บทที่ 3
วิธีการดำเนินงานวิจัย

ในการศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ความต้องการเหล็กภายใต้ความไม่แน่นอนโดยวิธีเบย์นี้ผู้ศึกษาได้กำหนดวิธีการศึกษาไว้ตามขั้นตอนดังนี้

3.1 ประชากรและกลุ่มตัวอย่าง

3.2 เครื่องมือที่ใช้ในการศึกษา

3.3 วิธีดำเนินการศึกษา

3.4 สถิติที่ใช้ในการวิเคราะห์ข้อมูล

3.5 การสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีของเบย์

3.6 ประเมินผลและข้อเสนอแนะ

3.1 ประชากรและกลุ่มตัวอย่าง

3.1.1 ประชากร

ประชากรคือ ดัชนีปริมาณความต้องการเหล็กและเหล็กกล้าของประเทศไทยกรณีส่งออกไปต่างประเทศ จากสำนักงานสถิติอุตสาหกรรม

3.1.2 กลุ่มตัวอย่าง

ดัชนีปริมาณความต้องการเหล็กและเหล็กกล้าของประเทศไทยจากสำนักงานสถิติอุตสาหกรรม กระทรวงอุตสาหกรรม รายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2543 ถึง ธันวาคม 2555

3.2 เครื่องมือที่ใช้ในการศึกษา

3.2.1 เครื่องคอมพิวเตอร์ Notebook

3.2.2 โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ SPSS สำหรับวิเคราะห์ข้อมูล

3.2.3 โปรแกรมคอมพิวเตอร์ OpenBUGS และ R สำหรับสร้าง และวิเคราะห์ตัวแบบในงานวิจัยนี้

3.3 วิธีการดำเนินการศึกษา

3.3.1 เก็บรวบรวมข้อมูล

เก็บรวบรวมข้อมูลดัชนีปริมาณความต้องการเหล็กและเหล็กกล้าของประเทศไทยกรณี ส่งออกไปต่างประเทศรายเดือน จากสำนักงานสถิตอุตสาหกรรมจำนวน 13 ปี ตั้งแต่ปีพ.ศ. 2543-2555 และ ปีพ.ศ. 2556 ตั้งแต่เดือนมกราคมถึงเดือน สิงหาคม

3.3.2 วิเคราะห์ข้อมูล

นำข้อมูลข้างต้นที่รวบรวมมาได้มาวิเคราะห์ดูลักษณ์ของข้อมูลว่ามีส่วนประกอบอะไรบ้าง เช่น แนวโน้ม (Trend) อัตตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation) ข้อมูลผิดปกติ (Outlier) เป็นต้น และพยากรณ์ข้อมูลด้วยวิธี Exponential smoothing โดยใช้โปรแกรม Spss

3.4 สร้างตัวแบบด้วยวิธีของเบย์

นำข้อมูลที่ได้จากการวิเคราะห์นำข้อมูลที่ได้จากการวิเคราะห์ในหัวข้อ 3.3.1 และ 3.3.2 ไปสร้างตัวแบบของด้วยวิธีของเบย์โดยมีรายละเอียดของตัวแบบดังต่อไปนี้

$$Y_t \sim N\left(\gamma(\Delta W(t\,|\,\alpha,\delta)+A_t),\left[\gamma(3+\zeta_t)\sigma_Y\right]^2\right)$$

เมื่อค่าเฉลี่ยของ Y_t คือ

$$E(Y_t)=\gamma(\Delta W(t\,|\,\alpha,\delta)+A_t) \tag{44}$$

ค่าความแปรปรวนของ Y_t คือ

$$Var(Y_t)=\left[\gamma(3+\zeta_t)\sigma_Y\right]^2 \tag{45}$$

เมื่อ γ คือค่าคาดหวังของ Z และ Z ก็คือผลรวมของข้อมูลอนุกรมเวลาทั้งหมดในช่วงเวลาที่ศึกษาหรือวิเคราะห์ $W(t\,|\,\alpha,\delta)$ คือฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นสะสมของ Weibull A_t อัตต

สหสัมพันธ์ที่ซ้อนเร้นอยู่ในช่วงเวลา t ζ_t คือข้อมูลผิดปกติในช่วงเวลา t และ σ_Y^2 ความแปรปรวนของ Y_t

สำหรับ prior distribution ของตัวแบบเบย์ในงานวิจัยนี้คือ

$$\omega_1, \omega_2, ..., \omega_{s-1} \sim N(0,1.0E09)$$
$$p(\sigma_Y^2) \sim \text{Inv}Gamma(0.1, 0.0001)$$

แนวโน้ม

$$\Delta W(t \mid \alpha, \delta) = W(t \mid \alpha, \delta) - W(t-1 \mid \alpha, \delta)$$

