาก C
2. $C \leftarrow C - M$ และ $A \leftarrow A + M$
3. เลือกตัวแบบย่อย M_0 จาก M โดยการลดตัวแปรออกจาก M
4. คำนวณ ค่า $B = \log \frac{p(M_0 | X)}{p(M | X)}$
5. ถ้า $B > O_R$ ดังนั้น $A \leftarrow A - M$ และถ้า $M_0 \notin C$ $C \leftarrow C + M_0$
6. ถ้า $O_L \leq B \leq O_R$ ดังนั้นถ้า $M_0 \notin C$ $C \leftarrow C + M_0$
7. ถ้ามีตัวแบบย่อย M ให้กลับไปทำในขั้นตอนที่ 3
8. ถ้า $C \neq \emptyset$ กลับไปทำในขั้นตอนที่ 1

กระบวนการ Up สำหรับการคัดเลือกตัวแบบ

1. เลือกตัวแบบ M จาก C
2. $C \leftarrow C - M$ และ $A \leftarrow A + M$
3. เลือกตัวแบบย่อย M_1 จาก M โดยการเพิ่มตัวแปรเข้าไปใน M
4. คำนวณ ค่า $B = \log \frac{p(M | X)}{p(M_1 | X)}$
5. ถ้า $B < O_L$ ดังนั้น $A \leftarrow A - M$ และถ้า $M_1 \notin C$ $C \leftarrow C + M_1$
6. ถ้า $O_L \leq B \leq O_R$ ดังนั้นถ้า $M_1 \notin C$ $C \leftarrow C + M_1$
7. ถ้ามีตัวแบบย่อย M ให้กลับไปทำในขั้นตอนที่ 3
8. ถ้า $C \neq \emptyset$ กลับไปทำในขั้นตอนที่ 1

การกำหนดตัวแบบในการเปรียบเทียบ จะประกอบด้วยลำดับของการเปรียบเทียบตัวแบบติดกลุ่ม (Nested Model) เป็นคู่ๆ ถ้าตัวแบบ H_0 ถูกปฏิเสธ ดังนั้นทุกตัวแบบที่ติดกลุ่ม กับตัวแบบข้างต้นจะถูกปฏิเสธไปด้วย โดยเฉพาะถ้ามีหลักฐานสนับสนุน H_0 แล้ว H_1 จะถูกปฏิเสธ แต่หากต้องการปฏิเสธ H_0 เราต้องมีหลักฐานที่มากพอ ถ้าหลักฐานที่มียังไม่เพียงพอ จะไม่มีตัวแบบใดถูกปฏิเสธออกไป

2.6 ตัวประกอบของเบส์ (Bayes Factor) ⁵

ตัวประกอบของเบส์ (Bayes factor) คือ อัตราส่วนออดส์ภายหลัง(Posterior Odds) ของสองสมมติฐานเมื่อความน่าจะเป็นก่อน(Prior probability) ของสองสมมติฐาน คือ $\frac{1}{2}$ ซึ่งจะเป็นตัวที่ใช้วัดความชัดเจนในการยอมรับสมมติฐาน H_0

นิยามที่ 2

กำหนดข้อมูล X ภายใต้การทดสอบสองสมมติฐาน H_0 และ H_1 มีความหนาแน่นน่าจะเป็น $p(X | H_0)$ หรือ $p(X | H_1)$ และกำหนดการแจกแจงก่อน $p(H_0)$ และ $p(H_1) = 1 - p(H_0)$ จะได้ความน่าจะเป็นภายหลัง คือ $p(H_0 | X)$ และ $p(H_1 | X) = 1 - p(H_0 | X)$ ดังนั้นแนวคิดของการแจกแจงก่อนที่จะแปลงไปเป็น ความน่าจะเป็นภายหลังจากการพิจารณาข้อมูลที่มีอยู่ เราจะทำการแปลงให้อยู่ในรูปแบบที่ง่าย โดยอาศัยอัตราส่วนออดส์ (odds = probability / (1 - probability)) นั่นคือ

$$p(H_k | X) = \frac{p(X | H_k)p(H_k)}{p(X | H_0)p(H_0) + p(X | H_1)p(H_1)} \quad (k=0,1)$$

ดังนั้นจะได้ว่า

$$\frac{p(H_0 | X)}{p(H_1 | X)} = \frac{p(X | H_0)}{p(X | H_1)} \cdot \frac{p(H_0)}{p(H_1)}$$

(1) (2) (3)

โดย (1) แทน Posterior odds (2) แทน Bayes factor และ (3) แทน prior odds จากสมการข้างต้น เราจะทำการแปลงให้อยู่ในรูปผลคูณอย่างง่าย นั่นคือ

$$\begin{aligned} B_{01} &= \frac{p(H_0 | X) / p(H_1 | X)}{p(H_0) / p(H_1)} \\ &= \frac{\frac{p(X | H_0)p(H_0)}{p(X)}}{\frac{p(X | H_1)p(H_1)}{p(X)}} \\ &= \frac{p(X | H_0)}{p(X | H_1)} \end{aligned}$$

โดย B_{01} แทน อัตราส่วนออดส์ภายหลัง(Posterior Odds)ของ H_0 และ H_1

⁵ Kass. And Raftery, A.E. "Baye Factor" Journal Of The American Statistical Association. Vol. 90 ,377-395.

ดังนั้น ตัวประกอบของเบส์ (Bayes factor) สำหรับการวิเคราะห์ความถดถอยมีรูปแบบดังนี้

$$B_{01} = \frac{\int_0^{\infty} p(\beta_{-0} | \sigma_0, H_0) p(\beta_{-0}, \sigma_0) d\sigma_{-0}}{\int_0^{\infty} p(\beta_{-1} | \sigma_1, H_1) p(\beta_{-1}, \sigma_1) d\sigma_{-1}}$$

โดยที่

β_{-0}, β_{-1}

แทน เวกเตอร์ของพารามิเตอร์ภายใต้ H_0, H_1

$p(\beta_{-0}, \sigma_0), p(\beta_{-1}, \sigma_1)$

แทน การแจกแจงก่อนของ β_{-0}, β_{-1}

$p(\beta_{-0} | \sigma_0, H_0), p(\beta_{-1} | \sigma_1, H_1)$

แทน ความน่าจะเป็นของ x เมื่อกำหนด β_{-0}, β_{-1} หรือภาวะน่าจะเป็นของ β_{-0}, β_{-1}

เป็นของ β_{-0}, β_{-1}

