

บทที่ 5 ผลการศึกษา

การศึกษาในครั้งนี้ มีวัตถุประสงค์หลักในการศึกษาความเคลื่อนไหวของราคาสินค้าชนิดไก่เนื้อเพื่อพยากรณ์ราคาในอนาคต ณ ช่วงเวลาในระยะสั้นโดยมุ่งศึกษาราคาของเนื้อไก่ที่ได้จำหน่ายในท้องตลาด ซึ่งได้แก่ ราคาชิ้นส่วนของเนื้ออกทอดกระดูก และราคาเนื้อสันใน เพื่อที่จะพยากรณ์แนวโน้มของราคาในช่วงเวลาถัดไป โดยอาศัยข้อมูลรายสัปดาห์ ตั้งแต่วันที่ 17 มกราคม 2541 ถึง 11 พฤศจิกายน 2543 รวม 135 ค่าสังเกต สำหรับการวิเคราะห์ข้อมูลใช้โปรแกรม Eview 3 และใช้แบบจำลองของอาร์มีมา (ARIMA) เป็นเครื่องมือในการศึกษา โดยผู้ศึกษาได้แยกผลการศึกษาออกเป็น 2 ส่วนดังนี้

5.1 Unit Root Test

5.2 การสร้างแบบจำลองด้วยอาร์มีมา

5.1 การศึกษาราคาของเนื้อไก่ชนิดเนื้ออกทอดกระดูก

การศึกษานี้ใช้ตัวแปร LBB แทนราคาสินค้าเนื้ออกทอดกระดูก ซึ่งพบว่าราคามีค่าความแปรปรวนมาก ดังนั้นจึงแปลงอนุกรมราคานี้ ให้อยู่ในรูปของลอการิทึมฐานธรรมชาติ

5.1.1 Unit Root Test

ในการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลเพื่อที่จะดูความนิ่ง: Stationary [$I(0)$; integrated of order 0] หรือความไม่นิ่ง: Non-Stationary [$I(d); d > 0$; integrated of order d] เพื่อที่จะหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่า Mean และ Variances ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey-Fuller ในการเลือก Lag Length นั้น พิจารณาตามวิธีของ Walter Enders (Enders, 1995) ซึ่งการศึกษานี้จะเริ่มต้นค่า Lag length ที่ 4 แล้วพิจารณาความมีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) ที่ระดับ 1% ($\alpha = 0.01$) หากพบว่าค่า t-statistic ไม่มีค่า นัยสำคัญทางสถิติ ก็ทำการลดค่า Lag ลงไปเรื่อยๆ จนกระทั่งค่า t-statistic ปฏิเสธสมมติฐานว่าง กล่าวคือ ค่าที่ระดับ Lag length นั้นมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะที่เดียวกันจะพิจารณาค่า θ ของข้อมูลร่วมด้วยว่ามีค่าอยู่ในช่วงปฏิเสธการมี Unit Root หรือไม่ โดยพิจารณาเทียบกับค่า MacKinnon Critical ที่ระดับ 1 %

ตารางที่ 5.1 ตารางแสดงผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller

		เนื้องอกต่อกระดูก					
T-test		ADF test Statistic			ADF test Statistic		
P-Lag [P]		Level			At 1 Different		
Without Trend and Intercept	With Trend and Intercept	Without Trend and Intercept	With Intercept	With Trend and Intercept	Without Trend and Intercept	With Intercept	With Trend and Intercept
[1]*	[1]*	-0.8444	-1.8466	-1.4377	-5.4500*	-5.4870*	-5.5764*
	[1]*						I(1)

ที่มา: จากการศึกษาของ

หมายเหตุ:

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

การศึกษาได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.1 พบว่า ข้อมูลอนุกรมราคาเนื้อไก่ชนิดอกทอดกระดูก (Breast Boneless Chicken: BB) ณ ระดับ Level นั้นค่า θ ล้วนอยู่ในช่วงที่การยอมรับสมมติฐานว่าง ซึ่งกล่าวได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมี Unit Root กล่าวคือไม่ว่าจะทดสอบด้วยวิธีที่เป็นเชิงสุ่ม (Random Walk) เชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไป (Random Walk with Drift) และเชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไปและแนวโน้มตามเวลา (Random Walk with Drift and Trend) ข้อมูลก็ล้วนมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) ทั้งสิ้น แต่ภายหลังจากที่ทำการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (First Differences) แล้ว ค่า θ ปฏิเสธสมมติฐานว่างการมี Unit root ที่ระดับ 1% นั้นคือข้อมูลมีลักษณะที่นิ่งภายหลังจากการทำผลต่างครั้งที่ 1 (First Difference) ทั้งชนิดที่เป็นเชิงสุ่ม (Random Walk) เชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไป (Random Walk with Drift) และเชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไปและแนวโน้มตามเวลา (Random Walk with Drift and Trend) ณ ระดับ Lag length ที่ 1 กล่าวโดยสรุปคือผลการทดสอบ Unit Root ของเนื้อไก่ชนิดเนื้ออกทอดกระดูก พบว่า ข้อมูลจะนิ่งภายหลังจากการทำผลต่างครั้งที่ 1 และมีค่า Lag ที่ 1

5.1.2 แบบจำลองอาร์มา (ARIMA)

ภายหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 เพื่อให้ข้อมูลมีความนิ่งแล้ว จะสามารถ สร้างแบบจำลองด้วยวิธี Box and Jenkins ซึ่งสามารถแบ่งได้พอสังเขปเป็น 4 ขั้นตอน ได้แก่ ขั้นตอนการกำหนดรูปแบบจำลอง (Identification) ขั้นตอนการประมาณค่า (Estimation) ขั้นตอนวิเคราะห์ความถูกต้อง (Diagnostic Checking) และขั้นตอนการพยากรณ์ (Forecasting) ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากผลการศึกษาต่อไปนี้

1. การกำหนดรูปแบบ (Identification) โดยพิจารณาจาก Correlogram ของ Autocorrelation: ACF และ Partial Correlation: PACF ซึ่งจากการศึกษาได้กำหนดรูปแบบของแบบจำลองอาร์มาสำหรับราคาเนื้อไก่ชนิดเนื้ออกทอดกระดูกได้ 3 แบบจำลองคือ ARIMA (1,1,0) ARIMA (1,1,1) และ ARIMA (2,1,0) ที่มีความเป็นไปได้ในการเป็นตัวแทนของข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาสินค้าชนิดนี้ ทั้งนี้สามารถพิจารณาการกำหนดรูปแบบได้จากตารางที่ 5.2 โดยตารางแสดงถึงค่าสถิติอันได้แก่ ค่า Root Mean Squared Error, Theil Inequality Coefficient และ Akaike Information Criterion เพื่อใช้ในการเทียบกับข้อมูลอนุกรมเวลาจริงเพื่อดูว่าแบบจำลองนั้นจะสามารถเป็นตัวแทนของกลุ่มข้อมูลได้มากน้อยเพียงใด

