ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทย

Forecasting Model for Beer Sales Volume in Thailand

วรางคณา กีรติวิบูลย์*

สาขาวิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยทักษิณ

วิทยาเขตพัทลุง ตำบลบ้านพร้าว อำเภอป่าพะยอม จังหวัดพัทลุง 93210

Warangkhana Keerativibool*

Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, Thaksin University,

Phatthalung Campus, Ban Phrao, Pa Phayom, Phatthalung 93210

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาครั้งนี้ คือ การสร้างตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 183 ค่า ซึ่งข้อมูลถูกแบ่งออกเป็น 2 ชุด ข้อมูลชุดที่ 1 ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ข้อมูลชุดที่ 2 ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 9 ค่า นำมาใช้สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย และเกณฑ์รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่ต่ำที่สุด ผลการศึกษาพบว่าจากวิธีการพยากรณ์ทั้งหมดที่ได้ศึกษา วิธีที่มีความแม่นมากที่สุด คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์

คำสำคัญ : เบียร์; บอกซ์-เจนกินส์; การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลัง; การพยากรณ์รวม; เปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย; รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

Abstract

The objective of this study was to construct the appropriate forecasting model for beer sales volume in Thailand. The data gathered from the website of the Office of Industrial Economics during January, 2000 to March, 2015 of 183 values were used and divided into 2 sets. The first set had 174 values from January, 2000 to June, 2014 for constructing the forecasting models by Box-Jenkins method, Winters' multiplicative exponential smoothing method, and combined forecasting method. The second set had 9 values from July, 2014 to March, 2015 for comparing accuracy of the forecasts via the criteria of the lowest mean absolute percentage error

***ผู้รับผิดชอบบทความ :** warang27@gmail.com DOI 10.14456/tstj.2015.42

and root mean squared error. Research findings indicated that for all forecasting methods that had been studied, the most accurate method was Box-Jenkins method.

Keywords: Beer; Box-Jenkins; exponential smoothing; combined forecasting; mean absolute percentage error (MAPE); root mean squared error (RMSE)

1. บทนำ

เบียร์เป็นน้ำเมาหลาย ๆ รูปแบบ ที่ผ่านกระบวนการหมักหรือแช่ผลิตภัณฑ์พวกธัญพืช ประวัติศาสตร์ของเบียร์นั้นมีมายาวนาน เบียร์เป็นเครื่องดื่มแอลกอฮอล์ชนิดแรกของโลก เริ่มผลิต 6,000 ปีก่อนคริสตกาล โดยชนชาติบาบิโลเนียน และเป็นที่รู้จักในสมัยอียิปต์โบราณและเมโสโปเตเมีย มีหลักฐานย้อนไปยาวนานถึง 4,000 ปีก่อนคริสตกาล โดยใช้ข้าวบาร์เลย์เป็นวัตถุดิบ ในราว 1,000 ปีก่อนคริสตกาล มีการผสมพืชอีกหนึ่งชนิดเข้าไป คือ ฮอปส์ ทำให้มีกลิ่นหอม รสชาติขม และสามารถรักษาคุณภาพของเบียร์ให้เก็บได้ยาวนานมากขึ้น แต่เบียร์เหล่านี้มีความแตกต่างจากเบียร์ในปัจจุบัน เนื่องจากเครื่องปรุงและกรรมวิธีในการผลิตเบียร์แตกต่างกันไปตามสถานที่ ดังนั้นลักษณะของเบียร์ ชนิดของเบียร์ รสชาติ และสีจึงมีความแตกต่างกัน [1] เป็นที่ทราบกันดีว่าธุรกิจเบียร์มีความสำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศ เนื่องจากเป็นธุรกิจที่เสียภาษีให้แก่รัฐมาก ซึ่งรัฐสามารถนำเงินนี้ไปใช้ในการพัฒนาประเทศในด้านต่าง ๆ ตลาดเบียร์ในประเทศไทยยังคงมีแนวโน้มดี นับตั้งแต่ที่ประเทศไทยเริ่มมีการผลิตเบียร์บริโภคเองภายในประเทศ เมื่อปี พ.ศ. 2476 โดยพระยาภิรมย์ภักดีก่อตั้งโรงเบียร์แห่งแรกขึ้นในประเทศไทย ภายใต้ชื่อ บริษัท บุญรอดบริวเวอรี่ จำกัด จนกระทั่งปัจจุบันมีผู้ผลิตเบียร์รายใหญ่ที่มีกำลังการผลิตเกินกว่า 10 ล้านลิตรต่อปีในประเทศ รวม 4 ราย คือ บริษัท บุญรอดบริวเวอรี่ จำกัด บริษัท ไทยเบฟเวอเรจ จำกัด บริษัท ไทยเอเชียแปซิฟิค บริวเวอรี่ จำกัด และบริษัท ซานมิเกล (ประเทศไทย) จำกัด ทั้งนี้ธุรกิจเบียร์ยังคงมีการเติบโตอย่างต่อเนื่องทั้งทางด้านการผลิต การจำหน่าย และการบริโภค ถือเป็นผลิตภัณฑ์อุตสาหกรรมที่สำคัญตัวหนึ่งของประเทศ [2] จากการพิจารณาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทยในอดีต [3] พบว่าปริมาณการจำหน่ายมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น แต่ยังคงมีความผันผวนสูง อาจเพราะภาวะเศรษฐกิจ ปริมาณการผลิต ปริมาณการบริโภค และปัจจัยอื่น ๆ ด้วยเหตุผลของความไม่แน่นอนดังกล่าว ผู้วิจัยจึงมีความสนใจที่จะนำปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทยในอดีตมาสร้างตัวแบบพยากรณ์ โดยการศึกษาครั้งนี้จะให้ความสนใจกับการพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ด้วยวิธีการพยากรณ์ทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เพื่อใช้เป็นจุดเริ่มต้นของการตัดสินใจ การบริหารจัดการด้านความเสี่ยงต่าง ๆ ช่วยในการประเมินการคาดการณ์ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ล่วงหน้า อีกทั้งยังเป็นประโยชน์ต่อรัฐบาลในการวางนโยบายเชิงกลยุทธ์ทางด้านการค้าในอนาคตต่อไป

