

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 $|t| > |t_{critical}|$ (ไม่ค้ำนึ่งเครื่องหมาย) จะปฏิเสธสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ และยอมรับ $H_1: \rho < 0$ ซึ่งถือได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ผลต่างระดับศูนย์ ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% แต่เมื่อทำการทดสอบแล้วพบว่าค่าสถิติ ADF ที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ ณ $|t| < |t_{critical}|$ (ไม่ค้ำนึ่งเครื่องหมาย) 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 $|t| > |t_{critical}|$ (ไม่ค้ำนึ่งเครื่องหมาย) จะปฏิเสธสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ ยอมรับ $H_1: \rho < 0$ ซึ่งถือได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่งที่ผลต่างระดับหนึ่ง ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

ตารางที่ 4.1 ผลยูนิตรุตข้อมูลดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับจีน 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 ผลยูนิตรุตข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวน 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	-1.9461	0

ที่มา: จากการคำนวณ unit root test (ADF test)

หมายเหตุ: %critical value ที่ระดับความเชื่อมั่น 95%

ตารางที่ 4.3 ผลยูนิตรุตข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ 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%



ตารางที่ 4.4 ผลยูนิตรุตข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโร 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 ผลยูนิตรุตข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ 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 ผลยูนิตรุตข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินเยน 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%

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 $|t| < |t_{วิกฤติ}|$ (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 $|t| > |t_{วิกฤติ}|$ (ไม่คำนึงเครื่องหมาย) จึงปฏิเสธสมมติฐาน $H_0: \rho = 0$ และยอมรับ $H_1: \rho < 0$ ถือได้ว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ผลต่างระดับหนึ่ง ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

4.2 การพิจารณาเลือกค่าความล่าช้า (lag length) ที่เหมาะสม

ในกระบวนการประมาณค่าด้วยแบบจำลองของข้อมูลอนุกรมเวลาต้องมีขั้นตอนการพิจารณาหาความล่าช้าที่เหมาะสมในกรณีที่ตัวแปรในแบบจำลองมีระยะเวลาในการส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่นๆ ในแบบจำลอง ในการศึกษาข้อเท็จจริงทางสถิติในการเลือกความล่าช้าที่เหมาะสมต่อการประมาณค่าแบบจำลอง VARs โดยพิจารณาค่า Akaike Information Criteria (AIC) และค่า Schwarz Information Criteria (SC) เป็นเกณฑ์ในการพิจารณาซึ่งจะทำการเลือกแบบจำลองที่มีค่า AIC และ SC น้อยที่สุด แต่ในกรณีที่ค่า AIC และ SC ไม่สอดคล้องกันจะพิจารณาจากค่า SC เป็นหลัก เนื่องจาก 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)

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 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงคูลยภาพระยะยาว (cointegration)

เมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์เชิงคูลยภาพระยะยาว (cointegration test) ด้วยวิธี Johansen พบว่ามีลักษณะเต็มค่าระดับชั้น (full rank) ดังนั้นจึงสามารถใช้แบบจำลอง VARs มาประมาณค่าตัวแปรทั้งหมดได้ตามสมมติฐานที่ว่าถ้าค่าลำดับชั้น (rank) เท่ากับ n เราจะเรียกว่าเต็มค่าระดับชั้น (full rank) ซึ่งกระบวนการเชิงเส้น (vector process) จะมีลักษณะเสถียร (stationary) และเป็น VARs ในระดับชั้น (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 (Johansen)

4.4 การประมาณค่าแบบจำลอง VARs

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

ตารางที่ 4.9 ผลการประมาณค่าด้วยแบบจำลอง VARs

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

ตารางที่ 4.9 ผลการประมาณค่าด้วยแบบจำลอง VARs (ต่อ)

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

(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 รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวน และอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามจากอัตราการเติบโตของตัวเองใน 1 และ 2 ไตรมาสที่ผ่านมา และได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวนใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงกันข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรใน 1 และ 3 ไตรมาสที่ผ่านมา ในขณะที่ได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกัน (เครื่องหมายบวกในสมการ) จากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

(ข.) สมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเงินบาทเทียบกับเงินหยวนด้วยแบบจำลองVARs 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%

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

จากสมการประมาณค่าตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวนได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของตัวเองใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวนได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของตัวเองใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา อีกทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา และอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ใน 2 ไตรมาส แต่ได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

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

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

ไม่พบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลอง

ณ ระดับความเชื่อมั่น 90%

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

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ไม่ได้รับอิทธิพลใดๆจากตัวแปรอื่นในแบบจำลองรวมทั้งตัวเอง

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

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



ณ ระดับความเชื่อมั่น 95%

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

ณ ระดับความเชื่อมั่น 90%

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

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโรได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากตัวเองใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา รวมทั้งได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 ไตรมาสที่ผ่านมา และอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา ในขณะที่ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของอัตราการแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ใน 2 ไตรมาสที่ผ่านมา

(จ.) สมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ด้วยแบบจำลอง 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%

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

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราการเติบโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 และ 3 ไตรมาสที่ผ่านมา

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 90% พบว่าอัตราการเติบโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริง

ของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราดอกเบี้ยโตของดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนใน 2 และ 3 ไตรมาสที่ผ่านมา และยังได้รับอิทธิพลในทิศทางตรงข้ามจากอัตราดอกเบี้ยโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของค่าเงินบาทเทียบกับยูโรใน 3 ไตรมาสที่ผ่านมา ในขณะที่ได้รับอิทธิพลในทิศทางเดียวกันจากอัตราดอกเบี้ยโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินเยนใน 1 ไตรมาสที่ผ่านมา

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

ณ ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90%

ไม่พบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลอง

จากสมการประมาณค่าอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินเยนด้วยแบบจำลอง VARs ที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 90% พบว่าอัตราดอกเบี้ยโตของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินเยนไม่ได้รับอิทธิพลใดๆจากตัวเองและตัวแปรอื่นๆในแบบจำลอง

4.5 การทดสอบคุณสมบัติความเสถียร (stationary) ของตัวแปรในแบบจำลอง

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

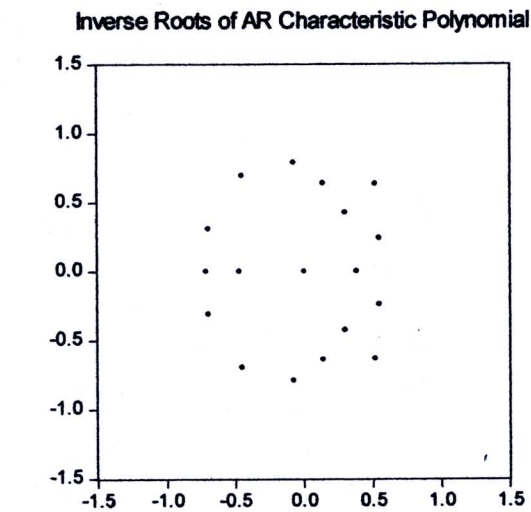
ตารางที่ 4.10 ผลการทดสอบคุณสมบัติความเสถียร (stationary) ของตัวแปร

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

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

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. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินหยวน 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางลบ (ส่งผลให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงกันข้าม) ต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งลดลงมากในไตรมาสที่ 2 จากนั้นจะปรับตัวเพิ่มขึ้น (การเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน) ในไตรมาสที่ 3 และจะค่อยๆ เพิ่มขึ้นอีกครั้งจนสูงสุดในไตรมาสที่ 4 จนปรับตัวลดอีกครั้งในไตรมาสที่ 5 หากไม่มีผลกระทบใดๆ โดยปัจจัยอื่นแล้วจะเกิดการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 15

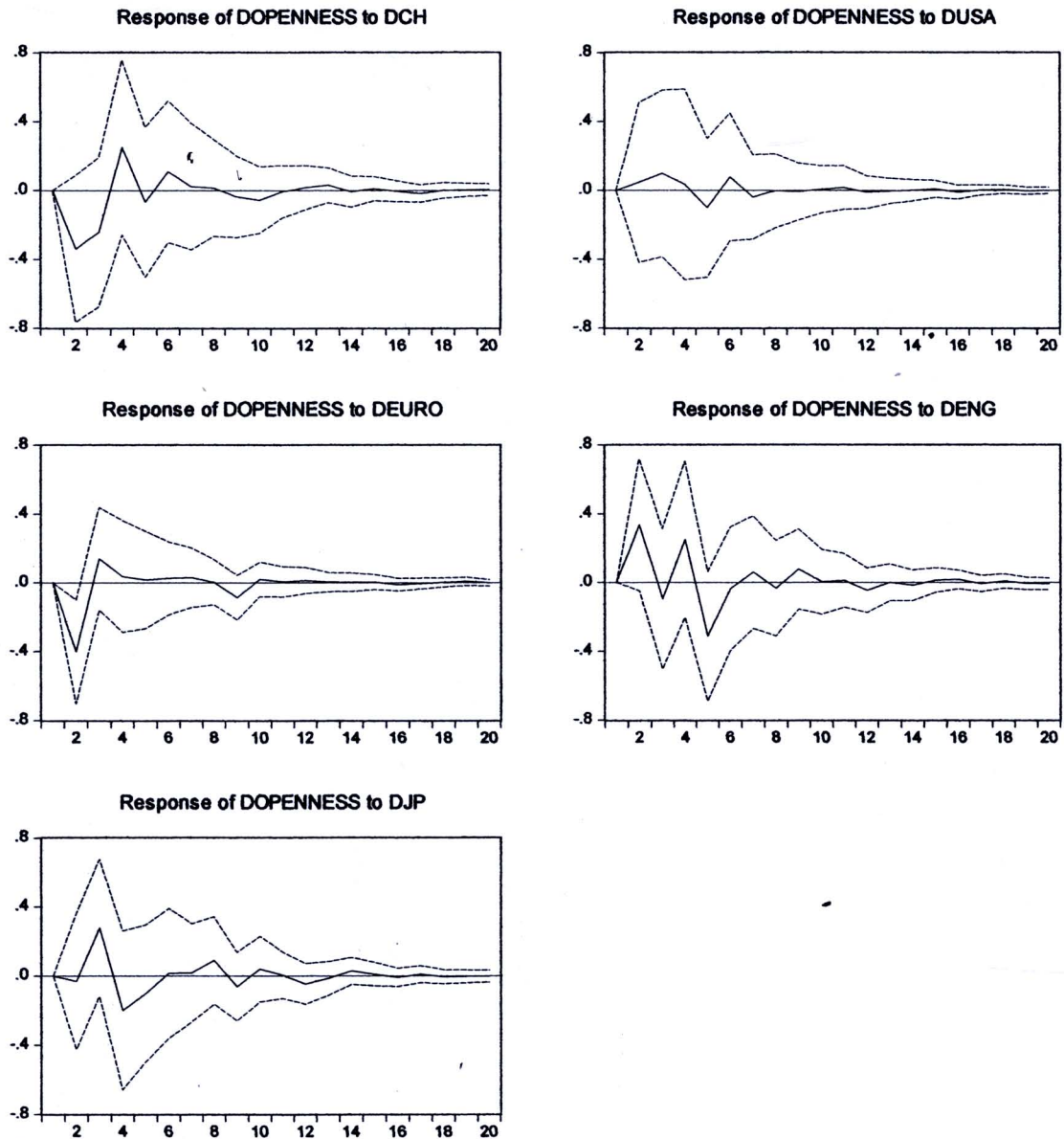
2. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์ 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางบวกต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งถึงไตรมาสที่ 3 จากนั้นจะปรับตัวลดลงในไตรมาสที่ 4 และ 5 จากนั้นจะปรับตัวขึ้นลงจนเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 13 หากไม่มีผลกระทบใดๆ โดยปัจจัยอื่น

3. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินยูโร 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางลบต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งลดลงมากในไตรมาสที่ 2 จากนั้นจะปรับตัวเพิ่มขึ้นสูงในไตรมาสที่ 3 ลดลงในไตรมาสที่ 4 และจะปรับตัวขึ้นลงจนเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 9 หากไม่มีผลกระทบใดๆ โดยปัจจัยอื่น

4. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินปอนด์ 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางบวกต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งลดลงมากในไตรมาสที่ 3 จากนั้นจะปรับตัวเพิ่มขึ้นจนกระทั่งเพิ่มมากในไตรมาสที่ 4 และจะค่อยๆ ปรับตัวลดลงในไตรมาสที่ 5 และจะปรับตัวขึ้นลงจนเกิดการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 14 หากไม่มีผลกระทบใดๆ โดยปัจจัยอื่น

5. เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของอัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของเงินบาทเทียบกับเงินเยน 1 หน่วย จะส่งผลกระทบทางบวกต่อดัชนีการเปิดประเทศของประเทศไทยกับประเทศจีนทันทีในไตรมาสที่ 1 จนกระทั่งสูงมากในไตรมาสที่ 3 จากนั้นจะลดลงจนลดลงมากที่สุดในไตรมาสที่ 4 และจะค่อยๆปรับตัวเพิ่มขึ้นและลดลงเล็กน้อย หากไม่มีผลกระทบใดๆ โดยปัจจัยอื่นแล้ว จะเกิดการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในไตรมาสที่ 13

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



ที่มา: จากการคำนวณ Impulse Response Function

ภาพที่ 4.2 ผลการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองของตัวแปร