บทที่ 6
ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล โดยวิธียูนิทรูทแบบฤดูกาล และความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศผู้นำเข้า

จากผลการศึกษาในกบทที่ 5 ทำให้ทราบถึงความสำคัญของการค้าระหว่างประเทศ ซึ่งนำไปสู่ความสนใจในการประมาณค่าความผันผวนอันเนื่องมาจากอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศที่เปลี่ยนแปลงไป โดยในแต่ละประเทศคู่ค้านั้นอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราก็จะแตกต่างกัน นำไปสู่ความได้เปรียบเสียเปรียบทางการค้าแก่ผู้ส่งออก โดยถือได้ว่าเป็นต้นทุนอย่างหนึ่งสำหรับผู้ส่งออก การคาดการณ์ พยากรณ์ เกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยนและความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนจึงเป็นสิ่งที่สำคัญอันนำไปสู่การวางแผนรับมือกับต้นทุนที่เปลี่ยนแปลงไปในอนาคต ในบทจึงจะแสดงผลการทดสอบในขั้นตอนถัดไป โดยจะกล่าวถึงลักษณะความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนในแต่ละช่วงเวลา การทดสอบ AR (Autoregressive) MA (Moving Average) การประมาณค่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยน ความสัมพันธ์ของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่มีต่อกันในอดีตและการพยากรณ์ (forcast) ความผันผวนดังกล่าวของอัตราแลกเปลี่ยน ตลอดจนการทดสอบลักษณะความนิ่งของข้อมูลในเชิงฤดูกาล (Seasonal Unit Root test) โดยมีผลการทดสอบดังต่อไปนี้

6.1 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยวิธียูนิทรูทแบบฤดูกาล (Seasonal unit root test)

เนื่องจากในการศึกษาครั้งนี้ได้ทำการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนและการส่งออกข้าวของประเทศไทยและตัวแปร ที่ใช้ในการศึกษาเป็นปัจจัยต่างอันประกอบไปด้วยอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศที่ใช้ในการศึกษา คือ ประเทศสหรัฐอเมริกา ประเทศจีนและประเทศฮ่องกง โดยใช้อัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทต่อดอลลาห์สหรัฐ อัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทต่อหยวนจีนและอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทต่อดอลลาห์ฮ่องกง นอกจากนี้ยังใช้มูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศสหรัฐอเมริกา ประเทศจีนและประเทศฮ่องกง ในขณะที่ปริมาณการส่งออกข้าวและราคาข้าวใช้ข้าวหอมมะลิ 100% เป็นตัวแทน โดยการศึกษาในครั้งนี้มีความจำเป็นที่จะต้องทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูล ซึ่งผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรสามารถแสดง ได้ (ตารางที่ 6.1)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

พิจารณาสมมติฐานที่ความถี่เป็นรายไตรมาส และรายครึ่งปีจากค่า t-statistic ที่มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติแสดงว่ายอมรับสมมติฐานที่ว่ามี Seasonal unit root ส่วนตัวแปรที่เหลือไม่มี Seasonal unit root เนื่องจากค่า t-statistic มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในขณะที่การทดสอบสมมติฐานร่วม ณ ระดับความถี่รายปีกับความถี่รายสามไตรมาส จะใช้ค่า f-statistic ซึ่งจะยอมรับสมมติฐานที่ว่ามี Seasonal unit root เมื่อค่า f-statistic มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ส่วนตัวแปรที่เหลือไม่มี Seasonal unit root เนื่องจากค่า f-statistic มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ

ผลจาก (ตารางที่ 6.1) ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Seasonal unit root test ที่ระดับ Level โดยพิจารณาค่า t-statistic หากมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ แสดงว่าสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก (H_0) ของการทดสอบ นั่นคือ ตัวแปรที่สนใจไม่มี Seasonal unit root หรือมีความนิ่ง ซึ่งค่าจาก(ตารางที่ 6.1) แสดงผลการทดสอบ สมมติฐานที่ความถี่เป็น 0 พบว่าค่าความน่าจะเป็นของสัมประสิทธิ์ของปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (LQU) ปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LQC) ปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศฮ่องกง (LQH) ราคาการส่งออกข้าวไปยังประเทศสหรัฐอเมริกา (LPU) ราคาการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LPC) ราคาการส่งออกข้าวไปยังประเทศฮ่องกง (LPH) มูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) มูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศฮ่องกง (LGH) อัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทต่อดอลลาห์สหรัฐ (LEU)และอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทต่อดอลลาห์ฮ่องกง (LEH) นั้นมีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญทางสถิติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานที่ว่ามี Unit root ที่ความถี่เท่ากับ 0

สมมติฐานที่ความถี่เป็นรายครึ่งปี พบว่าค่าความ t-statistic ของปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LQC) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานหลักที่ว่ามี Seasonal unit root ที่รอบความถี่เท่ากับครึ่งปี

สมมติฐานร่วมที่ความถี่ทุกๆ 3 ไตรมาสกับความถี่รายปี โดยพิจารณาค่า f-statistic พบว่าค่า f-statistic ของปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LQC) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) นั้นมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานที่ว่า มี Seasonal unit root ที่รอบความถี่ร่วมทุกๆ 3 ไตรมาสและรายปี

เมื่อพิจารณาตัวแปรทั้งหมดพบว่ามีตัวแปร LGU LEC ที่ไม่มี Seasonal unit root ณ ความถี่เป็นศูนย์ เนื่องจากค่า t-staistic มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ในระดับนัยสำคัญ 0.01 0.05 0.1 ดังตาราง โดยขั้นตอนต่อไป การทดสอบความเป็นฤดูกาลของข้อมูล จะนำข้อมูลของตัวแปรเหล่านั้นมาทำการทำสอบความนิ่งที่ระดับ First Difference

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.1 ผลการทดสอบ Seasonal unit root test ที่ระดับ Level

Null Hypothesis	สมมติฐาน : ยูนิทรูทแบบไตรมาส ณ ความถี่ระดับต่างๆ		
	ความถี่เท่ากับศูนย์ ($\pi_1 = 0$)	รายครึ่งปี ($\pi_2 = 0$)	ความถี่ร่วม ($\pi_3 = \pi_4 = 0$)
LQU	-2.11	-2.62**	3.58**
LQC	-1.41	-1.39	1.24
LQH	-0.76	-1.60*	3.87**
LPU	-1.30	-4.34***	11.71***
LPC	-1.30	-4.34***	11.71***
LPH	-1.30	-4.34***	11.71***
LGU	-2.93*	-5.12***	12.41***
LGC	1.40	-0.63	1.27
LGH	-2.56	-5.51***	3.57**
LEU	-1.37	-4.61***	10.00***
LEC	-2.84*	-5.05***	10.19***
LEH	-1.38	-4.58***	10.49***

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ***, **, * หมายถึง ข้อมูลมีความนิ่ง ปฏิเสธ H_0 ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01, 0.05, 0.1 ตามลำดับ

จาก (ตารางที่ 6.2) ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Seasonal unit root test ที่ระดับ First Difference โดยพิจารณาค่าจาก (ตารางที่ 6.2) แสดงผลการทดสอบ สมมติฐานที่ความถี่ 0 พบว่าค่า t-statistic ของมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศฮ่องกง (LGH) นั้นมีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานที่ว่ามี unit root ที่ความถี่เท่ากับ 0

เมื่อทำการทดสอบสมมติฐานที่ความถี่เป็นรายครึ่งปี พบว่าค่า t-statistic ของปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศฮ่องกง (LQH) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานที่ว่ามี Seasonal unit root ที่ความถี่เท่ากับครึ่งปี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สมมติฐานร่วมที่ความถี่ทุกๆ 3 ไตรมาสกับความถี่รายปี พบว่าค่า f-statistic ของ ปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LQC) มูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) และปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศฮ่องกง (LQH) นั้นมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ แสดงว่ายอมรับสมมติฐานที่ว่ามี Seasonal unit root ที่สมมติฐานร่วมความถี่ทุกๆ 3ไตรมาสกับความถี่รายปี

ตารางที่ 6.2 ผลการทดสอบ Seasonal unit root test ที่ระดับ First Difference

Null Hypothesis	สมมติฐาน : ยูนิทรูทแบบไตรมาส ณ ความถี่ระดับต่างๆ		
	ความถี่เท่ากับศูนย์ $(\pi_1 = 0)$	รายครึ่งปี $(\pi_2 = 0)$	ความถี่ร่วม รายปี $(\pi_3 = \pi_4 = 0)$
DLQU	-5.91***	-3.18***	3.69**
DLQC	-6.55***	-1.88*	1.96
DLQH	-3.96***	-1.42	2.96*
DLPU	-3.50**	-3.61***	7.44***
DLPC	-3.50**	-3.61***	7.44***
DLPH	-3.50**	-3.61***	7.44***
DLGU	-3.10**	-4.53***	9.30***
DLGC	-2.06	-0.13	0.23
DLGH	-2.11	-2.75***	1.09
DLEU	-2.95*	-4.38***	9.26***
DLEC	-3.22**	-4.84***	10.23***
DLEH	-2.83*	-4.24***	9.01***

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ***, **, * หมายถึง ข้อมูลมีความนิ่ง ปฏิเสธ H_0 ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01, 0.05, 0.1 ตามลำดับ

ดังนั้นจากผลการทดสอบความนิ่งแบบฤดูกาลของข้อมูลพบว่า ตัวแปรที่มีลักษณะนิ่งของข้อมูล ณ ระดับ I(0) ที่ความถี่เป็นศูนย์คือ มูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศสหรัฐอเมริกา (LGU) และอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทต่อหยวนจีน (LEC) ตัวแปรที่มี

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ลักษณะไม่นิ่งของข้อมูล ณ ระดับ I(0) ที่ความถี่รายครึ่งปี คือ ปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LQC) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) ส่วนตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่งของข้อมูล ณ ระดับ I(0) ที่ความถี่ร่วมคือ ปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LQC) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) สำหรับการทดสอบ ณ ระดับ I(1) พบว่าตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่งของข้อมูล ณ. ระดับ I(1)ที่ความถี่เป็นศูนย์ คือ มูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศฮ่องกง (LGH) ตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่งของข้อมูล ณ. ระดับ I(1)ที่ความถี่รายครึ่งปี คือปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศฮ่องกง (LQH) และมูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) ตัวแปรที่มีลักษณะไม่นิ่งของข้อมูล ณ. ระดับ I(1)ที่ความถี่ร่วม คือ ปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศจีน (LQC) มูลค่าของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นของประเทศจีน (LGC) และปริมาณการส่งออกข้าวไปยังประเทศฮ่องกง (LQH) โดยเมื่อศึกษาลักษณะของข้อมูลที่นำมาใช้วิเคราะห์แล้วจึงดำเนินการประมาณค่าความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างประเทศและทดสอบหาดุลยภาพในระยะยาวต่อไปได้

6.2 ผลการประมาณค่าความผันผวนจากแบบจำลอง ARIMA – GARCH

การประมาณค่าจากแบบจำลอง ARIMA - GARCH กรณีประเทศสหรัฐอเมริกา

เมื่อทำการทดสอบความนิ่งแล้วนำข้อมูลไปพิจารณาในรูปแบบ correlogram ของอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทไทยต่อ 1 ดอลลาห์สหรัฐ เพื่อการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า autoregressive (AR(p)) และ moving average (MA(q)) โดยพิจารณาจากค่า autocorrelation function (ACF) และค่า partial autocorrelation function (PACF) ที่เป็นไปได้และเหมาะสมเพียง 1 แบบจำลอง โดยพิจารณาจากแบบจำลองที่ทำการศึกษาจากค่า AIC ในการประมาณค่าสัมประสิทธ์ของตัวแปร หากค่า AIC มีค่าน้อยเพียงใด อธิบายได้ว่าแบบจำลองที่ได้นั้นสามารถเป็นตัวแทนของข้อมูลจริงได้ดีเพียงนั้น ดัง (ตาราง 6.3) คือแบบจำลอง AR(2) I(1) MA(2) และ GARCH (1,1) โดยใช้ข้อมูลระหว่างไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2544 ถึงไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2553 จำนวน 38 ข้อมูล ซึ่งมีสมการความผันผวนดังสมการ 6.2

$$h_t^{lne_t} = \omega_{lne_t} + \propto_{lne_t} \varepsilon_{lne_t}{}^2_{t-i} + \beta_{lne_t} h_{t-i}^{lne_t} \qquad (6.1)$$

$$h_t^{lne_t} = 1.31\mathrm{E}^{-5} - 0.18\varepsilon_{lne_t}{}^2_{t-i} + 1.19h_{t-i}^{lne_t} \qquad (6.2)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง ARIMA – GARCH ของอัตราแลกเปลี่ยน (ตารางที่ 6.3) และสมการที่ 6.2 อธิบายได้ว่าอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทไทยต่อดอลลาห์สหรัฐ ในคาบเวลาที่ t ขึ้นอยู่กับอัตราแลกเปลี่ยนในคาบเวลาที่ 2 ที่ผ่านมา มีค่าเท่ากับ 0.24 ในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทไทยต่อดอลลาห์สหรัฐ ในคาบเวลาที่ t ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ในคาบเวลาที่ 2 ที่ผ่านมา มีค่าเท่ากับ -0.94 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ขณะที่ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของแบบจำลองนี้ขึ้นอยู่กับค่า Squared error ในคาบเวลาที่ 1 มีค่าเท่ากับ -0.18 และค่าความผันผวนที่เกิดขึ้นในคาบเวลาที่ผ่านมา (h_{t-1}) มีค่าเท่ากับ 1.19 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%

ตารางที่ 6.3 ค่าพารามิเตอร์ และค่าสถิติที่ประมาณค่าได้จากแบบจำลอง ARIMA – GARCH

พารามิเตอร์	AR(2) I(1) MA(2)	
	X_{Et}	h_{Et}
$\mu_{Et}(C)$	-0.007 (-7.42)	-
$\lambda_1\ (AR\ 2)$	0.24 (1.74)	-
$\phi_1\ (MA\ 2)$	-0.94 (-13.22)	-
$\alpha_0\ (C)$	-	1.31E-05 (0.18)
$\alpha_{Ei}\ (ARCH\ 1)$	-	-0.18 (-2.15)
$\beta_{Ei}\ (GARCH\ 1)$	-	1.19 (11.23)
ค่าทางสถิติที่สำคัญ		
AIC	-4.09	
SC	-3.83	

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บคือค่า z-statistic

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ดังนั้นเมื่อได้สมการความผันผวนที่ 6.2 จึงสามารถใช้สมการความผันผวนดังกล่าว สำหรับการสร้างค่าคาดหวังความความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินไทยกับสหรัฐอเมริกาและขนาดความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินไทยกับสหรัฐอเมริกา

การประมาณค่าจากแบบจำลอง ARMA - GARCH กรณีประเทศจีน

เมื่อทำการทดสอบความนิ่งแล้วนำข้อมูลไปพิจารณาในรูปแบบ Correlogram ของอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทไทยต่อ 1 หยวน เพื่อการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า autoregressive (AR(p)) และ moving average (MA(q)) โดยพิจารณาจากค่า autocorrelation function (ACF) และค่า partial autocorrelation function (PACF) ที่เป็นไปได้และเหมาะสมเพียง 1 แบบจำลอง โดยพิจารณาจากแบบจำลองที่ทำการศึกษาจากค่า AIC ในการประมาณค่าสัมประสิทธ์ของตัวแปร หากค่า AIC มีค่าน้อยเพียงใด อธิบายได้ว่าแบบจำลองที่ได้นั้นสามารถเป็นตัวแทนของข้อมูลจริงได้ดีเพียงนั้น ดังตาราง คือแบบจำลอง AR(1) MA(1) และ GARCH (0,1) โดยใช้ข้อมูลระหว่างไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2544 ถึงไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2553 จำนวน 38 ข้อมูล ซึ่งมีสมการความผันผวนดังสมการ 6.3

$$h_t^{lne_t} = \omega_{lne_t} + \propto_{lne_t} \varepsilon_{lne_t}{}^2_{t-i} + \beta_{lne_t} h_{t-i}^{lne_t} \qquad (6.1)$$

$$h_t^{lne_t} = 0.0015 - 0.66 h_{t-i}^{lne_t} \qquad (6.3)$$

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง ARMA – GARCH ของอัตราแลกเปลี่ยนตาม (ตารางที่ 6.4) และสมการที่ 6.3 อธิบายได้ว่าอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทไทยต่อหยวน ในคาบเวลาที่ t ขึ้นอยู่กับอัตราแลกเปลี่ยนในคาบเวลาที่ 1 ที่ผ่านมา มีค่าเท่ากับ 0.60 ในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทไทยต่อหยวน ในคาบเวลาที่ t ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ในคาบเวลาที่ 1 ที่ผ่านมา มีค่าเท่ากับ 0.98 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ขณะที่ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของแบบจำลองนี้ค่าความผันผวนที่เกิดขึ้นในคาบเวลาที่ผ่านมา (h_{t-1}) มีค่าเท่ากับ -0.66 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.4 ค่าพารามิเตอร์ และค่าสถิติที่ประมาณค่าได้จากแบบจำลอง ARMA – GARCH

พารามิเตอร์	AR(1) MA(1)	
	X_{Et}	h_{Et}
$\mu_{Et}(C)$	1.58 (57.90)	-
$\lambda_1\ (AR\ 1)$	0.60 (4.55)	-
$\phi_1\ (MA\ 1)$	0.98 (24.12)	-
$\alpha_0\ (C)$	-	0.0015 (0.36)
$\alpha_{Ei}\ (ARCH\ 1)$	-	-
$\beta_{Ei}\ (GARCH\ 1)$	-	-0.66 (-0.15)
ค่าทางสถิติที่สำคัญ		
AIC	-3.90	
SC	-3.69	

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บคือค่า z-statistic

ดังนั้นเมื่อได้สมการความผันผวนที่ 6.3 จึงสามารถใช้สมการความผันผวนดังกล่าว สำหรับการสร้างค่าคาดหวังความความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินไทยกับจีนและขนาดความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินไทยกับจีน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

การประมาณค่าจากแบบจำลอง ARIMA - GARCH กรณีประเทศฮ่องกง

เมื่อทำการทดสอบความนิ่งแล้วนำข้อมูลไปพิจารณาในรูปแบบ Correlogram ของอัตราแลกเปลี่ยนค่าเงินบาทไทยต่อ 1 ดอลลาร์ฮ่องกง เพื่อการกำหนดแบบจำลองเพื่อหาค่า autoregressive (AR(p)) และ moving average (MA(q)) โดยพิจารณาจากค่า autocorrelation function (ACF) และค่า partial autocorrelation function (PACF) ที่เป็นไปได้และเหมาะสมเพียง 1 แบบจำลอง โดยพิจารณาจากแบบจำลองที่ทำการศึกษาจากค่า AIC ในการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร หากค่า AIC มีค่าน้อยเพียงใด อธิบายได้ว่าแบบจำลองที่ได้นั้นสามารถเป็นตัวแทนของข้อมูลจริงได้ดีเพียงนั้นดังตารางคือ แบบจำลอง AR(2) I(1) MA(2) และ GARCH (1,1) โดยใช้ข้อมูลระหว่างไตรมาสที่ 1 พ.ศ. 2544 ถึงไตรมาสที่ 2 พ.ศ. 2553 จำนวน 38 ข้อมูล ซึ่งมีสมการความผันผวนดังสมการ 6.4

$$h_t^{lne_t} = \omega_{lne_t} + \propto_{lne_t} \varepsilon_{lne_t}{}^2_{t-i} + \beta_{lne_t} h_{t-i}^{lne_t} \qquad (6.1)$$

$$h_t^{lne_t} = 3.37\mathrm{E}^{-05} - 0.24\varepsilon_{lne_t}{}^2_{t-1} + 1.21 h_{t-i}^{lne_t} \qquad (6.4)$$

จากการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ของแบบจำลอง ARIMA – GARCH ของอัตราแลกเปลี่ยนตาม (ตารางที่ 6.5) และสมการที่ 6.4 อธิบายได้ว่าอัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทไทยต่อดอลลาห์ฮ่องกง ในคาบเวลาที่ t ขึ้นอยู่กับอัตราแลกเปลี่ยนในคาบเวลาที่ 2 ที่ผ่านมา โดยมีค่าเท่ากับ 0.27 ในขณะที่อัตราแลกเปลี่ยนของค่าเงินบาทไทยต่อดอลลาห์ฮ่องกง ในคาบเวลาที่ t ขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อน (Error Term) ในคาบเวลาที่ 2 ที่ผ่านมา มีค่าเท่ากับ -0.93 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ขณะที่ความผันผวนอย่างมีเงื่อนไขของแบบจำลองนี้ขึ้นอยู่กับค่า Squared error ในคาบเวลาที่ 1 โดยมีค่าเท่ากับ -0.24 และค่าความผันผวนที่เกิดขึ้นในคาบเวลาที่ผ่านมา (h_{t-1}) มีค่าเท่ากับ 1.21 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1%

ดังนั้นเมื่อได้สมการความผันผวนที่ 6.4 จึงสามารถใช้สมการความผันผวนดังกล่าว สำหรับการสร้างค่าคาดหวังความความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินไทยกับฮ่องกงและขนาดความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนสกุลเงินไทยกับฮ่องกง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.5 ค่าพารามิเตอร์และค่าสถิติที่ประมาณค่าได้จากแบบจำลอง ARIMA – GARCH

พารามิเตอร์	AR(2) I(1) MA(2)	
	X_{Et}	h_{Et}
$\mu_{Et}(C)$	-0.007 (-6.97)	-
$\lambda_1\ (AR\ 2)$	0.27 (1.97)	-
$\phi_1\ (MA\ 2)$	-0.93 (-11.18)	-
$\alpha_0\ (C)$	-	3.37E^{-05} (0.55)
$\alpha_{Ei}\ (ARCH\ 1)$	-	-0.24 (-1.91)
$\beta_{Ei}\ (GARCH\ 1)$	-	1.21 (11.50)
ค่าทางสถิติที่สำคัญ		
AIC	-4.09	
SC	-3.83	

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บคือค่า z-statistic

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved