

บทที่ 4

ผลการศึกษา

การศึกษาในครั้งนี้ มีวัตถุประสงค์หลักในการศึกษาเพื่อพยากรณ์ราคาของยางพาราในอนาคต ณ ช่วงเวลาในระยะสั้น ด้วยแบบจำลองของอาร์มา (ARIMA) เป็นเครื่องมือในการศึกษา โดยการศึกษามุ่งศึกษาราคาของยางพาราแผ่นรมควันรายเดือนของประเทศไทยที่จำหน่ายในท้องตลาด ซึ่งได้แก่ ยางพาราแผ่นรมควันชั้น 1 และ ยางพาราแผ่นรมควันชั้น 3 โดยรวบรวมข้อมูลรายเดือนจาก Reuters ตั้งแต่ปี 2438 ถึง 2546 รวมทั้งสิ้น 108 ข้อมูล สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลใช้โปรแกรม Eview 3.0 โดยมีรายละเอียดดังนี้

4.1 การศึกษาราคายางพาราแผ่นรมควันชั้น 1

4.1.1 ผลการทดสอบ Unit Root

ในการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลเพื่อที่จะดูความนิ่ง : Stationary [$I(0)$; integrated of order 0] หรือความไม่นิ่ง : Non-Stationary [$I(d)$; $d > 0$; integrated of order d] ด้วยสาเหตุว่าเพื่อที่จะหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่า Mean และ Variances ที่ไม่คงที่ในแต่ละเวลาที่แตกต่างกันโดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey-Fuller ในการเลือก Lag Length นั้น โดยวิธีของ Walter Enders (Enders.1995) โดยในการศึกษาเริ่มใช้ Lag Length เท่ากับ 4 แล้วค่อยๆ ลดค่า Lag Length ลงเรื่อยๆ แล้วพิจารณาความมีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) ที่ระดับความเชื่อมั่น 99% 95% และ 90% ($\alpha = 0.01, 0.05$ และ 0.10) หากพบว่าค่า T-test ไม่มีค่านัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับนั้นก็จะทำการลดค่า Lag ลงไปเรื่อยๆ จนกระทั่งค่า T-test ปฏิเสธสมมติฐานว่าง กล่าวคือ ค่าที่ระดับ Lag length นั้นมีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้จะพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF เปรียบเทียบกับค่าวิกฤตแมคคินนอนน ที่ระดับ 1% 5% และ 10% ทั้งสามแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มากกว่าค่าวิกฤตแมคคินนอนนแสดงว่าข้อมูลอนุกรมนั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือ ลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (Stationary) ผลการศึกษาดังตาราง 4.1

ตาราง 4.1 แสดงค่าสถิติต่าง ๆ ในการทดสอบ Unit root

| P-LAG [P] | | | LEVEL (Test-Statistic) | | | 1 st differences (Test-Statistic) | | | I(d) |
|--|--------------------------------------|-------------------------------|--|--------------------------------------|-------------------------------|--|--------------------------------------|-------------------------------|------|
| ปราศจาก จุดตัด แกนและ แนวโน้ม | มีจุดตัดแกน แต่ปราศจาก แนวโน้ม | มีจุดตัด แกนและ แนวโน้ม | ปราศจาก จุดตัด แกนและ แนวโน้ม | มีจุดตัดแกน แต่ปราศจาก แนวโน้ม | มีจุดตัด แกนและ แนวโน้ม | ปราศจาก จุดตัดแกน และแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ ปราศจาก แนวโน้ม | มีจุดตัด แกนและ แนวโน้ม | |
| [0]* | [0]* | [0]* | 0.0456 | -1.5847 | -1.5265 | -11.3034* | -11.2522* | -11.5906* | I(1) |

ที่มา: จากการคำนวณ

- หมายเหตุ: 1) * หมายถึงมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ($\alpha < 0.01$)
 2) ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration
 3) ตัวเลขในวงเล็บของ [P] จำนวน P-lag ที่ใช้ในแบบจำลอง

ผลการทดสอบจะได้ว่าข้อมูลรายทางแผ่นนมควั่นชั้น 1 ที่ระดับ level ($\ln P_t$) นั้น พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ จึงทำการทดสอบ Dickey – Fuller test (DF – test) ที่ Lag Length เท่ากับศูนย์นั้นพบว่า ค่า Test – statistic ที่ได้นั้นเมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤตแมคคินนอน ไม่สามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างที่ว่า $H_0 : \theta = 0$ ได้ ซึ่งแสดงว่า ข้อมูลระดับ level – ของยางพาราแผ่นนมควั่นชั้น 1 มีลักษณะไม่นิ่ง (non stationary) ดังนั้นจึงได้ทำการทดสอบ DF – test ของข้อมูลดังกล่าวในระดับผลต่างที่ 1 (1st difference, $\Delta \ln P_t$) ซึ่งค่า Test – statistic ที่ได้ นั้น เมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤตของแมคคินนอนแล้วสามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่างที่ว่า $H_0 : \theta = 0$ ได้ ซึ่งแสดงว่าข้อมูลระดับผลต่างที่ 1 มีลักษณะนิ่ง 0 Lag ผลปรากฏว่าที่ 0 Lag มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 1% และข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (stationary) ดังนั้นแสดงว่าข้อมูลยางพาราแผ่นนมควั่นชั้น 1 มี unit root และมีลักษณะข้อมูลแบบ I(1)

