บทที่ 5

ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมรายปี

ในการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมโดยใช้ข้อมูลรายปีนั้น ได้แบ่งส่วนของการศึกษาออกเป็น แบบจำลองการบริโภคภาคเอกชน แบบจำลองการออมภาคเอกชน แบบจำลองดัชนีราคา แบบจำลองรายได้ประชาชาติ และแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ซึ่งสามารถแสดงผลการศึกษาได้ดังนี้

5.1 ที่มาของตัวแปรแบบจำลองการบริโภคและการออมรายปี

5.1.1 ที่มาของตัวแปรแบบจำลองการบริโภครายปี

ในการศึกษาพฤติกรรมการบริโภคได้กำหนดให้การบริโภครวมภายในประเทศ (CTOTAL) แบ่งออกเป็น การบริโภคของภาคเอกชน (CP) และการบริโภคของภาครัฐบาล (CG) โดยในส่วนของแบบจำลองการบริโภคภาคเอกชนได้แบ่งกลุ่มสินค้าออกเป็น 10 หมวด ดังนี้

1. หมวดอาหาร (food : CF)
2. หมวดเครื่องดื่มและยาสูบ (beverages and tobacco : CBTP)
3. หมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัว (clothing and other personal effects : CC)
4. หมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่าง (rent, water charges, fuel and light : CRWFL)
5. หมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือน (furniture furnishings household equipment : CFH)
6. หมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือน (household operation : CH)
7. หมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาล (personal care and health expenses : CPH)
8. หมวดการขนส่งและการสื่อสาร (transportation and communication : CTC)
9. หมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจ (recreation and entertainment : CRE)
10. หมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ด (miscellaneous services : CMS)

โดยกำหนดให้พฤติกรรมการบริโภคของภาคเอกชนขึ้นอยู่กับปัจจัยต่างๆ ดังนี้

1. รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง (YD) จะเห็นได้ว่าในทฤษฎีการบริโภคและงานวิจัยต่างๆ ที่ได้กล่าวมาแล้วทั้งในงานวิจัยแบบจำลองเศรษฐกิจมหภาคและงานวิจัยเกี่ยวกับการบริโภคของประเทศในข้างต้นนั้น ได้กำหนดให้การบริโภคขึ้นอยู่กับระดับรายได้ เนื่องจากเป็นปัจจัยพื้นฐานที่สำคัญต่อพฤติกรรมการบริโภค เมื่อผู้บริโภคมีรายได้เพิ่มขึ้นจะทำให้สามารถบริโภคเพิ่มขึ้นได้

2. ดัชนีราคาสินค้า เนื่องจากราคาเป็นปัจจัยกำหนดในการบริโภค เมื่อราคาสูงขึ้นจะทำให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคเพิ่มขึ้น อาจส่งผลให้ผู้บริโภคบริโภคลดลงได้ ดังงานวิจัยของ Itharattana (1981) สุชาติ ธาดาธำรงเวช (2527) Nijathaworn (1987) และไพโรจน์ อารีประเสริฐ (2531) ที่ใช้การเปลี่ยนแปลงของดัชนีราคา

3. มูลค่าของสินทรัพย์ที่แท้จริง (WE) เป็นปัจจัยที่กำหนดพฤติกรรมการบริโภคตามสมมติฐานวัฏจักรชีวิต ซึ่งมูลค่าของสินทรัพย์ จะแสดงให้เห็นถึงความมั่งคั่งของผู้บริโภค และความสามารถในการบริโภค ผู้บริโภคที่มีสินทรัพย์มากหรือมีสินทรัพย์ที่มีมูลค่ามาก และมีสภาพคล่องสูง สามารถจะแลกเปลี่ยนเป็นเงินแล้วนำไปใช้ในการบริโภคได้ ดังงานวิจัยของ ประชุมพร สุชาตะนันท์ (2525) Wanchai Kukangwan (1996) และงานวิจัยของ Wararat Rungwatthana (1994) โดยแต่ละงานวิจัยนั้นได้ตัววัดสินทรัพย์ที่แตกต่างกัน ซึ่งในการศึกษานี้จะใช้มูลค่าสินทรัพย์ตามงานวิจัยของ Wararat Rungwatthana ที่ได้กำหนดให้สินทรัพย์เท่ากับ ผลรวมของปริมาณเงินตามความหมายกว้าง (M2) กับสต๊อกทุนที่แท้จริงของภาคเอกชน (real private capital stock : K) แต่เนื่องจากข้อจำกัดของข้อมูลจึงใช้สินทรัพย์เท่ากับ ผลรวมของปริมาณเงินตามความหมายกว้าง กับสต๊อกทุนสุทธิ (net capital stock) ของประเทศ

4. สินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์ (BLOPC) ซึ่งเป็นปัจจัยหนึ่งในการกำหนดพฤติกรรมการบริโภคได้ การที่ธนาคารพาณิชย์ให้ปริมาณสินเชื่อเพื่อการบริโภคสูงจะทำให้การบริโภคเพิ่มขึ้น

5. การออมของภาคเอกชน (SP) เนื่องจากการออมสามารถกำหนดพฤติกรรมการบริโภคได้ เช่น การออมมากขึ้นจะทำให้การบริโภคลดลง ดังงานวิจัยของสถาบันทรัพยากรมนุษย์ (2537)

5.1.2 ที่มาของตัวแปรแบบจำลองการออมรายปี

ในแบบจำลองการออมซึ่งจะทำการศึกษาเฉพาะพฤติกรรมการออมของภาคเอกชน ได้แบ่งการออมของภาคเอกชน (SP) ออกเป็น การออมของภาคครัวเรือน (SH) และการออมของภาคธุรกิจ (SB) โดยกำหนดให้พฤติกรรมการออมของภาคครัวเรือนขึ้นอยู่กับปัจจัยต่างๆ ดังนี้

1. รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ผู้บริโภคที่มีรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมากจะมีความสามารถในการออมได้สูงกว่าผู้ที่มีรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงน้อย ดังงานวิจัยของ สุจิตรา บัวใบ (2527) โสภณ โรจน์ธำรงค์ (2528) ศรีสุข โรจน์อุ่นวงศ์ (2539) พรเพ็ญ ภู่วิทยพันธุ์ (2540) และ พิพัฒน์ นวเธียร (2541)

2. จำนวนผู้พึ่งพิง (LD) เนื่องจากจำนวนผู้พึ่งพิงเป็นภาระของครัวเรือนส่งผลในทางลบต่อการออมของครัวเรือน ดังงานวิจัยของ โสภณ โรจน์ธำรงค์ (2528) ที่ใช้จำนวนผู้ไม่มีเงินได้แทนจำนวนผู้พึ่งพิง รวมถึงงานวิจัยของ ชัยวุฒิ อัศวรุจิกุล (2541) และ พิพัฒน์ นวเธียร (2541) โดยในการศึกษานี้ใช้จำนวนผู้ไม่อยู่ในกำลังแรงงานแทนจำนวนผู้พึ่งพิง

3. อัตราดอกเบี้ยเงินฝาก ซึ่งเป็นปัจจัยจูงใจในการออมของครัวเรือน โดยในการศึกษานี้ใช้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือนของธนาคารพาณิชย์ (ITD3) และอัตราดอกเบี้ยขั้นต่ำในการกู้ยืม (IMLR)

4. การผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน (financial deregulation) ซึ่งเป็นปัจจัยอาจส่งผลต่อการออมได้ทั้งในทางบวกและทางลบ นั่นคือ จะเป็นการเพิ่มประสิทธิภาพของระบบการเงิน กระตุ้นการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ทำให้การออมเพิ่มขึ้นได้ และในทางตรงข้ามการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน จะเป็นการลดข้อจำกัดในการกู้ยืมของภาคครัวเรือน ส่งผลให้การบริโภคของภาคครัวเรือนเพิ่มขึ้นและการออมลดลง ซึ่งในการศึกษาได้ใช้สินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์แทนการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน ตามงานวิจัยของ พิพัฒน์ นวเธียร (2541)

5. อัตราเงินเฟ้อ (INF) เนื่องจากผู้บริโภคมีภาพลวงตาทางการเงิน การเพิ่มขึ้นของราคาจึงส่งผลต่อพฤติกรรมการออม เงินเฟ้อสามารถส่งผลต่อการออมได้หลายทาง เช่น อาจจะทำให้ผู้บริโภคชะลอการใช้จ่ายและเพิ่มการออมเพื่อเก็บไว้บริโภคในวันข้างหน้าเพื่อหลีกเลี่ยงความไม่แน่นอนของระดับราคา หรือเงินเฟ้อทำให้ผู้บริโภคต้องใช้จ่ายเพิ่มขึ้นจึงเหลือเงินที่จะนำไปออมน้อยลง

ส่วนการออมของภาคธุรกิจกำหนดให้ขึ้นอยู่กับปัจจัยต่างๆ คือ

1. รายได้ประชาชาติ (NI) โดยจะมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกับการออม ดังงานวิจัยของ ปวิตรา เบญจกุ (2531)

2. อัตราดอกเบี้ยเงินฝากและอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ โดยอัตราดอกเบี้ยเงินฝากจะเป็นปัจจัยที่ส่งเสริมให้เกิดการออมซึ่งในการศึกษานี้ได้ใช้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือน ส่วนอัตราดอกเบี้ยเงินกู้จะส่งผลต่อการออมโดยผ่านทางการลงทุนและการบริโภคภายในประเทศ โดยในการศึกษาได้ใช้อัตราดอกเบี้ยขั้นต่ำในการกู้ยืม นอกจากนี้ อัตราดอกเบี้ยยังสามารถกำหนดพฤติกรรมการไหลเข้าออกของเงินทุนระหว่างประเทศได้ โดยที่หากอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ

สูงกว่าต่างประเทศแล้วจะเป็นการดึงเงินจากต่างประเทศ ส่งผลต่อระดับการออมภายในประเทศได้ ดังงานวิจัยของ ปวิตรา เบญจกลุ (2531) ที่พบว่าอัตราดอกเบี้ยมีผลทางบวกต่อการออม

3. สินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์ เนื่องจากปริมาณสินเชื่อจากธนาคารพาณิชย์ในแต่ละภาคเศรษฐกิจจะส่งผลต่อการบริโภคและการลงทุนในแต่ละภาคเศรษฐกิจในทิศทางเดียวกัน และจะส่งผลต่อระดับการออมของภาคเอกชนในทิศทางตรงข้าม ดังงานวิจัยของ กิตติชัย เล้าสกุล (2541)

4. ปัจจัยจากต่างประเทศ ได้แก่ เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศ (NFDI) และเงินลงทุนในหลักทรัพย์จากต่างประเทศ (PFI) ซึ่งอาจมีผลต่อการออมในทางบวกได้ โดยผ่านทางการลงทุนและการเติบโตของเศรษฐกิจ ดังงานวิจัยของ สุรัตนา เจริญรัตน์ (2530) ศรีสุดา ชิากูลสวัสดิ์ (2536) และพิพัฒน์ นวเธียร (2541)

5. กำไรของธุรกิจ (PF) โดยที่เมื่อธุรกิจมีกำไรเพิ่มขึ้นจะสามารถออมได้มากขึ้น ดังงานวิจัยของ สุชาติ ธาดาธำรงเวช (2527)

5.1.3 ที่มาของตัวแปรแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายปี

ในการศึกษาได้กำหนดให้แบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภคขึ้นอยู่กับกับปัจจัยต่างๆ ดังนี้

1. ปริมาณเงิน (M2) เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงของปริมาณเงินจะส่งผลต่อระดับราคา เมื่อปริมาณเงินสูงขึ้นจะทำให้ระดับราคาสูงขึ้นด้วย ดังเช่น งานวิจัยของ ทวีชัย สุเมธีประสิทธิ์ (2523) เชาว์ เก่งชน (2535) ประสงค์ วีระกาญจนพงษ์ และเนาวนุช ไตรนรพงศ์ (2537) กฤษฎา นุรักษ์เขต (2538) นภาพร เลขาวิวัฒนกุล (2538) และ สมศักดิ์ ไกรศรีบัณฑิต (2540)

2. ต้นทุนการผลิตเป็นปัจจัยสำคัญที่ทำให้ระดับราคาเปลี่ยนแปลง เมื่อต้นทุนการผลิตเพิ่มขึ้นอาจทำให้ระดับราคาสินค้าสูงขึ้น ซึ่งในการศึกษานี้ได้ใช้ปัจจัยต้นทุน ดังนี้

2.1 อัตราค่าจ้างขั้นต่ำ (W) ดังงานวิจัยของ ประสงค์ วีระกาญจนพงษ์ และเนาวนุช ไตรนรพงศ์ (2537), กรรณิการ์ ตรีภักดีตระกูล (2538) และ นภาพร เลขาวิวัฒนกุล (2538)

2.2 ดัชนีราคาสินค้าส่งออก (EXPI) ดังงานวิจัยของ Boonyayotin (2985)

2.3 ดัชนีราคาสินค้านำเข้า (IMPI) ดังงานวิจัยของ ประสงค์ วีระกาญจนพงษ์ และเนาวนุช ไตรนรพงศ์ (2537) และ นภาพร เลขาวิวัฒนกุล (2538)

2.4 ราคาน้ำมัน (WSPIOIL) ดังงานวิจัยของ ทวีชัย สุเมธีประสิทธิ์ (2523), ประสงค์ วีระกาญจนพงษ์ และเนาวนุช ไตรนรพงศ์ (2537) และ ภยันต์ บรรเทาทุกข์ (2537)

3. อัตราดอกเบี้ย เมื่ออัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้นจะส่งผลให้ระดับราคาสูงขึ้น ดังงานวิจัยของ สมศักดิ์ ไกรศรีบัณฑิต (2540) ซึ่งในการศึกษานี้ใช้อัตราดอกเบี้ยขั้นต่ำในการกู้ยืม

5.1.4 ที่มาของตัวแปรแบบจำลองรายได้ประชาชาติและรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายปี

ในการศึกษาได้กำหนดให้แบบจำลองรายได้ประชาชาติขึ้นอยู่กับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศ (GDP) และกำหนดให้แบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงขึ้นอยู่กับรายได้ประชาชาติ ตามบัญชีรายได้ประชาชาติ โดยทั้งสองแบบจำลองมีความสัมพันธ์กับตัวแปรอิสระในทิศทางเดียวกัน

5.1.5 แบบจำลองการบริโภคและการออมรายปี

จากที่กล่าวมาสามารถแสดงเป็นแบบจำลองการบริโภคและการออมรายปีได้ดังนี้

$$CTOTAL = CP + CG \quad (5.1)$$

$$CP = CF + CBTP + CC + CRWFL + CFH + CH + CPH + CTC + CRE + CMS \quad (5.2)$$

$$CF = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.3)$$

$$CBTP = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.4)$$

$$CC = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.5)$$

$$CRWFL = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.6)$$

$$CFH = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.7)$$

$$CH = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.8)$$

$$CPH = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.9)$$

$$CTC = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.10)$$

$$CRE = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.11)$$

$$CMS = f(YD, CPI, WE, BLOPC, SP, \varepsilon_t) \quad (5.12)$$

$$SP = SH + SB \quad (5.13)$$

$$SH = f(YD, LD, ITD3, IMLR, BLOPC, INF, \varepsilon_t) \quad (5.14)$$

$$SB = f(NI, ITD3, IMLR, BLOPC, NFDI, PFI, PF, \varepsilon_t) \quad (5.15)$$

$$CPI = f(M2, W, EXPI, IMPI, IMLR, WSPIOIL, \varepsilon_t) \quad (5.16)$$

$$INF = 100 * [\ (CPI - CPI(-1))/ CPI(-1)\ ] \quad (5.17)$$

$$NI = f(GDP, \varepsilon_t) \quad (5.18)$$

$$YD = f(NI, \varepsilon_t) \quad (5.19)$$

5.2 ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมจากการใช้ข้อมูลรายปี

จากแบบจำลองการบริโภคและการออมที่ได้สร้างขึ้นในขั้นต้น ขั้นต่อไปของการศึกษาคือทำการหาดุลยภาพในระยะยาวและลักษณะการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองรายปี ซึ่งสามารถแสดงผลการศึกษาดังกล่าวได้ดังนี้

5.2.1 ผลการทดสอบ Unit root ของแบบจำลองการบริโภคและการออมรายปี

ในการทดสอบความเป็น stationary ของตัวแปร หรือ การทดสอบ unit root ในการศึกษานี้ได้ทำการทดสอบโดยใช้ augmented Dickey-Fuller test ซึ่งผลการทดสอบ unit root ของตัวแปรในแบบจำลองการบริโภค ที่ระดับนัยสำคัญ 5% พบว่า CBTP, CC, CTC, CMS มี integration เป็น I(1) ส่วน CF, CRWFL, CFH, CH, CPH, CRE มี integration เป็น I(2) โดยที่ CPI มี integration เป็น I(1) (integration เป็น I(2) ที่ระดับนัยสำคัญ 1%), WE มี integration เป็น I(1) และสำหรับ YD, BLOPC, SP มี integration เป็น I(2)

ในแบบจำลองการออม ที่ระดับนัยสำคัญ 5% พบว่า SH, SB มี integration เป็น I(1) โดยที่ PFI, INF มี integration เป็น I(0) ส่วน LD, ITD3, IMLR, NFDI, PF มี integration เป็น I(1) และ YD, BLOPC, NI มี integration เป็น I(2)

สำหรับแบบจำลองดัชนีราคาและแบบจำลองรายได้ประชาชาติและรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงนั้น ที่ระดับนัยสำคัญ 5% พบว่า CPI มี integration เป็น I(1) ส่วน NI, YD มี integration เป็น I(2) โดยที่ EXPI, IMPI, IMLR, WSPIOIL มี integration เป็น I(1) ส่วน M2, W, GDP มี integration เป็น I(2) ดังตาราง 5.1

ตารางที่ 5.1 การทดสอบ Unit root ของแบบจำลองการบริโภคและการออมรายปี ด้วยวิธีaugmented Dickey-Fuller test

Variables	Level			1st difference			2nd difference		
	Intercept	Trend and intercept	None	Intercept	Trend and intercept	None	Intercept	Trend and intercept	None
CF	2.619916	-0.273356	6.098677	-2.569021	-2.465527	-1.823496*	-3.801296***	-3.690816**	-3.967049***
CBTP	3.146559	-0.990135	6.614956	-3.148096**	-4.027649**	-1.864541*	-7.361775***	-7.30016***	-7.512375***
CC	1.346755	-1.382927	3.493509	-2.961893*	-3.153268	-2.280321**	-4.397809***	-4.202385***	-4.524793***
CRWFL	6.228191	0.267742	11.74398	-1.643116	-1.525975	-0.80523	-2.659162*	-2.642585	-2.787377***
CFH	1.413746	-1.571296	3.605492	-2.383611	-2.429991	-1.80048*	-3.785019***	-3.618023**	-3.884175***
CH	4.417284	-0.460507	8.405389	-2.024298	-2.367233	-1.138518	-5.589247***	-5.580067***	-5.694588***
CPH	4.724393	-1.639058	8.868949	-1.87549	-3.263795*	-0.535982	-4.676647***	-4.470884***	-4.700934***
CTC	1.340842	-1.520316	3.489111	-3.048828**	-3.341862*	-2.232065**	-5.085405***	-4.865554***	-5.225235***
CRE	2.532363	-1.33151	5.499882	-2.359158	-2.696094	-1.473787	-3.554443**	-3.389259*	-3.636707***
CMS	2.227741	-0.943369	4.32509	-3.088511**	-3.815732**	-2.207645**	-5.049351***	-4.815974***	-5.189694***
YD	3.361673	-1.302583	7.341254	-1.50986	-0.689328	-0.911307	-3.809136***	-3.980298**	-3.890097***
CPI	1.618477	-1.303204	7.840908	-3.428842**	-3.275407*	-1.585705	-4.615401***	-4.507427***	-4.760539***
WE	-2.756943*	-3.249545*	-0.081846	-3.267143**	-2.751975	-3.243695***	-2.103271	-1.445462	-2.29634**
BLOPC	1.368312	-1.150032	2.805693	-1.573556	-1.205982	-1.473708	-4.241119***	-4.264819**	-4.3258***
SP	0.034256	-1.83757	1.447718	-1.868013	-1.492252	-1.48844	-4.657024***	-4.876498***	-4.743105***
M2	6.467373	0.805346	9.697477	-1.573375	-2.018713	-0.98119	-4.122625***	-4.016761**	-4.23977***
W	1.492975	-1.739577	5.895879	-2.146033	-1.759965	-1.242978	-4.01018***	-4.062958**	-4.095909***

EXPI	-0.204557	-2.041046	2.239493	-3.570872**	-3.324413*	-3.074143***	-3.132896**	-3.017919	-3.253113***
IMPI	0.489214	-1.675589	2.827075	-3.908495***	-3.809154**	-3.162489***	-3.706705***	-3.403548*	-3.877522***
WSPIOIL	-1.200318	-1.445724	1.435184	-2.967692*	-2.953384	-2.769616***	-4.69014***	-4.609732***	-4.794083***
MDGDP	5.061826	-0.495323	9.280602	-2.665550*	-5.469319***	-1.358708	-11.34887***	-11.20581***	-11.52627***
SH	-0.10668	-3.471418*	1.311671	-7.686429***	-8.076752***	-6.468179***	-8.747329***	-8.464481	-8.941***
LD	-2.856797*	-3.227941*	1.467425	-7.178535***	-7.313375***	-6.472953***	-12.75532	-12.56592	-12.996
ITD3	-2.217945	-1.839286	-0.723084	-4.741798***	-4.877385***	-4.833554***	-7.627111***	-7.520863***	-7.762397***
IMLR	-1.862549	-1.608016	-0.562509	-3.937429***	-4.086559**	-4.01122***	-6.779127***	-6.761027***	-6.894613***
INF	-3.120368**	-3.461253*	-1.834843*	-4.953854***	-4.938657***	-5.055787***	-6.847276***	-6.706625***	-6.974887***
SB	-1.109452	-1.209069	-0.554634	-3.149288**	-3.115865	-3.203354***	-7.633613***	-7.54082***	-7.770899***
NI	1.790177	-1.557771	4.746182	-1.658636	-1.301188	-1.188742	-3.111989**	-3.008093	-3.189213***
NFDI	-0.508581	-1.61013	-0.013494	-4.943742***	-5.196065***	-4.850713***	-6.155727***	-5.912358***	-6.298518***
PFI	-2.704136*	-3.404345*	-2.345256**	-7.757825***	-7.657007***	-7.905441***	-13.23185***	-13.18439***	-13.42813***
PF	-1.004219	-1.442743	-0.317586	-3.316469**	-3.251058*	-3.323704***	-4.26661***	-3.977643**	-4.420292***
GDP	4.050675	0.94626	4.739423	-0.94351	-1.76187	0.200326	-3.09939**	-3.0002	-2.98615***

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

ที่มา : จากการคำนวณ

5.2.2 Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคและการออมรายปี

ในการพิจารณาถึงความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรในแบบจำลอง จำเป็นที่ตัวแปรจะต้องมี order of integrated เหมือนกัน เพื่อให้เทอมของความคลาดเคลื่อนมีอันดับของ integration เป็นศูนย์ (I(0)) แต่ก็เป็นไปได้ที่ตัวแปรจะมีอันดับของ integration ต่างกันโดยที่เทอมของความคลาดเคลื่อนยังเป็น I (0) นั่นคือ ถ้าพบว่า อันดับของ integration ของตัวแปรตามต่ำกว่าอันดับของ integration ของตัวแปรอธิบาย ก็จะต้องมีตัวแปรอธิบายนั้นอย่างน้อยสองตัว เพื่อให้เทอมของความคลาดเคลื่อนมีลักษณะนิ่ง (stationary) (ทรงศักดิ์ ศรีบุญจิตต์ และอารี วิบูลย์พงศ์, 2543)

ดังนั้น จากผลการทดสอบ unit root ของตัวแปรต่างๆ จึงได้ทำการปรับตัวแปรในแบบจำลองเพื่อให้อยู่ภายใต้เงื่อนไขดุลยภาพในระยะยาว และแสดงผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองต่างๆ ได้ดังนี้

1. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดอาหาร (CF) รายปี

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรของแบบจำลองการบริโภคหมวดอาหารที่ได้กำหนดให้ CF ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก แต่เมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้วพบว่า CF มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับตัวแปรเพียง 3 ตัวคือ YD, CPI และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 (full rank) จึงมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบซึ่งแสดงให้เห็นใน cointegrating vectors ของ CF ทั้ง 4 ซึ่งจะพบว่า เวกเตอร์ 1, 2 และ 3 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องตามความหมายทางเศรษฐศาสตร์ นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดอาหารในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดอาหารในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.2

ตารางที่ 5.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดอาหารรายปี

25 observations from 2518 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .96506 .83377 .64470 .42078 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	83.8566	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	44.8599	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	25.8695	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4*	13.6517	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	168.2376	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	84.3810	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	39.5212	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4*	13.6517	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
CF	-.8508E-4	.1460E-5	.8117E-5	-.6324E-6
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.5968E-4	-.3362E-4	-.1737E-4	-.1203E-4
	(.70143)	(23.0270)	(2.1400)	(-19.0270)
CPI	-.076051	.16462	.13708	.093123
	(-893.8866)	(-112745.0)	(-16887.7)	(147254.2)
SP	-.2663E-3	.1777E-3	.6393E-4	.6882E-4
	(-3.1303)	(-121.7008)	(-7.8761)	(108.8254)
Intercept	1.9509	-2.0955	-2.9432	-2.1336
	(22929.9)	(1435109)	(362592.5)	(-3373796)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่เป็นที่น่าพอใจ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 5% ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 2 และ 3 ก็อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 เช่นกันด้วยระดับนัยสำคัญ 10% โดยมีเพียงเวกเตอร์ 4 เท่านั้นที่โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวไม่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ดังตาราง 5.3 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบจึงมีเพียงเวกเตอร์ 1 เท่านั้นที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคอาหารเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.70143 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคอาหารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 893.8866 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคอาหารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 3.1303 หน่วย

ตารางที่ 5.3 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดอาหารรายปี (Dependent variable is dCF)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCF1	-1.1199	-2.1618	.083
dYD1	-.40391	-1.5298	.187
dCPI1	4989.0	2.1855	.081
dSP1	8.9872	3.6754	.014
dCF2	-3.0628	-3.8363	.012
dYD2	1.2012	3.3139	.021
dCPI2	4447.3	1.9769	.105
dSP2	5.9922	3.5405	.017
dCF3	-2.7136	-2.7436	.041
dYD3	1.0917	2.6674	.044
dCPI3	3397.3	1.4753	.200
dSP3	3.5838	3.6815	.014
dCF4	-1.1732	-1.7973	.132
dYD4	1.8329	3.1638	.025
dCPI4	-1862.1	-.82219	.448
dSP4	.49772	1.9163	.113
ecm1(-1)	-1.7700	-2.5790	.049

ecm2(-1)	-.024052	-2.0420	.097
ecm3(-1)	-.14877	-2.2718	.072
ecm4(-1)	.0045253	.88707	.416

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCF = CF-CF(-1)
dCF1 = CF(-1)-CF(-2)
dYD1 = YD(-1)-YD(-2)
dCPI1 = CPI(-1)-CPI(-2)
dSP1 = SP(-1)-SP(-2)
dCF2 = CF(-2)-CF(-3)
dYD2 = YD(-2)-YD(-3)
dCPI2 = CPI(-2)-CPI(-3)
dSP2 = SP(-2)-SP(-3)
dCF3 = CF(-3)-CF(-4)
dYD3 = YD(-3)-YD(-4)
dCPI3 = CPI(-3)-CPI(-4)
dSP3 = SP(-3)-SP(-4)
dCF4 = CF(-4)-CF(-5)
dYD4 = YD(-4)-YD(-5)
dCPI4 = CPI(-4)-CPI(-5)
dSP4 = SP(-4)-SP(-5)

ecm1 = 1.0000*CF - .70143*YD + 893.8866*CPI + 3.1303*SP - 22929.9

ecm2 = 1.0000*CF - 23.0270*YD + 112745.0*CPI + 121.7008*SP - 1435109

ecm3 = 1.0000*CF - 2.1400*YD + 16887.7*CPI + 7.8761*SP - 362592.5

ecm4 = 1.0000*CF + 19.0270*YD - 147254.2*CPI - 108.8254*SP + 3373796

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.9721 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.4

ตารางที่ 5.4 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดอาหารรายปี

R-squared	.97210	R-bar-squared	.86608
S.E. of regression	8066.8	F-stat.	F(19,5) 9.1690[.011]
Mean of dep. variable	21407.2	S.D. of dep. variable	22043.5
Residual sum of squares	3.25E+08	Equation log-likelihood	-240.2433
Akaike info. criterion	-260.2433	Schwarz bayesian cri.	-272.4321
DW-statistic	2.8983	System log-likelihood	-755.0711

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 16.0450[.000]	F(1,4) = 7.1669[.055]
B: Functional form	CHSQ(1) = 4.8198[.028]	F(1,4) = .95534[.384]
C: Normality	CHSQ(2) = .18233[.913]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 4.2827[.039]	F(1,23) = 4.7545[.040]

ที่มา : จากการคำนวณ

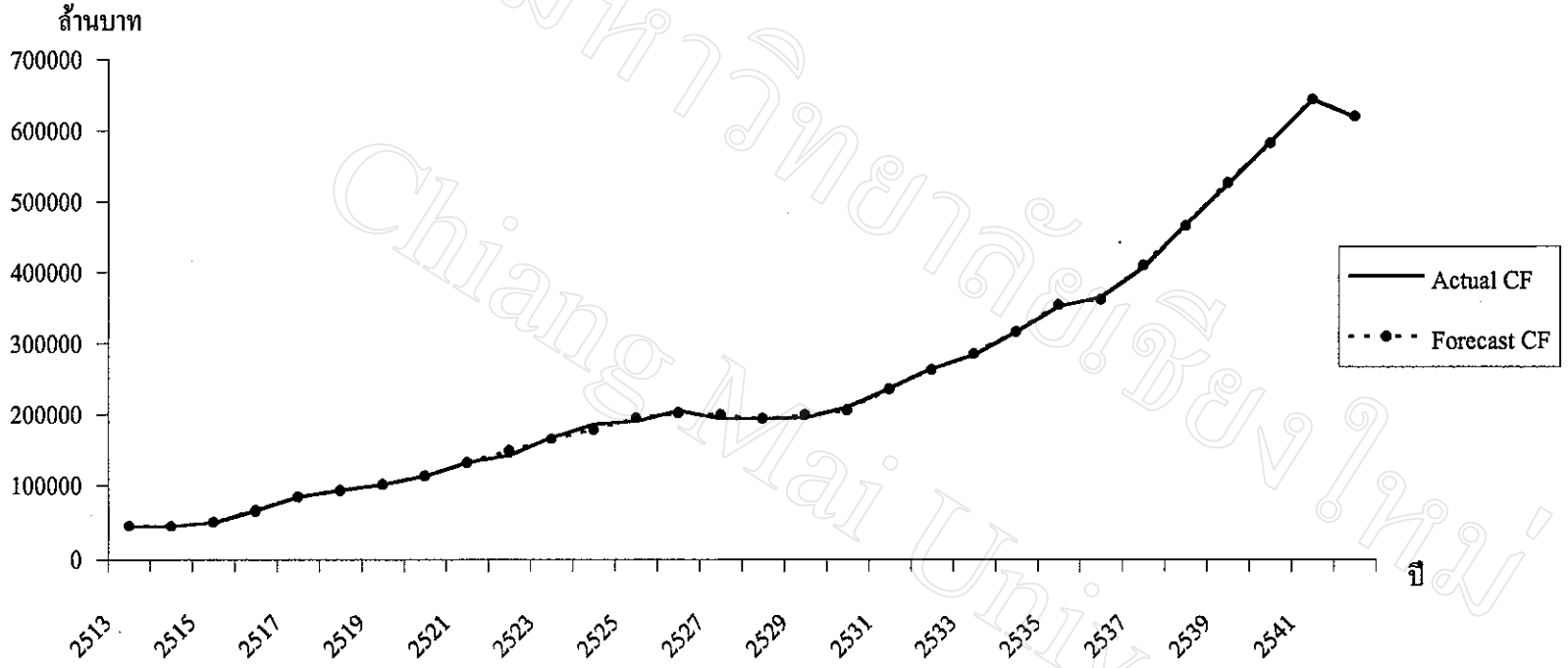
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดอาหารให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0045 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0118 ดังภาพ 5.1

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.1 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดอาหาร (CF) รายปี



Root Mean Sqare Error	3215.645619	Theil's Inequality Coefficient	0.004520548
Mean Absolute Error	2524.279658	Bias Proportion	0.00051703
Mean Absolute Percentage Error	0.011796171	Variance Proportion	0.002253495
		Covariance Proportion	0.996638583

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

2. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบ (CBTP) รายปี

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบขึ้นอยู่กับตัวแปร YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก แต่เมื่อทำการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้วพบว่า CBTP ไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ WE และ BLOPC แต่ CBTP มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI และ SP ในรูปแบบที่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลาใน VAR model ด้วย order of VAR เท่ากับ 4 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 3 นั่นคือ แบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว 3 รูปแบบ โดยรูปแบบความสัมพันธ์ในเวกเตอร์ 3 เท่านั้นที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.5

ตารางที่ 5.5 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

26 observations from 2517 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .91659 .66742 .63776 .8485E-3

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	64.5823	31.0000	28.3200
r <= 1	r = 2	28.6224	24.3500	22.2600
r <= 2	r = 3*	26.4015	18.3300	16.2800
r <= 3	r = 4	.022071	11.5400	9.7500

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	119.6282	58.9300	55.0100
r <= 1	r >= 2	55.0460	39.3300	36.2800
r <= 2	r >= 3*	26.4236	23.8300	21.2300
r <= 3	r = 4	.022071	11.5400	9.7500

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3
CBTP	-.7959E-4	.3404E-4	.2045E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.3027E-5	-.6828E-6	-.1673E-4
	(-.038029)	(.020057)	(.081800)
CPI	-.0063818	-.16586	.011580
	(-80.1801)	(4871.8)	(-56.6164)
SP	.5049E-4	-.4114E-5	.4142E-5
	(.63431)	(.12083)	(-.020252)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากผลของความสัมพันธ์ในระยะยาวที่ได้ พบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่เป็นที่น่าพอใจ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 2 มีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ไม่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 มีเพียงค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 3 ที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 5% ดังตาราง 5.6 นั่นคือจากรูปแบบความสัมพันธ์ระยะยาวทั้งหมดของแบบจำลอง มีเพียงรูปแบบของเวกเตอร์ 3 ที่มีค่าสถิติของสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวที่อยู่ในช่วงและมีนัยสำคัญทางสถิติ และสามารถอธิบายพฤติกรรมในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคเครื่องดื่มและยาสูบเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.0818 ล้านบาท เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคเครื่องดื่มและยาสูบเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 56.6164 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคเครื่องดื่มและยาสูบเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.020252 หน่วย

ตารางที่ 5.6 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

(Dependent variable is dCBTP)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
Intercept	16829.3	3.0868	.013
Trend	3819.7	3.6810	.005
dCBTP1	-.071571	-.20985	.838
dYD1	-.064711	-1.8248	.101
dCPI1	938.5905	2.6315	.027
dSP1	.084153	.98536	.350]
dCBTP2	.27804	1.1177	.293
dYD2	.082867	1.5153	.164
dCPI2	-18.9287	-.047883	.963
dSP2	.056512	.77592	.458
dCBTP3	-.33971	-1.0538	.319
dYD3	-.10085	-2.7906	.021
dCPI3	1285.9	3.0859	.013
dSP3	.11378	2.6388	.027
ecm1(-1)	-.019408	-.13231	.898
ecm2(-1)	.19837	3.1617	.012
ecm3(-1)	-1.0022	-2.6587	.026

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCBTP = CBTP-CBTP(-1)

dCBTP1 = CBTP(-1)-CBTP(-2)

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

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

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

dCBTP2 = CBTP(-2)-CBTP(-3)

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

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

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

dCBTP3 = CBTP(-3)-CBTP(-4)

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CBTP + .038029*YD + 80.1801*CPI - .63431*SP

ecm2 = 1.0000*CBTP - .020057*YD - 4871.8*CPI - .12083*SP

ecm3 = 1.0000*CBTP - .081800*YD + 56.6164*CPI + .020252*SP

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.98176 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.7

ตารางที่ 5.7 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

R-squared	.98176	R-bar-squared	.94934
S.E. of regression	1842.9	F-stat.	F(16,9) 30.2822[.000]
Mean of dep. variable	9237.2	S.D. of dep. variable	8188.3
Residual sum of squares	3.06E+07	Equation log-likelihood	-218.5982
Akaike info. criterion	-235.5982	Schwarz bayesian cri.	-246.2921
DW-statistic	2.6171	System log-likelihood	-805.5006

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 5.9463[.015]	F(1,8) = 2.3722[.162]
B: Functional form	CHSQ(1) = 4.8584[.028]	F(1,8) = 1.8384[.212]
C: Normality	CHSQ(2) = .44964[.799]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .12894[.720]	F(1,24) = .11962[.732]

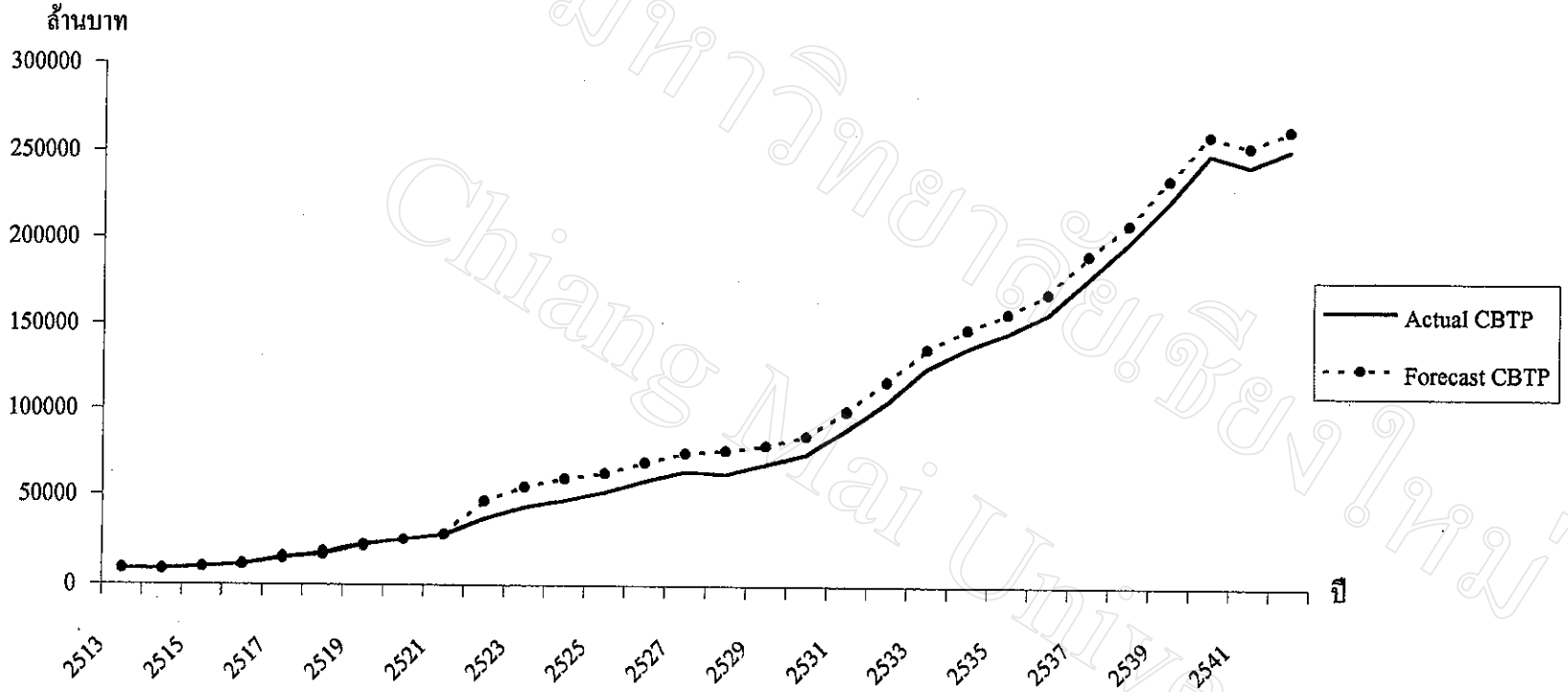
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดหมวดเครื่องดื่มและยาสูบให้ผลของค่าสถิติพอใช้ได้ พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0385 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ 0.1329 ดังภาพ 5.2

ภาพที่ 5.2 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดเครื่องดื่มและยาสูบ (CBTP) รายปี



Root Mean Sqare Error	11419.74712	Theil's Inequality Coefficient	0.038520396
Mean Absolute Error	11381.74153	Bias Proportion	0.463565647
Mean Absolute Percentage Error	0.132918528	Variance Proportion	5.53212E-05
		Covariance Proportion	0.006589722

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

3. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัว (CC) รายปี

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรของแบบจำลองการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัว จากเดิมที่ได้กำหนดให้แบบจำลอง CC ขึ้นอยู่กับตัวแปร YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก แต่ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า CC มีความสัมพันธ์ตัวแปรเพียง 3 ตัวคือ YD, CPI และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 3 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 2 นั่นคือ มีความสัมพันธ์ในระยะยาวเพียง 2 รูปแบบ และพบว่ามีเพียงรูปแบบความสัมพันธ์ของเวกเตอร์ 2 ที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของภาคเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.8

ตารางที่ 5.8 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวรายปี

27 observations from 2516 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .81943 .58422 .37702 .21934 .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	46.2142	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2*	23.6953	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	12.7776	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	6.6857	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	89.3728	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2*	43.1586	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	19.4633	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	6.6857	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2
CC	.3616E-4	-.1367E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.3163E-5	.3212E-4
	(.087452)	(.23493)
CPI	.026459	-.13873
	(-731.6298)	(-1014.7)
SP	-.1528E-4	-.6565E-4
	(.42238)	(-.48016)
Intercept	-.55475	1.2994
	(15339.6)	(9503.5)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่มีนัยสำคัญ 10% โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 1% ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 2 ไม่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ดังตาราง 5.9 ดังนั้น จากความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 2 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 1 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุด ถึงแม้ว่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรการออมภาคเอกชนจะไม่ถูกต้องและทำให้ไม่สามารถอธิบายสัมประสิทธิ์ของการออมภาคเอกชนได้ ดังนั้นจากรูปแบบแรกนี้จะอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.087452 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 731.6298 หน่วย

ตารางที่ 5.9 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวรายปี (Dependent variable is dCC)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCC1	.54687	1.2540	.227
dYD1	-.12446	-1.8017	.089
dCPI1	908.7360	1.8153	.087
dSP1	-.17012	-1.0470	.310
dCC2	.024577	.067709	.947
dYD2	-.23683	-4.5228	.000
dCPI2	996.8238	2.3183	.033
dSP2	.036831	.43182	.671
ecm1(-1)	-.77211	-6.8942	.000
ecm2(-1)	.46840	1.1063	.284

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCC = CC-CC(-1)

dCC1 = CC(-1)-CC(-2)

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

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

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

dCC2 = CC(-2)-CC(-3)

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CC - .087452*YD + 731.6298*CPI - .42238*SP - 15339.6

ecm2 = 1.0000*CC - .23493*YD + 1014.7*CPI + .48016*SP - 9503.5

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.97822 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.10

ตารางที่ 5.10 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวรายปี

R-squared	.97822	R-bar-squared	.96669
S.E. of regression	3096.8	F-stat.	F(9,17) 84.8343[.000]
Mean of dep. variable	11949.3	S.D. of dep. variable	16967.4
Residual sum of squares	1.63E+08	Equation log-likelihood	-249.0953
Akaike info. criterion	-259.0953	Schwarz bayesian cri.	-265.5745
DW-statistic	2.1624	System log-likelihood	-897.7845

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = .54894[.459]	F(1,16) = .33205[.572]
B: Functional form	CHSQ(1) = .9996E-3[.975]	F(1,16) = .5924E-3[.981]
C: Normality	CHSQ(2) = .054204[.973]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 1.3665[.242]	F(1,25) = 1.3327[.259]

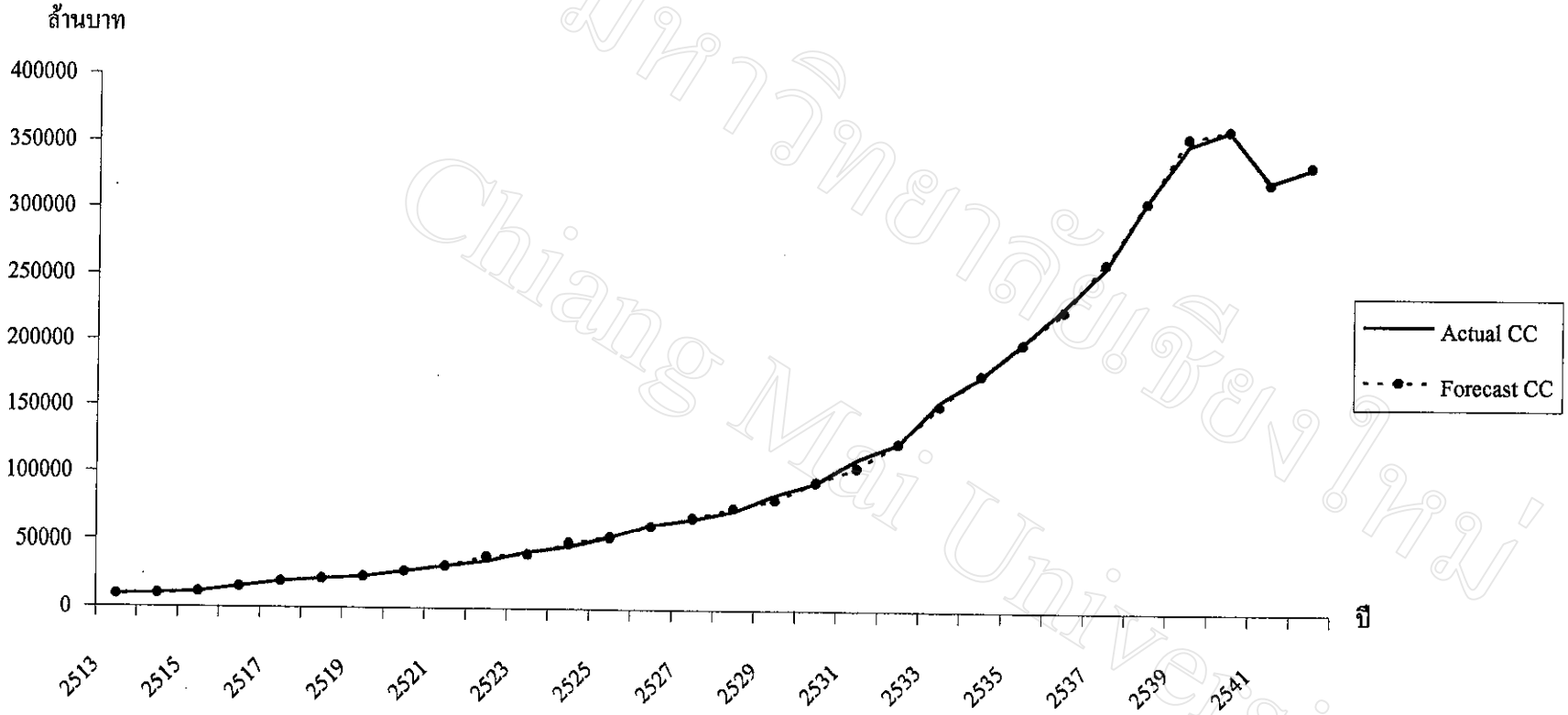
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0064 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0208 ดังภาพ 5.3

ภาพที่ 5.3 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัว (CC) รายปี



Root Mean Sqare Error	2576.624937	Theil's Inequality Coefficient	0.006444796
Mean Absolute Error	1996.120165	Bias Proportion	0.003187617
Mean Absolute Percentage Error	0.020767102	Variance Proportion	0.022413727
		Covariance Proportion	0.970755664

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

4. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่าง (CRWFL) รายปี

ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่าง โดยกำหนดให้ CRWFL ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก แต่จากการศึกษาพบว่า CF มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับตัวแปรเพียง 2 ตัว คือ YD และ CPI ในรูปแบบมีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 6 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 3 (full rank) นั่นคือ มีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 3 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบความสัมพันธ์ของเวกเตอร์ 2 เท่านั้นที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้ามีผลต่อการบริโภคหมวด ค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.11

ตารางที่ 5.11 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างรายปี

24 observations from 2519 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .97234 .81928 .50554 .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	86.1047	22.0400	19.8600
r <= 1	r = 2	41.0598	15.8700	13.8100
r <= 2	r = 3*	16.9030	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	144.0675	34.8700	31.9300
r <= 1	r >= 2	57.9629	20.1800	17.8800
r <= 2	r >= 3*	16.9030	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3
CRWFL	-.7114E-4	.1652E-3	.3224E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.1087E-4	-.7661E-6	-.2666E-5
	(.15280)	(.0046380)	(.082690)
CPI	.10405	.0032622	-.027857
	(1462.6)	(-19.7491)	(863.9208)
Intercept	-1.7649	-1.6599	1.4120
	(-24809.2)	(10048.6)	(-43790.2)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติไม่มากนักที่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ทั้ง 3 เวกเตอร์อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่มีเพียงค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 1 และ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ 1% ดังตาราง 5.12 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 3 รูปแบบ มีเวกเตอร์ 2 ที่ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวมีนัยสำคัญทางสถิติและมีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว ซึ่งสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.004638 หน่วย และเมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 19.7491 หน่วย

ตารางที่ 5.12 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างรายปี (Dependent variable is dCRWFL)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCRWFL1	.72106	3.4289	.014
dYD1	-.0034700	-.11004	.916
dCPI1	-1007.4	-3.5491	.012
dCRWFL2	1.0205	2.6771	.037
dYD2	-.0064436	-.19894	.849

dCPI2	-675.0864	-2.3601	.056
dCRWFL3	1.2359	2.2956	.061
dYD3	-.0078148	-.26226	.802
dCPI3	-1079.8	-2.7707	.032
dCRWFL4	1.0124	1.3099	.238
dYD4	.027265	.72772	.494
dCPI4	-727.0962	-1.6112	.158
dCRWFL5	1.2318	1.4028	.210
dYD5	-.040685	-1.6007	.161
dCPI5	-871.4310	-2.0817	.083
ecm1(-1)	-.38176	-4.1692	.006
ecm2(-1)	-.96455	-4.5367	.004
ecm3(-1)	-.041236	-.99356	.359

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCRWFL = CRWFL-CRWFL(-1)
dCRWFL1 = CRWFL(-1)-CRWFL(-2)
dYD1 = YD(-1)-YD(-2)
dCPI1 = CPI(-1)-CPI(-2)
dCRWFL2 = CRWFL(-2)-CRWFL(-3)
dYD2 = YD(-2)-YD(-3)
dCPI2 = CPI(-2)-CPI(-3)
dCRWFL3 = CRWFL(-3)-CRWFL(-4)
dYD3 = YD(-3)-YD(-4)
dCPI3 = CPI(-3)-CPI(-4)
dCRWFL4 = CRWFL(-4)-CRWFL(-5)
dYD4 = YD(-4)-YD(-5)
dCPI4 = CPI(-4)-CPI(-5)
dCRWFL5 = CRWFL(-5)-CRWFL(-6)
dYD5 = YD(-5)-YD(-6)
dCPI5 = CPI(-5)-CPI(-6)

ecm1 = 1.0000*CRWFL - .15280*YD - 1462.6*CPI + 24809.2

ecm2 = 1.0000*CRWFL - .0046380*YD + 19.7491*CPI - 10048.6

ecm3 = 1.0000*CRWFL - .082690*YD - 863.9208*CPI + 43790.2

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.98877 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.13

ตารางที่ 5.13 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างรายปี

R-squared	.98877	R-bar-squared	.95695
S.E. of regression	1287.1	F-stat.	F(17,6) 31.0728[.000]
Mean of dep. variable	9456.0	S.D. of dep. variable	6203.4
Residual sum of squares	9940265	Equation log-likelihood	-189.2631
Akaike info. criterion	-207.2631	Schwarz bayesian cri.	-217.8656
DW-statistic	3.1360	System log-likelihood	-453.6650

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 13.5926[.000]	F(1,5) = 6.5303[.051]
B: Functional form	CHSQ(1) = 2.4686[.116]	F(1,5) = .57325[.483]
C: Normality	CHSQ(2) = .027453[.986]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 1.8275[.176]	F(1,22) = 1.8132[.192]

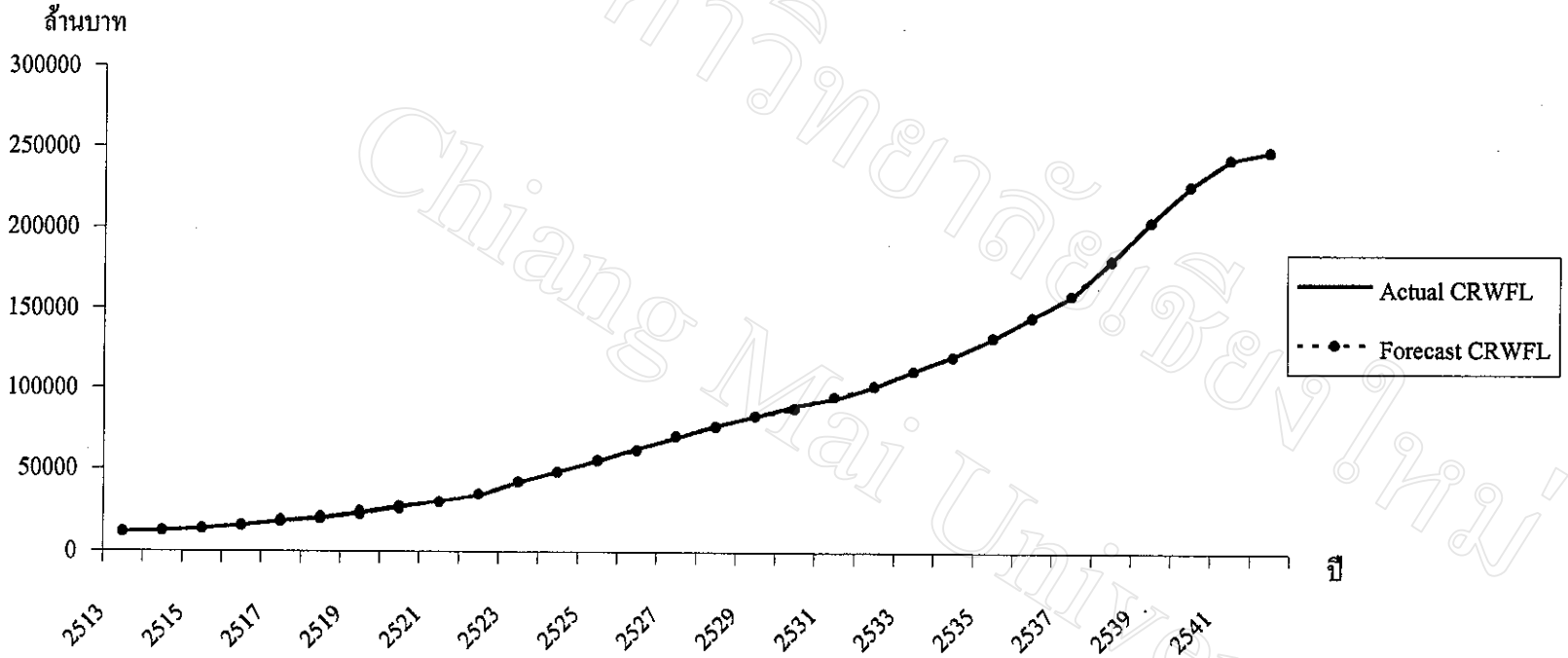
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0025 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.007 ดังภาพ 5.4

ภาพที่ 5.4 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่าง (CRWFL) รายปี



Root Mean Sqare Error	669.7811114	Theil's Inequality Coefficient	0.002461179
Mean Absolute Error	540.8511893	Bias Proportion	0.00105293
Mean Absolute Percentage Error	0.006930617	Variance Proportion	0.004585885
		Covariance Proportion	0.993157836

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

5. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือน (CFH) รายปี

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือน ขึ้นอยู่กับตัวแปร YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก และผลในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CFH มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI และ SP ในรูปแบบ มีค่าคงที่ใน VAR model ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 (full rank) นั่นคือแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของความสัมพันธ์ของเวกเตอร์ 1 และ 4 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.14

ตารางที่ 5.14 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนรายปี

25 observations from 2518 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .99388 .92621 .74263 .32750

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1	127.4157	27.4200	24.9900
r <= 1	r = 2	65.1628	21.1200	19.0200
r <= 2	r = 3	33.9308	14.8800	12.9800
r <= 3	r = 4*	9.9189	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	236.4281	48.8800	45.7000
r <= 1	r >= 2	109.0124	31.5400	28.7800
r <= 2	r >= 3	43.8496	17.8600	15.7500
r <= 3	r = 4*	9.9189	8.0700	6.5000

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
CFH	-.5567E-3	-.2287E-3	.2372E-3	.1231E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.1134E-3	.7713E-5	.1009E-4	-.2833E-4
	(.20370)	(.033729)	(-.042510)	(.23009)
CPI	-.63489	-.11050	.075165	.11656
	(-1140.3)	(-483.2139)	(-316.8183)	(-946.8216)
SP	-.2236E-3	.7033E-4	-.1950E-3	.7108E-4
	(-.40170)	(.30756)	(.82190)	(-.57737)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติของตัวแปรเกือบทั้งหมดมีนัยสำคัญ 5% โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1, 2 และ 3 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่มีเพียงค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 1 และ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ 1% ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 4 ไม่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ดังตาราง 5.15 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 1 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีและแบบจำลองมีเครื่องหมายของตัวแปรถูกต้อง และสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.2037 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 1140.3 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.4017 หน่วย

ตารางที่ 5.15 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนรายปี (Dependent variable is dCFH)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
Intercept	28357.9	6.2001	.003
dCFH1	1.7348	2.8578	.046
dYD1	-.41404	-4.1578	.014
dCPI1	2121.9	4.9279	.008
dSP1	.59305	2.9436	.042
dCFH2	3.8385	5.7837	.004
dYD2	-.74446	-7.5333	.002
dCPI2	2979.4	6.3681	.003
dSP2	.94864	5.7781	.004
dCFH3	3.3756	5.1887	.007
dYD3	-.43317	-5.1343	.007
dCPI3	1436.0	4.8405	.008
dSP3	.72231	5.3495	.006
dCFH4	1.7520	3.5834	.023
dYD4	-.021258	-.30918	.773
dCPI4	770.5726	2.1314	.100
dSP4	.22441	2.9530	.042
ecm1(-1)	-1.7642	-4.9796	.008
ecm2(-1)	-.89453	-6.1482	.004
ecm3(-1)	-.058989	-.39079	.716
ecm4(-1)	.048697	.62180	.568

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCFH = CFH-CFH(-1)

dCFH1 = CFH(-1)-CFH(-2)

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

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

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

dCFH2 = CFH(-2)-CFH(-3)

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

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

dCFH3 = CFH(-3)-CFH(-4)

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

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

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

dCFH4 = CFH(-4)-CFH(-5)

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

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

dSP4 = SP(-4)-SP(-5)

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

ecm1 = 1.0000*CFH - .20370*YD + 1140.3*CPI + .40170*SP

ecm2 = 1.0000*CFH - .033729*YD + 483.2139*CPI - .30756*SP

ecm3 = 1.0000*CFH + .042510*YD + 316.8183*CPI - .82190*SP

ecm4 = 1.0000*CFH - .23009*YD + 946.8216*CPI + .57737*SP

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.99934 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.16

ตารางที่ 5.16 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนรายปี

R-squared	.99934	R-bar-squared	.99605
S.E. of regression	636.2468	F-stat.	F(20,4) 303.7939[.000]
Mean of dep. variable	8015.8	S.D. of dep. variable	10126.7
Residual sum of squares	1619240	Equation log-likelihood	-173.9559
Akaike info. criterion	-194.9559	Schwarz bayesian cri.	-207.7541
DW-statistic	2.3320	System log-likelihood	-669.8881

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 1.5061[.220]	F(1,3) = .19232[.691]
B: Functional form	CHSQ(1) = 7.9939[.005]	F(1,3) = 1.4102[.320]
C: Normality	CHSQ(2) = 1.7038[.427]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 1.6845[.194]	F(1,23) = 1.6617[.210]

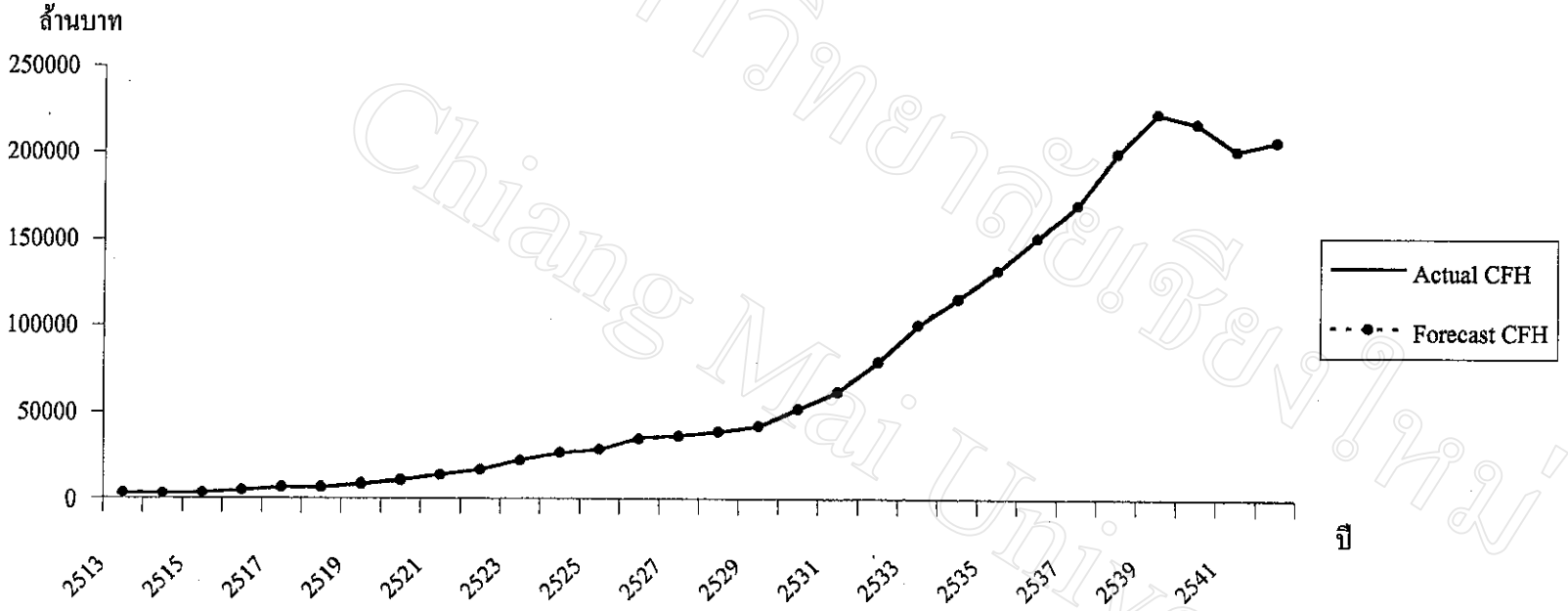
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์เครื่องตกแต่งบ้านให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0009 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.004 ดังภาพ 5.5

ภาพที่ 5.5 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือน (CFH) รายปี



Root Mean Sqare Error	219.8545021	Theil's Inequality Coefficient	0.000869888
Mean Absolute Error	165.0492742	Bias Proportion	0.001005628
Mean Absolute Percentage Error	0.003979507	Variance Proportion	0.002266274
		Covariance Proportion	0.995578808

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

6. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือน (CH) รายปี

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือน จากเดิมที่ได้กำหนดให้แบบจำลอง CH ขึ้นอยู่กับตัวแปร YD, CPI, WE, BLOPC และ SP จากผล unit root พบว่าไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก และผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า CH มีความสัมพันธ์กับ YD, CPI และ SP เท่านั้น ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 4 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี eigenvalue trace statistic เท่ากับ 3 นั่นคือ มีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 3 รูปแบบ และพบว่า รูปแบบของความสัมพันธ์ของเวกเตอร์ 2 และ 3 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.17

ตารางที่ 5.17 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนรายปี

26 observations from 2517 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .94574 .53938 .45398 .28441 .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	75.7633	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	20.1550	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	15.7328	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	8.7009	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	120.3520	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	44.5886	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3*	24.4336	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	8.7009	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3
CH	-.3878E-3	.4203E-3	-.1899E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.6178E-5	-.1762E-4	.3950E-5
	(.015931)	(.041935)	(.020793)
CPI	.0058877	.020169	-.013495
	(15.1814)	(-47.9933)	(-71.0448)
SP	.1430E-4	.5160E-4	-.1458E-4
	(.036871)	(-.12278)	(-.076745)
Intercept	-.14770	.030445	.41403
	(-380.8331)	(-72.4444)	(2179.7)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่มีระดับนัยสำคัญ 5% โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ทั้ง 3 อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่มีเพียงค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 1 และ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ 1% และ 5% ตามลำดับ ดังตาราง 5.18 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 3 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.041935 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 47.9933 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.12278 หน่วย

ตารางที่ 5.18 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนรายปี

(Dependent variable is dCH)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCH1	.48412	3.2066	.008
dYD1	-.011794	-2.1319	.056
dCPI1	11.3314	.22731	.824
dSP1	.0014093	.095808	.925
dCH2	.064997	.26161	.798
dYD2	-.017814	-2.6856	.021
dCPI2	66.3801	1.0275	.326
dSP2	.0066367	.51977	.614
dCH3	-.076563	-.27115	.791
dYD3	-.040112	-4.5464	.001
dCPI3	108.3756	1.4878	.165
dSP3	.030867	4.8628	.001
ecm1(-1)	-.96300	-7.7893	.000
ecm2(-1)	-.29742	-2.2200	.048
ecm3(-1)	-.098084	-1.6199	.134

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCH = CH-CH(-1)

dCH1 = CH(-1)-CH(-2)

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

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

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

dCH2 = CH(-2)-CH(-3)

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

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

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

dCH3 = CH(-3)-CH(-4)

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CH - .015931*YD - 15.1814*CPI - .036871*SP + 380.8331

ecm2 = 1.0000*CH - .041935*YD + 47.9933*CPI + .12278*SP + 72.4444

ecm3 = 1.0000*CH - .020793*YD + 71.0448*CPI + .076745*SP - 2179.7

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.98232 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.19

ตารางที่ 5.19 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนรายปี

R-squared	.98232	R-bar-squared	.95982
S.E. of regression	318.7795	F-stat.	F(14,11) 43.6563[.000]
Mean of dep. variable	1938.7	S.D. of dep. variable	1590.3
Residual sum of squares	1117824	Equation log-likelihood	-175.5868
Akaike info. criterion	-190.5868	Schwarz bayesian cri.	-200.0225
DW-statistic	2.2346	System log-likelihood	-776.9382

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = .82371[.364]	F(1,10) = .32717[.580]
B: Functional form	CHSQ(1) = 6.4373[.011]	F(1,10) = 3.2906[.100]
C: Normality	CHSQ(2) = 1.9871[.370]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .047622[.827]	F(1,24) = .044040[.836]

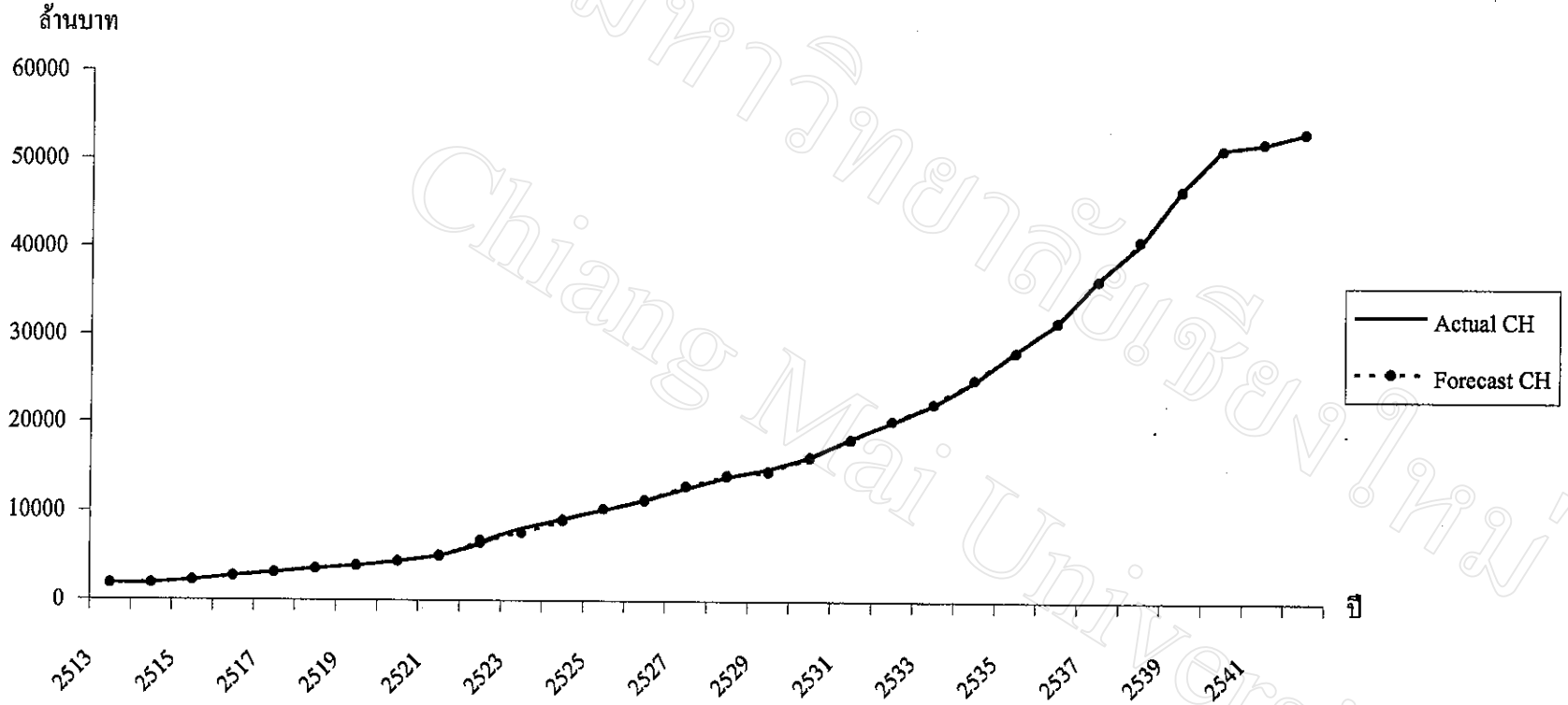
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0035 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0112 ดังภาพ 5.6

ภาพที่ 5.6 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือน (CH) รายปี



Root Mean Sqare Error	206.1436827	Theil's Inequality Coefficient	0.003510058
Mean Absolute Error	159.661466	Bias Proportion	0.002642382
Mean Absolute Percentage Error	0.011239963	Variance Proportion	0.00704644
		Covariance Proportion	0.987291313

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

7. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาล (CPH) รายปี

ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลโดยกำหนดให้ CPH ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก และจากการศึกษาพบว่า CPH มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, CPI, BLOPC และ SP ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 3 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 นั่นคือ มีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบความสัมพันธ์ของเวกเตอร์ 2 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงและสินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์มีผลต่อการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.20

ตารางที่ 5.20 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลรายปี

27 observations from 2516 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .96916 .88888 .63582 .54928 .26547 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	93.9336	34.4000	31.7300
r <= 1	r = 2	59.3227	28.2700	25.8000
r <= 2	r = 3	27.2731	22.0400	19.8600
r <= 3	r = 4*	21.5165	15.8700	13.8100
r <= 4	r = 5	8.3302	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	210.3761	75.9800	71.8100
r <= 1	r >= 2	116.4425	53.4800	49.9500
r <= 2	r >= 3	57.1198	34.8700	31.9300
r <= 3	r >= 4*	29.8468	20.1800	17.8800
r <= 4	r = 5	8.3302	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
CPH	-.1741E-4	.2002E-4	.7930E-4	-.6375E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.1347E-4	-.1984E-5	-.1535E-4	.3702E-5
	(.77374)	(.099063)	(.19362)	(.058073)
CPI	-.094100	.021285	.097803	-.053550
	(-5405.8)	(-1063.0)	(-1233.3)	(-839.9382)
BLOPC	-.1871E-4	-.7263E-5	.1195E-4	-.6315E-5
	(-1.0750)	(.36272)	(-.15072)	(-.099058)
SP	-.3299E-4	.1065E-4	.1614E-4	.2554E-4
	(-1.8950)	(-.53201)	(-.20356)	(.40065)
Intercept	.92070	-.40392	-1.1611	1.0738
	(52891.6)	(20171.4)	(14642.5)	(16843.3)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติที่มีนัยสำคัญทางสถิติไม่มากนัก โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 3 เท่านั้นอยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 5% ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์อื่นไม่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ดังตาราง 5.21 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเพียงเวกเตอร์ 3 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุด ถึงแม้ว่าจะไม่สามารถอธิบายค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรสินเชื่อเพื่อการบริโภคได้เนื่องจากเครื่องหมายไม่ถูกต้อง และสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.19362 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่า

ใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาล เปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 1233.3 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.20356 หน่วย

ตารางที่ 5.21 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลรายปี (Dependent variable is dCPH)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCPH1	-.38144	-1.5174	.153
dYD1	-.5083E-3	-.023593	.982
dCPI1	157.9926	.68134	.508
dBLOPC1	.10987	2.7687	.016
dSP1	.0095667	.17453	.864
dCPH2	-.47367	-2.1087	.055
dYD2	-.020783	-.87064	.400
dCPI2	-569.1497	-2.7361	.017
dBLOPC2	-.045443	-.69995	.496
dSP2	.2450E-4	.6648E-3	1.00
ecm1(-1)	.033385	1.3026	.215
ecm2(-1)	.19623	6.6561	.000
ecm3(-1)	-.30946	-2.6507	.020
ecm4(-1)	.12923	1.3767	.192

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCPH = CPH-CPH(-1)

dCPH1 = CPH(-1)-CPH(-2)

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

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

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

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

dCPH2 = CPH(-2)-CPH(-3)

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

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CPH - .77374*YD + 5405.8*CPI + 1.0750*BLOPC + 1.8950*SP - 52891.6

ecm2 = 1.0000*CPH - .099063*YD + 1063.0*CPI - .36272*BLOPC + .53201*SP - 20171.4

ecm3 = 1.0000*CPH - .19362*YD + 1233.3*CPI + .15072*BLOPC + .20356*SP - 14642.5

ecm4 = 1.0000*CPH - .058073*YD + 839.9382*CPI + .099058*BLOPC - .40065*SP - 16843.3

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.97202 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.22

ตารางที่ 5.22 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายา และค่ารักษาพยาบาลรายปี

R-squared	.97202	R-bar-squared	.94404
S.E. of regression	1472.3	F-stat.	F(13,13) 34.7417[.000]
Mean of dep. variable	8616.9	S.D. of dep. variable	6223.8
Residual sum of squares	2.82E+07	Equation log-likelihood	-225.3972
Akaike info. criterion	-239.3972	Schwarz bayesian cri.	-248.4680
DW-statistic	2.2868	System log-likelihood	-1099.8

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 1.3257[.250]	F(1,12) = .61964[.446]
B: Functional form	CHSQ(1) = 6.9298[.008]	F(1,12) = 4.1434[.064]
C: Normality	CHSQ(2) = 1.1647[.559]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .062246[.803]	F(1,25) = .057768[.812]

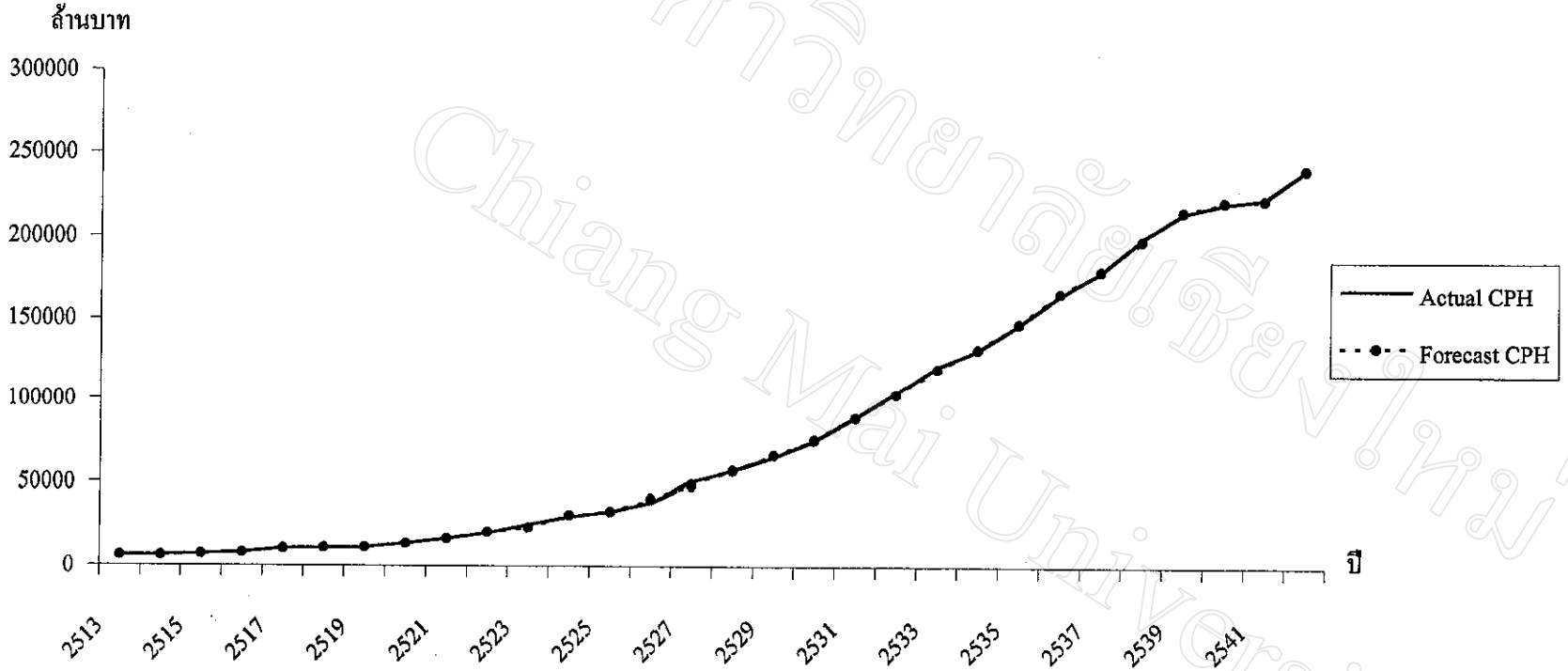
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0039 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่าความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0143 ดังภาพ 5.7

ภาพที่ 5.7 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาล (CPH) รายปี



Root Mean Sqare Error	1053.511258	Theil's Inequality Coefficient	0.003862402
Mean Absolute Error	882.9864058	Bias Proportion	1.02373E-06
Mean Absolute Percentage Error	0.014324445	Variance Proportion	0.000147094
		Covariance Proportion	0.999850712

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

8. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสาร (CTC) รายปี

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารขึ้นอยู่กับตัวแปร YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก และในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า CTC 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 3 นั่นคือ แบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว 3 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 1 และ 2 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.23

ตารางที่ 5.23 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารรายปี

26 observations from 2517 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .94106 .82029 .76061 .21716 .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	73.6140	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	44.6274	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3*	37.1712	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	6.3656	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	161.7783	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	88.1642	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3*	43.5369	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	6.3656	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3
CTC	-.5555E-4	.8092E-5	.1214E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.1347E-4	-.2497E-5	.8661E-5
	(.24248)	(.30864)	(-.71371)
CPI	-.065080	.0020891	-.020105
	(-1171.6)	(-258.1767)	(1656.7)
SP	-.1518E-4	.1522E-4	-.5896E-4
	(-.27334)	(-1.8810)	(4.8583)
Intercept	.81916	.20548	.16255
	(14747.4)	(-25393.7)	(-13394.2)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติที่มีนัยสำคัญทางสถิติน้อย แต่ค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของทุกเวกเตอร์ อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 5% และ 1% ตามลำดับ ดังตาราง 5.24 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 3 รูปแบบ จึงมีทั้งเวกเตอร์ 1 และ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีและเครื่องหมายของสัมประสิทธ์หน้าตัวแปรถูกต้อง โดยเวกเตอร์ 2 จะมีค่าสถิติที่ดีกว่าและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.30864 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 258.1767 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนมีเพิ่มขึ้น 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 1.881 หน่วย

ตารางที่ 5.24 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสาร รายปี (Dependent variable is dCTC)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCTC1	.82396	2.1653	.053
dYD1	-.091230	-.90690	.384
dCPI1	708.4635	.91193	.381
dSP1	-.36392	-1.1060	.292
dCTC2	.98711	2.7045	.020
dYD2	-.24813	-1.9333	.079
dCPI2	1245.6	1.0663	.309
dSP2	-.21464	-1.1246	.285
dCTC3	.38254	.90120	.387
dYD3	-.096777	-.58478	.570
dCPI3	274.9114	.27938	.785
dSP3	-.26215	-1.6372	.130
ecm1(-1)	-.70478	-2.3238	.040
ecm2(-1)	-.14245	-3.2239	.008
ecm3(-1)	-.23126	-3.4896	.005

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCTC = CTC-CTC(-1)

dCTC1 = CTC(-1)-CTC(-2)

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

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

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

dCTC2 = CTC(-2)-CTC(-3)

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

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

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

dCTC3 = CTC(-3)-CTC(-4)

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CTC - .24248*YD + 1171.6*CPI + .27334*SP - 14747.4

ecm2 = 1.0000*CTC - .30864*YD + 258.1767*CPI + 1.8810*SP + 25393.7

ecm3 = 1.0000*CTC + .71371*YD - 1656.7*CPI - 4.8583*SP + 13394.2

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.96068 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.25

ตารางที่ 5.25 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารรายปี

R-squared	.96068	R-bar-squared	.91065
S.E. of regression	5460.8	F-stat.	F(14,11) 19.1990[.000]
Mean of dep. variable	13468.4	S.D. of dep. variable	18268.3
Residual sum of squares	3.28E+08	Equation log-likelihood	-249.4488
Akaike info. criterion	-264.4488	Schwarz bayesian cri.	-273.8845
DW-statistic	2.3045	System log-likelihood	-831.6785

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 1.6474[.199]	F(1,10) = .67647[.430]
B: Functional form	CHSQ(1) = 5.7971[.016]	F(1,10) = 2.8695[.121]
C: Normality	CHSQ(2) = .57665[.750]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .10088[.751]	F(1,24) = .093486[.762]

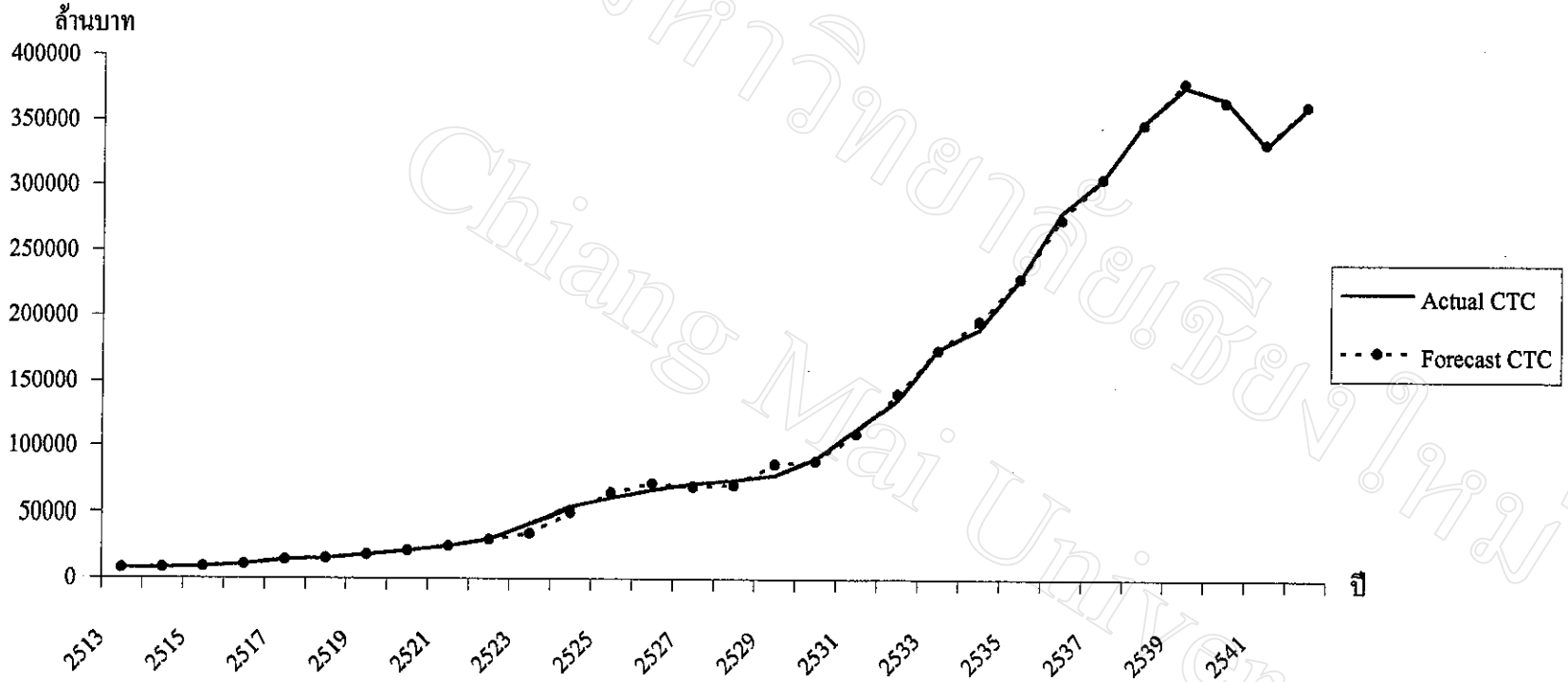
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสารให้ผลของค่าสถิติที่ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0089 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ 0.0347 ดังภาพ 5.8

ภาพที่ 5.8 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดการขนส่งและการสื่อสาร (CTC) รายปี



Root Mean Sqare Error	3887.349159	Theil's Inequality Coefficient	0.00891063
Mean Absolute Error	3121.879897	Bias Proportion	1.5512E-05
Mean Absolute Percentage Error	0.034690461	Variance Proportion	0.000155024
		Covariance Proportion	0.999811737

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

9. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจ (CRE) รายปี

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรของแบบจำลองการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจ จากเดิมที่ได้กำหนดให้แบบจำลอง CRE ขึ้นอยู่กับตัวแปร YD, CPI, WE และ SP จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก และผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า CRE มีความสัมพันธ์กับ 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 3 จึงมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 3 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 2 เท่านั้นที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีผลต่อการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.26

ตารางที่ 5.26 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจรายปี

26 observations from 2517 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .93698 .84310 .62990 .28086 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	71.8721	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	48.1565	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3*	25.8433	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	8.5721	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	154.4440	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	82.5720	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3*	34.4154	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	8.5721	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3
CRE	.1416E-3	.1212E-4	.1363E-4
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.1628E-4	-.7028E-5	.3618E-5
	(.11496)	(.57983)	(-.26543)
CPI	.080204	.017579	-.0096395
	(-566.4182)	(-1450.4)	(707.1413)
SP	-.2852E-4	.2660E-4	-.4030E-4
	(.20142)	(-2.1949)	(2.9565)
Intercept	-.94528	-.088425	-.10298
	(6675.8)	(7295.4)	(7554.2)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่ไม่ค่อยดีนัก โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 2 และ 3 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 10% และ 1% ตามลำดับ ดังตาราง 5.27 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 3 รูปแบบ จึงมีเพียงเวกเตอร์ 2 ที่มีค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีและเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้อง และสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.57983 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 1450.4 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 2.1949 หน่วย

ตารางที่ 5.27 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจรายปี (Dependent variable is dCRE)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCRE1	-.77366	-2.1167	.058
dYD1	.022306	.24773	.809
dCPI1	94.5147	.16221	.874
dSP1	-.0065556	-.037205	.971
dCRE2	.31298	.60702	.556
dYD2	-.24439	-2.0228	.068
dCPI2	1196.9	1.6146	.135
dSP2	.28582	2.2721	.044
dCRE3	-.77275	-1.4668	.170
dYD3	.032443	.25584	.803
dCPI3	-858.3404	-1.2274	.245
dSP3	.13199	1.3522	.203
ecm1(-1)	.16398	.32053	.755
ecm2(-1)	-.090953	-2.0770	.062
ecm3(-1)	-.17206	-3.4937	.005

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCRE = CRE-CRE(-1)

dCRE1 = CRE(-1)-CRE(-2)

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

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

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

dCRE2 = CRE(-2)-CRE(-3)

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

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

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

dCRE3 = CRE(-3)-CRE(-4)

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CRE - .11496*YD + 566.4182*CPI - .20142*SP - 6675.8

ecm2 = 1.0000*CRE - .57983*YD + 1450.4*CPI + 2.1949*SP - 7295.4

ecm3 = 1.0000*CRE + .26543*YD - 707.1413*CPI - 2.9565*SP - 7554.2

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.97027 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.28

ตารางที่ 5.28 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจรายปี

R-squared	.97027	R-bar-squared	.93242
S.E. of regression	3612.8	F-stat.	F(14,11) 25.6393[.000]
Mean of dep. variable	14187.2	S.D. of dep. variable	13897.8
Residual sum of squares	1.44E+08	Equation log-likelihood	-238.7079
Akaike info. criterion	-253.7079	Schwarz bayesian cri.	-263.1437
DW-statistic	2.1868	System log-likelihood	-805.8212

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 1.0592[.303]	F(1,10) = .42469[.529]
B: Functional form	CHSQ(1) = 2.2034[.138]	F(1,10) = .92594[.359]
C: Normality	CHSQ(2) = .40263[.818]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .0010943[.974]	F(1,24) = .0010102[.975]

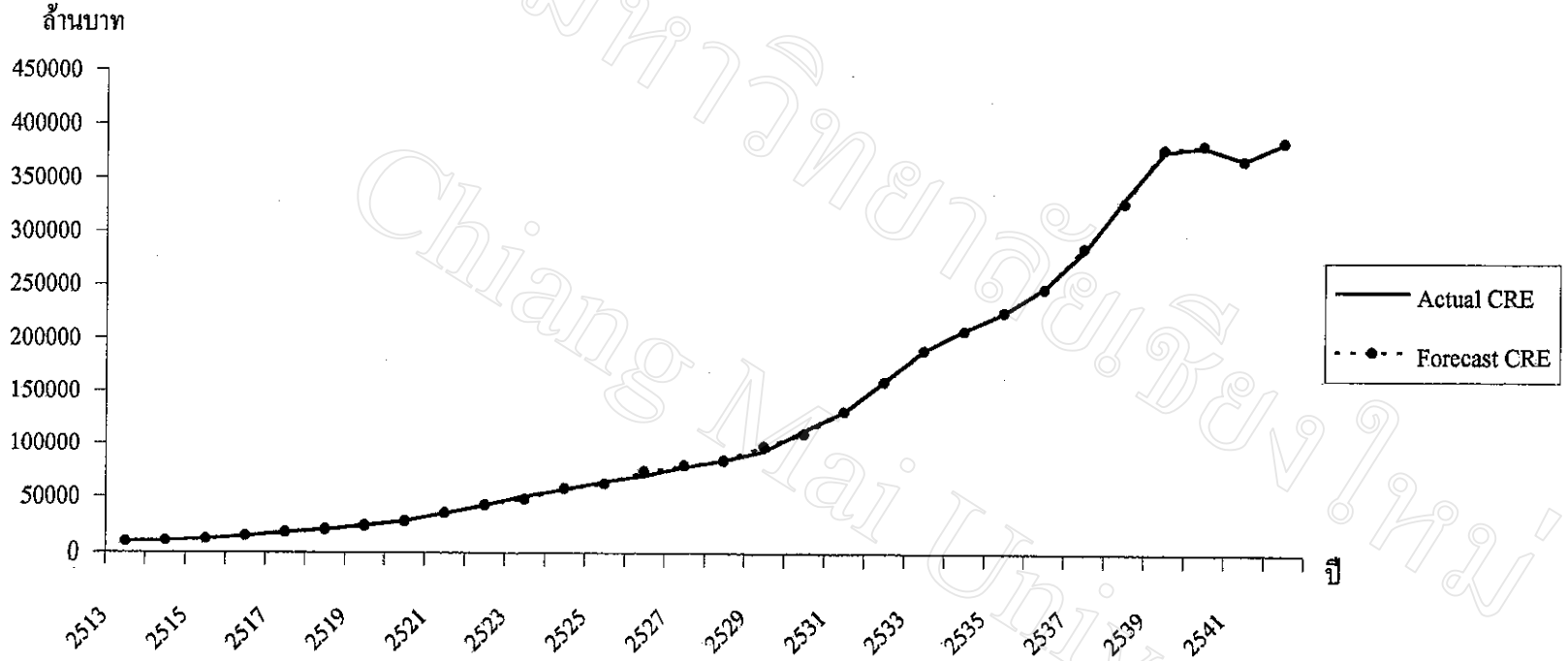
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0046 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0146 ดังภาพ 5.9

ภาพที่ 5.9 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจ (CRE) รายปี



Root Mean Sqare Error	2055.667539	Theil's Inequality Coefficient	0.004624067
Mean Absolute Error	1591.199356	Bias Proportion	0.000148209
Mean Absolute Percentage Error	0.014650498	Variance Proportion	4.43116E-05
		Covariance Proportion	0.999638097

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

10. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ด (CMS) รายปี

ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ด โดยกำหนดให้ CMS ขึ้นอยู่กับ YD, CPI, WE, BLOPC และ SP นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก และจากการศึกษาพบว่า CMS 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 4 (full rank) นั่นคือ มีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่า 3 เวกเตอร์แรก มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้มีผลต่อการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดในทิศทางเดียวกัน ส่วนดัชนีราคาสินค้าและการออมของเอกชนมีผลต่อการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.29

ตารางที่ 5.29 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดรายปี

26 observations from 2517 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .95946 .65608 .41744 .35596 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	83.3394	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	27.7514	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	14.0483	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4*	11.4399	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	136.5789	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	53.2396	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	25.4882	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4*	11.4399	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
CMS	.9010E-3	.2973E-3	-.5539E-3	-.2063E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	-.3548E-4	-.2134E-4	.2254E-4	.7888E-5
	(.039383)	(.071794)	(.040696)	(.038233)
CPI	.19835	.083433	-.12470	-.081127
	(-220.1398)	(-280.6704)	(-225.1433)	(-393.2483)
SP	.3346E-4	.7175E-4	-.2928E-4	.2323E-5
	(-.037136)	(-.24136)	(-.052860)	(.011262)
Intercept	-2.2970	-.94596	.64175	1.3453
	(2549.4)	(3182.2)	(1158.6)	(6521.3)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติไม่ค่อยดีนัก โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 และ 4 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 5% และ 10% ตามลำดับ ดังตาราง 5.30 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 1 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.039383 หน่วย เมื่อดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลง 1% หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 220.1398 หน่วย และเมื่อการออมของภาคเอกชนเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ค่าใช้จ่ายในการการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.037136 หน่วย

ตารางที่ 5.30 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดรายปี

(Dependent variable is dMS)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCMS1	1.1083	1.7212	.116
dYD1	-.069487	-2.2172	.051
dCPI1	352.9875	2.2269	.050
dSP1	.041663	.86252	.409
dCMS2	1.5061	1.6990	.120
dYD2	-.079760	-2.5201	.030
dCPI2	429.5776	2.8233	.018
dSP2	.064897	1.5609	.150
dCMS3	1.0195	1.5546	.151
dYD3	-.056389	-1.9116	.085
dCPI3	323.9003	1.6524	.129
dSP3	.048077	1.7125	.118
ecm1(-1)	-1.3452	-2.6815	.023
ecm2(-1)	.32198	1.9453	.080
ecm3(-1)	.17758	.57583	.577
ecm4(-1)	-.22993	-2.0018	.073

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCMS = CMS-CMS(-1)

dCMS1 = CMS(-1)-CMS(-2)

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

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

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

dCMS2 = CMS(-2)-CMS(-3)

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

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

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

dCMS3 = CMS(-3)-CMS(-4)

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

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

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

ecm1 = 1.0000*CMS - .039383*YD + 220.1398*CPI + .037136*SP - 2549.4

ecm2 = 1.0000*CMS - .071794*YD + 280.6704*CPI + .24136*SP - 3182.2

ecm3 = 1.0000*CMS - .040696*YD + 225.1433*CPI + .052860*SP - 1158.6

ecm4 = 1.0000*CMS - .038233*YD + 393.2483*CPI - .011262*SP - 6521.3

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.98953 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.31

ตารางที่ 5.31 ค่าสถิติของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดรายปี

R-squared	.98953	R-bar-squared	.97382
S.E. of regression	556.7878	F-stat.	F(15,10) 63.0051[.000]
Mean of dep. variable	2629.7	S.D. of dep. variable	3441.4
Residual sum of squares	3100127	Equation log-likelihood	-188.8475
Akaike info. criterion	-204.8475	Schwarz bayesian cri.	-214.9123
DW-statistic	2.0032	System log-likelihood	-758.8177

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = .14163[.707]	F(1,9) = .049294[.829]
B: Functional form	CHSQ(1) = 6.5350[.011]	F(1,9) = 3.0216[.116]
C: Normality	CHSQ(2) = .16365[.921]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1 = .019138[.890]	F(1,24) = .017679[.895]

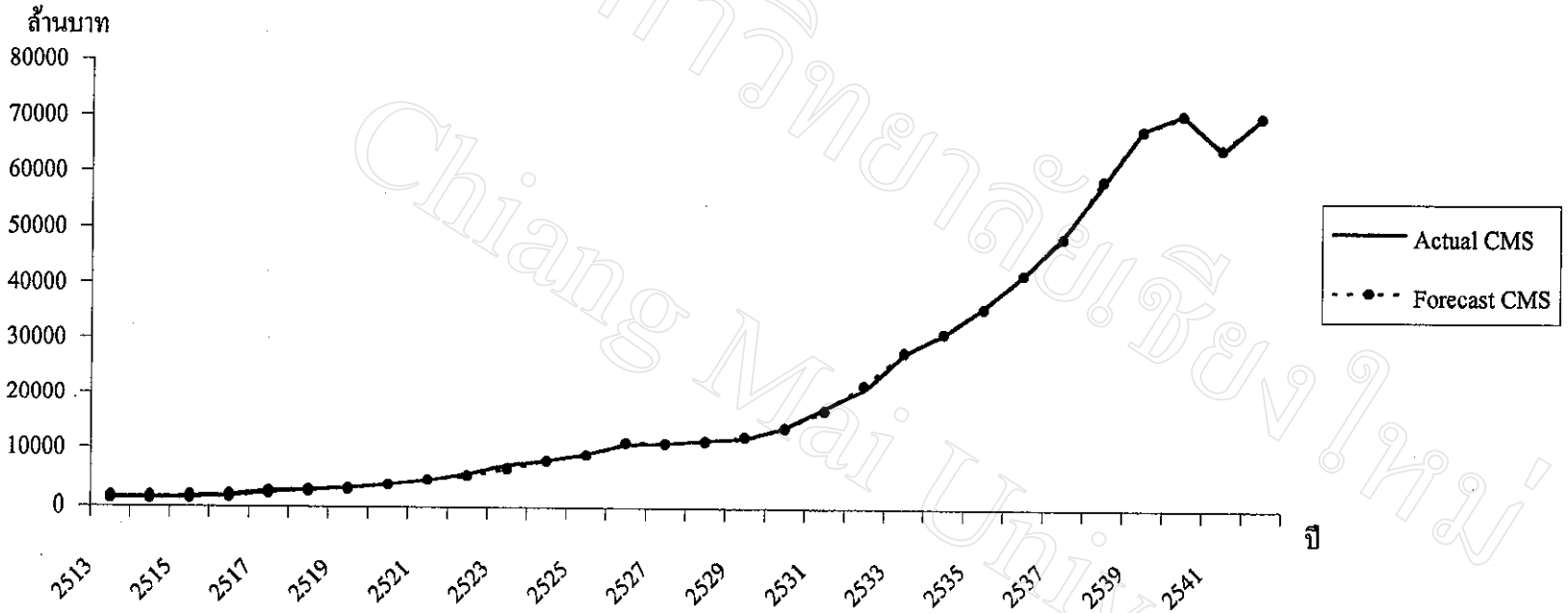
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0042 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.016 ดังภาพ 5.10

ภาพที่ 5.10 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ด (CMS) รายปี



Root Mean Sqare Error	322.157291	Theil's Inequality Coefficient	0.004220042
Mean Absolute Error	251.3905467	Bias Proportion	0.001670017
Mean Absolute Percentage Error	0.016054847	Variance Proportion	0.004508327
		Covariance Proportion	0.991913065

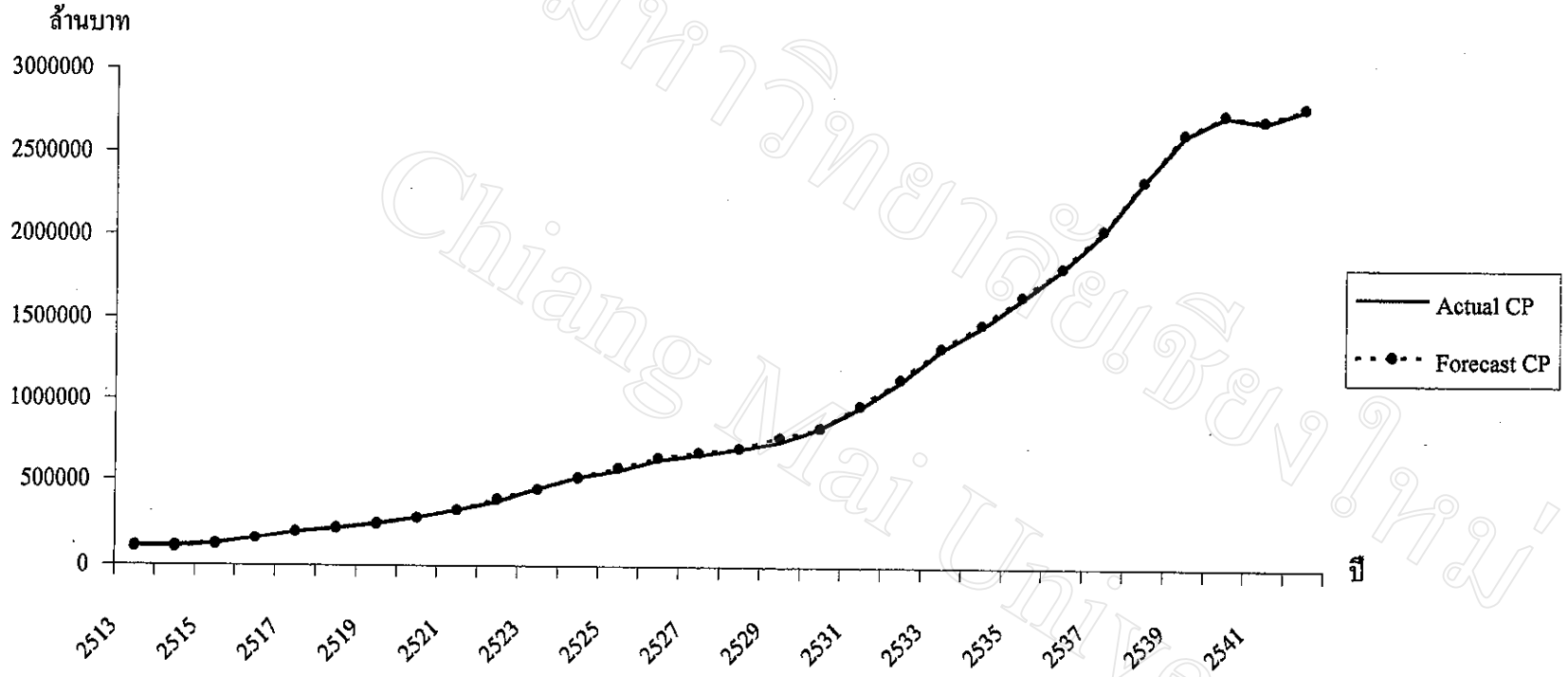
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองการบริโภครายปีในแต่ละหมวดนั้น ทำให้ได้ผลการศึกษาสมการเอกลักษณ์ของแบบจำลองการบริโภคของภาคเอกชน (CP) เป็นที่น่าพอใจมาก นั่นคือ จากผลการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคภาคเอกชนให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0043 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0129 ดังภาพ 5.11

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.11 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภคของภาคเอกชน (CP) รายปี



Root Mean Sqare Error	13873.80134	Theil's Inequality Coefficient	0.004323518
Mean Absolute Error	11899.88363	Bias Proportion	0.33195384
Mean Absolute Percentage Error	0.012866443	Variance Proportion	0.000221202
		Covariance Proportion	0.28844914

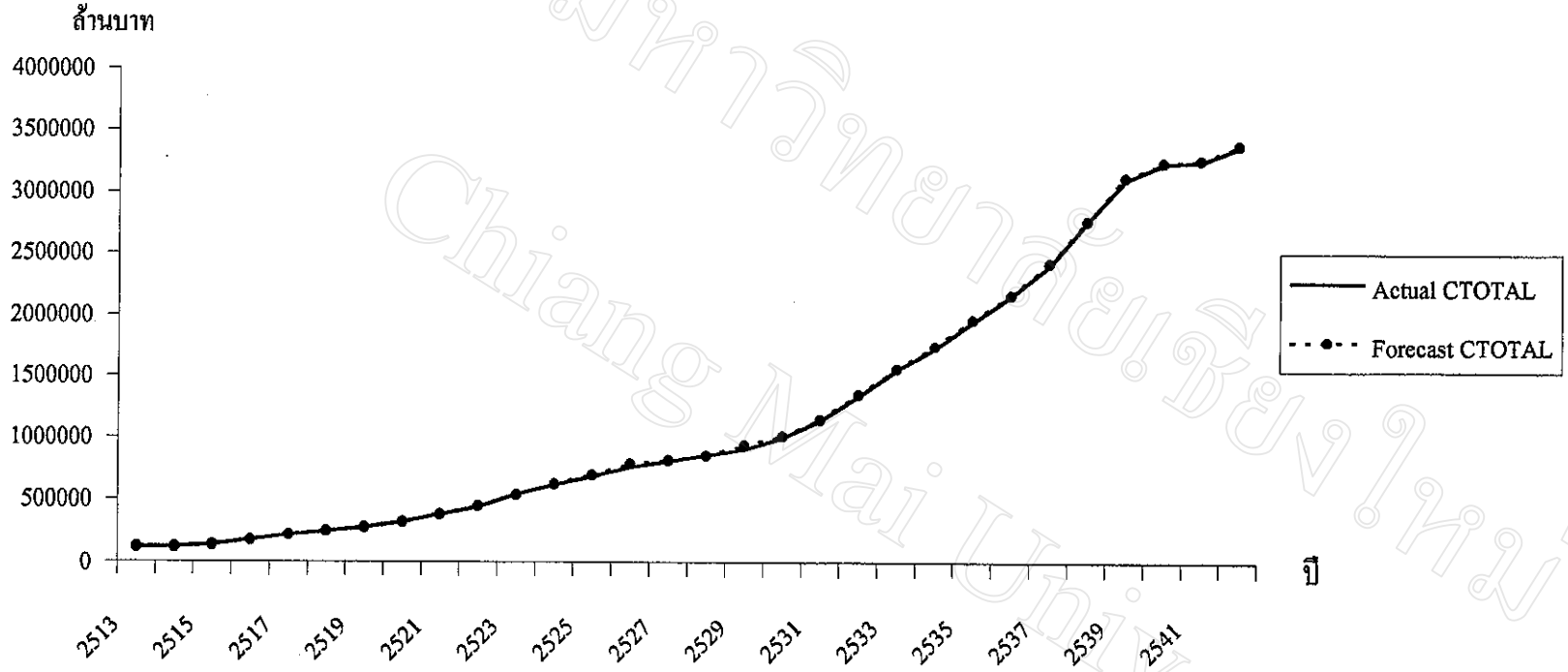
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองการบริโภคภาคเอกชน และแบบจำลองการบริโภคภาครัฐบาลรายปีที่ได้นำข้อมูลจากแบบจำลองเศรษฐมิติสำหรับภาครัฐบาลของประเทศไทย ที่จัดทำโดย ชัยวัฒน์ นิ่มอนุสสรณ์กุล ทำให้ได้ผลการศึกษาสมการเอกลักษณ์ของแบบจำลองการบริโภครวมของประเทศไทย (CTOTAL) รายปี เป็นที่น่าพอใจ นั่นคือ จากผลการ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภครวมให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0039 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0101 ดังภาพ 5.12

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University

ภาพที่ 5.12 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการบริโภค (CTOTAL) รายปี



Root Mean Sqare Error	14869.12318	Theil's Inequality Coefficient	0.003860645
Mean Absolute Error	11857.82005	Bias Proportion	0.270832507
Mean Absolute Percentage Error	0.010400203	Variance Proportion	0.000369621
		Covariance Proportion	0.419275008

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

11. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน (SH) รายปี

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน ขึ้นอยู่กับตัวแปร YD, LD, ITD3, IMLR, BLOPC, INF นั้น จากผล unit root พบว่า ต้องตัด INF ออกเนื่องจากมี order of integrattion ต่ำกว่า SH และผลจากการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่า SH มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ YD, LD, IMLR, BLOPC ในรูปแบบที่มีแนวโน้มเวลาใน cointegrating vector และค่าคงที่ใน VAR model ด้วย order of VAR เท่ากับ 2 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี eigenvalue trace statistic เท่ากับ 4 จึงมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 2 และ 3 มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงและอัตราดอกเบี้ยมีผลต่อการออมภาคครัวเรือนในทิศทางเดียวกัน ส่วนจำนวนผู้พึ่งพิงและสินเชื่อเพื่อการบริโภคมีผลต่อการออมภาคครัวเรือนในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.32

ตารางที่ 5.32 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน รายปี

28 observations from 2515 to 2542

List of variables included in the cointegrating vector: SH YD LD IMLR BLOPC Trend

List of eigenvalues in descending order: .85184 .71636 .56867 .48747 .28930 .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	53.4643	37.8600	35.0400
r <= 1	r = 2	35.2815	31.7900	29.1300
r <= 2	r = 3	23.5445	25.4200	23.1000
r <= 3	r = 4	18.7150	19.2200	17.1800
r <= 4	r = 5	9.5623	12.3900	10.5500

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1	140.5677	87.1700	82.8800
r <= 1	r >= 2	87.1033	63.0000	59.1600
r <= 2	r >= 3	51.8218	42.3400	39.3400
r <= 3	r >= 4*	28.2773	25.7700	23.0800
r <= 4	r = 5	9.5623	12.3900	10.5500

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
SH	-.2838E-4	.7221E-5	.7114E-5	.3317E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
YD	.1009E-4	-.2054E-5	-.3601E-5	-.7556E-6
	(.35553)	(.28452)	(.50625)	(.22779)
LD	-.4228E-5	.4944E-4	.6679E-5	.8807E-4
	(-.14899)	(-6.8462)	(-.93888)	(-26.5507)
IMLR	-.13136	-.029261	-.0085815	.090091
	(-4628.7)	(4052.2)	(1206.3)	(-27159.1)
BLOPC	-.2518E-4	.3175E-5	.8164E-5	.1564E-5
	(-.88721)	(-.43973)	(-1.1477)	(-.47151)
Trend	-.14106	.034525	.14832	-.028185
	(-4970.6)	(-4781.2)	(-20850.5)	(8496.7)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่มีนัยสำคัญทางสถิติ 5% โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 2 และ 4 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 แต่มีเพียงค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัวของเวกเตอร์ 2 ที่มีนัยสำคัญทางสถิติ 5% ดังตาราง 5.33 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.28452 หน่วย เมื่อจำนวนผู้พึ่งพิงเปลี่ยนแปลง 1 พันคน จะส่งผลให้การออมภาคครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 6.8462 หน่วย เมื่ออัตราดอกเบี้ย (MLR) เปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้การออมภาคครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 4052.2 หน่วย และเมื่อ

สินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์เปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคครัวเรือนเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 0.43973 หน่วย

ตารางที่ 5.33 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือนรายปี (Dependent variable is dSH)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
Intercept	175561.6	2.3247	.032
dSH1	1.0173	2.4382	.025
dYD1	-.56657	-2.2115	.040
dLD1	3.9097	.96756	.346
dIMLR1	18526.1	4.3049	.000
dBLOPC1	.31288	.46238	.649
ecm1(-1)	-2.7095	-3.8502	.001
ecm2(-1)	-.45100	-2.5188	.021
ecm3(-1)	.63017	3.5723	.002
ecm4(-1)	-.059039	-.71773	.482

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dSH = SH-SH(-1)

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

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

dLD1 = LD(-1)-LD(-2)

dIMLR1 = IMLR(-1)-IMLR(-2)

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

ecm1 = 1.0000*SH - .35553*YD + .14899*LD + 4628.7*IMLR + .88721*BLOPC + 4970.6*Trend

ecm2 = 1.0000*SH - .28452*YD + 6.8462*LD - 4052.2*IMLR + .43973*BLOPC + 4781.2*Trend

ecm3 = 1.0000*SH - .50625*YD + .93888*LD - 1206.3*IMLR + 1.1477*BLOPC + 20850.5*Trend

ecm4 = 1.0000*SH - .22779*YD + 26.5507*LD + 27159.1*IMLR + .47151*BLOPC - 8496.7*Trend

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 พอใช้ได้ คือเท่ากับ 0.75336 และในแบบจำลองไม่พบปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.34

ตารางที่ 5.34 ค่าสถิติของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือนรายปี

R-squared	.75336	R-bar-squared	.63003
S.E. of regression	24797.5	F-stat.	F(9,18) 6.1088[.001]
Mean of dep. variable	13765.8	S.D. of dep. variable	40768.7
Residual sum of squares	1.11E+10	Equation log-likelihood	-316.8626
Akaike info. criterion	-326.8626	Schwarz bayesian cri.	-333.5236
DW-statistic	2.0009	System log-likelihood	-1172.8

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = .0053831 [.942]	F(1,17) = .0032689[.955]
B: Functional form	CHSQ(1) = 3.5836[.058]	F(1,17) = 2.4951[.133]
C: Normality	CHSQ(2) = 1.5194[.468]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 4.4026[.036]	F(1,26) = 4.8509[.037]

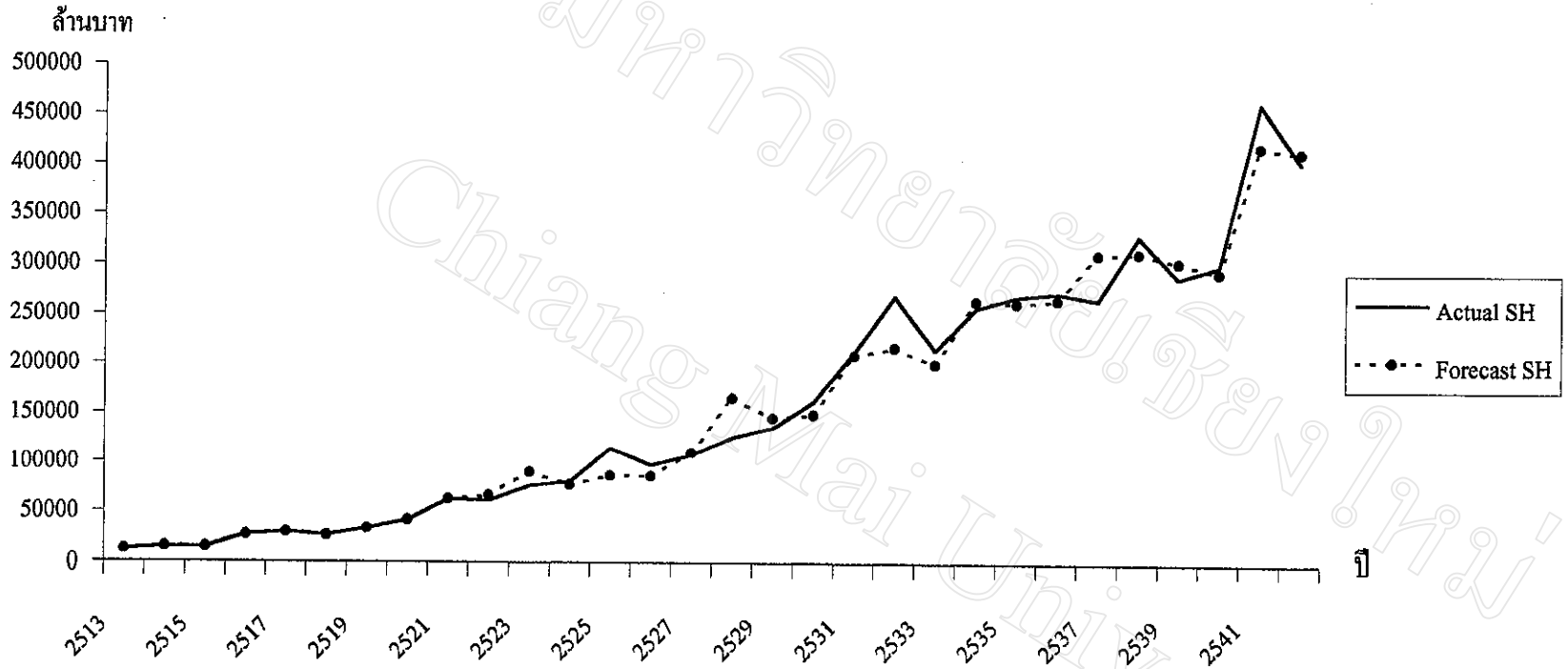
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือนให้ผลของค่าพอใช้ได้ พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0475 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0925 ดังภาพ 5.13

ภาพที่ 5.13 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน (SH) รายปี



Root Mean Sqare Error	22516.55766	Theil's Inequality Coefficient	0.047528662
Mean Absolute Error	16895.74768	Bias Proportion	0.006921928
Mean Absolute Percentage Error	0.092468286	Variance Proportion	0.025312704
		Covariance Proportion	0.959854592

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

12. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจ (SB) รายปี

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจ จากเดิมที่ได้กำหนดให้แบบจำลอง SB ขึ้นอยู่กับตัวแปร NI, ITD3, IMLR, BLOPC, NFDI, PFI, PF จากผล unit root พบว่า ต้องตัด PFI ออกเนื่องจากมี order of integrattion ต่ำกว่า SB และผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า SB มีความสัมพันธ์กับ IMLR, NFDI, PF ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 3 ดังนั้น จึงมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 3 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของเวกเตอร์ 1 เท่านั้นที่มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ อัตราดอกเบี้ย เงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศและกำไรของธุรกิจมีผลต่อการออมภาคธุรกิจในทิศทางเดียวกัน ดังตาราง 5.35

ตารางที่ 5.35 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจรายปี

25 observations from 2518 to 2542

List of variables included in the cointegrating vector: SB IMLR NFDI PF Intercept

List of eigenvalues in descending order: .99469 .97598 .78062 .19039 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	130.9615	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	93.2202	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3*	37.9234	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	5.2802	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	267.3853	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	136.4238	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3*	43.2036	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	5.2802	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3
SB	-.1894E-3	-.3456E-4	-.2110E-3
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
IMLR	.044340	.35797	-.21391
	(234.0510)	(10357.5)	(-1013.9)
NFDI	.1172E-3	-.6502E-4	-.2562E-3
	(.61888)	(-1.8812)	(-1.2142)
PF	.7712E-4	.2558E-5	.1540E-3
	(.40706)	(.074003)	(.72998)
Intercept	-.47971	-3.9249	2.4188
	(-2532.2)	(-113561.2)	(11464.2)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่มีนัยสำคัญทางสถิติ 5% โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 และ 3 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญทางสถิติ 5% และ 10% ตามลำดับ ดังตาราง 5.36 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 3 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 1 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่ออัตราดอกเบี้ย (MLR) เปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้การออมภาคธุรกิจเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 234.051 หน่วย เมื่อเงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคธุรกิจเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.61888 หน่วย และเมื่อกำไรของธุรกิจเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้การออมภาคธุรกิจเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.40706 หน่วย

ตารางที่ 5.36 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจรายปี (Dependent variable is dSB)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dSB1	-.25416	-.30194	.773
dIMLR1	3192.9	2.6481	.038
dNFDI1	-.45719	-.79943	.455
dPF1	1.1216	2.5191	.045
dSB2	-3.7007	-3.8641	.008
dIMLR2	9869.1	5.4870	.002
dNFDI2	-.89263	-1.9000	.106
dPF2	2.1699	3.9380	.008
dSB3	-4.3189	-4.0305	.007
dIMLR3	3984.1	2.2553	.065
dNFDI3	-1.3798	-2.9828	.025
dPF3	.50946	.80131	.454
dSB4	.26482	.25721	.806
dIMLR4	5161.0	3.8698	.008
dNFDI4	.52789	.92269	.392
dPF4	-1.5507	-4.5868	.004
ecm1(-1)	-1.2221	-2.6199	.040
ecm2(-1)	.51911	6.0998	.001
ecm3(-1)	-1.0158	-1.9552	.098

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dSB = SB-SB(-1)

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

dIMLR1 = IMLR(-1)-IMLR(-2)

dNFDI1 = NFDI(-1)-NFDI(-2)

dPF1 = PF(-1)-PF(-2)

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

dIMLR2 = IMLR(-2)-IMLR(-3)

dNFDI2 = NFDI(-2)-NFDI(-3)

dPF2 = PF(-2)-PF(-3)

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

dIMLR3 = IMLR(-3)-IMLR(-4)

dNFDI3 = NFDI(-3)-NFDI(-4)

dPF3 = PF(-3)-PF(-4)

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

dIMLR4 = IMLR(-4)-IMLR(-5)

dNFDI4 = NFDI(-4)-NFDI(-5)

dPF4 = PF(-4)-PF(-5)

ecm1 = 1.0000*SB - 234.0510*IMLR - .61888*NFDI - .40706*PF + 2532.2

ecm2 = 1.0000*SB - 10357.5*IMLR + 1.8812*NFDI - .074003*PF + 113561.2

ecm3 = 1.0000*SB + 1013.9*IMLR + 1.2142*NFDI - .72998*PF - 11464.2

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.99852 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.37

ตารางที่ 5.37 ค่าสถิติของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจรายปี

R-squared	.99852	R-bar-squared	.99406
S.E. of regression	2462.3	F-stat.	F(18,6) 224.2507[.000]
Mean of dep. variable	3039.4	S.D. of dep. variable	31957.0
Residual sum of squares	3.64E+07	Equation log-likelihood	-212.8561
Akaike info. criterion	-231.8561	Schwarz bayesian cri.	-243.4354
DW-statistic	2.4656	System log-likelihood	-613.4767

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 3.4819[.062]	F(1,5) = .80907[.410]
B: Functional form	CHSQ(1) = 2.1781[.140]	F(1,5) = .47721[.520]
C: Normality	CHSQ(2) = 27.4139[.000]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .49546[.482]	F(1,23) = .46504[.502]

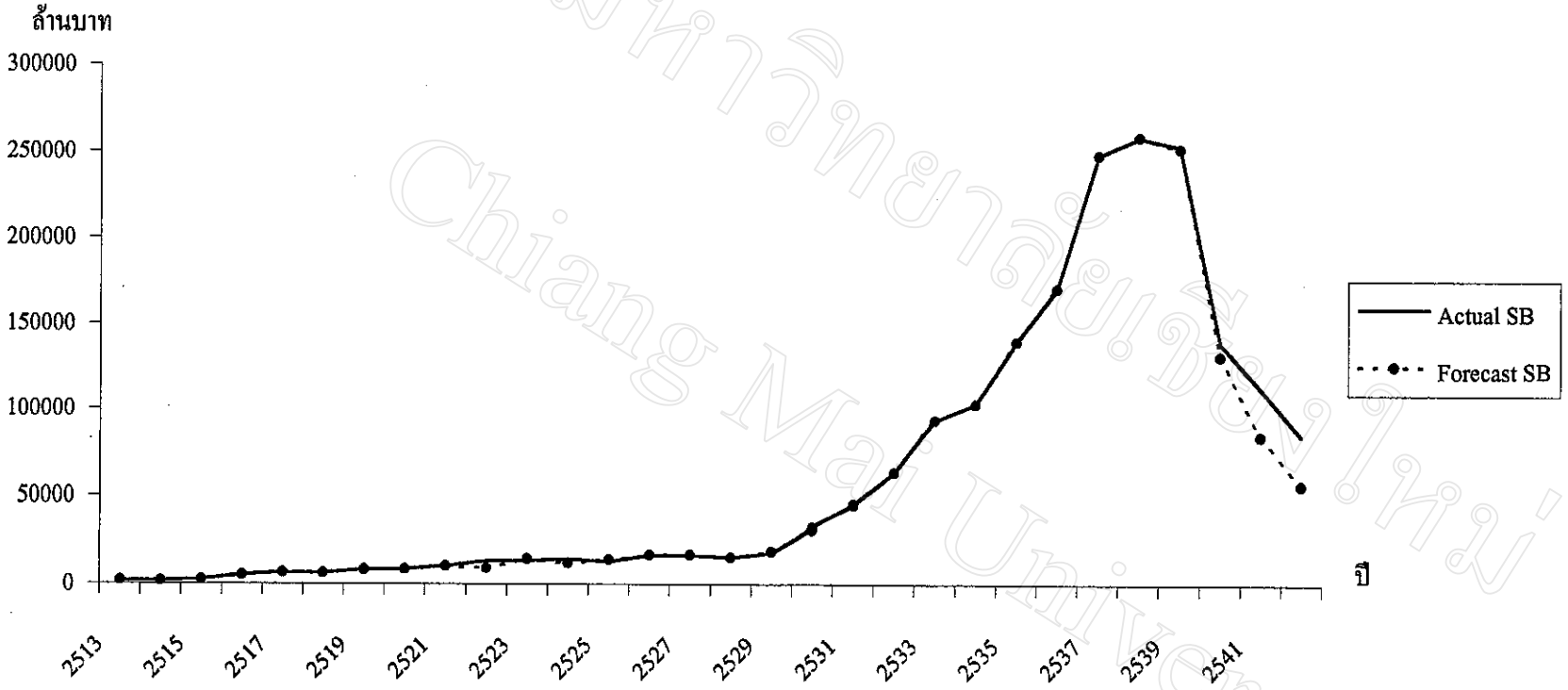
ที่มา : จากการคำนวณ

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 0.0378 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0686 ดังภาพ 5.14

ภาพที่ 5.14 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคธุรกิจ (SB) รายปี



Root Mean Sqare Error	9031.677387	Theil's Inequality Coefficient	0.037857336
Mean Absolute Error	3708.363068	Bias Proportion	0.062292648
Mean Absolute Percentage Error	0.068634423	Variance Proportion	7.68585E-06
		Covariance Proportion	0.866508068

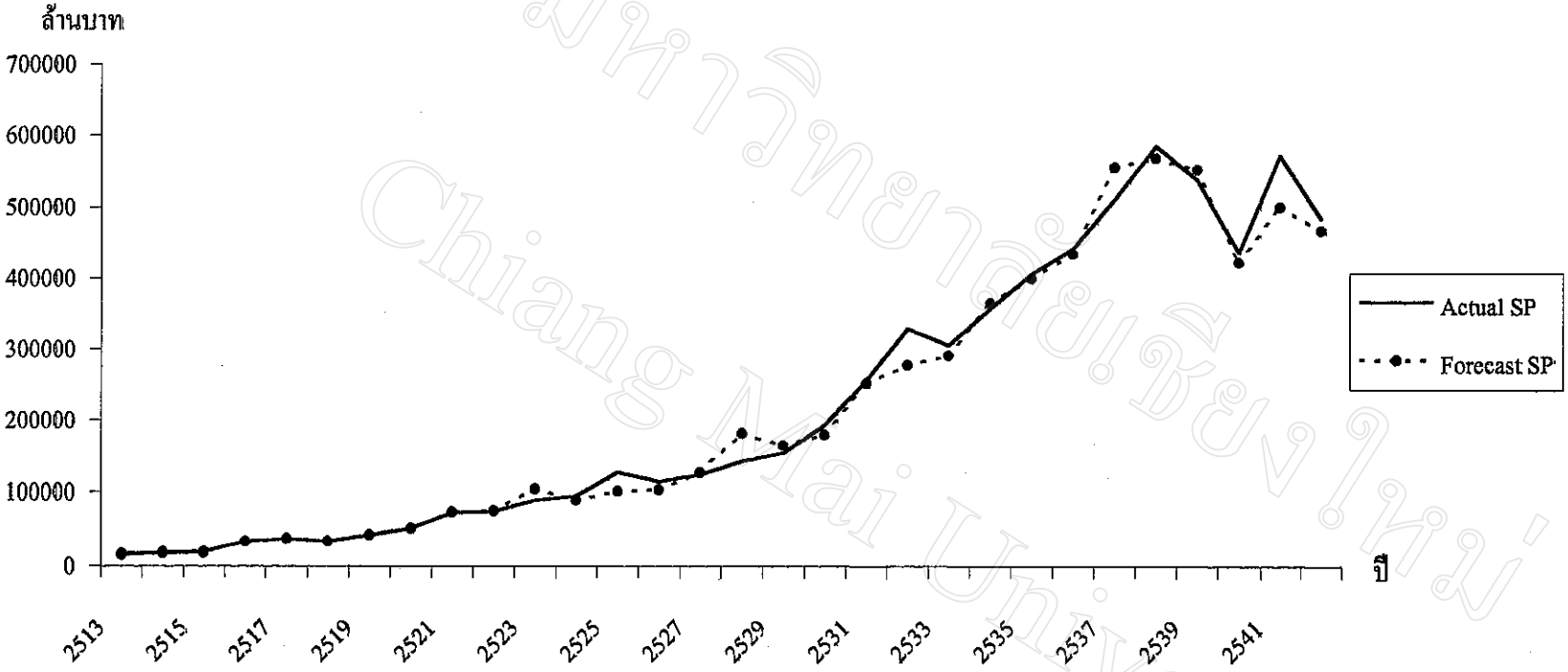
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองการออมภาคครัวเรือนและการออมของภาคธุรกิจนั้น ทำให้ได้ผลการศึกษาสมการเอกลักษณ์ของแบบจำลองการออมของภาคเอกชนในประเทศไทยมีพอใช้ได้ เนื่องจากลักษณะกราฟของแบบจำลองการออมภาคครัวเรือนไม่ดีนัก นั่นคือ ผลการทำ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.038 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์เท่ากับ 0.0766 ดังภาพ 5.15

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.15 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองการออมของภาคเอกชน (SP) รายปี



Root Mean Sqare Error	26159.48794	Theil's Inequality Coefficient	0.038004528
Mean Absolute Error	18955.26319	Bias Proportion	0.024895278
Mean Absolute Percentage Error	0.076619609	Variance Proportion	0.025395706
		Covariance Proportion	0.921257269

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

13. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) รายปี

ผลการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภค โดยกำหนดให้ CPI ขึ้นอยู่กับ M2, W, EXPI, IMPI, IMLR, WSPIOIL นั้น จากผล unit root พบว่า ไม่จำเป็นต้องตัดตัวแปรใดออก และจากการศึกษาพบว่า CPI ไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ M2 ซึ่งเป็นตัวแปรที่สำคัญและมีความหมายทางทฤษฎีเศรษฐศาสตร์ ดังนั้น ในการศึกษาจึงได้ปรับ M2 ให้อยู่ในรูปของปริมาณเงิน (M2) เปรียบเทียบกับตัวปรับลดผลิตภัณฑ์ในประเทศเบื้องต้น (GDP deflator (DGDP)) ซึ่งผลการศึกษาพบว่า CPI มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ MDGDP (M2/DGDP), IMLR และ WSPIOIL ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ figenvalue trace statistic เท่ากับ 4 (full rank) จึงมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 4 รูปแบบ และพบว่ารูปแบบของทุกเวกเตอร์มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้องทุกตัว นั่นคือ ปริมาณเงินเปรียบเทียบกับตัวปรับลดผลิตภัณฑ์ในประเทศเบื้องต้นและดัชนีราคาน้ำมันมีผลต่อดัชนีราคาสินค้าในทิศทางเดียวกัน ส่วนอัตราดอกเบี้ย (MLR) มีผลต่อดัชนีราคาสินค้าในทิศทางตรงข้าม ดังตาราง 5.38

ตารางที่ 5.38 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายปี

25 observations from 2518 to 2542

List of variables included in the cointegrating vector: CPI MDGDP IMLR WSPIOIL Intercept

List of eigenvalues in descending order: .99752 .90184 .82650 .56028 .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	149.9416	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	58.0296	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	43.7894	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4*	20.5403	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	272.3009	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	122.3593	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	64.3297	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4*	20.5403	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4
CPI	-.078950	.13275	.51465	.30039
	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)	(-1.0000)
MDGDP	.2752E-3	-.3122E-4	-.3793E-3	-.1377E-3
	(.0034860)	(.2351E-3)	(.7370E-3)	(.4583E-3)
IMLR	-.27408	1.8249	2.1688	1.9911
	(-3.4716)	(-13.7463)	(-4.2142)	(-6.6284)
WSPIOIL	.048467	-.19628	-.36777	-.26039
	(.61389)	(1.4785)	(.71461)	(.86684)
Intercept	6.3138	-20.7189	-28.5155	-23.0720
	(79.9730)	(156.0688)	(55.4076)	(76.8059)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่เป็นที่น่าพอใจ โดยค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 1 และ 2 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 1% และ 5% ตามลำดับ ดังตาราง 5.39 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 4 รูปแบบ จึงมีเวกเตอร์ 1 และ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดี แต่เวกเตอร์ 1 ให้ค่าสถิติดีกว่าและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อปริมาณเงินเปรียบเทียบกับตัวปรับลดผลิตภัณฑ์ในประเทศเบื้องต้นเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้ดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน .003486% เมื่ออัตราดอกเบี้ย (MLR) เปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม 3.4716% และเมื่อดัชนีราคาน้ำมันเปลี่ยนแปลง 1% จะส่งผลให้ดัชนีราคาสินค้าเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.61389%

ตารางที่ 5.39 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายปี (Dependent variable is dCPI)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dCPI1	-2.6967	-7.5944	.001
dMDGDP1	.0010219	1.6385	.162
dIMLR1	-2.5240	-1.2238	.276
dWSPIOIL1	.98784	3.9739	.011

dCPI2	-1.2940	-3.1622	.025
dMDGDP2	-.0020883	-4.4555	.007
dIMLR2	-2.1566	-1.4456	.208
dWSPIOIL2	.47925	3.7750	.013
dCPI3	-1.5670	-3.7237	.014
dMDGDP3	-.0016688	-2.7920	.038
dIMLR3	-1.0479	-.98833	.368
dWSPIOIL3	.53130	4.0997	.009
dCPI4	-.58356	-1.8344	.126
dMDGDP4	-.4891E-3	-.90711	.406
dIMLR4	-2.4415	-2.9834	.031
dWSPIOIL4	.36388	4.2984	.008
ecm1(-1)	-.22431	-4.4819	.007
ecm2(-1)	-.24419	-2.9013	.034
ecm3(-1)	1.2087	3.7048	.014
ecm4(-1)	.23070	1.2116	.280

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dCPI = CPI-CPI(-1)

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

dMDGDP1 = MDGDP(-1)-MDGDP(-2)

dIMLR1 = IMLR(-1)-IMLR(-2)

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

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

dMDGDP2 = MDGDP(-2)-MDGDP(-3)

dIMLR2 = IMLR(-2)-IMLR(-3)

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

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

dMDGDP3 = MDGDP(-3)-MDGDP(-4)

dIMLR3 = IMLR(-3)-IMLR(-4)

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

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

dMDGDP4 = MDGDP(-4)-MDGDP(-5)

dIMLR4 = IMLR(-4)-IMLR(-5)

dWSPIOIL4 = WSPIOIL(-4)-WSPIOIL(-5)

ecm1 = 1.0000*CPI - .0034860*MDGDP + 3.4716*IMLR - .61389*WSPIOIL - 79.9730

ecm2 = 1.0000*CPI - .2351E-3*MDGDP + 13.7463*IMLR - 1.4785*WSPIOIL - 156.0688

ecm3 = 1.0000*CPI - .7370E-3*MDGDP + 4.2142*IMLR - .71461*WSPIOIL - 55.4076

ecm4 = 1.0000*CPI - .4583E-3*MDGDP + 6.6284*IMLR - .86684*WSPIOIL - 76.8059

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.98402 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.40

ตารางที่ 5.40 ค่าสถิติของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายปี

R-squared	.98402	R-bar-squared	.92329
S.E. of regression	.63393	F-stat.	F(19,5) 16.2036[.003]
Mean of dep. variable	3.6192	S.D. of dep. variable	2.2888
Residual sum of squares	2.0093	Equation log-likelihood	-3.9599
Akaike info. criterion	-23.9599	Schwarz bayesian cri.	-36.1486
DW-statistic	3.2252	System log-likelihood	-156.4734

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = 15.8858[.000]	F(1,4) = 6.9719[.058]
B: Functional form	CHSQ(1) = .51887[.471]	F(1,4) = .084779[.785]
C: Normality	CHSQ(2) = 2.7521[.253]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 1.6152[.204]	F(1,23) = 1.5887[.220]

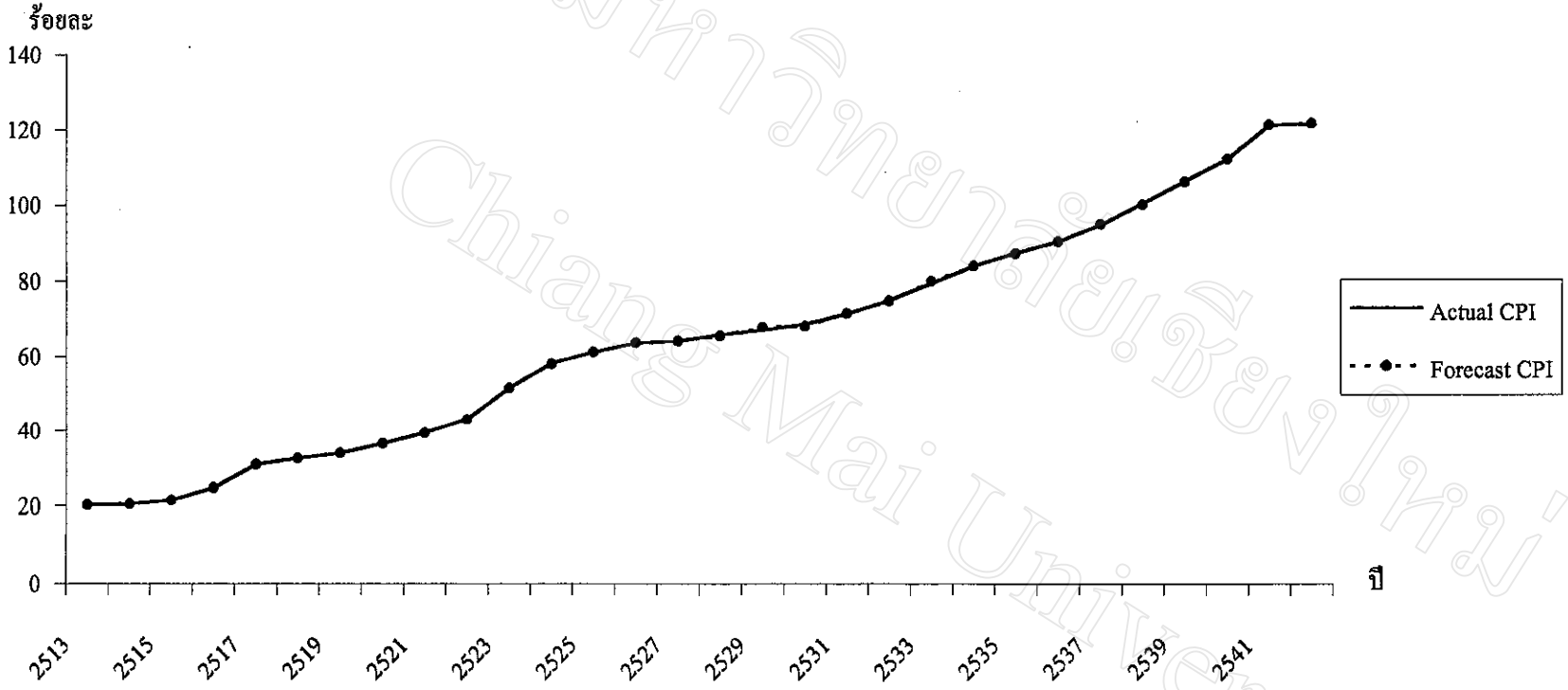
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองดัชนีราคาให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0016 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0027 ดังภาพ 5.16

ภาพที่ 5.16 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) รายปี (2538 = 100)



Root Mean Sqare Error	0.270279587	Theil's Inequality Coefficient	0.001629542
Mean Absolute Error	0.191225781	Bias Proportion	0.002168839
Mean Absolute Percentage Error	0.002724141	Variance Proportion	0.01415541
		Covariance Proportion	0.981197079

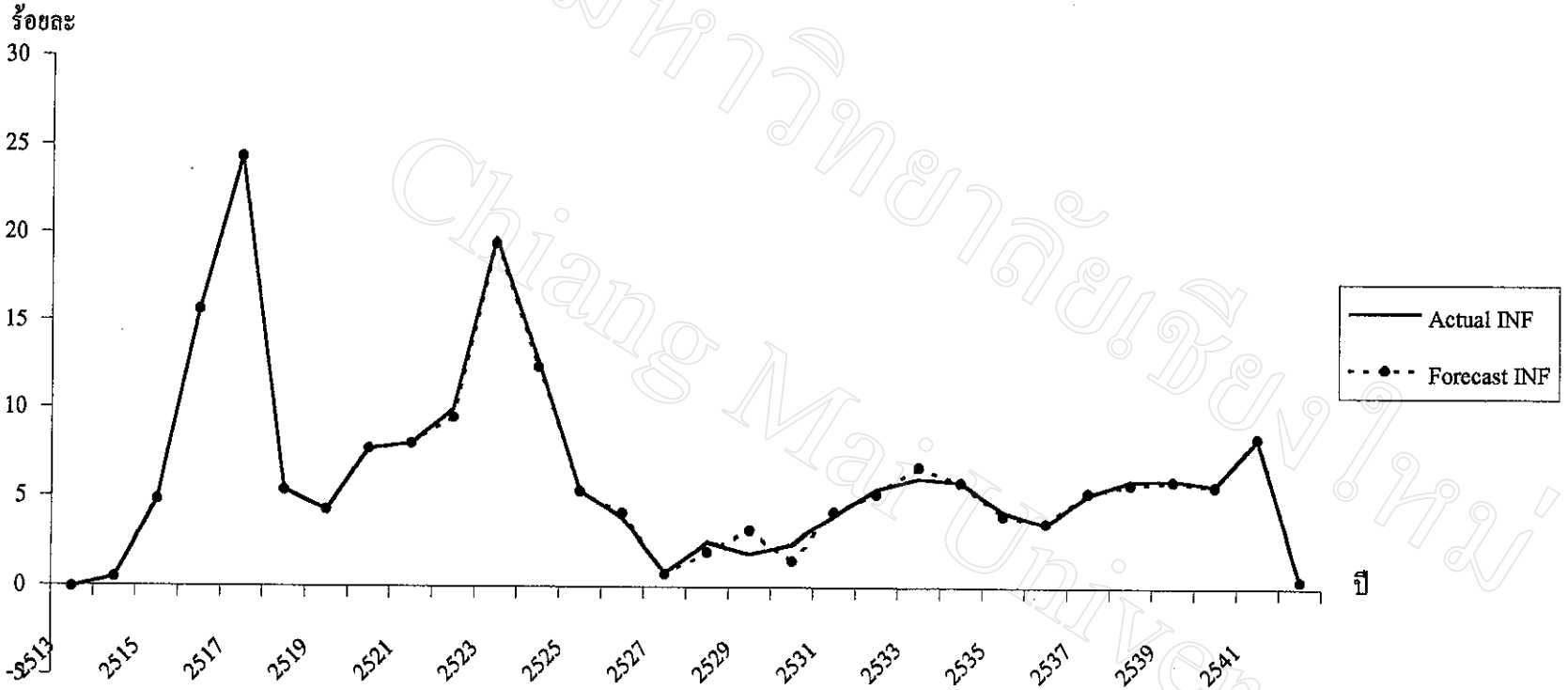
ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษา cointegration and error correction mechanism ของแบบจำลองดัชนีราคารายปีนั้น ทำให้ได้ผลการศึกษาแบบจำลองอัตราเงินเฟ้อเป็นที่น่าพอใจ พิจารณาจาก ผลการทำ simulation ด้วยวิธี static เพื่อพิจารณาผลการพยากรณ์ของแบบจำลอง พบว่า ค่า Theil's inequality coefficient เท่ากับ 0.0296 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0991 ดังภาพ 5.17

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.17 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองอัตราเงินเฟ้อ (INF) รายปี (2538 = 100)



Root Mean Sqare Error	0.413092542	Theil's Inequality Coefficient	0.029619201
Mean Absolute Error	0.28708141	Bias Proportion	0.005833309
Mean Absolute Percentage Error	0.099147507	Variance Proportion	0.041095458
		Covariance Proportion	0.946404595

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

14. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองรายได้ประชาชาติ (NI) รายปี

จากที่ได้กำหนดให้แบบจำลองรายได้ประชาชาติ ขึ้นอยู่กับ GDP นั้น จากผล unit root พบว่ามี order of integration เท่ากับ 2 เหมือนกัน และผลจากการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปร พบว่ามีความสัมพันธ์กันในระยะยาวในรูปแบบที่ปรากฏทั้งค่าคงที่และแนวโน้มเวลาใน VAR model ด้วย order of VAR เท่ากับ 5 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 1 จึงมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาวรูปแบบเดียว และพบว่ามีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรถูกต้อง นั่นคือผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศมีผลต่อรายได้ประชาชาติในทิศทางเดียวกัน ดังตาราง 5.41

ตารางที่ 5.41 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองรายได้ประชาชาติรายปี

25 observations from 2518 to 2542

List of variables included in the cointegrating vector: NI GDP

List of eigenvalues in descending order: .61281 .0028220

Cointegration LR test based on maximal eigenvalue of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r = 1*	23.7208	18.3300	16.2800
r <= 1	r = 2	.070649	11.5400	9.7500

Cointegration LR test based on trace of the stochastic matrix

Null	Alternative	Statistic	95% Cr. value	90% Cr. value
r = 0	r >= 1*	23.7914	23.8300	21.2300
r <= 1	r = 2	.070649	11.5400	9.7500

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1
NI	.1374E-4
	(-1.0000)
GDP	-.8095E-5
	(.58928)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนน้อยที่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 1% ดังตาราง 5.42 ดังนั้น สามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้รายได้ประชาชาติเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 0.58928 หน่วย

ตารางที่ 5.42 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองรายได้ประชาชาติรายปี (Dependent variable is dNI)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
Intercept	58612.2	1.9264	.075
Trend	15211.3	3.3439	.005
dNI1	.14225	.15225	.881
dGDP1	1.8771	1.8633	.084
dNI2	-.80519	-.67552	.510
dGDP2	-.63087	-.59981	.558
dNI3	-1.9594	-1.7615	.100
dGDP3	2.3408	2.2889	.038
dNI4	-2.5197	-2.1029	.054
dGDP4	2.5668	2.4027	.031
ecm1(-1)	-1.7104	-3.2871	.005

ที่มา : จากการคำนวณ

List of additional temporary variables created:

dNI = NI-NI(-1)
dNI1 = NI(-1)-NI(-2)
dGDP1 = GDP(-1)-GDP(-2)
dNI2 = NI(-2)-NI(-3)
dGDP2 = GDP(-2)-GDP(-3)
dNI3 = NI(-3)-NI(-4)
dGDP3 = GDP(-3)-GDP(-4)
dNI4 = NI(-4)-NI(-5)
dGDP4 = GDP(-4)-GDP(-5)

ecm1 = 1.0000*NI - .58928*GDP

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.94566 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.43

ตารางที่ 5.43 ค่าสถิติของแบบจำลองรายได้ประชาชาติรายปี

R-squared	.94566	R-bar-squared	.90685
S.E. of regression	37877.7	F-stat.	F(10,14) 24.3651[.000]
Mean of dep. variable	123533.0	S.D. of dep. variable	124106.5
Residual sum of squares	2.01E+10	Equation log-likelihood	-291.7787
Akaike info. criterion	-302.7787	Schwarz bayesian cri.	-309.4825
DW-statistic	1.9233	System log-likelihood	-545.8505

Diagnostic Test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = .15528[.694]	F(1,13) = .081251[.780]
B: Functional form	CHSQ(1) = 3.1620[.075]	F(1,13) = 1.8823[.193]
C: Normality	CHSQ(2) = .53722[.764]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = 3.3260[.068]	F(1,23) = 3.5295[.073]

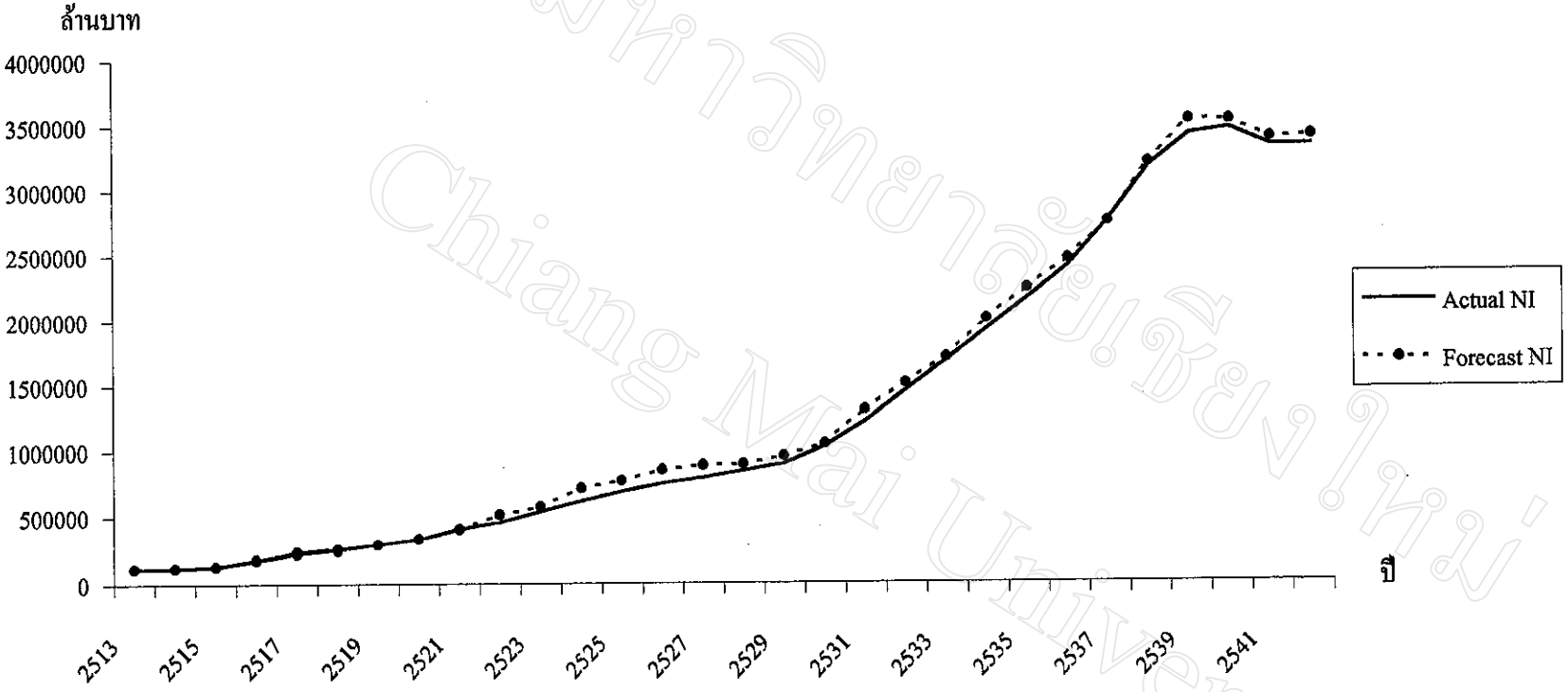
ที่มา : จากการคำนวณ

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองจำลองรายได้ประชาชาติให้ผลของค่าพอใช้ได้ พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0167 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0583 ดังภาพ 5.18

ภาพที่ 5.18 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองรายได้ประชาชาติ (NI) รายปี



Root Mean Sqare Error	69563.04233	Theil's Inequality Coefficient	0.016754514
Mean Absolute Error	63583.9866	Bias Proportion	0.382380747
Mean Absolute Percentage Error	0.058340325	Variance Proportion	0.002184763
		Covariance Proportion	0.178427921

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

15. Cointegration and error correction model ของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง (YD) รายปี

ในการทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง จากเดิมที่ได้กำหนดให้แบบจำลอง YD ขึ้นอยู่กับตัวแปร NI นั้น จากผล unit root พบว่ามี order of integration เท่ากับ 2 เหมือนกัน และผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า YD มีความสัมพันธ์ในระยะยาวกับ NI ในรูปแบบที่มีค่าคงที่ใน cointegrating vector ด้วย order of VAR เท่ากับ 7 โดยมีจำนวนของ cointegrating vectors ที่ทดสอบด้วยวิธี maximal eigenvalue statistic และ eigenvalue trace statistic เท่ากับ 2 (full rank) จึงมีรูปแบบความสัมพันธ์ในระยะยาว 2 รูปแบบ และพบว่า มีเครื่องหมายของสัมประสิทธิ์หน้า ตัวแปรถูกต้องทั้ง 2 รูปแบบ นั่นคือ รายได้ประชาชาติมีผลต่อรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงในทิศทางเดียวกัน ดังตาราง 5.44

ตารางที่ 5.44 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายปี

23 observations from 2520 to 2542

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

List of eigenvalues in descending order: .88726 .49717 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	50.2023	15.8700	13.8100
r <= 1	r = 2*	15.8128	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	66.0151	20.1800	17.8800
r <= 1	r = 2*	15.8128	9.1600	7.5300

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized in parenthesis

Variables	Vector 1	Vector 2
YD	.4013E-4	.7703E-5
	(-1.0000)	(-1.0000)
NI	-.3497E-4	-.8317E-5
	(.87150)	(1.0797)
Intercept	.67948	-.99361
	(-16932.2)	(128995.0)

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

ที่มา : จากการคำนวณ

จากความสัมพันธ์ในระยะยาวพบว่า ผลการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองมีค่าสถิติส่วนใหญ่มีนัยสำคัญทางสถิติ โดยมีค่าสัมประสิทธิ์ของการปรับตัว (ecm) ของเวกเตอร์ 2 เท่านั้นที่อยู่ในช่วง 0 ถึง –2 ด้วยระดับนัยสำคัญ 5% ดังตาราง 5.45 ดังนั้น ในความสัมพันธ์ระยะยาวทั้ง 2 รูปแบบจึงมีเพียงเวกเตอร์ 2 ที่ให้ค่าสถิติของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวดีที่สุดและสามารถอธิบายเป็นความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ว่า เมื่อรายได้ประชาชาติเปลี่ยนแปลง 1 หน่วย จะส่งผลให้รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเปลี่ยนแปลงในทิศทางเดียวกัน 1.0797 หน่วย

ตารางที่ 5.45 การปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายปี (Dependent variable is dYD)

Regressor	Coefficient	T-ratio	Probability
dYD1	-2.6700	-3.6475	.005
dNI1	2.1672	5.1155	.001
dYD2	-2.5357	-3.6470	.005
dNI2	2.6620	3.7309	.005
dYD3	-2.5191	-3.1302	.012
dNI3	1.3643	1.5955	.145
dYD4	-4.1385	-5.9984	.000
dNI4	3.5180	7.3220	.000
dYD5	-5.5697	-4.6281	.001
dNI5	4.7447	4.2941	.002
dYD6	-1.6462	-1.2209	.253
dNI6	.98865	.87489	.404

ecm1(-1)	2.2596	4.0971	.003
ecm2(-1)	-.27586	-2.6058	.028

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)

ecm1 = 1.0000*YD - .87150*NI + 16932.2

ecm2 = 1.0000*YD - 1.0797*NI - 128995.0

จากผลการศึกษาการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น มีค่า R^2 ที่สูงถึง 0.98916 อีกทั้งในแบบจำลองยังไม่มีปัญหา serial correlation และ heteroscedasticity ดังตาราง 5.46

ตารางที่ 5.46 ค่าสถิติของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายปี

R-squared	.98916	R-bar-squared	.97351
S.E. of regression	13743.8	F-stat.	F(13,9) 63.1847[.000]
Mean of dep. variable	120657.4	S.D. of dep. variable	84438.3
Residual sum of squares	1.70E+09	Equation log-likelihood	-240.9974
Akaike info. criterion	-254.9974	Schwarz bayesian cri.	-262.9459
DW-statistic	1.9241	System log-likelihood	-478.8464

Diagnostic test

Test statistics	LM version	F version
A: Serial correlation	CHSQ(1) = .0016622[.967]	F(1,8) = .5782E-3[.981]
B: Functional form	CHSQ(1) = 1.1342[.287]	F(1,8) = .41497[.537]
C: Normality	CHSQ(2) = .34694[.841]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .78769[.375]	F(1,21) = .74470[.398]

ที่มา : จากการคำนวณ

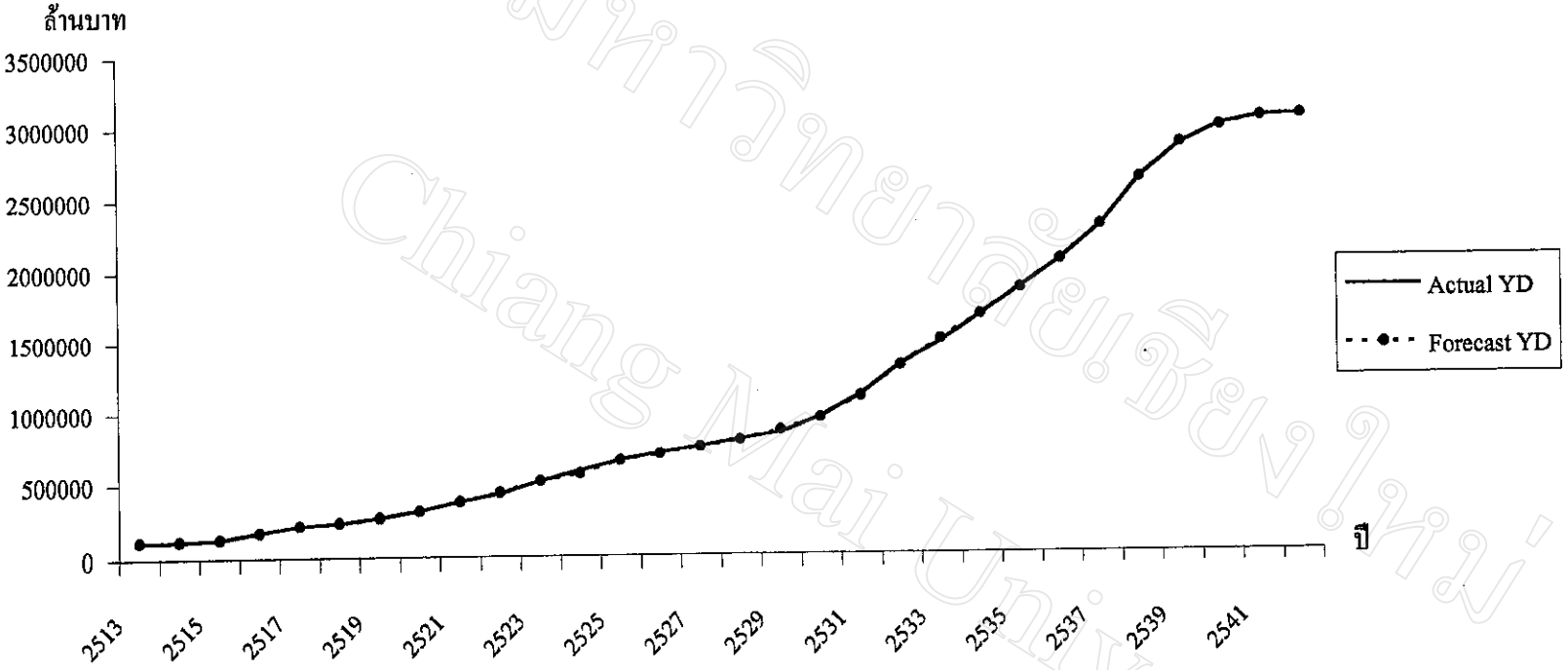
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

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 ผลการพยากรณ์ของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงให้ผลของค่าสถิติที่ดีมาก พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient ที่เท่ากับ 0.0024 และค่า mean absolute percentage error ที่แสดงให้เห็นว่า ความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์มีเพียง 0.0071 ดังภาพ 5.19

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

ภาพที่ 5.19 ค่าจริงและค่าพยากรณ์ของแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง (YD) รายปี



Root Mean Sqare Error	8607.335946	Theil's Inequality Coefficient	0.002398118
Mean Absolute Error	6503.99118	Bias Proportion	0.002448092
Mean Absolute Percentage Error	0.007150231	Variance Proportion	0.00910213
		Covariance Proportion	0.985651958

ที่มา : จากการคำนวณ

มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ Chiang Mai University

จากผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคและการออมรายปีของประเทศ จะพบว่าแบบจำลองทุกแบบจำลองมีดุลยภาพในระยะยาวและมีกระบวนการปรับตัวในระยะสั้น โดยพฤติกรรมการบริโภคมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงในทิศทางเดียวกัน กับดัชนีราคาสินค้าในทิศทางตรงข้าม กับสินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์ในทิศทางเดียวกัน และกับการออมของภาคเอกชนในทิศทางตรงข้าม และแบบจำลองเหล่านี้มีรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

แบบจำลองหมวดอาหารรายปี

d(CF) = -1.1199*d(CF(-1)) -.40391*d(YD(-1)) +4989.0*d(CPI(-1)) +8.9872*d(SP(-1)) -3.0628* d(CF(-2)) +1.2012*d(YD(-2)) +4447.3*d(CPI(-2)) +5.9922*d(SP(-2)) -2.7136*d(CF(-3)) +1.0917*d(YD(-3)) +3397.3*d(CPI(-3)) +3.5838*d(SP(-3)) -1.1732*d(CF(-4)) +1.8329*d(YD(-4)) -1862.1*d(CPI(-4)) +.49772* d(SP(-4)) -1.7700*(CF(-1) -.70143*YD(-1) +893.8866*CPI(-1) +3.1303*SP(-1) -22929.9) -.024052*(CF(-1) -23.0270*YD(-1) + 112745.0*CPI(-1) +121.7008*SP(-1) -1435109) -.14877*(CF(-1) -2.1400*YD(-1) +16887.7*CPI(-1) +7.8761*SP(-1) -362592.5) +.0045253*(CF(-1) +19.0270*YD(-1) -147254.2*CPI(-1) -108.8254*SP(-1) +3373796)

แบบจำลองหมวดเครื่องดื่มและยาสูบรายปี

d(CBTP) = 16829.3 +3819.7*trend-.071571 *d(CBTP(-1))-.064711 *d(YD(-1))+938.5905 *d(CPI (-1)) +.084153 *d(SP(-1)) + .27804*d(CBTP(-2)) +.082867*d(YD(-2)) -18.9287*d(CPI(-2)) +.056512 *d(SP (-2)) -.33971*d(CBTP(-3)) -.10085*d(YD(-3)) +1285.9*d(CPI(-3)) +.11378*d(SP(-3)) -.019408*(CBTP(-1) + .038029*YD(-1) + 80.1801*CPI(-1) -.63431*SP(-1))+.19837 *(CBTP(-1) -.020057*YD(-1) -4871.8*CPI (-1) -.12083*SP(-1)) -1.0022 *(CBTP(-1) -.081800*YD(-1) + 56.6164*CPI(-1)+ .020252* SP(-1))

แบบจำลองหมวดเสื้อผ้าและของใช้ส่วนตัวรายปี

d(cc) = +.54687*d(CC(-1)) -.12446 *d(YD(-1)) +908.7360*d(CPI(-1)) -.17012*d(SP(-1)) +.024577*d(CC(-2)) -.23683 *d(YD(-2))+ 996.8238*d(CPI(-2)) +.036831*d(SP(-2)) -.77211*(CC(-1) -.087452*YD(-1) + 731.6298*CPI(-1) -.42238*SP(-1) -15339.6) +.46840*(CC(-1) -.23493*YD(-1) +1014.7*CPI(-1) + .48016*SP(-1) -9503.5)

แบบจำลองหมวดค่าเช่า ค่าน้ำ ค่าเชื้อเพลิงและแสงสว่างรายปี

d(crwfl) = +.72106*d(CRWFL(-1)) -.0034700*d(YD(-1)) -1007.4*d(CPI(-1)) +1.0205*d(CRWFL(-2)) -.0064436 *d(YD(-2)) -675.0864*d(CPI(-2)) +1.2359*d(CRWFL(-3)) -.0078148*d(YD(-3)) -1079.8*d(CPI(-3)) +1.0124*d(CRWFL(-4)) +.027265*d(YD(-4)) -727.0962*d(CPI(-4)) +1.2318*d(CRWFL(-5)) -.040685*d(YD(-5)) -871.4310*d(CPI(-5)) -.38176*(CRWFL(-1) -.15280*YD(-1) -1462.6*CPI(-1) +24809.2) -.96455*(CRWFL(-1) -.0046380*YD(-1) +19.7491*CPI(-1) -10048.6) -.041236*(CRWFL(-1) -.082690*YD(-1) -863.9208*CPI(-1) + 43790.2)

แบบจำลองหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือนรายปี

d(cfh) = +28357.9+1.7348*d(CFH(-1)) -.41404 *d(YD(-1)) +2121.9 *d(CPI(-1)) +.59305*d(SP(-1)) +3.8385*d(CFH(-2)) -.74446*d(YD(-2)) +2979.4*d(CPI(-2)) +.94864*d(SP(-2)) +3.3756*d(CFH(-3)) -.43317*d(YD(-3)) +1436.0*d(CPI(-3)) +.72231*d(SP(-3)) +1.7520*d(CFH(-4)) -.021258*d(YD(-4)) +770.5726*d(CPI(-4)) +.22441*d(SP(-4)) -1.7642*(CFH(-1)-.20370*YD(-1) + 1140.3*CPI(-1) + .40170*SP(-1)) -.89453*(CFH(-1) -.033729*YD(-1) + 483.2139*CPI(-1) -.30756*SP(-1)) -.058989*(CFH(-1) + .042510*YD(-1) + 316.8183*CPI(-1) -.82190*SP(-1)) +.048697*(CFH(-1) -.23009*YD(-1) + 946.8216*CPI(-1) +.57737*SP(-1))

แบบจำลองหมวดค่าใช้จ่ายในครัวเรือนรายปี

d(CH) = + .48412 *d(CH(-1))-.011794 *d(YD(-1))+11.3314 *d(CPI(-1)) + .0014093*d(SP(-1)) +.064997*d(CH(-2)) -.017814*d(YD(-2)) +66.3801*d(CPI(-2)) +.0066367*d(SP(-2)) -.076563*d(CH(-3)) -.040112 *d(YD(-3)) +108.3756*d(CPI(-3)) + .030867*d(SP(-3)) -.96300*(CH(-1) -.015931*YD(-1) -15.1814*CPI(-1) -.036871*SP(-1) + 380.8331) -.29742*(CH(-1) -.041935*YD(-1) + 47.9933*CPI(-1) + .12278*SP(-1) + 72.4444)-.098084*(CH(-1) -.020793*YD(-1) + 71.0448*CPI(-1) +.076745*SP(-1) -2179.7)

แบบจำลองหมวดค่าใช้จ่ายเพื่อการอนามัยส่วนบุคคล ค่ายาและค่ารักษาพยาบาลรายปี

d(CPH) = -.38144 *d(CPH(-1))-.5083E-3 *d(YD(-1)) +157.9926 *d(CPI(-1))+ .10987 *d(BLOPC(-1))+.0095667 *d(SP(-1)) -.47367 *d(CPH(-2)) -.020783 *d(YD(-2))-569.1497 *d(CPI(-2)) -.045443 *d(BLOPC(-2))+.2450E-4 *d(SP(-2)) + .033385 *(CPH(-1) -.77374*YD(-1) +5405.8*CPI(-1) + 1.0750*BLOPC(-1) + 1.8950*SP(-1) -52891.6)+.19623 *(CPH(-1) -.099063*YD(-1) + 1063.0*CPI(-1) -.36272*BLOPC(-1) +.53201*SP(-1) -20171.4) -.30946 *(CPH(-1) -.19362*YD(-1) + 1233.3*CPI(-1) + .15072*BLOPC(-1) + .20356*SP(-1) -14642.5)+.12923 *(CPH(-1) -.058073*YD(-1) + 839.9382*CPI(-1) + .099058*BLOPC(-1) -.40065*SP(-1) -16843.3)

แบบจำลองหมวดการขนส่งและการสื่อสารรายปี

d(CTC) = .82396 *d(CTC(-1)) -.091230*d(YD(-1))+708.4635 *d(CPI(-1))-.36392 *d(SP(-1))
+ .98711*d(CTC(-2)) -.24813*d(YD(-2)) +1245.6 *d(CPI(-2)) -.21464*d(SP(-2)) + .38254*d(CTC(-3))
-.096777*d(YD(-3)) +274.9114*d(CPI(-3)) -.26215*d(SP(-3)) -.70478 *(CTC(-1) -.24248*YD(-1)
+1171.6*CPI(-1) + .27334*SP(-1) -14747.4) -.14245 *(CTC(-1) -.30864*YD(-1) + 258.1767*CPI(-1)
+ 1.8810*SP(-1) + 25393.7) -.23126 *(CTC(-1) + .71371*YD(-1) -1656.7*CPI(-1) -4.8583*SP(-1) +13394.2)

แบบจำลองหมวดการบันเทิงและการพักผ่อนหย่อนใจรายปี

d(CRE) = -.77366* d(CRE(-1))+.022306*d(YD(-1))+94.5147 *d(CPI(-1))-.0065556 *d(SP(-1))
+.31298*d(CRE(-2)) -.24439 *d(YD(-2)) +1196.9 *d(CPI(-2))+.28582 *d(SP(-2)) -.77275 *d(CRE(-3))
+.032443 *d(YD(-3))-858.3404 *d(CPI(-3)) +.13199 *d(SP(-3)) +.16398 *(CRE(-1) -.11496*YD(-1)
+ 566.4182*CPI(-1)-.20142*SP(-1) -6675.8) -.090953 *(CRE(-1) -.57983*YD(-1) +1450.4*CPI(-1)
+2.1949*SP(-1) -7295.4) -.17206 *(CRE(-1) + .26543*YD(-1) -707.1413*CPI(-1) -2.9565*SP(-1) -7554.2)

แบบจำลองหมวดค่าบริการเบ็ดเตล็ดรายปี

d(cms) = +1.1083*d(CMS(-1)) -.069487*d(YD(-1))+352.9875*d(CPI(-1))+.041663*d(SP(-1))
+1.5061*d(CMS(-2)) -.079760*d(YD(-2))+429.5776*d(CPI(-2)) +.064897*d(SP(-2))+1.0195*d(CMS(-3))
-.056389*d(YD(-3)) +323.9003*d(CPI(-3)) +.048077*d(SP(-3)) -1.3452*(CMS(-1) -.039383*YD(-1)
+ 220.1398*CPI(-1) +.037136*SP(-1) -2549.4) +.32198*(CMS(-1) -.071794*YD(-1) + 280.6704*CPI(-1)
+ .24136*SP(-1) -3182.2) +.17758 *(CMS(-1) -.040696*YD(-1) + 225.1433*CPI(-1) +.052860*SP(-1)
-1158.6) -.22993*(CMS(-1) -.038233*YD(-1) + 393.2483*CPI(-1) -.011262*SP(-1) -6521.3)

ส่วนพฤติกรรมการออมของภาคครัวเรือนมีดุลยภาพในระยะยาว และการปรับตัวในระยะสั้นกับรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงในทิศทางเดียวกัน กับจำนวนผู้พึ่งพิงในทิศทางตรงข้ามกับอัตราดอกเบี้ย (MLR) ในทิศทางเดียวกัน และกับสินเชื่อเพื่อการบริโภคจากธนาคารพาณิชย์ในทิศทางตรงข้าม พฤติกรรมการออมของภาคธุรกิจมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับอัตราดอกเบี้ย (MLR) ในทิศทางเดียวกัน กับเงินลงทุนโดยตรงจากต่างประเทศในทิศทางเดียวกัน และกับกำไรของธุรกิจในทิศทางเดียวกัน และแบบจำลองเหล่านี้มีรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

แบบจำลองการออมภาคครัวเรือนรายปี

d(SH) = 175561.6 +1.0173*d(SH(-1)) -.56657 *d(YD(-1)) +3.9097 *d(LD(-1)) +18526.1*d(IMLR (-1)) + .31288*d(BLOPC(-1)) -2.7095*(SH(-1) -.35553*YD(-1) + .14899*LD(-1) + 4628.7*IMLR(-1) + .88721*BLOPC(-1) + 4970.6*Trend) -.45100 *(SH(-1) -.28452*YD(-1) + 6.8462*LD(-1) -4052.2*IMLR(-1) + .43973*BLOPC(-1) + 4781.2*Trend) +.63017 *(SH(-1) -.50625*YD(-1) + .93888*LD(-1) -1206.3*IMLR (-1) +1.1477*BLOPC(-1) + 20850.5*Trend) -.059039 *(SH(-1)-.22779*YD(-1)+26.5507*LD(-1) +27159.1*IMLR(-1) + .47151*BLOPC(-1) -8496.7*Trend)

แบบจำลองการออมภาคธุรกิจรายปี

d(SB) = -.25416 *d(SB(-1))+3192.9 *d(IMLR(-1)) -.45719 *d(NFDI(-1)) +1.1216 *d(PF(-1)) -3.7007 *d(SB(-2)) + 9869.1*d(IMLR(-2))-.89263 *d(NFDI(-2))+2.1699*d(PF(-2))-4.3189*d(SB(-3)) +3984.1*d(IMLR(-3)) -1.3798*d(NFDI(-3))+.50946*d(PF(-3)) +.26482 *d(SB(-4)) +5161.0 *d(IMLR(-4)) + .52789 *d(NFDI(-4)) -1.5507 *d(PF(-4))-1.2221 *(SB(-1) -234.0510*IMLR(-1)-.61888*NFDI(-1) -.40706* PF(-1) + 2532.2) +.51911*(SB(-1) -10357.5*IMLR(-1) + 1.8812*NFDI(-1) -.074003*PF(-1) + 113561.2) -1.0158 *(SB(-1) + 1013.9*IMLR(-1) +1.2142*NFDI(-1) -.72998*PF(-1) -11464.2)

ส่วนการปรับตัวของดัชนีราคามีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับปริมาณเงินเปรียบเทียบกับตัวปรับลดผลิตภัณฑ์ในประเทศเบื้องต้นในทิศทางเดียวกัน กับอัตราดอกเบี้ย (MLR) ในทิศทางตรงข้าม และกับดัชนีราคาน้ำมันในทิศทางเดียวกัน โดยที่รายได้ประชาชาติมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับผลิตภัณฑ์มวลรวมภายในประเทศในทิศทางเดียวกัน และรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงมีดุลยภาพในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นกับรายได้ประชาชาติในทิศทางเดียวกัน และแบบจำลองเหล่านี้มีรูปแบบการปรับตัวระยะสั้นดังนี้

แบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภครายปี

d(cpi) = -2.6967*d(CPI(-1)) +.0010219 *d(MDGDP(-1)) -2.5240 *d(IMLR(-1)) +.98784 * d(WSPIOIL(-1)) -1.2940 *d(CPI(-2)) -.0020883 *d(MDGDP(-2)) -2.1566 *d(IMLR(-2)) +.47925*d(WSPIOIL (-2)) -1.5670 *d(CPI(-3)) -.0016688 *d(MDGDP(-3)) -1.0479 *d(IMLR(-3)) +.53130 *d(WSPIOIL(-3)) -.58356*d(CPI(-4)) -.4891E-3*d(MDGDP(-4)) -2.4415 *d(IMLR(-4)) +.36388 *d(WSPIOIL(-4)) -.22431*(CPI (-1) -.0034860*MDGDP(-1) + 3.4716*IMLR(-1) -.61389*WSPIOIL(-1) -79.9730) -.24419*(CPI(-1)-.2351E-3 *MDGDP(-1) +13.7463*IMLR(-1)-1.4785*WSPIOIL(-1) -156.0688) +1.2087*(CPI(-1) -.7370E-3* MDGDP (-1) + 4.2142*IMLR(-1) -.71461*WSPIOIL(-1) -55.4076) +.23070*(CPI(-1) -.4583E-3*MDGDP(-1) + 6.6284 *IMLR(-1) -.86684*WSPIOIL(-1) -76.8059)

แบบจำลองรายได้ประชาชาติรายปี

d(NI) = 58612.2 +15211.3 *Trend+.14225 *d(NI(-1))+1.8771*d(GDP(-1))-.80519 *d(NI(-2)) -.63087 *d(GDP(-2)) -1.9594*d(NI(-3))+2.3408 *d(GDP(-3))-2.5197 *d(NI(-4))+2.5668 *d(GDP(-4)) -1.7104*(NI(-1) -.58928*GDP(-1))

แบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงรายปี

d(yd) = -2.6700*d(YD(-1)) +2.1672*d(NI(-1)) -2.5357*d(YD(-2)) +2.6620*d(NI(-2)) -2.5191*d(YD (-3)) +1.3643*d(NI(-3)) -4.1385*d(YD(-4))+3.5180*d(NI(-4))-5.5697*d(YD(-5)) +4.7447*d(NI(-5)) -1.6462* d(YD(-6)) +.98865*d(NI(-6)) +2.2596*(YD(-1)-.87150*NI(-1) + 16932.2) -.27586*(YD(-1)-1.0797*NI(-1) -128995.0)

โดยแบบจำลองต่างๆ ล้วนมีค่าสถิติต่างๆ เป็นที่น่าพอใจ ในแบบจำลองการบริโภคมีค่า R^2 ที่สูงมาก คือ อยู่ระหว่าง 0.96-0.99 โดยแบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือน (CFH) เป็นแบบจำลองที่ผลการศึกษามีค่า R^2 สูงสุด ส่วนในแบบจำลองการออม พบว่า แบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน มีค่า R^2 ที่ไม่ดีนัก คือ 0.75 แต่ในแบบจำลองการออมภาคธุรกิจ มีค่า R^2 ที่สูงมาก คือ 0.99 และสำหรับแบบจำลองดัชนีราคาผู้บริโภค แบบจำลองรายได้ประชาชาติ และแบบจำลองรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง มีค่า R^2 ที่สูงเช่นกัน คือ อยู่ระหว่าง 0.94-0.98 โดยจากแบบจำลองรายปีทั้งหมด 19 แบบจำลองนี้ พบว่า แบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือน (CFH) เป็นแบบจำลองที่ผลการศึกษามีค่า R^2 สูงสุด และแบบจำลองการออมของภาคครัวเรือน มีค่า R^2 ที่ต่ำสุด

ผลการทำ simulation ด้วยวิธี static ของแบบจำลองส่วนใหญ่เป็นที่น่าพอใจ จากค่าสถิติพบว่า สามารถนำแบบจำลองไปใช้ในการพยากรณ์ได้ดี พิจารณาจากค่า Theil's inequality coefficient มีค่าอยู่ระหว่าง 0.0009-0.03 และ mean absolute percentage error ที่มีค่าอยู่ระหว่าง 0.004-0.13 โดยแบบจำลองที่ให้ผลการพยากรณ์ดีที่สุดคือ แบบจำลองการบริโภคหมวดเฟอร์นิเจอร์ เครื่องตกแต่งบ้าน เครื่องใช้ในครัวเรือน (CFH) ส่วนแบบจำลองที่ให้ผลการพยากรณ์ได้ต่ำที่สุดคือ แบบจำลองการบริโภคหมวดเครื่องดื่ม และยาสูบ (CBTP)

จากผลการศึกษาจะพบว่า การเปลี่ยนแปลงของตัวแปรเชิงนโยบายจะมีผลกระทบต่อการบริโภคและการออมของภาคเอกชน เช่น อัตราดอกเบี้ย (MLR) จะส่งผลในทิศทางเดียวกันต่อการออมของภาคครัวเรือนและภาคธุรกิจ และการออมของภาคเอกชน อันจะทำให้การบริโภคเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้าม และนอกจากนี้ อัตราดอกเบี้ย (MLR) ยังสามารถส่งผลในทิศทางเดียวกันต่อการบริโภคได้โดยผ่านดัชนีราคาสินค้า นั่นคือ อัตราดอกเบี้ย (MLR) จะส่งผลในทิศทางตรงข้าม

ต่อดัชนีราคา และทำให้เกิดผลในทิศทางเดียวกันกับการบริโภคได้ และส่วนตัวแปรดัชนีราคาสินค้านั้น จะส่งผลให้การบริโภคลดลงในทุกหมวด และทำให้การบริโภคภาคเอกชน การบริโภครวมลดลงได้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Chiang Mai University