



## บทที่ 4 ผลการศึกษา

ในการศึกษาความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเชิงตะวันออกเฉียงใต้ได้ใช้การวิเคราะห์ทางเศรษฐมิตร เริ่มต้นจากการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test) เพื่อที่จะสามารถนำข้อมูลไปใช้ในการวิเคราะห์ในขั้นตอนต่อไปได้อย่างถูกต้อง จากนั้นทำการประมาณแบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA( $p,q$ )) เพื่อหาสมการค่าเฉลี่ยที่เหมาะสม ประมาณความผันผวนแบบมีเงื่อนไขแบบตัวแปรเดียวด้วยแบบจำลอง GARCH, GJR และประมาณความผันผวนแบบมีเงื่อนไขแบบหลายตัวแปรด้วยแบบจำลอง CCC, DCC, VARMA-GARCH และ VARMA-AGARCH ตามลำดับ โดยผลการศึกษาสามารถแสดงได้ดังต่อไปนี้

### 4.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test) โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller test

ในการศึกษาระบบนี้ได้ทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของทั้งสามประเทศ คือ ไทย อินโดนีเซียและมาเลเซีย โดยใช้วิธี Augmented Dickey-Fuller Test เพื่อทำการทดสอบค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variance) ของข้อมูลที่อาจไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลา โดยการทดสอบจะเริ่มจากการทดสอบข้อมูลที่ระดับ Level หรือ Order of Integration เท่ากับ 0 [I(0)] ซึ่งมีรูปแบบของสมการการทดสอบ 3 รูปแบบ คือ สมการที่ไม่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (Without Trend and Intercept) สมการที่มีเฉพาะค่าคงที่ (With Intercept) และสมการที่มีทั้งค่าคงที่และแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (With Intercept and Trend) โดยจะพิจารณาความนิ่งของข้อมูลจากการเปรียบเทียบจากค่า ADF t-Statistic หากค่าสถิติ t มีค่าน้อยกว่าค่า MacKinnon Critical Value แสดงว่า สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักของการทดสอบ นั่นคือ ข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือไม่มี Unit Root ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลสามารถแสดงได้ดังตารางต่อไปนี้

ตาราง 4.1 ผลการทดสอบความนิ่ง (Unit Root Test) ของอัตราผลตอบแทนของราคาปัจจุบันย่างพาราของประเทศไทย อินโดเนเซียและมาเลเซีย โดยวิธี ADF Test ณ ระดับ Level

ตัวแปร	Level									
	Without Trend and Intercept					With Intercept				
	ADF Test		MacKinnon Critical Value			ADF Test		MacKinnon Critical Value		
	Statistic	1%	5%	10%		Statistic	1%	5%	10%	
RTH	-16.9724*	-2.5675	-1.9412	-1.6165	-16.9871*	-3.4373	-2.8645	-2.5684	-17.0080*	-3.9682
RID	-14.1462*	-2.5675	-1.9412	-1.6165	-14.1810*	-3.4373	-2.8645	-2.5684	-26.4152*	-3.9682
RMY	-9.1836*	-2.5675	-1.9412	-1.6165	-9.2021*	-3.4373	-2.8645	-2.5684	-9.2198*	-3.9682

หมายเหตุ: \* ปัจจัยทางสถิติที่ระดับ 0.01

หมายเหตุ: \* ปัจจัยทางสถิติที่ระดับ 0.01

จากผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของทั้งสามประเทศ คือ ประเทศไทย (RTH) อินโดนีเซีย (RID) และมาเลเซีย (RMY) ด้วยจำนวน Lag ที่เหมาะสม พบว่า อัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของทั้งสามประเทศมีลักษณะนิ่ง หรือไม่มี Unit Root ที่ระดับ Level หรือ Order of Integration zero [I(0)] เนื่องจากค่าสถิติ ADF ของทุกตัวแปรมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 หรือน้อยกว่า แต่ที่น้ำหนักทดสอบมีระดับความเชื่อมั่นทางสถิติที่ 99% ดังนั้นสามารถนำตัวแปรทั้งสามตัวที่ทดสอบแล้วไปวิเคราะห์ในขั้นตอนต่อไปด้วยแบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA( $p,q$ )) ได้

#### 4.2 แบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA( $p,q$ ))

หลังจากทำการเลือก lag  $p$  และ  $q$  ที่ได้จากการวิเคราะห์ Correlogram ตรวจสอบการเกิด Serial Correlation โดยทำการทดสอบค่า Breusch-Godfrey Serial Correlation LM และเลือกแบบจำลองที่เหมาะสมด้วยการพิจารณาจากค่าสถิติ Akaike Information Criteria (AIC) และ Schwarz Information Criterion (SC) จึงได้แบบจำลอง ARMA( $p,q$ ) ที่เหมาะสมสำหรับตัวแปรแต่ละตัว ดังแสดงในตาราง 4.2

**ตาราง 4.2** ผลการประมาณแบบจำลอง Autoregressive Moving Average (ARMA( $p,q$ )) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซีย

Dependent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t-statistic	Prob.
RTH	C	0.0610	0.0774	0.7881	0.4309
	AR(1)	0.5176	0.0284	18.2299	0.0000
RID	C	0.0732	0.0931	0.7859	0.4321
	AR(1)	0.8577	0.0579	14.8052	0.0000
	MA(1)	-0.7532	0.0742	-10.1581	0.0000
RMY	C	0.0574	0.0838	0.6848	0.4936
	AR(1)	0.7084	0.0274	25.8166	0.0000
	MA(2)	-0.1583	0.0384	-4.1233	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางพบว่าการทดสอบ Lag  $p$  และ  $q$  หรือ Autoregressive (AR) และ Moving Average (MA) ที่เหมาะสมกับแบบจำลอง ARMA( $p,q$ ) ของอัตราผลตอบแทนของราคาน้ำจุบันยางพาราของประเทศไทย คือ AR(1) ของอินโคนีเชีย คือ AR(1), MA(1) และของมาเลเซีย คือ AR(1), MA(2) โดยในการเลือก Lag  $p$  และ  $q$  ที่เหมาะสมนั้น นอกจากจะพิจารณาจากค่าสถิติ Akaike Information Criteria (AIC) และ Schwarz Information Criterion (SC) ที่มีค่าน้อยที่สุดแล้ว ยังนำเอาค่าคลาดเคลื่อนที่ได้มาทดสอบว่าเกิดปัญหาสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน (Serial Correlation) หรือไม่ โดยใช้การทดสอบของ Breusch–Godfrey Serial Correlation LM Test ดังแสดงผลการทดสอบในตาราง 4.3

**ตาราง 4.3** ผลการทดสอบ Breusch–Godfrey Serial Correlation LM ของอัตราผลตอบแทนของราคาน้ำจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโคนีเชียและมาเลเซีย

Dependent Variable	Prob. Chi-Square
RTH	0.2004
RID	0.2928
RMY	0.4069

หมายเหตุ: จากการคำนวณ

จากตารางแสดงค่าความน่าจะเป็นที่มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Prob. Chi-Square) ของการทดสอบการเกิดปัญหาสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน ซึ่งมีสมมติฐานหลัก คือ  $H_0 : \rho = 0$  หรือแสดงถึงการไม่เกิดปัญหาสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อน นั่นคือแบบจำลองที่ได้จากการประมาณ มีความเหมาะสม โดยหากพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นที่มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Prob. Chi-Square) ค่าที่ได้ควรมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้คือ 0.05 เพื่อแสดงถึงการยอมรับ สมมติฐานหลัก ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นเอง และค่าที่ได้จากการของข้อมูลอัตราผลตอบแทน ของราคาน้ำจุบันยางพาราของประเทศไทย (RTH) อินโคนีเชีย (RID) และมาเลเซีย (RMY) พบว่า มีค่าเกินกว่า 0.05 จึงสรุปได้ว่าแบบจำลองของตัวแปรทั้งสามตัวที่ได้มีความเหมาะสม

หลังจากได้สมการค่าเฉลี่ยที่ไม่มีปัญหาสหสัมพันธ์ของค่าคลาดเคลื่อนแล้ว ก่อนนำสมการที่ได้ไปใช้ในการประมาณสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขจะทำการทดสอบหา ARCH process เพื่อทดสอบว่าค่าคลาดเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยที่ได้นั้นจะแสดงถึงการเกิด ARCH process หรือไม่ โดยผลการทดสอบ ARCH สามารถแสดงได้ดังตาราง 4.4

**ตาราง 4.4 ผลการทดสอบ ARCH ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโด네เซียและมาเลเซีย**

Dependent Variable	Prob. Chi-Square
RTH	0.0000
RID	0.0000
RMY	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการแสดงผลการทดสอบ ARCH ซึ่งมีสมมติฐานหลัก คือ ค่าคาดคะเนลึกลึกจากสมการค่าเฉลี่ยไม่มี ARCH process และสมมติฐานรอง คือ ค่าคาดคะเนลึกลึกจากสมการค่าเฉลี่ยมี ARCH process เมื่อพิจารณาค่าความน่าจะเป็นที่มีการแจกแจงแบบไกสแควร์จากตารางพบว่า ค่าที่ได้มีค่าต่ำกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้คือ 0.05 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือ ค่าคาดคะเนลึกลึกจากสมการค่าเฉลี่ยทั้งสามสมการมี ARCH process ดังนั้นสามารถนำสมการค่าเฉลี่ยทั้งสามสมการไปใช้ประมาณสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขได้

#### 4.3 แบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity GARCH( $p,q$ )

หลังจากได้แบบจำลอง ARMA( $p,q$ ) ที่เหมาะสมแล้ว แบบจำลองที่ได้นำมาสร้างสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของตัวแปรแต่ละตัว คือ อัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย (RTH) อินโดเนเซีย (RID) และมาเลเซีย (RMY) โดยใช้แบบจำลอง GARCH( $p,q$ ) ซึ่งสามารถแสดงผลได้ดังตาราง 4.5, 4.6 และ 4.7 ดังต่อไปนี้

**ตาราง 4.5 ผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,3) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย**

Dependence Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Prob.
RTH	C	0.0694	0.0057	12.1663	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup>	0.2483	0.0201	12.3282	0.0000
	GARCH(-1)	1.2422	0.0447	27.8209	0.0000
	GARCH(-2)	-0.8435	0.0469	-17.9838	0.0000
	GARCH(-3)	0.2915	0.0186	15.6677	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการประมาณแบบจำลอง GARCH( $p,q$ ) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย พบว่า แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ GARCH(1,3) โดยสามารถนำค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้มาเขียนเป็นสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RTH} = & 0.0694 + 0.2483^* \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 + 1.2422^* h_{t-1}^{RTH} \\
 & (12.1663) \quad (12.3282) \quad (27.8209) \\
 & - 0.8435^* h_{t-2}^{RTH} + 0.2915^* h_{t-3}^{RTH} \\
 & (-17.9838) \quad (15.6677)
 \end{aligned} \tag{4.1}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ z

จากสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงผลในระเบียบสั้นของตัวแปรสุ่ม (ARCH Effect) และค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนในอดีตที่แสดงถึงผลในระเบียงยาว (GARCH Effect) ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RTH_{t-1}}^2$ ) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ),  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RTH}$ ) และ  $t-3$  ( $h_{t-3}^{RTH}$ ) ทุกตัวมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ )

โดยความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) มากที่สุดในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 1.2422% รองลงมาคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RTH}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) ในทิศทางตรงกันข้าม คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RTH}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ )

เปลี่ยนไปในทิศทางตรงข้าม 0.8435% ถ้าหากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-3$  ( $h_{t-3}^{RTH}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-3$  ( $h_{t-3}^{RTH}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.2915% และอันดับสุดท้ายคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RTH,t-1}^2$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากค่าของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RTH,t-1}^2$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.2483%

**ตาราง 4.6 ผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (3,3) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโคลีเซีย**

Dependence Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Prob.
RID	C	0.1982	0.0433	4.5756	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup>	0.1746	0.0256	6.8129	0.0000
	RESID(-2) <sup>2</sup>	0.1816	0.0271	6.6884	0.0000
	RESID(-3) <sup>2</sup>	-0.0303	0.0122	-2.4779	0.0132
	GARCH(-1)	-0.2707	0.0294	-9.2080	0.0000
	GARCH(-2)	0.1675	0.0212	7.9129	0.0000
	GARCH(-3)	0.7216	0.0353	20.4424	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการประมาณแบบจำลอง GARCH( $p,q$ ) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโคลีเซีย พนว่า แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ GARCH(3,3) โดยสามารถนำค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้มาเขียนเป็นสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RID} = & 0.1982 + 0.1746^* \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 + 0.1816^* \varepsilon_{RID_{t-2}}^2 - 0.0303^{**} \varepsilon_{RID_{t-3}}^2 \\
 (4.5756) & (6.8129) & (6.6884) & (-2.4779) \\
 & - 0.2707^* h_{t-1}^{RID} + 0.1675^* h_{t-2}^{RID} + 0.7216^* h_{t-3}^{RID} \\
 & (-9.2080) & (7.9129) & (20.4424)
 \end{aligned} \tag{4.2}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ z

จากสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงผลในระยะสั้นของตัวแปรสุ่ม (ARCH Effect) และค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนในอดีตที่แสดงถึงผลในระยะยาว (GARCH Effect) มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และ 0.05 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-1 ( $\varepsilon_{RID_{t-1}}^2$ ), t-2 ( $\varepsilon_{RID_{t-2}}^2$ ), t-3 ( $\varepsilon_{RID_{t-3}}^2$ ) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-1 ( $h_{t-1}^{RID}$ ), t-2 ( $h_{t-2}^{RID}$ ) และ t-3 ( $h_{t-3}^{RID}$ ) ทุกตัวมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ )

โดยความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-3 ( $h_{t-3}^{RID}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) มากที่สุดในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-3 ( $h_{t-3}^{RID}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.7216% รองลงมาคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-1 ( $h_{t-1}^{RID}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) ในทิศทางตรงกันข้าม คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-1 ( $h_{t-1}^{RID}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางตรงข้าม 0.2707% รองลงมาคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย

อน โคนีเชีย ณ เวลา  $t-2$  ( $\varepsilon_{RID_{t-2}}^2$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคาปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RID}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากค่าของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้น ผลกระทบให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน 0.1816% รองลงมาคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน คือ หากค่าของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน 0.1746% ถัดมาคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน 0.1675% และอันดับสุดท้ายคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน 0.0303% ผลกระทบให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน คือ หากค่าของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราคาก็จะเพิ่มขึ้นไปในทิศทางเดียวกัน 0.0303%

ตาราง 4.7 ผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (5,1) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบัน ยางพาราของประเทศไทย

Dependence Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Prob.
RMY	C	0.0043	0.0016	2.7233	0.0065
	RESID(-1) <sup>2</sup>	0.4085	0.0496	8.2329	0.0000
	RESID(-2) <sup>2</sup>	-0.3432	0.0653	-5.2579	0.0000
	RESID(-3) <sup>2</sup>	0.1855	0.0572	3.2452	0.0012
	RESID(-4) <sup>2</sup>	-0.2629	0.0392	-6.7095	0.0000
	RESID(-5) <sup>2</sup>	0.0463	0.0069	6.7182	0.0000
	GARCH(-1)	0.9583	0.0125	76.6999	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการประมาณแบบจำลอง GARCH( $p,q$ ) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพารา ของประเทศไทย พบร่วมกับ แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ GARCH(5,1) โดยสามารถนำค่า สัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้มาเขียนเป็นสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RMY} = & 0.0043 + 0.4085^* \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 - 0.3432^* \varepsilon_{RMY_{t-2}}^2 + 0.1855^* \varepsilon_{RMY_{t-3}}^2 \\
 & (2.7233) \quad (8.2329) \quad (-5.2579) \quad (3.2452) \\
 & - 0.2629^* \varepsilon_{RMY_{t-4}}^2 + 0.0463^* \varepsilon_{RMY_{t-5}}^2 + 0.9583^* h_{t-1}^{RMY} \\
 & (-6.7095) \quad (6.7182) \quad (76.6999)
 \end{aligned} \tag{4.3}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ z

จากการคำนวณแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เพบร่วมกับค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงผลในระยะสั้นของตัวแปรสุ่ม (ARCH Effect) และค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนในอดีตที่แสดงถึงผลในระยะยาว (GARCH Effect) ทุกตัวมี นัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้า ปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผบร่วมกับเวลา  $t-1 (\varepsilon_{RMY_{t-1}}^2)$ ,  $t-2 (\varepsilon_{RMY_{t-2}}^2)$ ,  $t-3 (\varepsilon_{RMY_{t-3}}^2)$ ,  $t-4 (\varepsilon_{RMY_{t-4}}^2)$ ,  $t-5 (\varepsilon_{RMY_{t-5}}^2)$  และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผบร่วมกับเวลา  $t-1 (h_{t-1}^{RMY})$  มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไข ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผบร่วมกับเวลา  $t (h_t^{RMY})$



ราคปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเฉียบ ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.1855% และอันดับสุดท้ายคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราคปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเฉียบ ณ เวลา  $t-5$  ( $\varepsilon_{RMY,t-5}^2$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเฉียบ ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากค่าของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราคปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเฉียบ ณ เวลา  $t-5$  ( $\varepsilon_{RMY,t-5}^2$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเฉียบ ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.0463%

สมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขทั้ง 3 สมการข้างต้น ได้ทำการทดสอบหา ARCH process เพื่อทดสอบว่าค่าคาดเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยที่ได้นี้จะแสดงถึงการเกิด ARCH process หรือไม่ ทั้งนี้เนื่องจากก่อนทำการประมาณสมการความผันผวนด้วยแบบจำลอง GARCH ได้พบการเกิด ARCH process จึงต้องทำการทดสอบหลังจากใช้แบบจำลอง GARCH ในการประมาณความผันผวนอีกครั้งเพื่อพิสูจน์ว่าแบบจำลองสามารถจัดปัญหาความแปรปรวนของค่าคาดเคลื่อนไม่คงที่หรือ ARCH process ได้จริง ผลการทดสอบสามารถแสดงดังในตาราง 4.8

ตาราง 4.8 ผลการทดสอบ ARCH ของแบบจำลอง GARCH( $p,q$ )

Dependent Variable	Prob. Chi-Square
RTH	0.8271
RID	0.4366
RMY	0.0828

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการแสดงผลการทดสอบ ARCH ซึ่งมีสมมติฐานหลัก คือ ค่าคาดเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยไม่มี ARCH process และสมมติฐานรอง คือ ค่าคาดเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยมี ARCH process เมื่อพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นที่มีการแจกแจงแบบไคสแควร์ (Prob. Chi-Square) จากตารางพบว่าค่าที่ได้มีค่าสูงกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้คือ 0.05 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือ ค่าคาดเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยทั้งสามสมการไม่มี ARCH process

#### 4.4 แบบจำลอง Asymmetric Univariate GARCH: GJR( $p,q$ )

แบบจำลอง GJR มีข้อสมมติฐานที่ต่างจากแบบจำลอง GARCH( $p,q$ ) คือ ผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวก ( $\varepsilon_t > 0$ ) และการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบ ( $\varepsilon_t < 0$ ) ในขนาดที่เท่ากัน จะส่งผลต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขแตกต่างกัน ดังนั้นในแบบจำลองนี้จึงมีการพิจารณาถึงผลกระทบแบบอสมมาตรในการประมาณสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ตามตาราง 4.9, 4.10 และ 4.11 ตามลำดับ

ตาราง 4.9 ผลการประมาณแบบจำลอง GJR(2,2) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย

Dependence Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Prob.
RTH	C	0.0345	0.0031	11.0446	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup>	0.3583	0.0086	41.8018	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup> *(RESID(-1)<0)	0.1209	0.0151	8.0136	0.0000
	RESID(-2) <sup>2</sup>	-0.3363	0.0030	-112.3046	0.0000
	GARCH(-1)	1.1324	0.0334	33.8623	0.0000
	GARCH(-2)	-0.2476	0.0268	-9.2302	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการประมาณแบบจำลอง GJR( $p,q$ ) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย พนว่า แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ GJR(2,2) โดยสามารถนำค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้มาเขียนเป็นสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RTH} = & 0.0345 + 0.3583^* \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 + 0.1209^* I(\varepsilon_{RTH_{t-1}}) \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 \\
 & (11.0446) \quad (41.8018) \quad (8.0136) \\
 & - 0.3363^* \varepsilon_{RTH_{t-2}}^2 + 1.1324^* h_{t-1}^{RTH} - 0.2476^* h_{t-2}^{RTH} \\
 & (-112.3046) \quad (33.8623) \quad (-9.2302)
 \end{aligned} \tag{4.4}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บในส่วนของค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้

จากสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย พนว่าต่ำสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงผลในระยะสั้นของตัวแปรสุ่ม (ARCH Effect) และค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนในอดีตที่แสดงถึงผลในระยะยาว (GARCH Effect) ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RTH_{t-1}}^2$ ),  $t-2$  ( $\varepsilon_{RTH_{t-2}}^2$ ) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ),  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RTH}$ ) ทุกตัว มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ )

โดยความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) มากที่สุดในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 1.1324% รองลงมาคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RTH_{t-1}}^2$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RTH_{t-1}}^2$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.3583% รองลงมาคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-2$  ( $\varepsilon_{RTH_{t-2}}^2$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.3363% และอันดับสุดท้ายคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RTH}$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) ในทิศทางตรงข้าม ก็คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-2$  ( $\varepsilon_{RTH_{t-2}}^2$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยังพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางตรงข้าม 0.3363%

ปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RTH}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคากลางปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางตรงข้าม 0.2476%

นอกจากนี้ยังพบว่ามีผลกระทบแบบแบบอสมมาตรเกิดขึ้นกับอัตราผลตอบแทนของราคากลางปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย โดยการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบจะส่งผลกระทบมากกว่าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวก เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์แสดงผลกระทบแบบอสมมาตร ( $\gamma_i$ ) มีค่ามากกว่าศูนย์ และเป็นผลในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบ ( $\varepsilon_{RTH_{t-1}} < 0$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคากลางปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RTH}$ ) เปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.1209 %

**ตาราง 4.10** ผลการประมาณแบบจำลอง GJR(1,4) ของอัตราผลตอบแทนของราคากลางปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย โคนนีเซีย

Dependence Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Prob.
RID	C	0.1537	0.0357	4.3089	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup>	0.1039	0.0255	4.0762	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup> *(RESID(-1)<0)	0.2050	0.0439	4.6712	0.0000
	GARCH(-1)	0.2564	0.0906	2.8293	0.0047
	GARCH(-2)	0.1230	0.0401	3.0654	0.0022
	GARCH(-3)	0.6175	0.0457	13.4989	0.0000
	GARCH(-4)	-0.2569	0.0831	-3.0894	0.0020

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการประมาณแบบจำลอง GJR( $p,q$ ) ของอัตราผลตอบแทนของราคากลางปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย โคนนีเซีย พบว่า แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ GJR(1,4) โดยสามารถนำค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้มาเขียนเป็นสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RID} = & 0.1537 + 0.1039^* \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 + 0.2050^* I(\varepsilon_{RID_{t-1}}) \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 + 0.2564^* h_{t-1}^{RID} \\
 (4.3089) & (4.0762) & (4.6712) & (2.8293) \\
 & + 0.1230^* h_{t-2}^{RID} + 0.6175^* h_{t-3}^{RID} - 0.2569^* h_{t-4}^{RID} \\
 (3.0654) & (13.4989) & (-3.0894) &
 \end{aligned} \tag{4.5}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ z

จากสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย พบรวมค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงผลในระยะสั้นของตัวแปรสุ่ม (ARCH Effect) และค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนในอดีตที่แสดงถึงผลในระยะยาว (GARCH Effect) ทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-1 ( $\varepsilon_{RID_{t-1}}^2$ ) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-1 ( $h_{t-1}^{RID}$ ), t-2 ( $h_{t-2}^{RID}$ ), t-3 ( $h_{t-3}^{RID}$ ) และ t-4 ( $h_{t-4}^{RID}$ ) ทุกตัวมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ )

โดยความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-3 ( $h_{t-3}^{RID}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) มากที่สุดในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-3 ( $h_{t-3}^{RID}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.6175% รองลงมาคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-4 ( $h_{t-4}^{RID}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) ในทิศทางตรงกันข้าม คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-4 ( $h_{t-4}^{RID}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางตรงข้าม 0.2569% รองลงมาคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t-1 ( $h_{t-1}^{RID}$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเชีย ณ เวลา t ( $h_t^{RID}$ )

ในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบัน ยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RID}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RID}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.2564% รองลงมาคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RID}$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RID}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RID}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RID}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.1230% และอันดับสุดท้ายคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RID,t-1}^2$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RID}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากค่าของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RID,t-1}^2$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RID}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.1039%

นอกจากนี้ยังพบว่ามีผลกระทบแบบบันสุมมาตรฐานเกิดขึ้นกับอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของอินโคนีเซีย โดยการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบจะส่งผลกระทบมากกว่าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวก เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์แสดงผลกระทบแบบบันสุมมาตรฐาน ( $y_i$ ) มีค่ามากกว่าศูนย์ และเป็นผลในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบ ( $\varepsilon_{RID,t-1} < 0$ ) เปเลี่ยนบุปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยในโคนีเซีย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RID}$ ) เปเลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.2050 %

ตาราง 4.11 ผลการประมาณแบบจำลอง GJR(3,2) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย

Dependence Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	z-Statistic	Prob.
RMY	C	0.0217	0.0051	4.2455	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup>	0.3741	0.0527	7.0925	0.0000
	RESID(-1) <sup>2</sup> *(RESID(-1)<0)	0.0925	0.0316	2.9247	0.0034
	RESID(-2) <sup>2</sup>	-0.1066	0.0695	-1.5339	0.1251
	RESID(-3) <sup>2</sup>	-0.1845	0.0628	-2.9379	0.0033
	GARCH(-1)	0.1882	0.1316	1.4309	0.1525
	GARCH(-2)	0.6397	0.1248	5.1255	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการประมาณแบบจำลอง GJR( $p,q$ ) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผย พนว่า แบบจำลองที่เหมาะสมที่สุด คือ GJR(3,2) โดยสามารถนำค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้มาเขียนเป็นสมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขได้ดังนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RMY} = & 0.0217 + 0.3741^* \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 + 0.0925^* I(\varepsilon_{RMY_{t-1}}) \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 - 0.1066 \varepsilon_{RMY_{t-2}}^2 \\
 & (-4.2455) \quad (7.0925) \quad (2.9247) \quad (-1.5339) \\
 & - 0.1845^* \varepsilon_{RMY_{t-3}}^2 + 0.1882 h_{t-1}^{RMY} + 0.6397^* h_{t-2}^{RMY} \\
 & (-2.9379) \quad (1.4309) \quad (5.1255)
 \end{aligned} \tag{4.6}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ z

จากการประมาณแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผย ค่าสัมประสิทธิ์ที่แสดงถึงผลในระยะสั้นของตัวแปรสุ่ม (ARCH Effect) และค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนในอดีตที่แสดงถึงผลในระยะยาว (GARCH Effect) บางตัวมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RMY_{t-1}}^2$ ),  $t-3$  ( $\varepsilon_{RMY_{t-3}}^2$ ), และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RMY}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย เผย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ )



โดยความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RMY}$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) มากที่สุดในทิศทางเดียวกัน คือ หากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-2$  ( $h_{t-2}^{RMY}$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.6397% รองลงมาคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RMY_{t-1}}^2$ ) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) ในทิศทางเดียวกัน คือ หากตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-1$  ( $\varepsilon_{RMY_{t-1}}^2$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกัน 0.3741% อันดับสุดท้ายคือผลของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-3$  ( $\varepsilon_{RMY_{t-3}}^2$ ) ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) ในทิศทางตรงกันข้าม คือ หากค่าของตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) เปลี่ยนไปในทิศทางตรงข้าม 0.18445% สำหรับตัวแปรสุ่มของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-3$  ( $\varepsilon_{RMY_{t-3}}^2$ ) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-2$  ( $\varepsilon_{RMY_{t-2}}^2$ ) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RMY}$ ) ไม่ส่งผลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ )

นอกจากนี้ยังพบว่ามีผลกระทบแบบบวกกับอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของอินโดนีเซีย โดยการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบจะส่งผลกระทบมากกว่าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวก เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์แสดงผลกระทบแบบบวก ( $\gamma_i$ ) มีค่ามากกว่าศูนย์ และเป็นผลในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบ ( $\varepsilon_{RMY_{t-1}} < 0$ ) เปลี่ยนแปลงไป 1% จะส่งผลให้ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทยเดชี่ย ณ เวลา  $t$  ( $h_t^{RMY}$ ) เปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.0925 %

สมการความผันผวนแบบมีเงื่อนไขทั้ง 3 สมการข้างต้น ได้ทำการทดสอบหา ARCH process เพื่อทดสอบว่าค่าคาดเดาเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยที่ได้นั้นแสดงถึงการเกิด ARCH process หรือไม่ ทั้งนี้เพื่อตรวจสอบว่าแบบจำลอง GJR สามารถจัดปัญหาความแปรปรวนของค่าคาดเดาเคลื่อนไม่คงที่หรือ ARCH process ได้จริง ผลการทดสอบสามารถแสดงดังในตาราง 4.12

ตาราง 4.12 ผลการทดสอบ ARCH ของแบบจำลอง GJR( $p,q$ )

Dependent Variable	Prob. Chi-Square
RTH	0.5426
RID	0.2572
RMY	0.1080

หมาย: จากการคำนวณ

จากตารางแสดงผลการทดสอบ ARCH ซึ่งมีสมมติฐานหลัก คือ ค่าคาดเดาเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยไม่มี ARCH process และสมมติฐานรอง คือ ค่าคาดเดาเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยมี ARCH process เมื่อพิจารณาจากค่าความน่าจะเป็นที่มีการแจกแจงแบบไกสแควร์ (Prob. Chi-Square) จากตารางพบว่าค่าที่ได้มีค่าสูงกว่าระดับนัยสำคัญที่กำหนดไว้คือ 0.05 จึงยอมรับสมมติฐานหลัก ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นคือ ค่าคาดเดาเคลื่อนจากสมการค่าเฉลี่ยทั้งสามสมการ ไม่มี ARCH process

จะเห็นได้ว่าในการทดสอบแบบจำลองความผันผวนแบบตัวแปรเดียว ทุกตัวแปรมีผลกระทบแบบอสมมาตรเกิดขึ้น และทั้งหมดเป็นผลกระทบที่การเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางลบส่งผลต่อความผันผวนมากกว่าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวกเมื่อเปรียบเทียบจากขนาดที่เท่ากัน จึงกล่าวได้ว่าแบบจำลอง GJR มีความเหมาะสมมากกว่าแบบจำลอง GARCH ที่ไม่มีการพิจารณาถึงผลกระทบแบบอสมมาตร

#### 4.5 แบบจำลอง Constant Conditional Correlation (CCC)

ในการศึกษาความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโนนีเซียและมาเลเซีย โดยใช้แบบจำลอง CCC เพื่อดูว่าสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขคงที่หรือไม่ จะทำการทดสอบตัวแปรทั้งสามตัวพร้อมกัน โดยค่าสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่ม (Standardized shocks) ของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของทั้งสามประเทศที่ประเมินได้สามารถแสดงได้ดังตาราง 4.13

ตาราง 4.13 ผลการประมาณค่าสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขคงที่ระหว่างตัวแปรสุ่มของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราคากลางจุนധงพาราของประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซียด้วยแบบจำลอง CCC

	RTH	RID	RMY
RTH	1.0000	0.3994* (20.5310)	0.5323* (44.2156)
RID		1.0000	0.5130* (31.4231)
RMY			1.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: \* มีข้อจำกัดทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ t

จากผลการศึกษาความผันผวนแบบรายตัวแปรด้วยแบบจำลอง CCC ดังตาราง 4.13 พบว่า ความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราคากลางจุนധงพาราของทั้งสามประเทศมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขที่มีค่าคงที่และมีทิศทางเดียวกัน โดยสหสัมพันธ์ที่คำนวณได้ระหว่างตัวแปรสุ่ม (Standardized shocks) ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราคายางพาราของประเทศไทยกับมาเลเซียค่อนข้างมากที่สุด คือ 0.5323 รองลงมาคือสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่ม (Standardized shocks) ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราคากลางพาราของอินโดนีเซียกับมาเลเซียเท่ากับ 0.5130 และน้อยที่สุดคือสหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรสุ่ม (Standardized shocks) ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราคากลางพาราของไทยกับอินโดนีเซีย คือ 0.3994

#### 4.6 แบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC)

แบบจำลอง DCC พัฒนาขึ้นเพื่อให้เมทริกสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข (Conditional Correlation) สามารถเปลี่ยนแปลงตามเวลาหรือเป็นพลวัต โดยสิ่งที่จะทำให้ทราบว่าแบบจำลองมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตหรือไม่นั้น สามารถดูได้จากค่าพารามิเตอร์ของ DCC ที่ถูกประมาณว่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์หรือไม่ ซึ่งผลการศึกษาสามารถแสดงได้ดังตาราง 4.14

**ตาราง 4.14 ผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ของแบบจำลอง DCC ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซีย**

Variable	Coefficient	Standard Error	t-Statistic	Significant
DCC(1)	0.0013	0.0002	17.3535	0.0000
DCC(2)	0.9965	0.0003	2929.4071	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตาราง 4.14 แสดงผลการประมาณค่าพารามิเตอร์ DCC(1) และ DCC(2) ซึ่งก็คือค่า  $\theta_1$  และ  $\theta_2$  ในแบบจำลอง DCC ดังสมการ (4.7) โดยทั้งสองค่ามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 เมื่อนำมาแทนค่าในสมการจะเป็นได้ดังสมการ (4.8)

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)S + \theta_1 \eta_{t-1} \eta'_{t-1} + \theta_2 Q_{t-1} \quad (4.7)$$

$$Q_t = (1 - 0.0013^* - 0.9965^*)S + 0.0013^* \eta_{t-1} \eta'_{t-1} + 0.9965^* Q_{t-1} \quad (4.8)$$

(17.3535)      (2929.4071)      (17.3535)      (2929.4071)

$$Q_t = 0.0022 S + 0.0035^* \eta_{t-1} \eta'_{t-1} + 0.9965^* Q_{t-1} \quad (4.9)$$

(17.3535)      (2929.4071)

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ t

จากการแทนค่าพารามิเตอร์ DCC ในสมการ (4.8) จะได้สมการ (4.9) ซึ่งจะเห็นได้ว่า ความสัมพันธ์ของความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซียมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตหรือสหสัมพันธ์มีการเปลี่ยนแปลง ตามเวลา เนื่องจากค่าพารามิเตอร์ DCC ทั้งสองค่ามีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ดังนั้น สหสัมพันธ์ที่มีค่าคงที่จึงไม่เป็นจริง อย่างไรก็ตาม ค่าพารามิเตอร์  $\theta_1$  และ  $\theta_2$  มีค่าเข้าใกล้ศูนย์และ หนึ่งตามลำดับ สหสัมพันธ์ที่เปลี่ยนแปลงตามเวลาจึงมีการเปลี่ยนแปลงน้อยมาก ดังนั้น การพิจารณาถึงสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขที่มีการเปลี่ยนแปลงตามเวลาจึงไม่จำเป็นนักในทางปฏิบัติ

#### 4.7 แบบจำลอง VARMA-GARCH

แบบจำลอง VARMA-GARCH จะแสดงถึงผลของการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillover effect) ระหว่างตัวแปร คือ อัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของประเทศไทย (RTH) อินโดนีเซีย (RID) และมาเลเซีย (RMY) โดยแบบจำลองมีข้อสมมติให้เมทริกของ

สหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข (Conditional Correlations) คือ  $E(\eta_t \eta_{t-1}) = \Gamma$  มีค่าคงที่เมื่อเวลาเปลี่ยนแปลงไป ผลการศึกษาสามารถแสดงได้ดังตาราง 4.15

ตาราง 4.15 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง VARMA-GARCH ของอัตราผลตอบแทนของราคากลุ่มบัญชีของประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซีย

Variable	constant $\omega$	Shock spillover effects			Volatility spillover effects		
		$\alpha_{RTH}$	$\alpha_{RID}$	$\alpha_{RMY}$	$\beta_{RTH}$	$\beta_{RID}$	$\beta_{RMY}$
RTH	0.0281	0.3593*	0.1522*	-0.3605*	-0.0792	-0.1484	2.1290*
RID	0.1091	0.1577	0.1062*	-0.0069	0.1557	0.8374*	-0.2203
RMY	0.0168	-0.1106*	0.0612***	0.3031*	0.9124***	0.3535	-0.2451*

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

\*\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

จากตาราง 4.15 หากคุณลักษณะของการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillover effects) ของห้องห้องประชุม จะเห็นได้ว่าประเทศไทยและมาเลเซียพบผลของการส่งผ่านความผันผวนระหว่างกันแต่ผลนักลับไม่พบในประเทศไทย อินโดนีเซีย ซึ่งรายละเอียดสามารถดูได้จากสมการ (4.10), (4.11) และ (4.12) ดังต่อไปนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RTH} = & 0.0281 + 0.3593^* \varepsilon_{RTH,t-1}^2 + 0.1522^* \varepsilon_{RID,t-1}^2 - 0.3605^* \varepsilon_{RMY,t-1}^2 \\
 & (0.6705) \quad (2.9900) \quad (4.1593) \quad (-4.0392) \\
 & -0.0792 h_{t-1}^{RTH} - 0.1484 h_{t-1}^{RID} + 2.1290^* h_{t-1}^{RMY} \\
 & (-0.4402) \quad (-0.3042) \quad (3.6455)
 \end{aligned} \tag{4.10}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติกทดสอบ t

สมการ (4.10) แสดงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคากลุ่มบัญชีของประเทศไทย ซึ่งประกอบไปด้วยผลของการส่งผ่าน (Spillover effects) สองด้าน คือ ผลการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) ของอัตราผลตอบแทนของราคากลุ่มบัญชีของ  $\varepsilon_{t-1}^2$  และผลการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) ในเวลาท่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $h_{t-1}$  โดยผลของการส่งผ่านจากตัว

แปรสุ่ม (Shock spillovers) พนทั้งจากประเทศอินโดนีเซียและมาเลเซียซึ่งส่งผลต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของไทยในทางบวกและทางลบตามลำดับ โดยมาเลเซียส่งผลกระทบมากกว่าอินโดนีเซีย สำหรับผลของการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) พนว่ามาเลเซียมีการส่งผ่านความผันผวนที่เป็นบวกไปยังประเทศไทย

$$\begin{aligned}
 h_t^{RID} = & 0.1091 + 0.1577 \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 + 0.1062 * \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 - 0.0069 \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 \\
 & (1.6079) \quad (0.7073) \quad (3.4897) \quad (-0.0363) \\
 & + 0.1557 h_{t-1}^{RTH} + 0.8374 * h_{t-1}^{RID} - 0.2203 h_{t-1}^{RMY} \\
 & (0.3321) \quad (5.0616) \quad (-0.2247)
 \end{aligned} \tag{4.11}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บในส่วนของค่าสัมประสิทธิ์ที่ทดสอบ t

สมการ (4.11) แสดงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของอินโดนีเซีย ซึ่งไม่พบผลของการส่งผ่าน (Spillover effects) ทั้งสองด้าน คือ ทั้งผลการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\varepsilon_{t-1}^2$  และผลการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) ในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $h_{t-1}$  โดยพบเพียงผลกระทบที่เกิดขึ้นจากตัวแปรสุ่มและความผันผวนในเวลา ก่อนหน้าของอินโดนีเซียเอง

$$\begin{aligned}
 h_t^{RMY} = & 0.0168 - 0.1106 * \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 + 0.0612 *** \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 + 0.3031 * \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 \\
 & (0.4948) \quad (-2.8427) \quad (1.7363) \quad (4.9592) \\
 & + 0.9124 *** h_{t-1}^{RTH} + 0.3535 h_{t-1}^{RID} - 0.2451 * h_{t-1}^{RMY} \\
 & (1.6714) \quad (0.9853) \quad (-2.9656)
 \end{aligned} \tag{4.12}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

\*\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10 และตัวเลขในวงเล็บในส่วนของค่าสัมประสิทธิ์ที่ทดสอบ t

สมการ (4.12) แสดงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของมาเลเซีย ซึ่งประกอบไปด้วยผลของการส่งผ่าน (Spillover effects) สองด้าน คือ ผลการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\varepsilon_{t-1}^2$  และผลการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) ในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $h_{t-1}$  โดยผลของการส่งผ่านจากตัว

แปรสุ่ม (Shock spillovers) พ布ทั้งจากประเทศไทยและอินโดนีเซียซึ่งส่งผลต่อความผันผวนแบบนี้ เนื่องจากความไม่สงบทางเศรษฐกิจและทางบวกตามลำดับ โดยประเทศไทยส่งผลกระทบมากกว่า อินโดนีเซีย สำหรับผลของการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) พ布ว่าประเทศไทยมีการส่งผ่านความผันผวนที่เป็นบวกไปยังมาเลเซีย

ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าประเทศไทยและมาเลเซียมีการส่งผ่านความผันผวนระหว่างกัน โดยมาเลเซียมีการส่งผ่านความผันผวนไปยังประเทศไทยมากกว่า จะเห็นได้จากการค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนแบบนี้เมื่อเทียบกับความผันผวนของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันของมาเลเซีย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RMY}$ ) ในสมการ (4.10) ที่เท่ากับ 2.1290 ในขณะที่ประเทศไทยส่งผ่านความผันผวนไปยังมาเลเซียน้อยกว่า เมื่อคูณกับค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนแบบนี้เมื่อเทียบกับอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ) ในสมการ (4.12) ที่เท่ากับ 0.9124 สำหรับอินโดนีเซียไม่มีผลการส่งผ่านความผันผวนเกิดขึ้น

#### 4.8 แบบจำลอง VARMA-AGARCH

แบบจำลอง VARMA-AGARCH ได้พัฒนาต่อมาจากแบบจำลอง VARMA-GARCH โดยนอกจากจะแสดงถึงผลของการส่งผ่านความผันผวนระหว่างตัวแปร แบบจำลองยังมีข้อสมมติที่แตกต่าง คือ การเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวกและทางลบในขนาดเท่ากันจะส่งผลต่อความผันผวนแบบนี้เมื่อเทียบกับตัวแปรอื่นๆ ผลการศึกษาสามารถแสดงได้ดังตาราง 4.16

**ตาราง 4.16 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง VARMA-AGARCH ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันของประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซีย**

Variable	constant ( $\omega$ )	Shock spillover effects			Asymmetric effects ( $\gamma$ )	Volatility Spillover effects		
		$\alpha_{RTH}$	$\alpha_{RID}$	$\alpha_{RMY}$		$\beta_{RTH}$	$\beta_{RID}$	$\beta_{RMY}$
RTH	0.0247	0.2879***	0.1507*	-0.3290*	0.0605	-0.0935	-0.1261	2.1678*
RID	0.1225**	0.1105	0.0635**	-0.0132	3.0653*	0.3813	0.8644*	-0.5907
RMY	0.0277	-0.1063*	0.0514***	0.2477*	-1.1180*	1.0618*	0.2283	-0.2260*

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05

\*\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10

จากตาราง 4.16 หากคุณผลของการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillover effects) ของทั้งสามประเทศ จะเห็นได้ว่าประเทศไทยและมาเลเซียพบผลของการส่งผ่านความผันผวนระหว่างกันแต่ผลนี้กลับไม่พบในประเทศอินโดนีเซีย ซึ่งรายละเอียดสามารถดูได้จากสมการ (4.13), (4.14) และ (4.15) ดังต่อไปนี้

$$\begin{aligned}
 h_t^{RTH} = & 0.0247 + 0.2879^{***} \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 + 0.1507^* \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 - 0.3290^* \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 \\
 (0.6423) & (1.8535) & (6.5453) & (-2.9489) \\
 & + 0.0605 I(\varepsilon_{RTH_{t-1}}) \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 - 0.0935 h_{t-1}^{RTH} - 0.1261 h_{t-1}^{RID} + 2.1678^* h_{t-1}^{RMY} \\
 (0.4909) & & (-0.6027) & (-0.2869) & (3.0663)
 \end{aligned} \quad (4.13)$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

\*\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติทดสอบ t

สมการ (4.13) แสดงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของประเทศไทย ซึ่งประกอบไปด้วยผลของการส่งผ่าน (Spillover effects) สองด้าน คือ ผลการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) ของอัตราผลตอบแทนของราคากลางจุนധนาราในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\varepsilon_{t-1}^2$  และผลการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) ในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $h_{t-1}$  โดยผลของการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) พบทั้งจากประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซียซึ่งส่งผลต่ocommunity ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของไทยในทางบวกและทางลบตามลำดับ โดยมาเลเซียส่งผลกระทบมากกว่าอินโดนีเซีย สำหรับผลของการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) พ布ว่ามาเลเซียนี้การส่งผ่านความผันผวนที่เป็นบวกไปยังประเทศไทย นอกจากนี้ไม่พบผลกระทบแบบสมมาตร (Asymmetric effect) ต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของประเทศไทย

$$\begin{aligned}
 h_t^{RID} = & 0.1225^{**} + 0.1105 \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 + 0.0635^{**} \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 - 0.0132 \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 \\
 (2.4956) & (0.6070) & (2.2846) & (-0.0906) \\
 & + 3.0653^* I(\varepsilon_{RID_{t-1}}) \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 + 0.3813 h_{t-1}^{RTH} + 0.8644^* h_{t-1}^{RID} - 0.5907 h_{t-1}^{RMY} \\
 (0.0000) & & (0.9507) & (7.8610) & (-0.8885)
 \end{aligned} \quad (4.14)$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติทดสอบ t

สมการ (4.14) แสดงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอินโคนิเชีย ซึ่งไม่พบผลของการส่งผ่าน (Spillover effects) ทั้งสองค้าน คือ ทั้งผลการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\varepsilon_{t-1}^2$  และผลการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) ในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $h_{t-1}$  โดยพบเพียงผลกระทบที่เกิดขึ้นจากตัวแปรสุ่มและความผันผวนในเวลา ก่อนหน้าของอินโคนิเชียเอง แต่ทั้งนี้ได้พบผลกระทบแบบสมมาตร (Asymmetric effect) ต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอินโคนิเชีย นั่นคือการเปลี่ยนแปลงอย่างทันทันทางบวกและทางลบในขนาดที่เท่ากันจะส่งผลต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขแตกต่างกัน

$$\begin{aligned}
 h_t^{RMY} = & 0.0277 - 0.1063^* \varepsilon_{RTH_{t-1}}^2 + 0.0514^{***} \varepsilon_{RID_{t-1}}^2 + 0.2477^* \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 \\
 (1.0482) & (-3.3747) \quad (1.6806) \quad (3.3793) \\
 & - 1.1180^* I(\varepsilon_{RMY_{t-1}}) \varepsilon_{RMY_{t-1}}^2 + 1.0618^* h_{t-1}^{RTH} + 0.2283 h_{t-1}^{RID} - 0.2260^* h_{t-1}^{RMY} \\
 (0.0000) & (3.2628) \quad (0.9460) \quad (-4.3413)
 \end{aligned} \tag{4.15}$$

หมายเหตุ: \* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01

\*\*\* มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.10 และตัวเลขในวงเล็บแสดงถึงค่าสถิติทดสอบ t

สมการ (4.15) แสดงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมาเลเซีย ซึ่งประกอบไปด้วยผลของการส่งผ่าน (Spillover effects) สองค้าน คือ ผลการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) ของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $\varepsilon_{t-1}^2$  และผลการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) ในเวลา ก่อนหน้าที่แสดงได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของ  $h_{t-1}$  โดยผลของการส่งผ่านจากตัวแปรสุ่ม (Shock spillovers) พบทั้งจากประเทศไทยและอินโคนิเชียซึ่งส่งผลต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมาเลเซียในทางลบและทางบวกตามลำดับ โดยประเทศไทยส่งผลกระทบมากกว่าอินโคนิเชีย สำหรับผลของการส่งผ่านความผันผวน (Volatility spillovers) พนว่าประเทศไทยมีการส่งผ่านความผันผวนที่เป็นบวกไปยังมาเลเซีย นอกจานี้ยังพบผลกระทบแบบสมมาตร (Asymmetric effect) ต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมาเลเซีย นั่นคือการเปลี่ยนแปลงอย่างทันทันทางบวกและทางลบในขนาดที่เท่ากันจะส่งผลต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขแตกต่างกัน

ดังนั้นจึงสามารถสรุปผลได้ว่าประเทศไทยและมาเลเซียมีการส่งผ่านความผันผวนระหว่างกันโดยมาเลเซียมีการส่งผ่านความผันผวนไปยังประเทศไทยมากกว่า จะเห็นได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราค้าปัจจุบันยางพาราของมาเลเซีย ณ

เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RMY}$ ) ในสมการ (4.13) ที่เท่ากับ 2.1678 ในขณะที่ประเทศไทยส่งผ่านความผันผวนไปยังมาเลเซียมากกว่า เมื่อคุณจากค่าสัมประสิทธิ์ของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราผลตอบแทนของราคากลางบัญชีของประเทศไทย ณ เวลา  $t-1$  ( $h_{t-1}^{RTH}$ ) ในสมการ (4.15) ที่เท่ากับ 1.0618 สำหรับอินโดนีเซียไม่มีทั้งการส่งผ่านความผันผวนหรือได้รับความผันผวนจากประเทศอื่น นอกจากนี้ยังพบผลผลกระทบแบบอสมมาตรเกิดขึ้นในประเทศอินโดนีเซียและมาเลเซีย แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวกและทางลบในขนาดที่เท่ากันจะส่งผลต่อความผันผวนแบบมีเงื่อนไขแตกต่างกัน

**ตาราง 4.17 สรุปผลการส่งผ่านความผันผวนและผลกระทบแบบอสมมาตรของการเปลี่ยนแปลงอย่างกะทันหันทางบวกและทางลบ**

Variables	Number of volatility spillovers		Asymmetric effects
	VARMA-GARCH	VARMA-AGARCH	
RTH	1	1	No
RID	0	0	Yes
RMY	1	1	Yes

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: Yes หมายถึง มีผลกระทบแบบอสมมาตร, No หมายถึง ไม่มีผลกระทบแบบอสมมาตร

ผลการศึกษาจากแบบจำลอง VARMA-GARCH และ VARMA-AGARCH สามารถสรุปได้ดังตาราง 4.17 ซึ่งแสดงจำนวนผลของการส่งผ่านความผันผวนระหว่างประเทศต่าง ๆ และการเกิดผลกระทบแบบอสมมาตร โดยสามารถสรุปได้ว่าพบผลการส่งผ่านความผันผวน 2 ใน 3 กรณีทั้งในแบบจำลอง VARMA-GARCH และ VARMA-AGARCH แบบจำลองทั้งสองให้ผลที่เหมือนกัน คือ ผลการส่งผ่านความผันผวนเกิดขึ้นระหว่างประเทศไทยกับมาเลเซีย แต่ไม่เกิดขึ้นในอินโดนีเซีย สำหรับผลกระทบแบบอสมมาตรมีนัยสำคัญทางสถิติ 2 ใน 3 กรณี คือ เกิดขึ้นในประเทศไทย อินโดนีเซียและมาเลเซีย แต่ไม่เกิดขึ้นในกรณีของประเทศไทย