4.1.2 ผลการวิเคราะห์แบบจำลอง ARIMA โดยวิธี Box-Jenkins

1) การกำหนดแบบจำลอง Identification

จากการพิจารณารูปแบบ Correlogram ของผลต่างลำดับที่ 1 ของ $\ln P_t$ ($\Delta \ln P_t$) ในการกำหนดแบบจำลอง เพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving average [MA(q)] โดยพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) สามารถคัดเลือกแบบจำลองที่คาดว่ามีความเหมาะสม 4 แบบจำลอง แสดงในรูปสมการความสัมพันธ์ ดังนี้

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) AR(1) MA(1) (4.1)}$$

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) AR(1) MA(1) MA(2) (4.2)}$$

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) AR(2) MA(2) (4.3)}$$

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) MA(10) (4.4)}$$

2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอนุกรมเวลา

(Parameter Estimation)

จากการประมาณค่าใน 1) ทั้ง 4 แบบจำลอง โดยใช้ค่า t-statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการทดสอบอธิบายได้ดังต่อไปนี้

$$\Delta \ln P_t = 0.002495 + 0.676641 \Delta \ln P_{t-1} + \hat{\epsilon}_t - 0.773858 \hat{\epsilon}_{t-1} \quad (4.5)$$

$$\text{t-statistic (0.4694) (2.6863) (-3.5662)}$$

สมการ (4.5) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.0025 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ 0.6766 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ -0.7738 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(1) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางตรงข้ามกับ $\Delta \ln P_t$

$$\Delta \ln P_t = 0.001169 - 0.728316 \Delta \ln P_{t-1} + \hat{\epsilon}_t + 0.657860 \hat{\epsilon}_{t-1} - 0.216642 \hat{\epsilon}_{t-2} \quad (4.6)$$

$$\text{t-statistic (0.1946) (-4.6617) (3.8634) (-2.0504)}$$

สมการ (4.6) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.001169 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ -0.728316 และ -0.216642 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % ตามลำดับ หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) และ MA(2) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางตรงข้ามกับ $\Delta \ln P_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.657860 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(1) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$

$$\Delta \ln P_t = 0.003631 + 0.633127 \Delta \ln P_{t-2} + \hat{\epsilon}_t - 0.790780 \hat{\epsilon}_{t-2} \quad (4.7)$$

t-statistic (0.8045) (3.5200) (-5.4616)

สมการ (4.7) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.0036 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(2) มีค่าเท่ากับ 0.6331 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(2) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(2) มีค่าเท่ากับ -0.790780 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(2) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางตรงข้ามกับ $\Delta \ln P_t$

$$\Delta \ln P_t = 0.000894 + \hat{\epsilon}_t - 0.273602 \hat{\epsilon}_{t-10} \quad (4.8)$$

t-statistic (0.1666) (-2.8045)

สมการ (4.8) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.000894 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(10) มีค่าเท่ากับ -0.273602 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(10) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$

ตาราง 4.2 แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลองต่างๆ

| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------------------|-------------|----------------------|-------------|-----------|
| Adjusted R ² | 0.006390 | 0.036435 | 0.054483 | 0.051070 |
| Durbin-Watson statistic | 2.038996 | 1.984035 | 2.117576 | 2.102270 |
| Akaike information criterion | -2.306426 | -2.328018 | -2.349892 | -2.370949 |
| Schwarz criterion | -2.231045 | -2.227511 | -2.274065 | -2.320989 |

ที่มา: จากการคำนวณ

3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking)

ผลการตรวจสอบความถูกต้อง โดยใช้คุณสมบัติความเป็น White noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (estimated residual, e_t) โดยพิจารณาจากค่า Q-statistic พบว่าค่า Q-statistic ของแบบจำลองทั้ง 4 แบบจำลอง (ตาราง 4.3) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 1 % แสดงว่า e_t เป็น White noise หรือ e_t มีการกระจายแบบปกติ (normal distribution) มีค่าเฉลี่ย (mean) เท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวน เท่ากับ $\sigma^2 [e_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)]$ แสดงว่า e_t ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีค่าความแปรปรวนแตกต่างกัน (Heteroscedasticity) ซึ่งหมายความว่าตัวแบบอนุกรมเวลาทั้ง 4 แบบจำลองได้ผ่านการตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking) และมีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

ตาราง 4.3 แสดงค่า Q-statistic ที่ได้จากการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลองต่าง ๆ

| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------|-------------|----------------------|-------------|--------|
| Q-Statistic (80) | 88.461 | 73.974 | 89.224 | 79.552 |
| Prob | 0.196 | 0.577 | 0.181 | 0.461 |

ที่มา: จากการคำนวณ

4) การพยากรณ์ (Forecasting)

ในการเลือกสมการที่มีความเหมาะสมที่สุดเพื่อใช้ในการพยากรณ์ต่อไปนั้น จะใช้พิจารณาค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ที่มีค่าต่ำสุด ซึ่งจำแนกผลพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ

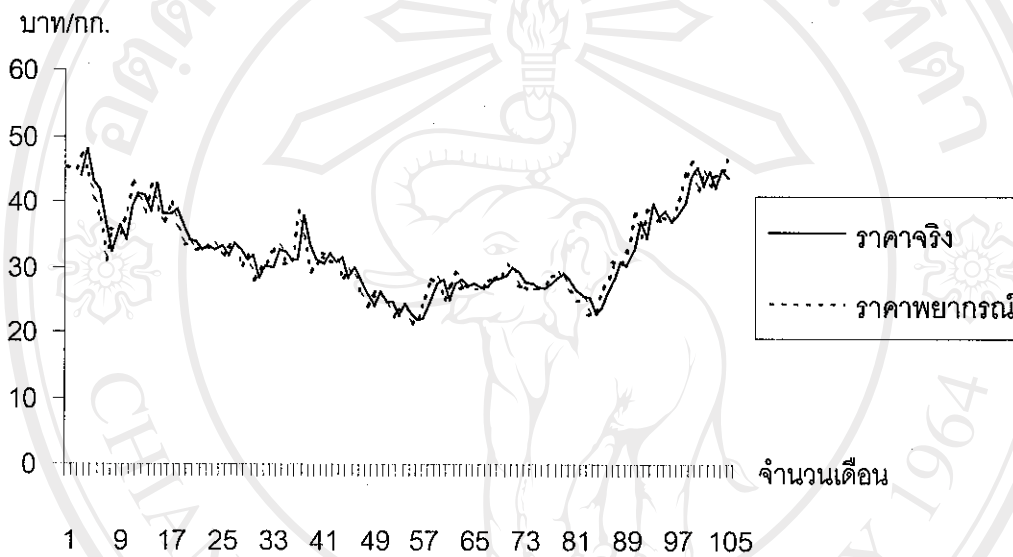
A. Historical forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง โดยกำหนดช่วงการพยากรณ์เริ่มต้นจากค่าที่ 1 ถึงค่าที่ 188 พบว่าสมการ (4.4) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุด มีค่า Root Mean Squared Error (EMSE) และ Theil Inequality Coefficient (U) เท่ากับ 0.070072 และ 0.010121 ตามลำดับ

All rights reserved

ตาราง 4.4 แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วง Historical forecast

| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------------------|----------------|----------------------|-------------|----------|
| Root Mean Squared Error | 0.071628 | 0.070742 | 0.070069 | 0.070072 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.010357 | 0.010230 | 0.010141 | 0.010121 |

ที่มา: จากการคำนวณ



รูป 4.1 แสดงผลพยากรณ์ราคายางพาราแผ่นรมควันชั้น 1 ในช่วง Historical forecast จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2)

ที่มา: จากการคำนวณ

B. Ex-post forecast เป็นการพยากรณ์ในช่วงสั้น ๆ ซึ่งได้กำหนดการพยากรณ์ย้อนกลับไป 3 ช่วงระยะเวลา คือค่าที่ 106 จนถึงค่าที่ 108 เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง โดยใช้สมการจาก Historical forecast ซึ่งกำหนดค่าเริ่มต้นจากค่าที่ 1 จนถึงค่าที่ 105 พบว่าสมการ (4.2) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุด มีค่า Root Mean Squared Error และ Theil Inequality Coefficient เท่ากับ 0.123301 และ 0.015622 ตามลำดับ

ตาราง 4.5 แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วง Ex-post forecast

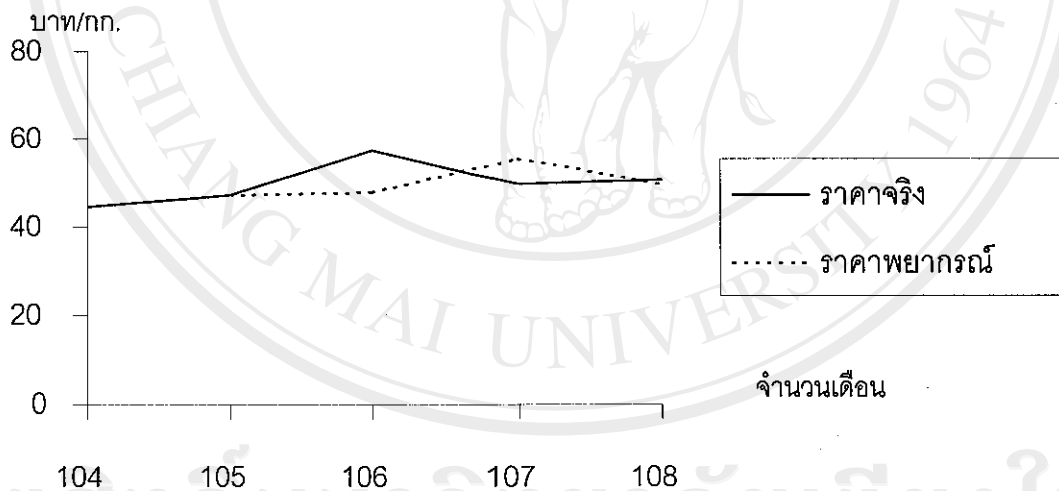
| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------------------|----------------|----------------------|-------------|----------|
| Root Mean Squared Error | 0.136352 | 0.123301 | 0.132937 | 0.132880 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.017279 | 0.015622 | 0.016853 | 0.016852 |

ที่มา: จากการคำนวณ

จะได้ว่า สมการที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ต่อไปข้างหน้า (Ex-ante forecast) คือ สมการ (4.2) หรือแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) แสดงในรูปสมการได้ดังนี้

$$\Delta \ln P_t = 0.001169 - 0.728316 \Delta \ln P_{t-1} + \hat{\epsilon}_t + 0.657860 \hat{\epsilon}_{t-1} - 0.216642 \hat{\epsilon}_{t-2}$$

t-statistic (0.8460) (0.0000) (0.0002) (0.0429)



รูป 4.2 แสดงผลพยากรณ์ราคาราคาขายพาราแผ่นนมควั่น 1 ในช่วง Ex-post forecast จากสมการ (4.2) หรือแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2)

ที่มา: จากการคำนวณ

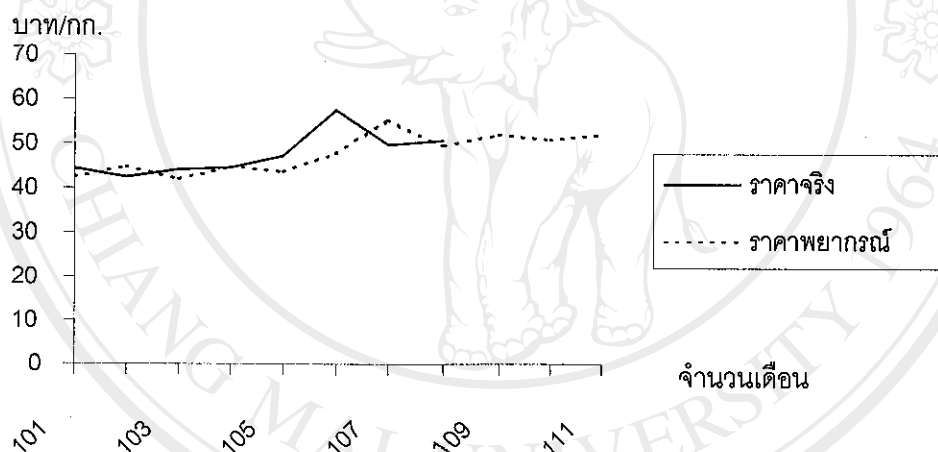
C. Ex-ante forecast เนื่องจากการพยากรณ์ในรูปแบบ ARIMA มีความแม่นยำในช่วงสั้น ๆ ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้กำหนดช่วงการพยากรณ์ในอนาคตเพียง 3 ช่วงระยะเวลา

คือ ค่าที่ 109 จนถึงค่าที่ 111 ซึ่งผลการพยากรณ์ราคาขายพาราแผ่นรมควัน ชั้น 1 ของไทย เป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม จนถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2547 แสดงได้ดังนี้

ตาราง 4.6 แสดงผลพยากรณ์ราคาขายพาราแผ่นรมควันชั้น 1 จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) ในช่วง Ex-ante forecast

| ค่าที่ | ปี 2547 | ราคาขายพาราแผ่นรมควัน ชั้น 1 |
|--------|------------|------------------------------|
| 109 | มกราคม | 52.05 (บาท/กก.) |
| 110 | กุมภาพันธ์ | 50.94 (บาท/กก.) |
| 111 | มีนาคม | 51.85 (บาท/กก.) |

ที่มา: จากการคำนวณ



รูป 4.3 แสดงผลพยากรณ์ราคาขายพาราแผ่นรมควันชั้น 1 จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2)

ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพ 3 แสดงผลการพยากรณ์ที่คำนวณจากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) ทั้ง 3 ช่วงเวลา โดยช่วง Historical forecast เริ่มคำนวณจากค่าที่ 1 จนถึงค่าที่ 100 แต่นำมาแสดงเพียง 3 ค่าเท่านั้น คือค่าที่ 101 ถึง 105 สำหรับช่วง Ex-post forecast ได้จากการคำนวณตั้งแต่ค่าที่ 106 ถึง 108 และช่วง Ex-ante forecast ได้จากการคำนวณตั้งแต่ค่าที่ 109 ถึง 111 แสดงค่าได้ดังนี้

ตาราง 4.7 แสดงผลพยากรณ์ราคาของพาราแผ่นนมควัน ชั้น 1 จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) ในแต่ละช่วงเวลา

| ลำดับที่ | ราคาจริง (บาท/กก.) | ราคาพยากรณ์ (บาท/กก.) |
|---------------------|--------------------|-----------------------|
| Historical forecast | | |
| 101 | 44.40 | 42.40 |
| 102 | 42.45 | 44.73 |
| 103 | 44.05 | 42.04 |
| 104 | 44.65 | 44.81 |
| 105 | 47.25 | 43.75 |
| Ex-post forecast | | |
| 106 | 57.50 | 47.83 |
| 107 | 49.85 | 55.44 |
| 108 | 50.70 | 49.66 |
| Ex-ante forecast | | |
| 109 | - | 52.05 |
| 110 | - | 50.94 |
| 111 | - | 51.85 |

