

การประเมินผลกระทบจากการแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 ต่อมูลค่าการส่งออกของ
อุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย

Impact Assessment of COVID-19 Pandemic on the Export Value of Thailand's
Automotive and Auto-Parts Industries

ศักรินทร์ คชกิจจารักษ์¹, เฉลิมพล จตุพร², วสุ สุวรรณวิหค³

Sakkranan Khotchakitjarak¹, Chalermpon Jatuporn², Vasu Suwanvihok³

¹⁻³สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช

¹⁻³School of Economics, Sukhothai Thammathirat Open University

Corresponding author. Email: Chalermpon.Jat@stou.ac.th; Jatuporn.stou@gmail.com

(Received: June 29, 2022; Revised: September 20, 2022; Accepted: November 2, 2022)

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อ (1) พยากรณ์มูลค่าการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย และ (2) ประเมินผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 (COVID-19) ต่อมูลค่าการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2563 โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิในลักษณะอนุกรมเวลารายเดือนของมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทย เริ่มตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2553 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวน 120 เดือน และประยุกต์ใช้แบบจำลอง SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เพื่อประเมินผลกระทบของสถานการณ์โรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 ปี พ.ศ. 2563 (รายเดือน) โดยการเปรียบเทียบระหว่างมูลค่าส่งออกที่เกิดขึ้นจริงและค่าพยากรณ์

ผลการวิจัยเชิงประจักษ์ พบว่า (1) ตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์มากที่สุดคือ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ โดยให้ค่าพยากรณ์มูลค่าการส่งออกอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย ปี พ.ศ. 2563 เท่ากับ 808,089 ล้านบาท และ (2) สถานการณ์ COVID-19 ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2563 โดยคิดเป็นความสูญเสียทางเศรษฐกิจ เท่ากับ 159,321 ล้านบาท

คำสำคัญ: ไวรัสโคโรนา 2019, อุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบ, การพยากรณ์ทางอนุกรมเวลา

Abstract

The purposes of this research were (1) to forecast the export value of Thailand's automotive and auto-parts industries in 2020 and (2) to assess the impact of Coronavirus 2019 (COVID-19) on Thailand's automotive and auto-parts industries in 2020. The study employed a monthly time series of export value of Thailand's automotive and auto-parts from January 2010 to December 2019, a total of 120 months. The econometric techniques applied the SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s model for assessing the monthly impact of COVID-19 in 2020 to compare the export value between the actual value and forecasted value.

The empirical results indicated that (1) SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ was the most appropriate model for forecasting, and it provided the export value of Thailand's automotive and auto-parts industries in 2020

equal to 808,089 million baht. (2) The COVID-19 situation affected the export value of Thailand's automotive and auto-parts industries in 2020, which was an economic loss equal to 159,321 million baht.

Keywords: Coronavirus 2019, Automotive and Parts Industry, Time Series Forecasting

1. บทนำ

อุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบเป็นอุตสาหกรรมที่ขับเคลื่อนการเติบโตทางเศรษฐกิจของโลก และมีความสำคัญต่อการดำเนินกิจกรรมทางเศรษฐกิจในด้านต่างๆ เช่น การผลิต การส่งออก การจ้างงาน และการลงทุน สามารถสร้างรายได้ทั่วโลกปีละกว่าล้านล้านเหรียญสหรัฐ รวมถึงมีความเชื่อมโยงต่ออุตสาหกรรมอื่นๆ ตั้งแต่ต้นน้ำ กลางน้ำ จนถึงปลายน้ำ ได้แก่ อุตสาหกรรมเหมืองแร่ อุตสาหกรรมเชื้อเพลิง อุตสาหกรรมโฆษณา อุตสาหกรรมการเงิน เป็นต้น ทั้งนี้ อุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบรถยนต์จึงติด 10 อันดับแรกของอุตสาหกรรมที่สร้างรายได้มากที่สุดในโลกปี พ.ศ. 2563 มีอัตราการเติบโตเฉลี่ยร้อยละ 3.9 (พ.ศ. 2558 - พ.ศ. 2563) (IBISWorld, 2020)

อุตสาหกรรมการผลิตสินค้าเพื่อการส่งออกมีความสำคัญต่อการเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยหากพิจารณารายการสินค้าส่งออกที่สำคัญของประเทศไทยพบว่าอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบเป็นอุตสาหกรรมที่สำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศไทยอย่างมากและมีมูลค่าการส่งออกเป็นอันดับหนึ่งตั้งแต่ พ.ศ. 2555 ถึง พ.ศ. 2562 อีกทั้งมีการเติบโตอย่างต่อเนื่องจาก 378,349 ล้านบาทในปี พ.ศ. 2552 เป็น 846,435 ล้านบาทในปี พ.ศ. 2562 คิดเป็นการขยายตัวเฉลี่ยร้อยละ 8 ต่อปี และ พ.ศ. 2562 การส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบมีมูลค่าการส่งออกรวมคิดเป็น ร้อยละ 11 ของการส่งออกทั้งหมด (สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์, 2563ก, 2563ข) นอกจากนี้ ศักยภาพด้านการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบเกิดจากการพัฒนาอย่างต่อเนื่องโดยภาครัฐมีบทบาทสำคัญในการผลักดันนโยบายและมาตรการต่างๆ อาทิ การผลิตเพื่อทดแทนการนำเข้า การให้สิทธิประโยชน์ทางภาษีการลงทุน การลดการพึ่งพาชิ้นส่วนรถยนต์นำเข้า และเพิ่มรายการชิ้นส่วนรถยนต์เพิ่มขึ้นต่อเนื่องเพื่อถ่ายทอดเทคโนโลยีการผลิตชิ้นส่วน รวมถึงลดต้นทุนการผลิตแก่ผู้ประกอบการในประเทศ ประกอบกับปัจจัยสนับสนุนภายนอกจากเหตุการณ์ Plaza Accord ที่ดึงดูดการลงทุนจากค่ายรถยนต์ญี่ปุ่นเนื่องจากการแข็งค่าของเงินเยน และแนวคิดการค้าเสรีที่สนับสนุนให้ประเทศไทยผลิตยานยนต์เพื่อการส่งออกและปรับปรุงนโยบายผ่านการลดและยกเลิกมาตรการทางภาษีและโควตา (Tariff Barrier) มาสู่การพัฒนาขีดความสามารถในการแข่งขันเพิ่มผลิตภาพสินค้าในกลุ่มอุตสาหกรรมยานยนต์ (พ.ศ. 2500 - พ.ศ. 2550) ส่งผลให้ประเทศไทยมีบทบาทสำคัญต่อห่วงโซ่อุปทาน และก้าวสู่ศูนย์กลางการผลิตยานยนต์แห่งเอเชีย (กลุ่มอุตสาหกรรมยานยนต์, 2563)

ปัจจุบันโครงสร้างของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยมีผู้ประกอบการในอุตสาหกรรมมากกว่า 2,400 ราย และมีจำนวนแรงงานในอุตสาหกรรม 5.5 แสนราย (ศูนย์วิจัยธนาคารออมสิน, 2562) โดยจำแนกโครงสร้างของอุตสาหกรรมตามลักษณะลำดับขั้นของผลิตภัณฑ์ต้นน้ำถึงปลายน้ำ ประกอบด้วย (1) ผู้ผลิตรถยนต์ (Assembler) มีลักษณะเป็นผู้ผลิตรถยนต์ขั้นสุดท้ายเพื่อขายภายในประเทศและเพื่อการส่งออก รวมถึงให้บริการหลังการขาย เช่น การซ่อมบำรุง การจัดหาอะไหล่รถยนต์ ซึ่งส่วนใหญ่เป็นผู้ประกอบการที่มีชื่อเสียงในระดับโลกและมีเทคโนโลยีในการผลิตที่ซับซ้อน โดยเฉพาะผู้ประกอบการที่มีชื่อเสียงจากประเทศญี่ปุ่น (2) ผู้ผลิตชิ้นส่วน (Part Maker) มีลักษณะเป็นผู้จัดหาวัตถุดิบ หรือผู้ผลิตชิ้นส่วนเพื่อใช้เป็นส่วนประกอบของยานยนต์ตามมาตรฐานที่ผู้ผลิตรถยนต์กำหนด แบ่งออกเป็น ผู้ผลิตชิ้นส่วนลำดับ 1 (First Tier) เป็นผู้ผลิตชิ้นส่วนที่มีลักษณะเฉพาะตามคำสั่งซื้อจากโรงงานประกอบยานยนต์ เช่น เครื่องยนต์ ชิ้นส่วนตัวถัง ชิ้นส่วนอุปกรณ์ไฟฟ้า ผู้ผลิตชิ้นส่วนลำดับ 2 (Second Tier) และผู้ผลิตชิ้นส่วนลำดับ 3 (Third Tier) เป็นผู้ผลิตชิ้นส่วนในระดับย่อย รวมถึงผู้จัดหาวัตถุดิบเพื่อจัดส่งให้ผู้ผลิตชิ้นส่วนลำดับ 1 เช่น ยาง โลหะ พลาสติก กระจก ชิ้นส่วนอิเล็กทรอนิกส์

โดยส่วนใหญ่เป็นผู้ประกอบการ SMEs ภายในประเทศ (พัชราภรณ์ เนียมมณี และวลัยลักษณ์ อัครธีรวงศ์, 2556) นอกจากนี้ การส่งออกอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยมีความเชี่ยวชาญในการผลิตในตลาดโลก ได้แก่ รถกระบะ ขนาด 1 ตัน รถจักรยานยนต์ขนาดเล็กคุณภาพสูง รถยนต์ประหยัดพลังงาน (Eco-car) เครื่องยนต์เบนซิน เครื่องยนต์ดีเซล เพลากำลังและกำลังเหวี่ยง ชุดสายไฟรถยนต์ หม้อแบตเตอรี่ เป็นต้น (สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม, 2555)

สถานการณ์ของของโรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 (COVID-19) ที่แพร่ระบาดขนาดใหญ่ (Pandemic) ทั่วโลก ตั้งแต่ต้นปี พ.ศ. 2563 ทำให้รัฐบาลในแต่ละประเทศจำเป็นต้องกำหนดมาตรการรับมือการควบคุมการแพร่ระบาด เช่น การจำกัดการเดินทางระหว่างประเทศ มาตรการ ล็อกดาวน์ ปิดกิจการที่ไม่จำเป็นและเสี่ยงต่อการแพร่ระบาดชั่วคราว เป็นต้น ส่งผลกระทบต่อการค้าเงินกิจกรรมทางเศรษฐกิจของทุกหน่วยเศรษฐกิจทั่วโลก รวมถึงประเทศไทยทั้งในภาคเศรษฐกิจ สังคม คริวเรือน สาธารณสุข การท่องเที่ยว และการค้าระหว่างประเทศ (ณัชชา ทนุธรรมนอก และธีรชัย เนตรถนอมศักดิ์, 2565; เอมพร สุริยะ และคณะ, 2565) โดยเฉพาะอย่างยิ่งการส่งออกพบว่าครึ่งปีแรกของปี พ.ศ. 2563 มีมูลค่าส่งออกรวมเท่ากับ 3,562,328 ล้านบาท มีแนวโน้มลดลงเมื่อเทียบกับครึ่งปีแรกของปี พ.ศ. 2562 ซึ่งมีมูลค่าส่งออกรวมเท่ากับ 3,884,504 ล้านบาท หรือลดลง ร้อยละ 8 (สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์, 2563ก, 2563ข) ในขณะที่ อุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยได้รับผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดเช่นกัน โดยผู้ผลิตรถยนต์มีความจำเป็นต้องหยุดการผลิตชั่วคราวในช่วงเดือนเมษายน ถึง พฤษภาคม พ.ศ. 2563 ตามมาตรการของรัฐบาลเพื่อลดโอกาสเกิดการแพร่ระบาดของ COVID-19 และเป็นการลดปริมาณการผลิตให้สอดคล้องกับความต้องการตลาดด้วย (ประชาชาติธุรกิจ, 2563)

2. วัตถุประสงค์การวิจัย

2.1 เพื่อพยากรณ์มูลค่าการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย

2.2 เพื่อประเมินผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 ต่อมูลค่าการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2563

3. ขอบเขตการวิจัย

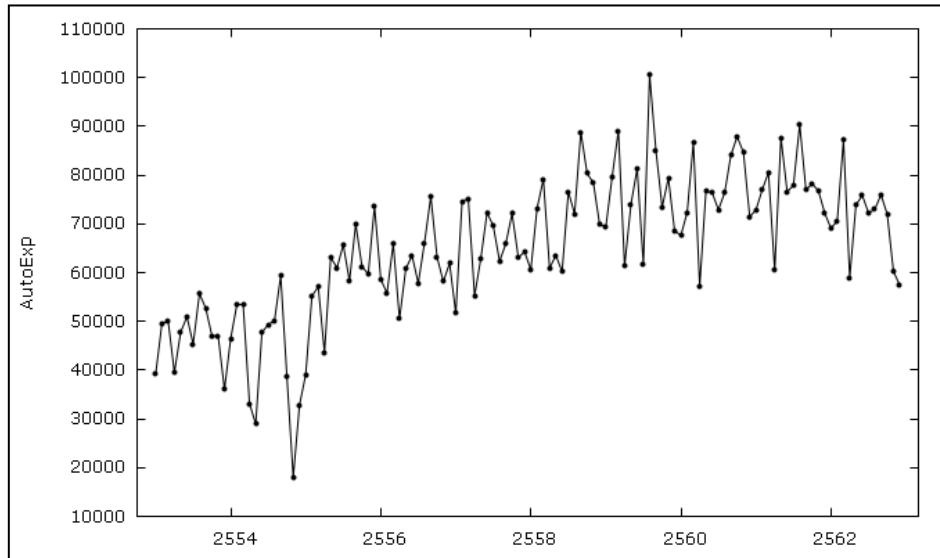
การวิจัยครั้งนี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิอนุกรมเวลารายเดือนของมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์ และส่วนประกอบของประเทศไทย ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2553 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวนทั้งหมด 120 เดือน จากศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์ เพื่อสร้างตัวแบบพยากรณ์การส่งออกอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s ภายใต้สมมติฐานที่ว่าผลการพยากรณ์ ด้วยวิธี SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)s ไม่ได้รับผลกระทบจากสถานการณ์ COVID-19 และนำผลพยากรณ์จากตัวแบบมาเปรียบเทียบกับข้อมูลจริงแล้วคำนวณเป็นมูลค่าความสูญเสียของการส่งออกยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย

4. ระเบียบวิธีวิจัย

การวิจัยครั้งนี้ใช้ข้อมูลทุติยภูมิประเภทอนุกรมเวลารายเดือนของมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์ และส่วนประกอบของประเทศไทย ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2553 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวนทั้งหมด 120 เดือน โดยกำหนดให้เป็นตัวแปร AutoExp โดยสามารถแสดงเป็นภาพที่ 1

การประเมินผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ต่อการส่งออกอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย เริ่มต้นจากการประยุกต์วิธีการทางเศรษฐมิติ ด้วยเทคนิคของ Box-Jenkins (Box et al., 1994) หรือแบบจำลอง SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp เพื่อสร้างตัวแบบและพยากรณ์ข้อมูลไปข้างหน้า

จำนวน 12 ช่วงเวลา ตั้งแต่ เดือนมกราคม ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2563 จากนั้นนำผลการพยากรณ์มาเปรียบเทียบกับข้อมูลจริงเพื่อ ประเมินผลกระทบเป็นมูลค่าความสูญเสียของการส่งออกยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 (วสุ กุลสังคะกิจ และคณะ, 2563) ทั้งนี้ กระบวนการวิเคราะห์ข้อมูลประกอบด้วย 5 ขั้นตอน ดังนี้



ภาพที่ 1 การเคลื่อนไหวของข้อมูลอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทย ตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2553 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2562

ขั้นตอนที่ 1 การกำหนดตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s เบื้องต้น

1) การทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา (Stationary Test) ด้วยวิธี ADF Unit Root (Dickey and Fuller, 1979, 1981) เนื่องจากการวิเคราะห์ทางอนุกรมเวลา ด้วยวิธี SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s เป็นการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลาโดยใช้พฤติกรรมของข้อมูลในอดีตเพื่อทำนายหรือพยากรณ์ข้อมูลในอนาคต ดังนั้น การกำหนดตัวแบบพยากรณ์จึงจำเป็นต้องพิจารณาคุณลักษณะของข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีความหยุดนิ่ง (Stationarity) หรือไม่ กล่าวคือ ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีความหยุดนิ่งจะมีค่าเฉลี่ย ค่าความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วมไม่เปลี่ยนแปลง โดยการทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลามีวัตถุประสงค์เพื่อป้องกันปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง ซึ่งอาจส่งผลกระทบต่อพยากรณ์หรือทำนายให้มีความผิดพลาดเกิดขึ้น (Granger and Newbold, 1974)

การทดสอบความหยุดนิ่งมีสมมติฐานหลัก (Null Hypothesis) คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีความหยุดนิ่ง (Non-stationarity) และสมมติฐานทางเลือก (Alternative Hypothesis) คือ ข้อมูลอนุกรมเวลามีความหยุดนิ่ง ทั้งนี้ การปฏิเสธสมมติฐานพิจารณาได้จากสถิติ t-ratio ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ (p-value) เท่ากับ 0.05 อย่างไรก็ตาม ถ้าหากการทดสอบสมมติฐานไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ จำเป็นต้องเพิ่มผลต่างของข้อมูล (Differencing Order) เข้าไปที่ละลำดับขั้นแล้วทำการทดสอบต่อไปเรื่อยๆ จนข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีความหยุดนิ่ง และถ้าหากข้อมูลอนุกรมเวลาไม่มีความหยุดนิ่ง ณ ระดับปกติ (Level Stage) จะถือว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลำดับความหยุดนิ่ง I(d) เท่ากับ I(0) และถ้าหากข้อมูลมีความหยุดนิ่ง ณ ผลต่างลำดับหนึ่ง (First Difference) จะถือว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลำดับความหยุดนิ่ง I(d) เท่ากับ I(1) เป็นต้น แบบจำลองการทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp ด้วยวิธี ADF สามารถแสดงได้ดังนี้

(1) แบบจำลองที่ไม่มีค่าคงที่ (α) และไม่มีแนวโน้มเวลา (t)

$$\Delta \text{AutoExp}_t = \omega \text{AutoExp}_t + \sum_{i=1}^p \phi_i \text{AutoExp}_t + \varepsilon_t$$

(2) แบบจำลองที่มีค่าคงที่ (α)

$$\Delta \text{AutoExp}_t = \alpha + \omega \text{AutoExp}_t + \sum_{i=1}^p \phi_i \text{AutoExp}_t + \varepsilon_t$$

โดยกำหนดให้

AutoExp คือ ตัวแปรอนุกรมเวลา

Δ คือ อันดับความหยาบของข้อมูล

α คือ ค่าคงที่

δ ω และ ϕ คือ สัมประสิทธิ์ประมาณค่าพารามิเตอร์

t คือ คาบเวลาในอดีต โดยที่ t = 1, 2, 3, ..., p

ε คือ ค่าความคลาดเคลื่อน

2) การกำหนดตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s เพื่อบ่งชี้ลำดับของ AR(p) MA(q) SAR(P) และ SMA(Q) ด้วยแผนภาพคอร์รีโลแกรม (Correlogram) จากฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial Autocorrelation Function: PACF) และฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation Function: ACF) โดยการบ่งชี้ลำดับของ AR(p) และ MA(q) จะพิจารณาคาบเวลาในช่วง 5 คาบแรก ในขณะที่การบ่งชี้ลำดับของ SAR(P) และ SMA(Q) จะพิจารณาคาบเวลาในช่วงฤดูกาลได้แก่ คาบที่ 12 คาบที่ 24 คาบที่ 36 เป็นต้น

ขั้นตอนที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ ด้วยวิธีความน่าจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood Estimation: MLE) โดยพิจารณาระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 โดยตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s สามารถแสดงได้ดังนี้

$$\phi_p(B) \Phi_p(B^s) \Delta_s \text{AutoExp}_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) \varepsilon_t$$

โดยกำหนดให้

ϕ_p คือ AR(p)

Φ_p คือ SAR(P)

θ_q คือ MA(q)

Θ_Q คือ SMA(Q)

s คือ ความถี่ของฤดูกาล

d คือ ลำดับความหยาบแบบไม่มีฤดูกาล

D คือ ลำดับความหยาบแบบมีฤดูกาล

B คือ ตัวดำเนินการย้อนกลับ (Backward Shift Operator)

ขั้นตอนที่ 3 การตรวจสอบความเหมาะสมของตัวแบบพยากรณ์ (Diagnostic Checking) เพื่อป้องกันไม่ให้เกิดปัญหาตัวคลาดเคลื่อนมีสหสัมพันธ์กัน (Autocorrelation) พิจารณาจากค่าสถิติ Ljung-Box Q-statistics (Q_{LB}) อย่างไรก็ตาม ในกรณีพบตัวแบบพยากรณ์มากกว่าหนึ่งรูปแบบ จะทำการเลือกตัวแบบพยากรณ์ที่เหมาะสมที่สุดจากสถิติ Schwarz Information Criterion (SIC) Akaike Information Criteria (AIC) Root Mean Square Error (RMSE) และ Mean Absolute Percentage Error (MAPE) ที่มีค่าต่ำสุด

ขั้นตอนที่ 4 การพยากรณ์ (Forecasting) อนุกรมเวลารายเดือนของมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทยไปข้างหน้า จำนวน 12 ช่วงเวลา ตั้งแต่ เดือนมกราคม ถึง เดือนธันวาคม พ.ศ. 2563 โดยผลการพยากรณ์จะอยู่ภายใต้ข้อสมมติคือข้อมูลพยากรณ์ไม่ได้รับผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 (Without COVID-19 Effect)

ขั้นตอนที่ 5 การประเมินผลกระทบ (Impact Assessment) เพื่อดำเนินการหามูลค่าความสูญเสียของการส่งออกอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยจากสถานการณ์ของการแพร่ระบาดของ COVID-19 ในปี พ.ศ. 2563 (มกราคม ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2563) โดยนำผลที่ได้จากการพยากรณ์ (Forecasted Value) มาเปรียบเทียบกับข้อมูลการส่งออกที่เกิดขึ้นจริง (Actual Value)

5. ผลการวิจัย

การทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา ด้วยวิธี ADF Unit Root ในตารางที่ 1 พิจารณาตัวแบบเพื่อตรวจสอบลำดับความหยุดนิ่ง 2 รูปแบบ คือ (1) แบบจำลองที่ไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (ADF without $\alpha + T$) และ (2) แบบจำลองที่มีค่าคงที่ (ADF with α) พบว่า การทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp แบบไม่มีฤดูกาลด้วยตัวแบบ ADF Unit Root จำนวน 2 รูปแบบให้ค่าสถิติ t-ratio เท่ากับ 0.308 และ -2.387 ตามลำดับ โดยสถิติ t-ratio ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 ดังนั้น สรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp ไม่มีความหยุดนิ่ง ณ ระดับปกติของข้อมูล จึงต้องเพิ่มผลต่างเข้าไปหนึ่งลำดับชั้นแล้วทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลาอีกครั้งหนึ่ง พบว่าตัวแบบให้ค่าสถิติ t-ratio เท่ากับ -8.616 และ -8.611 โดยสถิติ t-ratio ดังกล่าวสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 จึงสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp มีความหยุดนิ่งแบบไม่มีฤดูกาล ณ ผลต่างลำดับหนึ่ง หรือ I(d) เท่ากับ I(1)

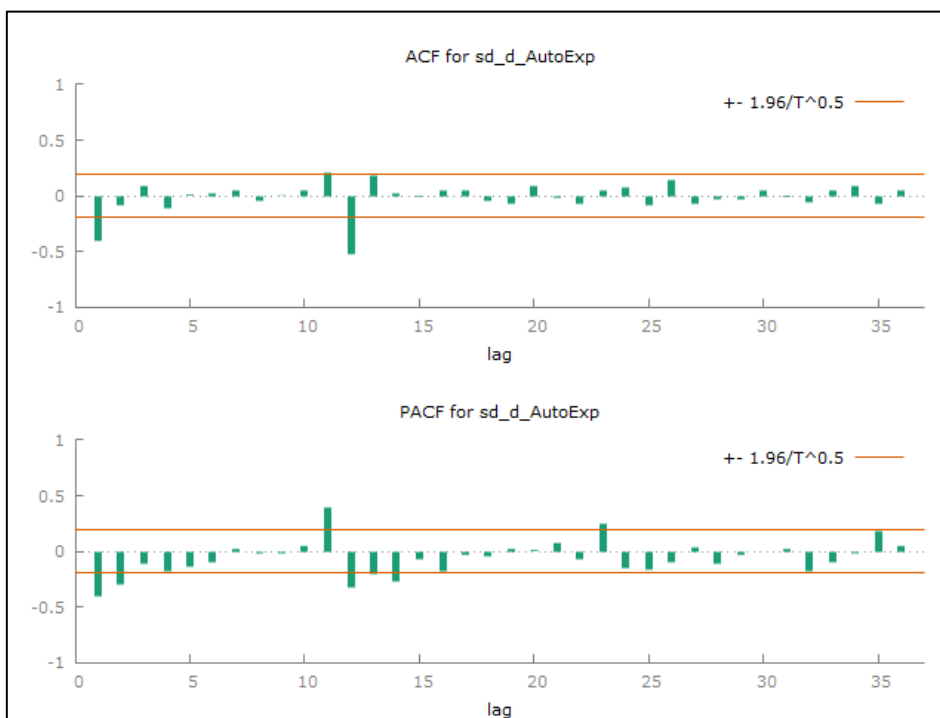
ตารางที่ 1 การทดสอบความหยุดนิ่ง ด้วยวิธี ADF Unit Root ของข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp

Model	Non-seasonal I(0)		Non-seasonal I(1)		Seasonal I(1)	
	t-ratio	p-value	t-ratio	p-value	t-ratio	p-value
ADF without $\alpha + T$						
AutoExp _t	0.308	0.774	-8.616*	<0.001	-11.643*	<0.001
ADF with α						
AutoExp _t	-2.387	0.145	-8.611*	<0.001	-11.594*	<0.001

* หมายถึง การมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

สำหรับการทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp แบบมีฤดูกาลด้วยตัวแบบ ADF Unit Root จำนวน 2 รูปแบบ คือ (1) แบบจำลองที่ไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (ADF without $\alpha + T$) และ (2) แบบจำลองที่มีค่าคงที่ (ADF with α) พบว่า การทดสอบความหยุดนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp ให้ค่าสถิติ t-ratio เท่ากับ -11.643 และ -11.594 ตามลำดับ โดยสถิติ t-ratio ดังกล่าวสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ณ นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 จึงสรุปได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp มีความหยุดนิ่งแบบมีฤดูกาล ณ ผลต่างลำดับหนึ่ง หรือ I(D) เท่ากับ I(1)

ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s เบื้องต้น คือ SARIMA(p,1,q)(P,1,Q)₁₂



ภาพที่ 2 แผนภาพคอรีโลแกรม (Correlogram) ของอนุกรมเวลา $\Delta\Delta_{12}\text{AutoExp}$

ตารางที่ 2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ของตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s

Variable	SARIMA(0,1,1)(0,1,1) ₁₂		SARIMA(0,1,1)(1,1,0) ₁₂	
	Coefficients	S.E.	Coefficients	S.E.
θ_1	-0.701*	0.072	-0.723*	0.072
Θ_1	-0.865*	0.150		
Φ_1			-0.610*	0.075
Q ₆ (p-value)	2.733(0.603)		3.422(0.490)	
Q ₁₂ (p-value)	6.231(0.795)		7.890(0.639)	
AIC	2240.887		2252.305	
SIC	2248.906		2260.324	
RMSE	7685.5		8502.5	
MAPE	10.066		11.141	

* หมายถึง การมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

RMSE หมายถึง รากที่สองของความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (Root Mean Square Error)

MAPE หมายถึง ร้อยละของความคลาดเคลื่อนสัมบูรณ์เฉลี่ย (Mean Absolute Percentage Error)

การบ่งชี้ลำดับของ AR(p) MA(q) SAR(P) และ SMA(Q) เบื้องต้น เพื่อกำหนดตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s พิจารณาจากแผนภาพคอร์รีโลแกรมที่ได้แสดงไว้ในภาพที่ 2 โดยการบ่งชี้ลำดับของ AR(p) และ MA(q) พิจารณาจากฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน พบว่า ลำดับของ AR(p) และ SAR(P) มีค่าเท่ากับ AR(1) AR(2) และ SAR(1)

สำหรับการบ่งชี้ลำดับของ MA(q) และ SMA(Q) พิจารณาจากฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง พบว่า ลำดับของ MA(q) และ SMA(Q) มีค่าเท่ากับ MA(1) และ SMA(1)

ดังนั้น ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s เบื้องต้น คือ SARIMA(2,1,1)(1,1,1)₁₂

ตารางที่ 2 แสดงผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแบบ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s ของข้อมูลอนุกรมเวลา AutoExp โดยใช้ตัวแบบเริ่มต้นคือ SARIMA(2,1,1)(1,1,1)₁₂ และเมื่อประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแบบด้วยวิธี MLE แล้วพบว่าตัวแบบที่มีความเหมาะสมต่อการพยากรณ์มีจำนวน 2 รูปแบบ คือ ตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ และตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(1,1,0)₁₂ เนื่องจากตัวแบบดังกล่าวไม่พบปัญหาตัวคลาดเคลื่อนมีสหสัมพันธ์กัน โดยพิจารณาจากสถิติ Q_{LB} ณ คาบเวลาที่ 6 และคาบเวลาที่ 12 ที่ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ (H₀: ตัวแบบไม่มีปัญหาตัวคลาดเคลื่อนมีสหสัมพันธ์กัน) จากนั้นเลือกตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์ที่สุดโดยพิจารณาจากสถิติ AIC SIC RMSE และ MAPE พบว่า ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ คือ ตัวแบบที่เหมาะสมต่อการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากมีค่าสถิติ AIC SIC RMSE และ MAPE ต่ำที่สุด

ตารางที่ 3 การประเมินผลกระทบโดยเปรียบเทียบระหว่างค่าจริงและค่าพยากรณ์

(หน่วย: ล้านบาท)

เดือน	ค่าจริง ¹		การเปลี่ยนแปลง (ร้อยละ)	ค่าพยากรณ์ 2563	ผลกระทบ 2563
	2562	2563			
มกราคม	69,104	61,599	-10.86	60,303	1296
กุมภาพันธ์	70,593	64,480	-8.66	68,285	-3805
มีนาคม	87,202	62,180	-28.69	75,527	-13347
เมษายน	58,983	28,099	-52.36	54,116	-26017
พฤษภาคม	73,853	28,207	-61.81	67,188	-38981
มิถุนายน	75,853	43,182	-43.07	68,954	-25772
กรกฎาคม	72,298	49,837	-31.07	67,051	-17214
สิงหาคม	72,969	53,439	-26.76	73,267	-19828
กันยายน	75,980	65,438	-13.87	75,254	-9816
ตุลาคม	71,922	64,335	-10.55	70,104	-5769
พฤศจิกายน	60,200	68,484	13.76	65,421	3063
ธันวาคม	57,477	59,488	3.50	62,621	-3133
รวม	846,435	648,768	-23.4	808,089	-159,321

¹ ศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์

จากตารางที่ 3 แสดงการประเมินผลกระทบโดยเปรียบเทียบระหว่างค่าจริง (Actual Value) และค่าพยากรณ์ (Forecasted Value) เพื่ออธิบายผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ที่มีต่อมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทย โดยจากรายงานของศูนย์เทคโนโลยีสารสนเทศและการสื่อสาร สำนักงาน

ปลัดกระทรวงพาณิชย์ พบว่า ในปี พ.ศ. 2562 การส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทย มีมูลค่าเท่ากับ 846,435 ล้านบาท จากนั้น มีมูลค่าลดลงเหลือ 648,768 ล้านบาท ในปี พ.ศ. 2563 หรือคิดเป็นการลดลงร้อยละ 23.4 ทั้งนี้ การประเมินผลกระทบของมูลค่าความเสียหายจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ต่ออุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย โดยการประยุกต์ใช้ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ พบว่า หากไม่มีสถานการณ์ COVID-19 (Without COVID-19 Effect) จะทำให้มูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2563 มีมูลค่าเท่ากับ 808,089 ล้านบาท แต่สถานการณ์จริงที่เกิดขึ้น (Actual Value) พบว่ามูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทยในปี พ.ศ. 2563 มีค่าเท่ากับ 648,768 ล้านบาท ดังนั้น จึงสรุปได้ว่า สถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทย โดยทำให้มูลค่าการส่งออกลดลง เท่ากับ 159,321 ล้านบาท

6. สรุปและอภิปรายผล

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อประเมินผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของของโรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 ต่อมูลค่าการส่งออกของอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือนของมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทยตั้งแต่ เดือนมกราคม พ.ศ. 2553 ถึง ธันวาคม พ.ศ. 2562 จำนวนทั้งหมด 120 เดือน และประยุกต์ใช้แบบจำลอง SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s เพื่อพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของประเทศไทย โดยผลพยากรณ์ดังกล่าวอยู่ภายใต้ข้อสมมติที่ไม่ได้รับผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 (Without COVID-19 Effect) จากนั้นนำผลการพยากรณ์ (Forecasted Value) เปรียบเทียบกับค่าจริง (Actual Value) ของมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบ เพื่อคำนวณเป็นมูลค่าความเสียหายทางเศรษฐกิจต่อไป

ผลการวิจัยพบว่า ตัวแบบ SARIMA(0,1,1)(0,1,1)₁₂ มีความเหมาะสมต่อการพยากรณ์มากที่สุด เนื่องจากให้ค่าสถิติ AIC SIC RMSE และ MAPE ต่ำสุด และการพยากรณ์จากตัวแบบดังกล่าวพบว่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบในปี พ.ศ. 2563 (หากไม่มีสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 เกิดขึ้น) จะมีมูลค่าการส่งออกรวมเท่ากับ 808,089 ล้านบาท และเมื่อเปรียบเทียบกับสถานการณ์จริงซึ่งการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบในปี พ.ศ. 2563 มีมูลค่าการส่งออกเท่ากับ 648,768 ล้านบาท ดังนั้น จึงสรุปได้ว่าสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบต่อมูลค่าการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบในปี พ.ศ. 2563 โดยคำนวณเป็นมูลค่าความสูญเสียต่อการส่งออกรถยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบเท่ากับ 159,321 ล้านบาท ข้อค้นพบสอดคล้องกับการศึกษาของ วสุ กุลสังคะกิจ และคณะ (2563) ซึ่งพบว่าการแพร่ระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบต่อภาคเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยเฉพาะอย่างยิ่งธุรกิจสายการบินต้นทุนต่ำ กล่าวคือ สถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ส่งผลกระทบต่อเที่ยวบินขาเข้าระหว่างประเทศของสายการบินต้นทุนต่ำของประเทศไทยในช่วงเดือนมกราคมถึงพฤษภาคม พ.ศ. 2563 ลดลง 15,263 เที่ยวบิน เมื่อเปรียบเทียบกับช่วงเดียวกันกับปีก่อนหน้า โดยตัวแบบที่ใช้ในการประเมินผลกระทบ คือ SARIMA(1,1,0)(2,1,0)₁₂ นอกจากนี้ ธนาภรณ์ ผ่องศรี และคณะ (2563) พบว่าการแพร่ระบาดของ COVID-19 ในช่วงเดือนมกราคมถึงพฤษภาคม พ.ศ. 2563 สร้างความสูญเสียต่อการส่งออกข้าวไทยไปยังประเทศจีนเป็นปริมาณเท่ากับ 47,210 ตัน โดยตัวแบบที่ใช้ในการประเมินผลกระทบ คือ SARIMA(2,0,4)(1,1,0)₁₂

อย่างไรก็ตาม ตัวแบบพยากรณ์ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s ที่ใช้ในการประเมินผลกระทบในครั้งนี้มีหลักการที่อาศัยพฤติกรรมของข้อมูลในอดีตเพื่ออธิบายหรือทำนายแนวโน้มของข้อมูลในอนาคต ดังนั้นการประยุกต์ใช้เครื่องมือดังกล่าวนี้จึงเหมาะสมต่อการประเมินผลกระทบในระยะสั้น เนื่องจากเมื่อเกิดผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19

แล้ว ภาครัฐและภาคเอกชนจะมีการปรับตัวเพื่อรองรับต่อการเปลี่ยนแปลงของสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 จึงไม่เหมาะสมต่อการประเมินผลกระทบในระยะยาว

7. ข้อเสนอแนะ

สำหรับข้อเสนอแนะเชิงนโยบายมุ่งพิจารณาถึงห่วงโซ่อุปทานในระบบการผลิตซึ่งอาจหยุดชะงักกันอันเนื่องมาจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ผู้ประกอบการในหลายอุตสาหกรรมอาจต้องปิดกิจการ กระทบต่อภาคการจ้างงาน และรายได้ของผู้บริโภคในระบบเศรษฐกิจลดลง รวมถึงการขนส่งระหว่างประเทศใช้ระยะเวลายาวนาน ส่งผลกระทบต่อต้นทุนของผู้ส่งออก ดังนั้น ผู้ประกอบการและหน่วยงานที่เกี่ยวข้องต่ออุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบของประเทศไทยควรให้ความสำคัญต่อมาตรการรับมือจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ได้แก่ การจัดหาวัคซีน การกระตุ้นการบริโภค มาตรการทางการเงินเพื่อช่วยเหลือผู้ประกอบการ รวมถึงการนำเข้าตู้คอนเทนเนอร์ และเพิ่มปริมาณเรือขนส่งขนาดใหญ่ และให้ความสำคัญต่อการพัฒนาสินค้าชนิดใหม่ในอุตสาหกรรมเพื่อรักษาความสามารถในการแข่งขันของประเทศไทยในตลาดโลก เช่น รถยนต์ไฟฟ้า แบตเตอรี่ลิเธียมไอออนสำหรับรถยนต์ไฟฟ้า เนื่องจากอุตสาหกรรมยานยนต์และส่วนประกอบเป็นภาคธุรกิจที่สร้างการเติบโตทางเศรษฐกิจให้กับประเทศไทยได้อย่างมั่นคงและขยายการจ้างงานในประเทศได้อย่างมากมายต่อไป

การวิจัยในครั้งนี้ประยุกต์ใช้ตัวแบบของ Box et al. (1994) หรือ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s เพื่อพยากรณ์ข้อมูลและประเมินเป็นผลกระทบทางเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของ COVID-19 ซึ่งวิธีการดังกล่าวพบว่ายังมีการศึกษาไม่มากนัก ดังนั้น ข้อเสนอแนะสำหรับการศึกษาในครั้งต่อไปควรใช้เทคนิคดังกล่าวเพื่อประเมินผลกระทบจากการแพร่ระบาดของ COVID-19 ต่อภาคเศรษฐกิจอื่นๆ เพิ่มเติม ทั้งนี้เพื่อเป็นข้อมูลประกอบการตัดสินใจให้กับภาครัฐหรือหน่วยงานที่เกี่ยวข้องได้พิจารณาจัดลำดับความสำคัญในการให้ความช่วยเหลือหรือสนับสนุนตามระดับความรุนแรงของผลกระทบที่เกิดขึ้นจริง รวมถึงสามารถประยุกต์ใช้เทคนิคดังกล่าวนี้ไปประเมินผลกระทบในกรณีที่เกิดสถานการณ์หรือวิกฤตการณ์อื่นในอนาคตที่อาจส่งผลกระทบต่อภาคเศรษฐกิจต่างๆ ของประเทศไทยต่อไปได้

8. เอกสารอ้างอิง

- กลุ่มอุตสาหกรรมยานยนต์. (2563). ข้อมูลสถิติยานยนต์. สภาอุตสาหกรรมแห่งประเทศไทย. สืบค้นเมื่อ 5 สิงหาคม 2564, จาก <https://www.aic.or.th/statisticslist/History/History-Records/Table-1-10>
- ประชาชาติธุรกิจ. (2563). อุตสาหกรรมอ่วมทั้งปี ปิดโรงงาน-ผู้ผลิตขึ้นส่วนระลำ. สืบค้นเมื่อ 5 สิงหาคม 2564, จาก <https://www.prachachat.net/motoring/news-460989>
- ณัชชา หนูธรรมนอก และ ชีรชัย เนตรถนอมศักดิ์. (2565). วิกฤต COVID-19 : อนาคตในการเรียนรู้จะเป็นอย่างไร. วารสารวิทยาลัยบัณฑิตเอเชีย, 12(2), 175-185.
- ธนาภรณ์ ผ่องศรี, เฉลิมพล จตุพร, ภัคดี มะนะเวศ และ ภูตินันท์ อติพิทยางกูร. (2563). การพยากรณ์ปริมาณการส่งออกข้าวไทยไปจีน: กรณีศึกษาเชิงประจักษ์ด้วยวิธีการทางอนุกรมเวลา. การประชุมวิชาการระดับชาติ ด้านวิทยาการจัดการ สาขาวิชาวิทยาการจัดการ ครั้งที่ 7. วันที่ 12 กันยายน 2563 ณ มหาวิทยาลัยสุโขทัยธรรมาธิราช, นนทบุรี.
- พัชรภรณ์ เนียมมณี และ วลัยลักษณ์ อัครธีรวงศ์. (2556). การวิเคราะห์ปัจจัยที่มีผลกระทบต่อความเสี่ยงของโซ่อุปทานในอุตสาหกรรมยานยนต์. คณะสถิติประยุกต์, สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์.

- วสุ กุลสังคะกิจ, เฉลิมพล จตุพร และ วสุ สวรรณวิหค. (2563). การประเมินผลกระทบจากสถานการณ์การแพร่ระบาดของโรคติดเชื้อไวรัสโคโรนา 2019 ต่ออุตสาหกรรมสายการบินต้นทุนต่ำ: กรณีศึกษาเที่ยวบินขาเข้าระหว่างประเทศของไทย. การประชุมวิชาการระดับชาติเครือข่ายความร่วมมือวิชาการ-วิจัยสายมนุษยศาสตร์และสังคมศาสตร์ ครั้งที่ 13. วันที่ 17-18 กันยายน 2563 ณ คณะมนุษยศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, กรุงเทพมหานคร.
- ศูนย์วิจัยธนาคารออมสิน. (2562). อุตสาหกรรมยานยนต์. ศูนย์วิจัยธนาคารออมสิน. สืบค้นเมื่อ 5 สิงหาคม 2564, จาก <https://www.gsbresearch.or.th/gsb/economics/industrial-economics/industry-update/6331/>.
- สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม. (2555). เอกสารเผยแพร่อุตสาหกรรมนำร่องความรู้เบื้องต้นเกี่ยวกับอุตสาหกรรมยานยนต์. สำนักงานเศรษฐกิจอุตสาหกรรม, กระทรวงอุตสาหกรรม. สืบค้นเมื่อ 5 สิงหาคม 2564, จาก <http://www.smi.or.th/index.php/sample-sites-7/category/43-2012-12-07-03-19-07?download=88:2012-12-07-03-31-10.pdf>.
- สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์. (2563ก). โครงสร้างสินค้าส่งออกกระทรวงพาณิชย์. สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์, กระทรวงพาณิชย์. สืบค้นเมื่อ 5 สิงหาคม 2564, จาก <http://www2.ops3.moc.go.th/>.
- สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์. (2563ข). สินค้าออกสำคัญ 10 อันดับแรก. สำนักงานปลัดกระทรวงพาณิชย์, กระทรวงพาณิชย์. สืบค้นเมื่อ 5 สิงหาคม 2564, จาก <http://www2.ops3.moc.go.th/>.
- เอมพร สุริยะ, วิภา อิศรางกูร ณ อยุธยา และ อำนวย ชนวงค์. (2565). การพัฒนาการดูแลผู้ป่วยวิถีใหม่โควิด-19 ในงานอุบัติเหตุฉุกเฉินและนิติเวชโรงพยาบาลพล จังหวัดขอนแก่น. วารสารวิทยาลัยบัณฑิตเอเชีย, 12(2), 40-50.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. and Reinsel, G. C. (1994). **Time series analysis: Forecasting and control**. (3rd ed.). Englewood Cliffs Prentice-Hall: New Jersey.
- IBISWorld. (2020). **Global Car and Automobile Manufacturing**. Retrieved August 5, 2021, from <https://www.ibisworld.com/global/market-size/global-car-automobile-manufacturing/>.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49(4), 1057-1072.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, 2(2), 111-120.