



ใบรับรองวิทยานิพนธ์  
บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

วิทยาศาสตร์มหาบัณฑิต (สถิติ)

ปริญญา

สถิติ	สถิติ
สาขา	ภาควิชา
เรื่อง	การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง
	The Study Forecasting Models of Export Quantity of Frozen Shrimp
นามผู้วิจัย นายยิ่งยง แสนเดช	
ได้พิจารณาเห็นชอบโดย	
อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก	( รองศาสตราจารย์นิตา ชาญบรรจง, M.S. )
อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม	( รองศาสตราจารย์ประสิทธิ์ พยัคฆพงษ์, M.S. )
หัวหน้าภาควิชา	( อาจารย์อำไพ ทองธีรภาพ, Ph.D. )

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์รับรองแล้ว

( รองศาสตราจารย์กัญญา ชีระกุล, D.Agr. )

คณบดีบัณฑิตวิทยาลัย

วันที่ ..... เดือน ..... พ.ศ. ....

วิทยานิพนธ์

เรื่อง

การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง

The Study Forecasting Models of Export Quantity of Frozen Shrimp

โดย

นายยิ่งยง แสนเดช

เสนอ

บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์  
เพื่อความสมบูรณ์แห่งปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (สถิติ)  
พ.ศ. 2554

ลิขสิทธิ์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

ยิ่งยง แสนเดช 2554: การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง  
ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต (สถิติ) สาขาสถิติ ภาควิชาสถิติ อาจารย์ที่ปรึกษา  
วิทยานิพนธ์หลัก: รองศาสตราจารย์นิตา ชาญบรียง, M.S. 141 หน้า

การวิจัยนี้เป็นการศึกษาหาวิธีการพยากรณ์และขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม โดยการวิเคราะห์อนุกรมเวลา เพื่อพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่นำมาใช้ 5 วิธี คือ วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลโฮลท์-วินเทอร์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย การเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมโดยการเปรียบเทียบค่าวัดความคลาดเคลื่อน 3 ค่า ได้แก่ ค่าเบี่ยงเบนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAD) ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) และ ค่าความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (MAPE) เกณฑ์การเลือกวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม พิจารณาจากค่าวัดความคลาดเคลื่อนที่ต่ำสุด ทำการตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์ด้วยค่าสัญญาณเตือน 3 ค่า ได้แก่  $TS_1$ ,  $TS_2$  และ  $TS_3$

ข้อมูลที่ใช้ในงานวิจัยเป็นอนุกรมเวลารายเดือน ที่มีลักษณะแนวโน้มและฤดูกาล ตั้งแต่เดือนมกราคม 2546 ถึงเดือนธันวาคม 2551 โดยแบ่งอนุกรมเวลาเป็นขนาด 48 และ 72 เดือนและใช้ข้อมูลเดือนมกราคม 2552 ถึง เดือนเมษายน 2553 สำหรับตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์

ผลการวิจัย พบว่า ขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสมสำหรับพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง คือ อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน และวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด คือ วิธีการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน เนื่องจากให้ค่า MAPE MAD และ MSE ต่ำที่สุด ในการตรวจสอบค่าพยากรณ์ พบว่า ช่วงเวลาการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับวิธีการพยากรณ์ร่วม คือ 1 เดือน

---

ลายมือชื่อนิติต

ลายมือชื่ออาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก

Yingyong Sandate 2011: The Study Forecasting Models of Export Quantity of Frozen Shrimp. Master of Science (Statistics), Major Field: Statistics, Department of Statistics. Thesis Advisor: Associate Professor Nida Chanbanyong, M.S. 141 pages.

The purpose of this research is to study a suitable model in forecasting and find time series size by using analysis of time series for prediction of the export quantity of frozen shrimp. The five techniques used for the study are Holt – Winters , Decomposition method , Box – Jenkins method , Transfer Function model and Combination Forecasting by using regression analysis. The suitable forecasting method for each type of data were chosen by considering the smallest value of Mean Absolute deviation (MAD) , Mean Square Error (MSE) and Mean Absolute Percentage Error (MAPE). The forecasting accuracy was investigated by using 3 Tracking Signals :  $TS_1$  ,  $TS_2$  and  $TS_3$

The studied data were monthly time series with trends and seasonal from January 2003 to December 2008. Each monthly data was formed into 48 months and 72 months and data from January 2009 to April 2010 were used to investigate the accuracy of forecasting.

The result of the study found that the time series size was optimal over 48 months for forecasting export quantity of frozen shrimp and combination forecasting by using Box – Jenkins method and Transfer Function model was the best techniques , it has the lowest of Mean Absolute deviation (MAD) , Mean Square Error (MSE) and Mean Absolute Percentage Error (MAPE). From checking an accuracy of the forecasting values it is found that the suitable forecasting period for combination forecasting is one month.

---

Student's signature

---

Thesis Advisor's signature

## กิตติกรรมประกาศ

วิทยานิพนธ์ฉบับนี้ สามารถสำเร็จสมบูรณ์ได้ด้วยความรู้และความกรุณาและช่วยเหลือเอาใจใส่จาก อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ ผู้วิจัยขอกราบขอบพระคุณ รองศาสตราจารย์นิดา ชาญบรรจง อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์หลัก ที่ได้ช่วยเหลือวางแผนงานวิจัยในวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ตลอดจน การให้คำปรึกษาแนะนำและตรวจสอบแก้ไขข้อบกพร่องต่างๆ จนสำเร็จลุล่วงไปด้วยดี และกราบ ขอบพระคุณ รองศาสตราจารย์ประสิทธิ์ พัทธพงษ์ อาจารย์ที่ปรึกษาวิทยานิพนธ์ร่วม ที่กรุณาให้ คำแนะนำอันเป็นประโยชน์ต่อวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ให้มีความถูกต้องสมบูรณ์ยิ่งขึ้น ตลอดจน อาจารย์ทุกท่านที่ได้ประสิทธิ์ประสาทวิชาความรู้ คุณดูแลสอบถามเป็นกำลังใจ ให้เข้มและแนะนำ หนังสือประกอบการทำงานวิจัย

ขอขอบพระคุณบิดา มารดา ที่ได้ให้ทุกอย่างทุกอย่าง โดยเฉพาะอย่างยิ่งความรักและ กำลังใจที่ทำให้ข้าพเจ้าประสบความสำเร็จในการศึกษาลุล่วงไปด้วยดี รวมทั้งขอขอบคุณ พี่ๆ เพื่อนๆ และ น้องๆ ภาควิชาสถิติทุกท่าน ที่ช่วยเหลือและมีความปรารถนาดีแก่ข้าพเจ้าเสมอมา

สำหรับคุณประโยชน์ของวิทยานิพนธ์ฉบับนี้ ข้าพเจ้าขอมอบเป็นเครื่องบูชาพระคุณแก่ บิดา มารดา ครูบาอาจารย์ และ ผู้ที่มีส่วนเกี่ยวข้องกับทุกท่านที่ได้เอ่ยนามและมีได้เอ่ยนาม ณ ที่นี้ ถ้า วิทยานิพนธ์ฉบับนี้มีข้อผิดพลาดประการใด ข้าพเจ้าขอน้อมรับไว้แต่เพียงผู้เดียว

ยิ่งยง แสตนเดช

เมษายน 2554

## สารบัญ

	หน้า
สารบัญ	(1)
สารบัญตาราง	(2)
สารบัญภาพ	(5)
คำนำ	1
วัตถุประสงค์	3
การตรวจเอกสาร	5
อุปกรณ์และวิธีการ	57
อุปกรณ์	57
วิธีการ	58
ผลและวิจารณ์	60
ผล	60
วิจารณ์	111
สรุปและข้อเสนอแนะ	112
สรุป	112
ข้อเสนอแนะ	115
เอกสารและสิ่งอ้างอิง	116
ภาคผนวก	119
ประวัติการศึกษา และการทำงาน	141

## สารบัญตาราง

ตารางที่		หน้า
1	ลักษณะของ $\rho_k$ และ $\rho_{kk}$ สำหรับรูปแบบ ARMA (p,q)	27
2	ลักษณะของ $\rho_k(y_t)$ สำหรับรูปแบบ ARIMA (p,1,q), $\rho_k(z_t)$ และ $\rho_{kk}(z_t)$ สำหรับรูปแบบ ARMA (p,q)	34
3	ลักษณะของ $\rho_k(z_t)$ และ $\rho_{kk}(z_t)$ สำหรับรูปแบบ SARMA(P,Q) <sub>L</sub>	35
4	รูปแบบทรานสเฟอ์และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมที่สัมพันธ์กัน	43
5	ค่า $r_k$ ที่สัมพันธ์กับอนุกรมเวลาลักษณะต่างๆ	52
6	Tracking Signal และ Control Limits สำหรับการตรวจสอบค่าพยากรณ์	56
7	การหาค่าปรับให้เรียบที่เหมาะสมสำหรับวิธีโฮลท์-วินเทอร์ โดยพิจารณาจากค่า SSE	62
8	การเลือกรูปแบบแนวโน้ม อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน	64
9	ค่า $r_k(Z_t)$ ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน	67
10	ค่า $r_{kk}(Z_t)$ ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน	68
11	ค่าประมาณพารามิเตอร์จากรูปแบบ ARIMA(0,1,1) x SARIMA(0,1,1) <sub>12</sub>	68
12	ค่าสถิติของ Box-Ljung (Q <sub>m</sub> ) สำหรับตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ	69
13	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) สำหรับอนุกรมเวลาเข้า	73
14	ค่าสถิติของ Box-Ljung (Q <sub>m</sub> ) จากตัวแบบ ARIMA(1,1,0)	74
15	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบ Transfer Function ที่ r = 0 b = 0 และ s = 0	75
16	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบทรานสเฟอ์สุดท้าย	77
17	ค่าสถิติของ Box-Ljung (Q <sub>m</sub> ) สำหรับตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบทรานสเฟอ์สุดท้าย	78
18	การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง $e_t$ กับ $\alpha_t$	78
19	ค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ร่วม อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน	81

### สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางที่		หน้า
20	การเลือกรูปแบบแนวโน้ม อนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน	86
21	ค่า $r_k (W_t)$ ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน	89
22	ค่า $r_{kk} (W_t)$ ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน	90
23	ค่าประมาณพารามิเตอร์จากรูปแบบ ARIMA(0,1,6) x SARIMA(0,1,1) <sub>12</sub>	90
24	ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อน ( $r_k (e_t)$ )	91
25	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) สำหรับอนุกรมเวลาเข้า	95
26	ค่าสถิติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) จากตัวแบบ ARIMA(1,1,0)	96
27	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบ Transfer Function ที่ $r = 1$ $b = 0$ และ $s = 0$	97
28	ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย	99
29	ค่าสถิติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) สำหรับตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย	100
30	การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง $e_t$ กับ $(\alpha_t)$	100
31	ค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ร่วม อนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน	103
32	เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์และหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม	106
33	ค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 16 เดือน	107
34	การตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ร่วม	109
35	ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาดอนุกรมเวลา 48 เดือน	112
36	ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาดอนุกรมเวลา 72 เดือน	113

## สารบัญตาราง (ต่อ)

ตารางผนวกที่	หน้า
1 ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน	121
2 ข้อมูลอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน	122
3 การแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน	124
4 การแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน	130
5 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง (Export) กับ ราคาส่งออกกุ้ง (Price) การนำเข้ากุ้งสดแช่แข็ง (Import) อัตราการแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Foex) ระดับราคาน้ำมันดีเซล (Diesel) ระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 (Gasoline95) และระดับราคาน้ำมันเบนซิน 91 (Gasoline91) อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน	134
6 ตารางสถิติ Durbin-Watson ค่าของ $d_L$ และ $d_U$ ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05	137

## สารบัญภาพ

ภาพที่		หน้า
1	ลักษณะของข้อมูลที่มีแนวโน้มเป็นแบบ (ก) เส้นตรง (ข) เส้นโค้ง และ (ค) เอ็กซ์โปเนนเชียล	13
2	ความผันแปรตามฤดูกาล	14
3	ความผันแปรตามวัฏจักร	15
4	การรวมตัวของแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล	17
5	การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี	21
6	คอเรลโรแกรมของ $r_k$ ของอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี	23
7	คอเรลโรแกรมของ $r_k$ ของอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี	24
8	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ white noise	28
9	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ AR(1)	28
10	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ AR(2)	29
11	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ MA(1)	30
12	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ MA(2)	31
13	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของตัวแบบ ARMA(1,1)	32
14	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ SAR(1) <sub>L</sub>	36
15	ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ SMA(1) <sub>L</sub>	37
16	การเคลื่อนไหวของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน	61
17	สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน	61
18	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_k(Z_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่าง และผลต่างฤดูกาล	66
19	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_{kk}(Z_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล	67

## สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่		หน้า
20	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของราคาน้ำมันเบนซิน 95	71
21	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1	72
22	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจากระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1	73
23	สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างอนุกรม $\alpha_t$ และ $\beta_t$	75
24	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อน	76
25	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าความคลาดเคลื่อน	76
26	การเคลื่อนไหวของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน	84
27	สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน	84
28	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_k(W_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยลอการิทึม การหาผลต่าง และผลต่างฤดูกาล	88
29	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ( $r_{kk}(W_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยลอการิทึม การหาผลต่าง และผลต่างฤดูกาล	89
30	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของราคาน้ำมันเบนซิน 95	93
31	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1	94
32	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนจากระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1	95
33	สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างอนุกรม $\alpha_t$ และ $\beta_t$	97

## สารบัญภาพ (ต่อ)

ภาพที่		หน้า
34	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อน	98
35	คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าความคลาดเคลื่อน	98
36	การเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกกับค่าพยากรณ์ล่วงหน้าจากวิธีการพยากรณ์ร่วม	108

## การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง

### The Study Forecasting Models of Export Quantity of Frozen Shrimp

#### คำนำ

อุตสาหกรรมกุ้งถือเป็นอุตสาหกรรมที่มีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศอย่างหนึ่ง เนื่องจากกุ้งเป็นสินค้าส่งออกที่สำคัญของประเทศและสามารถนำรายได้เข้าประเทศในแต่ละปี มูลค่าหลายหมื่นล้านบาท อุตสาหกรรมกุ้งจัดเป็นอุตสาหกรรมการผลิตเพื่อการส่งออกเป็นหลัก ในรูปของกุ้งสดแช่เย็นแช่แข็ง กุ้งแปรรูป และกุ้งกระป๋อง โดยมีสัดส่วนสูงถึงร้อยละ 87 ของการผลิตทั้งหมด โดยที่การส่งออกกุ้งจะอยู่ในรูปของกุ้งสดแช่แข็งมากที่สุดเมื่อเปรียบเทียบกับ การส่งออกกุ้งประเภทอื่นๆ ทั้งหมด และผลผลิตที่เหลือร้อยละ 13 จะใช้บริโภคภายในประเทศ โดยโรงงานแปรรูปของผู้ประกอบการในอุตสาหกรรมส่วนใหญ่จะตั้งในจังหวัดสมุทรสาคร สมุทรสงครามและกรุงเทพมหานคร ซึ่งมีสัดส่วนสูงถึง 75% ของพื้นที่ตั้งโรงงานแปรรูปทั้งหมด เนื่องจากพื้นที่ดังกล่าวมีความสะดวกในการขนส่งทางทะเลเพื่อการส่งออกไปยังตลาดต่างประเทศ

ในช่วง 5 ปี (2548-2552) การส่งออกผลิตภัณฑ์กุ้งของไทยมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นทั้งปริมาณ และมูลค่าในอัตราเฉลี่ย ร้อยละ 5.53 และ ร้อยละ 2.43 ต่อปี ตามลำดับ การส่งออกผลิตภัณฑ์กุ้งของไทย ปี 2552 คาดว่าจะมีปริมาณ 363,246 ตัน มูลค่า 86,330.58 ล้านบาท เพิ่มขึ้นจากปริมาณ 359,798 ตันและมูลค่า 84,397 ล้านบาท ของปีก่อนคิดเป็น ร้อยละ 0.96 และร้อยละ 2.29 ตามลำดับ การส่งออกผลิตภัณฑ์กุ้งส่วนใหญ่อยู่ในรูปกุ้งสดแช่เย็นแช่แข็ง คิดเป็นร้อยละ 50.69 ของมูลค่าการส่งออกทั้งหมด รองลงมาได้แก่ กุ้งปรุงแต่ง และกุ้งแห้ง ตามลำดับ ตลาดส่งออกที่สำคัญได้แก่ สหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น สำหรับตลาดสหภาพยุโรปการส่งออกกุ้งของไทยขยายตัวได้อย่างมาก เนื่องจากไทยได้รับคืนสิทธิพิเศษทางภาษีศุลกากร (GSP) จากสหภาพยุโรป (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2552)

ความสำเร็จในการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งของไทยเนื่องมาจากการที่ประเทศไทยมีศักยภาพ ในด้านการผลิต การวิจัย และ พัฒนาผลิตภัณฑ์เพื่อการส่งออก ในขณะที่ตลาดโลกก็ยังคงมีความ ต้องการกุ้งสดแช่แข็งในปริมาณที่เพิ่มขึ้นโดยตลอด อย่างไรก็ตามปริมาณและมูลค่าการส่งออกมี

การเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ ทั้งนี้อาจเป็นเพราะนโยบายการค้าระหว่างประเทศ ภาวะเศรษฐกิจ ตลอดจนปัจจัยอื่นๆที่เกี่ยวข้องกับการค้าระหว่างประเทศ เกษตรกรผู้เลี้ยงกุ้งและผู้ประกอบการกุ้งสดแช่แข็งภายในประเทศควรมีการกำหนดเป้าหมายและทิศทางการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งเพื่อให้สอดคล้องกับความต้องการของประเทศคู่ค้าหลัก เพื่อให้สามารถวางแผนจัดหาวัตถุดิบและทำการผลิตได้เหมาะสมกับความต้องการ

การพยากรณ์ (Forecasting) เป็นเทคนิคทางสถิติเทคนิคหนึ่งที่ใช้การคาดคะเนหรือทำนายการเกิดของเหตุการณ์ในอนาคต ปัจจุบันได้มีการพัฒนาเทคนิคขึ้นมาเพื่อช่วยให้การพยากรณ์มีความถูกต้องแม่นยำ น่าเชื่อถือและสามารถนำไปใช้ประโยชน์ในการวางแผนประกอบการตัดสินใจ การคาดการณ์ในอนาคต ทำให้สามารถกำหนดแนวทางในการปรับปรุงนโยบายเดิม การวางแผนใหม่หรือการแก้ไขปัญหาที่เกิดขึ้น การคาดคะเนอย่างมีหลักการและเหตุผลทันต่อเหตุการณ์และสภาพการณ์ที่เปลี่ยนแปลง จึงมีความจำเป็นอย่างยิ่งเพราะเป็นปัจจัยที่ส่งผลให้การดำเนินงานประสบความสำเร็จ และมีประสิทธิภาพตามเป้าหมายขององค์กร

การพยากรณ์ปริมาณหรือยอดขายของผลผลิตเกษตรล่วงหน้านิยมใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา ซึ่งใช้ข้อมูลปริมาณหรือยอดขายในอดีตมาวิเคราะห์หารูปแบบการเปลี่ยนแปลงแล้วนำมาบ่งบอกรูปแบบหรือพยากรณ์ค่าในอนาคต โดยไม่พิจารณาถึงปัจจัยภายนอกอื่น ๆ

การศึกษาครั้งนี้ ผู้วิจัยได้ศึกษาถึงการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งในช่วงปี พ.ศ. 2546 ถึง 2553 โดยหาส่วนประกอบต่างๆ ของอนุกรมเวลา และพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งในอนาคต อันจะทำให้ผลที่ได้รับจากการศึกษาครั้งนี้สามารถใช้เป็นแนวทางในการตัดสินใจวางแผนด้านการผลิตให้สอดคล้องกับแนวโน้มความต้องการต่อไป

## วัตถุประสงค์

1. เพื่อศึกษาลักษณะของอนุกรมเวลารายเดือนของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2546 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2553
2. เพื่อศึกษาวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม สำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง โดยใช้วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโฮลท์-วินเทอร์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วม
3. สร้างตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน
4. เพื่อหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสมสำหรับใช้พยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน
5. เพื่อหาช่วงเวลาการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน โดยใช้ตัวแบบการพยากรณ์ที่ได้จากวัตถุประสงค์ข้อ 3.

## ประโยชน์ที่คาดว่าจะได้รับ

1. ทราบถึงองค์ประกอบของอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง
2. ทราบถึงการเคลื่อนไหวของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งในอดีต
3. เพื่อเป็นแนวทางในการกำหนดนโยบายด้านการผลิตและการส่งออกเพื่อให้เกิดความสอดคล้องกับแนวโน้มของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งและสถานการณ์ต่างๆ ที่เกิดขึ้นในอนาคต
4. ทราบถึงตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน

### ขอบเขตของการศึกษา

1. การศึกษานี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรของปริมาณการส่งออก กุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ประกอบด้วยอนุกรมเวลาดั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2546 ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2551 โดยแบ่งออกเป็น 2 ขนาด คือ อนุกรมเวลา ขนาด 48 เดือน และ อนุกรมเวลา ขนาด 72 เดือน และใช้ข้อมูล เดือนมกราคม พ.ศ. 2552 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2553 สำหรับตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์
2. วิธีการพยากรณ์ใช้วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโฮลท์-วินเทอร์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วม โดยที่การพยากรณ์ร่วมจะใช้วิธีการวิเคราะห์การถดถอยโดยเลือกวิธีการพยากรณ์เดี่ยวมาพิจารณาครั้งละ 2 และ 3 วิธี ตามลำดับ
3. ช่วงเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์ 16 เดือน ตั้งแต่เดือน มกราคม 2552 ถึง เดือนเมษายน 2553
4. ใช้ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์เป็นเกณฑ์ในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ คือค่า MAPE MSE และ MAD และ ตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์ ด้วยค่าที่เรียกว่า สัญญาณเตือน (TS)

## การตรวจเอกสาร

การตรวจเอกสารแยกออกเป็น 2 ส่วน คือ ส่วนที่ 1 กล่าวถึงผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง และ ส่วนที่ 2 กล่าวถึงวิธีการทางสถิติที่ใช้ในการวิจัย ดังรายละเอียดต่อไปนี้

### ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ผกากรอง (2546) ได้ศึกษาการพยากรณ์ราคาผลผลิตทางการเกษตรในตลาดการซื้อขยาล่วงหน้า กรณีศึกษาขยาลพารา เพื่อช่วยให้นักลงทุนสามารถนำไปใช้ประกอบการตัดสินใจซื้อหรือขายในช่วงเวลาและราคาที่เหมาะสม เพื่อลดความเสี่ยงและยังได้ศึกษาหารูปแบบการพยากรณ์ทางเทคนิคที่เหมาะสม และหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสมในการใช้หารูปแบบ การศึกษาแยกเป็น 2 กรณี ตามลักษณะการพยากรณ์ กรณีแรกคือ การพยากรณ์ระยะสั้น วิธีที่ศึกษาได้แก่ วิธีปรับให้เรียบครั้งเดียวแบบเอกโปเนนเชียล วิธีปรับให้เรียบแบบเอกโปเนนเชียล 2 ครั้งตามแบบของโฮลท์ วิธีวิเคราะห์การถดถอยที่มีค่าตลาดเคลื่อนในรูปแบบ AR วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และวิธีการพยากรณ์ร่วม โดยแบ่งขนาดอนุกรมเวลาที่ศึกษา เป็น 5 ขนาด คือ 15 , 30 , 50 , 95 , 100 วัน จากการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี พบว่า ขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม คือ อนุกรมเวลาขนาด 30 วัน และวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ วิธีปรับให้เรียบครั้งเดียวแบบเอกโปเนนเชียล กรณีที่สองคือ การพยากรณ์ระยะยาว ได้แบ่งอนุกรมเวลาเป็น 4 ขนาด คือ 30 , 50 , 75 , 90 เดือน จากการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 6 วิธี พบว่า ขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม คือ อนุกรมเวลาขนาด 75 เดือน และวิธีพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และได้ศึกษาปัจจัยพื้นฐานที่มีผลกระทบต่อราคาขยาลในตลาดล่วงหน้าโตเกียว พบว่า ปัจจัยที่มีผลต่อราคาขยาล ได้แก่ ราคาขยาลหลัง 1 เดือน และปริมาณการใช้ยางธรรมชาติของญี่ปุ่นเมื่อนำปัจจัยเหล่านี้มาสร้างตัวแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีการถดถอย ได้ตัวแบบการพยากรณ์ที่สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของราคาขยาลในตลาดล่วงหน้าได้ถึง 80.9 % และได้ศึกษาปัจจัยที่สามารถชี้้นำราคาขยาลในอนาคต พบว่า ปริมาณการใช้ยางธรรมชาติของประเทศญี่ปุ่นสามารถชี้้นำแนวโน้มราคาขยาลล่วงหน้าได้ประมาณ 2-3 เดือน

พรทิพย์ และ วลัยลักษณ์ (2547) ได้ศึกษาหาตัวแบบการพยากรณ์ราคาขยาลพาราแผ่นดิบรมควันชั้น 3 สำหรับพยากรณ์ระยะสั้นล่วงหน้า 5 วัน โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างตัวแบบการพยากรณ์ราคาขยาลพาราแผ่นดิบรมควันชั้น 3 โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา 2 เทคนิค คือ

วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และเปรียบเทียบประสิทธิภาพการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี โดยใช้ค่าสถิติวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ ค่าความคลาดเคลื่อนเฉลี่ย รากที่สองของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง และ เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์เฉลี่ย ผลการวิจัยพบว่า การพยากรณ์รายทางแผ่นดินไหวครั้ง 3 (RSS3) ด้วยรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันจะมีประสิทธิภาพมากกว่าการพยากรณ์โดยวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ เนื่องจากให้ค่าสถิติทั้ง 3 ต่ำกว่าได้แก่ ค่าความคลาดเคลื่อนเฉลี่ย รากที่สองของค่าคลาดเคลื่อนกำลังสอง และ เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสมบูรณ์เฉลี่ย

พจนาน (2548) ได้ศึกษารูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืม เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 8 วิธี ได้แก่ วิธี SMA , SES , LES , HWS , DEC , B-J , REG และวิธี Census II โดยใช้ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ ได้แก่ MAPE , MAD และ MSE เป็นเกณฑ์ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมเป็นวิธีการพยากรณ์ที่ให้ค่าความถูกต้องของการพยากรณ์ต่ำและใช้วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมนั้นทำการพยากรณ์ 12 ช่วงเวลาล่วงหน้า ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลทุติยภูมิรวบรวมโดยสหกรณ์การเกษตร หาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา ผู้วิจัยทำการศึกษาโดยแบ่งข้อมูลออกเป็น 4 ประเภท คือ ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น เงินฝากออมทรัพย์ เงินฝากสัจจะออมทรัพย์ และข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ จากการวิจัยพบว่า ข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น ข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ และข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ มีลักษณะของอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นแนวโน้มและไม่มีการฤดูกาล วิธีการที่เหมาะสมของข้อมูลเงินกู้ระยะสั้น คือ วิธี SMA สมการพยากรณ์คือ  $\hat{Y}_{t+p} = 250,000$  สำหรับ  $p \geq 1$  ส่วนข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์ และข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ วิธี SES สมการพยากรณ์ของข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์คือ  $\hat{Y}_{t+p} = 0.238443Y_t + 0.761557\hat{Y}_{t+p}$  สำหรับ  $p \geq 1$  และ  $\alpha = 0.238443$  สมการพยากรณ์ของข้อมูลเงินฝากออมทรัพย์พิเศษ คือ  $\hat{Y}_{t+p} = 0.117714Y_t + 0.882286\hat{Y}_t$  สำหรับ  $p \geq 1$  และ  $\alpha = 0.117714$  ส่วนข้อมูลเงินฝากสัจจะออมทรัพย์ มีลักษณะของอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มแต่ไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสม คือ วิธี B-J สมการพยากรณ์คือ  $\hat{Y}_t = e^{\bar{Y}'}$  โดย  $\hat{Y}'_t = 0.016792 + \hat{Y}'_{t-1} - 0.8625e_{t-1} + e_t$  เมื่อกำหนด  $\hat{Y}'_t = \ln Y_t$

สมหญิง และ รวิพิมพ์ (2551) ได้ศึกษาเปรียบเทียบการพยากรณ์ปริมาณผลผลิตกุ้งขาวแวนนาไมและกุ้งกุลาดำในการพยากรณ์ระยะสั้น (1 เดือนล่วงหน้า) และระยะยาว (1 ปีล่วงหน้า) ด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาระหว่างวิธีปรับเรียบทางสถิติ 2 วิธี คือ วิธีปรับให้เรียบฤดูกาลแบบบวก และวิธีปรับให้เรียบฤดูกาลแบบคูณ กับแบบจำลองเครือข่ายประสาทเทียมแบบส่งถ่ายข้อมูล

ย้อนกลับ (Backpropagation neural network; BPN) โดยใช้ข้อมูลปริมาณผลผลิตกุ้งขาวแวนาไมและกุ้งกุลาดำ จากใบกำกับจำหน่ายสัตว์น้ำของกรมประมง ในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2550 ผลการศึกษาพบว่า แบบจำลองจากวิธีปรับให้เรียบฤดูกาลแบบคุณให้ผลการพยากรณ์ถูกต้องมากกว่าวิธีปรับให้เรียบแบบบวก เมื่อนำแบบจำลองนี้มาเปรียบเทียบกับแบบจำลอง BPN พบว่า โดยรวมแล้วแบบจำลอง BPN มีความถูกต้องในการพยากรณ์ปริมาณผลผลิตกุ้งขาวแวนาไมและกุ้งกุลาดำ ทั้งระยะสั้นและระยะยาวสูงกว่า ในขณะที่มีความลำเอียงน้อยกว่า และยังพบว่าผลการพยากรณ์ล่วงหน้า 1 เดือน ให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูงกว่าการพยากรณ์ล่วงหน้า 1 ปี

ณัฐมา และ รวิพิมพ์ (2552) ได้ศึกษาเปรียบเทียบเทคนิควิเคราะห์อนุกรมเวลาเพื่อหาแบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ปริมาณส่งออกผลิตภัณฑ์กุ้งขาวแช่แข็งของตลาดส่งออกที่สำคัญจากไทย คือ ประเทศสหรัฐอเมริกา และ ประเทศญี่ปุ่น แบบระยะสั้น (ล่วงหน้า 1 เดือน) และ ระยะยาว (ล่วงหน้า 1 ปี) ระหว่างวิธีปรับเรียบทางสถิติ 2 วิธี ได้แก่ วิธีปรับให้เรียบฤดูกาลแบบบวก และ วิธีปรับให้เรียบฤดูกาลแบบคูณ กับ แบบจำลองเครือข่ายประสาทเทียมแบบส่งถ่ายข้อมูลย้อนกลับ (Backpropagation neural network; BPN) โดยใช้ข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งขาวสดแช่แข็งของประเทศไทยที่ส่งไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาและประเทศญี่ปุ่น ในช่วงปี พ.ศ.2548 ถึง พ.ศ.2551 ผลการศึกษาพบว่า แบบจำลองปรับเรียบฤดูกาลแบบบวกมีความถูกต้องในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งขาวแช่แข็งของไทยไปทั้งประเทศสหรัฐอเมริกา และ ประเทศญี่ปุ่น มากกว่าแบบจำลองปรับให้เรียบฤดูกาลแบบคูณ และเมื่อนำแบบจำลองนี้ไปเปรียบเทียบกับแบบจำลอง BPN พบว่า แบบจำลองปรับให้เรียบฤดูกาลแบบบวก มีความถูกต้องในการพยากรณ์การส่งออกกุ้งขาวแช่แข็งไปประเทศสหรัฐอเมริกาล่วงหน้า 1 เดือน และ ล่วงหน้า 1 ปีสูงกว่าแบบจำลอง BPN ด้วยค่าความคลาดเคลื่อน MAPE เฉลี่ยร้อยละ 9.83 ในขณะที่การพยากรณ์ปริมาณส่งออกกุ้งขาวแช่แข็งไปประเทศญี่ปุ่นล่วงหน้า 1 เดือนและ ล่วงหน้า 1 ปี นั้นแบบจำลอง BPN มีความถูกต้องเหมาะสมในการพยากรณ์มากกว่าด้วยค่าความคลาดเคลื่อน MAPE เฉลี่ยร้อยละ 12.71 และ แบบจำลองทุกประเภทให้ผลการพยากรณ์ล่วงหน้า 1 เดือนถูกต้องมากกว่าการพยากรณ์ล่วงหน้า 1 ปี และมีความลำเอียงในระดับที่ยอมรับได้ แต่การพยากรณ์ระยะยาวมีแนวโน้มที่จะมีความลำเอียงในทางลบคือให้ค่าพยากรณ์ที่ต่ำกว่าค่าจริง

ธัญพร (2552) ได้ศึกษาตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย โดยทำการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 5 วิธี คือ วิธีการพยากรณ์ของโฮลต์, บ็อกซ์-เจนกินส์, ทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน, ตัวแบบเวกเตอร์ออโตรีเกรสซีฟ (VAR) และการพยากรณ์ร่วมด้วยวิธีการ

วิเคราะห์การถดถอย เหน้ในการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ใช้การวัดความคลาดเคลื่อน 4 แบบ คือ ค่าเฉลี่ยของเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์ (MAPE) , ค่าเฉลี่ยของความคลาดเคลื่อน สมบูรณ์ (MAD) , ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) และ Akaike Information Criterion (AIC) อนุกรมเวลาที่ใช้ศึกษาเป็นข้อมูลทุติยภูมิประกอบด้วย ดัชนีผู้บริโภค อัตราแลกเปลี่ยน เงินตราต่างประเทศ มูลค่าการนำเข้าสินค้า ระดับราคาน้ำมันเบนซิน อัตราว่างงานและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 ถึงเดือนธันวาคม 2550 รวม 120 เดือน ผลการศึกษาพบว่า ตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ดัชนีราคาผู้บริโภค ของประเทศไทยมากที่สุด คือ  $\hat{Z}_t = 0.0014 + 0.0545Z_t^x + (1 - 0.3048)^{-1}e_t$  เป็นตัวแบบที่มีระดับราคาน้ำมันเบนซินเป็นตัวแปรเข้า เนื่องจากตัวแบบนี้ต้องพิจารณาหาตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับอีก อนุกรมเวลาหนึ่ง

Armstrong (2001) ได้ศึกษาวิธีการพยากรณ์ร่วม สำหรับการพยากรณ์ร่วมที่ได้มาจากการพยากรณ์เดี่ยวหลาย ๆ วิธีที่แตกต่างกัน และมาจากแหล่งข้อมูลที่แตกต่างกัน การพยากรณ์ร่วมจะให้ความแม่นยำมาก จากการศึกษาโดยใช้ค่าสังเกตจำนวน 30 ค่า มาทำการเปรียบเทียบและใช้วิธีการพยากรณ์ร่วมแบบให้น้ำหนักเท่ากัน พบว่า วิธีการพยากรณ์ร่วมสามารถลดค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ได้ประมาณ 12.5 เปอร์เซ็นต์

Dobre and Alexandru (2008) ได้ศึกษาตัวแบบอัตราว่างงานโดยใช้วิธี Box - Jenkins ใช้ข้อมูลอัตราว่างงานรายเดือนในช่วงปี 1998 ถึง 2007 เพื่อที่จะพยากรณ์อัตราว่างงานของประเทศโรมาเนีย ในเดือนมกราคม และเดือนกุมภาพันธ์ ปี 2008 ผลการศึกษาพบว่า รูปแบบที่เหมาะสมที่สุดสำหรับอัตราว่างงานเป็น ARIMA (2,1,2) พยากรณ์อัตราว่างงานในเดือนมกราคมและเดือนกุมภาพันธ์ ปี 2008 ได้เท่ากับ 4.06% และ 4.15% ตามลำดับ

Shen *et.al.* (2010) ได้ศึกษาการพยากรณ์ร่วมสำหรับความต้องการท่องเที่ยวของนักท่องเที่ยวต่างชาติ โดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวทางเศรษฐศาสตร์ 5 วิธี และ ใช้วิธีทางสถิติวิเคราะห์อนุกรมเวลา 2 วิธี ใช้การพยากรณ์ร่วมทั้งหมด 6 วิธี ได้แก่ SA (simple average combination method) VACO (the variance-covariance method) GR (the Granger-Ramanathan regression method) TVP (the time-varying-parameter combination method) Shrink1 (the shrinkage method) และ Dis.85 (the discounted MSFE method) ใช้ข้อมูลนักท่องเที่ยวชาวอังกฤษ ที่ท่องเที่ยวใน 7 ประเทศ เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ร่วมด้วยค่า MAPE ผลการศึกษาพบว่า การ

พยากรณ์ร่วมให้ผลการพยากรณ์ที่ดีกว่าการพยากรณ์เดี่ยว แต่ก็มีวิธีการพยากรณ์เดี่ยวที่ให้ผลการพยากรณ์ที่ดีกว่าการพยากรณ์ร่วม คือ วิธี SA (simple average combination method) ประสิทธิภาพของการพยากรณ์ร่วมจะมีความเกี่ยวข้องกับการพยากรณ์เดี่ยว และการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยว 3 วิธี จะให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้อง

Loganathan *et.al.* (2010) ได้ศึกษาการพยากรณ์ความต้องการท่องเที่ยวในประเทศไทยของนักท่องเที่ยวต่างชาติโดยใช้วิธี Box-Jenkins ใช้ข้อมูลที่เก็บรวบรวมมาจากกระทรวงการท่องเที่ยวมาเลเซีย ข้อมูลมีลักษณะเป็นไตรมาส เริ่มต้นจากปี 1995 ไตรมาสที่ 1 ถึง ปี 2008 ไตรมาสที่ 4 สร้างตัวแบบพยากรณ์เพื่อพยากรณ์ความต้องการท่องเที่ยวในประเทศไทยของนักท่องเที่ยวต่างชาติในไตรมาสที่ 1 ถึง ไตรมาสที่ 4 ของปี 2009 โดยใช้วิธี Box-Jenkins รูปแบบ ARIMA และ SARIMA จะเลือกรูปแบบโดยพิจารณาจากค่า AIC , SIC และจะพิจารณาจากค่า RMSE MAE MAPE และ Theil Coefficient ผลการศึกษาพบว่า รูปแบบ ARIMA ให้ค่า AIC , SIC ที่ต่ำกว่ารูปแบบ SARIMA และรูปแบบ ARIMA (1,0,1) ให้ค่า RMSE MAE MAPE และ Theil Coefficient ต่ำกว่ารูปแบบ ARIMA (1,0,2) และรูปแบบ ARIMA (2,0,2) ดังนั้นจะสรุปได้ว่ารูปแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ความต้องการท่องเที่ยวในประเทศไทยของนักท่องเที่ยวต่างชาติโดยใช้วิธี Box-Jenkins คือ ARIMA (1,0,2)

## วิธีการทางสถิติที่ใช้ในการวิจัย

การศึกษาตัวแบบการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ในงานวิจัยนี้อาศัยทฤษฎีและแนวความคิดการวิจัย ดังนี้

### 1. วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของ Holt -Winters

วิธีปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของ Holt- Winters หรือวิธี HWS เป็นวิธีการสร้างสมการพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล ข้อมูลที่นำมาใช้ในการคำนวณควรจะเป็นข้อมูลรายสัปดาห์ รายเดือน หรือรายไตรมาส เพื่อจะได้วิเคราะห์ความผันแปรของฤดูกาลได้

1.1 เมื่อเป็นตัวแบบคูณ (multiplicative seasonality model) จะมีตัวแบบเป็น

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) \times S_t \times \varepsilon_t \quad (1)$$

เมื่อ	$Y_t$	แทน	ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา $t$
	$\beta_0$ และ $\beta_1$	แทน	ค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ
	$\varepsilon_t$	แทน	ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t$
	$S_t$	แทน	ค่าความผันแปรตามฤดูกาล ณ เวลา $t$

สำหรับสมการที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_{t+m} = \begin{cases} (a_t + b_t(m)) \times \hat{S}_t & , \quad t \leq L \\ (a_t + b_t(m)) \times \hat{S}_{t-L+m} & , \quad t > L \end{cases} \quad (2)$$

ค่า  $a_t$  คือ ระดับของข้อมูลหรือส่วนที่เป็นการทำให้เรียบ

$$a_t = \begin{cases} \frac{\alpha Y_t + (1-\alpha)[a_{t-1} + b_{t-1}]}{\hat{S}_t} & , t \leq L \\ \frac{\alpha Y_t + (1-\alpha)[a_{t-1} + b_{t-1}]}{\hat{S}_{t-L}} & , t > L \end{cases} \quad (3)$$

ค่า  $b_t$  คือ ส่วนที่เป็นแนวโน้ม

$$b_t = \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1} \quad (4)$$

ค่า  $\hat{S}_t$  คือ ค่าประมาณส่วนที่เป็นฤดูกาล

$$\hat{S}_t = \frac{\delta Y_t}{a_t} + (1-\delta)\hat{S}_{t-L} \quad (5)$$

$m$  คือ จำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

$L$  คือ จำนวนคาบเวลาใน 1 ฤดูกาล เช่น  $p = 4$  เมื่อข้อมูลเป็นรายไตรมาส  $p = 7$  เมื่อข้อมูลเป็นรายวัน และ  $p = 12$  เมื่อข้อมูลเป็นรายเดือน

$\alpha$  คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับค่าแนวโน้ม และ  $0 \leq \alpha \leq 1$

$\gamma$  คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับ Slope และ  $0 \leq \gamma \leq 1$

$\delta$  คือ ค่าปรับน้ำหนักสำหรับฤดูกาล และ  $0 \leq \delta \leq 1$

1.2 เมื่อเป็นตัวแบบบวก (additive seasonality model) จะมีตัวแบบเป็น

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + S_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

สำหรับสมการที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ

$$\hat{Y}_{t+m} = a_t + b_t(m) + \hat{S}_{t-L+m} \quad (7)$$

โดยที่

$$a_t = \alpha(Y_t + \hat{S}_{t-L}) + (1-\alpha)[a_{t-1} + b_{t-1}] \quad (8)$$

$$b_t = \gamma(a_t + a_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1} \quad (9)$$

$$\hat{S}_t = \delta(Y_t - a_t) + (1-\delta)\hat{S}_{t-L} \quad (10)$$

การกำหนดค่าเริ่มต้นของ  $a_t$ ,  $b_t$  และ  $\hat{S}_t$  สำหรับงานวิจัยนี้สามารถคำนวณได้ดังนี้

ค่าเริ่มต้นของ  $a_t$  คือ  $a_0$  ซึ่ง  $a_0$  คำนวณได้ดังนี้

$$a_0 = \frac{Y_1 + Y_2 + Y_3 + \dots + Y_L}{L} \quad (11)$$

ค่าเริ่มต้นของ  $b_t$  คือ  $b_0$  ซึ่ง  $b_0$  คำนวณได้ดังนี้

$$b_0 = \frac{(Y_{L+1} - Y_1) + (Y_{L+2} - Y_2) + (Y_{L+3} - Y_3) + \dots + (Y_{2L} - Y_L)}{L^2} \quad (12)$$

ค่าเริ่มต้นของ  $\hat{S}_t$  มีค่าเท่ากับ ค่าดัชนีฤดูกาลที่หาได้จากการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแยกส่วนประกอบ

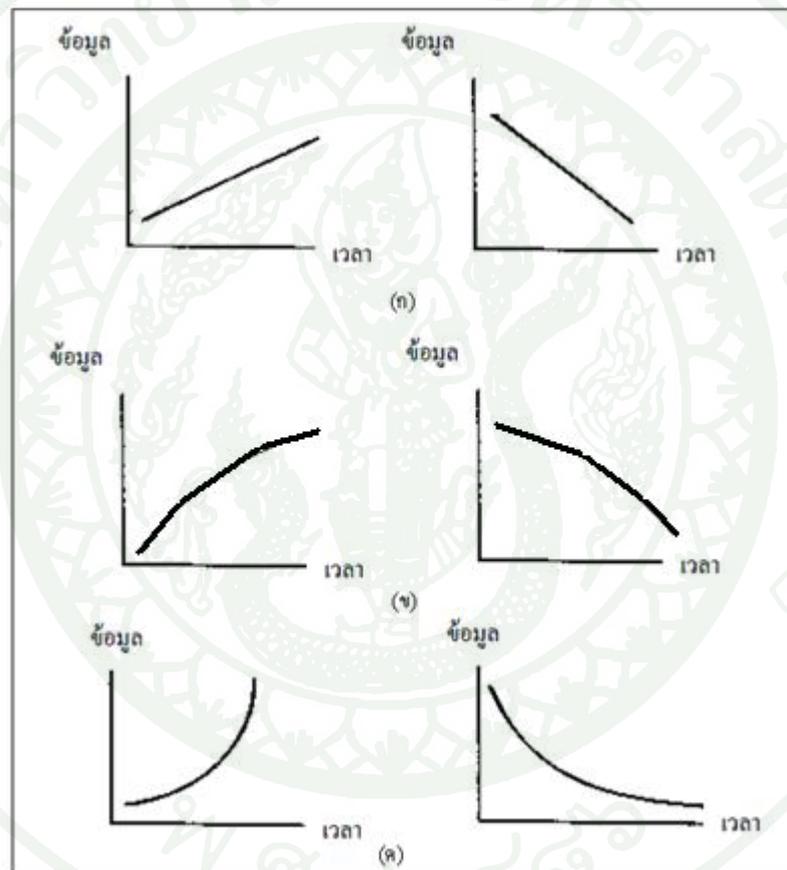
กำหนดค่าปรับให้เรียบ  $\alpha$ ,  $\gamma$  และ  $\delta$  ที่เหมาะสมที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 และให้ค่า SSE หรือ MSE หรือ RMSE ต่ำที่สุด

## 2. วิธีแยกส่วนประกอบ

อนุกรมเวลาแต่ละชุดอาจจะเก็บรวบรวมมาในช่วงเวลาที่แตกต่างกัน ตัวอย่างเช่น ปี ไตรมาส เดือน สัปดาห์ วัน หรือชั่วโมง ทำให้อาจจะมีส่วนประกอบของอนุกรมเวลาที่แตกต่างกัน อนุกรมเวลาแนวโน้มฤดูกาลที่เผยแพร่โดยหน่วยงานราชการส่วนใหญ่เป็นอนุกรมเวลาที่ปรับฤดูกาลแล้วทั้งนี้เพื่อให้เห็นแนวโน้มได้ชัดเจน วิธีแยกส่วนประกอบเป็นวิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาที่เน้นการแยกแต่ละส่วนประกอบของอนุกรมเวลาออกจากกันและอธิบายแต่ละส่วนประกอบในเทอมของสมการหรือแผนแบบ จากแต่ละส่วนประกอบที่แยกออกมาได้จะทำให้เห็นลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนและนำไปสร้างสมการพยากรณ์เพื่อใช้ในการพยากรณ์ต่อไป อย่างไรก็ตามก่อนการแยกส่วนประกอบผู้วิเคราะห์ต้องกำหนดว่าอนุกรมเวลาที่ศึกษามีการ

เคลื่อนไหวเนื่องจากส่วนประกอบใดก่อน โดยพิจารณาจากพล็อตของอนุกรมเวลาและการทดสอบสมมติฐาน ซึ่งอิทธิพลจากความผันแปรต่างๆ ที่เป็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลามีดังนี้

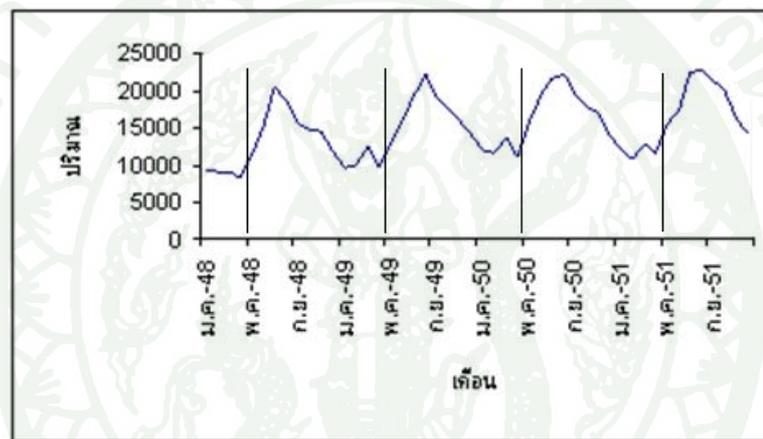
แนวโน้ม (Trend: T) หมายถึงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาในระยะยาวว่าน่าจะมีแนวโน้มขึ้นหรือลดลง และลักษณะของแนวโน้มมีได้หลายลักษณะ เช่น แนวโน้มเส้นตรง แนวโน้มกำลังสอง และ แนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล เป็นต้น แสดงได้ดังภาพที่ 1



ภาพที่ 1 ลักษณะของข้อมูลที่มีแนวโน้มเป็นแบบ (ก) เส้นตรง (ข) เส้นโค้ง และ (ค) เอ็กซ์โปเนนเชียล

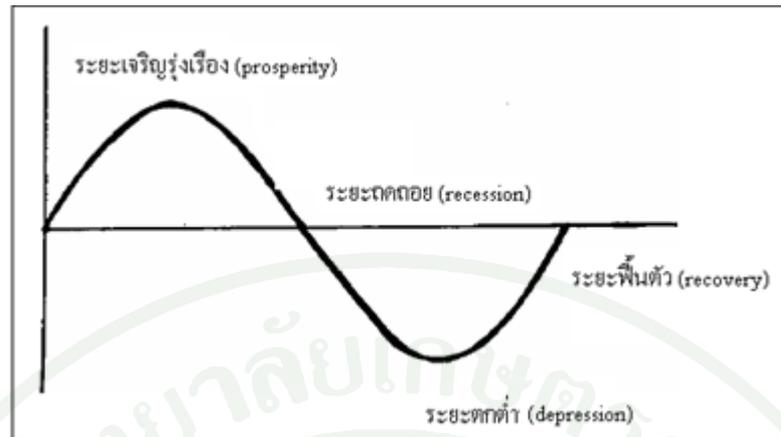
ความผันแปรตามฤดูกาล (Seasonal, S) หมายถึงการเปลี่ยนแปลงของข้อมูลที่เกิดขึ้นเนื่องจากอิทธิพลของฤดูกาลเป็นรูปแบบที่เกิดขึ้นซ้ำ ๆ กันในช่วงระยะเวลาสั้นๆ เช่น 1 วัน 1 สัปดาห์ 1 เดือน เป็นต้น โดยเกิดการเคลื่อนไหวขึ้นลงซ้ำกันในช่วงเวลาเดียวกันซึ่งจะแสดงการเปลี่ยนแปลงอันเกิดจากฤดูกาลในลักษณะของแบบ (pattern) ที่เกิดขึ้นซ้ำกันในแต่ละช่วง ลักษณะ

การเคลื่อนไหวในแต่ละช่วงไม่แตกต่างกัน ช่วงของฤดูกาลอาจจะมีแบบที่แตกต่างกัน เช่น ในหนึ่งปีมี 52 สัปดาห์ ในหนึ่งปีมี 12 เดือน ในหนึ่งปีมี 4 ไตรมาส หนึ่งปีการศึกษา มี 2 ภาคเรียน ในหนึ่งสัปดาห์มี 7 วัน ในหนึ่งสัปดาห์มี 5 วันทำการ ในหนึ่งวันมี 8 ชั่วโมงทำงาน ตัวอย่างของอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากอิทธิพลของฤดูกาล เช่น อุณหภูมิรายเดือนที่จังหวัดเชียงใหม่ จำนวนอาคารที่เริ่มก่อสร้างรายเดือนในเขตกรุงเทพมหานคร ยอดขายเครื่องปรับอากาศรายเดือน จำนวนนักท่องเที่ยวที่เดินทางเข้าประเทศไทยรายเดือน งบประมาณที่มีการเบิกจ่ายรายเดือน จำนวนผู้ลงทะเบียนเรียนในแต่ละภาคการศึกษา เป็นต้น แสดงความผันแปรตามฤดูกาลได้ดังภาพที่ 2



ภาพที่ 2 ความผันแปรตามฤดูกาล

ความผันแปรตามวัฏจักร (Cycle, C) มีลักษณะคล้ายฤดูกาลแต่ช่วงของวัฏจักรจะยาวกว่าฤดูกาลมาก วัฏจักรหนึ่งจะครอบคลุมระยะเวลาหลายปี ส่วนมากมักจะขึ้นลงตามวัฏจักรทางเศรษฐกิจ โดยทั่วไปวัฏจักรของธุรกิจ มักจะมีแบบแผนของการเปลี่ยนแปลงเป็น 4 ระยะ คือ ระยะเจริญรุ่งเรือง (prosperity) ระยะถดถอย (recession) ระยะตกต่ำ (depression) และระยะฟื้นตัว (recovery) แสดงได้ดังภาพที่ 3



ภาพที่ 3 ความผันแปรตามวัฏจักร

เหตุการณ์ที่ผิดปกติหรือความผันแปรที่ไม่แน่นอน (Irregular, I) เป็นการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเฉพาะส่วนที่ไม่มีแบบแผนที่แน่นอน เหตุการณ์ที่ผิดปกตินี้จะเป็นเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นโดยไม่อาจคาดการณ์มาก่อนล่วงหน้า ซึ่งอาจเป็นเรื่องเล็กน้อย เช่น การนัดหยุดงานของแรงงาน ข่าวดลือไปจนถึงเรื่องใหญ่ ๆ เช่น การเกิดสงคราม การเกิดแผ่นดินไหว เป็นต้น รวมถึงปัจจัยอื่น ๆ ที่ไม่ใช่เนื่องจากแนวโน้ม อิทธิพลของฤดูกาล และอิทธิพลของวัฏจักร

สำหรับตัวแบบการวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบแยกส่วนประกอบนั้น มี 2 ตัวแบบ คือ

### 2.1 ตัวแบบบวก (additive model)

$$\text{กำหนดให้ } Y = T + C + S + I$$

โดยที่

- Y แทน อนุกรมเวลา
- T แทน แนวโน้ม
- C แทน ความผันแปรตามวัฏจักร
- S แทน ความผันแปรตามฤดูกาล
- I แทน เหตุการณ์ที่ผิดปกติ

ตัวแบบบวกของอนุกรมเวลาเกิดขึ้นจากแนวคิดที่ว่า ส่วนประกอบทั้งสี่ของอนุกรมเวลาจะต้องเป็นอิสระกัน กล่าวคือส่วนประกอบใดส่วนประกอบหนึ่งมีค่าเปลี่ยนแปลงไปไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลง จะไม่มีผลกระทบต่อค่าเปลี่ยนแปลงของส่วนประกอบของส่วนประกอบอื่นๆ ที่เหลือ (สมเกียรติ, 2548)

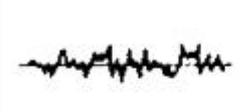
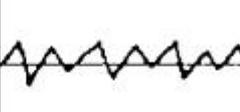
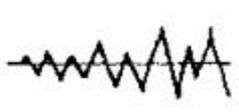
## 2.2 ตัวแบบคูณ (multiplicative model)

$$\text{กำหนดให้ } Y = T \times S \times C \times I$$

ตัวแบบคูณของอนุกรมเวลาเกิดขึ้นจากแนวคิดที่ว่า ส่วนประกอบทั้งสี่ของอนุกรมเวลาจะมีความสัมพันธ์กันหรือไม่เป็นอิสระต่อกัน นั้นหมายความว่า ถ้าส่วนประกอบใดส่วนประกอบหนึ่งมีค่าเปลี่ยนแปลงไปไม่ว่าจะเพิ่มขึ้นหรือลดลงจะมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของส่วนประกอบอื่นๆ ที่เหลือ (สมเกียรติ, 2548)

ข้อมูลอนุกรมเวลาแต่ละชุด ไม่จำเป็นต้องประกอบไปด้วยส่วนประกอบทั้ง 4 ส่วน และในกรณีที่เป็นข้อมูลรายปี จะไม่มีอิทธิพลของฤดูกาล

ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาเนื่องจากแนวโน้มและ/หรือฤดูกาล และลักษณะการรวมส่วนประกอบเป็นแบบบวกหรือแบบคูณ ซึ่งจะพิจารณาได้จากแบบต่างๆ ในภาพที่ 4

แนวโน้ม	อิทธิพลของฤดูกาล		
	ไม่มี	ตัวแบบการบวก	ตัวแบบการคูณ
ไม่มี			
เส้นตรง			
เส้นโค้ง			

ภาพที่ 4 การรวมตัวของแนวโน้มและอิทธิพลของฤดูกาล

ที่มา: ทรงศิริ(2549)

ก่อนการแยกส่วนประกอบผู้วิเคราะห์ต้องกำหนดว่าอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มการเคลื่อนไหวเนื่องจากส่วนประกอบใดก่อน โดยการพิจารณาเบื้องต้นจากการพล็อตของอนุกรมเวลาและการทดสอบสมมติฐาน วิธีแยกส่วนประกอบแยกออกเป็นวิธีย่อยได้ตามลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา ดังนี้

2.3 อนุกรมเวลาแนวโน้ม วิธีแยกส่วนประกอบที่จะนำมาใช้เพื่อสร้างสมการพยากรณ์ มีดังนี้

### 2.3.1 วิธีกำลังสองน้อยที่สุด

วิธีกำลังสองน้อยที่สุดใช้กับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นเส้นตรง จะมีรูปแบบสมการ ดังนี้

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$b_0, b_1$  เป็นตัวประมาณค่าของ  $\beta_0, \beta_1$  มีสูตรการคำนวณดังสมการที่ (14) และ (15) ตามลำดับ

$$b_1 = \frac{n\sum ty - \sum t \sum y}{n\sum t^2 - (\sum t)^2} \quad (14)$$

$$b_0 = \bar{Y} - b_1 \bar{t} \quad (15)$$

## 2.4 อนุกรมเวลาฤดูกาล

การสร้างสมการพยากรณ์สำหรับรูปแบบฤดูกาลแบบบวกและแบบคูณมีขั้นตอน ดังนี้

2.4.1 รูปแบบฤดูกาลแบบบวก  $Y_t = \beta_0 + S_t + \varepsilon_t$  มี  $\beta_0 =$  ค่าคงที่ และ  $S_t = S_i$  เมื่อเวลา  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i$  สำหรับ  $i=1, \dots, L$  ซึ่ง  $L$  เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปีที่มีค่าเป็น 4 และ 12 สำหรับอนุกรมเวลารายไตรมาสและรายเดือนตามลำดับ โดย  $S_i$  แทนค่าวัคคิทธิพลของฤดูกาลที่  $i$  มีสูตรการประมาณ  $\beta_0$  และ  $S_i$  ตามสมการที่ (16) และ (17) ตามลำดับ

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} \quad (16)$$

$$\hat{S}_i = \bar{Y}_i - \bar{Y} \quad (17)$$

ซึ่ง  $\sum \hat{S}_i = 0$  ได้สมการพยากรณ์  $p$  ช่วงเวลาล่วงหน้าที่เวลา  $t$  ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+p} = \hat{\beta}_0 + \hat{S}_i \quad (18)$$

2.4.2 รูปแบบฤดูกาลแบบคูณ  $Y_t = \beta_0 S_t \varepsilon_t$  มี  $\beta_0 =$  ค่าคงที่ และ  $S_t = S_i$  เมื่อเวลา  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i$  สำหรับ  $i=1, \dots, L$  โดย  $S_i$  แทนดัชนีฤดูกาลที่  $i$  มีสูตรการประมาณ  $\beta_0$  และ  $S_i$  ตามสมการที่ (19) และ (20) ตามลำดับ

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} \quad (19)$$

$$\hat{S}_i = \frac{\bar{Y}_i}{\bar{Y}} \quad (20)$$

ซึ่ง  $\sum \hat{S}_i = L$  ได้สมการพยากรณ์  $p$  ช่วงเวลาล่วงหน้าที่เวลา  $t$  ดังนี้

$$\hat{Y}_{t+p} = \hat{\beta}_0 \times \hat{S}_i \quad (21)$$

## 2.5 อนุกรมเวลาแนวโน้มฤดูกาล

เนื่องจากอนุกรมเวลาแนวโน้มฤดูกาลมีการเคลื่อนไหวที่ต่างกันเมื่อมีการรวมส่วนประกอบแบบบวกและแบบคูณ จึงแยกพิจารณาการรวมส่วนประกอบของอนุกรมเวลาเมื่อรูปแบบเป็นแบบบวกและแบบคูณ

### 2.5.1 รูปแบบบวก

ก. รูปแบบแนวโน้มฤดูกาลที่มีแนวโน้มเส้นตรง

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) + S_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

ข. รูปแบบแนวโน้มฤดูกาลที่มีแนวโน้มเส้นโค้ง

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2) + S_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

$S_t = S_i$  เมื่อเวลา  $t$  อยู่ในฤดูกาลที่  $i$  โดย  $\sum S_i = 0$

### 2.5.2 รูปแบบคูณ

ก. รูปแบบแนวโน้มฤดูกาลที่มีแนวโน้มเส้นตรง

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) \times S_t + \varepsilon_t \quad (24)$$

ข. รูปแบบแนวโน้มฤดูกาลที่มีแนวโน้มเส้นโค้ง

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2) \times S_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

ค. รูปแบบแนวโน้มฤดูกาลที่มีแนวโน้มเอ็กซ์โปเนนเชียล

$$Y_t = (\beta_0 \times \beta_1^t) \times S_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

โดย  $\sum_i S_i = L$  ;  $L$  แทน จำนวนของฤดูกาล

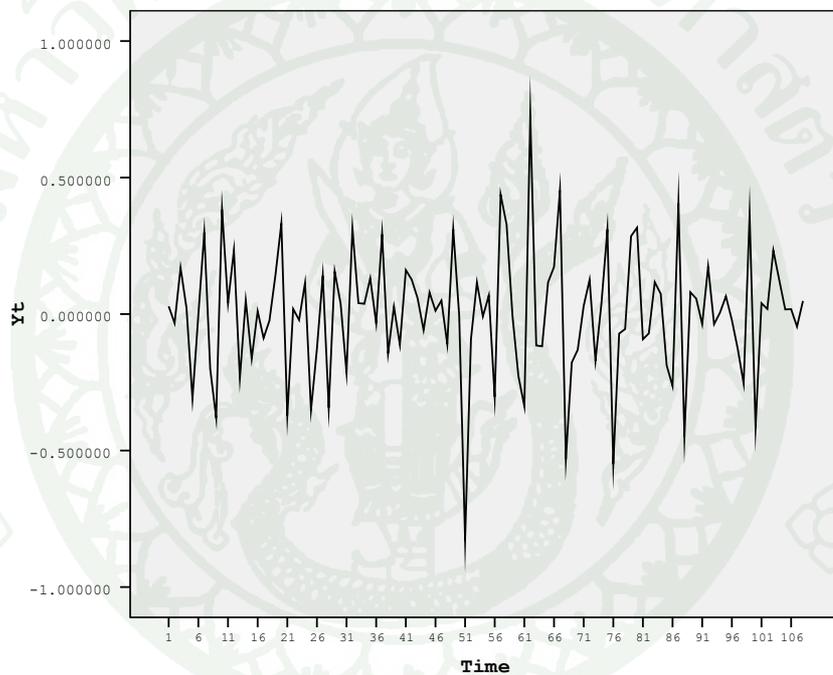
### 3. วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์

รูปแบบทางสถิติโดยทั่วไปจะมีข้อสมมติของความคลาดเคลื่อน  $\varepsilon_t$  ในรูปแบบ ได้แก่  $\varepsilon_t$  มีการแจกแจงที่เป็นอิสระกันแบบปกติมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนคงที่  $\sigma^2$  หรือ  $\varepsilon_t \sim \text{Nid}(0, \sigma^2)$  ข้อสมมติของรูปแบบอนุกรมเวลาจะเป็นทำนองเดียวกัน อย่างไรก็ตามในทางปฏิบัติความคลาดเคลื่อน  $\varepsilon_t$  มักมีการแจกแจงที่ไม่เป็นอิสระกัน นั่นคือ ความคลาดเคลื่อนมีสหสัมพันธ์ต่อเนื่องแบบบวกหรือแบบลบ สมการพยากรณ์ที่สร้างจากรูปแบบอนุกรมเวลาที่มีข้อสมมติไม่เป็นจริงจะให้ค่าพยากรณ์ที่ไม่ถูกต้อง ดังนั้นเพื่อให้การพยากรณ์มีความถูกต้องจึงมีการพิจารณาลักษณะของความคลาดเคลื่อนว่ามีสหสัมพันธ์กันอย่างไรก่อนแล้วจึงสร้างรูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะสหสัมพันธ์ดังกล่าว รูปแบบที่กล่าวถึงได้แก่ รูปแบบ ARIMA หรือที่รู้จักกันในชื่อของรูปแบบของ Box และ Jenkins

นักสถิติผู้มีชื่อเสียงสองท่านคือ George E. P. Box และ Gwilym M. Jenkins ได้นำเสนอรูปแบบ ARIMA ไว้ในหนังสือชื่อ Time Series Analysis : Forecasting and Control ที่พิมพ์เผยแพร่ในปี ค.ศ.1970 และปรับปรุงในปี ค.ศ.1994 ซึ่งได้รับความนิยมมากจนถึงปัจจุบัน โดยกำหนดรูปแบบ ARIMA ซึ่งเป็นรูปแบบที่อธิบายลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่ค่าสังเกตมีสหสัมพันธ์แบบออโตและเป็นสเตชันนารี แม้ว่าอนุกรมเวลาที่เก็บรวบรวมโดยทั่วไปจะมีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้มและ/หรือฤดูกาลซึ่งเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี

โดยแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารีให้เป็นอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารีแล้วจึงกำหนดรูปแบบ ARIMA ให้กับอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นสเตชันนารี

อนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์ เพื่อการพยากรณ์ค่าในอนาคตด้วยวิธี Box-Jenkins จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่มีคุณสมบัติที่เป็นสเตชันนารี (Stationary) คือ เป็นอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของ  $Y_t$  คงที่ และจะต้องมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองที่ช่วงเวลาห่าง  $k$  (lag  $k$ ) ขึ้นอยู่กับค่า  $k$  เท่านั้น ไม่ขึ้นกับเวลา  $t$  (ทรงศิริ, 2549) ดังแสดงในภาพที่ 5



ภาพที่ 5 การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี

ถ้าอนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์ไม่มีคุณสมบัติที่เป็นสเตชันนารี จะต้องแปลงให้เป็นสเตชันนารีก่อน เช่น

การหาผลต่าง (regular differencing) ถ้าอนุกรมเวลา  $\{y_t\}$  มีแนวโน้ม จะแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีแนวโน้ม  $\{z_t\}$  โดย  $z_t = \nabla^d y_t$  โดย  $d$  เป็นลำดับของการหาผลต่าง เช่น เมื่อ  $d = 1$

$$Z_t = \nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (27)$$

การหาผลต่างฤดูกาล (seasonal differencing) ถ้าอนุกรมเวลาอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม  $\{y_t\}$  ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีฤดูกาล  $\{Z_t\}$  โดย  $Z_t = \nabla_L^D Y_t$  โดย D เป็นลำดับของการหาผลต่างฤดูกาล และ L เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี เช่น สำหรับอนุกรมเวลารายเดือน (L=12) เมื่อ D=1

$$Z_t = \nabla_{12} Y_t = Y_t - Y_{t-12} \quad (28)$$

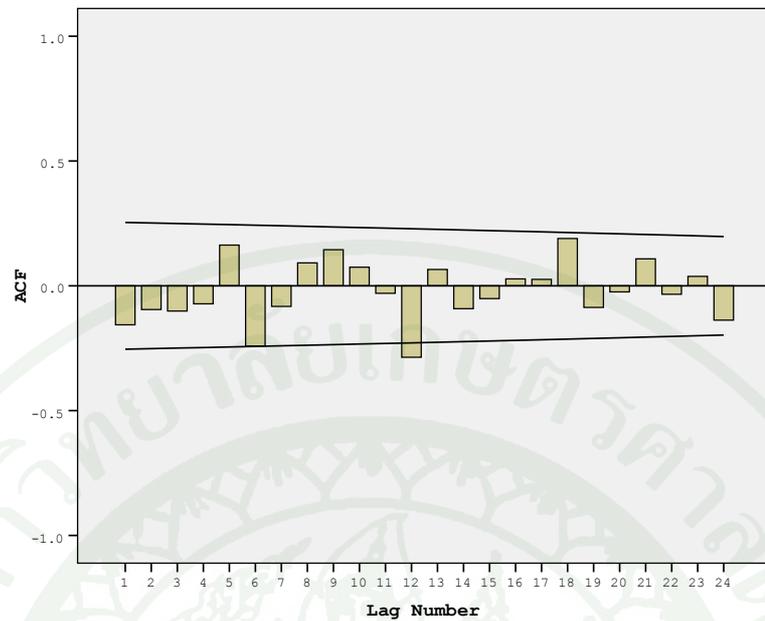
การหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล การปรับให้อนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีจะทำได้โดยหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลควบคู่กันไป d และ D จะมีค่าเป็นเท่าไรนั้นขึ้นอยู่กับว่าอนุกรมเวลาใหม่เป็นสเตชันนารีแล้วหรือไม่ เช่น อนุกรมเวลารายเดือนที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล เมื่อ d=1 และ D=1 จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม  $\{y_t\}$  ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่  $\{Z_t\}$  ซึ่ง

$$Z_t = \nabla \nabla_{12} Y_t = \nabla(Y_t - Y_{t-12}) = \nabla Y_t - \nabla Y_{t-12} = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} + Y_{t-13} \quad (29)$$

การหาค่าลอการิทึมของค่าสังเกตในอนุกรมเวลา นั่นคือการแปลงอนุกรมเวลาเดิม  $\{y_t\}$  ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่  $\{Z_t\}$  ซึ่ง

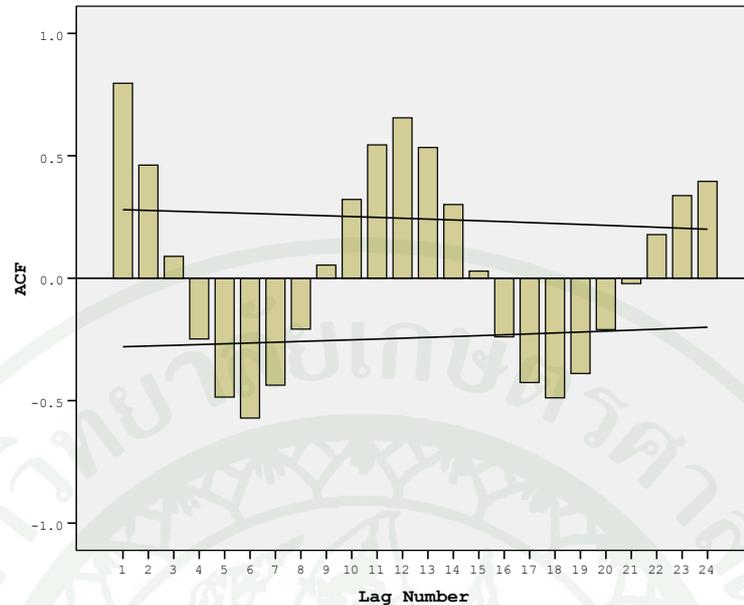
$$Z_t = \log(Y_t) \quad (30)$$

การพิจารณาว่าอนุกรมเวลาเป็นสเตชันนารีหรือไม่ จะพิจารณาได้จากกราฟแสดงการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา หรือพิจารณาจากคอเรลโรแกรม (Correlogram) ซึ่งเป็นแผนภาพการกระจายของ  $r_k$  ณ ช่วงเวลาห่าง k (lag k) ต่าง ๆ เมื่อ  $r_k$  เป็นค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Coefficient autocorrelation) ที่ช่วงเวลาห่าง k (lag k) ถ้าอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี ค่า  $r_k$  จะมีลักษณะที่ลดลงอย่างรวดเร็วเข้าใกล้ 0 เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้น ดังภาพที่ 6



ภาพที่ 6 คอเรลโรแกรมของ  $r_k$  ของอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี

แต่ถ้าค่า  $r_k$  มีลักษณะที่ลดลงค่อนข้างช้า เมื่อ  $k$  มีค่าเพิ่มขึ้น และ/หรือค่า  $r_k$  มีค่าค่อนข้างสูงที่  $k$  เท่ากับ  $L, 2L, \dots$  เมื่อ  $L$  เป็นจำนวนฤดูกาล แสดงว่า อนุกรมเวลาดังกล่าวไม่เป็นสเตชันนารี ดังภาพที่ 7



ภาพที่ 7 คอเรลโรแกรมของ  $r_k$  ของอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี

### 3.1 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation coefficient :ACF)

ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบออโตที่ช่วงเวลาห่าง  $k$  ( $r_k$ ) เป็นค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตในอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกัน  $k$  ช่วงเวลา หรือ เป็นค่าวัดความสัมพันธ์ระหว่าง  $Y_t$  และ  $Y_{t-k}$  โดยอธิบายว่า  $Y_t$  และ  $Y_{t-k}$  มีความสัมพันธ์ทางตามกัน หรือ ทางตรงกันข้าม โดย  $r_k$  มีคุณสมบัติคือ  $-1 \leq r_k \leq 1$  ซึ่ง  $r_k$  เป็นค่าประมาณของ  $\rho_k$  (ทรงศิริ, 2549) มีสูตรการคำนวณ ดังนี้

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}, k = 1, 2, \dots \quad (31)$$

โดย

$$\bar{Y} = \frac{\sum_{t=1}^n Y_t}{n} \quad (32)$$

$n$  = จำนวนข้อมูลทั้งหมด

### 3.2 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial autocorrelation coefficient :PACF)

ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนแบบออโตที่ช่วงเวลาห่าง  $k$  เขียนแทนด้วย  $r_{kk}$  เป็นค่าวัดสหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตในอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกัน  $k$  ช่วงเวลา หรือ เป็นค่าวัดความสัมพันธ์ระหว่าง  $Y_t$  และ  $Y_{t-k}$  เมื่อกำหนด  $Y_t$  ที่ช่วงเวลาห่างอื่นที่สั้นกว่า หรือ  $Y_{t-k+1}$ ,  $Y_{t-k+2}$ , ...,  $Y_{t-1}$  โดยที่  $r_{kk}$  เป็นค่าประมาณของ  $\rho_{kk}$  (ทรงศิริ, 2549) มีสูตรการคำนวณ ดังนี้

$$r_{kk} = \begin{cases} r_1 & , \text{สำหรับ } k=1 \\ \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_j} & , \text{สำหรับ } k=2,3,\dots \end{cases} \quad (33)$$

เมื่อ  $r_{kj} = r_{k-1,j} - r_{kk} r_{k-1,k-j}$  , สำหรับ  $j = 1, 2, \dots, k-1$  และ  $k = 2,3,\dots$

### 3.3 ขั้นตอนการพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

การพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มี 4 ขั้นตอน คือ กำหนดตัวแบบ (identification) การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Parameter estimation) การตรวจสอบตัวแบบ (Diagnostic checking) และการพยากรณ์ (Forecasting) (ทรงศิริ, 2549)

#### 3.3.1 กำหนดตัวแบบ (identification)

ตัวแบบการพยากรณ์ด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ สำหรับอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี มีดังนี้

ก. ตัวแบบ White noise เป็นตัวแบบที่ประกอบด้วยค่าคงที่และค่าความคลาดเคลื่อน ซึ่งมีตัวแบบ คือ

$$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t \quad (34)$$

โดยที่  $Y_t$  แทน ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่  $t$   
 $\theta_0$  แทน ค่าคงที่  
 $\varepsilon_t$  แทน ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$  มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma^2$  และเป็นอิสระกัน

ข. รูปแบบออโตรีเกรสซีฟที่อันดับ  $p$  (Auto Regressive model of order  $p$ ) :  
 AR( $p$ ) ซึ่งมีตัวแบบ คือ

$$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (35)$$

โดยที่  $Y_t$  แทน ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่  $t$   
 $\theta_0$  แทน ค่าคงที่  
 $\phi_1, \dots, \phi_p$  แทน พารามิเตอร์ของออโตรีเกรสซีฟ  
 $\varepsilon_t$  แทน ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$  มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma^2$  และเป็นอิสระกัน

