บทที่ 4

วิธีวิเคราะห์และผลการศึกษา

ในบทนี้จะกล่าวถึงวิธีการศึกษาและผลการทดสอบทั้ง 2 ประการตามวัตถุประสงค์ที่ตั้งไว้ข้างต้น คือ การทดสอบ Fisher Effect และปัจจัยกำหนดอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง โดยวิธีการวิเคราะห์เป็นการศึกษาแบบจำลองเดี่ยว (Single Equation Model) ด้วยวิธีการทดสอบแบบ Cointegration Analysis ซึ่งเป็นการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวระหว่างตัวแปรตามกับตัวแปรอิสระ ผลการทดสอบในส่วนแรกจะแสดงผลการทดสอบลักษณะความเคลื่อนไหว ทิศทาง และความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อด้วยค่าสถิติเบื้องต้น สำหรับในส่วนที่สองจะทำการทดสอบ Fisher Effect พร้อมกับปัจจัยกำหนดอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงตามข้อเสนอแนะของMacDonald and Murphy (1989)[1] ด้วยวิธี Cointegration Analysis ดังกล่าว นอกจากนี้ยังทดสอบความมีเสถียรภาพของแบบจำลองด้วยวิธี Chow Test เพื่อทดสอบผลกระทบของการใช้นโยบายการเงินแบบผ่อนคลายทางการเงิน โดยเฉพาะมาตรการประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย โดยผลการทดสอบได้แบ่งระยะเวลาศึกษาเพื่อเปรียบเทียบเป็น 2 ช่วง คือ ก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย และอัตราดอกเบี้ยที่ใช้เลือกทดสอบ ได้แก่ อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดี (MLR)ที่แท้จริง, อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำระยะเวลา 1 ปีที่แท้จริง, อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่แท้จริง และอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาลที่แท้จริง เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยทั้ง 4 ชนิดสามารถสะท้อนผลกระทบต่อระบบเศรษฐกิจที่แตกต่างกัน กล่าวคือ ผลการทดสอบในส่วนอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากจะบ่งบอกถึงปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อผู้กู้ยืมเงินและผู้ออมเงินกับระบบสถาบันการเงิน ส่วนผลการทดสอบกับอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนจะบ่งบอกถึงปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อการใช้นโยบายแทรกแซงตลาดเงินผ่านอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรของรัฐบาล

---

[1] R. MacDonald and P.D. Murphy, 1989 อ้างแล้วหน้า 26

4.1 วิธีวิเคราะห์

ในการศึกษานี้ได้อ้างอิงแบบจำลองของ Inder and Silvapulle[2] เพื่อใช้ในการทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อว่า มีลักษณะเป็น *Fisher Effect* หรือ *Inverted Fisher Effect* เริ่มจากการพิจารณา Fisher Identity โดยไม่คำนึงถึงภาษี ดังนี้

$$r^e_t = i_t - \pi^e_t \qquad (4.1)$$

อย่างไรก็ตามการวิเคราะห์ประสบปัญหาด้านข้อมูลในการวัดอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์และอัตราดอกเบี้ยแท้จริงที่คาดการณ์ จึงสมมติแบบจำลองให้มีความง่ายที่สุดเพื่อใช้ทดสอบโดยอาศัยสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ (Rational Expectations Hypothesis) กล่าวคือ

$$\pi_t = \pi^e_t + u_t \qquad (4.2)$$

เมื่อ π_t คือ อัตราเงินเฟ้อที่เป็นจริง (ex-post inflation) ณ เวลา t และ u มีการแจกแจงเชิงสถิติเป็น $N(0,\sigma^2_u)$ และไม่มีสหสัมพันธ์ต่อกัน แต่ในที่นี้สมมติว่าทุกคนคาดการณ์ได้อย่างถูกต้องทั้งหมด (perfect forsight) ดังนั้นอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จึงมีค่าเท่ากับอัตราเงินเฟ้อที่เกิดขึ้นจริง สำหรับอัตราดอกเบี้ยแท้จริงที่เป็นจริง (ex-post real interest rate) กำหนดได้ดังนี้ (Fama 1975)

$$r_t = i_t - \pi_t \qquad (4.3)$$

ดังนั้น Fisher Effect และ Inverted Fisher Effect สามารถถูกทดสอบได้โดยพิจารณาจากแบบจำลอง คือ

---

[2] Brett Inder and Param Silvapulle, 1993 อ้างแล้วหน้า 34

$$r_{mt} = \gamma_i + \delta_i \pi_{mt} + \psi_{ij} X_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad (4.4)$$

(-) (+,-)

โดยที่

r_i คือ อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในประเทศ (อัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินหักลบด้วยอัตราเงินเฟ้อ) โดยทำการทดสอบอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินทั้งสิ้น 4 ชนิด แต่แบ่งเป็น 2 ประเภท คือ ประเภทที่มีระยะเวลาคำนวณดอกเบี้ย (Maturity : m) หรือระยะเวลาวันครบกำหนดไถ่ถอนตั๋วเงินมีกำหนด 1 ปี ได้แก่ อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดีที่แท้จริง (Real Minimum Lending Rate : MLR), อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำระยะเวลา 1 ปีที่แท้จริง และประเภทที่มีระยะเวลาคำนวณดอกเบี้ยมีกำหนด 1 เดือน ได้แก่ อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่แท้จริง[3], และอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาลที่แท้จริง (1 เดือน)

π_i คือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ ซึ่งมีค่าเท่ากับอัตราเงินเฟ้อที่เป็นจริง วัดจากความแตกต่างระหว่างดัชนีราคาผู้บริโภค (Consumer Price Index) ในระยะเวลาปัจจุบันกับระยะเวลาในอนาคตข้างหน้า ซึ่งปรับฤดูกาลแล้ว (Seasonal Adjustment) โดยวิธี Multiplicative[4] ภายใต้ข้อสมมติฐานการคาดการณ์อย่างมีประสิทธิภาพ (Perfect foresight) ในที่นี้คำนวณอัตราเงินเฟ้อเป็น 2 แบบเพื่อให้สอดคล้องกับระยะเวลาคำนวณดอกเบี้ยหรือวันครบกำหนดของสัญญากู้ยืมเงิน (Maturity) ของประเภทอัตราดอกเบี้ย คือ เปรียบเทียบคำนวณ CPI เป็นราย 12 เดือน (INFR1Y) โดยคำนวณจาก $[(CPI_{t-12}-CPI_t)/CPI_t]\%$ และราย 1 เดือน (INFR1M) โดยคำนวณจาก $[(CPI_{t-1}-CPI_t)/CPI_t]\%$ โดยมีหน่วยเป็นร้อยละต่อปี[5]

X_t คือ เวกเตอร์ของตัวแปรที่สามารถส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ประกอบด้วยตัวแปรต่าง ๆ ดังนี้

$RFRATE_t$ =อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงของต่างประเทศแทนโดยอัตราดอกเบี้ยตั๋วเงินคลังของสหรัฐ (US treasury bills rate) มี Maturity 1 ปี (RFRATE1Y) และอัตรา

---

[3] ทางธนาคารพาณิชย์จะคำนวณดอกเบี้ยประเภทเงินฝากออมทรัพย์ให้ทุกวัน แต่จะบันทึกให้ทุก 6 เดือน ในที่นี้จึงสมมติว่า เงินฝากประเภทออมทรัพย์มีระยะเวลาคำนวณดอกเบี้ย (Maturity) โดยเฉลี่ย 1 เดือน เนื่องจากเป็นเงินฝากที่มีการเคลื่อนไหวอยู่เสมอทุกเดือน

[4] ดูวิธีการปรับฤดูกาล (Seasonal Adjustment) โดยวิธีMultiplicative จากภาคผนวก ข หน้า 126

[5] คำนวณโดยวิธี Geometric Average Inflation Rate ดังนี้

$INFR1M = \{[(1+(CPI_{t-1}-CPI_t)/CPI_t]^{12}-1\}*100$

ดอกเบี้ยตั๋วเงินพาณิชย์ของสหรัฐฯ (US commercial paper rate) มี Maturity 1 เดือน (RFRATE1M) เพื่อให้สอดคล้องกับ Maturity ของอัตราดอกเบี้ยไทย

$FDOG_t$ = อัตราส่วนสินเชื่อสุทธิทั้งหมดต่อ GDP (net funds raised in Thai credit markets divided by GDP)[6]

CA_t = ดุลบัญชีเดินสะพัด (current account) ต่อ GDP

i, j = 1, 2, 3 และ 4

m = ระยะเวลาวันครบกำหนดตามตั๋วสัญญาใช้เงินหรือระยะเวลาในการคำนวณดอกเบี้ย (maturity)

จากสมการที่ (4.4) แสดงถึงความสัมพันธ์ในระยะยาว เมื่อ δ_i คือ ผลกระทบในระยะยาวของ π ที่มีต่อ r ส่วน ψ_{ij} คือผลกระทบของปัจจัยต่างๆที่มีต่อ r [7] โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางบวก ได้แก่ ผลกระทบของอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศเป็นต้นทุนในการกู้ยืมเงินของปริมาณเงินในระบบเศรษฐกิจที่มีการพึ่งพิงกับตลาดการเงินต่างประเทศ และผลกระทบของอัตราส่วนสินเชื่อสุทธิทั้งหมดต่อ GDP ที่เกิดจากการกู้ยืมทั้งภาครัฐและเอกชน ส่วนผลกระทบของปัจจัยที่มีต่อ r โดยมีความสัมพันธ์ในทิศทางลบ คือ ผลกระทบจากดุลบัญชีเดินสะพัดต่อ GDP ถ้าหากเกินดุลจะทำให้อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงลดลง แต่ถ้าหากขาดดุลก็จะมีผลต่อทิศทางอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงเพิ่มขึ้นในที่สุด (เพราะค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็นลบกับข้อมูลดุลบัญชีเดินสะพัดขาดดุลที่มีเครื่องหมายเป็นลบ ย่อมได้ผลลัพธ์ที่ส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงเป็นบวก) ซึ่งแสดงถึงการขาดแคลนเงินออมภายในประเทศ จากที่กล่าวมาทั้งหมดสามารถสรุปรูปแบบความสัมพันธ์ตามสมการได้ดังตารางที่ 4.1

---

[6] $FDOG_t$ และ CA_t เป็นข้อมูลอัตราส่วนเทียบกับรายได้ประชาชาติ(GDP)รายเดือน ดังนั้นจึงต้องประมาณค่ารายได้ประชาชาติที่เป็นตัวเงิน มีความถี่ระยะยาวรายปีเป็นรายเดือนจากตัวแปรทางเศรษฐกิจที่เกี่ยวข้องที่มีความถี่ระยะสั้นรายเดือน โดยการศึกษาครั้งนี้ได้เลือกใช้มูลค่าการส่งออกสินค้าเป็นตัวแปรในการปรับข้อมูล ดูรายละเอียดจากภาคผนวก ก หน้า 124

[7] การวิเคราะห์ผลกระทบของปัจจัยต่าง ๆ ที่มีต่อ r นอกเหนือจากปัจจัยด้านอัตราเงินเฟ้อ ได้อาศัยแบบจำลองของ Makin (1982) ซึ่งกำหนดให้อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในระยะสั้นขึ้นอยู่กับอัตราส่วนสินเชื่อสุทธิทั้งหมดต่อ GDP นอกจากนี้ได้เพิ่มตัวแปรบางตัวที่เหมาะสมกับภาวะตลาดการเงินไทยเข้าไปในแบบจำลอง อาทิ อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศที่แท้จริง และดุลบัญชีเดินสะพัด

ตารางที่ 4.1

สมการแสดงความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรตามและตัวแปรอิสระ

ตัวแปรตาม	ตัวแปรอิสระ
1. Maturity มีค่าเท่ากับ 1 ปี ได้แก่ RPR, RFD1Y, INFR1Y และ RFRATE1Y	
RPR_t	$\gamma_1 + \delta_1 INFR1Y_t + \psi_{11} RFRATE1Y_t + \psi_{12} FDOG_t + \psi_{13} CA_t + \varepsilon_{1t}$ (4.5)
$RFD1Y_t$	$\gamma_2 + \delta_2 INFR1Y_t + \psi_{21} RFRATE1Y_t + \psi_{22} FDOG_t + \psi_{23} CA_t + \varepsilon_{2t}$ (4.6)
2. Maturity มีค่าเท่ากับ 1 เดือน ได้แก่ RSD, RRP, INFR1M และ RFRATE1M	
RSD_t	$\gamma_3 + \delta_3 INFR1M_t + \psi_{31} RFRATE1M_t + \psi_{32} FDOG_t + \psi_{33} CA_t + \varepsilon_{3t}$ (4.7)
RRP_t	$\gamma_4 + \delta_4 INFR1M_t + \psi_{41} RFRATE1M_t + \psi_{42} FDOG_t + \psi_{43} CA_t + \varepsilon_{4t}$ (4.8)

หมายเหตุ : 1) ความหมายของตัวแปร

PR = อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดีที่เป็นตัวเงิน (MLR) มี Maturity 1 ปี

RPR = อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดีที่แท้จริง (MLR) มี Maturity 1 ปี (= PR-INFR1Y)

FD1Y = อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำระยะเวลา 1 ปีที่เป็นตัวเงิน มี Maturity 1 ปี

RFD1Y = อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำระยะเวลา 1 ปีที่แท้จริง มี Maturity 1 ปี (= FD1Y-INFR1Y)

SD = อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่เป็นตัวเงิน มี Maturity 1 เดือน

RSD = อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่แท้จริง มี Maturity 1 เดือน (= SD-INFR1M)

RP = อัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาลที่เป็นตัวเงิน มี Maturity 1 เดือน

RRP = อัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาลที่แท้จริง มี Maturity 1 เดือน (= RP-INFR1M)

INFR1Y = อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่เพิ่มขึ้นร้อยละต่อปี

INFR1M = อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่เพิ่มขึ้นต่อเดือน มีหน่วยเป็นร้อยละต่อปี

RFRATE1Y = อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศที่แท้จริง (Real US treasury bills rate) มี Maturity 1 ปี (วิธีคำนวณเช่นเดียวกับอัตราดอกเบี้ยในประเทศ)

RFRATE1M = อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศที่แท้จริง (Real US commercial paper rate) มี Maturity 1 เดือน (วิธีคำนวณเช่นเดียวกับอัตราดอกเบี้ยในประเทศ)

FDOG = อัตราส่วนสินเชื่อสุทธิทั้งหมดต่อ GDP

CA = ดุลบัญชีเดินสะพัดต่อ GDP

2) สมมติฐานในการทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระที่มีต่อตัวแปรตาม เป็นดังนี้

γ_i = ค่าคงที่ เมื่อ i.=1, 2, 3 และ 4

δ_i = ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่ส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ในทิศทางลบ เมื่อ i.=1, 2, 3 และ 4

ψ_{ij} = ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรอิสระต่าง ๆ ที่ส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ในทิศทางบวก เมื่อ i.=1, 2, 3 และ 4 , j = 1, 2
ในทิศทางลบ เมื่อ i.=1, 2, 3 และ 4 , j = 3

การประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการที่ (4.4) โดยใช้วิธี Johansen Cointegration Test ซึ่งเป็นวิธีทางเศรษฐมิติที่นิยมใช้ทดสอบกันโดยทั่วไปในปัจจุบัน สามารถประมาณค่าพารามิเตอร์ในเชิงดุลยภาพระยะยาวของตัวแปรอิสระที่มีต่อการปรับตัวของตัวแปรตาม สำหรับการทดสอบการมี Fisher Hypothesis และ Inverted Fisher Hypothesis สามารถทดสอบโดยการตั้งสมมติฐานดังนี้

