บทที่ 5

ผลการศึกษาแบบจำลองรายปี

ผลการศึกษาแบบจำลองรายปี โดยแบ่งออกเป็น 2 ส่วน คือ ผลการศึกษา unit root ของข้อมูลรายปี และความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของข้อมูลรายปี เนื่องจากในการศึกษานี้ได้ใช้เทคนิคของ Johansen เพื่อหาความสัมพันธ์ระยะยาว ซึ่งจำเป็นต้องทำการทดสอบความเป็น stationarity ของตัวแปรก่อนที่จะหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้น (error correction) ได้ ซึ่งผลการศึกษามีดังต่อไปนี้

5.1 ผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลรายปี

จากแบบจำลองที่กล่าวมาแล้วในบทที่ 4 ต้องทำการทดสอบตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองว่ามีลักษณะของข้อมูลเป็น stationary หรือ เป็น non – stationary ก่อนที่จะทำการหา cointegration และ error correction ผลการทดสอบปรากฏในตารางที่ 5.1 ซึ่งถ้าตัวแปรอิสระใดที่มี order of integration น้อยกว่าตัวแปรตาม จะถูกตัดออกจากแบบจำลอง ส่วนตัวแปรอิสระใดที่มี order of integration มากกว่า ตัวแปรตาม จำเป็นต้องมีตัวแปรอิสระอีกตัวหนึ่งขึ้นไปที่มี order of integration เท่ากับตัวแปรอิสระนั้นด้วย

การทดสอบ unit root ของข้อมูลรายปี พบว่าไม่มีตัวแปรใดที่ถูกตัดออกจากแบบจำลอง เนื่องจากไม่มีตัวแปรอิสระใดที่มี order of integration น้อยกว่าตัวแปรตาม

ตารางที่ 5.1 ผล unit root test ของข้อมูลรายปี

Variable	Level			1st difference			2nd difference		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
AAG	1.207288	-2.581533	-1.234294	-5.387782***	-5.736971***	-7.014963***			
BLOAG	1.821697	-0.055066	-1.447777	-1.351947	-1.332025	-1.069960	-5.039837***	-4.968392***	-5.193959***
BLOC	2.217160	0.981474	-1.117478	-1.801777*	-1.844263	-1.510255	-4.412874***	-4.342968***	-4.395654***
BLOCOM	2.220042	0.984519	-1.222522	-4.030371***	-4.696196***	-5.220498***			
BLOM	2.011300	0.986223	-1.027979	-3.954804***	-4.414068***	-4.908288***			
BLOOTHER	1.369755	0.417347	-1.412135	-5.812508***	-6.577720***	-7.454733***			
BLOPU	4.484033	3.220683	0.649009	-2.566306**	-3.105797**	-4.321058**	-8.341764***	-8.178863***	-8.012375***
BLOS	2.547937	1.292487	-1.043788	-2.202433**	-2.395002	-2.294651	-7.163258***	-7.052742***	-7.224585***
CPI	7.840908	1.618477	-1.303204	-1.585705	-3.428842**	-3.275407*	-4.760539***	-4.615401***	-4.507427***
DGDP	5.930425	0.599222	-2.377423	-2.188464**	-4.874586***	-4.708063***			
DGDPS	4.757984	1.176601	-1.913509	-2.541864**	-3.947411***	-4.061906**			
EXPI	2.239493	-0.204557	-2.041046	-3.074143***	-3.570872**	-3.324413*			
GDP	5.230060	2.237921	-1.434970	-1.049193	-1.444695	-0.881264	-2.889823***	-2.827296*	-2.779954
GDPG	-1.565965	-2.895569*	-2.983163	-5.522117***	-5.414955***	-5.264721***			

ตารางที่ 5.1 ผล unit root test ของข้อมูลรายปี (ต่อ)

Variable	Level			1st difference			2nd difference		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
GFCAG	-0.563227	-0.087724	3.278202	1.637400	1.797586	1.292351	-2.874380***	-3.120900**	-3.566714*
GFCC	-2.017570**	-2.312739	-2.428410	-4.168726***	-4.072436***	-3.953730**			
GFCCOM	-1.151358	-1.396169	-1.061720	-3.427231***	-3.351357**	-3.353875*			
GFCE	1.674178	0.669503	-1.261406	-5.425305***	-6.021496***	-6.822251***			
GFCM	1.106424	0.212730	-1.845670	-6.828235***	-7.646629***	-8.443085***			
GFCOTHER	-1.417876	-2.077855	-3.196421	-4.077250***	-4.678631***	-4.825949***			
GFCS	0.128923	-0.837121	-2.182359	-4.395525***	-4.497990***	-4.340368***			
IMFP	3.132705	0.859936	-1.911420	-3.832150***	-5.242030***	-5.503588***			
IMPI	2.827075	0.489214	-1.675589	-3.162489***	-3.908495***	-3.809154**			
L	2.065094	-1.153728	-2.038278	-6.612772***	-8.431736***	-8.375111***			
LAG	0.009349	-2.459813	-2.455839	-9.791498***	-9.639672***	-9.708103***			
LC	0.129466	-0.985181	-1.581333	-3.361172***	-3.356240**	-3.297132*			
LCOM	2.975623	0.496579	-2.638318	-5.967245***	-9.004515***	-9.579070***			
LE	0.555510	-1.315437	-3.294275*	-4.799750***	-5.045021***	-4.927306***			

ตารางที่ 5.1 ผล unit root test ของข้อมูลรายปี (ต่อ)

Variable	Level			1st difference			2nd difference		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
LM	2.228533	-0.123641	-2.214670	-5.718193***	-7.776692***	-7.616615***			
LOTHER	2.556975	-0.459610	-1.789606	-3.451681***	-4.080674***	-4.154696**			
LS	1.289302	-0.490791	-4.098695**	-6.468848***	-7.169783***	-7.132286***			
LUNE	-0.843515	-2.313605	-2.868087	-6.957655***	-6.950340***	-6.814316***			
M2	9.697477	6.467373	0.805346	-0.981190	-1.573375	-2.018713	-4.239770***	-4.122625***	-4.016761**
POP	0.680866	-3.112625**	-0.992037	-1.653365*	-1.704850	-3.166943	-4.838615***	-5.193076***	-5.098558***
STUD	0.871405	-2.095493	-2.037986	-4.652295***	-4.808780***	-4.752301***			
TOUR	6.351446	2.678673	-0.857456	-1.482766	-2.879212*	-3.588938**	-5.713086***	-5.644201***	-5.564598***
W	0.199065	-0.858856	-3.135942	-1.550093	-2.733020*	-2.591453	-3.236287***	-3.136454**	-3.142845
WCPI	2.276669	-1.578313	-1.044917	-2.540395**	-3.061155**	-3.323807*	-5.298803***	-5.204214***	-5.022789***
WSPI	3.799041	-0.342193	-2.347057	-2.967679***	-4.605373***	-4.413076***			
WSPIAG	2.073141	-0.287789	-2.321351	-3.795618***	-4.728536***	-4.520813***			
WSPIAG1	4.526526	2.106325	0.196841	-1.891519*	-2.946945*	-3.318560*	-5.713793***	-5.671875***	-5.587942***

ตารางที่ 5.1 ผล unit root test ของข้อมูลรายปี (ต่อ)

Variable	Level			1st difference			2nd difference		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
WSPIC	3.876365	0.357995	-2.481633	-3.200243***	-4.780250***	-4.666071***			
WSPIM	3.117124	-0.505841	-2.267006	-4.233810***	-6.456496***	-6.307042***			
WSPIOIL	0.511061	-1.800939	-2.026622	-2.524696**	-2.925044*	-3.073981	-3.441452***	-3.326621**	-3.238615*
YAG	2.778270	0.427398	-1.618933	-3.273138***	-4.296636***	-4.280133**			
YC	0.050773	-0.876026	-1.295371	-2.678836***	-2.676876*	-2.638365	-4.093617***	-3.978425***	-3.787935**
YCOM	-1.377336	-1.914459	-3.414852*	-2.207129**	-2.381764	-2.187730	-1.307764	-1.108479	-1.010457
YE	7.983679	4.749052	-0.489282	-1.556221	-2.416760	-3.996379**	-7.872652***	-7.741953***	-7.589962***
YM	1.163496	0.900067	-0.892830	-0.795272	-1.739967	-3.582267*	-5.173069***	-5.315184***	-5.166582***
YOTHER	0.260107	1.326454	0.380837	-0.500728	-0.999295	-3.395860*	-1.316890	-1.637563	-1.297394
YS	8.586457	4.791091	-0.421490	-0.928763	-2.061255	-3.413918*	-5.112304***	-5.054281***	-4.899236***

หมายเหตุ : *** ผ่านค่าวิกฤตที่ระดับ 1%

**ผ่านค่าวิกฤตที่ระดับ 5%

*ผ่านค่าวิกฤตที่ระดับ 10%

ที่มา : จากการคำนวณ

5.2 ผลการหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของข้อมูลรายปี

สมการการผลิต

5.2.1 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคการเกษตรรายปี

จากแบบจำลองสมการการผลิตภาคการเกษตรรายปี เมื่อทำการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า ปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคการเกษตร (YAG) ที่ให้ค่าสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคการเกษตร (LAG) ทุนภาคการเกษตร (GFCAG) และ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการเกษตร (BLOAG) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.2

ตารางที่ 5.2 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคการเกษตรรายปี

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

List of variables included in the cointegrating vector: YAG LAG GFCAG BLOAG Intercept

List of eigenvalues in descending order: .98608 .62387 .43508 .26309 .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	111.1431	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	25.4237	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	14.8480	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	7.9375	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	159.3523	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	48.2092	34.8700	31.9300

r<= 2	r>= 3	22.7855	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	7.9375	9.1600	7.5300

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector จากวิธี max test เท่ากับ 2 vector แต่จากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector ปรากฏว่า มีจำนวน cointegrating vector ที่เหมาะสมเท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
YAG	.1229E-4	-.2583E-5	-.1473E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LAG	-.1688E-4	.1988E-4	.2528E-3
	(1.3734)	(7.6993)	(17.1579)
GFCAG	-.5900E-4	.3684E-4	.2346E-4
	(4.8001)	(14.2631)	(1.5925)
BLOAG	-.2772E-5	-.2466E-4	.1174E-4
	(.22554)	(-9.5473)	(.79711)
Intercept	-.68352	-.55811	-1.8387
	(55608.7)	(-216098.9)	(-124805.6)

ที่มา :จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 และ vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ จำนวนแรงงานภาคการเกษตร ทุนภาคการเกษตร และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการเกษตร ทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคการเกษตร เช่น ในกรณี vectorที่ 1 เมื่อการจ้างงานภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ผลผลิตภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไปในทางเดียวกัน 1.3734 หน่วย หากมีทุนภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วยย่อมทำให้ผลผลิตภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไปในทางเดียวกัน 4.8001 หน่วย และเมื่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะทำให้ผลผลิตภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.22554 หน่วย เป็นต้น

ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.3

ตารางที่ 5.3 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการเกษตรรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYAG1	.44045	1.1630	.269
dLAG1	-6.3549	-1.5717	.144
dGFCAG1	-4.0971	-2.9497	.013
dBLOAG1	2.3803	2.2627	.045
dYAG2	-.23712	-1.1350	.280
dLAG2	-3.3735	-.93701	.369
dGFCAG2	-2.7874	-2.2409	.047
dBLOAG2	-3.0646	-2.7757	.018
dYAG3	.098762	.35644	.728
dLAG3	3.0525	1.2549	.236
dGFCAG3	-1.2004	-1.6344	.130
dBLOAG3	-.56022	-.33696	.742
ecm1(-1)	-.77677	-4.3342	.001
ecm2(-1)	.062675	1.6644	.124
ecm3(-1)	-.38086	-1.7731	.104

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)
dBLOAG1 = BLOAG(-1)-BLOAG(-2)
dYAG2 = YAG(-2)-YAG(-3)
dLAG2 = LAG(-2)-LAG(-3)
dGFCAG2 = GFCAG(-2)-GFCAG(-3)
dBLOAG2 = BLOAG(-2)-BLOAG(-3)
dYAG3 = YAG(-3)-YAG(-4)
dLAG3 = LAG(-3)-LAG(-4)
dGFCAG3 = GFCAG(-3)-GFCAG(-4)
dBLOAG3 = BLOAG(-3)-BLOAG(-4)

ecm1 = 1.0000*YAG -1.3734*LAG -4.8001*GFCAG -.22554*BLOAG -55608.7

ecm2 = 1.0000*YAG -7.6993*LAG -14.2631*GFCAG + 9.5473*BLOAG + 216098.9

ecm3 = 1.0000*YAG -17.1579*LAG -1.5925*GFCAG -.79711*BLOAG + 124805.6

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.89298	R-Bar-Squared	.75677
S.E. of Regression	14580.3	F-stat. F(14, 11)	6.5558[.002]
Mean of Dependent Variable	17066.3	S.D. of Dependent Variable	29563.4
Residual Sum of Squares	2.34E+09	Equation Log-likelihood	-274.9829
Akaike Info. Criterion	-289.9829	Schwarz Bayesian Criterion	-299.4186
DW-statistic	2.2125	System Log-likelihood	-958.0499

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 2.3782[.123]	F(1, 10)= 1.0068[.339]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .60074[.438]	F(1, 10)= .23652[.637]
C: Normality	CHSQ(2)= .31893[.853]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .0033371[.954]	F(1, 24)= .0030808[.956]

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

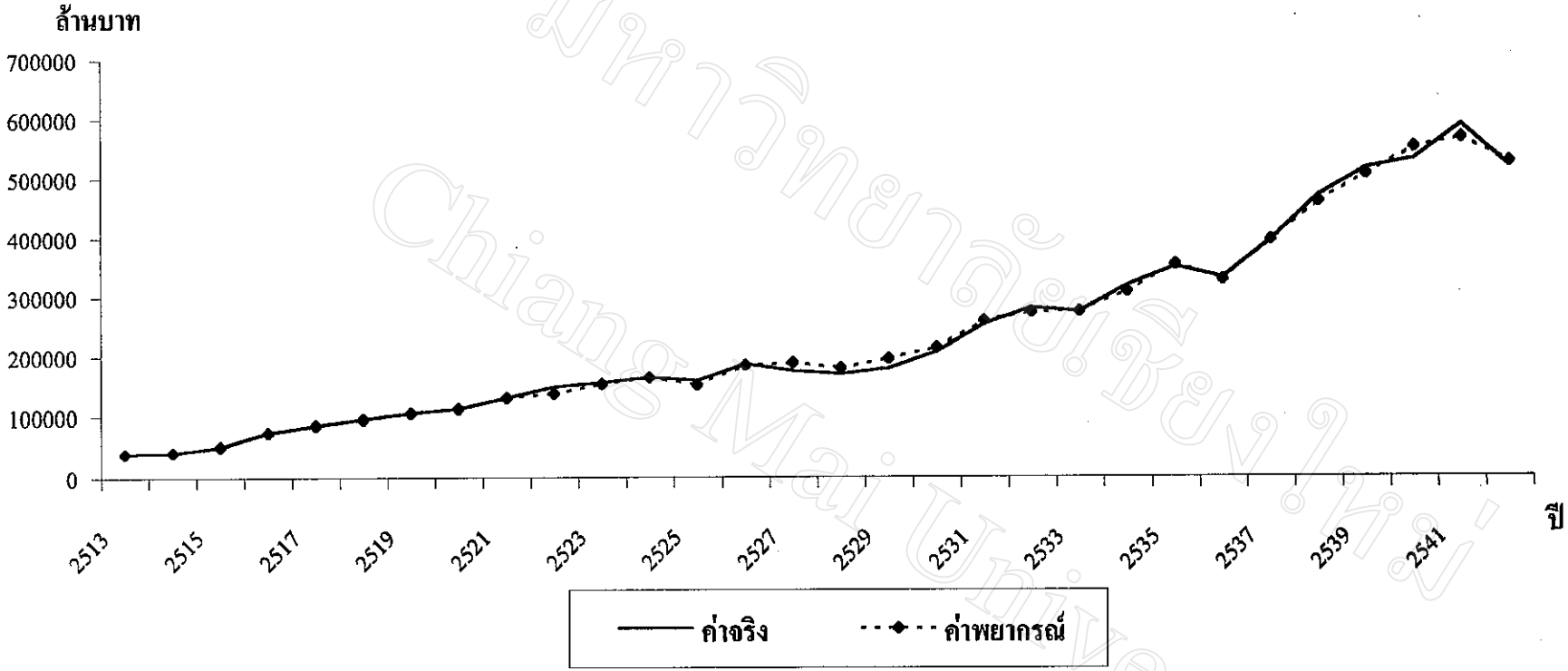
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้นจะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวมีทั้งที่อยู่ในช่วงศูนย์และ ลบสอง และไม่อยู่ในช่วงดังกล่าว แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับความเชื่อมั่นที่ 99 % และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ .89298 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่มีปัญหาในเรื่องของ serial correlation และ heteroscedasticity ด้วยดังตารางค่าสถิติข้างบน

ผลการทำ simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการเกษตรและค่าสถิติที่ใช้ในการอธิบายความสามารถในการพยากรณ์จะเห็นได้จากภาพที่ 5.1 ซึ่งค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0151 และมีค่า bias proportion เท่ากับ 0.0010 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0336 และค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9644 ซึ่งแสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0311 แสดงว่ามีความคลาดเคลื่อนเพียง 3.1%

ภาพที่ 5.1 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคการเกษตรรายปี : YAG



Root Mean Square Error	10052.21	Theil's Inequality Coefficient	0.01507
Mean Absolute Error	8128.457	Bias Proportion	0.000973
Mean Absolute Percentage Error	0.031146	Variance Proportion	0.03355
		Covariance Proportion	0.964365

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.2 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคการก่อสร้างรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคการก่อสร้าง (YC) ที่ให้ค่าสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคการก่อสร้าง (LC) ทุนของภาคการก่อสร้าง (GFCC) สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการก่อสร้าง (BLOC) และดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.4

ตารางที่ 5.4 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคการก่อสร้างรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .88298 .62962 .56624 .29012 .23682 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	60.0707	34.4000	31.7300
r<= 1	r = 2	27.8101	28.2700	25.8000
r<= 2	r = 3	23.3873	22.0400	19.8600
r<= 3	r = 4	9.5943	15.8700	13.8100
r<= 4	r = 5	7.5673	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	128.4296	75.9800	71.8100
r<= 1	r>= 2	68.3589	53.4800	49.9500
r<= 2	r>= 3	40.5488	34.8700	31.9300
r<= 3	r >= 4	17.1615	20.1800	17.8800
r<= 4	r = 5	7.5673	9.1600	7.5300

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector จากวิธี max test พบว่า มี 1 vector แต่จากวิธี trace test เท่ากับ 3 vector โดยจำนวน cointegrating vector ที่เหมาะสม คือ 3 vector ผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
YC	.2339E-4	.1574E-4	-.1919E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LC	-.9634E-3	-.0035734	.0038368
	(41.1872)	(227.0222)	(1999.9)
GFCC	-.4766E-4	.5648E-4	-.2697E-4
	(2.0375)	(-3.5883)	(-14.0597)
BLOC	-.1616E-4	-.6662E-5	-.1716E-4
	(.69106)	(.42328)	(-8.9425)
WSPIC	-.1538E-3	.022214	-.021334
	(6.5755)	(-1411.3)	(-11119.8)
Intercept	.074736	.21390	-.46065
	(-3195.1)	(-13589.6)	(-240103.5)

ที่มา :จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้ผลผลิตภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 41.1872 หน่วย ถ้าหากทุนของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้ผลผลิตภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 2.0375 หน่วย หากสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้ผลผลิตภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 0.69106 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้ผลผลิตภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 6.5755 หน่วย โดยทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคการก่อสร้าง ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.5

ตารางที่ 5.5 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการก่อสร้างรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYC1	-1.2579	-1.9635	.064
dLC1	-37.0392	-1.0866	.290
dGFCC1	1.4734	2.9122	.009
dBLOC1	1.1923	1.7407	.097
dWSPIC1	1621.3	3.9643	.001
ecm1(-1)	1.1755	4.7719	.000
ecm2(-1)	.55266	3.3341	.003
ecm3(-1)	-.070524	-3.4908	.002

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)

dBLOC1 = BLOC(-1)-BLOC(-2) dWSPIC1 = WSPIC(-1)-WSPIC(-2)

ecm1 = 1.0000*YC -41.1872*LC -2.0375*GFCC -.69106*BLOC -6.5755*WSPIC + 3195.1

ecm2 = 1.0000*YC -227.0222*LC + 3.5883*GFCC -.42328*BLOC + 1411.3*WSPIC + 13589.6

ecm3 = 1.0000*YC -1999.9*LC + 14.0597*GFCC + 8.9425*BLOC + 11119.8*WSPIC + 240103.5

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.90413	R-Bar-Squared	.87058
S.E. of Regression	10531.0	F-stat. F(7, 20)	26.9461[.000]
Mean of Dependent Variable	5527.0	S.D. of Dependent Variable	29273.2
Residual Sum of Squares	2.22E+09	Equation Log-likelihood	-294.3580
Akaike Info. Criterion	-302.3580	Schwarz Bayesian Criterion	-307.6868
DW-statistic	1.9015	System Log-likelihood	-1040.8

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .098693[.753]	F(1, 19)= .067207[.798]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 7.7390[.005]	F(1, 19)= 7.2574[.014]
C: Normality	CHSQ(2)= .16725[.920]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .1087E-4[.997]	F(1, 26)= .1009E-4[.997]

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

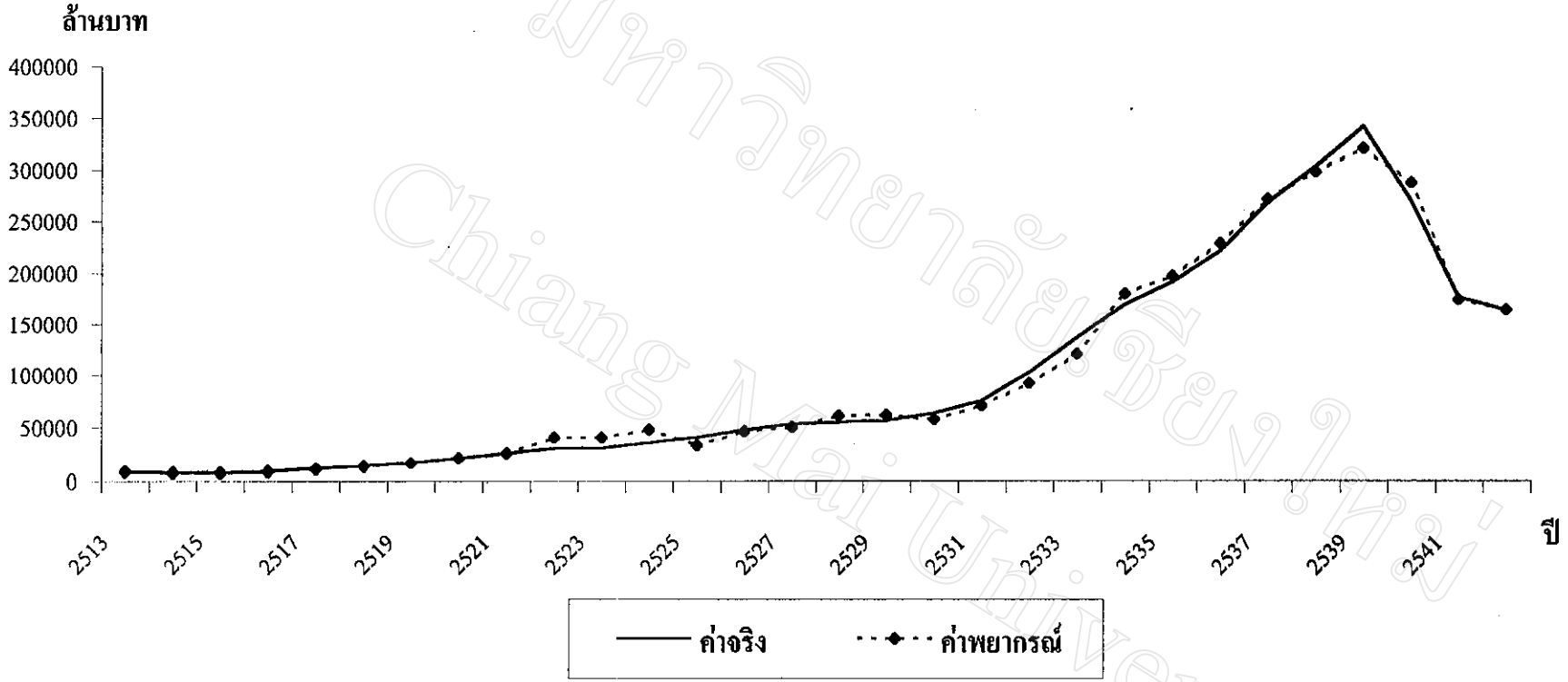
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรส่วนมากมีนัยสำคัญทางสถิติตั้งแต่ระดับความน่าเชื่อถือ 90% ขึ้นไป และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่ามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 3 อยู่ในช่วง ศูนย์และลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.90413 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่มีปัญหาในเรื่องของ serial correlation และ heteroscedasticity ด้วยดังตารางค่าสถิติข้างบน

ผลการทำ simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการก่อสร้างและค่าสถิติที่ใช้ในการอธิบายความสามารถในการพยากรณ์จะเห็นได้จากภาพที่ 5.2 จากค่าสถิติที่ใช้ในการอธิบายความสามารถในการพยากรณ์ เช่นTheil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0291 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0018 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0154 และค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9807 ซึ่งแสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.1058 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 10.58 %

ภาพที่ 5.2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคการก่อสร้างรายปี : YC



Root Mean Square Error	9655.061	Theil's Inequality Coefficient	0.02914
Mean Absolute Error	8012.467	Bias Proportion	0.001846
Mean Absolute Percentage Error	0.105772	Variance Proportion	0.015376
		Covariance Proportion	0.980668

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.3 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการสมการการผลิตภาคการค้ารายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคการค้า (YCOM) ที่ให้ค่าสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคการค้า (LCOM) ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการก่อสร้าง (BLOCOM) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.6

ตารางที่ 5.6 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคการค้ารายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: 1.00000 .91942 .83317 .46439 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	306.0022	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	62.9632	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	44.7688	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	15.6086	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	429.3428	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	123.3407	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	60.3775	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	15.6086	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	.3564E-5	-.3370E-4	-.5169E-5	.6553E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LCOM	-.1720E-3	.0025179	.9302E-3	-.0016930
	(48.2526)	(74.7125)	(179.9519)	(258.3439)
GFCCOM	.1005E-3	.7609E-4	.2215E-4	-.9668E-5
	(-28.1996)	(2.2578)	(4.2854)	(1.4752)
BLOCOM	-.3279E-5	.1022E-4	.5072E-5	.1024E-4
	(.92010)	(.30317)	(.98118)	(-1.5624)
Intercept	-.49843	-3.0519	-1.1866	2.8555
	(139867.4)	(-90557.2)	(-229554.2)	(-435734.9)

ที่มา :จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vectorที่ 2 และ vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี คือ จำนวนแรงงานภาคการค้า ทุนของภาคการค้า และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการค้า ทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคการค้า เช่น ในกรณี vector ที่ 2 จะเห็นได้ว่า เมื่อการจ้างงานในภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะทำให้ผลผลิตภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 74.7125 หน่วย หากทุนของภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้ผลผลิตภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 2.2578 หน่วย และเมื่อสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ผลผลิตภาคการค้าเปลี่ยนแปลงไป 0.30317 หน่วย เป็นต้น

จากcointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.7

ตารางที่ 5.7 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการค้ารายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYCOM1	.12720	.34442	.745
dLCOM1	-158.3759	-5.0584	.004
dGFCCOM1	-6.0278	-5.3498	.003
dBLOCOM1	-.97477	-5.9567	.002

dYCOM2	1.5997	3.1352	.026
dLCOM2	-137.7658	-5.6262	.002
dGFCCOM2	-6.5828	-5.0289	.004
dBLOCOM2	-2.5776	-6.6560	.001
dYCOM3	2.0801	4.3209	.008
dLCOM3	-150.6214	-4.4707	.007
dGFCCOM3	-3.7740	-3.2427	.023
dBLOCOM3	-1.3571	-5.0391	.004
dYCOM4	1.6509	3.2059	.024
dLCOM4	-124.8434	-4.8133	.005
dGFCCOM4	-3.6597	-4.1749	.009
dBLOCOM4	-2.0735	-5.3545	.003
ecm1(-1)	.20008	6.4104	.001
ecm2(-1)	-.71413	-2.4193	.060
ecm3(-1)	-.19643	-4.3386	.007
ecm4(-1)	.045275	.78880	.466

