

บทที่ 2

ข้อมูลและทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

การวิจัยครั้งนี้สนใจศึกษา การเปรียบเทียบวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์เพื่อการพยากรณ์ ในสมการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย เมื่อความคลาดเคลื่อนสุ่มในสมการถดถอยมีอัตตสหสัมพันธ์อันดับที่หนึ่ง ในบทนี้ ขั้นต้นจะกล่าวถึง ลักษณะทั่วไปของความคลาดเคลื่อน และขั้นต่อไปจะกล่าวถึงรายละเอียดของวิธีประมาณค่าพารามิเตอร์เป็นลำดับต่อไป

2.1 คุณสมบัติของความคลาดเคลื่อน

การวิจัยนี้ สนใจศึกษาค่าความคลาดเคลื่อนมีสหสัมพันธ์กัน โดยกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ เป็นอัตตถดถอยอันดับที่หนึ่ง (first order autoregressive process)

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t, t = 1, 2, \dots, n$$

โดยที่ $|\rho| < 1$ และ u_t คือค่าความคลาดเคลื่อนสุ่ม และมีข้อตกลงเบื้องต้นของ u_t คือ มีการแจกแจงแบบปกติ มีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์ มีความแปรปรวนคงที่และไม่มี ความแปรปรวนร่วม

พิจารณา

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t, t = 1, 2, \dots, n$$

จากนั้นจะได้ว่า

$$\varepsilon_{t-1} = \rho\varepsilon_{t-2} + u_{t-1}$$

แทนค่าใน ε_t จะได้

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= \rho(\rho\varepsilon_{t-2} + u_{t-1}) + u_t \\ &= \rho^2\varepsilon_{t-2} + \rho u_{t-1} + u_t\end{aligned}$$

และสามารถแทนค่า ε_{t-2} ในเทอมของ $\rho\varepsilon_{t-3} + u_{t-2}$

จะได้
$$\varepsilon_t = \rho^3\varepsilon_{t-3} + \rho^2\varepsilon_{t-2} + \rho u_{t-1} + u_t$$

และทำในลักษณะเดิมจะได้ว่า

∞

$$\varepsilon_t = \sum_{s=0}^{\infty} \rho^s u_{t-s}$$

พิจารณา ε_t จะมีความสัมพันธ์เชิงเส้นกับความคลาดเคลื่อนสุ่ม ในช่วงเวลาที่ผ่านมา
 นี้ พิจารณา $0 < \rho < 1$ จะทำให้ ε_t มีความสัมพันธ์กับความคลาดเคลื่อนในเทอมก่อนหน้าลด
 น้อยลงเรื่อยๆ

2.1.1 ค่าคาดหวังของความคลาดเคลื่อน

$$\begin{aligned} \text{จาก } \varepsilon_t &= \sum_{s=0}^{\infty} \rho^s u_{t-s} \\ &= u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} + \dots \end{aligned}$$

จะพบว่า

$$E[\varepsilon_t] = E[u_t] + \rho E[u_{t-1}] + \rho^2 E[u_{t-2}] + \dots$$

จากข้อตกลงเบื้องต้นของ u_t จะได้ $E[u_t] = 0$, $t = 1, 2, \dots, n$

ดังนั้น $E[\varepsilon_t] = 0$, $t = 1, 2, \dots, n$

2.1.2 ความแปรปรวนของความคลาดเคลื่อน

$$\begin{aligned} \text{จาก } \varepsilon_t &= \sum_{s=0}^{\infty} \rho^s u_{t-s} \\ E[\varepsilon_t^2] &= E[u_t + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} + \dots]^2 \\ &= E[(u_t^2 + \rho^2 u_{t-1}^2 + \rho^4 u_{t-2}^2 + \dots) + \\ &\quad (2\rho u_t u_{t-1} + 2\rho^3 u_t u_{t-2} + \dots)] \end{aligned}$$

