



บทที่ 5 ผลการวิเคราะห์

5.1 ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรในแบบจำลอง

จากการทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test กับตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาอันได้แก่ RP, LNSET, LNHPI, LNTCE, LNCEN, LNCED, และ LNCORE¹⁷ ในช่วงพ.ศ 2536-2547 โดยใช้แบบจำลอง (4.4) ในการทดสอบ เริ่มทดสอบตัวแปรในรูป At level และใช้ค่า Akaike Information Criterion (AIC) ในการเลือกค่าความล่าช้าที่เหมาะสม¹⁸ (Optimal lag) ผลจากการทดสอบปรากฏดังตารางที่ 5-1

ตารางที่ 5-1: ผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (At Level)

Variables	ADF Statistics	p-values	Optimal Lag (p)	MacKinnon Critical Values	
				ระดับความเชื่อมั่น	ระดับความเชื่อมั่น
				99%	95%
RP	-2.947050	0.1582	2	-4.175640	-3.513075
LNSET	-1.200845	0.8988	0	-4.165756	-3.508508
LNHPI	-2.130353	0.5157	1	-4.170583	-3.510740
LNTCE	-3.091008	0.1213	4	-4.186481	-3.518090
LNCEN	-2.432000	0.3588	4	-4.186481	-3.518090
LNCED	-2.194640	0.4792	8	-4.211868	-3.529758
LNCORE	-0.986486	0.9359	1	-4.170583	-3.510740

H₀: Non-stationary

*(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรทั้งหมดในรูป Level ช่วงปีพ.ศ.2536 – 2547 พบว่า ตัวแปรดังกล่าวมีคุณสมบัติ Non-stationary ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 และร้อยละ

¹⁷ ตัวแปร LNAHP ไม่ได้นำมาทดสอบ Unit Root ในส่วนนี้ เนื่องจากมีข้อมูลอยู่ในช่วงพ.ศ.2541 ถึงพ.ศ.2547 ซึ่งจะนำไปทดสอบในช่วงต่อไป

¹⁸ การทดสอบ Unit Root ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test กับตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา จะใช้ค่าความล่าช้าที่มากที่สุดอย่างน้อยเท่ากับ 8 เนื่องจากนโยบายการเงินเป็นกระบวนการที่ใช้เวลาในการส่งผ่านประมาณ 1-2 ปีเป็นอย่างน้อย

1 นั่นคือ ตัวแปรทุกตัวในระบบสมการที่ทำการศึกษามี Unit Root ดังนั้นจึงต้องนำข้อมูลมาหาค่าผลต่างครั้งที่ 1 (First difference)¹⁹ แล้วนำไปทดสอบคุณสมบัติ Stationary อีกครั้งหนึ่ง

ดังตารางที่ 5-2 ผลการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรทั้งหมดในรูปแบบ first-difference ช่วงปีพ.ศ.2536 – 2547 พบว่า ผลต่างครั้งที่ 1 ของตัวแปร D_RP, D_LNSET, D_LNHPI และ D_LNCED มีคุณสมบัติ Stationary ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 1 และตัวแปร D_LNTCE, D_LNCEN และ D_LNCORE มีคุณสมบัติ Stationary ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 เมื่อพบว่าตัวแปรทุกตัว Stationary ที่ระดับผลต่างครั้งที่ 1 (First difference) ต่อไปจะนำไปคำนวณหาความล่าช้าที่เหมาะสมของระบบ และทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของแบบจำลอง²⁰

ตารางที่ 5-2: ผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test
(At first-difference)

Variables	ADF Statistics	p-values	Optimal Lag (p)	MacKinnon Critical Values	
				ระดับความเชื่อมั่น	ระดับความเชื่อมั่น
				99%	95%
D_RP	-3.849844	0.0003**	2	-2.618579	-1.948495
D_LNSET	-4.216334	0.0001**	1	-2.617364	-1.947313
D_LNHPI	-11.07819	0.0000**	0	-2.616203	-1.948140
D_LNTCE	-2.221804	0.0268*	3	-2.617364	-1.948313
D_LNCEN	-2.225494	0.0241*	3	-2.619851	-1.948686
D_LNCED	-2.930866	0.0044**	5	-2.622585	-1.949097
D_LNCORE	-3.665373	0.0437*	0	-4.170583	-3.510740

H₀: Non-stationary

(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

¹⁹ กำหนดให้ D_X หมายถึง ค่า First difference ของตัวแปร X ดังนั้นตัวแปรที่จะนำไปใช้ทดสอบ Unit Root Test ของผลต่างครั้งที่หนึ่งจึงประกอบด้วย D_RP, D_LNSET, D_LNHPI, D_LNTCE, D_LNCEN, D_LNCED, D_LNCORE

²⁰ ต้องทำการทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของแบบจำลอง เนื่องจากเมื่อพิจารณาลักษณะข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาพบว่าข้อมูลทุกตัวมีการเปลี่ยนแปลงแนวโน้มอย่างชัดเจนแบ่งออกเป็น 2 ช่วงเวลา ซึ่งเกิดจากการเปลี่ยนแปลงระบบการแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศจากการแลกเปลี่ยนแบบอัตราคงที่เป็นการแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว ยกเว้นตัวแปร LNCEN ที่ไม่ได้แสดงการเปลี่ยนแปลงแนวโน้มออกเป็น 2 ช่วงเวลาอย่างชัดเจน

5.2 ผลการทดสอบจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของตัวแปรในแบบจำลอง

เมื่อทำการทดสอบ Unit Root Test ขึ้นต่อไปคือการหาจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของตัวแปรในระบบ จะทำการทดสอบด้วยวิธี LR Test และ AIC เป็นหลัก ถ้าผลที่ได้ไม่ตรงกันจะพิจารณาผลจากวิธีการอื่นประกอบ เพื่อหาจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลองทั้ง 6 แบบจำลอง ดังแสดงไว้ในตารางที่ 5-3 โดยจำนวนความล่าช้าสูงสุดที่ใส่ได้ในระบบเท่ากับ 3²¹

ตารางที่ 5-3: ผลการทดสอบจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Model 1: RP LNSET LNTCE LNCORE						
Sample: 1993:1 2004:4 Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-40.82497	NA	8.62E-05	1.992221	2.152813	2.052088
1	233.0420	486.8747	9.11E-10	-9.468535	-8.665574*	-9.169199*
2	251.8276	30.05695*	8.20E-10*	-9.592339*	-8.147009	-9.053535
3	259.6066	11.06339	1.24E-09	-9.226959	-7.139261	-8.448686
Model 2: RP LNSET LNCEN LNCORE						
Sample: 1993:1 2004:4 Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-40.79635	NA	8.61E-05	1.990949	2.151541	2.050816
1	216.0489	456.6138*	1.94E-09*	-8.713285*	-7.910324*	-8.413950*
2	227.4049	18.16956	2.43E-09	-8.506884	-7.061554	-7.968080
3	241.6386	20.24355	2.75E-09	-8.428384	-6.340685	-7.650111
Model 3: RP LNSET LNCED LNCORE						
Sample: 1993:1 2004:4 Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-54.56000	NA	0.000159	2.602667	2.763259	2.662534
1	200.0100	452.5689*	3.96E-09*	-8.000444*	-7.197483*	-7.701108*
2	212.0216	19.21855	4.81E-09	-7.823181	-6.377851	-7.284377
3	224.9256	18.35234	5.78E-09	-7.685581	-5.597882	-6.907308

²¹ เนื่องจากเป็นจำนวนที่มากที่สุดที่ใส่เข้าไปในแบบจำลองได้ โดยเป็นการพิจารณาร่วมกับในกรณีที่ทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างด้วยวิธี Chow's Breakpoint Test และ Chow's Forecast Test ในขั้นตอนต่อไป เพราะหากจำนวนความล่าช้ามากกว่า 3 จะทำให้ไม่สามารถทดสอบตามวิธีที่ได้กล่าวมาได้ เนื่องด้วยจำนวนตัวอย่างในช่วงเวลาที่หนึ่งที่ทดสอบจะไม่สามารถประมาณค่าได้

Model 4: RP LNHPI LNTCE LNCORE						
Sample: 1993:1 2004:4 Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	41.04777	NA	2.26E-06	-1.646568	-1.485975	-1.586700
1	310.0307	478.1918	2.98E-11	-12.89025	-12.08729*	-12.59092
2	336.2447	41.94239*	1.92E-11*	-13.34421*	-11.89888	-12.80540*
3	344.8742	12.27314	2.80E-11	-13.01663	-10.92893	-12.23836
Model 5: RP LNHPI LNCEN LNCORE						
Sample: 1993:1 2004:4 Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	42.60394	NA	2.11E-06	-1.715731	-1.555138	-1.655863
1	292.7079	444.6294	6.43E-11	-12.12035	-11.31739*	-11.82102*
2	311.0954	29.41999*	5.88E-11*	-12.22646*	-10.78113	-11.68766
3	325.8899	21.04101	6.50E-11	-12.17288	-10.08519	-11.39461
Model 6: RP LNHPI LNCED LNCORE						
Sample: 1993:1 2004:4 Included observations: 45						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	28.04486	NA	4.04E-06	-1.068661	-0.908068	-1.008793
1	276.5393	441.7678*	1.32E-10*	-11.40174*	-10.59878*	-11.10241*
2	291.7811	24.38693	1.39E-10	-11.36805	-9.922718	-10.82924
3	302.9701	15.91322	1.80E-10	-11.15423	-9.066526	-10.37595
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

จากผลการทดสอบจะเห็นได้ว่าความล่าช้าที่เหมาะสมสำหรับตัวแปรในระบบของแบบจำลองที่ 1, 4 และ 5 โดยวิธีการ LR Test และ AIC ให้ผลตรงกันว่าควรใช้จำนวนความล่าช้าเท่ากับ 2 ที่ระดับความเชื่อมั่น 5% ในการคำนวณผลแบบจำลอง VAR และแบบจำลองที่ 2, 3 และ 6 ทั้งสองวิธีให้ผลความล่าช้าตรงกันเท่ากับ 1

5.3 ผลการทดสอบ Cointegration ของแบบจำลอง

เมื่อได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลองในแต่ละแบบจำลองแล้ว ขั้นตอนต่อไป คือ การทดสอบ Cointegration Test เพื่อดูว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวหรือไม่ ถ้ามีความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรในแต่ละสมการของแบบจำลอง แสดงให้เห็นว่าค่า Error Term มีคุณสมบัติ Stationary ซึ่งไม่ทำให้เกิดปัญหา Spurious problem เราจึงสามารถนำไป

สร้างสมการตัวแปรของแบบจำลองด้วยวิธี OLS ได้ แต่ก่อนที่จะนำไปวิเคราะห์ในขั้นตอนต่อไป เราจะทำการทดสอบว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างของแบบจำลองหรือไม่ ถ้ามีการเปลี่ยนแปลงเกิดขึ้นก็จะทำการตัดข้อมูลในการศึกษา เนื่องจากจะทำให้การวิเคราะห์ที่ได้ไม่สะท้อนความสัมพันธ์ของข้อมูลที่แท้จริง แต่ถ้าไม่มีการเปลี่ยนแปลงก็จะนำไปวิเคราะห์ด้วยวิธี VECM และ VAR ในขั้นตอนต่อไป

