

ผลกระทบความผันผวนของราคาข้าวโพดที่ส่งผลต่ออุปทานการผลิตไก่เนื้อของไทย
THE IMPACT OF VOLATILITY OF MAIZE PRICE ON CHICKEN
PRODUCTION SUPPLY IN THAILAND

เกสินี หมื่นไธสง

KESINEE MUENTHAISONG

ศรัญญา รักษงษ์

SARANYA RAKSONG

มหาวิทยาลัยมหาสารคาม

Maharakham University

จังหวัดมหาสารคาม

Maharakham Province

รับบทความ : 23 พฤษภาคม 2563 /ปรับแก้ไข : 7 ธันวาคม 2563 /ตอบรับบทความ : 22 มกราคม 2564

Received : 23 May 2020 /Revised : 7 December 2020 /Accepted : 22 January 2021

บทคัดย่อ

การวิจัยครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบความผันผวนของราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ที่ส่งผลต่ออุปทานการผลิตไก่เนื้อของไทย โดยใช้ข้อมูลรายเดือน 240 ค่า ตั้งแต่ปี 2542-2561 ใช้จำลองในรูปผลคูณและใช้เทคนิค Seasonal Decomposition เพื่อดูรูปแบบความเคลื่อนไหวของราคา ใช้วิธีบ็อกซ์และเจนกินส์พยากรณ์ราคา และใช้แบบจำลองสมการถดถอยเชิงซ้อนวิเคราะห์การตอบสนองของอุปทานไก่เนื้อของประเทศไทย พบว่า ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ มีแนวโน้มที่เพิ่มขึ้น มีความผันผวนตามฤดูกาล ตามวัฏจักร และจากเหตุการณ์ผิดปกติ ในส่วนของการพยากรณ์ พบว่า รูปแบบการพยากรณ์ที่เหมาะสมของวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ คือ ARIMA (2, 2, 2) ให้ค่าพยากรณ์ที่แม่นยำ 96.44% โดยมีค่า MAPE เท่ากับ 3.5579 สำหรับผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันมีผลการตอบสนองต่อราคาข้าวโพดในปีปัจจุบัน ในทิศทางตรงกันข้าม ส่วนปัจจัยปริมาณการบริโภคเนื้อไก่ในประเทศในปีที่ผ่านมา และปัจจัยราคาส่งออกไก่สดในปีที่ผ่านมา มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95, 99 และ 95 ตามลำดับ นอกจากนี้หากสามารถนำกลไกการตลาดของข้าวโพดและไก่เนื้อ มาใช้วางแผนร่วมกันได้ ก็จะเป็นแนวทางช่วยลดความผันผวนด้านราคาและปริมาณการผลิตไก่เนื้อของไทยให้เกิดความยั่งยืนต่อไป

คำสำคัญ : ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์, ความผันผวนของราคา, วิธีบ็อกซ์-เจนกินส์, อุปทานตอบสนอง

ABSTRACT

The objective of this research was to analyze the impact of price volatility of the maize price on chicken production supply in Thailand. The total data set was 240 values, from 1999 to 2018. Multiple and seasonal decomposition were used to study the movement of the maize price. Additionally, the Box-Jenkins method was applied for price forecasting and multiple linear

regression equations analyzed the response of chicken production supply in Thailand. The results demonstrated that the maize price tended to increase over time. Moreover, the maize price fluctuated with seasonal, cyclical and irregular components. The appropriate forecasting model for the Box-Jenkins method was ARIMA (2, 2, 2), with an accuracy rate of 96.44% and a MAPE of 3.56. Furthermore, the study found that the production of broiler chickens in the current year had a negative relationship to the maize price in the current year. On the other hand, the domestic consumption of chicken meat in the past year and the export price of fresh chicken in the past year had a positive relationship, with statistical significance at the confidence level of 99 and 95 percent respectively. In addition, if the marketing mechanism of maize and broiler chickens were used together for planning purposes, it would serve as a guideline to reduce the fluctuation of prices and the volume of Thai broiler chicken production for a sustainable industry.

Keywords : Maize price, Chicken production, Price fluctuation, Box-Jenkins method, Supply response

บทนำ

ปัจจุบันอุตสาหกรรมอาหารของไทยเป็นหนึ่งในอุตสาหกรรมหลักที่มีความสำคัญต่อการขับเคลื่อนเศรษฐกิจของประเทศ โดยในปี 2560 ประเทศไทยเป็นประเทศอันดับ 1 ที่ส่งออกสินค้าอาหารไปยังกลุ่มประเทศอาเซียน และอันดับที่ 12 ของประเทศที่ส่งออกสินค้าอาหารไปทั่วโลก โดยอุตสาหกรรมอาหารสร้างรายได้ให้กับประเทศไทยมากกว่า 2.4 หมื่นล้านเหรียญสหรัฐ หรือประมาณ 8 แสนล้านบาท สำหรับอุตสาหกรรมไก่แปรรูปประเทศไทยถือเป็นประเทศผู้ส่งออกไก่แปรรูปมากเป็นอันดับ 1 ของโลก และมีส่วนแบ่งตลาดส่งออกคิดเป็นสัดส่วนร้อยละ 26.2 ของมูลค่าส่งออกไก่แปรรูปโลก จากข้อมูลของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตรพบว่า ตั้งแต่ปี 2557-2561 ประเทศไทยส่งออกผลิตภัณฑ์จากเนื้อไก่ (รวม) มีปริมาณเฉลี่ยสูงถึง 7,076.35 ตัน และมีมูลค่าเฉลี่ยจำนวน 8,813.47 ล้านบาท (Office of Agricultural Economics, 2019, online) โดยตลาดส่งออกไก่แปรรูปที่สำคัญของไทย คือ ญี่ปุ่น และสหภาพยุโรป และมีคู่แข่งการค้าที่สำคัญอย่างประเทศจีนในตลาดญี่ปุ่น ในขณะที่ตลาดสหภาพยุโรป (EU) กลับไม่มีคู่แข่งทางการค้าที่นอกเหนือไปจากประเทศสมาชิกสหภาพยุโรปด้วยกัน ทั้งนี้อุปสรรคที่สำคัญสำหรับตลาดในต่างประเทศคือ ไทยประสบปัญหาความเสียหายบริเวณด้านต้นทุนการผลิตและค่าขนส่งที่สูงกว่าคู่แข่ง เช่น ประเทศจีน (Department of International Trade, 2019, online)

จากข้อมูลของสมาคมผู้ผลิตอาหารสัตว์ไทย (Thai Feed Mill Association, 2018, online) พบว่า วัตถุดิบสำคัญที่นำมาใช้ในการผลิตอาหารสัตว์จะประกอบวัตถุดิบหลักด้วย 4 ประเภท แต่ที่ใช้มากกว่า 80% ได้แก่ กากถั่วเหลือง ข้าวโพด ส่วนปลายป่น และปลายข้าว จะเป็นองค์ประกอบผสมเพียงเล็กน้อย ปัจจุบันพบว่าอุตสาหกรรมผลิตอาหารสัตว์ต้องพึ่งพาวัตถุดิบนำเข้า สัดส่วน 59% หรือปริมาณ 10.59 ล้านตัน เนื่องจากผลผลิตวัตถุดิบในประเทศไม่เพียงพอ ขณะที่ความต้องการใช้อาหารสัตว์ขยายตัวต่อเนื่องเฉลี่ยปีละ 7.2% นับจากปี 2547 ซึ่งมีความต้องการใช้อาหารสัตว์ 10 ล้านตัน และเพิ่มขึ้นเรื่อย ๆ ในปี 2561 มีปริมาณความต้องการใช้ถึง 18.6 ล้านตัน สำหรับข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ไทยผลิตได้เองราว 4 ล้านตัน แต่ใช้มากถึง 8 ล้านตัน ทั้งนี้อาหารสัตว์ที่ผลิตได้ในประเทศ จะส่งออกไปยังตลาดต่างประเทศคิดเป็นร้อยละ 10 ต่อปี ขณะที่ใช้ในตลาดอาหารสัตว์ในประเทศสูงถึงร้อยละ 90 แยกเป็นใช้ในกลุ่ม อาหารไก่เนื้อ มากเป็นอันดับ 1 มีจำนวนเท่ากับ 7.06 ล้านตัน อาหารสุกร 5.97 ล้านตัน อาหารไก่ไข่ 3.26 ล้านตัน อาหารวัว 6.2 แสนตัน อาหารปลา 5.3 แสนตัน อาหารเป็ด 5 แสนตัน อาหารกึ่ง 4.4 แสนตัน จากข้อมูลในปี 2559 จะพบว่า อาหารสัตว์ที่ผลิตได้ในประเทศ จะถูกนำไปใช้ในอุตสาหกรรมเลี้ยงไก่เนื้อมากที่สุด เป็นจำนวนถึง 6,195,480 ตัน หรือคิดเป็น

ร้อยละ 33.26 ของปริมาณอาหารสัตว์ที่ผลิตได้ทั้งหมด ทำให้อุตสาหกรรมการผลิตไก่เนื้อต้องพึ่งพิงวัตถุดิบคือ ข้าวโพดสูงถึงร้อยละ 62 ในขณะที่ราคาวัตถุดิบมีความเคลื่อนไหว ผันผวนตลอดเวลาตามกลไกราคาในตลาดโลก เนื่องจากต้องพึ่งพิงการนำเข้า จากข้อมูลของสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร (Office of Agricultural Economics, 2019, online) พบว่า ปริมาณการนำเข้าข้าวโพดเลี้ยงสัตว์มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ส่วนใหญ่นำเข้าเพื่อใช้เป็นวัตถุดิบ ในอุตสาหกรรมอาหารสัตว์ โดยนำเข้าจากประเทศผู้ผลิตและส่งออกสำคัญของโลก คือ สหรัฐอเมริกา จีน บราซิล ตามลำดับ ในช่วงปี 2554 ถึง 2561 ประเทศไทยนำเข้าข้าวโพดเลี้ยงสัตว์เฉลี่ยปีละ 1.43 ล้านตัน มูลค่าเฉลี่ยปีละ 6,608 ล้านบาท

ดังที่กล่าวข้างต้น ไก่เนื้อถือเป็นแหล่งสร้างรายได้และมีบทบาทที่สำคัญต่อเศรษฐกิจของประเทศ การรักษาศักยภาพด้านการผลิต และการแข่งขันในตลาดต่างประเทศให้คงอยู่ จำเป็นอย่างยิ่งที่ต้องทราบถึง รูปแบบความผันผวนและผลกระทบของความผันผวนด้านราคาของข้าวโพดที่ส่งผลต่ออุปทานการผลิตไก่เนื้อของไทย ทั้งนี้ก็นำข้อมูลที่ได้ มาใช้เป็นประโยชน์ในการวางแผนการผลิตและการตลาดไก่เนื้อทั้งตลาดในประเทศ และตลาดต่างประเทศ เพื่อเพิ่มศักยภาพในการแข่งขัน เกิดประโยชน์ในการวางแผน ปรับปรุง ส่งเสริม การผลิต และการตลาด ให้เกิดความยั่งยืนแก่ทุกภาคส่วนที่เกี่ยวข้อง ไม่ว่าจะเป็นเกษตรกรผู้เลี้ยงไก่ หรือ อุตสาหกรรมแปรรูป เนื้อไก่ของไทยต่อไป

วัตถุประสงค์การวิจัย

เพื่อวิเคราะห์ผลกระทบความผันผวนของราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ที่ส่งผลต่ออุปทานการผลิตไก่เนื้อของไทย

ประโยชน์การวิจัย

1. ทราบถึงรูปแบบความผันผวนของราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ที่ส่งผลต่ออุปทานการผลิตไก่เนื้อของไทย
2. ทราบถึงปัจจัยที่มีผลกระทบต้ออุปทานการผลิตไก่เนื้อของไทย

วิธีดำเนินการวิจัย

การศึกษาเอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

จากการศึกษาของ พนิช คำรบธนสาร (Kumroptanasan, 1996, p. 20-25) ที่ได้ศึกษาถึงความเคลื่อนไหวของราคาปศุสัตว์ในจังหวัดนครราชสีมา กรณีศึกษาโคเนื้อ สุกร ไก่เนื้อ และไก่พื้นบ้าน โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิ คือ ข้อมูลราคาที่เกษตรกรได้รับ ระหว่างปี 2527-2539 มาคำนวณโดยใช้วิธีดัชนีราคา พบว่า ราคาโคเนื้อ สุกร ไก่เนื้อ และไก่พื้นบ้าน มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นทุกปี และอิทธิพลของฤดูกาลจะส่งผลต่อราคาโคเนื้อให้เพิ่มสูงขึ้นในเดือนมิถุนายน ถึงธันวาคม ส่วนราคาสุกร จะสูงขึ้นในเดือนมิถุนายนถึงตุลาคม ราคาไก่เนื้อ จะสูงขึ้นในเดือนกรกฎาคมถึงกันยายน และราคาไก่พื้นบ้าน จะสูงขึ้นในเดือนมกราคมถึงกุมภาพันธ์ โดยราคาสูงสุดจะพบในเดือนสิงหาคม อิทธิพลของวัฏจักรในราคาสุกรจะเกิดขึ้นประมาณ 3-4 ปี ไก่เนื้อ 3-4 ปี ส่วนราคาโคเนื้อและไก่พื้นบ้านมีวัฏจักรที่ไม่แน่นอน และยังพบว่า อิทธิพลของวัฏจักรจะใช้เวลา 2 เท่าของระยะเวลาในการผลิต และศรายุทธ เอี่ยมไพโรจน์ (Eiampairote, 1999, pp. 90-98) ได้ศึกษาเรื่องการวิเคราะห์อุปทานและอุปสงค์ไก่เนื้อไทย โดยการวิเคราะห์ข้อมูลทุติยภูมิแบบรายปีตั้งแต่ปี 2526-2540 ในการวิเคราะห์อุปทานและอุปสงค์ใช้แบบจำลองสมการถดถอยพหุคูณ (Multiple linear regression model) โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least squares technique) ส่วนการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของราคาไก่เนื้อ จะใช้แบบจำลองสมการถดถอยเชิงเดียวอย่างง่าย (Simple regression model) โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด โดยได้ศึกษาถึงสภาพทั่วไป ในการผลิต การตลาด การส่งออกไก่เนื้อและ ปัจจัยที่มีผลต่ออุปสงค์ อุปทานรวมถึงศึกษาความสัมพันธ์

ของราคาไก่เนื้อระดับต่าง ๆ พบว่าในการผลิตไก่เนื้อแบ่งลักษณะการผลิตเป็น 3 รูปแบบคือ การเลี้ยงไก่เนื้อครบวงจร การเลี้ยงไก่เนื้อที่มีสัญญา และการเลี้ยงไก่เนื้ออิสระ ทั้งนี้ ปริมาณการผลิตไก่เนื้อขึ้นอยู่กับปริมาณการนำเข้าปุ๋ย-ยา และพ่อ-แม่พันธุ์ไก่เนื้อจากต่างประเทศ สำหรับตลาดไก่เนื้อภายในประเทศ มีแนวโน้มในการบริโภคเพิ่มขึ้น เนื่องจากมีประชากรเพิ่มขึ้น ระดับรายได้และ รสนิยมการบริโภคที่เปลี่ยนแปลงไป สำหรับตลาดไก่เนื้อต่างประเทศของไทย ส่วนใหญ่จะส่งออกไก่เนื้อในรูปแบบของไก่เนื้อแช่เย็นแช่แข็งและผลิตภัณฑ์ส่วนใหญ่จะถอดกระดูกออกและตลาดส่งออกที่สำคัญ ได้แก่ ญี่ปุ่น เยอรมนี สิงคโปร์ ฮองกง เป็นต้น โดยมีคู่แข่งในการส่งออกคือประเทศจีน ซึ่งมีต้นทุนการผลิตต่ำกว่าและราคาส่งออกถูกกว่าของประเทศไทย

สำหรับงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการวิเคราะห์การตอบสนองอุปทานของสินค้าเกษตร พบว่า วิรดา บินรัมย์ (Binram, 2009, pp. 72-74) ได้ศึกษาเกี่ยวกับ การวิเคราะห์การตอบสนองอุปทานการผลิตกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย โดยใช้แบบจำลองของสมการถดถอยพหุคูณ (Multiple regression method) ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ และแบ่งการวิเคราะห์เป็น 3 ส่วน ได้แก่ สมการพื้นที่เพาะปลูก สมการผลผลิตต่อไร่ และสมการอุปทานผลผลิตกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลตั้งแต่ ปี 2535-2550 ผลการศึกษา พบว่า ปัจจัยที่มีผลตอบสนองต่อเนื้อที่เพาะปลูกกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย ได้แก่ ราคากาแฟที่เกษตรกรได้รับในปีปัจจุบัน และราคาผลปาล์มที่เกษตรกรได้รับในปีปัจจุบัน ในขณะที่ปัจจัยต้นทุนผันแปรเป็นปัจจัยที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ในการตอบสนองต่อเนื้อที่เพาะปลูกกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย ในส่วนของผลการศึกษาการตอบสนองของผลผลิตเฉลี่ยต่อไร่ของกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย พบว่า มีการตอบสนองต่อต้นทุนผันแปรในการผลิตกาแฟในปีปัจจุบันมากที่สุด ในขณะที่ตัวแปรอื่น ๆ ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และผลการศึกษาสมการการตอบสนองอุปทานผลผลิตของกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย พบว่า มีการตอบสนองต่อต้นทุนผันแปรในการผลิตกาแฟในปีปัจจุบัน เนื้อที่ให้ผลผลิตกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย ในสามปีที่ผ่านมา และราคาผลปาล์มที่เกษตรกรได้รับในปีปัจจุบัน มีการตอบสนองต่ออุปทานผลผลิตกาแฟในภาคใต้ของประเทศไทย และณัฐพร วิบูลย์สลิธธารา (Wibunsalintara, 2008, pp. 212-217) ได้ศึกษาเกี่ยวกับการวิเคราะห์อุปทานการผลิตกระเทียมในประเทศไทยโดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาอุปทานการผลิตกระเทียมในประเทศไทย ใช้การวิเคราะห์โดยอาศัยแบบจำลองสมการถดถอยพหุคูณ และประมาณค่าด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ใช้ข้อมูลระหว่างปี 2536-2549 พบว่า พื้นที่เพาะปลูกกระเทียม ราคากระเทียมที่เกษตรกรได้รับ ราคาหอมใหญ่ที่เกษตรกรได้รับ และราคาปุ๋ย มีอิทธิพลร่วมกันในการกำหนดอุปทานการผลิตกระเทียมในประเทศไทย โดยพื้นที่เพาะปลูกกระเทียม และราคาปุ๋ย มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการผลิตกระเทียม ส่วนราคากระเทียมที่เกษตรกรได้รับ และราคาหอมใหญ่ที่เกษตรกรได้รับ มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับการผลิตกระเทียม และจิราภรณ์ พันภัย (Ponpai, 1999, pp. 128-134) ได้ศึกษาเกี่ยวกับการคาดคะเนอุปทานอ้อยในประเทศไทยและประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปทาน โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลหุตุยภูมิ ระหว่างปี 2525 - 2540 โดยแยกศึกษา เป็นทั้งประเทศ ภาคเหนือ ภาคกลาง และภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ผลการศึกษาพบว่า ราคาอ้อยในปีที่ผ่านมา พื้นที่เพาะปลูกในปีที่ผ่านมา ปริมาณน้ำฝนปีปัจจุบัน และระดับความก้าวหน้าทางเทคโนโลยี มีผลต่อการตอบสนองของอุปทานการผลิตอ้อย ในขณะที่ราคาของมันสำปะหลังในปีที่ผ่านมา และราคาปุ๋ยปีปัจจุบัน ไม่มีผลการทบทวนผลต่อการตอบสนองของอุปทานการผลิตอ้อย นอกจากนี้ สายลม พิมพิชาร (Phimwichatorn, 1997, p. 70-88) ได้ศึกษาเกี่ยวกับการวิเคราะห์การตอบสนองของอุปทานการผลิตอ้อยในประเทศไทย มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการตอบสนองของอุปทานการผลิตอ้อย และเพื่อประมาณค่าความยืดหยุ่นของอุปทานต่อราคา โดยใช้วิธีกำลังสองน้อยที่สุด ระหว่างปี 2511-2535 โดยศึกษาทั้งประเทศ และแยกเป็นรายภาค พบว่า ราคาอ้อยในปีที่ผ่านมาเป็นปัจจัยสำคัญที่มีผลกระทบต่อการตอบสนองของอุปทานการผลิตอ้อยของเกษตรกร

จากการศึกษาที่ผ่านมา พบว่า ประเด็นความผันผวนของราคาสินค้าเกษตรที่ศึกษาข้อมูลในรูปของอนุกรมเวลา เพื่อวิเคราะห์ความผันผวนที่จะเกิดในรูปของแนวโน้ม ฤดูกาล วัฏจักร และ เหตุการณ์ที่ผิดปกติ ที่ส่งผลต่อการผลิตนั้น ยังไม่พบว่ามีการศึกษาที่เกี่ยวข้องชัดเจน ในส่วนของการวิเคราะห์อุปทานตอบสนองของการผลิตไก่เนื้อ ถึงแม้จะมี การศึกษาในอดีตมา แต่ส่วนใหญ่จะเป็นการศึกษาเฉพาะพื้นที่เท่านั้น ส่วนการวิเคราะห์ที่ดูผลกระทบของความผันผวน ของราคาปัจจัยการผลิตที่ส่งผลต่อปริมาณอุปทานการผลิตไก่เนื้อโดยภาพรวมของประเทศไทยยังไม่พบการศึกษา นอกจากนี้ความผันผวนของราคามีความจำเป็นจะต้องศึกษาให้เป็นปัจจุบันเสมอ เพราะการเปลี่ยนแปลงของราคา การเปลี่ยนแปลงปริมาณการผลิต นอกจากจะส่งผลกระทบต่อโดยตรงต่อภาคส่วนที่เกี่ยวข้องแล้ว ยังส่งผลกระทบโดยอ้อม ต่ออุตสาหกรรมเกี่ยวเนื่องในประเทศที่มีมูลค่ามหาศาล ดังนั้นงานวิจัยนี้จึงมุ่งที่จะศึกษาถึงความผันผวนของราคา วัตถุดิบหลักที่ใช้ในอุตสาหกรรมการผลิตไก่เนื้อของไทย ได้แก่ ราคาข้าวโพด เพื่อดูรูปแบบความผันผวนของราคา เมื่อทราบการเปลี่ยนแปลงของราคาก็จะนำมาสร้างสมการอุปทานตอบสนองของการผลิตไก่เนื้อ ซึ่งได้กำหนดแนวทาง การศึกษาไว้ดังนี้

การจัดเตรียมข้อมูล

ข้อมูลที่ใช้ในการวิเคราะห์ความผันผวนด้านราคาของข้าวโพดและปัจจัยอื่น ๆ ที่กำหนดอุปทานไก่เนื้อ ในครั้งนี้ จะใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน 20 ปี ตั้งแต่ปี 2542-2561 จำนวน 240 ค่า โดยจะรวบรวมจาก 1) ราคานำเข้า ข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ($\ln PC_t$) 2) ราคานำเข้ากากถั่วเหลือง ($\ln PSM_t$) เก็บข้อมูลจากสมาคมผู้ผลิตอาหารสัตว์ไทย 3) ปริมาณผลผลิตเนื้อไก่ ($\ln Q_t$) 4) ราคาไก่เนื้อมีชีวิตที่เกษตรกรขายได้ ($\ln PB_t$) 5) ปริมาณการบริโภคเนื้อไก่ในประเทศ ($\ln DMB_{t-1}$) เก็บข้อมูลจากสำนักงานเศรษฐกิจการเกษตร และ 6) ราคาส่งออกไก่สด ($\ln FOB_{t-1}$) (Ministry of Commerce, 2019, online)

การวิเคราะห์ข้อมูลและแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

แบ่งการวิเคราะห์เป็น 3 ส่วน ประกอบด้วย

1. แบบจำลองการเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาของราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ภายในประเทศ ใช้แบบจำลอง การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาแบบผลคูณ (Multiplicative model) โดยมีค่า S_t C_t และ I_t ในกรณีนี้จะมีค่าเป็นดัชนี (Index) ที่เคลื่อนไหวอยู่รอบค่า 100

$$P_t = T_t \times S_t \times C_t \times I_t \quad \text{เมื่อ } t = 1, 2, \dots, n$$

กำหนดให้

P_t (Price)	คือ ค่าของข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ณ จุดเวลาที่ t
T_t (Secular Trend)	คือ ค่าความเคลื่อนไหวตามแนวโน้มระยะยาว
S_t (Seasonal Variation)	คือ ค่าความเคลื่อนไหวตามฤดูกาล
C_t (Cyclical Variation: C)	คือ ค่าความเคลื่อนไหวตามวัฏจักร
I_t (Irregular Variation: I)	คือ ค่าการเคลื่อนไหวแบบผิดปกติ

2. การพยากรณ์ราคาด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนกินส์ (Box-Jenkins) เป็นการพยากรณ์เชิงปริมาณวิธีหนึ่งที่มีแนวคิด ว่าพฤติกรรมในอดีตของสิ่งที่ต้องการพยากรณ์นั้นเพียงพอที่จะพยากรณ์พฤติกรรมในอนาคตของตัวเองได้ ซึ่งมีขั้นตอน ดังต่อไปนี้ (Box & Piece, 1970, pp. 1509-1526; Box & Jenkins, 1994, online)

2.1 คำนวณหาค่าของฟังก์ชันสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation function: ACF) และฟังก์ชัน สหสัมพันธ์ในตัวเองบางส่วน (Partial autocorrelation function: PACF) เป็นขั้นตอนแรกสำหรับการวิเคราะห์ อนุกรมเวลาที่มีสมบัตินิ่ง (Stationary) คือการนำอนุกรมเวลาที่เรากำลังทำการพยากรณ์มาคำนวณหาค่า ACF

และ PACF เพื่อใช้เป็นแนวทางในการกำหนดรูปแบบหรือใช้ในการเลือกตัวแบบซึ่งจะบอกถึงลำดับหรือจำนวนเทอมของข้อมูลที่จะต้องพิจารณาย้อนหลังที่มีค่าสังเกต N คือ $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$ คำนวณค่า ACF จากสมการ

$$r_j = \frac{\sum_{t=1}^{N-j} (X_t - \bar{X})(X_{t+j} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{N-j} (X_t - \bar{X})^2} \quad (1)$$

เมื่อ X_t คือ ข้อมูลหรือค่าสังเกต ณ เวลา t

j คือ จำนวนช่วงเวลาที่ย้ายข้อมูลออกจากกัน $j = 1, 2, 3, \dots, k$

N คือ จำนวนข้อมูลทั้งหมด

$\bar{X}$ คือ ค่าเฉลี่ยของข้อมูลทั้งหมดโดยที่ $\bar{X} = \frac{\sum_{t=1}^N X_t}{N}$

คำนวณค่า PACF จากสมการ

$$\hat{\phi}_{kk} = \begin{cases} r_1 & ; k = 1 \\ \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} (\hat{\phi}_{(k-1)j} r_{k-j})}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\phi}_{(k-1)j} r_j} & ; k = 2, 3, 4, \dots \end{cases} \quad (2)$$

$$\text{และ } \hat{\phi}_{kj} = \hat{\phi}_{(k-1)j} - \hat{\phi}_{kk} \hat{\phi}_{(k-1)j} r_{k-j} ; j = 1, 2, 3, \dots, k-1 \quad (3)$$

2.2 การกำหนดตัวแบบสำหรับการพยากรณ์ เป็นขั้นตอนที่พิจารณาว่าตัวแบบใดที่เหมาะสมกับข้อมูลที่น่ามาวิเคราะห์ โดยพิจารณาจากค่า ACF และค่า PACF ซึ่งสามารถสรุปได้ดังตารางที่ 1

ตารางที่ 1 การพิจารณาค่า ACF และค่า PACF

ตัวแบบ	ACF	PACF
AR(p)	ลดลงช้าๆ 0 อย่างรวดเร็ว	หลัง lag p มีค่าเท่ากับ 0
MA(q)	หลัง lag q มีค่าเท่ากับ 0	ลดลงช้าๆ 0 อย่างรวดเร็ว
ARMA(p,q)	ลดลงช้าๆ 0 อย่างรวดเร็ว	ลดลงช้าๆ 0 อย่างรวดเร็ว

ที่มา : Bisgaard & Kulahci, 2011, pp. 177-197.

ตัวแบบเชิงปริมาณที่ใช้ในการพยากรณ์ของงานวิจัยนี้คือกระบวนการ ARIMA (p, d, q) p คือ จำนวนเทอมที่ถอยในตัวเอง d คืออันดับของผลต่างที่ทำให้ข้อมูลนิ่ง q คือจำนวนเทอมของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ซึ่งอยู่ในรูปแบบทั่วไปดังต่อไปนี้

2.2.1 A pth-order autoregressive model: AR(p)

$$x_t = \delta + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + u_t \quad (4)$$

เมื่อ x_t คือ ตัวแปรตอบสนอง ณ เวลา t

δ คือ ค่าคงตัวของกระบวนการ

u_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ คือ สัมประสิทธิ์ของเทอมถดถอย

$x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}$ คือ ตัวแปรตอบสนอง ณ lag ที่ t-1, t-2, ..., t-p

2.2.2 A qth-order moving average model: AM(q)

$$x_t = \mu + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \theta_2 u_{t-2} - \dots - \theta_q u_{t-q} \quad (5)$$

เมื่อ x_t คือ ตัวแปรตอบสนอง ณ เวลา t

μ คือ ค่าเฉลี่ยคงที่

u_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ คือ สัมประสิทธิ์ของเทอมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

$u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q}$ คือ เทอมของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ q เทอม

2.2.3 A pth and qth-order autoregressive moving average model: ARAM (p,q)

$$x_t = \delta + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_q x_{t-p} + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \theta_2 u_{t-2} - \dots - \theta_q u_{t-q} \quad (6)$$

เมื่อ x_t คือ ตัวแปรตอบสนอง ณ เวลา t

δ คือ ค่าคงตัวของกระบวนการ

u_t คือ ความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ คือ สัมประสิทธิ์ของเทอมถดถอย

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ คือ สัมประสิทธิ์ของเทอมค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่

$u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q}$ คือ เทอมของค่าเฉลี่ยเคลื่อนที่ q เทอม

$x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}$ คือ ตัวแปรตอบสนอง ณ lag ที่ t-1, t-2, ..., t-p

2.3 ประมวลค่าพารามิเตอร์ เป็นขั้นตอนการประมาณค่าพารามิเตอร์ที่มีอยู่ในตัวแบบอนุกรมเวลา โดยการใช้การประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธีความควรจะเป็นสูงสุด (Maximum likelihood) $L(\underline{\theta}, \underline{\theta}, \delta, \sigma_u^2 | x_t, t = 1, 2, 3, \dots, N)$ และค่าตัวประมาณของ $\underline{\theta}, \underline{\theta}$ และ δ สามารถคำนวณได้จากการทำให้ผลบวกต่ำสุดของความคลาดเคลื่อนกำลังสองมีค่าต่ำสุด นั่นคือ

$$\text{Minimize } \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2$$

โดยที่

$$\varepsilon_t = x_t - \hat{\theta}_1 x_t - \dots - \hat{\theta}_p x_{t-p} - \hat{\delta} + \hat{\theta}_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \hat{\theta}_q \varepsilon_{t-q} \quad (7)$$

เป็นค่าประมาณของ u_t ซึ่งพิจารณาจากสมการ

$$u_t = x_t - \hat{\theta}_1 x_t - \dots - \hat{\theta}_p x_{t-p} - \hat{\delta} + \hat{\theta}_1 u_{t-1} + \dots + \hat{\theta}_q u_{t-q} \quad (8)$$

เมื่อหาค่าประมาณของ $\underline{\theta}, \underline{\theta}$ และ δ ได้แล้ว จะได้ค่าประมาณของ σ_u^2 คือ

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_t^2 \quad (9)$$

ให้ $\hat{\beta}$ แทนตัวประกอบค่าพารามิเตอร์ต่างๆ สถิติที่ใช้ทดสอบตัวประมาณคือสถิติ t ซึ่ง

$$t_{\hat{\beta}} = \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \quad (10)$$

โดย $SE(\hat{\beta})$ คือ ความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ $\hat{\beta}$ และเมืองศาเสรีคือ จำนวนเทอม N ลบด้วย

พารามิเตอร์ที่ต้องการประมาณค่า

3. แบบจำลองอุปทานตอบสนองของไก่เนื้อ สามารถเขียนแบบจำลองการตอบสนองของอุปทานผลผลิต ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้พิจารณาเฉพาะไก่เนื้อ ดังนี้ (Granger, Newbold, & Econom, 1974, pp. 557-61; Granger & Mckenzie, 1985, pp. 1237-1246)

$$\ln Q_t = b_0 + b_1 \ln PC_t + b_2 \ln PSM_t + b_3 \ln PB_t + b_4 \ln DMB_{t-1} + b_5 \ln FOB_{t-1}$$

กำหนดให้ $\ln Q_t$ = ปริมาณผลผลิตเนื้อไก่ ณ ปีที่ t (ตัน) $\ln PC_t$ = ราคานำเข้าข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ ณ ปีที่ t (บาท/กิโลกรัม) $\ln PSM_t$ = ราคานำเข้ากากถั่วเหลือง ณ ปีที่ t (บาท/กิโลกรัม) $\ln PB_t$ = ราคาไก่เนื้อมีชีวิตที่เกษตรกรขายได้ ปีที่ t (บาท/กิโลกรัม) $\ln DMB_{t-1}$ = ปริมาณการบริโภคเนื้อไก่ในประเทศ ณ ปีที่ t-1 (ตัน) $\ln FOB_{t-1}$ = ราคาส่งออกไก่สด ณ ปีที่ t-1 (บาท/กิโลกรัม)

สำหรับการวิเคราะห์ ใช้แบบจำลองสมการถดถอยเชิงซ้อน (Multiple regression analysis) และทำการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของปัจจัยกำหนดอุปทานโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary least squares)

ผลการวิจัย

1. ผลการวิเคราะห์ความเคลื่อนไหวของราคาข้าวโพด

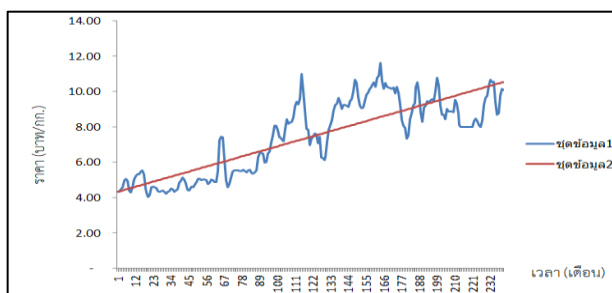
1.1 ความเคลื่อนไหวตามแนวโน้มระยะยาวของราคาข้าวโพด พบว่า ในช่วงระยะเวลาที่ทำการศึกษา ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2542 ถึง พ.ศ. 2561 ราคาข้าวโพด มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องโดยการเพิ่มขึ้นอย่างช้า ๆ การเพิ่มในแต่ละเดือนไม่เท่ากัน ในช่วงเวลาต่อมาแนวโน้มของราคาอาจมีการปรับลดลงบ้างในบางเวลา แต่แนวโน้มของราคาก็จะปรับตัวกลับมาเคลื่อนไหวในลักษณะเดิมอีกครั้ง ทั้งนี้เป็นผลสืบเนื่องจากนโยบายการแทรกแซงราคาของรัฐบาล จากการประมาณการแบบจำลองเพื่อวิเคราะห์แนวโน้มรายเดือนของราคาข้าวโพด พบว่าแบบจำลองแนวโน้มระยะยาวของราคาข้าวโพด เป็นดังนี้

$$PC(Y) = 4.29412 + 0.02595T$$

$$(28.76)^{***} (24.17)^{***}$$

$$R^2 = 0.7104 \quad \bar{R}^2 = 0.7092 \quad F\text{-statistic} = 584.012$$

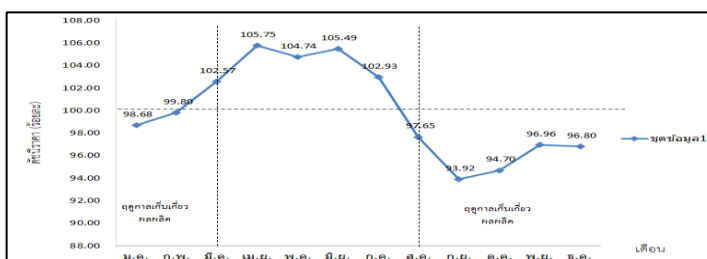
หมายเหตุ: ** ค่าสัมประสิทธิ์ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 และตัวเลขในวงเล็บคือค่าสถิติ t



ภาพที่ 1 ความเคลื่อนไหวตามแนวโน้มระยะยาวของราคาข้าวโพด ชุดข้อมูล 1 คือ ราคาข้าวโพด (PC) และชุดข้อมูล 2 คือ ค่าแนวโน้มของราคาข้าวโพด

จากภาพที่ 1 แสดงให้เห็นว่าราคาข้าวโพด มีแนวโน้มลักษณะเป็นเส้นตรงและมีแนวโน้มเพิ่มขึ้น เมื่อทำการทดสอบสมมติฐานพบว่า PC มีความสัมพันธ์กับเวลาด้วยระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ค่าสัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ adj. R² เท่ากับ 0.709 อธิบายได้ว่า ราคาข้าวโพดและเวลา มีความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน โดยราคา PC เคยต่ำสุดในเดือนสิงหาคม 2543 เท่ากับ 4.02 บาท/กิโลกรัม และเคยสูงสุดในเดือน สิงหาคม 2555 เท่ากับ 11.60 บาท/กิโลกรัม นั่นคือ ในระยะเวลา 20 ปี PC มีความผันผวนขึ้นสูงสุด-ลงต่ำสุด ต่างกันอยู่ร้อยละ 34.66

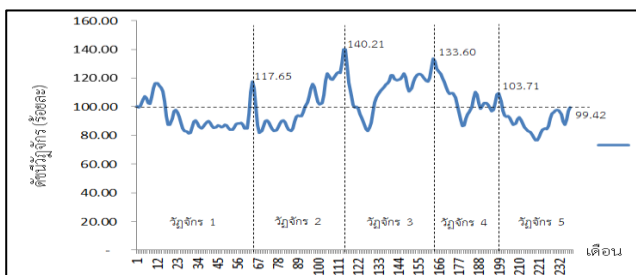
1.2 ความเคลื่อนไหวตามฤดูกาลของราคาข้าวโพด ดังแสดงในภาพที่ 2



ภาพที่ 2 ความเคลื่อนไหวตามฤดูกาลของราคาข้าวโพด

จากภาพที่ 2 พบว่า ข้าวโพดจะมีฤดูกาลเพาะปลูกในเดือนพฤษภาคมถึงเดือนมิถุนายน และมีฤดูกาลเก็บเกี่ยวในช่วงเดือนกันยายนถึงเดือนกุมภาพันธ์ ส่วนเดือนมีนาคมถึงเดือนสิงหาคม จะฤดูนอกการเก็บเกี่ยว โดยดัชนีราคาข้าวโพดเคลื่อนไหวสูงสุดในเดือนเมษายน เท่ากับ 105.75 เนื่องจากเป็นผลผลิตปลายฤดู และดัชนีราคาจะเคลื่อนไหวต่ำสุดในเดือนกันยายน เท่ากับ 93.92 อาจจะเนื่องจากเกิดปัญหาอุปทานส่วนเกินในตลาด

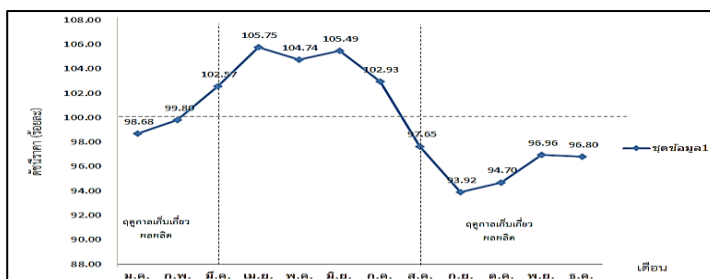
1.3 ความเคลื่อนไหวตามวัฏจักรของราคาข้าวโพด ดังแสดงในภาพที่ 3



ภาพที่ 3 ความเคลื่อนไหวตามวัฏจักรของราคาข้าวโพด

จากภาพที่ 3 ความเคลื่อนไหวของราคาตามวัฏจักร เป็นการเปลี่ยนแปลงของราคาขึ้นลงสลับกันไป อิทธิพลขององค์ประกอบวัฏจักรนั้นมักใช้เวลายาวนานกว่าหนึ่งปี พบว่า ในระยะเวลา 20 ปี ข้าวโพดจะเกิดความเคลื่อนไหวของราคาขึ้นลง 5 วัฏจักร โดยแต่ละวัฏจักรราคาจะใช้เวลาประมาณ 37 เดือน ถึง 64 เดือน โดยเฉลี่ยวัฏจักรละประมาณ 4 ปี

1.4 ความเคลื่อนไหวเนื่องจากเหตุการณ์ที่ผิดปกติของราคาข้าวโพด ดังแสดงในภาพที่ 4



ภาพที่ 4 ความเคลื่อนไหวของราคาข้าวโพดที่มีเหตุการณ์ที่ผิดปกติ

จากภาพที่ 4 พบว่า ในระยะเวลา 20 ปี ราคาข้าวโพด มีความเคลื่อนไหวของราคาที่สูงผิดปกติเกิดขึ้น 4 ครั้ง โดยมีดัชนีราคาสูงผิดปกติในเดือนเมษายน พ.ศ. 2547 เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2551 เดือนมิถุนายน พ.ศ. 2552 และพุ่งสูงผิดปกติอีกครั้งในเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2555 สำหรับดัชนีราคาที่ต่ำกว่าปกติจะเกิดขึ้น 2 ครั้งในเดือนมีนาคม พ.ศ. 2547 และเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2552

2. ผลการศึกษาการพยากรณ์ราคาข้าวโพด (PC) ของแบบจำลอง (ARIMA)

2.1 ผลการทดสอบความเป็น Stationary ของราคาข้าวโพด แสดงในตารางที่ 2

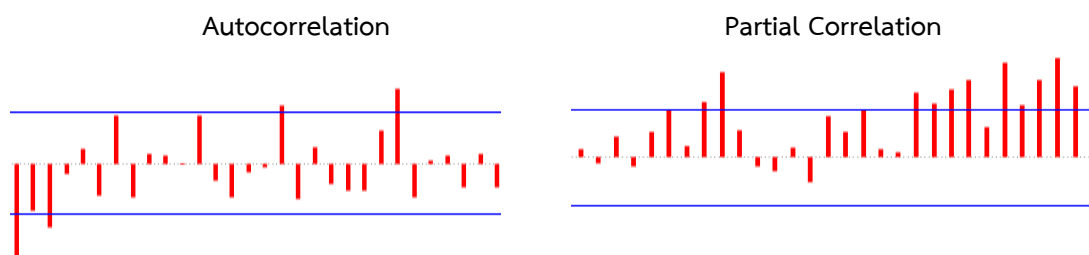
ตารางที่ 2 ผลการทดสอบ Unit root ที่ระดับ Level ต่างๆ ของราคาข้าวโพด

At Level						
no intercept			intercept		trend and intercept	
Maize Price	ADF test statistic	% critical value	ADF test statistic	% critical value	ADF test statistic	% critical value
At First Difference Level						
d(PC)	-10.2087	1%	-8.26902	1%	-8.25204	1%
		-2.5747		-3.4577		-3.9970
		5%		5%		5%
		-1.9421		-2.8734		-3.4288
		10%		10%		10%
		-1.6158		-2.5732		-3.1378

จากตารางที่ 2 พบว่า ไม่มีความนิ่งที่ระดับ Level หรือมี Unit Root นั้นเอง หลังจากทำการหาผลต่างลำดับที่ 1 จึงทำการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่าวิกฤต MacKinnon ที่ระดับ 1%, 5% และ 10% ของแบบจำลอง พบว่า ค่าสถิติ ADF มีค่าน้อยกว่าค่า MacKinnon Critical แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะนิ่ง (Stationery) หรือไม่มี Unit Root ที่ระดับ 1st Difference สำหรับทั้ง 3 วิธีการ โดยมีแบบจำลองราคาข้าวโพดที่ไม่มี Linear time trend และ Random walk with drift เป็นแบบจำลองในการทดสอบขั้นต่อไป

2.2 ผลการศึกษาราคาข้าวโพดด้วยแบบจำลอง ARIMA

2.2.1 การกำหนดรูปแบบ (Identification) ของราคาข้าวโพด แสดงดังภาพที่ 5



ภาพที่ 5 กราฟ ACF และ PACF ของราคาข้าวโพดรายเดือน (PC) แสดงโดย Correlogram ของ D(PC,2)

จากภาพที่ 5 ในส่วนของการกำหนดรูปแบบของแบบจำลอง ARIMA นั้น จะพิจารณาจาก Correlogram ของข้อมูลราคาข้าวโพดหลังจากมีการหาผลต่างครั้งที่ 1 แล้ว คือที่ระดับ I(1) เพื่อใช้ในการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า Autoregressive [AR(p)] และ Moving Average [MA(q)] โดยใช้การพิจารณาจากค่า Autocorrelation Function (ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) ตามลำดับ จากการพิจารณากราฟ ACF และ PACF ณ ระดับ At First Difference Level พบว่า การหารูปแบบที่เหมาะสมนั้นได้ลำบาก จึงส่งผลให้ต้องพิจารณากราฟ ACF และ PACF ณ ระดับ At Second Difference Level ได้แบบจำลองที่น่าจะมีความเหมาะสมมากที่สุดได้ 3 แบบจำลอง ดังนี้ 1) ARIMA(0,2,2) MA(1) MA(2) AR(0) 2) ARIMA(2,2,1) MA(1) AR(1) AR(2) และ 3) ARIMA(2,2,2) MA(1) MA(2) AR(1) AR(2)

1.2.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation) ของราคาข้าวโพด และผลการพิจารณาค่า Mean Absolute Percentage Error (MAPE) ของทั้ง 3 แบบจำลอง พบว่า ค่า MAPE ของแบบจำลอง ARIMA(2,2,2) มีค่าน้อยที่สุด จึงสรุปได้ว่า แบบจำลอง ARIMA(2,2,2) เป็นแบบจำลอง ARIMA ที่เหมาะสมที่สุดในการนำไปใช้พยากรณ์ ราคาข้าวโพด ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) AR(2) MA(1) และ MA(2) มีค่าเท่ากับ 1.1381, -0.4087, -1.8196 และ 0.8196 ตามลำดับ ซึ่งมีค่า t-statistics แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% โดยมีค่า Akaike Information Criterion (AIC) เท่ากับ 244.0631 ค่า Schwarz Criterion (SBC) เท่ากับ 264.8967

1.2.3 การตรวจสอบความถูกต้อง (Diagnostics checking) ของราคาข้าวโพด จะพิจารณาจากค่า Q-statistics เพื่อทดสอบคุณสมบัติความเป็น White noise ของค่าความคลาดเคลื่อนที่ประมาณการ พบว่า ค่า Q-statistics ที่มีความล่าช้าของเวลาที่ 36 เท่ากับ 43.3948 และเวลาที่ 72 เท่ากับ 85.9073 ของแบบจำลอง ARIMA(2,2,2) และมีค่า Probability ของเวลาที่ 36 และ 72 เท่ากับ 0.0860 และ 0.0700 ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 แสดงว่า ค่าความคลาดเคลื่อนที่ประมาณการของแบบจำลอง มีลักษณะเป็น White noise หรือ e_t มีการกระจายแบบปกติ (Normal distribution) ค่าเฉลี่ย (Mean) เท่ากับศูนย์ และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ^2 แสดงว่า e_t ไม่มีสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) และไม่มีความแปรปรวน แตกต่าง (Heteroscedsticity) ซึ่งหมายความว่าแบบจำลองได้ผ่านการตรวจสอบความถูกต้องแล้วว่ามีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์

1.2.4 การพยากรณ์ (Forecasting) ของราคาข้าวโพด แสดงได้ดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3 ค่าพยากรณ์ราคาข้าวโพดไปข้างหน้า 240 เดือน โดยใช้แบบจำลอง ARIMA(2,2,2) และค่า MAPE ของค่าพยากรณ์

Mo nth	Observed Value	Forecast Value	Month	Observed Value	Forecast Value	Month	Observed Value	Forecast Value
190	8.2824	8.3924	207	8.8500	8.8511	224	8.3200	8.4814
.....								
206	8.8500	9.3552	223	8.4500	8.4832	240	10.070	10.227
Mean Error					0.0048			
Root Mean Squared Error					0.3914			
Mean Absolute Error					0.2692			
Mean Percentage Error					-0.0501			
Mean Absolute Percentage Error					3.5579			

จากตารางที่ 3 เมื่อได้แบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับข้อมูลแต่ละชุดแล้ว จึงนำมาพยากรณ์ ราคาข้าวโพด ไปข้างหน้าทีละหนึ่งเดือนเป็นจำนวน 240 เดือน โดยทำการพยากรณ์ใหม่ทุกครั้งที่น่าข้อมูลจริงเข้า และทำการบันทึกข้อมูลที่ได้จากการพยากรณ์ในแต่ละครั้ง นำค่าพยากรณ์ที่ได้มาเปรียบเทียบกับค่าจริง คำนวณหาค่า MAPE ได้เท่ากับ 3.5579

3. ตอบสนองของอุปทานผลผลิตโกโก้ในประเทศไทย

ผลการศึกษาแบบจำลองการตอบสนองของอุปทานผลผลิตโกโก้ในประเทศไทยที่เหมาะสมในการวิเคราะห์ การตอบสนองของอุปทานโกโก้ในประเทศไทย เป็นดังนี้

$$\ln Q_t = -5.059 - 0.401 \ln PC_t - 0.076 \ln PSM_t + 0.126 \ln PB_t + 0.797 \ln DMB_{t-1} + 0.186 \ln FOB_{t-1}$$

$$\begin{array}{cccccc} (-3.120)^{***} & (-1.012)^{**} & (-0.573)^{ns} & (0.632)^{ns} & (6.805)^{***} & (2.352)^{**} \\ R^2 = 0.918 & R^2 = 0.889 & D.W. = 2.362 & F - statistic = 31.731 & & \end{array}$$

หมายเหตุ : **, *** ค่าสัมประสิทธิ์ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 และ 99

ns ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

ตัวเลขในวงเล็บคือค่าสถิติ t

จากแบบจำลองพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระทุกตัวในแบบจำลองกับตัวแปรตาม R^2 มีค่า 0.889 แสดงให้เห็นว่าความแปรปรวนของผลผลิตไก่เนื้อทั้งประเทศในปีปัจจุบันได้รับอิทธิพลจากตัวแปรอิสระต่าง ๆ ที่กำหนดขึ้นในแบบจำลองร้อยละ 88.9 ส่วนที่เหลืออีกร้อยละ 11.1 เป็นอิทธิพลอื่น ๆ นอกเหนือจากแบบจำลอง ความเชื่อถือได้ของตัวแปรอิสระทั้งหมดมีค่าสถิติ F เท่ากับ 31.731 มีค่าสถิติ Durbin Watson (D.W.) เท่ากับ 2.362 ทั้งนี้แบบจำลองดังกล่าวไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์เชิงอัตโนมัติ หรือสหสัมพันธ์เชิงอนุกรมเวลา และไม่เกิดปัญหาความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนไม่คงที่ แสดงว่า 1) ผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันมีผลต่อการตอบสนองต่อราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ในปีปัจจุบันในทิศทางตรงข้าม อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กล่าวคือ หากราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ในปีปัจจุบันเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ปริมาณผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันลดลงร้อยละ 0.401 เมื่อปัจจัยอื่น ๆ คงที่ ซึ่งเป็นไปตามหลักของการตอบสนองของอุปทานต่ออุปสงค์ ถ้าหากราคาวัตถุดิบเพิ่มขึ้น จะทำให้ต้นทุนการผลิตเพิ่มขึ้น ส่งผลให้ความสามารถในการผลิตของผู้ผลิตลดลง 2) ผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันมีผลต่อการตอบสนองต่อปริมาณการบริโภคเนื้อไก่ในประเทศในปีที่ผ่านมาในทิศทางเดียวกัน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 กล่าวคือ หากปริมาณการบริโภคเนื้อไก่ในประเทศในปีที่ผ่านมาเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ปริมาณผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.797 เมื่อปัจจัยอื่น ๆ คงที่ ซึ่งเป็นไปตามหลักของการตอบสนองของอุปทานต่ออุปสงค์ ถ้าหากมีความต้องการของผู้บริโภคเพิ่มขึ้น ผู้ผลิตย่อมผลิตผลผลิตเพื่อจำหน่ายเพิ่มขึ้นเช่นกัน 3) นอกจากนี้การตอบสนองต่อราคาส่งออกไก่สดในปีที่ผ่านมา พบว่า เป็นไปในทิศทางเดียวกัน อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กล่าวคือ หากราคาส่งออกไก่สดในปีที่ผ่านมาเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะส่งผลให้ปริมาณผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันเพิ่มขึ้นร้อยละ 0.186 เมื่อปัจจัยอื่น ๆ คงที่ ซึ่งเป็นไปตามหลักของการตอบสนองของอุปทานต่อราคา ถ้าหากราคามีการปรับตัวสูงขึ้น ผู้ผลิตย่อมผลิตผลผลิตเพื่อจำหน่ายเพิ่มขึ้นเช่นกัน ส่วนผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในการตอบสนองต่อราคาไก่เนื้อมีชีวิตที่เกษตรกรขายได้ในปัจจุบัน ทั้งนี้แม้ว่าผู้ผลิตไก่เนื้อสามารถคาดการณ์ผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันโดยดูจากปริมาณการเลี้ยงของผู้ผลิตได้ แต่การคาดการณ์ราคาไก่เนื้อมีชีวิตที่เกษตรกรขายได้ในปัจจุบันสามารถทำได้ยาก เนื่องจากราคาไก่เนื้อมีชีวิตที่เกษตรกรขายได้จะเพิ่มขึ้นหรือลดลงนั้นขึ้นอยู่กับปริมาณไก่เนื้อที่ออกสู่ตลาดด้วยจึงยากต่อการควบคุมราคาไก่เนื้อมีชีวิตที่เกษตรกรขายได้ในปัจจุบัน ทำให้ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ทั้งนี้หากระยะเวลาที่ศึกษามีการเปลี่ยนแปลง การตอบสนองของผลผลิตไก่เนื้อต่อราคาไก่เนื้อมีชีวิตที่เกษตรกรขายได้ในปัจจุบันอาจมีการเปลี่ยนแปลงก็เป็นได้

อภิปรายผล

การศึกษานี้ได้ศึกษาผลกระทบความผันผวนของราคาข้าวโพดที่ส่งผลต่ออุปทานการผลิตไก่เนื้อของไทย พบว่ารูปแบบความเคลื่อนไหวของราคาข้าวโพด (PC) ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่ปี 2542-2561 ราคามีแนวโน้มในลักษณะเพิ่มขึ้น นอกจากนี้ยัง มีความผันผวนตามฤดูกาล มีความผันผวนตามวัฏจักร และมีความผันผวนเนื่องจากเหตุการณ์ผิดปกติ ซึ่งสอดคล้องกับข้อมูลในการศึกษาของ กัมปนาท วิจิตรศรีกรม และคณะ (Vijitsrikamol et al., 2015, pp. 1-2) ที่ได้กล่าวถึงสถานการณ์การผลิตข้าวโพดเลี้ยงสัตว์และอุตสาหกรรมอาหารสัตว์

ว่าในปี 2528 ประเทศไทยมีพื้นที่ปลูกข้าวโพดเลี้ยงสัตว์สูงถึง 12.36 ล้านไร่ หลังจากนั้นแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่อง โดยในปี 2549 เหลือเพียง 6 ล้านไร่ และช่วงปี 2553 ก็ขยับเพิ่มขึ้นมาเป็น 7.48 ล้านไร่ จนมาปี 2554-2555 ก็กลับมีแนวโน้มลดลงอีกเนื่องจากเกษตรกรหันไปปลูกพืชที่ให้ผลตอบแทนสูงกว่าทดแทน เช่น มันสำปะหลังและอ้อย ทั้งนี้ผลผลิตข้าวโพดในประเทศกว่าร้อยละ 90 จะถูกนำไปใช้ในอุตสาหกรรมอาหารสัตว์ที่มีอัตราการขยายตัวอย่างต่อเนื่อง จากการข้อมูลของสมาคมผู้ผลิตอาหารสัตว์ไทย (Thai Feed Mill Association, 2018, online) พบว่า สถานการณ์การเติบโตของธุรกิจอาหารสัตว์ของไทยจะเติบโตเฉลี่ย 10.8% ต่อปี และจากข้อมูลในช่วงปี 2531-2561 (30 ปี) พบว่าโดยเฉลี่ยแล้วประเภทของอาหารสัตว์ที่มีการเติบโตสูงสุด 3 อันดับแรก คือ โคนม (32%) รองลงมาได้แก่ ปลา (26.9%) และ ไก่เนื้อ (13.7%) จากข้อมูลเหล่านี้จะแสดงถึงความไม่สมดุลในอุปสงค์และอุปทานข้าวโพด ปริมาณการผลิตมีแนวโน้มลดลง ขณะที่ความต้องการใช้มีแนวโน้มเพิ่มขึ้น ส่งผลให้ราคาข้าวโพดในช่วง 20 ปีที่ผ่านมามีแนวโน้มเพิ่มขึ้นมาโดยตลอด และยังพบว่าราคาข้าวโพดมีความผันผวนตามฤดูกาล และตามวัฏจักรประกอบด้วย ซึ่งเกิดจากปัญหาอุปสงค์-อุปทานส่วนเกินของผลผลิตดังที่กล่าวมา ในส่วนของการพยากรณ์ราคาข้าวโพด ด้วยวิธีการพยากรณ์วิธีบอกซ์-เจนกินส์ มีแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดในการนำไปใช้พยากรณ์ราคาข้าวโพดคือ ARIMA(2,2,2) โดยมีความแม่นยำในการพยากรณ์สูงถึง 96.44% จากผลการพยากรณ์ล่วงหน้ารายเดือนของราคาข้าวโพด ในปี พ.ศ. 2562 พบว่า ราคาของข้าวโพดมีแนวโน้มลดลง โดยมีร้อยละความผันผวนของราคาระหว่างราคาสูงสุดและต่ำสุด เกิดขึ้นประมาณ 19.64% สมาคมผู้ผลิตอาหารสัตว์ไทย (Thai Feed Mill Association, 2019, online) ประเมินว่าฤดูการผลิตปี 2561/62 นี้คาดว่าผลผลิตข้าวโพดสูงกว่าปีก่อนที่มีประมาณ 4.5 ล้านตัน เนื่องจากราคาขายข้าวโพดปีก่อน 2560/61 ราคาขึ้นไปสูงถึง กก.ละ 10.00-10.50 บาท สูงกว่าระดับราคาซื้อขายที่กระทรวงพาณิชย์ขอความร่วมมือให้ผู้ผลิตอาหารสัตว์รับซื้อจากเกษตรกรในราคา กก.ละ 8.00 บาท ทำให้เกษตรกรหันไปปลูกมากขึ้น จากปัญหาผลผลิตล้นตลาด (Excess supply) นี้ อาจทำให้ราคาคาดการณ์ในปี 2562 จึงมีแนวโน้มที่จะลดลง สำหรับการตอบสนองของอุปทานผลผลิตไก่เนื้อในประเทศไทย พบว่า ผลผลิตไก่เนื้อในปีปัจจุบันมีผลการตอบสนองต่อราคาข้าวโพดในปีปัจจุบัน ในทิศทางตรงกันข้าม อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 95 ส่วนปริมาณการบริโภคเนื้อไก่ในประเทศไทยในปีที่ผ่านมา และปัจจัยราคาส่งออกไก่สดในปีที่ผ่านมาที่มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 และ 95 ตามลำดับ

ข้อเสนอแนะ

ราคาข้าวโพดเลี้ยงสัตว์ของไทยมีความเกี่ยวข้องกับอุตสาหกรรมการผลิตไก่เนื้อสูงถึงร้อยละ 40.10 และราคาข้าวโพดมีความผันผวนและมีแนวโน้มที่จะเพิ่มขึ้น ดังนั้นแนวทางการพัฒนาอุตสาหกรรมการผลิตไก่เนื้อของไทยควรต้องมีแผนในการรองรับความเสี่ยงจากความผันผวนของราคารั่วตุตติบคือ ข้าวโพด ในอนาคตหากมีการศึกษาเปรียบเทียบต้นทุนการผลิตไก่เนื้อมาประกอบด้วยกันจะช่วยสะท้อนความเคลื่อนไหวของราคารั่วตุตติบและการตอบสนองของอุปทานการผลิตไก่เนื้อได้ดียิ่งขึ้น สำหรับผู้กำหนดนโยบายหรือหน่วยงานที่เกี่ยวข้อง ควรมีมาตรการหรือนโยบายสนับสนุนที่ชัดเจน เน้นการเพิ่มเทคโนโลยีการผลิตสมัยใหม่เพื่อเพิ่มคุณภาพ เพิ่มปริมาณผลผลิตและช่วยลดต้นทุนแก่เกษตรกร การพิจารณาผลกระทบตลาดของข้าวโพดและไก่เนื้อหากทำไปพร้อมกันก็จะได้ข้อมูลที่ครบถ้วนที่สามารถนำมาใช้วางแผนร่วมกันในการหาแนวทางลดความผันผวนด้านราคาและปริมาณการผลิตเพื่อให้ไทยมีความได้เปรียบในการแข่งขันและมีการส่งออกที่ยั่งยืนต่อไป

เอกสารอ้างอิง

- Anderson, O. D. (1977). The Box-Jenkins approach to time series analysis. *RAIRO-Operations Research*, 11(1), 3-29.
- Binram, W. (2009). *Analysis of supply response for coffee production in southern region of Thailand*. Thesis, Master of Science Program in Agricultural Economics, Kasetsart University, Bangkok. (In Thai)
- Bisgaard, S., & Kulahci, M. (2011). *Time series analysis and forecasting by example*. John Wiley & Sons.
- Box, G. E., & Jenkins, G. M. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Prentice Hall, Englewood Cliffs. Retrieved June 9, 2019, from <http://bookmarksland.com/download/time-series-analysis-forecasting-and-control-4th-edition-free.pdf>
- Box, G. E., & Pierce, D. (1970). Distribution of autocorrelations in autoregressive moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, 332(65), 1509-1526.
- Department of International Trade. (2019). *The export of frozen chicken and processed chicken*. Retrieved January 20, 2019, from <http://www.tradereport.moc.go.th/TradeThai.aspx> (in Thai)
- Eiampairote, S. (1999). *Analysis of supply and demand for broiler chickens in Thailand*. Thesis, Master of Science Program in Agricultural Economics, Kasetsart University, Bangkok. (In Thai)
- Granger, C. W., Newbold, P., & Econom, J. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Baltagi, Badi H. A Companion of Theoretical Econometrics*, 557-61.
- Granger, Jr., E. S., & McKenzie, E. (1985). Forecasting trends in time series. *Management science*, 31(10), 1237-1246.
- Kumroptanasan, P. (1996). *Livestock price movements in Nakhon Ratchasima province : A case study of beef, swine, broiler And local chicken*. Nakhon Ratchasima : Faculty of Science and Technology, Nakhon Ratchasima Rajabhat University. (In Thai)
- Ministry of Commerce. (2019). *Fresh chicken export prices*. Retrieved June 5, 2019, from http://www.ops3.moc.go.th/infor/Export/recode_export_rank_report.asp (in Thai)
- Office of Agricultural Economics. (2019). *The export quantity and export value of chicken products*. Retrieved January 9, 2019, from http://www.impexp.oae.go.th/service/export.php?S_YEAR=2562&E_YEAR=2562&PRODUCT_GROUP=5258&wf_search=&WF_SEARCH=Y (in Thai)
- Office of Agricultural Economics. (2019). *The import quantity and import value of maize*. Retrieved June 9, 2019, from http://www.impexp.oae.go.th/service/import.php?S_YEAR=2562&E_YEAR=2562&PRODUCT_GROUP=5347&wf_search=&WF_SEARCH=Y (in Thai)
- Office of Agricultural Economics. (2019). *The price of chicken at farm gate, quantity of chicken production and quantity of chicken for domestic consumption*. Retrieved June 9, 2019, from http://www.oae.go.th/assets/portals/1/files/price/monthly_price/broiler.pdf (in Thai)

- Phimwichatom, S. (1997). *An analysis of sugar cane supply responses in Thailand*. Thesis, Master of Science Program in Agricultural Economics, Kasetsart University, Bangkok. (In Thai)
- Ponpai, J. (1999). *Estimates of the response in the sugarcane supply in Thailand*. Thesis, Master of Economics Program in Economics, Ramkhamhaeng University, Bangkok. (In Thai)
- Thai Feed Mill Association. (2018). *Estimation of animal population, food quantity and raw material used in 2016*. Retrieved January 5, 2019, from <http://www.thaifeedmill.com/tabid/56/Default.aspx> (in Thai)
- Thai Feed Mill Association. (2019). *Import prices of maize*. Retrieved January 5, 2019, from <http://www.thaifeedmill.com/tabid/78/Default.aspx> (in Thai)
- Vijitsrikamol, K. (2015). *Five Decades of Maize Cultivar Development in Thailand*. Bangkok : Knowledge Network Institute of Thailand. (in Thai)
- Wibunsalintara, N. (2008). *An Analysis of The Supply of Garlic Products in Thailand*. *Ramkhamhaeng Journal Year 27*(Special Issue, Thesis No. 3). (In Thai)

ผู้เขียนบทความ

ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.เกสินี หมั่นไธสง

อาจารย์ คณะการบัญชีและการจัดการ

E-mail: kesinee.m@acc.msu.ac.th

ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ดร.ศรัญญา รักสงฆ์

อาจารย์ คณะการบัญชีและการจัดการ

E-mail: saranya.r@acc.msu.ac.th

มหาวิทยาลัยมหาสารคาม

คณะการบัญชีและการจัดการ มหาวิทยาลัยมหาสารคาม

ตำบลขามเรียง อำเภอกันทรวิชัย จังหวัดมหาสารคาม

44150