บทที่ 6

ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาส

ในการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมของประเทศไทยจากข้อมูลรายไตรมาส ได้แบ่งส่วนของการศึกษาออกเป็น แบบจำลองการบริโภคภาคเอกชน แบบจำลองการออมภาคเอกชน แบบจำลองดัชนีราคา แบบจำลองรายได้ประชาชาติ และแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง เช่นเดียวกับแบบจำลองข้อมูลรายปี โดยมีผลการศึกษาดังนี้

6.1 ที่มาของตัวแปรแบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาส

การศึกษาแบบจำลองรายไตรมาสได้กำหนดให้แบบจำลองต่างๆ คือ แบบจำลองการบริโภคภาคเอกชน แบบจำลองการออมภาคเอกชน แบบจำลองดัชนีราคา แบบจำลองรายได้ประชาชาติ และแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง มีปัจจัยกำหนดเหมือนกันกับแบบจำลองรายปี แต่ได้จัดหมวดสินค้าของแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสแตกต่างจากแบบจำลองรายปี เนื่องจากการจัดเก็บสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติที่ได้จัดหมวดสินค้าต่างกัน และในการศึกษานี้ได้แบ่งกลุ่มสินค้าแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสออกเป็น 9 หมวด คือ

1. หมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำ (agriculture, forestry and fisheries products : CAF)

2. หมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำ (ores and minerals; electricity, gas and water : CORES)

3. หมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกาย (food products, beverages and tobacco, textiles, apparel and leather products : CFBT)

4. หมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์ (other transportable goods, except metal products, machinery and equipment : COTRANSP)

5. หมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์ (metal products, machinery and equipment : CMM)

6. หมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหาร (trade services; hotel and restaurant services : CSTRADE)

7. หมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสาร (transport, storage and communication services : CTRANSP)

8. หมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรม (business services; agriculture, mining and manufacturing services : CSBUS)

9. หมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคล (community, social and personal services : CCOMMU)

6.1.1 แบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาส

จากที่กล่าวมาสามารถแสดงเป็นแบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาสได้ดังนี้

$$CTOTAL = CP + CG \quad (6.1)$$

$$CP = CAF + CORES + CFBT + COTRANSP + CMM + CSTRADE + CTRANSP + CSBUS + CCOMMU \quad (6.2)$$

$$CAF = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.3)$$

$$CORES = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.4)$$

$$CFBT = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.5)$$

$$COTRANSP = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.6)$$

$$CMM = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.7)$$

$$CSTRADE = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.8)$$

$$CTRANSP = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.9)$$

$$CSBUS = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.10)$$

$$CCOMMU = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (6.11)$$

$$SP = SH + SB \quad (6.12)$$

$$SH = f(YD, LD, ITD3, IMLR, BLOPC, INF, \varepsilon_t) \quad (6.13)$$

$$SB = f(NI, ITD3, IMLR, BLOPC, NFDI, PFI, PF, \varepsilon_t) \quad (6.14)$$

$$CPI = f(M2, W, EXPI, IMPI, IMLR, WSPIOIL, \varepsilon_t) \quad (6.15)$$

$$INF = 100 * [(CPI - CPI(-1))/ CPI(-1)] \quad (6.16)$$

$$NI = f(GDP, \varepsilon_t) \quad (6.17)$$

$$YD = f(NI, \varepsilon_t) \quad (6.18)$$

6.2 ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมจากการใช้ข้อมูลรายไตรมาส

จากแบบจำลองการบริโภคและการออมที่ได้สร้างขึ้นนั้น ผลการศึกษาความสัมพันธ์ในระยะยาวและลักษณะการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองรายไตรมาส เป็นดังนี้

6.2.1 ผลการทดสอบ Unit root ของแบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาส

ผลการทดสอบ unit root โดยใช้ augmented Dickey-Fuller test ของตัวแปรในแบบจำลองการบริโภคที่ระดับนัยสำคัญ 5% พบว่า CAF, CORES, CFBT, COTRANSP, CMM, CSTRADE, CTRANSP, CSBUS, CCOMMU มี integration เป็น I(1) เช่นเดียวกับ YD, CPI (ที่ระดับนัยสำคัญ 10%), BLOPC, SP ส่วน WE มี integration เป็น I(2)

ในแบบจำลองการออม ที่ระดับนัยสำคัญ 5% พบว่า SH, SB มี integration เป็น I(1) เช่นเดียวกับ YD, ITD3, IMLR, BLOPC, INF NI, NFDI, PF โดยที่ LD, PFI มี integration เป็น I(0)

สำหรับแบบจำลองดัชนีราคาและแบบจำลองรายได้ประชาชาติและแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ที่ระดับนัยสำคัญ 5% พบว่า CPI, YD, GDP มี integration เป็น I(1) เช่นเดียวกับ M2, W, EXPI, IMPI, IMLR, WSPIOIL และ NI ซึ่งสามารถแสดงได้ ดังตาราง 6.1

ตารางที่ 6.1 การทดสอบ Unit root ของแบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาส ด้วยวิธี augmented Dickey-Fuller test

Variables	Level			1st difference			2nd difference		
	Intercept	Trend and intercept	None	Intercept	Trend and intercept	None	Intercept	Trend and intercept	None
CAF	-1.405384	-2.821457	1.116784	-7.118821***	-7.352084***	-6.363312***	-7.864873	-7.685410	-8.033363
CORES	-0.468123	-3.432664*	1.561266	-5.377991***	-5.345843***	-5.005928***	-6.932489***	-6.840729***	-7.054669***
CFBT	-1.547173	-3.01429	0.716237	-5.335164***	-5.250315***	-5.246859***	-5.83353***	-5.726287***	-5.947621***
COTRANSP	-1.202391	-3.154312	1.269718	-11.52553***	-11.32193***	-9.482126***	-19.30653***	-18.91189***	-19.6797***
CMM	-1.240221	-1.494319	-0.287745	-4.357091***	-4.314902**	-4.440391***	-7.564202***	-7.411546***	-7.722604***
CSTRADE	-1.788343	-2.863751	0.845415	-6.223516***	-6.211685***	-5.869137***	-7.145421***	-7.021991***	-7.294908***
CTRANSP	-1.233935	-2.188439	2.039243	-4.901985***	-4.970833***	-3.883101***	-6.789556***	-6.644907***	-6.919953***
CSBUS	-1.748639	-2.35628	1.434067	-7.204495***	-7.300356***	-6.424458***	-10.79136***	-10.60009***	-10.97936***
CCOMMU	-1.808974	0.115073	4.326150	-3.164507**	-3.352018*	-1.797310*	-6.333660***	-6.245133***	-6.430889***
YD	-1.946418	-1.857522	1.399046	-5.299614***	-5.512691***	-4.909573***	-7.748293***	-7.596403***	-7.875638***
CPI	-1.396571	-0.133059	6.118962	-2.20428	-2.350406	-1.549189	-5.031401***	-4.959253***	-5.118061***
WSPI	-0.7216	-2.166514	1.474946	-4.284747***	-4.204324**	-4.004***	-7.197777***	-7.079578***	-7.332133***
WE	-2.642754	1.888968	8.203868	-2.034929	-2.756616	-0.936708	-7.415362***	-7.510322***	-7.50061***
LNWE	-2.501381	1.026221	0.276373	-1.091392	-3.521489	-2.363903**	-7.738398***	-7.586287***	-6.051268***
BLOPC	-2.168157	-1.94818	0.506498	-13.7713***	-17.5447***	-11.5862	-23.76174	-23.30549	-24.21749
SP	-2.010146	-1.943465	0.410718	-3.308367**	-3.181624	-3.336666***	-6.83143***	-6.769652***	-6.955059***
M2	-1.625103	0.421685	5.495476	-3.729538***	-4.062745**	-2.157708**	-8.30874***	-8.262188***	-8.434058***

W	-2.545984	-2.289994	1.799681	-6.256097***	-6.497387***	-5.744238***	-10.18837***	-9.963301***	-10.38524***
EXPI	-1.417509	-1.885126	0.433869	-4.54884***	-4.478584***	-4.562862***	-8.452665***	-8.281157***	-8.619715***
IMPI	-1.189115	-2.008534	0.635075	-3.945411***	-3.867348**	-3.927736***	-6.982391***	-6.83891***	-7.122955***
WSPIOIL	0.118292	-1.687374	1.425352	-3.189697**	-3.243765*	-3.081144***	-4.853015***	-4.715117***	-4.957937***
SH	-0.584653	-1.664995	0.950265	-2.220523	-2.210283	-2.154215**	-3.981311***	-3.905952**	-4.036254***
LD	-1.780342	-4.621345***	0.645771	-5.778318***	-5.65803***	-5.736464***	-6.679757***	-6.568916***	-6.810914***
ITD3	-0.100719	-0.828175	-0.951841	-3.218012**	-3.354097*	-3.203695***	-6.737251***	-6.605217***	-6.868348***
IMLR	-0.299476	-0.559931	-0.726657	-2.690547*	-2.835814	-2.711981***	-5.176096***	-5.072242***	-5.278903***
INF	-2.382104	-2.74199	-1.451431	-5.301384***	-5.233807***	-5.39629***	-7.59278***	-7.417048***	-7.732093***
SB	-0.829767	-2.458202	-0.54791	-4.777103***	-4.811841***	-4.843404***	-7.831273***	-7.750302***	-7.986188***
NI	-2.512262	-1.428349	1.200569	-4.633027***	-5.189208***	-4.448684***	-7.65865***	-7.506538***	-7.775674***
NFDI	-2.121494	-2.900163	-1.457091	-6.525112***	-6.419477***	-6.641762***	-10.37956***	-10.23071***	-10.5813***
PFI	-3.600731**	-3.858154**	-2.525223**	-6.245752***	-6.13024***	-6.363099***	-7.912592***	-7.758142***	-8.069446***
PF	-1.163037	-1.888899	-0.41441	-4.720519***	-4.678063***	-4.80818***	-8.345309***	-8.194568***	-8.50678***
GDP	-2.090708	-1.601698	1.597246	-4.638296***	-4.983342***	-4.225748***	-5.998869***	-5.8787***	-6.11244***

***Statistical significance at the 1%, **at the 5% level and *at the 10% level.

ที่มา : จากการคำนวณ

6.2.2 Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาส

1. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำ (CAF) รายไตรมาส

ในการศึกษาแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่าและผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำ (CAF) ได้กำหนดให้ CAF ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) เหมือนกัน และผลของการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CAF มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 4 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic เท่ากับ 2 ซึ่งหมายถึง การมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 2 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 2 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.2

ตารางที่ 6.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำรายไตรมาส

26 observations from 2537Q1 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CAF YD CPI SP Intercept

List of eigenvalues in descending order: .78295 .63587 .41774 .22030 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	39.7180	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2*	26.2667	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	14.0619	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	6.4700	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	86.5167	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	46.7986	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	20.5319	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	6.4700	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2
CAF	-.1126E-3	-.8153E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.3369E-5	.9709E-5
	(-.029914)	(1.1909)
CPI	.13171	-.072300
	(1169.6)	(-8868.1)
SP	-.3410E-5	-.1837E-4
	(-.030280)	(-2.2530)
Intercept	-6.0808	4.1137
	(-53995.3)	(504576.2)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรมีไม่มากนักที่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 2 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 โดยมีระดับนัยสำคัญ 1% ดังตาราง 6.3 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 2 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 2 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 1.1909 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 8868.1 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการ

บริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำแปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 2.253 หน่วย

ตารางที่ 6.3 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำรายไตรมาส (Dependent variable is dCAF)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCAF1	-1.5409	-5.9404	.000
dYD1	-.033709	-1.2554	.233
dCPI1	-1543.1	-1.5540	.146
dSP1	.22535	3.1455	.008
dCAF2	-1.0709	-4.6658	.001
dYD2	.0039357	.17123	.867
dCPI2	-1242.2	-1.0225	.327
dSP2	.092273	1.0487	.315
dCAF3	-1.1330	-5.2556	.000
dYD3	.4634E-3	.017747	.986
dCPI3	3051.4	3.2061	.008
dSP3	.20775	2.2407	.045
ecm1(-1)	.38293	1.5399	.150
ecm2(-1)	-.079232	-4.4006	.001

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCAF = CAF-CAF(-1)

dCAF1 = CAF(-1)-CAF(-2)

dYD1 = YD(-1)-YD(-2)

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

dSP1 = SP(-1)-SP(-2)

dCAF2 = CAF(-2)-CAF(-3)

dYD2 = YD(-2)-YD(-3)

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

dSP2 = SP(-2)-SP(-3)

dCAF3 = CAF(-3)-CAF(-4)

dYD3 = YD(-3)-YD(-4)

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

dSP3 = SP(-3)-SP(-4)

ecm1 = 1.0000*CAF + .029914*YD - 1169.6*CPI + .030280*SP + 53995.3

ecm2 = 1.0000*CAF - 1.1909*YD + 8868.1*CPI + 2.2530*SP - 504576.2

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.91354 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.4

ตารางที่ 6.4 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำรายไตรมาส

R-squared	.91354	R-bar-squared	.81988
S.E. of regression	2208.0	F-stat.	F(13,12) 9.7538[.000]
Mean of dep. variable	987.8077	S.D. of dep. variable	5202.7
Residual sum of squares	5.85E+07	Equation log-likelihood	-227.0372
Akaike info. criterion	-241.0372	Schwarz bayesian cri.	-249.8439
DW-statistic	3.0960	System log-likelihood	-776.3684

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 15.4971[.004]	F(4,8) = 2.9510[.090]
B: Functional form	CHSQ(1) = .013980[.906]	F(1,11) = .0059180[.940]
C: Normality	CHSQ(2) = 4.2219[.121]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 1.6246[.202]	F(1,24) = 1.5996[.218]

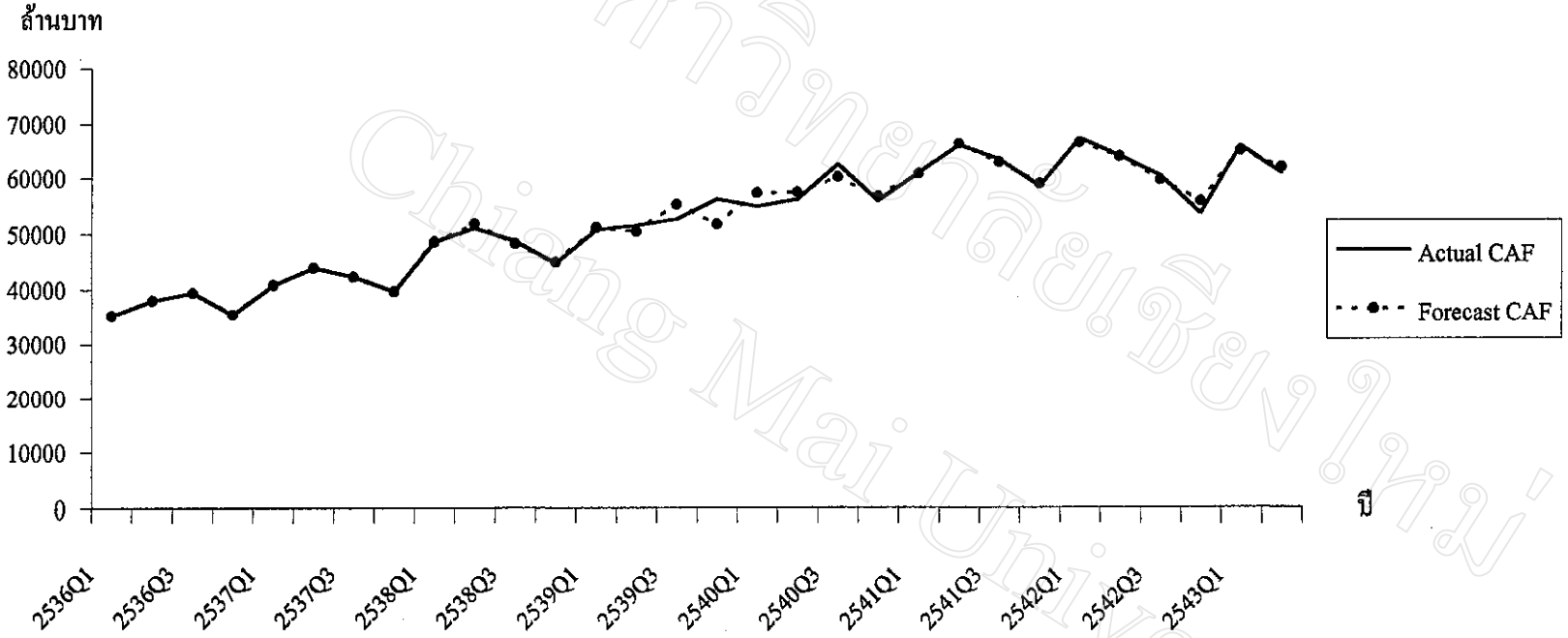
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0134 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0201 ดังภาพ 6.1

ภาพที่ 6.1 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำ (CAF) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	1558.046793	Theil's Inequality Coefficient	0.013452326
Mean Absolute Error	1135.824556	Bias Proportion	0.00037212
Mean Absolute Percentage Error	0.020119725	Variance Proportion	0.016519018
		Covariance Proportion	0.982683583

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

2. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำ (CORES) รายไตรมาส

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรแบบจำลองการบริโภครายไตรมาส หมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำ ได้กำหนดให้ CORES ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CORES มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, WSPI (ใช้ดัชนีราคาขายส่งแทนเนื่องจากไม่พบว่า CORES มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ CPI ซึ่งเป็นตัวแปรที่สำคัญที่จะต้องคงไว้) และ SP ในรูปแบบมีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 4 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 2 ซึ่งหมายถึง การมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 2 รูปแบบ และพบว่า รูปแบบความสัมพันธ์ทั้งสองเวกเตอร์ มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาขายส่งและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.5

ตารางที่ 6.5 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำรายไตรมาส

26 observations from 2537Q1 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CORES YD WSPI SP Intercept

List of eigenvalues in descending order: .85312 .71193 .34120 .24575 .0000

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	49.8712	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2*	32.3586	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	10.8509	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	7.3328	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	100.4135	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2*	50.5422	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	18.1836	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	7.3328	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2
CORES	-.2880E-3	-.1013E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.1050E-4	.5942E-5
	(.036455)	(.058660)
WSPI	-.0075917	-.0035094
	(-26.3585)	(-34.6424)
SP	-.1470E-4	-.1987E-4
	(-.051036)	(-.19618)
Intercept	-.70716	.075560
	(-2455.3)	(745.8818)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรส่วนใหญ่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของทั้งสองเวกเตอร์อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 1% และ 10% ตามลำดับ ดังตาราง 6.6 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 2 รูปแบบ เวกเตอร์ทั้งสองมีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยที่จากค่าสถิติของเวกเตอร์ 1 ดีกว่า และสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.036455 หน่วย เมื่อดัชนีราคาขายส่งเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 26.3585

หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.051036 หน่วย

ตารางที่ 6.6 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำรายไตรมาส (Dependent variable is dCORES)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCORES1	-.21855	-1.1573	.270
dYD1	-.023557	-2.3829	.035
dWSPI1	-98.4431	-1.1427	.275
dSP1	.11961	3.2838	.007
dCORES2	-.73634	-3.9589	.002
dYD2	-.012808	-1.7528	.105
dWSPI2	-144.2182	-1.6635	.122
dSP2	.10194	2.7603	.017
dCORES3	-.79812	-4.3301	.001
dYD3	-.0013764	-.20964	.837
dWSPI3	-76.1721	-.82492	.426
dSP3	.024937	.83193	.422
ecm1(-1)	-.79075	-3.9468	.002
ecm2(-1)	-.13058	-1.8531	.089

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCORES = CORES-CORES(-1)
dCORES1 = CORES(-1)-CORES(-2)
dYD1 = YD(-1)-YD(-2)
dWSPI1 = WSPI(-1)-WSPI(-2)
dSP1 = SP(-1)-SP(-2)
dCORES2 = CORES(-2)-CORES(-3)
dYD2 = YD(-2)-YD(-3)
dWSPI2 = WSPI(-2)-WSPI(-3)
dSP2 = SP(-2)-SP(-3)
dCORES3 = CORES(-3)-CORES(-4)
dYD3 = YD(-3)-YD(-4)
dWSPI3 = WSPI(-3)-WSPI(-4)
dSP3 = SP(-3)-SP(-4)

ecm1 = 1.0000*CORES - .036455*YD + 26.3585*WSPI + .051036*SP + 2455.3

ecm2 = 1.0000*CORES - .058660*YD + 34.6424*WSPI + .19618*SP - 745.8818

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่ดี คือ 0.84388 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.7

ตารางที่ 6.7 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำ รายไตรมาส

R-squared	.84388	R-bar-squared	.67475
S.E. of regression	695.5706	F-stat.	F(13,12) 4.9895[.004]
Mean of dep. variable	407.6538	S.D. of dep. variable	1219.6
Residual sum of squares	5805821	Equation log-likelihood	-197.0040
Akaike info. criterion	-211.0040	Schwarz bayesian cri.	-219.8107
DW-statistic	1.9119	System log-likelihood	-785.7496

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 8.3754[.079]	F(4,8)= .95041[.483]
B: Functional form	CHSQ(1) = 3.9427[.047]	F(1,11)= 1.9662[.188]
C: Normality	CHSQ(2) = .20104[.904]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .16523[.684]	F(1,24)= .15349[.699]

ที่มา : จากการคำนวณ

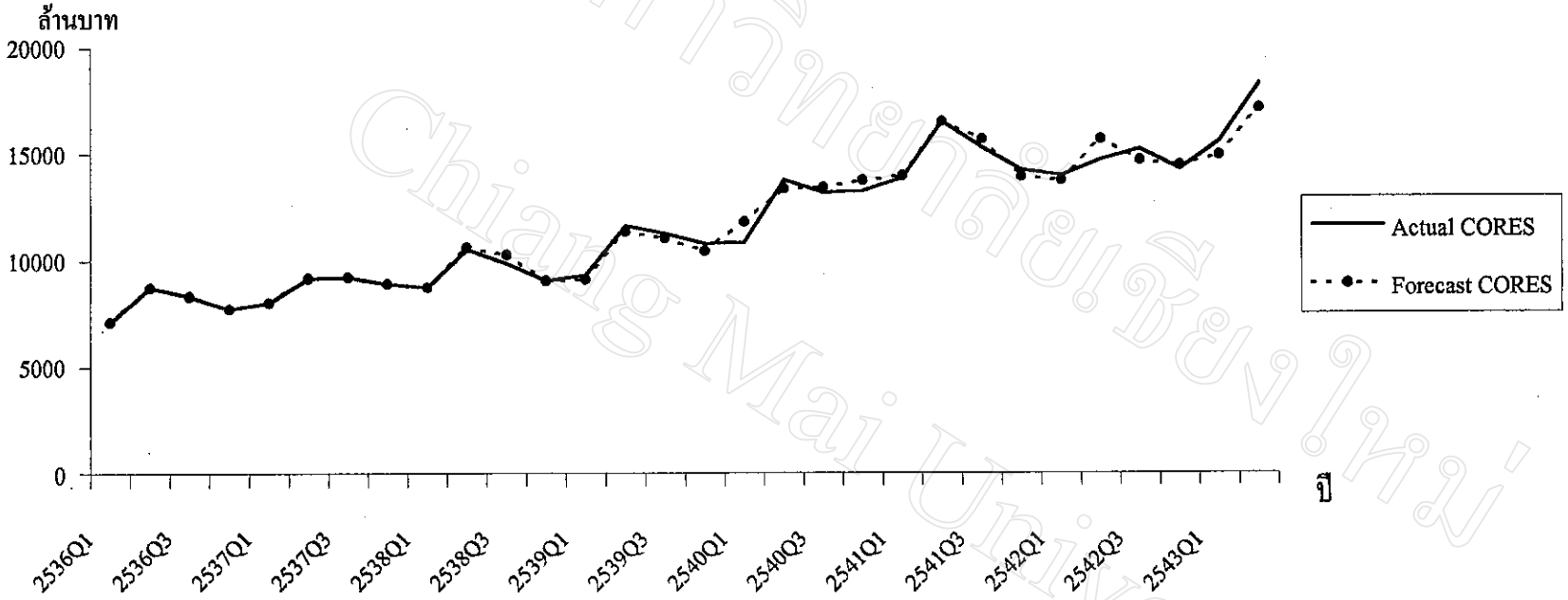
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0187 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0289 ดังภาพ 6.2

ภาพที่ 6.2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำ (CORES)

รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	497.5329195	Theil's Inequality Coefficient	0.018672574
Mean Absolute Error	388.0237524	Bias Proportion	0.001224861
Mean Absolute Percentage Error	0.028910372	Variance Proportion	0.053399455
		Covariance Proportion	0.943975844

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

3. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกาย (CFBT) รายไตรมาส

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกาย (CFBT) ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) ใน และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CFBT มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI, BLOPC และ SP ในรูปแบบ มีค่าคงที่ใน VAR model ด้วย order of VAR เท่ากับ 3 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 หมายถึง การมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 3 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงและสินเชื่อเพื่อการบริโภคมีผลต่อการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.8

ตารางที่ 6.8 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายรายไตรมาส

27 observations from 2536Q4 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CFBT YD CPI BLOPC SP

List of eigenvalues in descending order: .90970 .83284 .79971 .45339 .17889

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	64.9239	33.6400	31.0200
r <= 1	r = 2	48.2985	27.4200	24.9900
r <= 2	r = 3	43.4156	21.1200	19.0200
r <= 3	r = 4*	16.3083	14.8800	12.9800
r <= 4	r = 5	5.3217	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	178.2680	70.4900	66.2300
r <= 1	r >= 2	113.3441	48.8800	45.7000
r <= 2	r >= 3	65.0456	31.5400	28.7800
r <= 3	r >= 4*	21.6301	17.8600	15.7500
r <= 4	r = 5	5.3217	8.0700	6.5000

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
CFBT	.3366E-4	.2656E-4	-.4418E-4	.1986E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.4299E-6	.5591E-5	.1569E-4	.8759E-5
	(-.012772)	(-.21050)	(.35515)	(-.44094)
CPI	-.068999	.0026735	-.045962	-.055109
	(2049.8)	(-100.6629)	(-1040.3)	(2774.3)
BLOPC	-.6477E-5	-.1508E-4	.4515E-5	-.7081E-5
	(.19242)	(.56776)	(.10219)	(.35645)
SP	.1167E-4	.6546E-5	-.1071E-4	.9472E-5
	(-.34683)	(-.24646)	(-.24246)	(-.47683)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรส่วนใหญ่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1, 2 และ 3 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่มีเพียงเวกเตอร์ 1 และ 3 เท่านั้นที่มีนัยสำคัญทางสถิติ 5% และ 1% ตามลำดับ ดังตาราง 6.9 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 3 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.35515 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 1040.3 หน่วย เมื่อสินเชื่อเพื่อการบริโภคของ

ธนาคารพาณิชย์เปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.10219 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.24246 หน่วย

ตารางที่ 6.9 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายรายไตรมาส (Dependent variable is dCFBT)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
Intercept	80866.8	2.1790	.050
dCFBT1	.84847	3.5984	.004
dYD1	-.35497	-3.4402	.005
dCPI1	-7037.6	-2.4087	.033
dBLOPC1	-.12857	-1.0201	.328
dSP1	.14057	.63456	.538
dCFBT2	.058643	.25915	.800
dYD2	-.27939	-3.1578	.008
dCPI2	-1353.0	-.55746	.587
dBLOPC2	.081427	.91029	.381
dSP2	.78212	3.1241	.009
ecm1(-1)	-.51557	-2.2100	.047
ecm2(-1)	-.18463	-1.0031	.336
ecm3(-1)	-1.3699	-4.4739	.001
ecm4(-1)	.13644	.99107	.341

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCFBT = CFBT-CFBT(-1)

dCFBT1 = CFBT(-1)-CFBT(-2)

dYD1 = YD(-1)-YD(-2)

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

dBLOPC1 = BLOPC(-1)-BLOPC(-2)

dSP1 = SP(-1)-SP(-2)

dCFBT2 = CFBT(-2)-CFBT(-3)

dYD2 = YD(-2)-YD(-3)

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

dBLOPC2 = BLOPC(-2)-BLOPC(-3)

dSP2 = SP(-2)-SP(-3)

ecm1 = 1.0000*CFBT + .012772*YD - 2049.8*CPI - .19242*BLOPC + .34683*SP

ecm2 = 1.0000*CFBT + .21050*YD + 100.6629*CPI - .56776*BLOPC + .24646*SP

ecm3 = 1.0000*CFBT - .35515*YD + 1040.3*CPI - .10219*BLOPC + .24246*SP

ecm4 = 1.0000*CFBT + .44094*YD - 2774.3*CPI - .35645*BLOPC + .47683*SP

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.93497 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.10

ตารางที่ 6.10 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายรายไตรมาส

R-squared	.93497	R-bar-squared	.85909
S.E. of regression	6930.5	F-stat.	F(14,12) 12.3228[.000]
Mean of dep. variable	4126.7	S.D. of dep. variable	18462.7
Residual sum of squares	5.76E+08	Equation log-likelihood	-266.1432
Akaike info. criterion	-281.1432	Schwarz bayesian cri.	-290.8620
DW-statistic	1.9787	System log-likelihood	-1116.0

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 6.6257[.157]	F(4,8) = .65040[.643]
B: Functional form	CHSQ(1) = 2.7108[.100]	F(1,11) = 1.2276[.292]
C: Normality	CHSQ(2) = 4.3738[.112]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .16618[.684]	F(1,25) = .15482[.697]

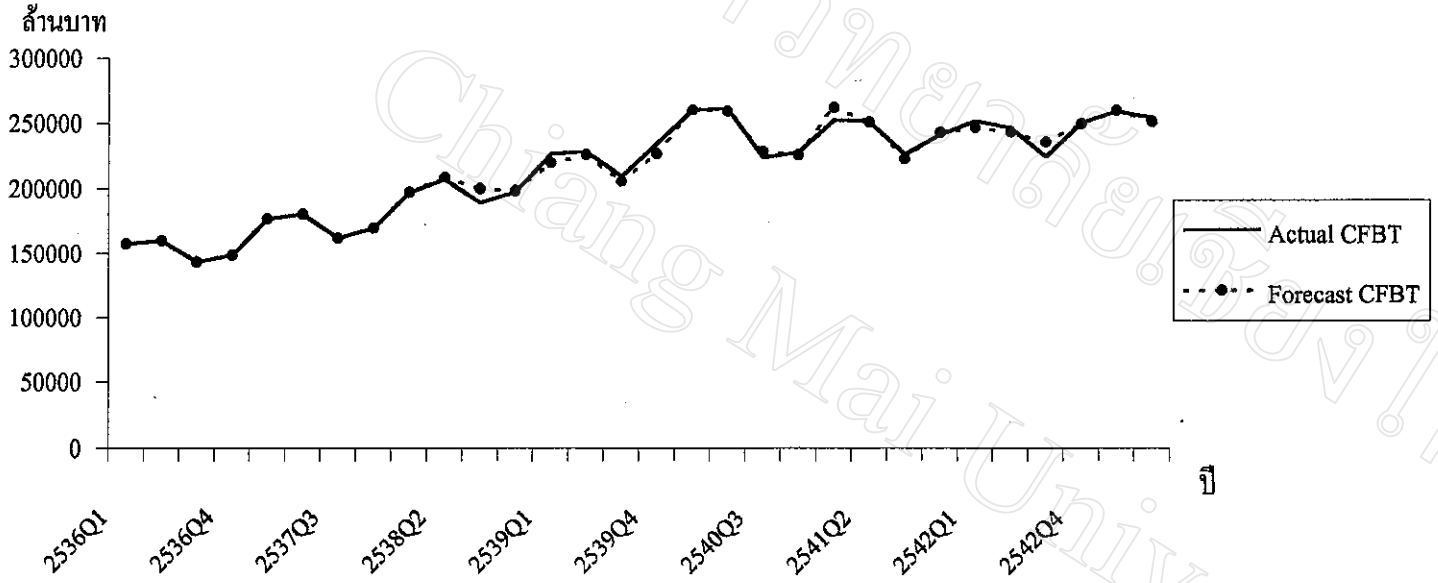
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0109 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0171 ดังภาพ 6.3

ภาพที่ 6.3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกาย (CFBT) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	5144.494437	Theil's Inequality Coefficient	0.01089913
Mean Absolute Error	3893.63293	Bias Proportion	1.30299E-06
Mean Absolute Percentage Error	0.017141167	Variance Proportion	0.017964184
		Covariance Proportion	0.982033024

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

4. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์ (COTRANSP) รายไตรมาส

ในการศึกษาแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์ (COTRANSP) ได้กำหนดให้ COTRANSP ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า COTRANSP มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI, LNWE และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน VAR model ด้วย order of VAR เท่ากับ 3 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 2 หมายถึงการมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 2 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์แรกมีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงและความมั่งคั่งมีผลต่อการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์ในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์ในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.11

ตารางที่ 6.11 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์รายไตรมาส

27 observations from 2536Q4 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: COTRANSP YD CPI LNWE SP

List of eigenvalues in descending order: .94959 .69124 .46875 .38180 .045226

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	80.6622	33.6400	31.0200
r <= 1	r = 2*	31.7300	27.4200	24.9900
r <= 2	r = 3	17.0781	21.1200	19.0200
r <= 3	r = 4	12.9854	14.8800	12.9800
r <= 4	r = 5	1.2496	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	143.7052	70.4900	66.2300
r <= 1	r >= 2*	63.0430	48.8800	45.7000
r <= 2	r >= 3	31.3130	31.5400	28.7800
r <= 3	r >= 4	14.2349	17.8600	15.7500
r <= 4	r = 5	1.2496	8.0700	6.5000

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2
COTRANSP	.8491E-4	.1159E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.1942E-5	-.2842E-4
	(.022873)	(.24524)
CPI	.11270	-.013016
	(-1327.3)	(112.3142)
LNWE	-6.6837	2.6967
	(78717.6)	(-23269.3)
SP	.1824E-4	.1702E-4
	(-.21484)	(-.14685)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรไม่มากนักที่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 โดยมีระดับนัยสำคัญ 5% ดังตาราง 6.12 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 2 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 1 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์เปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.022873 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์เปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 1327.3 หน่วย เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของความมั่งคั่ง

เปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าสัมบรูณ์ในการเปลี่ยนแปลงของค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์เปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 78717.6 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์เปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.21484 หน่วย

ตารางที่ 6.12 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์รายไตรมาส (Dependent variable is dCOTRANSP)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
Intercept	-1229129	-3.2274	.006
dCOTRANSP1	-.25801	-.41602	.684
dYD1	.070750	.92797	.369
dCPI1	-3134.6	-2.2496	.041
dLNWE1	-14542.8	-.17449	.864
dSP1	.19928	1.6079	.130
dCOTRANSP2	.32694	.89477	.386
dYD2	.039369	.65699	.522
dCPI2	1294.2	.84619	.412
dLNWE2	108542.3	1.3019	.214
dSP2	.16563	1.1662	.263
ecm1(-1)	-1.0550	-3.0025	.010
ecm2(-1)	.57763	1.2044	.248

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCOTRANSP = COTRANSP-COTRANSP(-1)

dCOTRANSP1 = COTRANSP(-1)-COTRANSP(-2)

dYD1 = YD(-1)-YD(-2)

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

dLNWE1 = LNWE(-1)-LNWE(-2)

dSP1 = SP(-1)-SP(-2)

dCOTRANSP2=COTRANSP(-2)-COTRANSP(-3)

dYD2 = YD(-2)-YD(-3)

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

dLNWE2 = LNWE(-2)-LNWE(-3)

dSP2 = SP(-2)-SP(-3)

ecm1 = 1.0000*COTRANSP - .022873*YD + 1327.3*CPI - 78717.6*LNWE + .21484*SP

ecm2 = 1.0000*COTRANSP - .24524*YD - 112.3142*CPI + 23269.3*LNWE + .14685*SP

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่ดี คือ 0.80201 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.13

ตารางที่ 6.13 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์รายไตรมาส

R-squared	.80201	R-bar-squared	.63230
S.E. of regression	4138.5	F-stat.	F(12,14) 4.7259[.004]
Mean of dep. variable	1923.7	S.D. of dep. variable	6824.9
Residual sum of squares	2.40E+08	Equation log-likelihood	-254.3030
Akaike info. criterion	-267.3030	Schwarz bayesian cri.	-275.7259
DW-statistic	1.8085	System log-likelihood	-717.4509

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 5.1314[.274]	F(4,10) = .58662[.680]
B: Functional form	CHSQ(1) = 5.0342[.025]	F(1,13) = 2.9794[.108]
C: Normality	CHSQ(2) = .41387[.813]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .16794[.682]	F(1,25) = .15647[.696]

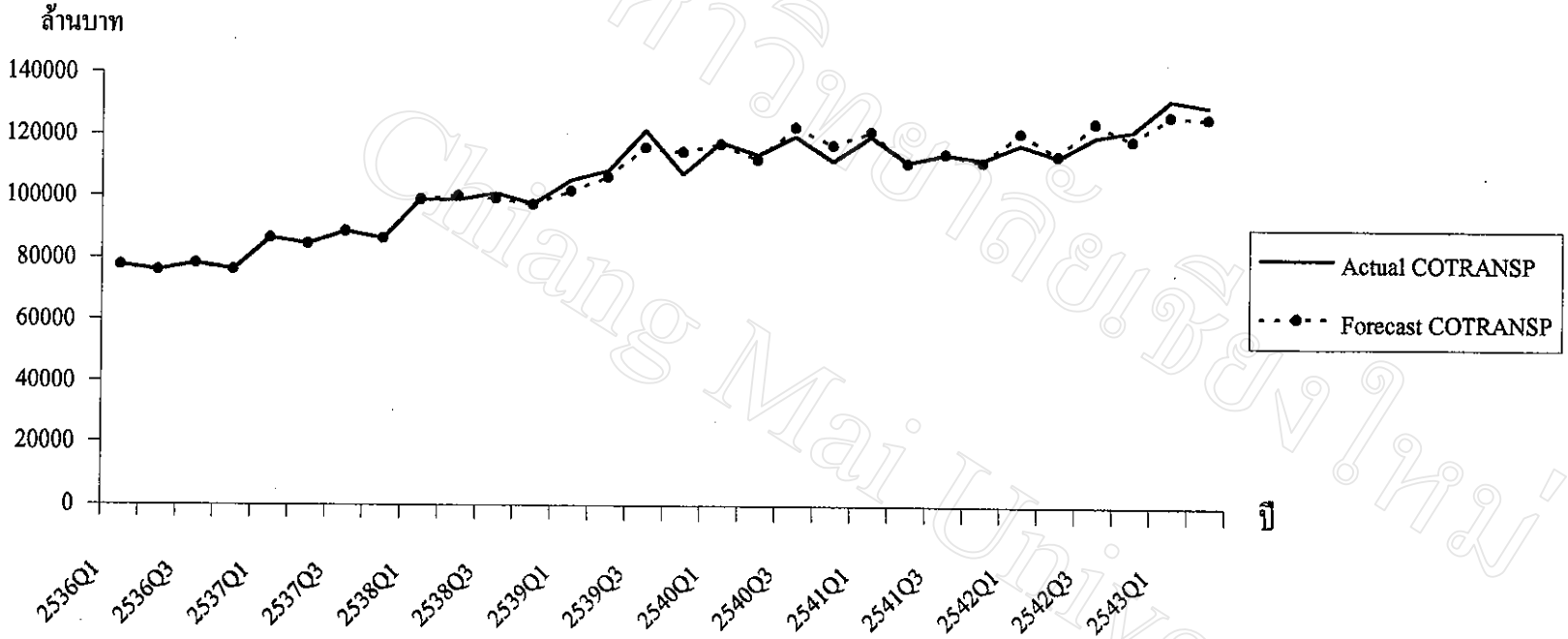
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์ให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0143 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0226 ดังภาพ 6.4

ภาพที่ 6.4 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์ (COTRANSP) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	3291.018651	Theil's Inequality Coefficient	0.014346436
Mean Absolute Error	2628.623514	Bias Proportion	0.000224395
Mean Absolute Percentage Error	0.022612906	Variance Proportion	0.007791713
		Covariance Proportion	0.99172744

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

5. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์ (CMM) รายไตรมาส

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์ (CMM) ได้กำหนดให้ CMM ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CMM มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD และ WSPI (ใช้ดัชนีราคาขายส่งแทนเนื่องจากไม่พบว่า CMM มีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ CPI) ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 6 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 3 (full rank) หมายถึงการมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ 3 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของทั้งเวกเตอร์ 1 และเวกเตอร์ 3 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์ในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาขายส่งมีผลต่อการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์ในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.14

ตารางที่ 6.14 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์รายไตรมาส

24 observations from 2537Q3 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CMM YD WSPI Intercept

List of eigenvalues in descending order: .99675 .68994 .49388 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	137.4632	22.0400	19.8600
r <= 1	r = 2	28.1037	15.8700	13.8100
r <= 2	r = 3*	16.3436	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	181.9105	34.8700	31.9300
r <= 1	r >= 2	44.4473	20.1800	17.8800
r <= 2	r = 3*	16.3436	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3
CMM	-.1557E-3	.3835E-4	.3918E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.5988E-4	.1679E-5	-.3481E-6
	(.38457)	(-.043777)	(.0088842)
WSPI	-.57335	-.047881	.022581
	(-3682.5)	(1248.5)	(-576.3072)
Intercept	26.6895	2.7422	-4.0713
	(171421.9)	(-71507.3)	(103904.7)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรส่วนใหญ่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 2 และ 3 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่มีเพียงค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 3 เท่านั้นที่มีนัยสำคัญทางสถิติ 5% ดังตาราง 6.15 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 3 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์เปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.0088842 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาขายส่งเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์เปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 576.3072 หน่วย

ตารางที่ 6.15 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์รายไตรมาส (Dependent variable is dCMM)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCMM1	-2.2870	-2.8987	.027
dYD1	.70020	3.5098	.013
dWSPI1	-4717.5	-3.4566	.014
dCMM2	-1.7321	-3.2152	.018
dYD2	.52516	3.0253	.023
dWSPI2	-4289.9	-3.1541	.020
dCMM3	-.83574	-1.5802	.165
dYD3	.46815	3.1815	.019
dWSPI3	-2875.8	-2.5334	.044
dCMM4	-.17531	-.52354	.619
dYD4	.32055	3.1054	.021
dWSPI4	-923.3757	-2.3241	.059
dCMM5	.26190	.74748	.483
dYD5	.20053	2.2199	.068
dWSPI5	-1454.3	-2.3395	.058
ecm1(-1)	1.5871	3.4098	.014
ecm2(-1)	-.078186	-.68206	.521
ecm3(-1)	-.27772	-2.3709	.055

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCMM = CMM-CMM(-1)
dCMM1 = CMM(-1)-CMM(-2)
dYD1 = YD(-1)-YD(-2)
dWSPI1 = WSPI(-1)-WSPI(-2)
dCMM2 = CMM(-2)-CMM(-3)
dYD2 = YD(-2)-YD(-3)
dWSPI2 = WSPI(-2)-WSPI(-3)
dCMM3 = CMM(-3)-CMM(-4)
dYD3 = YD(-3)-YD(-4)
dWSPI3 = WSPI(-3)-WSPI(-4)
dCMM4 = CMM(-4)-CMM(-5)
dYD4 = YD(-4)-YD(-5)
dWSPI4 = WSPI(-4)-WSPI(-5)
dCMM5 = CMM(-5)-CMM(-6)
dYD5 = YD(-5)-YD(-6)
dWSPI5 = WSPI(-5)-WSPI(-6)

ecm1 = 1.0000*CMM - .38457*YD + 3682.5*WSPI - 171421.9

ecm2 = 1.0000*CMM + .043777*YD - 1248.5*WSPI + 71507.3

ecm3 = 1.0000*CMM - .0088842*YD + 576.3072*WSPI - 103904.7

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.90512 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.16

ตารางที่ 6.16 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์รายไตรมาส

R-squared	.90512	R-bar-squared	.63629
S.E. of regression	2989.6	F-stat.	F(17,6) 3.3669[.070]
Mean of dep. variable	-124.7083	S.D. of dep. variable	4957.1
Residual sum of squares	5.36E+07	Equation log-likelihood	-209.4882
Akaike info. criterion	-227.4882	Schwarz bayesian cri.	-238.0907
DW-statistic	2.8069	System log-likelihood	-445.2085

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 21.6861[.000]	F(4,2) = 4.6861[.184]
B: Functional form	CHSQ(1) = .012571[.911]	F(1,5) = .0026203[.961]
C: Normality	CHSQ(2) = .63443[.728]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .48902[.484]	F(1,22) = .45760[.506]

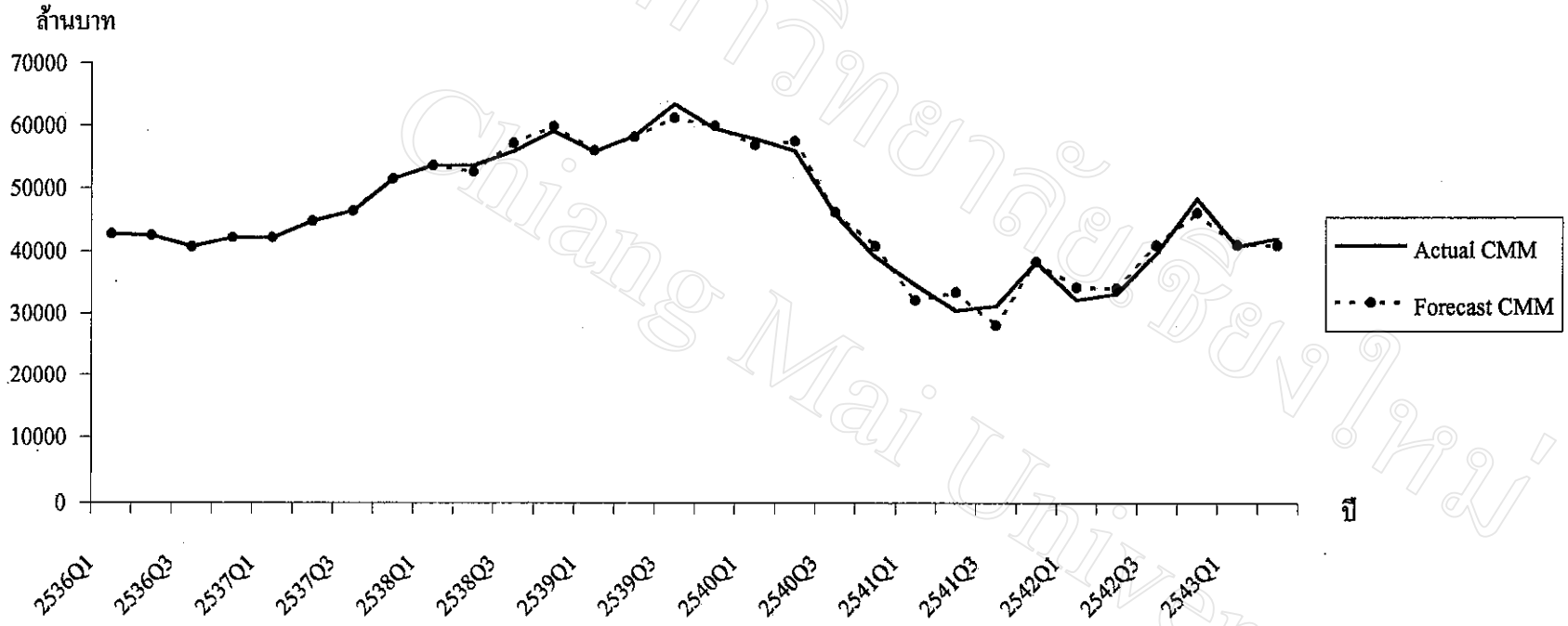
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์ให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0165 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0316 ดังภาพ 6.5

ภาพที่ 6.5 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์ (CMM) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	1570.942318	Theil's Inequality Coefficient	0.016530064
Mean Absolute Error	1269.804172	Bias Proportion	3.17849E-06
Mean Absolute Percentage Error	0.031621695	Variance Proportion	0.003901013
		Covariance Proportion	0.996092176

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหาร (CSTRADE) รายไตรมาส

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหาร (CSTRADE) ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) และในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CSTRADE มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI, LNWE และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน VAR model ด้วย order of VAR เท่ากับ 2 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 5 (full rank) หมายถึงการมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 5 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 2 และ 3 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงและความมั่งคั่งมีผลต่อการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.17

ตารางที่ 6.17 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารรายไตรมาส

28 observations from 2536Q3 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CSTRADE YD CPI LNWE SP

List of eigenvalues in descending order: .77776 .57534 .54313 .46689 .26786

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	42.1125	33.6400	31.0200
r <= 1	r = 2	23.9813	27.4200	24.9900
r <= 2	r = 3	21.9340	21.1200	19.0200
r <= 3	r = 4	17.6127	14.8800	12.9800
r <= 4	r = 5*	8.7299	8.0700	6.5000

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	114.3703	70.4900	66.2300
r <= 1	r >= 2	72.2578	48.8800	45.7000
r <= 2	r >= 3	48.2766	31.5400	28.7800
r <= 3	r >= 4	26.3426	17.8600	15.7500
r <= 4	r = 5*	8.7299	8.0700	6.5000

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4	Vector 5
CSTRADE	-.2558E-4	-.8471E-4	-.3339E-6	.6619E-4	.1950E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.6197E-5	.1244E-5	.2443E-5	-.1303E-4	-.1621E-5
	(-.24227)	(.014684)	(7.3183)	(.19686)	(.083130)
CPI	.010673	-.12820	-.029120	.0022215	-.035783
	(417.2843)	(-1513.4)	(-87221.3)	(-33.5636)	(1834.6)
LNWE	2.3205	4.5940	1.2281	1.3565	1.0922
	(90720.2)	(54231.5)	(3678385)	(-20494.4)	(-55995.1)
SP	.3386E-5	-.4540E-6	-.9641E-5	-.3494E-5	.1010E-4
	(.13239)	(-.0053593)	(-28.8767)	(.052784)	(-.51804)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรมีไม่มากนักที่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 และ 2 เท่านั้นอยู่ในช่วง 0 ถึง –2 และมีนัยสำคัญทางสถิติ 1% และ 5% ตามลำดับ ดังตาราง 6.18 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 5 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 2 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.014684 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 1513.4

หน่วย เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของความมั่งคั่งเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าสัมบรูณ์ในการเปลี่ยนแปลงของค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 54231.5 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.0053593 หน่วย

ตารางที่ 6.18 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารรายไตรมาส (Dependent variable is dCSTRADE)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
Intercept	-700161.7	-3.7643	.002
dCSTRADE1	.21490	1.0396	.313
dYD1	.091195	3.0667	.007
dCPI1	452.4046	.48785	.632
dLNWE1	60935.5	.92418	.368
dSP1	-.16128	-1.8212	.086
ecm1(-1)	-.38613	-5.6189	.000
ecm2(-1)	-.50875	-2.2356	.039
ecm3(-1)	.5770E-3	.64320	.529
ecm4(-1)	-.23348	-1.3130	.207
ecm5(-1)	-.044469	-.84858	.408

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

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

dCSTRADE1 = CSTRADE(-1)-CSTRADE(-2) dLNWE1 = LNWE(-1)-LNWE(-2)

dYD1 = YD(-1)-YD(-2) dSP1 = SP(-1)-SP(-2)

ecm1 = 1.0000*CSTRADE + .24227*YD - 417.2843*CPI - 90720.2*LNWE - .13239*SP

ecm2 = 1.0000*CSTRADE - .014684*YD + 1513.4*CPI - 54231.5*LNWE + .0053593*SP

ecm3 = 1.0000*CSTRADE - 7.3183*YD + 87221.3*CPI - 3678385*LNWE + 28.8767*SP

ecm4 = 1.0000*CSTRADE - .19686*YD + 33.5636*CPI + 20494.4*LNWE - .052784*SP

ecm5 = 1.0000*CSTRADE - .083130*YD - 1834.6*CPI + 55995.1*LNWE + .51804*SP

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่พอใช้ได้ คือ 0.7873 โดยในแบบจำลองไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.19

ตารางที่ 6.19 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารรายไตรมาส

R-squared	.78730	R-bar-squared	.66218
S.E. of regression	2686.7	F-stat.	F(10,17) 6.2923[.000]
Mean of dep. variable	1052.8	S.D. of dep. variable	4622.5
Residual sum of squares	1.23E+08	Equation log-likelihood	-253.8347
Akaike info. criterion	-264.8347	Schwarz bayesian cri.	-272.1618
DW-statistic	2.2020	System log-likelihood	-767.5356

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 4.9021[.297]	F(4,13) = .68975[.612]
B: Functional form	CHSQ(1) = .15017[.698]	F(1,16) = .086276[.773]
C: Normality	CHSQ(2) = 3.0287[.220]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .15109[.697]	F(1,26) = .14106[.710]

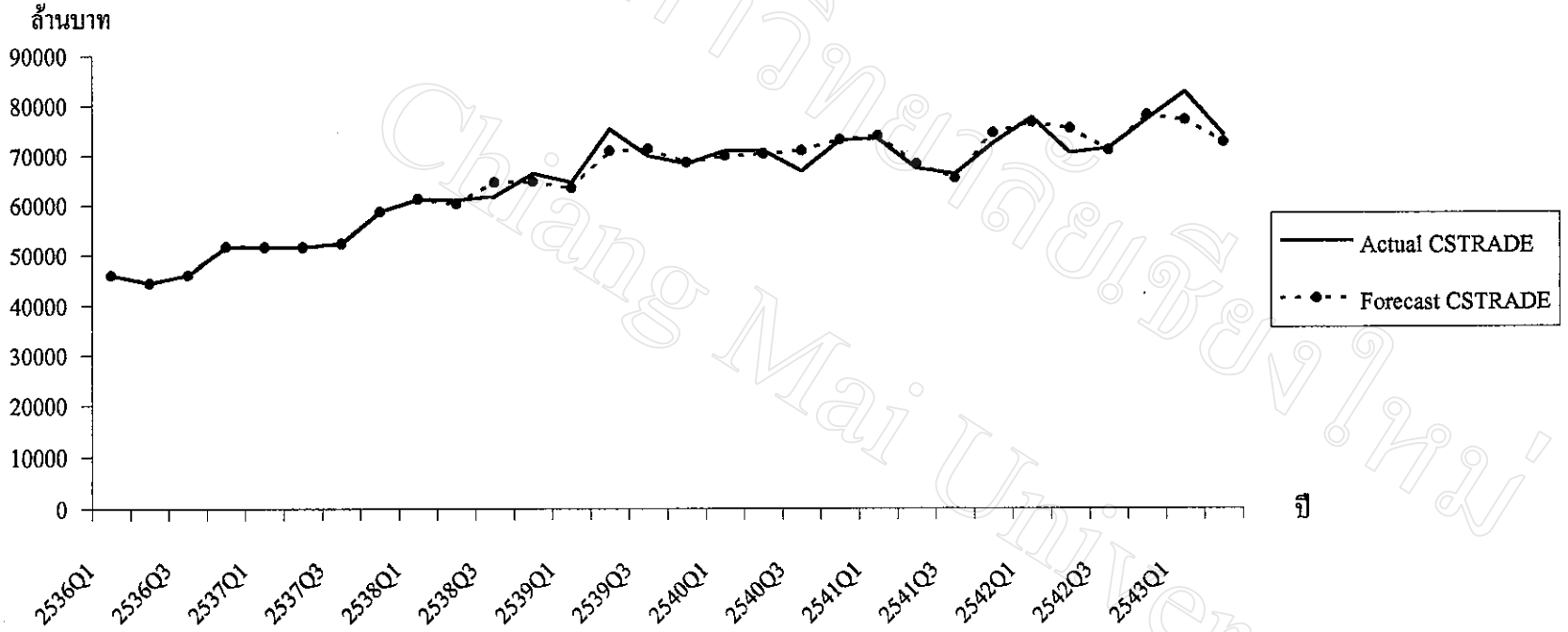
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0169 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0246 ดังภาพ 6.6

ภาพที่ 6.6. ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหาร (CSTRADE) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	2383.079896	Theil's Inequality Coefficient	0.016889538
Mean Absolute Error	1751.659331	Bias Proportion	0.000187898
Mean Absolute Percentage Error	0.024623194	Variance Proportion	0.050731183
		Covariance Proportion	0.948866179

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

7. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสาร (CTRANSP) รายไตรมาส

ในการศึกษาแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสาร (CTRANSP) ได้กำหนดให้ CTRANSP ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CTRANSP มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI, LNWE และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 4 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 5 (full rank) หมายถึง การมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 5 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 4 และ 5 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงและความมั่งคั่งมีผลต่อการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.20

ตารางที่ 6.20 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารรายไตรมาส

observations from 2537Q1 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CTRANSP YD CPI LNWE SP Intercept

List of eigenvalues in descending order: .99467 .96490 .76578 .57864 .36988 .0000