แต่ $E[u_t^2] = \sigma^2$ และ $E[u_t u_{t-s}] = 0$, $s = 1, 2, \dots, n$

ดังนั้น $E[\varepsilon_t^2] = (\sigma^2 + \rho^2 \sigma^2 + \rho^4 \sigma^2 + \rho^6 \sigma^2 + \dots) + (0 + \dots + 0)$
 $= \sigma^2 / (1 - \rho^2)$, $|\rho| < 1$

และฉะนั้น

$$V(\varepsilon_t) = \sigma^2 / (1 - \rho^2) \text{ เป็นค่าคงที่}$$

2.2 วิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์

ในการวิจัยครั้งนี้จะเสนอวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์ 3 วิธีคือ วิธีกำลังสองน้อยที่สุด วิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบไม่เป็นเชิงเส้น และวิธีการแปลงข้อมูลโดยใช้ผลต่างอันดับที่หนึ่ง ซึ่งมีรายละเอียดแต่ละวิธีเป็นดังนี้

2.2.1 วิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS)

หลักการของวิธีนี้คือ ประมาณค่าพารามิเตอร์ที่ทำให้ผลรวมของความคลาดเคลื่อนกำลังสองมีค่าน้อยที่สุด

พิจารณารูปแบบความถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n$$

วิธีกำลังสองน้อยที่สุด จะหาค่า β_0 และ β_1 ที่ทำให้

$$Q = \sum_{t=1}^n (Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t)^2 = \sum_{t=1}^n (\varepsilon_t)^2$$

มีค่าต่ำสุด

ค่าของ β_0 และ β_1 ที่ทำให้ Q ต่ำสุด แทนด้วย b_0 และ b_1 เป็นค่าที่สอดคล้อง

สมการ

$$\left. \frac{\partial Q}{\partial \beta_0} \right|_{\beta_0=b_0, \beta_1=b_1} = -2 \sum_{t=1}^n Y_t + 2b_0 n + 2b_1 \sum_{t=1}^n X_t = 0 \quad \text{---(1)}$$

$$\left. \frac{\partial Q}{\partial \beta_1} \right|_{\beta_0=b_0, \beta_1=b_1} = -2b_1 \sum_{t=1}^n X_t Y_t + 2b_0 \sum_{t=1}^n X_t + 2b_1 \sum_{t=1}^n X_t^2 = 0 \quad \text{---(2)}$$

จากนี้แก้สมการ(1) และ (2) จะได้

$$b_1 = \frac{\left[\begin{array}{c} n \\ n \sum_{t=1} X_t Y_t - \sum_{t=1} X_t \sum_{t=1} Y_t \end{array} \right]}{\left[\begin{array}{c} n \\ n \sum_{t=1} X_t^2 - (\sum_{t=1} X_t)^2 \end{array} \right]}$$

$$b_0 = \bar{Y} - b_1 \bar{X}$$

และดังนั้น สมการพยากรณ์ค่า Y_t คือ

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 X_t$$

2.2.2 วิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบไม่เป็นเชิงเส้น

(Nonlinear Least Squares Method)

พิจารณารูปแบบความสัมพันธ์สมการถดถอย เมื่อความคลาดเคลื่อนเกิดอัตโนมัติสัมพันธ์
อันดับที่หนึ่ง

รูปแบบความสัมพันธ์

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n$$

ซึ่ง $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t$

จากนี้ได้ว่า

$$Y_{t-1} = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

$$\rho Y_{t-1} = \rho \alpha + \rho \beta X_{t-1} + \rho \varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = \alpha(1 - \rho) + \beta(X_t - \rho X_{t-1}) + u_t$$

และ

$$\sum_{t=2}^n u_t^2 = \sum_{t=2}^n [Y_t - \rho Y_{t-1} - \alpha(1 - \rho) - \beta(X_t - \rho X_{t-1})]^2$$

$$\text{ให้ } \phi = \alpha(1 - \rho) \quad \text{และ} \quad Q = \sum_{t=2}^n u_t^2$$

เพราะฉะนั้น

$$Q = \sum_{t=2}^n [Y_t - \rho Y_{t-1} - \phi - \beta(X_t - \rho X_{t-1})]^2$$

จากนี้ใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดที่ทำให้ Q มีค่าต่ำสุด หาค่า (ρ, ϕ, β) แทนด้วย $(\hat{\rho}, \hat{\phi}, \hat{\beta})$ เป็นค่าที่สอดคล้องสมการ ดังนี้

$$\begin{aligned} g_1(\rho, \phi, \beta) &= \frac{\partial Q}{\partial \rho} \bigg|_{(\rho, \phi, \beta) = (\hat{\rho}, \hat{\phi}, \hat{\beta})} = 0 \\ &= \sum_{t=2}^n Y_{t-1} Y_t - \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1} Y_t - \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_t Y_{t-1} + 2 \hat{\rho} \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1} Y_{t-1} \\ &\quad - \hat{\rho} \sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 - \hat{\phi} \sum_{t=2}^n Y_{t-1} + \hat{\phi} \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1} + \hat{\beta}^2 \sum_{t=2}^n X_{t-1} X_t \\ &\quad - \hat{\rho} \hat{\beta}^2 \sum_{t=2}^n X_{t-1}^2 \quad \dots (1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} g_2(\rho, \phi, \beta) &= \frac{\partial Q}{\partial \phi} \bigg|_{(\rho, \phi, \beta) = (\hat{\rho}, \hat{\phi}, \hat{\beta})} = 0 \\ &= \sum_{t=2}^n Y_t - \hat{\rho} \sum_{t=2}^n Y_{t-1} - \hat{\phi}(n-1) - \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_t + \hat{\rho} \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1} \quad \dots (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} g_3(\rho, \phi, \beta) &= \frac{\partial Q}{\partial \beta} \bigg|_{(\rho, \phi, \beta) = (\hat{\rho}, \hat{\phi}, \hat{\beta})} = 0 \\ &= \sum_{t=2}^n X_t Y_t - \hat{\rho} \sum_{t=2}^n (X_{t-1} Y_t + X_t Y_{t-1}) + \hat{\rho}^2 \sum_{t=2}^n X_{t-1} Y_{t-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& - \hat{\phi} \sum_{t=2}^n X_t + \hat{\rho} \hat{\phi} \sum_{t=2}^n X_{t-1} - \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_t^2 + 2\hat{\rho}\hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1}X_t \\
& - \hat{\rho}^2 \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1}^2 \quad \dots (3)
\end{aligned}$$

จากสมการ (1), (2), และ (3) ไม่สามารถจะแก้สมการหาค่าของพารามิเตอร์ได้โดยตรง จำเป็นต้องใช้วิธีการประมาณ ในการวิจัยครั้งนี้ ใช้วิธีเชิงตัวเลขที่เรียกว่าวิธีนิวตัน-ราฟสัน (Newton-Raphson Method) มาใช้ในการประมาณค่า (ρ, ϕ, β) ให้เป็น $(\hat{\rho}, \hat{\phi}, \hat{\beta})$

วิธีนิวตัน-ราฟสัน จะเริ่มด้วยการกระจาย $g_1, g_2,$ และ g_3 เป็นอนุกรมเทเลอร์ (Taylor series) รอบจุด $(\rho_0, \phi_0, \beta_0)$ และใช้ค่าประมาณพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเป็นค่าเริ่มต้นในการประมาณค่าพารามิเตอร์ (ρ, ϕ, β) จากนั้น จะเข้าสู่กรรมวิธีปรับค่าประมาณ ซึ่งจะลู่เข้าสู่ค่าคงที่ $(\hat{\rho}, \hat{\phi}, \hat{\beta})$ เป็นค่าประมาณพารามิเตอร์

พิจารณาการกระจายอนุกรมเทเลอร์ ของฟังก์ชัน $g_1, g_2,$ และ g_3 รอบจุด $(\rho_0, \phi_0, \beta_0)$

$$\begin{aligned}
g_1(\rho, \phi, \beta) &= g_1(\rho_0, \phi_0, \beta_0) + g_{11}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\rho - \rho_0) \\
&\quad + g_{12}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\phi - \phi_0) + g_{13}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\beta - \beta_0) + R \\
g_2(\rho, \phi, \beta) &= g_2(\rho_0, \phi_0, \beta_0) + g_{21}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\rho - \rho_0) \\
&\quad + g_{22}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\phi - \phi_0) + g_{23}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\beta - \beta_0) + R \\
g_3(\rho, \phi, \beta) &= g_3(\rho_0, \phi_0, \beta_0) + g_{31}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\rho - \rho_0) \\
&\quad + g_{32}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\phi - \phi_0) + g_{33}(\rho_0, \phi_0, \beta_0)(\beta - \beta_0) + R
\end{aligned}$$

ซึ่ง

$$g_{j1}(\rho_0, \phi_0, \beta_0) = \left. \frac{\partial g_j(\rho, \phi, \beta)}{\partial \rho} \right|_{(\rho, \phi, \beta) = (\rho_0, \phi_0, \beta_0)}$$

$$g_{j2}(\rho_0, \phi_0, \beta_0) = \left. \frac{\partial g_j(\rho, \phi, \beta)}{\partial \phi} \right|_{(\rho, \phi, \beta) = (\rho_0, \phi_0, \beta_0)}$$

$$g_{j3}(\rho_0, \phi_0, \beta_0) = \left. \frac{\partial g_j(\rho, \phi, \beta)}{\partial \beta} \right|_{(\rho, \phi, \beta) = (\rho_0, \phi_0, \beta_0)}$$

जैसे कि

$$g_{11}(\rho, \phi, \beta) = 2\hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1} Y_{t-1} - \sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 - \hat{\beta}^2 \sum_{t=2}^n X_{t-1}^2$$

$$g_{12}(\rho, \phi, \beta) = - \sum_{t=2}^n Y_{t-1} + \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1}$$

$$g_{13}(\rho, \phi, \beta) = - \sum_{t=2}^n X_{t-1} Y_t - \sum_{t=2}^n X_t Y_{t-1} + 2\hat{\rho} \sum_{t=2}^n X_{t-1} Y_{t-1}$$

$$+ \hat{\phi} \sum_{t=2}^n X_{t-1} + 2\hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1} X_t - 2\hat{\rho}\hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1}^2$$

$$g_{21}(\rho, \phi, \beta) = - \sum_{t=2}^n Y_{t-1} + \hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1}$$

$$g_{22}(\rho, \phi, \beta) = -n + 1$$

$$g_{23}(\rho, \phi, \beta) = - \sum_{t=2}^n X_t + \hat{\rho} \sum_{t=2}^n X_{t-1}$$

$$g_{31}(\rho, \phi, \beta) = - \sum_{t=2}^n (X_{t-1} Y_t + X_t Y_{t-1}) + 2\hat{\rho} \sum_{t=2}^n X_{t-1} Y_{t-1}$$

$$+ \hat{\phi} \sum_{t=2}^n X_{t-1} + 2\hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1} X_t - 2\hat{\rho}\hat{\beta} \sum_{t=2}^n X_{t-1}^2$$

$$g_{32}(\rho, \phi, \beta) = - \sum_{t=2}^n X_t + \hat{\rho} \sum_{t=2}^n X_{t-1}$$

$$g_{33}(\rho, \phi, \beta) = - \sum_{t=2}^n X_t^2 + 2\hat{\rho} \sum_{t=2}^n X_{t-1} X_t - \hat{\rho}^2 \sum_{t=2}^n X_{t-1}^2$$

จากการใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด จะกำหนดให้ $g_1(\rho, \phi, \beta)$, $g_2(\rho, \phi, \beta)$, และ $g_3(\rho, \phi, \beta)$ มีค่าเท่ากับศูนย์ จะได้ว่า

$$g_{11}(\rho - \rho_0) + g_{12}(\phi - \phi_0) + g_{13}(\beta - \beta_0) = -g_1$$

$$g_{21}(\rho - \rho_0) + g_{22}(\phi - \phi_0) + g_{23}(\beta - \beta_0) = -g_2$$

$$g_{31}(\rho - \rho_0) + g_{32}(\phi - \phi_0) + g_{33}(\beta - \beta_0) = -g_3$$

$$\begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \rho - \rho_0 \\ \phi - \phi_0 \\ \beta - \beta_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -g_1 \\ -g_2 \\ -g_3 \end{bmatrix}$$

เพราะฉะนั้นจะได้

$$\begin{bmatrix} \rho \\ \phi \\ \beta \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_0 \\ \phi_0 \\ \beta_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} -g_1 \\ -g_2 \\ -g_3 \end{bmatrix}$$

ด้วยเทคนิคนิวตัน-ราฟสัน จะประมาณค่าพารามิเตอร์พร้อมกันทุกตัวในแต่ละเทอม จะกระทำซ้ำจนกระทั่ง ค่าประมาณพารามิเตอร์ไม่เปลี่ยนแปลงหรือลู่อู่เข้าสู่ค่าคงที่ จะได้ค่าประมาณ (ρ, ϕ, β) เป็น $(\hat{\rho}, \hat{\phi}, \hat{\beta})$ และจะได้สมการพยากรณ์

$$\hat{Y}_t = \hat{\rho}Y_{t-1} + \hat{\phi} + \hat{\beta}(X_t - \hat{\rho}X_{t-1})$$

2.2.3 วิธีการแปลงข้อมูลโดยใช้ผลต่างอันดับที่หนึ่ง

(First Difference Transformation Method)

หลักการวิธีนี้ คือ การแปลงข้อมูลอนุกรมเวลา ตัวแปรอิสระและตัวแปรตาม (X, Y) โดยอาศัยเทคนิคการใช้ผลต่างอันดับที่หนึ่ง จะได้ตัวแปรอิสระและตัวแปรตามชุดใหม่ (X', Y') และนำมาประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

พิจารณารูปแบบความถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad ; t = 1, 2, \dots, n$$

เพราะฉะนั้น

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta_0 - \beta_0 + \beta_1 X_t - \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

หรือ

$$Y'_t = \beta_1 X'_t + u_t$$

ซึ่ง

$$Y'_t = Y_t - Y_{t-1}, \quad X'_t = X_t - X_{t-1} \quad \text{และ} \quad u_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

จากนี้ใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด จะหาค่า β_1 ที่ทำให้

$$\begin{aligned} Q &= \sum_{t=2}^n u_t^2 = \sum_{t=2}^n (Y'_t - \beta_1 X'_t)^2 \\ &= \sum_{t=2}^n Y'^2_t - 2\beta_1 \sum_{t=2}^n X'_t Y'_t + \beta_1^2 \sum_{t=2}^n X'^2_t \end{aligned}$$

มีค่าต่ำสุด

ค่าของ β_1 ที่ทำให้ Q ต่ำสุด แทนด้วย b_1 เป็นค่าที่สอดคล้องสมการ

$$\left. \frac{\partial Q}{\partial \beta_1} \right|_{\beta_1 = b_1} = -2 \sum_{t=2}^n X'_t Y'_t + 2b_1 \sum_{t=2}^n X'^2_t = 0$$

จะได้

$$b_1 = \frac{\sum_{t=2}^n X'_t Y'_t}{\sum_{t=2}^n X'^2_t}$$

และดังนั้น สมการพยากรณ์ค่า Y_t คือ

$$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + b_1 (X_t - X_{t-1})$$