

ทฤษฎีที่ใช้ในการวิจัย

ในการวิเคราะห์ความไวของค่าพารามิเตอร์ของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตรภายใต้สมการถดถอยเชิงเส้น จะเป็นการหาผลสรุปของการทดสอบสมมุติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างของค่าเฉลี่ยของค่าตัวแปรอิสระที่ดีที่สุด เมื่อกำหนดค่าพารามิเตอร์ของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตรเป็น α และ 2.0 ด้วยการหาขอบเขตของพารามิเตอร์ α ที่ให้ค่าประมาณ x ที่ดีที่สุดไม่แตกต่างจากค่า $x = \tilde{x}_2$ ในเชิงสถิติเมื่อ $\alpha = 2.0$ ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ แบ่งเรื่องออกเป็น 3 เรื่องใหญ่ๆ ดังนี้คือ

ก.) ขอบเขตของพารามิเตอร์ α ที่ให้ค่าประมาณ x ที่ดีที่สุดไม่แตกต่างจากค่า $x = \tilde{x}_2$ ในเชิงสถิติ เมื่อ $\alpha = 2.0$ มีขั้นตอนในการใช้ทฤษฎีดังต่อไปนี้

ก.1 ประมาณค่าพารามิเตอร์ β ในสมการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายตามขนาดตัวอย่างที่ใช้ในการวิจัย รายละเอียดที่หัวข้อ 2.1 ในบทที่ 2

ก.2 กำหนดฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นภายหลังของ Z
 $p(Z | \tilde{x}, \tilde{y})$ ไว้แทนในค่าคาดหวังของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตร

$$E_{\alpha}[L(Z, a)] = \int_{-\infty}^{\infty} L_{\alpha}(Z, a) p(Z | \tilde{x}, \tilde{y}) dz$$

รายละเอียดที่หัวข้อ 2.2 ในบทที่ 2

ก.3 เนื่องจากการอินทิเกรตค่าคาดหวังของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตรกระทำได้ยาก จำเป็นต้องใช้เทคนิควิธีการเชิงตัวเลขมาช่วยในการอินทิเกรต ซึ่งในการวิจัยครั้งนี้จะใช้วิธีเกาส์เลกเกนด์ รายละเอียดที่หัวข้อ 2.3 ในบทที่ 2

ก.4 หลังจากการแปลงการอินทิเกรตด้วยวิธีเกาส์เลกเกนด์ การที่จะหาค่าของตัวแปรอิสระที่ทำให้ค่าคาดหวังฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตรต่ำสุดด้วยการอนุพันธ์นั้นกระทำได้ยาก จำเป็นจะต้องใช้เทคนิควิธีการเชิงตัวเลขเข้ามาช่วย ซึ่งวิธีดังกล่าวจะใช้เทคนิคของพาวเวลล์และค็อกกินน์ รายละเอียดที่หัวข้อ 2.4 ในบทที่ 2

ก.5 ใช้ตัวสถิติ t มาทดสอบสมมติฐานเกี่ยวกับความแตกต่างของค่าเฉลี่ยของตัวแปรอิสระที่ดีที่สุดของ x ($x = \bar{w}_2$) ภายใต้ฟังก์ชันการสูญเสียแบบกำลังสอง ($\alpha = 2.0$) กับค่าเฉลี่ยของตัวแปรอิสระที่ดีที่สุดของ x ($x = \bar{w}_\alpha$) ภายใต้ฟังก์ชันการสูญเสียแบบไม่ใช้กำลังสอง ($\alpha \neq 2.0$) เมื่อกำหนดขนาดตัวอย่างและค่าเป้าหมายเดียวกัน เพื่อที่จะหาช่วงของพารามิเตอร์ของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตรที่ทำให้ค่าตัวแปรอิสระ x ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญ รายละเอียดดูหัวข้อที่ 2.6 ในบทที่ 2

ข.) ความไวของพารามิเตอร์ของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตร เมื่อขนาดตัวอย่างเพิ่มขึ้น ภายใต้ค่าเป้าหมายเดียวกัน

ในการสรุปความไวของพารามิเตอร์ดังกล่าว จะใช้ผลสรุปขอบเขตของพารามิเตอร์ในข้อ ก.) โดยพิจารณาแนวโน้มขอบเขตของพารามิเตอร์ เมื่อขนาดตัวอย่างเพิ่มขึ้นภายใต้ค่าเป้าหมายเดียวกัน ถ้าขอบเขตของพารามิเตอร์กว้าง แสดงว่าความไวของพารามิเตอร์มีความไวน้อย แต่ถ้าขอบเขตของพารามิเตอร์แคบแสดงว่าความไวของพารามิเตอร์มีความไวมาก

ค.) ความไวของพารามิเตอร์ของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตร เมื่อค่าเป้าหมายเพิ่มขึ้น ภายใต้ขนาดตัวอย่างเดียวกัน