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	136.1042	34.4000	31.7300
r <= 1	r = 2	87.0886	28.2700	25.8000
r <= 2	r = 3	37.7393	22.0400	19.8600
r <= 3	r = 4	22.4712	15.8700	13.8100
r <= 4	r = 5*	12.0081	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	295.4114	75.9800	71.8100
r <= 1	r >= 2	159.3072	53.4800	49.9500
r <= 2	r >= 3	72.2186	34.8700	31.9300
r <= 3	r >= 4	34.4793	20.1800	17.8800
r <= 4	r = 5*	12.0081	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4	Vector 5
CTRANSP	.4538E-3	-.8860E-4	-.3438E-3	-.5652E-3	.3935E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.3987E-4	.2878E-4	-.2201E-5	.8666E-6	-.1429E-5
	(.087860)	(.32485)	(-.0064020)	(.0015333)	(.0036306)
CPI	-.0053931	-.0092647	-.45061	-.19333	.25876
	(11.8831)	(-104.5705)	(-1310.6)	(-342.0796)	(-657.6516)
LNWE	2.3527	-8.2716	18.9483	12.8736	-13.8856
	(-5184.0)	(-93361.4)	(55110.3)	(22779.0)	(35290.6)
SP	.5133E-4	.5105E-5	-.6634E-4	-.5865E-4	.3600E-4
	(-.11310)	(.057618)	(-.19294)	(-.10377)	(-.091491)
Intercept	-36.5033	118.6167	-225.9714	-150.9389	171.6889
	(80431.2)	(1338820)	(-657229.1)	(-267076.5)	(-436352.3)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรมีเพียงค่าสถิติของสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 4 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 และมีนัยสำคัญทางสถิติ 5% ดังตาราง 6.21 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 5 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 4 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสาร

เปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.0015333 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 342.0796 หน่วย เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของความมั่งคั่งเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าสัมบรูณ์ในการเปลี่ยนแปลงของค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 22779 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.10377 หน่วย

ตารางที่ 6.21 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารรายไตรมาส (Dependent variable is dCTRANSP)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
DCTRANSP1	.53976	.56514	.592
dYD1	-.0051342	-.089950	.931
dCPI1	-1943.3	-1.8283	.117
DLNWE1	-21495.2	-.43961	.676
dSP1	-.12620	-.81712	.445
dCTRANSP2	.24661	.38505	.713
dYD2	-.031754	-.88649	.409
dCPI2	1753.0	1.1987	.276
dLNWE2	-49430.7	-.91037	.398
dSP2	-.043035	-.30487	.771
dCTRANSP3	.17890	.63031	.552
dYD3	.016527	.58528	.580
dCPI3	660.7600	.97137	.369
dLNWE3	-89570.1	-1.7838	.125
dSP3	-.23683	-1.3769	.218
ecm1(-1)	-.15062	-.22394	.830
ecm2(-1)	-.22876	-1.7422	.132
ecm3(-1)	1.0911	2.1413	.076
ecm4(-1)	-1.9789	-2.3626	.056
ecm5(-1)	-.29023	-.49773	.636

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCTRANSP = CTRANSP-CTRANSP(-1)
dCTRANSP1 = CTRANSP(-1)-CTRANSP(-2)
dYD1 = YD(-1)-YD(-2)
dCPI1 = CPI(-1)-CPI(-2)
dLNWE1 = LNWE(-1)-LNWE(-2)
dSP1 = SP(-1)-SP(-2)
dCTRANSP2 = CTRANSP(-2)-CTRANSP(-3)
dYD2 = YD(-2)-YD(-3)
dCPI2 = CPI(-2)-CPI(-3)
dLNWE2 = LNWE(-2)-LNWE(-3)
dSP2 = SP(-2)-SP(-3)
dCTRANSP3 = CTRANSP(-3)-CTRANSP(-4)
dYD3 = YD(-3)-YD(-4)
dCPI3 = CPI(-3)-CPI(-4)
dLNWE3 = LNWE(-3)-LNWE(-4)
dSP3 = SP(-3)-SP(-4)

ecm1 = 1.0000*CTRANSP - .087860*YD - 11.8831*CPI + 5184.0*LNWE + .11310*SP - 80431.2

ecm2 = 1.0000*CTRANSP - .32485*YD + 104.5705*CPI + 93361.4*LNWE - .057618*SP - 1338820

ecm3 = 1.0000*CTRANSP + .0064020*YD + 1310.6*CPI - 55110.3*LNWE + .19294*SP + 657229.1

ecm4 = 1.0000*CTRANSP - .0015333*YD + 342.0796*CPI - 22779.0*LNWE + .10377*SP + 267076.5

ecm5 = 1*CTRANSP - .0036306*YD + 657.6516*CPI - 35290.6*LNWE + .091491*SP + 436352.3

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.90506 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.22

ตารางที่ 6.22 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้าและการสื่อสารรายไตรมาส

R-squared	.90506	R-bar-squared	.60442
S.E. of regression	1482.0	F-stat.	F(19,6) 3.0105[.088]
Mean of dep. variable	587.1154	S.D. of dep. variable	2356.4
Residual sum of squares	1.32E+07	Equation log-likelihood	-207.6603
Akaike info. criterion	-227.6603	Schwarz bayesian cri.	-240.2413
DW-statistic	2.9201	System log-likelihood	-547.4510

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 24.3510[.000]	F(4,2) = 7.3837[.123]
B: Functional form	CHSQ(1) = 10.2202[.001]	F(1,5) = 3.2384[.132]
C: Normality	CHSQ(2) = .51515[.773]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .16647[.683]	F(1,24) = .15465[.698]

ที่มา : จากการคำนวณ

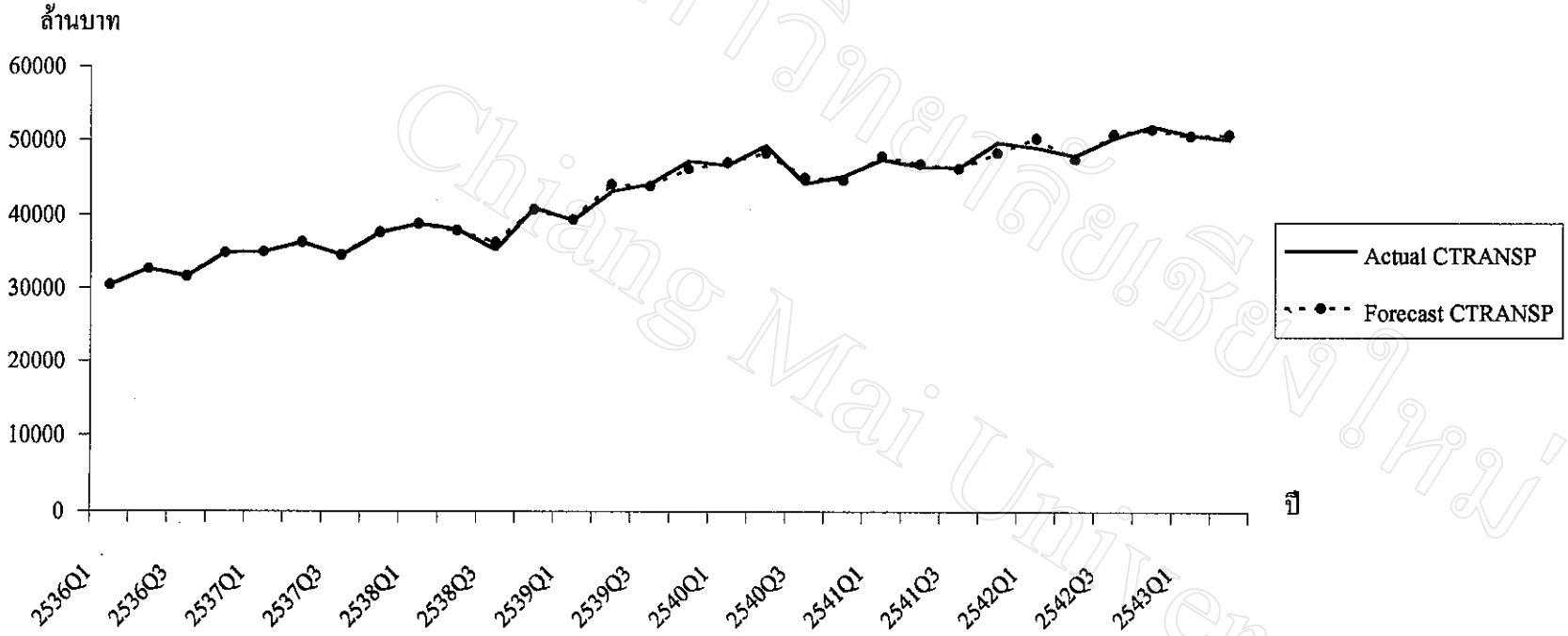
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0075 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0125 ดังภาพ 6.7

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.7 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสาร (CTRANSP) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	688.6303917	Theil's Inequality Coefficient	0.007476018
Mean Absolute Error	573.3032314	Bias Proportion	0.000823347
Mean Absolute Percentage Error	0.012493978	Variance Proportion	0.037133179
		Covariance Proportion	0.961102506

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

8. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรม (CSBUS) รายไตรมาส

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรม (CSBUS) ได้กำหนดให้ CSBUS ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้นจากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CSBUS มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 4 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 2 หมายถึงการมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 2 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของทั้งสองเวกเตอร์มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.23

ตารางที่ 6.23 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมรายไตรมาส

26 observations from 2537Q1 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CSBUS YD CPI SP Intercept

List of eigenvalues in descending order: .83047 .68730 .38922 .22029 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	46.1427	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2*	30.2251	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	12.8184	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	6.4696	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	95.6557	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2*	49.5130	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	19.2879	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	6.4696	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2
CSBUS	.1318E-3	-.7719E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.1545E-4	.1467E-4
	(.11730)	(.19000)
CPI	.054952	-.067450
	(-417.0716)	(-873.8326)
SP	.2335E-5	-.3068E-4
	(-.017720)	(-.39746)
Intercept	-2.4808	5.0461
	(18828.8)	(65373.2)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรส่วนน้อยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 โดยมีระดับนัยสำคัญ 1% ดังตาราง 6.24 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 2 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 1 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.1173 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 417.0716 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคหมวด

บริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.01772 หน่วย

ตารางที่ 6.24 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมรายไตรมาส (Dependent variable is dCSBUS)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCSBUS1	-.30521	-.98929	.342
dYD1	.018911	.50964	.620
dCPI1	-1462.7	-1.7447	.107
dSP1	-.072706	-1.2950	.220
dCSBUS2	-.46465	-1.4277	.179
dYD2	-.019310	-.65421	.525
dCPI2	1450.5	1.7033	.114
dSP2	-.069024	-.98539	.344
dCSBUS3	-.24055	-1.1703	.265
dYD3	.010990	.44042	.667
dCPI3	-879.6715	-1.5466	.148
dSP3	-.25021	-3.1498	.008
ecm1(-1)	-.98566	-4.1860	.001
ecm2(-1)	.38096	2.7613	.017

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCSBUS = CSBUS-CSBUS(-1)
dCSBUS1 = CSBUS(-1)-CSBUS(-2)
dYD1 = YD(-1)-YD(-2)
dCPI1 = CPI(-1)-CPI(-2)
dSP1 = SP(-1)-SP(-2)
dCSBUS2 = CSBUS(-2)-CSBUS(-3)
dYD2 = YD(-2)-YD(-3)
dCPI2 = CPI(-2)-CPI(-3)
dSP2 = SP(-2)-SP(-3)
dCSBUS3 = CSBUS(-3)-CSBUS(-4)
dYD3 = YD(-3)-YD(-4)
dCPI3 = CPI(-3)-CPI(-4)
dSP3 = SP(-3)-SP(-4)

ecm1 = 1.0000*CSBUS - .11730*YD + 417.0716*CPI + .017720*SP - 18828.8

ecm2 = 1.0000*CSBUS - .19000*YD + 873.8326*CPI + .39746*SP - 65373.2

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่พอใช้ได้ คือ 0.77204 โดยในแบบจำลองไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.25

ตารางที่ 6.25 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมรายไตรมาส

R-squared	.77204	R-bar-squared	.52509
S.E. of regression	1787.2	F-stat.	F(13,12) 3.1263[.028]
Mean of dep. variable	672.2308	S.D. of dep. variable	2593.4
Residual sum of squares	3.83E+07	Equation log-likelihood	-221.5395
Akaike info. criterion	-235.5395	Schwarz bayesian cri.	-244.3461
DW-statistic	2.3848	System log-likelihood	-775.1333

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 19.2513[.001]	F(4,8) = 5.7052[.018]
B: Functional form	CHSQ(1) = 1.8814[.170]	F(1,11) = .85808[.374]
C: Normality	CHSQ(2) = 2.3552[.308]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .022522[.881]	F(1,24) = .020807[.887]

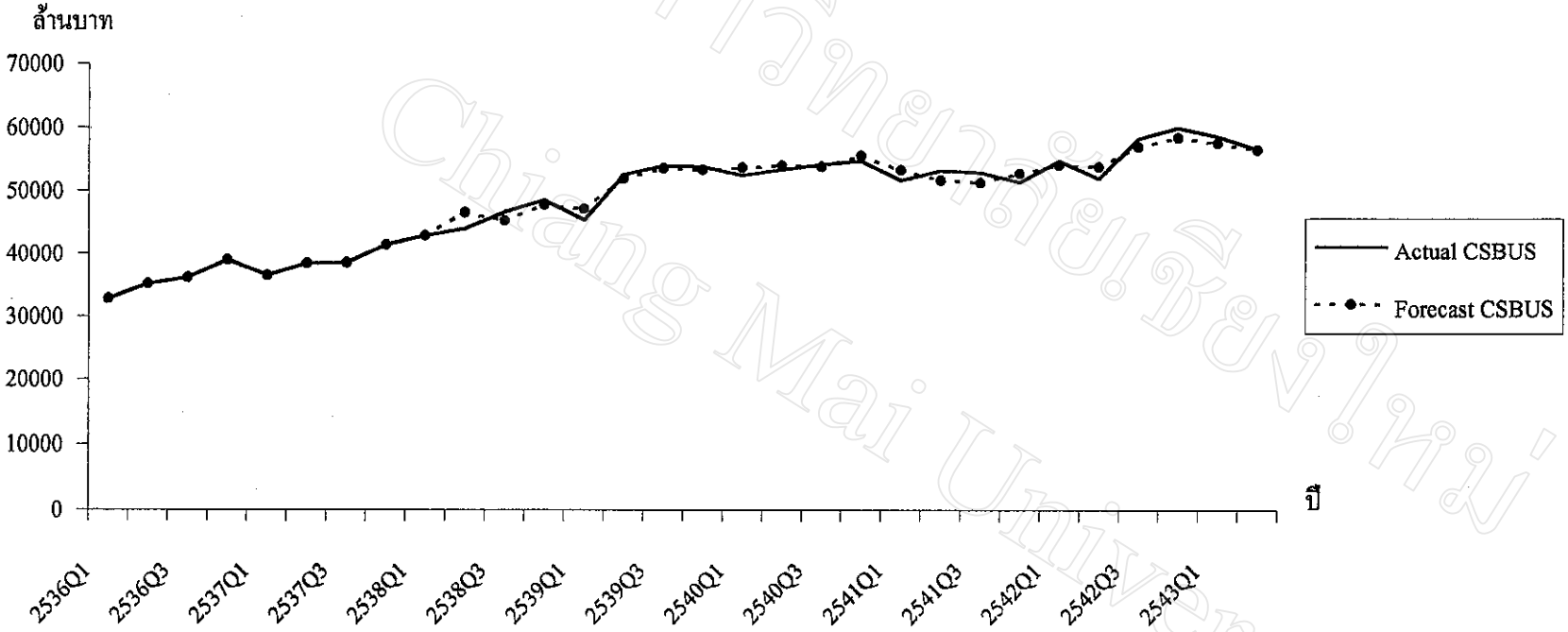
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0119 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0216 ดังภาพ 6.8

ภาพที่ 6.8 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรม (CSBUS) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	1258.987657	Theil's Inequality Coefficient	0.011924453
Mean Absolute Error	1109.805314	Bias Proportion	8.78207E-06
Mean Absolute Percentage Error	0.021657267	Variance Proportion	0.14875484
		Covariance Proportion	0.851226341

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

9. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคล (CCOMMU) รายไตรมาส

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองการบริโภครายไตรมาสหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคล (CCOMMU) ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องใช้ LNWE แทน WE เพื่อให้มี order of integration ลดลงมาเป็น I(1) และในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CCOMMU มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD และ CPI ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี eigenvalue trace statistic เท่ากับ 1 หมายถึงการมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาวรูปแบบเดียว และพบว่ามีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคลในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้ามีผลต่อการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคลในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.26

ตารางที่ 6.26 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคลรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CCOMMU YD CPI Intercept

List of eigenvalues in descending order: .56578 .45781 .15541 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	20.8551	22.0400	19.8600
r <= 1	r = 2	15.3035	15.8700	13.8100
r <= 2	r = 3	4.2225	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1*	40.3811	34.8700	31.9300
r <= 1	r >= 2	19.5260	20.1800	17.8800
r <= 2	r = 3	4.2225	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1
CCOMMU	-.2036E-3
	(-1.0000)
YD	.1182E-4
	(.058034)
CPI	-.0045697
	(-22.4426)
Intercept	-1.0601
	(-5206.5)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรส่วนใหญ่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 1% ดังตาราง 6.27 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ จึงสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคลเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.058034 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคลเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 22.4426 หน่วย

ตารางที่ 6.27 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคลรายไตรมาส (Dependent variable is dCCOMMU)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCCOMMU1	-.30584	-1.2833	.224
dYD1	-.022439	-1.3754	.194
dCPI1	-495.5408	-1.5484	.147
dCCOMMU2	-.44723	-1.9956	.069
dYD2	-.024842	-1.9433	.076

dCPI2	89.3573	.22554	.825
dCCOMMU3	-.59484	-3.2996	.006
dYD3	-.016209	-1.4222	.180
dCPI3	-101.9912	-.26685	.794
dCCOMMU4	-.047633	-.24117	.813
dYD4	-.010825	-1.0037	.335
dCPI4	103.0447	.29125	.776
ecm1(-1)	-.66385	-3.3443	.006

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCCOMMU = CCOMMU-CCOMMU(-1)

dCCOMMU1 = CCOMMU(-1)-CCOMMU(-2)

dYD1 = YD(-1)-YD(-2)

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

dCCOMMU2 = CCOMMU(-2)-CCOMMU(-3)

dYD2 = YD(-2)-YD(-3)

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

dCCOMMU3 = CCOMMU(-3)-CCOMMU(-4)

dYD3 = YD(-3)-YD(-4)

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

dCCOMMU4 = CCOMMU(-4)-CCOMMU(-5)

dYD4 = YD(-4)-YD(-5)

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

ecm1 = 1.0000*CCOMMU - .058034*YD + 22.4426*CPI + 5206.5

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่ดี คือ 0.83675 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.28

ตารางที่ 6.28 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคล รายไตรมาส

R-squared	.83675	R-bar-squared	.67349
S.E. of regression	974.8795	F-stat.	F(12,12) 5.1255[.004]
Mean of dep. variable	462.3600	S.D. of dep. variable	1706.1
Residual sum of squares	1.14E+07	Equation log-likelihood	-198.3567
Akaike info. criterion	-211.3567	Schwarz bayesian cri.	-219.2794
DW-statistic	2.2642	System log-likelihood	-501.6180

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 6.7103[.152]	F(4,8) = .73378[.594]
B: Functional form	CHSQ(1) = .8963E-3[.976]	F(1,11) = .3944E-3[.985]
C: Normality	CHSQ(2) = .043628[.978]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 2.4642[.116]	F(1,23) = 2.5150[.126]

ที่มา : จากการคำนวณ

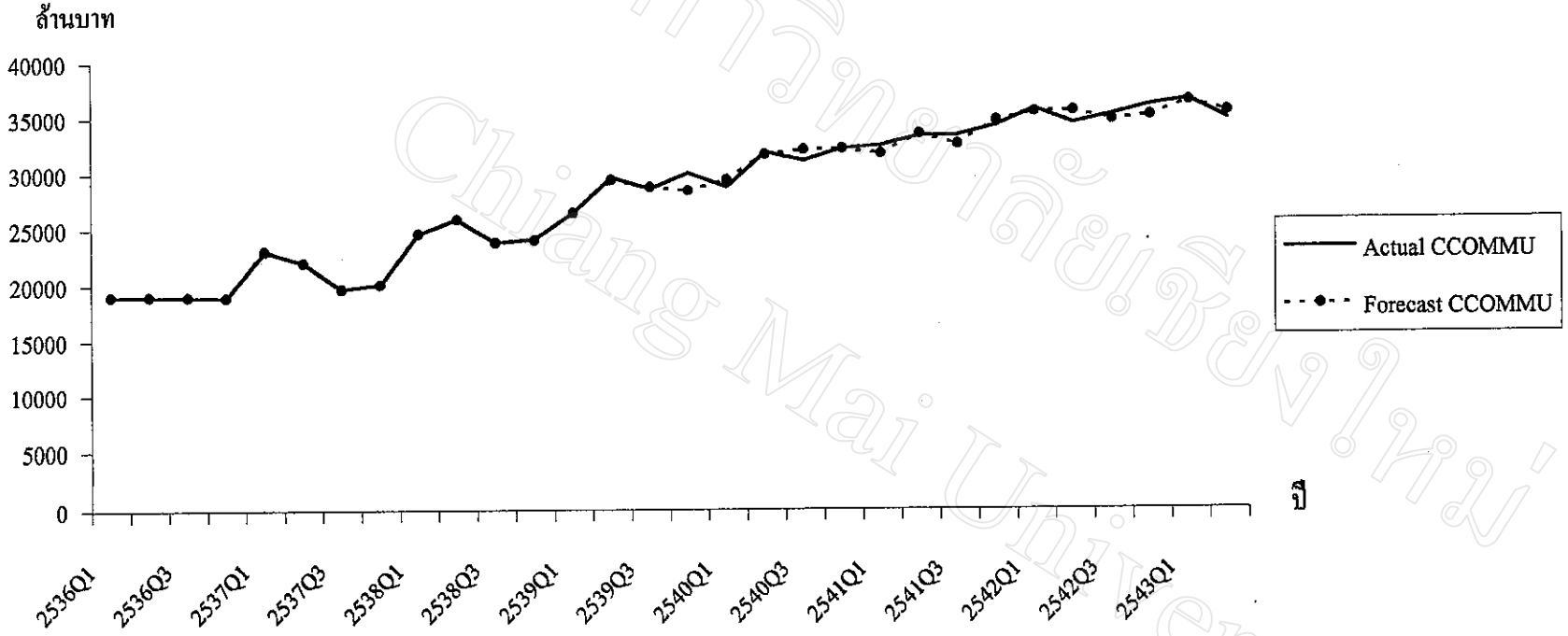
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการชุมชนสังคม และบริการส่วนบุคคลให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0101 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0143 ดังภาพ 6.9

ภาพที่ 6.9 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคล (CCOMMU)

รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	632.5413116	Theil's Inequality Coefficient	0.010075109
Mean Absolute Error	462.6802007	Bias Proportion	0.004528107
Mean Absolute Percentage Error	0.014343451	Variance Proportion	0.001381907
		Covariance Proportion	0.988915007

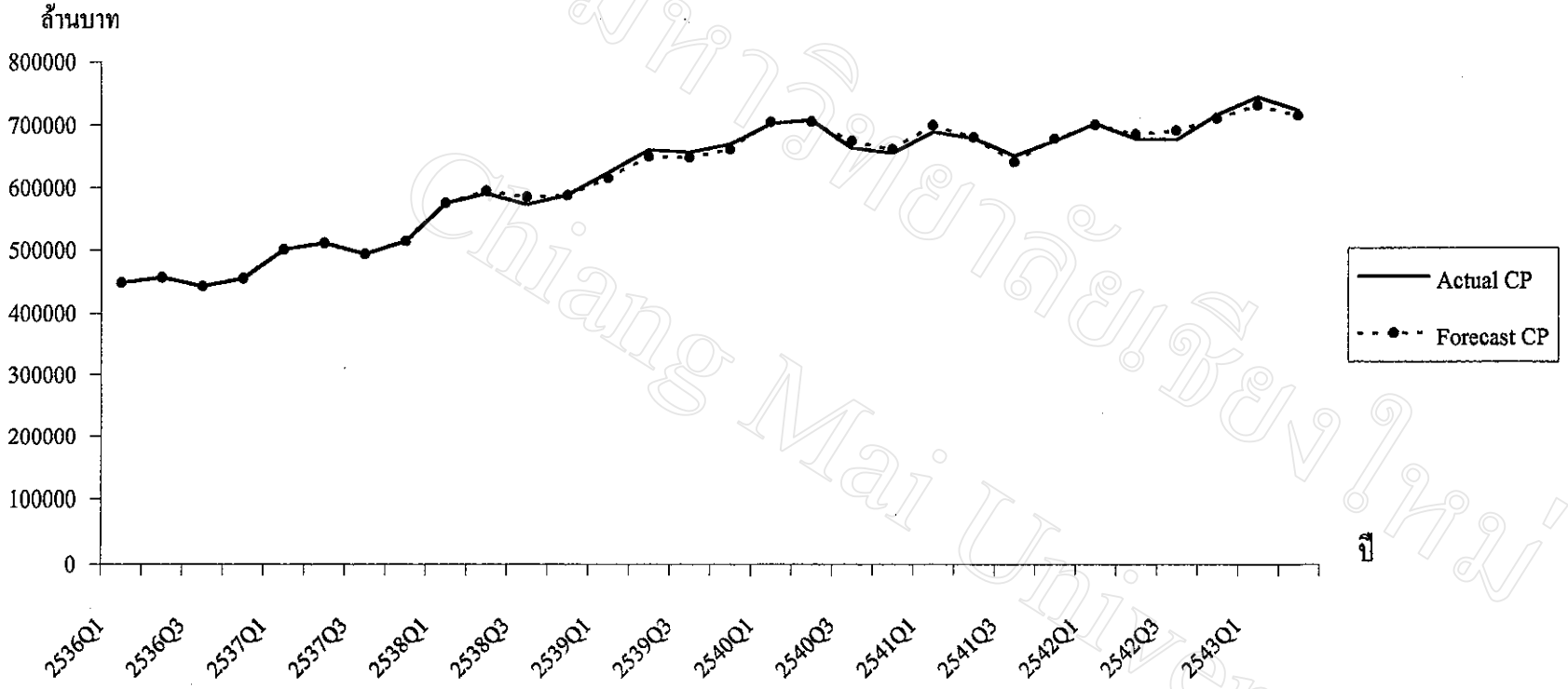
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองการบริโภครายไตรมาสในแต่ละ sector นั้น ทำให้ได้ผลการศึกษาสมการเอกลักษณ์ (identity equations) ของแบบจำลองการบริโภคของภาคเอกชน (CP) เป็นที่น่าพอใจ พิจารณาจาก ผลการทำ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองให้ผลของค่าสถิติที่ดี มีค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0061 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0108 ดังภาพ 6.10

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.10 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคของภาคเอกชน (CP) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	8174.886451	Theil's Inequality Coefficient	0.006120251
Mean Absolute Error	7155.494148	Bias Proportion	0.000128827
Mean Absolute Percentage Error	0.010795626	Variance Proportion	0.039756068
		Covariance Proportion	0.959967873

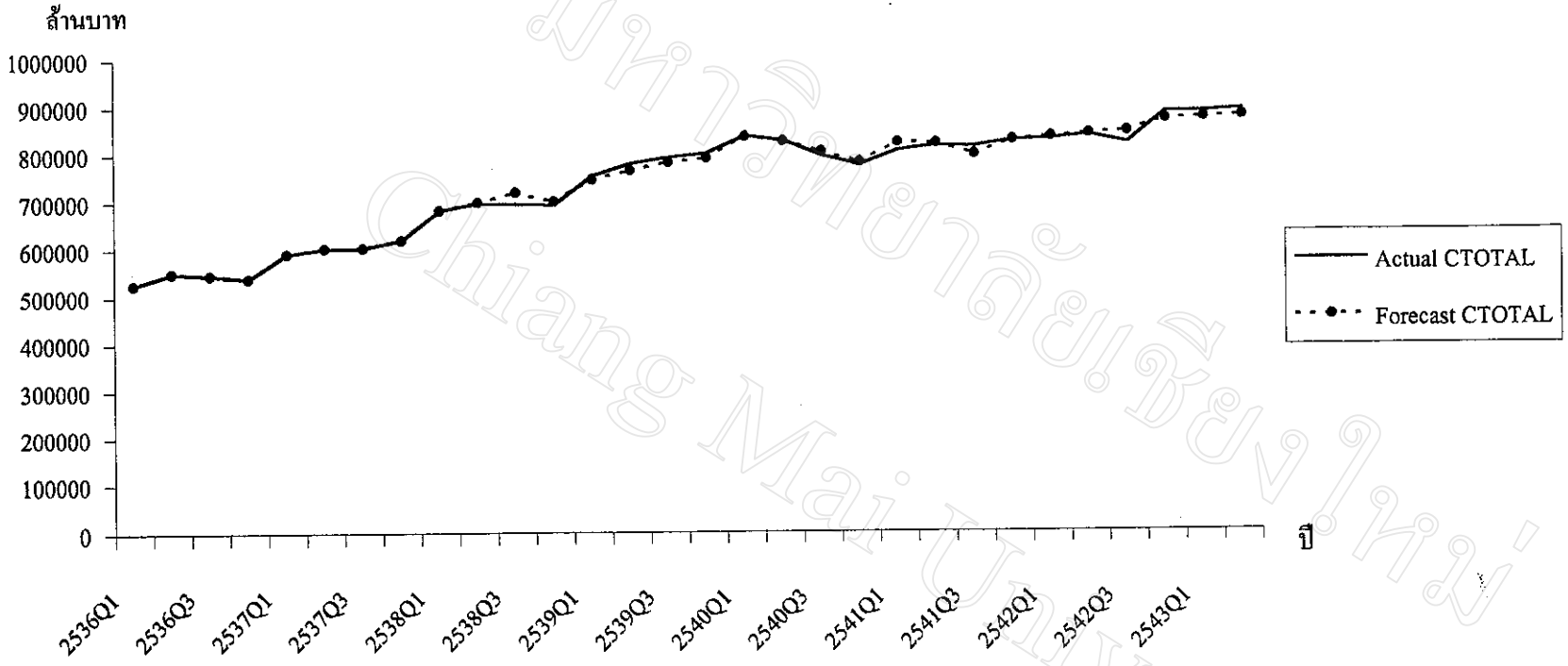
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

และจากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองการบริโภคภาคเอกชน และแบบจำลองการบริโภคภาครัฐบาลรายไตรมาสที่ได้นำข้อมูลจากแบบจำลองเศรษฐมิติสำหรับภาครัฐบาลของประเทศไทย ที่จัดทำโดย ชัยวัฒน์ นิ่มอนุสสรณ์กุล ทำให้ได้ผลการศึกษาสมการเอกลักษณ์ของแบบจำลองการบริโภครวมของประเทศไทย (CTOTAL) รายไตรมาส เป็นที่น่าพอใจ พิจารณาจาก ผลการทำ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองมีค่าสถิติที่ดี มีค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0074 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0121 ดังภาพ 6.11

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.11 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภค (CTOTAL) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	11846.75142	Theil's Inequality Coefficient	0.007360273
Mean Absolute Error	9663.55961	Bias Proportion	0.000150586
Mean Absolute Percentage Error	0.012120801	Variance Proportion	0.114432241
		Covariance Proportion	0.885245075

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

10. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน (SH) รายไตรมาส

ในการศึกษาแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือนรายไตรมาส ได้กำหนดให้ SH ขึ้นอยู่กับ YD, LD, ITD3, IMLR, BLOPC และ INF จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องตัด LD ออก เนื่องจากมี order of integration น้อยกว่า SH และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า SH มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, ITD3 และ BLOPC ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 (full rank) ซึ่งหมายถึงการมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่า เวกเตอร์ 1, 2 และ 3 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากมีผลต่อการออมภาคครัวเรือนในทิศทางเดียวกัน ส่วนเครดิตเพื่อการบริโภคมีผลต่อการออมภาคครัวเรือนในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.29

ตารางที่ 6.29 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือนรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: SH YD ITD3 BLOPC Intercept

List of eigenvalues in descending order: .99643 .94268 .62668 .58391 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	140.8937	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	71.4783	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	24.6333	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4*	21.9214	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	258.9266	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	118.0329	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	46.5547	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4*	21.9214	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
SH	.2507E-5	.6469E-4	.5379E-4	.7743E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.3059E-4	-.7464E-4	-.3403E-4	.2707E-4
	(12.2037)	(1.1539)	(.63259)	(-3.4962)
ITD3	-.18666	-.43329	-.0027839	.35480
	(74471.0)	(6697.8)	(51.7520)	(-45822.9)
BLOPC	.2476E-4	.5645E-4	.2773E-4	-.2665E-4
	(-9.8797)	(-.87254)	(-.51556)	(3.4423)
Intercept	9.9742	19.5453	3.8692	-7.8254
	(-3979330)	(-302130.5)	(-71928.1)	(1010667)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองส่วนน้อยที่ตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 2, 3 และ 4 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่มีเพียงค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ 5% ดังตาราง 6.30 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 1.1539 หน่วย เมื่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้การออมภาคครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 6697.8 หน่วย และเมื่อสินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์เปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.87254 หน่วย

ตารางที่ 6.30 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือนรายไตรมาส

(Dependent variable is dSH)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dSH1	.50397	2.0121	.100
dYD1	-.20457	-.93955	.391
dITD31	3059.8	2.9535	.032

dBLOPC1	.29101	1.1817	.290
dSH2	.58668	1.0839	.328
dYD2	-.12476	-.82748	.446
dITD32	4246.8	3.5208	.017
dBLOPC2	.074350	.42587	.688
dSH3	-.63551	-1.1850	.289
dYD3	-.14672	-1.2061	.282
dITD33	3186.8	1.9768	.105
dBLOPC3	-.26840	-3.1343	.026
dSH4	.91708	2.3322	.067
dYD4	-.12311	-1.5640	.179
dITD34	-2757.0	-1.2204	.277
dBLOPC4	-.17720	-2.7101	.042
ecm1(-1)	.025544	3.5259	.017
ecm2(-1)	-.50619	-2.7105	.042
ecm3(-1)	-.26431	-1.6999	.150
ecm4(-1)	-.044308	-1.9795	.105

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dSH = SH-SH(-1)

dSH1 = SH(-1)-SH(-2)

dYD1 = YD(-1)-YD(-2)

dITD31 = ITD3(-1)-ITD3(-2)

dBLOPC1 = BLOPC(-1)-BLOPC(-2)

dSH2 = SH(-2)-SH(-3)

dYD2 = YD(-2)-YD(-3)

dITD32 = ITD3(-2)-ITD3(-3)

dBLOPC2 = BLOPC(-2)-BLOPC(-3)

dSH3 = SH(-3)-SH(-4)

dYD3 = YD(-3)-YD(-4)

dITD33 = ITD3(-3)-ITD3(-4)

dBLOPC3 = BLOPC(-3)-BLOPC(-4)

dSH4 = SH(-4)-SH(-5)

dYD4 = YD(-4)-YD(-5)

dITD34 = ITD3(-4)-ITD3(-5)

dBLOPC4 = BLOPC(-4)-BLOPC(-5)

ecm1 = 1.0000*SH -12.2037*YD - 74471.0*ITD3 + 9.8797*BLOPC + 3979330

ecm2 = 1.0000*SH - 1.1539*YD - 6697.8*ITD3 + .87254*BLOPC + 302130.5

ecm3 = 1.0000*SH - .63259*YD - 51.7520*ITD3 + .51556*BLOPC + 71928.1

ecm4 = 1.0000*SH + 3.4962*YD + 45822.9*ITD3 - 3.4423*BLOPC - 1010667

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.96654 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.31

ตารางที่ 6.31 ค่าสถิติของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือนรายไตรมาส

R-squared	.96654	R-bar-squared	.83937
S.E. of regression	2890.5	F-stat.	F(19,5) 7.6008[.017]
Mean of dep. variable	1780.2	S.D. of dep. variable	7212.1
Residual sum of squares	4.18E+07	Equation log-likelihood	-214.5849
Akaike info. criterion	-234.5849	Schwarz bayesian cri.	-246.7736
DW-statistic	2.3893	System log-likelihood	-677.4393

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 8.5612[.003]	F(1,4) = 2.0832[.222]
B: Functional form	CHSQ(1) = 20.2635[.000]	F(1,4) = 17.1125[.014]
C: Normality	CHSQ(2) = .35765[.836]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .0048421[.945]	F(1,23) = .0044556[.947]

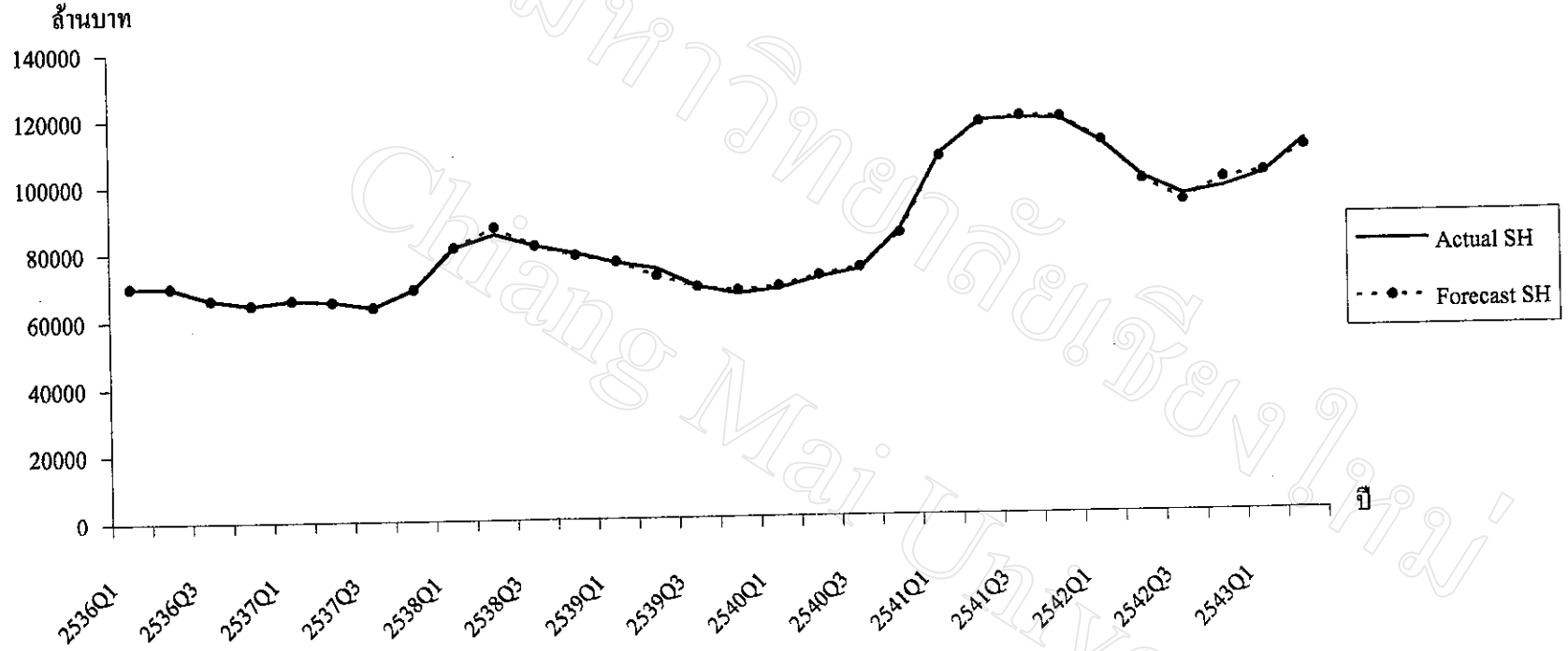
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคการออมภาคครัวเรือนให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0063 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0107 ดังภาพ 6.12

ภาพที่ 6.12 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน (SH) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	1172.824302	Theil's Inequality Coefficient	0.006359241
Mean Absolute Error	942.3400236	Bias Proportion	0.001119405
Mean Absolute Percentage Error	0.010686697	Variance Proportion	0.002196636
		Covariance Proportion	0.995404639

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

11. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจ (SB) รายไตรมาส

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจรายไตรมาส ได้กำหนดให้ SB ขึ้นอยู่กับ NI, ITD3, IMLR, BLOPC, NFDI, PFI และ PF นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ต้องตัด PFI ออกเนื่องจากมี order of integration น้อยกว่า SB และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า SB มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ NI, ITD3 และ BLOPC ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 (full rank) ซึ่งหมายถึง การมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 2 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ประชาชาติและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากมีผลต่อการออมภาคธุรกิจในทิศทางเดียวกัน ส่วนสินเชื่อเพื่อการบริโภคมีผลต่อการออมภาคธุรกิจในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 6.32

ตารางที่ 6.32 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจรายไตรมาส

25 observations from 2537Q2 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: SB NI ITD3 BLOPC Intercept

List of eigenvalues in descending order: .97263 .80082 .73786 .51228 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	89.9578	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	40.3384	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	33.4722	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4*	17.9501	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	181.7185	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	91.7607	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	51.4222	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4*	17.9501	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
SB	.3444E-4	-.1148E-3	-.1009E-3	-.4883E-6
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
NI	.6906E-4	.4347E-4	-.1692E-4	-.2379E-4
	(-2.0050)	(.37875)	(-.16763)	(-48.7160)
ITD3	-.22062	.35591	.56617	.13379
	(6405.2)	(3101.2)	(5608.5)	(273998.9)
BLOPC	-.5897E-4	-.3643E-4	.2456E-4	.1797E-4
	(1.7121)	(-.31739)	(.24330)	(36.7999)
Intercept	-22.1706	-13.9994	-.99410	7.6626
	(643677.0)	(-121980.1)	(-9847.7)	(1.57E+07)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนน้อยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 และ2 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญทางสถิติ 1% และ 5% ตามลำดับ ดังตาราง 6.33 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ประชาชาติเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคธุรกิจเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.37875 หน่วย เมื่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้การออมภาคธุรกิจเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 3101.2 หน่วย และสินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์เปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคธุรกิจเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.31739 หน่วย

ตารางที่ 6.33 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจรายไตรมาส

(Dependent variable is dSB)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dSB1	.72881	1.2906	.253
dNI1	.17616	.70425	.513
dITD31	-16067.4	-3.3104	.021
dBLOPC1	-.26600	-.93137	.394

dSB2	.21266	.41396	.696
dNI2	.25762	1.1635	.297
dITD32	4664.5	1.9656	.107
dBLOPC2	.22317	.82916	.445
dSB3	-.63092	-1.4093	.218
dNI3	.20701	1.1022	.321
dITD33	4149.9	1.8934	.117
dBLOPC3	.67715	3.0785	.028
dSB4	.82306	1.5475	.182
dNI4	-.11369	-1.2721	.259
dITD34	2428.9	1.2031	.283
dBLOPC4	.37544	3.5434	.017
ecm1(-1)	-.55371	-4.1642	.009
ecm2(-1)	-1.2703	-2.8666	.035
ecm3(-1)	.78429	2.0125	.100
ecm4(-1)	.0019651	1.0358	.348

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dSB = SB-SB(-1)

dSB1 = SB(-1)-SB(-2)

dNI1 = NI(-1)-NI(-2)

dITD31 = ITD3(-1)-ITD3(-2)

dBLOPC1 = BLOPC(-1)-BLOPC(-2)

dSB2 = SB(-2)-SB(-3)

dNI2 = NI(-2)-NI(-3)

dITD32 = ITD3(-2)-ITD3(-3)

dBLOPC2 = BLOPC(-2)-BLOPC(-3)

dSB3 = SB(-3)-SB(-4)

dNI3 = NI(-3)-NI(-4)

dITD33 = ITD3(-3)-ITD3(-4)

dBLOPC3 = BLOPC(-3)-BLOPC(-4)

dSB4 = SB(-4)-SB(-5)

dNI4 = NI(-4)-NI(-5)

dITD34 = ITD3(-4)-ITD3(-5)

dBLOPC4 = BLOPC(-4)-BLOPC(-5)

ecm1 = 1.0000*SB + 2.0050*NI - 6405.2*ITD3 - 1.7121*BLOPC - 643677.0

ecm2 = 1.0000*SB - .37875*NI - 3101.2*ITD3 + .31739*BLOPC + 121980.1

ecm3 = 1.0000*SB + .16763*NI - 5608.5*ITD3 - .24330*BLOPC + 9847.7

ecm4 = 1.0000*SB + 48.7160*NI - 273998.9*ITD3 - 36.7999*BLOPC - 1.57E+07

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.93301 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.34

ตารางที่ 6.34 ค่าสถิติของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจรายไตรมาส

R-squared	.93301	R-bar-squared	.67844
S.E. of regression	3860.4	F-stat.	F(19,5) 3.6651[.078]
Mean of dep. variable	-1083.8	S.D. of dep. variable	6807.7
Residual sum of squares	7.45E+07	Equation log-likelihood	-221.8187
Akaike info. criterion	-241.8187	Schwarz bayesian cri.	-254.0074
DW-statistic	2.4883	System log-likelihood	-698.9172

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 2.9787[.084]	F(1,4) = .54106[.503]
B: Functional form	CHSQ(1) = 13.2496[.000]	F(1,4) = 4.5103[.101]
C: Normality	CHSQ(2) = 4.2057[.122]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .0011271[.973]	F(1,23) = .0010370[.975]

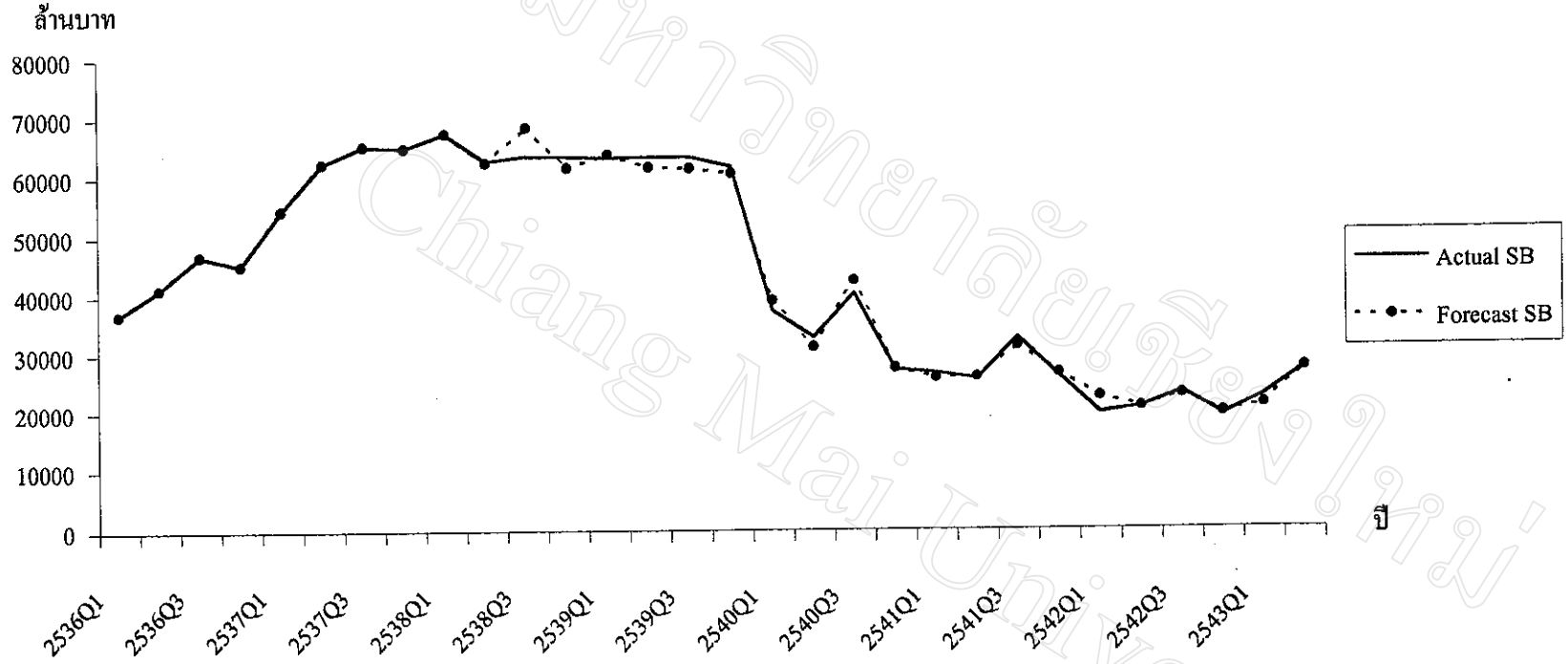
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0198 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0345 ดังภาพ 6.13

ภาพที่ 6.13 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจ (SB) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	1701.944979	Theil's Inequality Coefficient	0.019773673
Mean Absolute Error	1276.179505	Bias Proportion	0.000229421
Mean Absolute Percentage Error	0.034528558	Variance Proportion	0.001525347
		Covariance Proportion	0.997983036

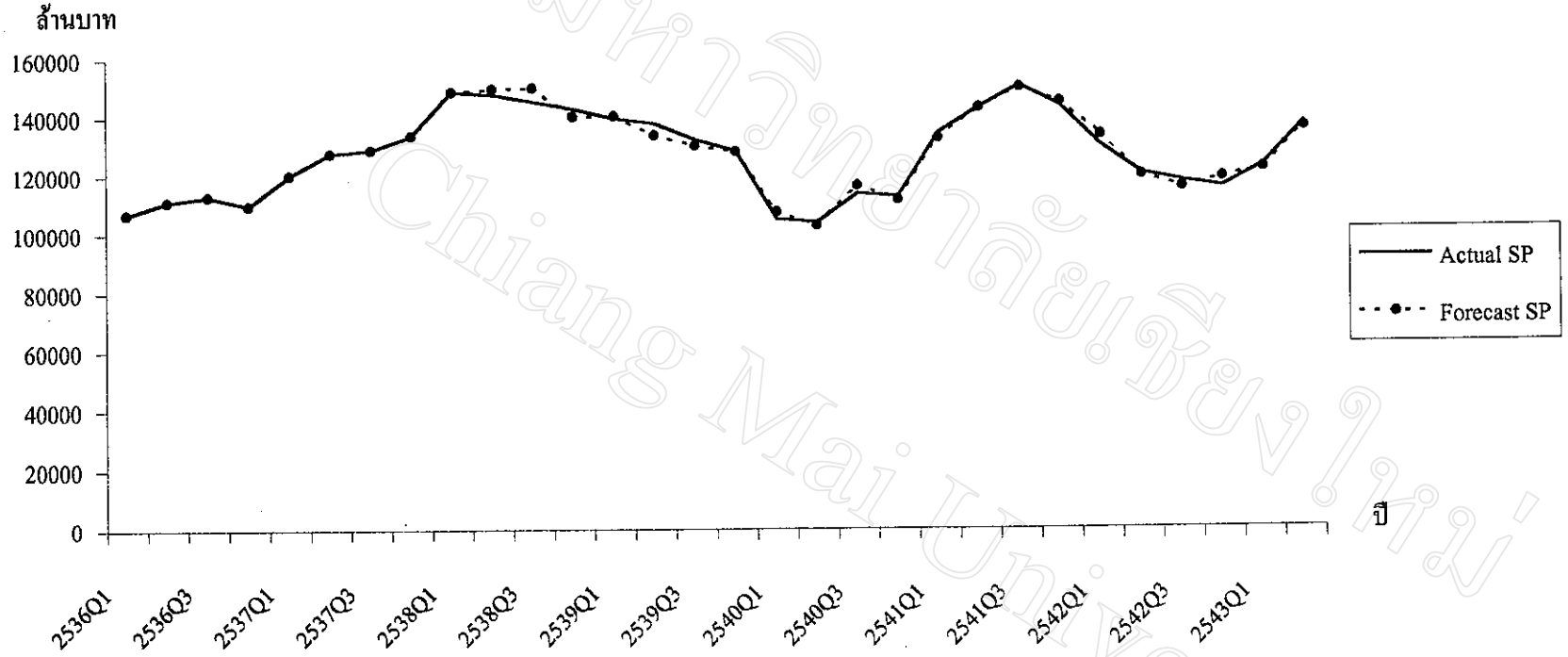
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองการออมภาคครัวเรือนและการออมของภาคธุรกิจนั้น ทำให้ได้ผลการศึกษาสมการเอกลักษณ์ของแบบจำลองการออมของภาคเอกชนรายไตรมาสในประเทศไทยเป็นที่น่าพอใจ พิจารณาจากผลการทำ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า เป็นที่น่าพอใจ แบบจำลองให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0085 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0145 ดังภาพ 6.14

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.14 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคเอกชน (SP) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	2231.882569	Theil's Inequality Coefficient	0.008549521
Mean Absolute Error	1868.368821	Bias Proportion	0.000848665
Mean Absolute Percentage Error	0.014541922	Variance Proportion	0.000197792
		Covariance Proportion	0.99798364

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

12. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) รายไตรมาส

ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายไตรมาส ที่ได้กำหนดให้ CPI ขึ้นอยู่กับ M2, W, EXPI, IMPI, IMLR, WSPIOIL นั้น จากผลการทดสอบ unit root พบว่า ทุกตัวแปรมี order of integration เท่ากัน และผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวพบว่า CPI มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ กับ M2, W, IMPI และ WSPIOIL ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 3 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 ซึ่งหมายถึง การมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์แรกมีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ ปริมาณเงิน อัตราค่าจ้าง ดัชนีราคาสินค้านำเข้า และราคาน้ำมันมีผลต่อดัชนีราคาสินค้าในทิศทางเดียวกัน ดังตาราง 6.35

ตารางที่ 6.35 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภค รายไตรมาส

27 observations from 2536Q4 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: CPI M2 W IMPI WSPIOIL Intercept

List of eigenvalues in descending order: .77715 .55695 .47430 .35507 .28737 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	40.5342	34.4000	31.7300
r <= 1	r = 2	21.9797	28.2700	25.8000
r <= 2	r = 3	17.3616	22.0400	19.8600
r <= 3	r = 4	11.8424	15.8700	13.8100
r <= 4	r = 5	9.1475	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	100.8655	75.9800	71.8100
r <= 1	r >= 2	60.3313	53.4800	49.9500
r <= 2	r >= 3	38.3515	34.8700	31.9300
r <= 3	r >= 4*	20.9899	20.1800	17.8800
r <= 4	r = 5	9.1475	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthe-sis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
CPI	-.55436	-.014066	-.065098	.25816
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
M2	.5574E-5	-.6189E-6	.5827E-6	-.3439E-5
	(.1005E-4)	(-.4400E-4)	(.8951E-5)	(.1332E-4)
W	.052425	.0069469	-.014878	-.4187E-3
	(.094567)	(.49387)	(-.22854)	(.0016217)
IMPI	.032563	.015687	.040034	-.017471
	(.058740)	(1.1152)	(.61498)	(.067674)
WSPIOIL	.0059087	.016770	-.037919	.021865
	(.010659)	(1.1922)	(-.58250)	(-.084695)
Intercept	28.3767	-1.0110	6.1818	-14.9652
	(51.1879)	(-71.8728)	(94.9612)	(57.9681)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง ค่าสถิติของตัวแปรส่วนน้อยมีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 โดยมีระดับนัยสำคัญ 1% ดังตาราง 6.36 ดังนั้น จากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 1 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรในความสัมพันธ์ระยะยาวถูกต้อง และยังให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวที่มีนัยสำคัญทางสถิติ ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อปริมาณเงินเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.00001% เมื่ออัตราค่าจ้างเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.094567% เมื่อดัชนีราคาสินค้านำเข้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.058740% และเมื่อดัชนีราคาน้ำมันเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.010659%

ตารางที่ 6.36 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายไตรมาส (Dependent variable is dCPI)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCPI1	.66728	2.5303	.025
dM21	-.7782E-5	-2.0394	.062
dW1	-.088190	-1.9868	.068
dIMPI1	.015531	.52956	.605
dWSPIOIL1	-.053674	-1.7465	.104
dCPI2	.29897	1.0436	.316
dM22	-.2748E-5	-1.0402	.317
dW2	-.047843	-1.1988	.252
dIMPI2	.029839	1.3100	.213
dWSPIOIL2	-.062523	-2.2140	.045
ecm1(-1)	-1.2072	-3.9469	.002
ecm2(-1)	.014088	1.8225	.091
ecm3(-1)	.045014	1.2583	.230
ecm4(-1)	.17832	1.2570	.231

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCPI = CPI-CPI(-1)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CPI - .1005E-4*M2 - .094567*W - .058740*IMPI - .010659*WSPIOIL - 51.1879

ecm2 = 1.0000*CPI + .4400E-4*M2 - .49387*W - 1.1152*IMPI - 1.1922*WSPIOIL + 71.8728

ecm3 = 1.0000*CPI - .8951E-5*M2 + .22854*W - .61498*IMPI + .58250*WSPIOIL - 94.9612

ecm4 = 1.0000*CPI - .1332E-4*M2 - .0016217*W - .067674*IMPI + .084695*WSPIOIL - 57.9681

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่ดี คือ 0.85039 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.37

ตารางที่ 6.37 ค่าสถิติของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายไตรมาส

R-squared	.85039	R-bar-squared	.70078
S.E. of regression	.54952	F-stat.	F(13,13) 5.6841[.002]
Mean of dep. variable	1.1752	S.D. of dep. variable	1.0046
Residual sum of squares	3.9257	Equation log-likelihood	-12.2792
Akaike info. criterion	-26.2792	Schwarz bayesian cri.	-35.3501
DW-statistic	1.9787	System log-likelihood	-537.5678

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 14.6055[.006]	F(4,9) = 2.6514[.103]
B: Functional form	CHSQ(1) = 2.6363[.104]	F(1,12) = 1.2985[.277]
C: Normality	CHSQ(2) = .15177[.927]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .38432[.535]	F(1,25) = .36099[.553]

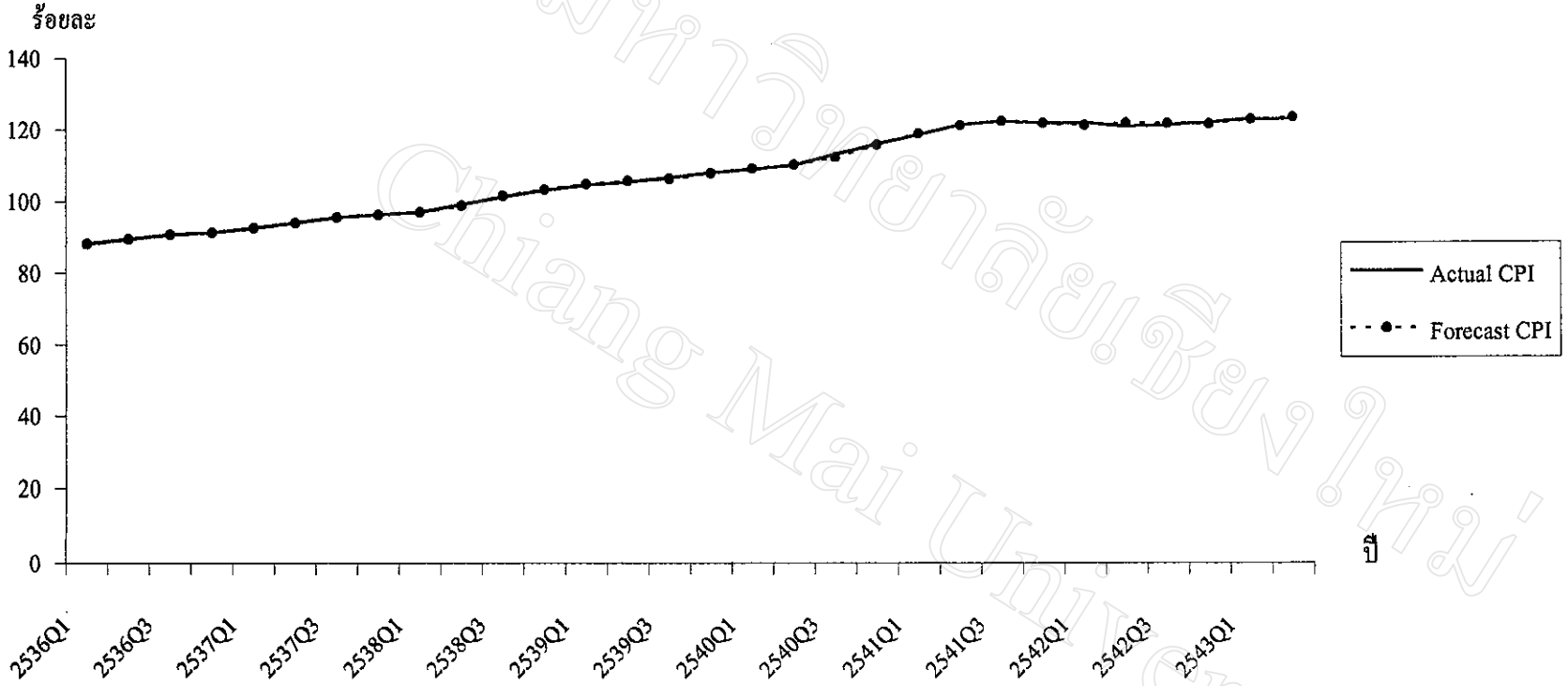
ที่มา : จากการคำนวณ

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภคให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0017 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0028 ดังภาพ 6.15

ภาพที่ 6.15 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) รายไตรมาส (2538 = 100)



Root Mean Sqare Error	0.391982642	Theil's Inequality Coefficient	0.001720393
Mean Absolute Error	0.325074979	Bias Proportion	4.19603E-06
Mean Absolute Percentage Error	0.00285463	Variance Proportion	1.35687E-05
		Covariance Proportion	0.99997744

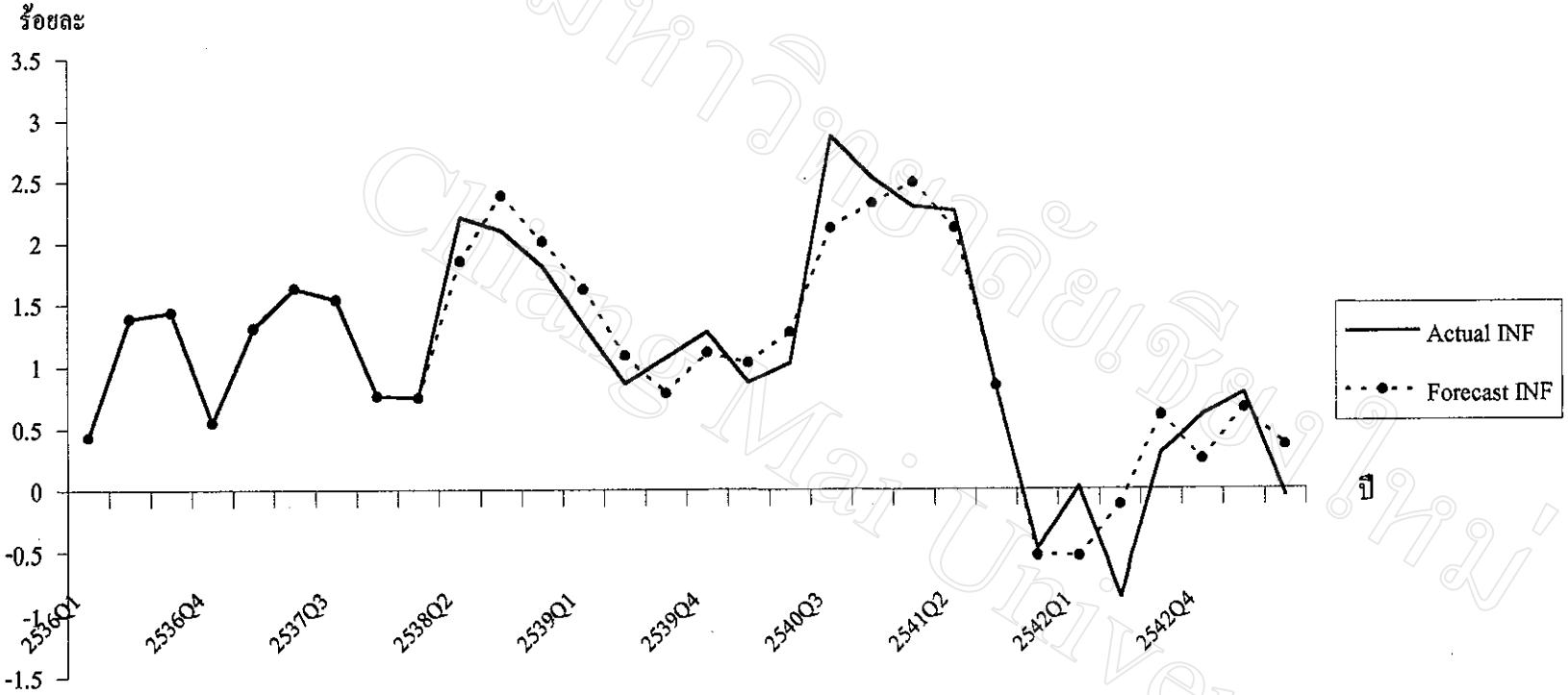
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองดัชนีราคาไตรมาสนั้น ทำให้ได้ผลการศึกษาแบบจำลองอัตราเงินเฟ้อไม่เป็นที่น่าพอใจนัก พิจารณาจาก ผลการทำ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.116 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 1.94 ดังภาพ 6.16

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.16 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองอัตราเงินเฟ้อ (INF) รายไตรมาส (2538 = 100)



Root Mean Sqare Error	0.342567571	Theil's Inequality Coefficient	0.11596947
Mean Absolute Error	0.288450054	Bias Proportion	1.34538E-05
Mean Absolute Percentage Error	1.940599172	Variance Proportion	0.049428038
		Covariance Proportion	0.950543132

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

13. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองรายได้ประชาชาติ (NI) รายไตรมาส

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองรายได้ประชาชาติ ขึ้นอยู่กับ GDP นั้น จากผล unit root พบว่ามี order of integration เท่ากับ 1 เหมือนกัน แต่ผลจากการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า ไม่พบค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวในระยะสั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 จึงตัดสมการนี้ออกไป

14. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง (YD) รายไตรมาส

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง รายไตรมาส จากเดิมที่ได้กำหนดให้แบบจำลอง YD ขึ้นอยู่กับตัวแปร NI จากผลการทดสอบ unit root พบว่าตัวแปรมี order of integration เท่ากัน และผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า YD มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ NI ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 8 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 2 (full rank) ซึ่งหมายถึง การมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 2 รูปแบบ และพบว่า เวกเตอร์ 2 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้อง นั่นคือ รายได้ประชาชาติมีผลต่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงในทิศทางเดียวกัน ดังตาราง 6.38

ตารางที่ 6.38 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายไตรมาส

22 observations from 2538Q1 to 2543Q2

List of variables included in the cointegrating vector: YD NI Intercept

List of eigenvalues in descending order: .81487 .62576 0.00

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	37.1079	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2*	21.6229	9.1600	7.5300

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	58.7309	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2*	21.6229	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2
YD	-.7144E-5	-.4801E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)
NI	-.9295E-6	.4846E-4
	(-.13010)	(1.0094)
Intercept	6.8361	-6.6607
	(956859.7)	(-138731.6)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติที่มีนัยสำคัญทางสถิติเพียงสองตัว โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ทั้ง 2 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 1% และ 10% ตามลำดับ ดังตาราง 6.39 ดังนั้นในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 2 รูปแบบจึงมีเพียงเวกเตอร์ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีและมีเครื่องหมายสัมประสิทธิหน้าตัวแปรในสมการดุลยภาพในระยะยาวถูกต้องและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ประชาชาติเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 1.0094 หน่วย

ตารางที่ 6.39 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายไตรมาส (Dependent variable is dYD)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dYD1	-1.5833	-.29228	.780
dNI1	1.3041	.22903	.826
dYD2	5.0404	.48859	.642
dNI2	-5.6089	-.54007	.609
dYD3	-.12125	-.012980	.990
dNI3	-.53837	-.056843	.957
dYD4	2.1410	.39259	.708

dNI4	-2.7741	-.49274	.640
dYD5	-9.5864	-1.2761	.249
dNI5	9.5752	1.2303	.265
dYD6	4.7256	.39814	.704
dNI6	-4.6674	-.39117	.709
dYD7	7.2694	.77610	.467
dNI7	-7.6178	-.83104	.438
ecm1(-1)	-.54865	-3.9904	.007
ecm2(-1)	-1.8462	-1.9973	.093

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dYD = YD-YD(-1)
dYD1 = YD(-1)-YD(-2)
dNI1 = NI(-1)-NI(-2)
dYD2 = YD(-2)-YD(-3)
dNI2 = NI(-2)-NI(-3)
dYD3 = YD(-3)-YD(-4)
dNI3 = NI(-3)-NI(-4)
dYD4 = YD(-4)-YD(-5)
dNI4 = NI(-4)-NI(-5)
dYD5 = YD(-5)-YD(-6)
dNI5 = NI(-5)-NI(-6)
dYD6 = YD(-6)-YD(-7)
dNI6 = NI(-6)-NI(-7)
dYD7 = YD(-7)-YD(-8)
dNI7 = NI(-7)-NI(-8)

ecm1 = 1.0000*YD + .13010*NI - 956859.7

ecm2 = 1.0000*YD - 1.0094*NI + 138731.6

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่ดี คือ 0.89257 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 6.40

ตารางที่ 6.40 ค่าสถิติของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายไตรมาส

R-squared	.89257	R-bar-squared	.62398
S.E. of regression	19252.3	F-stat.	F(15,6) 3.3232[.073]
Mean of dep. variable	7100.5	S.D. of dep. variable	31396.2
Residual sum of squares	2.22E+09	Equation log-likelihood	-233.9631
Akaike info. criterion	-249.9631	Schwarz bayesian cri.	-258.6914
DW-statistic	2.2628	System log-likelihood	-409.2830

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(4) = 14.7292[.005]	F(4,2) = 1.0129[.552]
B: Functional form	CHSQ(1) = 15.6402[.000]	F(1,5) = 12.2961[.017]
C: Normality	CHSQ(2) = 2.1284[.345]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .0035039[.953]	F(1,20) = .0031859[.956]

ที่มา : จากการคำนวณ

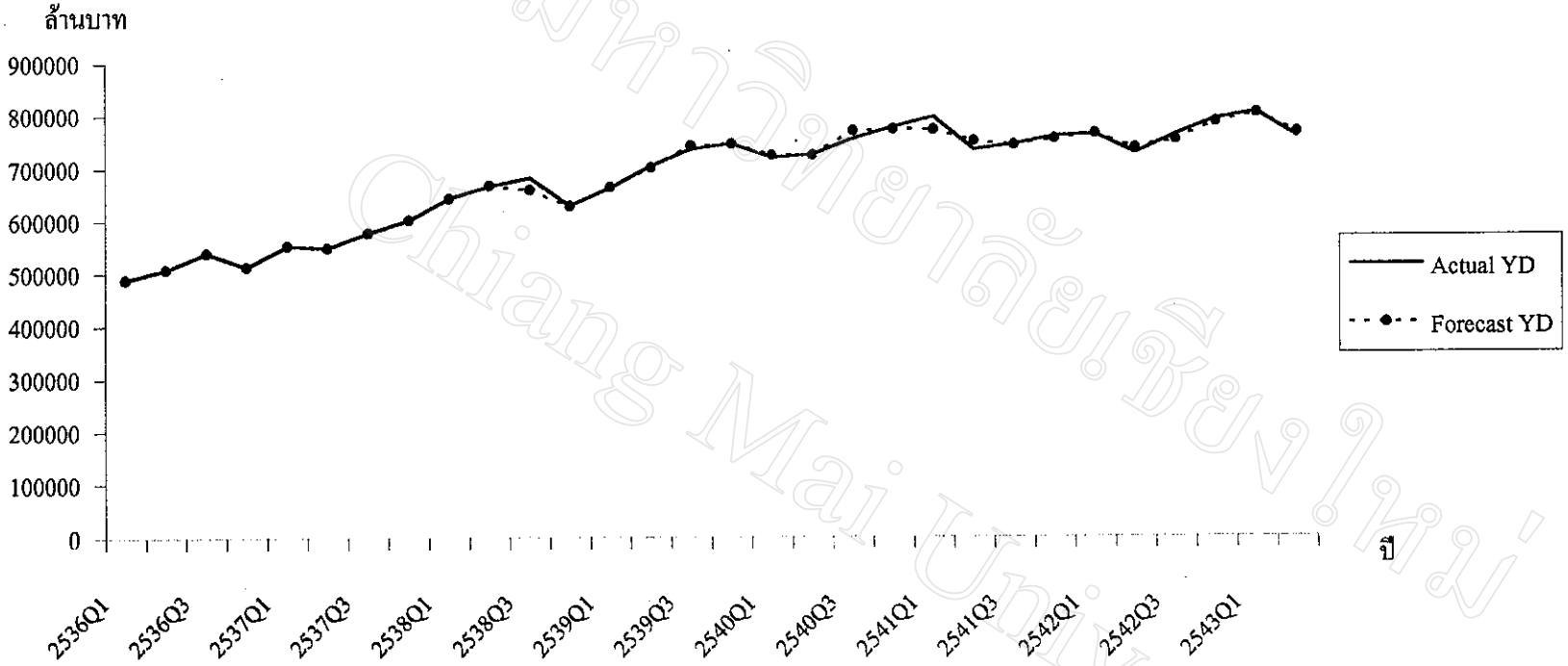
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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

จากแบบจำลองการปรับตัวนำมาทำการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0066 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0091 ดังภาพ 6.17

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 6.17 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง (YD) รายไตรมาส



Root Mean Sqare Error	9808.846033	Theil's Inequality Coefficient	0.006653706
Mean Absolute Error	6776.313893	Bias Proportion	0.002233465
Mean Absolute Percentage Error	0.009126141	Variance Proportion	0.000135816
		Covariance Proportion	0.995078187

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมรายไตรมาสของประเทศ จะพบว่าแบบจำลองต่างๆ มีดุลยภาพในระยะยาวและมีกระบวนการปรับตัวในระยะสั้น ยกเว้นแบบจำลองรายได้ประชาชาติ โดยพบว่า พฤติกรรมการบริโภคมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงในทิศทางเดียวกัน กับดัชนีราคาสินค้าในทิศทางตรงข้าม กับความมั่งคั่งในทิศทางเดียวกัน กับสินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์ในทิศทางเดียวกัน และกับการออมของภาคเอกชนในทิศทางตรงข้าม โดยแบบจำลองมีรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

แบบจำลองหมวดสินค้าเกษตรกรรม ผลิตภัณฑ์จากป่า และผลิตภัณฑ์จากสัตว์น้ำรายไตรมาส

d(caf) = -1.5409*d(CAF(-1)) -.033709 *d(YD(-1)) -1543.1*d(CPI(-1)) +.22535*d(SP(-1)) -1.0709* d(CAF(-2)) +.0039357*d(YD(-2)) -1242.2 *d(CPI(-2)) +.092273*d(SP(-2)) -1.1330*d(CAF(-3)) +.4634E-3* d(YD(-3)) +3051.4 *d(CPI(-3)) +.20775*d(SP(-3)) +.38293*(CAF(-1) +.029914*YD(-1) -1169.6*CPI(-1) + .030280*SP(-1) + 53995.3)-.079232*(CAF(-1) -1.1909*YD(-1) + 8868.1*CPI(-1) + 2.2530*SP(-1) -504576.2)

แบบจำลองหมวดแร่ เหมืองแร่ รวมทั้ง ไฟฟ้า แก๊ส และน้ำรายไตรมาส

d(cores) = -.21855*d(CORES(-1)) -.023557*d(YD(-1)) -98.4431*d(WSPI(-1)) +.11961*d(SP(-1)) -.73634*d(CORES(-2)) -.012808*d(YD(-2)) -144.2182*d(WSPI(-2)) +.10194*d(SP(-2)) -.79812*d(CORES (-3)) -.0013764*d(YD(-3)) -76.1721*d(WSPI(-3)) +.024937*d(SP(-3)) -.79075*(CORES(-1)-.036455*YD(-1) + 26.3585*WSPI(-1) + .051036*SP(-1) + 2455.3) -.13058*(CORES(-1) -.058660*YD(-1) + 34.6424*WSPI(-1) + .19618*SP(-1) -745.8818)

แบบจำลองหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกายรายไตรมาส

d(cfbt) = +80866.8+.84847*d(CFBT(-1)) -.35497 *d(YD(-1)) -7037.6 *d(CPI(-1)) -.12857* d(BLOPC(-1)) +.14057*d(SP(-1)) +.058643*d(CFBT(-2)) -.27939*d(YD(-2)) -1353.0 *d(CPI(-2)) +.081427* d(BLOPC(-2)) +.78212*d(SP(-2)) -.51557*(CFBT(-1)+ .012772*YD(-1) -2049.8*CPI(-1) -.19242*BLOPC(-1) + .34683*SP(-1))-.18463*(CFBT(-1) + .21050*YD(-1) +100.6629*CPI(-1) -.56776*BLOPC(-1) + .24646*SP (-1))-1.3699*(CFBT(-1) -.35515*YD(-1) + 1040.3*CPI(-1) -.10219*BLOPC(-1) + .24246*SP(-1)) +.13644* (CFBT(-1)+ .44094*YD(-1) -2774.3*CPI(-1) -.35645*BLOPC(-1)+.47683*SP(-1))

แบบจำลองหมวดสินค้าอื่นๆ ที่สามารถขนส่งได้ โดยไม่รวมผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักร และอุปกรณ์รายไตรมาส

d(cotransp) = -1229129-.25801*d(COTRANSP(-1)) +.070750 *d(YD(-1)) -3134.6*d(CPI(-1)) -14542.8*d(LNWE(-1)) +.19928*d(SP(-1)) +.32694*d(COTRANSP(-2)) + .039369*d(YD(-2)) +1294.2*d(CPI(-2)) +108542.3 *d(LNWE(-2)) +.16563*d(SP(-2)) -1.0550*(COTRANSP(-1) -.022873*YD(-1) + 1327.3*CPI(-1) -78717.6*LNWE(-1) + .21484*SP(-1))+.57763*(COTRANSP(-1) -.24524*YD(-1) -112.3142*CPI(-1) + 23269.3*LNWE(-1) + .14685*SP(-1))

แบบจำลองหมวดผลิตภัณฑ์โลหะ เครื่องจักรและอุปกรณ์รายไตรมาส

d(cmm) = -2.2870 *d(CMM(-1)) +.70020 *d(YD(-1)) -4717.5*d(WSPI(-1)) -1.7321*d(CMM(-2)) +.52516*d(YD(-2)) -4289.9 *d(WSPI(-2)) -.83574 *d(CMM(-3)) +.46815 *d(YD(-3)) -2875.8 *d(WSPI(-3)) -.17531*d(CMM(-4)) + .32055 *d(YD(-4)) -923.3757 *d(WSPI(-4)) +.26190 *d(CMM(-5)) + .20053 *d(YD(-5)) -1454.3*d(WSPI(-5)) +1.5871*(CMM(-1) -.38457*YD(-1) + 3682.5*WSPI(-1) -171421.9) -.078186*(CMM(-1) + .043777*YD(-1)-1248.5*WSPI(-1) +71507.3) -.27772*(CMM(-1) -.0088842*YD(-1)+ 576.3072*WSPI(-1) -103904.7)

แบบจำลองหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหารรายไตรมาส

d(cstrade) = -700161.7+.21490*d(CSTRADE(-1)) +.091195*d(YD(-1)) +452.4046*d(CPI(-1)) +60935.5*d(LNWE(-1)) -.16128*d(SP(-1)) -.38613*(CSTRADE(-1) + .24227*YD(-1) -417.2843*CPI(-1) -90720.2*LNWE(-1) -.13239*SP(-1)) -.50875*(CSTRADE(-1) -.014684*YD(-1) + 1513.4*CPI(-1) -54231.5*LNWE(-1) + .0053593*SP(-1)) +.5770E-3*(CSTRADE(-1) -7.3183*YD(-1) + 87221.3*CPI(-1) -3678385*LNWE(-1)+ 28.8767*SP(-1)) -.23348*(CSTRADE(-1) -.19686*YD(-1) + 33.5636*CPI(-1) + 20494.4*LNWE(-1) -.052784*SP(-1)) -.044469*(CSTRADE(-1) -.083130*YD(-1) -1834.6*CPI(-1) + 55995.1*LNWE(-1) + .51804*SP(-1))

แบบจำลองหมวดบริการการขนส่ง การเก็บรักษาสินค้า และการสื่อสารรายไตรมาส

d(ctransp) = +.53976 *d(CTRANSP(-1)) -.0051342 *d(YD(-1)) -1943.3 *d(CPI(-1)) -21495.2 * d(LNWE(-1)) -.12620 *d(SP(-1)) +.24661*d(CTRANSP(-2)) -.03 1754 *d(YD(-2)) +1753.0*d(CPI(-2)) -49430.7 *d(LNWE(-2)) -.043035*d(SP(-2)) +.17890*d(CTRANSP(-3)) + .016527 *d(YD(-3)) +660.7600 * d(CPI(-3)) -89570.1 *d(LNWE(-3)) -.23683 *d(SP(-3)) -.15062*(CTRANSP(-1)-.087860*YD(-1) -11.8831* CPI(-1) + 5184.0*LNWE(-1) + .11310*SP(-1) -80431.2) -.22876*(CTRANSP(-1) -.32485*YD(-1)+ 104.5705* CPI(-1)+93361.4*LNWE(-1)-.057618*SP(-1) -1338820) +1.0911 *(CTRANSP(-1) + .0064020*YD(-1) + 1310.6*CPI(-1) -55110.3*LNWE(-1) +.19294*SP(-1) + 657229.1)-1.9789*(CTRANSP(-1) -.0015333*YD(-1) + 342.0796*CPI(-1) -22779.0*LNWE(-1) +.10377*SP(-1) + 267076.5) -.29023*(CTRANSP(-1) -.0036306*YD(-1) + 657.6516*CPI(-1) -35290.6*LNWE(-1) + .091491*SP(-1) + 436352.3)

แบบจำลองหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรมรายไตรมาส

d(csbus) = -.30521 *d(CSBUS(-1)) +.018911*d(YD(-1)) -1462.7*d(CPI(-1)) -.072706*d(SP(-1)) -.46465 *d(CSBUS(-2)) -.019310 *d(YD(-2)) +1450.5*d(CPI(-2)) -.069024 *d(SP(-2)) -.24055*d(CSBUS(-3)) +.010990 *d(YD(-3)) -879.6715*d(CPI(-3))-.25021*d(SP(-3))-.98566*(CSBUS(-1) -.11730*YD(-1)+417.0716 *CPI(-1)+.017720*SP(-1) -18828.8) +.38096*(CSBUS(-1) -.19000*YD(-1) + 873.8326*CPI(-1) + .39746*SP (-1) -65373.2)

แบบจำลองหมวดบริการชุมชน สังคม และบริการส่วนบุคคลรายไตรมาส

d(ccommu) = -.30584*d(CCOMMU(-1)) -.022439*d(YD(-1)) -495.5408*d(CPI(-1)) -.44723 * d(CCOMMU(-2)) -.024842*d(YD(-2)) +89.3573*d(CPI(-2)) -.59484*d(CCOMMU(-3)) -.016209 *d(YD(-3)) -101.9912*d(CPI(-3)) -.047633*d(CCOMMU(-4)) -.010825 *d(YD(-4)) +103.0447 *d(CPI(-4)) -.66385* (CCOMMU(-1) -.058034*YD(-1)+22.4426*CPI(-1) +5206.5)

ส่วนพฤติกรรมการออมของภาคครัวเรือนมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง กับอัตราดอกเบี้ยเงินฝากในทิศทางเดียวกัน และกับสินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์ในทิศทางตรงข้าม โดยพฤติกรรมการออมของภาคธุรกิจมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับรายได้ประชาชาติ กับอัตราดอกเบี้ยเงินฝากในทิศทางเดียวกัน และกับสินเชื่อเพื่อการบริโภคของธนาคารพาณิชย์ในทิศทางตรงข้าม โดยแบบจำลองมีรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

แบบจำลองการออมภาคครัวเรือนรายไตรมาส

d(sh) = +.50397 *d(SH(-1)) -.20457 *d(YD(-1)) +3059.8 *d(ITD3(-1)) +.29101*d(BLOPC(-1)) +.58668 *d(SH(-2)) -.12476 *d(YD(-2)) + 4246.8 *d(ITD3(-2)) + .074350 *d(BLOPC(-2)) -.63551*d(SH(-3)) -.14672 *d(YD(-3)) + 3186.8 *d(ITD3(-3)) -.26840 *d(BLOPC(-3)) +.91708 *d(SH(-4)) -.12311 *d(YD(-4)) -2757.0 *d(ITD3(-4)) -.17720 *d(BLOPC(-4)) +.025544*(SH(-1) -12.2037*YD(-1) -74471.0*ITD3(-1) + 9.8797*BLOPC(-1) +3979330) -.50619*(SH(-1) -1.1539*YD(-1) -6697.8*ITD3(-1) + .87254*BLOPC(-1) + 302130.5) -.26431*(SH(-1) -.63259*YD(-1) -51.7520*ITD3(-1) + .51556*BLOPC(-1) + 71928.1) -.044308* (SH(-1)+3.4962*YD(-1) +45822.9*ITD3(-1) -3.4423*BLOPC(-1) -1010667)

แบบจำลองการออมภาคธุรกิจรายไตรมาส

d(sb) = +.72881*d(SB(-1))+.17616*d(NI(-1))-16067.4*d(ITD3(-1))-.26600*d(BLOPC(-1)) +.21266*d(SB(-2)) +.25762 *d(NI(-2)) +4664.5*d(ITD3(-2)) +.223 17*d(BLOPC(-2)) -.63092*d(SB(-3)) +.20701*d(NI(-3)) +4149.9*d(ITD3(-3)) +.67715 *d(BLOPC(-3)) +.82306 *d(SB(-4)) -.11369 *d(NI(-4)) + 2428.9 *d(ITD3(-4)) +.37544 *d(BLOPC(-4)) -.55371*(SB(-1) + 2.0050*NI(-1) -6405.2*ITD3(-1) -1.7121* BLOPC(-1) -643677.0) -1.2703*(SB(-1) -.37875*NI(-1) -3101.2*ITD3(-1) + .31739*BLOPC(-1) + 121980.1) +.78429*(SB(-1) + .16763*NI(-1) -5608.5*ITD3(-1) -.24330*BLOPC(-1) + 9847.7) +.0019651*(SB(-1) + 48.7160*NI(-1) -273998.9*ITD3(-1) -36.7999*BLOPC(-1) -1.57E+07)

สำหรับการปรับตัวของดัชนีราคามีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับปริมาณเงิน อัตราค่าจ้าง ดัชนีราคาสินค้านำเข้า และราคาน้ำมันในทิศทางเดียวกัน โดยที่รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับรายได้ประชาชาติในทิศทางเดียวกัน โดยแบบจำลองมีรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

แบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายไตรมาส

d(cpi) = +.66728*d(CPI(-1)) -.7782E-5 *d(M2(-1)) -.088190 *d(W(-1)) +.015531*d(IMPI(-1)) -.053674 *d(WSPIOIL(-1)) +.29897 *d(CPI(-2)) -.2748E-5*d(M2(-2)) -.047843*d(W(-2)) +.029839*d(IMPI (-2)) -.062523 *d(WSPIOIL(-2)) -1.2072*(CPI(-1) -.1005E-4*M2(-1) -.094567*W(-1) -.058740*IMPI(-1) -.010659*WSPIOIL(-1) -51.1879) +.014088*(CPI(-1) + .4400E-4*M2(-1) -.49387*W(-1) -1.1152*IMPI(-1) -1.1922*WSPIOIL(-1) + 71.8728) +.045014*(CPI(-1) -.8951E-5*M2(-1) + .22854*W(-1) -.61498*IMPI(-1) +.58250*WSPIOIL(-1) -94.9612) +.17832*(CPI(-1) -.1332E-4*M2(-1) -.0016217*W(-1) -.067674*IMPI(-1) + .084695*WSPIOIL(-1) -57.9681)

แบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายไตรมาส

d(yd) = -1.5833*d(YD(-1)) +1.3041 *d(NI(-1)) +5.0404 *d(YD(-2)) -5.6089 *d(NI(-2)) -.12125 * d(YD(-3)) -.53837 *d(NI(-3)) +2.1410 *d(YD(-4)) -2.7741 *d(NI(-4)) -9.5864 *d(YD(-5)) +9.5752 *d(NI(-5)) +4.7256 *d(YD(-6)) -4.6674 *d(NI(-6)) +7.2694 *d(YD(-7)) -7.6178 *d(NI(-7)) -.54865*(YD(-1) + .13010*NI (-1) -956859.7) -1.8462*(YD(-1) -1.0094*NI(-1)+ 138731.6)

โดยแบบจำลองต่างๆ ล้วนมีค่าสถิติเป็นที่น่าพอใจ รวมถึง ค่า R^2 ของแบบจำลองการบริโภค พบว่า อยู่ระหว่าง 0.77204-0.93497 โดยแบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่งทอ และเครื่องแต่งกาย (CFBT) ให้ค่า R^2 สูงที่สุด และแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรม (CSBUS) ให้ค่า R^2 ต่ำที่สุด ส่วนค่า R^2 ของแบบจำลองการออม พบว่า ดีทั้ง 2 แบบจำลอง คือมีค่าเท่ากับ 0.93301 และ 0.96654 ตามลำดับ และสำหรับค่า R^2 ของแบบจำลองการดัชนีราคาและแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงก็ให้ผลดี คือ 0.85039 และ 0.89257 ตามลำดับ สรุปได้ว่า จากทั้งหมด 17 แบบจำลอง มีแบบจำลองการออมของครัวเรือนที่ให้ค่า R^2 ดีที่สุด มีเพียงแบบจำลองการบริโภคหมวดบริการทางธุรกิจ การเกษตร เหมืองแร่ และอุตสาหกรรม (CSBUS) และ แบบจำลองการบริโภคหมวดหมวดบริการทางด้านการค้า โรงแรม และร้านอาหาร (CSTRADE) ที่ให้ค่า R^2 พอใช้ได้ คือ 0.77204 และ 0.7873 ตามลำดับ นอกนั้น มีผลค่า R^2 อยู่ในเกณฑ์ดี คือ 0.80 ขึ้นไป

สำหรับผลการทำ simulation ด้วยวิธี static ของแบบจำลองเพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองส่วนมากสามารถนำไปใช้ในการพยากรณ์ได้ดี โดยมีค่า theil's inequality coefficient อยู่ระหว่าง 0.0017-0.0187 และค่า mean absolute percentage error อยู่ระหว่าง 0.0028-0.0.0316 โดยแบบจำลองดัชนีราคาเป็นแบบจำลองที่ให้ค่าสถิติดีที่สุด สำหรับแบบจำลองที่ให้ผลการพยากรณ์ไม่ดีนักมีเพียงแบบจำลองเดียวคือ แบบจำลองอัตราเงินเฟ้อ โดยมีค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.116 และค่า mean absolute percentage error เท่ากับ 1.9406

ส่วนผลของตัวแปรเชิงนโยบายในแบบจำลองรายไตรมาส เช่น อัตราดอกเบี้ยเงินฝาก พบว่าการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยเงินฝากจะทำให้การออมของภาคเอกชนเพิ่มขึ้นและส่งผลไปยังการบริโภคในทิศทางตรงข้าม ส่วนดัชนีราคาสินค้าจะส่งผลให้การบริโภคลดลง

ผลการเปรียบเทียบผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมระหว่างการใช้ข้อมูลรายปีและข้อมูลรายไตรมาส พบว่า ในแบบจำลองรายปีจะมีค่า R^2 สูงกว่าแบบจำลองรายไตรมาสในเกือบทุกแบบจำลอง ยกเว้นแบบจำลองการออมของครัวเรือน และสำหรับผลการการพยากรณ์เมื่อพิจารณาจาก ค่า Theil's inequality coefficient พบว่า แบบจำลองรายปีมีค่าที่ดีกว่าแบบจำลองรายไตรมาสเป็นส่วนมาก ยกเว้น แบบจำลองการบริโภคหมวดผลิตภัณฑ์อาหาร เครื่องดื่ม ยาสูบ สิ่ง

ทอ และเครื่องแต่งกาย (CFBT) และแบบจำลองการออมทั้งหมด ส่วนผลจากการพิจารณาค่า mean absolute percentage error พบว่าก็ให้ผลคล้ายกัน ดังตาราง 6.41

จากการที่ผลการศึกษาส่วนใหญ่ให้ผลการศึกษารายปีดีกว่ารายไตรมาสนั้นเนื่องมาจากตัวแปรบางตัวไม่ได้จัดทำข้อมูลรายไตรมาส คือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง รายได้ประชาชาติ และการออม ดังนั้นในการศึกษาจึงต้องใช้เมตริกคูณกระจายในการพยากรณ์ข้อมูลรายไตรมาส จึงทำให้ผลการศึกษาในรายไตรมาสไม่ดีเท่ารายปี

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ตารางที่ 6.41 เปรียบเทียบค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคและการออมระหว่างการใช้ข้อมูลรายปีและรายไตรมาส

Year model				Querter model			
Model	R-squared	Theil's inequality coefficient	Mean absolute percentage error	Model	R-squared	Theil's inequality coefficient	Mean absolute percentage error
CF	0.97210	0.0045	0.0118	CAF	0.91354	0.0134	0.0201
CBTP	0.98176	0.0385	0.1329	CORES	0.84388	0.0187	0.0289
CC	0.97822	0.0064	0.0208	CFBT	0.93497	0.0109	0.0171
CRWFL	0.98877	0.0025	0.0070	COTRANSP	0.80201	0.0143	0.0226
CFH	0.99934	0.0009	0.0040	CMM	0.90512	0.0165	0.0316
CH	0.98232	0.0035	0.0112	CSTRADE	0.78730	0.0169	0.0246
CPH	0.97202	0.0039	0.0143	CTRANSP	0.90506	0.0075	0.0125
CTC	0.96068	0.0089	0.0347	CSBUS	0.77204	0.0119	0.0216
CRE	0.97027	0.0046	0.0146	CCOMMU	0.83675	0.0101	0.0143
CMS	0.98953	0.0042	0.0160				
CP	-	0.0043	0.0129	CP	-	0.0061	0.0108
CTOTAL	-	0.0039	0.0101	CTOTAL	-	0.0074	0.0121
SH	0.75336	0.0475	0.0925	SH	0.96654	0.0063	0.0107
SB	0.99852	0.0378	0.0686	SB	0.93301	0.0198	0.0345
SP	-	0.0380	0.0766	SP	-	0.0085	0.0145
CPI	0.98402	0.0016	0.0027	CPI	0.85039	0.0017	0.0028
INF	-	0.0296	0.0991	INF	-	0.1160	1.9406
NI	0.94566	0.0167	0.0583				
YD	0.98916	0.0024	0.0071	YD	0.89257	0.0066	0.0091

ที่มา : จากการคำนวณ