บทที่ 4

ผลการศึกษา

การศึกษาครั้งนี้ได้ทำการทดสอบเพื่อหา ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและ ความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่นและสหรัฐ ฯ โดยใช้แบบจำลองทางเศรษฐมิติ ได้แก่ Autoregressive integrated moving average: ARIMA(*p.d,q*), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity: GARCH (*p,q*) and Multivariate GARCH แต่เนื่องจากข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลารายเดือน ในขั้นแรกจึงต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่งหรือไม่ และมีอันดับความสัมพันธ์ (Order of Integration) อยู่ระดับใดโดยใช้วิธี Augmented Dickey – Fuller test (ADF) ในการทดสอบ

4.1 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root) โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller test (ADF)

เป็นการทดสอบว่าข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยกับคู่ค้าที่ได้ทำการศึกษาได้แก่ ออสเตรเลีย ญี่ปุ่นและสหรัฐ ฯ ที่ได้นำมาใช้ในการศึกษาครั้งนี้ว่ามีความนิ่งหรือไม่ {[I(0); Order of Integration 0]หรือ[I(0); d>0 Order of Integration d]} เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยจะทำการทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller test (ADF) และเริ่มทำการทดสอบข้อมูลที่ระดับ Level หรือ Order of Integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) แล้วทำการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่าวิกฤต MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ ถ้าค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่าวิกฤต MacKinnon แสดงว่า ข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง ซึ่งสามารถทำการแก้ไขได้โดยการทำ Differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นจะมีลักษณะนิ่ง (Stationary) ซึ่งจากวิธีการศึกษาดังกล่าวนั้น ได้ผลการทดสอบแสดงดังตารางที่ 4.1, 4.2 และ 4.3 ดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.1 แสดงผลการทดสอบ Unit Root ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียโดยวิธี Augmented Dickey – Fuller test (ADF) ณ ระดับ First difference or I(1)

ตัวแปร	Level														
	With Trend and Intercept					With Intercept					Without Trend and Intercept					I(d)
	Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value			Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value			Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value			
			1%	5%	10%			1%	5%	10%			1%	5%	10%	
อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์ออสเตรเลีย	0	**-9.2039*** **(0.0000)**	-4.0172	-3.4385	-3.1436	0	**-9.2244*** **(0.0000)**	-3.4719	-2.8797	-2.5765	0	**-9.2266*** **(0.0000)**	-2.5797	-1.9429	-1.6154	I(1)
มูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย	0	**-16.8499*** **(0.0000)**	-4.0172	-3.4387	-3.1437	0	**-16.8822*** **(0.0000)**	-3.4719	-2.8797	-2.5765	0	**-16.8291*** **(0.0000)**	-2.5797	-1.9429	-1.6154	I(1)

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95% ตัวเลขที่แสดงในวงเล็บ ( ) คือ P – value ของพารามิเตอร์แต่ละตัว

I(d) คือ Order of Integration

ตารางที่ 4.2 แสดงผลการทดสอบ Unit Root ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยกับญี่ปุ่น โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller test (ADF) ณ ระดับ First difference or I(1)

ตัวแปร	Level															
	With Trend and Intercept					With Intercept					Without Trend and Intercept					I(d)
	Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value 1%	5%	10%	Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value 1%	5%	10%	Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value 1%	5%	10%	
อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์ญี่ปุ่น	0	**-9.1523*** **(0.0000)**	-4.0172	-3.4385	-3.1436	0	**-9.0821*** **(0.0000)**	-3.4719	-2.8797	-2.5765	0	**-9.0780*** **(0.0000)**	-2.5797	-1.9429	-1.6154	I(1)
มูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น	1	**-13.9360*** **(0.0000)**	-4.0172	-3.4387	-3.1437	1	**-13.9739*** **(0.0000)**	-3.4723	-2.8798	-2.5766	1	**-13.9937*** **(0.0000)**	-2.5798	-1.9429	-1.6154	I(1)

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95% ตัวเลขที่แสดงในวงเล็บ ( ) คือ P – value ของพารามิเตอร์แต่ละตัว

I(d) คือ Order of Integration

ตารางที่ 4.3 แสดงผลการทดสอบ Unit Root ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยกับสหรัฐอเมริกา โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller test (ADF) ณ ระดับ First difference or I(1)

ตัวแปร	Level															
	With Trend and Intercept					With Intercept					Without Trend and Intercept					I(d)
	Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value			Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value			Lag (P)	ADF Test Statistic	MacKinnon Critical Value			
			1%	5%	10%			1%	5%	10%			1%	5%	10%	
อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ฯ	4	**-5.1628*** **(0.0002)**	-4.0187	-3.4393	-3.1439	4	**-4.8825*** **(0.0001)**	-3.4731	-2.8802	-2.5768	4	**-4.8892*** **(0.0000)**	-2.5801	-1.9429	-1.6153	I(1)
มูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ	4	**-9.2182*** **(0.0000)**	-4.0187	-3.4393	-3.1439	4	**-9.1613*** **(0.0000)**	-3.4731	-2.8802	-2.5768	4	**-9.1156*** **(0.0000)**	-2.5801	-1.9429	-1.6153	I(1)

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95% ตัวเลขที่แสดงในวงเล็บ ( ) คือ P – value ของพารามิเตอร์แต่ละตัว

I(d) คือ Order of Integration

จากตารางที่ 4.1 4.2 และ 4.3 แสดงผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลของตัวแปรแต่ละตัว ตามจำนวน Lag ที่เหมาะสม พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย เยน และดอลลาร์สหรัฐ ฯ กับมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และสหรัฐ ฯ มีลักษณะนิ่งที่ระดับ First difference เนื่องจากค่า Augmented Dickey – Fuller Test Statistic ของตัวแปรทุกตัวมีค่าน้อยกว่า MacKinnon Critical Value ทุกระดับนัยสำคัญทางสถิติตั้งแต่ 0.01 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ แสดงถึงการปฏิเสธสมมุติฐาน H_0 หรือยอมรับสมมุติฐาน H_1 หมายความว่า ตัวแปรทุกตัวไม่มี Unit Root หรือมีลักษณะนิ่ง (Stationary) จึงสรุปได้ว่าตัวแปรทุกตัวมีค่าอันดับความสัมพันธ์ (Order of Integration) ที่ระดับเดียวกัน คือ ที่ระดับ First difference หรือ I(1)

การศึกษาครั้งนี้พบว่า Lag ที่ได้จากการเลือกแบบอัตโนมัติ (Automatic Selection) โดยเลือกของ Schwartz Information Criterion (SIC) ในการทำการศึกษาดังนี้

1) ข้อมูลของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียมี Lag เท่ากับ 0
2) ข้อมูลของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียมี Lag เท่ากับ 0
3) ข้อมูลของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนเลียมี Lag เท่ากับ 0
4) ข้อมูลของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นมี Lag เท่ากับ 1
5) ข้อมูลของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ มี Lag เท่ากับ 4
6) ข้อมูลของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ มี Lag เท่ากับ 4

ซึ่งมีการกำหนด Lag สูงสุดไว้ที่ 13 (Max Lag = 13) ทำการตรวจสอบปัญหาอัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation) พบว่าค่า Durbin – Watson Statistic ที่ Order of Integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) อยู่ระหว่าง 1.8990 ถึง 2.0347 แสดงว่าแบบจำลองนี้ไม่เกิดปัญหาอัตสหสัมพันธ์ (Autocorrelation)

จากผลการทดสอบที่ได้ แสดงว่าเราสามารถนำข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย เยน และดอลลาร์สหรัฐ ฯ กับมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และสหรัฐ ฯ ที่มีลักษณะนิ่งที่ระดับ First difference ไปใช้ในการประมาณค่าแบบจำลองต่อไปได้ โดยในขั้นตอนต่อไป คือ การนำตัวแปรทั้ง 2 ไปทำการวิเคราะห์หาแบบจำลองที่เหมาะสมโดยการใช้แบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(p,d,q))

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4.2 การประมาณแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(*p,d,q*))

การประมาณแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(*p,d,q*)) โดยการพิจารณาจาก Correlogram ซึ่งแสดงทั้ง ACF (Auto Correlation Function) และ PACF (Partial Auto Correlation Function) เพื่อใช้ในการพิจารณาเลือกรูปแบบจำลองที่เหมาะสมของอนุกรมเวลา ARIMA(*p,d,q*) ดังนั้นเมื่อทำการพิจารณา Correlogram โดยการวิเคราะห์ ACF และ PACF โดยได้มีการตรวจสอบรูปแบบที่เหมาะสมเพื่อพิจารณาว่าส่วนที่เหลือ (Residuals) ว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation โดยทำการทดสอบค่า Q_{LB} - Statistic และ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM รวมถึงการเลือกแบบจำลองที่เหมาะสม (Model Selection) โดยพิจารณา Schwarz Information Criteria (SIC) แล้วพบว่า Lag p และ q ที่เหมาะสม สำหรับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงิน ดอลลาร์ออสเตรเลีย เยน และดอลลาร์สหรัฐ ฯ กับมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทย ไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และสหรัฐ ฯ สามารถสรุปผล ตามตารางที่ 4.4, 4.6, 4.8, 4.10, 4.12 และ 4.14 ดังนี้

4.2.1แบบจำลอง (ARIMA(*p,d,q*)) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย

ตารางที่ 4.4 แสดงผลการทดสอบ Lag p และ q ที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(*p,d,q*)) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย (D(AUSE))

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
D(AUSE)	C	0.061120	0.105579	0.578907	0.5635
	MA(1)	0.361216	0.074419	4.853800	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.4 พบว่า Lag p และ q หรือ Autoregressive (AR) และ Moving Average (MA) ที่เหมาะสมกับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย คือ ARIMA (0,1,1) หรือ MA(1)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เมื่อได้สมการค่าเฉลี่ยแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residual ที่ได้มาทำการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ซึ่งเป็นการทดสอบว่าเกิดปัญหา Serial Correlation ขึ้นหรือไม่ แสดงดังตารางที่ 4.5 ดังนี้

ตารางที่ 4.5 แสดงผลการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย

Obs*R-squared	0.469846
Prop.Chi-Square(2)	0.7906

จากตารางที่ 4.5 เป็นการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM โดยพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้ คือ 0.469846และสามารถพิจารณาจากค่า Prop.Chi-Square(2) ค่าที่ได้คือ 0.7906 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.4 มีความเหมาะสม

4.2.2แบบจำลอง (ARIMA(*p,d,q*)) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

ตารางที่ 4.6 แสดงผลการทดสอบ Lag p และ q ที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(p,d,q)) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ((D(AUSX))

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
D(AUSX)	C	57.8795	43.22855	1.338918	0.1825
	MA(1)	-0.334855	0.075717	-4.422454	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%

จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังแสดงตามตาราง 4.6 พบว่า Lag p และ q หรือ Autoregressive (AR) และ Moving Average (MA) ที่เหมาะสมกับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ของจากมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย คือ ARIMA (0,1,1) หรือ MA(1)

เมื่อได้สมการค่าเฉลี่ยแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residual ที่ได้มาทำการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ซึ่งเป็นการทดสอบว่าเกิดปัญหา Serial Correlation ขึ้นหรือไม่ แสดงดังตารางที่ 4.7 ดังนี้

ตารางที่ 4.7 แสดงผลการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

Obs*R-squared	0.051739384
Prop.Chi-Square(2)	0.9745

จากตารางที่ 4.7 เป็นการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM โดยพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 0.051739384 และสามารถพิจารณาจากค่า Prop.Chi-Square(2) ค่าที่ได้คือ 0.9745 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิด Serial Correlation ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.6 มีความเหมาะสม

4.2.3แบบจำลอง (ARIMA(*p,d,q*)) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน

ตารางที่ 4.8 แสดงผลการทดสอบ Lag *p* และ *q* ที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(*p,d,q*)) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ((D(JPE))

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
D(JPE)	C	0.076485	0.122444	0.624654	0.5331
	MA(1)	0.345071	0.074855	4.609852	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.8 พบว่า Lag *p* และ *q* หรือ Autoregressive (AR) และ Moving Average (MA) ที่เหมาะสมกับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินเยน คือ ARIMA (0,1,1) หรือ MA(1)

เมื่อได้สมการค่าเฉลี่ยแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residual ที่ได้มาทำการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ซึ่งเป็นการทดสอบว่าเกิดปัญหา Serial Correlation ขึ้นหรือไม่ แสดงดังตารางที่ 4.9 ดังนี้

ตารางที่ 4.9 แสดงผลการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทต่อเงินเยน

Obs*R-squared	0.006843
Prop.Chi-Square(2)	0.9966

จากตารางที่ 4.9 เป็นการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM โดยพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้ คือ 0.006843 และสามารถพิจารณาจากค่า Prop.Chi-Square(2) ค่าที่ได้คือ 0.9966 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.8 มีความเหมาะสม

4.2.4แบบจำลอง (ARIMA(*p,d,q*)) ของ มูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

ตารางที่ 4.10 แสดงผลการทดสอบ Lag *p* และ *q* ที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(*p,d,q*)) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ((D(JPX))

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
D(JPX)	C	17.73665	17.41767	1.018314	0.3101
	MA(1)	-0.697091	0.057237	-12.17908	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังแสดงตามตาราง 4.10 พบว่า Lag p และ q หรือ Autoregressive (AR) และ Moving Average (MA) ที่เหมาะสมกับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation) ของจากมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น คือ ARIMA (0,1,1) หรือ MA(1)

เมื่อได้สมการค่าเฉลี่ยแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residual ที่ได้มาทำการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ซึ่งเป็นการทดสอบว่าเกิดปัญหา Serial Correlation ขึ้นหรือไม่ แสดงดังตารางที่ 4.11 ดังนี้

ตารางที่ 4.11 แสดงผลการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

Obs*R-squared	2.185374
Prop.Chi-Square(2)	0.3353

จากตารางที่ 4.11 เป็นการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM โดยพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 2.185374 และสามารถพิจารณาจากค่า Prop.Chi-Square(2) ค่าที่ได้คือ 0.3353 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิด Serial Correlation ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.10 มีความเหมาะสม

4.2.5แบบจำลอง (ARIMA(p,d,q)) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ

ตารางที่ 4.12 แสดงผลการทดสอบ Lag p และ q ที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(p,d,q)) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ((D(USDE))

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
D(USE)	C	0.041360	0.141243	0.292829	0.7700
	MA(1)	0.349477	0.074785	4.673111	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.12 พบว่า Lag p และ q หรือ Autoregressive (AR) และ Moving Average (MA) ที่เหมาะสมกับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ คือ ARIMA (0,1,1) หรือ MA(1)

เมื่อได้สมการค่าเฉลี่ยแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residual ที่ได้มาทำการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ซึ่งเป็นการทดสอบว่าเกิดปัญหา Serial Correlation ขึ้นหรือไม่ แสดงดังตารางที่ 4.13 ดังนี้

ตารางที่ 4.13 แสดงผลการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ

Obs*R-squared	0.60408
Prop.Chi-Square(2)	0.7393

จากตารางที่ 4.13 เป็นการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM โดยพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้ คือ 0.60408 และสามารถพิจารณาจากค่า Prop.Chi-Square(2) ค่าที่ได้คือ 0.7393 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.12 มีความเหมาะสม

4.2.6แบบจำลอง (ARIMA(p,d,q)) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

ตารางที่ 4.14 แสดงผลการทดสอบ Lag p และ q ที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลอง Autoregressive integrated moving average (ARIMA(p,d,q)) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ((D(USDX))

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
D(AUSX)	C	5.010075	4.451116	1.125577	0.2621
	MA(1)	-0.742826	0.053545	-13.87299	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังแสดงตามตาราง 4.14 พบว่า Lag p และ q หรือ Autoregressive (AR) และ Moving Average (MA) ที่เหมาะสมกับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation) ของจากมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ คือ ARIMA (0,1,1) หรือ MA(1)

เมื่อได้สมการค่าเฉลี่ยแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residual ที่ได้มาทำการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ซึ่งเป็นการทดสอบว่าเกิดปัญหา Serial Correlation ขึ้นหรือไม่ แสดงดังตารางที่ 4.15 ดังนี้

ตารางที่ 4.15 แสดงผลการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

Obs*R-squared	0.836021
Prop.Chi-Square(2)	0.6584

จากตารางที่ 4.15 เป็นการทดสอบ Breusch – Godfrey Serial Correlation LM โดยพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 0.836021 และสามารถพิจารณาจากค่า Prop.Chi-Square(2) ค่าที่ได้คือ 0.6584 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิด Serial Correlation ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง ARIMA ดังที่แสดงตามตาราง 4.14 มีความเหมาะสม

4.3 แบบจำลองความผันผวนแบบมีเงื่อนไขตัวแปรเดียว (Univariate Conditional Volatility Models)

4.3.1 พิจารณา ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขตัวแปรเดียว (Univariate Conditional Volatility) จากการประมาณแบบจำลอง Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity: GARCH (p,q)

เมื่อประมาณแบบจำลอง ARIMA ด้วย Lag p และ q ที่เหมาะสมสำหรับสมการค่าเฉลี่ย (Mean Equation) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย เยน และดอลลาร์สหรัฐ ฯ กับมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่นและสหรัฐ ฯ ตามที่แสดงในตาราง 4.4, 4.6, 4.8, 4.10, 4.12 และ 4.14 ดังที่ได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

แสดงไปแล้วในข้างต้น จากนั้นสามารถสร้างสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย เยนและดอลลาร์สหรัฐ ฯ กับมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และสหรัฐ ฯ ดังที่จะแสดงตามตาราง 4.16, 4.18, 4.20, 4.22, 4.24 และ 4.26 ดังนี้

1) แบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย

ตารางที่ 4.16 แสดงผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
h_t^{AUSE}	C	0.1633	0.0544	3.0034	**0.0027**
	Residual $(-1)^2$	0.3260	0.0884	3.6895	**0.0002***
	GARCH (-1)	0.4846	0.1097	4.4172	**0.0000***

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)
Residual $(-q)^2 = \varepsilon_{t-q}^2$ และ GARCH(p) = h_{t-p}

ผลจากแบบจำลอง GARCH ในตารางที่ 4.16 ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ได้แสดงถึง Univariate GARCH (1,1) และค่า Coefficient และ Standard Error ที่ได้มีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่ง เราสามารถนำค่าที่ได้ดังกล่าวมาเขียนเป็นสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) แสดงได้ดังนี้

$$h_t^{E_{AUS}} = 0.1633 + 0.3260^* \varepsilon_{E_{AUS},t-1}^2 + 0.4846^* h_{t-1}^{E_{AUS}} \quad (4.1)$$

จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,1) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ตามสมการที่ 4.1 พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ ($\varepsilon_{E_{AUS},t-1}^2$) และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{E_{AUS}}$) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t ($h_t^{E_{AUS}}$) โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลีย ณ เวลาที่ $t-1$ ($\varepsilon_{E_{AUS},t-1}^2$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตรา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t\left(h_t^{E_{AUS}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.3260 %

2) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{AUS}})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t\left(h_t^{E_{AUS}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.4846 %

จากการพิจารณาทั้งค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{E_{AUS},t-1}^2)$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{AUS}})$ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{E_{AUS}})$ พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{AUS}})$ มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{E_{AUS}})$ มากกว่าค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{E_{AUS},t-1}^2)$

เมื่อได้สมการความผันผวนแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residuals ที่ได้มาทำการทดสอบ ARCH Effect ซึ่งเป็นการทดสอบว่าความผันผวนของข้อมูลมีลักษณะคงที่ ในแต่ละช่วงเวลาหรือไม่ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ เป็นการทดสอบว่าสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขข้างต้นเกิดปัญหา Heteroscedasticity ขึ้นหรือไม่ แสดงดังนี้

ตารางที่ 4.17 แสดงผลการทดสอบ ARCH Effect ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย

Obs*R-squared	0.040409
Prop.Chi-Square(2)	0.8407

จากตารางที่ 4.17 เป็นการทดสอบ ARCH Effect โดยการพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือ ค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 0.040409 และสามารถพิจารณาค่า Prop.Chi-Square(1) ค่าที่ได้คือ 0.8407 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิดปัญหา Heteroscedasticity แล้วนั่นเอง ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,1) ดังที่แสดงตามตาราง 4.16 มีความเหมาะสม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) แบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

ตารางที่ 4.18 แสดงผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
h_t^{AUSX}	C	4245.7700	3728.9920	1.1386	0.2549
	Residual $(-1)^2$	0.1727	0.0669	2.5821	**0.0098***
	GARCH (-1)	0.8563	0.0540	15.8670	**0.0000***

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{AUS}})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t $(h_t^{x_{AUS}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.8563 %

จากการพิจารณาทั้งค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{x_{AUS},t-1}^2)$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{AUS}})$ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{AUS}})$ พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{AUS}})$ มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{AUS}})$ มากกว่าค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{x_{AUS},t-1}^2)$

เมื่อได้สมการความผันผวนแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residuals ที่ได้มาทำการทดสอบ ARCH Effect ซึ่งเป็นการทดสอบว่าความผันผวนของข้อมูลมีลักษณะคงที่ ในแต่ละช่วงเวลาหรือไม่ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ เป็นการทดสอบว่าสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขข้างต้นเกิดปัญหา Heteroscedasticity ขึ้นหรือไม่ แสดงดังนี้

ตารางที่ 4.19 แสดงผลการทดสอบ ARCH Effect ของจากมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

Obs*R-squared	0.068303
Prop.Chi-Square(1)	0.7938

จากตารางที่ 4.19 เป็นการทดสอบ ARCH Effect โดยการพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือ ค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 0.068303 และสามารถพิจารณาค่า Prop.Chi-Square(1) ค่าที่ได้คือ 0.7938 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่มี Heteroscedasticity แล้วนั่นเอง ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,1) ดังที่แสดงตามตาราง 4.18 มีความเหมาะสม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3) แบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน

ตารางที่ 4.20 แสดงผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
h_t^{JPE}	C	0.0161	0.0116	1.3824	**0.1668***
	Residual $(-1)^2$	0.2866	0.0785	3.6513	**0.0003***
	Residual $(-2)^2$	-0.2568	0.0811	-3.1680	**0.0015***
	GARCH (-1)	0.9373	0.0374	25.0518	**0.0000***

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

Residual $(-q)^2 = \varepsilon_{t-q}^2$ และ GARCH(p) = h_{t-p}

ผลจากแบบจำลอง GARCH ในตารางที่ 4.20 ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ได้แสดงถึง Univariate GARCH (1,2) และค่า Coefficient และ Standard Error ที่ได้มีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่ง เราสามารถนำค่าที่ได้ดังกล่าวมาเขียนเป็นสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) แสดงได้ดังนี้

$$h_t^{E_{JP}} = 0.0161 + 0.2866^* \varepsilon_{E_{JP},t-1}^2 - 0.2568^* \varepsilon_{E_{jp},t-2}^2 + 0.9373^* h_{t-1}^{E_{JP}} \qquad (4.3)$$

จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (2,1) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินเยน ตามสมการที่ 4.3 พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $\left(\varepsilon_{E_{jp},t-1}^2\right), t-2\left(\varepsilon_{E_{jp},t-2}^2\right)$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{jp}})$ มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{E_{jp}})$ โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon_{E_{JP},t-1}^2)$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t $\left(h_t^{E_{JP}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.2866 %

2) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลาที่ $t-2$ $(\varepsilon_{E_{JP},t-2}^2)$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t $\left(h_t^{E_{JP}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางตรงกันข้ามท่ากับ 0.2568 %

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{JP}})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t $\left(h_t^{E_{JP}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.9373 %

จากการพิจารณาทั้งค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{E_{jp},t-1}^2)$, ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-2$ $(\varepsilon_{E_{jp},t-1}^2)$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{jp}})$ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{E_{jp}})$ พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{jp}})$ มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{E_{jp}})$ มากกว่าค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{E_{jp},t-1}^2)$ และค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-2$ $(\varepsilon_{E_{jp},t-1}^2)$

เมื่อได้สมการความผันผวนแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residuals ที่ได้มาทำการทดสอบ ARCH Effect ซึ่งเป็นการทดสอบว่าความผันผวนของข้อมูลมีลักษณะคงที่ ในแต่ละช่วงเวลาหรือไม่ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ เป็นการทดสอบว่าสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขข้างต้นเกิดปัญหา Heteroscedasticity ขึ้นหรือไม่ แสดงดังนี้

ตารางที่ 4.21 แสดงผลการทดสอบ ARCH Effect ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน

Obs*R-squared	1.896791
Prop.Chi-Square(2)	0.1684

จากตารางที่ 4.21 เป็นการทดสอบ ARCH Effect โดยการพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือ ค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 1.896791 และสามารถพิจารณาค่า Prop.Chi-Square(1) ค่าที่ได้คือ 0.1684 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือไม่เกิดปัญหา Heteroscedasticity แล้วนั่นเอง ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,2) ดังที่แสดงตามตาราง 4.20 มีความเหมาะสม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4) แบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

ตารางที่ 4.22 แสดงผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
h_t^{JPX}	C	13199.7300	3447.0360	3.8293	**0.0001***
	Residual $(-1)^2$	1.2595	0.2242	5.6181	**0.0000***
	GARCH (-1)	0.4598	0.0731	6.2942	**0.0000***

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{JP}})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ t $(h_t^{x_{JP}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.4598 %

จากการพิจารณาทั้งค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{x_{jp},t-1}^2)$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{jp}})$ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{jp}})$ พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{x_{jp},t-1}^2)$ มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{jp}})$ มากกว่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{jp}})$

เมื่อได้สมการความผันผวนแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residuals ที่ได้มาทำการทดสอบ ARCH Effect ซึ่งเป็นการทดสอบว่าความผันผวนของข้อมูลมีลักษณะคงที่ ในแต่ละช่วงเวลาหรือไม่ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ เป็นการทดสอบว่าสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขข้างต้นเกิดปัญหา Heteroscedasticity ขึ้นหรือไม่ แสดงดังนี้

ตารางที่ 4.23 แสดงผลการทดสอบ ARCH Effect ของจากมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

Obs*R-squared	0.223786
Prop.Chi-Square(1)	0.6362

จากตารางที่ 4.23 เป็นการทดสอบ ARCH Effect โดยการพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือ ค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 0.223786 และสามารถพิจารณาค่า Prop.Chi-Square(1) ค่าที่ได้คือ 0.6362 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่มี Heteroscedasticity แล้วนั่นเอง ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,1) ดังที่แสดงตามตาราง 4.22 มีความเหมาะสม

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5) แบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ

ตารางที่ 4.24 แสดงผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
h_t^{USE}	C	0.5378	0.0396	13.5965	**0.0000***
	Residual $(-1)^2$	0.5514	0.0975	5.6583	**0.0000***

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)
Residual $(-q)^2 = \varepsilon_{t-q}^2$ และ GARCH(p) = h_{t-p}

ผลจากแบบจำลอง GARCH ในตารางที่ 4.24 ของจากอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ได้แสดงถึง Univariate GARCH (0,1) และค่า Coefficient และ Standard Error ที่ได้มีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่ง เราสามารถนำค่าที่ได้ดังกล่าวมาเขียนเป็นสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) แสดงได้ดังนี้

$$h_t^{E_{US}} = 0.5378 + 0.5514^* \varepsilon_{E_{US},t-1}^2 \quad (4.5)$$

จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,0) ของอัตราแลกเปลี่ยนของเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ตามสมการที่ 4.5 พบว่า ค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{E_{US},t-1}^2)$ มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที t $(h_t^{E_{US}})$ โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon_{E_{US},t-1}^2)$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ t $(h_t^{E_{US}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.5514 %

เมื่อได้สมการความผันผวนแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residuals ที่ได้มาทำการทดสอบ ARCH Effect ซึ่งเป็นการทดสอบว่าความผันผวนของข้อมูลมีลักษณะคงที่ ในแต่ละ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ช่วงเวลาหรือไม่ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ เป็นการทดสอบว่าสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขข้างต้นเกิดปัญหา Heteroscedasticity ขึ้นหรือไม่ แสดงดังนี้

ตารางที่ 4.25 แสดงผลการทดสอบ ARCH Effect ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ

Obs*R-squared	0.001126212
Prop.Chi-Square(2)	0.9732

จากตารางที่ 4.25 เป็นการทดสอบ ARCH Effect โดยการพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือ ค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 0.0011 และสามารถพิจารณาค่า Prop.Chi-Square(1) ค่าที่ได้คือ 0.9732 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือ ไม่เกิดปัญหา Heteroscedasticity แล้วนั่นเอง ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (0,1) ดังที่แสดงตามตาราง 4.24 มีความเหมาะสม

6) แบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

ตารางที่ 4.26 แสดงผลการประมาณแบบจำลอง GARCH (*p,q*) ของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

Independent Variable	Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Prob.
h_t^{USX}	C	890.5595	246.3906	3.6144	0.0003*
	Residual $(-1)^2$	-0.0772	0.0225	-3.4262	**0.0006***
	GARCH (-1)	1.0672	0.0246	43.3118	**0.0000***

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Coefficient และ Standard Error ที่ได้มีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่ง เราสามารถนำค่าที่ได้ดังกล่าวมาเขียนเป็นสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) แสดงได้ดังนี้

$$h_t^{x_{US}} = 890.5595 - 0.0772^* \varepsilon_{x_{US},t-1}^2 + 1.0672^* h_{t-1}^{x_{US}} \quad (4.6)$$

จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,1) ของจากจากมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ตามสมการที่ 4.6 พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{us}})$ มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{us}})$ โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon_{x_{US},t-1}^2)$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ t $\left(h_t^{x_{US}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางเตรงกันข้ามเท่ากับ 0.0772 %

2) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{US}})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ t $\left(h_t^{x_{US}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 1.0672 %

จากการพิจารณาทั้งค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{x_{US},t-1}^2)$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{US}})$ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{US}})$ พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{US}})$ มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{US}})$ มากกว่าค่าความคลาดเคลื่อน ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon_{x_{US},t-1}^2)$

เมื่อได้สมการความผันผวนแล้ว ขั้นต่อไปคือการนำเอา Residuals ที่ได้มาทำการทดสอบ ARCH Effect ซึ่งเป็นการทดสอบว่าความผันผวนของข้อมูลมีลักษณะคงที่ ในแต่ละช่วงเวลาหรือไม่ หรือกล่าวอีกนัยหนึ่ง คือ เป็นการทดสอบว่าสมการความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขข้างต้นเกิดปัญหา Heteroscedasticity ขึ้นหรือไม่ แสดงดังนี้

ตารางที่ 4.27 แสดงผลการทดสอบ ARCH Effect ของจากมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

Obs*R-squared	0.592463
Prop.Chi-Square(1)	0.4415

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากตารางที่ 4.27 เป็นการทดสอบ ARCH Effect โดยการพิจารณาค่าของ Obs*R-squared นั้นคือ ค่าความสัมพันธ์ของตัวแปรรบกวนซึ่งผลที่ได้คือ 0.592463 และสามารถพิจารณาค่า Prop.Chi-Square(1) ค่าที่ได้คือ 0.4415 ซึ่งยอมรับสมมติฐาน ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 กล่าวคือไม่มี Heteroscedasticity แล้วนั่นเอง ดังนั้นแสดงว่าแบบจำลองที่ได้จากการประมาณแบบจำลอง GARCH (1,1) ดังที่แสดงตามตาราง 4.26 มีความเหมาะสม

4.4 แบบจำลองความผันผวนแบบมีเงื่อนไขหลายตัวแปร (Multivariate Conditional Volatility Models)

4.4.1พิจารณา Conditional Covariance จากแบบจำลองVector Autoregressive integrated moving average–GARCH (VARMA – GARCH)

ในการพิจรณา ความแปรปรวนร่วมแบบ มีเงื่อนไข (Conditional Covariance) ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยกับคู่ค้าที่ได้ทำการศึกษาได้แก่ ออสเตรเลีย ญี่ปุ่นและสหรัฐ ฯ ที่รวมเอาความสัมพันธ์ของความผันผวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) ระหว่างตัวแปร เพื่อที่จะศึกษาถึงผลกระทบของการส่งผ่านความผันผวน (Spillover Volatility) ซึ่งได้อาศัยแบบจำลอง Vector Autoregressive integrated moving average–GARCH (VARMA-GARCH) ในการหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ญี่ปุ่นและสหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่นและสหรัฐ ฯ ซึ่งมีสมมติฐานว่าแบบจำลอง VARMA-GARCH ถูกกำหนดให้ความคลาดเคลื่อนทางบวก (Positive Shocks) และ ความคลาดเคลื่อนทางลบ (Negative Shock) มีผลต่อความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (Conditional Variance) เหมือนกัน โดยจะแสดงดังตารางที่ 4.28, 4.30และ4.32

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1) แบบจำลอง (VARMA – GARCH) ของความสัมพันธ์ระหว่างผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

ตารางที่ 4.28 แสดงผลการทดสอบ VARMA – GARCH ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Significant
C(1)	0.4349	0.0306	14.2191	**0.0000***
C(2)	-24833.3123	2872.2945	-8.6458	**0.0000***
A(1,1)	0.6706	0.0324	20.7076	**0.0000***
A(1,2)	-0.0001	0.0000	-3.2997	**0.0010***
A(2,1)	-383.6310	30.8353	-12.4413	**0.0000**
A(2,2)	0.6988	0.0533	13.1045	**0.0000***
B(1,1)	0.2337	0.0324	7.2153	**0.0000***
B(1,2)	0.0002	0.0001	3.1695	**0.0015***
B(2,1)	594.4373	16.6158	35.7753	**0.0000***
B(2,2)	0.2220	0.0096	23.0604	**0.0000***

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

ผลจากการทดสอบตามแบบจำลอง VARMA – GARCH แสดงถึง VARMA – GARCH(1,1) และค่าสัมประสิทธิ์ และ Standard Error ที่ประมาณค่าได้ มีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งจากตารางที่ 4.28 สามารถนำมาเขียนให้อยู่ในรูปของ Matrix แสดงได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} h_t^{E_{AUS}} \\ h_t^{x_{AUS}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.4349 \\ -24833.3123 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.6706 & -0.0001 \\ -383.631 & 0.6988 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{E_{AUS},t-1} \\ \varepsilon^2_{x_{AUS},t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.2337 & 0.0002 \\ 594.4373 & 0.222 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{t-1}^{E_{AUS}} \\ h_{t-1}^{x_{AUS}} \end{bmatrix}$$

โดย Matrix ดังกล่าว แสดงค่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ซึ่งประกอบไปด้วยค่าสัมประสิทธิ์ของความคลาดเคลื่อน และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลาที่ $t-1$ $\left(\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}\right), t-1$ $\left(\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1}\right), t-1$ $\left(h^{E_{AUS}}_{t-1}\right)$ และ $t-1$ $(h^{x_{AUS}}_{t-1})$ ที่มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลาที่ t $\left(h^{E_{US}}_{t}\right), t$ $(h^{x_{AUS}}_{t})$

โดย a_{11}, a_{12} อธิบาย อิทธิพลของความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา $t-1$ $\left(\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}\right), t-1$ $\left(\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1}\right)$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลาที่ t $(h^{E_{US}}_{t})$

โดย a_{21}, a_{22} อธิบาย อิทธิพลของความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา $t-1$ $\left(\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}\right), t-1$ $\left(\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1}\right)$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลาที่ t $(h^{x_{AUS}}_{t})$

โดย b_{11}, b_{21} อธิบาย อิทธิพลของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา $t-1$ $\left(h^{E_{AUS}}_{t-1}\right)$ และ $t-1$ $(h^{x_{AUS}}_{t-1})$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลาที่ t $(h^{E_{AUS}}_{t})$

โดย b_{21}, b_{22} อธิบาย อิทธิพลของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา $t-1$ $\left(h^{E_{AUS}}_{t-1}\right)$ และ $t-1$ $(h^{x_{AUS}}_{t-1})$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลาที่ t $(h^{x_{AUS}}_{t})$

เพื่อแสดงผลของความสัมพันธ์ของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ให้มีความชัดเจนมากขึ้น จึงทำการคูณ Matrix ของค่าสัมประสิทธิ์กับ Matrix ของตัวแปรภายใน เพื่อหาผลลัพธ์ของ Matrix ดังกล่าว แสดงผลตามตารางที่ 4.29

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.29 แสดงผลการทดสอบ VARMA – GARCH(1,1)

Exchange/Export	ω	α_{AUSE}	α_{AUSX}	β_{AUSE}	β_{AUSX}
AUSE	**0.4349***	**0.6706***	**-0.0001***	**0.2337***	**0.0002***
AUSX	**-24833.3123**	**-383.631**	**0.6987***	**594.4372***	**0.222***

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากตารางที่ 4.29 พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t $(h_t^{E_{AUS}})$ ขึ้นอยู่กับ ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}), t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1})$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{AUS}}), t-1$ $(h_{t-1}^{x_{AUS}})$ สามารถเขียนเป็นสมการได้ดังต่อไปนี้

$$h_t^{E_{AUS}} = \mathbf{0.4349^*} + \mathbf{0.6706^*}\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1} - \mathbf{0.0001^*}\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1} + \mathbf{0.2337^*}h_{t-1}^{E_{AUS}} + \mathbf{0.0002^*}h_{t-1}^{x_{AUS}} \quad (4.7)$$

จากสมการที่ 4.7 พบว่า ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}), t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1})$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{E_{AUS}}), t-1$ $(h_{t-1}^{x_{AUS}})$ มีอิทธิพลต่อค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลีย ณ เวลา t $(h_t^{E_{AUS}})$ โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t $(h_t^{E_{AUS}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.670625 % กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน ดอลลาร์ออสเตรเลีย ในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในทิศทางเดียวกัน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) เมื่อความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{x_{AUS,t-1}}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h_t^{E_{AUS}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางตรงกันข้ามเท่ากับ 0.000140 % กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน ดอลลาร์ออสเตรเลียในทิศทางตรงกันข้าม

3) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{E_{AUS}}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h_t^{E_{AUS}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.233726 % กล่าวคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีตของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในทิศทางเดียวกัน

4) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{x_{AUS}}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h_t^{E_{AUS}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.000218 % กล่าวคือความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในทิศทางเดียวกัน

จากการวิเคราะห์พบว่าความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน ดอลลาร์ ออสเตรเลีย มากที่สุด รองลงมาจะเป็น ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีต, ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตและความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีต ตามลำดับ ซึ่งสามารถแสดงลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงิน ดอลลาร์ออสเตรเลียได้ในตารางที่ 4.30 ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.30 ลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย

ลำดับ	ตัวแปรที่มีอิทธิพล	สัญลักษณ์
1	ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีต	$\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}$
2	ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีต	$h^{E_{AUS}}_{t-1}$
3	ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีต	$h^{x_{AUS}}_{t-1}$
4	ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีต	$\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1}$

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.29 พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h^{x_{AUS}}_t$) ขึ้นอยู่กับ ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}$), $t-1$ ($\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1}$) และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h^{E_{AUS}}_{t-1}$), $t-1$ ($h^{x_{AUS}}_{t-1}$) สามารถเขียนเป็นสมการได้ดังต่อไปนี้

$$h^{x_{AUS}}_t = -(24833.3123) * -(383.631) * \varepsilon^2_{E_{AUS},t-1} + 0.6988 * \varepsilon^2_{x_{AUS},t-1} + 594.4373 * h^{E_{AUS}}_{t-1} + 0.222 * h^{x_{AUS}}_{t-1} \quad (4.8)$$

จากสมการที่ 4.8 พบว่า ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}$), $t-1$ ($\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1}$) และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h^{E_{AUS}}_{t-1}$), $t-1$ ($h^{x_{AUS}}_{t-1}$) มีอิทธิพลต่อค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา t ($h^{x_{AUS}}_t$) โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลีย ณ เวลาที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{E_{AUS},t-1}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h_t^{x_{AUS}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางตรงกันข้ามเท่ากับ 383.631036 % กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินออสเตรเลียในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในทิศทางตรงกันข้าม

2) เมื่อความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{x_{AUS},t-1}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h_t^{x_{AUS}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.698750 % กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในทิศทางตรงเดียวกัน

3) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{E_{AUS}}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h_t^{x_{AUS}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 594.437272 % กล่าวคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในทิศทางเดียวกัน

4) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{x_{AUS}}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย ณ เวลา ที่ t ($h_t^{x_{AUS}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.222044 % กล่าวคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในทิศทางเดียวกัน

จากการวิเคราะห์พบว่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียมากที่สุด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

รองลงมาจะเป็น ความความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีต, ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตและความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีต ตามลำดับ ซึ่งสามารถแสดงลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียได้ในตารางที่ 4.31 ดังนี้

ตารางที่ 4.31 ลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

ลำดับ	ตัวแปรที่มีอิทธิพล	สัญลักษณ์
1	ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีต	$h_{t-1}^{E_{AUS}}$
2	ความความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียในอดีต	$\varepsilon_{E_{AUS},t-1}^{2}$
3	ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีต	$\varepsilon_{x_{AUS},t-1}^{2}$
4	ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีต	$h_{t-1}^{x_{AUS}}$

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) แบบจำลอง (VARMA – GARCH) ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

ตารางที่ 4.32 แสดงผลการทดสอบ VARMA – GARCH ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Significant
C(1)	0.1604	0.0709	2.2637	**0.0236***
C(2)	6745.6006	3317.6190	2.0333	**0.0420***
A(1,1)	0.4414	0.1042	4.2346	**0.0000***
A(1,2)	-0.0001	0.0009	-0.1632	0.8704
A(2,1)	-41.6464	8.8124	-4.7259	**0.0000***
A(2,2)	1.2980	0.1835	7.0744	**0.0000***
B(1,1)	0.5242	0.0803	6.5247	**0.0000***
B(1,2)	0.0000	0.0013	0.0236	0.9812
B(2,1)	5.1373	21.7798	0.2359	0.8135
B(2,2)	0.1507	0.0765	1.9692	**0.0489***

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

ผลจากการทดสอบตามแบบจำลอง VARMA – GARCH แสดงถึง VARMA – GARCH(1,1) และค่าสัมประสิทธิ์ และ Standard Error ที่ประมาณค่าได้ มีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งจากตารางที่ 4.32 สามารถนำมาเขียนให้อยู่ในรูปของ Matrix แสดงได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} h_t^{E_{JP}} \\ h_t^{x_{JP}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.1604 \\ 6745.6006 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.4414 & -0.0001 \\ -41.6464 & 1.298 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{E_{JP,t-1}} \\ \varepsilon^2_{x_{JP,t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.5242 & 0.0000 \\ 5.1373 & 0.1507 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{t-1}^{E_{JP}} \\ h_{t-1}^{x_{JP}} \end{bmatrix}$$

โดย Matrix ดังกล่าว แสดงค่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ซึ่งประกอบไปด้วยค่าสัมประสิทธิ์ของความคลาดเคลื่อน และ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลาที่ $t-1$ $\left(\varepsilon^2_{E_{JP},t-1}\right), t-1$ $\left(\varepsilon^2_{x_{JP},t-1}\right), t-1$ $\left(h^{E_{JP}}_{t-1}\right)$ และ $t-1$ $(h^{x_{JP}}_{t-1})$ ที่มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลาที่ t $(h^{E_{JP}}_t)$

โดย a_{11}, a_{12} อธิบาย อิทธิพลของความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา $t-1\left(\varepsilon^2_{E_{JP},t-1}\right), t-1\left(\varepsilon^2_{x_{JP},t-1}\right)$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลาที่ t $(h^{E_{JP}}_t)$

โดย a_{21}, a_{22} อธิบาย อิทธิพลของความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา $t-1$ $\left(\varepsilon^2_{E_{JP},t-1}\right), t-1$ $\left(\varepsilon^2_{x_{JP},t-1}\right)$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลาที่ t $(h^{x_{JP}}_t)$

โดย b_{11}, b_{21} อธิบาย อิทธิพลของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา $t-1$ $\left(h^{E_{JP}}_{t-1}\right)$ และ $t-1$ $(h^{x_{JP}}_{t-1})$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลาที่ t $(h^{E_{JP}}_t)$

โดย b_{21}, b_{22} อธิบาย อิทธิพลของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา $t-1$ $\left(h^{E_{JP}}_{t-1}\right)$ และ $t-1$ $(h^{x_{JP}}_{t-1})$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลาที่ t $(h^{x_{JP}}_t)$

เพื่อแสดงผลของความสัมพันธ์ของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ให้มีความชัดเจนมากขึ้น จึงทำการคูณ Matrix ของค่าสัมประสิทธิ์กับ Matrix ของตัวแปรภายใน เพื่อหาผลลัพธ์ของ Matrix ดังกล่าว แสดงผลตามตารางที่ 4.33

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.33 แสดงผลการทดสอบ VARMA – GARCH(1,1)

Return	ω	α_{JPE}	α_{JPX}	β_{JPE}	β_{JPX}
JPE	**0.1604***	**0.4414***	-0.0001	**0.5242***	0.0000
JPX	**6745.6006***	**-41.6464**	**1.2980***	5.1373	**0.1507***

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากตารางที่ 4.33 พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t ($h_t^{E_{JP}}$) ขึ้นอยู่กับ ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลาที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{E_{JP},t-1}$), $t-1$ ($\varepsilon^2_{x_{JP},t-1}$) และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{E_{JP}}$), $t-1$ ($h_{t-1}^{x_{JP}}$) สามารถเขียนเป็นสมการได้ดังต่อไปนี้

$$h_t^{E_{JP}} = \mathbf{0.1604^*} + \mathbf{0.4414^*}\varepsilon^2_{E_{JP},t-1} - 0.0001^*\varepsilon^2_{x_{JP},t-1} + \mathbf{0.5242^*}h_{t-1}^{E_{JP}} + 0.0000^*h_{t-1}^{x_{JP}} \qquad (4.9)$$

จากสมการที่ 4.9 พบว่า ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{E_{JP},t-1}$) และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{E_{JP}}$) มีอิทธิพลต่อค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา t ($h_t^{E_{JP}}$) โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลาที่ $t-1$ ($\varepsilon^2_{E_{JP},t-1}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t ($h_t^{E_{JP}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.441393 % กล่าวคือ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในทิศทางเดียวกัน

2) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ $t-1$ ($h_{t-1}^{E_{JP}}$) เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t ($h_t^{E_{JP}}$) เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.524196 % กล่าวคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีตมีอิทธิพลต่อ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในทิศทางเดียวกัน

จากการวิเคราะห์พบว่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนมากที่สุด รองลงมาจะเป็น ความความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีต แต่เนื่องจากความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตและความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 แสดงให้เห็นว่าความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีตและความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียในอดีต ไม่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ซึ่งสามารถแสดงลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนได้ในตารางที่ 4.34 ดังนี้

ตารางที่ 4.34 ลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน

ลำดับ	ตัวแปรที่มีอิทธิพล	สัญลักษณ์
1	ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีต	$h_{t-1}^{E_{JP}}$
2	ความความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีต	$\varepsilon_{E_{JP},t-1}^{2}$

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.33 พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t\ (h_t^{x_{JP}})$ ขึ้นอยู่กับ ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t-1\ (\varepsilon_{E_{JP},t-1}^{2}), t-1\ (\varepsilon_{x_{JP},t-1}^{2})$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t-1\ (h_{t-1}^{E_{JP}}), t-1\ (h_{t-1}^{x_{JP}})$ สามารถเขียนเป็นสมการได้ดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

$$h_t^{x_{JP}} = \mathbf{6745.6006}^{*} - \mathbf{(41.6464)}^{*}\varepsilon^2_{E_{JP},t-1} - \mathbf{1.298}^{*}\varepsilon^2_{x_{JP},t-1} + 5.1373^{*}h_{t-1}^{E_{JP}} + \mathbf{0.1507}^{*}h_{t-1}^{x_{JP}} \quad (4.10)$$

จากสมการที่ 4.10 พบว่า ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{JP},t-1})$, $t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{JP},t-1})$ และความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{JP}})$ มีอิทธิพลต่อค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา t $(h_t^{x_{JP}})$ โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{JP},t-1})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t $(h_t^{x_{JP}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางตรงกันข้ามเท่ากับ 41.646400 % กล่าวคือ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในทิศทางเดียวกัน

2) เมื่อความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{JP},t-1})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t $(h_t^{x_{JP}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกับเท่ากับ 1.298021% กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในทิศทางตรงกันข้าม

3) เมื่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ณ เวลา ที่ $t-1$ $(h_{t-1}^{x_{JP}})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยน ณ เวลา ที่ t $(h_t^{x_{JP}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 0.150671 % กล่าวคือความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในทิศทางเดียวกัน

จากการวิเคราะห์พบว่าความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นมากที่สุด รองลงมาจะเป็น ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในอดีตและ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในอดีต ตามลำดับ แต่เนื่องจากความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีตไม่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 แสดงให้เห็นว่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีต ไม่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น ซึ่งสามารถแสดงลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นได้ในดังตารางที่ 4.35 ดังนี้

ตารางที่ 4.35 ลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

ลำดับ	ตัวแปรที่มีอิทธิพล	สัญลักษณ์
1	ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนในอดีต	$\varepsilon^2_{E_{JP},t-1}$
2	ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในอดีต	$\varepsilon^2_{x_{JP},t-1}$
3	ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นในอดีต	$h^{x_{JP}}_{t-1}$

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3) แบบจำลอง (VARMA – GARCH) ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

ตารางที่ 4.36 แสดงผลการทดสอบ VARMA – GARCH ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

Variable	Coefficient	Standard Error	t - Statistic	Significant
C(1)	0.4755	0.1264	3.7633	**0.0002***
C(2)	22596.8854	4532.1774	4.9859	**0.0000***
A(1,1)	1.2004	0.0980	12.2463	**0.0000***
A(1,2)	-0.0005	0.0001	-7.8284	**0.0000***
A(2,1)	4.0440	1.5990	2.5291	**0.0114***
A(2,2)	1.3817	0.0235	58.8771	**0.0000***

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

ผลจากการทดสอบตามแบบจำลอง VARMA – GARCH แสดงถึง VARMA – GARCH(0,1) เหตุที่ทำให้ได้แบบจำลอง VARMA – GARCH(0,1) เนื่องจากแบบจำลอง GARCH ของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ คือแบบจำลอง GARCH(0,1) ทำให้เมื่อทำการประมาณแบบจำลอง GARCH ของทั้งอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ฯ และมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ จะได้แบบจำลอง VARMA – GARCH(0,1) นั้นเอง ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ และ Standard Error ที่ประมาณค่าได้ มีนัยสำคัญ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 ซึ่งจากตารางที่ 4.36 สามารถนำมาเขียนให้อยู่ในรูปของ Matrix แสดงได้ดังนี้

$$\begin{bmatrix} h_t^{E_{AUS}} \\ h_t^{x_{AUS}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.4755 \\ 22596.8854 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1.2004 & -0.0005 \\ 4.044 & 1.3817 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{E_{AUS},t-1} \\ \varepsilon^2_{x_{AUS},t-1} \end{bmatrix}$$

โดย Matrix ดังกล่าว แสดงค่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ซึ่งประกอบไปด้วยค่าสัมประสิทธิ์ของความ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

คลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{US},t-1})$ และ $t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{US},t-1})$ ที่มีอิทธิพลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ t $(h_t^{E_{US}})$

โดย a_{11}, a_{12} อธิบาย อิทธิพลของความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{US,t-1}}), t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{US,t-1}})$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ t $(h_t^{E_{US}})$

โดย a_{21}, a_{22} อธิบาย อิทธิพลของความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{US,t-1}}), t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{US,t-1}})$ ตามลำดับ ที่ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ t $(h_t^{x_{US}})$

เพื่อแสดงผลของความสัมพันธ์ของความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ให้มีความชัดเจนมากขึ้น จึงทำการคูณ Matrix ของค่าสัมประสิทธิ์กับ Matrix ของตัวแปรภายใน เพื่อหาผลลัพธ์ของ Matrix ดังกล่าว แสดงผลตามตารางที่ 4.37

ตารางที่ 4.37 แสดงผลการทดสอบ VARMA – GARCH(1,1)

Return	ω	α_{USE}	α_{USX}
USE	**0.4755***	**1.2004***	**-0.0005***
USX	**22596.8854***	**4.0440***	**1.3817***

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากตารางที่ 4.37 พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ t $(h_t^{E_{US}})$ ขึ้นอยู่กับ ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตรา

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{US},t-1}), t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{US},t-1})$ สามารถเขียนเป็นสมการได้ดังต่อไปนี้

$$h_t^{E_{US}} = \mathbf{0.4755^*} + \mathbf{1.2004^*}\varepsilon^2_{E_{US},t-1} - \mathbf{0.0005^*}\varepsilon^2_{x_{US},t-1} \quad (4.11)$$

จากสมการที่ 4.11 พบว่า ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอยของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{US},t-1}), t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{US},t-1})$ มีอิทธิพลต่อค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลา t $(h_t^{E_{US}})$ โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{E_{US},t-1})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ t $\left(h_t^{E_{US}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 1.200380 % กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในทิศทางเดียวกัน

2) เมื่อความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{US},t-1})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ t $\left(h_t^{E_{US}}\right)$ เปลี่ยนไปในทิศทางตรงกันข้ามเท่ากับ 0.000459 % กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในทิศทางตรงกันข้าม

จากการวิเคราะห์พบว่าความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ มากที่สุด รองลงมาจะเป็น ความความคลาดเคลื่อนของของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีตตามลำดับ และเนื่องจากการประมาณแบบจำลองครั้งนี้คือแบบจำลอง VARMA – GARCH(0,1) ทำความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของทั้งอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีตและความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีตไม่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

อัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ซึ่งสามารถแสดงลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินสหรัฐ ฯ ได้ในตารางที่ 4.38 ดังนี้

ตารางที่ 4.38 ลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ

ลำดับ	ตัวแปรที่มีอิทธิพล	สัญลักษณ์
1	ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีต	$\varepsilon^2_{E_{US,t-1}}$
2	ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีต	$\varepsilon^2_{x_{US,t-1}}$

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.37 พบว่า ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t\ (h_t^{x_{US}})$ ขึ้นอยู่กับ ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t-1\ (\varepsilon^2_{E_{US,t-1}}), t-1\ (\varepsilon^2_{x_{US,t-1}})$ สามารถเขียนเป็นสมการได้ดังต่อไปนี้

$$h_t^{x_{US}} = \mathbf{22596.8855^{*}} + \mathbf{4.044^{*}}\varepsilon^2_{E_{US,t-1}} + \mathbf{1.3817^{*}}\varepsilon^2_{x_{US,t-1}} \qquad (4.12)$$

จากสมการที่ 4.12 พบว่า ค่าคงที่ ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯและมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t-1\ (\varepsilon^2_{E_{US,t-1}}), t-1\ (\varepsilon^2_{x_{US,t-1}})$ มีอิทธิพลต่อค่าความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา $t\ (h_t^{x_{US}})$ โดยจะพิจารณาได้ดังนี้

1) เมื่อความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ณ เวลาที่ $t-1\ (\varepsilon^2_{E_{US,t-1}})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t\ (h_t^{x_{US}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางตรงกันข้ามเท่ากับ 4.043986 % กล่าวคือความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในทิศทางเดียวกัน

2) เมื่อความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ $t-1$ $(\varepsilon^2_{x_{US},t-1})$ เปลี่ยนแปลงไป 1 % จะส่งผลให้ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ณ เวลา ที่ t $(h_t^{x_{US}})$ เปลี่ยนไปในทิศทางเดียวกับเท่ากับ 1.381701 % กล่าวคือ ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในทิศทางเดียวกัน

จากการวิเคราะห์พบว่าความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีตมีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ มากที่สุด รองลงมาจะเป็น ความความคลาดเคลื่อนของของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีตตามลำดับ และเนื่องจากการประมาณแบบจำลองครั้งนี้คือ แบบจำลอง VARMA – GARCH(0,1) ทำความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของทั้งอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีตและความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีตไม่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ซึ่งสามารถแสดงลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ได้ในตารางที่ 4.39 ดังนี้

ตารางที่ 4.39 ลำดับความสำคัญของตัวแปรที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

ลำดับ	ตัวแปรที่มีอิทธิพล	สัญลักษณ์
1	ความคลาดเคลื่อนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ ในอดีต	$\varepsilon^2_{E_{US},t-1}$
2	ความคลาดเคลื่อนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ ในอดีต	$\varepsilon^2_{x_{US},t-1}$

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

4.4.2 พิจารณา Conditional Correlations จากแบบจำลอง Dynamic Conditional Correlation (DCC)

เพื่อที่จะพิจารณาถึง สหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข มีการเปลี่ยนแปลงไปในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน (Conditional Correlation matrix time dependent) หรือสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation) ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย เยนและดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย สหรัฐ ฯและสหรัฐ ฯ ได้อาศัยการประมาณตาม แบบจำลองสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขที่เคลื่อนไหวไปตามเวลา (Dynamic Conditional Correlation model(DCC)) , Γ_t โดยประมาณค่าแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Gamma_t = {D_t}^{-1} H_t {D_t}^{-1} \tag{4.13}$$

โดยที่ $$D = diag(H_t)^{1/2}$$

โดยมีข้อสมมติฐานว่า ผลกระทบทางบวก และทางลบของจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย เยนและดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่น และสหรัฐ ฯ ส่งผลต่อความผันผวนอย่างมีเงื่อนไข (Conditional Volatility) เหมือนกัน ซึ่งในการที่จะทำให้ทราบว่าในการศึกษาความผันผวนระหว่างตัวแปรนั้นจะมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_t หรือไม่ โดยจะหาคำตอบจากการทำการประมาณค่าดังกล่าวจากแบบจำลองของCaporin และ McAleer (2009) ที่ได้เสนอแบบจำลองดังนี้

$$H_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{H} + \theta_1 \eta_{t-1} {\eta'}_{t-1} + \theta_2 H_{t-1} \tag{4.14}$$

โดยในการศึกษาครั้งนี้จะทำการพิจารณาสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข (Conditional Correlation) จากการประมาณแบบจำลองในสมการที่ 4.14 ในการหาสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_tของความผันผวนอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลีย เยนและดอลลาร์สหรัฐ ฯ ต่อความผันผวนมูลค่าการส่งออกสินค้าย่นยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย ญี่ปุ่นและสหรัฐ ฯ ซึ่งสามารถแสดงตามตารางที่ 4.40, 4.41 และ 4.42 ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

1) แบบจำลอง DCC ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย (H_t^{AUS})

ตารางที่ 4.40 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ (θ_1, θ_2) ของทั้ง DCC (1) และ DCC (2) โดยแบบจำลอง DCC ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย

Variable	Coeffient	Std Error	t - Statistic	Sig
DCC(1)	0.4632	0.0142	32.6558	**0.0000***
DCC(2)	0.4942	0.0184	26.9087	**0.0000***

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากตารางที่ 4.40 ผลการประมาณแบบจำลอง DCC ค่าพารามิเตอร์ DCC (1) และ DCC (2) เทียบได้กับค่า θ_1, θ_2ตามลำดับ แต่ค่าพารามิเตอร์ DCC (1) และ DCC (2) นั้นมีการปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) ยอมรับ H_1 นำค่าพารามิเตอร์ที่ได้จากการประมาณค่าคือ DCC (1), (θ_1) และ DCC (2), (θ_2) แทนค่าในสมการที่ 4.15 ซึ่งจากการแทนค่าแล้วในสมการที่ 4.16 พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลีย (H_t^{AUS}) ซึ่งประกอบไปด้วยค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตกำลังสอง $(\eta_{t-1}^{AUS}, \eta_{t-1}^{AUS'})$ และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{AUS}) มีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข เชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_t^{AUS} ซึ่งแสดงขั้นตอนการแทนค่าดังนี้

$$H_t^{AUS} = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{H}^{AUS} + \theta_1 \eta_{t-1}^{AUS}, \eta_{t-1}^{AUS'} + \theta_2 H_{t-1}^{AUS} \quad (4.15)$$

จากตารางที่ 4.34 ให้ค่าสัมประสิทธิ์ DCC (1), $(\theta_1) = 0.4632$

และ DCC (1), $(\theta_1) = 0.4942$

ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$H_t^{AUS} = (1 - 0.4632 - 0.4942)\,\bar{H}^{AUS} + 0.4632\,\eta_{t-1}^{AUS}, \eta_{t-1}^{AUS'} + 0.4942\,H_{t-1}^{AUS}$$

$$H_t^{AUS} = 0.0426\,\bar{H}^{AUS} + 0.4632\,\eta_{t-1}^{AUS}, \eta_{t-1}^{AUS'} + 0.4942\,H_{t-1}^{AUS} \quad (4.16)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการวิเคราะห์พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียมีสหสัมพันธ์เชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_t^{AUS} กล่าวคือความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียมีการเปลี่ยนแปลงไปตามการเปลี่ยนแปลงของเวลา ซึ่งทำให้เกิดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่างกันหลาย ๆ รูปแบบที่แตกต่างกันไปในแต่ละช่วงเวลา

นอกนี้จากสมการที่ 4.16 แสดงให้เห็นว่าความผันผวนแบบไม่มีเงื่อนไข ($\bar{H}^{AUS}$), ค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตกำลังสอง ($\eta_{t-1}^{AUS}, \eta_{t-1}^{AUS'}$) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{AUS}) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (H_t^{AUS}), Γ_t^{AUS} ซึ่งจากการเปรียบเทียบค่าสัมประสิทธิ์ยังพบอีกว่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{AUS}) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (H_t^{AUS}), Γ_t^{AUS} มากที่สุดและความผันผวนแบบไม่มีเงื่อนไข ($\bar{H}^{AUS}$) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (H_t^{AUS}), Γ_t^{AUS} น้อยที่สุด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2) แบบจำลอง DCC ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น (H_t^{JP})

ตารางที่ 4.41 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ (θ_1, θ_2) ของทั้ง DCC (1) และ DCC (2) โดยแบบจำลอง DCC ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น

Variable	Coeffient	Std Error	t - Statistic	Sig
DCC(1)	0.7600	0.0062	123.2046	**0.0000***
DCC(2)	0.2016	0.0065	30.7940	**0.0000***

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากตารางที่ 4. 41 ผลการประมาณแบบจำลอง DCC ค่าพารามิเตอร์ DCC (1) และ DCC (2) เทียบได้กับค่า θ_1, θ_2ตามลำดับ แต่ค่าพารามิเตอร์ DCC (1) และ DCC (2) นั้นมีการปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) ยอมรับ H_1 นำค่าพารามิเตอร์ที่ได้จากการประมาณค่าคือ DCC (1), (θ_1) และ DCC (2), (θ_2) แทนค่าในสมการที่ 4.17 ซึ่งจากการแทนค่าแล้วในสมการที่ 4.18 พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินเยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่น (H_t^{JP}) ซึ่งประกอบไปด้วยค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตกำลังสอง $(\eta_{t-1}^{JP}, \eta_{t-1}^{JP'})$ และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{JP}) มีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข เชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_t^{JP} ซึ่งแสดงขั้นตอนการแทนค่าดังนี้

$$H_t^{JP} = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{H}^{JP} + \theta_1 \eta_{t-1}^{JP}, \eta_{t-1}^{JP'} + \theta_2 H_{t-1}^{JP} \quad (4.17)$$

จากตารางที่ 4.34 ให้ค่าสัมประสิทธิ์ DCC (1), (θ_1) = 0.7600

และ DCC (1), (θ_1) = 0.2016

ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$H_t^{JP} = (1 - 0.76 - 0.2016)\,\bar{H}^{JP} + 0.76\,\eta_{t-1}^{JP}, \eta_{t-1}^{JP'} + 0.2016\,H_{t-1}^{JP}$$

$$H_t^{JP} = (0.0384)\,\bar{H}^{JP} + 0.76\,\eta_{t-1}^{JP}, \eta_{t-1}^{JP'} + 0.2016\,H_{t-1}^{JP} \quad (4.18)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการวิเคราะห์พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินเยนและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังญี่ปุ่นมีสหสัมพันธ์เชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_t^{JP} กล่าวคือ ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียมีการเปลี่ยนแปลงไปตามการเปลี่ยนแปลงของเวลา ซึ่งทำให้เกิดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่างกันหลาย ๆ รูปแบบที่แตกต่างกันไปในแต่ละช่วงเวลา

นอกนี้จากสมการที่ 4.18 แสดงให้เห็นว่าความผันผวนแบบไม่มีเงื่อนไข $(\bar{H}^{JP})$, ค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตกำลังสอง $(\eta_{t-1}^{JP}, \eta_{t-1}^{JP'})$ และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{JP}) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (H_t^{JP}), Γ_t ซึ่งจากการเปรียบเทียบค่าสัมประสิทธิ์ยังพบอีกว่าค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตกำลังสอง $(\eta_{t-1}^{JP}, \eta_{t-1}^{JP'})$ มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (H_t^{JP}), Γ_t^{JP} มากที่สุดและความผันผวนแบบไม่มีเงื่อนไข $(\bar{H}^{JP})$ มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร(H_t^{JP}), Γ_t^{JP} น้อยที่สุด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

3) แบบจำลอง DCC ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ (H_t^{US})

ตารางที่ 4.42 แสดงค่าสัมประสิทธิ์ (θ_1, θ_2) ของทั้ง DCC (1) และ DCC (2) โดยแบบจำลอง DCC ของความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ

Variable	Coeffient	Std Error	t - Statistic	Sig
DCC(1)	0.4091	0.0028	144.0406	**0.0000***
DCC(2)	0.5824	0.0029	198.3880	**0.0000***

หมายเหตุ: *หมายถึง มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.05 (ระดับความเชื่อมั่นทางสถิติ 95%)

จากตารางที่ 4.42 ผลการประมาณแบบจำลอง DCC ค่าพารามิเตอร์ DCC (1) และ DCC (2) เทียบได้กับค่า θ_1, θ_2ตามลำดับ แต่ค่าพารามิเตอร์ DCC (1) และ DCC (2) นั้นมีการปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) ยอมรับ H_1 นำค่าพารามิเตอร์ที่ได้จากการประมาณค่าคือ DCC (1), (θ_1) และ DCC (2), (θ_2) แทนค่าในสมการที่ 4.19 ซึ่งจากการแทนค่าแล้วในสมการที่ 4.20 พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทไทยต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯ (H_t^{US}) ซึ่งประกอบไปด้วยค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตกำลังสอง $(\eta_{t-1}^{US}, \eta_{t-1}^{US'})$ และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{US}) มีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไข เชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_t^{US} ซึ่งแสดงขั้นตอนการแทนค่าดังนี้

$$H_t^{US} = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{H}^{US} + \theta_1 \eta_{t-1}^{US}, \eta_{t-1}^{US'} + \theta_2 H_{t-1}^{US} \quad (4.19)$$

จากตารางที่ 4.34 ให้ค่าสัมประสิทธิ์ DCC (1), (θ_1) = 0.4091

และ DCC (1), (θ_1) = 0.5824

ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$H_t^{US} = (1 - 0.4091 - 0.5824)\,\bar{H}^{US} + 0.4091\,\eta_{t-1}^{US}, \eta_{t-1}^{US'} + 0.5824\,H_{t-1}^{US}$$

$$H_t^{US} = 0.0085\,\bar{H}^{US} + 0.4091\,\eta_{t-1}^{US}, \eta_{t-1}^{US'} + 0.5824\,H_{t-1}^{US} \quad (4.20)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการวิเคราะห์พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐ ฯ และความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังสหรัฐ ฯมีสหสัมพันธ์เชิงพลวัตร (Dynamic Conditional Correlation), Γ_t^{US} กล่าวคือ ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทต่อเงินดอลลาร์ออสเตรเลียและความผันผวนของมูลค่าการส่งออกสินค้ายานยนต์ อุปกรณ์และส่วนประกอบของไทยไปยังออสเตรเลียมีการเปลี่ยนแปลงไปตามการเปลี่ยนแปลงของเวลา ซึ่งทำให้เกิดรูปแบบความสัมพันธ์ระหว่างกันหลาย ๆ รูปแบบที่แตกต่างกันไปในแต่ละช่วงเวลา

นอกนี้จากสมการที่ 4.20 แสดงให้เห็นว่าความผันผวนแบบไม่มีเงื่อนไข ($\bar{H}^{US}$) , ค่าความคลาดเคลื่อนในอดีตกำลังสอง ($\eta_{t-1}^{US}, \eta_{t-1}^{US'}$) และความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{US}) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร (H_t^{US}), Γ_t^{AUS} ซึ่งจากการเปรียบเทียบค่าสัมประสิทธิ์ยังพบอีกว่าความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในอดีต (H_{t-1}^{US}) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร(H_t^{US}) , Γ_t^{US} มากที่สุดและความผันผวนแบบไม่มีเงื่อนไข ($\bar{H}^{US}$) มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนแบบมีเงื่อนไขในปัจจุบันที่มีมีสหสัมพันธ์แบบมีเงื่อนไขเชิงพลวัตร(H_t^{AUS}), Γ_t^{US} น้อยที่สุด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved