บทที่ 2

แนวคิดทางทฤษฎีและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 แนวคิดทางทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

2.1.1 ความผันผวน (Volatility)

ในตลาดทางการเงินได้ให้ความสนใจกับความเสี่ยงซึ่งเป็นความเบี่ยงเบนของผลตอบแทนของสินทรัพย์ หากการลงทุนใดมีความไม่แน่นอนของผลตอบแทนสูงก็จะทำให้มีความเสี่ยงมากขึ้น ซึ่งความผันผวนจะพิจารณาจากขอบเขต หรือความกว้างของการแกว่งตัวของราคาหรือผลตอบแทนจากการลงทุนนั้นๆ กล่าวคือ ถ้าการลงทุนใดมีความผันผวนของราคาหรือผลตอบแทนต่ำ การลงทุนนั้นย่อมมีความเสี่ยงต่ำ ดังนั้นการเข้าใจถึงความเสี่ยงที่จะเกิดขึ้นในการลงทุนจึงเป็นสิ่งสำคัญในการพิจารณาเลือกลงทุน ซึ่งความผันผวนมีความเกี่ยวข้องกับความเสี่ยงและมักถูกใช้ในการอธิบายความเสี่ยง การประยุกต์ใช้ความผันผวนในการประเมินความเสี่ยงที่เป็นที่รู้จัก คือ มูลค่าความเสี่ยง (VaR) ซึ่งถูกใช้อย่างแพร่หลายในการจัดการกับความเสี่ยง Christie (1982 อ้างถึงใน อัญญา ขันธวิทย์, 2547)

ลักษณะของความผันผวนในตลาดทางการเงินมีลักษณะ ดังนี้

1. ความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์จะมีการเปลี่ยนแปลงไปตามเวลา ซึ่งไม่คงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป ในทางการเงินเรียกลักษณะนี้ว่า ความผันผวนที่มีลักษณะเป็นกลุ่มก้อน (Volatility Clustering) กล่าวคือ เมื่อหลักทรัพย์เกิดมีความผันผวนของราคามากในช่วงเวลาหนึ่งหลักทรัพย์นั้นมักมีราคาผันผวนมากในช่วงเวลาถัดไป และในทางกลับกันเมื่อหลักทรัพย์มีความผันผวนของราคาน้อยในช่วงเวลาหนึ่ง หลักทรัพย์นั้นมักมีราคาผันผวนน้อยในช่วงเวลาถัดไปด้วย

2. ข้อมูลของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์บางข้อมูลอาจมีลักษณะการแจกแจงแบบปกติ แต่ในความเป็นจริงหลักทรัพย์บางประเภทมีความผันผวนสูงเกินกว่าการอธิบายด้วยทฤษฎีการกระจายตัวของผลตอบแทนที่มีการแจกแจงปกติ เนื่องจากผลตอบแทนของหลักทรัพย์มีค่าสูงและต่ำเกินปกติ (Extreme Value)

3. ความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของหลักทรัพย์จะมีลักษณะไม่สมมาตร คือ ความผันผวนจะเพิ่มขึ้นหากผลตอบแทนของหลักทรัพย์ในช่วงเวลาก่อนหน้ามีค่าลบ ซึ่งอัตรา

ผลตอบแทนจะมีความผันผวนสูงมาก ถ้าหากราคาของหลักทรัพย์ในช่วงเวลาก่อนมีการปรับตัวลดลงรุนแรง (Leverage Effect) แต่ความผันผวนจะมีไม่มาก ถ้าหากราคาปรับตัวเพิ่มขึ้น

4. ผลตอบแทนและค่าความผันผวนของหลักทรัพย์หรือตลาดที่แตกต่างกัน เช่น หุ้นต่างบริษัท ตลาดหุ้นพันธบัตรในตลาดหนึ่งหรือหลายๆ ตลาด มีแนวโน้มที่จะมีความสัมพันธ์กันหรือเคลื่อนไปด้วยกัน

2.1.2 ความสัมพันธ์ของราคาสินค้าในตลาดซื้อขายทันทีและตลาดซื้อขายล่วงหน้า (Cash and Future Market Price Relationship)

ความสัมพันธ์ระหว่างราคา 2 ราคา Basis เป็นความสัมพันธ์ระหว่างราคาเงินสดหรือราคา Spot กับราคา Futures ของสินค้า หรือสินทรัพย์อ้างอิงหนึ่ง Fink and Feduniak (1988 อ้างถึงใน อัจฉราวรรณ งามญาณ, 2546) ซึ่งเขียนเป็นสูตรได้ดังนี้

เบสิส (Basis) = ราคาในตลาดซื้อขายทันที – ราคาในตลาดซื้อขายล่วงหน้า

ความเสี่ยงทางด้านราคาในกรณีการลดลงของราคาที่เป็นไปตามฤดูกาลเป็นสิ่งที่หลีกเลี่ยงไม่ได้ ดังนั้น ผู้ค้าในตลาดซื้อขายล่วงหน้าอาจประกันความเสี่ยงของการลดลงของรายได้ที่เกิดจากการลดลงของราคาดังกล่าวได้ด้วยวิธีประกันความเสี่ยงด้านราคา (Hedging) ด้วยการเปิดตั๋วสัญญาซื้อและขายในอนาคต การประกันความเสี่ยงด้านราคาด้วยการเข้าไปประกันความเสี่ยงด้วยเงื่อนไขสองแบบ คือการประกันความเสี่ยงด้านราคาขาย (Short Hedge) และการประกันความเสี่ยงด้านราคาซื้อ (Long Hedge)

การประกันความเสี่ยงด้านราคาขาย (Short Hedge) สามารถเขียนในรูปแบบของสมการได้ดังนี้ คือ

$$R_s = (S_2 - S_1) - (f_2 - f_1) \tag{2.1}$$

โดยที่ R_s = กำไรต่อหน่วยสินค้าของผู้ประกันความเสี่ยงด้านราคาขาย

S_1 = ราคาในตลาดซื้อขายทันทีในช่วงเวลาที่ 1

S_2 = ราคาในตลาดซื้อขายทันทีในช่วงเวลาที่ 2

f_1 = ราคาในตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าในช่วงเวลาที่ 1

f_2 = ราคาในตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าในช่วงเวลาที่ 2

