# บทที่ 4

# ผลการศึกษา

วัตถุประสงค์หลักของการศึกษาเพื่อทำการพยากรณ์ราคาของใบสำคัญแสดงสิทธิ์ที่มีมูลค่าตามตลาดขนาดใหญ่จำนวน 5 ใบสำคัญแสดงสิทธิ์ คือ ใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของธนาคารกรุงศรีอยุธยา จำกัด (BAY-W1) ใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์ เอ็น จิเนียริ่ง จำกัด (PICNI-W1) ใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัท ชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด (SHIN-W1) ใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทจัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนลจำกัด (JAS-W2) และใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัด (CPF-W2)

การศึกษานำข้อมูลผลตอบแทนรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์ตัวแม่ทั้ง 5 หลักทรัพย์ ตั้งแต่วันที่ 6 มกราคม2545 ถึงวันที่ 20 มีนาคม 2548 จำนวน 167 ค่าสังเกต (บริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์ เอ็นจิ เนียริ่ง จำกัดมี 110 ค่าสังเกต) ถูกนำมาวิเคราะห์เชิงปริมาณด้วยโปรแกรม Eviews 3.0 ทำการกำหนดแบบจำลองให้กับอนุกรมเวลาในรูปแบบ ARIMA โดยวิธีของ Box – Jenkins รวมทั้งการกำหนดแบบจำลองให้กับอนุกรมเวลาในรูปแบบ ARCH และทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Unit Root Test และนำค่าความแปรปรวนที่พยากรณ์ได้มาคำนวณหาราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์โดยใช้แบบจำลอง แบล็คและโชลส์ และนำผลที่ได้มาหาค่าความคลาดเคลื่อนโดยใช้วิธี Root Mean Squared Error เพื่อประเมินประสิทธิภาพของแบบจำลองต่อไป โดยมีผลการศึกษาดังเสนอตามลำดับต่อไปนี้

## 4.1 การศึกษาราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของธนาคารกรุงศรีอยุธยา จำกัด (BAY-W1)

### 4.1.1 ผลการทดสอบ Unit Root Test

ในการทดสอบ unit root ของข้อมูลนั้นเพื่อต้องการดูว่าข้อมูลผลตอบแทนรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์ธนาคารกรุงศรีอยุธยานั้นมีความนิ่ง (Stationary) [I(0) ; Integrated of Order 0] หรือความไม่นิ่ง (Nonstationary) [I(d) ; d > 0 ; Integrated of Order d] เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยทำการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ทดสอบ Augmented Dickey – Fuller (ADF) และในการเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test เพื่อหา Lag Length ที่มีค่าความน่าจะเป็น (probability) มากที่สุด

นอกจากนี้ ทำการพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่า MacKinnon Critical ที่ระดับ 1%, 5% และ 10% ของแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon Critical แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะนิ่ง (stationary) ได้ผลการศึกษาดังนี้

ผลการทดสอบข้อมูลราคาหลักทรัพย์ธนาคารกรุงศรีอยุธยาที่ระดับ Level นั้นพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ $\theta$ ล้วนอยู่ในช่วงที่การปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ซึ่งแสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นไม่มี Unit Rootที่ระดับ 1% ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (Without Intercept and Trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (With Intercept but Without Trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและแนวโน้มของเวลา (With Intercept and Trend)มีค่า Lag ที่ 0 และใช้แบบจำลอง None

**ตาราง 4.1** แสดงค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบ Unit Root Test

| **P-lag [p]** | | | **LEVEL (Test-statistic)** | | | **I(d)** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | |
| **[0]*** | **[0]*** | **[0]*** | **-16.2606*** | **-16.4178*** | **-16.4015*** | **I(0)** |

ภาคผนวกตารางที่ 2

หมายเหตุ : 1) * หมายถึงความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ( $\alpha$ = 0.01)

2) ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration

3) ตัวเลขในวงเล็บของ [P] หมายถึง จำนวน P-lag ที่ใช้ในแบบจำลอง

**ตาราง 4.2** การหารูปแบบที่เหมาะสมของแบบจำลอง Unit Root โดยวิธี F- test

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

| รูปแบบแบบจำลอง | การคำนวณ F-test | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SSR | F | F table ($\alpha$ =0.01) | สรุปผล |
| Trend and intercept<br>Intercept | 0.453016<br>0.454192 | 0.428329 | 3.902528 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลองมี Intercept ใช้แทนแบบจำลองมี Trend and intercept ได้ |
| Intercept<br>None | 0.454192<br>0.461366 | 1.767089 | 2.621984 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลอง None ใช้แทนแบบจำลองมี Intercept ได้ |

ที่มา : จากการคำนวณ

การเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test ได้ค่า Probability สูงสุดคือ 1.00 ที่ Lag ที่ 0

**4.1.2 แบบจำลอง ARIMA**

ภายหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 เพื่อให้ข้อมูลมีความนิ่งแล้ว จะสามารถสร้างแบบจำลองด้วยวิธี Box – Jenkins ซึ่งแบ่งเป็น 4 ขั้นตอนได้แก่ การกำหนดรูปแบบ, การประมาณค่า, การตรวจสอบความถูกต้อง และการพยากรณ์ ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากผลการศึกษาต่อไปนี้

**1) การกำหนดรูปแบบ (Identification)**

จากการพิจารณารูปแบบ Correlogram ของผลต่างลำดับที่ 1 ของ ($BAY_t$) ในการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving Average [MA(q)] โดยพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) สามารถคัดเลือกแบบจำลองที่คาดว่ามีความเหมาะสมได้ 9 แบบจำลอง โดยแสดงในรูปสมการความสัมพันธ์ ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) (40)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) (41)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) (42)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) (43)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) MA(2) (44)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) (45)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) (46)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) MA(2) (47)

(BAY) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) (48)

**2) การประมาณค่า(Estimation) ***

จากการประมาณค่าทั้ง 9 แบบจำลอง โดยใช้ค่า t–statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ ดังต่อไปนี้

$$(BAY) = 0.005151 + u_t \quad (49)$$

(ตัวเลขในวงเล็บคือค่า t-statistic) (1.233150)

สมการ (49) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$

(1.233150)

$$(1+0.242355\ L)\ u_t = \hat{e}_t \quad (50)$$

(-3.202739)

สมการ (50) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ0.242355 มีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติระดับ 1%

*หมายเหตุ : รูปแบบสมการที่ใช้มาจากคู่มือ eview version 4.01

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$
$$(1+0.2549397L-0.0037339L^2)\, u_t = \hat{e}_t \qquad (51)$$
$$(-3.256659) \quad (-0.477460)$$

สมการ (51) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1)มีค่าเท่ากับ 0.849367 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% และ AR(2) มีค่าเท่ากับ0.399316 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$
$$u_t = (1 - 0.254060L)\, \hat{e}_t \qquad (52)$$
$$(-3.374713)$$

สมการ (52) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ– 0.989693 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$
$$u_t = (1 - 0.254287\, L + 0.03511\, L^2)\, \hat{e}_t \qquad (53)$$
$$(-3.257084) \quad (0.044255)$$

สมการ (53) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1)มีค่าเท่ากับ-0.254287 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% และ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.03511 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$

$$(1+0.049675\ L)\ u_t = (1 - 0.204081\ L)\ \hat{e}_t \qquad (54)$$
$$(-0.162104) \qquad (-0.681241)$$

สมการ (54) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1)มีค่าเท่ากับ 0.049675 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และ MA(1) มีค่าเท่ากับ - 0.204081 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$

$$(1+0.909265\ L + 0.224364\ L^2)\ u_t = (1 + 0.672126L)\ \hat{e}_t \qquad (55)$$
$$(-3.406839) \quad (-2.595790) \qquad (2.498335)$$

สมการ (55) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ0.909265 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(2) มีค่าเท่ากับ 0.224364 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 5% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ - 0.231483 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 5%

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$

$$(1-0.761054\ L)\ u_t = (1 - 1.017868L + 0.134697L^2)\ \hat{e}_t \qquad (56)$$
$$(5.278397) \qquad (-7.193637) \qquad (1.656619)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สมการ (56) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1)มีค่าเท่ากับ -0.761054 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% สัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ

- 1.017868 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ 1% สัมประสิทธิ์ของ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.134697 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$

$$(1+1.093198\,L+0.520809\,L^2)\,u_t = (1+0.899668\,L+0.374466\,L^2)\,\hat{e}_t \qquad (57)$$
$$(-5.508778) \quad (-3.382054) \qquad (4.244050) \quad (2.387661)$$

สมการ (57) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทาง ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1)มีค่าเท่ากับ 1.093198 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(2) มีค่าเท่ากับ 0.520809 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.899668 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(2) มีค่าเท่ากับ0.374466 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 10%

**ตาราง 4.3** แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.000000 | 0.050429 | 0.473901 | 0.0548760 | 0.049122 |
| Durbin-Watson statistic | 2.482399 | 1.941213 | 2.114647 | 1.996332 | 1.995434 |
| Akaike Information Criterion | -2.994469 | -3.023821 | -2.722863 | -3.044974 | -3.033007 |
| Schwarz Criterion | -2.975798 | -2.971759 | -2.666158 | -3.007633 | -2.976995 |

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.049605 | 0.072441 | 0.059387 | 0.080509 |
| Durbin-Watson statistic | 1.997106 | 1.965862 | 2.034854 | 2.039235 |
| Akaike Information Criterion | -3.029607 | -3.045756 | -3.34059 | -3.048602 |
| Schwarz Criterion | -2.973367 | -2.970460 | -2.959071 | -2.954482 |

ภาคผนวกตารางที่ 3

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking)**

ผลการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน ( Residual ; $\hat{e}_t$ ) โดยพิจารณาจากค่า Q–statistic พบว่า ค่า Q-statistic ที่มีความล่าช้าของช่วงเวลาเท่ากับ 40 และ 80 ของแบบจำลองทั้ง 9 แบบจำลอง (ตารางที่ 4.4) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 1% แสดงว่า $e_t$ เป็น White Noise หรือ $e_t$ มีการกระจายแบบปกติ (Normal Distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวน (Variances) เท่ากับ $\sigma^2 I$ แสดงว่า $e_t$ ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีความแปรปรวนแตกต่าง (heteroscedasticity) ซึ่งหมายความว่าตัวแบบอนุกรมเวลาทั้ง 9 แบบจำลอง ได้ผ่านการตรวจสอบความถูกต้อง (diagnostics checking) แล้วว่ามีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

**ตาราง 4.4** แสดงค่า Q-statistic ที่ได้จากการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 53.796 | 37.542 | 38.758 | 38.895 | 38.824 |
| Probability (40) | 0.071 | 0.536 | 0.435 | 0.475 | 0.432 |
| Q-statistic (80) | 80.216 | 62.937 | 64.735 | 65.503 | 65.377 |
| Probability (80) | 0.472 | 0.907 | 0.859 | 0.862 | 0.845 |

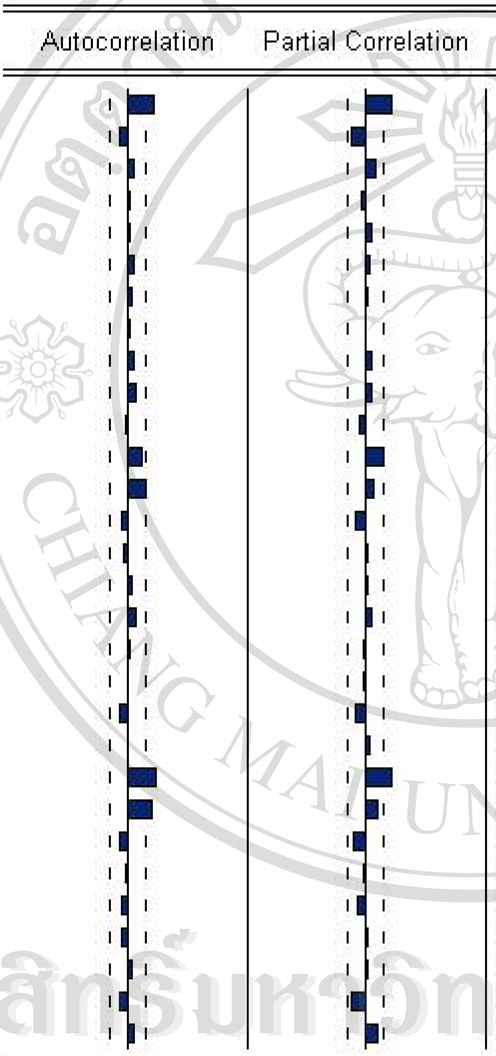
| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 38.654 | 38.138 | 34.189 | 39.393 |
| Probability (40) | 0.440 | 0.417 | 0.602 | 0.321 |
| Q-statistic (80) | 65.163 | 67.110 | 60.888 | 66.616 |
| Probability (80) | 0.850 | 0.782 | 0.911 | 0.770 |

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รวมถึงการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน ( Residual ; $\hat{e}_t$) โดยพิจารณาจาก Correlogram Squared Residuals(ใช้แบบจำลอง(2,0,2)เพราะพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติ)

**ภาพที่ 4.1** รูปแบบ Correlogram Squared Residuals ของแบบจำลอง ARMA



| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.228 | 0.228 | 8.7220 | |
| 2 | -0.059 | -0.117 | 9.3163 | |
| 3 | 0.043 | 0.090 | 9.6260 | |
| 4 | 0.010 | -0.032 | 9.6435 | |
| 5 | 0.024 | 0.044 | 9.7419 | 0.002 |
| 6 | 0.052 | 0.032 | 10.208 | 0.006 |
| 7 | 0.033 | 0.020 | 10.398 | 0.015 |
| 8 | 0.010 | 0.002 | 10.415 | 0.034 |
| 9 | 0.050 | 0.050 | 10.848 | 0.054 |
| 10 | 0.078 | 0.055 | 11.928 | 0.064 |
| 11 | -0.023 | -0.053 | 12.019 | 0.100 |
| 12 | 0.121 | 0.159 | 14.643 | 0.066 |
| 13 | 0.151 | 0.069 | 18.796 | 0.027 |
| 14 | -0.057 | -0.091 | 19.379 | 0.036 |
| 15 | -0.027 | 0.015 | 19.513 | 0.052 |
| 16 | 0.039 | 0.014 | 19.798 | 0.071 |
| 17 | 0.057 | 0.053 | 20.412 | 0.085 |
| 18 | 0.018 | -0.023 | 20.471 | 0.116 |
| 19 | -0.003 | -0.011 | 20.472 | 0.155 |
| 20 | -0.070 | -0.082 | 21.400 | 0.164 |
| 21 | -0.008 | 0.034 | 21.412 | 0.208 |
| 22 | 0.250 | 0.229 | 33.457 | 0.015 |
| 23 | 0.206 | 0.106 | 41.720 | 0.002 |
| 24 | -0.064 | -0.111 | 42.508 | 0.002 |
| 25 | -0.019 | -0.017 | 42.580 | 0.004 |
| 26 | -0.048 | -0.076 | 43.029 | 0.005 |
| 27 | -0.041 | 0.017 | 43.371 | 0.006 |
| 28 | 0.035 | 0.021 | 43.622 | 0.008 |
| 29 | -0.059 | -0.122 | 44.317 | 0.010 |
| 30 | 0.050 | 0.104 | 44.818 | 0.012 |

จากรูปแบบ Correlgram Squared Residuals จะเห็นได้ว่า Autocorrelation และ Partial Correlation มีความไม่นิ่งที่ Lag ที่ 1 จึงต้องใช้วิธี GARCH มาใช้ในการพยากรณ์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4) การพยากรณ์ (Forecasting)**

ในการเลือกสมการที่มีความเหมาะสมที่สุดที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไปนั้น จะต้องพิจารณาค่า Root Mean Squared Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient (U) ที่มีค่าต่ำที่สุด ซึ่งจำแนกผลการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ Historical Forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง Ex-post Forecast เป็นการพยากรณ์ในช่วงสั้น ๆ ซึ่งได้กำหนดการพยากรณ์ย้อนกลับไป 5 ช่วงระยะเวลา และ Ex-ante Forecast ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้กำหนดช่วงพยากรณ์ในอนาคตเพียง 1 ช่วงระยะเวลา

Historical Forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริงโดยกำหนดช่วงการพยากรณ์เริ่มต้นจากค่าที่ 1 ถึงค่าที่ 167-คือตั้งแต่วันที่ 6 มกราคม 2545 ถึงวันที่ 20 มีนาคม 2548 พบว่าสมการที่ (55) เป็นสมการที่เหมาะสมคือ (2,0,2) และ GARCH (1,1) อยู่ในรูปแบบจำลองในการพยากรณ์ความแปรปรวนของหุ้นธนาคารกรุงศรีอยุธยา จำกัด

$$(BAY) = 0.005151 + u_t$$
$$(1.233150)$$

$$(1+1.093198\,L+0.520809\,L^2)\,u_t = (1+0.899668\,L + 0.374466\,L^2)\,\hat{e}_t$$
$$(-5.508778)\quad(-3.382054)\qquad\qquad(4.244050)\quad(2.387661)$$

$$h_t = 0.000108 + 0.058723\,\hat{e}^2_{t-1} + 0.903011\,h_{t-1}$$
$$(1.371932)\quad(1.812160)\qquad(18.56216)$$

สามารถประมาณค่าความแปรปรวน ของช่วงระยะเวลาเดียวกัน คือ วันที่ 20 มีนาคม 2548 ได้เท่ากับ 0.001767 และนำค่าที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของธนาคารกรุงศรีอยุธยาจำกัด โดยใช้แบบจำลอง แบล็คและโชลส์ โดยมีราคาหลักทรัพย์ของธนาคารกรุงศรีอยุธยาจำกัด ในวันที่ 20 มีนาคม 2548 ซึ่งเท่ากับ 13.3 บาท ราคาใช้สิทธิ์ เท่ากับ 12 บาท อัตราดอกเบี้ยใช้อัตราดอกเบี้ย Zero Coupon Bond เท่ากับระยะเวลา 3 เดือนเท่ากับ 0.6907 ระยะเวลาใช้สิทธิ์ทุก3เดือนเหลือระยะเวลาใช้สิทธิอีก 3 เดือน หรือ 0.25 ปี อัตราการใช้สิทธิใบสำคัญแสดงสิทธิ์ 1หุ้น ต่อ หุ้นสามัญ 1หุ้น

สามารถประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของธนาคารกรุงศรีอยุธยาจำกัด ได้เท่ากับ 1.2054 บาท ในขณะที่ราคาจริงของวันที่ 20 มีนาคม 2548 เท่ากับ 3.86 บาทและตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 2.794773 บาท คิดเป็นร้อยละ 69.12 ซึ่งเท่ากับร้อยละค่าประมาณที่ต่ำกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.5** การประมาณค่าความแปรปรวนโดยใช้จำลองแบล็คและโชลส์
ได้ค่าความแปรปรวนย้อนหลัง 3 เดือนหรือ 12 สัปดาห์เท่ากับ

| สัปดาห์ที่ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.397286 | 0.397899 | 0.397077 | 0.396355 | 0.395155 | 0.394044 |

| สัปดาห์ที่ | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.392838 | 0.391699 | 0.390515 | 0.390383 | 0.389249 | 0.388092 |

ภาคผนวกตารางที่ 5

จากนั้นนำค่าความแปรปรวนที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของธนาคารกรุงศรีอยุธยาจำกัด และตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 2.3329 บาท คิดเป็นร้อยละ 57.8 ซึ่งเท่ากับร้อยละของค่าประมาณที่ต่ำกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

## 4.2 การศึกษาราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์ เอ็นจิเนียริ่ง จำกัด (PICNI-W1)

### 4.2.1 ผลการทดสอบ Unit Root Test

ในการทดสอบ unit root ของข้อมูลผลตอบแทนรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์บริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์ เอ็นจิเนียริ่ง จำกัดเพื่อต้องการดูว่าข้อมูลนั้นมีความนิ่ง (Stationary) [I(0) ; Integrated of Order 0] หรือความไม่นิ่ง (Nonstationary) [I(d) ; d > 0 ; Integrated of Order d] เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยทำการทดสอบ Augmented Dickey – Fuller (ADF) และในการเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test เพื่อหา Lag Length ที่มีค่าความน่าจะเป็น( probability) มากที่สุด

นอกจากนี้จะทำการพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่า MacKinnon Critical ที่ระดับ 1% , 5% และ 10% ของแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon Critical แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะนิ่งได้ผลการศึกษาดังนี้

ผลการทดสอบข้อมูลราคาหลักทรัพย์บริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์ เอ็นจิเนียริ่ง จำกัดที่ระดับ Level นั้นพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ $\theta$ ล้วนอยู่ในช่วงการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ซึ่งแสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมี Unit Rootที่ระดับ 1% ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (Without Intercept and Trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (With Intercept but Without Trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและแนวโน้มของเวลา (With Intercept and Trend) มีค่า Lag ที่ 0 และใช้แบบจำลอง Intercept

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.6** แสดงค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบ Unit Root Test

| P-lag [p] | | | LEVEL (Test-statistic) | | | I(d) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | |
| **[0]*** | **[0]*** | **[0]*** | **-8.4121*** | **-9.3289*** | **-9.3181*** | **I(0)** |

ภาคผนวกตารางที่ 8

หมายเหตุ : 1) * หมายถึงความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ( $\alpha$ = 0.01)

2) ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration

3) ตัวเลขในวงเล็บของ [P] หมายถึง จำนวน P-lag ที่ใช้ในแบบจำลอง

**ตาราง 4.7** การหารูปแบบที่เหมาะสมของแบบจำลอง Unit Root โดยวิธี F- test

| รูปแบบแบบจำลอง | การคำนวณ F-test | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SSR | F | F table ( $\alpha$ =0.01) | สรุปผล |
| Trend and intercept<br>Intercept | 0.456835<br>0.460225 | 1.28564 | 3.902528 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลองมี Intercept ใช้แทนแบบจำลองมี Trend and intercept ได้ |
| Intercept<br>None | 0.460225<br>0.507216 | 6.75231 | 4.736341 | ปฏิเสธว่ารูปแบบแบบจำลอง None ใช้แทนแบบจำลองมี Intercept ได้ |

<u>ที่มา</u> : จากการคำนวณ

การเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test ได้ค่า Probability สูงสุดคือ 1.00 ที่ Lag ที่ 0

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4.2.2 แบบจำลอง ARIMA**

ภายหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 เพื่อให้ข้อมูลมีความนิ่งแล้ว จะสามารถสร้างแบบจำลองด้วยวิธี Box – Jenkins ซึ่งแบ่งเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่ การกำหนดรูปแบบ การประมาณค่า การตรวจสอบความถูกต้อง และการพยากรณ์ ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากผลการศึกษาต่อไปนี้

**1) การกำหนดรูปแบบ (Identification)**

จากการพิจารณารูปแบบ Correlogram ของผลต่างลำดับที่ 1 ของ ln $(PICNI_t)$ $[\Delta \ln(PICNI_t)]$ ในการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving Average [MA(q)] โดยพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) สามารถคัดเลือกแบบจำลองที่คาดว่ามีความเหมาะสมได้ 9 แบบจำลอง โดยแสดงในรูปสมการความสัมพันธ์ ดังนี้

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) (58)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) (59)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) (60)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) (61)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) MA(2) (62)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) (63)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) (64)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) MA(2) (65)

(PICNI) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) (66)

**2) การประมาณค่า (Estimation)**

จากการประมาณค่าทั้ง 9 แบบจำลอง โดยใช้ค่า t–statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ ดังต่อไปนี้

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t \quad (67)$$

(3.580474)

สมการ (67) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term)แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
$$(3.580474)$$
$$(1\text{-}0.130405\ L)\ u_t = \hat{e}_t \quad (68)$$
$$(0.1.4389130)$$

สมการ (68) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ -0.130405 มีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
$$(3.580474)$$
$$(1\text{-}0.128720\ L\text{-}0.002732\ L^2)\ u_t = \hat{e}_t \quad (69)$$
$$(1.312763) \quad (0.029527)$$

สมการ (69) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ AR(2) มีค่าเท่ากับ -0.128720 และ-0.002732 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
$$(3.580474)$$
$$u_t = (1+\ 0.175186\ L\ )\hat{e}_t \quad (70)$$
$$(1.855083)$$

สมการ (70) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.175186 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 10%

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
$$(3.580474)$$
$$u_t = (1 +\ 0.174137\ L\text{-}\ 0.013962\ L^2)\ \hat{e}_t \quad (71)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

(1.796005) (-0.143686)

สมการ (71) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.174137 และ - 0.013962 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
(3.580474)

$$(1-0.143791\ L)\ u_t = (1 - 0.015341\ L)\ \hat{e}_t \qquad (72)$$
(0.574375) (-0.057064)

สมการ (72) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ MA(1) มีค่าเท่ากับ -0.312347 และ0.411368 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
(3.580474)

$$(1+0.318541L- 0.021932L^2)\ u_t = (1+0.452677\ L)\ \hat{e}_t \qquad (73)$$
(-0.194690) (0.080991) (0.276543)

สมการ (73) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) AR(2) และ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.318541 , -0.021932และ 0.452677 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
(3.580474)

$$(1+0.139113L)\ u_t = (1-0.007963L - 0.006558L^2)\ \hat{e}_t \qquad (74)$$
(-0.093537) (0.157799) (-0.321964)

สมการ (74) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ - 0.125709 , 0.211915 และ 0.054239 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
$$(3.580474)$$

$$(1+0.285153L- 0.035452L^2)\, u_t = (1+ 0.419641L - 0.016001L^2)\, \hat{e}_t \qquad (75)$$
$$(-0.160831) \quad (0.092284) \qquad (0.23658) \qquad (-0.054306)$$

สมการ (75) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1), AR(2), MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.285153, - 0.035452 , 0.419641 และ - 0.016001 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

**ตาราง 4.8** แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.000000 | 0.009814 | -0.002203 | 0.013168 | 0.004148 |
| Durbin-Watson statistic | 1.619478 | 1.994063 | 1.990319 | 1.966023 | 1.961020 |
| Akaike Information Criterion | -2.413486 | -2.525646 | -2.497594 | -2.417776 | -2.399798 |
| Schwarz Criterion | -2.388936 | -2.476263 | -2.42309 | -2.368677 | -2.326148 |

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.000499 | -0.009769 | -0.008975 | -0.019538 |
| Durbin-Watson statistic | 1.990480 | 1.992462 | 1.993236 | -1.993472 |
| Akaike Information Criterion | -2.507323 | -2.481125 | -2.489019 | -2.462640 |
| Schwarz Criterion | -2.433250 | -2.381786 | -1.962832 | -2.338468 |

ภาคผนวกตารางที่ 9

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking)**

ผลการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (Residual; $\hat{e}_t$) โดยพิจารณาจากค่า Q–statistic พบว่า ค่า Q-statistic ที่มีความล่าช้าของช่วงเวลาเท่ากับ 40 และ 80 ของแบบจำลองทั้ง 9 แบบจำลอง (ตารางที่ 4.9) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 1% แสดงว่า $e_t$ เป็น White Noise หรือ $e_t$ มีการกระจายแบบปกติ (Normal Distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวน (Variances) เท่ากับ $\sigma^2 I$ แสดงว่า $e_t$ ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีความแปรปรวนแตกต่าง (heteroscedasticity) ซึ่งหมายความว่าตัวแบบอนุกรมเวลาทั้ง 9 แบบจำลอง ได้ผ่านการตรวจสอบความถูกต้อง (diagnostics checking) แล้วว่ามีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

**ตาราง 4.9** แสดงค่า Q-statistic ที่ได้จากการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง

| **ค่าสถิติ** | **รูปแบบ ARIMA** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 35.820 | 47.649 | 47.354 | 39.940 | 39.718 |
| Probability (40) | 0.659 | 0.161 | 0.142 | 0.428 | 0.393 |
| Q-statistic (80) | 73.031 | 76.879 | 76.772 | 72.708 | 72.372 |
| Probability (80) | 0.697 | 0.547 | 0.518 | 0.678 | 0.658 |

| **ค่าสถิติ** | **รูปแบบ ARIMA** | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 47.658 | 47.200 | 47.568 | 47.152 |
| Probability (40) | 0.135 | 0.122 | 0.114 | 0.101 |
| Q-statistic (80) | 76.953 | 75.368 | 76.554 | 75.326 |
| Probability (80) | 0.512 | 0.531 | 0.493 | 0.50 |

<u>ที่มา</u> : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รวมถึงการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (Residual; $\hat{e}_t$) โดยพิจารณาจาก Correlogram Squared Residuals (ใช้แบบจำลอง(0,0,1)เพราะพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติ

**ภาพที่ 4.2** รูปแบบ Correlogram Squared Residuals ของแบบจำลอง ARMA

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.029 | -0.029 | 0.0925 | |
| | | 2 | 0.027 | 0.026 | 0.1773 | 0.674 |
| | | 3 | -0.055 | -0.053 | 0.5224 | 0.770 |
| | | 4 | 0.262 | 0.259 | 8.5005 | 0.037 |
| | | 5 | 0.026 | 0.042 | 8.5818 | 0.072 |
| | | 6 | 0.032 | 0.020 | 8.6998 | 0.122 |
| | | 7 | -0.051 | -0.027 | 9.0071 | 0.173 |
| | | 8 | 0.036 | -0.034 | 9.1614 | 0.241 |
| | | 9 | 0.019 | 0.006 | 9.2076 | 0.325 |
| | | 10 | 0.063 | 0.050 | 9.6986 | 0.375 |
| | | 11 | -0.080 | -0.064 | 10.491 | 0.399 |
| | | 12 | 0.077 | 0.081 | 11.244 | 0.423 |
| | | 13 | 0.015 | 0.021 | 11.271 | 0.506 |
| | | 14 | -0.085 | -0.136 | 12.202 | 0.511 |
| | | 15 | -0.047 | -0.014 | 12.490 | 0.567 |
| | | 16 | -0.020 | -0.057 | 12.543 | 0.638 |
| | | 17 | 0.019 | 0.001 | 12.589 | 0.703 |
| | | 18 | -0.030 | 0.022 | 12.713 | 0.755 |
| | | 19 | -0.103 | -0.093 | 14.136 | 0.720 |
| | | 20 | -0.041 | -0.019 | 14.370 | 0.762 |
| | | 21 | -0.069 | -0.078 | 15.026 | 0.775 |
| | | 22 | 0.003 | -0.026 | 15.027 | 0.822 |
| | | 23 | -0.033 | 0.031 | 15.177 | 0.855 |
| | | 24 | -0.070 | -0.050 | 15.884 | 0.860 |
| | | 25 | -0.074 | -0.053 | 16.682 | 0.862 |
| | | 26 | -0.062 | -0.046 | 17.240 | 0.873 |
| | | 27 | -0.081 | -0.104 | 18.221 | 0.868 |
| | | 28 | 0.048 | 0.079 | 18.563 | 0.885 |
| | | 29 | -0.075 | -0.043 | 19.427 | 0.884 |
| | | 30 | -0.014 | -0.009 | 19.459 | 0.909 |

จากรูปแบบ Correlogram Squared Residuals จะเห็นได้ว่า Autocorrelation และ Partial Correlation มีความนิ่งจึงไม่ต้องใช้วิธี GARCH มาใช้ในการพยากรณ์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4) การพยากรณ์ (Forecasting)**

ในการเลือกสมการที่มีความเหมาะสมที่สุดที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไปนั้น จะต้องพิจารณาค่า Root Mean Squared Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient (U) ที่มีค่าต่ำที่สุด ซึ่งจำแนกผลการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือคือ Historical Forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง Ex-post Forecast เป็นการพยากรณ์ในช่วงสั้น ๆ ซึ่งได้กำหนดการพยากรณ์ย้อนกลับไป 5 ช่วงระยะเวลา และ Ex-ante Forecast

Ex-ante Forecast เนื่องจากการพยากรณ์ในรูปแบบ ARIMA มีความแม่นยำในช่วงสั้น ๆ ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้กำหนดช่วงพยากรณ์ในอนาคตเพียง 1 ช่วงระยะเวลา โดยกำหนดช่วงการพยากรณ์เริ่มต้นจากค่าที่ 1 ถึงค่าที่ 111 คือตั้งแต่วันที่ 9 กุมภาพันธ์ 2545 ถึงวันที่ 27 มีนาคม 2548 พบว่าสมการ (0,0,1) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุดคือแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และมีค่า Schwarz Criterion มีค่าเท่ากับ –2.3686

$$(PICNI) = 0.024601 + u_t$$
$$(3.580474)$$
$$u_t = (1+ 0.175186 L)\hat{e}_t$$
$$(1.855083)$$

และสามารถประมาณค่าความแปรปรวน ของช่วงระยะเวลาถัดไป คือ วันที่ 27 มีนาคม 2548 ได้เท่ากับ 0.072034 และนำค่าที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์ เอ็นจิเนียริ่ง จำกัด โดยใช้แบบจำลองแบล็คและโชลส์ โดยมี ราคาหลักทรัพย์ของบริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์ เอ็นจิเนียริ่ง จำกัด ในวันที่ 27 มีนาคม 2548 ซึ่งเท่ากับ 12.9 บาท ราคาใช้สิทธิ์ เท่ากับ 3.144 บาท อัตราดอกเบี้ยใช้อัตราดอกเบี้ย Zero Coupon Bond เท่ากับระยะเวลา 6 เดือนเท่ากับ 1.3814 ระยะเวลาใช้สิทธิ์ ทุก 6 เดือน เหลือระยะเวลาใช้สิทธิอีก 6 เดือน หรือ 0.5 ปี อัตราการใช้สิทธิ ใบสำคัญแสดงสิทธิ์ 1หุ้น ต่อ หุ้นสามัญ 1.90863 หุ้น

สามารถประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์เอ็นจิเนียริ่งจำกัด ได้เท่ากับ 22.8483 บาท ในขณะที่ราคาจริงของวันที่ 27 มีนาคม 2548 เท่ากับ 18.3 บาทและตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 6.7299 บาท คิดเป็นร้อยละ 37.2 ซึ่งเท่ากับร้อยละของค่าประมาณที่สูงกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.10** การประมาณค่าความแปรปรวนโดยใช้จำลองแบล็คและโชลส์
ได้ค่าความแปรปรวนย้อนหลัง 3 เดือนหรือ 12 สัปดาห์เท่ากับ

| **สัปดาห์ที่** | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **ความแปรปรวน** | 0.52503 | 0.524877 | 0.523388 | 0.53073 | 0.528332 | 0.525819 |

| **สัปดาห์ที่** | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **ความแปรปรวน** | 0.523842 | 0.522418 | 0.52048 | 0.518224 | 0.517194 | 0.517565 |

ภาคผนวกตารางที่ 11

จากนั้นนำค่าความแปรปรวนที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัท ปิคนิคแก๊ส แอนด์เอ็นจิเนียริ่งจำกัด และตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 6.7299 บาท คิดเป็นร้อยละ 37.2 ซึ่งเท่ากับร้อยละของค่าประมาณที่สูงกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

### 4.3 การศึกษาราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัท ชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด (SHIN-W1)

#### 4.3.1 ผลการทดสอบ Unit Root Test

ในการทดสอบ unit root ของข้อมูลนั้นเพื่อต้องการดูว่าข้อมูลนั้นมีความนิ่ง (Stationary) [I(0) ; Integrated of Order 0] หรือความไม่นิ่ง (Nonstationary) [I(d) ; d > 0 ; Integrated of Order d] เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยทำการทดสอบ Augmented Dickey – Fuller (ADF) ในการเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test เพื่อหา Lag Length ที่มีค่า probability มากที่สุด นอกจากนี้จะทำการพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่า MacKinnon Critical ที่ระดับ 1% , 5% และ 10% ของแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon Critical แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะนิ่งได้ผลการศึกษาดังนี้

ผลการทดสอบข้อมูลผลตอบแทนรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์ชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด ที่ระดับ Level นั้นพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ $\theta$ ล้วนอยู่ในช่วงการปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ซึ่งแสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นไม่มี Unit Root ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (Without Intercept and Trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (With Intercept but Without Trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและแนวโน้มของเวลา (With Intercept and Trend) Lag ที่ 0และใช้แบบจำลอง None

**ตาราง 4.11** แสดงค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบ Unit Root Test

| **P-lag [P]** | | | **LEVEL (Test-statistic)** | | | **I(d)** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | |
| **[0]*** | **[0]*** | **[0]*** | **-12.594*** | **-12.720*** | **-12.774*** | **I(0)** |

ภาคผนวกตารางที่ 14

หมายเหตุ : 1) * หมายถึงความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ( $\alpha$ = 0.01)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

2) ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration

3) ตัวเลขในวงเล็บของ [P] หมายถึง จำนวน P-lag ที่ใช้ในแบบจำลอง

**ตาราง 4.12** การหารูปแบบที่เหมาะสมของแบบจำลอง Unit Root โดยวิธี F- test

| รูปแบบแบบจำลอง | การคำนวณ F-test | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SSR | F | F table ($\alpha$ =0.01) | สรุปผล |
| Trend and intercept<br>Intercept | 0.388084<br>0.390898 | 1.196416 | 3.902528 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลองมี Intercept ใช้แทนแบบจำลองมี Trend and intercept ได้ |
| Intercept<br>None | 0.390898<br>0.395963 | 2.150919 | 4.736341 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลอง None ใช้แทนแบบจำลองมี Intercept ได้ |

ที่มา : จากการคำนวณ

การเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test ได้ค่า Probability สูงสุดคือ 1.00 ที่ Lag ที่ 0

### 4.3.2 แบบจำลอง ARIMA

ภายหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 เพื่อให้ข้อมูลมีความนิ่งแล้ว จะสามารถสร้างแบบจำลองด้วยวิธี Box – Jenkins ซึ่งแบ่งเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่ การกำหนดรูปแบบ (Identification) การประมาณค่า (Estimation) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagonostic Checking) และการพยากรณ์ (Forecasting) ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากผลการศึกษาต่อไปนี้

**1) การกำหนดรูปแบบ (Identification)**

จากการพิจารณารูปแบบ Correlogram ของผลต่างลำดับที่ 1 ของ ln $(SHIN_t)$ [$\Delta$ ln $(SHIN_t)$] ในการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving Average [MA(q)] โดยพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) สามารถคัดเลือกแบบจำลองที่คาดว่ามีความเหมาะสมได้ 9 แบบจำลอง โดยแสดงในรูปสมการความสัมพันธ์ ดังนี้

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) (76)

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) (77)

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) (78)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) (79)

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) MA(2) (80)

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) (81)

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) (82)

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) MA(2) (83)

(SHIN) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) (84)

**2) การประมาณค่า (Estimation)**

จากการประมาณค่าทั้ง 9 แบบจำลอง โดยใช้ค่า t–statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ ดังต่อไปนี้

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t \quad (85)$$
$$(1.489357)$$

สมการ (85) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$
$$(1\text{-}0.005933L)\,u_t = \hat{e}_t \quad (86)$$
$$(1.466865)$$

สมการ (86) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ -0.005933มีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$
$$(1\text{-}0.005680\,L\text{-}0.027245L^2)\,u_t = \hat{e}_t \quad (87)$$
$$(0.072377) \quad (0.344258)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สมการ (87) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1)และ AR(2) มีค่าเท่ากับ -0.005680 และ -0.027245 มีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$
$$u_t = (1 + 0.005640L)\hat{e}_t \quad (88)$$
$$(0.072385)$$

สมการ (88) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.005640 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$
$$u_t = (1 + 0.00328L + 0.023984L^2)\hat{e}_t \quad (89)$$
$$(0.003048) \quad (0.304473)$$

สมการ (89) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.005839 และ 0.000370 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทาง

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$
$$(1\text{-}0.972961L)\,u_t = (1 - 0.989949L)\hat{e}_t \quad (90)$$
$$(53.5641) \quad (-74.49648)$$

สมการ (90) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ -0.972961 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1)ค่าเท่ากับ - 0.989949 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$

$$(1+0.476691L+0.001533L^2)\, u_t = (1+ 0.486719L)\, \hat{e}_t \quad (91)$$
$$(-0.621754) \quad (-0.019306) \qquad (0.634433)$$

สมการ (91) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) ,AR(2)และ MA(1) มีค่าเท่ากับ -0.476691,0.001533 และ 0.486719 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$

$$(1-0963460L)\, u_t = (1 - 0.975623L+ 0.035693L^2)\, \hat{e}_t \quad (92)$$
$$(21.87673) \qquad (-11.38052) \quad (0.448383)$$

สมการ (92) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทาง ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ -0963460 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ -0.975623 ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.035693 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(SHIN) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$

$$(1-0.327742L-0.629229L^2)\, u_t = (1- 0.371706L - 0.679063L^2)\, \hat{e}_t \quad (93)$$
$$(0.025132) \quad (1.120172) \qquad (-0.029217) \quad (-0.605569)$$

สมการ (93) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) ,AR(2) ,MA(1) และMA(2) มีค่าเท่ากับ -

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

0.327742,-0.629229, - 0.371706 และ- 0.679063 ตามลำดับซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

**ตาราง 4.13** แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.000000 | -0.006063 | -0.011569 | -0.006026 | -0.011544 |
| Durbin-Watson statistic | 1.986667 | 1.995465 | 1.996728 | 1.998167 | 1.992978 |
| Akaike Information Criterion | -3.207414 | -3.189323 | -3.175016 | -3.195471 | -3.184105 |
| Schwarz Criterion | -3.188743 | -3.151829 | -3.118545 | -3.158130 | -3.128093 |

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.008358 | -0.014464 | 0.000255 | 0.049890 |
| Durbin-Watson statistic | 1.990437 | 1.994703 | 1.994878 | 2.038800 |
| Akaike Information Criterion | -3.197828 | -3.166230 | -3.183286 | -3.225877 |
| Schwarz Criterion | -3.141587 | -3.090935 | -3.108298 | -3.131757 |

ภาคผนวกตารางที่ 15

**3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking)**

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (Residual; $\hat{e_t}$ ) โดยพิจารณาจากค่า Q–statistic พบว่า ค่า Q-statistic ที่มีความล่าช้าของช่วงเวลาเท่ากับ 40 และ 80 ของแบบจำลองทั้ง 9 แบบจำลอง (ตารางที่ 4.11) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 1% แสดงว่า $e_t$ เป็น White Noise หรือ $e_t$ มีการกระจายแบบปกติ (Normal Distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวน (variances) เท่ากับ $\sigma^2 I$ แสดงว่า $e_t$ ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีความแปรปรวนแตกต่าง (heteroscedasticity) ซึ่งหมายความว่าตัวแบบอนุกรมเวลาทั้ง 9 แบบจำลอง ได้

ผ่านการตรวจสอบความถูกต้อง (diagnostics checking) แล้วว่ามีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

**ตาราง 4.14** แสดงค่า Q-statistic ที่ได้จากการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง

| **ค่าสถิติ** | **รูปแบบ ARIMA** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 31.539 | 31.462 | 32.914 | 31.605 | 31.967 |
| Probability (40) | 0.828 | 0.799 | 0.703 | 0.704 | 0.749 |
| Q-statistic (80) | 78.411 | 77.840 | 77.640 | 78.112 | 77.599 |
| Probability (80) | 0.529 | 0.516 | 0.490 | 0.507 | 0.492 |

| **ค่าสถิติ** | **รูปแบบ ARIMA** | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 29.576 | 31.452 | 28.142 | 28.800 |
| Probability (40) | 0.834 | 0.726 | 0.852 | 0.798 |
| Q-statistic (80) | 74.390 | 78.235 | 69.186 | 70.280 |
| Probability (80) | 0.595 | 0.439 | 0.725 | 0.663 |

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รวมถึงการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (Residual ; $\hat{e}_t$) โดยพิจารณาจาก Correlogram Squared Residuals(ใช้แบบจำลอง(1,0,1)เพราะพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติ)

**ภาพที่ 4.3** รูปแบบ Correlogram Squared Residuals ของแบบจำลอง ARMA

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.056 | -0.056 | 0.5312 | |
| | | 2 | 0.065 | 0.062 | 1.2523 | |
| | | 3 | -0.055 | -0.048 | 1.7693 | 0.183 |
| | | 4 | 0.095 | 0.087 | 3.3274 | 0.189 |
| | | 5 | 0.126 | 0.144 | 6.0818 | 0.108 |
| | | 6 | -0.067 | -0.069 | 6.8699 | 0.143 |
| | | 7 | -0.055 | -0.072 | 7.3948 | 0.193 |
| | | 8 | -0.066 | -0.060 | 8.1527 | 0.227 |
| | | 9 | 0.012 | -0.020 | 8.1775 | 0.317 |
| | | 10 | -0.009 | -0.013 | 8.1928 | 0.415 |
| | | 11 | -0.066 | -0.044 | 8.9775 | 0.439 |
| | | 12 | 0.219 | 0.252 | 17.691 | 0.060 |
| | | 13 | -0.103 | -0.070 | 19.619 | 0.051 |
| | | 14 | -0.019 | -0.084 | 19.683 | 0.073 |
| | | 15 | 0.012 | 0.056 | 19.709 | 0.103 |
| | | 16 | -0.027 | -0.076 | 19.844 | 0.135 |
| | | 17 | 0.014 | -0.062 | 19.881 | 0.177 |
| | | 18 | -0.058 | 0.008 | 20.512 | 0.198 |
| | | 19 | 0.031 | 0.063 | 20.700 | 0.240 |
| | | 20 | 0.031 | 0.058 | 20.877 | 0.286 |
| | | 21 | 0.029 | 0.018 | 21.035 | 0.335 |
| | | 22 | -0.043 | -0.033 | 21.391 | 0.374 |
| | | 23 | -0.028 | -0.022 | 21.545 | 0.426 |
| | | 24 | 0.013 | -0.100 | 21.579 | 0.485 |
| | | 25 | -0.024 | -0.011 | 21.690 | 0.539 |
| | | 26 | -0.039 | -0.008 | 21.994 | 0.580 |
| | | 27 | 0.038 | 0.049 | 22.288 | 0.619 |
| | | 28 | -0.007 | 0.057 | 22.297 | 0.672 |
| | | 29 | -0.049 | -0.056 | 22.790 | 0.696 |
| | | 30 | -0.031 | -0.031 | 22.983 | 0.734 |

จากรูปแบบ Correlogram Squared Residuals จะเห็นได้ว่า Autocorrelation และ Partial Correlation มีความนิ่งจึงไม่ต้องใช้วิธี GARCH มาใช้ในการพยากรณ์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4) การพยากรณ์ (Forecasting)**

ในการเลือกสมการที่มีความเหมาะสมที่สุดที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไปนั้น จะต้องพิจารณาค่า Root Mean Squared Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient (U) ที่มีค่าต่ำที่สุด ซึ่งจำแนกผลการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ Historical Forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง Ex-post Forecast เป็นการพยากรณ์ในช่วงสั้น ๆ ซึ่งได้กำหนดการพยากรณ์ย้อนกลับไป 5 ช่วงระยะเวลา และ Ex-ante Forecast

Ex-ante Forecast เนื่องจากการพยากรณ์ในรูปแบบ ARIMA มีความแม่นยำในช่วงสั้น ๆ ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้กำหนดช่วงพยากรณ์ในอนาคตเพียง 1 ช่วงระยะเวลา โดยกำหนดช่วงการพยากรณ์เริ่มต้นจากค่าที่ 1 ถึงค่าที่ 168 คือตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2545 ถึงวันที่ 27 มีนาคม 2548 พบว่าสมการ (1,0,1) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุด มีค่าสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ,ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ MA(1) มีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% และค่า Schwarz Criterion มีค่าเท่ากับ -3.141587

$$(\text{SHIN}) = 0.005593 + u_t$$
$$(1.489357)$$

$$(1\text{-}0.972961L)\, u_t = (1 - 0.989949L)\, \hat{e}_t$$
$$(53.5641) \qquad (-74.49648)$$

และสามารถประมาณค่าความแปรปรวน ของช่วงระยะเวลาถัดไป คือ วันที่ 27 มีนาคม 2548 ได้เท่ากับ 0.4847 นำค่า ที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด โดยใช้แบบจำลองแบล็คและโชลส์ โดยมี ราคาหลักทรัพย์ของบริษัทชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด ในวันที่27 มีนาคม 2548 ซึ่งเท่ากับ 40 บาท ราคาใช้สิทธิ์ เท่ากับ 20.50 บาท อัตราดอกเบี้ยใช้อัตราดอกเบี้ย Zero Coupon Bond ระยะเวลา 3 เดือนเท่ากับ 0.6907 ระยะเวลาใช้สิทธิ์ ทุก 3 เดือน เหลือระยะเวลาใช้สิทธิอีก 2 เดือน หรือ 0.1666 ปีอัตราการใช้สิทธิใบสำคัญแสดงสิทธิ์ 1หุ้น ต่อ หุ้นสามัญ 1หุ้น

สามารถประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด ได้เท่ากับ 22.1665 บาท ในขณะที่ราคาจริงของใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัดใน วันที่ 27 มีนาคม 2548 เท่ากับ 23 บาทและตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 2.3769 บาท คิดเป็นร้อยละ 9.5 ซึ่งเท่ากับร้อยละของค่าประมาณที่สูงกว่า

**ตาราง 4.15** การประมาณค่าความแปรปรวนโดยใช้จำลองแบล็คและโชลส์
ได้ค่าความแปรปรวนย้อนหลัง 3 เดือนหรือ 12 สัปดาห์เท่ากับ

| สัปดาห์ที่ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.52503 | 0.524877 | 0.523388 | 0.53073 | 0.528332 | 0.525819 |

| สัปดาห์ที่ | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.523842 | 0.522418 | 0.52048 | 0.518224 | 0.517194 | 0.517565 |

ภาคผนวกตารางที่ 17

จากนั้นนำค่าความแปรปรวนที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด และตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 2.3936 บาท คิดเป็นร้อยละ 9.92 ซึ่งเท่ากับร้อยละของค่าประมาณที่สูงกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4.4 การศึกษาราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทจัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนลจำกัด (JAS-W2)**

**4.4.1 ผลการทดสอบ Unit Root Test**

ในการทดสอบ unit root ของข้อมูลนั้นเพื่อต้องการดูว่าข้อมูลนั้นมีความนิ่ง (Stationary) [I(0) ; Integrated of Order 0] หรือความไม่นิ่ง (Nonstationary) [I(d) ; d > 0 ; Integrated of Order d] เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยทำการทดสอบ Augmented Dickey – Fuller (ADF) ในการเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test เพื่อหา Lag Length ที่มีค่า probability มากที่สุด

นอกจากนี้จะทำการพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่า MacKinnon Critical ที่ระดับ 1% , 5% และ 10% ของแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon Critical แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะนิ่ง ได้ผลการศึกษาดังนี้

ผลการทดสอบข้อมูลผลตอบแทนรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์จัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนล จำกัด ที่ระดับ Level นั้นพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ $\theta$ ล้วนอยู่ในช่วงที่การปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ซึ่งแสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นไม่มี Unit Root ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (Without Intercept and Trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (With Intercept but Without Trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและแนวโน้มของเวลา (With Intercept and Trend)มีค่า Lag ที่ 11 และใช้แบบจำลอง None

