ตัวแบบพยากรณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของประเทศไทย

Forecasting Models for Rubber Production and Export Quantity of Thailand

เฉลิมพล จตุพร[1*] และ พัฒนา สุขประเสริฐ[1]

Chalermpon Jatuporn[1*] and Patana Sukprasert[1]

บทคัดย่อ: การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อคาดการณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของประเทศไทย ด้วยเทคนิคทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s และการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์ ด้วยตัวแบบพยากรณ์เชิงผลบวกและตัวแบบพยากรณ์พหุคูณ ผลการศึกษาพบว่าการพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลาเป็นตัวแบบที่มีความเหมาะสมที่สุด เนื่องจากให้ค่าสถิติ RMSE ต่ำสุด และเมื่อคาดการณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกพบว่าในปี พ.ศ. 2559 ผลผลิตยางพารามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.47 แต่ปริมาณส่งออกกลับมีทิศทางลดลงร้อยละ 0.31 แสดงให้เห็นถึงผลผลิตส่วนเกินจากความไม่สอดคล้องระหว่างอุปสงค์และอุปทานในตลาดยางพาราของประเทศ ดังนั้นภาครัฐ ภาคเอกชน เกษตรกร ผู้ประกอบการ และหน่วยงานที่เกี่ยวข้องควรมีส่วนร่วมในการบริหารจัดการความเสี่ยงทั้งจากการผลิตและการส่งออก เพื่อเพิ่มขีดความสามารถในการแข่งขันให้กับสินค้ายางพาราของประเทศไทย

คำสำคัญ: ยางพารา, ประเทศไทย, สมการถดถอย, บอกซ์-เจนกินส์, การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาล

ABSTRACT: The purpose of this study is to develop the forecasting models of rubber production and export quantity of Thailand. The statistical methodology consists of four techniques, namely, regression model with seasonal dummy and time trend, Box-Jenkins concepts using SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s, and seasonal exponential smoothing through Holt-Winters additive and multiplicative models. The empirical results found that the regression with seasonal dummy and time trend is the best fitted model based on the lowest value of the RMSE benchmark. In 2016, the prediction of the two time series shows that the production has an increasing rate by 3.47%, but the export quantity has a decreasing rate by 0.31%. The oversupply in rubber market will be seriously occurred as an imbalance between demand and supply in the country. Policymakers, private sector, farmers, entrepreneur and related stakeholders in rubber industry should concern these empirical findings to provide the appropriate policies in order to minimize the risks and enhance the competitiveness of Thailand's rubber commodity.

Keywords: Rubber, Thailand, Regression model, Box-Jenkins**,** Seasonal exponential smoothing

[1] ภาควิชาส่งเสริมและนิเทศศาสตร์เกษตร คณะเกษตร มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ จตุจักร กรุงเทพฯ 10900
Department of Agricultural Extension and Communication, Faculty of Agriculture, Kasetsart University, Chatujak, Bangkok 10900, Thailand

* Corresponding author: fagrcpj@ku.ac.th

บทนำ

ยางพารา เป็นพืชเศรษฐกิจที่มีความสำคัญต่อประเทศในแถบเส้นศูนย์สูตรอย่างเช่นภูมิภาคเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ โดยเฉพาะอย่างยิ่งประเทศไทยที่มีรายได้มาจากการค้าขายยางพาราหลายแสนล้านบาท/ปี ก่อให้เกิดการสร้างงาน สร้างรายได้ และสร้างมูลค่าเพิ่มให้กับภาคเกษตรและภาคอุตสาหกรรมต่อเนื่องอีกมากมาย อาทิ อุตสาหกรรมผลิตถุงมือยาง ยางล้อและชิ้นส่วนยานยนต์ เครื่องมือและอุปกรณ์การแพทย์ ถุงยางอนามัย เฟอร์นิเจอร์ รองเท้า นอกจากนี้ยางพาราในรูปของยางธรรมชาติยังเป็นสินค้าเกษตรที่มีมูลค่าส่งออกสูงสุด ตั้งแต่ ปี พ.ศ. 2545 จนถึงปัจจุบัน ขณะที่สินค้าเกษตรชนิดอื่นที่มีมูลค่าส่งออกในลำดับรองลงมา ได้แก่ ข้าว มันสำปะหลัง ไก่ ผลไม้ และกุ้ง ตามลำดับ

ประเทศไทยเป็นผู้ผลิตและผู้ส่งออกสินค้าและผลิตภัณฑ์ยางพารารายใหญ่ที่สุดของโลก โดยในปี พ.ศ. 2557 การผลิตยางพาราภายในประเทศมีปริมาณ 4.43 ล้านตัน หรือคิดเป็น 1 ใน 3 ของผลผลิตรวมทั้งหมดของโลก และผลผลิตส่วนใหญ่ถูกส่งออกสู่ตลาดต่างประเทศประมาณร้อยละ 90 ทั้งในลักษณะของยางแท่ง ยางแผ่นรมควัน น้ำยางข้น ยางแผ่นผึ้งแห้ง ยางเครพ ยางบาราตา ยางคอมปาวด์ และผลิตภัณฑ์ยางพาราประเภทอื่นๆ ทำให้ประเทศไทยมีรายได้จากการส่งออกยางพาราดังกล่าวถึง 336,997.45 ล้านบาท โดยประเทศผู้นำเข้าที่สำคัญได้แก่ จีน มาเลเซีย ญี่ปุ่น เกาหลีใต้ และสหรัฐอเมริกา ตามลำดับ (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2557, 2558ก)

ในอดีตพื้นที่ปลูกยางพาราส่วนใหญ่ของประเทศอยู่ในแถบภาคใต้เกือบทั้งหมด แต่ในช่วง 10 ปีที่ผ่านมาได้มีการขยายพื้นที่ปลูกยางพาราออกไปทั่วทุกภูมิภาคจากการส่งเสริมและสนับสนุนของภาครัฐ เช่น โครงการยางล้านไร่ ระยะที่ 1 (พ.ศ. 2547 - 2549) จัดสรรพื้นที่ปลูกยางจำนวน 1 ล้านไร่ ระยะที่ 2 (พ.ศ. 2550 - 2553) จัดสรรพื้นที่ปลูกยางจำนวน 1 ล้านไร่ และระยะที่ 3 (พ.ศ. 2554 - 2556) จัดสรรพื้นที่ปลูกยางจำนวน 8 แสนไร่ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อยกระดับฐานรายได้และสร้างความมั่นคงให้แก่เกษตรกรผู้เริ่มปลูกยางพาราใหม่โดยเฉพาะในแถบภาคเหนือและภาคตะวันออกเฉียงเหนือ (วารุณี และพิศมัย, 2551; ดารณี, 2554) ผลจากนโยบายในลักษณะดังกล่าวทำให้ปัจจุบันประเทศไทยมีพื้นที่ปลูกยางรวมทั้งประเทศ 22.49 ล้านไร่ แบ่งออกเป็นพื้นที่ปลูกยางพาราในแถบภาคใต้ 13.86 ล้านไร่ ภาคเหนือ 1.22 ล้านไร่ ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ 4.74 ล้านไร่ และภาคกลาง 2.67 ล้านไร่ ด้วยเหตุนี้ยางพาราจึงมีความสำคัญต่อการพัฒนาภาคเกษตรทั้งในแง่เศรษฐกิจโดยภาพรวมและยังเป็นแหล่งกระจายรายได้จำนวนมหาศาลลงสู่ครัวเรือนเกษตรกรชาวสวนยางที่มีอยู่ 1.61 ล้านครัวเรือน (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2558ข)

ในช่วงระยะเวลา 10 ปีที่ผ่านมา (พ.ศ. 2548 - 2557) การผลิตมีแนวโน้มขยายตัวอย่างต่อเนื่อง เฉลี่ยเพิ่มขึ้นร้อยละ 4.76/ปี เป็นผลมาจากการเพิ่มขึ้นของพื้นที่ปลูกและพื้นที่กรีดยางพารา รวมถึงการเร่งผลิตเพื่อสนองตอบความต้องการใช้ในตลาดโลกที่สูงขึ้น แต่ในช่วง 3 ปีล่าสุด (พ.ศ. 2555 - 2557) พบว่ามูลค่ายางพารามีแนวโน้มหดตัวอย่างมาก เฉลี่ยลดลงร้อยละ 16.59/ปี สาเหตุหลักมาจากวิกฤตเศรษฐกิจโลกที่มีความผันผวนและทวีความรุนแรงขึ้น โดยเฉพาะการชะลอตัวของเศรษฐกิจจีนที่ส่งผลต่อการนำเข้ายางพารา ส่งผลให้อุปสงค์ยางพาราในตลาดโลกมีแนวโน้มลดลง เนื่องจากจีนเป็นประเทศผู้นำเข้าสินค้ายางพาราและผลิตภัณฑ์รายใหญ่ที่สุดของโลก ในขณะที่อุปทานยังมีอยู่จำนวนมาก เป็นสาเหตุกดดันราคายางพาราโลกให้ลดลงอย่างรุนแรงและต่อเนื่องจนถึงปัจจุบัน (สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, 2558ข; เฉลิมพล และคณะ, 2558) ดังนั้นการคาดการณ์แนวโน้มการผลิตและการส่งออกจึงมีความสำคัญและจำเป็นอย่างยิ่งต่อการบริหารจัดการอุปสงค์และอุปทานยางพาราภายในประเทศ เพื่อป้องกันมิให้ผลผลิตล้นตลาดเป็นจำนวนมาก ซึ่งอาจก่อให้เกิดผลกระทบต่อรายได้ของเกษตรกร รวมถึงเพื่อใช้เป็น

แนวทางในการวางแผนนโยบายและมาตรการรองรับกับปัญหาที่อาจเกิดขึ้นในอนาคต

การพยากรณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกโดยเฉพาะสินค้าเกษตรได้รับความสนใจจากนักวิชาการ นักวิจัย และผู้กำหนดนโยบายอย่างกว้างขวาง เช่น การศึกษาของ อาทิตย์ และคณะ (2552) ได้พยากรณ์ความต้องการข้าวไทยจากต่างประเทศ ด้วยเทคนิคพยากรณ์ 6 วิธี ได้แก่ โครงข่ายประสาทเทียมแบบแพร่ย้อนกลับ การพยากรณ์อย่างง่าย การพยากรณ์ด้วยค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียล การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลด้วยแนวโน้ม และการพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยพหุคูณ ผลการศึกษาพบว่าโครงข่ายประสาทเทียมแบบแพร่ย้อนกลับให้ผลพยากรณ์ที่มีความแม่นยำสูงสุด จากการทดสอบด้วยสถิติ MAPE และ RMSE ที่ให้ค่าต่ำสุด เช่นเดียวกับ Co and Boosarawongse (2007) ที่ได้เปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ปริมาณส่งออกข้าวไทย 3 วิธี ได้แก่ โครงข่ายประสาทเทียม บอกซ์-เจนกินส์ และการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียล ด้วยวิธี Holt-Winters ผลการศึกษาพบว่าตัวแบบพยากรณ์โครงข่ายประสาทเทียมให้ความแม่นยำในการพยากรณ์สูงสุดจากการทดสอบด้วยสถิติ MAE MSE MAPE และ RMSE ที่ให้ค่าต่ำสุด อย่างไรก็ตาม วรางคณา (2557ก) ได้ทำการเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ปริมาณส่งออกกาแฟคั่วและบด ด้วยเทคนิคพยากรณ์ 5 วิธี ได้แก่ บอกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม การพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยการผกผันของรากที่สองของผลรวมของความคลาดเคลื่อนกำลังสอง และการพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2556 ผลการศึกษาแสดงให้เห็นว่าการพยากรณ์รวมที่ถ่วงน้ำหนักด้วยสัมประสิทธิ์การถดถอยจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุดให้ความแม่นยำในการพยากรณ์สูงสุด เนื่องจากผลการทดสอบด้วยสถิติ RMSE มีค่าต่ำสุด นอกจากนี้ วรางคณา (2557ข) ยังได้ทำการเปรียบเทียบตัวแบบพยากรณ์ปริมาณส่งออกยางคอมปาวด์ ด้วยเทคนิคพยากรณ์ 3 วิธี ได้แก่ บอกซ์-เจนกินส์ การปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังของโฮลต์ และการปรับเรียบด้วยเส้นโค้งเลขชี้กำลังที่มีแนวโน้มแบบแดม โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนมกราคม พ.ศ. 2557 ผลการศึกษาพบว่าการพยากรณ์ด้วยวิธีบอกซ์-เจนกินส์ให้ความแม่นยำของตัวแบบพยากรณ์สูงสุด เนื่องจากผลการทดสอบสถิติ MAPE และ RMSE มีค่าต่ำสุด

การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อคาดการณ์แนวโน้มผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของประเทศไทย โดยเลือกใช้เทคนิคพยากรณ์ทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s และการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์ ด้วยตัวแบบพยากรณ์เชิงผลบวกและตัวแบบพยากรณ์พหุคูณ โดยเทคนิคทางสถิติดังกล่าวมีลักษณะเป็นสมการเชิงเดียว (Univariate equation) ที่ได้รับความนิยมอย่างแพร่หลาย เนื่องจากมีโครงสร้างที่ไม่ซับซ้อนและยืดหยุ่นต่อการกำหนดเป็นตัวแบบพยากรณ์ ในส่วนถัดไป คือ วิธีดำเนินการวิจัย แสดงถึงข้อมูลและตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา เทคนิคทางสถิติและตัวแบบที่ใช้ในการพยากรณ์ จากนั้นเป็นผลการวิเคราะห์เชิงประจักษ์ของตัวแบบพยากรณ์ที่ได้พัฒนาขึ้น และส่วนสุดท้ายเป็นการสรุปผลและข้อเสนอแนะเชิงนโยบายที่ได้จากการศึกษาครั้งนี้

วิธีการศึกษา

ข้อมูลและตัวแปร

การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2541 ถึงเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2558 เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์ แล้วจึงคาดการณ์แนวโน้มผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของ

ประเทศไทยในปี พ.ศ. 2559 โดยตัวแปรประกอบด้วย 1) ผลผลิตยางพารา (PRO) มีหน่วยเป็นกิโลกรัม ข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร และ 2) ปริมาณส่งออกยางธรรมชาติ (EXP) มีหน่วยเป็นกิโลกรัม ข้อมูลจากกรมศุลกากร (ประมวลผลโดยธนาคารแห่งประเทศไทย) อย่างไรก็ตามในการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least squares: OLS) ตัวแปรทั้งสองจะถูกปรับให้อยู่ในรูปของลอการิทึม (Logarithm) เพื่อลดความแปรปรวน (Variance) ที่อาจเกิดขึ้นในตัวแบบพยากรณ์

เทคนิคทางสถิติและตัวแบบพยากรณ์

1) การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา

การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาล (Seasonal dummy variable) และแนวโน้มเวลา (Time trend) เป็นเทคนิคทางสถิติที่ใช้ประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยการศึกษาครั้งนี้ได้ประยุกต์ตามแนวคิดของ Diebold (2008) เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์จากสมการถดถอยที่มีตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา สามารถแสดงตัวแบบได้ดังนี้

$$Y_t = \alpha \text{Time} + \sum_{i=1}^{s} \beta_i \text{Dummy}_i + \varepsilon_t$$

โดยกำหนดให้

Y คือ ตัวแปรที่ใช้ในการพยากรณ์, t คือ ช่วงเวลา, Time คือ แนวโน้มเวลา, Dummy (Di) คือ ตัวแปรหุ่นฤดูกาล เมื่อ i เท่ากับ 1, 2, 3, …, 12, s คือ ความถี่ในรอบฤดูกาล จำนวน 12 ช่วงเวลา, α และ β คือ สัมประสิทธิ์ประมาณค่าพารามิเตอร์ และ ε คือ ความคลาดเคลื่อน (Error)

การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดได้คำนึงถึงปัญหาที่อาจเกิดขึ้นจากตัวแบบพยากรณ์สมการถดถอย คือ ปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวแปรคลาดเคลื่อน (Autocorrelation) แก้ไขด้วยวิธี Cochrane-Orcutt iterative procedure และปัญหาความแปรปรวนไม่คงที่ (Heteroskedasticity) แก้ไขด้วยวิธี Heteroskedasticity-robust standard error (Gujarati and Porter, 2009)

2) การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s

การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins) โดยคำนึงถึงความเป็นฤดูกาล (Box et al., 1994) ด้วยวิธี Seasonal autoregressive moving average (SARIMA) หรือตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เป็นเทคนิคทางสถิติที่ใช้พฤติกรรมของค่าสังเกตในอดีต อธิบายหรือคาดการณ์แนวโน้มของข้อมูลในอนาคต ประกอบด้วย 4 ขั้นตอน (Gujarati and Porter, 2009) ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 การกำหนดตัวแบบ (Identification) โครงสร้างของตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เริ่มจากการหาอันดับความนิ่ง (Order of integration) ด้วยวิธี ADF unit root แล้วจึงหาอันดับของสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autoregressive: AR) และค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ (Moving average: MA) ที่เหมาะสมกับข้อมูลอนุกรมเวลา ด้วยกราฟฟังชันก์สหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation function: ACF) และกราฟฟังชันก์สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial correlation function: PCF)

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation) ที่ถูกกำหนดขึ้นในขั้นตอนที่ 1 ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ (Diagnostic checking) โดยพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน ด้วยสถิติ Ljung-Box Q statistics

ขั้นตอนที่ 4 การพยากรณ์ (Forecasting) โดยการศึกษาครั้งนี้คาดการณ์แนวโน้มผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2559

- ตัวแบบพยากรณ์ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s สามารถแสดงได้ดังนี้

$$\theta_p(L)\Theta_p(L^s)\Delta^d\Delta_s^D Y_t = \alpha_0 + \varphi_q(L)\Phi_Q(L^s)\varepsilon_t$$

โดยกำหนดให้

θ_p คือ พารามิเตอร์ของสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบไม่มีฤดูกาล ณ อันดับที่ p หรือ AR(p), Θ_p คือ พารามิเตอร์ของสหสัมพันธ์ในตัวเองแบบมีฤดูกาล ณ อันดับที่ P หรือ SAR(P), ϕ_q คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบไม่มีฤดูกาล ณ อันดับที่ q หรือ MA(q), Φ_Q คือ พารามิเตอร์ของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่แบบมีฤดูกาล ณ อันดับที่ Q หรือ SMA(Q), α_0 คือ ค่าคงที่, Δ^d คือ อันดับความแตกต่างแบบไม่มีฤดูกาล (Non-seasonal order of integration) หรือ I(d), Δ^D คือ อันดับความแตกต่างแบบมีฤดูกาล (Seasonal order of integration) หรือ I(D) และ L คือ ตัวดำเนินการย้อนกลับ (Backward shift operator)

3) การพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์

การพยากรณ์ด้วยวิธีการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียล (Exponential smoothing) ของ Holt (1957) และ Winters (1960) เป็นเทคนิคพยากรณ์ที่ให้ความสำคัญกับข้อมูลในอดีตทุกค่า โดยเฉพาะข้อมูลที่อยู่ใกล้กับปัจจุบันและลดหลั่นลงมาแบบเอกซ์โพเนนเชียล รวมถึงมีการถ่วงน้ำหนักข้อมูลด้วยค่าสัมประสิทธิ์การปรับเรียบ เนื่องจากตัวแบบพยากรณ์ที่ใช้ในการศึกษาได้รับอิทธิพลจากปัจจัยฤดูกาล (Seasonal factor) ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้เทคนิคการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์ (Holt-Winters) ด้วยตัวแบบพยากรณ์เชิงผลบวก (Additive model) และตัวแบบพยากรณ์พหุคูณ (Multiplicative method)

- ตัวแบบพยากรณ์การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลเชิงผลบวก

$$\hat{Y}_{t+m} = A_t + B_t m + C_{t-s+m}$$

โดยกำหนดให้

$\hat{Y}$ คือ ตัวแปรที่ได้รับการประมาณค่า/พยากรณ์ (Predicted Y), m คือ ช่วงพยากรณ์, A คือ ค่ากลาง (Mean), B คือ แนวโน้มเวลา (Time trend) และ C คือ ปัจจัยฤดูกาลเชิงผลบวก (Additive seasonal factor)

- ตัวแบบพยากรณ์การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลพหุคูณ

$$\hat{Y}_{t+m} = (A_t + B_t m) C_{t-s+m}$$

โดยกำหนดให้

C คือ ปัจจัยฤดูกาลพหุคูณ (Multiplicative seasonal factor)

4) การเปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวแบบพยากรณ์

การศึกษาครั้งนี้ใช้เกณฑ์เปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวแบบพยากรณ์จากสถิติรากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root mean square error: RMSE) ประกอบการตัดสินใจเลือกตัวแบบที่เหมาะสมในการพยากรณ์ โดยตัวแบบสถิติ RMSE สามารถแสดงได้ดังนี้

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=1}^{T} (\hat{Y}_t - Y_t)^2 / T}$$

โดยกำหนดให้

t คือ ช่วงเวลา เริ่มตั้งแต่ 1, 2, 3, …, T

ผลการศึกษา

การสร้างตัวแบบพยากรณ์แบ่งออกเป็น 4 วิธี ได้แก่ การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s และการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์ ด้วยตัวแบบพยากรณ์เชิงผลบวกและตัวแบบพยากรณ์พหุคูณ โดยผลการวิเคราะห์และการเปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวแบบพยากรณ์มีรายละเอียดดังนี้

1. การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา

ผลการวิเคราะห์ใน **Table 1** แสดงให้เห็นว่าตัวแบบพยากรณ์ PRO และ EXP ได้รับอิทธิพลจากปัจจัยฤดูกาลและแนวโน้มเวลา เนื่องจากผลการทดสอบทาง

สถิติ t-statistics ของตัวแปรหุ่นฤดูกาลทุกตัวแปร (D_i| i = 1, 2, 3, …, 12) และแนวโน้มเวลา (Time) ให้ค่านัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 นอกจากนั้นตัวแบบพยากรณ์ EXP มีรูปแบบฟังชันก์ที่เหมาะสมกับแนวโน้มเวลากำลังสอง ($Time^2$)

ตัวแบบพยากรณ์ PRO และ EXP ใน **Table 1** ได้รับการแก้ไขปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวแปรคลาดเคลื่อน (Autocorrelation) ด้วยวิธี Cochrane-Orcutt iterative procedure และตัวแบบพยากรณ์ PRO ได้รับการแก้ไขปัญหาความแปรปรวนไม่คงที่ (Heteroskedasticity) ด้วยวิธี Heteroskedasticity-robust standard error ทั้งนี้ค่าสัมประสิทธิ์การกำหนด (Coefficient of determination) หรือสถิติ R-squared แสดงถึงประสิทธิภาพของตัวแบบที่สร้างขึ้นสามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของตัวแปร PRO และ EXP ได้ถึงร้อยละ 87.343 และ 95.593 ตามลำดับ

Table 1 The estimation of regression model with seasonal dummy and time trend

Variable	PRO			EXP		
	Coefficient	S.E.	t-statistics	Coefficient	S.E.	t-statistics
D1	12.460*	0.051	242.493	7.706*	0.209	36.819
D2	12.083*	0.044	273.751	7.739*	0.208	37.095
D3	11.473*	0.058	195.964	7.728*	0.208	37.143
D4	11.331*	0.079	142.821	7.501*	0.207	36.128
D5	11.933*	0.061	192.632	7.483*	0.207	36.099
D6	12.173*	0.048	249.299	7.583*	0.207	36.631
D7	12.217*	0.043	283.020	7.683*	0.206	37.142
D8	12.219*	0.041	295.616	7.716*	0.206	37.322
D9	12.250*	0.040	301.614	7.690*	0.207	37.091
D10	12.206*	0.042	288.467	7.753*	0.207	37.298
D11	12.129*	0.047	256.636	7.714*	0.208	37.023
D12	12.290*	0.047	260.696	7.746*	0.208	37.089
Time	0.003*	3.367×10^{-5}	9.482	0.027*	0.004	6.536
$Time^2$	-	-	-	-8.307×10^{-5}*	1.810×10^{-5}	-4.587
R-squared	0.873	-	-	0.955	-	-
D.W. statistics	1.923	-	-	2.261	-	-

Note: * from P < 0.05 and S.E. refers to standard error.

2. การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s

การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เป็นเทคนิคทางอนุกรมเวลาที่ต้องบ่งชี้ถึงคุณลักษณะของข้อมูลก่อนสร้างตัวแบบพยากรณ์ เนื่องจากผลการวิเคราะห์ด้วยข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary time series) อาจทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ปลอม (Spurious relationship) โดยอนุกรมเวลาที่มีความนิ่ง (Stationary time series) หมายถึง ข้อมูลที่มีค่ากลาง (Mean) ค่าความแปรปรวน (Variance) และค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) ไม่เปลี่ยนแปลงไปตามเวลา (Granger and Newbold, 1974; Enders, 2010) ดังนั้นการวิเคราะห์ด้วยเทคนิคทางอนุกรมเวลาใน

ขั้นแรกจึงต้องทำการทดสอบคุณลักษณะของข้อมูลว่ามีอันดับชั้นความนิ่งใด (Order of integration)

การศึกษาครั้งนี้ทำการทดสอบความนิ่ง (Stationary test) ด้วยวิธี ADF unit root ของ Dickey and Fuller (1981) เพื่อกำหนดอันดับชั้นความนิ่ง โดยมีสมมติฐานหลักในการทดสอบ (Null hypothesis: H_0) คือ อนุกรมเวลาไม่มีความนิ่ง (Non-stationary time series)

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลใน **Table 2** แสดงให้เห็นว่า ณ ระดับปกติของข้อมูล (Level stage) ตัวแปร PRO และ EXP ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จึงต้องเพิ่มอันดับความแตกต่าง (Differencing order) เข้าไป 1 อันดับชั้น (First differencing order) แล้วพบว่าตัวแปรทั้งสองดังกล่าวสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 สรุปได้ว่าตัวแปร PRO และ EXP มีความนิ่ง ณ อันดับความแตกต่างที่ 1 หรือมี I(d) เท่ากับ I(1) ในขณะเดียวกันผลการทดสอบความนิ่งแบบมีฤดูกาล (Seasonal unit root) หรือการทดสอบ I(D) ตามวิธีการศึกษาของ Lai and Lu (2005) พบว่าตัวแปร PRO และ EXP สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ณ อันดับความแตกต่างแบบมีฤดูกาลที่ 1 หรือมี I(D) เท่ากับ I(1)

Table 3 แสดงผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ของตัวแบบ SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)s พบว่าตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมของตัวแปร PRO คือ SARIMA(1,1,1)$(1,1,1)_{12}$ โดยตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมของตัวแปร EXP คือ SARIMA(1,1,0)$(0,1,1)_{12}$ ทั้งนี้ตัวแบบทั้งสองดังกล่าวไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์ในตัวเองของความคลาดเคลื่อน พิจารณาได้จากค่าสถิติ Ljung-Box Q statistics ณ ความล่าช้าของช่วงเวลาที่ 6 และ 12 ที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก กล่าวคือ ตัวแบบพยากรณ์ไม่มีสหสัมพันธ์ของตัวแปรคลาดเคลื่อนในตัวเอง

Table 2 The ADF unite root tests

Variable	Level, I(d) = 0		First difference, I(d) = 1		Seasonal I(D)	
	t-statistics	P	t-statistics	p	t-statistics	P
PRO	-0.984	12	-9.248*	11	-10.708*	3
EXP	-1.884	0	-16.247*	0	-6.630*	11

Note: * from P < 0.05. The time lag (p) selection is from the lowest value of the Schwarz information criterion (SIC).

Table 3 The estimation of SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s

Variable	PRO			EXP		
	Coefficient	S.E.	t-statistics	Coefficient	S.E.	t-statistics
α_0	5.499×10^{-4}*	1.722×10^{-4}	3.193	-0.001	0.001	-0.982
θ_1	0.405*	0.063	6.375	-0.241*	0.069	-3.467
Θ_{12}	0.285*	0.068	4.148	-	-	-
ϕ_1	-0.992*	0.015	-62.938	-	-	-
Φ_{12}	-0.950*	0.022	-43.128	-0.945*	0.017	-55.006
R-squared	0.510	-	-	0.530	-	-
D.W. statistics	1.856	-	-	1.982	-	-
Q_6 statistics	2.379	-	-	2.663	-	-
Q_{12} statistics	4.122	-	-	10.780	-	-

Note: * from P < 0.05 and S.E. refers to standard error.

3. การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์

การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลตามแนวคิดของโฮลต์-วินเทอร์ ด้วยตัวแบบพยากรณ์เชิงผลบวกและตัวแบบพยากรณ์พหุคูณใน Table 4 แสดงให้เห็นถึงผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ของค่ากลาง (A) แนวโน้มเวลา (B) และปัจจัยฤดูกาล (C) โดยผลพยากรณ์ในตัวแบบเชิงผลบวกคำนวณได้จากผลรวมของค่ากลาง แนวโน้มเวลา และปัจจัยฤดูกาล ขณะที่ผลพยากรณ์ในตัวแบบพหุคูณคำนวณได้จากผลรวมของค่ากลางและแนวโน้มเวลา แล้วนำไปคูณกับปัจจัยฤดูกาล ทั้งนี้ปัจจัยฤดูกาล (C) ใน Table 4 แสดงถึงค่าสัมประสิทธิ์ของช่วงความถี่ในหนึ่งรอบฤดูกาล จำนวน 12 ช่วงเวลา

Table 4 The estimation of seasonal exponential smoothing

Variable	PRO		EXP	
	Additive model	Multiplicative model	Additive model	Multiplicative model
A	386,049.779	367,389.090	18,170.488	18,028.269
B	982.877	982.877	60.044	60.044
C (= 1)	35,202.901	1.142	21.183	1.001
(= 2)	27,068.436	1.093	744.568	1.066
(= 3)	11,436.971	1.019	120.255	1.037
(= 4)	57,416.624	1.199	894.883	1.085
(= 5)	106,190.562	1.437	946.146	1.063
(= 6)	-8,205.256	0.973	1,265.943	1.097
(= 7)	-120,519.015	0.538	1,477.673	1.068
(= 8)	-136,556.068	0.479	-2,130.855	0.847
(= 9)	-38,745.062	0.846	-2,069.178	0.821
(=10)	12,990.061	1.062	-1,439.615	0.901
(=11)	26,615.831	1.105	-75.342	0.990
(=12)	27,104.013	1.106	244.339	1.023

Note: C refers to the coefficient of seasonal frequency (12 periods).

4. การเปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวแบบพยากรณ์

การเปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวแบบพยากรณ์ใน Table 5 พบว่าตัวแบบสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลามีความเหมาะสมในการพยากรณ์ตัวแปร PRO มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าสถิติ RMSE ต่ำสุด (RMSE เท่ากับ 36,487.360) และตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมในลำดับถัดมาได้แก่ ตัวแบบพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ ด้วยวิธี SARIMA (RMSE เท่ากับ 39,134.120) ตัวแบบพยากรณ์การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลเชิงผลบวก (RMSE เท่ากับ 39,867.181) และตัวแบบพยากรณ์การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลพหุคูณ (RMSE เท่ากับ 40,916.044) ตามลำดับ ในขณะที่ตัวแปร EXP พบว่าตัวแบบสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลามีความเหมาะสมในการพยากรณ์มากที่สุดเช่นกัน เนื่องจากให้ค่าสถิติ RMSE ต่ำสุด (RMSE เท่ากับ 1,831.589) และตัวแบบพยากรณ์ที่มีความเหมาะสมใน

ลำดับถัดมา ได้แก่ ตัวแบบพยากรณ์การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลพหุคูณ (RMSE เท่ากับ 1,838.384) ตัวแบบพยากรณ์การปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลเชิงผลบวก (RMSE เท่ากับ 1,980.568) และตัวแบบพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ ด้วยวิธี SARIMA (RMSE เท่ากับ 2,012.747) ตามลำดับ

Table 5 The efficiency comparison between forecasting models using RMSE statistics

Variable	Forecasting techniques			
	Regression model	SARIMA model	Additive model	Multiplicative model
PRO	36,487.360	39,134.120	39,867.181	40,916.044
EXP	1,831.589	2,012.747	1,980.568	1,838.384

สรุปและข้อเสนอแนะ

การคาดการณ์การผลิตและการส่งออกยางพารามีความสำคัญต่อการบริหารจัดการอุปสงค์และอุปทานในประเทศ ไม่ให้เกิดการล้นตลาดและเป็นแนวทางสำหรับการวางแผนนโยบายส่งเสริมในอนาคต การศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อคาดการณ์ผลผลิตและปริมาณส่งออกยางพาราของประเทศไทย ด้วยเทคนิคทางสถิติ 4 วิธี ได้แก่ การพยากรณ์ด้วยสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลา การพยากรณ์ตามแนวคิดของบอกซ์-เจนกินส์ ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s และการปรับเรียบเอกซ์โพเนนเชียลฤดูกาลของโฮลต์และวินเตอร์ ด้วยตัวแบบพยากรณ์เชิงผลบวกและตัวแบบพยากรณ์พหุคูณ โดยผลการเปรียบเทียบประสิทธิภาพตัวแบบพยากรณ์ดังกล่าวด้วยสถิติ RMSE พบว่าตัวแบบสมการถดถอยโดยใช้ตัวแปรหุ่นฤดูกาลและแนวโน้มเวลาเป็นวิธีพยากรณ์ที่มีประสิทธิภาพและความแม่นยำสูงสุด เนื่องจากให้ผลค่าสถิติ RMSE ต่ำสุด

ผลการคาดการณ์การผลิตและการส่งออกยางพาราในปี พ.ศ. 2559 เมื่อเปรียบเทียบกับปีที่ผ่านมา พบว่าผลผลิตยางพารามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.47 แต่ปริมาณส่งออกยางพารากลับมีทิศทางลดลงร้อยละ 0.31 แสดงให้เห็นถึงผลผลิตส่วนเกินจากความไม่สอดคล้องระหว่างอุปสงค์และอุปทานในตลาดยางพาราของประเทศ ซึ่งอาจส่งผลกระทบต่อราคายางพาราและรายได้ของเกษตรกรชาวสวนยาง ดังนั้น มาตรการเร่งด่วนที่ภาครัฐควรเข้ามาดูแล คือ การทำความเข้าใจกับเกษตรกรถึงสถานการณ์ที่อาจเกิดขึ้น เพื่อลดระดับความขัดแย้งระหว่างภาครัฐกับเกษตรกรในอนาคต พร้อมทั้งหาทางออกร่วมกันกับทุกภาคส่วน ทั้งภาครัฐ ภาคเอกชน เกษตรกร ผู้ประกอบการ ผู้ส่งออก-ผู้นำเข้า เพื่อกระจายความเสี่ยงอันที่จะเกิดกับเกษตรกรเพียงกลุ่มเดียว โดยให้ทุกฝ่ายได้มีส่วนในการแบกรับความรับผิดชอบต่อสถานการณ์ต่างๆ ร่วมกัน ในส่วนของมาตรการระยะปานกลาง ภาครัฐต้องเข้ามาบริหารจัดการกับเสถียรภาพของราคายางพาราให้มีความเหมาะสมกับต้นทุนการผลิต สามารถแข่งขันกับประเทศคู่แข่งอย่างเช่นอินโดนีเซียและมาเลเซีย ส่งเสริมและสนับสนุนให้เกษตรกรในระดับชุมชนมีความรู้ ความเข้าใจ และสามารถทำการซื้อขายผลผลิตในตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้า เพื่อสร้างหลักประกันความเสี่ยงด้านราคาและรายได้ พัฒนาธุรกิจยางพาราในระดับชุมชนให้มีประสิทธิภาพ สามารถควบคุมปริมาณและคุณภาพของผลผลิตได้ นอกจากนี้ภาครัฐต้องทำหน้าที่เป็นตัวกลางประสานความร่วมมือด้านการค้าและการเจรจา เพื่อลดข้อจำกัดของกฎระเบียบและข้อบังคับต่างๆ อันจะเป็นอุปสรรคต่อการค้ายางพาราของประเทศไทย พร้อมทั้งศึกษาตลาดแหล่งใหม่ที่มีศักยภาพในอนาคตเพิ่มเติม

สำหรับมาตรการระยะยาว ภาครัฐต้องจำกัดพื้นที่ปลูกยางพาราใหม่ บริหารจัดการการผลิตยางพาราภายในประเทศให้มีประสิทธิภาพ เหมาะสมทั้งกับพื้นที่ผลิต การตลาด และระบบโลจิสติกส์ เพื่อเพิ่มประสิทธิภาพและลดต้นทุนการผลิต พร้อมทั้งพัฒนาระบบประกันภัยพืชผลให้มีประสิทธิภาพและสอดคล้องกับสินค้าเกษตรในแต่ละชนิด เพื่อใช้เป็นแนวทางในการบริหารจัดการความเสี่ยงด้านรายได้ให้กับเกษตรกร ส่งเสริมและสนับสนุนการสร้างมูลค่าเพิ่มให้กับผลิตภัณฑ์ยางพารา ทั้งในอุตสาหกรรมขนาดใหญ่ ขนาดกลาง และขนาดเล็กระดับชุมชน

เอกสารอ้างอิง

เฉลิมพล จตุพร, ศาสตริยา อนันท์ธนศาล และชิติพันธุ์ เชิดชูไชย. 2558. ผลกระทบจากการปฏิรูปโครงสร้างเศรษฐกิจจีนที่มีต่อภาคเกษตรไทย. วารสารเศรษฐกิจการเกษตร. 61: 7-10.

ดารณี เจริญสุข. 2554. พันธ์ยาง. ศูนย์วิจัยและพัฒนาอุตสาหกรรมยางไทย. แหล่งข้อมูล: http://goo.gl/S6loR2. ค้นเมื่อ 8 ตุลาคม 2558.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2557ก. ตัวแบบพยากรณ์ปริมาณการส่งออกกาแฟคั่วและบด. วารสารวิทยาศาสตร์ มศว. 30: 55-73.

วรางคณา กีรติวิบูลย์. 2557ข. การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกยางคอมปาวด์. วารสารวิทยาศาสตร์ มศว. 30: 41-56.

วารุณี บุญนำ และ พิศมัย จันทุมา. 2551. ปลูกยางพาราในแหล่งปลูกยางใหม่. จดหมายข่าวผลิใบ ก้าวใหม่การวิจัยและพัฒนาการเกษตร. แหล่งข้อมล: http://goo.gl/JpfwlA. ค้นเมื่อ 8 ตุลาคม 2558.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2557. สถานการณ์สินค้าเกษตรที่สำคัญ และแนวโน้ม ปี 2558. สำนักวิจัยเศรษฐกิจการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, กรุงเทพฯ.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2558ก. สถิติการค้าสินค้าเกษตรไทยกับต่างประเทศ. ศูนย์สารสนเทศการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, กรุงเทพฯ.

สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร. 2558ข. สถิติการเกษตรของประเทศไทย ปี 2557. ศูนย์สารสนเทศการเกษตร สำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร, กรุงเทพฯ.

อาทิตย์ อภิโชติธนกุล, ศุภชัย ปทุมนากุล และกัลปพฤกษ์ ผิวทองงาน. 2552. การพยากรณ์ความต้องการข้าวไทยจากต่างประเทศ โดยใช้โครงข่ายประสาทเทียม. วิศวกรรมสาร มข. 36: 17-25.

Box, G. E. P., G. M. Jenkins, and G. C. Reinsel. 1994. Time series analysis: Forecasting and control. 3rd edition. Englewood Cliffs Prentice-Hall, New Jersey.

Co, H. C., and R. Boosarawongse. 2007. Forecasting Thailand's rice export: Statistical techniques vs. Artificial neural networks. Comput. Ind. Eng. 53: 610-627.

Dickey, D., and W. A. Fuller. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica. 49: 1057-1072.

Diebold, F. X. 2008. Elements of forecasting. 4th edition. South-Western Cengage Lerning, Ohio.

Enders, W. 2010. Applied econometric time series. 3rd edition. John Wiley & Sons, New York.

Granger, C. W. J., and P. Newbold. 1974. Spurious regressions in econometrics. J. Econometrics. 2: 111-120.

Gujarati, D. N., and D. C. Porter. 2009. Basic econometrics. 5th edition. McGraw Hill, New York.

Holt, C. C. 1957. Forecasting Seasonal and Trends by exponentially weighted averages. Carnegie Institute of Technology, Pittsburgh, Pennsylvania.

Lai, S. L., and W. L. Lu. 2005. Impact analysis of September 11 on air travel demand in the USA. J. Air. Transp. Manag. 11: 455-458.

Winters, P. R. 1960. Forecasting sales by exponentially weighted moving averages. Manage. Sci. 6: 324-342.