บทที่ 5

ผลการศึกษาแบบจำลองเศรษฐมิติสำหรับการค้าระหว่างประเทศรายปี

การศึกษาแบบจำลองเศรษฐมิติสำหรับการค้าระหว่างประเทศรายปี จะใช้วิธี cointegration and error correction ของ Johansen and Juselius โดยทำการทดสอบ unit root ด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller (ADF) ก่อนการหาความสัมพันธ์ในระยะยาว (cointegration) และระยะสั้น (error correction) หลังจากที่ทดสอบ unit root แล้ว จะเลือกตัวแปรอธิบาย (explanatory variables) ที่มี order of integration เดียวกันกับตัวแปรตาม (dependent variable) มาหาความสัมพันธ์ในระยะยาว (cointegration) แต่ถ้าตัวแปรอธิบาย มี order of integration มากกว่าตัวแปรตาม อย่างน้อยต้องมีตัวแปรอธิบาย 2 ตัว ที่มี order of integration มากกว่า จึงจะนำมาทดสอบหาความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ เมื่อพบว่าแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้ว สามารถหาลักษณะการปรับตัวในระยะสั้นได้ โดยใช้วิธีการของ error correction mechanism

แบบจำลองเศรษฐมิติภาคการค้าระหว่างประเทศ แบ่งออกเป็น การส่งออก การนำเข้า ดุลการค้า ดุลบริการบริจาคและเงินโอน ดุลบัญชีเดินสะพัด ดุลการชำระเงิน เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ อัตราแลกเปลี่ยน และดัชนีราคาขายส่ง ซึ่งมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

การส่งออก (export)

5.1 การส่งออกรวม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกรวม (EX) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) มี order of integration I(d) เท่ากับ 2 อัตราแลกเปลี่ยน (E) มี order of integration เท่ากับ 1 ส่วนดัชนีราคาส่งออกโดยเปรียบเทียบ (RPEX) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.1

ดังนั้นตัวแปรที่จะนำมาพิจารณาความความสัมพันธ์ในระยะยาว คือการส่งออกรวมและสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก เพราะมี order of integration เท่ากัน

ตารางที่ 5.1 ผลการทดสอบ unit root ของการส่งออกรวมรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
EX	-13.43928***	-15.85776***	-11.80592***	2
BLOEX	-2.507659	-2.740734	-2.581900**	2
E	-4.767338***	-5.003479***	-4.487163***	1
RPEX	-3.873221***	-4.035732**	-0.061064	0
WGDP	-4.570941***	-4.484290***	-0.911422	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกรวม คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ที่ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.2

ตารางที่ 5.2 ผลการทดสอบ cointegration ของการส่งออกรวมรายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **EX BLOEX**

List of eigenvalues in descending order : 0.45041 0.18558

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	**Alternative**	**Statistic**	**95% Cr. Value**	**90% Cr. Value**
r = 0	r=1	14.9646	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	5.1321	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	**Alternative**	**Statistic**	**95% Cr. Value**	**90% Cr. Value**
r = 0	r>=1	20.0967	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	5.1321	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	EX	BLOEX
1	-.1462E-5	.3082E-4
	(-1.0000)	(21.0869)
2	.3937E-5	-.1361E-4
	(-1.0000)	(3.4578)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.2 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกรวมต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 2.7258 (21.0869*69884.8(ค่าเฉลี่ยของ BLOEX)/540634(ค่าเฉลี่ยของ EX)) แสดงให้เห็นว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเพิ่มขึ้น 1 % ทำให้การส่งออกรวมเพิ่มขึ้น 2.7258 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกรวมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) มีค่าเท่ากับ –0.15594 และมีระดับนัยสำคัญที่ 5 % แสดงให้เห็นว่าการส่งออกในระยะสั้นจะปรับตัวเข้าหาดุลยภาพ ถึงแม้ว่าค่า ecm2(-1) มีค่าเป็นบวก แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.3

ตารางที่ 5.3 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกรวมรายปี

A. ECM for variable EX estimated by OLS based on cointegrating VAR(5), Dependent variable is dEX

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dEX1	-.27308	-.82466	.422
dBLOEX1	-1.2262	-.52367	.608
dEX2	-.52659	-1.4266	.174
dBLOEX2	-7.0982	-1.9597	.069
dEX3	1.0344	2.2541	.040
dBLOEX3	.85140	.28445	.780
dEX4	-.46968	-.66802	.514

dBLOEX4	-7.9686	-2.2858	.037
ecm1(-1)	-.15594	-2.3306	.034
ecm2(-1)	.24891	1.3812	.187

List of additional temporary variables created:

dEX = EX-EX(-1)
dEX1 = EX(-1)-EX(-2)
dEX2 = EX(-2)-EX(-3)
dEX3 = EX(-3)-EX(-4)
dEX4 = EX(-4)-EX(-5)
dBLOEX1 = BLOEX(-1)-BLOEX(-2)
dBLOEX2 = BLOEX(-2)-BLOEX(-3)
dBLOEX3 = BLOEX(-3)-BLOEX(-4)
dBLOEX4 = BLOEX(-4)-BLOEX(-5)

ecm1 = 1.0000*EX - 21.0869*BLOEX ; ecm2 = 1.0000*EX -3.4578*BLOEX

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable EX estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.91165	R-Bar-Squared	.85864
S.E. of Regression	45774.6	F-stat.	F(9, 15) 17.1975[.000]
Mean of Dep. Variable	86566.6	S.D. of Dep. Variable	121747.0
Residual Sum of Squares	3.14E+10	Equation Log-likelihood	-297.3752
Akaike Info. Criterion	-307.3752	Schwarz Bayesian Cri.	-313.4696
DW-statistic	1.9651	System Log-likelihood	-549.4481

Diagnostic Test

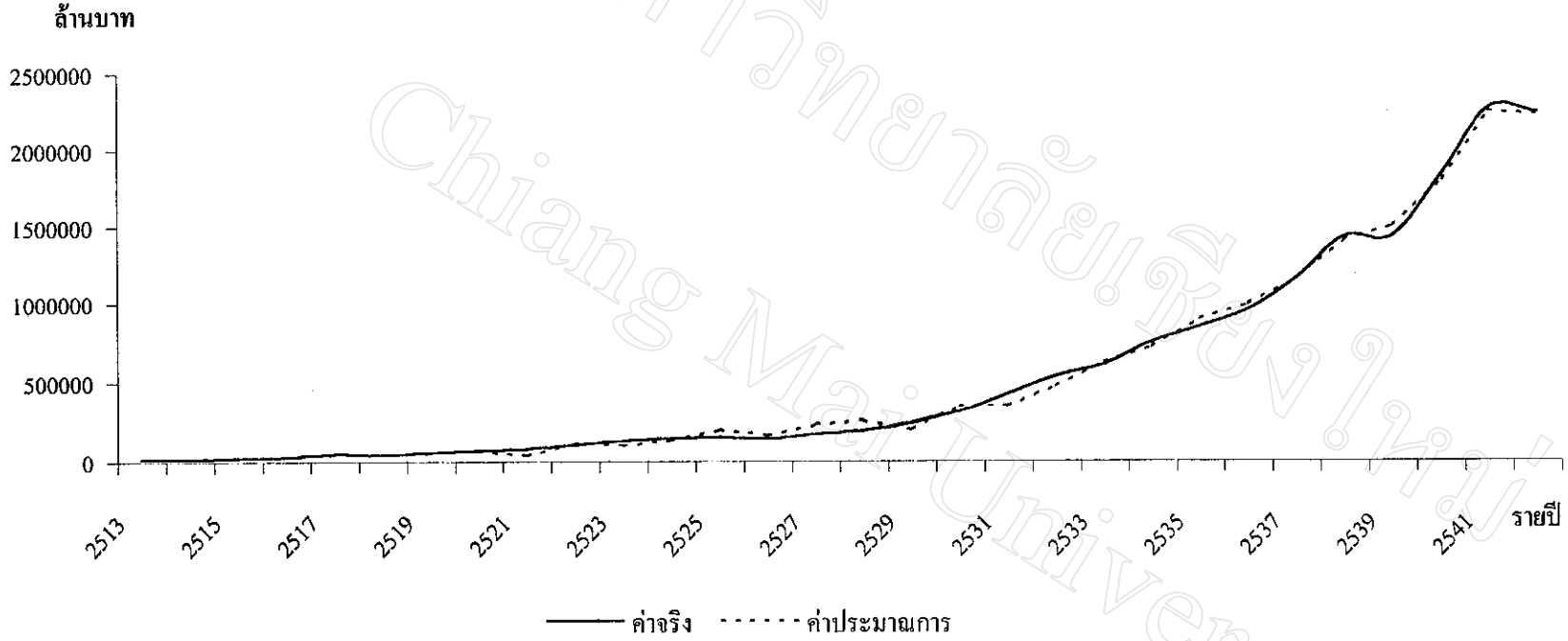
Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .044906[.832]	F(1, 14)= .025193[.876]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 18.0082[.000]	F(1, 14)= 36.0585[.000]
C: Normality	CHSQ(2)= .86935[.647]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .66561[.415]	F(1, 23)= .62911[.436]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกรวม ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จาก ค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.018525 ดังในภาพที่ 5.1

ภาพที่ 5.1 ค่าจริงและค่าประมาณของการส่งออกรวมรายปี



Root Mean Square Error	37610.58	Bias Proportion	0.001362
Root Absolute Error	32721.75	Variance Proportion	0.019461
Mean Absolute Percentage Error	0.103941	Covariance Proportion	0.970056
Theil's Inequality Coefficient	0.018525		

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

5.2 การส่งออกอาหาร

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกอาหาร (EX1) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคาส่งออกอาหารโดยเปรียบเทียบ (RPEX1) มี order of integration เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.4

ดังนั้นตัวแปรทุกตัวในตารางที่ 5.4 ยกเว้นผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) สามารถนำมาพิจารณาความความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ เนื่องจากมี order of integration เดียวกับการส่งออกอาหาร ตามหลักทฤษฎีทางเศรษฐศาสตร์ต้องนำผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกของโลกเข้ามาหาความสัมพันธ์ในระยะยาวด้วย แต่ถ้านำมาศึกษา ผลการศึกษาที่ได้จะไม่น่าเชื่อถือเนื่องจากผิดหลักทางเศรษฐมิติ สำหรับรูปแบบการศึกษาอยู่ในรูป ln เนื่องจากต้องการดูความยืดหยุ่นด้วย

ตารางที่ 5.4 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกอาหารรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 1	-3.2110**	-3.1815	3.2670	-3.1423**	-3.7945**	-2.0123**	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6641*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 1	-1.6826	-3.6611**	-1.6388*	-4.6167***	-4.5400***	-4.6449***	1
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9956	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกอาหาร คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) สาเหตุที่เหลือตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวเพียง 2 ตัว เนื่องจากดัชนีราคาโดยเปรียบเมื่อใส่เข้ามาในการศึกษาแล้ว ให้ผลการศึกษาไม่เป็นที่น่าพอใจ

สำหรับรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.5

ตารางที่ 5.5 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกอาหารรายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX1** lnBLOEX lnE Intercept

List of eigenvalues in descending order : .88021 .46207 .16163 .0000

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	53.0508	22.0400	19.8600
r<= 1	r=2	15.5009	15.8700	13.8100
r<= 2	r=3	4.4074	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	72.9591	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	19.9083	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	4.4074	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX1	lnBLOEX	lnE	Intercept
1	-6.1588	4.3911	1.1134	21.5769
	(-1.0000)	(.71299)	(.18079)	(3.5034)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.5(c) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกอาหารต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 0.71299 ซึ่งสูงกว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกอาหารต่ออัตราแลกเปลี่ยนที่เท่ากับ 0.18079 แสดงให้เห็นว่า การเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกมีผลมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนต่อการส่งออกอาหาร

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกอาหารตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง มีค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.6789 ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.6

ตารางที่ 5.6 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกอาหารรายปี

A. ECM for variable lnEX1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dlnEX1**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX11	.59959	2.3942	.034
dlnBLOEX1	-1.3425	-3.5702	.004
dlnE1	-.042165	-.17151	.867
dlnEX12	.39861	2.3173	.039
dlnBLOEX2	-.80069	-2.2789	.042
dlnE2	-1.0286	-3.2703	.007
dlnEX13	.38762	2.7824	.017
dlnBLOEX3	-.30370	-1.3640	.198
dlnE3	-.38479	-.96809	.352
dlnEX14	.086520	.70468	.494
dlnBLOEX4	-.53903	-2.8374	.015
dlnE4	-.053163	-.14164	.890
ecm1(-1)	-1.6789	-4.3398	.001

List of additional temporary variables created:

dlnEX1 = lnEX1-lnEX1(-1)

dlnEX11 = lnEX1(-1)-lnEX1(-2)

dlnEX12 = lnEX1(-2)-lnEX1(-3)

dlnEX13 = lnEX1(-3)-lnEX1(-4)

dlnEX14 = lnEX1(-4)-lnEX1(-5)

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5)

dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)

ecm1 = 1.0000*lnEX1 -0.71299*lnBLOEX -0.18079*lnE -3.5034

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.85638	R-Bar-Squared	.71277
S.E. of Regression	.062799	F-stat.	F(12, 12) 5.9630[.002]
Mean of Dependent Variable	.10382	S.D. of Dependent Variable	.11718
Residual Sum of Squares	.047325	Equation Log-likelihood	42.8965
Akaike Info. Criterion	29.8965	Schwarz Bayesian Criterion	21.9738
DW-statistic	2.0461	System Log-likelihood	119.5194

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .037946[.846]	F(1, 11)= .016722[.899]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.4543[.228]	F(1, 11)= .67942[.427]
C: Normality	CHSQ(2)= .97043[.616]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .60180[.438]	F(1, 23)= .56731[.459]

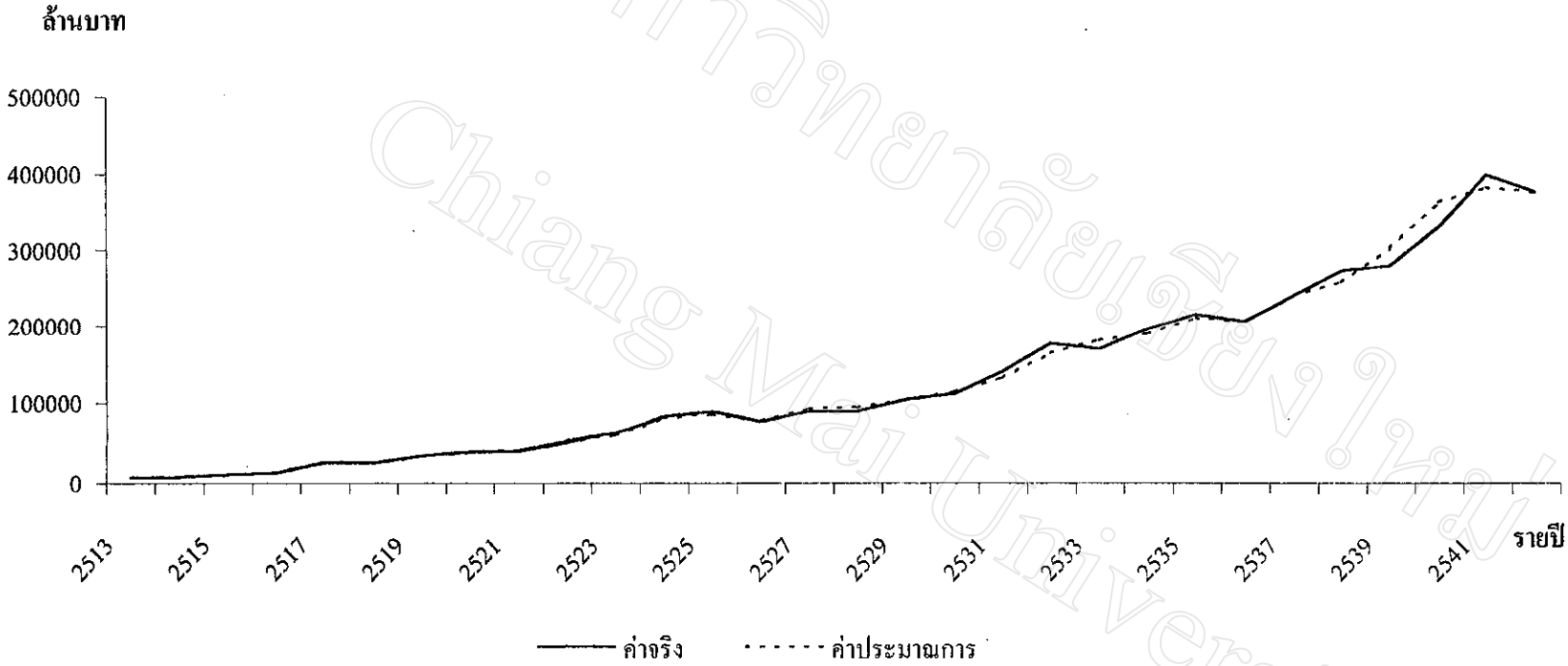
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกอาหาร ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ความคลาดเคลื่อนมีเพียง 3.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.037846) และ ค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.027153 ดังภาพที่ 5.2

ภาพที่ 5.2 ค่าจริงและค่าประมาณของการส่งออกอาหารรายปี



Root Mean Square Error	11045.64	Bias Proportion	0.004357
Root Absolute Error	7185.511	Variance Proportion	0.018
Mean Absolute Percentage Error	0.037846	Covariance Proportion	0.972664
Theil's Inequality Coefficient	0.027153		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.3 การส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ (EX2) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPEX2) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.7

ตารางที่ 5.7 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 2	-1.7520	-2.3321	1.8356	-3.1484**	-3.2902*	-2.4238**	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 2	-2.0396	-2.8440	-1.5899	-3.8509***	-3.8371**	-3.9337***	1
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่าปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPEX2) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) สาเหตุที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมของผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกไม่มีความความสัมพันธ์ระยะยาว เนื่องจากมี order of integration ต่างจากการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ

สำหรับรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 4 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3นี้ มี vector ที่ 3 เท่านั้นที่มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.8

ตารางที่ 5.8 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

26 observations from 2517 to 2542. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX2** lnBLOEX lnREX2 lnE Intercept

List of eigenvalues in descending order : .84937 .74781 .50995 .24641 .0000

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	49.2156	28.2700	25.8000
r<= 1	r=2	35.8169	22.0400	19.8600
r<= 2	r=3	18.5442	15.8700	13.8100
r<= 3	r=4	7.3557	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	110.9324	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	61.7169	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	25.9000	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	7.3557	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX2	lnBLOEX	lnRPEX2	lnE	Intercept
1	-.074414	-.24942	-.83552	-.83734	6.8999
	(-1.0000)	(-3.3518)	(-11.2279)	(-11.2525)	(92.7226)
2	-2.9453	2.7453	-1.1550	-12.2579	31.6827
	(-1.0000)	(.93207)	(-.39215)	(-4.1618)	(10.7568)
3	1.1283	-.74787	-.85451	-.029805	-.64916
	(-1.0000)	(.66280)	(.75731)	(.026415)	(.57532)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.8(c) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบต่อดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบเท่ากับ 0.75731 ความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกที่เท่ากับ 0.6628 ซึ่งมากกว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบต่ออัตราแลกเปลี่ยนที่เท่ากับ 0.026415 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยน

แปลงของดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบและสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายปีมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm(-1)) ทั้ง 3 มีค่าเป็นลบที่น้อยกว่า –2 ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1 % 5% และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.9

ตารางที่ 5.9 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

A. ECM for variable lnEX2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is **dlnEX2**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX21	.60943	2.6667	.022
dlnBLOEX1	-1.7356	-4.2310	.001
dlnRPEX21	.22868	1.7590	.106
dlnE1	5.8648	3.7658	.003
dlnEX22	.27274	1.6761	.122
dlnBLOEX2	-.83231	-2.8059	.017
dlnRPEX22	.25345	1.8922	.085
dlnE2	2.5288	1.7488	.108
dlnEX23	.60424	2.9451	.013
dlnBLOEX3	-.49037	-1.5512	.149
dlnRPEX23	.33707	2.1767	.052
dlnE3	2.5244	2.1557	.054
ecm1(-1)	-.020493	-2.3815	.036
ecm2(-1)	-1.2593	-3.6979	.004
ecm3(-1)	-.27987	-2.1450	.055

List of additional temporary variables created:

dlnEX2 = lnEX2-lnEX2(-1)

dlnEX21 = lnEX2(-1)-lnEX2(-2)

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnRPEX21 = lnRPEX2(-1)-lnRPEX2(-2)

dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnEX22 = lnEX2(-2)-lnEX2(-3)

dlnRPEX22 = lnRPEX2(-2)-lnRPEX2(-3)

dlnEX23 = lnEX2(-3)-lnEX2(-4)

dlnRPEX23 = lnRPEX2(-3)-lnRPEX2(-4)

ecm1 = 1.0000*lnEX2 + 3.3518*lnBLOEX +11.2279*lnRPEX2 +11.2525*lnE -92.7226

ecm2 = 1.0000*lnEX2 -0.93207*lnBLOEX +0.39215*lnRPEX2 + 4.1618*lnE -10.7568

ecm3 = 1.0000*lnEX2 -0.66280*lnBLOEX -0.75731*lnRPEX2 -0.026415*lnE -0.57532

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

R-Squared	.84295	R-Bar-Squared	.64307
S.E. of Regression	.11563	F-stat.	F(14, 11) 4.2173[.011]
Mean of Dependent Variable	.11204	S.D. of Dependent Variable	.19355
Residual Sum of Squares	.14708	Equation Log-likelihood	30.3807
Akaike Info. Criterion	15.3807	Schwarz Bayesian Criterion	5.9450
DW-statistic	1.4721	System Log-likelihood	137.7452

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 2.6900[.101]	F(1, 10)= 1.1540[.308]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.3184[.128]	F(1, 10)= .97901[.346]
C: Normality	CHSQ(2)= .75254[.686]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .42711[.513]	F(1, 24)= .40084[.533]

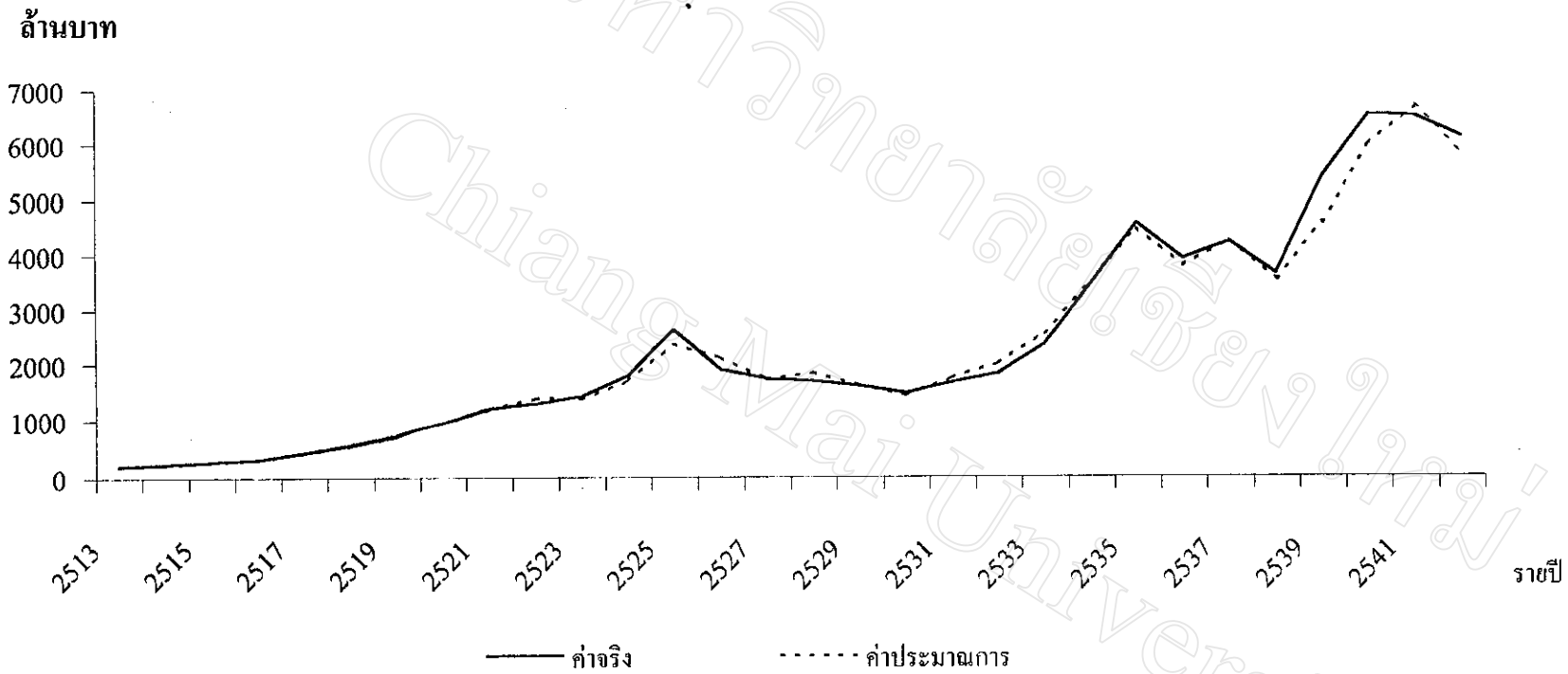
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้ ค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.037441 ดังภาพที่ 5.3

ภาพที่ 5.3 ค่าจริงและค่าประมาณของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายปี



Root Mean Square Error	260.5089	Bias Proportion	0.01922
Root Absolute Error	174.7134	Variance Proportion	0.239068
Mean Absolute Percentage Error	0.056497	Covariance Proportion	0.719746
Theil's Inequality Coefficient	0.037441		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.4 การส่งออกวัตถุดิบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกวัตถุดิบ (EX3) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบโดยเปรียบเทียบ (RPEX3) มี order of integration เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% ดังตารางที่ 5.10

ตารางที่ 5.10 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกวัตถุดิบรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 3	-1.3478	-3.7504**	2.1434	-5.1239***	-5.2082***	-3.4444***	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 3	-0.8554	-3.2103	-1.0876	-4.7537***	-4.7283***	-4.6625***	1
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกวัตถุดิบ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ที่ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.11

ตารางที่ 5.11 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกวัตถุดิบรายปี

22 observations from 2521 to 2542. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX3** lnBLOEX

List of eigenvalues in descending order : .50285 .0055588

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	15.3749	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	.12263	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	15.4976	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	.12263	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX3	lnBLOEX
1	4.1242	-3.7611
	(-1.0000)	(.91196)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.11(c) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกวัตถุดิบต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 0.91196 แสดงให้เห็นว่า สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเพิ่มขึ้น 1 % มีผลทำให้การส่งออกวัตถุดิบเพิ่มขึ้น 0.91196 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกวัตถุดิบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.68273 ณ ระดับนัยสำคัญ 10 % แสดงให้เห็นว่าการส่งออกวัตถุดิบจะปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.12

ตารางที่ 5.12 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกวัตถุดิบรายปี

A. ECM for variable lnEX3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dlnEX3**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX31	.33688	1.5680	.161
dlnBLOEX1	-.57751	-1.3666	.214
dlnEX32	-.73867	-2.3789	.049
dlnBLOEX2	.40553	.62229	.553
dlnEX33	-.17504	-.48454	.643
dlnBLOEX3	.54215	1.6001	.154
dlnEX34	-.88231	-3.1216	.017
dlnBLOEX4	1.1251	2.7664	.028
dlnEX35	-.53698	-1.2428	.254
dlnBLOEX5	.89417	1.5815	.158
dlnEX36	-.50025	-1.5756	.159
dlnBLOEX6	.64722	1.4650	.186
dlnEX37	-.12402	-.42967	.680
dlnBLOEX7	-.0076651	-.018650	.986
ecm1(-1)	-.68273	-2.1964	.064

List of additional temporary variables created:

dlnEX3 = lnEX3-lnEX3(-1)

dlnEX31 = lnEX3(-1)-lnEX3(-2)

dlnEX32 = lnEX3(-2)-lnEX3(-3)

dlnEX33 = lnEX3(-3)-lnEX3(-4)

dlnEX34 = lnEX3(-4)-lnEX3(-5)

dlnEX35 = lnEX3(-5)-lnEX3(-6)

dlnEX36 = lnEX3(-6)-lnEX3(-7)

dlnEX37 = lnEX3(-7)-lnEX3(-8)

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5)

dlnBLOEX5 = lnBLOEX(-5)-lnBLOEX(-6)

dlnBLOEX6 = lnBLOEX(-6)-lnBLOEX(-7)

dlnBLOEX7 = lnBLOEX(-7)-lnBLOEX(-8)

ecm1 = 1.0000*lnEX3 -0.91196*lnBLOEX

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.91798	R-Bar-Squared	.75394
S.E. of Regression	.075369	F-stat.	F(14, 7) 5.5962[.014]
Mean of Dependent Variable	.085583	S.D. of Dependent Variable	.15194
Residual Sum of Squares	.039763	Equation Log-likelihood	38.2578
Akaike Info. Criterion	23.2578	Schwarz Bayesian Criterion	15.0750
DW-statistic	2.0494	System Log-likelihood	81.4294

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .80782[.369]	F(1, 6)= .22871[.649]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.3949[.122]	F(1, 6)= .73293[.425]
C: Normality	CHSQ(2)= .26421[.876]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .51070[.475]	F(1, 20)= .47531[.498]

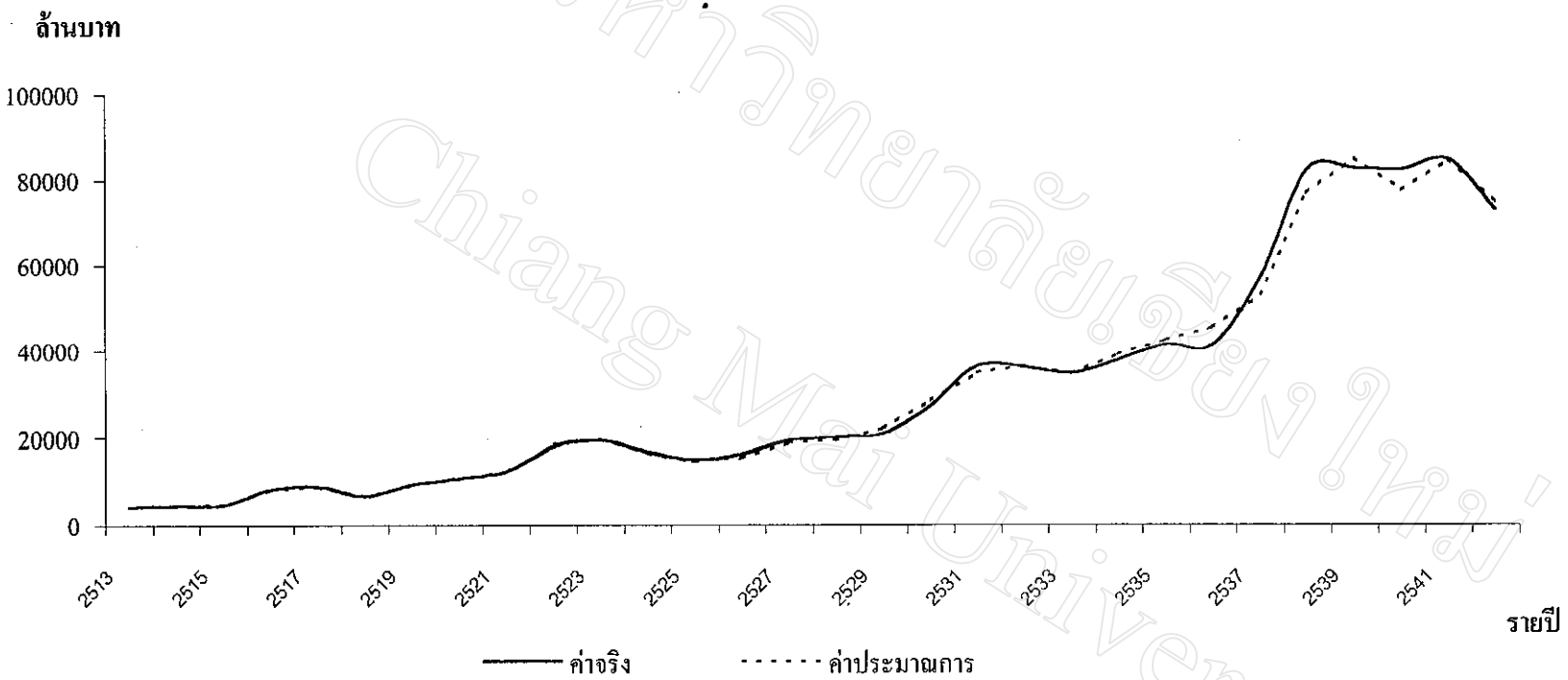
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้วขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกวัตถุดิบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จาก ค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.023456 ดังภาพที่ 5.4

ภาพที่ 5.4 ค่าจริงและค่าประมาณของการส่งออกวัตถุดิบรายปี



Root Mean Square Error	2210.131	Bias Proportion	0.001471
Root Absolute Error	1530.639	Variance Proportion	0.065996
Mean Absolute Percentage Error	0.035277	Covariance Proportion	0.930851
Theil's Inequality Coefficient	0.023456		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.5 การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (EX4) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคาส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ (RPEX4) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.13

ตารางที่ 5.13 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 4	-0.7881	-2.5543	0.4972	-3.9623***	-4.0464**	-3.7979***	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 4	-1.5745	-2.6410	-1.2390	-4.7361***	-5.3205***	-4.8229***	1
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ส่วนตัวแปรอื่นๆก็มีความสัมพันธ์ระยะยาว แต่ให้ผลทางการปรับตัวในระยะสั้นไม่เป็นที่น่าพอใจ

สำหรับรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.14

ตารางที่ 5.14 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

24 observations from 2519 to 2542. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX4** lnBLOEX

List of eigenvalues in descending order : .53052 .095499

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	18.1473	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	2.4089	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	20.5563	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	2.4089	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX4	lnBLOEX
1	-.10660	.16151
	(-1.0000)	(1.5151)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.14 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นต่อสินเชื่อของธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก เท่ากับ 1.5151 แสดงให้เห็นว่า สินเชื่อของธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกมีบทบาทต่อการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปีมาก นั่นคือ ถ้าเพิ่มสินเชื่อของธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก 1 % ทำให้การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปีเพิ่มขึ้นจากเดิมถึง 1.5151 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้น ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.23748 ด้วยระดับนัยสำคัญ 1 % แสดงให้เห็นว่าการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.15

ตารางที่ 5.15 ผลการปรับในระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

A. ECM for variable lnEX4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnEX4**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX41	-.12595	-.56127	.584
dlnBLOEX1	-.074726	-.055062	.957
dlnEX42	-.23544	-1.1907	.255
dlnBLOEX2	-3.0942	-2.3234	.037
dlnEX43	-.20804	-1.0713	.304
dlnBLOEX3	-2.5534	-1.7113	.111
dlnEX44	.013102	.069540	.946
dlnBLOEX4	-4.2972	-3.1640	.007
dlnEX45	.085539	.49198	.631
dlnBLOEX5	-1.9976	-1.1415	.274
ecm1(-1)	-.23748	-3.6926	.003

List of additional temporary variables created:

dlnEX4 = lnEX4-lnEX4(-1)

dlnEX41 = lnEX4(-1)-lnEX4(-2)

dlnEX42 = lnEX4(-2)-lnEX4(-3)

dlnEX43 = lnEX4(-3)-lnEX4(-4)

dlnEX44 = lnEX4(-4)-lnEX4(-5)

dlnEX45 = lnEX4(-5)-lnEX4(-6)

ecm1 = 1.0000*lnEX4 -1.5151*lnBLOEX

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5)

dlnBLOEX5 = lnBLOEX(-5)-lnBLOEX(-6)

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.72332	R-Bar-Squared	.51049
S.E. of Regression	.60331	F-stat.	F(10, 13) 3.3986[.021]
Mean of Dependent Variable	.20767	S.D. of Dependent Variable	.86230
Residual Sum of Squares	4.7317	Equation Log-likelihood	-14.5694
Akaike Info. Criterion	-25.5694	Schwarz Bayesian Criterion	-32.0487
DW-statistic	2.0321	System Log-likelihood	9.0240

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .12157[.727]	F(1, 12)= .061094[.809]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.4032[.236]	F(1, 12)= .74518[.405]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.5352[.464]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .11298[.737]	F(1, 22)= .10406[.750]

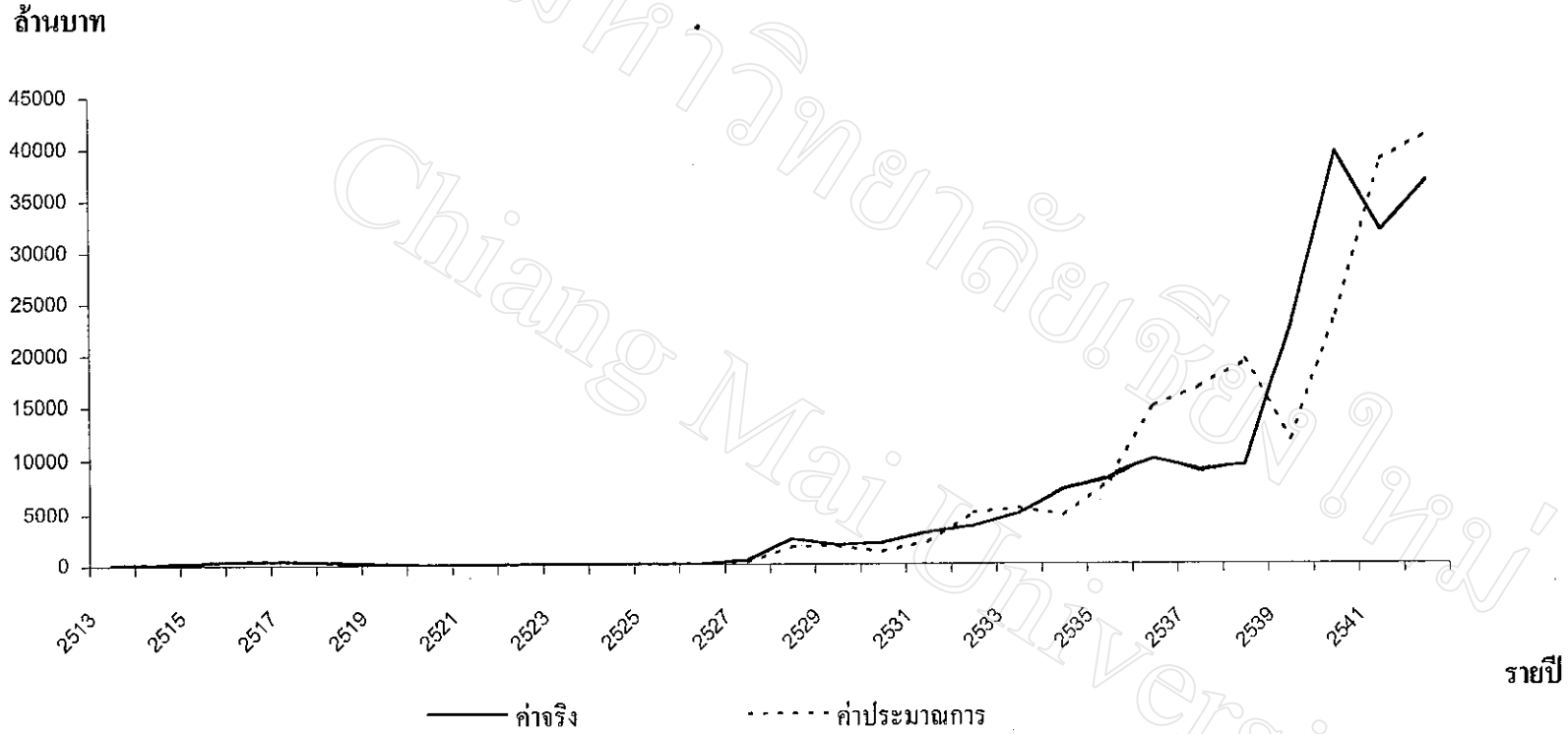
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ความคลาดเคลื่อนมีถึง 40 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.402807) และ ค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.180954 ดังภาพที่ 5.5

ภาพที่ 5.5 ค่าจริงและค่าประมาณของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี



Root Mean Square Error	5466.405	Bias Proportion	0.000669
Root Absolute Error	3231.166	Variance Proportion	0.000126
Mean Absolute Percentage Error	0.402807	Covariance Proportion	0.998441
Theil's Inequality Coefficient	0.180954		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.6 การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ (EX5) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคาส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์โดยเปรียบเทียบ (RPEX5) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.16

ตารางที่ 5.16 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 5	-0.5564	-1.8138	1.5459	-4.3214***	-4.2091**	-3.6771***	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 5	-0.1215	-2.7305	-1.5001	-4.1226***	-4.0752**	-3.1193***	1
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ดัชนีราคาส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์โดยเปรียบเทียบ (RPEX5) และ อัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ มี vector ที่ 1 และ 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.17

ตารางที่ 5.17 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX5** lnBLOEX lnRPEX5 lnE Intercept

List of eigenvalues in descending order : .98653 .95336 .73149 .29472 .0000

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	107.6893	28.2700	25.8000
r<= 1	r=2	76.6304	22.0400	19.8600
r<= 2	r=3	32.8712	15.8700	13.8100
r<= 3	r=4	8.7291	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	225.9200	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	118.2307	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	41.6003	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	8.7291	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX5	lnBLOEX	lnRPEX5	lnE	Intercept
1	.19215	-3.1859	-9.8086	-5.1544	50.8346
	(-1.0000)	(16.5798)	(51.0458)	(26.8243)	(-264.5525)
2	.44549	-.41078	-2.9565	-9.6581	33.4130
	(-1.0000)	(.92208)	(6.6365)	(21.6798)	(-75.0028)
3	-1.1540	-.78033	-2.5484	5.0937	-1.0068
	(-1.0000)	(-.67620)	(-2.2084)	(4.4140)	(-.87244)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.17 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 21.6798 ความยืดหยุ่นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่อดัชนีราคาส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์โดยเปรียบเทียบเท่ากับ 6.6365 และความยืดหยุ่นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 0.92208 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยน

แปลงของอัตราแลกเปลี่ยนและดัชนีราคาส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์โดยเปรียบเทียบมีผลต่อการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์มากกว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm(-1)) มีทั้งที่เป็นค่าบวกและค่าลบไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.18

ตารางที่ 5.18 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

A. ECM for variable lnEX5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5) , Dependent variable is **dlnEX5**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX51	-1.2159	-2.4386	.051
dlnBLOEX1	-5.1492	-1.5133	.181
dlnRPEX51	-4.3667	-1.0965	.315
dlnE1	6.7424	1.4129	.207
dlnEX52	-.88478	-2.1590	.074
dlnBLOEX2	-.0086803	-.0023376	.998
dlnRPEX52	-5.8430	-1.6653	.147
dlnE2	10.5538	2.2359	.067
dlnEX53	-1.0904	-2.0971	.081
dlnBLOEX3	-1.9118	-.79842	.455
dlnRPEX53	-2.3332	-1.0430	.337
dlnE3	-2.3473	-.52580	.618
dlnEX54	-.69807	-1.7544	.130
dlnBLOEX4	-6.5193	-2.6041	.040
dlnRPEX54	1.7862	1.5936	.162
dlnE4	-11.1463	-2.0105	.091
ecm1(-1)	-.27017	-2.7179	.035
ecm2(-1)	1.0387	4.5070	.004
ecm3(-1)	-.29086	-.48721	.643

List of additional temporary variables created:

dlnEX5 = lnEX5-lnEX5(-1)

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5)

dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)

dlnEX51 = lnEX5(-1)-lnEX5(-2)

dlnRPEX51 = lnRPEX5(-1)-lnRPEX5(-2)

dlnEX52 = lnEX5(-2)-lnEX5(-3)

dlnRPEX52 = lnRPEX5(-2)-lnRPEX5(-3)

dlnEX53 = lnEX5(-3)-lnEX5(-4)

dlnRPEX53 = lnRPEX5(-3)-lnRPEX5(-4)

dlnEX54 = lnEX5(-4)-lnEX5(-5)

dlnRPEX54 = lnRPEX5(-4)-lnRPEX5(-5)

ecm1 = 1.0000*lnEX5 -16.5798*lnBLOEX -51.0458*lnRPEX5 -26.8243*lnE + 264.5525

ecm2 = 1.0000*lnEX5 -0.92208*lnBLOEX -6.6365*lnRPEX5 - 21.6798*lnE +75.0028

ecm3 = 1.0000*lnEX5 + 0.67620*lnBLOEX + 2.2084*lnRPEX5 - 4.4140*lnE + 0.87244

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.86487	R-Bar-Squared	.45950
S.E. of Regression	.51733	F-stat.	F(18, 6) 2.1335[.178]
Mean of Dependent Variable	.16673	S.D. of Dependent Variable	.70367
Residual Sum of Squares	1.6058	Equation Log-likelihood	-1.1576
Akaike Info. Criterion	-20.1576	Schwarz Bayesian Criterion	-31.7369
DW-statistic	1.6065	System Log-likelihood	198.0276

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 3.2492[.071]	F(1, 5)= .74692[.427]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 15.1357[.000]	F(1, 5)= 7.6719[.039]
C: Normality	CHSQ(2)= 8.8511[.012]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.7246[.054]	F(1, 23)= 4.0265[.057]

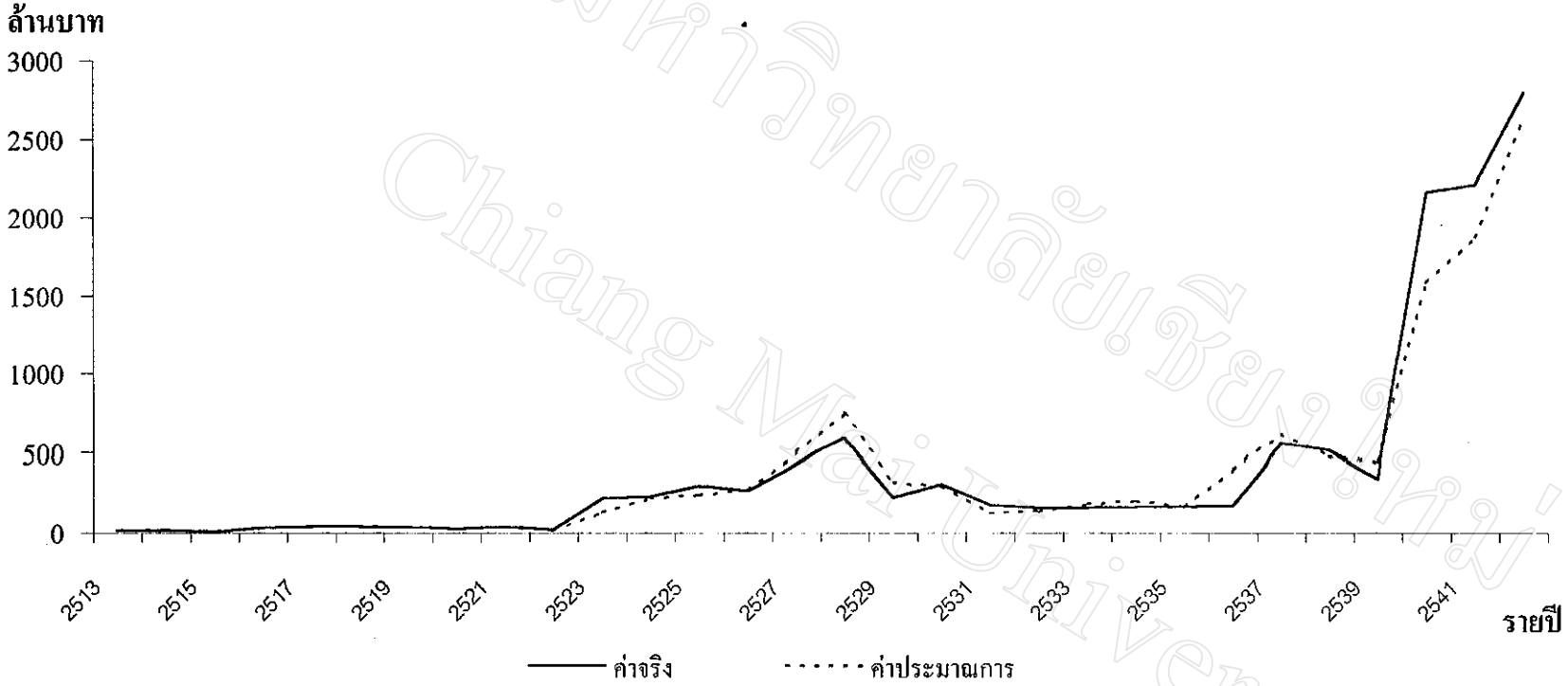
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ความคลาดเคลื่อนมีถึง 22 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.219956) ดังภาพที่ 5.6

ภาพที่ 5.6 ค่าจริงและค่าประมาณของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี



Root Mean Square Error	166.4435	Bias Proportion	0.012057
Root Absolute Error	99.66544	Variance Proportion	0.441000
Mean Absolute Percentage Error	0.219956	Covariance Proportion	0.532935
Theil's Inequality Coefficient	0.092831		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.7 การส่งออกเคมีภัณฑ์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกเคมีภัณฑ์ (EX6) และ ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d))เท่ากับ 0 ส่วนสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบ (RPEX6) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.19

ดังนั้นจะนำตัวแปรทุกตัวมาพิจารณาหาความสัมพันธ์ระยะยาว

ตารางที่ 5.19 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกเคมีภัณฑ์รายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 6	-1.0873	-4.6852***	3.0702	-3.8962***	-3.8547**	-1.8855*	0
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 6	-1.8695	-4.0334**	-1.4750	-4.2663***	-4.1958**	-4.1733***	1
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ในระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกเคมีภัณฑ์ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ตัวแปรอื่นๆ ก็มีความสัมพันธ์ในระยะยาวแต่ให้ผลการปรับตัวในระยะสั้นไม่เป็นที่น่าพอใจ

สำหรับรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 9 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.20

ตารางที่ 5.20 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกเคมีภัณฑ์รายปี

21 observations from 2522 to 2542. Order of VAR = 9.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX6** lnBLOEX Intercept

List of eigenvalues in descending order : .90824 .33024 0.00

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	50.1591	15.8700	13.8100
r<= 1	r=2	8.4176	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	58.5767	20.1800	17.8800
r<= 1	r = 2	8.4176	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX6	lnBLOEX	Intercept
1	2.6300	-5.5322	36.4352
	(-1.0000)	(2.1035)	(-13.8536)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.20 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกเคมีภัณฑ์ต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 2.1035 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก 1% มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของการส่งออกเคมีภัณฑ์รายปี 2.1035 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเคมีภัณฑ์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.73746 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการส่งออกเคมีภัณฑ์จะปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.21

ตารางที่ 5.21 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเคมีภัณฑ์รายปี

A. ECM for variable lnEX6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

Dependent variable is **dlnEX6**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX61	-.40192	-1.7814	.149
dlnBLOEX1	-.69865	-1.4539	.220
dlnEX62	-.68352	-4.3843	.012
dlnBLOEX2	-1.5515	-3.4294	.027
dlnEX63	-.86502	-3.6412	.022
dlnBLOEX3	-.49932	-.80999	.463
dlnEX64	-.034378	-.17126	.872
dlnBLOEX4	-.084742	-.21991	.837
dlnEX65	-.099752	-.81037	.463
dlnBLOEX5	.99910	2.7426	.052
dlnEX66	-.12135	-.91666	.411
dlnBLOEX6	.079316	.13696	.898
dlnEX67	.31786	2.9967	.040
dlnBLOEX7	.51994	1.2109	.293
dlnEX68	.40021	3.0572	.038
dlnBLOEX8	.55782	1.3036	.262
ecm1(-1)	-.73746	-4.2144	.014

List of additional temporary variables created:

dlnEX6 = lnEX6-lnEX6(-1)

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5)

dlnBLOEX5 = lnBLOEX(-5)-lnBLOEX(-6)

dlnBLOEX6 = lnBLOEX(-6)-lnBLOEX(-7)

dlnBLOEX7 = lnBLOEX(-7)-lnBLOEX(-8)

dlnBLOEX8 = lnBLOEX(-8)-lnBLOEX(-9)

dlnEX61 = lnEX6(-1)-lnEX6(-2)

dlnEX62 = lnEX6(-2)-lnEX6(-3)

dlnEX63 = lnEX6(-3)-lnEX6(-4)

dlnEX64 = lnEX6(-4)-lnEX6(-5)

dlnEX65 = lnEX6(-5)-lnEX6(-6)

dlnEX66 = lnEX6(-6)-lnEX6(-7)

dlnEX67 = lnEX6(-7)-lnEX6(-8)

dlnEX68 = lnEX6(-8)-lnEX6(-9)

ecm1 = 1.0000*lnEX6 -2.1035*lnBLOEX +13.8536

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

R-Squared	.97038	R-Bar-Squared	.85189
S.E. of Regression	.066534	F-stat.	F(16, 4) 8.1894[.028]
Mean of Dep. Variable	.25960	S.D. of Dep. Variable	.17288
Residual Sum of Squares	.017707	Equation Log-likelihood	44.5246
Akaike Info. Criterion	27.5246	Schwarz Bayesian Cri.	18.6461
DW-statistic	2.6317	System Log-likelihood	83.2025

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 7.0554[.008]	F(1, 3)= 1.5179[.306]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.6131[.204]	F(1, 3)= .24961[.652]
C: Normality	CHSQ(2)= .036168[.982]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .0048009[.945]	F(1, 19)= .0043447[.948]

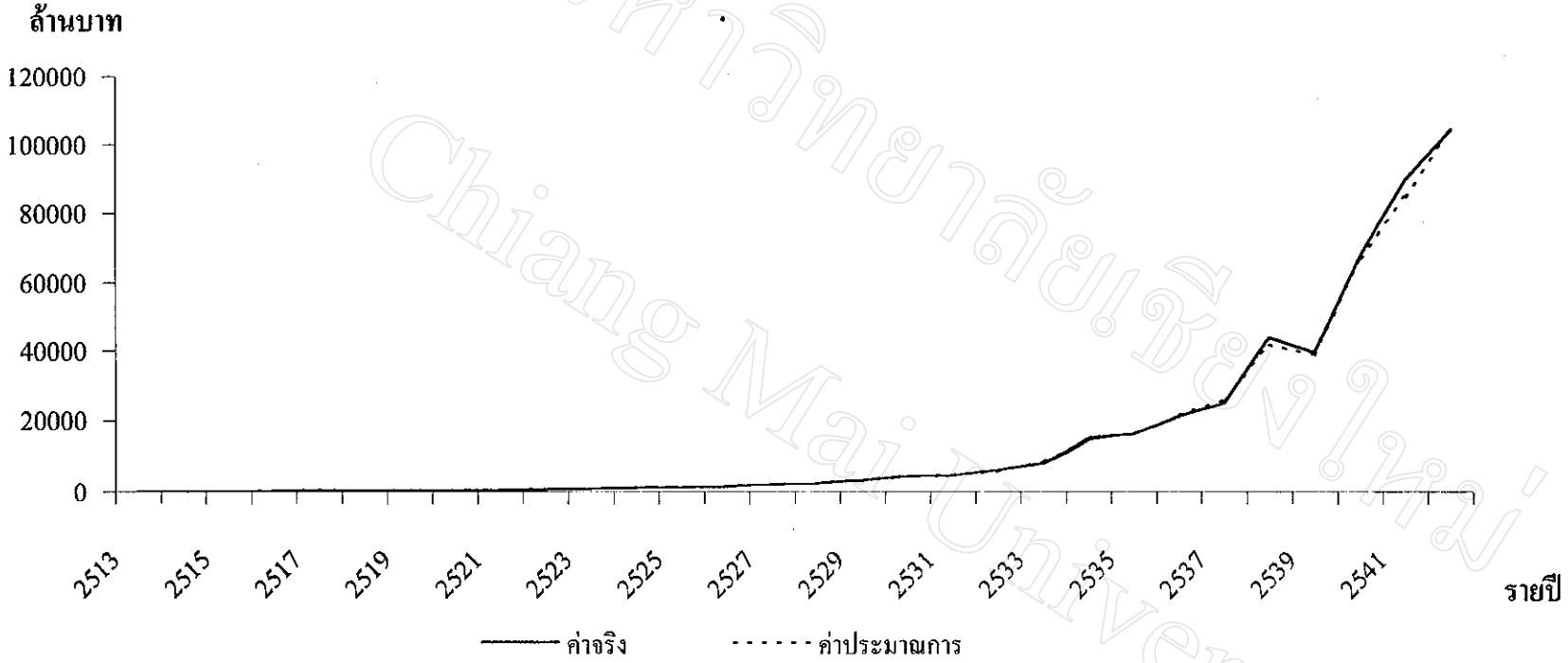
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกเคมีภัณฑ์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จาก ความคลาดเคลื่อนมีเพียง 2.3 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.022851) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.016452 ดังภาพที่ 5.7

ภาพที่ 5.7 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกเคมีภัณฑ์รายปี



Root Mean Square Error	1192.43	Bias Proportion	0.017799
Root Absolute Error	547.1175	Variance Proportion	0.218594
Mean Absolute Percentage Error	0.022851	Covariance Proportion	0.743266
Theil's Inequality Coefficient	0.016452		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.8 การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกหัตถอุตสาหกรรม (EX7) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมโดยเปรียบเทียบ (RPEX7) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.22

ดังนั้นตัวแปรที่สามารถนำมาพิจารณาหาความสัมพันธ์ในระยะยาวกับการส่งออกหัตถอุตสาหกรรมคือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก และอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.22 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 7	-1.8567	-3.0796	2.8641	-3.4212**	-3.6662**	-1.9420*	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 7	-3.2651**	-2.7152	-3.4721***	-3.3674**	-3.2834*	-3.3187***	0
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกอาหาร คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ vector ที่ 1 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.23

ตารางที่ 5.23 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

24 observations from 2519 to 2542. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX7** lnE lnBLOEX

List of eigenvalues in descending order : .92581 .79111 .053095

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	62.4275	21.1200	19.0200
r<= 1	r=2	37.5825	14.8800	12.9800
r<= 2	r=3	1.3093	8.0700	6.5000

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	101.3194	31.5400	28.7800
r<= 1	r>= 2	38.8918	17.8600	15.7500
r<= 2	r = 3	1.3093	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX7	lnE	lnBLOEX
1	3.2690	-1.7428	-3.8786
	(-1.0000)	(.53312)	(1.1865)
2	-3.5620	-6.6171	5.0477
	(-1.0000)	(-1.8577)	(1.4171)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.23 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอัตสาหกรรมต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 1.1865 ซึ่งมากกว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอัตสาหกรรมต่ออัตราแลกเปลี่ยนที่เท่ากับ 0.53312 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงการส่งออกสินค้าหัตถอัตสาหกรรมมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอัตสาหกรรมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –1.1363 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ค่า ecm2(-1) เป็นบวก 0.082711 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ) และ ในความสัมพันธ์ระยะยาว vector ที่ 2 มีเครื่องหมายหน้า

สัมประสิทธิ์ไม่ถูกต้อง นอกจากนี้ยังพบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.24

ตารางที่ 5.24 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

A. ECM for variable lnEX7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnEX7**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-4.7588	-7.1524	.000
dlnEX71	.35567	2.2603	.065
dlnE1	.42468	.92210	.392
dlnBLOEX1	.88526	4.8928	.003
dlnEX72	.74186	4.1076	.006
dlnE2	.41749	.84382	.431
dlnBLOEX2	-.027572	-.21649	.836
dlnEX73	-.018285	-.14718	.888
dlnE3	.39754	.82476	.441
dlnBLOEX3	.54127	4.1588	.006
dlnEX74	.19236	1.5009	.184
dlnE4	-.42533	-1.1713	.286
dlnBLOEX4	.10896	.83973	.433
dlnEX75	.49218	2.9204	.027
dlnE5	-.87071	-2.5012	.046
dlnBLOEX5	.36892	2.5777	.042
ecm1(-1)	-1.1363	-7.1646	.000
ecm2(-1)	.082711	.47857	.649

List of additional temporary variables created:

dlnEX7 = lnEX7-lnEX7(-1)
dlnEX71 = lnEX7(-1)-lnEX7(-2)
dlnEX72 = lnEX7(-2)-lnEX7(-3)
dlnEX73 = lnEX7(-3)-lnEX7(-4)
dlnEX74 = lnEX7(-4)-lnEX7(-5)
dlnEX75 = lnEX7(-5)-lnEX7(-6)
dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)
dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)
dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)
dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)
dlnE5 = lnE(-5)-lnE(-6)
dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)
dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)
dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)
dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5)
dlnBLOEX5 = lnBLOEX(-5)-lnBLOEX(-6)

ecm1 = 1.0000*lnEX7 - 0.53312*lnE - 1.1865*lnBLOEX ; ecm2 = 1.0000*lnEX7 +1.8577*lnE - 1.4171*lnBLOEX

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.96816	R-Bar-Squared	.87794
S.E. of Regression	.048521	F-stat.	F(17, 6) 10.7309[.004]
Mean of Dep. Variable	.16581	S.D. of Dep. Variable	.13888
Residual Sum of Squares	.014126	Equation Log-likelihood	55.1992
Akaike Info. Criterion	37.1992	Schwarz Bayesian Cri.	26.5967
DW-statistic	1.6612	System Log-likelihood	162.6683

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .82710[.363]	F(1, 5)= .17846[.690]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .32225[.570]*	F(1, 5)= .068050[.805]
C: Normality	CHSQ(2)= 3.4416[.179]*	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .75293[.386]*	F(1, 22)= .71254[.408]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้ ความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.9 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.019364) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.011794 ดังภาพที่ 5.8

ภาพที่ 5.8 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

Root Mean Square Error	3886.9742	Bias Proportion	0.0013699
Root Absolute Error	2503.1425	Variance Proportion	0.0191428
Mean Absolute Percentage Error	0.019364	Covariance Proportion	0.9779216
Theil's Inequality Coefficient	0.0117939		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.9 การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ (EX8) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนดัชนีราคาส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ โดยเปรียบเทียบ (RPEX8) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.25

ดังนั้นตัวแปรที่จะนำมาพิจารณาหาความสัมพันธ์ในระยะยาวกับการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก และอัตราแลกเปลี่ยน

ตารางที่ 5.25 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 8	-2.9589*	-2.2110	1.2868	-3.0664**	-2.7776	-3.1621***	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 8	-2.9106*	-1.4328	-3.5050***	-4.1222***	-6.8766***	-3.3325***	0
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบ ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 9 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.26

ตารางที่ 5.26 ผลการทดสอบหา cointegration สำหรับการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

21 observations from 2522 to 2542. Order of VAR = 9.

List of variables included in the cointegrating vector : lnEX8 lnBLOEX

List of eigenvalues in descending order : .91849 .10085

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	52.6479	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	2.2325	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	54.8803	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	2.2325	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX8	lnBLOEX
1	-.69393	.92366
	(-1.0000)	(1.3311)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.26 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 1.3311 แสดงให้เห็นว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเพิ่มขึ้น 1 % ทำให้การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายปีจะเพิ่มขึ้น 1.3311 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.16089 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % แสดงให้เห็นว่าการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะจะปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.27

ตารางที่ 5.27 ผลการปรับในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

A. ECM for variable lnEX8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

Dependent variable is **dlnEX8**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX81	.60902	3.8725	.018
dlnBLOEX1	-.10086	-.50409	.641
dlnEX82	-.12881	-.70868	.518
dlnBLOEX2	-.66657	-2.9273	.043
dlnEX83	.036720	.20745	.846
dlnBLOEX3	.39362	1.9180	.128
dlnEX84	.12013	1.0456	.355
dlnBLOEX4	-.68285	-3.0943	.036
dlnEX85	-.23761	-2.1558	.097
dlnBLOEX5	-.44673	-1.6522	.174
dlnEX86	.76530	5.4665	.005
dlnBLOEX6	-.75785	-2.5945	.060
dlnEX87	.10868	.77567	.481
dlnBLOEX7	-1.3058	-4.4024	.012
dlnEX88	-.043963	-.61116	.574
dlnBLOEX8	-1.2469	-4.4985	.011
ecm1(-1)	-.16089	-6.4162	.003

List of additional temporary variables created:

dlnEX8 = lnEX8-lnEX8(-1)

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5)

dlnBLOEX5 = lnBLOEX(-5)-lnBLOEX(-6)

dlnBLOEX6 = lnBLOEX(-6)-lnBLOEX(-7)

dlnBLOEX7 = lnBLOEX(-7)-lnBLOEX(-8)

dlnBLOEX8 = lnBLOEX(-8)-lnBLOEX(-9)

ecm1 = 1.0000*lnEX8 -1.3311*lnBLOEX

dlnEX81 = lnEX8(-1)-lnEX8(-2)

dlnEX82 = lnEX8(-2)-lnEX8(-3)

dlnEX83 = lnEX8(-3)-lnEX8(-4)

dlnEX84 = lnEX8(-4)-lnEX8(-5)

dlnEX85 = lnEX8(-5)-lnEX8(-6)

dlnEX86 = lnEX8(-6)-lnEX8(-7)

dlnEX87 = lnEX8(-7)-lnEX8(-8)

dlnEX88 = lnEX8(-8)-lnEX8(-9)

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

R-Squared	.99079	R-Bar-Squared	.95396
S.E. of Regression	.036144	F-stat.	F(16, 4) 26.8981[.003]
Mean of Dep. Variable	.27797	S.D. of Dep. Variable	.16844
Residual Sum of Squares	.0052255	Equation Log-likelihood	57.3389
Akaike Info. Criterion	40.3389	Schwarz Bayesian Cri.	31.4605
DW-statistic	2.3230	System Log-likelihood	100.8504

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.1236[.289]	F(1, 3)= .16959[.708]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.1471[.284]	F(1, 3)= .17334[.705]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.2160[.330]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .91692[.338]	F(1, 19)= .86747[.363]

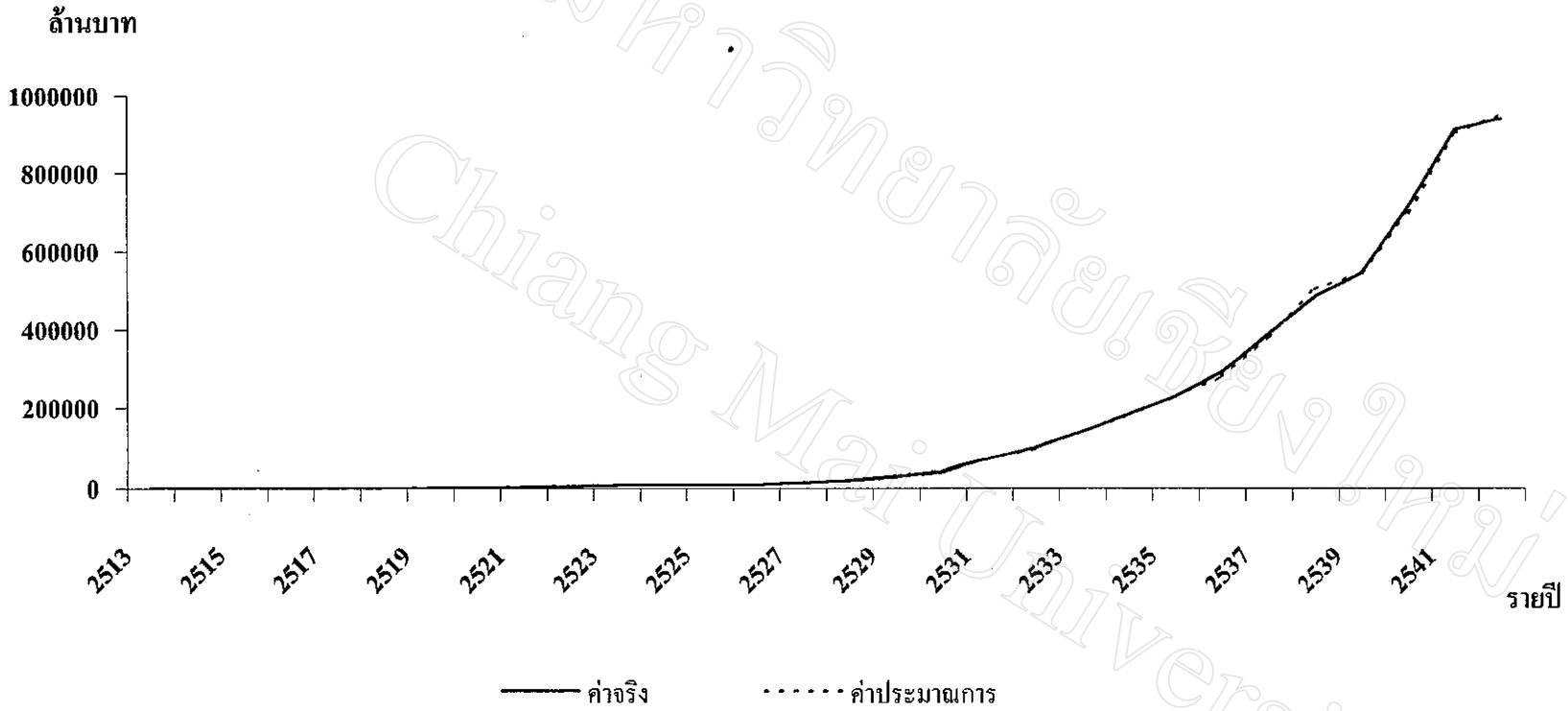
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.1 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.01135) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.00891 ดังภาพที่ 5.9

ภาพที่ 5.9 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี



Root Mean Square Error	6775.727	Bias Proportion	0.000002
Root Absolute Error	3704.617	Variance Proportion	0.001949
Mean Absolute Percentage Error	0.01135	Covariance Proportion	0.998048
Theil's Inequality Coefficient	0.00891		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.10 การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (EX9) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบ (RPEX9) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d))เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.28

ตารางที่ 5.28 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 9	-3.5051**	-3.2341*	1.2573	-3.6585**	-4.4632***	-2.9939***	1
lnBLOEX	-2.6399*	-1.1735	1.6085	-2.7750*	-4.6482***	-1.6640*	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnRPEX 9	-2.0073	-0.5577	-1.6516*	-3.2503**	-3.7817**	-3.3192***	1
lnWGDP	-4.0737***	-4.0302**	-0.9955	-5.4787***	-5.3823***	-5.5885***	0

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบ (RPEX9) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 4 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector ที่ 1 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.29

ตารางที่ 5.29 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

26 observations from 2517 to 2542. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX9** lnE lnRPEX9 lnBLOEX Trend

List of eigenvalues in descending order : .88578 .83459 .73940 .24495 .0000

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	56.4109	31.7900	29.1300
r<= 1	r=2	46.7822	25.4200	23.1000
r<= 2	r=3	34.9638	19.2200	17.1800
r<= 3	r=4	7.3053	12.3900	10.5500

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	145.4622	63.0000	59.1600
r<= 1	r>= 2	89.0513	42.3400	39.3400
r<= 2	r>= 3	42.2691	25.7700	23.0800
r<= 3	r = 4	7.3053	12.3900	10.5500

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX9	lnE	lnRPEX9	lnBLOEX	Trend
1	.64433	-4.7026	-.59197	-2.2412	.28631
	(-1.0000)	(7.2984)	(.91873)	(3.4783)	(-.44435)
2	.96748	-4.9773	-2.1832	1.5627	-.24898
	(-1.0000)	(5.1446)	(2.2566)	(-1.6153)	(.25735)
3	-.14932	.71435	2.3226	-1.3002	.15790
	(-1.0000)	(4.7840)	(15.5543)	(-8.7077)	(1.0574)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.29 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 7.2984 ความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 3.4783 และความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่อดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบเท่ากับ 0.91873 แสดงให้เห็นว่า การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนและสินเชื่อ

จากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก มีผลต่อการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดมากกว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบ

การปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm(-1)) ทั้ง 3 มีค่าเป็นลบน้อยกว่า 1 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และ 10 % แสดงให้เห็นว่าการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดจะปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.30

ตารางที่ 5.30 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

A. ECM for variable lnEX9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is **dlnEX9**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-5.9056	-1.6492	.130
dlnEX91	.12479	.95429	.362
dlnE1	-3.8172	-3.4300	.006
dlnRPEX91	-1.5442	-4.4997	.001
dlnBLOEX1	.011334	.027058	.979
dlnEX92	-.14429	-1.0042	.339
dlnE2	-.15931	-.11840	.908
dlnRPEX92	-.014589	-.036628	.972
dlnBLOEX2	.95698	2.0207	.071
dlnEX93	.30708	2.2730	.046
dlnE3	-1.4708	-1.3924	.194
dlnRPEX93	-.51304	-1.9097	.085
dlnBLOEX3	.55723	1.3460	.208
ecm1(-1)	-.31690	-4.3111	.002
ecm2(-1)	-.22638	-2.0510	.067
ecm3(-1)	-.074373	-4.3655	.001

List of additional temporary variables created:

dlnEX9 = lnEX9-lnEX9(-1)

dlnEX91 = lnEX9(-1)-lnEX9(-2)

dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnRPEX91 = lnRPEX9(-1)-lnRPEX9(-2)

dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2)

dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3)

dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4)

dlnEX92 = lnEX9(-2)-lnEX9(-3)

dlnRPEX92 = lnRPEX9(-2)-lnRPEX9(-3)

dlnEX93 = lnEX9(-3)-lnEX9(-4)

dlnRPEX93 = lnRPEX9(-3)-lnRPEX9(-4)

ecm1 = 1.0000*lnEX9 -7.2984*lnE -0.91873*lnRPEX9 -3.4783*lnBLOEX +0.44435*Trend

ecm2 = 1.0000*lnEX9 -5.1446*lnE -2.2566*lnRPEX9 + 1.6153*lnBLOEX -0.25735*Trend

ecm3 = 1.0000*lnEX9 -.7840*lnE -15.5543*lnRPEX9 + 8.7077*lnBLOEX - 1.0574*Trend

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

R-Squared	.89400	R-Bar-Squared	.73501
S.E. of Regression	.11408	F-stat.	F(15, 10) 5.6229[.004]
Mean of Dep. Variable	.21756	S.D. of Dep. Variable	.22162
Residual Sum of Squares	.13015	Equation Log-likelihood	31.9706
Akaike Info. Criterion	15.9706	Schwarz Bayesian Cri.	5.9059
DW-statistic	1.7791	System Log-likelihood	161.2783

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .55064[.458]	F(1, 9)= .19473[.669]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 5.4239[.020]	F(1, 9)= 2.3724[.158]
C: Normality	CHSQ(2)= .12617[.939]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .39758[.528]	F(1, 24)= .37270[.547]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

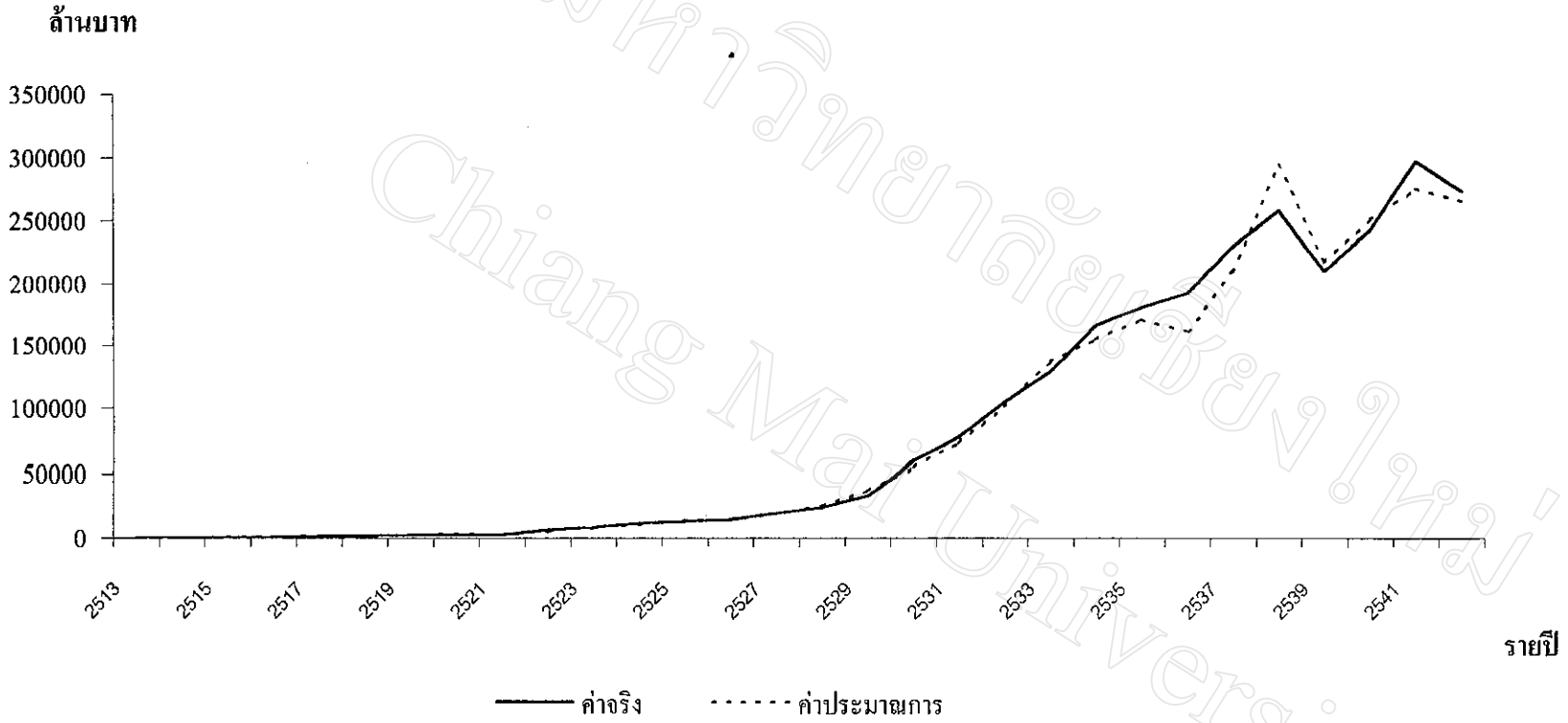
ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.042291 ดังภาพที่ 5.10

5.11 การส่งออกอื่นๆ

จาก 5.1 ถึง 5.10 สามารถพยากรณ์การส่งออกอื่นๆ ได้ ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ เห็นได้จากความเคลื่อนมีถึง 273 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 2.732) และค่าTheil's Inequality Coefficient เท่ากับ0.59 เนื่องจากการส่งออกอื่นๆ เป็นสมการเอกลักษณ์ ดังภาพที่ 5.11

ภาพที่ 5.10 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

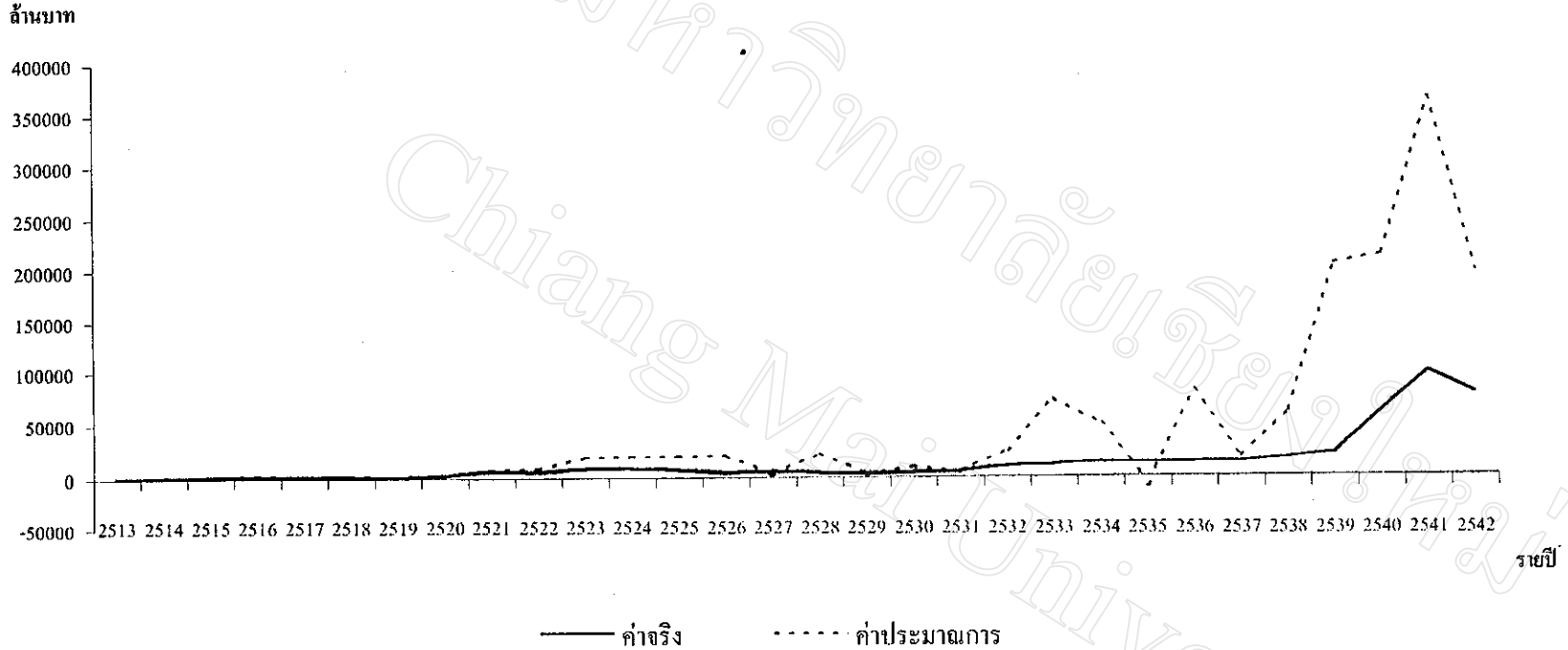


Root Mean Square Error	13108.82	Bias Proportion	0.011166
Root Absolute Error	8533.389	Variance Proportion	0.003276
Mean Absolute Percentage Error	0.064084	Covariance Proportion	0.972796
Theil's Inequality Coefficient	0.042291		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.11 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกอื่นๆรายปี



Root Mean Square Error	86186	Bias Proportion	0.1440
Root Absolute Error	49961	Variance Proportion	0.6390
Mean Absolute Percentage Error	2.7320	Covariance Proportion	0.0530
Theil's Inequality Coefficient	0.5900		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

การนำเข้า (import)

5.12 การนำเข้ารวม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้ารวม (IM) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้ารวมโดยเปรียบเทียบ (RPIM) มี order of integration เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.31

ตัวแปรที่จะนำมาพิจารณาหาความสัมพันธ์ในระยะยาวกับการนำเข้ารวม คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า อัตราแลกเปลี่ยน และดัชนีราคานำเข้ารวมโดยเปรียบเทียบ เนื่องจากมี order of integration ลำดับเดียวกัน

ตารางที่ 5.31 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้ารวมรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM	-2.9599	-4.8666***	-1.9864	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM	-5.1911***	-5.0590***	-4.1467***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้ารวม คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.32

ตารางที่ 5.32 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้ารวมรายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : IM E BLOIM

List of eigenvalues in descending order : .87791 .35482 .079498

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	52.5740	17.6800	15.5700
r<= 1	r=2	10.9558	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	2.0709	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	65.6007	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	13.0267	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	2.0709	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM	E	BLOIM
1	-.2859E-5	-.018557	.7403E-4
	(-1.0000)	(-6490.0)	(25.8926)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.32 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้ารวมต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 2.49414 (25.8926*58888.29(ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/611341(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้ารวม)) และความยืดหยุ่นของการนำเข้ารวมต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ -0.26058 (-6490*24.546(ค่าเฉลี่ยของอัตราแลกเปลี่ยน)/611341 (ค่าเฉลี่ยของการนำเข้ารวม)) แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการนำเข้ารวมมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้ารวมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.31554 ณ ระดับนัยสำคัญ 10 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.33

ตารางที่ 5.33 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้ารวมรายปี

A. ECM for variable IM estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dIM**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dIM1	1.0767	3.7294	.003
dE1	-13080.5	-.87442	.399
dBLOIM1	-9.8145	-1.5500	.147
dIM2	.41419	.93044	.370
dE2	5270.1	.25097	.806
dBLOIM2	-16.5559	-2.7530	.018
dIM3	-.84094	-1.8131	.095
dE3	-25701.1	-1.1024	.292
dBLOIM3	-6.7574	-1.0602	.310
dIM4	1.1636	3.3514	.006
dE4	-32364.9	-1.3912	.189
dBLOIM4	-12.3477	-2.2522	.044
ecm1(-1)	-.31554	-1.8333	.092

List of additional temporary variables created:

dIM = IM-IM(-1) dIM1 = IM(-1)-IM(-2) dE1 = E(-1)-E(-2)

dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2) dIM2 = IM(-2)-IM(-3) dE2 = E(-2)-E(-3)

dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3) dIM3 = IM(-3)-IM(-4) dE3 = E(-3)-E(-4)

dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4) dIM4 = IM(-4)-IM(-5) dE4 = E(-4)-E(-5)

dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)

ecm1 = 1.0000*IM + 6490.0*E - 25.8926*BLOIM

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.82851	R-Bar-Squared	.65702
S.E. of Regression	60194.3	F-stat.	F(12, 12) 4.8312[.005]
Mean of Dep. Variable	73722.2	S.D. of Dep. Variable	102782.7
Residual Sum of Squares	4.35E+10	Equation Log-likelihood	-301.4322
Akaike Info. Criterion	-314.4322	Schwarz Bayesian Cri.	-322.3549
DW-statistic	2.1395	System Log-likelihood	-559.6726

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .43897[.508]	F(1, 11)= .19660[.666]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.2694[.132]	F(1, 11)= 1.0982[.317]
C: Normality	CHSQ(2)= .73764[.692]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .26290[.608]	F(1, 23)= .24443[.626]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

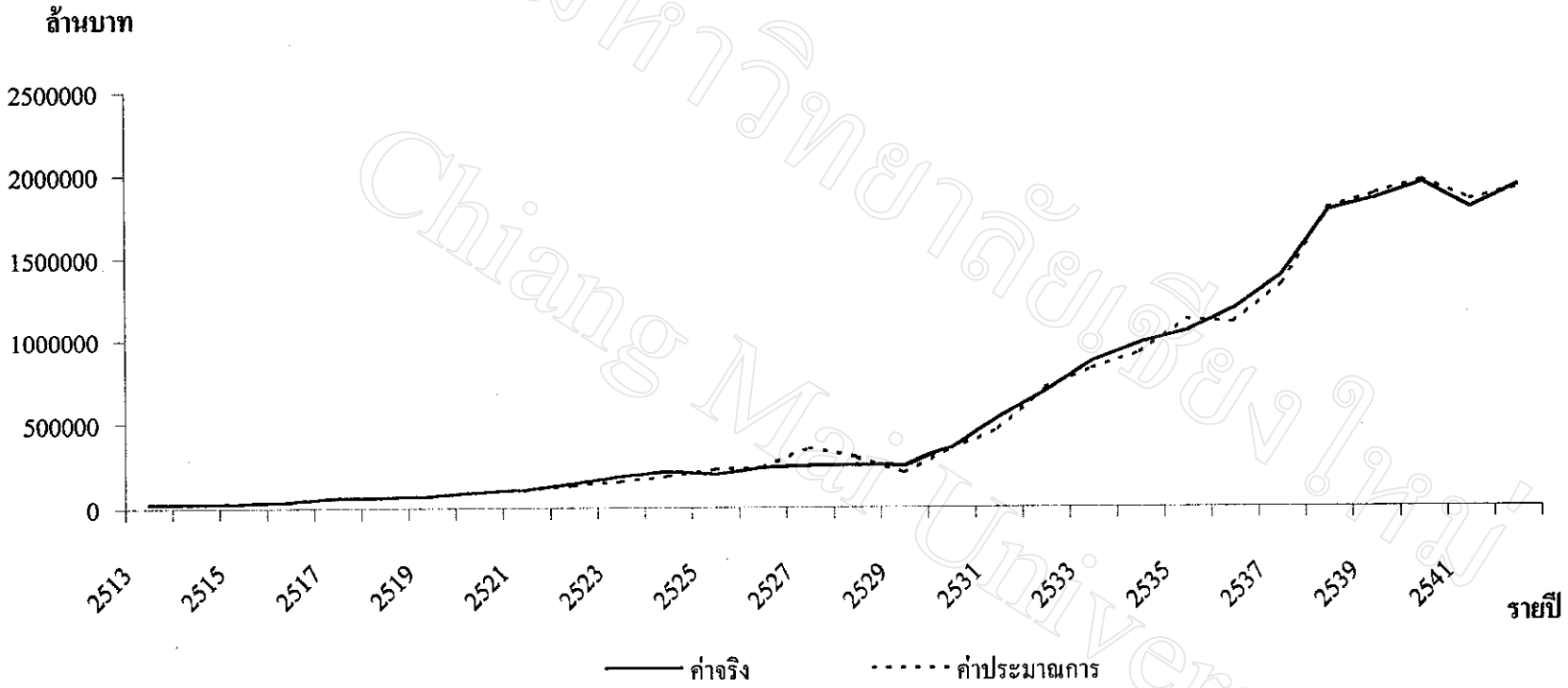
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้ารวม ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จาก ค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.020663 ดังภาพที่ 5.12

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.12 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้ารวมรายปี



Root Mean Square Error	44246.97	Bias Proportion	0.003517
Root Absolute Error	36990.51	Variance Proportion	0.008581
Mean Absolute Percentage Error	0.081524	Covariance Proportion	0.983883
Theil's Inequality Coefficient	0.020663		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.13 การนำเข้าอาหาร

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าอาหาร (IM1) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าอาหารโดยเปรียบเทียบ (RPIM1) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.34

ตารางที่ 5.34 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าอาหารรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM1	-2.8594*	-3.5828*	-2.0678**	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM1	-4.2246***	-4.5109***	-4.2565***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าอาหาร คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.35

ตารางที่ 5.35 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าอาหารรายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **IM1** BLOIM E

List of eigenvalues in descending order : .89540 .41669 .042934

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	56.4413	17.6800	15.5700

r<= 1	r=2	13.4761	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	1.0971	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	71.0145	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	14.5732	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	1.0971	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM1	BLOIM	E
1	-.1341E-4	.4093E-4	-.0056367
	(-1.0000)	(3.0512)	(-420.2196)
2	-.1771E-3	.7297E-4	-.041738
	(-1.0000)	(.41194)	(-235.6359)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.35 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าอาหารต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 8.1337 (3.0512 * 58888.29 (ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/22090.73(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้ารวม))และความยืดหยุ่นของการนำเข้าอาหารต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.4669 (-420.2196*24.546(ค่าเฉลี่ยของอัตราแลกเปลี่ยน)/22090.73 (ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าอาหาร)) แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการนำเข้าอาหารมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าอาหารตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ecm1(-1) เท่ากับ –0.058907 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % ส่วน ecm2(-1) มีค่าเป็นบวก แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.36

ตารางที่ 5.36 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าอาหารรายปี

A. ECM for variable IM1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5): Dependent variable is **dIM1**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dIM11	.70759	4.2367	.001
dBLOIM1	-.11730	-.83920	.419
dE1	-341.6185	-1.1952	.257
dIM12	-.69267	-2.4178	.034
dBLOIM2	-.36838	-2.8998	.014
dE2	-1221.4	-3.3650	.006
dIM13	.56526	2.4300	.033
dBLOIM3	-.10625	-.74851	.470
dE3	1835.6	3.3461	.007
dIM14	-1.2994	-3.7383	.003
dBLOIM4	-.39943	-3.6613	.004
dE4	-2156.5	-3.0973	.010
ecm1(-1)	-.058907	-3.0697	.011
ecm2(-1)	.35556	1.4031	.188

dIM1 = IM1-IM1(-1) dIM11 = IM1(-1)-IM1(-2) dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2)

dE1 = E(-1)-E(-2) dIM12 = IM1(-2)-IM1(-3) dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3)

dE2 = E(-2)-E(-3) dIM13 = IM1(-3)-IM1(-4) dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4)

dE3 = E(-3)-E(-4) dIM14 = IM1(-4)-IM1(-5) dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)

dE4 = E(-4)-E(-5)

ecm1 = 1.0000*IM1 -3.0512*BLOIM + 420.2196*E ; ecm2 = 1.0000*IM1 -0.41194*BLOIM + 235.6359*E

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.93232	R-Bar-Squared	.85235
S.E. of Regression	1430.6	F-stat.	F(13, 11) 11.657[.000]
Mean of Dep. Variable	2641.1	S.D. of Dep. Variable	3723.1
Residual Sum of Squares	2.25E+07	Equation Log-likelihood	-206.8578
Akaike Info. Criterion	-220.8578	Schwarz Bayesian Cri.	-229.3899
DW-statistic	2.4325	System Log-likelihood	-465.6970

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 3.1123[.078]	F(1, 10)= 1.4219[.261]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.7307[.188]	F(1, 10)= .74376[.409]
C: Normality	CHSQ(2)= .24161[.886]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.5211[.217]	F(1, 23)= 1.4900[.235]

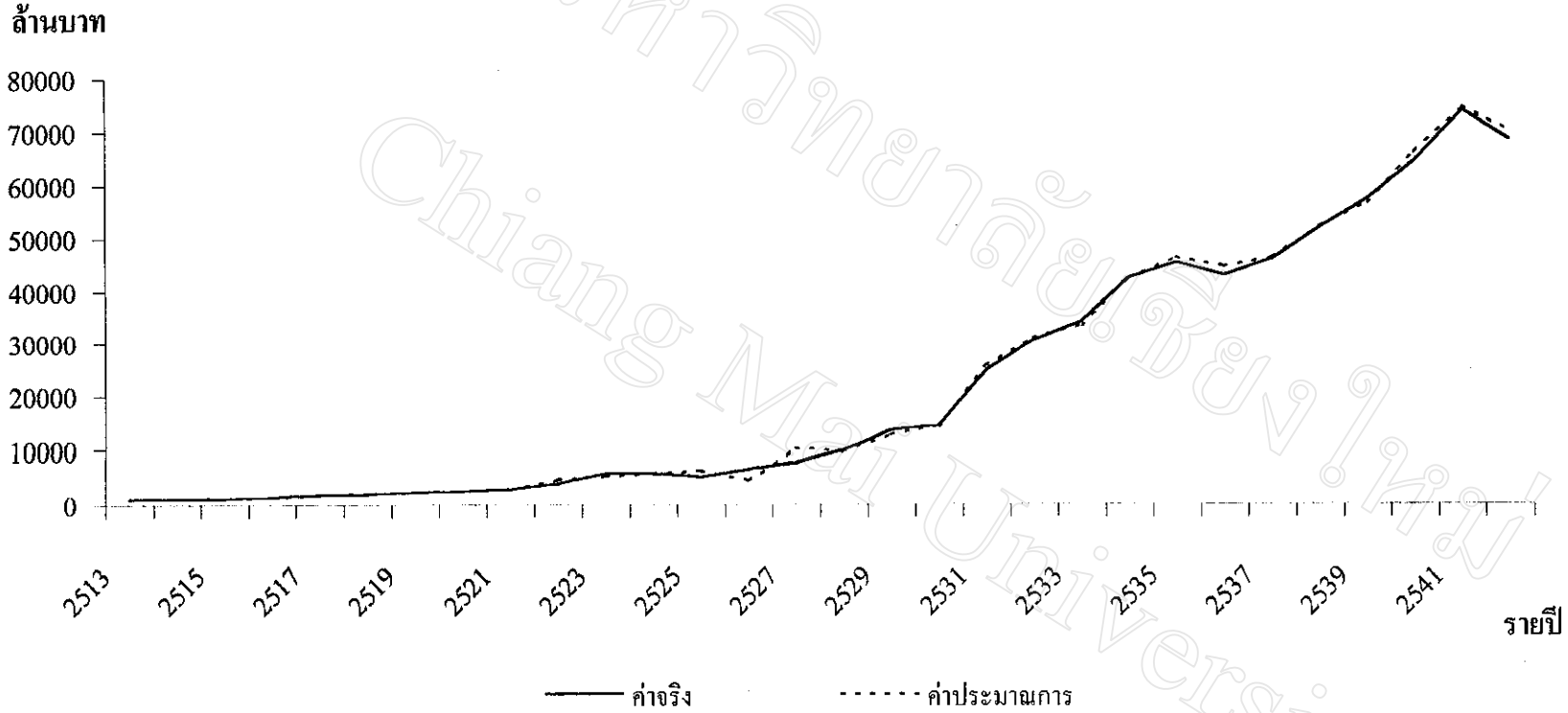
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าอาหาร ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.013744 ดังภาพที่ 5.13

ภาพที่ 5.13 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าอาหารรายปี



Root Mean Square Error	1060.376	Bias Proportion	0.071677
Root Absolute Error	835.5254	Variance Proportion	0.085463
Mean Absolute Percentage Error	0.068209	Covariance Proportion	0.760944
Theil's Inequality Coefficient	0.013744		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.14 การนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่าการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ (IM2) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPIM2) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.37

ตารางที่ 5.37 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM2	-4.1515***	-4.2909**	-3.2919***	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM2	-3.3104**	-3.5717*	-3.0573***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 7 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.38

ตารางที่ 5.38 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

23 observations from 2520 to 2542. Order of VAR = 7.

List of variables included in the cointegrating vector : **IM2 BLOIM Intercept**

List of eigenvalues in descending order : .62684 .13110 0.00

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	22.6724	15.8700	13.8100

r<= 1	r=2	3.2322	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	25.9046	20.1800	17.8800
r<= 1	r = 2	3.2322	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM2	BLOIM	Intercept
1	-.9309E-3	.5193E-4	.14650
	(-1.0000)	(.055790)	(157.3734)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.38 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าท่ากับ 1.0966 (0.05579*58888.29(ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/2995.967(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ)) แสดงให้เห็นว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์เพิ่มขึ้น 1 % ส่งผลให้การการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบเพิ่มขึ้น 1.0966 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.5048 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.39

ตารางที่ 5.39 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

A. ECM for variable IM2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

Dependent variable is **dIM2**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dIM21	1.2185	2.6003	.026
dBLOIM1	-.016677	-.38322	.710
dIM22	1.2426	2.2219	.051
dBLOIM2	-.042332	-1.3323	.212
dIM23	1.3555	2.6358	.025
dBLOIM3	-.073833	-2.7708	.020

dIM24	1.1071	2.3238	.042
dBLOIM4	-.11861	-3.3155	.008
dIM25	.96122	2.6011	.026
dBLOIM5	-.046765	-1.1933	.260
dIM26	.47941	1.3737	.200
dBLOIM6	-.048391	-.82818	.427
ecm1(-1)	-1.5048	-2.8898	.016

List of additional temporary variables created:

dIM2 = IM2-IM2(-1)
dIM21 = IM2(-1)-IM2(-2)
dIM22 = IM2(-2)-IM2(-3)
dIM23 = IM2(-3)-IM2(-4)
dIM24 = IM2(-4)-IM2(-5)
dIM25 = IM2(-5)-IM2(-6)
dIM26 = IM2(-6)-IM2(-7)
dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2)
dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3)
dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4)
dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)
dBLOIM5 = BLOIM(-5)-BLOIM(-6)
dBLOIM6 = BLOIM(-6)-BLOIM(-7)

ecm1 = 1.0000*IM2 -0.055790*BLOIM - 157.3734

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

R-Squared	.68343	R-Bar-Squared	.30355
S.E. of Regression	559.3879	F-stat.	F(12, 10) 1.7991[.180]
Mean of Dep. Variable	294.2174	S.D. of Dep. Variable	670.2992
Residual Sum of Squares	3129148	Equation Log-likelihood	-168.5745
Akaike Info. Criterion	-181.5745	Schwarz Bayesian Cri.	-188.9552
DW-statistic	1.7891	System Log-likelihood	-391.9894

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.0266[.311]	F(1, 9)= .42046[.533]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .19780[.657]	F(1, 9)= .078070[.786]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.2421[.326]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .21587[.642]	F(1, 21)= .19896[.660]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

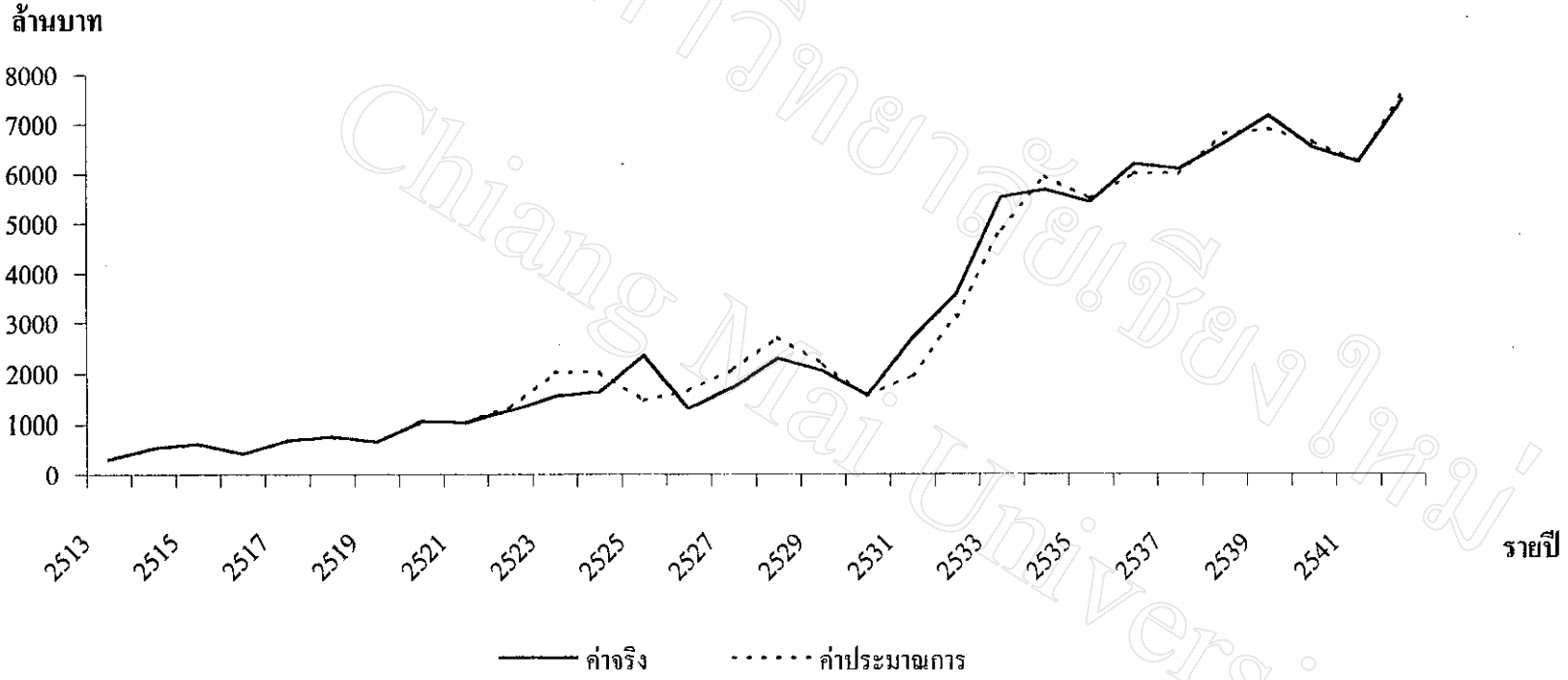
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จาก ค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.041593 ดังภาพที่ 5.14

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.14 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบรายปี



Root Mean Square Error	379.7618	Bias Proportion	0.000178
Root Absolute Error	301.5121	Variance Proportion	0.008201
Mean Absolute Percentage Error	0.120723	Covariance Proportion	0.991417
Theil's Inequality Coefficient	0.041593		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.15 การนำเข้าวัตถุดิบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าวัตถุดิบ (IM3) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 2 ส่วนสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าวัตถุดิบโดยเปรียบเทียบ (RPIM3) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.40

ดังนั้นตัวแปรที่จะนำมาพิจารณาหาความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าวัตถุดิบ คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ เนื่องจากมี order of integration เดียวกันกับการนำเข้าวัตถุดิบ

ตารางที่ 5.40 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าวัตถุดิบรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM3	-3.4911**	-3.5678*	-3.5576***	2
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM3	-4.8342***	-4.7278***	-4.6778***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าวัตถุดิบ คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.41

ตารางที่ 5.41 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าวัตถุดิบรายปี

22 observations from 2521 to 2542. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : IM3 GDPT Intercept

List of eigenvalues in descending order : .99873 .26631 0.00

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	146.6623	15.8700	13.8100
r<= 1	r=2	6.8127	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	153.475O	20.1800	17.8800
r<= 1	r = 2	6.8127	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM3	GDPT	Intercept
1	-.6982E-4	.2722E-5	.34689
	(-1.0000)	(.038978)	(4968.2

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.41 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าวัตถุดิบต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ เท่ากับ 0.0019 (0.038978*1706.42(ค่าเฉลี่ยของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ)/34921.5(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าวัตถุดิบ)) แสดงให้เห็นว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเปลี่ยนแปลง 1% ทำให้การนำเข้าวัตถุดิบเปลี่ยนแปลง 0.0019 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าวัตถุดิบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.43802 ณ ระดับนัยสำคัญ 10 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.42

ตารางที่ 5.42 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าวัตถุดิบรายปี

A. ECM for IM3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is IM3

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dIM31	-.17881	-.54226	.604
dGDPT1	.042713	1.2189	.262
dIM32	.87472	2.6008	.035
dGDPT2	-.13193	-2.8120	.026
dIM33	.93457	1.5543	.164
dGDPT3	.037457	.48122	.645
dIM34	.78658	1.0626	.323
dGDPT4	-.10666	-1.4193	.199
dIM35	1.6946	2.3806	.049
dGDPT5	-.042881	-.54516	.603
dIM36	1.5078	2.0000	.086
dGDPT6	-.086165	-1.0134	.345
dIM37	.053664	.079385	.939
dGDPT7	.10915	2.1294	.071
ecm1(-1)	-.43802	-2.0932	.075

List of additional temporary variables created:

dIM3 = IM3-IM3(-1)
dIM31 = IM3(-1)-IM3(-2)
dIM32 = IM3(-2)-IM3(-3)
dIM33 = IM3(-3)-IM3(-4)
dIM34 = IM3(-4)-IM3(-5)
dIM35 = IM3(-5)-IM3(-6)
dIM36 = IM3(-6)-IM3(-7)
dIM37 = IM3(-7)-IM3(-8)

dGDPT1 = GDPT(-1)-GDPT(-2)
dGDPT2 = GDPT(-2)-GDPT(-3)
dGDPT3 = GDPT(-3)-GDPT(-4)
dGDPT4 = GDPT(-4)-GDPT(-5)
dGDPT5 = GDPT(-5)-GDPT(-6)
dGDPT6 = GDPT(-6)-GDPT(-7)
dGDPT7 = GDPT(-7)-GDPT(-8)

ecm1 = 1.0000*IM3 - 0.038978*GDPT - 4968.2

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.90615	R-Bar-Squared	.71846
S.E. of Regression	2997.0	F-stat.	F(14, 7) 4.8279[.022]
Mean of Dep. Variable	3886.9	S.D. of Dep. Variable	5648.3
Residual Sum of Squares	6.29E+07	Equation Log-likelihood	-194.7380
Akaike Info. Criterion	-209.7380	Schwarz Bayesian Cri.	-217.9208
DW-statistic	1.6064	System Log-likelihood	-377.5957

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 2.1014[.147]	F(1, 6)= .63363[.456]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 3.7766[.052]	F(1, 6)= 1.2434[.307]
C: Normality	CHSQ(2)= 8.2429[.016]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .081336[.775]	F(1, 20)= .074216[.788]

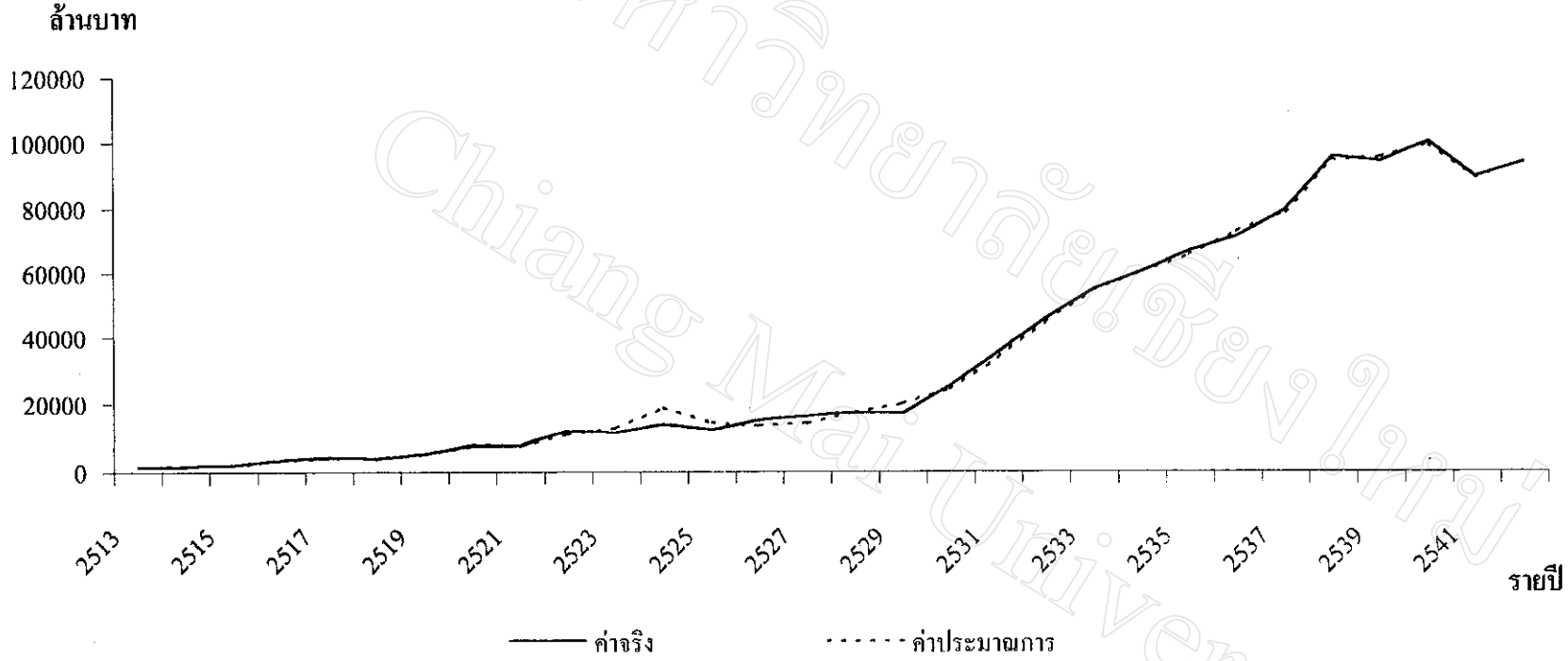
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าวัตถุดิบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.014807 ดังภาพที่ 5.15

ภาพที่ 5.15 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าวัตถุดิบรายปี



Root Mean Square Error	1724.565	Bias Proportion	0.004679
Root Absolute Error	1310.321	Variance Proportion	0.035077
Mean Absolute Percentage Error	0.068786	Covariance Proportion	0.954897
Theil's Inequality Coefficient	0.014807		

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

5.16 การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (IM4) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ (RPIM4) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ตารางที่ 5.43

ตารางที่ 5.43 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM4	-4.2989***	-4.5362***	-3.4434***	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM4	-3.1351**	-3.5206*	-3.1813***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ: ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ (RPIM4) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector 1 และ 2 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.44

ตารางที่ 5.44 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

24 observations from 2519 to 2542. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **IM4** BLOIM RPIM4 Trend

List of eigenvalues in descending order : .98910 .85284 .64878 0.00

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	108.4618	25.4200	23.1000
r<= 1	r=2	45.9900	19.2200	17.1800
r<= 2	r=3	25.1120	12.3900	10.5500

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	179.5638	42.3400	39.3400
r<= 1	r>= 2	71.1020	25.7700	23.0800
r<= 2	r = 3	25.1120	12.3900	10.5500

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM4	BLOIM	RPIM4	Trend
1	-.6350E-4	.1059E-3	-.41069	-.080642
	(-1.0000)	(1.6678)	(-6467.6)	(-1269.9)
2	-.2352E-5	.3254E-4	-.39995	.087481
	(-1.0000)	(13.8332)	(-170019.8)	(37188.2)
3	.8028E-4	-.6247E-4	-4.4392	-.21087
	(-1.0000)	(.77819)	(55298.5)	(2626.8)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.44 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 1.6126 (1.6678*58888.29(ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/60905.73(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น)) และความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นต่อดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบเท่ากับ –0.1297 (-6467.6*1.2214076 (ค่าเฉลี่ยของดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ)/60905.73(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น)) แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำ

เข้ามีผลต่อการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นมากกว่าดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้งบวกและลบ ด้วยระดับนัยสำคัญ 5 % และ 10 % แต่ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.45

ตารางที่ 5.45 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

A. ECM for variable IM4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dIM4**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-39589.7	-.92145	.399
dIM41	2.4158	3.8789	.012
dBLOIM1	-2.1897	-1.7677	.137
dRPIM41	-148941.2	-6.0568	.002
dIM42	.94743	2.0421	.097
dBLOIM2	-1.4720	-1.2888	.254
dRPIM42	-41073.1	-2.3922	.062
dIM43	1.9071	3.7491	.013
dBLOIM3	-1.6417	-1.5231	.188
dRPIM43	-59946.2	-3.5725	.016
dIM44	.81472	1.6889	.152
dBLOIM4	-3.0285	-2.6627	.045
dRPIM44	-45366.9	-2.6284	.047
dIM45	1.3408	3.2808	.022
dBLOIM5	-1.3288	-1.2838	.255
dRPIM45	-100146.5	-4.3032	.008
ecm1(-1)	-1.6461	-3.9363	.011
ecm2(-1)	.055289	3.5690	.016
ecm3(-1)	-1.1655	-2.2047	.079

List of additional temporary variables created:

dIM4 = IM4-IM4(-1) dIM41 = IM4(-1)-IM4(-2) dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2)

dRPIM41 = RPIM4(-1)-RPIM4(-2) dIM42 = IM4(-2)-IM4(-3) dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3)

dRPIM42 = RPIM4(-2)-RPIM4(-3) dIM43 = IM4(-3)-IM4(-4) dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4)

dRPIM43 = RPIM4(-3)-RPIM4(-4) dIM44 = IM4(-4)-IM4(-5) dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)

dRPIM44 = RPIM4(-4)-RPIM4(-5) dIM45 = IM4(-5)-IM4(-6) dBLOIM5 = BLOIM(-5)-BLOIM(-6)

dRPIM45 = RPIM4(-5)-RPIM4(-6)

ecm1 = 1.0000*IM4 -1.6678*BLOIM +6467.6*RPIM4 +1269.9*Trend ; ecm2 = 1.0000*IM4 - 13.8332*BLOIM + 170019.8*RPIM4 - 37188.2*Trend ; ecm3 = 1.0000*IM4 -0.77819*BLOIM -5298.5*RPIM4 -2626.8*Trend

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.96721	R-Bar-Squared	.84915
S.E. of Regression	6585.5	F-stat.	F(18, 5) 8.1926[.014]
Mean of Dep. Variable	6244.2	S.D. of Dep. Variable	16955.6
Residual Sum of Squares	2.17E+08	Equation Log-likelihood	-226.2541
Akaike Info. Criterion	-245.2541	Schwarz Bayesian Cri.	-256.4456
DW-statistic	2.2934	System Log-likelihood	-371.1795

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.5636[.211]	F(1, 4)= .27876[.625]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .054034[.816]	F(1, 4)= .0090259[.929]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.0813[.353]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.0696[.301]	F(1, 22)= 1.0262[.322]

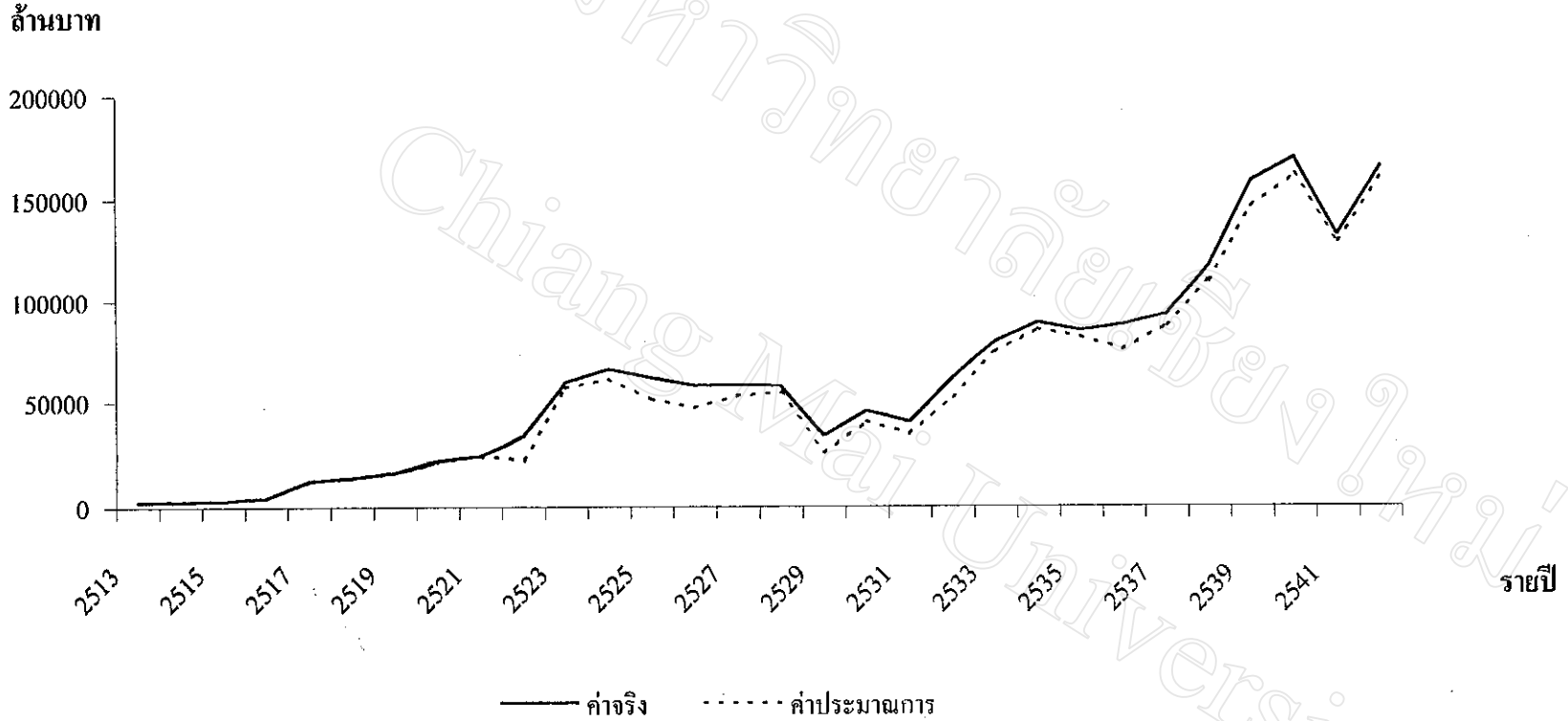
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีถึง 10 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.103701 ดังภาพที่ 5.16

ภาพที่ 5.16 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี



Root Mean Square Error	7305.553	Bias Proportion	0.3807730
Root Absolute Error	6599.072	Variance Proportion	0.0000005
Mean Absolute Percentage Error	0.103701	Covariance Proportion	0.1840570
Theil's Inequality Coefficient	0.041053		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.17 การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ (IM5) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคานำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์โดยเปรียบเทียบ (RPIM5) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.46

ตารางที่ 5.46 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 5	-2.0451	-3.0365	0.8079	-6.5139***	-6.6059***	-5.6378***	1
lnBLOim	-0.9370	-3.4216*	3.0668	-5.9180***	-5.8914***	-2.7079***	1
lnE	-0.5303	-3.3437*	1.1004	-4.6094***	-4.8131***	-4.2855***	1
lnGDPT	-2.6928*	-2.3468	0.7568	-3.2982**	-4.3511***	-1.4482	1
lnRPIM 5	-2.8108*	-2.4603	-1.8787*	-4.4772***	-5.0088***	-4.5811***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.47

ตารางที่ 5.47 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM5** lnBLOIM lnE

List of eigenvalues in descending order : .82045 .62756 .020448

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	42.9326	17.6800	15.5700
r<= 1	r=2	24.6918	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	.51649	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	68.1410	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	25.2083	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	.51649	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM5	lnBLOIM	lnE
1	.40653	-.44995	.27315
	(-1.0000)	(1.1068)	(-.67190)
2	-.82519	.88057	-1.3756
	(-1.0000)	(1.0671)	(-1.6670)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.47 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ -1.6670 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 1.0671 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการนำเข้าเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์มากกว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm(-1)) ทั้ง 2 มีค่าติดลบน้อยกว่าลบ 1 ณ ระดับนัยสำคัญ

5 % และ 10% แสดงให้เห็นว่าการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์จะปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ นอกจากนี้ยังพบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.48

ตารางที่ 5.48 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

A. ECM for variable lnIM5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dlnIM5**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnIM51	1.7283	2.9601	.013
dlnBLOIM1	-2.9600	-1.7277	.112
dlnE1	1.3188	.84759	.415
dlnIM52	.15455	.32777	.749
dlnBLOIM2	-2.9275	-2.2842	.043
dlnE2	2.6684	1.1692	.267
dlnIM53	1.2734	2.7745	.018
dlnBLOIM3	-2.1410	-1.8325	.094
dlnE3	2.6533	.65123	.528
dlnIM54	.38542	1.1960	.257
dlnBLOIM4	-2.6104	-1.8663	.089
dlnE4	1.5001	.35354	.730
ecm1(-1)	-.32097	-2.1874	.051
ecm2(-1)	-.75779	-2.5446	.027

List of additional temporary variables created:

dlnIM5 = lnIM5-lnIM5(-1) dlnBLOIM1 = lnBLOIM(-1)-lnBLOIM(-2) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnIM51 = lnIM5(-1)-lnIM5(-2) dlnBLOIM2 = lnBLOIM(-2)-lnBLOIM(-3) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnIM52 = lnIM5(-2)-lnIM5(-3) dlnBLOIM3 = lnBLOIM(-3)-lnBLOIM(-4) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnIM53 = lnIM5(-3)-lnIM5(-4) dlnBLOIM4 = lnBLOIM(-4)-lnBLOIM(-5) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)

dlnIM54 = lnIM5(-4)-lnIM5(-5)

ecm1 = 1.0000*lnIM5 -1.1068*lnBLOIM + 0.67190*lnE ; ecm2 = 1.0000*lnIM5 -1.0671*lnBLOIM + 1.6670*lnE

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnIM5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.78451	R-Bar-Squared	.52985
S.E. of Regression	.36093	F-stat.	F(13, 11) 3.0805[.035]
Mean of Dep. Variable	.11204	S.D. of Dep. Variable	.52639
Residual Sum of Squares	1.4330	Equation Log-likelihood	.26535
Akaike Info. Criterion	-13.7347	Schwarz Bayesian Cri.	-22.2668

DW-statistic	2.1060	System Log-likelihood	90.6640

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .80902[.368]	F(1, 10)= .33443[.576]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .38285[.536]	F(1, 10)= .15552[.702]
C: Normality	CHSQ(2)= .15768[.924]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .50804[.476]	F(1, 23)= .47709[.497]

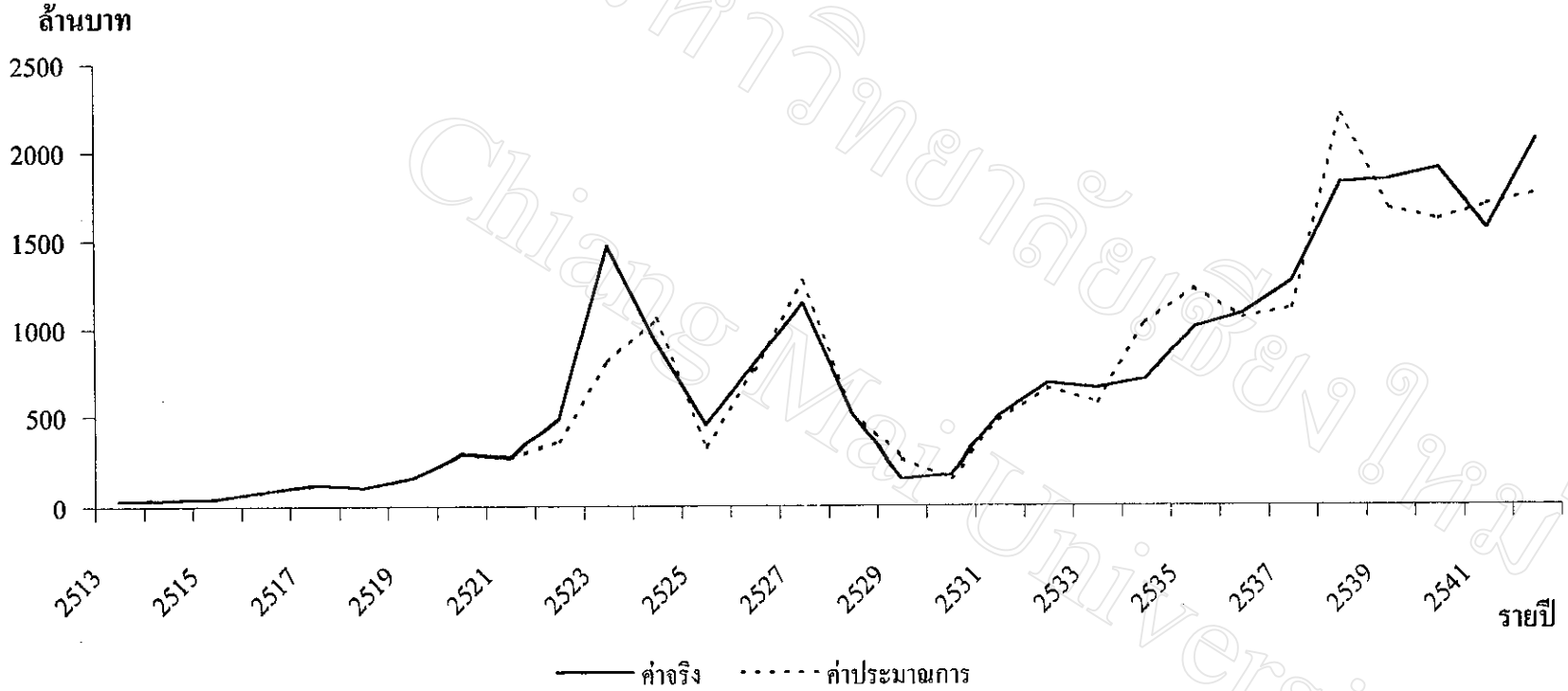
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการ การปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีถึง 18.4 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.183966) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.100224 ดังภาพที่ 5.17

ภาพที่ 5.17 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี



Root Mean Square Error	225.7801	Bias Proportion	0.005945
Root Absolute Error	164.7962	Variance Proportion	0.002911
Mean Absolute Percentage Error	0.183966	Covariance Proportion	0.98435
Theil's Inequality Coefficient	0.100224		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.18 การนำเข้าเคมีภัณฑ์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าเคมีภัณฑ์ (IM6) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบ (RPIM6) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.49

ตารางที่ 5.49 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าเคมีภัณฑ์รายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM6	-2.2080	-3.9542**	-1.1441	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM6	-2.8850*	-2.8819	-2.9497***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าเคมีภัณฑ์ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.50

ตารางที่ 5.50 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าเคมีภัณฑ์รายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **IM6** BLOIM E

List of eigenvalues in descending order : .79399 .62845 .017369

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	39.4961	17.6800	15.5700

r<= 1	r=2	24.7517	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	43805	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	64.6859	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	25.1898	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	.43805	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM6	BLOIM	E
1	.4744E-4	-.1044E-3	.018372
	(-1.0000)	(2.2001)	(-387.2845)
2	.9165E-4	-.1139E-3	.030396
	(-1.0000)	(1.2429)	(-331.6532)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.150 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 1.9601 (2.2001*58888.29(ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/66099.47(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าเคมีภัณฑ์)) และความยืดหยุ่นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ -0.1438 (-387.2845*24.546 (ค่าเฉลี่ยของอัตราแลกเปลี่ยน)/66099.47(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าเคมีภัณฑ์)) ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการนำเข้าเคมีภัณฑ์มากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –1.0047 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และค่า ecm2(-1) เท่ากับ 1.3910 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.51

ตารางที่ 5.51 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์รายปี

A. ECM for variable IM6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5): Dependent variable is **dIM6**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dIM61	-.36646	-.55724	.589
dBLOIM1	-1.0323	-1.0128	.333
dE1	-3134.6	-2.2406	.047
dIM62	-.86446	-1.8407	.093
dBLOIM2	-1.6183	-1.8872	.086
dE2	-564.4272	-.32930	.748
dIM63	-1.0032	-2.3601	.038
dBLOIM3	-.49562	-.77032	.457
dE3	-3671.7	-1.7505	.108
dIM64	.22321	.29989	.770
dBLOIM4	-1.9323	-2.3851	.036
dE4	-4329.5	-2.1464	.055
ecm1(-1)	-1.0047	-4.2372	.001
ecm2(-1)	1.3910	3.0365	.011

dIM6 = IM6-IM6(-1) dIM61 = IM6(-1)-IM6(-2) dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2)

dE1 = E(-1)-E(-2) dIM62 = IM6(-2)-IM6(-3) dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3)

dE2 = E(-2)-E(-3) dIM63 = IM6(-3)-IM6(-4) dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4)

dE3 = E(-3)-E(-4) dIM64 = IM6(-4)-IM6(-5) dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)

dE4 = E(-4)-E(-5)

ecm1 = 1.0000*IM6 - 2.2001*BLOIM + 387.2845*E ; ecm2 = 1.0000*IM6 - 1.2429*BLOIM + 331.6532*E

B. สถิติต่างๆของ ECM for variable IM6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.88709	R-Bar-Squared	.75366
S.E. of Regression	4998.3	F-stat.	F(13, 11) 6.6481[.002]
Mean of Dep. Variable	8373.8	S.D. of Dep. Variable	10070.4
Residual Sum of Squares	2.75E+08	Equation Log-likelihood	-238.1324
Akaike Info. Criterion	-252.1324	Schwarz Bayesian Cri.	-260.6645
DW-statistic	2.2223	System Log-likelihood	-487.0417

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .58719[.444]	F(1, 10)= .24052[.634]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 9.1252[.003]	F(1, 10)= 5.7482[.037]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.2715[.530]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .0086127[.926]	F(1, 23)= .0079264[.930]

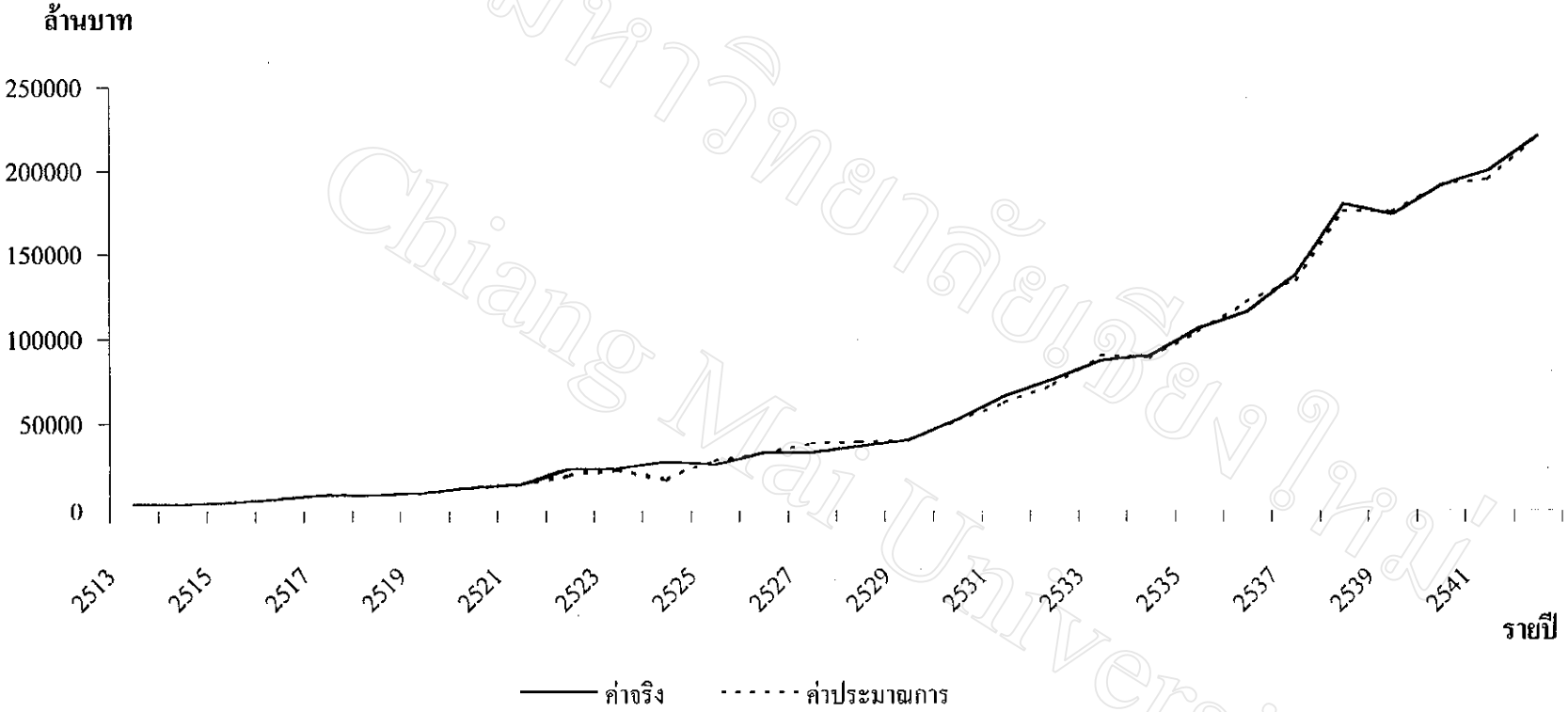
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

จากสมการการปรับตัวระยะสั้นจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.016027 ดังภาพที่ 5.18

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.18 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าเคมีภัณฑ์รายปี



Root Mean Square Error	3565.637	Bias Proportion	0.010041
Root Absolute Error	2724.295	Variance Proportion	0.030087
Mean Absolute Percentage Error	0.055987	Covariance Proportion	0.988472
Theil's Inequality Coefficient	0.016027		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.19 การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม(IM7) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมโดยเปรียบเทียบ (RPIM7) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.52

ตารางที่ 5.52 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM7	-2.8856*	-3.7757**	-1.9533*	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM7	-6.5671***	-6.7419***	-6.4674***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีค่าคงที่และจำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector 1 และ 3 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.53

ตารางที่ 5.53 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : IM7 BLOIM E Trend

List of eigenvalues in descending order : .89009 .67658 .51170 0.00

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	55.2018	25.4200	23.1000
r<= 1	r=2	28.2202	19.2200	17.1800
r<= 2	r=3	17.9208	12.3900	10.5500

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	101.3428	42.3400	39.3400
r<= 1	r>= 2	46.1411	25.7700	23.0800
r<= 2	r = 3	17.9208	12.3900	10.5500

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM7	BLOIM	E	Trend
1	.1015E-4	-.6607E-4	.0078740	.030658
	(-1.0000)	(6.5087)	(-775.6793)	(-3020.1)
2	-.2691E-4	.5105E-4	.10251	.025902
	(-1.0000)	(1.8974)	(3810.1)	(962.6781)
3	-.4202E-5	.3398E-4	-.22679	-.058626
	(-1.0000)	(8.0880)	(-53974.7)	(-13952.7)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.53 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 3.1256 (6.5087*58888.29(ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/122630.2(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม)) และความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.1553 (-775.6793*24.546(ค่าเฉลี่ยของอัตราแลกเปลี่ยน) /122630.2(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม)) แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัวมีค่าเป็นทั้งบวกและลบ โดยค่าที่เป็นลบก็มีทั้งที่มีระดับนัยสำคัญทางสถิติ และไม่มี ส่วนค่าที่เป็นบวก มีระดับนัยสำคัญทางสถิติ ดังตารางที่ 5.54

ตารางที่ 5.54 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

A. ECM for variable IM7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dIM7**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-243023.4	-3.0452	.014
dIM71	.061887	.14388	.889
dBLOIM1	-1.1744	-.66226	.524
dE1	-18236.4	-3.2104	.011
dIM72	-.26609	-.76581	.463
dBLOIM2	-1.3604	-.75498	.470
dE2	-18346.9	-1.9413	.084
dIM73	-.58913	-1.4967	.169
dBLOIM3	-1.2845	-.77686	.457
dE3	-20654.2	-2.9559	.016
dIM74	.73724	1.7437	.115
dBLOIM4	-1.3239	-.91156	.386
dE4	-15457.1	-2.2939	.047
ecm1(-1)	-.34567	-2.2873	.048
ecm2(-1)	-.49432	-1.2340	.248
ecm3(-1)	.17684	2.8269	.020

List of additional temporary variables created:

dIM7 = IM7-IM7(-1) dIM71 = IM7(-1)-IM7(-2) dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2)

dE1 = E(-1)-E(-2) dIM72 = IM7(-2)-IM7(-3) dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3)

dE2 = E(-2)-E(-3) dIM73 = IM7(-3)-IM7(-4) dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4)

dE3 = E(-3)-E(-4) dIM74 = IM7(-4)-IM7(-5) dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)

dE4 = E(-4)-E(-5)

ecm1 = 1.0000*IM7 -6.5087*BLOIM + 775.6793*E + 3020.1*Trend ; ecm2 =1.0000*IM7 - 1.8974*BLOIM - 3810.1*E - 962.6781*Trend ; ecm3 = 1.0000*IM7 -8.0880*BLOIM + 53974.7*E + 13952.7*Trend

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.85269	R-Bar-Squared	.60718
S.E. of Regression	14887.8	F-stat.	F(15, 9) 3.4731[.032]
Mean of Dep. Variable	15605.8	S.D. of Dep. Variable	23753.8
Residual Sum of Squares	1.99E+09	Equation Log-likelihood	-262.9103
Akaike Info. Criterion	-278.9103	Schwarz Bayesian Cri.	-288.6613
DW-statistic	2.9061	System Log-likelihood	-511.2701

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 19.0049[.000]	F(1, 8)= 25.3607[.001]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.9753[.085]	F(1, 8)= 1.0807[.329]
C: Normality	CHSQ(2)= 8.7916[.012]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .019864[.888]	F(1, 23)= .018289[.894]

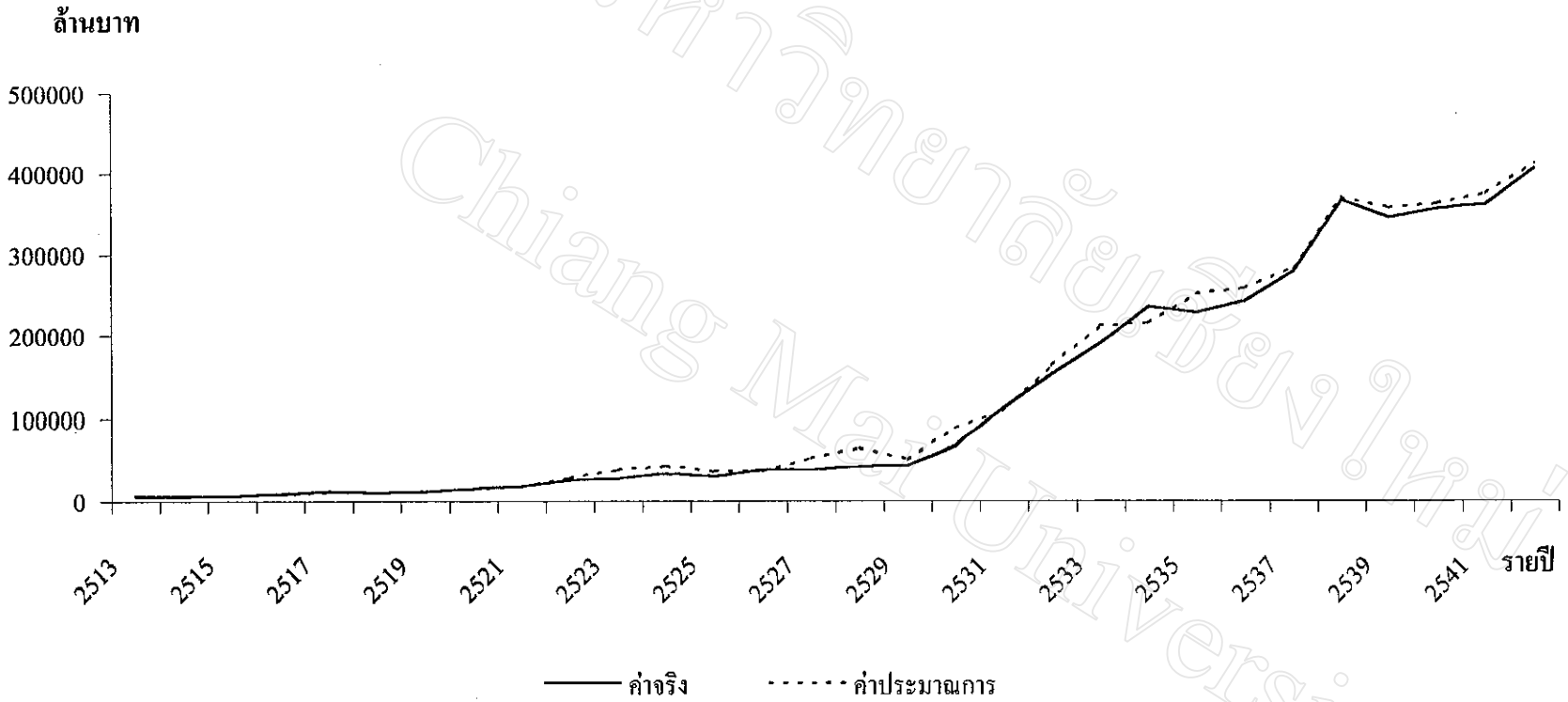
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม ซึ่งให้ผลไม่ค่อยเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีถึง 14.6 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.146972) และค่า Covariance Proportion เท่ากับ 0.521285 (ค่านี้จะดีต้องมีค่าเข้าใกล้ 1) ดังภาพที่ 5.19

ภาพที่ 5.19 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี



Root Mean Square Error	13472.55	Bias Proportion	0.22334
Root Absolute Error	11595.5	Variance Proportion	0.00013
Mean Absolute Percentage Error	0.146972	Covariance Proportion	0.521285
Theil's Inequality Coefficient	0.030605		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.20 การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ (IM8) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะโดยเปรียบเทียบ (RPIM8) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.55

ตารางที่ 5.55 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM8	-3.0289	-4.3815***	-2.3597	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM8	-4.1634***	-3.8588**	-3.7359***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 9 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.56

ตารางที่ 5.56 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

21 observations from 2522 to 2542. Order of VAR = 9.

List of variables included in the cointegrating vector : IM8 BLOIM

List of eigenvalues in descending order : .72822 .070531

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	27.3579	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	1.5360	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	28.8939	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	1.5360	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM8	BLOIM
1	-.8409E-5	.6351E-4
	(-1.0000)	(7.5531)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.56 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 1.6822 (7.5531*58888.29(ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/264408.7(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ)) ซึ่งแสดงให้เห็นว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเปลี่ยนแปลงไป 1 % ทำให้การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะเปลี่ยนแปลงไป 1.6822 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.41953 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % แสดงให้เห็นว่าการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะจะปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ นอกจากนี้ยังพบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.57

ตารางที่ 5.57 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

A. ECM for variable IM8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9): Dependent variable is **dIM8**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dIM81	.94250	3.4375	.026
dBLOIM1	-4.3139	-1.5070	.206
dIM82	.37186	1.2172	.290
dBLOIM2	-1.1699	-.56793	.600
dIM83	-.049153	-.13383	.900
dBLOIM3	-6.3897	-1.8947	.131
dIM84	.23262	.69039	.528
dBLOIM4	.22861	.063954	.952
dIM85	1.6650	3.0515	.038
dBLOIM5	-7.9442	-2.3333	.080
dIM86	-.59929	-.43480	.686
dBLOIM6	-5.9914	-2.0496	.110
dIM87	3.2780	2.3046	.083
dBLOIM7	-4.2445	-1.1410	.318
dIM88	-1.3839	-2.5400	.064
dBLOIM8	-6.2891	-1.3219	.257
ecm1(-1)	-.41953	-2.7808	.050

dIM8 = IM8-IM8(-1)

dIM81 = IM8(-1)-IM8(-2)

dIM82 = IM8(-2)-IM8(-3)

dIM83 = IM8(-3)-IM8(-4)

dIM84 = IM8(-4)-IM8(-5)

dIM85 = IM8(-5)-IM8(-6)

dIM86 = IM8(-6)-IM8(-7)

dIM87 = IM8(-7)-IM8(-8)

dIM88 = IM8(-8)-IM8(-9)

dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2)

dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3)

dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4)

dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)

dBLOIM5 = BLOIM(-5)-BLOIM(-6)

dBLOIM6 = BLOIM(-6)-BLOIM(-7)

dBLOIM7 = BLOIM(-7)-BLOIM(-8)

dBLOIM8 = BLOIM(-8)-BLOIM(-9)

ecm1 = 1.0000*IM8 -7.5531*BLOIM

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

R-Squared	.98365	R-Bar-Squared	.91825
S.E. of Regression	17941.3	F-stat.	F(16, 4) 15.0403[.009]
Mean of Dep. Variable	38866.9	S.D. of Dep. Variable	62749.2
Residual Sum of Squares	1.29E+09	Equation Log-likelihood	-218.0784
Akaike Info. Criterion	-235.0784	Schwarz Bayesian Cri.	-243.9569
DW-statistic	2.9154	System Log-likelihood	-396.6731

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 11.7757[.001]	F(1, 3)= 3.8298[.145]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.8555[.173]	F(1, 3)= .29077[.627]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.2854[.319]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.3615[.243]	F(1, 19)= 1.3172[.265]

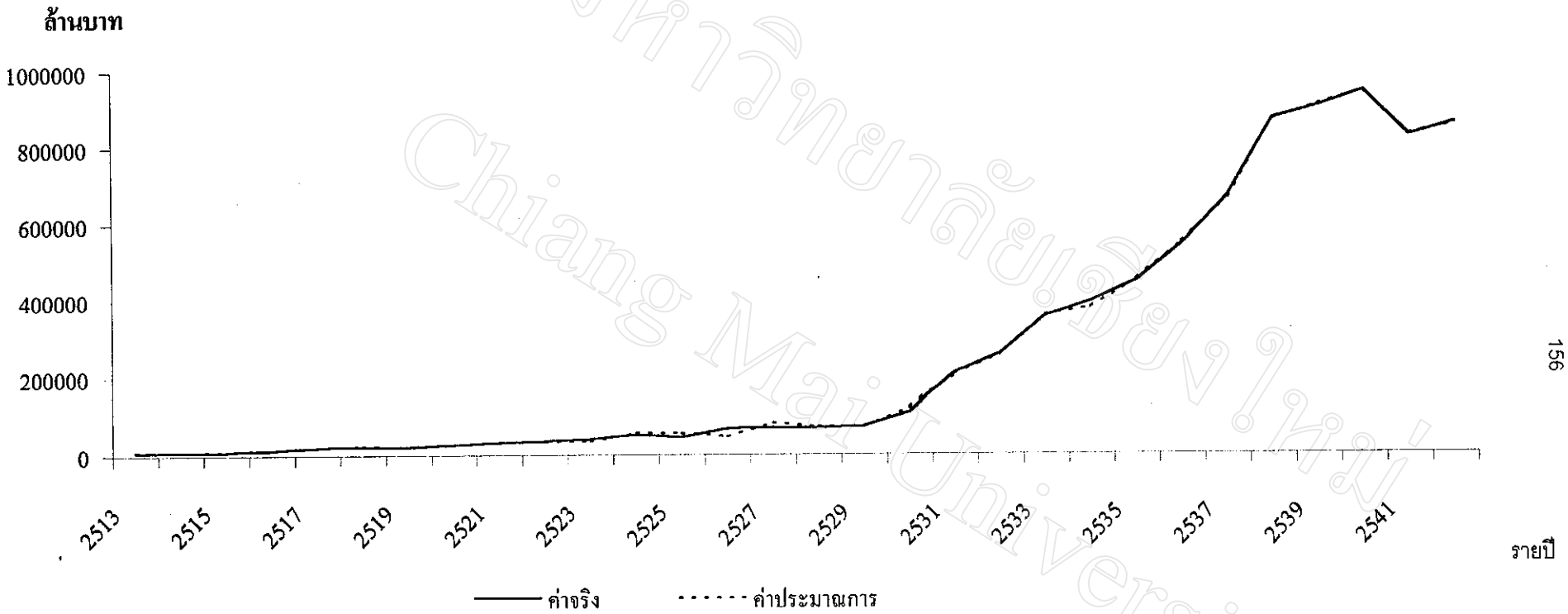
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้นจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จาก Theil's Inequality Coefficient มีค่าเพียง 0.00791 ดังภาพที่ 5.20

ภาพที่ 5.20 ค่าจริงและค่าประมาณของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี



Root Mean Square Error	7830.246	Bias Proportion	5.61E-06
Root Absolute Error	5995.462	Variance Proportion	0.000169
Mean Absolute Percentage Error	0.061806	Covariance Proportion	0.999819
Theil's Inequality Coefficient	0.00791		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.21 การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (IM9) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบ (RPIM9) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.58

ตารางที่ 5.58 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
IM9	-2.9756**	-3.0571	-2.1855**	1
BLOIM	-2.3439	-3.8464**	-1.4801	1
E	-4.7673***	-5.0035***	-4.4872***	1
GDPT	-8.6059***	-8.2245***	-8.5906***	2
RPIM9	-3.5169**	-3.4644*	-2.6160**	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้ารวม คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ประกอบไปด้วยค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ vector 2 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.59

ตารางที่ 5.59 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **IM9** BLOIM E

List of eigenvalues in descending order : .93538 .70694 .23711

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	68.4796	24.3500	22.2600
r<= 1	r=2	30.6848	18.3300	16.2800
r<= 2	r=3	6.7661	11.5400	9.7500

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	105.9305	39.3300	36.2800
r<= 1	r>= 2	37.4509	23.8300	21.2300
r<= 2	r = 3	6.7661	11.5400	9.7500

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	IM9	BLOIM	E
1	-.7195E-4	.6278E-4	.077567
	(-1.0000)	(.87252)	(1078.0)
2	.2506E-3	-.6017E-4	.081058
	(-1.0000)	(.24007)	(-323.4200)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 5.59 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.3912 (-323.4200*24.546(ค่าเฉลี่ยของอัตราแลกเปลี่ยน) /20293 (ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด)) และความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 0.6967 (0.24007*58888.29(ค่าเฉลี่ยของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า)/20293(ค่าเฉลี่ยของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด)) ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm(-1) ทั้ง 2 มีค่าเป็นลบ ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % และ 1 % ตามลำดับ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.60

ตารางที่ 5.60 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

A. ECM for variable IM9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dIM9**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-360.8308	-.15379	.881
Trend	1372.3	3.9069	.004
dIM91	.25411	1.0834	.307
dBLOIM1	-.52230	-3.5641	.006
dE1	-1203.3	-4.2082	.002
dIM92	.35182	1.5545	.154
dBLOIM2	-.58973	-3.7372	.005
dE2	-1831.1	-3.3712	.008
dIM93	.38022	1.8799	.093
dBLOIM3	-.48894	-2.9162	.017
dE3	-1459.6	-2.3732	.042
dIM94	.30320	1.4904	.170
dBLOIM4	-.16882	-1.4258	.188
dE4	741.5120	1.4138	.191
ecm1(-1)	-.25944	-2.8353	.020
ecm2(-1)	-1.3093	-4.1080	.003

List of additional temporary variables created:

dIM9 = IM9-IM9(-1)	dBLOIM1 = BLOIM(-1)-BLOIM(-2)	dE1 = E(-1)-E(-2)
dIM91 = IM9(-1)-IM9(-2)	dBLOIM2 = BLOIM(-2)-BLOIM(-3)	dE2 = E(-2)-E(-3)
dIM92 = IM9(-2)-IM9(-3)	dBLOIM3 = BLOIM(-3)-BLOIM(-4)	dE3 = E(-3)-E(-4)
dIM93 = IM9(-3)-IM9(-4)	dBLOIM4 = BLOIM(-4)-BLOIM(-5)	dE4 = E(-4)-E(-5)
dIM94 = IM9(-4)-IM9(-5)		

ecm1 = 1.0000*IM9 -0.87252*BLOIM - 1078.0*E ; ecm2 = 1.0000*IM9 -0.24007*BLOIM + 323.4200*E

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable IM9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.94048	R-Bar-Squared	.84127
S.E. of Regression	1271.7	F-stat.	F(15, 9) 9.4803[.001]
Mean of Dep. Variable	1938.8	S.D. of Dep. Variable	3192.0
Residual Sum of Squares	1.46E+07	Equation Log-likelihood	-201.4061
Akaike Info. Criterion	-217.4061	Schwarz Bayesian Cri.	-227.1571
DW-statistic	2.2166	System Log-likelihood	-445.4448

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.0609[.303]	F(1, 8)= .35452[.568]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .014027[.906]	F(1, 8)= .0044911[.948]
C: Normality	CHSQ(2)= 6.0902[.048]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.6953[.193]	F(1, 23)= 1.6731[.209]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีถึง 27.6 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.2759) ดังภาพที่ 5.21

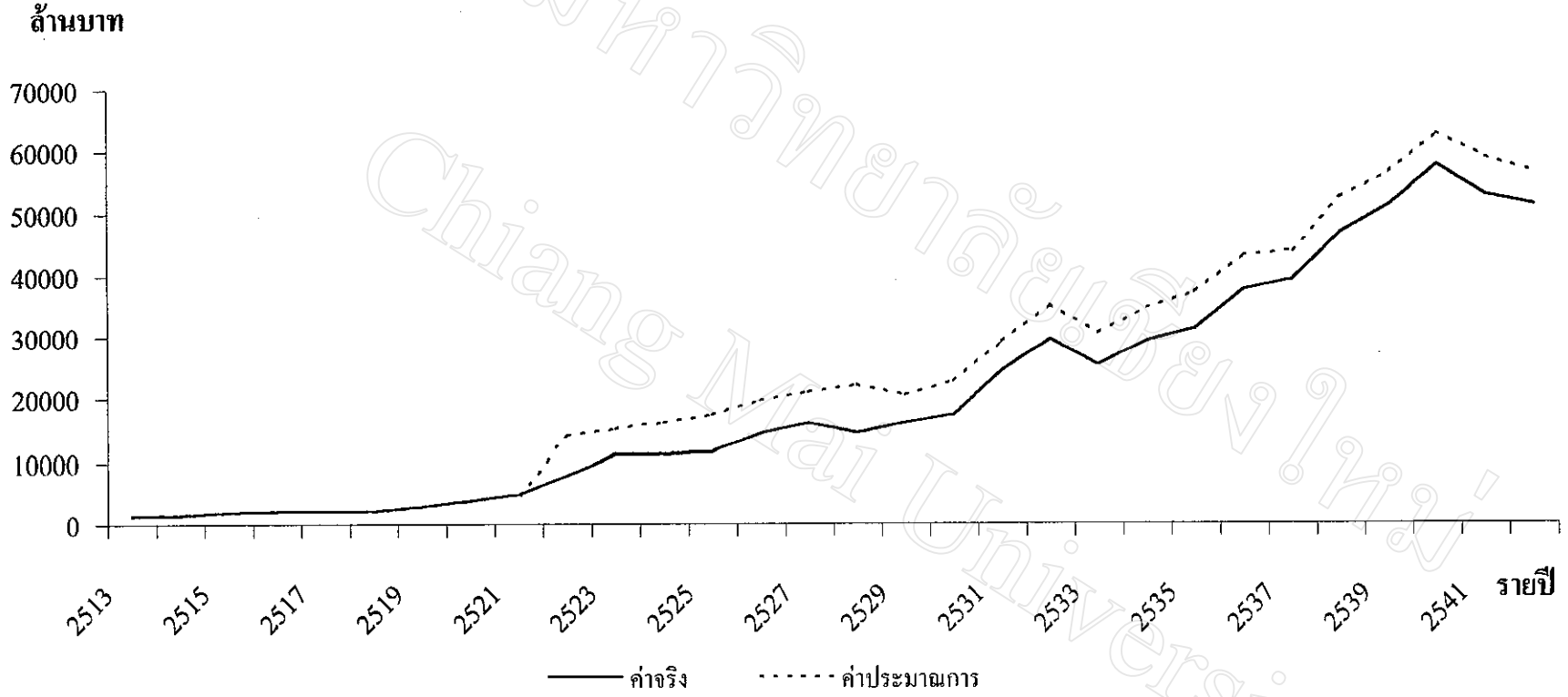
5.22 การนำเข้าอื่น ๆ

พยากรณ์ได้มาจากวิธีเดียวกับการพยากรณ์การส่งออกอื่นดังได้กล่าวมาข้างต้นแล้ว ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ จะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนสูงถึง 348.5 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 3.48557) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.548352905 ดังภาพที่ 5.22

5.23 ดุลการค้า (balance of trade)

ดุลการค้า คือผลต่างระหว่างการส่งออกรวมและการนำเข้ารวม จากสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกรวมและการนำเข้ารวม จะทำการการทดสอบความสามารถในการอธิบายของสมการดุลการค้าได้ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกรวมและการนำเข้ารวม ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีถึง 70.4 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.704026) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.213194 ดังภาพที่ 5.23

ภาพที่ 5.21 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

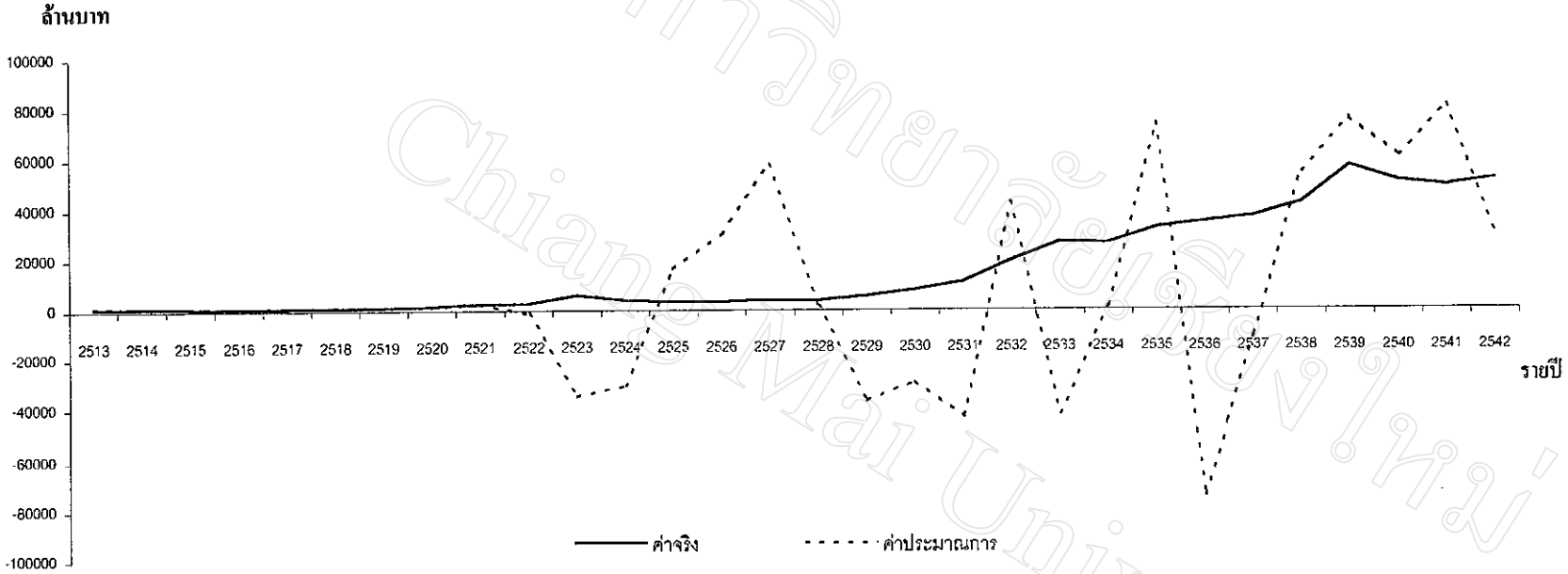


Root Mean Square Error	5493.725	Bias Proportion	0.4585950
Root Absolute Error	5446.009	Variance Proportion	0.0000394
Mean Absolute Percentage Error	0.2759	Covariance Proportion	0.0172570
Theil's Inequality Coefficient	0.079838		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.22 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าอื่น ๆ รายปี

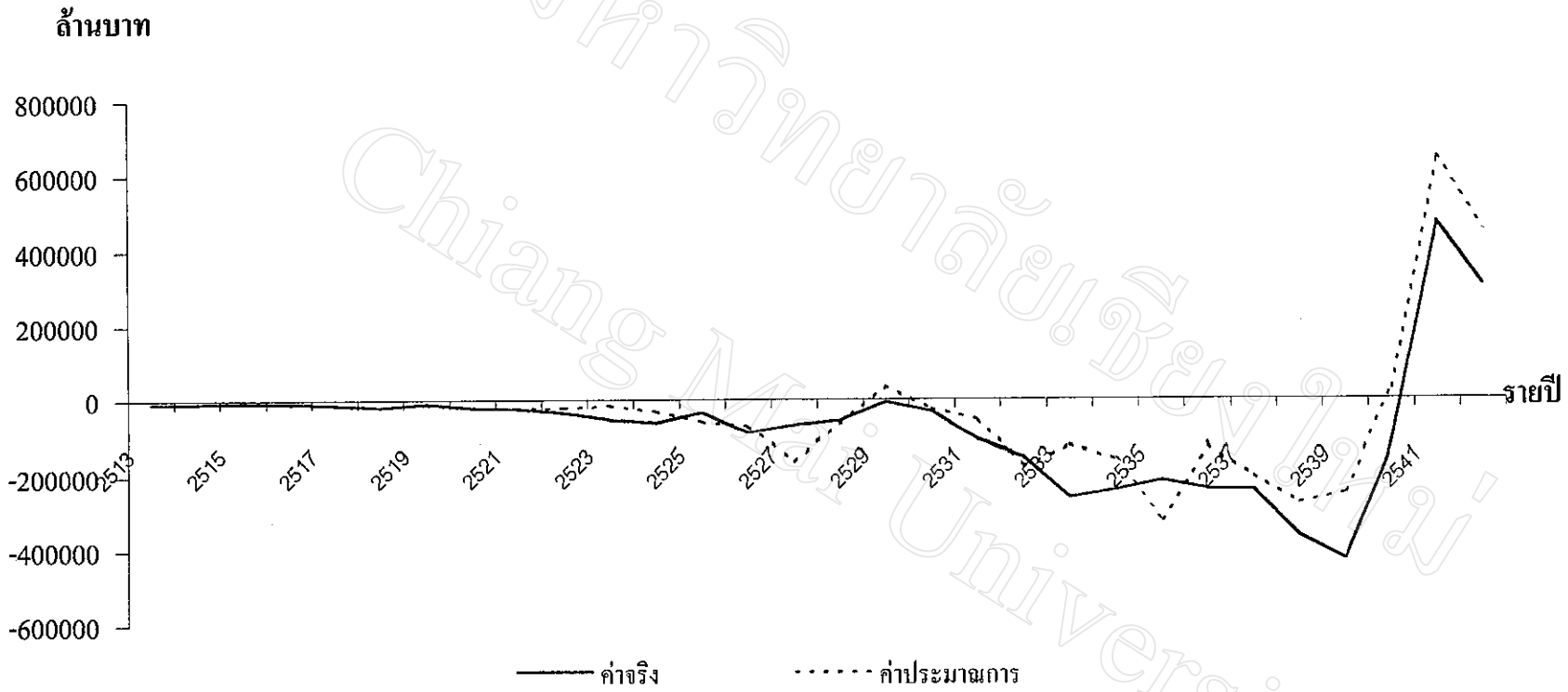


Root Mean Square Error	41630.532	Bias Proportion	0.0388611
Root Absolute Error	34217.773	Variance Proportion	0.3981229
Mean Absolute Percentage Error	3.4855704	Covariance Proportion	0.5186032
Theil's Inequality Coefficient	0.5483529		

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

ภาพที่ 5.23 ค่าจริงและค่าประมาณการของดุลการค้า (BOT) รายปี



Root Mean Square Error	92691.32	Bias Proportion	0.139435
Root Absolute Error	74220.84	Variance Proportion	0.061899
Mean Absolute Percentage Error	0.704026	Covariance Proportion	0.639312
Theil's Inequality Coefficient	0.213194		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.24 Net Services and Transfers

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า Net Services and Transfers (NST) ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศ (GDPT) อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (IUS) อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ (IMLR) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วน net capital inflow ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) และดุลการค้า (BOT) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.61

ดังนั้นจะมีตัวแปรที่จะนำไปพิจารณาหาความสัมพันธ์ระยะยาวกับ Net Services and Transfers คือ ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศในรูปของ ln อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ และอัตราแลกเปลี่ยน เนื่องจากมี order of integration เดียวกับ Net Services and Transfers

ตารางที่ 5.61 ผลการทดสอบ unit root สำหรับ Net Services and Transfers รายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
NST	-0.0148	-1.9407	0.94010	-2.3357	-2.4944	-2.1012**	1
NCI	-3.7786***	-4.3293***	-3.1849***	-5.5245***	-5.6325***	-5.6246***	0
lnGDPT	-2.6929*	-2.3468	0.7568	-3.2982**	-4.3511***	-1.4482	1
WGDP	-4.5710***	-4.4843***	-0.9114	-6.4022***	-6.2820***	-6.5268***	0
BOT	-3.5899**	-5.5580***	-2.7479***	-7.6384***	-7.4923***	-7.7367***	0
IUS	-3.4087**	-3.5185*	-0.6636	-4.7090***	-4.6961***	-4.7964***	1
IMLR	-2.6397*	-2.3516	-0.5972	-3.7122***	-3.8865**	-3.8067***	1
E	-0.6022	-3.5078*	0.9979	-4.7674***	-5.0035***	-4.4872***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ Net Services and Transfers (NST) คือ อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ (IMLR) อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (IUS) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 4 และ

cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 5.62

ตารางที่ 5.62 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับ Net Services and Transfers รายปี

26 observations from 2517 to 2542. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector : **NST IMLR IUS E**

List of eigenvalues in descending order : .86738 .51379 .17773 .012946

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	52.5263	27.4200	24.9900
r<= 1	r=2	18.7492	21.1200	19.0200
r<= 2	r=3	5.0880	14.8800	12.9800
r<= 3	r=4	.33878	8.0700	6.5000

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	76.7022	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	24.1760	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	5.4268	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	.33878	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	NST	IMLR	IUS	E
1	-.3031E-4	-.26428	.18273	.33703
	(-1.0000)	(-8718.2)	(6027.8)	(11117.8)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของ Net Services and Transfers ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.6196 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.63

ตารางที่ 5.63 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของ Net Services and Transfers รายปี

A. ECM for variable NST estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is **dNST**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-281774.0	-7.1764	.000
dNST1	.34378	2.1828	.050
dIMLR1	8136.3	3.9549	.002
dIUS1	-5592.2	-3.9179	.002
dE1	-12253.5	-5.0372	.000
dNST2	.38699	2.5194	.027
dIMLR2	5568.3	3.0569	.010
dIUS2	-5197.1	-4.1777	.001
dE2	-12832.7	-5.1406	.000
dNST3	.61481	3.3972	.005
dIMLR3	8231.5	5.1159	.000
dIUS3	-4933.0	-3.7250	.003
dE3	-7555.8	-2.7640	.017
ecm1(-1)	-1.6196	-7.2000	.000

List of additional temporary variables created:

dNST = NST-NST(-1)
dNST1 = NST(-1)-NST(-2)
dIMLR1 = IMLR(-1)-IMLR(-2)
dIUS1 = IUS(-1)-IUS(-2)
dE1 = E(-1)-E(-2)
dNST2 = NST(-2)-NST(-3)
dIMLR2 = IMLR(-2)-IMLR(-3)
dIUS2 = IUS(-2)-IUS(-3)
dE2 = E(-2)-E(-3)
dNST3 = NST(-3)-NST(-4)
dIMLR3 = IMLR(-3)-IMLR(-4)
dIUS3 = IUS(-3)-IUS(-4)
dE3 = E(-3)-E(-4)

ecm1 = 1.0000*NST + 8718.2*IMLR - 6027.8*IUS - 11117.8*E

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable NST estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

R-Squared	.89128	R-Bar-Squared	.77350
S.E. of Regression	7420.4	F-stat.	F(13, 12) 7.5672[.001]
Mean of Dep. Variable	4241.0	S.D. of Dep. Variable	15591.5
Residual Sum of Squares	6.61E+08	Equation Log-likelihood	-258.5525
Akaike Info. Criterion	-272.5525	Schwarz Bayesian Cri.	-281.3592
DW-statistic	2.3605	System Log-likelihood	-375.2106

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.7290[.189]	F(1, 11)= .78360[.395]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .4290E-3[.983]	F(1, 11)= .1815E-3[.989]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.8886[.389]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.7714[.183]	F(1, 24)= 1.7547[.198]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของNet Services and Transfers ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.048698 ดังภาพที่ 5.24

5.25 ดุลบัญชีเดินสะพัด (current account)

ดุลบัญชีเดินสะพัด คือผลรวมระหว่างดุลการค้าและ net services and transfers ซึ่งจากสมการการปรับตัวระยะสั้นของ net services and transfers และดุลการค้าประมาณการได้ จะทดสอบความสามารถในการอธิบายของดุลบัญชีเดินสะพัดได้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้ค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 3.06839 และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.210822 ดังภาพที่ 5.25

5.26 ดุลการชำระเงิน (balance of payment)

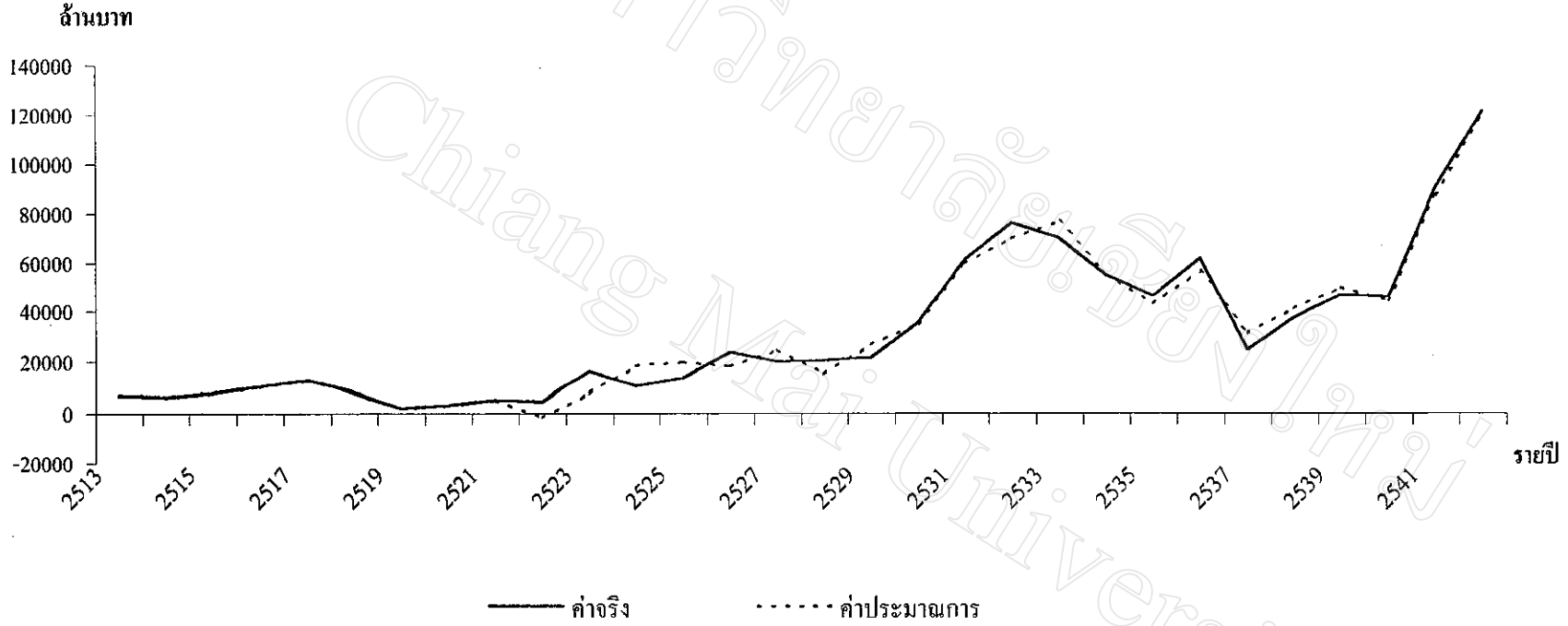
ดุลการชำระเงิน คือ ผลรวมระหว่างดุลบัญชีเดินสะพัดและ net capital inflow จากสมการการปรับตัวระยะสั้นของ net capital inflow และดุลบัญชีเดินสะพัดที่ประมาณการได้ จะทดสอบความสามารถในการอธิบายของดุลบัญชีเดินสะพัดได้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 10.57215 และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.734631 ดังภาพที่ 5.26

5.27 เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ (international reserves)

เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ คือ ผลรวมระหว่างเงินทุนสำรองระหว่างประเทศในระยะเวลาที่ผ่านมากับดุลการชำระเงิน จากดุลการชำระเงินที่ประมาณการได้สามารถนำมาทดสอบหาความสามารถในการอธิบายของเงินทุนสำรองระหว่างประเทศได้ ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 10.73645 และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.808228 ดังภาพที่ 5.27

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.24 ค่าจริงและค่าประมาณการของ Net Services and Transfers (NST) รายปี

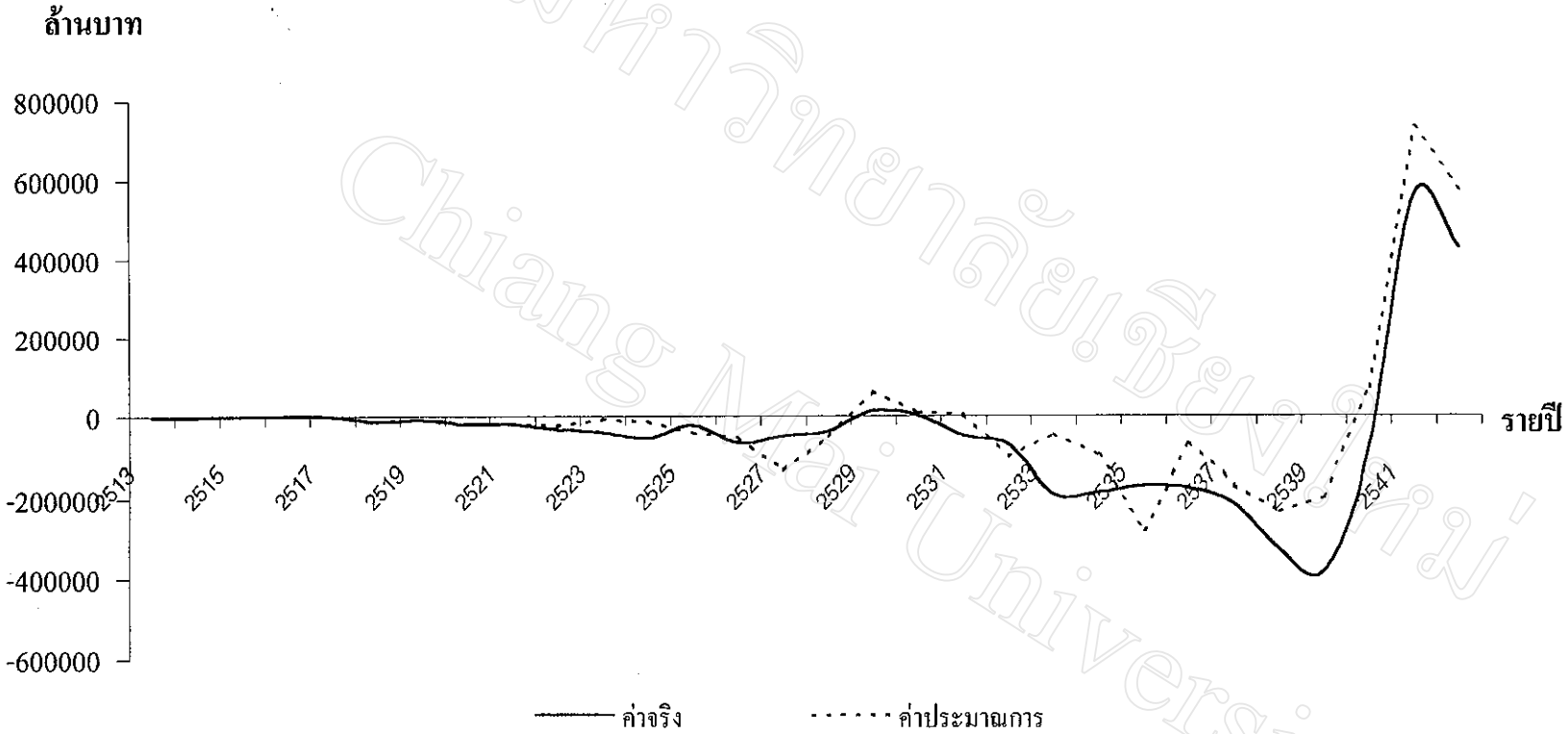


Root Mean Square Error	4945.549	Bias Proportion	4.48E-11
Root Absolute Error	4343.401	Variance Proportion	0.007089
Mean Absolute Percentage Error	0.240655	Covariance Proportion	0.992911
Theil's Inequality Coefficient	0.048698		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.25 ค่าจริงและค่าประมาณการของ current account (CA) รายปี

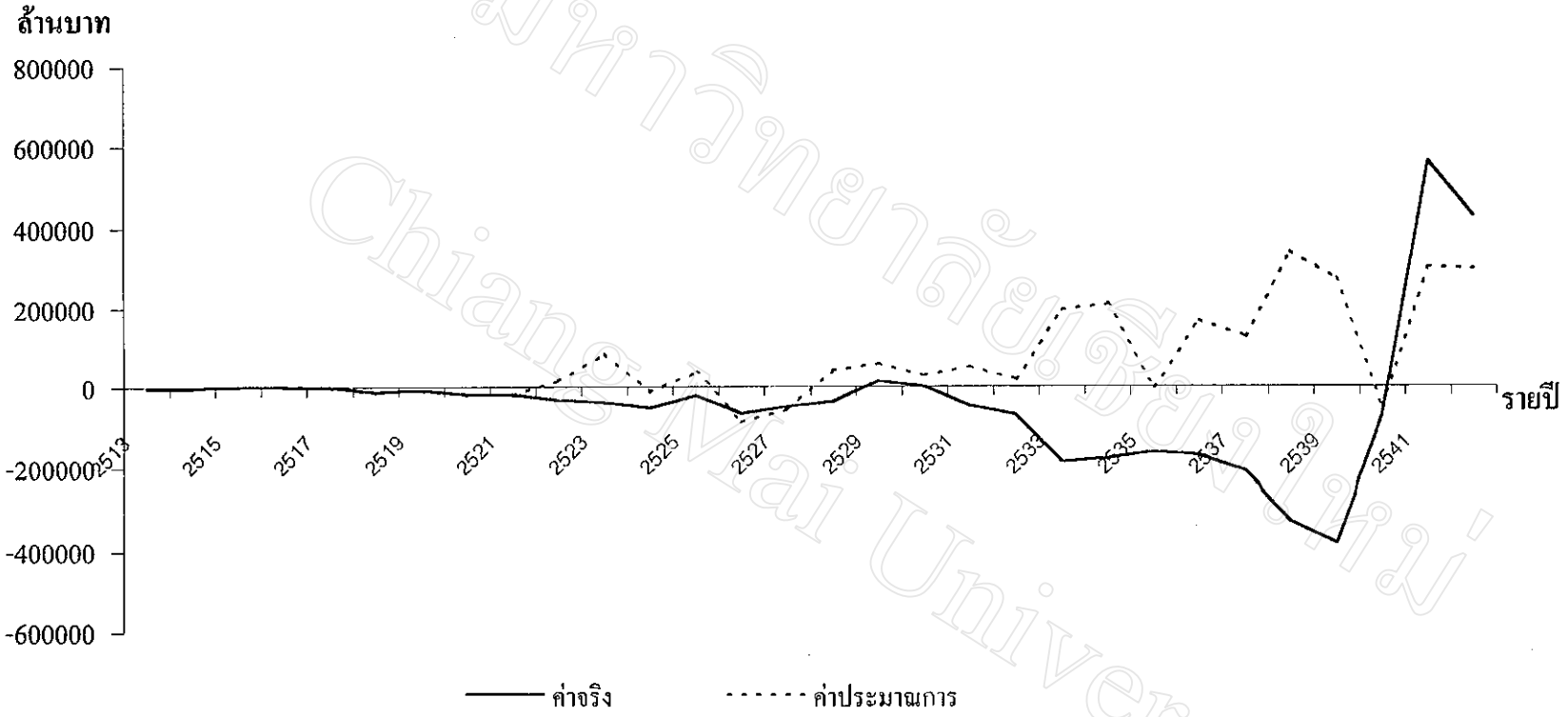


Root Mean Square Error	93138.22	Bias Proportion	0.138100
Root Absolute Error	74551.88	Variance Proportion	0.079354
Mean Absolute Percentage Error	3.068390	Covariance Proportion	0.624718
Theil's Inequality Coefficient	0.210822		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.26 ค่าจริงและค่าประมาณการของดุลการชำระเงิน (BOP) รายปี

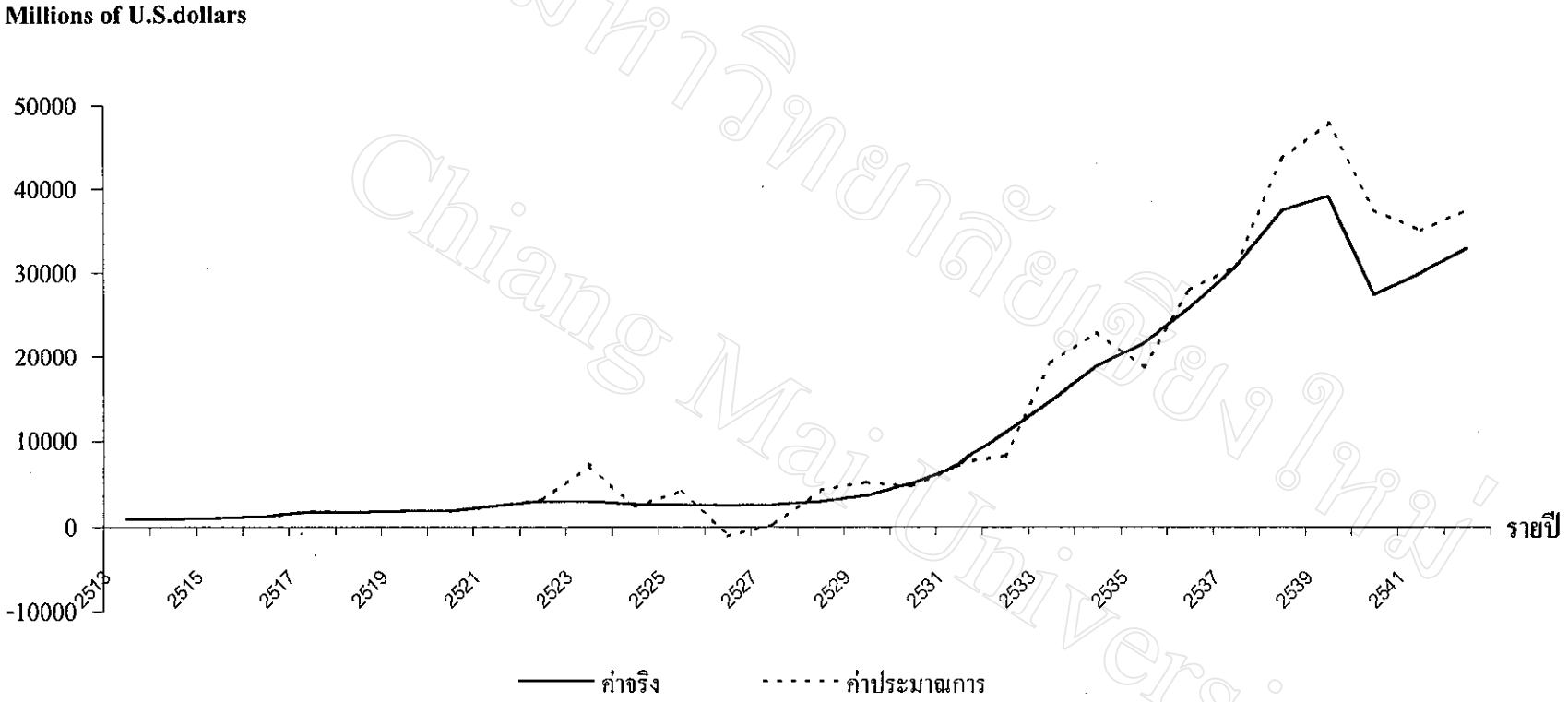


Root Mean Square Error	271903.1	Bias Proportion	0.142734
Root Absolute Error	190270.2	Variance Proportion	0.084783
Mean Absolute Percentage Error	10.57215	Covariance Proportion	0.609358
Theil's Inequality Coefficient	0.734631		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.27 ค่าจริงและค่าประมาณการของเงินทุนสำรองระหว่างประเทศ (RES) รายปี



Root Mean Square Error	156605.5	Bias Proportion	0.112891
Root Absolute Error	115720.2	Variance Proportion	0.366526
Mean Absolute Percentage Error	10.73645	Covariance Proportion	0.391565
Theil's Inequality Coefficient	0.808228		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.28 อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ.

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ. (E) ดัชนีราคาผู้บริโภคโดยเปรียบเทียบ (CPITUS) สัดส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐฯ (GDPTUS) อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ (IMLRUS) และดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.64

ตารางที่ 5.64 ผลการทดสอบ unit root สำหรับอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ. รายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
E	-0.6022	-3.5078*	0.9979	-4.7674***	-5.0035***	-4.4872***	1
CPITUS	-1.7848	-2.7506	1.4885	-4.2277***	-4.1290**	-3.6641***	1
GDPTUS	-2.1290	-3.9639**	-0.2846	-5.4927***	-5.3737***	-5.0452***	1
IMLRUS	-2.4550	-2.6170	-0.6608	-4.7270***	-4.5134***	-4.8313***	1
SET	-1.6680	-2.2711	-1.0495	-3.1695**	-3.1078	-3.2369***	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น IMLRUS มี optimal lag =2

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ.คือ สัดส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐฯ (GDPTUS) ดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET) และอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ (IMLRUS) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 2 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector 2 มีเครื่องหมายที่ถูกต้อง นั่นคือ สัดส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐฯ เพิ่มขึ้น คนในประเทศไทยนำเข้าเพิ่มขึ้น มีความต้องการเงินดอลลาร์มากขึ้น ส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนเพิ่มขึ้น สำหรับทางด้านดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยและอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม เนื่องจากเมื่อดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยดีหรืออัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น นักลงทุนต่างประเทศจะมาลงทุนในประเทศไทยเพิ่มขึ้น มีความต้องการเงินบาทมากขึ้น อัตราแลกเปลี่ยนลดลง ดังตารางที่ 5.65

ตารางที่ 5.65 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ. รายปี

28 observations from 2515 to 2542. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector : E GDPTUS SET IMLRUS

List of eigenvalues in descending order : .81541 .50861 .39010 .12170

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	47.3089	23.9200	21.5800
r<= 1	r=2	19.8945	17.6800	15.5700
r<= 2	r=3	13.8448	11.0300	9.2800
r<= 3	r=4	3.6336	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	84.6819	39.8100	36.6900
r<= 1	r>= 2	37.3729	24.0500	21.4600
r<= 2	r>= 3	17.4784	12.3600	10.2500
r<= 3	r = 4	3.6336	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	E	GDPTUS	SET	IMLRUS
1	-.029485	54.6529	-.2133E-3	.22909
	(-1.0000)	(1853.6)	(-.0072349)	(7.7700)
2	-.012513	66.9045	-.5984E-3	-.24064
	(-1.0000)	(5346.6)	(-.047818)	(-19.2309)
3	-.067266	32.0865	-.6032E-3	.83848
	(-1.0000)	(477.0090)	(-.0089670)	(12.4652)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –0.25526 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และ ecm2(-1) เท่ากับ –0.030158 ณ ระดับนัยสำคัญ 10 % ส่วน ecm3(-1) มีค่าเป็นบวก แต่ vector ที่ 3 ใน cointegration ค่าสัมประสิทธิ์ไม่ถูกต้อง นอกจากนี้พบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.66

ตารางที่ 5.66 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ. รายปี

A. ECM for variable E estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)

Dependent variable is dE

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dE1	-1.4612	-3.5476	.002
dGDPTUS1	-2349.5	-4.7792	.000
dSET1	-.0010865	-.85594	.402
dIMLRUS1	.62915	.53877	.596
ecm1(-1)	-.25526	-6.8659	.000
ecm2(-1)	-.030158	-1.9114	.070
ecm3(-1)	.16604	1.9577	.064

List of additional temporary variables created:

dE = E-E(-1) dE1 = E(-1)-E(-2) dGDPTUS1 = GDPTUS(-1)-GDPTUS(-2)

dSET1 = SET(-1)-SET(-2) dIMLRUS1 = IMLRUS(-1)-IMLRUS(-2)

ecm1 = 1.0000*E - 1853.6*GDPTUS +0.0072349*SET - 7.7700*IMLRUS

ecm2 = 1.0000*E - 5346.6*GDPTUS + 0 .047818*SET + 19.2309*IMLRUS

ecm3 = 1.0000*E - 477.0090*GDPTUS +0.0089670*SET - 12.4652*IMLRUS

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable E estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)

R-Squared	.79210	R-Bar-Squared	.73270
S.E. of Regression	1.2609	F-stat.	F(6, 21) 13.3353[.000]
Mean of Dep. Variable	.60271	S.D. of Dep. Variable	2.4388
Residual Sum of Squares	33.3872	Equation Log-likelihood	-42.1938
Akaike Info. Criterion	-49.1938	Schwarz Bayesian Cri.	-53.8565
DW-statistic	1.7383	System Log-likelihood	-45.5067

Diagnostic Test		
Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .42713[.513]	F(1, 20)= .30982[.584]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 16.5309[.000]	F(1, 20)= 28.8268[.000]
C: Normality	CHSQ(2)= .69929[.705]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 4.0720[.044]	F(1, 26)= 4.4247[.045]

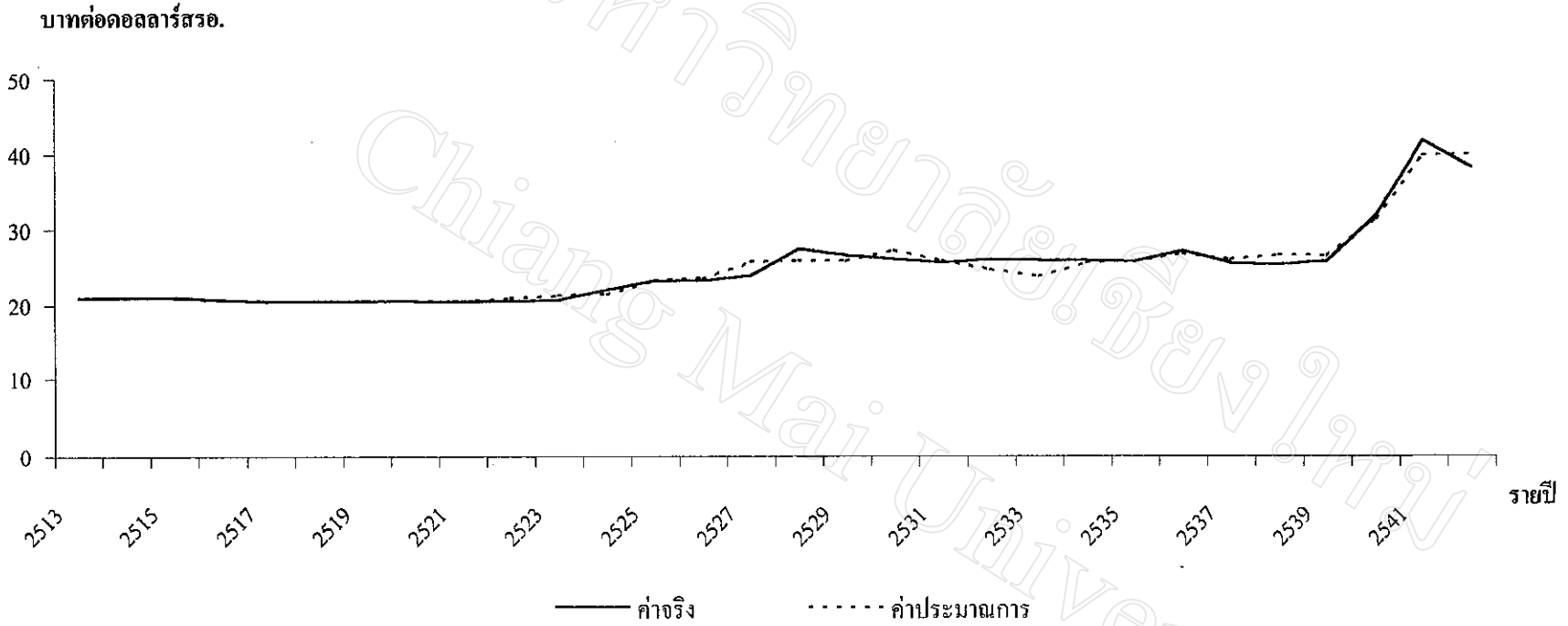
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 3.2 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.032198) และค่าTheil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.020413 ดังภาพที่ 5.28

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.28 ค่าจริงและค่าประมาณการของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ.รายปี



Root Mean Square Error	1.090424	Bias Proportion	0.000217
Root Absolute Error	0.864862	Variance Proportion	0.011948
Mean Absolute Percentage Error	0.032198	Covariance Proportion	0.987586
Theil's Inequality Coefficient	0.020413		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.29 ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร (WSPI1) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกของอาหาร(EXPI1) ดัชนีราคานำเข้าของอาหาร (IMPI1) และ อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.67

ตารางที่ 5.67 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งของอาหารรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI1	0.9971	-1.2125	3.3753	-3.0616**	-3.1936	-1.6447*	1
DGDP	0.7500	-1.7046	2.83819	-3.3645**	-3.2785*	-0.9981	1
EXPI1	-1.5073	-3.3456*	0.8404	-4.9443***	-4.7705***	-4.3457***	1
IMPI1	-1.6708	-2.1509	0.5724	-4.0915***	-4.2511**	-3.7264***	1
W	-0.8589	-3.1360	0.1991	-2.7330*	-2.5915	-1.5501	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งของอาหาร คือ GDP deflator (DGDP) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ vector ที่ 1 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือ GDP deflator หรืออัตราค่าจ้างขั้นต่ำเพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งของอาหารเพิ่มขึ้น 0.10356 หน่วย และ0.57950 หน่วย ตามลำดับ ซึ่งแสดงให้เห็นว่า ถ้ารัฐบาลต้องการที่จะลดราคาสินค้าลงต้องลดอัตราค่าจ้างขั้นต่ำและ GDP deflator ดังตารางที่ 5.68

ตารางที่ 5.68 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งของอาหารรายปี

24 observations from 2519 to 2542. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI1** DGDP W

List of eigenvalues in descending order : .72563 .65592 .0015213

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	31.0387	21.1200	19.0200
r<= 1	r=2	25.6054	14.8800	12.9800
r<= 2	r=3	.036540	8.0700	6.5000

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	56.6807	31.5400	28.7800
r<= 1	r>= 2	25.6420	17.8600	15.7500
r<= 2	r = 3	.036540	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI1	DGDP	W
1	.16221	-.016798	-.094002
	(-1.0000)	(.10356)	(.57950)
2	-.40556	.81946	-.31467
	(-1.0000)	(2.0205)	(-.77588)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของอาหารตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –1.4417 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % และค่า ecm2(-1) เป็นบวกแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้พบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.69

ตารางที่ 5.69 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของอาหารรายปี

A. ECM for variable WSPI1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dWSPI1**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	70.2916	5.4427	.002
dWSPI11	1.5772	.83997	.433
dDGDP1	-3.7972	-.90619	.400
dW1	2.7227	2.3960	.054
dWSPI12	2.1605	1.2935	.243
dDGDP2	-3.7031	-.79664	.456
dW2	-.47867	-.34588	.741
dWSPI13	3.4307	2.2484	.066
dDGDP3	-9.0163	-2.4282	.051
dW3	1.0603	1.2763	.249
dWSPI14	2.1546	1.5979	.161
dDGDP4	-3.9947	-1.2697	.251
dW4	.82455	.77139	.470
dWSPI15	.16460	.14922	.886
dDGDP5	-3.9188	-1.2751	.249
dW5	.097714	.13906	.894
ecm1(-1)	-1.4417	-3.4028	.014
ecm2(-1)	.074720	.070512	.946

List of additional temporary variables created:

dWSPI1 = WSPI1-WSPI1(-1)
dWSPI11 = WSPI1(-1)-WSPI1(-2)
dWSPI12 = WSPI1(-2)-WSPI1(-3)
dWSPI13 = WSPI1(-3)-WSPI1(-4)
dWSPI14 = WSPI1(-4)-WSPI1(-5)
dWSPI15 = WSPI1(-5)-WSPI1(-6)

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6)

dW1 = W(-1)-W(-2)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dW3 = W(-3)-W(-4)
dW4 = W(-4)-W(-5)
dW5 = W(-5)-W(-6)

ecm1 = 1.0000*WSPI1 -0.10356*DGDP - 0.57950*W ; ecm2 = 1.0000*WSPI1 - 2.0205*DGDP + 0.77588*W

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.96042	R-Bar-Squared	.84827
S.E. of Regression	2.6119	F-stat.	F(17, 6) 8.5640[.007]
Mean of Dep. Variable	3.5129	S.D. of Dep. Variable	6.7054
Residual Sum of Squares	40.9323	Equation Log-likelihood	-40.4609
Akaike Info. Criterion	-58.4609	Schwarz Bayesian Cri.	-69.0634
DW-statistic	2.7865	System Log-likelihood	-64.8317

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 4.7733[.029]	F(1, 5)= 1.2413[.316]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .94797[.330]	F(1, 5)= .20561[.669]
C: Normality	CHSQ(2)= .31172[.856]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .16798[.682]	F(1, 22)= .15507[.698]

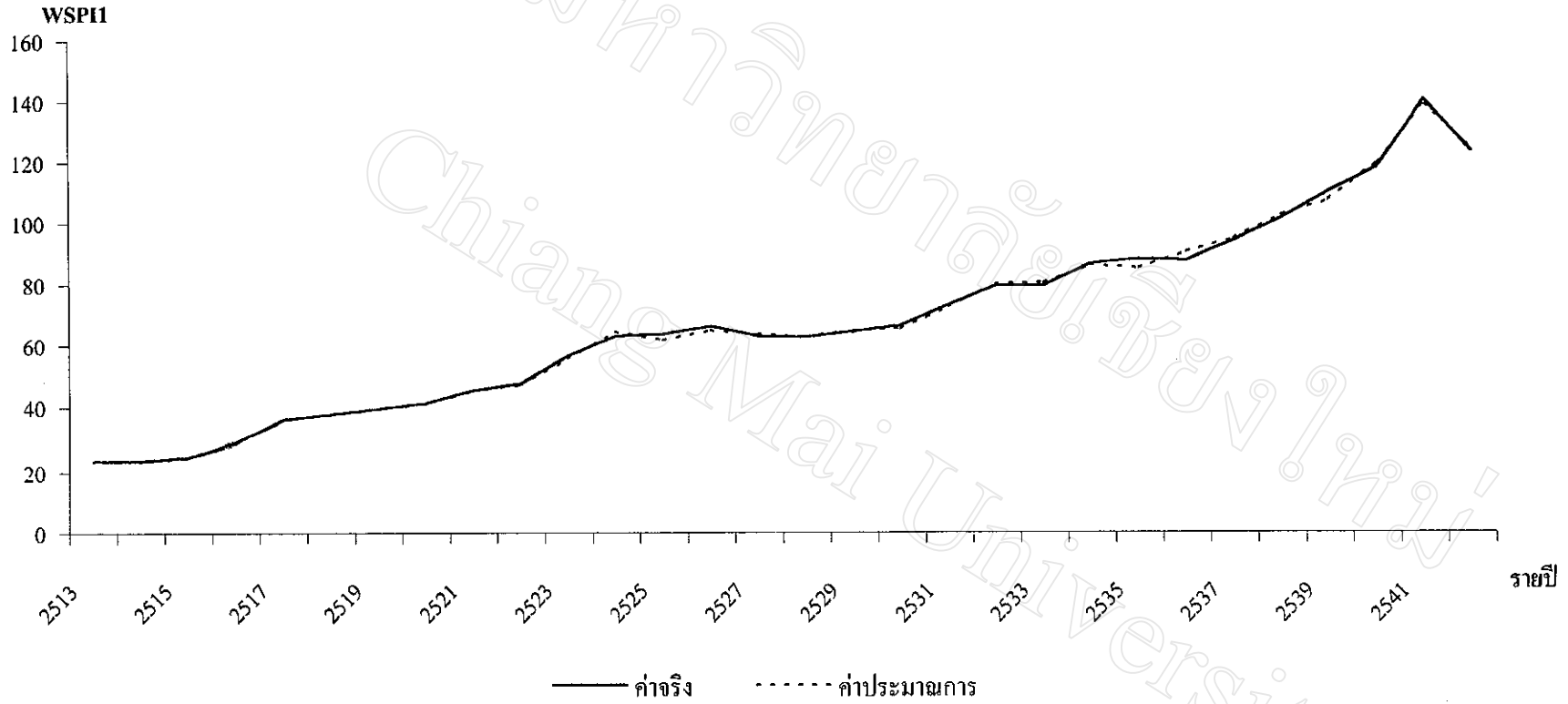
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการ การปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของอาหาร ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.4 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.013572) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.00816 ดังภาพที่ 5.29

ภาพที่ 5.29 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งหมวดอาหาร (WSPI1) รายปี



Root Mean Square Error	1.384153	Bias Proportion	0.000542
Root Absolute Error	1.115963	Variance Proportion	0.001528
Mean Absolute Percentage Error	0.013572	Covariance Proportion	0.997311
Theil's Inequality Coefficient	0.008160		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.30 ดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบ (WSPI2) ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร (WSPI1) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกของเครื่องดื่มและยาสูบ (EXPI2) ดัชนีราคานำเข้าของดื่มและยาสูบ (IMPI2) และ อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.70

ตารางที่ 5.70 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI2	1.2101	-2.4972	3.3365	-3.3980**	-3.7776**	-1.3671	1
WSPI1	0.9971	-1.2125	3.3753	-3.0616**	-3.1936	-1.6447*	1
DGDP	0.7500	-1.7046	2.83819	-3.3645**	-3.2785*	-0.9981	1
EXPI2	-2.0111	-2.7099	0.2814	-3.9085***	-3.8129**	-3.7420***	1
IMPI2	-1.9201	-0.3136	-0.4217	-2.6680*	-3.3373*	-2.7706***	1
W	-0.8589	-3.1360	0.1991	-2.7330*	-2.5915	-1.5501	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบ คือ ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร (WSPI1) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ ดัชนีราคาขายส่งของอาหารเพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบเพิ่มขึ้น 1.4646 และ1.0240 ตามลำดับ ดังตารางที่ 5.71

ตารางที่ 5.71 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

24 observations from 2519 to 2542. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI2** WSPI1

List of eigenvalues in descending order : .74373 .17037

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	32.6765	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	4.4825	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	37.1590	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	4.4825	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI2	WSPI1
1	-.028037	.041062
	(-1.0000)	(1.4646)
2	-.042731	.043757
	(-1.0000)	(1.0240)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –0.37467 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ค่า ecm2(-1) เท่ากับ –0.11677 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ พบว่า ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.72

ตารางที่ 5.72 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

A. ECM for variable WSPI2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dWSPI2**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI21	.64099	2.6230	.022
dWSPI11	-.89653	-3.6656	.003
dWSPI22	-.57793	-2.5030	.028
dWSPI12	-.063585	-.24616	.810
dWSPI23	.15800	.69847	.498
dWSPI13	-.88813	-3.5502	.004
dWSPI24	-.23143	-1.0377	.320
dWSPI14	.12062	.42037	.682
dWSPI25	.027881	.12140	.905
dWSPI15	-1.0359	-3.5455	.004
ecm1(-1)	-.37467	-4.6794	.001
ecm2(-1)	-.11677	-.95680	.358

List of additional temporary variables created:

dWSPI2 = WSPI2-WSPI2(-1) dWSPI11 = WSPI1(-1)-WSPI1(-2)

dWSPI21 = WSPI2(-1)-WSPI2(-2) dWSPI12 = WSPI1(-2)-WSPI1(-3)

dWSPI22 = WSPI2(-2)-WSPI2(-3) dWSPI13 = WSPI1(-3)-WSPI1(-4)

dWSPI23 = WSPI2(-3)-WSPI2(-4) dWSPI14 = WSPI1(-4)-WSPI1(-5)

dWSPI24 = WSPI2(-4)-WSPI2(-5) dWSPI15 = WSPI1(-5)-WSPI1(-6)

dWSPI25 = WSPI2(-5)-WSPI2(-6)

ecm1 = 1.0000*WSPI2 -1.4646*WSPI1 ; ecm2 = 1.0000*WSPI2 - 1.0240*WSPI1

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.89128	R-Bar-Squared	.77350
S.E. of Regression	7420.4	F-stat.	F(13, 12) 7.5672[.001]
Mean of Dep. Variable	4241.0	S.D. of Dep. Variable	15591.5
Residual Sum of Squares	6.61E+08	Equation Log-likelihood	-258.5525
Akaike Info. Criterion	-272.5525	Schwarz Bayesian Cri.	-281.3592
DW-statistic	2.3605	System Log-likelihood	-375.2106

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .20094[.654]	F(1, 11)= .092875[.766]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 3.7582[.053]	F(1, 11)= 2.0423[.181]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.2400[.538]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .72253[.395]	F(1, 22)= .68287[.417]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 2.4 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.02362) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.012181 ดังภาพที่ 5.30

ภาพที่ 5.30 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งหมวดเครื่องดื่มและยาสูบ (WSPI2) รายปี

Root Mean Square Error	2.076198	Bias Proportion	0.002455
Root Absolute Error	1.736222	Variance Proportion	0.007267
Mean Absolute Percentage Error	0.02362	Covariance Proportion	0.987473
Theil's Inequality Coefficient	0.012181		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.31 ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ (WSPI3) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบ (EXPI3) ดัชนีราคานำเข้าวัตถุดิบ (IMPI3) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.73

ตารางที่ 5.73 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI3	0.3106	-2.8761	2.5682	-4.8767***	-4.8497***	-3.0941***	1
DGDP	0.7500	-1.7046	2.83819	-3.3645**	-3.2785*	-0.9981	1
EXPI3	-2.1584	-2.9064	0.2065	-3.8084***	-3.7911**	-3.6653***	1
IMPI3	-0.9031	-3.1888	1.5366	-4.3849***	-4.2084**	-3.3295***	1
W	-0.8589	-3.1360	0.1991	-2.7330*	-2.5915	-1.5501	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 7 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือ GDP deflator เพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบเพิ่มขึ้น 1.1284 หน่วย ดังตารางที่ 5.74

ตารางที่ 5.74 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบรายปี

23 observations from 2520 to 2542. Order of VAR = 7.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI3** DGDP

List of eigenvalues in descending order : .67756 .7374E-3

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	26.0324	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	.016966	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	26.0494	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	.016966	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI3	DGDP
1	-.11851	.13373
	(-1.0000)	(1.1284)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –1.6255 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.75

ตารางที่ 5.75 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบรายปี

A. ECM for variable WSPI3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

Dependent variable is **dWSPI3**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI31	.51638	1.3944	.193
dDGDP1	-2.8488	-3.2350	.009
dWSPI32	-.16269	-.40514	.694
dDGDP2	1.6007	1.4581	.175
dWSPI33	.51181	1.2359	.245

dDGDP3	-1.9266	-1.8770	.090
dWSPI34	-.25473	-.54346	.599
dDGDP4	-.62059	-.55308	.592
dWSPI35	-.89237	-1.9942	.074
dDGDP5	-1.3161	-1.2799	.229
dWSPI36	-1.1395	-1.9164	.084
dDGDP6	.40198	.46072	.655
ecm1(-1)	-1.6255	-4.1370	.002

List of additional temporary variables created:

dWSPI3 = WSPI3-WSPI3(-1)
dWSPI31 = WSPI3 (-1)-WSPI3(-2)
dWSPI32 = WSPI3 (-2)-WSPI3(-3)
dWSPI33 = WSPI3 (-3)-WSPI3(-4)
dWSPI34 = WSPI3 (-4)-WSPI3(-5)
dWSPI35 = WSPI3 (-5)-WSPI3(-6)
dWSPI36 = WSPI3 (-6)-WSPI3(-7)
ecm1 = 1.0000*WSPI3 -1.1284*DGDP

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6)
dDGDP6 = DGDP(-6)-DGDP(-7)

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

R-Squared	.89128	R-Bar-Squared	.77350
S.E. of Regression	7420.4	F-stat.	F(13, 12) 7.5672[.001]
Mean of Dep. Variable	4241.0	S.D. of Dep. Variable	15591.5
Residual Sum of Squares	6.61E+08	Equation Log-likelihood	-258.5525
Akaike Info. Criterion	-272.5525	Schwarz Bayesian Cri.	-281.3592
DW-statistic	2.3605	System Log-likelihood	-375.2106

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .18280[.669]	F(1, 9)= .072105[.794]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.5989[.107]	F(1, 9)= 1.1465[.312]
C: Normality	CHSQ(2)= .49789[.780]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.3568[.067]	F(1, 21)= 3.5886[.072]

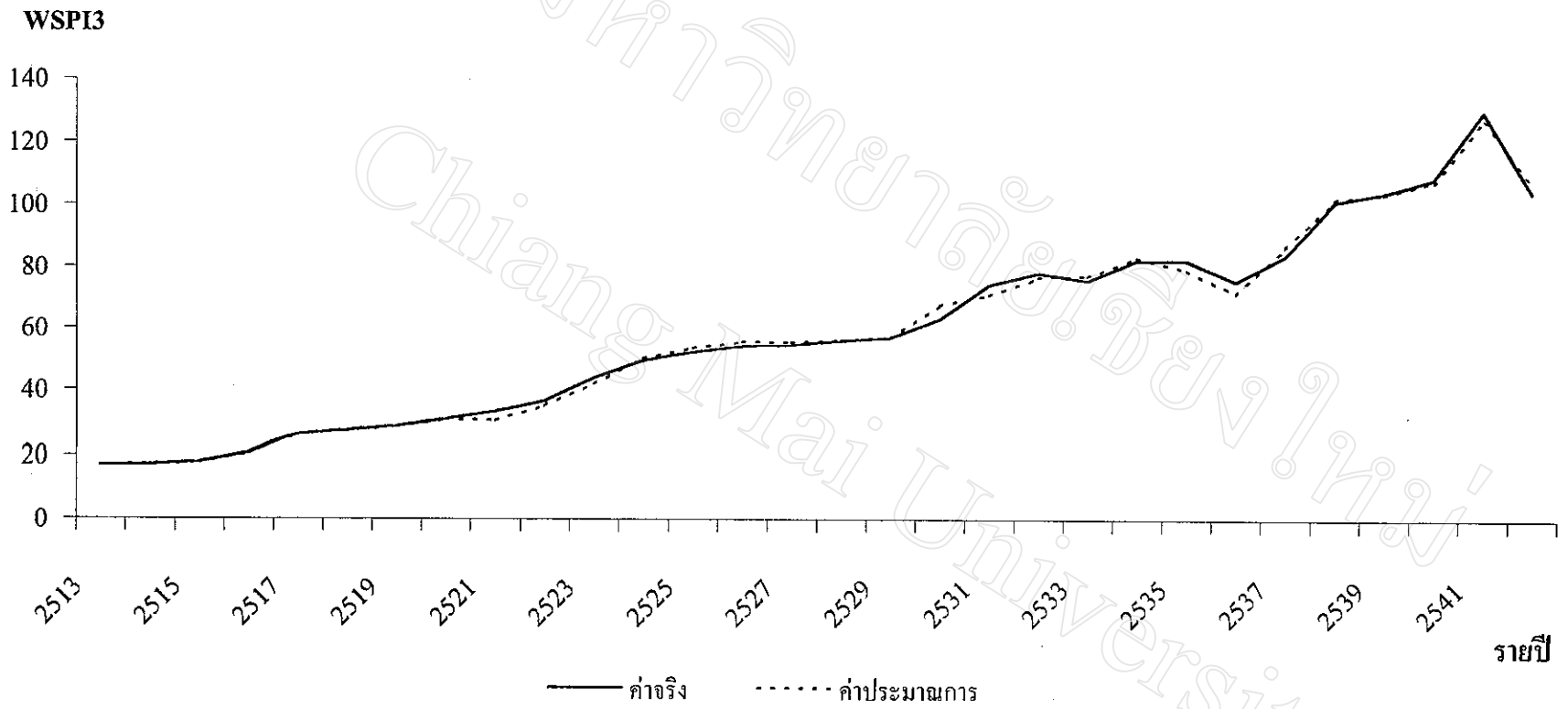
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้วขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ ให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 2.6 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.025879)และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.014156 ดังตารางที่ 5.31

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

ภาพที่ 5.31 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ (WSPI3) รายปี



Root Mean Square Error	2.189048	Bias Proportion	0.000257
Root Absolute Error	1.798791	Variance Proportion	0.00522
Mean Absolute Percentage Error	0.025879	Covariance Proportion	0.993209
Theil's Inequality Coefficient	0.014156		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.32 ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (WSPI4) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (EXPI4) ดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (IMPI4) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.76

ตารางที่ 5.76 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI4	-1.6587	-2.7184	0.3384	-3.4030**	-3.3853*	-2.9542***	1
DGDP	0.7500	-1.7046	2.83819	-3.3645**	-3.2785*	-0.9981	1
EXPI4	-2.3064	-2.0106	-0.5096	-4.1339***	-4.3408***	-4.1624***	1
IMPI4	-2.0173	-1.9530	0.0040	-3.0179**	-3.0665	-2.9193***	1
W	-0.8589	-3.1360	0.1991	-2.7330*	-2.5915	-1.5501	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 7 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือ GDP deflator เพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นเพิ่มขึ้น 1.1898 ดังตารางที่ 5.77

ตารางที่ 5.77 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

23 observations from 2520 to 2542. Order of VAR = 7.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI4** DGDP

List of eigenvalues in descending order : .67554 .24957

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	25.8883	14.8800	12.9800
r<= 1	r=2	6.6034	8.0700	6.5000

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	32.4917	17.8600	15.7500
r<= 1	r = 2	6.6034	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI4	DGDP
1	.026147	-.031109
	(-1.0000)	(1.1898)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –0.62306 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % แสดงให้เห็นว่าดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นจะปรับตัวในระยะสั้นเข้าหาดุลยภาพ นอกจากนี้พบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.78

ตารางที่ 5.78 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายปี

A.ECM for variable WSPI4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

Dependent variable is **dWSPI4**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	21.6032	3.1213	.012
dWSPI41	.66323	3.1025	.013
dDGDP1	-1.4095	-1.3652	.205
dWSPI42	.25411	.89265	.395
dDGDP2	2.1011	1.2641	.238
dWSPI43	.41605	1.6773	.128
dDGDP3	-1.5223	-.82447	.431
dWSPI44	.40403	1.4873	.171
dDGDP4	-2.4148	-1.2945	.228
dWSPI45	.59803	2.4632	.036
dDGDP5	-4.7503	-2.4804	.035
dWSPI46	.20653	.79637	.446
dDGDP6	.76687	.51746	.617
ecm1(-1)	-.62306	-4.1862	.002

List of additional temporary variables created:

dWSPI4 = WSPI4-WSPI4(-1)
dWSPI41 = WSPI4(-1)-WSPI4(-2)
dWSPI42 = WSPI4(-2)-WSPI4(-3)
dWSPI43 = WSPI4(-3)-WSPI4(-4)
dWSPI44 = WSPI4(-4)-WSPI4(-5)
dWSPI45 = WSPI4(-5)-WSPI4(-6)
dWSPI46 = WSPI4(-6)-WSPI4(-7)
ecm1 = 1.0000*WSPI4 -1.1898*DGDP

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6)
dDGDP6 = DGDP(-6)-DGDP(-7)

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

R-Squared	.85573	R-Bar-Squared	.64733
S.E. of Regression	5.6924	F-stat.	F(13, 9) 4.1063[.020]
Mean of Dep. Variable	4.1991	S.D. of Dep. Variable	9.5855
Residual Sum of Squares	291.6331	Equation Log-likelihood	-61.8456
Akaike Info. Criterion	-75.8456	Schwarz Bayesian Cri.	-83.7941
DW-statistic	2.6501	System Log-likelihood	-86.5529

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 6.4158[.011]	F(1, 8)= 3.0949[.117]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 3.5388[.060]	F(1, 8)= 1.4547[.262]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.8570[.395]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .60662[.436]	F(1, 21)= .56888[.459]

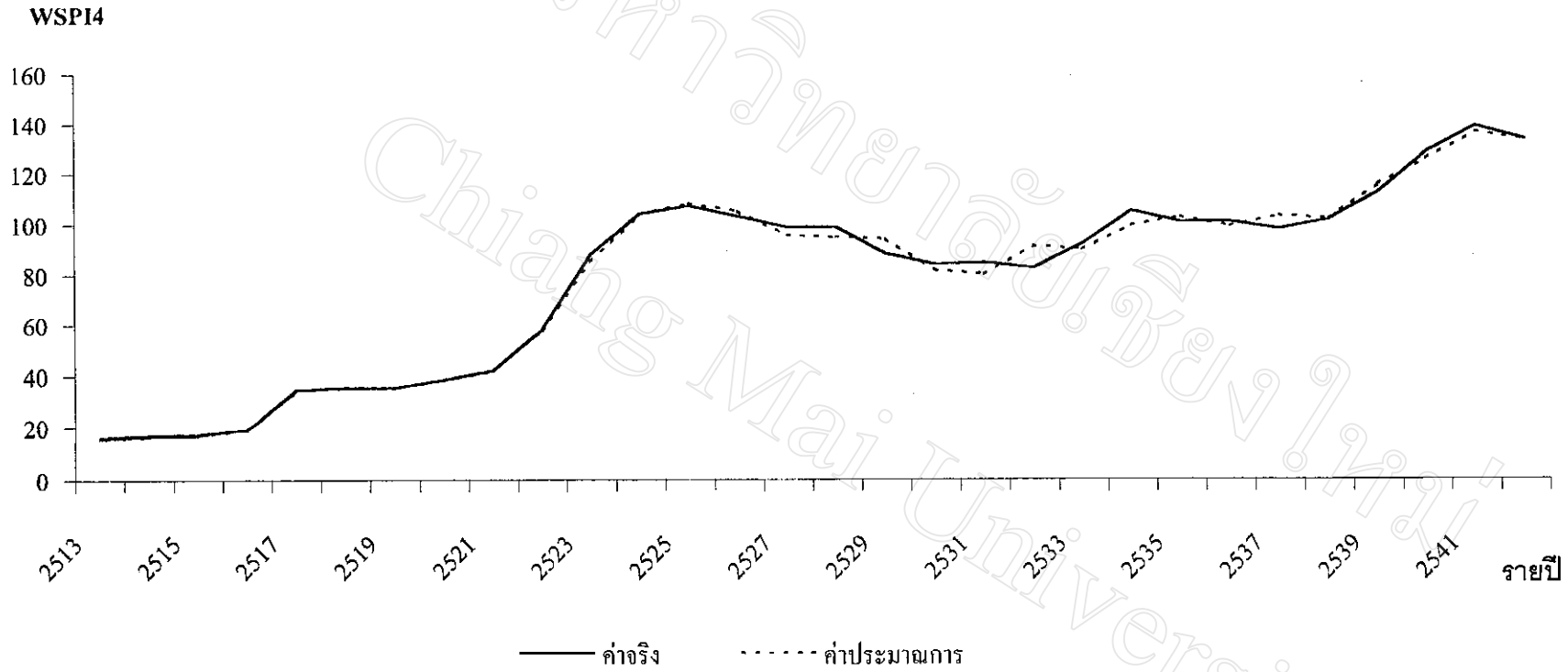
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้ความคลาดเคลื่อนมีเพียง 3.1 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.030566) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.018037 ดังภาพที่ 5.32

ภาพที่ 5.32 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (WSPI4) รายปี



Root Mean Square Error	3.627875	Bias Proportion	1.08E-05
Root Absolute Error	2.883133	Variance Proportion	0.00275
Mean Absolute Percentage Error	0.030566	Covariance Proportion	0.997227
Theil's Inequality Coefficient	0.018037		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.33 ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ (WSPI5) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ (EXPI5) และดัชนีราคานำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ (IMPI5) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนปริมาณเงิน (M2) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.79

ตารางที่ 5.79 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
WSPI5	-4.139385***	-4.48636***	-2.600981**	1
DGDP	-3.36447**	-3.27854*	-0.998097	1
EXPI5	-4.805342***	-4.825172***	-4.837633***	1
IMPI5	-4.634103***	-4.635154***	-3.719363***	1
M2	-2.006655	-1.201919	-1.978230**	2
W	-3.136454**	-3.142845	-3.236287***	2

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น M2 ทั้ง 3 รูปแบบมี optimal lag เท่ากับ 3

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ คือ อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และปริมาณ(M2) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ vector ที่ 2 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือค่าจ้างขั้นต่ำเพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์เพิ่มขึ้น 0.66467 ส่วนปริมาณเงินเพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์เพิ่มขึ้น 0.000012 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของค่าจ้างขั้นต่ำมีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ มากกว่าปริมาณเงิน ดังตารางที่ 5.80

ตารางที่ 5.80 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI5** W M2 Intercept

List of eigenvalues in descending order : .79351 .69635 .21143 0.00

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	39.4381	22.0400	19.8600
r<= 1	r=2	29.7971	15.8700	13.8100
r<= 2	r=3	5.9382	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	75.1735	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	35.7354	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	5.9382	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI5	W	M2	Intercept
1	-.069762	.065283	-.1799E-5	.37830
	(-1.0000)	(.93579)	(-.2579E-4)	(5.4228)
2	.048333	-.032125	-.5799E-6	-1.4107
	(-1.0000)	(.66467)	(.1200E-4)	(29.1881)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm2(-1) เท่ากับ –0.86107 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ส่วนค่า ecm1(-1) เป็นบวกแต่ vector 1 ใน cointegration ไม่ถูกต้องนั่นคือ WSPI5 กับ M2 มีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม นอกจากนี้พบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.81

ตารางที่ 5.81 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์รายปี

A. ECM for variable WSPI5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dWSPI5**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI51	-1.4764	-2.8604	.016
dW1	-.76007	-1.3700	.198
dM21	.1101E-4	.43249	.674
dWSPI52	-1.9699	-3.6255	.004
dW2	-.26964	-.35365	.730
dM22	-.9117E-4	-3.1630	.009
dWSPI53	-1.0647	-2.3418	.039
dW3	.67570	.98428	.346
dM23	-.7847E-4	-1.8129	.097
dWSPI54	-.95473	-2.6071	.024
dW4	-1.5001	-2.9730	.013
dM24	-.1162E-3	-2.7886	.018
ecm1(-1)	1.4295	4.2910	.001
ecm2(-1)	-.86107	-3.7310	.003

List of additional temporary variables created:

dWSPI5 = WSPI5-WSPI5(-1) dW1 = W(-1)-W(-2) dM21 = M2(-1)-M2(-2)

dWSPI51 = WSPI5(-1)-WSPI5(-2) dW2 = W(-2)-W(-3) dM22 = M2(-2)-M2(-3)

dWSPI52 = WSPI5(-2)-WSPI5(-3) dW3 = W(-3)-W(-4) dM23 = M2(-3)-M2(-4)

dWSPI53 = WSPI5(-3)-WSPI5(-4) dW4 = W(-4)-W(-5) dM24 = M2(-4)-M2(-5)

dWSPI54 = WSPI5(-4)-WSPI5(-5)

ecm1 = 1.0000*WSPI5 - 0.93579*W +0.2579E-4*M2 - 5.4228 : ecm2 = 1.0000*WSPI5 -0.66467*W -0.1200E-4*M2 - 29.1881

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.88301	R-Bar-Squared	.74474
S.E. of Regression	4.7751	F-stat.	F(13, 11) 6.3863[.002]
Mean of Dep. Variable	4.3280	S.D. of Dep. Variable	9.4512
Residual Sum of Squares	250.8133	Equation Log-likelihood	-64.2964
Akaike Info. Criterion	-78.2964	Schwarz Bayesian Cri.	-86.8285
DW-statistic	2.8200	System Log-likelihood	-410.5641

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 7.8322[.005]	F(1, 10)= 4.5622[.058]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 8.1626[.004]	F(1, 10)= 4.8479[.052]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.2534[.534]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.9603[.047]	F(1, 23)= 4.3293[.049]

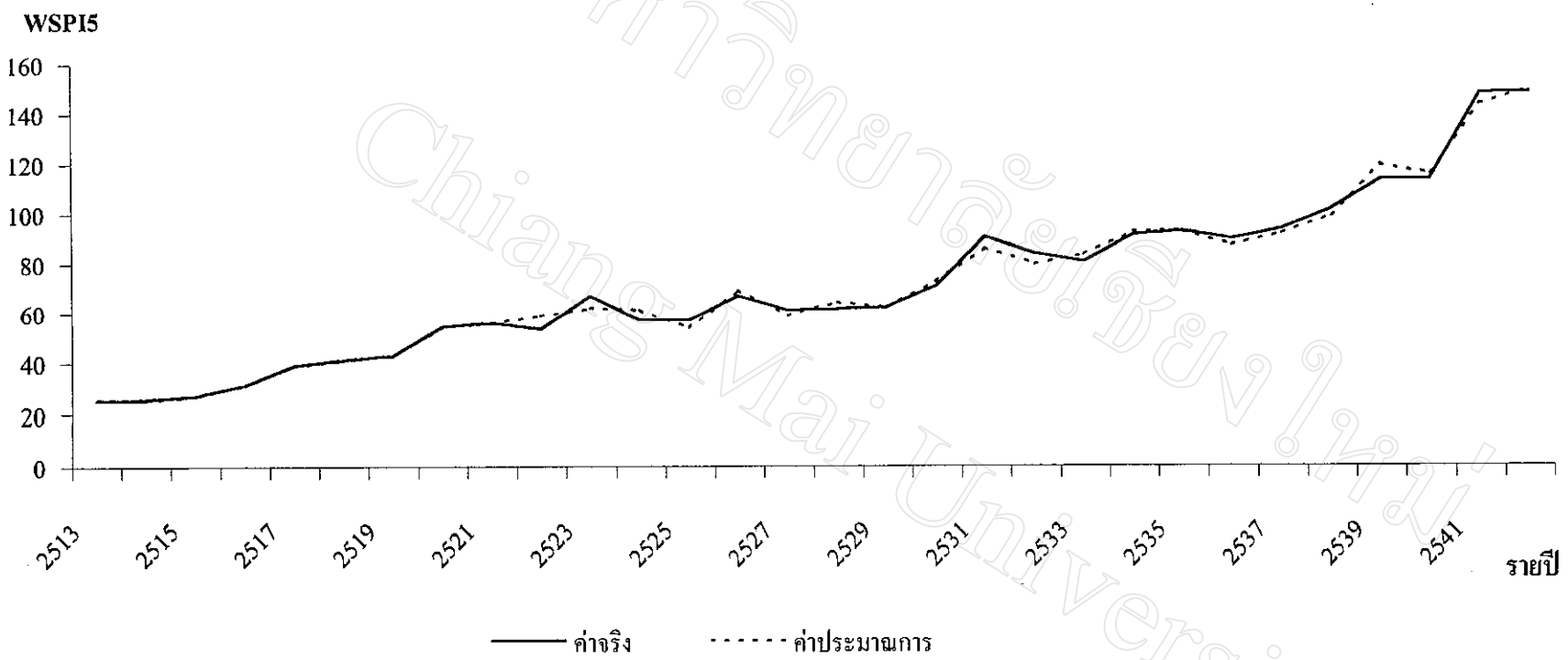
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 3.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.037811) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.018646 ดังภาพที่ 5.33

ภาพที่ 5.33 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ (WSPI5) รายปี



Root Mean Square Error	3.311153	Bias Proportion	0.000489
Root Absolute Error	2.892068	Variance Proportion	0.007726
Mean Absolute Percentage Error	0.037811	Covariance Proportion	0.991225
Theil's Inequality Coefficient	0.018646		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.34 ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ (WSPI6) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์ (EXPI6) ดัชนีราคานำเข้าเคมีภัณฑ์ (IMPI6) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.82

ตารางที่ 5.82 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์รายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI6	-1.6027	-3.1231	0.7109	-3.4979**	-3.5621*	-3.0824***	1
DGDP	0.7500	-1.7046	2.83819	-3.3645**	-3.2785*	-0.9981	1
EXPI6	-0.1836	-3.9168**	3.2228	-6.4245***	-6.2709***	-2.4960**	1
IMPI6	-1.4291	-2.8399	1.6450	-5.3992***	-5.5442***	-3.8081***	1
W	-0.8589	-3.1360	0.1991	-2.7330*	-2.5915	-1.5501	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือ GDP deflator เพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ เพิ่มขึ้น 1.2142 และ 1.9624 หน่วย ตามลำดับ ดังตารางที่ 5.83

ตารางที่ 5.83 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์รายปี

22 observations from 2521 to 2542. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI6** DGDP Intercept

List of eigenvalues in descending order : .89996 .67798 .0000

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	50.6489	15.8700	13.8100
r<= 1	r=2	24.9290	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	75.5779	20.1800	17.8800
r<= 1	r = 2	24.9290	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI6	DGDP	Intercept
1	-.073238	.088928	3.0628
	(-1.0000)	(1.2142)	(41.8201)
2	.051454	-.10097	-.62353
	(-1.0000)	(1.9624)	(12.1183)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาวสามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –1.0226 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ecm2(-1) เท่ากับ 0.50964 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.84

ตารางที่ 5.84 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์รายปี

A. ECM for variable WSPI6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dWSPI6**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI61	.27042	.60166	.569
dDGDP1	-.45755	-.30702	.769
dWSPI62	.36184	.89029	.408

dDGDP2	-3.2080	-1.5563	.171
dWSPI63	-.53279	-1.5816	.165
dDGDP3	5.8171	3.8340	.009
dWSPI64	-.25080	-.62163	.557
dDGDP4	-.21237	-.11779	.910
dWSPI65	.41878	1.2253	.266
dDGDP5	-3.6598	-2.8719	.028
dWSPI66	-.67930	-2.3682	.056
dDGDP6	2.6527	1.7112	.138
dWSPI67	.24126	.64481	.543
dDGDP7	-2.0717	-1.4695	.192
ecm1(-1)	-1.0226	-4.1391	.006
ecm2(-1)	.50964	2.9363	.026

List of additional temporary variables created:

dWSPI6 = WSPI6-WSPI6(-1)
dWSPI61 = WSPI6(-1)-WSPI6(-2)
dWSPI62 = WSPI6(-2)-WSPI6(-3)
dWSPI63 = WSPI6(-3)-WSPI6(-4)
dWSPI64 = WSPI6(-4)-WSPI6(-5)
dWSPI65 = WSPI6(-5)-WSPI6(-6)
dWSPI66 = WSPI6(-6)-WSPI6(-7)
dWSPI67 = WSPI6(-7)-WSPI6(-8)

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6)
dDGDP6 = DGDP(-6)-DGDP(-7)
dDGDP7 = DGDP(-7)-DGDP(-8)

ecm1 = 1.0000*WSPI6 - 1.2142*DGDP - 41.8201 ; ecm2 = 1.0000*WSPI6 - 1.9624*DGDP -12.1183

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.96062	R-Bar-Squared	.86215
S.E. of Regression	3.3732	F-stat.	F(15, 6) 9.7562[.005]
Mean of Dep. Variable	3.3623	S.D. of Dep. Variable	9.0855
Residual Sum of Squares	68.2719	Equation Log-likelihood	-43.6737
Akaike Info. Criterion	-59.6737	Schwarz Bayesian Cri.	-68.4020
DW-statistic	3.0188	System Log-likelihood	-64.7152

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 9.9897[.002]	F(1, 5)= 4.1588[.097]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .90337[.342]	F(1, 5)= .21410[.663]
C: Normality	CHSQ(2)= 9.0812[.011]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .037333[.847]	F(1, 20)= .033997[.856]

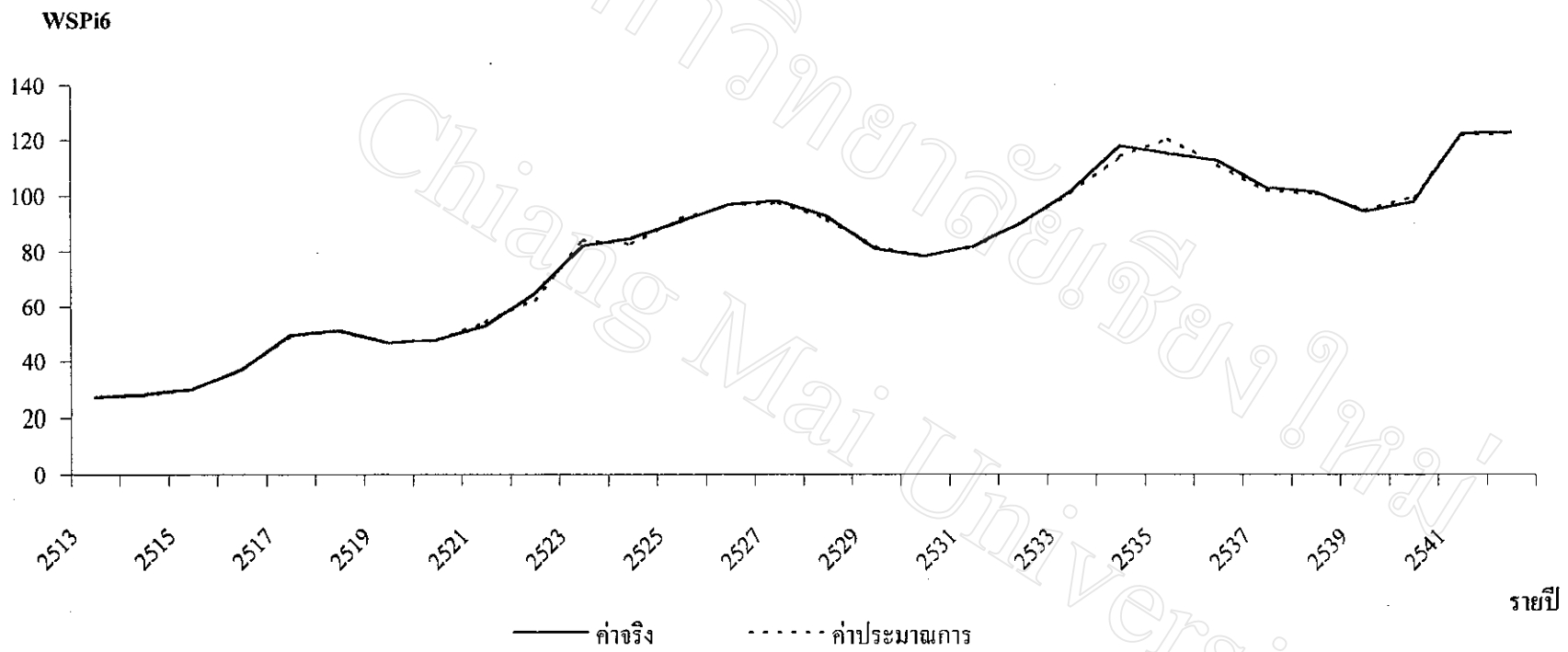
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.3 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.013044) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.009191 ดังตารางที่ 5.34

ภาพที่ 5.34 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ (WSPI6) รายปี



Root Mean Square Error	1.777065	Bias Proportion	5.82E-08
Root Absolute Error	1.25349	Variance Proportion	0.002238
Mean Absolute Percentage Error	0.013044	Covariance Proportion	0.996356
Theil's Inequality Coefficient	0.009191		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.35 ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (WSPI7) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (EXPI7) และดัชนีราคานำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (IMPI7) มี order of integration (I(d))เท่ากับ 1 ส่วนปริมาณเงิน (M2) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.85

ตารางที่ 5.85 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
WSPI7	-3.541186**	-3.484419*	-1.865319*	1
DGDP	-3.36447**	-3.27854*	-0.998097	1
EXPI7	-3.980894***	-3.668463**	-3.313649***	1
IMPI7	-4.380872***	-4.727940***	-2.975473***	1
M2	-2.006655	-1.201919	-1.978230**	2
W	-3.136454**	-3.142845	-3.236287***	2

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม คือ ปริมาณเงิน และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ vector ที่ 1 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือปริมาณเงินหรืออัตราค่าจ้างขั้นต่ำเพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเพิ่มขึ้น 0.000006647 และ 1.0531 หน่วย ตามลำดับ ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของค่าจ้างขั้นต่ำมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมมากกว่าปริมาณเงิน ดังตารางที่ 5.86

ตารางที่ 5.86 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

25 observations from 2518 to 2542. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI7** M2 W Intercept

List of eigenvalues in descending order : .86784 .83440 .23956 .0000

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	50.5938	22.0400	19.8600
r<= 1	r=2	44.9552	15.8700	13.8100
r<= 2	r=3	6.8464	9.1600	7.5300

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	102.3954	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	51.8016	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	6.8464	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI7	M2	W	Intercept
1	.075124	-.4993E-6	-.079111	-1.6555
	(-1.0000)	(.6647E-5)	(1.0531)	(22.0373)
2	.21524	.5192E-5	-.25920	-2.5657
	(-1.0000)	(-.2412E-4)	(1.2042)	(11.9200)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –0.53098 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ส่วน ecm2(-1) มีค่าเป็นบวก ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.87

ตารางที่ 5.87 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายปี

A. ECM for variable WSPI7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dWSPI7**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI7I	-1.9805	-3.9297	.002
dM21	.1408E-5	.11087	.914
dW1	2.0977	6.3038	.000
dWSPI72	-1.0385	-2.1937	.051
dM22	-.6304E-4	-4.7290	.001
dW2	.59999	1.1210	.286
dWSPI73	-1.1409	-3.7848	.003
dM23	-.1157E-3	-5.9192	.000
dW3	.75424	2.4735	.031
dWSPI74	-.24179	-.54252	.598
dM24	-.6207E-4	-2.3714	.037
dW4	-.37130	-1.2908	.223
ecm1(-1)	-.53098	-4.3347	.001
ecm2(-I)	1.5584	4.4403	.001

List of additional temporary variables created:

dWSPI7 = WSPI7-WSPI7(-1) dM21 = M2(-1)-M2(-2) dW1 = W(-1)-W(-2)

dWSPI71 = WSPI7(-1)-WSPI7(-2) dM22 = M2(-2)-M2(-3) dW2 = W(-2)-W(-3)

dWSPI72 = WSPI7(-2)-WSPI7(-3) dM23 = M2(-3)-M2(-4) dW3 = W(-3)-W(-4)

dWSPI73 = WSPI7(-3)-WSPI7(-4) dM24 = M2(-4)-M2(-5) dW4 = W(-4)-W(-5)

dWSPI74 = WSPI7(-4)-WSPI7(-5)

ecm1 = 1.0000*WSPI7 -0.6647E-5*M2 - 1.0531*W - 22.0373

ecm2 = 1.0000*WSPI7 + 0.2412E-4*M2 - 1.2042*W - 11.9200

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.90503	R-Bar-Squared	.79278
S.E. of Regression	1.6306	F-stat.	F(13, 11) 8.0632[.001]
Mean of Dep. Variable	3.1620	S.D. of Dep. Variable	3.5821
Residual Sum of Squares	29.2476	Equation Log-likelihood	-37.4350
Akaike Info. Criterion	-51.4350	Schwarz Bayesian Cri.	-59.9671
DW-statistic	2.1890	System Log-likelihood	-360.8896

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.8227[.177]	F(1, 10)= .78640[.396]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.3972[.122]	F(1, 10)= 1.0606[.327]
C: Normality	CHSQ(2)= .22855[.892]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .61939[.431]	F(1, 23)= .58432[.452]

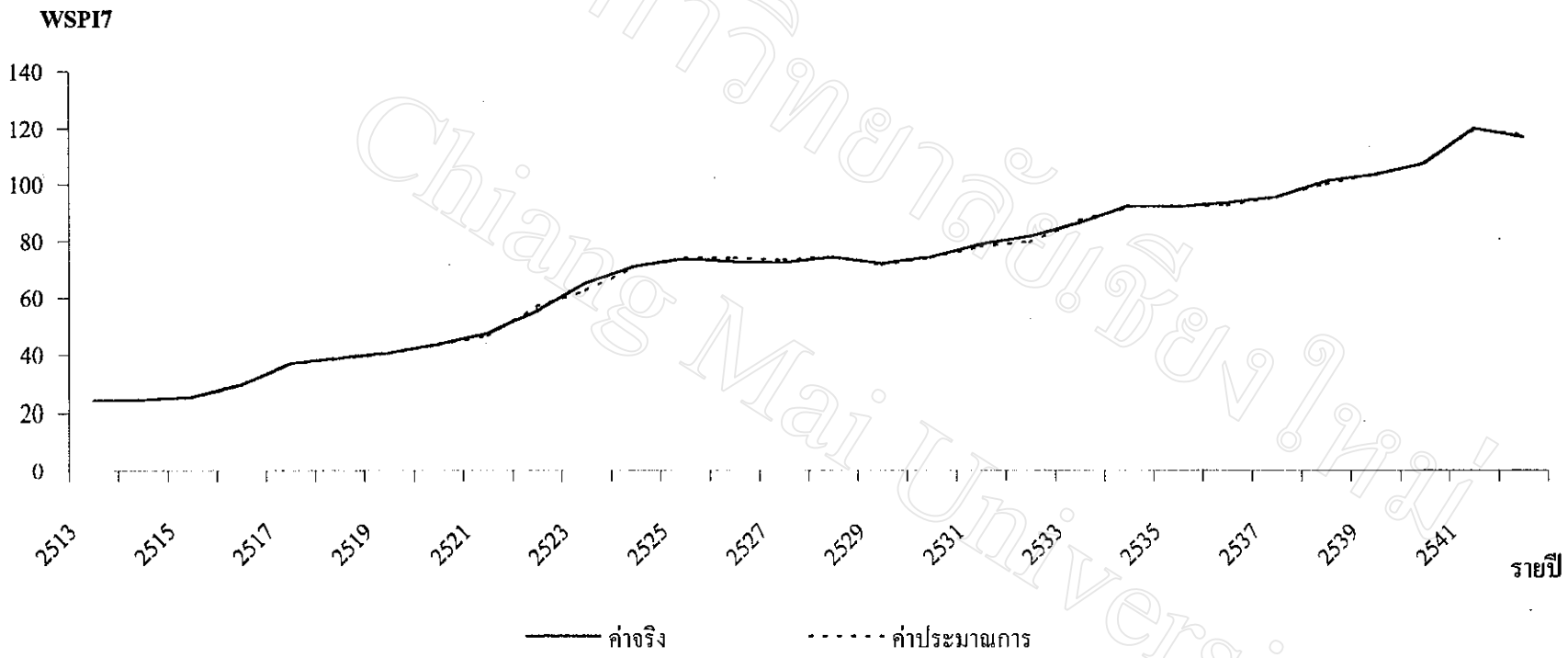
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 0.9 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.009284) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.00554 ดังภาพที่ 5.35

ภาพที่ 5.35 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (WSPI7) รายปี



Root Mean Square Error	0.957509	Bias Proportion	0.001183
Root Absolute Error	0.693407	Variance Proportion	0.000011
Mean Absolute Percentage Error	0.009284	Covariance Proportion	0.999419
Theil's Inequality Coefficient	0.005540		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.36 ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ (WSPI8) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ (EXPI8) ดัชนีราคานำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ (IMPI8) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.88

ตารางที่ 5.88 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI8	-0.2538	-3.2004	2.9529	-4.0031***	-3.9440**	-1.4915	1
DGDP	0.7500	-1.7046	2.83819	-3.3645**	-3.2785*	-0.9981	1
EXPI8	-2.2505	-1.6944	0.2605	-4.6074***	-5.2785***	-4.6554***	1
IMPI8	1.4728	-1.0274	2.4614	-4.1006***	-5.0017***	-2.1516**	1
W	-0.8589	-3.1360	0.1991	-2.7330*	-2.5915	-1.5501	1

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น first IMPI8 ทั้ง 3 แบบ optimal lag = 2

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งหมวดเครื่องจักรและยานพาหนะ คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือ GDP deflator เพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งหมวดเครื่องจักรและยานพาหนะเพิ่มขึ้น 0.99779 หน่วย ดังตารางที่ 5.89

ตารางที่ 5.89 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

22 observations from 2521 to 2542. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI8** DGDP

List of eigenvalues in descending order : .70639 .16468

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	26.9608	14.8800	12.9800
r<= 1	r=2	3.9587	8.0700	6.5000

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>= 1	30.9195	17.8600	15.7500
r<= 1	r = 2	3.9587	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI8	DGDP
1	.18527	-.18486
	(-1.0000)	(.99779)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.9638 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.90

ตารางที่ 5.90 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะรายปี

A. ECM for variable **WSPI8** estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dWSPI8**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	45.3060	5.0440	.002
dWSPI81	1.5113	2.9339	.026
dDGDP1	-2.8979	-2.8813	.028
dWSPI82	.87553	1.4029	.210
dDGDP2	-2.7803	-2.5806	.042
dWSPI83	1.2422	2.0159	.090
dDGDP3	.14701	.13508	.897
dWSPI84	.67367	1.3495	.226
dDGDP4	-1.5583	-1.4833	.189
dWSPI85	1.2427	2.7571	.033
dDGDP5	-2.8869	-3.2202	.018
dWSPI86	.31435	.65524	.537
dDGDP6	-1.2214	-1.1130	.308
dWSPI87	1.0586	2.1888	.071
dDGDP7	-1.6614	-1.8222	.118
ecm1(-1)	-1.9638	-3.7931	.009

List of additional temporary variables created:

dWSPI8 = WSPI8-WSPI8(-1)
dWSPI81 = WSPI8(-1)-WSPI8(-2)
dWSPI82 = WSPI8(-2)-WSPI8(-3)
dWSPI83 = WSPI8(-3)-WSPI8(-4)
dWSPI84 = WSPI8(-4)-WSPI8(-5)
dWSPI85 = WSPI8(-5)-WSPI8(-6)
dWSPI86 = WSPI8(-6)-WSPI8(-7)
dWSPI87 = WSPI8(-7)-WSPI8(-8)
dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6)
dDGDP6 = DGDP(-6)-DGDP(-7)
dDGDP7 = DGDP(-7)-DGDP(-8)
ecm1 = 1.0000*WSPI8 -0.99779*DGDP

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.86883	R-Bar-Squared	.54089
S.E. of Regression	2.7945	F-stat.	F(15, 6) 2.6494[.118]
Mean of Dep. Variable	3.2341	S.D. of Dep. Variable	4.1243
Residual Sum of Squares	46.8558	Equation Log-likelihood	-39.5330
Akaike Info. Criterion	-55.5330	Schwarz Bayesian Cri.	-64.2613
DW-statistic	3.2858	System Log-likelihood	-71.3982

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 14.5768[.000]	F(1, 5)= 9.8184[.026]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 14.4907[.000]	F(1, 5)= 9.6485[.027]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.2655[.531]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.2612[.071]	F(1, 20)= 3.4807[.077]

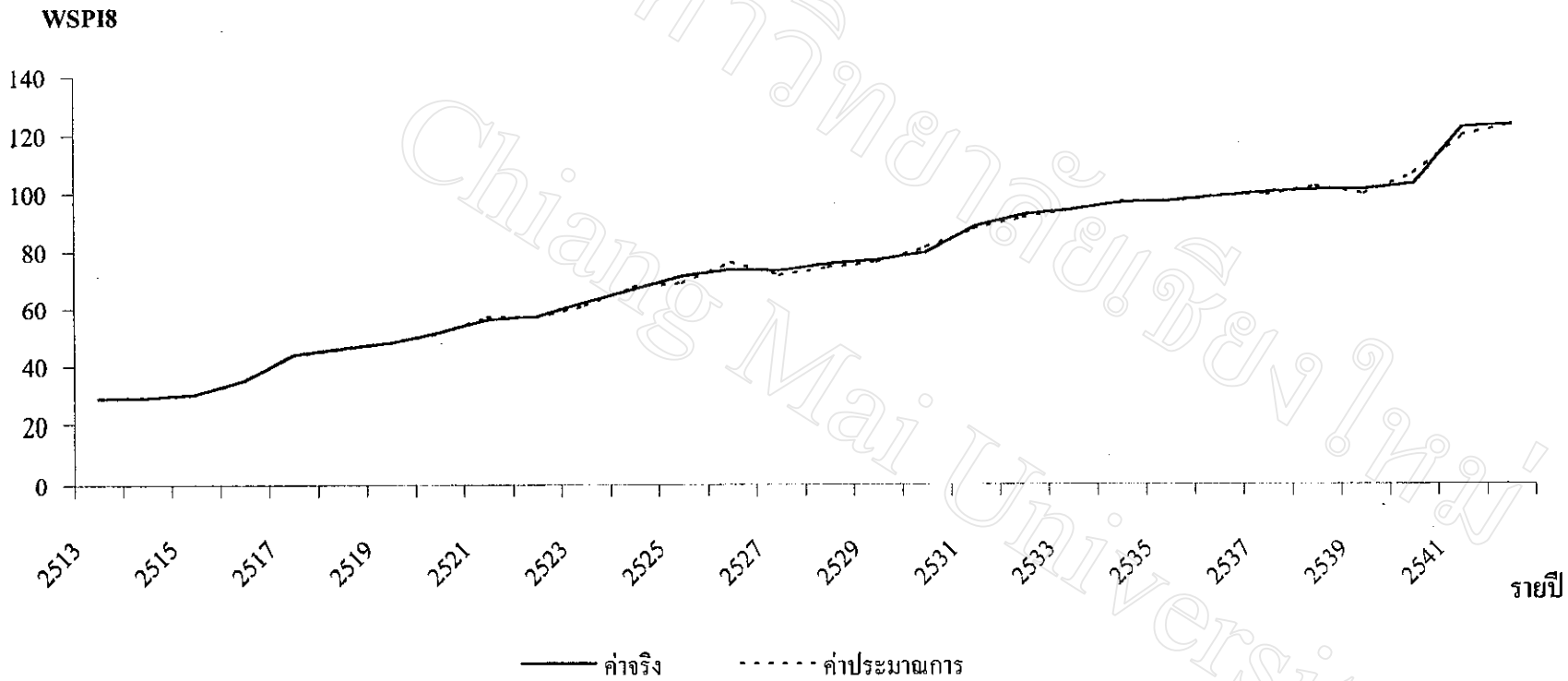
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.3 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.013205) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.008261 ดังภาพที่ 5.36

ภาพที่ 5.36 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ (WSPI8) รายปี



Root Mean Square Error	1.4731560	Bias Proportion	0.0000001
Root Absolute Error	1.1221990	Variance Proportion	0.0010090
Mean Absolute Percentage Error	0.0132050	Covariance Proportion	0.9976430
Theil's Inequality Coefficient	0.0082610		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.37 ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (WSPI9) GDP deflator (DGDP) และดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (EXPI9) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนดัชนีราคานำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (IMPI9) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 5.91

ตารางที่ 5.91 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

Variable	Intercept	Trend and Intercept	None	I(d)
WSPI9	-2.993188**	-3.087293	-2.526419**	1
DGDP	-3.36447**	-3.27854*	-0.998097	1
EXPI9	-3.133016**	-3.796843**	-2.072445**	1
IMPI9	-4.774198***	-5.052119***	-4.662690***	2
W	-3.136454**	-3.142845	-3.236287***	2

*** ,** , and * indicate 1 % , 5 % , and 10% levels of significance , respectively.

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งหมวดสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ คือ GDP deflator เพิ่มขึ้น 1 หน่วย ทำให้ดัชนีราคาขายส่งหมวดสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดเพิ่มขึ้น 0.072361 และ 1.3078 หน่วย ตามลำดับ ดังตารางที่ 5.92

ตารางที่ 5.92 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

22 observations from 2521 to 2542. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI9** DGDP

List of eigenvalues in descending order : .90175 .45437

A. Cointegration LR test based on **maximal eigenvalue** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r=1	51.0461	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	13.3278	4.1600	3.0400

B. Cointegration LR test based on **trace** of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. Value	90% Cr. Value
r = 0	r>=1	64.3739	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	13.3278	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI9	DGDP
1	.031145	-.0022536
	(-1.0000)	(.072361)
2	.022531	-.029466
	(-1.0000)	(1.3078)

*Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors).

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง ecm1(-1) และ ecm2(-1) เป็นลบน้อยกว่าลบ 1 แต่ ecm2(-1) ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้พบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 5.93

ตารางที่ 5.93 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายปี

A. ECM for variable WSPI9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dWSPI9**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI91	.054959	.47342	.653
dDGDP1	.46967	.67242	.526
dWSPI92	-.22783	-1.7503	.131
dDGDP2	5.9531	5.3803	.002
dWSPI93	.89245	4.5395	.004
dDGDP3	1.9364	1.6047	.160
dWSPI94	1.2338	5.8903	.001
dDGDP4	3.0613	2.8292	.030
dWSPI95	.57734	3.7959	.009
dDGDP5	-3.5989	-2.7827	.032
dWSPI96	.79883	5.6244	.001
dDGDP6	-1.1371	-.78065	.465
dWSPI97	.40040	3.5861	.012
dDGDP7	3.7505	3.7082	.010
ecm1(-1)	-.47442	-6.5944	.001
ecm2(-1)	-.053357	-1.0252	.345

List of additional temporary variables created:

dWSPI9 = WSPI9-WSPI9(-1)

dWSPI91 = WSPI9(-1)-WSPI9(-2)

dWSPI92 = WSPI9(-2)-WSPI9(-3)

dWSPI93 = WSPI9(-3)-WSPI9(-4)

dWSPI94 = WSPI9(-4)-WSPI9(-5)

dWSPI95 = WSPI9(-5)-WSPI9(-6)

dWSPI96 = WSPI9(-6)-WSPI9(-7)

dWSPI97 = WSPI9(-7)-WSPI9(-8)

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)

dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)

dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)

dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)

dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6)

dDGDP6 = DGDP(-6)-DGDP(-7)

dDGDP7 = DGDP(-7)-DGDP(-8)

ecm1 = 1.0000*WSPI9 -0.072361*DGDP ; ecm2 = 1.0000*WSPI9 - 1.3078*DGDP

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.94408	R-Bar-Squared	.80427
S.E. of Regression	2.3099	F-stat.	F(15, 6) 6.7528[.013]
Mean of Dep. Variable	3.9141	S.D. of Dep. Variable	5.2212
Residual Sum of Squares	32.0150	Equation Log-likelihood	-35.3434
Akaike Info. Criterion	-51.3434	Schwarz Bayesian Cri.	-60.0718
DW-statistic	2.2814	System Log-likelihood	-55.0774

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .92119[.337]	F(1, 5)= .21851[.660]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 6.5119[.011]	F(1, 5)= 2.1022[.207]
C: Normality	CHSQ(2)= .52972[.767]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .94780[.330]	F(1, 20)= .90042[.354]

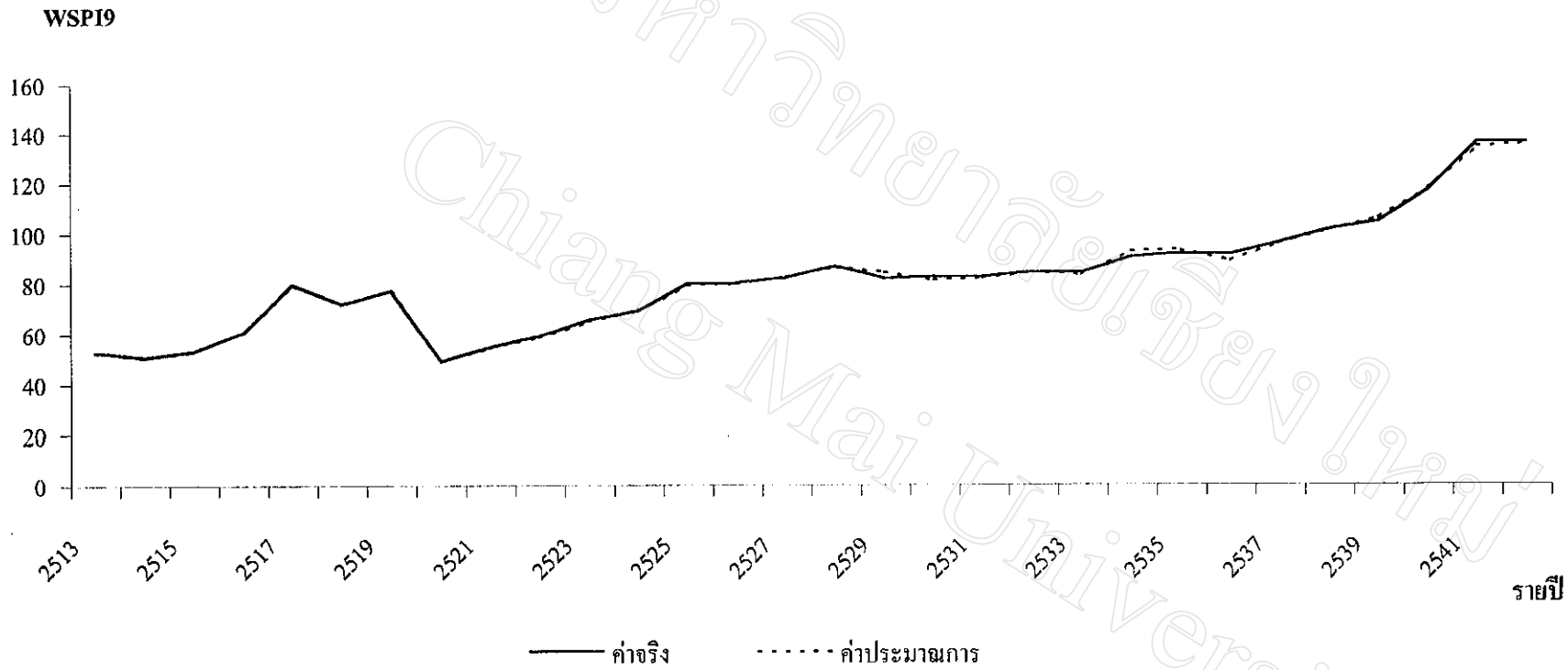
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.010249) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.006735 ดังภาพที่ 5.37

ภาพที่ 5.37 ค่าจริงและค่าประมาณการดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (WSPI9) รายปี



Root Mean Square Error	1.233703	Bias Proportion	0.000135
Root Absolute Error	0.922922	Variance Proportion	0.007809
Mean Absolute Percentage Error	0.010249	Covariance Proportion	0.991901
Theil's Inequality Coefficient	0.006735		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.38 สรุปผลการศึกษารายปี

การส่งออกรวม มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(EX)=-0.27308*d(EX(-1))-1.2262*d(BLOEX(-1))-0.52659*d(EX(-2))-7.0982*d(BLOEX(-2))+1.0344*d(EX(-3))+0.85140*d(BLOEX(-3))-0.46968*d(EX(-4))-7.9686*d(BLOEX(-4))-0.15594*(EX(-1)-21.0869*BLOEX(-1))+0.24891*(EX(-1)-3.4578*BLOEX(-1))

การส่งออกอาหาร มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX1))=0.59959*d(log(EX1(-1)))-1.3425*d(log(BLOEX(-1)))-0.042165*d(log(E(-1)))+0.39861*d(log(EX1(-2)))-0.80069*d(log(BLOEX(-2)))-1.0286*d(log(E(-2)))+0.38762*d(log(EX1(-3))-0.30370*d(log(BLOEX(-3)))-0.38479*d(log(E(-3)))+0.086520*d(log(EX1(-4)))-0.53903*d(log(BLOEX(-4)))-0.053163*d(log(E(-4)))-1.6789*(log(EX1(-1))-0.71299*log(BLOEX(-1))-0.18079*log(E(-1))-3.5034)

การส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPEX2) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX2))=0.60943*d(log(EX2(-1)))-1.7356*d(log(BLOEX(-1)))+0.22868*d(log(RPEX2(-1)))+5.8648*d(log(E(-1)))+0.27274*d(log(EX2(-2)))-0.83231*d(log(BLOEX(-2)))+.25345*d(log(RPEX2(-2)))+2.5288*d(log(E(-2)))+0.60424*d(log(EX2(-3)))-0.49037*d(log(BLOEX(-3)))+0.33707*d(log(RPEX2(-3)))+2.5244*d(log(E(-3)))-0.020493*(log(EX2(-1))+3.3518*log(BLOEX(-1))+11.2279*log(RPEX2(-1))+11.2525*log(E(-1))-92.7226)-1.2593*(log(EX2(-1))-0.93207*log(BLOEX(-1))+0.39215*log(RPEX2(-1))+4.1618*log(E(-1))-10.7568)-0.27987*(log(EX2(-1))-0.66280*log(BLOEX(-1))-0.75731*log(RPEX2(-1))-.026415*log(E(-1))-0.57532)

การส่งออกวัตถุดิบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX3))=0.33688*d(log(EX3(-1)))-0.57751*d(log(BLOEX(-1)))-0.73867*d(log(EX3(-2)))+0.40553*d(log(BLOEX(-2)))-0.17504*d(log(EX3(-3)))+0.54215*d(log(BLOEX(-3)))-0.88231*d(log(EX3(-4)))+1.1251*d(log(BLOEX(-4)))-0.53698*d(log(EX3(-5)))+.89417*d(log(BLOEX(-5)))-0.50025*d(log(EX3(-6)))+0.64722*d(log(BLOEX(-6)))-0.12402*d(log(EX3(-7)))-0.0076651*d(log(BLOEX(-7)))-0.68273*(log(EX3(-1))-0.91196*log(BLOEX(-1)))

การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX4))=-0.12595*d(log(EX4(-1)))-0.074726*d(log(BLOEX(-1)))-0.2354*d(log(EX4(-2)))-3.0942*d(log(BLOEX(-2)))-0.20804*d(log(EX4(-3)))-2.5534*d(log(BLOEX(-3)))+0.013102*d(log(EX4(-4)))-4.2972*d(log(BLOEX(-4)))+0.085539*d(log(EX4(-5)))-1.9976*d(log(BLOEX(-5)))-0.23748*(log(EX4(-1))-1.5151*log(BLOEX(-1)))

การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPEX2) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX5))=-1.2159*d(log(EX5(-1)))-5.1492*d(log(BLOEX(-1)))-4.3667*d(log(RPEX5(-1)))+6.7424*d(log(E(-1)))-0.88478*d(log(EX5(-2)))-0.0086803*d(log(BLOEX(-2)))-5.8430*d(log(RPEX5(-2)))+10.5538*d(log(E(-2)))-1.0904*d(log(EX5(-3)))-1.9118*d(log(BLOEX(-3))-2.3332*d(log(RPEX5(-3)))-2.3473*d(log(E(-3)))-.69807*d(log(EX5(-4)))-6.5193*d(log(BLOEX(-4)))+1.7862*d(log(RPEX5(-4)))-11.1463*d(log(E(-4)))-.27017*(log(EX5(-1))-16.5798*log(BLOEX(-1))-51.0458*log(RPEX5(-1))-26.8243*log(E(-1))+264.5525)+1.0387*(log(EX5(-1))-0.92208*log(BLOEX(-1))-6.6365*log(RPEX5(-1))-21.6798*log(E(-1))+75.0028)-0.29086*(log(EX5(-1))+0.67620*log(BLOEX(-1))+2.2084*log(RPEX5(-1))-4.4140*log(E(-1))+0.87244)

การส่งออกเคมีภัณฑ์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX6))= -0.40192*d(log(EX6(-1)))-0.69865*d(log(BLOEX(-1)))-0.68352*d(log(EX6(-2)))-1.5515*d(log(BLOEX(-2)))-0.86502*d(log(EX6(-3)))-0.49932*d(log(BLOEX(-3)))-0.034378*d(log(EX6(-4)))-0.084742*d(log(BLOEX(-4)))-0.099752*d(log(EX6(-5)))+0.99910*d(log(BLOEX(-5)))-0.12135*d(log(EX6(-6)))+0.079316*d(log(BLOEX(-6)))+0.31786*d(log(EX6(-7)))+0.51994*d(log(BLOEX(-7)))+0.40021*d(log(EX6(-8)))+0.55782*d(log(BLOEX(-8)))-0.73746*(log(EX6(-1))-2.1035*log(BLOEX(-1))+ 13.8536)

การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX7))=-4.7588+0.35567*d(log(EX7(-1)))+0.42468*d(log(E(-1)))+0.88526*d(log(BLOEX(-1)))+0.74186*d(log(EX7(-2)))+0.41749*d(log(E(-2)))-0.027572*d(log(BLOEX(-2)))-0.018285*d(log(EX7(-3)))+0.39754 *d(log(E(-3)))+0.54127*d(log(BLOEX(-3)))+0.19236*d(log(EX7(-4)))-0.42533*d(log(E(-4)))+0.10896*d(log(BLOEX(-4)))+0.49218*d(log(EX7(-5)))-0.87071*d(log(E(-5)))+0.36892*d(log(BLOEX(-5)))-1.1363*(log(EX7(-1))-0.53312*log(E(-1))-1.1865*log(BLOEX(-1)))+0.082711*(log(EX7(-1))+1.8577*log(E(-1))-1.4171*log(BLOEX(-1)))

การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX8))=0.60902*d(log(EX8(-1)))-0.10086*d(log(BLOEX(-1)))-0.12881*d(log(EX8(-2)))-0.66657*d(log(BLOEX(-2)))+0.036720*d(log(EX8(-3)))+0.39362*d(log(BLOEX(-3)))+0.12013*d(log(EX8(-4)))-0.68285*d(log(BLOEX(-4)))-0.23761*d(log(EX8(-5)))-0.44673*d(log(BLOEX(-5)))+0.76530*d(log(EX8(-6)))-0.75785*d(log(BLOEX(-6)))+0.10868*d(log(EX8(-7)))-1.3058*d(log(BLOEX(-7)))-0.043963*d(log(EX8(-8)))-1.2469*d(log(BLOEX(-8)))-0.16089*(log(EX8(-1))-1.3311*log(BLOEX(-1)))

การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบ (RPEX9) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX9))=-5.9056+0.12479*d(log(EX9(-1)))-3.8172*d(log(E(-1)))-1.5442*d(log(RPEX9(-1)))+0.011334*d(log(BLOEX(-1)))-0.14429*d(log(EX9(-2)))-0.15931*d(log(E(-2)))-0.014589*d(log(RPEX9(-2)))+0.95698*d(log(BLOEX(-2)))+0.30708*d(log(EX9(-3)))-1.4708*d(log(E(-3)))-0.51304*d(log(RPEX9(-3)))+0.55723*d(log(BLOEX(-3)))-0.31690*(log(EX9(-1))-7.2984*log(E(-1))-0.91873*log(RPEX9(-1))-3.4783*log(BLOEX(-1))+0.44435*@Trend)-0.22638*(log(EX9(-1))-5.1446*log(E(-1))-2.2566*log(RPEX9(-1))+1.6153*log(BLOEX(-1))-0.25735*@Trend)-0.074373*(log(EX9(-1))-4.7840*log(E(-1))-15.5543*log(RPEX9(-1))+ 8.7077*log(BLOEX(-1))-1.0574*@Trend)

การส่งออกอื่นๆ

EXother = EX - (EX1 +EX2+EX3+EX4+EX5+EX6+EX7+EX8+EX9)

การนำเข้ารวม มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

d(IM)=1.0767*d(IM(-1))-13080.5*d(E(-1))-9.8145*d(BLOIM(-1))+.41419*d(IM(-2))+5270.1*d(E(-2))-16.5559*d(BLOIM(-2))-.84094*d(IM(-3))-25701.1*d(E(-3))-6.7574*d(BLOIM(-3))+1.1636*d(IM(-4))-32364.9*d(E(-4))-12.3477*d(BLOIM(-4))-.31554*(IM(-1)+6490.0*E(-1)-25.8926*BLOIM(-1))

การนำเข้าอาหาร มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM1)=0.70759*d(IM1(-1))-0.11730*d(BLOIM(-1))-341.6185*d(E(-1))-0.69267*d(IM1(-2))-0.36838*d(BLOIM(-2))-1221.4*d(E(-2))+0.56526*d(IM1(-3))-0.10625*d(BLOIM(-3))+1835.6*d(E(-3))-1.2994*d(IM1(-4))-0.39943*d(BLOIM(-4))-2156.5*d(E(-4))-

0.058907*(IM1(-1)-3.0512*BLOIM(-1)+420.2196)+0.35556*(IM1(-1)-0.41194*BLOIM(-1)+235.6359*E(-1))

การนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM2)=1.2185*d(IM2(-1))-0.016677*d(BLOIM(-1))+1.2426*d(IM2(-2))-0.042332*d(BLOIM(-2))+1.3555*d(IM2(-3))-0.073833*d(BLOIM(-3))+1.1071*d(IM2(-4))-0.11861*d(BLOIM(-4))+0.96122*d(IM2(-5))-0.046765*d(BLOIM(-5))+0.47941*d(IM2(-6))-0.048391*d(BLOIM(-6)) -1.5048*(IM2(-1)-0.055790*BLOIM(-1)-157.3734)

การนำเข้าวัตถุดิบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM3)=-0.17881*d(IM3(-1))+0.042713*d(GDP(-1))+0.87472*d(IM3(-2))-0.13193*d(GDP(-2))+0.93457*d(IM3(-3))+0.037457*d(GDP(-3))+0.78658*d(IM3(-4))-0.10666*d(GDP(-4))+1.6946*d(IM3(-5))-0.042881*d(GDP(-5))+1.5078*d(IM3(-6))-0.086165*d(GDP(-6))+0.053664*d(IM3(-7))+0.10915*d(GDP(-7))-0.43802*(IM3(-1)-0.038978*GDP(-1)-4968.2)

การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) ในทิศทางตรงกันข้ามกับดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ (RPIM4) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM4)=-39589.7+2.4158*d(IM4(-1))-2.1897*d(BLOIM(-1))-148941.2*d(RPIM4(-1))+.94743*d(IM4(-2))-1.4720*d(BLOIM(-2))-41073.1*d(RPIM4(-2))+1.9071*d(IM4(-3))-1.6417*d(BLOIM(-3))-59946.2*d(RPIM4(-3))+0.81472*d(IM4(-4))-3.0285*d(BLOIM(-4))-45366.9*d(RPIM4(-4))+1.3408*d(IM4(-5))-1.3288*d(BLOIM(-5))-100146.5*d(RPIM4(-5))-1.6461*(IM4(-1)-1.6678*BLOIM(-1)+6467.6*RPIM4(-1)+1269.9*@Trend)+.055289*(IM4(-1)-13.8332*BLOIM(-1)+170019.8*RPIM4(-1)-37188.2*@Trend)-1.1655*(IM4(-1)-0.77819*BLOIM(-1) -55298.5*RPIM4(-1) -2626.8*@Trend)

การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E)และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM5))=1.7283*d(log(IM5(-1)))-2.9600*d(log(BLOIM(-1)))+1.3188*d(log(E(-1)))+.15455*d(log(IM5(-2)))-2.9275*d(log(BLOIM(-2)))+2.6684*d(log(E(-2)))+1.2734*d(log(IM5(-3)))-2.1410*d(log(BLOIM(-3)))+2.6533*d(log(E(-3)))+0.38542*d(log(IM5(-4)))-2.6104*d(log(BLOIM(-4)))+1.5001*d(log(E(-4)))-O.32097*(log(IM5(-1))-1.1068*log(BLOIM(-1))+0.67190*log(E(-1)))-0.75779*(log(IM5(-1))-1.0671*log(BLOIM(-1))+1.6670*log(E(-1)))

การนำเข้าเคมีภัณฑ์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM6)=-0.36646*d(IM6(-1))-1.0323*d(BLOIM(-1))-3134.6*d(E(-1))-0.86446*d(IM6(-2))-1.6183*d(BLOIM(-2))-564.4272*d(E(-2))-1.0032*d(IM6(-3))-0.49562*d(BLOIM(-3))-3671.7*d(E(-3)) +0.22321*d(IM6(-4))-1.9323*d(BLOIM(-4))-4329.5*d(E(-4))-1.0047*(IM6(-1)-2.2001*BLOIM(-1)+ 387.2845 *E)+1.3910*(IM6(-1)-1.2429*BLOIM(-1)+331.6532*E(-1))

การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM7)= -243023.4+0.061887*d(IM7(-1))-1.1744*d(BLOIM(-1))-18236.4*d(E(-1))-0.26609*d(IM7(-2))-1.3604*d(BLOIM(-2))-18346.9*d(E(-2))-0.58913*d(IM7(-3))-1.2845*d(BLOIM(-3))-20654.2*d(E(-3))+ 0.73724*d(IM7(-4))-1.3239*d(BLOIM(-4))-15457.1*d(E(-4)) -0.34567*(IM7(-1)-6.5087*BLOIM(-1)+775.6793*E(-1)+3020.1*@Trend)-0.49432*(IM7(-1)-1.8974*BLOIM(-1)-3810.1*E(-1)-962.6781*@Trend) +0.17684*(IM7(-1)-8.0880*BLOIM(-1)+53974.7*E(-1)+13952.7*@Trend)

การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM8)=0.94250*d(IM8(-1))-4.31 39*d(BLOIM(-1))+0.37186*d(IM8(-2))-1.1699*d(BLOIM(-2))-0.049153*d(IM8(-3))-6. 3897*d(BLOIM(-3))+0.23262*d(IM8(-4))+0.22861*d(BLOIM(-4))+1.6650*d(IM8(-5))-7. 9442*d(BLOIM(-5))-0.59929*d(IM8(-6))-5.9914*d(BLOIM(-6))+3.2780*d(IM8(-7))-4.2445* d(BLOIM(-7))-1.3839*d(IM8(-8))-6.2891*d(BLOIM(-8))-0.41953*(IM8(-1)-7.5531*BLOIM(-1))

การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(IM9)= -360.8308 +1372.3*@Trend + 0.25411*d(IM9(-1)) -0.52230*d(BLOIM(-1)) -1203.3*d(E(-1)) +0.35182*d(IM9(-2))-0.58973*d(BLOIM(-2))-1831.1*d(E(-2))+0.38022* d(IM9(-3))-.48894*d(BLOIM(-3))-1459.6*d(E(-3))+0.30320*d(IM9(-4))-0.16882*d(BLOIM(-4))+741.5120*d(E(-4))-0.25944*(IM9(-1)-0.87252*BLOIM(-1)-1078.0*E(-1))-1.3093*(IM9(-1)-0.24007*BLOIM(-1)+ 323.4200*E(-1))

การนำเข้าอื่นๆ

IMother = IM - (IM1 +IM2+IM3+IM4+IM5+IM6+IM7+IM8 +IM9)

ดุลการค้า → BOT = EX-IM

Net Services and Transfers มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ (IMLR) ในทิศทางเดียวกันกับอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (IUS) และอัตราแลกเปลี่ยน (E)และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(NST) = -281774.0+0.34378*d(NST(-1))+8136.3*d(IMLR(-1))-5592.2*D(IUS(-1))-12253.5*d(E(-1))+0.38699*d(NST(-2))+5568.3*d(IMLR(-2))-5197.1*d(IUS(-2))-12832.7*d(E(-2))+0.61481*d(NST(-3))+8231.5*d(IMLR(-3))-4933.0*d(IUS(-3))-7555.8*d(E(-3))-1.6196*(NST(-1)+8718.2*IMLR(-1)-6027.8*IUS(-1) -11117.8*E(-1))

ดุลบัญชีเดินสะพัด → CA = BOT +NST

ดุลการชำระเงิน → BOP = CA + NCI

เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ → RES = RES(-1) +BOP

อัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสัดส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐฯ (GDPTUS) ในทิศทางตรงกันข้ามกับดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET) และอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ (IMLRUS) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(E)=-1.4612*d(E(-1))-2349.5*d(GDPTUS(-1))-0.0010865*d(SET(-1))+0.62915*d(IMLRUS(-1))-0.25526*(E(-1)-1853.6*GDPTUS(-1)+0.0072349*SET(-1)-7.7700*IMLRUS(-1))-0.030158*(E(-1)-5346.6*GDPTUS(-1)+00.047818*SET(-1)+19.2309*IMLRUS(-1))+.16604*(E(-1)-477.0090*GDPTUS(-1)+0.0089670*SET(-1)-12.4652*IMLRUS(-1))

ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และ อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI1)=70.2916+1.5772*d(WSPI1(-1))-3.7972*d(DGDP(-1))+2.7227*d(W(-1))+2.1605*d(WSPI1(-2))-3.7031*d(DGDP(-2))-0.47867*d(W(-2))+3.4307*d(WSPI1(-3))-9.0163*d(DGDP(-3))+1.0603 *d(W(-3))+2.1546*d(WSPI1(-4))-3.9947*d(DGDP(-4))+0.82455*d(W(-4))+0.16460*d(WSPI1(-5))-3.9188*d(DGDP(-5))+0.097714*d(W(-5))-1.4417*(WSPI1(-1)-0.10356*DGDP(-1)-0.57950*W(-1))+0.074720*(WSPI1(-1) -2.0205*DGDP(-1)+ 0.77588*W(-1))

ดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งของอาหาร (WSPI1) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI2)=0.64099*d(WSPI2(-1))-0.89653*d(WSPI1(-1))-0.57793*d(WSPI2(-2))-0.063585*d(WSPI1(-2))+0.15800*d(WSPI2(-3))-0.88813*d(WSPI1(-3))-0.23143*d(WSPI2(-4))+0.12062*d(WSPI1(-4))+0.027881*d(WSPI2(-5))-1.0359*d(WSPI1(-5))-0.37467*(WSPI2(-1)-1.4646*WSPI1(-1))-0.11677*(WSPI2(-1)-1.0240*WSPI1(-1))

ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI3)= 0.51638*d(WSPI3(-1))-2.8488*d(DGDP(-1))-0.16269*d(WSPI3(-2)) + 1.6007*d(DGDP(-2))+0.51181*d(WSPI3(-3))-1.9266*d(DGDP(-3))-0.25473*d(WSPI3(-4))-0.62059*d(DGDP(-4))-0.89237*d(WSPI3(-5))-1.3161*d(DGDP(-5))-1.1395*d(WSPI3(-6)) +0.40198*d(DGDP(-6))-1.6255*(WSPI3(-1)-1.1284*DGDP(-1))

ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI4)=21.6032+0.66323*d(WSPI4(-1))-1.4095*d(DGDP(-1))+0.25411*d (WSPI4(-2))+2.1011*d(DGDP(-2))+0.41605*d(WSPI4(-3))-1.5223*d(DGDP(-3))+0.40403*d (WSPI4(-4))-2.4148*d(DGDP(-4))+0.59803*d(WSPI4(-5))-4.7503*d(DGDP(-5))+0.20653*d (WSPI4(-6)) +0 .76687*d(DGDP(-6)) -0.62306*(WSPI4(-1)-1.1898*DGDP(-1))

ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับปริมาณเงิน (M2) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI5)=-1.4764*d(WSPI5(-1))-0.76007*d(W(-1))+0.1101E-4*d(M2(-1))-1.9699*d(WSPI5(-2))-0.26964*d(W(-2))-0.9117E-4*d(M2(-2))-1.0647*d(WSPI5(-3)) +0.67570*d(W(-3))-0.7847E-4*d(M2(-3))-0.95473*d(WSPI5(-4))-1.5001*d(W(-4))-0.1162E-3*d(M2(-4))+1.4295*(WSPI5(-1)-0.93579*W(-1)+0.2579E-4*M2(-1)-5.4228)-0.86107*(WSPI5 (-1) -0.66467*W(-1) -0.1200E-4*M2(-1) -29.1881)

ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI6)=0.27042*d(WSPI6(-1))-0.45755*d(DGDP(-1))+0.36184*d(WSPI6(-2)) -3.2080*d(DGDP(-2))-0.53279*d(WSPI6(-3))+5.8171*d(DGDP(-3))-0.25080*d(WSPI6(-4))-0.21237*d(DGDP(-4))+0.41878*d(WSPI6(-5))-3.6598*d(DGDP(-5))-0.67930*d(WSPI6(-6)) +2.6527*d(DGDP(-6))+0.24126*d(WSPI6(-7))-2.0717*d(DGDP(-7))-1.0226*(WSPI6(-1)-1.2142*DGDP(-1)-41.8201) +0.50964*(WSPI6(-1)-1.9624*DGDP(-1)-12.1183)

ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับปริมาณเงิน (M2) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI7)=-1.9805*d(WSPI7(-1))+0.1408E-5*d(M2(-1))+2.0977*d(W(-1))-1.0385*d(WSPI7(-2))-0.6304E-4*d(M2(-2))+0.59999*d(W(-2))-1.1409*d(WSPI7(-3))-0.1157E-3* d(M2(-3))+0.75424*d(W(-3))-0.24179*d(WSPI7(-4))-0.6207E-4*d(M2(-4))-0.37130*d(W(-4))-0.53098*(WSPI7(-1)-0.6647E-5*M2(-1)-1.0531*W(-1)-22.0373)+1.5584*(WSPI7(-1)+0.2412E-4*M2(-1)-1.2042*W(-1)-11.9200)

ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI8)=45.3060+1.5113*d(WSPI8(-1))-2.8979*d(DGDP(-1))+0.87553*d(WSPI8(-2))-2.7803*d(DGDP(-2))+1.2422*d(WSPI8(-3))+0.14701*d(DGDP(-3))+0.67367*d(WSPI8(-4))-1.5583*d(DGDP(-4))+1.2427*d(WSPI8(-5))-2.8869*d(DGDP(-5))+0.31435*d(WSPI8(-6))-1.2214*d(DGDP(-6))+1.0586*d(WSPI8(-7))-1.6614*d(DGDP(-7))-1.9638*(WSPI8(-1)-0.99779*DGDP(-1))

ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI 9)=0.054959*d(WSPI9(-1))+0.46967*d(DGDP(-1))-0.22783*d(WSPI9(-2))+5.9531*d(DGDP(-2))+0.89245*d(WSPI9(-3))+1.9364*d(DGDP(-3))+1.2338*d(WSPI9(-4))+3.0613*d(DGDP(-4))+0.57734*d(WSPI9(-5))-3.5989*d(DGDP(-5))+0.79883*d(WSPI9(-6))-1.1371*d(DGDP(-6))+0.40040*d(WSPI9(-7))+3.7505*d(DGDP(-7))-0.47442*(WSPI9(-1)-0.072361*DGDP(-1))-0.053357*(WSPI9(-1)-1.3078*DGDP(-1))

จากที่กล่าวมาข้างต้น พบว่า แบบจำลองเศรษฐมิติสำหรับการค้าระหว่างประเทศจากการใช้ข้อมูลรายปีทั้ง 37 สมการ ส่วนใหญ่ให้ผลการพยากรณ์เป็นที่น่าพอใจ จะเห็นได้จากมีค่า Theil's Inequality Coefficient น้อยกว่า 0.1 ยกเว้นการส่งออกน้ำมันเชิงเพลิงและหล่อลื่น การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ สาเหตุที่ให้ผลการพยากรณ์ไม่ค่อยดี เนื่องมากจากตัวเลขบางช่วงเวลาต้องประมาณการเอง สำหรับการส่งออกและการนำเข้าอื่นๆ ดุลการค้า ดุลบัญชีเดินสะพัด ดุลการชำระเงิน และเงินทุนสำรองระหว่างประเทศให้ผลการพยากรณ์ที่ไม่ดี เนื่องมาจากเป็นสมการเอกลักษณ์

นอกจากนี้ยังพบว่า การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมและสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ให้ผลการพยากรณ์ที่ไม่เป็นที่น่าพอใจ ถึงแม้ว่าค่า Theil's Inequality Coefficient น้อยกว่า 0.1 แต่มีค่า Covariance Proportion ต่ำกว่า 0.8

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University