1) <u>การทดสอบ Fisher Effect</u>

$$H_0: \delta_i = 0$$
$$H_1: \delta_i \neq 0$$

ถ้าค่า t ที่คำนวณได้ปฏิเสธสมมติฐานหลักหรือยอมรับสมมติฐานรองคือ δ_i มีค่าไม่เท่ากับศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ก็จะปฏิเสธสมมติฐานที่ว่า ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อมีการเคลื่อนไหวสอดคล้องตาม Fisher Effect

2) <u>การทดสอบ Inverted Fisher Effect</u>

$$H_0: \delta_i = -1$$
$$H_1: \delta_i \neq -1$$

ถ้าค่า t ที่คำนวณได้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักคือ δ_i มีค่าเท่ากับลบหนึ่ง ก็แสดงว่า ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อมีการเคลื่อนไหวเป็นไปตาม Inverted Fisher Effect

4.2 ผลการทดสอบลักษณะความเคลื่อนไหวและสหสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ

ผลการทดสอบเปรียบเทียบค่าสถิติเบื้องต้นตามตารางที่ 4.2 พบว่า ความเคลื่อนไหวของ RSD และ RRP มีช่วงที่กว้างกว่า RPR และ RFD1Y กล่าวคือ RSD เคลื่อนไหวอยู่ระหว่าง -15.741 ถึง 13.104 ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย และ -9.80 ถึง 9.576 ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ส่วน RRP เคลื่อนไหวอยู่ระหว่าง -10.5 ถึง 17.361 จะเห็นว่าค่าต่ำสุดเป็นค่าติดลบ เนื่องจากอัตราเงินเฟ้อมีการเปลี่ยนแปลงเพิ่มขึ้นมากกว่าเมื่อเปรียบเทียบกับของ RPR และ RFD1Y ดังจะเห็นได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของการแปรผัน (Coefficient of Variation) ของ RSD และ RRP มีค่าอยู่ในระดับสูงประมาณ 1.218 และ 1.462 ตามลำดับ โดยเฉพาะในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ค่าสัมประสิทธิ์ของการแปรผันของ RSD มีค่าสูงถึง 7.581 เนื่องจากค่าเฉลี่ยเลขคณิตมีค่าต่ำประมาณ 0.578 ในขณะที่ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานอยู่ในระดับสูง คือ ประมาณ 4.382 โดยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่าง RSD และ RRP กับอัตราเงินเฟ้อ แสดงถึง การมีความสัมพันธ์กันอย่างมากในทิศทางตรงกันข้าม กล่าวคือ ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของ RSD กับ อัตราเงินเฟ้อในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยมีค่าประมาณ -0.944 และเพิ่มขึ้นเป็น -0.988 ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ระหว่าง RRP กับอัตราเงินเฟ้อมีค่าประมาณ -0.873 จะเห็นได้จากรูปที่ 4.1-4.4 ลักษณะความเคลื่อนไหวของ RSD และ RRP มีการเคลื่อนไหวขึ้นลงในทิศทางตรงกันข้ามกับอัตราเงินเฟ้อตลอดเวลา และมีความถี่หรือความผันผวนมากกว่า RPR และ RFD1Y โดยอัตราเงินเฟ้อมีการเคลื่อนไหวขึ้นลงทะลุหรือมากกว่าค่า SD และ RP หลายครั้ง ในขณะที่อัตราเงินเฟ้อเคลื่อนไหวอยู่ในขอบเขตของ PR และ FD1Y โดยเฉพาะค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของ PR กับอัตราเงินเฟ้อมีค่าประมาณ -0.33 ซึ่งเป็นความสัมพันธ์กันในทิศทางตรงกันข้าม ทั้งนี้เนื่องจากในช่วงปี 1986 ระบบเศรษฐกิจการเงินไทยมีสภาพคล่องส่วนเกิน ประกอบกับแนวโน้มอัตราดอกเบี้ยโลกได้ลดลง ส่งผลให้ PR มีแนวโน้มเคลื่อนไหวอยู่ในระดับต่ำและมีการปล่อยสินเชื่อได้มาก ในระยะเวลาดังกล่าวจึงส่งผลให้อัตราเงินเฟ้อมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น และในช่วงปลายปี 1990 ก็มีการปรับตัวของ PR ขึ้นไปอีก เนื่องจากเหตุการณ์อ่าวเปอร์เซีย แต่เป็นการปรับตัวเพียงช่วงสั้น ๆ พอต้นปี 1991 อัตราดอกเบี้ยก็มีแนวโน้มปรับตัวลดลงอีกอย่างต่อเนื่อง เมื่อเปรียบเทียบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของอัตราดอกเบี้ยกับอัตราเงินเฟ้อ พบว่า ส่วนใหญ่ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงกับอัตราเงินเฟ้อจะมีค่ามากกว่าค่าสัมประสิทธิ์

ตารางที่ 4.2 ค่าสถิติเบื้องต้นของตัวแปรอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ

ค่าสถิติ / ตัวแปร	Observations	Max	Min	Mean	Std. Dev	Coefficient of Variation	Correlation coefficient	
							.i, π	r, π
ก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย								
PR	89	16.500	11.500	13.506	1.815	0.134	-0.330	
RPR	89	14.807	4.596	9.365	2.802	0.299		-0.791
INFR1Y	89	6.904	1.432	4.141	1.617	0.390	-0.330	-0.791
FD1Y	39	12.000	7.250	8.353	1.325	0.159	0.544	
RFD1Y	39	6.495	0.986	5.112	1.207	0.236		-0.390
INFR1Y	39	6.904	3.180	3.240	1.192	0.368	0.544	-0.390
SD	84	12.000	7.250	8.417	1.653	0.196	0.076	
RSD	84	13.104	-15.741	4.110	5.005	1.218		-0.944
INFR1M	84	24.741	-4.260	4.307	4.851	1.126	0.076	-0.944
RP	96	14.280	2.942	8.638	2.433	0.282	0.174	
RRP	96	17.361	-10.500	3.356	4.907	1.462		-0.873
INFR1M	96	24.741	-4.104	5.281	4.707	0.891	0.174	-0.873
หลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย								
PR	55	13.750	10.000	12.188	1.234	0.101	0.099	
RPR	55	9.843	4.318	6.908	1.691	0.245		-0.687
INFR1Y	55	7.704	2.507	5.280	1.284	0.243	0.099	-0.687
FD1Y	81	14.000	6.500	10.207	1.865	0.183	0.079	
RFD1Y	81	9.538	1.546	5.173	2.180	0.421		-0.522
INFR1Y	81	7.704	2.507	5.034	1.287	0.256	0.079	-0.522
SD	60	8.000	4.750	5.488	0.718	0.131	-0.277	
RSD	60	9.576	-9.800	0.578	4.382	7.581		-0.988
INFR1M	60	15.796	-3.576	4.910	4.128	0.841	-0.277	-0.988
RP	96	14.280	2.942	8.638	2.433	0.282	0174	
RRP	96	17.361	-10.500	3.356	4.907	1.462		-0.873
INFR1M	96	24.741	-4.104	5.281	4.707	0.891	0.174	-0.873

หมายเหตุ : 1) RRP ทดสอบเพียงช่วงเดียวคือ ระหว่างปี 1989.01-1996.12

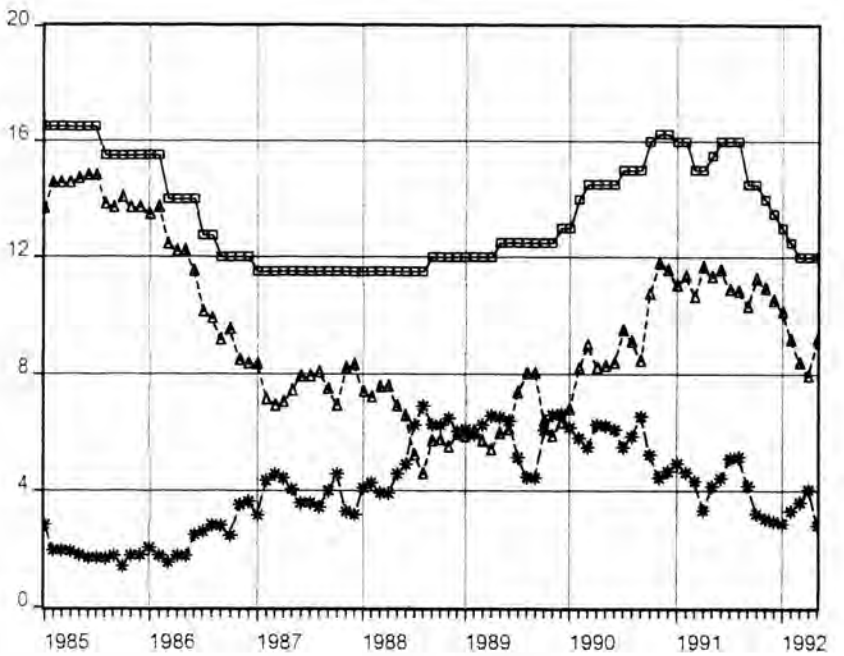
2) ค่าสัมประสิทธิ์ของการแปรผัน เท่ากับ ค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานหารด้วยค่าเฉลี่ย ถ้าค่าสัมประสิทธิ์มีค่ามากแสดงว่า ลักษณะข้อมูลมีความผันผวนสูง และถ้าค่าสัมประสิทธิ์มีค่าน้อย แสดงว่า ข้อมูลมีความผันผวนต่ำ

สหสัมพันธ์ของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินกับอัตราเงินเฟ้อ ยกเว้นค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ของ FD1Y กับอัตราเงินเฟ้อในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย สาเหตุเนื่องจากในช่วงที่ผ่านมารัฐบาลสนับสนุนให้ประชาชนมีการออมทรัพย์ในระยะยาวมากกว่าในระยะสั้น ดังนั้นอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจึงมีการปรับตัวไปตามภาวะอัตราเงินเฟ้อและมีการเปลี่ยนแปลงค่อนข้างช่อยเมื่อเทียบกับอัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่เป็นตัวเงิน จะเห็นได้จากในช่วงปลายปี 1988 เศรษฐกิจเริ่มฟื้นตัว ทำให้มีการแข่งขันกันระดมเงินฝากกันระหว่างธนาคารพาณิชย์

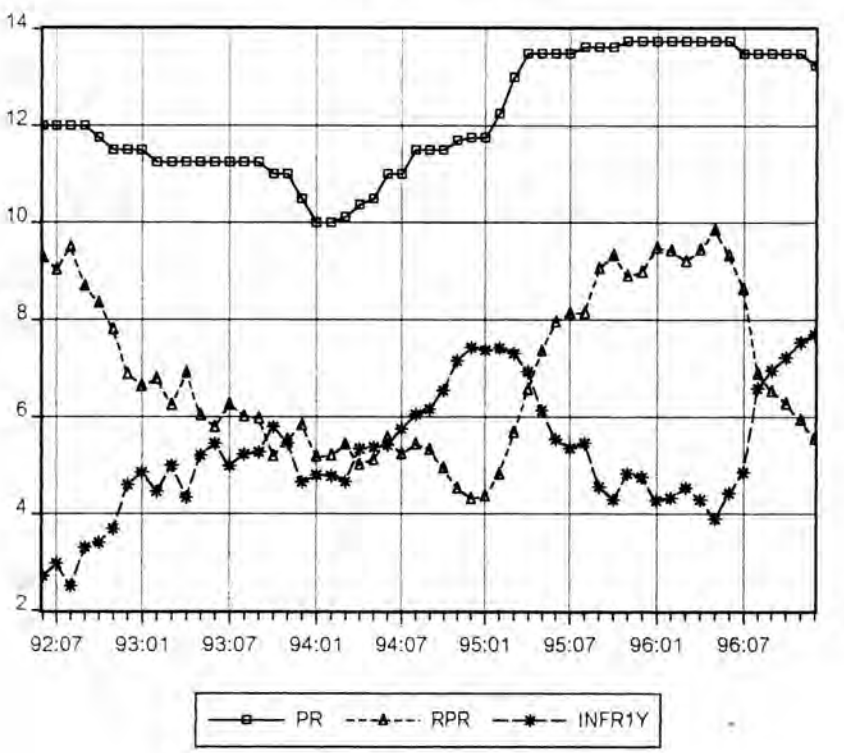
ดังนั้น อาจจะกล่าวได้ว่า ลักษณะความเคลื่อนไหวของอัตราเงินเฟ้อน่าจะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงมากกว่าอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน ทั้งนี้จึงต้องมีการศึกษาถึงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อว่ามีลักษณะแบบใด และส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงมากน้อยเพียงใด พร้อมทั้งทดสอบปัจจัยต่าง ๆ ที่น่าจะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงด้วย โดยจะทำการศึกษาเรื่องดังกล่าวในส่วนถัดไป

รูปที่ 4.1 ความเคลื่อนไหวของอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมแก่ลูกค้าชั้นดี(MLR)กับอัตราเงินเฟ้อ(ร้อยละต่อปี)

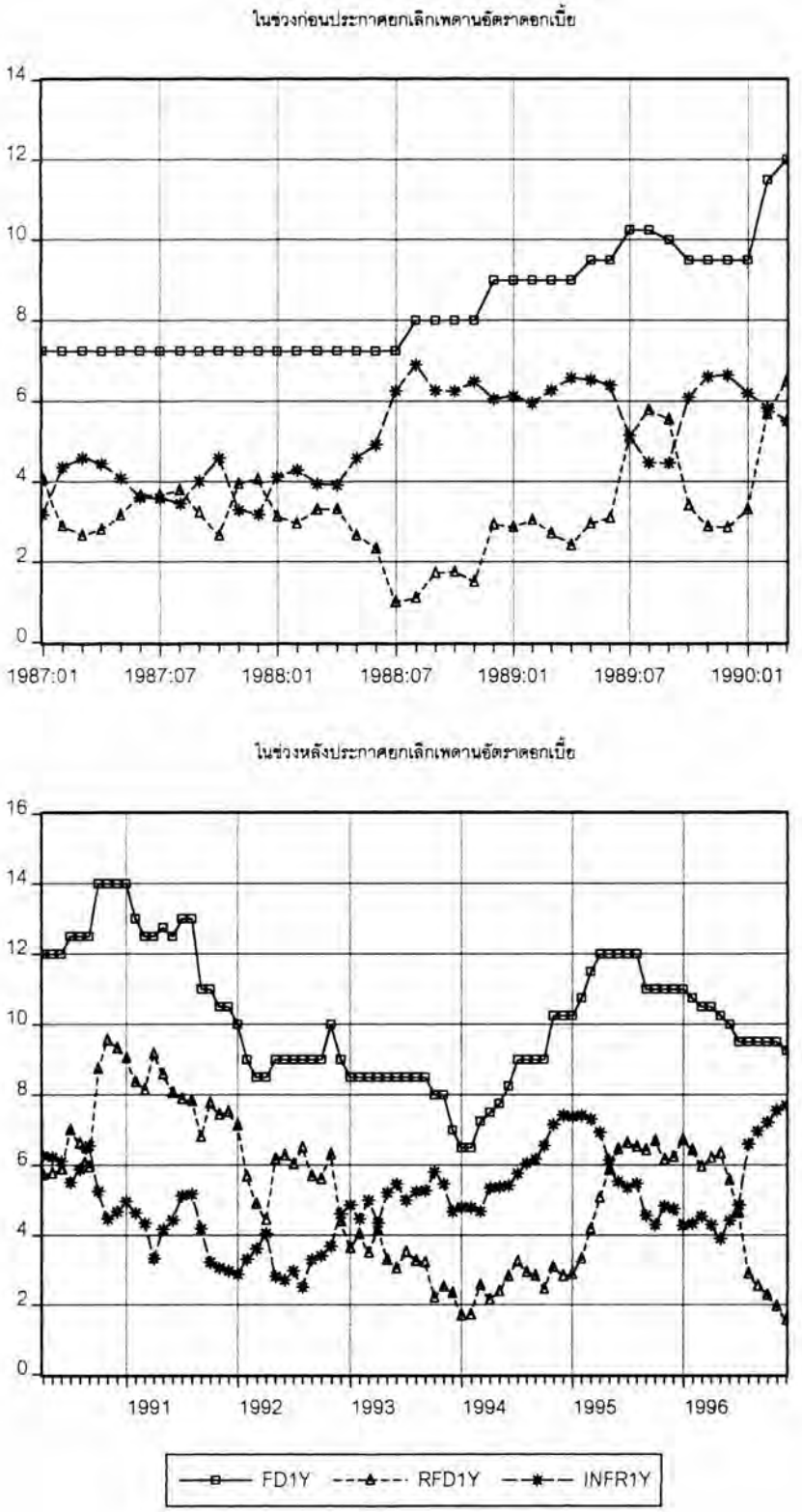
ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย



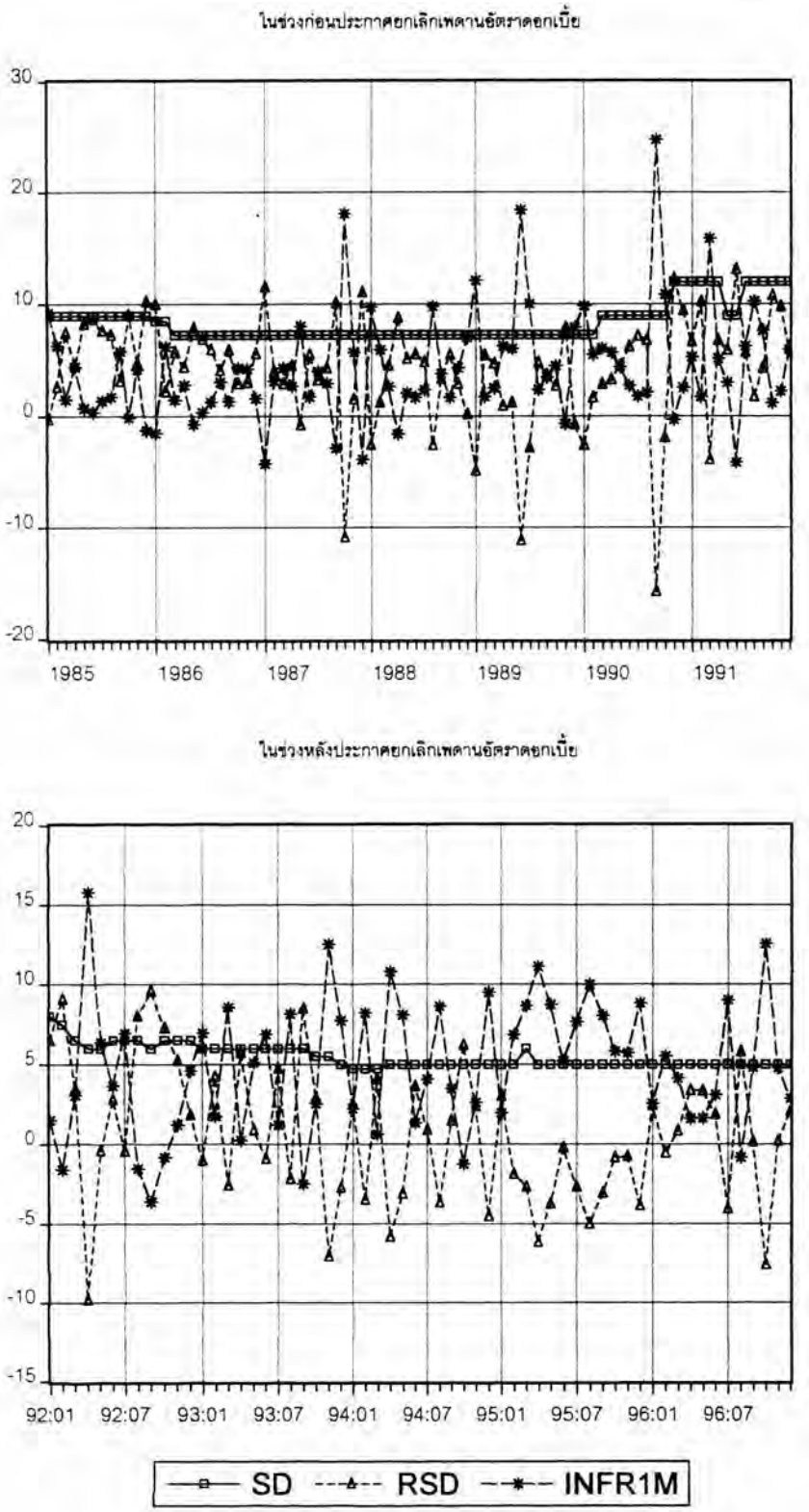
ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย



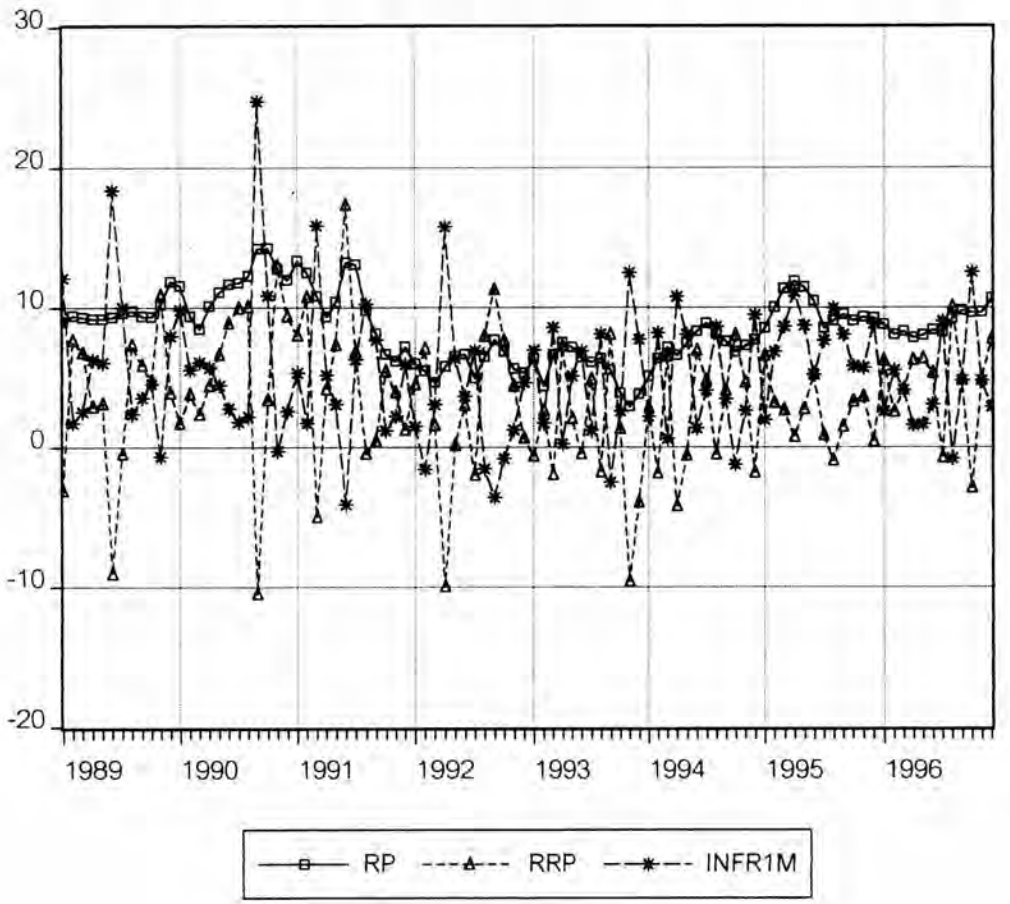
รูปที่ 4.2 ความเคลื่อนไหวของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำอายุ 1 ปีกับอัตราเงินเฟ้อ(ร้อยละต่อปี)



รูปที่ 4.3 ความเคลื่อนไหวของอัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์กับอัตราเงินเฟ้อ (ร้อยละต่อปี)



รูปที่ 4.4 ความเคลื่อนไหวของอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาลกับอัตราเงินเฟ้อ (ร้อยละต่อปี)



4.3 ผลการทดสอบ FISHER EFFECT และปัจจัยกำหนดอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง

4.3.1 กรณีศึกษาก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

4.3.1.1 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร

การทดสอบ Stationary เป็นการทดสอบลักษณะข้อมูลโดยเฉพาะข้อมูลทางเศรษฐศาสตร์มหภาคว่ามีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Orders of integration) อย่างไร ซึ่งเป็นการทดสอบกับตัวแปรทุกตัวทั้งตัวแปรตามและตัวแปรอิสระในสมการที่ (4.5), (4.6), (4.7) และ (4.8) ผลการทดสอบปรากฏดังตารางที่ ค.1 ในภาคผนวก ค พบว่า ตัวแปรตามทั้งหมด คือ RPR, RFD1Y, RSD และ RRP มีเสถียรภาพ (Stationary) ในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) โดยมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% สังเกตได้จาก ADF Statistic และมีค่า lag (p) ที่เหมาะสมที่เลือกจากค่า Akaike Information Critirion (AIC) ที่ให้ค่าต่ำสุด สำหรับตัวแปรอิสระที่มีเสถียรภาพในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่งและมีนัยสำคัญที่ระดับ 1% เช่นเดียวกับตัวแปรตาม (RPR, RFD1Y, RSD และ RRP) คือ INFR1Y, RFRATE1Y, FDOG และ CA ส่วนตัวแปรอิสระอื่น ๆ ที่มีเสถียรภาพในระดับที่แตกต่างจากตัวแปรตาม คือ INFR1M, RFRATE1M 1 และFDOG กับ CA เฉพาะช่วงเวลาที่ 4 ที่พบว่า มีเสถียรภาพในระดับของข้อมูล (at level) ที่ระดับนัยสำคัญ 1%

4.3.1.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาว (Cointegration Test)

การทดสอบด้วยวิธี Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.5), (4.6), (4.7) และ (4.8) เป็นการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างตัวแปรอิสระและตัวแปรตาม กล่าวคือ มีความเชื่อว่า เมื่อเกิดภาวะที่ทำให้ตัวแปรออกจากภาวะดุลยภาพในระยะสั้นแล้ว ตัวแปรดังกล่าวจะเกิดการปรับตัวเข้าสู่ภาวะดุลยภาพในระยะยาว ดังนั้น การทดสอบจึงเลือกตัวแปรอิสระทุกตัวเพื่อทดสอบกับตัวแปรตามโดยไม่คำนึงถึงอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (Orders of integration) อย่างไรก็ตามสิ่งที่ควรพิจารณาถึงก็คือ ปัญหา ***Multicollinearity*** โดยสามารถพิจารณาได้จากตารางที่ 4.3 พบว่า ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระในแบบจำลองของทั้ง 4 สมการมีค่าอยู่ในระดับต่ำ ยกเว้นค่า Correlation ระหว่างตัวแปร FDOG กับ CA ของแบบจำลองสมการที่ (4.7) ที่มีตัวแปรตามคือ RSD ซึ่งมีค่าประมาณ -0.71 อยู่ในเกณฑ์สูงไม่มากนัก แต่ก็ยังสามารถนำมาพิจารณาเพื่อทดสอบใน Cointegration Test ต่อไปได้

ผลการทดสอบ Cointegration Test สามารถแสดงได้ดังตารางที่ 4.4, 4.5, 4.6 และ 4.7 การพิจารณาเริ่มจากการสร้างแบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) โดยใช้ค่า AIC ที่ให้ค่าต่ำที่สุดเพื่อเลือก lag ที่เหมาะสมสำหรับใช้ในการทดสอบ Cointegration (ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว) และเพื่ออธิบายใน Error Correction Model (การปรับตัวในระยะสั้นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว) แต่ในที่นี้เป็นการทดสอบ Fisher Effect ซึ่งเป็นความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาว จึงทำการทดสอบในส่วนของ Cointegration Test เท่านั้น ปรากฏว่าสมการที่ (4.5), (4.6), (4.7) และ (4.8) ให้ค่า lag ที่เหมาะสมเป็น lag 1, lag 4, lag 1 และ lag 1 ตามลำดับ และให้ค่า Likelihood Ratio ที่จะบ่งบอกถึงจำนวน Cointegrating Vectors ถ้าหากค่าที่คำนวณได้มากกว่าค่าวิกฤตก็จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก (Null Hypothesis) แต่จะมีจำนวน Cointegrating Vectors เท่ากับสมมติฐานรอง ซึ่งจากการทดสอบพบว่า สมการที่ (4.5), (4.6), (4.7) และ (4.8) ระบุว่ามีจำนวน Cointegrating Vectors เท่ากับ 1, 2, 3 และ 2 ที่ระดับนัยสำคัญ 5%, 1%, 5% และ 1% ตามลำดับ จาก จำนวน Cointegrating Vectors ดังกล่าว จะมี Cointegrating Vector(Equation) เพียง Vector เดียวที่เหมาะสมและแสดงค่า Cointegrating Matrix อยู่ในรูปค่าสัมประสิทธิ์ที่เป็น Unnormalized Cointegrating Coefficients หลังจากนั้นจึงคำนวณหาค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว (Cointegrating Relationships) โดยการปรับค่า (Normalized) สัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่อยู่ในรูป Unnormalized ด้วยการหารตลอดค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่อยู่ใน Unnormalized Cointegrating Vector ด้วยค่าของสัมประสิทธิ์ของตัวแปรตาม ก็จะได้ค่า Normalized Cointegrating Coefficients โดยมีค่าสถิติกำกับไว้ด้านล่างของสมการ คือ ค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (S.E.) และค่า t-Statistic ของค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปรอิสระทุกตัวที่จะอธิบายถึงการมีอิทธิพลต่อตัวแปรตาม โดยเฉพาะค่า t-Statistic ของสัมประสิทธิ์ตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่จะบ่งบอกถึงการมีความสัมพันธ์แบบ Fisher Hypothesis (F.H.) หรือไม่โดยการทดสอบตามสมมติฐาน คือ $H_0 : \delta_i = 0$ หรือมีลักษณะความสัมพันธ์แบบ Inverted Fisher Hypothesis (I.F.H.) โดยการทดสอบตามสมมติฐาน คือ $H_0 : \delta_i = -1$ ซึ่งสามารถแสดงสมการความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวได้ดังนี้

RPR = 17.7718 - 1.033993**INFR1Y** + 0.324886**RFRATE1Y** - 1.286599**FDOG** - 0.76813**CA**

(-4.26684) (1.50370) (-1.55423) (-3.14187)

(-0.14028)

RFD1Y = -18.8912 - 1.106138**INFR1Y** - 0.39952**RFRATE1Y** + 4.805433**FDOG** - 0.08220**CA**

(-5.02083) (-2.46360) (7.04219) (-1.27116)

(-0.48177)

RSD = -2.1173 - 1.830382**INFR1M** + 0.091867**RFRATE1M** + 2.086174**FDOG** - 0.14841**CA**

(-6.81292) (0.71055) (2.86160) (-0.98702)

(-3.09083)

RRP = 2.0638 + 0.093087**INFR1M** + 0.316255**RFRATE1M** - 0.376378**FDOG** - 0.528113**CA**

(0.34748) (1.41320) (-1.54368) (-3.40935)

(4.08036)

ค่าในวงเล็บบรรดัดแรกของสมการ คือ t-Statistic ตามการทดสอบสมมติฐาน Fisher Effect

ค่าในวงเล็บบรรดัดที่สองของสมการ คือ t-Statistic ตามการทดสอบสมมติฐาน Inverted Fisher Effect

ตารางที่ 4.3 ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระในแบบจำลอง
ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RPR ในสมการที่ (4.5)				
ตัวแปร	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
INFR1Y	1.000000	-0.279627	0.235677	-0.291495
RFRATE1Y	-0.279627	1.000000	-0.265970	-0.126860
FDOG	0.235677	-0.265970	1.000000	-0.643396
CA	-0.291495	-0.126860	-0.643396	1.000000
ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RFD1Y ในสมการที่ (4.6)				
ตัวแปร	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
INFR1Y	1.000000	0.440514	0.495727	-0.361224
RFRATE1Y	0.440514	1.000000	-0.107533	0.120085
FDOG	0.495727	-0.107533	1.000000	-0.521601
CA	-0.361224	0.120085	-0.521601	1.000000
ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RSD ในสมการที่ (4.7)				
ตัวแปร	INFR1M	RFRATE1M	FDOG	CA
INFR1M	1.000000	-0.037642	0.174383	-0.143050
RFRATE1M	-0.037642	1.000000	-0.077451	0.087938
FDOG	0.174383	-0.077451	1.000000	-0.710276
CA	-0.143050	0.087938	-0.710276	1.000000
ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RRP ในสมการที่ (4.8)				
ตัวแปร	INFR1M	RFRATE1M	FDOG	CA
INFR1M	1.000000	0.181853	-0.009319	-0.049685
RFRATE1M	0.181853	1.000000	-0.123079	-0.114743
FDOG	-0.009319	-0.123079	1.000000	-0.257088
CA	-0.049685	-0.114743	-0.257088	1.000000

หมายเหตุ : สมการ (4.8) ทดสอบเพียงช่วงเดียว คือ ระหว่างปี 1989.01-1996.12

ตารางที่ 4.4

Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.5)
ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

Sample : 1985.01-1992.05 Included observations : 87

Test assumption : Linear deterministic trend in the data

Series : RPR INFR1Y RFRATE1Y FDOG CA

Lags interval : 1 to 1

Akaike Information Critirion (AIC) ของแบบจำลอง VAR					
Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
-0.678331	-0.670516	-0.628371	-0.538876	-0.408924	-0.382443
Notes: The optimal lag length is chosen in such a way that minimizes the AIC value(Bold Italic Font).					

Cointegrating LR test of the Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Likelihood Ratio	5 % Critical Value	1 % Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	r = 1	71.84588	68.52	76.07	None[5]
r ≤ 1	r = 2	38.55988	47.21	54.46	At most 1

Notes : r denotes the number of cointegrating vectors.

[5] , [1] denotes rejection of the hypothesis at 5%,1% significance level, respectively.

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized on RPR					
Vector	RPR	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
Unnormalized	0.065014	0.067224	-0.021122	0.083647	0.049939
Normalized	1.000000	1.033993	-0.324886	1.286599	0.768129
Cointegrating Equation	**RPR** = 17.77175 - 1.033993**INFR1Y** + 0.324886**RFRATE1Y** - 1.286599**FDOG** - 0.768129**CA**				
	S.E.	(0.24233)	(0.21606)	(0.82780)	(0.24448)
	t-Stat (F.H.)	(-4.26684)	(1.50370)	(-1.55423)	(-3.14187)
	t-Stat (I.F.H.)	(-0.14028)			
	หมายเหตุ : F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Fisher Hypothesis และ I.F.H. หมายถึง ตามสมมติฐาน ของ Inverted Fisher Hypothesis				

หมายเหตุ : จากการทดสอบ Unit Root Test พบว่า ตัวแปรอิสระทุกตัวมีเสถียรภาพ (Stationary) ในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) เช่นเดียวกับตัวแปรตาม RPR

ตารางที่ 4.5

Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.6)
ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

Sample : 1987.01-1990.03 Included observations : 37

Test assumption : Linear deterministic trend in the data

Series : RFD1Y INFR1Y RFRATE1Y FDOG CA

Lags interval : 1 to 4

Akaike Information Critirion (AIC) ของแบบจำลอง VAR					
Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
-0.174033	-0.088098	-0.187335	***-0.386751***	-	-
Notes: The optimal lag length is chosen in such a way that minimizes the AIC value(Bold Italic Font).					

Cointegrating LR test of the Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Likelihood Ratio	5 % Critical Value	1 % Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	r = 1	109.4099	68.52	76.07	None[1]
r ≤ 1	r = 2	58.15705	47.21	54.46	At most 1[1]
r ≤ 2	r = 3	23.00319	29.68	35.65	At most 2

Notes : r denotes the number of cointegrating vectors.

[5], [1] denotes rejection of the hypothesis at 5%,1% significance level, respectively.

L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 1% significance level

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized on RFD1Y					
Vector	RFD1Y	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
Unnormalized	0.307893	0.340572	0.123010	-1.479559	0.025310
Normalized	1.000000	1.106138	0.399522	-4.805433	0.082202
Cointegrating Equation	**RFD1Y** = -18.89118 - 1.106138**INFR1Y** - 0.399522**RFRATE1Y** + 4.805433**FDOG** - 0.082202**CA**				
	S.E.	**(0.22031)**	**(0.16217)**	**(0.68238)**	**(0.06467)**
	t-Stat (F.H.)	(-5.02083)	(-2.46360)	(7.04219)	(-1.27116)
	t-Stat (I.F.H.)	(-0.48177)			
	หมายเหตุ : F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Fisher Hypothesis และ I.F.H. หมายถึง ตามสมมติฐาน ของ Inverted Fisher Hypothesis				

หมายเหตุ : จากการทดสอบ Unit Root Test พบว่า ตัวแปรอิสระทุกตัวมีเสถียรภาพ (Stationary) ในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) เช่นเดียวกับตัวแปรตาม RFD1Y

ตารางที่ 4.6

Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.7)
ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

Sample : 1985.01-1991.12 Included observations : 82

Test assumption : Linear deterministic trend in the data

Series : RSD INFR1M RFRATE1M FDOG CA Lags interval : 1 to 1

Akaike Information Critirion (AIC) ของแบบจำลอง VAR					
Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
3.207462	3.283046	3.31774	3.359188	3.408035	3.479220
Notes: The optimal lag length is chosen in such a way that minimizes the AIC value(Bold Italic Font).					

Cointegrating LR test of the Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Likelihood Ratio	5 % Critical Value	1 % Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	r = 1	116.6514	68.52	76.07	None ①
r ≤ 1	r = 2	60.08288	47.21	54.46	At most 1 ①
r ≤ 2	r = 3	32.61242	29.68	35.65	At most 2 ⑤
r ≤ 3	r = 4	11.93212	15.41	20.04	At most 3
Notes : r denotes the number of cointegrating vectors. ⑤ , ① denotes rejection of the hypothesis at 5%,1% significance level, respectively. L.R. test indicates 3 cointegrating equation(s) at 5% significance level					

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized on RSD					
Vector	RSD	INFR1M	RFRATE1M	FDOG	CA
Unnormalized	0.038551	0.070564	-0.003542	-0.080425	0.005722
Normalized	1.000000	1.830382	-0.091867	-2.086174	0.148413
Cointegrating Equation	RSD = -2.117292 - 1.830382**INFR1M** + 0.091867**RFRATE1M** + 2.086174**FDOG** - 0.148413**CA**				
	S.E.	**(0.26866)**	**(0.12929)**	**(0.72902)**	**(0.15036)**
	t-Stat (F.H.)	(-6.81292)	(0.71055)	(2.86160)	(-0.98702)
	t-Stat (I.F.H.)	(-3.09083)			
	หมายเหตุ : F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Fisher Hypothesis และ I.F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Inverted Fisher Hypothesis				

หมายเหตุ : จากการทดสอบ Unit Root Test พบว่า ตัวแปรอิสระที่มีเสถียรภาพในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) เช่นเดียวกับตัวแปรตาม RSD ได้ แก่ FDOG และ CA

ตารางที่ 4.7

Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.8)
ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

Sample : 1989.01-1996.12 Included observations : 94

Test assumption : Linear deterministic trend in the data

Series : RRP INFR1M RFRATE1M FDOG CA Lags interval : 1 to 1

Akaike Information Critirion (AIC) ของแบบจำลอง VAR					
Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
3.045755	3.111214	3.443770	3.536895	3.379732	3.271436
Notes: The optimal lag length is chosen in such a way that minimizes the AIC value.(Bold Italic Font)					

Cointegrating LR test of the Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Likelihood Ratio	5 % Critical Value	1 % Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	r = 1	131.3362	68.52	76.07	None①
r ≤ 1	r = 2	69.60845	47.21	54.46	At most 1①
r ≤ 2	r = 3	28.13440	29.68	35.65	At most 2
Notes : r denotes the number of cointegrating vectors. ⑤, ① denotes rejection of the hypothesis at 5%,1% significance level, respectively. L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 1% significance level					

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized on RRP					
Vector	RRP	INFR1M	RFRATE1M	FDOG	CA
Unnormalized	0.027534	-0.002563	-0.008708	0.010363	0.014541
Normalized	1.000000	-0.093087	-0.316255	0.376378	0.528113
Cointegrating Equation	RRP = 2.063758 + 0.093087**INFR1M** + 0.316255**RFRATE1Y** - 0.376378**FDOG** - 0.528113**CA**				
	S.E.	**(0.26789)**	**(0.22379)**	**(0.24382)**	**(0.15490)**
	t-Stat (F.H.)	(0.34748)	(1.41320)	(-1.54368)	(-3.40935)
	t-Stat (I.F.H.)	(4.08036)			
	หมายเหตุ : F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Fisher Hypothesis และ I.F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Inverted Fisher Hypothesis				

หมายเหตุ : 1) สมการ (4.8) ทดสอบเพียงช่วงเดียว คือ ระหว่างปี 1989.01-1996.12

2) จากการทดสอบ Unit Root Test พบว่า ไม่ปรากฏว่ามีตัวแปรอิสระตัวใดเลยที่มีเสถียรภาพ (Stationary) ในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) เช่นเดียวกับตัวแปรตาม RRP

4.3.2 กรณีศึกษาหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

4.3.2.1 ผลการทดสอบ Stationary ของตัวแปร

ผลการทดสอบ Stationary ตามสมการที่ (4.5), (4.6), และ (4.7) ปรากฏผลดังตารางที่ ค.2 ในภาคผนวก ค. พบว่า ผลการทดสอบค่อนข้างแตกต่างอย่างมากจากช่วงก่อน โดยตัวแปรตามส่วนใหญ่ยังคง มีเสถียรภาพ (Stationary) ในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ยกเว้นตัวแปร RSD ที่มีเสถียรภาพในระดับของข้อมูล (at level) ทำให้ตัวแปรอิสระทุกตัวมีเสถียรภาพที่ระดับเดียวกับ RSD ทั้งหมด และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ในขณะที่ตัวแปรอิสระทุกตัวของ RRP มีเสถียรภาพแตกต่างจาก RRP ทั้งหมด กล่าวคือ RRP มีเสถียรภาพที่ระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่ 1 แต่ตัวแปรอิสระทุกตัวมีเสถียรภาพที่ระดับของข้อมูล ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% สำหรับตัวแปรอิสระที่มีเสถียรภาพในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่งและมีนัยสำคัญที่ระดับ 1% เช่นเดียวกับตัวแปรตาม RPR และ RFD1Y คือ INFR1Y และ RFRATE1Y ส่วนตัวแปรอิสระอื่น ๆ คือ FDOG และ CA พบว่ามีเสถียรภาพในระดับที่แตกต่างจากตัวแปรตาม กล่าวคือ มีเสถียรภาพในระดับของข้อมูล (at level) ที่ระดับนัยสำคัญ 1%

4.3.2.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาว (Cointegration Test)

เช่นเดียวกับการทดสอบด้วยวิธี Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.5), (4.6) และ (4.7) ในช่วงก่อน คือ พิจารณาปัญหา ***Multicollinearity*** จากตารางที่ 4.8 พบว่า ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระในแบบจำลองของทั้ง 3 สมการมีค่าอยู่ในระดับต่ำ ยกเว้นค่า Correlation ระหว่างตัวแปร RFRATE1Y กับ FDOG ของแบบจำลองสมการที่ (4.5) ที่มีตัวแปรตามคือ RPR ซึ่งมีค่าประมาณ 0.72 แต่ก็ยังสามารถนำมาพิจารณาเพื่อทดสอบใน Cointegration Test ต่อไปได้ จึงเลือกตัวแปรอิสระทุกตัวเพื่อหาความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาว

ผลการทดสอบ Cointegration Test สามารถแสดงได้ดังตารางที่ 4.9, 4.10 และ 4.11 การพิจารณาเช่นเดียวกับช่วงก่อน พบว่า เมื่อคำนวณหาค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว (Cointegrating Relationships) โดยการปรับค่า (Normalized) สัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่อยู่ในรูป Unnormalized ด้วยการหารตลอดค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่อยู่ใน Unnormalized Cointegrating Vector ด้วยค่าของสัมประสิทธิ์ของตัวแปรตาม ก็จะได้ค่า

Normalized Cointegrating Coefficients และสามารถแสดงสมการความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาวพร้อมค่าสถิติได้ดังนี้

RPR = 8.26345 - 0.523378**INFR1Y** + 0.568132**RFRATE1Y** - 0.666196**FDOG** - 1.051505**CA**
(-0.99818) (1.23549) (-1.13945) (-2.41780)
(0.90901)

RFD1Y = 6.11285 - 0.5870**INFR1Y** + 0.282144**RFRATE1Y** - 0.38534**FDOG** - 0.708758**CA**
(-1.93277) (0.82778) (-2.64312) (-3.99716)
(1.35985)

RSD = 11.0964 - 1.238254**INFR1M** + 0.30378**RFRATE1M** - 0.57861**FDOG** - 0.148988**CA**
(-28.7131) (3.99508) (-9.65299) (-2.91609)
(-5.52409)

ค่าในวงเล็บบรรดทัดแรกของสมการ คือ t-Statistic ตามการทดสอบสมมติฐาน Fisher Effect
ค่าในวงเล็บบรรดทัดที่สองของสมการ คือ t-Statistic ตามการทดสอบสมมติฐาน Inverted Fisher Effect

เมื่อประมาณค่าสมการทั้งก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยได้แล้ว จึงพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้ว่ามีทิศทางของความสัมพันธ์และมีนัยสำคัญหรือไม่ ปรากฏดังตารางที่ 4.12 พบว่า ความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีกับอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยมีความสัมพันธ์กันแบบ Inverted Fisher Hypothesis หรือมี Inverted Fisher Effect ในตลาดเงินไทยที่ระดับนัยสำคัญ 1% เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มีค่าประมาณ -1 หรือใกล้เคียง -1 และมีความสัมพันธ์กันแบบ Partial Fisher Hypothesis ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มีค่าเท่ากับ -0.523 และ -0.587 ตามลำดับ ซึ่งเป็นค่าอยู่ระหว่าง 0 และ -1 แสดงให้เห็นว่า ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะส่งผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงในอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมที่แท้จริงและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่แท้จริงให้มีการเคลื่อนไหวในทิศทางตรงกันข้าม ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินของอัตราดอกเบี้ยดังกล่าวจะมีค่าคงที่หรือมีการเคลื่อนไหวน้อยต่อการตอบสนองอัตราเงินเฟ้อ พิจารณาจากรูปที่ 4.1 ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยจะเห็นว่า ความเคลื่อนไหวของอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้

ตารางที่ 4.8 ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระในแบบจำลอง ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RPR ในสมการที่ (4.5)				
ตัวแปร	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
INFR1Y	1.000000	0.675580	0.460773	0.064172
RFRATE1Y	0.675580	1.000000	0.717491	-0.353307
FDOG	0.460773	0.717491	1.000000	-0.402890
CA	0.064172	-0.353307	-0.402890	1.000000
ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RFD1Y ในสมการที่ (4.6)				
ตัวแปร	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
INFR1Y	1.000000	0.559735	0.388395	-0.068068
RFRATE1Y	0.559735	1.000000	0.130050	-0.533391
FDOG	0.388395	0.130050	1.000000	-0.016831
CA	-0.068068	-0.533391	-0.016831	1.000000
ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RSD ในสมการที่ (4.7)				
ตัวแปร	INFR1M	RFRATE1M	FDOG	CA
INFR1M	1.000000	0.316588	0.239034	-0.221138
RFRATE1M	0.316588	1.000000	0.466291	-0.360109
FDOG	0.239034	0.466291	1.000000	-0.424512
CA	-0.221138	-0.360109	-0.424512	1.000000
ค่า Correlation Matrix ของตัวแปรอิสระเมื่อตัวแปรตาม คือ RRP ในสมการที่ (4.8)				
ตัวแปร	INFR1M	RFRATE1M	FDOG	CA
INFR1M	1.000000	0.181853	-0.009319	-0.049685
RFRATE1M	0.181853	1.000000	-0.123079	-0.114743
FDOG	-0.009319	-0.123079	1.000000	-0.257088
CA	-0.049685	-0.114743	-0.257088	1.000000

หมายเหตุ : สมการ (4.8) ทดสอบเพียงช่วงเดียว คือ ระหว่างปี 1989.01-1996.12 เช่นเดียวกับตารางที่ 5.2

ตารางที่ 4.9

Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.5)
ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

Sample : 1992.06-1996.12 Included observations : 55

Test assumption : Linear deterministic trend in the data

Series : RPR INFR1Y RFRATE1Y FDOG CA

Lags interval : 1 to 1

Akaike Information Critirion (AIC) ของแบบจำลอง VAR					
Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
-1.43408	-1.299761	-1.279813	-1.267306	-1.381742	-1.199422
Notes: The optimal lag length is chosen in such a way that minimizes the AIC value.(Bold Italic Font)					

Cointegrating LR test of the Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Likelihood Ratio	5 % Critical Value	1 % Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	r = 1	78.73036	68.52	76.07	None ①
r ≤ 1	r = 2	42.59094	47.21	54.46	At most 1
Notes : r denotes the number of cointegrating vectors. ⑤, ① denotes rejection of the hypothesis at 5%,1% significance level, respectively. L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 1% significance level					

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized on RPR					
Vector	RPR	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
Unnormalized	0.073049	0.038232	-0.041501	0.048665	0.076811
Normalized	1.000000	0.523378	-0.568132	0.666196	1.051505
Cointegrating Equation	RPR = 8.263451 - 0.523378**INFR1Y** + 0.568132**RFRATE1Y** - 0.666196**FDOG** - 1.051505**CA**				
	S.E.	**(0.52433)**	**(0.45984)**	**(0.58467)**	**(0.43490)**
	t-Stat (F.H.)	(-0.99818)	(1.23549)	(-1.13945)	(-2.41780)
	t-Stat (I.F.H.)	**(0.90901)**			
	หมายเหตุ : F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Fisher Hypothesis และ I.F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Inverted Fisher Hypothesis				

หมายเหตุ : จากการทดลอบ Unit Root Test พบว่า ตัวแปรอิสระที่มีเสถียรภาพในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) เช่น เดียวกับตัวแปรตาม RPR ได้แก่ INFR1Y และ RFRATE1Y

ตารางที่ 4.10

Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.6)
ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

Sample : 1990.04-1996.12 Included observations : 81

Test assumption : Linear deterministic trend in the data

Series : RFD1Y INFR1Y RFRATE1Y FDOG CA

Lags interval : 1 to 1

Akaike Information Critirion (AIC) ของแบบจำลอง VAR					
Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
-0.617093	-0.516633	-0.485510	-0.398871	-0.358129	-0.293099
Notes: The optimal lag length is chosen in such a way that minimizes the AIC value.(Bold Italic Font)					

Cointegrating LR test of the Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Likelihood Ratio	5 % Critical Value	1 % Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	r = 1	76.32317	68.52	76.07	None ①
r ≤ 1	r = 2	35.17724	47.21	54.46	At most 1
Notes : r denotes the number of cointegrating vectors. ⑤ , ① denotes rejection of the hypothesis at 5%,1% significance level, respectively. L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 1% significance level					

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized on RFD1Y					
Vector	RFD1Y	INFR1Y	RFRATE1Y	FDOG	CA
Unnormalized	0.074814	0.043916	-0.021108	0.028829	0.053025
Normalized	1.000000	0.587000	-0.282144	0.385344	0.708758
Cointegrating Equation	**RFD1Y** = 6.112850 - 0.5870**INFR1Y+** 0.282144**RFRATE1Y** - 0.38534**FDOG** - 0.708758**CA**				
	S.E.	**(0.30371)**	**(0.34084)**	**(0.14579)**	**(0.17732)**
	t-Stat (F.H.)	(-1.93277)	(0.82778)	(-2.64312)	(-3.99716)
	t-Stat (I.F.H.)	**(1.35985)**			
	หมายเหตุ : F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Fisher Hypothesis และ I.F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Inverted Fisher Hypothesis				

หมายเหตุ : จากการทดสอบ Unit Root Test พบว่า ตัวแปรอิสระที่มีเสถียรภาพในระดับความแตกต่างของข้อมูลลำดับที่หนึ่ง (at first difference) เช่น เดียวกับตัวแปรตาม RFD1Y ได้แก่ INFR1Y และ RFRATE1Y

ตารางที่ 4.11

Johansen Cointegration Tests สำหรับตัวแปรตามสมการ (4.7)
ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

Sample : 1992.01-1996.12 Included observations : 60

Test assumption : Linear deterministic trend in the data

Series : RSD INFR1M RFRATE1M FDOG CA

Lags interval : 1 to 6

Akaike Information Critirion (AIC) ของแบบจำลอง VAR					
Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6
3.468504	3.300075	3.344735	3.256258	3.198129	***2.900174***
Notes: The optimal lag length is chosen in such a way that minimizes the AIC value.(Bold Italic Font)					

Cointegrating LR test of the Stochastic Matrix					
Null	Alternative	Likelihood Ratio	5 % Critical Value	1 % Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
r = 0	r = 1	151.0638	68.52	76.07	None[1]
r ≤ 1	r = 2	40.54441	47.21	54.46	At most 1

Notes : r denotes the number of cointegrating vectors.

[5] , [1] denotes rejection of the hypothesis at 5%, 1% significance level, respectively.

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 1% significance level

Estimated cointegrating vectors, coefficients normalized on RSD					
Vector	RSD	INFR1M	RFRATE1M	FDOG	CA
Unnormalized	0.268950	0.333029	-0.081702	0.155617	0.040070
Normalized	1.000000	1.238254	-0.303781	0.578609	0.148988
Cointegrating Equation	RSD = 11.0964 - 1.238254**INFR1M** + 0.30378**RFRATE1M** - 0.57861F**DOG** - 0.148988**CA**				
	S.E.	(0.04313)	(0.07604)	(0.05994)	(0.05109)
	t-Stat (F.H.)	(-28.7131)	(3.99508)	(-9.65299)	(-2.91609)
	t-Stat (I.F.H.)				
	หมายเหตุ : F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Fisher Hypothesis และ I.F.H. หมายถึง ตามสมมติฐานของ Inverted Fisher Hypothesis				

หมายเหตุ : จากการทดสอบ Unit Root Test พบว่า ตัวแปรอิสระทุกตัวมีเสถียรภาพ (Stationary) ในระดับของข้อมูล (at level) เช่นเดียวกับตัวแปรตาม RSD

ยืมที่เป็นตัวเงินเคลื่อนไหวค่อนข้างคงที่เป็นลักษณะเส้นแนวนอนแบบขั้นบันได ซึ่งมีลักษณะเช่นเดียวกับอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปี (รูปที่ 4.2) และเมื่อมีการประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมและอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีในตลาดเงินมีความยืดหยุ่นในการปรับตัวต่อการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อมากขึ้น กล่าวคือ อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะสามารถส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยทั้งที่เป็นตัวเงินและอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงให้มีการเคลื่อนไหวเปลี่ยนแปลง สังเกตได้จากรูปที่ 4.1 และ 4.2 ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจะมีลักษณะการเคลื่อนไหวตอบสนองต่ออัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มากขึ้นโดยไม่มีลักษณะเป็นเส้นแนวนอนแบบขั้นบันได้เหมือนช่วงก่อนหน้านี้ โดยที่เมื่อมีการประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำที่มีอายุตั้งแต่ 3 เดือนถึง 1 ปีในวันที่ 16 มีนาคม 1990 ซึ่งเดิมกำหนดเพดานอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประเภทนี้ที่อัตราร้อยละ 9.5 ต่อปี ส่งผลให้ธนาคารพาณิชย์ต่างก็ปรับอัตราดอกเบี้ยเพิ่มสูงขึ้นถึงอัตราร้อยละ 14.0 ต่อปี เพื่อจูงใจลูกค้าให้นำเงินมาฝาก เพราะเป็นช่วงที่เศรษฐกิจอยู่ในช่วงเจริญเติบโตและขาดแคลนเงินออม ทำให้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่ธนาคารพาณิชย์ประกาศค่อนข้างจะเคลื่อนไหวไปตามภาวะเศรษฐกิจและอัตราเงินเฟ้อ คือมีความสัมพันธ์แบบ Partial Fisher Hypothesis โดยอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงเพียงบางส่วนเท่ากับ -0.587 ณ ระดับนัยสำคัญ 10% และอีกส่วนหนึ่งก็จะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่เป็นตัวเงินให้มีการเคลื่อนไหวตอบสนองต่ออัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ สำหรับอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืม (MLR) ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย พบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ ซึ่งส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมที่แท้จริงไม่มีนัยสำคัญทางสถิติหรือไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่มีต่ออัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมที่แท้จริงมีค่าเท่ากับศูนย์ และไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่มีต่ออัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมที่แท้จริงมีค่าเท่ากับลบหนึ่งได้ จึงสรุปว่าความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมกับอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์อาจมีลักษณะแบบ Partial Fisher Hypothesis โดยที่อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะสามารถส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยได้ทั้งสองทาง คือ อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงส่วนหนึ่ง คือ ประมาณ -0.523 และอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินบางส่วน สาเหตุสำคัญอาจเนื่องมาจาก ในช่วงก่อนเปิดเสรีทางการเงิน จะมีส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยในประเทศกับอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศค่อนข้างสูง ดังนั้นภายหลังจากมีการเปิดเสรีทางการเงินมากขึ้น พร้อมกับการจัดตั้งวิเทศธนกิจ (BIBF) ทำให้องค์กรสถาบันการเงินและบริษัทเอกชนขนาดใหญ่สามารถกู้ยืมเงินจากตลาดต่างประเทศได้

สะดวกและเป็นจำนวนมากขึ้น ในช่วงระยะเวลาดังกล่าวประเทศไทยจึงมีเม็ดเงินจากต่างประเทศเข้ามามากและอย่างต่อเนื่อง ซึ่งสะท้อนถึงต้นทุนทางการเงิน ดังนั้นอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำและอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมจะปรับตัวไปตามสภาพคล่องของตลาดเงิน คือ มีแนวโน้มลดลงตามกลไกตลาด ในขณะเดียวกันการขยายตัวของสินเชื่อภายในประเทศโดยเฉพาะในระหว่างปี 1993, 1994 และ 1995 ที่มีอัตราการขยายตัวของสินเชื่อสูงถึงร้อยละ 23.17, 30.04 และ 24.05 ตามลำดับ ซึ่งจากการที่เศรษฐกิจของประเทศมีการขยายตัวในระดับสูงติดต่อกันหลายปี ทำให้ความต้องการสินค้าและบริการภายในประเทศเพิ่มสูงขึ้นตามอำนาจซื้อของประชาชนที่สูงขึ้นด้วยเช่นกัน จึงก่อให้เกิดแรงกดดันทางอัตราเงินเฟ้อมากขึ้น ดังนั้นในช่วงปลายปี 1995 ทางการจึงใช้นโยบายเข้มงวดทางการเงินเพื่อชะลออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและลดแรงกดดันด้านอัตราเงินเฟ้อ ส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมตลอดช่วงระยะเวลาดังกล่าวอยู่ในระดับสูง อันเป็นผลมาจากการคาดการณ์ในอัตราเงินเฟ้อตามภาวะเศรษฐกิจ จะเห็นว่า ลักษณะของการเกิดภาวะเงินเฟ้อของเศรษฐกิจไทยภายหลังเปิดเสรีด้านการเงินแตกต่างจากอดีตค่อนข้างมาก ดังนั้นผลกระทบของสภาพคล่องทางการเงินและนโยบายการเงินของภาครัฐ จะทำให้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำและอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมในตลาดเงินมีการปรับตัวชัดเจนขึ้น

ส่วนผลการทดสอบอัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ทั้งช่วงก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ปรากฏว่ามีรูปแบบความสัมพันธ์ซึ่งไม่อาจสรุปได้ ทั้งนี้เนื่องจากค่าสถิติของสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ปฏิเสธสมมติฐานหลักทั้ง 2 สมมติฐาน คือ การทดสอบ Fisher Hypothesis และ Inverted Fisher Hypothesis ซึ่งมีค่าสัมประสิทธิ์น้อยกว่า -1 หรือใกล้เคียง -2 คือ มีค่าเท่ากับ -1.83 และ -1.238 ในช่วงก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยตามลำดับ โดยมีระดับนัยสำคัญที่ 1% นั่นคือ ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่คำนวณได้ไม่เข้าหลักเกณฑ์ในการพิจารณาการมีลักษณะเป็น Fisher Hypothesis หรือ Inverted Fisher Hypothesis อย่างใดอย่างหนึ่ง โดยค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่กระทบต่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่แท้จริงมีค่าน้อยกว่า -1 ค่อนข้างมาก ในขณะที่ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่กระทบต่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่เป็นตัวเงินอาจมีทิศทางตรงกันข้ามคือ เป็นค่าลบซึ่งก็ไม่เป็นไปตามสมมติฐานที่ทดสอบ โดยเฉพาะในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยค่าสัมประสิทธิของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่มีต่ออัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่แท้จริงจะมีค่าค่อนข้างสูง แสดงถึงอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจะมีค่า

คงที่หรือมีการเคลื่อนไหวน้อยต่อการตอบสนองอัตราเงินเฟ้อ กล่าวคือ อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่เป็นตัวเงินของธนาคารพาณิชย์จะไม่มีความยืดหยุ่นในการปรับตัวตามภาวะเงินเฟ้อ หรืออาจมีการปรับตัวช้ากว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อ พิจารณาจากรูปที่ 4.3 จะเห็นว่าอัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่แท้จริงจะเคลื่อนไหวในลักษณะทิศทางตรงข้ามกับอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ที่เป็นตัวเงินมีลักษณะคงที่คล้ายเส้นตรงทั้งช่วงก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ทั้งนี้เนื่องมาจากนโยบายการเงินที่ผ่านมามักเน้นระดมเงินออมในระยะยาวมากกว่าในระยะสั้น อีกทั้งธนาคารพาณิชย์จะหันมาปรับปรุงระบบการให้บริการมากกว่าการใช้อัตราดอกเบี้ยเพื่อจูงใจ เช่น การติดตั้งเครื่อง ATM , การขยายสาขา, การปรับปรุงสำนักงานให้หรูหรา เป็นต้น เพื่อรักษาส่วนแบ่งตลาดในส่วนนี้ เพราะไม่ต้องการเพิ่มต้นทุนจากการแข่งขันในอัตราดอกเบี้ย ทำให้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ไม่ค่อยมีการเปลี่ยนแปลงมากนัก ส่วนอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาล (1 เดือน) ก็มีค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ และมีเครื่องหมายไม่เป็นไปตามสมมติฐานของ Inverted Fisher Hypothesis คือ ค่าสัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้ให้ค่าเป็นบวก จึงไม่สามารถสรุปความสัมพันธ์ได้ ทั้งนี้อาจเนื่องมาจากอัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนเป็นอัตราดอกเบี้ยในระยะสั้นและเป็นอัตราดอกเบี้ยที่ธนาคารแห่งประเทศไทยใช้เป็นเครื่องมือแทรกแซงในตลาดเงินเพื่อแก้ไขปัญหาสภาพคล่องทางการเงิน ทำให้อัตราดอกเบี้ยประเภทนี้เคลื่อนไหวไม่เป็นไปตามกลไกตลาดเสรี (free market mechanism) และไม่สอดคล้องกับความเคลื่อนไหวของอัตราเงินเฟ้อในระยะสั้น

โดยสรุปแล้ว ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยกับอัตราเงินเฟ้อในตลาดการเงินไทยไม่มี *Fisher Effect* แต่มีความสัมพันธ์ในทางตรงกันข้าม คือ เป็นความสัมพันธ์กันแบบ *Inverted Fisher Effect* ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย อันแสดงถึง อัตราเงินเฟ้อจะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ซึ่งเป็นตัวกำหนดปริมาณการออมและการลงทุน ที่จะมีผลต่อการพัฒนาเศรษฐกิจโดยตรง แต่เมื่อมีการประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยแล้ว ทำให้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากและอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมมีการปรับตัวเปลี่ยนแปลงไปตามกลไกตลาดมากขึ้น ทำให้อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์สามารถส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินและอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ซึ่งมีผลกระทบต่อระบบเศรษฐกิจที่แตกต่างกัน คือการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินจะส่งผลกระทบต่องบกระแสเงินสดของหน่วยธุรกิจ (Cash Flow of Firms) อันมีผลต่อมาตรการควบคุมปริมาณสินเชื่อในระบบเศรษฐกิจ ในขณะที่การเปลี่ยนแปลงอัตรา

ดอกเบี้ยที่แท้จริงจะส่งผลกระทบต่อการตัดสินใจในการออมและกู้ยืมเงินโดยตรง ซึ่งมีผลต่ออัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ปรากฏการณ์ดังกล่าวเรียกว่า มี*Partial Fisher Effect* ในตลาดการเงินไทย

ตารางที่ 4.12

สรุปความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อ

ประเภทอัตราดอกเบี้ย	ช่วงเวลาศึกษา	ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อ	t-Statistic	ความสัมพันธ์
1. อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืม	ก่อน	-1.034	FH : -4.26684[①] IFH : -0.14028	Inverted Fisher Hypothesis
	หลัง	-0.523	FH : -0.99818 IFH : 0.90901	Partial Fisher Hypothesis
2. อัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปี	ก่อน	-1.106	FH : -5.02083[①] IFH : -0.48177	Inverted Fisher Hypothesis
	หลัง	-0.587	FH : -1.93277[⑩] IFH : 1.35985	Partial Fisher Hypothesis
3. อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์	ก่อน	-1.830	FH : -6.81292[①] IFH : -3.09083[①]	สรุปไม่ได้
	หลัง	-1.238	FH : -28.7131[①] IFH : -5.52409[①]	สรุปไม่ได้
4.อัตราดอกเบี้ยในตลาดซื้อคืนพันธบัตรรัฐบาล	ม.ค. 1989 - ธ.ค. 1996	0.093	FH : 0.34748 IFH : 4.08036[①]	สรุปไม่ได้

หมายเหตุ : 1) ก่อนและ หลัง หมายถึง ก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

2) t-Statistic (FH) มีสมมติฐานหลัก คือ $H_0 : \delta_1 = 0$

t-Statistic (IFH) มีสมมติฐานหลัก คือ $H_0 : \delta_1 = -1$

3) [①], [⑤] และ [⑩] หมายถึง การมีนัยสำคัญที่ระดับ 1%, 5% และ 10% ตามลำดับ

นอกจากปัจจัยอัตราเงินเฟ้อที่ส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงตามที่กล่าวมาแล้ว ยังมีปัจจัยสำคัญอื่น ๆ อีกที่ส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในลักษณะที่แตกต่างกัน ปรากฏดังตารางที่ 4.13 ดังนี้ (พิจารณารูปที่ 4.5-4.11 ประกอบ)

อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศที่แท้จริง แทนโดยอัตราดอกเบี้ยตั๋วเงินพาณิชย์ (US commercial paper rae : 1 month) และอัตราดอกเบี้ยตั๋วเงินคลัง (US treasury bills rate : 1 year) ของสหรัฐฯที่แท้จริง จากการทดสอบปรากฏว่า ค่าสัมประสิทธิ์ส่วนใหญ่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ยกเว้นค่าสัมประสิทธิ์ของ RFRATE1Y ที่มีต่อ RFD1Y ที่ระดับนัยสำคัญ 5% ในทิศทางตรงกันข้ามในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย และค่าสัมประสิทธิ์ของ RFRATE1M ที่มีต่อ RSD ที่ระดับนัยสำคัญ 1% ในทิศทางเดียวกันในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ซึ่งกรณีนี้เป็นไปตามสมมติฐานที่ตั้งไว้ ทั้งนี้เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยในประเทศจะมีระยะเวลาในการปรับตัว (ความล่าช้า) ในระยะเวลายาวนาน โดยทั่วไปเมื่อมีช่องว่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยในประเทศและนอกประเทศโดยเฉพาะประเทศกำลังพัฒนา เช่น ประเทศไทย นักลงทุนต่างชาติจะเคลื่อนย้ายเงินทุนระยะสั้นระหว่างประเทศโดยคาดหวังจากผลตอบแทนอัตราดอกเบี้ยในระยะสั้น ดังนั้นหากภาวะอัตราดอกเบี้ยในระยะสั้นมีเสถียรภาพก็จะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยในระยะยาว แต่ถ้าอัตราดอกเบี้ยในระยะสั้นมีความผันผวนมากหรือมีการแทรกแซงจากทางการ ก็อาจจะส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากและเงินให้กู้ยืมไม่เปลี่ยนแปลง กล่าวคือ อัตราดอกเบี้ยต่างประเทศที่แท้จริงไม่ส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยในประเทศที่แท้จริงหรือเป็นเพียงปัจจัยชั่วคราวในระยะสั้น

อัตราส่วนสินเชื่อสุทธิทั้งหมดต่อ GDP จากการทดสอบปรากฏว่า FDOG ไม่ส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมที่แท้จริง (ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ) และเครื่องหมายไม่เป็นไปตามสมมติฐาน ทั้งช่วงก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย ทั้งนี้เพราะอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมของธนาคารพาณิชย์มักถูกทางการใช้เป็นเครื่องมือในการดำเนินนโยบายการเงินเพื่อบรรลุจุดมุ่งหมายทางเศรษฐกิจ คือ การมีเสถียรภาพของระดับราคาสินค้า โดยเฉพาะหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยทำให้มีเม็ดเงินจากต่างประเทศไหลเข้ามาผ่าน BIBF เพื่อปล่อยกู้ในประเทศส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมลดต่ำลง ในขณะเดียวกันเมื่อ FDOG เพิ่มขึ้นก็จะส่งผลต่อการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อและการใช้นโยบายตรึงอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมให้สูงเพื่อสะกัดกั้นอัตราเงินเฟ้อของทางการก็อาจส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมที่แท้จริงอาจมีการเปลี่ยนแปลงเพิ่ม

ตารางที่ 4.13

สรุปความสัมพันธ์ดุลยภาพในระยะยาวระหว่างอัตราดอกเบี้ยและตัวแปรอิสระอื่น

ตัวแปรตาม	ช่วงเวลาศึกษา	RFRATE		FDOG		CA	
		ส.ป.ส.	t-Stat	ส.ป.ส.	t-Stat	ส.ป.ส.	t-Stat
RPR	ก่อน	0.3249	1.5037	-1.2866	-1.5542	-0.7681	-3.1419 (1)
	หลัง	0.5681	1.2355	-0.6662	-1.1395	-1.0515	-2.4178 (5)
RFD1Y	ก่อน	-0.3995	-2.4636 (5)	4.8054	7.0422 (1)	-0.0822	-1.2712
	หลัง	0.2821	0.8278	-0.3853	-2.6431 (5)	-0.7088	-3.9972 (1)
RSD	ก่อน	0.0919	0.7106	2.0862	2.8616 (1)	-0.1484	-0.9870
	หลัง	0.3038	3.9951 (1)	-0.5786	-9.6530 (1)	-0.1490	-2.9161 (1)
RRP	1989.01 - 1996.12	0.3163	1.4132	-0.3764	-1.5437	-0.5281	-3.4094 (1)

หมายเหตุ : 1) "ก่อน" และ "หลัง" หมายถึง ช่วงเวลาก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

2) (1), (5) และ (10) หมายถึง การมีนัยสำคัญที่ระดับ 1%, 5% และ 10% ตามลำดับ

ขึ้นหรือลดลงได้ขึ้นอยู่กับการปรับตัวของอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินและการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อ ในขณะที่ด้านอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีที่แท้จริงและออมทรัพย์ที่แท้จริงในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยให้ค่าถูกต้องเป็นไปตามสมมติฐานที่ระดับนัยสำคัญ 1 % เนื่องจากในช่วงปี 1985 และ 1986 เป็นช่วงเวลาที่ธนาคารแห่งประเทศไทยได้เข้ามาแทรกแซงการปรับตัวของอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินบ่อยครั้งมาก อันเนื่องมาจากภาวะเศรษฐกิจซบเซาทั่วโลกภายหลังเกิดวิกฤตการณ์น้ำมันครั้งที่สอง นอกจากนี้ยังต้องประสบกับปัญหาทางการเงินในประเทศจากมาตรการจำกัดสินเชื่อร้อยละ 18 ในช่วงก่อนคือปี 1983-1984 ทำให้อัตราการขยายตัวด้านสินเชื่อของระบบธนาคารพาณิชย์ลดลง จนก่อให้เกิดปัญหาสภาพคล่องที่เพิ่มสูงขึ้น ดังนั้นธนาคารแห่งประเทศไทยจึงได้เข้ามาแทรกแซงตลาดการเงิน โดยทำการลดเพดานอัตราดอกเบี้ยทั้งเงินฝากและเงินกู้ยืม ซึ่งเป็นการปรับตัวของอัตราดอกเบี้ยไม่เป็นไปตามกลไกตลาด แต่ก็เพื่อให้เกิดการปรับตัวตามอุปสงค์และอุปทานของตลาดง่ายขึ้น อีกทั้งต้องการกระตุ้นให้เกิดการลงทุนเพื่อฟื้นฟูภาวะเศรษฐกิจที่ซบเซา จนกระทั่งเริ่มต้นปี 1988 ภาวะเศรษฐกิจของประเทศได้ฟื้นตัวขึ้นอย่างรวดเร็ว การขยายตัวของสินเชื่อเพิ่มขึ้นอย่างมาก ก่อให้เกิดการแข่งขันกันระดมเงินฝากของธนาคารพาณิชย์ส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากขยับตัวสูงขึ้นเรื่อย ๆ ตามความต้องการสินเชื่อ

แต่ในช่วงหลังประกาศยกเลิกอัตราดอกเบี้ย FDOG กลับมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงข้ามกับ RFD1Y และ RSD ณ ระดับนัยสำคัญ 5% และ 1% ตามลำดับ เพราะภายหลังจากการเปิดเสรีมากขึ้น ทำให้ประเทศไทยมีเม็ดเงินจากต่างประเทศเข้ามาปล่อยสินเชื่อเพิ่มขึ้นมาก ส่งผลต่ออัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินมีแนวโน้มลดลง จนในที่สุดอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงลดลง

ดุลบัญชีเดินสะพัดต่อ GDP ผลการทดสอบพบว่า ค่าสัมประสิทธิ์ให้ค่าถูกต้องเป็นไปตามสมมติฐานและส่วนใหญ่มีนัยสำคัญที่ระดับ 1% ยกเว้นค่าสัมประสิทธิ์ในสมการที่ (4.6) และ (4.7) ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยที่ไม่มีนัยสำคัญ ซึ่งผลของการขาดดุลบัญชีเดินสะพัดเมื่อเทียบกับ GDP จะมีผลทำให้อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงเพิ่มสูงขึ้น ทั้งนี้มีสาเหตุมาจากประเทศไทยเป็นประเทศกำลังพัฒนาที่มีการขยายตัวทางเศรษฐกิจอยู่ในเกณฑ์สูงอย่างต่อเนื่อง โดยเฉพาะอย่างในปี 1994 และ 1995 ซึ่งเป็นช่วงเวลาที่ระบบเศรษฐกิจมีอัตราการเจริญเติบโตถึงร้อยละ 8.8 และ 8.6 ตามลำดับ แต่ยังขาดแคลนเงินทุนสำหรับการพัฒนาประเทศ เนื่องจากอัตราการออมอยู่ในระดับต่ำ รวมทั้งขาดแคลนสินค้าทุน เทคโนโลยี และวัตถุดิบที่จะใช้เป็นปัจจัยการผลิต ดังนั้น การเร่งรัดความเจริญเติบโตและการพัฒนาเศรษฐกิจ ทำให้ต้องพึ่งพาการนำเข้าสินค้าทุนและวัตถุดิบจากต่างประเทศ ประกอบกับดุลบริจาคเกินดุลลดลง และภาวะเงินเฟ้อที่เพิ่มขึ้นมีผลให้ราคาสินค้าและบริการเพิ่มขึ้นด้วย สินค้าออกของประเทศจึงมีราคาสูงขึ้น อำนาจแข่งขันกับตลาดโลกจึงลดลง ในขณะที่ค่าเงินบาทอ่อนตัวลงเมื่อเทียบกับเยนและมาร์ค ทำให้สินค้านำเข้าประเภททุนและวัตถุดิบมีราคาสูงขึ้น การขาดดุลบัญชีเดินสะพัดที่สูงขึ้นดังกล่าวเป็นผลให้ช่องว่างระหว่างการลงทุนกับการออมเมื่อเทียบเป็นสัดส่วนต่อ GDP มีระดับสูงขึ้นจากร้อยละ 6.7 ในปี 1994 เป็นร้อยละ 7.9 ในปี 1995 ผลก็คืออัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงจะอยู่ในระดับที่สูง อย่างไรก็ตาม มาตรการตรึงอัตราดอกเบี้ยภายในประเทศให้อยู่ในระดับสูงนั้น ก็มีผลทำให้เงินทุนจากต่างประเทศไหลเข้าเป็นจำนวนมากเพื่อเก็งกำไรจากส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ย เกิดสภาพคล่องส่วนเกินในตลาดเงิน ซึ่งกดดันให้อัตราเงินเฟ้อและการขาดดุลบัญชีเดินสะพัดของประเทศขยายตัวในเกณฑ์สูงตามไปด้วยเช่นกัน

4.4 ผลการทดสอบความมีเสถียรภาพของแบบจำลอง

จากการที่ประเทศไทยได้ก้าวเข้าสู่ความเสรีทางการเงินมากขึ้นตั้งแต่กลางปี 1989 เริ่มจากการยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยของธนาคารพาณิชย์ นับเป็นการดำเนินนโยบายการเงินที่ให้ตลาดเงินภายในประเทศปรับตัวตามกลไกตลาด และมีมาตรการต่าง ๆ เพื่อผ่อนคลายการควบคุมธนาคารพาณิชย์เป็นลำดับอย่างต่อเนื่อง ดังนั้นการดำเนินนโยบายการเงินแบบผ่อนคลายทางการเงินย่อมมีผลกระทบต่อการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (Structural Change) ของพฤติกรรมอัตราดอกเบี้ยในประเทศได้ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว การทดสอบความมีเสถียรภาพของสมการอัตราดอกเบี้ยในประเทศจึงมีความสำคัญ ซึ่งในที่นี้ได้เลือกทดสอบโดยวิธี Chow Test

การทดสอบความมีเสถียรภาพของค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปรอิสระโดยวิธี Chow Test ให้เริ่มจากการแบ่งช่วงเวลาที่ศึกษาออกเป็น 2 ช่วงเวลาตามเหตุการณ์สำคัญที่คาดว่าจะมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างของระบบเศรษฐกิจ จนกระทั่งมีผลต่อการไม่มีเสถียรภาพของค่าพารามิเตอร์ ในที่นี้ใช้ช่วงเวลาของการประกาศยกเลิกเพดานอตราดอกเบี้ยแต่ละประเภทโดยธนาคารแห่งประเทศไทยเป็นเกณฑ์ในการแบ่งช่วงเวลา (Breakpoint)สำหรับการทดสอบ กล่าวคือช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยและช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยโดยตั้งสมมติฐานหลักในการทดสอบ (Null Hypothesis : H_0) คือ ค่าพารามิเตอร์ของตัวแปรอิสระทุกตัวใน 2 ช่วงเวลาที่แบ่งนี้มีค่าเท่ากัน (Structural Stability) หลังจากนั้นให้ทำสมการถดถอยกับข้อมูลทั้งหมดตลอดช่วงเวลาศึกษาก่อนหนึ่งสมการ และทำสมการถดถอยในแต่ละช่วงเวลาอีกอย่างละ 1 สมการ เพื่อหาค่า Residual Sum of Squares (RSS) ของการประมาณค่าสมการถดถอยแต่ละสมการดังกล่าว คือ RSS_1 RSS_2 และ RSS_3 ตามลำดับ ซึ่งสามารถนำมาคำนวณหาค่า F-Statistic ได้ดังนี้

$$F = \frac{RSS_5 / k}{RSS_4 / (N_1 + N_2 - 2k)} \qquad ; \text{d.f.} = k,\ N_1+N_2-2k$$

โดยที่ $RSS_4 = RSS_2 + RSS_3$

$RSS_5 = RSS_1 - RSS_4$

k = จำนวนของค่าพารามิเตอร์รวมค่าคงที่ด้วย

N_1, N_2 = จำนวนของข้อมูลในช่วงแรกและช่วงที่สองตามลำดับ

ตารางที่ 4.14
ผลการทดสอบความมีเสถียรภาพของแบบจำลองด้วยวิธี Chow-Test

กรณีศึกษา	ช่วงเวลาศึกษา		Chow Breakpoint Test	ค่าสถิติ	
	ก่อนยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย	หลังยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย		F-statistic	Probability
สมการที่ (4.5)	1985.01-1992.05	1992.06-1996.12	1992.06 (1 มิถุนายน 1992)	11.39232[1]	0.000000
สมการที่ (4.6)	1987.01-1990.03	1990.04-1996.12	1990.04 (16 มีนาคม 1990)	18.17678[1]	0.000000
สมการที่ (4.7)	1985.01-1991.12	1992.01-1996.12	1992.01 (8 มกราคม 1992)	39.94807[1]	0.000000

หมายเหตุ : 1) วันที่ระบุไว้ในวงเล็บของ Chow Breakpoint Test คือ วันที่มีผลบังคับใช้การประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

2) [1] หมายถึง การมีนัยสำคัญที่ระดับ 1%

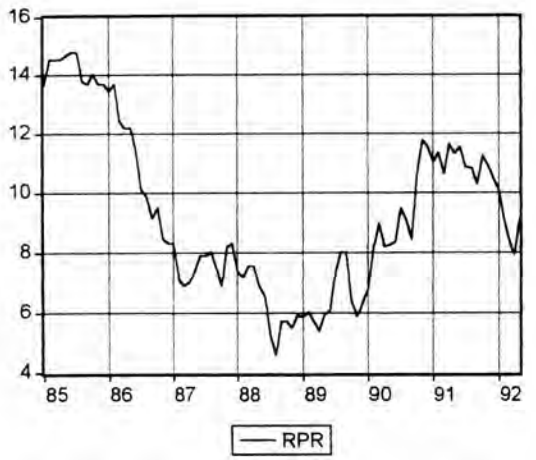
จากสมมติฐานการมีเสถียรภาพของค่าพารามิเตอร์ จะปฏิเสธสมมติฐานหลักดังกล่าวเมื่อค่าสถิติ F ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตจากตารางสถิติ F

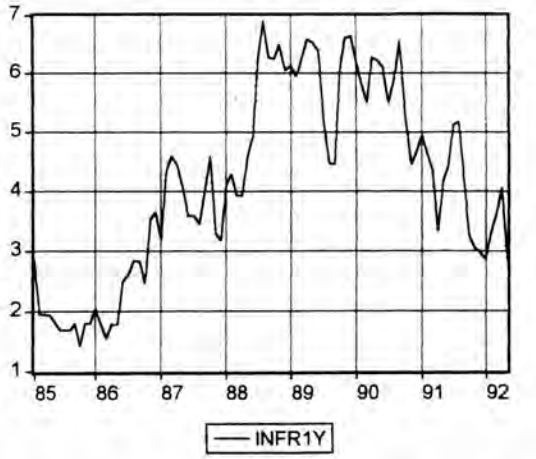
ผลการทดสอบปรากฏดังตารางที่ 4.14 พบว่า ค่าสถิติ F ที่คำนวณได้มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% ซึ่งเป็นการปฏิเสธสมมติฐานหลัก (Null Hypothesis) ที่ว่าค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรใน 2 ช่วงเวลามีค่าเท่ากัน (Structural Stability) หรือไม่มีการเปลี่ยนแปลงด้านโครงสร้าง นั่นคือยอมรับว่ามีการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้าง (Structural Change) เกิดขึ้น ดังนั้นเมื่อมีการแบ่งระยะเวลาที่ศึกษาเป็น 2 ช่วงเวลาดังกล่าว ก็จะทำให้ได้ความสัมพันธ์ของสมการอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริงในประเทศเป็น 2 ช่วง กล่าวคือ ช่วงเวลาก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยตามตารางที่ 4.14

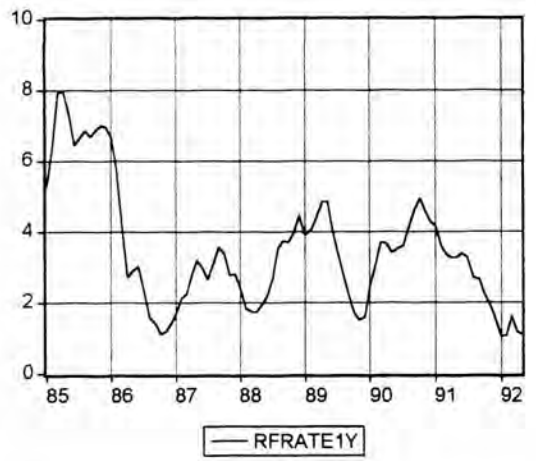
จะเห็นได้ว่า การปล่อยเสรีทางการเงินโดยการยกเลิกเพดานทั้งอัตราดอกเบี้ยเงินฝากและอัตราดอกเบี้ยเงินให้กู้ยืมนี้ ย่อมส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยในตลาดการเงินไทยมีการเปลี่ยนแปลงไปตามกลไกของตลาดมากยิ่งขึ้นแล้ว การปล่อยเสรีทางการเงินดังกล่าวยังทำให้ความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณเงินและอัตราดอกเบี้ยรวมถึงความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินและอัตราเงินเฟ้อมีความชัดเจนมากขึ้น ทั้งนี้เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยในตลาดเงินก่อนยกเลิกเพดาน

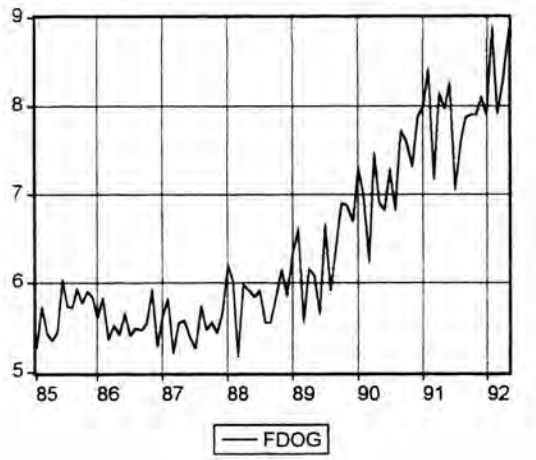
อัตราดอกเบี้ยมีการเคลื่อนไหวไม่มากนัก อันเป็นผลมาจากการมาตรการควบคุมดูแลและกำหนดอัตราดอกเบี้ยในตลาดการเงินของทางการโดยมีธนาคารแห่งประเทศไทยมีบทบาทในการกำหนดเพดานอัตราดอกเบี้ยสูงสุด นอกจากนี้ยังทำให้ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ยเงินกู้กับอัตราดอกเบี้ยเงินฝากมีแนวโน้มลดลง ตามไปด้วย จากผลการทดสอบตามตารางที่ 4.12 จะเห็นว่าภายหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 1 ปีและอัตราดอกเบี้ยเงินกู้ยืมแล้วพบว่าอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินมีการปรับตัวต่ออัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ที่ยืดหยุ่นมากขึ้น กล่าวคือ ความสัมพันธ์ระหว่างอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มีลักษณะแบบ Partial Fisher Hypothesis โดยที่ผลของการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อจะส่งผลกระทบต่อทั้งอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินและอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์และอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ไม่สามารถกำหนดรูปแบบความสัมพันธ์ได้ทั้งช่วงก่อนและหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย แต่ขนาดของสัมประสิทธิ์ของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะส่งผลกระทบต่ออัตราดอกเบี้ยทั้งที่เป็นตัวเงินและที่แท้จริงในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ยน้อยกว่าช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย

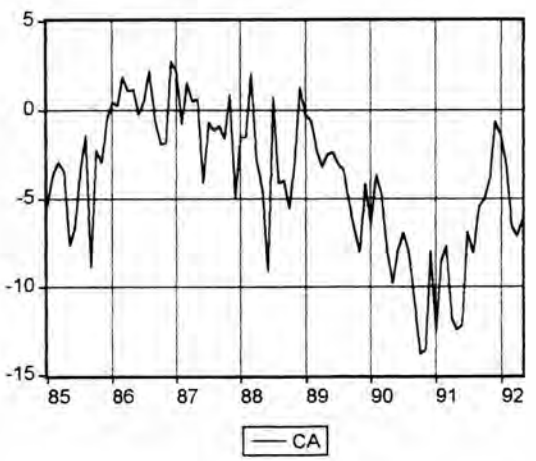
รูปที่ 4.5 ความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม RPR และตัวแปรอิสระต่าง ๆ ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย



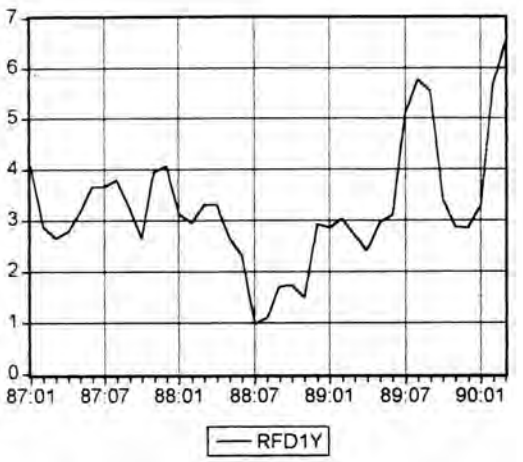


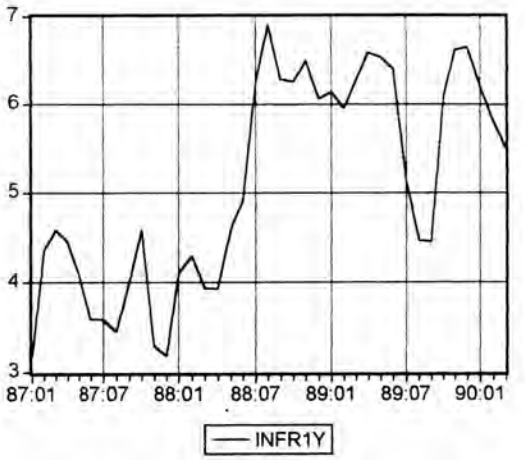


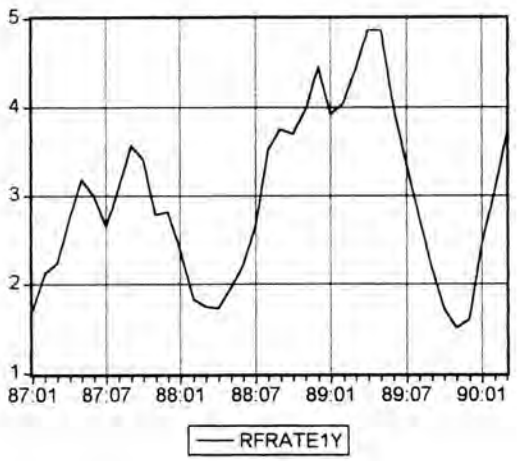


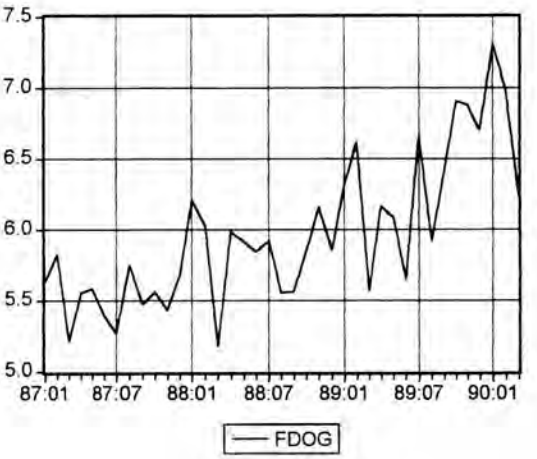


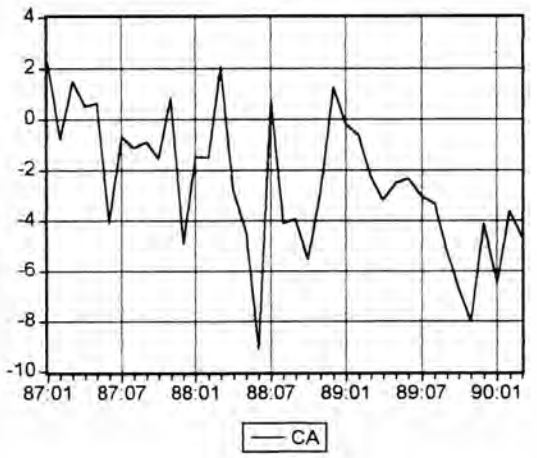
รูปที่ 4.6 ความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม RFD1Y และตัวแปรอิสระต่าง ๆ ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย



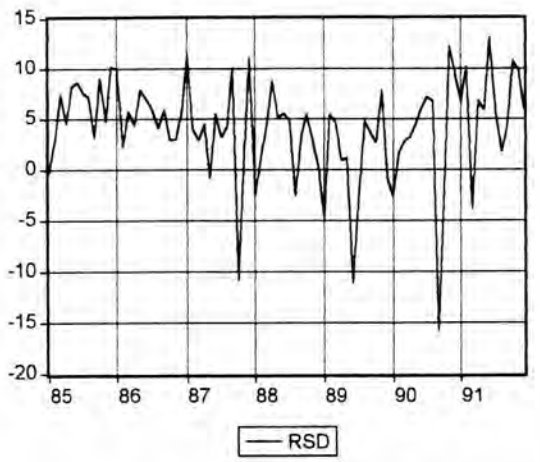


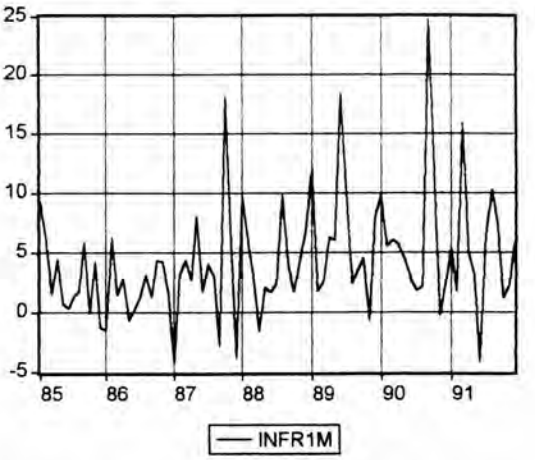


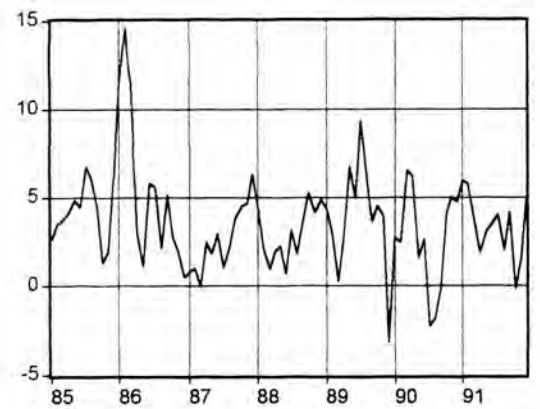


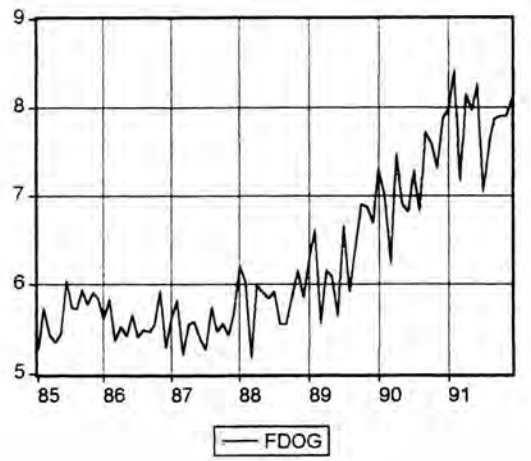


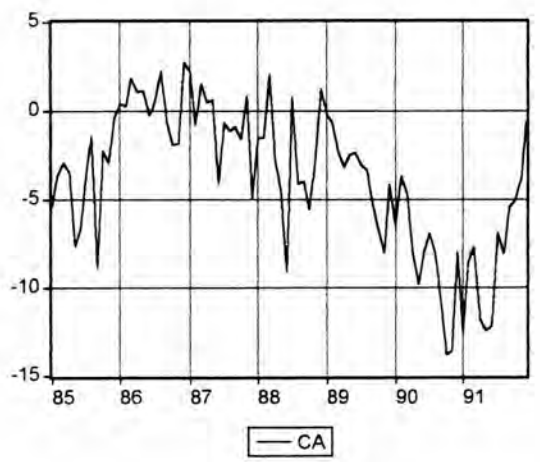
รูปที่ 4.7 ความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม RSD และตัวแปรอิสระต่าง ๆ ในช่วงก่อนประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย



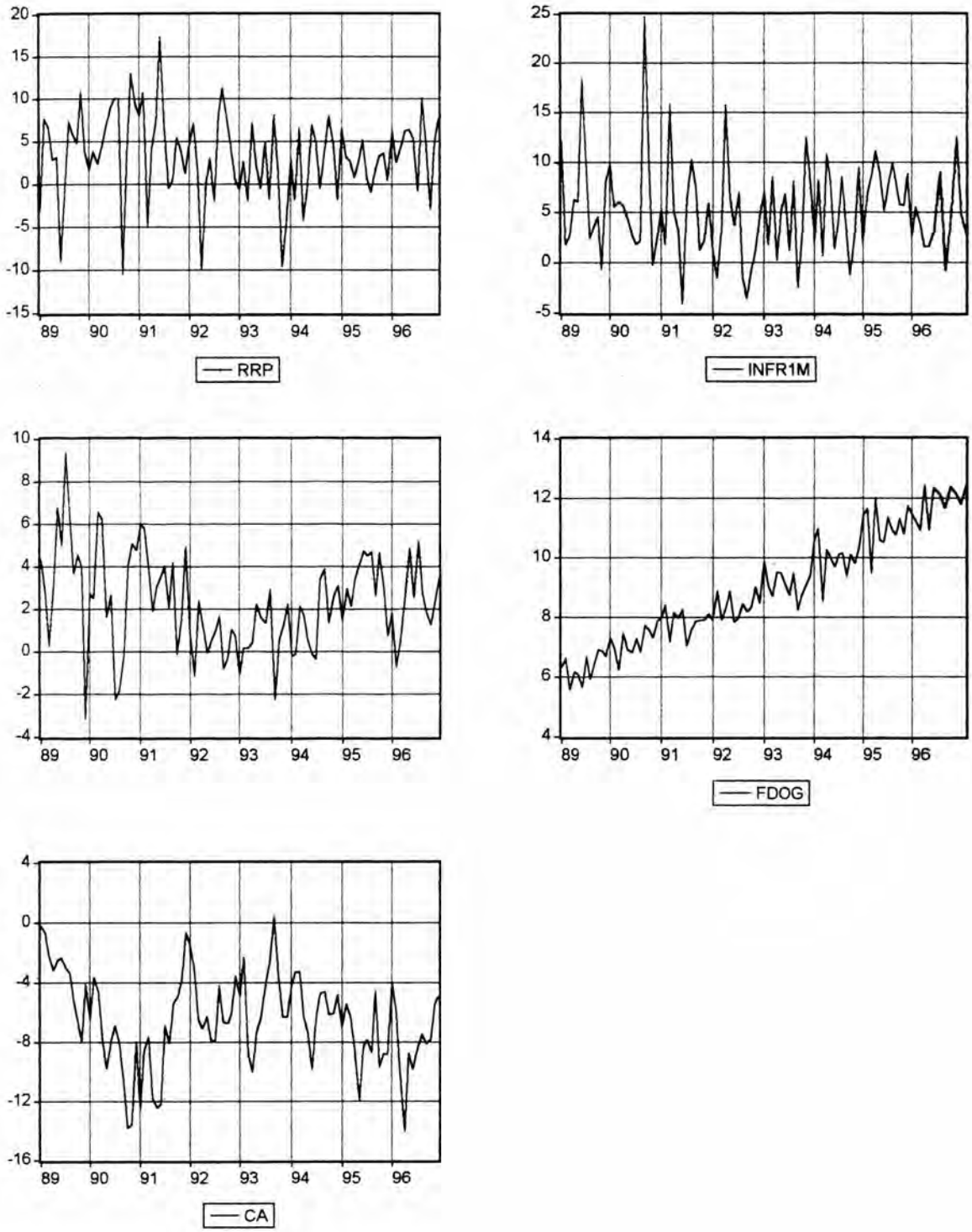




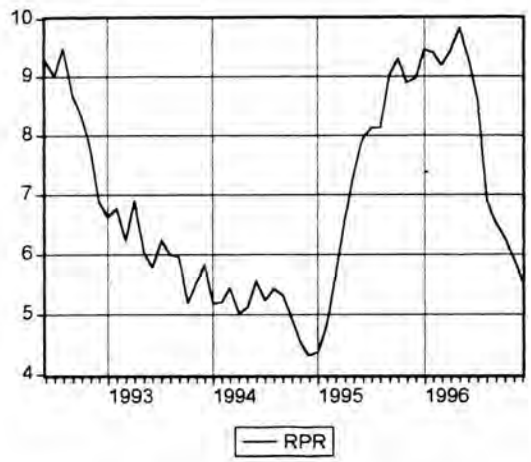


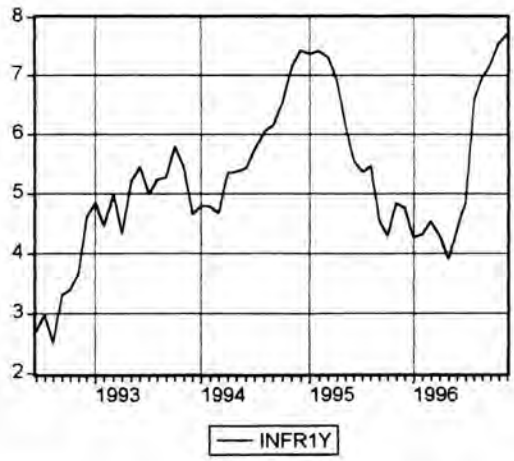


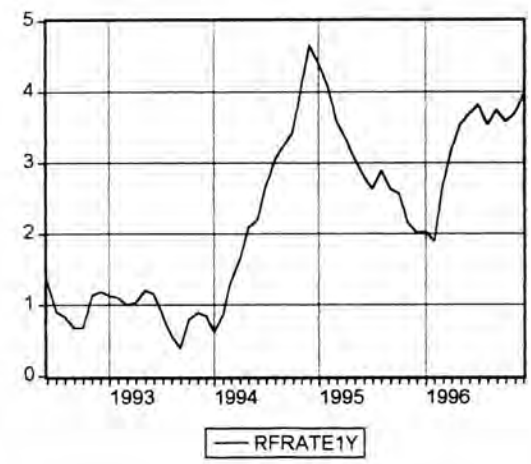
รูปที่ 4.8 ความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม RRP และตัวแปรอิสระต่าง ๆ

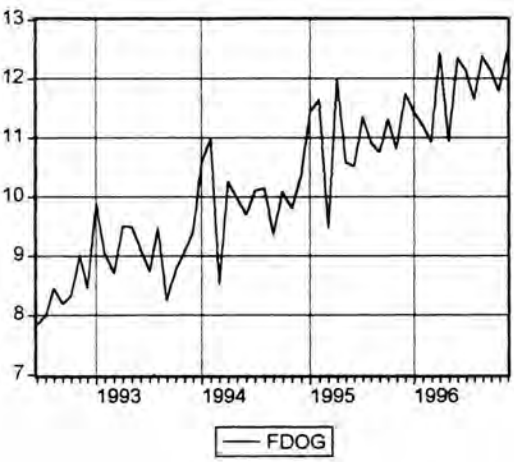


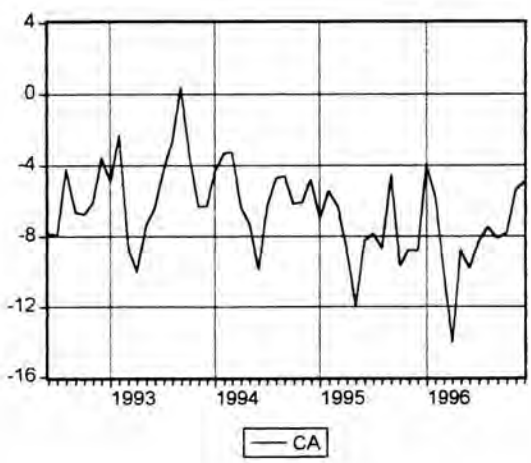
รูปที่ 4.9 ความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม RPR และตัวแปรอิสระต่าง ๆ ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย



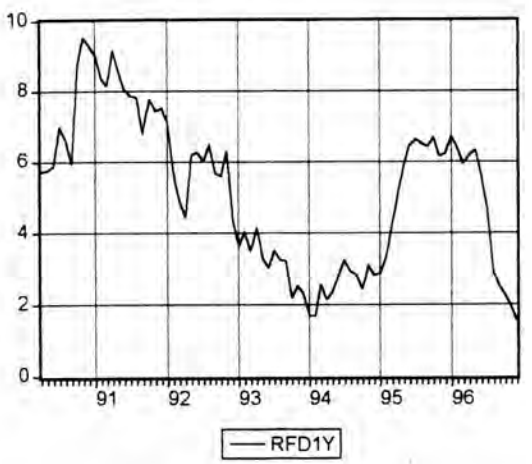


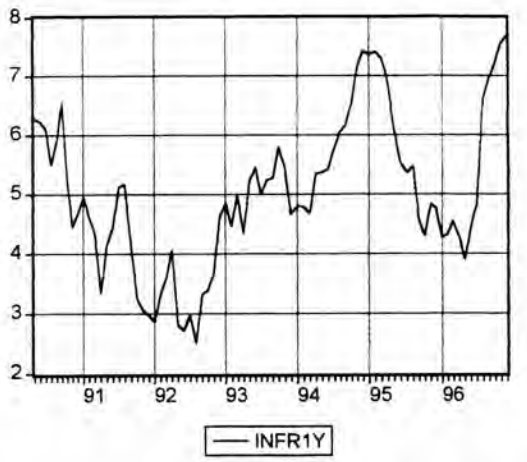


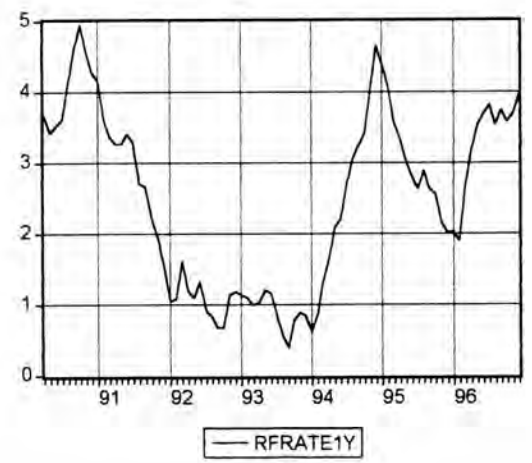


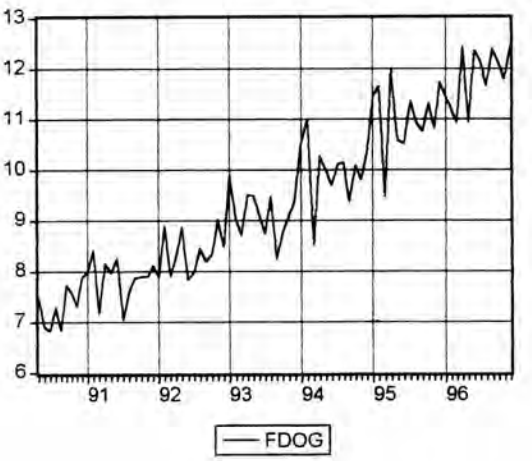


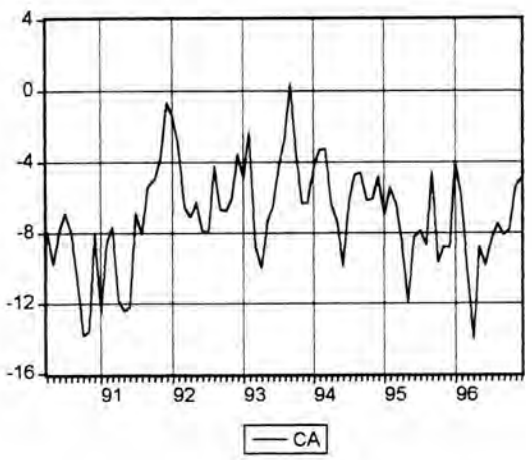
รูปที่ 4.10 ความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม RFD1Y และตัวแปรอิสระต่าง ๆ ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย











รูปที่ 4.11 ความเคลื่อนไหวของตัวแปรตาม RSD และตัวแปรอิสระต่าง ๆ ในช่วงหลังประกาศยกเลิกเพดานอัตราดอกเบี้ย