เมื่อ

$$\alpha \sim N_{[0,\infty)}(\mu_\alpha, \sigma_\alpha^2),\ p(\mu_\alpha) \sim N(0,1.0E09),$$
$$p(\sigma_\alpha^2) \sim \text{Inv}Gamma(0.1, 0.001)$$
$$\delta \sim N_{[0,\infty)}(\mu_\delta, \sigma_\delta^2),\ p\left(\mu_\delta\right) \sim N\left(0,1.0E09\right),$$
$$p(\sigma_\delta^2) \sim \text{Inv}Gamma(0.1, 0.0001)$$

อัตตสหสัมพันธ์ที่ซ้อนเร้น: AR(1):

$$A_t \sim N(\lambda A_{t-1}, \sigma_A^2),\ p(\sigma_A^2) \sim \text{Inv}Gamma(0.1,0.0001)$$
$$\lambda \sim \text{N}(0,1.0E09),\ A_0 = 0$$

ข้อมูลผิดปกติ:

$$\zeta_t \sim \text{Bern}(0.05)$$

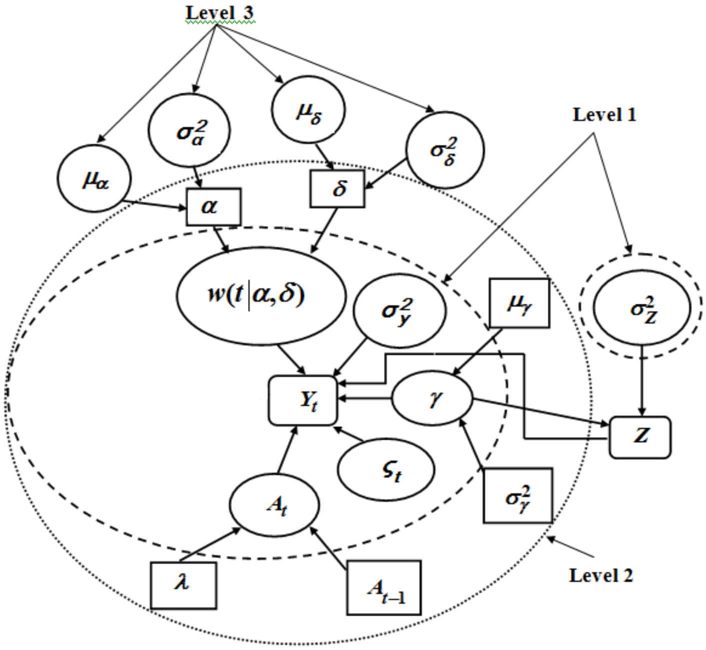
ค่าคาดหวังของผลรวมของข้อมูลอนุกรมเวลา:

$$\gamma \sim N_{[0,\infty)}(\mu_\gamma, \sigma_\gamma^2),\ p(\mu_\gamma) \sim N(0,1.0E09)$$
$$p(\sigma_\gamma^2) \sim \text{InvGamma}(0.1, 0.0001)$$

ผลรวมของข้อมูลอนุกรมเวลาทั้งหมดในช่วงเวลาที่ศึกษา:

$$Z \sim N(\gamma, \sigma_Z^2),\ p(\sigma_Z^2) \sim \text{InvGamma}(0.1, 0.0001)$$

สำหรับโครงสร้างของตัวแบบในงานวิจัยนี้สามารถแสดงได้ในภาพที่ 1



ภาพที่ 1 โครงสร้างของตัวแบบเบย์ในงานวิจัยนี้

สำหรับสมการพยากรณ์ของตัวแบบเบย์ในงานวิจัยนี้แสดงดังข้างล่าง

$$p(\hat{Y}_{t+1} \mid Y_t, Y_{t-1}, ..., Y_1) = \int ... \int p(\hat{Y}_{t+1} \mid \boldsymbol{\theta})\, p(\boldsymbol{\theta} \mid Y_t, Y_{t-1}, ..., Y_1)\; d\boldsymbol{\theta} \qquad (46)$$

$$p(\hat{Y}_{t+1} \mid Y_t, Y_{t-1}, ..., Y_1) \propto \int ... \int p(\hat{Y}_{t+1} \mid \boldsymbol{\theta})\, p(Y_t, Y_{t-1}, ..., Y_1 \mid \boldsymbol{\theta})\, p(\boldsymbol{\theta})\; d\boldsymbol{\theta}$$

จากสมการที่ 46 เราสามารถประมาณวิธการหาคำตอบได้โดยใช้การสุ่มตัวอย่างแบบ Gibbs ตามสมการเพื่อประมาณหาค่า $\hat{Y}_{t+1}$

1.2.1 การประมาณค่าพารามิเตอร์โดยวิธี MCMC

จากตัวแบบข้างต้น และกำหนด priors ให้กับพารามิเตอร์ทั้งหมดแล้ว เราจะใช้วิธี Markov Chain Monte Carlo (MCMC) สำหรับประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยใช้วิธีการสุ่มตัวอย่างแบบ Gibbs ซึ่งวิธีการสุ่มตัวอย่างแบบ Gibbs นี้จะเหมาะสมกับฟังก์ชันการแจกแจงแบบมีเงื่อนไข เมื่อจำนวน

รอบของการสุ่มตัวอย่างมากๆ มันก็จะลู่เข้าสู่ฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นร่วมของ posterior ใดๆ (joint posterior distribution) สามารถเขียน likelihood ของตัวแบบเบย์ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} & f(Y_1,...,Y_n \,|\, \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_1,..., A_n, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_1,...,\xi_n, \sigma_Y^2, \\ & \lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2) \\ & = \prod_{t=1}^{n} f(Y_t \,|\, \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_t, \sigma_Y^2, \lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \\ & \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2) \end{aligned} \qquad (47)$$

สามารถเขียนผลคูณ prior distributions ของพารามิเตอร์ทั้งหมดได้ดังนี้

$$\begin{aligned} & [p(\gamma \,|\, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2) p(\mu_\gamma) p(\sigma_\gamma^2) p(w(t) \,|\, \alpha, \delta) p(\alpha \,|\, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2) p(\mu_\alpha) p(\sigma_\alpha^2) p(\delta \,|\, \mu_\delta, \sigma_\delta^2) p(\mu_\delta) \\ & p(\sigma_\delta^2) p(A_1,..., A_n \,|\, \lambda, \sigma_A^2) p(\lambda) p(\sigma_A^2), p(\omega_1),..., p(\omega_{s-1}) p(\xi_1),..., p(\xi_n) \\ & p(\sigma_Y^2)] \end{aligned}$$

สามารถเขียน posterior distribution ซึ่งเกิดจากผลคูณของ likelihood กับ ผลคูณ prior distributions ของพารามิเตอร์ทั้งหมด ได้ดังนี้

$$\begin{aligned} & p(\gamma, w(t), \alpha, \delta, A_1,..., A_n, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_1,...,\xi_n, \sigma_Y^2, \lambda, \mu_\alpha, \\ & \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2 \,|\, Y_1,...,Y_n) \\ & = \prod_{t=1}^{n} f(Y_t \,|\, \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_t, \sigma_Y^2, \lambda, \mu_\alpha, \\ & \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2) \; [p(\gamma \,|\, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2) p(\mu_\gamma) p(\sigma_\gamma^2) p(w(t) \,|\, \alpha, \delta) \\ & p(\alpha \,|\, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2) p(\mu_\alpha) p(\sigma_\alpha^2) p(\delta \,|\, \mu_\delta, \sigma_\delta^2) p(\mu_\delta) p(\sigma_\delta^2) p(A_1,..., A_n \,|\, \lambda, \sigma_A^2) \\ & p(\lambda) p(\sigma_A^2) p(\omega_1),..., p(\omega_{s-1}) p(\xi_1),..., p(\xi_n) p(\sigma_Y^2)] \end{aligned} \qquad (48)$$

สำหรับวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี MCMC โดยอัลกอริทึมของการสุ่มตัวอย่างแบบ Gibbs จะทำการสร้าง The full conditional distributions ให้กับพารามิเตอร์แต่ละตัว ซึ่ง The full conditional distribution ของพารามิเตอร์แต่ละตัว เกิดจาก ผลคูณของ the likelihood กับ all priors ที่เกี่ยวข้องกับพารามิเตอร์ของตัวมันเอง ตัวอย่างเช่น the full conditional distributions ของพารามิเตอร์หลักๆ $(\gamma, \alpha, \delta, A_t, \zeta_i, \mu_\alpha)$ แสดงดังต่อไปนี้

The full conditional distribution ของ γ คือ

$$p(\gamma \big| w(t), \alpha, \delta, A_1, ..., A_n, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_1, ..., \xi_n, \sigma_Y^2,$$
$$\lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2, Y_1, ..., Y_n)$$
$$= \prod_{t=1}^{n} f(Y_i \big| \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_t, \sigma_Y^2,$$
$$\lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2) \tag{49}$$
$$[p(\gamma \big| \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2) p(\mu_\gamma) p(\sigma_\gamma^2)]$$

The full conditional distribution for α is

$$p(\alpha \big| w(t), \gamma, \delta, A_1, ..., A_n, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_1, ..., \xi_n, \sigma_Y^2,$$
$$\lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2, Y_1, ..., Y_n)$$
$$= \prod_{t=1}^{n} f(Y_i \big| \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_t, \sigma_Y^2,$$
$$\lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2) \tag{50}$$
$$[p(\alpha \big| \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2) p(\mu_\alpha) p(\sigma_\alpha^2)]$$

The full conditional distribution ของ δ คือ

$$p(\delta \big| w(t), \gamma, \alpha, A_1, ..., A_n, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_1, ..., \xi_n, \sigma_Y^2,$$
$$\lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2, Y_1, ..., Y_n)$$
$$= \prod_{t=1}^{n} f(Y_i \big| \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_t, \sigma_Y^2, \tag{51}$$
$$\lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2) [p(\delta \big| \mu_\delta, \sigma_\delta^2) p(\mu_\delta) p(\sigma_\delta^2)]$$

The full conditional distribution ของ A_t คือ

$$p(A_t \big| w(t), \alpha, \delta, A_{-t}, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_1, ..., \xi_n, \sigma_Y^2,$$
$$\lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2, Y_1, ..., Y_n)$$
$$= \prod_{t=1}^{n} f(Y_i \big| \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \beta_0, \beta_1, ..., \beta_p, \omega_1, ...\omega_{s-1}, \xi_t, \sigma_Y^2, \lambda, \mu_\alpha,$$
$$\sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2) [p(A_t \big| \lambda A_{t-1}, \sigma_A^2) p(\lambda) p(A_{-t} \big| \lambda A_{t-1}, \tag{52}$$
$$\sigma_A^2) p(\sigma_A{}^2)]$$

เมื่อ $A_{-t} = A_1, ..., A_{t-1}, A_{t+1}, ..., A_n$.

The full conditional distribution ของ ζ_t คือ

$$p(\xi_t \left| w(t), \alpha, \delta, A_1, \ldots, A_n, \omega_1, \ldots \omega_{s-1}, \xi_{-t}, \sigma_Y^2, \right. \\ \lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2, Y_1, \ldots, Y_n) \\ = \prod_{t=1}^{n} f(Y_t \left| \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \omega_1, \ldots \omega_{s-1}, \xi_{-t}, \sigma_Y^2, \right. \\ \lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2)[p(\xi_t)] \quad (53)$$

เมื่อ $\xi_{-t} = \xi_1, \ldots, \xi_{t-1}, \xi_{t+1}, \ldots, \xi_n$.

The full conditional distribution ของ μ_α คือ

$$p(\mu_\alpha \left| w(t), \alpha, \delta, A_1, \ldots, A_n, \omega_1, \ldots \omega_{s-1}, \xi_1, \ldots, \xi_n, \sigma_Y^2, \right. \\ \lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2, Y_1, \ldots, Y_n) \\ = \prod_{t=1}^{n} f(Y_t \left| \gamma, w(t), \alpha, \delta, A_t, \omega_1, \ldots \omega_{s-1}, \xi_t, \sigma_Y^2, \right. \\ \lambda, \mu_\alpha, \sigma_\alpha^2, \mu_\delta, \sigma_\delta^2, \mu_\gamma, \sigma_\gamma^2, \sigma_Z^2)[p(\mu_\alpha)] \quad (53)$$

และวิธีการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี MCMC โดยใช้อัลกอริทึมของการสุ่มตัวอย่างแบบ Gibbs จะทำการเขียนโปรแกรม ใน OpenBUGS และประเมินประสิทธิภาพของตัวแบบด้วยการเขียนโปรแกรมใน R และเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ในงานวิจัยนี้กับวิธีการพยากรณ์ที่นิยมใช้กันอยู่ทั่วไปที่ให้ค่าพยากรณ์ที่มีค่าผิดพลาดต่ำ ได้แก่ วิธีการพยากรณ์แบบปรับเรียบเอ็กซ์โปเนนเชียล (Yelland, 2010)

3.5 ประเมินผลการวิจัย

นำผลการวิจัยที่ได้มาวิเคราะห์ และพิจารณาเพื่อหาข้อสรุป และข้อเสนอแนะ

สถานที่เก็บรวบรวมข้อมูล

สำนักงานสถิติอุตสาหกรรม กระทรวงอุตสาหกรรม

สถานที่ใช้ในการทำวิจัย

สาขาวิชาวิศวกรรมอุตสาหการ คณะวิศวกรรมศาสตร์ ซึ่งตั้งอยู่ที่วิทยาเขตพระนครเหนือ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลพระนคร

ระยะเวลาในการวิจัย

เริ่มตั้งแต่ 1 ตุลาคม 2555 สิ้นสุดการวิจัย 30 กันยายน 2556