จากสมการที่ (2.1) จัดรูปใหม่ จะได้

$$R_s = (f_1 - S_1) - (f_2 - S_2) \tag{2.2}$$

จะได้

$$R_s = B_1 - B_2 \tag{2.3}$$

โดยที่ $B_1 = f_1 - S_1$ คือ เบสิสของช่วงเวลาที่ 1

$B_2 = f_2 - S_2$ คือ เบสิสของช่วงเวลาที่ 2

นั่นคือ ในกรณีของตลาดปกติ

1) ถ้าค่าเบสิสคงเดิม นั่นคือ $R_s = 0$ การประกันความเสี่ยงจะได้ผลสมบูรณ์

2) ถ้าค่าเบสิสแคบคง นั่นคือ $R_s > 0$ การประกันความเสี่ยงจะได้ผลสมบูรณ์

3) ถ้าค่าเบสิสกว้างขึ้น นั่นคือ $R_s < 0$ การประกันความเสี่ยงจะขาดทุน

การประกันความเสี่ยงด้านราคาซื้อ (Long Hedge) สามารถเขียนในรูปแบบของสมการได้ดังนี้ คือ

$$R_L = (S_2 - S_1) - (f_2 - f_1) \tag{2.4}$$

โดยที่ R_L = กำไรต่อหน่วยสินค้าของผู้ประกันความเสี่ยงด้านราคาซื้อ

S_1 = ราคาในตลาดซื้อขายทันทีในช่วงเวลาที่ 1

S_2 = ราคาในตลาดซื้อขายทันทีในช่วงเวลาที่ 2

f_1 = ราคาในตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าในช่วงเวลาที่ 1

f_2 = ราคาในตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าในช่วงเวลาที่ 2

จากสมการที่ (2.4) จัดรูปใหม่ จะได้

$$R_L = (f_1 - S_1) - (f_2 - S_2) \tag{2.5}$$

จะได้

$$R_L = B_1 - B_2 \tag{2.6}$$

โดยที่ $B_1 = f_1 - S_1$ คือ เบสิสของช่วงเวลาที่ 1

$B_2 = f_2 - S_2$ คือ เบสิสของช่วงเวลาที่ 2

นั่นคือ ในกรณีของตลาดปกติ

1) ถ้าค่าเบสิสคงเดิม นั่นคือ $R_L = 0$ การประกันความเสี่ยงจะได้ผลสมบูรณ์

2) ถ้าค่าเบสิสแคบคง นั่นคือ $R_L > 0$ การประกันความเสี่ยงจะได้ผลสมบูรณ์

3) ถ้าค่าเบสิสกว้างขึ้น นั่นคือ $R_L < 0$ การประกันความเสี่ยงจะขาดทุน

2.1.3 การวิเคราะห์ประสิทธิภาพการส่งผ่านราคา

การวิเคราะห์การส่งผ่านราคาเป็นเครื่องมือสำคัญที่ใช้ในการวิเคราะห์ประสิทธิภาพตลาด ซึ่งวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของราคาและประสิทธิภาพการส่งผ่านราคาในตลาดแต่ละระดับ โดยพิจารณาจากค่าความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคา (Elastic of Transmission) ทั้งนี้เพื่อประเมินการดำเนินงานของระบบกลไกราคาในตลาด จากแนวคิดที่ว่า ส่วนเหลื่อมการตลาด (Marketing Margins) คือความแตกต่างระหว่างราคาที่ผู้บริโภคจ่ายกับราคาที่ผู้ผลิตได้รับ หรือราคาของการบริการทางการตลาด (Marketing services) ได้แก่ ค่าขนส่ง ค่าเก็บรักษา ค่าบรรจุหีบห่อ ฯลฯ ส่วนเหลื่อมการตลาดจะมีลักษณะเป็นอย่างไรนั้นสามารถวิเคราะห์ได้โดยการหาความสัมพันธ์ของส่วนเหลื่อมการตลาดกับราคาขายปลีกด้วยวิธีทางสถิติ โดยมีข้อสมมติว่าต้นทุนการตลาดคงที่ หากตลาดมีการแข่งขันสมบูรณ์แล้ว การเปลี่ยนแปลงของราคาที่ตลาดปลายทางจะถูกส่งกลับไปยังผู้ผลิตหรือเกษตรกร แบบจำลองที่ใช้ศึกษาพฤติกรรมการส่งผ่านราคาเริ่มจากสมการถดถอยอย่างง่าย (Simple Regression) อารี วิบูลย์พงศ์ (2532 อ้างถึงใน รหัท รวมพรรณพงศ์, 2550) ดังนี้

$$P_{\mathrm{F}} = a + bP_R \tag{2.7}$$

โดยที่	P_F	คือ	ราคาผู้ผลิตหรือราคาฟาร์ม (Farm Price)
	P_R	คือ	ราคาปลายทางหรือราคาขายปลีก (Retail Price)
	a	คือ	ค่าคงที่ (Constant Term) คือต้นทุนสินค้าและต้นทุนการตลาดซึ่งรวมกำไรปกติ
	b	คือ	ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคา

การวิเคราะห์ประสิทธิภาพการส่งผ่านราคา พิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคาจากตลาดระดับหนึ่งไปยังตลาดอีกระดับหนึ่งอันเนื่องมาจากสินค้าชนิดเดียวกัน ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นจะมีค่าเท่ากับ 0 แต่ถ้าค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นมีค่าเป็นบวก แสดงว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาขายปลีกได้ถูกส่งผ่านไปยังผู้ผลิต ถ้าค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นมีค่า

เท่ากับ 1 แสดงว่าราคาจากปลายทางจะถูกส่งผ่านไปยังผู้ผลิตทั้งหมด (ถ้าต้นทุนการตลาดคงที่) ซึ่งสินค้าเกษตรส่วนใหญ่ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคาจะมีมากกว่า 0 และน้อยกว่า 1 ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคาเป็นตัวชี้วัดประสิทธิภาพทางราคา โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ความยืดหยุ่นของการส่งผ่านราคามีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่าประสิทธิภาพทางราคาสูงที่สุด ถ้ามีค่าเท่ากับ 0.5 แสดงว่าประสิทธิภาพทางราคาลดลง แต่ถ้ามีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่าประสิทธิภาพทางราคาต่ำที่สุด

การวิเคราะห์อนุกรมเวลา

การศึกษาข้อมูลอนุกรมเวลา (Time Series) ได้มีวัตถุประสงค์เพื่อดูลักษณะความเคลื่อนไหวหรือความผันผวนของข้อมูลที่มีระยะเวลา คือ ราคาข้าวในตลาดซื้อขายทันทีและราคาข้าวในตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทย โดยพิจารณาข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่ ซึ่งข้อมูลอนุกรมเวลาที่สามารถนำไปใช้พยากรณ์ได้จะต้องเป็นข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบก่อนว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งหรือไม่

2.1.4 การทดสอบยูนิทรูท (Unit Root Test)

การทดสอบยูนิทรูท เป็นการตรวจสอบข้อมูลอนุกรมเวลาว่ามีลักษณะข้อมูลเป็นแบบ "นิ่ง" [Integrated of Order 0 = I (0)] หรือ "ไม่นิ่ง" [Integrated of Order d = I (d), d > 0] การทดสอบยูนิทรูท นั้นสามารถทดสอบได้โดยการใช้การทดสอบ DF (Dickey - Fuller Test) และการทดสอบ ADF (Augmented Dickey - Fuller Test) โดยดิกกี้ ฟูลเลอร์ (Dickey - Fuller) สมมติความสัมพันธ์เป็นดังนี้ (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547)

$$X_t = \rho X_{t-1} + e_t \tag{2.8}$$

โดยที่ X_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรอิสระ ณ เวลา t

e_t คือ ความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม (Random Error)

ρ คือ สัมประสิทธิ์อัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation Coefficient)

โดยมีสมมติฐานของการทดสอบคือ

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_1 : |\rho| < 1 \ ; \ -1 < \rho < 1$$

โดยการทดสอบสมมติฐานเป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ศึกษา (X_t) นั้นมียูนิทรูทหรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่า ρ ถ้ายอมรับสมมติฐาน $H_0 : \rho = 1$ หมายความว่า X_t นั้นมียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง แต่ถ้ายอมรับสมมติฐาน $H_1 : |\rho| < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง จากการเปรียบเทียบค่า T - Statistics ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey - Fuller ซึ่งค่า t - Statistics ที่น้อยกว่าค่าในตาราง Dickey - Fuller จะสามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างได้ แสดงว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่งหรือเป็น Integrated of Order 0 แทนด้วย $X_t \sim I(0)$ อย่างไรก็ตามการทดสอบยูนิทรูทดังกล่าวข้างต้นสามารถทำได้อีกวิธีหนึ่งคือ

ให้ $\rho = (1+\theta)\ ;\ -1 < \theta < 1$ (2.9)

โดยที่ θ = พารามิเตอร์

จะได้ $X_t = (1+\theta)X_{t-1} + e_t$ (2.10)

$X_t = X_{t-1} + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.11)

$X_t - X_{t-1} = \theta X_{t-1} + e_t$ (2.12)

$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t$ (2.13)

จะได้สมมติฐานการทดสอบของ Dickey - Fuller ใหม่คือ

$H_0 : \theta = 0$ (Non - Stationary)

$H_1 : \theta < 0$ (Stationary)

ถ้ายอมรับสมมติฐาน $H_0 : \theta = 0$ จะได้ว่า $\rho = 1$ หมายความว่า X_t มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะไม่นิ่ง เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t – 1 แต่ถ้ายอมรับสมมติฐาน $H_1 : \theta < 0$ จะได้ว่า $\rho < 1$ หมายความว่า X_t ไม่มียูนิทรูท หรือ X_t มีลักษณะนิ่ง

เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t มีส่วนสัมพันธ์กับข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t - 1 ค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ดังนั้นแล้ว Dickey - Fuller จะพิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามียูนิทรูทหรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าวได้แก่

แนวเดินเชิงสุ่ม $\Delta X_t = \theta X_{t-1} + e_t$ (2.14)

แนวเดินเชิงสุ่มและจุดตัดแกนตั้ง $\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.15)

แนวเดินเชิงสุ่ม จุดตัดแกนตั้ง และแนวโน้ม $\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + e_t$ (2.16)

การตั้งสมมติฐานของการทดสอบของ Dickey - Fuller เป็นเช่นเดียวกับที่กล่าวมาแล้วข้างต้น ส่วนการทดสอบโดยใช้การทดสอบอ๊อกเม็นต์เทดดิกกี้-ฟูลเลอร์ (Augmented Dickey - Fuller Test: ADF Test) ใช้กรณีที่มีขบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Process) อยู่ในสมการทำให้ได้สมการใหม่จากการเพิ่ม Lagged Change เข้าไปในสมการทดสอบยูนิทรูททางขวามือซึ่งพจน์ที่ใส่เข้าไปนั้น จำนวน Lagged Term (p) จะขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของข้อมูลหรือสามารถใส่จำนวน Lag ไปกระทั่งไม่เกิดปัญหา Autocorrelation ดังนี้

แนวเดินเชิงสุ่ม $$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \qquad (2.17)$$

แนวเดินเชิงสุ่มและจุดตัดแกนตั้ง $$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \qquad (2.18)$$

แนวเดินเชิงสุ่ม จุดตัดแกนตั้ง และแนวโน้ม $$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \qquad (2.19)$$

โดยที่ X_t = ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t

X_{t-1} = ข้อมูลตัวแปร ณ เวลา t-1

$\alpha, \beta, \theta, \phi$ = ค่าพารามิเตอร์

t = แนวโน้มเวลา

e_t = ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

จำนวนของ Lagged Term (p) ที่เพิ่มเข้าไปในสมการขึ้นอยู่กับความเหมาะสมของแต่ละงานวิจัยหรือเพิ่มจำนวน Lag ในสมการจนกว่าส่วนของค่าความคลาดเคลื่อนจะไม่เกิดปัญหา Autocorrelation

การทดสอบสมมติฐานทั้งวิธี Dickey - Fuller Test (DF) และวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) เป็นการทดสอบว่าตัวแปรที่ทดสอบ (X_t) มียูนิทรูทหรือไม่ ซึ่งสามารถหาได้จากค่า θ ถ้าค่า θ มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่าตัวแปร X_t นั้นมียูนิทรูท

โดยสมมติฐานการทดสอบคือ

H_0 : $\theta = 0$ (Non - Stationary)

H_1 : $\theta < 0$ (Stationary)

สามารถทดสอบสมมติฐานได้โดยการเปรียบเทียบค่า t - Statistics ที่คำนวณได้กับค่าในตาราง Dickey - Fuller ซึ่งค่า t - Statistics ที่จะนำมาทดสอบสมมติฐานแต่ละรูปแบบนั้นจะต้องนำไปเปรียบเทียบกับตาราง Dickey - Fuller ณ ระดับต่างๆ กัน ถ้าสามารถปฏิเสธสมมติฐานว่างได้แสดงว่า ตัวแปรที่นำมาทดสอบมีลักษณะนิ่งหรือเป็น Integrated of Order 0 แทนด้วย $X_t \sim I(0)$

กรณีที่การทดสอบสมมติฐานพบว่า X_t มียูนิทรูทนั้นต้องนำค่า X_t มาทำการ Differencing จนกระทั่งสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า X_t มีความไม่นิ่งของข้อมูลได้ เพื่อทราบ Order of Integration (d) ว่าอยู่ในระดับใด [$X_t \sim I(d)$; d >0]

2.1.5 แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average Model (ARIMA)

