บทที่ 6

ผลการศึกษาแบบจำลองรายไตรมาส

ผลการศึกษาแบบจำลองรายไตรมาส โดยแบ่งออกเป็น 2 ส่วน คือ ผลการศึกษา unit root ของข้อมูลรายไตรมาส และความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของข้อมูลรายไตรมาส เนื่องจากในการศึกษานี้ได้ใช้เทคนิคของ Johansen เพื่อหาความสัมพันธ์ระยะยาว ซึ่งจำเป็นต้องทำการทดสอบความเป็น stationarity ของตัวแปรก่อนที่จะหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้น (error correction) ได้ ซึ่งผลการศึกษามีดังต่อไปนี้

6.1 ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลรายไตรมาส

จากแบบจำลองที่กล่าวมาแล้วในบทที่ 4 ต้องทำการทดสอบตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองว่ามีลักษณะของข้อมูลเป็น stationary หรือ เป็น non – stationary ก่อนที่จะทำการหา cointegration และ error correction ผลการทดสอบปรากฏในตารางที่ 6.1 ซึ่งถ้าตัวแปรอิสระใดที่มี order of integration น้อยกว่าตัวแปรตาม จะถูกตัดออกจากแบบจำลอง ส่วนตัวแปรอิสระใดที่มี order of integration มากกว่า ตัวแปรตาม จำเป็นต้องมีตัวแปรอิสระอีกตัวหนึ่งขึ้นไปที่มี order of integration เท่ากับตัวแปรอิสระนั้นด้วย

การทดสอบ unit root ของข้อมูลรายไตรมาส พบว่า ในการผลิตภาคการเกษตรได้ทำการตัดการนำเข้าปุ๋ยและยาฆ่าแมลงออกจากแบบจำลอง เนื่องจากมี order of integration ต่ำกว่า การผลิตภาคการเกษตรที่เป็นตัวแปรตาม

ตารางที่ 6.1 ผล unit root test ของข้อมูลรายไตรมาส

Variable	Level			1st difference			2nd difference		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
AAG	-1.115487	-0.012587	0.153123	-1.925372*	-1.977650	-2.052076	-5.093346***	-5.002864***	-4.902919***
BLOAG	-0.259151	-1.833885	-1.932093	-8.702350***	-8.568850***	-9.414848***			
BLOC	1.846628	-2.580552	0.319988	-3.217897***	-3.797483***	-5.465035***			
BLOCOM	1.152080	-1.684625	-1.798090	-8.009648***	-9.429635***	-10.47196***			
BLOM	2.025003	-1.893839	-0.202000	-3.270815***	-3.965611***	-4.495281***			
BLOOTHER	2.679753	-2.650939*	0.341912	-3.014441***	-4.252452***	-5.966486***			
CPI	6.118962	-1.396571	-0.133059	-1.549189	-2.204280	-2.350406	-5.118061***	-5.031401***	-4.959253***
DGDP	2.645432	-1.289020	-1.408579	-3.302304***	-3.832422***	-3.761019**			
EXPI	0.501262	-1.316059	-2.132132	-2.354933**	-2.448201	-2.454795	-3.133342***	-3.044608**	-2.955908
GDP	1.597246	-2.090708	-1.601698	-4.225748***	-4.638296***	-4.983342***			
GDPG	-4.499597***	-4.497125***	-4.611255***						
GFCAG	-0.751429	-0.572132	-2.115992	-3.984568***	-3.983093***	-3.964893**			
GFCC	-0.666137	-1.539261	-2.473075	-6.939914***	-6.852850***	-6.970819***			
GFCCOM	-0.800825	-0.302654	-1.952219	-4.225089***	-4.228962***	-4.491322***			
GFCM	-0.225300	-1.408333	-1.786601	-5.451231***	-5.349982***	-5.549605***			
GFCOTHER	-0.762145	-1.116260	-1.615492	-5.447825***	-5.360668***	-5.341224***			

ตารางที่ 6.1 ผล unit root test ของข้อมูลรายไตรมาส (ต่อ)

Variable	Level			1st difference			2nd difference		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
IMFP	-0.746557	-4.743488***	-5.414535***						
IMPI	0.635075	-1.189115	-2.008534	-3.927736***	-3.945411***	-3.867348**			
L	0.016004	-5.968980***	-6.088377***						
LAG	-0.927539	-2.158721	-2.964364	-4.720161***	-4.707875***	-4.571676***			
LC	-0.613661	-2.452345	-2.835570	-5.494740***	-5.392844***	-5.318079***			
LCOM	2.316862	-0.843883	-2.645927	-4.604514***	-6.398607***	-6.293805***			
LM	0.125775	-3.260703**	-4.295899**	-5.893183***	-5.848408***	-5.710983***			
LOTHER	4.645331	-1.524599	-3.122982	-2.489339**	-5.881668***	-6.335474***			
LUNE	-1.038288	-2.413021	-3.601236**	-5.633384***	-5.547490***	-5.424476***			
M2	2.008276	-1.487453	-0.020300	-1.389418	-2.264964	-2.615312	-5.740415***	-5.700928***	-5.657411***
POP	1.074245	-1.716175	-1.714016	-0.901863	-1.474688	-2.081484	-3.470033***	-3.441332**	-3.483344*
STUD	2.047647	-1.544248	-1.500170	-1.757550*	-2.562674	-2.897596	-3.687006***	-3.729712**	-3.657496**
W	1.799681	-2.545984	-2.289994	-5.744238***	-6.256097***	-6.497387***			
WCPI	-0.102696	-1.850291	-3.059378	-6.107307***	-6.018771***	-5.922645***			
WSPI	1.474946	-0.721600	-2.166514	-4.004000***	-4.284747***	-4.204324**			
WSPIAG	0.366790	-1.234989	-0.972998	-4.382588***	-4.387383***	-4.519332***			

ตารางที่ 6.1 ผล unit root test ของข้อมูลรายไตรมาส (ต่อ)

Variable	Level			1st difference			2nd difference		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
WSPIAG1	0.501956	-1.518807	-0.875611	-4.728763***	-4.671809***	-4.676656***			
WSPIC	1.786500	-0.355185	-1.690916	-3.190197***	-3.394914**	-3.325920*			
WSPIM	1.975331	-0.277492	-2.240998	-3.544399***	-3.891996***	-3.819519**			
WSPIOIL	1.425352	0.118292	-1.687374	-3.081144***	-3.189697**	-3.243765*			
YAG	1.189482	-2.356465	0.453677	-2.108672**	-2.170675	-2.982495	-5.079422***	-4.948415***	-4.834443***
YC	-0.636617	-1.497606	-2.344350	-6.859252***	-6.764036***	-6.918155***			
YCOM	0.747005	-2.606434	-1.657786	-6.435461***	-6.628475***	-8.166649***			
YM	2.145572	-1.276603	-2.328825	-5.489642***	-6.920327***	-6.885727***			
YOTHER	2.551115	-0.893278	-2.686998	-4.549353***	-5.711502***	-5.625942***			

หมายเหตุ : *** ผ่านค่าวิกฤตที่ระดับ 1%

**ผ่านค่าวิกฤตที่ระดับ 5%

*ผ่านค่าวิกฤตที่ระดับ 10%

ที่มา : จากการคำนวณ

6.2 ผลการหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของข้อมูลรายไตรมาส

สมการการผลิต

6.2.1 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคการเกษตรรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคการเกษตร (YAG) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคการเกษตร (LAG) ทุนของภาคการเกษตร (GFCAG) และ ดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรในอดีต (WSPIAG1) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีค่าคงที่ แต่จำกัดแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 3 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.2

ตารางที่ 6.2 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคการเกษตรรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: YAG LAG GFCAG WSPIAG1 Trend

List of eigenvalues in descending order: .78856 .54018 .32153 .17960 0.00

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	41.9529	31.7900	29.1300
r<= 1	r = 2	20.9767	25.4200	23.1000
r<= 2	r = 3	10.4736	19.2200	17.1800
r<= 3	r = 4	5.3451	12.3900	10.5500

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	78.7483	63.0000	59.1600
r<= 1	r>= 2	36.7954	42.3400	39.3400

r<= 2	r>= 3	15.8187	25.7700	23.0800
r<= 3	r = 4	5.3451	12.3900	10.5500

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 1 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1
YAG	.2971E-4
	(-1.0000)
LAG	-.1010E-3
	(3.3997)
GFCAG	-.8283E-3
	(27.8795)
WSPIAG1	-.030747
	(1035.0)
Trend	-.015641
	(526.4892)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกันเท่ากับ 3.3997 หน่วย ถ้าหากทุนของภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 27.8795 หน่วยในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากทั้งแรงงาน และทุนเป็นปัจจัยการผลิต และเมื่อดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรในอดีตเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1035 หน่วยเนื่องจากหมายถึงผลตอบแทนของผู้ผลิต ซึ่งจากcointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.3

ตารางที่ 6.3 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการเกษตรรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dYAG estimated by OLS based on cointegrating VAR(3)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-87832.7	-2.3778	.029
dYAG1	-.045726	-.12608	.901
dLAG1	2.2156	.91156	.375
dGFCAG1	-4.3184	-.066040	.948
dWSPIAG11	426.4838	.87114	.396
dYAG2	.24980	.99947	.332
dLAG2	3.6124	1.8170	.087
dGFCAG2	-13.3798	-.20339	.841
dWSPIAG12	-181.6591	-.35520	.727
ecm1(-1)	-1.1745	-2.4819	.024

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYAG = YAG-YAG(-1)

dYAG1 = YAG(-1)-YAG(-2)

dLAG1 = LAG(-1)-LAG(-2)

dGFCAG1 = GFCAG(-1)-GFCAG(-2)

dWSPIAG11 = WSPIAG1(-1)-WSPIAG1(-2)

dYAG2 = YAG(-2)-YAG(-3)

dLAG2 = LAG(-2)-LAG(-3)

dGFCAG2 = GFCAG(-2)-GFCAG(-3)

dWSPIAG12 = WSPIAG1(-2)-WSPIAG1(-3)

ecm1 = 1.0000*YAG -3.3997*LAG -27.8795*GFCAG -1035.0*WSPIAG1 -526.4892*Trend

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.85535	R-Bar-Squared	.77877
S.E. of Regression	15929.3	F-stat. F(9, 17)	11.1692[.000]
Mean of Dependent Variable	1519.6	S.D. of Dependent Variable	33866.5
Residual Sum of Squares	4.31E+09	Equation Log-likelihood	-293.3156
Akaike Info. Criterion	-303.3156	Schwarz Bayesian Criterion	-309.7948
DW-statistic	1.5626	System Log-likelihood	-736.5629

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 5.0047[.287]	F(4, 13)= .73949[.582]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 10.7022[.001]	F(1, 16)= 10.5066[.005]
C: Normality	CHSQ(2)= .33583[.845]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .23859[.625]	F(1, 25)= .22289[.641]

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

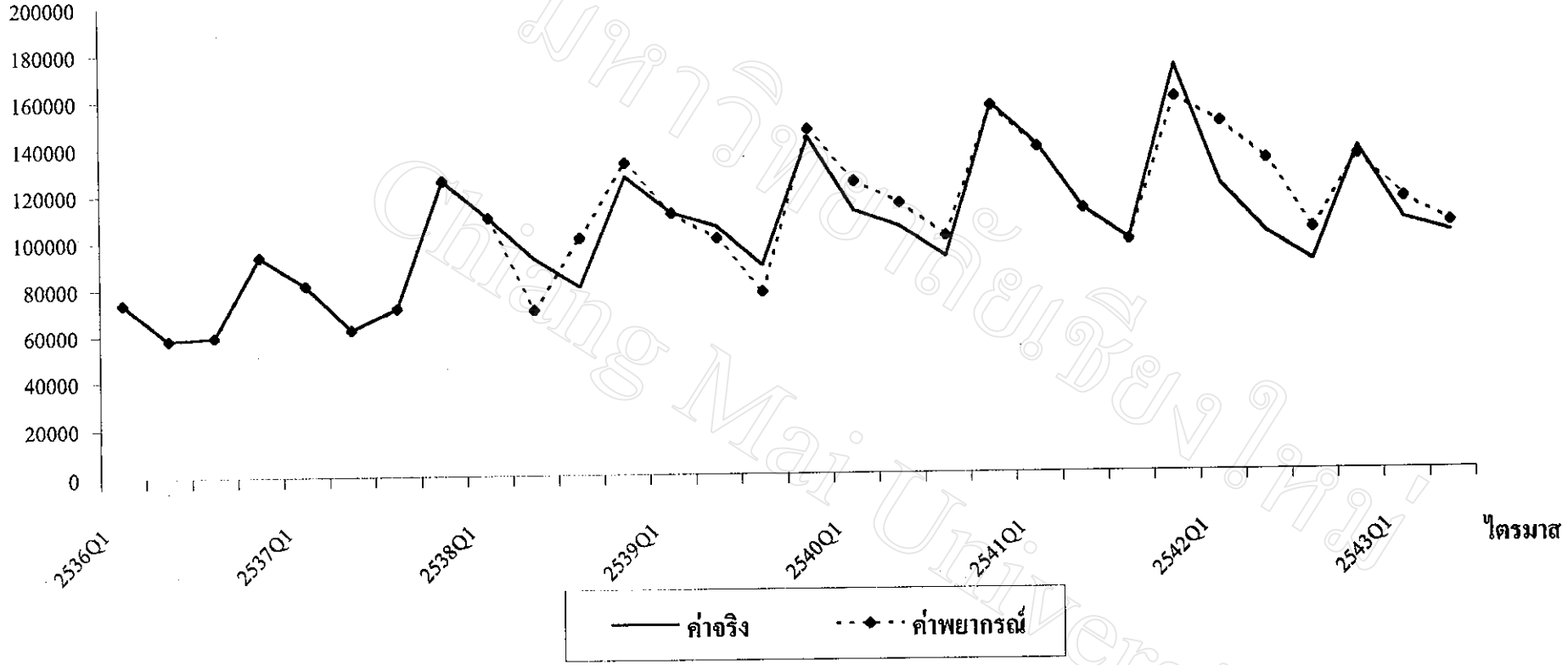
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และค่าความเร็วในการปรับตัวอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.85535 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน เมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการเกษตร และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.1 โดยจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0561 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0489 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.00000141 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.8952 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0953 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 9.53% และจากกราฟซึ่งบางช่วงค่าพยากรณ์ไม่สอดคล้องกับค่าจริง อาจเนื่องมาจากมีปัจจัยอื่น ที่มีผลต่อการผลิตภาคการเกษตร ที่ไม่ได้พิจารณาในแบบจำลอง

ภาพที่ 6.1 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคการเกษตรรายไตรมาส : YAG



Root Mean Square Error	13239.21	Theil's Inequality Coefficient	0.0561084
Mean Absolute Error	9787.792	Bias Proportion	0.0488878
Mean Absolute Percentage Error	0.095342	Variance Proportion	0.00000141
		Covariance Proportion	0.895239

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.2 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคการก่อสร้าง (YC) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคการก่อสร้าง (LC) ทุนของภาคการก่อสร้าง (GFCC) และ ดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.4

ตารางที่ 6.4 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: YC LC GFCC WSPIC Intercept

List of eigenvalues in descending order: .95001 .80236 .58623 .14936 0.00

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	77.8943	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	42.1546	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	22.9434	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	4.2061	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	147.1984	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	69.3041	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	27.1495	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	4.2061	9.1600	7.5300

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
YC	-.2134E-3	.3110E-3	.7790E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LC	-.2666E-3	-.0021530	.0015944
	(-1.2493)	(6.9229)	(-20.4658)
GFCC	.9156E-4	-.1146E-3	-.4990E-4
	(.42911)	(.36851)	(.64051)
WSPIC	.0040500	-.049599	-.012588
	(18.9806)	(159.4841)	(161.5820)
Intercept	-1.8701	9.8263	1.9425
	(-8764.4)	(-31596.1)	(-24934.9)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 vector มี vectorที่ 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 6.9229 หน่วย ถ้าหากทุนของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 0.36851 หน่วยในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากแรงงานและทุนเป็นปัจจัยการผลิต และเมื่อดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างซึ่งแสดงถึงผลตอบแทนของผู้ผลิตเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ผลผลิตในภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 159.4841 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.5

ตารางที่ 6.5 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dYC estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYC1	-3.7840	-1.9283	.080
dLC1	28.0743	3.0998	.010
dGFCC1	.85860	1.0866	.300

dWSPIC1	-1535.4	-1.9398	.078
dYC2	-2.5913	-1.1300	.283
dLC2	31.6763	4.9037	.000
dGFCC2	.51934	.59138	.566
dWSPIC2	540.6871	.97527	.350
dYC3	.70593	.31356	.760
dLC3	6.2549	1.0902	.299
dGFCC3	-.49836	-.56226	.585
dWSPIC3	-1224.5	-2.2174	.049
ecm1(-1)	-4.5707	-4.3712	.001
ecm2(-1)	4.2770	2.8057	.017
ecm3(-1)	-.73543	-1.9260	.080

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYC = YC-YC(-1)

dYC1 = YC(-1)-YC(-2)

dLC1 = LC(-1)-LC(-2)

dGFCC1 = GFCC(-1)-GFCC(-2)

dWSPIC1 = WSPIC(-1)-WSPIC(-2)

dYC2 = YC(-2)-YC(-3)

dLC2 = LC(-2)-LC(-3)

dGFCC2 = GFCC(-2)-GFCC(-3)

dWSPIC2 = WSPIC(-2)-WSPIC(-3)

dYC3 = YC(-3)-YC(-4)

dLC3 = LC(-3)-LC(-4)

dGFCC3 = GFCC(-3)-GFCC(-4)

dWSPIC3 = WSPIC(-3)-WSPIC(-4)

ecm1 = 1.0000*YC + 1.2493*LC -.42911*GFCC -18.9806*WSPIC + 8764.4

ecm2 = 1.0000*YC -6.9229*LC -.36851*GFCC -159.4841*WSPIC + 31596.1

ecm3 = 1.0000*YC + 20.4658*LC -.64051*GFCC -161.5820*WSPIC + 24934.9

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.91657	R-Bar-Squared	.81038
S.E. of Regression	4901.6	F-stat. F(14, 11)	8.6316[.000]
Mean of Dependent Variable	-474.3846	S.D. of Dependent Variable	11256.4
Residual Sum of Squares	2.64E+08	Equation Log-likelihood	-246.6403
Akaike Info. Criterion	-261.6403	Schwarz Bayesian Criterion	-271.0760
DW-statistic	2.2402	System Log-likelihood	-645.7000

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 10.0797[.039]	F(4, 7)= 1.1080[.423]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 15.0210[.000]	F(1, 10)= 13.6815[.004]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.4325[.489]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.9442[.163]	F(1, 24)= 1.9397[.176]

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

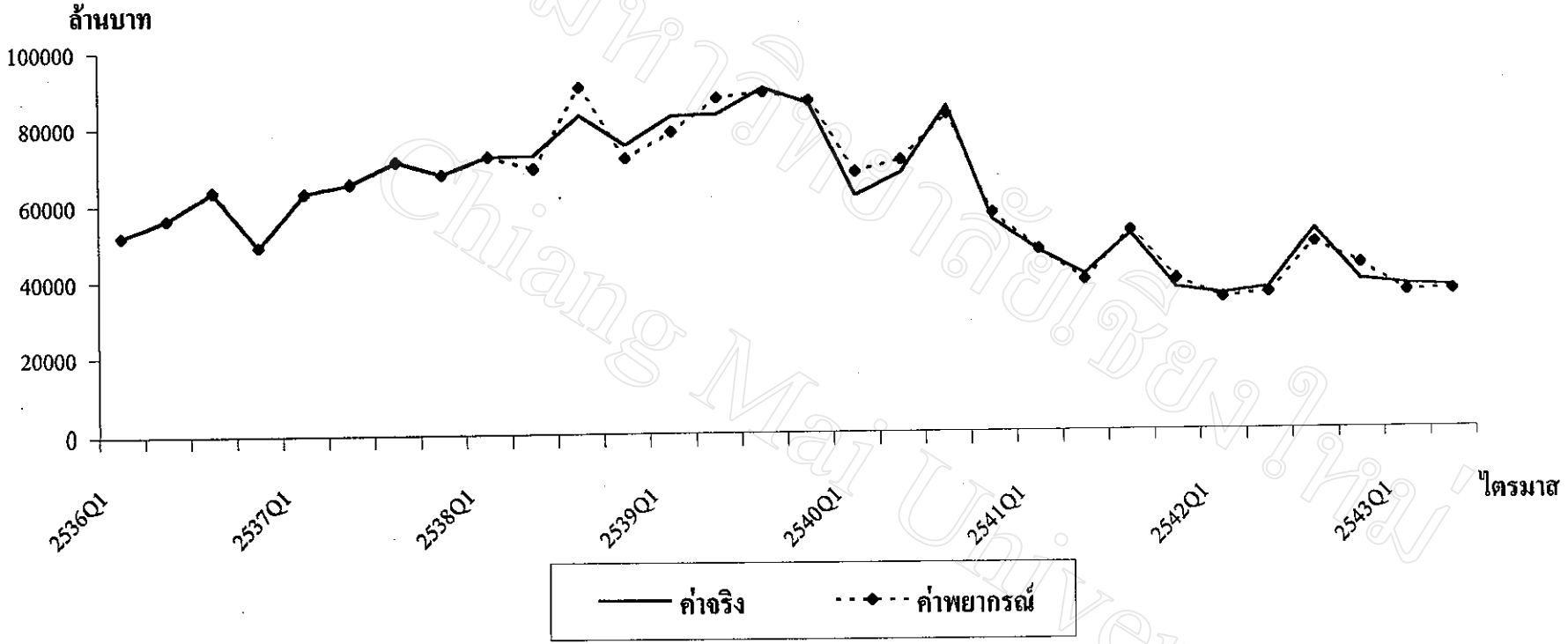
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการก่อสร้าง จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99%, 95% และ90% ตามลำดับ แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 3 เท่านั้นมีอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.91657 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการก่อสร้าง และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.2 โดยมีค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0253 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0065 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0133 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9728 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.04434 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 4.434%

ภาพที่ 6.2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคการก่อสร้างรายไตรมาส : YC



Root Mean Square Error	3193.819	Theil's Inequality Coefficient	0.025324
Mean Absolute Error	2612.491	Bias Proportion	0.006501
Mean Absolute Percentage Error	0.044339	Variance Proportion	0.013271
		Covariance Proportion	0.972799

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

6.2.3 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคการค้ารายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคการค้า (YCOM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคการค้า (LCOM) ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) และ ดัชนีราคาขายส่ง (WSPI) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.6

ตารางที่ 6.6 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคการค้ารายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: YCOM LCOM GFCCOM WSPI Intercept

List of eigenvalues in descending order: .95887 .89044 .77731 .38964 0.00

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	79.7759	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	55.2820	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	37.5499	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	12.3427	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	184.9505	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	105.1746	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	49.8926	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	12.3427	9.1600	7.5300

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 4 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
YCOM	.8115E-4	.3309E-4	.4256E-4	.3006E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LCOM	-.3197E-3	-.0014531	.0018636	-.0030258
	(3.9397)	(43.9146)	(-43.7867)	(100.6486)
GFCCOM	-.7244E-3	-.3931E-3	-.3517E-3	-.1859E-3
	(8.9268)	(11.8790)	(8.2644)	(6.1825)
WSPI	-.20672	-.077172	-.30359	-.0010974
	(2547.3)	(2332.2)	(7132.9)	(36.5046)
Intercept	8.0945	8.9311	15.7324	7.0345
	(-99746.5)	(-269903.8)	(-369640.1)	(-233991.6)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 vector มี vectorที่ 1 vectorที่ 2 และ vectorที่ 4 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี คือ จำนวนแรงงานภาคการค้า ทุนของภาคการค้า และดัชนีราคาขายส่งภาคการค้า ทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคการค้า เนื่องจากแรงงานและทุนเป็นปัจจัยการผลิต ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการค้าแสดงให้เห็นถึงผลตอบแทนของผู้ผลิต โดยผลกระทบของตัวแปรสามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน

ซึ่งจากcointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.7

ตารางที่ 6.7 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการค้ารายไตรมาส

ECM for dependent variable is dYCOM estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYCOM1	-3.1563	-3.0486	.028
dLCOM1	-28.3369	-.86972	.424
dGFCCOM1	17.3733	1.6285	.164
dWSPI1	8226.7	2.7771	.039
dYCOM2	-3.4817	-2.8112	.037

dLCOM2	10.0415	.26707	.800
dGFCCOM2	22.2737	2.0330	.098
dWSPI2	3707.8	2.2282	.076
dYCOM3	-2.4898	-2.2795	.072
dLCOM3	34.0589	.87157	.423
dGFCCOM3	14.7744	1.6507	.160
dWSPI3	2210.1	2.0434	.096
dYCOM4	-1.0792	-2.0393	.097
dLCOM4	1.4847	.049137	.963
dGFCCOM4	7.2900	1.3384	.238
dWSPI4	198.8163	.21330	.840
ecm1(-1)	.19770	.29573	.779
ecm2(-1)	-.54796	-2.0101	.101
ecm3(-1)	1.3626	3.8856	.012
ecm4(-1)	-.082475	-.33298	.753

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYCOM = YCOM-YCOM(-1)
dYCOM1 = YCOM(-1)-YCOM(-2)
dLCOM1 = LCOM(-1)-LCOM(-2)
dGFCCOM1=GFCCOM(-1)-GFCCOM(-2)
dWSPI1 = WSPI(-1)-WSPI(-2)
dYCOM2 = YCOM(-2)-YCOM(-3)
dLCOM2 = LCOM(-2)-LCOM(-3)
dGFCCOM2=GFCCOM(-2)-GFCCOM(-3)
dWSPI2 = WSPI(-2)-WSPI(-3)
dYCOM3 = YCOM(-3)-YCOM(-4)
dLCOM3 = LCOM(-3)-LCOM(-4)
dGFCCOM3=GFCCOM(-3)-GFCCOM(-4)
dWSPI3 = WSPI(-3)-WSPI(-4)
dYCOM4 = YCOM(-4)-YCOM(-5)
dLCOM4 = LCOM(-4)-LCOM(-5)
dGFCCOM4=GFCCOM(-4)-GFCCOM(-5)
dWSPI4 = WSPI(-4)-WSPI(-5)

ecm1 = 1.0000*YCOM -3.9397*LCOM -8.9268*GFCCOM -2547.3*WSPI + 99746.5

ecm2 = 1.0000*YCOM -43.9146*LCOM -11.8790*GFCCOM -2332.2*WSPI + 269903.8

ecm3 = 1.0000*YCOM + 43.7867*LCOM -8.2644*GFCCOM -7132.9*WSPI + 369640.1

ecm4 = 1.0000*YCOM -100.6486*LCOM -6.1825*GFCCOM -36.5046*WSPI + 233991.6

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.91297	R-Bar-Squared	.58223
S.E. of Regression	8239.0	F-stat. F(19, 5)	2.7604[.132]
Mean of Dependent Variable	1195.6	S.D. of Dependent Variable	12747.0

Residual Sum of Squares	3.39E+08	Equation Log-likelihood	-240.7713
Akaike Info. Criterion	-260.7713	Schwarz Bayesian Criterion	-272.9601
DW-statistic	2.6800	System Log-likelihood	-554.3540

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 8.0665[.005]	F(1, 4)= 1.9054[.240]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.8954[.089]	F(1, 4)= .52395[.509]
C: Normality	CHSQ(2)= .32332[.851]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .88406[.347]	F(1, 23)= .84315[.368]

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

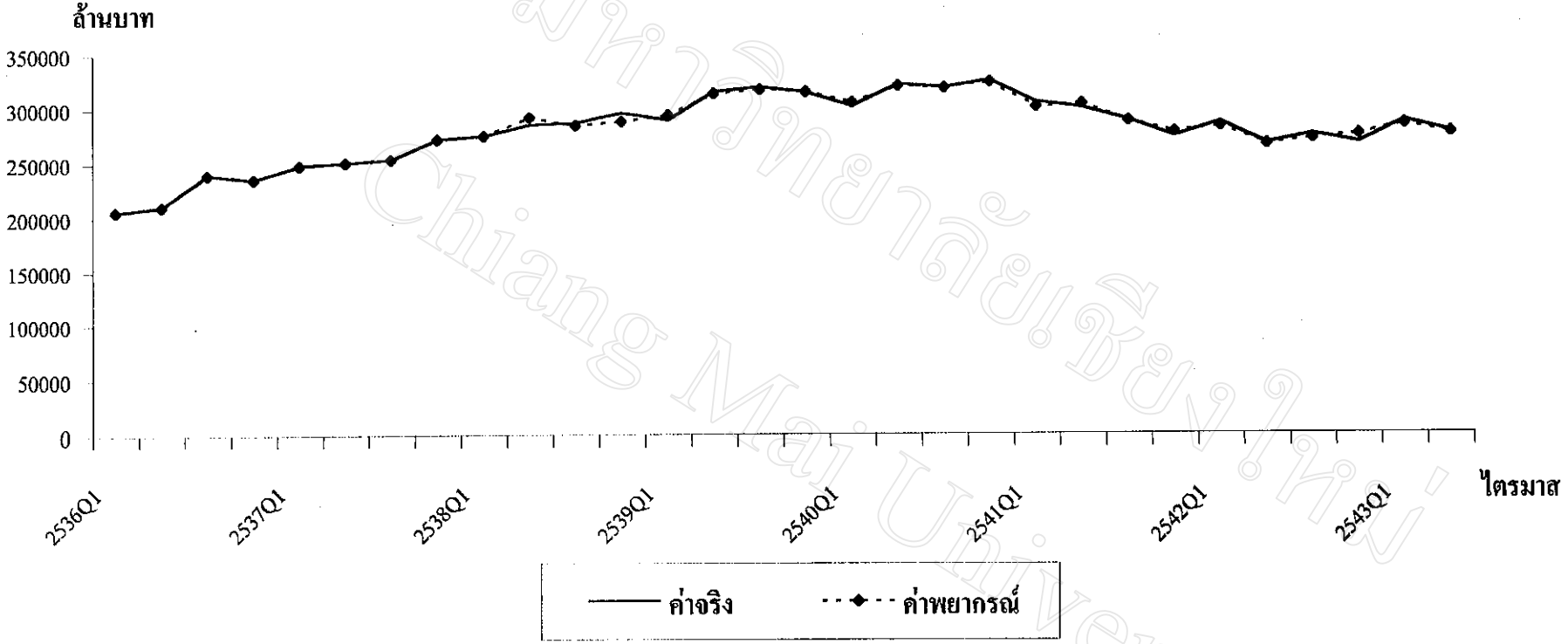
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 4 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 3 เท่านั้นที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อ 95% แต่ไม่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.91297 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการค้า และหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.3 โดยค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0064 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.000002 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0252 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9748 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.012 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.2%

ภาพที่ 6.3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคการค้ารายไตรมาส : YCOM



Root Mean Square Error	3800.105	Theil's Inequality Coefficient	0.006399
Mean Absolute Error	3058.107	Bias Proportion	0.0000026
Mean Absolute Percentage Error	0.010519	Variance Proportion	0.0251899
		Covariance Proportion	0.9748046

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.4 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคการอุตสาหกรรมรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคอุตสาหกรรม (YM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคอุตสาหกรรม (LM) ทุนของภาคอุตสาหกรรม (GFCM) และ ดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.8

ตารางที่ 6.8 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: YM LM GFCM WSPIM

List of eigenvalues in descending order: .99669 .98228 .41636 .040953

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	142.7943	27.4200	24.9900
r<= 1	r = 2	100.8283	21.1200	19.0200
r<= 2	r = 3	13.4616	14.8800	12.9800
r<= 3	r = 4	1.0454	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	258.1296	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	115.3353	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	14.5070	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	1.0454	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 2 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2
YM	-.4519E-4	-.3018E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)
LM	.0057407	-.3809E-3
	(127.0479)	(-126.2122)
GFCM	.1005E-5	.1924E-4
	(.022238)	(6.3730)
WSPIM	.19597	.058935
	(4337.1)	(19526.1)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 2 vector มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 127.0479 หน่วย ถ้าหากทุนของภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.022238 หน่วย เนื่องจากแรงงานและทุนเป็นปัจจัยการผลิต และเมื่อดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 4337.1 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ซึ่งแสดงถึงผลตอบแทนของผู้ผลิต ซึ่งจากcointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.9

ตารางที่ 6.9 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dYM estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-732343.5	-3.0186	.023
dYM1	.39118	1.3102	.238
dLM1	-103.0803	-2.7212	.035
dGFCM1	.33127	1.8900	.108

dWSPIM1	556.9541	.51003	.628
dYM2	.49613	1.7973	.122
dLM2	-67.2572	-2.1297	.077
dGFCM2	.50824	2.3978	.053
dWSPIM2	-4236.8	-3.1482	.020
dYM3	-.070560	-.21609	.836
dLM3	-13.3565	-.51058	.628
dGFCM3	.67850	2.8104	.031
dWSPIM3	-3642.0	-2.8261	.030
dYM4	.28554	1.0444	.337
dLM4	5.0749	.37660	.719
dGFCM4	.26427	1.1547	.292
dWSPIM4	-12.5594	-.010130	.992
ecm1(-1)	-1.0597	-3.1107	.021
ecm2(-1)	.0023521	.10336	.921

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYM = YM-YM(-1)
dYM1 = YM(-1)-YM(-2)
dLM1 = LM(-1)-LM(-2)
dGFCM1 = GFCM(-1)-GFCM(-2)
dWSPIM1 = WSPIM(-1)-WSPIM(-2)
dYM2 = YM(-2)-YM(-3)
dLM2 = LM(-2)-LM(-3)
dGFCM2 = GFCM(-2)-GFCM(-3)
dWSPIM2 = WSPIM(-2)-WSPIM(-3)
dYM3 = YM(-3)-YM(-4)
dLM3 = LM(-3)-LM(-4)
dGFCM3 = GFCM(-3)-GFCM(-4)
dWSPIM3 = WSPIM(-3)-WSPIM(-4)
dYM4 = YM(-4)-YM(-5)
dLM4 = LM(-4)-LM(-5)
dGFCM4 = GFCM(-4)-GFCM(-5)
dWSPIM4 = WSPIM(-4)-WSPIM(-5)

ecm1 = 1.0000*YM -127.0479*LM -.022238*GFCM -4337.1*WSPIM

ecm2 = 1.0000*YM + 126.2122*LM -6.3730*GFCM -19526.1*WSPIM

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.93099	R-Bar-Squared	.72397
S.E. of Regression	7539.6	F-stat. F(18, 6)	4.4971[.036]
Mean of Dependent Variable	5387.0	S.D. of Dependent Variable	14350.6
Residual Sum of Squares	3.41E+08	Equation Log-likelihood	-240.8325
Akaike Info. Criterion	-259.8325	Schwarz Bayesian Criterion	-271.4118
DW-statistic	2.3538	System Log-likelihood	-560.9456

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 23.7600[.000]	F(4, 2)= 9.5808[.097]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 5.6777[.017]	F(1, 5)= 1.4692[.280]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.4843[.476]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .41697[.518]	F(1, 23)= .39012[.538]

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

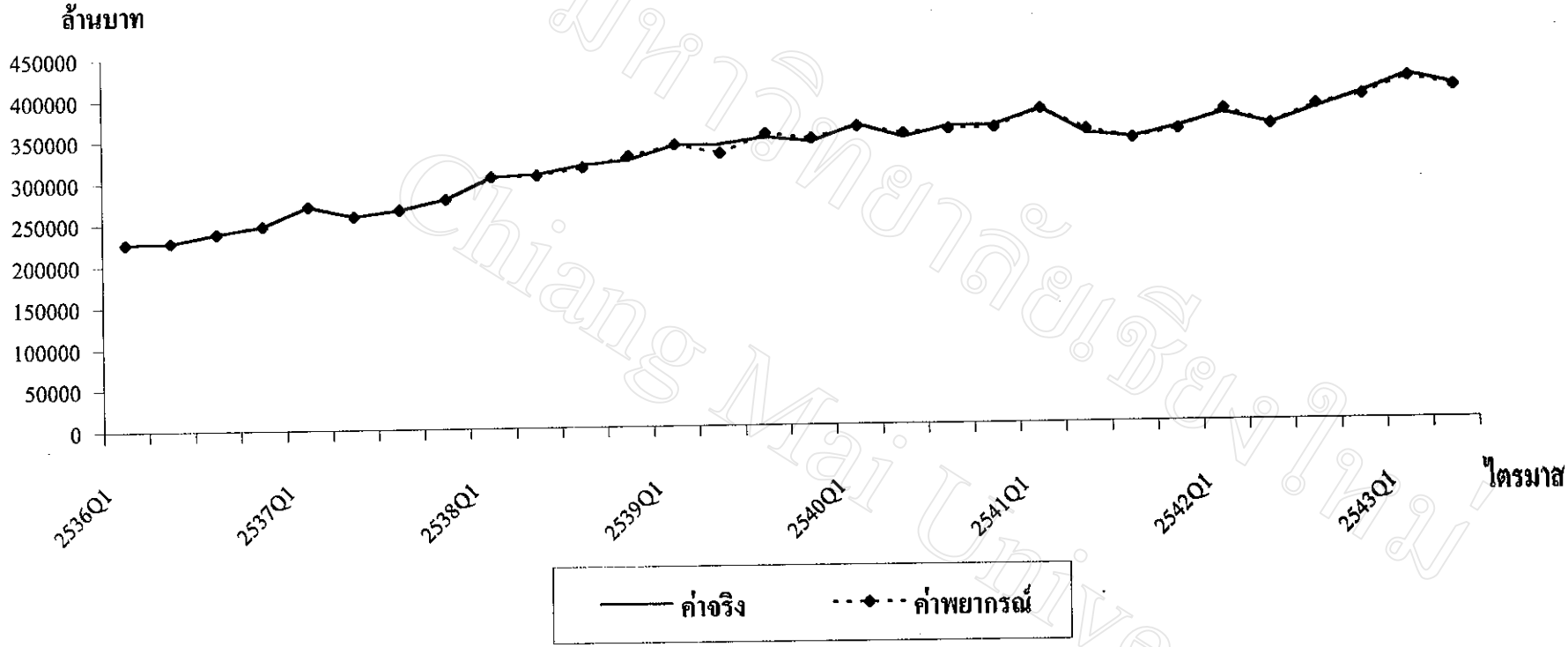
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่ มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้งสองค่า พบว่า มีเพียง ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector แรกเท่านั้นที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสองด้วย และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.93099 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอุตสาหกรรม และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.4 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion (U^M) ค่า variance proportion (U^S) และ ค่า covariance proportion (U^C) จะมีค่าเท่ากับ 0.0054, 0.0008, 0.0041 และ0.9941 ซึ่งแสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.00932 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.932 %

ภาพที่ 6.4 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส : YM



Root Mean Square Error	3871.27	Theil's Inequality Coefficient	0.005405
Mean Absolute Error	3186.477	Bias Proportion	0.000808
Mean Absolute Percentage Error	0.009037	Variance Proportion	0.004128
		Covariance Proportion	0.994141

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.5 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคอื่นๆ รายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคอื่นๆ (YOTHER) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคอื่นๆ (LOTHER) และทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.10

ตารางที่ 6.10 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคอื่นๆ รายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: YOTHER LOTHER GFCOTHER

List of eigenvalues in descending order: .78529 .34434 .027422

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	39.9996	17.6800	15.5700
r<= 1	r = 2	10.9747	11.0300	9.2800
r<= 2	r = 3	.72293	4.1600	3.0400

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	51.6972	24.0500	21.4600
r<= 1	r>= 2	11.6977	12.3600	10.2500
r<= 2	r = 3	.72293	4.1600	3.0400

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 1 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1
YOTHER	.2620E-5
	(-1.0000)
LOTHER	-.2081E-3
	(79.4231)
GFCOTHER	-.2622E-6
	(.10010)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคอื่นๆเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 79.4231 หน่วย ถ้าหากทุนของภาคอื่นๆเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ผลผลิตในภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 79.4231 หน่วยในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากทั้งแรงงานและทุนเป็นปัจจัยการผลิต จึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิต ซึ่งจากcointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้น และค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.11

ตารางที่ 6.11 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอื่นๆ รายไตรมาส

ECM for dependent variable is dYOTHER estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYOTHER1	-.41783	-2.1623	.046
dLOTHER1	-31.8412	-3.0315	.008
dGFCOTHER1	.080116	.47072	.644
dYOTHER2	-.59702	-3.9106	.001
dLOTHER2	-26.9654	-2.2387	.040
dGFCOTHER2	.34113	1.9652	.067
dYOTHER3	-.27476	-1.3164	.207

dLOTHER3	-13.4973	-1.1975	.249
dGFCOTHER3	.40063	2.1518	.047
ecm1(-1)	-.12889	-6.0569	.000

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYOTHER = YOTHER-YOTHER (-1)

dYOTHER1 = YOTHER (-1)-YOTHER (-2)

dLOTHER1 = LOTHER (-1)-LOTHER (-2)

dGFCOTHER1 = GFCOTHER (-1)-GFCOTHER (-2)

dYOTHER2 = YOTHER (-2)-YOTHER (-3)

dLOTHER2 = LOTHER (-2)-LOTHER (-3)

dGFCOTHER2 = GFCOTHER (-2)-GFCOTHER (-3)

dYOTHER3 = YOTHER (-3)-YOTHER (-4)

dLOTHER3 = LOTHER (-3)-LOTHER (-4)

dGFCOTHER3 = GFCOTHER (-3)-GFCOTHER (-4)

ecm1 = 1.0000*YOTHER -79.4231*LOTHER -.10010*GFCOTHER

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.72268	R-Bar-Squared	.56669
S.E. of Regression	8122.8	F-stat. F(9, 16)	4.6328[.004]
Mean of Dependent Variable	6116.7	S.D. of Dependent Variable	12339.8
Residual Sum of Squares	1.06E+09	Equation Log-likelihood	-264.6441
Akaike Info. Criterion	-274.6441	Schwarz Bayesian Criterion	-280.9346
DW-statistic	1.7429	System Log-likelihood	-702.8662

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 8.1505[.086]	F(4, 12)= 1.3699[.302]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .22398[.636]	F(1, 15)= .13034[.723]
C: Normality	CHSQ(2)= .91243[.634]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 4.9386[.026]	F(1, 24)= 5.6276[.026]

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

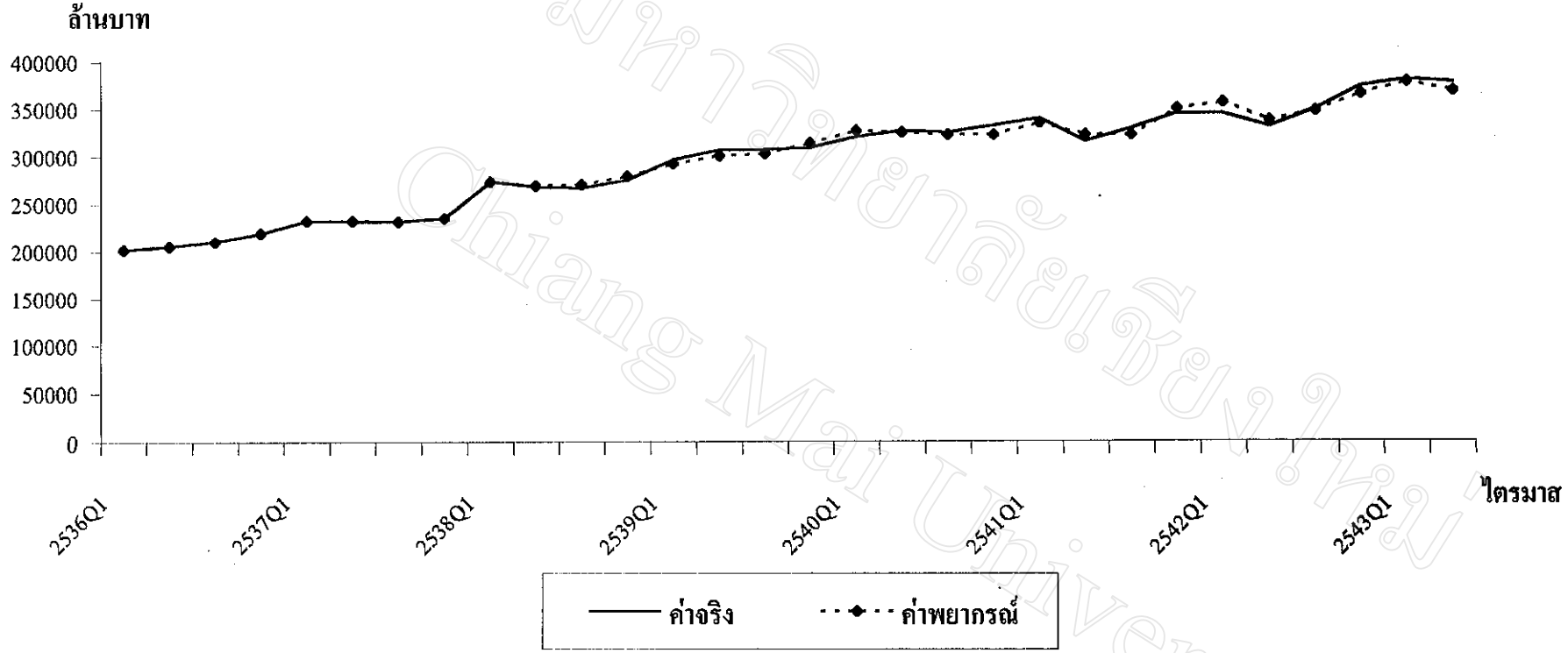
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในแบบจำลองประมาณ ครึ่งหนึ่งของตัวแปรทั้งหมดมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 90% และค่าความเร็วในการปรับตัวมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99% และมีค่าอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.72268 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ถึงแม้ว่าค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบปัญหา heteroscedasticity จะผ่านแค่ความเชื่อมั่นที่ 10% เท่านั้นก็ตาม ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน แล้วทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอื่นๆ และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.5 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0091 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0022 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.012 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.6754 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0159 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.59%

ภาพที่ 6.5 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคอื่นๆ รายไตรมาส : YOTHER



Root Mean Square Error	5939.952	Theil's Inequality Coefficient	0.009095
Mean Absolute Error	5240.351	Bias Proportion	0.002174
Mean Absolute Percentage Error	0.015938	Variance Proportion	0.012
		Covariance Proportion	0.675406

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.6 ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาประจำปี ค่าความคลาดเคลื่อนทางสถิติ ผลิตผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 และอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 ของข้อมูลรายไตรมาส

เมื่อทำการหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคต่างๆ แล้วเมื่อนำมารวมกันก็จะได้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาประจำปี ดังสมการต่อไปนี้

$$GDP = YAG + YC + YCOM + YM + YOTHER$$

ผลของการทำ simulation ดังภาพที่ 6.6 และจากค่าสถิติของความสามารถในการอธิบายของสมการ จะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0074 ค่า bias proportion ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0264 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0018 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9414 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีเป็นที่พอใจ และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ 0.0119 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.19%

และจากการที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นทางด้านผลผลิต ต้องเท่ากับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นทางด้านรายจ่าย นั้นจะมีส่วนที่เป็นความคลาดเคลื่อนทางสถิติที่ทำให้ทั้งสองด้านเท่ากัน ซึ่งสามารถเขียนสมการผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นทางด้านรายจ่ายได้ดังนี้

$$GDP = CP + IP + G + EX - IM + STAT$$

เมื่อได้นำค่าความคลาดเคลื่อนทางสถิติมาทำ simulation ได้ผลดังภาพที่ 6.7 และจากค่าสถิติของความสามารถในการอธิบายของสมการให้ผลไม่ค่อยเป็นที่น่าพอใจ เนื่องจากเป็นผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนจากทุกๆ ภาค ทั้งทางด้านผลผลิตและทางด้านรายจ่าย ดังจะเห็นได้จากค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.3926 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0155 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0926 และค่า covariance proportion เท่ากับ 0.8743 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ไม่ดี และมีค่า mean absolute percentage error 1.9977 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 199.77% แต่เนื่องจากมีสัดส่วนในแบบจำลองน้อยจึงไม่มีผลกระทบต่อแบบจำลองโดยภาพรวม

เมื่อหาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาประจำปีได้ดังสมการดังกล่าวแล้วสามารถหาค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 ได้ โดยการนำดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (2538 = 100) มาทำการปรับโดยสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

GDPCON = 100*(GDP/DGDP)

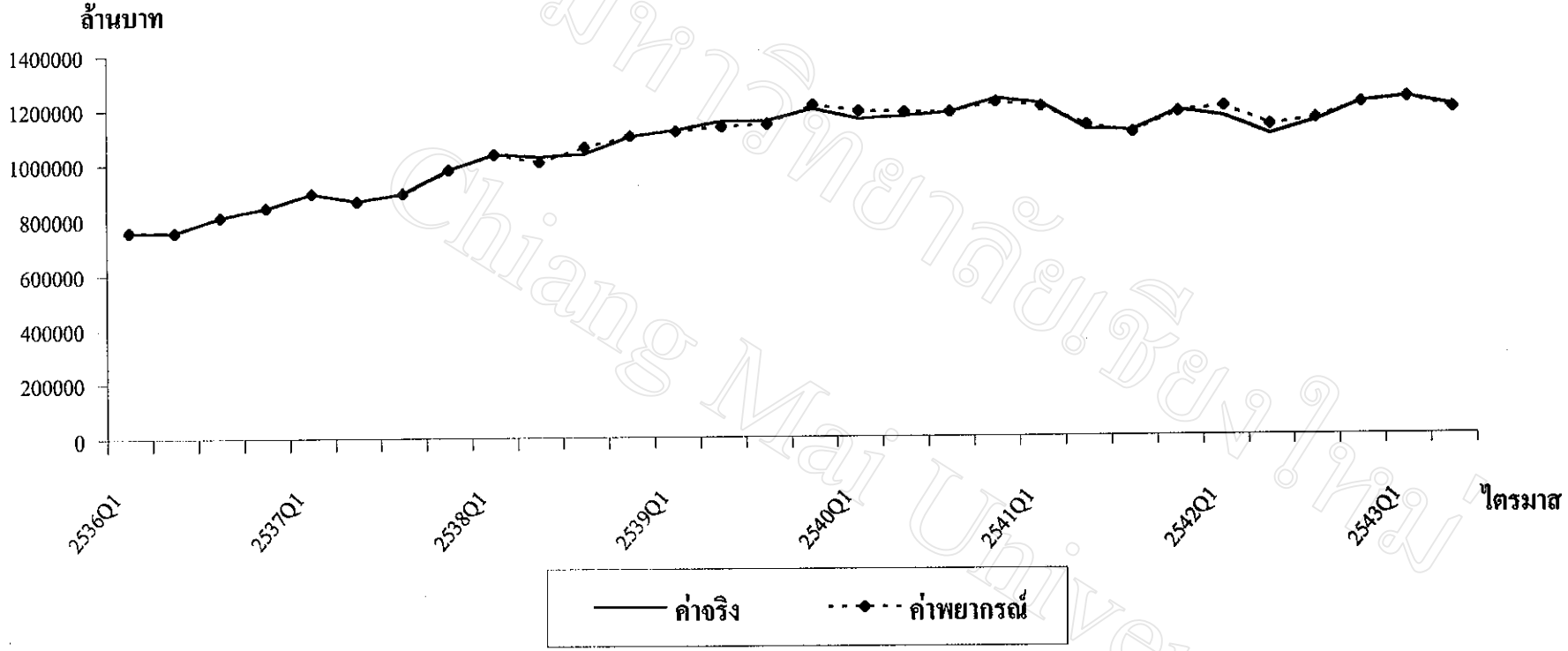
ผลของการทำ simulation ของสมการดังภาพที่ 6.8 และจากค่าสถิติที่ใช้แสดงถึงความสามารถในการอธิบายของสมการ จะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0073 ค่า bias proportion ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0256 ค่าvariance proportion เท่ากับ 0.00002 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9452 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีเป็นที่พอใจ และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ 0.012 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.2%

นอกจากนี้เมื่อได้ค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 แล้ว สามารถหา อัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 ได้ ซึ่งเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

GDPG = 100*((GDPCON-GDPCON(-1))/GDPCON(-1))

และเมื่อนำมาทำการ simulation แล้วจะมีผลดังภาพที่ 6.9 และจากค่าสถิติของความสามารถในการอธิบายของสมการจะเห็นได้ว่า มีค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.1818 ค่า bias proportion ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0269 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0123 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.93 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีเป็นที่พอใจ และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 2.212 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 221.2%

ภาพที่ 6.6 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ณ ราคาประจำปีรายไตรมาส : GDP

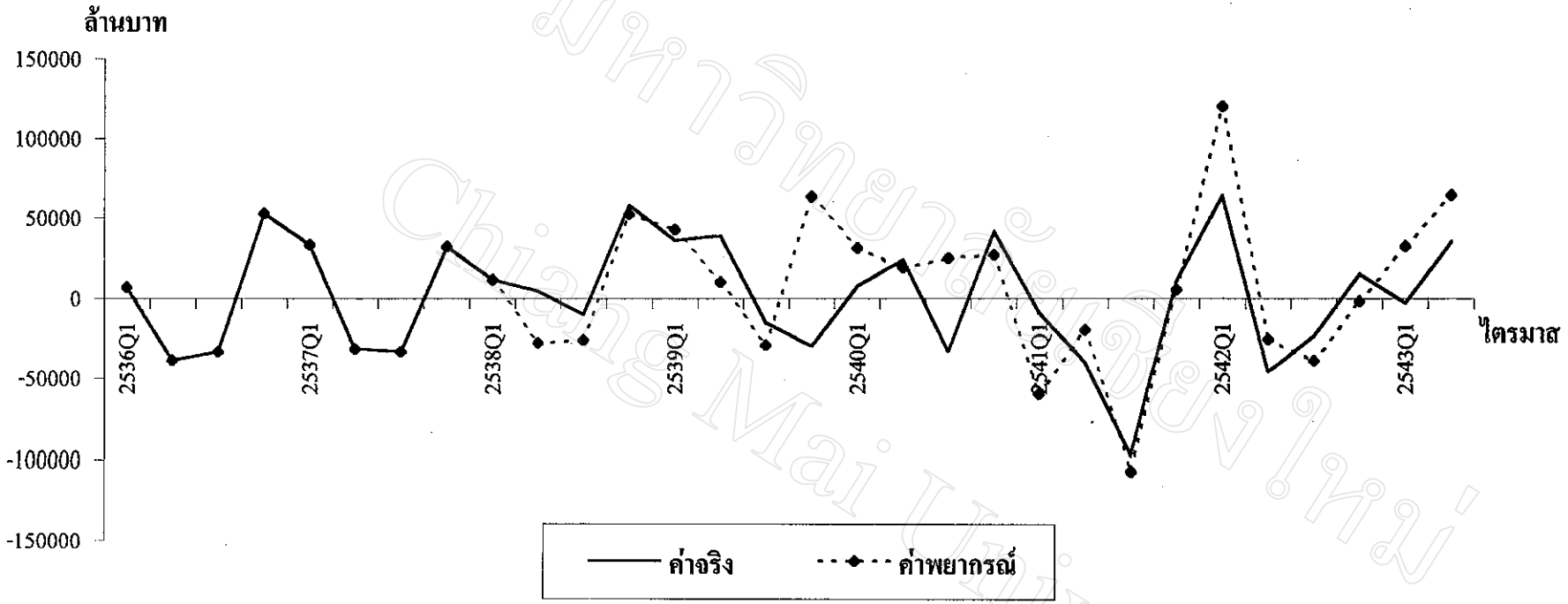


Root Mean Square Error	17149.68	Theil's Inequality Coefficient	0.007422
Mean Absolute Error	13438.53	Bias Proportion	0.026499
Mean Absolute Percentage Error	0.011874	Variance Proportion	0.0018
		Covariance Proportion	0.941416

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.7 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อนทางสถิติรายไตรมาส : STAT

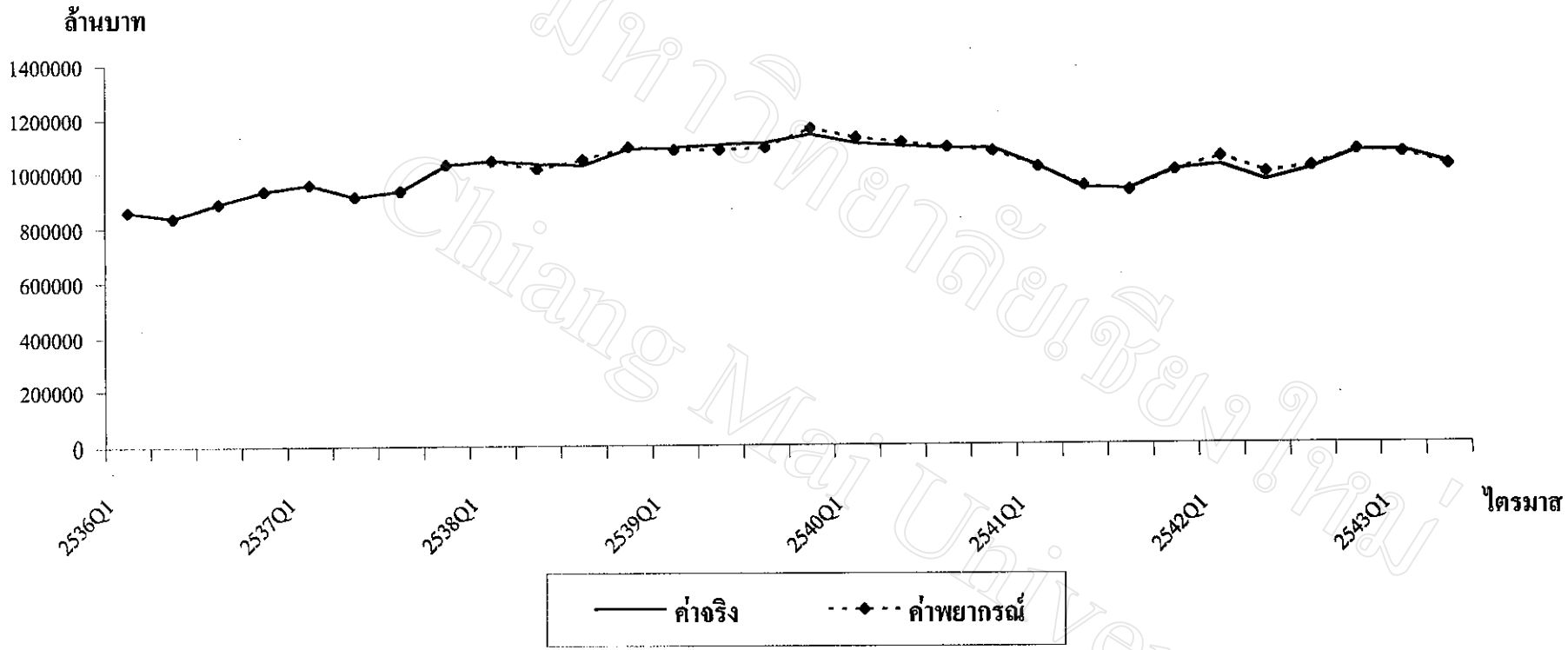


Root Mean Square Error	34324.46	Theil's Inequality Coefficient	0.392553
Mean Absolute Error	26594.62	Bias Proportion	0.015482
Mean Absolute Percentage Error	1.997714	Variance Proportion	0.092554
		Covariance Proportion	0.874271

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.8 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ณ ราคาปีฐาน 2538รายไตรมาส : GDPCON

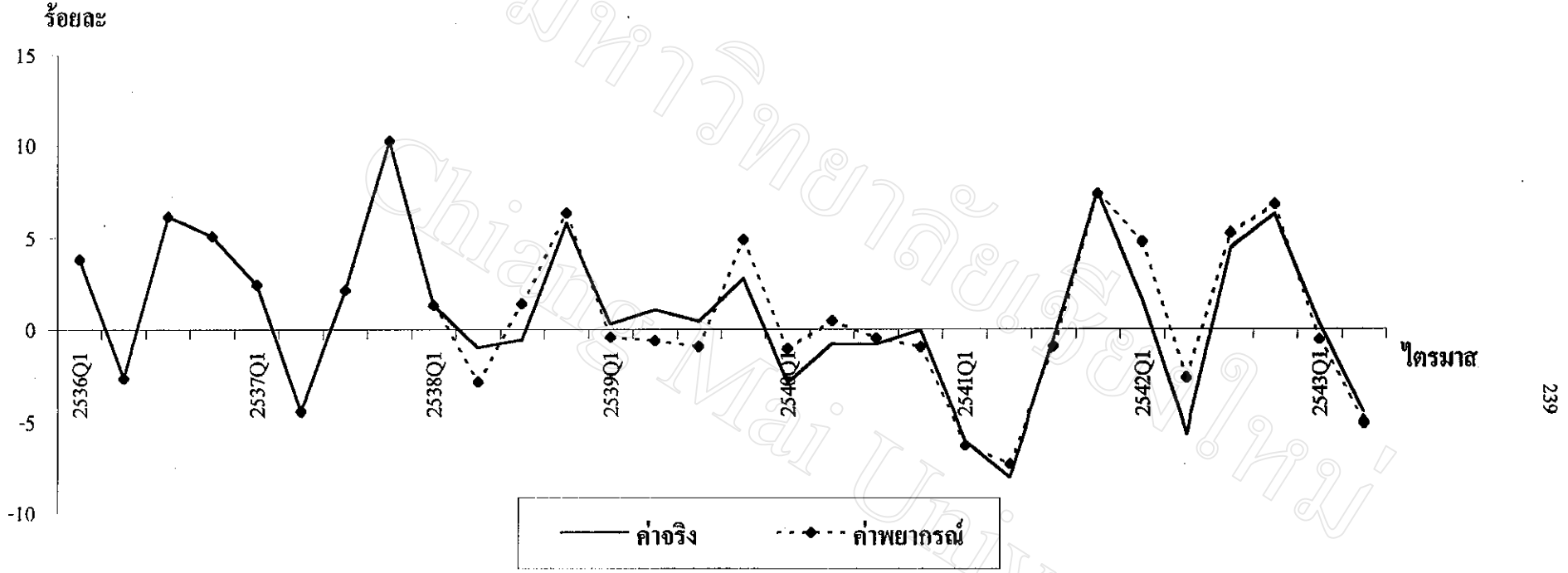


Root Mean Square Error	15396.4	Theil's Inequality Coefficient	0.0073136
Mean Absolute Error	12616.06	Bias Proportion	0.0255808
Mean Absolute Percentage Error	0.012002	Variance Proportion	0.0000196
		Covariance Proportion	0.9451644

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.9 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศรายไตรมาส : GDPG



Root Mean Square Error	1.462275	Theil's Inequality Coefficient	0.181767
Mean Absolute Error	1.193818	Bias Proportion	0.026935
Mean Absolute Percentage Error	2.211814	Variance Proportion	0.012297
		Covariance Proportion	0.929985

ที่มา : จากการคำนวณ

สมการตลาดแรงงาน

6.2.7 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการกำลังแรงงานรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับกำลังแรงงาน (L) ได้แก่ จำนวนประชากร (POP) จำนวนนักเรียน (STUD) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำที่แท้จริง (WCPI) และอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (GDPG) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.12

ตารางที่ 6.12 ความสัมพันธ์ระยะยาวของกำลังแรงงานรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: L POP STUD WCPI GDPG Intercept

List of eigenvalues in descending order: .99170 .99001 .87744 .35333 .14910 0.00

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	124.5771	34.4000	31.7300
r<= 1	r = 2	119.7634	28.2700	25.8000
r<= 2	r = 3	54.5774	22.0400	19.8600
r<= 3	r = 4	11.3337	15.8700	13.8100
r<= 4	r = 5	4.1981	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	314.4497	75.9800	71.8100
r<= 1	r>= 2	189.8726	53.4800	49.9500
r<= 2	r>= 3	70.1092	34.8700	31.9300
r<= 3	r>= 4	15.5318	20.1800	17.8800
r<= 4	r = 5	4.1981	9.1600	7.5300

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
L	-.1911E-6	-.2799E-3	-.9316E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
POP	-.0012172	.9299E-3	.0034543
	(-6368.3)	(3.3223)	(3.7079)
STUD	.0016409	-.7144E-3	-.0060160
	(8584.7)	(-2.5522)	(-6.4576)
WCPI	-.21059	9.6399	18.9770
	(-1101771)	(34441.1)	(20369.9)
GDPG	-.32211	.10080	-.067581
	(-1685211)	(360.1209)	(-72.5416)
Intercept	66.4710	-54.7747	-165.8365
	(3.48E+08)	(-195697.0)	(-178009.1)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vector ที่ 2 และ vector ที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี คือ จำนวนประชากร และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำที่แท้จริงมีทิศทางเดียวกับกำลังแรงงานเนื่องเมื่อประชากรเพิ่มขึ้นทำให้กำลังแรงงานเพิ่มขึ้นด้วย ส่วนอัตราค่าจ้างขั้นต่ำที่แท้จริงเพิ่มขึ้นจะดึงดูดใจให้ผู้ที่อยู่ในวัยทำงานมาทำงานมากขึ้น แต่จำนวนนักเรียนมีทิศทางตรงกันข้ามกับกำลังแรงงาน เนื่องจากแสดงถึงโอกาสทางการศึกษา กล่าวคือ เมื่อผู้ที่อยู่ในวัยทำงานมีโอกาสในการศึกษามากจะทำให้เข้าสู่ตลาดแรงงานช้าลง ส่วนอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นมีความสัมพันธ์ได้ทั้งสองทิศทางซึ่งแสดงถึงความเจริญเติบโตของระบบเศรษฐกิจ ซึ่งเมื่อเศรษฐกิจดีแสดงว่าความก้าวหน้าทางการแพทย์ดีขึ้นทำให้ อัตราการตายลดลง ประชากรเพิ่มขึ้น กำลังแรงงานเพิ่มขึ้นด้วย ในขณะเดียวกันเมื่อเศรษฐกิจดีทำให้คนมีโอกาสทางการศึกษามากขึ้นด้วย ทำให้กำลังแรงงานลดลง โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.13

ตารางที่ 6.13 การปรับตัวระยะสั้นของกำลังแรงงานรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dL estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dL1	.26406	.93210	.379
dPOP1	11.7934	3.0607	.016
dSTUD1	8.3701	4.3754	.002
dWCPI1	-41015.2	-7.1387	.000
dGDPG1	-554.2309	-6.0301	.000
dL2	.15183	.88910	.400
dPOP2	-.33192	-.074347	.943
dSTUD2	10.1373	6.7619	.000
dWCPI2	-18945.0	-2.7505	.025
dGDPG2	-306.8493	-4.7610	.001
dL3	.35407	2.9797	.018
dPOP3	11.6415	2.9136	.019
dSTUD3	9.4616	9.1207	.000
dWCPI3	-22012.4	-4.5802	.002
dGDPG3	-196.1910	-4.7578	.001
ecm1(-1)	.4107E-3	5.6084	.001
ecm2(-1)	-.72451	-6.6247	.000
ecm3(-1)	-.91391	-2.5129	.036

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dL = L-L(-1)

dL1 = L(-1)-L(-2)

dPOP1 = POP(-1)-POP(-2)

dSTUD1 = STUD(-1)-STUD(-2)

dWCPI1 = WCPI(-1)-WCPI(-2)

dGDPG1 = GDPG(-1)-GDPG(-2)

dL2 = L(-2)-L(-3)

dPOP2 = POP(-2)-POP(-3)

dSTUD2 = STUD(-2)-STUD(-3)

dWCPI2 = WCPI(-2)-WCPI(-3)

dGDPG2 = GDPG(-2)-GDPG(-3)

dL3 = L(-3)-L(-4)

dPOP3 = POP(-3)-POP(-4)

dSTUD3 = STUD(-3)-STUD(-4)

dWCPI3 = WCPI(-3)-WCPI(-4)

dGDPG3 = GDPG(-3)-GDPG(-4)

ecm1 = 1.0000*L + 6368.3*POP -8584.7*STUD + 1101771*WCPI + 1685211*GDPG -3.48E+08

ecm2 = 1.0000*L -3.3223*POP + 2.5522*STUD -34441.1*WCPI -360.1209*GDPG + 195697.0

ecm3 = 1.0000*L -3.7079*POP + 6.4576*STUD -20369.9*WCPI – 72.5416*GDPG + 178009.1

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.98699	R-Bar-Squared	.95933
S.E. of Regression	390.7308	F-stat. F(17, 8)	35.6901[.000]
Mean of Dependent Variable	45.6632	S.D. of Dependent Variable	1937.5
Residual Sum of Squares	1221364	Equation Log-likelihood	-176.7384
Akaike Info. Criterion	-194.7384	Schwarz Bayesian Criterion	-206.0612
DW-statistic	1.7784	System Log-likelihood	-304.8296

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 22.8155[.000]	F(4, 4)= 7.1644[.041]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 7.9390[.005]	F(1, 7)= 3.0770[.123]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.8045[.406]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .081890[.775]	F(1, 24)= .075830[.785]

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

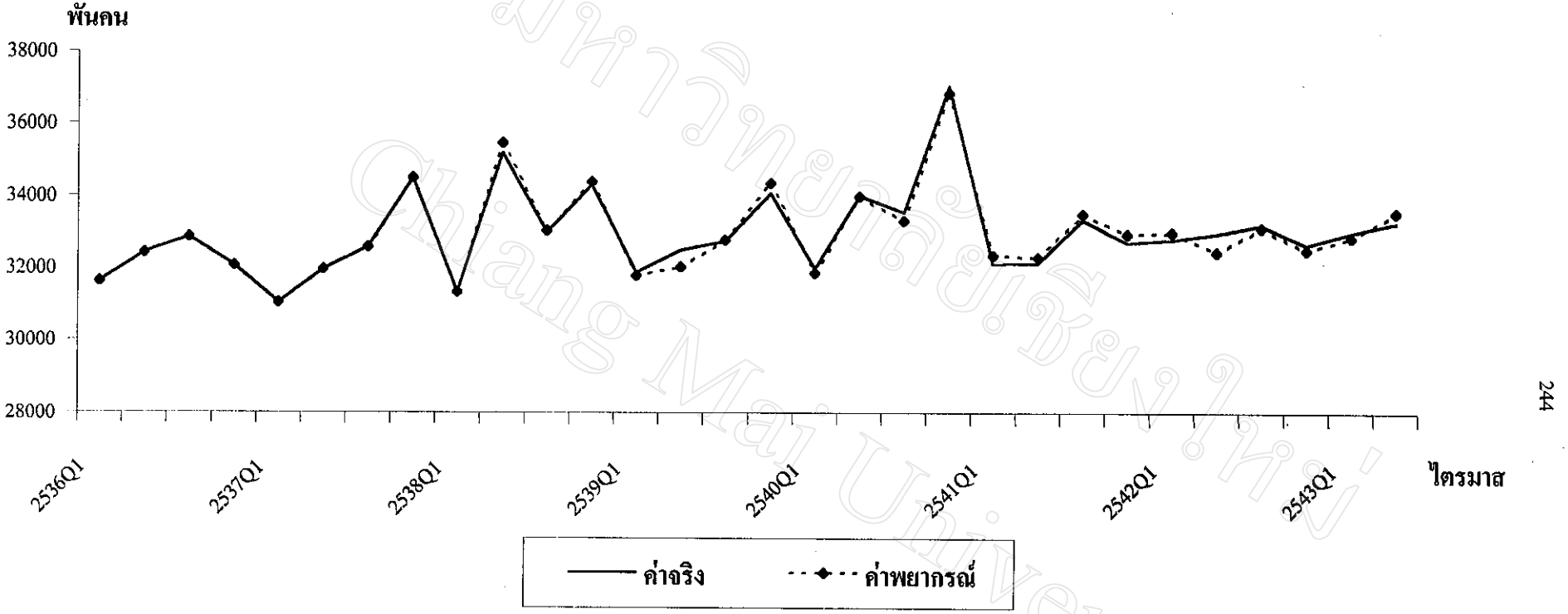
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรส่วนมากมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% ขึ้นไป และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99%, 99% และ95% ตามลำดับ แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector แรกเท่านั้นที่ไม่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.98699 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของกำลังแรงงาน และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.10 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0034 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0000001 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0082 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.6814 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0056 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.56%

ภาพที่ 6.10 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนกำลังแรงงานรายไตรมาส : L



Root Mean Square Error	225.8949	Theil's Inequality Coefficient	0.00339224
Mean Absolute Error	187.0164	Bias Proportion	0.00000014
Mean Absolute Percentage Error	0.005624	Variance Proportion	0.00820722
		Covariance Proportion	0.68144781

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.8 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคการเกษตรรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคการเกษตร (LAG) ที่ให้ค่าสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคการเกษตร (GFCAG) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และผลผลิตภาคการเกษตร (YAG) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.14

ตารางที่ 6.14 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคการเกษตรรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: LAG GFCAG W WSPIAG Intercept

List of eigenvalues in descending order: .99587 .89447 .63625 .23070 .0000

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	137.2564	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	56.2195	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	25.2821	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	6.5569	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	225.3149	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	88.0585	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	31.8390	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	6.5569	9.1600	7.5300

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
LAG	-.2434E-3	-.3084E-4	.4441E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCAG	-.4478E-3	.9036E-3	-.4625E-5
	(-1.8395)	(29.3024)	(.010416)
W	-.11198	-.010907	.038011
	(-459.9753)	(-353.6988)	(-85.5955)
WSPIAG	.055159	-.010507	-.041119
	(226.5711)	(-340.7254)	(92.5954)
Intercept	12.0080	2.3926	-6.6148
	(49324.2)	(77590.5)	(14895.8)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 และ vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ ทุนของภาคการเกษตร มีความสัมพันธ์กับการจ้างงานภาคการเกษตรได้ทั้งสองทิศทาง เนื่องเป็นทั้งปัจจัยในการผลิตที่ใช้ทดแทนกันได้บางส่วนและใช้ร่วมกัน แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานภาคการเกษตร เนื่องจากเมื่ออัตราค่าจ้างขั้นต่ำเพิ่มขึ้น จะทำให้นายจ้างชะลอการจ้างงานเพิ่มและอาจมีการเลิกจ้างแรงงานบางส่วนลงด้วย ส่วนผลผลิตภาคการเกษตรมีทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานภาคการเกษตร เนื่องจากเป็นเมื่อมีการผลิตมากขึ้น ต้องใช้แรงงานซึ่งเป็นปัจจัยการผลิตเพิ่มขึ้นด้วย โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.15

ตารางที่ 6.15 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการเกษตรรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dLAG estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLAG1	-1.6865	-4.3838	.005
dGFCAG1	5.5989	1.4703	.192
dW1	-212.5622	-1.6944	.141
dWSPIAG1	15.7258	.49531	.638
dLAG2	-2.0947	-6.0525	.001
dGFCAG2	-.66006	-.14693	.888
dW2	345.7714	6.0828	.001
dWSPIAG2	-13.4545	-.58417	.580
dLAG3	-1.3766	-5.0331	.002
dGFCAG3	-11.6884	-1.5982	.161
dW3	17.9423	.18283	.861
dWSPIAG3	-35.0563	-1.1051	.311
dLAG4	-.45741	-3.1046	.021
dGFCAG4	-34.0037	-3.3783	.015
dW4	137.9853	1.5138	.181
dWSPIAG4	35.1399	1.5592	.170
ecm1(-1)	.90090	6.0524	.001
ecm2(-1)	-.084182	-4.4649	.004
ecm3(-1)	-.59276	-2.1831	.072

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLAG = LAG-LAG(-1)

dLAG1 = LAG(-1)-LAG(-2)

dGFCAG1 = GFCAG(-1)-GFCAG(-2)

dW1 = W(-1)-W(-2)

dWSPIAG1 = WSPIAG(-1)-WSPIAG(-2)

dLAG2 = LAG(-2)-LAG(-3)

dGFCAG2 = GFCAG(-2)-GFCAG(-3)

dW2 = W(-2)-W(-3)

dWSPIAG2 = WSPIAG(-2)-WSPIAG(-3)

dLAG3 = LAG(-3)-LAG(-4)

dGFCAG3 = GFCAG(-3)-GFCAG(-4)

dW3 = W(-3)-W(-4)

dWSPIAG3 = WSPIAG(-3)-WSPIAG(-4)

dLAG4 = LAG(-4)-LAG(-5)

dGFCAG4 = GFCAG(-4)-GFCAG(-5)

dW4 = W(-4)-W(-5)

dWSPIAG4 = WSPIAG(-4)-WSPIAG(-5)

ecm1 = 1.0000*LAG + 1.8395*GFCAG + 459.9753*W -226.5711*WSPIAG -49324.2

ecm2 = 1.0000*LAG -29.3024*GFCAG + 353.6988*W + 340.7254*WSPIAG -77590.5

ecm3 = 1.0000*LAG -.010416*GFCAG + 85.5955*W -92.5954*WSPIAG -14895.8

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.99199	R-Bar-Squared	.96798
S.E. of Regression	611.4134	F-stat. F(18, 6)	41.3032[.000]
Mean of Dependent Variable	18.3480	S.D. of Dependent Variable	3416.7
Residual Sum of Squares	2242958	Equation Log-likelihood	-178.0288
Akaike Info. Criterion	-197.0288	Schwarz Bayesian Criterion	-208.6082
DW-statistic	2.7953	System Log-likelihood	-330.6000

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 15.2937[.004]	F(4, 2)= .78783[.626]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .88033[.348]	F(1, 5)= .18249[.687]
C: Normality	CHSQ(2)= .54434[.762]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .15254[.696]	F(1, 23)= .14120[.711]

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

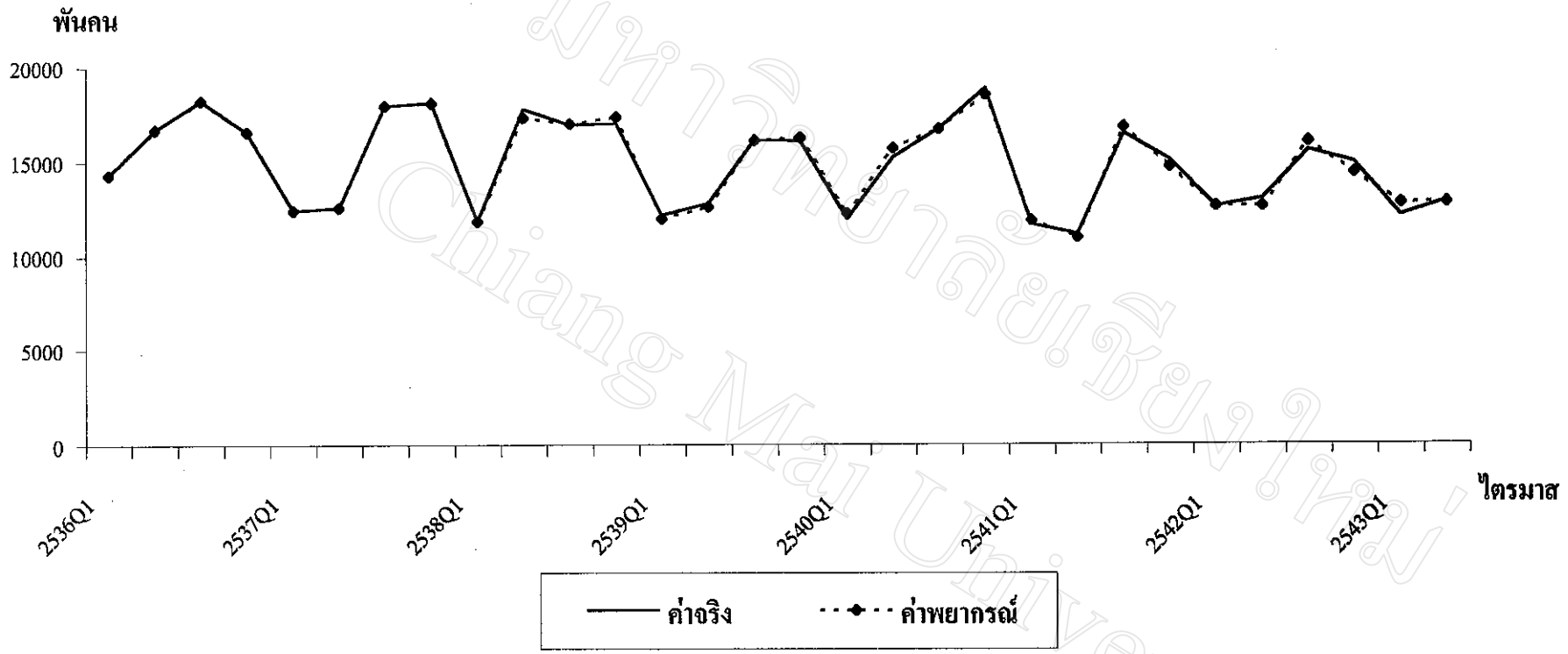
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรประมาณครึ่งหนึ่งของทั้งหมดมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และจากค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99%, 99% และ90% ตามลำดับ แต่มีเพียง ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector แรกที่ไม่อยู่ในช่วงศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.99199 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการข้างงานภาคการเกษตร และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.11 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0108 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0008 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0006 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.6882 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0187 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.87%

ภาพที่ 6.11 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคการเกษตรรายไตรมาส : LAG



Root Mean Square Error	320.737	Theil's Inequality Coefficient	0.010843
Mean Absolute Error	268.4933	Bias Proportion	0.000843
Mean Absolute Percentage Error	0.018696	Variance Proportion	0.000615
		Covariance Proportion	0.688169

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

6.2.9 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคการก่อสร้าง (LC) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคการก่อสร้าง (GFCC) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.16

ตารางที่ 6.16 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: LC GFCC W WSPIC

List of eigenvalues in descending order: .99717 .93250 .55118 .14364

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	146.7143	27.4200	24.9900
r<= 1	r = 2	67.3889	21.1200	19.0200
r<= 2	r = 3	20.0281	14.8800	12.9800
r<= 3	r = 4	3.8767	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	238.0080	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	91.2937	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	23.9048	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	3.8767	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
LC	.4196E-3	-.0080082	-.0022547
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCC	-.5798E-5	.3628E-4	.4439E-4
	(.013819)	(.0045307)	(.019686)
W	.070415	.24748	-.084783
	(-167.8153)	(30.9035)	(-37.6034)
WSPIC	-.027430	-.27379	.12186
	(65.3724)	(-34.1883)	(54.0496)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 และvectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ ทุนของภาคการก่อสร้าง มีความสัมพันธ์กับการจ้างงานภาคการก่อสร้างได้ทั้งสองทิศทาง เนื่องจากทุนและแรงงานเป็นปัจจัยการผลิต และเป็นทั้งปัจจัยที่ใช้ร่วมกันและทดแทนกันได้ แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานภาคการก่อสร้างเนื่องจากเมื่ออัตราค่าจ้างเพิ่มขึ้นจะมีผลทำให้นายจ้างชะลอการจ้างงานเพิ่มและขณะเดียวกันอาจมีการปรับลดคนงานลงอีก ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างมีทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานภาคการก่อสร้าง เนื่องจากดัชนีราคาแสดงถึงผลตอบแทนของผู้ผลิตที่จะได้รับซึ่งถ้าดัชนีราคาเพิ่มขึ้นผู้ผลิตจะทำการจ้างงานเพิ่มขึ้นด้วย โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน เมื่อได้ cointegrating vector แล้วสามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.17

ตารางที่ 6.17 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dLC estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	4961.7	2.9729	.031
dLC1	1.5120	1.8141	.129
dGFCC1	-.019917	-2.2524	.074

dW1	-40.5683	-1.8854	.118
dWSPIC1	62.1923	1.8484	.124
dLC2	.47458	.51982	.625
dGFCC2	-.012740	-1.5347	.185
dW2	-12.6112	-.57318	.591
dWSPIC2	-56.9586	-1.3411	.238
dLC3	.59469	1.2549	.265
dGFCC3	-.010039	-2.0857	.091
dW3	3.2830	.086430	.934
dWSPIC3	40.0883	1.5662	.178
dLC4	.51511	2.0989	.090
dGFCC4	.1662E-3	.041079	.969
dW4	-43.2293	-2.7236	.042
dWSPIC4	-5.3172	-.12463	.906
ecm1(-1)	-.25788	-4.3454	.007
ecm2(-1)	-1.7415	-1.5375	.185
ecm3(-1)	-.23771	-.74542	.490

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLC = LC-LC(-1)
LC1 = LC(-1)-LC(-2)
dGFCC1 = GFCC(-1)-GFCC(-2)
dW1 = W(-1)-W(-2)
dWSPIC1 = WSPIC(-1)-WSPIC(-2)
dLC2 = LC(-2)-LC(-3)
dGFCC2 = GFCC(-2)-GFCC(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dWSPIC2 = WSPIC(-2)-WSPIC(-3)
dLC3 = LC(-3)-LC(-4)
dGFCC3 = GFCC(-3)-GFCC(-4)
dW3 = W(-3)-W(-4)
dWSPIC3 = WSPIC(-3)-WSPIC(-4)
dLC4 = LC(-4)-LC(-5)
dGFCC4 = GFCC(-4)-GFCC(-5)
dW4 = W(-4)-W(-5)
dWSPIC4 = WSPIC(-4)-WSPIC(-5)

ecm1 = 1.0000*LC -.013819*GFCC + 167.8153*W -65.3724*WSPIC

ecm2 = 1.0000*LC -.0045307*GFCC -30.9035*W + 34.1883*WSPIC

ecm3 = 1.0000*LC -.019686*GFCC + 37.6034*W -54.0496*WSPIC

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.98013	R-Bar-Squared	.90460
S.E. of Regression	141.4345	F-stat. F(19, 5)	12.9777[.005]
Mean of Dependent Variable	-27.6160	S.D. of Dependent Variable	457.9148

Residual Sum of Squares	100018.6	Equation Log-likelihood	-139.1514
Akaike Info. Criterion	-159.1514	Schwarz Bayesian Criterion	-171.3402
DW-statistic	2.7858	System Log-likelihood	-388.4740

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 12.2705[.000]	F(1, 4)= 3.8558[.121]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .2246E-4[.996]	F(1, 4)= .3594E-5[.999]
C: Normality	CHSQ(2)= .96071[.619]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .11934[.730]	F(1, 23)= .11032[.743]

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

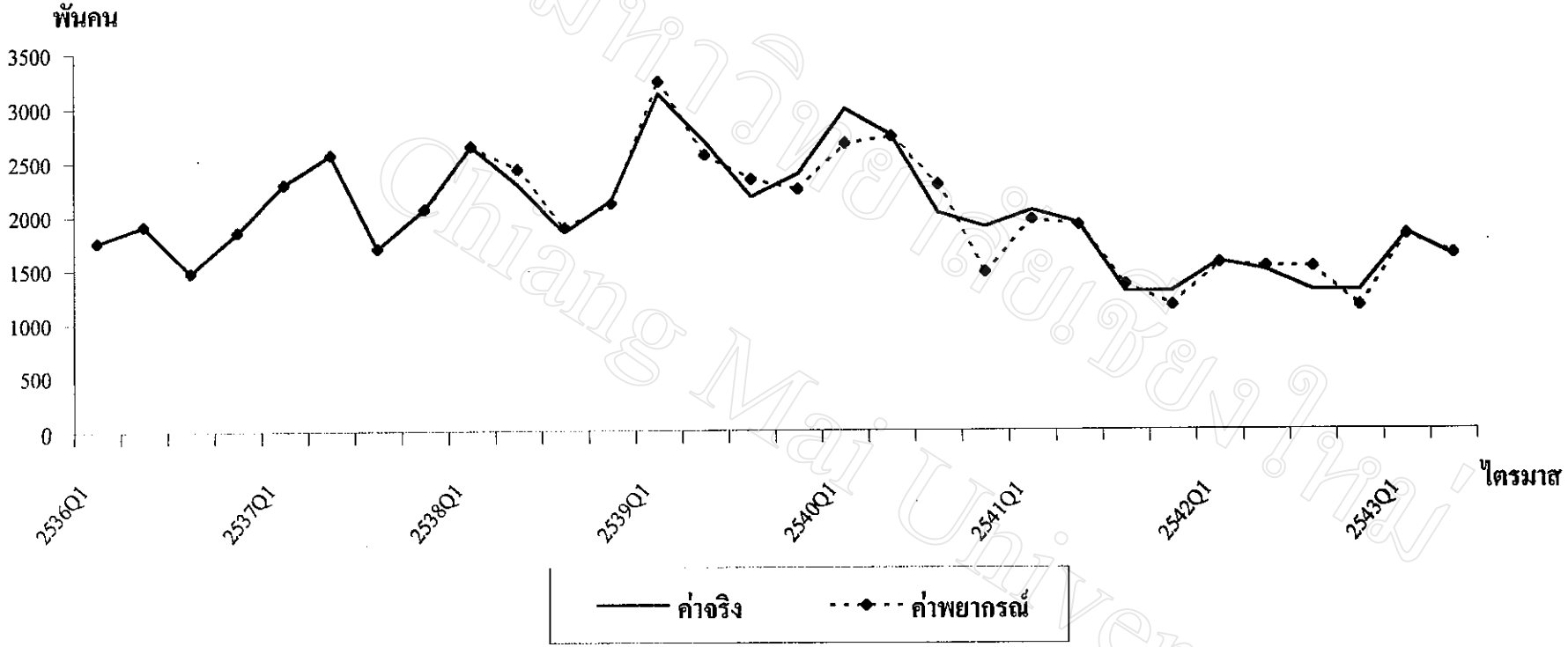
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และจากค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง แต่มีเพียง ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector แรกที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared มีค่าเท่ากับ 0.98013 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการก่อสร้าง และหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation โดยค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion (U^M) ค่า variance proportion (U^S) และ ค่า covariance proportion (U^C)จะมีค่าเท่ากับ 0.0392, 0.0059, 0.0001 และ 0.6834 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0630 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 6.3%

ภาพที่ 6.12 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายไตรมาส : LC



Root Mean Square Error	161.1542	Theil's Inequality Coefficient	0.039157
Mean Absolute Error	119.9108	Bias Proportion	0.005925
Mean Absolute Percentage Error	0.063004	Variance Proportion	0.000127
		Covariance Proportion	0.683399

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.10 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคการค้ารายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคการค้า (LCOM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ดัชนีราคาขายส่ง (WSPI) และผลผลิตภาคการค้า (YCOM) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ประกอบไปด้วยค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 2 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.18

ตารางที่ 6.18 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคการค้ารายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: LCOM GFCCOM W WSPI YCOM

List of eigenvalues in descending order: .87846 .59558 .40843 .29849 .066658

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	59.0097	37.0700	34.1600
r<= 1	r = 2	25.3487	31.0000	28.3200
r<= 2	r = 3	14.6992	24.3500	22.2600
r<= 3	r = 4	9.9265	18.3300	16.2800
r<= 4	r = 5	1.9315	11.5400	9.7500

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	110.9156	82.2300	77.5500
r<= 1	r>= 2	51.9060	58.9300	55.0100
r<= 2	r>= 3	26.5573	39.3300	36.2800
r<= 3	r>= 4	11.8580	23.8300	21.2300
r<= 4	r = 5	1.9315	11.5400	9.7500

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 1 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1
LCOM	.0021266
	(-1.0000)
GFCCOM	-.4332E-4
	(.020369)
W	.024597
	(-11.5663)
WSPI	-.019039
	(8.9527)
YCOM	-.3619E-5
	(.0017019)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อทุนของภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากเป็นปัจจัยที่ใช้ร่วมกัน เท่ากับ 0.020369 หน่วย ถ้าหากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางตรงกันข้าม 11.5663 หน่วย หากดัชนีราคาขายส่งภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 8.9527 หน่วยในทิศทางเดียวกัน และเมื่อผลผลิตภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.0017 หน่วย จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.19

ตารางที่ 6.19 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการค้ารายไตรมาส

ECM for dependent variable is dLCOM estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	6196.8	6.5672	.000
Trend	82.4153	6.5350	.000

dLCOM1	.53105	2.9485	.008
dGFCCOM1	-.058061	-1.8180	.084
dW1	6.6507	.81127	.427
dWSPI1	6.5314	.79017	.439
dYCOM1	.7789E-3	.36504	.719
ecm1(-1)	-1.7753	-6.5945	.000

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLCOM = LCOM-LCOM(-1)

dLCOM1 = LCOM(-1)-LCOM(-2)

dGFCCOM1 = GFCCOM(-1)-GFCCOM(-2)

dW1 = W(-1)-W(-2)

dWSPI1 = WSPI(-1)-WSPI(-2)

dYCOM1 = YCOM(-1)-YCOM(-2)

ecm1 = 1.0000*LCOM -.020369*GFCCOM + 11.5663*W -8.9527*WSPI -.0017019*YCOM

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.73475	R-Bar-Squared	.64192
S.E. of Regression	126.5921	F-stat. F(7, 20)	7.9145[.000]
Mean of Dependent Variable	38.0745	S.D. of Dependent Variable	211.5512
Residual Sum of Squares	320511.3	Equation Log-likelihood	-170.5668
Akaike Info. Criterion	-178.5668	Schwarz Bayesian Criterion	-183.8957
DW-statistic	1.7022	System Log-likelihood	-811.3718

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 7.8250[.098]	F(4, 16)= 1.5514[.235]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .46246[.496]	F(1, 19)= .31908[.579]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.6760[.262]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.5191[.218]	F(1, 26)= 1.4915[.233]

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

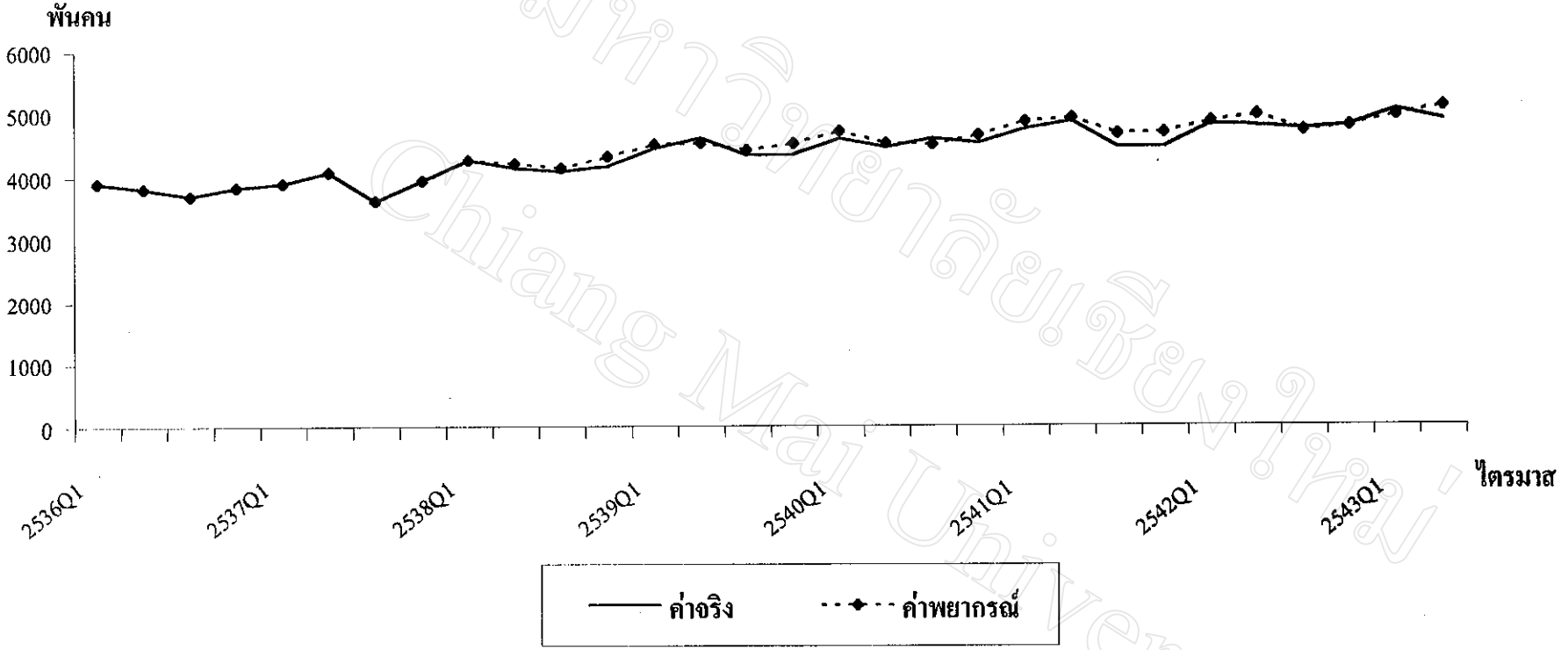
จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่ และแนวโน้มเวลามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99% และค่าความเร็วในการปรับตัวมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง ด้วย และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็น

ที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared มีค่าเท่ากับ 0.73475 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน เมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการค้า และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังแสดงในภาพที่ 6.13 โดยมีค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0133 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.1932 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0456 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.4441 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0233 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 2.33%

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.13 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคการค้ารายไตรมาส : LCOM



Root Mean Square Error	122.9663	Theil's Inequality Coefficient	0.013319
Mean Absolute Error	106.1334	Bias Proportion	0.193197
Mean Absolute Percentage Error	0.023348	Variance Proportion	0.045652
		Covariance Proportion	0.444144

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.11 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรม (LM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคอุตสาหกรรม (GFCM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และผลผลิตภาคอุตสาหกรรม (YM) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.20

ตารางที่ 6.20 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: LM GFCM W WSPIM

List of eigenvalues in descending order: .98921 .92341 .67750 .10608

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	113.2186	27.4200	24.9900
r<= 1	r = 2	64.2313	21.1200	19.0200
r<= 2	r = 3	28.2914	14.8800	12.9800
r<= 3	r = 4	2.8034	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	208.5447	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	95.3262	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	31.0949	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	2.8034	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
LM	.5980E-3	-.0069048	.0029108
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCM	.4003E-5	.8235E-4	.8786E-5
	(-.0066939)	(.011927)	(-.0030186)
W	.024945	-.22660	-.14308
	(-41.7143)	(-32.8179)	(49.1547)
WSPIM	-.022667	.48053	.11796
	(37.9043)	(69.5936)	(-40.5259)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 และvectorที่ 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ ทุนของภาคอุตสาหกรรมมีความสัมพันธ์กับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมได้ทั้งสองทิศทางเนื่องจากเป็นปัจจัยที่ใช้ทดแทนกันและใช้ร่วมกันได้ แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมเนื่องจากเมื่ออัตราค่าจ้างเพิ่มนายจ้างจะชะลอการจ้างงานเพิ่มและอาจมีการปรับลดคนงานลงได้ ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมมีทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมเนื่องจากแสดงถึงผลตอบแทนที่นายจ้างจะได้รับ โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.21

ตารางที่ 6.21 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dLM estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	4047.5	4.7891	.005
dLM1	-2.1990	-3.5943	.016
dGFCM1	.020287	4.4039	.007
dW1	-63.3954	-4.1293	.009

dWSPIM1	131.8254	4.0366	.010
dLM2	-2.2879	-5.3260	.003
dGFCM2	.022899	6.1498	.002
dW2	-94.4936	-5.8224	.002
dWSPIM2	90.4870	3.4702	.018
dLM3	-1.9306	-5.7806	.002
dGFCM3	.014756	5.4731	.003
dW3	-60.2025	-3.7338	.014
dWSPIM3	95.9637	4.1867	.009
dLM4	-1.0572	-5.8838	.002
.dGFCM4	.0055018	2.1271	.087
dW4	7.8557	.70882	.510
dWSPIM4	51.4770	2.5947	.049
ecm1(-1)	-.29699	-5.6963	.002
ecm2(-1)	1.7653	2.9323	.033
ecm3(-1)	-.64319	-2.5345	.052

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLM = LM-LM(-1)
dLM1 = LM(-1)-LM(-2)
dGFCM1 = GFCM(-1)-GFCM(-2)
dW1 = W(-1)-W(-2)
dWSPIM1 = WSPIM(-1)-WSPIM(-2)
dLM2 = LM(-2)-LM(-3)
dGFCM2 = GFCM(-2)-GFCM(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dWSPIM2 = WSPIM(-2)-WSPIM(-3)
dLM3 = LM(-3)-LM(-4)
dGFCM3 = GFCM(-3)-GFCM(-4)
dW3 = W(-3)-W(-4)
dWSPIM3 = WSPIM(-3)-WSPIM(-4)
dLM4 = LM(-4)-LM(-5)
dGFCM4 = GFCM(-4)-GFCM(-5)
dW4 = W(-4)-W(-5)
dWSPIM4 = WSPIM(-4)-WSPIM(-5)

ecm1 = 1.0000*LM + .0066939*GFCM + 41.7143*W -37.9043*WSPIM

ecm2 = 1.0000*LM -.011927*GFCM + 32.8179*W -69.5936*WSPIM

ecm3 = 1.0000*LM + .0030186*GFCM -49.1547*W + 40.5259*WSPIM

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.98988	R-Bar-Squared	.95143
S.E. of Regression	87.1851	F-stat. F(19, 5)	25.7429[.001]
Mean of Dependent Variable	22.2920	S.D. of Dependent Variable	395.5945

Residual Sum of Squares	38006.2	Equation Log-likelihood	-127.0563
Akaike Info. Criterion	-147.0563	Schwarz Bayesian Criterion	-159.2451
DW-statistic	2.8139	System Log-likelihood	-391.2257

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 10.8299[.001]	F(1, 4)= 3.0571[.155]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.8996[.089]	F(1, 4)= .52480[.509]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.7337[.420]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .87704[.349]	F(1, 23)= .83621[.370]

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

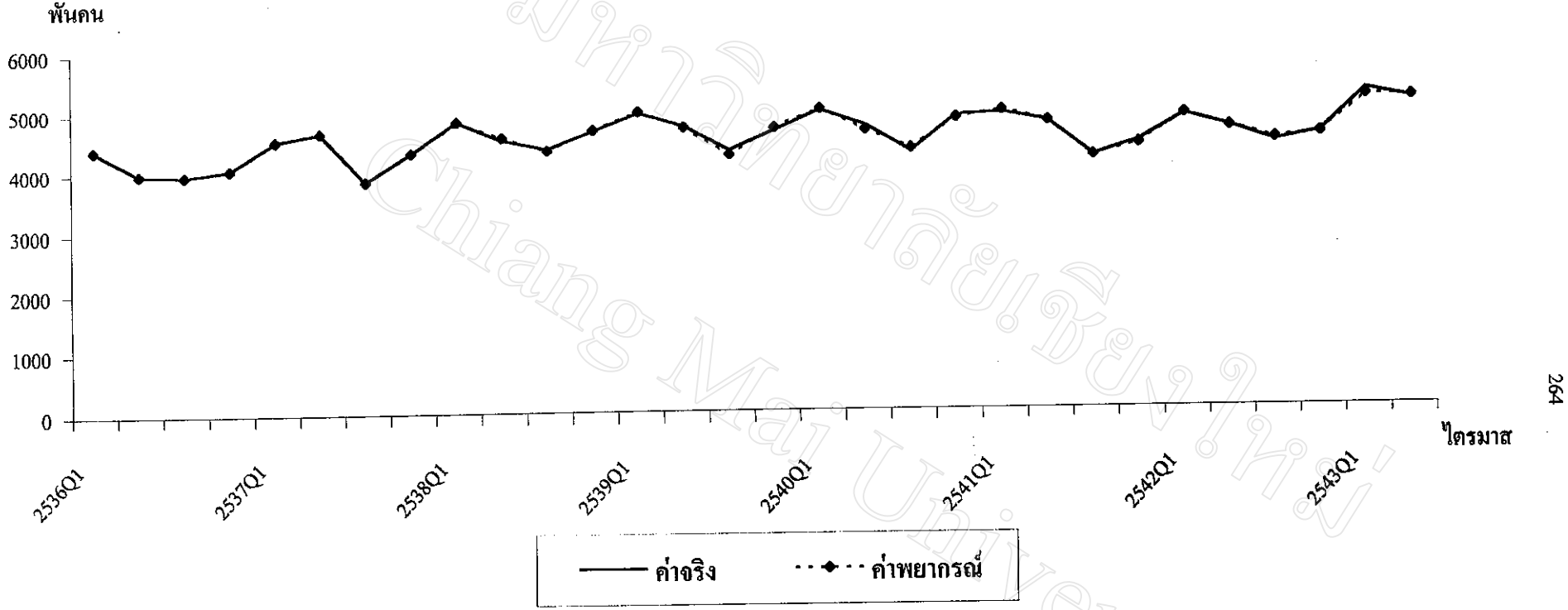
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99% และค่าสัมประสิทธิ์ส่วนมากของทั้งหมดมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่ามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับเชื่อมั่น 99%, 95% และ95% ตามลำดับ แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 เท่านั้นที่ไม่ได้อยู่ในช่วงศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.98988 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรม และหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.14 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion (U^M) ค่า variance proportion (U^S) และ ค่า covariance proportion (U^C) มีค่าตามลำดับดังนี้ 0.0043, 0.000000005, 0.00002 และ 0.6896 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.007075 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.7075%

ภาพที่ 6.14 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส : LM



Root Mean Square Error	40.63298	Theil's Inequality Coefficient	0.004334087
Mean Absolute Error	33.14448	Bias Proportion	0.0000000056
Mean Absolute Percentage Error	0.007075	Variance Proportion	0.0000245
		Covariance Proportion	0.689630623

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.12 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคอื่นๆ รายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคอื่นๆ (LOTHER) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.22

ตารางที่ 6.22 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคอื่นๆ รายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: LOTHER GFCOTHER W DGDP Intercept

List of eigenvalues in descending order: .98745 .82126 .73197 .38983 0.00

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	109.4453	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	43.0450	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	32.9163	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	12.3502	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	197.7569	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	88.3116	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	45.2665	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	12.3502	9.1600	7.5300

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 4 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
LOTHER	.4883E-3	.0032168	-.0024827	.3772E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCOTHER	-.9187E-5	.9754E-5	-.1799E-4	-.2202E-4
	(.018815)	(-.0030322)	(-.0072474)	(.058362)
W	.10195	-.014435	.090634	.091661
	(-208.7872)	(4.4872)	(36.5070)	(-242.9731)
DGDP	-.14348	-.10889	.020746	-.16737
	(293.8347)	(33.8508)	(8.3565)	(443.6675)
Intercept	.61320	-5.3740	.98405	5.6028
	(-1255.8)	(1670.6)	(396.3692)	(-14851.9)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vectorที่ 1และ vectorที่ 4 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ ทุนของภาคอื่นๆ มีความสัมพันธ์กับการจ้างงานภาคอื่นๆได้ทั้งสองทิศทางเนื่องจากเป็นทุนเป็นได้ทั้งปัจจัยที่ใช้ทดแทนแรงงานและใช้ร่วมกับแรงงาน แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานภาคอื่นๆ เนื่องจากเมื่ออัตราค่าจ้างเพิ่มขึ้นจะทำให้นายจ้างชะลอการจ้างงานเพิ่มอีกทั้งปรับลดคนงานลงด้วย ส่วนดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นมีทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานภาคอื่นๆ เนื่องจากดัชนีราคาแสดงถึงผลตอบแทนของผู้ผลิต โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน เมื่อได้ cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.23

ตารางที่ 6.23 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอื่นๆ รายไตรมาส

ECM for dependent variable is dLOTHER estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLOTHER1	-.82738	-2.6675	.044
dGFCOTHER1	-.0018657	-.77846	.472

dW1	13.2581	1.2277	.274
dDGDP1	20.1120	1.2218	.276
dLOTHER2	-.82947	-2.9363	.032
dGFCOTHER2	.0039392	1.2620	.263
dW2	-20.1089	-1.8958	.116
dDGDP2	-13.8884	-.84309	.438
dLOTHER3	-1.0024	-4.9742	.004
dGFCOTHER3	.0020485	.55143	.605
dW3	-16.4443	-1.0041	.361
dDGDP3	-6.4679	-.39199	.711
dLOTHER4	-.51761	-2.2747	.072
dGFCOTHER4	-.2610E-3	-.058466	.956
dW4	1.6986	.16617	.875
dDGDP4	-17.6046	-.97915	.372
ecm1(-1)	.12414	2.7995	.038
ecm2(-1)	-1.2649	-4.3299	.007
ecm3(-1)	.18955	.84073	.439
ecm4(-1)	-.020512	-.59871	.575

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLOTHER = LOTHER-LOTHER (-1)

dGFCOTHER1 = GFCOTHER (-1)-GFCOTHER (-2)

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)

dGFCOTHER2 = GFCOTHER (-2)-GFCOTHER (-3)

dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)

dGFCOTHER3 = GFCOTHER (-3)-GFCOTHER (-4)

dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)

dGFCOTHER4 = GFCOTHER (-4)-GFCOTHER (-5)

dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)

dLOTHER1 = LOTHER (-1)-LOTHER (-2)

dW1 = W(-1)-W(-2)

dLOTHER2 = LOTHER (-2)-LOTHER (-3)

dW2 = W(-2)-W(-3)

dLOTHER3 = LOTHER (-3)-LOTHER (-4)

dW3 = W(-3)-W(-4)

dLOTHER4 = LOTHER (-4)-LOTHER (-5)

dW4 = W(-4)-W(-5)

ecm1 = 1.0000*LOTHER -.018815*GFCOTHER + 208.7872*W -293.8347*DGDP + 1255.8

ecm2 = 1.0000*LOTHER + .0030322*GFCOTHER -4.4872*W -33.8508*DGDP -1670.6

ecm3 = 1.0000*LOTHER + .0072474*GFCOTHER -36.5070*W -8.3565*DGDP -396.3692

ecm4 = 1.0000*LOTHER -.058362*GFCOTHER + 242.9731*W -443.6675*DGDP + 14851.9

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.97098	R-Bar-Squared	.86070
S.E. of Regression	90.8139	F-stat. F(19, 5)	8.8047[.012]
Mean of Dependent Variable	36.7320	S.D. of Dependent Variable	243.3184
Residual Sum of Squares	41235.8	Equation Log-likelihood	-128.0758
Akaike Info. Criterion	-148.0758	Schwarz Bayesian Criterion	-160.2646
DW-statistic	3.0622	System Log-likelihood	-407.7950

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 12.7567[.000]	F(1, 4)= 4.1677[.111]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.9819[.159]	F(1, 4)= .34440[.589]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.5663[.277]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .94024[.332]	F(1, 23)= .89882[.353]

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

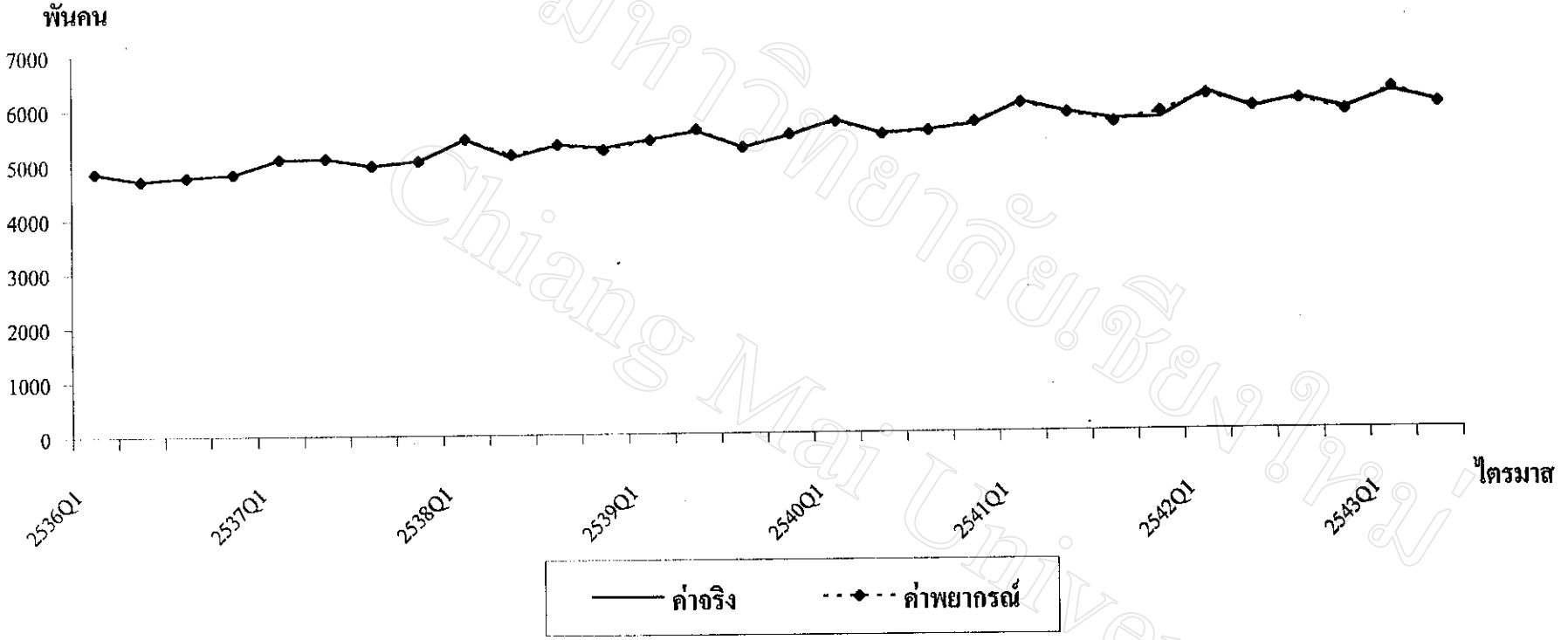
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 4 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับของ cointegrating vector ที่ 1 และ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และ99% ตามลำดับ แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 และ 4 อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.97098 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอื่นๆ และหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.15 โดยมีค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0034 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.00064 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.002 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.6869 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0052 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.52%

ภาพที่ 6.15 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคอื่นๆ รายไตรมาส : LOTHER



Root Mean Square Error	38.43023	Theil's Inequality Coefficient	0.003366
Mean Absolute Error	29.89571	Bias Proportion	0.00064
Mean Absolute Percentage Error	0.005203	Variance Proportion	0.002056
		Covariance Proportion	0.686937

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.13 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการว่างงานรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการว่างงาน (LUNE) ได้แก่ จำนวนประชากร (POP) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (GDP) และดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.23

ตารางที่ 6.23 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการว่างงานรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: LUNE POP GDP CPI

List of eigenvalues in descending order: .99468 .91757 .75624 .42384

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	130.9257	27.4200	24.9900
r<= 1	r = 2	62.3957	21.1200	19.0200
r<= 2	r = 3	35.2890	14.8800	12.9800
r<= 3	r = 4	13.7844	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	242.3948	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	111.4691	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	49.0734	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	13.7844	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 4 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
LUNE	-.0030577	.0034999	-.0044304	-.0099188
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
POP	-.0022187	-.0072609	-.0014409	.0044492
	(-.72562)	(2.0746)	(-.32524)	(.44857)
GDP	-.1557E-4	.1519E-4	-.1452E-4	-.2926E-4
	(-.0050924)	(-.0043404)	(-.0032780)	(-.0029500)
CPI	.45718	.49063	.43302	-.0032377
	(149.5191)	(-140.1814)	(97.7396)	(-.32642)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vectorที่ 2 และ vectorที่ 4 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ จำนวนประชากรมีทิศทางเดียวกับการว่างงานเนื่องจากเมื่อจำนวนประชากรเพิ่มขึ้นจะทำให้กำลังแรงงานเพิ่มขึ้นด้วย ขณะที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นมีทิศทางตรงกันข้ามกับการว่างงานเนื่องจากแสดงถึง การพัฒนาเศรษฐกิจ โดยเมื่อเศรษฐกิจพัฒนาขึ้นทำให้ความต้องการในการจ้างงานเพิ่มขึ้นทำให้การว่างงานลดลง และดัชนีราคาผู้บริโภคมีทิศทางตรงกันข้ามกับการว่างงานเนื่องจากเมื่ออุปสงค์รวมเพิ่มขึ้นจะทำให้การผลิตเพิ่มขึ้นการจ้างงานเพิ่มขึ้น ส่งผลให้การว่างงานลดลง ขณะเดียวกันการที่อุปสงค์รวมเพิ่มขึ้นจะทำให้ระดับราคาเพิ่มขึ้นด้วย ดังนั้นดัชนีราคาผู้บริโภคจึงมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับการว่างงาน โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน และจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.24

ตารางที่ 6.24 การปรับตัวระยะสั้นของการว่างงานรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dLOTHER estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	178530.4	2.8754	.045
dLUNE1	-.26931	-.18865	.860

dPOP1	2.0531	1.0085	.370
dGDP1	.0046799	1.2332	.285
dCPI1	-183.0927	-1.3408	.251
dLUNE2	-.58787	-.54083	.617
dPOP2	1.9475	1.2019	.296
dGDP2	.0025765	.62422	.566
dCPI2	-59.8531	-.64925	.552
dLUNE3	-.73618	-.86923	.434
dPOP3	2.4988	1.3815	.239
dGDP3	-.2123E-4	-.0081397	.994
dCPI3	-136.6049	-1.8141	.144
dLUNE4	-.41150	-.83422	.451
dPOP4	2.4664	1.5420	.198
dGDP4	.8865E-3	.44030	.682
dCPI4	-162.8575	-1.9018	.130
ecm1(-1)	-.67856	-1.5873	.188
ecm2(-1)	1.1009	2.2500	.088
ecm3(-1)	-1.9546	-3.1555	.034
ecm4(-1)	.67576	.48729	.652

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLUNE = LUNE-LUNE(-1)

dLUNE1 = LUNE(-1)-LUNE(-2)

dPOP1 = POP(-1)-POP(-2)

dGDP1 = GDP(-1)-GDP(-2)

dCPI1 = CPI(-1)-CPI(-2)

dLUNE2 = LUNE(-2)-LUNE(-3)

dPOP2 = POP(-2)-POP(-3)

dGDP2 = GDP(-2)-GDP(-3)

dCPI2 = CPI(-2)-CPI(-3)

dLUNE3 = LUNE(-3)-LUNE(-4)

dPOP3 = POP(-3)-POP(-4)

dGDP3 = GDP(-3)-GDP(-4)

dCPI3 = CPI(-3)-CPI(-4)

dLUNE4 = LUNE(-4)-LUNE(-5)

dPOP4 = POP(-4)-POP(-5)

dGDP4 = GDP(-4)-GDP(-5)

dCPI4 = CPI(-4)-CPI(-5)

ecm1 = 1.0000*LUNE + .72562*POP + .0050924*GDP -149.5191*CPI

ecm2 = 1.0000*LUNE -2.0746*POP + .0043404*GDP + 140.1814*CPI

ecm3 = 1.0000*LUNE + .32524*POP + .0032780*GDP -97.7396*CPI

ecm4 = 1.0000*LUNE -.44857*POP + .0029500*GDP + .32642*CPI

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.97622	R-Bar-Squared	.85731
S.E. of Regression	139.8077	F-stat. F(20, 4)	8.2099[.027]
Mean of Dependent Variable	4.7280	S.D. of Dependent Variable	370.1144
Residual Sum of Squares	78184.8	Equation Log-likelihood	-136.0729
Akaike Info. Criterion	-157.0729	Schwarz Bayesian Criterion	-169.8711
DW-statistic	3.0923	System Log-likelihood	-421.2713

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 14.2567[.000]	F(1, 3)= 3.9811[.140]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .66687[.414]	F(1, 3)= .082218[.793]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.0760[.584]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .081765[.775]	F(1, 23)= .075470[.786]

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

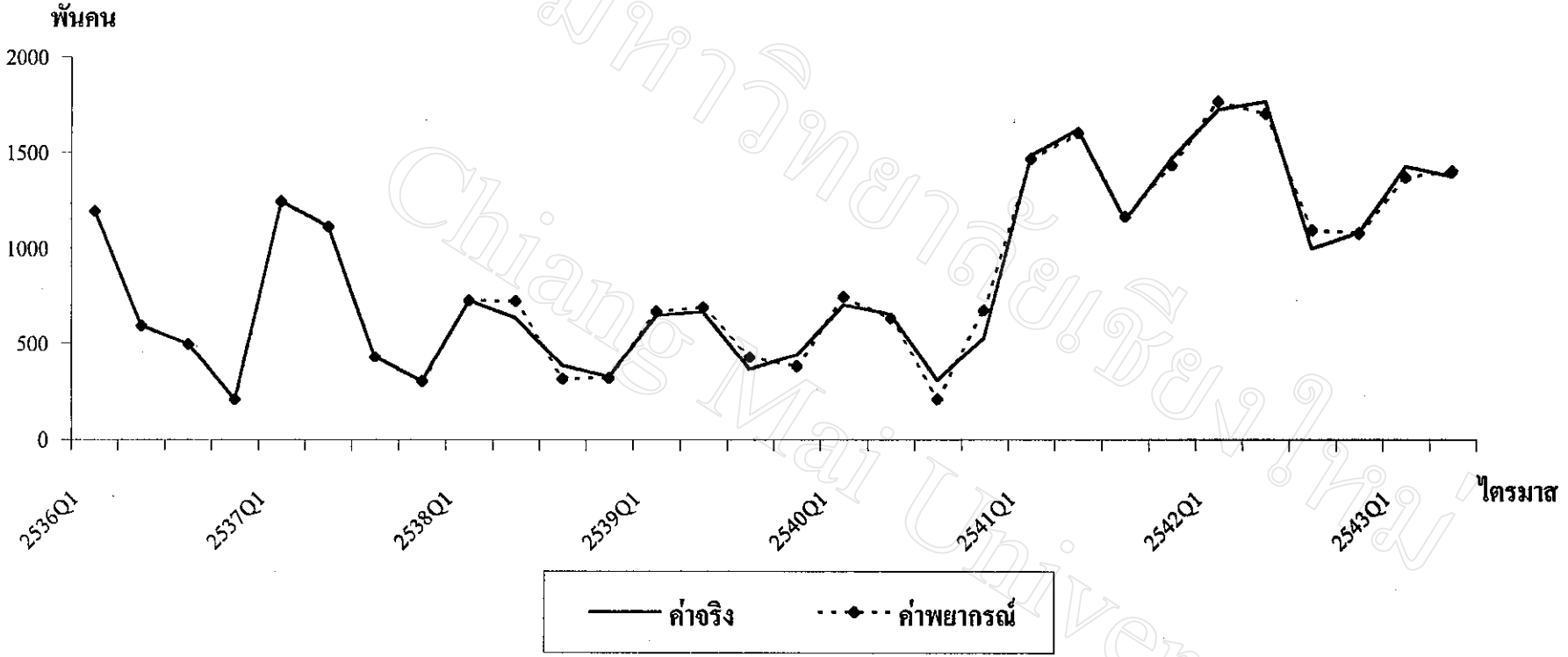
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 4 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 และ 3 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 90% และ95% ตามลำดับ แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1และ 3 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.97622 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการว่างงาน และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.16 โดยที่ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) เท่ากับ 0.0286 ค่า bias proportion (U^M) มีค่าเท่ากับ 0.004 ค่า variance proportion (U^S) มีค่าเท่ากับ 0.00069 และ ค่า covariance proportion (U^C) มีค่าเท่ากับ 0.6848 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0825แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 8.25%

ภาพที่ 6.16 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนคนว่างงานรายไตรมาส : LUNE



Root Mean Square Error	60.33303	Theil's Inequality Coefficient	0.028591
Mean Absolute Error	48.74389	Bias Proportion	0.004049
Mean Absolute Percentage Error	0.082454	Variance Proportion	0.000685
		Covariance Proportion	0.684782

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

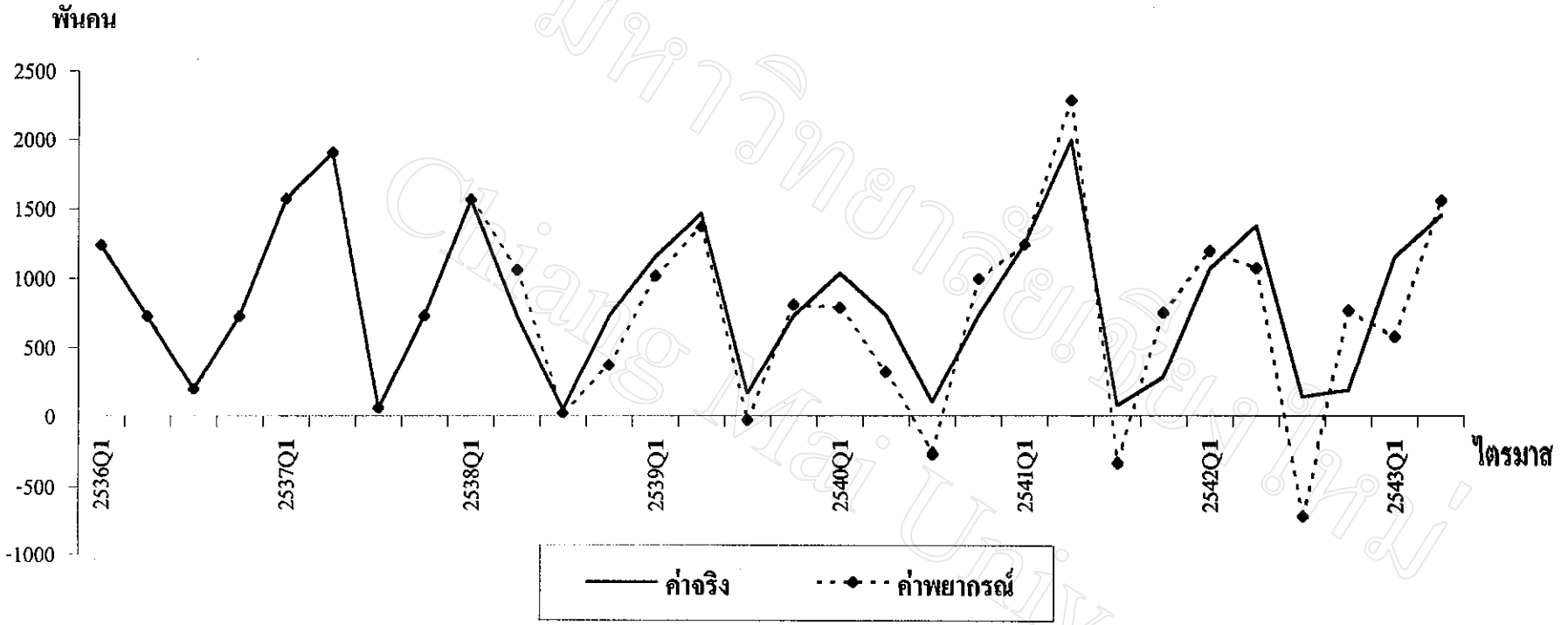
6.2.14 จำนวนแรงงานรอฤดูกาลรายไตรมาส

เมื่อได้หาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการกำลังแรงงาน สมการการจ้างงานในแต่ละภาค และสมการการว่างงานแล้ว จะสามารถหาจำนวนแรงงานรอฤดูกาลได้จากส่วนแตกต่างระหว่างกำลังแรงงานกับการจ้างงานในแต่ละภาคและการว่างงาน ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

$$LSEA = L - (LAG + LC + LCOM + LM + LOTHER) - LUNE$$

เมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของแรงงานรอฤดูกาล และค่าสถิติในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังภาพที่ 6.17 โดยจากค่าสถิติในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) เท่ากับ 0.183 ค่า bias proportion (U^M) มีค่าเท่ากับ 0.0241ค่า variance proportion (U^S) มีค่าเท่ากับ 0.079 และ ค่า covariance proportion (U^C) มีค่าเท่ากับ 0.5857 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ไม่ค่อยดีนัก เนื่องจากเป็นส่วนที่เหลือจากภาคต่างๆ ดังนั้นจึงเหมือนเป็นการรวมความคลาดเคลื่อนของแต่ละภาคเอาไว้ด้วยกันทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนไปมาก แต่เนื่องจากมีสัดส่วนในแบบจำลองน้อย จึงทำให้ไม่มีผลกระทบต่อแบบจำลองโดยภาพรวม

ภาพที่ 6.17 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนแรงงานรอฤดูกาลรายไตรมาส : LSEA



Root Mean Square Error	357.2226	Theil's Inequality Coefficient	0.183048
Mean Absolute Error	294.5009	Bias Proportion	0.024121
Mean Absolute Percentage Error	1.169742	Variance Proportion	0.07903
		Covariance Proportion	0.585672

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

สมการระดับราคา

6.2.15 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาส่งออก (EXPI) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.25

ตารางที่ 6.25 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: DGDP CPI W EXPI

List of eigenvalues in descending order: .99315 .83485 .49508 .24896

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	124.5865	27.4200	24.9900
r<= 1	r = 2	45.0233	21.1200	19.0200
r<= 2	r = 3	17.0838	14.8800	12.9800
r<= 3	r = 4	7.1575	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	193.8511	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	69.2646	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	24.2413	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	7.1575	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
DGDP	.62417	-.45800	-.16037
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
CPI	-.31846	.28681	.064798
	(.51021)	(.62623)	(.40405)
W	-.13734	.033408	-.020355
	(.22004)	(.072943)	(-.12692)
EXPI	-.048573	.020109	.054243
	(.077820)	(.043905)	(.33824)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 vectorที่ 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ ดัชนีราคาผู้บริโภค อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ และดัชนีราคาส่งออก ทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น เช่น ในกรณี vector ที่ 1 จะเห็นได้ว่า เมื่อดัชนีราคาผู้บริโภคเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.51021 หน่วย ถ้าหากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.2204 หน่วยเนื่องจากแสดงถึงผลจากทางด้านต้นทุน และเมื่อดัชนีราคาส่งออกเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 0.0778 หน่วยในทิศทางเดียวกัน เป็นต้น จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.26

ตารางที่ 6.26 การปรับตัวระยะสั้นของการดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น รายไตรมาส

ECM for dependent variable is dDGDP estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	58.8060	4.0839	.010
dDGDP1	1.5744	2.4389	.059

dCPI1	-.66849	-.65303	.543
dW1	-.26935	-1.8029	.131
dEXPI1	-.068402	-.82153	.449
dDGDP2	.95401	1.6071	.169
dCPI2	-.64303	-.77634	.473
dW2	-.14534	-1.3669	.230
dEXPI2	-.028320	-.42709	.687
dDGDP3	.70526	1.4636	.203
dCPI3	-.14168	-.19210	.855
dW3	-.035582	-.36211	.732
dEXPI3	-.035701	-.59510	.578
dDGDP4	.40176	1.1069	.319
dCPI4	1.1572	2.6766	.044
dW4	-.10150	-1.0259	.352
dEXPI4	.0028594	.050149	.962
ecm1(-1)	-1.0999	-1.8126	.130
ecm2(-1)	-1.7792	-3.9954	.010
ecm3(-1)	-.086231	-.55304	.604

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dDGDP = DGDP-DGDP(-1)
dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dCPI1 = CPI(-1)-CPI(-2)
dW1 = W(-1)-W(-2)
dEXPI1 = EXPI(-1)-EXPI(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dCPI2 = CPI(-2)-CPI(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dEXPI2 = EXPI(-2)-EXPI(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dCPI3 = CPI(-3)-CPI(-4)
dW3 = W(-3)-W(-4)
dEXPI3 = EXPI(-3)-EXPI(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dCPI4 = CPI(-4)-CPI(-5)
dW4 = W(-4)-W(-5)
dEXPI4 = EXPI(-4)-EXPI(-5)

ecm1 = 1.0000*DGDP -.51021*CPI -.22004*W -.077820*EXPI

ecm2 = 1.0000*DGDP -.62623*CPI -.072943*W -.043905*EXPI

ecm3 = 1.0000*DGDP -.40405*CPI + .12692*W -.33824*EXPI

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.94741	R-Bar-Squared	.74756
S.E. of Regression	.97228	F-stat. F(19, 5)	4.7406[.046]
Mean of Dependent Variable	.92880	S.D. of Dependent Variable	1.9351

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

Residual Sum of Squares	4.7266	Equation Log-likelihood	-14.6527
Akaike Info. Criterion	-34.6527	Schwarz Bayesian Criterion	-46.8414
DW-statistic	3.0873	System Log-likelihood	-67.4956

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 15.7774[.000]	F(1, 4)= 6.8429[.059]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 8.0847[.004]	F(1, 4)= 1.9118[.239]
C: Normality	CHSQ(2)= .10882[.947]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .4450E-3[.983]	F(1, 23)= .4094E-3[.984]

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

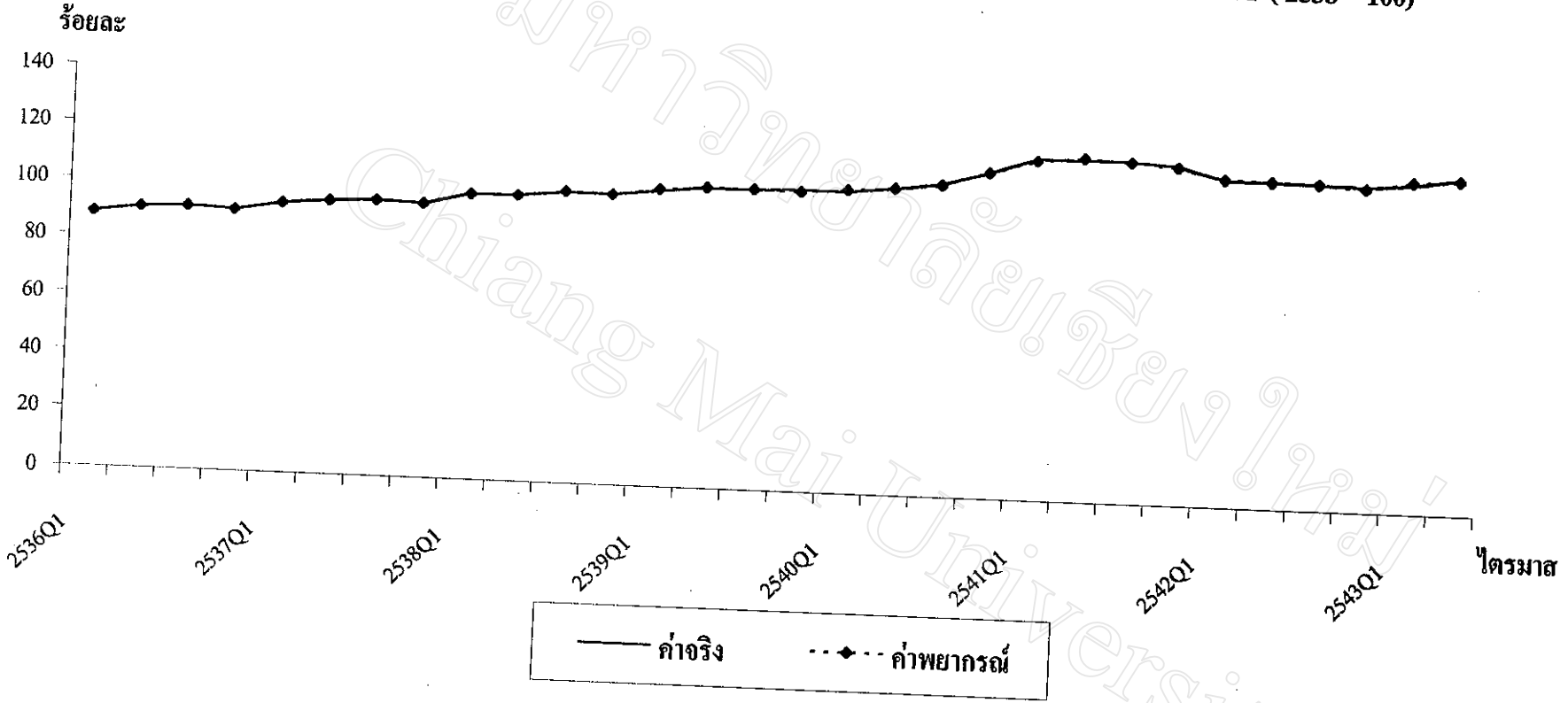
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อ 95% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่าอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared มีค่าเท่ากับ 0.94741 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.18 โดยมีค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) เท่ากับ 0.002 ค่า bias proportion (U^M) เท่ากับ 0.00021 ค่า variance proportion (U^S) มีค่าเท่ากับ 0.0026และ ค่า covariance proportion (U^C) มีค่าเท่ากับ 0.6868 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ0.0032แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.32%

ภาพที่ 6.18 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศรายไตรมาส : DGDP (2538 = 100)



Root Mean Square Error	0.450753	Theil's Inequality Coefficient	0.002045
Mean Absolute Error	0.349283	Bias Proportion	0.000213
Mean Absolute Percentage Error	0.003164	Variance Proportion	0.002599
		Covariance Proportion	0.686837

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.16 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่ง (WSPI) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ดัชนีราคาส่งออก (EXPI) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่งผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียม (WSPIOIL) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.27

ตารางที่ 6.27 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: WSPI DGDP EXPI W WSPIOIL

List of eigenvalues in descending order: .97452 .77886 .74765 .47856 .18162

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	95.4160	33.6400	31.0200
r<= 1	r = 2	39.2330	27.4200	24.9900
r<= 2	r = 3	35.8000	21.1200	19.0200
r<= 3	r = 4	16.9304	14.8800	12.9800
r<= 4	r = 5	5.2110	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	192.5905	70.4900	66.2300
r<= 1	r>= 2	97.1745	48.8800	45.7000
r<= 2	r>= 3	57.9414	31.5400	28.7800
r<= 3	r>= 4	22.1414	17.8600	15.7500
r<= 4	r = 5	5.2110	8.0700	6.5000

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 4 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
WSPI	.40571	-.61599	-.30498	-.034725
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
DGDP	-.028457	.60627	.15397	-.035245
	(.070141)	(.98421)	(.50486)	(-1.0150)
EXPI	-.14840	.079312	.0038293	.0084836
	(.36577)	(.12875)	(.012556)	(.24431)
W	-.11746	-.042976	.072127	-.0080068
	(.28952)	(-.069766)	(.23650)	(-.23058)
WSPIOIL	.028324	-.049201	.059665	.026453
	(-.069813)	(-.079873)	(.19564)	(.76178)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ดัชนีราคาขายส่งเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.50486 หน่วย ถ้าหากดัชนีราคาส่งออกเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ดัชนีราคาขายส่งเปลี่ยนแปลงไป 0.0126 หน่วยในทิศทางเดียวกัน หากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ดัชนีราคาขายส่งเปลี่ยนแปลงไป 0.2365 หน่วยในทิศทางเดียวกัน และเมื่อดัชนีราคาขายส่งผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.1956 หน่วย จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.28

ตารางที่ 6.28 การปรับตัวระยะสั้นของการดัชนีราคาขายส่งรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dWSPI estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	46.0176	2.8650	.029
dWSPI1	1.6427	2.1202	.078

dDGDP1	-1.5557	-1.8031	.121
dEXPI1	-.53931	-2.7443	.034
dW1	-1.0497	-4.6006	.004
dWSPIOIL1	.15352	1.1812	.282
dWSPI2	1.0994	1.7159	.137
dDGDP2	-1.0690	-1.3433	.228
dEXPI2	-.35144	-1.9627	.097
dW2	-.82711	-3.4174	.014
dWSPIOIL2	.064363	.39847	.704
dWSPI3	-.089856	-.25099	.810
dDGDP3	.014288	.029964	.977
dEXPI3	-.069555	-.60846	.565
dW3	-.41120	-2.2508	.065
dWSPIOIL3	.030932	.24239	.817
ecm1(-1)	-1.7481	-3.1571	.020
ecm2(-1)	-.20737	-.24667	.813
ecm3(-1)	-1.5059	-3.6180	.011
ecm4(-1)	.8405E-3	.017736	.986

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPI = WSPI-WSPI(-1)

dWSPI1 = WSPI(-1)-WSPI(-2)

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)

dEXPI1 = EXPI(-1)-EXPI(-2)

dW1 = W(-1)-W(-2)

dWSPIOIL1 = WSPIOIL(-1)-WSPIOIL(-2)

dWSPI2 = WSPI(-2)-WSPI(-3)

dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)

dEXPI2 = EXPI(-2)-EXPI(-3)

dW2 = W(-2)-W(-3)

dWSPIOIL2 = WSPIOIL(-2)-WSPIOIL(-3)

dWSPI3 = WSPI(-3)-WSPI(-4)

dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)

dEXPI3 = EXPI(-3)-EXPI(-4)

dW3 = W(-3)-W(-4)

dWSPIOIL3 = WSPIOIL(-3)-WSPIOIL(-4)

ecm1 = 1.0000*WSPI -.070141*DGDP -.36577*EXPI -.28952*W + .069813*WSPIOIL

ecm2 = 1.0000*WSPI -.98421*DGDP -.12875*EXPI + .069766*W + .079873*WSPIOIL

ecm3 = 1.0000*WSPI -.50486*DGDP -.012556*EXPI -.23650*W-.19564*WSPIOIL

ecm4 = 1.0000*WSPI + 1.0150*DGDP -.24431*EXPI + .23058*W -.76178*WSPIOIL

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.95577	R-Bar-Squared	.81570
S.E. of Regression	1.3648	F-stat. F(19, 6)	6.8238[.012]
Mean of Dependent Variable	1.1737	S.D. of Dependent Variable	3.1792

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

Residual Sum of Squares	11.1763	Equation Log-likelihood	-25.9165
Akaike Info. Criterion	-45.9165	Schwarz Bayesian Criterion	-58.4975
DW-statistic	2.5759	System Log-likelihood	-173.6713

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 24.7553[.000]	F(4, 2)= 9.9443[.093]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 4.8005[.028]	F(1, 5)= 1.1322[.336]
C: Normality	CHSQ(2)= .080058[.961]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .33360[.564]	F(1, 24)= .31194[.582]

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

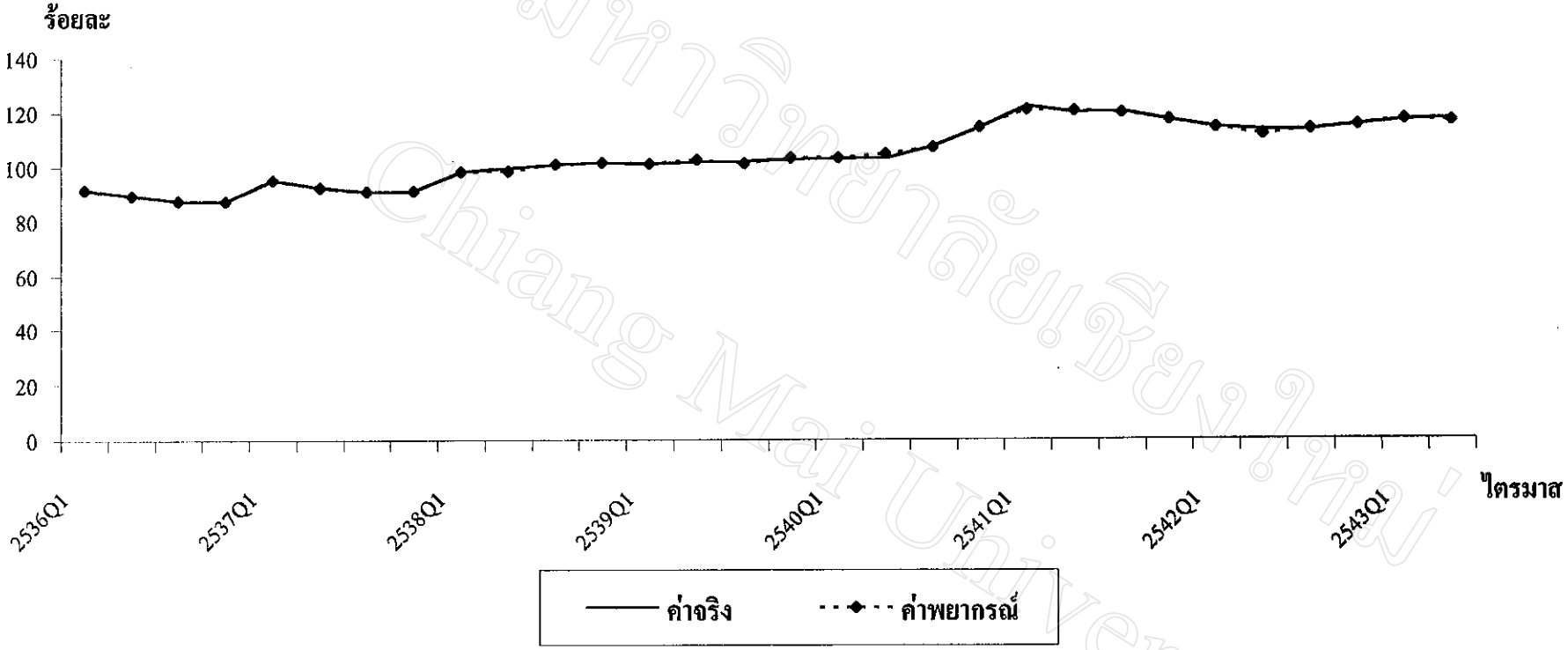
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 2 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 ที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared มีค่าเท่ากับ 0.95577 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่ง และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.20 โดยมีค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) เท่ากับ 0.0032 ค่า bias proportion (U^M) เท่ากับ 0.00002ค่า variance proportion (U^S) เท่ากับ 0.0078 และ ค่า covariance proportion (U^C) มีค่าเท่ากับ 0.6818 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0152 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.52%

ภาพที่ 6.19 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งรายไตรมาส : WSPI (2538 = 100)



Root Mean Square Error	0.715674	Theil's Inequality Coefficient	0.0032459
Mean Absolute Error	0.565734	Bias Proportion	0.0000196
Mean Absolute Percentage Error	0.005179	Variance Proportion	0.0078148
		Covariance Proportion	0.6818202

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.17 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร (WSPIAG) ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP)

ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ cointegration with no intercepts or trends in the VARโดยความยาวของ lag เท่ากับ 8 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.29

ตารางที่ 6.29 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: WSPIAG DGDP

List of eigenvalues in descending order: .66294 .19433

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	23.9250	11.0300	9.2800
r<= 1	r = 2	4.7537	4.1600	3.0400

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	28.6787	12.3600	10.2500
r<= 1	r>= 2	4.7537	4.1600	3.0400

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 2 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2
WSPIAG	.038458	.0022475
	(-1.0000)	(-1.0000)
DGDP	-.038027	.0033128
	(.98879)	(-1.4740)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 2 มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี คือ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ซึ่งมีทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.30

ตารางที่ 6.30 การปรับตัวระยะสั้นของการดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dWSPIAG estimated by OLS based on cointegrating VAR(8)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPIAG1	-.53587	-1.5114	.181
dDGDP1	1.7710	2.0527	.086
dWSPIAG2	-.11006	-.39461	.707
dDGDP2	2.0255	2.2582	.065
dWSPIAG3	-.10578	-.37838	.718
dDGDP3	1.6895	1.7635	.128
dWSPIAG4	.48055	1.8945	.107
dDGDP4	-.72298	-.80963	.449
dWSPIAG5	.43413	1.3520	.225

dDGDP5	-.091232	-.095058	.927
dWSPIAG6	.24160	.91267	.397
dDGDP6	.045627	.036001	.972
dWSPIAG7	.28672	.92206	.392
dDGDP7	-1.2291	-1.0057	.353
ecm1(-1)	-.55008	-3.3116	.016
ecm2(-1)	.0031060	.31996	.760

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPIAG = WSPIAG-WSPIAG(-1)
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*WSPIAG -.98879*DGDP
ecm2 = 1.0000*WSPIAG + 1.4740*DGDP
dWSPIAG1 = WSPIAG(-1)-WSPIAG(-2)
dWSPIAG2 = WSPIAG(-2)-WSPIAG(-3)
dWSPIAG3 = WSPIAG(-3)-WSPIAG(-4)
dWSPIAG4 = WSPIAG(-4)-WSPIAG(-5)
dWSPIAG5 = WSPIAG(-5)-WSPIAG(-6)
dWSPIAG6 = WSPIAG(-6)-WSPIAG(-7)
dWSPIAG7 = WSPIAG(-7)-WSPIAG(-8)

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.88468	R-Bar-Squared	.59637
S.E. of Regression	4.3192	F-stat. F(15, 6)	3.0685[.087]
Mean of Dependent Variable	1.2613	S.D. of Dependent Variable	6.7984
Residual Sum of Squares	111.9309	Equation Log-likelihood	-49.1119
Akaike Info. Criterion	-65.1119	Schwarz Bayesian Criterion	-73.8402
DW-statistic	2.0456	System Log-likelihood	-79.0054

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 13.9036[.008]	F(4, 2)= .85863[.601]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.7836[.182]	F(1, 5)= .44114[.536]
C: Normality	CHSQ(2)= .54026[.763]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.9937[.158]	F(1, 20)= 1.9930[.173]

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

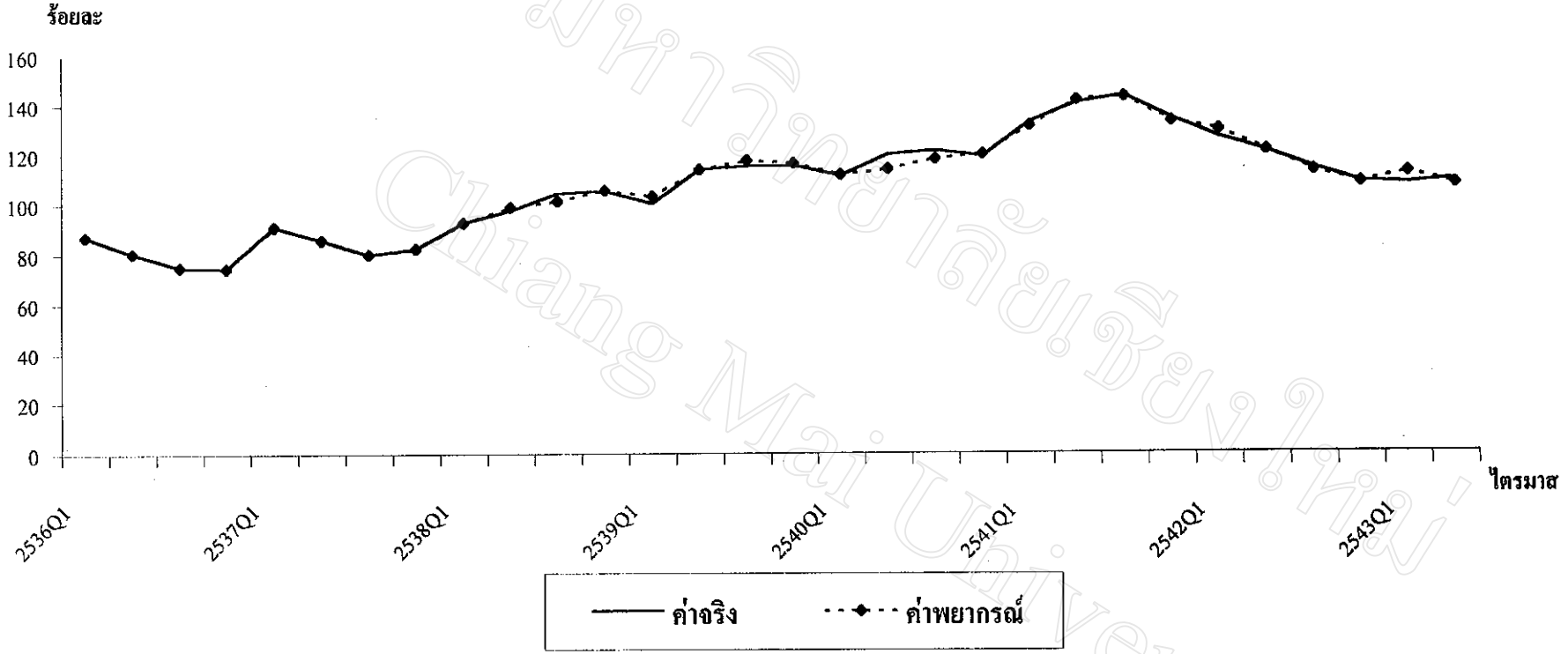
ที่มา : จากการคำนวณ

จากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ .88468 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน

และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรจะเห็นได้ว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion (U^M) ค่า variance proportion (U^S) และ ค่า covariance proportion (U^C)โดยถ้าค่า U มีค่าเท่ากับ 0 แสดงว่าการพยากรณ์จะถูกต้องสมบูรณ์มากที่สุด แต่ถ้าค่า U มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่าการพยากรณ์แย่ที่สุด แต่ว่าถ้าค่า U ที่น้อยกว่า 0.3 หรือ 0.4 จะถือว่าเป็นค่าที่ไม่สูงมากเกินไปนัก ส่วนค่าของ U^M ค่าของ U^Sและค่าของ U^C ควรที่จะมีค่าดังนี้ คือ $U^M = U^S = 0$ ส่วน ค่า $U^C = 1$ (Theil (1961) อ้างใน สุชาติ (2527))

ซึ่งจากแบบจำลองดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรมีค่า U เท่ากับ 0.0097 และมีค่า U^M มีค่าเท่ากับ 0.00004 ค่า U^S มีค่าเท่ากับ 0.0007 และค่า U^Cมีค่าเท่ากับ 0.6889 ซึ่งแสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีพอสมควร ซึ่งผลการทำ simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร และค่าสถิติที่ใช้ในการอธิบายความสามารถในการพยากรณ์จะเห็นได้จากภาพที่ 5.4.17 ดังต่อไปนี้

ภาพที่ 6.20 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายไตรมาส : WSPIAG (2538 = 100)



Root Mean Square Error	2.302341	Theil's Inequality Coefficient	0.009745
Mean Absolute Error	1.746109	Bias Proportion	0.000047
Mean Absolute Percentage Error	0.015198	Variance Proportion	0.000703
		Covariance Proportion	0.688904

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.18 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 6 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.31

ตารางที่ 6.31 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: WSPIC DGDP W Intercept

List of eigenvalues in descending order: .87739 .75294 .55892 .0000

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	50.3690	22.0400	19.8600
r<= 1	r = 2	33.5546	15.8700	13.8100
r<= 2	r = 3	19.6449	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	103.5686	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	53.1995	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	19.6449	9.1600	7.5300

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
WSPIC	-.10657	-.072348	.12620
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
DGDP	.10941	-.063041	-.27203
	(1.0266)	(-.87135)	(2.1555)
W	.010311	.059924	.13966
	(.096748)	(.82827)	(-1.1066)
Intercept	-1.4750	7.5159	-2.6511
	(-13.8403)	(103.8845)	(21.0073)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 1.0266 หน่วย และเมื่ออัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 0.096748 หน่วยในทิศทางเดียวกันเนื่องจากแสดงถึงผลกระทบจากทางด้านต้นทุน และเมื่อหา cointegrating vector ได้แล้วสามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.32

ตารางที่ 6.32 การปรับตัวระยะสั้นของการดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dWSPIC estimated by OLS based on cointegrating VAR(6)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPIC1	1.1853	3.5536	.012
dDGDP1	-1.2763	-1.9400	.100
dW1	.52820	2.3065	.061
dWSPIC2	1.4658	2.6238	.039
dDGDP2	-2.5634	-3.6191	.011
dW2	.45845	2.1121	.079
dWSPIC3	.85760	1.9509	.099

dDGDP3	-2.2872	-2.6245	.039
dW3	.62151	3.5123	.013
dWSPIC4	1.6983	4.0140	.007
dDGDP4	-3.0570	-4.0793	.007
dW4	.44806	2.1589	.074
dWSPIC5	1.1542	2.3747	.055
dDGDP5	-2.0513	-2.5943	.041
dW5	.33593	1.6499	.150
ecm1(-1)	-.56898	-2.9736	.025
ecm2(-1)	-.10810	-.83220	.437
ecm3(-1)	-.54320	-2.3978	.053

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPIC = WSPIC-WSPIC(-1)

dWSPIC1 = WSPIC(-1)-WSPIC(-2)

dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)

dW1 = W(-1)-W(-2)

dWSPIC2 = WSPIC(-2)-WSPIC(-3)

dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)

dW2 = W(-2)-W(-3)

dWSPIC3 = WSPIC(-3)-WSPIC(-4)

dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)

dW3 = W(-3)-W(-4)

dWSPIC4 = WSPIC(-4)-WSPIC(-5)

dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)

dW4 = W(-4)-W(-5)

dWSPIC5 = WSPIC(-5)-WSPIC(-6)

dDGDP5 = DGDP(-5)-DGDP(-6)

dW5 = W(-5)-W(-6)

ecm1 = 1.0000*WSPIC -1.0266*DGDP -.096748*W + 13.8403

ecm2 = 1.0000*WSPIC + .87135*DGDP -.82827*W -103.8845

ecm3 = 1.0000*WSPIC -2.1555*DGDP + 1.1066*W -21.0073

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.92172	R-Bar-Squared	.69993
S.E. of Regression	1.7955	F-stat. F(17, 6)	4.1559[.043]
Mean of Dependent Variable	1.2105	S.D. of Dependent Variable	3.2777
Residual Sum of Squares	19.3419	Equation Log-likelihood	-31.4652
Akaike Info. Criterion	-49.4652	Schwarz Bayesian Criterion	-60.0677
DW-statistic	2.7680	System Log-likelihood	-84.7112

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 12.2849[.015]	F(4, 2)= .52432[.738]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 21.4140[.000]	F(1, 5)= 41.4030[.001]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.0598[.589]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .11554[.734]	F(1, 22)= .10642[.747]

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

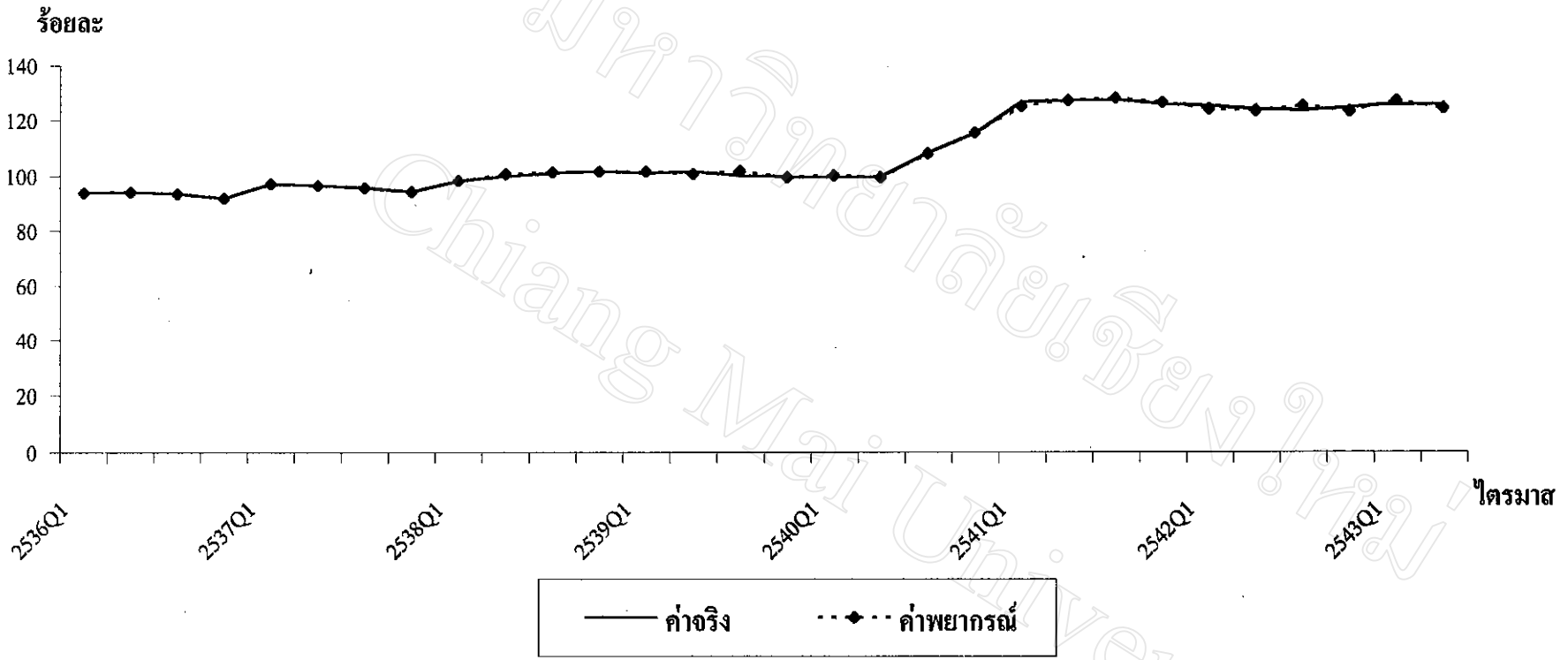
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรส่วนมากในแบบจำลอง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 3 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และ90% ตามลำดับ และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared มีค่าเท่ากับ 0.92172 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง แล้วคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังแสดงในภาพที่ 6.21 โดยที่ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) มีค่าเท่ากับ 0.0039 ค่า bias proportion (U^M) เท่ากับ 0.003 ค่า variance proportion (U^S) มีค่าเท่ากับ 0.0067 และ ค่า covariance proportion (U^C) เท่ากับ 0.6798 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0064 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.64%

ภาพที่ 6.21 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายไตรมาส : WSPIC (2538 = 100)



Root Mean Square Error	0.881363	Theil's Inequality Coefficient	0.00387
Mean Absolute Error	0.735933	Bias Proportion	0.002974
Mean Absolute Percentage Error	0.006419	Variance Proportion	0.006743
		Covariance Proportion	0.679835

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.2.19 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) และดัชนีราคานำเข้า (IMPI) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 6.33

ตารางที่ 6.33 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

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

List of variables included in the cointegrating vector: WSPIM DGDP IMPI Intercept

List of eigenvalues in descending order: .83562 .56432 .24307 0.00

ซึ่งผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ดังตารางต่อไปนี้

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	45.1393	22.0400	19.8600
r<= 1	r = 2	20.7713	15.8700	13.8100
r<= 2	r = 3	6.9620	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r>= 1	72.8726	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	27.7333	20.1800	17.8800
r<= 2	r = 3	6.9620	9.1600	7.5300

หมายเหตุ : Use the above tables to determine r (the number of cointegrating vectors)

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector ทั้งจากวิธี max test และจากวิธี trace test เท่ากับ 2 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors,coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2
WSPIM	.075398	.17389
	(-1.0000)	(-1.0000)
DGDP	-.15074	-.12070
	(1.9992)	(.69411)
IMPI	.026939	-.0056254
	(-.35729)	(.032350)
Intercept	5.1889	-4.8488
	(-68.8202)	(27.8843)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 2 มี vectorที่ 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ดัชนีราคาขายส่งของภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.69411 หน่วย และเมื่อดัชนีราคานำเข้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ดัชนีราคาขายส่งของภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 0.03235 หน่วยในทิศทางเดียวกัน จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 6.34

ตารางที่ 6.34 การปรับตัวระยะสั้นของการดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส

ECM for dependent variable is dWSPIM estimated by OLS based on cointegrating VAR(5)

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPIM1	1.7023	2.7171	.020
dDGDP1	-.13337	-.22644	.825
dIMPI1	-.17840	-1.7481	.108
dWSPIM2	.74765	1.4621	.172
dDGDP2	-.37665	-.63601	.538
dIMPI2	-.039357	-.54446	.597
dWSPIM3	.81085	1.6832	.120
dDGDP3	-.89035	-1.9374	.079

dIMPI3	-.077088	-1.0460	.318
dWSPIM4	2.5487	3.7666	.003
dDGDP4	-1.8782	-4.0649	.002
dIMPI4	-.35414	-2.4730	.031
ecm1(-1)	-.14368	-1.0159	.331
ecm2(-1)	-1.1435	-3.5055	.005

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPIM = WSPIM-WSPIM(-1)
dWSPIM1 = WSPIM(-1)-WSPIM(-2)
dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dIMPI1 = IMPI(-1)-IMPI(-2)
dWSPIM2 = WSPIM(-2)-WSPIM(-3)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dIMPI2 = IMPI(-2)-IMPI(-3)
dWSPIM3 = WSPIM(-3)-WSPIM(-4)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dIMPI3 = IMPI(-3)-IMPI(-4)
dWSPIM4 = WSPIM(-4)-WSPIM(-5)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dIMPI4 = IMPI(-4)-IMPI(-5)

ecm1 = 1.0000*WSPIM -1.9992*DGDP + .35729*IMPI + 68.8202

ecm2 = 1.0000*WSPIM -.69411*DGDP -.032350*IMPI -27.8843

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.74104	R-Bar-Squared	.43500
S.E. of Regression	1.8757	F-stat. F(13, 11)	2.4213[.075]
Mean of Dependent Variable	.97510	S.D. of Dependent Variable	2.4953
Residual Sum of Squares	38.6990	Equation Log-likelihood	-40.9352
Akaike Info. Criterion	-54.9352	Schwarz Bayesian Criterion	-63.4673
DW-statistic	2.2526	System Log-likelihood	-121.0386

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4)= 5.0104[.286]	F(4, 7)= .43864[.778]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 4.6593[.031]	F(1, 10)= 2.2906[.161]
C: Normality	CHSQ(2)= .20771[.901]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.7594[.185]	F(1, 23)= 1.7412[.200]

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

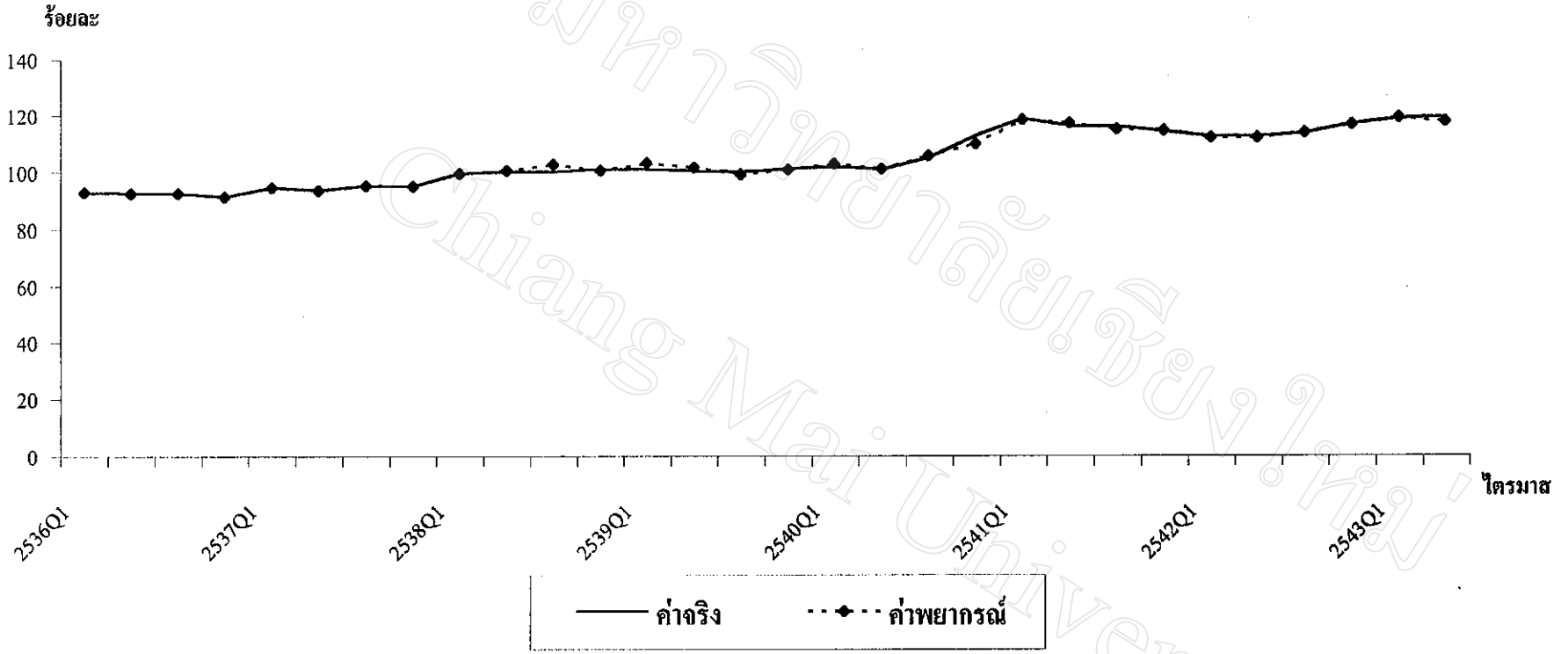
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ประมาณครึ่งหนึ่งของตัวแปรทั้งหมดมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นที่มากกว่า 90% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้งสองค่า อยู่ในช่วงศูนย์ถึง ลบสอง แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared มีค่าเท่ากับ .074104 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 6.22 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) เท่ากับ 0.0056 ค่า bias proportion (U^M) มีค่าเท่ากับ 0.0033ค่า variance proportion (U^S) เท่ากับ 0.0307 และ ค่า covariance proportion (U^C) มีค่าเท่ากับ 0.6555 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0087 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.87%

ภาพที่ 6.22 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายไตรมาส : WSPIM (2538 = 100)



Root Mean Square Error	1.222631	Theil's Inequality Coefficient	0.005627
Mean Absolute Error	0.933525	Bias Proportion	0.003277
Mean Absolute Percentage Error	0.008722	Variance Proportion	0.030727
		Covariance Proportion	0.655539

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6.3 สรุปความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของแบบจำลองระยะสั้น

ผลการศึกษาแบบจำลองระยะสั้นของภาคการผลิต ตลาดแรงงาน และระดับราคา ปรากฏว่า ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวที่ถูกต้อง และการปรับตัวระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพของแบบจำลองระยะสั้นของแต่ละสมการโดยใช้ข้อมูลรายไตรมาส มีดังต่อไปนี้

6.3.1 ภาคการผลิต

การผลิตภาคการเกษตร (YAG) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานของภาคการเกษตร (LAG) ทุนของภาคการเกษตร (GFCAG) และดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรในอดีต (WSPIAG1) โดยสองตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตจึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคการเกษตร ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับการผลิตภาคการเกษตร โดยมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

d(YAG) = -87832.7 - 0.045726*d(YAG(-1)) + 2.2156*d(LAG(-1)) - 4.3184*d(GFCAG(-1)) +426.4838*d(WSPIAG1(-1)) + 0.24980*d(YAG(-2)) + 3.6124*d(LAG(-2)) - 13.3798*d(GFCAG(-2)) - 181.6591*d(WSPIAG1(-2)) - 1.1745*(YAG(-1) - 3.3997*LAG(-1) - 27.8795*GFCAG(-1) - 1035.0*WSPIAG1(-1) - 526.4892*Trend)

การผลิตภาคการก่อสร้าง (YC) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคการก่อสร้าง (LC) ทุนของภาคการก่อสร้าง (GFCC) และดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) โดยสองตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตของภาคการก่อสร้างจึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคการก่อสร้าง ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับการผลิตภาคการก่อสร้าง โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังนี้

d(YC) = -3.7840*d(YC(-1)) + 28.0743*d(LC(-1)) + 0.85860*d(GFCC(-1)) - 1535.4*d(WSPIC(-1)) - 2.5913*d(YC(-2)) + 31.6763*d(LC(-2)) + 0.51934*d(GFCC(-2)) + 540.6871*d(WSPIC(-2)) + 0.70593*d(YC(-3)) + 6.2549*d(LC(-3)) - 0.49836*d(GFCC(-3)) - 1224.5*d(WSPIC(-3)) - 4.5707*(YC(-1)+1.2493*LC(-1) - 0.42911*GFCC(-1) - 18.9806*WSPIC(-1)+8764.4)+4.2770*(YC(-1) - 6.9229*LC

(-1) - 0.36851*GFCC(-1) - 159.4841*WSPIC(-1) + 31596.1) - 0.73543*(YC(-1) + 20.4658*LC(-1) - 0.64051*GFCC(-1) - 161.5820*WSPIC(-1)+24934.9)

การผลิตภาคการค้า (YCOM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคการค้า (LCOM) ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) และดัชนีราคาขายส่งภาคการค้า (WSPI) สองตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตของภาคการค้า จึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคการค้า ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการค้ามีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคการค้า โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังนี้

d(YCOM) = -3.1563*d(YCOM(-1)) - 28.3369*d(LCOM(-1)) + 17.3733*d(GFCCOM(-1)) + 8226.7*d(WSPI(-1)) - 3.4817*d(YCOM(-2)) + 10.0415*d(LCOM(-2)) + 22.2737*d(GFCCOM(-2)) + 3707.8*d(WSPI(-2)) - 2.4898*d(YCOM(-3)) + 34.0589*d(LCOM(-3)) + 14.7744*d(GFCCOM(-3)) + 2210.1*d(WSPI(-3)) - 1.0792*d(YCOM(-4)) + 1.4847*d(LCOM(-4)) + 7.2900*d(GFCCOM(-4)) + 198.8163*d(WSPI(-4)) + 0.19770*(YCOM(-1) - 3.9397*LCOM(-1) - 8.9268*GFCCOM(-1) - 2547.3*WSPI(-1) + 99746.5) – 0.54796*(YCOM(-1) - 43.9146*LCOM(-1) - 11.8790*GFCCOM(-1) - 2332.2*WSPI(-1) + 269903.8) + 1.3626*(YCOM(-1) + 43.7867*LCOM(-1) - 8.2644*GFCCOM(-1) - 7132.9*WSPI(-1) + 369640.1) - 0.082475*(YCOM(-1) - 100.6486*LCOM(-1) - 6.1825*GFCCOM(-1) - 36.5046*WSPI(-1)+ 233991.6)

การผลิตภาคอุตสาหกรรม (YM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคอุตสาหกรรม (LM) ทุนของภาคอุตสาหกรรม (GFCM) ซึ่งทั้งสองตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตของภาคอุตสาหกรรมจึงมีทิศทางเดียวกับการผลิตภาคอุตสาหกรรม นอกจากนี้การผลิตภาคอุตสาหกรรมยังมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) เนื่องจากแสดงถึงผลตอบแทนของผู้ผลิตจึงทิศทางเดียวกับการผลิตภาคอุตสาหกรรม โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังนี้

d(YM) = -732343.5 + 0.39118*d(YM(-1)) - 103.0803*d(LM(-1)) + 0.33127*d(GFCM(-1)) + 556.9541*d(WSPIM(-1)) + 0.49613*d(YM(-2)) - 67.2572*d(LM(-2)) + 0.50824*d(GFCM(-2)) - 4236.8*d(WSPIM(-2)) - 0.070560*d(YM(-3)) - 13.3565*d(LM(-3)) + 0.6785*d(GFCM(-3)) - 3642.0*d (WSPIM(-3))+0.28554*d(YM(-4))+5.0749*d(LM(-4))+0.26427*d(GFCM(-4)) - 12.5594*d(WSPIM(-

4)) - 1.0597*(YM(-1) - 127.0479*LM(-1) - 0.022238*GFCM(-1) - 4337.1*WSPIM(-1)) + 0.0023521* (YM(-1)+126.2122*LM(-1)-6.3730*GFCM(-1)-19526.1*WSPIM(-1))

การผลิตภาคอื่นๆ (YOTHER) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคอื่นๆ (LOTHER) ทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) ซึ่งทั้งสองตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตภาคอื่นๆ จึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคอื่นๆ โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังต่อไปนี้

d(YOTHER) = -0.41783*d(YOTHER(-1)) - 31.8412*d(LOTHER(-1)) + 0.080116*d (GFCOTHER(-1)) - 0.59702*d(YOTHER(-2)) - 26.9654*d(LOTHER(-2)) + 0.34113*d(GFCOTHER(-2)) - 0.27476*d(YOTHER(-3)) - 13.4973*d(LOTHER(-3)) + 0.40063*d(GFCOTHER(-3)) - 0.12889* (YOTHER(-1) - 79.4231*LOTHER(-1) - 0.10010*GFCOTHER(-1))

6.3.2 ตลาดแรงงาน

กำลังแรงงาน (L) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ จำนวนประชากร (POP) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำที่แท้จริง (WCPI) จำนวนนักเรียน (STUD) และอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (GDPG) โดยทั้ง 2 ตัวแปรแรกมีทิศทางเดียวกันกับกำลังแรงงาน ส่วนจำนวนนักเรียนมีทิศทางตรงกันข้าม แต่อัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นมีความสัมพันธ์กับกำลังแรงงานได้ทั้ง 2 ทิศทาง โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(L) = 0.26406*d(L(-1)) + 11.7934*d(POP(-1)) + 8.3701*d(STUD(-1)) - 41015.2*d (WCPI(-1)) - 554.2309*d(GDPG(-1)) + 0.15183*d(L(-2)) - 0.33192*d(POP(-2)) + 10.1373*d (STUD(-2)) - 18945.0*d(WCPI(-2)) - 306.8493*d(GDPG(-2)) + 0.35407*d(L(-3)) + 11.6415*d (POP(-3)) + 9.4616*d(STUD(-3)) - 22012.4*d(WCPI(-3)) - 196.1910*d(GDPG(-3)) + 0.0004107*(L(-1) + 6368.3*POP(-1) - 8584.7*STUD(-1) + 1101771*WCPI(-1) + 1685211*GDPG(-1) – 0.0000000348) - 0.72451*(L(-1) - 3.3223*POP(-1) + 2.5522*STUD(-1) - 34441.1*WCPI(-1) - 360.1209*GDPG(-1) + 195697.0) - 0.91391*(L(-1) - 3.7079*POP(-1) + 6.4576*STUD(-1) - 20369.9*WCPI(-1) + 72.5416*GDPG(-1) + 178009.1)

การจ้างงานในภาคการเกษตร (LAG) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคการเกษตร (GFCAG) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร (WSPIAG) โดยทุนของภาคการเกษตรมีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคการเกษตร แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคการเกษตร ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคการเกษตร โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LAG) = -1.6865*d(LAG(-1)) + 5.5989*d(GFCAG(-1)) - 212.5622*d(W(-1)) + 15.7258*d(WSPIAG(-1)) - 2.0947*d(LAG(-2)) - 0.66006*d(GFCAG(-2)) + 345.7714*d(W(-2)) - 13.4545*d(WSPIAG(-2)) - 1.3766*d(LAG(-3)) - 11.6884*d(GFCAG(-3)) + 17.9423*d(W(-3)) - 35.0563*d(WSPIAG(-3)) - 0.45741*d(LAG(-4)) - 34.0037*d(GFCAG(-4)) + 137.9853*d(W(-4)) + 35.1399*d(WSPIAG(-4)) + 0.90090*(LAG(-1) + 1.8395*GFCAG(-1) + 459.9753*W(-1) - 226.5711*WSPIAG(-1) - 49324.2) - 0.084182*(LAG(-1) - 29.3024*GFCAG(-1) + 353.6988*W(-1) + 340.7254*WSPIAG(-1) - 77590.5) - 0.59276*(LAG(-1) - 0.010416*GFCAG(-1) + 85.5955*W(-1) - 92.5954*WSPIAG(-1) - 14895.8)

การจ้างงานในภาคการก่อสร้าง (LC) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคการก่อสร้าง (GFCC) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) โดยทุนของภาคการก่อสร้างมีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคการก่อสร้าง แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคการก่อสร้าง ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างและผลผลิตภาคการก่อสร้างมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคการก่อสร้าง โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LC) = 4961.7 + 1.5120*d(LC(-1)) - 0.019917*d(GFCC(-1)) - 40.5683*d(W(-1)) + 62.1923*d(WSPIC(-1)) + 0.47458*d(LC(-2)) - 0.012740*d(GFCC(-2)) - 12.6112*d(W(-2)) - 56.9586*d(WSPIC(-2)) + 0.59469*d(LC(-3)) - 0.010039*d(GFCC(-3)) + 3.2830*d(W(-3)) + 40.0883*d(WSPIC(-3)) + 0.51511*d(LC(-4)) + 0.0001662*d(GFCC(-4)) - 43.2293*d(W(-4)) - 5.3172*d(WSPIC(-4)) - 0.25788*(LC(-1) - 0.013819*GFCC(-1) + 167.8153*W(-1) - 65.3724*WSPIC(-1)) - 1.7415*(LC(-1) - 0.0045307*GFCC(-1) - 30.9035*W(-1) + 34.1883*WSPIC(-1)) - 0.23771*(LC(-1) - 0.019686*GFCC + 37.6034*W(-1) - 54.0496*WSPIC(-1))

การจ้างงานในภาคการค้า (LCOM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ดัชนีราคาขายส่งภาคการค้า (WSPI) และผลผลิตภาคการค้า (YCOM) โดยทุนของภาคการค้ามีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคการค้า แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคการค้า ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการค้าและผลผลิตภาคการค้ามีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคการค้า โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LCOM) = 6196.8 + 82.4153*Trend + 0.53105*d(LCOM(-1)) - 0.058061*d(GFCCOM (-1)) + 6.6507*d(W(-1)) + 6.5314*d(WSPI(-1)) + 0.0007789*d(YCOM(-1)) - 1.7753*(LCOM(-1) - 0.020369*GFCCOM(-1) + 11.5663*W(-1) - 8.9527*WSPI(-1) - 0.0017019*YCOM(-1))

การจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม (LM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคอุตสาหกรรม (GFCM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) โดยทุนของภาคอุตสาหกรรมมีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LM) = 4047.5 - 2.1990*d(LM(-1)) + 0.020287*d(GFCM(-1)) - 63.3954*d(W(-1)) + 131.8254*d(WSPIM(-1)) - 2.2879*d(LM(-2)) + 0.022899*d(GFCM(-2)) - 94.4936*d(W(-2)) + 90.4870*d(WSPIM(-2)) - 1.9306*d(LM(-3)) + 0.014756*d(GFCM(-3)) - 60.2025*d(W(-3)) + 95.9637*d(WSPIM(-3)) - 1.0572*d(LM(-4)) + 0.0055018*d(GFCM(-4)) + 7.8557*d(W(-4)) + 51.4770*d(WSPIM(-4)) - 0.29699*(LM(-1) + 0.0066939*GFCM(-1) + 41.7143*W(-1) - 37.9043*WSPIM(-1)) + 1.7653*(LM(-1) - 0.011927*GFCM(-1) + 32.8179*W(-1) - 69.5936*WSPIM(-1)) - 0.64319*(LM(-1) + 0.0030186*GFCM(-1) - 49.1547*W(-1) + 40.5259*WSPIM(-1))

การจ้างงานในภาคอื่นๆ (LOTHER) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) โดยทุนของภาคอื่นๆ มีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคอื่นๆ แต่อัตรา

ค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคอื่นๆ ส่วนดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคอื่นๆ โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LOTHER) = -0.82738*d(LOTHER(-1)) - 0.0018657*d(GFCOTHER(-1)) + 13.2581*d(W(-1)) + 20.1120*d(DGDP(-1)) - 0.82947*d(LOTHER(-2)) + 0.0039392*d(GFCOTHER(-2)) - 20.1089*d(W(-2)) - 13.8884*d(DGDP(-2)) - 1.0024*d(LOTHER(-3)) + 0.0020485*d(GFCOTHER(-3)) - 16.4443*d(W(-3)) - 6.4679*d(DGDP(-3)) - 0.51761*d(LOTHER(-4)) - 0.0002610*d(GFCOTHER(-4)) + 1.6986*d(W(-4)) - 17.6046*d(DGDP(-4)) + 0.12414*(LOTHER(-1) - 0.018815*GFCOTHER(-1) + 208.7872*W(-1) - 293.8347*DGDP(-1) + 1255.8) - 1.2649*(LOTHER(-1) + 0.0030322*GFCOTHER(-1) - 4.4872*W(-1) - 33.8508*DGDP(-1) - 1670.6) + 0.18955*(LOTHER(-1) + 0.0072474*GFCOTHER(-1) - 36.5070*W(-1) - 8.3565*DGDP(-1) - 396.3692) - 0.020512*(LOTHER(-1) - 0.058362*GFCOTHER(-1) + 242.9731*W(-1) - 443.6675*DGDP(-1) + 14851.9)

จำนวนคนว่างงาน (LUNE) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ จำนวนประชากร (POP) ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (GDP) และดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) โดยจำนวนประชากรมีความสัมพันธ์กับจำนวนคนว่างงานในทิศทางเดียวกัน ส่วนผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น และดัชนีราคาผู้บริโภคมีความสัมพันธ์กับจำนวนคนว่างงานในทิศทางตรงกันข้ามกัน โดยสามารถเขียนสมการการปรับระยะสั้นได้ดังต่อไปนี้

d(LUNE) = 178530.4 - 0.26931*d(LUNE(-1)) + 2.0531*d(POP(-1)) + 0.0046799*d(GDP(-1)) - 183.0927*d(CPI(-1)) – 0.58787*d(LUNE(-2)) + 1.9475*d(POP(-2)) + 0.0025765*d(GDP(-2)) - 59.8531*d(CPI(-2)) - 0.73618*d(LUNE(-3)) + 2.4988*d(POP(-3)) - 0.00002123*d(GDP(-3)) - 136.6049*d(CPI(-3)) - 0.41150*d(LUNE(-4)) + 2.4664*d(POP(-4)) + 0.0008865*d(GDP(-4)) - 162.8575*d(CPI(-4)) - 0.67856*(LUNE(-1) + 0.72562*POP(-1) + 0.0050924*GDP(-1) - 149.5191*CPI(-1)) + 1.1009*(LUNE(-1) - 2.0746*POP(-1) + 0.0043404*GDP(-1) + 140.1814*CPI(-1)) - 1.9546*(LUNE(-1) + 0.32524*POP(-1) + 0.0032780*GDP(-1) - 97.7396*CPI(-1)) + 0.67576*(LUNE(-1) - 0.44857*POP(-1) + 0.0029500*GDP(-1) + 0.32642*CPI(-1))

6.3.3 ระดับราคา

ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) ค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาส่งออก (EXPI) โดยทั้งสามตัวแปรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(DGDP) = 58.8060 + 1.5744*d(DGDP(-1)) - 0.66849*d(CPI(-1)) - 0.26935*d(W(-1)) - 0.068402*d(EXPI(-1)) + 0.95401*d(DGDP(-2)) - 0.64303*d(CPI(-2)) - 0.14534*d(W(-2)) - 0.028320*d(EXPI(-2)) + 0.70526*d(DGDP(-3)) - 0.14168*d(CPI(-3)) - 0.035582*d(W(-3)) - 0.035701*d(EXPI(-3)) + 0.40176*d(DGDP(-4)) + 1.1572*d(CPI(-4)) - 0.10150*d(W(-4)) + 0.0028594*d(EXPI(-4)) - 1.0999*(DGDP(-1) - 0.51021*CPI(-1) - 0.22004*W(-1) - 0.077820*EXPI(-1)) - 1.7792*(DGDP(-1) - 0.62623*CPI(-1) - 0.072943*W(-1) - 0.043905*EXPI(-1)) - 0.086231*(DGDP(-1) - 0.40405*CPI(-1) + 0.12692*W(-1) - 0.33824*EXPI(-1))

ดัชนีราคาขายส่ง (WSPI) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ดัชนีราคาส่งออก (EXPI) และอัตราค่าจ้างขึ้นต่ำ (W) โดยทั้งสามตัวแปรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่ง และมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(WSPI) = 46.0176 + 1.6427*d(WSPI(-1)) - 1.5557*d(DGDP(-1)) - 0.53931*d(EXPI(-1)) - 1.0497*d(W(-1)) + 0.15352*d(WSPIOIL(-1)) + 1.0994*d(WSPI(-2)) - 1.0690*d(DGDP(-2)) - 0.35144*d(EXPI(-2)) - 0.82711*d(W(-2)) + 0.064363*d(WSPIOIL(-2)) - 0.089856*d(WSPI(-3)) + 0.014288*d(DGDP(-3)) - 0.069555*d(EXPI(-3)) - 0.41120*d(W(-3)) + 0.030932*d(WSPIOIL(-3)) - 1.7481*(WSPI(-1) - 0.070141*DGDP(-1) - 0.36577*EXPI(-1) - 0.28952*W(-1) + 0.069813*WSPIOIL(-1)) - 0.20737*(WSPI(-1) - 0.98421*DGDP(-1) - 0.12875*EXPI(-1) + 0.069766*W(-1) + 0.079873*WSPIOIL(-1)) - 1.5059*(WSPI(-1) - 0.50486*DGDP(-1) - 0.012556*EXPI(-1) - 0.23650*W(-1) - 0.19564*WSPIOIL(-1)) + 0.8405E-3*(WSPI(-1) + 1.0150*DGDP(-1) - 0.24431*EXPI(-1) + 0.23058*W(-1) - 0.76178*WSPIOIL(-1))

ดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร (WSPIAG) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) โดยมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร โดยมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(WSPIAG) = -0.53587*d(WSPIAG(-1)) + 1.7710*d(DGDP(-1)) - 0.11006*d(WSPIAG(-2)) + 2.0255*d(DGDP(-2)) - 0.10578*d(WSPIAG(-3)) + 1.6895*d(DGDP(-3)) + 0.48055*d(WSPIAG(-4)) - 0.72298*d(DGDP(-4)) + 0.43413*d(WSPIAG(-5)) - 0.091232*d(DGDP(-5)) + 0.24160*d(WSPIAG(-6)) + 0.045627*d(DGDP(-6)) + 0.28672*d(WSPIAG(-7)) - 1.2291*d(DGDP(-7)) - 0.55008*(WSPIAG(-1) - 0.98879*DGDP(-1)) + 0.0031060*(WSPIAG(-1) + 1.4740*DGDP(-1))

ดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ทุกตัวแปรมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง โดยมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

d(WSPIC) = 1.1853*d(WSPIC(-1)) - 1.2763*d(DGDP(-1)) + 0.52820*d(W(-1)) + 1.4658*d(WSPIC(-2)) - 2.5634*d(DGDP(-2)) + 0.45845*d(W(-2)) + 0.85760*d(WSPIC(-3)) - 2.2872*d(DGDP(-3)) + 0.62151*d(W(-3)) + 1.6983*d(WSPIC(-4)) - 3.0570*d(DGDP(-4)) + 0.44806*d(W(-4)) + 1.1542*d(WSPIC(-5)) - 2.0513*d(DGDP(-5)) + 0.33593*d(W(-5)) - 0.56898*(WSPIC(-1) - 1.0266*DGDP(-1) - 0.096748*W(-1) + 13.8403) - 0.10810*(WSPIC(-1) + 0.87135*DGDP(-1) - 0.82827*W(-1) - 103.8845) - 0.54320*(WSPIC(-1) - 2.1555*DGDP(-1) + 1.1066*W(-1) - 21.0073)

ดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) และดัชนีราคานำเข้า (IMPI) ทุกตัวแปรมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม และมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

d(WSPIM) = 1.7023*d(WSPIM(-1)) - 0.13337*d(DGDP(-1)) - 0.17840*d(IMPI(-1)) + 0.74765*d(WSPIM(-2)) - 0.37665*d(DGDP(-2)) - 0.039357*d(IMPI(-2)) + 0.81085*d(WSPIM(-3)) - 0.89035*d(DGDP(-3)) - 0.077088*d(IMPI(-3)) + 2.5487*d(WSPIM(-4)) - 1.8782*d(DGDP(-4)) - 0.35414*d(IMPI(-4)) - 0.14368*(WSPIM(-1) - 1.9992*DGDP(-1) + 0.35729*IMPI(-1) + 68.8202) - 1.1435*(WSPIM(-1) - 0.69411*DGDP(-1) - 0.032350*IMPI(-1) - 27.8843)

6.4 การเปรียบเทียบระหว่างแบบจำลองรายปีกับแบบจำลองรายไตรมาส

การศึกษานี้ต้องการทำการเปรียบเทียบระหว่างผลการศึกษาแบบจำลองรายปีกับแบบจำลองรายไตรมาส ของภาคการผลิต ตลาดแรงงาน และระดับราคาโดยได้ทำการเปรียบเทียบค่าสถิติที่สำคัญบางค่า คือ ค่า R-squared และค่า R- bar – squared ของสมการการปรับตัวระยะสั้น รวมทั้งค่า Theil's inequality coefficient และค่า mean absolute percentage error จากการทำ simulation โดยแบบจำลองที่ดีต้องมีค่า R-squared และค่า R- bar – squared จะต้องมีค่าเข้าใกล้ 1 ส่วนค่า Theil's inequality coefficient และ ค่า mean absolute percentage error มีค่าเข้าใกล้ศูนย์มากยิ่งดี จะแสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการพยากรณ์ได้ดี โดยผลการเปรียบแสดง ดังตารางต่อไปนี้

ตารางที่ 6.36 เปรียบเทียบค่าสถิติต่างๆ ระหว่างแบบจำลองรายปีกับแบบจำลองรายไตรมาส

Equation	Type of statistics							
	R-Squared		R-Bar-Squared		U		MAPE	
	Year	Quarter	Year	Quarter	Year	Quarter	Year	Quarter
YAG	0.89298*	0.85535	0.75677	0.77877*	0.01507*	0.056108	0.03115*	0.09534
YC	0.90413	0.91657*	0.87058*	0.81038	0.02914	0.02532*	0.10577	0.04434*
YCOM	0.99464*	0.91297	0.97426*	0.58223	0.00227*	0.006399	0.00768*	0.01052
YE	0.94532	-	0.87573	-	0.0071	-	0.04029	-
YM	0.96929*	0.93099	0.85259*	0.72397	0.005529	0.005405	0.00212*	0.009037
YS	0.98436	-	0.92491	-	0.003666	-	0.010986	-
YOTHER	0.92782*	0.72268	0.86594*	0.56669	0.013134	0.0091*	0.02175	0.01594*
GDP	-	-	-	-	0.00436*	0.0074	0.01081*	0.01187
STAT	-	-	-	-	0.66248	0.39255*	4.17304	1.9977*
GDPCON	-	-	-	-	0.00547*	0.00731	0.0124	0.01200*
GDPG	-	-	-	-	0.09994*	0.18177*	0.2328*	2.2118
L	0.84965	0.98699*	0.53015	0.95933*	0.01008	0.00339*	0.01763	0.00562*
LAG	0.88632	0.99199*	0.59401	0.96798*	0.01682	0.01084*	0.02961	0.0187*
LC	0.91358	0.98013*	0.85956	0.9046*	0.0253*	0.03916	0.0561*	0.063
LCOM	0.88361*	0.73475	0.60094	0.64192*	0.0107*	0.01332	0.02138*	0.02335
LE	0.65259	-	0.49819	-	0.046297	-	0.093294	-
LM	0.87245	0.98988*	0.46855	0.95143*	0.01203	0.00433*	0.02608	0.00708*
LS	0.79717	-	0.67040	-	0.025528	-	0.046391	-
LOTHER	0.90811	0.97098*	0.63245	0.86070*	0.08023	0.00337*	0.07942	0.0052*

ตารางที่ 6.36 เปรียบเทียบค่าสถิติต่างๆ ระหว่างแบบจำลองรายปีกับแบบจำลองรายไตรมาส (ต่อ)

Equation	Type of statistics							
	R-Squared		R-Bar-Squared		U		MAPE	
	Year	Quarter	Year	Quarter	Year	Quarter	Year	Quarter
LUNE	0.90903	0.97622*	0.77257	0.85731*	0.06506	0.02859*	0.1764	0.08245*
LSEA	-	-	-	-	0.400206	0.18309*	0.84648*	1.16974
DGDP	0.96499*	0.94741	0.86580*	0.74756	0.003082	0.00205*	0.00567	0.00316*
DGDPS	0.92881	-	0.65828	-	0.0071	-	0.013155	-
WSPI	0.95185	0.95577*	0.83149*	0.8157	0.005341	0.00325*	0.00975	0.00518*
WSPIAG	0.96460*	0.88468	0.85840*	0.59637	0.00948*	0.009745	0.01745	0.0152*
WSPIC	0.67734	0.92172*	0.44073	0.69993*	0.021462	0.00387*	0.03407	0.00642*
WSPIM	0.92320*	0.74107	0.7696*	0.435	0.00593	0.00563*	0.00963	0.00872*

หมายเหตุ : U คือ Theil's inequality cefficient และ MAPE คือ Mean absolute percentage error

* แสดงถึงค่าสถิติที่ดีกว่าระหว่างแบบจำลองรายปีกับรายไตรมาส

ที่มา : จากการคำนวณ

จากการเปรียบเทียบค่าสถิติทั้ง 4 ชนิด คือ ค่า R-squared ค่า R- bar – squared ค่า Theil's inequality coefficient และ ค่า mean absolute percentage error ของแบบจำลองรายปีและรายไตรมาส จะเห็นได้ว่า จากค่า R-squared และค่า R- bar – squared ของแบบจำลองรายปีให้ค่าทางสถิติที่ดีกว่าแบบจำลองรายไตรมาส เพียง 8 สมการ แต่ค่า R-squared และค่า R- bar – squared ของแบบจำลองรายไตรมาสให้ค่าทางสถิติทีดีกว่าแบบจำลองรายปี 9 สมการ และหากพิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient และ ค่า mean absolute percentage error จะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient และ ค่า mean absolute percentage error ของแบบจำลองรายปี แสดงค่าความสามารถในการพยากรณ์ที่ดีกว่าแบบจำลองรายไตรมาสเพียง 8 สมการ โดยค่า Theil's inequality coefficient และ ค่า mean absolute percentage error ของแบบจำลองรายไตรมาสแสดงค่าความสามารถในการพยากรณ์ที่ดีกว่าแบบจำลองรายปี ถึง 14 สมการ

สรุปได้ว่าจากค่าสถิติทั้ง 4 ค่า ปรากฏว่าแบบจำลองรายไตรมาสดีกว่าแบบจำลองรายปี

และจากผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของแบบจำลองรายปีและแบบจำลองรายไตรมาส จะเห็นได้ว่า ความสัมพันธ์ระยะยาว (cointegration) มีความสอดคล้องกับการปรับตัวระยะสั้น (error correction) เนื่องจากเป็นไปตาม Granger representation ที่กล่าวว่าเมื่อมีความสัมพันธ์ระยะยาวย่อมมีการปรับตัวระยะสั้นด้วย

รวมทั้งการดำเนินนโยบายของรัฐบาลทั้งนโยบายการเงินและการคลังมีผลกระทบต่อภาคการผลิต ตลาดแรงงานและระดับราคา ทั้งจากข้อมูลรายปี และข้อมูลรายไตรมาส เช่น การใช้

นโยบายอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ โดยการเพิ่มอัตราค่าจ้างขั้นต่ำจะมีผลกระทบต่อการจ้างงานเนื่องจากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำถือเป็นต้นทุนอย่างหนึ่งในการจ้างงาน ดังนั้นนายจ้างอาจไม่ทำการชะลอการจ้างงานเพิ่ม หรือการปลดคนงานบางส่วนออก จะมีผลทำให้คนว่างงานมากขึ้น ขณะเดียวกันการเพิ่มขึ้นของอัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีผลทำให้ระดับราคาสูงขึ้นด้วย เป็นต้น

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University