

การพยากรณ์แนวโน้มมูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดของไทย

FORECASTING TREND ON THAILAND'S PINEAPPLE JUICE EXPORT VALUE

ศุภนันทา ร่มประเสริฐ

อาจารย์ประจำ มหาวิทยาลัยอัสสัมชัญ (วิทยาเขตสุวรรณภูมิ)

บางนาตราด กม.26 บางเสาธง สมุทรปราการ 10540

E-mail: sask1999@yahoo.com

บทคัดย่อ

เป็นการศึกษาเกี่ยวกับการพยากรณ์แนวโน้มการส่งออกน้ำสับประรดของไทย โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์แนวโน้มและพยากรณ์มูลค่าการส่งออกในอนาคต เป็นการวิเคราะห์เชิงปริมาณใช้ข้อมูลทุติยภูมิในการรวบรวมสถิติการส่งออกตั้งแต่ปี พ.ศ. 2547 - 2553 ใช้การวิเคราะห์แบบอนุกรมเวลาในการวิเคราะห์แนวโน้มและพยากรณ์ค่าแนวโน้มการส่งออกน้ำสับประรดในอีก 5 ปีข้างหน้า ใช้วิธีแยกส่วนประกอบของข้อมูลมูลค่าส่งออกรายเดือนย้อนหลัง และทำการแยกส่วนประกอบในรูปของผลคูณผ่านค่าแนวโน้ม ค่าผันแปรตามฤดูกาล ค่าการเคลื่อนไหวตามวัฏจักร และค่าความผันแปรผิดปกติในการวิเคราะห์จะแยกส่วนประกอบต่างๆ ออกจากข้อมูลมูลค่าการส่งออกซึ่งเป็นข้อมูลตัวอย่าง แล้วนำค่าที่ได้มาพยากรณ์หามูลค่าการส่งออกในอนาคต ผลการศึกษาพบว่าแนวโน้มมูลค่าการส่งออกในอีก 5 ปีข้างหน้ามีแนวโน้มที่ลดลง สอดคล้องกับสถานการณ์การผลิต สถานการณ์ตลาดและราคาในปัจจุบัน การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกคำนึงถึงค่าแนวโน้ม และค่าความเคลื่อนไหวตามฤดูกาล ค่าพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรายเดือนตั้งแต่ปี พ.ศ. 2554 - 2558 พบว่า มูลค่าการส่งออกในเดือนพฤศจิกายนของทุกๆ ปีจะมีมูลค่าสูงที่สุด รองลงมาคือเดือนเมษายนหรือพฤษภาคม ซึ่งค่าพยากรณ์มีแนวโน้มไปในทิศทางเดียวกันทุกๆ ปี ข้อมูลที่ได้สามารถใช้เป็นประโยชน์ในด้านการปรับปรุง หรือพัฒนากระบวนการผลิตและเป็นความรู้ให้แก่ทั้งผู้ส่งออกหรือผู้ที่เกี่ยวข้อง และเป็นแนวทางในการวางแผนกลยุทธ์ทางการตลาดให้สอดคล้องกับสถานการณ์ และภาวะที่เกิดขึ้น เพื่อตอบสนองความต้องการของตลาดโลก

คำสำคัญ : มูลค่าน้ำสับประรด การพยากรณ์ ค่าแนวโน้ม

Abstract

It studies about forecasting trend for pineapple juice of Thailand according to the purpose as to analyze trend and forecast on export value in the future. It uses quantitative analysis on secondary data which has been collected from 2004 - 2010 used time series to analyze trend and forecast pineapple export value in five years forward. Paper uses method called decomposition of export value in previous monthly data by multiple decomposition methods via trend, seasonal, cyclical and irregular variations. To analyze, paper separates each components from export value that is used as example data. Then, bringing the values to predict the export value is for future. The results show that trend on export value in the next five years will be expected to decline which it is consistent with production situation, market situation and current prices. The forecasting on export value concentrates on the trend and the seasonal movement. The forecasting export value in monthly started from 2011 - 2015 will be found that export

value in November of every year is the most high value and is followed by April or May which it shows the same direction in each forecasting year. The data obtained can be utilized in adjustment or development the manufacturing process including can be expanded the knowledge to exporters and people who are involed with. Moreover, it can guide in planning market strategies correspondence to situation and currently occurring to support the needs on global market.

Keywords : value of pineapple juice, forecasting, trend

บทนำ

ผลิตภัณฑ์ส่งออกของประเทศไทยที่มีมูลค่าส่งออกมากนอกจากข้าว และยางพารา คือ น้ำสับปะรด โดยมีมูลค่าการส่งออกเป็นครึ่งหนึ่งของมูลค่าการส่งออกทั่วโลก ตัวเลขปริมาณและมูลค่าการส่งออกในปี พ.ศ. 2553 ระบุที่ปริมาณ 131 พันตัน โดยมีมูลค่า 204 ล้านดอลลาร์สหรัฐ (สำนักงาน

เศรษฐกิจการเกษตร, 2555) ซึ่งสอดคล้องกับศูนย์วิจัยกสิกรไทย (2553) คาดว่ายังคงมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น โดยในช่วงครึ่งแรกของปีไทยส่งออมน้ำสับปะรดมากที่สุดคิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 58.9 ของมูลค่าการส่งออกน้ำผักผลไม้ทั้งหมด ฉะนั้นธุรกิจน้ำผลไม้แปรรูปจึงเป็นธุรกิจที่มีแนวโน้มการเติบโตได้อีกและเป็นที่ต้องการของตลาดโลก ดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 มูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรด (ปริมาณ: ตัน / มูลค่า: ล้านบาท)

2552	2553	2554	อัตราการเปลี่ยนแปลง (%) 2553/2552	อัตราการเปลี่ยนแปลง (%) 2554/2553
6,523.70	6,614	6,824.8	1.38	3.19

ที่มา : ศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร สำนักปลัดกระทรวงพาณิชย์ โดยความร่วมมือของกรมศุลกากร

ปี 2554 ไทยส่งออมน้ำสับปะรดในมูลค่า 6,824.8 ล้านบาท เมื่อเทียบกับช่วงเดียวกันของปีที่ผ่านมา อย่างไรก็ตาม น้ำสับปะรดก็พบปัญหาและอุปสรรค เช่น บางช่วงผลผลิตออกกระจุกตัวทำให้ราคาผลผลิตตกต่ำ หรือพันธุ์ที่ใช้ปลูกมีการกลายพันธุ์หรือแม้แต่ต้นทุนปัจจัยการผลิตที่สูงขึ้นจากราคาน้ำมัน รวมถึงภาวะเศรษฐกิจโลกที่ชะลอตัวลงที่กล่าวมาข้างต้นนำมาสู่วัตถุประสงค์ เพื่อวิเคราะห์แนวโน้มและพยากรณ์มูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดของไทยในอนาคตว่าเป็นอย่างไร โดยผลที่ได้จะเป็นประโยชน์ต่อผู้ส่งออก และภาครัฐ รวมทั้งกลุ่มบุคคลที่มีส่วนเกี่ยวข้องในการวางแผนหรือกำหนดนโยบายให้การส่งออกน้ำสับปะรดมีประสิทธิภาพมากขึ้น ใช้การวิเคราะห์เชิงปริมาณ (Quantitative Analysis) ผ่านทางข้อมูลทุติยภูมิ (Secondary Data) ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2547 - 2553 ถึงแม้ว่าจะเป็นช่วงปีที่ค่อนข้างสั้น แต่เป็นช่วงเวลาที่ไม่มีความผิดปกติที่จะทำให้เกิดผลกระทบที่คลาดเคลื่อนในผลลัพธ์ที่จะได้ และนำแบบอนุกรมเวลามาวิเคราะห์แนวโน้ม

และพยากรณ์มูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดของไทย

แนวคิด ทฤษฎีและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

การวิเคราะห์อนุกรมเวลา เป็นการศึกษาถึงรูปแบบและสาเหตุในการเคลื่อนไหวของข้อมูลประกอบด้วยส่วนสำคัญ 4 ส่วน คือ ค่าแนวโน้ม (Secular Trend) ใช้สัญลักษณ์ T ค่าผันแปรตามฤดูกาล (Seasonal Variation) ใช้สัญลักษณ์ S การเคลื่อนไหวตามวัฏจักร (Cyclical Variation) ใช้สัญลักษณ์ C ส่วนสุดท้ายได้แก่ ความผันแปรผิดปกติ (Irregular Variation) ใช้สัญลักษณ์ I โดยวินัส ฤชาชัย (2547) กล่าวถึงการวิเคราะห์อนุกรมเวลาว่าเป็นการศึกษาเกี่ยวกับตัวแปรต่างๆ ที่เปลี่ยนแปลงไปตามเวลาหรือเป็นฟังก์ชันกับเวลา ได้แก่ $Y = f(t)$ โดยที่ Y คือ ตัวแปรตาม และ t คือ ตัวแปรอิสระ รูปแบบจำลองอนุกรมเวลา (Time series Model) ในทางเศรษฐศาสตร์นิยมใช้แบบจำลองในรูปผลคูณโดยที่ส่วนประกอบแต่ละส่วนมีผลกระทบต่อกัน โดยวิธีแยกส่วนประกอบ

(Decomposition Method) ทำได้โดยการแทนค่าพยากรณ์ของส่วนประกอบแต่ละส่วนลงไปในรูปแบบจำลองของส่วนประกอบอนุกรมเวลา โดยไม่มีค่าพยากรณ์ของ I ซึ่งเกิดขึ้นไม่แน่นอน $Y = T * S * C$ ค่าพยากรณ์ของ T คำนวณได้โดยการแทนค่า X_t ของช่วงเวลาที่ต้องการพยากรณ์ไปในสมการแนวโน้มที่คำนวณขึ้นมาได้ ค่าพยากรณ์ S ของแต่ละฤดูกาลจะมีรูปแบบซ้ำเดิมทุกๆ รอบ ค่าพยากรณ์ C มักใช้วิจารณ์ญาณของผู้วิเคราะห์ว่าควรจะมีค่าเพิ่มขึ้นหรือลดลงเท่าใด หรืออาจใช้วิธีคำนวณค่าเฉลี่ยของ C ของช่วงเวลานั้นๆ ในอดีต

ส่วนของการค้นคว้าเอกสารที่เกี่ยวข้องนั้น สามารถจับประเด็นที่สำคัญได้ดังนี้ รสตา เวชภูพานันท์ (2553) พบว่าประเทศไทยเผชิญปัญหาด้านมาตรฐานสินค้า การกำหนดภาษีนำเข้าในอัตราสูง การกำหนดโควตา สอดคล้องกับงานของเยวรัตน์ ศรีวรานันท์ (2540) ในเรื่องการเปลี่ยนแปลงการให้สิทธิพิเศษทางภาษีศุลกากรของสาธารณรัฐเยอรมันและเนเธอร์แลนด์ซึ่งกระทบกับการส่งออกของประเทศไทย ส่วนพานิ ปัทมวิภาค (2540) ทำการวิเคราะห์โดยเปรียบเทียบส่วนแบ่งการตลาดของประเทศไทยกับฟิลิปปินส์ ให้ผลลัพธ์เช่นเดียวกับ จุฑาทิพ โอฬาริโกวิท (2539) พบว่า ราคาผลผลิตในตลาดโลก มีอิทธิพลมากที่สุดต่อความไหวตัวของค่าความได้เปรียบ รองลงมาคือ ปัจจัยต้นทุนทางด้านวัตถุดิบและด้านแรงงาน ส่วนเอกสารที่เกี่ยวข้องกับทฤษฎีนั้น เบญจพร อุสมบัติชัย (2547) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์โดยวิธีอาร์มา พบว่าภายหลังจากการหาผลต่างอันดับที่ 1 พบว่าข้อมูลหนึ่งที่ระดับ $I(1)$ ตลอดจนผลการทดสอบด้วยวิธี t -Statistic พบว่ามีค่าทางสถิติแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ และด้วยวิธี Box-Pierce พบว่ามีค่าทางสถิติไม่เท่ากับศูนย์ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 10 อีกทั้งยังใช้ค่าสถิติที่สำคัญ เช่น Akaika information Criterion หรือ Adjusted R-Squared มาใช้เปรียบเทียบแบบจำลอง ทำให้ได้ผลการพยากรณ์ที่มีแนวโน้มไปในทิศทางเดียวกันกับข้อมูลจริง จึงเป็นผลให้ราคาพยากรณ์จากแบบจำลองอาร์มานำไปใช้ประโยชน์จริงในการตัดสินใจและวางแผนทางธุรกิจ นอกจากนั้นงานของเปรมา จันทบุตร (2547) สนับสนุนไปในทิศทางเดียวกันว่า เมื่อพิจารณาค่าสถิติที่สำคัญ ได้แก่ Root Mean Squared Error (RMSE) และ Theil's Inequality Coefficient (U) พบว่า แบบจำลองมีค่าดังกล่าวต่ำที่สุดซึ่งหมายความว่าแบบจำลองมีความเหมาะสมที่จะนำมาใช้กับข้อมูลที่แท้จริงและข้อมูลราคาที่เหมาะสมขึ้นมีทิศทางขึ้นลงไปในทิศทางเดียวกัน จึงทำให้ราคาที่พยากรณ์

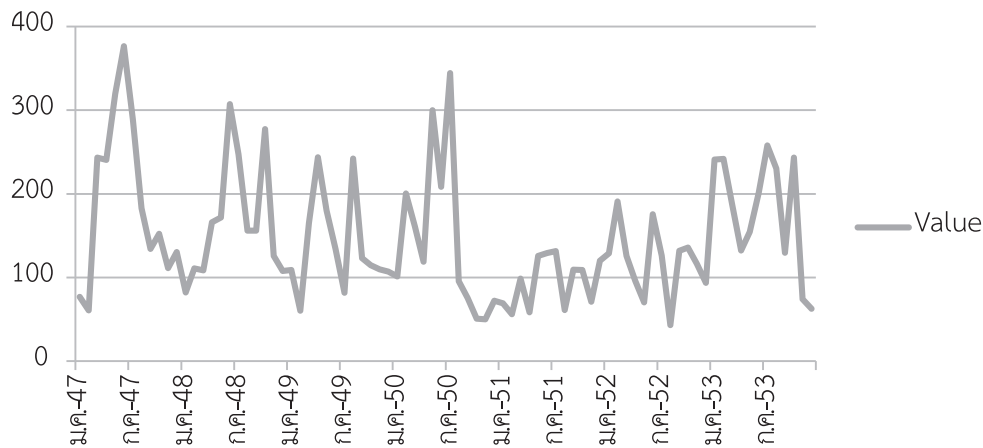
สามารถช่วยในการตัดสินใจของผู้ผลิตหรือผู้ที่เกี่ยวข้องกับอุตสาหกรรมนี้ได้ เช่นเดียวกับสวันญา เสนารัตน์ (2547) ได้ค่าของรากที่ 2 ของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง และ U ที่มีค่าต่ำสุดจากแบบจำลอง นอกจากนี้ สมบัติ สนิทจันทร์ (2547) เลือกรูปแบบที่มีค่า RMSE และ U ที่มีค่าต่ำสุด และได้ขยายความเพิ่มในเรื่องความแม่นยำว่าควรทำการศึกษาปัจจัยที่มีผลกระทบต่อราคาเพิ่มเติมเพื่อเป็นแนวทางและประโยชน์ต่อเกษตรกรและผู้ส่งออกในการตัดสินใจ นอกจากนี้ กชพร ทองจิตติพงศ์ (2549) และ สงวนศักดิ์ ญญโญจิตร (2550) ทำการตรวจสอบความถูกต้องของข้อมูลพบว่า Q-Statistic ของแบบจำลองไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% แสดงว่าค่า error มีคุณสมบัติเป็น White noise และไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง รวมทั้งไม่มีความแปรปรวนต่างกัน ดังนั้นเมื่อวิเคราะห์ค่าสถิติแบบจำลองสามารถที่จะนำไปพยากรณ์ได้

วิธีดำเนินการวิจัย

ใช้องค์ประกอบอนุกรมเวลาวิธี Box and Jenkins (ARIMA) ร่วมกับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะเป็น Stationary ตามขั้นตอนดังนี้ ขั้นที่ 1 การกำหนดรูปแบบจำลอง ARIMA (p, d, q) โดยการพิจารณาจาก Autocorrelation Function (ACF) และ Partial Autocorrelation Function (PACF) เพื่อจะสามารถระบุได้ว่าแบบจำลองควรมี p เท่าใด และ q เท่าใด ขั้นที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลองที่เหมาะสม เพื่อสร้างความสัมพันธ์ของสมการที่จะสามารถนำไปใช้ในการพยากรณ์ ขั้นที่ 3 การตรวจสอบรูปแบบที่กำหนดว่ามีค่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคลาดเคลื่อนว่ามีความเหมาะสมหรือไม่ ซึ่งพิจารณาจากค่า Q-statistic (Gujarati, 2003) ขั้นที่ 4 การพยากรณ์โดยเลือกแบบจำลองที่ดีที่สุด กรอบแนวคิดการศึกษาใช้วิธีแยกส่วนประกอบ และวิธีอาร์มาตามขั้นตอนข้างต้น แล้วนำค่าที่ได้มาพยากรณ์หามูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดในอนาคตตั้งแต่ปี พ.ศ. 2554 - 2558

สรุปผลการวิจัย

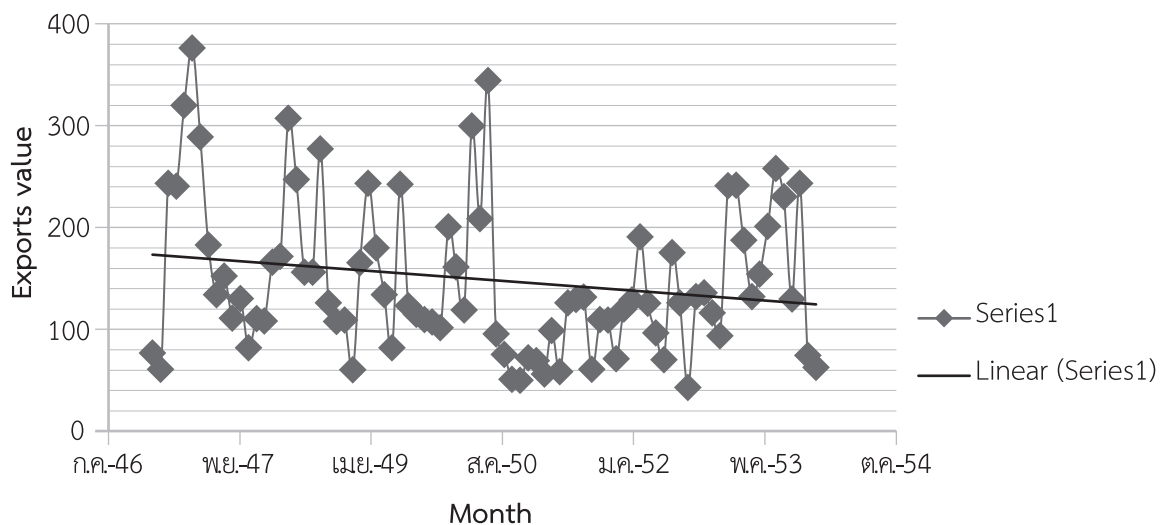
ผลการศึกษาความเคลื่อนไหวและการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดใช้การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรดในอนาคตอีก 5 ปี ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2554 - 2558 ซึ่งได้ผลการศึกษาดังภาพที่ 1



ภาพที่ 1 มูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดรายเดือน ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2547 - 2553

จากภาพที่ 1 เมื่อนำข้อมูลมูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดรายเดือนโดยใช้ค่า R-square ตัดสินว่าจะใช้รูปแบบความสัมพันธ์ของสมการรูปแบบใด พบว่าสมการแนวโน้มแบบเส้นตรงเป็นรูปแบบสมการที่มีความเหมาะสมที่สุด โดยค่า R-square มีค่าเท่ากับ 0.036 สามารถอธิบายช่วงเวลาที่ทำการศึกษาและมูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดได้ดีกว่ารูปแบบสมการอื่นๆ โดยมีรูปสมการดังนี้ $Y_t = T_t = \alpha + bX_t$ สมการแนวโน้มที่ได้ คือ $Y_t = T_t = 505.87 - 0.0193X_t$ จุดเริ่มต้นมกราคม 2547 และ $x = 1$ เดือน ส่วน $Y =$ มูลค่าการส่งออกน้ำสับประรด มีหน่วยเป็นล้านดอลลาร์สหรัฐ จากสมการแนวโน้มสามารถนำมาคำนวณแนวโน้มมูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดเป็นรายเดือน ตั้งแต่ปี 2547 - 2553 ดังแสดงในภาพที่ 2

จากภาพเห็นได้ว่า ค่าแนวโน้มมีทิศทางลดลง เนื่องจากสับประรดของประเทศไทยถูกเรียกเก็บภาษีตอบโต้การทุ่มตลาดจากสหรัฐอเมริกาและออสเตรเลีย ทำให้สับประรดมีต้นทุนสูงขึ้นและส่งผลกระทบต่อต้นทุนของน้ำสับประรดที่สูงขึ้นตาม เมื่อเปรียบเทียบกับประเทศคู่แข่ง เช่น ฟิลิปปินส์ และอินโดนีเซีย สหภาพยุโรปตัดสินพิเศษทางภาษีศุลกากรในสับประรดของไทยตั้งแต่ปี 2544 ส่งผลให้ราคาสับประรดของไทยสูงขึ้นตามไปด้วย ปัจจัยดังกล่าวทำให้ผู้นำเข้าของสหภาพยุโรปบางส่วนอาจหันไปนำเข้าจากประเทศอื่นมากขึ้น ประเทศคู่ค้าหรือผู้นำเข้าในตลาดส่งออกสำคัญมีการเพิ่มความเข้มงวด และให้ความสำคัญกับมาตรฐานด้านสุขภาพอนามัย และสิ่งแวดล้อมมากขึ้น เช่น ผู้นำเข้าในสหภาพยุโรปนิยมสั่งซื้อจากโรงงานที่ได้รับ



ภาพที่ 2 มูลค่าและค่าแนวโน้ม (T) การส่งออกน้ำสับประรดปี พ.ศ. 2547 - 2553

การรับรองตามระบบ Hazard Analysis and Critical Control Point System (HACCP) ทำให้ผู้ผลิตน้ำสับประรดต้องลงทุนเพิ่มขึ้นเพื่อปรับปรุงระบบการผลิตให้สอดคล้อง

กับมาตรฐานดังกล่าว จากการคำนวณหาค่าดัชนีเคลื่อนไหวตามฤดูกาลคำนวณและจัดอิทธิพลของการเปลี่ยนแปลงอื่นๆ ออก จะได้ผลดังแสดงในตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ดัชนีเคลื่อนไหวตามฤดูกาล (Seasonal Index) ของมูลค่าปี พ.ศ. 2547 - 2553

เดือนที่	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ฤดูกาล (%)	90.87	105.13	105.91	98.24	123.2	141.6	143.73	89.29	86.51	96.45	68.93	78.13

ดัชนีฤดูกาลของเดือนที่ 1 มีค่า 90.87 หมายความว่ามูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดในเดือนที่ 1 คิดเป็น 90.87% ของมูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดโดยเฉลี่ยซึ่งหากไม่มีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามา มูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดจะเป็น 100% หรือสามารถอธิบายได้ว่าอิทธิพลของฤดูกาลทำให้มูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดในเดือนที่ 1 ต่ำกว่ามูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดเฉลี่ยเท่ากับ 9.13% เป็นที่สังเกตว่าใน

ช่วงเดือนที่ 5 เดือนที่ 6 และเดือนที่ 7 ค่าของดัชนีฤดูกาลจะมีเปอร์เซ็นต์ที่สูงเนื่องจาก ณ.ช่วงเวลาดังกล่าวเป็นช่วงที่ผลผลิตของสับประรดมีปริมาณที่ดีเหมาะสมกับฤดูกาลที่ปลูกสับประรด ค่าความเคลื่อนไหวตามวัฏจักร (C) สามารถคำนวณโดยใช้เทคนิค Seasonal Decomposition ทำให้ได้ค่าความเคลื่อนไหวตามวัฏจักรดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ค่าความเคลื่อนไหวตามวัฏจักร (Cyclical Index: C)

เดือน/ปีพ.ศ.	2547	2548	2549	2550	2551	2552	2553
มกราคม	1.30	1.32	1.58	1.24	0.74	1.23	2.18
กุมภาพันธ์	0.60	1.10	0.57	1.79	0.47	1.49	1.86
มีนาคม	2.35	1.02	1.53	1.44	0.87	1.07	1.59
เมษายน	2.33	1.66	2.56	1.32	0.69	1.19	1.65
พฤษภาคม	2.67	1.19	1.25	2.17	0.96	0.56	1.30
มิถุนายน	2.47	2.03	0.90	1.46	0.93	1.31	1.48
กรกฎาคม	2.14	1.83	0.62	2.66	1.04	1.02	2.10
สิงหาคม	2.12	1.87	3.12	1.30	0.86	0.61	3.31
กันยายน	1.63	1.90	1.47	0.89	1.30	1.59	1.56
ตุลาคม	1.86	3.43	1.44	0.61	1.26	1.46	2.52
พฤศจิกายน	1.55	1.80	1.59	0.75	1.10	1.88	1.22
ธันวาคม	1.64	1.32	1.32	0.91	1.57	1.26	0.86

การเปลี่ยนแปลงนี้มีลักษณะคล้ายคลึงกับการเปลี่ยนแปลงการเคลื่อนไหวของฤดูกาล แต่ระยะเวลาของวัฏจักรจะใช้เวลายาวนาน และไม่แน่นอนจึงยากแก่การพยากรณ์ค่าความเคลื่อนไหวที่ผิดปกติ (I) เป็นการเปลี่ยนแปลงความ

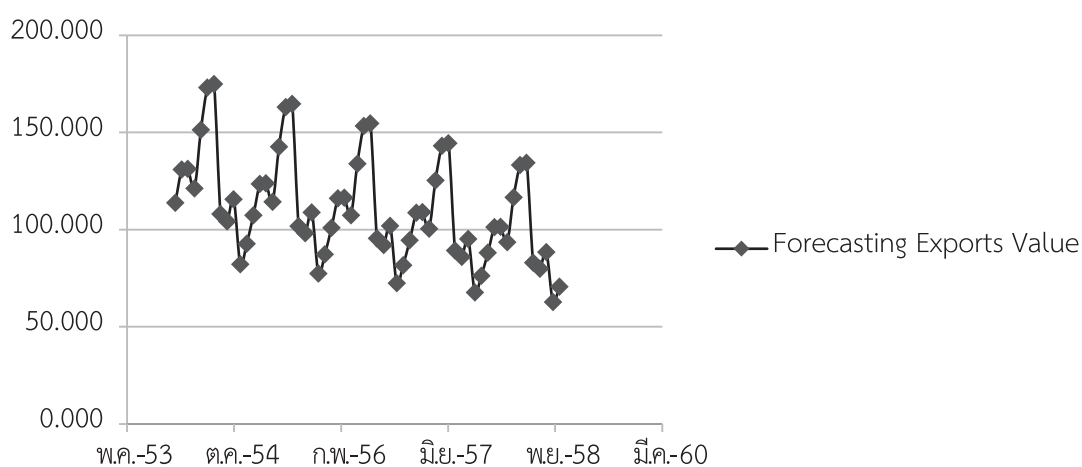
เคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาที่ไม่ได้คาดคิดมาก่อน มักเกิดขึ้นโดยบังเอิญ จากผลการวิเคราะห์ด้วยโปรแกรมคอมพิวเตอร์โดยใช้เทคนิค Seasonal Decomposition ได้ค่าอิทธิพลของความผันแปรผิดปกติในแต่ละเดือนของปีต่างๆ ดังตารางที่ 4

ตารางที่ 3 ค่าความเคลื่อนไหวที่ผิดปกติ (Irregular Variation: I)

เดือน/ปีพ.ศ.	2547	2548	2549	2550	2551	2552	2553
มกราคม	0.00372	0.00408	0.00474	0.00587	0.00704	0.00828	0.00920
กุมภาพันธ์	0.00554	0.00574	0.00629	0.00698	0.00780	0.00880	0.00939
มีนาคม	0.00564	0.00603	0.00641	0.00694	0.00738	0.00803	0.00849
เมษายน	0.00608	0.00614	0.00611	0.00605	0.00595	0.00599	0.00625
พฤษภาคม	0.00564	0.00709	0.00740	0.00743	0.00739	0.00743	0.00742
มิถุนายน	0.00627	0.00649	0.00669	0.00670	0.00684	0.00694	0.00743
กรกฎาคม	0.00549	0.00573	0.00586	0.00601	0.00616	0.00633	0.00664
สิงหาคม	0.00566	0.00571	0.00556	0.00551	0.00558	0.00583	0.00608
กันยายน	0.00506	0.00583	0.00622	0.00658	0.00687	0.00713	0.00753
ตุลาคม	0.00501	0.00517	0.00532	0.00584	0.00636	0.00720	0.00788
พฤศจิกายน	0.00616	0.00623	0.00647	0.00654	0.00666	0.00672	0.00698
ธันวาคม	0.00605	0.00649	0.00675	0.00691	0.00700	0.00080	0.00740

ค่าความเคลื่อนไหวที่ผิดปกตินี้ไม่มีความแน่นอนจึงไม่สามารถนำมาใช้ในการพยากรณ์ได้ เมื่อต้องการพยากรณ์ค่าในอนาคตจะทำการแทนค่าพยากรณ์ของส่วนประกอบแต่ละส่วนลงไปในรูปแบบจำลองของส่วนประกอบอนุกรมเวลา ในที่นี้จะไม่นำค่าพยากรณ์ของ C และ I มาใช้ในการพยากรณ์ เนื่องจากการเคลื่อนไหวใน 1 รอบวัฏจักรจำเป็นต้องใช้ข้อมูลและระยะเวลาที่มากเพียงพอ แต่จากข้อมูลและระยะเวลาที่นำมาใช้ในการพยากรณ์นั้นเป็นข้อมูลระยะเวลาที่น้อยเกินไป

ไม่เพียงพอต่อการศึกษาถึงการเคลื่อนไหวตามวัฏจักร นอกจากนี้ค่าเคลื่อนไหวที่ผิดปกติ (I) เป็นอีกค่าที่ไม่สามารถคาดการณ์ถึงเหตุการณ์ในอนาคตได้จึงไม่สามารถนำมาใช้ในการพยากรณ์ได้ ดังนั้นการพยากรณ์จึงใช้รูปแบบจำลองในรูปผลคูณ ดังนี้ $Y = T \cdot S$ จากสมการแนวโน้มที่ได้คือ $Y_t = T_t = 504.87 - 0.0193X_t$ จากนั้นทำการพยากรณ์แต่ละเดือนตั้งแต่ปี 2554 - 2558 รวมระยะเวลา 5 ปีโดยการนำค่าแนวโน้มมาคูณกับดัชนีฤดูกาลในแต่ละเดือน ดังภาพที่ 3



ภาพที่ 3 ค่าการพยากรณ์ปริมาณการส่ง พ.ศ. 2554 - 2558

ผลการคำนวณพบว่า ในเดือนตุลาคมของทุกๆ ปี จะมีมูลค่าการส่งออกสูงที่สุด รองลงมาคือเดือนเมษายน หรือพฤษภาคม ตามลำดับ โดยค่าพยากรณ์มีแนวโน้มไปในทิศทางเดียวกันทุกๆ ปี เมื่อพิจารณาค่าพยากรณ์เป็นรายปี พบว่า ผลการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดมีแนวโน้มลดลงทุกๆ ปี ขึ้นต่อไป คือ การศึกษามูลค่าด้วยวิธีอาร์มา ในการวิเคราะห์ข้อมูล ผลการทดสอบ Unit Root โดยการเลือก Lag Length ของ Walter Ender (Ender, 1995) โดยเริ่มใช้

Lag Length เท่ากับ 11 แล้วค่อยๆ ลดค่าลงเรื่อยๆ เมื่อพบว่า t-statistic มีนัยสำคัญทางสถิติที่อัลฟา 0.05 จนกระทั่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างได้แสดงว่า Lag Length มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้การพิจารณาความนิ่งของข้อมูลทำได้โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่าวิกฤตแมคคินนอน ที่ระดับนัยสำคัญ 1% 5% และ 10% ผลการศึกษาแสดงในตารางที่ 5

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธี Augmented Dickey-Fuller

ข้อมูลมูลค่าการส่งออก น้ำสับประรด	รูปปราศจากจุดตัดแกน และแนวโน้ม	รูปแบบมีจุดตัดแกน แต่ปราศจากแนวโน้ม	รูปแบบมีทั้งจุดตัดแกน และแนวโน้ม
P-Lag (P)	0.1101*	0.0000***	0.0001***
ADF at Level	-1.56436*	-5.341644***	-5.531193***

*** นัยสำคัญทางสถิติที่ 1% * นัยสำคัญทางสถิติที่ 10% (P) หมายถึงจำนวน Lag ที่ใช้

ผลการทดสอบที่ระดับ Level หรือ I(0) นั้น จำนวน Lag Length มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 5% คือ Lag = 0 และพบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง เนื่องจากค่าสถิติ ADF มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตแมคคินนอนที่ระดับนัยสำคัญ 1% 5% 10% ทั้ง 3 แบบจำลอง ดังนั้นจึงไม่ต้องทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไป สรุปได้ว่าข้อมูลชุดนี้มีลักษณะนิ่งที่ระดับ Level หรือ

I(0) และมีจำนวน Lag ที่ใช้ในแบบจำลองเท่ากับ 0 ซึ่งจากข้อมูลมูลค่าการส่งออกน้ำสับประรดสามารถกำหนดแบบจำลองที่เหมาะสมได้ดังนี้ AR(1) MA(2) หรือ AR(2) MA(1) หรือ AR(2) MA(1) MA(2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ใช้ค่า t-statistic พิจารณาความมีนัยสำคัญของค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงในตารางที่ 6

ตารางที่ 6 ค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลองที่เลือกมาทั้ง 3 แบบจำลอง

แบบจำลอง	C	AR(1)	MA(2)	-
ค่าสัมประสิทธิ์	0.018404	0.669185	0.0000000039	
	(5.78199)***	(6.426927)***	(0.056555)	
แบบจำลอง	C	AR(2)	MA(1)	-
ค่าสัมประสิทธิ์	-0.008655	-0.232312	-0.099677	
	(-0.426324)	(-4.422728)***	(-2.152408)***	
แบบจำลอง	C	AR(2)	MA(1)	MA(2)
ค่าสัมประสิทธิ์	-0.008349	-0.233760	-0.103214	-0.015154
	(-0.408914)	(-4.419030)***	(-2.184106)***	(-0.432447)

ตัวเลขในวงเล็บคือ ค่า t-statistic , ** นัยสำคัญทางสถิติที่ 5% , * นัยสำคัญทางสถิติที่ 10%

ตารางที่ 7 ค่าทางสถิติที่สำคัญของแบบจำลอง

ค่าสถิติที่สำคัญ	AR(1)MA(2)	AR(2)MA(1)	AR(2)MA(1)MA(2)
RMSE	0.000000285	0.182276	0.181936
Theil Inequality	0.000000278	0.182587	0.182085
Akaike (AIC)	-27.23336	-0.495157	-0.451280
Adjusted R-Squared	1.000000	0.870534	0.867752

ตารางที่ 7 พบว่าแบบจำลอง AR(1)MA(2) มีค่า RMSE และ U ต่ำที่สุด อีกทั้งยังมีค่า Adjusted R-Squared มากที่สุด ขณะเดียวกันก็พิจารณาค่าสถิติอื่น เช่น Akaike info Criterion ถ้าค่า AIC น้อยจึงหมายถึงแบบจำลองสามารถเป็นตัวแทนข้อมูลจริงได้ดี (Gujarati, 2003) และยังนำค่า AIC ไปใช้ในการหาค่าย้อนหลัง (lag length) ที่เหมาะสมได้อีก สรุปได้ว่าแบบจำลองที่นำมาใช้ในการพยากรณ์นั้นได้แก่ AR(2)MA(1) และ AR(2)MA(1)MA(2) และ AR(1)MA(2) ตามลำดับ การตรวจสอบความถูกต้องของแบบจำลอง สามารถพิจารณาจากค่า Q-Statistic โดยวิธี Box-pierce (Gujarati, 2003) เพื่อตรวจสอบคุณสมบัติของความเป็น White noise ภายหลังจากการสร้างแบบจำลองแล้ว ค่าสถิติที่ Lag 7 พบว่า AR(1)MA(2), AR(2)MA(1), AR(2)MA(1)MA(2) มีค่า Q-Statistic ตามลำดับ คือ 7.1221, 5.6284, 6.1592 มีลักษณะเป็น White noise ซึ่งยอมรับสมมติฐานค่าความคลาดเคลื่อนที่ประมาณการที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 5% จึงถือว่าแบบจำลองทั้ง 3 แบบจำลองนี้สามารถใช้เป็นตัวแทนข้อมูลในการพยากรณ์ได้ การพยากรณ์การทำ Historical Forecast พบว่าแบบจำลอง AR(1)MA(2) มีค่า RMSE และ U น้อยที่สุดแสดงว่าแบบจำลองนี้สามารถเป็นตัวแทนของข้อมูลส่วนใหญ่ซึ่งเป็นข้อมูลในอดีตได้ดีกว่าแบบจำลองอื่นๆ ดังนั้นแบบจำลอง AR(1)MA(2): $\ln(y_t) = 0.018404 + 0.669185 \ln(y_{t-1}) + e_t + 3.9E-9 e_{t-2}$

ข้อเสนอแนะ

การพยากรณ์แนวโน้มมูลค่าการส่งออกน้ำสับปะรด ค่าแนวโน้มที่ได้อยู่ในรูปสมการ $Y_t = T_t = 504.87 - 0.0193X_t$ ถ้าพยากรณ์โดยวิธี ARIMA แบบจำลองจะอยู่ในรูปสมการ $\ln(y_t) = 0.018404 + 0.669185 \ln(y_{t-1}) + e_t + 3.9E-9 e_{t-2}$ จากสมการแนวโน้มที่หาได้นำมาใช้พยากรณ์มูลค่าการส่งออก

รายเดือนตั้งแต่ปีพ.ศ. 2554 - 2558 ได้ผลดังนี้ แนวโน้มมูลค่าการส่งออกในอีก 5 ปีข้างหน้ามีแนวโน้มที่ลดลง สอดคล้องกับสถานการณ์ตลาดและราคาในปัจจุบัน สอดคล้องกับสถานการณ์สินค้าเกษตรที่สำคัญและแนวโน้ม ปี 2556 จากสำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร ที่ว่า ผลผลิตสับปะรดลดลงร้อยละ 0.78 ต่อปีเริ่มจากปี 2554 และเมื่อเปรียบเทียบมูลค่าการส่งออกพบว่าเมื่อเปรียบเทียบกับปี 2550 ที่ 642 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ แต่ในปี 2554 มีมูลค่าการส่งออกเพียงแค่ 223 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ เท่านั้น เนื่องจากราคาสับปะรดโรงงานที่เกษตรกรขายได้ในช่วงปลายปี 2554 ตกต่ำ ทำให้เกษตรกรขาดเงินทุนในการดูแลรักษาต้นสับปะรด ดังนั้นส่งผลให้ผลผลิตในภาพรวมของปีถัดมาลดลงได้ จึงส่งผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกที่ลดลงตามลำดับ ค่าพยากรณ์พิจารณาเป็นรายเดือนพบว่า มูลค่าการส่งออกในเดือนพฤศจิกายนของทุกๆ ปีจะมีมูลค่าการส่งออกสูงที่สุด รองลงมาคือเดือนเมษายนและพฤษภาคม ตามลำดับ ซึ่งค่าพยากรณ์มีแนวโน้มเป็นไปในทิศทางเดียวกันทุกๆ ปี ข้อเสนอแนะการพยากรณ์โดยวิธีอาร์มานั้น มีลักษณะเป็นศาสตร์กล่าวคือ ไม่มีกฎตายตัวในการกำหนดว่าแบบจำลองใดจะเป็นแบบจำลองที่สามารถพยากรณ์ได้ดีที่สุด ดังนั้นสำหรับผู้สนใจใช้วิธีนี้ นอกจากต้องพิจารณาค่าสถิติแล้วอาจจำเป็นต้องใช้วิจารณญาณ ตลอดจนประสบการณ์ความชำนาญของผู้ศึกษารวมตลอดจนการใช้ข้อมูลที่เกี่ยวข้อง เช่น รายสัปดาห์หรือรายวัน ซึ่งทำให้การพยากรณ์มีความแม่นยำมากขึ้น

เอกสารอ้างอิง

กชพร ทองจิตติพงศ์. 2549. การพยากรณ์ราคามะลิสดกาแฟดิบโดยวิธีอาร์มา. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

- จุฑาทิพย์ โอฬารโกวิท. 2539. **ความได้เปรียบโดยเปรียบเทียบของอุตสาหกรรมแปรรูปของไทย**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.
- เบญจพร อุสมบัติชัย. 2547. **การพยากรณ์ราคาไก่เนื้อโดยวิธีอาร์มา**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัยมหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- เปรมมา จันทบุตร. 2547. **การพยากรณ์ราคาไก่เนื้อโดยวิธีอาร์มา**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- พาลี ปัทมวิภาค. 2540. **การวิเคราะห์ความสามารถในการส่งออกสับประรดกระป๋องของไทย**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยรามคำแหง.
- เยาวรัตน์ ศรีวรรณ. 2540. **ผลกระทบของมาตรการทางการค้าของประเทศผู้นำเข้าที่สำคัญต่ออุตสาหกรรมสับประรดไทย**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยรามคำแหง.
- รสดา เวชภูพาน. 2553. **การวิเคราะห์แบบจำลองของสับประรดไทย**. กรุงเทพฯ: สถาบันวิจัยและพัฒนาแห่งมหาวิทยาลัยเกษตร.
- วินัส ฤาชัย. 2551. **เศรษฐศาสตร์สถิติ**. เชียงใหม่: คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- ศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร. 2555. Information and Communication technology. Retrived October 15, 2555, from www2.ops3.moc.go.th.
- ศูนย์วิจัยกสิกร. 2553. **ASEAN... interested in juice export market from Thailand**. Retrived October 15, 2555, from <http://www.sp.sut.ac.th/module.php?modname=content&cid=231>.
- สงวนศักดิ์ ภิญโญจิต. 2550. **การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกลำไยสดและแช่แข็งโดยวิธีอาร์มา**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- สมบัติ สนิทจันทร์. 2547. **การพยากรณ์ราคาผลิตภัณฑ์มันสำปะหลังโดยวิธีอาร์มา**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- สวันญา เสนารัตน์. 2547. **การพยากรณ์ราคาทุเรียนดำโดยวิธีอาร์มา**. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2555. **Thailand Foreign Agricultural Trade Statistics 2012**. Retrived September 12, 2012, from <http://www.oae.go.th/main.php?filename=index>.
- Enders, W. 1995. **Applied Econometric Time Series**. New York : John Wiley&Sons.
- Gujarati, D.N. 2003. **Basic Econometrics**. (4thed.) New York : McGraw-Hill.