แบบจำลอง Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) ได้มีการศึกษาโดย Box and Jenkins (1976) แต่ Wold (1938) ได้เป็นผู้ให้พื้นฐานทางทฤษฎีของกระบวนการหรือระบบ ARIMA บนพื้นฐานของ Wold (1938) แบบจำลอง ARIMA ได้ถูกพัฒนาขึ้นในสามทิศทาง ซึ่งได้แก่ ขั้นตอบสนองการประมาณค่าและการบ่งชี้ที่มีประสิทธิภาพ (Efficient Identification And Estimation Procedures) (สำหรับกระบวนการหรือระบบ AR, MA และ ARMA การคลอบคลุมไปถึงผลลัพธ์ที่ได้รวบรวมเอาอนุกรมเวลาเชิงฤดูกาล (Seasonal Time Series) และการขยายของเขตไปเพื่อรวมเอากระบวนการหรือระบบไม่นิ่ง (Nonstationary Process (ARIMA)) เข้าไว้ด้วย (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547)

โดยทั่วไปแล้วข้อมูลอนุกรมเวลาส่วนใหญ่มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมาจากกระบวนการเชิงสุ่ม (Random Process) แต่ด้วยทฤษฎีของ AR และ MA หมายถึง ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary) ดังนั้นเมื่อข้อมูลที่รวบรวมได้มีลักษณะไม่นิ่งเราจึงต้องทำการหาผลต่าง (Differencing)

แบบจำลอง Autoregressive (AR (p))

แบบจำลอง Autoregressive แสดงให้เห็นว่าข้อมูลอนุกรมเวลา x_t ถูกกำหนดจากค่าของ $x_{t-1,\dots,}x_{t-p}$ หรือค่าของตัวมันเองที่เกิดขึ้นในเวลาก่อนหน้า โดยกระบวนการ AR (p) หรือ Autoregressive ที่มีอันดับ p เขียนในรูปสมการได้ดังนี้ Gujarati (2009 อ้างถึงใน ปุญชิดา ศรีเขียวใส , 2554)

$$x_t = \mu + \emptyset_1 x_{t-1} + \emptyset_2 x_{t-2} + .. + \emptyset_p x_{t-p} + \varepsilon_t \tag{2.20}$$

โดยที่ x_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

p คือ อันดับของ Autoregressive

μ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

$\emptyset_j$ คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j ของ Autoregressive; j=1,…,p

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

แบบจำลอง Moving Average (MA (q))

แบบจำลอง Moving Average แสดงให้เห็นว่าข้อมูลอนุกรมเวลา x_t ถูกกำหนดจากค่าของ $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1,..,}\varepsilon_{t-q}$ หรือค่าความคลาดเคลื่อนในปัจจุบันและในอดีต โดยกระบวนการ MA (q) หรือ Moving Average ที่มีอันดับ q เขียนในรูปสมการได้ดังนี้ Gujarati (2009 อ้างถึงใน ปุญธิดา ศรีเขียวใส, 2554)

$$x_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1\epsilon_{t-1} - \theta_2\epsilon_{t-2} - .. - \theta_q\varepsilon_{t-q} \qquad (2.21)$$

โดยที่ x_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

q คือ อันดับของ Moving Average

μ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

θ_j คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j ของ Moving Average; j=1,…,q

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

แบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA (*p,q*))

แบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA) เป็นแบบจำลองที่รวมกระบวนการ Autoregressive และ Moving Average ไว้ด้วยกัน โดยกระบวนการ ARMA (p,q) คือ ระบบ Autoregressive ที่มีอันดับ p และ Moving Average ที่มีอันดับ q เขียนในรูปสมการได้ดังนี้ Gujarati (2009 อ้างถึงใน ปุญธิดา ศรีเขียวใส, 2554)

$$x_t = \mu + \emptyset_1 x_{t-1} + \emptyset_2 x_{t-2} + .. + \emptyset_p x_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1\epsilon_{t-1} - \theta_2\epsilon_{t-2} - .. - \theta_q\varepsilon_{t-q} \qquad (2.22)$$

โดยที่ x_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลา ณ เวลา t

q คือ อันดับของ Moving Average

P คือ อันดับของ Autoregressive

μ คือ ค่าคงที่ (Constant Term)

$\emptyset_j$ คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j ของ Autoregressive; j=1,…,p

θ_j คือ พารามิเตอร์ตัวที่ j ของ Moving Average; j=1,…,q

ε_t คือ ความคลาดเคลื่อน ณ เวลา t

2.1.6 แบบจำลองในการศึกษาความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขแบบตัวแปรเดียว (Univariate Conditional Volatility Model)

แบบจำลองทางเศรษฐมิติที่ใช้ในการศึกษาความผันผวนแบบตัวแปรเดียว ได้แก่ แบบจำลอง ARCH ซึ่งเป็นแบบจำลองของ Enders, Robert F (1982) และแบบจำลอง GARCH ซึ่งเป็นแบบจำลองของ Bollerslev (1990) ดังนี้

แบบจำลอง Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

ในการวิเคราะห์อนุกรมเวลาส่วนใหญ่แล้วจะมีการกำหนด Stochastic Variable ให้มีความแปรปรวนคงที่ (Homoskedastic) ซึ่งในการประยุกต์ใช้กับบางข้อมูลนั้นค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) จะไม่มีฟังก์ชั่นของตัวแปรอิสระแต่มีค่าเปลี่ยนแปลงไปตามช่วงเวลาขึ้นอยู่กับขนาดของความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นในอดีต และในบางการศึกษา เช่น แบบจำลองความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งในบางคาบเวลาจะมีความผันผวน (Volatility) สูง และความคลาดเคลื่อนขนาดใหญ่ ตามด้วยคาบเวลาที่มีค่าความผันผวน (Volatility) ต่ำ และความคลาดเคลื่อนขนาดเล็ก สรุปได้ว่าค่าความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนจากการถดถอยจะขึ้นอยู่กับค่าความผันผวน (Volatility) ของความคลาดเคลื่อนในอดีตที่ผ่านมา Enders (1995 อ้างถึงใน ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547)

ความเป็นไปได้ในการหาค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของอนุกรมเวลาไปพร้อมกันนั้นในขั้นต้นจำเป็นต้องทำความเข้าใจในวิธีของ Engle ก่อนว่าการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจะมีความแม่นยำเหนือกว่าการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขมากซึ่งแบบจำลอง Autoregression Moving Average (ARMA) แสดงได้ดังนี้

$$x_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

และต้องการพยากรณ์ x_{t-1} ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขของ x_{t-1}ดังนี้ คือ

$$E_{\mathrm{t}}\, x_{t-1} = a_0 + a_1 x_{t-1} \quad (2.24)$$

ถ้าเราใช้ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขในการพยากรณ์ x_{t-1} ความแปรปรวนของค่าความคลาดเคลื่อนอย่างมีเงื่อนไขที่พยากรณ์ได้ดังสมการนี้

$$E_t[(x_{t-1} - a_0 - a_1 x_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \tag{2.25}$$

ถ้าเปลี่ยนไปใช้การพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขแล้ว ผลที่จะใช้เป็นค่าเฉลี่ยในช่วง Long - run ของลำดับ $\{x_t\}$ ซึ่งเท่ากับ $\frac{a_0}{(1-a_1)}$ จะได้ค่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขดังสมการนี้

$$E\left\{\left[x_{t-1} - \frac{a_0}{(1-a_1)}\right]^2\right\} = E[(\varepsilon_{t-1} + a_1\varepsilon_1 + a_1^2\varepsilon_{t-1} + a_1^3\varepsilon_{t-2} + \cdots)^2] = \frac{\sigma^2}{(1-a_1^2)} \tag{2.26}$$

เมื่อ $\frac{\sigma^2}{(1-a_1^2)} > 1$ ค่าความแปรปรวนที่ได้จากการพยากรณ์อย่างไม่มีเงื่อนไขจะสูงกว่าแบบมีเงื่อนไข ดังนั้นในการพยากรณ์อย่างมีเงื่อนไขจึงมีความเหมาะสมกว่า ในลักษณะเดียวกันถ้าความแปรปรวนของ $\{\varepsilon_t\}$ ไม่เป็นค่าคงที่ จะสามารถประมาณค่าแนวโน้มของการเปลี่ยนแปลงความแปรปรวนโดยใช้ ARMA Model อธิบายได้โดยให้ $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ แทนส่วนที่เหลือ (Residuals) ที่ได้จากการประมาณจากสมการ (2.26) ดังนั้นค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข (Condition Variance) ของ x_{t-1} จะได้ดังสมการนี้

$$Ver(x_{t-1}|x_t) = E_t[(x_{t+1} - a_0 - a_1 x_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 \tag{2.27}$$

จากที่ให้ $E_t \varepsilon_{t+1}^2$ เท่ากับ σ_{t+1}^2 จึงแสดงว่าค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขไม่ใช่ค่าคงที่และจะได้แบบจำลองในการประมาณค่าส่วนที่เหลือ (Residual) ออกมาดังสมการนี้

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + V_t \tag{2.28}$$

โดย $\hat{\varepsilon}_t$ = ส่วนที่เหลือที่ประมาณค่าได้ (Estimate Residuals) ของแบบจำลอง (2.27)

V_t = White noise process

ถ้าค่าของ $\alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_q$ เท่ากับศูนย์ ค่าความแปรปรวนจากการประมาณจะเท่ากับค่าคงที่ α_0 อีกนัยหนึ่ง คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของ x_t จะมีการเปลี่ยนแปลงสอดคล้องกับ Autoregressive ในสมการ (2.28) ดังนั้นสามารถใช้สมการ (2.28) ในการพยากรณ์ค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขที่เวลา t + 1 ดังสมการนี้

$$E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 \quad (2.29)$$

จากเหตุผลที่กล่าวมาสมการที่ (2.28) เรียกว่า Autoregressive Condition Heteroskedastic (ARCH) Model และสมการ (2.29) เป็น ARCH (q) สมการ (2.29) ค่า $E_t \varepsilon_{t+1}^2$ หรือ σ_{t+1}^2 จะประกอบด้วย 2 องค์ประกอบ คือค่าคงที่และความผันผวน (Volatility) ในคาบเวลาที่ผ่านมา ซึ่งเขียนได้เป็นส่วนเหลือกำลังสองของคาบในอดีต (ARCH Term) ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ $\alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_q$ สามารถหาค่าได้โดยใช้วิธี Maximum Likelihood

การประมาณ ARCH Model เป็นการกำหนดรายละเอียดที่เหมาะสมสำหรับการรวบรวมเงื่อนไขความแปรปรวน โดยที่ ARCH Model มีคุณสมบัติตาม Unconditional Leptokurtosis ดังนั้น ARCH Model จึงเป็นการกำหนดรายละเอียดที่เกิดจากสถิติ และความเหมาะสมทางด้านเศรษฐศาสตร์ในการประมาณค่าความผันผวนที่เกิดจากการเดาหรือการเปลี่ยนแปลงราคา

แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

ในขณะที่แบบจำลอง ARCH ของ Engle, Robert F. ได้มีการพัฒนาต่อโดย Bollerslev ในปี1986 กลายเป็น GARCH Model (General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) ด้วยการให้ความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Variance) เป็นการคำนวณค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขตาม Linear Combination ของค่า Lagged Conditional Variance กับ Past Squared Error ทำให้มีลักษณะเป็น ARMA Process (Autoregressive Moving Average) ทำให้ Error Process มีลักษณะดังนี้ (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์, 2547) คือ

$$\varepsilon_t = V_t \sqrt{h_t} \quad (2.30)$$

โดยค่าความแปรปรวนของ $v_t = \sigma_1^2 = 1$ และ

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \quad (2.31)$$

โดย	ε_t	คือ	ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา *t*
	ε_{t-i}	คือ	ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา *t-i*
	V_t	คือ	White Noise
	$\alpha_0, \alpha_i, \beta_i$	คือ	พารามิเตอร์
	h_t	คือ	ค่าความแปรปรวน ณ เวลา *t*
	h_{t-i}	คือ	ค่าความแปรปรวน ณ เวลา *t - i*

เมื่อ $\{V_t\}$ คือ White Noise Process ที่เป็นค่าอิสระจากเหตุการณ์ในอดีต (ε_{t-1}) ค่าเฉลี่ยอย่างมีเงื่อนไขของ ε_t จะเท่ากับศูนย์ ดังนี้ คือ

$$E\varepsilon_t = Ev_t\sqrt{h_t} = 0 \tag{2.32}$$

สำหรับการหาความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t ถูกกำหนดโดยสมการ

$$E_{t-i}h_t = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i\, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \tag{2.33}$$

ดังนั้นความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขของ ε_t ถูกกำหนดโดย h_t ในสมการ (2.30) แบบจำลองนี้เรียกว่า Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) (p,q) ซึ่งใช้กระบวนการ Autoregressive และ Moving Average ในการหาค่าความแปรปรวนที่มีลักษณะ Heteroskedasticity Variance จะเห็นว่าถ้า p = 0 และ q = 1 เป็น GARCH (0,1) หรือคือ GARCH (1) นั่นเอง โดยสรุปว่า β_i ทั้งหมดมีค่าเป็นศูนย์แบบจำลอง GARCH (p,q) จะเทียบเท่ากับแบบจำลอง ARCH (q)