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.16** แสดงค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบ Unit Root Test

| P-lag [P] | | | LEVEL (Test-statistic) | | | I(d) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | |
| **[11]*** | **[11]*** | **[11]*** | **-13.492*** | **-13.457*** | **-13.441*** | **I(0)** |

ภาคผนวกตารางที่ 20

หมายเหตุ : 1) * หมายถึงความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ( $\alpha$ = 0.01)

2) ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration

3) ตัวเลขในวงเล็บของ [P] หมายถึง จำนวน P-lag ที่ใช้ในแบบจำลอง

**ตาราง 4.17** การหารูปแบบที่เหมาะสมของแบบจำลอง Unit Root โดยวิธี F- test

| รูปแบบแบบจำลอง | การคำนวณ F-test | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SSR | F | F table ( $\alpha$ =0.01) | สรุปผล |
| Trend and intercept<br>Intercept | 1.76019<br>1.763686 | 0.327715 | 3.902528 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลองมี Intercept ใช้แทนแบบจำลองมี Trend and intercept ได้ |
| Intercept<br>None | 1.763686<br>1.764685 | 0.094027 | 4.736341 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลอง None ใช้แทนแบบจำลองมี Intercept ได้ |

ที่มา : จากการคำนวณ

การเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test ได้ค่า Probability สูงสุดคือ 0.917027 ที่ Lag ที่ 11

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4.4.2 แบบจำลอง ARIMA**

ภายหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 เพื่อให้ข้อมูลมีความนิ่งแล้ว จะสามารถสร้างแบบจำลองด้วยวิธี Box – Jenkins ซึ่งแบ่งเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่ การกำหนดรูปแบบ การประมาณค่า การตรวจสอบความถูกต้อง และการพยากรณ์ ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากผลการศึกษาต่อไปนี้

**1) การกำหนดรูปแบบ (Identification)**

จากการพิจารณารูปแบบ Correlogram ของผลต่างลำดับที่ 1 ของ ln $(JAS_t)$ [$\Delta$ ln $(JAS_t)$] ในการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving Average [MA(q)] โดยพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) สามารถคัดเลือกแบบจำลองที่คาดว่ามีความเหมาะสมได้ 9 แบบจำลอง โดยแสดงในรูปสมการความสัมพันธ์ ดังนี้

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) (94)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) (95)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) (96)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) (97)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) MA(2) (98)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) (99)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) (100)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) MA(2) (101)

(JAS) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) (102)

**2. การประมาณค่า (Estimation)**

จากการประมาณค่าทั้ง 9 แบบจำลอง โดยใช้ค่า t–statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ ดังต่อไปนี้

$$(JAS) = 0.003255 + u_t \qquad (103)$$

(0.404755)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สมการ (103) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

$$(1+0.044144L)\, u_t = \hat{e}_t \qquad (104)$$
$$(-0.568954)$$

สมการ (104) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ 0.044144 มีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

$$(1+0.032049L-0.102814L^2)\, u_t = \hat{e}_t \qquad (105)$$
$$(-0.410050) \quad (1.323615)$$

สมการ (105) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทาง ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ AR(2) มีค่าเท่ากับ 0.032049 และ -0.102814 ตามลำดับ มีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

$$u_t = (1 - 0.037506L)\, \hat{e}_t \qquad (106)$$
$$(-0.481136)$$

สมการ (106) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ - 0.037506 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

$$u_t = (1- 0.040368L + 0.104254L^2)\ \hat{e}_t \quad (107)$$
$$(-0.50077) \quad (1.340286)$$

สมการ (107) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ -0.040368 และ 0.104254 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

$$(1+0.490731L)\ u_t = (1- 0.431893L)\ \hat{e}_t \quad (108)$$
$$(-1.141226) \quad (0.960313)$$

สมการ (108) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.490731 และ - 0.431893 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

$$(1+0.053719L- 0.101730L^2)\ u_t = (1+ 0.021998L)\ \hat{e}_t \quad (109)$$
$$(-0.082019) \quad (-1.217212) \quad (0.033364)$$

สมการ (109) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1), AR(2) และ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.053719, - 0.101730 และ 0.021998 ตามลำดับซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$( 1+0.363959L)\, u_t = (1+ 0.330408L + 0.82575L^2)\, \hat{e}_t \qquad (110)$$

$$(-0.896928) \qquad (0.807409) \quad (0.996746)$$

สมการ (110) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1), MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.363959, 0.330408 และ 0.82575 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$

$$(0.233897)$$

$$(1-0.392728L-0.443728L^2)\, u_t = (1 - 0.483038\, L- 0.345889L^2)\, \hat{e}_t \qquad (111)$$

$$(0.929840) \quad (1.188122) \qquad (-0.982959) \quad (-0.879201)$$

สมการ (111) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) , AR(2), MA(1) และMA(2) มีค่าเท่ากับ -0.392728 , -0.443728, - 0.483038 และ- 0.345889 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

**ตาราง 4.18** แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.000000 | -0.004116 | -0.000147 | -0.00440 | 0.00487 |
| Durbin-Watson statistic | 2.070064 | 1.969066 | 1.996035 | 1.987480 | 1.980100 |
| Akaike Information Criterion | -1.684227 | -1.682608 | -1.678657 | -1.673903 | -1.672883 |
| Schwarz Criterion | -1.66556 | -1.645115 | -1.622185 | -1.636562 | -1.616871 |

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | -0.002738 | -0.006353 | -0.003208 | 0.009007 |
| Durbin-Watson statistic | 1.937514 | 1.99665 | 1.992295 | 1.980556 |
| Akaike Information Criterion | -1.678049 | -1.666542 | -1.671686 | -1.658018 |

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Schwarz Criterion | -1.621808 | -1.591246 | -1.596699 | -1.563898 |

ภาคผนวกตารางที่ 21

**3. การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking)**

ผลการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (Residual; $\hat{e}_t$) โดยพิจารณาจากค่า Q–statistic พบว่า ค่า Q-statistic ที่มีความล่าช้าของช่วงเวลาเท่ากับ 40 และ 80 ของแบบจำลองทั้ง 9 แบบจำลอง (ตารางที่ 4.19) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 1% แสดงว่า $e_t$ เป็น White Noise หรือ $e_t$ มีการกระจายแบบปกติ (Normal Distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวน (variances) เท่ากับ $\sigma^2 I$ แสดงว่า $e_t$ ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีความแปรปรวนแตกต่าง (heteroscedasticity) ซึ่งหมายความว่าตัวแบบอนุกรมเวลาทั้ง 9 แบบจำลอง ได้ผ่านการตรวจสอบความถูกต้อง (diagnostics checking) แล้วว่ามีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

**ตาราง 4.19** แสดงค่า Q-statistic ที่ได้จากการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 39.663 | 38.298 | 34.685 | 39.115 | 35.529 |
| Probability (40) | 0.485 | 0.502 | 0.624 | 0.465 | 0.584 |
| Q-statistic (80) | 67.425 | 69.426 | 66.934 | 67.398 | 65.712 |
| Probability (80) | 0.841 | 0.771 | 0.810 | 0.821 | 0.838 |

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 37.525 | 34.637 | 34.036 | 39.242 |
| Probability (40) | 0.491 | 0.580 | 0.609 | 0.552 |
| Q-statistic (80) | 68.926 | 66.901 | 66.816 | 66.296 |
| Probability (80) | 0.759 | 0.786 | 0.790 | 0.779 |

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รวมถึงการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (Residual; $\hat{e}_t$) โดยพิจารณาจาก Correlogram Squared Residuals (ใช้แบบจำลอง(2,0,2)เพราะมีค่า Schwarz Criterion ต่ำที่สุด)

**ภาพที่ 4.4** รูปแบบ Correlogram Squared Residuals ของแบบจำลอง ARMA

Date: 05/25/05 Time: 01:47
Sample: 3 167
Included observations: 165
Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.051 | -0.051 | 0.4396 | |
| | | 2 | 0.136 | 0.133 | 3.5532 | |
| | | 3 | -0.028 | -0.015 | 3.6841 | |
| | | 4 | -0.088 | -0.111 | 5.0176 | 0.025 |
| | | 5 | -0.018 | -0.021 | 5.0720 | 0.079 |
| | | 6 | -0.044 | -0.018 | 5.4000 | 0.145 |
| | | 7 | -0.022 | -0.025 | 5.4882 | 0.241 |
| | | 8 | -0.047 | -0.053 | 5.8778 | 0.318 |
| | | 9 | -0.064 | -0.070 | 6.6013 | 0.359 |
| | | 10 | -0.002 | -0.002 | 6.6018 | 0.471 |
| | | 11 | -0.062 | -0.055 | 7.2981 | 0.505 |
| | | 12 | 0.090 | 0.072 | 8.7439 | 0.461 |
| | | 13 | -0.042 | -0.037 | 9.0675 | 0.526 |
| | | 14 | -0.079 | -0.121 | 10.200 | 0.512 |
| | | 15 | 0.016 | 0.004 | 10.250 | 0.594 |
| | | 16 | -0.050 | -0.017 | 10.716 | 0.635 |
| | | 17 | -0.033 | -0.063 | 10.919 | 0.692 |
| | | 18 | -0.021 | -0.043 | 10.998 | 0.753 |
| | | 19 | -0.077 | -0.083 | 12.110 | 0.736 |
| | | 20 | -0.061 | -0.085 | 12.815 | 0.749 |
| | | 21 | -0.058 | -0.063 | 13.450 | 0.764 |
| | | 22 | -0.049 | -0.077 | 13.912 | 0.789 |
| | | 23 | 0.315 | 0.316 | 33.166 | 0.032 |
| | | 24 | 0.102 | 0.128 | 35.184 | 0.027 |
| | | 25 | 0.064 | -0.060 | 35.992 | 0.030 |
| | | 26 | 0.116 | 0.108 | 38.671 | 0.022 |
| | | 27 | -0.074 | -0.040 | 39.776 | 0.023 |
| | | 28 | -0.050 | -0.106 | 40.279 | 0.027 |
| | | 29 | -0.075 | -0.060 | 41.410 | 0.028 |
| | | 30 | -0.004 | 0.013 | 41.413 | 0.038 |

จากรูปแบบ Correlogram Squared Residuals จะเห็นได้ว่า Autocorrelation และ Partial Correlation มีความนิ่งจึงไม่ต้องใช้วิธี GARCH มาใช้ในการพยากรณ์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4. การพยากรณ์ (Forecasting)**

ในการเลือกสมการที่มีความเหมาะสมที่สุดที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไปนั้น จะต้องพิจารณาค่า Root Mean Squared Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient (U) ที่มีค่าต่ำที่สุด ซึ่งจำแนกผลการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ Historical Forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง Ex-post Forecast เป็นการพยากรณ์ในช่วงสั้น ๆ ซึ่งได้กำหนดการพยากรณ์ย้อนกลับไป 5 ช่วงระยะเวลา และ Ex-ante Forecast

Ex-ante Forecast เนื่องจากการพยากรณ์ในรูปแบบ ARIMA มีความแม่นยำในช่วงสั้น ๆ ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้กำหนดช่วงพยากรณ์ในอนาคตเพียง 1 ช่วงระยะเวลา โดยกำหนดช่วงการพยากรณ์เริ่มต้นจากค่าที่ 1 ถึงค่าที่ 168 คือตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2545 ถึงวันที่ 27 มีนาคม 2548 พบว่าสมการ (2,0,2) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุด เพราะมีค่าSchwarz Criterion ต่ำที่สุด มีค่าเท่ากับ -1.563898

$$(JAS) = 0.003255 + u_t$$
$$(0.233897)$$

$$(1-0.392728L-0.443728L^2)\,u_t = (1 - 0.483038\,L - 0.345889L^2)\,\hat{e}_t$$
$$(0.929840) \quad (1.188122) \qquad (-0.982959) \quad (-0.879201)$$

และสามารถประมาณค่าความแปรปรวน ของช่วงระยะเวลาถัดไป คือ วันที่ 27 มีนาคม 2548 ได้เท่ากับ 0.10407 นำค่าที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทจัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนลจำกัด โดยใช้แบบจำลองแบล็คและโชลส์ โดยมี ราคาหลักทรัพย์ของบริษัทจัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนลจำกัด ในวันที่27 มีนาคม 2548 ซึ่งเท่ากับ 0.61 บาท ราคาใช้สิทธิ์ เท่ากับ 0.50 บาท อัตราดอกเบี้ยใช้อัตราดอกเบี้ย Zero Coupon Bond ระยะเวลา 3 เดือนเท่ากับ 2.7628 ระยะเวลาใช้สิทธิ์ ทุก 3 เดือน เหลือระยะเวลาใช้สิทธิอีก 3 เดือน หรือ 0.25 ปีอัตราการใช้สิทธิใบสำคัญแสดงสิทธิ์ 1หุ้น ต่อ หุ้นสามัญ 1หุ้น

สามารถประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทจัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนลจำกัด ได้เท่ากับ 0.3593 บาท ในขณะที่ราคาจริงของใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทจัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนลจำกัด ใน วันที่ 27 มีนาคม 2548 เท่ากับ 0.28 บาทและตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 0.04736 บาทคิดเป็นร้อยละ 7.14 ซึ่งเท่ากับร้อยละของค่าประมาณที่ต่ำกว่ากว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.20** การประมาณค่าความแปรปรวนโดยใช้จำลองแบล็คและโชลส์
ได้ค่าความแปรปรวนย้อนหลัง 3 เดือนหรือ 12 สัปดาห์เท่ากับ

| สัปดาห์ที่ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.352874 | 0.353187 | 0.353305 | 0.352573 | 0.35161 | 0.351436 |

| สัปดาห์ที่ | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.350397 | 0.349321 | 0.348607 | 0.347781 | 0.349687 | 0.348899 |

ภาคผนวกตารางที่ 23

จากนั้นนำค่าความแปรปรวนที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทจัสมิน อินเตอร์เนชั่นแนลจำกัด และตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 0.04276 บาท คิดเป็นร้อยละ 5.12 ซึ่งเท่ากับร้อยละของค่าประมาณที่ต่ำกว่ากว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

## 4.5 การศึกษาราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัด (CPF-W2)

### 4.5.1 ผลการทดสอบ Unit Root Test

ในการทดสอบ unit root ของข้อมูลนั้นเพื่อต้องการดูว่าข้อมูลนั้นมีความนิ่ง [I(0) ; Integrated of Order 0] หรือความไม่นิ่ง (Nonstationary) [I(d) ; d > 0 ; Integrated of Order d] เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยทำการทดสอบ Augmented Dickey – Fuller (ADF) ในการเลือก lag length โดยวิธี Serial Correlation LM Test เพื่อหา lag length ที่มีค่า probability มากที่สุด

นอกจากนี้จะทำการพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่า MacKinnon Critical ที่ระดับ 1% , 5% และ 10% ของแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon Critical แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะนิ่ง ได้ผลการศึกษาดังนี้

ผลการทดสอบข้อมูลผลตอบแทนรายสัปดาห์ของหลักทรัพย์บริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัดที่ระดับ Level นั้นพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ $\theta$ ล้วนอยู่ในช่วงที่การปฏิเสธสมมุติฐานว่าง ซึ่งแสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นไม่มี unit root ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา (Without Intercept and Trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (With Intercept but Without Trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและแนวโน้มของเวลา (With Intercept and Trend)มีค่า Lag ที่ และใช้แบบจำลอง None

**ตาราง 4.21** แสดงค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบ Unit Root Test

| **P-lag [P]** | | | **LEVEL (Test-statistic)** | | | **I(d)** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | |
| **[0]*** | **[0]*** | **[0]*** | **-12.7403** | **-12.7405** | **-12.7254** | **I(0)** |

ภาคผนวกตารางที่ 26

หมายเหตุ : 1) * หมายถึงความมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ( $\alpha$ = 0.01)

2) ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration

3) ตัวเลขในวงเล็บของ [P] หมายถึง จำนวน P-lag ที่ใช้ในแบบจำลอง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.22** การหารูปแบบที่เหมาะสมของแบบจำลอง Unit Root โดยวิธี F- test

| รูปแบบแบบจำลอง | การคำนวณ F-test | | | |
|---|---|---|---|---|
| | SSR | F | F table ($\alpha$ =0.01) | สรุปผล |
| Trend and intercept<br>Intercept | 0.299989<br>0.300577 | 0.323412 | 3.902528 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลองมี Intercept ใช้แทนแบบจำลองมี Trend and interceptได้ |
| Intercept<br>None | 0.300577<br>0.3015 | 0.509746 | 4.736341 | ยอมรับว่ารูปแบบแบบจำลอง None ใช้แทนแบบจำลองมี Interceptได้ |

ที่มา : จากการคำนวณ

การเลือก Lag Length โดยวิธี Serial Correlation LM Test ได้ค่า Probability สูงสุดคือ 1.00 ที่ Lag ที่ 0

**4.5.2 แบบจำลอง ARIMA**

ภายหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 เพื่อให้ข้อมูลมีความนิ่งแล้ว จะสามารถสร้างแบบจำลองด้วยวิธี Box – Jenkins ซึ่งแบ่งเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่ การกำหนดรูปแบบ การประมาณค่า การตรวจสอบความถูกต้อง และการพยากรณ์ ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากผลการศึกษาต่อไปนี้

**1) การกำหนดรูปแบบ (Identification)**

จากการพิจารณารูปแบบ Correlogram ของผลต่างลำดับที่ 1 ของ ln $(CPF_t)$ [$\Delta$ ln $(CPF_t)$] ในการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving Average [MA(q)] โดยพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) สามารถคัดเลือกแบบจำลองที่คาดว่ามีความเหมาะสมได้ 9 แบบจำลอง โดยแสดงในรูปสมการความสัมพันธ์ ดังนี้

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) (113)

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) (114)

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) (115)

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) (116)

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) MA(1) MA(2) (117)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) (118)

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) (119)

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) MA(1) MA(2) (120)

(CPF) ค่าคงที่ (Constant Term) AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) (121)

**2) การประมาณค่า(Estimation)**

จากการประมาณค่าทั้ง 9 แบบจำลอง โดยใช้ค่า t–statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการทดสอบสามารถอธิบายได้ ดังต่อไปนี้

$$(CPF) = -0.002052 + u_t \qquad (122)$$
$$(-0.619928)$$

สมการ (122) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับ $\Delta \ln(CPF_t)$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ - 0.009641

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$
$$(1-0.010118L)\, u_t = \hat{e}_t \qquad (123)$$
$$(0.30221)$$

สมการ (123) ค่า t–statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ -0.010118 มีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$
$$(1-0.009340L+0.123743L^2)\, u_t = \hat{e}_t \qquad (124)$$
$$(0.120980) \quad (-1.585989)$$

สมการ (124) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ AR(2) มีค่าเท่ากับ -0.009340 และ 0.123743 ตามลำดับ มีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$
$$u_t = (1 + 0.013759\,L) \qquad (125)$$
$$(0.176751)$$

สมการ (125) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ0.013759 ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$
$$u_t = (1 + 0.022129L - 0.104395L^2)\,\hat{e}_t \qquad (126)$$
$$(0.284667) \qquad (-1.336956)$$

สมการ (126) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ 0.022129และ - 0.104395ซึ่งมีค่า t– statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$
$$(1-0.758213L)\,u_t = (1- 0.78441L)\,\hat{e}_t \qquad (127)$$
$$(3.350386) \qquad (-3.553654)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

สมการ (127) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ-0.758213ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ - 0.78441ซึ่งมีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$

$$(1+0.172545L + 0.126491L^2)\, u_t = (1+0.186374L)\, \hat{e}_t \quad (128)$$
$$(-0.298418) \quad (-1.570257) \qquad (0.319918)$$

สมการ (128) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1), AR(2) และ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.172545, - 0.126491 และ 0.186374 ตามลำดับซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$

$$(1+0.47863L)\, u_t = (1+ 0.066104L - 0.110395L^2)\, \hat{e}_t \quad (129)$$
$$(-0.093337) \qquad (0.128959) \quad (-1.384951)$$

สมการ (129) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทาง ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1), MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ -0.47863, 0.066104 และ -0.110395 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$

$$(1-0.213590L-0.379529L^2)\, u_t = (1-191033L- 0.456069L^2)\, \hat{e}_t \quad (130)$$
$$(0.306096) \quad (0.803278) \qquad (-0.284211) \quad (-0.992951)$$

สมการ (130) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant Term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1), AR(2), MA(1)และ MA(2) มีค่าเท่ากับ -0.213590, -0.379529, -191033, - 0.456069ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t–statistic ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.23** แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลอง

| **ค่าสถิติ** | **รูปแบบ ARIMA** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.000000 | -0.005994 | 0.003200 | -0.005920 | -0.001057 |
| Durbin-Watson statistic | 1.9669894 | 2.000920 | 1.981007 | 1.994035 | 1.998755 |
| Akaike Information Criterion | -3.460127 | -3.452066 | -3.449525 | -3.448290 | -3.449353 |
| Schwarz Criterion | -3.441456 | -3.414572 | -3.393053 | -3.410949 | -3.39341 |

| **ค่าสถิติ** | **รูปแบบ ARIMA** | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Adjusted $R^2$ | 0.003363 | -0.001453 | 0.003567 | -0.001885 |
| Durbin-Watson statistic | 1.964136 | 1.994699 | 2.004590 | 2.047642 |
| Akaike Information Criterion | -3.455478 | -3.438939 | -3.442654 | -3.432617 |
| Schwarz Criterion | -3.399238 | -3.363643 | -3.367667 | -3.338497 |

ภาคผนวกตารางที่ 27

**3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking)**

ผลการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน ( Residual ; $\hat{e}_t$ ) โดยพิจารณาจากค่า Q–statistic พบว่า ค่า Q-statistic ที่มีความล่าช้าของช่วงเวลาเท่ากับ 40 และ 80 ของแบบจำลองทั้ง 9 แบบจำลอง (ตารางที่ 4.24) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 1% แสดงว่า $e_t$ เป็น White Noise หรือ $e_t$ มีการกระจายแบบปกติ (Normal Distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวน (variances) เท่ากับ $\sigma^2$ I แสดงว่า $e_t$ ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีความแปรปรวนแตกต่าง (heteroscedasticity) ซึ่งหมายความว่าตัวแบบอนุกรมเวลาทั้ง 9 แบบจำลอง ได้ผ่านการตรวจสอบความถูกต้อง (diagnostics checking) แล้วว่ามีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**ตาราง 4.24** แสดงค่า Q-statistic ที่ได้จากการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ( 0,0, 0 ) | ( 1, 0, 0 ) | ( 2, 0, 0 ) | ( 0, 0, 1 ) | ( 0, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 47.589 | 48.449 | 36.508 | 47.885 | 38.804 |
| Probability (40) | 0.191 | 0.143 | 0.538 | 0.156 | 0.433 |
| Q-statistic (80) | 91.542 | 91.857 | 80.914 | 91.464 | 83.722 |
| Probability (80) | 0.178 | 0.158 | 0.386 | 0.160 | 0.308 |

| ค่าสถิติ | รูปแบบ ARIMA | | | |
|---|---|---|---|---|
| | (1, 0, 1 ) | ( 2, 0, 1 ) | (1, 0, 2 ) | ( 2, 0, 2 ) |
| Q-statistic (40) | 47.751 | 35.604 | 38.291 | 44.357 |
| Probability (40) | 0.133 | 0.534 | 0.411 | 0.16 |
| Q-statistic (80) | 89.292 | 80.052 | 82.074 | 85.367 |
| Probability (80) | 0.180 | 0.383 | 0.325 | 0.216 |

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รวมถึงการตรวจสอบความถูกต้องโดยใช้คุณสมบัติความเป็น White Noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (Residual; $\hat{e}_t$) โดยพิจารณาจาก Correlogram Squared Residuals(ใช้แบบจำลอง(1,0,1)เพราะพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติ)

**ภาพที่ 4.5** รูปแบบ Correlogram Squared Residuals ของแบบจำลอง ARMA

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.031 | 0.031 | 0.1584 | |
| | | 2 | -0.042 | -0.043 | 0.4608 | |
| | | 3 | -0.024 | -0.022 | 0.5614 | 0.454 |
| | | 4 | -0.006 | -0.007 | 0.5686 | 0.753 |
| | | 5 | 0.134 | 0.133 | 3.6703 | 0.299 |
| | | 6 | 0.005 | -0.005 | 3.6741 | 0.452 |
| | | 7 | 0.015 | 0.026 | 3.7148 | 0.591 |
| | | 8 | -0.070 | -0.068 | 4.5909 | 0.597 |
| | | 9 | 0.044 | 0.054 | 4.9402 | 0.667 |
| | | 10 | 0.014 | -0.013 | 4.9752 | 0.760 |
| | | 11 | 0.152 | 0.159 | 9.1145 | 0.427 |
| | | 12 | 0.039 | 0.022 | 9.3945 | 0.495 |
| | | 13 | -0.079 | -0.048 | 10.520 | 0.484 |
| | | 14 | -0.005 | -0.012 | 10.526 | 0.570 |
| | | 15 | 0.020 | 0.025 | 10.602 | 0.644 |
| | | 16 | 0.065 | 0.016 | 11.378 | 0.656 |
| | | 17 | -0.065 | -0.069 | 12.158 | 0.667 |
| | | 18 | 0.004 | 0.022 | 12.162 | 0.733 |
| | | 19 | -0.016 | -0.003 | 12.210 | 0.787 |
| | | 20 | -0.049 | -0.064 | 12.660 | 0.811 |
| | | 21 | -0.038 | -0.063 | 12.944 | 0.841 |
| | | 22 | -0.023 | -0.024 | 13.043 | 0.876 |
| | | 23 | 0.094 | 0.082 | 14.758 | 0.835 |
| | | 24 | -0.043 | -0.030 | 15.125 | 0.857 |
| | | 25 | -0.011 | 0.004 | 15.147 | 0.889 |
| | | 26 | -0.010 | -0.002 | 15.165 | 0.916 |
| | | 27 | -0.018 | -0.026 | 15.233 | 0.936 |
| | | 28 | -0.047 | -0.059 | 15.671 | 0.944 |
| | | 29 | -0.044 | -0.026 | 16.072 | 0.952 |
| | | 30 | 0.061 | 0.058 | 16.830 | 0.952 |

จากรูปแบบ Correlogram Squared Residuals จะเห็นได้ว่า Autocorrelation และ Partial Correlation มีความนิ่งจึงไม่ต้องใช้วิธี GARCH มาใช้ในการพยากรณ์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

**4) การพยากรณ์ (Forecasting)**

ในการเลือกสมการที่มีความเหมาะสมที่สุดที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไปนั้น จะต้องพิจารณาค่า Root Mean Squared Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient (U) ที่มีค่าต่ำที่สุด ซึ่งจำแนกผลการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ Historical Forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง Ex-post Forecast เป็นการพยากรณ์ในช่วงสั้น ๆ ซึ่งได้กำหนดการพยากรณ์ย้อนกลับไป 5 ช่วงระยะเวลา และ Ex-ante Forecast

Ex-ante Forecast เนื่องจากการพยากรณ์ในรูปแบบ ARIMA มีความแม่นยำในช่วงสั้น ๆ ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้กำหนดช่วงพยากรณ์ในอนาคตเพียง 1 ช่วงระยะเวลา โดยกำหนดช่วงการพยากรณ์เริ่มต้นจากค่าที่ 1 ถึงค่าที่ 168 คือตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2545 ถึงวันที่ 27 มีนาคม 2548 พบว่าสมการ (1,0,1) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุด มีค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1)และ MA(1) และ มีค่า t–statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% และค่า Schwarz Criterion มีค่าเท่ากับ -3.399238

$$(CPF) = -0.002052 + u_t$$
$$(-0.619928)$$

$$(1-0.758213L)\,u_t = (1-0.78441L)\,\hat{e}_t$$
$$(3.350386) \qquad (-3.553654)$$

และสามารถประมาณค่าความแปรปรวน ของช่วงระยะเวลาถัดไป คือ วันที่ 27 มีนาคม 2548 ได้เท่ากับ 0.042621 นำค่า Standard Eror ที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหารจำกัดโดยใช้แบบจำลอง แบล็คและโชลส์โดยมี ราคาหลักทรัพย์ของบริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัด ในวันที่27 มีนาคม 2548 ซึ่งเท่ากับ 4.1 บาท ราคาใช้สิทธิ์เท่ากับ 4 บาท อัตราดอกเบี้ยใช้อัตราดอกเบี้ย Zero Coupon Bond ระยะเวลา 3 เดือนเท่ากับ 2.7628 ระยะเวลาใช้สิทธิ์ ทุก 3 เดือน เหลือระยะเวลาใช้สิทธิอีก 2 เดือน หรือ 0.1666 ปีอัตราการใช้สิทธิใบสำคัญแสดงสิทธิ์ 1หุ้น ต่อ หุ้นสามัญ 5หุ้น

สามารถประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัด ได้เท่ากับ 2.4721 บาท ในขณะที่ราคาจริงของใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทเจริญโภคภัณฑ์อาหาร จำกัดใน วันที่ 27 มีนาคม 2548 เท่ากับ 2.4 บาทและตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 1.06569 บาท

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

คิดเป็นร้อยละ 13.6884 ซึ่งเท่ากับร้อยละ 68.85 ของค่าประมาณที่ต่ำกว่าและ 72.64ของค่าประมาณที่สูงกว่า

**ตาราง 4.25** การประมาณค่าความแปรปรวนโดยใช้จำลองแบล็คและโชลส์
ได้ค่าความแปรปรวนย้อนหลัง 3 เดือนหรือ 12 สัปดาห์เท่ากับ

| สัปดาห์ที่ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.352874 | 0.353187 | 0.353305 | 0.352573 | 0.35161 | 0.351436 |

| สัปดาห์ที่ | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ความแปรปรวน | 0.350397 | 0.349321 | 0.348607 | 0.347781 | 0.349687 | 0.348899 |

ภาคผนวกตารางที่ 29

จากนั้นนำค่าความแปรปรวนที่ได้ไปประมาณราคาใบสำคัญแสดงสิทธิ์ของบริษัทชิน คอร์ปอเรชั่น จำกัด และตรวจสอบความคลาดเคลื่อนโดยใช้ Root Mean Squared Error ใช้ผลย้อนหลัง 3 เดือนจะได้ผลเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 0.4091 บาท คิดเป็นร้อยละ 26.38 ซึ่งเท่ากับร้อยละ 0.6 ของค่าประมาณที่ต่ำกว่าและ 26.98 ของค่าประมาณที่สูงกว่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved