บทที่ 6

ผลการศึกษาแบบจำลองเศรษฐมิติภาคการค้าระหว่างประเทศรายไตรมาส

การส่งออก (export)

6.1 การส่งออกรวม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกรวม (EX) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน(E) ดัชนีราคาส่งออกโดยเปรียบเทียบ (RPEX) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.1

ตารางที่ 6.1 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกรวมรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX	-1.4709	-3.5445*	1.4407	-4.0112***	-3.9314**	-3.5686***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX	-2.2280	-2.4089	-0.8872	-3.3805**	-3.3112*	-3.4498***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกรวม คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก(WGDP) อัตราแลกเปลี่ยน(E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector 1 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.2

ตารางที่ 6.2 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกรวมรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2. Order of VAR = 5.

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

List of eigenvalues in descending order : .98470 .73238 .60729 .14666 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	104.4923	28.2700	25.8000
r<= 1	r=2	32.9545	22.0400	19.8600
r<= 2	r=3	23.3669	15.8700	13.8100
r<= 3	r=4	3.9650	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	164.7786	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	60.2863	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	27.3318	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	3.9650	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX	lnWGDP	lnE	lnBLOEX	Intercept
1	6.2666	-3.5508	-12.4034	-11.1563	125.4023
	(-1.0000)	(.56662)	(1.9793)	(1.7803)	(-20.0114)
2	-.63189	9.4290	3.4039	-1.7299	-60.6531
	(-1.0000)	(14.9220)	(5.3868)	(-2.7377)	(-95.9875)
3	23.5821	-50.8581	-9.9939	1.7389	130.0884
	(-1.0000)	(2.1566)	(.42379)	(-.073737)	(-5.5164)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.2 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกรวมต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 1.9793 ความยืดหยุ่นของการส่งออกรวมต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ1.7803 และความยืดหยุ่นของการส่งออกรวมต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกเท่ากับ 0.56662 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนและสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกมีผลต่อการส่งออกรวมมากกว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกรวมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –1.2441 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % ซึ่งในความสัมพันธ์ระยะยาว vector 1 มีเครื่องหมายสัมประสิทธิ์ที่ถูกต้อง ส่วน ecm2(-1) มีค่าเป็นบวก และ ecm3(-1) มีค่าเป็นลบที่น้อยกว่าลบ 1 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ พบว่าไม่เกิดปัญหา Heteroscedasticity ส่วนในเรื่อง ปัญหา Serial Correlation เมื่อทดสอบค่าสถิติโดยอาศัยวิธี LM Version พบว่า เกิดปัญหา Serial Correlation ที่ระดับนัยสำคัญ 1 % แต่เมื่อทดสอบค่าสถิติโดยอาศัยวิธี F Version พบว่า ไม่เกิดปัญหาดังกล่าวนี้ เพราะฉะนั้น สมการการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกรวมยังสรุปไม่ได้ว่าเกิด ปัญหา Serial Correlation ดังตารางที่ 6.3

ตารางที่ 6.3 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกรวมรายไตรมาส

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

Dependent variable is dlnEX

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX1	2.6350	2.9192	.027
dlnWGDP1	-.39982	-.12671	.903
dlnE1	-3.3794	-2.5719	.042
dlnBLOEX1	.25216	.24455	.815
dlnEX2	1.7416	1.7111	.138
dlnWGDP2	-.87431	-.29199	.780
dlnE2	-3.0225	-3.5306	.012
dlnBLOEX2	-1.4308	-1.2480	.259
dlnEX3	1.2376	2.2288	.067
dlnWGDP3	-2.1746	-1.0513	.334
dlnE3	-.76572	-1.1335	.300
dlnBLOEX3	.44673	.32596	.756
dlnEX4	.93649	2.1626	.074
dlnWGDP4	-1.5071	-1.3352	.230
dlnE4	-2.7115	-2.0753	.083
dlnBLOEX4	-.66786	-.73004	.493
ecm1(-1)	-1.2441	-3.3763	.015
ecm2(-1)	.085761	2.3085	.060
ecm3(-1)	-.42114	-.30168	.773

List of additional temporary variables created:

dlnEX = lnEX-lnEX(-1)

dlnWGDP1 = lnWGDP(-1)- lnWGDP(-2)

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

dlnWGDP2 = lnWGDP(-2)- lnWGDP(-3)

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

dlnWGDP3 = lnWGDP(-3)- lnWGDP(-4)

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

dlnWGDP4 = lnWGDP(-4)- lnWGDP(-5)

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

dlnEX1 = lnEX(-1)- lnEX(-2)

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

dlnEX2 = lnEX(-2)- lnEX(-3)

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

dlnEX3 = lnEX(-3)- lnEX(-4)

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

dlnEX4 = lnEX(-4)- lnEX(-5)

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

ecm1 = 1.0000*lnEX -0.56662*lnWGDP - 1.9793*lnE - 1.7803*lnBLOEX +20.0114

ecm2 = 1.0000*lnEX -14.9220*lnWGDP -5.3868*lnE +2.7377*lnBLOEX +95.9875

ecm3 = 1.0000*lnEX - 2.1566*lnWGDP -0.42379*lnE +0.073737*lnBLOEX +5.5164

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

R-Squared	.90415	R-Bar-Squared	.61658
S.E. of Regression	.058794	F-stat.	F(18, 6) 3.1442[.081]
Mean of Dependent Variable	.035093	S.D. of Dependent Variable	.094950
Residual Sum of Squares	.020740	Equation Log-likelihood	53.2085
Akaike Info. Criterion	34.2085	Schwarz Bayesian Criterion	22.6292
DW-statistic	2.0863	System Log-likelihood	327.7889

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกรวม ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 2.2 % (จากค่าMean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.02204) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.013984 ดังภาพที่ 6.1

ภาพที่ 6.1 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกรวม (EX) รายไตรมาส

Root Mean Square Error	13655.93	Bias Proportion	0.011503
Root Asolute Error	9777.1	Variance Proportion	0.002408
Mean Absolute Percentage Error	0.02204	Covariance Proportion	0.972942
Theil's Inequality Coefficient	0.013984		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2 การส่งออกอาหาร

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกอาหาร (EX1) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกอาหารโดยเปรียบเทียบ (RPEX1) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.4

ตารางที่ 6.4 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกอาหารรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 1	-1.9076	-2.9963	0.84431	-4.0172***	-4.0340**	-3.8846***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 1	-1.9203	-2.3888	-1.4625	-3.3767**	-3.3528*	-3.3748***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกอาหาร คือ อัตราแลกเปลี่ยน(E) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก(BLOEX) และดัชนีราคาส่งออกอาหารโดยเปรียบเทียบ (RPEX1)โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 4 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector 1 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.5

ตารางที่ 6.5 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกอาหารรายไตรมาส

26 observations from 2537Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX1** lnE lnBLOEX lnRPEX1

List of eigenvalues in descending order : .91884 .50637 .36071 .0093571

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	65.2955	23.9200	21.5800
r<= 1	r=2	18.3552	17.6800	15.5700
r<= 2	r=3	11.6325	11.0300	9.2800
r<= 3	r=4	.24443	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	95.5277	39.8100	36.6900
r<= 1	r>= 2	30.2322	24.0500	21.4600
r<= 2	r>= 3	11.8770	12.3600	10.2500
r<= 3	r = 4	.24443	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX1	lnE	lnBLOEX	lnRPEX1
1	1.1117	-1.6785	-.60891	-1.0858
	(-1.0000)	(1.5099)	(.54773)	(.97674)
2	-3.2525	.68564	2.8281	-2.1072
	(-1.0000)	(.21080)	(.86951)	(-.64787)
3	-3.1956	4.1555	1.7867	-2.8918
	(-1.0000)	(1.3004)	(.55911)	(-.90493)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.5 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกอาหารต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 1.5099 ความยืดหยุ่นของการส่งออกอาหารต่อดัชนีราคาส่งออกอาหารโดยเปรียบเทียบเท่ากับ 0.97674 และความยืดหยุ่นของการส่งออกอาหารต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 0.54773 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการส่งออกอาหารมากกว่าดัชนีราคาส่งออกอาหารโดยเปรียบเทียบและสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกอาหารตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm(-1)) ทั้ง 3 มีค่าน้อยกว่าลบ 1 ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1 % และ 10 % แสดงให้เห็นว่าการส่งออกอาหาร จะปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.6

ตารางที่ 6.6 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกอาหารรายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is **dlnEX1**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX11	-.23193	-.53020	.607
dlnE1	-.60068	-.91154	.382
dlnBLOEX1	.77389	1.5194	.157
dlnRPEX11	2.0900	2.1857	.051
dlnEX12	.34550	1.1047	.293
dlnE2	-.45441	-.92339	.376
dlnBLOEX2	-.18887	-.34402	.737
dlnRPEX12	.25805	.34577	.736
dlnEX13	-.77190	-1.9952	.071
dlnE3	-1.0258	-2.0078	.070
dlnBLOEX3	-1.0712	-1.7321	.111
dlnRPEX13	2.7323	2.9038	.014
ecm1(-1)	-.22167	-3.1111	.010
ecm2(-1)	-.38712	-1.8564	.090
ecm3(-1)	-.40056	-1.9551	.076

List of additional temporary variables created:

dlnEX1 = lnEX1-lnEX1(-1)

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

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

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

dlnRPEX11 = lnRPEX1(-1)-lnRPEX1(-2)

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

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

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

dlnRPEX12 = lnRPEX1(-2)-lnRPEX1(-3)

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

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

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

dlnRPEX13 = lnRPEX1(-3)-lnRPEX1(-4)

ecm1 = 1.0000*lnEX1 -1.5099*lnE -0.54773*lnBLOEX -0.97674*lnRPEX1

ecm2 = 1.0000*lnEX1 -0.21080*lnE -0.86951*lnBLOEX +0.64787*lnRPEX1

ecm3 = 1.0000*lnEX1 -1.3004*lnE -0.55911*lnBLOEX +0.90493*lnRPEX1

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

R-Squared	.85189	R-Bar-Squared	.66339
S.E. of Regression	.064113	F-stat.	F(14, 11) 4.5193[.008]
Mean of Dependent Variable	.017182	S.D. of Dependent Variable	.11051
Residual Sum of Squares	.045216	Equation Log-likelihood	45.7149
Akaike Info. Criterion	30.7149	Schwarz Bayesian Criterion	21.2792
DW-statistic	2.2935	System Log-likelihood	252.0811

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 12.1062[.017]	F(4, 7)= 1.5249[.293]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 3.7759[.052]	F(1, 10)= 1.6990[.222]
C: Normality	CHSQ(2)= .54544[.761]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .060988[.805]	F(1, 24)= .056429[.814]

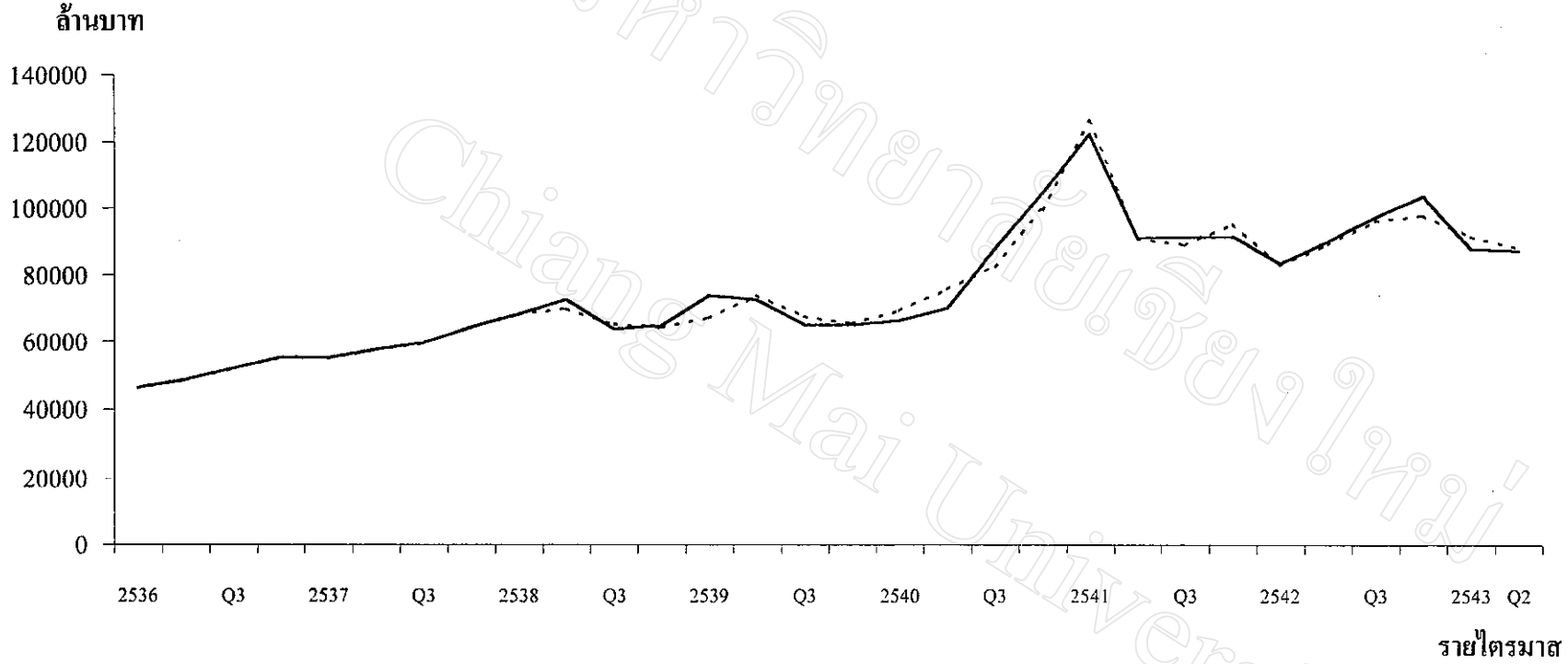
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกอาหาร ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 3.3 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.033062) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.01987 ดังภาพที่ 6.2

ภาพที่ 6.2 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกอาหาร (EX1) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	3338.813	Bias Proportion	0.000498
Root Absolute Error	2718.744	Variance Proportion	0.004543
Mean Absolute Percentage Error	0.033062	Covariance Proportion	0.994389
Theil's Inequality Coefficient	0.01987		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.3 การส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ (EX2) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPEX2) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.7

ตารางที่ 6.7 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 2	-1.8379	-3.3424*	0.2118	-5.2810***	-5.1371***	-5.3435***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 2	-1.8385	-1.7902	-1.6071	-3.2476**	-3.2049	-3.2941***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ มี vector 1 และ 3 ที่มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.8

ตารางที่ 6.8 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

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

List of eigenvalues in descending order : .97048 .84480 .55805 .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	84.5430	22.0400	19.8600
r<= 1	r=2	44.7132	15.8700	13.8100
r<= 2	r=3	19.5973	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	148.8534	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	64.3105	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	19.5973	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX2	lnWGDP	lnE	Intercept
1	1.7346	-3.2667	-.44494	15.8430
	(-1.0000)	(1.8833)	(.25651)	(-9.1336)
2	.99270	7.2521	-4.0333	-53.8791
	(-1.0000)	(-7.3054)	(4.0630)	(54.2754)
3	2.5077	-4.5451	-1.2620	24.6089
	(-1.0000)	(1.8125)	(.50324)	(-9.8135)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.8 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกเท่ากับ 1.8833 และความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 0.25651 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.9

ตารางที่ 6.9 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

A.ECM for variable lnEX2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnEX2**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX21	-1.4045	-2.7976	.031
dlnWGDP1	.77709	.59781	.572
dlnE1	-.88344	-1.4626	.194
dlnEX22	-1.2298	-2.6145	.040
dlnWGDP2	-4.3476	-3.3621	.015
dlnE2	-.70462	-.84391	.431
dlnEX23	-.61652	-1.5805	.165
dlnWGDP3	-7.6010	-3.9819	.007
dlnE3	.089375	.13578	.896
dlnEX24	-.15920	-.50171	.634
dlnWGDP4	-6.4927	-3.0116	.024
dlnE4	-.65248	-1.0123	.350
dlnEX25	-.044260	-.21088	.840
dlnWGDP5	-1.6245	-.82599	.440
dlnE5	-1.9649	-2.6109	.040
ecm1(-1)	-.67874	-2.6832	.036
ecm2(-1)	-.24257	-1.6744	.145
ecm3(-1)	.94305	2.5772	.042

List of additional temporary variables created:

dlnEX2 = lnEX2-lnEX2(-1) dlnWGDP1 = lnWGDP(-1)-lnWGDP(-2) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnEX21 = lnEX2(-1)-lnEX2(-2) dlnWGDP2 = lnWGDP(-2)-lnWGDP(-3) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnEX22 = lnEX2(-2)-lnEX2(-3) dlnWGDP3 = lnWGDP(-3)-lnWGDP(-4) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnEX23 = lnEX2(-3)-lnEX2(-4) dlnWGDP4 = lnWGDP(-4)-lnWGDP(-5) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)

dlnEX24 = lnEX2(-4)-lnEX2(-5) dlnWGDP5 = lnWGDP(-5)-lnWGDP(-6) dlnE5 = lnE(-5)-lnE(-6)

dlnEX25 = lnEX2(-5)-lnEX2(-6)

ecm1 = 1.0000*lnEX2 -1.8833*lnWGDP -0.25651*lnE +9.1336

ecm2 = 1.0000*lnEX2 +7.3054*lnWGDP -4.0630*lnE -54.2754

ecm3 = 1.0000*lnEX2 - 1.8125*lnWGDP -0.50324*lnE +9.8135

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.91138	R-Bar-Squared	.66028
S.E. of Regression	.14594	F-stat.	F(17, 6) 3.6296[.059]
Mean of Dependent Variable	.0083252	S.D. of Dependent Variable	.25038
Residual Sum of Squares	.12778	Equation Log-likelihood	28.7712
Akaike Info. Criterion	10.7712	Schwarz Bayesian Criterion	.16876
DW-statistic	2.2027	System Log-likelihood	186.0172

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 14.5736[.006]	F(4, 2)= .77302[.631]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .51115[.475]	F(1, 5)= .10881[.755]
C: Normality	CHSQ(2)= .14050[.932]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .42874[.513]	F(1, 22)= .40016[.534]

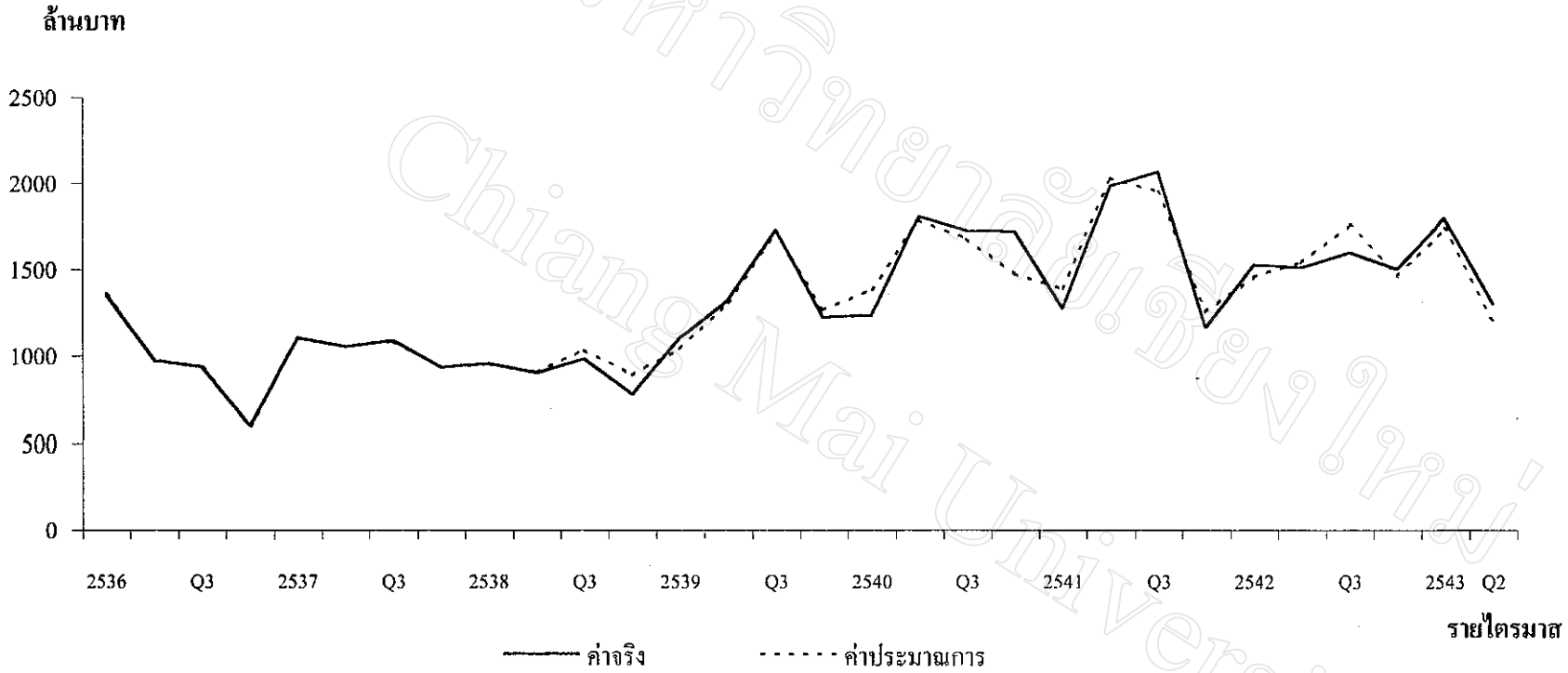
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.032492 ดังภาพที่ 6.3

ภาพที่ 6.3 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ (EX2) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	95.00009	Bias Proportion	0.000448
Root Absolute Error	76.12621	Variance Proportion	0.090386
Mean Absolute Percentage Error	0.056744	Covariance Proportion	0.908655
Theil's Inequality Coefficient	0.032492		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.4 ส่งออกวัตถุดิบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกวัตถุดิบ(EX3) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบโดยเปรียบเทียบ (RPEX3) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% ดังตารางที่ 6.10

ตารางที่ 6.10 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกวัตถุดิบรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 3	-2.2745	-2.2597	1.1543	-3.6007**	-3.5847*	-3.4945***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 3	-2.4802	-2.5232	-1.4717	-4.2547***	-4.1612**	-4.3394***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกวัตถุดิบ คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก อัตราแลกเปลี่ยน และดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบโดยเปรียบเทียบ โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 4 และ cointegrating vector เท่ากับ 4 ซึ่ง มี vector 2 และ 3 ที่มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.11

ตารางที่ 6.11 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกวัตถุดิบรายไตรมาส

26 observations from 2537Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX3** lnBLOEX lnWGDP lnE lnRPEX3

List of eigenvalues in descending order : .99562 .85714 .80501 .57789 .048788

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	141.1989	33.6400	31.0200
r<= 1	r=2	50.5929	27.4200	24.9900
r<= 2	r=3	42.5051	21.1200	19.0200
r<= 3	r=4	22.4249	14.8800	12.9800
r<= 4	r=5	1.3005	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	258.0223	70.4900	66.2300
r<= 1	r>= 2	116.8234	48.8800	45.7000
r<= 2	r>= 3	66.2304	31.5400	28.7800
r<= 3	r>= 4	23.7253	17.8600	15.7500
r<= 4	r = 5	1.3005	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX3	lnBLOEX	lnWGDP	lnE	lnRPEX3
1	-2.6988	10.6146	-9.6677	8.5322	-2.1203
	(-1.0000)	(3.9331)	(-3.5822)	(3.1615)	(-.78565)
2	6.0724	-6.8783	-7.3673	-1.6474	-4.9108
	(-1.0000)	(1.1327)	(1.2132)	(.27129)	(.80871)
3	-1.8979	2.1640	5.2721	2.3805	4.3780
	(-1.0000)	(1.1402)	(2.7778)	(1.2543)	(2.3067)
4	-5.4673	4.2212	-.68706	2.3551	10.5639
	(-1.0000)	(.77209)	(-.12567)	(.43076)	(1.9322)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.11 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกวัตถุดิบต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกเท่ากับ 1.2132 ความยืดหยุ่นของการส่งออกวัตถุดิบต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 1.1327 ความยืดหยุ่นของการส่งออกวัตถุดิบต่อดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบ

โดยเปรียบเทียบเท่ากับ 0.80871 และความยืดหยุ่นของการส่งออกวัตถุดิบต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 0.27129 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกและสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก มีผลต่อการส่งออกวัตถุดิบมากกว่าดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบโดยเปรียบเทียบและอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกวัตถุดิบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm2(-1) เท่ากับ –1.8955 ณ ระดับนัยสำคัญ 10 % ส่วน ecm3(-1) เท่ากับ –0.14380 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และ ecm1(-1) และ ecm4(-1) เป็นบวก อย่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้พบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.12

ตารางที่ 6.12 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกวัตถุดิบรายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is **dlnEX3**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-23.3938	-1.5208	.179
dlnEX31	-.85018	-.83573	.435
dlnBLOEX1	3.3681	1.9076	.105
dlnWGDP1	.072868	.020751	.984
dlnE1	.97270	.63500	.549
dlnRPEX31	.95509	.81156	.448
dlnEX32	-.70421	-.85141	.427
dlnBLOEX2	2.1345	.82882	.439
dlnWGDP2	3.6466	1.3050	.240
dlnE2	1.8756	.88966	.408
dlnRPEX32	-.36520	-.28276	.787
dlnEX33	-.77378	-1.6891	.142
dlnBLOEX3	.90573	.39249	.708
dlnWGDP3	3.6883	2.5068	.046
dlnE3	3.1025	2.4884	.047
dlnRPEX33	-.39810	-.48284	.646
ecm1(-1)	.51219	1.4572	.195
ecm2(-1)	-1.8955	-2.3968	.054

ecm3(-1)	-.14380	-.58178	.582
ecm4(-1)	1.3228	1.8578	.113

List of additional temporary variables created:

dlnEX3 = lnEX3-lnEX3(-1)

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

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

dlnWGDP1 = lnWGDP(-1)-lnWGDP(-2)

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

dlnRPEX31 = lnRPEX3(-1)-lnRPEX3(-2)

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

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

dlnWGDP2 = lnWGDP(-2)-lnWGDP(-3)

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

dlnRPEX32 = lnRPEX3(-2)-lnRPEX3(-3)

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

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

dlnWGDP3 = lnWGDP(-3)-lnWGDP(-4)

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

dlnRPEX33 = lnRPEX3(-3)-lnRPEX3(-4)

ecm1 = 1.0000*lnEX3 -3.9331*lnBLOEX +3.5822*lnWGDP -3.1615*lnE +0.78565*lnRPEX3

ecm2 = 1.0000*lnEX3 -1.1327*lnBLOEX -1.2132*lnWGDP -0.27129*lnE-0.80871*lnRPEX3

ecm3 = 1.0000*lnEX3 -1.1402*lnBLOEX -2.7778*lnWGDP -1.2543*lnE -2.3067*lnRPEX3

ecm4 = 1.0000*lnEX3 -0.77209*lnBLOEX +0.12567*lnWGDP -0.43076*lnE - 1.9322*lnRPEX3

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

R-Squared	.91571	R-Bar-Squared	.64881
S.E. of Regression	.13024	F-stat.	F(19, 6) 3.4308[.066]
Mean of Dependent Variable	.034083	S.D. of Dependent Variable	.21977
Residual Sum of Squares	.10177	Equation Log-likelihood	35.1683
Akaike Info. Criterion	15.1683	Schwarz Bayesian Criterion	2.5874
DW-statistic	1.7327	System Log-likelihood	384.7668

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 22.5413[.000]	F(4, 2)= 3.2587[.248]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 5.9341[.015]	F(1, 5)= 1.4787[.278]
C: Normality	CHSQ(2)= 4.6916[.096]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .38494[.535]	F(1, 24)= .36067[.554]

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

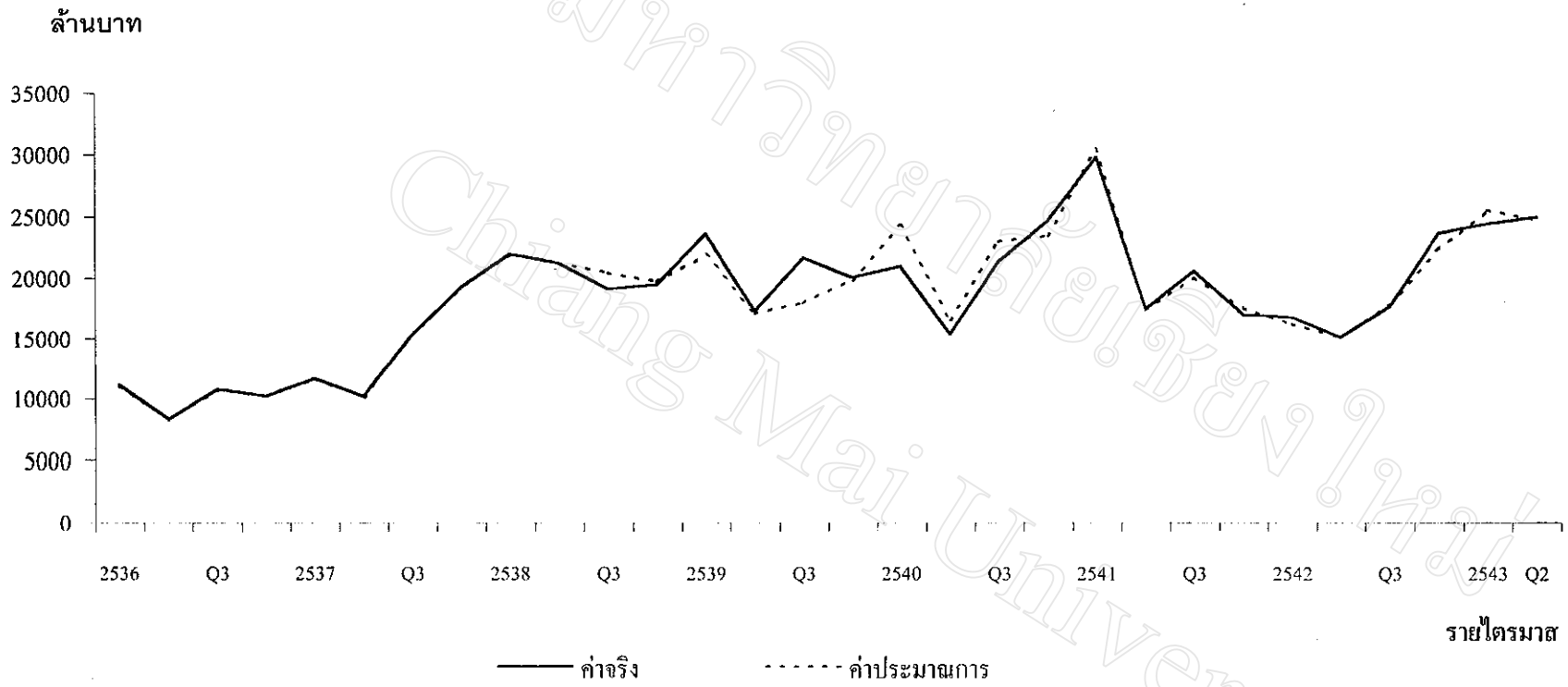
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกวัตถุดิบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.033102 ดังตารางที่ 6.4

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.4 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกวัตถุดิบ (EX3) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1371.364	Bias Proportion	0.000639
Root Absolute Error	947.314	Variance Proportion	0.002872
Mean Absolute Percentage Error	0.045453	Covariance Proportion	0.995759
Theil's Inequality Coefficient	0.033102		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.5 การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (EX4) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration(I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนดัชนีราคาส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ(RPEX4)มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.13

ตารางที่ 6.13 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 4	-1.0723	-2.7257	0.8182	-6.0805***	-5.9524***	-5.9309***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 4	-3.4215**	-3.3918*	-3.4409***	-5.9239***	-5.8027***	-6.0459***	0
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.14

ตารางที่ 6.14 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายไตรมาส

22 observations from 2538Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 8.

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

List of eigenvalues in descending order : .77539 .29103 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	32.8550	15.8700	13.8100
r<= 1	r=2	7.5669	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	40.4219	20.1800	17.8800
r<= 1	r = 2	7.5669	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX4	lnBLOEX	Intercept
1	1.1461	-3.5416	32.7498
	(-1.0000)	(3.0902)	(-28.5752)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.14 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 3.0902 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก มีผลต่อการส่งออกออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นมาก นั่นคือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเพิ่มขึ้น 1 % ทำให้การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นเพิ่มขึ้น 3.0902 %

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.0923 ณ ระดับนับสำคัญ 1 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.15

ตารางที่ 6.15 ผลการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dlnEX4**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX41	.32603	1.1349	.294
dlnBLOEX1	.60852	.22298	.830
dlnEX42	.56898	2.3379	.052
dlnBLOEX2	-3.3538	-1.6417	.145
dlnEX43	-.045200	-.19120	.854
dlnBLOEX3	-.25652	-.16922	.870
dlnEX44	.91604	3.5954	.009
dlnBLOEX4	-6.5354	-3.3826	.012
dlnEX45	-.26433	-.93951	.379
dlnBLOEX5	-5.4817	-2.8412	.025
dlnEX46	.58384	2.4891	.042
dlnBLOEX6	-.83450	-.24609	.813
dlnEX47	.36538	1.8792	.102
dlnBLOEX7	-8.6896	-3.5812	.009
ecm1(-1)	-1.0923	-4.3713	.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)

dlnEX46 = lnEX4(-6)-lnEX4(-7)

dlnEX47 = lnEX4(-7)-lnEX4(-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*lnEX4 -3.0902*lnBLOEX + 28.5752

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.87110	R-Bar-Squared	.61330
S.E. of Regression	.21806	F-stat.	F(14, 7) 3.3790[.056]
Mean of Dependent Variable	.084513	S.D. of Dependent Variable	.35066
Residual Sum of Squares	.33285	Equation Log-likelihood	14.8855
Akaike Info. Criterion	-.11449	Schwarz Bayesian Criterion	-8.2973
DW-statistic	2.2660	System Log-likelihood	62.1238

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 14.5312[.006]	F(4, 3)= 1.4592[.394]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .073334[.787]	F(1, 6)= .020067[.892]
C: Normality	CHSQ(2)= .073393[.964]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 4.7072[.030]	F(1, 20)= 5.4441[.030]

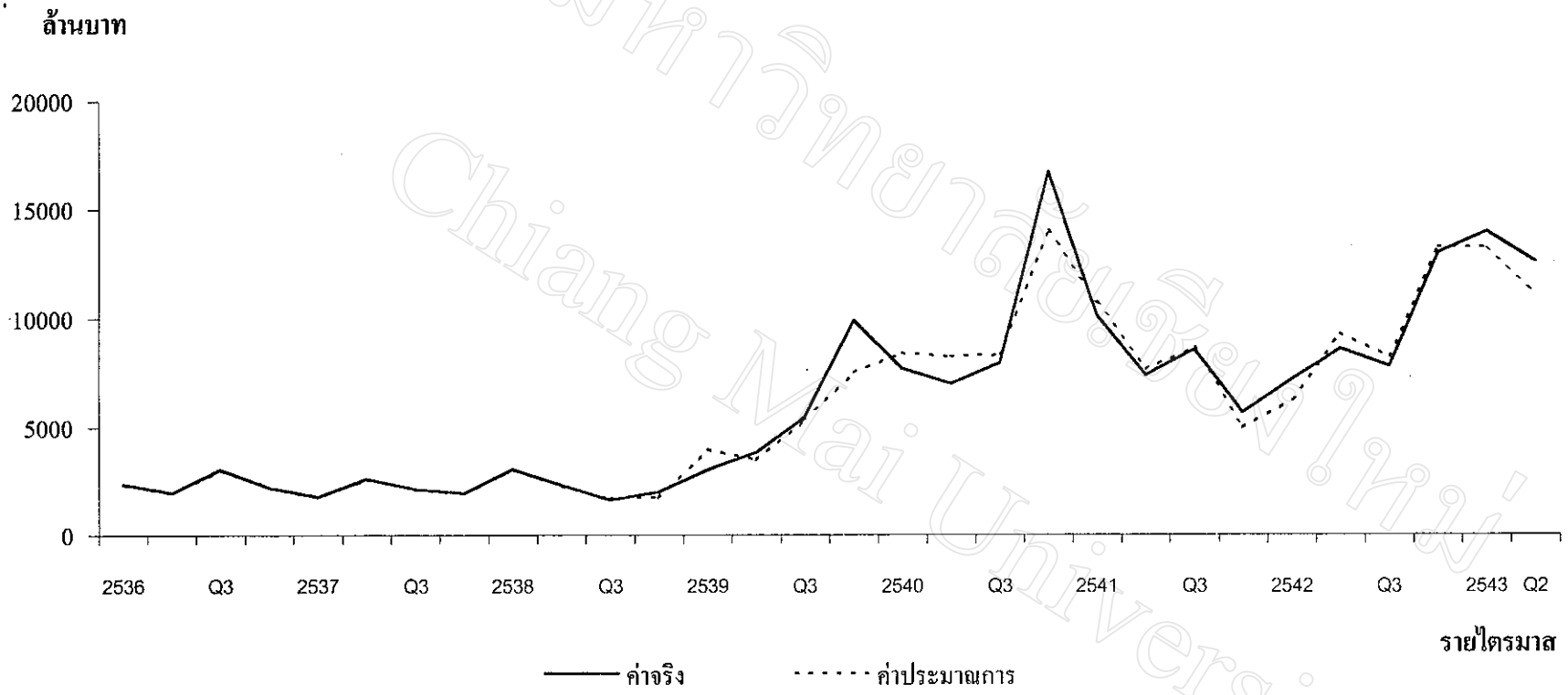
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.060485 ดังภาพที่ 6.5

ภาพที่ 6.5 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (EX4) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1026.599	Bias Proportion	0.015207
Root Absolute Error	738.8974	Variance Proportion	0.126892
Mean Absolute Percentage Error	0.096374	Covariance Proportion	0.840522
Theil's Inequality Coefficient	0.060485		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.6 การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ (EX5) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์โดยเปรียบเทียบ (RPEX5) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration(I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.16

ตารางที่ 6.16 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 5	-1.7110	-3.0665	0.4468	-4.5406***	-4.4416***	-4.4282***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 5	1.5015	-1.2315	2.2092	-3.4524**	-5.0369***	-2.5327**	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.17

ตารางที่ 6.17 ผลการทดสอบ cointegrationr สำหรับการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

22 observations from 2538Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 8.

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

List of eigenvalues in descending order : .78014 .0033521

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	33.3249	11.0300	9.2800

r<= 1	r=2	.073870	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	33.3988	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	.073870	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX5	lnE
1	-.76501	1.1418
	(-1.0000)	(1.4925)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.17 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 1.4925 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ค่อนข้างสูง

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.83461 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % แสดงว่าการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ปรับตัวระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.18

ตารางที่ 6.18 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dlnEX5**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX51	-.17144	-.62339	.553
dlnE1	5.9627	4.0816	.005
dlnEX52	.027980	.088771	.932
dlnE2	1.5553	.90045	.398
dlnEX53	.78508	3.0101	.020
dlnE3	-1.8975	-.90797	.394
dlnEX54	.19615	.94601	.376

dlnE4	.84134	.40399	.698
dlnEX55	-.20867	-.97155	.364
dlnE5	-1.3464	-.63524	.545
dlnEX56	-.61634	-2.7721	.028
dlnE6	2.3443	1.2750	.243
dlnEX57	-.45794	-1.9074	.098
dlnE7	10.6909	5.3689	.001
ecm1(-1)	-.83461	-3.0897	.018

List of additional temporary variables created:

dlnEX5 = lnEX5-lnEX5(-1)
dlnEX51 = lnEX5(-1)-lnEX5(-2)
dlnEX52 = lnEX5(-2)-lnEX5(-3)
dlnEX53 = lnEX5(-3)-lnEX5(-4)
dlnEX54 = lnEX5(-4)-lnEX5(-5)
dlnEX55 = lnEX5(-5)-lnEX5(-6)
dlnEX56 = lnEX5(-6)-lnEX5(-7)
dlnEX57 = lnEX5(-7)-lnEX5(-8)
ecm1 = 1.0000*lnEX5 - 1.4925*lnE
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)
dlnE6 = lnE(-6)-lnE(-7)
dlnE7 = lnE(-7)-lnE(-8)

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.92733	R-Bar-Squared	.78199
S.E. of Regression	.35309	F-stat.	F(14, 7) 6.3803[.010]
Mean of Dependent Variable	.069142	S.D. of Dependent Variable	.75621
Residual Sum of Squares	.87271	Equation Log-likelihood	4.2825
Akaike Info. Criterion	-10.7175	Schwarz Bayesian Criterion	-18.9003
DW-statistic	2.2883	System Log-likelihood	47.7300

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 16.0893[.003]	F(4, 3)= 2.0415[.292]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.1936[.275]	F(1, 6)= .34419[.579]
C: Normality	CHSQ(2)= 6.9547[.031]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .10721[.743]	F(1, 20)= .097944[.758]

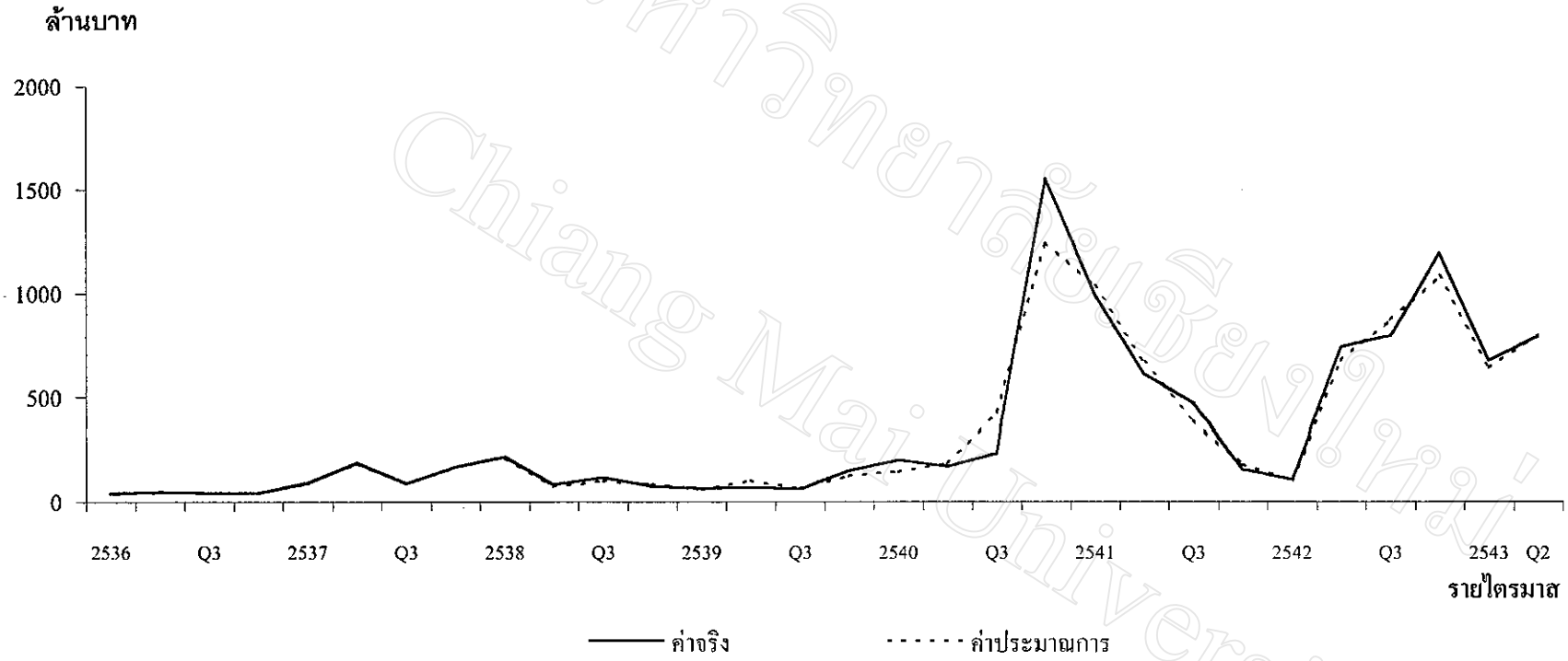
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.077219 ดังภาพที่ 6.6

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.6 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ (EX5) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	90.39428	Bias Proportion	0.007273
Root Absolute Error	55.97632	Variance Proportion	0.206944
Mean Absolute Percentage Error	0.162691	Covariance Proportion	0.777472
Theil's Inequality Coefficient	0.077219		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.7 การส่งออกเคมีภัณฑ์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller และวิธี Dickey Fuller พบว่า การส่งออกเคมีภัณฑ์(EX6) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก(BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน(E) ดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบ (RPEX6) และ ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก(WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.19

ตารางที่ 6.19 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 6	-0.6639	-3.1287	2.0306	-4.2645***	-4.1915**	-3.5492***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 6	-1.9155	-1.8864	-2.0090	-3.4109**	-3.3561*	-3.4450***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	1

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

หมายเหตุ: ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น lnRPEX6 optimal lag = 0

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกเคมีภัณฑ์ คือ อัตราแลกเปลี่ยน(E) และดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบ (RPEX6) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.20

ตารางที่ 6.20 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX 6** lnE lnRPEX6

List of eigenvalues in descending order : .81626 .35984 .069002

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	40.6620	17.6800	15.5700
r<= 1	r=2	10.7048	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	1.7160	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	53.0828	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	12.4207	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	1.7160	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX6	lnE	lnRPEX6
1	-.70926	2.1160	1.0197
	(-1.0000)	(2.9834)	(1.4377)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.20 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกเคมีภัณฑ์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 2.9834 และความยืดหยุ่นของการส่งออกเคมีภัณฑ์ต่อดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบเท่ากับ 1.4377 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการส่งออกเคมีภัณฑ์มากกว่าดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเคมีภัณฑ์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –0.33266 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % แสดงว่าการส่งออกเคมีภัณฑ์ปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.21

ตารางที่ 6.21 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnEX6**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX61	-.48409	-1.7424	.120
dlnE1	.39389	.61506	.556
dlnRPEX61	.49669	.70527	.501
dlnEX62	-.34537	-1.1702	.276
dlnE2	-1.5899	-2.2727	.053
dlnRPEX62	2.3217	3.1422	.014
dlnEX63	-.29086	-1.1214	.295
dlnE3	-1.4657	-1.9596	.086
dlnRPEX63	.43639	.55411	.595
dlnEX64	-.52333	-2.2026	.059
dlnE4	2.1984	3.0743	.015
dlnRPEX64	-1.3272	-2.0409	.076
dlnEX65	-.36101	-1.5620	.157
dlnE5	.72322	.76358	.467
dlnRPEX65	.35237	.58994	.572
ecm1(-1)	-.33266	-3.4328	.009

List of additional temporary variables created:

dlnEX6 = lnEX6-lnEX6(-1)
dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)
dlnRPEX61 = lnRPEX6(-1)-lnRPEX6(-2)
dlnEX61 = lnEX6(-1)-lnEX6(-2)
dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)
dlnRPEX62 = lnRPEX6(-2)-lnRPEX6(-3)
dlnEX62 = lnEX6(-2)-lnEX6(-3)
dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)
dlnRPEX63 = lnRPEX6(-3)-lnRPEX6(-4)
dlnEX63 = lnEX6(-3)-lnEX6(-4)
dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)
dlnRPEX64 = lnRPEX6(-4)-lnRPEX6(-5)
dlnEX64 = lnEX6(-4)-lnEX6(-5)
dlnE5 = lnE(-5)-lnE(-6)
dlnRPEX65 = lnRPEX6(-5)-lnRPEX6(-6)
dlnEX65 = lnEX6(-5)-lnEX6(-6)

ecm1 = 1.0000*lnEX6 - 2.9834*lnE - 1.4377*lnRPEX6

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.82211	R-Bar-Squared	.48856
S.E. of Regression	.13662	F-stat.	F(15, 8) 2.4648[.100]
Mean of Dependent Variable	.071381	S.D. of Dependent Variable	.19104
Residual Sum of Squares	.14933	Equation Log-likelihood	26.9012
Akaike Info. Criterion	10.9012	Schwarz Bayesian Criterion	1.4768
DW-statistic	2.1336	System Log-likelihood	119.8395

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 16.0197[.003]	F(4, 4)= 2.0074[.258]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .56377[.453]	F(1, 7)= .16839[.694]
C: Normality	CHSQ(2)= 6.5356[.038]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .0014889[.969]	F(1, 22)= .0013649[.971]

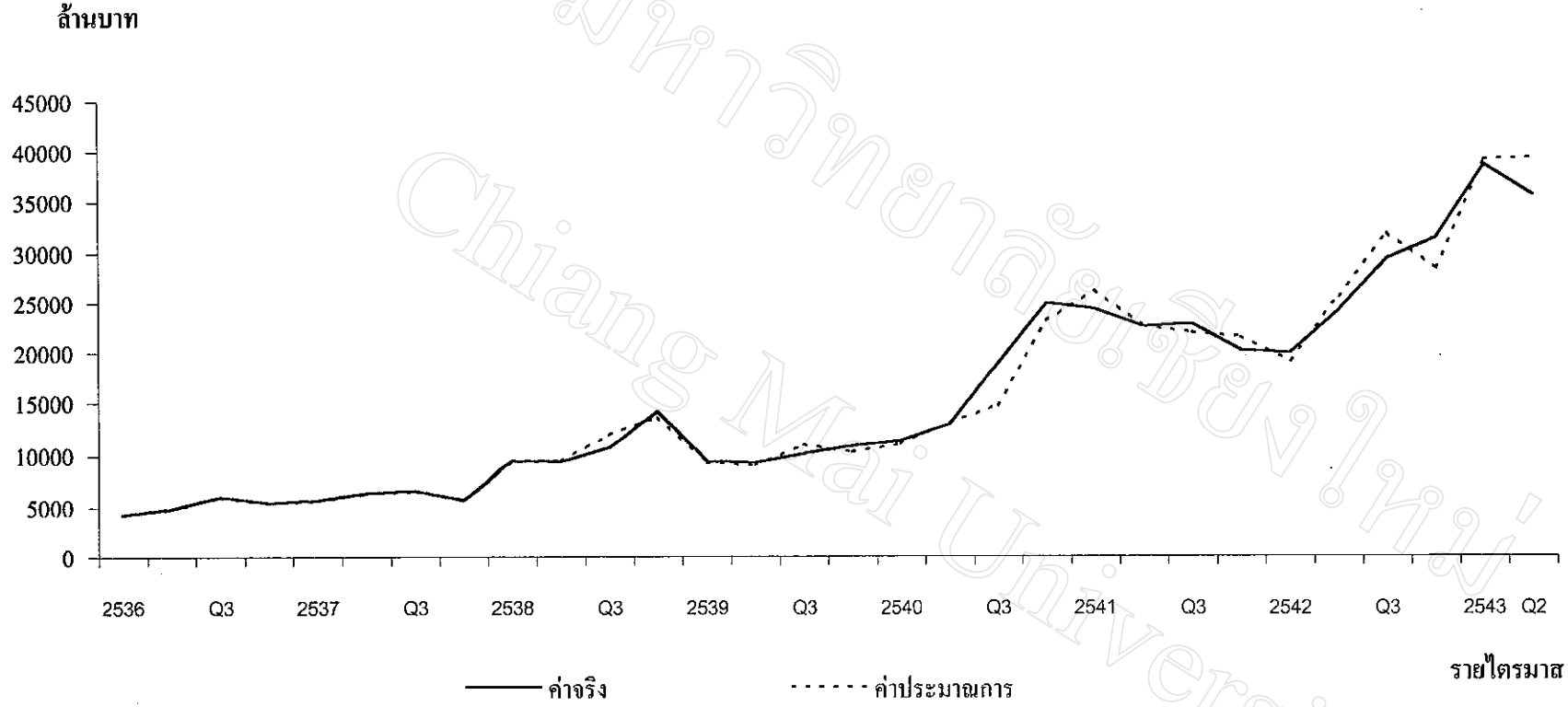
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 จะทำการทดสอบความสามารถในการอธิบาย โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกเคมีภัณฑ์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ0.039831 ดังภาพที่ 6.7

ภาพที่ 6.7 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกเคมีภัณฑ์ (EX6) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1700.847	Bias Proportion	0.001555
Root Absolute Error	1233.932	Variance Proportion	0.076542
Mean Absolute Percentage Error	0.059896	Covariance Proportion	0.920126
Theil's Inequality Coefficient	0.039831		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.8 การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (EX7) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมโดยเปรียบเทียบ (RPEX7) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.22

ตารางที่ 6.22 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 7	-1.4738	-3.8853**	1.1460	-4.5622***	-4.4598***	-4.2623***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 7	-0.8938	-1.2313	-1.0077	-3.0143**	-3.1066	-2.9983***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก(WGDP)โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 4 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector ที่ 3 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.23

ตารางที่ 6.23 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

26 observations from 2537Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 4.

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

List of eigenvalues in descending order : .94958 .90098 .49477 .20451 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	77.6734	28.2700	25.8000
r<= 1	r=2	60.1223	22.0400	19.8600
r<= 2	r=3	17.7512	15.8700	13.8100
r<= 3	r=4	5.9488	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	161.4958	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	83.8224	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	23.7001	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	5.9488	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX7	lnE	lnBLOEX	lnWGDP	Intercept
1	-3.2310	4.1845	-.63636	.25365	27.6727
	(-1.0000)	(1.2951)	(-.19696)	(.078505)	(8.5648)
2	-1.6077	-2.5115	-1.1921	5.4486	-4.5816
	(-1.0000)	(-1.5622)	(-.74148)	(3.3891)	(-2.8498)
3	-4.9464	6.0128	2.3609	7.0338	-52.2271
	(-1.0000)	(1.2156)	(.47730)	(1.4220)	(-10.5586)

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

หมายเหตุ : coefficients normalized in parenthesis.

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.23 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกเท่ากับ 1.422 ความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 1.2156 และความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 0.4773 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกและอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม

มากกว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอัตสาหกรรมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) และ ecm2(-1) เป็นลบน้อยกว่าลบ 1 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และ 5% ส่วน ecm1(-1) มีค่าเป็นบวก แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.24

ตารางที่ 6.24 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is **dlnEX7**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX71	.59280	1.3853	.193
dlnE1	.62480	1.3938	.191
dlnBLOEX1	.44426	1.1819	.262
dlnWGDP1	-.59813	-.41115	.689
dlnEX72	.39498	1.7857	.102
dlnE2	-.28281	-.48116	.640
dlnBLOEX2	-1.2248	-1.9618	.076
dlnWGDP2	-.025914	-.016200	.987
dlnEX73	.25311	1.4988	.162
dlnE3	.47392	2.0343	.067
dlnBLOEX3	.0068310	.0084023	.993
dlnWGDP3	-1.7801	-1.5296	.154
ecm1(-1)	.057606	.27987	.785
ecm2(-1)	-.42699	-4.1710	.002
ecm3(-1)	-.82523	-2.6200	.024

List of additional temporary variables created:

dlnEX7 = lnEX7-lnEX7(-1)

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

dlnWGDP1 = lnWGDP(-1)-lnWGDP(-2)

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

dlnWGDP2 = lnWGDP(-2)-lnWGDP(-3)

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

dlnEX71 = lnEX7(-1)-lnEX7(-2)

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

dlnEX72 = lnEX7(-2)-lnEX7(-3)

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

dlnEX73 = lnEX7(-3)-lnEX7(-4)

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

dlnWGDP3 = lnWGDP(-3)-lnWGDP(-4)

ecm1 = 1.0000*lnEX7 - 1.2951*lnE +0.19696*lnBLOEX -0.078505*lnWGDP -8.5648

ecm2 = 1.0000*lnEX7 + 1.5622*lnE +0.74148*lnBLOEX -3.3891*ln WGDP + 2.8498

ecm3 = 1.0000*lnEX7 - 1.2156*lnE -0.47730*lnBLOEX -1.4220*lnWGDP + 10.5586

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

R-Squared	.87191	R-Bar-Squared	.70888
S.E. of Regression	.063677	F-stat.	F(14, 11) 5.3482[.004]
Mean of Dependent Variable	.023909	S.D. of Dependent Variable	.11802
Residual Sum of Squares	.044602	Equation Log-likelihood	45.8924
Akaike Info. Criterion	30.8924	Schwarz Bayesian Criterion	21.4567
DW-statistic	2.6445	System Log-likelihood	276.4069

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 11.7911[.019]	F(4, 7)= 1.4522[.312]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .0010274[.974]	F(1, 10)= .3952E-3[.985]
C: Normality	CHSQ(2)= .021390[.989]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .037097[.847]	F(1, 24)= .034292[.855]

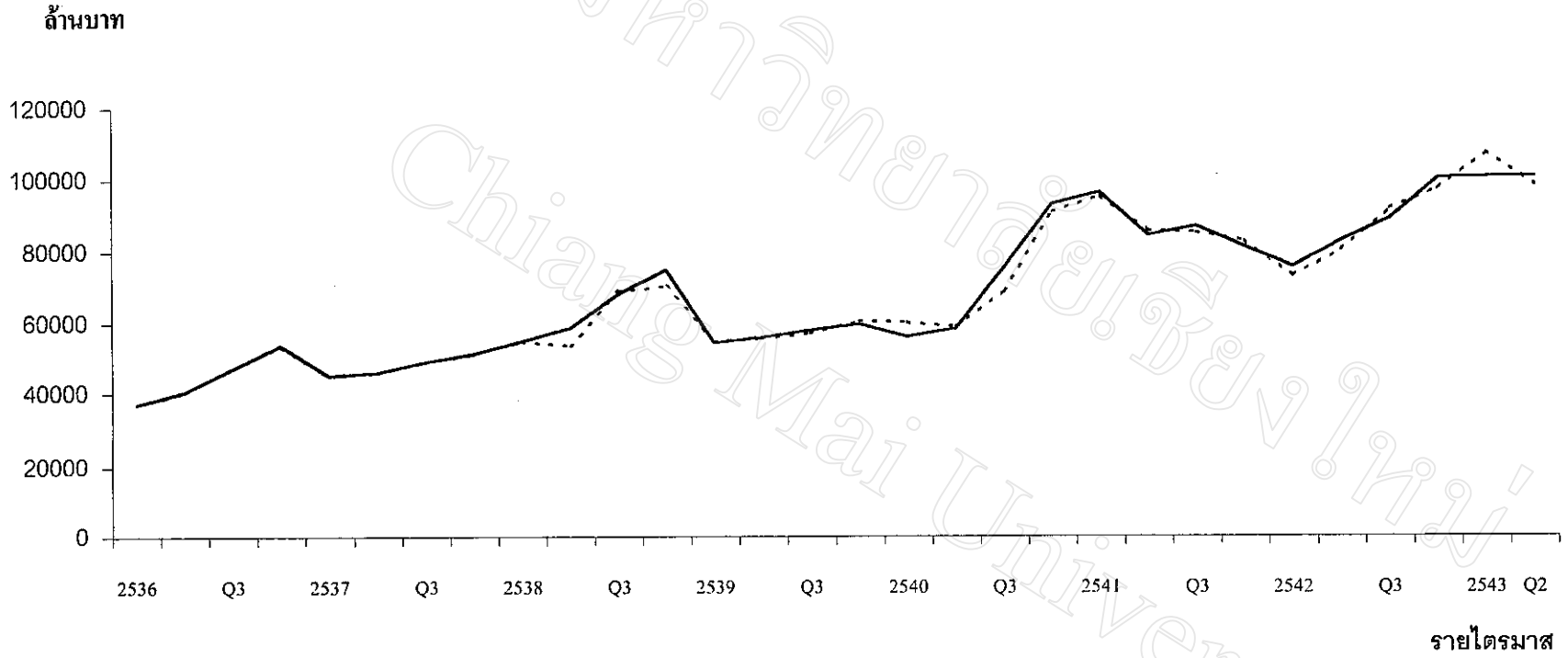
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.019912 ดังภาพที่ 6.8

ภาพที่ 6.8 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (EX7) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	3075.963	Bias Proportion	0.015502
Root Absolute Error	2424.701	Variance Proportion	0.011584
Mean Absolute Percentage Error	0.031865	Covariance Proportion	0.955197
Theil's Inequality Coefficient	0.019912		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.9 การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ (EX8) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะโดยเปรียบเทียบ (RPEX8) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.25

ตารางที่ 6.25 ผลการทดสอบ Unit Root สำหรับการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 8	-1.5247	-3.1295	2.3189	-3.8703***	-3.8101**	-3.1145***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 8	-1.7237	-1.9471	-0.8465	-3.1506**	-3.0932	-3.2146***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector ที่ 2 และ 3 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.26

ตารางที่ 6.26 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnEX8** lnWGDP lnE lnBLOEX Intercept

List of eigenvalues in descending order : .99968 .93217 .61478 .22270 .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	201.3583	28.2700	25.8000
r<= 1	r=2	67.2669	22.0400	19.8600
r<= 2	r=3	23.8485	15.8700	13.8100
r<= 3	r=4	6.2982	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	298.7719	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	97.4136	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	30.1467	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	6.2982	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX8	lnWGDP	lnE	lnBLOEX	Intercept
1	4.0314	-11.7567	-4.4094	7.3455	-25.6788
	(-1.0000)	(2.9163)	(1.0937)	(-1.8221)	(6.3696)
2	-2.5434	.080085	14.3840	16.6922	-221.3444
	(-1.0000)	(.031487)	(5.6553)	(6.5629)	(-87.0258)
3	-5.2193	11.6814	4.5452	5.2359	-113.2177
	(-1.0000)	(2.2381)	(.87084)	(1.0032)	(-21.6922)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.26 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกเท่ากับ 2.2381 ความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 1.0032 และความยืดหยุ่นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 0.87084 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยน

แปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลกมีผลต่อการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะมากกว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกและอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ถึงแม้ว่า ecm1(-1) มีค่าเป็นบวก แต่ไม่มีระดับนัยสำคัญทางสถิติ ดังตารางที่ 6.27

ตารางที่ 6.27 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dlnEX8**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX81	2.5623	2.2934	.062
dlnWGDP1	1.6769	.74717	.483
dlnE1	-5.1727	-2.0662	.084
dlnBLOEX1	1.5382	1.8428	.115
dlnEX82	.97022	1.9118	.104
dlnWGDP2	2.4141	1.0430	.337
dlnE2	-2.7836	-2.4399	.050
dlnBLOEX2	.54673	.39878	.704
dlnEX83	2.1356	2.3724	.055
dlnWGDP3	1.0378	.54331	.606
dlnE3	-1.1435	-1.1165	.307
dlnBLOEX3	.97526	.60734	.566
dlnEX84	1.2215	1.6955	.141
dlnWGDP4	-.77925	-.74947	.482
dlnE4	-4.0920	-2.6837	.036
dlnBLOEX4	-1.0456	-.95890	.375
ecm1(-1)	.48839	1.5457	.173
ecm2(-1)	-.32172	-1.6145	.158
ecm3(-1)	-1.0477	-2.5595	.043

List of additional temporary variables created:

dlnEX8 = lnEX8-lnEX8(-1)

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

dlnWGDP1 = lnWGDP(-1)-lnWGDP(-2)

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

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

dlnWGDP2 = lnWGDP(-2)-lnWGDP(-3)

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

dlnWGDP3 = lnWGDP(-3)-lnWGDP(-4)

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

dlnWGDP4 = lnWGDP(-4)-lnWGDP(-5)

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

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

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

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

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

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

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

ecm1 = 1.0000*lnEX8 -2.9163*lnWGDP - 1.0937*lnE +1.8221*lnBLOEX - 6.3696

ecm2 = 1.0000*lnEX8 -0.031487*lnWGDP -5.6553*lnE -6.5629*lnBLOEX +87.0258

ecm3 = 1.0000*lnEX8 - 2.2381*lnWGDP -0.87084*lnE -1.0032*lnBLOEX +21.6922

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.81011	R-Bar-Squared	.24045
S.E. of Regression	.078376	F-stat.	F(18, 6) 1.4221[.349]
Mean of Dependent Variable	.045213	S.D. of Dependent Variable	.089930
Residual Sum of Squares	.036857	Equation Log-likelihood	46.0214
Akaike Info. Criterion	27.0214	Schwarz Bayesian Criterion	15.4421
DW-statistic	2.1010	System Log-likelihood	363.0367

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 20.6612[.000]	F(4, 2)= 2.3810[.317]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 12.2999[.000]	F(1, 5)= 4.8424[.079]
C: Normality	CHSQ(2)= 5.5413[.063]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.9458[.047]	F(1, 23)= 4.3105[.049]

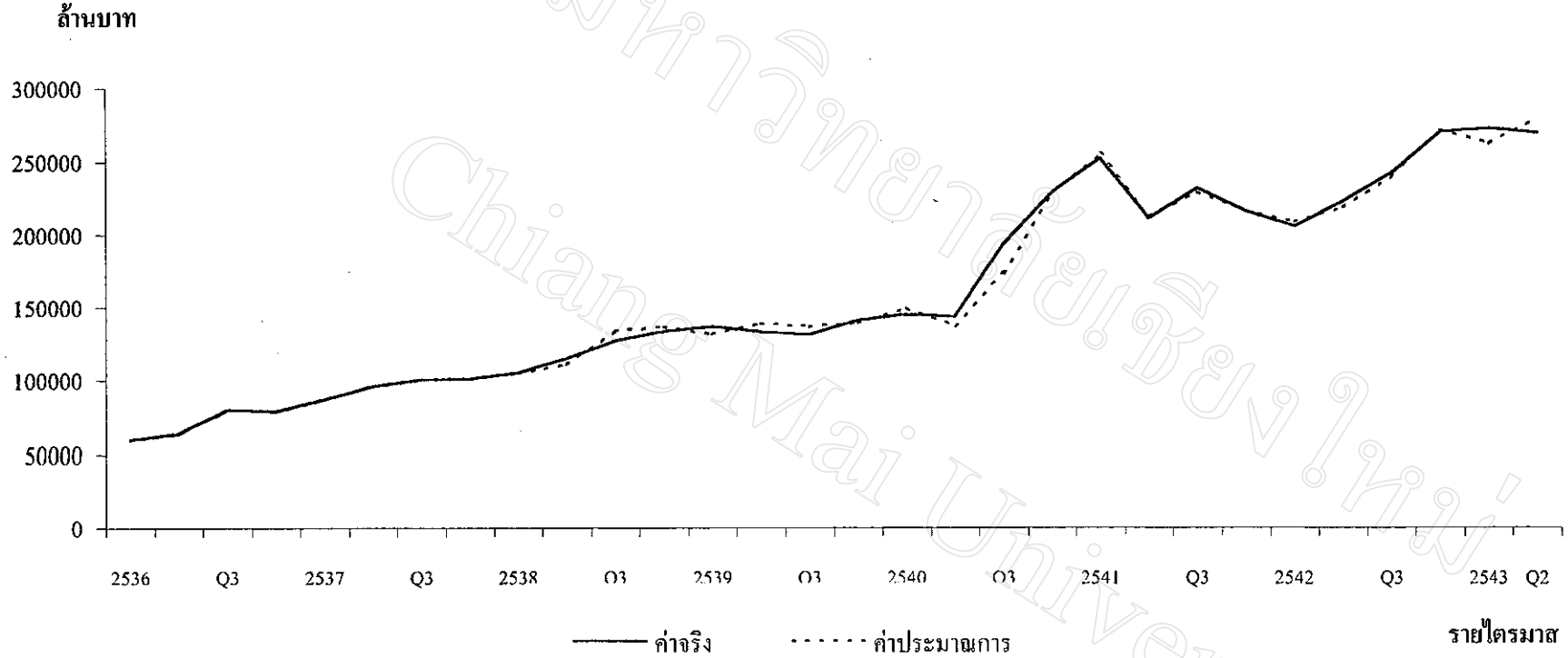
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการ การปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 2.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.02758) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.016387 ดังภาพที่ 6.9

ภาพที่ 6.9 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ (EX8) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	6458.166	Bias Proportion	0.002107
Root Absolute Error	4797.688	Variance Proportion	0.001049
Mean Absolute Percentage Error	0.02758	Covariance Proportion	0.994436
Theil's Inequality Coefficient	0.016387		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.10 การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด(EX9) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก(BLOEX) อัตราแลกเปลี่ยน(E) ดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบ(RPEX9) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก(WGDP) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.28

ตารางที่ 6.28 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnEX 9	-2.4935	-3.3858*	0.54883	-4.8354***	-4.7264***	-4.8049***	1
lnBLOex	-2.2390	-0.6710	0.5838	-2.4050	-5.0147***	-2.4922**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7211	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnRPEX 9	-3.0405**	-3.0473	-1.1114	-3.7278***	-3.6480**	-3.8117***	1
lnWGDP	-0.7974	-2.4203	2.3449	-5.4451***	-5.3315***	-4.1759***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ vector ที่ 1 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.29

ตารางที่ 6.29 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

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

List of eigenvalues in descending order : .92367 .57512 .010295

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	61.7455	17.6800	15.5700
r<= 1	r=2	20.5429	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	.24835	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	82.5368	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	20.7913	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	.24835	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnEX9	lnBLOEX	lnE
1	4.9762	-2.8676	-5.9474
	(-1.0000)	(.57626)	(1.1951)
2	-1.1977	2.1939	-3.8504
	(-1.0000)	(1.8317)	(-3.2147)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.29 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ 1.1951 และความยืดหยุ่นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออกเท่ากับ 0.57626 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดมากกว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก

การปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –1.2259 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ส่วน ecm2(-1) เท่ากับ –0.070328 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.30

ตารางที่ 6.30 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายไตรมาส

A. ECM for variable lnEX9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnEX9**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnEX91	1.0233	5.9399	.001
dlnBLOEX1	1.4051	3.2663	.014
dlnE1	-1.1572	-5.3432	.001
dlnEX92	.28512	1.3216	.228
dlnBLOEX2	.50125	1.7397	.125
dlnE2	-1.1639	-3.4592	.011
dlnEX93	.89539	4.0935	.005
dlnBLOEX3	1.4611	3.5700	.009
dlnE3	-.28219	-.80208	.449
dlnEX94	.64916	4.2500	.004
dlnBLOEX4	-.65583	-1.5057	.176
dlnE4	-1.7258	-6.0901	.000
dlnEX95	.73780	3.6841	.008
dlnBLOEX5	.28067	.77921	.461
dlnE5	-.60637	-1.7668	.121
ecm1(-1)	-1.2259	-7.4003	.000
ecm2(-1)	-.070328	-1.7645	.121

List of additional temporary variables created:

dlnEX9 = lnEX9-lnEX9(-1) dlnBLOEX1 = lnBLOEX(-1)-lnBLOEX(-2) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnEX91 = lnEX9(-1)-lnEX9(-2) dlnBLOEX2 = lnBLOEX(-2)-lnBLOEX(-3) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnEX92 = lnEX9(-2)-lnEX9(-3) dlnBLOEX3 = lnBLOEX(-3)-lnBLOEX(-4) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnEX93 = lnEX9(-3)-lnEX9(-4) dlnBLOEX4 = lnBLOEX(-4)-lnBLOEX(-5) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)

dlnEX94 = lnEX9(-4)-lnEX9(-5) dlnBLOEX5 = lnBLOEX(-5)-lnBLOEX(-6) dlnE5 = lnE(-5)-lnE(-6)

dlnEX95 = lnEX9(-5)-lnEX9(-6)

ecm1 = 1.0000*lnEX9 -0.57626*lnBLOEX -1.1951*lnE

ecm2 = 1.0000*lnEX9 -1.8317*lnBLOEX +3.2147*lnE

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnEX9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.97534	R-Bar-Squared	.91899
S.E. of Regression	.033280	F-stat.	17.3071[.000]
Mean of Dependent Variable	.014518	S.D. of Dependent Variable	.11692
Residual Sum of Squares	.0077527	Equation Log-likelihood	62.3986
Akaike Info. Criterion	45.3986	Schwarz Bayesian Criterion	35.3852
DW-statistic	3.1744	System Log-likelihood	193.5210

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 18.4105[.001]	F(4, 3)= 2.4703[.242]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 5.6877[.017]	F(1, 6)= 1.8636[.221]
C: Normality	CHSQ(2)= .32404[.850]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.7836[.182]	F(1, 22)= 1.7662[.197]

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

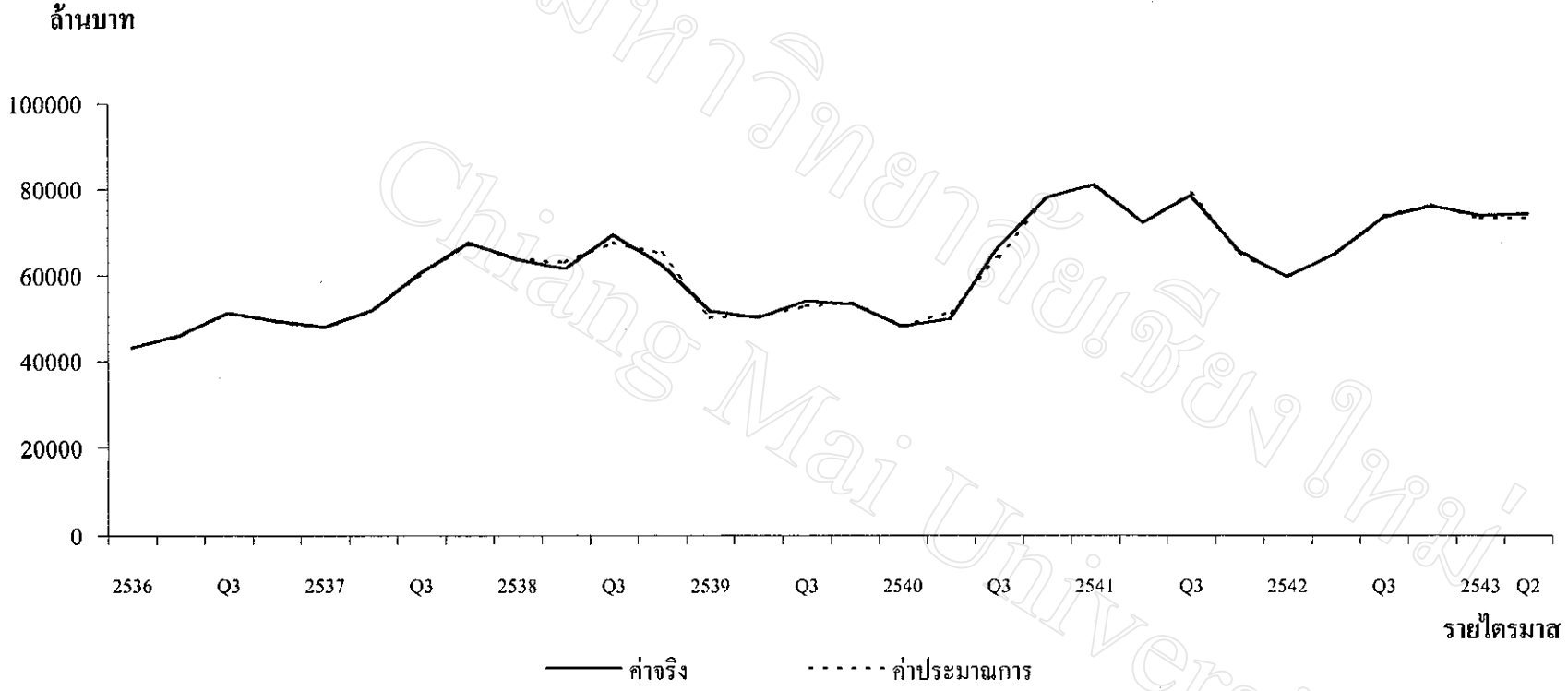
ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.3 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.012957) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.008362 ดังภาพที่ 6.10

6.11 การส่งออกอื่น ๆ

ได้มาจากการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของสมการที่ 6.1-6.10 ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.296675 ดังภาพที่ 6.11

ภาพที่ 6.10 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (EX9) รายไตรมาส

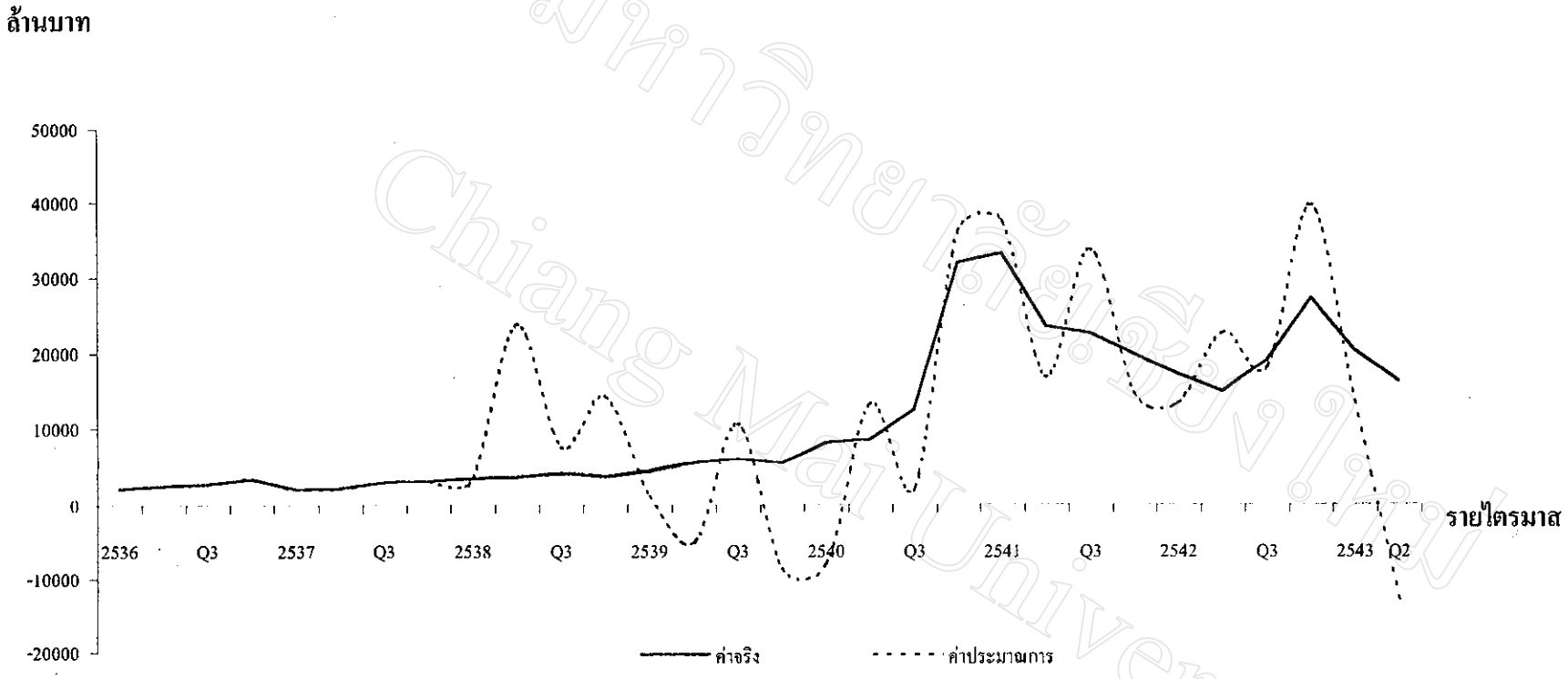


Root Mean Square Error	1090.022	Bias Proportion	0.000174
Root Absolute Error	788.7126	Variance Proportion	0.003128
Mean Absolute Percentage Error	0.012957	Covariance Proportion	0.9965
Theil's Inequality Coefficient	0.008362		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.11 ค่าจริงและค่าประมาณการของการส่งออกอื่นๆรายไตรมาส



Root Mean Square Error	10970.88	Bias Proportion	0.004008
Root Asolute Error	8937.486	Variance Proportion	0.266481
Mean Absolute Percentage Error	1.113564	Covariance Proportion	0.724931
Theil's Inequality Coefficient	0.296675		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

การนำเข้า (import)

6.12 การนำเข้ารวม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้ารวม (IM) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และดัชนีราคานำเข้ารวมโดยเปรียบเทียบ (RPIM) และมี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.31

ตารางที่ 6.31 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้ารวมรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM	-1.4586	-1.7914	1.97701	-4.7198***	-4.6470***	-4.2742***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM	-1.9109	-3.0700	-0.6707	-3.6225**	-3.5456*	-3.6520***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น lnIM optimal lag เท่ากับ 0

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้ารวม คือ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector ที่ 1 และ 3 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.32

ตารางที่ 6.32 ผลการทดสอบ cointegrating vector สำหรับการนำเข้ารวมรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM** lnGDPT lnE Intercept

List of eigenvalues in descending order : .78960 .55843 .31897 .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	38.9686	22.0400	19.8600
r<= 1	r=2	20.4355	15.8700	13.8100
r<= 2	r=3	9.6038	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	69.0079	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	30.0393	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	9.6038	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM	lnGDPT	lnE	Intercept
1	4.7229	-6.0211	1.9948	-26.2831
	(-1.0000)	(1.2749)	(-.42238)	(5.5651)
2	-12.0337	14.5908	1.2586	49.7312
	(-1.0000)	(1.2125)	(.10459)	(4.1327)
3	7.9612	-13.4722	.050548	-8.7161
	(-1.0000)	(1.6922)	(-.0063493)	(1.0948)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.32 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการนำเข้ารวมต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเท่ากับ 1.6922 ความยืดหยุ่นของการนำเข้ารวมต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.0063493 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อการนำเข้ารวมมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

การปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้ารวมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ –0.74768 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ecm2(-1) เท่ากับ –1.0853 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % ส่วน ecm3(-1) มีค่าเป็นบวกแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้พบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ถึงแม้ว่า ค่า ecm3(-1) เป็นบวกแต่เป็นค่าที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังตารางที่ 6.33

ตารางที่ 6.33 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้ารวมรายไตรมาส

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

Dependent variable is **dlnIM**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnIM1	.48507	1.3705	.201
dlnGDPT1	-1.8780	-3.4165	.007
dlnE1	.26243	1.3696	.201
dlnIM2	1.5489	4.4547	.001
dlnGDPT2	-1.9262	-4.5064	.001
dlnE2	-.49520	-2.5950	.027
dlnIM3	1.7781	3.4294	.006
dlnGDPT3	-1.3178	-2.9542	.014
dlnE3	-.63561	-2.0468	.068
dlnIM4	.24869	.52902	.608
dlnGDPT4	-1.0159	-2.3465	.041
dlnE4	.23371	.84798	.416
ecm1(-1)	-.74768	-4.2719	.002
ecm2(-1)	-1.0853	-2.4316	.035
ecm3(-1)	.13409	.45472	.659

List of additional temporary variables created:

dlnIM = lnIM-lnIM(-1) dlnGDPT1 = lnGDPT(-1)-lnGDPT(-2) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnIM1 = lnIM(-1)-lnIM(-2) dlnGDPT2 = lnGDPT(-2)-lnGDPT(-3) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnIM2 = lnIM(-2)-lnIM(-3) dlnGDPT3 = lnGDPT-3)-lnGDPT(-4) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnIM3 = lnIM(-3)-lnIM(-4) dlnGDPT4 = lnGDPT(-4)-lnGDPT(-5) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)

dlnIM4 = lnIM(-4)-lnIM(-5)

ecm1 = 1.0000*lnIM - 1.2749*lnGDPT +0.42238*lnE -5.5651

ecm2 = 1.0000*lnIM - 1.2125*lnGDPT -0.10459*lnE - 4.1327

ecm3 = 1.0000*lnIM -1.6922*lnGDPT + 0.0063493*lnE - 1.0948

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

R-Squared	.88912	R-Bar-Squared	.73389
S.E. of Regression	.037094	F-stat.	F(14, 10) 5.7276[.004]
Mean of Dependent Variable	.024000	S.D. of Dependent Variable	.071907
Residual Sum of Squares	.013760	Equation Log-likelihood	58.3376
Akaike Info. Criterion	43.3376	Schwarz Bayesian Criterion	34.1960
DW-statistic	2.4006	System Log-likelihood	190.4918

Diagnostic Test

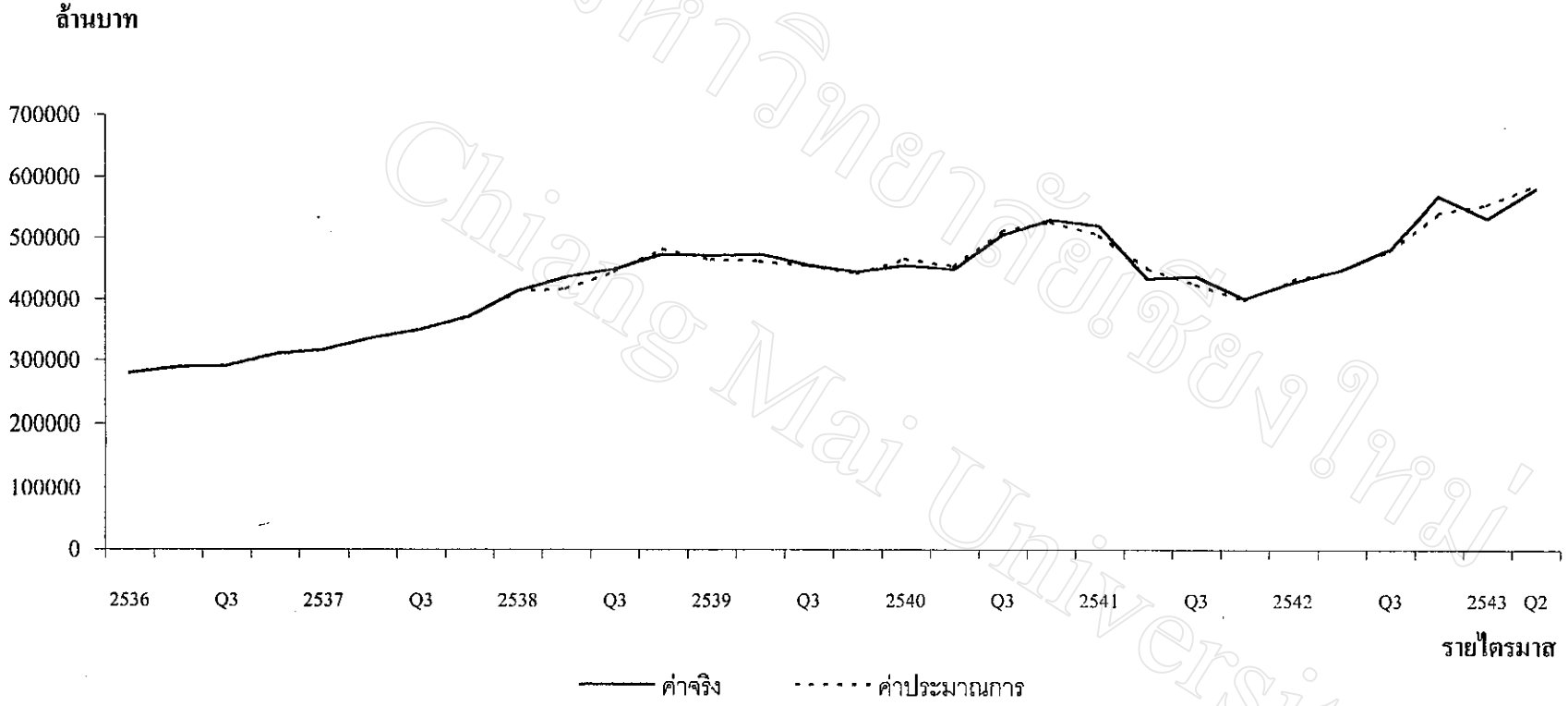
Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 9.9257[.042]	F(4, 6)= .98768[.480]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 7.4723[.006]	F(1, 9)= 3.8369[.082]
C: Normality	CHSQ(2)= .086525[.958]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.8372[.175]	F(1, 23)= 1.8243[.190]

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้ารวม ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่าความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.9 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.018699) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.012301 ดังภาพที่ 6.12

ภาพที่ 6.12 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้ารวม (IM) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	11632.87	Bias Proportion	0.002196
Root Absolute Error	8993.319	Variance Proportion	1.92E-03
Mean Absolute Percentage Error	0.018699	Covariance Proportion	0.993379
Theil's Inequality Coefficient	0.012301		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.13 การนำเข้าอาหาร

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าอาหาร (IM1) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 ส่วนดัชนีราคานำเข้าอาหารโดยเปรียบเทียบ (RPIM1) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.34

ตารางที่ 6.34 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าอาหารรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 1	-1.5737	-2.6567	0.8262	-4.8757***	-4.8565***	-4.7521***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 1	-3.4716**	-3.4784*	-2.6543***	-3.8562***	-3.7262**	-3.9320***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าอาหาร คือ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.35

ตารางที่ 6.35 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าอาหารรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM1** lnBLOIM lnGDPT

List of eigenvalues in descending order : .75197 .22402 .040379

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	34.8551	17.6800	15.5700
r<= 1	r=2	6.3408	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	1.0304	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	42.2263	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	7.3712	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	1.0304	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM1	lnBLOIM	lnGDPT
1	4.4840	-3.3288	-.43641
	(-1.0000)	(.74236)	(.097326)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.35 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าอาหารต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 0.74236 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าอาหารต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเท่ากับ 0.097326 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการส่งออกอาหารมากกว่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าอาหารตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.7537 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.36

ตารางที่ 6.36 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าอาหารรายไตรมาส

A. ECM for variable lnIM1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dlnIM1**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
DlnIM11	.73471	1.8640	.087
DlnBLOIM1	.51015	.72303	.484
DlnGDPT1	-1.3176	-1.4902	.162
DlnIM12	.80899	2.4052	.033
DlnBLOIM2	2.1658	3.2740	.007
DlnGDPT2	-2.7423	-3.0137	.011
DlnIM13	.54734	1.6147	.132
DlnBLOIM3	1.7633	2.4596	.030
DlnGDPT3	.036426	.039372	.969
DlnIM14	.33562	1.2788	.225
DlnBLOIM4	.85930	1.3338	.207
DlnGDPT4	-.96631	-1.1750	.263
Ecm1(-1)	-1.7537	-3.5086	.004

List of additional temporary variables created:

dlnIM1 = lnIM1-lnIM1(-1)

dlnIM11 = lnIM1(-1)-lnIM1(-2)

dlnBLOIM1 = lnBLOIM(-1)-lnBLOIM(-2)

dlnGDPT1 = lnGDPT(-1)-lnGDPT(-2)

dlnIM12 = lnIM1(-2)-lnIM1(-3)

dlnBLOIM2 = lnBLOIM(-2)-lnBLOIM(-3)

dlnGDPT2 = lnGDPT(-2)-lnGDPT(-3)

dlnIM13 = lnIM1(-3)-lnIM1(-4)

dlnBLOIM3 = lnBLOIM(-3)-lnBLOIM(-4)

dlnGDPT3 = lnGDPT(-3)-lnGDPT(-4)

dlnIM14 = lnIM1(-4)-lnIM1(-5)

dlnBLOIM4 = lnBLOIM(-4)-lnBLOIM(-5)

dlnGDPT4 = lnGDPT(-4)-lnGDPT(-5)

ecm1 = 1.0000*lnIM1 -0.74236*lnBLOIM -0.097326*lnGDPT

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnIM1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.75805	R-Bar-Squared	.51610
S.E. of Regression	.11147	F-stat.	F(12, 12) 3.1331[.029]
Mean of Dependent Variable	.021396	S.D. of Dependent Variable	.16024
Residual Sum of Squares	.14909	Equation Log-likelihood	28.5521
Akaike Info. Criterion	15.5521	Schwarz Bayesian Criterion	7.6294
DW-statistic	2.2072	System Log-likelihood	144.3564

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 6.5412[.162]	F(4, 8)= .70874[.608]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .46059[.497]	F(1, 11)= .20646[.658]
C: Normality	CHSQ(2)= .92200[.631]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.1120[.292]	F(1, 23)= 1.0707[.312]

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

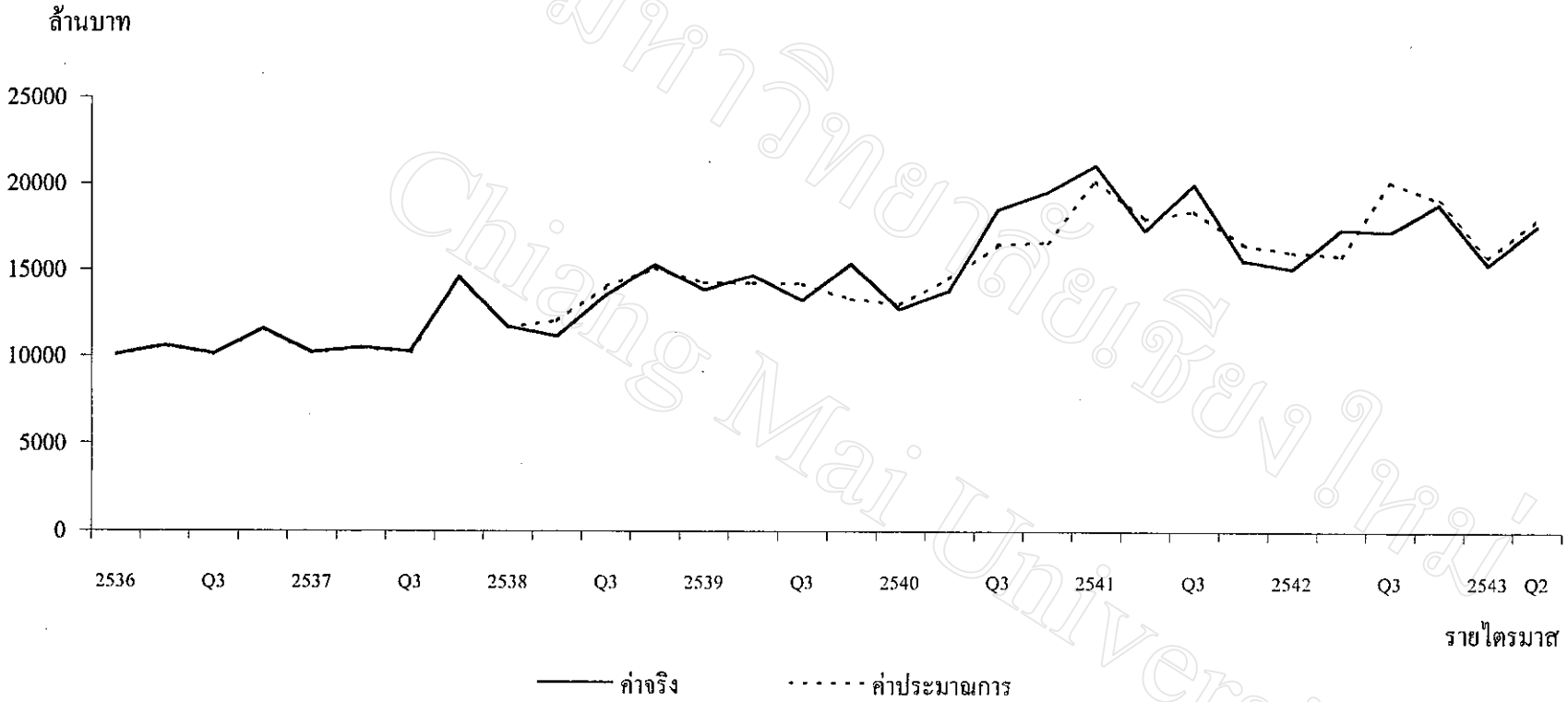
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าอาหาร ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.040936 ดังภาพที่ 6.13

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.13 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าอาหาร (IM1) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1316.127	Bias Proportion	0.000374
Root Absolute Error	1050.417	Variance Proportion	0.055436
Mean Absolute Percentage Error	0.064594	Covariance Proportion	0.943762
Theil's Inequality Coefficient	0.040936		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.14 การนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ (IM2) มี order of integration เท่ากับ 0 ส่วนสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และดัชนีราคานำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPIM2) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.37

ตารางที่ 6.37 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 2	-4.6735***	-4.9191***	-0.1826	-5.3128***	-5.1764***	-5.4076***	0
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 2	0.5262	-3.6061**	1.8401*	-4.5582***	-4.5205***	-3.5852***	1

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

หมายเหตุ :ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น lnIM2 optimal lag เท่ากับ 0

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคานำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPIM2) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 3 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ vector 1 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.38

ตารางที่ 6.38 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

27 observations from 2536Q4 to 2543Q2. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM2** lnE lnRPIM2 lnGDPT

List of eigenvalues in descending order : .84484 .57405 .19881 .15012

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	50.3087	27.4200	24.9900
r<= 1	r=2	23.0429	21.1200	19.0200
r<= 2	r=3	5.9847	14.8800	12.9800
r<= 3	r=4	4.3918	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	83.7281	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	33.4194	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	10.3765	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	4.3918	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM2	lnE	lnRPIM2	lnGDPT
1	3.1243	2.9844	1.7415	-.36844
	(-1.0000)	(-.95523)	(-.55741)	(.11793)
2	-2.1276	.42020	.26313	2.6717
	(-1.0000)	(.19750)	(.12368)	(1.2558)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.38 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.95523 ความยืดหยุ่นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบต่อดัชนีราคานำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบเท่ากับ –0.55741 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเท่ากับ 0.11793 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบมากกว่าดัชนีราคานำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบและผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.39

ตารางที่ 6.39 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

A. ECM for variable **lnIM2** estimated by OLS based on cointegrating VAR(3)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	13.2331	3.1285	.006
dlnIM21	1.0771	3.6699	.002
dlnE1	-.21627	-.43785	.667
dlnRPIM21	1.1035	2.9711	.009
dlnGDPT1	-.18022	-.19300	.849
dlnIM22	.10908	.39203	.700
dlnE2	-.23085	-.38400	.706
dlnRPIM22	.53793	1.4558	.165
dlnGDPT2	.44767	.46158	.651
ecm1(-1)	-1.5298	-3.4772	.003
ecm2(-1)	-.67969	-2.2686	.037

List of additional temporary variables created:

dlnIM2 = lnIM2-lnIM2(-1)

dlnIM21 = lnIM2(-1)-lnIM2(-2)

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

dlnRPIM21 = lnRPIM2(-1)-lnRPIM2(-2)

dlnGDPT1 = lnGDP(-1)-lnGDPT(-2)

dlnIM22 = lnIM2(-2)-lnIM2(-3)

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

dlnRPIM22 = lnRPIM2(-2)-lnRPIM2(-3)

dlnGDPT2 = lnGDPT(-2)-lnGDPT(-3)

ecm1 = 1.0000*lnIM2 +0.95523*lnE +0.55741*lnRPIM2 -0.11793*lnGDPT

ecm2 = 1.0000*lnIM2 -0.19750*lnE -0.12368*lnRPIM2 - 1.2558*lnGDPT

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnIM2 estimated by OLS based on cointegrating VAR(3) B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable **lnIM** estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.92500	R-Bar-Squared	.87813
S.E. of Regression	.14082	F-stat.	F(10, 16) 19.7347[.000]
Mean of Dependent Variable	.026794	S.D. of Dependent Variable	.40339
Residual Sum of Squares	.31730	Equation Log-likelihood	21.6793
Akaike Info. Criterion	10.6793	Schwarz Bayesian Criterion	3.5522
DW-statistic	2.3615	System Log-likelihood	176.1689

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 11.2912[.023]	F(4, 12)= 2.1563[.136]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.5108[.219]	F(1, 15)= .88906[.361]
C: Normality	CHSQ(2)= 6.3884[.041]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.1035[.293]	F(1, 25)= 1.0653[.312]

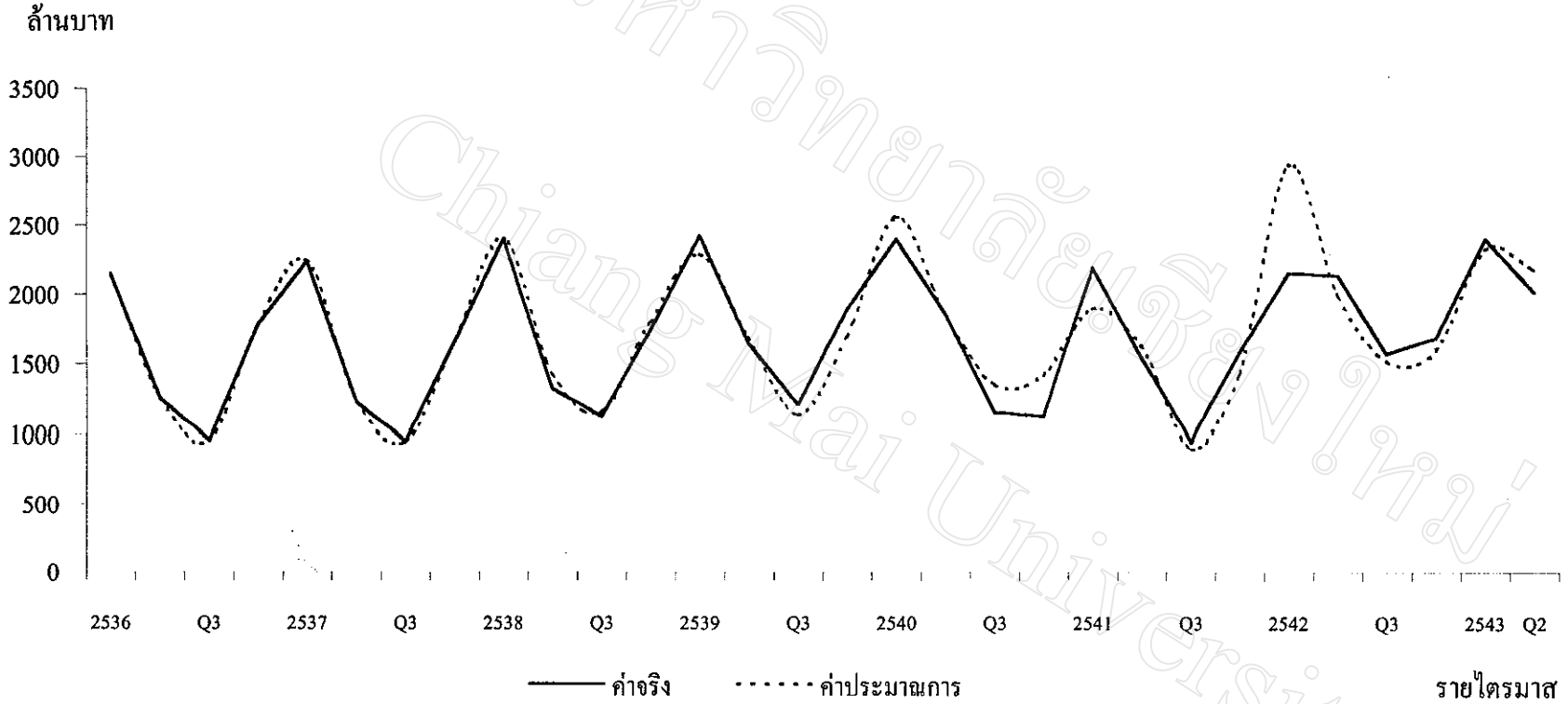
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.062348 ดังภาพที่ 6.14

ภาพที่ 6.14 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ (IM2) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	221.4509	Bias Proportion	0.009037
Root Absolute Error	151.8791	Variance Proportion	0.028132
Mean Absolute Percentage Error	0.089406	Covariance Proportion	0.952503
Theil's Inequality Coefficient	0.062348		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.15 การนำเข้าวัตถุดิบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าวัตถุดิบ (IM3) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) มี order of integration เท่ากับ 1ส่วนดัชนีราคานำเข้าวัตถุดิบโดยเปรียบเทียบ (RPIM3) มี order of integration เท่ากับ 0 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.40

ตารางที่ 6.40 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าวัตถุดิบรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 3	-1.5152	-2.2272	1.1760	-4.5401***	-4.4267***	-4.2380***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 3	-3.6770**	-3.7816**	-3.2389***	-3.4645**	-3.3918*	-3.5265***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าวัตถุดิบ คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector ที่ 1 และ 2 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.41

ตารางที่ 6.41 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าวัตถุดิบรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = **6**.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM3** lnE lnBLOIM Intercept

List of eigenvalues in descending order : .91390 .66222 .37321 .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	58.8543	22.0400	19.8600
r<= 1	r = 2	26.0487	15.8700	13.8100
r<= 2	r = 3	11.2115	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	96.1145	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	37.2602	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	11.2115	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM3	lnE	lnBLOIM	Intercept
1	3.8221	2.0554	-4.9628	14.1614
	(-1.0000)	(-.53778)	(1.2985)	(-3.7052)
2	13.7404	7.3461	-9.1386	-53.5999
	(-1.0000)	(-.53463)	(.66509)	(3.9009)
3	-.94269	2.5066	-3.1842	39.1556
	(-1.0000)	(2.6589)	(-3.3778)	(41.5360)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.41 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าวัตถุดิบต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 0.66509 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าวัตถุดิบต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.53463 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าและอัตราแลกเปลี่ยนมีผลต่อการนำเข้าวัตถุดิบใกล้เคียง ดังนั้นในการที่จะดำเนินนโยบายเกี่ยวกับการนำเข้าวัตถุดิบสามารถใช้นโยบายทางด้านสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าหรืออัตราแลกเปลี่ยน จะให้ผลที่คล้ายกัน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าวัตถุดิบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง ecm1(-1) ecm2(-1) และ ecm3(-1) มีค่าเป็นลบ ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % และ 10 % นอกจากนี้พบว่า ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.42

ตารางที่ 6.42 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าวัตถุดิบรายไตรมาส

A. ECM for variable lnIM3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnIM3**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnIM31	2.4978	3.0244	.023
dlnE1	1.1244	2.2896	.062
dlnBLOIM1	-2.1190	-1.2560	.256
dlnIM32	2.0221	2.6598	.038
dlnE2	.95794	1.5406	.174
dlnBLOIM2	-.47548	-.36823	.725
dlnIM33	1.7118	3.3980	.015
dlnE3	1.0209	1.4690	.192
dlnBLOIM3	.59036	.79263	.458
dlnIM34	1.1720	2.8603	.029
dlnE4	.98314	1.6111	.158
dlnBLOIM4	.83859	1.0462	.336
dlnIM35	.69099	2.2587	.065
dlnE5	.50721	.74606	.484
dlnBLOIM5	.15209	.28787	.783
ecm1(-1)	-.65780	-2.4522	.050
ecm2(-1)	-2.9084	-3.0119	.024
ecm3(-1)	-.046106	-.69598	.512

List of additional temporary variables created:

dlnIM3 = lnIM3-lnIM3(-1)
dlnIM31 = lnIM3(-1)-lnIM3(-2)
dlnIM32 = lnIM3(-2)-lnIM3(-3)
dlnIM33 = lnIM3(-3)-lnIM3(-4)
dlnIM34 = lnIM3(-4)-lnIM3(-5)
dlnIM35 = lnIM3(-5)-lnIM3(-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)
dlnBLOIM1 = lnBLOIM(-1)-lnBLOIM(-2)
dlnBLOIM2 = lnBLOIM(-2)-lnBLOIM(-3)
dlnBLOIM3 = lnBLOIM(-3)-lnBLOIM(-4)
dlnBLOIM4 = lnBLOIM(-4)-lnBLOIM(-5)
dlnBLOIM5 = lnBLOIM(-5)-lnBLOIM(-6)

ecm1 = 1.0000*lnIM3 +0.53778*lnE -1.2985*lnBLOIM +3.7052

ecm2 = 1.0000*lnIM3 + 0.53463*lnE -0.66509*lnBLOIM - 3.9009

ecm3 = 1.0000*lnIM3 -2.6589*lnE + 3.3778*lnBLOIM - 41.5360

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable **lnIM3** estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.86076	R-Bar-Squared	.46623
S.E. of Regression	.070277	F-stat.	F(17, 6) 2.1818[.171]
Mean of Dependent Variable	.016695	S.D. of Dependent Variable	.096192
Residual Sum of Squares	.029633	Equation Log-likelihood	46.3084
Akaike Info. Criterion	28.3084	Schwarz Bayesian Criterion	17.7059
DW-statistic	3.1235	System Log-likelihood	184.9865

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 22.1181[.000]	F(4, 2)= 5.8764[.151]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .30705[.579]	F(1, 5)= .064797[.809]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.2200[.543]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.2222[.269]	F(1, 22)= 1.1805[.289]

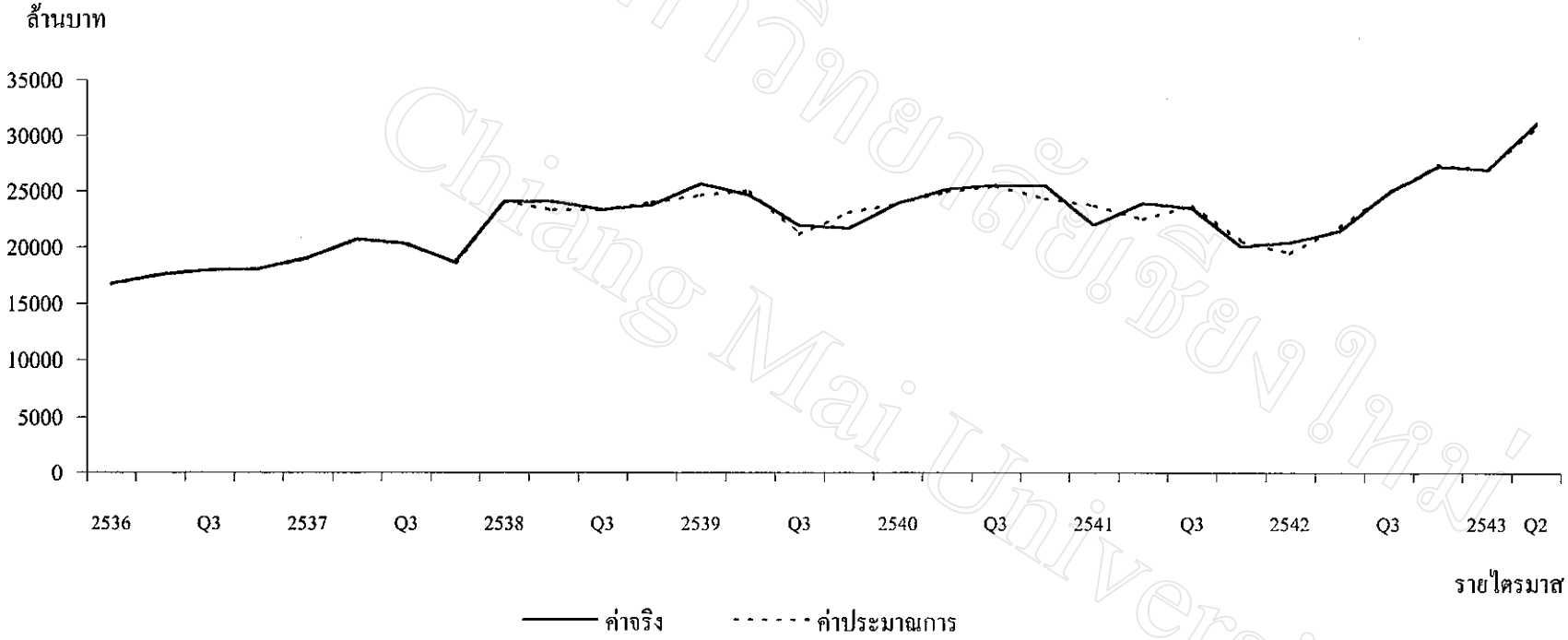
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าวัตถุดิบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 2.5 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.024755) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.015889 ดังภาพที่ 6.15

ภาพที่ 6.15 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าวัตถุดิบ (IM3) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	763.2473	Bias Proportion	0.00133
Root Absolute Error	566.6836	Variance Proportion	0.008193
Mean Absolute Percentage Error	0.024755	Covariance Proportion	0.988956
Theil's Inequality Coefficient	0.015889		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.16 การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (IM4) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) และดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นโดยเปรียบเทียบ (RPIM4) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.43

ตารางที่ 6.43 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายไตรมาส

Variable	Level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 4	-1.1595	-2.3568	1.1369	-5.2659***	-5.1667***	-4.8834***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 4	-1.6408	-3.3428*	-1.8973*	-2.1606	-2.1138	-2.0655**	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 อัตราแลกเปลี่ยน (E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่งมีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.44

ตารางที่ 6.44 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM4** lnE lnBLOIM

List of eigenvalues in descending order : .79521 .42836 .0041227

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	38.0582	21.1200	19.0200
r<= 1	r=2	13.4219	14.8800	12.9800
r<= 2	r=3	.099150	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	51.5792	31.5400	28.7800
r<= 1	r>= 2	13.5211	17.8600	15.7500
r<= 2	r = 3	.099150	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM4	lnE	lnBLOIM
1	8.0600	1.2362	-4.3407
	(-1.0000)	(-.15338)	(.53855)

หมายเหตุ : coefficients normalized in parenthesis.

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.44 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 0.53855 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.15338 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.7648 และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.45

ตารางที่ 6.45 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายไตรมาส

A. ECM for variable **lnIM4** estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnIM4**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	8.5038	1.9691	.090
dlnIM41	.68182	.97589	.362
dlnE1	1.4089	1.7187	.129
dlnBLOIM1	-3.4602	-1.6563	.142
dlnIM42	.43963	.84356	.427
dlnE2	.84930	.88397	.406
dlnBLOIM2	-8.0845	-2.6026	.035
dlnIM43	.75031	1.3930	.206
dlnE3	.16199	.21425	.836
dlnBLOIM3	-5.6833	-1.8949	.100
dlnIM44	.45609	1.1496	.288
dlnE4	-1.3466	-1.7801	.118
dlnBLOIM4	-1.1164	-.56659	.589
dlnIM45	.13398	.34855	.738
dlnE5	.17534	.20787	.841
dlnBLOIM5	.14944	.16257	.875
ecm1(-1)	-1.7648	-1.9359	.094

dlnIM4 = lnIM4-lnIM4(-1) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2) dlnBLOIM1 = lnBLOIM(-1)-lnBLOIM(-2)

dlnIM41 = lnIM4(-1)-lnIM4(-2) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3) dlnBLOIM2 = lnBLOIM(-2)-lnBLOIM(-3)

dlnIM42 = lnIM4(-2)-lnIM4(-3) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4) dlnBLOIM3 = lnBLOIM(-3)-lnBLOIM(-4)

dlnIM43 = lnIM4(-3)-lnIM4(-4) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5) dlnBLOIM4 = lnBLOIM(-4)-lnBLOIM(-5)

dlnIM44 = lnIM4(-4)-lnIM4(-5) dlnE5 = lnE(-5)-lnE(-6) dlnBLOIM5 = lnBLOIM(-5)-lnBLOIM(-6)

dlnIM45 = lnIM4(-5)-lnIM4(-6)

ecm1 = 1.0000*lnIM4 + 0.15338*lnE -0.53855*lnBLOIM

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnIM4estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.89216	R-Bar-Squared	.64568
S.E. of Regression	.11310	F-stat.	F(16, 7) 3.6195[.046]
Mean of Dependent Variable	.034154	S.D. of Dependent Variable	.19001
Residual Sum of Squares	.089546	Equation Log-likelihood	33.0382
Akaike Info. Criterion	16.0382	Schwarz Bayesian Criterion	6.0247
DW-statistic	2.1102	System Log-likelihood	160.8836

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 20.4425[.000]	F(4, 3)= 4.3097[.130]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 14.4485[.000]	F(1, 6)= 9.0762[.024]
C: Normality	CHSQ(2)= .037182[.982]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .59279[.441]	F(1, 22)= .55715[.463]

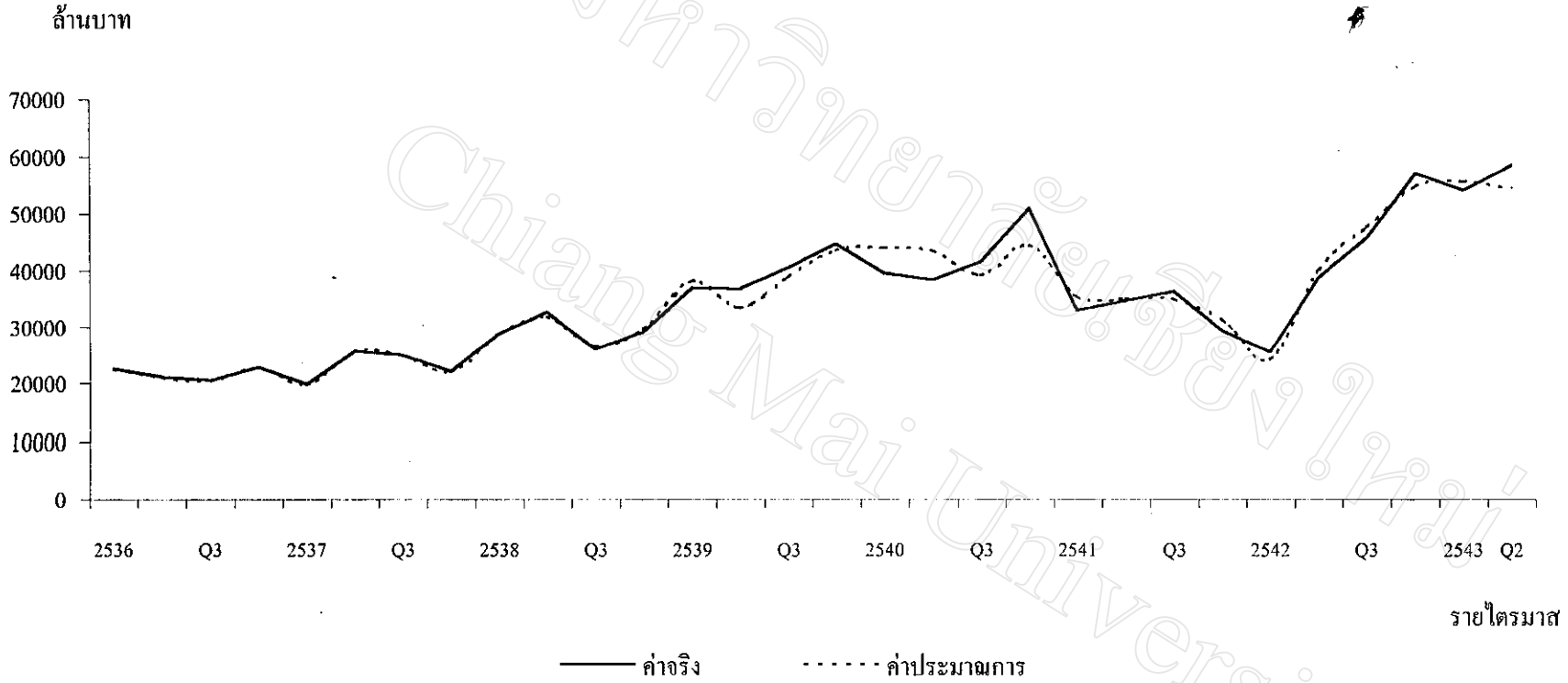
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.033832 ดังภาพที่ 6.16

ภาพที่ 6.16 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (IM4) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	2701.139	Bias Proportion	0.000912
Root Absolute Error	2199.315	Variance Proportion	0.048935
Mean Absolute Percentage Error	0.055183	Covariance Proportion	0.949111
Theil's Inequality Coefficient	0.033832		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.17 การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ (IM5) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และดัชนีราคานำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์โดยเปรียบเทียบ (RPIM5) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.46

ตารางที่ 6.46 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 5	-2.8636*	-3.1995	0.1267	-4.6160***	-4.5760***	-4.6968***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 5	0.4354	-1.2172	1.1897	-3.6799**	-4.2890**	-3.2571***	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 ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.47

ตารางที่ 6.47 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2. Order of VAR = 5.

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

List of eigenvalues in descending order : .66403 .35448 .13106 .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	27.2682	22.0400	19.8600
r<= 1	r=2	10.9424	15.8700	13.8100
r<= 2	r=3	3.5120	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	41.7226	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	14.4544	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	3.5120	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM5	lnGDPT	lnE	Intercept
1	-1.9656	4.2771	-.72945	-15.6014
	(-1.0000)	(2.1759)	(-.37111)	(-7.9372)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.47 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเท่ากับ 2.1759 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.37111 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีผลต่อการนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.4241 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.48

ตารางที่ 6.48 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันฉาเพชและสัตว์รายไตรมาส

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

Dependent variable is **dlnIM5**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnIM51	.82752	1.8233	.093
dlnGDPT1	.36189	.20952	.838
dlnE1	-1.3501	-1.4625	.169
dlnIM52	.70277	1.8900	.083
dlnGDPT2	-5.5255	-3.2358	.007
dlnE2	-.98757	-1.1171	.286
dlnIM53	.53950	1.6810	.119
dlnGDPT3	2.5891	1.4791	.165
dlnE3	1.0999	1.2481	.236
dlnIM54	.24809	1.0265	.325
dlnGDPT4	.28305	.14922	.884
dlnE4	-1.0117	-1.0283	.324
ecm1(-1)	-1.4241	-2.8962	.013

List of additional temporary variables created:

dlnIM5 = lnIM5-lnIM5(-1) dlnGDPT1 = lnGDPT(-1)-lnGDPT(-2) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)

dlnIM51 = lnIM5(-1)-lnIM5(-2) dlnGDPT2 = lnGDPT(-2)-lnGDPT(-3) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)

dlnIM52 = lnIM5(-2)-lnIM5(-3) dlnGDPT3 = lnGDPT(-3)-lnGDP(T-4) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)

dlnIM53 = lnIM5(-3)-lnIM5(-4) dlnGDPT4 = lnGDPT(-4)-lnGDPT(-5) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)

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

ecm1 = 1.0000*lnIM5 -2.1759*lnGDPT +0.37111*lnE + 7.9372

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

R-Squared	.76778	R-Bar-Squared	.53556
S.E. of Regression	.24999	F-stat.	F(12, 12) 3.3063[.024]
Mean of Dependent Variable	.013412	S.D. of Dependent Variable	.36682
Residual Sum of Squares	.74993	Equation Log-likelihood	8.3596
Akaike Info. Criterion	-4.6404	Schwarz Bayesian Criterion	-12.5631
DW-statistic	2.3324	System Log-likelihood	117.5642

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 11.1283[.025]	F(4, 8)= 1.6045[.264]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.9727[.160]	F(1, 11)= .94234[.353]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.1960[.550]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .75282[.386]	F(1, 23)= .71410[.407]

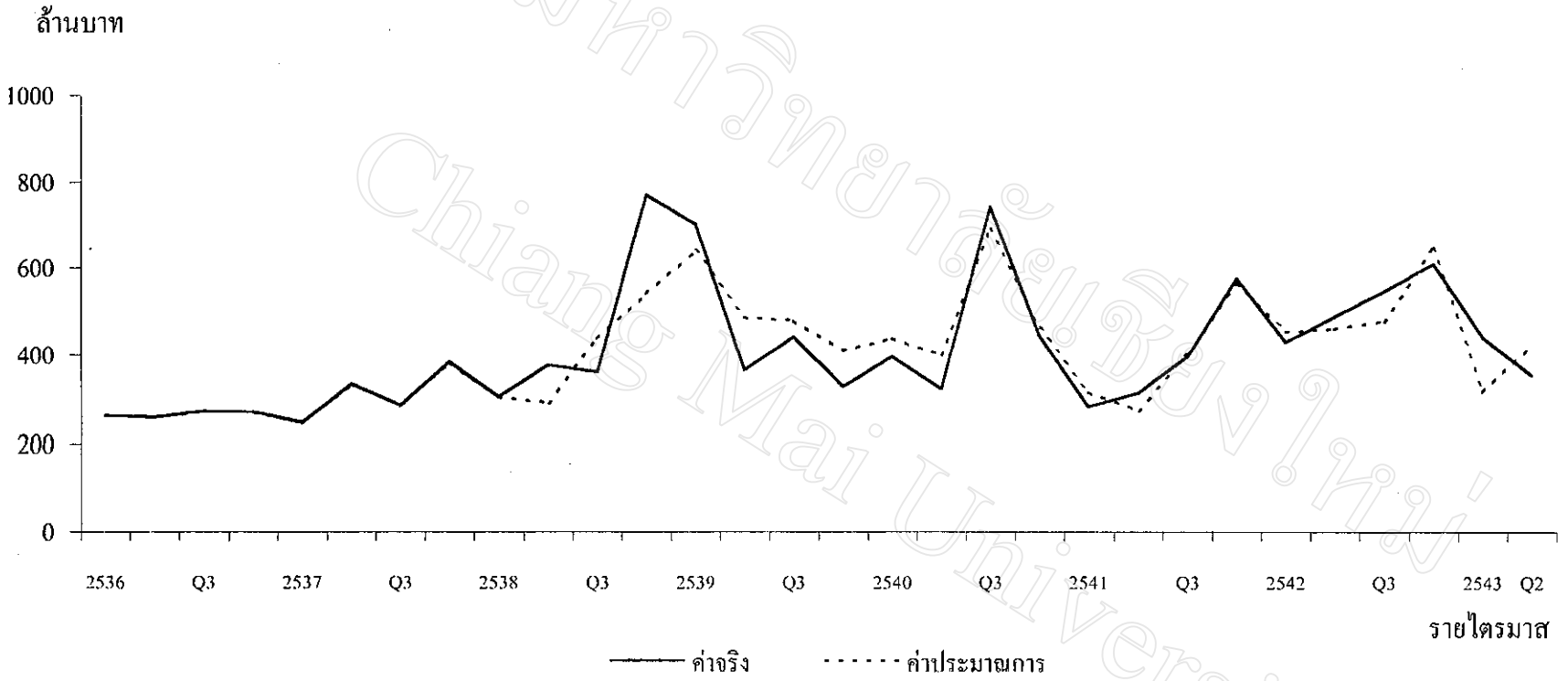
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.084355 ดังภาพที่ 6.17

ภาพที่ 6.17 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ (IM5) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	79.36383	Bias Proportion	0.00049
Root Absolute Error	62.64737	Variance Proportion	0.146643
Mean Absolute Percentage Error	0.144554	Covariance Proportion	0.852307
Theil's Inequality Coefficient	0.084355		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.18 การนำเข้าเคมีภัณฑ์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าเคมีภัณฑ์ (IM6) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และดัชนีราคานำเข้าเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบ (RPIM6) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.49

ตารางที่ 6.49 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 6	-0.8777	-2.4229	1.6014	-3.8126***	-3.7344**	-3.4140***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 6	-2.7723*	-2.7067	-2.1874**	-3.2480**	-3.1830	-3.3095***	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) และสินเชื่อจากธนาคารพานิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector 2 และ 3 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.50

ตารางที่ 6.50 ผลการทดสอบ cointegration การนำเข้าเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM6** lnE lnBLOIM Intercept

List of eigenvalues in descending order : .88243 .77332 .58846 .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	51.3772	22.0400	19.8600
r<= 1	r = 2	35.6214	15.8700	13.8100
r<= 2	r = 3	21.3086	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	108.3072	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	56.9299	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	21.3086	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM6	lnE	lnBLOIM	Intercept
1	-6.5822	.20834	5.4429	4.5789
	(-1.0000)	(.031652)	(.82691)	(.69565)
2	3.5205	5.3992	-10.2294	67.9550
	(-1.0000)	(-1.5336)	(2.9056)	(-19.3025)
3	-7.2571	-2.9785	9.4803	-25.2416
	(-1.0000)	(-.41043)	(1.3064)	(-3.4782)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.50 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ต่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้าเท่ากับ 1.3064 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.41043 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้ามีผลต่อการนำเข้าเคมีภัณฑ์มากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm(-1) เป็นลบทั้ง 3 แต่ ecm2(-1) ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.51

ตารางที่ 6.51 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

A. ECM for variable **lnIM6** estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnIM6**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnIM61	1.2237	3.3901	.015
dlnE1	.36462	1.2179	.269
dlnBLOIM1	.11876	.11188	.915
dlnIM62	1.2630	3.6053	.011
dlnE2	-.69896	-2.0547	.086
dlnBLOIM2	1.6606	1.1804	.283
dlnIM63	.58426	1.6238	.156
dlnE3	1.2056	1.8164	.119
dlnBLOIM3	1.1443	1.3001	.241
dlnIM64	1.1254	5.2519	.002
dlnE4	-.33386	-.76049	.476
dlnBLOIM4	.46626	.88577	.410
dlnIM65	.22685	.54449	.606
dlnE5	-.55843	-1.4962	.185
dlnBLOIM5	.68425	1.6239	.156
ecm1(-1)	-1.1518	-3.3421	.016
ecm2(-1)	-.20325	-1.1039	.312
ecm3(-1)	-.92375	-2.4411	.050

List of additional temporary variables created:

dlnIM6 = lnIM6-lnIM6(-1) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2) dlnBLOIM1 = lnBLOIM(-1)-lnBLOIM(-2)

dlnIM61 = lnIM6(-1)-lnIM6(-2) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3) dlnBLOIM2 = lnBLOIM(-2)-lnBLOIM(-3)

dlnIM62 = lnIM6(-2)-lnIM6(-3) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4) dlnBLOIM3 = lnBLOIM(-3)-lnBLOIM(-4)

dlnIM63 = lnIM6(-3)-lnIM6(-4) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5) dlnBLOIM4 = lnBLOIM(-4)-lnBLOIM(-5)

dlnIM64 = lnIM6(-4)-lnIM6(-5) dlnE5 = lnE(-5)-lnE(-6) dlnBLOIM5 = lnBLOIM(-5)-lnBLOIM(-6)

dlnIM65 = lnIM6(-5)-lnIM6(-6)

ecm1 = 1.0000*lnIM6 -0.031652*lnE -0.82691*lnBLOIM -0.69565

ecm2 = 1.0000*lnIM6 +1.5336*lnE -2.9056*lnBLOIM +19.3025

ecm3 = 1.0000*lnIM6 + 0.41043*lnE - 1.3064*lnBLOIM +3.4782

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable **lnIM6** estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.94079	R-Bar-Squared	.77301
S.E. of Regression	.052352	F-stat.	F(17, 6) 5.6075[.021]
Mean of Dependent Variable	.032668	S.D. of Dependent Variable	.10988
Residual Sum of Squares	.016444	Equation Log-likelihood	53.3754
Akaike Info. Criterion	35.3754	Schwarz Bayesian Criterion	24.7729
DW-statistic	2.5401	System Log-likelihood	196.8012

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 23.0461[.000]	F(4, 2)= 12.0803[.078]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .3386E-5[.999]	F(1, 5)= .7054E-6[1.00]
C: Normality	CHSQ(2)= 20.0465[.000]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .061290[.804]	F(1, 22)= .056326[.815]

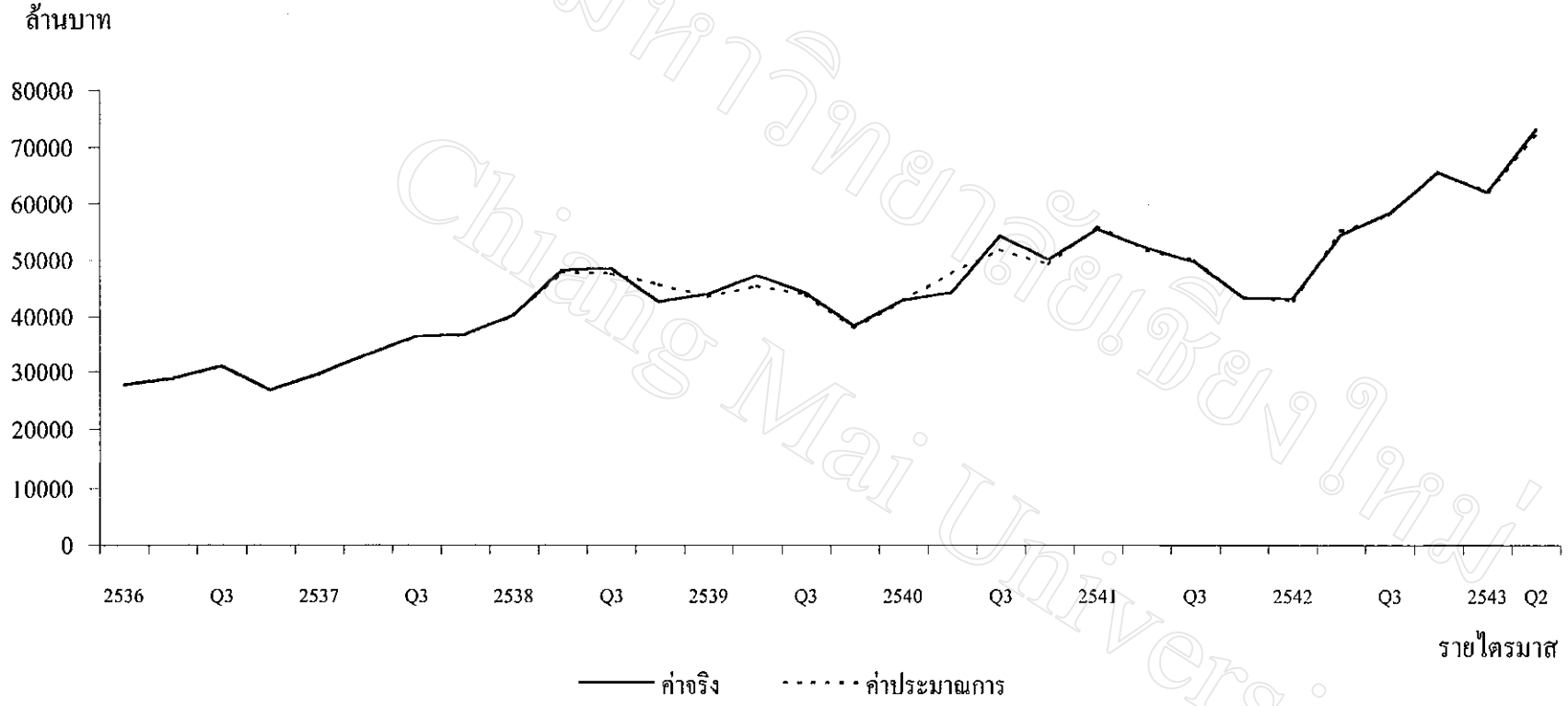
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่าความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.018086) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.012876 ดังภาพที่ 6.18

ภาพที่ 6.18 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าเคมีภัณฑ์ (IM6) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1305.566	Bias Proportion	1.75E-07
Root Absolute Error	869.0236	Variance Proportion	0.023169
Mean Absolute Percentage Error	0.018086	Covariance Proportion	0.97683
Theil's Inequality Coefficient	0.012876		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.19 การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม(IM7) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และดัชนีราคานำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมโดยเปรียบเทียบ (RPIM7) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.52

ตารางที่ 6.52 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 7	-1.5015	-2.1123	1.9176	-5.0791***	-4.9799***	-4.6267***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 7	-1.5096	-1.7835	-1.1493	-2.6998*	-2.6993	-2.7517***	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) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ มีเฉพาะ vector 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.53

ตารางที่ 6.53 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : lnIM7 lnE lnGDPT

List of eigenvalues in descending order : .91188 .78587 .57400

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	58.2974	21.1200	19.0200
r<= 1	r=2	36.9880	14.8800	12.9800
r<= 2	r=3	20.4794	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	115.7648	31.5400	28.7800
r<= 1	r>= 2	57.4674	17.8600	15.7500
r<= 2	r = 3	20.4794	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM7	lnE	lnGDPT
1	3.8523	-3.9358	-8.1590
	(-1.0000)	(1.0217)	(2.1179)
2	-12.4667	-.12706	16.8577
	(-1.0000)	(-.010192)	(1.3522)
3	3.6567	-2.7592	-2.2692
	(-1.0000)	(.75455)	(.62055)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.53 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเท่ากับ 1.3522 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.010192 ซึ่งแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีผลต่อการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ถึงแม้ว่า ecm1(-1) และ ecm3(-1) ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ดังตารางที่ 6.54

ตารางที่ 6.54ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

A. ECM for variable lnIM7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnIM7**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	6.3656	3.4829	.018
dlnIM71	1.0748	2.3794	.063
dlnE1	-.57867	-2.7768	.039
dlnGDPT1	-.20360	-.31653	.764
dlnIM72	1.2515	2.6432	.046
dlnE2	-.49641	-1.3399	.238
dlnGDPT2	-1.7332	-2.6847	.044
dlnIM73	.59044	1.2461	.268
dlnE3	.30696	.94965	.386
dlnGDPT3	-.84311	-.99231	.367
dlnIM74	1.0384	2.7617	.040
dlnE4	-.74316	-3.6787	.014
dlnGDPT4	-.94473	-1.2653	.262
dlnIM75	.16967	.39768	.707
dlnE5	-.24662	-.72784	.499
dlnGDPT5	-.80432	-1.1838	.290
ecm1(-1)	.28224	1.6008	.170
ecm2(-1)	-1.4949	-2.6199	.047
ecm3(-1)	-.32981	-1.9706	.106

List of additional temporary variables created:

dlnIM7 = lnIM7-lnIM7(-1)
dlnIM71 = lnIM7(-1)-lnIM7(-2)
dlnIM72 = lnIM7(-2)-lnIM7(-3)
dlnIM73 = lnIM7(-3)-lnIM7(-4)
dlnIM74 = lnIM7(-4)-lnIM7(-5)
dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)
dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)
dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)
dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)
lnE5 = lnE(-5)-lnE(-6)
dlnGDPT1 = lnGDPT(-1)-lnGDPT(-2)
dlnGDPT2 = lnGDPT(-2)-lnGDPT(-3)
dlnGDPT3 = lnGDPT(-3)-lnGDPT(-4)
dlnGDPT4 = lnGDPT(-4)-lnGDPT(-5)
dlnGDPT5 = lnGDPT(-5)-lnGDPT(-6)

dlnIM75 = lnIM7(-5)-lnIM7(-6)

ecm1 = 1.0000*lnIM7 -1.0217*lnE -2.1179*lnGDPT

ecm2 = 1.0000*lnIM7 +0.010192*lnE -1.3522*lnGDPT

ecm3 = 1.0000*lnIM7 -0.75455*lnE -0.62055*lnGDPT

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnIM7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.92094	R-Bar-Squared	.63633
S.E. of Regression	.045769	F-stat.	F(18, 5) 3.2358[.099]
Mean of Dependent Variable	.022247	S.D. of Dependent Variable	.075896
Residual Sum of Squares	.010474	Equation Log-likelihood	58.7883
Akaike Info. Criterion	39.7883	Schwarz Bayesian Criterion	28.5968
DW-statistic	2.7171	System Log-likelihood	209.0694

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 9.0607[.003]	F(1, 4)= 2.4260[.194]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 17.6997[.000]	F(1, 4)= 11.2374[.029]
C: Normality	CHSQ(2)= .68956[.708]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.4835[.223]	F(1, 22)= 1.4495[.241]

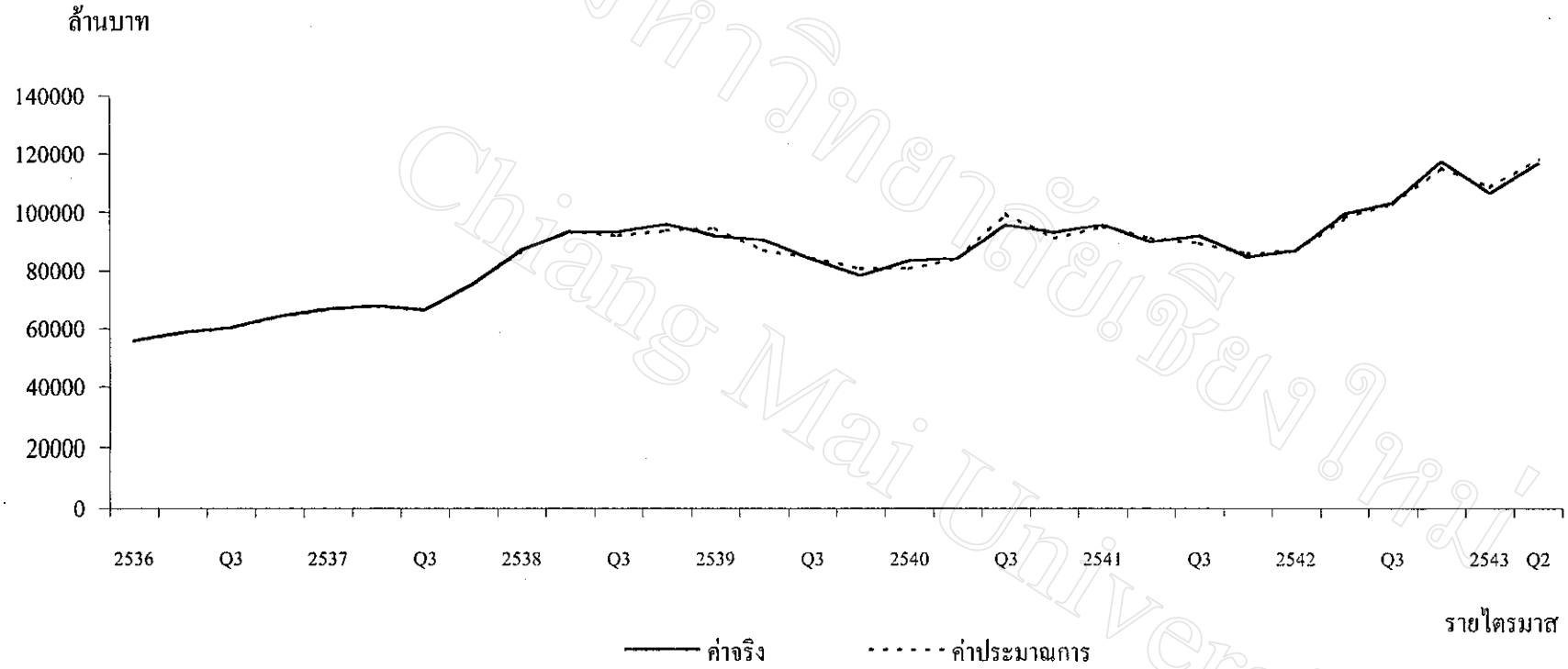
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.7 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.017142) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.010309 ดังภาพที่ 6.19

ภาพที่ 6.19 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (IM7) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1930.23	Bias Proportion	0.000168
Root Absolute Error	1583.445	Variance Proportion	0.005343
Mean Absolute Percentage Error	0.017142	Covariance Proportion	0.994296
Theil's Inequality Coefficient	0.010309		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.20 การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ (IM8) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และดัชนีราคานำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะโดยเปรียบเทียบ (RPIM8) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.55

ตารางที่ 6.55 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 8	-1.8792	-1.9343	1.2142	-3.5291**	-3.5803*	-3.2806***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 8	-1.6564	-1.3917	-0.4523	-4.5586***	-4.5935***	-4.5941***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น lnRPIM8 optimal lag เท่ากับ 0

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ **cointegration** จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคานำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะโดยเปรียบเทียบ (RPIM8) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่งมีเฉพาะ vector 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.56

ตารางที่ 6.56 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2. Order of VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM8** lnE lnRPIM8 lnGDPT

List of eigenvalues in descending order : .99748 .90445 .56685 .23219

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	149.5654	27.4200	24.9900
r<= 1	r=2	58.7036	21.1200	19.0200
r<= 2	r=3	20.9169	14.8800	12.9800
r<= 3	r=4	6.6053	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	235.7911	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	86.2257	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	27.5221	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	6.6053	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM8	lnE	lnRPIM8	lnGDPT
1	-4.0717	-3.8034	-7.3712	8.2621
	(-1.0000)	(-.93411)	(-1.8103)	(2.0292)
2	-3.9486	3.4859	5.5289	2.6222
	(-1.0000)	(.88281)	(1.4002)	(.66409)
3	-1.9565	1.5720	-1.8813	6.7060
	(-1.0000)	(.80347)	(-.96157)	(3.4275)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.56 (C) พบว่า ความยืดหยุ่นของการนำเข้าของเครื่องจักรและยานพาหนะต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเท่ากับ 2.0292 ความยืดหยุ่นของการนำเข้าของเครื่องจักรและยานพาหนะต่อดัชนีราคานำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะโดยเปรียบเทียบเท่ากับ –1.8103 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าของเครื่องจักรและยานพาหนะต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.93411 แสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศและดัชนีราคานำ

เข้าเครื่องจักรและยานพาหนะโดยเปรียบเทียบมีผลต่อการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะมากกว่าอัตราแลกเปลี่ยน

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) และ ecm2(-1) มีค่าน้อยกว่า –1 ณ ระดับนัยสำคัญ 5 % ส่วน ecm3 (-1) มีค่าน้อยกว่า –1 เช่นกัน แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ยังพบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางต่อไปที่ 6.57

ตารางที่ 6.57 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

A. ECM for variable **lnIM8** estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Dependent variable is **dlnIM8**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	.36699	.27091	.797
dlnIM81	.91495	2.6908	.043
dlnE1	-.090187	-.21666	.837
dlnRPIM81	.40552	1.1617	.298
dlnGDPT1	-.18661	-.31552	.765
dlnIM82	.44231	1.3126	.246
dlnE2	-.18046	-.25569	.808
dlnRPIM82	.60763	1.1041	.320
dlnGDPT2	-1.3810	-1.6633	.157
dlnIM83	1.2904	4.8710	.005
dlnE3	-.88855	-.98467	.370
dlnRPIM83	-.17817	-.32240	.760
dlnGDPT3	.039964	.046447	.965
dlnIM84	-.48513	-2.0162	.100
dlnE4	.92621	1.4151	.216
dlnRPIM84	.79534	2.2745	.072
dlnGDPT4	.061090	.098277	.926
ecm1(-1)	-.50331	-3.0446	.029
ecm2(-1)	-.41759	-2.6048	.048
ecm3(-1)	-.15736	-1.9811	.104

List of additional temporary variables created:

dlnIM8 = lnIM8-lnIM8(-1)
dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2)
dlnGDPT1 = lnGDPT(-1)-lnGDPT(-2)
dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3)
dlnGDPT2 = lnGDPT(-2)-lnGDPT(-3)
dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4)
dlnGDPT3 = lnGDPT(-3)-lnGDPT(-4)
dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5)
dlnGDPT4 = lnGDPT(-4)-lnGDPT(-5)
dlnIM81 = lnIM8(-1)-lnIM8(-2)
dlnRPIM81 = lnRPIM8(-1)-lnRPIM8(-2)
dlnIM82 = lnIM8(-2)-lnIM8(-3)
dlnRPIM82 = lnRPIM8(-2)-lnRPIM8(-3)
dlnIM83 = lnIM8(-3)-lnIM8(-4)
dlnRPIM83 = lnRPIM8(-3)-lnRPIM8(-4)
dlnIM84 = lnIM8(-4)-lnIM8(-5)
dlnRPIM84 = lnRPIM8(-4)-lnRPIM8(-5)

ecm1 = 1.0000*lnIM8 +0.93411*lnE + 1.8103*lnRPIM8 - 2.0292*lnGDPT

ecm2 = 1.0000*lnIM8 -0.88281*lnE -1.4002*lnRPIM8 -0.66409*lnGDPT

ecm3 = 1.0000*lnIM8 -0.80347*lnE +0.96157*lnRPIM8 -3.4275*lnGDPT

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable **lnIM8** estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

R-Squared	.96622	R-Bar-Squared	.83785
S.E. of Regression	.040600	F-stat.	F(19, 5) 7.5268[.017]
Mean of Dependent Variable	.021159	S.D. of Dependent Variable	.10082
Residual Sum of Squares	.0082417	Equation Log-likelihood	64.7443
Akaike Info. Criterion	44.7443	Schwarz Bayesian Criterion	32.5555
DW-statistic	1.5087	System Log-likelihood	360.4045

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 2.5454[.111]	F(1, 4)= .45342[.538]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .45145[.502]	F(1, 4)= .073560[.800]
C: Normality	CHSQ(2)= .81481[.665]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .43258[.511]	F(1, 23)= .40498[.531]

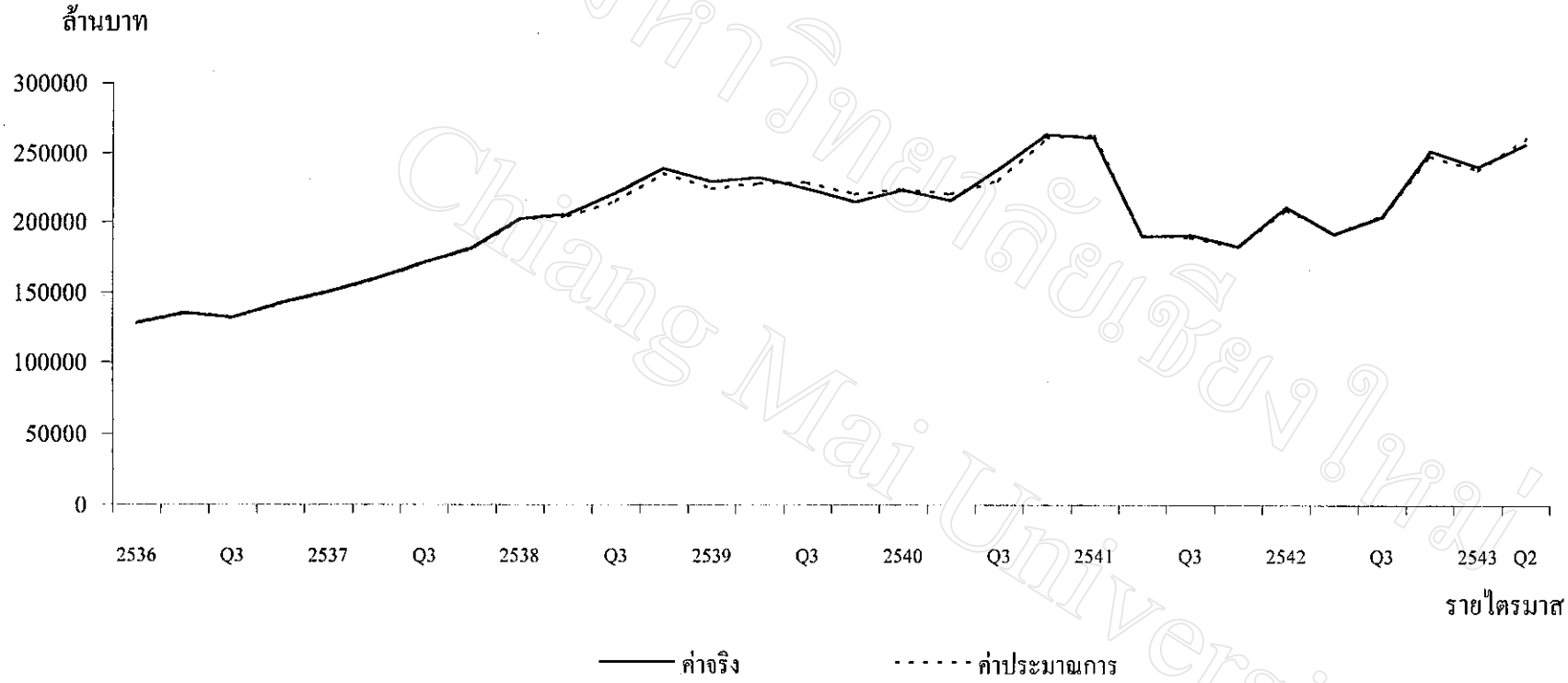
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.3 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.013122) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.00822 ดังภาพที่ 6.20

ภาพที่ 6.20 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ (IM8) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	3657.468	Bias Proportion	0.009158
Root Absolute Error	2981.449	Variance Proportion	0.00762
Mean Absolute Percentage Error	0.013122	Covariance Proportion	0.972756
Theil's Inequality Coefficient	0.00822		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.21 การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด(IM9)สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) อัตราแลกเปลี่ยน (E) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และดัชนีราคานำเข้าการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดโดยเปรียบเทียบ (RPIM9) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.58

ตารางที่ 6.58 ผลการทดสอบ unit root สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
lnIM 9	-2.4335	-2.9477	1.1205	-5.0435***	-5.0804***	-4.7820***	1
lnBLOim	-2.6264*	-0.2262	4.4485	-3.8553***	-4.9159***	-2.4874**	1
lnE	-1.0749	-2.3704	0.7210	-2.7659*	-2.7092	-2.7005***	1
lnGDPT	-2.8852*	-2.0984	1.6629	-5.3099***	-6.5273***	-4.4307***	1
lnRPIM 9	-2.0464	-2.4346	-0.4958	-4.0190***	-3.9339**	-4.0730***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด คือ อัตราแลกเปลี่ยน (E) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ vector 1 และ 3 มีเครื่องหมายถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.59

ตารางที่ 6.59 ผลการทดสอบ cointegrationg สำหรับการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **lnIM 9** lnE lnGDPT Intercept

List of eigenvalues in descending order : .80243 .53893 .44786 .6761E-9

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	38.9204	22.0400	19.8600
r<= 1	r=2	18.5808	15.8700	13.8100
r<= 2	r=3	14.2547	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	71.7559	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	32.8355	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	14.2547	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	lnIM9	lnE	lnGDPT	Intercept
1	8.3814	2.4988	-3.6266	-62.7249
	(-1.0000)	(-.29813)	(.43270)	(7.4838)
2	5.5691	-1.8043	-6.5514	-.27820
	(-1.0000)	(.32398)	(1.1764)	(.049953)
3	2.7286	1.6288	-5.7919	9.0693
	(-1.0000)	(-.59694)	(2.1226)	(-3.3238)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.59 (C) พบว่าความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเท่ากับ 0.4327 และความยืดหยุ่นของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดต่ออัตราแลกเปลี่ยนเท่ากับ –0.2813

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.60

ตารางที่ 6.60 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ดรายไตรมาส

A. ECM for variable **lnIM9** estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dlnIM9**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dlnIM91	2.1531	4.0801	.007
dlnE1	-.15381	-.56146	.595
dlnGDPT1	-3.2659	-3.5360	.012
dlnIM92	1.6750	4.2674	.005
dlnE2	.53668	2.3096	.060
dlnGDPT2	-3.5217	-4.7744	.003
dlnIM93	1.2242	4.4756	.004
dlnE3	-.051929	-.22244	.831
dlnGDPT3	-1.5909	-1.8058	.121
dlnIM94	.61473	3.3543	.015
dlnE4	.015796	.090744	.931
dlnGDPT4	-3.4039	-4.7542	.003
dlnIM95	.43561	3.7215	.010
dlnE5	.69961	1.9444	.100
dlnGDPT5	-.65129	-.81251	.448
ecm1(-1)	-1.4487	-4.3028	.005
ecm2(-1)	-.28294	-1.2662	.252
ecm3(-1)	.024640	.22464	.830

List of additional temporary variables created:

dlnIM9 = lnIM9-lnIM9(-1) dlnE1 = lnE(-1)-lnE(-2) dlnGDPT1 = lnGDPT(-1)-lnGDPT(-2)

dlnIM91 = lnIM9(-1)-lnIM9(-2) dlnE2 = lnE(-2)-lnE(-3) dlnGDPT2 = lnGDPT(-2)-lnGDPT(-3)

dlnIM92 = lnIM9(-2)-lnIM9(-3) dlnE3 = lnE(-3)-lnE(-4) dlnGDPT3 = lnGDPT(-3)-lnGDPT(-4)

dlnIM93 = lnIM9(-3)-lnIM9(-4) dlnE4 = lnE(-4)-lnE(-5) dlnGDPT4 = lnGDPT(-4)-lnGDPT(-5)

dlnIM94 = lnIM9(-4)-lnIM9(-5 dlnE5 = lnE(-5)-lnE(-6)) dlnGDPT5 = lnGDPT(-5)-lnGDPT(-6)

dlnIM95 = lnIM9(-5)-lnIM9(-6)

ecm1 = 1.0000*lnIM9 + 0.29813*lnE -0.43270*lnGDPT -7.4838

ecm2 = 1.0000*lnIM9 -0.32398*lnE -1.1764*lnGDPT -0.049953

ecm3 = 1.0000*lnIM9 + 0.59694*lnE -2.1226*lnGDPT + 3.3238

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable lnIM9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.93075	R-Bar-Squared	.73454
S.E. of Regression	.040182	F-stat.	F(17, 6) 4.7436[.032]
Mean of Dependent Variable	.020996	S.D. of Dependent Variable	.077987
Residual Sum of Squares	.0096873	Equation Log-likelihood	59.7254
Akaike Info. Criterion	41.7254	Schwarz Bayesian Criterion	31.1229
DW-statistic	3.0866	System Log-likelihood	204.5275

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 13.3480[.010]	F(4, 2)= .62655[.691]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 4.2865[.038]	F(1, 5)= 1.0872[.345]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.9268[.382]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .30901[.578]	F(1, 22)= .28696[.598]

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

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1..6 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.015797) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.010271 ดังภาพที่ 6.21

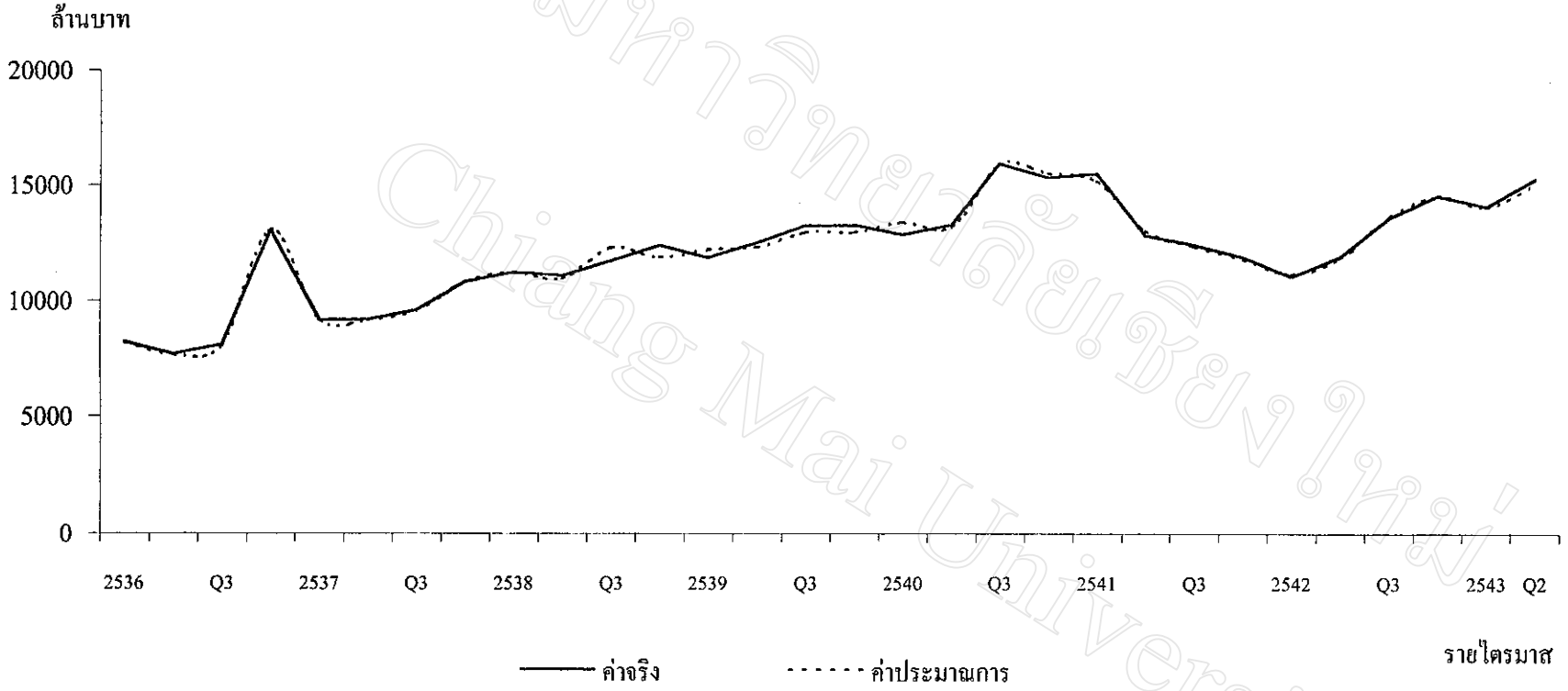
6.22 การนำเข้าอื่นๆ

ได้มาจากการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของสมการที่ 6.12- 6.21 ซึ่งให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.393298 ดังภาพที่ 6.22

6.23 ดุลการค้า (balance of trade)

การทดสอบความสามารถในการอธิบายของดุลการค้ารายไตรมาส อาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการส่งออกรวมและการนำเข้ารวมเหมือนการศึกษาดุลการค้ารายปี ให้ผลไม่เป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.106614 ดังภาพที่ 6.23

ภาพที่ 6.21 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (IM9) รายไตรมาส

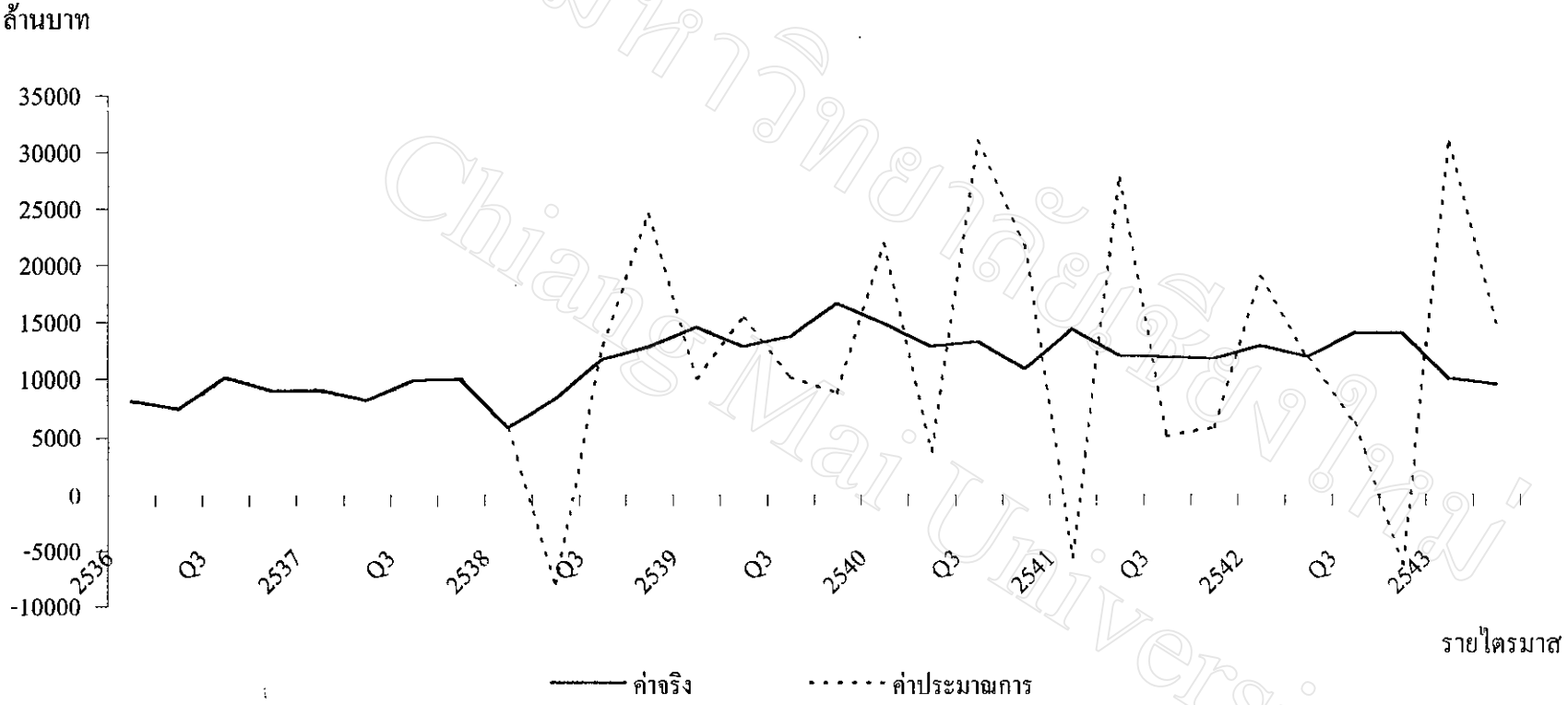


Root Mean Square Error	269.9211	Bias Proportion	2.07E-06
Root Absolute Error	201.7384	Variance Proportion	0.016501
Mean Absolute Percentage Error	0.015797	Covariance Proportion	0.983494
Theil's Inequality Coefficient	0.010271		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.22 ค่าจริงและค่าประมาณการของการนำเข้าอื่นๆรายไตรมาส

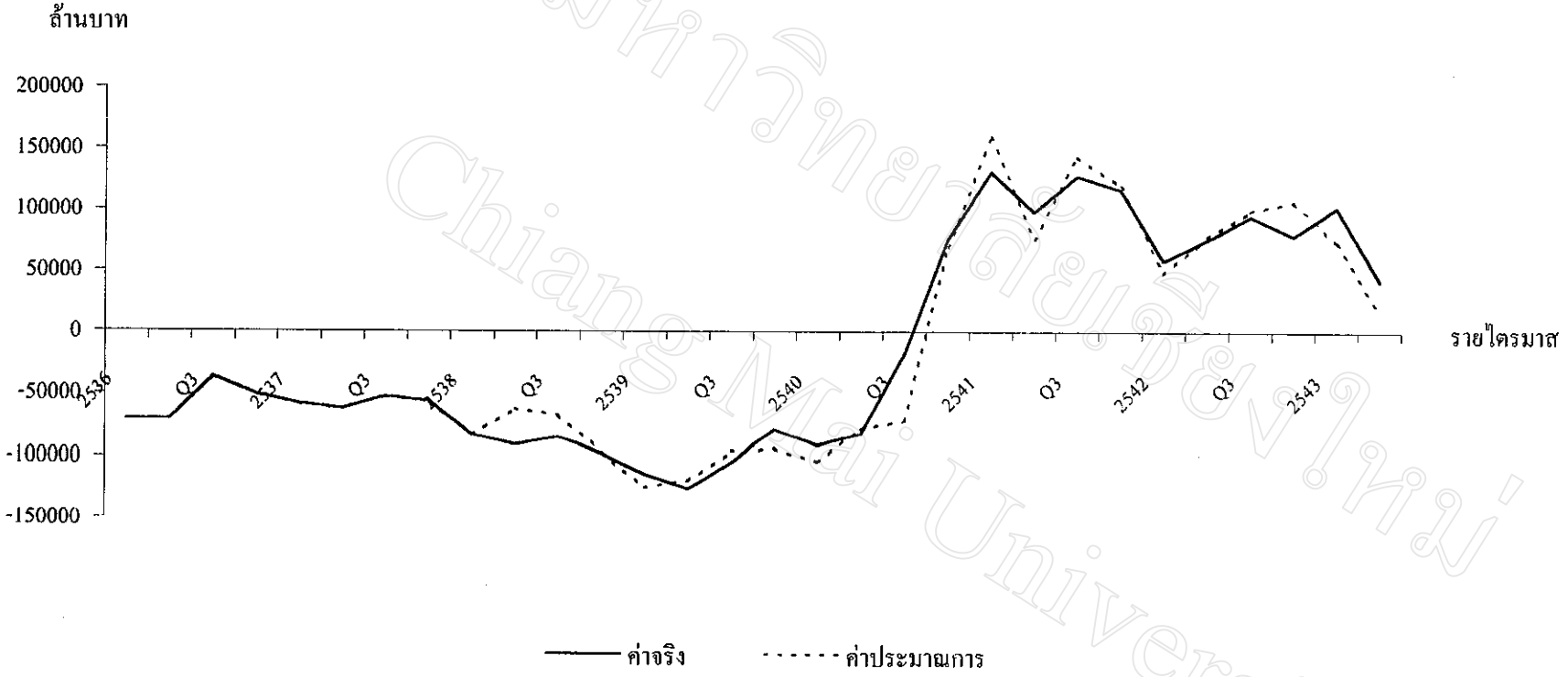


Root Mean Square Error	11417.26	Bias Proportion	0.000023
Root Asolute Error	9548.991	Variance Proportion	0.649154
Mean Absolute Percentage Error	0.808887	Covariance Proportion	0.350797
Theil's Inequality Coefficient	0.393298		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.23 ค่าจริงและค่าประมาณการของดุลการค้า (BOT) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	20231.2	Bias Proportion	0.002065
Root Absolute Error	15913.62	Variance Proportion	0.012249
Mean Absolute Percentage Error	0.287078	Covariance Proportion	0.983325
Theil's Inequality Coefficient	0.106614		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.24 Net Services and Transfers

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า Net Services and Transfers (NST) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 0 ส่วนเงินทุนไหลเข้าสุทธิ (NCI) ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศ (GDPT) ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) ดุลการค้า (BOT) อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (IUS) อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ (IMLR) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.61

ตารางที่ 6.61 ผลการทดสอบ unit root สำหรับ Net Services and Transfers รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
NST	-4.5341***	-6.3947***	-2.9253***	-8.0048***	-7.8146***	-8.1311***	0
NCI	-0.6295	-1.5929	-0.7879	-3.1177**	-3.1136	-3.0733***	1
GDPT	-2.4348	-1.9761	1.2773	-5.7925***	-6.7037***	-4.8087***	1
WGDP	-0.5507	-2.2455	2.2865	-5.4952***	-5.4176***	-4.1602***	1
BOT	-1.3638	-1.3638	-1.4481	-3.2181**	-3.1398	-3.3046***	1
IUS	-1.9959	-2.3291	0.9392	-1.9688	-1.8740	-1.7294*	1
IMLR	-1.7950	-1.8408	-0.6305	-2.8961*	-3.1733	-2.9140***	1
E	-1.1365	-2.3575	0.4666	-2.8586*	-2.7995	-2.8167***	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 net capital inflow(NCI) ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศ (GDPT) ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) ดุลการค้า (BOT) อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (IUS) อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ (IMLR) และอัตราแลกเปลี่ยน(E) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 2 และ cointegrating vector เท่ากับ 4 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 4 นี้ vector 3 มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.62

ตารางที่ 6.62 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับ Net Services and Transfers รายไตรมาส

28 observations from 2536Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector : **NST** NCI GDPT WGDP BOT IUS IMLR E

List of eigenvalues in descending order : .95314 .86918 .80413 .70189 .56557 .30205 .24186 .0018766

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	85.6990	47.9400	45.0000
r<= 1	r = 2	56.9508	42.3000	39.3900
r<= 2	r = 3	45.6484	36.2700	33.4800
r<= 3	r = 4	33.8882	29.9500	27.5700
r<= 4	r = 5	23.3439	23.9200	21.5800
r<= 5	r = 6	10.0692	17.6800	15.5700
r<= 6	r = 7	7.7530	11.0300	9.2800
r<= 7	r = 8	.052593	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	263.4052	141.2400	135.3200
r<= 1	r>= 2	177.7062	110.1000	105.4400
r<= 2	r>= 3	120.7554	83.1800	78.4700
r<= 3	r>= 4	75.1069	59.3300	55.4200
r<= 4	r>= 5	41.2187	39.8100	36.6900
r<= 5	r>= 6	17.8748	24.0500	21.4600
r<= 6	r>= 7	7.8056	12.3600	10.2500
r<= 7	r = 8	.052593	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
NST	.2648E-4	-.2075E-4	.4166E-5	-.8022E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
NCI	-.5900E-6	-.5320E-5	-.4549E-5	.2026E-5
	(.022285)	(-.25644)	(1.0920)	(.25261)
GDPT	.0016211	.1323E-3	-.0032313	.0019598
	(-61.2306)	(6.3764)	(775.6126)	(244.2985)

WGDP	.9418E-3	-.3550E-3	-.0011897	-.6985E-3
	(-35.5731)	(-17.1105)	(285.5717)	(-87.0750)
BOT	.9043E-5	-.9271E-5	-.1961E-4	-.2122E-5
	(-.34157)	(-.44686)	(4.7059)	(-.26457)
IUS	-.39307	.12652	.58387	-.24187
	(14846.9)	(6098.0)	(-140147.5)	(-30151.0)
IMLR	.20469	-.11948	-.20141	-.024453
	(-7731.3)	(-5758.8)	(48344.1)	(-3048.2)
E	-.16785	.068381	.18849	.099008
	(6340.1)	(3295.9)	(-45243.5)	(12342.1)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของ Net Services and Transfers ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ถึงแม้ว่าค่า ecm4(-1) เป็นบวก แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ (significant) ดังตารางที่ 6.63

ตารางที่ 6.63 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของ Net Services and Transfers รายไตรมาส

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

Dependent variable is **dNST**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dNST1	-.023095	-.094554	.926
dNCI1	-.033685	-.51075	.617
dGDPT1	211.1663	4.1248	.001
dWGDP1	-40.1806	-2.3601	.031
dBOT1	-.18573	-1.0374	.315
dIUS1	-11386.1	-1.6782	.113
dIT1	9330.7	2.1248	.050
dE1	1430.5	.65376	.523
ecm1(-1)	-.95291	-3.9077	.001

ecm2(-1)	-.53144	-2.7810	.013
ecm3(-1)	-.18806	-4.9008	.000
ecm4(-1)	.024312	.32904	.746

List of additional temporary variables created:

dNST = NST-NST(-1) dNST1 = NST(-1)-NST(-2) dNCI1 = NCI(-1)-NCI(-2)

dGDPT1 = GDPT(-1)-GDPT(-2) dWGDP1 = WGDP(-1)-WGDP(-2) dBOT1 = BOT(-1)-BOT(-2)

dIUS1 = IUS(-1)-IUS(-2) dIT1 = IT(-1)-IT(-2) dE1 = E(-1)-E(-2)

ecm1 = 1.0000*NST -0.022285*NCI +61.2306*GDPT +35.5731*WGDP +0.34157*BOT -846.9*IUS +7731.3*imlr -6340.1*E

ecm2 = 1.0000*NST +0.25644*NCI -6.3764*GDPT +17.1105*WGDP +0.44686*BOT - 6098.0*IUS + 5758.8*imlr -3295.9*E

ecm3 = 1.0000*NST -1.0920*NCI -775.6126*GDPT -285.5717*WGDP - 4.7059*BOT +140147.5*IUS -48344.1*IT +45243.5*E

ecm4 = 1.0000*NST -0.25261*NCI -244.2985*GDPT +87.0750*WGDP +0.26457*BOT +30151.0*IUS +3048.2*imlr -12342.1*E

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

R-Squared	.89833	R-Bar-Squared	.82844
S.E. of Regression	9210.7	F-stat.	F(11, 16) 12.8523[.000]
Mean of Dependent Variable	934.1071	S.D. of Dependent Variable	22237.3
Residual Sum of Squares	1.36E+09	Equation Log-likelihood	-287.4832
Akaike Info. Criterion	-299.4832	Schwarz Bayesian Criterion	-307.4764
DW-statistic	2.3703	System Log-likelihood	-1219.4

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 3.3379[.503]	F(4, 12)= .40604[.801]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .0062869[.937]	F(1, 15)= .0033688[.954]
C: Normality	CHSQ(2)= .97050[.616]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.5997[.058]	F(1, 26)= 3.8357[.061]

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

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของNet Services and Transfers ซึ่งให้ผลไม่ค่อยเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.139935 ดังภาพที่ 6.24

6.25 ดุลบัญชีเดินสะพัด (current account)

ดุลบัญชีเดินสะพัด คือผลรวมระหว่างดุลการค้าและ net services and transfers ในการทดสอบความสามารถในการอธิบายของดุลบัญชีเดินสะพัด จะอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของ net services and transfers และดุลการค้าที่ประมาณการได้ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจ ดังจะเห็นได้จากภาพที่ 6.25

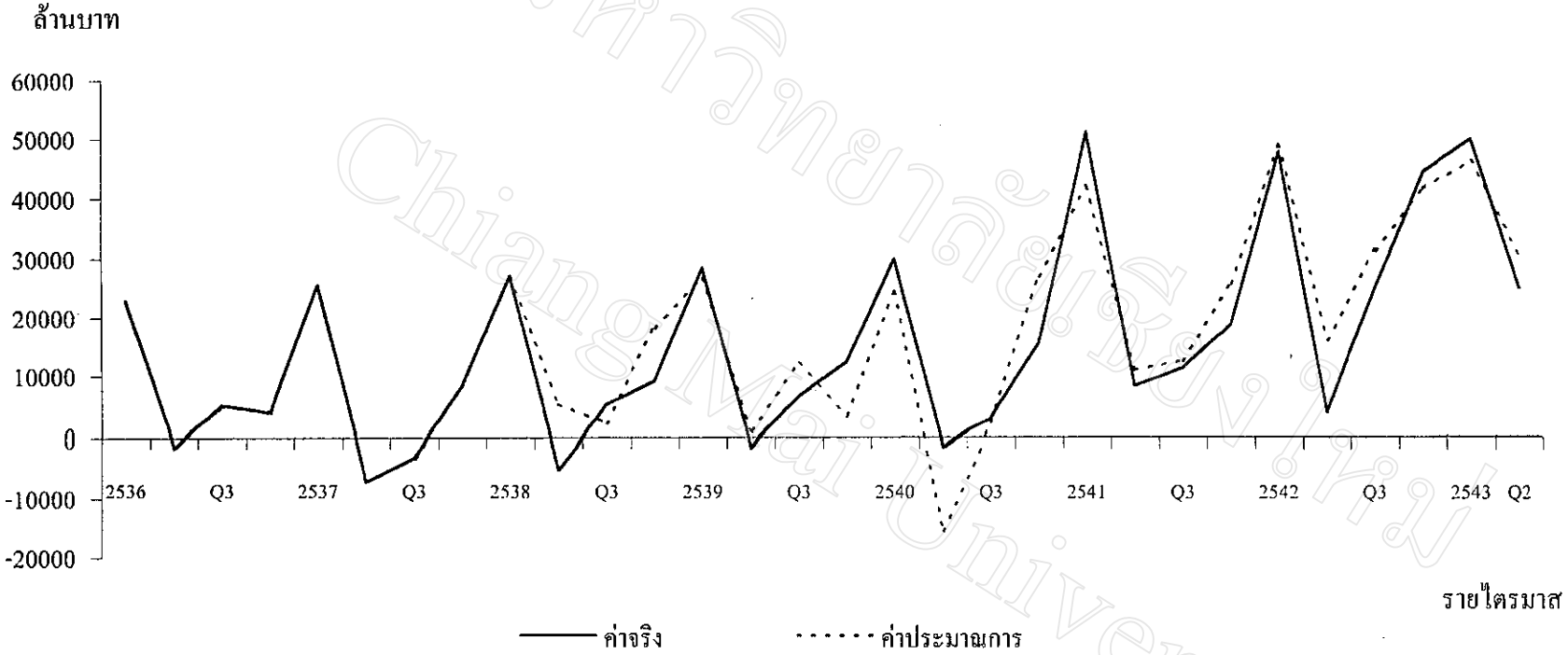
6.26 ดุลการชำระเงิน (balance of payment)

ดุลการชำระเงิน คือ ผลรวมระหว่างดุลบัญชีเดินสะพัดและ net capital inflow จากสมการการปรับตัวระยะสั้นของ net capital inflow และดุลบัญชีเดินสะพัดที่ประมาณการได้ จะทดสอบความสามารถในการอธิบายของดุลบัญชีเดินสะพัดได้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากภาพที่ 6.26

6.27 เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ (international reserves)

เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ คือ ผลรวมระหว่างเงินทุนสำรองระหว่างประเทศในระยะเวลาที่ผ่านมากับดุลการชำระเงิน จากดุลการชำระเงินที่ประมาณการได้สามารถนำมาทดสอบหาความสามารถในการอธิบายของเงินทุนสำรองระหว่างประเทศได้ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากกราฟ และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังภาพที่ 6.27

ภาพที่ 6.24 ค่าจริงและค่าประมาณการของ net services and transfers (NST) รายไตรมาส

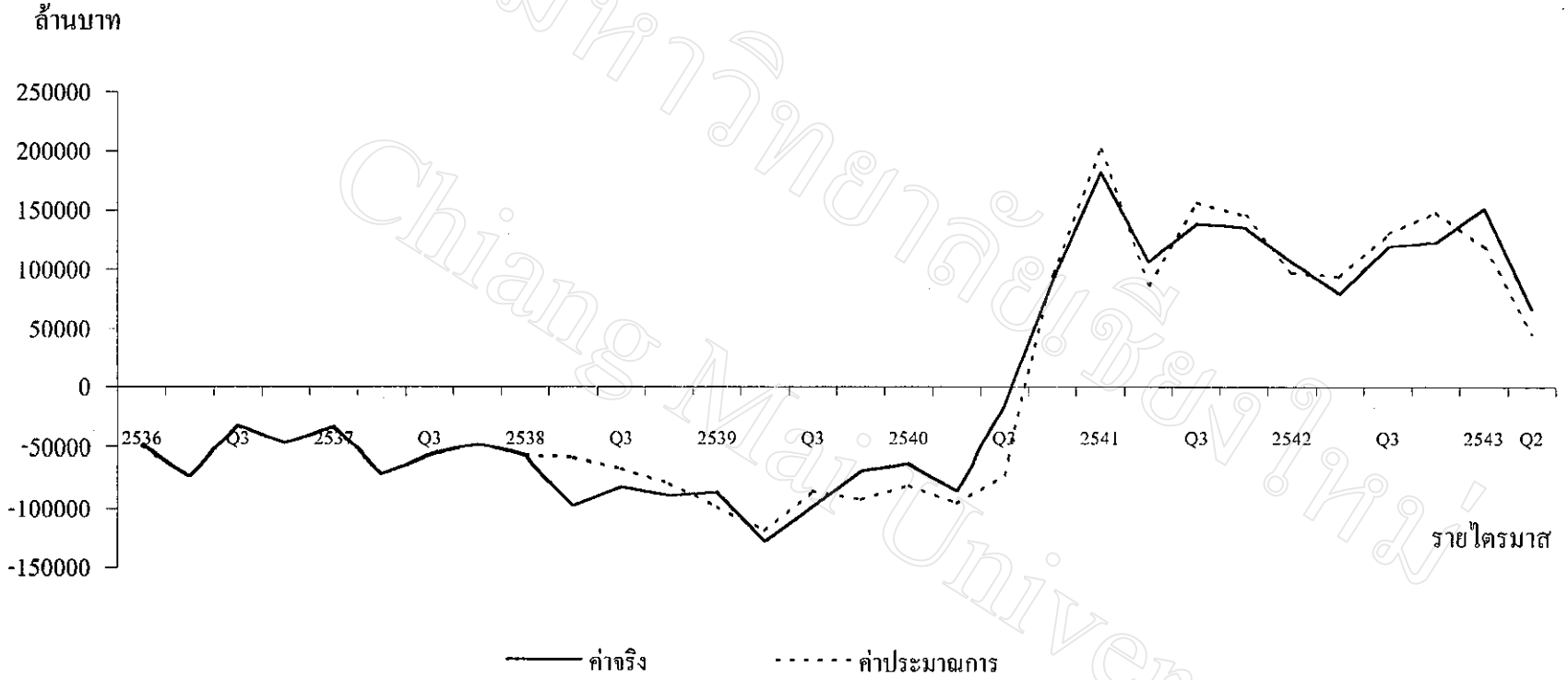


Root Mean Square Error	7103.505	Bias Proportion	0.014038
Root Absolute Error	5933.071	Variance Proportion	0.009499
Mean Absolute Percentage Error	1.136217	Covariance Proportion	0.96042
Theil's Inequality Coefficient	0.139935		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.25 ค่าจริงและค่าประมาณการของ current account (CA) รายไตรมาส

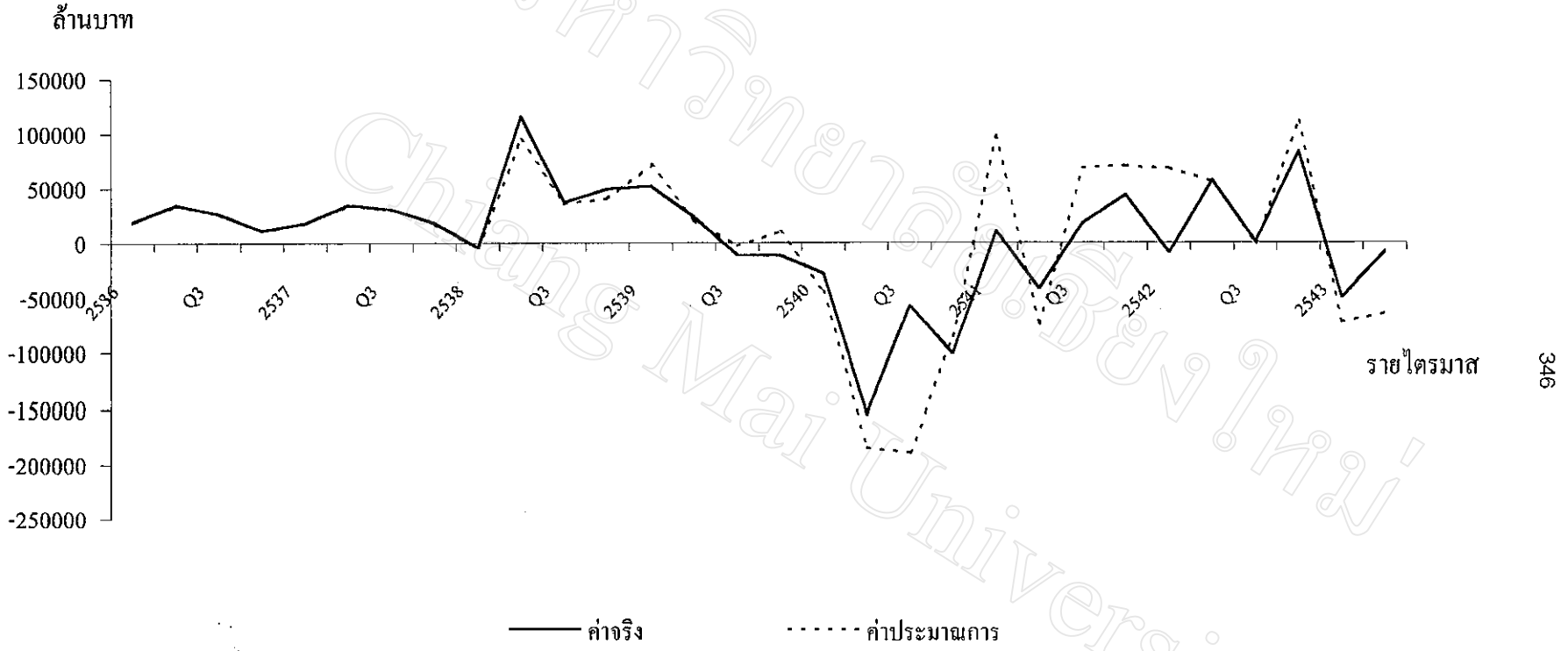


Root Mean Square Error	21651.74	Bias Proportion	1.29E-05
Root Absolute Error	18533.35	Variance Proportion	0.017722
Mean Absolute Percentage Error	0.316781	Variance Proportion	0.98225
Theil's Inequality Coefficient	0.100808		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.26 ค่าจริงและค่าประมาณการของดุลการชำระเงิน (BOP) รายไตรมาส

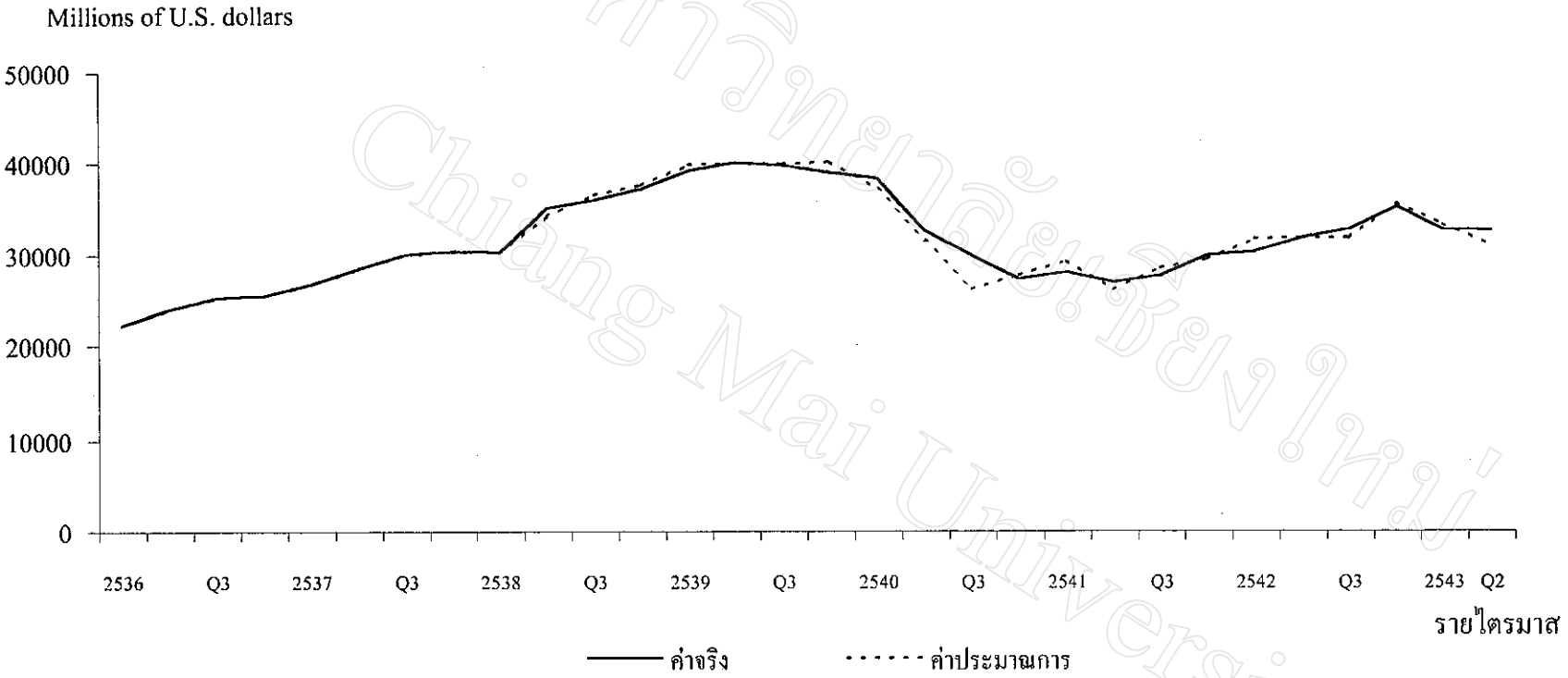


Root Mean Square Error	44733.49	Bias Proportion	0.000106
Root Absolute Error	31204.23	Variance Proportion	0.296076
Mean Absolute Percentage Error	2.020023	Covariance Proportion	0.703698
Theil's Inequality Coefficient	0.309202		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.27 ค่าจริงและค่าประมาณการของเงินทุนสำรองระหว่างประเทศ (RES) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1165.611	Bias Proportion	3.60E-03
Root Absolute Error	888.2818	Variance Proportion	0.050924
Mean Absolute Percentage Error	0.028084	Covariance Proportion	0.941368
Theil's Inequality Coefficient	0.017456		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.28 อัตราแลกเปลี่ยน

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า อัตราแลกเปลี่ยน (E) ดัชนีราคาผู้บริโภคโดยเปรียบเทียบ (CPITUS) สัดส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐฯ (GDPTUS) อัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ (IMLRUS) และดัชนีตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SET) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.64

ตารางที่ 6.64 ผลการทดสอบ unit root สำหรับอัตราแลกเปลี่ยนรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
E	-1.1365	-2.3575	0.4666	-2.8586*	-2.7995	-2.8167***	1
CPIT US	-0.5388	-3.1377	1.3513	-3.0514**	-2.8940	-2.4536**	1
GDPT US	-0.7312	-2.1009	-0.7332	-2.2346	-2.2498	-2.1868**	1
IMLRUS	-1.2403	-1.8894	-1.2652	-2.4600	-2.4692	-2.1982**	1
SET	-0.8822	-2.8379	-0.8558	-6.5851***	-6.6810***	-6.6288***	1

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

หมายเหตุ: ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1 ยกเว้น SET optimal lag = 0

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาว พบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยนบาท คือ สัดส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐฯ (GDPTUS) และอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ (IMLRUS) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 5 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.65

ตารางที่ 6.65 ผลการทดสอบ cointegration **สำหรับอัตราแลกเปลี่ยนรายไตรมาส**

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2. Order of VAR = 5.

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

List of eigenvalues in descending order : .80764 .33450 .14996 .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	41.2092	22.0400	19.8600
r<= 1	r = 2	10.1805	15.8700	13.8100
r<= 2	r = 3	4.0619	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	55.4517	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	14.2424	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	4.0619	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	E	GDPTUS	IMLRUS	Intercept
1	-.16076	-889.2501	-.27093	9.7946
	(-1.0000)	(-5531.6)	(-1.6853)	(60.9275)

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

หมายเหตุ : coefficients normalized in parenthesis.

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.1257 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.66

ตารางที่ 6.66 ผลการปรับตัวระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยนรายไตรมาส

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

Dependent variable is **dE**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dE1	-.32179	-1.1260	.282
dGDPTUS1	-3232.7	-1.5698	.142
dIMLRUS1	17.1913	3.1212	.009
dE2	-.60802	-2.2585	.043
dGDPTUS2	-7076.5	-3.1735	.008
dIMLRUS2	11.1676	1.5879	.138
dE3	-.97754	-3.6375	.003
dGDPTUS3	-4574.9	-1.7954	.098
dIMLRUS3	1.5621	.24851	.808
dE4	-.92339	-3.2343	.007
dGDPTUS4	-6524.2	-2.8655	.014
dIMLRUS4	9.4418	1.6897	.117
ecm1(-1)	-1.1257	-3.9851	.002

List of additional temporary variables created:

dE = E-E(-1) dGDPTUS1 = GDPTUS(-1)-GDPTUS(-2) dIMLRUS1 = IMLRUS(-1)-IMLRUS(-2)

dE1 = E(-1)-E(-2) dGDPTUS2 = GDPTUS(-2)-GDPTUS(-3) dIMLRUS2 = IMLRUS(-2)-IMLRUS(-3)

dE2 = E(-2)-E(-3) dGDPTUS3 = GDPTUS(-3)-GDPTUS(-4) dIMLRUS3 = IMLRUS(-3)-IMLRUS(-4)

dE3 = E(-3)-E(-4) dGDPTUS4 = GDPTUS(-4)-GDPTUS(-5) dIMLRUS4 = IMLRUS(-4)-IMLRUS(-5)

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

ecm1 = 1.0000*E + 5531.6*GDPTUS + 1.6853*IMLRUS - 60.9275

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

R-Squared	.82732	R-Bar-Squared	.65464
S.E. of Regression	1.7570	F-stat.	F(12, 12) 4.7911[.006]
Mean of Dep. Variable	.52938	S.D. of Dep. Variable	2.9898
Residual Sum of Squares	37.0455	Equation Log-likelihood	-40.3894
Akaike Info. Criterion	-53.3894	Schwarz Bayesian Cri.	-61.3121
DW-statistic	1.9227	System Log-likelihood	194.3166

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(4)= 6.4346[.169]	F(4, 8)= .69318[.617]
B:Functional Form	CHSQ(1)= .87133[.351]	F(1, 11)= .39723[.541]
C:Normality	CHSQ(2)= 4.1252[.127]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .042019[.838]	F(1, 23)= .038723[.846]

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

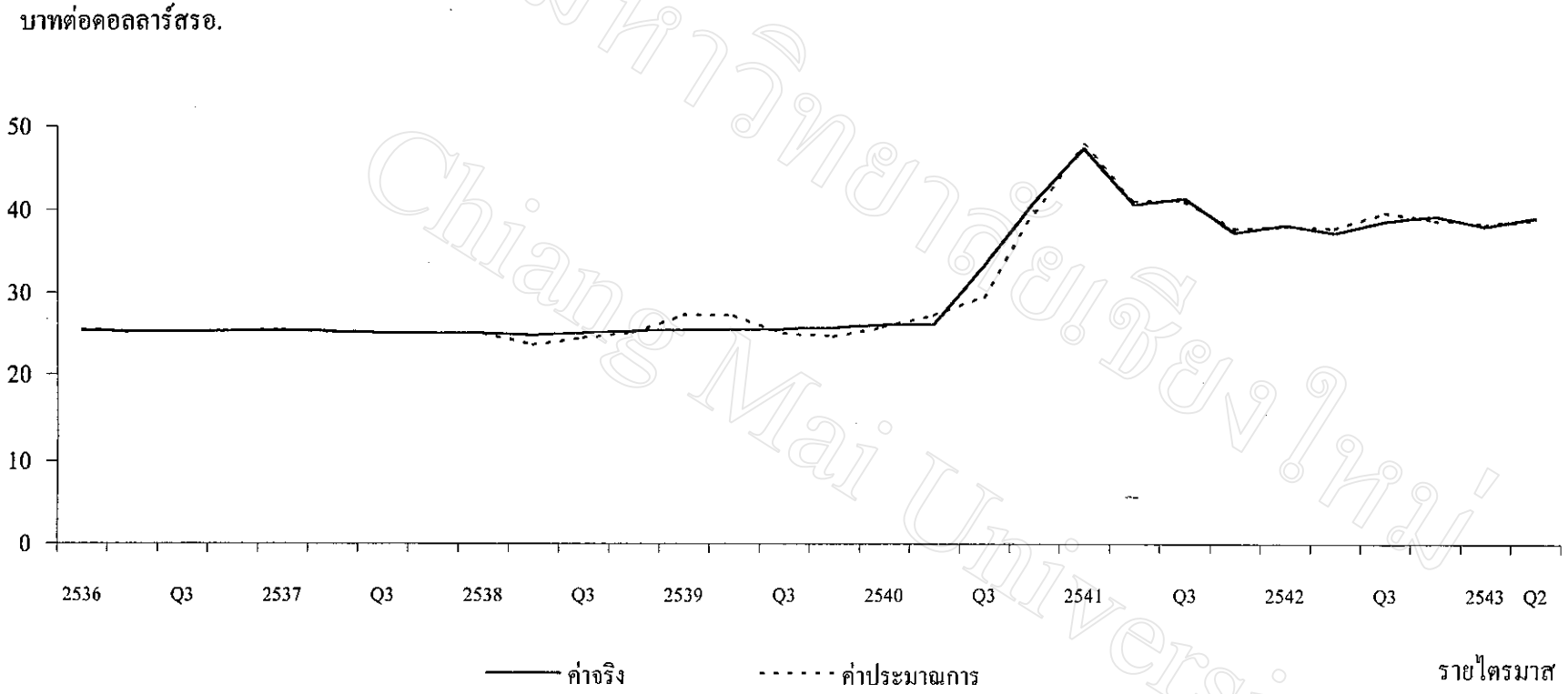
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของอัตราแลกเปลี่ยน ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 2.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.027922) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.017189 ดังภาพที่ 6.28

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.28 ค่าจริงและค่าประมาณการของอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ. (E) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1.161994	Bias Proportion	0.001419
Root Absolute Error	0.840251	Variance Proportion	0.004609
Mean Absolute Percentage Error	0.027922	Covariance Proportion	0.99235
Theil's Inequality Coefficient	0.017189		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.29 ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร (WSPI1) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกของอาหาร(EXPI1) ดัชนีราคานำเข้าของอาหาร (IMPI1) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.67

ตารางที่ 6.67 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งของอาหารรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI1	-1.1512	-1.91045	1.4275	-2.9297*	-2.9504	-2.5933**	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI1	-1.7999	-1.8346	0.1018	-2.7134*	-2.7455	-2.7487***	1
IMPI1	-1.6030	-2.4187	-0.2295	-3.2083**	-3.1321	-3.2560***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งของอาหาร คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 9 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.68

ตารางที่ 6.68 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งของอาหารรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector: WSPI1 DGDP M2 Intercept

List of eigenvalues in descending order:.91975 .79030 .2O571 .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	60.5415	22.0400	19.8600
r<= 1	r = 2	37.4893	15.8700	13.8100
r<= 2	r = 3	5.5273	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	103.5581	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	43.0166	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	5.5273	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI1	DGDP	M2	Intercept
1	-.015642	.031940	.1672E-6	-3.1161
	(-1.0000)	(2.0419)	(.1069E-4)	(-199.2092)
2	-.21721	.75391	-.3489E-5	-40.8752
	(-1.0000)	(3.4708)	(-.1606E-4)	(-188.1808)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของอาหารตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่า ecm1(-1) เท่ากับ -0.17237 ณ ระดับนัยสำคัญ 1 % ส่วน ecm2(-1) เป็นบวกแต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นอกจากนี้ยังพบว่าไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity (significant) ดังตารางที่ 6.69

ตารางที่ 6.69 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งฯของอาหารรายไตรมาส

A. ECM for variable WSPI1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

Dependent variable is **dWSPI1**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI11	-1.7833	-4.8943	.002
dDGDP1	2.7969	3.1830	.015
dM21	.2744E-4	3.7500	.007
dWSPI12	-1.1932	-3.6821	.008
dDGDP2	3.0314	3.6347	.008
dM22	.5847E-4	5.4393	.001
dWSPI13	-1.2253	-5.3451	.001
dDGDP3	2.6562	3.4842	.010
dM23	.4513E-4	4.4014	.003
dWSPI14	-1.1705	-4.7909	.002
dDGDP4	-.091683	-.15190	.884
dM24	.1414E-4	1.7245	.128
dWSPI15	-.46768	-2.4952	.041
dDGDP5	-.24088	-.58605	.576
dM25	.3001E-4	3.8815	.006
ecm1(-1)	-.17237	-6.7169	.000
ecm2(-1)	.65165	1.8285	.110

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)

dM21 = M2(-1)-M2(-2)
dM22 = M2(-2)-M2(-3)
dM23 = M2(-3)-M2(-4)
dM24 = M2(-4)-M2(-5)
dM25 = M2(-5)-M2(-6)

ecm1 = 1.0000*WSPI1 -2.0419*DGDP -.1069E-4*M2 + 199.2092

ecm2 = 1.0000*WSPI1 -3.4708*DGDP + .1606E-4*M2 + 188.1808

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI1 estimated by OLS based on cointegrating VAR(9)

R-Squared	.97036	R-Bar-Squared	.90260
S.E. of Regression	1.6406	F-stat.	F(16, 7) 14.3207[.001]
Mean of Dependent Variable	1.6775	S.D. of Dependent Variable	5.2566
Residual Sum of Squares	18.8400	Equation Log-likelihood	-31.1497
Akaike Info. Criterion	-48.1497	Schwarz Bayesian Criterion	-58.1631
DW-statistic	2.3687	System Log-likelihood	-334.0532

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 21.0545[.000]	F(4, 3)= 5.3610[.100]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 3.3551[.067]	F(1, 6)= .97509[.362]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.0869[.352]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .056548[.812]	F(1, 22)= .051958[.822]

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งของอาหาร ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 0.6 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.006181) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.003767 ดังภาพที่ 6.29

ภาพที่ 6.29 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งอาหาร (WSPI1) รายไตรมาส

Root Mean Square Error	0.919627	Bias Proportion	0.000663
Root Absolute Error	0.729044	Variance Proportion	0.002781
Mean Absolute Percentage Error	0.006181	Covariance Proportion	0.995797
Theil's Inequality Coefficient	0.003767		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.30 ดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบ (WSPI2) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ (EXPI2) ดัชนีราคานำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ (IMPI2) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration (I(d)) เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.70

ตารางที่ 6.70 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI2	0.2646	-1.9950	2.9043	-2.7851*	-2.6951	-2.0094**	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI2	-1.6165	-1.9872	0.0124	-3.0884**	-3.0394	-3.1381***	1
IMPI2	-0.1427	-4.2682**	-1.0497	-5.4761***	-5.3036***	-4.9312***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบ คือ GDP deflator และ money supply (M2) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.71

ตารางที่ 6.71 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งหมวดเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI2** DGDP M2

List of eigenvalues in descending order : .72339 .31012 .0058995

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	30.8438	17.6800	15.5700
r<= 1	r=2	8.9098	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	.14201	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	39.8956	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	9.0518	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	.14201	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI2	DGDP	M2
1	.24376	-.26241	-.2600E-6
	(-1.0000)	(1.0765)	(.1067E-5)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัว (ecm1(-1)) เท่ากับ –1.6961 และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.72

ตารางที่ 6.72 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบรายไตรมาส

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

Dependent variable is **dWSPI2**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI21	1.0721	2.3678	.045
dDGDP1	-.77869	-1.2172	.258
dM21	-.2944E-4	-2.3921	.044
dWSPI22	1.8790	3.5194	.008
dDGDP2	-.43639	-.89937	.395
dM22	-.3559E-4	-2.4403	.041
dWSPI23	1.5092	2.7871	.024
dDGDP3	-1.1730	-2.4503	.040
dM23	-.4623E-4	-3.1054	.015
dWSPI24	1.0598	2.5517	.034
dDGDP4	-.82204	-1.5765	.154
dM24	-.3817E-4	-2.6803	.028
dWSPI25	.45431	1.4729	.179
dDGDP5	-1.0782	-2.3722	.045
dM25	-.2362E-4	-2.1299	.066
ecm1(-1)	-1.6961	-3.4367	.009

List of additional temporary variables created:

dWSPI2 = WSPI2-WSPI2(-1)
dWSPI21 = WSPI2(-1)-WSPI2(-2)
dWSPI22 = WSPI2(-2)-WSPI2(-3)
dWSPI23 = WSPI2(-3)-WSPI2(-4)
dWSPI24 = WSPI2(-4)-WSPI2(-5)
dWSPI25 = WSPI2(-5)-WSPI2(-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)

dM21 = M2(-1)-M2(-2)
dM22 = M2(-2)-M2(-3)
dM23 = M2(-3)-M2(-4)
dM24 = M2(-4)-M2(-5)
dM25 = M2(-5)-M2(-6)

ecm1 = 1.0000*WSPI2 -1.0765*DGDP -0.1067E-5*M2

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

R-Squared	.80474	R-Bar-Squared	.43863
S.E. of Regression	2.0249	F-stat..	F(15, 8) 2.1981[.131]
Mean of Dependent Variable	1.4679	S.D. of Dependent Variable	2.7026
Residual Sum of Squares	32.8013	Equation Log-likelihood	-37.8035
Akaike Info. Criterion	-53.8035	Schwarz Bayesian Criterion	-63.2279
DW-statistic	1.9235	System Log-likelihood	-348.3299

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 13.8768[.008]	F(4, 4)= 1.3708[.384]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 15.8612[.000]	F(1, 7)= 13.6418[.008]
C: Normality	CHSQ(2)= .67302[.714]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 2.2548[.133]	F(1, 22)= 2.2812[.145]

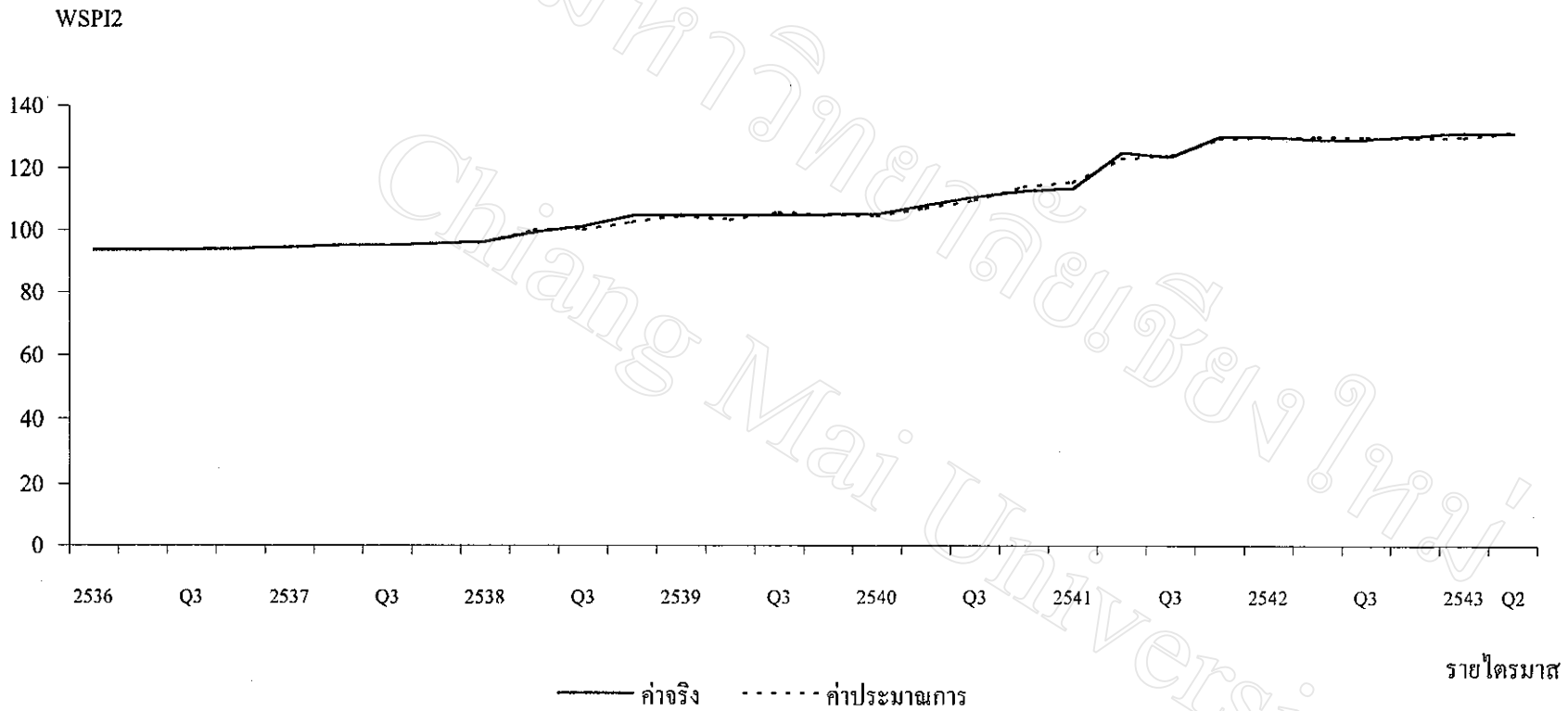
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 0.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.008113) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.00468 ดังภาพที่ 6.30

ภาพที่ 6.30 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบ (WSPI2) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1.082671	Bias Proportion	0.011342
Root Absolute Error	0.919967	Variance Proportion	0.003926
Mean Absolute Percentage Error	0.008113	Covariance Proportion	0.971769
Theil's Inequality Coefficient	0.00468		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.31 ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ (WSPI3) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบ (EXPI3) ดัชนีราคานำเข้าวัตถุดิบ (IMPI3) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.73

ตารางที่ 6.73 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI3	-2.0521	-1.6408	0.2214	-2.2254	-2.5434	-2.2088**	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI3	-2.2539	-2.1387	0.0067	-3.9350***	-4.0054**	-3.9639***	1
IMPI3	-1.8273	-1.8947	-0.0987	-2.6882*	-2.7756	-2.7254***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ คือ GDP deflator (DGDP) และ wage (W)โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 3 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 3 นี้ มี vector 1 ที่มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.74

ตารางที่ 6.74 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

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

List of eigenvalues in descending order : .80590 .72727 .29086

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	39.3447	17.6800	15.5700
r<= 1	r=2	31.1826	11.0300	9.2800
r<= 2	r=3	8.2490	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	78.7762	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	39.4316	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	8.2490	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI3	DGDP	W
1	-.094342	.020664	.050432
	(-1.0000)	(.21903)	(.53457)
2	-.047090	-.021959	.060308
	(-1.0000)	(-.46633)	(1.2807)
3	-.0079615	.13085	-.10261
	(-1.0000)	(16.4357)	(-12.8888)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.75

ตารางที่ 6.75 ผลการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบรายไตรมาส

A. ECM for variable WSPI3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dWSPI3**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI31	-.51476	-1.4557	.196
dDGDP1	2.2911	2.8680	.029
dW1	-.27186	-.42892	.683
dWSPI32	-.62246	-1.4268	.204
dDGDP2	2.7799	2.1696	.073
dW2	.13538	.27792	.790
dWSPI33	-1.0444	-2.0308	.089
dDGDP3	4.4202	2.5037	.046
dW3	.51562	1.3436	.228
dWSPI34	-.39855	-1.1691	.287
dDGDP4	1.7907	.95614	.376
dW4	.45425	1.2780	.248
dWSPI35	.25825	1.0526	.333
dDGDP5	.15721	.14315	.891
dW5	.71941	2.6394	.039
ecm1(-1)	-.59936	-2.0307	.089
ecm2(-1)	.13765	.93437	.386
ecm3(-1)	.034508	1.3855	.215

List of additional temporary variables created:

dWSPI3 = WSPI3-WSPI3(-1) dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2) dW1 = W(-1)-W(-2)

dWSPI31 = WSPI3(-1)-WSPI3(-2) dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3) dW2 = W(-2)-W(-3)

dWSPI32 = WSPI3(-2)-WSPI3(-3) dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4) dW3 = W(-3)-W(-4)

dWSPI33 = WSPI3(-3)-WSPI3(-4) dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5) dW4 = W(-4)-W(-5)

dWSPI34 = WSPI3(-4)-WSPI3(-5) dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6) dW5 = W(-5)-W(-6)

dWSPI35 = WSPI3(-5)-WSPI3(-6)

ecm1 = 1.0000*WSPI3 -0.21903*DGDP -0.53457*W ; ecm2 = 1.0000*WSPI3 +0.46633*DGDP - 1.2807*W ; ecm3 = 1.0000*WSPI3 -16.4357*DGDP + 12.8888*W

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI3 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.92848	R-Bar-Squared	.72586
S.E. of Regression	3.1285	F-stat.	F(17, 6) 4.5822[.034]
Mean of Dependent Variable	.78708	S.D. of Dependent Variable	5.9750
Residual Sum of Squares	58.7235	Equation Log-likelihood	-44.7920
Akaike Info. Criterion	-62.7920	Schwarz Bayesian Criterion	-73.3944
DW-statistic	1.7475	System Log-likelihood	-95.8457

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 21.3745[.000]	F(4, 2)= 4.0705[.207]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .60428[.437]	F(1, 5)= .12914[.734]
C: Normality	CHSQ(2)= .55419[.758]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .53499[.465]	F(1, 22)= .50158[.486]

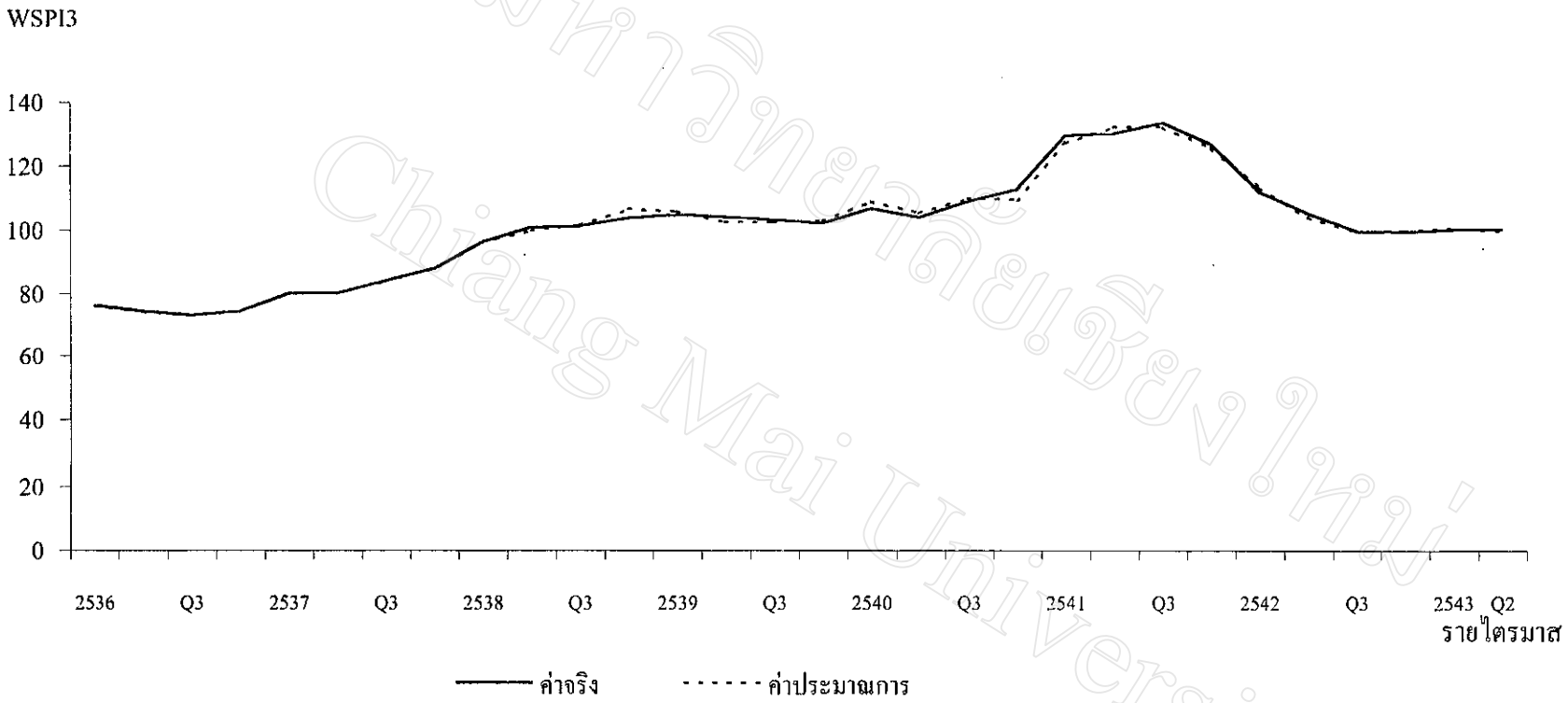
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.2 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.011518) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.007083 ดังภาพที่ 6.31

ภาพที่ 6.31 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ (WSPI3) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1.537273	Bias Proportion	0.000487
Root Absolute Error	1.269573	Variance Proportion	0.022622
Mean Absolute Percentage Error	0.011518	Covariance Proportion	0.976335
Theil's Inequality Coefficient	0.007083		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.32 ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (WSPI4) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (EXPI4) ดัชนีราคานำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (IMPI4) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.76

ตารางที่ 6.76 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI4	-1.8084	-2.4222	0.1946	-5.3461***	-5.2639***	-5.4950***	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI4	-1.1938	-1.1625	0.4907	-3.2704**	-3.3668*	-3.2780***	1
IMPI4	-0.5597	-2.4306	0.8079	-3.1746**	-3.3880*	-2.9266***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น คือ GDP deflator (DGDP) และดัชนีราคาส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (EXPI4)โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 2 ซึ่ง cointegrating vector ทั้ง 2 นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.77

ตารางที่ 6.77 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น รายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI4 DGDP EXPI4**

List of eigenvalues in descending order : .77587 .53274 .9440E-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	35.8930	21.1200	19.0200
r<= 1	r=2	18.2607	14.8800	12.9800
r<= 2	r=3	.022666	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	54.1763	31.5400	28.7800
r<= 1	r>= 2	18.2833	17.8600	15.7500
r<= 2	r = 3	.022666	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI4	DGDP	EXPI4
1	-.016304	.011761	.034665
	(-1.0000)	(.72135)	(2.1261)
2	.089699	-.16003	-.0043349
	(-1.0000)	(1.7841)	(.048327)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่นตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 2 มีค่าน้อยกว่า –1 และไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.78

ตารางที่ 6.78 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น รายไตรมาส

A. ECM for variable **WSPI4** estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dWSPI4**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-76.3101	-2.0930	.081
dWSPI41	.47160	1.4182	.206
dDGDP1	.50299	.55390	.600
dEXPI41	-.65937	-4.3989	.005
dWSPI42	-.80244	-2.2926	.062
dDGDP2	.41825	.52548	.618
dEXPI42	-.67268	-4.2805	.005
dWSPI43	-.017288	-.10464	.920
dDGDP3	-1.6959	-2.2393	.066
dEXPI43	-.51692	-2.5441	.044
dWSPI44	-.22243	-1.5305	.177
dDGDP4	-1.0319	-1.4560	.196
dEXPI44	-.41029	-1.9085	.105
dWSPI45	-.22123	-1.8945	.107
dDGDP5	-1.1250	-1.4491	.197
dEXPI45	-.25070	-1.2137	.270
ecm1(-1)	-.28105	-3.6417	.011
ecm2(-1)	-.42899	-1.0104	.351

List of additional temporary variables created:

dWSPI4 = WSPI4-WSPI4(-1) dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2) dEXPI41 = EXPI4(-1)-EXPI4(-2)

dWSPI41 = WSPI4(-1)-WSPI4(-2) dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3) dEXPI42 = EXPI4(-2)-EXPI4(-3)

dWSPI42 = WSPI4(-2)-WSPI4(-3) dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4) dEXPI43 = EXPI4(-3)-EXPI4(-4)

dWSPI43 = WSPI4(-3)-WSPI4(-4) dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5) dEXPI44 = EXPI4(-4)-EXPI4(-5)

dWSPI44 = WSPI4(-4)-WSPI4(-5) dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6) dEXPI45 = EXPI4(-5)-EXPI4(-6)

dWSPI45 = WSPI4(-5)-WSPI4(-6)

ecm1 = 1.0000*WSPI4 -0.72135*DGDP - 2.1261*EXPI4 ; ecm2 = 1.0000*WSPI4 -1.7841*DGDP -0.048327*EXPI4

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI4 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.90274	R-Bar-Squared	.62717
S.E. of Regression	4.7334	F-stat.	F(17, 6) 3.2759[.074]
Mean of Dependent Variable	1.2271	S.D. of Dependent Variable	7.7520
Residual Sum of Squares	134.4298	Equation Log-likelihood	-54.7304
Akaike Info. Criterion	-72.7304	Schwarz Bayesian Criterion	-83.3329
DW-statistic	3.3306	System Log-likelihood	-156.6732

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 18.6477[.001]	F(4, 2)= 1.7420[.396]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .075556[.783]	F(1, 5)= .015790[.905]
C: Normality	CHSQ(2)= .82369[.662]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .020452[.886]	F(1, 22)= .018763[.892]

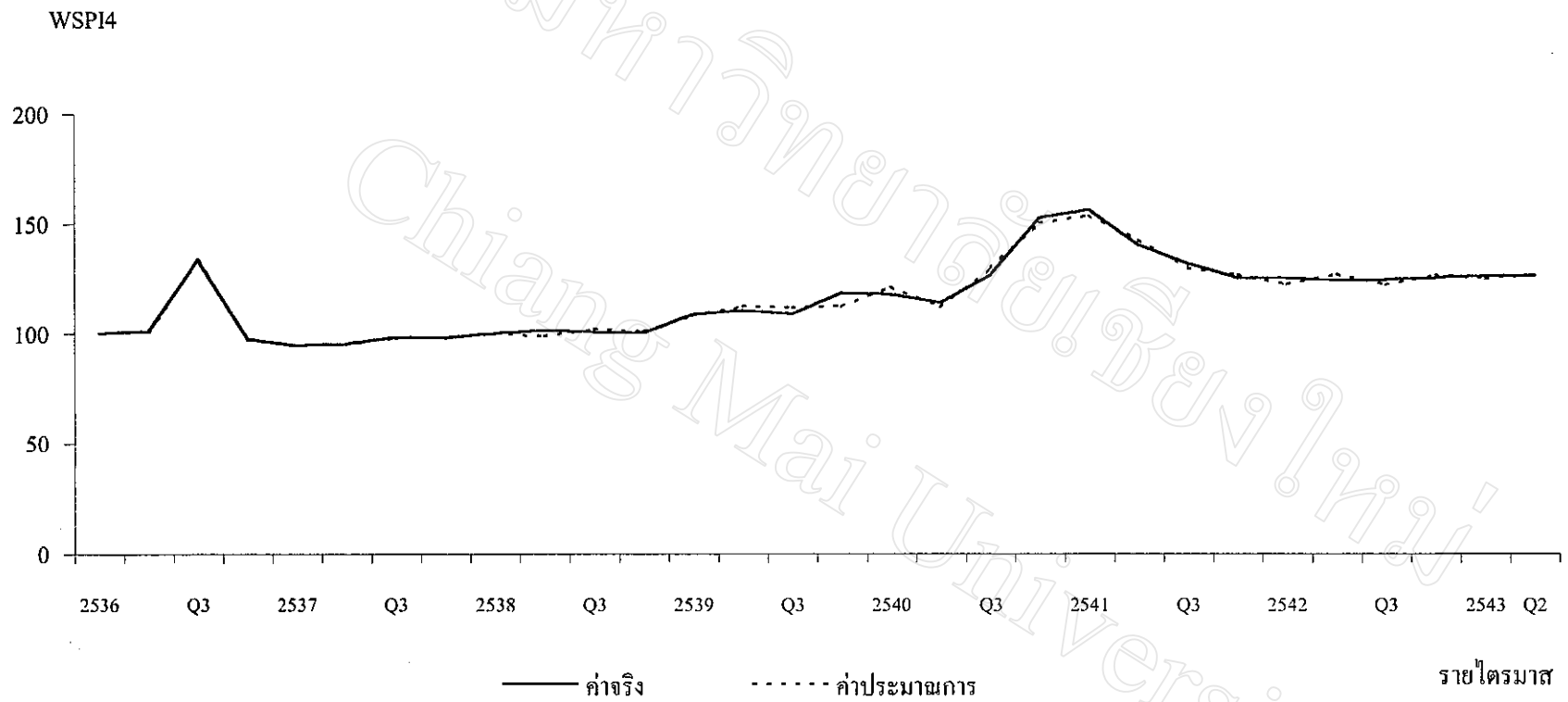
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.018271) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.010364 ดังภาพที่ 6.32

ภาพที่ 6.32 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (WSPI4) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	2.525011	Bias Proportion	4.26E-07
Root Absolute Error	2.204892	Variance Proportion	0.00737
Mean Absolute Percentage Error	0.018271	Covariance Proportion	0.992629
Theil's Inequality Coefficient	0.010364		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.33 ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ (WSPI5) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ (EXPI5) ดัชนีราคานำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ (IMPI5) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.79

ตารางที่ 6.79 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI5	-0.5409	-2.7625	1.5379	-4.6987***	-4.5919***	-4.0992***	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI5	0.789	-1.9060	-1.1630	-2.5953	-3.1632	-2.2703**	1
IMPI5	-1.3234	-1.1646	-0.5743	-2.6807*	-3.0040	-2.7060***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ คือ ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ (WSPI8) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.80

ตารางที่ 6.80 ผลการทดสอบ cointegration สำหรับดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

22 observations from 2538Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI5** WSPI8

List of eigenvalues in descending order : .70199 .031236

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	26.6341	14.8800	12.9800
r<= 1	r=2	.69816	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	27.3323	17.8600	15.7500
r<= 1	r = 2	.69816	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI5	WSPI8
1	-.057950	.12418
	(-1.0000)	(2.1429)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตาราง 6.81

ตารางที่ 6.81 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์รายไตรมาส

A. ECM for variable **WSPI5** estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dWSPI5**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-74.7126	-1.9228	.103
dWSPI51	.26111	.66986	.528
dWSPI81	4.4503	3.4019	.014
dWSPI52	.062083	.14640	.888
dWSPI82	-5.4770	-2.1324	.077
dWSPI53	-.18269	-.42587	.685
dWSPI83	2.1616	.70784	.506
dWSPI54	.97686	1.8651	.111
dWSPI84	1.0202	.37122	.723
dWSPI55	.29337	.52709	.617
dWSPI85	-6.7025	-2.4432	.050
dWSPI56	.47842	1.1421	.297
dWSPI86	4.7082	1.8497	.114
dWSPI57	.47437	1.4379	.200
dWSPI87	-3.2629	-1.9495	.099
ecm1(-1)	-.67134	-2.0143	.091

List of additional temporary variables created:

dWSPI5 = WSPI5-WSPI5(-1)

dWSPI51 = WSPI5(-1)-WSPI5(-2)

dWSPI52 = WSPI5(-2)-WSPI5(-3)

dWSPI53 = WSPI5(-3)-WSPI5(-4)

dWSPI54 = WSPI5(-4)-WSPI5(-5)

dWSPI55 = WSPI5(-5)-WSPI5(-6)

dWSPI56 = WSPI5(-6)-WSPI5(-7)

dWSPI57 = WSPI5(-7)-WSPI5(-8)

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)

ecm1 = 1.0000*WSPI5 -2.1429*WSPI8

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI5 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.90167	R-Bar-Squared	.65586
S.E. of Regression	5.7514	F-stat.	F(15, 6) 3.6681[.059]
Mean of Dependent Variable	2.5359	S.D. of Dependent Variable	9.8041
Residual Sum of Squares	198.4728	Equation Log-likelihood	-55.4124
Akaike Info. Criterion	-71.4124	Schwarz Bayesian Criterion	-80.1407
DW-statistic	2.0227	System Log-likelihood	-71.5381

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 11.2309[.024]	F(4, 2)= .52144[.739]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 7.2934[.007]	F(1, 5)= 2.4796[.176]
C: Normality	CHSQ(2)= 5.3072[.070]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .044030[.834]	F(1, 20)= .040107[.843]

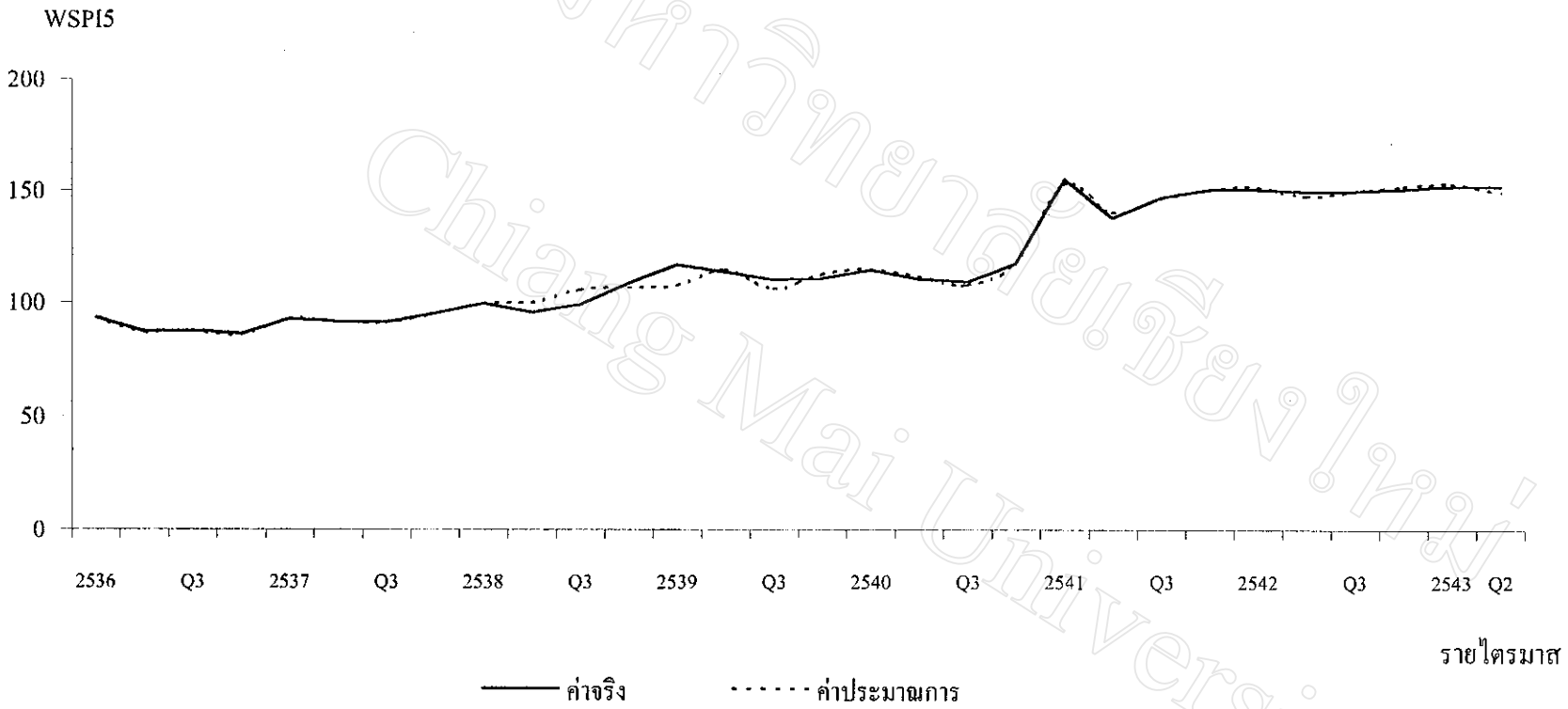
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 1.9 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.019049) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.011869 ดังภาพที่ 6.33

ภาพที่ 6.33 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ (WSPI5) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	3.06414	Bias Proportion	0.000146
Root Absolute Error	2.200114	Variance Proportion	0.021288
Mean Absolute Percentage Error	0.019049	Covariance Proportion	0.978398
Theil's Inequality Coefficient	0.011869		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.34 ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ (WSPI6) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์ (EXPI6) ดัชนีราคานำเข้าเคมีภัณฑ์ (IMPI6) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.82

ตารางที่ 6.82 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI6	-0.4723	-1.9557	0.4429	-2.8909*	-3.3164*	-2.8984***	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI6	-2.0335	-2.7202	0.4321	-2.8985*	-2.8705	-2.8913***	1
IMPI6	-2.3381	-3.0867	0.1617	-3.1646**	-3.0978	-3.2013***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	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 ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.83

ตารางที่ 6.83 ผลการทดสอบ cointegrationg สำหรับดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

22 observations from 2538Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI6** DGDP

List of eigenvalues in descending order : .80262 .096511

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	35.6980	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	2.2328	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	37.9309	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	2.2328	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI6	DGDP
1	-.034783	.041687
	(-1.0000)	(1.1985)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.84

ตารางที่ 6.84 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์รายไตรมาส

A. ECM for variable **WSPI6** estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dWSPI6**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI61	-.45488	-2.2871	.056
dDGDP1	-2.4614	-4.3253	.003
dWSPI62	.63572	3.4395	.011
dDGDP2	-1.0818	-1.4669	.186
dWSPI63	1.0904	4.4139	.003
dDGDP3	1.0979	2.1769	.066
dWSPI64	1.1282	5.5172	.001
dDGDP4	-1.8074	-3.0675	.018
dWSPI65	.58507	3.1411	.016
dDGDP5	-3.7054	-4.4646	.003
dWSPI66	-.55259	-3.4855	.010
dDGDP6	-2.6224	-3.6983	.008
dWSPI67	-.83979	-3.8200	.007
dDGDP7	-.82776	-1.7236	.128
ecm1(-1)	-.51254	-5.2987	.001

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)

ecm1 = 1.0000*WSPI6 - 1.1985*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)

dDGDP7 = DGDP(-7)-DGDP(-8)

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI6 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.92421	R-Bar-Squared	.77263
S.E. of Regression	2.7811	F-stat.	F(14, 7) 6.0971[.011]
Mean of Dependent Variable	1.3168	S.D. of Dependent Variable	5.8324
Residual Sum of Squares	54.1417	Equation Log-likelihood	-41.1228
Akaike Info. Criterion	-56.1228	Schwarz Bayesian Criterion	-64.3056
DW-statistic	2.4567	System Log-likelihood	-71.5786

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 12.0660[.017]	F(4, 3)= .91096[.553]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 6.7444[.009]	F(1, 6)= 2.6525[.155]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.8449[.398]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .064689[.799]	F(1, 20)= .058982[.811]

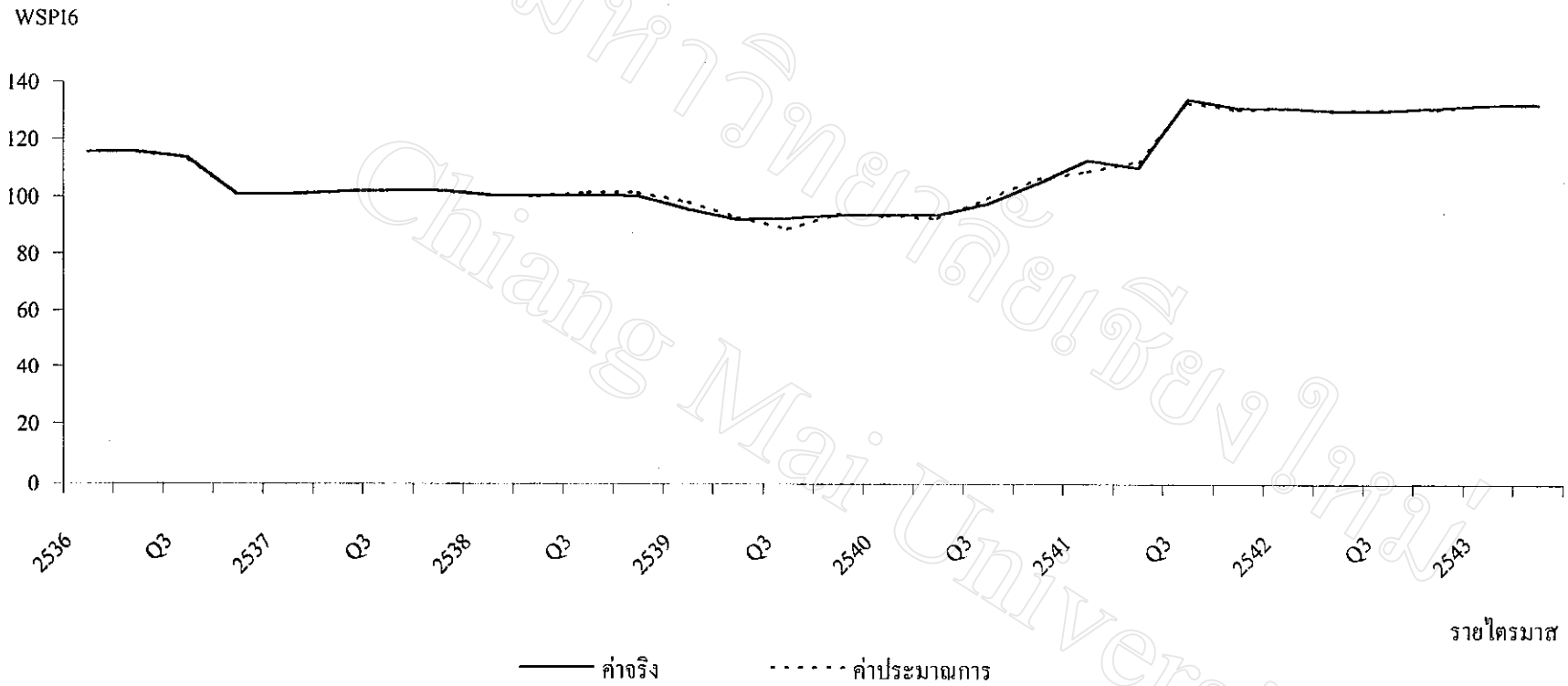
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 1.1 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.01117) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.007031 ดังภาพที่ 6.34

ภาพที่ 6.34 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ (WSPI6) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1.571147	Bias Proportion	0.001748
Root Absolute Error	1.142035	Variance Proportion	0.01153
Mean Absolute Percentage Error	0.01117	Covariance Proportion	0.984725
Theil's Inequality Coefficient	0.007031		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.35 ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม

ผลการทดสอบ **unit root** โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (WSPI7) มี order of integration เท่ากับ 0 ส่วน GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกค้าหัตถอุตสาหกรรม (EXPI7) ดัชนีราคานำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (IMPI7) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.85

ตารางที่ 6.85 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI7	-1.1010	-4.5038***	0.8962	-4.3728***	-4.2664**	-3.6933***	0
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI7	-1.8663	-1.7338	-0.1069	-2.9622*	-2.9795	-3.0231***	1
IMPI7	-1.3930	-2.1676	0.3085	-2.8649*	-2.8306	-2.8712***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	1

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

หมายเหตุ :ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่มีแนวโน้มเวลาแต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 7 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.86

ตารางที่ 6.86 ผลการทดสอบ cointegrationg สำหรับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

23 observations from 2537Q4 to 2543Q2. Order of VAR = 7.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI7** DGDP Intercept

List of eigenvalues in descending order : .56907 .17331 .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	19.3615	15.8700	13.8100
r<= 1	r=2	4.3776	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	23.7391	20.1800	17.8800
r<= 1	r = 2	4.3776	9.1600	7.5300

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

vector	WSPI7	DGDP	Intercept
1	.39191	-.34067	-5.7169
	(-1.0000)	(.86924)	(14.5873)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.87

ตารางที่ 6.87 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมรายไตรมาส

A. ECM for variable WSPI7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

Dependent variable is **dWSPI7**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI71	2.4707	3.4585	.006
dDGDP1	-2.0330	-2.2232	.050
dWSPI72	1.3041	1.4381	.181
dDGDP2	-2.0830	-2.1269	.059
dWSPI73	1.7898	2.1505	.057
dDGDP3	-1.9576	-2.2526	.048
dWSPI74	1.3985	1.7072	.119
dDGDP4	-1.5644	-1.9502	.080
dWSPI75	.49222	.84110	.420
dDGDP5	-.87442	-1.3985	.192
dWSPI76	.69396	1.3456	.208
dDGDP6	-.43154	-.98649	.347
ecm1(-1)	-1.8548	-2.5544	.029

List of additional temporary variables created:

dWSPI7 = WSPI7-WSPI7(-1)
dWSPI71 = WSPI7(-1)-WSPI7(-2)
dWSPI72 = WSPI7(-2)-WSPI7(-3)
dWSPI73 = WSPI7(-3)-WSPI7(-4)
dWSPI74 = WSPI7(-4)-WSPI7(-5)
dWSPI75 = WSPI7(-5)-WSPI7(-6)
dWSPI76 = WSPI7(-6)-WSPI7(-7)
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)
ecm1 = .0000*WSPI7 -0.86924*DGDP - 14.5873

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI7 estimated by OLS based on cointegrating VAR(7)

R-Squared	.75326	R-Bar-Squared	.45717
S.E. of Regression	1.8528	F-stat.	F(12, 10) 2.5440[.074]
Mean of Dependent Variable	1.0596	S.D. of Dependent Variable	2.5148
Residual Sum of Squares	34.3296	Equation Log-likelihood	-37.2415
Akaike Info. Criterion	-50.2415	Schwarz Bayesian Criterion	-57.6222

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

DW-statistic	2.0838	System Log-likelihood	-66.5753

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 3.0213[.554]	F(4, 6)= .22684[.914]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 9.4139[.002]	F(1, 9)= 6.2361[.034]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.4472[.485]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.0019[.317]	F(1, 21)= .95640[.339]

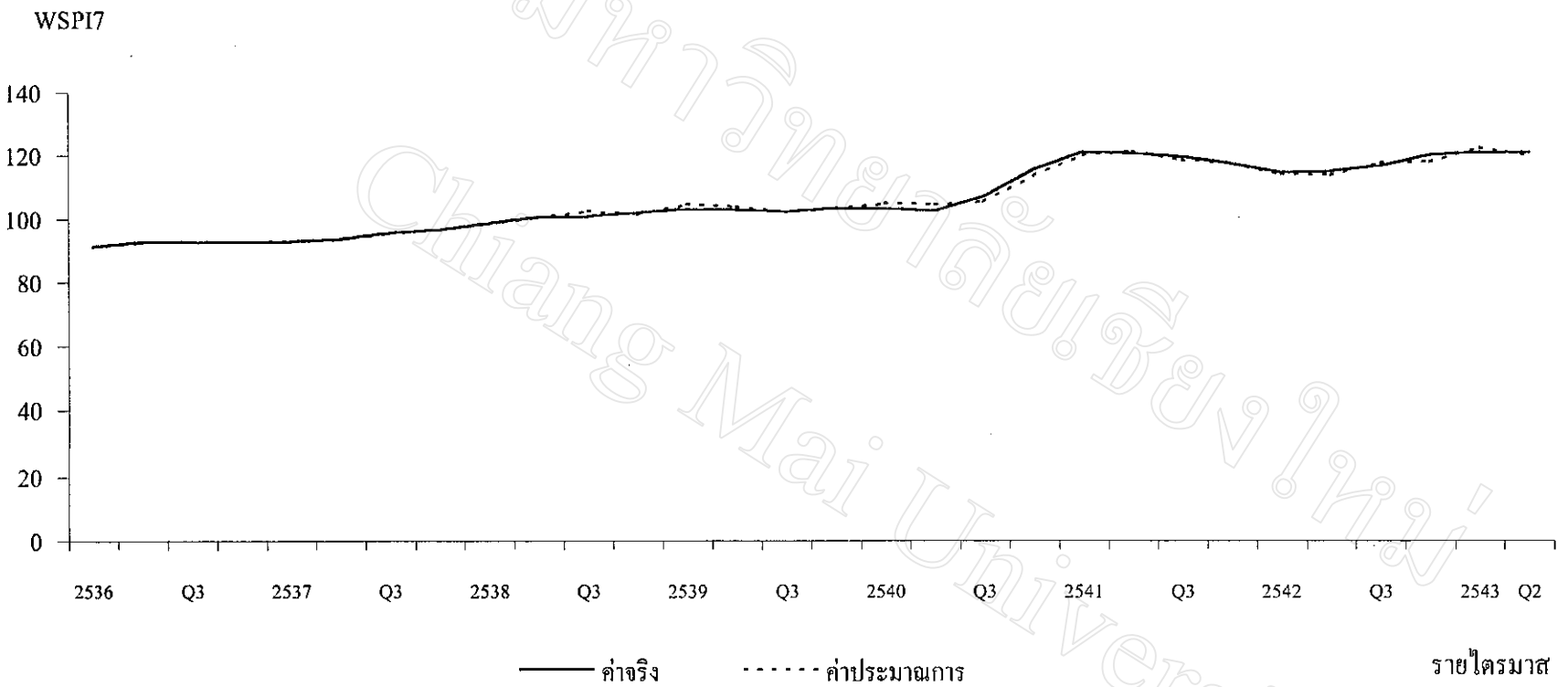
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 0.009367) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.005478 ดังภาพที่ 6.35

ภาพที่ 6.35 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม (WSPI7) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1.210224	Bias Proportion	0.000566
Root Absolute Error	1.031773	Variance Proportion	0.140939
Mean Absolute Percentage Error	0.009367	Covariance Proportion	0.857848
Theil's Inequality Coefficient	0.005478		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.36 ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ (WSPI8) GDP deflator (DGDP) ดัชนีราคาส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ (EXPI8) ดัชนีราคานำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ (IMPI8) money supply (M2) และ wage (W) มี order of integration เท่ากับ 1 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.88

ตารางที่ 6.88 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI8	-1.1936	-3.1084	0.5795	-2.7622*	-2.6749	-2.4524**	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI8	-1.226	-2.0566	0.2810	-3.2184**	-3.1475	-3.2276***	1
IMPI8	-1.5996	-2.3520	0.2182	-3.0678**	-3.0395	-3.0492***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	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 ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model มีเฉพาะค่าคงที่ ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 6 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.89

ตารางที่ 6.89 ผลการทดสอบ cointegrationg สำหรับดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2. Order of VAR = 6.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI8** DGDP

List of eigenvalues in descending order : .56577 .051218

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	20.0202	14.8800	12.9800
r<= 1	r=2	1.2618	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	21.2820	17.8600	15.7500
r<= 1	r = 2	1.2618	8.0700	6.5000

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI8	DGDP
1	.092536	-.059324
	(-1.000O)	(.64110)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.90

ตารางที่ 6.90 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะรายไตรมาส

A. ECM for variable WSPI8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Dependent variable is **dWSPI8**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	15.0840	2.7745	.017
dWSPI81	.94812	3.9199	.002
dDGDP1	.21061	.62027	.547
dWSPI82	-.12704	-.30575	.765

dDGDP2	-.26427	-.85252	.411
dWSPI83	.83412	1.7436	.107
dDGDP3	-.64188	-2.0266	.066
dWSPI84	.16069	.41012	.689
dDGDP4	-.66509	-2.0276	.065
dWSPI85	.50105	1.1882	.258
dDGDP5	-.62088	-1.9065	.081
ecm1(-1)	-.36523	-2.7592	.017

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)
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)
ecm1 = 1.0000*WSPI8 -0.64110*DGDP

B. ค่าสถิติต่างๆของ ECM for variable WSPI8 estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

R-Squared	.80845	R-Bar-Squared	.63286
S.E. of Regression	1.4305	F-stat.	F(11, 12) 4.6041[.007]
Mean of Dependent Variable	1.0775	S.D. of Dependent Variable	2.3608
Residual Sum of Squares	24.5543	Equation Log-likelihood	-34.3285
Akaike Info. Criterion	-46.3285	Schwarz Bayesian Criterion	-53.3969
DW-statistic	2.0200	System Log-likelihood	-54.3626

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 2.7095[.608]	F(4, 8)= .25453[.899]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 10.8953[.001]	F(1, 11)= 9.1455[.012]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.1504[.341]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 2.4612[.117]	F(1, 22)= 2.5139[.127]

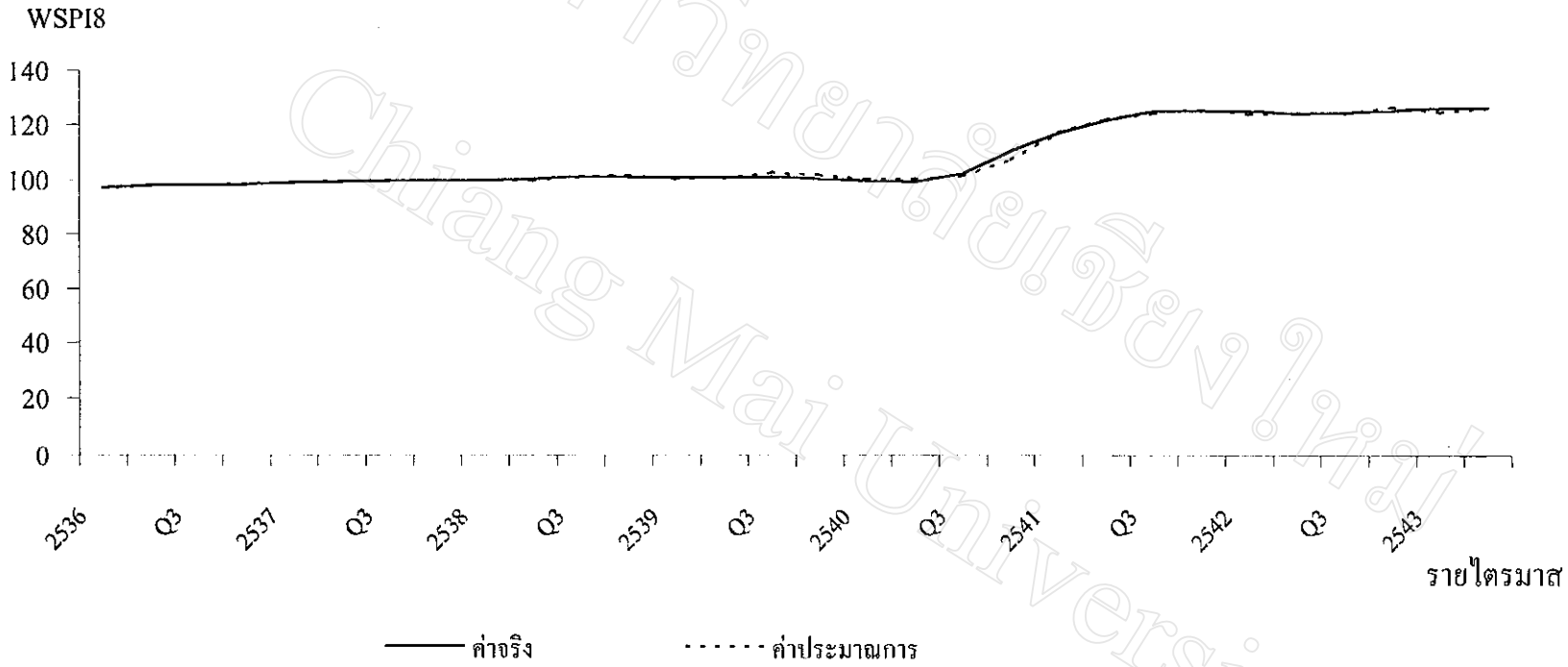
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา: จากการคำนวณ

หลังจากที่ได้สมการการปรับตัวระยะสั้นแล้ว ขั้นต่อไปจะทำการทดสอบความสามารถในการพยากรณ์ โดยอาศัยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ ซึ่งให้ผลเป็นที่น่าพอใจดังจะเห็นได้จากความคลาดเคลื่อนมีเพียง 0.8 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.007684) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.00474 ดังตารางที่ 6.36

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.36 ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ (WSPI8) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1.060502	Bias Proportion	0.001758
Root Absolute Error	0.84682	Variance Proportion	0.008041
Mean Absolute Percentage Error	0.007684	Covariance Proportion	0.988192
Theil's Inequality Coefficient	0.00474		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.37 ดัชนีราคาขายส่งหมวดสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด

ผลการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey Fuller พบว่า ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (WSPI9) GDP deflator (DGDP) และดัชนีราคาส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (EXPI9) มี order of integration เท่ากับ 1 ส่วนดัชนีราคานำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (IMPI9) และ wage (W) มี order of integration เท่ากับ 2 อย่างมีนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ดังตารางที่ 6.91

ตารางที่ 6.91 ผลการทดสอบ unit root สำหรับดัชนีราคาขายส่งหมวดสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด รายไตรมาส

Variable	level			1st difference			I(d)
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	
WSPI9	-0.8073	-2.2517	1.4558	-3.4860**	-3.4006*	-2.8236***	1
DGDP	-1.0163	-2.1811	1.6102	-2.7960*	-2.7690	-2.2758**	1
EXPI9	-1.2581	-2.4769	0.7477	-3.3652**	-3.2935*	-3.2979***	1
IMPI9	-1.0228	-2.4919	0.7019	-3.4947**	-3.4054*	-3.3590***	1
M2	-1.6251	0.4217	5.4955	-3.7295***	-4.06275**	-2.1577	1
W	-1.8718	-1.3873	1.6671	-3.4186**	-3.7099**	-3.0424***	1

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

หมายเหตุ : ตัวแปรทุกตัวมี optimal lag เท่ากับ 1

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการทดสอบ cointegration จากการทดสอบ unit root และความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด คือ GDP deflator (DGDP) โดยรูปแบบความสัมพันธ์ที่เหมาะสม คือ VAR Model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา ที่มีความยาวของ lag เท่ากับ 8 และ cointegrating vector เท่ากับ 1 ซึ่ง cointegrating vector นี้ มีเครื่องหมายที่ถูกต้องตามหลักทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังตารางที่ 6.92

ตารางที่ 6.92 ผลการทดสอบ cointegrationg สำหรับดัชนีราคาขายส่งหมวดสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด รายไตรมาส

22 observations from 2538Q1 to 2543Q2. Order of VAR = 8.

List of variables included in the cointegrating vector : **WSPI9** DGDP

List of eigenvalues in descending order : .83586 .14865

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	39.7550	11.0300	9.2800
r<= 1	r=2	3.5404	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	43.2954	12.3600	10.2500
r<= 1	r = 2	3.5404	4.1600	3.0400

C. Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis.

Vector	WSPI9	DGDP
1	-.11661	.12732
	(-1.0000)	(1.0918)

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

ที่มา: จากการคำนวณ

ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด ตามรูปแบบของ ECM จากความสัมพันธ์ในระยะยาว สามารถหาสมการและค่าสถิติต่างๆของการปรับตัวในระยะสั้นได้อย่างถูกต้อง ไม่เกิดปัญหา Serial Correlation และ Heteroscedasticity ดังตารางที่ 6.93

ตารางที่ 6.93 ผลการปรับตัวในระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งหมวดสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด รายไตรมาส

A. ECM for variable **WSPI9** estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Dependent variable is **dWSPI9**

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPI91	.69543	2.0636	.078
dDGDP1	-1.3656	-1.5342	.169
dWSPI92	.76923	1.7404	.125
dDGDP2	-1.6319	-1.6639	.140
dWSPI93	1.3346	2.5696	.037
dDGDP3	-2.2239	-2.5393	.039
dWSPI94	1.7395	2.8246	.026
dDGDP4	-3.4852	-3.3713	.012
dWSPI95	1.6762	2.6298	.034
dDGDP5	-3.1052	-2.3509	.051
dWSPI96	1.2896	2.0779	.076
dDGDP6	-2.1671	-1.8381	.109
dWSPI97	.58280	1.1168	.301
dDGDP7	-.26559	-.33837	.745
ecm1(-1)	-1.0265	-2.7718	.028

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 - 1.0918*DGDP

B. ค่าสถิติต่างๆ ของ ECM for variable WSPI9 estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

R-Squared	.77113	R-Bar-Squared	.31340
S.E. of Regression	3.1752	F-stat.	F(14, 7) 1.6847[.249]
Mean of Dependent Variable	1.7923	S.D. of Dependent Variable	3.8319
Residual Sum of Squares	70.5721	Equation Log-likelihood	-44.0382
Akaike Info. Criterion	-59.0382	Schwarz Bayesian Criterion	-67.2210
DW-statistic	1.9221	System Log-likelihood	-67.4533

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 2.4896[.646]	F(4, 3)= .095703[.977]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 7.5622[.006]	F(1, 6)= 3.1426[.127]
C: Normality	CHSQ(2)= .72654[.695]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .26267[.608]	F(1, 20)= .24167[.628]

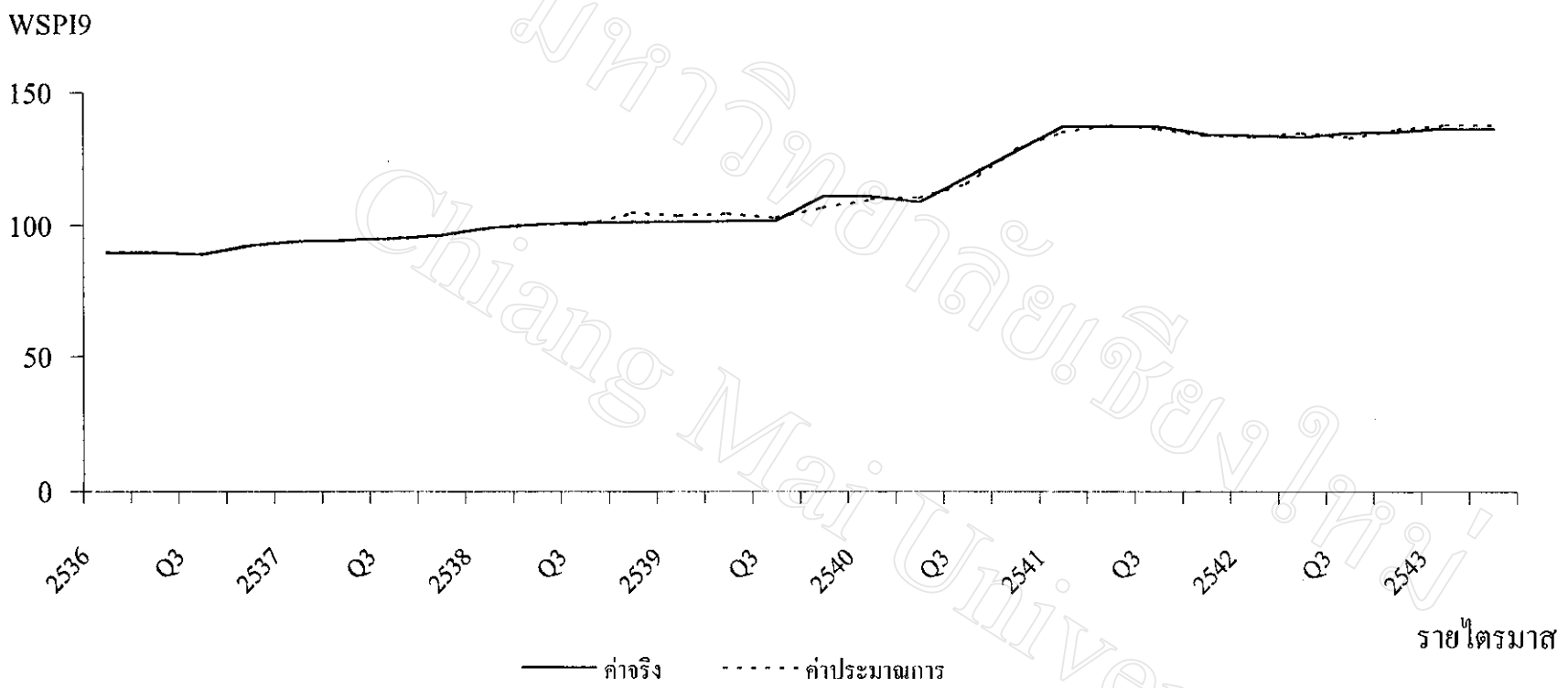
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 1.3 % (จากค่า Mean Absolute Percentage Error เท่ากับ 0.013363) และค่า Theil's Inequality Coefficient เท่ากับ 0.007543 ดังภาพที่ 6.37

ภาพที่ 6.37ค่าจริงและค่าประมาณการของดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด (WSPI9) รายไตรมาส



Root Mean Square Error	1.830205	Bias Proportion	0.009314
Root Absolute Error	1.535987	Variance Proportion	0.020521
Mean Absolute Percentage Error	0.013363	Covariance Proportion	0.959521
Theil's Inequality Coefficient	0.007543		

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.38 สรุปผลการศึกษารายไตรมาส

จากการศึกษาแบบจำลองเศรษฐมิติภาค การค้าระหว่างประเทศสำหรับข้อมูลรายไตรมาส พบว่า

การส่งออกรวม มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) อัตราแลกเปลี่ยน(E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX))= 2.6350*d(log(EX(-1)))-0.39982*d(log(WGDP(-1)))-3.3794*d(log(E(-1)))+0.25216*d(log(BLOEX(-1)))+1.7416*d(log(EX(-2)))-0.87431*d(log(WGDP(-2)))-3.0225*d(log(E(-2)))-1.4308*d(log(BLOEX(-2)))+1.2376*d(log(EX(-3)))-2.1746*d(log(WGDP(-3)))-0.76572*d(log(E(-3)))+0.44673*d(log(BLOEX(-3)))+0.93649*d(log(EX(-4)))-1.5071*d(log(WGDP(-4)))-2.7115*d(log(E(-4)))-0.66786*d(log(BLOEX(-4)))-1.2441*(log(EX(-1))-0.56662*log(WGDP(-1))-1.9793*log(E(-1))-1.7803*log(BLOEX(-1))+20.0114)+0.085761*(log(EX(-1))-14.9220*log(WGDP(-1))-5.3868*log(E(-1))+2.7377*log(BLOEX(-1))+95.9875)-0.42114* (log(EX(-1))-2.1566*log(WGDP(-1))-0.42379*log(E(-1))+0.073737*log(BLOEX(-1)) + 5.5164)

การส่งออกอาหาร มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และดัชนีราคาส่งออกอาหารโดยเปรียบเทียบ (RPEX1) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX1))=-0.23193*d(log(EX1(-1)))-0.60068*d(log(E(-1)))+0.77389*d(log(BLOEX(-1)))+2.0900*d(log(RPEX1(-1)))+0.34550*d(log(EX1(-2)))-0.45441*d(log(E(-2)))-0.18887*d(log(BLOEX(-2)))+0.25805*d(log(RPEX1(-2)))-0.77190*d(log(EX1(-3)))-1.0258*d(log(E(-3))) -1.0712*d(log(BLOEX(-3)))+2.7323*d(log(RPEX1(-3)))-0.22167*(log(EX1(-1))-1.5099*log(E(-1))-0.54773*log(BLOEX(-1))-0.97674*log(RPEX1(-1)))-0.38712*(log(EX1(-1))-0.21080*log(E(-1))-0.86951*log(BLOEX(-1))+0.64787*log(RPEX1(-1)))-0.40056*(log(EX1(-1))-1.3004*log(E(-1))-0.55911*log(BLOEX(-1))+ 0.90493*log(RPEX1(-1)))

การส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX2))=-1.4045*d(log(EX2(-1)))+0.77709*d(log(WGDP(-1)))-0.88344*d(log(E(-1)))-1.2298*d(log(EX2(-2)))-4.3476*d(log(WGDP(-2)))-0.70462*d(log(E(-2)))-0.61652*d(log(EX2(-3)))-7.6010*d(log(WGDP(-3)))+.089375*d(log(E(-3)))-0.15920*d(log(EX2(-4)))-6.4927*d(log(WGDP(-4)))-0.65248*d(log(E(-4)))-0.044260*d(log(EX2(-5)))-1.6245*d(log(WGDP(-5)))-1.9649*d(log(E(-5)))-0.67874*(log(EX2(-1))-1.8833*log(WGDP(-1))-0.25651*log(E(-1))+9.1336)-0.24257*(log(EX2(-1))+7.3054*log(WGDP(-1))-4.0630*log(E(-1))-54.2754)+0.94305*(log(EX2(-1))-1.8125*log(WGDP(-1)) -0.50324*log(E(-1))+ 9.8135)

การส่งออกวัตถุดิบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) อัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคาส่งออกวัตถุดิบโดยเปรียบเทียบ (RPEX3) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX3))=-23.3938-0.85018*d(log(EX3(-1)))+3.3681*d(log(BLOEX(-1)))+0.072868*d(log(WGDP(-1)))+0.97270*d(log(E(-1)))+0.95509*d(log(RPEX3(-1)))-0.70421*d(log(EX3(-2)))+2.1345*d(log(BLOEX(-2)))+3.6466*d(log(WGDP(-2)))+1.8756*d(log(E(-2)))-0.36520*d(log(RPEX3(-2)))-0.77378*d(log(EX3(-3)))+0.90573*d(log(BLOEX(-3)))+3.6883*d(log(WGDP(-3)))+3.1025*d(log(E(-3)))-0.39810*d(log(RPEX3(-3)))+0.51219*(log(EX3(-1))-3.9331*log(BLOEX(-1))+ 3.5822*log(WGDP(-1))-3.1615*log(E(-1))+0.78565*log(RPEX3(-1)))-1.8955*(log(EX3(-1))-1.1327*log(BLOEX(-1))-1.2132*log(WGDP(-1))-0.27129*log(E(-1))-0.80871*log(RPEX3(-1)))-0.14380*(log(EX3(-1))-1.1402*log(BLOEX(-1)) -2.7778*log(WGDP(-1))-1.2543*log(E(-1))-2.3067*log(RPEX3(-1)))+1.3228*(log(EX3(-1))-0.77209*log(BLOEX(-1))+0.12567*log(WGDP(-1)) -0.43076*log(E(-1))-1.9322*log(RPEX3(-1)))

การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(ex4))= 0.32603*d(log(EX4(-1)))+0.60852*d(log(BLOEX(-1)))+0.56898*d(log(EX4(-2)))-3.3538*d(log(BLOEX(-2)))-0.045200*d(log(EX4(-3)))-0.25652*d(log(BLOEX(-3)))+0.91604*d(log(EX4(-4)))-6.5354*d(log(BLOEX(-4)))-0.26433*d(log(EX4(-5)))-5.4817*d

(log(BLOEX(-5))) +0.58384*d(log(EX4(-6)))-0.83450*d(log(BLOEX(-6)))+0.36538*d(log(EX4(-7)))-8.6896*d(log(BLOEX(-7)))-1.0923*(log(EX4(-1))-3.0902*log(BLOEX(-1))+28.5752)

การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX5))=-0.17144*d(log(EX5(-1)))+5.9627*d(log(E(-1)))+0.027980*d(log(EX5(-2)))+1.5553*d(log(E(-2)))+0.78508*d(log(EX5(-3)))-1.8975*d(log(E(-3)))+0.19615*d(log(EX5(-4)))+0.84134*d(log(E(-4)))-0.20867*d(log(EX5(-5)))-1.3464*d(log(E(-5)))-.61634*d(log(EX5(-6)))+2.3443*d(log(E(-6)))-0.45794*d(log(EX5(-7)))+10.6909*d(log(E(-7)))-0.83461*(log(EX5(-1))-1.4925*log(E(-1)))

การส่งออกเคมีภัณฑ์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยน(E) และดัชนีราคาส่งออกเคมีภัณฑ์โดยเปรียบเทียบ (RPEX6) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX6))=-0.48409*d(log(EX6(-1)))+0.39389*d(log(E(-1)))+0.49669*d(log(RPEX6(-1)))-0.34537*d(log(EX6(-2)))-1.5899*d(log(E(-2)))+2.3217*d(log(RPEX6(-2)))-0.29086*d(log(EX6(-3)))-1.4657*d(log(E(-3)))+0.43639*d(log(RPEX6(-3)))-0.52333*d(log(EX6(-4)))+2.1984*d(log(E(-4)))-1.3272*d(log(RPEX6(-4)))-.36101*d(log(EX6(-5)))+.72322*d(log(E(-5)))+.35237*d(log(RPEX6(-5)))-.33266*(log(EX6(-1))-2.9834*log(E(-1))-1.4377*log(RPEX6(-1)))

การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) และผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX7))=.59280*d(log(EX7(-1)))+.62480*d(log(E(-1)))+.44426*d(log(BLOEX(-1)))-.59813*d(log(WGDP(-1)))+.39498*d(log(EX7(-2)))-.28281*d(log(E(-2)))-1.2248*d(log(BLOEX(-2)))-.025914*d(log(WGDP(-2)))+.25311*d(log(EX7(-3)))+.47392*d(log(E(-3)))+.0068310*d(log(BLOEX(-3)))-1.7801*d(log(WGDP(-3)))+.057606*(log(EX7(-1))-1.2951*log(E(-1))+.19696*log(BLOEX(-1))-.078505*log(WGDP(-1))-8.5648)-.42699*(log(EX7

(-1))+1.5622*log(E(-1))+.74148*log(BLOEX(-1))-3.3891*log(WGDP(-1))+2.8498)-.82523*(log(EX7(-1))-1.2156*log(E(-1)) -.47730*log(BLOEX(-1))-1.4220*log(WGDP(-1))+ 10.5586)

การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก(WGDP) อัตราแลกเปลี่ยน(E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX8))=2.5623*d(log(EX8(-1)))+1.6769*d(log(WGDP(-1)))-5.1727*d(log(E(-1)))+1.5382*d(log(BLOEX(-1)))+.97022*d(log(EX8(-2)))+2.4141*d(log(WGDP(-2)))-2.7836*d(log(E(-2)))+.54673*d(log(BLOEX(-2)))+2.1356*d(log(EX8(-3)))+1.0378*d(log(WGDP(-3)))-1.1435*d(log(E(-3)))+.97526*d(log(BLOEX(-3)))+1.2215*d(log(EX8(-4)))-.77925*d(log(WGDP(-4)))-4.0920*d(log(E(-4)))-1.0456*d(log(BLOEX(-4)))+.48839*(log(EX8(-1))-2.9163*log(WGDP(-1))-1.0937*log(E(-1))+1.8221*log(BLOEX(-1))-6.3696)-.32172*(log(EX8(-1))-.031487*log(WGDP(-1))-5.6553*log(E(-1))-6.5629*log(BLOEX(-1))+87.0258)-1.0477*(log(EX8(-1)) -2.2381*log(WGDP(-1)) -.87084*log(E(-1))-1.0032*log(BLOEX(-1))+21.6922)

การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการส่งออก (BLOEX) โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(EX9))= 1.0233*d(log(EX9(-1)))+1.4051*d(log(BLOEX(-1)))-1.1572*d(log(E(-1)))+.28512*d(log(EX9(-2)))+.50125*d(log(BLOEX(-2)))-1.1639*d(log(E(-2)))+.89539*d(log(EX9(-3)))+1.4611*d(log(BLOEX(-3)))-.28219*d(log(E(-3)))+.64916*d(log(EX9(-4)))-.65583*d(log(BLOEX(-4)))-1.7258*d(log(E(-4)))+.73780*d(log(EX9(-5)))+.28067*d(log(BLOEX(-5)))-.60637*d(log(E(-5)))-1.2259*(log(EX9(-1))-.57626*log(BLOEX(-1))-1.1951*log(E(-1))) -.070328*(log(EX9(-1)) -1.8317*log(BLOEX(-1))+ 3.2147*log(E(-1)))

การส่งออกอื่นๆ

EXother = EX - (EX1 +EX2+EX3+EX4+EX5+EX6+EX7+EX8+EX9)

การนำเข้ารวม มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM))=.48507*d(log(IM(-1)))-1.8780*d(log(GDPT(-1)))+.26243*d(log(E(-1)))+1.5489*d(log(IM(-2)))-1.9262*d(log(GDPT(-2)))-.49520*d(log(E(-2)))+1.7781*d(log(IM(-3)))-1.3178*d(log(GDPT(-3)))-.63561*d(log(E(-3)))+.24869*d(log(IM(-4)))-1.0159*d(log(GDPT(-4)))+.23371*d(log(E(-4)))-.74768*(log(IM(-1)) -1.2749*log(GDPT(-1))+.42238*log(E(-1))-5.5651)-1.0853*(log(IM(-1))-1.2125*log(GDPT(-1))-.10459*log(E(-1))-4.1327)+.13409*(log(IM(-1)) -1.6922*log(GDPT(-1))+.0063493*log(E(-1)) -1.0948)

การนำเข้าอาหาร มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM1))=.73471*d(log(IM1(-1)))+.51015*d(log(BLOIM(-1)))-1.3176*d(log(GDPT(-1)))+.80899*d(log(IM1(-2)))+2.1658*d(log(BLOIM(-2)))-2.7423*d(log(GDPT(-2)))+.54734*d(log(IM1(-3)))+1.7633*d(log(BLOIM(-3)))+.036426*d(log(GDPT(-3)))+.33562*d(log(IM1(-4)))+.85930*d(log(BLOIM(-4)))-.96631*d(log(GDPT(-4)))-1.7537*(log(IM1(-1))-.74236*log(BLOIM(-1))-.097326*log(GDPT(-1)))

การนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบโดยเปรียบเทียบ (RPIM2) ในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM2))=13.2331+1.0771*d(log(IM2(-1)))-.21627*d(log(E(-1)))+1.1035*d(log(RPIM2(-1)))-.18022*d(log(GDPT(-1)))+.10908*d(log(IM2(-2)))-.23085*d(log(E(-2)))+.53793*d(log(RPIM2(-2)))+.44767*d(log(GDPT(-2)))-1.5298*(log(IM2(-1))+.95523*log(E(-1))+ .55741*log(RPIM2(-1))-.11793*log(GDPT(-1)))-.67969*(log(IM2(-1))-.19750*log(E(-1))-.12368*log(RPIM2(-1)) -1.2558*log(GDPT(-1)))

การนำเข้าวัตถุดิบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) ในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM3))=2.4978*d(log(IM3(-1)))+1.1244*d(log(E(-1)))-2.1190*d(log(BLOIM(-1)))+2.0221*d(log(IM3(-2)))+.95794*d(log(E(-2)))-.47548*d(log(BLOIM(-2)))+1.7118*d(log(IM3(-3)))+1.0209*d(log(E(-3)))+.59036*d(log(BLOIM(-3)))+1.1720*d(log(IM3(-4)))+.98314*d(log(E(-4)))+.83859*d(log(BLOIM(-4)))+.69099*d(log(IM3(-5)))+.50721*d(log(E(-5)))+.15209*d(log(BLOIM(-5)))-.65780*(log(IM3(-1))+.53778*log(E(-1))-1.2985*log(BLOIM(-1))+ 3.7052) -2.9084*(log(IM3(-1))+.53463*log(E(-1))-.66509*log(BLOIM(-1))-3.9009)-.046106*(log(IM3(-1)) -2.6589*log(E(-1))+ 3.3778*log(BLOIM(-1)) -41.5360)

การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM4))=8.5038+.68182*d(log(IM4(-1)))+1.4089*d(log(E(-1)))-3.4602*d(log(BLOIM(-1)))+.43963*d(log(IM4(-2)))+.84930*d(log(E(-2)))-8.0845*d(log(BLOIM(-2)))+.75031*d(log(IM4(-3)))+.16199*d(log(E(-3)))-5.6833*d(log(BLOIM(-3)))+.45609*d(log(IM4(-4))) -1.3466*d(log(E(-4))) -1.1164*d(log(BLOIM(-4))) + .13398*d(log(IM4(-5)))+.17534*d(log(E(-5)))+.14944*d(log(BLOIM(-5)))-1.7648*(log(IM4(-1))+.15338*log(E(-1))-.53855*log(BLOIM(-1)))

การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM5))=.82752*d(log(IM5(-1)))+.36189*d(log(GDPT(-1)))-1.3501*d(log(E(-1))) +.70277*d(log(IM5(-2)))-5.5255*d(log(GDPT(-2)))-.98757*d(log(E(-2)))+.53950*d(log(IM5(-3)))+2.5891*d(log(GDPT(-3)))+1.0999*d(log(E(-3)))+.24809*d(log(IM5(-4)))+ .28305*d(log(GDPT(-4)))-1.0117*d(log(E(-4)))-1.4241*(log(IM5(-1))-2.1759*log(GDPT(-1))+.37111*log(E(-1)) + 7.9372)

การนำเข้าเคมีภัณฑ์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการนำเข้า (BLOIM) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM6))=1.2237*d(log(IM6(-1)))+.36462*d(log(E(-1)))+.11876*d(log(BLOIM(-1)))+1.2630*d(log(IM6(-2)))-.69896*d(log(E(-2)))+1.6606*d(log(BLOIM(-2)))+.58426*d(log(IM6(-3)))+1.2056*d(log(E(-3)))+1.1443*d(log(BLOIM(-3)))+1.1254*d(log(IM6(-4)))-.33386*d(log(E(-4)))+.46626*d(log(BLOIM(-4)))+ .22685*d(log(IM6(-5)))-.55843*d(log(E(-5)))+.68425*d(log(BLOIM(-5)))-1.1518*(log(IM6(-1))-.031652*log(E(-1))-.82691*log(BLOIM(-1)) -.69565) -.20325 *(log(IM6(-1)) + 1.5336*log(E(-1))-2.9056*log(BLOIM(-1)) + 19.3025) -.92375*(log(IM6(-1))+ .41043*log(E(-1)) -1.3064*log(BLOIM(-1))+ 3.4782)

การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) ในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM7))=6.3656+1.0748*d(log(IM7(-1)))-.57867*d(log(E(-1)))-.20360*d(log(GDPT(-1)))+1.2515*d(log(IM7(-2)))-.49641*d(log(E(-2)))-1.7332*d(log(GDPT(-2)))+.59044*d(log(IM7(-3)))+.30696*d(log(E(-3)))-.84311*d(log(GDPT(-3)))+1.0384*d(log(IM7(-4)))-.74316*d(log(E(-4))) -.94473*d(log(GDPT(-4)))+.16967* d(log(IM7(-5)))-.24662* d(log(E(-5)))-.80432*d(log(GDPT(-5))) + .28224*(log(IM7(-1)) -1.0217*log(E(-1))-2.1179*log(GDPT(-1))) -1.4949*(log(IM7(-1))+.010192*log(E(-1))-1.3522*log(GDPT(-1)))-.32981*(log(IM7(-1))-.75455*log(E(-1))-.62055*log(GDPT(-1)))

การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) และดัชนีราคานำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะโดยเปรียบเทียบ (RPIM8) ในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM8))=.36699+.91495*d(log(IM8(-1)))-.090187*d(log(E(-1)))+.40552*d(log(RPIM8(-1)))-.18661*d(log(GDPT(-1)))+.44231*d(log(IM8(-2)))-.18046*d(log(E(-2)))+.60763*d(log(RPIM8(-2)))-1.3810*d(log(GDPT(-2)))+1.2904*d(log(IM8(-3))) -.88855*d(log(E(-

3)))-.17817*d(log(RPIM8(-3)))+.039964*d(log(GDPT(-3)))-.48513*d(log(IM8(-4)))+.92621*d(log(E(-4)))+.79534*d(log(RPIM8(-4)))+.06109O*d(log(GDPT(-4)))-.50331*(log(IM8(-1))+.93411*log(E(-1)) + 1.8103*log(RPIM8(-1)) -2.0292*log(GDPT(-1)))-.41759*(log(IM8(-1)) -.88281*log(E(-1))-1.4002*log(RPIM8(-1))-.66409*log(GDPT(-1)))-.15736*(log(IM8(-1))-.80347*log(E(-1)) + .96157*log(RPIM8(-1))-3.4275*log(GDPT(-1)))

การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราแลกเปลี่ยน (E) ในทิศทางเดียวกันกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDPT) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(log(IM9))= 2.1531*d(log(IM9(-1)))-.15381*d(log(E(-1)))-3.2659*d(log(GDPT(-1)))+1.6750*d(log(IM9(-2)))+.53668*d(log(E(-2)))-3.5217*d(log(GDPT(-2)))+1.2242*d(log(IM9(-3)))-.051929*d(log(E(-3)))-1.5909*d(log(GDPT(-3)))+.61473*d(log(IM9(-4)))+.015796*d(log(E(-4)))-3.4039*d(log(GDPT(-4)))+.43561*d(log(IM9(-5)))+.69961*d(log(E(-5)))-.65129*d(log(GDPT(-5)))-1.4487*(log(IM9(-1))+ .29813*log(E(-1))-.43270*log(GDPT(-1))-7.4838)-.28294*(log(IM9(-1))-.32398*log(E(-1))-1.1764*log(GDPT(-1))-.049953)+.024640*(log(IM9(-1)) + .59694*log(E(-1)) -2.1226*log(GDPT(-1)) + 3.3238)

การนำเข้าอื่นๆ

IMother = IM - (IM1 +IM2+IM3+IM4+IM5+IM6+IM7+IM8 +IM9)

ดุลการค้า → BOT = EX-IM

Net Services and Transfers มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (IUS) และอัตราแลกเปลี่ยน (E) ในทิศทางเดียวกันกับเงินทุนไหลเข้าสุทธิ (NCI) ผลผลิตมวลรวมภายในประเทศ (GDPT) ผลิตภัณฑ์มวลรวมของโลก (WGDP) ดุลการค้า (BOT) และอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ (IMLR) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(NST)= -.023095*d(NST(-1))-.033685*d(NCI(-1))+211.1663*d(GDPT(-1))-40.1806*d(WGDP(-1))-.18573*d(BOT(-1))-11386.1*d(IUS(-1))+9330.7*d(IMLR(-1))+1430.5*d(E(-1))-.95291*(NST(-1) -.022285*NCI(-1) + 61.2306*GDPT(-1) + 35.5731*WGDP(-

1) + .34157*BOT(-1) -14846.9*IUS(-1) +7731.3*IMLR(-1)-6340.1*E(-1))-.53144*(NST(-1)+ .25644*NCI(-1)-6.3764*GDPT(-1)+ 17.1105*WGDP(-1)+ .44686*BOT (-1)-6098.0*IUS(-1)+ 5758.8*IMLR(-1)-3295.9*E(-1))-.18806*(NST(-1)-1.0920*NCI(-1)-775.6126*GDPT(-1)- 285.5717*WGDP(-1)-4.7059*BOT(-1)+ 140147.5*IUS(-1)-48344.1*IMLR(-1)+ 45243.5*E(-1)) +.024312*(NST(-1)-.25261*NCI(-1)-244.2985*GDPT(-1)+87.0750*WGDP(-1)+.26457*BOT(- 1) +30151.0*IUS(-1) +3048.2*IMLR(-1) -12342.1*E(-1))

ดุลบัญชีเดินสะพัด → CA = BOT +NST

ดุลการชำระเงิน → BOP = CA + NCI

เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ → RES = RES(-1) +BOP

อัตราแลกเปลี่ยน มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางตรงกันข้ามกับสัดส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศต่อผลิตภัณฑ์มวลรวมของประเทศสหรัฐฯ (GDPTUS) และอัตราดอกเบี้ยโดยเปรียบเทียบ (IMLRUS) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(E)=-.32179*d(E(-1))-3232.7*d(GDPTUS(-1))+17.1913*d(IMLRUS(-1))- .60802*d(E(-2))-7076.5*d(GDPTUS(-2))+11.1676*d(IMLRUS(-2))-.97754*d(E(-3))-4574.9*d (GDPTUS(-3))+1.5621*d(IMLRUS(-3))-.92339*d(E(-4))-6524.2*d(GDPTUS(-4))+9.4418*d (IMLRUS(-4))-1.1257* (E(-1) + 5531.6*GDPTUS(-1) +1.6853*IMLRUS(-1) -60.9275)

ดัชนีราคาขายส่งของอาหาร มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI1)= -1.7833*d(WSPI1(-1))+2.7969*d(DGDP(-1))+.2744E-4*d(M2(-1))- 1.1932*d(WSPI1(-2))+3.0314*d(DGDP(-2))+.5847E-4*d(M2(-2))-1.2253*d(WSPI1(-3))+ 2.6562*d(DGDP(-3))+.4513E-4*d(M2(-3))-1.1705*d(WSPI1(-4))-.091683*d(DGDP(-4)) +.1414E-4*d(M2(-4))-.46768*d(WSPI1(-5))-.24088*d(DGDP(-5))+.3001E-4*d(M2(-5))-.17237* (WSPI1(-1)-2.0419*DGDP(-1)-.1069E-4*M2(-1)+199.2092)+.65165*(WSPI1(-1)- 3.4708*DGDP(-1) + .1606E-4*M2(-1) + 188.1808)

ดัชนีราคาขายส่งของเครื่องดื่มและยาสูบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และปริมาณเงิน (M2) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI2)=1.0721*d(WSPI2(-1))-.77869*d(DGDP(-1))-.2944E-4*d(M2(-1))+1.8790*d(WSPI2(-2))-.43639*d(DGDP(-2))-.3559E-4*d(M2(-2))+1.5092*d(WSPI2(-3))-1.1730*d(DGDP(-3))-.4623E-4*d(M2(-3))+1.0598*d(WSPI2(-4))-.82204*d(DGDP(-4))-.3817E-4*d(M2(-4))+.45431*d(WSPI2(-5))-1.0782*d(DGDP(-5))-.2362E-4*d(M2(-5))-1.6961*(WSPI2(-1) -1.0765*DGDP(-1) -.1067E-5*M2(-1))

ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI3)=-.51476*d(WSPI3(-1))+2.2911*d(DGDP(-1))-.27186*d(W(-1))-.62246*d(WSPI3(-2))+2.7799*d(DGDP(-2))+.13538*d(W(-2))-1.0444*d(WSPI3(-3))+4.4202*d(DGDP(-3)) +.51562*d(W(-3))-.39855*d(WSPI3(-4))+1.7907*d(DGDP(-4))+.45425*d(W(-4)) +.25825*d(WSPI3(-5))+.15721*d(DGDP(-5))+.71941*d(W(-5))-.59936*(WSPI3(-1)-.21903*DGDP(-1)-.53457*W(-1))+.13765*(WSPI3(-1)+.46633*DGDP(-1)-1.2807*W(-1)) +.034508*(WSPI3(-1) -16.4357*DGDP(-1)+12.8888*W(-1))

ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และดัชนีราคาส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น (EXPI4) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI4)=-76.3101+.47160*d(WSPI4(-1))+.50299*d(DGDP(-1))-.65937*d(EXPI4(-1))-.80244*d(WSPI4(-2))+.41825*d(DGDP(-2))-.67268*d(EXPI4(-2))-.017288*d(WSPI4(-3))-1.6959*d(DGDP(-3))-.51692*d(EXPI4(-3))-.22243*d(WSPI4(-4))-1.0319*d(DGDP(-4))-.41029*d(EXPI4(-4))-.22123*d(WSPI4(-5))-1.1250*d(DGDP(-5))-.25070*d(EXPI4(-5))-.28105*(WSPI4(-1)-.72135*DGDP(-1)-2.1261*EXPI4(-1))-.42899*(WSPI4(-1)-1.7841*DGDP(-1) -.048327*EXPI4(-1))

ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ (WSPI8) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI5)=-74.7126+.26111*d(WSPI5(-1))+4.4503*d(WSPI8(-1))+.062083*d(WSPI5(-2))-5.4770*d(WSPI8(-2))-.18269*d(WSPI5(-3))+2.1616*d(WSPI8(-3))+.97686*d(WSPI5(-4)) +1.0202*d(WSPI8(-4)) + .29337*d(WSPI5(-5)) -6.7025*d(WSPI8(-5))+.47842*d(WSPI5(-6))+4.7082*d(WSPI8(-6))+.47437*d(WSPI5(-7))-3.2629*d(WSPI8(-7))-.67134*(WSPI5(-1)-2.1429*WSPI8(-1))

ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI6)=-.45488*d(WSPI6(-1))-2.4614*d(DGDP(-1))+.63572*d(WSPI6(-2))-1.0818*d(DGDP(-2))+1.0904*d(WSPI6(-3))+1.0979*d(DGDP(-3))+1.1282*d(WSPI6(-4))-1.8074*d(DGDP(-4))+.58507*d(WSPI6(-5))-3.7054*d(DGDP(-5))-.55259*d(WSPI6(-6))-2.6224*d(DGDP(-6))-.83979*d(WSPI6(-7))-.82776*d(DGDP(-7))-.51254*(WSPI6(-1)-1.1985*DGDP(-1))

ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI7)=2.4707*d(WSPI7(-1))-2.0330*d(DGDP(-1))+1.3041*d(WSPI7(-2))-2.0830*d(DGDP(-2))+1.7898*d(WSPI7(-3))-1.9576*d(DGDP(-3))+1.3985*d(WSPI7(-4))-1.5644*d(DGDP(-4))+.49222*d(WSPI7(-5))-.87442*d(DGDP(-5))+.69396*d(WSPI7(-6))-.43154*d(DGDP(-6))-1.8548* (WSPI7(-1) -.86924*DGDP(-1) -14.5873)

ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและยานพาหนะ มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI8)=15.0840+.94812*d(WSPI8(-1))+.21061*d(DGDP(-1))-.12704*d(WSPI8(-2))-.26427*d(DGDP(-2))+.83412*d(WSPI8(-3))-.64188*d(DGDP(-3))+.16069*d(WSPI8(-4))-.66509*d(DGDP(-4))+.50105*d(WSPI8(-5))-.62088*d(DGDP(-5))-.36523*(WSPI8(-1)-.64110*DGDP(-1))

ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด มีความสัมพันธ์ระยะยาวในทิศทางเดียวกันกับ GDP deflator (DGDP) และมีการปรับตัวในระยะสั้น ดังสมการต่อไปนี้

D(WSPI9)=.69543*d(WSPI9(-1))-1.3656*d(DGDP(-1))+.76923*d(WSPI9(-2))-1.6319*d(DGDP(-2))+1.3346*d(WSPI9(-3))-2.2239*d(DGDP(-3))+1.7395*d(WSPI9(-4))-3.4852*d(DGDP(-4))+1.6762*d(WSPI9(-5))-3.1052*d(DGDP(-5))+1.2896*d(WSPI9(-6))-2.1671*d(DGDP(-6))+.58280*d(WSPI9(-7))-.26559*d(DGDP(-7))-1.0265*(WSPI9(-1)-1.0918*DGDP(-1))

แบบจำลองเศรษฐมิติสำหรับการค้าระหว่างประเทศจากการใช้ข้อมูลรายไตรมาส ทั้ง 37 สมการส่วนใหญ่ให้ผลการพยากรณ์เป็นที่น่าพอใจ จะเห็นได้จากมีค่า Theil's Inequality Coefficient น้อยกว่า 0.1 ยกเว้นการส่งออกอื่นๆ การนำเข้าอื่นๆ ดุลการค้า ดุลบัญชีเดินสะพัด และดุลการชำระเงิน ซึ่งสมการเหล่านี้อยู่ในรูปของสมการเอกลักษณ์ ดังนั้นจึงอาจจะเป็นสาเหตุที่ให้ผลการพยากรณ์ที่ไม่ค่อย สำหรับดุลบริการบริจาคและเงินโอนให้ผลการพยากรณ์ไม่ค่อยดี แต่ก็ให้ผลที่ดีกว่ารายปี

6.39 ผลการศึกษาเชิงเปรียบเทียบระหว่างข้อมูลรายปีและรายไตรมาส

จากการศึกษาแบบจำลองเศรษฐมิติสำหรับการค้าระหว่างประเทศโดยใช้ข้อมูลและรายไตรมาส พบว่าแบบจำลองจากการใช้ข้อมูลรายไตรมาสสามารถพยากรณ์ได้ดีกว่าแบบจำลองที่ใช้ข้อมูลรายปี ยกเว้นการส่งออกวัตถุดิบ เคมีภัณฑ์ สินค้าหัตถอุตสาหกรรม และเครื่องจักรและยานพาหนะ การนำเข้าอาหาร เครื่องดื่มและยาสูบ วัตถุดิบ และเครื่องจักรและยานพาหนะ แบบจำลองที่ใช้ข้อมูลสามารถพยากรณ์ได้ดีกว่าเล็กน้อย ดังตารางที่ 6.94

ตารางที่ 6.94 ผลการศึกษาเชิงเปรียบเทียบระหว่างข้อมูลรายปีและรายไตรมาส

Variable	Type of statistics							
	R-Squared		Adjusted R-Squared		Theil's Inequality Coefficient		Mean Absolute Percentage Error	
	Annual	Quarter	Annual	Quarter	Annual	Quarter	Annual	Quarter
การส่งออกรวม	.91165	.90415	.85864	.61658	0.018525	0.013984	0.103941	0.02204
การส่งออกอาหาร	.85638	.85189	.71277	.66339	0.027153	0.01987	0.037846	0.033062
การส่งออกเครื่องดื่มและยาสูบ	.84295	.91138	.64307	.66028	0.037441	0.032492	0.056497	0.056744
การส่งออกวัตถุดิบ	.91798	.91571	.75394	.64881	0.023456	0.033102	0.035277	0.045453
การส่งออกน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น	.72332	.87110	.51049	.61330	0.180954	0.060485	0.402807	0.096374
การส่งออกน้ำมันจากพืชและสัตว์	.86487	.92733	.45950	.78199	0.092831	0.077219	0.219956	0.162691
การส่งออกเคมีภัณฑ์	.97038	.82211	.85189	.48856	0.016452	0.039831	0.022851	0.059896
การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาหกรรม	.96816	.87191	.87794	.70888	0.011794	0.019912	0.019364	0.031865
การส่งออกเครื่องจักรและยานพาหนะ	.99079	.81011	.95396	.24045	0.00891	0.016387	0.01135	0.02758
การส่งออกสินค้าหัตถอุตสาห	.89400	.97534	.73501	.91899	0.042291	0.008362	0.064084	0.012957

กรรมเบ็ดเตล็ด								
การส่งออกอื่น ๆ					0.590000	0.296675	2.732000	1.113564
การนำเข้ารวม	.82851	.88912	.65702	.73389	0.020663	0.012301	0.081524	0.018699
การนำเข้าอาหาร	.93232	.75805	.85235	.51610	0.013744	0.040936	0.068209	0.064594
การนำเข้าเครื่องดื่มและยาสูบ	.68343	.92500	.30355	.87813	0.041593	0.062348	0.120723	0.089406
การนำเข้าวัตถุดิบ	.90615	.86076	.71846	.46623	0.014807	0.015889	0.068786	0.024755
การนำเข้าน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น	.96721	.89216	.84915	.64568	0.041053	0.033832	0.103701	0.055183
การนำเข้าน้ำมันจากพืชและสัตว์	.78451	.76778	.52985	.53556	0.100224	0.084355	0.183966	0.144554
การนำเข้าเคมีภัณฑ์	.88709	.94079	.75366	.77301	0.016027	0.012876	0.055987	0.018086
การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรม	.85269	.92094	.60718	.63633	0.030605	0.010309	0.146972	0.017142
การนำเข้าเครื่องจักรและยานพาหนะ	.98365	.96622	.91825	.83785	0.00791	0.00822	0.061806	0.013122
การนำเข้าสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด	.94048	.93075	.84127	.73454	0.079838	0.010271	0.2759	0.015797
การนำเข้าอื่นๆ					0.548353	0.393298	3.48557	0.808887
ดุลการค้า					0.213194	0.106614	0.704026	0.287078

Net services and transfers	.89128	0.89833	.77350	0.82844	0.048698	0.139935	0.240655	1.136217
ดุลบัญชีเดินสะพัด					0.210822	0.100808	3.06839	0.316781
ดุลการชำระเงิน					0.734631	0.309202	10.57215	2.020023
เงินทุนสำรองระหว่างประเทศ					0.808228	0.017456	10.73645	0.028084
อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สรอ.	.79210	0.82732	.73270	0.65464	0.020413	0.017189	0.032198	0.027922
ดัชนีราคาขายส่งอาหาร	.96042	0.94425	.84827	0.62833	0.00816	0.003767	0.013572	0.006181
ดัชนีราคาขายส่งเครื่องดื่มและยาสูบ	.89128	0.8047	.77350	0.43863	0.012181	0.00468	0.02362	0.008113
ดัชนีราคาขายส่งวัตถุดิบ	.89128	0.92848	.77350	0.72586	0.014156	0.007083	0.025879	0.011518
ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันเชื้อเพลิงและหล่อลื่น	.85573	0.90274	.64733	0.62717	0.018037	0.010364	0.030566	0.018171
ดัชนีราคาขายส่งน้ำมันจากพืชและสัตว์	.88301	0.90167	.74474	0.65586	0.018646	0.011869	0.037811	0.019049
ดัชนีราคาขายส่งเคมีภัณฑ์	.96062	0.92421	.86215	0.77263	0.009191	0.007031	0.013044	0.01117
.ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรม	.90503	0.75326	.79278	0.45717	0.00554	0.005478	0.009284	0.009367
ดัชนีราคาขายส่งเครื่องจักรและ	.86883	0.80845	.54089	0.63286	0.008261	0.00474	0.013205	0.007684

ยานพาหนะ								
ดัชนีราคาขายส่งสินค้าหัตถอุตสาหกรรมเบ็ดเตล็ด	.94408	0.77113	.80427	0.31340	0.006735	0.007543	0.010249	0.013363

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University