บทที่ 2
ทฤษฎีและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวความคิดที่ใช้ในการศึกษา

วิธีการศึกษานี้จะทำการพยากรณ์ราคาทองคำแท่งรายเดือนซึ่งเป็นการพยากรณ์อนุกรมเวลาสำหรับแบบจำลอง ARIMA โดยอิงใช้ทฤษฎีของ Box-Jenkins (1976) เป็นเครื่องมือในการศึกษาครั้งนี้เนื่องจากวิธีนี้เป็นมีความแม่นยำและสามารถนำไปพยากรณ์ค่าข้อมูลในอนาคตได้อย่างถูกต้องและใกล้เคียงกับความเป็นจริงมากที่สุด การพยากรณ์อนุกรมเวลาสำหรับแบบจำลอง ARIMA โดยวิธีการ Box-Jenkins มีทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง ดังนี้

2.1.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test)

ในการศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งสิ่งสำคัญที่จะต้องนำมาพิจารณา คือ ข้อมูลอนุ กรมเวลานั้นมีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือไม่ (Pindyck and Rubinfeld, 1998) มิฉะนั้นอาจเกิดปัญหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรเป็นความสัมพันธ์ไม่แท้จริง (Spurious Regression) ซึ่งยากที่จะยอมรับได้ในทางเศรษฐศาสตร์ ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้จึงจำเป็นต้องทดสอบความนิ่งของข้อมูล

อนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง สามารถพิจารณาได้จากค่าเฉลี่ย, ความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วมของข้อมูลอนุกรมเวลา ดังต่อไปนี้

$$E(Y_t) = \text{constant} = U_y \tag{2.1}$$

โดยที่ Y_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งเป็นกระบวนการเชิงสุ่ม

กล่าวคือ หากข้อมูลอนุกรมมีลักษณะนิ่ง (Stationary) แล้ว ณ ทุกๆค่าที่เวลา t ใด ๆ จะมีค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ คงที่ หรือเท่ากับ U_y

$$E[(Y_t - \mu_y)^2] = \sigma_y^2 \tag{2.2}$$

หากข้อมูลอนุกรมมีลักษณะนิ่ง (Stationary) แล้ว ณ ทุกๆค่าที่เวลา t ใดๆ จะมีค่าความแปรปรวน (Variance) คงที่

$$\mathrm{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \sigma_k - \mu \tag{2.3}$$

หากข้อมูลอนุกรมมีลักษณะนิ่ง (Stationary) แล้วอีกเงื่อนไขหนึ่งที่มีความสำคัญคือ ค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) จะต้องมีค่าคงที่ ณ เวลา t ใด ๆ

ในการวิเคราะห์ข้อมูลที่เป็นอนุกรมเวลานั้น ข้อมูลจะต้องมีลักษณะนิ่ง เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมาจากกระบวนการเชิงสุ่ม การนำข้อมูลอนุกรมเวลาไปใช้โดยไม่ได้ทำการตรวจสอบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่งหรือไม่ ค่าสถิติที่เกิดขึ้นจะมีการแจกแจงไม่มาตรฐาน (Non-Standard Distributions) ซึ่งทำให้การนำไปใช้เปรียบเทียบกับค่าในตารางมาตรฐานไม่ถูกต้อง เนื่องจากค่าต่างๆนั้นมีสมมติฐานว่าข้อมูลนั้นมีการแจกแจงมาตรฐาน (Standard Distributions) ทำให้เกิดการลงความเห็นที่ผิดพลาด และความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) กล่าวคือ R^2 มีค่าสูงมากและได้สถิติ T – test มีนัยสำคัญหรือสูงเกินกว่าความเป็นจริง

แนวคิดการทดสอบ Unit Root (Gujarati, 2003) ได้อธิบายว่าสามารถทดสอบได้โดยใช้การทดสอบ DF (Dicky-Fuller Test) (Dicky and Fuller, 1981) และการทดสอบ ADF (Augmented Dicky-Fuller test) (Said and Dickey 1984) ซึ่งกำหนดในสมการ (2.4)

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.4}$$

โดยที่ X_t คือข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งเป็นกระบวนการเชิงสุ่ม

กำหนดสมมติฐานว่าง $H_0 : \rho = 1$

และสมมติฐานรอง $H_1 : |\rho| < 1$

โดยถ้าปฏิเสธ H_0 หรือ $|\rho| < 1$ ข้อมูล X_t จะมีลักษณะนิ่ง (Stationary) แต่ถ้ายอมรับ H_0 หรือ $\rho = 1$ ข้อมูล X_t จะมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) อย่างไรก็ตามสมการที่ (2.4) สามารถแปลงเป็นสมการได้ดังนี้ คือ

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.5}$$

โดยที่ X_t เป็นกระบวนการเชิงสุ่มโดยไม่มีค่าคงที่และแนวโน้มเวลา (Random Walk)

จากสมการ (2.5) นี้สามารถเขียนให้อยู่ในรูป $X_t = (1+\theta) X_{t-1} + \varepsilon_t$ โดยให้ $\rho = (1+\theta)$ ซึ่งก็คือสมการที่ (2.4) นั่นเอง

ถ้า X_t เป็นกระบวนการเชิงสุ่มและมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (Random Walk with Drift) สามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.6}$$

สำหรับ X_t ซึ่งเป็นกระบวนการเชิงสุ่มและมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (Random Walk with Drift) และมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (Linear Time Trend) สามารถเขียนเป็นแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.7}$$

โดยกำหนดสมมติฐานว่าง $H_0 : \theta = 0$

และสมมติฐานรอง $H_1 : \theta < 0$

โดยถ้าปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ หรือยอมรับ $H_1 : \theta < 0$ หมายความว่า $\rho < 1$ และ X_t มี Integration of Order Zero (Charemza and Deadman, 1992) แสดงว่า X_t มีลักษณะนิ่ง (Stationary) และถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ แสดงว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) นอกจากนี้ Dickey and Fuller (1979) ได้พิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี Unit Root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าวได้แก่ สมการที่ (2.5) (2.6) และ (2.7) นำมาเข้าสู่กระบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) จะได้สมการ ดังต่อไปนี้

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.8}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.9}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.10}$$

ซึ่งสมการที่ (2.8) (2.9) และ(2.10) มีจำนวนของ Lagged Difference Terms ที่เพิ่มเข้ามา การที่ Lagged เพิ่มมากขึ้นจะทำให้เกิดค่าความคลาดเคลื่อน (Error Terms) ที่มีลักษณะเป็น Serially Independent และเมื่อนำการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller test (ADF) ซึ่งพัฒนามาจากวิธี Dickey-Fuller test (DF) เพื่อแก้ปัญหา Serial Correlation ในการตรวจสอบว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่งหรือไม่โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ T - test หรือ F - test ที่ คำนวณได้กับค่าวิกฤต MacKinnon (MacKinnon Critical Values) (Enders, 1995 ; Gujarati, 2003)

ในการหาจำนวนของ Lag Length ที่มีค่าเหมาะสมต่อการนำไปทดสอบนั้น (Enders, 1995) ได้เสนอวิธีที่เหมาะสมหลายวิธี เช่น การกำหนดจำนวนของ Lag Length ที่มีจำนวนมากพอ เช่นที่ P* แล้วดูว่าสัมประสิทธ์ Lag Length นั้นแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหรือไม่ โดยทดสอบด้วยค่าสถิติ T – test หรือ F – test ถ้าไม่มีนัยสำคัญทางสถิติให้ทำการลด Lag Length ลงทีละ 1 จนกว่าสัมประสิทธิ์ Lag Length นั้นจะแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ

เมื่อทำการพิจารณาการตรวจสอบแล้วว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ศึกษาไม่นิ่ง (Nonstationary) จะต้องแปลงให้นิ่ง (Stationary) เสียก่อน หลังจากนั้นจึงนำเข้าสู่วิธีการ Box – Jenkins ต่อไป

2.1.2 แบบจำลองพยากรณ์ โดยวิธี Box – Jenkins

แบบจำลอง Autoregressive/Integrated/Moving Average (ARIMA) คือ แบบจำลองพยากรณ์ที่นำมาใช้ในการศึกษาครั้งนี้ อย่างไรก็ตามเราควรมาทำความรู้จักกับสัญลักษณ์ ARIMA (p,d,q) เสียก่อนว่าหมายถึงอะไร ARIMA (p,d,q) หมายถึงข้อมูลดังกล่าวมีลักษณะ AR(p) และ MA(q) โดยที่ต้องหาผลต่าง d ครั้ง ข้อมูลดังกล่าวจึงจะมีลักษณะนิ่ง (Stationary) โดยจะอธิบายรูปแบบและความหมาย ดังต่อไปนี้

$$Y_t = \delta + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \ldots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

กล่าวคือเป็นรูปแบบการถดถอยด้วยตัวเอง (Autoregressive Processes): AR(p) ซึ่งหมายถึงค่าสังเกต Y_t ขึ้นอยู่กับค่า $Y_{t-1} \ldots\ldots Y_{t-p}$ หรือขึ้นอยู่กับค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p ค่า

ส่วนรูปแบบการเคลื่อนที่ของความคลาดเคลื่อน (Moving Average Processes): MA(q)ซึ่งหมายถึงค่าสังเกต Y_t ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อน $\varepsilon_{t-1} \ldots \varepsilon_{t-q}$ กล่าวอีกนัยหนึ่งคือ ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนก่อนหน้า q ค่า สามารถกำหนดรูปแบบได้ดังนี้

$$Y_t = \delta + \varepsilon_t - \theta_t \varepsilon_{t-1} - .... - \theta_q \varepsilon_{t-q} \qquad (2.12)$$

รูปแบบสุดท้ายที่เป็นส่วนหนึ่งใน ARIMA (p,d,q) คือ การหาผลต่าง (Differencing) ซึ่งเป็นการหาผลต่างปกติของอนุกรมเวลาเพื่อกำจัดแนวโน้ม นั่นคือ ถ้าอนุกรมเวลา Y_t มีแนว โน้มอยู่ในอนุกรมเวลา จะแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีแนวโน้ม (Z_t) โดย

$$Z_t = \Delta^d Y_t \qquad (2.13)$$

d เป็นลำดับของการหาผลต่าง

Δ คือผลต่างของตัวแปร

เช่น เมื่อ d=1 จะได้ $Z_t = \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

เมื่อ d=2 จะได้ $Z_t = \Delta^2 Y_t = \Delta(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t - \Delta Y_t\text{-}1 = Y_t - 2Y_{t-1} - Y_{t-2}$

จำนวนครั้งที่หาผลต่างจะขึ้นอยู่กับว่า เมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็น Stationary Series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น Stationary Series ต้องหาผลต่างต่อไป โดยทั่วไปถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเป็นแบบเส้นตรงจะใช้ d = 1 อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นแบบควอดราติกจะใช้ d = 2

การหาผลต่างฤดูกาลของอนุกรมเวลาถ้าอนุกรมเวลามีตัวแปรฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะต้องแปลงอนุกรมเวลาเดิม Y_t ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีฤดูกาล (Z_t) โดย

$$Z_t = \Delta_L^D Y_t \qquad (2.14)$$

D เป็นลำดับของการหาผลต่างฤดูกาล

L เป็นจำนวนฤดูกาลต่อปี

เช่น อนุกรมเวลารายเดือน (L = 12)

เมื่อ D = 1 จะได้ $Z_t = \Delta_{12} Y_t$ หรือ $Z_t = Y_t - Y_{t-12}$

เมื่อ D = 12 จะได้ $Z_t = \Delta_{12}^2 Y_t$ หรือ $Z_t = \Delta^2(Y_t - Y_{t-12}) = Y_t - 2Y_{t-12} - Y_{t-24}$

ผลต่างนี้จะทำกี่ครั้งขึ้นกับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็น Stationary Series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น Stationary Series ต้องหาผลต่างต่อไป

การหาผลต่างปกติและผลต่างฤดูกาล กรณีที่อนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและตัวแปรฤดูกาล การปรับให้อนุกรมเวลาเป็น Stationary Series นั้น จะทำได้โดยการหาผลต่างปกติและผลต่างฤดูกาล d และ D ควบคู่กันไป ซึ่งค่า d เป็นลำดับของการหาผลต่างปกติ และค่า D เป็นลำดับของการหาผลต่างฤดูกาล โดยที่ค่า d และ D จะมีค่าเท่าไรนั้นขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างปกติและผลต่างฤดูกาลแล้ว อนุกรมเวลาใหม่เป็น Stationary Series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น Stationary Series ต้องหาผลต่างต่อไป เช่น อนุกรมเวลารายเดือนที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล เมื่อ d=1 และ D=1 จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม Y_t ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ Y_t โดย

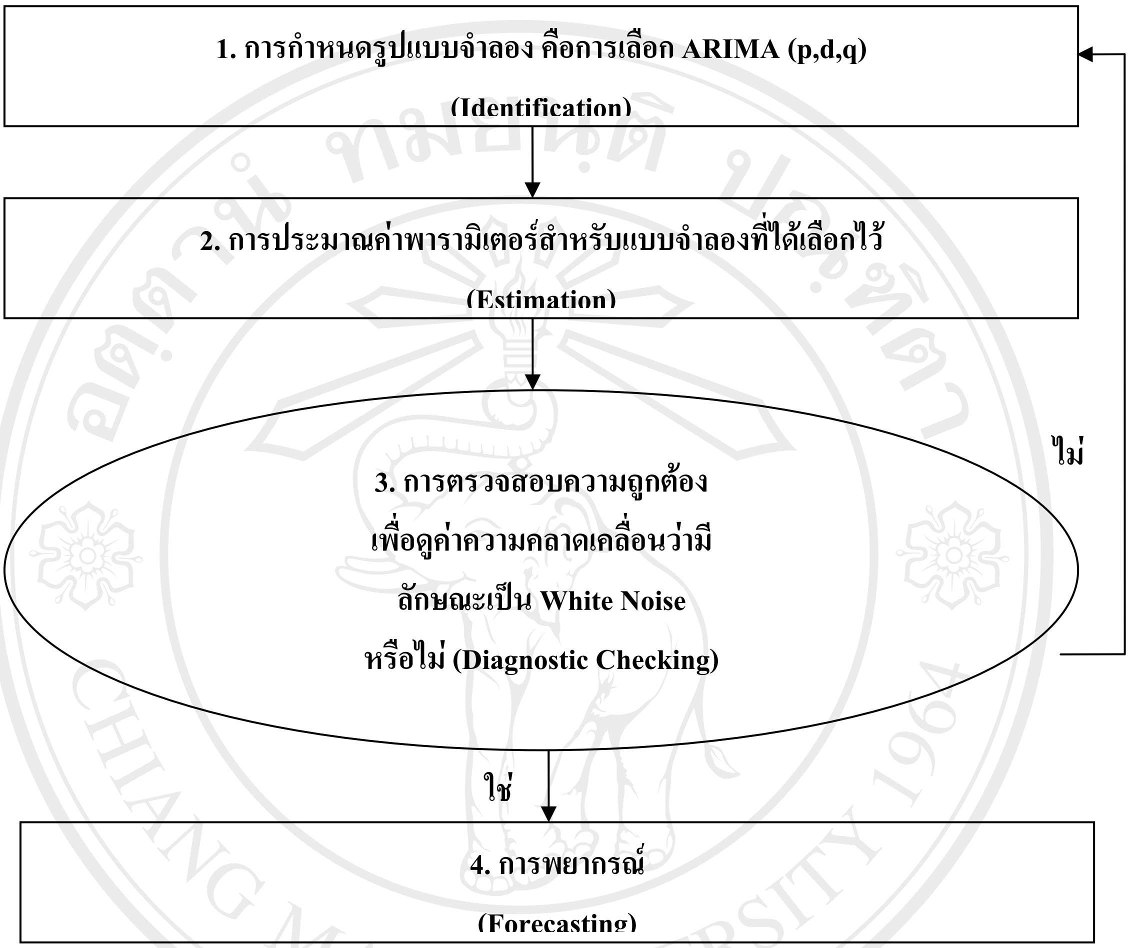
$$Z_t = \Delta_{12}^2 Y_t = \Delta(Y_t - Y_{t-12}) = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-12} - Y_{t-13}$$ เป็นต้น

สำหรับรูปแบบทั่วไปของอารีมา ARIMA (p,d,q) สามารถเขียนเป็นความสัมพันธ์ได้ดังนี้

$$\Delta^d Y_t = \delta + \phi_1 \Delta^d Y_{t-1} + \phi_2 \Delta^d Y_{t-2} + \ldots + \phi_p \Delta^d Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_t - \ldots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \qquad (2.15)$$

ขั้นตอนของ Box-Jenkins ประกอบด้วย 4 ขั้นตอน ดังนี้ ขั้นตอนที่หนึ่ง คือการกำหนดรูปแบบจำลอง (Identification) ขั้นตอนที่สอง คือการประมาณค่า (Estimation) ขั้นตอนที่สาม คือการวิเคราะห์ความถูกต้อง (Diagnostic Checking) และขั้นต้อนสุดท้าย คือการพยากรณ์ (Forecasting) ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากรูปที่ 2.1

รูปที่ 2.1 แสดงขั้นตอนของ Box and Jenkins



ที่มา: Gujarati (2003)

1) การกำหนดแบบจำลอง (Identification)

เป็นการกำหนดแบบจำลองให้กับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง และเป็นการหารูปแบบ ARMA (p,q) ที่คาดว่าเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาโดยพิจารณาที่สหสัมพันธ์ (Autocorrelation: ρ_k) โดยที่ ρ_k มีค่าอยู่ในช่วง [-1,1] คือการวัดความสัมพันธ์ของข้อมูลของแต่ละช่วงเวลาโดยมีช่วงเวลาย้อนหลังไป k หน่วยเวลา สำหรับวิธีการหาค่า ρ_k สามารถหาได้จากความแปรปรวนร่วม (Covariance) ของค่ากลุ่มตัวอย่าง (Sample Covariance) ที่มีช่วงเวลาย้อนหลังไป k หน่วยเวลา (Lag k) เทียบกับค่าแปรปรวน (Variance) ของกลุ่มตัวอย่าง (Sample Variance) ซึ่งจะพิจารณาได้จากสมการ ดังต่อไปนี้

$$\rho_k = \frac{Covariance \quad at \quad lag \quad k}{Variance} \tag{2.16}$$

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum\left(Y_t - \hat{Y}\right)\left(Y_{t+k} - \hat{Y}\right)}{\sum\left(Y_t - \overline{Y}\right)^2} \tag{2.17}$$

อย่างไรก็ตามเนื่องจากอนุกรมเวลาจะเผชิญกับปัญหาสหสัมพันธ์ทั้งที่เกิดจากตัวแปรอิสระที่เป็นค่าความล่าช้า (Lag) ของตัวแปรตาม (Autoregressive) และที่เป็นสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อน (Moving Average) โดยทั้งนี้เนื่องจาก Autocorrelation Function (ACF) จะใช้ในการอธิบายสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อน แต่ไม่สามารถใช้อธิบายสหสัม พันธ์ของตัวแปรอิสระที่เป็นค่าความล่าช้าของตัวแปรตาม ซึ่ง Patial Autocorrelation Function (PACF) จะใช้วัดความสัมพันธ์ดังกล่าว ดังจะสามารถพิจารณาได้จากสมการ Yule-walker (Pindyck and Rubinfeld, 1998) ดังนี้

$$\rho_p = \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2 \rho_{p-2} + ... + \phi_p \tag{2.18}$$

ถ้า k มากกว่า p จะได้

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + ... + \phi_p \rho_{k-p} \tag{2.19}$$

จากข้างต้นเมื่อทราบถึงคอลเรลโลแกรม (Correlogram) ของ ACF และ PACF จากนั้นนำมาหารูปแบบที่มีความเป็นไปได้โดยสามารถพิจารณาความเป็นไปได้ของแบบจำลองจากตาราง2.1 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 2.1 ตารางแสดงการพิจารณา ACF และ PACF

ชนิดของแบบจำลอง	รูปแบบของ ACF	รูปแบบของ PACF
AR(p)	ลู่โค้งเข้าหาแกน	เกิดค่าที่ชัดเจนเพียง p ค่าแล้วหายไป
MA(q)	เกิดค่าที่ชัดเจนเพียง q ค่าแล้วหายไป	ลู่โค้งเข้าหาแกน
ARMA(p,q)	ลู่โค้งเข้าหาแกน	ลู่โค้งเข้าหาแกน

ที่มา: Gujarati (2003)

จากตารางที่ 2.1 สามารถกำหนดรูปแบบของแบบจำลองได้ดังต่อไปนี้หาก Correlogramของ ACF มีลักษณะโค้งลู่เข้าหาแกนในระนาบ ในขณะที่ Correlogram PACF เกิดมีค่าขึ้นมาไม่กี่ค่าแล้วก็หายไป จำนวนของแท่งของค่าที่เกิดขึ้นมา ให้นับเป็นค่าที่ p ของ AR(p) ยกตัวอย่างเช่น เมื่อพิจารณา Correlogram ของ ACF ที่โค้งลู่เข้าแกนระนาบ และ PACF ที่มีแท่ง Correlogram เกิดขึ้น 1 แท่ง แปลได้ว่าแบบจำลองอาจมีลักษณะเป็น AR(1) ในทางตรงกันข้ามสำหรับ MA(q) นั้นก็จะมี ACF ที่เกิดขึ้นมาไม่กี่ค่าแล้วหายไป ในขณะที่ PACF จะลู่โค้งเข้าหาแกนระนาบนั้น ยกตัวอย่างเช่น หากค่า ACF เกิดแท่ง Correlogram ขึ้นเพียง 2 แท่ง และหลังจากนั้นก็หายไป ในขณะที่ PACF โค้งลู่เข้าหาแกนระนาบ สามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองควรมีลักษณะเป็น MA(2) และหาก ACF และ PACF โค้งเข้าหาแกนระนาบทั้งคู่ แบบจำลองควรจะเป็น ARMA(p,q) แต่อย่างไรก็ตามหลักการดังกล่าวก็เป็นเพียงเครื่องช่วยการพิจารณาในระดับหนึ่งเท่า นั้น เนื่องจากวิธีการดังกล่าวมีลักษณะที่เป็นศิลป์ (Art) มากกว่าศาสตร์ (Science) ดังนั้นเพื่อประเมินแบบจำลองว่าแบบจำลองใดมีความเหมาะสมที่จะใช้เป็นตัวแทนกลุ่มข้อมูลจริง สามารถพิจารณาได้จากค่าสถิติดังต่อไปนี้เพื่อประกอบในการตัดสินใจ

ก. ค่ารากที่สองของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Root Mean Square Error: RMSE)

เป็นการวัดค่าความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริง และค่าที่ประมาณจากแบบจำลองมีความแตกต่างกันมากน้อยเพียงใด ซึ่งหากค่า RMSE มีค่าเท่ากับศูนย์ จะหมายถึงแบบจำลองที่ประมาณได้มีค่าเท่ากับค่าจริงพอดี ดังนั้นหากว่าค่า RMSE มีค่าน้อยเพียงไร แสดงว่าแบบจำลองนั้นสามารถเป็นตัวแทนค่าจริงได้ดีมากเพียงนั้น (Pindyck and Rubinfeld, 1998) ซึ่งค่าสมการค่ารากที่สองของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (RMSE) แสดงได้ดังนี้

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^s - Y_t^a\right)} \tag{2.20}$$

กำหนดให้ Y_t^s คือที่ประมาณจากแบบจำลอง

Y_t^a คือค่าข้อมูลจริง

T คือจำนวนของคาบเวลาที่ใช้ในการประมาณแบบจำลอง

ข. ค่า Theil's inequality coefficient (U)

ในหลักการเบื้องต้นพบว่า สมการที่ใช้นี้ยังคงมีหลักการที่คล้ายกันกับ RMSE คือ ค่าสถิตินี้จะมีค่าอยู่ระหว่าง 0 และ 1 ทั้งนี้หากค่า U มีค่าเท่ากับศูนย์ หมายความว่าค่าที่ได้จากการประมาณมีค่าเท่ากับค่าที่เป็นข้อมูลจริง แสดงถึงแบบจำลองที่ประมาณได้เป็นแบบจำลองที่เป็นตัวแทนข้อมูลจริงได้อย่างดีที่สุด ในขณะที่ถ้า U มีค่าเท่ากันกับหนึ่ง แปลว่าแบบจำลองที่ประมาณได้เป็นแบบจำลองที่แย่ที่สุด (Pindyck and Rubinfeld, 1998) ดังนั้นวิธีการพิจารณาค่าสถิตินี้ให้เลือกจากแบบจำลองที่มีค่า U ที่น้อยๆ ดังจะพิจารณาได้จากสมการที่ (2.21)

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^s - Y_t^a\right)}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Y_t^a)^2}} \tag{2.21}$$

กำหนดให้ Y_t^s คือที่ประมาณจากแบบจำลอง

Y_t^a คือค่าข้อมูลจริง

T คือจำนวนของคาบเวลาที่ใช้ในการประมาณแบบจำลอง

ค. ค่า R^2 และ Adjusted R^2 ($\overline{R}^2$)

คือ การวัดค่าของตัวแปรอิสระว่าสามารถอธิบายตัวแปรตามได้มากน้อยเพียงใด หากค่า R^2 เท่ากับ 1 หมายความว่าตัวแปรอิสระสามารถอธิบายตัวแปรตามได้ 100% ในทางกลับกันหากค่า R^2 มีค่าเท่ากับ 0 หมายความว่าตัวแปรอิสระไม่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้เลย อย่างไรก็ตามพบว่า หากมีการเพิ่มตัวแปรอิสระเข้าไปในสมการมากๆ ก็จะทำให้ค่า R^2 มากขึ้นด้วย ซึ่งนับเป็นข้อจำกัดของค่าสถิตินี้ โดยสามารถพิจารณารูปแบบสมการได้จากสมการที่ (2.22)

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \hat{u}_i^{\,2}}{\sum y_i^2} \qquad (2.22)$$

ดังนั้น เพื่อปรับปรุงข้อจำกัดดังกล่าวข้างต้น จึงเกิดค่าสถิติใหม่คือ ค่า Adjusted R^2 ($\overline{R}^2$) ซึ่งจะมีการผกผันกันระหว่าง ตัวแปรที่เพิ่มเข้าไป กับค่า R^2 ที่ได้เพิ่มขึ้นมาดังแสดงในสมการที่ (2.23)

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{\sum \hat{u}_i^{\,2} / (n-k)}{\sum y_i^2 / (n-1)} \qquad (2.23)$$

ง. Akaike Information Criterion (AIC)

Maddala (1992) ได้กล่าวว่า AIC นิยมใช้กันทั่วไปในแบบจำลองที่ไม่เป็นเชิงเส้น (Nonlinear Models) เป็นค่าสถิติที่ประยุกต์คล้ายกับ ค่า Adjusted R^2 ($\overline{R}^2$) แต่ใช้ในรูปแบบการใส่ค่าลอกาลิทึมธรรมชาติ (Natural Logarithm) โดยหากค่าสถิตินี้มีค่าน้อยเพียงใด หมายความว่าแบบจำลองที่ประมาณได้นั้นสามารถเป็นตัวแทนข้อมูลจริงได้ดีเพียงนั้น ทั้งนี้ค่าสถิตินี้เหมาะสำหรับการนำไปใช้หาค่าย้อนหลัง (Lag Length) ที่เหมาะสมได้อีกด้วย ซึ่งแสดงในสมการที่ (2.24)

$$AIC = \ln\left(\frac{\underline{e'e}}{n}\right) + \left(\frac{2k}{n}\right) \qquad (2.24)$$

กำหนดให้ $\underline{e'e} = \sum_{i=1}^{n} e_i^2$ คือผลบวกของกำลังสองของส่วนตกค้างหรือส่วนที่เหลือ (Residual) จากแบบจำลอง

n คือค่าสังเกตทั้งหมด

จากค่าสถิติที่กล่าวมาข้างต้นทั้งหมดจะนำมาใช้ประกอบในการพิจารณาเลือกแบบจำลอง AEIMA (p,d,q) ที่เหมาะสมที่สุด โดยจะคัดเลือกแบบจำลองในขั้นตอนนี้ไว้ 3-4 แบบจำลองเพื่อทำการเลือกอีกครั้ง ในขั้นตอนการพยากรณ์ เพื่อที่จะนำมาเปรียบเทียบว่าแบบจำลองใดจะมีความ สามารถในการพยากรณ์มากที่สุด

2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation)

คือการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ที่มาจากรูปแบบการถดถอยในตัวเอง (AR) และรูปแบบการเคลื่อนที่ของค่าคลาดเคลื่อน (MA) โดยสามารถเลือกใช้วิธีการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย (Simple Least Square) แต่สามารถที่จะใช้วิธีการถดถอยแบบไม่เป็นเชิงเส้น (Nonlinear) เพื่อสร้างความสัมพันธ์ของสมการที่จะสามารถนำไปใช้ในการพยากรณ์ได้ หากรูปแบบความสัมพันธ์นั้นเป็นรูปแบบที่มีความเหมาะสมที่สุด

3) การวิเคราะห์ความถูกต้อง (Diagnostic Checking)

เมื่อกำหนดรูปแบบและประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง จะต้องตรวจสอบทุกครั้งว่ารูปแบบที่กำหนดนั้นมีความเหมาะสมจริงหรือไม่ การตรวจสอบจะทำได้หลายวิธี ตัวอย่างเช่น การพิจารณาคอเรลโลแกรมของสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) ของกลุ่มตัว อย่าง (ρ_k) แต่อย่างไรก็ตาม (Gujarati, 2003) ได้เสนอ การทดสอบวิเคราะห์ความเหมาะสมของแบบจำลอง โดยใช้การทดสอบของ Box และPierce ซึ่งแสดงได้โดยใช้ Q-Statistic ดังสมการที่ (2.25)

$$Q = n\sum_{k=1}^{m}\hat{\rho}_k^{\,2} \qquad (2.25)$$

กำหนดให้ n คือจำนวนของข้อมูล

m คือค่า Lag Length

จากสมการ (2.25) มีการกำหนดค่า Q-Statistic เพื่อเป็นการทดสอบว่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคาดเคลื่อนจากการประมาณ (Estimated Residuals) ทุกช่วงเวลาที่ห่างกัน k มีความเป็นอิสระหรือไม่ จากสมมติฐานดังต่อไปนี้

$$H_0 : \rho_1(\hat{\varepsilon}_t) = \rho_2(\hat{\varepsilon}_t) = \ldots = \rho_k(\hat{\varepsilon}_t) = 0$$
$$H_a : \rho_1(\hat{\varepsilon}_t) \neq \rho_2(\hat{\varepsilon}_t) \neq \ldots \neq \rho_k(\hat{\varepsilon}_t) \neq 0$$

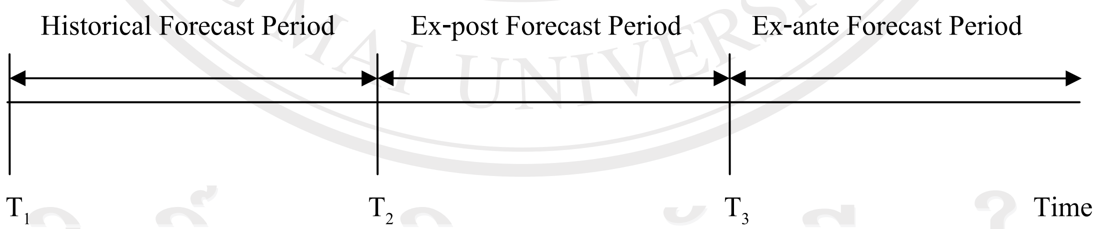
ทั้งนี้ค่า Q นั้นพบว่ามีการแจกแจงเป็นแบบ Chi-square ที่มีดีกรีเท่ากับ m ซึ่งอยู่ภายใต้ข้อสมมติฐานว่า สมมติฐานว่างคือค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการประมาณมีลักษณะเป็น White Noise นั่นก็แปลว่าแบบจำลองมีลักษณะปราศจากสหสัมพันธ์ (Autocorrelation) ดังนั้นหาก

ตรวจสอบพบว่าแบบจำลองนั้นปราศจากสหสัมพันธ์แล้ว จะใช้แบบจำลองนั้นในการพยากรณ์ต่อไป แต่หากแบบจำลองนั้นไม่เหมาะสม ต้องทำตามขั้นตอนที่ 1 เพื่อกำหนดรูปแบบจำลองใหม่

4) การพยากรณ์ (Forecasting)

คือการพยากรณ์ล่วงหน้าโดยอาศัยแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากการพยากรณ์ข้อมูลล่วงหน้านั้น จะทำให้เกิดข้อจำกัดที่ว่า ความแม่นยำของข้อมูลที่ได้จากการพยากรณ์นั้น มีความน่าเชื่อถือมากน้อยเพียงใด และแบบจำลอง ARIMA เหมาะสำหรับการพยากรณ์ในระยะสั้น ดังนั้นเพื่อที่จะทราบว่าแบบจำลองที่ประมาณขึ้นมานั้น สามารถที่จะให้ค่าพยากรณ์ได้แม่นยำ จึงต้องมีการทดสอบแบบจำลอง โดยทำการแบ่งการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ ช่วง Historical Forecast ซึ่งเป็นการพยากรณ์ตั้งแต่ช่วงอดีตจนถึงช่วงเวลาที่พิจารณา (T_2) การพยากรณ์ช่วง Ex-post Forecast คือการพยากรณ์โดยการตัดข้อมูลออกมาส่วนหนึ่งแล้วทำการพยากรณ์เพื่อนำไปเปรียบเทียบกับข้อมูลจริง โดยพิจารณาค่า Root Mean Square Error (RMSE) และ Theil’s inequality coefficient (U) และค่า Akaike Information Criterion (AIC) จะพิจารณาค่าสถิติทั้งสามค่า ที่มีค่าน้อยที่สุดซึ่งได้จากการทำการพยากรณ์ เมื่อเลือกรูปแบบจำลองที่ดีที่สุดแล้ว จึงนำแบบจำลองมาทำการพยากรณ์แบบ Ex-ante Forecast ซึ่งเป็นการพยากรณ์ข้อมูลไปล่วงหน้า ดังรูป

รูปที่ 2.2 แสดงช่วงเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์



ที่มา: Pindyck and Rubinfeld (1998)

2.2 ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ฤทธิชัย กอศิริวรชัย (2544) ได้ทำการศึกษาส่วนประสมทางการตลาดที่มีผลต่อผู้บริโภคในการเลือกซื้อเครื่องประดับอัญมณีจากร้านค้าอัญมณี ในเขตอำเภอเมือง จังหวัดเชียงใหม่ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อ ศึกษาถึงปัจจัยส่วนประสมทางการตลาดที่มีผลต่อผู้บริโภคในการเลือกซื้อเครื่องประดับอัญมณีจากร้านค้าอัญมณี ในเขตอำเภอเมือง จังหวัดเชียงใหม่ การศึกษาครั้งนี้ได้เก็บรวบรวมข้อมูลโดย การออกแบบสอบถามผู้บริโภคชาวไทยที่ซื้อสินค้าเครื่องประดับสำเร็จรูปประเภททองคำ และทองคำขาวที่มีอัญมณีเป็นองค์ประกอบหลักจากร้านค้าอัญมณี ในเขตอำเภอเมือง จังหวัดเชียงใหม่ โดยทำการสุ่มตัวอย่าง จำนวน 208 ตัวอย่าง ด้วยวิธีการสุ่มแบบบังเอิญ ผลการศึกษาพบว่าผู้บริโภคนิยมซื้อและเป็นเจ้าของแหวนเพชรตัวเรือนทองคำมากที่สุด โดยมีวัตถุประสงค์หลักคือโนโอกาสพิเศษและเพื่อสะสมเป็นทรัพย์สิน ผู้บริโภคเป็นผู้ตัดสินใจเองในการซื้อเครื่องประดับ ข้อมูลข่าวสารเกี่ยวกับร้านค้าอัญมณี ผู้บริโภคได้รับจากผู้ที่รู้จักและมีอิทธิพลต่อการตัดสินใจซื้อของผู้บริโภค ผู้บริโภคต้องการให้ร้านค้าอัญมณีเปิดบริการทุกวัน ส่วนใหญ่ไม่มีร้านค้าประจำ ร้านค้าอัญมณีที่ตั้งอยู่ในห้างสรรพสินค้าเป็นแหล่งที่ผู้บริโภคใช้บริการมากที่สุด ผู้บริโภคส่วนใหญ่ทำการเปรียบเทียบคุณภาพและราคาเครื่องประดับก่อนตัดสินใจซื้อ และใช้เงินสดในการชำระเงิน บริการหลังการขายที่มีการใช้บริการมากที่สุดคือ การทำความสะอาดเครื่องประดับ สำหรับส่วนประสมทางการตลาดที่มีผลต่อผู้บริโภคในการเลือกซื้อเครื่องประดับอัญมณีจากร้านค้า พบว่า ด้านผลิตภัณฑ์ ปัจจัยที่ผู้บริโภคให้ความสำคัญ ได้แก่ คุณภาพสินค้า การออกใบรับประกัน มีสินค้าให้เลือกครบตามความต้องการ รูปแบบสินค้าที่ทันสมัย เป็นต้น ด้านราคาผู้บริโภคให้ความสำคัญของราคาตามคุณภาพสินค้า ราคาที่ต่อรองได้ มีป้ายแสดงราคาชัดเจน กำหนดราคารับเปลี่ยนคืนในอัตราที่แน่นอน เป็นต้น ด้านการจัดจำหน่ายปัจจัยที่ผู้บริโภคให้ความสำคัญได้แก่ ร้านที่มีที่จอดรถ การคมนาคมสะดวก มีการรักษาความปลอดภัยเป็นอย่างดี เป็นต้น ด้านการส่งเสริมการตลาดปัจจัยที่ผู้บริโภคให้ความสำคัญได้แก่ การจัดทำเอกสารแนะนำสินค้า การให้คำปรึกษาและความรู้ด้านอัญมณี ผู้จัดจำหน่ายมีความรู้และความสามารถในการแนะนำสินค้าได้เป็นอย่างดี การจัดแสดงสินค้าหน้าร้านและภายในร้านมีความสวยงามโดดเด่น การบริการพิเศษหลังการขาย เป็นต้น

สุจิตรา มนตรีกุศล (2546) ได้ทำการศึกษาเรื่องปัจจัยการตลาดที่มีผลต่อผู้บริโภคในการเลือกใช้บริการร้านค้าทองรูปพรรณ ในอำเภอเมือง จังหวัดลำปาง มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาปัจจัยการตลาดที่มีผลต่อผู้บริโภคในการเลือกใช้บริการร้านค้าทองรูปพรรณ เก็บรวบรวมข้อมูลโดยการออกแบบสอบถามลูกค้าจำนวน 310 ราย วิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้สถิติเชิงพรรณนา ได้แก่ ความถี่ ร้อยละ และค่าเฉลี่ย ผลการศึกษาพบว่า ผู้บริโภคส่วนใหญ่เป็นเพศหญิง อายุระหว่าง 30-39 ปี การศึกษาระดับปริญญาตรี สมรสแล้ว รายได้ต่อเดือนไม่เกิน 10,000 บาท ประกอบอาชีพพนักงานบริษัทและพนักงานรับจ้าง ผู้บริโภคมีพฤติกรรมการใช้บริการร้านทอง ดังนี้ คือส่วนใหญ่ไม่มีร้านประจำ มีการเปรียบเทียบราคาก่อนซื้อ ใช้บริการในวันทำงานช่วง 9:00-11:00 น. ความถี่ในการใช้บริการ 2-3 ครั้งต่อปี ด้านลักษณะการซื้อส่วนใหญ่สวมใส่เอง สร้อยคอเป็นที่นิยมมากที่สุด ค่าใช้จ่ายเฉลี่ยต่อครั้ง อยู่ระหว่าง 5,001-10,000 บาท ความถี่ในการเปลี่ยนลวดลายโดยเฉลี่ย 2-3 ครั้งต่อปี เกณฑ์ในการใช้บริการร้านทองพบว่า ให้ความสำคัญกับการ ลด แลก แจก แถม และราคาที่ต่อรองได้ ปัจจัยการตลาดที่มีผลต่อการเลือกใช้บริการ โดยเรียงตามลำดับ ได้แก่ ปัจจัยทางด้านพนักงานขาย ราคา ภาพลักษณ์ การจัดแสดงสินค้า การบริการ การส่งเสริมการตลาด ผลิตภัณฑ์ และสถานที่จัดจำหน่าย

จิตราภรณ์ ฝั้นศิริ (2547) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์ราคาส่งออกข้าวโดยวิธีอารีมา มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษารูปแบบและพยากรณ์ราคาส่งออกข้าวของไทย ในการวิเคราะห์จะใช้ข้อมูลราคาส่งออกข้าวเป็นรายเดือน ในช่วงเดือนมกราคม 2531-ธันวาคม 2546 จำนวน 192 ตัวอย่าง จากกรมการค้าต่างประเทศ วิธีการศึกษาจะทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยใช้วิธีการทดสอบ Unit Root และกำหนดรูปแบบอารีมาด้วยวิธีของ Box-Jenkins ผลการทดสอบ Unit Root พบว่าข้อมูลการส่งออกข้าวมีลักษณะไม่นิ่งจึงต้องทำผลต่างลำดับที่ 1 และจากการพิจารณาค่าคอเรลโลแกรมได้แบบจำลองที่เหมาะสมโดยขึ้นอยู่กับค่า AR(1) AR(19) โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เท่ากับ 0.360 และ 0.228 ตามลำดับ และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% สำหรับผลการทดสอบความถูกต้องพบว่าค่าประมาณการของค่าความคลาดเคลื่อนมีลักษณะเป็นเชิงสุ่ม (White Noise) ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 10% จากค่ารากที่สองของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองและค่า Theil's Inequality Coefficient ที่มีค่าต่ำสุด จะได้ว่า AR(1) และ AR(19) สามารถอธิบายค่าประมาณการได้ใกล้เคียงกับค่าข้อมูลจริง และมีความเหมาะสมที่จะใช้ในการพยากรณ์ ดังนั้น ผลพยากรณ์ที่ได้จากแบบจำลองอารีมาในการศึกษาครั้งนี้น่าจะเป็นประโยชน์ต่อบุคคลทั่วไป ในการนำไปใช้เพื่อประกอบการตัดสินใจในการดำเนินงานและสามารถประยุกต์ใช้กับการศึกษาอื่นๆ ที่เกี่ยวข้องต่อไป

นริสา สมุทรสาคร (2547) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์ราคาทองคำโดยวิธีอารีมามีวัตถุประสงค์เพื่อที่จะพยากรณ์ราคาทองคำ 2 ประเภท คือราคาขายทองแท่งและทองรูปพรรณ โดยใช้ข้อมูลเป็นรายเดือนจำนวน 120 เดือน ตั้งแต่ปี 2537 ถึง 2546 ซึ่งเก็บรวบรวมข้อมูลจากธนาคารแห่งประเทศไทย โดยใช้แบบจำลองอารีมีโดยวิธี Box-Jenkins ซึ่งกระบวนการดังกล่าว ประกอบด้วย 4 ขั้นตอน ดังนี้ คือการกำหนดรูปแบบ การประมาณค่าพารามิเตอร์ การวิเคราะห์ความถูกต้อง และการพยากรณ์ จากผลการศึกษาพบว่าข้อมูลราคาทองแท่งและทองรูแพรรณมีลักษณะไม่นิ่ง จากการทดสอบความนิ่งของข้อมูลพบว่าข้อมูลนิ่งที่ระดับ I(1) ทั้งนี้จากการพิจารณาคอเรลโลแกรมปรากฏว่าแบบจำลอง AR(2) MA(2) และ MA(5) มีความเหมาะสมมากที่สุดสำหรับข้อมูลทองแท่งและข้อมูลทองรูปพรรณ เมื่อทำการตรวจสอบความถูกต้องของแบบจำลองพบว่าแบบจำ ลองมีลักษณะเป็น White Noise ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1% แบบจำลองทั้งสองค่าให้ค่า Root Mean Square Error (RMSE) และค่า Theil's Inequality Coefficient (U) ที่ต่ำที่สุด ดังนั้นแบบจำลองดังกล่าว จึงมีความเหมาะสมที่สุดที่จะเป็นตัวแทนของราคาขายทองแท่งและทองรูป พรรณเพื่อการพยากรณ์ในอนาคต ผลการพยากรณ์ราคาขายทองแท่งระหว่างเดือนมกราคมถึงเมษายน 2547 ราคาพยากรณ์ที่ได้เท่ากับ 7,817.89 7,715.80 7,755.11 และ 7,761.17 บาท ต่อบาททองคำ ตามลำดับ ส่วนราคาขายทองรูปพรรณระหว่างเดือนมกราคมถึงเมษายน 2547 ราคา พยากรณ์ที่ได้เท่ากับ 7,817.89 7,893.76 7,915.98 และ 7,917.87 บาทต่อบาททองคำตามลำดับ ดังนั้นจึงสรุปได้ว่า ผลจากการพยากรณ์ราคาทองคำสามารถนำไปใช้ประโยชน์ในการตัดสินใจสำหรับผู้บริหาร ผู้ประกอบการร้านค้าทองในด้านการผลิต การตลาด รวมถึงการบริหาร การจัดการให้มีประสิทธิภาพมากยิ่งขึ้น

เบญจพร อู่สมบัติชัย (2547) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์ราคาไก่เนื้อ โดยวิธีอารีมา มีวัตถุประสงค์ 2 ประการ คือ ศึกษาถึงลักษณะโครงสร้างการผลิต และการตลาดไก่เนื้อในประเทศไทย และพยากรณ์ราคาไก่เนื้อโดยใช้แบบจำลองอารีมา ซึ่งแบ่งเป็น 2 ชนิดคือ ราคาไก่เนื้อชนิดเนื้ออกถอดกระดูกและเนื้อสันใน โดยใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ตั้งแต่วันที่ 17 กรกฎาคม 2544 – วันที่ 26 พฤศจิกายน 2546 รวมทั้งสิ้น 135 ข้อมูล ซึ่งได้จากการรวบรวมของสมาคมผู้ผลิตไก่เพื่อการส่งออกแห่งประเทศไทย ผลการศึกษาพบว่าราคาของเนื้อไก่ชนิดเนื้ออกถอดกระดูกและเนื้อสันใน มีลักษณะไม่นิ่งแต่ภายหลังการหาผลต่างอันดับที่ 1 พบว่าข้อมูลนิ่งที่ระดับ I(1) ทั้งนี้จากการพิจารณาคอเรลโลแกรมพบว่ารูปแบบของอารีมา (1,1,1) และอารีมา (2,1,0) มีความเหมาะสมมากที่สุดที่จะเป็นตัวแทนของราคาไก่เนื้อชนิดเนื้ออกถอดกระดูกและเนื้อสันใน ตลอดจนผลการทดสอบด้วยวิธี t-Statistic พบว่ามีค่าทางสถิติแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญและด้วยวิธี Box-Pierce พบว่ามีค่าทางสถิติไม่เท่ากับศูนย์ที่ระดับความเชื่อมั่น 10% อีกทั้งการศึกษามนครั้งนี้ได้ใช้ค่า Root Mean

Square Error (RMSE) และ Theil's Inequality Coefficient (TIC) มาใช้เปรียบเทียบแบบจำลองเพื่อที่จะหาความแม่นยำในการพยากรณ์และสามารถสรุปได้ว่ารูปแบบของอารีมา (1,1,1) และอารีมา (2,1,0) มีค่า RMSE และ TIC ที่ต่ำกว่าแบบจำลองอื่น ด้วยสาเหตุที่แบบจำลองทั้งสองข้างต้นมีค่าความคลาดเคลื่อนที่ต่ำที่สุดและความสามารถในการพยากรณ์ที่ถูกต้องด้วยวิธีอารีมา ทำให้ได้ผลพยากรณ์ที่มีแนวโน้มไปในทิศทางเดียวกันกับข้อมูลจริง จึงเป็นผลให้ราคาพยากรณ์จากแบบจำลองอารีมาสามารถที่จะนำไปใช้ประโยชน์จริงในการตัดสินใจและวางแผนในทางธุรกิจ

ปิยมาภรณ์ รอดบาง (2549) ได้ทำการศึกษาเรื่อง "การพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋องของไทย" โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2534 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2549 รวมทั้งสิ้น 185 ข้อมูล จากกรมศุลกากรซึ่งมีวัตถุประสงค์ เพื่อพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรายเดือนของปลาทูน่ากระป๋องของไทย วิเคราะห์โดยใช้แบบจำลอง ARIMA

ผลการทดสอบ unit root ที่ความล่าช้า 3 ช่วงเวลา พบว่าค่าทดสอบทางสถิติที่ระดับ level ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตามค่าทดสอบทางสถิติในระดับผลต่างลำดับที่ 1 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋อง มีลักษณะนิ่งที่ระดับ I(1) และผลจากการศึกษาพบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋อง คือ รูปแบบจำลอง AR() AR(2) SAR(12) SMA(12) โดยสัมประสิทธิ์ของ AR() AR(2) SAR(12) SMA(12) ต่างมีค่า t-statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ในขั้นตอน การตรวจสอบความถูกต้อง โดยวิธีของ Box-Pierce พิจารณาจากค่า Q-statistic พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนที่ประมาณการมีคุณสมบัติเป็น white noise ที่ระดับนัยสำคัญ 5% และในขั้นตอนการพยากรณ์ได้ค่ารากที่สองของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Root Mean Squared Error : RMSE) และค่า Theil's inequality coefficient (U) ที่มีค่าต่ำที่สุด เมื่อเทียบกับแบบจำลองอื่นๆ เมื่อนำแบบจำลองดังกล่าวไปพยากรณ์พบว่า มูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋องตั้งแต่เดือนมิถุนายนถึงเดือนกันยายน พ.ศ. 2549 มีค่าเท่ากับ 3,656.82 3,709.75 3,774.98 และ 3,871.35 ล้านบาทตามลำดับ

ศิรประภา แก้วมณี (2549) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาน้ำมันกับราคาทองคำ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อนำผลการศึกษาไปใช้ในการวางแผนลงทุนในสัญญาล่วงหน้าราคาทองคำและราคาน้ำมัน การศึกษาครั้งนี้ใช้ข้อมูลปิดรายวันของตลาด NYMEX ประเทศสหรัฐอเมริกา ตั้งแต่วันที่ 1 เมษายน 2543 ถึงวันที่ 24 มีนาคม 2549 รวมทั้งสิ้น 5 ปี 358 วัน เนื่องจากข้อมูลเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาจึงต้องทำการทดสอบความนิ่งโดยวิธีการ Audmented Dickey-Fuller และการร่วมไปด้วยกัน (Cointegration) และ Error Correcion โดยวิธีการของ Johenson และ Juselius จากนั้นทำการวิเคราห์ความยืดหยุ่นของราคาทองคำล่วงหน้า เมื่อราคาน้ำมันล่วงหน้าได้เปลี่ยนแปลงไป โดยทำการแปรข้อมูลให้อยู่ในรูปของลอการิธึมธรรมชาติ ทำการทดสอบความนิ่งและนำค่าสัมประสิทธิ์หน้าลอการิธึมธรรมชาติราคาน้ำมันล่วงหน้า มาวิเคราะห์ความยืดหยุ่นของราคาทองคำล่วงหน้าที่มีต่อการเปลี่ยนแปลงราคาน้ำมันล่วงหน้า จากผลการศึกษาพบว่า เมื่อทำการทดสอบความนิ่งข้อมูลพบว่าข้อมูลมีความนิ่งเดียวกันที่ I(1) และมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมเท่ากับ 0 จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า เมื่อทำการทดสอบความนิ่งข้อมูลพบว่าข้อมูลมีความนิ่งเดียวกันที่ I(1) และมีความยาวของความล่าที่เหมาะสมคือ 0 จากการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่าราคาทองคำล่วงหน้าจะมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับราคาน้ำมันล่วงหน้า 7 เดือน เป็นต้นไป โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน สำหรับการปรับตัวระยะสั้นตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (Error Correction Model) พบว่ามีค่าความเร่งในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวอยู่ในช่วง 0 ถึง -1 แสดงว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ที่แท้จริง และเมื่อทำการแปรข้อมูลให้อยู่ในรูปของลอการิธึมธรรมชาติ จากนั้นทำการทดสอบความนิ่งพบว่าข้อมูลมีความนิ่งเดียวกันที่ I(1) จึงทดสอบความสัมพันธ์ระยะยางโดยวิธีของ Engle และ Granger แล้วพบว่าราคาน้ำมันและราคาทองคำล่วงหน้ามีความสัมพันธ์ระยะยาวกันตั้งแต่ 1 เดือนที่ระดับความเชื่อมั่น 95 เปอร์เซ็นต์ และมีการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว เมื่อพิจารณาค่าสัมประสิทธ์เบต้าของข้อมูลทั้ง 12 เดือน พบว่ามีค่าใกล้เคียงกันและมีค่าลดลงเมื่อระยะเวลาส่งมอบเพิ่มขึ้น เมื่อเปรียบเทียบกับการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันล่วงหน้าแล้ว พบว่าค่าความยืดหยุ่นของราคาทองคำล่วงหน้ามีค่าน้อยกว่า 1 นั่นคือราคาทองคำล่วงหน้ามีการเปลี่ยนแปลงขึ้นลงของราคาช้ากว่าราคาน้ำมันล่วงหน้า ดังนั้นหากนักลงทุนต้องการลงทุนในสัญญาล่วงหน้าภาวะตลาดขาขึ้น ควรลงทุนในสัญญาล่วงหน้าราคาน้ำมันเพราะจะทำให้ได้ผลกำไรที่เร็วกว่า ในทางตรงกันข้ามภาวะตลาดขาลงนักลงทุนควรลงทุนในสัญญาล่วงหน้าราคาทองคำเพราะมีอัตราการเปลี่ยนแปลงลดลงของราคาน้อยกว่าสัญญาล่วงหน้าราคาน้ำมัน