คุณสมบัติที่สำคัญของแบบจำลอง GARCH คือค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข Disturbances ของค่า x_t สร้างขึ้นมาจากกระบวนการ ARMA จึงสามารถคาดได้ว่าส่วนเหลือจากการทำ ARMA จะแสดงถึงรูปแบบคุณลักษณะเดียวกัน เช่น ถ้าการประมาณค่า $\{x_t\}$ ด้วยกระบวนการ ARMA ค่า Autocorrelation Function (ACF) ซึ่งเป็นค่าสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่มที่หน่วยเวลาห่างกันของกระบวนการเดียวกันและ Partial Autocorrelation Function (PACF) ของส่วนที่เหลือ (Residuals) ควรจะบ่งถึงกระบวนการ White Noise และ ACF ของกำลังสองของส่วนที่เหลือ (Aquared Residuals) นำมาช่วยในการระบุถึงลำดับ (Order) ของกระบวนการ GARCH

ลักษณะของGARCH Model มีความยืดหยุ่นในโครงสร้างของ Lagged มากกว่า ARCH Model และเป็นการยืนยันของความแปรปรวนในลักษณะพลวัตร (Dynamic) ได้อย่างชัดเจนส่วน Univariate GARCH Model เป็นการประมาณค่าความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขของอนุกรมทางการเงิน ได้แก่ อัตราแลกเปลี่ยน ราคาหลักทรัพย์ เป็นต้น โดยแสดงถึงลักษณะการเคลื่อนไหวของราคาที่คาดหวัง ซึ่งความแปรปรวนมีการผันแปรอยู่ตลอดเวลา โดยค่าความแปรปรวนขึ้นอยู่กับค่า Lagged Squared Innovation กับ Lagged Conditional Variance ซึ่งเป็นการประยุกต์ใช้อนุกรมเวลาของตัวแปรทางการเงิน เพราะคุณสมบัติของแบบจำลองทำให้สามารถสังเกตเห็นลักษณะการเปลี่ยนแปลงของอนุกรมเหล่านั้นนั่นเอง

2.1.7 การวิเคราะห์ข้อมูลโดยใช้วิธี Quantile Regression

Colin (Lin) Chen, SAS Institute Inc., Cary, NC (2004) ได้ทำการศึกษาวิธีถดถอยควอนไทล์ ซึ่งถูกพัฒนาโดย Koenker และ Bassett (1978) เป็นส่วนขยายของการประมาณค่าโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด มีข้อดีคือ การใช้สมการถดถอยในการประมาณค่ามัธยฐาน Quantile ดีกว่าการใช้สมการถดถอยกำลังสองน้อยที่สุด เพราะในการประมาณค่าการถดถอย Quantile จะลดข้อผิดพลาดได้มากกว่า ซึ่งเงื่อนไขการวิเคราะห์ที่แตกต่างกันของแนวโน้มเข้าสู่ศูนย์กลางและการแจกแจงตัวทางสถิติทำให้การวิเคราะห์มีความครอบคลุมและมีประสิทธิภาพมากกว่า แบบจำลองการถดถอยแบบ Quantile เป็นแบบจำลองที่กำหนดให้ Y เป็นตัวแปรสุ่มโดยฟังก์ชันของการแจกแจงความน่าจะเป็น

$$F(y) = \text{Prob}(Y \leq y) \tag{2.34}$$

และกำหนดให้ τ คือ ณ Quantile ของ Y โดย $0 < \tau < 1$

$$Q(\tau) = inf\{y: F(y) \geq \tau\} \tag{2.35}$$

ที่ $\tau \in [0, 1]$ กำหนดให้ Loss Function คือ $\rho_\tau(y) = y(\tau - I(y < 0))$ ลักษณะเฉพาะของ Quantile จะลดการสูญเสียที่คาดหวังของ $Y - u$ ในส่วนของ u

$$\min_u E\left(\rho_\tau(Y-u)\right) = \min_u (\tau - 1) \int_{-\infty}^{u} (y-u)\, dF_Y(y) + \tau \int_u^\infty (y-u) dF_Y(y)$$

จากสมการนี้สามารถแสดงโดยการตั้งค่าอนุพันธ์ของฟังก์ชั่นการสูญเสียที่คาดว่าจะเป็น 0 ซึ่งอธิบายได้ว่า

$$0 = (1-\tau)\int_{-\infty}^{q_\tau} dF_Y(y) - \tau\int_{q_\tau}^{\infty} dF_Y(y)$$

เมื่อลดสมการจะได้ $0 = F_Y(q_\tau) - \tau$

เพราะฉะนั้น $F_Y(q_\tau) = \tau$

ดังนั้น q_τ คือ τ ณ Quantile ของตัวแปรสุ่ม Y สามารถเขียนในรูปแบบสมการอย่างง่ายของ Quantile Regression คือ

$$\hat{q}_\tau = \arg\min \sum_{i=1}^{n} \rho_\tau (y_i - q)$$

หรือ

$$\hat{q}_\tau = \arg\min\left[(\tau-1)\sum_{y_i<q}(y_i - q) + \tau\sum_{y_i\geq q}(y_i - q)\right] \quad (2.36)$$

จากนั้นแก้สมการ สมมติ τ คือ Quantile ดังนั้นจะได้

$$Q_{Y|X}(\tau) = X\beta_\tau \quad (2.37)$$

ให้เป็นฟังก์ชันการแจกแจงของ Y โดยหา β_τ ได้ดังนี้

$$\beta_\tau = \arg\min E\big(\rho_\tau(Y - X\beta)\big) \quad (2.38)$$

และหาแบบ Analog จากการประมาณค่า β จะได้

$$\hat{\beta}_\tau = \arg min \sum_{i=1}^{n}\big(\rho_\tau(Y_i - X\beta)\big) \quad (2.39)$$

2.2 ผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

ผทัยรัตน์ ภาสน์พิพัฒน์กุล (2544) ได้ทำการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคายางพาราตลาดส่งมอบทันทีในประเทศไทยกับราคายางพาราตลาดล่วงหน้าในต่างประเทศ ซึ่งข้อมูลตลาดส่งมอบ

ทันทีเป็นข้อมูลรายวันของราคายางแผ่นรมควันชั้น 1 และยางแผ่นรมควันชั้น 3 ซึ่งใช้ราคาตลาด 3 ตลาดได้แก่ ราคา ณ ตลาดกลางหาดใหญ่ ราคาส่งออก (F.O.B) ที่ท่าเรือกรุงเทพฯ และราคาส่งออก (F.O.B) ณ ท่าเรือสงขลา ส่วนข้อมูลตลาดล่วงหน้าใช้ราคายางแผ่นรมควันชั้น 1 และราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 ณ ตลาดลอนดอน กัวลาลัมเปอร์ นิวยอร์ก สิงค์โปร์ และญี่ปุ่น โดยใช้วิธีทดสอบคือ Cointegration และทดสอบความไม่เอนเอียงโดยใช้แบบจำลอง ECM พบว่า ตลาดส่งมอบทันทีมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวกับตลาดล่วงหน้าทุกตลาด แต่จำเป็นที่จะต้องเลือกใช้ตลาดล่วงหน้าให้เหมาะสม สำหรับตลาดกลางหาดใหญ่ควรยึดตลาดสิงคโปร์เป็นหลักสำหรับราคายางแผ่นรมควันชั้น1 และชั้น 3 ส่วนราคาส่งออก ณ ท่าเรือสงขลา สามารถใช้ราคาในตลาดกัวลาลัมเปอร์ ลอนดอน สิงคโปร์ สำหรับทั้งยางแผ่นรมควันชั้น 1 และชั้น 3 และราคาส่งออก ณ ท่าเรือกรุงเทพฯ ใช้ตลาดกัวลาลัมเปอร์ และสิงคโปร์ สำหรับราคายางแผ่นรมควันชั้น 1 จะใช้ตลาดกัวลาลัมเปอร์ ลอนดอน สิงคโปร์ สำหรับราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 จะใช้ตลาดสิงคโปร์ ซึ่งตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์เป็นตลาดที่มีความสำคัญที่สุดสำหรับการนำมาพยากรณ์ราคายางพาราของประเทศไทย

พีรยา ชูวุฒยากร (2547) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างราคาข้าวตลาดส่งมอบทันทีในประเทศไทยกับราคาข้าวตลาดล่วงหน้าในต่างประเทศ ซึ่งมีวัตถุประสงค์ในการวิเคราะห์พฤติกรรมการส่งผ่านราคาข้าวในตลาดระดับต่างๆ ของประเทศว่ามีทิศทางและระยะเวลาการส่งผ่านราคาอย่างไร โดยใช้วิธี Vector Autoregressive Model (VAR) และ Vector Error Correction Model (VEC) ข้อมูลที่ใช้ คือ ราคาข้าวเปลือก 5% ที่เกษตรกรได้รับ และราคาข้าวขาว 5% ขายส่งที่ตลาดกรุงเทพฯ พบว่าตลาดล่วงหน้า Chicago Broad of Trade (CBOT) มีประสิทธิภาพในการชี้นำราคาตลาดส่งมอบทันที ในขณะที่ราคาส่งออกมีความสัมพันธ์กับราคาในตลาดขายส่งและตลาดข้าวเปลือกในประเทศไทยอีกทอดหนึ่ง

ธีระวุฒิ ธีตรานนท์ (2550) ได้ทำการวิเคราะห์ความเสี่ยงด้านราคาและการส่งผ่านราคาของยางแผ่นรมควันชั้น 3 จากตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทยสู่ตลาดปัจจุบันของประเทศไทย โดยมีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาประสิทธิภาพของตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าในรูปแบบตลาดแบบ Semi-Strong Form และทราบตัวแปรที่จะส่งผลต่อการส่งผ่านข้อมูลและข่าวสารด้านราคาจากตลาดล่วงหน้าสู่ตลาดส่งมอบทันที และศึกษาถึงการส่งผ่านราคาของตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าสู่ตลาดปัจจุบัน โดยเก็บรวบรวมข้อมูลทุติยภูมิซึ่งเป็นข้อมูลของตั๋วสัญญาซื้อขายรายวัน จำนวน 780 วัน ทั้งราคาในตลาดล่วงหน้าและตลาดปัจจุบัน ซึ่งใช้ Cointegration เพื่อทดสอบความมีประสิทธิภาพและความสัมพันธ์ของราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 จากการศึกษาพบว่า ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 จากตลาดส่งมอบทันที ณ ท่าเรือกรุงเทพ มีความสัมพันธ์ระยาวกับราคายางแผ่น

รมควันชั้น 3 จากตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทย (AFET) ราคายางแผ่นรมควันชั้น 3 จากตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์ (SICOM) และราคาของยางแผ่นรมควันชั้น 3 จากตลาดล่วงหน้าโตเกียว (TOCOM) โดยราคาของยางแผ่นรมควันชั้น 3 จากตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทยและตลาดล่วงหน้าหน้าสิงคโปร์ มีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับราคาของยางแผ่นรมควันชั้น3 ในตลาดส่งมอบทันที ณ ท่าเรือกรุงเทพ นั่นคือ ประสิทธิภาพของตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทย และตลาดล่วงหน้าสิงคโปร์ สามารถเป็นตลาดอ้างอิงราคาแก่ตลาดส่งมอบทันที ณ ท่าเรือกรุงเทพ รวมไปถึงยังเป็นแหล่งข้อมูลข่าวสารของตลาดส่งมอบทันทีได้ แต่ในทางตรงกันข้ามประสิทธิภาพของตลาดล่วงหน้าโตเกียวจะทำให้ตลาดส่งมอบทันที ณ ท่าเรือกรุงเทพเปลี่ยนไปในทิศทางตรงกันข้าม นั่นคือ ตลาดล่วงหน้าโตเกียวไม่สามารถใช้อ้างอิงและเป็นแหล่งข่าวสารทางด้านราคาให้กับตลาดส่งมอบทันที ณ ท่าเรือกรุงเทพได้

ปิยนุช เรืองขจร (2550) ได้ทำการศึกษาการประมาณค่าความผันผวนและผลตอบแทนของราคาน้ำมันดิบ ถ่านหินและก๊าซธรรมชาติ ซึ่งมีวัตถุประสงค์เพื่อเลือกแบบจำลองในการประมาณค่าความผันผวนของผลตอบแทน โดยวิธี ARIMA-E-GARCH ARIMA-GARCH-M และARIMA-GARCH พบว่าผลการพยากรณ์ผลตอบแทนของราคาพลังงานแต่ละชนิดในช่วง Historical Forecast และ Ex-Post Forecast แบบจำลองที่ให้ค่า Root Mean Square Error ต่ำที่สุดสำหรับผลตอบแทนของราคาน้ำมันดิบ ถ่านหิน และก๊าซธรรมชาติ เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์ผลตอบแทนล่วงหน้าในอนาคตของพลังงานแต่ละชนิดและสามารถประมาณค่าความแปรปรวนของผลตอบแทนใน 5 ช่วงเวลาต่อมา แบบจำลองที่เหมาะสมในการพยากรณ์ผลตอบแทนของราคาพลังงานแต่ละชนิดขึ้นอยู่กับลักษณะการเคลื่อนไหวของพลังงานแต่ละชนิด

กฤษฎา พงษ์ประพนธ์ (2553) ได้ศึกษาการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราผลตอบแทนจากดัชนีราคาสินค้าโภคภัณฑ์ของจิม โรเจอร์ส และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย โดยใช้แบบจำลอง VARMA-GARCH และVARMA-AGARCH การประมาณความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขแบบตัวแปรเดียวของตัวแปรทั้งสองด้วยแบบจำลอง GARCH และ GJR และทำการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราผลตอบแทนจากดัชนีราคาสินค้าโภคภัณฑ์ของจิม โรเจอร์ส และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย ด้วยแบบจำลอง VARMA-GARCH VARMA-AGARCH CCC และDCC ผลการศึกษาความผันผวนด้วยแบบจำลอง GARCH และ GJR พบว่า ผลกระทบของตัวแปรสุ่มทางบวก ตัวแปรสุ่มทางลบ และความผันผวนที่เกิดขึ้นในอดีตส่งผลต่อความผันผวนในช่วงเวลาปัจจุบัน โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน ส่วนผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราผลตอบแทนจากดัชนีราคาสินค้าโภคภัณฑ์ของจิม โรเจอร์ส และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย พบว่า ผลกระทบของ

ตัวแปรสุ่มทางบวก ตัวแปรสุ่มทางลบและความผันผวนของอัตราผลตอบแทนจากดัชนีราคาสินค้าโภคภัณฑ์ของจิม โรเจอร์สในอดีตส่งผลต่อความผันผวนของอัตราผลตอบแทนจากดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในปัจจุบัน นั่นคือนักลงทุนที่ต้องการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยควรติดตามความเคลื่อนไหวของดัชนีราคาสินค้าโภคภัณฑ์ของจิม โรเจอร์ส เพื่อเป็นข้อมูลประกอบการตัดสินใจในการลงทุน

จิราธิป ชนะชัย (2553) ได้ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความเสี่ยงและผลตอบแทนของหุ้นกลุ่มพลังงาน 5 หลักทรัพย์ คือ บริษัทบ้านปู บริษัท ปตท. สำรวจและผลิตปิโตรเลียม บริษัทไออาร์พีซี บริษัทไทยออยล์ และบริษัท ปตท. โดยวิธีการถดถอยแบบควอนไทล์ (Quantile Regression) พบว่าสามารถคำนวณได้ 2 หลักทรัพย์ คือ BANPU และIRPC จากการแบ่งช่วงการลงทุนในหุ้นได้ 3 ช่วง คือ ช่วงตลาดหลักทรัพย์ซบเซา ช่วงตลาดหลักทรัพย์ปกติ และช่วงตลาดหลักทรัพย์ขาขึ้น จะได้ค่า (β_1) คือ -1.911512, -0.246706, 0.697499 ตามลำดับ และ (β_2) คือ -1.927961, -0.385834, 0.436422 ตามลำดับ ส่วนหลักทรัพย์อีก 3 หลักทรัพย์สามารถหาค่าความเสี่ยง (β) และอัตราผลตอบแทน (R_i) ได้จากแบบจำลอง CAPM จากการศึกษาอัตราผลตอบแทนจากสมการ CAPM โดยใช้ค่าความเสี่ยง (β) ของควอนไทล์จะได้อัตราผลตอบแทน 3 ช่วงของบริษัทบ้านปู คือ 0.078673, 0.089975, 0.096385 และบริษัทไออาร์พีซี คือ -0.0518089, -0.0413394, -0.035750

ปรีชา มหารันต์ (2554) ได้ศึกษาการสร้างแบบจำลองราคาทองคำแท่งในประเทศไทย เป็นการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างราคาทองคำแท่งในประเทศไทย กับราคาทองคำแท่งในตลาดลอนดอน และดัชนีชี้วัดมูลค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ โดยใช้ข้อมูลทุติยภูมิรายเดือน ซึ่งใช้วิธีการถดถอยแบบควอนไทล์ (Quantile Regression) แบบมีเงื่อนไข พบว่าจากทำการวิเคราะห์ด้วยวิธีการถดถอยแบบควอนไทล์ (Quantile Regression) โดยควอนไทล์ ที่ τ มีค่าเท่ากับ 0.1 – 0.9 พบว่าระดับควอนไทล์ที่ 0.1 ถึง 0.4 เมื่อราคาทองคำแท่งในตลาดลอนดอนในรูปของลอการิทึมเพิ่มขึ้น ทำให้ราคาทองคำแท่งในประเทศไทยในรูปของลอการิทึมเพิ่มขึ้น แต่เมื่อระดับควอนไทล์ที่ 0.5 ถึง 0.9 เมื่อราคาทองคำแท่งในตลาดลอนดอนในรูปของลอการิทึมลดลง ทำให้ราคาทองคำแท่งในประเทศไทยในรูปของลอการิทึมลดลง และการพิจารณาถึงผลของดัชนีชี้วัดมูลค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในรูปของลอการิทึม ควอนไทล์ที่ τ มีค่าเท่ากับ 0.1 – 0.9 พบว่า โดยเฉลี่ยแล้วเมื่อดัชนีชี้วัดมูลค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เปลี่ยนแปลงไปจะส่งผลต่อราคาทองคำแท่งในประเทศไทยในรูปของลอการิทึมน้อยมาก ส่วนการทดสอบความเท่ากันของความชันระหว่างควอนไทล์ของลอการิทึมราคาทองคำแท่งในตลาดลอนดอน พบว่าค่าความชันระหว่างควอนไทล์ที่ 0.2 กับ 0.3 มีความแตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนการทดสอบความเท่ากันของความชันระหว่างควอนไทล์ของลอการิทึมดัชนีชี้วัดมูลค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ พบว่าไม่มีความแตกต่างกัน

ปุญชิดา ศรีเขียวใส (2554) ได้ทำการศึกษาการวิเคราะห์ความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราคาปัจจุบันยางพาราของประเทศในเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ มีวัตถุประสงค์เพื่อประมาณแบบจำลองความผันผวนสำหรับอัตราผลตอบแทนปัจจุบันของราคายางพาราของประเทศในเอเชียตะวันออกเฉียงใต้ ประกอบด้วยประเทศไทย อินโดนีเซีย และมาเลเซีย ผลการศึกษาของแบบจำลองวาร์มาการ์ช และวาร์มาเอการ์ช เพื่อทดสอบผลการส่งผ่านความผันผวนและผลกระทบอสมมาตร พบว่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขระหว่างประเทศไทยและมาเลเซียมีผลการส่งผ่านระหว่างกัน ในขณะที่ความผันผวนของอินโดนีเซียไม่มีทั้งผลการส่งผ่านความผันผวนหรือได้รับความผันผวนจากประเทศอื่นๆ ยิ่งไปกว่านั้น ผลกระทบอสมมาตรถูกพบในอินโดนีเซียและมาเลเซีย ดังนั้นนักลงทุนควรตระหนักถึงความผันผวนที่อาจเกิดขึ้นในไทยหรือมาเลเซียซึ่งมีการส่งผ่านความผันผวนระหว่างกัน