

## บทที่ 4

### ผลการศึกษา

บทนี้เป็นการนำเสนอผลการศึกษาด้วยการวิเคราะห์ในเชิงปริมาณ (Quantitative Analysis) ใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่เป็นตัวแปรของปัจจัยทางเศรษฐกิจ ได้แก่ การเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอดติด (GBDI) การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (GECH) การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) และการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าสินค้าเกษตรส่งออกหลักของไทย ได้แก่ การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก (GRICE) การเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา (GRUBBER) โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ มกราคม ปี พ.ศ. 2545 – ธันวาคม ปี พ.ศ. 2553 มีขั้นตอนวิธีการศึกษาดังนี้

เริ่มจากการทดสอบคุณสมบัติ Stationary ของตัวแปรแต่ละตัวที่ใช้ในการศึกษา โดยการทดสอบ Unit root test ด้วยวิธี Dickey – Fuller test (DF), Augmented Dickey – Fuller Test (ADF) และวิธี Phillips Peron test (PP) ว่าตัวแปรแต่ละตัวมีความเสถียรภาพหรือมีความสัมพันธ์กับตัวแปรในอดีตแต่ละช่วง และมีปัญหาความไม่เสถียรภาพของตัวแปรแต่ละตัวหรือมีความสัมพันธ์กับตัวแปรในอดีตในแต่ละช่วงเวลา และมีปัญหาความแปรปรวนไม่คงที่ (Heteroskedasticity) หรือไม่ ส่วนที่สองการทดสอบหาความสัมพันธ์เชิงคุณภาพในระยะยาว (Cointegration Test) เพื่อนำไปตัดสินใจเลือกแบบจำลองที่ใช้ในการประมาณค่าระหว่าง VAR และ VEC ส่วนที่สามการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ส่วนที่สี่ การวิเคราะห์ปฏิกิริยาการตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function) และส่วนสุดท้าย การทดสอบการแยกส่วนของความแปรปรวน (Variance Decomposition) โดยมีผลการศึกษา ดังนี้

#### 4.1 ผลการทดสอบ Unit root

จากการทดสอบด้วยวิธี Dickey – Fuller test (DF), Augmented Dickey – Fuller (ADF) และวิธี Phillips Perron Test (PP) แบบจำลองที่ใช้มี 3 แบบ ประกอบไปด้วย แบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดแกนและแนวโน้ม (None) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้ม (Intercept) และแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและแนวโน้ม (Intercept and Trend) ได้ผลการศึกษา ดังนี้

ตารางที่ 4.1 แสดงผลการทดสอบ Unit root โดยวิธี Dickey – Fuller test statistics ในระดับ Level

ตัวแปร	Dickey Fuller Test (DF)	เงื่อนไขที่รวมในสมการ	MacKinnon Critical Values	สรุป
			0.01	
GBDI	-7.293547	Constant	-2.586960	Stationary
	-7.395257	Constant and Trend	-3.572800	Stationary
GOIL	-4.383311	Constant	-2.587172	Stationary
	-4.387286	Constant and Trend	-3.574000	Stationary
GECH	-5.237613	Constant	-2.587387	Stationary
	-5.206682	Constant and Trend	-3.575200	Stationary
GRICE	-0.913591	Constant	-2.589531	Non - Stationary
	-1.849644	Constant and Trend	-3.602800	Non - Stationary
GRUBBER	-9.842870	Constant	-2.586960	Stationary
	-9.648565	Constant and Trend	-3.572800	Stationary

ที่มา: การคำนวณ

จากตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit root test) โดยวิธี Dickey – Fuller test statistics ในระดับ (Level) พบว่าตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก (GRICE) มีปัญหา Unit root แสดงถึงความไม่นิ่ง (Non- stationary) ของลักษณะข้อมูล ณ ระดับนัยสำคัญที่ 0.01

เมื่อพิจารณาปัญหาสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อน (Autocorrelation) ซึ่งสาเหตุของปัญหา มาจากหลายสาเหตุ หรือการกำหนดสมการผิดพลาด หรือเกิดจากการสร้างรูปฟังก์ชัน การเกิด Autocorrelation เป็นการเกิดสหสัมพันธ์ของตัวคลาดเคลื่อนมักเกิดขึ้นกับข้อมูลอนุกรมเวลาที่เราเรียกว่า serial correlation ซึ่งต่างจากปัญหาความแปรปรวนไม่คงที่ (Heteroscedasticity) จากการทดสอบสหสัมพันธ์ของตัวแปรพบว่า การเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอกลด (GBDI) การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (GECH) การเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) ผลของ Probability ของ t-test น้อยกว่า 0.05 (จากรูปภาคผนวกที่ 3-5) ดังนั้นต้องนำตัวแปรดังกล่าวไปทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller test statistics: Modified SIC ในระดับ Level ซึ่งได้ผลการทดสอบดังตารางที่ 4.2

ตารางที่ 4.2 แสดงผลการทดสอบ Unit root โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller test statistics:  
Modified SIC ในระดับ Level

ตัวแปร	Augmented Dickey Fuller Test (ADF)	เงื่อนไขที่รวมใน สมการ	MacKinnon Critical Values	สรุป
			0.01	
GBDI	-7.309453	Constant	-3.493129	Stationary
	-7.326012	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-7.344697	None	-2.586960	Stationary
GOIL	-4.379634	Constant	-3.493747	Non - Stationary
	-4.350640	Constant and Trend	-4.047795	Non - Stationary
	-4.361923	None	-2.587172	Stationary
GECH	-5.238796	Constant	-3.494378	Stationary
	-5.215611	Constant and Trend	-4.048682	Stationary
	-4.905146	None	-2.587387	Stationary
GRICE	-9.058644	Constant	-3.493129	Stationary
	-9.032131	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-9.082153	None	-2.586960	Stationary
GRUBBER	-10.01469	Constant	-3.493129	Stationary
	-9.969748	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-9.975588	None	-2.586960	Stationary

ที่มา: การคำนวณ

จากตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit root test) โดยวิธี Augmented Dickey – Fuller test statistics: Modified SIC ในระดับ Level พบว่าตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) มีปัญหา Unit root แสดงถึงความไม่นิ่ง (Non- stationary) ระดับนัยสำคัญที่ 0.1 จึงต้องไปทดสอบซ้ำด้วยวิธี Phillips Perron test ได้ผลการทดสอบดังตารางที่ 4.3

ตารางที่ 4.3 แสดงผลการทดสอบ Unit root โดยวิธี Phillips – Perron test ในระดับ Level

ตัวแปร	Phillips – Perron Test (PP)	เงื่อนไขที่รวมใน สมการ	MacKinnon Critical Values	สรุป
			0.01	
GBDI	-6.891471	Constant	-3.493129	Stationary
	-6.929676	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-6.939869	None	-2.586960	Stationary
GOIL	-6.375478	Constant	-3.493129	Stationary
	-6.345818	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-6.346915	None	-2.586960	Stationary
GECH	-7.076881	Constant	3.493129	Stationary
	-7.044458	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-6.807164	None	-2.586960	Stationary
GRICE	-8.976778	Constant	-3.493129	Stationary
	-8.946490	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-9.002692	None	-2.586960	Stationary
GRUBBER	-10.87223	Constant	-3.493129	Stationary
	-10.74592	Constant and Trend	-4.046925	Stationary
	-10.40044	None	-2.586960	Stationary

จากตารางที่ 4.3 ผลการทดสอบ Unit root ด้วยวิธี Phillips – Perron test ที่ระดับ (Level) พบว่าตัวแปรทุกตัวไม่มีปัญหาความนิ่งของข้อมูล ณ ระดับนัยสำคัญที่ 0.01 เนื่องจากค่าสัมบูรณ์ของค่า PP statistic มีค่ามากกว่าค่าวิกฤต MacKinnon critical values เพราะฉะนั้นจึงสามารถนำข้อมูลไปใช้ในการวิเคราะห์ได้ต่อไป

#### 4.2 ผลการทดสอบและเลือกความล่าช้า (Lag)

การประมาณค่าแบบจำลองที่เป็นอนุกรมเวลาต้องคำนึงถึงการเลือกความล่าช้า หรือ Lag ที่เหมาะสม จากกรณีที่ตัวแปรมีระยะเวลาในการส่งผลต่อตัวแปรอื่นในแบบจำลอง ในระบบเศรษฐกิจจริงจะมีความล่าช้าในการรับรู้ผลกระทบ

ในการศึกษาหลักทางสถิติที่ใช้ในการกำหนด Lag ที่เหมาะสมในการประมาณค่าแบบจำลอง VAR พิจารณาจากค่า Akaike information criterion (AIC) กับ Schwarz information criterion (SC) เป็นเกณฑ์ที่ใช้ในการพิจารณา โดยจะเลือกแบบจำลองที่มีค่า AIC และ SC ที่มีค่าน้อยที่สุด หากแต่ AIC และ SC ให้ผลที่ไม่สอดคล้องกัน จะพิจารณาเลือกค่า SC เป็นหลัก ค่า AIC อาจให้ผลประมาณค่าเกินกว่าจำนวน Lag ที่เหมาะสม อีกทั้งการใช้ AIC เหมาะกับข้อมูลที่มีขนาดเล็กและ SC เหมาะกับข้อมูลที่มีขนาดใหญ่ ดังนั้นการศึกษาค้างนี้จึงเลือกพิจารณา ค่า SC เป็นหลัก ซึ่งแสดงผลดังตาราง 4.4

ตารางที่ 4.4 แสดงผลการเลือกความล่าช้าของการศึกษา การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก  
กับการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยทางเศรษฐกิจ

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3765.889	NA	1.40e+28	76.15938	76.26423*	76.20180
1	-3734.221	60.13747	1.02e+28*	<b>75.84285*</b>	76.36712	76.05497*
2	-3721.677	22.80756	1.10e+28	75.91267	76.85635	76.29448
3	-3706.339	26.64701	1.11e+28	75.92605	77.28914	76.47756
4	-3696.108	16.94893	1.26e+28	76.04259	77.82510	76.76379
5	-3675.534	32.42000*	1.16e+28	75.95018	78.15210	76.84108
6	-3659.335	24.21631	1.18e+28	75.94616	78.56750	77.00676
7	-3645.640	19.36758	1.27e+28	75.99272	79.03346	77.22301
8	-3635.484	13.54088	1.48e+28	76.11078	79.57094	77.51077

ที่มา: จากการคำนวณ

\* 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

จากตารางที่ 4.4 ไม่สามารถใช้ Lag ที่ 0 ของ SC เพราะจะไม่สามารถอธิบายความล่าช้าที่เกิดขึ้นกับตัวแปร พิจารณา AIC พบว่า Lag ที่เหมาะสมเท่ากับ 1 เนื่องจากค่าของ AIC ลดลงจาก Lag ที่ 8 จนต่ำสุดที่เท่ากับ 75.84285 ซึ่งหมายถึงผลกระทบจากตัวแปรในแต่ละตัวในปัจจุบัน จะส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่นและตัวมันเอง ในหนึ่งช่วงเวลาถัดไปข้างหน้า

ตารางที่ 4.5 แสดงผลการเลือกความล่าช้าของการศึกษา การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าทางพารา  
กับการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยทางเศรษฐกิจ

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3816.673	NA	3.90e+28	77.18530	77.29016*	77.22773
1	-3785.336	59.50720	2.86e+28	76.87548	77.39975	77.08760*
2	-3769.010	29.68486	2.85e+28*	<b>76.86888*</b>	77.81256	77.25070
3	-3760.658	14.50966	3.34e+28	77.02340	78.38649	77.57491
4	-3748.740	19.74317	3.65e+28	77.10586	78.88836	77.82706
5	-3736.321	19.56939	3.98e+28	77.17820	79.38012	78.06910
6	-3709.159	40.60589*	3.23e+28	76.95271	79.57404	78.01330
7	-3699.077	14.25685	3.74e+28	77.07227	80.11301	78.30256
8	-3683.571	20.67501	3.91e+28	77.08224	80.54240	78.48223

\* 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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.5 ไม่สามารถใช้ Lag ที่ 0 ของ SC เพราะจะไม่สามารถอธิบายความล่าช้าที่เกิดขึ้นกับตัวแปร พิจารณา AIC พบว่า Lag ที่เหมาะสมเท่ากับ 2 เนื่องจากค่าของ AIC ลดลงจาก Lag ที่ 8 จนต่ำสุดที่เท่ากับ 76.86888 ซึ่งหมายถึงผลกระทบจากตัวแปรในแต่ละตัวในปัจจุบันจะส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่นและตัวมันเอง ในสองช่วงเวลาลัดไปข้างหน้า

#### 4.3 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration Test)

การทดสอบหา Cointegration ของตัวแปรในความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปร เพื่อพิจารณาความเหมาะสมในการเลือกใช้แบบจำลอง ต้องทดสอบแบบจำลองด้วยการทดสอบ Cointegration โดยใช้การทดสอบ Trace ให้ผลการทดสอบดังตารางที่ 4.6 และ 4.7 คือสามารถปฏิเสธสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ว่า Rank ของเมทริกซ์สัมประสิทธิ์ ( $\Pi$ ) เท่ากับ 0 แต่สามารถปฏิเสธได้ถ้า Rank ของเมทริกซ์สัมประสิทธิ์ ( $\Pi$ ) เท่ากับ 1

ตารางที่ 4.6 แสดงผลการทดสอบ Cointegration ของ Johansen ในส่วนของ GRICE

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.523305	182.3910	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.387101	104.5988	29.79707	0.0000
At most 2 *	0.264961	53.19554	15.49471	0.0000
At most 3 *	0.180280	20.87323	3.841466	0.0000

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.7 แสดงผลการทดสอบ Cointegration ของ Johansen ในส่วนของ GRUBBER

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.400712	145.0851	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.318727	91.83567	29.79707	0.0000
At most 2 *	0.264675	51.92122	15.49471	0.0000
At most 3 *	0.174528	19.94714	3.841466	0.0000

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.6 และ 4.7 การทดสอบความสัมพันธ์เชิงคู่ระยะยาว (Cointegration Test) พบว่าข้อมูลที่ศึกษามีลักษณะ Full Rank ซึ่งหมายความว่า ข้อมูลที่ศึกษามีลักษณะนี้ สามารถหาความสัมพันธ์ในระยะยาวใช้แบบจำลอง VAR ในการประมาณค่าตัวแปรทั้งหมด ตามสมมติฐานที่ว่าถ้าลำดับชั้น (Rank) เท่ากับ  $n$  ซึ่งเรียกว่า Full Rank เมื่อ Vector Process มีลักษณะนี้และเป็น VAR ใน Level สามารถใช้สมการ VAR ได้

#### 4.4 ผลการประมาณค่าแบบจำลอง VAR และผลการทดสอบ Stability

ผลการกำหนดตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลองและเลือกจำนวน Lag Order ที่เหมาะสมและทำการประมาณค่าแบบจำลอง VAR จากข้อมูลที่ใช้มีลักษณะ Stationary ได้ผลการประมาณค่าดังตารางที่ 4.8 และ 4.9

ตารางที่ 4.8 แสดงผลการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ในส่วนของ GRICE

	GBDI	GECH	GOIL	GRICE
GBDI(-1)	0.223893 (0.10197) [ 2.19570**]	-4.52E-07 (1.8E-06) [-0.24733]	5.71E-05 (1.9E-05) [ 3.02431***]	16401.52 (5341.54) [ 3.07056***]
GECH(-1)	-9719.027 (5422.24) [-1.79244*]	0.352610 (0.09720) [ 3.62754***]	-0.503975 (1.00409) [-0.50192]	3.78E+08 (2.8E+08) [ 1.33216]
GOIL(-1)	482.5724 (532.458) [ 0.90631]	0.005738 (0.00955) [ 0.60116]	0.234900 (0.09860) [ 2.38234***]	32224138 (2.8E+07) [ 1.15531]
GRICE(-1)	1.55E-06 (2.1E-06) [ 0.74636]	4.28E-13 (3.7E-11) [ 0.01152]	8.25E-10 (3.8E-10) [ 2.14772**]	-0.049078 (0.10861) [-0.45186]
C	-1629.106 (2795.03) [-0.58286]	-0.085663 (0.05011) [-1.70964*]	0.386865 (0.51758) [ 0.74745]	1.05E+08 (1.5E+08) [ 0.71637]

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขใน [วงเล็บ] คือ ค่าสถิติ t-statistics

- \*  $t > |1.645|$  มีนัยสำคัญที่ 0.1
- \*\*  $t > |1.960|$  มีนัยสำคัญที่ 0.05
- \*\*\*  $t > |2.576|$  มีนัยสำคัญที่ 0.01

จากทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองอนุกรมเวลาที่มีลักษณะ Stationary ประกอบด้วยตัวแปร GBDI GECH GOIL GRICE พบว่าความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 1 เดือนของตัวแปร GBDI (-1) พบว่า การเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอกลด 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างของดัชนีบอกลดในเดือนต่อมาเพิ่มขึ้น 0.2238983 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.19570 อย่างมีนัยสำคัญ และมีผลต่อส่วนต่างของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกในเดือนต่อมาเพิ่มขึ้น  $5.71 \times 10^{-5}$  เหรียญสหรัฐฯ ต่อบาร์เรล และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 3.02431 อย่างมีนัยสำคัญ และมีผลต่อส่วนต่างของมูลค่าข้าวส่งออกในเดือนต่อมาเพิ่มขึ้น 16,401.5 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 3.07056 อย่างมีนัยสำคัญ

ความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 1 เดือนของตัวแปร GECH (-1) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนถัดมาเพิ่มขึ้น 0.352610 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 3.62754 อย่างมีนัยสำคัญ

ความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 1 เดือนของตัวแปร GOIL (-1) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกในเดือนถัดมาเพิ่มขึ้น 0.234900 เหรียญสหรัฐฯ ต่อบาร์เรล และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.38234 อย่างมีนัยสำคัญ

ความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 1 เดือนของตัวแปร GRICE (-1) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าว 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกในเดือนถัดมาเพิ่มขึ้น  $8.25 \times 10^{-10}$  เหรียญสหรัฐฯ ต่อบาร์เรล และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.14772 อย่างมีนัยสำคัญ

ตารางที่ 4.9 แสดงผลการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ในส่วนของ GRUBBER

	GBDI	GECH	GOIL	GRUBBER
GBDI(-1)	0.245541 (0.10365) [ 2.36899**]	-8.49E-07 (1.9E-06) [-0.44132]	5.02E-05 (1.9E-05) [ 2.59616***]	1157.848 (8012.06) [ 0.14451]
GBDI(-2)	-0.178951 (0.10693) [-1.67357*]	-1.65E-07 (2.0E-06) [-0.08291]	8.27E-06 (2.0E-05) [ 0.41489]	6541.956 (8265.58) [ 0.79147]
GECH(-1)	-9559.746 (5615.24) [-1.70246*]	0.361293 (0.10424) [ 3.46600***]	-0.481817 (1.04732) [-0.46005]	6.10E+08 (4.3E+08) [ 1.40455]
GECH(-2)	2367.632 (5741.72) [ 0.41236]	-0.044190 (0.10659) [-0.41460]	0.097805 (1.07091) [ 0.09133]	1.29E+08 (4.4E+08) [ 0.29056]
GOIL(-1)	1277.402 (548.723) [ 2.32795**]	0.006295 (0.01019) [ 0.61801]	0.253177 (0.10234) [ 2.47377**]	59339044 (4.2E+07) [ 1.39896]
GOIL(-2)	-129.4595 (545.499) [-0.23732]	0.003267 (0.01013) [ 0.32260]	0.243362 (0.10174) [ 2.39191**]	1.21E+08 (4.2E+07) [ 2.87147***]
GRUBBER(-1)	-1.27E-06 (1.3E-06) [-0.97270]	-7.68E-12 (2.4E-11) [-0.31625]	-1.73E-10 (2.4E-10) [-0.70706]	-0.144960 (0.10116) [-1.43293]
GRUBBER(-2)	-2.41E-06 (1.3E-06) [-1.89912*]	-1.93E-11 (2.4E-11) [-0.82169]	-6.44E-10 (2.4E-10) [-2.72193***]	-0.168786 (0.09805) [-1.72147*]
C	-968.3084 (2824.88) [-0.34278]	-0.085544 (0.05244) [-1.63129]	0.385274 (0.52688) [ 0.73124]	2.46E+08 (2.2E+08) [ 1.12527]

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขใน [วงเล็บ] คือ ค่าสถิติ t-statistics

- \*  $t > |1.645|$  มีนัยสำคัญที่ 0.1
- \*\*  $t > |1.960|$  มีนัยสำคัญที่ 0.05
- \*\*\*  $t > |2.576|$  มีนัยสำคัญที่ 0.01

จากทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองอนุกรมเวลาที่มีลักษณะ Stationary ประกอบด้วยตัวแปร GBDI GECH GOIL GRUBBER พบว่าความล่าช้าที่ระยะล่าช้า 2 เดือนของ

ตัวแปร GBDI (-1) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลลติก 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างดัชนีบอลลติกในเดือนต่อมาเพิ่มขึ้น 0.245541 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.36899 อย่างมีนัยสำคัญ และส่วนต่างราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกในเดือนต่อมาเพิ่มขึ้น  $5.02 \times 10^{-5}$  เหรียญสหรัฐฯ ต่อบาเรล

จากความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 2 เดือนของตัวแปร GBDI (-2) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลลติก 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างดัชนีบอลลติกใน 2 เดือนต่อมาลดลง 0.178951 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -1.67357 อย่างมีนัยสำคัญ

จากความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 1 เดือนของตัวแปร GECH (-1) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างดัชนีบอลลติกในเดือนถัดมาลดลง 9559.746 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -1.70246 อย่างมีนัยสำคัญ และทำให้ส่วนต่างอัตราแลกเปลี่ยนในเดือนถัดมาเพิ่มขึ้น 0.361293 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 3.46600 อย่างมีนัยสำคัญ

จากความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 1 เดือนของตัวแปร GOIL (-1) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างดัชนีบอลลติกของในเดือนถัดมาเพิ่มขึ้น 1,277.402 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.32795 อย่างมีนัยสำคัญ และทำให้ส่วนต่างของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกในเดือนถัดมาเพิ่มขึ้น 0.253177 เหรียญสหรัฐฯ ต่อบาเรล และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.47377 อย่างมีนัยสำคัญ

จากความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 2 เดือนของตัวแปร GOIL (-2) พบว่าการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกของ 2 เดือนถัดมาเพิ่มขึ้น 0.243362 เหรียญสหรัฐฯ ต่อบาเรล และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.39191 อย่างมีนัยสำคัญ และทำให้ส่วนต่างมูลค่าข่างพาราของ 2 เดือนถัดมาเพิ่มขึ้น  $1.21 \times 10^8$  บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.87147 อย่างมีนัยสำคัญ

จากความล่าช้าที่ระยะล่าหลัง 2 เดือนของตัวแปร GRUBBER (-2) การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข่างพารา 1 หน่วย ทำให้ส่วนต่างดัชนีบอลลติกของ 2 เดือนถัดมาลดลง  $2.41 \times 10^{-6}$  บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -1.89912 อย่างมีนัยสำคัญ และทำให้ส่วนต่างราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกของ 2 เดือนถัดมาลดลง  $6.44 \times 10^{-10}$  และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -2.72193 อย่างมีนัยสำคัญ และทำให้ส่วนต่างมูลค่าข่างพาราของ 2 ช่วงเวลาถัดมาลดลง 0.168786 บาท และค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -1.72147 อย่างมีนัยสำคัญ

ก่อนการวิเคราะห์ Impulse Response Function และ Variance Decomposition แบบจำลอง VAR ที่ศึกษาจะต้องมีคุณสมบัติ Stability โดยการทดสอบคุณสมบัติ Stability ของแบบจำลองจากการพิจารณาค่า Eigen Value หรือ Root ของ Moving average จากแบบจำลอง VAR โดยถ้าค่า Root อยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย แสดงว่าแบบจำลองมีคุณสมบัติ Stability และสามารถ

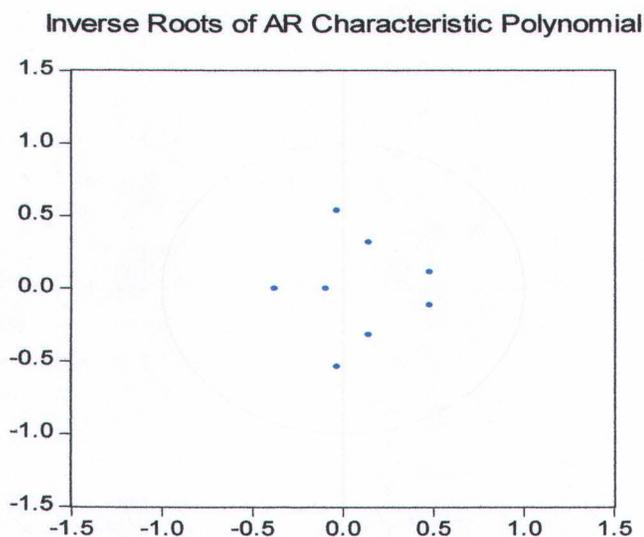
หา Impulse Response Function เพื่อใช้ในการศึกษาต่อไป ดังตารางที่ 4.10 และรูปที่ 4.1 ในส่วนของ GRICE และตาราง 4.11 และรูป 4.2 ในส่วนของ GRUBBER

**ตารางที่ 4.10** แสดงผลการทดสอบ VAR Stability Condition check Roots of Characteristic Polynomial ในส่วนของ GRICE

Root	Modulus
-0.031551 - 0.538990i	0.539912
-0.031551 + 0.538990i	0.539912
0.480324 - 0.113795i	0.493620
0.480324 + 0.113795i	0.493620
-0.378035	0.378035
0.142799 - 0.318983i	0.349488
0.142799 + 0.318983i	0.349488
-0.093274	0.093274

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

ที่มา: จากการคำนวณ



**รูปที่ 4.1** การทดสอบ VAR Stability โดยการแสดงรูปวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย (GRICE)

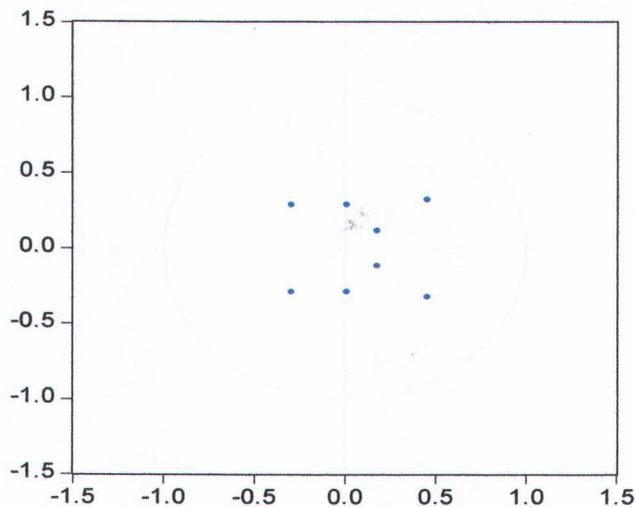
**ตารางที่ 4.11** แสดงผลการทดสอบ VAR Stability Condition check Roots of Characteristic Polynomial ในส่วนของ GRUBBER

Root	Modulus
0.457454 - 0.323053i	0.560024
0.457454 + 0.323053i	0.560024
-0.292879 - 0.288973i	0.411441
-0.292879 + 0.288973i	0.411441
0.012414 - 0.289969i	0.290235
0.012414 + 0.289969i	0.290235
0.180536 - 0.116793i	0.215021
0.180536 + 0.116793i	0.215021

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

ที่มา: จากการคำนวณ

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

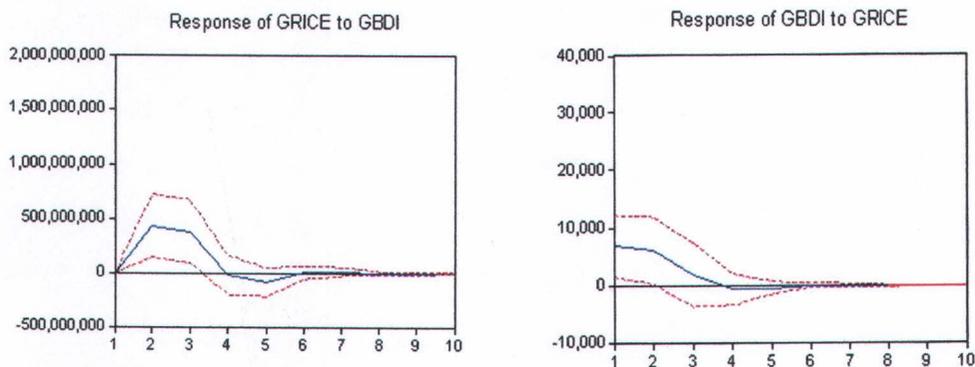


**รูปที่ 4.2** การทดสอบ VAR Stability โดยการแสดงรูปร่างกลมรัศมีหนึ่งหน่วย (GRUBBER)

จากตารางที่ 4.10 และรูปที่ 4.1 ในส่วนของ GRICE และตารางที่ 4.11 และรูปที่ 4.2 ในส่วนของ GRUBBER พบว่าค่า Modulus มีค่าน้อยกว่า 1 และค่า Root อยู่ในวงกลมรัศมีหนึ่งหน่วย แสดงว่าแบบจำลอง VAR ที่ประมาณค่ามีคุณสมบัติเป็น Stability สามารถนำไปหา Impulse Response Function ต่อไปได้

#### 4.5 ผลการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function)

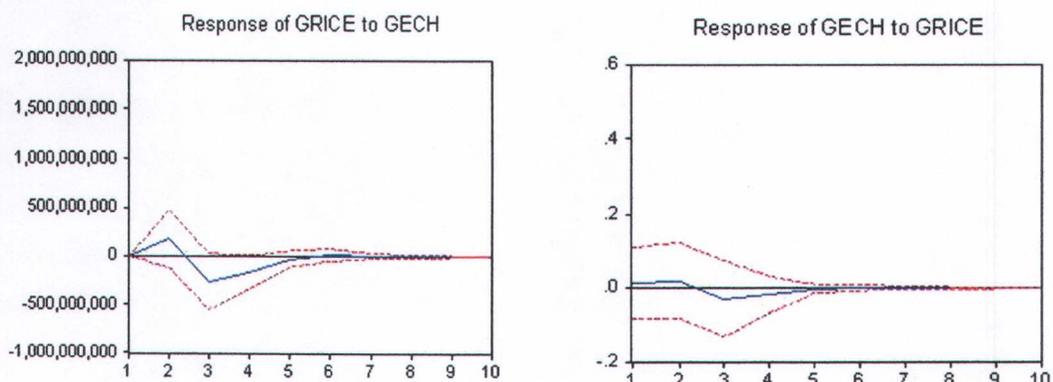
วิธี IRF พิจารณาการตอบสนอง (Response) ของการเปลี่ยนแปลงของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (Standard deviation: S.D.) ของการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shock) 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ของการเปลี่ยนแปลงปัจจัยทางเศรษฐกิจ ได้แก่ ระดับการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลดิจ (GBDI) ระดับการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) ระดับการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนของสกุลเงินบาทกับสกุลเงินเหรียญสหรัฐฯ (GECH) และมูลค่าเกษตรส่งออกหลักของไทย ได้แก่ ระดับการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก (GRICE) ระดับการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา (GRUBBER) จากรูปที่ 4.3 ถึงรูปที่ 4.5 อธิบายในส่วน of มูลค่าข้าวส่งออกกับปัจจัยทางเศรษฐกิจ และรูปที่ 4.6 ถึงรูปที่ 4.8 อธิบายในส่วน of มูลค่ายางพารา กับปัจจัยทางเศรษฐกิจ



รูปที่ 4.3 แสดงผลการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function) ของ GRICE กับ GBDI

จากรูปที่ 4.3 สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออกกับการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลดิจได้ดังนี้

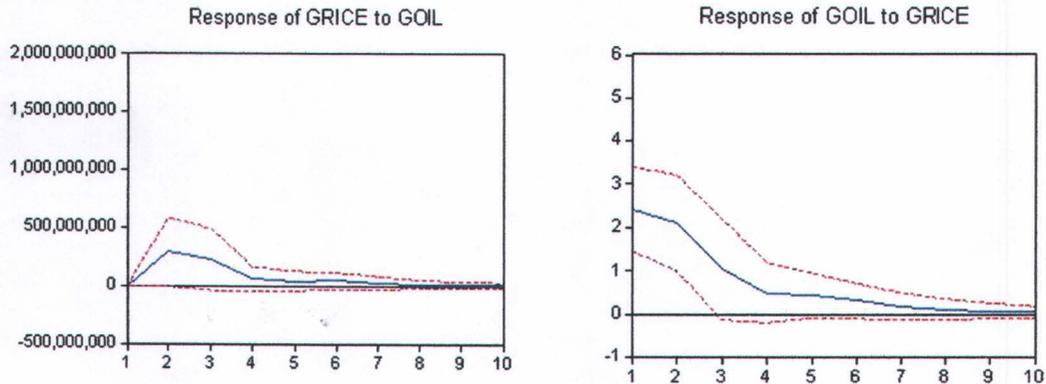
1. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลดิจ 1 หน่วย (1 S.D. Shock) จะทำให้ระดับของมูลค่าข้าวส่งออกเพิ่มขึ้น ไปจนถึงเดือนที่ 2 จากการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน ถัดจากนั้นมูลค่าข้าวส่งออกลดลงและสัมผัสดุลยภาพในครั้งแรกที่เดือนที่ 4 ลดลงกระทันหันที่สุดในเดือนที่ 5 ก่อนจะปรับตัวเพิ่มขึ้นและเข้าสู่ดุลยภาพในเดือนที่ 6
2. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก 1 หน่วย (1 S.D. Shock) เป็นผลมาจากดัชนีบอลดิจที่ลดลง จนกระทั่งเดือนที่ 4 มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพ



**รูปที่ 4.4** แสดงผลการวิเคราะห์ปฏิบัติการตอบสนองต่อความแปรปรวน  
(Impulse Response Function) ของ GRICE กับ GECH

จากรูปที่ 4.4 สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออกกับการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดังนี้

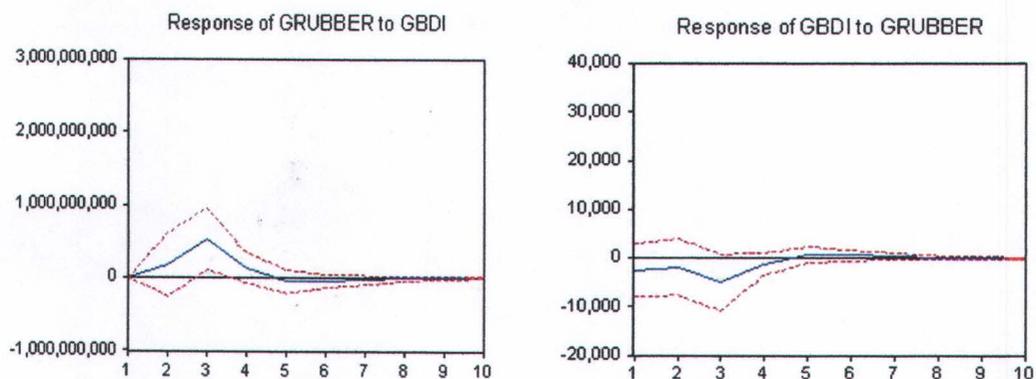
1. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ส่งผลให้มูลค่าข้าวส่งออกเพิ่มขึ้นจนถึงเดือนที่ 2 หลังจากนั้นลดลงผ่านเส้นศูนย์ภาพและต่ำสุดในเดือนที่ 3 จะมีการเพิ่มขึ้นและเข้าสู่ศูนย์ภาพในเดือนที่ 5
2. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนในช่วงแรกหลังจากได้รับผลกระทบจะมีการขยายตัวเพิ่มขึ้น (ค่าเงินอ่อนค่า) และมีอัตราแลกเปลี่ยนลดลง (ค่าเงินแข็งค่า) ในช่วงเดือนที่ 2-3 ถัดจากนั้นจะมีเพิ่มขึ้นและปรับตัวเข้าสู่ศูนย์ภาพในเดือนที่ 5



**รูปที่ 4.5** แสดงผลการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function) ของ GRICE กับ GOIL

จากรูปที่ 4.5 สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออกกับการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกได้ดังนี้

1. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ส่งผลให้มูลค่าข้าวส่งออกเพิ่มขึ้นจนถึงเดือนที่ 2 ถัดจากนั้นก็ลดลงและปรับเข้าสู่ดุลยภาพในเดือนที่ 8
2. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ทิศทางของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกลดลงและปรับเข้าสู่ดุลยภาพในเดือนที่ 9

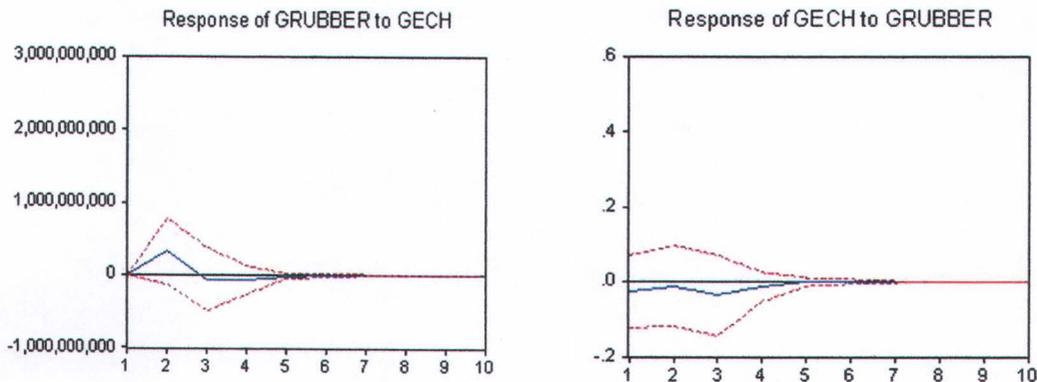


**รูปที่ 4.6** แสดงผลการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function) ของ GRUBBER กับ GBDI

จากรูปที่ 4.6 สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารากับการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลลัตได้ดังนี้

1. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลลัต 1 หน่วย (1 S.D. Shock) จะส่งผลให้มูลค่ายางพาราเพิ่มสูงขึ้นไปจนถึงเดือนที่ 3 หลังจากนั้นมูลค่ายางพาราจะลดลงและปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพที่เดือนที่ 6

2. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา 1 หน่วย (1 S.D. Shock) เป็นผลมาจากดัชนีบอลลัตที่เพิ่มขึ้นแต่อยู่ในสัดส่วนที่อยู่ในแดนลบ หลังจากที่ได้รับผลกระทบจนถึงเดือนที่ 2 หลังจากนั้นจะลดลงจนถึงเดือนที่ 3 ดัชนีบอลลัตเพิ่มขึ้นและปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพที่เดือนที่ 6



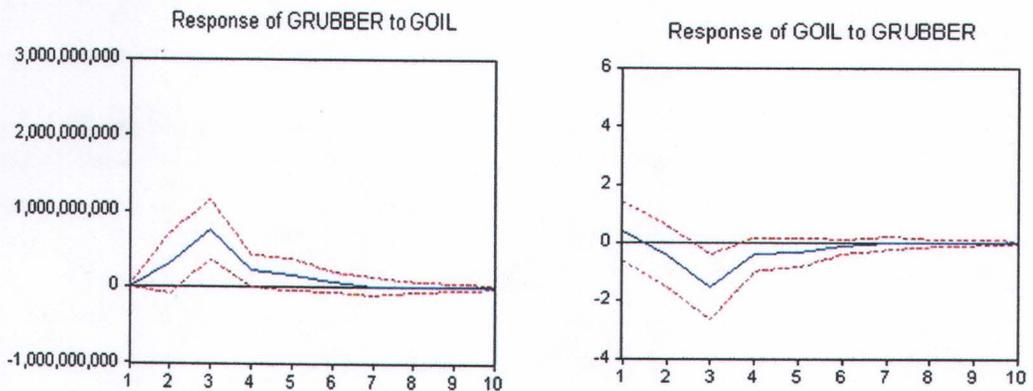
**รูปที่ 4.7** แสดงผลการวิเคราะห์ปฏิกริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน

(Impulse Response Function) ของ GRUBBER กับ GECH

จากรูปที่ 4.7 สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารากับการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดังนี้

1. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ส่งผลให้มูลค่ายางพาราเพิ่มขึ้นจนถึงเดือนที่ 2 หลังจากนั้นจะลดลงและปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในเดือนที่ 3

2. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนที่เพิ่มขึ้น (ค่าเงินอ่อนค่า) แต่อยู่ในสัดส่วนที่อยู่ในแดนลบ หลังจากที่ได้รับผลกระทบจนถึงเดือนที่ 2 หลังจากนั้นจะลดลง (ค่าเงินแข็งค่า) จนถึงเดือนที่ 3 มีการเพิ่มขึ้นและปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพที่เดือนที่ 5



**รูปที่ 4.8** แสดงผลการวิเคราะห์ปฏิกิริยาตอบสนองต่อความแปรปรวน (Impulse Response Function) ของ GRUBBER กับ GOIL

จากรูปที่ 4.8 สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารากับการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกได้ดังนี้

5. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ส่งผลให้มูลค่ายางพาราเพิ่มสูงขึ้นและสูงสุดในเดือนที่ 3 หลังจากนั้นมูลค่ายางพาราจะลดลงและปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในเดือนที่ 7

6. การเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลันของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา 1 หน่วย (1 S.D. Shock) ทิศทางของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกลดลงจนถึงเดือนที่ 3 หลังจากนั้นมีการปรับตัวเพิ่มขึ้นและเข้าสู่ดุลยภาพในเดือนที่ 7

#### 4.6 ผลการวิเคราะห์การแยกส่วนของความแปรปรวน (Variance Decomposition)

การวิเคราะห์ Variance Decomposition ว่าตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าสินค้าเกษตรส่งออกหลักของไทย (GRICE, GRUBBER) ในแต่ละช่วงเวลาได้รับอิทธิพลจากการเปลี่ยนแปลงอย่างฉับพลัน (Shock) ในระยะสั้น ระยะกลาง และระยะยาวได้ โดยสัดส่วนของตัวแปรทุกตัวที่ใช้ในการศึกษาเมื่อรวมกันแล้วจะได้ 100% โดยแสดงผลการศึกษาดังตารางที่ 4.12 และ 4.13

ตารางที่ 4.12 ผลการวิเคราะห์แยกส่วนความแปรปรวนของมูลค่าการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก

Period	S.E.	GRICE	GBDI	GECH	GOIL
1	1.42E+09	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.51E+09	88.53976	6.744120	2.844544	1.871576
3	1.58E+09	81.87190	10.95950	4.451142	2.717465
4	1.59E+09	80.81706	10.76479	5.738332	2.679812
5	1.60E+09	80.77512	10.82099	5.718269	2.685622
6	1.60E+09	80.74813	10.83750	5.728296	2.686077
7	1.60E+09	80.71954	10.85598	5.737077	2.687401
8	1.60E+09	80.71555	10.85540	5.741785	2.687259
9	1.60E+09	80.71454	10.85616	5.741879	2.687421
10	1.60E+09	80.71439	10.85621	5.741987	2.687411
11	1.60E+09	80.71429	10.85626	5.742039	2.687411
12	1.60E+09	80.71427	10.85627	5.742049	2.687413
13	1.60E+09	80.71425	10.85628	5.742055	2.687414
14	1.60E+09	80.71425	10.85628	5.742056	2.687414
15	1.60E+09	80.71425	10.85628	5.742056	2.687414

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.12 พบว่าค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standard Error: S.E.) ในช่วงเวลาแรกเท่ากับ 1.42E+09 และเพิ่มขึ้นเป็น 1.60E+09 ในเดือนที่ 5 ค่าความคลาดเคลื่อนจะเพิ่มขึ้นเมื่อช่วงเวลาเพิ่มขึ้นเนื่องจากได้รวมเอาค่าความคลาดเคลื่อนในช่วงเวลาก่อนไว้ด้วย และค่าความคลาดเคลื่อนจะเริ่มปรับตัวเข้าใกล้ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานที่ภาวะปกติ

ในเดือนที่ 1 ความผันผวนของมูลค่าข้าวส่งออก จะส่งผลกระทบต่อตัวมันเองร้อยละ 100 เมื่อเวลาผ่านไปผลกระทบจะลดลง โดยเฉลี่ยแล้วจะส่งผลกระทบที่ประมาณร้อยละ 80 และหลังเดือนที่ 13 จะคงที่ในระยะยาวที่ประมาณร้อยละ 80 ขณะที่ตัวแปรอื่นมีส่วนกำหนดความผันผวนของการเจริญเติบโตของมูลค่าข้าวส่งออกดังนี้ ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอกลด (GBDI) มีส่วนกำหนดความผันผวนตั้งแต่เดือนที่ 2 เป็นต้นมาอยู่ในสัดส่วนเฉลี่ยร้อยละ 6.77 ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (GECH) มีส่วนกำหนดความผันผวนตั้งแต่

เดือนที่ 2 เป็นต้นมาอยู่ในสัดส่วนเฉลี่ยร้อยละ 2.84 ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) มีส่วนกำหนดความผันผวนตั้งแต่เดือนที่ 2 เป็นต้นมาอยู่ในสัดส่วนเฉลี่ยร้อยละ 1.87

เมื่อทำการเปรียบเทียบตัวแปรทั้งหมดพบว่า ตัวแปรที่มีส่วนกำหนดความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก (GRICE) สูงสุดยังคงมาจากตัวมันเองในสัดส่วนประมาณร้อยละ 80 ขณะที่ตัวแปรอื่น ได้แก่ ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอลติก (GBDI) ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (GECH) ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) มีส่วนกำหนดความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออก ประมาณร้อยละ 6.77, 2.84, 1.87 ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่าความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออกส่วนใหญ่ขึ้นอยู่กับ การเปลี่ยนแปลงของมูลค่าข้าวส่งออกในช่วงก่อนหน้า รองลงมาคือ ตัวแปรดัชนีบอลติก อัตราแลกเปลี่ยน และราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก

#### ตารางที่ 4.13 ผลการวิเคราะห์แยกส่วนความแปรปรวนของมูลค่าการเปลี่ยนแปลงของมูลค่า

ยางพารา

Period	S.E.	GRUBBER	GBDI	GECH	GOIL
1	2.11E+09	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2.17E+09	96.73634	0.049411	1.448734	1.765517
3	2.32E+09	86.47870	2.986175	1.271107	9.264018
4	2.35E+09	84.56499	4.311074	1.536068	9.587866
5	2.36E+09	84.01109	4.481480	1.738011	9.769422
6	2.37E+09	83.91573	4.498659	1.820403	9.765206
7	2.37E+09	83.89115	4.498332	1.834849	9.775671
8	2.37E+09	83.87994	4.503091	1.834898	9.782066
9	2.37E+09	83.87373	4.505761	1.835122	9.785391
10	2.37E+09	83.87189	4.506523	1.835694	9.785889
11	2.37E+09	83.87160	4.506582	1.835955	9.785858
12	2.37E+09	83.87155	4.506580	1.836004	9.785865
13	2.37E+09	83.87152	4.506591	1.836005	9.785888
14	2.37E+09	83.87150	4.506600	1.836006	9.785898
15	2.37E+09	83.87149	4.506602	1.836007	9.785900
16	2.37E+09	83.87149	4.506602	1.836008	9.785900
17	2.37E+09	83.87149	4.506602	1.836008	9.785900
18	2.37E+09	83.87149	4.506602	1.836008	9.785900
19	2.37E+09	83.87149	4.506602	1.836008	9.785900
20	2.37E+09	83.87149	4.506602	1.836008	9.785900

ที่มา : จากการคำนวณ

ในเดือนที่ 1 ความผันผวนของมูลค่ายางพารา จะส่งผลกระทบต่อตัวมันเองร้อยละ 100 เมื่อเวลาผ่านไปผลกระทบจะลดลง โดยเฉลี่ยแล้วจะส่งผลกระทบที่ประมาณร้อยละ 83 และ

หลังเดือนที่ 15 จะคงที่ในระยะยาวที่ประมาณร้อยละ 83 ขณะที่ตัวแปรอื่นมีส่วนกำหนดความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา ดังนี้ ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอิลติก (GBDI) มีส่วนกำหนดความผันผวนตั้งแต่เดือนที่ 2 เป็นต้นมาอยู่ในสัดส่วนเฉลี่ยร้อยละ 0.04 ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (GECH) มีส่วนกำหนดความผันผวนตั้งแต่เดือนที่ 2 เป็นต้นมาอยู่ในสัดส่วนเฉลี่ยร้อยละ 1.44 ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) มีส่วนกำหนดความผันผวนตั้งแต่เดือนที่ 2 เป็นต้นมาอยู่ในสัดส่วนเฉลี่ยร้อยละ 1.76

เมื่อทำการเปรียบเทียบตัวแปรทั้งหมดพบว่า ตัวแปรที่มีส่วนกำหนดความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา (GRUBBER) สูงสุดยังคงมาจากตัวมันเองในสัดส่วนประมาณร้อยละ 83 ขณะที่ตัวแปรอื่น ได้แก่ ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอิลติก (GBDI) ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (GECH) ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) มีส่วนกำหนดความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา ประมาณร้อยละ 0.04, 1.44, 1.76 ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่าความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพาราส่วนใหญ่ขึ้นอยู่กับ การเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพาราในช่วงก่อนหน้า รองลงมาคือ ตัวแปรดัชนีบอิลติก อัตราแลกเปลี่ยน และราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก

เมื่อทำการเปรียบเทียบตัวแปรทั้งหมดพบว่า ตัวแปรที่มีส่วนกำหนดความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา (GRUBBER) สูงสุดยังคงมาจากตัวมันเองในสัดส่วนประมาณร้อยละ 83 ขณะที่ตัวแปรอื่น ได้แก่ ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอิลติก (GBDI) ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยน (GECH) ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก (GOIL) มีส่วนกำหนดความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพารา ประมาณร้อยละ 0.04, 1.44, 1.76 ตามลำดับ แสดงให้เห็นว่าความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพาราส่วนใหญ่ขึ้นอยู่กับ การเปลี่ยนแปลงของมูลค่ายางพาราในช่วงก่อนหน้า รองลงมาคือ ตัวแปรการเปลี่ยนแปลงของดัชนีบอิลติก อัตราแลกเปลี่ยนและราคาน้ำมันดิบในตลาดโลก