รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

จิตรวี วีระประดิษฐ . การประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการถดถอยเชิงเส้นพหุ เมื่อข้อมูลมีค่าผิดปกติ.วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต , ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2539.

ทรงศิริ แต้สมบัติ เทคนิคการพยากรณ์เชิงปริมาณ , กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์หจก. ฟิสิกส์เซ็นเตอร์,2539.

ธนัญชัย ลีภักดิ์ปรีดา การหาค่าเหมาะสมสุด หลักการพื้นฐาน ขั้นตอนวิธีการ ,กรุงเทพมหานคร : สำนักพิมพ์ มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์,2544.

มานพ วราภักดิ์ การจำลองเบื้องต้น , กรุงเทพมหานคร : ศูนย์ผลิตตำราเรียนสถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ,2547.

วราฤทธิ์ พานิชกิจโกศลกุล การเปรียบเทียบการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบอนุกรมเวลา. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต , ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย,2545.

สุพร ฉัตรแก้วรัตนกุล การเปรียบเทียบการประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบอนุกรมเวลาเมื่อข้อมูลมีค่าผิดปกติ. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต , ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย,2538.

ภาษาอังกฤษ

Agostinelli C. Robust time series estimation via weighted likelihood, in Developments in Robust Statistics , " Physica Verlag " International Conference on Robust Statistics 2001.

Allende H. and Heiler S. Recursive generalizes M estimates for ARMA models. Journal of Time Series Analysis.13 (1992) : 1-18.

Barnett, V. and Lewis T. Outliers in Statistical Data 3 edi. John Wiley & Sons, 1994.

Brain D. Bunday Basic Optimization Methods London : Edward Arnold , 1984.

Box, G.E.P., Jenkins,G.M. and Reinsel G.C. Time series analysis : Forecasting and control. New Jersey: Prentice-Hall,1994.

Bustos,O.H. and Yohai,V.J. , Robust estimates of ARMA models , Journal of the American Statistical Association , 81 , 155-169,1986.

Chung Chen and Lonmu Liu Joint Estimation of model parameters and outlier effects in time series . Journal of the American Statistical Association 88(1993) :284-297.

Denby,L. and Martin R.D. Robust estimation of the first order autoregressive parameter . Journal of the American Statistical Association 74(1979) : 140 -146.

Fuller,W.A. Introduction to statistical Time Series. New York : John Wiley & Sons,1976.

Grillenzoni C. Recursive Generalized M-Estimators of System Parameters.Technometrics 39(1997) : 211- 224 .

Hamilton,J.D. Time series analysis. New Jersey:Princeton University Press,1994.

E.J. Hannan, P.R. Krishnaiah and M.M.Rao Handbook of Statistics Vol. 5 Elsevier Science Publishers B.V.1985.

Pankratz , A. Forecasting with univariate Box-Jenkins models New York : John Wiley & Sons,1983.

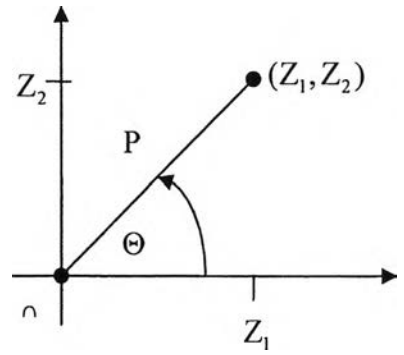
William W. Wei Time Series Analysis univariate and multivariate method , New York : Addison-wesley publishing , 1990.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก.

การจำลองตัวแปรสุ่มปกติด้วยวิธีบอกซ์-มูลเลอร์*

George E.P.Box และ Mervin E.Muller (1958) ได้คิดค้นวิธีการจำลองตัวแปรสุ่มปกติมาตรฐาน $N(0,1)$ โดยใช้การแปลงตัวแปรสุ่มจากตัวแปรสุ่มมาตรฐาน Z_1 และ Z_2 ซึ่งอิสระกันได้จุดบนระนาบในระบบพิกัดคาร์ทีเซียน (Cartesian Coordinates) ดังรูป



ทำการแปลงตัวแปรสุ่มในระบบพิกัดคาร์ทีเซียนให้เป็นตัวแปรสุ่มในระบบพิกัดเชิงขั้ว (Polar Coordinates) เป็นจุด (P,Θ) โดยที่

$$Z_1 = P\cos\Theta$$

และ $$Z_2 = P\sin\Theta$$

เมื่อทราบการแจกแจงของ P และ Θ แล้ว เมื่อนำไปแทนค่าจะได้ Z_1 และ Z_2 ซึ่งวิธีการนี้เรียกว่า "วิธีบอกซ์-มูลเลอร์"

การแปลง $z_1 = \rho\cos\theta$ และ $z_2 = \rho\sin\theta$ เป็นการแปลงแบบหนึ่งต่อหนึ่ง (One-to-One Transformation) จากปริภูมิ $R_{Z_1,Z_2} = \{(z_1,z_2): -\infty < z_1 < \infty, -\infty < z_2 < \infty\}$ ของ (Z_1,Z_2) ไปยังปริภูมิ $R_{P,\Theta} = \{(\rho,\theta): 0 \le \rho < \infty, 0 \le \theta \le 2\pi\}$ โดยมีจาโคเบียนของการแปลงดังนี้

$$J = \begin{vmatrix} \dfrac{\partial z_1}{\partial \rho} & \dfrac{\partial z_1}{\partial \theta} \\ \dfrac{\partial z_2}{\partial \rho} & \dfrac{\partial z_2}{\partial \theta} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \cos\theta & -\rho\sin\theta \\ \sin\theta & \rho\cos\theta \end{vmatrix}$$

$$= \rho(\cos^2\theta + \sin^2\theta) = \rho$$

---

* ที่มา : มานพ วราภักดิ์, การจำลองเบื้องต้น (กรุงเทพฯ: ศูนย์ผลิตตำราเรียนสถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ, 2547), หน้า 142

เพราะฉะนั้นโดยเทคนิคของการแปลงในทฤษฎีความน่าจะเป็นจะได้ฟังก์ชันความหนาแน่นร่วมของ P และ Θ ดังนี้

$$f_{P,\Theta}(\rho,\theta) = f_{Z_1,Z_2}(\rho\cos\theta, \rho\sin\theta)|J|$$

เนื่องจาก Z_1 และ Z_2 มีฟังก์ชันความหนาแน่นร่วม

$$\begin{aligned} f_{Z_1,Z_2}(z_1,z_2) &= f_{Z_1}(z_1)f_{Z_2}(z_2) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}z_1^2}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}z_2^2} \\ &= \frac{1}{2}e^{-\frac{1}{2}(z_1^2+z_2^2)} \end{aligned}$$

ดังนั้นโดยการแทนค่าได้ผลลัพธ์

$$\begin{aligned} f_{P,\Theta}(\rho,\theta) &= \frac{1}{2\pi}e^{-\frac{1}{2}\rho^2}.\rho \\ &= \frac{1}{2\pi}\rho e^{-\frac{1}{2}\rho^2} \qquad , 0 \le \rho < \infty, 0 \le \theta \le 2\pi \\ &= f_\Theta(\theta)f_P(\rho) \end{aligned}$$

โดยที่ $f_\Theta(\theta) = \frac{1}{2\pi}$, $0 \le \theta \le 2\pi$ เป็นฟังก์ชันของ θ เท่านั้น ไม่ขึ้นกับ ρ

และ $f_P(\rho) = \rho e^{-\frac{1}{2}\rho^2}$, $\rho \ge 0$ เป็นฟังก์ชันของ ρ เท่านั้น ไม่ขึ้นกับ θ

เพราะฉะนั้นโดยคุณสมบัติของตัวแปรสุ่มอิสระจะได้ว่า P และ Θ เป็นอิสระกันในเชิงสถิติ นอกจากนี้ยังพบว่า f_Θ เป็นฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงเอกรูป $U(0,2\pi)$ และ f_P เป็นฟังก์ชันความหนาแน่นของการแจกแจงเรย์ลี (Rayleigh Distribution) เพราะฉะนั้นในการจำลอง Z_1 และ Z_2 เราจะจำลอง P และ Θ อย่างอิสระกัน โดยจำลอง P จาก $f_P(\rho) = \rho e^{-\frac{1}{2}\rho^2}$ ซึ่งโดยวิธีการแปลงผกผันทำให้ได้ตัวแบบจำลอง $P = \sqrt{-2\ln R_1}$, $R_1 \sim U(0,1)$ และจำลอง Θ จากการแจกแจง $U(0,2\pi)$ ได้ $\Theta = 2\pi R_2$, $R_2 \sim U(0,1)$ ดังนั้นตัวแบบจำลองตัวแปรสุ่ม $Z_1 \sim N(0,1)$ และ $Z_2 \sim N(0,1)$ อิสระกัน ดังนี้

$$\begin{aligned} Z_1 &= \sqrt{-2\ln R_1}\cos(2\pi R_2) \\ Z_2 &= \sqrt{-2\ln R_1}\sin(2\pi R_2) \qquad \text{..............................} [1] \end{aligned}$$

โดยที่ $R_1, R_2 \sim U(0,1)$ และเป็นอิสระกัน

ภาคผนวก ข.

คุณสมบัติของกระบวนการสเตชันนารี (Stationary) **และอินเวอร์ติเบิล** (Invertible)

1.คุณสมบัติของกระบวนการสเตชันนารี

สเตชันนารีจะเป็นคุณสมบัติของตัวแบบ AR ซึ่งเป็นคุณสมบัติที่ทำให้ $E(z_t)$ และ $V(z_t)$ คงที่ และ $Cov(z_t, z_{t-k})$ จะขึ้นกับ Lag k อย่างเดียว การตรวจสอบว่าค่าพารามิเตอร์ $\phi_1,...,\phi_p$ ที่จะทำให้ตัวแบบ AR เป็นสเตชันนารี สามารถกระทำได้โดยดังนี้

จากตัวแบบ AR(p)

$$z_t = C + \phi_1 z_{t-1} + ... + \phi_p z_{t-p} + a_t \quad \text{เมื่อ} \quad C = \mu(1 - \phi_1 - ... - \phi_p)$$

หรือ

$$z_t - \phi_1 z_{t-1} - ... - \phi_p z_{t-p} = C + a_t$$

ซึ่งเขียนตัวแบบในเทอมของตัวดำเนินการถอยหลัง (Backward Shift Operator) ได้เป็น

$$(1 - \phi_1 B - ... - \phi_p B^p) z_t = C + a_t$$

หาคำตอบของสมการ $1 - \phi_1 B - ... - \phi_p B^p = 0$ จะได้ค่าของ B จำนวน p ค่า จะเลือกค่า B เพียงหนึ่งค่าที่อยู่นอก unit circle นั่นคือค่า $|B|$ ต้องมีค่ามากกว่า 1 เงื่อนไขดังกล่าวของ B จะเป็นเงื่อนไขของสเตชันนารี สำหรับในกรณีตัวแบบ AR(1) จะมีรายละเอียดดังนี้

ต้องการหาค่า ϕ ในตัวแบบ AR(1) ที่ทำให้ตัวแบบเป็นสเตชันนารี โดยจากตัวแบบ

$$z_t = C + \phi z_{t-1} + a_t \quad \text{เมื่อ} \quad C = \mu(1 - \phi)$$

หรือ

$$(1 - \phi B) z_t = C + a_t$$

คำตอบที่ได้จากการแก้สมการ $1 - \phi B = 0$ คือ $B = \frac{1}{\phi}$ ซึ่งตัวแบบ AR(1) จะเป็นสเตชันนารีถ้า $|B| > 1$ นั่นคือ $|\phi| < 1$

2.คุณสมบัติของกระบวนการอินเวอร์ติเบิล

อินเวอร์ติเบิลจะเป็นคุณสมบัติของตัวแบบ MA(q) ซึ่งเป็นคุณสมบัติที่ทำให้หาค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ a_t ในเทอมของ $z_t, z_{t-1}, z_{t-2},....$ ได้ ในการตรวจสอบว่าค่าพารามิเตอร์ $\theta_1,...,\theta_q$ ใดที่จะทำให้ตัวแบบ MA(q) เป็นอินเวิอร์ติเบิลจะทำได้โดย

จากตัวแบบ MA(q)

$$z_t - \mu = a_t - \theta_1 a_{t-1} - ... - \theta_q a_{t-q}$$

หรือ

$$\dot{z}_t = (1-\theta_1 B - \ldots - \theta_q B^q)a_t \quad \text{เมื่อ} \quad \dot{z}_t = z_t - \mu$$

จากนั้นหาคำตอบของสมการ $1-\theta_1 B - \ldots - \theta_q B^q = 0$ จะได้ค่าของ B จำนวน q ค่า จะเลือก B เพียงหนึ่งค่าที่อยู่นอก unit circle นั่นคือ $|B|$ มีค่ามากกว่า 1 ซึ่ง B ที่มีค่าดังกล่าวจะเป็นเงื่อนไขของอินเวอร์ติเบิล

จะเห็นว่าคุณสมบัติของ $\theta_1,...,\theta_q$ ที่ทำให้ตัวแบบ MA(q) เป็นอินเวอร์ติเบิลจะเป็นทำนองเดียวกันกับคุณสมบัติของ $\phi_1,...,\phi_p$ ที่ทำให้ตัวแบบ AR(p) เป็นสเตชันนารี กล่าวคือ สำหรับในตัวแบบ MA(1) เมื่อ $|\theta| < 1$ จะทำให้ตัวแบบ MA(1) เป็นอินเวอร์ติเบิล

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นายวิศวัฒน์ แต้สุจิ เกิดเมื่อวันที่ 18 พฤษภาคม พ.ศ. 2520 ที่จังหวัดกรุงเทพฯจบการศึกษาชั้นมัธยมศึกษาตอนปลายจากโรงเรียนปากน้ำวิทยาคม จังหวัดกรุงเทพฯ สำเร็จการศึกษาปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติประยุกต์ จากคณะวิทยาศาสตร์ สถาบันราชภัฏบ้านสมเด็จเจ้าพระยา เมื่อปีการศึกษา 2542 และเข้าศึกษาต่อในระดับปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาสถิติศาสตร์ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปีการศึกษา 2545