ในการสรุปความไวของพารามิเตอร์ดังกล่าว จะใช้ผลสรุปขอบเขตของพารามิเตอร์ในข้อ ก.) โดยพิจารณาแนวโน้มขอบเขตของพารามิเตอร์ เมื่อค่าเป้าหมายเพิ่มขึ้น ภายใต้ขนาดตัวอย่างเดียวกัน ถ้าขอบเขตของพารามิเตอร์กว้างแสดงว่าความไวของพารามิเตอร์มีความไวน้อย แต่ถ้าขอบเขตของพารามิเตอร์แคบแสดงว่าความไวของพารามิเตอร์มีความไวมาก

นอกจากนี้ผู้วิจัยได้หาค่าตัวแปรอิสระ x ที่ได้จากวิธีเชิงวิเคราะห์ เมื่อกำหนดค่าของพารามิเตอร์ของฟังก์ชันการสูญเสียเท่ากับ 2.0 เพื่อนำมาเปรียบเทียบกับค่าตัวแปรอิสระ x ที่ดีที่สุดจากวิธีการจำลอง เพื่อพิจารณาความถูกต้องของวิธีการจำลอง รายละเอียดดูหัวข้อที่ 2.5 ในบทที่ 2

สำหรับรายละเอียดทางด้านทฤษฎีที่ได้อ้างอิงนั้นมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

2.1 การประมาณค่าพารามิเตอร์ β ในสมการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย

รูปแบบสมการถดถอยพหุเชิงเส้นอย่างง่ายของตัวแปรตาม y และตัวแปรอิสระ x มีความสัมพันธ์ดังนี้

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i ; i = 1, 2, \dots, T$$

หรือจัดเป็นรูปเมทริกซ์ได้ดังนี้ $\tilde{y} = X\tilde{\beta} + \tilde{\epsilon}$ (2.1.1)

เมื่อ \tilde{y} คือ เวกเตอร์สตมภ์ขนาด $T \times 1$ ของตัวแปรตาม y ; $\tilde{y} = (y_1, y_2, \dots, y_T)'$

$\tilde{\epsilon}$ คือ เวกเตอร์สตมภ์ขนาด $T \times 1$ ของความคลาดเคลื่อนสุ่ม ϵ ; $\tilde{\epsilon} = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_T)'$

$\tilde{\beta}$ คือ เวกเตอร์สตมภ์ขนาด 2×1 ของพารามิเตอร์ β ; $\tilde{\beta} = (\beta_0, \beta_1)'$

X คือ เมทริกซ์ขนาด $T \times 2$ ของตัวแปรอิสระ x ;

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_1 \\ \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_T \end{bmatrix} \quad T \times 2$$

ในการวิเคราะห์สมการถดถอยเชิงเส้นมีความจำเป็นต้องควบคุมความเคลื่อนไหวของ ϵ และ x เพื่อประโยชน์ในการประมาณค่า β ทั้งนี้เพราะ ϵ เป็นตัวแปรที่เป็นแหล่งข้อผิดพลาดซึ่งบังจากการกำหนดความสัมพันธ์ทางคณิตศาสตร์ระหว่างตัวแปรตาม y และตัวแปรอิสระ x ต่าง ๆ เช่น ความผิดพลาดจากการวัดค่า y ความผิดพลาดจากการกำหนด x ที่คาดว่าจะสามารถอธิบายความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม y ไว้ไม่ครบถ้วน เป็นต้น ซึ่งข้อผิดพลาดนี้ จะส่งผลให้ค่าประมาณของ y ; (\hat{y}) คลาดเคลื่อนจากค่า y จริงอยู่ตลอดเวลา และด้วยเหตุที่ ϵ เป็นแหล่งรับความผิดพลาดทั้งหมดทั้งมวลเอาไว้ ดังนั้นค่าของ ϵ จึงไม่แน่นอนและไม่อาจวัดหรือสังเกตได้ด้วยเหตุผลดังกล่าว ϵ จึงมีความเคลื่อนไหว

ได้ตลอดเวลา ซึ่งจะมีผลกระทบต่อการใช้งานและการพยากรณ์ ดังนั้นเพื่อให้งานการประมาณค่าดำเนินไปได้ทัน จำเป็นต้องควบคุมความเคลื่อนไหวของ ϵ ไว้ในกรอบที่พิจารณาเห็นว่าจำเป็น ด้วยการกำหนดเป็นข้อตกลงขึ้นดังนี้

ϵ เป็นเวกเตอร์สุ่มของตัวแปรคลาดเคลื่อนสุ่ม $\sim N(0, \sigma^2 I_T)$

ในการประมาณค่าพารามิเตอร์ β ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Least Square Method) จะได้ว่า $\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y$ นั่นคือ

