

บทที่ 2

แนวคิด และผลงานการศึกษาที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 แนวคิดการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลา และวิธีการพยากรณ์โดยวิธี Box-Jenkins

การศึกษาอนุกรมเวลาของมูลค่าการส่งออกคำไยสตดและแซ่เบี้งรายเดือน โดยการกำหนดรูปแบบให้กับอนุกรมเวลา เพื่อพิจารณาการเคลื่อนไหวของมูลค่าการส่งออกคำไยสตดและแซ่เบี้งว่ามีอิทธิพลของแนวโน้มและฤดูกาลเกี่ยวข้องหรือไม่ พร้อมทั้งนำรูปแบบของสมการที่ได้ทำ การวิเคราะห์อนุกรมเวลาแล้ว นำมาพยากรณ์มูลค่าการส่งออกคำไยสตดและแซ่เบี้งรายเดือนที่ทำการศึกษาไปล่วงหน้า เพื่อนำค่าพยากรณ์ดังกล่าวมาใช้คาดคะเนมูลค่าการส่งออกคำไยสตดและแซ่เบี้ง ซึ่งจะเป็นประโยชน์ในการปรับตัวในการจัดสรรทรัพยากร การผลิตและการตลาดให้เป็นไปตามการจัดสรรที่เหมาะสม โดยใช้มูลค่าการส่งออกที่พยากรณ์เป็นสิ่งชี้นำในการจัดสรรทรัพยากร ดังกล่าวแทนการใช้มูลค่าการส่งออกในปัจจุบันมาจัดสรรทรัพยากร

โดยในการศึกษารั้นนี้ จะใช้วิเคราะห์อนุกรมเวลาอย่างมูลค่าส่งออกคำไยสตดและแซ่เบี้ง โดยวิธี Box-Jenkins เพราะเป็นวิธีที่จะให้ค่าพยากรณ์ที่มีความถูกต้องสูงกว่าวิธีอื่น ในการพยากรณ์ระยะสั้น ซึ่งก่อนทำการพยากรณ์ควรทราบก่อนว่าระยะเวลาการพยากรณ์ของวิธี Box-Jenkins จะแม่นยำในช่วงระยะเวลาหนึ่งสัปดาห์หรือสามสัปดาห์ หรือหนึ่งเดือนถึงสามเดือน หากต้องการจะใช้พยากรณ์ช่วงเวลาที่ยาวนานกว่านี้ ควรนำข้อมูลที่ทันสมัยมาปรับค่าพยากรณ์ที่ได้ทำไว้แล้ว เพื่อให้ค่าความคลาดเคลื่อนจากการพยากรณ์ลดลง

วิธีการวิเคราะห์อนุกรมเวลาของ Box-Jenkins เป็นการวิเคราะห์อนุกรมเวลาโดยการหารูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา โดยใช้ค่า autocorrelation function (ACF) และค่า partial autocorrelation function (PACF) เป็นหลักในการพิจารณา และรูปแบบที่เลือกใช้จะอยู่ในกลุ่มของรูปแบบ ARIMA (p,d,q) หรือเรียกว่า integrated autoregressive moving average order p และ q ซึ่งเป็นรูปแบบที่กำหนดค่าพยากรณ์ในอนาคตเป็นค่าที่ได้จากการสังเกตหรือค่าพยากรณ์ก่อนหน้า และความคาดเคลื่อนของการพยากรณ์ก่อนหน้า โดยเป็นการรวมส่วนของรูปแบบ AR (p) และรูปแบบ MA (q) เข้าด้วยกัน รูปแบบ AR (p) หมายถึงรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต Y_t จะขึ้นอยู่กับค่า $Y_{t-p}, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ หรือค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p ค่า ส่วนรูปแบบ MA (q) หมายถึง

รูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต Y_t จะขึ้นอยู่กับค่าของความคาดเคลื่อน $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ หรือค่าความคาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นก่อนหน้า q ค่า ซึ่งรูปแบบ ARMA (p,q) โดยมีการกำหนดรูปแบบดังนี้

$$\text{AR (p)} \quad \text{คือ } Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\text{MA (q)} \quad \text{คือ } Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

$$\text{ARMA (p,q)} \quad \text{คือ } Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

อนุกรมเวลาที่จะนำมาศึกษาเพื่อประโยชน์ในการพยากรณ์นั้น การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาขึ้นอยู่กับส่วนประกอบต่างๆ ได้แก่ แนวโน้ม (trend) ตัวแปรฤดูกาล (seasonal factor) ตัวแปรวัฏจักร (cyclical factor) และเหตุการณ์ที่ผิดปกติ (irregular movement) โดยวิธี Box-Jenkins จะสามารถแบ่งอนุกรมเวลาออกเป็น 2 ประเภทดังนี้

1) อนุกรมเวลาที่เป็น stationary series คืออนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ ที่มีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนของ Y_t คงที่ นั่นคือค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ และค่าความแปรปรวน $V(Y_t)$ มีค่าคงที่สำหรับอนุกรมเวลาแต่ละอนุกรมเวลา ซึ่งอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและ/หรืออิทธิพลฤดูกาลจะมีค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ ไม่คงที่และอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนของ Y_t จะเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาที่ $V(Y_t)$ มีค่าไม่คงที่ซึ่งจะเรียกอนุกรมเวลาดังกล่าวว่า อนุกรมเวลาที่ไม่เป็น stationary series นอกจากนั้น อนุกรมเวลาที่เป็น stationary series จะเป็นอนุกรมเวลาที่มีค่าเฉลี่ย และความแปรปรวนคงที่แล้วซึ่งต้องมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบออดิที่ lag K ขึ้นอยู่กับค่า K อย่างเดียว อนุกรมเวลาที่กำหนดรูปแบบ ARMA (p,q) ได้จะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่เป็น stationary series แล้ว

2) อนุกรมเวลาที่ไม่เป็น stationary series เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่มีคุณสมบัติเป็น stationary series การจะหารูปแบบ ARMA (p,q) ให้กับอนุกรมเวลาดังกล่าว ได้จะต้องแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่มีคุณสมบัติ stationary series เสียก่อน การแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่เป็น stationary series ให้เป็นอนุกรมเวลาที่เป็น stationary series อาจทำได้ด้วยวิธีการต่างๆ ดังนี้

2.1) การหาผลต่างปกติ (regular differencing) ของอนุกรมเวลาเพื่อกำจัดแนวโน้ม นั่นคือ ถ้าอนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ มีแนวโน้มอยู่ในอนุกรมเวลาจะแปลงให้อนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีแนวโน้ม $\{Z_t\}$ โดย $Z_t = \nabla^d Y_t$ โดยที่ d เป็นลำดับของการหาผลต่าง และ ∇ คือผลต่างของตัวแปร เช่นเมื่อ $d = 1$ จะได้ $Z_t = \nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ เมื่อ $d = 2$ จะได้

$Z_t = \nabla^2 Y_t = \nabla(Y_t - Y_{t-1}) = \nabla Y_t - \nabla Y_{t-1} = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$ เป็นต้น จำนวนครั้งที่หาผลต่าง จะขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็น stationary series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น stationary series ต้องหาผลต่างต่อไป โดยทั่วไปถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเป็นแบบเส้นตรงจะใช้ $d=1$ อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นแบบควรติกจะใช้ $d=2$

2.2) การหาผลต่างถดถูกากลของอนุกรมเวลา ถ้าอนุกรมเวลาไม่มีตัวแปรถดถูกากลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะต้องแปลงอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลาที่ไม่มีถดถูกากล $\{Z_t\}$ โดย $Z_t = \nabla^D Y_t$ โดย D เป็นลำดับของการหาผลต่างถดถูกากล และ L เป็นจำนวนถดถูกากลต่อปี เช่น สำหรับอนุกรมเวลารายเดือน ($L=12$) เมื่อ $D=1$ จะได้ $Z_t = \nabla_{12} Y_t$ หรือ $Z_t = Y_t - Y_{t-12}$ และ เมื่อ $D=2$ จะได้ $Z_t = \nabla^2_{12} Y_t$ หรือ $Z_t = \nabla^2(Y_t - Y_{t-12}) = Y_t - 2Y_{t-12} + Y_{t-24}$ เป็นต้น ผลต่างนี้จะทำกี่ครั้ง ขึ้นกับว่าเมื่อหาผลต่างแล้ว อนุกรมเวลาใหม่เป็น stationary series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น stationary series ต้องหาผลต่างต่อไป

2.3) การหาผลต่างปกติ และผลต่างถดถูกากล กรณีที่อนุกรมเวลาไม่ทิ้งแนวโน้มและตัวแปรถดถูกากล การปรับให้อนุกรมเวลาเป็น stationary series นั้นจะทำได้โดยการหาผลต่างปกติ และผลต่างถดถูกากล d และ D ควบคู่กันไป ซึ่งค่า d เป็นลำดับของการหาผลต่างปกติ และค่า D เป็นลำดับของการหาผลต่างถดถูกากลที่ค่า d และ D จะมีค่าเท่าไรนั้นขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างและผลต่างถดถูกากลแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็น stationary series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น stationary series ต้องหาผลต่างต่อไป เช่น อนุกรมเวลารายเดือน ที่มีทิ้งแนวโน้มและถดถูกากลเมื่อ $d=1$ และ $D=1$ จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ $\{Z_t\}$ โดย $Z_t = \nabla \nabla_{12} Y_t = \nabla(Y_t - Y_{t-12}) = Y_t - Y_{t-1} - 2Y_{t-12} + Y_{t-13}$ เป็นต้น

2.4) การหาผลการที่มีของข้อสังเกตในอนุกรมเวลา นั่นคือแปลงอนุกรมเวลาเดิม $\{Y_t\}$ ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ $\{Z_t\}$ โดย $Z_t = \ln(Y_t)$ การแปลงนี้จะทำเมื่อความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไม่คงที่ นั่นคือ $V(Y_t)$ สำหรับค่าเวลา t ต่างๆ

2.1.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลา (unit root test)

การทดสอบ unit root นั้นสามารถทดสอบได้โดยใช้การทดสอบ DF test และการทดสอบ ADF test เพื่อทดสอบความนิ่งของข้อมูลที่นำมาศึกษา

สมมุติฐานว่าง (Null hypothesis) ของการทดสอบ DF คือ $H_0 : \rho = 0$

จากสมการ

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ซึ่งเรียกการทดสอบ unit root โดยถ้า $|\rho| < 1$ X_t จะมีลักษณะนิ่งและถ้า $\rho = 1$ X_t จะมีลักษณะไม่นิ่ง อีกทั้งความสามารถในการทดสอบนี้สามารถทำได้อีกทางหนึ่งซึ่งเหมือนกับสมการ (1) กล่าวคือ

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

โดยที่ $X_t = (1+\theta)X_{t-1} + \varepsilon_t$ ซึ่งก็คือสมการที่ (1) นั่นเอง โดยที่ $\rho = (1+\theta)$

ถ้า θ ในสมการ (2) มีค่าเป็นลบ จะได้ว่า ρ ในสมการ (1) จะมีค่าน้อยกว่า 1 ดังนั้นสามารถสรุปได้ว่า การปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ซึ่งเป็นการยอมรับ $H_a : \theta < 0$ หมายความว่า $\rho < 1$ และ X_t มี integration of order zero นั่นคือ X_t มีลักษณะนิ่ง และถ้าเราไม่สามารถปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ ได้ ก็จะหมายความว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่ง

ถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสู่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

และถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสู่มซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) และมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (linear time trend) เราสามารถจะเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

โดยที่ t = เวลา ซึ่งก็จะทำการทดสอบ $H_0 : \theta = 0$ โดยมี $H_a : \theta < 0$ เช่นเดียวกับที่กล่าวมาข้างต้น

สรุปแล้ว DF test ได้พิจารณาสมการทดสอบอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกัน ในการทดสอบว่ามี unit root หรือไม่ โดยตัวพารามิเตอร์ที่อยู่ในความสนใจในทุกสมการ คือ θ นั่นคือถ้า $\theta = 0$ แล้ว X_t จะมี unit root โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ t ที่คำนวณได้กับค่าที่เหมาะสมที่อยู่ในตาราง Dickey – Fuller

อย่างไรก็ตามค่าวิกฤติ (Critical values) จะไม่เปลี่ยนแปลง ถ้าสมการ (2), (3), (4) ถูกแทนที่โดยกระบวนการเชิงอัตโนมัติ (autoregressive process)

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

(random walk process)

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

(random walk with drift)

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

(random walk with drift and linear time trend)

โดยที่	ΔX_t	= อนุพันธ์ลำดับที่หนึ่ง ของตัวแปร
	t	= แนวโน้มเวลา
	$\alpha, \beta, \theta, \phi$	= ค่าคงที่
	ε_t	= ตัวแปรสุ่มที่มีค่าความแคล้วเท่ากับศูนย์ และมีค่าความแปรปรวนคงที่

จำนวนของ lagged difference terms ที่จะนำเข้ามาร่วมในสมการนั้นจะต้องมีมากพอที่จะทำให้พจน์ค่าความคาดเดือน มีลักษณะเป็น serially independent และเมื่อนำมาทดสอบ DF test มาใช้กับ สมการ (5) – (7) เราจะเรียกว่า ADF test ซึ่งค่าสถิติทดสอบ ADF มีการแจกแจงเชิงเส้นกำกับ (asymptotic distribution) เมื่อนักศึกษา DF ดังนั้นก็สามารถใช้ค่าวิกฤติแบบเดียวกัน (ทรงศักดิ์ ศรีนุญจิตต์, 2547)

2.1.3 แบบจำลองการพยากรณ์ โดยวิธี Box-Jenkins

การพยากรณ์อนุกรมเวลาโดยวิธี Box-Jenkins ในรูปแบบ ARIMA (p,d,q) ต้องพิจารณาอนุกรมเวลา $\{Y_t\}$ มีคุณสมบัติอนุกรมเวลาที่เป็น stationary เสียก่อน การพิจารณาว่าอนุกรมเวลาเป็น stationary หรือไม่ (Dickey and Fuller, 1981) จะพิจารณาจาก

1) ค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ คงที่ สำหรับทุกค่าของ t หรือไม่จะทำได้โดยการแบ่งอนุกรมเวลาออกเป็นส่วนๆแล้วหาค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาแต่ละส่วน ถ้าค่าเฉลี่ยแต่ละส่วนย้อน ไม่แตกต่างกันมากจะสรุปได้ว่า $E(Y_t)$ คงที่

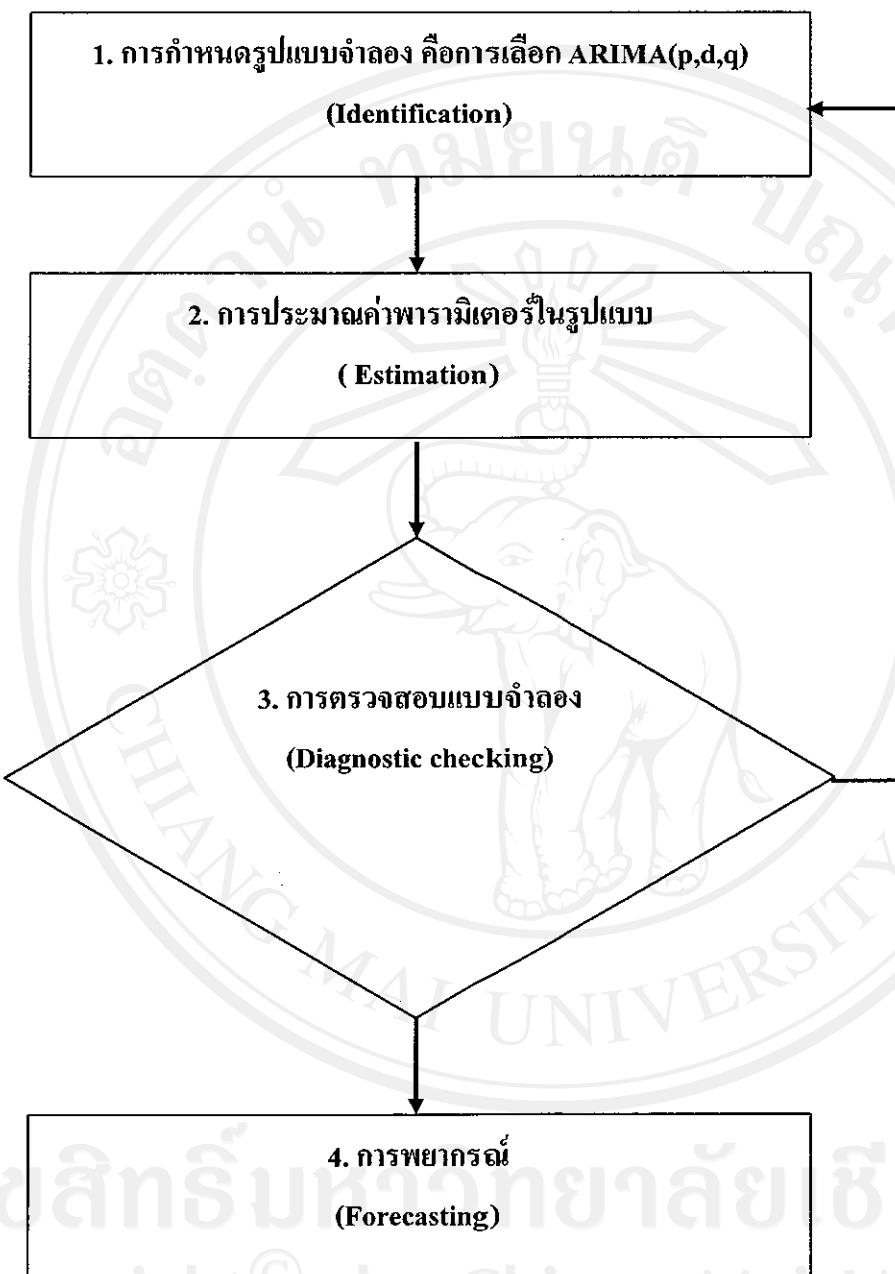
2) ค่าความแปรปรวน $V(Y_t)$ คงที่ สำหรับทุกค่าของ t หรือไม่ จะทำได้โดยการแบ่งอนุกรมเวลาออกเป็นส่วนๆแล้วหาค่าความแปรปรวนของอนุกรมเวลาแต่ละส่วน ถ้าค่าความแปรปรวนแต่ละส่วนย้อนไม่แตกต่างกันมากนักสรุปได้ว่า $V(Y_t)$ คงที่

3) พิจารณาแนวโน้ม และ/หรือปัจจัยฤดูกาล ด้วยการวัดกราฟอนุกรมเวลาในกรณีที่มีแนวโน้มและ/หรือปัจจัยฤดูกาล มักจะเห็นชัดเจน ได้จากรูป

4) พิจารณาจาก correlogram ของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์แบบอโตของตัวอย่าง (r_k) กรณีที่อนุกรมเวลาเป็นแบบ stationary ค่า correlogram ของ autocorrelation (r_k) จะมีค่าลดลงค่อนข้างเร็วเมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้นมาก ดังนี้ถ้าค่า autocorrelation (r_k) มีค่าลดลงค่อนข้างช้า และมีค่าค่อนข้างสูงที่ $k=L, 2L, 3L$ จะเป็นข้อสังเกตว่าอนุกรมเวลาซึ่มนี้มีแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลและถ้าการเคลื่อนไหวของค่า correlogram ของ autocorrelation (r_k) มีลักษณะคล้ายลูกคลื่น โดยคลื่นจะครอบใน 2 ช่วงเวลา แสดงว่าอนุกรมเวลาไม่อิทธิพลฤดูกาลเข้ามากถึงขึ้น

เมื่อพิจารณาจากการตรวจสอบแล้วว่าอนุกรมเวลาที่ศึกษาไม่เป็น stationary ก่อนที่จะทำการกำหนดรูปแบบให้กับอนุกรมเวลาที่ไม่เป็น stationary จะต้องแปลงอนุกรมเวลาให้เป็น stationary เสียก่อน โดยการหาผลต่างสำหรับอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้ม ถ้าอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลฤดูกาลให้หาผลต่างฤดูกาลจนได้อนุกรมเวลาที่เป็น stationary ถ้าอนุกรมเวลาไม่ทั้งแนวโน้ม และอิทธิพลฤดูกาล ให้หาผลต่างและผลต่างฤดูกาลจนได้อนุกรมเวลาที่เป็น stationary แต่ถ้าอนุกรมเวลา มีความแปรปรวนไม่คงที่ให้แปลงอนุกรมเวลาเดิม โดยการหา ลอการิทึม ($Z_t = \ln Y_t$) จนกว่า จะได้อนุกรมเวลาใหม่ที่มีความแปรปรวนคงที่ จากอนุกรมเวลาใหม่ที่เป็น stationary series แล้ว จะทำตามขั้นตอนของ Box-Jenkins ดังนี้

รูปที่ 2.1 แสดงขั้นตอนของ Box-Jenkins



ขั้นตอนการพยากรณ์โดยวิธีของ Box-Jenkins มี 4 ขั้นตอน ได้แก่

1. การกำหนดแบบจำลอง(identification) ให้กับอนุกรมเวลาที่เป็น stationary series เป็นการหารูปแบบ ARMA (p,q) ที่คาดว่าจะเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาโดยที่

Autocorrelation : p_k คือการวัดความสัมพันธ์ของแต่ละช่วงเวลา โดยมีช่วงเวลาที่ข้อนหลังไป k หน่วยเวลา โดยที่ p_k มีค่าเท่ากับ $-1 \leq p_k \leq 1$ โดยพิจารณาเปรียบเทียบค่า autocorrelation(r_k) ของอนุกรมเวลาตัวอย่างกับค่า autocorrelation (p_k) ของอนุกรมเวลาประชากร ที่มีช่วงเวลาข้อนหลังไป k หน่วย ซึ่งมีสูตรดังนี้

$$r_k = \frac{\sum_{t=a}^{n-k} (Y_{t-q})(Y_{t+k-q})}{\sum_{t=a}^n (Y_{t-q})^2}$$

$$\text{โดยที่ } Y_t = \sum_{t=a}^n (Y_t)$$

$q = \text{จำนวนเวลาสุดท้ายที่ข้อนหลัง}$

Partial autocorrelation : p_{kk} คือ การวัดค่าความสัมพันธ์ของแต่ละช่วงเวลา โดยมีช่วงเวลาที่ข้อนหลังไป k หน่วยเวลา โดยพิจารณาเปรียบเทียบค่า partial autocorrelation (r_{kk}) ของอนุกรมเวลาตัวอย่าง กับค่า partial autocorrelation (p_{kk}) ของอนุกรมเวลาของประชากร ที่มีช่วงเวลาข้อนหลังไป k หน่วยเวลา ซึ่งมีสูตรดังนี้

$$r_{kk} = \frac{\sum_{j=1}^{k-1} (r_{k-1,j})(r_{k-1})}{\sum_{j=1}^{k-1} (r_{k-1,j})(r_j)}$$

การพิจารณาเปรียบเทียบแต่ละรูปแบบ ต้องพิจารณา r_k , r_{kk} กับ p_k และ p_{kk} พร้อมกัน หลายๆ ค่า ซึ่งมักจะพิจารณาจากรูปที่เรียกว่า คอเรลโลแกรม (correlogram) ที่ได้จากการพลีอต r_k , r_{kk} , p_k และ p_{kk} ในช่วงเวลา k ดังนั้นการพิจารณาเปรียบเทียบ จะเป็นการเปรียบเทียบ correlogram ของค่า autocorrelation ของอนุกรมเวลาตัวอย่าง (r_k) กับค่า autocorrelation ของอนุกรมเวลาประชากร (p_k) และ correlation ของค่า partial autocorrelation ของอนุกรมเวลาตัวอย่าง (r_{kk}) กับค่า

partial autocorrelation ของอนุกรมเวลาประชากร (p_{kk}) สำหรับแต่ละรูปแบบจะมี (correlogram) ของ p_k และ p_{kk} ต่างกัน อนุกรมเวลาที่จะนำมาคำนวณครูปแบบจะต้องเป็นอนุกรมเวลาที่ stationary เสียก่อน

2. การประมาณค่าพารามิเตอร์ในรูปแบบ (Estimation) จะทำได้โดยการหาค่าประมาณแบบง่าย หรือค่าประมาณที่ได้จากการวิเคราะห์ตัวเลข (numerical analysis) สำหรับค่าประมาณแบบง่าย จะทำโดยการสร้างสมการที่มาจากความสัมพันธ์ระหว่าง p_k และพารามิเตอร์ โดยสมการที่สร้างขึ้นจะมีจำนวนเท่ากับพารามิเตอร์ที่ต้องการประมาณ ส่วนค่าประมาณที่ได้จากการวิเคราะห์ตัวเลขจะได้จากการแก้สมการที่สร้างขึ้นจากวิธีกำลังสองน้อยที่สุด ขั้นตอนของการวิเคราะห์ตัวเลข จะต้องมีการกำหนดค่าประมาณเริ่มต้น ซึ่งส่วนใหญ่จะใช้การประมาณแบบง่ายเป็นค่าประมาณเริ่มต้น เมื่อการวิเคราะห์สิ้นสุดจะได้ค่าประมาณสุดท้ายที่จะนำไปใช้ประโยชน์ในการสร้างสมการพยากรณ์

3. การตรวจสอบแบบจำลอง (diagnostic checking) เมื่อกำหนดรูปแบบ และประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองแล้ว จะต้องตรวจสอบทุกครั้งว่ารูปแบบที่กำหนดนั้นมีความเหมาะสมจริงหรือไม่ การตรวจสอบจะทำได้หลายวิธี ได้แก่ การพิจารณาค่าเรลโลแกรมของ r_k หรือของค่าคลาดเคลื่อน การทดสอบค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลองด้วยการทดสอบแบบ t และการทดสอบความเหมาะสมของแบบจำลองโดยการทดสอบของ Box-Ljung หรือการทดสอบของ Box-Pierce ซึ่งจะพิจารณาจาก Q-statistic (Gujarati, 2003 อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547) ดังสมการ

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2$$

กำหนดให้ $n =$ จำนวนของข้อมูล

$m =$ ค่า lag length

โดยมีการกำหนดค่า Q-statistic เพื่อเป็นการทดสอบว่าสหสัมพันธ์ในตัวองของค่าความคลาดเคลื่อนจากการประมาณ (estimated residual) ทุกช่วงเวลาที่ห่างกัน k มีความเป็นอิสระหรือไม่ หากสมมติฐานดังต่อไปนี้

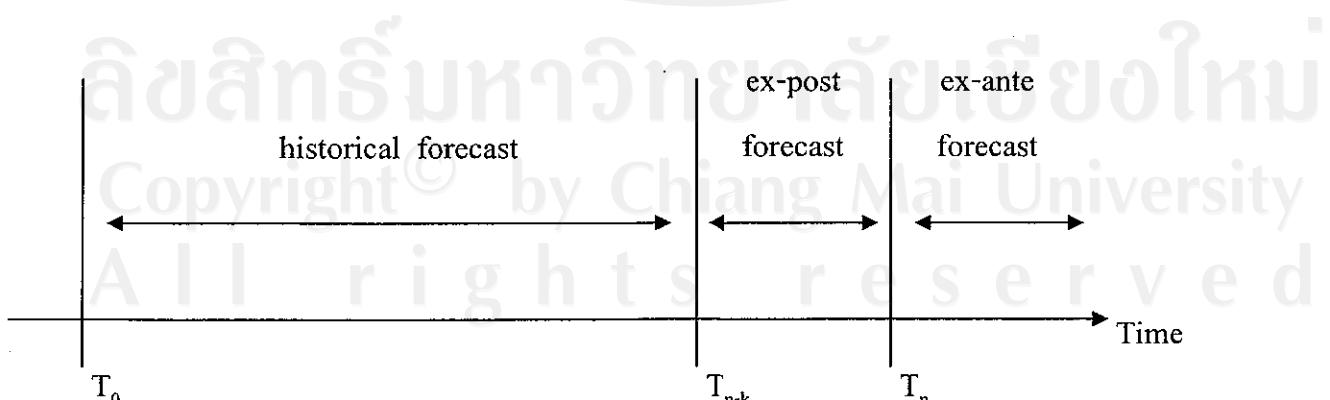
$$H_0 : \rho_1(\hat{\varepsilon}_t) = \rho_2(\hat{\varepsilon}_t) = \dots = \rho_k(\hat{\varepsilon}_t) = 0$$

$$H_0 : \rho_1\left(\hat{\varepsilon}_t\right) \neq \rho_2\left(\hat{\varepsilon}_t\right) \neq \dots \neq \rho_k\left(\hat{\varepsilon}_t\right) \neq 0$$

ทั้งนี้ค่า Q นั้น จะพนว่ามีการแจกแจงแบบ chi-square ที่มีดีกรีเท่ากับ m ซึ่งอยู่ภายใต้ข้อสมมติฐานว่า สมมติฐานว่าง คือ ค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการประมาณ มีลักษณะเป็น white noise นั้นแปลว่า แบบจำลองมีลักษณะปราศจากสหสัมพันธ์ (autocorrelation) ดังนั้น หากตรวจสอบพบว่า แบบจำลองนั้นมีลักษณะปราศจากสหสัมพันธ์แล้ว จะใช้แบบจำลองนั้นในการพยากรณ์ต่อไป แต่หากแบบจำลองนั้นไม่เหมาะสมต้องทำการขั้นตอนที่ 1 เพื่อกำหนดรูปแบบของแบบจำลองใหม่

4. การพยากรณ์ (forecasting) ใช้สมการพยากรณ์ที่สร้างจากรูปแบบการพยากรณ์ที่กำหนด และผ่านการตรวจสอบในขั้นตอนที่ผ่านมาแล้ว แต่เนื่องจากการพยากรณ์ข้อมูลไปข้างหน้านั้น จะต้องเป็นแบบจำลองที่ให้ค่าประมาณที่แม่นยำที่สุด ดังนั้นการพยากรณ์จึงต้องมีการทดสอบแบบจำลอง โดยการแบ่งการพยากรณ์ออกเป็น 3 ช่วง คือ ช่วง historical forecast อันเป็นการพยากรณ์ตั้งแต่อดีตจนถึงช่วงเวลาที่พิจารณา ($T_0 - T_{n-k}$) การพยากรณ์ช่วง ex-post forecast คือ การพยากรณ์โดยการตัดข้อมูลออกมาส่วนหนึ่งแล้วทำการพยากรณ์เปรียบเทียบข้อมูลจริงกับข้อมูลที่ได้จากการพยากรณ์ โดยพิจารณาค่า root mean squared error (RMSE) ค่า Thiel inequality coefficient (U) และค่า Akaike information criterion (AIC) จะพิจารณาค่าสถิติทั้ง 3 ค่าที่มีค่าต่ำสุด ซึ่งได้จากการทำการพยากรณ์เมื่อเลือกแบบจำลองที่ดีที่สุด ได้แล้ว จึงนำแบบจำลองนั้นมาทำการพยากรณ์แบบ ex-ante forecast ซึ่งเป็นการพยากรณ์ข้อมูลไปข้างหน้าดังรูป

รูปที่ 2.2 แสดงช่วงเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์



ที่มา : Pindyck and Rubinfeld (1997)

2.2 ผลงานการศึกษาที่เกี่ยวข้อง

ปิยารัตน์ สกุลเจริญ (2539) ได้ทำการศึกษาโอกาสการขยายตลาดส่งออกสำราญ โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อให้ทราบโอกาสในการขยายตลาดส่งออกสำราญของประเทศไทยและปัญหาอุปสรรคในการส่งออกในด้านการขนส่ง การกีดกันจากต่างประเทศ สนับสนุนไม่ได้มาตรฐาน มาตรการกฎระเบียบของรัฐที่เป็นอุปสรรคในการส่งออก ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาได้มาจากข้อมูลการออกแบบสอบถามเกษตรชาวสวนสำราญจำนวน 85 ราย ผู้รับชื้อสำราญทั้งหมด 24 ราย ผู้ส่งออกรายใหญ่ของภาคเหนือ 4 ราย รวมทั้งข้อมูลทุกดูมิที่รวบรวมจากเอกสารรายงานต่างๆ ทั้งภาครัฐและเอกชน การวิเคราะห์ข้อมูลใช้ตารางแจกแจงความถี่ ผลการศึกษาพบว่าประเทศไทยมีโอกาสขยายการส่งออกสำราญไปต่างประเทศเนื่องจากปัจจัยต่างๆ อาทิ ปริมาณผลผลิตรวมในแต่ละมากพอ ผู้รับซื้อเพื่อส่งออกมีการยึดอายุสำราญโดยการใช้สารซัลเฟอร์ไคลอกไซด์ และสำราญไทยเป็นที่นิยมบริโภคในตลาดเอเชีย ล้วนสำราญมีโอกาสส่งออกไปยังตลาดเกาหลี และตลาดยุโรป (เพื่อส่งออกไปยังจีน) และผลผลิตสำราญที่ตลาดสหภาพยุโรปมาก สำหรับปัญหาและอุปสรรคที่ควรแก้ไขในการขยายตลาดส่งออกสำราญ ได้แก่ ปัญหาด้านการขนส่ง การจัดเก็บภาษี เป็นมาตรฐานสากล และการส่งออกผลผลิตที่ยังไม่แน่เต็มที่ เรื่องการกีดกันจากต่างประเทศโดยมาตรการทางด้านภาษีและมิใช้ภาษีซึ่งอ้างสาเหตุโรคพิษและแมลงในตลาดส่งออก เรื่องสินค้าที่ไม่ได้มาตรฐานและกฎระเบียบของรัฐที่เป็นอุปสรรคในการส่งออก โดยมีข้อเสนอแนะและแนวทางแก้ปัญหาคือ เกษตรกรควรพัฒนาประสิทธิภาพในการผลิตโดยเน้นประโยชน์จากการใช้พื้นที่เพาะปลูกซึ่งมีจำกัดให้ได้ประโยชน์สูงสุด ควรศึกษาความรู้ทางด้านการตลาด ผู้ส่งออกควรเน้นคุณภาพสินค้าเพื่อตอบสนองตลาดต่างประเทศ ซึ่งมีจิตสำนึกรักสุขอนามัย ภาคเอกชนควรศึกษาความเป็นไปได้ทางธุรกิจของการขยายบริการเก็บรักษาและยึดอายุสำราญโดยระบบห้องเย็น การเพิ่มบริการขนส่งสำราญ การทำสัญญาซื้อขายล่วงหน้ากับเกษตรกร ภาครัฐควรจัดหาเงินทุนดอทเน็ตต์สำหรับเกษตรกร ผู้รับซื้อสำราญทั้งหมด และโรงงานแปรรูป เพื่อสู้มือไปทำการผลิต จัดสั่งสำนักงานส่งสินค้าเกษตรในส่วนภูมิภาค เพิ่มและพัฒนาให้มีการดำเนินกิจกรรมตลาดอย่างมีประสิทธิภาพ ผลักดันให้เกิดระบบการซื้อขายสินค้าเกษตรล่วงหน้า ควรเร่งรัดการส่งออกในรูปแบบการเจรจาศึกษาข้อมูลการตลาดจะละเอียด และการแก้ไขปัญหาอุปสรรคการส่งออกให้เป็นรูปธรรมยิ่งขึ้น และในอนาคตควรมีการศึกษาการใช้สารยึดอายุสำราญอื่นนอกจากสารซัลเฟอร์ไคลอกไซด์

และที่สุดควรที่ทุกฝ่ายควรจะร่วมกันช่วยผลักดันให้เกิดการจัดระบบมาตรฐานสากลในสินค้าลำไยต่อไป

กะนึง โยธาใหญ่ (2541) ได้ทำการวิเคราะห์ศักยภาพการส่งออกลำไยอบแห้งไปสาธารณรัฐประชาชนจีน โดยชี้ให้เห็นถึงศักยภาพการผลิตลำไยอบแห้งของไทย ปริมาณลำไยอบแห้งของประเทศไทยที่ส่งออกไปสาธารณรัฐประชาชนจีน แนวโน้มในอนาคต ปัจจุบันและอุปสรรคต่างๆ ใน การขยายการส่งออกลำไยอบแห้ง โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิที่รวมรวมจากเอกสารรายงานต่างๆ ทั้งภาครัฐและเอกชน โดยศึกษาข้อมูลตั้งแต่ปี 2533-2540 ผลการศึกษาพบว่า ประเทศไทยมีศักยภาพการส่งออกลำไยอบแห้งไปสาธารณรัฐประชาชนจีน เนื่องจากปัจจัยต่างๆ คือ การเพิ่มขึ้นของพื้นที่เพาะปลูก พื้นที่เก็บเกี่ยวผลผลิต ปริมาณผลผลิตลำไยสดและปริมาณผลผลิตลำไยอบแห้ง มีอัตราขยายตัวเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่องทุกปี และพบว่าประเทศไทยส่งออกลำไยอบแห้งไปสาธารณรัฐประชาชนจีนประมาณร้อยละ 90 ของผลผลิตรวม ซึ่งที่การส่งออกขยายตัวมากที่สุด ปี 2539-2540 สำหรับปัจจุบันและอุปสรรคที่ควรแก้ไขในการส่งออกลำไยอบแห้งได้แก่ ผลผลิตลำไยสดที่ใช้เป็นวัตถุดินในการผลิตไม่เพียงพอ การขาดแคลนแรงงานในช่วงฤดูการผลิต การขาดแคลนเงินทุนหมุนเวียนของผู้ประกอบการและปัญหาคุณภาพลำไยอบแห้งที่ไม่ได้มาตรฐาน โดยได้มีข้อเสนอแนะแนวทางในการแก้ไขปัญหา ทั้งภาครัฐและภาคเอกชนควรพัฒนาประสิทธิภาพการผลิตโดยเน้นการใช้ทรัพยากรการผลิตให้เกิดประโยชน์สูงสุด จัดให้มีการเคลื่อนย้ายแรงงานส่วนเกินจากภาคอื่นมาทำงานในภาคที่มีการผลิต ปรับปรุงประสิทธิภาพการผลิต จัดทำแหล่งเงินทุนอัตราดอกเบี้ยต่ำให้แก่ผู้ประกอบการรายกลุ่ม ส่งเสริมให้มีการรวมกลุ่มของผู้ประกอบการรายย่อยในแต่ละพื้นที่ และควรให้มีการจัดตั้งหน่วยงานรับรองมาตรฐานสินค้าลำไยเพื่อการส่งออกทุกประเทศ

อารณ์ อินต๊ะไฟร (2545) ได้ทำการศึกษาความสามารถในการแข่งขันของการส่งออกผลผลิตลำไยสดของภาคเหนือของประเทศไทย โดยวิธีการศึกษาได้รวบรวมข้อมูลปัจจุบันค้านด้านทุนการผลิตลำไยของเกษตรกรในภาคเหนือจำแนกตามส่วนช่วงอายุต่างๆ ตลอด 25 ปีรวม 75 สรวน ต้นทุนการตลาดของพ่อค้าระดับต่างๆ รวม 23 ราย และยังรวมรวมข้อมูลทุติยภูมิค้านปริมาณผลผลิตลำไย ปริมาณการส่งออกลำไย อัตราดอกเบี้ย อัตราภาษีนำเข้าปัจจัยการผลิตและผลผลิตลำไยสด อัตราแลกเปลี่ยน ตารางปัจจัยการผลิตผลผลิตจากหน่วยงานราชการต่างๆ รวมถึงข้อมูลค้านค้าจ้างแรงงาน ราคาลำไยสด ราคาน้ำเข้าลำไยสด อัตราภาษีนำเข้าผลผลิตลำไยสด และอัตราแลกเปลี่ยน วิเคราะห์โดยใช้สถิติเชิงพรรณนาและการวิเคราะห์แบบเมตริกซ์ ผลการศึกษาค้านด้านต้นทุนการผลิตลำไยสดของเกษตรกรชาวสวน ผลการวิเคราะห์ค้านทุนการใช้ทรัพยากร

ภายในประเทศของลำไยสดของภาคเหนือมีค่าเท่ากับ 0.8850 และอัตราส่วนต้นทุนผู้ผลิตเท่ากับ 0.9588 เมื่อเปรียบเทียบกับราษฎรัฐประชานจีนซึ่งมีค่าต้นทุนการใช้ทรัพยากรภายในประเทศและอัตราส่วนต้นผู้ผลิตเท่ากับ 1.0252 และ 1.1183 แสดงว่าผลผลิตลำไยของภาคเหนือมีความสามารถในการแข่งขันกับด่างประเทศได้และมีความสามารถในการแข่งขันสูงกว่า สาธารณรัฐประชาชนจีนเนื่องจากผลผลิตลำไยเฉลี่ยต่อไร่ของสาธารณรัฐประชาชนจีนยังต่ำกว่าของไทยพอสมควร ผลการศึกษาของการเปลี่ยนแปลงปริมาณผลผลิตตามสถานการณ์การผลิตและผลการวิเคราะห์ระดับวิกฤตของปริมาณผลผลิต ราคาส่งออก การเปลี่ยนแปลงของค่าจ้างแรงงาน ค่าปุ๋ย สารป้องกันและกำจัดศัตรูพืชพบว่า ถ้าปริมาณผลผลิตเฉลี่ยต่อไร่ลดลงทำให้ต้นทุนการใช้ทรัพยากรภายในประเทศมีค่าเพิ่มขึ้นหมายถึง ความได้เปรียบเชิงเปรียบเทียบลดลงหรือ ความสามารถในการแข่งขันการส่งออกผลผลิตลำไยสดลดลงด้วย และผลการวิเคราะห์ระดับวิกฤต ของปริมาณผลผลิตพบว่า ผลผลิตลำไยสดของเกษตรกรในภาคเหนือของไทยเฉลี่ยต่อไร่ต้องไม่ต่ำกว่า 445 กิโลกรัมต่อไร่ จึงจะทำให้มีความสามารถในการแข่งขันการส่งออกผลผลิตลำไยสดลดลง ส่วนผลการวิเคราะห์ระดับวิกฤตของราคาส่งออกผลผลิตลำไยสดเท่ากับ 19.50 บาทต่อกิโลกรัม เป็นระดับราคาที่ต่ำสุดที่ทำให้มีความสามารถในการแข่งขันการส่งออกผลผลิตลำไยสดของภาคเหนือของไทยยังคงมีอยู่ ผลการวิเคราะห์ระดับวิกฤตของการเปลี่ยนแปลงของต้นทุนการผลิต ด้านแรงงานและต้นทุนการผลิตที่เป็นค่าปุ๋ยและสารป้องกันและกำจัดศัตรูพืชที่จะทำให้ ความสามารถในการแข่งขันการผลิตลำไยเพื่อการส่งออกของเกษตรกรในภาคเหนือของไทยยังมีอยู่ พ布ว่าอยู่ที่ระดับร้อยละ 70 และ 60 ตามลำดับ

เมญจพร อู่สัมบัติชัย (2547) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์ราคาไก่เนื้อ โดยวิธีอาเรมา โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาถึงโครงสร้างการผลิตและการตลาด ไก่เนื้อของประเทศไทย และเพื่อ พยากรณ์ราคาของไก่เนื้อโดยใช้แบบจำลองอาเรมา โดยแบ่งเป็น 2 ชนิดคือ ราคาไก่เนื้อชนิดเนื้อออก ยอดกระดูกและเนื้อสันในโดยใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ระหว่างวันที่ 17 กรกฎาคม 2544 ถึงวันที่ 26 พฤษภาคม 2546 รวมทั้งสิ้น 135 ข้อมูล โดยมีวิธีดำเนินการคือ ทดสอบความนิ่งของข้อมูล (unit root test) ก่อน จากนั้นจึงหาแบบจำลองด้วยวิธีอาเรมา ซึ่งขั้นตอนในการหาแบบจำลองมี 4 ขั้นตอน ตามวิธีของ Box-Jenkins คือ 1) การกำหนดรูปแบบ 2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ 3) การ ตรวจสอบความถูกต้อง และ 4) การพยากรณ์ ผลการศึกษาพบว่าราคาไก่เนื้อชนิดเนื้อออก ยอดกระดูกและเนื้อสันใน มีลักษณะไม่นิ่ง แต่หลังจากการหาผลต่างอันดับที่ 1 พ布ว่าข้อมูลนิ่งที่ระดับ I(1) เมื่อพิจารณาค่าผลโอลแกرام(Correlogram) ของข้อมูลพบว่ารูปแบบของอาเรมา (1,1,1) และ อาเรมา (2,1,0) มีความเหมาะสมมากที่สุดที่จะเป็นตัวแทนของราคาไก่เนื้อชนิดเนื้อออก ยอดกระดูก และเนื้อสันใน ตลอดจนผลการทดสอบด้วยวิธีที (t-statistic) พ布ว่ามีค่าทางสถิติแตกต่างศูนย์อย่างมี

นัยสำคัญและด้วยวิธีบอกซ์และเพียร์ส์ (Box-Pierce) พบร่วมค่าทางสถิติไม่เท่ากับศูนย์ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 10 อีกทั้งการศึกษาในครั้งนี้ได้ใช้ค่า Root Mean Square Error (RMSE) และ Theil's inequality coefficient มาใช้เปรียบเทียบแบบจำลองเพื่อที่จะหาความแม่นยำในการพยากรณ์และสามารถสรุปได้ว่ารูปแบบของอาร์มา (1,1,1) และ อาร์มา (2,1,0) มีค่า Root Mean Square Error (RMSE) และ Theil's inequality coefficient ต่ำที่สุด ซึ่งหมายความว่า แบบจำลองทั้งสองมีความคลาดเคลื่อนต่ำที่สุดและความสามารถในการพยากรณ์ที่ถูกต้องด้วยวิธีอาร์มา ทำให้ได้ผลการพยากรณ์มีแนวโน้มทิศทางเป็นไปในทิศทางเดียวกันกับข้อมูลจริง

ปรมา จันทบุตร (2547) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์ราคาส่งออกน้ำตาลราย โดยวิธีอาร์มา โดยแบ่งเป็น 2 ชนิด ได้แก่ นำ้ำตาลดิบ และนำ้ำตาลทรายขาว โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2537 ถึง เดือนกุมภาพันธ์ 2547 โดยมีวิธีดำเนินการคือ ทดสอบความนิ่งของข้อมูล (unit root test) ก่อน จากนั้นจึงหาแบบจำลองด้วยวิธีอาร์มา ซึ่งขั้นตอนในการหาแบบจำลองมี 4 ขั้นตอนตามวิธีของ Box-Jenkins คือ 1) การกำหนดรูปแบบ 2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ 3) การตรวจสอบความถูกต้อง และ 4) การพยากรณ์ ผลการศึกษาพบว่าราคาน้ำตาลดิบและน้ำตาลทรายส่งออก มีลักษณะไม่นิ่ง จึงต้องมีการหาผลต่างจำนวน 1 ครั้ง หรือที่ I(1) และเมื่อมีการพิจารณาคอลเลกโต้แกรมของข้อมูล ผลที่ได้คือ แบบจำลอง MA(1) MA(17) SMA(12) มีความเหมาะสมมากที่สุดที่จะเป็นตัวแทนของราคาส่งออกน้ำตาลดิบ และแบบจำลอง AR(30) MA(30) มีความเหมาะสมที่จะเป็นตัวแทนของราคาน้ำตาลทรายขาว นอกจากนี้เมื่อพิจารณาค่า Root Mean Square Error (RMSE) และ Theil's inequality coefficient พบร่วมแบบจำลองทั้งสองมีค่า Root Mean Square Error (RMSE) และ Theil's inequality coefficient ต่ำที่สุดในแบบต่างๆ ที่ได้岀มา ซึ่งหมายความว่า แบบจำลองทั้งสองมีความแม่นยำในการพยากรณ์ และความเหมาะสมที่จะนำมาใช้กับข้อมูลที่แท้จริงได้ แบบจำลองอาร์มาทั้งสองแบบแสดงให้เห็นว่าทิศทางของอนุกรมเวลาจะห่วงข้อมูลราคาน้ำตาลทรายขาว ที่แท้จริงและข้อมูลราคาน้ำตาลทรายขาวที่ประมาณขึ้นมีทิศทางการขึ้นลงไปในทางเดียวกัน จึงทำให้ราคาน้ำตาลทรายขาวที่พยากรณ์สามารถที่จะช่วยในการตัดสินใจในการประกอบการของผู้ผลิตรือผู้ที่เกี่ยวข้องในอุตสาหกรรมน้ำตาลได้

ธนาศ ฉุนทรโภปกรณ์ (2548) ได้ทำการศึกษาการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกเสื้อผ้าสำเร็จรูป ซึ่งพยากรณ์ด้วยข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2537 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2548 รวม 134 ข้อมูล และข้อมูลรายไตรมาสตั้งแต่ไตรมาสที่ 1 ของปี พ.ศ. 2537 ถึงไตรมาสที่ 1 ของปี พ.ศ. 2548 รวมทั้งสิ้น 45 ข้อมูล โดยใช้แบบจำลองอาร์มา ซึ่งศึกษาด้วยวิธี Box-Jenkins โดยผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF test) ของข้อมูลอนุกรมเวลาของมูลค่า

การส่งออกเสื้อผ้าสำเร็จรูปส่งออก (GAR) ที่ไม่มีความล่าช้าของเวลา (0 lag) ซึ่งผลปรากฏว่าค่าทดสอบทางสถิติที่ระดับ level ของ Gar ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตามค่าทดสอบทางสถิติในระดับผลต่างที่ 1 (1^{st} difference) มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 แสดงว่า GAR มีลักษณะนิ่งที่ I(1) ส่วนการทดสอบทางสถิติของ seasonal unit root ค่าทดสอบทางสถิติที่ระดับ level ของ GAR ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าทดสอบทางสถิติในระดับผลต่างที่ 1 (1^{st} difference) ความนิ่งแบบมาตรฐานมีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01 แสดงว่า GAR มีลักษณะนิ่งที่ I(1) จากผลการทดสอบ unit root ของ GAR ผลการตรวจสอบค่าเฉลี่ยเพื่อกันหาแบบจำลองที่เหมาะสมประากญว่าแบบจำลองที่ประกอบ AR(1) AR(13) MA(12) ซึ่งเป็นข้อมูลรายเดือนมีความเหมาะสมที่สุด โดยพิจารณา ระดับนัยสำคัญที่ 0.01 และเมื่อทำการตรวจสอบความถูกต้องของแบบจำลองพบว่า แบบจำลองมีลักษณะเป็น white noise มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 แบบจำลองนี้มีค่า Root Mean Square Error และ Theil Inequality Coefficient (U) ที่ต่ำที่สุด ดังนั้นแบบจำลองดังกล่าวจึงมีความเหมาะสมที่สุด ในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกเสื้อผ้าสำเร็จรูปในอนาคตซึ่งมูลค่าในอนาคตของ GAR ระหว่างเดือนมีนาคม 2548 ถึงเดือนพฤษภาคม 2548 เท่ากับ 8,801.965 , 7,303.122 และ 9,268.87 ล้านบาท ตามลำดับ และผลการตรวจสอบค่าเฉลี่ยเพื่อกันหาแบบจำลองที่เหมาะสมประากญว่า แบบจำลองที่ประกอบ AR(2) SAR(4) MA(9) ซึ่งเป็นข้อมูลรายไตรมาสมีความเหมาะสมที่สุดโดย พิจารณา ระดับนัยสำคัญที่ 0.01 และพบว่าแบบจำลองมีลักษณะ white noise มีนัยสำคัญที่ 0.01 แบบจำลองนี้มีค่า Root Mean Square Error และ Theil Inequality Coefficient (U) ที่ต่ำที่สุด ดังนั้น แบบจำลองดังกล่าวจึงมีความเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกเสื้อผ้าสำเร็จรูปในอนาคตซึ่งมูลค่าในอนาคตของ GAR ระหว่างไตรมาสที่ 2 ถึงไตรมาสที่ 4 ของปี พ.ศ. 2548 เท่ากับ 26,398.77 , 35,262.43 และ 31,199.32 ล้านบาท ตามลำดับ

นิชาภา ประสิทธิเวนิช (2548) ได้ทำการศึกษาภาระการส่งออกค่าไyiของไทยไปยังประเทศจีนภายหลังจากจีนเข้าไปเป็นสมาชิกองค์กรการค้าโลก โดยการสำรวจข้อมูลจากเอกสาร และสัมภาษณ์กลุ่มข้าราชการ และกลุ่มนักธุรกิจเอกชน ผลการศึกษาพบว่า มูลค่าการส่งออกค่าไyi ลดและล้าไyiอยู่แห่งไปยังประเทศจีนในปี 2545 เทียบกับปี 2544 ซึ่งเป็นปีที่จีนเข้าเป็นสมาชิก องค์กรการค้าโลกครั้งแรกนี้มีมูลค่าเพิ่มขึ้นอีกในปีต่อมาคือ ปี 2546 สำหรับในกลางปี 2547 มูลค่า การส่งออกเพิ่มขึ้นเมื่อเทียบกับช่วงเวลาเดียวกันในปี 2546 แต่เมื่อแยกการส่งออกค่าไyi ลดและล้าไyi อยู่แห่ง ปรากฏว่าค่าไyi ของไทยแห่งมีมูลค่าการส่งออกในอัตราที่เพิ่มขึ้นหลังจีนเข้าเป็นสมาชิกองค์กร การค้าโลกในขณะที่การส่งออกค่าไyi ลดเป็นไปในลักษณะตรงกันข้าม ปัจจัยที่ส่งผลต่อภาระค่าไyi ของไทยลดลง นี้คือ แรงส่งออกจากประเทศไทยมีมากขึ้นในหลายหมวด มีคุณภาพส่งออกจากประเทศไทยมีมาตรฐานค่าไyi เพิ่มมาก ขึ้นในหลายหมวด มีคุณภาพส่งออกจากประเทศไทยมีมาตรฐานค่าไyi เพิ่มมาก

มาตรฐานกำหนด ต้องเสียภาษีธุรกิจเฉพาะ ในอัตราสูง และจินมีมาตรการอื่นๆ ที่ไม่ใช่มาตรการภาษี แนวทางการปรับนโยบายการส่งออกสินค้าเกษตรของประเทศไทย โดยการจัดให้มีองค์กรกลางเพื่อทำหน้าที่รวบรวมผลผลิตลำไย และรัฐบาลควรรับซื้อลำไยจากเกษตรกรเอง โดยใช้เงินหน้าที่ของรัฐเป็นผู้จัดการกระบวนการจัดซื้อหั้นด หน่วยงานของรัฐและเอกชนต้องร่วมมือกันแก้ไขปัญหาเพื่อรักษามาตรฐาน และควบคุมคุณภาพผลผลิตลำไยให้เป็นไปตามที่ผู้บริโภคต้องการ ระมัดระวังการปลอมปนผลผลิตที่ไม่ได้มาตรฐาน ให้ความรู้แก่เกษตรกรสำหรับการใช้สารเคมีในสวนลำไย รวมถึงการสร้างข้อตกลงระหว่างประเทศให้มีความชัดเจนเพื่อป้องกันไม่ให้มีมาตรการกีดกันอื่นๆ มาใช้ได้ออก

วรรวิทย์ วงศ์ภา (2548) ได้ทำการศึกษาถึงผลกระทบของการเบิดเขตการค้าเสรีระหว่างประเทศไทยและจีนที่มีต่อการส่งออกลำไยอบแห้งของประเทศไทย ได้ใช้วิธี Impulse Response Function และ Variance Decomposition ตามแบบจำลอง Vector Autoregression เพื่อทดสอบความสัมพันธ์และผลกระทบระหว่างตัวแปรเมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของแต่ละตัว ซึ่งตัวแปรทางเศรษฐกิจหลากหลายที่นำมาศึกษา คือ อุปสงค์การบริโภคลำไยอบแห้งของประเทศไทย จีน มูลค่าการส่งออกลำไยอบแห้งของประเทศไทย มูลค่าลำไยอบแห้งที่ประเทศไทยจีนผลิตในประเทศไทย และรายได้ที่เป็นตัวเงินของผู้บริโภคชาวจีน ซึ่งเป็นอนุกรมเวลารายเดือน ตั้งแต่เดือนมกราคม 2541 – ธันวาคม 2547 การศึกษาเนื้องต้นถึงความนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลาโดยวิธีของ Augmented Dickey-Fuller พบว่ามีความนิ่งในระดับผลต่างครั้งที่ 1 ที่นัยสำคัญ 0.01 โดยไม่เกิดปัญหาอัตโนมัติ ผลการศึกษาพบว่าการเบิดเขตการค้าเสรีระหว่างประเทศไทยและจีน ไม่มีผลต่อ มูลค่าการส่งออกลำไยอบแห้งของประเทศไทย อุปสงค์การบริโภคลำไยอบแห้งของผู้บริโภคชาวจีน เป็นปัจจัยกำหนดมูลค่าการส่งออกลำไยอบแห้งของประเทศไทยอย่างมีนัยสำคัญ มูลค่าลำไยอบแห้งที่ประเทศไทยจีนผลิตขึ้นภายในประเทศไทยไม่ส่งผลกระทบต่อมูลค่าลำไยอบแห้งของประเทศไทย อย่างไรก็ตาม ผลกระทบต่อการค้ากับประเทศไทย โดยลำไยอบแห้งจากประเทศไทยเข้าสู่ประเทศไทย โดยมีผู้ประกอบการจีนมีมาตรการต่อ โดยตรงกับผู้ประกอบการรายใหญ่ของไทย ที่มีลำไยอบแห้งปริมาณมากและคุณภาพสูง นำเข้าสู่ประเทศไทยโดยตรง หรือผ่านทางช่องกง ได้วัน หรือประเทศไทยเวียดนาม แล้วเข้าสู่ตลาดขายส่งผลไม้ที่มูลค่าความต้องการเพื่อกระจายไปตามมณฑลต่างๆ ทั่วประเทศไทย