ค. รูปแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่อันดับ  $q$  (Moving Average model of order  $q$ ) :  
 MA( $q$ ) ซึ่งมีตัวแบบ คือ

$$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (36)$$

โดยที่  $Y_t$  แทน ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่  $t$   
 $\theta_0$  แทน ค่าคงที่  
 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  แทน พารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนที่  
 $\varepsilon_t$  แทน ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$  มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma^2$  และเป็นอิสระกัน

ง. รูปแบบผสมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ออโตรีเกรสซีฟที่มีอันดับ  $p$  และ  $q$  (Mixed Auto Regressive and Moving Average model of order  $p$  and  $q$ ) : ARMA( $p, q$ ) ซึ่งมีตัวแบบ คือ

$$Y_t = \theta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (37)$$

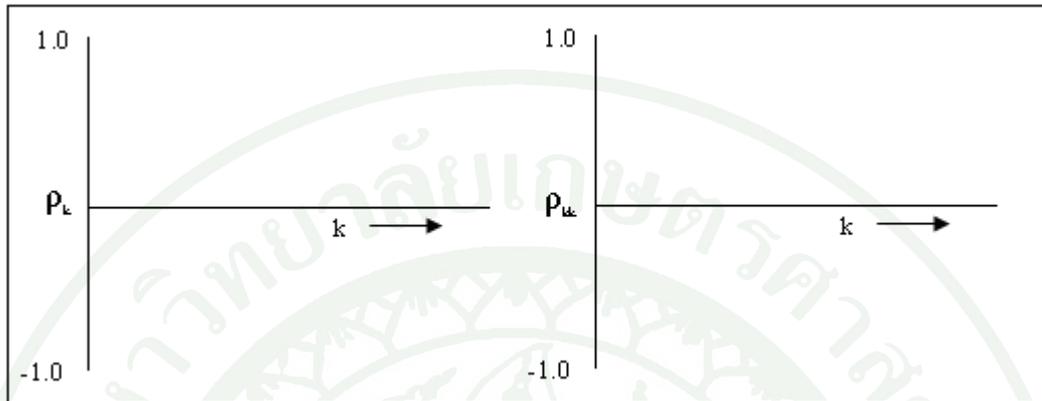
โดยที่  $Y_t$  แทน ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่  $t$   
 $\theta_0$  แทน ค่าคงที่  
 $\phi_1, \dots, \phi_p$  แทน พารามิเตอร์ของออโตรีเกรสซีฟ  
 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  แทน พารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนที่  
 $\varepsilon_t$  แทน ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$  มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma^2$  และเป็นอิสระกัน

ตารางที่ 1 ลักษณะของ  $\rho_k$  และ  $\rho_{kk}$  สำหรับรูปแบบ ARMA ( $p, q$ )

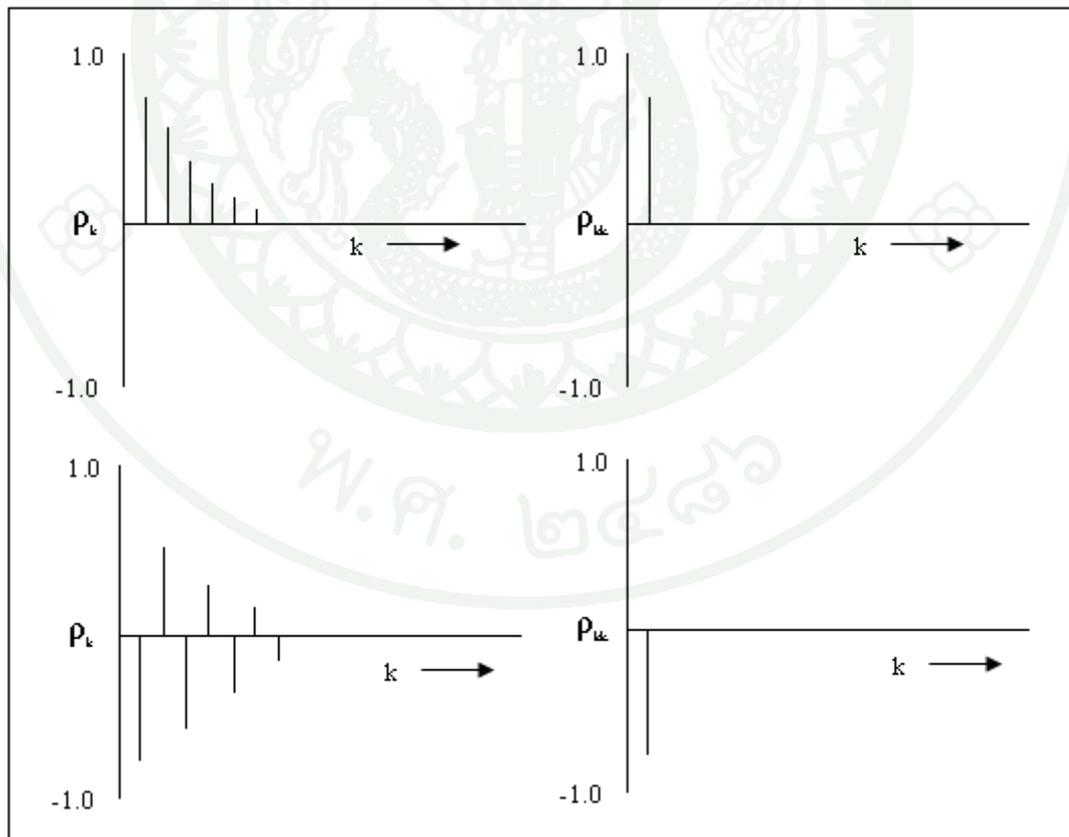
รูปแบบ	$\rho_k$	$\rho_{kk}$
white noise	$\rho_k = 0$ , สำหรับ $k = 1, 2, 3, \dots$	$\rho_{kk} = 0$ , สำหรับ $k = 1, 2, 3, \dots$
AR(1)	มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ $k$ มีค่าเพิ่มขึ้น	$\rho_{kk} \neq 0$ ; $k = 1$ $\rho_{kk} = 0$ ; $k \geq 2$
AR(2)	มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ $k$ มีค่าเพิ่มขึ้น	$\rho_{kk} \neq 0$ ; $k = 1, 2$ $\rho_{kk} = 0$ ; $k \geq 3$
MA(1)	$\rho_k \neq 0$ ; $k = 1$ $\rho_k = 0$ ; $k \geq 2$	มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ $k$ มีค่าเพิ่มขึ้น
MA(2)	$\rho_k \neq 0$ ; $k = 1, 2$ $\rho_k = 0$ ; $k \geq 3$	มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ $k$ มีค่าเพิ่มขึ้น
ARMA(1,1)	มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ $k$ มีค่าเพิ่มขึ้น	มีค่าลดลงเร็วใกล้ 0 เมื่อ $k$ มีค่าเพิ่มขึ้น

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

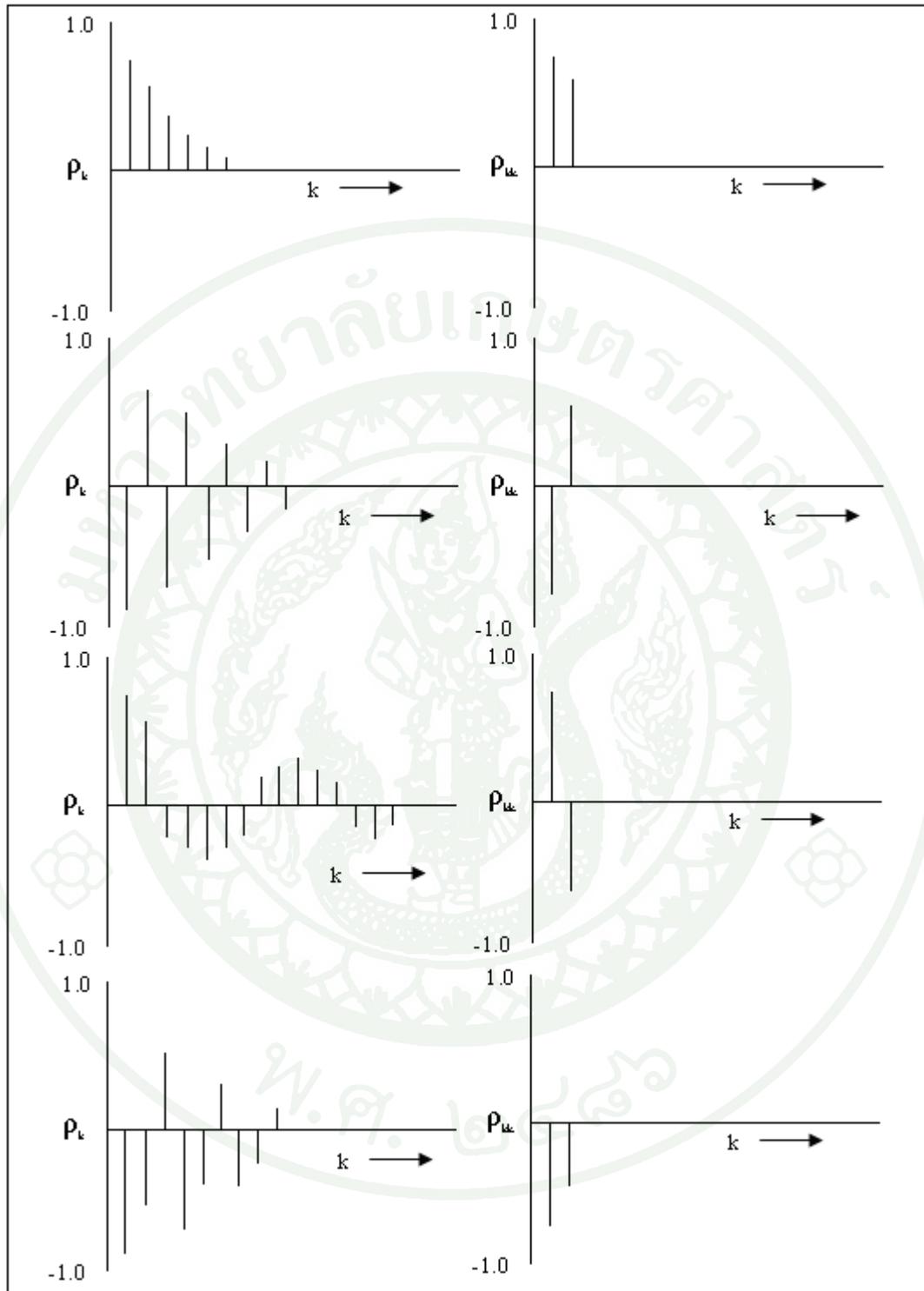
ลักษณะของ  $\rho_k$  และ  $\rho_{kk}$  ที่แสดงด้วยคอเรลโรแกรมของ  $\rho_k$  (Autocorrelation function; ACF) และ  $\rho_{kk}$  (Partial autocorrelation function; PACF) ดังแสดงในภาพที่ 8 ถึงภาพที่ 13



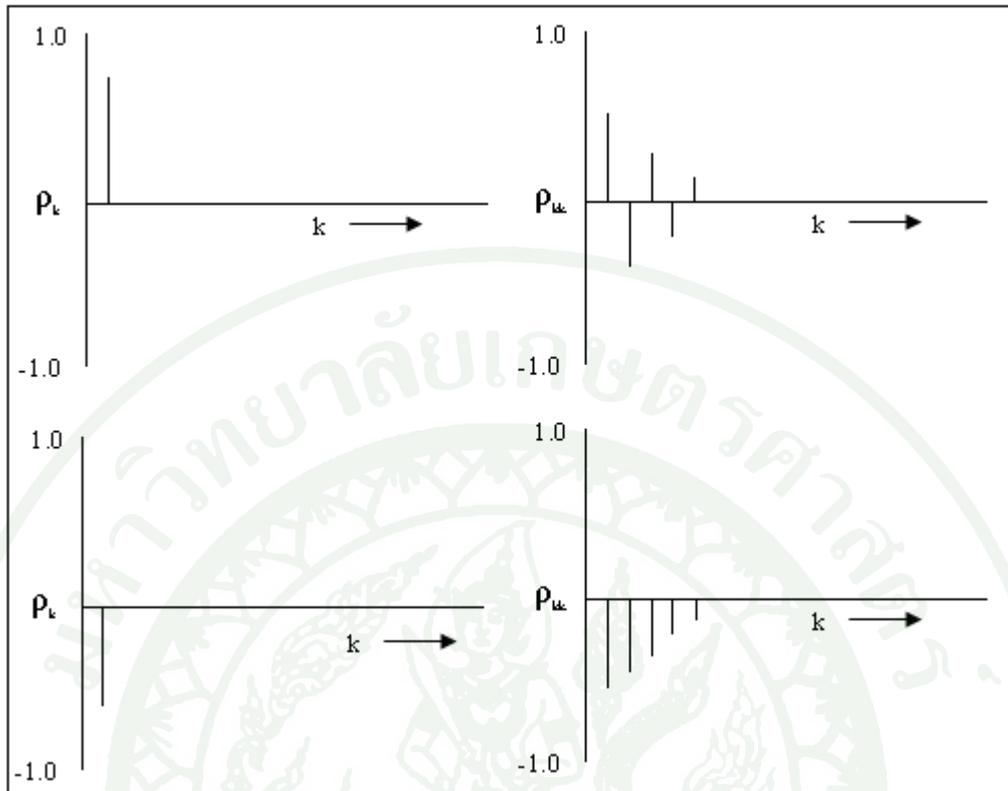
ภาพที่ 8 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ white noise



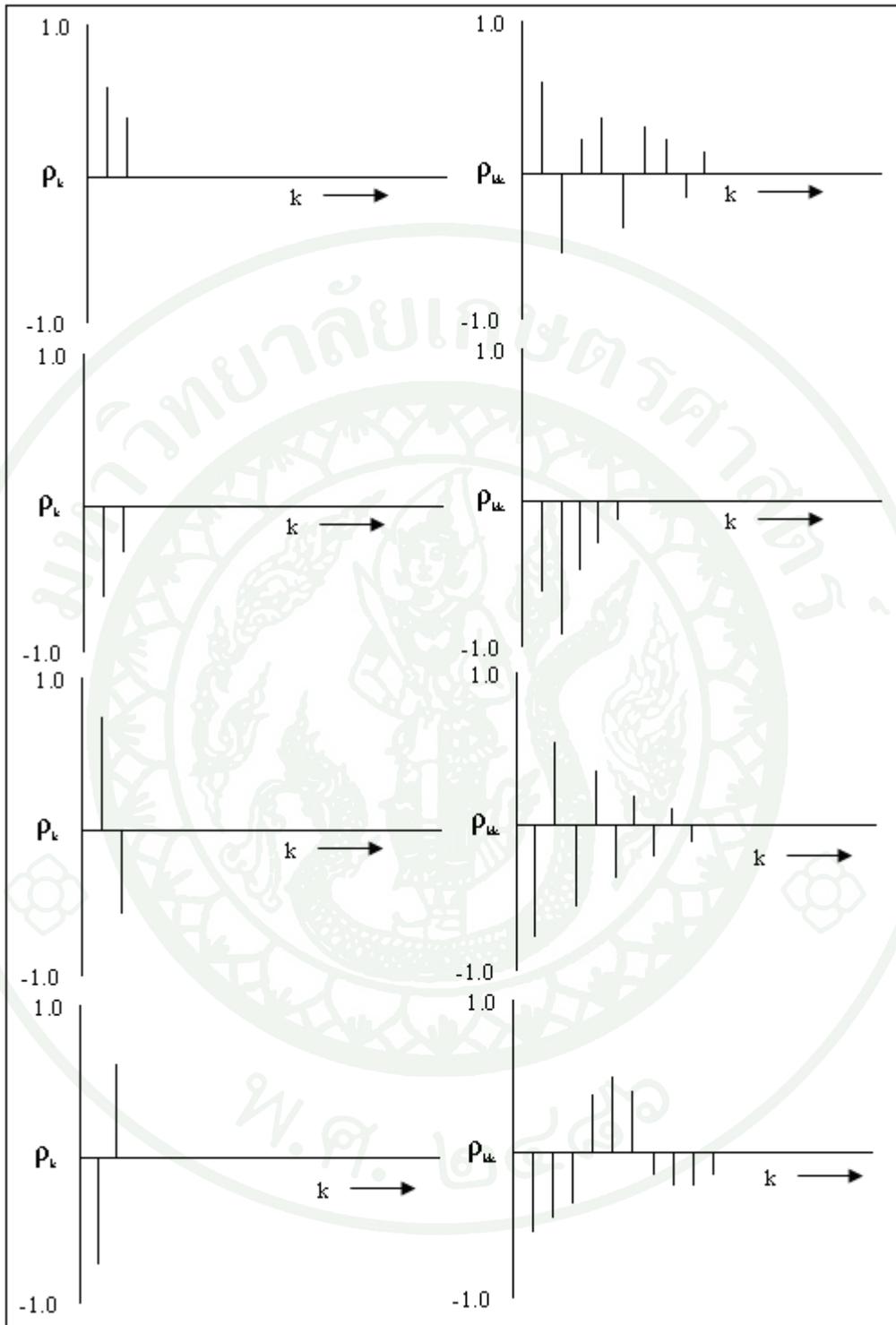
ภาพที่ 9 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ AR(1)



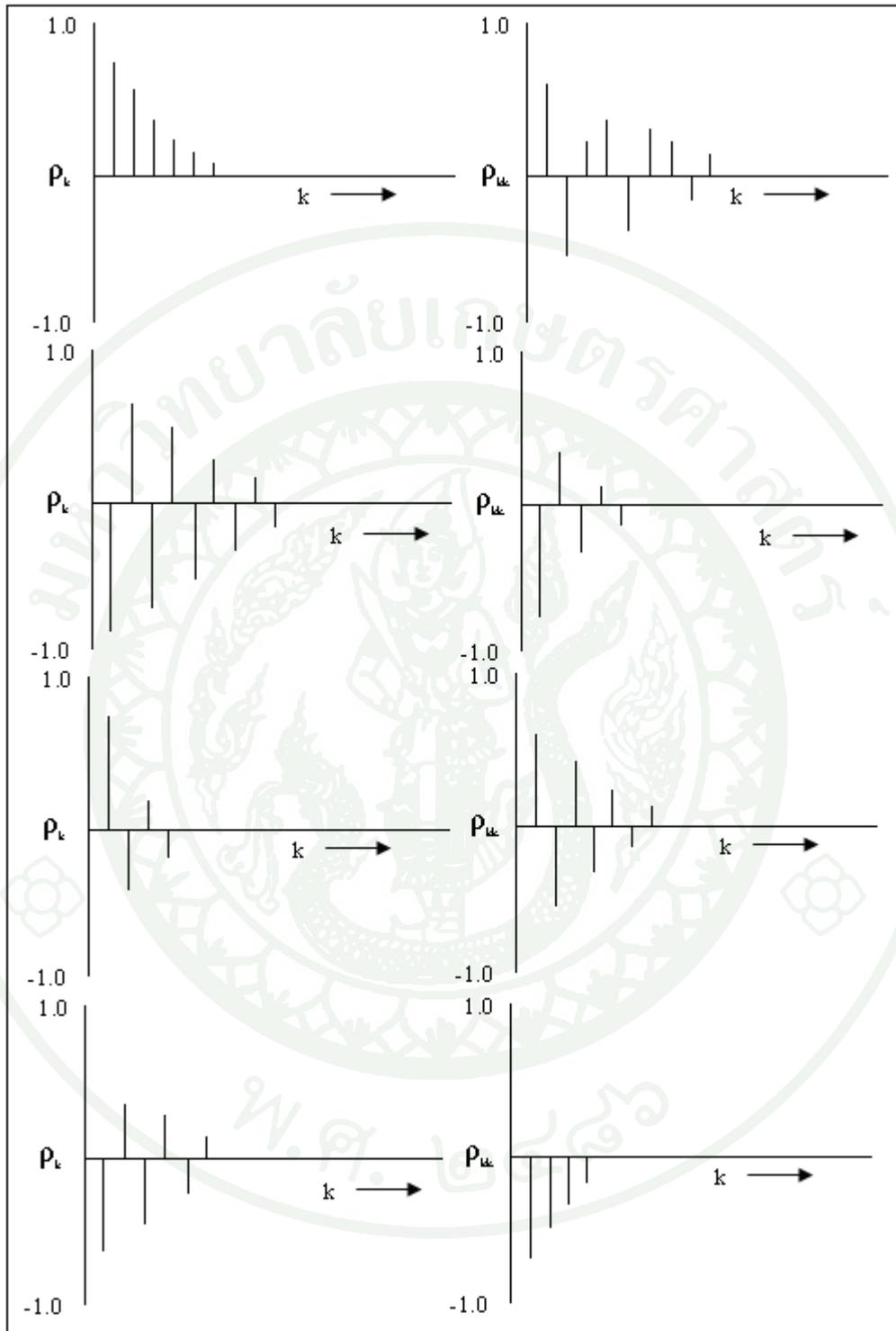
ภาพที่ 10 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ AR(2)



ภาพที่ 11 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ MA(1)



ภาพที่ 12 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ MA(2)



ภาพที่ 13 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ ARMA(1,1)

สำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี จะต้องแปลงให้เป็นสเตชันนารีก่อน ตัวอย่างตัวแบบสำหรับอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารี เช่น

จ. รูปแบบอินทิเกรตค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ออโตรีเกรสซีฟ (Auto Regressive Integrated Moving Average) : ARIMA( p , d , q )

รูปแบบนี้จะมี p เป็นอันดับของ AR q เป็น อันดับของ MA และ d เป็น จำนวนครั้งที่หาผลต่างเพื่อให้อนุกรมเวลาเป็น  $Z_t$  เป็นสเตชันนารี ตัวแบบ ARIMA( p , d , q ) ถ้า ไม่มีเทอมของตัวแบบการถดถอยในตัวเอง (AR) จะเรียกว่า IMA (d,p) (Integrated Moving Average of order d and q) และถ้าไม่มีเทอมของตัวแบบค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ (MA) จะเรียกว่า ARI (p,d) (Autoregressive Integrated of order p and d) ดังนั้นตัวแบบ ARIMA( p , d , q ) สามารถจะ เขียนในรูปของ backward operator (สมเกียรติ, 2548) ได้ดังนี้

$$(1-B)^d(1-\phi_1B-\phi_2B^2-\dots-\phi_pB^p)Y_t = \theta_0 + (1-\theta_1B-\theta_2B^2-\dots-\theta_qB^q)\varepsilon_t \quad (38)$$

โดยที่	$Y_t$	แทน ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่ t
	B	แทน backshift โดยที่ $B^p Y_t = Y_{t-p}$
	$\theta_0$	แทน ค่าคงที่
	$\phi_1, \dots, \phi_p$	แทน พารามิเตอร์ของออโตรีเกรสซีฟ
	$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$	แทน พารามิเตอร์ของการเฉลี่ยเคลื่อนที่
	$\varepsilon_t$	แทน ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ $\sigma^2$ และเป็นอิสระกัน

เมื่อแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากแนวโน้ม ให้เป็น อนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นสเตชันนารี คอเรลโรแกรมของ  $\rho_k(z_t)$  และ  $\rho_{kk}(z_t)$  จะบอกลักษณะของ อนุกรมเวลาใหม่ที่สามารถกำหนดรูปแบบ ARMA(p,q)ให้กับอนุกรมเวลาใหม่ได้ สำหรับลักษณะ ของ  $\rho_k(z_t)$  และ  $\rho_{kk}(z_t)$  สำหรับรูปแบบ ARIMA( p,1,q) แสดงได้ดังตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ลักษณะของ  $\rho_k(y_t)$  สำหรับรูปแบบ ARIMA (p,1,q) ,  $\rho_k(z_t)$  และ  $\rho_{kk}(z_t)$  สำหรับรูปแบบ ARMA (p,q)

รูปแบบของ Y	ลักษณะของ $\rho_k(y_t)$	ลักษณะของ $\rho_k(z_t)$	ลักษณะของ $\rho_{kk}(z_t)$
ARI(1,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{11}(z_t) \neq 0$ และ $\rho_{kk}(z_t)$ เป็น 0 สำหรับ $k=2, \dots$
ARI(2,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	$\rho_{11}(z_t) \neq 0, \rho_{22}(z_t) \neq 0$ และ $\rho_{kk}(z_t)$ เป็น 0 สำหรับ $k=3, \dots$
IMA(1,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_1(z_t) \neq 0$ และ $\rho_k(z_t)$ เป็น 0 สำหรับ $k=2, \dots$	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0
IMA(1,2)	ลดลงอย่างช้าๆ	$\rho_1(z_t) \neq 0, \rho_2(z_t) \neq 0$ และ $\rho_k(z_t)$ เป็น 0 สำหรับ $k=3, \dots$	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0
ARIMA(1,1,1)	ลดลงอย่างช้าๆ	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0	ค่าลดลงเร็วใกล้ 0

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

จ. รูปแบบอินทิเกรตค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ออโตรีเกรสซีฟ เมื่อมีอิทธิพลฤดูกาล  
(Seasonal Auto Regressive Integrated Moving Average of order P,D,Q : SARIMA (P , D , Q)<sub>L</sub>)

รูปแบบ SARIMA (P , D , Q)<sub>L</sub> จะเป็นรูปแบบที่ใช้กับข้อมูลที่มีฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ โดยจะต้องมีการหาผลต่างของข้อมูลด้วยช่วงห่างเท่ากับ L ช่วงเวลา เพื่อให้ข้อมูลเป็นสเตชันนารี รูปแบบ SARIMA (P , D , Q)<sub>L</sub> เป็นรูปแบบที่มี P เป็นอันดับของ SAR (Seasonal Auto Regressive) Q เป็นอันดับของ SMA (Seasonal Moving Average) และ D เป็นจำนวนครั้งที่หาผลต่างฤดูกาล เพื่อทำให้อนุกรมเวลา  $Z_t$  เป็นสเตชันนารี รูปแบบ SARIMA (P , D , Q)<sub>L</sub> ถ้าไม่มีเทอมของ AR (P = 0) จะเรียกว่า SIMA (D,Q)<sub>L</sub> และถ้าไม่มีเทอมของ MA (Q = 0) จะเรียกว่า SARI (P,D)<sub>L</sub> แต่ถ้า D = 0 (มีฤดูกาลแต่เป็นสเตชันนารี) จะเรียกว่า SARMA (P , Q)<sub>L</sub> สำหรับ

รูปแบบ SARIMA (P, D, Q)<sub>L</sub> สามารถจะเขียนในรูปของ backward operator (สมเกียรติ, 2548) ได้ดังนี้

$$(1-B^L)^d(1-\phi_1 B^L - \phi_2 B^{2L} - \dots - \phi_p B^{pL})Y_t = \theta_0 + (1-\theta_1 B^L - \theta_2 B^{2L} - \dots - \theta_q B^{qL})\varepsilon_t \quad (39)$$

โดยที่  $Y_t$  แทน ค่าสังเกตของอนุกรมเวลา ณ เวลาที่  $t$   
 $B$  แทน backshift โดยที่  $B^p Y_t = Y_{t-p}$   
 $\theta_0$  แทน ค่าคงที่  
 $\phi_1, \dots, \phi_p$  แทน พารามิเตอร์ของออโตรีเกรสซีฟ  
 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  แทน พารามิเตอร์ของการเคลื่อนที่  
 $\varepsilon_t$  แทน ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา  $t$  มีการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 ค่าความแปรปรวนเท่ากับ  $\sigma^2$  และเป็นอิสระกัน

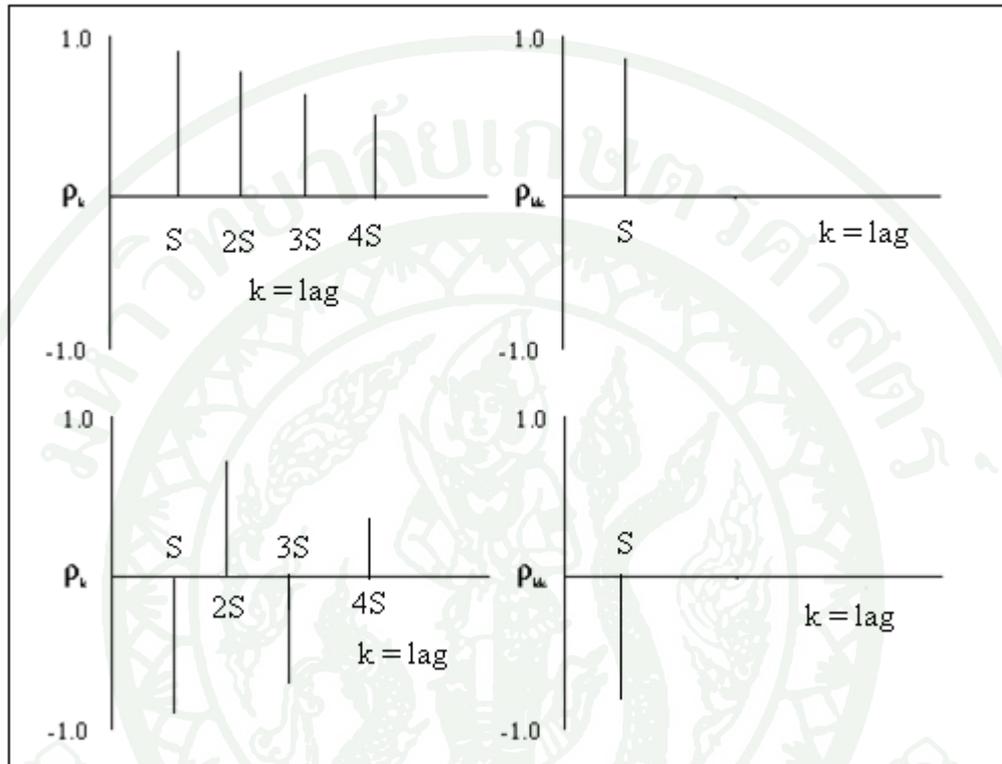
เมื่อแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากฤดูกาล ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นสเตชันนารี คอเรโลแกรมของ  $\rho_k(z_t)$  และ  $\rho_{kk}(z_t)$  จะบอกลักษณะของอนุกรมเวลาใหม่ที่สามารถกำหนดรูปแบบ SARMA(P,Q)<sub>L</sub> ให้กับอนุกรมเวลาใหม่ได้ สำหรับลักษณะของ  $\rho_k(z_t)$  และ  $\rho_{kk}(z_t)$  สำหรับรูปแบบ SARMA(P,Q)<sub>L</sub> แสดงได้ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ลักษณะของ  $\rho_k(z_t)$  และ  $\rho_{kk}(z_t)$  สำหรับรูปแบบ SARMA(P,Q)<sub>L</sub>

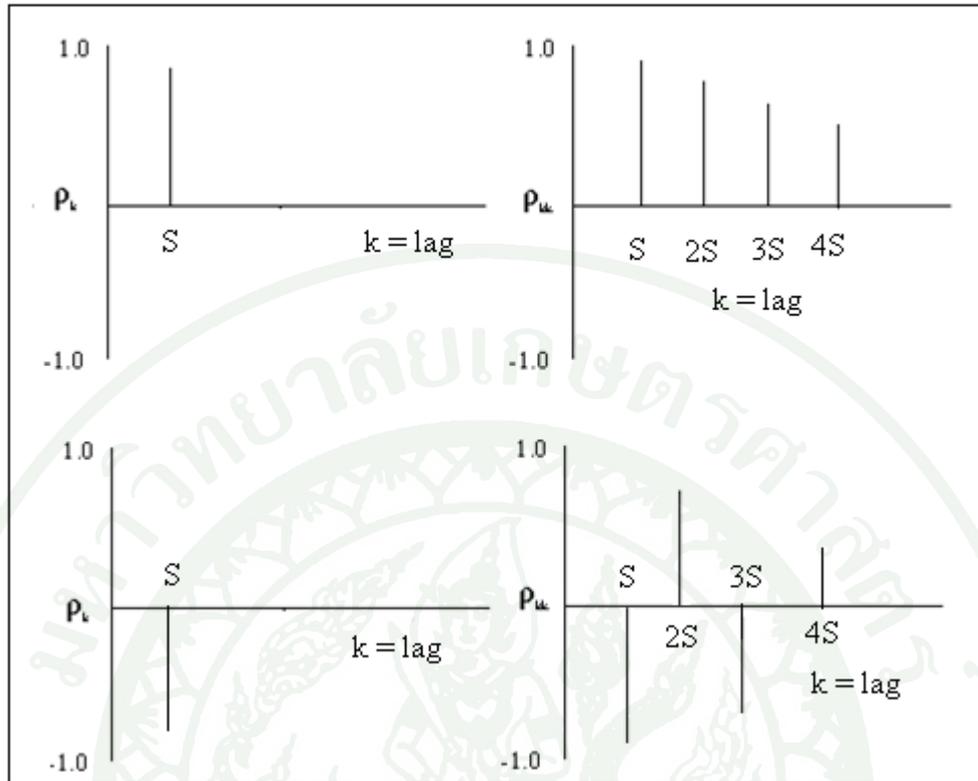
รูปแบบ	$\rho_k(z_t)$	$\rho_{kk}(z_t)$
SAR(1) <sub>L</sub>	ค่าจะลดลงเป็นแนวโค้งหรือเป็นคลื่นที่ค่อยๆ หายไป	ค่าจะเป็นศูนย์หลังจาก lag L
SMA(1) <sub>L</sub>	ค่าจะเป็นศูนย์หลังจาก lag L	ค่าจะลดลงเป็นแนวโค้งหรือเป็นคลื่นที่ค่อยๆ หายไป
SARMA(P,D,Q) <sub>L</sub>	ค่าจะลดลงเป็นแนวโค้ง	ค่าจะลดลงเป็นแนวโค้ง

ที่มา: สมเกียรติ (2548)

สำหรับคอเรลโรแกรมของ  $\rho_k$  และ  $\rho_{kk}$  ของรูปแบบ SARMA(P,Q)<sub>L</sub> แสดง  
 ได้ดังภาพที่ 14 ถึงภาพที่ 15



ภาพที่ 14 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ SAR(1)<sub>L</sub>



ภาพที่ 15 ลักษณะคอเรลโรแกรมของ ACF และ PACF ของรูปแบบ  $SMA(1)_L$

อนุกรมเวลาบางชุดมีรูปแบบร่วมระหว่าง  $ARMA(p,d,q)$  หรือ รูปแบบ  $ARIMA(p,d,q)$  และรูปแบบ  $SARMA(P,D,Q)_L$  หรือรูปแบบ  $SARIMA(P,D,Q)_L$  แนวทางการพิจารณาว่าอนุกรมเวลาที่มีรูปแบบใดนั้นจะพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของ  $r_k$  และ  $r_{kk}$  ดังนี้

ข. รูปแบบ  $ARMA(p,q) \times SARMA(P,Q)_L$  เป็นรูปแบบสำหรับอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  ที่เป็นสแตชันนารี โดยพิจารณารูปแบบ  $ARMA(p,q)$  จากค่า  $r_k$  และ  $r_{kk}$  สำหรับ  $k = 1, 2, \dots$  และรูปแบบ  $SARMA(P,Q)_L$  จากค่า  $r_k$  และ  $r_{kk}$  สำหรับ  $k = L, 2L$  จากรูปแบบทั้งสองรวมเป็นรูปแบบใหม่  $ARMA(p,q) \times SARMA(P,Q)_L$  นั่นคือ  $Y_t$  มีรูปแบบเป็น  $ARMA(p,q) \times SARMA(P,Q)_L$

ข. รูปแบบ  $ARIMA(p,d,q) \times SARMA(P,Q)_L$  เป็นรูปแบบสำหรับอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  ที่ไม่เป็นสแตชันนารีเนื่องจากแนวโน้ม สร้างอนุกรมเวลาใหม่  $\{z_t\}$  ซึ่ง  $z_t = \nabla^d Y_t$  ที่เป็นสแตชันนารี และพิจารณารูปแบบ  $ARMA(p,q) \times SARMA(P,Q)_L$  ที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา

ใหม่  $\{z_t\}$  ตามวิธีที่กล่าวถึงในข้อ ข. ได้  $Z_t \sim \text{ARMA}(p, q) \times \text{SARMA}(P, Q)_L$  นั่นคือ  $Y_t$  มีรูปแบบเป็น  $\text{ARIMA}(p, d, q) \times \text{SARMA}(P, Q)_L$

ฐ. รูปแบบ  $\text{ARMA}(p, q) \times \text{SARIMA}(P, D, Q)_L$  เป็นรูปแบบสำหรับอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  ที่ไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากฤดูกาล สร้างอนุกรมเวลาใหม่  $\{z_t\}$  ซึ่ง  $z_t = \nabla_L^D Y_t$  ที่เป็นสเตชันนารีและพิจารณาหารูปแบบ  $\text{ARMA}(p, q) \times \text{SARMA}(P, Q)_L$  ที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาใหม่  $\{z_t\}$  ตามวิธีที่กล่าวถึงในข้อ ข. ได้  $Z_t \sim \text{ARMA}(p, q) \times \text{SARMA}(P, Q)_L$  นั่นคือ  $Y_t$  มีรูปแบบเป็น  $\text{ARMA}(p, q) \times \text{SARIMA}(P, D, Q)_L$

ค. รูปแบบ  $\text{ARIMA}(p, q) \times \text{SARIMA}(P, D, Q)_L$  เป็นรูปแบบสำหรับอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  ที่ไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากแนวโน้มและฤดูกาล สร้างอนุกรมเวลาใหม่  $\{z_t\}$  ซึ่ง  $z_t = \nabla^d \nabla_L^D Y_t$  ที่เป็นสเตชันนารี และพิจารณาหารูปแบบ  $\text{ARMA}(p, q) \times \text{SARMA}(P, Q)_L$  ที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาใหม่  $\{z_t\}$  ตามวิธีที่กล่าวถึงในข้อ ข. ได้  $Z_t \sim \text{ARMA}(p, q) \times \text{SARMA}(P, Q)_L$  นั่นคือ  $Y_t$  มีรูปแบบเป็น  $\text{ARIMA}(p, d, q) \times \text{SARIMA}(P, D, Q)_L$

### 3.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Parameter estimation)

หลังจากกำหนดตัวแบบที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลาได้แล้วก็จะทำการหาค่าประมาณของพารามิเตอร์ในตัวแบบ โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุดซึ่งจะทำให้ค่าของผลบวกกำลังสองของความคลาดเคลื่อนในการพยากรณ์น้อยที่สุด

