

## บทที่ 3

### ระเบียบวิธีวิจัย

#### 3.1 แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา เพื่อทำการพยากรณ์ราคาหลักทรัพย์

ในการศึกษาเพื่อหาความสัมพันธ์ของการเคลื่อนไหวของราคาหลักทรัพย์โดยใช้แบบจำลอง ARFIMA-FIGARCH ในการศึกษาความสัมพันธ์ถึงราคาปิดของหลักทรัพย์ในปัจจุบันและราคาปิดของหลักทรัพย์ในอดีต

#### 3.2 ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

ในการศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิ (secondary data) ประเภทอนุกรมเวลา (time series data) ใช้ข้อมูลตัวอย่าง (sample period) ของราคาหลักทรัพย์ปิดรายวันในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET) ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม พ.ศ. 2548 - 30 เมษายน พ.ศ. 2553 เป็นจำนวน 1302 วัน แล้วทำการแปลงข้อมูลให้อยู่ในรูปอัตราผลตอบแทนของราคาหลักทรัพย์

โดยรวบรวมข้อมูลจากฐานข้อมูล Returns2007 จากศูนย์การเงินและการลงทุน (Pinancial Invesment Center: FIC) มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ข้อมูลที่นำมาทำการศึกษาคือหลักทรัพย์ในกลุ่มพัฒนาอสังหาริมทรัพย์ จำนวน 3 บริษัท คือ

1. บริษัทแลนด์ แอนด์ เฮาส์ จำกัด (มหาชน) : LH
2. บริษัทควอลิตี้เฮาส์ จำกัด (มหาชน) : QH
3. บริษัทแสนสิริ จำกัด (มหาชน) : SIRI

#### 3.3 วิธีการศึกษาวิเคราะห์

##### 3.3.1 ปรับข้อมูลให้อยู่ในรูปอัตราผลตอบแทนของราคาหลักทรัพย์

ตั้งสูตรคำนวณต่อไปนี้

$$y_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

คือ อัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์ ณ เวลา t

$y_t$  คือ อัตราผลตอบแทนของดัชนีราคาหลักทรัพย์ ณ เวลา  $t$

$P_t$  คือ ราคาปิดของหลักทรัพย์ที่สนใจในคาบเวลาปัจจุบัน

$P_{t-1}$  คือ ราคาปิดของหลักทรัพย์ที่สนใจในคาบเวลาที่ผ่านมา

### 3.3.2 การทดสอบความนิ่ง หรือ Unit Root Test

ทำการทดสอบว่าข้อมูลที่จะนำมาศึกษามีความนิ่งหรือไม่ โดยการนำไปทดสอบ Unit Root ซึ่งทำการทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF) และ Phillips-Perron (PP) ดังสมการต่อไปนี้

1) วิธีของ Dickey-Fuller คือ DF (Dickey-Fuller Test), ADF (Augmented Dickey-Fuller Test) กำหนดในสมการ (3.1)

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

โดยกำหนดสมมติฐานหลัก  $H_0 : \rho = 1$

และสมมติฐานรอง  $H_1 : |\rho| < 1$

ถ้ายอมรับ  $H_0$  แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้าปฏิเสธ  $H_0$  แสดงว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่ง และจากสมการ (3.1) สามารถแปลงเป็นสมการได้ดังต่อไปนี้คือ

กรณีไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา  $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$

กรณีมีค่าคงที่  $\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t$

(3.3) กรณีมีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา  $\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$

โดยกำหนดสมมติฐานหลัก  $H_0 : \theta = 0$

และสมมติฐานรอง  $H_1 : \theta < 0$

การยอมรับ  $H_0$  แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้าปฏิเสธ  $H_0$  แสดงว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่ง นอกจากนี้ ถ้าสมการ (3.2) (3.3) และ (3.4) เข้าสู่ Autoregressive Process จะได้สมการดังนี้

กรณีไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา 
$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3.5)$$

กรณีมีเฉพาะค่าคงที่ 
$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3.6)$$

กรณีมีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา 
$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3.7)$$

โดย  $X_t$  คือ ราคาหลักทรัพย์ ณ เวลา  $t$   
 $X_{t-1}$  คือ ราคาหลักทรัพย์ ณ เวลา  $t-1$   
 $\alpha, \beta, \theta, \phi$  คือ ค่าพารามิเตอร์  
 $t$  คือ ค่าแนวโน้ม  
 $e_t$  คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่มของราคาหลักทรัพย์

โดยมีสมมติฐานคือ

ถ้ายอมรับสมมติฐานหลักแสดงว่า  $x_t$  มีลักษณะไม่นิ่ง (Non Stationary) ให้ทำการทดสอบข้อมูลระดับผลต่างลำดับที่ 1 (1<sup>st</sup> difference) พิจารณาว่ายอมรับสมมติฐานหลักหรือไม่ปฏิเสธสมมติฐานหลักแสดงว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่งแล้ว

2) วิธี Phillips-Perron หรือ PP test พัฒนาวิธีการศึกษา Unit Root จาก Dickey-Fuller โดยมีสมมติฐานเกี่ยวกับการกระจายค่าความคลาดเคลื่อน (Distribution of the errors) ซึ่งทฤษฎีนี้สนับสนุนการทดสอบของ Dickey-Fuller มีสมมติฐานค่าความคลาดเคลื่อนไม่ขึ้นกับค่าสถิติ (Statistically independent) และมีค่าความแปรปรวนคงที่ (Constant Variance) ซึ่งในการใช้วิธีการศึกษานี้ต้องมั่นใจว่า error terms ไม่มีสหสัมพันธ์ (uncorrelated) และมีค่าความแปรปรวนคงที่

โดยพิจารณาสมการ Regression ดังนี้

$$y_t = a_0^* + a_1^* y_{t-1} + \mu_t \quad (3.8)$$

และ

$$y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 y_{t-1} + \tilde{a}_2 (t - T/2) + u_t \quad (3.9)$$

เมื่อ  $T$  คือ จำนวนข้อมูล

$\mu_t$  คือ distributed term

$E\mu_t = 0$  สมมติฐานของ Dickey-Fuller นั้น disturbance term ต้องเป็น Independent และ Homogeneous แต่การทดสอบของ Phillips-Perron กำหนดให้ disturbance เป็น weakly dependent และ Heterogeneous

จากสมการ ที่ (3.9) แทน  $\tilde{a}_0$  ด้วย  $\mu$  แทน  $\tilde{a}_1$  ด้วย  $\alpha$  และ  $\tilde{a}_2$  ด้วย  $\beta$  จะได้

$$y_t = \mu + \beta(t - T/2) + \alpha y_{t-1} + u_t \quad (3.10)$$

เมื่อ  $\mu, \alpha$  และ  $\beta$  เป็นค่าสัมประสิทธิ์ของ least-square regression

การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์ทางสถิติของสมการถดถอยภายใต้วิธีของ Phillips-Perron นั้นข้อมูลจะถูกสร้างจากสมการ

$$y_t = y_{t-1} + \mu_t$$

ให้  $\tau_\mu, \tau_\alpha, \tau_\beta$  เป็นการทดสอบค่าสถิติของการทดสอบแบบ t(t-statistics) สำหรับสมมติฐานหลัก คือ  $\mu = 0, \alpha = 1, \beta = 0$  ซึ่งก็คือ  $\tilde{a}_0 = 0, \tilde{a}_1 = 1, \tilde{a}_2 = 0$  ดังนั้นค่าสถิติของ Phillips-Perron คือ

$$Z(t_\alpha) = \left( \tilde{S} / \tilde{\sigma}_{T\omega} \right) t_\alpha - \left( T^3 / 4\sqrt{3} D_x^{1/2} \tilde{\sigma}_{T\omega} \right) \left( \tilde{\sigma}_{T\omega}^2 - \tilde{S}^2 \right) \quad (3.11)$$

$$Z(t_\mu) = \left( \tilde{S} / \tilde{\sigma}_{T\omega} \right) t_\mu - \left( T^3 / 24 D_x^{1/2} E_x \tilde{\sigma}_{T\omega} \right) \left( \tilde{\sigma}_{T\omega}^2 - \tilde{S}^2 \right) \left( T^{-3/2} \sum y_{t-1} \right) \quad (3.12)$$

$$Z(t_\beta) = \left( \tilde{S} / \tilde{\sigma}_{T\omega} \right) t_\beta - \left( T^3 / 2 D_x^{1/2} \tilde{\sigma}_{T\omega} \right)^{-1/2} \left[ T^{-2} \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \right]^{-1/2} \left( \tilde{\sigma}_{T\omega}^2 - \tilde{S}^2 \right) \left[ (1/2) T^{-3/2} \sum y_{t-1} - T^{-5/2} \sum t y_{t-1} \right] \quad (3.13)$$

เมื่อ  $D_x = \det(X'X)$  คือ determinant ของเมตริกซ์  $X$

$\tilde{S}$  คือ Standard error ของสมการถดถอย และ  $\omega$  คือจำนวนการประมาณค่าของ Autocorrelations

$$\hat{\sigma}_{T\omega}^2 = T^{-1} \sum_1^T u_1^2 + 2T \sum_{s=1}^1 \sum_{t=s+1}^T u_t u_{t=s} \quad (3.14)$$

ทั้ง  $\hat{s}^2$  และ  $\hat{\sigma}_{T\omega}^2$  เป็นการประมาณค่าของ  $\sigma_\mu^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(u_T^2)$  และ  $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1} s_T^2)$

เมื่อ  $s_T = \sum u_t$  และผลรวมทั้งหมดมากกว่า 1  
สำหรับ Joint hypothesis  $\beta = 0$  และ  $\alpha = 1$  ใช้ค่าสถิติ  $Z(\Phi_3)$  ดังนี้

$$Z(\Phi_3) = (S^2 / \sigma_{T\omega}^2) \Phi_3 - (1/2 \sigma_{T\omega}^2) (\sigma_{T\omega}^2 - S^2) [T(\alpha - 1) - (T^6 / 48 D_x) (\sigma_{T\omega}^2 - S^2)] \quad (3.15)$$

ถ้าไม่มีการนำ Trend มาคำนวณในสมการลดรอยด้วย สมมติฐานของ  $\alpha = 1$  จะเป็น

$$Z(ta_1^*) = Z(t\alpha^*) = (S / \sigma_{T\omega}) t\alpha^* - (1/2 \sigma_{T\omega}^2) (\sigma_{T\omega}^2 - S^2) [T^{-2} \sum (y_{t-1} - Y_{-1})^2]^{1/2} \quad (3.16)$$

และ

$$Y_{-1} = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1} \quad (3.17)$$

ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบสมมติฐานคือ

$$Z(ta_1^*) \text{ ใช้ในการทดสอบสมมติฐานว่า } a_1^* = 1$$

$$Z(t\tilde{a}_1) = Z(t\alpha) \text{ ใช้ในการทดสอบสมมติฐานว่า } \tilde{a}_1 = \alpha = 1$$

$$Z(t\tilde{a}_2) = Z(t\beta) \text{ ใช้ในการทดสอบสมมติฐานว่า } \tilde{a}_2 = \beta = 0$$

$$Z(\phi_3) \text{ ใช้ในการทดสอบสมมติฐานว่า } \tilde{a}_1 = 1 = \alpha \text{ และ } \tilde{a}_2 = 0 = \beta$$

ค่าวิกฤตสำหรับค่าสถิติของ

Phillips-Perron เปรียบเทียบกับการทดสอบของ Dickey-

Fuller ได้ดังนี้ ค่าวิกฤตสำหรับ  $Z(ta_1^*)$  และ  $Z(t\tilde{a}_1)$  คือ  $\tau_\mu$  และ  $\tau_\tau$  ของ Dickey-Fuller และ

ค่าวิกฤตสำหรับ  $Z(\phi_-)$  คือค่าสถิติ  $\phi_3$  ของ Dickey-Fuller

### 3.3.3 ทดสอบ Long memory

ซึ่งก็คือ กระบวนการ Fractionally integrated เป็นการหาค่ากลางระหว่าง  $I(0)$  และ  $I(1)$  โดยที่  $d$  จะอยู่ในช่วง  $-\frac{1}{2} < d < \frac{1}{2}$

### 3.3.4 ประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยแบบจำลอง ARFIMA-FIGARCH

สมการ ARFIMA  $(P, d_1, Q)$ -FIGARCH  $(p, d_2, q)$

$$\phi(L)(1-L)^d (y_t - \mu_t) = \mathcal{G}(L)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim D(0, h_t), \quad (3.18)$$

$$\mu_t = \sum_{j=0}^r \gamma_j t^j + \sum_{i=1}^{m/2} (\theta_i \cos \omega_i t + \lambda_i \sin \omega_i t), \quad (3.19)$$

$$\phi(L)(1-L)^{d_2} \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m/2} (K_i \cos \omega_i t + \tau_i \sin \omega_i t) + [1 - \beta(L)]v_t, \quad (3.20)$$

โดยที่  $L$  = the backshift operator ( $L^s \varepsilon_t = \varepsilon_{t-s}$ ),  $\phi(L) = 1 - \sum_{j=1}^P \phi_j L^j$ ,  $\mathcal{G}(L) = 1 + \sum_{j=1}^Q \mathcal{G}_j L^j$ ,

$\phi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j L^j$ ,  $\beta(L) = \sum_{j=1}^p \beta_j L^j$ ,  $v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$ , รากของพหุนาม  $\phi(L) = 0$  และ

$\phi(L) = 0$  อยู่นอกวงกลมหน่วย (unit circle),  $-1 < d_1 < 0.5$ ,  $0 < d_2 < 1$ ,

$\omega_i = \frac{2\pi i}{m}$ ,  $m = 365$

เพื่อให้ได้ค่า positive variance ของ  $h_t$  ที่ปราศจากการยับยั้งการเพิ่มขึ้นของพารามิเตอร์ในสมการความแปรปรวนโดย สูตร ลอการิทึมของความแปรปรวนสามารถ  $(v_t = \varepsilon_t^2 - \ln h_t)$  องค์ประกอบเชิงฤดูกาลสามารถเขียนมาในอีกรูปหนึ่งได้คือ

$$\mu_t = \sum_{j=0}^r \gamma_j t^j + \sum_{k=1}^{12} c_k m_{kt}, \quad (3.21)$$

ที่  $m_{kt}$  คือ ตัวแปร dummy ที่เป็นค่าเฉลี่ยต่อเดือนที่ต่อเนื่อง ในทางเดียวกันเราสามารถอธิบายตามส่วนประกอบเชิงฤดูกาลสำหรับความแปรปรวน ได้ดังนี้ (Piotr Fiszede, 2008)

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{12} \delta_k m_{kt} + [1 - \beta(L)]y_t \quad (3.22)$$

### 3.3.5 หาค่า log-likelihood, Akaike Information criteria (AIC), Schwartz Information criteria (SIC)

เพื่อหาแบบจำลองที่ดีที่สุด โดยพิจารณาจากค่า Akaike Information Criterion (AIC) และ Schwartz Criterion (SC) รูปแบบของแบบจำลองที่ให้ค่า AIC และ SC น้อยที่สุดจะเป็นรูปแบบที่ดีที่สุด โดย Akaike Information Criterion (AIC) สามารถคำนวณได้ดังนี้

$$\text{Akaike Information Criterion (AIC)} \quad -2l/\eta + 2k/\eta$$

$$\text{Schwartz Criterion (SC)} \quad -2l/\eta + k \log \eta/\eta$$

โดยที่  $k$  เป็นจำนวนของพารามิเตอร์ที่ทำการประมาณค่า

$\eta$  เป็นจำนวนของค่าสังเกต

$l$  เป็นค่าของ log likelihood function ที่ใช้พารามิเตอร์ที่ถูกประมาณค่า  $k$  ตัว

### 3.3.6 ทดสอบหาค่าความคลาดเคลื่อนร้อยละเฉลี่ย (The Mean Absolute Percentage Error: MAPE)

สูตรของ MAPE คือ

$$\text{MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{A_t - F_t}{A_t} \right|$$

เมื่อให้  $A_t$  คือค่าที่แท้จริง และ  $F_t$  คือค่าที่คาดการณ์ไว้

ค่าความแตกต่างระหว่าง  $A_t$  และ  $F_t$  ได้แสดงให้เห็นโดยค่าที่แท้จริง  $A_t$  อีกครั้ง ค่าสัมบูรณ์ที่ได้จากการคำนวณนี้ คือผลบวกของทุกๆ จุดที่เหมาะสมหรือทุกๆ จุดที่คาดการณ์ไว้ในห้วงเวลา และได้แสดงให้เห็นอีกครั้งด้วยจำนวนบนจุดที่เหมาะสม  $n$  ทำให้เกิดข้อผิดพลาดด้านเปอร์เซ็นต์ ดังนั้นจึงสามารถเปรียบเทียบข้อผิดพลาดของ time series ที่เหมาะสมซึ่งมีความแตกต่างกัน

ถ้าค่า MAPE น้อยกว่า 10% แสดงว่า มีความแม่นยำสูงมากในการคาดการณ์ ถ้าค่า MAPE อยู่ระหว่าง 10-20% แสดงว่าการคาดการณ์อยู่ในระดับดี ถ้าค่า MAPE อยู่ระหว่าง 20-50%แสดงว่าการคาดการณ์อยู่ใน ระดับพอสมควร ถ้าค่า MAPE มากกว่า 50% ขึ้นไป แสดงว่าเกิดความคลาดเคลื่อน (ผิดพลาด)ในการคาดการณ์



ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่  
Copyright© by Chiang Mai University  
All rights reserved