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)
dBLOCOM1 = BLOCOM(-1)-BLOCOM(-2)
dYCOM2 = YCOM(-2)-YCOM(-3)
dLCOM2 = LCOM(-2)-LCOM(-3)
dGFCCOM2 = GFCCOM(-2)-GFCCOM(-3)
dBLOCOM2 = BLOCOM(-2)-BLOCOM(-3)
dYCOM3 = YCOM(-3)-YCOM(-4)
dLCOM3 = LCOM(-3)-LCOM(-4)
dGFCCOM3 = GFCCOM(-3)-GFCCOM(-4)
dBLOCOM3 = BLOCOM(-3)-BLOCOM(-4)
dYCOM4 = YCOM(-4)-YCOM(-5)
dLCOM4 = LCOM(-4)-LCOM(-5)
dGFCCOM4 = GFCCOM(-4)-GFCCOM(-5)
dBLOCOM4 = BLOCOM(-4)-BLOCOM(-5)

ecm1 = 1.0000*YCOM -48.2526*LCOM + 28.1996*GFCCOM -.92010*BLOCOM -139867.4

ecm2 = 1.0000*YCOM -74.7125*LCOM -2.2578*GFCCOM -.30317*BLOCOM + 90557.2

ecm3 = 1.0000*YCOM -179.9519*LCOM -4.2854*GFCCOM -.98118*BLOCOM + 229554.2

ecm4 = 1.0000*YCOM -258.3439*LCOM -1.4752*GFCCOM + 1.5624*BLOCOM + 435734.9

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.99464	R-Bar-Squared	.97426
S.E. of Regression	8758.5	F-stat. F(19, 5)	48.8158[.000]
Mean of Dependent Variable	32870.0	S.D. of Dependent Variable	54594.2

Residual Sum of Squares	3.84E+08	Equation Log-likelihood	-242.2999
Akaike Info. Criterion	-262.2999	Schwarz Bayesian Criterion	-274.4886
DW-statistic	2.9005	System Log-likelihood	-753.9238

Diagnostic Test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 8.4673[.004]	F(1, 4)= 2.0486[.226]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.0102[.156]	F(1, 4)= .34975[.586]
C: Normality	CHSQ(2)= 6.3368[.042]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.8531[.173]	F(1, 23)= 1.8413[.188]

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

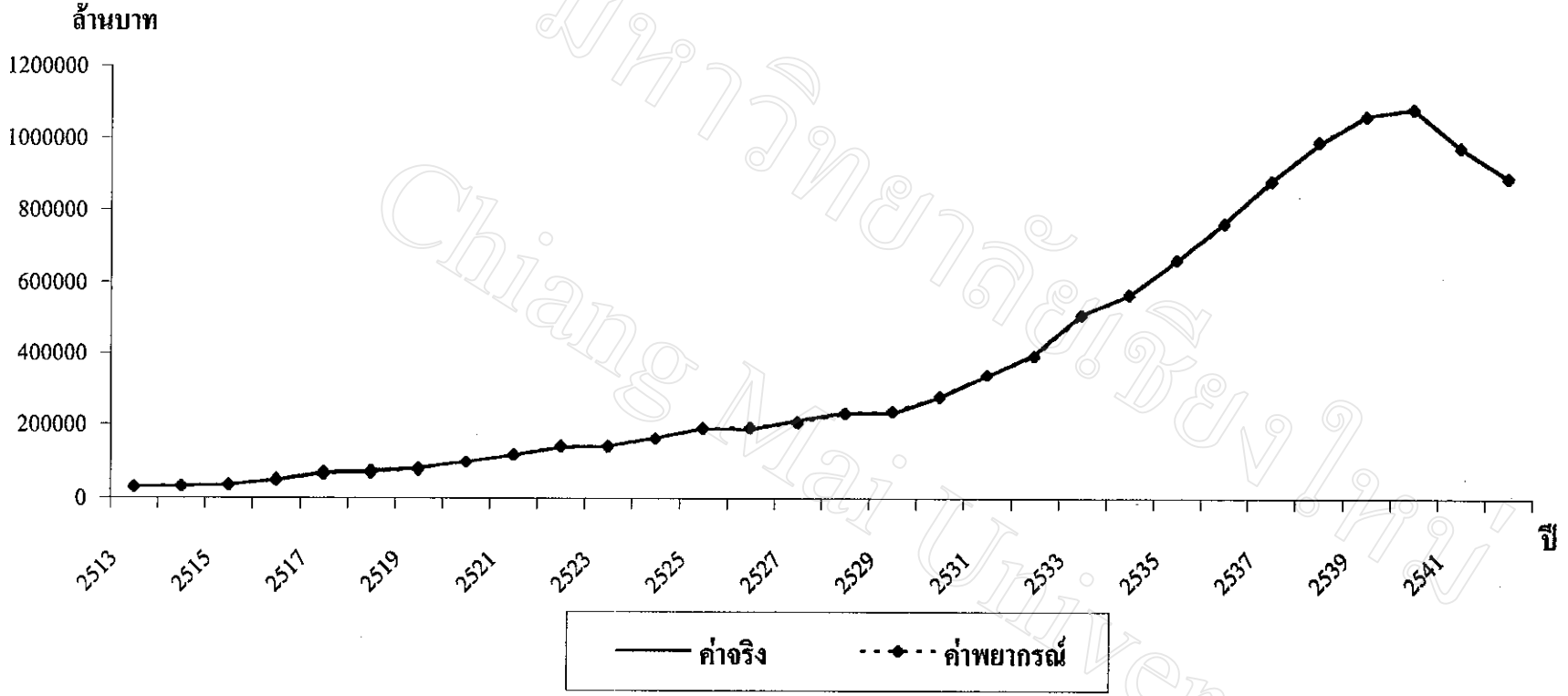
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรในสมการส่วนมากมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% ขึ้นไป และค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 2 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และ 99% ตามลำดับ และค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ .99464 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่มีปัญหาในเรื่องของ serial correlation และ heteroscedasticity ด้วยดังตารางค่าสถิติข้างบน

เมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการค้า และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังภาพที่ 5.3 จะเห็นได้ว่าค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0023 ค่าbias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0007 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0034 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9952 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ 0.0077 แสดงว่ามีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.77%

ภาพที่ 5.3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคการค้ารายปี : YCOM



Root Mean Square Error	2797.26	Theil's Inequality Coefficient	0.002269
Mean Absolute Error	2189.21	Bias Proportion	0.000681
Mean Absolute Percentage Error	0.007679	Variance Proportion	0.003357
		Covariance Proportion	0.995182

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.4 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปา (YE) ที่ให้ค่าสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคการไฟฟ้าและการประปา (LE) ทุนของภาคการไฟฟ้าและการประปา (GFCE) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่กิจการสาธารณูปโภค (BLOPU) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.8

ตารางที่ 5.8 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี

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

List of variables included in the cointegrating vector: YE LE GFCE BLOPU

List of eigenvalues in descending order: .80252 .65246 .44540 .096377

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	42.1748	23.9200	21.5800
r<= 1	r = 2	27.4787	17.6800	15.5700
r<= 2	r = 3	15.3273	11.0300	9.2800
r<= 3	r = 4	2.6349	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	87.6158	39.8100	36.6900
r<= 1	r>= 2	45.4410	24.0500	21.4600
r<= 2	r>= 3	17.9623	12.3600	10.2500
r<= 3	r = 4	2.6349	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 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectorss, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
YE	-.4607E-4	.5025E-4	.2485E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LE	.8042E-3	-.0016063	-.0067548
	(17.4559)	(31.9682)	(271.8498)
GFCE	-.6040E-4	-.7249E-4	-.3020E-4
	(-1.3110)	(1.4426)	(1.2153)
BLOPU	.6892E-4	.4834E-4	-.1379E-4
	(1.4959)	(-.96196)	(.55496)

ที่มา :จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้ผลผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 271.8498 หน่วย หากเมื่อทุนของภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะทำให้ผลผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 1.2153 หน่วย และถ้าหากสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่กิจการสาธารณูปโภคเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะมีผลทำให้ผลผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 0.55496 หน่วย ซึ่งทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปา เนื่องจากที่ปัจจัยเป็นปัจจัยการผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปา

ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.9

ตารางที่ 5.9 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYE1	-.83949	-2.5403	.027
dLE1	-12.7259	-.35042	.733
dGFCE1	-.33835	-2.3551	.038

dBLOPU1	.64702	3.4970	.005
dYE2	-1.0759	-3.3382	.007
dLE2	-38.5115	-1.2962	.221
dGFCE2	-.18511	-1.2221	.247
dBLOPU2	.40778	1.5343	.153
dYE3	-.60863	-1.4060	.187
dLE3	-69.8559	-2.2612	.045
dGFCE3	.0034057	.022373	.983
dBLOPU3	.049217	.14948	.884
ecm1(-1)	.26665	3.7649	.003
ecm2(-1)	-.065961	-.85395	.411
ecm3(-1)	-.090545	-2.3704	.037

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYE = YE-YE(-1)

dYE1 = YE(-1)-YE(-2)

dLE1 = LE(-1)-LE(-2)

dGFCE1 = GFCE(-1)-GFCE(-2)

dBLOPU1 = BLOPU(-1)-BLOPU(-2)

dYE2 = YE(-2)-YE(-3)

dLE2 = LE(-2)-LE(-3)

dGFCE2 = GFCE(-2)-GFCE(-3)

dBLOPU2 = BLOPU(-2)-BLOPU(-3)

dYE3 = YE(-3)-YE(-4)

dLE3 = LE(-3)-LE(-4)

dGFCE3 = GFCE(-3)-GFCE(-4)

dBLOPU3 = BLOPU(-3)-BLOPU(-4)

ecm1 = 1.0000*YE -17.4559*LE + 1.3110*GFCE -1.4959*BLOPU

ecm2 = 1.0000*YE -31.9682*LE -1.4426*GFCE + .96196*BLOPU

ecm3 = 1.0000*YE -271.8498*LE -1.2153*GFCE -.55496*BLOPU

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.94532	R-Bar-Squared	.87573
S.E. of Regression	1537.3	F-stat. F(14, 11)	13.5841[.000]
Mean of Dependent Variable	4893.5	S.D. of Dependent Variable	4360.9
Residual Sum of Squares	2.60E+07	Equation Log-likelihood	-216.4917
Akaike Info. Criterion	-231.4917	Schwarz Bayesian Criterion	-240.9275
DW-statistic	2.1491	System Log-likelihood	-785.4345

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .45477[.500]	F(1, 10)= .17803[.682]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 10.6713[.001]	F(1, 10)= 6.9617[.025]
C: Normality	CHSQ(2)= .99639[.608]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .64373[.422]	F(1, 24)= .60930[.443]

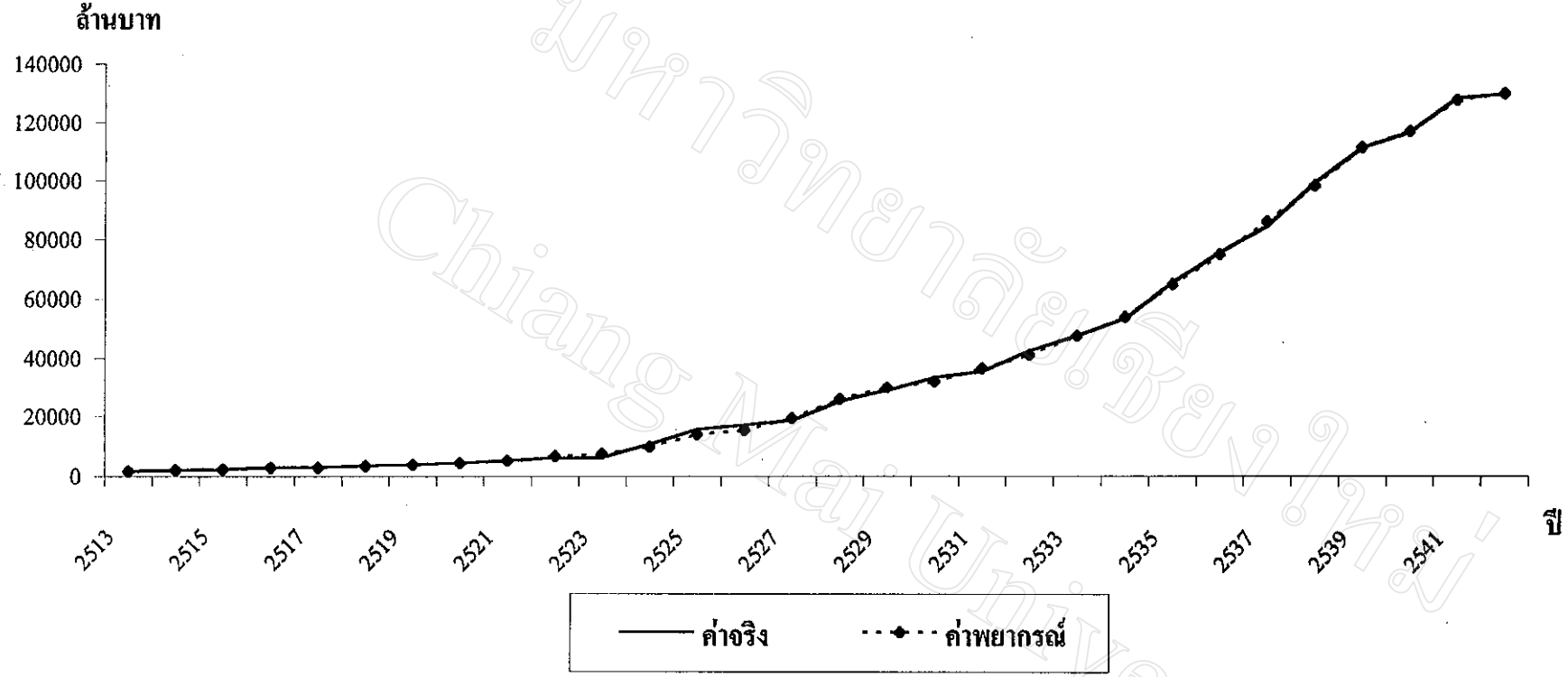
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรส่วนมากไม่มีระดับนัยสำคัญ แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า พบว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 ไม่ได้อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสองแต่มีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% ส่วนค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 3 อยู่ในช่วงดังกล่าว และมีระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.94532 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่มีปัญหาในเรื่องของ serial correlation และ heteroscedasticity ด้วยดังตารางค่าสถิติข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปา และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบายดังจะเห็นได้จากภาพที่ 5.4 โดยมีค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0071 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0006 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0005 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9982 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และค่า mean absolute percentage error เท่ากับ0.0403 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 4.03%

ภาพที่ 5.4 ค่าจริงและค่าพยากรณ์การผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี : YE



Root Mean Square Error	970.2678	Theil's Inequality Coefficient	0.007091
Mean Absolute Error	869.6856	Bias Proportion	0.000619
Mean Absolute Percentage Error	0.040291	Variance Proportion	0.000519
		Covariance Proportion	0.998154

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.5 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคอุตสาหกรรมรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคอุตสาหกรรม (YM) ที่ให้ค่าสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคอุตสาหกรรม (LM) ทุนของภาคการอุตสาหกรรม (GFCM) และดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.10

ตารางที่ 5.10 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคอุตสาหกรรมรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .98734 .94775 .75949 .35251 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	109.2285	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	73.7924	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	35.6249	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	10.8664	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	229.5123	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	120.2838	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	46.4914	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	10.8664	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
YM	.3073E-4	-.1627E-5	.1668E-4	-.3014E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LM	-.0031473	-.0035679	.0023977	-.0043757
	(102.4200)	(-2193.3)	(-143.7126)	(-1451.8)
GFCM	-.8741E-4	.3146E-4	-.5271E-4	.3020E-4
	(2.8446)	(19.3426)	(3.1594)	(10.0199)
WSPIM	-.032677	.026747	-.047076	.060961
	(1063.4)	(16442.4)	(2821.6)	(20225.5)
Intercept	4.6381	4.9215	-2.4271	4.6048
	(-150930.7)	(3025444)	(145475.8)	(1527779)

ที่มา :จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วยมีผลทำให้ผลผลิตภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 102.42 หน่วย หากทุนของภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะมีผลทำให้ผลผลิตภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 2.8446 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ผลผลิตภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1063.4 หน่วย โดยทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคอุตสาหกรรม

ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.11

ตารางที่ 5.11 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอุตสาหกรรมรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYM1	.60572	.95261	.385
dLM1	-282.8998	-3.1117	.026
dGFCM1	.092683	.050899	.961
dWSPIM1	2698.3	1.2384	.271

dYM2	-.78663	-1.0339	.349
dLM2	-151.6538	-2.7356	.041
dGFCM2	.86437	.55892	.600
dWSPIM2	8587.3	3.1368	.026
dYM3	-3.4878	-4.3111	.008
dLM3	-124.5302	-2.9435	.032
dGFCM3	3.3228	2.4956	.055
dWSPIM3	5188.1	2.0477	.096
dYM4	-2.7186	-2.8776	.035
dLM4	-32.7973	-.91332	.403
dGFCM4	3.4822	2.4394	.059
dWSPIM4	3280.4	1.9137	.114
ecm1(-1)	-1.6258	-2.8984	.034
ecm2(-1)	.055628	1.8735	.120
ecm3(-1)	.90149	2.9600	.032
ecm4(-1)	.056312	1.0234	.353

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 -102.4200*LM -2.8446*GFCM -1063.4*WSPIM + 150930.7

ecm2 = 1.0000*YM + 2193.3*LM -19.3426*GFCM -16442.4*WSPIM -3025444

ecm3 = 1.0000*YM + 143.7126*LM -3.1594*GFCM -2821.6*WSPIM -145475.8

ecm4 = 1.0000*YM + 1451.8*LM -10.0199*GFCM -20225.5*WSPIM -1527779

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.96929	R-Bar-Squared	.85259
S.E. of Regression	18253.3	F-stat. . F(19, 5)	8.3061[.014]
Mean of Dependent Variable	55509.8	S.D. of Dependent Variable	47542.6

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

Residual Sum of Squares	1.67E+09	Equation Log-likelihood	-260.6580
Akaike Info. Criterion	-280.6580	Schwarz Bayesian Criterion	-292.8467
DW-statistic	2.9583	System Log-likelihood	-656.0538

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 19.5630[.000]	F(1, 4)= 14.3926[.019]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.6794[.102]	F(1, 4)= .48016[.526]
C: Normality	CHSQ(2)= 3.8270[.148]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .040835[.840]	F(1, 23)= .037629[.848]

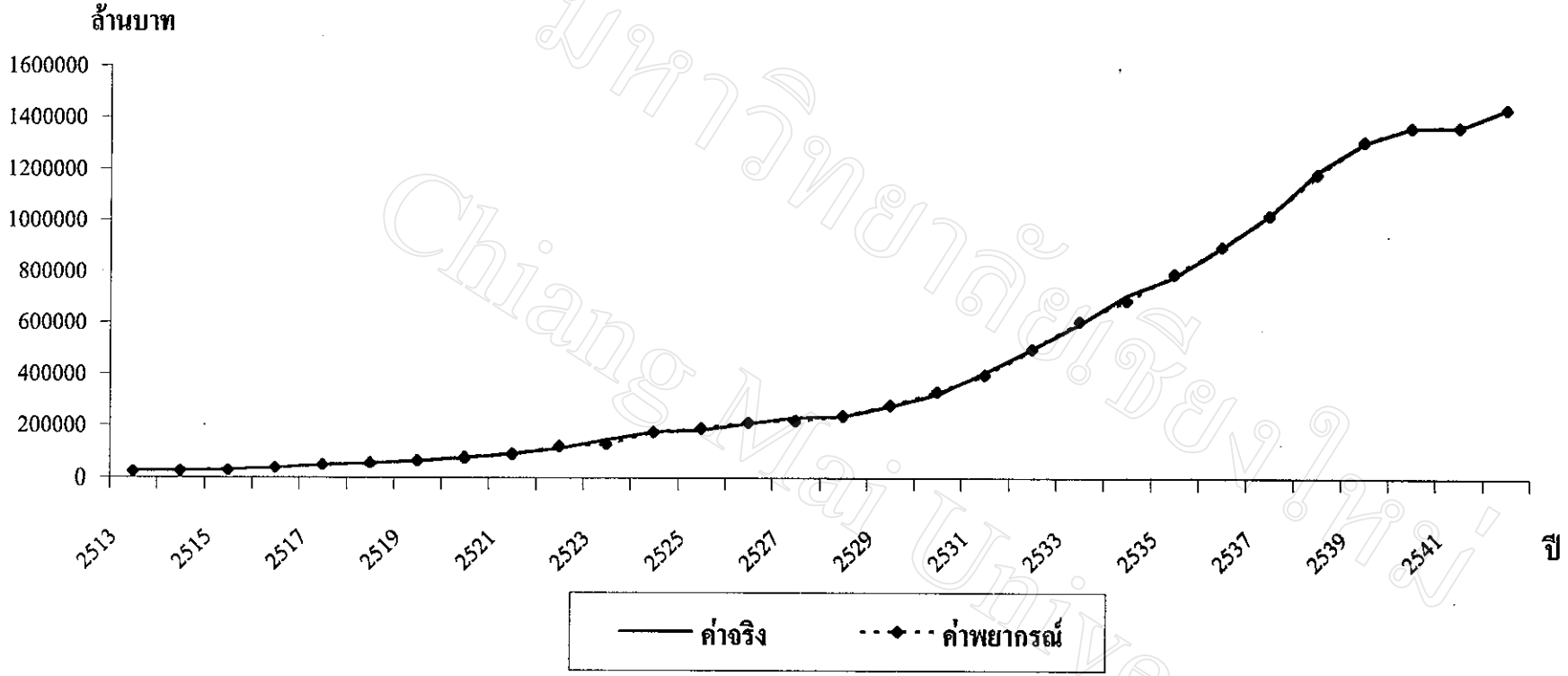
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 จะเห็นได้ ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรประมาณครึ่งหนึ่งที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และจากค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 4 ค่า พบว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 3 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% แต่มีเพียง ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1เท่านั้นที่มีอยู่ในช่วงศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.96929 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดย วิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอุตสาหกรรม และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังภาพที่ 5.5 โดยจะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0055 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.00001 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.000003 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.999975 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ0.0221 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 2.21%

ภาพที่ 5.5 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคอุตสาหกรรมรายปี : YM



Root Mean Square Error	8700.474	Theil's Inequality Coefficient	0.0055287
Mean Absolute Error	6452.184	Bias Proportion	0.0000103
Mean Absolute Percentage Error	0.02212	Variance Proportion	0.00000294
		Covariance Proportion	0.9999749

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.6 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคบริการ

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคบริการ (YS) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคบริการ (LS) ทุนของภาคบริการ (GFCS) และ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคบริการ (BLOS) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ในcointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.12

ตารางที่ 5.12 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคบริการรายปี

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

List of variables included in the cointegrating vector: YS LS GFCS BLOS Intercept

List of eigenvalues in descending order: .98717 .75724 .59385 .35775 .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	108.8921	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	35.3916	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	22.5260	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	11.0696	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	177.8794	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	68.9872	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	33.5956	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	11.0696	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
YS	.5318E-5	-.3290E-4	-.5615E-4	-.1999E-6
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LS	.6624E-3	.0021648	.0039878	-.0011184
	(-124.5499)	(65.8013)	(71.0253)	(-5593.7)
GFCS	-.1125E-3	.2021E-4	.5310E-4	.4282E-4
	(21.1571)	(.61430)	(.94571)	(214.1763)
BLOS	-.1647E-4	.8997E-5	.7265E-4	.2831E-4
	(3.0965)	(.27348)	(1.2939)	(141.6154)
Intercept	-.68241	-2.5962	-4.3485	1.3071
	(128313.0)	(-78916.0)	(-77450.4)	(6537657)

ที่มา :จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vectorที่ 2 และ vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี คือ จำนวนแรงงานภาคบริการ ทุนของภาคบริการ และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคบริการ โดยทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคบริการ เช่น ในกรณีที่ vector ที่ 2 จะเห็นได้ว่า เมื่อมีการจ้างงานภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วยมีผลทำให้การผลิตภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 65.8013 หน่วย ซึ่งหากทุนภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การผลิตภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 0.6143 หน่วย และถ้าหากสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้การผลิตภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 0.27348 หน่วย

และจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.13

ตารางที่ 5.13 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคบริการรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYS1	-.50012	-.97064	.376
dLS1	44.7967	1.8750	.120
dGFCS1	-1.3729	-2.6470	.046

dBLOS1	-.30356	-.49108	.644
dYS2	-.34389	-1.8698	.120
dLS2	35.3808	1.8191	.129
dGFCS2	-1.1294	-3.0471	.029
dBLOS2	-.24651	-.26015	.805
dYS3	-.56335	-2.6103	.048
dLS3	32.0600	2.3612	.065
dGFCS3	-.69426	-1.4022	.220
dBLOS3	-3.1436	-2.9862	.031
dYS4	-.42463	-1.3200	.244
dLS4	6.9138	.71204	.508
dGFCS4	-.32334	-.88137	.418
dBLOS4	-4.0967	-2.7463	.040
ecm1(-1)	-.091298	-2.9673	.031
ecm2(-1)	.70600	3.7094	.014
ecm3(-1)	-.17125	-.52724	.621
ecm4(-1)	-.4601E-3	-.39779	.707

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYS = YS-YS(-1)
dYS1 = YS(-1)-YS(-2)
dLS1 = LS(-1)-LS(-2)
dGFCS1 = GFCS(-1)-GFCS(-2)
dBLOS1 = BLOS(-1)-BLOS(-2)
dYS2 = YS(-2)-YS(-3)
dLS2 = LS(-2)-LS(-3)
dGFCS2 = GFCS(-2)-GFCS(-3)
dBLOS2 = BLOS(-2)-BLOS(-3)
dYS3 = YS(-3)-YS(-4)
dLS3 = LS(-3)-LS(-4)
dGFCS3 = GFCS(-3)-GFCS(-4)
dBLOS3 = BLOS(-3)-BLOS(-4)
dYS4 = YS(-4)-YS(-5)
dLS4 = LS(-4)-LS(-5)
dGFCS4 = GFCS(-4)-GFCS(-5)
dBLOS4 = BLOS(-4)-BLOS(-5)

ecm1 = 1.0000*YS + 124.5499*LS -21.1571*GFCS -3.0965*BLOS -128313.0

ecm2 = 1.0000*YS -65.8013*LS -.61430*GFCS -.27348*BLOS + 78916.0

ecm3 = 1.0000*YS -71.0253*LS -.94571*GFCS -1.2939*BLOS + 77450.4

ecm4 = 1.0000*YS + 5593.7*LS -214.1763*GFCS -141.6154*BLOS -6537657

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.98436	R-Bar-Squared	.92491
S.E. of Regression	5785.3	F-stat. F(19, 5)	16.5598[.003]
Mean of Dependent Variable	26713.1	S.D. of Dependent Variable	21112.8

Residual Sum of Squares	1.67E+08	Equation Log-likelihood	-231.9322
Akaike Info. Criterion	-251.9322	Schwarz Bayesian Criterion	-264.1209
DW-statistic	2.0155	System Log-likelihood	-854.5431

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .10898[.741]	F(1, 4)= .017514[.901]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 15.6672[.000]	F(1, 4)= 6.7149[.061]
C: Normality	CHSQ(2)= .43225[.806]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .11381[.736]	F(1, 23)= .10518[.749]

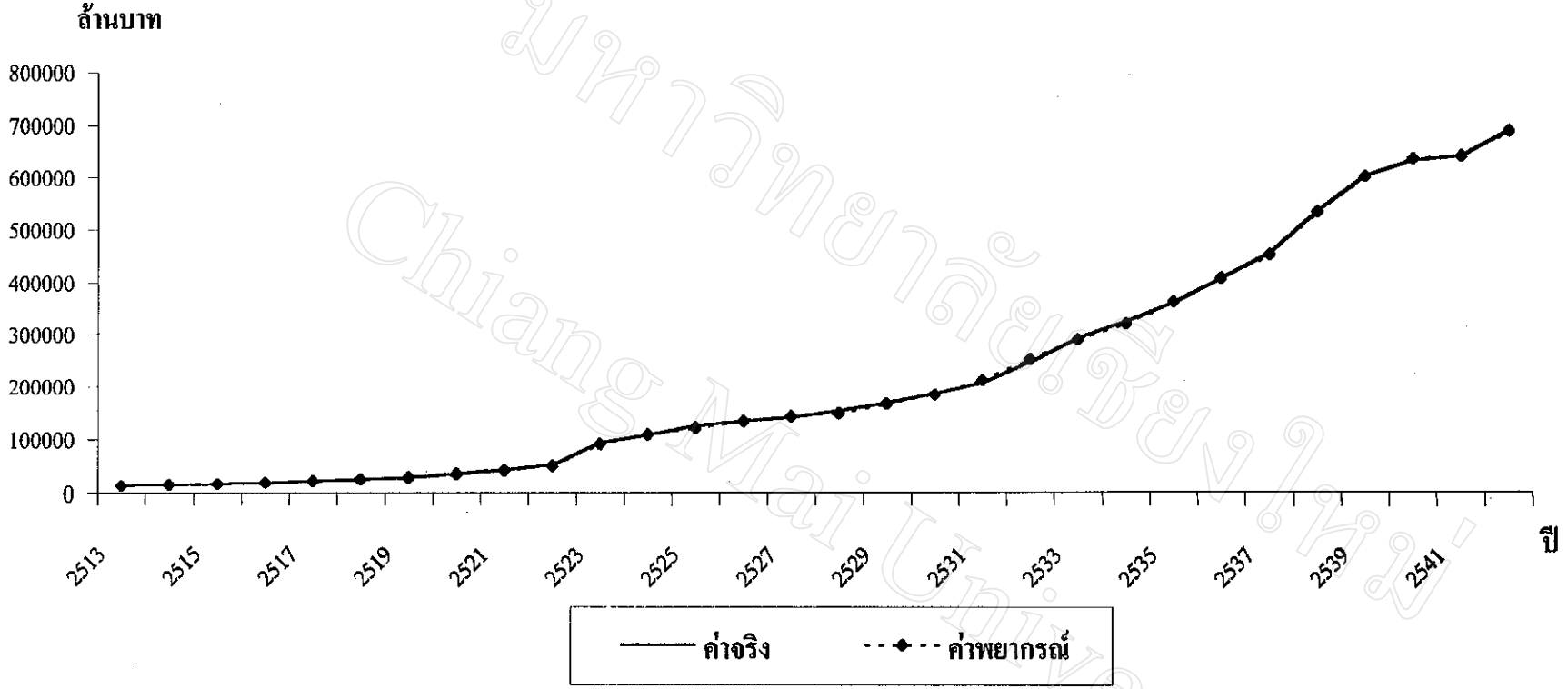
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 2 ที่ไม่ได้อยู่ในช่วงศูนย์ถึงลบสอง แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.98436 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคบริการ และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังภาพที่ 5.6 ซึ่งจะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0036 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0021 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0075 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9880 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentag error มีค่าเท่ากับ 0.011 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.1%

ภาพที่ 5.6 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคบริการรายปี : YS



Root Mean Square Error	2724.651	Theil's Inequality Coefficient	0.003666
Mean Absolute Error	2248.008	Bias Proportion	0.002106
Mean Absolute Percentage Error	0.010986	Variance Proportion	0.007505
		Covariance Proportion	0.987982

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.7 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคอื่นๆรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับผลผลิตภาคอื่นๆ (YOTHER) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ แรงงานภาคอื่นๆ (LOTHER) ทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) และ สินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคอื่นๆ (BLOOTHER) และดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 3 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.14

ตารางที่ 5.14 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการผลิตภาคอื่นๆ รายปี

27 observations from 2516 to 2542. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

YOTHER LOTHER GFCOTHER BLOOTHER DGDP Intercept

List of eigenvalues in descending order: .84912 .77976 .66134 .29508 .22442 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	51.0641	34.4000	31.7300
r<= 1	r = 2	40.8518	28.2700	25.8000
r<= 2	r = 3	29.2342	22.0400	19.8600
r<= 3	r = 4	9.4412	15.8700	13.8100
r<= 4	r = 5	6.8617	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	137.4530	75.9800	71.8100
r<= 1	r>= 2	86.3889	53.4800	49.9500
r<= 2	r>= 3	45.5370	34.8700	31.9300
r<= 3	r>= 4	16.3029	20.1800	17.8800
r<= 4	r = 5	6.8617	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
YOTHER	.1921E-4	.8840E-5	-.1561E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
LOTHER	.0049983	-.0048441	.0020206
	(260.2299)	(547.9916)	(129.4284)
GFCOTHER	.7355E-5	.5433E-5	.7847E-5
	(.38292)	(-.61465)	(.50261)
BLOOTHER	.1494E-3	-.1218E-3	-.5195E-4
	(7.7794)	(13.7749)	(-3.3276)
DGDP	.050444	.0062444	.025123
	(2626.3)	(-706.4028)	(1609.2)
Intercept	-3.5584	2.1627	-1.2062
	(-185261.0)	(-244653.4)	(-77260.1)

ที่มา :จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มีเพียง vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนแรงงานในภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วยมีผลทำให้การผลิตภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 260.2299 หน่วย ถ้าหากทุนของภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วยมีผลทำให้การผลิตภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 0.38292 หน่วย ซึ่งถ้าสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้การผลิตภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 7.7794 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย ทำให้การผลิตภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 2626.3 หน่วย โดยทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับผลผลิตภาคอื่นๆ

ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.15

ตารางที่ 5.15 การปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอื่นๆ รายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dYOTHER1	-.62797	-1.5371	.147
dLOTHER1	-34.7303	-.71850	.484
dGFCOTHER1	-.049980	-.69194	.500
dBLOOTHER1	-.39226	-.23764	.816
dDGDP1	2724.3	1.6348	.124
dYOTHER2	-.77031	-1.7377	.104
dLOTHER2	-19.8323	-.56277	.582
dGFCOTHER2	-.28873	-3.8188	.002
dBLOOTHER2	-3.5419	-1.9786	.068
dDGDP2	-1594.6	-.86090	.404
ecm1(-1)	-.47021	-3.0521	.009
ecm2(-1)	.22296	3.1445	.007
ecm3(-1)	-.096410	-.76990	.454

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)

dBLOOTHER1 = BLOOTHER(-1)-BLOOTHER(-2)

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

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

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

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

dBLOOTHER2 = BLOOTHER(-2)-BLOOTHER(-3)

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

ecm1 = 1.0000*YOTHER -260.2299*LOTHER -.38292*GFCOTHER -7.7794*BLOOTHER -2626.3*DGDP + 185261.0

ecm2 = 1.0000*YOTHER -547.9916*LOTHER+.61465*GFCOTHER -13.7749*BLOOTHER + 706.4028*DGDP + 244653.4

ecm3 = 1.0000*YOTHER -129.4284*LOTHER -.50261*GFCOT HER+ 3.3276*BLOOTHER -1609.2*DGDP + 77260.1

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.92782	R-Bar-Squared	.86594
S.E. of Regression	8021.0	F-stat. F(12, 14)	14.9958[.000]
Mean of Dependent Variable	28485.3	S.D. of Dependent Variable	21907.2
Residual Sum of Squares	9.01E+08	Equation Log-likelihood	-272.1700
Akaike Info. Criterion	-285.1700	Schwarz Bayesian Criterion	-293.5929
DW-statistic	2.3251	System Log-likelihood	-1008.7

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.9207[.166]	F(1, 13)= .99563[.337]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .10476[.746]	F(1, 13)= .050637[.825]
C: Normality	CHSQ(2)= .078758[.961]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.3969[.065]	F(1, 25)= 3.5979[.069]

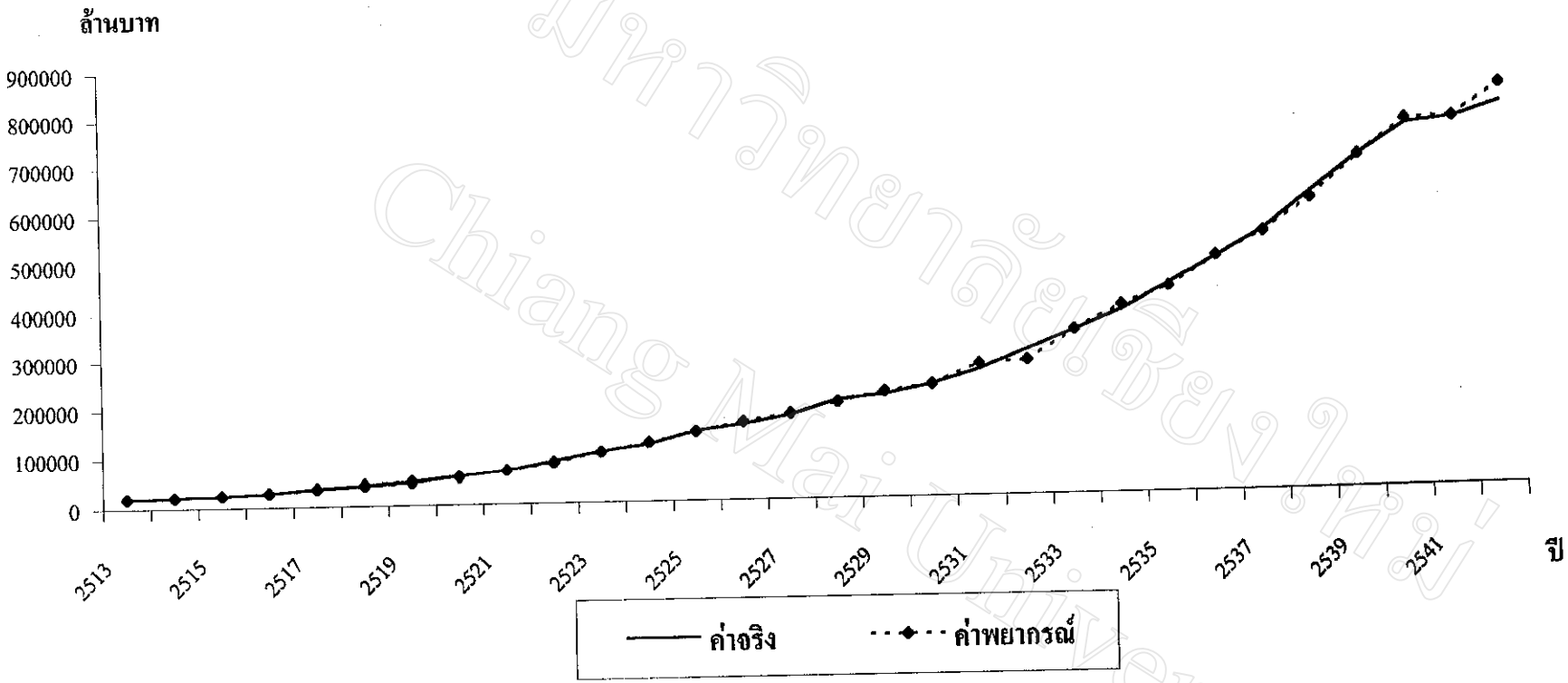
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 สัมประสิทธิ์ของตัวแปรประมาณครึ่งหนึ่งที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 ที่ไม่ได้อยู่ในช่วงศูนย์ถึงลบสอง แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1และ 2ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.92782 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการผลิตภาคอื่นๆ และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังจะเห็นได้จากภาพที่ 5.7 จะพบว่า ค่า Theil's inequality coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0131ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion, ค่า variance proportion และ ค่า covariance proportion ที่มีค่าเท่ากับ 0.0157, 0.0949 และ 0.8714 ตามลำดับ แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ 0.0217 แสดงว่าแบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 2.17%

ภาพที่ 5.7 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการผลิตภาคอื่นๆ รายปี : YOTHER



Root Mean Square Error	11448.01	Theil's Inequality Coefficient	0.013134
Mean Absolute Error	7215.158	Bias Proportion	0.015708
Mean Absolute Percentage Error	0.021746	Variance Proportion	0.094903
		Covariance Proportion	0.871438

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.8 ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาประจำปี ค่าความคลาดเคลื่อนทางสถิติ ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 และอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 ของข้อมูลรายปี

เมื่อทำการหาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการผลิตภาคต่างๆ แล้วเมื่อนำมารวมกันจะได้ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาประจำปี ดังสมการต่อไปนี้

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

ผลของการทำ simulation ดังภาพที่ 5.8 และจากค่าสถิติของความสามารถในการอธิบายของสมการ จะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0043 ค่า bias proportion ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0080 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0000036 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9828 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีเป็นที่พอใจ และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ 0.0108 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.08%

การที่ผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นทางด้านผลผลิต ต้องเท่ากับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นทางด้านรายจ่ายนั้นจะมีส่วนที่เป็นความคลาดเคลื่อนทางสถิติที่ทำให้ทั้งสองด้านเท่ากัน ซึ่งสามารถเขียนสมการผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นทางด้านรายจ่ายได้ดังนี้

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

เมื่อนำค่าความคลาดเคลื่อนทางสถิติมาทำการ simulation ได้ผลดังภาพที่ 5.9 และจากค่าสถิติของความสามารถในการอธิบายของสมการให้ผลไม่ค่อยดีนัก เนื่องจากเป็นผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนจากทุกๆ ภาค ทั้งทางด้านผลผลิตและทางด้านรายจ่าย ดังจะเห็นได้จากค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.6625 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.1694 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.2015 และค่า covariance proportion เท่ากับ 0.4356 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ไม่ดี และมีค่า mean absolute percentage error 4.173 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 417.3% แต่เนื่องจากมีสัดส่วนในแบบจำลองน้อยจึงไม่มีผลกระทบต่อแบบจำลองโดยภาพรวม

เมื่อหาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาประจำปีได้ ดังสมการดังกล่าวแล้วสามารถหาค่าผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น ณ ราคาปีฐาน 2538 ได้ โดยการนำดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (2538 = 100) มาทำการปรับโดยสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

GDPCON = 100*(GDP/DGDP)

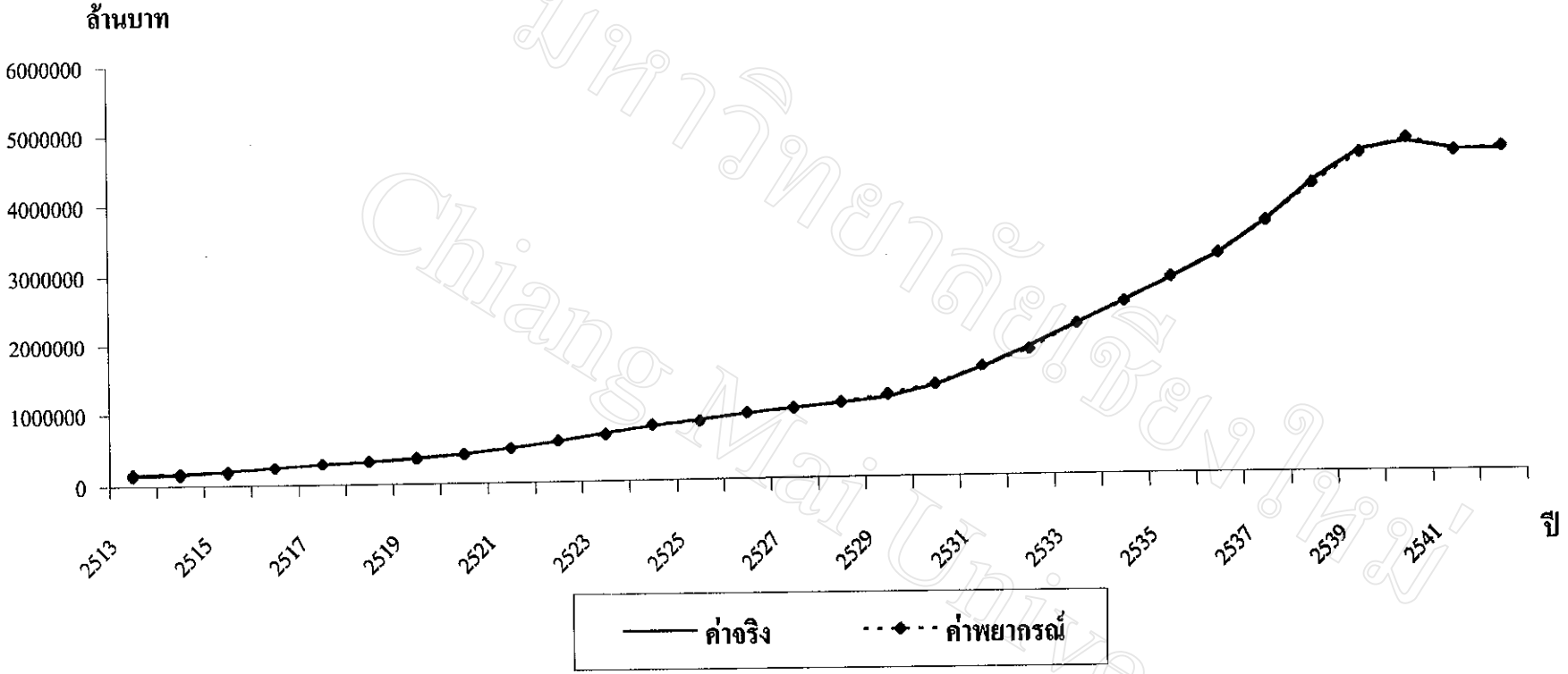
ผลของการทำ simulation ของสมการดังภาพที่ 5.10 และจากค่าสถิติที่ใช้แสดงถึงความสามารถในการอธิบายของสมการ จะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0055 ค่า bias proportion ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0102 ค่าvariance proportion เท่ากับ 0.0176 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.960442 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีเป็นที่พอใจ และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ 0.0124 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.24%

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

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

และเมื่อนำมาทำการ simulation แล้วจะมีผลดังภาพที่ 5.11 และจากค่าสถิติของความสามารถในการอธิบายของสมการจะเห็นได้ว่า มีค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0999 ค่า bias proportion ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0224 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0000012 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9551 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีเป็นที่พอใจ และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.2328 แสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 23.28%

ภาพที่ 5.8 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ณ ราคาประจำปีรายปี : GDP

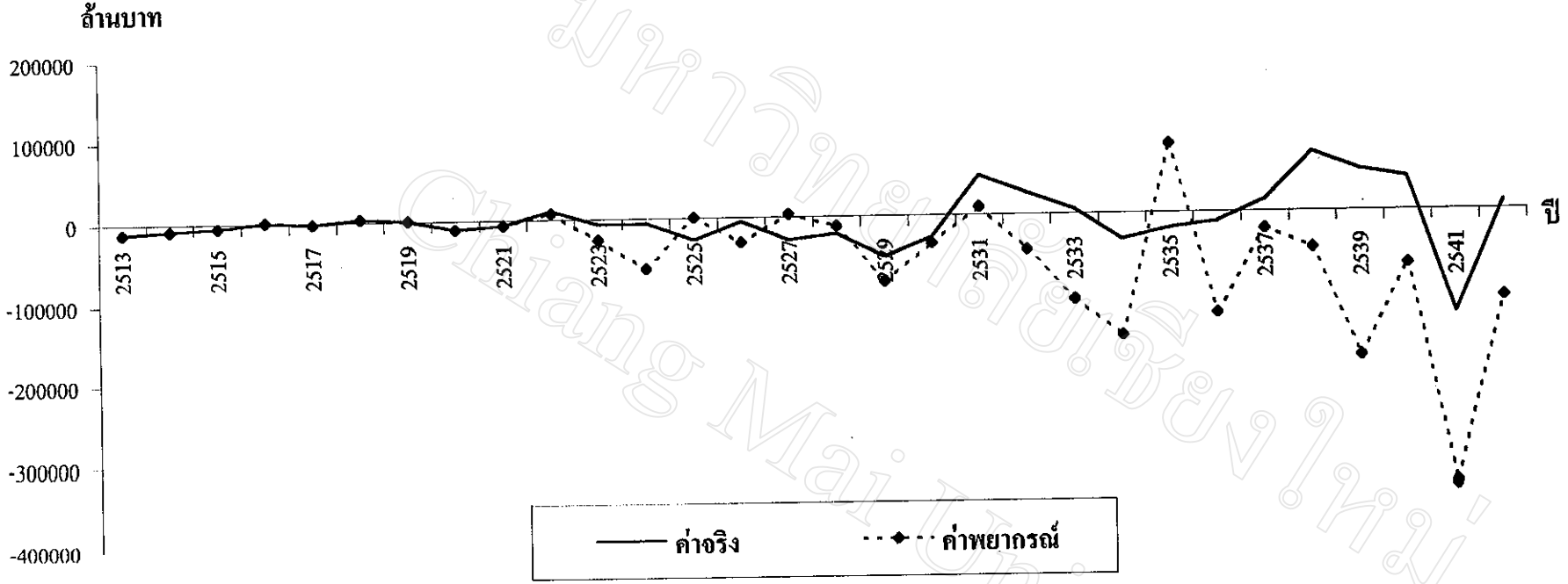


Root Mean Square Error	24094.79	Theil's Inequality Coefficient	0.0043585
Mean Absolute Error	19442.55	Bias Proportion	0.0080114
Mean Absolute Percentage Error	0.010814	Variance Proportion	0.0000356
		Covariance Proportion	0.9827971

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.9 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของค่าความคลาดเคลื่อนทางสถิติรายปี : STAT

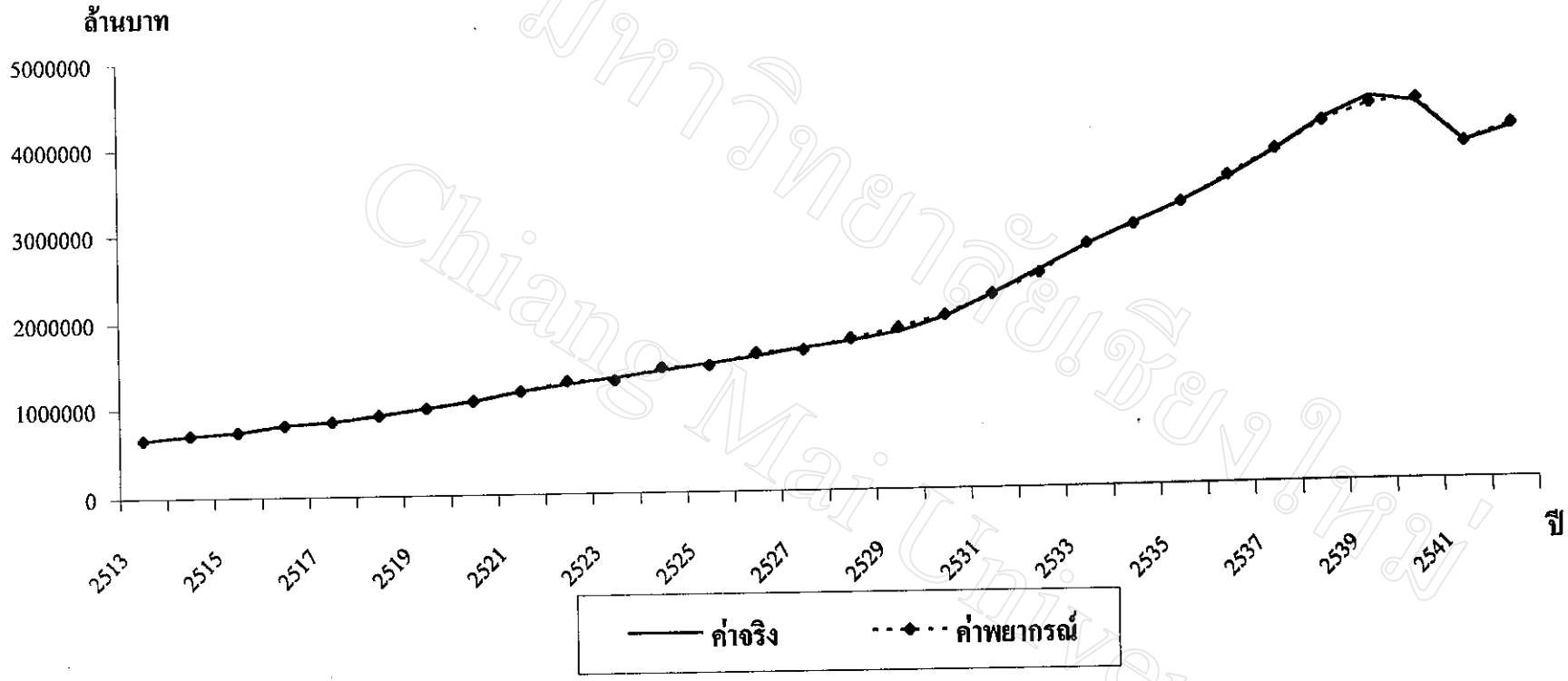


Root Mean Square Error	97409.26	Theil's Inequality Coefficient	0.662478
Mean Absolute Error	75003.38	Bias Proportion	0.169376
Mean Absolute Percentage Error	4.173043	Variance Proportion	0.201471
		Covariance Proportion	0.435581

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.10 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ณ ราคาปีฐาน 2538 รายปี : GDPCON



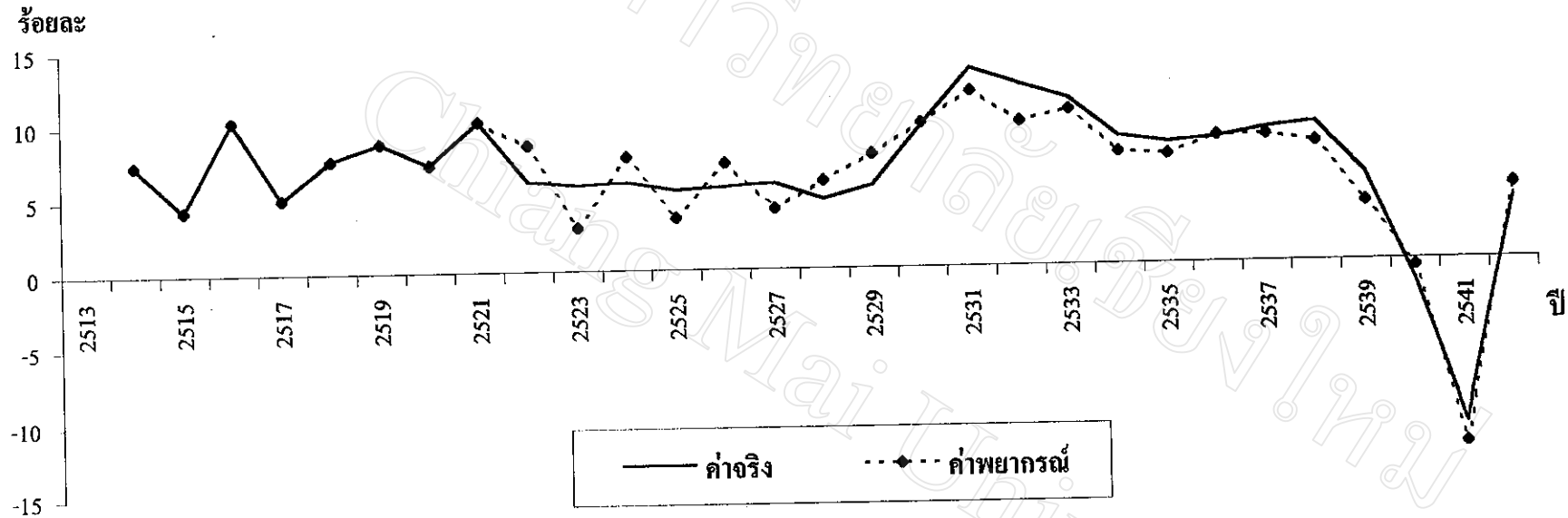
Root Mean Square Error	31660.68	Theil's Inequality Coefficient	0.005469
Mean Absolute Error	26952.23	Bias Proportion	0.01023
Mean Absolute Percentage Error	0.012396	Variance Proportion	0.017636
		Covariance Proportion	0.960442

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.11 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ ณ ราคาปีฐาน 2538รายปี :

GDPG



Root Mean Square Error	1.569072	Theil's Inequality Coefficient	0.0999418
Mean Absolute Error	1.388051	Bias Proportion	0.022419
Mean Absolute Percentage Error	0.232806	Variance Proportion	0.0000120
		Covariance Proportion	0.9550967

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

สมการตลาดแรงงาน

5.2.9 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการกำลังแรงงานรายปี

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 5.16

ตารางที่ 5.16 ความสัมพันธ์ระยะยาวของกำลังแรงงานรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .97723 .80018 .67084 .37377 .34219 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	98.3428	34.4000	31.7300
r<= 1	r = 2	41.8685	28.2700	25.8000
r<= 2	r = 3	28.8915	22.0400	19.8600
r<= 3	r = 4	12.1690	15.8700	13.8100
r<= 4	r = 5	10.8897	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	192.1616	75.9800	71.8100
r<= 1	r>= 2	93.8187	53.4800	49.9500
r<= 2	r>= 3	51.9502	34.8700	31.9300
r<= 3	r>= 4	23.0587	20.1800	17.8800
r<= 4	r = 5	10.8897	9.1600	7.5300

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลการทดสอบหาจำนวน cointegrating vector จากวิธี max test เท่ากับ 3 vector แต่จากวิธี trace test เท่ากับ 5 vector ปรากฏว่า มีจำนวน cointegrating vector ที่เหมาะสมเท่ากับ 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
L	.3864E-3	-.6773E-3	.4474E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
POP	-.5029E-3	.3406E-3	-.3416E-3
	(1.3017)	(.50291)	(.76339)
STUD	.3736E-3	-.1765E-3	.3485E-3
	(-.96694)	(-.26056)	(-.77888)
WCPI	1.6428	11.4064	-2.1167
	(-4252.1)	(16841.1)	(4730.7)
GDPG	.18300	.34358	.20622
	(-473.6667)	(507.2802)	(-460.8866)
Intercept	13.7099	-15.5690	3.7600
	(-35485.3)	(-22987.0)	(-8403.3)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vector ที่ 2 และ vector ที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ จำนวนประชากร และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำที่แท้จริงมีทิศทางเดียวกับกำลังแรงงาน แต่จำนวนนักเรียนมีทิศทางตรงกันข้ามกับกำลังแรงงาน ส่วนอัตราการเจริญเติบโตของผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นมีความสัมพันธ์ได้ทั้งสองทิศทาง โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์ และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน

ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.17

ตารางที่ 5.17 การปรับตัวระยะสั้นของกำลังแรงงานรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dL1	-.65839	-.81073	.441
dPOP1	-1.5307	-.89463	.397
dSTUD1	-.10327	-.16307	.875
dWCPI1	6419.5	.52171	.616
dGDPG1	1148.7	2.7002	.027
dL2	-.37816	-.72119	.491
dPOP2	-3.2121	-1.8339	.104
dSTUD2	-1.4425	-2.5946	.032
dWCPI2	4185.2	.41481	.689
dGDPG2	1086.2	3.0009	.017
dL3	-.061912	-.21348	.836
dPOP3	-3.2736	-1.5770	.153
dSTUD3	-1.2716	-2.2952	.051
dWCPI3	2974.5	.21437	.836
dGDPG3	518.9260	1.8724	.098
ecm1(-1)	.16078	.43201	.677
ecm2(-1)	.82004	1.2575	.244
ecm3(-1)	-1.5766	-3.6595	.006

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 -1.3017*POP + .96694*STUD + 4252.1*WCPI + 473.6667*GDPG + 35485.3

ecm2 = 1.0000*L -.50291*POP + .26056*STUD -16841.1*WCPI -507.2802*GDPG + 22987.0

ecm3 = 1.0000*L -.76339*POP + .77888*STUD-4730.7*WCPI + 460.8866*GDPG + 8403.3

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.84965	R-Bar-Squared	.53015
S.E. of Regression	962.8279	F-stat. F(17, 8)	2.6593[.081]
Mean of Dependent Variable	618.6492	S.D. of Dependent Variable	1404.7
Residual Sum of Squares	7416300	Equation Log-likelihood	-200.1866
Akaike Info. Criterion	-218.1866	Schwarz Bayesian Criterion	-229.5095
DW-statistic	2.4284	System Log-likelihood	-477.7280

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 2.7038[.100]	F(1, 7)= .81245[.397]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .025142[.874]	F(1, 7)= .0067757[.937]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.3424[.511]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .022538[.881]	F(1, 24)= .020823[.886]

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

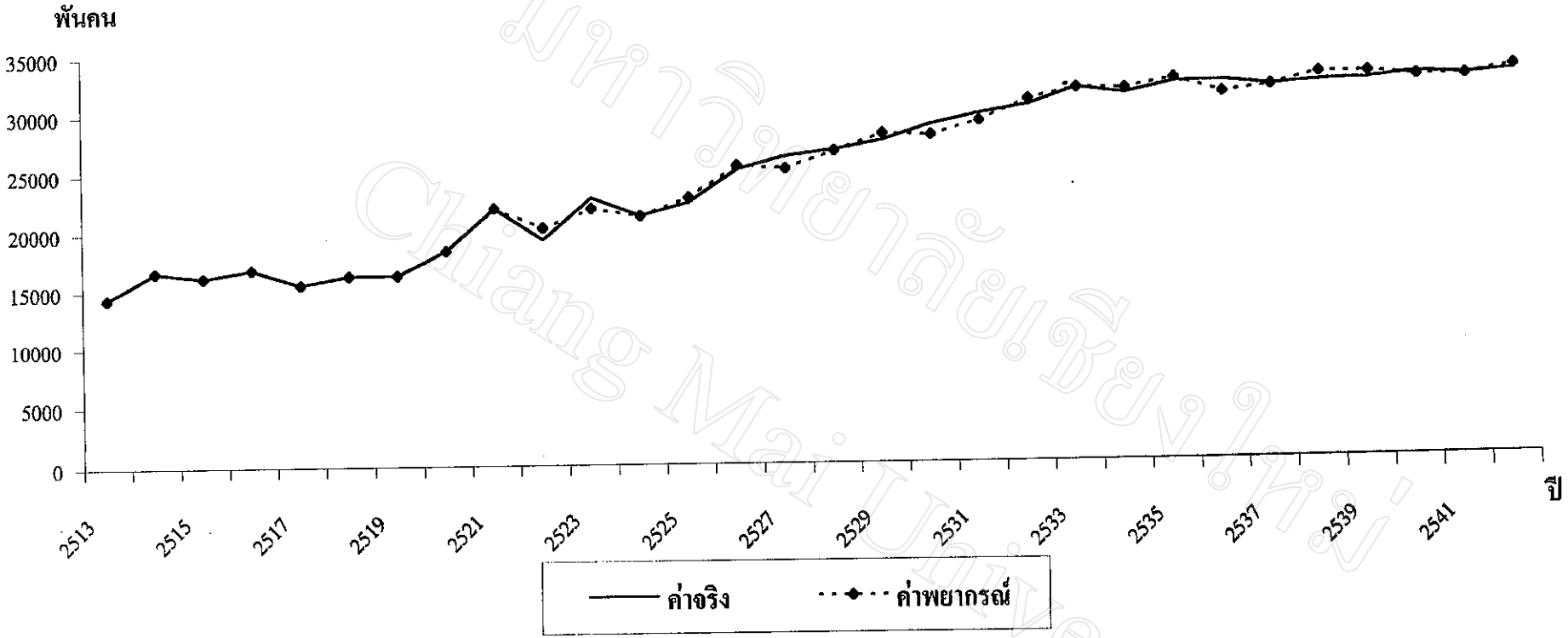
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะพบว่า ความสามารถในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว พิจารณาได้จากค่าความเร็วในการปรับตัว โดยในแบบจำลองนี้จะเห็นได้ว่า มีเพียง ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 3 เท่ากันที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสองและมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือที่ 99% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น แสดงว่า แบบจำลองให้ผลการศึกษาเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.84965 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของกำลังแรงงาน และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบายของแบบจำลอง ดังแสดงในภาพที่ 5.12

ผลการทำ simulation พบว่า ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0101 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0004 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0008 และค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9984 จะเห็นได้ว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error มีค่าเท่ากับ 0.0176 ซึ่งแสดงว่า มีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.76% เท่านั้น

ภาพที่ 5.12 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนกำลังแรงงานรายปี : L



Root Mean Square Error	583.8331	Theil's Inequality Coefficient	0.010082
Mean Absolute Error	477.7237	Bias Proportion	0.000388
Mean Absolute Percentage Error	0.017633	Variance Proportion	0.000813
		Covariance Proportion	0.998356

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.10 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคการเกษตรรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคการเกษตร (LAG) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุน ของภาคการเกษตร (GFCAG) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร (WSPIAG) และผลผลิตภาคการเกษตร (YAG) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.18

ตารางที่ 5.18 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคการเกษตรรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .99377 .74705 .62270 .58585 .6552E-6

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	132.0186	29.9500	27.5700
r<= 1	r = 2	35.7385	23.9200	21.5800
r<= 2	r = 3	25.3425	17.6800	15.5700
r<= 3	r = 4	22.9195	11.0300	9.2800
r<= 4	r = 5	.1704E-4	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	216.0191	59.3300	55.4200
r<= 1	r>= 2	84.0005	39.8100	36.6900
r<= 2	r>= 3	48.2620	24.0500	21.4600
r<= 3	r>= 4	22.9195	12.3600	10.2500
r<= 4	r = 5	.1704E-4	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 4 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
LAG	-.3811E-4	.2048E-3	.2832E-4	-.1450E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCAG	-.5306E-4	.1282E-4	.5881E-5	.1651E-4
	(-1.3926)	(-.062603)	(-.20768)	(1.1385)
W	.0029392	.062438	-.024135	-.010634
	(77.1327)	(-304.8602)	(852.2480)	(-733.2765)
WSPIAG	-.020017	-.12938	-.028989	.012729
	(-525.3212)	(631.6848)	(1023.6)	(877.6955)
YAG	.1347E-4	.2282E-5	.1134E-4	.3536E-5
	(.35362)	(-.011144)	(-.40049)	(.24382)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vectorที่ 4 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อทุนของภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะมีผลทำให้การจ้างงานภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1.1385 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ถ้าหากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะมีผลทำให้การจ้างงานภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 733.2765 หน่วยในทิศทางตรงกันข้าม หากเมื่อดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะมีผลทำให้การจ้างงานภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 877.6955 หน่วยในทิศทางเดียวกัน และเมื่อผลผลิตภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย จะมีผลทำให้การจ้างงานภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไปทิศทางเดียวกัน 0.24382 ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.19

ตารางที่ 5.19 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการเกษตรรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLAG1	-.86331	-3.3612	.012
dGFCAG1	-.10299	-1.3902	.207
dW1	-163.6920	-1.0098	.346

dWSPIAG1	-125.8857	-.61475	.558
dYAG1	.040003	1.0307	.337
dLAG2	-.31279	-.77273	.465
dGFCAG2	-.045596	-.59824	.569
dW2	-124.5414	-.50079	.632
dWSPIAG2	-229.5573	-1.7474	.124
dYAG2	.064791	2.0425	.080
dLAG3	.023223	.086022	.934
dGFCAG3	-.078810	-1.6324	.147
dW3	-146.8773	-.69500	.509
dWSPIAG3	130.3584	.75531	.475
dYAG3	-.010912	-.26259	.800
ecm1(-1)	.10352	2.3586	.050
ecm2(-1)	-.29060	-1.2319	.258
ecm3(-1)	-.052633	-1.6135	.151
ecm4(-1)	.3919E-3	.023461	.982

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)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

dYAG3 = YAG(-3)-YAG(-4)

ecm1 = 1.0000*LAG + 1.3926*GFCAG -77.1327*W + 525.3212*WSPIAG -.35362*YAG

ecm2 = 1.0000*LAG + .062603*GFCAG + 304.8602*W -631.6848*WSPIAG + .011144*YAG

ecm3 = 1.0000*LAG + .20768*GFCAG -852.2480*W -1023.6*WSPIAG + .40049*YAG

ecm4 = 1.0000*LAG -1.1385*GFCAG + 733.2765*W -877.6955*WSPIAG -.24382*YAG

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.88632	R-Bar-Squared	.59401
S.E. of Regression	1151.8	F-stat. F(18, 7)	3.0321[.070]
Mean of Dependent Variable	89.4444	S.D. of Dependent Variable	1807.7

Residual Sum of Squares	9287049	Equation Log-likelihood	-203.1109
Akaike Info. Criterion	-222.1109	Schwarz Bayesian Criterion	-234.0628
DW-statistic	2.1045	System Log-likelihood	-759.8297

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.6816[.195]	F(1, 6)= .41490[.543]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 1.8747[.171]	F(1, 6)= .46624[.520]
C: Normality	CHSQ(2)= .12854[.938]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 3.1867[.074]	F(1, 24)= 3.3524[.080]

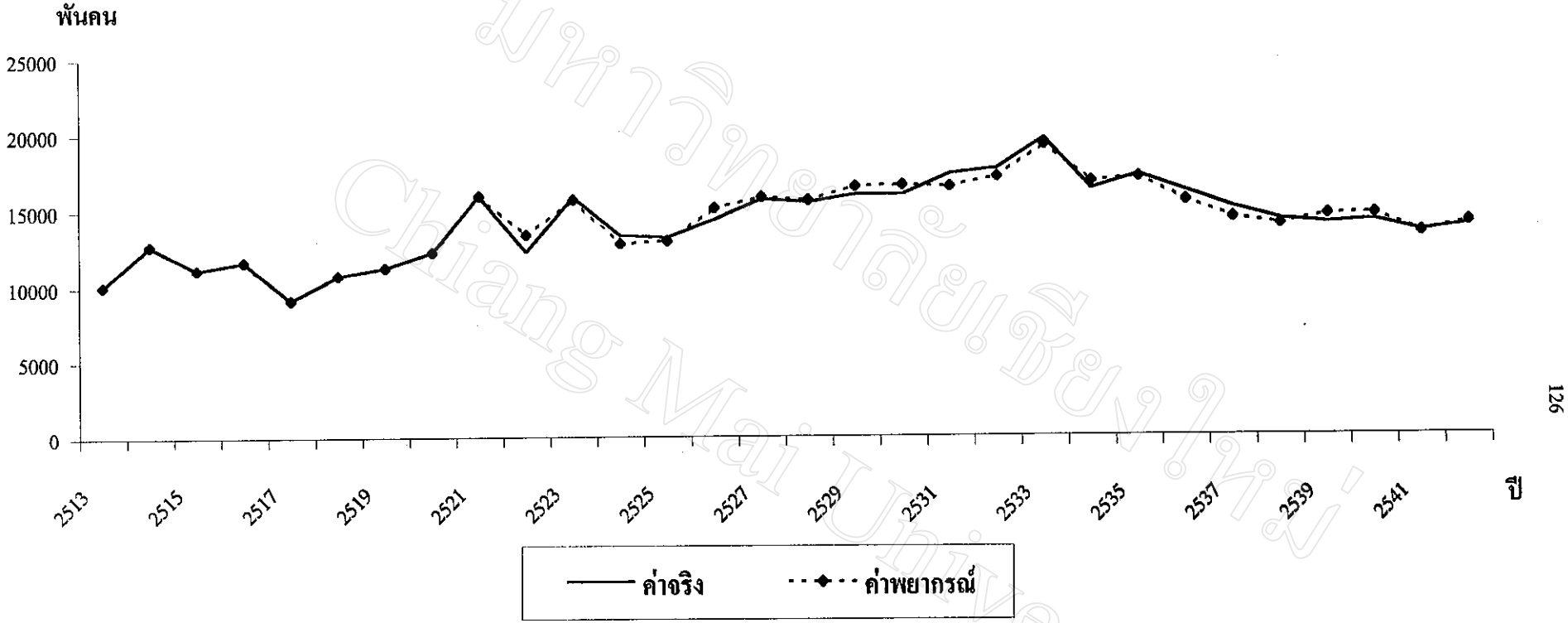
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรต่างๆ ส่วนมากไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 4 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 และ 3 ที่อยู่ในช่วงศูนย์ถึงลบสอง แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แต่มีค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 95% เท่ากัน และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น แสดงว่า แบบจำลองให้ผลการศึกษาเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.88632 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการเกษตร และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังแสดงในภาพที่ 5.13 จะเห็นได้ว่า ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0168 ค่า bias proportion เท่ากับ 0.0010ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0730 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9248 ซึ่งแสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0296 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 2.96%

ภาพที่ 5.13 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคการเกษตรรายปี : LAG



Root Mean Square Error	521.1862	Theil's Inequality Coefficient	0.016821
Mean Absolute Error	447.4838	Bias Proportion	0.00099
Mean Absolute Percentage Error	0.029613	Variance Proportion	0.073041
		Covariance Proportion	0.924838

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.11 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคการก่อสร้าง (LC) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคการก่อสร้าง (GFCC) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 3 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.20

ตารางที่ 5.20 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายปี

27 observations from 2516 to 2542. Order of VAR = 3.

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

List of eigenvalues in descending order: .63773 .43035 .36645 .045283

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	27.4147	23.9200	21.5800
r<= 1	r = 2	15.1940	17.6800	15.5700
r<= 2	r = 3	12.3233	11.0300	9.2800
r<= 3	r = 4	1.2512	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	56.1832	39.8100	36.6900
r<= 1	r>= 2	28.7685	24.0500	21.4600
r<= 2	r>= 3	13.5745	12.3600	10.2500
r<= 3	r = 4	1.2512	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 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
LC	-.0030338	-.0011963	-.0046903
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCC	.7740E-4	.1329E-4	.7686E-4
	(.025512)	(.011105)	(.016388)
W	-.012356	.027338	.0031345
	(-4.0729)	(22.8524)	(.66828)
WSPIC	.036539	-.019465	.037203
	(12.0438)	(-16.2707)	(7.9319)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อทุนของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.0255 หน่วย ถ้าหากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานเปลี่ยนแปลงไป 4.0729 หน่วยในทิศทางตรงกันข้าม และถ้าหากดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 12.0438 หน่วย

ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.21

ตารางที่ 5.21 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLC1	.39153	.96573	.349
dGFCC1	-.025392	-2.7808	.013
dW1	-1.4690	-.12937	.899
dWSPIC1	4.5290	.55372	.587
dLC2	.24423	.82104	.424
dGFCC2	-.019744	-2.8413	.012

dW2	12.0426	1.2357	.234
dWSPIC2	-22.2437	-2.3281	.033
ecm1(-1)	-.92975	-3.4231	.003
ecm2(-1)	.019497	.18205	.858
ecm3(-1)	-.96880	-2.3071	.035

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLC = LC-LC(-1)
dLC1 = 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)
dLC2 = LC(-2)-LC(-3)
dGFCC2 = GFCC(-2)-GFCC(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dWSPIC2 = WSPIC(-2)-WSPIC(-3)

ecm1 = 1.0000*LC -.025512*GFCC + 4.0729*W -12.0438*WSPIC

ecm2 = 1.0000*LC -.011105*GFCC -22.8524*W + 16.2707*WSPIC

ecm3 = 1.0000*LC -.016388*GFCC -.66828*W -7.9319*WSPIC

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.91358	R-Bar-Squared	.85956
S.E. of Regression	89.5241	F-stat. F(10, 16)	16.9133[.000]
Mean of Dependent Variable	41.5591	S.D. of Dependent Variable	238.8883
Residual Sum of Squares	128233.1	Equation Log-likelihood	-152.5992
Akaike Info. Criterion	-163.5992	Schwarz Bayesian Criterion	-170.7263
DW-statistic	2.4120	System Log-likelihood	-555.5278

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 4.4374[.035]	F(1, 15)= 2.9500[.106]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .82229[.365]	F(1, 15)= .47118[.503]
C: Normality	CHSQ(2)= .30025[.861]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.3718[.242]	F(1, 25)= 1.3382[.258]

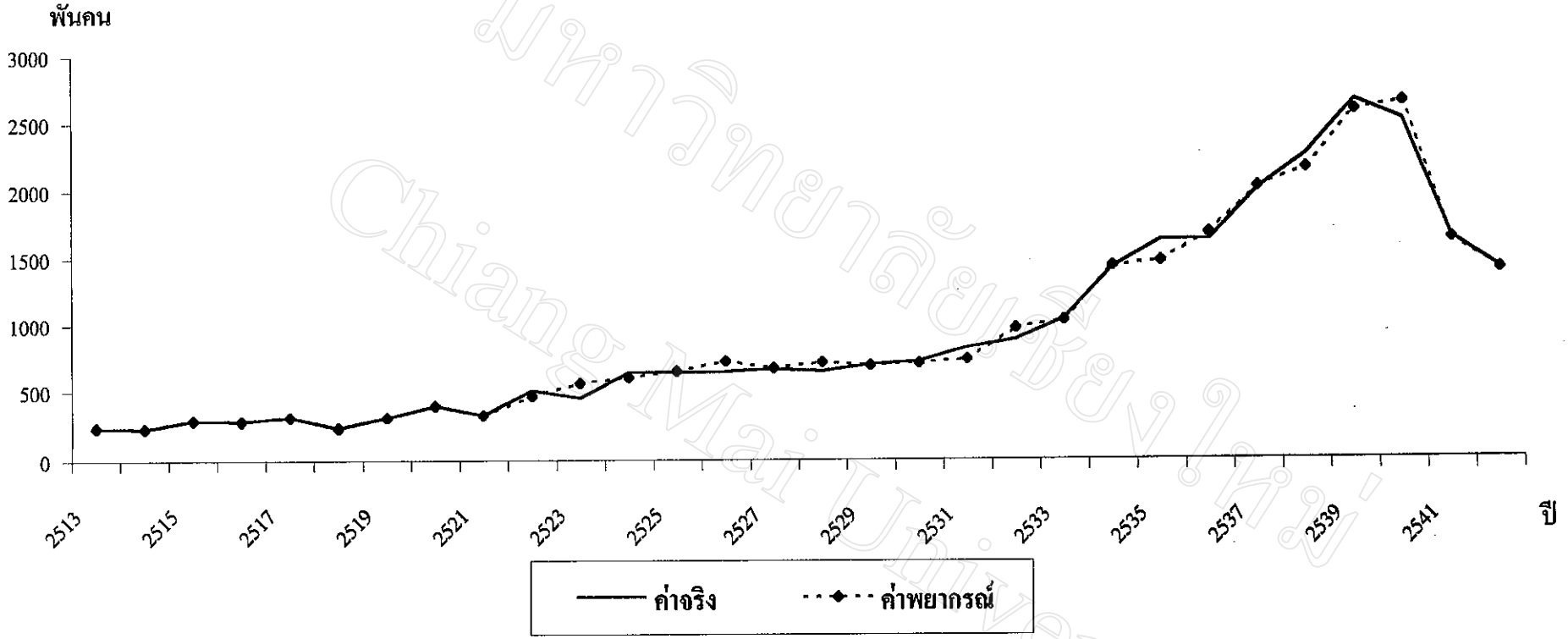
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 สัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติประมาณครึ่งหนึ่งของจำนวนตัวแปร และจากค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของcointegrating vector ที่ 2 ที่ไม่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1และ 3 อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นที่ 95%และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.91358 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการก่อสร้าง และค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย ดังแสดงในภาพที่ 5.13 ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0253 ค่า bias proportion เท่ากับ 0.0008 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0166 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9817 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0561 คือ แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 5.61%

ภาพที่ 5.14 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคการก่อสร้างรายปี : LC



Root Mean Square Error	69.76664	Theil's Inequality Coefficient	0.025297
Mean Absolute Error	52.8623	Bias Proportion	0.000812
Mean Absolute Percentage Error	0.056111	Variance Proportion	0.016581
		Covariance Proportion	0.981679

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.12 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคการค้ารายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคการค้า (LCOM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่ง (WSPI) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.22

ตารางที่ 5.22 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคการค้ารายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .95128 .72898 .34914 .053323

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	75.5433	23.9200	21.5800
r<= 1	r = 2	32.6395	17.6800	15.5700
r<= 2	r = 3	10.7364	11.0300	9.2800
r<= 3	r = 4	1.3699	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	120.2891	39.8100	36.6900
r<= 1	r>= 2	44.7458	24.0500	21.4600
r<= 2	r>= 3	12.1063	12.3600	10.2500
r<= 3	r = 4	1.3699	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
LCOM	-.0022749	.0021827
	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCCOM	.3622E-4	-.3879E-4
	(.015921)	(.017771)
W	-.049480	.054792
	(-21.7505)	(-25.1034)
WSPI	.12063	-.10274
	(53.0263)	(47.0705)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 2 vector มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ ทุนของภาคการค้า มีความสัมพันธ์กับการจ้างงานภาคการค้าได้ทั้งสองทิศทาง แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานภาคการค้า ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการค้ามีทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานภาคการค้า โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน

ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.23

ตารางที่ 5.23 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการค้ารายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLCOM1	-1.0621	-1.9947	.086
dGFCCOM1	-.0045245	-.73532	.486
dW1	17.2160	.62484	.552
dWSPI1	-26.1406	-1.2805	.241
dLCOM2	-1.0133	-1.7904	.117
dGFCCOM2	-.0032260	-.43882	.674

dW2	21.3416	.82849	.435
dWSPI2	-14.0517	-.67198	.523
dLCOM3	-1.1326	-2.3981	.048
dGFCCOM3	-.0030043	-.49560	.635
dW3	22.4942	.91678	.390
dWSPI3	-25.8683	-1.9073	.098
dLCOM4	-.58360	-1.7009	.133
dGFCCOM4	-.0044880	-.56254	.591
dW4	-12.9529	-.58392	.578
dWSPI4	-11.8216	-.85230	.422
ecm1(-1)	-1.2163	-3.6249	.008
ecm2(-1)	.86688	2.6927	.031

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)
dLCOM2 = LCOM(-2)-LCOM(-3)
dGFCCOM2 = GFCCOM(-2)-GFCCOM(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dWSPI2 = WSPI(-2)-WSPI(-3)
dLCOM3 = LCOM(-3)-LCOM(-4)
dGFCCOM3 = GFCCOM(-3)-GFCCOM(-4)
dW3 = W(-3)-W(-4) dWSPI3 = WSPI(-3)-WSPI(-4)
dLCOM4 = LCOM(-4)-LCOM(-5)
dGFCCOM4 = GFCCOM(-4)-GFCCOM(-5)
dW4 = W(-4)-W(-5)
dWSPI4 = WSPI(-4)-WSPI(-5)

ecm1 = 1.0000*LCOM -.015921*GFCCOM + 21.7505*W -53.0263*WSPI

ecm2 =1.0000*LCOM -.017771*GFCCOM + 25.1034*W -47.0705*WSPI

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.88361	R-Bar-Squared	.60094
S.E. of Regression	147.4974	F-stat. F(17, 7)	3.1260[.065]
Mean of Dependent Variable	125.2296	S.D. of Dependent Variable	233.4896
Residual Sum of Squares	152288.4	Equation Log-likelihood	-144.4067
Akaike Info. Criterion	-162.4067	Schwarz Bayesian Criterion	-173.3765
DW-statistic	3.0433	System Log-likelihood	-473.6792

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 16.2277[.000]	F(1, 6)= 11.0992[.016]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 4.5642[.033]	F(1, 6)= 1.3401[.291]
C: Normality	CHSQ(2)= .41546[.812]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .012840[.910]	F(1, 23)= .011819[.914]

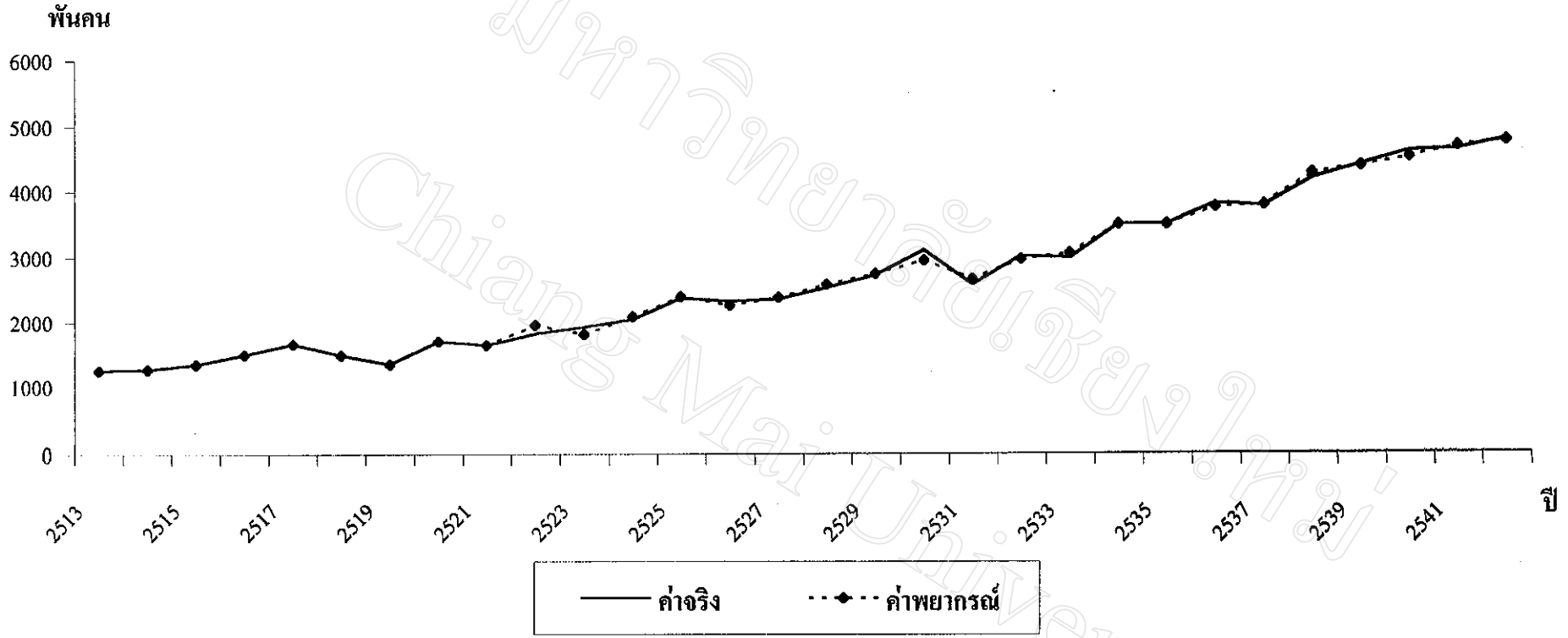
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ค่ามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และ 95% ตามลำดับ แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 ที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.88361 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการค้า จะเห็นได้ว่า และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบายของแบบจำลอง มีผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.15 โดยมีค่า ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0107 ค่า bias proportion เท่ากับ 0.0013 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0243 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9729 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0214 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 2.14%

ภาพที่ 5.15 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคการค้ารายปี : LCOM



Root Mean Square Error	70.94532	Theil's Inequality Coefficient	0.010704
Mean Absolute Error	57.82336	Bias Proportion	0.001304
Mean Absolute Percentage Error	0.021379	Variance Proportion	0.024268
		Covariance Proportion	0.972939

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.13 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคการไฟฟ้าและการประปา (LE) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคการไฟฟ้าและการประปา (GFCE) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และผลผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปา (YE) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ประกอบไปด้วยค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 3 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.24

ตารางที่ 5.24 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี

27 observations from 2516 to 2542. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector: LE GFCE YE

List of eigenvalues in descending order: .61961 .40890 .027642

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	26.0974	24.3500	22.2600
r<= 1	r = 2	14.1957	18.3300	16.2800
r<= 2	r = 3	.75685	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	41.0499	39.3300	36.2800
r<= 1	r>= 2	14.9525	23.8300	21.2300
r<= 2	r = 3	.75685	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
LE	.019651
	(-1.0000)
GFCE	.9390E-5
	-.4779E-3)
YE	-.1422E-4
	(.7234E-3)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ซึ่งมีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อทุนของภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 0.0005 ในทิศทางเดียวกัน และถ้าหากผลผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคการไฟฟ้าและการประปาเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.0007 ดังตารางข้างบน และจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.25

ตารางที่ 5.25 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	32.3683	3.4967	.003
Trend	2.4857	1.3374	.198
dLE1	.47825	2.0297	.057
dGFCE1	-.4319E-3	-1.6911	.108
dYE1	.0014196	.71134	.486

dLE2	.23227	.79425	.437
dGFCE2	-.5410E-3	-.92623	.367
dYE2	.0016934	1.0341	.315
ecm1(-1)	-.81806	-2.9276	.009

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLE = LE-LE(-1)

dLE1 = LE(-1)-LE(-2)

dGFCE1 = GFCE(-1)-GFCE(-2)

dYE1 = YE(-1)-YE(-2)

dLE2 = LE(-2)-LE(-3)

dGFCE2 = GFCE(-2)-GFCE(-3)

dYE2 = YE(-2)-YE(-3)

ecm1 = 1.0000*LE + .4779E-3*GFCE -.7234E-3*YE

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.65259	R-Bar-Squared	.49819
S.E. of Regression	14.2193	F-stat. F(8, 18)	4.2265[.005]
Mean of Dependent Variable	4.8981	S.D. of Dependent Variable	20.0728
Residual Sum of Squares	3639.4	Equation Log-likelihood	-104.5118
Akaike Info. Criterion	-113.5118	Schwarz Bayesian Criterion	-119.3430
DW-statistic	1.9514	System Log-likelihood	-619.8598

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .13251[.716]	F(1, 17)= .083844[.776]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .037168[.847]	F(1, 17)= .023434[.880]
C: Normality	CHSQ(2)= .15755[.924]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .95086[.330]	F(1, 25)= .91256[.349]

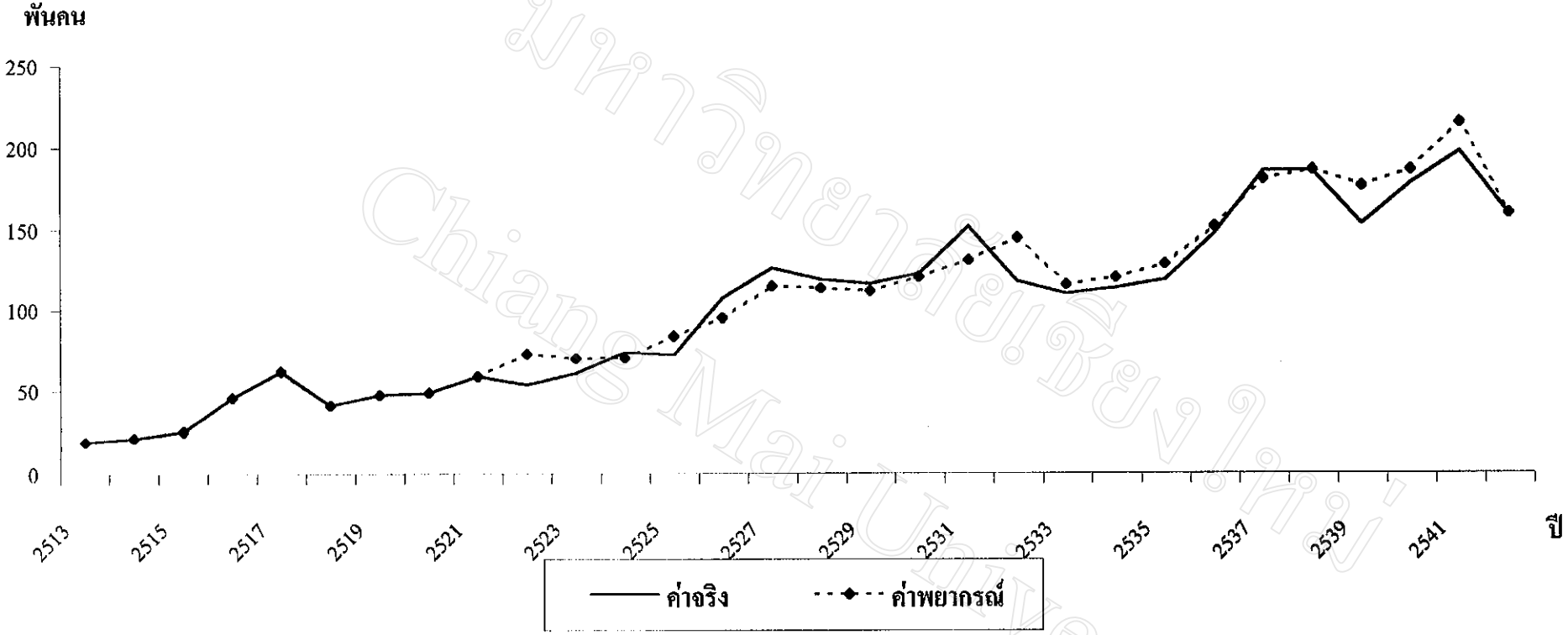
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% แต่แนวโน้มเวลาไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และความสามารถในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพเมื่อออกนอกจากจุดดุลยภาพ สามารถพิจารณาได้จากค่าความเร็วในการปรับตัว โดยในแบบจำลองนี้ค่าความเร็วในการปรับตัว มีค่าเท่ากับ –0.81806 แสดงว่า เมื่อมีออกจากจุดดุลยภาพ ในปีถัดไปจะปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพ ได้ 82% และค่าความเร็วในการปรับตัวของแบบจำลองนี้มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือที่ 99% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.65259 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้พอสมควร ถึงแม้ว่าอาจจะไม่ดีมากนัก อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน เมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคการไฟฟ้าและการประปา และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย จะมีผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.16 โดยค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0463ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0456ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0012 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9011 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดีพอสมควร และจากและจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0933 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 9.33%

ภาพที่ 5.16 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคการไฟฟ้าและการประปารายปี : LE



Root Mean Square Error	12.40278	Theil's Inequality Coefficient	0.046297
Mean Absolute Error	9.927598	Bias Proportion	0.045621
Mean Absolute Percentage Error	0.093294	Variance Proportion	0.001154
		Covariance Proportion	0.901087

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.14 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรม (LM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคอุตสาหกรรม (GFCM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) และผลผลิตภาคอุตสาหกรรม (YM) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.26

ตารางที่ 5.26 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .96500 .87422 .67915 .46378 .20362

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	87.1594	29.9500	27.5700
r<= 1	r = 2	53.9045	23.9200	21.5800
r<= 2	r = 3	29.5562	17.6800	15.5700
r<= 3	r = 4	16.2037	11.0300	9.2800
r<= 4	r = 5	5.9195	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	192.7433	59.3300	55.4200
r<= 1	r>= 2	105.5840	39.8100	36.6900
r<= 2	r>= 3	51.6794	24.0500	21.4600
r<= 3	r>= 4	22.1232	12.3600	10.2500
r<= 4	r = 5	5.9195	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 5 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4	Vector 5
LM	-.0010971	-.4283E-3	.4665E-3	-.5980E-3	-.3157E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCM	.1620E-4	-.3285E-4	-.6402E-4	-.3132E-4	-.3608E-4
	(.014762)	(-.076700)	(.13724)	(-.052370)	(-.11429)
W	-.10279	-.040762	-.14785	-.090684	-.028193
	(-93.6913)	(-95.1781)	(316.9342)	(-151.6500)	(-89.2977)
WSPIM	.10305	.017204	.058959	.055590	.020253
	(93.9279)	(40.1700)	(-126.3825)	(92.9625)	(64.1479)
YM	.2619E-5	.1591E-4	.2333E-4	.1321E-4	.1063E-4
	(.0023874)	(.037157)	(-.050012)	(.022090)	(.033673)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 5 มี vectorที่ 1 vectorที่ 2 vectorที่ 4 และ vectorที่ 5 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ ทุนของภาคอุตสาหกรรม มีความสัมพันธ์กับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมได้ทั้งสองทิศทาง แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรม ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม และผลผลิตภาคอุตสาหกรรมมีทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานภาคอุตสาหกรรม โดยผลกระทบของตัวแปร สามารถอ่านค่าได้จากค่าสัมประสิทธิ์และเครื่องหมายหน้าสัมประสิทธิ์ ดังแสดงในตารางข้างบน

จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.27

ตารางที่ 5.27 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLM1	-.51790	-1.1813	.282
dGFCM1	-.024461	-1.6528	.149
dW1	-16.9560	-.50071	.634

dWSPIM1	-51.0463	-1.5394	.175
dYM1	.0093517	1.4875	.187
dLM2	.038894	.088847	.932
dGFCM2	-.024903	-1.8586	.112
dW2	28.7382	.51048	.628
dWSPIM2	-8.9798	-.25729	.806
dYM2	.014687	2.4366	.051
dLM3	.027068	.073485	.944
dGFCM3	-.029978	-2.3202	.059
dW3	-72.8282	-1.9443	.100
dWSPIM3	-12.5659	-.56316	.594
dYM3	.0086086	1.1894	.279
ecm1(-1)	-.54231	-2.8188	.030
ecm2(-1)	.17010	2.2649	.064
ecm3(-1)	-.054142	-.66183	.533
ecm4(-1)	.082507	.78678	.461
ecm5(-1)	-.056349	-1.0178	.348

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)
dYM1 = YM(-1)-YM(-2)
dLM2 = LM(-2)-LM(-3)
dGFCM2 = GFCM(-2)-GFCM(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dWSPIM2 = WSPIM(-2)-WSPIM(-3)
dYM2 = YM(-2)-YM(-3)
dLM3 = LM(-3)-LM(-4)
dGFCM3 = GFCM(-3)-GFCM(-4)
dW3 = W(-3)-W(-4)
dWSPIM3 = WSPIM(-3)-WSPIM(-4)
dYM3 = YM(-3)-YM(-4)

ecm1 = 1.0000*LM -.014762*GFCM + 93.6913*W -93.9279*WSPIM -.0023874*YM

ecm2 = 1.0000*LM + .076700*GFCM + 95.1781*W -40.1700*WSPIM -.037157*YM

ecm3 = 1.0000*LM -.13724*GFCM -316.9342*W + 126.3825*WSPIM + .050012*YM

ecm4 = 1.0000*LM + .052370*GFCM + 151.6500*W -92.9625*WSPIM -.022090*YM

ecm5 = 1.0000*LM + .11429*GFCM + 89.2977*W -64.1479*WSPIM -.033673*YM

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.87245	R-Bar-Squared	.46855
S.E. of Regression	175.3575	F-stat. F(19, 6)	2.1601[.173]
Mean of Dependent Variable	125.2879	S.D. of Dependent Variable	240.5436

Residual Sum of Squares	184501.4	Equation Log-likelihood	-152.1675
Akaike Info. Criterion	-172.1675	Schwarz Bayesian Criterion	-184.7485
DW-statistic	2.0017	System Log-likelihood	-773.4438

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .83861[.360]	F(1, 5)= .16665[.700]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .59155[.442]	F(1, 5)= .11641[.747]
C: Normality	CHSQ(2)= .61833[.734]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .20883[.648]	F(1, 24)= .19433[.663]

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

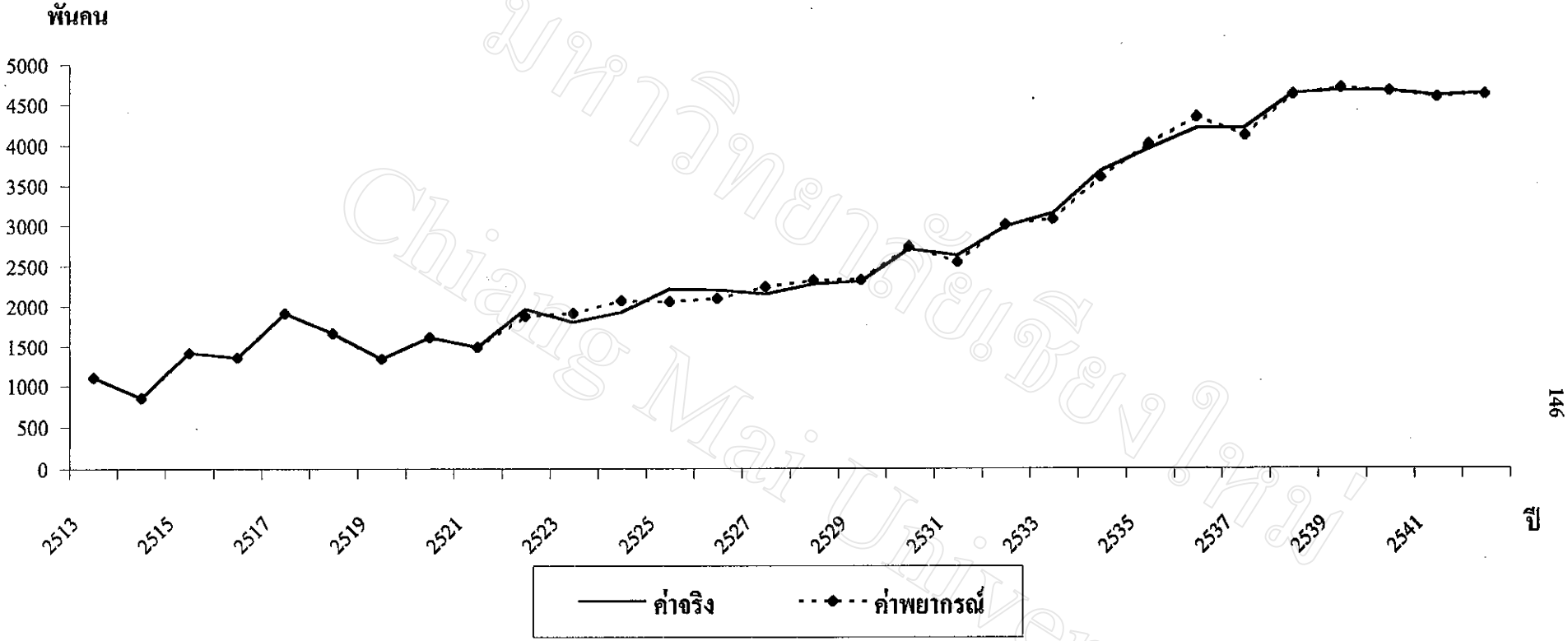
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 5 ค่ามีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 95% และ90% ตามลำดับ แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1ที่อยู่ในช่วงศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นให้ผลเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.87245 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรม และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังแสดงในภาพที่ 5.17 โดยมีค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion ค่า variance proportion และ ค่า covariance proportion ซึ่งมีค่าเท่ากับ0.0120, 0.00002, 0.0002 และ 0.9998ตามลำดับ แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0261 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 2.61%

ภาพที่ 5.17 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคอุตสาหกรรมรายปี : LM



Root Mean Square Error	81.08411	Theil's Inequality Coefficient	0.0120279
Mean Absolute Error	66.31059	Bias Proportion	0.0000243
Mean Absolute Percentage Error	0.026079	Variance Proportion	0.000173
		Covariance Proportion	0.9997748

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.15 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคบริการรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคบริการ (LS) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคบริการ (GFCS) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) ซึ่งเหตุที่นำดัชนีราคาผู้บริโภคมาเป็นปัจจัยกำหนดเนื่องจากคาดว่าเมื่อดัชนีราคาผู้บริโภคเพิ่มขึ้นย่อมทำให้รายได้ของภาคบริการเพิ่มขึ้นด้วย ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 3 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.28

ตารางที่ 5.28 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคบริการรายปี

27 observations from 2516 to 2542. Order of VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector: LS GFCS W CPI Intercept

List of eigenvalues in descending order: .69369 .58104 .45315 .17040 .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	31.9448	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	23.4896	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	16.2967	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	5.0438	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	76.7750	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	44.8301	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	21.3405	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	5.0438	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
LS	-.0015210	.1829E-3	-.2082E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCS	-.1584E-4	-.1142E-4	.4987E-5
	(-.010414)	(.062459)	(.023960)
W	.10762	.069756	-.045679
	(70.7542)	(-381.4115)	(-219.4465)
CPI	-.061758	-.083010	.060447
	(-40.6038)	(453.8856)	(290.3946)
Intercept	2.1190	.86609	-1.1591
	(1393.2)	(-4735.6)	(-5568.4)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 2 และ vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี คือ ทุนของภาคบริการ มีความสัมพันธ์กับการจ้างงานภาคบริการได้ทั้งสองทิศทาง แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานภาคบริการ ส่วนดัชนีราคาผู้บริโภคมีทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานภาคบริการ เช่น ในกรณี vectorที่ 2 จะเห็นได้ว่า เมื่อทุนของภาคภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ การจ้างงานในภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 0.0625 หน่วย ในทิศทางเดียวกัน เนื่องจากเป็นปัจจัยที่ใช้ร่วมกัน ถ้าหากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคบริการเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางตรงกันข้าม 381.4115 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาผู้บริโภคเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้การจ้างงานในภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 453.8856 หน่วย ในทิศทางเดียวกัน

จาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.29

ตารางที่ 5.29 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคบริการรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLS1	.56026	2.0232	.060
dGFCS1	.0058635	.84120	.413
dW1	29.3665	.88784	.388
dCPI1	74.9238	1.6238	.124
dLS2	.27175	1.4073	.178
dGFCS2	.0080151	1.0120	.327
dW2	-38.7358	-1.2450	.231
dCPI2	-108.0878	-2.5099	.023
ecm1(-1)	-1.6076	-4.2582	.001
ecm2(-1)	-.14253	-3.1396	.006
ecm3(-1)	.0056867	.11006	.914

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLS = LS-LS(-1)

dLS1 = LS(-1)-LS(-2)

dGFCS1 = GFCS(-1)-GFCS(-2)

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

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

dLS2 = LS(-2)-LS(-3)

dGFCS2 = GFCS(-2)-GFCS(-3)

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

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

ecm1 = 1.0000*LS + .010414*GFCS -70.7542*W + 40.6038*CPI -1393.2

ecm2 = 1.0000*LS -.062459*GFCS + 381.4115*W -453.8856*CPI + 4735.6

ecm3 = 1.0000*LS -.023960*GFCS + 219.4465*W -290.3946*CPI + 5568.4

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.79717	R-Bar-Squared	.67040
S.E. of Regression	248.2195	F-stat. F(10, 16)	6.2884[.001]
Mean of Dependent Variable	127.8376	S.D. of Dependent Variable	432.3570
Residual Sum of Squares	985806.6	Equation Log-likelihood	-180.1340
Akaike Info. Criterion	-191.1340	Schwarz Bayesian Criterion	-198.2611
DW-statistic	1.8674	System Log-likelihood	-565.4241

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= .16636[.683]	F(1, 15)= .092993[.765]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 6.2276[.013]	F(1, 15)= 4.4970[.051]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.7889[.248]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 2.5527[.110]	F(1, 25)= 2.6104[.119]

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

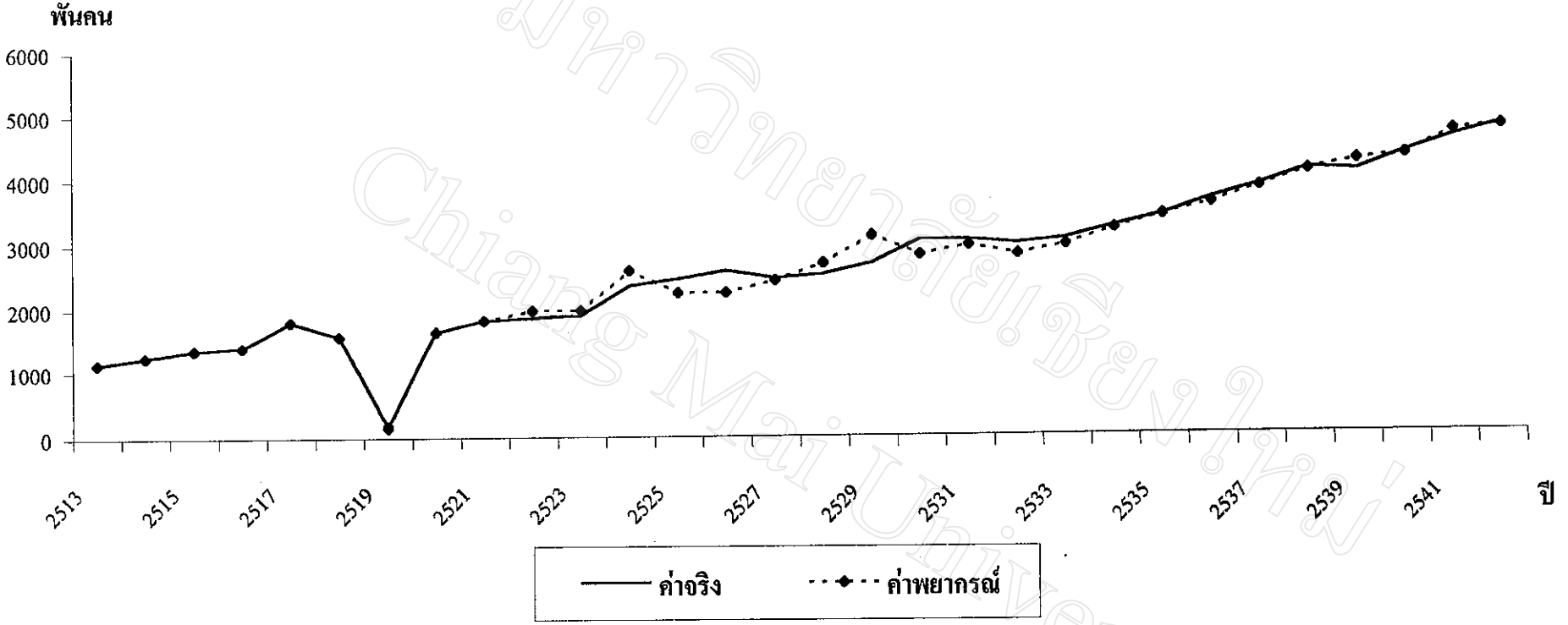
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีเพียง ค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 2 เท่านั้นที่มีค่าอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือที่ 99% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.79717 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคบริการ และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.18 โดยจะเห็นได้ว่า ค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0255 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.00017 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0015 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9981 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0464 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 4.64%

ภาพที่ 5.18 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคบริการรายปี : LS



Root Mean Square Error	168.8128	Theil's Inequality Coefficient	0.025528
Mean Absolute Error	127.2121	Bias Proportion	0.000173
Mean Absolute Percentage Error	0.046391	Variance Proportion	0.001525
		Covariance Proportion	0.998105

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.16 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการจ้างงานภาคอื่นๆ รายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับการจ้างงานภาคอื่นๆ (LOTHER) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และผลผลิตภาคอื่นๆ (YOTHER) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.30

ตารางที่ 5.30 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการจ้างงานภาคอื่นๆ รายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .98606 .89441 .67065 .29697 .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	106.8230	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	56.2053	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	27.7656	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	8.8090	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	199.6029	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	92.7799	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	36.5746	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	8.8090	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
LOTHER	-.0084979	.010721	.0023068
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
GFCOTHER	-.3088E-4	-.2046E-4	.9084E-6
	(-.0036334)	(.0019080)	(-.3938E-3)
W	-.086653	-.083682	-.044720
	(-10.1970)	(7.8056)	(19.3863)
YOTHER	.1610E-5	-.3307E-5	-.2208E-4
	(.1894E-3)	(.3085E-3)	(.0095726)
Intercept	3.9778	-4.5070	-.070148
	(468.0914)	(420.4008)	(30.4099)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อทุนของภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ การจ้างงานในภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 0.0036 หน่วยในทิศทางตรงกันข้ามเนื่องจากเป็นปัจจัยที่ใช้ทดแทนกัน และถ้าหากอัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ การจ้างงานในภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 10.197 หน่วยในทิศทางตรงกันข้าม ถ้าหากผลผลิตภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ การจ้างงานในภาคอื่นๆ เปลี่ยนแปลงไป 0.00019 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.31

ตารางที่ 5.31 การปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอื่นๆ รายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLOTHER1	-.49729	-1.1307	.301
dGFCOTHER1	.0045264	4.3363	.005
dW1	-21.7356	-1.3773	.218
dYOTHER1	.010902	1.6909	.142

dLOTHER2	.10183	.28956	.782
dGFCOTHER2	.0018542	3.8025	.009
dW2	6.3381	.58705	.579
dYOTHER2	.014566	2.0474	.087
dLOTHER3	.0052578	.016017	.988
dGFCOTHER3	.8088E-3	1.4673	.193
dW3	2.2716	.25193	.810
dYOTHER3	.023052	2.2289	.067
dLOTHER4	-.63852	-2.6428	.038
dGFCOTHER4	.0021307	2.4358	.051
dW4	-11.2945	-1.2577	.255
dYOTHER4	.013357	2.2303	.067
ecm1(-1)	-1.0336	-3.4435	.014
ecm2(-1)	.62882	1.6606	.148
ecm3(-1)	-.24512	-3.0083	.024

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLOTHER = LOTHER-LOTHER (-1)
dLOTHER1 = LOTHER (-1)-LOTHER (-2)
dGFCOTHER1=GFCOTHER(-1)-GFCOTHER(-2)
dW1 = W(-1)-W(-2)
dYOTHER1 = YOTHER (-1)-YOTHER (-2)
dLOTHER2 = LOTHER (-2)-LOTHER (-3)
dGFCOTHER2=GFCOTHER(-2)-GFCOTHER(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dYOTHER2 = YOTHER (-2)-YOTHER (-3)
dLOTHER3 = LOTHER (-3)-LOTHER (-4)
dGFCOTHER3=GFCOTHER(-3)-GFCOTHER(-4)
dW3 = W(-3)-W(-4)
dYOTHER3 = YOTHER (-3)-YOTHER (-4)
dLOTHER4 = LOTHER (-4)-LOTHER (-5)
dGFCOTHER4=GFCOTHER(-4)-GFCOTHER(-5)
dW4 = W(-4)-W(-5)
dYOTHER4 = YOTHER (-4)-YOTHER (-5)

ecm1 = 1.0000*LOTHER + .0036334*GFCOTHER + 10.1970*W -.1894E-3*YOTHER -468.0914

ecm2 = 1.0000*LOTHER -.0019080*GFCOTHER -7.8056*W -.3085E-3*YOTHER -420.4008

ecm3 = 1.0000*LOTHER + .3938E-3*GFCOTHER -19.3863*W -.0095726*YOTHER -30.4099

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.90811	R-Bar-Squared	.63245
S.E. of Regression	35.3224	F-stat. F(18, 6)	3.2943[.073]
Mean of Dependent Variable	21.7910	S.D. of Dependent Variable	58.2626
Residual Sum of Squares	7486.0	Equation Log-likelihood	-106.7475
Akaike Info. Criterion	-125.7475	Schwarz Bayesian Criterion	-137.3268
DW-statistic	3.0167	System Log-likelihood	-602.1323

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 14.4198[.000]	F(1, 5)= 6.8145[.048]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 4.6128[.032]	F(1, 5)= 1.1313[.336]
C: Normality	CHSQ(2)= .21285[.899]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .52283[.470]	F(1, 23)= .49128[.490]

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

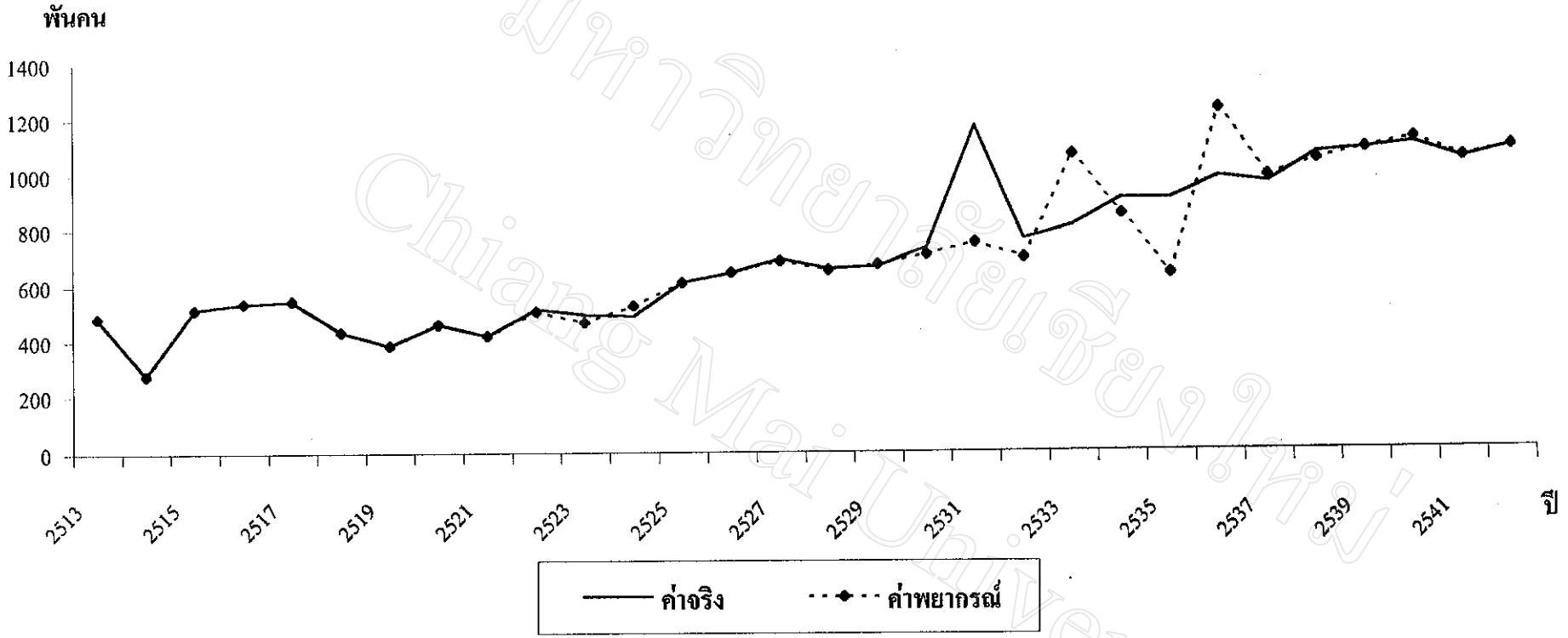
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรต่างๆ มีนัยสำคัญทางสถิติประมาณ ครึ่งหนึ่งของตัวแปรทั้งหมด และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 3 ที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.90811 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิด ปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการจ้างงานภาคอื่นๆ และหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.19 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0802 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0055 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.011 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9772 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.07942 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 7.942% แต่จากกราฟ จะเห็นได้ว่ามีบางช่วง เช่น ช่วงปี พ.ศ. 2531 ถึง พ.ศ. 2538 ที่ผลของการพยากรณ์ไม่สอดคล้องกับค่าการจ้างงานในภาคอื่นๆ อาจเนื่องจากมีปัจจัยบางอย่างที่มีผลต่อการจ้างงานในภาคอื่นๆ นอกจากทุนของภาคอื่นๆ อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ และการผลิตของภาคอื่นๆ จึงทำให้ผลการพยากรณ์ไม่สอดคล้องกับค่าที่แท้จริง

ภาพที่ 5.19 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของการจ้างงานภาคอื่นๆ รายปี : LOTHER



Root Mean Square Error	136.5567	Theil's Inequality Coefficient	0.080232
Mean Absolute Error	72.24151	Bias Proportion	0.005498
Mean Absolute Percentage Error	0.07942	Variance Proportion	0.010983
		Covariance Proportion	0.977236

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.17 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการการว่างงานรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับจำนวนคนว่างงาน (LUNE) ได้แก่ จำนวนประชากร (POP) ดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (GDP) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 4 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.32

ตารางที่ 5.32 ความสัมพันธ์ระยะยาวของการว่างงานรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .80651 .64924 .52053 .30349 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	42.7052	28.2700	25.8000
r<= 1	r = 2	27.2386	22.0400	19.8600
r<= 2	r = 3	19.1122	15.8700	13.8100
r<= 3	r = 4	9.4036	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	98.4596	53.4800	49.9500
r<= 1	r>= 2	55.7544	34.8700	31.9300
r<= 2	r>= 3	28.5157	20.1800	17.8800
r<= 3	r = 4	9.4036	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
LUNE	.0029723	-.2353E-3	.2751E-3	.0021004
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
POP	-.4967E-3	.3004E-3	-.3651E-3	-.4289E-3
	(.16712)	(1.2766)	(1.3272)	(.20420)
CPI	.032948	-.079178	.10590	.084077
	(-11.0850)	(-336.4971)	(-385.0126)	(-40.0289)
GDP	.6989E-6	.5867E-6	-.3793E-6	-.6170E-6
	(-.2351E-3)	(.0024934)	(.0013791)	(.2937E-3)
Intercept	19.9147	-12.6646	11.0745	14.2964
	(-6700.1)	(-53823.2)	(-40263.2)	(-6806.5)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 4 มี vector ที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อจำนวนประชากรเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ จำนวนคนว่างงานเปลี่ยนแปลงไป 0.1671 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ถ้าหากดัชนีราคาผู้บริโภคเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ จำนวนคนว่างงานเปลี่ยนแปลงไป 11.085 หน่วย ในทิศทางตรงกันข้าม และเมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ จำนวนคนว่างงานเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางตรงกันข้าม 0.00024 หน่วย ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.33

ตารางที่ 5.33 การปรับตัวระยะสั้นของการว่างงานรายปี

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

vRegressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dLUNE1	.66208	.99718	.342
dPOP1	.013421	.046130	.964
dCPI1	-183.3765	4.8000	.001
dGDP1	-.0016849	-1.2194	.251

dLUNE2	.46380	1.0515	.318
dPOP2	.53910	2.0567	.067
dCPI2	45.8895	.84597	.417
dGDP2	.4940E-3	.24765	.809
dLUNE3	.19576	.84067	.420
dPOP3	.63079	2.0320	.070
dCPI3	-73.7607	-1.2517	.239
dGDP3	.7683E-3	.33810	.742
ecm1(-1)	-1.9717	-3.0606	.012
ecm2(-1)	.034269	.67194	.517
ecm3(-1)	.16610	2.7862	.019
ecm4(-1)	-.17891	-.39302	.703

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dLUNE = LUNE-LUNE(-1)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

ecm1 = 1.0000*LUNE -.16712*POP + 11.0850*CPI + .2351E-3*GDP + 6700.1

ecm2 = 1.0000*LUNE -1.2766*POP + 336.4971*CPI -.0024934*GDP + 53823.2

ecm3 = 1.0000*LUNE -1.3272*POP + 385.0126*CPI -.0013791*GDP + 40263.2

ecm4 = 1.0000*LUNE -.20420*POP + 40.0289*CPI -.2937E-3*GDP + 6806.5

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.90903	R-Bar-Squared	.77257
S.E. of Regression	216.7234	F-stat. F(15, 10)	6.6615[.002]
Mean of Dependent Variable	50.4127	S.D. of Dependent Variable	454.4413
Residual Sum of Squares	469690.2	Equation Log-likelihood	-164.3149
Akaike Info. Criterion	-180.3149	Schwarz Bayesian Criterion	-190.3797
DW-statistic	2.8034	System Log-likelihood	-651.2201

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 12.6885[.000]	F(1, 9)= 8.5788[.017]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 6.0599[.014]	F(1, 9)= 2.7351[.133]
C: Normality	CHSQ(2)= .79548[.672]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .65229[.419]	F(1, 24)= .61761[.440]

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

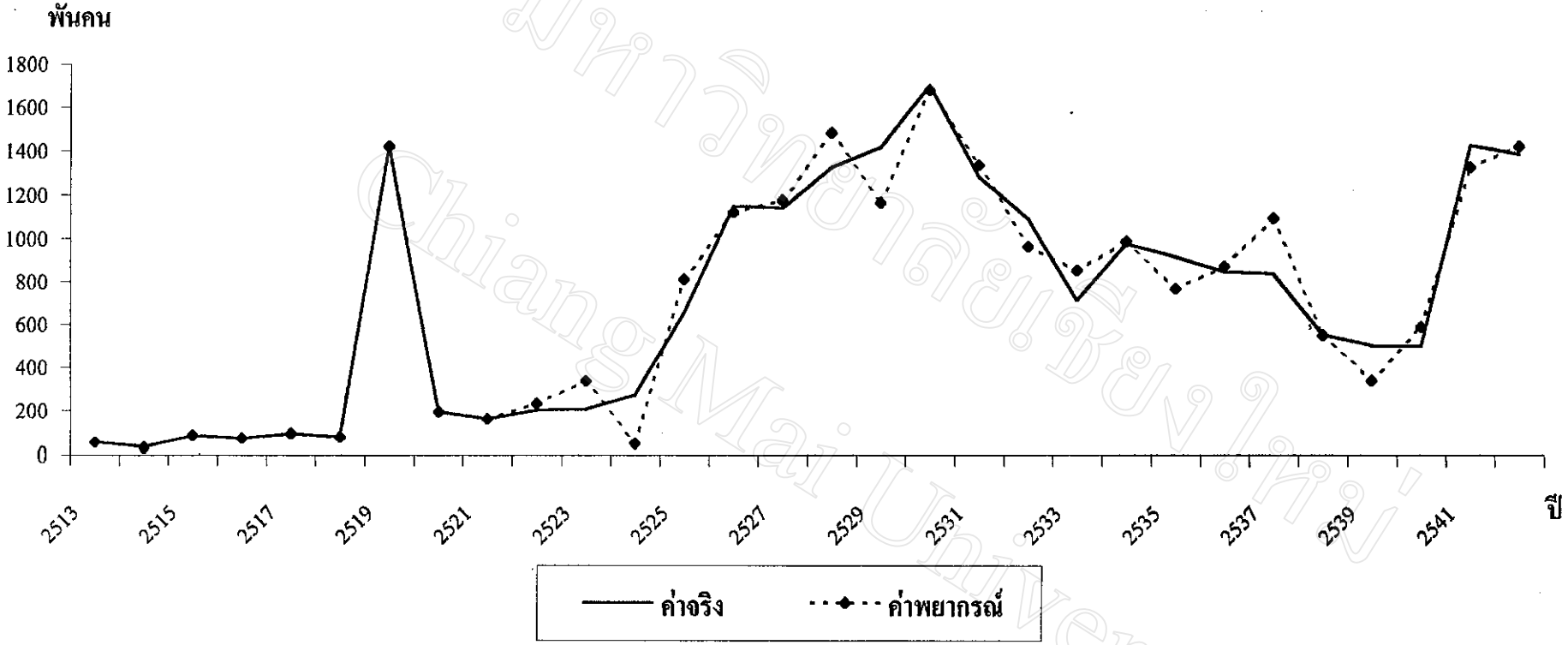
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 4 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 3 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% แต่มีค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1เท่านั้นอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-squared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.90903 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของการว่างงาน และหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.20 โดยค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0651 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0002 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0008 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9987 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.1764 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเท่ากับ 17.64% แต่จากกราฟ จะเห็นได้ว่า บางช่วงของการพยากรณ์ไม่สอดคล้องกับการว่างงานที่แท้จริง เช่น ปี พ.ศ. 2528 และ ปี พ.ศ. 2537 มีค่าพยากรณ์สูงกว่าค่าจริง อาจเนื่องมาจากในช่วงเวลาดังกล่าวการว่างงานได้รับผลกระทบไม่มากจากจำนวนประชากร ดัชนีราคาผู้บริโภค และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่เปลี่ยนแปลงไป เพราะอาจมีปัจจัยอื่นๆ ที่มีผลกระทบต่อการว่างงานที่ไม่ได้พิจารณาในแบบจำลองนี้มาลดผลกระทบจากทั้งสามปัจจัย จึงทำให้ค่าพยากรณ์สูงกว่าค่าจริง และ บางช่วงที่ค่าพยากรณ์ต่ำกว่าค่าจริง อาจเนื่องมาจากมีปัจจัยบางอย่างที่มีผลกระทบต่อการว่างงาน นอกจากจำนวนประชากร ดัชนีราคาผู้บริโภค และผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นที่เปลี่ยนแปลงไป ที่ทำให้ค่าจริงสูงกว่าค่าพยากรณ์

ภาพที่ 5.20 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนคนว่างงานรายปี : LUNE



Root Mean Square Error	130.7025	Theil's Inequality Coefficient	0.06506
Mean Absolute Error	104.547	Bias Proportion	0.000219
Mean Absolute Percentage Error	0.176399	Variance Proportion	0.000849
		Covariance Proportion	0.998681

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.18 จำนวนแรงงานรอฤดูกาลรายปี

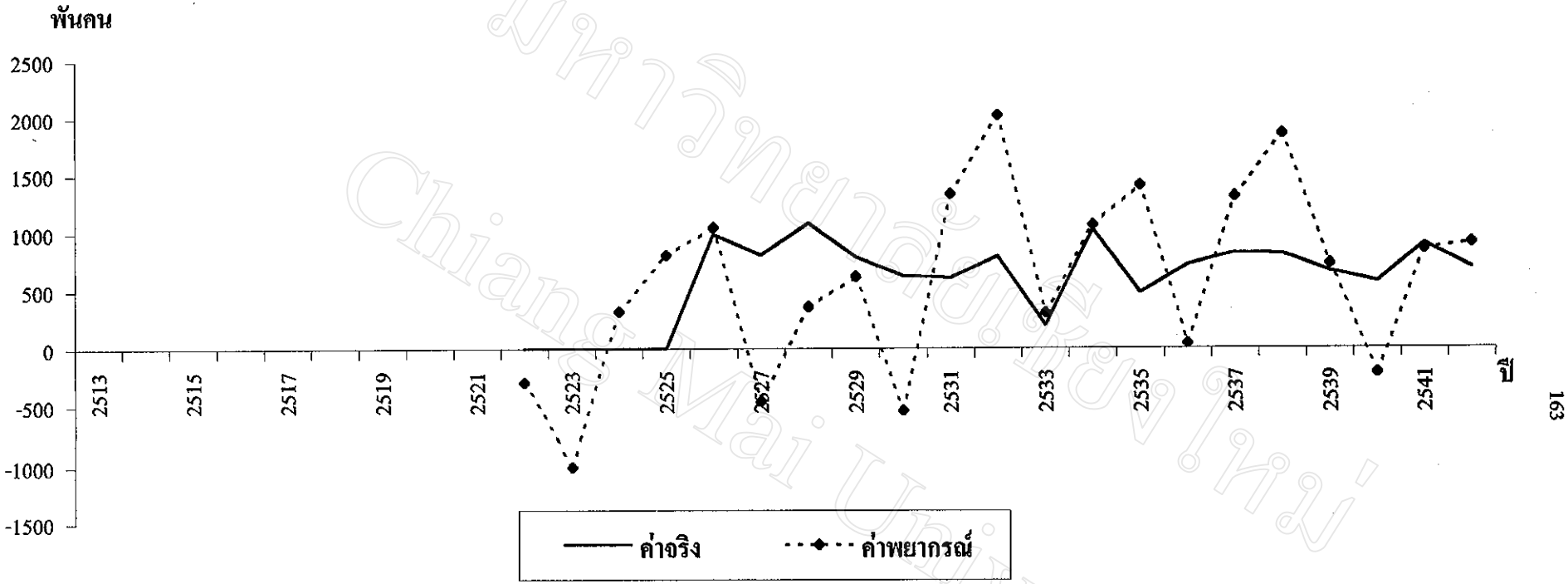
เมื่อได้หาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการกำลังแรงงาน สมการการจ้างงานในแต่ละภาค และสมการการว่างงานแล้ว จะสามารถหาจำนวนแรงงานรอฤดูกาลได้จากส่วนแตกต่างระหว่างกำลังแรงงานกับการจ้างงานในแต่ละภาคและการว่างงาน ซึ่งสามารถเขียนเป็นสมการได้ดังนี้

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

เมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของแรงงานรอฤดูกาล และคำนวณค่าสถิติในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.21 และจากค่าสถิติในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.4002 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.037 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.6189 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.5113 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ไม่ดีนัก เนื่องจากเป็นส่วนที่เหลือจากภาคต่างๆ ดังนั้นจึงเป็นการรวมความคลาดเคลื่อนของแต่ละภาคเอาไว้ด้วยกัน ทำให้เกิดความคลาดเคลื่อนไปมาก และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.8465 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อน เท่ากับ 84.65% แต่เนื่องจากแรงงานรอฤดูกาลมีสัดส่วนน้อยในแบบจำลอง ดังนั้นจึงไม่มีผลกระทบต่อแบบจำลองโดยภาพรวม

ภาพที่ 5.21 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของจำนวนแรงงานรอฤดูกาลรายปี : LSEA



Root Mean Square Error	725.8831	Theil's Inequality Coefficient	0.400206
Mean Absolute Error	575.0941	Bias Proportion	0.036982
Mean Absolute Percentage Error	0.846479	Variance Proportion	0.618936
		Covariance Proportion	0.511256

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

สมการระดับราคา

5.2.19 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) ปริมาณเงิน (M2) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 6 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.34

ตารางที่ 5.34 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .97797 .86815 .61698 .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	91.5647	22.0400	19.8600
r<= 1	r = 2	48.6271	15.8700	13.8100
r<= 2	r = 3	23.0320	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	163.2238	34.8700	31.9300
r<= 1	r>= 2	71.6591	20.1800	17.8800
r<= 2	r>= 3	23.0320	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
DGDP	1.0139	.024016	.040534
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
CPI	-.87915	-.064142	-.049190
	(.86708)	(2.6708)	(1.2135)
M2	.1560E-6	-.2673E-5	.6680E-6
	(-.1539E-6)	(.1113E-3)	(-.1648E-4)
Intercept	-2.9588	3.4856	-.53376
	(2.9182)	(-145.1368)	(13.1681)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผู้บริโภคเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 2.6708 หน่วย และเมื่อปริมาณเงินเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 0.00011 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.35

ตารางที่ 5.35 การปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dDGDP1	-4.8869	-4.6802	.003
dCPI1	4.3955	5.3620	.002
dM21	.3732E-4	3.9184	.008
dDGDP2	-6.2456	-4.7634	.003
dCPI2	4.1718	4.2912	.005
dM22	.3351E-4	2.7612	.033
dDGDP3	-4.1170	-3.6685	.010

dCPI3	2.9509	4.0837	.006
dM23	.2268E-4	2.2119	.069
dDGDP4	-4.1862	-5.2552	.002
dCPI4	2.5988	4.5677	.004
dM24	-.1075E-4	-1.0478	.335
dDGDP5	-2.5257	-3.2286	.018
dCPI5	.85679	2.1423	.076
dM25	.3450E-5	.28212	.787
ecm1(-1)	3.7094	3.7893	.009
ecm2(-1)	.10075	4.3452	.005
ecm3(-1)	-.083249	-2.1271	.078

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dDGDP = DGDP-DGDP(-1)

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

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

dM21 = M2(-1)-M2(-2)

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

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

dM22 = M2(-2)-M2(-3)

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

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

dM23 = M2(-3)-M2(-4)

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

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

dM24 = M2(-4)-M2(-5)

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

dCPI5 = CPI(-5)-CPI(-6)

dM25 = M2(-5)-M2(-6)

ecm1 = 1.0000*DGDP -.86708*CPI + .1539E-6*M2 -2.9182

ecm2 = 1.0000*DGDP -2.6708*CPI -.1113E-3*M2 + 145.1368

ecm3 = 1.0000*DGDP -1.2135*CPI + .1648E-4*M2 -13.1681

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.96499	R-Bar-Squared	.86580
S.E. of Regression	.96547	F-stat. F(17, 6)	9.7285[.005]
Mean of Dependent Variable	3.3486	S.D. of Dependent Variable	2.6355
Residual Sum of Squares	5.5928	Equation Log-likelihood	-16.5756
Akaike Info. Criterion	-34.5756	Schwarz Bayesian Criterion	-45.1781
DW-statistic	2.4226	System Log-likelihood	-274.8658

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 2.3625[.124]	F(1, 5)= .54592[.493]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 6.4362[.011]	F(1, 5)= 1.8322[.234]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.2650[.322]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .25501[.614]	F(1, 22)= .23627[.632]

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

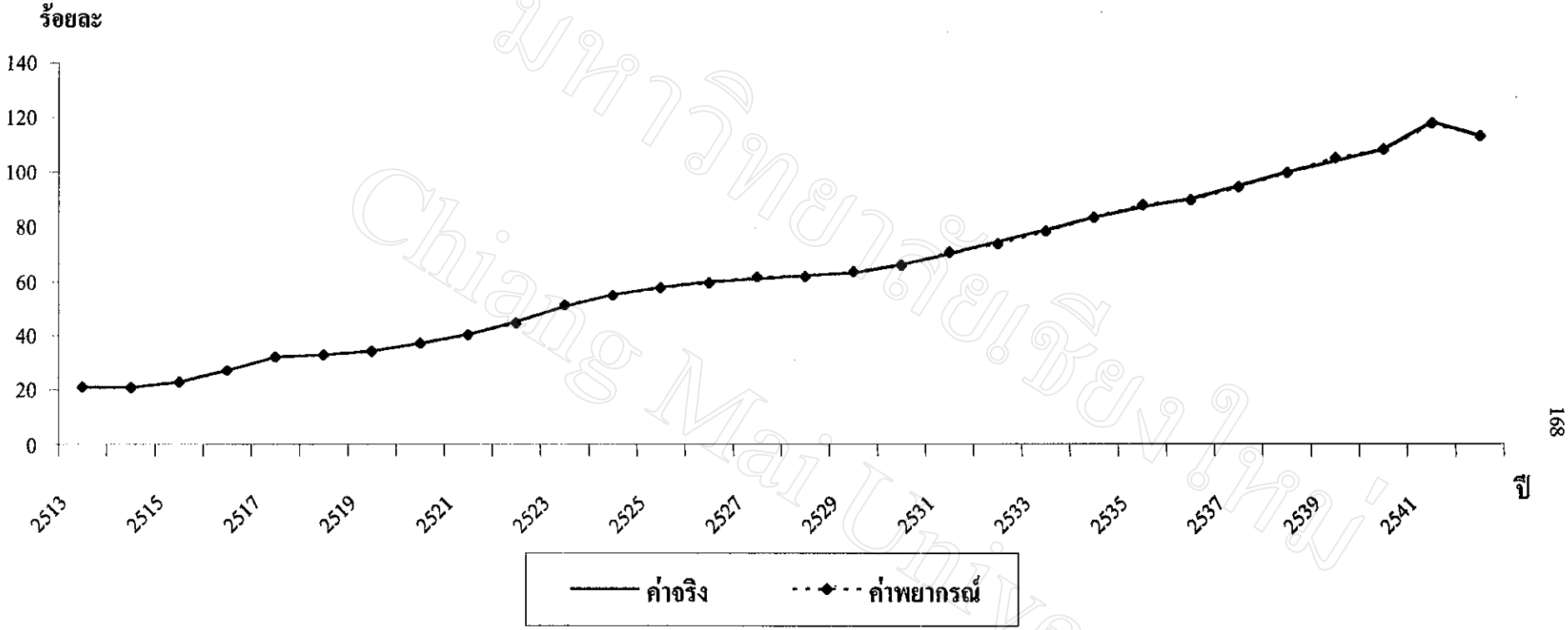
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99% 99% และ 90% ตามลำดับ แต่มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 3 ที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง เท่านั้น และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.96499 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น และหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.22 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0031 ค่า bias proportion เท่ากับ 0.00002 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0001 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9998 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.00567 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.567%

ภาพที่ 5.22 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศรายปี : DGDP (2538=100)



Root Mean Square Error	0.500702	Theil's Inequality Coefficient	0.003082
Mean Absolute Error	0.413595	Bias Proportion	0.0000203
Mean Absolute Percentage Error	0.005672	Variance Proportion	0.000122
		Covariance Proportion	0.999834

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.20 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการ (DGDPS) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ปริมาณเงิน (M2) และดัชนีราคาขายส่งผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียม(WSPIOIL) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.36

ตารางที่ 5.36 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการรายปี

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

List of variables included in the cointegrating vector: DGDPS DGDP M2 WSPIOIL

List of eigenvalues in descending order: .99585 .77321 .70468 .13452

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	137.1269	27.4200	24.9900
r<= 1	r = 2	37.0937	21.1200	19.0200
r<= 2	r = 3	30.4926	14.8800	12.9800
r<= 3	r = 4	3.6118	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	208.3250	48.8800	45.7000
r<= 1	r>= 2	71.1981	31.5400	28.7800
r<= 2	r>= 3	34.1044	17.8600	15.7500
r<= 3	r = 4	3.6118	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
DGDPS	-.16363	.13396	.42851
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
DGDP	-.16601	.050451	-.054957
	(-1.0145)	(-.37661)	(.12825)
M2	.3250E-5	-.1260E-5	-.4700E-5
	(.1986E-4)	(.9407E-5)	(.1097E-4)
WSPIOIL	.10956	-.075839	-.12814
	(.66954)	(.56613)	(.29903)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 3 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 0.12825 หน่วย ถ้าหากปริมาณเงินเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 0.000011 หน่วย และหากดัชนีราคาขายส่งผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียมเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการเปลี่ยนแปลงไป 0.29903 หน่วย โดยทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการ ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.37

ตารางที่ 5.37 การปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	-61.7566	-4.2220	.008
dDGDPS1	-1.2686	-1.1446	.304
dDGDP1	1.0542	1.1045	.320
dMS1	-.3937E-4	-2.4038	.061

dWSPIOIL1	.68667	1.6420	.162
dDGDPS2	-.39723	-.44680	.674
dDGDP2	.32585	.31026	.769
dMS2	-.1237E-3	-4.0996	.009
dWSPIOIL2	.17024	.49784	.640
dDGDPS3	.14406	.22895	.828
dDGDP3	3.6636	3.2973	.022
dMS3	.2153E-4	.91068	.404
dWSPIOIL3	-.33121	-1.0267	.352
dDGDPS4	.015006	.047466	.964
dDGDP4	.79468	.64187	.549
dMS4	.4669E-4	1.5610	.179
dWSPIOIL4	.26785	1.5255	.188
ecm1(-1)	1.8548	5.0706	.004
ecm2(-1)	.18678	.62375	.560
ecm3(-1)	-1.9998	-2.0877	.091

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dDGDPS = DGDPS-DGDPS(-1)
dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dWSPIOIL1 = WSPIOIL(-1)-WSPIOIL(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dWSPIOIL2 = WSPIOIL(-2)-WSPIOIL(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dWSPIOIL3 = WSPIOIL(-3)-WSPIOIL(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dWSPIOIL4 = WSPIOIL(-4)-WSPIOIL(-5)
dDGDPS1 = DGDPS(-1)-DGDPS(-2)
dM21 = M2(-1)-M2(-2)
dDGDPS2 = DGDPS(-2)-DGDPS(-3)
dM22 = M2(-2)-M2(-3)
dDGDPS3 = DGDPS(-3)-DGDPS(-4)
dM23 = M2(-3)-M2(-4)
dDGDPS4 = DGDPS(-4)-DGDPS(-5)
dM24 = M2(-4)-M2(-5)

ecm1 = 1.0000*DGDPS + 1.0145*DGDP -.1986E-4*M2 -.66954*WSPIOIL
ecm2 = 1.0000*DGDPS + .37661*DGDP -.9407E-5*M2 -.56613*WSPIOIL
ecm3 = 1.0000*DGDPS -.12825*DGDP -.1097E-4*M2 -.29903*WSPIOIL

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.92881	R-Bar-Squared	.65828
S.E. of Regression	2.2353	F-stat. F(19, 5)	3.4333[.088]
Mean of Dependent Variable	3.8096	S.D. of Dependent Variable	3.8238

Residual Sum of Squares	24.9825	Equation Log-likelihood	-35.4647
Akaike Info. Criterion	-55.4647	Schwarz Bayesian Criterion	-67.6535
DW-statistic	2.6241	System Log-likelihood	-347.5669

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 7.3477[.007]	F(1, 4)= 1.6650[.266]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 22.9160[.000]	F(1, 4)= 43.9846[.003]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.0090[.366]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 7.1767[.007]	F(1, 23)= 9.2611[.006]

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

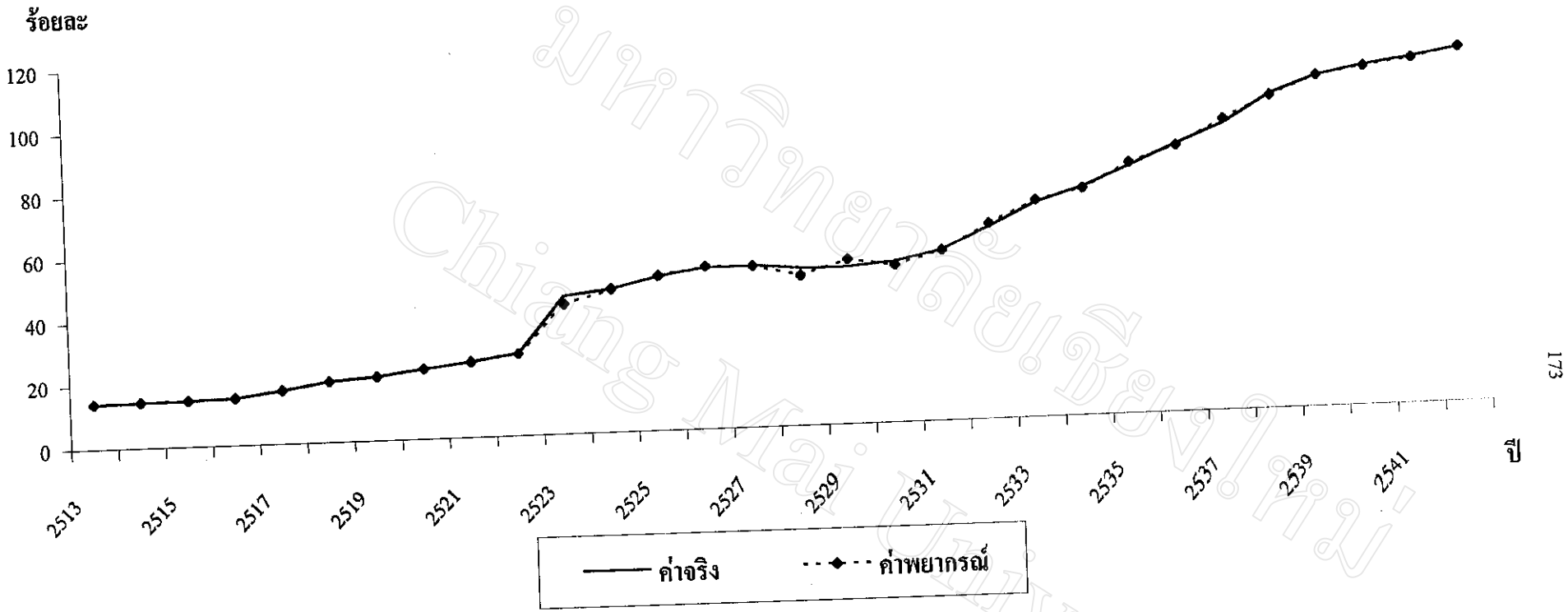
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่า มีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 1 และ 3 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99% และ 90% ตามลำดับ แต่มีค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 3 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.92881 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการ และคำนวณค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation จะเห็นได้ดังภาพที่ 5.23 โดยค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient มีค่าเท่ากับ 0.0071 ค่า bias proportion เท่ากับ 0.0047 ค่า variance proportion เท่ากับ 0.0214 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.9685 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0132 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.32%

ภาพที่ 5.23 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศภาคบริการรายปี : DGDPS (2538=100)



Root Mean Square Error	1.05457	Theil's Inequality Coefficient	0.0071
Mean Absolute Error	0.752755	Bias Proportion	0.00471
Mean Absolute Percentage Error	0.013155	Variance Proportion	0.021449
		Covariance Proportion	0.968459

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.21 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่ง (WSPI) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model มีเฉพาะค่าคงที่ โดยความยาวของ lag เท่ากับ 8 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.38

ตารางที่ 5.38 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งรายปี

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

List of variables included in the cointegrating vector: WSPI DGDP

List of eigenvalues in descending order: .81412 .20509

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	37.0182	14.8800	12.9800
r<= 1	r = 2	5.0496	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	42.0678	17.8600	15.7500
r<= 1	r = 2	5.0496	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 1 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1
WSPI	.20745
	(-1.0000)
DGDP	-.18522
	(.89285)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector จะเห็นได้ว่าเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งเปลี่ยนแปลงไป 0.8929 หน่วยในทิศทางเดียวกัน ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.39

ตารางที่ 5.39 การปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
Intercept	29.0425	4.6742	.003
dWSPI1	1.3899	3.0376	.023
dDGDP1	-2.8001	-3.1284	.020
dWSPI2	.48552	1.2894	.245
dDGDP2	-.34805	-.32374	.757
dWSPI3	.26672	.83794	.434
dDGDP3	1.4617	1.2118	.271
dWSPI4	.58365	1.9205	.103
dDGDP4	-1.1384	-1.4653	.193
dWSPI5	.34304	1.0329	.341
dDGDP5	-2.5495	-3.1921	.019
dWSPI6	-.66958	-2.2196	.068
dDGDP6	1.7638	1.8044	.121

dWSPI7	.42065	1.1138	.308
dDGDP7	-.54484	-.57243	.588
ecm1(-1)	-1.6156	-4.5832	.004

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPI = WSPI-WSPI(-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*WSPI -.89285*DGDP
dWSPI1 = WSPI(-1)-WSPI(-2)
dWSPI2 = WSPI(-2)-WSPI(-3)
dWSPI3 = WSPI(-3)-WSPI(-4)
dWSPI4 = WSPI(-4)-WSPI(-5)
dWSPI5 = WSPI(-5)-WSPI(-6)
dWSPI6 = WSPI(-6)-WSPI(-7)
dWSPI7 = WSPI(-7)-WSPI(-8)

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.95185	R-Bar-Squared	.83149
S.E. of Regression	1.6992	F-stat. F(15, 6)	7.9080[.009]
Mean of Dependent Variable	3.2436	S.D. of Dependent Variable	4.1393
Residual Sum of Squares	17.3235	Equation Log-likelihood	-28.5879
Akaike Info. Criterion	-44.5879	Schwarz Bayesian Criterion	-53.3162
DW-statistic	2.9535	System Log-likelihood	-41.7331

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 8.4215[.004]	F(1, 5)= 3.1010[.139]
B: Functional Form	CHSQ(1)= .039568[.842]	F(1, 5)= .0090090[.928]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.2960[.523]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .0069675[.933]	F(1, 20)= .0063361[.937]

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

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าคงที่มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่น 99% และค่าความเร็วในการปรับตัวอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.95185 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน ซึ่งเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่ง

ผลของการทำ simulation ดังภาพที่ 5.24 โดยค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0053 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.0002 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0026 และ ค่า covariance proportion มีค่าเท่ากับ 0.9969 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.00975 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.975%

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.24 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งรายปี : WSI

Root Mean Square Error	0.903633	Theil's Inequality Coefficient	0.005341
Mean Absolute Error	0.757238	Bias Proportion	0.000238
Mean Absolute Percentage Error	0.00975	Variance Proportion	0.002626
		Covariance Proportion	0.996865

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.22 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร (WSPIAG) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ปริมาณเงิน (M2) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่ปรากฏทั้งค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 5 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.40

ตารางที่ 5.40 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายปี

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

List of variables included in the cointegrating vector: WSPIAG DGDP M2 W

List of eigenvalues in descending order: .96759 .95145 .71547 .11425

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	85.7310	23.9200	21.5800
r<= 1	r = 2	75.6292	17.6800	15.5700
r<= 2	r = 3	31.4229	11.0300	9.2800
r<= 3	r = 4	3.0329	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	195.8160	39.8100	36.6900
r<= 1	r>= 2	110.0851	24.0500	21.4600
r<= 2	r>= 3	34.4558	12.3600	10.2500
r<= 3	r = 4	3.0329	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 3 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2	Vector 3
WSPIAG	-.028557	.24258	.046815
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
DGDP	-.046391	-.27775	.039966
	(-1.6245)	(1.1450)	(-.85370)
M2	-.2339E-5	-.3057E-6	-.1335E-5
	(-.8189E-4)	(.1260E-5)	(.2852E-4)
W	.079896	-.0044803	-.053678
	(2.7978)	(.018469)	(1.1466)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 3 มี vectorที่ 2 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 1.145 หน่วยในทิศทางเดียวกัน และถ้าหากปริมาณเงินเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไป 0.0000013 หน่วย ในทิศทางเดียวกัน และเมื่ออัตราค่าจ้างค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการเกษตรเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 0.0185 หน่วย ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.41

ตารางที่ 5.41 การปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPIAG1	1.1833	1.3418	.228
dDGDP1	-4.9449	-2.9627	.025
dM21	-.4216E-4	-1.3147	.237
dW1	2.7572	3.7399	.010
dWSPIAG2	.32760	.32281	.758
dDGDP2	-2.3877	-.64411	.543

dM22	-.9026E-4	-3.9005	.008
dW2	.88305	.70022	.510
dWSPIAG3	.49862	.92412	.391
dDGDP3	-.63084	-.38078	.716
dM23	-.1642E-3	-5.1394	.002
dW3	.16957	.15779	.880
dWSPIAG4	.20128	.21719	.835
dDGDP4	.092372	.030218	.977
dM24	-.1674E-3	-4.6621	.003
dW4	-.037445	-.033002	.975
ecm1(-1)	.53320	6.3019	.001
ecm2(-1)	-1.8674	-2.5983	.041
ecm3(-1)	-.40393	-2.9122	.027

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPIAG = WSPIAG-WSPIAG(-1)
dDGDP1 = DGDP(-1)-DGDP(-2)
dW1 = W(-1)-W(-2)
dDGDP2 = DGDP(-2)-DGDP(-3)
dW2 = W(-2)-W(-3)
dDGDP3 = DGDP(-3)-DGDP(-4)
dW3 = W(-3)-W(-4)
dDGDP4 = DGDP(-4)-DGDP(-5)
dW4 = W(-4)-W(-5)
dWSPIAG1 = WSPIAG(-1)-WSPIAG(-2)
dM21 = M2(-1)-M2(-2)
dWSPIAG2 = WSPIAG(-2)-WSPIAG(-3)
dM22 = M2(-2)-M2(-3)
dWSPIAG3=WSPIAG(-3)-WSPIAG(-4)
dM23 = M2(-3)-M2(-4)
dWSPIAG4 = WSPIAG(-4)-WSPIAG(-5)
dM24 = M2(-4)-M2(-5)

ecm1 = 1.0000*WSPIAG + 1.6245*DGDP + .8189E-4*M2 -2.7978*W
ecm2 = 1.0000*WSPIAG -1.1450*DGDP -.1260E-5*M2 -.018469*W
ecm3 = 1.0000*WSPIAG + .85370*DGDP -.2852E-4*M2 -1.1466*W

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.96460	R-Bar-Squared	.85840
S.E. of Regression	2.9628	F-stat. F(18, 6)	9.0830[.006]
Mean of Dependent Variable	3.4115	S.D. of Dependent Variable	7.8735
Residual Sum of Squares	52.6682	Equation Log-likelihood	-44.7877
Akaike Info. Criterion	-63.7877	Schwarz Bayesian Criterion	-75.3670
DW-statistic	2.5409	System Log-likelihood	-345.9530

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 4.1500[.042]	F(1, 5)= .99521[.364]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 2.0154[.156]	F(1, 5)= .43843[.537]
C: Normality	CHSQ(2)= 1.7640[.414]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.0275[.311]	F(1, 23)= .98578[.331]

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

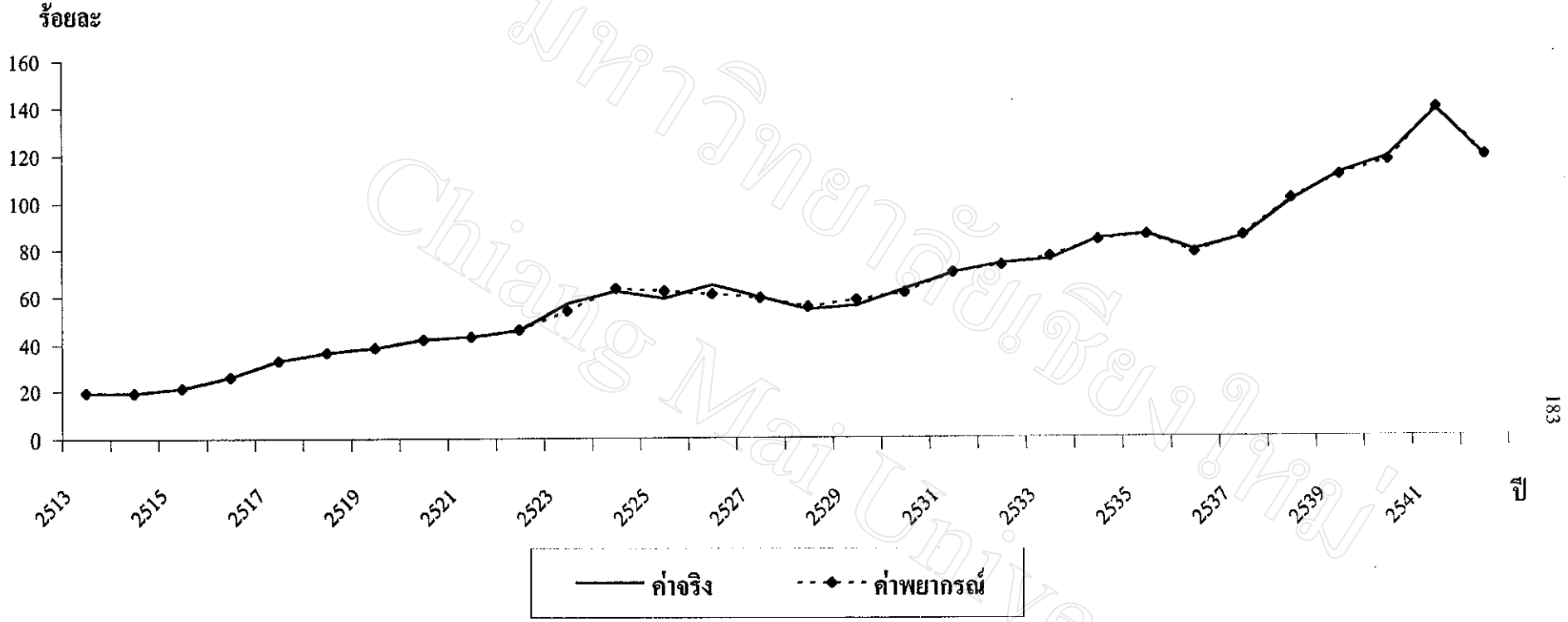
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 3 ค่ามีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 99%, 95% และ 95% ตามลำดับ โดยมีเพียงค่าความเร็วในการปรับตัวของ cointegrating vector ที่ 2 และ 3 ที่อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.96460 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน และเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.25 จากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion (U^M) ค่า variance proportion (U^S) และ ค่า covariance proportion (U^C) ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.00006, 0.0000001, 0.0095 และ0.9999 ตามลำดับ แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.01745 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 1.745%

ภาพที่ 5.25 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรรายปี : WSPIAG (2538=100)



Root Mean Square Error	1.568752	Theil's Inequality Coefficient	0.0094843
Mean Absolute Error	1.175611	Bias Proportion	0.0000582
Mean Absolute Percentage Error	0.017452	Variance Proportion	0.0000001
		Covariance Proportion	0.9998752

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.23 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ดัชนีราคานำเข้า (IMPI) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ประกอบไปด้วยค่าคงที่ และแนวโน้มเวลา โดยความยาวของ lag เท่ากับ 3 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.42

ตารางที่ 5.42 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายปี

27 observations from 2516 to 2542. Order of VAR = 3.

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

List of eigenvalues in descending order: .69941 .59804 .37643 .32670

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	32.4546	31.0000	28.3200
r<= 1	r = 2	24.6076	24.3500	22.2600
r<= 2	r = 3	12.7518	18.3300	16.2800
r<= 3	r = 4	10.6801	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	80.4941	58.9300	55.0100
r<= 1	r>= 2	48.0395	39.3300	36.2800
r<= 2	r>= 3	23.4319	23.8300	21.2300
r<= 3	r = 4	10.6801	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 2 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1	Vector 2
WSPIC	.21448	.18750
	(-1.0000)	(-1.0000)
DGDP	-.037005	-.56492
	(.17253)	(3.0129)
IMPI	-.11279	.056137
	(.52587)	(-.29940)
W	-.0059174	.12854
	(.027590)	(-.68556)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector ทั้ง 2 มี vectorที่ 1 ที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 0.17253 หน่วย ถ้าหากดัชนีราคานำเข้าเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 0.52587 หน่วย และเมื่ออัตราค่าจ้างขั้นต่ำเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคการก่อสร้างเปลี่ยนแปลงไป 0.02759 หน่วย โดยทุกปัจจัยมีทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.43

ตารางที่ 5.43 การปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probabilit y
Intercept	-27.2458	-1.1841	.255
Trend	-1.0907	-.74360	.469
dWSPIC1	1.9197	2.1743	.046
dDGDP1	-3.3439	-1.6331	.123
dIMPI1	-.93156	-1.7895	.094
dW1	2.0038	3.9156	.001

dWSPIC2	.70104	.86548	.400
dDGDP2	-.21564	-.12647	.901
dIMPI2	-.24683	-.53421	.601
dW2	-.26031	-.38793	.704
ecm1(-1)	-1.6574	-2.1963	.044
ecm2(-1)	-1.1718	-1.7762	.096

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPIC = WSPIC-WSPIC(-1)

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

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

dIMPI1 = IMPI(-1)-IMPI(-2)

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

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

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

dIMPI2 = IMPI(-2)-IMPI(-3)

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

ecm1 = 1.0000*WSPIC -.17253*DGDP -.52587*IMPI -.027590*W

ecm2 = 1.0000*WSPIC -3.0129*DGDP + .29940*IMPI + .68556*W

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.67734	R-Bar-Squared	.44073
S.E. of Regression	3.5185	F-stat. F(11, 15)	2.8626[.030]
Mean of Dependent Variable	3.9330	S.D. of Dependent Variable	4.7049
Residual Sum of Squares	185.6990	Equation Log-likelihood	-64.3433
Akaike Info. Criterion	-76.3433	Schwarz Bayesian Criterion	-84.1183
DW-statistic	2.1291	System Log-likelihood	-190.0399

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 1.7679[.184]	F(1, 14)= .98092[.339]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 9.7378[.002]	F(1, 14)= 7.8976[.014]
C: Normality	CHSQ(2)= .68470[.710]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 4.9074[.027]	F(1, 25)= 5.5532[.027]

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

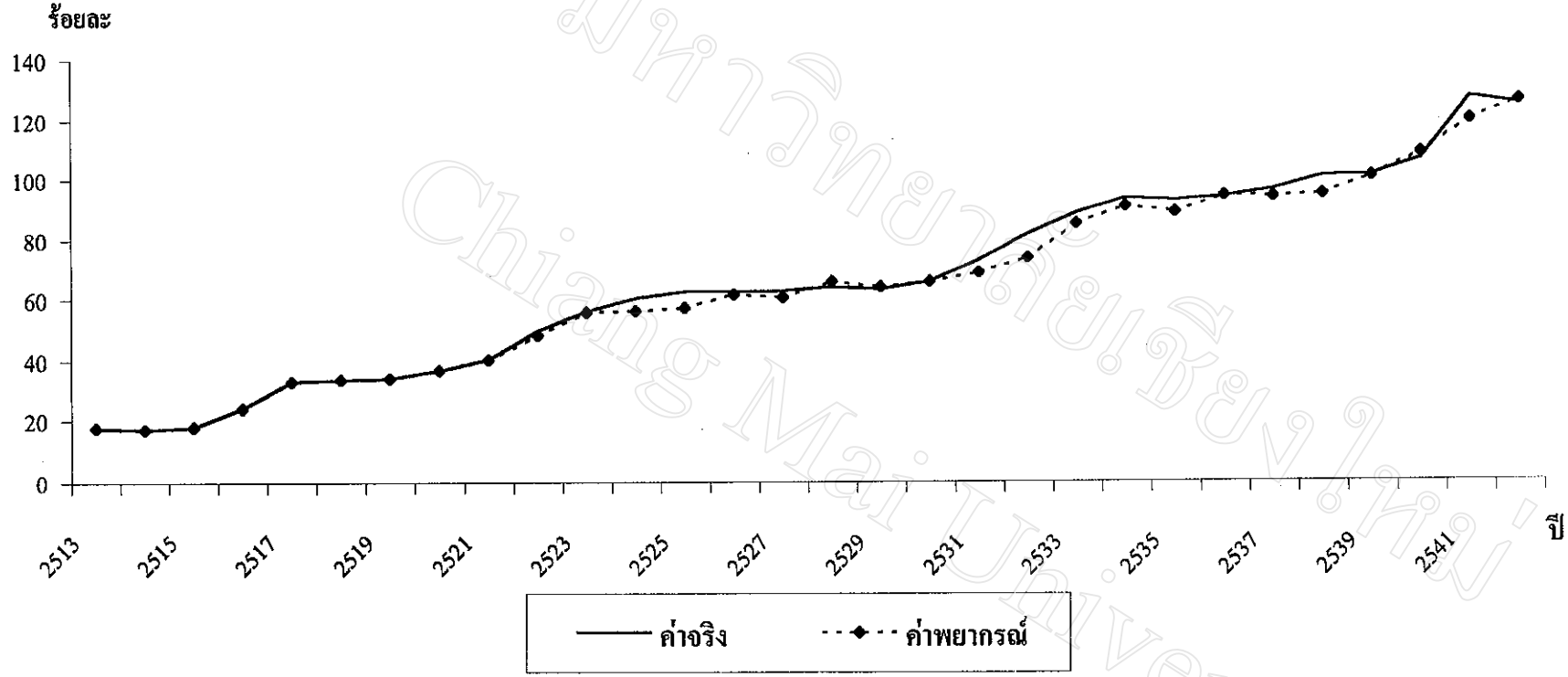
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ถึงแม้ว่าค่าคงที่ และแนวโน้มเวลาไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ค่าความเร็วในการปรับตัวทั้ง 2 ค่า อยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และ 90% และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.67734 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ถึงแม้ว่า heteroscedasticity จะผ่านที่ระดับความน่าเชื่อถือ 10% ก็ตาม ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน ซึ่งเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.26 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0214 ค่า bias proportion มีค่าเท่ากับ 0.1698 ค่า variance proportion มีค่าเท่ากับ 0.0015 และ ค่า covariance proportion เท่ากับ 0.6346 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.0341 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 3.41%

ภาพที่ 5.26 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างรายปี : WSPIC (2538=100)



Root Mean Square Error	3.584824	Theil's Inequality Coefficient	0.021462
Mean Absolute Error	2.767867	Bias Proportion	0.169825
Mean Absolute Percentage Error	0.034065	Variance Proportion	0.001523
		Covariance Proportion	0.634568

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.2.24 ผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของสมการดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายปี

จากผลการทดสอบ unit root และการหาความสัมพันธ์ระยะยาว ปรากฏว่า มีปัจจัยที่มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) ที่ให้ค่าทางสถิติที่ดีที่สุด ได้แก่ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ซึ่งรูปแบบที่เหมาะสม คือ VAR model ที่ไม่มีแนวโน้มเวลา แต่จำกัดค่าคงที่ใน cointegrating vector โดยความยาวของ lag เท่ากับ 8 ซึ่งผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะยาวดังตารางที่ 5.44

ตารางที่ 5.44 ความสัมพันธ์ระยะยาวของดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายปี

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

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

List of eigenvalues in descending order: .82161 .23846 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	37.9238	15.8700	13.8100
r<= 1	r = 2	5.9932	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	43.9170	20.1800	17.8800
r<= 1	r = 2	5.9932	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 1 vector ซึ่งผล cointegrating vector ดังแสดงในตารางต่อไปนี้

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

	Vector 1
WSPIM	.18577
	(-1.0000)
DGDP	-.20574
	(1.1075)
Intercept	-3.6255
	(19.5157)

ที่มา : จากการคำนวณ

จาก cointegrating vector จะเห็นได้ว่าเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี กล่าวคือ เมื่อดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลงไป 1 หน่วย มีผลทำให้ ดัชนีราคาขายส่งของภาคอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงไปในทิศทางเดียวกัน 1.1075 หน่วย ซึ่งจาก cointegrating vector สามารถหาสมการการปรับตัวระยะสั้นและค่าสถิติต่างๆ ของการปรับตัวระยะสั้นได้ผลการศึกษาดังตารางที่ 5.45

ตารางที่ 5.45 การปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายปี

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

Regressor	Coefficient	T-Ratio	Probability
dWSPIM1	1.0422	2.7598	.028
dDGDP1	-3.0160	-3.2012	.015
dWSPIM2	1.0023	2.4802	.042
dDGDP2	-2.7218	-2.4995	.041
dWSPIM3	1.4680	6.9851	.000
dDGDP3	-2.1355	-2.9558	.021
dWSPIM4	1.8962	5.8271	.001
dDGDP4	-3.0586	-4.0351	.005
dWSPIM5	1.5908	4.6555	.002
dDGDP5	-4.2106	-4.6370	.002
dWSPIM6	1.0900	3.6035	.009
dDGDP6	-2.8051	-3.2539	.014

dWSPIM7	.53172	3.0623	.018
dDGDP7	-1.1160	-1.6440	.144
ecm1(-1)	-1.8645	-5.6738	.001

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dWSPIM = WSPIM-WSPIM(-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)
dWSPIM1 = WSPIM(-1)-WSPIM(-2)
dWSPIM2 = WSPIM(-2)-WSPIM(-3)
dWSPIM3 = WSPIM(-3)-WSPIM(-4)
dWSPIM4 = WSPIM(-4)-WSPIM(-5)
dWSPIM5 = WSPIM(-5)-WSPIM(-6)
dWSPIM6 = WSPIM(-6)-WSPIM(-7)
dWSPIM7 = WSPIM(-7)-WSPIM(-8)
ecm1 = 1.0000*WSPIM -1.1075*DGDP -19.5157

ค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้น

R-Squared	.92320	R-Bar-Squared	.76960
S.E. of Regression	1.7689	F-stat. F(14, 7)	6.0105[.012]
Mean of Dependent Variable	3.1930	S.D. of Dependent Variable	3.6853
Residual Sum of Squares	21.9036	Equation Log-likelihood	-31.1683
Akaike Info. Criterion	-46.1683	Schwarz Bayesian Criterion	-54.3512
DW-statistic	3.2456	System Log-likelihood	-60.7704

Diagnostic test

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(1)= 14.5906[.000]	F(1, 6)= 11.8151[.014]
B: Functional Form	CHSQ(1)= 3.0136[.083]	F(1, 6)= .95235[.367]
C: Normality	CHSQ(2)= 2.1673[.338]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .014240[.905]	F(1, 20)= .012954[.911]

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

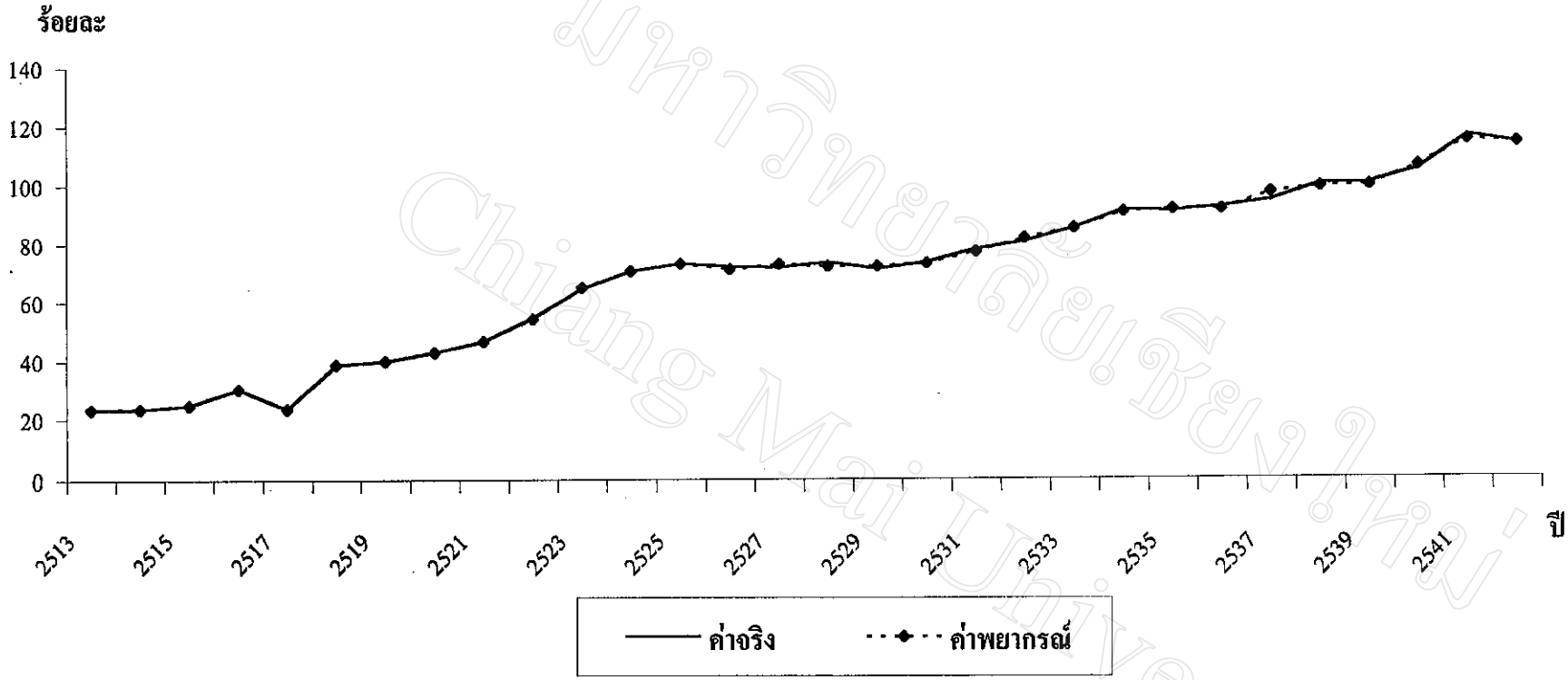
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ที่มา : จากการคำนวณ

จากสมการการปรับตัวระยะสั้น จะเห็นได้ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปร ส่วนมากในสมการการปรับตัวระยะสั้นมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความน่าเชื่อถือ 95% และอยู่ในช่วง ศูนย์ถึงลบสอง และจากค่าสถิติต่างๆ ของสมการการปรับตัวระยะสั้นเป็นที่น่าพอใจ เช่น ค่า R-suared ซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.92320 แสดงว่า แบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี อีกทั้งไม่เกิดปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ถึงแม้ว่าค่าสถิติทดสอบปัญหา serial correlation จะผ่านแค่ที่ระดับความน่าเชื่อถือ 10% ก็ตาม ดังจะเห็นได้จากค่าสถิติในตารางข้างบน ซึ่งเมื่อทำการทดสอบความสามารถในการอธิบายโดยวิธี simulation ของสมการการปรับตัวระยะสั้นของดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม และคำนวณหาค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย

ผลการทำ simulation ดังภาพที่ 5.27 และจากค่าสถิติที่ใช้ในการทดสอบความสามารถในการอธิบาย เช่น ค่า Theil's inequality coefficient (U) ซึ่งสามารถแบ่งได้เป็นค่า bias proportion (U^M) ค่า variance proportion (U^S) และ ค่า covariance proportion (U^C) มีค่าเท่ากับ 0.0059, 0.00009, 0.000002 และ0.9998 แสดงว่าแบบจำลองมีความสามารถในการอธิบายได้ดี และจากค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 0.00963 แสดงว่า แบบจำลองมีความคลาดเคลื่อนเพียง 0.963%

ภาพที่ 5.27 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมรายปี : WSPIM (2538=100)



Root Mean Square Error	1.018323	Theil's Inequality Coefficient	0.0059274
Mean Absolute Error	0.821088	Bias Proportion	0.0000892
Mean Absolute Percentage Error	0.009629	Variance Proportion	0.0000023
		Covariance Proportion	0.9998067

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5.3 สรุปความสัมพันธ์ระยะยาวและการปรับตัวระยะสั้นของแบบจำลองระยะยาว

ผลการศึกษาแบบจำลองระยะยาวของภาคการผลิต ตลาดแรงงาน และระดับราคา ปรากฏว่า ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวที่ถูกต้อง และการปรับตัวระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพของแบบจำลองระยะยาวของแต่ละสมการโดยใช้ข้อมูลรายปี มีดังต่อไปนี้

5.3.1 ภาคการผลิต

การผลิตในภาคการเกษตร (YAG) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานของภาคการเกษตร (LAG) ทุนของภาคการเกษตร (GFCAG) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการเกษตร (BLOAG) โดยทุกตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตจึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคการเกษตร โดยมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

d(YAG) = 0.44045*d(YAG(-1)) - 6.3549*d(LAG(-1)) - 4.0971*d(GFCAG(-1)) + 2.3803*d (BLOAG(-1)) - 0.23712*d(YAG(-2)) - 3.3735*d(LAG(-2)) - 2.7874*d(GFCAG(-2)) - 3.0646*d(BLOAG (-2)) + 0.098762* d(YAG(-3)) + 3.0525*d(LAG(-3)) - 1.2004*d(GFCAG(-3)) - 0.56022* d(BLOAG(-3)) - 0.77677*(YAG(-1) - 1.3734*LAG(-1) - 4.8001*GFCAG(-1) -0.22554*BLOAG(-1) - 55608.7) + 0.062675*(YAG(-1) - 7.6993*LAG(-1) - 14.2631*GFCAG(-1) + 9.5473*BLOAG(-1) + 216098.9) - 0.38086*(YAG(-1) -17.1579*LAG(-1) - 1.5925*GFCAG(-1) - 0.79711*BLOAG(-1) + 124805.6)

การผลิตภาคการก่อสร้าง (YC) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคการก่อสร้าง (LC) ทุนของภาคการก่อสร้าง (GFCC) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการก่อสร้าง (BLOC) โดยทุกตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตของภาคการก่อสร้างจึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคการก่อสร้าง และมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้างซึ่งแสดงถึงผลตอบแทนของผู้ผลิต โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังนี้

d(YC) = -1.2579*d(YC(-1)) -37.0392*d(LC(-1)) + 1.4734*d(GFCC(-1)) + 1.1923*d(BLOC(-1)) + 1621.3*d(WSPIC(-1)) + 1.1755*(YC(-1) - 41.1872*LC(-1) - 2.0375*GFCC(-1) -0.69106*BLOC(-1) - 6.5755*WSPIC(-1) + 3195.1) + 0.55266*(YC(-1) - 227.0222*LC(-1) + 3.5883*GFCC(-1) -

0.42328*BLOC(-1) + 1411.3*WSPIC(-1) + 13589.6) - 0.070524*(YC(-1) - 1999.9*LC(-1) + 14.0597*GFCC(-1)+8.9425*BLOC(-1)+11119.8*WSPIC(-1)+240103.5)

การผลิตภาคการค้า (YCOM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคการค้า (LCOM) ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคการค้า (BLOCOM) ทุกตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตของภาคการค้า จึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคการค้า โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังนี้

d(YCOM) = 0.12720*d(YCOM(-1)) - 158.3759*d(LCOM(-1)) - 6.0278*d(GFCCOM(-1)) - 0.97477*d(BLOCOM(-1))+1.5997*d(YCOM(-2)) - 137.7658*d(LCOM(-2)) - 6.5828*d(GFCCOM(-2)) - 2.5776*d(BLOCOM(-2))+2.0801*d(YCOM(-3)) - 150.6214*d(LCOM(-3))-3.7740*d(GFCCOM(-3)) - 1.3571*d(BLOCOM(-3))+1.6509*d(YCOM(-4)) - 124.8434*d(LCOM(-4)) - 3.6597*d(GFCCOM(-4)) - 2.0735*d(BLOCOM(-4)) + 0.20008*(YCOM(-1) -48.2526*LCOM(-1) + 28.1996*GFCCOM(-1) - 0.92010*BLOCOM(-1) - 139867.4) - 0.71413*(YCOM(-1) - 74.7125*LCOM(-1) - 2.2578*GFCCOM(-1) - 0.30317*BLOCOM(-1)+90557.2) - 0.19643*(YCOM(-1) - 179.9519*LCOM(-1) - 4.2854*GFCCOM(-1) - 0.98118*BLOCOM(-1) + 229554.2) + 0.045275*(YCOM(-1) - 258.3439*LCOM(-1) - 1.4752*GFCCOM(-1)+1.5624*BLOCOM(-1)+435734.9)

การผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปา (YE) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานของภาคการไฟฟ้าและการประปา (LE) ทุนของภาคการไฟฟ้าและการประปา (GFCE) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่กิจการสาธารณูปโภค (BLOPU) ทุกตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตภาคการไฟฟ้าและการประปาจึงมีทิศทางเดียวกัน โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังต่อไปนี้

d(YE) = -0.83949*d(YE(-1)) - 12.7259*d(LE(-1)) - 0.33835*d(GFCE(-1)) + 0.64702*d(BLOPU(-1)) - 1.0759*d(YE(-2)) - 38.5115*d(LE(-2)) - 0.18511*d(GFCE(-2)) + 0.40778*d(BLOPU(-2)) - 0.60863*d(YE(-3)) - 69.8559*d(LE(-3)) + 0.0034057*d(GFCE(-3)) + 0.049217*d(BLOPU(-3)) + 0.26665*(YE(-1) - 17.4559*LE(-1) + 1.3110*GFCE(-1) - 1.4959*BLOPU(-1)) - 0.065961*(YE(-1) - 31.9682*LE(-1) - 1.4426*GFCE(-1) + 0.96196*BLOPU(-1)) - 0.090545*(YE(-1) - 271.8498*LE(-1) - 1.2153*GFCE(-1) - 0.55496*BLOPU(-1))

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

d(YM) = 0.60572*d(YM(-1)) - 282.8998*d(LM(-1)) + 0.092683*d(GFCM(-1)) + 2698.3*d(WSPIM(-1)) - 0.78663*d(YM(-2)) - 151.6538*d(LM(-2)) + 0.86437*d(GFCM(-2)) + 8587.3*d(WSPIM(-2)) - 3.4878*d(YM(-3)) - 124.5302*d(LM(-3)) + 3.3228*d(GFCM(-3)) + 5188.1*d(WSPIM(-3)) - 2.7186*d(YM(-4)) - 32.7973*d(LM(-4)) + 3.4822*d(GFCM(-4)) + 3280.4*d(WSPIM(-4)) - 1.6258*(YM(-1) - 102.4200*LM(-1) - 2.8446*GFCM(-1) - 1063.4*WSPIM(-1) + 150930.7) + 0.055628*(YM(-1) + 2193.3*LM(-1) - 19.3426*GFCM(-1) - 16442.4*WSPIM(-1) - 3025444) + 0.90149*(YM(-1) + 143.7126*LM(-1) - 3.1594*GFCM(-1) - 2821.6*WSPIM(-1) - 145475.8) + 0.056312*(YM(-1) + 1451.8*LM(-1) - 10.0199*GFCM(-1) - 20225.5*WSPIM(-1) - 1527779)

การผลิตภาคบริการ (YS) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคบริการ (LS) ทุนของภาคบริการ (GFCS) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่ให้แก่ภาคบริการ (BLOS) ทุกตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตของภาคบริการจึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคบริการ โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังนี้

d(YS) = -0.50012*d(YS(-1)) + 44.7967*d(LS(-1)) - 1.3729*d(GFCS(-1)) - 0.30356*d(BLOS(-1)) - 0.34389*d(YS(-2)) + 35.3808*d(LS(-2)) - 1.1294*d(GFCS(-2)) - 0.24651*d(BLOS(-2)) - 0.56335*d(YS(-3)) + 32.0600*d(LS(-3)) - 0.69426*d(GFCS(-3)) - 3.1436*d(BLOS(-3)) - 0.42463*d(YS(-4)) + 6.9138*d(LS(-4)) - 0.32334*d(GFCS(-4)) - 4.0967*d(BLOS(-4)) - 0.091298*(YS(-1) + 124.5499*LS(-1) - 21.1571*GFCS(-1) - 3.0965*BLOS(-1) - 128313.0) + 0.70600*(YS(-1) - 65.8013*LS(-1) - 0.61430*GFCS(-1) - 0.27348*BLOS(-1) + 78916.0) - 0.17125*(YS(-1) - 71.0253*LS(-1) - 0.94571*GFCS(-1) - 1.2939*BLOS(-1) + 77450.4) - 0.0004601*(YS(-1) + 5593.7*LS(-1) - 214.1763*GFCS(-1) - 141.6154*BLOS(-1) - 6537657)

การผลิตภาคอื่นๆ (YOTHER) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ แรงงานภาคอื่นๆ (LOTHER) ทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) และสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ที่แก่ภาคอื่นๆ (BLOOTHER) ซึ่งทั้ง 3 ตัวแปรเป็นปัจจัยการผลิตภาคอื่นๆ จึงมีทิศทางเดียวกันกับการผลิตภาคอื่นๆ นอกจากนี้การผลิตภาคอื่นๆยังมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) แสดงถึงผลตอบแทนของผู้ผลิต จึงมีทิศทางเดียวกัน โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นได้ดังต่อไปนี้

d(YOTHER) = -0.62797*d(YOTHER(-1)) - 34.7303*d(LOTHER(-1)) - 0.049980*d(GFCOTHER(-1)) - 0.39226*d(BLOOTHER(-1)) + 2724.3*d(DGDP(-1)) - 0.77031*d(YOTHER(-2)) - 19.8323*d(LOTHER(-2)) - 0.28873*d(GFCOTHER(-2)) - 3.5419*d(BLOOTHER(-2)) - 1594.6*d(DGDP(-2)) - 0.47021*(YOTHER(-1) - 260.2299*LOTHER(-1) - 0.38292*GFCOTHER(-1) - 7.7794*BLOOTHER(-1) - 2626.3*DGDP(-1) + 185261.0) + 0.22296*(YOTHER(-1) - 547.9916*LOTHER(-1) + 0.61465*GFCOTHER(-1) - 13.7749*BLOOTHER(-1) + 706.4028*DGDP(-1) + 244653.4) - 0.096410*(YOTHER(-1) - 129.4284*LOTHER(-1) - 0.50261*GFCOTHER(-1) + 3.3276*BLOOTHER(-1) - 1609.2*DGDP(-1) + 77260.1)

5.3.2 ตลาดแรงงาน

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

d(L) = -0.65839*d(L(-1)) -1.5307*d(POP(-1)) - 0.10327*d(STUD(-1)) + 6419.5*d(WCPI(-1)) + 1148.7*d(GDPG(-1)) - 0.37816*d(L(-2)) - 3.2121*d(POP(-2)) - 1.4425*d(STUD(-2)) + 4185.2*d(WCPI(-2)) + 1086.2*d(GDPG(-2)) - 0.061912*d(L(-3)) - 3.2736*d(POP(-3)) - 1.2716*d(STUD(-3)) + 2974.5*d(WCPI(-3)) + 518.9260*d(GDPG(-3)) + 0.16078*(L(-1) - 1.3017*POP(-1) + 0.96694*STUD(-1) + 4252.1*WCPI(-1) + 473.6667*GDPG(-1) + 35485.3) + 0.82004*(L(-1) - 0.50291*POP(-1) +

0.26056*STUD(-1) - 16841.1*WCPI(-1) - 507.2802*GDPG(-1) + 22987.0) - 1.5766*(L(-1) - 0.76339*POP(-1) + 0.77888*STUD(-1) - 4730.7*WCPI(-1) + 460.8866*GDPG(-1) + 8403.3)

การจ้างงานในภาคการเกษตร (LAG) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคการเกษตร (GFCAG) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร (WSPIAG) และผลผลิตภาคการเกษตร (YAG) โดยทุนของภาคการเกษตรมีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคการเกษตร แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคการเกษตร ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตรและผลผลิตภาคการเกษตรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคการเกษตร โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LAG) = - 0.86331*d(LAG(-1)) - 0.10299*d(GFCAG(-1)) - 163.6920*d(W(-1)) - 125.8857*d (WSPIAG(-1)) + 0.040003*d(YAG(-1)) - 0.31279*d(LAG(-2)) - 0.045596*d(GFCAG(-2)) - 124.5414*d(W(-2)) - 229.5573*d(WSPIAG(-2)) + 0.064791*d(YAG(-2)) + 0.023223*d(LAG(-3)) - 0.078810*d(GFCAG(-3)) - 146.8773*d(W(-3)) + 130.3584*d(WSPIAG(-3)) - 0.010912*d(YAG(-3)) + 0.10352*(LAG(-1) + 1.3926*GFCAG(-1) - 77.1327*W(-1) + 525.3212*WSPIAG(-1) - 0.35362*YAG (-1)) - 0.29060*(LAG(-1) + 0.062603*GFCAG(-1) + 304.8602*W(-1) - 631.6848*WSPIAG(-1) + 0.011144*YAG(-1)) - 0.052633*(LAG(-1) + 0.20768*GFCAG(-1) - 852.2480*W(-1) - 1023.6*WSPIAG(-1) + 0.40049*YAG(-1)) + 0.0003919*(LAG(-1) - 1.1385*GFCAG(-1) + 733.2765*W(-1) - 877.6955*WSPIAG(-1) - 0.24382*YAG(-1))

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

d(LC) = 0.39153*d(LC(-1)) - 0.025392*d(GFCC(-1)) - 1.4690*d(W(-1)) + 4.5290*d (WSPIC(-1)) + 0.24423*d(LC(-2)) - 0.019744*d(GFCC(-2)) + 12.0426*d(W(-2)) - 22.2437*d (WSPIC(-2)) - 0.92975*(LC(-1) - 0.025512*GFCC(-1) + 4.0729*W(-1) - 12.0438*WSPIC(-1)) +

0.019497*(LC(-1) - 0.011105*GFCC(-1) - 22.8524*W(-1) + 16.2707*WSPIC(-1)) - 0.96880*(LC(-1) - 0.016388*GFCC(-1) - 0.66828*W(-1) - 7.9319*WSPIC(-1))

การจ้างงานในภาคการค้า (LCOM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคการค้า (GFCCOM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาขายส่งภาคการค้า (WSPI) โดยทุนของภาคการค้ามีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคการค้า แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคการค้า ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคการค้ามีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคการค้า โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LCOM) = -1.0621*d(LCOM(-1)) - 0.0045245*d(GFCCOM(-1)) + 17.2160*d(W(-1)) - 26.1406*d(WSPI(-1)) - 1.0133*d(LCOM(-2)) - 0.0032260*d(GFCCOM(-2)) + 21.3416*d(W(-2)) - 14.0517*d(WSPI(-2)) - 1.1326*d(LCOM(-3)) - 0.0030043*d(GFCCOM(-3)) + 22.4942*d(W(-3)) - 25.8683*d(WSPI(-3)) - 0.58360*d(LCOM(-4)) - 0.0044880*d(GFCCOM(-4)) - 12.9529*d(W(-4)) - 11.8216*d(WSPI(-4)) - 1.2163*(LCOM(-1) - 0.015921*GFCCOM(-1) + 21.7505*W(-1) - 53.0263*WSPI(-1)) + 0.86688*(LCOM(-1) - 0.017771*GFCCOM(-1) + 25.1034*W(-1) - 47.0705*WSPI(-1))

การจ้างงานในภาคการไฟฟ้า และการประปา (LE) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคการไฟฟ้า และการประปา (GFCE) และผลผลิตภาคการไฟฟ้า และการประปา (YE) โดยทุนของภาคการไฟฟ้า และการประปามีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคการไฟฟ้าและการประปา ส่วนผลผลิตภาคการไฟฟ้า และการประปามีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคการไฟฟ้าและการประปา โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LE) = 32.3683 + 2.4857*Trend + 0.47825*d(LE(-1)) - 0.0004319*d(GFCE(-1)) + 0.0014196*d(YE(-1)) + 0.23227*d(LE(-2)) - 0.0005410*d(GFCE(-2)) + 0.0016934*d(YE(-2)) - 0.81806*(LE(-1) + 0.0004779*GFCE(-1) - 0.0007234*YE(-1))

การจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม (LM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคอุตสาหกรรม (GFCM) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) และผลผลิต

ภาคอุตสาหกรรม (YM) โดยทุนของภาคอุตสาหกรรมมีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม ส่วนดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรมและผลผลิตภาคอุตสาหกรรมมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคอุตสาหกรรม โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LM) = -0.51790*d(LM(-1)) - 0.024461*d(GFCM(-1)) - 16.9560*d(W(-1)) - 51.0463* d (WSPIM(-1)) + 0.0093517*d(YM(-1)) + 0.038894*d(LM(-2)) - 0.024903*d(GFCM(-2)) + 28.7382*d (W(-2)) - 8.9798*d(WSPIM(-2)) + 0.014687*d(YM(-2)) + 0.027068*d(LM(-3)) - 0.029978*d(GFCM(-3)) - 72.8282*d(W(-3)) - 12.5659*d(WSPIM(-3)) + 0.0086086*d(YM(-3)) - 0.54231*(LM(-1) - 0.014762*GFCM(-1) + 93.6913*W(-1) - 93.9279*WSPIM(-1) - 0.0023874*YM(-1)) + 0.17010*(LM(-1) + 0.076700*GFCM(-1) + 95.1781*W(-1) - 40.1700*WSPIM(-1) - 0.037157*YM(-1)) - 0.054142* (LM(-1) - 0.13724*GFCM(-1) - 316.9342*W(-1) + 126.3825*WSPIM(-1) + 0.050012*YM(-1)) + 0.082507*(LM(-1) + 0.052370*GFCM(-1) + 151.6500*W(-1) - 92.9625*WSPIM(-1) - 0.022090*YM(-1)) - 0.056349*(LM(-1) + 0.11429*GFCM(-1) + 89.2977*W(-1) - 64.1479*WSPIM(-1) - 0.033673*YM(-1))

การจ้างงานในภาคบริการ (LS) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคบริการ (GFCS) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) โดยทุนของภาคบริการมีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคบริการ แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคบริการ ส่วนดัชนีราคาผู้บริโภคมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคบริการ โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LS) = 0.56026*d(LS(-1)) + 0.0058635*d(GFCS(-1)) + 29.3665*d(W(-1)) + 74.9238*d(CPI(-1)) + 0.27175*d(LS(-2)) + 0.0080151*d(GFCS(-2)) - 38.7358*d(W(-2)) - 108.0878*d(CPI(-2)) - 1.6076* (LS(-1) + 0.010414*GFCS(-1) - 70.7542*W(-1) + 40.6038*CPI(-1) - 1393.2) - 0.14253*(LS(-1) - 0.062459*GFCS(-1) + 381.4115*W(-1) - 453.8856*CPI(-1) + 4735.6) + 0.0056867*(LS(-1) - 0.023960*GFCS(-1) + 219.4465*W(-1) - 290.3946*CPI(-1) + 5568.4)

การจ้างงานในภาคอื่นๆ (LOTHER) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ทุนของภาคอื่นๆ (GFCOTHER) อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) และดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) โดยทุนของภาคอื่นๆ มีความสัมพันธ์ได้ทั้ง 2 ทิศทางกับการจ้างงานในภาคอื่นๆ แต่อัตราค่าจ้างขั้นต่ำมีทิศทางตรงกันข้ามกับการจ้างงานในภาคอื่นๆ ส่วนดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับการจ้างงานในภาคอื่นๆ โดยสมการการปรับตัวระยะสั้นสามารถเขียนได้ดังต่อไปนี้

d(LOTHER) = -0.49729*d(LOTHER(-1)) + 0.0045264*d(GFCOTHER(-1)) - 21.7356*d(W(-1)) + 0.010902*d(YOTHER(-1)) + 0.10183*d(LOTHER(-2)) + 0.0018542*d(GFCOTHER(-2)) + 6.3381*d (W(-2)) + 0.014566*d(YOTHER(-2)) + 0.0052578*d(LOTHER(-3)) + 0.0008088*d(GFCOTHER(-3)) + 2.2716*d(W(-3)) + 0.023052*d(YOTHER(-3)) - 0.63852*d(LOTHER(-4)) + 0.0021307*d(GFCOTHER(-4)) - 11.2945*d(W(-4)) + 0.013357*d(YOTHER(-4)) - 1.0336*(LOTHER(-1) + 0.0036334*GFCOTHER (-1) + 10.1970*W(-1) - 0.0001894*YOTHER(-1) - 468.0914) + 0.62882*(LOTHER(-1) - 0.0019080*GFCOTHER(-1) - 7.8056*W(-1) - 0.0003085*YOTHER(-1) - 420.4008) - 0.24512* (LOTHER(-1) + 0.0003938*GFCOTHER(-1) - 19.3863*W(-1) - 0.0095726*YOTHER(-1) - 30.4099)

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

d(LUNE) = 0.66208*d(LUNE(-1)) + 0.013421*d(POP(-1)) - 183.3765*d(CPI(-1)) - 0.0016849*d (GDP(-1)) + 0.46380*d(LUNE(-2)) + 0.53910*d(POP(-2)) + 45.8895*d(CPI(-2)) + 0.0004940*d(GDP(-2)) + 0.19576*d(LUNE(-3)) + 0.63079*d(POP(-3)) - 73.7607*d(CPI(-3)) + 0.0007683*d(GDP(-3)) - 1.9717*(LUNE(-1) - 0.16712*POP(-1) + 11.0850*CPI(-1) + 0.0002351*GDP(-1) + 6700.1) + 0.034269* (LUNE(-1) - 1.2766*POP(-1) + 336.4971*CPI(-1) - 0.0024934*GDP(-1) + 53823.2) + 0.16610*(LUNE(-1) - 1.3272*POP(-1) + 385.0126*CPI(-1) - 0.0013791*GDP(-1) + 40263.2) - 0.17891*(LUNE(-1) - 0.20420*POP(-1) + 40.0289*CPI(-1) - 0.0002937*GDP(-1) + 6806.5)

5.3.3 ระดับราคา

ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) และปริมาณเงิน (M2) โดยทั้งสองตัวแปรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(DGDP) = -4.8869*d(DGDP(-1)) + 4.3955*d(CPI(-1)) + 0.00003732*d(M2(-1)) - 6.2456*d(DGDP(-2)) + 4.1718*d(CPI(-2)) + 0.00003351*d(M2(-2)) - 4.1170*d(DGDP(-3)) + 2.9509*d(CPI(-3)) + 0.00002268*d(M2(-3)) - 4.1862*d(DGDP(-4)) + 2.5988*d(CPI(-4)) - 0.00001075*d(M2(-4)) - 2.5257*d(DGDP(-5)) + 0.85679*d(CPI(-5)) + 0.000003450*d(M2(-5)) + 3.7094*(DGDP(-1) - 0.86708*CPI(-1) + 0.0000001539*M2(-1) - 2.9182) + 0.10075*(DGDP(-1) - 2.6708*CPI(-1) - 0.000111*M2(-1) + 145.1368) - 0.083249*(DGDP(-1) - 1.2135*CPI(-1) + 0.00001648*M2(-1) - 13.1681)

ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการ (DGDPS) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ปริมาณเงิน (M2) และดัชนีราคาขายส่งผลิตภัณฑ์ปิโตรเลียม (WSPIOIL) โดยทั้งสามตัวแปรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้นภาคบริการ โดยสามารถเขียนสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(DGDPS) = -61.7566 - 1.2686*d(DGDPS(-1)) + 1.0542*d(DGDP(-1)) - 0.00003937*d(M2(-1)) + 0.68667*d(WSPIOIL(-1)) - 0.39723*d(DGDPS(-2)) + 0.32585*d(DGDP(-2)) - 0.0001237*d(M2(-2)) + 0.17024*d(WSPIOIL(-2)) + 0.14406*d(DGDPS(-3)) + 3.6636*d(DGDP(-3)) + 0.00002153*d(M2(-3)) - 0.33121*d(WSPIOIL(-3)) + 0.015006*d(DGDPS(-4)) + 0.79468*d(DGDP(-4)) + 0.00004669*d(M2(-4)) + 0.26785*d(WSPIOIL(-4)) + 1.8548*(DGDPS(-1) + 1.0145*DGDP(-1) - 0.1986E-4*M2(-1) - 0.66954*WSPIOIL(-1)) + 0.18678*(DGDPS(-1) + 0.37661*DGDP(-1) - 0.000009407*M2(-1) - 0.56613*WSPIOIL(-1)) - 1.9998*(DGDPS(-1) - 0.12825*DGDP(-1) - 0.00001097*M2(-1) - 0.29903*WSPIOIL(-1))

ดัชนีราคาขายส่ง (WSPI) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) โดยมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกัน และมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(WSPI) = 29.0425 + 1.3899*d(WSPI(-1)) - 2.8001*d(DGDP(-1)) + 0.48552*d(WSPI(-2)) - 0.34805*d(DGDP(-2)) + 0.26672*d(WSPI(-3)) + 1.4617*d(DGDP(-3)) + 0.58365*d(WSPI(-4)) - 1.1384*d(DGDP(-4)) + 0.34304*d(WSPI(-5)) - 2.5495*d(DGDP(-5)) - 0.66958*d(WSPI(-6)) + 1.7638*d(DGDP(-6)) + 0.42065*d(WSPI(-7)) - 0.54484*d(DGDP(-7)) - 1.6156*(WSPI(-1) - 0.89285*DGDP(-1))

ดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร (WSPIAG) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ปริมาณเงิน (M2) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ทุกตัวแปรมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งภาคการเกษตร โดยมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(WSPIAG) = 1.1833*d(WSPIAG(-1)) - 4.9449*d(DGDP(-1)) - 0.00004216*d(M2(-1)) + 2.7572*d(W(-1)) + 0.32760*d(WSPIAG(-2)) - 2.3877*d(DGDP(-2)) - 0.00009026*d(M2(-2)) + 0.88305*d(W(-2)) + 0.49862*d(WSPIAG(-3)) - 0.63084*d(DGDP(-3)) - 0.0001642*d(M2(-3)) + 0.16957*d(W(-3)) + 0.20128*d(WSPIAG(-4)) + 0.092372*d(DGDP(-4)) - 0.0001674*d(M2(-4)) - 0.037445*d(W(-4)) + 0.53320*(WSPIAG(-1) + 1.6245*DGDP(-1) + 0.00008189*M2(-1) - 2.7978*W(-1)) - 1.8674*(WSPIAG(-1) - 1.1450*DGDP(-1) - 0.1260E-5*M2(-1) - 0.018469*W(-1)) - 0.40393*(WSPIAG(-1) + 0.85370*DGDP(-1) - 0.00002852*M2(-1) - 1.1466*W(-1))

ดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง (WSPIC) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) ดัชนีราคานำเข้า (IMPI) และอัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ทุกตัวแปรมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกันกับดัชนีราคาขายส่งภาคการก่อสร้าง โดยมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(WSPIC) = -27.2458 - 1.0907*Trend + 1.9197*d(WSPIC(-1)) - 3.3439*d(DGDP(-1)) - 0.93156*d(IMPI(-1)) + 2.0038*d(W(-1)) + 0.70104*d(WSPIC(-2)) - 0.21564*d(DGDP(-2)) - 0.24683*d

(IMPI(-2)) - 0.26031*d(W(-2)) - 1.6574*(WSPIC(-1) - 0.17253*DGDP(-1) - 0.52587*IMPI(-1) - 0.027590*W(-1)) - 1.1718*(WSPIC(-1) - 3.0129*DGDP(-1) + 0.29940*IMPI(-1) + 0.68556*W(-1))

ดัชนีราคาขายส่งภาคอุตสาหกรรม (WSPIM) มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ ดัชนีราคาผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเบื้องต้น (DGDP) โดยมีความสัมพันธ์กันในทิศทางเดียวกัน และมีสมการการปรับตัวระยะสั้นดังต่อไปนี้

d(WSPIM) = 1.0422*d(WSPIM(-1)) - 3.0160*d(DGDP(-1)) + 1.0023*d(WSPIM(-2)) - 2.7218*d(DGDP(-2)) + 1.4680*d(WSPIM(-3)) - 2.1355*d(DGDP(-3)) + 1.8962*d(WSPIM(-4)) - 3.0586*d(DGDP(-4)) + 1.5908*d(WSPIM(-5)) - 4.2106*d(DGDP(-5)) + 1.0900*d(WSPIM(-6)) - 2.8051*d(DGDP(-6)) + 0.53172*d(WSPIM(-7)) - 1.1160*d(DGDP(-7)) - 1.8645*(WSPIM(-1) - 1.1075*DGDP(-1) - 19.5157)

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University