

การศึกษาเปรียบเทียบการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาโดยวิธีการทำให้เรียบ  
แบบเอ็กซ์โปเนนเชียลและวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์  
: กรณีศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าว ยางพารา และมันสำปะหลัง  
นิชา แก้วหาวงษ์

**The Comparative Study on the Time Series Forecasting by Exponential  
Smoothing Techniques and Box-Jenkins Techniques**

**: A Case Study of Forecasting the Export Values of Rice, Rubber and Cassava**

Nicha Kaewhawong

ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี  
มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ปทุมธานี 12121

**บทคัดย่อ**

จุดมุ่งหมายของการวิจัยครั้งนี้เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี คือ วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล และวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์ ในการวิเคราะห์มูลค่าการส่งออกสินค้าการเกษตรของไทยที่มากที่สุด 3 อันดับแรก คือ ข้าว ยางพาราและมันสำปะหลัง ผลจากการวิเคราะห์ด้วยวิธีการทั้ง 2 แบบพบว่าตัวแบบ ARIMA โดยวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นตัวแบบที่ดีที่สุด โดยให้ความคลาดเคลื่อนต่ำสุด นอกจากนี้ความคลาดเคลื่อนยังมีคุณสมบัติสอดคล้อง กับข้อกำหนดเบื้องต้นตามทฤษฎีมากกว่าตัวแบบจากวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล

**Abstract**

The purpose of this research is to compare between two forecasting techniques, Exponential Smoothing Techniques and Box-Jenkins Techniques. In the study, the top three of Thai Agricultural Export Values, rice, rubber and cassava, were analyzed by the both techniques. The results were found that, the ARIMA model by Box-Jenkins Techniques is the best model which has the minimum error. Also, the error (from the ARIMA models) is corresponding with theoretical assumptions rather than the Exponential Smoothing models.

---

## บทนำ

วิธีการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่รู้จัก และใช้กันอย่างแพร่หลาย คือ วิธีการแยกส่วนประกอบอนุกรมเวลา (Time Series Decomposition) และพยากรณ์ข้อมูลโดยใช้ส่วนประกอบที่ประมาณได้ ซึ่งวิธีการดังกล่าวไม่ต้องการข้อกำหนดเบื้องต้นใดๆ เกี่ยวกับลักษณะของข้อมูล และความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ โดยวิธีนี้อาจทำให้ได้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างจากค่าที่แท้จริงมาก นอกจากนี้ยังมีวิธีการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาด้วยวิธีอื่นๆ ที่ต้องการข้อกำหนดเบื้องต้นเกี่ยวกับลักษณะของข้อมูล และความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการพยากรณ์ โดยวิธีที่นิยมใช้กันมากในปัจจุบัน คือ วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล และวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์ ดังนั้นในการวิจัยครั้งนี้จึงสนใจเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี โดยนำมาใช้กับข้อมูลจริง คือ มูลค่าการส่งออกข้าว ยางพารา และมันสำปะหลัง ซึ่งเป็นสินค้าการเกษตรส่งออกที่ทำรายได้ให้ประเทศไทยมากที่สุด 3 อันดับแรกและจากผลการวิเคราะห์ สรุปได้ว่า วิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์จะให้ตัวแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุด และให้ความคลาดเคลื่อนต่ำสุด

## วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลา โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลและวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์
2. เพื่อหาตัวแบบที่เหมาะสมที่สุดที่ใช้ในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าว ยางพารา และมันสำปะหลังเป็นรายเดือน

## ขอบเขตและวิธีการวิจัย

1. ข้อมูลที่นำมาใช้ในการวิเคราะห์ คือ มูลค่าการส่งออกสินค้าเกษตรของไทย 3 อันดับแรก คือ ข้าว ยางพารา และมันสำปะหลัง โดยใช้ข้อมูลการส่งออกเป็นรายเดือนตั้งแต่ มกราคม 2542 ถึง ธันวาคม 2547 แหล่งที่มาของข้อมูล คือ สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร โดยความร่วมมือของกรมศุลกากร ปรับปรุงครั้งสุดท้ายเมื่อวันที่ 28 มีนาคม 2548 โดยที่ มูลค่าการส่งออกมีหน่วยเป็นล้านบาท
2. การประมวลผลข้อมูลในที่นี่จะใช้โปรแกรมสำเร็จรูป SPSS for Windows V.10.07
3. การวิจัยครั้งนี้จะทำการเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ 2 วิธี คือ
  - 3.1 วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล (Exponential Smoothing Techniques) เป็นเทคนิคการปรับให้เรียบที่มีแนวคิดที่ว่าข้อมูลแต่ละช่วงเวลาที่มีความสำคัญแตกต่างกันโดยน้ำหนักถ่วงของข้อมูลที่เป็นปัจจุบันควรมากกว่าน้ำหนักถ่วงสำหรับข้อมูลที่ห่างไกลไปในอดีต และค่าพยากรณ์ที่ได้ในช่วงเวลาที่  $n$  จะมีการปรับค่าทุกครั้งโดยใช้ค่าที่แท้จริงและค่าที่ได้จากการพยากรณ์ในช่วงเวลาที่  $n-1$  ในที่นี้จะพิจารณาวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล 3 วิธี คือ

3.1.1 วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลอย่างง่าย

(Simple Exponential Smoothing Technique: SES)

ใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาที่ไม่มีความโน้ม (No Trend) และไม่มีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง (No Seasonality) ค่าพยากรณ์โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลอย่างง่าย สำหรับ

$$\hat{Z}_n(l) = S_n = \alpha Z_n + (1-\alpha)S_{n-1}$$

โดยที่  $S_n$  คือ สถิติจากการทำให้เรียบ (Smoothed Statistic)

$\alpha$  คือ ค่าคงที่ในการทำให้เรียบ (Smoothing Constant),  $0 < \alpha < 1$

$Z_n$  คือ ข้อมูล ณ เวลาที่  $n$  และ  $S_0$  คือ ค่าเริ่มต้น (Initial Value)

3.1.2 วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ Holt

(Exponential Smoothing Technique By Holt 's Method)

ใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความโน้มเป็นแบบเชิงเส้นตรง (Linear Trend) และไม่มีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง (No Seasonality) ค่าพยากรณ์โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ Holt สำหรับ  $l$  หน่วยเวลาล่วงหน้าใดๆ คือ

$$\hat{Z}_n(l) = S_n + \hat{\beta}_n l$$

โดยที่  $S_n = \alpha Z_n + (1-\alpha)(S_{n-1} + \hat{\beta}_{n-1})$

$$\hat{\beta}_n = \gamma(S_n - S_{n-1}) + (1-\gamma)\hat{\beta}_{n-1}$$

$S_n$  คือ สถิติจากการทำให้เรียบ (Smoothed Statistic)

$\alpha, \gamma$  คือ ค่าคงที่ในการทำให้เรียบ (Smoothing Constant)

$$0 < \alpha < 1, 0 < \gamma < 1$$

และ  $\hat{\beta}_n$  คือ ค่าประมาณความชันของแนวโน้ม ณ เวลาที่  $n$

3.1.3 วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ Winter

(Exponential Smoothing Technique By Winter 's Method)

ใช้กับข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความโน้มเป็นแบบเชิงเส้นตรง (Linear Trend) โดยมีฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้องและจะพิจารณากรณีฤดูกาลเชิงคูณ (Multiplicative Seasonal Component) และค่าพยากรณ์โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ Winter สำหรับ  $l$  หน่วยเวลาล่วงหน้าใดๆ คือ

$$\hat{Z}_n(l) = [\hat{\beta}_0(n) + \hat{\beta}_1(n)l] \cdot \hat{S}_{n+l}(n+l-s)$$

$$\text{โดยที่ } \hat{\beta}_0(n) = \alpha_1 \left( \frac{Z_n}{\hat{S}_n(n-s)} \right) + (1-\alpha_1) \cdot [\hat{\beta}_0(n-1) + \hat{\beta}_1(n-1)]$$

$$\hat{\beta}_1(n) = \alpha_2 [\hat{\beta}_0(n) - \hat{\beta}_0(n-1)] + (1-\alpha_2) \cdot \hat{\beta}_1(n-1)$$

$$\hat{S}_n(n) = \alpha_3 \left( \frac{Z_n}{\hat{\beta}_0(n)} \right) + (1 - \alpha_3) \cdot \hat{S}_n(n - S)$$

$\hat{S}_n(n)$  คือ ค่าประมาณของส่วนประกอบที่แสดงการเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล (บางครั้งเรียกว่า ดัชนีฤดูกาล) ณ เวลาที่  $n$

$\hat{\beta}_0(n)$  คือ ค่าประมาณของระยะตัดแกน ณ เวลาที่  $n$

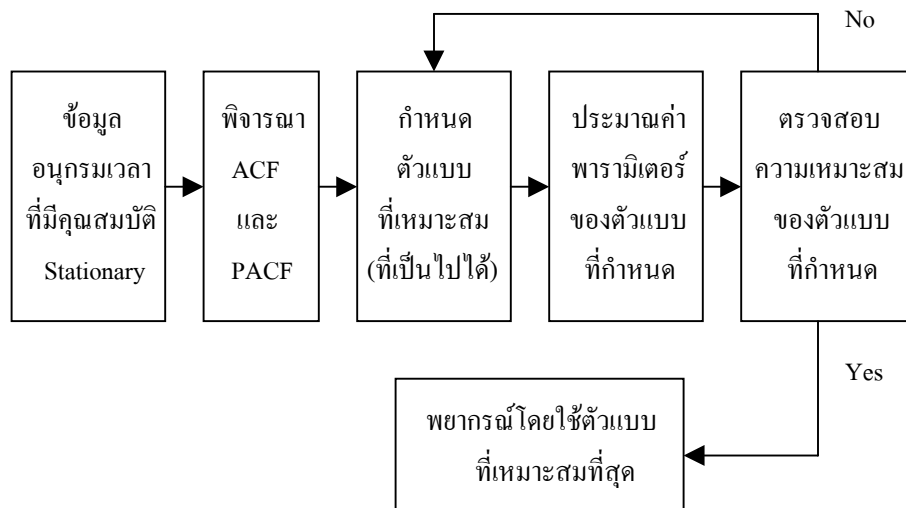
$\hat{\beta}_1(n)$  คือ ค่าประมาณของความชันของแนวโน้ม ณ เวลาที่  $n$

$S$  คือ ความยาวของฤดูกาลใน 1 รอบ ในที่นี้ข้อมูลเป็นรายเดือน  $S=12$

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  คือ ค่าคงที่ในการทำให้เรียบ (Smoothing Constant)

$$0 < \alpha_1 < 1, \quad 0 < \alpha_2 < 1, \quad 0 < \alpha_3 < 1$$

3.2 วิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins Techniques) เป็นเทคนิคการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาโดยใช้ตัวแบบ ARIMA ของบ็อกซ์-เจนกินส์ เป็นวิธีการพยากรณ์ซึ่งเลือกตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์ โดยพิจารณาจากลักษณะของสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Auto correlation Function: ACF) และสหสัมพันธ์ในตัวเองส่วนย่อย (Partial Autocorrelation Function : PACF) ของข้อมูลอนุกรมเวลาที่พิจารณาซึ่งตัวแบบที่เป็นไปได้ในเบื้องต้นอาจมีมากกว่า 1 ตัวแบบ ซึ่งจะต้องมีขั้นตอนการตรวจสอบเพื่อเลือกตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด เพื่อใช้ในการพยากรณ์ต่อไป โดยสรุปเป็น Flow Chart ได้ดังนี้



การวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาโดยวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์ มีขั้นตอนดังนี้

- ข้อมูลอนุกรมเวลาที่นำมาวิเคราะห์จะต้องมีอย่างน้อย 50 ค่าขึ้นไป และจะต้องมีคุณสมบัติ
 

สเตชันนารี กล่าวคือ อนุกรมเวลาต้องมีค่าเฉลี่ยคงที่และความแปรปรวนคงที่ ถ้าหากข้อมูลมีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ที่มีการเปลี่ยนแปลงไปตามเวลาจะต้องปรับข้อมูลให้มีค่าเฉลี่ยคงที่ก่อนโดยการหาผลต่าง และถ้าหากข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนไม่คงที่ จะต้องแปลงข้อมูลให้มีความแปรปรวนคงที่ก่อนวิธีที่ใช้กันมาก คือ การแปลงด้วยลอการิทึม
- เมื่อข้อมูลที่พิจารณามีคุณสมบัติสเตชันนารีแล้วให้เขียนกราฟ ACF และ PACF แล้วพิจารณาจากกราฟทั้ง 2 รูปที่ได้ว่า ตรงกับตัวแบบ ARIMA ใดตามทฤษฎีของบ็อกซ์-เจนกินส์ โดย ตัวแบบ ARIMA ดังกล่าว มีชื่อเรียกว่า Multiplicative Autoregressive Integrated Moving Average Model of order (p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub> หรือ แทนด้วยสัญลักษณ์ ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>
  - โดยที่ p แทน อันดับที่ p ของขบวนการ Autoregressive แบบ Nonseasonal
  - d แทน อันดับที่ d ของการหาผลต่างแบบ Nonseasonal เพื่อให้อนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยคงที่
  - q แทน อันดับที่ q ของขบวนการ Moving Average แบบ Nonseasonal
  - P แทน อันดับที่ P ของขบวนการ Autoregressive แบบ Seasonal
  - D แทน อันดับที่ D ของการหาผลต่างแบบ Seasonal เพื่อให้อนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยคงที่
  - Q แทน อันดับที่ Q ของขบวนการ Moving Average แบบ Seasonal
- การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบที่กำหนด ซึ่งมีอยู่ด้วยกันหลายวิธี ในที่นี้จะใช้คำสั่งให้โปรแกรม SPSS ประมาณค่าพารามิเตอร์ โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดแบบไม่มีเงื่อนไข (Unconditional Least Squares Method)
- การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบ จากข้อกำหนดตามทฤษฎีที่ว่า ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ (มีชื่อเรียกว่า residual หรือ error และในที่นี้จะแทนด้วย e) เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติและเป็นอิสระกัน (กล่าวคือไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง) โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 0 และความแปรปรวนคงที่ เท่ากับ  $\sigma_e^2$  หรือ เขียนแทนด้วยสัญลักษณ์

$$e \sim \text{Nid} (E(e) = \mu_e = 0 , \text{Var}(e) = \sigma_e^2)$$

การตรวจสอบคุณสมบัติของ residual มีขั้นตอน ดังนี้

- การตรวจสอบว่า residual แต่ละค่าจะต้องไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง โดยใช้ t-Test

$$t = \frac{r_{e_t}(k)}{s_{r_{e_t}}(k)}$$

$$\text{โดยที่ } r_{e_t}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n (e_t - \bar{e})(e_{t-k} - \bar{e})}{\sum_{t=1}^n (e_t - \bar{e})^2}, \quad s_{r_{e_t}}(k) = \frac{1}{\sqrt{n}}$$

$r_{e_t}(k)$  คือ สหสัมพันธ์ในตัวเองของ residual ณ Lag ที่ k

$s_{r_{e_t}}(k)$  คือ Standard Error ของ  $r_{e_t}(k)$

k คือ ช่วงเวลาที่จะพิจารณาค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของ residual ,

$$k = 1, 2, \dots, n/4$$

- การตรวจสอบว่า residual มีการแจกแจงแบบปกติ โดยใช้วิธีการของ Kolmogorov-Smirnov

แทนด้วย K-S Test :  $K-S = \max |F(e) - S(e)|$

โดยที่  $F(e)$  คือ ความน่าจะเป็นสะสมของ residual เมื่อ residual มีการแจกแจงแบบปกติ

$S(e)$  คือ ความน่าจะเป็นสะสมของ residual ที่เกิดขึ้นจริง

- การตรวจสอบว่า residual มีค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างไปจาก 0 โดยใช้ t-Test ;  $t = \frac{\bar{e}}{S_{\bar{e}}}$

โดยที่  $\bar{e}$  คือ ค่าเฉลี่ยตัวอย่างของ residual

$S_{\bar{e}}$  คือ Standard Error ของ  $\bar{e}$

- การตรวจสอบว่า residual มีความแปรปรวนคงที่ โดยในที่นี้ จะพิจารณาจากกราฟระหว่าง residual กับ time โดยกราฟที่ได้ต้องไม่มี pattern และมีการกระจายตัวแบบ random รอบๆ แกนที่แสดง time

ตัวแบบที่เหมาะสมที่สุด จะต้องมียุคสมบัติของ residual ครบทั้ง 4 ข้อ โดยตัวแบบที่จะถูกนำไปใช้ในการพยากรณ์จะต้องมีความเหมาะสม เมื่อตรวจสอบโดยใช้ Box-Ljung Statistic :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^k \left( \frac{r^2(k)}{n-k} \right)$$

และตัวแบบที่ดีที่สุดจะต้องมีความคลาดเคลื่อนต่ำสุด

**ผลการวิจัย**

ในที่นี้ จะแสดงผลการวิจัย แยกเป็น 2 ส่วน คือ ส่วนที่ 1 แสดงผลสรุปของตัวแบบที่ได้โดยวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี ดังตารางที่ 1 และส่วนที่ 2 แสดงผลการตรวจสอบคุณสมบัติของตัวแบบที่ได้โดยวิธีการพยากรณ์ทั้ง 2 วิธี ดังตารางที่ 4 - 6

**ตารางที่ 1** แสดงผลสรุปของตัวแบบที่ได้โดยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล และวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์

มูลค่าการส่งออก	วิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล		วิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์	
	ตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ	Smoothing Constant*	ตัวแบบที่ได้	ค่าพารามิเตอร์ที่เหมาะสมได้
ข้าว	Winter	$\alpha_1=0.57$ $\alpha_2=0.01$ $\alpha_3=0.01$	ARIMA(1,1,1)(1,1,1) <sub>S=12</sub>	$\hat{\phi}_1 = 0.38$ $\hat{\theta}_1 = 0.92$ $\hat{\Phi}_1 = -0.39$ $\hat{\Theta}_1 = 0.61$ constant = 46.16
	SSE = 63,212,219.34		SSE = 62,646,888.68	
ยางพารา	Holt	$\alpha=0.38$ $\gamma=0.01$	ARIMA(0,1,1)	$\hat{\theta}_1 = 0.62$ constant = 135.36
	SSE = 123,876,209.75		SSE = 122,724,098.70	
มันสำปะหลัง	SES	$\alpha=0.32$	AR(2)	$\hat{\phi}_1 = 0.27$ $\hat{\phi}_2 = 0.29$ constant = 2,103.07
	SSE = 18,119,548.17		SSE = 16,525,125.72	

\* หมายถึง ใช้วิธีการ Simulate เพื่อให้ได้ค่า Smoothing Constant ที่ทำให้มี Sum Squares of

$$\text{Error (SSE) น้อยที่สุด โดยที่ } SSE = \sum_{t=1}^n (Z_t - \hat{Z}_t)^2$$

การหาค่า Smoothing Constant ที่ทำให้ SSE มีค่าน้อยที่สุดโดยใช้คำสั่งให้โปรแกรม SPSS หาค่าดังกล่าว โดยวิธี Grid Search กล่าวคือ Smoothing Constant แต่ละตัวที่อยู่ในตัวแบบ เอ็กซ์โปเนนเชียลที่พิจารณาจะถูกกำหนดให้เริ่มต้น (Start) จาก 0 และเพิ่มค่าขึ้น (Increment) ครั้งละ 0.01 และไปสิ้นสุด (Stop) ที่ 1 โดยโปรแกรมจะทำการแทนค่า Smoothing Constant แต่ละตัวที่ถูกกำหนดในช่วงดังกล่าวในสมการพยากรณ์ ตั้งแต่  $t = 1, 2, \dots, n$  และคำนวณ SSE ออกมาทุกครั้งของการเพิ่มค่า โดยทำซ้ำ (Iteration) เช่นนี้เรื่อยไป จนกระทั่งสิ้นสุดขบวนการแทนค่า ในช่วงดังกล่าวและโปรแกรมจะแสดงค่าของ Smoothing Constant ที่ให้ค่า SSE ต่ำที่สุด 10 อันดับแรก

**ตารางที่ 2** แสดงค่า Smoothing Constant และ SSE ในการวิเคราะห์มูลค่าการส่งออกข้าว โดยตัวแบบการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ Winter (แสดงค่า 10 อันดับแรกที่ทำให้ SSE มีค่าน้อยที่สุด)

อันดับที่	Smoothing Constant			SSE
	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	
1	0.57	0.01	0.01	63,212,219.34
2	0.58	0.01	0.01	63,214,596.23
3	0.56	0.01	0.01	63,221,470.36
4	0.59	0.01	0.01	63,228,555.92
5	0.55	0.01	0.01	63,242,380.61
6	0.60	0.01	0.01	63,254,041.28
7	0.54	0.01	0.01	63,274,965.77
8	0.61	0.01	0.01	63,290,984.82
9	0.53	0.01	0.01	63,319,223.98
10	0.62	0.01	0.01	63,339,310.26

มูลค่าการส่งออกข้าวโดยวิธีของ Winter มีค่าเริ่มต้น ดังนี้

ค่าเริ่มต้นที่เป็นค่าประมาณของระยะตัดแกน คือ  $\hat{\beta}_0(0) = 5,862.67808$

ค่าเริ่มต้นที่เป็นค่าประมาณของความชันของแนวโน้ม คือ  $\hat{\beta}_1(0) = 48.03171$

ค่าเริ่มต้นที่เป็นค่าประมาณของส่วนประกอบที่แสดงการเปลี่ยนแปลงตามฤดูกาล มีชื่อเรียกว่า

“ดัชนีฤดูกาล” (Seasonal Index) มีค่าดังนี้

$\hat{S}_{มค}(0)$  แทนด้วย  $\hat{S}_{-11}(0) = 96.84228$  ,  $\hat{S}_{กค}(0)$  แทนด้วย  $\hat{S}_{-5}(0) = 91.57041$



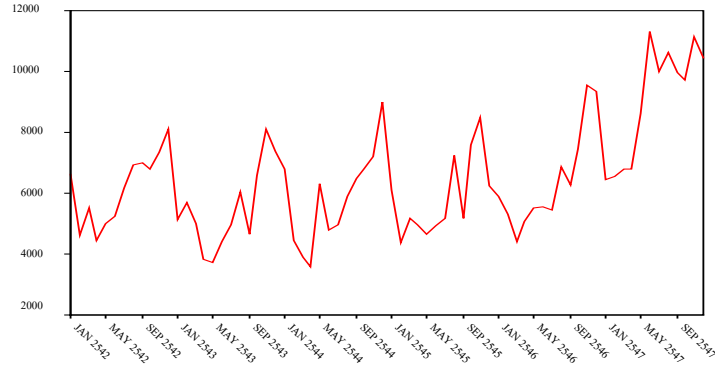
$$\begin{aligned} \hat{S}_{\text{กพ}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-10}(o) &= 83.23584, & \hat{S}_{\text{สค}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-4}(o) &= 110.09095 \\ \hat{S}_{\text{มีค}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-9}(o) &= 80.97785, & \hat{S}_{\text{กย}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-3}(o) &= 98.82250 \\ \hat{S}_{\text{เมย}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-8}(o) &= 77.62654, & \hat{S}_{\text{ตค}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-2}(o) &= 116.79325 \\ \hat{S}_{\text{พค}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-7}(o) &= 89.27115, & \hat{S}_{\text{พย}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-1}(o) &= 135.66450 \\ \hat{S}_{\text{มิย}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_{-6}(o) &= 85.44410, & \hat{S}_{\text{ธค}}(o) \text{ แทนด้วย } \hat{S}_0(o) &= 133.66062 \end{aligned}$$

**ตารางที่ 3** แสดงค่า Smoothing Constant และ SSE ในการวิเคราะห์มูลค่าการส่งออกยางพารา โดยวิธีของ Holt และมูลค่าการส่งออกมันสำปะหลังโดยวิธีของ SES (แสดงค่า 10 อันดับแรกที่ทำให้ SSE มีค่าน้อยที่สุด)

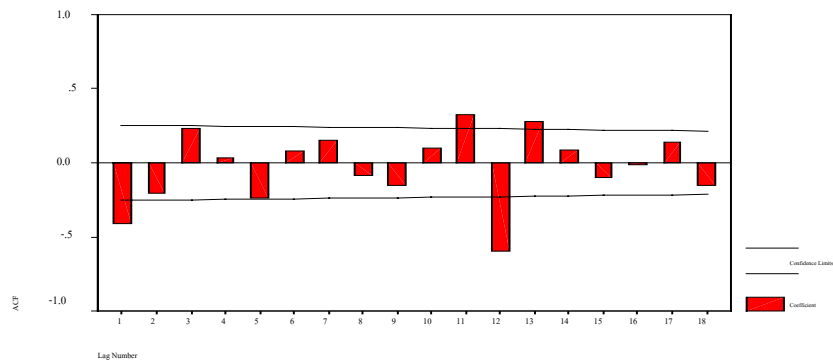
อันดับ ที่	มูลค่าการส่งออก ยางพารา		SSE	มูลค่าการส่งออก มันสำปะหลัง	SSE
	Smoothing Constant			Smoothing Constant : $\alpha$	
	$\alpha$	$\gamma$			
1	<b>0.38</b>	<b>0.01</b>	<b>123,876,209.75</b>	<b>0.32</b>	<b>18,119,548.17</b>
2	0.37	0.01	123,879,905.91	0.31	18,120,561.47
3	0.39	0.01	123,898,626.16	0.33	18,121,441.60
4	0.36	0.01	123,910,401.68	0.30	18,124,458.46
5	0.40	0.01	123,946,566.73	0.34	18,126,265.09
6	0.35	0.01	123,968,501.37	0.29	18,131,217.14
7	0.41	0.01	124,019,525.82	0.35	18,134,041.59
8	0.34	0.01	124,055,148.52	0.28	18,140,817.73
9	0.42	0.01	124,117,067.06	0.36	18,144,793.34
10	0.33	0.01	124,171,451.42	0.27	18,153,244.17

1. มูลค่าการส่งออกยางพาราโดยวิธีของ Holt มีค่าเริ่มต้นที่เป็นค่าประมาณของสถิติจากการทำให้เรียบ ( $S_0$ ) เท่ากับ 3,205.09211 และมีค่าเริ่มต้นที่เป็นค่าประมาณความชันของแนวโน้ม ( $\beta_0$ ) เท่ากับ 135.67577

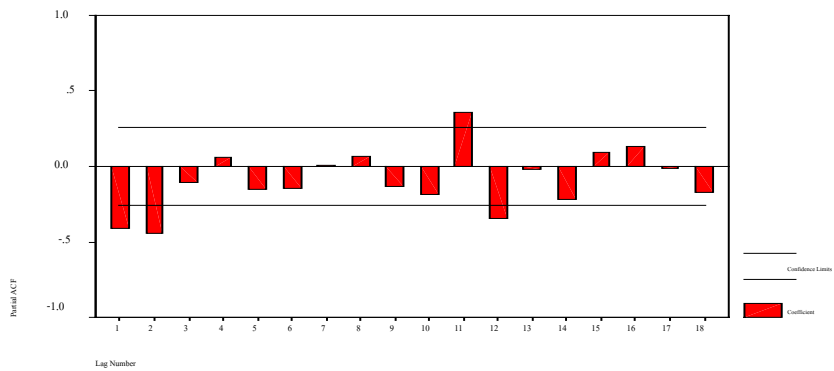
2. มูลค่าการส่งออกมันสำปะหลังโดยวิธีของ SES มีค่าเริ่มต้นที่เป็นค่าประมาณของสถิติจากการทำให้เรียบ ( $S_0$ ) เท่ากับ 2,098.62667



รูปที่ 1 กราฟแสดงมูลค่าการส่งออกข้าวรายเดือน ตั้งแต่ มกราคม 2542 – ธันวาคม 2547



รูปที่ 2 แสดง ACF ของมูลค่าข้าวส่งออก ภายหลังการหาผลต่างแบบ Nonseasonal อันดับที่ 1 (d=1) และผลต่างแบบ Seasonal อันดับที่ 1 (D=1)



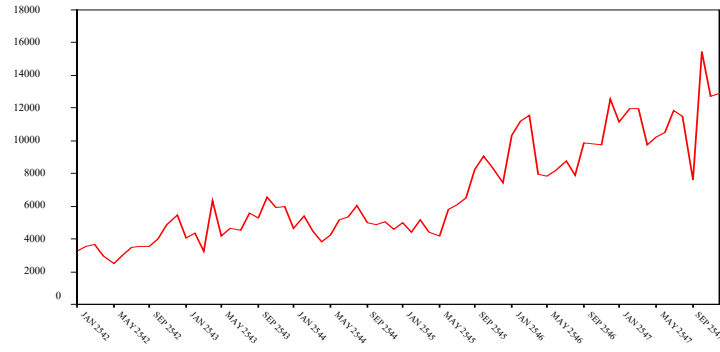
รูปที่ 3 แสดง PACF ของมูลค่าข้าวส่งออก ภายหลังการหาผลต่างแบบ Nonseasonal อันดับที่ 1 (d=1) และผลต่างแบบ Seasonal อันดับที่ 1 (D=1)

มูลค่าข้าวมีแนวโน้มประมาณได้ว่าเป็นแบบเส้นตรง และมีฤดูกาลมาเกี่ยวข้องในช่วงเดือนพฤศจิกายนและธันวาคมของแต่ละปี ดังรูปที่ 1 ดังนั้นการวิเคราะห์ด้วยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลจะใช้วิธีของ Winter ส่วนวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์ เมื่อเขียนกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 และ 3 พบว่า ตรงกับตัวแบบ ARIMA(1,1,1)(1,1,1)<sub>S=12</sub>

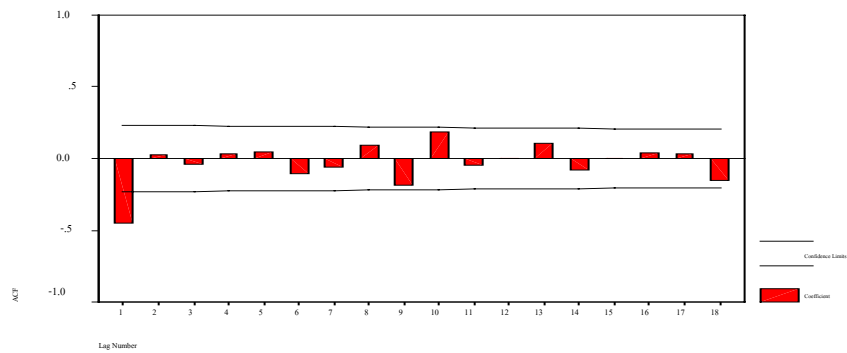
**ตารางที่ 4** แสดงการเปรียบเทียบผลการตรวจสอบคุณสมบัติของตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ Winter และตัวแบบ ARIMA(1,1,1)(1,1,1)<sub>S=12</sub> สำหรับมูลค่าข้าวส่งออก

คุณสมบัติของ residual ตามทฤษฎี	ตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ Winter	ตัวแบบ ARIMA(1,1,1)(1,1,1) <sub>S=12</sub>
1. ความเป็นอิสระกัน	ไม่เป็นอิสระกันที่ Lag ที่ 12 (หรือมีสหสัมพันธ์ในตัวเอง) t = -2.500 , p-Value=0.015	เป็นอิสระกัน (ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง)
2. การแจกแจงแบบปกติ	✓ K-S=0.586 , p-Value=0.883	✓ K-S=0.728 , p-Value=0.665
3. ค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างจาก 0	✓ t = -0.336 , p-Value=0.738	✓ t = -0.198 , p-Value=0.843
4. ความแปรปรวนคงที่	✓	✓
5. ความเหมาะสมของตัวแบบ	✓ Q = 22.27 , p-Value=0.220	✓ Q = 9.684 , p-Value=0.942
6. $S = \sqrt{\frac{SSE}{n-p}}$ S คือ Standard Error p คือ จำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบ	1,035.08	1,030.44

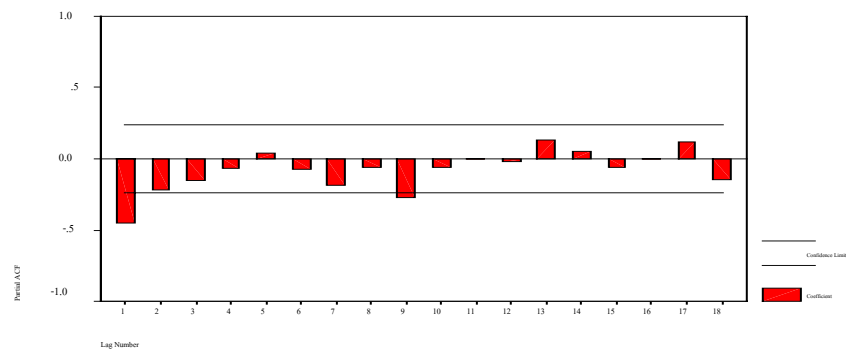
จากผลการวิเคราะห์มูลค่าข้าวส่งออก พบว่า ตัวแบบ ARIMA(1,1,1)(1,1,1)<sub>S=12</sub> มีคุณสมบัติเหมาะสมที่สุดที่จะนำไปใช้พยากรณ์มูลค่าข้าวส่งออก เพราะว่า ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีคุณสมบัติสอดคล้องตามทฤษฎีทุกข้อ ในขณะที่ตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ Winter ค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ไม่เป็นอิสระกัน และตัวแบบ ARIMA(1,1,1)(1,1,1)<sub>S=12</sub> ยังให้ความคลาดเคลื่อนน้อยกว่าตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ Winter อีกด้วย



รูปที่ 4 กราฟแสดงมูลค่าการส่งออกของพารายเดือน ตั้งแต่ มกราคม 2542 – ธันวาคม 2547



รูปที่ 5 แสดง ACF ของมูลค่าทางพาราส่งออก  
ภายหลังการหาผลต่างแบบ Nonseasonal อันดับที่ 1 ( $d=1$ )



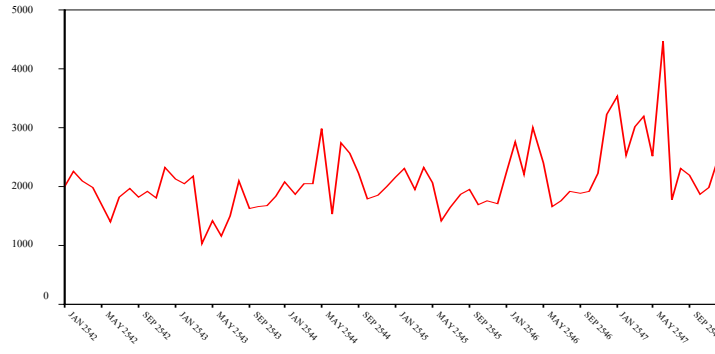
รูปที่ 6 แสดง PACF ของมูลค่าทางพาราส่งออก  
ภายหลังการหาผลต่างแบบ Nonseasonal อันดับที่ 1 ( $d=1$ )

มูลค่าขางพารามีแนวโน้มเป็นแบบเส้นตรงและไม่มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง ดังรูปที่ 4 โดยการวิเคราะห์ด้วยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลจะใช้วิธีของ Holt ส่วนวิธีของบ็อกซ์-เจนกินส์เมื่อเขียนกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 5 และ 6 พบว่า ตรงกับตัวแบบ ARIMA(0,1,1)

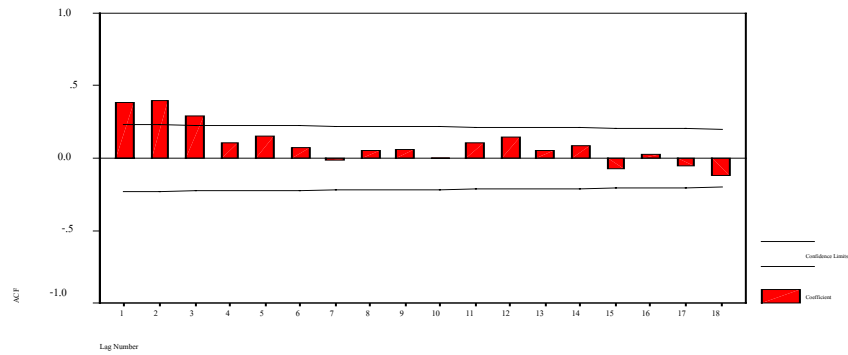
**ตารางที่ 5** แสดงการเปรียบเทียบผลการตรวจสอบคุณสมบัติของตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ Holt และตัวแบบ ARIMA(0,1,1) สำหรับมูลค่าขางพาราส่งออก

คุณสมบัติของ residual ตามทฤษฎี	ตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ Holt	ตัวแบบ ARIMA(0,1,1)
1. ความเป็นอิสระกัน	เป็นอิสระกัน (ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง)	เป็นอิสระกัน (ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง)
2. การแจกแจงแบบปกติ	✓ K-S=0.773 , p-Value=0.588	✓ K-S=0.824 , p-Value=0.506
3. ค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างจาก 0	✓ t = 0.110 , p-Value=0.913	✓ t = -0.035 , p-Value=0.972
4. ความแปรปรวนคงที่	✓	✓
5. ความเหมาะสมของตัวแบบ	✓ Q = 16.454 , p-Value=0.561	✓ Q = 16.061 , p-Value=0.588
6. $S = \sqrt{\frac{SSE}{n-p}}$ S คือ Standard Error p คือ จำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบ	1,330.29	1,324.09

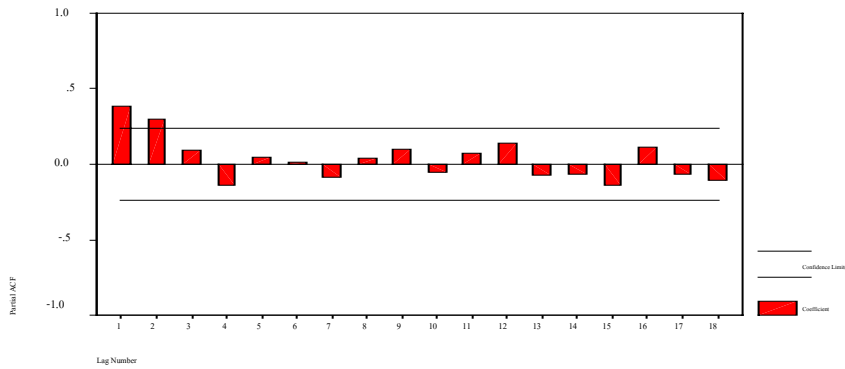
จากผลการวิเคราะห์มูลค่าขางพาราส่งออก พบว่า ตัวแบบโดยวิธีของ Holt และตัวแบบ ARIMA(0,1,1) มีคุณสมบัติเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์มูลค่าขางพาราส่งออกได้เช่นเดียวกัน เพราะว่า ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ของทั้ง 2 ตัวแบบ มีคุณสมบัติสอดคล้องตามทฤษฎีทุกข้อ ในที่นี้ตัวแบบ ARIMA(0,1,1) เป็นตัวแบบที่ดีที่สุด เพราะว่าให้ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์น้อยกว่าตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ Holt



รูปที่ 7 กราฟแสดงมูลค่าการส่งออกน้ำมันสำปะหลังรายเดือนตั้งแต่ มกราคม 2542-ธันวาคม 2547



รูปที่ 8 แสดง ACF ของมูลค่าน้ำมันสำปะหลังส่งออก



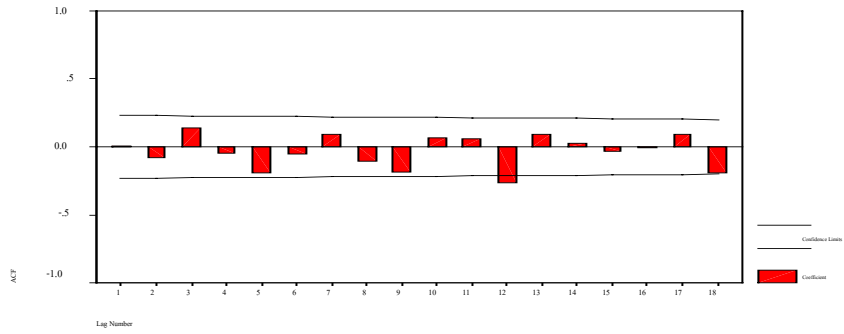
รูปที่ 9 แสดง PACF ของมูลค่าน้ำมันสำปะหลังส่งออก

มูลค่ามันสำปะหลังไม่มีแนวโน้มและไม่มีฤดูกาลมาเกี่ยวข้อง ดังรูปที่ 7 ดังนั้นการวิเคราะห์ด้วยวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลจะใช้วิธีของ SES ส่วนวิธีการของบ็อกซ์-เจนกินส์ เมื่อเขียนกราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 8 และ 9 พบว่า ตรงกับตัวแบบ AR(2)

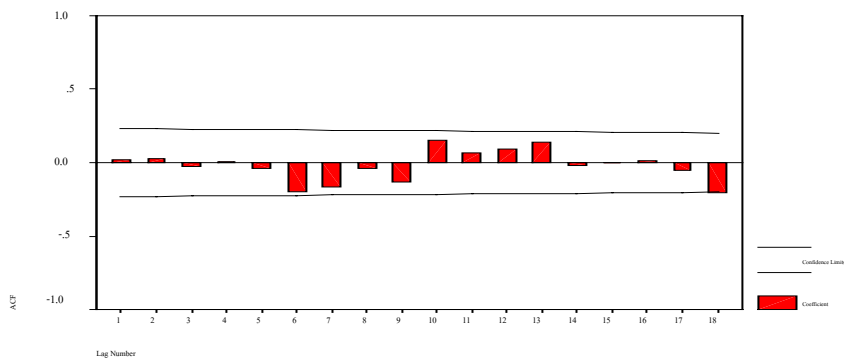
**ตารางที่ 6** แสดงการเปรียบเทียบผลการตรวจสอบคุณสมบัติของตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ SES และตัวแบบ AR(2) สำหรับมูลค่ามันสำปะหลังส่งออก

คุณสมบัติของ residual ตามทฤษฎี	ตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ SES	ตัวแบบ AR(2)
1. ความเป็นอิสระกัน	เป็นอิสระกัน (ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง)	เป็นอิสระกัน (ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง)
2. การแจกแจงแบบปกติ	✓ K-S=0.959 , p-Value=0.316	✓ K-S=1.079 , p-Value=0.195
3. ค่าเฉลี่ยไม่แตกต่างจาก 0	✓ t = 0.133 , p-Value=0.894	✓ t = 0.006 , p-Value=0.995
4. ความแปรปรวนคงที่	✓	✓
5. ความเหมาะสมของตัวแบบ	✓ Q = 17.723 , p-Value=0.474	✓ Q = 12.763 , p-Value=0.805
6. $S = \sqrt{\frac{SSE}{n-p}}$ S คือ Standard Error p คือ จำนวนพารามิเตอร์ในตัวแบบ	505.18	489.38

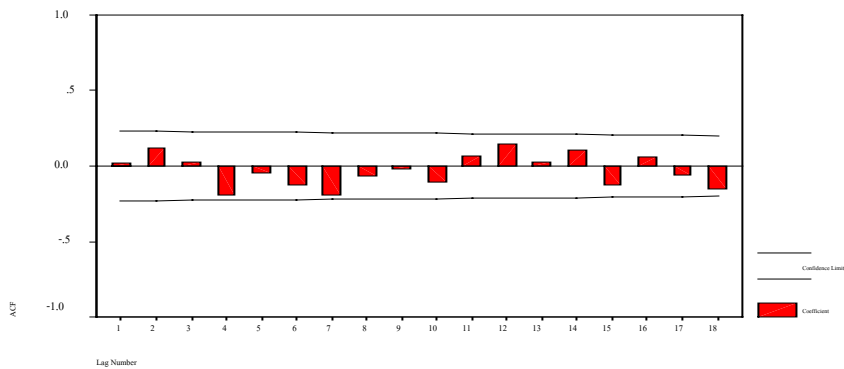
จากผลการวิเคราะห์มูลค่ามันสำปะหลังส่งออก พบว่า ตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ SES และ ตัวแบบ AR(2) มีคุณสมบัติเหมาะสมที่จะนำไปใช้พยากรณ์มูลค่ายางพาราส่งออกได้เช่นเดียวกัน เพราะว่า ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ของทั้ง 2 ตัวแบบ มีคุณสมบัติสอดคล้องตามทฤษฎีทุกข้อ ในที่นี้ตัวแบบ AR(2)เป็นตัวแบบที่ดีที่สุด เพราะว่าให้ความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์น้อยกว่าตัวแบบที่ได้โดยวิธีของ SES



รูปที่ 10 แสดง ACF ของ residual ที่ได้จากการพยากรณ์มูลค่าข้าวส่งออก โดยตัวแบบการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ Winter

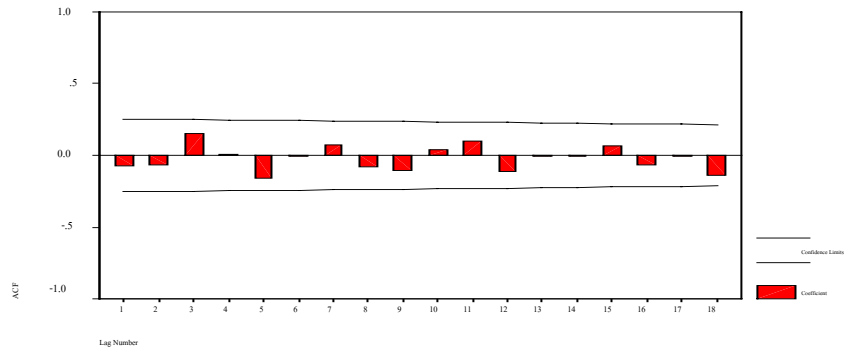


รูปที่ 11 แสดง ACF ของ residual ที่ได้จากการพยากรณ์มูลค่ายางพาราส่งออก โดยตัวแบบการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ Holt

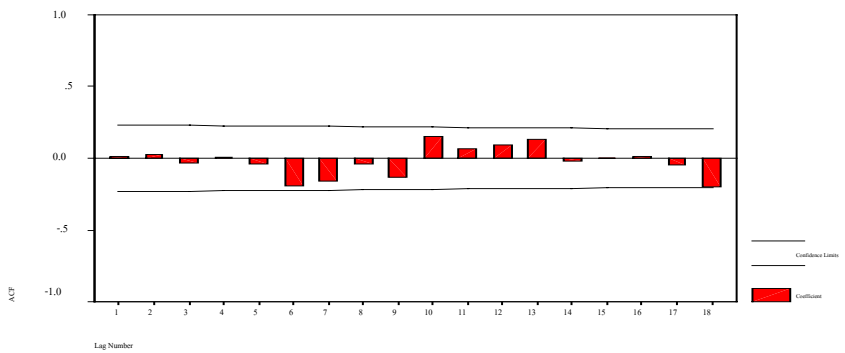


รูปที่ 12 แสดง ACF ของ residual ที่ได้จากการพยากรณ์มูลค่ามันสำปะหลังส่งออก โดยตัวแบบการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลโดยวิธีของ SES

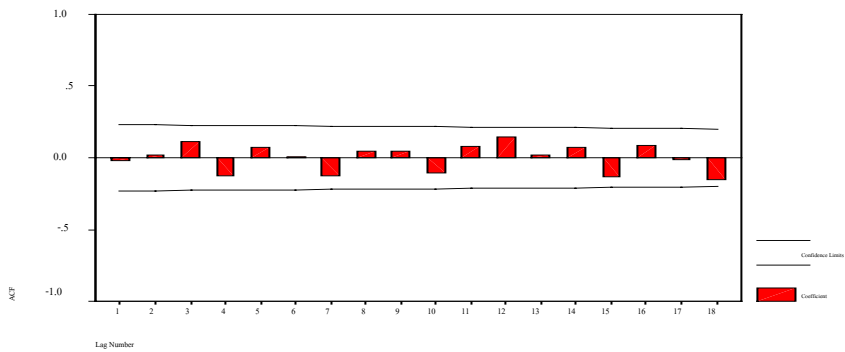




รูปที่ 13 แสดง ACF ของ residual ที่ได้จากการพยากรณ์มูลค่าข้าวส่งออก โดยตัวแบบ ARIMA(1,1,1)(1,1,1)<sub>S=12</sub> โดยวิธีของ Box-Jenkins



รูปที่ 14 แสดง ACF ของ residual ที่ได้จากการพยากรณ์มูลค่ายางพาราส่งออก โดยตัวแบบ ARIMA(0,1,1) โดยวิธีของ Box-Jenkins



รูปที่ 15 แสดง ACF ของ residual ที่ได้จากการพยากรณ์มูลค่ามันสำปะหลังส่งออก โดยตัวแบบ AR(2) โดยวิธีของ Box-Jenkins

### สรุปผลการวิจัย

ตัวแบบการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกข้าว ขางพารา และมันสำปะหลัง โดยวิธีของ Box-Jenkins จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมที่สุด เพราะว่าการคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์มีคุณสมบัติสอดคล้องตามทฤษฎีทุกข้อ และยังให้ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ต่ำกว่าวิธีการทำให้เรียบแบบเอ็กซ์โปเนนเชียล

### ข้อเสนอแนะจากการวิจัย

ในการศึกษาเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาสำหรับสินค้าส่งออกของไทย ผู้วิจัยขอเสนอแนวคิด ดังนี้

1. ศึกษาตัวแบบการพยากรณ์สินค้าส่งออกประเภทอื่นๆ ที่ทำรายได้ให้กับประเทศไทยนอกเหนือจากสินค้าทางการเกษตร
2. ศึกษาการพยากรณ์อนุกรมเวลาโดยวิธีการวิเคราะห์การถดถอย ซึ่งมีชื่อเรียกว่า “Time Series Regressions Analysis” สำหรับสินค้าส่งออกของไทย อาจพิจารณาปัจจัยภายนอกอื่นๆ ที่เกี่ยวข้อง เช่น ภาวะเศรษฐกิจ หรือ ความต้องการสินค้าส่งออกไทยในตลาดต่างประเทศ เป็นต้น

### เอกสารอ้างอิง

- มุกดา แม่นมินทร์. 2547. “อนุกรมเวลาและการพยากรณ์”, ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี, มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- Andel, J. 1997. “On residual analysis for time series models”, *Kybernetika* 33,161-170.
- Abraham, B. and J.Ledolter. 1983. “Statistical Methods for Forecasting”, New York : John Wiley.
- Bowerman and O’Connel. 1990. “Time Series Forecasting Unified Concepts and Computer Implementation”, 2<sup>nd</sup> Edition, Duxbury, New York .
- Box, G.E.P. and G.M.Jenkins. 1970. “Time Series Analysis, Forecasting and Control”, San Francisco: Holden Day.
- Burridge, P. and Wallis, K.F. 1988. “Prediction theory for autoregressive-moving average Process”, *Econometric Reviews* 7, 65-95.
- Frances, P.H. 1998. “Time Series Models for Business and Economic Forecasting”, Cambridge.