### 3.3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ (Diagnostic checking)

เป็นการตรวจสอบว่ารูปแบบที่สร้างขึ้นเหมาะสมกับอนุกรมเวลาหรือไม่ ถ้าไม่เหมาะสมจะพิจารณากำหนดรูปแบบที่เหมาะสมใหม่ ซึ่งมีหลายการทดสอบ แต่ในงานวิจัยนี้จะใช้การตรวจสอบ 2 วิธี ดังนี้

3.3.1 การทดสอบว่าพารามิเตอร์แต่ละตัวในรูปแบบเท่ากับ 0 หรือไม่ โดยการใช้ทดสอบ  $t$  ภายใต้สมมติฐาน  $H_0: \theta = 0$  และ  $H_1: \theta \neq 0$  เมื่อ  $\theta$  เป็นพารามิเตอร์ ตัวทดสอบที่ใช้ได้แก่

$$t = \frac{\hat{\theta}}{S_{\hat{\theta}}} \quad (40)$$

เมื่อ  $\hat{\theta}$  แทน ค่าประมาณของพารามิเตอร์

$S_{\hat{\theta}}$  แทน ค่าประมาณของค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของตัวประมาณ  $\hat{\theta}$

กรณีอนุกรมเวลาขนาดใหญ่ ตัวทดสอบสถิติ  $t$  มีการแจกแจงประมาณแบบปกติมาตรฐานที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  มีช่วงวิกฤติ  $CR: |Z| \geq Z_{\alpha/2}$

3.3.2 การทดสอบว่าค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่ช่วงเวลาห่าง  $k$  สำหรับ  $k=1,2,\dots,m$  เป็นอิสระกันด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบออโตของ Box และ Pierce หรือการทดสอบสหสัมพันธ์แบบออโตของ Box และ Ljung กำหนด  $H_0: \rho_1(e_t) = \dots = \rho_m(e_t) = 0$  กับ  $H_1: \rho_k(e_t)$  สำหรับ  $k = 1,2,\dots,m$  อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เป็น 0 มีตัวทดสอบสถิติที่ใช้ คือ

$$\text{Box - Pierce} \quad Q = n \sum_{t=1}^m r_t^2(e_t) \quad (41)$$

$$\text{Box - Ljung} \quad Q_m = n(n+2) \sum_{t=1}^m \frac{r_t^2(e_t)}{n-k} \quad (42)$$

เมื่อ  $n$  แทน ขนาดของอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี

$m$  แทน ช่วงเวลาห่างสูงสุดที่พิจารณาสหสัมพันธ์แบบออโต

$a$  แทน จำนวนพารามิเตอร์ในรูปแบบ ARMA(p,q) ที่ไม่รวมค่าคงที่

หรือ  $a = p+q$  ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  มีช่วงวิกฤติ  $CR: Q \geq \chi^2_{\alpha, m-a}$  หรือ  $CR: Q_m \geq \chi^2_{\alpha, m-a}$  กรณียอมรับ  $H_0$  อธิบายได้ว่า รูปแบบ ARMA(p,q) ที่กำหนดเหมาะสม

### 3.4 การพยากรณ์ (Forecasting)

เมื่อได้รูปแบบที่ได้ทำการทดสอบว่าเหมาะสม ก็จะใช้รูปแบบนั้นเพื่อการพยากรณ์ค่าในอนาคต สมการสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตจะสร้างขึ้นจากรูปแบบดังกล่าว การพยากรณ์

สามารถทำได้ทั้งแบบจุด (Point forecast) และแบบช่วง (Interval forecast) ซึ่งจะพยากรณ์ล่วงหน้าก็ช่วงเวลาที่ได้ แต่ปกติไม่นิยมพยากรณ์ล่วงหน้าหลายช่วงเวลานัก เพราะจะได้ค่าพยากรณ์ที่แตกต่างจากค่าจริงมาก ดังนั้นเมื่อได้ค่าจริง ณ ช่วงเวลาที่ผ่านไปแล้วควรนำค่า ณ เวลา ดังกล่าวไปปรับสมการพยากรณ์ เพื่อหาค่าพยากรณ์ที่ใกล้กับค่าจริงมากขึ้น

#### 4. รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน เป็นรูปแบบอนุกรมเวลาที่สร้างขึ้นเพื่อพยากรณ์ค่าในอนาคตจากอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  ที่สนใจ โดยการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา  $\{Y_t\}$  เกิดขึ้นเนื่องจากปัจจัยบางอย่างที่แทนด้วยอนุกรมเวลา  $\{X_t\}$  กล่าวคือเป็นการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างอนุกรมเวลาที่สนใจและอนุกรมเวลาปัจจัย เพื่อนำไปใช้ในการพยากรณ์ให้มีความถูกต้องมากขึ้น จะเรียกฟังก์ชันความสัมพันธ์ระหว่างอนุกรมเวลาที่สนใจและอนุกรมเวลาปัจจัยอื่นๆ ว่าฟังก์ชัน transfer จากฟังก์ชัน transfer ที่สร้างขึ้นจะนำไปสร้างรูปแบบ transfer หลักการวิเคราะห์รูปแบบ transfer เป็นทำนองเดียวกับหลักการวิเคราะห์รูปแบบการถดถอยซึ่งแทนลักษณะความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ แต่ฟังก์ชัน transfer มีความซับซ้อนกว่าฟังก์ชันแสดงความสัมพันธ์เชิงเส้นตรงในรูปแบบการถดถอย เพราะฟังก์ชัน transfer อธิบายลักษณะความสัมพันธ์กับค่าสังเกตก่อนหน้าได้ จะเรียกอนุกรมเวลาที่สนใจศึกษาหาค่าพยากรณ์ว่าอนุกรมเวลาออกและเรียกอนุกรมเวลาอื่นที่จะนำลักษณะความสัมพันธ์มาช่วยในการพยากรณ์ว่าอนุกรมเวลาเข้า จะเปรียบเทียบค่าสังเกตในอนุกรมเวลาออกและอนุกรมเวลาเข้าได้กับค่าสังเกตของตัวแปรตามและตัวแปรอิสระตามลำดับ อนุกรมเวลาเข้าอาจจะมีมากกว่าหนึ่งอนุกรมเวลาทำนองเดียวกับรูปแบบการถดถอยที่มีตัวแปรมากกว่าหนึ่งตัวแปร ในหนังสือทางวิชาการหลายเล่มเรียกรูปแบบ transfer ว่ารูปแบบ MARIMA (multivariate ARIMA) เพราะเกิดจากการรวมรูปแบบการถดถอยพหุและรูปแบบ ARIMA ด้วยกัน

กรณีที่อนุกรมเวลา  $\{X_t\}$  และ  $\{Y_t\}$  ไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากแนวโน้ม ฤดูกาล และ/หรือค่าความแปรปรวนไม่คงที่ ต้องสร้างอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็นสเตชันนารีด้วยการหาผลต่างผลต่างฤดูกาล และ/หรือแปลงอนุกรมเวลา  $\{X_t\}$  และ  $\{Y_t\}$  ด้วยลอการิทึมหรือรากที่  $a$  ก่อน จะแทนอนุกรมเวลาใหม่ที่สร้างขึ้นและเป็นสเตชันนารีด้วย  $\{Z_t^X\}$  และ  $\{Z_t^Y\}$  ตามลำดับ

รูปแบบ transfer ที่กำหนดให้กับอนุกรมเวลา  $\{X_t\}$  และ  $\{Y_t\}$  ที่เป็นสเตชันนารี ประกอบด้วยฟังก์ชัน transfer แทนด้วย  $f(x_t)$  และรูปแบบ ARIMA ของ  $N_t$  เมื่อ  $N_t$  เป็นความคลาดเคลื่อนในรูปแบบที่เวลา  $t$  เขียนรูปแบบ transfer เป็น

รูปแบบ transfer = ฟังก์ชัน transfer + รูปแบบ ARIMA

นั่นคือ

$$Y_t = f(x_t) + N_t$$

กำหนดฟังก์ชัน transfer ทั่วไปเป็น

$$f(x) = \theta_0 + \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s)}{(1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r)} B^b X_t = \theta_0 \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b X_t \quad (43)$$

โดย  $\omega_0 \omega_1 \dots \omega_s$  และ  $\delta_1 \dots \delta_r$  แทน พารามิเตอร์ในรูปแบบที่เรียกว่าค่าสัมประสิทธิ์ transfer

$b$  แทน ช่วงเวลาแรกที่  $Y_t$  ขึ้นกับ  $X_t$

$r$  แทน อันดับในรูปแบบ AR หรืออันดับใน  $\delta(B)$  ที่แสดงว่าค่าสังเกต  $Y_t$  ขึ้นกับค่าสังเกตก่อนหน้า  $r$  ค่า

$s$  แทน จำนวนช่วงเวลานับตั้งแต่  $t-b$  ที่  $Y_t$  ขึ้นอยู่กับ  $X_t$

ขั้นตอนการกำหนดตัวแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

#### 4.1 การกำหนดรูปแบบ transfer แรก

4.1.1 กำหนดตัวแบบ ARMA(p,q) ให้กับอนุกรมเวลา  $\{x_t\}$  พิจารณาจากคอเรลโรแกรมของ  $r_k(x_t)$  และ  $r_{kk}(x_t)$  และทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบที่กำหนด ทำ prewhitening อนุกรมเวลา  $\{x_t\}$  จากรูปแบบ ARMA(p,q) ที่ผ่านการทดสอบแล้ว ได้อนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อน  $\{\alpha_t\}$  นั่นคือ จาก

$$\alpha_t = \frac{\phi(B)}{\theta(B)} X_t$$

$$\begin{aligned} \text{ซึ่ง } \theta(B) &= 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \\ \phi(B) &= 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \end{aligned}$$

ขั้นตอนต่อไปทำ pretreating อนุกรมเวลา  $Y_t$  ด้วยวิธีเดียวกับการทำ prewhitening ของอนุกรมเวลา  $X_t$  จะได้

$$\beta_t = \frac{\phi(B)}{\theta(B)} Y_t$$

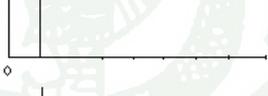
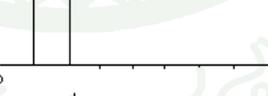
การทำ prewhitening และ pretreating เปรียบเหมือนกับการปรับปัจจัยหรืออิทธิพลอื่นๆ ที่มีผลต่อการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาออกจากอนุกรมเวลา  $X_t$  และ อนุกรมเวลา  $Y_t$  ตามลำดับ (ทรงศิริ, 2549)

4.1.2 หากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง  $\alpha_t$  และ  $\beta_t$  ที่ช่วงเวลาห่าง  $k$  หรือค่า  $r_k(\alpha_t, \beta_t)$  และกำหนดค่า  $r_s$  และ  $b$  ในฟังก์ชัน transfer ทั่วไป

$$f(x) = \theta_0 + \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s)}{(1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r)} B^b X_t \quad (44)$$

โดยพิจารณาค่า  $r_s$  และ  $b$  จากลักษณะความสัมพันธ์ระหว่าง  $r_k(\alpha_t, \beta_t)$  และฟังก์ชัน transfer ตารางที่ 4

ตารางที่ 4 รูปแบบทรานสเฟอร์และค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมที่สัมพันธ์กัน

r	s	b	ฟังก์ชัน transfer	$\rho_k(x_t, y_t)$	$\rho_k(x_t, y_t)$ ที่ไม่เป็น 0	
					k	ลดลงแบบ
0	0	0	$Y_t = \omega_0 X_t$		0	
0	0	1	$Y_t = \omega_0 X_{t-1}$		1	
1	0	0	$Y_t = \frac{\omega_0 X_t}{(1 - \delta_1 B)}$		0,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 1
0	1	0	$Y_t = \omega_0 X_t - \omega_1 X_{t-1}$		0,1	
1	0	1	$Y_t = \frac{\omega_0 X_{t-1}}{(1 - \delta_1 B)}$		1,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 2
0	1	1	$Y_t = \omega_0 X_{t-1} - \omega_1 X_{t-2}$		1,2	
0	0	2	$Y_t = \omega_0 X_{t-2}$		2	

ตารางที่ 4 (ต่อ)

r	s	b	ฟังก์ชัน transfer	$\rho_k(x_t, y_t)$	$\rho_k(x_t, y_t)$ ที่ไม่เป็น 0	k	ลดลงแบบ
0	1	2	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)X_{t-2}$		2,3		
0	2	2	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2)X_{t-2}$		2,3,4		
1	0	2	$Y_t = \frac{\omega_0}{(1 - \delta_1 B)} X_{t-2}$		2,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 3	
1	1	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1 - \delta_1 B)} X_{t-2}$		2,3,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 4	
1	2	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2)}{(1 - \delta_1 B)} X_{t-2}$		2,3,4,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 5	
2	0	2	$Y_t = \frac{\omega_0}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-2}$		2,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 3	
2	1	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-2}$		2,3,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 4	

ตารางที่ 4 (ต่อ)

r	s	b	ฟังก์ชัน transfer	$\rho_k(x_t, y_t)$	$\rho_k(x_t, y_t)$ ที่ไม่เป็น 0	
				k	ลดลงแบบ	
2	2	2	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2)}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-2}$		2,3,4,(+)	เอ็กซ์โปเริ่มจาก 5

ที่มา : ทรงศิริ (2549)

4.1.3 สร้างรูปแบบ transfer แรก โดยรวมฟังก์ชัน transfer ที่กำหนดในข้อ 4.1.2 และความคลาดเคลื่อน  $N_t$  โดยสมมติว่า  $N_t$  มีการแจกแจงที่เป็นอิสระกัน นั่นคือ

$$Y_t = \theta_0 + \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s)}{(1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r)} B^b X_t + N_t \quad (45)$$

#### 4.2 การกำหนดรูปแบบ transfer สุดท้าย

4.2.1 จากรูปแบบ transfer แรก ประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีภาวะน่าจะเป็นสูงสุด หรือวิธีกำลังสองน้อยที่สุด และสร้างสมการ transfer จากอนุกรมเวลาของค่าความคลาดเคลื่อน  $\{N_t\}$  พิจารณาออเรโกราแกรมของ  $r_k(N_t)$  และ  $r_{kk}(N_t)$  เพื่อกำหนดรูปแบบ ARMA (p,q) ให้กับ  $N_t$

4.2.2 สร้างรูปแบบ transfer ใหม่ที่เรียกว่ารูปแบบ transfer สุดท้าย จากการรวมฟังก์ชัน Transfer ที่กำหนดและ  $N_t$  ที่มีรูปแบบ ARMA (p,q) นั่นคือ

$$Y_t = \theta_0 + \frac{(\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s)}{(1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r)} B^b X_t + \frac{(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)}{(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)} \varepsilon_t \quad (46)$$

การตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ transfer สุดท้ายทำดังนี้

ทดสอบพารามิเตอร์ในรูปแบบ รูปแบบที่เหมาะสมจะเป็นรูปแบบที่พารามิเตอร์ในรูปแบบมีค่าไม่เท่ากับ 0

พิจารณาสหสัมพันธ์แบบออโตระหว่างค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาห่าง  $k$  หรือ  $r_k(e_t)$  จากการทดสอบ  $H_0: r_k(e_t) = 0$  และการทดสอบ  $H_0: r_1(e_t) = r_2(e_t) = \dots = r_m(e_t) = 0$  รูปแบบที่เหมาะสมจะเป็นรูปแบบที่ยอมรับ  $H_0$  จากทั้งสองการทดสอบ

พิจารณาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมในช่วงเวลาห่าง  $k$  ระหว่างอนุกรมเวลาของค่าความคลาดเคลื่อนจากรูปแบบ transfer สุดท้าย  $\{e_t\}$  และอนุกรมเวลาที่ทำ prewhitening แล้ว  $\{\alpha_t\}$  หรือ  $r_k(e_t, \alpha_t)$  รูปแบบที่เหมาะสมจะเป็นรูปแบบที่  $r_k(e_t, \alpha_t)$  มีค่าเป็น 0 จากรูปแบบ transfer สุดท้ายที่ผ่านการทดสอบนำไปสร้างสมการพยากรณ์หรือสมการ transfer และหาค่าพยากรณ์แบบจุดและแบบช่วงต่อไป

## 5. การพยากรณ์ร่วม

ในการพยากรณ์ไม่มีวิธีใดดีที่สุด เนื่องจากการเลือกวิธีการพยากรณ์ขึ้นอยู่กับลักษณะการเคลื่อนไหวของข้อมูลในขณะนั้น บางวิธีเหมาะกับข้อมูลคงที่ บางวิธีเหมาะกับข้อมูลที่มีแนวโน้มหรือฤดูกาล ผู้พยากรณ์ไม่สามารถหาวิธีที่ถูกต้องและเหมาะสมต่อสถานการณ์ใดสถานการณ์หนึ่งได้ จึงต้องอาศัยประสบการณ์และเหตุผลหลายประการประกอบกันในการเลือกวิธีที่จะนำมาใช้พยากรณ์ ซึ่งมักเป็นปัญหาในการที่จะเลือกให้ได้วิธีที่เหมาะสมที่สุด ดังนั้นจึงเกิดแนวทางเลือกอีกแนวทางหนึ่งขึ้นมา นั่นคือ วิธีการรวมการพยากรณ์เดี่ยวหลายวิธีเข้าด้วยกัน ที่เรียกว่าวิธีการพยากรณ์ร่วม ซึ่งเป็นวิธีการที่ใช้ค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวหลายวิธี หากการนำค่าพยากรณ์ที่ได้จากแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวมาหาค่าพยากรณ์ใหม่ ซึ่งในงานวิจัยนี้จะเลือกใช้วิธีการวิเคราะห์การถดถอย โดยที่จะเลือกวิธีการพยากรณ์เดี่ยวครั้งละ 2 และ 3 วิธี ตามลำดับ ซึ่งมีตัวแบบทั้งหมด 10 ตัวแบบ กำหนดให้ค่าพยากรณ์ของวิธีการพยากรณ์เดี่ยวแบบต่างๆเป็นตัวแปรอิสระและข้อมูลอนุกรมเวลาเป็นตัวแปรตาม สมการพยากรณ์ร่วมโดยใช้แนวคิดของการวิเคราะห์การถดถอย ประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด สามารถแสดงได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_{1,t} + \beta_2 \hat{Y}_{2,t} + \dots + \beta_p \hat{Y}_{p,t} + \varepsilon_t \quad (47)$$

โดยที่	$\hat{Y}_t$	แทน	ค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ร่วม ณ เวลา $t$
	$\hat{Y}_{1,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ 1 ณ เวลา $t$
	$\hat{Y}_{2,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ 2 ณ เวลา $t$
	$\hat{Y}_{p,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ $p$ ณ เวลา $t$
	$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$	แทน	สัมประสิทธิ์การถดถอย
	$\varepsilon_t$	แทน	ความผิดพลาดสุ่ม ณ เวลา $t$

## 5.1 ค่าวัดความเหมาะสมของรูปแบบ

การแบ่งส่วน SST ออกเป็น SSR และ SSE จะนำไปสู่ค่าสถิติที่สำคัญที่ใช้ในการอธิบายว่าตัวแปรอิสระมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตามมากน้อยเพียงใด ดังนี้

5.1.1 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวกำหนด ( $R^2$ ) เป็นค่าวัดความเหมาะสมของรูปแบบที่แสดงสัดส่วนหรือเปอร์เซ็นต์ที่ตัวแปรอิสระมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม ได้จากการเปรียบเทียบค่า SSR และ SST หาค่า  $R^2$  จาก

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} \quad \text{หรือ} \quad R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (48)$$

ค่า  $R^2$  มีค่าระหว่าง 0 ถึง 1

ถ้า  $R^2$  มีค่าเข้าใกล้ 1 หรือ SSR มีค่าใกล้ SST แสดงว่า ตัวแปรอิสระมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตามสูง และเมื่อ  $R^2$  มีค่าเข้าใกล้ 0 หรือ SSR มีค่าห่างจาก SST มาก แสดงว่าตัวแปรอิสระ มีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตามน้อย

5.1.2 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวกำหนดปรับแล้ว ( $R_a^2$ ) เป็นค่าวัดความเหมาะสมของรูปแบบอีกค่าหนึ่งที่คล้ายกับค่า  $R^2$  แต่ต่างกันที่  $R_a^2$  คำนึงถึงองศาแห่งความเป็นอิสระของ SSE และ SST หาค่า  $R_a^2$  จาก

$$R_a^2 = 1 - \frac{SSE / (n - 2)}{SST / (n - 1)} = 1 - \frac{MSE}{S_Y^2} \quad (49)$$

การอธิบายความหมายของ  $R_a^2$  ทำนองเดียวกันกับการอธิบายความหมายของ  $R^2$  อย่างไรก็ตาม  $R_a^2$  อาจมีค่าน้อยกว่า 0

## 5.2 การทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ

5.2.1 การทดสอบแบบ F เป็นการทดสอบว่ามีอย่างน้อยหนึ่งตัวแปรอิสระมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม โดยการใช่วัตถุสถิติทดสอบ F สมมติฐานในการทดสอบ คือ

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \text{ อย่างน้อยหนึ่งตัวไม่เท่ากับศูนย์}$$

สถิติทดสอบ คือ

$$F = \frac{MSR}{MSE} \quad (50)$$

ซึ่งจะยอมรับ  $H_0$  เมื่อ  $F \leq F_{\alpha, k-1, n-k-1}$  นั้นหมายความว่าตัวแบบที่สร้างขึ้นไม่เหมาะสมหรือตัวแปรอิสระที่นำมาพิจารณาไม่สามารถอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม

5.2.2 การทดสอบพารามิเตอร์ เป็นการทดสอบว่าตัวแปรอิสระแต่ละตัวมีส่วนในการอธิบายความผันแปรของตัวแปรตาม หรือไม่ โดยใช้วัตถุสถิติทดสอบ t

สมมติฐานในการทดสอบ คือ

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0 \text{ (เมื่อ } \beta_i \text{ คือ พารามิเตอร์ใดๆ ของรูปแบบ)}$$

สถิติทดสอบ คือ

$$t = \frac{\hat{\beta}_i}{S_{\hat{\beta}_i}} \quad (51)$$

ซึ่งจะยอมรับ  $H_0$  เมื่อ  $-t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \leq t \leq t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}$  นั้นหมายความว่าพารามิเตอร์นั้นๆ ไม่เหมาะสมที่จะอยู่ในตัวแบบ

5.2.3 การทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวเองจะใช้ Durbin-Watson Test เป็นวิธีการทดสอบสหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาที่ห่างกัน 1 ช่วง สมมติฐานหลักและสมมติฐานทางเลือก

$H_0 : \rho = 0$  (ค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง)

$H_1 : \rho \neq 0$  (ค่าความคลาดเคลื่อนมีสหสัมพันธ์ในตัวเอง)

เมื่อ  $\rho$  แทนสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation)

สถิติที่ใช้ทดสอบ

$$D = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \quad (52)$$

เมื่อ  $e_i$  หมายถึงค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลที่  $i$

$e_{i-1}$  หมายถึงค่าความคลาดเคลื่อนของข้อมูลที่  $i-1$

การปฏิเสธหรือการยอมรับสมมติฐานหลักให้พิจารณาค่า  $d_l$  และ  $d_u$  จากตาราง Durbin-Watson

โดยที่  $D < d_l$  จะปฏิเสธ  $H_0$  สรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อนมีสหสัมพันธ์ในตัวเอง

$D > d_u$  จะยอมรับ  $H_0$  สรุปได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง

$d_l < D < d_u$  จะไม่สามารถสรุปได้ว่ามีสหสัมพันธ์ในตัวเองหรือไม่จะต้องเก็บรวบรวมข้อมูลให้มากกว่านี้

## 6. การทดสอบลักษณะอนุกรมเวลา

ในการทดสอบว่าอนุกรมเวลามีการเคลื่อนไหวเนื่องจากแนวโน้ม และ/หรือฤดูกาลหรือไม่สามารถทำได้หลายวิธี มีทั้งแบบไม่อิงพารามิเตอร์ และแบบอิงพารามิเตอร์ การทดสอบแบบไม่อิงพารามิเตอร์ ได้แก่ การทดสอบแบบวิ่ง การทดสอบแบบเครื่องหมาย และการทดสอบของ Kruskal และ Wallis เป็นต้น การทดสอบแบบอิงพารามิเตอร์ได้แก่ การทดสอบสัดส่วนของ Von Neumann

การทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติและการวิเคราะห์การถดถอย เป็นต้น ซึ่งในการทดสอบลักษณะอนุกรมเวลาในงานวิจัยนี้จะเลือกใช้วิธีการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติ ซึ่งมีรายละเอียดดังที่มีการนำการทดสอบ  $H_0 : \rho_k = 0$  และการทดสอบ  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$  มาประยุกต์ใช้กับการทดสอบแนวโน้ม สำหรับอนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวลักษณะต่างกัน ตัวอย่างเช่น ไม่มีแนวโน้มและความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระกัน ไม่มีแนวโน้มและความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระกันมีแนวโน้มและ/หรือฤดูกาล

การทดสอบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะการเคลื่อนไหวแบบใดแบบหนึ่งหรือการทดสอบ  $H_0 : \rho_k = 0$  มีตัวทดสอบสถิติเป็นค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติในช่วงเวลาห่าง  $k$

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (53)$$

ภายใต้  $H_0 : \rho_k = 0$  ตัวทดสอบสถิติ  $r_k$  มีการแจกแจงประมาณแบบปกติที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และมีค่าประมาณของค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ  $r_k$  เท่ากับ  $1/\sqrt{n}$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 มีช่วงวิกฤติ  $CR : |r_k| \geq 2/\sqrt{n}$  เมื่อ  $n$  เป็นขนาดของอนุกรมเวลา

ส่วนการทดสอบ  $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$  กับ  $H_1 : \rho_k \neq 0$  สำหรับบาง  $k$  ที่  $k \leq m$  อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เท่ากับ 0 ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติของ

Box และ Pierce มีตัวทดสอบสถิติ คือ

$$Q = n \sum_{k=1}^m r_k^2 \quad (54)$$

Box และ Ljung มีตัวทดสอบสถิติ คือ

$$Q_m = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2}{(n-k)} \quad (55)$$

เมื่อ  $m$  เป็นจำนวนค่า  $\rho_k$  ที่ทดสอบ ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  มีช่วงวิกฤติ  $Q$  หรือ  $Q_m \geq \chi_{\alpha, m}^2$

สำหรับการทดสอบ  $H_0: \rho_L = 0$  อนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากฤดูกาลจะมีค่า  $r_k$  สูงสำหรับ  $k$  เมื่อ  $k$  เท่ากับ  $L/2, L, 3L/2, 2L, \dots$  เมื่อ  $L$  เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี การทดสอบว่า อนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากฤดูกาลจึงพิจารณาความสัมพันธ์สหสัมพันธ์ระหว่างค่าสังเกตในอนุกรมเวลาที่อยู่ห่างกัน  $L$  ช่วงเวลา หรือ  $r_L$  นั่นคือเมื่ออนุกรมเวลาที่มีการเคลื่อนไหวเนื่องจากฤดูกาล ค่าสังเกตในฤดูกาลเดียวกันแต่ต่างปีกันมีสหสัมพันธ์ทางเดียวกัน การทดสอบ  $H_0: \rho_L = 0$  กับ  $H_1: \rho_L > 0$  ใช้ตัวสถิติทดสอบ  $r_L$  ที่ระดับนัยสำคัญ  $\alpha$  มีช่วงวิกฤติ  $CR: r_L \geq Z_\alpha / \sqrt{n}$  ซึ่ง  $Z_\alpha$  เป็นค่าวิกฤติจากตารางการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน

ตารางที่ 5 ค่า  $r_k$  ที่สัมพันธ์กับอนุกรมเวลาลักษณะต่างๆ

ลักษณะของอนุกรมเวลา	ค่า $r_k$
1. ไม่มีแนวโน้มและความคลาดเคลื่อนเป็นอิสระ	$r_k$ มีค่าเท่ากับ 0 สำหรับทุกค่าของ $k$
2. ไม่มีแนวโน้มและความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระ	$r_k$ มีค่าสูงเมื่อ $k$ มีค่าน้อยและเท่ากับ 0 เมื่อ $k$ มีค่ามาก
3. มีแนวโน้ม	$r_k$ มีค่ามากและเป็นบวกเมื่อ $k$ มีค่าน้อยและลดลงอย่างช้าๆ เมื่อ $k$ มีค่าเพิ่มขึ้น
4. มีฤดูกาล	$r_k$ มีค่ามากสำหรับ $k$ ที่มีค่าเป็นผลคูณของ $L/2$ เมื่อ $L$ เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี นั่นคือสำหรับ อนุกรมเวลารายเดือน $r_k$ มีค่ามากเมื่อ $k = 6, 12, 18, \dots$ และสำหรับอนุกรมเวลารายไตรมาส $r_k$ มีค่ามากเมื่อ $k = 2, 4, 6, \dots$
5. มีแนวโน้มฤดูกาล	$r_k$ มีค่าทำนองเดียวกับกรณีมีแนวโน้มและกรณีมีฤดูกาลรวมกัน

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

## 7. ค่าวัดความถูกต้องของวิธีการพยากรณ์

ความถูกต้องของการพยากรณ์เป็นสิ่งที่ผู้ใช้ค่าพยากรณ์ต้องการ ความถูกต้องของการพยากรณ์จะมีมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับว่าได้พยากรณ์ค่าใกล้เคียงกับค่าจริงมากหรือน้อยหรือค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ มีค่ามากหรือน้อย นั่นคือ ถ้าค่าจริงต่างจากค่าพยากรณ์มาก ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์จะมีค่าสูง และจะมีค่าต่ำถ้าค่าพยากรณ์ใกล้เคียงกับค่าจริง การพิจารณาความถูกต้องของการพยากรณ์ผู้พยากรณ์จะต้องทราบค่าจริงซึ่งเป็นการพิจารณาความถูกต้องในอดีต ในขณะที่พยากรณ์หากมีค่าจริงเพิ่มเข้ามาจะพิจารณาความถูกต้องของค่าพยากรณ์ได้จาก tracking signal การพิจารณาความถูกต้องของการพยากรณ์ในอดีตเมื่อมีค่าจริงที่ได้จากการพล็อตของค่าความคลาดเคลื่อนและค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ ดังนี้

7.1 พล็อตของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ ข้อสมมติหนึ่งของรูปแบบอนุกรมเวลา ได้แก่ ความคลาดเคลื่อนมีความเป็นอิสระกัน หากพบว่าค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีความเป็นอิสระกันตามข้อสมมติ จะสรุปว่าสมการพยากรณ์ที่สร้างขึ้นจากรูปแบบของอนุกรมเวลาเหมาะสม แต่หากค่าความคลาดเคลื่อนไม่เป็นอิสระกัน จะสรุปว่าสมการพยากรณ์ที่สร้างขึ้นไม่เหมาะสม

7.2 ค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ เป็นฟังก์ชันของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์โดยไม่คำนึงถึงทิศทาง นั่นคือพิจารณาค่าสัมบูรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อน  $|e_t|$  ค่ากำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อน  $e_t^2$  หรือสัดส่วนของค่าความคลาดเคลื่อนกับค่าจริง  $|e_t|/Y_t$  แทนการพิจารณาค่าความคลาดเคลื่อน  $e_t$  ฟังก์ชันของค่าความคลาดเคลื่อนที่ใช้ช่วยวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ ได้แก่ ค่า MAD, MSE และ MAPE กรณีที่ MAD, MSE และ MAPE มีค่าน้อยจะเป็นผลเนื่องจากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ต่ำ ซึ่งเป็นสิ่งที่ผู้พยากรณ์ต้องการเพราะให้ความถูกต้องของการพยากรณ์สูง MAD และ MSE เป็นค่าที่เหมาะสมกับการนำไปใช้เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์หลายวิธีวิธีกับอนุกรมเวลาเดียวกัน ส่วนค่า MAPE เป็นค่าที่เหมาะสมกับการนำไปใช้ในการเปรียบเทียบอนุกรมเวลาต่างชุดกันเมื่อพยากรณ์ด้วยวิธีการพยากรณ์เดียวกัน เพราะ MAPE เป็นค่าที่ไม่มีหน่วย รายละเอียดของค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์มีดังนี้

7.2.1 ค่า MAD (mean absolute deviation) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ เป็นการวัดความแม่นยำที่วัดจากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยไม่คำนึงถึงทิศทางของความคลาดเคลื่อน MAD จะมีหน่วยวัดเหมือนกับค่าสังเกต

$$MAD = \frac{\sum |e_t|}{n} \quad (56)$$

7.2.2 ค่า MSE (mean square error) เป็นค่าวัดความถูกต้องของการพยากรณ์ที่เหมาะสมกับการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์หลายวิธีกับอนุกรมเวลาชุดใดชุดหนึ่ง ที่วัดจากขนาดของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่ได้จากการยกกำลังสองของค่าความคลาดเคลื่อน ค่า MSE จะไวต่อค่าความคลาดเคลื่อนที่มีขนาดใหญ่ เพราะค่าความคลาดเคลื่อนใดที่มีค่าสูงเมื่อยกกำลังสองจะยังมีค่าสูงมาก ในบางครั้งจะใช้รากกำลังสองของค่า MSE ที่เรียกว่า RMSE (root mean square error) ที่มีหน่วยเดียวกับค่าสังเกตแทน  $RMSE = \sqrt{MSE}$

$$MSE = \frac{\sum e_t^2}{n} \quad (57)$$

7.2.3 ค่า MAPE (mean absolute percent error) เป็นการวัดความแม่นยำจากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เทียบกับค่าข้อมูลจริงโดยไม่คิดเครื่องหมาย ค่า MAPE เป็นค่าวัดความแม่นยำที่ไม่มีหน่วย จึงเหมาะที่จะใช้กับการเปรียบเทียบอนุกรมเวลาหลายชุดเมื่อใช้วิธีการพยากรณ์เดียวกันหรือเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์หลายวิธีเมื่อใช้อนุกรมเวลาชุดเดียวกัน

$$MAPE = \frac{\sum \left| \frac{e_t}{Y_t} \right| \times 100}{n} \quad (58)$$

วิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับอนุกรมเวลา จะให้ค่า MAPE , MSE และ MAD ที่ต่ำที่สุดในแต่ละขนาดของอนุกรมเวลาและแต่ละช่วงของการพยากรณ์

## 8. การตรวจสอบค่าพยากรณ์

ค่าวัดความเคลื่อนของการพยากรณ์ที่สร้างจากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์  $e_t$  มีหลายค่า ในที่นี้จะกล่าวถึงเฉพาะบางค่า ได้แก่ ค่าความคลาดเคลื่อน ( $e_t$ ) ผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อน ( $SUM_t$ ) ผลรวมเคลื่อนที่ของค่าความคลาดเคลื่อน ( $MTE_t$ ) เป็นต้น ค่าเหล่านี้เป็นค่าประมาณที่มีความผันแปร จึงต้องทำการพิจารณาค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐานเพื่อใช้ปรับค่าความคลาดเคลื่อน โดยมีรายละเอียดดังนี้ (ทรงศิริ, 2549)

8.1 ค่าความคลาดเคลื่อนที่เวลา  $t$  หรือ  $e_t$  เป็นผลต่างของค่าจริงและค่าพยากรณ์ที่เวลา  $t$  นั่นคือ  $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$  ค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ  $e_t$  หรือ  $\sigma_{e_t}$  มีค่าคงที่เท่ากับ  $\sigma_e$  สำหรับทุกค่าของ  $t$  จะได้ว่า  $\sigma_{e_t} = \sigma_e$

8.2 ผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนที่เวลา  $t$  หรือ  $SUM_t$  เป็นผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์นับตั้งแต่เริ่มการพยากรณ์จนถึงเวลา  $t$  โดย

$$SUM_t = e_1 + e_2 + \dots + e_t = \sum e_i = e_t + SUM_{t-1} \quad (59)$$

ค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ  $SUM_t$  หรือ  $\sigma_{SUM_t}$  เป็นฟังก์ชันของเวลา  $t$  เขียน  $\sigma_{SUM_t}$  ในเทอมของ  $\sigma_e$  ได้เป็น  $\sigma_e \sqrt{t}$  จะได้ว่า  $\sigma_{SUM_t} = \sigma_e \sqrt{t}$

8.3 ผลรวมเคลื่อนที่ของค่าความคลาดเคลื่อน  $k$  ค่าที่เวลา  $t$  หรือ  $MTE_t$  เป็นผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ครั้งละ  $k$  ค่า ที่เวลา  $t$  โดยเริ่มตั้งแต่เวลา  $t-k+1$  จนถึงที่  $t$  โดย

$$MTE_t = e_t + e_{t-1} + \dots + e_{t-k+1} = (e_t - e_{t-k}) + MTE_{t-1} \quad (60)$$

ค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ  $MTE_t$  หรือ  $\sigma_{MTE_t}$  เท่ากับ  $\sigma_{MTE}$  สำหรับทุกค่าของ  $t$  เขียน  $\sigma_{MTE}$  ในเทอมของ  $\sigma_e$  ได้เป็น  $\sigma_e \sqrt{k}$  จะได้ว่า  $\sigma_{MTE_t} = \sigma_{MTE} = \sigma_e \sqrt{k}$

เนื่องจากไม่ทราบค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐานของค่าความคลาดเคลื่อนที่เวลา  $t$  ( $\sigma_{e_t}$ ) ในทางปฏิบัติจะประมาณ  $\sigma_{e_t}$  จากค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ด้วยวิธีต่างๆ ดังนี้

ตารางที่ 6 Tracking Signal และ Control Limits สำหรับการตรวจสอบค่าพยากรณ์

Tracking Signal	Control Limits
$TS_{1t} = e_t$	$\pm 2\hat{\sigma}_{TS_1}$ หรือ $2\hat{\sigma}_e$
$TS_{2t} = \frac{SUM_t}{\sqrt{t}}$	$\pm 2\hat{\sigma}_{TS_2}$ หรือ $2\hat{\sigma}_e$
$TS_{3t} = MTE_t$	$\pm 2\hat{\sigma}_{TS_3}$ หรือ $2\hat{\sigma}_e\sqrt{k}$

ที่มา: ทรงศิริ (2549)