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

โดย $\hat{\beta}$ มีคุณสมบัติดังนี้

$$1. E(\hat{\beta}) = \beta \quad \text{นั่นคือ} \quad E(\hat{\beta}_0) = \beta_0 \quad \text{และ} \quad E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

$$2. V(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X'X)^{-1} \quad \text{นั่นคือ} \quad V(\hat{\beta}_0) = \sigma^2 \left[\frac{1}{T} + \frac{\sum_{i=1}^T \bar{x}^2}{\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^2} \right]$$

$$\text{และ } V(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^2}$$

3. $\hat{\beta}$ เป็นค่าประมาณเชิงเส้นที่ไม่เอนเอียงที่ดีที่สุด (Best Linear Unbiased Estimator, BLUE) ของ β

2.2 ฟังก์ชันความหนาแน่นของความน่าจะเป็นแบบภายหลัง (Posterior Probability Density Function) ของ Z

จากรูปแบบสมการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่ายในสมการ (2.1.1) ถ้าเราพิจารณาการพยากรณ์ในคาบเวลาถัดไป 1 คาบเวลา จากเวลาปัจจุบัน T กล่าวคือ คาบเวลา T+1 โดยการหาค่า $x_{T+1} \equiv w$ ที่ทำให้ค่า $y_{T+1} \equiv z$ มีค่าใกล้เคียงกับค่าเป้าหมาย a มากที่สุด หรือเพื่อให้ค่าคาดหวังของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตรต่ำสุด นั่นคือ

$$y_{T+1} = \beta_0 + \beta_1 x_{T+1} + \epsilon_{T+1}$$

หรือ

$$z = \beta_0 + \beta_1 w_1 + \epsilon$$

หรือจัดเป็นรูปเมทริกซ์ได้ดังนี้
$$z = \beta' w + \epsilon \quad \dots\dots\dots(2.2.1)$$

เมื่อ z คือค่าตัวแปรตาม y ที่คาบเวลา T+1

w คือเวกเตอร์สตมภ์ขนาด 2×1 ของตัวแปรอิสระ x ที่คาบเวลา T+1 ;

$$w' = (1, w)'$$

β คือเวกเตอร์สตมภ์ขนาด 2×1 ของพารามิเตอร์ β ; $\beta = (\beta_0, \beta_1)'$

ϵ คือความคลาดเคลื่อนสุ่ม ϵ ที่คาบเวลา T+1 หรือความผิดพลาดอนาคต และ

$$\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

สมมุติให้การแจกแจงเบื้องต้น¹ (Prior Distribution) ของ β , $\log \sigma$ มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอ และเป็นอิสระต่อกัน นั่นคือ

$$p(\beta_j) \propto \text{ค่าคงที่} ; -\infty < \beta_j < \infty ; j = 0, 1$$

และ $p(\sigma) \propto \frac{1}{\sigma} ; 0 < \sigma < \infty$

และฟังก์ชันภาวะน่าจะเป็น (Likelihood Function, L) ของ y เขียนได้ดังนี้

$$\begin{aligned} L(y) &= \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})^T} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} (y-X\beta)'(y-X\beta)\right\} \\ &= \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})^T} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \varepsilon'\varepsilon\right\} ; \varepsilon = y - X\beta \end{aligned}$$

จากคาบเวลา $T+1$ การแจกแจงร่วม (Joint distribution) ของ Z , β , σ เมื่อกำหนด y และ w เขียนได้เป็น

$$p(Z, \beta, \sigma | y, w) \propto \frac{1}{\sigma^{T+2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \varepsilon'\varepsilon + \ell^2\right\} ; \ell = Z - \beta' w$$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

¹Zeller, A. and Chetty, V.K. "Prediction and Decision Problems in Regression Models from the Bayesian Point of View." Journal of American Statistical Association 60(1965): 608-615.

เมื่ออินทิเกรต $p(z, \beta, \sigma | y, w)$ เทียบกับ σ และ β จะได้ฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงภายหลังของ z เมื่อกำหนด y, w มีการแจกแจงแบบสตีวเคนท์ที่² (Student t Distribution) ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ $\hat{\beta}'w$ และองศาอิสระเท่ากับ v

$$p(z|y,w) = C \{v + (z - \hat{\beta}'w)' g (z - \hat{\beta}'w)\}^{-\frac{(v+1)}{2}} \dots\dots\dots(2.2.2)$$

เมื่อ $v = T-2$, $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$, $g = \frac{1}{s^2} \{1 + w'(X'X)^{-1}w\}^{-1}$,

$$vs^2 = (y - X\hat{\beta})'(y - X\hat{\beta}) \text{ และ } C = \frac{v^{v/2} \frac{(v-1)!}{2} g^{1/2}}{\pi^{1/2} \frac{(v-2)!}{2}}$$

สำหรับกรณีตัวแปรอิสระ 1 ตัวแปร จากสมการ (2.2.2) เมื่อ $k = 1$ จะได้

$$p(z|y,w) = \frac{\Gamma(\frac{T-1}{2}) g^{1/2}}{\Gamma(\frac{1}{2}) \Gamma(\frac{T-2}{2}) (\frac{T-2}{2})^{1/2}} \frac{\{1 + (z - \hat{\beta}'w)^2 g\}^{-\frac{(T-1)}{2}}}{\frac{v}{V}} \dots\dots(2.2.3)$$

กำหนดให้ $m = \frac{v+1}{2} = \frac{(T-1)}{2}$ ดังนั้น

$$p(z|y,w) = \frac{\Gamma(m) g^{1/2}}{\Gamma(\frac{1}{2}) \Gamma(m-\frac{1}{2}) v^{1/2}} \frac{\{1 + (z - \hat{\beta}'w)^2 g\}^{-m}}{\frac{v}{V}} \dots\dots(2.2.4)$$

²Raiffa, H., and Schlaifer, R. Applied Statistical Decision Theory, Harvard University Press, Massachusetts, 1961, P. 256, 345.

2.3 การประมาณค่าอินทิเกรตด้วยวิธีเกาส์-เลกแลงด์ (Gauss-Legendre)

พิจารณาค่าคาดหวังฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตร

$$E[L_\alpha(Z, a)] = \int_{-\infty}^{\infty} L_\alpha(Z, a) p(Z|y, w) dz \quad \dots\dots(2.3.1)$$

เมื่อ $L_\alpha(Z, a) = |Z-a|^\alpha$

$$p(Z|y, w) = \frac{\Gamma(m) g^{\frac{1}{2}}}{\Gamma(\frac{1}{2})\Gamma(m-\frac{1}{2})v^{\frac{1}{2}}} \frac{\{1+(Z-\hat{\beta}'w)^2 g\}^{-m}}{V}$$

แทนค่า $L_\alpha(Z, a)$ และ $p(Z|y, w)$ ลงในสมการ (2.3.1) จะได้

$$E[L_\alpha(Z, a)] = \frac{\Gamma(m) g^{\frac{1}{2}}}{\Gamma(\frac{1}{2})\Gamma(m-\frac{1}{2})v^{\frac{1}{2}}} \int_{-\infty}^{\infty} |z-a|^\alpha \{1+(z-\hat{\beta}'w)^2 g\}^{-m} dz \quad \dots\dots(2.3.2)$$

กำหนดให้ $D = \frac{(z-\hat{\beta}'w)g^{\frac{1}{2}}}{v^{\frac{1}{2}}}$ หรือ $z = \left\{\frac{v}{g}\right\}^{\frac{1}{2}}D + \hat{\beta}'w$

เพราะฉะนั้น จากสมการ (2.3.2) จะได้

$$E[L_\alpha(Z, a)] = \frac{\Gamma(m)}{\Gamma(\frac{1}{2})\Gamma(m-\frac{1}{2})} \int_{-\infty}^{\infty} \left\{\frac{v}{g}\right\}^{\frac{1}{2}} |D+\hat{\beta}'w-a|^\alpha \{1+D^2\}^{-m} dD \quad \dots\dots(2.3.3)$$

กำหนดให้ $D = \tan \theta$ ($D = \infty$, $\theta = \pi/2$ และ $D = -\infty$, $\theta = -\pi/2$)

เพราะฉะนั้น จากสมการ (2.3.3) จะได้

$$E[L(Z, a)] = \frac{\Gamma(m)}{\Gamma(\frac{1}{2})\Gamma(m-\frac{1}{2})} \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \left| \frac{V}{g} \tan(\theta) + \hat{\beta}'w-a \right|^\alpha [\sec(\theta)]^{-2(m-1)} d\theta \dots (2.3.4)$$

กำหนดให้ $\theta = I\pi/2$ ($\theta = \pi/2, I = 1$ และ $\theta = -\pi/2, I = -1$)

เพราะฉะนั้น จากสมการ (2.3.4) จะได้

$$E[L(Z, a)] = \frac{\pi/2\Gamma(m)}{\Gamma(\frac{1}{2})\Gamma(m-\frac{1}{2})} \int_{-1}^1 \left| \frac{V}{g} \tan\left(\frac{\pi I}{2}\right) + \hat{\beta}'w-a \right|^\alpha \left[\sec\left(\frac{\pi I}{2}\right) \right]^{-2(m-1)} dI \dots (2.3.5)$$

จะเห็นได้ว่าการอินทิเกรตสมการ (2.3.5) ด้วยวิธีแคลคูลัสนั้นกระทำได้ยาก เนื่องจากฟังก์ชันดังกล่าวคือค่าสัมบูรณ์ (Absolute) ด้วยเหตุผลนี้จึงจำเป็นต้องใช้เทคนิควิธีการเชิงตัวเลขมาช่วยประมาณค่าอินทิเกรตของฟังก์ชันนี้ และเทคนิคที่ใช้จะเป็นเทคนิคเกาส์สเลกเกนด์ (Gauss-Legendre Technique) ซึ่งมีแนวความคิดหลักเป็นดังนี้คือ พยายามแปลงช่วงของการอินทิเกรต (a, b) ให้อยู่ในช่วง (-1, 1) แล้วเลือกสูตร n จุดที่ทำให้ $\int_a^b y(x_i) dx_i$

$$\sim \sum_{i=1}^n A_i y(x_i) \quad \text{โดยที่ จุด } x_i \text{ จะมีค่าเป็นศูนย์ในพหุนามเลกเกนด์เชิงตั้งฉาก}$$

(Legendre Orthogonal Polynomial)

$$P'_n(x) = \frac{1}{2^n n!} \frac{d^n}{dx^n} (x^2-1)^n$$

และสัมประสิทธิ์ A_i มีค่าเท่ากับ $[2(1-x_i^2)]/[n^2(P'_{n-1}(x_i))]$

เนื่องจากในการศึกษาครั้งนี้ได้แปลงช่วงของการอินทิเกรต $(-\infty, \infty)$ ให้อยู่ในช่วง $(-1, 1)$ ดังนั้นเราจึงสามารถใช้ในการประมาณค่าอินทิเกรตด้วยวิธีเกาส์สเลกเกนด์ได้โดยจะใช้สูตร n จุดที่ค่า $n = 16$ ดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 แสดงค่าจำนวนจุด ค่าของ x_i และสัมประสิทธิ์ A_i จากสูตรการ³
อินทิเกรตด้วยวิธีเกาส์สเลกเกนต์

n	x_i	A_i
16	+0.98940093	0.02715246
	+0.94457502	0.06225352
	+0.86563120	0.09515851
	+0.75540441	0.12462897
	+0.61787624	0.14959599
	+0.45801678	0.16915652
	+0.28160355	0.18260342
	+0.09501251	0.18945061

2.4 การประมาณค่าตอบจากฟังก์ชันที่ให้ค่าต่ำสุดด้วยวิธีพาวเวลล์และค็อกกินน์

ในการหาค่าตอบที่ทำให้ค่าคาดหวังฟังก์ชันการสูญเสียต่ำสุด หรือ $\min_{x=w} E[L_c(Z, a)]$

หรือหาค่า $x = w$ จากสมการ

$$\frac{d}{dw} \int_{-\infty}^{\infty} |z-a| P(Z|y, w) dz = 0$$

เนื่องจากสมการซับซ้อนมาก ไม่อาจจะหาค่า x ได้จากการแก้สมการโดยตรงของ $E[L_c(Z, a)]$ ที่แท้จริงได้ ดังนั้นวิธีที่จะแก้ปัญหานี้ได้โดยพิจารณาหาค่าตอบจากค่าคาดหวังของฟังก์ชันการสูญเสียแบบสมมาตรให้มีค่าต่ำสุดด้วย "เทคนิคการแก้ปัญหาคำหนดการที่ไม่ใช่เส้นตรงโดยไม่มีเงื่อนไขบังคับ" (Unconstrained Nonlinear Programming) กล่าวโดยทั่วไปคือเป็น

³Scheid, Francis. Theory and Problems of Numerical Analysis.,

การหาค่าต่ำสุดของ $f(x)$ สำหรับ $x \in E^n$ โดยมีเงื่อนไขจำเป็นและเพียงพอสำหรับจุด x^* ที่ทำให้ค่าของ $f(x)$ มีค่าต่ำสุดดังต่อไปนี้

1. $f(x)$ สามารถหาอนุพันธ์ได้ที่จุด x^*
2. มีจุดหยุดนิ่ง (Stationary Point) x^* ที่ทำให้ $\nabla f(x) = 0$

เมื่อ $\nabla f(x) = \left[\frac{\partial f(x)}{\partial x_1}, \dots, \frac{\partial f(x)}{\partial x_n} \right]$

3. $\nabla^2 f(x^*) > 0$ หรือกล่าวได้ว่าเมตริกซ์เฮสเซียนเป็นบวกแน่นอน

(Positive Definite)

เมื่อ $\nabla^2 f(x) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_1^2} & \dots & \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_1 \partial x_n} \\ \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_n \partial x_1} & \dots & \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_n^2} \end{bmatrix}$

และการแก้ไขปัญหาดังกล่าวนี้จะใช้เทคนิคของพาวเวลล์ (Powell's Technique) ร่วมกับเทคนิคของค็อกกิน (Coggin's Technique) ในการหาค่าตอบของฟังก์ชันต่ำสุด โดยมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

2.4.1 เทคนิคของพาวเวลล์

วิธีการของพาวเวลล์เป็นวิธีการหาค่าตอบของฟังก์ชันกำลังสอง $f(x)$ ที่มีเมตริกซ์เฮสเซียนเป็นบวกแน่นอนด้วยการหาค่าตอบทีละมิติ (หรือทีละตัวแปร) จนประสบผลสำเร็จในการหาค่าฟังก์ชันต่ำสุดด้วยการเริ่มต้นด้วยจุด $x_0^{(k)}$ ในขั้นที่ k

$$x_0^{(k)} = [x_1^{(k)}, x_2^{(k)}, \dots, x_n^{(k)}]$$

แนวความคิดของทฤษฎีค่าต่ำสุดและทฤษฎีตั้งค้ำต่อไปนี้

นัยมการสังยุค (Conjugate)