ที่มา: จากการคำนวณ

4.2 การศึกษาราคาของพาราแผ่นนมควันชั้น 3

4.2.1 ผลการทดสอบ Unit Root

ในการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลเพื่อที่จะดูความนิ่ง : Stationary [$I(0)$; integrated of order 0] หรือความไม่นิ่ง : Non-Stationary [$I(d)$; $d > 0$; integrated of order d] ด้วยสาเหตุว่าเพื่อที่จะหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่า Mean และ Variances ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกันโดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey-Fuller ในการเลือก Lag Length นั้น โดยวิธีของ Walter Enders (Enders.1995) โดยในการศึกษาเริ่มใช้ Lag Length เท่ากับ 4 แล้วค่อยๆ ลดค่า Lag Length ลงเรื่อยๆ แล้วพิจารณาความมีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) ที่ระดับความเชื่อมั่น 99% 95% และ 90% ($\alpha = 0.01, 0.05$ และ 0.10) หากพบว่าค่า T-test ไม่มีค่านัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับนั้นก็จะทำการลดค่า Lag ลงไปเรื่อยๆ จนกระทั่งค่า T-test ปฏิเสธสมมุติฐาน

ว่าง กล่าวคือ ค่าที่ระดับ Lag length นั้นมีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้จะพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF เปรียบเทียบกับค่าวิกฤตแมคคินนอน ที่ระดับ 1% 5% และ 10% ทั้งสามแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มากกว่าค่าวิกฤตแมคคินนอนแสดงว่าข้อมูลอนุกรมนั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือ ลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (stationary) ผลการศึกษาดังตาราง 4.8

ตาราง 4.8 แสดงค่าสถิติต่าง ๆ ในการทดสอบ Unit root

| P-LAG [P] | | | LEVEL (Test-Statistic) | | | 1 st differences (Test-Statistic) | | | I(d) |
|---------------|---------------------------|-----------------------|------------------------|---------------------------|-----------------------|--|------------------------------|-----------------------|------|
| ปราศจากจุดตัด | มีจุดตัดแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | ปราศจากจุดตัด | มีจุดตัดแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม | มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม | |
| [0]* | [0]* | [0]* | 0.0424 | -1.5831 | -1.5232 | -11.2850* | -11.2339* | -11.5680* | I(1) |

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: 1) * หมายถึงมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ($\alpha < 0.01$)

2) ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration

3) ตัวเลขในวงเล็บของ [P] จำนวน P-lag ที่ใช้ในแบบจำลอง

ผลการทดสอบจะได้ว่าข้อมูลรายกายภาพประจำวันชั้น 1 ที่ระดับ level (lnP) นั้น พบว่าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ จึงทำการทดสอบ Dickey – Fuller test (DF – test) ที่ Lag Length เท่ากับศูนย์นั้นพบว่า ค่า Test – statistic ที่ได้นั้นเมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤตแมคคินนอน ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างที่ว่า $H_0 : \theta = 0$ ได้ ซึ่งแสดงว่า ข้อมูลระดับ level – ของรายกายภาพประจำวันชั้น 1 มีลักษณะไม่นิ่ง (non stationary) ดังนั้นจึงได้ทำการทดสอบ DF – test ของข้อมูลดังกล่าวในระดับผลต่างที่ 1 (1st difference, $\Delta \ln P_t$) ซึ่งค่า Test – statistic ที่ได้ นั้น เมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤตของแมคคินนอนแล้วสามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างที่ว่า $H_0 : \theta = 0$ ได้ ซึ่งแสดงว่าข้อมูลระดับผลต่างที่ 1 มีลักษณะนิ่ง 0 Lag ผลปรากฏว่าที่ 0 Lag มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 1% และข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (stationary) ดังนั้นแสดงว่าข้อมูลรายกายภาพประจำวันชั้น 1 มี unit root และมีลักษณะข้อมูลแบบ I(1)

4.2.2 ผลการวิเคราะห์แบบจำลอง ARIMA โดยวิธี Box-Jenkins

1) การกำหนดแบบจำลอง Identification

จากการพิจารณารูปแบบ Correlogram ของผลต่างลำดับที่ 1 ของ $\ln P_t$ ($\Delta \ln P_t$) ในการกำหนดแบบจำลอง เพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving average [MA(q)] โดยพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) สามารถคัดเลือกแบบจำลองที่คาดว่าจะมีความเหมาะสม 4 แบบจำลอง แสดงในรูปสมการความสัมพันธ์ ดังนี้

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) AR(1) MA(1) (4.9)}$$

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) AR(1) MA(1) MA(2) (4.10)}$$

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) AR(2) MA(2) (4.11)}$$

$$\Delta \ln P_t \text{ ค่าคงที่ (Constant term) MA(10) (4.12)}$$

2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ในตัวแบบอนุกรมเวลา

(Parameter Estimation)