จากอนุกรมเวลาในอดีตขนาด  $n$  ที่มีค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์  $e_1, e_2, \dots, e_n$  ประมาณค่าคลาดเคลื่อนมาตรฐาน ( $\sigma_{e_t}$ ) จากรากที่สองของค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์กำลังสอง นั่นคือ  $s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n}}$

## อุปกรณ์และวิธีการ

### อุปกรณ์

1. ข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ซึ่งเป็นข้อมูลทุติยภูมิที่ได้จากการเก็บรวบรวมไว้โดยสำนักเศรษฐกิจการเกษตร โดยเก็บรวบรวมตั้งแต่เดือนมกราคม 2546 ถึง เดือนเมษายน 2553
2. ใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติ SAS SPSS Minitab และ Microsoft Excel กับเครื่องไมโครคอมพิวเตอร์ของภาควิชาสถิติ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์

## วิธีการ

1. เก็บรวบรวมข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ ซึ่งเป็นข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2546 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2553 ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง และ ข้อมูลระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน จากธนาคารแห่งประเทศไทย ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2546 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2553

2. นำอนุกรมเวลารายเดือนของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง และ ข้อมูลระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2546 ถึงเดือน ธันวาคม 2551 จัดขนาดอนุกรมเวลาเป็น 2 ขนาด ได้แก่ อนุกรมเวลาขนาด 48 และ 72 เดือน

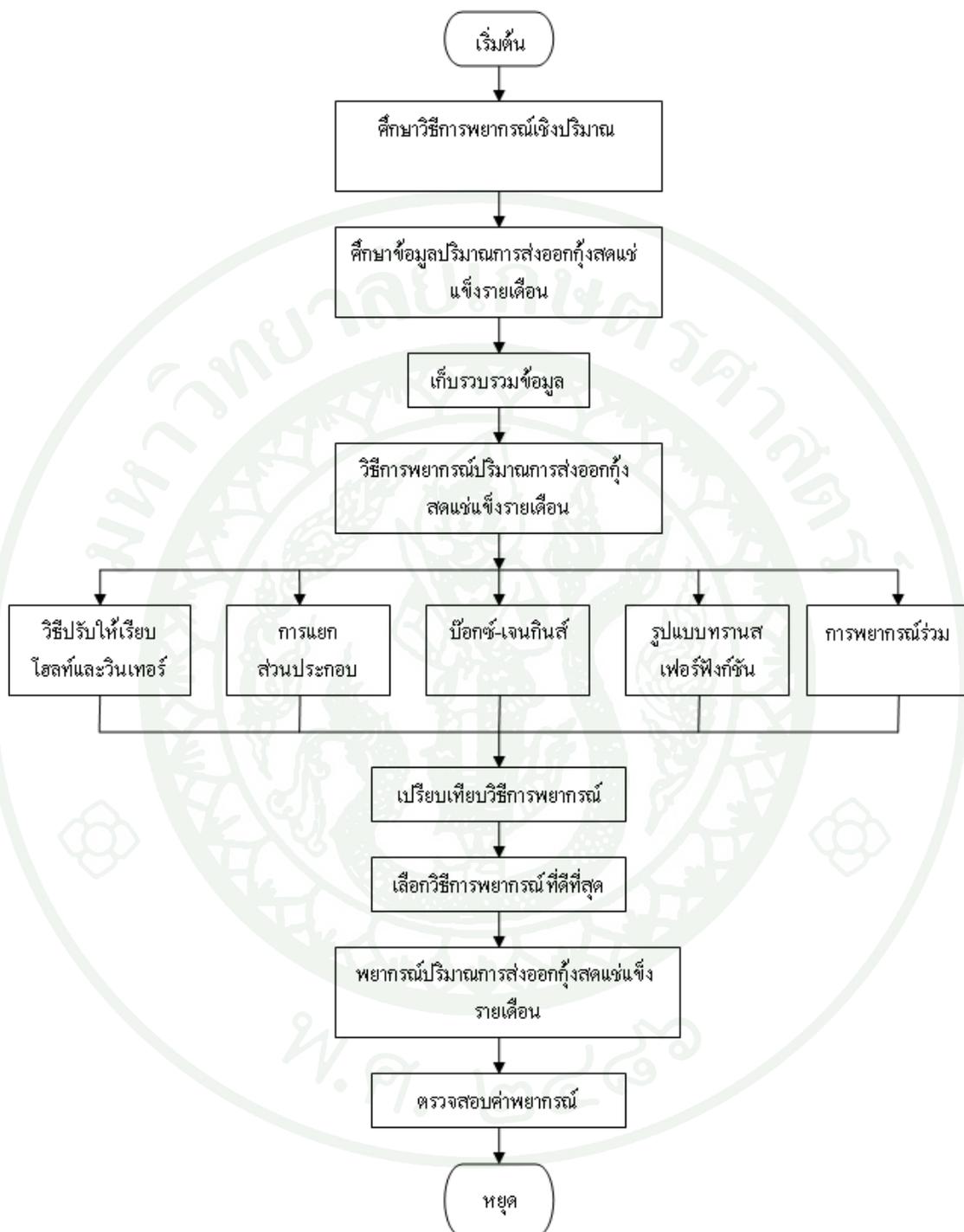
3. พยากรณ์โดยใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลา ซึ่งมีขั้นตอน ดังนี้

3.1 นำข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมาทดสอบรูปแบบการเคลื่อนไหว โดยพิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา และการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติ แล้วนำมาสร้างสมการพยากรณ์เพื่อหารูปแบบสมการพยากรณ์ที่เหมาะสม โดยใช้เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาด้วยวิธีการพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี คือ วิธีปรับให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโฮลท์-วินเทอร์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย

3.2 เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 5 วิธี ด้วยค่าวัดความถูกต้อง 3 ค่า ได้แก่ MAD MAPE และ MSE เพื่อหาขนาดอนุกรมเวลาและวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด

3.3 เมื่อได้ตัวแบบจากวิธีที่เหมาะสมที่สุดแล้ว จะทำการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งล่วงหน้า

3.4 นำค่าพยากรณ์ล่วงหน้าที่ได้มาหาค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ โดยหาผลต่างของค่าพยากรณ์กับข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2552 ถึง เดือนเมษายน พ.ศ. 2553 แล้วตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์ด้วยค่าสัญญาณเตือน 3 ค่า ได้แก่  $TS_1$ ,  $TS_2$  และ  $TS_3$



## ผลและวิจารณ์

### ผล

งานวิจัยนี้เป็นการศึกษาเพื่อหาขนาดอนุกรมเวลาและวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน โดยใช้วิธีการพยากรณ์ 5 วิธี คือ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโสลท์-วินเทอร์ วิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ด้วยใช้ค่า MAPE MAD และ MSE โดยศึกษาจากอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน 2 ขนาด คือ 48 และ 72 เดือน ช่วงเวลาการพยากรณ์ที่ใช้ คือ 16 เดือน ตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์ด้วยสัญญาณเตือน  $TS_1$ ,  $TS_2$  และ  $TS_3$  ตามลำดับ การเสนอผลการวิเคราะห์ข้อมูลผู้วิจัยแยกนำเสนอเป็น 4 ตอน ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

ตอนที่ 1 การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโสลท์-วินเทอร์ วิธีการแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย

ตอนที่ 2 เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์และหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม

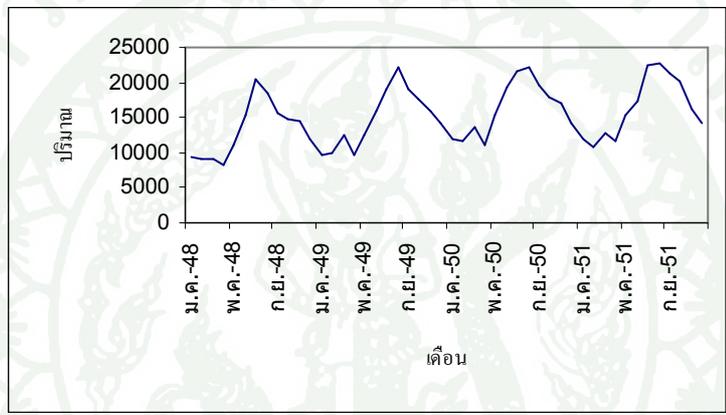
ตอนที่ 3 พยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ล่วงหน้า 16 เดือน

ตอนที่ 4 การตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์

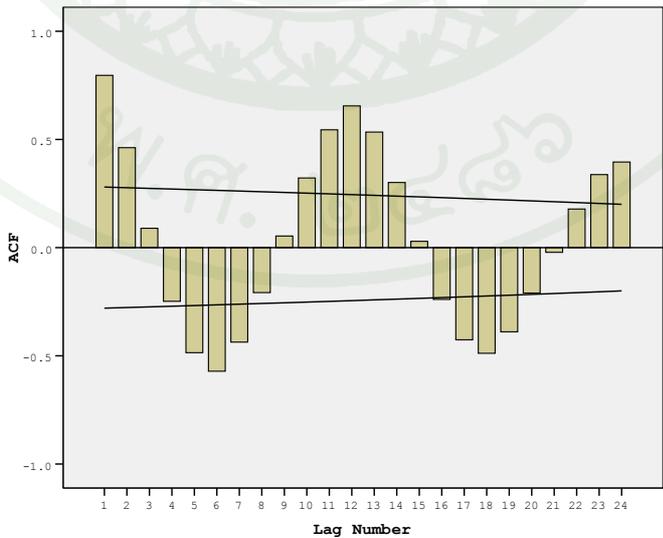
ตอนที่ 1 การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาด้วยวิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโฮลท์-วินเทอร์ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วมโดยใช้การวิเคราะห์การถดถอย กับอนุกรมเวลาแต่ละขนาด 48 และ 72 เดือน

1. อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน

1.1 ตรวจสอบรูปแบบการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา



ภาพที่ 16 การเคลื่อนไหวของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน



ภาพที่ 17 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน

จากภาพที่ 16 พบว่า ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือนมีรูปแบบการเคลื่อนไหวที่ไม่แตกต่างกันและมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และเมื่อพิจารณาประกอบกับการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ในภาพที่ 17 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน มีค่าที่เคลื่อนไหวแบบคลื่น โดยมีลักษณะซ้ำกันในทุก 12 ช่วงเวลา โดยมีค่าสูงในช่วงต้นและจะลดลงจนถึงต่ำสุดที่ช่วงเวลาที่ 6 และกลับสูงขึ้นจนสูงสุดที่ช่วงเวลาที่ 12 แบบแผนไม่แตกต่างกันใน 12 ช่วงเวลาถัดไป แสดงว่า อนุกรมเวลาไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ดังนั้นจะสรุปได้ว่าจากการทดสอบอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาและการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติ พบว่า ข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมีแนวโน้มและฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ

## 1.2 การวิเคราะห์ข้อมูล

### 1.2.1 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโฮลท์-วินเทอร์

ในการพยากรณ์ต้องกำหนดค่าคงที่ปรับให้เรียบที่เหมาะสม ซึ่งจะต้องมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 จะทำการหาค่าปรับให้เรียบโดยใช้โปรแกรม SPSS แสดงผลได้ดังตารางที่ 7

ตารางที่ 7 ค่าปรับให้เรียบที่เหมาะสมสำหรับวิธีโฮลท์-วินเทอร์ โดยพิจารณาจากค่า SSE

Alpha ( $\alpha$ )	Gamma ( $\gamma$ )	Delta ( $\delta$ )	SSE
0.3	0.0	0.0	44,508,271.254
0.2	0.0	0.0	44,511,705.294
0.4	0.0	0.0	45,439,004.424
0.3	0.0	0.1	45,722,624.320
0.2	0.0	0.1	46,086,581.401
0.1	0.1	0.0	46,208,891.214
0.4	0.0	0.1	46,327,500.929
0.5	0.0	0.0	46,572,882.632
0.2	0.1	0.0	46,852,871.892
0.5	0.0	0.1	47,164,921.226

จากตารางที่ 7 จะได้ว่าค่าคงที่ปรับให้เรียบที่เหมาะสมที่สุด คือ  $\alpha = 0.3$  ,  $\gamma = 0.0$  และ  $\delta = 0.0$  เนื่องจากให้ค่า SSE ต่ำที่สุด ซึ่งสามารถเขียนสมการพยากรณ์ ได้ ดังนี้

$$\hat{Y}_{48+m} = [16,855.3311 + 140.1458(m)] \times \hat{S}_{48-L+m}$$

โดยที่ค่าของ  $\hat{S}_{48-L+m}$  เป็นค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลที่ปรับแก้แล้ว และจะเท่ากับ  $\hat{S}_i^*$  (1, 2, 3, ..., 12) เมื่อช่วงเวลาที่  $48-L+m$  ตกอยู่ในฤดูกาลที่  $i$  มีค่าดังนี้ 0.7432 , 0.7156 , 0.8411 , 0.6915 , 0.9300 , 1.0828 , 1.3459 , 1.4033 , 1.2097 , 1.1152 , 1.0470 และ 0.8747 ตามลำดับ

### 1.2.2 วิธีแยกส่วนประกอบ

จากการตรวจสอบรูปแบบการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา พบว่า อนุกรมเวลา มีแนวโน้มและฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ ดังนั้นจะทำการประมาณค่าส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนออกจากกัน

ในการพยากรณ์ด้วยวิธีแยกส่วนประกอบ ส่วนประกอบของอนุกรมเวลาที่สำคัญที่มีผลต่ออิทธิพลต่อการพยากรณ์ คือ ส่วนประกอบของการเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล แนวโน้ม และ วัฏจักร ส่วนเหตุการณ์ที่ผิดปกติหรือความผันแปรที่ไม่แน่นอนนั้นเราไม่สามารถพยากรณ์ได้เนื่องจากเป็นตัวแปรสุ่มมีรูปแบบที่ไม่แน่นอน ทำให้ไม่อาจคาดการณ์ล่วงหน้าได้ว่าจะเกิดอะไรขึ้น ณ เวลาใด ในงานวิจัยนี้จะใช้ตัวแบบคูณ ดังนั้นค่าพยากรณ์จะหาค่าได้ดังนี้ (อัจฉราวรรณ, 2539)

$$\hat{Y}_t = \hat{T}_t \times \hat{S}_t \times \hat{C}_t$$

จะทำการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ซึ่งสามารถแสดงได้ดังตารางผนวกที่ 3 และทำการวิเคราะห์รูปแบบแนวโน้ม แสดงได้ดังตารางที่ 8

ตารางที่ 8 การเลือกรูปแบบแนวโน้ม อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน

รูปแบบแนวโน้ม	สมการ	ค่า R <sup>2</sup>
เส้นตรง	$\hat{Y}_t = (13,993.937 + 104.772t)$	0.901
เส้นโค้ง	$\hat{Y}_t = (13,363.12 + 239.947t - 5.006t^2)$	0.994
เอ็กซ์โปเนนเชียล	$\hat{Y}_t = (14,015.914 \times 0.007^t)$	0.894

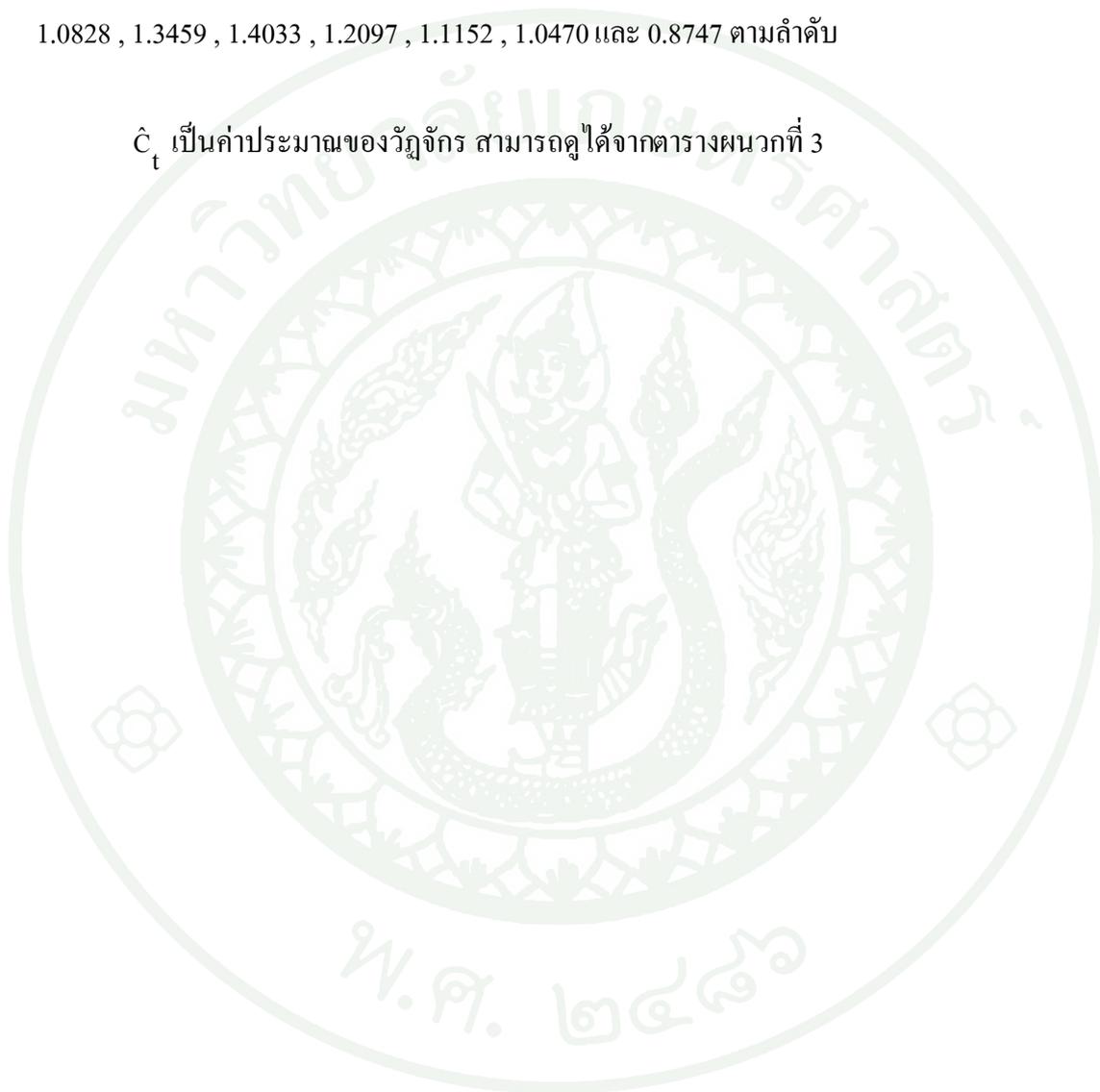
จากตารางที่ 8 จะได้ว่ามีรูปแบบแนวโน้มเป็นเส้นโค้ง เนื่องจากให้ค่า R<sup>2</sup> สูงที่สุด ดังนั้นสามารถเขียนสมการพยากรณ์ได้ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (13,363.12 + 239.947t - 5.006t^2) \times \hat{S}_t \times \hat{C}_t$$

โดยที่

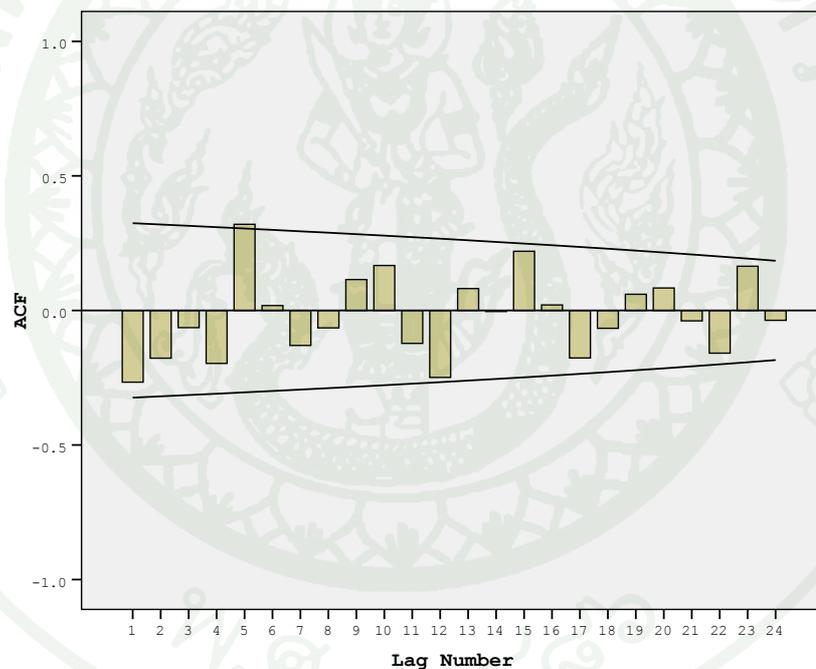
$\hat{S}_t$  เป็นค่าประมาณดัชนีของฤดูกาล มีค่าดังนี้ 0.7432, 0.7157, 0.8411, 0.6915, 0.9300, 1.0828, 1.3459, 1.4033, 1.2097, 1.1152, 1.0470 และ 0.8747 ตามลำดับ

$\hat{C}_t$  เป็นค่าประมาณของวัฏจักร สามารถดูได้จากตารางผนวกที่ 3



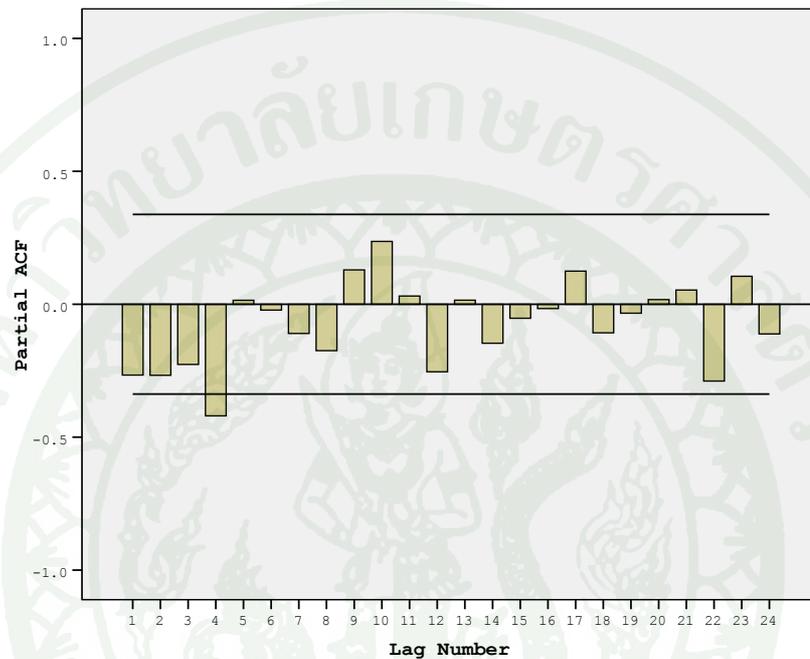
### 1.2.3 วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากการทดสอบอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาและการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง พบว่า ข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมีแนวโน้มและฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ ดังนั้นจึงกำจัดอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาลโดยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ได้อนุกรมเวลาใหม่  $\{Z_t\}$  โดยที่  $Z_t = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} + Y_{t-13}$  มีคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง  $(r_k(Z_t))$  และ คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน  $(r_{kk}(Z_t))$  ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน ดังภาพที่ 18 และ ภาพที่ 19 ตามลำดับ



ภาพที่ 18 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง  $(r_k(Z_t))$  ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล

จากภาพที่ 18 พิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_k(Z_t)$ ) พบว่า  $|r_k(Z_t)|$  มีค่าลดลงเร็วเข้าหา 0 แสดงว่าอนุกรมเวลาที่แปลงด้วยผลต่างและผลต่างฤดูกาลเป็นสเตชันนารี



ภาพที่ 19 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_{kk}(Z_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 48 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล

ตารางที่ 9 ค่า  $r_k(Z_t)$  ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน

K	ค่า $r_k(Z_t)$					
1-6	-0.266	-0.177	-0.064	-0.197	0.320	0.018
7-12	-0.130	-0.065	0.115	0.167	-0.123	-0.249
13-18	0.081	-0.004	0.220	0.020	-0.177	-0.067
19-24	0.060	0.083	-0.039	-0.159	0.164	-0.037

ตารางที่ 10 ค่า  $r_{kk}(Z_t)$  ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน

K	ค่า $r_{kk}(Z_t)$					
1-6	-0.266	-0.267	-0.226	-0.42	0.015	-0.022
7-12	-0.11	-0.175	0.129	0.236	0.031	-0.254
13-18	0.015	-0.147	-0.053	-0.016	0.125	-0.108
19-24	-0.034	0.018	0.053	-0.289	0.105	-0.112

ในการกำหนดตัวแบบจะพิจารณาจากคอเรลโรแกรมในภาพที่ 18 และ ภาพที่ 19 และ จากตารางที่ 9 และตารางที่ 10 จากค่า  $r_k(Z_t)$  และ ค่า  $r_{kk}(Z_t)$  พบว่า ค่า  $r_{1,1}$  และค่า  $r_{12,12}$  มีค่ามาก ดังนั้นสามารถกำหนดรูปแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(0,1,1) x SARIMA(0,1,1)<sub>12</sub> ประเมินค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(0,1,1) x SARIMA(0,1,1)<sub>12</sub> แสดงผลได้ดังตารางที่ 11

ตารางที่ 11 ค่าประมาณพารามิเตอร์จากรูปแบบ ARIMA(0,1,1) x SARIMA(0,1,1)<sub>12</sub>

พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	T	P
$\theta_0$	-43.342	6.964	-6.22	0.000
$\theta_1$	0.9841	0.0841	11.70	0.000
$\theta_{12}$	0.8349	0.2270	3.68	0.001

จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,1)xSARIMA(0,1,1)<sub>12</sub> สามารถเขียนสมการพยากรณ์ในเทอมของ backward operator ได้ดังนี้

$$Z_t = (-43.342) + (1 - 0.9841B)(1 - 0.8349B^{12})\varepsilon_t$$

### ตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ

1. ทดสอบพารามิเตอร์ในรูปแบบว่าเท่ากับ 0 หรือไม่ โดยการใช้อัตราทดสอบ  $t$  ภายใต้สมมติฐาน

$$H_0 : \theta_0 = 0 \quad \text{และ} \quad H_1 : \theta_0 \neq 0$$

$$H_0 : \theta_1 = 0 \quad \text{และ} \quad H_1 : \theta_1 \neq 0$$

$$H_0 : \theta_{12} = 0 \quad \text{และ} \quad H_1 : \theta_{12} \neq 0$$

เมื่อ  $\theta_0$ ,  $\theta_1$  และ  $\theta_{12}$  เป็นพารามิเตอร์

จากตารางที่ 11 ผลการทดสอบ พบว่า การทดสอบ  $\theta_0$  ได้ค่า  $t = -6.22$  ( $P = 0.000$ ) การทดสอบ  $\theta_1$  ได้ค่า  $t = 11.70$  ( $P = 0.000$ ) และการทดสอบ  $\theta_{12}$  ได้ค่า  $t = 3.68$  ( $P = 0.001$ ) ดังนั้นจึงปฏิเสธ  $H_0$  อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 แสดงว่า  $\theta_0$ ,  $\theta_1$  และ  $\theta_{12}$  มีค่าไม่เท่ากับ 0

2. ทดสอบว่าค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ในช่วงเวลาห่าง  $k$  สำหรับ  $k = 1, 2, \dots, m$  เป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบออโตของ Box-Ljung ( $Q_m$ )

สมมติฐานการทดสอบ คือ

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_m(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เป็น } 0 \text{ โดยที่ } k=1,2,\dots,m$$

ตารางที่ 12 ค่าสถิติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) สำหรับตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ

k	$Q_m$	P	ค่า $r_k(e_t)$					
6	6.347	0.386	0.323	-0.041	-0.147	-0.145	0.111	-0.023
12	9.746	0.638	-0.163	-0.162	-0.053	-0.019	-0.067	-0.095
18	11.440	0.875	-0.048	-0.050	-0.056	-0.025	-0.096	-0.081
24	18.186	0.794	0.097	0.105	0.078	-0.032	0.118	0.156

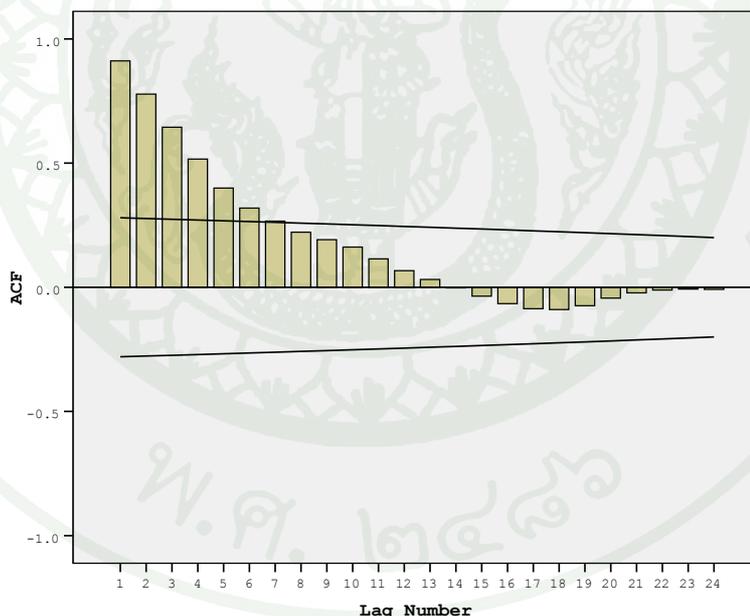
จากตารางที่ 12 ผลการทดสอบ พบว่า ได้ค่า  $Q_6 = 6.347$  ( $P = 0.386$ )  $Q_{12} = 9.746$  ( $P = 0.638$ )  $Q_{18} = 11.440$  ( $P = 0.875$ ) และ  $Q_{24} = 18.186$  ( $P = 0.794$ ) สำหรับ  $m = 6$  12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ ดังนั้นจะสรุปได้ว่ายอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่า ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา เป็นอิสระกัน

จากการทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ พบว่า การทดสอบพารามิเตอร์ในตัวมีค่าไม่เท่ากับ 0 และ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา เป็นอิสระกัน ดังนั้น รูปแบบ ARIMA(0,1,1) x SARIMA(0,1,1)<sub>12</sub> ที่กำหนดขึ้นมีความเหมาะสม

### 1.2.4 รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

ในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ด้วยรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน มีอนุกรมเวลาปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้องมากกว่า 1 อนุกรมเวลา ดังนั้นจะทำการเลือกอนุกรมเวลาเข้าด้วยการวิเคราะห์สหสัมพันธ์ว่าอนุกรมเวลาใดมีสหสัมพันธ์กับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมากที่สุด แสดงได้ดังตารางภาคผนวกที่ 5

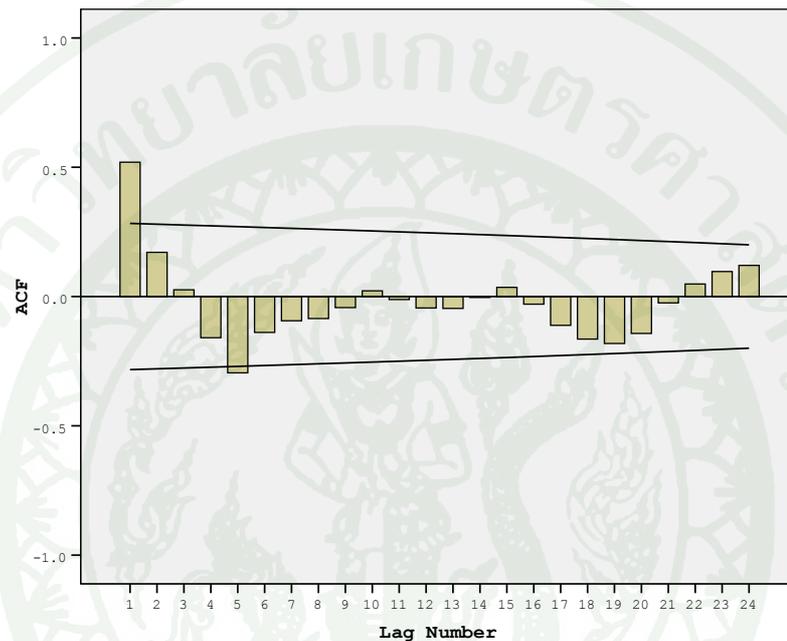
จากการวิเคราะห์สหสัมพันธ์ พบว่า อนุกรมเวลาราคาน้ำมันเบนซิน 95 มีสหสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมากที่สุด ดังนั้นจะใช้อนุกรมเวลาราคาน้ำมันเบนซิน 95 เป็นอนุกรมเวลาเข้า และจากอนุกรมเวลาเข้าที่นำมาใช้ในการวิเคราะห์จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี ซึ่งจากการวิเคราะห์โดยการพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ดังภาพที่ 20



ภาพที่ 20 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของราคาน้ำมันเบนซิน 95

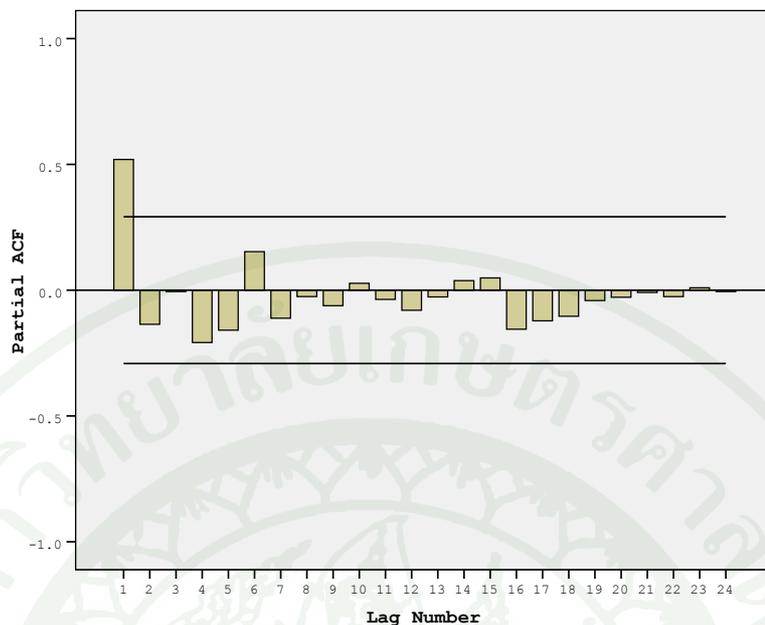
จากภาพที่ 20 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่าลดลงอย่างช้าๆ แสดงว่า อนุกรมเวลาของราคาน้ำมันเบนซิน 95 ไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากแนวโน้ม จึงทำการแปลงอนุกรมเวลาของราคาน้ำมันเบนซิน 95 โดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ได้อนุกรมเวลา  $\{z_t^X\}$  มี

คอเรลโรแกรมค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง และ คอเรลโรแกรมค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ดังภาพที่ 21 และ ภาพที่ 22 ตามลำดับ เนื่องจากทำการแปลงอนุกรมเวลาของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ดังนั้นจึงต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ด้วย ได้อนุกรมเวลา  $\{z_t^Y\}$



ภาพที่ 21 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

จากภาพที่ 21 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับ 1 มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ 0 แสดงว่าระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาโดยการหาผลต่างลำดับ 1 เป็นสเตชันนารี



ภาพที่ 22 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

การกำหนดตัวแบบจะพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง และ คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ดังภาพที่ 21 และภาพที่ 22 ตามลำดับ พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่ามากใน lag ที่ 1 และมีค่าลดลงเมื่อ lag = 2,3,... และเมื่อพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน lag ที่ 1 มีค่าไม่เป็น 0 ดังนั้น สามารถกำหนดตัวแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(1,1,0) โดยที่ไม่มีค่าคงที่ให้กับตัวแบบ ซึ่งแสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบในตารางที่ 13

ตารางที่ 13 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบ ARIMA(1,1,0) สำหรับอนุกรมเวลาเข้า

พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	t-Value	P
$\phi_1$	0.53890	0.12619	4.27	<0.0001

จากตารางที่ 13 พบว่า การทดสอบ  $\phi_1$  ได้ค่า  $t = 4.27$  ( $P < 0.0001$ ) จากค่า P-value ที่ได้มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้นจะสรุปได้ว่า  $\phi_1$  มีค่าไม่เท่ากับ 0 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบดังกล่าวโดยการพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่ช่วงเวลาห่าง  $k$  ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) ซึ่งแสดงได้ในตารางที่ 14

ตารางที่ 14 ค่าสถิติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) จากตัวแบบ ARIMA(1,1,0)

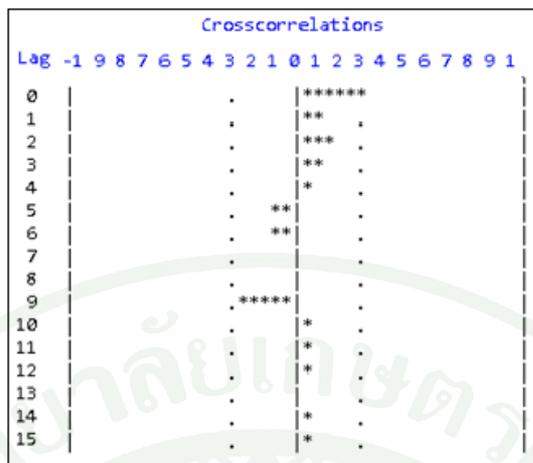
k	$Q_m$	P	ค่า $r_k(e_t)$					
6	4.39	0.4944	0.043	-0.059	0.075	-0.089	-0.244	0.052
12	5.19	0.9219	-0.011	-0.071	-0.035	0.072	0.008	-0.037
18	6.36	0.9905	-0.037	-0.009	0.085	-0.013	-0.040	-0.073
24	8.17	0.9981	-0.088	-0.102	0.026	0.016	0.044	0.010

จากตารางที่ 14 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

สรุปว่ารูปแบบ ARIMA(1,1,0) ที่กำหนดให้กับอนุกรมเวลาเข้ามีความเหมาะสม และจะทำ prewhitening อนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 จากรูปแบบ ARIMA(1,1,0) ได้อนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อน  $\alpha_t = (1 - 0.5389B)Z_t^X$

ขั้นตอนต่อไปทำ pretreating อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ด้วยรูปแบบเดียวกันกับอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ได้อนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อน  $\beta_t = (1 - 0.5389B)Z_t^Y$

หารูปแบบทรานสเฟอร์โดยพิจารณาจากลักษณะของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ร่วมของ  $\alpha_t$  และ  $\beta_t$  แสดงได้ในภาพที่ 23



ภาพที่ 23 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างอนุกรม  $\alpha_t$  และ  $\beta_t$

จากภาพที่ 23 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมค่าแรกที่ไม่เป็น 0 อยู่ที่ lag 0 ดังนั้น จะกำหนด  $b = 0$  นับจาก lag 0 ไม่มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมที่มีนัยสำคัญ ดังนั้น จะกำหนด  $s = 0$  และ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมไม่มีรูปแบบ ดังนั้น จะกำหนด  $r = 0$  ดังนั้น รูปแบบ Transfer Function คือ  $(0,0,0)$  ประมาณค่าพารามิเตอร์ได้ดังตารางที่ 15

ตารางที่ 15 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบ Transfer Function ที่  $r = 0$   $b = 0$  และ  $s = 0$

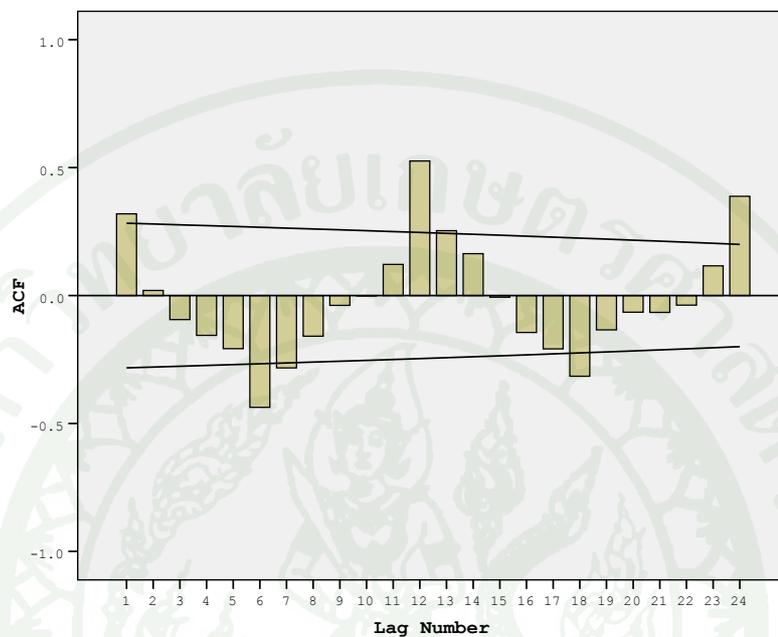
พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	t-Value	P
$\omega_0$	594.42482	220.14266	2.70	0.0099

จากตารางที่ 15 สร้างรูปแบบทรานสเฟอร์แรก โดยรวมฟังก์ชันทรานสเฟอร์ ที่กำหนดกับค่าความคลาดเคลื่อน ( $N_t$ ) ได้รูปแบบทรานสเฟอร์แรก คือ

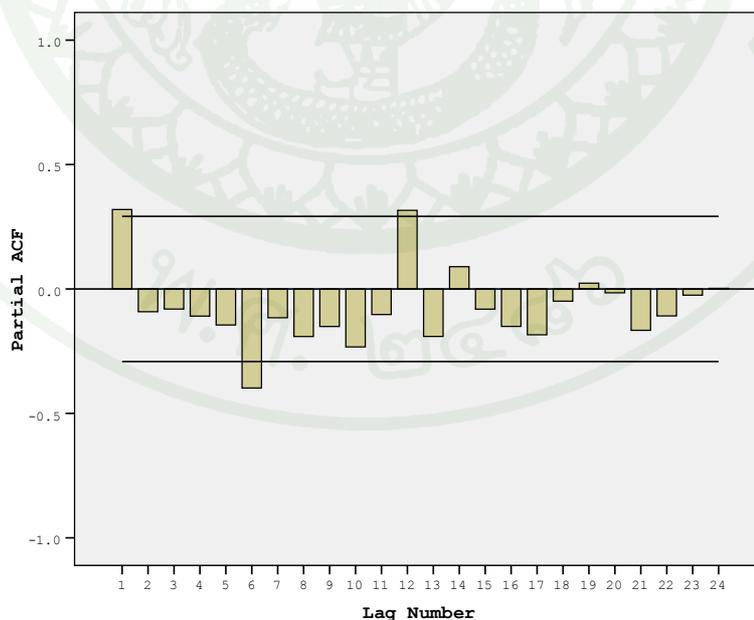
$$Z_t^Y = 594.42482Z_t^X + N_t$$

จากรูปแบบทรานสเฟอร์แรกจะได้รับความคลาดเคลื่อน จะทำการหารูปแบบให้กับความคลาดเคลื่อน โดยพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง

และ คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ของค่าความคลาดเคลื่อนจากรูปแบบทรานสเฟอร์แรก แสดงได้ในภาพที่ 24 และ ภาพที่ 25 ตามลำดับ



ภาพที่ 24 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อน



ภาพที่ 25 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าความคลาดเคลื่อน

จากภาพที่ 24 และ ภาพที่ 25 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่ามากใน lag ที่ 6 และเมื่อ lag = 7 , 8 , 9 , ... มีค่าลดลงเร็ว และจากการพิจารณาประกอบกับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน พบว่า มีค่ามากใน lag ที่ 6 และมีค่าลดลงเร็วเมื่อ lag = 7 , 8 , 9 , ... ดังนั้น สามารถกำหนดรูปแบบของความคลาดเคลื่อนที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(6,1,6) ซึ่งแสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบได้ในตารางที่ 16

ตารางที่ 16 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย

พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	t-Value	P
$\omega_0$	529.77937	184.33897	2.87	0.0064
$\phi_6$	-1.0000	0.12057	-8.29	<0.0001
$\theta_6$	-0.58389	0.22721	0.0139	0.0139

จากตารางที่ 16 จะได้รูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย คือ

$$Z_t^Y = 529.77937Z_t^X + \frac{(1+0.58389B^6)}{(1+B^6)} \varepsilon_t$$

ตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย

จากตารางที่ 16 พบว่า จากการทดสอบพารามิเตอร์  $\omega_0$  ,  $\phi_6$  และ  $\theta_6$  มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ตรวจสอบความเป็นอิสระความเหมาะสมของตัวแบบดังกล่าวโดยการพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาห่าง 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) ซึ่งแสดงได้ในตารางที่ 17

ตารางที่ 17 ค่าสถิติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) สำหรับตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย

k	$Q_m$	P	ค่า $r_k(e_t)$					
6	7.02	0.1349	0.182	-0.161	-0.176	-0.129	-0.033	0.184
12	12.43	0.2575	-0.071	-0.091	-0.087	-0.128	-0.150	0.172
18	19.18	0.2592	0.068	0.104	0.032	-0.151	-0.141	0.180
24	28.08	0.1731	0.086	-0.026	-0.140	-0.149	0.006	0.210

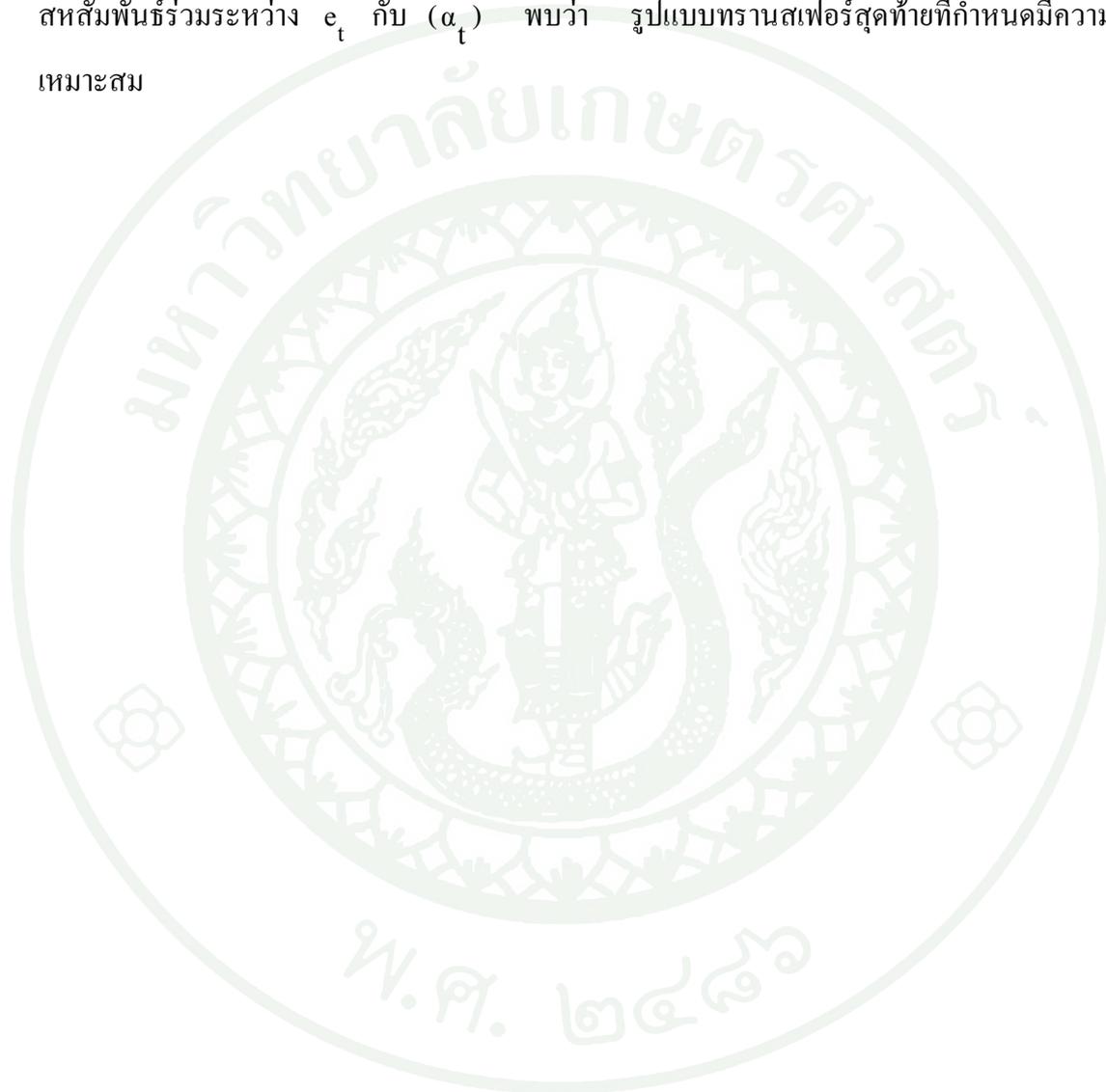
จากตารางที่ 17 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ตารางที่ 18 การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง  $e_t$  กับ  $\alpha_t$

k	$Q_m$	P	ค่า $r_k(e_t, \alpha_t)$					
6	3.87	0.5690	-0.203	-0.175	0.114	-0.007	0.043	0.031
12	5.85	0.8831	-0.034	-0.045	0.112	-0.164	-0.019	0.045
18	7.83	0.9700	0.028	0.107	0.086	-0.125	-0.017	0.097
24	8.44	0.9975	-0.029	0.003	0.051	-0.018	-0.045	0.090

จากตารางที่ 18 การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างความคลาดเคลื่อนกับอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่ทำ prewhitening แล้ว ( $\alpha_t$ ) หรือ  $r_k(e_t, \alpha_t)$  พบว่า การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างความคลาดเคลื่อนกับอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่ทำ prewhitening แล้ว ( $\alpha_t$ ) ไม่มีความสัมพันธ์กัน ที่ระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

จากการทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย พบว่า การทดสอบพารามิเตอร์ในรูปแบบ ทุกตัวมีค่าไม่เท่ากับ 0 การทดสอบความเป็นอิสระด้วยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาห่าง  $k$  ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบออโตของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) และ การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง  $e_t$  กับ  $(\alpha_t)$  พบว่า รูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้ายที่กำหนดมีความเหมาะสม



### 1.2.5 วิธีการพยากรณ์ร่วม

วิธีการพยากรณ์ร่วมจะพิจารณาจากค่าพยากรณ์เดี่ยวของแต่ละวิธีที่มีตัวแบบเหมาะสมที่สุด ซึ่งมีทั้งหมด 4 ตัวแบบ เลือกมาพิจารณาครั้งละ 2 และ 3 ตัวแบบ ตามลำดับ จะได้ตัวแบบที่ใช้วิธีหาค่าพยากรณ์ร่วมทั้งหมด 10 ตัวแบบ ซึ่งตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ ตัวแบบถดถอย โดยที่ไม่มีค่า Intercept

$$\hat{Y}_t = \beta_1 \hat{Y}_{1,t} + \beta_2 \hat{Y}_{2,t} + \dots + \beta_p \hat{Y}_{p,t} + \varepsilon_t$$

โดยที่	$\hat{Y}_t$	แทน	ค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ร่วม ณ เวลา t
	$\hat{Y}_{1,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ 1 ณ เวลา t
	$\hat{Y}_{2,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ 2 ณ เวลา t
	$\hat{Y}_{p,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ p ณ เวลา t
	$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$	แทน	สัมประสิทธิ์การถดถอย
	$\varepsilon_t$	แทน	ความผิดพลาดสุ่ม ณ เวลา t

ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดของทั้ง 10 ตัวแบบ ซึ่งแสดงผลในตารางที่ 19

ตารางที่ 19 ค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ร่วม อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน

ตัวแบบ	F	sig	$\beta_1$	sig	$\beta_2$	sig	$\beta_3$	sig	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
HWS และ DEC	8,361.48	0.000	0.342	0.047	0.659	0.000	-	-	0.997	1.593
HWS และ B-J	7,651.20	0.000	0.617	0.003	0.376	0.570	-	-	0.998	1.746
HWS และ Transfer	6,172.20	0.000	0.958	0.000	0.032	0.713	-	-	0.996	1.646
DEC และ B-J	6,477.91	0.000	0.625	0.540	0.378	0.233	-	-	0.997	1.371
DEC และ Transfer	7,633.81	0.000	0.945	0.000	0.061	0.412	-	-	0.997	1.439
B-J และ Transfer	6,652.95	0.000	0.806	0.000	0.194	0.033	-	-	0.998	1.612

ตารางที่ 19 (ต่อ)

ตัวแบบ	F	sig	$\beta_1$	sig	$\beta_2$	sig	$\beta_3$	sig	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
HWS DEC B-J	5,239.97	0.000	0.547	0.008	0.406	0.178	0.044	0.888	0.998	1.780
HWS DEC TRAN	5,305.76	0.000	0.319	0.095	0.667	0.001	0.015	0.845	0.997	1.585
HWE B-J TRAN	5,328.39	0.000	0.532	0.009	0.333	0.087	0.130	0.126	0.998	1.779
DEC B-J TRAN	4,709.16	0.000	0.529	0.091	0.305	0.318	0.170	0.055	0.998	1.595

จากตารางที่ 19 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบ พบว่า ทุกตัวแบบมีวิธีการพยากรณ์เดี่ยวอย่างน้อย 1 วิธี ที่สามารถอธิบายปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งได้ และ จากการทดสอบพารามิเตอร์ในตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน มีค่าไม่เท่ากับ 0 และ จากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยใช้สถิติ Durbin-Watson เปรียบเทียบกับค่าสถิติ Durbin-Watson จากตารางผนวกที่ 6 พบว่า การพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์กันในตัวเอง ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้น ตัวแบบการพยากรณ์ร่วมที่ได้ คือ

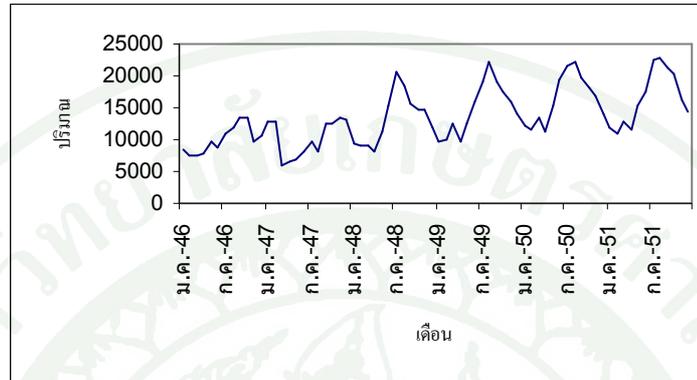
$$\hat{Y}_t = 0.806\hat{Y}_{B-J,t} + 0.194\hat{Y}_{Transfer,t}$$

โดยที่

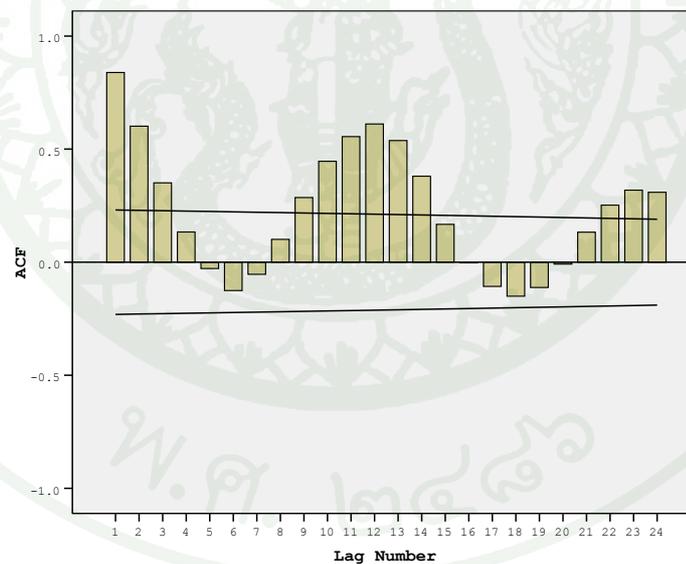
$\hat{Y}_t$	แทน ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ณ เวลา t
$\hat{Y}_{B-J,t}$	แทน ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ณ เวลา t
$\hat{Y}_{Transfer,t}$	แทน ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ณ เวลา t

## 2. อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน

### 2.1 ตรวจสอบรูปแบบการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา



ภาพที่ 26 การเคลื่อนไหวของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน



ภาพที่ 27 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน

จากภาพที่ 26 พบว่า ในช่วงปี 2546 ถึงประมาณช่วงต้นปี 2548 ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือนมีแบบแผนที่ไม่แน่นอน แต่หลังจากช่วงเดือนเมษายน ปี 2548 เป็นต้นไป ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมีแบบแผนไม่แตกต่างกันในปีถัดไปและมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และเมื่อพิจารณาประกอบกับการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบออโต ในภาพที่ 27 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน มีค่าเคลื่อนไหวแบบคลื่น โดยมีลักษณะซ้ำกันในทุก 12 ช่วงเวลา โดยมีค่าสูงในช่วงต้นและจะลดลงจนถึงต่ำสุดที่ช่วงเวลาที่ 6 และกลับสูงขึ้นจนสูงสุดที่ช่วงเวลาที่ 12 แบบแผนไม่แตกต่างกันใน 12 ช่วงเวลาถัดไป แสดงว่า อนุกรมเวลาไม่เป็นสเตชันนารีเพราะมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ดังนั้นจะสรุปได้ว่าการทดสอบอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาและการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบออโต พบว่า มีความผันแปรไม่คงที่และมีแนวโน้มฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

## 2.2 การวิเคราะห์ข้อมูล

### 2.2.1 วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโสลท์-วินเทอร์

ในการพยากรณ์ต้องกำหนดค่าคงที่ปรับให้เรียบที่เหมาะสม ซึ่งจะต้องมีค่าอยู่ระหว่าง 0 ถึง 1 จะทำการหาค่าปรับให้เรียบโดยใช้โปรแกรม SPSS

จากการหาค่าปรับให้เรียบที่เหมาะสม พบว่า จะได้ค่าปรับให้เรียบที่เหมาะสมคือ  $\alpha = 0.7$ ,  $\gamma = 0.0$  และ  $\delta = 0.0$  ซึ่งค่าปรับให้เรียบนี้จะให้ค่า SSE ต่ำที่สุด ซึ่งสามารถสมการพยากรณ์ ได้ดังนี้

$$\hat{Y}_{72+m} = [15,425.1353 + 21.0972(m)] \times \hat{S}_{72-L+m}$$

โดยที่ค่าของ  $\hat{S}_{72-L+m}$  เป็นค่าวัดอิทธิพลของฤดูกาลที่ปรับแก้แล้ว และจะเท่ากับ  $\hat{S}_i^*$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, 12$ ) เมื่อช่วงเวลาที่  $72-L+m$  ตกอยู่ในฤดูกาลที่  $i$  มีค่าดังนี้ 0.7885, 0.7399, 0.7860, 0.6889, 0.8858, 1.1087, 1.2730, 1.3086, 1.2453, 1.1797, 1.0567 และ 0.9389 ตามลำดับ

### 2.2.2 วิธีแยกส่วนประกอบ

จากการตรวจสอบรูปแบบการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลา พบว่า อนุกรมเวลา มีแนวโน้มและฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ ดังนั้นจะทำการประมาณค่าส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนออกจากกัน

ในการพยากรณ์ด้วยวิธีแยกส่วนประกอบ ส่วนประกอบของอนุกรมเวลาที่สำคัญที่มีผลต่ออิทธิพลต่อการพยากรณ์ คือ ส่วนประกอบของการเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล แนวโน้ม และ วัฏจักร ส่วนเหตุการณ์ที่ผิดปกติหรือความผันแปรที่ไม่แน่นอนนั้นเราไม่สามารถพยากรณ์ได้เนื่องจากเป็นตัวแปรสุ่ม มีรูปแบบที่ไม่แน่นอน ทำให้ไม่อาจคาดการณ์ล่วงหน้าได้ว่าจะเกิดอะไรขึ้น ณ เวลาใด ในงานวิจัยนี้จะใช้ตัวแบบคูณ ดังนั้นค่าพยากรณ์จะหาค่าได้ดังนี้ (อัจฉราวรรณ, 2539)

$$\hat{Y}_t = \hat{T}_t \times \hat{S}_t \times \hat{C}_t$$

จะทำการแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ซึ่งสามารถแสดงได้ดังตารางผนวกที่ 4 และทำการวิเคราะห์รูปแบบแนวโน้ม แสดงได้ดังตารางที่ 20

ตารางที่ 20 การเลือกรูปแบบแนวโน้ม อนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน

รูปแบบแนวโน้ม	สมการ	ค่า R <sup>2</sup>
เส้นตรง	$\hat{Y}_t = (9,805.344 + 146.891t)$	0.965
เส้นโค้ง	$\hat{Y}_t = (9,272.605 + 208.36t - 1.205t^2)$	0.976
เอ็กซ์โปเนนเชียล	$\hat{Y}_t = (10,062.181 \times 0.011^t)$	0.950

จากตารางที่ 20 จะได้ว่ามีรูปแบบแนวโน้มเป็นเส้นโค้ง เนื่องจากให้ค่า R<sup>2</sup> สูงที่สุด ดังนั้นสามารถเขียนสมการพยากรณ์ได้ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = (9,272.605 + 208.36t - 1.205t^2) \times \hat{S}_t \times \hat{C}_t$$

โดยที่

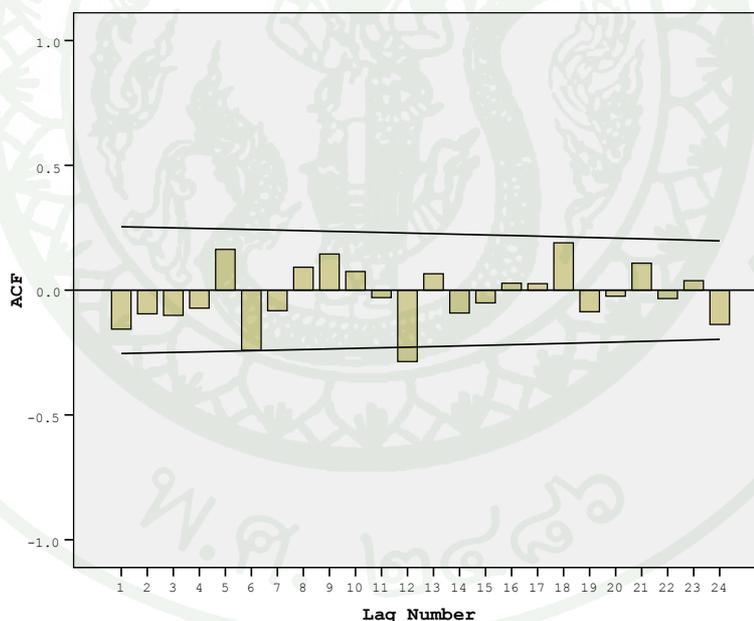
$\hat{S}_t$  เป็นค่าประมาณดัชนีของฤดูกาล มีค่าดังนี้ 0.7886 , 0.7399 , 0.7860 , 0.6889 , 0.8859 , 1.1087 , 1.2730 , 1.3086 , 1.2453 , 1.1797 , 1.0567 และ 0.9389 ตามลำดับ

$\hat{C}_t$  เป็นค่าประมาณของวัฏจักร สามารถดูได้จากตารางผนวกที่ 4



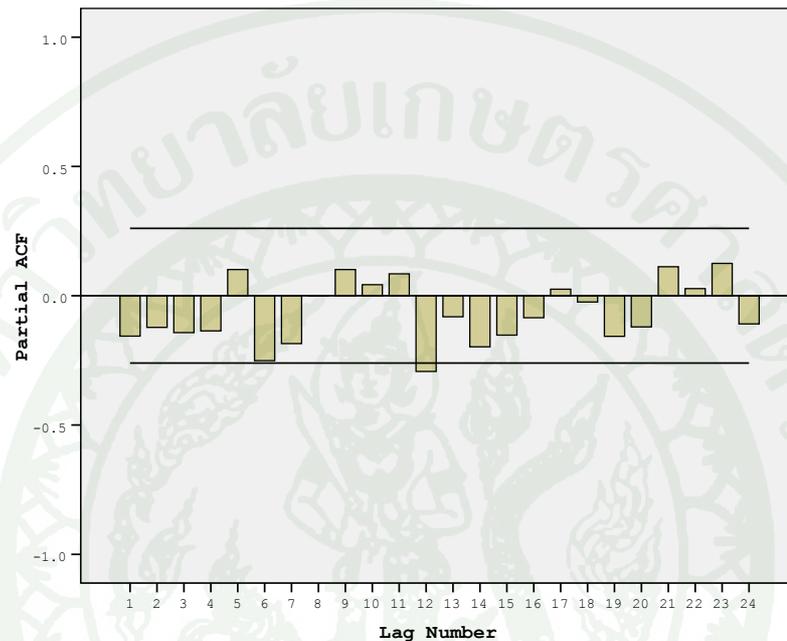
### 2.2.3 วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์

จากการทดสอบอนุกรมเวลาโดยพิจารณาจากกราฟการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาและการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบออโต พบว่า ข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน มีความผันแปรไม่คงที่และมีลักษณะการเคลื่อนไหวเนื่องจากอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล ดังนั้นจึงลดความผันแปรและกำจัดอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาล โดยการหาค่าลอการิทึม ได้อนุกรมเวลาใหม่  $\{Z_t\}$  ซึ่ง  $Z_t = \ln Y_t$  แล้วหาผลต่างและผลต่างฤดูกาล ได้อนุกรมเวลาใหม่  $\{W_t\}$  โดยที่  $W_t = Z_t - Z_{t-1} - Z_{t-12} + Z_{t-13}$  มีคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_k(W_t)$ ) และคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ( $r_{kk}(W_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งหลังจากการแปลงอนุกรมเวลาแล้ว แสดงได้ดังภาพที่ 28 และ ภาพที่ 29 ตามลำดับ



ภาพที่ 28 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_k(W_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยลอการิทึม การหาผลต่าง และผลต่างฤดูกาล

จากภาพที่ 28 พิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง ( $r_k(W_t)$ ) พบว่า  $|r_k(W_t)|$  มีค่าลดลงเร็วเข้าหา 0 แสดงว่า อนุกรมเวลาที่แปลงด้วยลอการิทึม ผลต่างและผลต่างฤดูกาลเป็นสเตชันนารี



ภาพที่ 29 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ( $r_{kk}(W_t)$ ) ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาด 72 เดือน ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยลอการิทึม การหาผลต่าง และผลต่างฤดูกาล

ตารางที่ 21 ค่า  $r_k(W_t)$  ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน

K	ค่า $r_k(W_t)$					
1-6	-0.156	-0.095	-0.101	-0.072	0.163	-0.241
7-12	-0.083	0.092	0.144	0.075	-0.03	-0.286
13-18	0.066	-0.092	-0.051	0.028	0.026	0.189
19-24	-0.087	-0.024	0.108	-0.034	0.038	-0.138

ตารางที่ 22 ค่า  $r_{kk}(W_t)$  ของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน

K	ค่า $r_{kk}(W_t)$					
1-6	-0.156	-0.122	-0.143	-0.136	0.101	-0.251
7-12	-0.185	0.001	0.101	0.043	0.085	-0.293
13-18	-0.082	-0.198	-0.152	-0.085	0.025	-0.025
19-24	-0.157	-0.121	0.112	0.028	0.125	-0.109

ในการกำหนดตัวแบบจะพิจารณาจากคอเรลโรแกรมในภาพที่ 28 และ ภาพที่ 29 และ ตารางที่ 21 และตารางที่ 22 จากการพิจารณาค่า  $(r_k(W_t))$  และ  $r_{kk}(W_t)$  พบว่า รูปแบบที่เหมาะสม คือ ARIMA(0,1,6) x SARIMA(0,1,1)<sub>12</sub> จึงประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ ได้ดัง ตารางที่ 23

ตารางที่ 23 ค่าประมาณพารามิเตอร์จากรูปแบบ ARIMA(0,1,6) x SARIMA(0,1,1)<sub>12</sub>

พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	T	P
$\theta_1$	0.3054	0.11797	2.59	0.0122
$\theta_6$	0.3539	0.12585	2.81	0.0068
$\theta_{12}$	0.4472	0.12992	3.44	0.0011

จากการประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบ ARIMA(0,1,6)xSARIMA(0,1,1)<sub>12</sub> สามารถเขียนสมการพยากรณ์ในเทอมของ backward operator ได้ดังนี้

$$W_t = (1 - 0.3054B - 0.3539B^6)(1 - 0.4472B^{12})\epsilon_t$$

### ตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบ

1. ทดสอบพารามิเตอร์ในรูปแบบว่าเท่ากับ 0 หรือไม่ โดยการไ้การทดสอบ  $t$  ภายใต้สมมติฐาน

$$H_0 : \theta_1 = 0 \quad \text{และ} \quad H_1 : \theta_1 \neq 0$$

$$H_0 : \theta_6 = 0 \quad \text{และ} \quad H_1 : \theta_6 \neq 0$$

$$H_0 : \theta_{12} = 0 \quad \text{และ} \quad H_1 : \theta_{12} \neq 0$$

เมื่อ  $\theta_1, \theta_6$  และ  $\theta_{12}$  เป็นพารามิเตอร์

จากตารางที่ 23 ผลการทดสอบ พบว่า การทดสอบ  $\theta_1$  ได้ค่า  $t = 2.59$  ( $P = 0.0122$ ) , การทดสอบ  $\theta_6$  ได้ค่า  $t = 2.81$  ( $P = 0.0068$ ) และ การทดสอบ  $\theta_{12}$  ได้ค่า  $t = 3.44$  ( $P = 0.0011$ ) ดังนั้นจึงปฏิเสธ  $H_0$  อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 แสดงว่า  $\theta_1, \theta_6$  และ  $\theta_{12}$  มีค่าไม่เท่ากับ 0

2. ทดสอบว่าค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ในช่วงเวลาห่าง  $k$  สำหรับ  $k = 1, 2, \dots, m$  เป็นอิสระกันหรือไม่ ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) สมมติฐานการทดสอบ คือ

$$H_0 : \rho_1(e_t) = \dots = \rho_m(e_t) = 0$$

$$H_1 : \rho_k(e_t) \text{ อย่างน้อยหนึ่งค่าไม่เป็น } 0 \text{ โดยที่ } k = 1, 2, \dots, m$$

ตารางที่ 24 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อน ( $r_k(e_t)$ )

$k$	$Q_m$	$P$	ค่า $r_k(e_t)$					
6	3.28	0.3501	0.062	-0.156	-0.109	-0.098	0.043	-0.007
12	5.84	0.7562	-0.038	0.036	0.171	0.027	-0.031	0.040
18	9.23	0.8653	-0.021	-0.150	-0.041	0.043	0.065	0.101
24	12.19	0.9345	-0.053	-0.015	0.155	0.004	-0.003	-0.063

ผลการทดสอบ จากตารางที่ 24 ได้ค่า  $Q_6 = 3.28$  ( $P = 0.3501$ )  $Q_{12} = 5.84$  ( $P = 0.7562$ )  $Q_{18} = 9.23$  ( $P = 0.8653$ ) และ  $Q_{24} = 12.19$  ( $P = 0.9345$ ) สำหรับ  $m = 6$  12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ ดังนั้นจะสรุปได้ว่ายอมรับ  $H_0$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่า ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา เป็นอิสระกัน

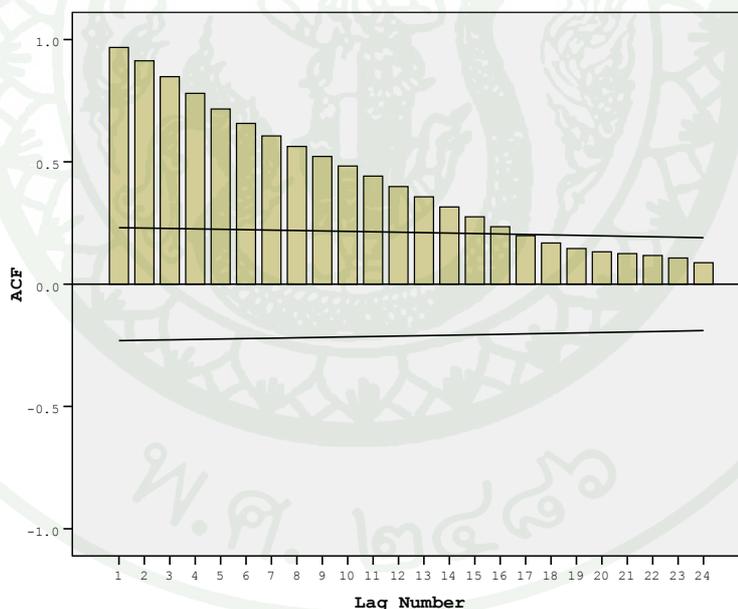
จากการทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบ พบว่า การทดสอบพารามิเตอร์ในตัวมีค่าไม่เท่ากับ 0 และ ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา เป็นอิสระกัน ดังนั้น รูปแบบ  $ARIMA(0,1,6) \times SARIMA(0,1,1)_{12}$  ที่กำหนดขึ้นมีความเหมาะสม



## 2.2.4 รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน

ในการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ด้วยรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน มีอนุกรมเวลาปัจจัยอื่นๆ ที่เกี่ยวข้องมากกว่า 1 อนุกรมเวลา ดังนั้นจะทำการเลือกอนุกรมเวลาเข้าด้วยการวิเคราะห์สหสัมพันธ์ว่าอนุกรมเวลาใดมีสหสัมพันธ์กับอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมากที่สุด

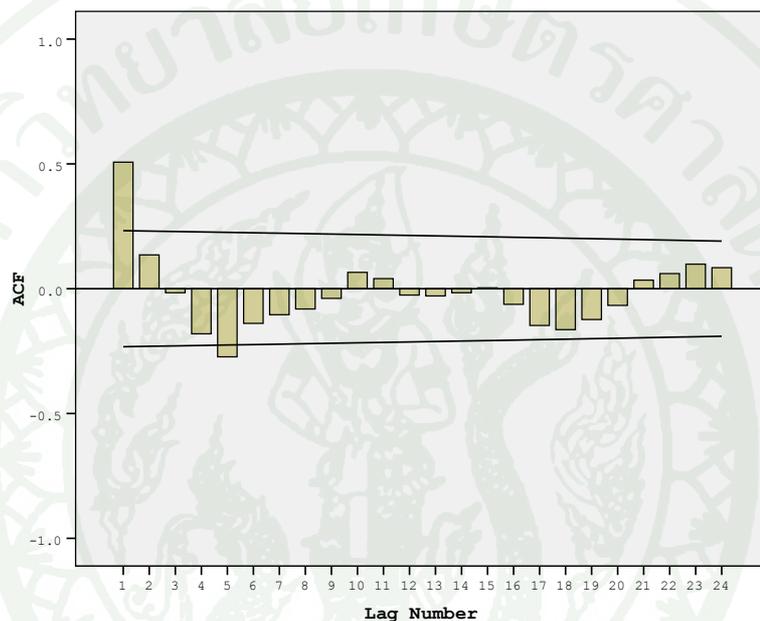
จากการวิเคราะห์สหสัมพันธ์ พบว่า อนุกรมเวลาราคาน้ำมันเบนซิน 95 มีสหสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมากที่สุด ดังนั้นจะใช้อนุกรมเวลาราคาน้ำมันเบนซิน 95 เป็นอนุกรมเวลาเข้า และจากอนุกรมเวลาเข้าที่นำมาใช้ในการวิเคราะห์จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เป็นสเตชันนารี ซึ่งจากการวิเคราะห์โดยการพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ดังภาพที่ 30



ภาพที่ 30 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของราคาน้ำมันเบนซิน 95

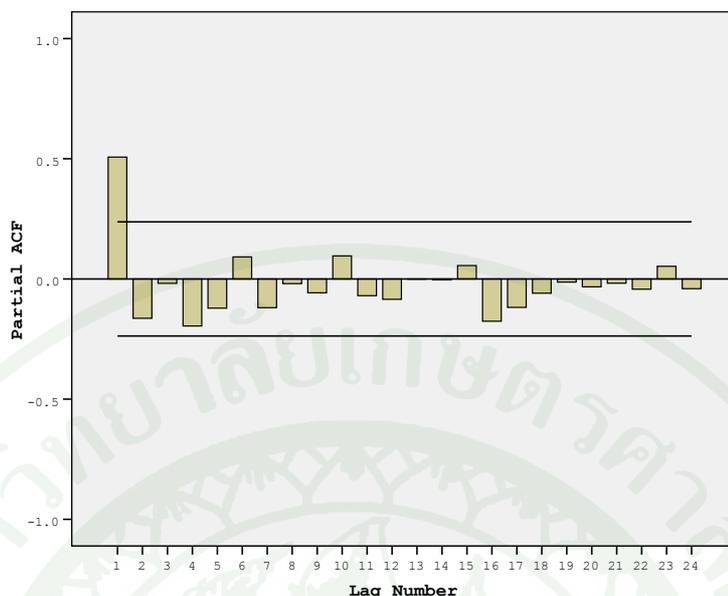
จากภาพที่ 30 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่าลดลงอย่างช้าๆ แสดงว่า อนุกรมเวลาของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ไม่เป็นสเตชันนารีเนื่องจากแนวโน้ม จึงทำการแปลงอนุกรมเวลาของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 โดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ได้อนุกรมเวลา

$\{z_t^X\}$  มีคอเรลโรแกรมค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง และ คอเรลโรแกรมค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ดังภาพที่ 31 และ ภาพที่ 32 ตามลำดับ เนื่องจากทำการแปลงอนุกรมเวลาของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ดังนั้นจึงต้องทำการแปลงอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ด้วย ได้อนุกรมเวลา  $\{z_t^Y\}$



ภาพที่ 31 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

จากภาพที่ 31 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 มีค่าลดลงเร็วเข้าใกล้ 0 แสดงว่าระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาโดยการหาผลต่างลำดับที่ 1 เป็นสตาชันนารี



ภาพที่ 32 คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1

การกำหนดตัวแบบจะพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง และ คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ของระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่แปลงอนุกรมเวลาด้วยการหาผลต่างลำดับที่ 1 ดังภาพที่ 31 และภาพที่ 32 ตามลำดับ พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองมีค่ามากใน lag ที่ 1 และมีค่าลดลงเมื่อ lag = 2,3,... และเมื่อพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน lag ที่ 1 มีค่าไม่เป็น 0 ดังนั้น สามารถกำหนดรูปแบบที่เป็นไปได้ คือ ARIMA(1,1,0) โดยที่ไม่มีค่าคงที่ให้กับตัวแบบ ซึ่งแสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบในตารางที่ 25

ตารางที่ 25 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบ ARIMA(1,1,0) สำหรับอนุกรมเวลาเข้า

พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	t-Value	P
$\phi_1$	0.52523	0.10315	5.09	<0.0001

จากตารางที่ 25 พบว่า การทดสอบ  $\phi_1$  ได้ค่า  $t = 5.09$  ( $P < 0.0001$ ) จากค่า P-value ที่ได้มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้นจะสรุปได้ว่า  $\phi_1$  มีค่าไม่เท่ากับ 0 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และจากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบดังกล่าวโดยการพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่ช่วงเวลาห่าง  $k$  ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) ซึ่งแสดงได้ในตารางที่ 26

ตารางที่ 26 ค่าสถิติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) จากรูปแบบ ARIMA(1,1,0)

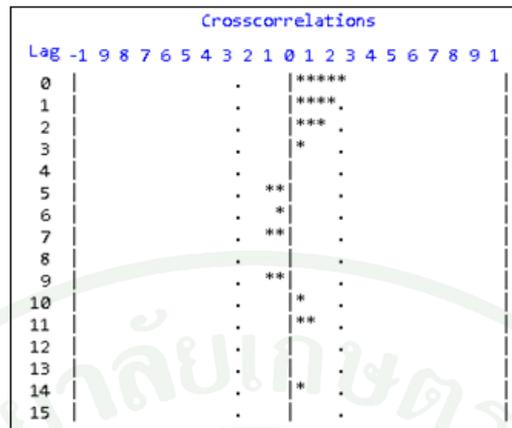
k	$Q_m$	P	ค่า $r_k(e_t)$					
6	4.73	0.4497	0.059	-0.076	0.039	-0.110	-0.191	0.041
12	6.70	0.8227	-0.033	-0.052	-0.055	0.106	0.053	-0.049
18	8.39	0.9575	-0.010	-0.017	0.064	-0.016	-0.077	-0.084
24	9.77	0.9926	-0.038	-0.055	0.062	-0.005	0.069	-0.007

จากตารางที่ 26 พบว่า ค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

สรุปว่ารูปแบบ ARIMA(1,1,0) ที่กำหนดให้กับอนุกรมเวลาเข้ามีความเหมาะสม และจะทำ prewhitening อนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 จากรูปแบบ ARIMA(1,1,0) ได้อนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อน  $\alpha_t = (1-0.52523B)Z_t^X$

ขั้นตอนต่อไปทำ pretreating อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ด้วยรูปแบบเดียวกันกับอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ได้อนุกรมเวลาของค่าคลาดเคลื่อน  $\beta_t = (1-0.52523B)Z_t^Y$

หารูปแบบทรานสเฟอร์โดยพิจารณาจากลักษณะของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ร่วมของ  $\alpha_t$  และ  $\beta_t$  แสดงได้ในภาพที่ 33



ภาพที่ 33 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างอนุกรม  $\alpha_t$  และ  $\beta_t$

จากภาพที่ 33 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมค่าแรกที่ไม่เป็น 0 อยู่ที่ lag 0 ดังนั้น จะกำหนด  $b = 0$  นับจาก lag 0 ไม่มีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมที่มีนัยสำคัญ ดังนั้น จะกำหนด  $s = 0$  และ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วม มีค่าลดลงแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลไปเริ่มจาก lag 1 ดังนั้น จะกำหนด  $r = 1$  ดังนั้น รูปแบบ Transfer Function คือ  $(1,0,0)$

ตารางที่ 27 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบ Transfer Function ที่  $r = 1$   $b = 0$  และ  $s = 0$

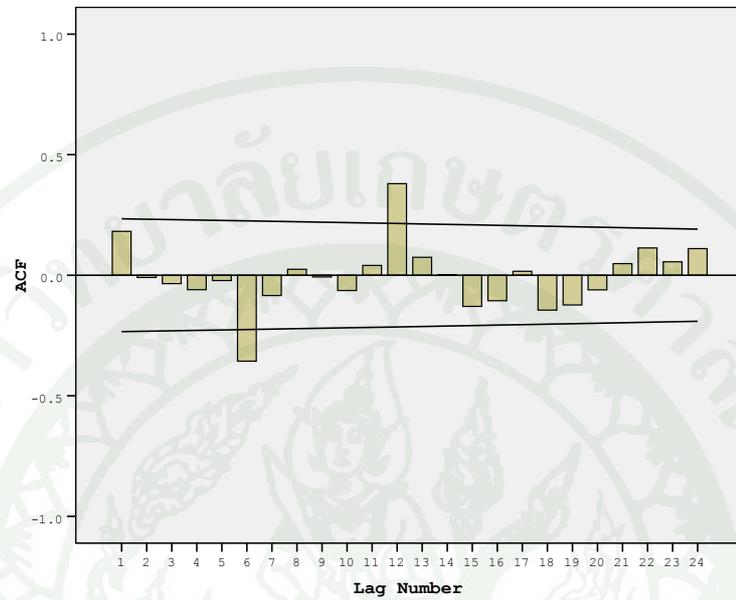
พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	t-Value	P
$\omega_0$	478.16262	147.03232	3.25	0.0018
$\delta_1$	0.62367	0.18135	3.44	0.0010

จากตารางที่ 27 สร้างรูปแบบทรานสเฟอร์แรก โดยรวมฟังก์ชันทรานสเฟอร์ที่กำหนดกับค่าความคลาดเคลื่อน ( $N_t$ ) ได้รูปแบบทรานสเฟอร์แรก คือ

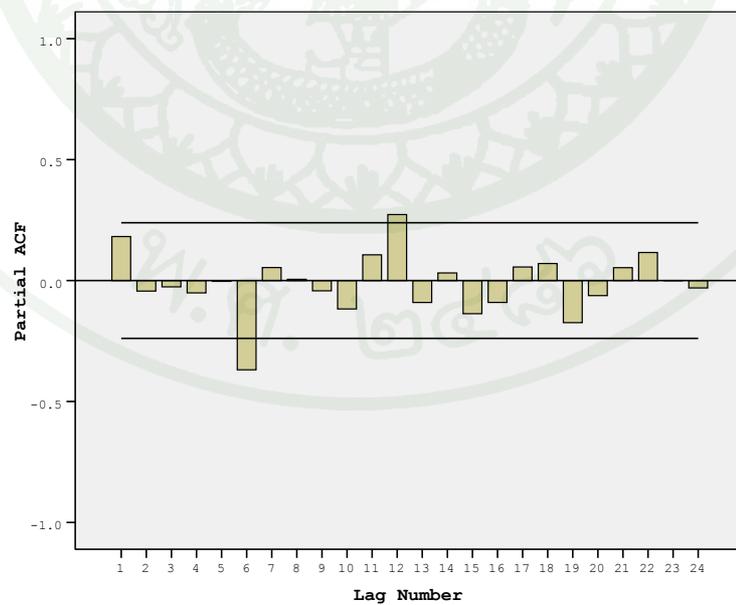
$$Z_t^Y = \frac{478.16262}{(1 - 0.62367B)} Z_t^X + N_t$$

จากรูปแบบทรานสเฟอร์แรกจะให้ความคลาดเคลื่อน จะทำการหารูปแบบให้กับความคลาดเคลื่อนโดยพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง

และ คอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน ของค่าความคลาดเคลื่อนจากรูปแบบทรานสเฟอร์แรก แสดงได้ในภาพที่ 34 และ ภาพที่ 35 ตามลำดับ



ภาพที่ 34 คอเรลโรแกรมของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อน



ภาพที่ 35 คอเรลโรแกรมของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วนของค่าความคลาดเคลื่อน

กำหนดตัวแบบให้กับค่าความคลาดเคลื่อน โดยพิจารณาจากคอเรลโรแกรมของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง และ คอเรลโรแกรมค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง บางส่วนของค่าความคลาดเคลื่อนจากรูปแบบทรานสเฟอร์แรก ดังภาพที่ 34 และ ภาพที่ 35 พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองใน lag ที่ 6 และ 12 มีค่าไม่เป็น 0 และเมื่อพิจารณาประกอบกับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน lag ที่ 6 และ 12 มีค่ามาก ดังนั้นสามารถกำหนดตัวของความคลาดเคลื่อนแบบที่เป็นไปได้ คือ MA(6) x SMA(1)<sub>12</sub> โดยที่ไม่มีค่าคงที่ให้กับตัวแบบ ซึ่งแสดงค่าประมาณพารามิเตอร์ของตัวแบบในตารางที่ 28

ตารางที่ 28 ค่าประมาณพารามิเตอร์ของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย

พารามิเตอร์	ค่าประมาณ	SE	t-Value	P
$\theta_6$	0.36639	0.12441	2.95	0.0045
$\theta_{12}$	-0.40845	0.12788	-3.19	0.0022
$\omega_0$	276.12559	135.66497	2.04	0.046
$\delta_1$	0.60299	0.28052	2.15	0.0354

จากตารางที่ 28 จะได้รูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย คือ

$$Z_t^Y = \frac{276.12559}{(1-0.60299B)} Z_t^X + (1-0.36639B^6)(1+0.40845B^{12})\varepsilon_t$$

จากตารางที่ 28 พบว่า การทดสอบพารามิเตอร์  $\theta_6$ ,  $\theta_{12}$ ,  $\omega_0$  และ  $\delta_1$  มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ตรวจสอบความเป็นอิสระความเหมาะสมของตัวแบบดังกล่าวด้วยการพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่ช่วงเวลาห่าง k ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบอโตของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) ซึ่งแสดงได้ในตารางที่ 29

ตารางที่ 29 ค่าสถิติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) สำหรับตรวจสอบความเหมาะสมของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย

k	$Q_m$	P	ค่า $r_k(e_t)$					
6	3.61	0.4613	0.077	-0.121	-0.137	-0.095	-0.026	-0.031
12	4.82	0.9029	-0.094	-0.052	-0.013	-0.010	-0.012	0.058
18	7.75	0.9558	0.062	0.075	-0.077	-0.130	0.024	0.011
24	14.16	0.8958	-0.093	-0.065	0.005	0.052	0.128	0.171

จากตารางที่ 29 พบว่า ค่าประมาณสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ที่อยู่ห่างกัน 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ เป็นอิสระกันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ตารางที่ 30 การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่าง  $e_t$  กับ  $(\alpha_t)$

k	$Q_m$	P	ค่า $r_k(e_t, \alpha_t)$					
6	2.19	0.7000	-0.034	0.014	0.133	0.033	0.075	-0.083
12	5.11	0.8840	-0.033	-0.111	-0.066	-0.108	-0.002	0.119
18	6.57	0.9807	0.038	-0.012	0.053	-0.026	0.053	0.117
24	9.06	0.9930	-0.092	-0.001	-0.086	-0.093	-0.023	0.110

จากตารางที่ 30 การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างความคลาดเคลื่อนกับอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่ทำ prewhitening แล้ว  $(\alpha_t)$  หรือ  $r_k(e_t, \alpha_t)$  พบว่า การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างความคลาดเคลื่อนกับอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 ที่ทำ prewhitening แล้ว  $(\alpha_t)$  ไม่มีความสัมพันธ์กัน ที่ระดับนัยสำคัญที่ระดับ 0.05

จากการทดสอบความเหมาะสมของรูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้าย พบว่า การทดสอบพารามิเตอร์ในรูปแบบ การทดสอบความเป็นอิสระด้วยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนที่ช่วงเวลาห่าง 6 12 18 และ 24 ช่วงเวลา ตามลำดับ ด้วยการทดสอบสหสัมพันธ์แบบอัตโนมัติของ Box-Ljung ( $Q_m$ ) และ การทดสอบความสัมพันธ์ของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ร่วมระหว่างความคลาดเคลื่อน ( $e_t$ ) กับ อนุกรมเวลาเข้าที่ทำ prewhitening แล้ว ( $\alpha_t$ ) พบว่า รูปแบบทรานสเฟอร์สุดท้ายที่กำหนดมีความเหมาะสม



### 2.2.5 วิธีการพยากรณ์ร่วม

วิธีการพยากรณ์ร่วมจะพิจารณาจากค่าพยากรณ์เดี่ยวของแต่ละวิธีที่มีตัวแบบเหมาะสมที่สุด ซึ่งมีทั้งหมด 4 ตัวแบบ เลือกมาพิจารณาทีละ 2 และ 3 ตัวแบบ ตามลำดับ จะได้ตัวแบบที่ใช้วิธีหาค่าพยากรณ์ร่วมทั้งหมด 10 ตัวแบบ ซึ่งตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์ คือ ตัวแบบถดถอย โดยที่ไม่มีค่า Intercept

$$\hat{Y}_t = \beta_1 \hat{Y}_{1,t} + \beta_2 \hat{Y}_{2,t} + \dots + \beta_p \hat{Y}_{p,t} + \varepsilon_t$$

โดยที่	$\hat{Y}_t$	แทน	ค่าพยากรณ์จากรวมวิธีการพยากรณ์ร่วม ณ เวลา t
	$\hat{Y}_{1,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ 1 ณ เวลา t
	$\hat{Y}_{2,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ 2 ณ เวลา t
	$\hat{Y}_{p,t}$	แทน	ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีการพยากรณ์ที่ p ณ เวลา t
	$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$	แทน	สัมประสิทธิ์การถดถอย
	$\varepsilon_t$	แทน	ความผิดพลาดสุ่ม ณ เวลา t

ทำการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดของทั้ง 10 ตัวแบบ ซึ่งแสดงผลในตารางที่ 31

ตารางที่ 31 ค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ร่วม อนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน

ตัวแบบ	F	sig	$\beta_1$	sig	$\beta_2$	sig	$\beta_3$	sig	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
HWS และ DEC	2,998.68	0.000	0.544	0.000	0.458	0.000	-	-	0.988	1.613
HWS และ B-J	2,368.42	0.000	0.906	0.000	0.088	0.524	-	-	0.988	1.901
HWS และ Transfer	2,664.13	0.000	0.657	0.000	0.338	0.008	-	-	0.987	1.911
DEC และ B-J	2,787.94	0.000	0.721	0.000	0.272	0.004	-	-	0.990	1.505
DEC และ Transfer	3,104.29	0.000	0.567	0.000	0.428	0.000	-	-	0.989	1.566
B-J และ Transfer	1,805.15	0.000	0.232	0.185	0.747	0.000	-	-	0.984	1.873

ตารางที่ 31 (ต่อ)

ตัวแบบ	F	sig	$\beta_1$	sig	$\beta_2$	sig	$\beta_3$	sig	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson
HWS DEC B-J	2,006.95	0.000	0.412	0.023	0.513	0.000	0.074	0.546	0.991	1.710
HWS DEC TRAN	2,115.46	0.000	0.251	0.120	0.439	0.000	0.308	0.009	0.990	1.704
HWE B-J TRAN	1,654.97	0.000	0.753	0.000	-0.092	0.577	0.337	0.060	0.989	1.987
DEC B-J TRAN	2,048.47	0.000	0.623	0.000	-0.008	0.955	0.385	0.012	0.991	1.595

จากตารางที่ 31 แสดงค่าประมาณพารามิเตอร์และการทดสอบความเหมาะสมของตัวแบบ พบว่า ทุกตัวแบบมีวิธีการพยากรณ์เดี่ยวอย่างน้อย 1 วิธี ที่สามารถอธิบายปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งได้ และ จากการทดสอบพารามิเตอร์ในตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีไฮลท์-วินเทอร์ และ วิธีแยกส่วนประกอบ ตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีไฮลท์-วินเทอร์ และรูปแบบทรานสเฟอร์ ตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีแยกส่วนประกอบ และวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และ ตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีแยกส่วนประกอบ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ โดยที่ทั้ง 4 ตัวแบบ มีค่าพารามิเตอร์ไม่เท่ากับ 0 และ จากการตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบโดยใช้สถิติ Durbin-Watson เปรียบเทียบกับค่าสถิติ Durbin-Watson จากตารางผนวกที่ 6 พบว่า ตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีแยกส่วนประกอบ และ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ มีความคลาดเคลื่อนที่มีความสัมพันธ์กัน ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบที่อธิบายความผันแปรที่เกิดขึ้นในปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งได้มากลำดับรองลงมา นั่นคือ ตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีแยกส่วนประกอบ กับ รูปแบบทรานสเฟอร์ และ ตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีไฮลท์-วินเทอร์ และ วิธีแยกส่วนประกอบ แต่เนื่องจากเมื่อพิจารณาจากตารางผนวกที่ 6 พบว่า ไม่สามารถสรุปได้ว่ามีสหสัมพันธ์ในตัวเองหรือไม่ จะต้องเก็บรวบรวมข้อมูลให้มากกว่านี้ ดังนั้นจะพิจารณาตัวแบบที่อธิบายความผันแปรได้มากลำดับรองลงมา นั่นคือ ตัวแบบที่ใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวของวิธีไฮลท์-วินเทอร์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ เมื่อพิจารณาจากตารางผนวกที่ 6 พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อนไม่มีสหสัมพันธ์กันในตัวเอง ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ดังนั้น ตัวแบบการพยากรณ์รวมที่ได้ คือ

$$\hat{Y}_t = 0.657\hat{Y}_{HWS,t} + 0.338\hat{Y}_{Transfer,t}$$

โดยที่

$\hat{Y}_t$	แทน ค่าพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ณ เวลา t
$\hat{Y}_{HWS,t}$	แทน ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีไฮลท์-วินเทอร์ ณ เวลา t
$\hat{Y}_{Transfer,t}$	แทน ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากรูปแบบทรานสเฟอร์ ณ เวลา t

## ตอนที่ 2 เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์และหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม

### ตารางที่ 32 เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์และหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม

วิธีการ พยากรณ์	อนุกรมเวลา ขนาด 48 เดือน			อนุกรมเวลา ขนาด 72 เดือน		
	MAPE	MAD	MSE	MAPE	MAD	MSE
HWS	4.90	739.42	927,255.65	10.23	1,184.05	2,788,358.53
DEC	4.18	632.48	750,391.25	9.59	1,108.52	2,984,280.13
B-J	4.22	663.84	775,251.16	13.33	1,594.92	4,949,099.65
Transfer	9.66	1,408.50	3,404,398.10	13.23	1,521.78	3,697,258.99
COM	4.08	636.36	672,988.45	10.03	1,186.03	2,579,811.44

#### 2.1 อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน

จากตารางที่ 32 พบว่า วิธีการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจากวิธี บ็อกซ์-เจนกินส์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ให้ค่า MAPE MAD และ MSE ต่ำที่สุด รองลงมา คือ วิธีแยกส่วนประกอบ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ วิธีโฮลท์-วินเทอร์ และรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ตามลำดับ

#### 2.2 อนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน

จากตารางที่ 32 พบว่า แยกส่วนประกอบ ให้ค่า MAPE MAD และ MSE ต่ำที่สุด รองลงมา คือ วิธีการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีโฮลท์-วินเทอร์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ ฟังก์ชัน วิธีโฮลท์-วินเทอร์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และ วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ ตามลำดับ

#### 2.3 การหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม

จากตารางที่ 32 พบว่า อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน จะให้ค่า MAPE , MAD และ MSE ต่ำกว่าอนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน จะสรุปได้ว่า ขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสมสำหรับใช้สร้างสมการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน คือ 48 เดือน

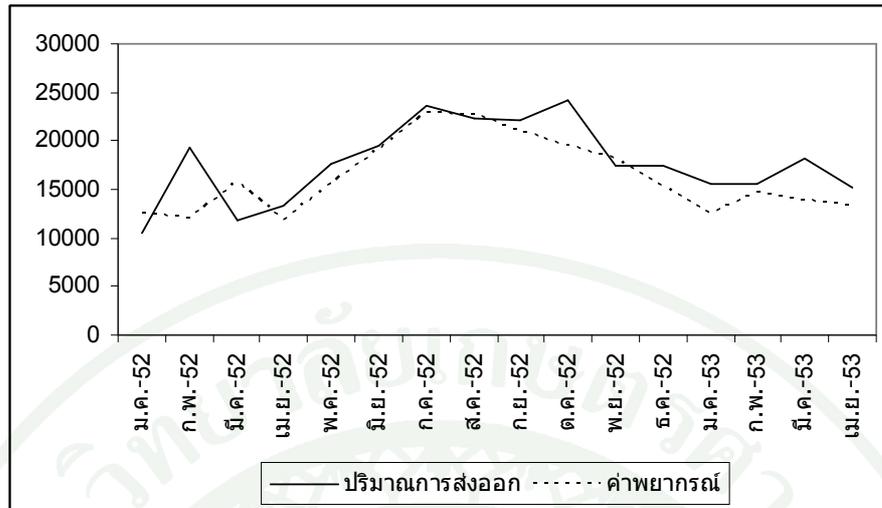
### ตอนที่ 3 พยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ล่วงหน้า 16 เดือน

จากการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์และการหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม พบว่า ขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสมสำหรับใช้สร้างสมการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือนคือ 48 เดือน และวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน เป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุด ดังนั้น จะใช้ตัวแบบจากวิธีการพยากรณ์ร่วมพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ล่วงหน้า 16 เดือน มีตัวแบบดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.806\hat{Y}_{B-J,t} + 0.194\hat{Y}_{Transfer,t}$$

ตารางที่ 33 ค่าพยากรณ์ล่วงหน้า 16 เดือน

เดือน	ปริมาณการส่งออก	ค่าพยากรณ์
ม.ค.-52	10,584	12,523.82
ก.พ.-52	19,363	11,941.26
มี.ค.-52	11,766	15,687.97
เม.ย.-52	13,272	11,846.39
พ.ค.-52	17,532	15,541.64
มิ.ย.-52	19,491	19,193.16
ก.ค.-52	23,715	22,922.32
ส.ค.-52	22,353	22,740.28
ก.ย.-52	22,171	21,078.00
ต.ค.-52	24,167	19,542.39
พ.ย.-52	17,478	18,120.23
ธ.ค.-52	17,366	15,341.39
ม.ค.-53	15,589	12,561.09
ก.พ.-53	15,650	14,557.63
มี.ค.-53	18,254	13,843.68
เม.ย.-53	15,120	13,252.78



ภาพที่ 36 การเปรียบเทียบปริมาณการส่งออกกับค่าพยากรณ์ล่วงหน้าจากวิธีการพยากรณ์ร่วม

#### ตอนที่ 4 การตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์

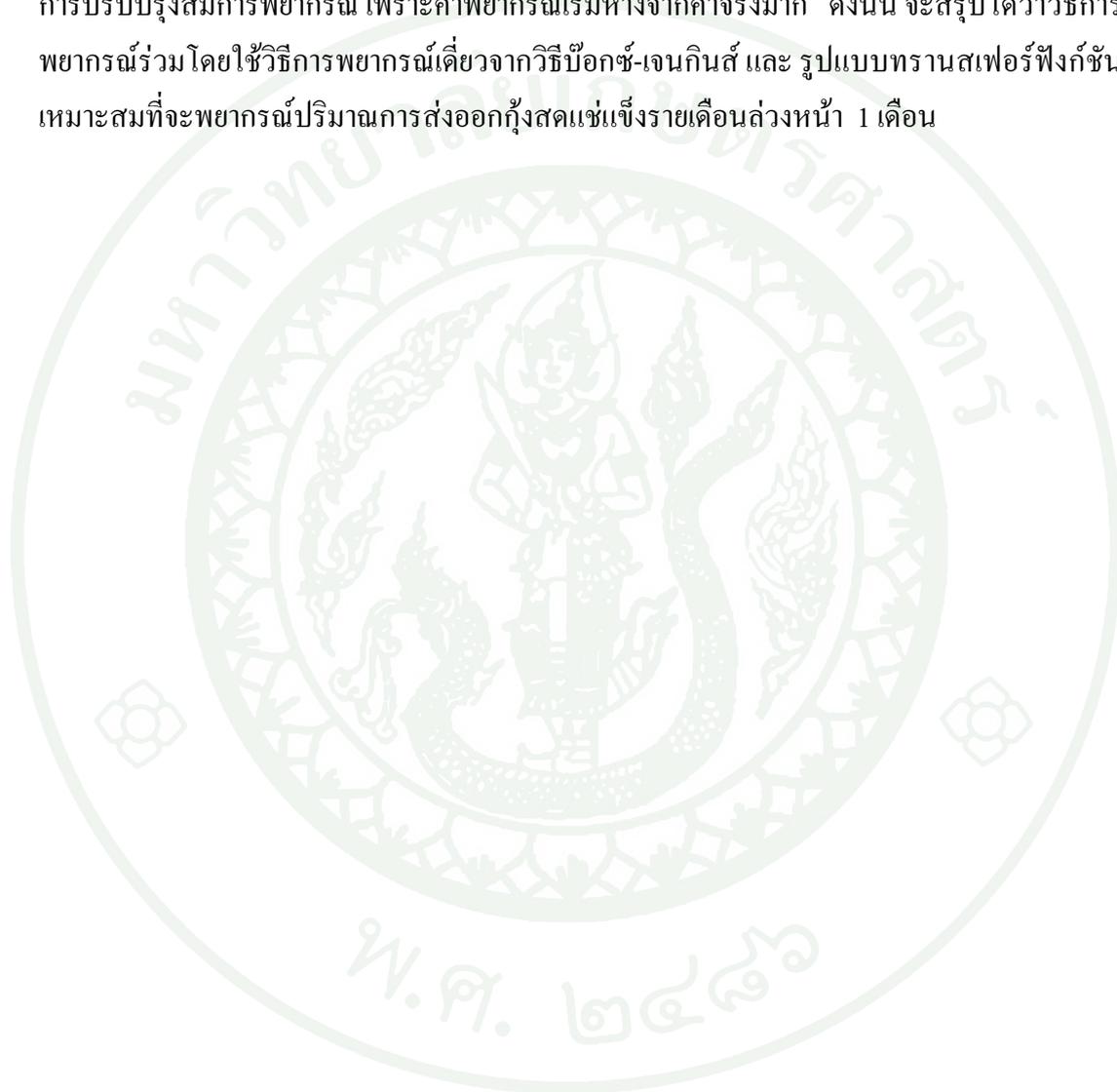
ตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์ จากวิธีการพยากรณ์ร่วม ด้วยค่า  $TS_1$  ,  $TS_2$  และ  $TS_3$  แสดงผลได้ดังตารางที่ 34

ตารางที่ 34 การตรวจสอบค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ร่วม

เดือน	ค่าจริง	ค่าพยากรณ์	$TS_1$	$TS_2$	$TS_3$
ม.ค.-52	10,584	12,523.82	-1,939.82	-1,939.82	
ก.พ.-52	19,363	11,941.26	7,421.74*	3,876.30	
มี.ค.-52	11,766	15,687.97	-3,921.97	900.64	
เม.ย.-52	13,272	11,846.39	1,425.61	1,492.78	2,985.56
พ.ค.-52	17,532	15,541.64	1,990.36	2,225.30	6,915.74
มิ.ย.-52	19,491	19,193.16	297.84	2,153.00	-208.16
ก.ค.-52	23,715	22,922.32	792.68	2,292.90	4,506.49
ส.ค.-52	22,353	22,740.28	-387.28	2,007.89	2,693.60
ก.ย.-52	22,171	21,078.00	1,093.00	2,257.39	1,796.24
ต.ค.-52	24,167	19,542.39	4,624.61	3,603.98	6,123.01
พ.ย.-52	17,478	18,120.23	-642.23	3,242.62	4,688.10
ธ.ค.-52	17,366	15,341.39	2,024.61	3,689.02	7,099.99
ม.ค.-53	15,589	12,561.09	3,027.91	4,384.09	9,034.90
ก.พ.-53	15,650	14,557.63	1,092.37	4,516.56	5,502.66
มี.ค.-53	18,254	13,843.68	4,410.32	5,502.15*	10,555.21
เม.ย.-53	15,120	13,252.78	1,867.22	5,794.24*	10,397.82
ช่วงควบคุม			± 5,364.25	± 5,364.25	± 10,728.49

หมายเหตุ \* อยู่นอกช่วงควบคุม

การตรวจสอบความถูกต้องของการพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจาก วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน ด้วยค่า  $TS_1$ ,  $TS_2$  และ  $TS_3$  ดังตารางที่ 34 โดยเทียบกับช่วงควบคุม พบว่า ค่า  $TS_1$  มีค่าอยู่นอกช่วงควบคุม เดือนกุมภาพันธ์ 2552 ค่า  $TS_2$  มีค่าอยู่นอกช่วงควบคุม ตั้งแต่เดือนมีนาคม 2553 ซึ่งเป็นสัญญาณเตือนว่าควรมีการปรับปรุงสมการพยากรณ์ เพราะค่าพยากรณ์เริ่มห่างจากค่าจริงมาก ดังนั้น จะสรุปได้ว่าวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันเหมาะสมที่จะพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือนล่วงหน้า 1 เดือน



## วิจารณ์

การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน โดยใช้วิธีการพยากรณ์ 5 วิธี คือ วิธีการปรับให้เรียบเอ็กซ์โปเนนเชียลของโฮลท์-วินเทอร์ วิธีการแยกส่วนประกอบวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน และการพยากรณ์ร่วม พบว่า

1. ค่าวัดความถูกต้องจากวิธีการพยากรณ์ที่ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน มีค่าสูงกว่าอนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน เนื่องจากว่าข้อมูลอนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน มีรูปแบบการเคลื่อนไหวที่มีรูปแบบที่แน่นอนและไม่แตกต่างกันมาก แต่อนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาไม่คงที่และไม่มีรูปแบบที่แน่นอนในช่วงต้น จึงทำให้ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากตัวแบบที่สร้างจากข้อมูลอนุกรมเวลาขนาด 72 เดือน มีค่าสูงกว่า

2. การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ด้วยรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน พบว่า อนุกรมเวลาเข้าที่นำมาศึกษา คือ ระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน มีแนวโน้มเป็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลา แต่อนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง มีแนวโน้มและฤดูกาลเป็นองค์ประกอบ ดังนั้นเวลาแปลงค่าอนุกรมเวลาต้องแปลงตามอนุกรมเวลาเข้า คือ หาผลต่างลำดับที่ 1 จึงทำให้ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ยังคงเหลือฤดูกาลเป็นองค์ประกอบ จึงทำให้ค่าวัดความถูกต้องของรูปแบบทรานสเฟอร์มีค่าค่อนข้างสูง

## สรุปและข้อเสนอแนะ

### สรุป

งานวิจัยนี้เป็นการศึกษาเพื่อหาขนาดอนุกรมเวลาและวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ได้ผลการศึกษาดังนี้

การทดสอบลักษณะอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน และขนาด 72 เดือน ด้วยการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเอง และ พิจารณาจากภาพการเคลื่อนไหวของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง พบว่า ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน มีแนวโน้มและฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ และ ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 72 เดือน มีความผันแปรไม่คงที่ และมีแนวโน้มฤดูกาลเป็นส่วนประกอบ

การวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้เทคนิคการพยากรณ์ได้ตัวแบบการพยากรณ์ดังตารางที่ 35 และ 36 ตามลำดับ

ตารางที่ 35 ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาดอนุกรมเวลา 48 เดือน

วิธีการพยากรณ์	สมการพยากรณ์
โสมท์-วินเทอร์	$\hat{Y}_{48+m} = [16,855.3311 + 140.1458(m)] \times \hat{S}_{48-L+m}$ <p>โดยที่ค่าของ <math>\hat{S}_{48-L+m}</math> จะเท่ากับ <math>\hat{S}_i^*</math> (1, 2, 3, ..., 12) เมื่อช่วงเวลา <math>t</math> ที่ <math>48-L+m</math> ตกอยู่ในฤดูกาลที่ <math>i</math> มีค่าดังนี้ 0.7432 , 0.7156 , 0.8411 , 0.6915 , 0.9300 , 1.0828 , 1.3459 , 1.4033 , 1.2097 , 1.1152 , 1.0470 และ 0.8747 ตามลำดับ</p>
แยกส่วนประกอบ	$\hat{Y}_t = (13,363.12 + 239.947t - 5.006t^2) \times \hat{S}_t \times \hat{C}_t$ <p>ซึ่ง <math>\hat{S}_t</math> เป็นค่าประมาณดัชนีของฤดูกาล มีค่าดังนี้ 0.7432 , 0.7157 , 0.8411 , 0.6915 , 0.9300 , 1.0828 , 1.3459 , 1.4033 , 1.2097 , 1.1152 , 1.0470 และ 0.8747 ตามลำดับ</p> <p><math>\hat{C}_t</math> เป็นค่าประมาณของวัฏจักร ดูได้จากตารางผนวกที่ 3</p>

ตารางที่ 35 (ต่อ)

วิธีการพยากรณ์	สมการพยากรณ์
บ็อกซ์-เจนกินส์	$\hat{Y}_t = (-43.342) + Y_{t-1} + Y_{t-12} - Y_{t-13} - 0.9841e_{t-1} - 0.8349e_{t-12} + 0.8216e_{t-13}$
รูปแบบทรานส์เฟอร์	$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + 285.4981X_{t-1} - 285.4981X_{t-2} + 285.4981X_{t-7} - 285.4981X_{t-8} + 0.58389e(Y_{t-6}) - Y_{t-6} + Y_{t-7}$ โดยที่ $Y_t$ แทน ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง $X_t$ แทน ระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95
พยากรณ์รวม	$\hat{Y}_t = 0.806\hat{Y}_{B-J,t} + 0.194\hat{Y}_{Transfer,t}$

ตารางที่ 36 ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน ขนาดอนุกรมเวลา 72 เดือน

วิธีการพยากรณ์	สมการพยากรณ์
โสมท์-วินเทอร์	$\hat{Y}_{72+m} = [15,425.1353 + 21.0972(m)] \times \hat{S}_{72-L+m}$ โดยที่ค่าของ $\hat{S}_{72-L+m}$ จะเท่ากับ $\hat{S}_i^*$ (1, 2, 3, ..., 12) เมื่อช่วงเวลาที่ 72-L+m ตกอยู่ในฤดูกาลที่ i มีค่าดังนี้ 0.7885, 0.7399, 0.7860, 0.6889, 0.8858, 1.1087, 1.2730, 1.3086, 1.2453, 1.1797, 1.0567 และ 0.9389 ตามลำดับ
แยกส่วนประกอบ	$\hat{Y}_t = (9,272.605 + 208.36t - 1.205t^2) \times \hat{S}_t \times \hat{C}_t$ ซึ่ง $\hat{S}_t$ เป็นค่าประมาณดัชนีของฤดูกาล มีค่าดังนี้ 0.7886, 0.7399, 0.7860, 0.6889, 0.8859, 1.1087, 1.2730, 1.3086, 1.2453, 1.1797, 1.0567 และ 0.9389 ตามลำดับ $\hat{C}_t$ เป็นค่าประมาณของวัฏจักร ดูได้จากตารางผนวกที่ 4
บ็อกซ์-เจนกินส์	$\hat{Y}_t = Y_{t-1} + Y_{t-12} - Y_{t-13} - 0.3054e_{t-1} - 0.3539e_{t-6} - 0.4472e_{t-12} + 0.1365748e_{t-13} + 0.158264e_{t-18}$

ตารางที่ 36 (ต่อ)

วิธีการพยากรณ์	สมการพยากรณ์
รูปแบบ ทรานสเฟอร์	$\hat{Y}_t = (145.02944 \times (X_{t-1} - X_{t-2})) - 0.60299e(Y_{t-1}) - 0.36639e(Y_{t-6})$ $+ 0.2209295e(Y_{t-7}) + 0.40845e(Y_{t-12}) - 0.2462912e(Y_{t-13})$ $- 0.14965e(Y_{t-18}) + 0.0902374e(Y_{t-19}) + (0.60299 \times (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + Y_{t-1})$ <p>โดยที่ <math>Y_t</math> แทน ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง  <math>X_t</math> แทน ระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95</p>
พยากรณ์รวม	$\hat{Y}_t = 0.657\hat{Y}_{HWS,t} + 0.0338\hat{Y}_{Transfer,t}$

การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ ด้วยค่า MAD MSE และ MAPE พบว่า อนุกรมเวลา ขนาด 48 เดือน วิธีการพยากรณ์รวมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน เป็นวิธีที่เหมาะสมกับลักษณะของข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งมากที่สุด เนื่องจาก ให้ค่า MAD MSE และ MAPE ต่ำที่สุด และ อนุกรมเวลา ขนาด 72 เดือน วิธีแยกส่วนประกอบ เป็นวิธีที่เหมาะสมกับลักษณะของข้อมูลมากที่สุด เนื่องจาก ให้ค่า MAD MSE และ MAPE ต่ำที่สุด

การหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสมที่ใช้สำหรับสร้างสมการพยากรณ์ พบว่า อนุกรมเวลา ขนาด 48 เดือน เหมาะสมที่จะใช้สร้างสมการพยากรณ์ เนื่องจากค่าวัดความถูกต้องจากข้อมูล อนุกรมเวลา 48 เดือน มีค่าต่ำกว่า อนุกรมเวลา ขนาด 72 เดือน

จากการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์และการหาขนาดอนุกรมเวลาที่เหมาะสม พบว่า อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน เหมาะสมที่จะนำไปสร้างสมการพยากรณ์ และวิธีการพยากรณ์รวม โดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และรูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันเป็นวิธีการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด มีตัวแบบ ดังนี้

$$\hat{Y}_t = 0.806\hat{Y}_{B-J,t} + 0.194\hat{Y}_{Transfer,t}$$

จากค่าพยากรณ์ที่ได้นำมาตรวจสอบ ด้วยค่า  $TS_1 (e_t)$ ,  $TS_2 (SUM_t / \sqrt{t})$  และ  $TS_3 (MTE_t)$  พบว่า ค่าพยากรณ์ที่ได้จากวิธีการพยากรณ์ร่วมโดยใช้วิธีการพยากรณ์เดี่ยวจากวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ และ รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน มีค่าอยู่นอกช่วงควบคุมเดือนกุมภาพันธ์ 2552 แสดงว่า วิธีการพยากรณ์ร่วมเหมาะสมที่จะพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือนล่วงหน้า 1 เดือน

### ข้อเสนอแนะ

1. การวิเคราะห์โดยใช้รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชันอนุกรมเวลาเข้าใช้ระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน โดยที่ระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน มีความสัมพันธ์กับปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือนค่อนข้างน้อย ประมาณ 0.504 โดยที่การศึกษาครั้งต่อไป ควรนำจะหาอนุกรมเวลาเข้าที่มีความสัมพันธ์กันมากกว่านี้ เช่น ปริมาณผลผลิตกุ้งภายในประเทศ ราคากุ้งส่งออก เป็นต้น
2. ในการทำงานวิจัยครั้งต่อไปควรมีการเพิ่มเทคนิคการพยากรณ์ที่ทันสมัย เช่น แบบจำลองโครงข่ายประสาทเทียม และ รูปแบบ ARIMA intervention เป็นต้น
3. ในการศึกษาครั้งต่อไปอาจมีการนำวิธีการพยากรณ์ไปประยุกต์ใช้กับข้อมูลสินค้าประเภทอื่นๆ เช่น ราคาน้ำมัน ราคายางพารา เป็นต้น

## เอกสารและสิ่งอ้างอิง

- ณัฐมา ลิมากุล และ รวิพิมพ์ ฉวีสุข. 2552. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกุ้งขาวแช่แข็งของประเทศไทยไปยังประเทศสหรัฐอเมริกาและประเทศญี่ปุ่นด้วยเทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลา, น. 189-200 ใน การประชุมสัมมนาวิชาการด้านการจัดการโลจิสติกส์และโซ่อุปทาน ครั้งที่ 9. มหาวิทยาลัยบูรพา, ชลบุรี.
- ทรงศิริ แต่สมบัติ. 2549. การพยากรณ์เชิงปริมาณ. มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.
- ธัญพร อริยะเสรี. 2552. การพยากรณ์อัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- ธนาคารแห่งประเทศไทย. 2553. ราคาสินค้าอุตสาหกรรมที่สำคัญ : น้ำมันเบนซิน 95. แหล่งที่มา: <http://www2.bot.or.th/statistics/BOTWEBSTAT.aspx?reportID=90&language=TH>, 30 กันยายน 2553.
- ผกากรอง เทพรักษ์. 2546. การพยากรณ์ราคาผลผลิตทางการเกษตรในตลาดการซื้อขายล่วงหน้า: กรณีศึกษายางพารา. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- พจนาน สุณฑโร. 2549. รูปแบบการพยากรณ์การออมทรัพย์และการกู้ยืม: กรณีศึกษาสหกรณ์การเกษตรหาดใหญ่ จำกัด อำเภอหาดใหญ่ จังหวัดสงขลา. วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.
- พรทิพย์ ฉัตรชัยพันธ์ และ วลัยลักษณ์ อัคริรวงศ์. 2547. ตัวแบบอนุกรมเวลาสำหรับการพยากรณ์ราคายางพาราแผ่นดิบรมควันชั้น 3 กรณีศึกษาเปรียบเทียบโดยวิธี บ็อกซ์ และเจนกินส์ และวิธีทรานส์เฟอร์ฟังก์ชัน. น. 7-17 ใน การประชุมวิชาการด้านการวิจัยดำเนินงาน ประจำปี พ.ศ.2547. ภาควิชาสถิติประยุกต์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าเจ้าคุณทหารลาดกระบัง, กรุงเทพฯ.

มุกดา แม้นมิตร. 2549. **อนุกรมเวลาและการพยากรณ์**. บริษัทไพร์พรีนติ้ง จำกัด, กรุงเทพฯ.

สมเกียรติ เกตุเอี่ยม. 2548. **เทคนิคการพยากรณ์**. มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.

สมหญิง โชติศักดิ์ และ รวิพิมพ์ ณีวิสุข. 2551. เทคนิคการวิเคราะห์อนุกรมเวลาเพื่อการพยากรณ์ ปริมาณผลผลิตกุ้งขาวแวนนาไมและกุ้งกุลาดำ. ใน การประชุมสัมมนาวิชาการด้านการจัดการโลจิสติกส์และโซ่อุปทาน ครั้งที่ 8. มหาวิทยาลัยบูรพา, ชลบุรี.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2552. **สถานการณ์สินค้าเกษตรที่สำคัญและแนวโน้ม ปี 2553**. 150 หน้า

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2553. **สถิติการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน**. แหล่งที่มา: [http://www.oae.go.th/oae\\_report/export\\_import/export.php](http://www.oae.go.th/oae_report/export_import/export.php), 31 มีนาคม 2553.

อัจฉรวรรณ ปิ่นสุกาญจนะ. 2539. การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแบบคลาสสิก, น. 116-167. ใน วิชิต หล่อจิระหุณหกุล สมบูรณ์วัลย์ สัตยารักษ์วิทย์ จิราวัลย์ จิรทเวช และ อัจฉรวรรณ ปิ่นสุกาญจนะ. **เทคนิคการพยากรณ์**. จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, กรุงเทพฯ.

Armstrong, J.S. 2001. **Combining Forecasts**. Principles of Forecasting : A Handbook for Researchers and Practitioners, Kluwer Academic Publishers : 417-439.

Brocklebank, J.C. and D.A. Dickey. 2003. **SAS for Forecasting Time Series**. 2<sup>th</sup> ed. Cary, NC:SAS Institute Inc, United States of America.

Dobre, I. and A.A. Alexandru. 2008. **Modelling Unemployment Rate Using Box-Jenkins Procedure**. Journal of Applied Quantitative Methods Vol.3 , No. 2 :156-166.

Farnum, N.R. and L.W. Stanton. 1989. **Quantitative Forecasting Methods**. PWS-KENT Publishing Co. California State University-Fullerton , United States of America.

- Loganathan , Nanthakumar and Y. Ibrahim. 2010. **Forecasting International Tourism Demand in Malaysia Using Box Jenkins Sarima Application.** South Asian Journal of Tourism and Heritage , Vol. 3 , No. 2 : 50-60.
- Savin, N.E. and K.J. White. 1977. **The Durbin-Watson Test for Serial Correlation with Extreme Sample Sizes or Many Regressors,** *Econometrica*, 45(8) : 1989-1996.
- Shujie Shen , Gang Li and Haiyan Song. 2010. **Combination Forecasts of International Tourism Demand.** *Annals of Tourism Research*, Vol. 38 , No.1 : 72-89.
- Wilson, J.H. and B. Keating . 2002. **Business Forecasting with Accompanying Excel-Based ForecastX™ Software.** Fourth Edition. The McGraw-Hill Companies, Inc, New York, United States of America.





**ภาคผนวก ก**

ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน  
และข้อมูลอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน

ตารางผนวกที่ 1 ข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน

เดือน/ปี	2546	2547	2548	2549	2550	2551	2552	2553
มกราคม	8,330	12,693	9,318	9,712	12,052	11,927	10,584	15,589
กุมภาพันธ์	7,370	12,765	9,049	10,014	11,521	10,861	19,363	15,650
มีนาคม	7,449	5,968	8,980	12,461	13,541	12,910	11,766	18,254
เมษายน	7,961	6,644	8,199	9,764	11,171	11,601	13,272	15,120
พฤษภาคม	9,711	6,827	11,127	12,622	15,230	15,340	17,532	
มิถุนายน	8,881	8,244	15,446	15,883	19,348	17,408	19,491	
กรกฎาคม	10,819	9,630	20,538	19,071	21,553	22,492	23,715	
สิงหาคม	11,805	8,142	18,532	22,045	22,061	22,657	22,353	
กันยายน	13,515	12,494	15,607	18,965	19,619	21,176	22,171	
ตุลาคม	13,383	12,563	14,724	17,502	18,028	20,287	24,167	
พฤศจิกายน	9,694	13,512	14,585	16,002	16,963	16,189	17,478	
ธันวาคม	10,517	12,991	11,863	14,108	14,179	14,290	17,366	

ที่มา: สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (2553)

ตารางผนวกที่ 2 ข้อมูลอนุกรมเวลาระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 เฉลี่ยรายเดือน

เดือน/ปี	2546	2547	2548	2549	2550	2551	2552	2553
มกราคม	16.8	17.11	19.37	26.72	25.71	33.17	30.59	41.94
กุมภาพันธ์	17.07	16.99	20.13	26.51	25.63	32.92	34.85	42.38
มีนาคม	16.99	16.99	21.91	26.89	27.34	34.01	35.35	43.15
เมษายน	16.86	16.99	22.74	27.94	28.68	35.31	37.05	43.53
พฤษภาคม	16.25	17.47	22.4	28.99	29.99	38.2	38.25	
มิถุนายน	15.41	18.31	23.17	29.66	30	41.44	39.67	
กรกฎาคม	16.34	18.85	25.52	29.97	29.85	42.89	39.27	
สิงหาคม	17.19	20.74	26.05	29.72	28.53	39.24	41.23	
กันยายน	16.36	21.79	27.35	26.87	29.39	38.32	40.5	
ตุลาคม	16.32	22.02	27.19	25.64	30.31	34.9	39.95	
พฤศจิกายน	16.58	21.62	25.44	25.54	32.07	29.46	41.34	
ธันวาคม	17.06	19.86	25.46	26.19	32.62	27.78	41.02	

ที่มา: ธนาคารแห่งประเทศไทย (2553)



ตารางผนวกที่ 3 การแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง ขนาด 48 เดือน

ปริมาณการส่งออก (T*S*C*I)	$\hat{S}$	T*C*I	T*C	T*C (2)	$\hat{T}$	C*I	$\hat{C}$	$\hat{I}$
9,318	0.74317	12,538.11			13,598.06	0.9221	0.8585	1.0740
9,049	0.71569	12,643.75			13,822.99	0.9147	0.8523	1.0732
8,980	0.84110	10,676.45			14,037.91	0.7605	0.8624	0.8819
8,199	0.69155	11,856.02			14,242.81	0.8324	0.8431	0.9873
11,127	0.92998	11,964.76			14,437.71	0.8287	0.8334	0.9944
15,446	1.08276	14,265.33			14,622.59	0.9756	0.9277	1.0516
20,538	1.34588	15,259.91	13,000.63		14,797.46	1.0313	0.9084	1.1353
18,532	1.40329	13,206.07	13,044.81		14,962.31	0.8826	0.8759	1.0077
15,607	1.20970	12,901.57	13,157.17		15,117.16	0.8534	0.8905	0.9584
14,724	1.11522	13,202.82	13,502.06		15,261.99	0.8651	0.8915	0.9703
14,585	1.04701	13,930.11	13,690.64		15,396.81	0.9047	0.8840	1.0235
11,863	0.87468	13,562.68	13,824.61		15,521.62	0.8738	0.9108	0.9593
9,712	0.74317	13,068.27	13,858.24	13,747.63	15,636.42	0.8358	0.9037	0.9248
10,014	0.71569	13,992.10	13,767.41	13,892.71	15,741.2	0.8889	0.8973	0.9907

ตารางผนวกที่ 3 (ต่อ)

ปริมาณการส่งออก (T*S*C*I)	$\hat{S}$	T*C*I	T*C	T*C (2)	$\hat{T}$	C*I	$\hat{C}$	$\hat{I}$
12,461	0.84110	14,815.07	13,976.02	14,055.98	15,835.98	0.9355	0.9078	1.0305
9,764	0.69155	14,119.06	14,207.35	14,224.50	15,920.74	0.8868	0.8875	0.9992
12,622	0.92998	13,572.32	14,414.93	14,373.20	15,995.49	0.8485	0.8774	0.9671
15,883	1.08276	14,668.93	14,527.71	14,520.32	16,060.22	0.9134	0.9766	0.9352
19,071	1.34588	14,169.91	14,741.60	14,675.74	16,114.95	0.8793	0.9563	0.9195
22,045	1.40329	15,709.47	15,003.99	14,850.59	16,159.66	0.9721	0.9220	1.0544
18,965	1.20970	15,677.46	15,179.46	15,045.81	16,194.36	0.9681	0.9374	1.0327
17,502	1.11522	15,693.82	15,286.46	15,223.72	16,219.05	0.9676	0.9385	1.0310
16,002	1.04701	15,283.48	15,456.01	15,386.12	16,233.73	0.9415	0.9306	1.0117
14,108	0.87468	16,129.33	15,689.71	15,534.49	16,238.39	0.9933	0.9589	1.0359
12,052	0.74317	16,216.92	15,956.39	15,679.83	16,233.05	0.9990	0.9863	1.0129
11,521	0.71569	16,097.76	16,110.06	15,807.92	16,217.69	0.9926	0.9793	1.0136
13,541	0.84110	16,099.09	16,111.02	15,912.97	16,192.32	0.9942	0.9908	1.0035
11,171	0.69155	16,153.63	16,156.07	15,996.99	16,156.93	0.9998	0.9687	1.0321

ตารางผนวกที่ 3 (ต่อ)

ปริมาณการส่งออก (T*S*C*I)	$\hat{S}$	T*C*I	T*C	T*C (2)	$\hat{T}$	C*I	$\hat{C}$	$\hat{I}$
15,230	0.92998	16,376.67	16,195.37	16,066.89	16,111.54	1.0165	0.9575	1.0615
19,348	1.08276	17,869.07	16,271.86	16,126.98	16,056.13	1.1129	1.0659	1.0441
21,553	1.34588	16,014.06	16,278.62	16,168.41	15,990.71	1.0015	1.0437	0.9596
22,061	1.40329	15,720.87	16,264.61	16,175.18	15,915.28	0.9878	1.0063	0.9816
19,619	1.20970	16,218.09	16,187.76	16,173.99	15,829.84	1.0245	1.0231	1.0014
18,028	1.11522	16,165.47	16,125.24	16,175.67	15,734.38	1.0274	1.0243	1.0030
16,963	1.04701	16,201.33	16,177.06	16,182.53	15,628.92	1.0366	1.0156	1.0207
14,179	0.87468	16,210.51	16,186.91	16,200.18	15,513.44	1.0449	1.0465	0.9985
11,927	0.74317	16,048.73	16,037.61	16,206.32	15,387.95	1.0429	1.1030	0.9455
10,861	0.71569	15,175.57	16,095.75	16,212.79	15,252.44	0.9950	1.0951	0.9086
12,910	0.84110	15,348.89	16,131.14		15,106.93	1.0160	1.1080	0.9170
11,601	0.69155	16,775.43	16,238.40		14,951.40	1.1220	1.0832	1.0358
15,340	0.92998	16,494.96	16,407.20		14,785.86	1.1156	1.0708	1.0419

ตารางภาคผนวกที่ 3 (ต่อ)

ปริมาณการส่งออก (T*S*C*I)	$\hat{S}$	T*C*I	T*C	T*C (2)	$\hat{T}$	C*I	$\hat{C}$	$\hat{I}$
17,408	1.08276	16,077.36	16,345.59		14,610.31	1.1004	1.1919	0.9232
22,492	1.34588	16,711.75	16,356.17		14,424.75	1.1585	1.1671	0.9927
22,657	1.40329	16,145.58			14,229.17	1.1347	1.1253	1.0084
21,176	1.20970	17,505.19			14,023.59	1.2483	1.1440	1.0911
20,287	1.11522	18,191.09			13,807.99	1.3174	1.1454	1.1502
16,189	1.04701	15,462.09			13,582.38	1.1384	1.1357	1.0024
14,290	0.87468	16,337.41			13,346.75	1.2241	1.1702	1.0460

หมายเหตุ T\*C (2) หมายถึง การหาค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ 12 เดือน ครั้งที่ 2

ขั้นตอนการหาส่วนประกอบต่างๆ ของอนุกรมเวลา (อัจฉราวรรณ, 2539)

1. จากสมการที่ 1 ซึ่งเป็นปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็งรายเดือน นำไปหาส่วนประกอบ การเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล ( $\hat{S}$ ) นำมาเขียนไว้ในสมการที่ 2
2. นำส่วนประกอบเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล ( $\hat{S}$ ) ไปหารข้อมูลปริมาณการส่งออกกุ้ง สดแช่แข็งรายเดือน ดังนั้นส่วนประกอบที่เหลือ คือ แนวโน้ม วัฏจักร และ ความผันแปรที่ไม่ แน่นนอน แสดงผลได้ดังสมการที่ 3
3. เพื่อกำจัดเอาความผันแปรที่ไม่แน่นอนไปบางส่วน จึงทำการเฉลี่ยเคลื่อนที่ 12 เทอม ของส่วนประกอบ  $T \cdot C \cdot I$  ในสมการที่ 3 ได้ผลลัพธ์ดังสมการที่ 4 และทำการเฉลี่ยเคลื่อนที่ 12 เทอม ซ้ำอีกครั้งหนึ่ง เพื่อให้เรียบมากขึ้น จะได้ส่วนที่เหลือ คือ  $T \cdot C$  แสดงผลได้ดังสมการที่ 5
4. นำสมการที่ 5 ไปหาค่าประมาณแนวโน้ม ซึ่งได้สมการแนวโน้มของปริมาณการส่งออก กุ้งสดแช่แข็ง
5. จากสมการแนวโน้มที่ได้ นำไปประมาณค่าแนวโน้มของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่ แข็งรายเดือน แสดงค่าประมาณได้ดังสมการที่ 6
6. นำค่าประมาณแนวโน้มในสมการที่ 6 ไปหาร  $T \cdot C \cdot I$  ในสมการที่ 3 จะได้  $C \cdot I$  ในสมการ ที่ 7
7. นำค่าที่ได้ในสมการที่ 7 ไปจัดเรียงให้ช่วงเวลาภายในฤดูกาลตรงกัน และในแต่ละปี และแต่ละเดือนของทุกๆ ปี ให้หาค่ามัธยฐานเพื่อกำจัดความผันแปรที่ไม่แน่นอนออกไป ซึ่งจะได้ ค่าประมาณของวัฏจักรในแต่ละปี และ ค่าประมาณของวัฏจักรในแต่ละเดือน โดยที่ผลบวกของ ค่าวัฏจักรรายเดือนต้องมีค่าเท่ากับ 12 เมื่อได้ค่าประมาณของวัฏจักรประจำเดือนแล้ว ค่าประมาณ ของวัฏจักรประจำเดือนในแต่ละปี จึงอาจเขียนได้เป็นผลคูณระหว่างค่าประมาณวัฏจักร ประจำเดือนกับค่าประมาณวัฏจักรประจำปี แสดงผลได้ดังสมการที่ 8

8. เมื่อประมาณค่าการเปลี่ยนแปลงฤดูกาล แนวโน้ม และ วัฏจักร เสร็จแล้ว นำทั้ง 3 ส่วนประกอบไปหารข้อมูลอนุกรมเวลาปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง จะได้ค่าประมาณของความผันแปรที่ไม่แน่นอน แสดงผลได้ดังสมการที่ 9



ตารางผนวกที่ 4 การแยกส่วนประกอบของอนุกรมเวลาของปริมาณการส่งออกกุ้งสดแช่แข็ง  
ขนาด 72 เดือน

ปริมาณการส่งออก	$\hat{T}$	$\hat{S}$	$\hat{C}$	$\hat{I}$
8,330	9,479.76	0.78855	0.9429	1.1818
7,370	9,684.51	0.73986	0.9584	1.0732
7,449	9,886.84	0.78604	0.9984	0.9600
7,961	10,086.77	0.68888	0.9805	1.1685
9,711	10,284.28	0.88585	0.9924	1.0741
8,881	10,479.39	1.10873	0.9422	0.8113
10,819	10,672.08	1.27297	1.0175	0.7827
11,805	10,862.37	1.30857	1.0201	0.8141
13,515	11,050.24	1.24529	0.9788	1.0034
13,383	11,235.71	1.17973	0.9467	1.0665
9,694	11,418.76	1.05665	0.9705	0.8279
10,517	11,599.41	0.9389	0.9383	1.0292
12,693	11,777.64	0.78855	0.7499	1.8224
12,765	11,953.47	0.73986	0.7623	1.8934
5,968	12,126.88	0.78604	0.7941	0.7884
6,644	12,297.89	0.68888	0.7799	1.0056
6,827	12,466.48	0.88585	0.7893	0.7832
8,244	12,632.67	1.10873	0.7494	0.7854
9,630	12,796.44	1.27297	0.8093	0.7305
8,142	12,957.81	1.30857	0.8114	0.5918
12,494	13,116.76	1.24529	0.7785	0.9825
12,563	13,273.31	1.17973	0.7530	1.0655
13,512	13,427.44	1.05665	0.7719	1.2338
12,991	13,579.17	0.9389	0.7463	1.3654
9,318	13,728.48	0.78855	0.8418	1.0225

## ตารางผนวกที่ 4 (ต่อ)

ปริมาณการส่งออก	$\hat{T}$	$\hat{S}$	$\hat{C}$	$\hat{I}$
9,049	13,875.39	0.73986	0.8557	1.0301
8,980	14,019.88	0.78604	0.8914	0.9142
8,199	14,161.97	0.68888	0.8754	0.9600
11,127	14,301.64	0.88585	0.8860	0.9913
15,446	14,438.91	1.10873	0.8412	1.1470
20,538	14,573.76	1.27297	0.9084	1.2186
18,532	14,706.21	1.30857	0.9108	1.0573
15,607	14,836.24	1.24529	0.8739	0.9666
14,724	14,963.87	1.17973	0.8452	0.9868
14,585	15,089.08	1.05665	0.8665	1.0557
11,863	15,211.89	0.9389	0.8377	0.9915
9,712	15,332.28	0.78855	0.8813	0.9115
10,014	15,450.27	0.73986	0.8959	0.9779
12,461	15,565.84	0.78604	0.9332	1.0913
9,764	15,679.01	0.68888	0.9165	0.9864
12,622	15,789.76	0.88585	0.9276	0.9729
15,883	15,898.11	1.10873	0.8807	1.0232
19,071	16,004.04	1.27297	0.9511	0.9843
22,045	16,107.57	1.30857	0.9535	1.0969
18,965	16,208.68	1.24529	0.9149	1.0270
17,502	16,307.39	1.17973	0.8849	1.0281
16,002	16,403.68	1.05665	0.9071	1.0177
14,108	16,497.57	0.9389	0.8770	1.0386
12,052	16,589.04	0.78855	0.9179	1.0037
11,521	16,678.11	0.73986	0.9331	1.0007

## ตารางผนวกที่ 4 (ต่อ)

ปริมาณการส่งออก	$\hat{T}$	$\hat{S}$	$\hat{C}$	$\hat{I}$
13,541	16,764.76	0.78604	0.9720	1.0572
11,171	16,849.01	0.68888	0.9545	1.0083
15,230	16,930.84	0.88585	0.9661	1.0511
19,348	17,010.27	1.10873	0.9172	1.1184
21,553	17,087.28	1.27297	0.9905	1.0003
22,061	17,161.89	1.30857	0.9931	0.9892
19,619	17,234.08	1.24529	0.9529	0.9593
18,028	17,303.87	1.17973	0.9216	0.9582
16,963	17,371.24	1.05665	0.9448	0.9781
14,179	17,436.21	0.9389	0.9134	0.9482
11,927	17,498.76	0.78855	0.9108	0.9490
10,861	17,558.91	0.73986	0.9259	0.9030
12,910	17,616.64	0.78604	0.9645	0.9666
11,601	17,671.97	0.68888	0.9472	1.0061
15,340	17,724.88	0.88585	0.9586	1.0191
17,408	17,775.39	1.10873	0.9102	0.9705
22,492	17,823.48	1.27297	0.9829	1.0086
22,657	17,869.17	1.30857	0.9855	0.9833
21,176	17,912.44	1.24529	0.9456	1.0040
20,287	17,953.31	1.17973	0.9145	1.0474
16,189	17,991.76	1.05665	0.9375	0.9083
14,290	18,027.81	0.9389	0.9064	0.9315

## วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน

Estimates at each iteration

การประมาณค่าพารามิเตอร์โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ประมาณค่าพารามิเตอร์จนกว่าจะได้ค่าคงที่

Iteration	SSE	Parameters		
0	72,193,870	0.100	0.100	-7.986
1	62,455,919	0.250	0.242	-15.601
2	54,641,125	0.376	0.392	-20.196
3	48,449,497	0.488	0.542	-23.167
4	43,618,780	0.596	0.692	-25.043
5	40,459,484	0.738	0.841	-27.241
6	39,503,251	0.820	0.832	-32.056
7	38,831,461	0.875	0.838	-36.048
8	37,890,387	0.930	0.845	-39.340
9	37,059,850	0.966	0.847	-40.422
10	36,814,991	0.981	0.844	-41.305
11	36,787,693	0.982	0.834	-43.261
12	36,774,540	0.984	0.835	-43.342

Unable to reduce sum of squares any further

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
MA 1	0.9841	0.0841	11.70	0.000
SMA 12	0.8349	0.2270	3.68	0.001
Constant	-43.342	6.964	-6.22	0.000

Number of observations: Original series 48, after differencing 35

Residuals: SS = 27,133,836 (backforecasts excluded)  
MS = 847,932 DF = 32

สมการใช้พยากรณ์

$$(1-B)(1-B^{12})Y_t = (-43.342) + (1-0.9841B)(1-0.8349B^{12})\varepsilon_t$$

โดย B คือ Backward Operator  $BY_t = Y_{t-1}$

ตารางผนวกที่ 5 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างปริมาณการส่งออกสูงสุดแห่งชาติ (Export) กับ ราคาส่งออก (Price) การนำเข้าสูงสุดแห่งชาติ (Import) อัตราการแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ (Foex) ระดับราคาน้ำมันดีเซล (Diesel) ระดับราคาน้ำมันเบนซิน 95 (Gasoline95) และระดับราคาน้ำมันเบนซิน 91 (Gasoline91) อนุกรมเวลาขนาด 48 เดือน

		Export	Price	Import	Foex	Diesel	Gasoline95	Gasoline91
<b>Export</b>	Pearson Correlation	1	-0.241	-0.061	-0.232	0.480**	0.504**	0.487**
	Sig. (2-tailed)		0.099	0.678	0.112	0.001	0.000	0.000
	N	48	48	48	48	48	48	48
<b>Price</b>	Pearson Correlation	-0.241	1	0.504**	0.824**	0.527**	-0.613**	-0.610**
	Sig. (2-tailed)	0.099		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	N	48	48	48	48	48	48	48
<b>Import</b>	Pearson Correlation	-0.061	0.504**	1	0.656**	-0.118	-0.152	-0.147
	Sig. (2-tailed)	0.678	0.000		0.000	0.426	0.304	0.319
	N	48	48	48	48	48	48	48
<b>Foex</b>	Pearson Correlation	-0.232	0.824**	0.656**	1	-0.606**	-0.701**	-0.674**
	Sig. (2-tailed)	0.112	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
	N	48	48	48	48	48	48	48
<b>Diesel</b>	Pearson Correlation	0.480**	0.527**	-0.118	-0.606**	1	0.950**	0.973**
	Sig. (2-tailed)	0.001	0.000	0.426	0.000		0.000	0.000
	N	48	48	48	48	48	48	48

ตารางผนวกที่ 5 (ต่อ)

		Export	Price	Import	Foex	Diesel	Gasoline95	Gasoline91
<b>Gasoline95</b>	Pearson Correlation	0.504**	-0.613	-0.152	-0.701**	0.950**	1	0.982**
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.304	0.000	0.000		0.000
	N	48	48	48	48	48	48	48
<b>Gasoline91</b>	Pearson Correlation	0.487**	-0.610**	-0.147	-0.674**	0.973**	0.982**	1
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.310	0.000	0.000	0.000	
	N	48	48	48	48	48	48	48

หมายเหตุ \*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

รูปแบบทรานสเฟอร์ฟังก์ชัน อนุกรมเวลา ขนาด 48 เดือน

วิเคราะห์โดยใช้โปรแกรม SAS โดยมีคำสั่งในการวิเคราะห์ ดังนี้

```

data Export;
    input Gasoline Export @@;
datalines;
19.37 9,318
20.13 9,049
21.91 8,980
.
.
.
29.46 16,189
27.78 14,290
;
proc arima data=Export;
identify var=Gasoline nlag=24;
identify var=Gasoline (1) nlag=24;
estimate p=(1) noconstant;
identify var=Export(1) crosscor=(Gasoline (1)) nlag=15;
estimate p=(6) q=(6 ) input=(0 $ (0)/(0)Gasoline) noconstant
    altparm maxit=50 backlim=-3 plot ;
forecast lead=16 out=out1;
proc print data=out1;
run;

```

ตารางผนวกที่ 6 ตารางสถิติ Durbin-Watson ค่าของ  $d_L$  และ  $d_U$  ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

n	k=1		k=2		k=3		k=4		k=5		k=6		k=7	
	$d_L$	$d_U$												
6	0.610	1.400												
7	0.700	1.356	0.467	1.896										
8	0.763	1.332	0.559	1.777	0.368	2.287								
9	0.824	1.320	0.629	1.699	0.455	2.128	0.296	2.588						
10	0.879	1.320	0.697	1.641	0.525	2.016	0.376	2.414	0.243	2.822				
11	0.927	1.324	0.758	1.604	0.595	1.928	0.444	2.283	0.316	2.645	0.203	3.005		
12	0.971	1.331	0.812	1.579	0.658	1.864	0.512	2.177	0.379	2.506	0.268	2.832	0.171	3.149
13	1.010	1.340	0.861	1.562	0.715	1.816	0.574	2.094	0.445	2.390	0.328	2.692	0.230	2.985
14	1.045	1.350	0.905	1.551	0.767	1.779	0.632	2.030	0.505	2.296	0.389	2.572	0.286	2.848
15	1.077	1.361	0.946	1.543	0.814	1.750	0.685	1.977	0.562	2.220	0.447	2.472	0.343	2.727
16	1.106	1.371	0.982	1.539	0.857	1.728	0.734	1.935	0.615	2.157	0.502	2.388	0.398	2.624
17	1.133	1.381	1.015	1.536	0.897	1.710	0.779	1.900	0.664	2.104	0.554	2.318	0.451	2.537
18	1.158	1.391	1.046	1.535	0.933	1.696	0.820	1.872	0.710	2.060	0.603	2.257	0.502	2.461
19	1.180	1.401	1.074	1.536	0.967	1.685	0.859	1.848	0.752	2.023	0.649	2.206	0.549	2.396
20	1.201	1.411	1.100	1.537	0.998	1.676	0.894	1.828	0.792	1.991	0.692	2.162	0.595	2.339

ตารางผนวกที่ 6 (ต่อ)

n	k=1		k=2		k=3		k=4		k=5		k=6		k=7	
	d <sub>L</sub>	d <sub>U</sub>												
21	1.221	1.420	1.125	1.528	1.026	1.669	0.927	1.812	0.829	1.964	0.732	2.124	0.637	2.290
22	1.239	1.429	1.147	1.541	1.053	1.664	0.958	1.797	0.863	1.940	0.769	2.090	0.677	2.246
23	1.257	1.437	1.168	1.543	1.078	1.660	0.986	1.785	0.895	1.920	0.804	2.061	0.715	2.208
24	1.273	1.446	1.188	1.546	1.101	1.656	1.013	1.775	0.925	1.902	0.837	2.035	0.751	2.174
25	1.288	1.454	1.206	1.550	1.123	1.654	1.038	1.767	0.953	1.886	0.868	2.012	0.784	2.144
26	1.302	1.461	1.224	1.553	1.143	1.652	1.062	1.759	0.979	1.873	0.897	1.992	0.816	2.117
27	1.316	1.469	1.240	1.556	1.162	1.651	1.084	1.753	1.004	1.861	0.925	1.974	0.845	2.093
28	1.328	1.476	1.255	1.560	1.181	1.650	1.104	1.747	1.028	1.850	0.951	1.958	0.874	2.071
29	1.341	1.483	1.270	1.563	1.198	1.650	1.124	1.743	1.050	1.841	0.975	1.944	0.900	2.052
30	1.352	1.489	1.284	1.567	1.214	1.650	1.143	1.739	1.071	1.833	0.998	1.931	0.926	2.034
31	1.363	1.496	1.297	1.570	1.229	1.650	1.160	1.735	1.090	1.825	1.020	1.920	0.950	2.018
32	1.373	1.502	1.309	1.574	1.244	1.650	1.177	1.732	1.109	1.819	1.041	1.909	0.972	2.004
33	1.383	1.508	1.321	1.577	1.258	1.651	1.193	1.730	1.127	1.813	1.061	1.900	0.994	1.991
34	1.393	1.514	1.333	1.580	1.271	1.652	1.208	1.728	1.144	1.808	1.080	1.891	1.015	1.979
35	1.402	1.519	1.343	1.584	1.283	1.652	1.222	1.726	1.160	1.803	1.097	1.884	1.034	1.967

ตารางผนวกที่ 6 (ต่อ)

n	k=1		k=2		k=3		k=4		k=5		k=6		k=7	
	d <sub>L</sub>	d <sub>U</sub>												
36	1.411	1.525	1.354	1.587	1.295	1.654	1.236	1.724	1.175	1.799	1.114	1.877	1.053	1.957
37	1.419	1.530	1.364	1.590	1.307	1.655	1.249	1.723	1.190	1.795	1.131	1.870	1.071	1.948
38	1.427	1.535	1.373	1.594	1.318	1.656	1.261	1.722	1.204	1.792	1.146	1.864	1.088	1.939
39	1.435	1.540	1.382	1.597	1.328	1.658	1.273	1.722	1.218	1.789	1.161	1.859	1.104	1.932
40	1.442	1.544	1.391	1.600	1.338	1.659	1.285	1.721	1.230	1.786	1.175	1.854	1.120	1.924
45	1.475	1.566	1.430	1.615	1.383	1.666	1.336	1.720	1.287	1.776	1.238	1.835	1.189	1.895
50	1.503	1.585	1.462	1.628	1.421	1.674	1.378	1.721	1.335	1.771	1.291	1.822	1.246	1.875
55	1.528	1.601	1.490	1.641	1.452	1.681	1.414	1.724	1.374	1.768	1.334	1.814	1.294	1.861
60	1.549	1.616	1.514	1.652	1.480	1.689	1.444	1.727	1.408	1.767	1.372	1.808	1.335	1.850
65	1.567	1.629	1.536	1.662	1.503	1.696	1.471	1.731	1.438	1.767	1.404	1.805	1.370	1.843
70	1.567	1.629	1.554	1.672	1.525	1.703	1.494	1.735	1.464	1.768	1.433	1.802	1.401	1.837
75	1.598	1.652	1.571	1.680	1.543	1.709	1.515	1.739	1.487	1.770	1.458	1.801	1.428	1.834
80	1.611	1.662	1.586	1.688	1.560	1.715	1.534	1.743	1.507	1.772	1.480	1.801	1.453	1.831
85	1.624	1.671	1.600	1.696	1.575	1.721	1.550	1.747	1.525	1.774	1.500	1.801	1.474	1.829
90	1.635	1.679	1.612	1.703	1.589	1.726	1.566	1.751	1.542	1.776	1.518	1.801	1.494	1.827

ตารางผนวกที่ 6 (ต่อ)

n	k=1		k=2		k=3		k=4		k=5		k=6		k=7	
	d <sub>L</sub>	d <sub>U</sub>												
95	1.645	1.687	1.623	1.709	1.602	1.732	1.579	1.755	1.557	1.778	1.535	1.802	1.512	1.827
100	1.654	1.694	1.634	1.715	1.613	1.736	1.592	1.758	1.571	1.780	1.550	1.803	1.528	1.826
150	1.720	1.746	1.706	1.760	1.693	1.774	1.679	1.788	1.665	1.802	1.651	1.817	1.637	1.832
200	1.758	1.778	1.748	1.789	1.738	1.799	1.728	1.810	1.718	1.820	1.707	1.831	1.697	1.841

หมายเหตุ k คือ จำนวนตัวแปรอิสระ (ไม่รวมพจน์จุดตัดแกน Y)

ที่มา: N.E.Savin and Kenneth J. White (1977)

## ประวัติการศึกษา และการทำงาน

ชื่อ -นามสกุล	นายยิ่งยง แสนเดช
วัน เดือน ปี ที่เกิด	19 ธันวาคม 2527
สถานที่เกิด	เขตบางแค จังหวัดกรุงเทพมหานคร
ประวัติการศึกษา	วท.บ.(เกษตรศาสตร์) สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้า เจ้าคุณทหารลาดกระบัง
ตำแหน่งหน้าที่การงานปัจจุบัน	-
สถานที่ทำงานปัจจุบัน	-
ผลงานดีเด่นและรางวัลทางวิชาการ	-
ทุนการศึกษาที่ได้รับ	-