

บทที่ 5

ผลการศึกษา

บทนี้จะแสดงผลการศึกษาโดยแบ่งออกเป็นสองส่วน คือส่วนแรกจะเป็นการหาความสัมพันธ์ระหว่างปัจจัย 4 ตัว ได้แก่ ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน และความผันผวนของอัตรากำไรสุทธิ โดยตรง ซึ่งมีความสัมพันธ์กัน โดยตรง ซึ่งมีความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน และในส่วนที่สองจะเป็นการหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อปริมาณการไหลเข้าออกของทุน โดยการแสดงผลการศึกษาของทั้งสองส่วนจะแสดงเป็นรายประเทศ ซึ่งได้แก่ ประเทศไทย ประเทศมาเลเซีย ประเทศสิงคโปร์ ประเทศฟิลิปปินส์ ประเทศเกาหลีใต้ และประเทศญี่ปุ่น

5.1 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ของปัจจัยต่างๆ ที่มีผลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ขั้นตอน

1. การพิสูจน์ว่าแบบจำลองที่ใช้เหมาะสมแล้ว โดยการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบ Correlogram Test เพื่อดูว่ามี AR และ MA หรือไม่อย่างไร
2. การนำแบบจำลองมาทำสอบ ARCH LM Test เพื่อพิสูจน์ว่าสามารถนำแบบจำลองมาประมาณค่าโดยวิธี GARCH ได้หรือไม่
3. การนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบข้อมูลว่ามีลักษณะของข้อมูลที่นิ่งหรือไม่ และนิ่งที่ระดับใด โดยวิธี ADF test และ KPSS test
4. การหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่ได้คัดเลือกมาว่าส่งผลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนหรือไม่อย่างไร โดยใช้วิธี GARCH(1,1), T-GARCH และ E-GARCH

ในขั้นแรกนั้นจะเป็นการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (FX) ของทุกประเทศ มาเช็ค AR และ MA ใน Correlogram Test โดยจากตาราง Correlogram ในภาคผนวก ต้องดูในส่วนของ Auto Correlation และ Patial Correlation ซึ่งพบว่า ในส่วนของ Patial Correlation นั้น ใน lag 1 มีค่าสูง คิดมาทางขวา ซึ่งสันนิษฐานได้ว่า อัตราแลกเปลี่ยนของทุกประเทศ มีค่า AR(1) ซึ่งหมายความว่า ค่าอัตราแลกเปลี่ยนในอดีตเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว 1 ช่วง มีอิทธิพลต่อ ค่าอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลา ปัจจุบัน อย่างไรก็ดี เพื่อเป็นการยืนยันจึงนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาหาความสัมพันธ์กับ AR(1) ในลำดับต่อมาจะเป็นการยืนยันว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมีความสัมพันธ์กับ AR(1) จริง โดยจะพิสูจน์โดยการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนของทุกประเทศมาประมาณค่าหาความสัมพันธ์ใน สมการกับ AR(1) ซึ่งผลที่ได้แสดงให้เห็นถึงความสัมพันธ์ที่มีนัยสำคัญที่ 99% ซึ่งหมายความว่า ค่าของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ช่วงเวลานี้มีความสัมพันธ์กับค่าของอัตราแลกเปลี่ยนเมื่อ 1 ช่วงเวลาที่แล้ว ดังนั้นเป็นการยืนยันแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาชิ้นนี้ว่าเหมาะสม

$$Fx_t = c + \phi Fx_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.10)$$

ในขั้นต่อมาเป็นการนำแบบจำลองของทุกประเทศมาทดสอบหา ARCH Effect ค่าที่ได้ บอกกับเราว่า แบบจำลองของเรานั้นมี ARCH ซึ่งหมายความถึงมีเงื่อนไข Heteroskedasticity โดยดู จากค่า Prob. ในตารางภาคผนวกของทุกประเทศ พบว่าในกรณีประเทศไทย มาเลเซีย สิงคโปร์ และ ฟิลิปปินส์ ในส่วนของ ARCH Test ซึ่งมีนัยสำคัญที่ 99% ว่ามี ARCH และในส่วนของ การเช็คความสัมพันธ์ของ Residual ยกกำลังสองของช่วงเวลาที่ปัจจุบัน กับ Residual ยกกำลังสองของ 1 ช่วงเวลาที่แล้ว พบว่ามีความสัมพันธ์กันที่ระดับนัยสำคัญ 99% ซึ่งการที่ Residual กำลังสองของช่วงเวลาที่ปัจจุบันกับช่วงเวลาที่แล้ว มีความสัมพันธ์กัน เป็นการยืนยันว่า แบบจำลองนี้มีลักษณะเป็น ARCH (1)นั่นเอง แต่ในกรณีประเทศเกาหลีใต้ และญี่ปุ่น ไม่มี นัยสำคัญว่าพบ ARCH Effect แต่อย่างไรก็ดี จะต้องมีการพิสูจน์อีกครั้ง โดยการประมาณค่า แบบจำลองด้วยวิธี GARCH(1,1)

จากในส่วนที่ผ่านมาพบว่าแบบจำลองเรามีลักษณะเป็น ARCH(1) ในขั้นต่อมาเป็นการนำ แบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนของทุกประเทศมาประมาณค่าโดยใช้วิธี GARCH(1,1) โดยจากตาราง ในภาคผนวกที่คำนวณออกมาพบว่า อัตราแลกเปลี่ยน ณ ช่วงเวลานี้ของทุกประเทศมีความสัมพันธ์ กับอัตราแลกเปลี่ยน ณ ช่วงเวลาที่แล้วด้วยระดับนัยสำคัญ 99% และในส่วนของ Variance Equation พบว่า ค่าความแปรปรวนมีความสัมพันธ์กับค่าความคลาดเคลื่อนยกกำลังสอง หรือ Residual ยกกำลังสอง เมื่อช่วงเวลาที่แล้ว ที่ระดับนัยสำคัญ 99% ซึ่งเป็นการยืนยันถึงการมีอยู่ของ

ARCH(1) ในขณะที่ ค่าความแปรปรวนของช่วงเวลาปัจจุบันมีความสัมพันธ์กับค่าความแปรปรวนของช่วงเวลาที่แล้ว ที่ระดับนัยสำคัญ 99% ซึ่งในส่วนนี้เป็นการยืนยันถึงการมีอยู่ของเทอมของ GARCH ซึ่งโดยสรุปแล้ว ในตารางนี้เป็นการยืนยันว่าแบบจำลองนี้ของประเทศสามารถนำมาประมาณค่าแบบ GARCH ได้อย่างเหมาะสม

5.1.1 ผลการศึกษากรณีประเทศไทย

ตารางที่ 5.1 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศไทย

Null Hypothesis: D(FX) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.523114	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.487046	
	5% level		-2.886290	
	10% level		-2.580046	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

All rights reserved

ตารางที่ 5.2 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี KPSS test กรณีประเทศไทย

Null Hypothesis: D(FX) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.259946
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้เป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.3 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.026049	0.694002	4.360289	0.0000
FX(-1)	0.924476	0.017187	53.78851	0.0000
Variance Equation				
ω	0.082167	0.033952	2.420092	0.0155
α	0.186911	0.060899	3.069180	0.0021
β	0.713731	0.058334	12.23522	0.0000
δ	0.013145	0.004335	3.032095	0.0024

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.4 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.777181	0.632205	4.392846	0.0000
FX(-1)	0.930242	0.016706	55.68306	0.0000
Variance Equation				
ω	0.105717	0.023992	4.406267	0.0000
α	0.291430	0.042275	6.893747	0.0000
λ	-0.329371	0.066246	-4.971937	0.0000
β	0.659054	0.034928	18.86916	0.0000
δ	0.007094	0.002253	3.148876	0.0016

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.5 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.070129	1.099776	1.882319	0.0598
FX(-1)	0.948848	0.026994	35.15019	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.128557	0.076246	-1.686097	0.0918
α_1	0.124643	0.134592	0.926080	0.3544
λ	0.123181	0.076975	1.600287	0.1095
β	0.971488	0.021029	46.19838	0.0000
δ	0.007010	0.002656	2.638752	0.0083

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.6 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.083422	0.530196	7.701722	0.0000
FX(-1)	0.899139	0.013511	66.54680	0.0000
Variance Equation				
ω	0.138739	0.056264	2.465851	0.0137
α	0.335474	0.132095	2.539646	0.0111
β	0.651599	0.090474	7.202082	0.0000
δ	-0.274209	0.142127	-1.929322	0.0537

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 90% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 90% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางตรงกันข้ามกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.7 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.011618	0.878934	3.426444	0.0006
FX(-1)	0.926463	0.022069	41.98028	0.0000
Variance Equation				
ω	0.105786	0.037301	2.835975	0.0046
α	0.208669	0.059741	3.492906	0.0005
λ	-0.218574	0.095500	-2.288727	0.0221
β	0.648285	0.049532	13.08832	0.0000
δ	0.453037	0.053364	8.489505	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อมีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.8 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.922704	0.935642	3.123743	0.0018
FX(-1)	0.928168	0.023233	39.95044	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.152517	0.078381	-1.945836	0.0517
α_1	0.077123	0.124983	0.617067	0.5372
λ	0.145046	0.059598	2.433730	0.0149
β	0.951221	0.017015	55.90539	0.0000
δ	0.272914	0.089591	3.046207	0.0023

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.9 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM 2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.853197	0.860158	3.317060	0.0009
FX(-1)	0.930574	0.020594	45.18563	0.0000
Variance Equation				
ω	-0.014661	0.021219	-0.690927	0.4896
α	0.102169	0.027966	3.653302	0.0003
β	0.838502	0.027591	30.39026	0.0000
δ	0.141561	0.042940	3.296720	0.0010

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินในเดือนที่แล้วมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.10 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	4.008402	0.975379	4.109586	0.0000
FX(-1)	0.900504	0.025014	35.99937	0.0000
Variance Equation				
ω	0.105964	0.029769	3.559486	0.0004
α	0.293211	0.058559	5.007089	0.0000
λ	-0.426412	0.087661	-4.864355	0.0000
β	0.750252	0.041854	17.92535	0.0000
δ	0.053384	0.046467	1.148864	0.2506

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่าความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.11 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.767167	0.085711	8.950654	0.0000
FX(-1)	0.981575	0.002438	402.6137	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.296831	0.085399	-3.475824	0.0005
α_1	0.160290	0.120802	1.326873	0.1846
λ	0.311834	0.123141	2.532338	0.0113
β	0.903340	0.049846	18.12247	0.0000
δ	0.202695	0.076733	2.641543	0.0083

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.12 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta G_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.983379	0.740286	4.030037	0.0001
FX(-1)	0.924818	0.018223	50.74990	0.0000
Variance Equation				
ω	0.105090	0.037395	2.810296	0.0049
α	0.123333	0.032209	3.829131	0.0001
β	0.812798	0.030658	26.51203	0.0000
δ	-0.071166	0.020922	-3.401456	0.0007

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อย

ตารางที่ 5.13 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.794549	1.277963	0.621731	0.5341
FX(-1)	0.979395	0.031723	30.87322	0.0000
Variance Equation				
ω	0.157034	0.049528	3.170619	0.0015
α	0.250421	0.068149	3.674618	0.0002
λ	-0.372677	0.091079	-4.091808	0.0000
β	0.791466	0.043202	18.32004	0.0000
δ	-0.065884	0.028721	-2.293964	0.0218

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 95% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อย

ตารางที่ 5.14 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.521640	1.142009	1.332424	0.1827
FX(-1)	0.960664	0.028192	34.07626	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.023179	0.085411	-0.271380	0.7861
α_1	0.063152	0.134084	0.470985	0.6377
λ	0.139087	0.096946	1.434685	0.1514
β	0.945745	0.020006	47.27201	0.0000
δ	-0.110697	0.040653	-2.722997	0.0065

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อย

5.1.2 ผลการศึกษากรณีประเทศ มาเลเซีย

ตารางที่ 5.15 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศมาเลเซีย

Null Hypothesis: D(FX) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.337144	0.0156
Test critical values:	1% level	-3.493129	
	5% level	-2.888932	
	10% level	-2.581453	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 5% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 95%

ตารางที่ 5.16 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี
K PSS test กรณีประเทศมาเลเซีย

Null Hypothesis: D(FX) is stationary			
Exogenous: Constant			
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)			
			LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic			0.387812
Asymptotic critical values*:	1% level		0.739000
	5% level		0.463000
	10% level		0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ K PSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อค่าในตารางพบค่าสถิติที่ได้เป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.17 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.561364	0.154344	3.637095	0.0003
FX(-1)	0.851365	0.044468	19.14553	0.0000
Variance Equation				
ω	0.007846	0.002762	2.840644	0.0045
α	0.229088	0.096735	2.368213	0.0179
β	0.448763	0.162209	2.766579	0.0057
δ	0.000431	0.000104	4.160055	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.18 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศไทยมาเลเซีย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.561600	0.144979	3.873671	0.0001
FX(-1)	0.851504	0.043386	19.62633	0.0000
Variance Equation				
ω	0.007795	0.002758	2.826176	0.0047
α	0.232337	0.093939	2.473272	0.0134
λ	-0.222308	0.154596	-1.437991	0.1504
β	0.453317	0.157998	2.869133	0.0041
δ	0.000425	0.000150	2.824515	0.0047

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.19 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศมาเลเซีย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.056915	0.004303	13.22738	0.0000
FX(-1)	0.985023	0.001668	590.5306	0.0000
Variance Equation				
α_0	-3.537817	0.408910	-8.651819	0.0000
α_1	2.112546	0.227276	9.295070	0.0000
λ	1.279960	0.237087	5.398681	0.0000
β	0.648871	0.073239	8.859658	0.0000
δ	0.036764	0.008035	4.575438	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.20 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_t \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.557616	0.058005	9.613229	0.0000
FX(-1)	0.852843	0.015248	55.93066	0.0000
Variance Equation				
ω	0.000458	0.000114	4.010613	0.0001
α	0.439551	0.092489	4.752456	0.0000
β	0.347813	0.063171	5.505932	0.0000
δ	-0.000644	0.000318	-2.026708	0.0427

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 95% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางตรงกันข้ามกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.21 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศมาเลเซีย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.535073	0.031652	16.90475	0.0000
FX(-1)	0.858668	0.008589	99.97509	0.0000
Variance Equation				
ω	0.000285	9.26E-05	3.074958	0.0021
α	0.367678	0.081123	4.532370	0.0000
λ	-0.354747	0.068856	-5.151974	0.0000
β	0.397175	0.073397	5.411298	0.0000
δ	0.002194	0.000630	3.484319	0.0005

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.22 แสดงผลการศึกษายาทิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศมาเลเซีย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.130258	0.020994	6.204695	0.0000
FX(-1)	0.965723	0.006091	158.5559	0.0000
Variance Equation				
α_0	-2.188597	0.402752	-5.434106	0.0000
α_1	0.957436	0.235490	4.065712	0.0000
λ	0.698244	0.162426	4.298830	0.0000
β	0.811925	0.038456	21.11335	0.0000
δ	1.964669	0.421394	4.662304	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.23 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM 2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.555895	0.093473	5.947110	0.0000
FX(-1)	0.853676	0.024766	34.46909	0.0000
Variance Equation				
ω	2.96E-05	9.40E-06	3.151571	0.0016
α	0.598720	0.146871	4.076501	0.0000
β	0.417008	0.066520	6.268961	0.0000
δ	2.99E-05	5.80E-06	5.158999	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.24 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.552013	0.076650	7.201724	0.0000
FX(-1)	0.854567	0.020252	42.19576	0.0000
Variance Equation				
ω	2.60E-05	1.28E-05	2.024582	0.0429
α	0.776044	0.232465	3.338324	0.0008
λ	-0.396021	0.223248	-1.773909	0.0761
β	0.381732	0.069671	5.479043	0.0000
δ	2.39E-05	5.13E-06	4.663609	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.25 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.425062	0.002885	147.3394	0.0000
FX(-1)	0.888142	0.001402	633.3884	0.0000
Variance Equation				
α_0	-2.197642	0.174278	-12.60997	0.0000
α_1	0.691905	0.081387	8.501384	0.0000
λ	0.099496	0.055827	1.782219	0.0747
β	0.831603	0.026770	31.06482	0.0000
δ	0.418210	0.042270	9.893876	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.26 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.562241	0.160407	3.505087	0.0005
FX(-1)	0.851536	0.044188	19.27063	0.0000
Variance Equation				
ω	0.009028	0.003701	2.439477	0.0147
α	0.186660	0.090799	2.055748	0.0398
β	0.451057	0.219519	2.054750	0.0399
δ	-0.001388	0.000382	-3.630307	0.0003

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อย

ตารางที่ 5.27 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อ
ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.562320	0.115492	4.868897	0.0000
FX(-1)	0.851770	0.033516	25.41357	0.0000
Variance Equation				
ω	0.009028	0.003963	2.277831	0.0227
α	0.182970	0.090345	2.025245	0.0428
λ	-0.199386	0.134928	-1.477727	0.1395
β	0.451394	0.253263	1.782314	0.0747
δ	-0.001389	0.000422	-3.293621	0.0010

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจ มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อย

ตารางที่ 5.28 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.079193	0.021412	3.698629	0.0002
FX(-1)	0.979164	0.005938	164.9102	0.0000
Variance Equation				
α_0	-4.899316	0.253402	-19.33416	0.0000
α_1	1.021504	0.095296	10.71923	0.0000
λ	0.979027	0.076041	12.87506	0.0000
β	0.365734	0.037954	9.636152	0.0000
δ	0.304300	0.007782	39.10213	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

5.1.3 ผลการศึกษากรณีประเทศสิงคโปร์

ตารางที่ 5.29 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศสิงคโปร์

Null Hypothesis: D(FX) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-10.51168	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.487046	
	5% level		-2.886290	
	10% level		-2.580046	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.30 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี
KPSS test กรณีประเทศสิงคโปร์

Null Hypothesis: D(FX) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 19 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.544682
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อค่าในตารางพบค่าสถิติที่ได้เป็นค่าบวก โดยค่านั้นน้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.31 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.091423	0.046955	1.947038	0.0515
FX(-1)	0.945514	0.027626	34.22527	0.0000
Variance Equation				
ω	8.35E-05	8.24E-05	1.012810	0.3112
α	0.196137	0.110609	1.773246	0.0762
β	0.682377	0.207674	3.285815	0.0010
δ	4.45E-06	4.02E-06	1.108313	0.2677

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.32 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.105641	0.045096	2.342569	0.0192
FX(-1)	0.937712	0.026804	34.98457	0.0000
Variance Equation				
ω	3.31E-05	6.38E-05	0.519866	0.6032
α	0.163378	0.090064	1.814024	0.0697
λ	-0.125447	0.137261	-0.913926	0.3608
β	0.835459	0.117416	7.115362	0.0000
δ	3.13E-06	3.53E-06	0.886756	0.3752

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.33 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.056204	0.040422	1.390414	0.1644
FX(-1)	0.965837	0.023841	40.51183	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.200985	0.304388	-0.660292	0.5091
α_1	0.145774	0.132682	1.098669	0.2719
λ	0.115195	0.126918	0.907634	0.3641
β	0.992971	0.039464	25.16151	0.0000
δ	0.007440	0.003937	1.889607	0.0588

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 90% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 90% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.34 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.139161	0.061219	2.273172	0.0230
FX(-1)	0.917864	0.036794	24.94586	0.0000
Variance Equation				
ω	0.000570	0.000392	1.453747	0.1460
α	0.103703	0.111918	0.926602	0.3541
β	0.447996	0.370379	1.209560	0.2264
δ	-0.000847	0.000216	-3.919839	0.0001

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อมีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.35 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.139430	0.061365	2.272119	0.0231
FX(-1)	0.918050	0.036917	24.86828	0.0000
Variance Equation				
ω	0.000580	0.000271	2.144480	0.0320
α	0.110533	0.123203	0.897165	0.3696
λ	-0.107464	0.134742	-0.797555	0.4251
β	0.453486	0.327676	1.383947	0.1664
δ	-0.000840	0.000357	-2.352503	0.0186

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 95% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.36 แสดงผลการศึกษาดัชนีชี้วัดของความสัมพันธ์ของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.089989	0.041859	2.149794	0.0316
FX(-1)	0.946086	0.024781	38.17849	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.175623	0.242342	-0.724694	0.4686
α_1	0.183121	0.104559	1.751358	0.0799
λ	0.037359	0.089243	0.418618	0.6755
β	1.003204	0.027092	37.02928	0.0000
δ	0.695228	0.260102	2.672906	0.0075

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อเมื่อสองช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลานี้ เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อเมื่อสองเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อเมื่อสองเดือนที่แล้วมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.37 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.078428	0.046481	1.687309	0.0915
FX(-1)	0.953028	0.027510	34.64242	0.0000
Variance Equation				
ω	9.18E-05	9.96E-05	0.921201	0.3569
α	0.192125	0.103971	1.847867	0.0646
β	0.706818	0.202350	3.493051	0.0005
δ	-2.14E-05	5.67E-05	-0.376918	0.7062

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.38 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.073909	0.064573	1.144569	0.2524
FX(-1)	0.956061	0.037621	25.41261	0.0000
Variance Equation				
ω	2.75E-05	8.14E-05	0.337963	0.7354
α	0.162294	0.109678	1.479732	0.1389
λ	-0.144920	0.212635	-0.681541	0.4955
β	0.874256	0.076561	11.41913	0.0000
δ	-7.06E-06	6.52E-05	-0.108344	0.9137

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่าความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.39 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศไทยปี

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.080955	0.043600	1.856757	0.0633
FX(-1)	0.952548	0.026103	36.49209	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.852375	0.787880	-1.081859	0.2793
α_1	0.264907	0.207124	1.278976	0.2009
λ	0.133389	0.104149	1.280746	0.2003
β	0.909667	0.098864	9.201184	0.0000
δ	-0.051048	0.086814	-0.588013	0.5565

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.40 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.080222	0.039257	2.043505	0.0410
FX(-1)	0.951606	0.023385	40.69240	0.0000
Variance Equation				
ω	9.93E-05	8.14E-05	1.218880	0.2229
α	0.207759	0.106332	1.953867	0.0507
β	0.697616	0.168430	4.141877	0.0000
δ	-1.50E-05	8.05E-06	-1.865484	0.0621

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 90% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจเมื่อเดือนที่แล้ว นั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 90% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้ว มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.41 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศสิงคโปร์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.063116	0.041778	1.510756	0.1309
FX(-1)	0.963360	0.025210	38.21303	0.0000
Variance Equation				
ω	9.91E-05	6.08E-05	1.630117	0.1031
α	0.261810	0.142762	1.833889	0.0667
λ	-0.323213	0.169438	-1.907557	0.0564
β	0.790097	0.118162	6.686551	0.0000
δ	-1.10E-05	1.02E-05	-1.075190	0.2823

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ นั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.42 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจที่มีต่อ
ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.103098	0.037104	2.778585	0.0055
FX(-1)	0.939145	0.022181	42.34088	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.760903	0.432145	-1.760757	0.0783
α_1	0.167808	0.109558	1.531674	0.1256
λ	0.110078	0.085865	1.281995	0.1998
β	0.914765	0.053982	16.94590	0.0000
δ	-0.017161	0.015647	-1.096752	0.2727

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจ ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจ นั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

5.1.4 ผลการศึกษากรณีประเทศฟิลิปปินส์

ตารางที่ 5.43 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธี ADF test กรณีประเทศฟิลิปปินส์

Null Hypothesis: D(FX) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-10.12700	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.487046	
	5% level		-2.886290	
	10% level		-2.580046	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.44 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี
K PSS test กรณีประเทศฟิลิปปินส์

Null Hypothesis: D(FX) is stationary			
Exogenous: Constant			
Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)			
			LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic			0.545266
Asymptotic critical values*:	1% level		0.739000
	5% level		0.463000
	10% level		0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ K PSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อค่าในตารางพบว่ามีค่าสถิติที่ได้เป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.45 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทยปี 2551

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.257648	0.819931	1.533846	0.1251
FX(-1)	0.976992	0.015832	61.71179	0.0000
Variance Equation				
ω	0.021237	0.014107	1.505417	0.1322
α	0.051582	0.046173	1.117160	0.2639
β	0.910386	0.050848	17.90395	0.0000
δ	0.036603	0.008497	4.307776	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.46 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.314279	0.485367	0.647507	0.5173
FX(-1)	0.994206	0.010075	98.68343	0.0000
Variance Equation				
ω	0.166386	0.041758	3.984549	0.0001
α	0.332562	0.165546	2.008876	0.0446
λ	-0.460253	0.152759	-3.012943	0.0026
β	0.683453	0.113503	6.021451	0.0000
δ	0.021346	0.008137	2.623167	0.0087

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.47 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.183501	0.047211	-3.886870	0.0001
FX(-1)	1.004951	0.000964	1042.820	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.025457	0.293730	-0.086668	0.9309
α_1	0.606229	0.106894	5.671328	0.0000
λ	-0.291514	0.087508	-3.331265	0.0009
β	-0.781158	0.031980	-24.42653	0.0000
δ	0.010467	0.002846	3.678118	0.0002

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.48 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทยปีนัส

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.198566	0.533890	4.118017	0.0000
FX(-1)	0.959263	0.011273	85.09342	0.0000
Variance Equation				
ω	0.082345	0.000136	606.7784	0.0000
α	0.232328	0.151810	1.530387	0.1259
β	0.634810	0.132219	4.801193	0.0000
δ	0.221584	0.097665	2.268825	0.0233

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 95% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.49 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.993158	0.729910	2.730689	0.0063
FX(-1)	0.962335	0.015867	60.65018	0.0000
Variance Equation				
ω	0.502516	0.310499	1.618416	0.1056
α	0.216824	0.293156	0.739622	0.4595
λ	-0.158056	0.344350	-0.458997	0.6462
β	0.452717	0.268683	1.684949	0.0920
δ	0.269157	0.076218	3.531402	0.0004

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเฟ้อเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อในเดือนที่แล้วมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.50 แสดงผลการศึกษามิติพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.370341	0.658535	0.562371	0.5739
FX(-1)	0.994465	0.013305	74.74627	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.353033	0.148376	-2.379321	0.0173
α_1	0.064987	0.158362	0.410368	0.6815
λ	0.371103	0.088935	4.172743	0.0000
β	0.744149	0.070920	10.49285	0.0000
δ	0.614831	0.237263	2.591351	0.0096

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.51 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM 2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.272819	0.355790	3.577448	0.0003
FX(-1)	0.975958	0.007566	128.9873	0.0000
Variance Equation				
ω	0.030002	0.063452	0.472838	0.6363
α	0.435362	0.170099	2.559457	0.0105
β	0.566158	0.116657	4.853190	0.0000
δ	0.114015	0.058588	1.946046	0.0516

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 90% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 90% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินในเดือนที่แล้วมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.52 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศไทยปี 1998

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.266848	0.989737	2.290354	0.0220
FX(-1)	0.955774	0.022197	43.05834	0.0000
Variance Equation				
ω	1.150651	0.962959	1.194912	0.2321
α	0.090556	0.184408	0.491064	0.6234
λ	-0.195397	0.200383	-0.975115	0.3295
β	0.516121	0.437843	1.178783	0.2385
δ	-0.207235	0.084072	-2.464973	0.0137

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินในช่วง 2 ช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินในสองเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 95% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินเมื่อสองเดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.53 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.969520	0.521398	1.859464	0.0630
FX(-1)	0.983995	0.010511	93.61308	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.161151	0.115543	-1.394727	0.1631
α_1	0.286612	0.177407	1.615559	0.1062
λ	0.271821	0.098423	2.761747	0.0057
β	0.844245	0.059264	14.24539	0.0000
δ	-0.046396	0.082360	-0.563328	0.5732

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.54 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.411559	0.531779	2.654409	0.0079
FX(-1)	0.972752	0.010834	89.78395	0.0000
Variance Equation				
ω	0.084075	0.087137	0.964866	0.3346
α	0.190137	0.114664	1.658201	0.0973
β	0.737233	0.152958	4.819852	0.0000
δ	0.032706	0.010593	3.087431	0.0020

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.55 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	2.140211	0.591480	3.618397	0.0003
FX(-1)	0.960157	0.011833	81.14488	0.0000
Variance Equation				
ω	0.310823	0.199256	1.559917	0.1188
α	0.362849	0.299956	1.209674	0.2264
λ	-0.206289	0.335652	-0.614591	0.5388
β	0.510804	0.218145	2.341582	0.0192
δ	0.060768	0.018176	3.343216	0.0008

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้ว มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.56 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.171627	0.496812	2.358292	0.0184
FX(-1)	0.979221	0.009680	101.1626	0.0000
Variance Equation				
α_0	-0.236700	0.089382	-2.648191	0.0081
α_1	0.262710	0.126996	2.068651	0.0386
λ	0.228100	0.092762	2.458977	0.0139
β	0.902115	0.058381	15.45216	0.0000
δ	0.045696	0.017328	2.637163	0.0084

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจ มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

5.1.5 ผลการศึกษากรณีประเทศเกาหลีใต้

ตารางที่ 5.57 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศ เกาหลีใต้

Null Hypothesis: D(FX) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.004400	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.487550	
	5% level	-2.886509	
	10% level	-2.580163	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.58 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี KPSS test
กรณีประเทศเกาหลีใต้

Null Hypothesis: D(FX) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.216503
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้เป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.59 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศ เกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-14.21400	15.21540	-0.934185	0.3502
FX(-1)	1.008332	0.013694	73.63471	0.0000
Variance Equation				
ω	287.6611	80.28301	3.583088	0.0003
α	1.536395	0.257855	5.958368	0.0000
β	0.005881	0.037695	0.156007	0.8760
δ	-55.04105	19.32553	-2.848100	0.0044

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยในช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยเมื่อเดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.60 แสดงผลการศึกษายาทิพผลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	59.56835	29.21189	2.039182	0.0414
FX(-1)	0.944319	0.024827	38.03591	0.0000
Variance Equation				
ω	1242.644	197.5604	6.289945	0.0000
α	0.561749	0.063567	8.837170	0.0000
λ	-0.609479	0.017721	-34.39327	0.0000
β	0.036840	0.058384	0.630997	0.5280
δ	-110.3068	31.98862	-3.448314	0.0006

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.61 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-9.259961	14.65434	-0.631892	0.5275
FX(-1)	1.007431	0.012215	82.47450	0.0000
Variance Equation				
α_0	1.429775	0.805839	1.774269	0.0760
α_1	1.356917	0.178090	7.619290	0.0000
λ	0.233044	0.139789	1.667116	0.0955
β	0.645193	0.107694	5.991009	0.0000
δ	-0.044622	0.018277	-2.441405	0.0146

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยในช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 96% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยเมื่อเดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.62 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-20.56214	14.21547	-1.446462	0.1480
FX(-1)	1.014133	0.012847	78.94134	0.0000
Variance Equation				
ω	125.7466	70.14218	1.792738	0.0730
α	1.200702	0.196175	6.120569	0.0000
β	0.162813	0.066263	2.457087	0.0140
δ	299.0868	89.27352	3.350230	0.0008

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อมีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.63 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-15.38098	5.696963	-2.699855	0.0069
FX(-1)	1.010797	0.004614	219.0530	0.0000
Variance Equation				
ω	120.6820	73.95385	1.631856	0.1027
α	1.338104	0.268636	4.981111	0.0000
λ	-0.351253	0.458375	-0.766301	0.4435
β	0.187393	0.065883	2.844306	0.0045
δ	263.3027	146.1709	1.801335	0.0717

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 90% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อมีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 90% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

ตารางที่ 5.64 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.716293	14.25443	-0.260711	0.7943
FX(-1)	1.001325	0.012194	82.11925	0.0000
Variance Equation				
α_0	0.054105	0.479324	0.112878	0.9101
α_1	1.406582	0.182414	7.710935	0.0000
λ	0.029812	0.142868	0.208668	0.8347
β	0.826638	0.057943	14.26638	0.0000
δ	0.316499	0.189395	1.671101	0.0947

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 90% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 90% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.65 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศ เกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM 2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	32.29266	45.68214	0.706899	0.4796
FX(-1)	0.964247	0.038489	25.05244	0.0000
Variance Equation				
ω	1286.622	149.1618	8.625682	0.0000
α	0.773333	0.186964	4.136269	0.0000
β	0.042666	0.045276	0.942355	0.3460
δ	-104.2786	4.351396	-23.96439	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินเมื่อสองช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเมื่อช่วงเวลาที่ปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินเมื่อสองเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนปัจจุบัน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินเมื่อสองเดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.66 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศ เกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.285225	23.37253	-0.140559	0.8882
FX(-1)	1.001460	0.019818	50.53194	0.0000
Variance Equation				
ω	197.7704	105.1723	1.880442	0.0600
α	1.413819	0.338214	4.180244	0.0000
λ	-0.855355	0.410325	-2.084582	0.0371
β	0.247687	0.054767	4.522560	0.0000
δ	-1.301625	26.30876	-0.049475	0.9605

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โศทางเศรษฐกิจ เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน นั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.67 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศ เกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	22.41049	14.11559	1.587641	0.1124
FX(-1)	0.978872	0.011941	81.97534	0.0000
Variance Equation				
α_0	0.711861	0.087705	8.116552	0.0000
α_1	-0.295947	0.089890	-3.292312	0.0010
λ	0.280405	0.067724	4.140437	0.0000
β	0.934783	0.005925	157.7565	0.0000
δ	-0.083968	0.009263	-9.065254	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อยลง

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.68 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.555110	37.68316	-0.067805	0.9459
FX(-1)	0.993161	0.028114	35.32591	0.0000
Variance Equation				
ω	2300.464	413.5825	5.562287	0.0000
α	0.483144	0.096280	5.018095	0.0000
β	-0.016416	0.059275	-0.276942	0.7818
δ	-446.6194	12.35758	-36.14132	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.69 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	75.12831	62.60055	1.200122	0.2301
FX(-1)	0.925358	0.051788	17.86812	0.0000
Variance Equation				
α	3707.582	830.8806	4.462232	0.0000
λ	0.544466	0.142369	3.824324	0.0001
β	-0.605007	0.193783	-3.122075	0.0018
δ	0.007071	0.052777	0.133973	0.8934
ω	-739.9560	199.1555	-3.715469	0.0002

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

ตารางที่ 5.70 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศเกาหลีใต้

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.200466	16.31458	-0.134877	0.8927
FX(-1)	0.998204	0.014040	71.09651	0.0000
Variance Equation				
α_0	0.604310	0.690280	0.875457	0.3813
α_1	1.261046	0.176278	7.153741	0.0000
λ	0.027490	0.135802	0.202428	0.8396
β	0.789353	0.082859	9.526403	0.0000
δ	-0.165858	0.074522	-2.225636	0.0260

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจเมื่อช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 95% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

5.1.6 ผลการศึกษากรณีประเทศญี่ปุ่น

ตารางที่ 5.71 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศญี่ปุ่น

Null Hypothesis: D(FX) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.67589	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.487046	
	5% level	-2.886290	
	10% level	-2.580046	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.72 แสดงการนำตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธี KPSS test
กรณีประเทศญี่ปุ่น

Null Hypothesis: D(FX) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.049908
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้เป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.73 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.19404	3.884473	2.624304	0.0087
FX(-1)	0.912423	0.033383	27.33232	0.0000
Variance Equation				
ω	-0.030617	0.042436	-0.721483	0.4706
α	-0.013205	0.007717	-1.711065	0.0871
β	1.005217	0.007629	131.7671	0.0000
δ	-0.005395	0.006249	-0.863264	0.3880

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย ไม่มี
 นัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า
 ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.74 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.51132	4.258839	2.468119	0.0136
FX(-1)	0.910964	0.037037	24.59585	0.0000
Variance Equation				
ω	-0.053943	0.123727	-0.435985	0.6628
α	0.044749	0.051113	0.875504	0.3813
λ	-0.088795	0.055273	-1.606481	0.1082
β	0.998872	0.034800	28.70332	0.0000
δ	-0.002328	0.006315	-0.368689	0.7124

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ย ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.75 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VI_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	9.763283	3.443243	2.835491	0.0046
FX(-1)	0.920614	0.029265	31.45772	0.0000
Variance Equation				
α_0	1.897153	0.683270	2.776578	0.0055
α_1	0.140859	0.257887	0.546206	0.5849
λ	-0.301402	0.125914	-2.393716	0.0167
β	0.194387	0.254500	0.763803	0.4450
δ	-0.012644	0.002653	-4.765989	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยในช่วง 2 เวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยใน 2 เดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยเมื่อ 2 เดือนที่แล้วมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อยลง

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.76 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทยปี ๒๕๖๓

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	7.485182	4.425982	1.691191	0.0908
FX(-1)	0.938407	0.037264	25.18250	0.0000
Variance Equation				
ω	4.403421	1.841634	2.391040	0.0168
α	0.043646	0.065076	0.670694	0.5024
β	0.583506	0.149741	3.896775	0.0001
δ	8.457681	2.891677	2.924836	0.0034

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.77 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.15233	3.305173	3.071647	0.0021
FX(-1)	0.913257	0.027408	33.32123	0.0000
Variance Equation				
ω	0.024364	0.249794	0.097534	0.9223
α	0.006988	0.046475	0.150366	0.8805
λ	-0.078085	0.054465	-1.433659	0.1517
β	1.025205	0.042077	24.36506	0.0000
δ	2.196248	2.636416	0.833043	0.4048

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณ โดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ ไม่มีนัยสำคัญที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อนั้น ไม่มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.78 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VInf_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.04881	0.194328	51.71053	0.0000
FX(-1)	0.914194	0.001724	530.3515	0.0000
Variance Equation				
α_0	0.202605	0.010199	19.86523	0.0000
α_1	-0.179206	0.029198	-6.137521	0.0000
λ	0.086482	0.022417	3.857888	0.0001
β	0.969812	0.006205	156.3029	0.0000
δ	0.124842	0.065991	1.891786	0.0585

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 90% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราเงินเฟ้อ มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 90% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอัตราเงินเฟ้อมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.79 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM 2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.26719	4.809415	2.134811	0.0328
FX(-1)	0.912275	0.041547	21.95769	0.0000
Variance Equation				
ω	-0.340095	0.178145	-1.909094	0.0562
α	-0.027928	0.022548	-1.238593	0.2155
β	0.993383	0.018776	52.90770	0.0000
δ	2.976313	1.109687	2.682120	0.0073

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.80 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้วิธี T-GARCH กรณีประเทศไทยปี 2000

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	8.353393	4.039650	2.067851	0.0387
FX(-1)	0.928494	0.034971	26.55062	0.0000
Variance Equation				
ω	-0.303882	0.118496	-2.564493	0.0103
α	-0.038199	0.061422	-0.621917	0.5340
λ	-0.023721	0.053611	-0.442465	0.6582
β	1.018802	0.026886	37.89373	0.0000
δ	2.636158	1.303114	2.022969	0.0431

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินในช่วง 2 เวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินใน 2 เดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกันกล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินเมื่อ 2 เดือนที่แล้วมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนสูงตามไปด้วย

ตารางที่ 5.81 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอุปทานทางการเงินที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศไทยปี ๒๕๖๓

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VM2_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.76414	4.705165	2.287728	0.0222
FX(-1)	0.906958	0.041762	21.71724	0.0000
Variance Equation				
α_0	0.268009	0.157651	1.700017	0.0891
α_1	-0.230565	0.142951	-1.612895	0.1068
λ	-0.007786	0.063890	-0.121863	0.9030
β	0.857430	0.053283	16.09194	0.0000
δ	1.108426	0.368738	3.005997	0.0026

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงิน มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอุปทานทางการเงินนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางเดียวกัน กล่าวคือ ถ้าอุปทานทางการเงินมีความผันผวนสูง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนสูงตามไปด้วย

การศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.82 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี GARCH(1,1) กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	9.384345	3.933603	2.385687	0.0170
FX(-1)	0.918819	0.034733	26.45393	0.0000
Variance Equation				
ω	0.214390	0.138869	1.543825	0.1226
α	-0.047567	0.005994	-7.936205	0.0000
β	1.027082	0.003906	262.9435	0.0000
δ	-0.719466	0.282119	-2.550223	0.0108

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี GARCH(1,1) พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจ มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 95% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยต่อทางเศรษฐกิจในนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ณ ระดับนัยสำคัญ 95% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยมีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนน้อย

ตารางที่ 5.83 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี T-GARCH กรณีประเทศไทยปี 2550

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	10.14981	4.595892	2.208453	0.0272
FX(-1)	0.912375	0.040207	22.69182	0.0000
Variance Equation				
ω	0.329466	0.072102	4.569457	0.0000
α	-0.067711	0.005279	-12.82628	0.0000
λ	0.037185	0.013249	2.806723	0.0050
β	1.017134	0.014636	69.49503	0.0000
δ	-1.136484	0.296255	-3.836175	0.0001

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี T-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราการดอกเบี้ยโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้ว มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อย

ตารางที่ 5.84 แสดงผลการศึกษาอิทธิพลของความผันผวนของอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจที่มีต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน โดยวิธี E-GARCH กรณีประเทศไทย

$FX_t = c + \phi FX_{t-1} + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5} + \lambda (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta VG_t$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	11.31189	0.389047	29.07589	0.0000
FX(-1)	0.901810	0.002286	394.5777	0.0000
Variance Equation				
α_0	0.217594	0.001075	202.3312	0.0000
α_1	-0.168964	0.013637	-12.39011	0.0000
λ	5.03E-05	0.033485	0.001502	0.9988
β	0.960548	0.004329	221.9021	0.0000
δ	-0.117251	0.029593	-3.962098	0.0001

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณโดยใช้วิธี E-GARCH พบว่า ความผันผวนของอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจในช่วงเวลาที่แล้ว มีนัยสำคัญ ณ ระดับ 99% ที่แสดงว่ามีความสัมพันธ์กับความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงเวลาปัจจุบัน เพราะฉะนั้นจึงสรุปได้ว่า ความผันผวนของอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้วนั้น มีอิทธิพลต่อความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้ ณ ระดับนัยสำคัญ 99% โดยลักษณะความสัมพันธ์เป็นไปในทิศทางตรงกันข้ามกันกล่าวคือ ถ้าอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจในเดือนที่แล้ว มีการเปลี่ยนแปลง จะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในเดือนนี้มีความผันผวนน้อย

5.2 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อการเคลื่อนไหวของทุน(Net capital flow)

5.2.1 ผลการศึกษากรณีประเทศไทย

ตารางที่ 5.85 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธี

ADF test กรณีประเทศไทย

Null Hypothesis: D(NCF) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.98657	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.489117	
	5% level	-2.887190	
	10% level	-2.580525	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้าน ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลนิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.86 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี
KPSS test กรณีประเทศไทย

Null Hypothesis: D(NCF) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 66 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.339692
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้นั้นเป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.87 ผลการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและ
การเคลื่อนไหวของทุน กรณีประเทศไทย

$NCF_t = c + VFx_t + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	69.19331	102.4615	0.675310	0.4995
VFX	-61.99324	29.68999	-2.088018	0.0368
Variance Equation				
ω	137132.8	78643.96	1.743717	0.0812
α	0.315487	0.119737	2.634839	0.0084
β	0.604716	0.107899	5.604435	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน (VFX) ที่มีต่อ ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุน (NCF) พบว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกันกับการเคลื่อนไหวของทุน ด้วยระดับนัยสำคัญ 95% ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้ การไหลของทุนที่จะเข้ามาในประเทศจะลดน้อยลง ที่ระดับนัยสำคัญ 95%

5.2.2 ผลการศึกษากรณีประเทศมาเลเซีย

ตารางที่ 5.88 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี

ADF test กรณีประเทศมาเลเซีย

Null Hypothesis: D(NCF) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-14.70519	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.487046	
	5% level		-2.886290	
	10% level		-2.580046	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้าน ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.89 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี
K PSS test กรณีประเทศมาเลเซีย

Null Hypothesis: D(NCF) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 67 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.315845
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ K PSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้เป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.90 ผลการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและ
การเคลื่อนไหวของทุน กรณีประเทศมาเลเซีย

$NCF_t = c + VFx_t + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-969.2713	90.22509	-10.74281	0.0000
VFX	277.1070	509.9150	0.543438	0.5868
Variance Equation				
ω	1174649.	206533.3	5.687457	0.0000
α	0.463452	0.139067	3.332590	0.0009
β	-0.206121	0.082706	-2.492223	0.0127

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน (VFX) ที่มีต่อ ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุน (NCF) พบว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ไม่มีความสัมพันธ์ต่อการเคลื่อนไหวของทุน เพราะฉะนั้นถ้าหากอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากจึงไม่สามารถยืนยันได้ว่ามีผลกระทบต่อ การเคลื่อนไหวของทุน ด้วยเหตุที่ผลการคำนวณไม่แสดงนัยสำคัญของความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองตัวนั่นเอง

5.2.3 ผลการศึกษากรณีประเทศสิงคโปร์

ตารางที่ 5.91 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศสิงคโปร์

Null Hypothesis: D(NCF) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.539491	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.489117	
	5% level		-2.887190	
	10% level		-2.580525	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้าน ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.92 แสดงการนำการเคลื่อนไหวกของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธี
KPSS test กรณีประเทศสิงคโปร์

Null Hypothesis: D(NCF) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 90 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.447545
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้นั้นเป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวกของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.93 ผลการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและการเคลื่อนไหวของทุน กรณีประเทศสิงคโปร์

$NCF_t = c + VFx_t + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-477.1656	240.6963	-1.982438	0.0474
VFX	158252.2	215225.4	0.735286	0.4622
Variance Equation				
ω	337960.5	382062.9	0.884568	0.3764
α	0.124036	0.088472	1.401980	0.1609
β	0.776246	0.180369	4.303656	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน (VFX) ที่มีต่อ ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุน (NCF) พบว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ไม่มีความสัมพันธ์ต่อการเคลื่อนไหวของทุน เพราะฉะนั้นถ้าหากอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากจึงไม่สามารถยืนยันได้ว่ามีผลกระทบต่อ การเคลื่อนไหวของทุน ด้วยเหตุที่ผลการคำนวณไม่แสดงนัยสำคัญของความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองตัวนั่นเอง

5.2.4 ผลการศึกษากรณีประเทศฟิลิปปินส์

ตารางที่ 5.94 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศฟิลิปปินส์

Null Hypothesis: D(NCF) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.21048	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.488063	
	5% level		-2.886732	
	10% level		-2.580281	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้าน ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.95 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธี
KPSS test กรณีประเทศฟิลิปปินส์

Null Hypothesis: D(NCF) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 25 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.124693
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้นั้นเป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.96 ผลการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและการเคลื่อนไหวของทุน กรณีประเทศฟิลิปปินส์

$NCF_t = c + VFx_t + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	331.0092	96.45965	3.431582	0.0006
VFX	-50.73045	30.43265	-1.666975	0.0955
Variance Equation				
ω	881425.7	86829.35	10.15124	0.0000
α	0.192898	0.060499	3.188445	0.0014
β	-0.449593	0.011188	-40.18439	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน (VFX) ที่มีต่อ ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุน (NCF) พบว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกันกับการเคลื่อนไหวของทุน ด้วยระดับนัยสำคัญ 90% ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้ การไหลของทุนที่จะเข้ามาในประเทศจะลดน้อยลง ที่ระดับนัยสำคัญ 90%

5.2.5 ผลการศึกษากรณีประเทศเกาหลีใต้

ตารางที่ 5.97 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศเกาหลีใต้

Null Hypothesis: D(NCF) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.84446	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.487550	
	5% level	-2.886509	
	10% level	-2.580163	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้าน ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านั้นน้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.98 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี
K PSS test กรณีประเทศเกาหลีใต้

Null Hypothesis: D(NCF) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 11 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.087520
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ KPSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้นั้นเป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.99 ผลการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและการเคลื่อนไหวของทุน กรณีประเทศเกาหลีใต้

$NCF_t = c + VFx_t + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	337.6830	240.3695	1.404849	0.1601
VFX	-0.000574	0.016094	-0.035674	0.9715
Variance Equation				
ω	3111403.	5509530.	0.564731	0.5723
α	0.060848	0.077875	0.781347	0.4346
β	0.277839	1.237817	0.224459	0.8224

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน (VFX) ที่มีต่อ ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุน (NCF) พบว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ไม่มีความสัมพันธ์ต่อการเคลื่อนไหวของทุน เพราะฉะนั้นถ้าหากอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากจึงไม่สามารถยืนยันได้ว่ามีผลกระทบต่อ การเคลื่อนไหวของทุน ด้วยเหตุที่ผลการคำนวณไม่แสดงนัยสำคัญของความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งสองตัวนั่นเอง

5.2.6 ผลการศึกษากรณีประเทศไทย

ตารางที่ 5.100 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี ADF test กรณีประเทศไทย

Null Hypothesis: D(NCF) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.31610	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.488063	
	5% level	-2.886732	
	10% level	-2.580281	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.			

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้าน ADF Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงภาวะ Unit root ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้ นั้นติดลบ โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านลบ จึงปฏิเสธสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.101 แสดงการนำการเคลื่อนไหวของทุนมาทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธี
K PSS test กรณีประเทศญี่ปุ่น

Null Hypothesis: D(NCF) is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 20 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.101195
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ในด้านวิธีของ K PSS Test นั้นมีการกำหนดให้สมมติฐานของ Null Hypothesis แสดงถึงข้อมูลมีลักษณะ Stationary ซึ่งหมายถึงข้อมูลที่มีลักษณะนิ่งนั่นเอง โดยเมื่อดูค่าในตารางพบว่าค่าสถิติที่ได้นั้นเป็นค่าบวก โดยค่านี้น้อยกว่าค่า Test critical value ที่ระดับ 1% เพราะฉะนั้นแสดงว่า ค่าสถิติที่ได้ไม่ตกในอาณาเขตวิกฤตในฝั่งด้านบวก จึงบอกรับสมมติฐาน Null Hypothesis จึงสรุปได้ว่า ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุนนั้นมีลักษณะข้อมูลที่นิ่ง ในระดับ First Different ณ ระดับนัยสำคัญ 99%

ตารางที่ 5.102 ผลการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน และการเคลื่อนไหวของทุน กรณีประเทศไทย

$NCF_t = c + VFx_t + \varepsilon_t$ $\varepsilon_{t-1} \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$ $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1543.827	1231.791	-1.253319	0.2101
VFX	-278.0166	70.83615	-3.924784	0.0001
Variance Equation				
ω	852262.8	128381.8	6.638503	0.0000
α	-0.041485	0.002039	-20.34237	0.0000
β	1.045074	0.000329	3172.225	0.0000

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลจากการคำนวณหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน (VFX) ที่มีต่อ ตัวแปรการเคลื่อนไหวของทุน (NCF) พบว่า ความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกันกับการเคลื่อนไหวของทุน ด้วยระดับนัยสำคัญ 99% ซึ่งสามารถอธิบายได้ว่า ถ้าอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมาก จะส่งผลให้ การไหลของทุนที่จะเข้ามาในประเทศจะลดน้อยลง ที่ระดับนัยสำคัญ 99%