ผลที่ได้จากการทดสอบพบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวอย่างน้อยหนึ่งความสัมพันธ์ในแต่ละสมการของแบบจำลองทั้ง 6 แบบจำลอง ดูผล Cointegration Test ได้ในภาคผนวก ก

5.4 ผลการทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างของแบบจำลอง

การทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างด้วยวิธี Chow's Breakpoint Test และ Chow's Forecast Test เพื่อพิจารณาว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างในแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาหรือไม่ โดยดูการเปลี่ยนแปลงในช่วงเวลาก่อนและหลังการเปลี่ยนแปลงนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนในปีพ.ศ. 2540 เนื่องจากข้อมูลที่นำมาศึกษาครอบคลุมในช่วงเวลาดังกล่าว และตัวข้อมูลเองก็ได้แสดงให้เห็นถึงแนวโน้มที่เปลี่ยนแปลงไปหลังช่วงการเปลี่ยนระบบอัตราแลกเปลี่ยน จึงได้ทำการทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง เพราะถ้ามีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของแบบจำลองจริง การทำการศึกษาโดยครอบคลุมรูปแบบโครงสร้างที่แตกต่างกัน จะทำให้ผลที่ได้คลาดเคลื่อน ไม่น่าเชื่อถือ และไม่สามารถสะท้อนผลของนโยบายการเงินที่แท้จริงได้

การทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างของแบบจำลองในส่วนนี้ จะทดสอบโดยสร้างสมการของตัวแปรในแต่ละแบบจำลอง และใส่ค่าความล่าช้าของตัวแปรเท่ากับผลที่ได้ใน 5.2 ด้วยวิธี OLS และใช้ Chow's Breakpoint Test และ Chow's Forecast Test เพื่อทดสอบการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของแต่ละสมการว่ามีการเปลี่ยนแปลงเกิดขึ้นจริงหรือไม่

ตารางที่ 5-4: ผลการทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างของแบบจำลอง VAR

Model 1: RP LNSET LNTCE LNCORE				
Dependent Variable	Chow's Breakpoint Test		Chow's Forecast Test	
	F-Statistics	p-values	F-Statistics	p-values
RP	6.962369	0.000032**	2.084085	0.158518
LNSET	1.088844	0.401547	1.060608	0.510915
LNTCE	1.086546	0.403054	1.896281	0.193253
LNCORE	2.552040	0.027839*	1.210701	0.426152
Model 2: RP LNSET LNCEN LNCORE				
Dependent Variable	Chow's Breakpoint Test		Chow's Forecast Test	
	F-Statistics	p-values	F-Statistics	p-values
RP	10.13278	0.000004**	2.188636	0.075828
LNSET	0.746097	0.594119	1.302251	0.322904
LNCEN	1.914049	0.115415	1.112402	0.441779
LNCORE	4.540435	0.002505**	1.624674	0.187889
Model 3: RP LNSET LNCED LNCORE				
Dependent Variable	Chow's Breakpoint Test		Chow's Forecast Test	
	F-Statistics	p-values	F-Statistics	p-values
RP	9.681597	0.000006**	2.014816	0.099475
LNSET	0.675351	0.644744	1.259100	0.347053
LNCED	1.733443	0.151211	1.588982	0.199433
LNCORE	4.490304	0.002683**	1.272300	0.339493

Model 4: RP LNHPI LNTCE LNCORE				
Dependent Variable	Chow's Breakpoint Test		Chow's Forecast Test	
	F-Statistics	p-values	F-Statistics	p-values
RP	8.902209	0.000003**	2.966024	0.069595
LNHPI	2.660789	0.022809*	6.429422	0.008100**
LNTCE	1.604305	0.162305	1.360368	0.355960
LNCORE	3.051917	0.011272*	1.682831	0.244590
Model 5: RP LNHPI LNCEN LNCORE				
Dependent Variable	Chow's Breakpoint Test		Chow's Forecast Test	
	F-Statistics	p-values	F-Statistics	p-values
RP	7.851295	0.000011**	2.470547	0.108252
LNHPI	2.447835	0.033736*	3.329777	0.051819
LNCEN	1.901589	0.093426	1.400039	0.339537
LNCORE	2.187896	0.054693	0.929294	0.597381
Model 6: RP LNHPI LNCED LNCORE				
Dependent Variable	Chow's Breakpoint Test		Chow's Forecast Test	
	F-Statistics	p-values	F-Statistics	p-values
RP	11.38896	0.000001**	2.592025	0.041696*
LNHPI	1.949074	0.109502	3.499863	0.012681*
LNCED	1.060822	0.397564	1.000043	0.527680
LNCORE	3.787520	0.007189**	0.947785	0.571236

H_0 : No structure change

(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

จากตารางที่ 5-4 แสดงให้เห็นว่าแบบจำลองทั้ง 6 แบบจำลอง มีอย่างน้อยสองสมการในแต่ละแบบจำลองที่มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างระหว่างช่วงเวลาจากการทดสอบโดยวิธี Chow 's Breakpoint Test ส่วนการทดสอบด้วยวิธี Chow's Forecast Test นั้นมีอย่างน้อยหนึ่งสมการในแบบจำลองที่ 4 และ 6 มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง ณ ระดับนัยสำคัญ 1% และ 5% ตามลำดับ และแบบจำลองที่ 2, 3 และ 5 ไม่ปรากฏผลว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง แต่เมื่อพิจารณา ณ ระดับนัยสำคัญ 10% พบว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเช่นกัน ยกเว้นใน

แบบจำลองที่ 1 เท่านั้นที่ไม่เห็นการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างจากการทดสอบด้วยวิธี Chow's Forecast Test

ผลจากการทดสอบการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างในแต่ละสมการตัวแปรในแบบจำลอง เราจะเห็นได้ว่าส่วนใหญ่แล้ว เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรอัตราดอกเบี้ยซื้อคืน พันธบัตร (RP) และดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน (CORE) เป็นผลสืบเนื่องมาจากหลังการเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ อัตราดอกเบี้ยได้ปรับตัวลดลงอย่างมาก และประเทศไทยได้เปลี่ยนการดำเนินนโยบายทางการเงินมาเป็นการกำหนดอัตราเงินเฟ้อเป้าหมาย และใช้อัตราดอกเบี้ยระยะสั้นเป็นเครื่องมือ จึงทำให้เห็นผลความแตกต่างทางโครงสร้างได้อย่างเด่นชัด ในขณะที่ตัวแปรอื่นๆ ก็มีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างบ้างเช่นกันหลังช่วงการเปลี่ยนนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน แต่ไม่เห็นผลอย่างเด่นชัด ซึ่งผลที่ได้จากการทดสอบก็สอดคล้องกับเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นจริงในช่วงเวลานั้น

ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่า ภายหลังจากการเปลี่ยนนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน ทำให้แบบจำลองที่ทำการศึกษาทั้ง 6 แบบจำลอง ได้มีการเปลี่ยนแปลงไปจากช่วงเวลาก่อนหน้านี้ จึงทำการประมาณค่าแบบจำลองขึ้นมาใหม่ โดยไม่ทำการศึกษาข้อมูลในช่วงก่อนการเปลี่ยนนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน (ช่วงระหว่าง พ.ศ.2536 ไตรมาสหนึ่ง ถึงพ.ศ.2540 ไตรมาสสอง) เนื่องจากเป็นช่วงระยะเวลาที่สั้น และมีจำนวนข้อมูลเพียง 18 ตัว อาจทำให้ผลที่ได้ไม่น่าเชื่อถือ จึงทำการศึกษาเพียงช่วงระยะเวลาหลังจากการเปลี่ยนนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนเท่านั้น (ช่วงระหว่างพ.ศ.2540 ไตรมาสสาม ถึงพ.ศ.2547 ไตรมาสสี่) และจากการที่ราคาอสังหาริมทรัพย์มีตัวแทนที่ใช้ในการศึกษาอยู่ 2 ตัวแปร เพื่อให้ตัวแทนทั้งสองสามารถนำมาเปรียบเทียบกันได้ จึงได้ทำการทดสอบในช่วงเวลาเดียวกัน แต่เนื่องจากราคาบ้านเฉลี่ยมีข้อมูลตั้งแต่พ.ศ.2541 ไตรมาสหนึ่ง ดังนั้นในส่วน of แบบจำลองของความมั่งคั่งจากการถือครองอสังหาริมทรัพย์ จะเริ่มใช้ข้อมูลตั้งแต่พ.ศ.2541 ถึงพ.ศ.2547 ทำการศึกษาเพื่อสามารถนำตัวแทนทั้งสองแบบมาเปรียบเทียบกัน

สรุป คือ แบบจำลองที่ใช้สำหรับงานศึกษานี้ มีทั้งหมด 9 แบบจำลอง โดยที่แบบจำลองที่ 1-3 เป็นการศึกษาผลกระทบการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านราคาหลักทรัพย์ในช่วงพ.ศ.2540 ไตรมาสสาม ถึงพ.ศ.2547 ไตรมาสสี่ ส่วนแบบจำลองที่ 4-6 เป็นการศึกษาผลกระทบการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านราคาอสังหาริมทรัพย์ โดยใช้ดัชนีราคาบ้านเป็นตัวแทน และแบบจำลองที่ 7-9 เป็นการศึกษาผลกระทบการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านราคาอสังหาริมทรัพย์ โดยใช้ราคาบ้านเฉลี่ยเป็นตัวแทน และทำการศึกษาในช่วงพ.ศ.2541 ไตรมาสหนึ่ง ถึงพ.ศ.2547 ไตรมาสสี่ (ไม่สามารถทำการศึกษาในช่วงเดียวกับแบบจำลองที่ 1-3 ได้ เนื่องจากข้อจำกัดทางข้อมูลของราคาบ้านเฉลี่ย) เพื่อเปรียบเทียบผลของตัวแทนทั้ง 2 ตัวแปรว่ามีความสอดคล้องกันหรือไม่ อย่างไร

นอกจากนี้ทั้ง 9 แบบจำลอง จะมีการใส่ตัวแปรหุ่นที่แสดงให้เห็นถึงเปลี่ยนแปลงการดำเนินนโยบายการเงินในแบบจำลองในการวิเคราะห์ VECM และ VAR เพื่อรวมผลของการเปลี่ยนแปลงเข้าไปในระบบของแบบจำลองที่ทำการศึกษาด้วย

5.5 ผลการทดสอบ Unit Root ของข้อมูลในช่วงหลังการเปลี่ยนนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน

การทดสอบ Unit Root Test ด้วยวิธี ADF Test กับข้อมูลในช่วงเวลาหลังการเปลี่ยนนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน (ช่วงพ.ศ.2540 ไตรมาสสาม ถึงพ.ศ.2547 ไตรมาสสี่ ของตัวแปรในแบบจำลองที่ 1-3 และช่วงพ.ศ.2541 ไตรมาสหนึ่ง ถึงพ.ศ.2547 ไตรมาสสี่ ของตัวแปรในแบบจำลองที่ 4-9) ได้แสดงไว้ในตารางที่ 5-5, 5-6, 5-7 และ 5.8 ตามลำดับ

การทดสอบตัวแปรระดับ level ทั้ง 9 แบบจำลอง พบว่าตัวแปรทุกตัวมี Unit Root นั่นคือไม่มีคุณสมบัติ Stationary ดังนั้นจึงทำการหาผลต่างครั้งที่หนึ่งของตัวแปรเหล่านั้น ก่อนที่จะนำมาทดสอบด้วย ADF Test ใหม่อีกครั้งหนึ่ง หลังจากที่ได้หาค่าผลต่างครั้งที่หนึ่งของตัวแปรแล้ว ตัวแปรทั้งหมดต่างมีคุณสมบัติ Stationary

ตารางที่ 5-5: ผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (At Level) ของตัวแปรในแบบจำลองที่ 1-3

Variables	ADF Statistics	p-values	Optimal Lag (p)	MacKinnon Critical Values	
				ระดับความเชื่อมั่น 99%	ระดับความเชื่อมั่น 95%
RP	-2.837619	0.1966	1	-4.323979	-3.580623
LNSET	-2.670357	0.2550	0	-4.309824	-3.574244
LNTCE	0.461079	0.9983	7	-4.440739	-3.632896
LNCEN	-1.871261	0.6378	5	-4.394309	-3.612199
LNCED	-1.683892	0.7255	6	-4.416345	-3.622033
LNCORE	0.906747	0.8978	1	-2.650145	-1.953381

H_0 : Non-stationary

(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

ตารางที่ 5-6: ผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test (At Level)
ของตัวแปรในแบบจำลองที่ 4-9

Variables	ADF Statistics	p-values	Optimal Lag (p)	MacKinnon Critical Values	
				ระดับความเชื่อมั่น 99%	ระดับความเชื่อมั่น 95%
RP	-3.17630	0.1312	1	-4.356068	-3.595026
LNHPI	0.526639	0.9984	8	-4.532598	-3.673616
LNAHP	-2.361405	0.3860	7	-4.498307	-3.658446
LNTCE	-1.626880	0.7501	4	-4.416345	-3.622033
LNCEN	-1.819869	0.6619	4	-4.416345	-3.622033
LNCED	-2.769936	0.2215	5	-4.440739	-3.632896
LNCORE	-2.474602	0.3349	8	-4.532598	-3.673616

H_0 : Non-stationary

(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

ตารางที่ 5-7: ผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test
(At first-difference) ของตัวแปรในแบบจำลองที่ 1-3

Variables	ADF Statistics	p-values	Optimal Lag (p)	MacKinnon Critical Values	
				ระดับความเชื่อมั่น 99%	ระดับความเชื่อมั่น 95%
D_RP	-2.656893	0.0098**	0	-2.650145	-1.953381
D_LNSET	-2.075759	0.0387*	4	-2.653401	-1.953858
D_LNTCE	-5.363117	0.0015**	6	-4.440739	-3.632896
D_LNCEN	-6.627559	0.0004**	12	-4.667883	-3.733200
D_LNCED	-5.269957	0.0018**	6	-4.440739	-3.632896
D_LNCORE	-4.368939	0.0019**	0	-3.689194	-2.971853

H_0 : Non-stationary

(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

ตารางที่ 5-8: ผลการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller Test
(At first-difference) ของตัวแปรในแบบจำลองที่ 4-9

Variables	ADF Statistics	p-values	Optimal Lag (p)	MacKinnon Critical Values	
				ระดับความเชื่อมั่น 99%	ระดับความเชื่อมั่น 95%
D_RP	-2.347856	0.0209*	0	-2.656915	-1.954415
D_LNHPI	-6.364086	0.0000**	4	-2.674290	-1.957204
D_LNAHP	-2.480962	0.0162*	7	-2.692358	-1.960171
D_LNTCE	-3.031152	0.0468*	3	-3.752946	-2.998064
D_LNCEN	-4.273295	0.0141*	4	-4.440739	-3.632896
D_LNCED	-3.961631	0.0283*	6	-4.498307	-3.658446
D_LNCORE	-3.958577	0.0297*	7	-4.532598	-3.673616

H_0 : Non-stationary

(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

5.6 ผลการทดสอบจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของตัวแปรในระบบหลังการเปลี่ยนนโยบายอัตราแลกเปลี่ยน

การหาจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของตัวแปรในระบบ จะทำการทดสอบด้วยวิธี LR Test และ AIC เป็นหลัก เพื่อหาจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลองทั้ง 9 แบบจำลอง ดังแสดงไว้ในตารางที่ 5-9 โดยจำนวนความล่าช้าสูงสุดที่ใส่ได้ในระบบเท่ากับ 4

ตารางที่ 5-9: ผลการทดสอบจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Model 1: RP LNSET LNTCE LNCORE						
Exogenous variables: C DUMMY						
Sample: 1997:3 2004:4 Included observations: 26						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	106.2533	NA	6.14E-09	-7.557948	-7.170842	-7.446475
1	203.7985	150.0694	1.20E-11	-13.83065	-12.66933	-13.49623
2	225.3107	26.47665	8.95E-12	-14.25467	-12.31914	-13.69731
3	263.0770	34.86119	2.36E-12	-15.92900	-13.21926	-15.14869
4	313.8420	31.23996*	3.52E-13*	-18.60323*	-15.11927*	-17.59997*

Model 2: RP LNSET LNCEN LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1997:3 2004:4 Included observations: 26

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	106.1745	NA	6.18E-09	-7.551887	-7.164780	-7.440414
1	197.2771	140.1579	1.98E-11	-13.32901	-12.16769	-12.99459
2	209.5446	15.09838	3.01E-11	-13.04189	-11.10636	-12.48453
3	257.8525	44.59188	3.53E-12	-15.52711	-12.81737	-14.74680
4	308.2556	31.01733*	5.41E-13*	-18.17351*	-14.68955*	-17.17026*

Model 3: RP LNSET LNCED LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1997:3 2004:4 Included observations: 26

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	90.03495	NA	2.14E-08	-6.310381	-5.923274	-6.198908
1	177.2194	134.1300	9.25E-11	-11.78611	-10.62479	-11.45169
2	202.8119	31.49845	5.05E-11	-12.52399	-10.58846	-11.96663
3	227.8448	23.10723	3.55E-11	-13.21883	-10.50908	-12.43852
4	300.5578	44.74651*	9.79E-13*	-17.58137*	-14.09741*	-16.57812*

Model 4: RP LNHPH LNTCE LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1998:1 2004:4 Included observations: 24

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	169.7920	NA	1.64E-11	-13.48266	-13.08998	-13.37848
1	249.9166	120.1869	8.18E-14	-18.82638	-17.64833	-18.51384
2	280.5079	35.68986*	2.88E-14	-20.04232	-18.07890	-19.52143
3	299.0204	15.42713	3.69E-14	-20.25170	-17.50291	-19.52245
4	350.7858	25.88269	5.69E-15*	-23.23215*	-19.69799*	-22.29454*

Model 5: RP LNHPH LNCEN LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1998:1 2004:4 Included observations: 24

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	166.7039	NA	2.12E-11	-13.22533	-12.83264	-13.12115
1	237.1540	105.6752	2.37E-13	-17.76283	-16.58478	-17.45030
2	265.2913	32.82685*	1.02E-13	-18.77428	-16.81085	-18.25338
3	293.2943	23.33585	5.95E-14	-19.77453	-17.02574	-19.04527
4	342.2791	24.49240	1.16E-14*	-22.52326*	-18.98910*	-21.58565*

Model 6: RP LNHPI LNCED LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1998:1 2004:4 Included observations: 24

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	157.9158	NA	4.42E-11	-12.49298	-12.10030	-12.38880
1	224.8941	100.4674	6.58E-13	-16.74117	-15.56312	-16.42863
2	252.3576	32.04081*	3.01E-13	-17.69647	-15.73305	-17.17557
3	272.1268	16.47427	3.47E-13	-18.01056	-15.26177	-17.28131
4	322.5426	25.20791	5.99E-14*	-20.87855*	-17.34439*	-19.94093*

Model 7: RP LNAHP LNTCE LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1998:1 2004:4 Included observations: 24

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	116.5873	NA	1.38E-09	-9.048941	-8.656257	-8.944762
1	192.2810	113.5405	9.97E-12	-14.02341	-12.84536	-13.71088
2	218.5340	30.62857	5.04E-12	-14.87784	-12.91441	-14.35694
3	239.4313	17.41440	5.30E-12	-15.28594	-12.53715	-14.55669
4	295.5890	28.07883*	5.66E-13*	-18.63242*	-15.09825*	-17.69480*

Model 8: RP LNAHP LNCEN LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1998:1 2004:4 Included observations: 24

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	113.6732	NA	1.76E-09	-8.806099	-8.413414	-8.701920
1	187.8012	111.1920*	1.45E-11	-13.65010	-12.47204	-13.33756
2	208.3204	23.93914	1.18E-11	-14.02670	-12.06328	-13.50580
3	232.0023	19.73490	9.84E-12	-14.66686	-11.91807	-13.93760
4	278.0413	23.01951	2.44E-12*	-17.17011*	-13.63595*	-16.23250*

Model 9: RP LNAHP LNCED LNCORE

Exogenous variables: C DUMMY

Sample: 1998:1 2004:4 Included observations: 24

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	107.2395	NA	3.01E-09	-8.269955	-7.877270	-8.165775
1	176.2047	103.4478	3.81E-11	-12.68372	-11.50567	-12.37118
2	194.2785	21.08610	3.80E-11	-12.85654	-10.89312	-12.33564
3	211.2791	14.16721	5.53E-11	-12.93993	-10.19113	-12.21067
4	290.8567	39.78877*	8.40E-13*	-18.23806*	-14.70389*	-17.30044*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

หลังจากที่เราคำนวณความล่าช้าที่เหมาะสมสำหรับตัวแปรทั้ง 9 แบบจำลอง พบว่า ทั้ง 9 แบบจำลองมีค่าความล่าช้าที่เหมาะสมเท่ากับ 4 ทั้งนี้ในแบบจำลองที่ 1, 2, 3, 7 และ 9 การทดสอบความล่าช้าที่เหมาะสมด้วยวิธีต่างๆ ให้ผลตรงกัน ส่วนในแบบจำลองที่ 4, 5, 6 และ 8 ผลของ LR Test และ AIC ให้ผลไม่ตรงกัน จึงพิจารณาจากความล่าช้าที่ให้ผลตรงกันมากที่สุด พบว่า ผลของ AIC กับวิธีการอื่นๆ ให้ผลตรงกันทั้งหมด ยกเว้นผลของ LR Test จึงยึดผลของ AIC เป็นหลัก ดังนั้นจึงได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลองเท่ากับ 4

5.7 ผลการทดสอบ Cointegration ของแบบจำลอง

เมื่อได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมสำหรับแบบจำลองในแต่ละแบบจำลองแล้ว ขั้นตอนต่อไป คือ การทดสอบ Cointegration Test เพื่อดูว่ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวหรือไม่ ถ้ามีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแล้ว เราจะนำไปทดสอบด้วยวิธี VECM เพื่อดูว่าตัวแปรใดจะเป็นตัวที่ปรับเข้าสู่ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวในช่วงที่ทำการศึกษา เมื่อค่าความผิดพลาดเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว โดยความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวในส่วนนี้จะพิจารณาความสัมพันธ์ตามทฤษฎีที่ทำการศึกษา คือ พิจารณาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานที่เกิดจากกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงิน

นอกจากนี้ ถ้าพบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวระหว่างตัวแปรในแต่ละสมการของแบบจำลองแล้ว เราสามารถนำเอาตัวแปรเหล่านี้ไปทำการวิเคราะห์ด้วยวิธี VAR ได้ เนื่องจากค่า Error Term มีคุณสมบัติ Stationary ซึ่งไม่ทำให้เกิดปัญหา Spurious problem ซึ่งผลที่ได้จากการทดสอบพบว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาวอย่างน้อยหนึ่งความสัมพันธ์ในแต่ละสมการของแบบจำลองทั้ง 9 แบบจำลอง ดูผลได้ในภาคผนวก ข

5.8 ผลการทดสอบ Vector Error Correction (VECM)

หลังจากที่ทำการทดสอบ Cointegration Test แล้ว เราจะนำเอาความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานที่ได้มาสร้างแบบจำลองด้วยวิธี VECM²² ซึ่งสามารถแสดงให้เห็นถึงการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรตามในช่วงที่ทำการศึกษาจากการเปลี่ยนแปลง

²² ในแบบจำลอง VECM จะใช้ Cointegrating Equation เพียง 1 สมการ ถึงแม้ผลที่ได้จาก Cointegration Test มีมากกว่า 1 ก็ตาม เนื่องจากจะมีเพียง Cointegrating vector เดียวเท่านั้นที่ให้คำเครื่องหมายและขนาดของค่าสัมประสิทธิ์ที่สอดคล้องกับทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดูรายละเอียดเพิ่มเติมใน Cointegration and Error Correction Approach: ทางเลือกใหม่ในการประยุกต์ใช้กับแบบจำลองทางเศรษฐศาสตร์ภาคของไทย, รั้งสรรค์ นิตย์เสรี และ EVIEWS tutorial: Cointegration and error correction, Professor Roy Batchelor City University Business School, London & ESCP, Paris

ค่าของตัวแปรอิสระได้ โดยหากเกิด Shock ทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรดังกล่าวเปลี่ยนแปลงไปจากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวแล้ว ค่าความผิดพลาดดังกล่าว จะถูกแก้ไขให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว

ในส่วนนี้จะพิจารณาเฉพาะการปรับตัวของตัวแปรในแบบจำลอง โดยเมื่อเกิด Shock แล้ว ทำให้ค่าความผิดพลาดดังกล่าวเบี่ยงเบนออกจากความสัมพันธ์ดุลยภาพ ตัวแปรใดบ้างจะปรับตัว ทำให้ค่าความผิดพลาดกลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ซึ่งเราจะดูจากค่าสัมประสิทธิ์ของ Error Correction term โดยทดสอบด้วย t-test ถ้าสัมประสิทธิ์ของค่าความผิดพลาดมีนัยสำคัญ แสดงว่าตัวแปรนั้นจะมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ผลการทดสอบปรากฏในตารางที่ 5-10 และแบบจำลอง VECM ดูได้จากภาคผนวก ค²³

ตารางที่ 5-10: ผลการทดสอบ t-test ของค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความผิดพลาด
ในแบบจำลอง VECM

Model 1		Model 2		Model 3	
Variable	t-statistic	Variable	t-statistic	Variable	t-statistic
RP	4.83150**	RP	-3.79809**	RP	6.63605**
LNSET	-0.35964	LNSET	-0.01887	LNSET	-0.84442
LNTCE	1.32373	LNCEN	-1.36721	LNCED	1.86097
LNCORE	2.73536**	LNCORE	-2.75428**	LNCORE	1.80157
Model 4		Model 5		Model 6	
Variable	t-statistic	Variable	t-statistic	Variable	t-statistic
RP	1.10554	RP	3.10931**	RP	2.07790
LNHPI	-1.74766	LNHPI	-1.02735	LNHPI	0.61695
LNTCE	-0.71027	LNCEN	2.09276	LNCED	-1.36115
LNCORE	1.54978	LNCORE	0.72719	LNCORE	3.07617**

²³ แบบจำลอง VECM ทั้ง 9 แบบจำลอง จะแสดงเฉพาะค่าของ error correction term, constant และ dummy เท่านั้น เนื่องจากส่วนอื่นๆ ไม่ได้นำมาวิเคราะห์จึงไม่นำรายละเอียดเหล่านี้มาแสดง

Model 7		Model 8		Model 9	
Variable	t-statistic	Variable	t-statistic	Variable	t-statistic
RP	0.20169	RP	4.25045**	RP	-0.03451
LNAHP	-2.39910*	LNAHP	-1.41011	LNAHP	-3.26181**
LNTCE	-0.75168	LNCEN	2.07420	LNCED	-1.12269
LNCORE	1.57105	LNCORE	3.21595**	LNCORE	0.75446

$$H_0: \beta_2 = 0$$

(**) ปฏิเสธ Null hypothesis ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 (ร้อยละ 1)

การทดสอบในส่วนนี้สามารถบ่งบอกได้ว่าเมื่อเกิด Shock ขึ้น ทำให้เกิดการเบี่ยงเบนออกจากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวแล้ว ตัวแปรใดจะมีการปรับตัวระยะสั้นในช่วงที่ทำการศึกษา เพื่อให้ค่าความผิดพลาดดังกล่าวถูกแก้ไขให้กลับเข้าสู่ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว (ถ้าค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความผิดพลาดมีนัยสำคัญแตกต่างจากศูนย์ แสดงว่าตัวแปรนั้นจะมีการปรับตัวในระยะสั้นเพื่อให้ค่าความผิดพลาดที่เกิดขึ้นถูกแก้ไขให้เข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว) ผลการทดสอบที่ได้นั้นอยู่ในตารางที่ 5-10 แสดงให้เห็นว่าในช่วงที่ทำการศึกษานั้นแบบจำลองที่ 1, 2, 3, 5 และ 8 ตัวแปรอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรและดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานมีการปรับตัวระยะสั้น เพื่อให้ค่าความผิดพลาดที่เกิดขึ้นปรับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ยกเว้นในแบบจำลองที่ 3 และ 5 มีเพียงอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรที่ปรับตัวเท่านั้น ส่วนแบบจำลองที่ 7 และ 9 ตัวแปรที่มีการปรับตัวระยะสั้น คือ ราคาบ้านเฉลี่ย และในแบบจำลองที่ 6 มีตัวแปรดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานปรับตัวเท่านั้น ส่วนในแบบจำลองที่ 4 ไม่มีการปรับตัวแต่อย่างใด ถ้าพิจารณาทั้ง 9 แบบจำลอง พบว่า ในส่วนของการบริโภคของครัวเรือนทั้งในภาพรวม และสินค้าในประเภทต่างๆ ไม่มีการปรับตัวระยะสั้น เมื่อค่าความผิดพลาดเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพระยะยาว ซึ่งอาจเกิดจากการที่ครัวเรือนรักษาระดับการบริโภคของตนเอง

ดังนั้นเราจึงสรุปได้ว่าทั้ง 9 แบบจำลองที่ทำการศึกษา รูปแบบความสัมพันธ์ของแบบจำลองยังคงมีการเปลี่ยนแปลงเกิดขึ้นให้เห็น ซึ่งโดยภาพรวมแล้ว อัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรและดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานจะเป็นตัวหลักในการปรับค่าในระยะสั้น ทำให้ค่าความผิดพลาดที่เกิดขึ้นนั้นปรับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาวในช่วงที่ทำการศึกษา

ผลการศึกษาในส่วนนี้เป็นเพียงการศึกษาว่าตัวแปรใดบ้างที่เกิดการปรับตัวในระยะสั้น เพื่อให้ค่าความผิดพลาดที่เกิดขึ้นถูกแก้ไขให้กลับเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว ซึ่งแสดงให้เห็นถึงการปรับตัวระยะสั้นในช่วงที่ทำการศึกษาเท่านั้น และที่ไม่ได้ทำการศึกษาให้ละเอียดในส่วนของการ

วิเคราะห์ผลการทดสอบ VECM เนื่องจากวัตถุประสงค์หลักของการศึกษาต้องการทดสอบกลไกการส่งผ่านของนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์ และผลกระทบที่เกิดขึ้นเมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงในการดำเนินนโยบายการเงิน ซึ่งการศึกษาในส่วนนี้จะเน้นดูผลจากการทดสอบ Impulse Response และ Variance Decomposition ดังที่จะกล่าวในส่วนต่อไป

5.9 ผลการทดสอบ Impulse Response Function

หลังจากเลือกจำนวนความล่าช้าให้เหมาะสมแก่แบบจำลองทั้งหมดแล้ว ก่อนที่จะคำนวณ Impulse Response Function จากแบบจำลอง VAR ที่ประมาณค่าขึ้นมาได้นั้น จำเป็นต้องพิจารณาถึงลำดับของตัวแปรที่ใส่เข้าไปในแบบจำลอง ซึ่งทุกแบบจำลองในการศึกษานี้ ได้กำหนดให้ลำดับของตัวแปรเป็นดังนี้²⁴ ตัวแปรเครื่องมือนโยบายการเงิน (อัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรระยะ 14 วัน) ตัวแปรความมั่งคั่งของการถือครองสินทรัพย์ (จากการถือครองหลักทรัพย์และอสังหาริมทรัพย์ซึ่งจะเปลี่ยนไปในแต่ละแบบจำลอง) ตัวแปรเป้าหมายในการดำเนินนโยบาย (การบริโภคในภาพรวม และในสินค้าต่างชนิดกันซึ่งจะเปลี่ยนไปในแต่ละแบบจำลอง) และดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน สาเหตุที่ลำดับตัวแปรในลักษณะดังกล่าวก็เพื่อให้ค่าผิดพลาด (Error Term) ในช่วงเวลาที่ t ของตัวแปรอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรส่งผลกระทบโดยตรง (Direct Effect) ต่อตัวแปรภายในทุกตัวในช่วงเวลาที่ t ในขณะที่ตัวแปรภายในตัวอื่นๆ จะส่งผลกระทบทางอ้อม (Indirect Effect) ต่อตัวแปรอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตร ซึ่งการกำหนดลำดับของตัวแปรในลักษณะดังกล่าว ก็เพื่อให้การเปลี่ยนแปลงใดๆ ของ Shock ในอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรสามารถสะท้อนผลของการปรับเปลี่ยนนโยบายได้โดยตรง มิได้ถูกผลของตัวแปรอื่นมากระทบก่อน

ผลจาก Impulse Response Function ที่คำนวณได้จะแบ่งออกเป็น 2 ส่วนคือ ผล Impulse Response ที่มีต่อการความมั่งคั่งในการถือครองหลักทรัพย์ของครัวเรือน และที่มีต่อการความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือน (โดยในส่วนนี้จะมีตัวแทนด้านอสังหาริมทรัพย์ 2 ตัว คือ ดัชนีราคาบ้าน และราคาบ้านเฉลี่ย) เมื่อมีการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันขึ้นในระบบ ซึ่งผลการทดสอบ Impulse Response Function จะนำเสนอเฉพาะกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์ในด้านการบริโภคของครัวเรือน เมื่อเกิด Shock ขึ้นในระบบ ส่วนผลของ Shock ที่เกิดขึ้นกับตัวแปรอื่นๆ นอกเหนือจากที่กล่าวมา จะไม่นำผลมา

²⁴ การเรียงลำดับตัวแปรดังกล่าว เป็นการเรียงลำดับให้สอดคล้องกับพื้นฐานทางทฤษฎีที่ทำการศึกษา แต่เมื่อมีการเปลี่ยนลำดับของตัวแปรทั้ง 9 แบบจำลอง พบว่าไม่มีความแตกต่างกันในแบบจำลองที่ 1-9 ยกเว้นแบบจำลองที่ 1-3 ในกรณีที่ใช้ตัวแปรอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรเป็นตัวสุดท้าย จะทำให้ผลของ Impulse Response ที่ได้ไม่มีการเปลี่ยนแปลงแต่อย่างใดเมื่อเกิด Shock ในทุกๆ ตัวแปร

แสดงเนื่องจากการเปลี่ยนแปลงที่ไม่มีนัยสำคัญ ดูผล Impulse Response Function ได้จากภาพที่ 5-1

5.9.1 ผลการวิเคราะห์ Impulse Response ในแบบจำลองกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านราคาหลักทรัพย์ที่ครัวเรือนถือครอง

1. ผลกระทบจากอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรที่มีต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ (Fig.1a, 2a และ 3a)²⁵

เมื่อพิจารณาผลกระทบจากอัตราดอกเบี้ยที่เพิ่มขึ้นอย่างฉับพลันต่อแบบจำลองของการถือครองหลักทรัพย์ที่มีผลต่อพฤติกรรมการบริโภคของครัวเรือนในสินค้าโดยรวม ในสินค้าไม่คงทนและบริการ และในสินค้าคงทน (แบบจำลองที่ 1, 2 และ 3 ตามลำดับ) พบว่าส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ในรูปแบบที่เหมือนกันทั้ง 3 แบบจำลอง คือ จะส่งผลกระทบทำให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ลดลงทันทีที่อัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรปรับตัวเพิ่มขึ้น และผลกระทบจะค่อยๆ ลดลงไปเรื่อยๆ จนถึงไตรมาสที่ 4 และผันผวนอยู่รอบๆ ค่าศูนย์ แต่ผลกระทบที่เกิดขึ้นดังที่ได้กล่าวไปแล้วนั้น เป็นการเปลี่ยนแปลงที่ไม่มีนัยสำคัญ เนื่องจากช่วงความผันผวนของข้อมูล (± 2 S.E.) ค่อนข้างกว้าง ทำให้สรุปได้ว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรที่เพิ่มขึ้นอย่างฉับพลันไม่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์แต่อย่างใด

2. ผลกระทบจากดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ที่มีต่อการบริโภคในสินค้ารวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน (Fig.1b, 2b และ 3b)

เมื่อดูรูปแบบความสัมพันธ์ทั้ง 3 แบบจำลอง พบว่า เมื่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์มีการปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างฉับพลัน ส่งผลให้ครัวเรือนที่ถือครองหลักทรัพย์มีความมั่งคั่งเพิ่มสูงขึ้น แต่ความมั่งคั่งที่เกิดขึ้นกลับไม่ส่งผลต่อการบริโภคของครัวเรือน ทั้งในการบริโภคสินค้ารวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน เป็นเพียงการผันผวนเพียงเล็กน้อยรอบๆ ค่าศูนย์ ซึ่งสามารถสรุปได้ว่าความมั่งคั่งที่เพิ่มขึ้นจากการถือครองหลักทรัพย์ที่มีมูลค่าเพิ่มขึ้น ไม่ได้ส่งผลแต่อย่างใดต่อการบริโภคของครัวเรือนในสินค้ารวม และสินค้าในประเภทที่ต่างกัน

3. ผลกระทบจากการบริโภคในสินค้ารวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน ต่อดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน (Fig.1c, 2c และ 3c)

²⁵ Fig.1a, 2a และ 3a แสดงถึงผล Impulse Response ของแบบจำลองที่ 1, 2 และ 3 ตามลำดับ

เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงการบริโภคในสินค้าเพิ่มขึ้นอย่างทันทีทันใด ปรากฏว่าผลของการบริโภควม และการบริโภคในสินค้าไม่คงทนและบริการที่เพิ่มขึ้นนั้น ทำให้ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเพิ่มขึ้นทันทีและเปลี่ยนแปลงอย่างรวดเร็ว แต่เป็นผลการเปลี่ยนแปลงที่ไม่มีนัยสำคัญ (เนื่องจากช่วงความผันผวนของข้อมูลค่อนข้างกว้าง) และมีขนาดในการเปลี่ยนแปลงที่น้อยมาก อย่างไรก็ตาม ยังสามารถกล่าวได้ว่าการบริโภคในภาครวม และการบริโภคในสินค้าไม่คงทนและบริการนั้น มีแนวโน้มทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงในดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเพิ่มขึ้น เนื่องจากช่วงความผันผวนของข้อมูลส่วนใหญ่อยู่เหนือเส้นศูนย์ (สัดส่วนอยู่ในด้านบวกมากกว่าด้านลบ) ส่วนการบริโภคในสินค้าคงทนไม่ส่งผลให้ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเปลี่ยนแปลงไปแต่อย่างใด และการที่การบริโภคในสินค้าคงทนไม่ส่งผลต่อดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน อาจเนื่องมาจากสินค้าคงทนมีสัดส่วนเป็นเพียงร้อยละ 15.18²⁶ ของดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเท่านั้น จึงไม่ส่งผลอย่างเด่นชัดเท่าที่ควร

ผลที่เกิดขึ้นทั้งหมด แสดงให้เห็นว่ากลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านการถือครองหลักทรัพย์นั้น ไม่มีผลต่อครัวเรือนที่ถือครองหลักทรัพย์ โดยการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรที่เพิ่มขึ้น ไม่ได้ทำให้มูลค่าความมั่งคั่งของครัวเรือนเปลี่ยนแปลงไปแต่อย่างใด เนื่องจากราคาหลักทรัพย์ไม่มีการเปลี่ยนแปลงลดลง ยิ่งไปกว่านั้น แม้ว่าความมั่งคั่งจากการถือครองหลักทรัพย์ของครัวเรือนเพิ่มสูงขึ้น ก็ไม่ส่งผลต่อการบริโภคของครัวเรือน แสดงให้เห็นว่าไม่เกิด wealth effect แต่อย่างใด อย่างไรก็ตาม ก็ยังพบว่าการบริโภคที่เพิ่มขึ้นของครัวเรือนมีแนวโน้มส่งผลให้ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานปรับตัวขึ้นในขนาดที่แตกต่างจากเดิมเพียงเล็กน้อย

²⁶ เป็นการคำนวณจากน้ำหนักของสินค้าคงทนที่อยู่ในดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน (เป็นการเลือกสินค้าคงทนให้สอดคล้องกับการแบ่งแยกประเภทการบริโภคสินค้าของสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ) ซึ่งได้แก่ หมวดเครื่องนุ่งห่มและรองเท้า และหมวดเคหะสถาน เครื่องเรือน และเครื่องใช้ในบ้าน (ในหมวดของเคหะจะไม่นำค่าที่พักอาศัยมาคำนวณด้วยเนื่องจากไม่จัดเป็นสินค้าคงทน และมีน้ำหนักเป็นร้อยละ 18.01 โดยใช้พ.ศ.2541 เป็นปีฐาน) แต่ไม่มีการรวมพาหนะเข้าไปด้วย เนื่องจากไม่สามารถแยกผลเฉพาะออกจากหมวดของพาหนะ การขนส่ง และการสื่อสารได้ และหลังจากนั้นน้ำหนักของสินค้าคงทนที่อยู่ในดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานมาปรับน้ำหนักเป็นร้อยละร้อย เพื่อดูว่าสินค้าคงทนมีน้ำหนักเป็นสัดส่วนเท่าใดในน้ำหนักของสินค้าทั้งหมด การคำนวณค่าดังกล่าวเป็นเพียงค่าประมาณเท่านั้น คาดว่าในความเป็นจริงแล้วค่าที่ได้น่าจะมีความสูงกว่าค่าดังกล่าว เนื่องจากในขณะนี้ยังไม่ได้รวมยานพาหนะที่เป็นสินค้าคงทนเข้าไปในการคำนวณ รายละเอียดเพิ่มเติมในส่วนของดัชนีราคาผู้บริโภคได้จาก ดัชนีราคาผู้บริโภค ใน www.nesdb.go.th

5.9.2 ผลการวิเคราะห์ Impulse Response ในแบบจำลองกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านราคาอสังหาริมทรัพย์ที่ครัวเรือนถือครอง

1. ผลกระทบจากอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรที่มีต่อดัชนีราคาบ้าน (Fig. 4a, 5a และ 6a) และราคาบ้านเฉลี่ย (Fig. 7a, 8a และ 9a)

เมื่ออัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรมีการเปลี่ยนแปลงอย่างทันทีทันใด ส่งผลให้ดัชนีราคาบ้านมีการแกว่งตัวอย่างมากในช่วง 4 ไตรมาสแรก หลังจากนั้นมีความผันผวนอยู่รอบๆ ศูนย์ ยกเว้นในแบบจำลองที่ 6 ที่มีค่าอยู่เหนือค่าศูนย์เล็กน้อยตลอดช่วงระยะเวลา แต่รูปแบบที่เกิดขึ้นเป็นรูปแบบที่ไม่มีนัยสำคัญ ทำให้กล่าวได้ว่าอัตราดอกเบี้ยที่ปรับตัวเพิ่มขึ้น ไม่ส่งผลต่อดัชนีราคาบ้านแต่อย่างใด ซึ่งหมายถึงว่าไม่ได้ทำให้ความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ลดลง

ส่วนราคาบ้านเฉลี่ยมีการเปลี่ยนแปลงไปอย่างไรนั้น สามารถดูได้จาก Fig. 7a, 8a และ 9a จากรูปจะเห็นได้ว่าการเปลี่ยนแปลงเพียงเล็กน้อยเท่านั้นอยู่รอบๆ เส้นศูนย์ หรืออาจกล่าวได้ว่า ไม่มีการเปลี่ยนแปลงใดๆ เกิดขึ้นต่อราคาบ้านเฉลี่ย เมื่ออัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรมีค่าเพิ่มขึ้น

ผลกระทบจากอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรที่มีต่อมูลค่ารวมของดัชนีราคาบ้าน และราคาบ้านเฉลี่ย แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยที่เพิ่มขึ้น ไม่ได้ส่งผลกระทบทำให้ดัชนีราคาบ้าน และราคาบ้านเฉลี่ยลดลง หรืออาจกล่าวได้ว่าไม่ส่งผลกระทบทำให้ความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือนเปลี่ยนแปลงไปจากเดิมแต่อย่างใด

2. ผลกระทบจากดัชนีราคาบ้าน และราคาบ้านเฉลี่ยที่มีต่อการบริโภคในสินค้ารวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน (ผลกระทบจากดัชนีราคาบ้านดู Fig. 4b, 5b, และ 6b และผลกระทบจากราคาบ้านเฉลี่ยดู Fig. 7b, 8b และ 9b)

เมื่อดัชนีราคาบ้านมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นอย่างฉับพลัน ส่งผลต่อครัวเรือนที่ถือครองอสังหาริมทรัพย์มีความมั่งคั่งเพิ่มสูงขึ้น แต่ความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ที่เพิ่มขึ้นของครัวเรือนไม่ได้ส่งผลอย่างใดต่อการบริโภคในสินค้ารวม และสินค้าในแต่ละประเภท ดูได้จากรูปแบบการเปลี่ยนแปลงของทั้ง 3 แบบจำลอง เมื่อดัชนีราคาบ้านเพิ่มขึ้น การตอบสนองของการบริโภคทั้งในภาพรวม และสินค้าประเภทต่างๆ เป็นเพียงการเปลี่ยนแปลงที่ผันผวนอยู่รอบๆ ค่าศูนย์ ดังนั้นจึงสรุปได้ว่าความมั่งคั่งที่เพิ่มขึ้นจากการถือครองหลักทรัพย์ที่มีมูลค่าเพิ่มขึ้น ไม่ได้ส่งผลแต่อย่างใดต่อการบริโภคของครัวเรือนในสินค้ารวม และสินค้าในประเภทที่ต่างกัน

ส่วนราคาบ้านเฉลี่ยเมื่อมีการปรับตัวเพิ่มสูงขึ้นอย่างทันทีทันใด ส่งผลให้การบริโภคในภาพรวม และสินค้าไม่คงทนและบริการมีการเปลี่ยนแปลงแตกต่างจากเดิมเล็กน้อยอยู่รอบๆ ค่า

ศูนย์ ในขณะที่การบริโภคในสินค้าคงทนมีการเปลี่ยนแปลงลดลง และผันผวนค่อนข้างมาก แต่เนื่องจากช่วงค่าความผันผวนของข้อมูลเป็นช่วงกว้าง จึงสรุปได้ว่า การเปลี่ยนแปลงในการบริโภคสินค้าคงทนไม่มีนัยสำคัญ ดังนั้น เมื่อความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือนเพิ่มขึ้น จากการที่ดัชนีราคาบ้าน หรือราคาบ้านเฉลี่ยเพิ่มสูงขึ้น ไม่ได้ส่งผลทำให้การบริโภคของครัวเรือนทั้งในภาพรวม และการบริโภคในสินค้าประเภทต่างๆ มีการเปลี่ยนแปลงไปจากเดิม

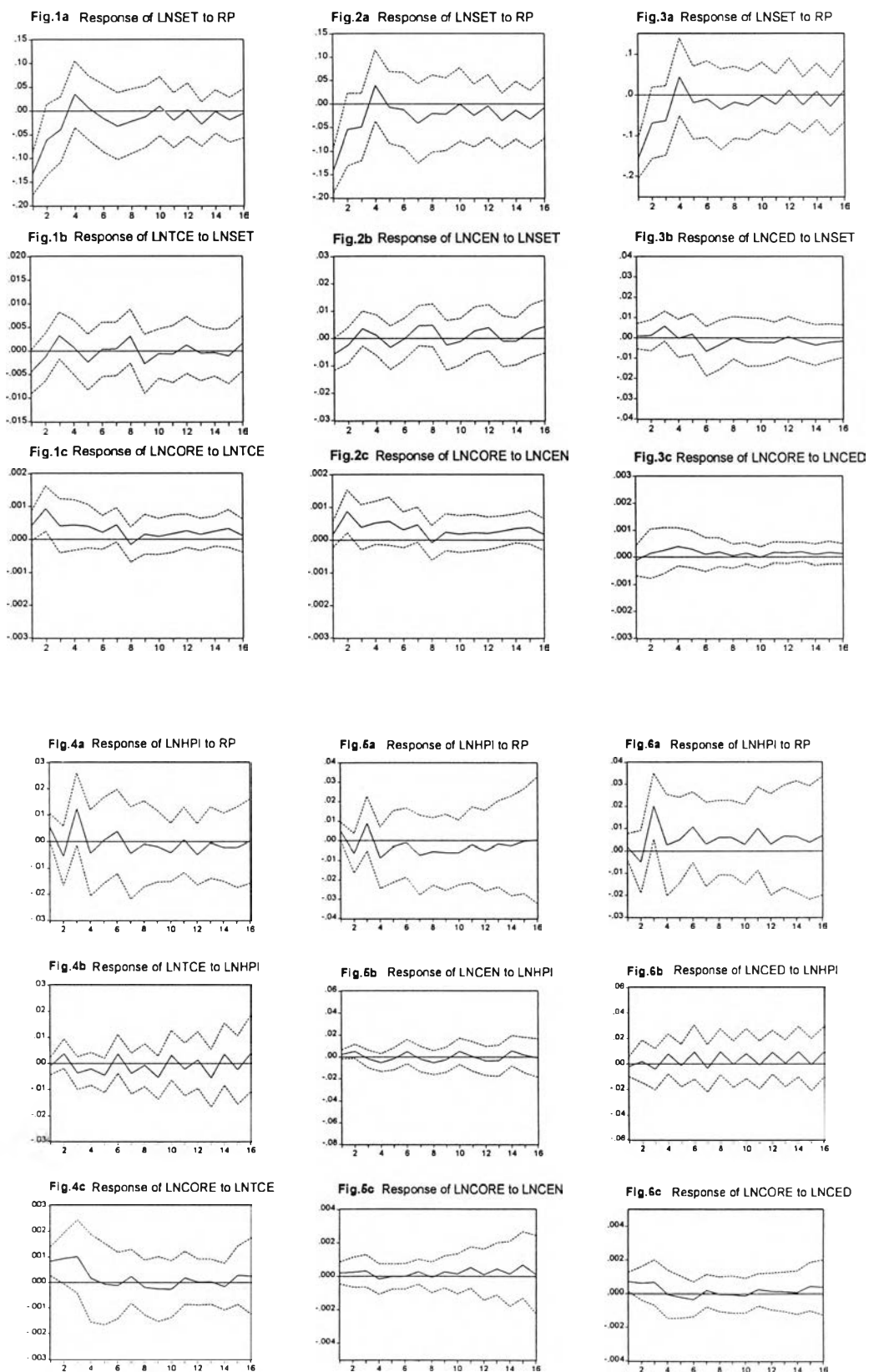
3. ผลกระทบจากการบริโภคในสินค้ารวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน ต่อดัชนีราคาผู้บริโภค (Fig. 4c, 5c, 6c, 7c, 8c และ 9c)

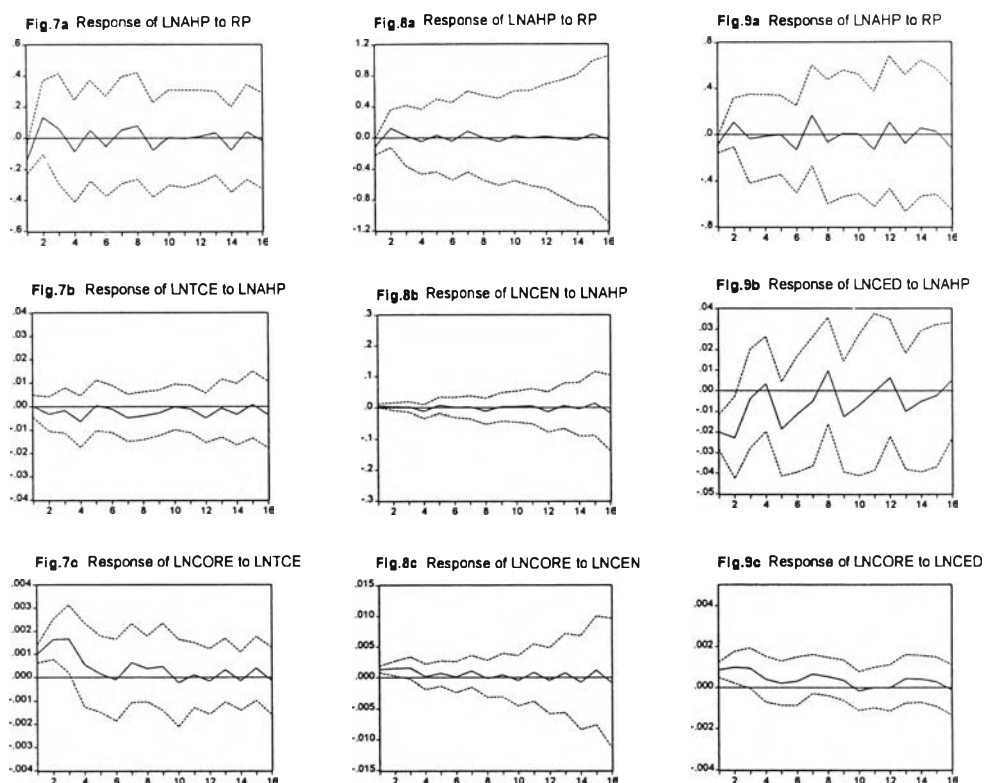
เมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงการบริโภคในสินค้าที่แตกต่างกันเพิ่มขึ้นอย่างทันทีทันใด ปรากฏว่าผลของการบริโภครวม การบริโภคในสินค้าไม่คงทนและบริการ และการบริโภคในสินค้าคงทน ทั้ง 6 แบบจำลอง ไม่ได้ทำให้ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นอย่างมีนัยสำคัญ และมีความผันผวนในขนาดที่เล็กอยู่รอบๆ ค่าศูนย์ทั้ง 6 แบบจำลอง

ผลที่เกิดขึ้นทั้งหมด แสดงให้เห็นว่าไม่มีกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านการถือครองอสังหาริมทรัพย์ จากทั้งดัชนีราคาบ้านและราคาบ้านเฉลี่ยที่เป็นตัวแทนของความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรไม่มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงในดัชนีราคาบ้านและราคาบ้านเฉลี่ย และการเปลี่ยนแปลงในดัชนีราคาบ้านและราคาบ้านเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลต่อการบริโภคเช่นกัน แสดงว่าไม่เกิด wealth effect แต่อย่างไรก็ตามนอกจากนี้การบริโภคทั้งในภาพรวม และการบริโภคสินค้าประเภทต่างๆ ที่เพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลต่อดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเช่นเดียวกัน ซึ่งตัวแทนของความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ทั้ง 2 ตัวแปร ให้ผลสรุปที่สอดคล้องตรงกันว่า ไม่เกิดกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือน

เมื่อนำผล Impulse Response ทั้งหมดที่เกิดขึ้นทั้ง 9 แบบจำลองมาพิจารณา จะพบว่าไม่เกิดกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์ที่มีผลต่อการบริโภคของครัวเรือนทั้งในภาพรวม และในประเภทสินค้าต่างๆ จากการถือครองหลักทรัพย์ และอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือนในช่วงที่ทำการศึกษา

ภาพที่ 5-1: ผลการคำนวณ Impulse Response Function ทั้ง 9 แบบจำลอง
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.





5.10 ผลการทดสอบ Variance Decomposition

ถึงแม้ว่าจะไม่พบผลของกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์จากการทดสอบด้วย Impulse Response Function แต่การทดสอบ Variance Decomposition ในส่วนนี้จะแสดงให้เห็นว่า ถ้ากลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์มีผลเกิดขึ้นจริงแล้ว ตัวแปรใดจะเป็นตัวที่ส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่นๆ มากที่สุด ซึ่งการคำนวณหา Variance Decomposition จะใช้การเรียงลำดับตัวแปรเหมือนกับที่ใช้ในการคำนวณ Impulse Response โดยผลการคำนวณ Variance Decomposition จะแสดงให้เห็นถึงขนาดของผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงนโยบายการเงินที่มีต่อตัวแปรในระบบ และจะทำการพิจารณาเฉพาะความแปรปรวนของค่าผิดพลาดจากการพยากรณ์ราคาสินทรัพย์ และการบริโภคของครัวเรือน (ในภาพรวม และสินค้าที่แตกต่างกัน) เพื่อเปรียบเทียบดูว่าอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตร ส่งผลอย่างไรต่อราคาสินทรัพย์ และการบริโภคของครัวเรือน

5.10.1 ผลการวิเคราะห์ Variance Decomposition ในแบบจำลองของการถือครองหลักทรัพย์ของครัวเรือน

1. ความแปรปรวนของค่าผิดพลาดจากการพยากรณ์ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ (Table.1a, 2a และ 3a ในภาคผนวก ง)

เมื่อพิจารณาความสามารถของอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตร ในการอธิบายความแปรปรวนของการพยากรณ์ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ พบว่า ส่งผลต่อความแปรปรวนของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์มากที่สุด และมีขนาดของผลกระทบใกล้เคียงกันทั้ง 3 แบบจำลอง โดยส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ของแบบจำลองการบริโภคในสินค้าคงทนมากที่สุด (Table.3a) ดังนี้ ในช่วงไตรมาสแรกส่งผลต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ร้อยละ 86.5 และค่อยๆ ปรับตัวลดลงมาจนไตรมาสที่ 16 ส่งผลกระทบประมาณร้อยละ 65.5 ส่วนผลกระทบต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ของแบบจำลองการบริโภคในภาพรวม และสินค้าไม่คงทนและบริการ นั้น มีสัดส่วนของผลกระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ใกล้เคียงกันมาก คือ ในไตรมาสแรกส่งผลกระทบอยู่ประมาณร้อยละ 81 และผลกระทบค่อยๆ ลดลง จนในไตรมาสที่ 16 เหลือผลกระทบประมาณร้อยละ 55 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าอัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์มากที่สุดเมื่อเปรียบเทียบกับผลกระทบจากตัวแปรอื่นๆ ในแบบจำลอง

2. ความแปรปรวนของค่าผิดพลาดจากการพยากรณ์การบริโภคสินค้าในภาพรวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน (Table.1b, 2b และ 3b)

เมื่อพิจารณาความสามารถของอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตร และดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ที่แสดงถึงความมั่งคั่งในการถือครองหลักทรัพย์ของครัวเรือน ในการอธิบายความแปรปรวนของการบริโภคในภาพรวม และในสินค้าต่างชนิด พบว่าเมื่อเทียบช่วงเวลาที่ทำกรพยากรณ์เดือนต่อเดือนแล้ว อัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรส่งผลต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์การบริโภคสินค้าของครัวเรือนในภาพรวม สินค้าไม่คงทนและบริการ เป็นผลค่อนข้างใกล้เคียงกันตลอดช่วง 16 ไตรมาส โดยเฉลี่ยประมาณร้อยละ 15.72 และ 16.46 ตามลำดับ ในส่วนของสินค้าคงทน อัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบมากที่สุด โดย 2 ไตรมาสแรกมีผลกระทบร้อยละ 12 ไตรมาสที่ 3-5 ส่งผลต่อความแปรปรวนร้อยละ 32 และตั้งแต่ไตรมาสที่ 6 เป็นต้นไป มีผลกระทบต่อกรบริโภคในสินค้าคงทนเฉลี่ยร้อยละ 45

ส่วนดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ส่งผลกระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์การบริโภคในภาพรวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน น้อยกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับอัตรา

ดอกเบ็ญชื้อคีนพันธบัตร โดยส่งผลกระทบสูงสุดประมาณร้อยละ 15.1, 15.6 และ 7.4 ตามลำดับ ซึ่งผลกระทบสูงสุดที่เกิดขึ้นยังคงมีค่าน้อยกว่าค่าเฉลี่ยของผลกระทบจากอัตราดอกเบ็ญชื้อคีนพันธบัตร

ถ้ากลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านการถือครองหลักทรัพย์มีผลเกิดขึ้นจริง ผลกระทบที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงในอัตราดอกเบ็ญชื้อจะเป็นตัวที่ส่งผลกระทบมากที่สุดต่อดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ (ซึ่งเป็นตัวที่แสดงถึงความมั่งคั่งในการถือครองหลักทรัพย์) และการบริโภคในสินค้าประเภทต่างๆ ยิ่งไปกว่านั้น ถ้าพิจารณาเฉพาะผลกระทบที่มีต่อการบริโภคในสินค้าประเภทต่างๆ พบว่า การเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบ็ญชื้อนโยบายจะส่งผลกระทบต่อการบริโภคในสินค้าคงทนมากกว่าในสินค้าไม่คงทนและบริการ ส่วนการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ส่งผลกระทบต่อการบริโภคน้อยกว่าโดยเปรียบเทียบ

5.10.2 ผลการวิเคราะห์ Variance Decomposition ในแบบจำลองของการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือน

1. ความแปรปรวนของค่าผิดพลาดจากการพยากรณ์ดัชนีราคาบ้าน (Table.4a, 5a และ 6a) และราคาบ้านเฉลี่ย (Table 7a, 8a และ 9a)

เมื่อพิจารณาความสามารถของอัตราดอกเบ็ญชื้อคีนพันธบัตร ในการอธิบายความแปรปรวนของการพยากรณ์ดัชนีราคาบ้าน พบว่า ส่งผลต่อความแปรปรวนของดัชนีราคาบ้านมากที่สุด โดยการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบ็ญชื้อส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาบ้านของแบบจำลองการบริโภคในสินค้าคงทนมากที่สุด (Table.6a) ดังนี้ ในช่วงสองไตรมาสแรกส่งผลต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ไม่เกินร้อยละ 7 และส่งผลกระทบอย่างมากตั้งแต่ไตรมาสที่ 3 ซึ่งส่งผลกระทบต่ำสุดตลอดช่วงระยะเวลาประมาณร้อยละ 50.4 ส่วนผลกระทบต่อแบบจำลองการบริโภคในภาพรวมและสินค้าไม่คงทนและบริการนั้น มีสัดส่วนของผลกระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ใกล้เคียงกันมาก คือ ในไตรมาสแรกส่งผลกระทบอยู่ประมาณร้อยละ 16 และผลกระทบได้ปรับเพิ่มขึ้น จนในไตรมาสที่ 16 มีผลกระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ประมาณร้อยละ 31.6 และ 35.3 ตามลำดับ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าอัตราดอกเบ็ญชื้อส่งผลกระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ดัชนีราคาบ้านมากที่สุดเมื่อเปรียบเทียบกับผลกระทบจากตัวแปรอื่นๆ ในแบบจำลอง

ส่วนความสามารถของอัตราดอกเบ็ญชื้อคีนพันธบัตร ในการอธิบายความแปรปรวนของการพยากรณ์ราคาบ้านเฉลี่ย พบว่า ให้ผลสอดคล้องกับการอธิบายความแปรปรวนของการพยากรณ์ดัชนีราคาบ้าน คือ อัตราดอกเบ็ญชื้อส่งผลกระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์ดัชนีราคาบ้านเฉลี่ยมากที่สุดเมื่อเปรียบเทียบกับผลกระทบจากตัวแปรอื่นๆ ในแบบจำลอง โดยส่งผล

กระทบต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์เฉลี่ยร้อยละ 30.8, 21.2 และ 26.8 เรียงตามลำดับของแบบจำลอง

2. ความแปรปรวนของค่าผิดพลาดจากการพยากรณ์การบริโภคสินค้าในภาพรวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน (Table.4b, 5b, 6b, 7b, 8b และ 9b)

เมื่อพิจารณาความสามารถของอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตร และดัชนีราคาบ้านที่แสดงถึงความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือน ในการอธิบายความแปรปรวนของการพยากรณ์การบริโภคในภาพรวม และในสินค้าต่างชนิด (Table.4b, 5b และ 6b) พบว่าเมื่อเทียบช่วงเวลาที่ทำการพยากรณ์เดือนต่อเดือนแล้ว อัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรส่งผลต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์การบริโภคสินค้าของครัวเรือนในภาพรวม สินค้าไม่คงทนและบริการ และสินค้าคงทน เมื่อเวลาผ่านไปเป็นผลค่อนข้างลดลงจากช่วงเวลาเริ่มต้น โดยค่าต่ำสุดที่ส่งผลต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์การบริโภคสินค้าของครัวเรือนในช่วงที่พิจารณามีค่าเท่ากับร้อยละ 23.1, 20.2 และ 32.6 ตามลำดับ (ยกเว้นในกรณีของการบริโภคในสินค้าไม่คงทนและบริการที่ผลกระทบมีค่าเพิ่มขึ้นเมื่อเวลาผ่านไป) เมื่อพิจารณาเฉพาะผลของอัตราดอกเบี้ยต่อการบริโภคในประเภทต่างๆ จะเห็นได้ชัดว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยจะส่งผลกระทบต่อการบริโภคในสินค้าคงทนมากที่สุด ส่วนลักษณะผลกระทบของดัชนีราคาบ้านต่อค่าความแปรปรวนของการบริโภคของครัวเรือน เมื่อเวลาผ่านไปมีค่าเพิ่มขึ้นและลดลงอยู่ในส่วนต่างแฉกๆ และมียุทธศาสตร์สูงสุดที่ส่งผลต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์เท่ากับร้อยละ 23.9, 12.4 และ 14.8 ตามลำดับ (เรียงลำดับตามแบบจำลอง) แสดงให้เห็นว่าผลกระทบของดัชนีราคาบ้านส่งผลกระทบต่อการบริโภคน้อยกว่าอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตร

เมื่อพิจารณาความสามารถของอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตร และราคาบ้านเฉลี่ยที่แสดงถึงความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของครัวเรือน ในการอธิบายความแปรปรวนของการบริโภคในภาพรวม และในสินค้าต่างชนิด (Table.7b, 8b และ 9b) พบว่าเมื่อเทียบช่วงเวลาที่ทำการพยากรณ์เดือนต่อเดือนแล้ว อัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรส่งผลต่อความแปรปรวนในการพยากรณ์การบริโภคสินค้าของครัวเรือนในภาพรวม และสินค้าไม่คงทนและบริการ มากกว่าราคาบ้านเฉลี่ย แต่ในกรณีของสินค้าคงทน ราคาบ้านเฉลี่ยส่งผลกระทบมากกว่าโดยที่การเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบสูงสุดร้อยละ 16.2 ในขณะที่ราคาบ้านเฉลี่ยส่งผลกระทบน้อยที่สุดร้อยละ 55.7 ส่วนในกรณีของการพยากรณ์การบริโภคสินค้ารวม และสินค้าไม่คงทนและบริการ นั้น อัตราดอกเบี้ยมีความสามารถในการอธิบายความแปรปรวนของการพยากรณ์ได้มากกว่าราคาบ้านเฉลี่ยตลอดช่วง 16 ไตรมาส โดยที่อัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบเฉลี่ยร้อยละ 24.1 และ 37.1 ส่วนราคาบ้านเฉลี่ยส่งผลกระทบเฉลี่ยร้อยละ 11.37 และ 14.1 ตามลำดับ

ถ้ากลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านการถือครองอสังหาริมทรัพย์มีผลเกิดขึ้นจริง ผลกระทบที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงในอัตราดอกเบี้ยจะเป็นตัวที่ส่งผลกระทบมากที่สุดต่อดัชนีราคาบ้านและราคาบ้านเฉลี่ย (ซึ่งเป็นตัวที่แสดงถึงความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์) และการบริโภคในสินค้าประเภทต่างๆ ในขณะที่ความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ส่งผลกระทบต่อการบริโภคของครัวเรือนน้อยกว่าอัตราดอกเบี้ย ยกเว้นในส่วนของแบบจำลองที่ 9 ที่ผลของความมั่งคั่งส่งผลมากกว่า

5.11 สรุปผลการวิเคราะห์ข้อมูล

ถึงแม้ว่าในงานศึกษานี้จะไม่ปรากฏผลของกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์ ทั้งจากการเปลี่ยนแปลงของราคาหลักทรัพย์และอสังหาริมทรัพย์ในช่วงที่ทำการศึกษาจากการทดสอบด้วย Impulse Response Function แต่เรายังคงพบว่า ตัวแปรที่นำมาใช้ศึกษาการส่งผ่านนโยบายการเงินนั้น ยังคงมีความสัมพันธ์ในระยะยาวซึ่งกันและกัน และมีการปรับตัวระยะสั้นเมื่อเกิดค่าความผิดพลาด ทำให้เบี่ยงเบนออกไปจากความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว จากการทดสอบด้วย Cointegration และ VECM

ในการทดสอบ Impulse Response Function แสดงให้เห็นว่าไม่พบการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์ที่มีต่อการอุปโภคบริโภคของครัวเรือนทั้งในภาพรวม และสินค้าต่างชนิดกัน เมื่อแยกการพิจารณาการถือครองสินทรัพย์ต่างชนิดกัน พบว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยที่เพิ่มขึ้นไม่ส่งผลทำให้ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ลดลงหรือเปลี่ยนแปลงไปจากเดิม และถึงแม้ว่าความมั่งคั่งที่เพิ่มขึ้นจากการที่ดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์เพิ่มขึ้น ก็ไม่ส่งผลต่อการบริโภคของครัวเรือนทั้งในการบริโภคโดยรวม และสินค้าที่ต่างชนิดกัน ในขณะที่การบริโภคของครัวเรือนที่เพิ่มขึ้น ยังพอแสดงให้เห็นถึงแนวโน้มที่จะเพิ่มขึ้นของดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน แต่การเปลี่ยนแปลงในการบริโภคสินค้าคงทนไม่ส่งผลต่อดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน เนื่องจากสินค้าคงทนมีส่วนอยู่ในดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานร้อยละ 15.18 จึงทำให้ไม่เห็นผลกระทบ นอกจากนี้ในส่วนของ การถือครองสินทรัพย์ในรูปอสังหาริมทรัพย์ โดยใช้ดัชนีราคาบ้านและราคาบ้านเฉลี่ยเป็นตัวแทน ทั้งสองตัวแปรให้ผลการทดสอบเหมือนกันคือ อัตราดอกเบี้ยที่เพิ่มขึ้นไม่ส่งผลต่อดัชนีราคาบ้านและราคาบ้านเฉลี่ย ซึ่งเมื่อพิจารณาให้ตัวแทนของราคาอสังหาริมทรัพย์ทั้ง 2 ตัวเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นทำให้ความมั่งคั่งในการถือครองสินทรัพย์สูงขึ้น ก็ไม่ส่งผลต่อการบริโภคของครัวเรือนเช่นกัน นอกจากนี้การบริโภคของครัวเรือนที่เพิ่มขึ้นก็ไม่ส่งผลกระทบต่อดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานดังเช่นผลที่เกิดขึ้นในแบบจำลองการถือครองหลักทรัพย์ที่ยังพอแสดงให้เห็นแนวโน้มที่เกิดขึ้นบ้าง

นอกจากนั้นผลของการทดสอบ Variance Decomposition แสดงให้เห็นว่าถ้ามีกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์เกิดขึ้น อัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรจะมีความสามารถในการอธิบายความแปรปรวนในการพยากรณ์ราคาสินทรัพย์ชนิดต่างๆ มากที่สุด ซึ่งหมายถึง การเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของราคาสินทรัพย์ และอัตราดอกเบี้ยซื้อคืนพันธบัตรมีความสามารถในการอธิบายความแปรปรวนในการพยากรณ์การบริโภคสินค้าของครัวเรือนในภาพรวม, การบริโภคสินค้าไม่คงทนและบริการ และการบริโภคสินค้าคงทน มากกว่าความมั่งคั่งในการถือครองสินทรัพย์ของครัวเรือนในทุกๆ ประเภท ไม่ว่าจะเป็นจากดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ หรือจากดัชนีราคาบ้าน หรือจากราคาบ้านเฉลี่ยที่เพิ่มขึ้น (ยกเว้นในแบบจำลองที่ 9 ที่ความมั่งคั่งมีผลมากกว่าอัตราดอกเบี้ย) อันหมายถึงอัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบต่อความมั่งคั่งในการถือครองสินทรัพย์ของครัวเรือนที่มีต่อการบริโภค และเมื่อพิจารณาการบริโภคของครัวเรือนในประเภทสินค้าต่างๆ พบว่า ผลกระทบของอัตราดอกเบี้ยในแบบจำลองกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านราคาหลักทรัพย์และกลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านดัชนีราคาบ้าน ให้ผลสรุปที่ตรงกันว่า อัตราดอกเบี้ยส่งผลกระทบต่อการบริโภคในสินค้าคงทนมากกว่าสินค้าไม่คงทนและบริการ ซึ่งสาเหตุที่ทำให้อัตราดอกเบี้ยมีผลกระทบต่อการบริโภคมากกว่าผลของความมั่งคั่ง และส่งผลต่อการบริโภคในสินค้าคงทนมากที่สุด น่าจะมาจากการที่อัตราดอกเบี้ยได้ส่งผลกระทบต่อปัจจัยอื่นๆ ด้วย เช่น การปล่อยสินเชื่อของสถาบันการเงิน เนื่องจากในช่วงที่ผ่านมา อัตราดอกเบี้ยอยู่ในระดับที่ต่ำอย่างต่อเนื่อง การขยายตัวของสินเชื่อในส่วนของครัวเรือนได้เพิ่มขึ้นอย่างมาก และประมาณร้อยละ 36 ของสินเชื่อทั้งหมด ครัวเรือนจะนำไปใช้จ่ายในการเช่าซื้อบ้านและที่ดิน ซึ่งเป็นเพียงส่วนหนึ่งของการสินค้าคงทน และเป็นสัดส่วนที่มากกว่าการนำไปใช้จ่ายเพื่อการบริโภค ดังนั้นการเปลี่ยนแปลงของอัตราดอกเบี้ยจึงส่งผลกระทบต่อสินค้าคงทนมากกว่า

ผลที่ได้จากการทดสอบ Impulse Response Function และ Variance Decomposition แสดงให้เห็นว่ากลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านราคาสินทรัพย์ที่มีผลต่อการอุปโภคบริโภคของครัวเรือนไม่ทำงาน อาจเกิดจากการที่ประชาชนยังคงถือครองหลักทรัพย์ทั้ง 2 ชนิดนี้ในปริมาณที่น้อยถ้าเทียบกับการฝากเงินในสถาบันการเงิน (ถ้าข้อมูลที่มีอยู่สะท้อนสัดส่วนที่แท้จริงของการถือครองสินทรัพย์ ผลที่ได้ก็จะสอดคล้องกับข้อมูลที่มีอยู่) และในส่วนของตลาดหลักทรัพย์ ยังไม่มีการเปิดเผยจำนวนคนที่ถือครองหลักทรัพย์ ดังนั้นถ้าจำนวนคนที่ถือครองหลักทรัพย์มีปริมาณน้อยแล้ว ย่อมไม่สามารถสะท้อนการบริโภคโดยรวมของทั้งประเทศได้ การส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านการถือครองหลักทรัพย์จึงไม่เกิดผล นอกจากนี้ลักษณะการถือครองอสังหาริมทรัพย์ของคนไทย นิยมซื้อขายบ้านใหม่มากกว่าบ้านมือสอง และไม่นิยมขายบ้าน ซึ่งแตกต่างจาก

ประเทศที่พัฒนาแล้วที่มีผลของ wealth effect เกิดขึ้น จึงอาจทำให้ครัวเรือนไม่ตระหนักถึงรายได้ที่เพิ่มขึ้นจากราคาส่งหาริมทรัพย์ที่เพิ่มขึ้น ทำให้ผลของความมั่งคั่งในการถือครองอสังหาริมทรัพย์ไม่ชัดเจน ดังนั้นผลกระทบของนโยบายการเงินผ่านราคาสินทรัพย์ทั้งจากการถือครองหลักทรัพย์และอสังหาริมทรัพย์จึงไม่เห็นผล อย่างไรก็ตาม ผลที่ได้จากการศึกษานี้สอดคล้องกับผลที่ได้จากงานศึกษาของดร.ปิติ และพินรัฐ (2545) ในช่วงพ.ศ.2536 ไตรมาสหนึ่ง ถึงพ.ศ. 2544 ไตรมาสสี่ ที่ว่ากลไกการส่งผ่านนโยบายการเงินผ่านช่องทางราคาสินทรัพย์ส่งผลกระทบต่อเพียงเล็กน้อยต่อการขยายตัวของระบบเศรษฐกิจ แต่เป็นการพิจารณาเฉพาะราคาสินทรัพย์ของตลาดหลักทรัพย์เท่านั้น