2. อุปกรณ์และวิธีการ

การวิจัยครั้งนี้ดำเนินการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยโปรแกรม SPSS รุ่น 17 โดยใช้อนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทย (พันลิตร) จากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม [3] ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 183 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น

2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีการทางสถิติ 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม เนื่องจากได้พิจารณาจากค่าเปอร์เซ็นต์ความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (mean absolute percentage error, MAPE) และค่ารากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (root mean squared error, RMSE) ของข้อมูลชุดที่ 1 แล้วพบว่าวิธีการเหล่านี้เป็นวิธีที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากกว่าวิธีการพยากรณ์อื่น ๆ ข้อมูลชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 9 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่น (accuracy) ของค่าพยากรณ์ โดยใช้เกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด

2.1 การพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins method)

การกำหนดตัวแบบของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ทำได้โดยการตรวจสอบสมบัติฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (autocorrelation function, ACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (partial auto correlation function, PACF) ของอนุกรมเวลาที่คงที่ (stationary) หรืออนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่ [4] กรณีที่อนุกรมเวลาไม่คงที่ (non-stationary) ต้องแปลงอนุกรมเวลาให้คงที่ก่อนที่จะกำหนดตัวแบบ เช่น กรณีอนุกรมเวลามีค่าเฉลี่ยไม่คงที่ควรแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างหรือผลต่างฤดูกาล (difference or seasonal difference) กรณีอนุกรมเวลามีความแปรปรวนไม่คงที่ หรือมีทั้งค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ควรแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมสามัญหรือลอการิทึมธรรมชาติ (common logarithm or natural logarithm) หรือแปลงข้อมูลด้วยเลขยกกำลัง เช่น ยกกำลัง 0.5 (square root transformation) หรือยกกำลัง 2 (square transformation) [5] ตัวแบบทั่วไป (general model) ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ คือ seasonal autoregressive integrated moving average, SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_s$ แสดงดังสมการที่ (1) [5,6] และขั้นตอนการสร้างตัวแบบพยากรณ์แสดงรายละเอียดใน [7]

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Y_t = \delta + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \quad (1)$$

เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\delta = \mu\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$ แทนค่าคงที่ โดยที่ μ แทนค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาที่คงที่

$\phi_p(B) = 1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\ldots-\phi_p B^p$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ p [non-seasonal autoregressive operator of order p, AR(p)]

$\Phi_P(B^s) = 1-\Phi_1 B^s-\Phi_2 B^{2s}-\ldots-\Phi_P B^{Ps}$ แทนตัวดำเนินการสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาลอันดับที่ P [seasonal autoregressive operator of order P, SAR(P)]

$\theta_q(B) = 1-\theta_1 B-\theta_2 B^2-\ldots-\theta_q B^q$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาลอันดับที่ q [Non-seasonal moving average operator of order q, MA(q)]

$\Theta_Q(B^s) = 1-\Theta_1 B^s-\Theta_2 B^{2s}-\ldots-\Theta_Q B^{Qs}$ แทนตัวดำเนินการเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาลอันดับที่ Q [seasonal moving average operator of order Q, SMA(Q)]

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

d และ D แทนลำดับที่ของการหาผลต่างและผล

ต่างฤดูกาล ตามลำดับ

B แทนตัวดำเนินการถอยหลัง (backward operator) โดยที่ $B^s Y_t = Y_{t-s}$

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ คือ ความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบโคลโมโกรอฟ-สเมียร์นอฟ (Kolmogorov-Smirnov’s test) มีการเคลื่อน ไหวเป็นอิสระกัน ตรวจสอบโดยพิจารณาจากกราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อน และการทดสอบรัน (runs test) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบที (t-test) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา ตรวจสอบโดยใช้การทดสอบของเลวีน ภายใต้การใช้ค่ามัธยฐาน (Levene’s test based on median)

2.2 การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters’ multiplicative exponential smoothing method)

การพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบ (smoothing method) คือ การพยากรณ์โดยใช้ค่าสังเกตจากอดีตส่วนหนึ่งหรือทั้งหมดในการสร้างสมการพยากรณ์ ซึ่งน้ำหนักที่ให้กับค่าสังเกตแต่ละค่าจะแตกต่างกัน เหตุผลสำคัญที่มีการใช้วิธีการปรับเรียบเนื่องจากอนุกรมเวลาอาจเกิดความผันแปรจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติ ทำให้ไม่เห็นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาอื่น ๆ ซึ่งวิธีการปรับเรียบจะช่วยลดอิทธิพลของความผันแปรดังกล่าวได้ ดังนั้นส่วนประกอบของอนุกรมเวลาแต่ละส่วนจึงปรากฏชัดเจนขึ้น ทำให้สามารถพยากรณ์ค่าของอนุกรมเวลาในอนาคตได้ โดยวิธีการปรับเรียบนั้นมีวิธีการหลายวิธีและการใช้งานจะขึ้นอยู่กับลักษณะของอนุกรมเวลา [8] สำหรับวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์ แบ่งออกเป็น 2 กรณี คือ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบบวก (Winters’ additive exponential smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มคงที่ กล่าวคือ อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าไม่เพิ่มขึ้นและไม่ลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ (Winters’ multiplicative exponential smoothing) ควรใช้กับการพยากรณ์อนุกรมเวลาที่มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นหรือลดลงตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป [9] สำหรับการวิจัยครั้งนี้ได้ใช้วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เนื่องจากอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ของข้อมูลชุดที่ 1 ในช่วงเดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2557 มีอัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป (รูปที่ 1) ตัวแบบแสดงดังสมการที่ (2) และตัวแบบพยากรณ์แสดงดังสมการที่ (3) [10]

$$Y_t = (\beta_0 + \beta_1 t) S_t \varepsilon_t \tag{2}$$

$$\hat{Y}_{t+m} = (a_t + b_t m)\hat{S}_t \tag{3}$$

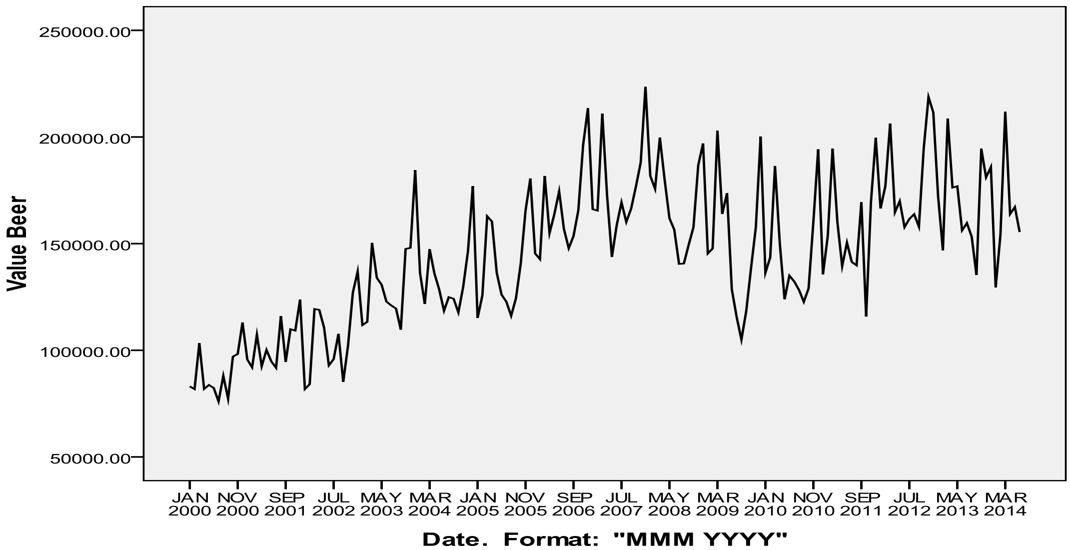
เมื่อ Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

β_0, β_1 และ S_t แทนพารามิเตอร์ของตัวแบบแสดงระยะตัดแกน ความชันของแนวโน้ม และความผันแปรตามฤดูกาล ตามลำดับ

ε_t แทนอนุกรมเวลาของความคลาดเคลื่อนที่มีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระกัน ด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา

$\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m แทนจำนวนช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปข้างหน้า

a_t, b_t และ $\hat{S}_t$ แทนค่าประมาณ ณ เวลา t ของพารามิเตอร์ β_0, β_1 และ S_t ตามลำดับ



รูปที่ 1 ลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2557

โดยที่ $a_t = \alpha \frac{Y_t}{\hat{S}_{t-s}} + (1-\alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$

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

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

α , γ และ δ แทนค่าคงที่การปรับเรียบ โดยที่ $0 < \alpha < 1$, $0 < \gamma < 1$ และ $0 < \delta < 1$

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n โดยที่ n แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 1

s แทนจำนวนคาบของฤดูกาล

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

2.3 การพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม (combined forecasting method)

การพยากรณ์รวมเป็นวิธีการประยุกต์ที่มีการรวมค่าพยากรณ์จากวิธีการพยากรณ์เดี่ยวตั้งแต่ 2 วิธี ขึ้นไป เพื่อให้ได้ค่าพยากรณ์ใหม่ที่มีความคลาดเคลื่อนน้อยที่สุด สามารถใช้ได้ดีในกรณีที่วิธีการพยากรณ์เดี่ยวมีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลามากกว่า 1 วิธี [11] ณ ที่นี้ได้พิจารณาวิธีการพยากรณ์เดี่ยว 2 วิธี คือ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ดังนั้นตัวแบบของวิธีการพยากรณ์รวมที่ใช้ในการวิจัยครั้งนี้ คือ

$$\hat{Y}_t = w_1\hat{Y}_{1t} + w_2\hat{Y}_{2t} \qquad (4)$$

เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

w_1 และ w_2 แทนค่าถ่วงน้ำหนักของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ โดยที่

$$w_1 = \frac{b_1}{b_1 + b_2} \text{ และ } w_2 = \frac{b_2}{b_1 + b_2} \qquad (5)$$

b_1 และ b_2 แทนค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (least squares method) [12] ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ เมื่อกำหนดให้ค่าพยากรณ์เดี่ยวจากทั้ง 2 วิธี เป็นตัวแปรอิสระ และปริมาณการจำหน่ายเบียร์ เป็นตัวแปรตาม ซึ่งค่า b_1 และ b_2 จะคำนวณจากจำนวนข้อมูลพยากรณ์ในอนุกรมเวลาชุดที่ 1 ณ ที่นี้คือ 161 ค่า เนื่องจากมีการแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่างและผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ ทำให้ไม่มีค่าพยากรณ์ 13 ค่าแรก (จำนวนคาบของฤดูกาลเท่ากับ 12)

เมื่อได้ตัวแบบพยากรณ์แล้วจะดำเนินการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์เช่นเดียวกับการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

2.4 การเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์

การวิจัยครั้งนี้ได้คัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ โดยการเปรียบเทียบค่า MAPE และ RMSE จากวิธีการพยากรณ์ทั้ง 3 วิธี ได้แก่ วิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ตัวแบบพยากรณ์ที่มีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด จัดเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมกับอนุกรมเวลาชุดนี้มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด เกณฑ์ MAPE และ RMSE [10] แสดงดังนี้

$$\mathrm{MAPE} = \frac{100}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2}\left|\frac{e_t}{Y_t}\right| \text{ และ } \mathrm{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n_2}\sum_{t=1}^{n_2} e_t^2} \quad (6)$$

เมื่อ $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา t

Y_t แทนอนุกรมเวลา ณ เวลา t

$\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

t แทนช่วงเวลา ซึ่งมีค่าตั้งแต่ 1 ถึง n_2 โดยที่ n_2 แทนจำนวนข้อมูลในอนุกรมเวลาชุดที่ 2

3. ผลการวิจัยและวิจารณ์

การพิจารณาลักษณะการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2557 จำนวน 174 ค่า ดังรูปที่ 1 พบว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น และมีความผันแปรตามฤดูกาลไม่คงที่ กล่าวคือ อัตราส่วนของความผันแปรตามฤดูกาลต่อค่าแนวโน้มมีค่าเพิ่มขึ้นตามเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป

3.1 ผลการพยากรณ์โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์

กราฟ ACF และ PACF ดังรูปที่ 2 พบว่าอนุกรมเวลายังไม่คงที่ เนื่องจากมีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล นั่นคือ มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนไม่คงที่ ดังนั้นผู้วิจัยจึงแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง (d = 1) ผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 (D = 1, s = 12) และลอการิทึมธรรมชาติ (ln) ได้กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาที่แปลงข้อมูลแล้ว แสดงดังรูปที่ 3 ซึ่งพบว่าอนุกรมเวลามีลักษณะคงที่ จึงกำหนดตัวแบบพยากรณ์ที่เป็นไปได้พร้อมกับประมาณค่าพารามิเตอร์ ดังแสดงในตารางที่ 1 โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีพารามิเตอร์ทุกตัวมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 มีค่า BIC ต่ำที่สุด และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 คือ ตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.903, p-value = 0.389) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 4 และจาก runs test: Z = -0.237, p-value = 0.813) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = -0.978, p-value = 0.329) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.541, p-value =

0.872) ดังนั้นตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่ มีความเหมาะสม ซึ่งจากสมการที่ (1) สามารถเขียนเป็นตัวแบบได้ดังนี้

$$(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

$$(1-B^{12}-B+B^{13})Z_t = (1-\Theta_1 B^{12}-\theta_1 B+\theta_1\Theta_1 B^{13})\varepsilon_t$$

$$Z_t = Z_{t-1}+Z_{t-12}-Z_{t-13}+\varepsilon_t-\theta_1\varepsilon_{t-1}-\Theta_1\varepsilon_{t-12}+\theta_1\Theta_1\varepsilon_{t-13}$$

เมื่อ $Z_t = \ln(Y_t)$

จากการแทนค่าประมาณพารามิเตอร์ในตารางที่ 1 จะได้ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

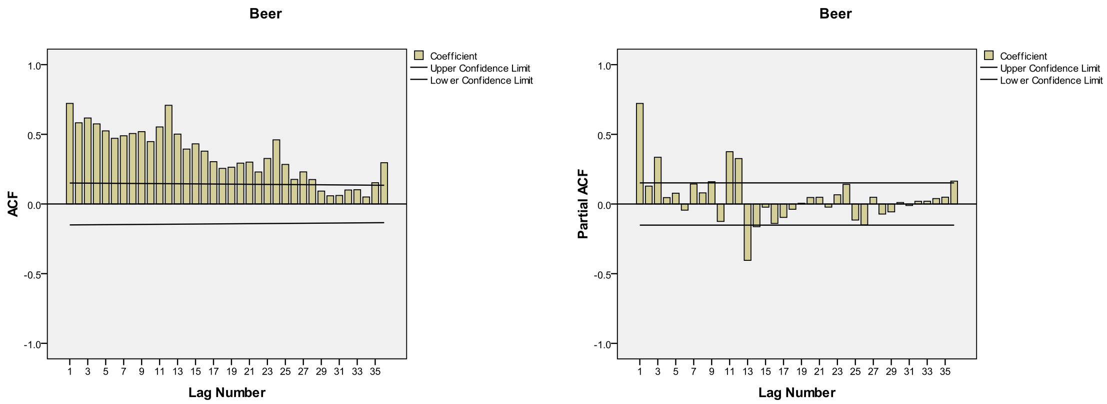
$$\hat{Z}_t = Z_{t-1}+Z_{t-12}-Z_{t-13}-0.626251e_{t-1} -0.875041e_{t-12}+0.547995e_{t-13}$$ หรือ

$$\hat{Y}_t = \mathrm{Exp}\{Z_{t-1}+Z_{t-12}-Z_{t-13}-0.626251e_{t-1} -0.875041e_{t-12}+0.547995e_{t-13}\} \qquad (7)$$

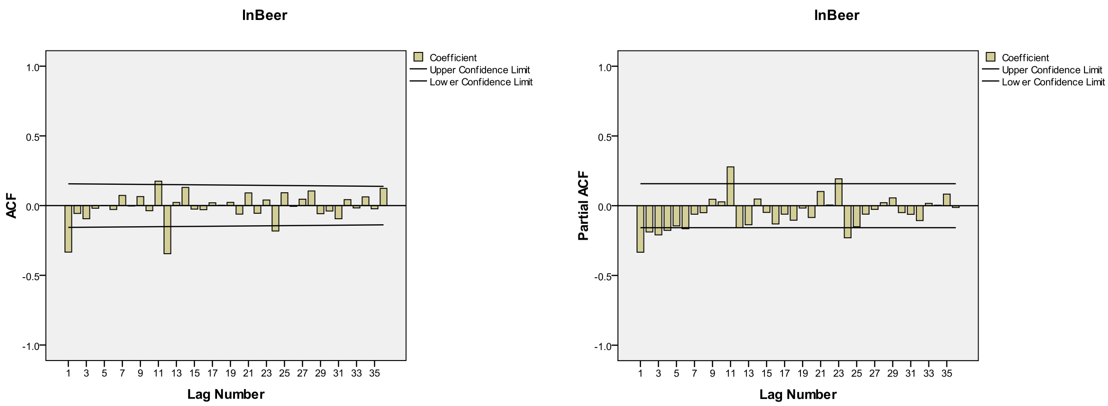
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t

Z_{t-j} แทนลอการิทึมธรรมชาติของอนุกรมเวลา ณ เวลา $t-j$

e_{t-j} แทนความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ ณ เวลา $t-j$; $e_{t-j} = Z_{t-j}-\hat{Z}_{t-j}$



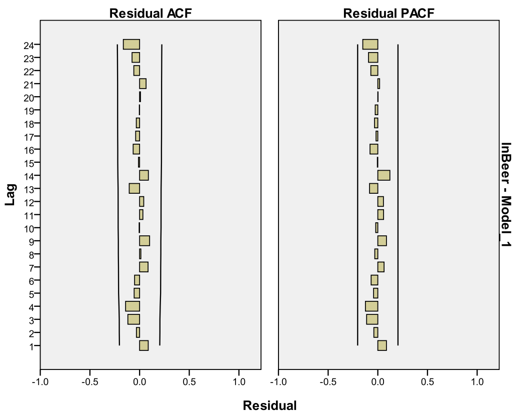
รูปที่ 2 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์



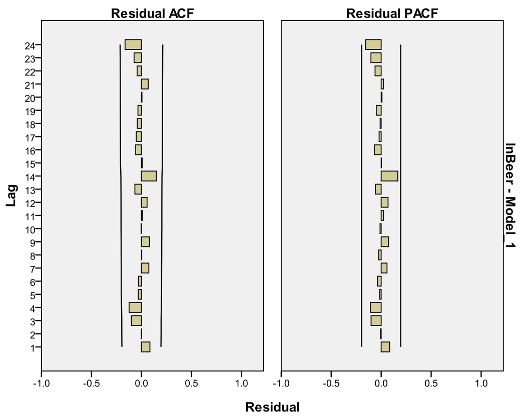
รูปที่ 3 กราฟ ACF และ PACF ของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยการหาผลต่าง ผลต่างฤดูกาลลำดับที่ 1 และลอการิทึมธรรมชาติ

ตารางที่ 1 ค่าประมาณพารามิเตอร์ ค่า BIC และค่าสถิติ Ljung-Box Q ของตัวแบบ SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_{12}$

ค่าประมาณพารามิเตอร์		SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$_{12}$							
		SARIMA (3, 1, 1) (2, 1, 2)$_{12}$	SARIMA (2, 1, 1) (2, 1, 2)$_{12}$	SARIMA (1, 1, 1) (2, 1, 2)$_{12}$	SARIMA (1, 1, 1) (2, 1, 1)$_{12}$	SARIMA (1, 1, 1) (1, 1, 1)$_{12}$	SARIMA (1, 1, 1) (0, 1, 1)$_{12}$	SARIMA (1, 1, 1) (0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่	SARIMA (0, 1, 1) (0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่
ค่าคงที่	ค่าประมาณ	-0.000895	-0.000891	-0.000893	-0.000864	-0.000870	-0.000834	-	-
	p-value	0.126	0.122	0.132	0.177	0.118	0.137		
AR(1): ϕ_1	ค่าประมาณ	0.208181	0.232060	0.215858	0.212820	0.216514	0.202098	0.193001	-
	p-value	0.172	0.078	0.073	0.077	0.065	0.087	0.117	
AR(2): ϕ_2	ค่าประมาณ	0.036573	0.046585	-	-	-	-	-	-
	p-value	0.745	0.666						
AR(3): ϕ_3	ค่าประมาณ	-0.040824	-	-	-	-	-	-	-
	p-value	0.692							
MA(1): θ_1	ค่าประมาณ	0.768784	0.794335	0.770539	0.767515	0.779291	0.766333	0.741084	0.626251
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SAR(1): Φ_1	ค่าประมาณ	-0.379407	-0.343338	-0.355519	-0.050151	0.155625	-	-	-
	p-value	0.249	0.298	0.270	0.690	0.172			
SAR(2): Φ_2	ค่าประมาณ	-0.209269	-0.227826	-0.225143	-0.305686	-	-	-	-
	p-value	0.152	0.110	0.115	0.006				
SMA(1): Θ_1	ค่าประมาณ	0.372117	0.409270	0.392052	0.699200	0.979316	0.882395	0.845607	0.875041
	p-value	0.262	0.220	0.230	0.000	0.075	0.000	0.000	0.000
SMA(2): Θ_2	ค่าประมาณ	0.366476	0.323901	0.335340	-	-	-	-	-
	p-value	0.258	0.316	0.288					
BIC		-4.413	-4.450	-4.487	-4.519	-4.530	-4.556	-4.580	-4.600
Ljung-Box Q (ณ lag 18)		11.037	11.374	11.730	12.083	10.609	12.181	12.036	16.112
p-value		0.355	0.413	0.468	0.521	0.716	0.665	0.676	0.445



รูปที่ 4 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ที่มีตัวแบบ SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)$_{12}$ ไม่มีพจน์ค่าคงที่



รูปที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของความคลาดคลื่อนจากการพยากรณ์ โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

3.2 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

การสร้างตัวแบบพยากรณ์โดยวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ เมื่อแปลงข้อมูลด้วยลอการิทึมธรรมชาติ (ln) เนื่องจากอนุกรมเวลามีส่วนประกอบของแนวโน้มและความผันแปรตามฤดูกาล นั่นคือ มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไม่คงที่ พบว่า BIC มีค่าเท่ากับ -4.753 และมีค่าสถิติ Ljung-Box Q ไม่มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 (Ljung-Box Q ณ lag 18 = 15.663, p-value = 0.405) เมื่อตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.857, p-value = 0.455) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 5 และจาก runs test: Z = 0.304, p-value = 0.761) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.065, p-value = 0.948) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.496, p-value = 0.903) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม ตัวแบบพยากรณ์แสดงดังนี้

$\hat{Z}_{t+m} = (12.027280 + 0.003475m)\hat{S}_t$ เมื่อ $Z_t = \ln(Y_t)$

หรือ $\hat{Y}_{t+m} = \mathrm{Exp}\left\{(12.027280 + 0.003475m)\hat{S}_t\right\}$ (8)

เมื่อ $\hat{Y}_{t+m}$ แทนค่าพยากรณ์ ณ เวลา t + m โดยที่ m = 1 ถึง 9 (เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 9 ค่า)

$\hat{S}_t$ แทนค่าดัชนีฤดูกาล รายละเอียดแสดงดังตารางที่ 2 ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ของเดือนมีนาคม เมษายน พฤศจิกายน และธันวาคมของทุกปี มีค่ามากกว่าเดือนอื่น ๆ เนื่องจากมีค่าดัชนีฤดูกาลมากกว่า 1

α, γ และ δ มีค่าเท่ากับ 0.351583, 0.001 และ 0.099052 ตามลำดับ

3.3 ผลการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

การประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยของวิธีพยากรณ์เดี่ยวทั้ง 2 วิธี ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้ว่า b_1 = -0.369859 และ b_2 = 1.370029 ดังนั้นจากสมการที่ (5) สามารถคำนวณค่าถ่วงน้ำหนักของแต่ละวิธีการพยากรณ์เดี่ยวได้เป็น w_1 = -0.369796 และ w_2 = 1.369796 เพราะฉะนั้นตัวแบบพยากรณ์รวมเขียนได้ดังนี้

$$\hat{Y}_t = -0.369796\hat{Y}_{1t} + 1.369796\hat{Y}_{2t} \quad (9)$$

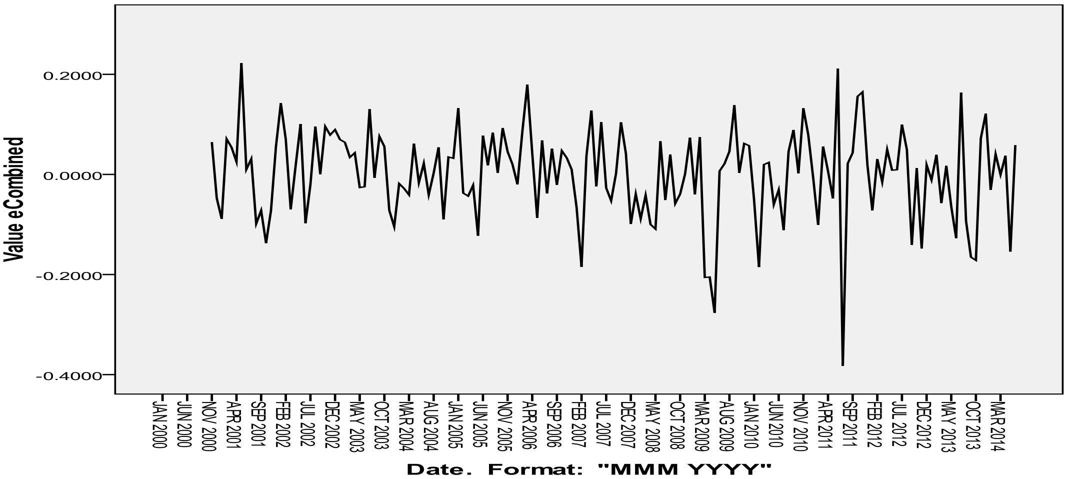
เมื่อ $\hat{Y}_t$ แทนค่าพยากรณ์รวม ณ เวลา t

$\hat{Y}_{1t}$ และ $\hat{Y}_{2t}$ แทนค่าพยากรณ์เดี่ยว ณ เวลา t จากวิธีบอกซ์-เจนกินส์ และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ ตามลำดับ

ตารางที่ 2 ดัชนีฤดูกาลของอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์จากวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ

เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล	เดือน	ดัชนีฤดูกาล
มกราคม	0.994534	พฤษภาคม	0.998162	กันยายน	0.989607
กุมภาพันธ์	0.995025	มิถุนายน	0.993802	ตุลาคม	0.999635
มีนาคม	1.015288	กรกฎาคม	0.991202	พฤศจิกายน	1.009167
เมษายน	1.001673	สิงหาคม	0.992609	ธันวาคม	1.019204

ผลการตรวจสอบคุณลักษณะของความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม พบว่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติ (Kolmogorov-Smirnov Z = 0.964, p-value = 0.311) มีการเคลื่อนไหวเป็นอิสระกัน (แสดงรายละเอียดในรูปที่ 6 และจาก runs test: Z = 1.253, p-value = 0.210) มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ (t = 0.268, p-value = 0.789) และมีความแปรปรวนคงที่ทุกช่วงเวลา (Levene statistic = 0.608, p-value = 0.820) ดังนั้นตัวแบบพยากรณ์ที่ได้มีความเหมาะสม



รูปที่ 6 กราฟความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์โดยวิธีการพยากรณ์รวม

3.4 ผลการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์

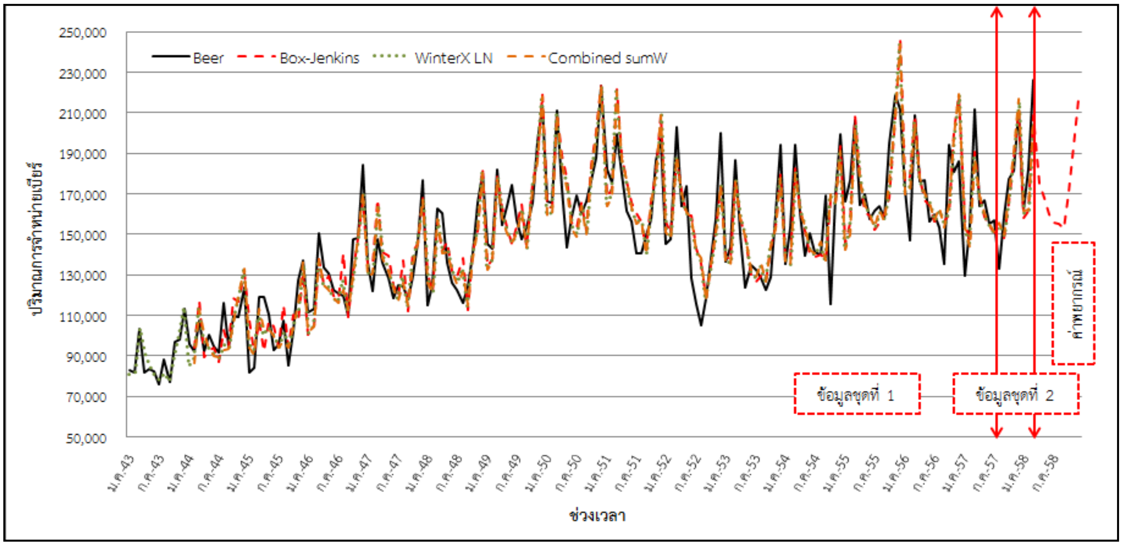
จากการใช้ตัวแบบพยากรณ์ของวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ในสมการที่ (7) ถึง (9) ตามลำดับ ได้ค่าพยากรณ์สำหรับอนุกรมเวลาชุดที่ 2 ซึ่งคือปริมาณการจำหน่ายเบียร์ ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 แสดงดังตารางที่ 3 และรูปที่ 7 ผลการเปรียบเทียบความแม่นของค่าจริงกับค่าพยากรณ์ พบว่าวิธีบอกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มีความแม่นมากที่สุด เนื่องจากให้ค่าพยากรณ์ที่มีความแตกต่างกับข้อมูลจริงน้อยที่สุด หรือมีค่า MAPE และ RMSE ต่ำที่สุด

4. สรุป

การวิจัยครั้งนี้ได้นำเสนอวิธีการสร้างและคัดเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมกับอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์ในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลจากเว็บไซต์ของสำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 183 ค่า ผู้วิจัยได้แบ่งข้อมูลออกเป็น 2 ชุด ชุดที่ 1 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2543 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2557 จำนวน 174 ค่า สำหรับการสร้างตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ วิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของวินเทอร์แบบคูณ และวิธีการพยากรณ์รวม ชุดที่ 2 คือ ข้อมูลตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558 จำนวน 9 ค่า สำหรับการเปรียบเทียบความแม่นของค่าพยากรณ์ด้วยเกณฑ์ MAPE และ RMSE ที่ต่ำที่สุด พบว่าวิธีบอกซ์-เจนกินส์เป็นวิธีที่มี

ตารางที่ 3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของปริมาณการจำหน่ายเบียร์ (พันลิตร) ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2557 ถึงเดือนมีนาคม พ.ศ. 2558

ช่วงเวลา	ปริมาณการจำหน่ายเบียร์	ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ จากการพยากรณ์โดยวิธี		
		บอกซ์-เจนกินส์	วินเทอร์	พยากรณ์รวม
ก.ค. 2557	156,727.28	150,953.78	150,980.96	150,991.01
ส.ค. 2557	133,319.99	150,198.50	154,089.36	155,553.58
ก.ย. 2557	158,538.54	148,122.22	149,133.63	149,509.39
ต.ค. 2557	177,423.98	165,711.73	168,852.70	170,029.23
พ.ย. 2557	181,260.28	187,715.54	190,054.66	190,927.02
ธ.ค. 2557	211,115.58	210,085.53	215,239.79	217,177.68
ม.ค. 2558	162,432.32	158,056.84	160,449.58	161,343.54
ก.พ. 2558	182,747.59	161,671.70	161,959.08	162,065.48
มี.ค. 2558	226,568.85	208,678.90	207,503.40	207,070.38
MAPE		6.1875	6.4250	6.5553
RMSE		12,427.63	12,996.76	13,344.85



รูปที่ 7 การเปรียบเทียบอนุกรมเวลาปริมาณการจำหน่ายเบียร์และค่าพยากรณ์จากวิธีการทางสถิติ 3 วิธี

ความแม่นมากที่สุด เมื่อใช้วิธีการพยากรณ์นี้ในการพยากรณ์ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ ตั้งแต่เดือนเมษายนถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 ได้ผลแสดงดังตารางที่ 4 ซึ่งพบว่าปริมาณการจำหน่ายเบียร์มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อย แต่ยังคงมีความผันแปรตามฤดูกาล โดยในเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2558 ปริมาณการจำหน่ายเบียร์ มีค่าประมาณ 159,750.90 พันลิตร และในเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558 ปริมาณการจำหน่าย

เบียร์จะมีค่าเพิ่มขึ้นเป็น 216,927.18 พันลิตร อย่างไรก็ตาม ปริมาณการจำหน่ายเบียร์มีการเปลี่ยนแปลงอยู่เสมอ อาจเพราะภาวะเศรษฐกิจ ปริมาณการผลิต ปริมาณการบริโภค และปัจจัยอื่น ๆ ดังนั้นเมื่อมีข้อมูลที่เป็นปัจจุบันมากขึ้น ผู้วิจัยควรนำมาปรับปรุงตัวแบบ รวมถึงควรพิจารณาตัวแปรอิสระเพิ่มเติมสำหรับการสร้างตัวแบบถดถอย (regression model) [12] นอกเหนือจากการพิจารณาเพียงตัวแปรเวลา เพื่อให้ได้ตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ค่าในอนาคตต่อไป

ตารางที่ 4 ค่าพยากรณ์ของปริมาณการจำหน่ายเบียร์ (พันลิตร) ตั้งแต่เดือนเมษายนถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2558

ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์	ช่วงเวลา	ค่าพยากรณ์
เม.ย. 2558	175,281.41	ก.ค. 2558	155,869.75	ต.ค. 2558	171,108.31
พ.ค. 2558	168,159.80	ส.ค. 2558	155,089.71	พ.ย. 2558	193,828.49
มิ.ย. 2558	159,750.90	ก.ย. 2558	152,945.97	ธ.ค. 2558	216,927.18

5. รายการอ้างอิง

[1] วิกิพีเดีย, เบียร์, แหล่งที่มา: http://th.wikipedia.org/wiki/เบียร์, 19 พฤษภาคม 2558.

[2] จุฑาภรณ์ เรืองเทพ, 2549, การวิเคราะห์การจัดการการขนส่งของธุรกิจเบียร์ในประเทศไทย กรณีศึกษาบริษัทเบียร์, วิทยานิพนธ์ปริญญาโท, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ, 177 น.

[3] สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม, ปริมาณการจำหน่ายสินค้าอุตสาหกรรมในประเทศ, แหล่งที่มา: Http://www.oie.go.th/academic/index, 19 พฤษภาคม 2558.

[4] ทรงศิริ แต้สมบัติ, 2549, การพยากรณ์เชิงปริมาณ, มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพฯ.

[5] Bowerman, B.L. and O'Connell, R.T., 1993, Forecasting and Time Series: An Applied Approach, 3rd Ed., Duxbury Press, California.

[6] Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C., 1994, Time Series Analysis: Forecasting and Control, 3rd Ed., Prentice Hall, New Jersey.

[7] วรางคณา กีรติวิบูลย์, 2557, การเปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์ระหว่างวิธีบอกซ์-เจนกินส์และวิธีการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์สำหรับการพยากรณ์ราคาขายปลีกสุกรชำแหละเนื้อแดงสะโพก, ว.วิทยาศาสตร์ มข. 42(3): 532-543.

[8] วรางคณา กีรติวิบูลย์, 2557, การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์, ว.วิทยาศาสตร์ มศว. 30(2): 41-56.

[9] วรางคณา กีรติวิบูลย์, 2556, ตัวแบบพยากรณ์จำนวนนักท่องเที่ยวต่างชาติที่มาท่องเที่ยวในประเทศไทย, ว.วิทยาศาสตร์ มศว. 29(2): 9-26.

[10] สมเกียรติ เกตุเอี่ยม, 2548, เทคนิคการพยากรณ์, พิมพ์ครั้งที่ 2, มหาวิทยาลัยทักษิณ, สงขลา.

[11] มุกดา แม้นมินทร์, 2549, อนุกรมเวลาและการพยากรณ์, โฟร์พริ้นติ้ง, กรุงเทพฯ.

[12] Montgomery, D.C., Peck, E.A. and Vining, G.G., 2006, Introduction to Linear Regression Analysis, 4th Ed., Wiley, New York.