ตารางที่ 5.2 แสดงค่าทางสถิติที่สำคัญ

	ค่าทางสถิติ	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (2,1,0)
Historical Estimation with 135 observations	Root Mean Squared Error	0.025199	0.024437	0.024429
	Theil Inequality Coefficient	0.003168	0.003072	0.003073
	Akaike Information Criterion	-4.493938	-4.540299	-4.540664

ที่มา : จากการคำนวณ

2. ขั้นตอนการประมาณค่า (Estimation) เพื่อหาสัมประสิทธิ์ที่มาจากรูปแบบการถดถอยในตัวเอง (AR) และ รูปแบบการเคลื่อนที่เฉลี่ย (MA) ได้ จากตารางที่ 5.3 ซึ่งแสดงค่าสัมประสิทธิ์สำหรับ ARIMA (1,1,0) ARIMA (1,1,1) และ ARIMA (2,1,0) ที่มีนัยสำคัญเมื่อพิจารณาจากค่า t statistics พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้นี้ สามารถที่จะปฏิเสธสมมติฐานว่างอันได้แก่ ค่า β ที่เท่ากับศูนย์ได้ กล่าวคือ ค่าตัวตัวแปรอิสระดังกล่าวสามารถที่จะอธิบายตัวแปรตามได้ที่มีนัยสำคัญที่ระดับ 1 % ดังนั้นสามารถที่จะสร้างความสัมพันธ์ทางสมการทางคณิตศาสตร์สำหรับแบบจำลองอาร์มาของข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาไก่ชนิดเนื้อออกถอดกระดุกดังนี้

ตารางที่ 5.3 แสดงค่าการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของเนื้องอกถดถอย

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (2,1,0)
	สัมประสิทธิ์	สัมประสิทธิ์	สัมประสิทธิ์
C	-0.0024 (-0.7062)	-0.0033 (-0.6595)	-0.0031 (-0.7481)
AR(1)	0.3446* (4.2789)	0.7689* (6.8544)	0.2413* (2.8262)
AR(2)	-	-	0.2307* (2.7520)
MA(1)	-	-0.4963* (-3.1755)	-
\bar{R}^2	0.1159	0.1622	0.1442
DW	2.1833	2.0828	1.9904
F Test	18.3093*	13.7760*	12.0337*

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ:

- 1) * หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ($\alpha < 0.01$)
- 2) ตัวเลขในวงเล็บคือค่า t-statistics

จากตารางที่ 5.3 สามารถสร้างแบบจำลองอนุกรมเวลาซึ่งแสดงเป็นความสัมพันธ์ได้ดังต่อไปนี้

ARIMA (1,1,0);

$$\Delta \ln(BB_t) = -0.0024 + 0.3446 \Delta \ln(BB_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

ARIMA (1,1,1);

$$\Delta \ln(BB_t) = -0.0033 + 0.7689 \Delta \ln(BB_{t-1}) + \varepsilon_t - 0.4962 \varepsilon_{t-1} \quad (5.2)$$

ARIMA (2,1,0);

$$\Delta \ln(BB_t) = -0.0031 + 0.2413 \Delta \ln(BB_{t-1}) + 0.2307 \Delta \ln(BB_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

จากสมการที่ 5.1, 5.2 และ 5.3 สามารถสร้างรูปแบบความสัมพันธ์ใหม่ได้ดังนี้

ARIMA (1,1,0);

$$\ln(BB_t) = -0.0024 + 1.3446\ln(BB_{t-1}) - 0.3446\ln(BB_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (5.4)$$

ARIMA (1,1,1);

$$\ln(BB_t) = -0.0033 + 1.7689\ln(BB_{t-1}) - 0.7689\ln(BB_{t-2}) + \varepsilon_t - 0.4962\varepsilon_{t-1} \quad (5.5)$$

ARIMA (2,1,0);

$$\ln(BB_t) = -0.0031 + 1.2414\ln(BB_{t-1}) - 0.0106\ln(BB_{t-2}) - 0.2307\ln(BB_{t-3}) + \varepsilon_t \quad (5.6)$$

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ข้างต้นของแบบจำลองทั้งสามนี้ จะทำให้ได้รูปแบบความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลในอดีต และค่าคลาดเคลื่อนในอดีตมีผลต่อค่าของข้อมูลในปัจจุบันดังแบบจำลองแสดงในสมการที่ 5.4, 5.5 และ 5.6 ตามลำดับ โดยจากสมการที่ 5.4 พบว่าแบบจำลองค่า \bar{R}^2 เท่ากับร้อยละ 11.59 นั่นคือ ตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ARIMA (1,1,0) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ร้อยละ 11.59 ทั้งนี้มี F มีค่า 18.31 มีนัยสำคัญที่ 1% นั่นคือ มีตัวแปรอย่างน้อยหนึ่งตัวที่เป็นตัวแปรอิสระที่สามารถตัวแปรตามได้ และ DW เท่ากับ 2.18 ขณะที่สมการที่ 5.5 แบบจำลองมีค่า \bar{R}^2 เท่ากับร้อยละ 16.22 หมายถึงค่าตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ARIMA (1,1,1) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ร้อยละ 16.22 ประกอบกับค่า F เท่ากับ 13.77 มีนัยสำคัญที่ 1% คือค่าตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ค่าที่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ และ DW เท่ากับ 2.08 สำหรับสมการที่ 5.6 แบบจำลองมีค่า \bar{R}^2 เท่ากับร้อยละ 14.42 หมายถึงค่าตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ARIMA (2,1,0) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ร้อยละ 14.42 ขณะที่ค่า F คือ 12.33 ที่นัยสำคัญ 1% คือ ค่าตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ค่าที่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ และ DW เท่ากับ 1.99

3. การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostic Checking) ของแบบจำลองข้างต้นเพื่อ ความถูกต้อง สามารถพิจารณาจากค่า Q-Statistic โดย Box-Pierce (Gujarati, 2003) เพื่อตรวจสอบสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelations) ของข้อมูลว่า ภายหลังจากการสร้างแบบจำลองแล้ว หากแบบจำลองนี้มีความเหมาะสมแล้ว ค่าความเคลื่อนที่ประมาณการ (Estimated residuals) นั้นจะต้องมีลักษณะเป็น White Noise กล่าวคือข้อมูลอนุกรมเวลา

ภายหลังจากการใช้แบบจำลอง ARIMA แล้วปราศจากสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) ดังแสดงในสมการที่ 5.7 และจากตารางที่ 5.4 แสดงค่า Q Statistic ของแบบจำลองที่ได้กำหนดรูปแบบ

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \quad (5.7)$$

$$\frac{103}{4} = 25$$

ตารางที่ 5.4 แสดงค่า Q Statistics ของแบบจำลองของเนื้องอกถอดกระดูก

แบบจำลอง	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1) ✓	ARIMA (2,1,0) ✓
Box-Pierce Q Statistic	154.21*	120.66	137.95
Probability	0.072 ✓	0.279	0.665
Lag Length	133 ✓	132	132 ✓

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ * หมายถึง ปฏิเสธสมมติฐานค่าความคาดเคลื่อนที่ประมาณการ (Estimated residuals) มีลักษณะเป็น White Noise ที่ระดับนัยสำคัญ 10 %

จากตารางที่ 5.4 พบว่า แบบจำลอง ARIMA (1,1,0) ปฏิเสธสมมติฐานค่าความคาดเคลื่อนที่ประมาณการ (Estimated residuals) มีลักษณะเป็น White Noise ดังนั้นแบบจำลองดังกล่าวจึงไม่สามารถเป็นแบบจำลองที่ใช้เป็นตัวแทนของข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาสินค้าชนิดนี้ได้ ทั้งนี้เป็นผลให้เหลือแบบจำลองเพียง 2 แบบจำลองคือ ARIMA (1,1,1) และ ARIMA (2,1,0) ดังนั้นจึงนำเอาแบบจำลอง ARIMA (1,1,1) และ ARIMA (2,1,0) มาพยากรณ์ (Forecasting) ต่อไป

5.1.2.4 การพยากรณ์ (Forecasting) การศึกษานี้มุ่งหวังที่จะพยากรณ์ราคาสินค้าที่เกิดขึ้นในอนาคต จึงเกิดข้อจำกัดที่ว่าความแม่นยำของข้อมูลที่ได้จากการพยากรณ์นั้น มีความน่าเชื่อถือได้มากน้อยเพียงใด ดังนั้นเพื่อที่จะทราบว่าแบบจำลองที่ประมาณขึ้นมานั้น สามารถที่จะพยากรณ์ราคาได้แม่นยำมากน้อยเพียงใด จึงได้ใช้การพยากรณ์แบบ Ex-post Forecast กล่าวคือ เป็นการพยากรณ์ข้อมูล ณ ช่วงเวลาที่มีข้อมูลจริงเกิดขึ้นแล้ว โดยจะลดจำนวนค่าสังเกตการของอนุกรมเวลาลงจาก 135 ค่าสังเกต เหลือ 131 ค่าสังเกต แล้วทำการถอดถอยข้อมูลใหม่เพื่อ

ดูค่า RMSE (Root Mean Squared Error) และ Theil Inequality Coefficient เพื่อใช้ในการพิจารณาเลือกแบบจำลองที่มีความเหมาะสม ดังจะพิจารณาได้จากรูปที่ 3.2 ในบทที่ 3 และสามารถพิจารณาดารางที่ 5.5 ซึ่งแสดงค่าทางสถิติที่ได้ช่วงของ Estimation Period และช่วงของ Ex-post Period

ตารางที่ 5.5 แสดงค่าทางสถิติที่ได้จากขั้นตอนการพยากรณ์ของเน้อกถอดกระดูก

	ค่าทางสถิติ	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (2,1,0)
Historical Estimation with 131 observations	Root Mean Squared Error	0.024650	0.024691
	Theil Inequality Coefficient	0.003097	0.003104
	Akaike Information Criterion	-4.521547	-4.517847
Ex post Forecast from 132 to 135	Root Mean Squared Error	0.008703	0.009801
	Theil Inequality Coefficient	0.001113	0.001254

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.5 ผลการศึกษาพบว่า แบบจำลอง ARIMA (1,1,1) มีค่า Root Mean Squared Error และ Theil Inequality Coefficient น้อยกว่าแบบจำลอง ARIMA (2,1,0) ดังนั้นจึงเลือกแบบจำลอง ARIMA (1,1,1) เป็นแบบจำลองที่ใช้เป็นตัวแทนของกลุ่มข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาไก่เนื้อชนิดเน้อกถอดกระดูก ซึ่งสามารถแสดงในรูปแบบของสมการที่ 5.5 ดังนี้

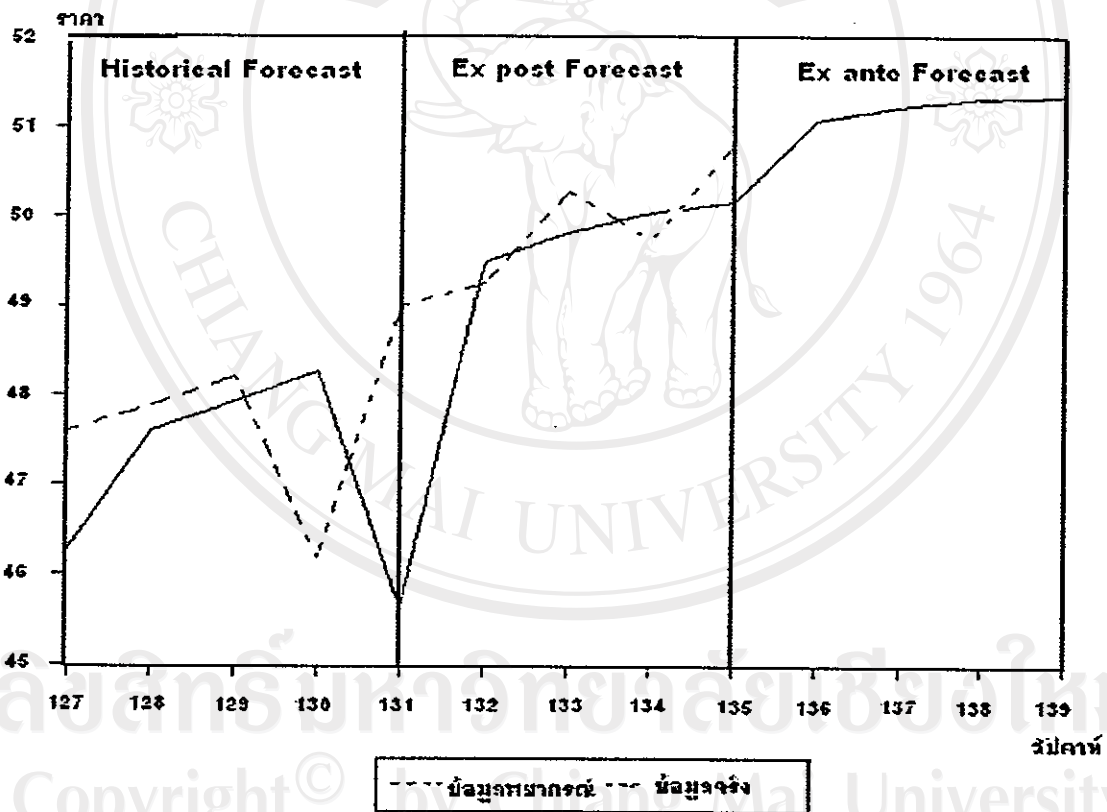
$$\ln(BB_t) = -0.0033 + 1.761 \ln(BB_{t-1}) - 0.7609 \ln(BB_{t-2}) + \varepsilon_t - 0.4830 \varepsilon_{t-1}$$

ดังนั้นในการวิเคราะห์ผลการศึกษา พบว่าแบบจำลองของอนุกรมเวลานี้ที่ได้จาก ARIMA (1,1,1) นั้นมีการตอบสนองเร็วเมื่อเปรียบเทียบกับข้อมูลจริงอยู่ 1 ช่วงเวลา แต่อย่างไรก็

ตามจะพบว่าแบบจำลองมีแนวโน้มของการขึ้นลงของราคาที่พักกรรมเป็นไปในทิศทางเดียวกันกับราคาจริงของเนื้อไก่ชนิดเนื้อออกทอดกระดุก โดยในรูปที่ 5.1 แสดงรูปเปรียบเทียบระหว่างข้อมูลที่พยากรณ์ได้กับข้อมูลจริงซึ่งแสดงข้อมูลตั้งแต่ช่วง 127-139 โดยจำแนกเป็นช่วงๆ คือ Historical Forecast (127-131), Ex-post Forecast (132-135) และ Ex-ante Forecast (136-139) นอกจากนี้ในการวิเคราะห์ยังได้แสดงข้อมูลทั้งหมดของแบบจำลองอนุกรมเวลาตั้งแต่ 1-135 ซึ่งพบว่าข้อมูลแบบจำลองและข้อมูลจริงมีแนวโน้มการขึ้นลงของราคาตรงกัน (Fit) ดังรูปที่ 5.2

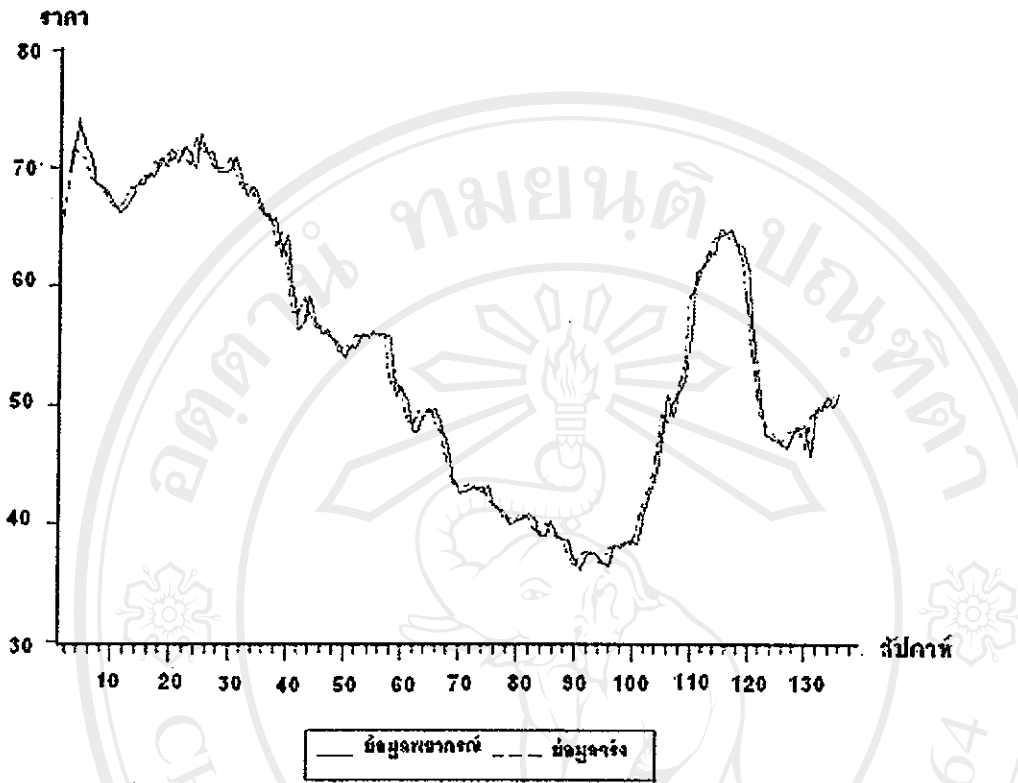
ทั้งนี้สามารถนำไปใช้พยากรณ์ (Forecasting) ราคาของเนื้อออกทอดกระดุกล่วงหน้าในสัปดาห์ที่ 136-139 ได้ดังตารางที่ 5.6

รูปที่ 5.1 แสดงข้อมูลเนื้อออกทอดกระดุกเป็นช่วงๆ ตั้งแต่สัปดาห์ที่ 127-139



ที่มา: จากการคำนวณ

รูปที่ 5.2 แสดงข้อมูลจริงและข้อมูลที่ได้จากการพยากรณ์ราคาไก่เนื้อชนิดเนื้อออกถอดกระดูก



ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 5.6 แสดงราคาที่พยากรณ์ได้จากแบบจำลองของเนื้อออกถอดกระดูก

สัปดาห์ที่	วันที่ เดือน ปี	ราคา (บาท)
136	3 ธ.ค. 2546	51.06115
137	10 ธ.ค. 2546	51.22589
138	17 ธ.ค. 2546	51.31597
139	24 ธ.ค. 2546	51.34826

ที่มา: จากการคำนวณ

5.2 การศึกษาราคาของไก่เนื้อชนิดเนื้อสันใน

เมื่อพิจารณาถึงความเคลื่อนไหวของราคาเนื้อไก่ชนิดเนื้อสันใน ซึ่งการศึกษาในครั้งนี้ใช้ตัวแปร Fil แทนราคาเนื้อสันใน อีกทั้งพบว่า ราคามีความแปรปรวนมาก ดังนั้นจึงแปลงอนุกรมราคานี้ ให้อยู่ในรูปของลอการิทึม ซึ่งสามารถพิจารณาอนุกรมราคาก่อนและหลังจากการแปลงให้อยู่ในรูปลอการิทึม

5.2.1 Unit Root Test

ในการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลเพื่อที่จะดูความนิ่ง: Stationary [$I(0)$; integrated of order 0] หรือความไม่นิ่ง: Non-Stationary [$I(d); d > 0$; integrated of order d] ด้วยสาเหตุว่า เพื่อที่จะหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่า Mean และ Variances ที่ไม่คงที่ในแต่ละเวลาที่แตกต่างกัน โดยใช้การทดสอบ Augmented Dickey-Fuller ในการเลือก Lag Length นั้น พิจารณาตามวิธีของ Walter Enders (Enders, 1995) ซึ่งการศึกษานี้จะเริ่มต้นที่ค่า Lag length ที่ 4 แล้วพิจารณาความมีนัยสำคัญทางสถิติ (Significant) ที่ระดับ 1% ($\alpha = 0.01$) หากพบว่าค่า T-Statistic ไม่มีค่านัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับนั้นก็จะทำการลดค่า Lag ลงไปเรื่อยๆ จนกระทั่งค่า T-Statistic ปฏิเสธสมมติฐานว่าง กล่าวคือ ค่าที่ระดับ Lag length นั้นมีนัยสำคัญทางสถิติ ในขณะเดียวกัน จะพิจารณาค่า θ ของข้อมูลรวมด้วยว่ามีค่าอยู่ในช่วงปฏิเสธการมี Unit Root หรือไม่ โดยพิจารณาเทียบกับค่า MacKinnon Critical ทั้งที่ระดับ 10 % 5% และ 1 %

การศึกษาได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.7 พบว่า ข้อมูลอนุกรมราคาเนื้อไก่ชนิดเนื้อสันใน (Filet: fil) ที่ระดับ Level นั้นค่า θ ล้วนอยู่ในช่วงที่การยอมรับสมมติฐานว่าง กล่าวคือข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมี Unit Root ซึ่งไม่ว่าจะทดสอบด้วยวิธีที่เป็นเชิงสุ่ม (Random Walk) เชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไป (Random Walk with Drift) และเชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไปและแนวโน้มตามเวลา (Random Walk with Drift and Trend) ข้อมูลก็ล้วนมีลักษณะไม่นิ่ง (Non stationary) ทั้งสิ้น แต่ภายหลังจากที่ทำการแปลงข้อมูลโดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (First Differences) แล้ว ค่า θ ปฏิเสธสมมติฐานการมี Unit root ที่ระดับ 1% นั่นคือข้อมูลมีลักษณะที่นิ่งภายหลังจากการทำผลต่างครั้งที่ 1 (First Difference) ทั้งชนิดเชิงสุ่ม (Random Walk) เชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไป (Random Walk with Drift) และเชิงสุ่มที่มีแนวโน้มทั่วไปและแนวโน้มตามเวลา (Random Walk with Drift and Trend) ทั้งหมด ณ ระดับ Lag length ที่ 1

กล่าวโดยสรุปคือผลการทดสอบ Unit Root ของเนื้อไก่ชนิดเนื้ออกถอดกระดูก พบว่า ข้อมูลจะนิ่งภายหลังจากทำผลต่างครั้งที่ 1 และมีค่า Lag ที่ 1

ตารางที่ 5.7 ตารางแสดงผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller

เนื้อต้นใน									
T-test			ADF test Statistic			ADF test Statistic			
P-Lag [P]			Level			At 1 Different			
Without Trend and Intercept	With Intercept	With Trend and Intercept	Without Trend and Intercept	With Intercept	With Trend and Intercept	Without Trend and Intercept	With Intercept	With Trend and Intercept	I(d)
[1]*	[1]*	[1]*	-0.5554	-1.3052	-1.3643	-4.3410*	-4.3467*	-4.3439*	I(1)

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ:

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

5.2.2 แบบจำลองอาร์มา (ARIMA)

ภายหลังจากการแปลงข้อมูล โดยการหาผลต่างอันดับที่ 1 เพื่อให้ข้อมูลมีความนิ่งแล้ว จะสามารถ สร้างแบบจำลองด้วยวิธี Box and Jenkins ดังต่อไปนี้

1. การกำหนดรูปแบบ (Identification) สามารถพิจารณาจาก Correlogram ของ Autocorrelation: ACF และ Partial Correlation: PACF โดยผลการศึกษาได้กำหนดรูปแบบของแบบจำลองอาร์มาสำหรับราคาเนื้อไก่ชนิดเนื้ออกทอดกระดุกได้ 4 แบบจำลองคือ ARIMA (1,1,0) ARIMA (1,1,1) ARIMA (2,1,0) และ ARIMA (2,1,2) ที่มีความเป็นไปได้ในการเป็นตัวแทนของข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาสินค้าชนิดนี้ ทั้งนี้สามารถพิจารณาการกำหนดรูปแบบได้จากตารางที่ 5.8 โดยตารางแสดงถึงค่าสถิติอันได้แก่ ค่า Root Mean Squared Error, Theil Inequality Coefficient และ Akaike Information Criterion เพื่อใช้ในการเทียบกับข้อมูลอนุกรมเวลาจริงเพื่อดูว่าแบบจำลองนั้นจะสามารถเป็นตัวแทนของกลุ่มข้อมูลได้มากน้อยเพียงใด ตารางที่ 5.8 แสดงค่าทางสถิติที่สำคัญของเนื้อสันใน

	ค่าทางสถิติ	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (2,1,2)
Historical Estimation with 135 Observations	Root Mean Squared Error	0.0208	0.0202	0.0203	0.0200
	Theil's Inequality Coefficient	0.0026	0.0025	0.0251	0.0025
	Akaike Information Criterion	-4.8798	-4.9173	-4.9085	-4.9110

ที่มา : จากการคำนวณ

2. การประมาณค่า (Estimation) คือการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ที่มาจากรูปแบบการถดถอยในตัวเอง (AR) และ รูปแบบการเคลื่อนที่เฉลี่ย (MA) ได้ จากตารางที่ 5.9 พบว่าได้ค่าสัมประสิทธิ์สำหรับ ARIMA (1,1,0) ARIMA (1,1,1) ARIMA (2,1,0) และ ARIMA (2,1,2) ที่มีนัยสำคัญเมื่อพิจารณาจากค่า t statistics พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้นี้ สามารถที่จะ

ปฏิเสธค่า β ที่เท่ากับศูนย์ได้ กล่าวคือค่าตัวแปรอิสระตัวแปรนั้นๆสามารถที่จะอธิบายตัวแปรตามได้ สัมประสิทธิ์จากตารางที่ 5.9

ตารางที่ 5.9 แสดงค่าการประมาณค่าสัมประสิทธิ์จากรูปแบบจำลองที่กำหนด

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (2,1,2)
	สัมประสิทธิ์	สัมประสิทธิ์	สัมประสิทธิ์	สัมประสิทธิ์
C	-0.0019 (-0.4849)	-0.0023 (-0.4124)	-0.0021 (-0.4186)	-0.0030 (-0.5650)
AR(1)	0.54715* (7.5233)	0.80947* (9.7961)	0.4232* (4.9322)	-0.2186* (-2.3065)
AR(2)	-	-	0.2231* (2.6100)	0.7691* (8.8946)
MA(1)	-	-0.39829* (-3.0552)	-	-0.3223* (-2.4220)
MA(2)	-	-	-	0.6612* (4.6180)
\bar{R}^2	0.2964	0.3273	0.3240	0.3355
DW	2.2476	1.9996	1.9996	1.9906
F Test	56.60*	33.11*	32.39*	17.53*

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ:

- 1) * หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ($\alpha < 0.01$)
- 2) ตัวเลขในวงเล็บคือค่า t-statistics

โดยสามารถนำค่าสถิตินี้ใช้ในการสร้างแบบจำลองอนุกรมเวลาซึ่งแสดงเป็นความสัมพันธ์ในรูปแบบผลต่างครั้งที่ 1 ได้ดังต่อไปนี้

ARIMA (1,1,0);

$$\Delta \ln(\text{Fil}_t) = -0.0019 + 0.5472\Delta \ln(\text{Fil}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

ARIMA (1,1,1);

$$\Delta \ln(\text{Fil}_t) = -0.0023 + 0.8095 \Delta \ln(\text{Fil}_{t-1}) + \varepsilon_t - 0.3983 \varepsilon_{t-1} \quad (5.9)$$

ARIMA (2,1,0);

$$\Delta \ln(\text{Fil}_t) = -0.0021 + 0.4232 \Delta \ln(\text{Fil}_{t-1}) + 0.2231 \Delta \ln(\text{Fil}_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (5.10)$$

ARIMA (2,1,2);

$$\Delta \ln(\text{Fil}_t) = -0.003 - 0.2186 \Delta \ln(\text{Fil}_{t-1}) + 0.7694 \Delta \ln(\text{Fil}_{t-2}) + \varepsilon_t - 0.3223 \varepsilon_{t-1} + 0.6612 \varepsilon_{t-2} \quad (5.11)$$

ดังนั้นจากสมการที่ 5.8, 5.9, 5.10 และ 5.11 สามารถสร้างรูปแบบความสัมพันธ์ใหม่ได้ดังนี้

ARIMA (1,1,0);

$$\ln(\text{Fil}_t) = -0.0019 + 1.5472 \ln(\text{Fil}_{t-1}) - 0.5471 \ln(\text{Fil}_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (5.12)$$

ARIMA (1,1,1);

$$\ln(\text{Fil}_t) = -0.0023 + 1.8095 \ln(\text{Fil}_{t-1}) - 0.8095 \ln(\text{Fil}_{t-2}) + \varepsilon_t - 0.3983 \varepsilon_{t-1} \quad (5.13)$$

ARIMA (2,1,0);

$$\ln(\text{Fil}_t) = -0.0021 + 1.4232 \ln(\text{Fil}_{t-1}) - 0.2001 \ln(\text{Fil}_{t-2}) - 0.2231 \ln(\text{Fil}_{t-3}) + \varepsilon_t \quad (5.14)$$

ARIMA (2,1,2);

$$\ln(\text{Fil}_t) = -0.003 + 0.7814 \ln(\text{Fil}_{t-1}) + 0.9877 \ln(\text{Fil}_{t-2}) - 0.7691 \ln(\text{Fil}_{t-3}) + \varepsilon_t - 0.3223 \varepsilon_{t-1} + 0.6612 \varepsilon_{t-2} \quad (5.15)$$

จากที่ได้ประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองนั้น จะเป็นผลทำให้ได้รูปแบบความสัมพันธ์ระหว่างข้อมูลในอดีต และค่าคลาดเคลื่อนในอดีตมีผลต่อค่าของข้อมูลในปัจจุบันดังแบบจำลองแสดงในสมการที่ 5.12, 5.13, 5.14 และ 5.15 ตามลำดับ โดยจากสมการที่ 5.12 พบว่าแบบจำลองค่า \bar{R}^2 เท่ากับร้อยละ 29.64 นั่นคือ ตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ARIMA(1,1,0) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ร้อยละ 29.64 ทั้งนี้มี Fค่า 56.6 ที่นัยสำคัญ 1% ซึ่ง

หมายถึง มีตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ตัวที่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ โดยที่ DW เท่ากับ 2.25 ขณะที่สมการที่ 5.13 แบบจำลองมีค่า \bar{R}^2 เท่ากับร้อยละ 32.72 นั่นคือ ตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ARIMA (1,1,1) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ร้อยละ 32.72 ทั้งนี้มี F มีค่า 33.1 ที่นัยสำคัญ 1% ซึ่งหมายถึงมีตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ตัวที่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ และ DW เท่ากับ 2.00 สำหรับสมการที่ 5.14 พบว่าแบบจำลองมีค่า \bar{R}^2 เท่ากับร้อยละ 32.39 นั่นคือ ตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ARIMA (2,1,0) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ร้อยละ 32.39 ทั้งนี้มี F มีค่า 32.39 ที่นัยสำคัญ 1% ซึ่งหมายถึงมีตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ตัวที่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ และ DW เท่ากับ 2.00 และสมการที่ 5.15 แบบจำลองมีค่า \bar{R}^2 เท่ากับร้อยละ 33.55 นั่นคือ ตัวแปรอิสระของแบบจำลอง ARIMA (2,1,2) สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ร้อยละ 33.55 ทั้งนี้มี F มีค่า 17.53 ที่นัยสำคัญ 1% ซึ่งหมายถึงมีตัวแปรอิสระอย่างน้อย 1 ตัวที่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้ และ DW เท่ากับ 1.99

2. การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostic Checking) ของแบบจำลองข้างต้นเพื่อวิเคราะห์ดูความถูกต้อง สามารถพิจารณาจากค่า Q Statistic โดย Box-Pierce (Gujarati, 2003) ดังที่กล่าวมาจากข้างต้น ซึ่งแสดงในสมการที่ 5.7 และจากตารางที่ 5.10 แสดงค่า Q Statistic ของแบบจำลองที่ได้กำหนดรูปแบบ

ตารางที่ 5.10 แสดงค่า Q Statistic

แบบจำลอง	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (2,1,2)
Box-Pierce Q Statistic	100.26	84.912	83.786	79.578
Probability	0.975	0.999	0.999	1.000
Lag Length	133	132	132	132

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.10 พบว่า ทุกแบบจำลองไม่ว่าจะเป็น ARIMA (1,1,0) ARIMA (1,1,1) ARIMA (2,1,0) และ ARIMA (2,1,2) ต่างยอมรับสมมติฐานค่าความคาดเคลื่อนที่ประมาณการ (Estimated residuals) มีลักษณะเป็น White Noise ที่ระดับนัยสำคัญ 10% ดังนั้นจึงนำแบบจำลองทั้งหมดมาพยากรณ์ (Forecasting) ต่อไป

3. การพยากรณ์ (Forecasting) การศึกษานี้มุ่งหวังที่จะพยากรณ์ราคาสินค้าที่เกิดขึ้นในอนาคต จึงเกิดข้อจำกัดที่ว่าความแม่นยำของข้อมูลที่ได้จากการพยากรณ์นั้น มีความน่าเชื่อถือได้มากน้อยเพียงใด ดังนั้นเพื่อที่จะทราบว่าแบบจำลองที่ประมาณขึ้นมานั้น สามารถที่จะพยากรณ์ราคาได้แม่นยำมากน้อยเพียงใด จึงได้ใช้การพยากรณ์แบบ Ex-post Forecast กล่าวคือ เป็นการพยากรณ์ข้อมูล ณ ช่วงเวลาที่มีข้อมูลจริงเกิดขึ้นแล้ว โดยจะลดจำนวนค่าสังเกตการของอนุกรมเวลาลงจาก 135 ข้อมูลเหลือ 131 ข้อมูล แล้วทำการถอดหายข้อมูลใหม่เพื่อดูค่า RMSE (Root Mean Squared Error) และ Theil's Inequality Coefficient เพื่อใช้ในการพิจารณาเลือกแบบจำลองที่มีความเหมาะสม ดังจะพิจารณาได้จากรูปที่ 3.2 ในบทที่ 3 และตารางที่ 5.11 แสดงค่าทางสถิติที่ได้ช่วงของ Estimation Period และช่วงของ Ex-post Period ซึ่งพบว่าแบบจำลอง ARIMA (2,1,0) มีค่า Root Mean Squared Error และ Theil Inequality Coefficient น้อยกว่าแบบจำลองที่เหลือทั้ง 3 แบบจำลอง ดังนั้นจึงเลือกแบบจำลอง ARIMA (2,1,0) เนื่องจากเป็นแบบจำลองที่มีความเหมาะสมมากกว่าแบบจำลองที่เหลืออยู่ เพื่อใช้เป็นตัวแทนของกลุ่มข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาไก่เนื้อชนิดเนื้อสันใน (Fillet) ซึ่งสามารถแสดงในรูปแบบของสมการที่ 5.14 ดังนี้

$$\ln(\text{Fil}_t) = -0.0021 + 1.4232\ln(\text{Fil}_{t-1}) - 0.2001\ln(\text{Fil}_{t-2}) - 0.2231\ln(\text{Fil}_{t-3}) + \varepsilon_t$$

ดังนั้นในการวิเคราะห์ผลการศึกษา พบว่าแบบจำลองของอนุกรมเวลานี้ที่ได้จาก ARIMA (2,1,0) นั้นมีการตอบสนองเร็วเมื่อเปรียบเทียบกับข้อมูลจริงอยู่ 1 ช่วงเวลา แต่อย่างไรก็ตามจะพบว่าแบบจำลองมีแนวโน้มของการขึ้นลงของราคาที่พยากรณ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกับราคาจริงของเนื้อไก่ชนิดสันใน และยิ่งหากพิจารณา ณ ช่วง Ex-Post Forecast พบว่าข้อมูลพยากรณ์และข้อมูลจริงมีค่าแตกต่างเพียงเล็กน้อยเท่านั้น ดังในรูปที่ 5.3 แสดงรูปเปรียบเทียบระหว่างข้อมูลที่พยากรณ์ได้กับข้อมูลจริงซึ่งแสดงข้อมูลตั้งแต่ช่วง 127-139 โดยจำแนกเป็นช่วงๆ คือ Historical Forecast (127-131), Ex-post Forecast (132-135) และ Ex-ante Forecast (136-139) นอกจากนี้ในการวิเคราะห์ก็ยังได้แสดงข้อมูลทั้งหมดของแบบจำลองอนุกรมเวลาดังแต่ 1-135 ซึ่งพบว่าข้อมูลแบบจำลองและข้อมูลจริงมีแนวโน้มการขึ้นลงของราคาตรงกัน (Fit) ดังรูปที่ 5.4

ตารางที่ 5.11 แสดงค่าทางสถิติที่ได้จากการพยากรณ์ของเนื้อสั้นใน

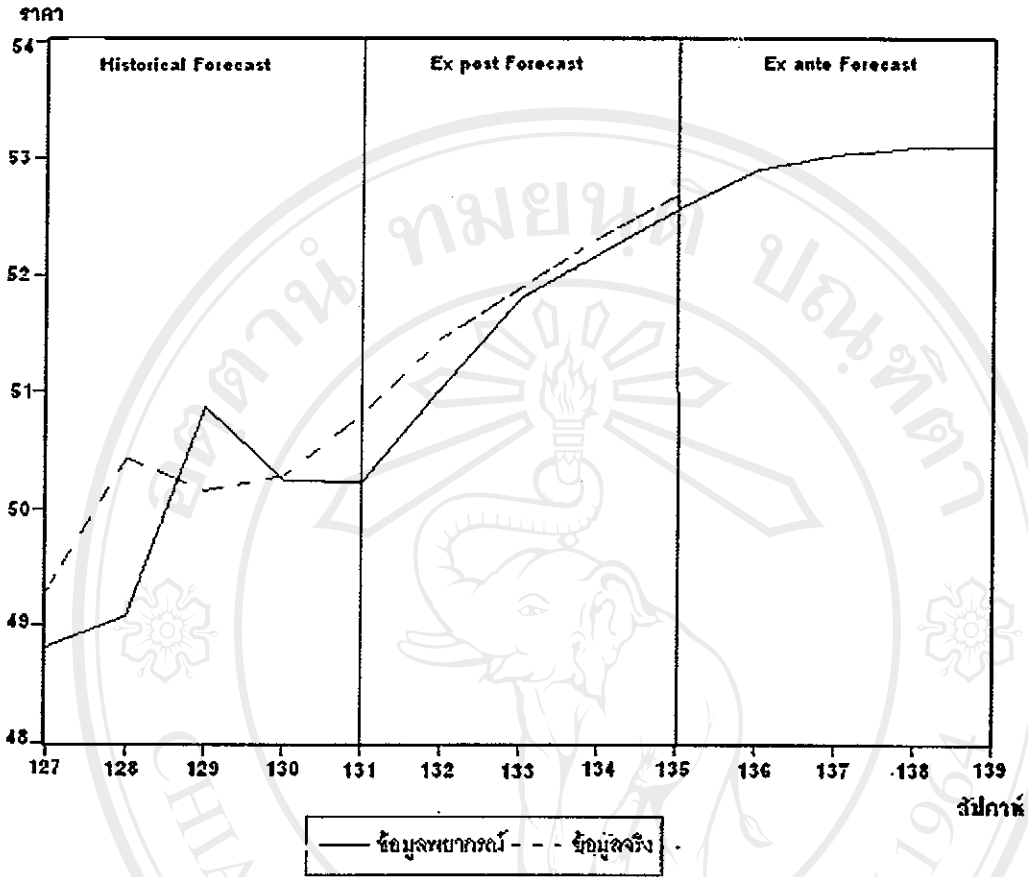
	ค่าทางสถิติ	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (2,1,2)
Historical Estimation with 131 observations	Root Mean Squared Error	0.0211	0.0205	0.0206	0.0202
	Theil Inequality Coefficient	0.0026	0.0025	0.0025	0.0025
	Akaike Information Criterion	-4.8501	-4.8870	-4.8779	-4.8839
Ex-post Forecast with 132-135	Root Mean Squared Error	0.0212	0.0190	0.0188	0.0214
	Theil's Inequality Coefficient	0.0027	0.0024	0.0024	0.0027

ที่มา: จากการคำนวณ

ทั้งนี้สามารถนำไปใช้พยากรณ์ (Ex-ante Forecasting) ราคาของเนื้อสั้นในล่วงหน้าใน สัปดาห์ที่ 136-139 ได้ดังตารางที่ 5.12

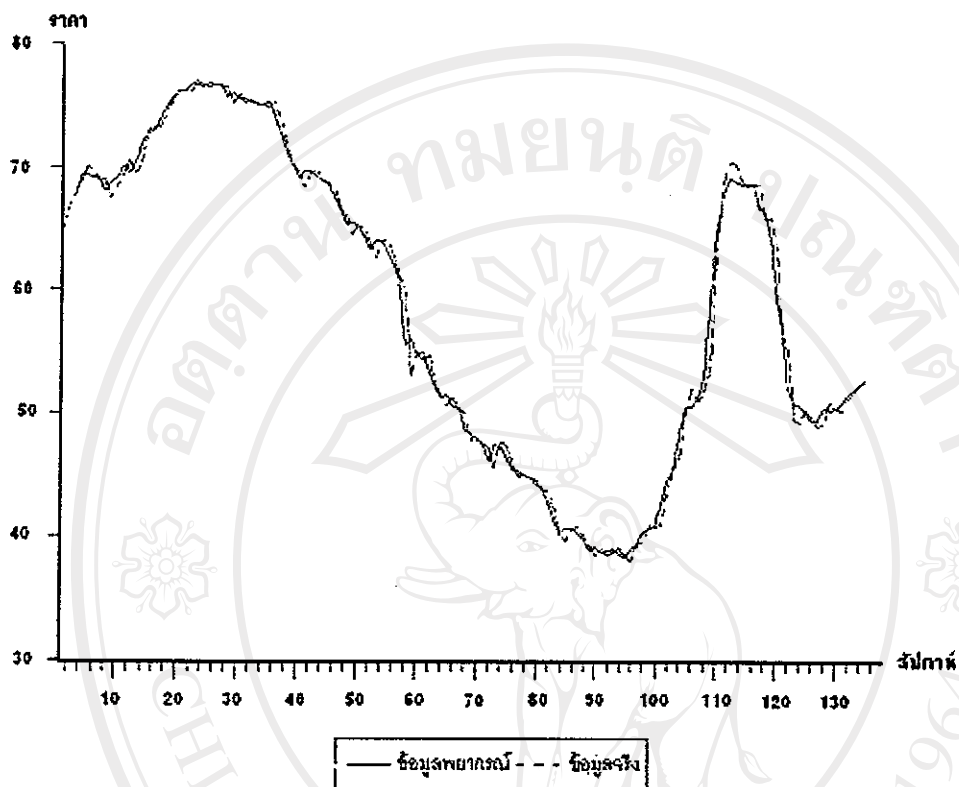
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

รูปที่ 5.3 แสดงข้อมูลเนื้อสิ้นในเป็นช่วงๆ ตั้งแต่สัปดาห์ที่ 127-139



ที่มา: จากการคำนวณ

รูปที่ 5.4 แสดงรูปที่เป็นข้อมูลจริงและข้อมูลที่ได้จากแบบจำลองราคาไก่เนื้อชนิดเนื้อสันใน



ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 5.12 แสดงราคาที่ยพยากรณ์ได้จากแบบจำลอง

สัปดาห์ที่	วันที่ เดือน ปี	ราคา (บาท)
136	3 ธ.ค. 2546	52.88084
137	10 ธ.ค. 2546	53.01172
138	17 ธ.ค. 2546	53.07473
139	24 ธ.ค. 2546	53.09098

ที่มา: จากการคำนวณ