ทิศทาง 2 ทิศทาง s_j และ s_i จะเป็นทิศทางสังยุคต่อกันก็ต่อเมื่อ

$$(s_j)' Q s_i = 0 \quad i \neq j$$

$$(s_j)' Q s_i \geq 0 \quad i \neq j$$

เมื่อ $Q = \nabla^2 f(x)^{(k)}$ หรือเมตริกซ์เฮสซเซียนในชั้นที่ k

ทฤษฎีการสังยุค

จากจุดเริ่มต้น $x^{(0)}$ สามารถหาจุด $x^{(a)}$ ที่อยู่ในทิศทาง s ทำให้ค่าของฟังก์ชันต่ำสุด และจากจุดเริ่มต้น $x^{(1)}$ สามารถหาจุด $x^{(b)}$ ที่อยู่ในทิศทาง s ทำให้ค่าของฟังก์ชันต่ำสุด

ถ้า $f(x^{(b)}) < f(x^{(a)})$ ดังนั้นทิศทาง $(x^{(b)} - x^{(a)})$ จะสังยุคต่อทิศทาง s

นัยมการเลื่อนจุด (Transition)

การเลื่อนจุด $x_0^{(k)}$ ไปยังจุด $x_m^{(k)}$ กำหนดโดย

$$x_m^{(k)} = x_0^{(k)} + \sum_{i=1}^{m-1} \lambda_i^{(k)} s_i^{(k)} ; i = 1, 2, \dots, m-1$$

เมื่อ $s_i^{(k)}$ คือทิศทางสังยุคตัวที่ i ที่สร้างขึ้นในชั้นที่ k

$\lambda_i^{(k)}$ คือค่าที่ได้จากการหาค่าของฟังก์ชันค่าสุดตัวที่ i ในขั้นที่ k ด้วยวิธีการหาค่าตอบของค็อกกินน์

ขั้นตอนวิธีของพาวเวลล์ในขั้นที่ k จะแบ่งขั้นที่หาการค้นหาค่าตอบ⁴ เชิงเส้นที่เป็น

อิสระต่อกัน n ทิศทางโดยการกำหนดจุดเริ่มต้น $x_{\nu_0}^{(k)} = x_{\nu_{n+1}}^{(k-1)}$ มีดังต่อไปนี้

1. กำหนดจุด $x_{\nu_0}^{(k)}$ เพื่อหาค่าของ $\lambda_1^{(k)}$ ที่ทำให้ค่าของ $f(x_{\nu_0}^{(k)} + \lambda_1 s_{\nu_1}^{(k)})$ มีค่าต่ำสุดด้วยวิธีค็อกกินน์ และกำหนดจุด $x_{\nu_1}^{(k)} = x_{\nu_0}^{(k)} + \lambda_1^{(k)} s_{\nu_1}^{(k)}$

จากจุด $x_{\nu_1}^{(k)}$ เพื่อหาค่าของ $\lambda_2^{(k)}$ ที่ทำให้ค่าของ $f(x_{\nu_1}^{(k)} + \lambda_2 s_{\nu_2}^{(k)})$ มีค่าต่ำสุด ด้วยวิธีค็อกกินน์ และกำหนดจุด $x_{\nu_2}^{(k)} = x_{\nu_1}^{(k)} + \lambda_2^{(k)} s_{\nu_2}^{(k)}$

ในทำนองเดียวกันหาค่า $\lambda_i^{(k)}$; $i = 3, 4, \dots, n$ ด้วยวิธีค็อกกินน์

2. คำนวณหาจุด $x_{\nu_{n+1}}^{(k)} = 2x_{\nu_n}^{(k)} - x_{\nu_0}^{(k)}$

3. คำนวณค่าที่ลดมากที่สุดของ $f(x)$ ในขั้นที่ k กล่าวคือ

$$\Delta^{(k)} = \max_{i=1, \dots, n} [f(x_{\nu_{i-1}}^{(k)}) - f(x_{\nu_i}^{(k)})]$$

สมมติให้ทิศทางที่ m เป็นทิศทางที่ทำให้ค่าของ $f(x)$ เปลี่ยนแปลงมากที่สุด $(s_m^{(k)})$; $1 \leq m \leq n$

⁴Himmelblau, D.M., Applied Nonlinear Programming, McGraw-Hill

กำหนดให้ $f_1 = f(x_0^{(k)})$, $f_2 = f(x_n^{(k)})$ และ

$$f_3 = f(2x_n^{(k)} - x_0^{(k)})$$

$$\text{เมื่อ } x_0^{(k)} = x_n^{(k-1)} \text{ และ } x_n^{(k)} = x_{n-1}^{(k)} + \lambda_n^{(k)} s_n^{(k)} = x_0^{(k)} + \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i^{(k)} s_i^{(k)}$$

แล้วทดสอบดังต่อไปนี้

$$f_3 \geq f_1 \text{ หรือ } (f_1 - 2f_2 + f_3)(f_1 - f_2 - \Delta^{(k)})^2 \geq 0.5 \Delta^{(k)} (f_1 - f_3)^2 \quad \dots\dots(2.4.1.1)$$

ในการทดสอบตามสมการ (2.4.1.1) ดังกล่าวถ้าเป็นจริงจะใช้ทิศทางการค้นหาค่าตอบ n

ทิศทางเดียวกันสำหรับในชั้นที่ k และ $k+1$ กล่าวคือ $s_i^{(k+1)} = s_i^{(k)}$; $i=1,2,\dots,n$

และถ้า $f(x_n^{(k)})$ มีค่ามากกว่าหรือเท่ากับ $f(x_{n+1}^{(k)})$ จะกำหนด $x_0^{(k+1)} = x_{n+1}^{(k)}$

แต่ถ้าไม่ใช่จะกำหนด $x_0^{(k+1)} = x_n^{(k)}$ หลังจากกำหนด $s_i^{(k+1)}$ และ $x_0^{(k+1)}$

แล้วข้ามไปพิจารณาข้อ 5 ต่อไป สำหรับในกรณีการทดสอบตามสมการ (2.4.1.1)

ดังกล่าวไม่เป็นจริงจะพิจารณาในข้อ 4 ต่อไป

4. พิจารณาฟังก์ชัน $f(x_n^{(k)})$ ที่มีค่าต่ำสุดในทิศทางการค้นหาค่าตอบ $s_n^{(k)}$

จากจุด $x_0^{(k)}$ ไปยังจุด $x_n^{(k)}$ และกำหนดทิศทางการค้นหาค่าตอบ n ทิศทางในชั้นที่ $k+1$

$$\text{เป็น } [s_1^{(k+1)}, s_2^{(k+1)}, \dots, s_n^{(k+1)}] = [s_1^{(k)}, s_2^{(k)}, \dots, s_{m-1}^{(k)}, s_n^{(k)}, s_{m+1}^{(k)}, \dots, s_n^{(k)}]$$

5. ทดสอบเกณฑ์กำหนดในการลู่เข้า (Convergence Criterion) เป็นดังนี้

$$|f(x_i^{(k+1)})| < 10^{-10} \text{ หรือ } \frac{x_i^{(k+1)} - x_i^{(k)}}{x_i^{(k)}} < \epsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

เมื่อ ϵ คือความถูกต้องในตำแหน่งทศนิยมที่ต้องการ

ถ้าการทดสอบเป็นจริงขั้นตอนการหาคำตอบด้วยวิธีหาวเวลล์จะยุติในขั้นนี้ แต่ถ้าการทดสอบไม่เป็นจริงจะย้อนกลับไปพิจารณาในข้อ 1 อีกครั้ง

2.4.2 เทคนิคของค็อกกิน⁵

เป็นเทคนิคในการหาคำตอบที่ทำให้ค่าของฟังก์ชันต่ำสุดตามตำแหน่งทศนิยมที่ต้องการซึ่งมีขั้นตอนดังต่อไปนี้

- กำหนดจุด $x_i^{(1)}$ แล้วคำนวณหาจุด $x_i^{(2)} = x_i^{(1)} + \Delta x_i$

เมื่อ Δx_i คือจำนวนค่าที่เพิ่มหรือลดลงตามที่กำหนดไว้

- คำนวณค่า $f(x_i^{(1)})$ และ $f(x_i^{(2)})$

- ถ้า $f(x_i^{(1)}) > f(x_i^{(2)})$ กำหนด $x_i^{(3)} = x_i^{(1)} + 2 \Delta x_i$

- ถ้า $f(x_i^{(1)}) \leq f(x_i^{(2)})$ กำหนด $x_i^{(3)} = x_i^{(1)} - \Delta x_i$

- คำนวณ $f(x_i^{(3)})$

- คำนวณค่า x_i^* ที่ทำให้ $f(x_i)$ มีค่าต่ำสุด

⁵Himmelblau, D.M., Applied Nonlinear Programming, McGraw-Hill

$$\tilde{x}^* = \frac{-\frac{1}{2}[(\tilde{x}^{(2)})^2 - (\tilde{x}^{(3)})^2]f(\tilde{x}^{(1)}) + [(\tilde{x}^{(3)})^2 - (\tilde{x}^{(1)})^2]f(\tilde{x}^{(2)}) + [(\tilde{x}^{(1)})^2 - (\tilde{x}^{(2)})^2]f(\tilde{x}^{(3)})}{[\tilde{x}^{(2)} - \tilde{x}^{(3)}]f(\tilde{x}^{(1)}) + [\tilde{x}^{(3)} - \tilde{x}^{(1)}]f(\tilde{x}^{(2)}) + [\tilde{x}^{(1)} - \tilde{x}^{(2)}]f(\tilde{x}^{(3)})}$$

6. ถ้า \tilde{x}^* และจุดใดจุดหนึ่งใน $\{\tilde{x}^{(1)}, \tilde{x}^{(2)}, \tilde{x}^{(3)}\}$ มีค่าของฟังก์ชัน $f(x)$

และค่าของ x แตกต่างกันน้อยกว่าค่าที่กำหนดไว้ขั้นตอนของค็อกกินจ์จะหยุดทำงาน แต่ถ้ามีค่ามากกว่าจะคำนวณ \tilde{x}^* และหาค่าความแตกต่างที่มากที่สุดของ $\{|f(\tilde{x}^*) - f(\tilde{x}^{(1)})|, |f(\tilde{x}^*) - f(\tilde{x}^{(2)})|, |f(\tilde{x}^*) - f(\tilde{x}^{(3)})|\}$ และกำจัด $\tilde{x}^{(i)}$ ที่ทำให้ค่าแตกต่างมากที่สุดออกไปให้เหลือ x เพียงแค่ 3 จุดโดยให้จุด \tilde{x}^* ไปแทนที่ตำแหน่ง $\tilde{x}^{(i)}$ ที่กำจัดออกไปแล้ว ย้อนกลับไปพิจารณาข้อ 5 อีกครั้ง

2.5 วิธีเชิงวิเคราะห์สำหรับฟังก์ชันการสูญเสียกำลังสอง⁶

ในกรณีฟังก์ชันการสูญเสียกำลังสอง แสดงได้ว่าค่า x ที่ดีที่สุดที่ทำให้ค่าคาดหวังของฟังก์ชันการสูญเสียกำลังสองต่ำสุด คือ (ดู Fisher หน้า 13 และ Theil บทที่ 8)

$$\begin{aligned} \hat{x}^* &= \frac{\hat{\beta}_1}{\frac{1}{\sum_{i=0} [\hat{\beta}_i^2 + \text{var}(\hat{\beta}_i)]}} \\ &= \hat{\beta}_1 \frac{1}{\sum_{i=0} \hat{\beta}_i^2 + s^2 \left[\frac{T + \sum_{i=1}^T x_i^2}{\sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^2} \right]} \end{aligned}$$

⁶Fisher, Walter D, "Estimation in the Linear Decision Model."

2.6 การทดสอบนัยสำคัญของความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ย

ในการเปรียบเทียบค่าสถิติระหว่างกลุ่มสองกลุ่มนั้น เราจะเห็นว่ามันมีค่าต่างกันเสมอ ในทางสถิติเรายังไม่สามารถที่จะยอมรับค่าที่เราเห็นว่าต่างกันนั้น ต่างกันจริงหรือไม่ จนกว่าจะได้มีการทดสอบเสียก่อน การทดสอบนั้นเราอาจจะเรียกว่าการทดสอบนัยสำคัญของความแตกต่าง (Test Significance of Differences) ซึ่งเป็นการทดสอบว่าความแตกต่างที่ปรากฏนั้นแตกต่างกันจริง ๆ หรือว่าเกิดขึ้นโดยบังเอิญ ในการวิจัยครั้งนี้จะทำการทดสอบความแตกต่างระหว่างค่าเฉลี่ยในกรณีที่มีกลุ่มตัวอย่างสองกลุ่ม

สมมุติฐานของการทดสอบ

H_0 : ค่าเฉลี่ยของประชากรสองกลุ่มเท่ากัน หรือ $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$

H_1 : ค่าเฉลี่ยของประชากรสองกลุ่มไม่เท่ากัน หรือ $H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$

ข้อตกลงเบื้องต้น

1. กลุ่มตัวอย่างทั้งสองกลุ่มสุ่มมาจากประชากรสองกลุ่มซึ่งต่างก็มีการแจกแจงแบบปกติ
2. กลุ่มตัวอย่างทั้งสองเป็นอิสระต่อกัน (Independent Samples)
3. ไม่ทราบค่าความแปรปรวนของประชากรทั้งสองกลุ่ม แต่สมมุติว่ามีความแปรปรวนเท่ากัน

ตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบ

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\frac{\sqrt{(n-1)s_1^2 + (n-1)s_2^2}}{(2n-2)} \left[\frac{1}{n} + \frac{1}{n} \right]}$$

การตัดสินใจ

ปฏิเสธสมมุติฐาน H_0 : ถ้าค่าสัมบูรณ์ของ t ($|t|$) ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าหรือเท่ากับค่า t จากตารางที่ระดับนัยสำคัญ $= \gamma/2$ และองศาแห่งความเป็นอิสระ (df) $= 2n-2$

ศูนย์วิทยทรัพยากร
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย