บทที่ 4
ผลการศึกษา

4.1 การทดสอบสมมติฐานความนิ่งของข้อมูล (unit root test)

จากการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test Statistic (ADF) ทำการทดสอบที่ผลต่างระดับศูนย์ โดยทำการทดสอบทั้งหมด 3 แบบจำลอง ได้แก่ แบบจำลองที่มีจุดตัดแกน (with intercept) แบบจำลองที่มีแนวโน้มและจุดตัดแกน (with trend and intercept) และแบบจำลองที่ไม่มีทั้งแนวโน้มและจุดตัดแกน (none) ณ ช่วงความเชื่อมั่น 95% เมื่อค่าสถิติ ADF ที่ได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ ณ $|t| > |t_{\text{วิกฤติ}}|$ (ไม่คำนึงเครื่องหมาย) จะปฏิเสธสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ และยอมรับ $H_1: \rho < 0$ ซึ่งถือได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ผลต่างระดับศูนย์ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% แต่เมื่อทำการทดสอบแล้วพบว่าค่าสถิติ ADF ที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ณ $|t| < |t_{\text{วิกฤติ}}|$ (ไม่คำนึงเครื่องหมาย) จะยอมรับสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ ปฏิเสธ $H_1: \rho < 0$ ถือว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ที่ผลต่างระดับศูนย์ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

ในกรณีที่ข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่งที่ผลต่างระดับศูนย์ จะทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลที่ผลต่างระดับหนึ่ง โดยทำการทดสอบทั้งหมด 3 แบบจำลอง ได้แก่ แบบจำลองที่มีจุดตัดแกน (with intercept) แบบจำลองที่มีแนวโน้มและจุดตัดแกน (with trend and intercept) และแบบจำลองที่ไม่มีทั้งแนวโน้มและจุดตัดแกน (none) ณ ช่วงความเชื่อมั่น 95% เมื่อค่าสถิติ ADF ที่ได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ ณ $|t| > |t_{\text{วิกฤติ}}|$ (ไม่คำนึงเครื่องหมาย) จะปฏิเสธสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ ยอมรับ $H_1: \rho < 0$ ซึ่งถือได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งที่ผลต่างระดับหนึ่ง ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.1 ผลยูนิทรูทข้อมูลดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับจีน ด้วยวิธี ADF

I(d)	Lag	with Intercept			with Trend and Intercept			with Intercept		
		ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	%Critical Value	Prob.
I(0)	**0**	-0.2994	-2.9155	0.9179	-2.2101	-3.4937	0.4746	0.1280	-1.9468	0.7190
I(1)	**0**	-8.5887	-2.9084	0	-8.6490	-3.4828	0	-0.7315	-1.9468	0.3952

ที่มา: จากการคำนวณ unit root test (ADF test)

หมายเหตุ: %critical Vvalue ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

ตารางที่ 4.2 ผลยูนิทรูทข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวน ด้วยวิธี ADF

I(d)	Lag	with Intercept			with Trend and Intercept			with Intercept		
		ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	%Critical Value	Prob.
I(0)	**0**	-2.4008	-2.9077	0.1456	-2.2321	-3.4866	0.4640	0.3603	-1.9460	0.7858
I(1)	**0**	-4.9394	-2.9092	0.0001	-8.4711	-3.4828	0	-8.4201	-19461	0

ที่มา: จากการคำนวณ unit root test (ADF test)

หมายเหตุ: %critical value ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

ตารางที่ 4.3 ผลยูนิทรูทข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ ด้วยวิธี ADF

I(d)	Lag	with Intercept			with Trend and Intercept			with Intercept		
		ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	%Critical Value	Prob.
I(0)	**0**	-2.7936	-2.9077	0.0648	-2.8030	-3.4816	0.2017	-1.1467	-1.9460	0.2267
I(1)	**0**	-7.7519	-2.9084	0	-7.6991	-3.4828	0	-7.8163	-1.9461	0

ที่มา: จากการคำนวณ unit root test (ADF test)

หมายเหตุ: %critical value ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.4 ผลยูนิทรูทข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโร ด้วยวิธี ADF

I(d)	Lag	with Intercept			with Trend and Intercept			with Intercept		
		ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	%Critical Value	Prob.
I(0)	0	-1.7986	-2.9077	0.3780	-2.6112	-3.4816	0.2770	0.4290	-1.9460	0.8035
I(1)	0	-7.4919	-2.9084	0	-7.4410	-3.4828	0	-7.4931	-1.9461	0

ที่มา: จากการคำนวณ unit root test (ADF test)

หมายเหตุ: %critical value ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

ตารางที่ 4.5 ผลยูนิทรูทข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ ด้วยวิธี ADF

I(d)	Lag	with Intercept			with Trend and Intercept			with Intercept		
		ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	%Critical Value	Prob.
I(0)	0	-1.6814	-2.9077	0.4357	-1.1871	-3.4816	0.9045	-0.1634	-1.9460	0.6233
I(1)	0	-7.5944	-2.9084	0	-7.8263	-3.4828	0	-7.6562	-1.9461	0

ที่มา: จากการคำนวณ unit root test (ADF test)

หมายเหตุ: %critical value ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

ตารางที่ 4.6 ผลยูนิทรูทข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินเยน ด้วยวิธี ADF

I(d)	Lag	with Intercept			with Trend and Intercept			with Intercept		
		ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	%Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	%Critical Value	Prob.
I(0)	0	-2.1779	-2.9077	0.2155	-2.4326	-3.4816	0.3599	-0.4996	-1.9460	0.4960
I(1)	0	-7.3939	-2.9084	0	-7.3326	-3.4828	0	-7.4469	-1.9461	0

ที่มา: จากการคำนวณ unit root test (ADF test)

หมายเหตุ: %critical value ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (unit root test) ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test Statistic (ADF) ของข้อมูลดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีน อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวน อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโร อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ และอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินเยน เมื่อทำการทดสอบที่ผลต่างระดับศูนย์ทำการทดสอบ 3 แบบจำลอง ได้แก่ แบบจำลองที่มีจุดตัดแกน (with intercept)

แบบจำลองที่มีแนวโน้มและจุดตัดแกน (with trend and intercept) และแบบจำลองที่ไม่มีทั้งแนวโน้มและจุดตัดแกน (none) ณ ช่วงความเชื่อมั่น 95% พบว่าค่าสถิติ ADF ของทุกข้อมูลที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ณ $|t| < |t_{\text{วิกฤติ}}|$ (ไม่คำนึงเครื่องหมาย) จึงยอมรับสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ ปฏิเสธ $H_1: \rho < 0$ ซึ่งถือได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ที่ผลต่างระดับศูนย์ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% จึงทำการทดสอบที่ผลต่างระดับหนึ่ง โดยทำการทดสอบด้วย 3 แบบจำลอง ได้แก่ แบบจำลองที่มีจุดตัดแกน (with intercept) แบบจำลองที่มีแนวโน้มและจุดตัดแกน (with trend and intercept) และแบบจำลองที่ไม่มีทั้งแนวโน้มและจุดตัดแกน (none) ณ ช่วงความเชื่อมั่น 95% พบว่าค่าสถิติ ADF ของทุกข้อมูลที่ได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ ณ $|t| > |t_{\text{วิกฤติ}}|$ (ไม่คำนึงเครื่องหมาย) จึงปฏิเสธสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ และยอมรับ $H_1: \rho < 0$ ถือได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ผลต่างระดับหนึ่ง ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

4.2 การพิจารณาเลือกค่าความล่าช้า (lag length) ที่เหมาะสม

ในกระบวนการประมาณค่าด้วยแบบจำลองของข้อมูลอนุกรมเวลาต้องมีขั้นตอนการพิจารณาหาความล่าช้าที่เหมาะสมในกรณีที่ตัวแปรในแบบจำลองมีระยะเวลาในการส่งผลต่อตัวแปรอื่นๆในแบบจำลอง ในการศึกษานี้อาศัยหลักทางสถิติในการเลือกความล่าช้าที่เหมาะสมต่อการประมาณค่าแบบจำลอง VARs โดยพิจารณาค่า Akaike Information Criteria (AIC) และค่า Schwarz Information Criteria (SC) เป็นเกณฑ์ในการพิจารณาซึ่งจะทำการเลือกแบบจำลองที่มีค่า AIC และ SC น้อยที่สุด แต่ในกรณีที่ค่า AIC และ SC ไม่สอดคล้องกันจะพิจารณาจากค่า SC เป็นหลัก เนื่องมาจาก Ender (2004) ได้ให้คำแนะนำว่าค่า AIC นั้นเหมาะสมกับการประมาณค่าข้อมูลที่มีขนาดเล็ก และค่า SC เหมาะสมกับการประมาณค่าข้อมูลที่มีขนาดใหญ่ ดังนั้นการพิจารณาเลือกความล่าช้าที่เหมาะสมในการศึกษาครั้งนี้จะพิจารณาค่า AIC เป็นหลักเนื่องจากเป็นการประมาณค่าข้อมูลที่มีขนาดเล็ก

ตารางที่ 4.7 ผลการทดสอบความล่าช้า (lag length) ที่เหมาะสม

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-447.8644	NA	0.193591	15.38523	**15.59651***	**15.46771***
1	-419.1604	50.59687	0.249582	15.63256	17.11148	16.20987
2	-385.4722	52.53073	0.280198	15.71092	18.45750	16.78307
3	-329.8168	**75.46489***	**0.158809***	**15.04464***	19.05886	16.61163
4	-307.9506	25.20181	0.313009	15.52375	20.80562	17.58558
5	-262.0974	43.52168	0.320788	15.18974	21.73927	17.74641

ที่มา: จากการคำนวณ unrestricted VAR (lag length criteria)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากผลการทดสอบหาความล่าช้าที่เหมาะสม (Lag Length Criteria) พบว่าค่า AIC และค่า SC ที่ได้ไม่สอดคล้องกันจึงเลือกค่า AIC ที่ความล่าช้าเท่ากับ 3 มีค่า 15.04464 ซึ่งมีค่าน้อยกว่าค่า SC ที่มีความล่าช้าเท่ากับ 0 มีค่า 15.59651 รวมทั้งค่า AIC ที่ความล่าช้าเท่ากับ 3 สอดคล้องกับค่า LR และค่า FPE จึงทำการเลือกความล่าช้าเท่ากับ 3 เป็นค่าความล่าช้าที่เหมาะสมในการศึกษา ซึ่งหมายถึงการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรในอดีตที่ผ่านมา 3 ไตรมาส จะส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่นๆ รวมทั้งตัวเองในเวลาถัดไป 3 ไตรมาสต่อมา

4.3 การทดสอบความสัมพันธุ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegration)

เมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (cointegration test) ด้วยวิธี Johansan พบว่ามีลักษณะเต็มค่าระดับขั้น (full rank) ดังนั้นจึงสามารถใช้แบบจำลอง VARs มาประมาณค่าตัวแปรทั้งหมดได้ตามสมมติฐานที่ว่าถ้าค่าลำดับขั้น (rank) เท่ากับ n เราจะเรียกว่าเต็มค่าระดับขั้น (full rank) ซึ่งกระบวนการเชิงเส้น (vector process) จะมีลักษณะเสถียร (stationary) และเป็น VARs ในระดับขั้น (level) จึงจะสามารถเลือกการประมาณค่าตัวแปรด้วยแบบจำลอง VARs ในขั้นตอนการศึกษาต่อไปได้

ตารางที่ 4.8 ผลทดสอบ cointegration test โดยวิธี Johansen

Data Trend	None		Linear		Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept No Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

ที่มา: จากการคำนวณ cointegration test (Johansan)

4.4 การประมาณค่าแบบจำลอง VARs

จากการทดสอบได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลองเท่ากับ 3 และข้อมูลมีคุณสมบัติเสถียร (stationary) จึงทำการทดสอบประมาณค่าด้วยแบบจำลอง vecter autoregression (VARs) ได้ผลการทดสอบดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.9 ผลการประมาณค่าด้วยแบบจำลอง VARs

	ΔIOP	ΔCH	ΔUSA	ΔEURO	ΔENG	ΔJP
C	**1.138187**	0.138356	0.608144	-0.339383	**1.874426**	0.001466
	[3.99854]*	[1.23159]	[1.09944]	[-1.07363]	**[2.75352]***	[0.26471]
ΔIOP (-1)	**-0.342836**	-0.002683	**-0.575124**	0.170322	**-0.727735**	-0.0019
	[-1.95713]*	[-0.03881]	**[-1.68956]****	[0.87555]	**[-1.73716]****	[-0.55735]
ΔIOP(-2)	**-0.59578**	-0.024113	-0.204962	**0.640333**	**-1.332365**	-0.000757
	[-3.33733]*	[-0.34225]	[-0.59083]	**[3.22996]***	**[-3.12083]***	[-0.21796]
ΔIOP(-3)	-0.111242	-0.038655	-0.208994	-0.083209	**-1.069565**	-0.002377
	[-0.59365]	[-0.52269]	[-0.57396]	[-0.39987]	**[-2.38675]***	[-0.65196]
ΔCH(-1)	**-1.193897**	-0.24126	-0.302245	0.366958	-2.044308	0.004729
	[-2.21041]*	[-1.13181]	[-0.28797]	[0.61179]	[-1.58265]	[0.45000]
ΔCH(-2)	-0.799741	0.177958	-1.231937	0.973953	-1.280855	-0.009059
	[-1.39066]	[0.78410]	[-1.10240]	[1.52506]	[-0.93133]	[-0.80963]
ΔCH(-3)	-0.635759	**-0.484351**	-0.962942	0.087146	-1.922585	-0.011651
	[-1.14672]	**[-2.21364]***	[-0.89381]	[0.14154]	[-1.45006]	[-1.08011]
ΔUSA(-1)	-0.040545	-0.028658	0.124367	0.100368	0.124057	-0.000483
	[-0.48169]	[-0.86269]	[0.76035]	[1.07375]	[0.61629]	[-0.29468]
ΔUSA(-2)	0.031016	0.020860	0.015618	0.031142	0.309301	-0.001473
	[0.36273]	[0.61816]	[0.09399]	[0.32796]	[1.51256]	[-0.88539]
ΔUSA(-3)	-0.062485	-0.021497	-0.148764	0.032231	-0.152509	-0.001831
	[-0.73167]	[-0.63783]	[-0.89643]	[0.33985]	[-0.74673]	[-1.10182]
ΔEURO(-1)	**-0.251675**	-0.049694	0.111161	0.138678	-0.334576	0.000915
	[-2.82803]*	[-1.41490]	[0.64280]	[1.40323]	[-1.57206]	[0.52867]
ΔEURO(-2)	0.020626	-0.006046	-0.212621	0.049026	-0.19086	0.000628
	[0.20940]	[-0.15553]	[-1.11083]	[0.44819]	[-0.81023]	[0.32777]

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.9 ผลการประมาณค่าด้วยแบบจำลอง VARs (ต่อ)

	ΔIOP	ΔCH	ΔUSA	ΔEURO	ΔENG	ΔJP
ΔEURO(-3)	**-0.147697**	**-0.078082**	-0.14541	**0.187496**	**-0.364846**	-0.002556
	[-1.65845]**	**[-2.22159]***	[-0.84024]	**[1.89584]****	**[-1.71306]****	[-1.47535]
ΔENG(-1)	**0.158614**	**0.062701**	-0.065583	-0.104903	0.136872	0.000985
	[1.78879]**	**[1.79175]****	[-0.38062]	[-1.06533]	[0.64546]	[0.57070]
ΔENG(-2)	0.016835	**-0.063526**	0.161242	**-0.20309**	0.132664	0.000317
	[0.17695]	**[-1.69188]****	[0.87216]	**[-1.92222]****	[0.58307]	[0.17124]
ΔENG(-3)	0.132623	0.038013	0.079839	**0.504702**	**0.394469**	-0.000636
	[1.35165]	[0.98167]	[0.41873]	**[4.63189]***	**[1.68109]****	[-0.33302]
ΔJP(-1)	-1.334201	2.471261	6.977980	-12.52727	**37.05581**	-0.013964
	[-0.15908]	[0.74662]	[0.42816]	[-1.34503]	**[1.84751]****	[-0.08557]
ΔJP(-2)	5.600718	4.805828	17.06613	-5.396788	12.76172	-0.147426
	[0.70244]	[1.52728]	[1.10150]	[-0.60951]	[0.66928]	[-0.95033]
ΔJP(-3)	-0.326915	-2.047648	-2.380621	0.747189	-23.18064	-0.027672
	[-0.04152]	[-0.65892]	[-0.15558]	[0.08545]	[-1.23099]	[-0.18062]

ที่มา: จากการคำนวณ unrestricted VAR

หมายเหตุ: * มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% $(t - statistic > |1.960|)$

** มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 90% $(t - statistic > |1.645|)$

ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลอง VARs ที่ระดับความล่าช้าเท่ากับ 3 ประกอบด้วยตัวแปรที่มีคุณสมบัติเสถียร (stationary) ได้แก่ อัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีน (ΔIOP) อัตราการเติบโตของอัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวน (ΔCH) อัตราการเติบโตของอัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ (ΔUSA) อัตราการเติบโตของอัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโร (ΔEURO) อัตราการเติบโตของอัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ (ΔENG) และอัตราการเติบโตของอัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินเยน (ΔJP) ได้สมการในการประมาณดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

(ก.) สมการประมาณค่าดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับจีนด้วยแบบจำลองVARs จากการคำนวณ Unrestricted VAR ณ.ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% ตามลำดับ

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

$$\Delta IOP_t = 1.13817 - 0.342836\Delta IOP_{t-1} - 0.595780\Delta IOP_{t-2} - 1.193897\Delta CH_{t-1} - 0.251675\Delta EURO_{t-1}$$

ณ ระดับความเชื่อมั่น 90%

$$\Delta IOP_t = 1.13817 - 0.342836\Delta IOP_{t-1} - 0.595780\Delta IOP_{t-2} - 1.193897\Delta CH_{t-1} - 0.251675\Delta EURO_{t-1} - 0.1476974\Delta EURO_{t-3} + 0.158614\Delta ENG_{t-1}$$

จากสมการประมาณค่าดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้าม (เครื่องหมายลบในสมการ) จากอัตราการเติบโตของตัวเองใน 1 และ 2 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวน และอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามจากอัตราการเติบโตของตัวเองใน 1 และ 2 ไตรมาสที่ผ่านมา และได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวนใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรใน 1 และ 3 ไตรมาสที่ผ่านมา ในขณะที่ได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกัน (เครื่องหมายบวกในสมการ) จากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

(ข.) สมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเงินบาทเทียบเงินหยวนด้วยแบบจำลองVARs จากการคำนวณ Unrestricted VAR ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% ตามลำดับ

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

$$\Delta CH_t = -0.484351\Delta CH_{t-3} - 0.078082\Delta EURO_{t-3}$$

ณ ระดับความเชื่อมั่น 90%

$$\Delta CH_t = -0.484351\Delta CH_{t-3} - 0.078082\Delta EURO_{t-3} + 0.06270\Delta ENG_{t-1} - 0.063526\Delta ENG_{t-2}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากสมการประมาณค่าตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวนได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของตัวเองใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวนได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของตัวเองใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา อีกทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา และอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ใน 2 ไตรมาส แต่ได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

(ค.) สมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ด้วยแบบจำลอง VARs จากการคำนวณ Unrestricted VAR ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% ตามลำดับ

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%
ไม่พบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลอง

ณ ระดับความเชื่อมั่น 90%

$$\Delta USA_t = -0.575124\Delta IOP_{t-1}$$

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ไม่ได้รับอิทธิพลใดๆจากตัวแปรอื่นในแบบจำลองรวมทั้งตัวเอง

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

(ง.) สมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเงินบาทเทียบเงินยูโรด้วยแบบจำลอง VARs จากการคำนวณ Unrestricted VAR ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

$$\Delta EURO_t = 0.640333\Delta IOP_{t-2} + 0.504702\Delta ENG_{t-3}$$

ณ ระดับความเชื่อมั่น 90%

$$\Delta EURO_t = 0.640333\Delta IOP_{t-2} + 0.187496\Delta EURO_{1-3} - 0.203090\Delta ENG_{t-2} + 0.504702\Delta ENG_{t-3}$$

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโรได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากตัวเองใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 ไตรมาสที่ผ่านมา และอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา ในขณะที่ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ใน 2 ไตรมาสที่ผ่านมา

(จ.) สมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเงินบาทเทียบเงินปอนด์ด้วยแบบจำลอง VARs จากการคำนวณ Unrestricted VAR ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% ตามลำดับ

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

$$\Delta ENG_t = 2.65352 - 1.332365\Delta IOP_{t-2} - 1.069565\Delta IOP_{t-3}$$

ณ ระดับความเชื่อมั่น 90%

$$\Delta ENG_t = 2.65352 - 1.332365\Delta IOP_{t-2} - 1.069565\Delta IOP_{t-3} - 0.364846\Delta EURO_{t-3} + 0.394469\Delta ENG_{t-3} + 37.05581\Delta JP_{t-1}$$

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 และ 3 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 และ 3 ไตรมาสที่ผ่านมา และยังได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของค่าเงินบาทเทียบเงินยูโรใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา ในขณะที่ได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา และอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินเยนใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

(ฉ.) สมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเงินบาทเทียบเงินเยนด้วยแบบจำลอง VARs จากการคำนวณ Unrestricted VAR ณ.ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% ตามลำดับ

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90%
ไม่พบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลอง

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินเยนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินเยนไม่ได้รับอิทธิพลใดๆจากตัวเองและตัวแปรอื่นๆในแบบจำลอง

4.5 การทดสอบคุณสมบัติความเสถียร (stationary) ของตัวแปรในแบบจำลอง

การทดสอบคุณสมบัติความเสถียร (stationary) ของตัวแปรในแบบจำลองก่อนการวิเคราะห์ปฏิกิริยาการตอบสนองต่อความแปรปรวน (impulse response function) โดยแบบจำลอง VARs ที่ใช้ในการศึกษาจะต้องทำการทดสอบคุณสมบัติความเสถียร ของตัวแปรในแบบจำลองโดยการพิจารณาค่าลักษณะเฉพาะ (eigen value) หรือค่าเฉลี่ยกำลังสองของเส้นค่าเฉลี่ย (root of moving average) ในแบบจำลองVARs ซึ่งแบบจำลองจะมีคุณสมบัติเสถียรเมื่อค่าเฉลี่ยกำลังสองอยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย และค่าความยืดหยุ่น (modulus) มีค่าน้อยกว่า 1

ตารางที่ 4.10 ผลการทดสอบคุณสมบัติความเสถียร (stationary) ของตัวแปร

Root	Modulus
-0.447519 + 0.695702i	0.827209
-0.447519 - 0.695702i	0.827209
0.519634 + 0.633873i	0.819643
0.519634 - 0.633873i	0.819643
-0.072407 + 0.790905i	0.794212

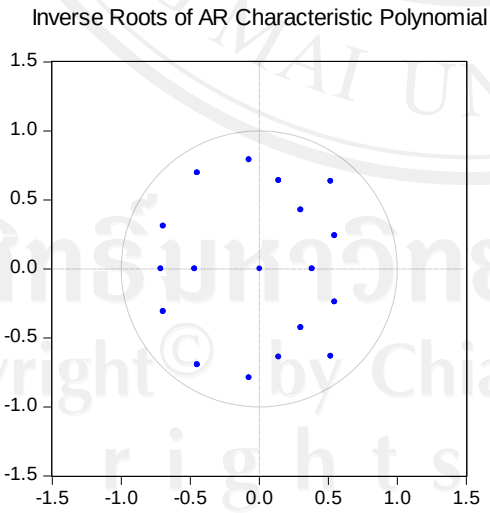
ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.10 ผลการทดสอบคุณสมบัติความเสถียร (stationary) ของตัวแปร (ต่อ)

Root	Modulus
-0.072407 - 0.790905i	0.794212
-0.695458 - 0.308709i	0.760896
-0.695458 + 0.308709i	0.760896
-0.711713	0.711713
0.143121 - 0.639417i	0.655239
0.143121 + 0.639417i	0.655239
0.547226 + 0.240084i	0.597576
0.547226 - 0.240084i	0.597576
0.301582 + 0.426157i	0.522074
0.301582 - 0.426157i	0.522074
-0.467255	0.467255
0.383157	0.383157
0.005311	0.005311

ที่มา: การคำนวณ root of characteristic polynomial

หมายเหตุ: จะมีคุณสมบัติ stationary เมื่อค่า modulus <1



ที่มา: การคำนวณ root of characteristic polynomial

หมายเหตุ: จะมีคุณสมบัติ stationary เมื่อค่า root อยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย

ภาพที่ 4.1 ผลการทดสอบคุณสมบัติความเสถียร (stationary) ของตัวแปรในแบบจำลอง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบคุณสมบัติความเสถียรของข้อมูลในการศึกษาพบว่าค่าความยืดหยุ่น (modulus) ที่ได้มีค่าน้อยกว่า 1 และค่าเฉลี่ยกำลังสอง (root) อยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย จึงสรุปได้ว่าข้อมูลมีคุณสมบัติเสถียรสามารถนำไปวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (impulse response function) ต่อไปได้

4.6 การวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (impulse response function)

จากการวิเคราะห์ปฏิกิริยาการตอบสนอง (response) ต่อการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (shock) โดยพิจารณาจากผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงในส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (standard deviation: S.D.) เปลี่ยนแปลงไปหนึ่งหน่วยจะส่งผลกระทบต่อตัวแปรในแบบจำลองอย่างไร โดยจากการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนอง (impulse response function) ได้ผลการศึกษาดังนี้

1. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินหยวน 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางลบ (ส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงกันข้าม) ต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งลดลงมากในไตรมาสที่ 2 จากนั้นจะปรับตัวเพิ่มขึ้น (การเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน) ในไตรมาสที่ 3 และจะค่อยๆเพิ่มขึ้นอีกครั้งจนสูงสุดในไตรมาสที่ 4 จนปรับตัวลดอีกครั้งในไตรมาสที่ 5 หากไม่มีผลกระทบใดๆโดยปัจจัยอื่นแล้วจะเกิดการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 15

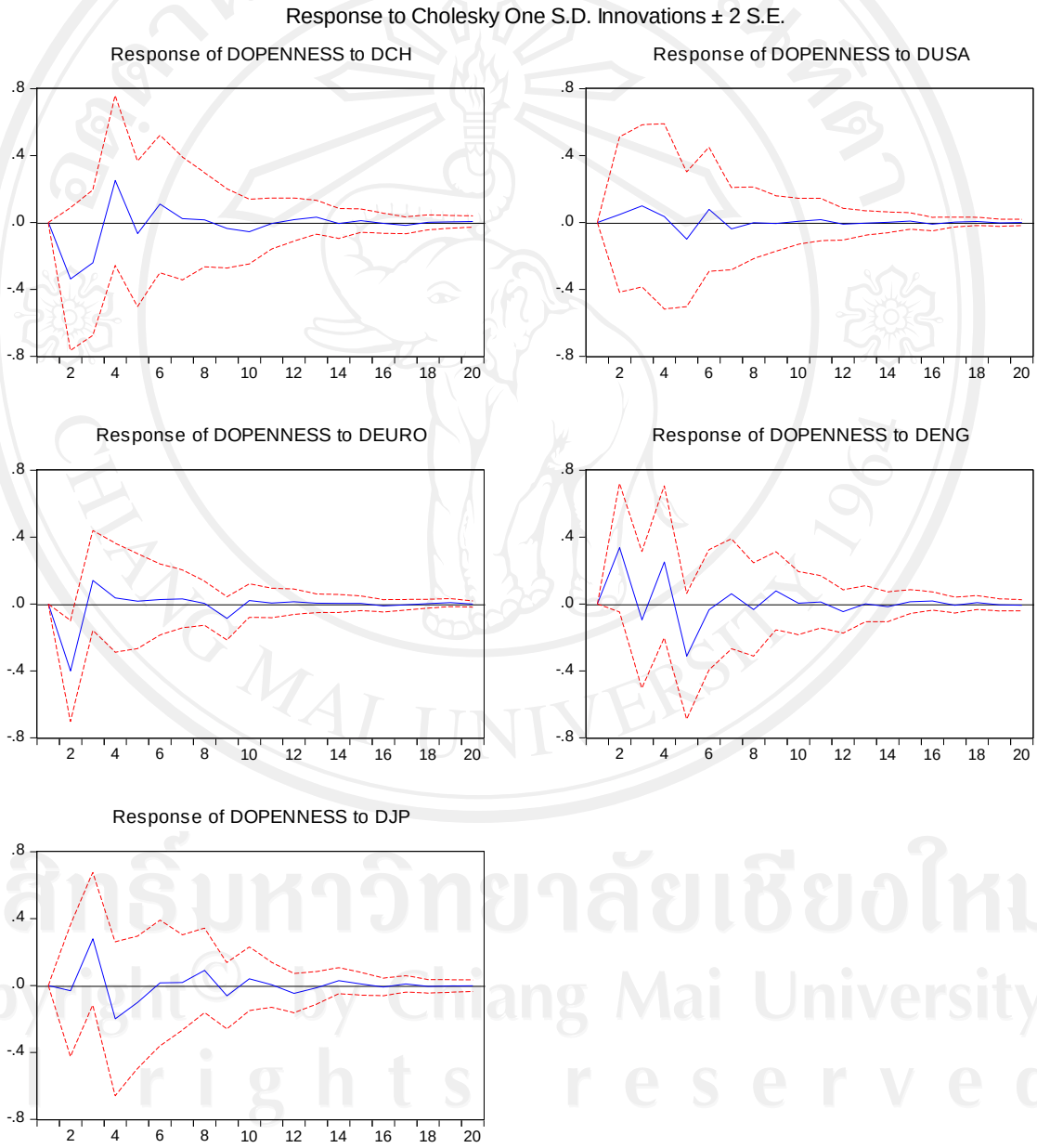
2. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินดอลลาร์ 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางบวกต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งถึงไตรมาสที่ 3 จากนั้นจะปรับตัวลดลงในไตรมาสที่ 4 และ 5 จากนั้นจะปรับตัวขึ้นลงจนเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 13 หากไม่มีผลกระทบใดๆโดยปัจจัยอื่น

3. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินยูโร 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางลบต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งลดลงมากในไตรมาสที่ 2 จากนั้นจะปรับตัวเพิ่มขึ้นสูงในไตรมาสที่ 3 ลดลงในไตรมาสที่ 4 และจะปรับตัวขึ้นลงจนเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 9 หากไม่มีผลกระทบใดๆโดยปัจจัยอื่น

4. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินปอนด์ 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางบวกต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งลดลงมากในไตรมาสที่ 3 จากนั้นจะปรับตัวเพิ่มขึ้นจนกระทั่งเพิ่มมากในไตรมาสที่ 4 และจะค่อยๆปรับตัวลดลงในไตรมาสที่ 5 และจะปรับตัวขึ้นลงจนเกิดการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 14 หากไม่มีผลกระทบใดๆโดยปัจจัยอื่น

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

5. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบเงินเยน 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางบวกต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งสูงมากในไตรมาสที่ 3 จากนั้นจะลดลงจนลดลงมากที่สุดในไตรมาสที่ 4 และจะค่อยๆปรับตัวเพิ่มขึ้นและลดลงเล็กน้อย หากไม่มีผลกระทบใดๆ โดยปัจจัยอื่นแล้วจะเกิดการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 13



ที่มา: จากการคำนวณ Impulse Response Function

ภาพที่ 4.2 ผลการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองของตัวแปร

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved