



แบบจำลองการพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย*

A MODEL FOR FORECASTING LIVE PIG PRICES IN THAILAND

เกียรติพงษ์ เถาว์วันดี, อารยา อิงไพบุญกิจ*

Keattipong Thaowandee, Araya Uengpaiboonkit*

คณะเทคโนโลยีการจัดการ มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลอีสาน วิทยาเขตสุรินทร์ สุรินทร์ ประเทศไทย

Faculty of Management Technology, Rajamangala University of Technology Isan, Surin Campus, Surin, Thailand

*Corresponding author E-mail: araya.ue@rmu.ac.th

*Tel: 090-994-6990

บทคัดย่อ

บทความวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2567 รวมจำนวน 120 เดือน การศึกษาครั้งนี้ การวิเคราะห์ใช้แนวทาง Box-Jenkins ร่วมกับแบบจำลอง ARIMAX (Autoregressive Integrated Moving Average with Exogenous Variables) ตัวแปรอิสระภายนอก ประกอบด้วย ราคาน้ำมันดีเซล ราคาลูกพันธุ์สุกร ราคาอาหารสำเร็จรูป ราคาวัคซีน และดัชนีราคาผู้บริโภค ตัวแปรตาม คือ ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย มีขั้นตอนการดำเนินงาน 4 ขั้นตอน คือ 1) การตรวจสอบความนิ่งของข้อมูล 2) การตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระ 3) การกำหนดและประมาณค่าแบบจำลอง ARIMAX และ 4) การตรวจสอบความเหมาะสมและประเมินความแม่นยำ ผลการวิจัยพบว่า ราคาสุกรมีชีวิตมีค่าเฉลี่ย 72.764 บาทต่อกิโลกรัม ราคาลูกพันธุ์สุกรมีความผันผวนสูงสุดในกลุ่มตัวแปรอิสระ (CV = ร้อยละ 30.617) รองลงมา คือ ราคาวัคซีน (CV = ร้อยละ 22.135) ผลการวิเคราะห์แบบจำลอง ARIMAX (1,0,0) มีความเหมาะสมสูงสุด โดยมีค่า AIC = -340.909 และ BIC = -318.676ต่ำที่สุด ส่วนการวิเคราะห์ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อราคาสุกรมีชีวิต ได้แก่ ปัจจัยราคาลูกพันธุ์สุกรและราคาวัคซีนมีอิทธิพลเชิงบวกต่อราคาสุกรมีชีวิตอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 ส่วนปัจจัยด้านราคาน้ำมันดีเซล ราคาอาหารสำเร็จรูป และดัชนีราคาผู้บริโภค ไม่มีอิทธิพลต่อราคาสุกรมีชีวิต ผลการวิเคราะห์ค่าความแม่นยำของแบบจำลองอยู่ในระดับดีมาก (MAPE = ร้อยละ 4.059) และผลการพยากรณ์ชี้ว่าราคาสุกรมีชีวิตในปี พ.ศ. 2568 มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างค่อยเป็นค่อยไป จาก 78.58 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนมกราคม เป็น 81.32 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนธันวาคม

คำสำคัญ: แบบจำลองการพยากรณ์, ราคาสุกรมีชีวิต, ต้นทุนการผลิตสุกร

Abstract

Research article aimed to develop a forecasting model for live swine prices in Thailand using monthly time series data from January 2015 to December 2024, covering a total of 120 months.

* Received 9 June 2026; Revised 13 July 2026; Accepted 18 July 2026



The study employed the Box-Jenkins approach together with the ARIMAX (Autoregressive Integrated Moving Average with Exogenous Variables) model. The exogenous variables included diesel fuel prices, piglet prices, feed prices, vaccine prices, and the consumer price index, while the dependent variable was the live swine price in Thailand. The research procedure consisted of four main steps: 1) Stationarity Testing, 2) Multicollinearity Testing, 3) ARIMAX Model Specification and Parameter Estimation, and 4) Model Diagnostic Checking and Forecast Accuracy Evaluation. The results revealed that the average live swine price was 72.764 baht per kilogram. Among the independent variables, piglet prices showed the highest volatility ($CV = 30.617\%$), followed by vaccine prices ($CV = 22.135\%$). The ARIMAX (1,0,0) model was identified as the most appropriate forecasting model, with the lowest AIC and BIC values of -340.909 and -318.676, respectively. The analysis of influencing factors indicated that piglet prices and vaccine prices had a positive and statistically significant effect on live swine prices at the .01 significance level. In contrast, diesel fuel prices, feed prices, and the consumer price index had no significant effect on live swine prices. The forecasting model demonstrated a very high level of accuracy, with a MAPE value of 4.059%. Forecasting results suggested that live swine prices in 2025 would gradually increase from 78.58 baht per kilogram in January to 81.32 baht per kilogram in December.

Keywords: Forecasting Model, Live Swine Price, Swine Production Cost

บทนำ

สุกรเป็นสินค้าปศุสัตว์ที่มีบทบาทสำคัญต่อระบบอาหาร เศรษฐกิจการเกษตร และความมั่นคงทางอาหารของประเทศ เนื่องจากเนื้อสุกรเป็นแหล่งโปรตีนหลักของผู้บริโภค และการผลิตสุกรมีความเชื่อมโยงกับกิจกรรมทางเศรษฐกิจในหลายระดับ ตั้งแต่การผลิตลูกพันธุ์ การผลิตอาหารสัตว์ การเลี้ยงสุกรขุน การจัดการสุขภาพสัตว์ การขนส่ง การแปรรูป ไปจนถึงการบริโภคภายในประเทศ การเปลี่ยนแปลงของราคาสุกรจึงส่งผลกระทบต่อทั้งเกษตรกร ผู้ประกอบการในห่วงโซ่อุปทาน ผู้บริโภค และกลไกการบริหารจัดการด้านอาหารของประเทศ ในระดับโลก ตลาดสุกรมีความอ่อนไหวต่อปัจจัยด้านอุปสงค์ อุปทาน ต้นทุนอาหารสัตว์ โรคระบาด และภาวะเศรษฐกิจมหภาค โดยเฉพาะโรคอหิวาต์แอฟริกาในสุกร (African Swine Fever: ASF) ซึ่งสะท้อนให้เห็นว่าปัจจัยด้านสุขภาพสัตว์สามารถสร้างผลกระทบต่ออุตสาหกรรมสุกรและตลาดอาหารได้อย่างกว้างขวาง (Mason-D'Croz, D. et al., 2020) สำหรับประเทศไทย อุตสาหกรรมสุกรเป็นส่วนสำคัญของเศรษฐกิจการเกษตรและระบบอาหารภายในประเทศ ราคาสุกรมีชีวิตของไทยมีความผันผวนจากหลายปัจจัย ทั้งด้านต้นทุนการผลิต อุปทานสุกร ภาวะโรคระบาด มาตรการรัฐ และกำลังซื้อของผู้บริโภค ศูนย์วิจัยกสิกรไทย ระบุว่าในปี พ.ศ. 2568 อุปทานเนื้อสุกรไทยมีแนวโน้มลดลงร้อยละ 2.4 ตามจำนวนสุกรมีชีวิตที่ลดลงประมาณ 5 แสนตัว อันเป็นผลจากมาตรการลดจำนวนแม่พันธุ์สุกรและผลกระทบจากโรคระบาด ข้อมูลนี้สะท้อนว่าราคาสุกรมีชีวิตไม่ได้ขึ้นอยู่กับกลไกตลาดเพียงด้านเดียว แต่มีความสัมพันธ์



กับทั้งโครงสร้างอุปทาน ต้นทุนการผลิต และปัจจัยเสี่ยงด้านโรคระบาด ความผันผวนดังกล่าวส่งผลต่อการตัดสินใจของเกษตรกรในการวางแผนการผลิต การจัดหาปัจจัยการผลิต และการบริหารต้นทุน ขณะเดียวกันยังส่งผลต่อผู้ประกอบการแปรรูป ผู้ค้า และผู้บริโภคผ่านราคาจำหน่ายเนื้อสุกรในตลาดปลายทาง (ศูนย์วิจัยกสิกรไทย, 2568)

การพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตจึงมีความสำคัญในเชิงเศรษฐกิจและเชิงนโยบาย เนื่องจากช่วยลดความไม่แน่นอนในการตัดสินใจของผู้มีส่วนเกี่ยวข้อง หากเกษตรกรและผู้ประกอบการสามารถคาดการณ์แนวโน้มราคาได้ล่วงหน้าย่อมสามารถวางแผนการผลิต การจัดหาปัจจัยการผลิต การบริหารต้นทุน และการจัดการความเสี่ยงได้ดียิ่งขึ้น ขณะเดียวกัน หน่วยงานภาครัฐสามารถใช้ผลการพยากรณ์เพื่อประกอบการกำหนดมาตรการรักษาเสถียรภาพราคา และการบริหารอุปทานสุกรให้เหมาะสม งานวิจัยที่ผ่านมาชี้ว่าการพยากรณ์ราคาอาหารในช่วงเศรษฐกิจเปลี่ยนแปลงอย่างรวดเร็วควรใช้ตัวแปรภายนอกประกอบแบบจำลอง เช่น ดัชนีราคาผู้บริโภค ราคาพลังงาน ค่าจ้าง รายได้ราคาขายส่งอาหาร และต้นทุนการขนส่ง เนื่องจากตัวแปรเหล่านี้ช่วยเพิ่มความสามารถของแบบจำลองในการสะท้อนการเปลี่ยนแปลงของภาวะเศรษฐกิจและตลาดอาหารได้ดียิ่งขึ้น (MacLachlan, M. et al., 2025)

จากการทบทวนวรรณกรรม พบว่า การพยากรณ์ราคาสินค้าเกษตรและปศุสัตว์มีการพัฒนาอย่างต่อเนื่องทั้งในกลุ่มตัวแบบอนุกรมเวลา ตัวแบบถดถอย ตัวแบบการเรียนรู้ของเครื่อง (Machine Learning) และตัวแบบผสมของ Sun, C. et al. ระบุว่าราคาสินค้าเกษตรมีลักษณะผันผวนและได้รับอิทธิพลจากหลายปัจจัย ทั้งอุปสงค์ อุปทาน ต้นทุน นโยบาย และความไม่แน่นอนของตลาด จึงทำให้แบบจำลองที่ใช้ตัวแปรภายนอกร่วมกับโครงสร้างอนุกรมเวลาได้รับความนิยมมากขึ้น (Sun, C. et al., 2024) การใช้ปัจจัยต้นทุน ได้แก่ ราคาลูกสุกร ราคาข้าวโพด และราคาอาหารสุกรขุน สามารถช่วยเพิ่มความสามารถในการพยากรณ์ราคาเนื้อสุกรได้อย่างมีนัยสำคัญ (Qin, J. et al., 2023) การแยกองค์ประกอบและสร้างใหม่สำหรับพยากรณ์ราคาสุกรโดยบูรณาการ STL, PCA และ BWO-BiLSTM จะช่วยให้มีผลการพยากรณ์แม่นยำสูงขึ้น (Liu, X. et al., 2025) เมื่อพิจารณาบริบทของประเทศไทย พบว่า งานศึกษาด้านการพยากรณ์ราคาสุกรส่วนหนึ่งยังเน้นการใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาและราคาสุกรในอดีตเป็นหลัก เช่น ทิพศรัณย์ เจริญ และคณะ ที่ใช้วิธี Box-Jenkins พยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิต และพบว่า แบบจำลอง SARIMA (1,0,1) (0,1,1) 12 มีความเหมาะสมที่สุด (ทิพศรัณย์ เจริญ และคณะ, 2565) ขณะที่ อรุมา ทองหล่อ และคณะ เปรียบเทียบวิธีการพยากรณ์หลายแนวทาง และพบว่า การพยากรณ์รวมให้ผลแม่นยำที่สุดสำหรับราคาสุกรพันธุ์ลูกผสม (อรุมา ทองหล่อ และคณะ, 2564) นอกจากนี้ Kiattiteerachai, P. & Khongmalai, O. ศึกษาปัจจัยในห่วงโซ่อุปทานสุกรของไทย โดยใช้การถดถอยพหุคูณ แต่ยังไม่ใช้การบูรณาการข้อมูลอนุกรมเวลากับตัวแปรภายนอกในลักษณะของแบบจำลองพยากรณ์ที่รองรับโครงสร้างเวลาอย่างเต็มรูปแบบ (Kiattiteerachai, P. & Khongmalai, O., 2023) ดังนั้น ช่องว่างงานวิจัยที่สำคัญ คือ ยังขาดการศึกษาเชิงพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทยที่บูรณาการข้อมูลอนุกรมเวลาของราคาสุกรเข้ากับปัจจัยภายนอกด้านต้นทุนการผลิต สุขภาพสัตว์ และเศรษฐกิจมหภาคอย่างเป็นระบบ

การวิจัยครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างแบบจำลอง ARIMAX (Autoregressive Integrated Moving Average with Exogenous Variables) สำหรับพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือนระหว่าง พ.ศ. 2558 - 2567 รวม 120 เดือน ร่วมกับตัวแปรภายนอก 5 ตัว ได้แก่ ราคาน้ำมันดีเซล ราคาลูกพันธุ์สุกร



ราคาอาหารสำเร็จรูป ราคาวัคซีน และดัชนีราคาผู้บริโภค เพื่อให้ได้แบบจำลองที่มีความแม่นยำสูงและสามารถนำไปใช้ประกอบการวางแผนการผลิต การบริหารต้นทุน การจัดการความเสี่ยง และการกำหนดนโยบายรักษาเสถียรภาพราคาสุกรของประเทศไทยได้

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อสร้างแบบจำลอง ARIMAX สำหรับพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย

วิธีดำเนินการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้เป็นการวิจัยเชิงปริมาณ (Quantitative Research) ที่ประยุกต์ใช้การวิเคราะห์อนุกรมเวลาเชิงเศรษฐมิติ (Econometric Time Series Analysis) ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลทุติยภูมิประเภทอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2558 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2567 รวม 120 เดือน รวบรวมข้อมูลจากหน่วยงานภาครัฐที่เกี่ยวข้อง ได้แก่ สมาคมกลุ่มผู้เลี้ยงสุกรแห่งประเทศไทย กระทรวงพลังงาน กระทรวงเกษตรและสหกรณ์ กรมปศุสัตว์ และกระทรวงพาณิชย์

ตัวแปรตาม (Dependent Variable) คือ ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย แสดงในหน่วยบาทต่อกิโลกรัม ส่วนตัวแปรอิสระ (Independent Variables) ประกอบด้วย 1) ราคาน้ำมันดีเซล ซึ่งสะท้อนต้นทุนพลังงานและโลจิสติกส์ 2) ราคาลูกพันธุ์สุกร ซึ่งเป็นต้นทุนเริ่มต้นของการผลิตสุกรขุน 3) ราคาอาหารสำเร็จรูป ซึ่งเป็นต้นทุนหลักของการเลี้ยงสุกร 4) ราคาวัคซีน ซึ่งสะท้อนต้นทุนสุขภาพสัตว์และความเสี่ยงด้านโรคระบาด และ 5) ดัชนีราคาผู้บริโภค ซึ่งสะท้อนภาวะเงินเฟ้อและกำลังซื้อของผู้บริโภค ตัวแปรทั้งหมดถูกแปลงเป็นลอการิทึมธรรมชาติก่อนการวิเคราะห์เพื่อลดความผันผวนและให้การตีความค่าสัมประสิทธิ์อยู่ในรูปความยืดหยุ่น

การวิเคราะห์ดำเนินการตามแนวทาง Box-Jenkins (Hyndman, R. J. & Athanasopoulos, G., 2021) ซึ่งประกอบด้วย 4 ขั้นตอนหลัก ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 การตรวจสอบความนิ่งของข้อมูล (Stationarity Test) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF Test) โดยตั้งสมมติฐานว่าง H_0 : ข้อมูลมี Unit Root หรือไม่มีความนิ่ง หากค่า $p\text{-value} < 0.05$ จึงปฏิเสธสมมติฐานว่าง ในกรณีที่ข้อมูลไม่มีความนิ่งจะทำ Differencing เพื่อขจัดแนวโน้ม (Dickey D. A. & Fuller W. A., 1981)

ขั้นตอนที่ 2 การตรวจสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระ (Multicollinearity) ด้วยค่า Variance Inflation Factor (VIF) โดยกำหนดเกณฑ์ค่า $VIF < 10$ จึงจะถือว่าไม่มีปัญหา Multicollinearity ที่กระทบต่อเสถียรภาพของค่าสัมประสิทธิ์

ขั้นตอนที่ 3 การกำหนดและประมาณค่าแบบจำลอง ARIMAX โดยพิจารณากราฟ ACF (Autocorrelation Function) และ PACF (Partial Autocorrelation Function) เพื่อกำหนดค่า p และ q จากนั้นประมาณค่าพารามิเตอร์ด้วยวิธี Maximum Likelihood Estimation (MLE) และคัดเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมโดยใช้เกณฑ์ AIC (Akaike Information Criterion) และ BIC (Bayesian Information Criterion) ต่ำที่สุด (Box, G. E. P. et al., 2015)



ขั้นตอนที่ 4 การตรวจสอบความเหมาะสมและประเมินความแม่นยำ ตรวจสอบค่าคลาดเคลื่อนด้วย Ljung-Box Q Statistic หากค่า p-value > 0.05 ที่ทุก lag แสดงว่าค่าคลาดเคลื่อนมีลักษณะเป็น White Noise และแบบจำลองมีความเหมาะสม ประเมินความแม่นยำด้วยค่า RMSE, MAE และ MAPE

ผลการวิจัย

1. ผลการวิเคราะห์สถิติเชิงพรรณนา

ผลการวิเคราะห์สถิติเชิงพรรณนาของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา แสดงดังตารางที่ 1 พบว่า ราคาสุกรมี่ชีวิตมีค่าเฉลี่ย 72.764 บาทต่อกิโลกรัม (S.D. = 11.804 CV = ร้อยละ 16.222) ราคาลูกพันธุ์สุกรมี่มีความผันผวนสูงสุดในกลุ่มตัวแปรอิสระ (CV = ร้อยละ 30.617) รองลงมา คือ ราคาวัคซีน (CV = ร้อยละ 22.135) ผลดังกล่าวสะท้อนว่าต้นทุนด้านลูกพันธุ์สุกรมี่และวัคซีนมีความผันผวนสูงกว่าตัวแปรเศรษฐกิจทั่วไป

ตารางที่ 1 สถิติเชิงพรรณนาของตัวแปรที่ใช้ในการวิจัย

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	S.D.	ต่ำสุด	สูงสุด	CV (%)
ราคาสุกรมี่ชีวิต	72.764	11.804	48.880	108.250	16.222
ราคาน้ำมันดีเซล	27.925	3.625	20.120	34.950	12.982
ราคาลูกพันธุ์สุกรมี่	2,077.417	636.036	1,100.000	3,800.000	30.617
ราคาอาหารสำเร็จรูป	527.000	89.702	420.000	700.000	17.021
ราคาวัคซีน	4,400.800	974.126	3,272.000	5,910.000	22.135
ดัชนีราคาผู้บริโภค	104.178	3.000	98.880	108.790	2.880

จากตารางที่ 1 พบว่า ผลการวิเคราะห์สถิติเชิงพรรณนา พบว่า ราคาสุกรมี่ชีวิตมีค่าเฉลี่ย 72.764 บาทต่อกิโลกรัม (S.D. = 11.804) โดยมีค่าต่ำสุด 48.880 บาทต่อกิโลกรัม และค่าสูงสุด 108.250 บาทต่อกิโลกรัม สะท้อนความผันผวนพอสมควร (CV = ร้อยละ 16.222) ราคาลูกพันธุ์สุกรมี่มีความผันผวนสูงสุด (CV = ร้อยละ 30.617) รองลงมา คือ ราคาวัคซีน (CV = ร้อยละ 22.135) ผลการทดสอบ ADF พบว่า ตัวแปรส่วนใหญ่ไม่มีความนิ่งในระดับ Level แต่มีความนิ่งหลังทำผลต่างอันดับที่หนึ่ง และผลการตรวจสอบ VIF พบว่า ค่า VIF อยู่ระหว่าง 1.347 ถึง 3.272 ซึ่งต่ำกว่าเกณฑ์ 10 แสดงว่าไม่พบปัญหา Multicollinearity ในระดับรุนแรง

2. ผลการตรวจสอบความนิ่งของข้อมูลและ Multicollinearity

ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วย ADF Test แสดงดังตารางที่ 2

ตารางที่ 2 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วย ADF Test

ตัวแปร	ADF Level	p-value	ADF First Diff.	p-value	VIF
ราคาสุกรมี่ชีวิต	-2.154	0.223	-9.939	0.000	-
ราคาน้ำมันดีเซล	-2.144	0.227	-6.454	0.000	2.874
ราคาลูกพันธุ์สุกรมี่	-2.602	0.093	-7.286	0.000	2.407
ราคาอาหารสำเร็จรูป	-2.268	0.182	0.221	0.973	2.489
ราคาวัคซีน	-0.462	0.899	-11.075	0.000	3.272
ดัชนีราคาผู้บริโภค	-1.469	0.549	-16.964	0.000	1.347



จากตารางที่ 2 พบว่า ตัวแปรส่วนใหญ่ไม่มีความนิ่งในระดับ Level แต่มีความนิ่งหลังทำผลต่างอันดับที่หนึ่ง ($p < 0.05$) ยกเว้นราคาอาหารสำเร็จรูปที่มีลักษณะเปลี่ยนแปลงเป็นช่วง ซึ่งผู้วิจัยพิจารณาร่วมกับผลการตรวจสอบค่าคลาดเคลื่อนของแบบจำลองในขั้นสุดท้าย สำหรับผลการตรวจสอบ Multicollinearity พบว่า ค่า VIF ของตัวแปรอิสระทุกตัว อยู่ระหว่าง 1.347 - 3.272 ซึ่งต่ำกว่าเกณฑ์ 10 แสดงว่าไม่พบปัญหา Multicollinearity ในระดับรุนแรง และตัวแปรอิสระทั้ง 5 ตัวสามารถนำเข้าสู่แบบจำลองได้

3. ผลการคัดเลือกแบบจำลอง ARIMAX ที่เหมาะสม

ผู้วิจัยประมาณค่าแบบจำลอง ARIMAX หลายรูปแบบและเปรียบเทียบกับเกณฑ์ AIC BIC RMSE MAE และ MAPE ดังตารางที่ 3 พบว่า แบบจำลอง ARIMAX(1,0,0) มีค่า AIC = -340.909 และ BIC = -318.676 ต่ำที่สุดในบรรดาแบบจำลองที่พิจารณา จึงได้รับการคัดเลือกเป็นแบบจำลองหลัก

ตารางที่ 3 ผลการเปรียบเทียบแบบจำลอง ARIMAX

แบบจำลอง	AIC	BIC	RMSE	MAE	MAPE (%)
ARIMAX(1,0,0)	-340.909	-318.676	3.838	2.881	4.059
ARIMAX(2,0,0)	-337.625	-312.688	4.263	3.035	4.289
ARIMAX(1,0,1)	-337.415	-312.479	3.803	2.857	4.019
ARIMAX(2,0,1)	-335.592	-307.886	4.689	3.113	4.408
ARIMAX(3,0,0)	-331.693	-304.071	4.221	3.063	4.329
ARIMAX(1,0,2)	-331.472	-303.850	3.813	2.866	4.026
ARIMAX(0,1,0)	-330.375	-310.981	4.008	2.870	4.049
ARIMAX(1,1,1)	-328.750	-303.891	18.782	4.623	6.672

จากตารางที่ 3 พบว่า การเปรียบเทียบแบบจำลอง ARIMAX หลายรูปแบบ แบบจำลอง ARIMAX(1,0,0) มีค่า AIC ต่ำที่สุด (-340.909) และค่า BIC ต่ำที่สุด (-318.676) จึงได้รับการคัดเลือกเป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด ผลการประมาณค่า พบว่า ราคาลูกพันธุ์สุกร ($\beta = 0.195$, $p = .010$) และราคาวัคซีน ($\beta = 0.398$, $p = .002$) มีอิทธิพลเชิงบวกต่อราคาสุกรมีชีวิตอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 ขณะที่ค่า AR(1) เท่ากับ 0.847 ($p < .001$) แสดงถึงความสัมพันธ์สูงระหว่างราคาสุกรในเดือนปัจจุบันกับราคาเดือนก่อนหน้า ผลการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลองด้วย Ljung-Box Q Statistic พบว่า ค่าคลาดเคลื่อนมีลักษณะเป็น White Noise ($p > .05$ ที่ทุก lag) และผลการประเมินความแม่นยำ พบว่า RMSE = 3.838, MAE = 2.881 และ MAPE = ร้อยละ 4.059 ซึ่งอยู่ในระดับดีมาก

4. ผลการประมาณค่าแบบจำลอง ARIMAX(1,0,0)

ผลการประมาณค่าแบบจำลอง ARIMAX(1,0,0) แสดงดังตารางที่ 4 พบว่า ราคาลูกพันธุ์สุกรมีค่าสัมประสิทธิ์ 0.195 ($p = .010$) และราคาวัคซีนมีค่าสัมประสิทธิ์ 0.398 ($p = .002$) ทั้งสองตัวแปรมีอิทธิพลเชิงบวกต่อราคาสุกรมีชีวิตอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ .01 ขณะที่ค่า AR(1) = 0.847 ($p < .001$) แสดงให้เห็นว่าราคาสุกรมีชีวิตในปัจจุบันมีความสัมพันธ์สูงกับราคาเดือนก่อนหน้า ส่วนราคาน้ำมันดีเซล ราคาอาหารสำเร็จรูป และดัชนีราคาผู้บริโภค ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในแบบจำลองนี้

ตารางที่ 4 ผลการประมาณค่าแบบจำลอง ARIMAX(1,0,0)

ตัวแปร	สัมประสิทธิ์	S.E.	z-statistic	p-value	ผลการทดสอบ
ค่าคงที่	-0.430	0.499	-0.861	0.389	ไม่มีนัยสำคัญ
ราคาน้ำมันดีเซล	-0.106	0.168	-0.630	0.528	ไม่มีนัยสำคัญ
ราคาอุปกรณ์รถจักรยาน	0.195	0.075	2.593	0.010	มีนัยสำคัญที่ระดับ .01
ราคาอาหารสำเร็จรูป	0.060	0.094	0.635	0.525	ไม่มีนัยสำคัญ
ราคาวัคซีน	0.398	0.127	3.134	0.002	มีนัยสำคัญที่ระดับ .01
ดัชนีราคาผู้บริโภค	0.484	0.591	0.820	0.412	ไม่มีนัยสำคัญ
AR(1)	0.847	0.048	17.798	0.000	มีนัยสำคัญที่ระดับ .01

จากตารางที่ 4 พบว่า ผลการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง พบว่า p-value ของ Ljung-Box Q Statistic ที่ lag 6, 12, 18 และ 24 มีค่ามากกว่า 0.05 ทุกค่า และ ADF ของค่าคลาดเคลื่อนมีค่า -9.165 โดย p-value เท่ากับ 0.000 แสดงว่าค่าคลาดเคลื่อนมีลักษณะเป็น white noise และแบบจำลองมีความเหมาะสมต่อการพยากรณ์

5. ผลการตรวจสอบความเหมาะสมและความแม่นยำ

ผลการตรวจสอบความเหมาะสมและความแม่นยำของแบบจำลองด้วยการทดสอบ Ljung-Box Q Statistic แสดงดังตารางที่ 5

ตารางที่ 5 ผลการทดสอบ Ljung-Box Q Statistic

Lag	Ljung-Box Q	p-value	ผลการทดสอบ
6	4.901	0.557	ไม่พบ Autocorrelation
12	9.058	0.698	ไม่พบ Autocorrelation
18	18.864	0.400	ไม่พบ Autocorrelation
24	22.325	0.560	ไม่พบ Autocorrelation

จากตารางที่ 5 พบว่า ค่า p-value ที่ lag 6 12 18 และ 24 มีค่ามากกว่า 0.05 ทุกค่า แสดงว่าค่าคลาดเคลื่อนของแบบจำลองมีลักษณะเป็น White Noise และผลการทดสอบ ADF ของค่าคลาดเคลื่อน (ADF = -9.165, p = .000) ยืนยันว่าค่าคลาดเคลื่อนมีความนิ่ง ดังนั้น แบบจำลอง ARIMAX(1,0,0) มีความเหมาะสมสำหรับการพยากรณ์ การประเมินความแม่นยำ พบว่า RMSE = 3.838 MAE = 2.881 และ MAPE = ร้อยละ 4.059 ซึ่งอยู่ในระดับดีมาก (MAPE < ร้อยละ 10)

6. ผลการพยากรณ์ราคาสุกรมี่ชีวิตในปี พ.ศ. 2568

การพยากรณ์ปี พ.ศ. 2568 ในงานวิจัยนี้เป็นการพยากรณ์เชิงสถานการณ์ โดยสมมติให้ค่าของตัวแปรภายนอกทั้งหมดคงที่เท่ากับค่าล่าสุด ณ เดือนธันวาคม พ.ศ. 2567 ภายใต้สมมติฐานดังกล่าว ราคาสุกรมี่ชีวิตมีแนวโน้มทยอยเพิ่มขึ้นตลอดปี



ตารางที่ 6 ผลการพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตปี พ.ศ. 2568 (บาทต่อกิโลกรัม)

เดือน	ค่าพยากรณ์	ขอบล่าง 95%	ขอบบน 95%
มกราคม 2568	78.577	70.681	87.354
กุมภาพันธ์ 2568	79.069	68.821	90.842
มีนาคม 2568	79.488	67.852	93.119
เมษายน 2568	79.845	67.303	94.725
พฤษภาคม 2568	80.149	66.986	95.899
มิถุนายน 2568	80.408	66.809	96.775
กรกฎาคม 2568	80.627	66.717	97.438
สิงหาคม 2568	80.814	66.678	97.947
กันยายน 2568	80.972	66.672	98.341
ตุลาคม 2568	81.107	66.685	98.648
พฤศจิกายน 2568	81.221	66.709	98.890
ธันวาคม 2568	81.318	66.739	99.082

จากตารางที่ 6 พบว่า การพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตในปี พ.ศ. 2568 กำหนดให้ตัวแปรภายนอกทุกตัวคงที่เท่ากับค่าล่าสุด ณ เดือนธันวาคม พ.ศ. 2567 ผลการพยากรณ์แสดงดังตารางที่ 6 พบว่า ราคาสุกรมีชีวิตมีแนวโน้มเพิ่มขึ้นอย่างค่อยเป็นค่อยไปจาก 78.58 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนมกราคม เป็น 81.32 บาทต่อกิโลกรัมในเดือนธันวาคม คิดเป็นการเพิ่มขึ้นร้อยละ 3.49 ตลอดทั้งปี ช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 กว้างขึ้นตามระยะเวลาการพยากรณ์ สะท้อนถึงความไม่แน่นอนที่สูงขึ้นเมื่อพยากรณ์ในระยะยาว

อภิปรายผล

ผลการวิจัยที่พบว่า ARIMAX(1,0,0) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดนั้นเนื่องจากแบบจำลองนี้มีค่า AIC และค่า BIC ต่ำที่สุด ซึ่งทั้งสองเป็นเกณฑ์สำหรับการคัดเลือกแบบจำลองอนุกรมเวลา โดยพิจารณาความสมดุลระหว่างความสามารถในการอธิบายข้อมูลกับความซับซ้อนของแบบจำลอง ทั้งสองเกณฑ์มีหลักการว่าค่ายิ่งต่ำยิ่งแสดงถึงแบบจำลองที่เหมาะสมกว่าจึงได้รับการคัดเลือกเป็นแบบจำลองที่เหมาะสม สอดคล้องกับ MacLachlan, M. et al. ที่พบว่า การบูรณาการตัวแปรภายนอกเข้าสู่ แบบจำลองพยากรณ์ราคาอาหารช่วยลดความคลาดเคลื่อนได้อย่างมีนัยสำคัญเมื่อเทียบกับการใช้ข้อมูลราคาในอดีตเพียงอย่างเดียว (MacLachlan, M. et al., 2025) และสอดคล้องกับ Anggraeni, W. et al. ที่ใช้ ARIMAX พยากรณ์ราคาข้าวในอินโดนีเซียโดยรวมตัวแปรภายนอกด้านผลผลิตและฤดูกาล ค่า MAPE ร้อยละ 4.059 ที่ได้นั้นอยู่ในระดับดีมากตามเกณฑ์ที่ยอมรับในวงวิชาการ (MAPE < ร้อยละ 10) (Anggraeni, W. et al., 2019) และงานของ พิมพ์ชนก เกียรติธีรชัย ที่รายงานค่า MAPE ของการพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตด้วย Business Intelligence อยู่ที่ร้อยละ 9.61 (พิมพ์ชนก เกียรติธีรชัย, 2565)

การที่ราคาลูกพันธุ์สุกรมีอิทธิพลเชิงบวกอย่างมีนัยสำคัญต่อราคาสุกรมีชีวิต มีความสมเหตุสมผลในเชิงเศรษฐศาสตร์ เนื่องจากลูกพันธุ์สุกรเป็นต้นทุนเริ่มต้นของการผลิตสุกรขุน หากราคาลูกพันธุ์สูงขึ้นต้นทุนรวมต่อรอบการผลิตย่อมเพิ่มขึ้น และสุกรขุนที่ออกสู่ตลาดจะถูกกำหนดราคาสูงขึ้นตามไปด้วย นอกจากนี้ ราคาลูกพันธุ์ยังสะท้อนภาวะอุปทานของระบบการผลิต ผลนี้สอดคล้องกับ Hua, J. et al. ที่ระบุว่าราคาลูกสุกรเป็นปัจจัยสำคัญที่เกี่ยวข้องกับความผันผวนของราคาสุกร (Hua, J. et al., 2024) และสอดคล้องกับ Cui, Y. ที่นำต้นทุนลูกสุกรเป็นตัวแปรสำคัญในการพยากรณ์ราคาสุกรจีน (Cui, Y., 2016)

ราคาวัคซีนที่มีอิทธิพลเชิงบวกต่อราคาสุกรมีชีวิตสะท้อนว่า ต้นทุนด้านสุขภาพสัตว์เป็นส่วนสำคัญของโครงสร้างต้นทุนการผลิตสุกร โดยเฉพาะในช่วงที่มีความเสี่ยงจากโรคระบาด เช่น ASF ซึ่งสร้างผลกระทบต่ออุปทานสุกรได้อย่างรุนแรง (Mason-D'Croz, D. et al., 2020) และยังสอดคล้องกับ Cui, Y. ที่นำต้นทุนการป้องกันโรคเป็นตัวแปรอธิบายราคาสุกร และชี้ว่าต้นทุนด้านสุขภาพสัตว์สามารถใช้ประกอบการพยากรณ์ได้ (Cui, Y., 2016)

การที่ราคาน้ำมันดีเซล ราคาอาหารสำเร็จรูป และดัชนีราคาผู้บริโภค ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในแบบจำลองนี้สามารถอธิบายได้ว่า ราคาสุกรมีชีวิตเป็นราคาหน้าฟาร์มซึ่งสะท้อนต้นทุนการผลิตภายในฟาร์มมากกว่า ต้นทุนโลจิสติกส์และระดับราคาสินค้าทั่วไป อีกทั้งผลกระทบของราคาอาหารสัตว์อาจมีระยะเวลาหน่วงตามรอบการเลี้ยงสุกรขุน ซึ่งโดยทั่วไปใช้เวลา 5-6 เดือน ดังนั้น การศึกษาในอนาคตควรพิจารณา Lagged Variables ของตัวแปรต้นทุนเหล่านี้

องค์ความรู้ใหม่

งานวิจัยนี้สร้างองค์ความรู้ใหม่ที่สำคัญ 3 ประการ ซึ่งเป็นผลสัมฤทธิ์ที่ยังไม่เคยถูกพิสูจน์อย่างเป็นระบบในบริบทสุกรไทยมาก่อน

1. โครงสร้างของโมเดล ARIMAX(1,0,0) โมเดลทำงานแบ่งออกเป็น 3 ชั้น

ชั้นแรก คือ ปัจจัยนำเข้า ซึ่งแบ่งชัดเป็นสองกลุ่ม กลุ่มที่มีนัยสำคัญทางสถิติ (ราคาสุกรเดือนก่อน + ราคาลูกพันธุ์ + ราคาวัคซีน) และกลุ่มที่ไม่มีนัยสำคัญ (ราคาน้ำมัน ราคาอาหารสัตว์ CPI) ซึ่งตัวมันเองก็เป็นองค์ความรู้ใหม่ที่ท้าทายสมมติฐานเดิม

ชั้นที่สอง คือ แกนกลางของโมเดล ที่บูรณาการกลไกอนุกรมเวลา (ความเฉื่อยราคา $AR = 0.847$) เข้ากับตัวแปรภายนอก (ต้นทุนการผลิต) ซึ่งแตกต่างจากงานไทยก่อนหน้านี้ที่ใช้อย่างใดอย่างหนึ่งเท่านั้น

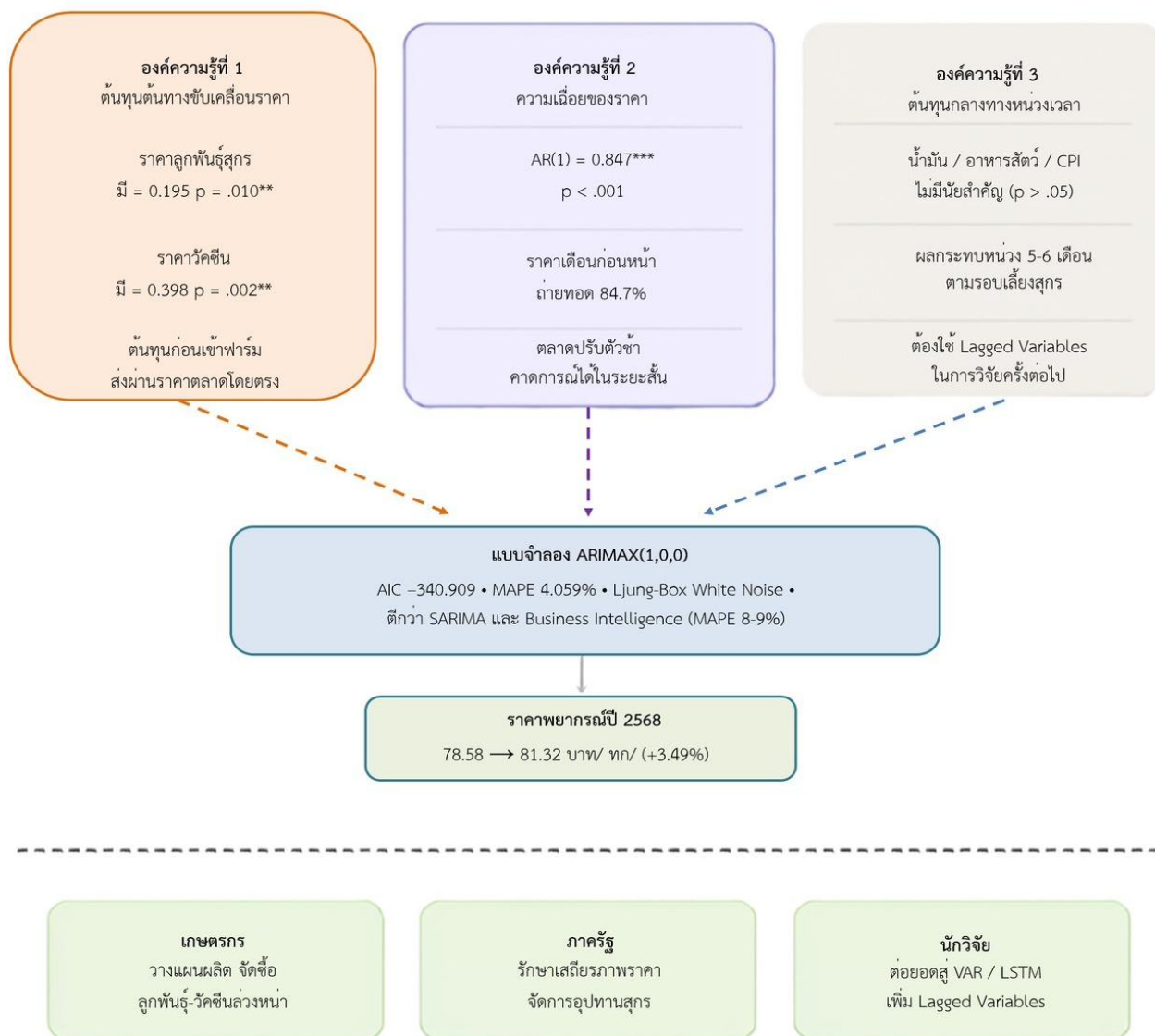
- ชั้นที่สาม คือ ผลลัพธ์ ได้แก่ ค่าพยากรณ์รายเดือนพร้อม CI 95% ที่ความแม่นยำ $MAPE = 4.059\%$

2. สาระสำคัญของ 3 องค์ความรู้ใหม่

ประการแรก ต้นทุนต้นทุนทาง คือ ตัวขับเคลื่อนหลักของราคาลูกพันธุ์และวัคซีนมีผลเชิงบวกอย่างมีนัยสำคัญต่อราคาตลาด เนื่องจากสะท้อนต้นทุนก่อนการเลี้ยงสุกรจริงซึ่งส่งต่อไปยังราคาขายหน้าฟาร์ม

ประการที่สอง ต้นทุนกลางทางไม่มีผลระยะสั้น ราคาน้ำมัน ราคาอาหารสัตว์ และ CPI ไม่มีนัยสำคัญ อาจเพราะผลกระทบเหล่านี้มีระยะหน่วงตามรอบการเลี้ยง 5-6 เดือน ซึ่งเปิดโจทย์วิจัยใหม่ให้กับ Lagged Variables

ประการที่สาม ความเฉื่อยของราคาสูงมาก ค่า $AR(1) = 0.847$ แสดงว่าราคาสุกรในแต่ละเดือนถ่ายทอดตัวเองไปยังเดือนถัดไปสูงถึง 84.7% สะท้อนว่าตลาดสุกรไทยปรับตัวช้าและคาดเดาได้ในระดับหนึ่ง ดังภาพที่ 1



ภาพที่ 1 แบบจำลอง ARIMAX (1,0,0) - ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทย 2558 - 2567

สรุปและข้อเสนอแนะ

การสร้างแบบจำลองการพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตในประเทศไทยครั้งนี้ โดยบูรณาการข้อมูลอนุกรมเวลา กับปัจจัยต้นทุนการผลิตได้อย่างมีประสิทธิภาพ แบบจำลองมีความแม่นยำในระดับดีมาก (MAPE = ร้อยละ 4.059) แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ ARIMAX(1,0,0) ประกอบด้วย ราคาลูกพันธุ์สุกรและราคาวัคซีนเป็นปัจจัยสำคัญ ที่มีอิทธิพลเชิงบวกต่อราคาสุกรมีชีวิตอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ข้อเสนอแนะเชิงนโยบายภาครัฐและผู้ประกอบการ ควรให้ความสำคัญกับการติดตามและบริหารจัดการต้นทุนด้านลูกพันธุ์สุกรและสุขภาพสัตว์ ควรติดตามต้นทุนด้าน ลูกพันธุ์สุกรและวัคซีนอย่างเป็นระบบ พร้อมพัฒนารฐานข้อมูลต้นทุนการผลิตสุกรที่ต่อเนื่อง ทันสมัยและเข้าถึงได้ง่าย เพื่อใช้สนับสนุนการวิเคราะห์เสถียรภาพด้านราคาและความมั่นคงทางอาหาร ข้อเสนอแนะเชิงปฏิบัติ ผู้ประกอบการ และเกษตรกรควรวางแผนจัดซื้อลูกพันธุ์สุกรและวัคซีนล่วงหน้าควบคู่กับการใช้ผลพยากรณ์เพื่อวางแผนการผลิต

การบริหารสต็อก และการประเมินรายได้ ข้อเสนอแนะเชิงวิชาการ การศึกษาครั้งต่อไปควรเพิ่มตัวแปรที่สะท้อนปริมาณการผลิต การบริโภค การนำเข้า - ส่งออก ราคาวัตถุดิบอาหารสัตว์ และตัวแปรโรคระบาด ตลอดจนพิจารณาตัวแปรล่าช้าและเปรียบเทียบกับแบบจำลองทางเลือก เช่น VAR, VECM, Random Forest, XGBoost หรือ LSTM เพื่อให้ได้แบบจำลองที่มีประสิทธิภาพสูงสุดในบริบทของอุตสาหกรรมสุกรไทย

เอกสารอ้างอิง

- ทิพศรีณย์ เจาสี และคณะ. (2565). การพยากรณ์ราคาสุกรมีชีวิตของประเทศไทยด้วยวิธีบ็อกซ์-เจนคินส์. วารสารเกษตรนเรศวร, 19(2), 1-12.
- พิมพ์ชนก เกียรติธีรชัย. (2565). โมเดลธุรกิจอัจฉริยะเพื่อการพยากรณ์ราคาเนื้อสุกรในประเทศไทย. ใน วิทยานิพนธ์วิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาวิชาการบริหารเทคโนโลยี. วิทยาลัยนวัตกรรม มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์.
- ศูนย์วิจัยกสิกรไทย. (2568). แนวโน้มอุตสาหกรรมเนื้อสุกรไทย (Update). เรียกใช้เมื่อ 19 มีนาคม 2568 จาก <https://www.kasikornresearch.com/th/analysis/k-social-media/Pages/Pork-Industry-IAO124-FB-2025-03-19.aspx>
- อรอุมา ทองหล่อ และคณะ. (2564). การประยุกต์ใช้วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาในการพยากรณ์ราคาสุกรพันธุ์ลูกผสมของประเทศไทย. วารสารมหาวิทยาลัยศรีนครินทรวิโรฒ (สาขาวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี), 13(26), 121-133.
- Anggraeni, W. et al. (2019). Forecasting the price of Indonesia's rice using hybrid artificial neural network and autoregressive integrated moving average with exogenous variables. *Procedia Computer Science*, 161, 677-686. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2019.11.171>.
- Box, G. E. P. et al. (2015). *Time series analysis: Forecasting and control*. (5th ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Cui, Y. (2016). The study of prediction of hog price in China. Italy: Istat & FAO.
- Dickey D. A. & Fuller W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Hua, J. et al. (2024). The fluctuation of pig prices and the identification of major drivers in China. *PLOS ONE*, 19(11), e0313982. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0313982>.
- Hyndman, R. J. & Athanasopoulos, G. (2021). *Forecasting: Principles and practice*. (3rd ed.). Melbourne: OTexts.
- Kiattiteerachai, P. & Khongmalai, O. (2023). A study of factors affecting price forecasting in the pork supply chain in Thailand. *Suan Dusit Graduate School Academic Journal*, 19(1), 147-163.
- Liu, X. et al. (2025). Decomposition-reconstruction-optimization framework for hog price forecasting: Integrating STL, PCA, and BWO-optimized BiLSTM. *PLOS ONE*, 20(6), 1-29, e0324646. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0324646>.

- MacLachlan, M. et al. (2025). Adaptive food price forecasting improves public information in times of rapid economic change. *Nature Communications*, 16, 1-14. <https://doi.org/10.1038/s41467-025-61660-x>.
- Mason-D'Croz, D. et al. (2020). Modelling the global economic consequences of a major African swine fever outbreak in China. *Nature Food*, 1(4), 221-228.
- Qin, J. et al. (2023). A pork price prediction model based on a combined Sparrow Search Algorithm and Classification and Regression Trees model. *Applied Sciences*, 13(23), 1-23.
- Sun, C. et al. (2024). A study on agricultural commodity price prediction model based on secondary decomposition and long short-term memory network. *Agriculture*, 14(1), 1-21.