จากการประมาณค่าใน 1) ทั้ง 4 แบบจำลอง โดยใช้ค่า t-statistic ในการทดสอบความมีนัยสำคัญทางสถิติ ผลการทดสอบอธิบายได้ดังต่อไปนี้

$$\Delta \ln P_t = 0.002575 + 0.680238 \Delta \ln P_{t-1} + \hat{\epsilon}_t - 0.776056 \hat{\epsilon}_{t-1} \quad (4.13)$$

t-statistic (0.4666) (2.6917) (-3.5647)

สมการ (4.13) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.0025 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) มีค่าเท่ากับ 0.680238 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ -0.776056 มีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(1) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางตรงข้ามกับ $\Delta \ln P_t$

$$\Delta \ln P_t = 0.001206 - 0.726110 \Delta \ln P_{t-1} + \hat{e}_t + 0.655892 \hat{e}_{t-1} - 0.214904 \hat{e}_{t-2} \quad (4.14)$$

t-statistic (0.1935) (-4.5939) (3.8160) (-2.0365)

สมการ (4.14) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.001206 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ -0.726110 และ -0.214904 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % ตามลำดับ หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(1) และ MA(2) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางตรงข้ามกับ $\Delta \ln P_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(1) มีค่าเท่ากับ 0.655892 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(1) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$

$$\Delta \ln P_t = 0.003737 + 0.633148 \Delta \ln P_{t-2} + \hat{e}_t - 0.789570 \hat{e}_{t-2} \quad (4.15)$$

t-statistic (0.7952) (3.4954) (-5.4066)

สมการ (4.15) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.003737 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(2) มีค่าเท่ากับ 0.633148 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ AR(2) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(2) มีค่าเท่ากับ -0.789570 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(2) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางตรงข้ามกับ $\Delta \ln P_t$

$$\Delta \ln P_t = 0.000932 + \hat{e}_t - 0.270414 \hat{e}_{t-10} \quad (4.16)$$

t-statistic (0.1670) (-2.7717)

สมการ (4.16) ค่า t-statistic ของสัมประสิทธิ์ค่าคงที่ (Constant term) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่าค่าคงที่ไม่ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของ $\Delta \ln P_t$ โดยค่าประมาณการสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่มีค่าเท่ากับ 0.000932 ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของ MA(10) มีค่าเท่ากับ -0.270414 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1 % หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวของ MA(10) มีการเปลี่ยนแปลงเคลื่อนไหวในทิศทางเดียวกันกับ $\Delta \ln P_t$

ตาราง 4.9 แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญในการประมาณค่าพารามิเตอร์จากแบบจำลองต่างๆ

| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------------------|-------------|----------------------|-------------|-----------|
| Adjusted R ² | 0.005930 | 0.035157 | 0.053657 | 0.050237 |
| Durbin-Watson statistic | 2.038376 | 1.983365 | 2.115842 | 2.100937 |
| Akaike information criterion | -2.235187 | -2.255918 | -2.278170 | -2.299397 |
| Schwarz criterion | -2.159807 | -2.155411 | -2.202342 | -2.249438 |

3) การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking)

ผลการตรวจสอบความถูกต้อง โดยใช้คุณสมบัติความเป็น White noise ของค่าประมาณการของความคลาดเคลื่อน (estimated residual, e_t) โดยพิจารณาจากค่า Q-statistic พบว่าค่า Q-statistic ของแบบจำลองทั้ง 4 แบบจำลอง (ตาราง 4.10) ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 1 % แสดงว่า e_t เป็น White noise หรือ e_t มีการกระจายแบบปกติ (normal distribution) มีค่าเฉลี่ย (mean) เท่ากับ 0 และค่าความแปรปรวน เท่ากับ σ^2 [$e_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$] แสดงว่า e_t ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีค่าความแปรปรวนแตกต่างกัน (Heteroscedasticity) ซึ่งหมายความว่าตัวแบบอนุกรมเวลาทั้ง 4 แบบจำลองได้ผ่านการตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics Checking) และมีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

ตาราง 4.10 แสดงค่า Q-statistic ที่ได้จากการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลองต่างๆ

| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------|-------------|----------------------|-------------|--------|
| Q-Statistic (80) | 88.637 | 74.191 | 89.197 | 79.405 |
| Prob | 0.193 | 0.570 | 0.181 | 0.466 |

ที่มา: จากการคำนวณ

4) การพยากรณ์ (Forecasting)

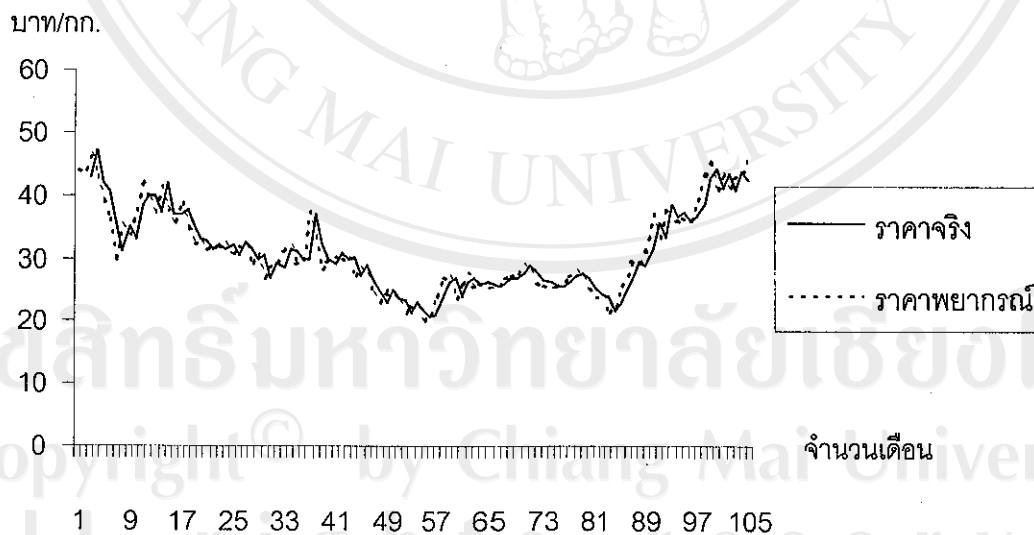
ในการเลือกสมการที่มีความเหมาะสมที่สุดเพื่อใช้ในการพยากรณ์ต่อไปนั้น จะใช้พิจารณาค่า Root Mean Squared Error และค่า Theil Inequality Coefficient ที่มีค่าต่ำสุด ซึ่งจำแนกผลพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ

A. Historical forecast เป็นการพยากรณ์เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง โดยกำหนดช่วงการพยากรณ์เริ่มต้นจากค่าที่ 1 ถึงค่าที่ 105 พบว่าสมการ (4.12) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุด มีค่า Root Mean Squared Error และ Theil Inequality Coefficient เท่ากับ 0.072724 และ 0.010619 ตามลำดับ

ตาราง 4.11 แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วง Historical forecast

| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------------------|----------------|----------------------|-------------|----------|
| Root Mean Squared Error | 0.074326 | 0.073423 | 0.072731 | 0.072724 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.010865 | 0.010734 | 0.010642 | 0.010619 |

ที่มา: จากการคำนวณ



รูป 4.4 แสดงผลพยากรณ์ราคาราคายางพาราแผ่นรมควันชั้น 3 ในช่วง Historical forecast จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2)

ที่มา: จากการคำนวณ

B. Ex-post forecast เป็นการพยากรณ์ในช่วงสั้น ๆ ซึ่งได้กำหนดการพยากรณ์ย้อนกลับไป 3 ช่วงระยะเวลา คือค่าที่ 106 จนถึงค่าที่ 108 เพื่อเปรียบเทียบกับค่าจริง โดยใช้สมการจาก Historical forecast ซึ่งกำหนดค่าเริ่มต้นจากค่าที่ 1 จนถึงค่าที่ 105 พบว่าสมการ (4.10) เป็นสมการที่เหมาะสมที่สุด มีค่า Root Mean Squared Error และ Theil Inequality Coefficient เท่ากับ 0.126148 และ 0.016075 ตามลำดับ

ตาราง 4.12 แสดงการเปรียบเทียบค่าสถิติจากการพยากรณ์ในช่วง Ex-post forecast

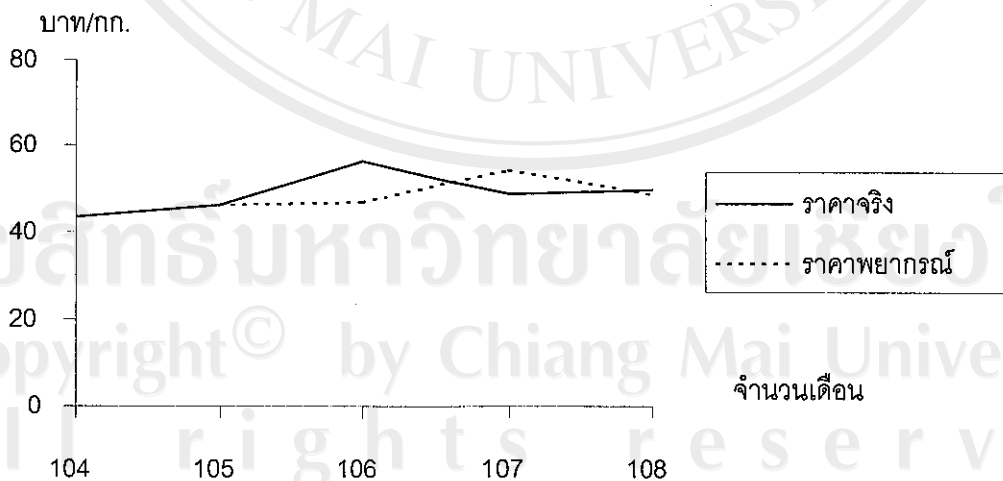
| ค่าสถิติ | AR(1) MA(1) | AR(1) MA(1) MA(2) | AR(2) MA(2) | MA(10) |
|------------------------------|----------------|----------------------|-------------|----------|
| Root Mean Squared Error | 0.139473 | 0.126148 | 0.135924 | 0.135875 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.017775 | 0.016075 | 0.017331 | 0.017331 |

ที่มา: จากการคำนวณ

จะได้ว่า สมการที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ต่อไปข้างหน้า (Ex-ante forecast) คือ สมการ (4.10) หรือแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) แสดงในรูปสมการได้ดังนี้

$$\Delta \ln P_t = 0.001206 - 0.726110 \Delta \ln P_{t-1} + \hat{e}_t + 0.655892 \hat{e}_{t-1} - 0.214904 \hat{e}_{t-2}$$

t - statistic (0.1935) (-4.5939) (3.8160) (-2.0365)



รูป 4.5 แสดงผลพยากรณ์ราคาราคายางพาราแผ่นรมควันชั้น 3 ในช่วง Ex-post forecast จากสมการ (4.10) หรือแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2)

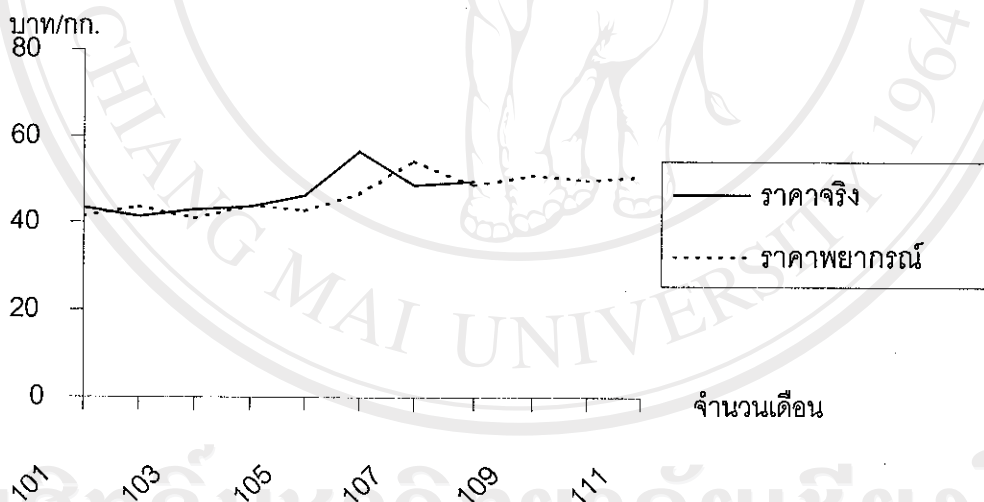
ที่มา: จากการคำนวณ

C. Ex-ante forecast เนื่องจากการพยากรณ์ในรูปแบบ ARIMA มีความแม่นยำในช่วงสั้น ๆ ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้กำหนดช่วงการพยากรณ์ในอนาคตเพียง 3 ช่วงระยะเวลา คือ ค่าที่ 109 จนถึงค่าที่ 111 ซึ่งผลการพยากรณ์ราคาขางพาราแผ่นรมควัน ชั้น 3 ของไทย เป็นรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม จนถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2547 แสดงได้ดังนี้

ตารางที่ 4.13 แสดงผลพยากรณ์ราคาขางพาราแผ่นรมควันชั้น 3 จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) ในช่วง Ex-ante forecast

| ค่าที่ | ปี 2547 | ราคาขางพาราแผ่นรมควัน ชั้น 3 |
|--------|------------|------------------------------|
| 109 | มกราคม | 50.89 (บาท/กก.) |
| 110 | กุมภาพันธ์ | 49.79 (บาท/กก.) |
| 111 | มีนาคม | 50.69 (บาท/กก.) |

ที่มา: จากการคำนวณ



รูป 4.6 แสดงผลพยากรณ์ราคาขางพาราแผ่นรมควันชั้น 3 จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2)

ที่มา: จากการคำนวณ

ภาพ 6 แสดงผลการพยากรณ์ที่คำนวณจากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) ทั้ง 3 ช่วงเวลา โดยช่วง Historical forecast เริ่มคำนวณจากค่าที่ 1 จนถึงค่าที่ 100 แต่นำมาแสดงเพียง 3 ค่าเท่านั้น คือค่าที่ 101 ถึง 105 สำหรับช่วง Ex-post forecast ได้จากการคำนวณตั้งแต่ค่าที่ 106 ถึง 108 และช่วง Ex-ante forecast ได้จากการคำนวณตั้งแต่ค่าที่ 109 ถึง 111 แสดงค่าได้ดังนี้

ตาราง 4.14 แสดงผลพยากรณ์ราคายางพาราแผ่นรมควัน ชั้น 3 จากแบบจำลอง AR(1) MA(1) MA(2) ในแต่ละช่วงเวลา

| ลำดับที่ | ราคาจริง(บาท/กก.) | ราคาพยากรณ์(บาท/กก.) |
|---------------------|-------------------|----------------------|
| Historical forecast | | |
| 101 | 43.25 | 41.23 |
| 102 | 41.3 | 43.59 |
| 103 | 42.9 | 40.89 |
| 104 | 43.5 | 43.66 |
| 105 | 46.1 | 42.60 |
| Ex-post forecast | | |
| 106 | 56.35 | 46.68 |
| 107 | 48.7 | 54.30 |
| 108 | 49.55 | 48.51 |
| Ex-ante forecast | | |
| 109 | - | 50.89 |
| 110 | - | 49.79 |
| 111 | - | 50.69 |

ที่มา: จากการคำนวณ